

**ANÁLISE DO MECANISMO DE TRANSMISSÃO DOS PREÇOS
INTERNACIONAIS DE *COMMODITIES* AGRÍCOLAS SOBRE O
COMPORTAMENTO DA TAXA DE CÂMBIO REAL NO BRASIL: uma aplicação de
modelos de séries temporais**

Mario Antonio Margarido¹
Felippe Cauê Serigati²
Bruno Benzaquen Perosa³

Resumo: Este trabalho analisou o mecanismo de transmissão dos preços internacionais de *commodities* agrícolas para a taxa de câmbio real no Brasil para o período de janeiro de 2000 até fevereiro de 2010. Foram utilizados modelos de séries temporais (Modelo ARIMA, de Função de Transferência, Análise de Intervenção, Teste de Co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro e Teste de Exogeneidade) para a determinação das elasticidades de curto e longo prazo. Os resultados obtidos estão de acordo com os resultados encontrados em Chen e Rogoff (2003) e Cashin *et al.* (2004). A elasticidade de transmissão dos preços internacionais de *commodities* agrícolas para a taxa de câmbio real no Brasil no longo prazo é inferior à unidade tanto no curto quanto no longo prazo. Esses resultados mostram que choques monetários têm maior peso nas variações da taxa de câmbio real do que choques reais.

Palavras-chave: choque real, taxa de câmbio real, *commodities* agrícolas, mecanismo de transmissão.

Abstract: This paper examined the transmission mechanism of international prices of agricultural commodities into the real exchange rate in Brazil for the period from January 2000 to February 2010. We used time series models (ARIMA Model, Transfer Model, Intervention Analysis, Johansen Cointegration Test, Vector Error Correction Model and Exogeneity Test) in determination of the short and long run elasticities. Results are in line with those from Chen and Rogoff (2003) and Cashin *et al.* (2004). The elasticity of transmission of international prices of agricultural commodities for into real exchange rate in Brazil in the long run is less than unity in both the short and long run. These results show that monetary shocks have greater weight on changes of the real exchange rate than real shocks.

Key-words: real shock, real exchange rate, agricultural commodities, transmission mechanism.

INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é um dos preços básicos da economia e mostra quantas unidades da moeda nacional devem ser oferecidas em troca de uma unidade de moeda estrangeira. Além de exprimir esta relação, a taxa de câmbio assume relevância pelo fato de ser o parâmetro utilizado nas transações comerciais e financeiras de um país com o resto do mundo, tendo grande influência sobre desenvolvimento das nações. Conseqüentemente, o câmbio é um dos temas mais polêmicos no debate econômico.

Desde a estabilização de preços proporcionada pelo do Plano Real em julho de 1994, o sistema cambial brasileiro já passou por diversas fases. No período pós-implementação do

¹ Economista, Mestre em Economia de Empresas, Doutor em Economia Aplicada, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA), Pós Doutorando EESP/GV-Agro. E-mail: margaridoma@gmail.com

² Economista, Mestre em Economia de Empresas, Doutorando em Economia de Empresas EESP/FGV, Pesquisador da GV-Agro. E-mail: felippe.serigati@gmail.com

³ Economista, Mestre em Engenharia da Produção, Doutorando em Economia de Empresas EESP/FGV. Pesquisador da GV-Agro. E-mail: bruno@perosa.com.br

Plano Real, o regime cambial adotado no país consistiu do câmbio administrado, onde o Banco Central (BACEN) desvalorizava a taxa em doses “homeopáticas”, objetivando dessa forma, evitar a aceleração da valorização do real frente ao dólar. Esse sistema perdurou até dezembro de 1998, quando, em função de forte movimento especulativo nos mercados cambial e de juros⁴, o BACEN se viu obrigado a cessar suas intervenções. Como consequência, em janeiro de 1999, inicia-se o período com regime cambial flutuante, sendo que, o resultado imediato foi uma expressiva depreciação do real frente ao dólar⁵.

Entre janeiro de 1999 e março de 2002, o comportamento da taxa de câmbio nominal apresentou certa estabilidade, mas a partir de abril de 2002, observou-se outro expressivo movimento de depreciação do real em decorrência de fatores político-eleitorais. A possibilidade de um partido de esquerda assumir o poder acirrou as expectativas dos investidores e como resultado, na véspera das eleições presidenciais em outubro de 2002, o câmbio chegou à marca de R\$ 4,00/US\$. A partir de então, observou-se uma expressiva reversão na tendência de depreciação da taxa de câmbio. Em maio de 2007, foi ultrapassada a barreira dos R\$ 2,00/US\$.

Ao longo destes anos observou-se acirrado debate acerca das causas e consequências dos movimentos cambiais sobre a estrutura da economia brasileira. Esta última fase de apreciação suscitou diversas teorias sobre que elementos seriam responsáveis pela escalada do real sobre o dólar.

De forma bastante simplificada, podem ser identificados dois grupos de opiniões em relação aos determinantes da taxa de câmbio. Em um primeiro grupo estariam teóricos que defendem a influência dos fundamentos reais da economia, notadamente dos termos de troca, sobre a formação da taxa de câmbio. Este grupo é bastante heterogêneo e conta com diversas correntes que se baseiam neste argumento.

Dentre estas correntes, pode-se mencionar teóricos que ressaltam os efeitos negativos da apreciação cambial causada pelas exportações de *commodities* sobre a indústria, numa corrente que se convencionou chamar de “Doença Holandesa”. Segundo esta teoria, a existência de vantagens naturais levaria a expressivas exportações de produtos de baixo valor agregado, como as *commodities*, o que acarretaria uma forte entrada de dólares na economia doméstica, e como resultado, a apreciação da moeda local frente ao dólar. Este processo reduziria a competitividade dos produtos com maior valor agregado produzidos internamente, e dessa forma a indústria nacional seria prejudicada, podendo inclusive desencadear um processo de “desindustrialização. Uma forma de neutralizar este problema seria pelo uso de taxa sobre as exportações de *commodities*, de forma a extrair esta renda “extra” que os exportadores iriam auferir devido a vantagens naturais para produção de tais bens.

Encontra-se vasta literatura sobre as consequências deste “mal” e formas de neutralizá-lo (Bresser-Pereira, 2008). O presente estudo não pretende avançar neste campo, direcionando seus esforços para análise dos determinantes da taxa de câmbio. Contudo, é interessante ressaltar que apesar da Teoria da Doença Holandesa se apoiar no argumento de que a melhora nos termos de troca apreciaria o câmbio, esta corrente aponta a necessidade de outros fatores para que o processo de desindustrialização se configure. Assim, a existência do processo de apreciação cambial causada pela exportação de *commodities* seria condição necessária, mas não suficiente para que a doença holandesa se instalasse em um país.

⁴ Os mercados de câmbio e monetário são entrelaçados. Basicamente, a entrada de divisas num país está condicionada aos movimentos nas contas de transações correntes e de capitais. Para compensar déficits nas contas de transações correntes, um país pode utilizar a elevação da taxa de juros doméstica, tornando-a mais atraente aos investidores internacionais *vis a vis* as taxas de juros dos demais países. Isso induz a entrada de divisas para compensar a saída de moeda estrangeira nas transações correntes.

⁵ Entre dezembro de 1998 a fevereiro de 1999, o real se desvalorizou frente ao dólar em quase 60%.

Ainda no grupo que considera a influência dos resultados comerciais sobre a taxa de câmbio, consideram o processo de apreciação cambial normal em economias exportadoras de *commodities*. Para estes, não haveria conseqüências tão nocivas deste processo de valorização, não existindo necessidade de políticas que combatessem esta apreciação. Este grupo se mostra descrente em relação às tentativas de intervenção do governo como forma de segurar a apreciação.

Em um segundo grupo de economistas, defende-se que a apreciação cambial se deve ao déficit público. Este levaria o governo a fixar taxas de juros doméstica mais elevadas do que as praticadas no mercado internacional como forma de financiar seus gastos. Devido ao diferencial entre a taxa interna e as taxas de juros internacionais, grande volume de capital adentraria no país e levaria à apreciação do real.

Apesar deste argumento sobre os juros também estar presente no discurso de outras correntes, este segundo grupo de economistas vê nos gastos do governo e no diferencial de juros a principal causa da apreciação cambial brasileira. Uma evidência desta relação estaria nas crises financeiras ocorridas nos anos 1990. A interrupção no fluxo de capitais durante estas crises teriam levado a depreciação do real. Dessa forma, os resultados na conta capital são apontados por este grupo como os grandes responsáveis pela determinação da taxa de câmbio de um país. Tal corrente considera inócua qualquer tentativa do BACEN de intervir sobre o câmbio e defendem que tais ações não teriam qualquer efeito no médio e longo prazo.

Foi neste emaranhado de opiniões e teorias que o BACEN brasileiro realizou nos últimos anos constantes intervenções na tentativa de conter a apreciação cambial. Como conseqüência, observou-se elevação das reservas internacionais, porém sem grandes resultados no sentido de conter a escalada do real frente ao dólar. Para se ter uma idéia desse processo, basta observar que as reservas internacionais do país saltaram de US\$ 57 bilhões em janeiro de 2006 para US\$ 156 bilhões em julho de 2007, ou seja, variação de 174% em apenas 18 meses. De janeiro de 2007 até outubro do mesmo ano, as reservas do país foram incrementadas em US\$ 70 bilhões.

As vantagens e desvantagens em se reter esse volume considerável de reservas é uma questão que foge ao escopo deste texto; entretanto, é necessário apontar que tal acumulação de reservas não ocorre sem custos. A conversão das divisas em reais implica em operações de enxugamento da liquidez adicional no mercado monetário, principalmente através de operações compromissadas, cuja ampliação aumenta o volume da dívida pública e impacta no seu custo desfavoravelmente ao governo.

Atualmente, mesmo após a crise financeira iniciada nos Estados Unidos em setembro de 2008 e das atuações do BACEN no mercado cambial, os dólares continuaram a entrar no país de forma expressiva. Tanto é assim, que as reservas brasileiras ultrapassam a marca de US\$ 240 bilhões, o que tem, de fato, impacto sobre a dívida pública.

Apesar de o Brasil ser um importante *player* no mercado internacional de *commodities* agrícolas, seu poder de mercado é reduzido, uma vez que, diversos estudos entre os quais, Margarido (1996), Margarido e Sousa (1998), Margarido e Barros (2000), Freitas *et al* (2001), Margarido *et al.* (2002), Barbosa *et al.* (2002), Machado e Margarido (2004), Margarido *et al.* (2007), mostram que o Brasil é tomador de preços dessas *commodities*. Logo, dado que o Brasil é tomador de preços no mercado mundial de *commodities* agrícolas, flutuações internacionais nos preços dessas *commodities* correspondem a choques de caráter exógenos sobre o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil. Sendo assim, a expectativa é de que variações nos preços internacionais das *commodities* sejam transferidas para o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil.

Para finalizar, o presente estudo pretende contribuir para este debate sobre que fatores estariam levando a apreciação do real nos últimos anos por meio de diversos exercícios econométricos que permitam analisar a relação entre câmbio e a cotação das principais

commodities agrícolas exportadas pelo Brasil. Assim, espera-se entender como as variações dos preços de *commodities* agrícolas afetaram o câmbio brasileiro nos últimos anos.

OBJETIVO

Diante do intenso debate em relação à apreciação cambial no Brasil, em que se argumenta que a apreciação está diretamente relacionada com a expressiva exportação de *commodities*, sobretudo agrícolas, o presente texto objetiva lançar alguma luz sobre esse tema.

É necessário realçar que o correto delineamento dos efeitos de choques de preços de *commodities* sobre a taxa de câmbio é de extrema relevância, especialmente nos casos de economias que são exportadoras de *commodities*, como é o caso do Brasil, e que, além disso, possuem política cambial com taxa flutuante.

