

UMA ESTIMAÇÃO ECONOMÉTRICA DA TAXA DE CÂMBIO DO CHILE

DIOGO DEL FIORI*

RESUMO

O objetivo deste trabalho é modelar a taxa de câmbio do Chile, tendo por base dois modelos aplicados para a estimação da taxa de câmbio do Peru. O objetivo deste trabalho é averiguar qual dentre esses dois modelos aplicados para o caso do Peru é o mais adequado para o caso chileno, aplicando-se o critério de Akaike e o teste de Wald. Foi estimada uma relação de longo prazo (cointegração) entre as variáveis do modelo. Assim, foi encontrada uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e a taxa de juros e o risco-país para o caso chileno.

PALAVRAS-CHAVE: Chile, câmbio, cointegração

ABSTRACT

This study was aimed at modelling the exchange rate in Chile, based on two models used to estimate the exchange rate in Peru. The objective is to determine which of these two models used in Peru is the most suitable for the Chilean case by applying the Akaike criterion and Wald test. A long-term relationship (cointegration) was estimated between the model variables. Thus, a long-term relationship was found among exchange rate, interest rate and country risk.

KEY-WORDS: Chile, exchange rate, cointegration

1 INTRODUÇÃO

De acordo com Gala (2006), o Chile foi um exemplo de país latino-americano que teve uma política cambial em um patamar de alta competição a partir da metade da década de 1980, o que restringiu contextos de sobrevalorização, como o ocorrido com as principais economias da região nos anos da década de 1990. As experiências pelas quais o Chile passou ao longo dos 30 anos que antecederam a década de 1990 são interessantes, como o sistema de câmbio de “tablitas” e ancoragem, com a presença de bandas e oscilações mais livres. O câmbio do Chile passou por períodos de sobrevalorização, fruto das políticas do populismo latino-americano e das conhecidas âncoras cambiais que tinham o propósito de realizar a estabilização dos preços. Esse país teve a experiência da vigência de níveis de estabilidade relativa e subvalorização do *real exchange rate targeting* que foi colocada em prática por intermédio das bandas, principalmente, no período que englobou 1985 e 1995. A partir de 1999, a taxa de câmbio do Chile apresentou sucessivas apreciações, resultado das metas para alcançar patamares de inflação compatíveis com as metas de inflação preestabelecidas e também com o intenso fluxo de capital no início dessa década, forçando o país a realizar aquisições de reservas cambiais e controles de capitais que foram introduzidos no ano de 1991 com o objetivo de evitar a valorização do peso. O resultado dessa política, segundo Ffrench-Davis¹ (2004, p. 209, apud GALA, 2006), foi a valorização menos intensa da taxa de câmbio do Chile quando comparada com os outros países da América Latina. Em 1994, a taxa de câmbio real desse país experimentou uma valorização na ordem de 3,6% com relação ao que vigorou em média no período 1987-90, sendo que para os países da América do Sul, o percentual foi estimado em 24%. Mas nos anos de 1995 a 1997, a intensa migração dos fluxos de capitais e uma queda da intervenção do BC do Chile acarretou valorização em termos acumulados de 16% até o período em que ocorreu a crise asiática, que resultou em uma saída de capitais e uma conseqüente depreciação da taxa de câmbio. A piora dos atritos entre o sistema de metas de inflação (que prevaleceu na década de 1990) e o regime de bandas cambiais forçou o governo a excluir essas metas a partir do ano de 1999, com o objetivo de buscar baixos patamares de inflação (MORANDÉ, 2001, p. 6, apud GALA, 2006). A depreciação que ocorreu ao longo da crise asiática acarretou a diminuição dos riscos de uma valorização intensa, resultado da exclusão do regime de bandas. A trajetória do câmbio do Chile foi de desvalorização até o ano de 2003.

Para Pinto et al. (2008), a volatilidade cambial se elevou no Chile quando foi instaurada a flexibilidade da taxa de câmbio². As evidências apontaram para uma diminuição dentro da banda de 2,5% de 80,30% para 59,49% com a mudança do regime cambial. As observações empíricas mostraram uma ligeira queda

* Doutorando do curso de Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo – USP/ESALQ. Departamento de Economia, Administração e Sociologia (LES) – Av. Pádua Dias, 11 – Piracicaba-SP – CEP 13.418-900.

¹ FFRENCH-DAVIS, R. *Entre el neoliberalismo y el crecimiento con equidad, três décadas de política econômica em Chile*. Buenos Aires: Siglo Veintiuno, 2004.

² Período que engloba 1999:09 a 2006:04.

na volatilidade da taxa de juros para o Chile quando comparados o período de flexibilidade cambial e o de rigidez cambial³. As taxas de juros apresentaram grande volatilidade tanto no regime de câmbio fixo quanto no regime de câmbio variável. Sob o regime de câmbio flexível, as bandas de 0,25% e 0,5% englobaram 8,86% do valor das observações. Assim, constatou-se que grande parte das observações sobre a taxa de juros esteve em um patamar mais elevado do que 0,5% para a época em que prevaleceu a flexibilidade cambial. Esses resultados mostram que esse valor foi considerado alto, o que mostrou a possibilidade de que no Chile, a taxa de juros foi usada para exercer um controle sobre a volatilidade dos preços (inflação). A volatilidade das reservas na época em que a taxa de câmbio era flexível diminuiu abruptamente, sendo que o ritmo das mudanças mensais que se situaram dentro da banda de 2,5% na época da flexibilidade do câmbio elevou-se fortemente de um patamar de 60,60% (câmbio rígido) para 81,01% (câmbio flexível) e no interior da banda de 1% houve uma elevação da ordem de 37,87% (câmbio fixo) para 46,83% (câmbio flexível). A volatilidade da taxa de inflação teve uma queda com a presença da flexibilidade do câmbio no Chile. A frequência atrelada às observações dentro da banda de 0,5% elevou-se de 56,06% para 75,94% com a mudança do sistema de câmbio. Com a presença da flexibilidade do câmbio, houve uma diminuição da volatilidade da base monetária, onde as observações no interior da banda de 2,5% eram de 30,30% sob o câmbio fixo contra 42,46% com o câmbio flutuante, porém na banda de 1% ocorreu uma ligeira elevação dessa volatilidade de 16,66% (rigidez cambial) para 13,69% (flexibilidade cambial). O que se conclui por intermédio da análise de volatilidade é que o Chile utilizou os mecanismos da taxa de juros e reservas internacionais nas ocasiões em que a taxa de câmbio passou a ocasionar ascensão da taxa de inflação juntamente com desequilíbrios do balanço de pagamentos. O estudo econométrico de Morandé et al. (2002) da aplicação de um modelo GARCH concluiu que a volatilidade da taxa de câmbio do Chile permaneceu relativamente estável ao longo da década de 1990, com exceção de algumas turbulências que ocorreram ao longo dessa década, sendo que não há evidência que ao longo desta década a volatilidade da taxa de câmbio tenha tido um efeito negativo no prêmio de risco da taxa de câmbio. Essa constatação foi confirmada pelo teste da causalidade de Granger. Edwards (1999) estimou um modelo VAR para o período de 1991 a 1998 e constatou que a mudança na taxa dos fluxos de capital teve pouco efeito nas taxas de juros indexadas e o controle de capital do Chile não teve efeito na taxa de câmbio real. As indicações mostram que, ao contrário dos objetivos dos arquitetos da política macroeconômica, os controles não poderiam evitar, mesmo no curto prazo, a apreciação da taxa de câmbio. Existem algumas evidências de que os controles foram capazes de afetar, pelo menos temporariamente, as taxas de juros internas, sendo que a magnitude desse efeito foi muito pequena.

O estudo de Vieira et al. (2007) englobou a época em que estava em vigência no Chile o câmbio flexível sob o regime de metas de inflação, por meio de uma estimação de um modelo VAR via decomposição de variância (ADV) com a utilização de variáveis taxa de câmbio e inflação, onde ele conclui que a dinâmica cambial recebeu impactos da inflação e taxas de juros, embora em menores proporções quando comparados com os impactos das variáveis reservas e base monetária. Em termos empíricos, segundo Vieira et al. (2007), a inflação explicou 3,15% da variação da taxa de câmbio do Chile; já as variáveis reserva e base monetária explicaram em torno de 3% da variação na taxa de câmbio. Esses resultados mostram que no Chile, com a presença do regime de câmbio flexível e metas de inflação, as oscilações de preços (inflação) exerceram influência sobre a taxa de câmbio. Com a presença do câmbio flexível, as reservas acabaram por exercer menor influência para a movimentação da taxa de câmbio. Por meio da utilização do instrumento da ADV sob a presença do câmbio flexível juntamente com metas de inflação, constatou-se que a taxa de câmbio teve importância para explicar a dinâmica da inflação em 21,92% para o Chile. Segundo Vieira et al. (2007), a função da taxa de juros para explicar a dinâmica da taxa de câmbio não se verifica, dado que sob o sistema de câmbio flexível e metas de inflação, não existe uma relação direta entre a taxa de câmbio e a taxa de juros, tendo em vista que a taxa de juros possui uma relação mais direta com o controle da inflação, não impactando significativa e diretamente nas mudanças da taxa de câmbio, sendo que esta constatação foi feita por meio de um instrumento econométrico de Análise de Decomposição da Variância (ADV). Segundo De Gregorio et al. (2004), no regime de câmbio flexível, a volatilidade foi controlada por meio de controles de capital, como foi averiguado nos anos de 2001, 2002 e 2003, em que ocorreu a venda de dólares pelo Banco Central chileno com o intuito de evitar desvalorizações excessivas da taxa de câmbio. Segundo Rodrik⁴ (2004, apud Araújo, 2010), a partir da segunda metade da década de 1980, os elevados patamares da taxa de câmbio exerceram um papel crucial no contexto de crescimento econômico. Um exemplo foi o que aconteceu na década de 1980, em que o crescimento econômico esteve inserido em um contexto de grandes mudanças dos preços relativos em favor do crescimento dos bens comercializáveis. Após a crise de 1982-1983, a duplicação da taxa de câmbio exerceu um papel imprescindível para a realização da diversificação das exportações não-tradicionais, o que contribuiu para o crescimento econômico. O modelo econométrico usado neste trabalho

³ Período que engloba 1994:07 a 1999:09

⁴ RODRIK, D. **Growth Strategies**. John F. Kennedy School of Government. Harvard University, Draft, August, 2004.

mostrou a ocorrência de uma relação positiva entre a subvalorização cambial e a taxa de crescimento econômico.

2 O MODELO MONETÁRIO

Existe um bom número de modelos teóricos que foram desenvolvidos para modelar o comportamento da taxa de câmbio nominal: Chinn (1997), Dornbusch (1976), Cárdenas (1997), Owen (2001), Roseberg (2000) e Meese e Rogoff (1983b), entre outros. Mais especificamente, existem dois enfoques de determinação da taxa de câmbio, o enfoque tradicional de fluxos, que ressalta o papel dos fluxos internacionais de bens na determinação do tipo de câmbio, e um enfoque mais recente, o enfoque do mercado de ativos, em que a taxa de câmbio é determinada pelas condições de equilíbrio dos *stocks* existentes dos ativos financeiros. A abordagem do mercado de ativos constata que, além da taxa de câmbio representar uma taxa de conversão entre duas moedas, também é um ativo financeiro transacionado nos mercados financeiros internacionais.

Os modelos monetários podem ser com preços fixos ou flexíveis. Assim, quando os preços são fixos, não se cumpre o PPA (DORNBUSCH, 1976), e, nesse caso, um incremento na oferta monetária (doméstica) gera uma saída de capitais (devido a uma queda da taxa de juros), acarretando uma depreciação da taxa de câmbio.

$$S_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t - i_t^*) + \beta_4(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_t. \quad (1)$$

S_t é a taxa de câmbio nominal no período t , m_t o logaritmo da oferta monetária no período t , y_t o logaritmo do índice do PIB real no período t , i_t a taxa de juros no período t , y_t^* o logaritmo do índice do PIB real no período t , π_t a taxa de inflação no período t . As variáveis com * estão relacionadas ao país estrangeiro, enquanto as variáveis sem * estão relacionadas ao país doméstico. A notação ** denota a diferença de uma variável do país doméstico com relação ao país estrangeiro (nesse caso, o diferencial das variáveis do Chile com relação às variáveis dos Estados Unidos).

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 m_t^{**} + \beta_2 y_t^{**} + \beta_3 i_t^{**} + \beta_4 \pi_t^{**} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Outro modelo de taxa de câmbio é o impacto do risco-país no câmbio, por meio da inclusão da variável Spread na forma de logaritmo dos pontos básicos, denotada por r_t .

Para o caso chileno, o modelo a ser utilizado é aquele que apresenta o menor critério de Akaike (CIA) entre o modelo da PPA e o modelo com a inclusão do risco-país. Por outro lado, no caso chileno, eliminou-se o diferencial do PIB real de ambos os países y_t devido às diferenças de periodicidade no fornecimento de dados para essa variável (no caso do Chile, a periodicidade para essa variável é mensal e para os Estados Unidos é trimestral). No caso da equação (4), as variáveis utilizadas têm por base os dados macroeconômicos do Chile. Dessa forma, os modelos a serem testados serão:

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 m_t^{**} + \beta_3 i_t^{**} + \beta_4 \pi_t^{**} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 m_t^{**} + \beta_2 r_t + \beta_3 i_t^{**} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

3 MODELOS ARMA

É possível combinar um processo de média móvel com uma equação linear em diferenças para obter um modelo de média móvel autorregressivo. Considere a equação em diferenças de ordem p .

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + x_t \quad (5)$$

Agora, seja $\{x_t\}$ o processo MA(q); podemos escrever:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + x_t + \sum_{i=0}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} \quad (6)$$

As raízes características da equação (6) estão todas no círculo unitário $\{y_t\}$ e é chamada modelo autorregressivo de média móvel (ARMA) para y_t . Se a parte homogênea da equação em diferenças possuir p lags e o modelo para x_t q lags, o modelo é chamado ARMA (p, q). Se $q=0$, o processo é chamado processo autorregressivo puro, denotado por AR(p), e se $p=0$, o processo de média móvel puro é denotado por MA(q).

Entretanto, se uma ou mais raízes características é maior ou igual à unidade, a sequência $\{y_t\}$ é um processo integrado e a equação (6) é chamada um modelo ARIMA autorregressivo integrado de média móvel.

4 METODOLOGIA BOX-JENKINS

Box e Jenkins popularizaram o método dos três estágios com o objetivo de selecionar um modelo mais apropriado para o propósito de estimação e previsão de séries de tempo univariadas. No estágio de identificação, o pesquisador visualiza as séries de tempo, função autocorrelação e função de autocorrelação parcial. Plotando cada observação da sequência $\{y_t\}$ contra t fornece informações úteis sobre *outliers*, valores ausentes e quebras estruturais nos dados. Variáveis não-estacionárias podem ter uma tendência acentuada e valores omitidos juntamente com os *outliers* podem ser corrigidos nesse ponto. Uma comparação das funções de autocorrelação (FAC) e das funções de autocorrelação parcial (FACP) com relação a processos teóricos ARMA pode sugerir muitos modelos plausíveis.

Uma idéia fundamental da metodologia Box-Jenkins é o princípio da parcimônia. A incorporação de coeficientes adicionais aumentará o R^2 ao custo de reduzir os graus de liberdade. Box e Jenkins dizem que os modelos de parcimônia produzem melhores resultados do que os modelos parametrizados. Os modelos de parcimônia habilitam bem os dados, sem a necessidade de incorporar alguns coeficientes desnecessários.