Conforme Cashin *et al.* (2004, p.249), a “teoria econômica estabeleceu que no longo prazo (equilíbrio) a taxa de câmbio real é determinada por determinados fundamentos macroeconômicos de longo prazo, tais como, os termos de troca, diferencial das taxas reais de juros e diferencial de produtividade. Desvios atuais da taxa de câmbio real relativamente ao equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio real são determinados por esses fundamentos e devem ter curta duração. Se a taxa de câmbio é um processo integrado, então os fundamentos determinantes da taxa de câmbio real devem eles próprios serem processos integrados. Além disso, a não estacionariedade da taxa de câmbio real significa que métodos de co-integração devem ser utilizados para examinar se há relacionamento de longo prazo entre esses fundamentos e a taxa de câmbio real”.

Sendo assim, nesse estudo, serão utilizados modelos de séries temporais para analisar a elasticidade de transmissão de como variações dos preços internacionais de *commodities* agrícolas para a taxa de câmbio real no Brasil, tanto para o curto quanto longo prazo. Caso essa elasticidade de transmissão seja igual ou superior a unidade, pode-se considerar que a elevação dos preços de *commodities*, ou seja, choques reais têm impacto expressivo sobre a formação da taxa de câmbio brasileira. No entanto, se essa elasticidade estiver mais próxima de zero do que da unidade, este argumento não se sustenta, havendo outras variáveis que contribuem de forma mais significativa para a apreciação cambial.

Enigma Meese-Rogoff

Esse estudo tem com base o trabalho de Chen e Rogoff (2003). Esses autores utilizaram diversos métodos econométricos para analisar o impacto dos preços internacionais de *commodities* sobre a taxa de câmbio real nos casos do Canadá, Austrália e Nova Zelândia. Esses três países se caracterizam por serem economias desenvolvidas, e, ao mesmo tempo, grandes exportadores de *commodities* agrícolas, além de apresentarem elevada mobilidade de capitais.

Conforme Chen e Rogoff (2003, p.133) “a conexão entre os fundamentos econômicos e a taxa de câmbio tem sido uma das maiores controvérsias em relação às finanças internacionais, manifestando-se em numerosos quebra-cabeças tais como o enigma de Meese e Rogoff (1983) e o enigma do poder de paridade de compra”.

Segundo Turolla (2002), Meese e Rogoff (1983) introduziram, de maneira seminal, a idéia de que um passeio aleatório é melhor previsor da taxa de câmbio do que os modelos com base em fundamentos macroeconômicos, o que enfatiza a utilidade dos modelos de séries temporais, em particular os univariados. Meese e Rogoff compararam a acurácia de previsões fora da amostra para a taxa de câmbio por meio de vários modelos econométricos de séries temporais, com o desempenho de um modelo simples em que a taxa de câmbio é descrita por

um passeio aleatório. Obstfeld e Rogoff (2000) incluíram o “enigma Meese-Rogoff” entre os seis principais enigmas do campo da macroeconomia. Esse enigma seria uma manifestação particular do “enigma da desconexão da taxa de câmbio” (*exchange-rate disconnect puzzle*), mais abrangente, que alude ao fato de que estudos empíricos têm encontrado uma relação muito fraca, no curto prazo, entre a taxa de câmbio e uma ampla gama de agregados macroeconômicos aos quais a teoria tradicional atribui uma influência sobre aquela variável.

De acordo com Chen e Rogoff (2003), Frankel e Rose (1995) e Froot e Rogoff (1995) resumiram as dificuldades empíricas em relacionar o comportamento da taxa de câmbio diante de choque em variáveis macroeconômicas.

Em relação ao longo prazo, aos resultados dos respectivos modelos de correção de erro, os resultados para Canadá, Austrália e Nova Zelândia, mostram que desequilíbrios de longo prazo convergem lentamente para a posição de equilíbrio no longo prazo. Isso implica que choques reais têm pequeno impacto sobre o comportamento da taxa de câmbio, sendo que, choques monetários são mais relevantes para explicar as reações da taxa de câmbio. Esses resultados confirmam as observações de Rogoff (1996). De acordo com esse autor, os denominados choques convencionais reais, tais como, choques tecnológicos, mudanças de hábitos, geralmente, produzem lento ajuste, ou seja, não são capazes de ampliar a volatilidade ou variação da taxa de câmbio no curto prazo. Em compensação, modelos que têm como base choques financeiros ou monetários explicam a volatilidade da taxa de câmbio no curto prazo e, além disso, se estendem para o longo prazo, invalidando, dessa forma, o conceito da neutralidade desses choques no longo prazo.

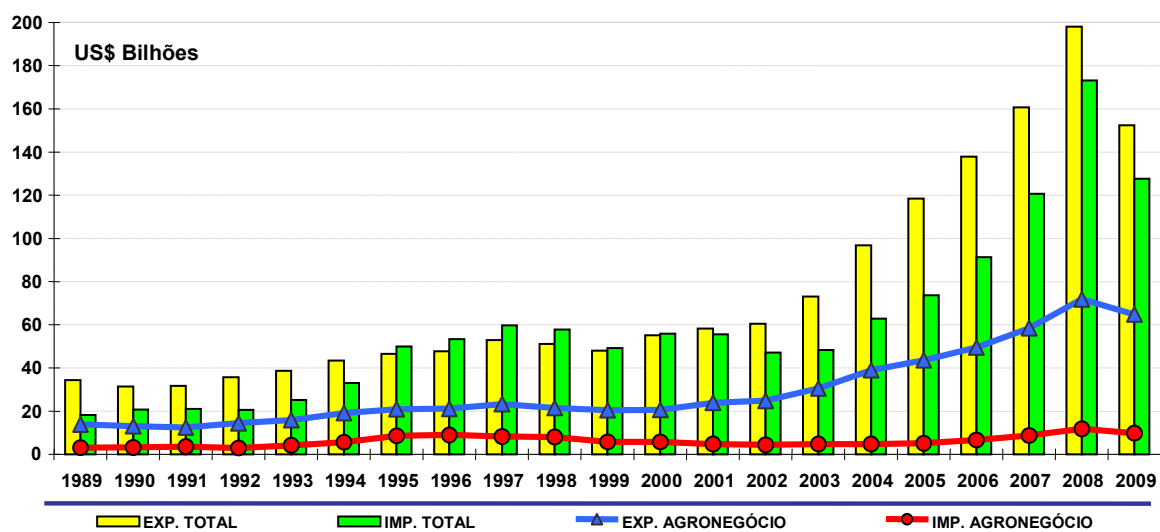
Importância do Agronegócio nas Contas Externas do Brasil

Ao analisar das contas externas brasileiras, com ênfase na Balança Comercial, observa-se que, no período de 1989 a 2009, na média, a participação das exportações do agronegócio em relação às exportações totais foi igual a 40,68%. Portanto, do total de divisas geradas com exportações pelo Brasil no referido período, quase 41% do total de divisas que entraram no país via Balança Comercial foi decorrente das exportações do agronegócio. Em termos de taxa de crescimento⁶, para o período de 2001 a 2009, verifica-se que há certo equilíbrio entre as exportações totais e as exportações do agronegócio, uma vez que, enquanto as exportações totais cresceram 16,81% a.a., as exportações do agronegócio evoluíram cerca de 15,61% a.a. No entanto, ao se levar em consideração os saldos Total e do Agronegócio para o mesmo período, observa-se que o saldo relativo as exportações totais evoluíram com taxa de crescimento igual a 22,17% a.a., enquanto que, o saldo comercial proporcionado pelas exportações do agronegócio cresceram 16,18%.

Com base em dados do Ministério de Agricultura Pecuária e Abastecimento (MAPA), a Figura 1 mostra a evolução temporal das exportações totais e do agronegócio, das importações totais e do agronegócio para o período de 1989 a 2009. A partir dessa figura, observa-se que parcela considerável do saldo comercial superavitário no período de 2001 a 2009 deve-se ao agronegócio.

⁶ Para o cálculo das taxas de crescimento foram utilizadas regressões contra o tempo conforme apresentado em Matos (2000) e Ramanathan (1998).

Figura 1. - Evolução anual da balança comercial brasileira e do agronegócio - 1989 a 2009 - (em US\$ bilhões)



Fonte: AgroStat Brasil, a partir de dados da SECEX/MDIC

Elaboração: CGOE/ DPI/ SRI/ MAPA

Visto com maior nível de detalhes, verifica-se que expressiva parcela do saldo comercial brasileiro no período de 1989 a 2009, se deve as exportações do agronegócio conforme pode ser visualizado na Figura 2.

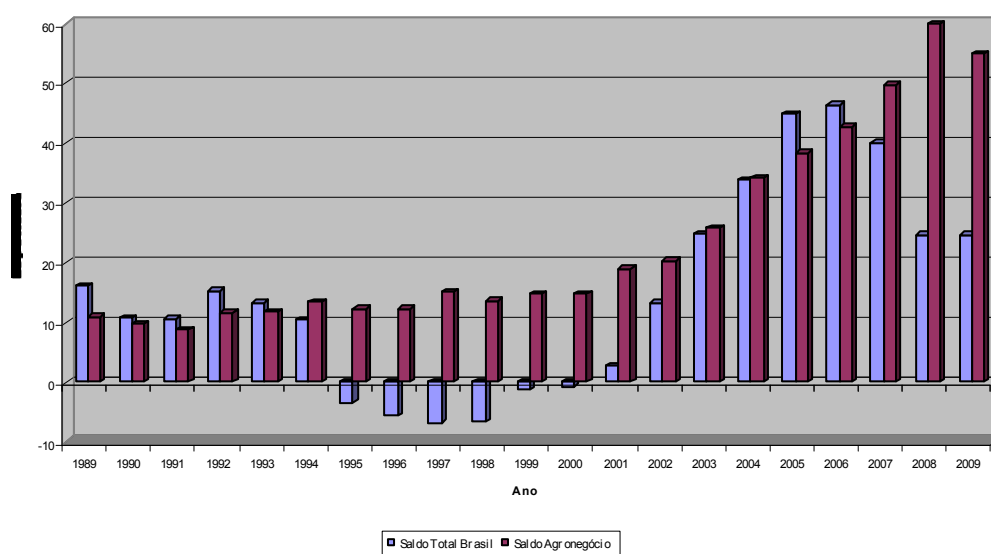


Figura 2.- Evolução dos Saldos das Exportações Totais, e do Agronegócio, Brasil, 1989 a 2009.

Fonte: AgroStat Brasil, a partir de dados da SECEX/MDIC - Elaboração: CGOE/ DPI/ SRI/ MAPA.

Dentre as principais *commodities* agrícolas transacionadas internacionalmente pelo Brasil, a saber, algodão, arroz, café, carnes, milho, soja, suco de laranja, açúcar e álcool (bens do setor sucroalcooleiro) e trigo, merecem destaque a soja, carnes, café e açúcar como os principais responsáveis pelo do superávit comercial do agronegócio.

No entanto, a dinâmica do comércio internacional para estes produtos não foi homogênea ao longo dos últimos 15 anos. A soja foi por todo este período a principal *commodity* agrícola exportada. Em todos os anos do período analisado, o complexo soja obteve o mais expressivo saldo comercial (US\$ 5,1 bilhões em 1997 e US\$ 17,2 bilhões em

2009). Até 2000, o café o registrava o segundo maior superávit entre as *commodities* agrícolas. Esta posição passou a ser ocupada pelo setor de carnes a partir de 2001. Desempenho importante também foi registrado pelas exportações de açúcar e de suco de laranja.