Em um exemplo extremo, notamos que o modelo AR(1) $Y_t = 0,5y_{t-1} + \varepsilon_t$ tem o equivalente média móvel de ordem infinita representado na forma:

$$y_t = \varepsilon_t + 0,5\varepsilon_{t-1} + 0,25\varepsilon_{t-2} + 0,125\varepsilon_{t-3} + 0,0625\varepsilon_{t-4} + \dots$$

Em muitos exemplos, aproximando este processo MA(∞) com um modelo MA(2) ou MA(3) dará uma boa estimação. Entretanto, o modelo AR(1) é o mais parcimonioso e conseqüentemente o preferido. Suponha que queremos estimar o modelo ARMA (2,3):

$$(1 - a_1L - a_2L^2)y_t = (1 + \beta_1L + \beta_2L^2 + \beta_3L^3)\varepsilon_t \tag{7}$$

Também suponha que $(1 - a_1L - a_2L^2)$ e $(1 + \beta_1L + \beta_2L^2 + \beta_3L^3)$ podem ser fatorados como $(1 + cL)$

$(1 + aL)$ e $(1 + cL)$ $(1 + b_1L + b_2L^2)$, respectivamente. Desde que $(1 + cL)$ é um fator comum de (7) que tem uma forma parcimoniosa:

$$(1 + aL)y_t = (1 + b_1L + b_2L^2)\varepsilon_t \tag{8}$$

5 ESTACIONARIEDADE E INVERTIBILIDADE

A estimativa dos coeficientes autorregressivos são consistentes com a presença de estacionariedade e invertibilidade. A estimação do modelo Box-Jenkins necessita que o modelo seja invertível. Formalmente, $\{y_t\}$ é invertível caso possa ser representado por um processo autorregressivo convergente de ordem finita. Invertibilidade é importante porque o uso da função de autocorrelação (FAC) e função de autocorrelação parcial (FACP) assumem que a sequência $\{y_t\}$ deve ser aproximada por um modelo autorregressivo. Como uma demonstração, considere um modelo simples MA(1):

$$y_t = \varepsilon_t - \beta_1\varepsilon_{t-1} \tag{9}$$

Então, se $|\beta_1| < 1$

$$y_t / (1 - \beta_1L) = \varepsilon_t$$

ou

$$y_t + \beta_1y_{t-1} + \beta_1^2y_{t-2} + \beta_1^3y_{t-3} + \dots = \varepsilon_t \tag{10}$$

Se $|\beta_1| < 1$, (10) pode ser estimado usando o método Box-Jenkins. Entretanto, se $|\beta_1| > 1$, a sequência $\{y_t\}$ não pode ser representada por um processo AR de ordem finita e nem ser invertível.

6 MODELOS DE DADOS SAZONAIS

As técnicas de Box-Jenkins para modelar dados sazonais não são diferentes dos dados não-sazonais. Dados em forma trimestral são representados como:

$$y_t = a_4 y_{t-4} + \varepsilon_t, \quad |a_4| < 1 \quad (11)$$

$$\text{e } y_t = \varepsilon_t + \beta_4 \varepsilon_{t-4} \quad (12)$$

Para modelos como o da equação (12), os gráficos das funções de autocorrelação (FAC) apresentam picos no lag 4 e todas as outras autocorrelações são iguais a zero. A função de autocorrelação (FAC) e função de autocorrelação parcial (FACP) para processos combinados sazonais/não-sazonais refletirão ambos os elementos.

O teste de raiz unitária nos modelos de regressão surge para averiguar se a série é estacionária ou não. Considere a equação de regressão abaixo:

$$y_t = a_0 + a_1 z_t + e_t \quad (13)$$

A suposição do modelo de regressão clássica exige que ambas as sequências $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ sejam estacionárias com os erros tendo média zero e variância finita. Na presença de variáveis não-estacionárias, a regressão é espúria. Uma regressão espúria tem um alto R^2 , estatística t que parecem ser significantes, mas com resultados sem significado econômico. Séries de tempo não-estacionárias acarretam não-consistência da estimativa dos mínimos quadrados, ao mesmo tempo em que os testes estatísticos tornam-se não-seguros.

6.1 Testes de Dick-Fuller

Segundo Enders (2009), Dick-Fuller considera três tipos diferentes de equações das regressões que podem ser utilizadas para testar a presença de raiz unitária.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (16)$$

A diferença entre essas três regressões está relacionada com a presença dos elementos determinísticos a_0 e $a_2 t$. A equação (14) é o caso do modelo de passeio aleatório; a equação (15) mostra a adição de um intercepto ou um termo de deslocamento, e a equação (16) inclui ambos os termos de deslocamento e de tendência linear no tempo. O parâmetro de interesse dessas três equações de regressão é γ . Se $\gamma=0$, a sequência $\{y_t\}$ possui uma raiz unitária. O teste tem por objetivo estimar as equações (14), (15) e (16), usando MQO, a fim de obter o valor estimado γ e o erro-padrão associado com esse parâmetro. A comparação entre os resultados da estatística t e o valor das tabelas de Dick-Fuller permite ao pesquisador determinar se deve aceitar ou rejeitar a hipótese nula $\gamma=0$.

Phillips e Perron, segundo Enders (2009), desenvolveram uma generalização do teste de Dickey-Fuller que permite fazer suposições bastante leves sobre a distribuição dos erros. Para explicar de forma breve esse procedimento, considere as seguintes equações de regressão:

$$y_t = a_0^* + a_1^* y_{t-1} + \mu_t \quad (17)$$

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 (t - T/2) + \mu_t \quad (18)$$

Onde T é o número de observações e o distúrbio do termo μ_t é tal que $E\mu_t = 0$, sem as exigências de que o termo de perturbação seja serialmente não-correlacionado ou homogêneo. Em vez de respeitar as hipóteses Dickey-Fuller de independência e homogeneidade, o teste de Phillips-Perron permite que os distúrbios possam ser fracamente dependentes e distribuídos de forma heterogênea. Perron (1989) desenvolveu um procedimento formal para testar a hipótese nula da presença de raiz unitária por meio do conhecimento do período Tb para realizar o teste de estacionariedade da série.

6.2 Teste de Dick-Fuller aumentado

Segundo Enders (2009), nem todos os processos das séries de tempo podem ser bem representados pelo processo autorregressivo de primeira ordem $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$. É possível usar os testes de Dick-Fuller nas equações de ordem mais elevada como (14), (15) e (16). Considere o processo autorregressivo de ordem p th.

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + \dots + a_{p-2} y_{t-p+2} + (a_{p-1} + a_p) y_{t-p+1} - a_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \tag{19}$$

Por meio de deduções matemáticas, obtém-se a equação (13):

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Onde $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p a_i)$

$$\beta_i = \sum_{j=1}^p a_j \tag{20}$$

Em (20), o coeficiente de interesse é γ ; se $\gamma=0$, a equação em primeira diferença possui uma raiz unitária. Pode-se testar a presença de raiz unitária usando as mesmas estatísticas Dick-Fuller discutidas acima. De novo, a estatística apropriada a ser utilizada depende do componente determinístico incluído na equação de regressão. Sem um intercepto ou tendência, usa-se a estatística τ ; com o intercepto, usa-se a estatística τ_μ , e com ambos, a tendência e intercepto, utiliza-se a estatística τ_τ .

6.3 Causalidade de Granger

Segundo Sorensen (2005), para definir causalidade de Granger, é necessário assumir a existência de um conjunto de informação F_t com a forma $(x_t, z_t, x_{t-1}, z_{t-1}, \dots, x_1, z_1)$, onde x_t e z_t são vetores (que inclui um escalar em curso), e a variável z_t irá incluir y_t e z_t , podendo ou não incluir outras variáveis além de y_t . Assim, x_t é causalidade de Granger para y_t se x_t ajuda a prever y_t em algum estágio no futuro. Frequentemente, tem-se o caso em que quando x_t é causalidade de Granger para y_t , y_t é causalidade de Granger para x_t . A causalidade de Granger mede se um fato acontece antes de outro fato, ajudando o proceso de previsão. A causalidade de Granger é particularmente fácil de lidar com modelos VAR. Assume-se que os dados podem ser descritos pelo modelo:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} A_{11}^1 A_{12}^1 A_{13}^1 \\ A_{21}^1 A_{22}^1 A_{23}^1 \\ A_{31}^1 A_{32}^1 A_{33}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} A_{11}^k A_{12}^k A_{13}^k \\ A_{21}^k A_{22}^k A_{23}^k \\ A_{31}^k A_{32}^k A_{33}^k \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-k} \\ z_{t-k} \\ x_{t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{pmatrix}$$

Também assume-se que:

$$\sum_u = \begin{bmatrix} \sum_{i1} \sum_{i2} \sum_{i3} \\ \sum_{i2} \sum_{i2} \sum_{i2} \\ \sum_{i3} \sum_{i3} \sum_{i3} \end{bmatrix}$$

Esse modelo é oriundo do VAR, onde os vetores de dados foram divididos em 3 subvetores, dentre os quais os vetores y_t e x_t que serão usados para fazer os testes de causalidade. Esse modelo sugere que x_t não é uma causalidade de Granger com relação a y_t com respeito ao conjunto de informação gerado por z_t se qualquer $A_{13}^i = 0$ e $A_{23}^i = 0$, $i=1, \dots, k$ ou $A_{13}^i = 0$ e $A_{12}^i = 0$; $i=1, \dots, k$. Note que este é o caminho para a realização do teste da causalidade de Granger.

6.4 Modelo de cointegração

O trabalho com variáveis não-estacionárias não é tão simples em um contexto multivariado. É possível que ocorra uma combinação linear das variáveis integradas que são estacionárias, sendo denominadas variáveis cointegradas. Muitos modelos econômicos implicam modelos de cointegração. Segundo Enders (2009), o conceito de cointegração foi introduzido por Engle e Granger. Sua análise formal começa ao se considerar um conjunto de variáveis econômicas no equilíbrio de longo prazo quando:

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0$$

Dado β e x_t , com seus respectivos vetores $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ e $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$, então o sistema de equilíbrio de longo prazo ocorre quando $\beta x_t = 0$. O desvio do equilíbrio é chamado erro de equilíbrio, denotado por $e_t = \beta x_t$. Se o equilíbrio é significativo, pode ser o caso da ocorrência de estacionariedade do erro. Os componentes do vetor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ são conhecidos por serem cointegrados de ordem d, b , denotados por $x_t \sim CI(d, b)$ se

1. Todos os componentes x_t são integrados de ordem d
2. Cointegração refere-se a uma combinação linear de variáveis não-estacionárias. A falta de cointegração não implica equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Se as variáveis são integradas em diferentes ordens, elas não podem ser cointegradas.
3. Se x_t tem n componentes, então pode haver $n-1$ vetores de cointegração linearmente independentes. O número de vetores de cointegração é chamado posto de cointegração de x_t .

6.5 Teste de cointegração: a metodologia de Johansen

Segundo Enders (2009), os estimadores de máxima verossimilhança de Johansen contornam o uso do estimador de dois passos e podem ser usados para estimar e testar a presença de vetores múltiplos de cointegração. Portanto, esses testes permitem ao pesquisador testar versões restritas dos vetores de cointegração e a velocidade de ajustamento dos parâmetros. Frequentemente, é possível testar a teoria pela inferência estatística relativa à magnitude dos coeficientes estimados. Ambos os procedimentos de Johansen e Stock e Watson dependem fortemente da relação entre o *rank* da matriz e as suas raízes características. O procedimento de Johansen nada mais é do que a generalização multivariada do teste de Dick-Fuller. No caso univariado, é possível ver a estacionariedade $\{y_t\}$ como sendo dependente da magnitude (a_1-1) , ou seja,

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ou

$$\Delta y_t = (a_1 - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Se $(a_1-1)=0$, o processo $\{y_t\}$ tem uma raiz unitária. Descartando o caso em que $\{y_t\}$ seja explosivo, se $(a_1-1) \neq 0$, pode-se concluir que a sequência $\{y_t\}$ é estacionária.

O teste para o número de raízes características que são diferentes de um pode ser utilizado usando os dois testes estatísticos a seguir.

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \tag{21}$$

O primeiro teste estatístico para a hipótese nula é que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa geral. É claro que $\lambda_{traço}$ iguala-se a zero quando todos $\lambda_i = 0$. Quanto mais as raízes características estão próximas de zero, mais negativo é $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ e maior a estatística $\lambda_{traço}$.

7 ESTIMAÇÃO EMPÍRICA E RESULTADO

No caso chileno, para definir o modelo a ser utilizado, é necessário fazer a escolha por meio do critério de informação de Akaike dentre as equações de regressão (3) e (4). Assim, fazendo a regressão para os dois modelos, teremos as tabelas 1 e 2.

TABELA 1 – Modelo TCN estimado para o Chile no período 1999:05-2009:09 (Equação 3)

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Prob.
INFLACAO	-4.481692	1.097434	-4.083791	0.0001
JUROS	-14.64323	3.957580	-3.700045	0.0003
OFERTAMONETARIA1	95.90248	8.593612	11.15974	0.0000
R ²	-0.034601	Média Var Dependente	583.5790	
Critério de Akaike	11.49160			
Durbin-Watson	0.071802			

FONTE: Tabulado pelo autor.

TABELA 2 – Modelo TCN estimado para o Chile no período 1999:05-2009:09 (Equação 4)

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Prob.
C	-30.72792	75.17787	-0.408736	0.6835
JUROS	-17.54436	2.805290	-6.254027	0.0000
OFERTAMONETARIA1	-253.0774	25.62440	-9.876422	0.0000
RISCO1	-36.65536	12.44073	-2.946399	0.0039
R ²	0.490998	Média Var Dependente	583.5790	
R ² ajustado	0.478273	S.D. var dependente	72.94508	
Durbin-Watson	0.080825			

FONTE: Elaborado pelo autor.

Assim, pelo critério de Akaike, o modelo com a incorporação do risco-país é o mais adequado, porque possui menor critério de Akaike. Incluindo-se a variável preço do cobre, foi feita uma regressão do modelo com o preço do cobre, e constatamos que o critério de Akaike diminuiu, o que corrobora a importância da inclusão do preço do cobre no modelo.

TABELA 3 – Regressão das variáveis do modelo econométrico com a inclusão do preço do cobre

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Prob.
COBRE	0.466254	0.084440	5.521711	0.0000
JUROS	-25.45731	3.407267	-7.471477	0.0000
OFERTAMONETARIA1	-10.10830	8.004169	-1.262880	0.2091
RISCO1	143.2187	15.05345	9.514010	0.0000
R ²	0.333698	Média Var Dependente	583.5790	
Critério de Akaike	11.06770			
Durbin-Watson	0.144550			

FONTE: Tabulado pelo autor.

De acordo com a tabela 3, as quatro variáveis são estatisticamente não-significantes, sendo que a variável oferta monetária é estatisticamente significativa para níveis de significância de 5% e 10%. O R^2 é de 0,34, mostrando que 34% da variação da taxa de câmbio nominal entre Chile e Estados Unidos são explicadas pela diferença na oferta monetária, risco, juros e preço do cobre. critério de Akaike de 11,06770 para o modelo com a inclusão da variável preço do cobre (COBRE) é menor. Outra forma de enxergar a importância da variável COBRE é por meio do teste de Wald. Estimando o seguinte modelo irrestrito: $CAMBIO = C(1)COBRE + C(2)JUROS + C(3)OFERTAMONETARIA1 + C(4)RISCO1$ Já no modelo restrito exclui esta variável com $C(1)=0$. Fazendo o teste de Wald, obtemos:

TABELA 4 – Teste de Wald para a regressão da taxa de câmbio nominal

Teste de Wald		
Equação sem título		
Estatística de teste	Valor	df
Estatística F	30.4892974915215	(1, 120)
Qui quadrado	30.4892974915215	1

FONTE: Elaborado pelo Autor

De acordo com a tabela 4, rejeitamos a hipótese nula (teste $F=30,5$) de que a restrição é válida. Assim, tanto pelo critério de Akaike quanto pelo teste de Wald, a inclusão da variável preço do cobre deve ser feita. Com esse teste, constata-se que a variável preço do cobre é endógena.