Tabela 1 - Saldo da balança comercial das principais *commodities* agrícolas brasileiras (US\$ milhões)

Ano	açúcar	algodão	arroz	café	carnes	milho	soja	suco de laranja	trigo	Saldo da balança comercial	
										do agronegócio	total
1997	1,772	-757	-297	3,131	1,325	-36	5,155	1,006	-713	-6,765	15,173
1998	1,943	-523	-541	2,605	1,387	-194	4,367	1,265	-814	-6,624	13,505
1999	1,911	-353	-261	2,463	1,813	-88	3,593	1,239	-832	-1,289	14,800
2000	1,199	-291	-126	1,783	1,803	-177	4,009	1,033	-865	-732	14,838
2001	2,277	59	-130	1,415	2,833	436	5,095	845	-872	2,685	19,056
2002	2,094	30	-108	1,383	3,089	230	5,720	1,041	-877	13,196	20,391
2003	2,140	55	-295	1,545	4,091	301	7,817	1,193	-1,002	24,878	25,899
2004	2,640	244	-228	2,056	6,147	550	9,916	1,058	-523	33,842	34,198
2005	3,919	409	-72	2,927	8,058	45	9,371	1,110	-634	44,929	38,507
2006	6,167	238	-115	3,362	8,511	381	9,261	1,469	-924	46,457	42,769
2007	5,100	383	-182	3,889	11,112	1,750	11,288	2,252	-1,363	40,021	49,701
2008	5,483	641	90	4,755	14,279	1,184	17,873	1,997	-1,671	24,735	59,987
2009	8,378	665	1	4,263	11,521	1,120	17,167	1,619	-1,146	24,615	54,933

Fonte: AgroStat Brasil a partir de dados da SECEX/MDIC

Elaboração: CGOE / DPI / SRI / MAPA

Como exemplo da importância das *commodities* agrícolas para o saldo da balança comercial brasileira, é importante ressaltar que, em 2009, soja, carnes, açúcar e café concentraram quase 28% do valor total exportado pelo Brasil. Em outras palavras, apenas estas quatro *commodities* geraram quase US\$ 42 bilhões em divisas para o país. Ao levar em consideração o agronegócio como um todo, este setor foi responsável ao longo de todo o período em análise por 40% do valor total das exportações brasileiras.

Tabela 2 - Participação das principais *commodities* agrícolas nas exportações totais brasileiras

Ano	açúcar	algodão	arroz	café	carnes	milho	soja	suco de laranja	trigo	Total dos produtos selecionados nas exportações totais
1997	3.3%	0.0%	0.0%	5.9%	3.0%	0.1%	10.5%	1.9%	0.0%	24.8%
1998	3.8%	0.0%	0.0%	5.1%	3.2%	0.0%	9.3%	2.5%	0.0%	23.8%
1999	4.0%	0.0%	0.0%	5.1%	4.0%	0.0%	7.8%	2.6%	0.0%	23.6%
2000	2.2%	0.1%	0.0%	3.2%	3.6%	0.0%	7.6%	1.9%	0.0%	18.5%
2001	3.9%	0.3%	0.0%	2.4%	5.0%	0.8%	9.1%	1.4%	0.0%	23.0%
2002	3.5%	0.2%	0.0%	2.3%	5.3%	0.4%	9.9%	1.7%	0.0%	23.3%
2003	2.9%	0.3%	0.0%	2.1%	5.7%	0.5%	11.1%	1.6%	0.0%	24.3%
2004	2.7%	0.4%	0.0%	2.1%	6.5%	0.6%	10.4%	1.1%	0.2%	24.1%
2005	3.3%	0.4%	0.0%	2.5%	6.9%	0.1%	8.0%	0.9%	0.0%	22.1%
2006	4.5%	0.2%	0.0%	2.4%	6.3%	0.3%	6.8%	1.1%	0.0%	21.7%
2007	3.2%	0.3%	0.0%	2.4%	7.0%	1.2%	7.1%	1.4%	0.0%	22.7%
2008	2.8%	0.4%	0.2%	2.4%	7.3%	0.7%	9.1%	1.0%	0.1%	23.9%
2009	5.5%	0.4%	0.2%	2.8%	7.7%	0.8%	11.3%	1.1%	0.0%	29.9%

Fonte: AgroStat Brasil a partir de dados da SECEX/MDIC

Elaboração: CGOE / DPI / SRI / MAPA

Do lado das importações, o agronegócio tem uma participação bem modesta e declinante ao longo do período em análise. Enquanto em 1997 este setor respondia por 14%

do valor total importado, em 2009 o agronegócio foi responsável por menos de 8%. O principal produto agrícola importado é o trigo, cuja importação responde por aproximadamente 1% do valor total importado. Enfim, o agronegócio é um setor que contribui fortemente para a manutenção do superávit da balança comercial nacional e, portanto, merece ser estudado o impacto dos preços das principais *commodities* brasileiras exportadas sobre os movimentos da taxa de câmbio.

MATERIAL E MÉTODOS

Material

Foram utilizadas duas séries temporais com periodicidade mensal. A primeira se refere à Taxa de Câmbio Real, a qual foi obtida no *site* do IPEADATA, sendo que a fonte original é o Banco Central do Brasil (BCB Boletim/BP - BM12_ERV12). A segunda série se refere é o Índice Internacional de Preços de Alimentos, cuja fonte de referência é a publicação *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional (FMI). Este índice é composto pelos seguintes produtos cereais, óleos vegetais, proteína vegetal, carnes, frutos do mar, açúcar, bananas e laranjas. O intervalo de análise se inicia em janeiro de 2000 e estende-se até fevereiro de 2010, totalizando 122 observações.

Neste estudo, a variável relativa à taxa de câmbio real é denominada como *TCR*. A variável relacionada com o Índice Internacional de Alimentos é denominada de *IA*. É necessário observar que ambas as variáveis foram logaritmizadas. Esse procedimento permite obter as respectivas elasticidades. Sendo assim, *LTCR* representa a logaritmo da taxa de câmbio real e *LIA* corresponde ao logaritmo dos preços internacionais de alimentos.

Métodos

Para a determinação do processo gerador de cada série, foi utilizado o Modelo Autoregressivo Integrado de Médias Móveis (ARIMA), conforme apresentado em Box, Jenkins e Reinsel (1994). Após a passagem de cada série por filtros lineares, foi utilizado o teste desenvolvido por Ljung-Box (1978) para verificar a efetividade da filtragem de cada série, ou seja, para confirmar que as séries ao final desse processo de filtragem não apresentem autocorrelação nos respectivos resíduos.

Outra questão de extrema relevância reside no fato de que as séries necessitam ser estacionárias. Para que um processo seja estacionário, ou mais precisamente, que possua fraca estacionariedade e assim garantir a inversibilidade do processo, isto é, para que os valores estimados sejam transformados em sua base original é preciso preencher os seguintes requisitos. “*Em primeiro lugar, sua média tem de ser constante ao longo do tempo ($E(y)$ é constante para todo t). Outra condição é que a sua variância também seja invariante ao longo do tempo ($Var(y)$ é constante para todo t). Finalmente, a sua covariância indica que a autocorrelação entre dois valores de y , tomados a partir de dois períodos de tempo distintos, depende somente do intervalo do tempo entre esses dois valores não da sua data ($Cov(y_t, y_{t+s})$ é constante para todo t que não seja igual a s)* (FREITAS et. al, 2001, p.4).

Também, foi utilizado o Modelo de Função de Transferência conforme apresentado em Vandaele (1983), Helmer e Johanson (1977), Pino (1980) e Margarido, Kato e Ueno (1994). O Modelo de Função de Transferência permite analisar de forma dinâmica como variações em determinada(s) variável(is) exógena(s) são transmitidas para a variável dependente. Além de permitir a quantificação dessa transmissão, também mostra a dinâmica desse processo de transferência, uma vez que, permite determinar se choque não antecipados

na(s) variável(is) exógenas se manifestam sem defasagem temporal, isto é, de forma instantânea ou de maneira defasada sobre o comportamento da variável dependente.

Na literatura econométrica o método de Box e Jenkins (1976) e o preconizado por Haugh e Box (1977) permitem a identificação da estrutura de influência entre as variáveis quando se trabalha com modelos ARIMA e de função de transferência. Neste artigo utiliza-se o método de Haugh e Box (1977) que considera que a variável de saída é explicada tanto pelo seu próprio comportamento passado, como pelo comportamento passado da variável de entrada. Filtrando-se cada variável pelo seu próprio filtro, elimina-se assim a influência dos eventos passados da própria variável. Portanto, o método de Haugh-Box mostra como variações em determinadas variáveis afetam as variações da variável dependente, mostrando a relação de causalidade entre as variáveis.

Outro instrumental utilizado neste trabalho foi a denominada Análise de Intervenção. As séries contendo variáveis econômicas normalmente são afetadas não só por alterações no direcionamento dos instrumentos de política econômica, como também, por eventos de caráter exógeno como, por exemplo, bruscas variações climáticas. Logo, ao se realizar a modelagem econométrica de variáveis econômicas, esses eventos devem ser levados em consideração, pois caso contrário, corre-se o risco de se obter modelos estruturais viesados com a conseqüente perda de seu poder de previsão. “Eventos desse tipo, cujo *timing* é conhecido, têm sido denominados intervenções, por Box e Tiao (1975), e podem ser incorporados ao modelo univariado estendendo-o para incluir variáveis de entrada determinísticas (ou *dummies*)” (Mills, 1990, p.235).

A questão é que nem sempre o exato momento das intervenções exógenas pode ser estabelecido *a priori*, fato esse que acarreta efeitos indesejáveis sobre o modelo, causando a ampliação de sua variância. O termo usado para a presença de observações consideradas discrepantes no interior de séries de tempo é *outliers* (valores aberrantes ou discrepantes). Entre os vários efeitos provocados pela existência de *outliers* nas séries de tempo, destacam-se a mudança em seu nível, a qual pode ser abrupta ou suave, e/ou até mesmo alterações na trajetória de sua tendência. Em outras palavras, segundo Margarido (1994, p.65), “o principal efeito provocado pelo aparecimento de *outliers* reside no fato de que a identificação do modelo fica prejudicada, pois os *outliers* podem mascarar a verdadeira identificação do modelo. Seguindo o caminho contrário, um modelo que não seja bem especificado pode conduzir ao aparecimento de *outliers*“. Portanto, a não inclusão do modelo de intervenção em séries que apresentam valores aberrantes pode levar tanto a superespecificação quanto à subespecificação dos modelos, prejudicando não somente o trabalho de análise estrutural, mas empobrecendo o poder de previsão do modelo que está sendo elaborado.

Ao se detectar a presença de *outliers*, determinados procedimentos necessitam ser estabelecidos para o seu adequado tratamento, sendo que, é de suma relevância definir qual a sua categoria para posteriormente aplicar a Análise de Intervenção.

Diante da presença de quebras estruturais na série temporal, a estratégia para tratar a presença de *outlier(s)* ao se trabalhar com modelo ARIMA⁷ via Análise de Intervenção é a seguinte:

- 1) Identificar o Modelo ARIMA ou de Função de Transferência;
- 2) Estimar o Modelo ARIMA ou de Função de Transferência;
- 3) Verificar se os resíduos são ruído branco, isto é, não correlacionados;
- 4) Incorpora(m)-se o(s) *outlier(s)* ao Modelo ARIMA ou de Função de Transferência, isso é, reestrutura-se o modelo;
- 5) Examinar os resíduos para verificar se estão limpos (no sentido de não estarem correlacionados entre si), isto é *white noise*.

⁷ O mesmo procedimento também pode ser utilizado quando se tratar do modelo de Função de Transferência.

Aspecto de suma relevância na utilização de modelos de séries temporais consiste na determinação da ordem de integração das variáveis envolvidas na análise. Normalmente, para tal tarefa, se utilizam os denominados testes de raízes unitárias, tais como, os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e/ou Phillips-Perron (PP). No entanto, é necessário reforçar que tais testes de raiz unitária possuem baixo poder, isto é, seus resultados são muito sensíveis a introdução de variáveis determinísticas, tais como, tendência e/ou intercepto, ao tamanho da amostra, ao número de defasagens utilizadas e a presença de quebras estruturais na série. Dado que, foram encontradas quebras estruturais em ambas as séries, tais testes não podem ser utilizados sob pena de se obter resultados viesados.