É interessante efetuar o teste de causalidade de Granger para averiguar quais variáveis exercem o papel de preceder outras variáveis. Assim a tabela abaixo fornece a relação de causalidade entre as variáveis.

TABELA 5 – Resultado do teste de causalidade de Granger

Hipótese nula	Obs	Estatística F	Prob.
Não existe relação de causalidade Granger entre COBRE e CAMBIO	122	5.54532	0.0076
Não existe relação de causalidade entre CAMBIO e COBRE	0.30572	0.7372	
Não existe relação de causalidade entre JUROS e CAMBIO	122	8.17492	0.0001
Não existe relação de causalidade entre CAMBIO e JUROS	0.86087	0.8397	
Não existe causalidade de Granger entre OFERTAMONETARIA1 e CAMBIO	122	4.25378	0.0051
Não existe causalidade de Granger entre CAMBIO e OFERTAMONETARIA1	0.49360	0.6117	
Não existe causalidade de Granger entre RISCO1 e CAMBIO	122	5.43678	0.0072
Não existe causalidade de Granger entre CAMBIO e RISCO1	0.87341	0.4605	

FONTE: Elaborado pelo autor

De acordo com a tabela 5, a variação do preço do cobre precede variações na taxa de câmbio e variações da taxa de câmbio não precede variações no preço do cobre. A ofertamonetária1 é causalidade de Granger para a taxa de câmbio e a taxa de câmbio não é causalidade de Granger para a oferta monetária, ou seja, variação na oferta monetária precede variações na taxa de câmbio e variações na taxa de câmbio não precede variações na oferta monetária. Variação no risco precede variação na taxa de câmbio, mas variações na taxa de câmbio não precede variações no risco, conforme a tabela acima.

7.1 Sazonalidade

O objetivo deste tópico é averiguar a presença de sazonalidade no modelo, o que tem relevância pelo fato de influenciar nos testes de raiz unitária. Na representação espectral, só seria o pico da frequência zero, assumindo que não há outras raízes no sistema. Mas muitas das séries econômicas apresentam sazonalidade, portanto há possibilidades de existirem raízes unitárias em outras frequências, como as sazonais. Assim, de acordo com os gráficos de 1 a 10 e a tabela F do anexo, as variáveis não possuem sazonalidade ao nível de 5% e 10%, conforme mostra o teste X12.

Conforme as informações fornecidas, ocorre sazonalidade para baixos níveis de significância (ausência de sazonalidade para todas as variáveis a 5% de significância).

As análises dos gráficos do anexo mostram ausência de sazonalidade por não apresentarem picos. Assim, para as análises subsequentes, serão utilizadas as variáveis sem processo de dessazonalização, tendo em vista que os testes acusaram para as duas variáveis independentes sazonalidade a 0,1% de nível de significância.

Fazendo os demais testes, de acordo com a tabela A deste apêndice, ocorre heterocedasticidade, dado que a hipótese nula de homocedasticidade é rejeitada. Corrigindo o problema de heterocedasticidade, obtemos a tabela abaixo:

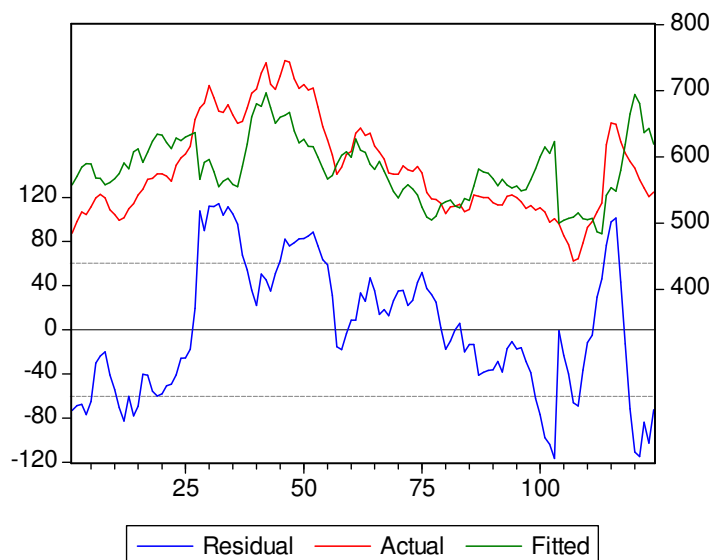
TABELA 6 – Modelo TCN estimado para o Chile – período 1999:05-2009:09

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Prob.
COBRE	0.466254	0.092969	5.015150	0.0000
JUROS	-25.45731	3.886357	-6.550430	0.0000
OFERTAMONETARIA1	-10.10830	7.747302	-1.304751	0.1945
RISCO1	143.2187	13.36169	10.71860	0.0000
Teste de Durbin-Watson	0.144550			
R ²	0.333698			

FONTE: Elaborado pelo autor

Com relação ao valor de Durbin-Watson, o modelo apresenta autocorrelação entre os resíduos, corroborado pelo gráfico abaixo e pelo valor do Durbin-Watson. Fazendo-se o teste de LM Breusch-Godfrey para testar o problema de autocorrelação, o resultado rejeita a hipótese nula (probabilidade abaixo de 1%) de não-correlação serial de qualquer ordem, aceitando a presença de autocorrelação no modelo.

GRÁFICO 1 – Indicação da presença de autocorrelação entre os resíduos



FONTE: Elaborado pelo autor

É necessário testar a presença de quebra estrutural antes de fazer os testes de estacionariedade. Em econometria, séries de tempo não-estacionárias geram problemas de regressão espúria, por isso são realizados testes de estacionariedade. Mas a averiguação da quebra estrutural se deve ao fato de que a quebra estrutural torna inválida a aplicação dos testes de Dick-Fuller segundo a teoria econométrica, o que torna necessária a aplicação do teste de Perron. Assim, fazendo o teste CUSUM e CUSUMSQ para averiguar a presença de quebra estrutural, teremos:

GRÁFICO 2 – Teste CUSUM

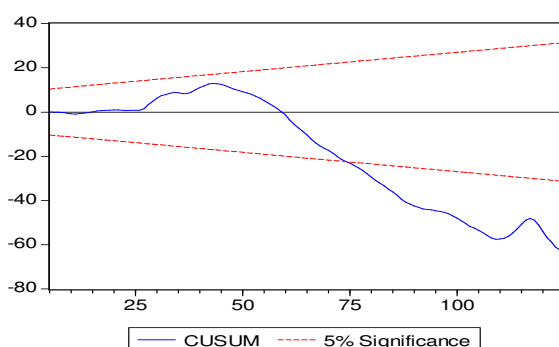
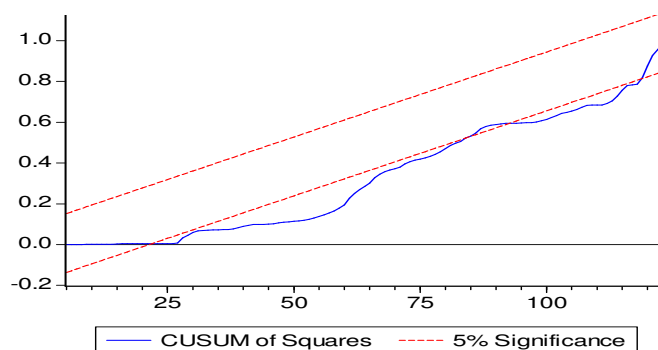


GRÁFICO 3 – Teste CUSUMSQ



Fazendo-se o teste de LM Breusch-Godfrey para testar o problema de autocorrelação, o resultado rejeita a hipótese nula (probabilidade abaixo de 1%) de não-correlação serial de qualquer ordem, assim, ocorrendo a presença de autocorrelação no modelo.

Os gráficos 2 e 3 demonstram claramente instabilidades da série de tempo. Aplicando o teste de Chow para averiguar possíveis quebras estruturais, teremos a hipótese nula como a não-ocorrência de quebra estrutural.

TABELA 7 – Teste de quebra estrutural da série temporal

Teste de Chow de Quebra Estrutural: 6 120			
Estatística F	4.690967	Probabilidade	0.000057
Teste da razão de verossimilhança	35.83390	Probabilidade	0.000019

FONTE: Elaborado pelo autor

Pelo valor da estatística F, rejeita-se a hipótese nula de não-quebra estrutural, sendo que a quebra está presente no modelo. Quando ocorre a presença de quebra estrutural, o teste para averiguar estacionariedade é o teste de Perron. Conforme consta no anexo deste trabalho, para todas as variáveis do modelo, segundo as tabelas B (testes de Perron) e tabela C (testes de Dick-Fuller) mostram a não-estacionariedade das variáveis. Fazendo a primeira diferença de cada variável, averiguamos a estacionariedade de cada variável do sistema, conforme as tabelas D e E do apêndice. Assim, é necessário fazer a regressão econométrica em primeira diferença para eliminar o problema da regressão espúria. Assim, a tabela 8 abaixo fornece os valores para o modelo.

TABELA 8 – Modelo estacionário em primeira diferença DCAMBIO estimado para o Chile no período 1999:05-2009:09

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Prob.
COBRE(-1)	0.441427	0.086440	5.106753	0.0000
JUROS(-1)	-26.35362	3.470278	-7.594096	0.0000
OFERTAMONETARIA1(-1)	-7.963822	8.158425	-0.976147	0.3310
RISCO1(-1)	140.6520	15.14849	9.284890	0.0000
R ²	0.341319	Média Var Dependente	583.8773	

FONTE: Elaborado pelo autor

De acordo com a tabela 8, as variáveis são estatisticamente significantes, exceto para a variável ofertamonetária1. O R² foi de 0,341319 e o teste de Durbin-Watson de 0,142554. Fazendo o teste de White, constata-se a presença de heterocedasticidade. Assim, corrigindo o problema de heterocedasticidade (tabela H), obtemos a tabela abaixo:

TABELA 9 – Modelo estimado em primeira diferença para a taxa de câmbio nominal do Chile com correção de heterocedasticidade

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Prob.
COBRE(-1)	0.441427	0.097736	4.516513	0.0000
JUROS(-1)	-26.35362	4.123959	-6.390369	0.0000
OFERTAMONETARIA1(-1)	-7.963822	8.066337	-0.987291	0.3255
RISCO1(-1)	140.6520	13.51941	10.40371	0.0000
R ²	0.341319	Média Var Dependente	583.8773	
Critério de Akaike	11.06274			
Durbin-Watson	0.142554			

FONTE: Elaborado pelo autor.

De acordo com a tabela 9, as variáveis do modelo são estatisticamente significantes, exceto para a variável ofertamonetaria1, o R² é de 0,34, o que significa que 34% da variação da taxa de câmbio nominal é explicado pelas variáveis cobre, juros, ofertamonetária e risco. O teste de Durbin-Watson foi de 0,142554, o que mostra a presença de autocorrelação. Aplicando o teste LM de Breusch-Godfrey para testar o problema de autocorrelação, o resultado rejeita a hipótese nula (probabilidade abaixo de 1%) de não-correlação serial de qualquer ordem, assim, ocorrendo a presença de autocorrelação no modelo (tabela G).

Tendo em vista o problema de autocorrelação, o passo seguinte consistiu em corrigir este problema por meio da introdução de um esquema autorregressivo de ordem primeira (AR(1)), mas o problema de autocorrelação persistiu. Desse modo, introduziu-se um esquema autorregressivo de ordem segunda AR(2), que desta vez conseguiu corrigir o problema de autocorrelação, dando dinamicidade ao modelo (ver tabela I no anexo).

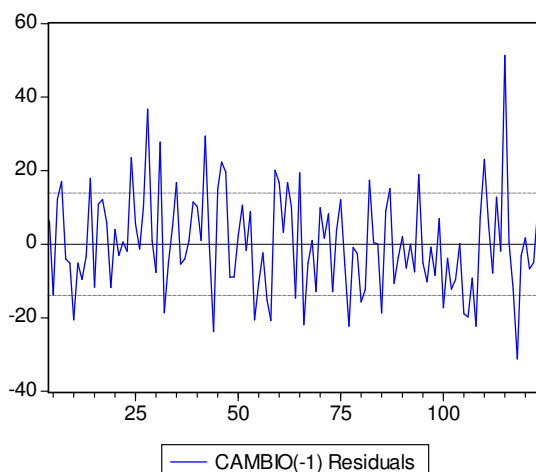
TABELA 10 – Modelo corrigido final DCAMBIO estimado para o Chile no período 1999:05-2009:09.

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	Estatística t	Prob.
COBRE(-1)	0.0422	0.0204	2.0713	0.0405
JUROS(-1)	-0.5878	2.1754	-0.2702	0.7874
OFERTAMONETARIA1(-1)	-24.7735	9.3320	2.6546	0.0090
RISCO1(-1)	64.5389	22.0651	2.9249	0.0041
AR(1)	1.3645	0.0610	22.3539	1.1396
AR(2)	-0.3918	0.0595	-6.5820	1.4418
R ²	0.9648	Média Var Dependente	585.3694	
R ² ajustado	0.9633	S.D. Var Dependente	72.8245	
Durbin-Watson	0.142554			

FONTE: Elaborado pelo autor

Como pode ser observado da tabela 10, as informações mostram que todos os coeficientes – diferencial da oferta monetária (OFERTAMONETARIA1(-1), risco país (RISCO2(-1) – são significativos a 5%; além do mais, o R² (coeficiente de determinação) é de 0,964836880484. A variável OFERTAMONETARIA passou a ser estatisticamente significativa.

GRÁFICO 4 – Resíduo do modelo DCAMBIO em primeira diferença



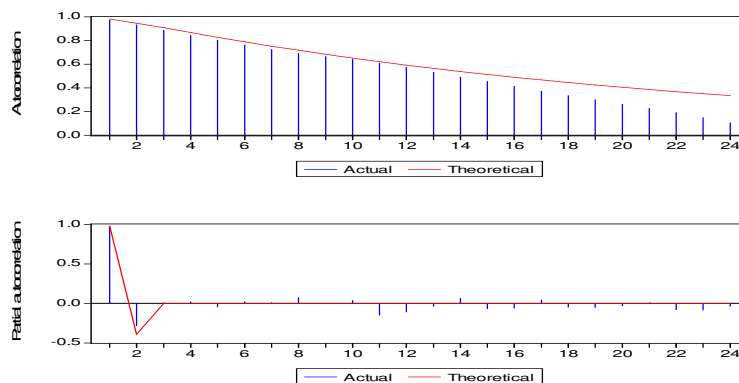
Assim, os resultados mostram que o tipo de câmbio nominal reage em forma inversa ao diferencial das ofertas monetárias entre o Chile e os Estados Unidos ($OFERTAMONETARIA1(-1) = -24.7735958512689$), quando a oferta monetária chilena é maior à norte-americana o tipo de câmbio se aprecia.

Finalmente, o efeito do risco-país é direto ($RISCO1(-1) = 64.5389803817826$), já que um maior risco provoca uma depreciação cambial, ou seja, a queda do risco-país do Chile contribui para a apreciação cambial. O modelo ARMA (2,0,0).

$$CAMBIO_{t-1} = -24,773OFERTAMONETARIA_{t-1} + 63,124RISCO1_{t-1} + 0,042COBRE_{t-1} + 1,364CAMBIO_{t-1} - 0,391CAMBIO_{t-2}$$

$R^2 = 0.964515$ Durbin-Watson = 1.94040045968716. Os gráficos do modelo final estão representados abaixo.

GRÁFICO 5 – Gráficos da função de autocorrelação (FAC) e função de autocorrelação parcial (FACP) para o modelo ARMA final



A realização do modelo econométrico em primeira diferença eliminou o problema de regressão espúria, mas perde relações de longo prazo entre as variáveis. Portanto, a próxima seção desenvolve os testes de cointegração e a estimação da relação de longo prazo entre as variáveis.