Franses e Haldrup (1993) desenvolveram teste de raiz unitária diante da presença de mais de uma quebra estrutural na série, no entanto, tal teste somente pode ser aplicado quando os *outliers* encontrados na série são do tipo *Additive*. Uma vez que nas duas séries que estão sendo analisadas foram encontrados *outliers* do tipo *Level Shift*, o teste desenvolvido por Franses e Haldrup (1993) não pode ser utilizado. Perron (1994), também desenvolveu teste de raiz unitária para séries que apresentam quebra estrutural, no entanto, esse teste somente pode ser utilizado quando a série apresenta somente uma quebra estrutural, fato esse que não permite sua utilização nesse exercício, pois uma das séries apresenta duas quebras estruturais.

No caso da série do preço internacional de preços de alimentos, a qual apresenta somente uma quebra estrutural do tipo *Level Shift*, foi utilizado o teste de raiz unitária apresentado em Lütkepohl e Krätzig (2004) para a determinação da ordem de integração dessa variável.

Em relação à série da taxa de câmbio real, foram detectadas duas quebras estruturais, sendo uma do tipo *Additive Outlier* e outra da classe *Level Shift*. Dado que há mais de uma quebra estrutural na respectiva série, e, além disso, são *outliers* de classes distintas, optou-se em utilizar a visualização dos respectivos correlogramas para a determinação da ordem de integração dessa variável.

Para testar a relação de longo prazo entre as variáveis, foi utilizado o teste de co-integração de Johansen. No caso do teste de co-integração de Johansen, a definição de co-integração de Engle-Granger foi levemente diferenciada para incorporar o fato de que o método proposto por Johansen e Juselius (1990) trabalha com matrizes, contrariamente ao método proposto por Engle e Granger (1991). Em relação ao teste de co-integração de Johansen, o *rank* de co-integração é definido como o número de relações de co-integração linearmente independentes, e o espaço abrangido pelas relações de co-integração corresponde ao espaço de co-integração. Alternativamente, outra forma de expressar o que seja co-integração ocorre “quando duas ou mais variáveis têm tendência estocástica (determinística) comuns, elas exibirão tendência de se movimentarem conjuntamente no longo prazo.

O procedimento de Johansen baseia-se no Modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR). Segundo Harris (1995, p.77) o “modelo VAR foi defendido principalmente por Sims (1980) como uma forma de estimar relacionamentos dinâmicos entre variáveis endógenas conjuntas sem a necessidade de impor *a priori* fortes restrições (tais como relacionamentos estruturais particulares e/ou a exogeneidade de algumas das variáveis)”. Assim como acontece nos testes de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF), no caso da metodologia de Johansen também torna-se necessário determinar a(s) ordem(ns) da(s) defasagem(ns) de, pois esse procedimento têm como base a hipótese de que ao se introduzir um número suficiente de defasagens é possível se obter uma estrutura de resíduos bem comportados, isto é, estacionários. Para a tomada de decisão em relação ao número de defasagens que devem ser aplicadas para se obter uma estrutura de ruído *white noise*, pode-se utilizar os critérios *AIC* (*AKAIKE Information Criterion*), o *SBC* (*SCHWARZ Bayesian Criterion*) ou qualquer outro critério de informação.

Ainda, de acordo com Harris (1995), a principal vantagem de se escrever o sistema VAR em termos do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) está relacionado ao fato de que nesse formato são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo.

Dois são os testes propostos por Johansen e Juselius (1990), os quais também são detalhados em Johansen (1995) e Juselius (2006), para testar a hipótese de co-integração entre as variáveis do sistema. O primeiro desses testes é denominado estatística *traço*, enquanto que, o segundo teste é chamado de estatística *máximo autovalor*. Os valores críticos dessas estatísticas encontram-se em Johansen e Juselius (1990). Enquanto que, os valores tabelados para modelos contendo intercepto encontram-se em Osterwald-Lenum (1992).

Contrariamente ao que ocorre nos casos dos modelos de regressão, a utilização de variáveis de intervenção no caso do Modelo VAR-VEC (ou modelo VAR co-integrado) é mais complicada, uma vez que, o Modelo VAR-VEC contém simultaneamente variáveis nas diferenças e em nível.

No entanto, séries econômicas estão sujeitas a choques, sendo assim, esses choques não podem ser desconsiderados da análise, sob pena de se obter resultados viesados. Ao se detectar alguma quebra estrutural, o primeiro passo consiste em determinar qual o tipo de *outlier*, ou seja, *additive* ou *innovational*. A presença de *additive outlier*, capta o efeito de choque extraordinário, o qual não é influenciado pela dinâmica do Modelo VAR, enquanto que, a presença de *innovation outlier* implica que esse choque é afetado pela dinâmica do Modelo VAR, após a sua ocorrência.

Dado que a presença de *outlier* do tipo *AO* não faz parte da dinâmica do Modelo VAR, o procedimento mais adequado reside em tentar “limpar” os dados antes da análise econométrica, desde que esse *outlier* seja decorrente de algum erro no momento da construção da série temporal. Por outro lado, se a variável de intervenção é utilizada para corrigir alguma quebra estrutural do tipo *AO*, isso pode ocasionar efeitos espúrios defasados, o qual, possivelmente, pode produzir estimativas viesadas, uma vez que, o *Additive Outlier*, geralmente, aparece como choque de caráter transitório sem apresentar efeitos retardados sobre o comportamento da série temporal.

Além de se fazer a distinção entre *AO* e *IO*, também é necessário determinar a diferença entre choques com efeitos permanentes e transitórios. Os choques permanentes, geralmente, são o resultado de intervenções efetuadas pelo governo ou pela Autoridade Monetária sobre determinado mercado, enquanto que, choques temporários, normalmente, são resultados de reações dos mercados em relação aos fluxos de informações que circulam pelos mercados.

Juselius (2006) distingue conceitualmente esses choques da seguinte maneira:

- 1) Choques aleatórios ordinários (normalmente distribuídos);
- 2) Grandes choques extraordinários em função de intervenções permanentes, com efeitos defasados sobre a série temporal, sendo que os efeitos desses tipos de choques podem ser representados pela inclusão de uma variável *dummy* do tipo *blip*;
- 3) Grandes choques transitórios em função da presença de *outliers* do *IO* com efeito dinâmico defasado sobre os dados da série temporal, sendo que seu efeito sobre a série temporal pode ser representado por uma *dummy* do tipo *blip* no modelo.

A ocorrência de choques transitórios sobre o modelo, independentemente, de sua magnitude, ou seja, se é grande ou pequeno, resultará em pequena autocorrelação negativa dos resíduos, violando, dessa forma, a hipótese de independência dos erros no Modelo VAR. Dado que, choques transitórios não surgem de forma sistemática, esse problema relacionado com a autocorrelação serial dos resíduos do Modelo VAR não será solucionado pela inclusão de mais defasagens nem pela adição de um termo de médias móveis no erro do modelo. A solução será via inclusão de variáveis de intervenção *dummies* para captar os efeitos desses grandes choques transitórios.

De acordo com Juselius (2006), choques sobre o modelo VAR co-integrado são classificados em três categorias: 1) choques extraordinários que causam deslocamentos no nível da série; 2) choques extraordinários de caráter permanente, também denominados de *permanent blip* e 3) choques transitórios.

Finalmente, foram utilizados os denominados testes de exogeneidade. Os testes de exogeneidade⁸ são utilizados para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo⁹. Frequentemente é mais conveniente modelar em detalhes uma ou poucas ao invés de muitas relações econômicas. Pode ser possível, em alguns casos, encontrar variáveis *proxies*, ou então, na forma reduzida que possam amenizar esse problema.

A descrição dos testes de exogeneidade e a imposição de restrições sobre os parâmetros de curto prazo baseiam-se em Harris (1995), Johansen (1995), Hansen e Johansen (1998), Harris e Sollis (2003) e Juselius (2006).

ANÁLISE DE RESULTADOS

Inicialmente, foi realizada a visualização gráfica das séries relativas à taxa de câmbio real e índice de preços internacionais de alimentos.

Foi observada a presença de duas quebras estruturais no caso da variável taxa de câmbio real, sendo uma na observação 34, a qual corresponde a outubro de 2002 e outra na observação 106, a qual corresponde a outubro de 2008. A quebra estrutural associada capta os efeitos da eleição presidencial de 2002. Diante da possibilidade de um partido de esquerda assumir o governo, gerou forte movimento especulativo no mercado cambial, sendo que, nesse período houve forte depreciação cambial, uma vez que, a taxa de câmbio nominal chegou a ser cotada em R\$ 4,00 / US\$. A segunda quebra detectada se refere ao início da crise financeira internacional, a qual se iniciou nos Estados Unidos entre setembro e outubro de 2008 e se espalhou rapidamente, principalmente sobre as economias dos países industrializados. Diante das expectativas pessimistas, em função das incertezas geradas pela eclosão dessa crise, isso teve impacto relevante sobre o comportamento da taxa de câmbio no Brasil.

No caso da variável Índice dos Preços Internacionais de Alimentos, também foi detectada uma quebra estrutural, sendo que, essa quebra também está associada ao início da crise financeira internacional. Em decorrência dessa crise, foi interrompido o ritmo de crescimento ascendente da economia mundial, isso derrubou o nível de renda nos países industrializados e emergentes e, conseqüentemente, resultou na queda do nível de renda na economia mundial, contraindo a demanda por *commodities* agrícolas e seus respectivos preços.

Para confirmar a presença dessa quebra, foi utilizado procedimento do pacote econométrico do *Statistical Analysis Software (SAS)*, procedimento esse que detecta a

⁸ De acordo com Costa (1999, p.6), citando Harris (1995), os “parâmetros α proporcionam dois tipos de informação dependendo de sua significância e magnitude. A significância indica que a variável preço (à qual o parâmetro α está associado) não é exógena fraca com relação aos parâmetros de longo prazo, β . A exogeneidade fraca é um conceito relativo e significa que a variável não reage ante a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo. A magnitude do parâmetro α indica a velocidade de ajuste da respectiva variável preço a ele associada em direção ao equilíbrio de longo prazo. Um valor pequeno de alfa indica que ante uma situação de desequilíbrio transitório, a respectiva variável preço ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Um coeficiente elevado, pelo contrário, indica que este se produz rapidamente”.

⁹ Detalhes sobre co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e testes de exogeneidade podem ser encontrados, entre outros em: Juselius (2006), Brooks (2002), Enders (2004), Franses (1998), Harris & Sollis (2003), Charemza & Deadman (1999), Johansen (1995), Patterson (2000) e Harris (1995).

presença de quebras estruturais na série ao longo do tempo. Além disso, esse procedimento também classifica qual o tipo de *outlier* bem como o seu nível de significância estatística.

Os resultados encontram-se na Tabela 3, mostram que os três *outliers* são estatisticamente significativos em nível de 1%.

Tabela 3. - Detecção e Classificação de *Outliers*, variáveis *LTCR* e *LIA*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Variável	Observação	Tipo	Valor da Estimativa	χ^2	<i>p-value</i>
<i>LTCR</i>	34	<i>Additive</i>	0.09692	26.08	<.0001
<i>LTCR</i>	106	<i>Level Shift</i>	0.13577	21.46	<.0001
<i>LIA</i>	106	<i>Level Shift</i>	-0.12094	25.10	<.0001

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Diante desses acontecimentos, optou-se em determinar o grau de integração das séries via utilização da visualização dos correlogramas das suas respectivas Funções de Autocorrelação (ACF).

O correlograma da Função de Autocorrelação para a variável *LTCR* em nível mostra decaimento exponencial e lento em direção a zero ao longo do tempo. Isto é um indicativo de que essa série tenha memória longa, ou seja, que tenha raiz unitária (Figura 1).

The ARIMA Procedure

Name of Variable = ltcr

Mean of Working Series	1.147741
Standard Deviation	0.359494
Number of Observations	122

Autocorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error	
0	0.129236	1.00000																						0	
1	0.126930	0.98216																							0.090536
2	0.123926	0.95891																							0.154953
3	0.120624	0.93337																							0.197698
4	0.117120	0.90625																							0.231011
5	0.113436	0.87774																							0.258515
6	0.109901	0.85039																							0.281886
7	0.106757	0.82606																							0.302184
8	0.104233	0.80653																							0.320159
9	0.102007	0.78931																							0.336401
10	0.100042	0.77411																							0.351253
11	0.098411	0.76148																							0.364969
12	0.097102	0.75136																							0.377767
13	0.095760	0.74097																							0.389824
14	0.094318	0.72981																							0.401203
15	0.092760	0.71776																							0.411941
16	0.090650	0.70143																							0.422067
17	0.088036	0.68120																							0.431516
18	0.084390	0.65299																							0.440243
19	0.080224	0.62075																							0.448111
20	0.075819	0.58667																							0.455105
21	0.071310	0.55178																							0.461262
22	0.066930	0.51789																							0.466641
23	0.062772	0.48572																							0.471329
24	0.058823	0.45516																							0.475414

"." marks two standard errors

Figura 1.- Função de Autocorrelação, variável *LTCR* em nível, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

O mesmo se aplica a Função de Autocorrelação da variável *LIA* quando considerada em nível, conforme pode ser visto na Figura 2.

The ARIMA Procedure

Name of Variable = lia

Mean of Working Series 4.645944
Standard Deviation 0.226831
Number of Observations 122

Autocorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
0	0.051452	1.00000												*****										0
1	0.050330	0.97819												*****										0.090536
2	0.048709	0.94669												*****										0.154541
3	0.046861	0.91076												*****										0.196405
4	0.045112	0.87677												*****										0.228414
5	0.043436	0.84421												*****										0.254509
6	0.041853	0.81344												*****										0.276511
7	0.040296	0.78317												*****										0.295475
8	0.038904	0.75612												*****										0.312026
9	0.037647	0.73168												*****										0.326700
10	0.036573	0.71082												*****										0.339866
11	0.035680	0.69346												*****										0.351841
12	0.034908	0.67845												*****										0.362871
13	0.034144	0.66360												*****										0.373124
14	0.033334	0.64786												*****										0.382675
15	0.032666	0.63487												*****										0.391562
16	0.031830	0.61863												*****										0.399911
17	0.030809	0.59878												*****										0.407679
18	0.029348	0.57040												*****										0.414825
19	0.027844	0.54116												*****										0.421205
20	0.026138	0.50800												*****										0.426866
21	0.024335	0.47297												*****										0.431793
22	0.022451	0.43635												*****										0.436019
23	0.020559	0.39958												*****										0.439584
24	0.018640	0.36228												*****										0.442551

"." marks two standard errors

Figura 2.- Função de Autocorrelação, variável *LIA* em nível, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Em função desses dois resultados, foi aplicada uma diferença de ordem um em cada variável e verificou-se o comportamento das respectivas Funções de Autocorrelação.

Os resultados das respectivas Funções de Autocorrelação mostram que ambas decaem rapidamente em direção a zero ao longo do tempo (Figuras 3 e 4). Sendo assim, pode-se afirmar que, ao se diferenciar cada variável, ambas tornam-se estacionárias, logo, ambas são integradas de ordem um ($I(1)$), ou também denominadas de Diferença Estacionárias (DS), uma vez que, a aplicação de uma diferença as tornam estacionárias.

Name of Variable = ltcr

Period(s) of Differencing 1
Mean of Working Series 0
Standard Deviation 0.040369
Number of Observations 121
Observation(s) eliminated by differencing 1

Autocorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
-----	------------	-------------	----	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	-----------

0	0.0016297	1.00000		*****	0
1	0.00060020	0.36830	.	*****	0.090909
2	0.00027423	0.16827	.	***	0.102501
3	0.00005491	0.03369	.	*	0.104759
4	0.00010040	0.06161	.	*	0.104849
5	0.00006745	0.04139	.	*	0.105148
6	-0.0002980	-0.18286	.	****	0.105282
7	-0.0004353	-0.26711	.	****	0.107875
8	-0.0003417	-0.20968	.	****	0.113209
9	-0.0001223	-0.07507	.	**	0.116374
10	-0.0001354	-0.08310	.	**	0.116774
11	-0.0001469	-0.09012	.	**	0.117262
12	-0.0000186	-0.01144	.	.	0.117833
13	2.97772E-6	0.00183	.	.	0.117842
14	0.00017092	0.10488	.	**	0.117842
15	0.00016747	0.10277	.	**	0.118611
16	0.00018509	0.11358	.	**	0.119345
17	0.00013713	0.08415	.	**	0.120235
18	-0.0000507	-0.03111	.	*	0.120720
19	0.00007275	0.04464	.	*	0.120786
20	0.00004030	0.02473	.	.	0.120923
21	-0.0000407	-0.02496	.	.	0.120965
22	0.00007342	0.04505	.	*	0.121007
23	-5.073E-6	-0.00311	.	.	0.121146
24	0.00001476	0.00906	.	.	0.121146

"." marks two standard errors

Figura 3.- Função de Autocorrelação, variável *LTCR* diferenciada de ordem um, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Name of Variable = lia

Period(s) of Differencing	1
Mean of Working Series	0
Standard Deviation	0.032442
Number of Observations	121
Observation(s) eliminated by differencing	1

Autocorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
0	0.0010525	1.00000											*****											0
1	0.00049505	0.47037		.									*****											0.090909
2	0.00023454	0.22285		.									****											0.109186
3	-0.0000193	-0.01834		.									.											0.112882
4	-4.3948E-6	-0.00418		.									.											0.112907
5	-0.0001196	-0.11365		.	**								.											0.112908
6	-0.0001736	-0.16497		.	***								.											0.113850
7	-0.0002437	-0.23157		.	****								.											0.115808
8	-0.0002921	-0.27758		.	*****								.											0.119574
9	-0.0002125	-0.20186		.	****								.											0.124786
10	-0.0000353	-0.03356		.	*								.											0.127456
11	0.00003781	0.03592		.	*								.											0.127529
12	-4.6318E-6	-0.00440		.	.								.											0.127612
13	-0.0000514	-0.04883		.	*								.											0.127614
14	0.00002327	0.02211		.	.								.											0.127768
15	0.00005819	0.05529		.	*								.											0.127800
16	0.00007322	0.06957		.	*								.											0.127997
17	-5.3624E-6	-0.00510		.	.								.											0.128309
18	-0.0000767	-0.07286		.	*								.											0.128311
19	-0.0000222	-0.02113		.	.								.											0.128652
20	-0.0000237	-0.02256		.	.								.											0.128681
21	0.00003709	0.03524		.	*								.											0.128714
22	-5.6639E-6	-0.00538		.	.								.											0.128793
23	-0.0000184	-0.01753		.	.								.											0.128795
24	-0.0000512	-0.04860		.	*								.											0.128815

"." marks two standard errors

Figura 4.- Função de Autocorrelação, variável *LIA* diferenciada de ordem um, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Após a determinação da ordem de integração para cada variável, o processo de identificação do modelo ARIMA para cada variável deve continuar visando determinar a presença ou não de parâmetros auto-regressivos e/ou de médias móveis. Esse procedimento tem como base os respectivos correlogramas da Função de Autocorrelação e de Autocorrelação Parcial.

Em relação à variável *LIA*, dado que foi encontrada somente uma quebra estrutural, além da visualização dos seus respectivos correlogramas dessa variável tanto em nível quanto na diferença, foi executado o teste de raiz unitária com quebra estrutural do tipo *level shift* conforme apresentado em Lütkepohl e Krätzig (2004). Esse teste de raiz unitária é dividido em duas etapas. Na primeira estima-se uma auto-regressão contendo constante, tendência linear e uma *dummy*, a qual assume valores iguais a zero antes da ocorrência do evento que proporcionou a quebra estrutural na série e valor igual a um após a incidência dessa quebra. A seguir, aplica-se o teste ADF sobre os resíduos dessa regressão. Os resultados da auto-regressão encontram-se na Tabela 4.

Tabela 4. - Equação de auto-regressão com variável de intervenção do tipo *Level Shift*, variável dependente *LIA*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Variável	Estimativa do parâmetro	Erro-padrão da estimativa	Valor do teste <i>t</i>	<i>p-value</i> do teste <i>t</i>
Intercepto	4.2594	0.0176	242.30	<.0001
Tendência	0.006551	0.000288	22.76	<.0001
<i>LS106</i>	-0.1173	0.0293	-4.01	0.0001

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

A seguir, utilizou-se o Critério de Informação de Akaike (AIC) para a determinação do número de defasagens a ser utilizada no teste de raiz unitária.

Uma vez determinada o número de defasagens, foi realizado o teste de raiz unitária ADF sobre os resíduos da auto-regressão anterior. Os resultados mostram que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada em nível de 1%, pois o valor crítico da estatística τ_μ é superior ao seu respectivo valor calculado, logo, essa variável tem raiz unitária quando considerada em nível (Tabela 5).

Tabela 5. - Resultados dos Testes de Raiz Unitária ADF, resíduos da auto-regressão com variável de intervenção do tipo *Level Shift*, variável dependente *LIA*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Variável	τ_μ ¹ Calculado	τ_μ Tabelado (10%) ²	τ_μ Tabelado (5%) ²	τ_μ Tabelado (1%) ²
<i>Resíduos</i>	-3.28*	-2.62	-2.94	-3.58

¹ Modelo com constante; ² Valor Crítico apresentado em Lanne; Lütkepohl; Saikkonen (2002).

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

No caso da variável *LTCR*, observa-se que sua Função de Autocorrelação Parcial decai mais rapidamente do que a Função de Autocorrelação, indicando a presença de um parâmetro auto-regressivo de ordem um. Também foi necessária a inclusão de um parâmetro auto-

regressivo de ordem sete. Além disso, também foram inseridas duas variáveis de intervenção que correspondem à forte desvalorização do real no período que antecedeu a realização da eleição presidencial de 2002 e outra que capta os efeitos da crise financeira internacional que eclodiu a partir de setembro de 2008 sobre os preços internacionais de alimentos. Para as duas variáveis de intervenção, os respectivos correlogramas cruzados mostram que ambos os choques tiveram impactos instantâneos, isto é, sem defasagens, sobre o comportamento da taxa de câmbio real. Tanto os parâmetros auto-regressivos quanto as duas variáveis de intervenção são estatisticamente significativas em nível de 1% (Tabela 6).

Tabela 6. - Estimativas do Modelo ARIMA com Variáveis de Intervenção, Variável *LTCR* diferenciada de ordem um, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010.

Parâmetro	Valor da Estimativa	Erro-padrão da Estimativa	Valor <i>t</i>	<i>P-value</i>	Variável
ϕ_1	0.37514	0.08437	4.45	<.0001	<i>LTCR</i>
ϕ_7	-0.24349	0.08394	-2.90	0.0044	<i>LTCR</i>
ω_{10}	0.09771	0.01753	5.57	<.0001	<i>AO34</i>
ω_{20}	0.12803	0.02900	4.41	<.0001	<i>LS106</i>

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Estimado o modelo, o próximo passo é verificar se os resíduos são ruído branco (*white noise*), pois uma hipótese fundamental no caso do modelo ARIMA é que os resíduos sejam não autocorrelacionados. Os resultados do teste Ljung-Box mostram que a hipótese nula de que os valores de todas as autocorrelações sejam iguais a zero não pode ser rejeitada, pois a possibilidade de se cometer o *Erro Tipo I*, isto é, rejeitar a hipótese nula e essa hipótese ser rejeitada é elevada, logo, não se rejeita a hipótese nula de que os resíduos não são autocorrelacionados (Tabela 7).

Tabela 7. - Resultados do Teste Ljung-Box, variável *LTCR*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Defasagem	χ^2	<i>P-Value</i>
6	4.86	0.3016
12	9.75	0.4629
18	14.06	0.5945
24	15.69	0.8311

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

A próxima etapa consiste em continuar o processo de identificação da variável *LIA*. Com base nas Funções de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial. A visualização dos correlogramas das Funções de Autocorrelação e Autocorrelação Parcial mostram a necessidade de se inserir dois parâmetros auto-regressivos de ordens 1 e 8, respectivamente. Também, foi adicionada uma variável de intervenção, a qual captou os efeitos da crise financeira internacional de 2008 sobre o comportamento dos preços internacionais de alimentos. A Função de Correlação Cruzada mostrou que esse choque exógeno teve efeito instantâneo sobre os preços internacionais de alimentos. O parâmetro auto-regressivo de ordem um e a variável de intervenção são estatisticamente significativas em nível de 1%, enquanto que, o parâmetro auto-regressivo de ordem 8 é significativo em nível de 5% (Tabela 8).