7.2 Cointegração

As equações de cointegração que mede a relação de curto e longo prazo entre as variáveis câmbio e juros:

$$\Delta X_t = -0.004*(58.01810*Y_{t-1} + X_{t-1}) + (1.424671*\Delta Y_{t-1} + 0.471594*\Delta X_{t-1}) + (4.082187*\Delta Y_{t-2} - 0.1277434*\Delta X_{t-2})$$

A equação de cointegração para o câmbio e o risco1:

$$\Delta X_t = -0.006348*(187.7759*Y_{t-1} + X_{t-1}) + (12.18807*\Delta Y_{t-1} + 0.454242*\Delta X_{t-1}) + (-15.532590*\Delta Y_{t-2} - 0.064846*\Delta X_{t-2})$$

Tendo o modelo cointegrado uma representação no ECM, podemos concluir que a taxa de juros e o risco-país (risco1) causa no sentido de Granger a taxa de câmbio, conforme apresentado na seção 8 deste trabalho.

8 CONCLUSÃO

Este trabalho estimou um modelo ARMA de estimação da taxa de câmbio do Chile. O modelo apresentou não-estacionariedade, o que acarretou a utilização das variáveis do modelo em primeira diferença. Na estimação do modelo em primeira diferença, a variável juros é estatisticamente não-significante. Mas há uma relação de longo prazo entre taxa de juros e a taxa de câmbio, conforme o modelo de correção de erro apresentado neste trabalho. Também se observa uma relação de curto e de longo prazo entre a taxa de câmbio e o risco-país (risco1). Os resultados econométricos deste trabalho englobaram o

período de 1999 a 2009, que marca a adoção do câmbio flutuante pelo Chile. Os resultados econométricos corroboraram aquilo que consta na literatura desta introdução, pois a oferta monetária, que compõe a base monetária juntamente com moeda, cheque e bilhetes emitidos pelo Banco Central chileno, é estatisticamente significativa no modelo deste trabalho, corroborando o estudo empírico de Araújo (2010), que, além de constatar o impacto da base monetária na taxa de câmbio, também observou o impacto das reservas monetárias, compostas em parte por *commodities* para exportação, como a variável cobre, que neste modelo apresentou significância estatística, corroborando novamente os resultados de Araújo. Por fim, a variável taxa de juros não é estatisticamente significativa, o que corrobora as argumentações de Vieira et al. (2007) e De Gregorio et al. (2004), que mostraram que a taxa de juros não exerce impacto direto sobre a taxa de câmbio.

BIBLIOGRAFIA

- BRAVO ORELLANA, Sergio. **El riesgo país. Concepto y metodología de cálculo**. ESAN, 2004.
- CÁRDENAS, M. La tasa de cambio en Colombia. **Cuadernos de Fedesarrollo 1**. Bogotá: Tercer Mundo, sept. 1997.
- CHEUNG, Y.; CHIN, N. M.; GARCIA, A. **Empirical Exchange Rates of the Nineties: Are Any Fit to Survive?** Santa Cruz Center for International Economics, Paper 03'14, 2003.
- CHINN, M. Paper Pushers or Paper Money? Empirical Assessment of Fiscal and Monetary Models of Exchange Rate Determination. **Journal of Policy Modeling**, n. 19, p. 51-78, 1997.
- DE GREGORIO, J.; TOKMAN, A. **Overcoming fear of floating: exchange rate policies in Chile**. Central Bank of Chile, Working Paper 302, 2004.
- DORNBUSCH, R. Expectations and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy**, n. 84, p. 1161-1176, 1976.
- Edwards, S. **How Effective are Controls on Capital Inflows? An Evaluation of Chile's Experience**. University of California, Los Angeles, Anderson Graduate School of Management. Working Papers. June 1999.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 3.ed. New York: John Wiley and Sons, 2009.
- ESPINOSA GONZALES, R. et al. **Un modelo Markov Switching para el tipo de cambio real en el Peru 1992-2007**. Curso de Extensión Universitaria del Banco Central de Reserva del Perú, 2008.
- FRENKEL, J. A.; ROSE, A. Empirical Research on Nominal Exchange Rate. In: GROSSMAN, G. M.; ROGOFF, K. **Handbook of International Economics**. Elsevier, 1995. p. 1689-1729.
- GALA, P. **Política cambial e macroeconomia do desenvolvimento**. São Paulo, 2006. Tese [Doutorado em Economia] – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas.
- MEESE, R. A.; ROGOFF, K. The out-of-sample failure of empirical exchange rate models: sampling error or misspecification?. In: FRENKEL, J. (ed.). **Exchange Rates and International Macroeconomics**. NBER; University of Chicago Press, 1983a. p. 67-105.
- MEESE, R. A.; ROGOFF, K. Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?. **Journal of International Economics**, n. 14, p. 3-24, 1983b.
- MORANDÉ, F.; TAPIA, M. Política cambiaria en Chile: el abandono de la banda y la experiencia de flotación. **Revista Economía Chilena**, v. 5, n. 3, p. 67-94, dic. 2002.
- OWEN, D. Importance of Productivity trends for the euro. **European Economics for Investors**, Mar. 2001.
- PINTO, A. C. B.; VIEIRA, F. V. Câmbio flexível e metas de inflação em países selecionados da América Latina: volatilidade e análise VAR. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 29, n. 1, p. 65-100, jun. 2008
- PINTO, A.; VILELA, F. Câmbio flexível e metas de inflação em países selecionados da América Latina: volatilidade e Análise VAR. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA ANPEC REGIÃO SUL, 10. **Anais...** 2007.
- ROSENBERG, M. **The Euro's Long-Term Struggle**. FX Research Special Report Series, n. 2, 2000.
- SALAZAR, S. E. **El riesgo país y el tipo de cambio nominal entre Peru y Estados Unidos: una aproximación através de un modelo de mercado de activos de determinación del tipo de cambio (1998:12-2007:12). Primer borrador**. Grupo de investigación Económica, Universidad Pedro Ruiz Gallo, abril 2008.
- SORENSEN, B. Granger Causality. **Economics 7395**, 2005. Disponível em: <http://www.uh.edu/~bsorensen/gra_caus.pdf>.

APÊNDICE

TABELA A – Teste de heterocedasticidade de White para a regressão da taxa de câmbio nominal (TCN)

Teste de heterocedasticidade de White			
Estatística F	6.549154	Probabilidade	0.000001
R ²	38.81137	Probabilidade	0.000005

FONTE: Elaborado pelo autor

TABELA B – Teste de Raiz Unitária de Perron tanto do intercepto quanto da tendência

Variáveis	p-valor
DCAMBIO	0,0000
DCOBRE	0,0000
DOFERTAMONETARIA1	0,0000
DJUROS	0,0000
DRISCO1	0,0000

FONTE: Tabulado pelo autor

TABELA C – Teste de Raiz Unitária de Dick-Fuller tanto para o intercepto quanto para a tendência

Variáveis	p-valor
CAMBIO	
COBRE	0,8240
OFERTAMONETARIA1	0,5552
JUROS	0,5366
RISCO1	0,6916

FONTE: Tabulado pelo autor

TABELA D – Testes de Raiz Unitária de Perron tanto do intercepto quanto para a tendência das variáveis em primeira diferença

Variáveis	p-valor
DCAMBIO	0,0000
DCOBRE	0,0000
DOFERTAMONETARIA1	0,0000
DJUROS	0,0000
DRISCO1	0,0000

FONTE: Elaborado pelo autor

TABELA E – Teste de Raiz Unitária de Dick-Fuller tanto do intercepto quanto para a tendência das variáveis em primeira diferença

Variáveis	p -valor
CAMBIO	0,4191
COBRE	0,8240
OFERTAMONETARIA1	0,7416
JUROS	0,6209
RISCO1	0,7693