Tabela 8. - Estimativas do Modelo ARIMA com Variável de Intervenção, Variável *LIA* diferenciada de ordem um, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010.

Parâmetro	Valor da Estimativa	Erro-padrão da Estimativa	Valor <i>t</i>	<i>P-value</i>	Variável
ϕ_1	0.39788	0.08278	4.81	<.0001	<i>LIA</i>
ϕ_8	-0.20228	0.08532	-2.37	0.0194	<i>LIA</i>
ω_0	-0.12431	0.02371	-5.24	<.0001	<i>LS106</i>

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Assim como no caso anterior, após a identificação do modelo é necessária aplicar a etapa de verificação, visando, dessa forma, garantir que os resíduos não são autocorrelacionados.

Os resultados do teste Ljung-Box mostram que a hipótese nula de que todas as autocorrelações são iguais a zero não pode ser rejeitada, uma vez que, a probabilidade de se cometer o *Erro Tipo I* é superior a 10%, sendo assim, a hipótese nula de não autocorrelação dos resíduos não pode ser rejeitada (Tabela 9).

Tabela 9. - Resultados do Teste Ljung-Box, variável *LIA*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Defasagem	χ^2	<i>P-Value</i>
6	3.60	0.4634
12	11.03	0.3550
18	15.81	0.4666
24	16.95	0.7661

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

A seguir, foi estimado um Modelo de Função de Transferência com as duas variáveis de intervenção.

As Funções de Correlações Cruzadas mostram que os choques nos preços internacionais dos alimentos, e das duas *dummies*, representadas pelas eleições presidenciais de 2002 e da crise financeira mundial no final de 2008, tiveram impactos instantâneos sobre o comportamento da taxa de câmbio real, ou seja, não há defasagens temporais entre esses choques e seus respectivos efeitos sobre a taxa de câmbio real no Brasil.

Além das variáveis de intervenção, foi necessária a introdução de dois parâmetros auto-regressivos de ordens 1 e 7, respectivamente. O valor do parâmetro auto-regressivo de ordem um, mostra que 36,66% do valor da taxa de câmbio no período atual deve-se ao seu próprio valor do mês anterior (Tabela 8). Aparentemente, esse parâmetro está coerente, uma vez que, variáveis econômicas tendem a apresentar forte correlação entre seu valor no período no período atual e seu respectivo valor no período anterior. O valor do parâmetro auto-regressivo de ordem 7 mostra que 25,96% do valor da taxa de câmbio real no período atual deve-se ao seu próprio valor de sete meses atrás (Tabela 10). Possivelmente, esse parâmetro de ordem 7 esteja relacionado ao fato de que o período de safra e comercialização de grãos no Brasil estende-se de março até setembro, o qual corresponde a sete meses. Tomando-se como exemplo as exportações de grão de soja, as quais, na média representam 20% das exportações brasileiras de *commodities* agrícolas e 10% do total de divisas geradas com as exportações totais do país, observa-se que, conforme Machado e Margarido (2004), a colheita e comercialização tanto doméstica quanto para exportação ocorrem no período entre março e setembro, o que corresponde a sete meses. É exatamente nesse período em que entram mais

divisas via balança comercial, forçando, dessa forma, um movimento de apreciação cambial. Esse processo fica mais saliente ao se observar que o parâmetro auto-regressivo de ordem 7 apresenta sinal negativo, fato esse que reforça o argumento de que ocorre há maior pressão para a apreciação cambial em decorrência do período em que se concentram as exportações agrícolas.

O Quadro 1 mostra o período de colheita e comercialização da soja no Brasil.

Quadro 1.-Períodos de Colheita e Comercialização da Soja em Grão

	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
BR			C	C	C	C	C	C	C			

C = período de colheita e comercialização.

Fonte: Machado e Margarido (2004).

Em relação aos preços internacionais de alimentos, os resultados mostram que ocorre a transmissão de variações desses preços sobre o comportamento da taxa de câmbio real. Mais precisamente, no curto prazo, variações nos preços internacionais dos alimentos são repassadas instantaneamente, isto é, sem defasagem temporal. A magnitude dessa transmissão é da ordem de 24,13% (Tabela 10). Dado que o sinal do coeficiente estimado é negativo, isso quer dizer que há relacionamento inverso entre as variações nos preços internacionais de alimentos e a taxa de câmbio real. Mais precisamente, variações positivas de 10% nos preços internacionais induzem a apreciação da taxa de câmbio real em 2,41%, configurando, dessa forma, uma elasticidade de transmissão inelástica.

A variável de intervenção *AO34* mostra que o impacto do processo eleitoral de 2002 sobre a taxa de câmbio real foi direto e instantâneo, sendo de magnitude igual a 10,095% (Tabela 10). Portanto, essa variável de intervenção mostra que o quadro da conjuntura político da época representou uma depreciação do câmbio real na casa de 10%.

Também, a variável de intervenção, a qual capta os efeitos da crise financeira internacional do final de 2008 sobre os preços internacionais de alimentos, mostra que essa queda de preços ocasionou apreciação da taxa de câmbio real na magnitude de 10,099% (Tabela 10). A crise financeira desacelerou o crescimento mundial com a conseqüente redução da demanda por *commodities* agrícolas por parte, principalmente, dos países industrializados. Isso induziu a queda das exportações dessas *commodities* pelo país, atenuando a entrada de dólares, e, para uma dada demanda por divisas, essa redução na quantidade ofertada de divisas resultou na depreciação da taxa de câmbio real.

Tabela 10. - Resultados do Modelo de Função de Transferência com Intervenção, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Parâmetro	Valor da Estimativa	Erro-padrão da Estimativa	Valor <i>t</i>	<i>P-value</i>	Variável
ϕ_1	0.36666	0.08436	4.35	<.0001	<i>LTCR</i>
ϕ_7	-0.25969	0.08470	-3.07	0.0027	<i>LTCR</i>
ω_{10}	-0.24134	0.10705	-2.25	0.0260	<i>LIA</i>
ω_{20}	0.10095	0.01736	5.82	<.0001	<i>AO34</i>
ω_{30}	0.10099	0.03090	3.27	0.0014	<i>LS106</i>

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Após a estimação do Modelo de Função de Transferência com Intervenção, o próximo passo consistiu na realização do teste Ljung-Box, visando, dessa forma, verificar se os

resíduos desse modelo são *white noise*. Os resultados do teste Ljung-Box mostram que a, a probabilidade de se cometer o *Erro Tipo I*, ou seja, rejeitar a hipótese nula de que todas autocorrelações são iguais a zero e essa hipótese ser verdadeira está acima de 10%, logo não se rejeita essa hipótese, e, conseqüentemente, os resíduos são não autocorrelacionados (Tabela 11).

Tabela 11. - Resultados do Teste Ljung-Box, Modelo de Função de Transferência com Intervenção, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Defasagem	χ^2	<i>P-Value</i>
6	3.70	0.4488
12	9.69	0.4678
18	15.93	0.4581
24	18.93	0.6496

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

A seguir, visando verificar o possível relacionamento de longo prazo entre a taxa de câmbio real no Brasil e os preços internacionais de alimentos, foi implementado o teste de co-integração de Johansen. Em relação ao teste de co-integração de Johansen, cinco são os casos possíveis em relação à presença de elementos determinísticos, tais como constante e tendência linear sejam no termo de correção de erro (ou espaço de co-integração), o qual se refere aos aspectos de longo prazo, quanto no modelo de correção de erro, o qual se refere ao curto prazo. Os casos que mais aparecem na literatura econométrica são os casos 2 e 3. Sendo assim, foram realizados dois testes de co-integração, sendo um para cada caso.

O teste de co-integração de Johansen¹⁰ constatou que em nível de 5,0%, tanto para o caso 2¹¹ quanto para o caso 3¹², a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração *versus* a hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de co-integração pode ser rejeitada, dado que os respectivos valores calculados da estatística $\lambda_{\text{traço}}$ são superiores aos seus respectivos valores críticos em nível de 5%. A seguir, testou-se a hipótese nula de que há um vetor de co-integração contra a hipótese alternativa de que há pelo menos dois vetores de co-integração. Nesse caso, a hipótese nula não foi rejeitada, pois o valor calculado da estatística $\lambda_{\text{traço}}$ é inferior ao seu respectivo valor tabelado ao nível de significância de 5% (Tabelas 12 e 13). Portanto, nesse sistema há somente um vetor de co-integração quando se considera que o modelo tenha constante no modelo de correção de erro e tendência no termo de correção de erro (ou espaço de co-integração). O mesmo se aplica ao modelo com constante no modelo de correção de erro e constante no termo de correção de erro.

Outro aspecto relevante, diz respeito ao fato de que os valores dos *eigenvalues*¹³ encontram-se dentro do círculo unitário (Tabelas 12 e 13). Sendo assim, de acordo com Johansen (1995), isto indica que o tipo de não estacionariedade apresentada para cada variável em nível pode ser facilmente removida através da aplicação do operador de diferenças, isto é, confirmam que as variáveis são diferenças estacionárias (*DS*). Uma vez que, o número de vetores de co-integração é menor que o número de variáveis (*rank* é reduzido), então ao invés de se utilizar o modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR), deve-se utilizar o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)¹⁴.

¹⁰ Nesse teste, a variável normalizada foi *LTCR*.

¹¹ Não há um *drift* (ou constante) no VEC(*p*), porém a constante entra somente via termo de correção de erro.

¹² Há um *drift* separado e nenhuma tendência linear na forma do VEC(*p*).

¹³ Também denominados de autovalores.

¹⁴ Maiores detalhes sobre as inter-relações dos resultados dos testes de co-integração e a utilização de modelos VAR (em nível, ou nas diferenças) ou VEC, encontram-se em Harris (1995).

Tabela 12 – Resultados do Caso 3 para o teste de co-integração de Johansen para a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LTCR*, *LIA* e *AO34* e *LS106*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

H_0:	H_1	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico ¹	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Tendência Linear
0	0	0.5382	104.84*	47.21		
1	1	0.0574	11.35	29.38		
2	2	0.0334	4.21	15.34		
3	3	0.0008	0.10	3.84		

¹ Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%. * Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Tabela 13 – Resultados do Caso 2 para o teste de co-integração de Johansen para a estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LTCR*, *LIA* e *AO34* e *LS106*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

H_0:	H_1	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico ¹	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Constante
0	0	0.5382	115.84*	53.42		
1	1	0.1208	22.36	34.80		
2	2	0.0388	6.78	19.99		
3	3	0.0163	1.99	9.13		

¹ Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%. * Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Em função dos testes de co-integração apresentados acima, torna-se necessário determinar qual dos dois casos será utilizado nesse estudo. Para tal tarefa foi utilizado o pacote estatístico/econométrico *SAS* versão 9.1, o qual permite testar qual dos dois casos é o mais adequado a partir da imposição de restrições, conforme apresentado no Quadro 2.

Quadro 2 – Teste de hipótese em relação ao caso a ser utilizado no Teste de co-integração de Johansen.

Hipóteses	Termo de correção de erro	Modelo de correção de erro
Hipótese nula: H_0	Constante	Linear
Hipótese alternativa: H_A	Constante	Constante

Fonte: Adaptado de *Statistical Analysis Software (SAS)*.

O teste de hipótese acima partiu da premissa que, a hipótese nula (H_0) diz respeito ao Caso 3, o qual se caracteriza pelo fato do termo de correção de erro ter uma constante e o modelo de correção de erro ter uma tendência linear. A hipótese alternativa (H_A), a qual se refere ao Caso 2, apresenta a presença de constante somente no modelo de correção de erro (Quadro 2).

Para a determinação de qual caso deve ser escolhido, torna-se necessário fazer o teste de co-integração de Johansen com restrição para um vetor de co-integração para ambos os modelos. A partir da Tabela 12, constata-se que a hipótese nula pode ser rejeitada, uma vez que, a possibilidade de se cometer o *Erro Tipo I* (rejeitar H_0 quando na verdade ela é

verdadeira), é igual a 1,17%, portanto, se rejeita H_0 a qual se refere ao Caso 3 e não se rejeita a hipótese alternativa relativa ao Caso 2 (Tabela 14).

Tabela 14 – Teste de co-integração de Johansen com restrição, para um vetor de co-integração, variáveis *LTCR*, *LIA* e *AO34* e *LS106*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

<i>Rank</i>	<i>Eigenvalue</i> Caso3	<i>Eigenvalue</i> Caso 4	χ^2	Graus de Liberdade	Valor da Probabilidade
0	0.5382	0.5382	11.00	4	0.0265
1	0.1208	0.0574	11.00	3	0.0117
2	0.0388	0.0334	2.57	2	0.2764
3	0.0163	0.0008	1.89	1	0.1693

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

A partir dos resultados do teste de co-integração também é possível verificar se os sinais dos coeficientes das variáveis analisadas estão coerentes com a teoria econômica. Isto é feito através da análise dos coeficientes das variáveis relativas à primeira equação de co-integração normalizada. Neste caso, a normalização foi efetuada tendo-se como base o valor da estimativa do coeficiente de *LTCR*, logo, o valor da estimativa do coeficiente assumiu valor igual a um. Portanto, *LTCR* representa a variável de saída (endógena) do sistema enquanto que, *LIA*, *AO34* e *LS106* são consideradas de entrada (exógenas). Sendo assim, a análise das estimativas dos coeficientes de longo prazo deve ser conduzida com o sinal invertido para *LIA*, *AO34* e *LS106* na última coluna da direita da Tabela 15, uma vez que, na equação de co-integração normalizada todas as variáveis permanecem do mesmo lado. A única variável que não se encontra de acordo com o que era esperado é a variável *dummy* relativa à crise financeira internacional iniciada em setembro de 2008.

Os resultados dos coeficientes de longo prazo mostram que, variações de 1% nos preços internacionais de alimentos induzem a apreciação da taxa de câmbio em 0,2%, mostrando que essa elasticidade de transmissão de preços é inelástica (Tabela 15).

A Tabela 15 também mostra que desequilíbrios de longo prazo são corrigidos a uma taxa de 0,43% no caso da taxa de câmbio real e de apenas 0,07% no caso dos preços internacionais de alimentos. Portanto, para ambas as variáveis, seus respectivos demoram considerável tempo para serem eliminados.

Tabela 15– Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) com variáveis de intervenção, variáveis *LTCR*, *LIA* e *AO34* e *LS106*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α)	Estimativas dos parâmetros de longo prazo (β)
<i>LTCR</i>	0.00436	1.00000
<i>LIA</i>	0.00076260	-0.20969
<i>AO34</i>	0.03843	-26.89631
<i>LS106</i>	-0.00065557	0.27897

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Objetivando, verificar se no longo prazo variações dos preços internacionais não afetam a taxa de câmbio real, e que os dois choques também não têm influência sobre o comportamento da taxa de câmbio real, foram impostas restrições de que os parâmetros de

longo prazo (β)¹⁵ para as variáveis *LIA*, *AO34* e *LS106* são iguais a zero. Sendo assim, o modelo vetorial de correção de erro foi novamente estimado, mas desta vez, foram colocadas restrições de que os coeficientes relativos à *LIA*, *AO34* e *LS106* são iguais a zero. Em função da imposição dessas restrições, a matriz *H* tem o seguinte aspecto (Quadro 3).

Quadro 3 – Matriz *H* com as restrições impostas aos parâmetros de longo prazo β

Variável	Vetor 1
<i>LTCR</i>	1.00000
<i>LIA</i>	0
<i>AO34</i>	0
<i>LS106</i>	0

Fonte: Adaptado de *Statistical Analysis Software (SAS)*.

Ao se impor restrições sobre os parâmetros de longo prazo, os resultados mostram que houve alteração dos valores dos coeficientes da matriz de curto prazo α (Tabela 16). No entanto, ainda assim, os valores estimados para a matriz α continuam muito reduzidos, indicando que, mesmo com a imposição de restrições sobre o vetor de co-integração β , os desequilíbrios de longo prazo demoram muito tempo para serem corrigidos. No caso da taxa de câmbio real, esses desequilíbrios são corrigidos a uma taxa igual a 0,51% em cada período, enquanto que, para os preços internacionais dos alimentos, essa taxa de correção é da ordem de apenas 0,35% (Tabela 16).

Tabela 16– Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) com variáveis de intervenção e imposição de restrições sobre os parâmetros β , variáveis *LTCR*, *LIA* e *AO34* e *LS106*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Variáveis	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (α) levando em consideração as restrições sobre β	Restrições sobre os parâmetros de longo prazo (β)
<i>LTCR</i>	-0.00519	1
<i>LIA</i>	0.00352	0
<i>AO34</i>	-0.00050571	0
<i>LS106</i>	0.00340	0

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Finalmente, para confirmar que a imposição das restrições de que os parâmetros de longo prazo para *LIA*, *AO34* e *LS106* são significativas, isto é, validam que, no longo prazo variações no preços internacionais de alimentos e que os dois choques exógenos não afetam a taxa de câmbio real no longo prazo, foi realizado teste χ^2 para o conjunto de restrições, ou seja, β assume valor igual a zero para *LIA*, *AO34* e *LS106*.

Os resultados do teste χ^2 mostram que a probabilidade de se cometer o *Erro do Tipo I*, isto é, rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes dos parâmetros restritos não são significativos conjuntamente ($\beta_{21} = \beta_{31} = \beta_{41} = 0$), quando na verdade ela é verdadeira, está abaixo de 1,0%, logo, rejeita-se a hipótese nula em detrimento da hipótese alternativa, de que os parâmetros restritos são significativos ($\beta_{21} \neq 0, \beta_{31} \neq 0, \beta_{41} \neq 0$), conforme apresentado na Tabela 17. Em termos econômicos, isto quer dizer que, no longo prazo, variações nos preços

¹⁵ A questão relativa a imposição de restrições sobre os parâmetros de curto e longo prazo encontra-se detalhada em JOHANSEN (1995) e HARRIS (1995).

internacionais dos alimentos são transmitidas para a taxa de câmbio real. No entanto, essa elasticidade de transmissão é inelástica, ou seja, variações nos preços internacionais de alimentos são transferidas menos que proporcionalmente para a taxa de câmbio real no longo prazo, conforme apresentado na Tabela 15.

Tabela 17 – Teste de significância de restrição sobre os parâmetros de longo prazo (β) do vetor co-integração para as variáveis *LIA*, *AO34* e *LS106*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Valor do <i>eigenvalue</i> com restrição	<i>eigenvalue</i>	χ^2	Graus de liberdade	<i>P value</i>
0.0591	0.5180	80.92	3	<.0001

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Visando confirmar se a taxa de câmbio real está descolada ou não dos preços internacionais de alimentos, foram realizados testes de exogeneidade sobre os parâmetros α , a fim de averiguar se as variáveis reagem em função de alterações no equilíbrio de longo prazo.

Os resultados mostram que a hipótese nula - que a taxa de câmbio real não reage a mudanças (é fracamente exógena) na relação de equilíbrio de longo prazo - foi rejeitada, pois há menos de 1,0% de probabilidade de rejeitar a hipótese nula, quando ela é verdadeira. Isto indica que a variável *LTCR* não é fracamente exógena relativamente a *LIA*, ou seja, os preços internacionais dos alimentos influenciam o comportamento da taxa de câmbio real no Brasil, não ocorrendo o contrário. Portanto, não há nenhuma informação relevante na equação de *LTCR* que torne mais eficiente as estimações das equações de *LIA* (Tabela 18).

Tabela 18 – Teste de exogeneidade sobre os parâmetros de curto prazo (α) para as variáveis *LTCR*, *LIA*, *AO34* e *LS106*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Variável	χ^2	Graus de Liberdade	Valor da Probabilidade
<i>LTCR</i>	7.91	1	0.0049
<i>LIA</i>	0.37	1	0.5421
<i>AO34</i>	73.13	1	<.0001
<i>LS106</i>	0.03	1	0.8525

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

Visando confirmar os resultados obtidos no teste de exogeneidade na Tabela 14, o próximo passo foi à imposição de restrições sobre os parâmetros α . A justificativa para a imposição da restrição de que os respectivos parâmetros de curto prazo sejam iguais a zero, reside no fato de que, muitas vezes, é mais eficiente estimar um sistema de equação utilizando somente uma equação ao invés de todas as equações do sistema. Dado que, os preços internacionais de alimentos não reagem a mudanças na taxa de câmbio real, será imposta a restrição de que $\alpha_{21} = 0$. Também serão impostas as restrições de que os parâmetros α associados às variáveis de intervenção também sejam iguais a zero, uma vez que, essas variáveis representam choques exógenos que afetam a taxa de câmbio real e os preços internacionais de alimentos, mas essas últimas não impactam as duas primeiras. A matriz com a imposição dessas restrições se encontra no Quadro 4.

Quadro 4 – Matriz *J* com as restrições impostas aos parâmetros de curto prazo α

Variável	Vetor 1
<i>LTCR</i>	1.00000
<i>LIA</i>	0

<i>AO34</i>	0
<i>LS106</i>	0

Fonte: Adaptado de *Statistical Analysis Software (SAS)*.

A hipótese nula é de que $(\alpha_{11} = 1, \alpha_{21} \neq 0, \alpha_{31} \neq 0, \alpha_{31} \neq 0)$, enquanto que, a hipótese alternativa é que $(\alpha_{11} = 1, \alpha_{21} = \alpha_{31} = 0)$. Os resultados mostram que a hipótese nula pode ser rejeitada, pois a probabilidade de rejeitar a hipótese nula e essa hipótese ser verdadeira está abaixo de 1%, sendo assim, a variável taxa de câmbio real não é fracamente exógena, pois reage aos desequilíbrios de longo prazo, enquanto que, a variável preço internacional de alimentos e as duas variáveis de intervenção são fracamente exógenas e não reagem aos desequilíbrios de longo prazo (Tabela 19). Logo, é mais eficiente estimar esse sistema utilizando somente a primeira equação do que as quatro equações do sistema.

Tabela 19 – Teste de significância de restrição sobre os parâmetros de curto prazo (α) para as variáveis *LIA*, *AO34* e *LS106*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Valor do <i>eigenvalue</i> com restrição	<i>eigenvalue</i>	χ^2	Graus de liberdade	<i>P value</i>
0.0547	0.5180	81.49	3	<.0001

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

A imposição de restrições sobre a matriz α altera não somente os próprios valores dessa matriz, bem como os valores dos parâmetros estimados no vetor de co-integração β . Esses novos valores estimados encontram-se na Tabela 20. Nesse caso, o parâmetro de interesse consiste nos preços internacionais de alimentos, o qual assume valor igual a 0,44571 (Tabela 20). Em termos econômicos, isso quer que, variações de 1% nos preços internacionais de alimentos são transmitidas com magnitude igual a 0,44% sobre o valor da taxa de câmbio real no longo prazo. Apesar desse resultado apresentar maior magnitude respectivamente ao valor obtido no modelo sem restrições (Tabela 15), ainda assim, essa relação é inelástica, uma vez que, variações nos preços internacionais de alimentos são transmitidas menos que proporcionalmente para a taxa de câmbio real.

Tabela 20 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) com variáveis de intervenção e imposição de restrições sobre os parâmetros α , variáveis *LTCR*, *LIA* e *AO34* e *LS106*, janeiro de 2000 a fevereiro de 2010

Variáveis	Restrições sobre os parâmetros de curto prazo (α)	Estimativas dos coeficientes de ajustes de curto prazo (β) levando em consideração as restrições sobre α
<i>LTCR</i>	1	1.00000
<i>LIA</i>	0	-0.44571
<i>AO34</i>	0	-3.86255
<i>LS106</i>	0	0.21863

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do BACEN e FMI.