FONTE: Elaborado pelo autor

TABELA F – Testes de Sazonalidade para as variáveis do modelo econométrico

Variáveis	Estatística F
RISCO1	0,681
COBRE	4,165**
JUROS	2,247
OFERTAMONETARIA1	20,549**
CÂMBIO	2,169

FONTE: Tabulado pelo autor

** – presença de sazonalidade a 0,1% de nível de significância.

TABELA G – Teste de autocorrelação Breusch-Godfrey LM, para o modelo estacionário em primeira diferença DCAMBIO

Teste de Breusch-Godfrey (Teste LM de autocorrelação)			
Estatística F	358.0455	Probabilidade	0.000000
R ²	106.4567	Probabilidade	0.000000

FONTE: Tabulado pelo autor

TABELA H – Teste de heterocedasticidade de White para o modelo da taxa de câmbio nominal em primeira diferença

Teste de heterocedasticidade de White			
Estatística F	6.638820	Probabilidade	0.000000
R ²	39.09148	Probabilidade	0.000005

FONTE: Elaborado pelo autor

TABELA I – Teste de cointegração para o modelo econométrico

Variáveis	Nenhum		No máximo 1	
	Estatística do traço	Valor crítico 0,05	Estatística do traço	Valor crítico 0,05
cobre	11.82758	15.49471	3.447939	3.841466
juros	22.24288	15.49471	4.006271	3.841466
Ofertamonetaria1	9.552975	15.49471	1.003979	3.841466
Risco1	16.05600	15.49471	6.180394	3.841466

FONTE: Tabulado pelo autor

TABELA J – Teste de autocorrelação Breusch-Godfrey LM, para o modelo estacionário em primeira diferença DCAMBIO, com a introdução de um esquema autorregressivo de ordem segunda AR(2)

Teste de Breusch-Godfrey (Teste LM de autocorrelação)			
Estatística F	9.132780	Probabilidade	0.000208
R ²	16.71189	Probabilidade	0.000235

FONTE: Tabulado pelo autor

GRÁFICOS

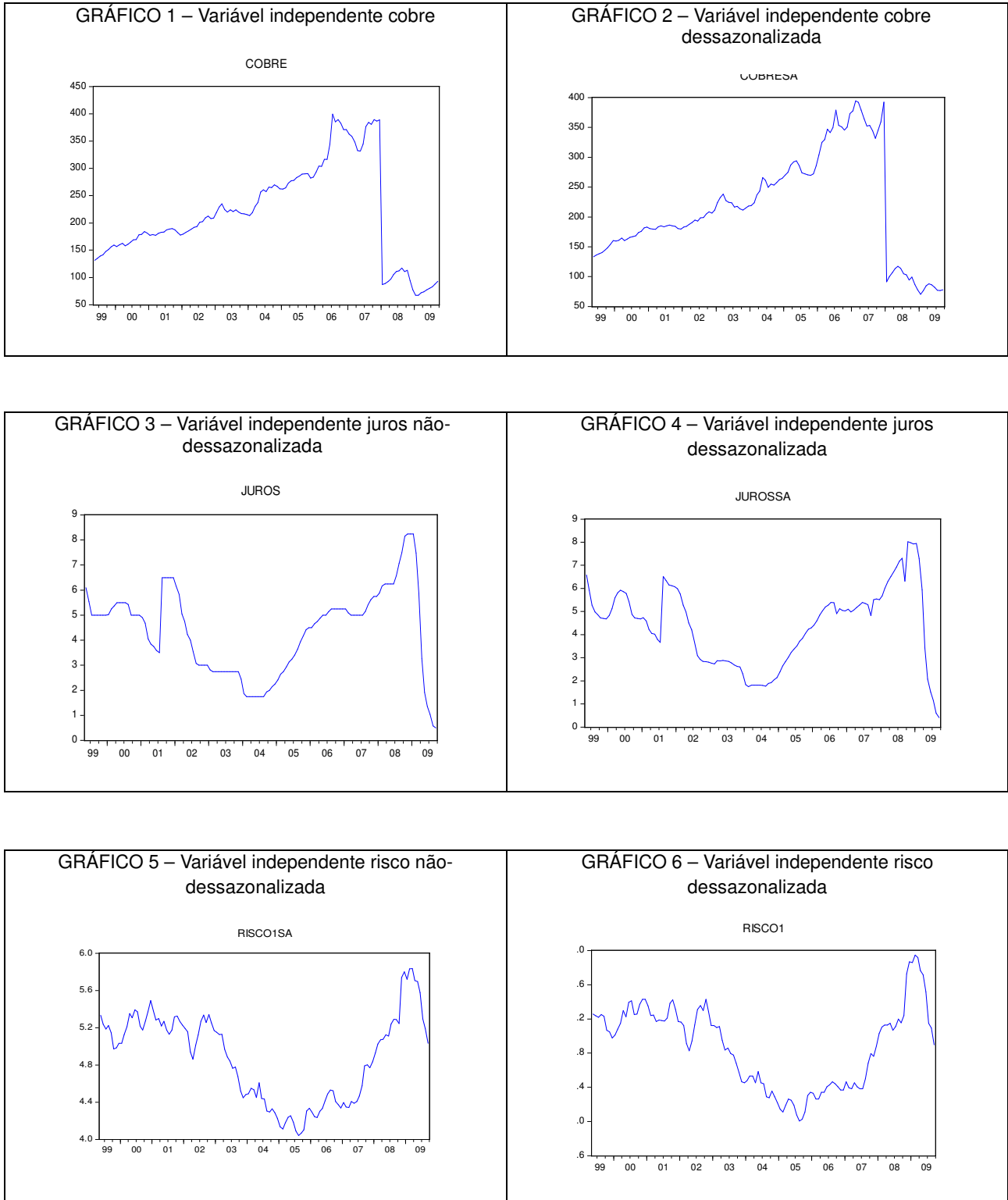


GRÁFICO 7 – Variável independente não-dessazonalizada ofertamonetária

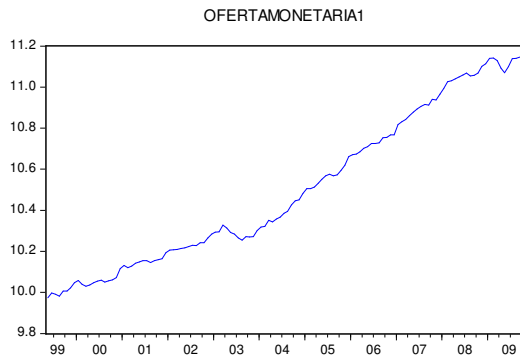


GRÁFICO 8 – Variável independente dessazonalizada ofertamonetária

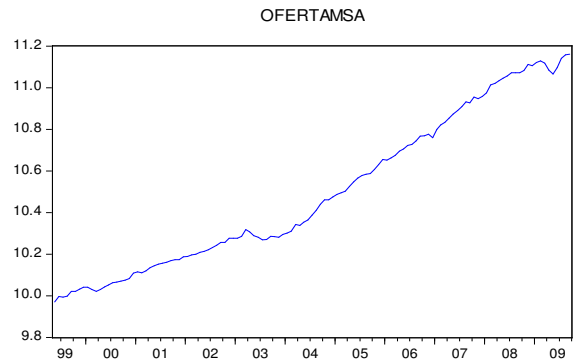


GRÁFICO 9 – Variável dependente câmbio dessazonalizada

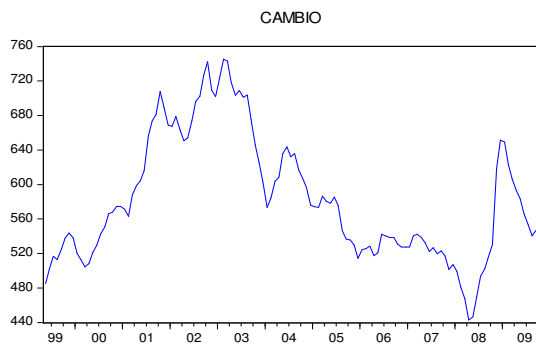


GRÁFICO 10 – Variável dependente câmbio