CONCLUSÕES

Os resultados obtidos por este estudo demonstram que as variações nos preços internacionais de *commodities* agrícolas estão condizentes com os resultados encontrados em Chen e Rogoff (2003) e Cashin *et al.* (2004). Ou seja,, no longo prazo, variações nos preços

internacionais de *commodities* agrícolas são repassadas menos que proporcionalmente para a taxa de câmbio real para a maioria dos países analisados por esses autores.

Chen e Rogoff (2003) utilizaram diversos modelos econométricos para analisar a relação entre o câmbio e os preços internacionais de *commodities* agrícolas. A análise foi realizada com três países exportadores de produtos agrícolas, com taxa de câmbio flutuante e sob mobilidade de capitais. Para os três países, os modelos de correção de erro mostram que os parâmetros relativos aos termos de correção de erro assumem valores iguais a -0,13, -0,04 e -0,11, para Austrália, Canadá e Nova Zelândia, respectivamente. Em função desses resultados, os autores concluem que choques monetários são mais relevantes para explicar o comportamento da taxa de câmbio real do que choques reais, uma vez que, os valores dos termos de correção de erro encontram-se muito distantes da unidade. Em outras palavras, diante de choques reais, os desequilíbrios de longo prazo foram corrigidos lentamente ao longo do tempo.

De forma semelhante, Cashin *et al.* (2004) analisou a relação de longo prazo entre preços de commodities (não só agrícolas) e a taxa de câmbio real em 44 países. Em 19 desses países, as variáveis preços internacionais de *commodities* e taxa de câmbio real apresentaram relacionamento de longo prazo, ou seja, co-integram, sendo que, o valor médio encontrado para as elasticidades dos respectivos termos de correção de erro é igual a 0,42, sendo assim, variações de 10% nos preços internacionais das *commodities* resultam na apreciação cambial de 4,2% na taxa de câmbio real. Novamente, os resultados encontrados por Cashin *et al.* (2004) se encontram relativamente distantes da unidade, e, mais uma vez, os desequilíbrios de longo prazo são corrigidos lentamente.

Em relação ao presente estudo, os resultados para o Modelo de Função de Transferência mostram que variações nos preços internacionais das *commodities* agrícolas são transferidas para a taxa de câmbio real no Brasil. Outros dois pontos relevantes em relação ao Modelo de Função de Transferência residem nos fatos de que há somente parâmetros estimados de curto prazo e que essa transmissão é inelástica. Mais precisamente, variações de 10% nos preços internacionais das *commodities* agrícolas são transmitidas em 2,41% para a taxa de câmbio real, configurando uma situação com elasticidade de transmissão menor que a unidade, isto é, inelástica no curto prazo.

No caso do Modelo de Correção de Erro com a imposição de restrições sobre os parâmetros de longo prazo, o resultado mostra que os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos de forma lenta (a uma taxa de apenas 0,35% a cada período). Em relação aos resultados de longo prazo, o modelo com as imposições de restrições sobre α mostram que, no longo prazo, variações nos preços internacionais de *commodities* agrícolas são repassadas menos que proporcionalmente para a taxa de câmbio real no Brasil, configurando relação de inelasticidade entre essas duas variáveis. Mais precisamente, variações de 10% nos preços internacionais de *commodities* agrícolas são repassadas como magnitude igual a 4,4% para a taxa de câmbio real no Brasil.

Finalmente, é necessário realçar que esse é um trabalho exploratório, sendo que, a agenda de pesquisa nessa área é muito ampla. Conforme Tokarick (2008), tanto o modelo apresentado em Chen e Rogoff (2003) quanto o modelo utilizado por Cashin *et al.* (2004) omitem o efeito renda decorrente de variações nos preços das *commodities*, que, por sua vez afetam os preços reais dos bens *nontradables* e, em última instância, a taxa de câmbio real. Dessa forma, estes testes apresentam certa limitação para analisar o impacto das exportações de commodities sobre a taxa de câmbio e seus efeitos sobre os diferentes setores da economia, como explicitado na teoria da Doença Holandesa.

Especificamente, no caso do Brasil, futuros trabalhos nessa área devem levar em consideração o efeito renda para verificar se as exportações de *commodities* efetivamente

provocam processo de desindustrialização no país conforme preconizado pelos adeptos do modelo da Teoria Holandesa.

LITERATURA CITADA

BARBOSA, Marisa Z.; MARGARIDO, Mario A.; NOGUEIRA JUNIOR, Sebastião. Análise da dinâmica da formação de preços no mercado brasileiro de algodão. *Nova Economia*, v.12, n.2, jul./dez. p.79-108. 2002.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. *Time Series Analysis: forecasting and control*. 3rd. New Jersey: Prentice Hall, 1994, 598p.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. *Time Series Analysis: forecasting and control*. San Francisco, Holden-day, 1976, 375p.

BOX, George E.P.; TIAO, George C. Intervention Analysis with Application to Economic and Environmental Problems. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v.70, n.349, p.70-79, Mar. 1975.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Dutch disease and its neutralization: a Ricardian approach. *Brazilian Journal of Political Economy* 28 (1): 47-71. (2008)

BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. United Kingdom: Cambridge University Press, 2002. 701p.

CASHIN, Paul; CÉSPEDES, Luis F.; SAHAY, Ratna. Commodity currencies and the real exchange rate. *Journal of Development Economics*, 75, p.239-268. 2004.

CHAREMZA, Wojciech W.; DEADMAN, Derek F. *New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. Great Britain: Edward Elgar, 1999, second edition. 344p.

CHEN, Yu-chin; ROGOFF, Kenneth. Commodity currencies. *Journal of International Economics*, 60, p.133-160. 2003.

COSTA, Silvia M.A.L. Relações de longo prazo entre preços nos mercados internacionais de arroz e milho. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., Foz do Iguaçu, 1999. Anais. Brasília: SOBER, 1999.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. United States of America: John Wiley & Sons, second edition, 2004. 460p.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C.W.J. *Long-run economic relationship: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1991. 301p. (Advanced texts in econometrics).

FRANKEL, J.; ROSE, A. Empirical Research on Nominal Exchange Rates. In: Grossman, G., Rogoff, K. (Eds). *Handbook of International Economics*, V.3. Amsterdam: Elsevier, p.1689-1729. 1995.

FRANSES, Philip Hans. *Time series models for business and economic forecasting*. United Kingdom: Cambridge University Press, 1998. 280p.

FRANSES, Philip Hans; HALDRUP, Niels. The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. Florence: European University Institute, 1993, 24p. (EUI Working Paper ECO, n.93/16).

FREITAS, S. M. *et al.*. Análise da dinâmica de transmissão de preços no mercado internacional de farelo de soja, 1990-99. *Agricultura em São Paulo*, 48(1); n.1, p.1-20, 2001.

FROOT, K.; ROGOFF, K. Perspectives on and long-run real Exchange rates. In: Grossman, G., Rogoff, K. (Eds). *Handbook of International Economics*, V.3. Amsterdam: Elsevier, p.1647-1688. 1995.

HANSEN, Peter; JOHANSEN, Soren. *Workbook on Cointegration: advanced texts in econometrics*. Great Britain: Oxford University Press. 1998. 160p.

HARRIS, Richard I.D.; SOLLIS, Robert. *Applied time series modeling and forecasting*. England: John Wiley & Sons, 2003. 302p.

HARRIS, Richard I.D. *Cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice Hall, 1995. 176p.

HAUGH, L. D.; BOX, G. E. P. Identification of dynamic regression (Distributed Lag) models connecting two time series. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, 72(357):121-130, Mar. 1977.

HELMER, R. M.; JOHANSON, J. K. An exposition of Box-Jenkins transfer function analysis with an application to the advertising – sales relationship. *Journal of Marketing Research*, 24:227-239, May 1977.

JOHANSEN, Soren. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. New York: Oxford University Press, 1995. 267p. (Advanced Texts in Econometrics).

JOHANSEN, Soren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JUSELIUS, Katarina. *The Cointegrated VAR Model: methodology and applications*. Great Britain: Oxford University Press. 2006. 457p. (Advanced Texts in Econometrics).

LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, 23, p.667-685. 2002.

LJUNG, G.M. and BOX, G.E.P. On measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, 65, 2 (August), p.297-303. 1978.

LÜTKEPOHL, Helmut; KRÄTZIG, Markus. *Applied Time Series Econometrics*. United States of America: Cambridge University Press. 2004. 323p.

MACHADO, Eduardo L.; MARGARIDO, Mario A. Evidences of seasonal price transmission in soybean international market. *Economia Aplicada*, v.8, n.1, p.127-141, jan.-mar. 2004.

MARGARIDO, Mario A.; TUROLLA, Frederico A.; BUENO, Carlos R.F. The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. *Nova Economia*, 17(2), p. 241-270, maio-ago. 2007.

MARGARIDO, Mario A.; TUROLLA, Frederico A.; FERNANDES, Jocelyne M. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado internacional de soja. *Pesquisa e Debate*, v.12, n.2(20), p.5-40. 2001

MARGARIDO, Mario A.; BARROS, Geraldo S.C. Transmissão de Preços Agrícolas Internacionais para Preços Agrícolas Domésticos no Brasil. *Agricultura em São Paulo*, v.47, n.2, p.53-81. 2000.

MARGARIDO, Mario A.; SOUSA, Eduardo L.L. Formação de Preços da Soja no Brasil. *Agricultura em São Paulo*, v.45, t. , p.52-61. 1998.

MARGARIDO, Mario A. Análise da Transmissão de Preços Internacionais de Suco de Laranja para Preços ao Nível de Produtor de Laranja no Estado de São Paulo. *Revista de Economia Política*, SP, 16(3):73-90, jul./set. 1996.

MARGARIDO, Mario Antonio. *Transmissão de Preços Internacionais de Suco de Laranja para os Preços ao Nível de Produtor de Laranja no Estado de São Paulo*. Escola de Administração de Empresas de São – Fundação Getúlio Vargas. 1994. (Dissertação de Mestrado).

MARGARIDO, Mario A.; KATO, Heitor T. & UENO, Lídia H. Aplicação da Metodologia BOX-JENKINS na Análise da Transmissão de Preços no Mercado de Tomate no Estado de São Paulo. *Estudos Econômicos*, SP, 24(03):405-432, set./dez. 1994.

MATOS, O.C. de. *Econometria Básica*. São Paulo: Atlas. 2000. 300p.

MEESE, Richard; ROGOFF, Kenneth. Empirical exchange rate models of the seventies. Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, pps 3-24, 1983.

MILLS, Terence C. *Time Series Techniques for Economists*. New York: Cambridge University, 1990. 373p.

OBSTFELD, Maurice e ROGOFF, Kenneth. The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause? *NBER/Macroeconomics Annual*; Vol. 15 Issue 1; 2000.

OSTERWALD-LENUM, Michael. A note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.54, n. 3, p.461-472. 1992.

PATTERSON, Kerry. *An introduction to applied econometrics: a time series approach*. United States of America: St. Martin's Press, 2000. 795p.

PINO, F. A. *Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em economia agrícola*. São Paulo, 1980. 253p. Dissertação de Mestrado – Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo.

RAMANTHAN, R. *Introductory Econometrics: with applications*. United States of America: The Dryden Press, 1998. 664p.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v.48, p.1-48, Jan. 1980.

TOKARICK, Stephen. Commodity currencies and the real exchange rate. *Economics Letters*, 101, p.60-62. 2008.

TUROLLA, Frederico A. Política Cambial com Dívida Indexada em Moeda Estrangeira no Brasil, 1995-2004. Tese (Doutorado em Economia de Empresas). Fundação Getúlio Vargas, 2005.

VANDAELE, W. *Applied time series and Box-Jenkins models*. New York. Academic Press. 1983. 417p.