

Taxa de Juros Alta Evita Ataques Especulativos Sobre o Câmbio? Uma Reavaliação Empírica para 6 Países Durante o Período entre 1975 e 2008

João Paulo Martin Faleiros

Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo (USP) e Economista do BNDES, Brasil

Denisard Cneio de Oliveira Alves

Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade de São Paulo (USP), Brasil

Resumo

Este trabalho apresenta uma análise empírica sobre ataques especulativos em seis países, no período entre 1975 e 2008. Os ataques especulativos são definidos com base no teste de detecção de *outlier* proposto por Sánchez e Peña (2003), baseado em Tsay (1986), aplicado às séries de taxa de câmbio, taxa de juros e reservas internacionais, evitando assim, definições exógenas difundidas na literatura sobre o tema. Este artigo também avalia a eficácia da política monetária nos momentos dos ataques cambiais através do teste de causalidade de Granger aplicado em vetores autorregressivos (VAR) estimados para janelas mensais e consecutivas ao longo de todo o período. Os resultados indicam que são poucos os momentos em que a taxa de juros Granger causa a taxa de câmbio. Além do mais, quando ocorrem ataques especulativos bem sucedidos é comum verificar relação positiva entre as variáveis.

Palavras-chave: *Outlier*, Causalidade de Granger, Ataques Especulativos, Taxa de Câmbio

Classificação JEL: F30, E52, C32

Abstract

This paper presents an empirical analysis of speculative attacks on exchange rates in 6 countries between 1975 and 2008. Speculative attacks or crises are defined by the Sánchez e Peña (2003) procedure of outlier detection in exchange rates, interest rates, and international reserves, thus avoiding exogenous definitions largely applied to empirical literature. The paper also examines the efficacy of the monetary policy at moments of speculative attacks by using Granger causality test applied to Vector Autorregressive (VAR) estimated in a month rolling windows during all period. The results indicate that

there are few moments when interest rates Granger cause exchange rates. Furthermore, it is common to verify a positive relationship between exchange rate and interest rate when a speculative attack occurs.

1. Introdução

A eficácia da política monetária nos momentos em que ocorrem ataques especulativos é tema controverso na literatura de finanças internacionais. De um lado, estão aqueles que defendem a visão convencional de que o aumento da taxa de juros nominal em momentos de crise cambial propicia a elevação do retorno financeiro dos ativos do país, retendo uma fuga maciça dos agentes para moeda estrangeira, impedindo a desvalorização abrupta da moeda local. Os juros altos também promoveriam reversão das expectativas de desvalorização da moeda, agindo como um sinalizador do comprometimento da autoridade monetária em manter o câmbio sob controle.

Por sua vez, os chamados “revisionistas” não vêem qualquer eficácia em aplicar esse tipo de política. Pelo contrário, o aumento dos juros poderia ser o responsável pela fuga de capital e de uma conseqüente depreciação da moeda local. De acordo com Furman e Stiglitz (1998) e Radelet e Sachs (1998), para combater a crise cambial teria que haver elevação expressiva da taxa de juros para o investidor manter sua posição em ativos locais. Sendo assim, haveria o desencadeamento de um processo de colapso financeiro do país por meio do aumento do serviço da dívida das firmas, gerando a probabilidade de insolvência e, por conseguinte, pressão no sistema bancário. Esse fato influenciaria as expectativas dos investidores para possível *default* da dívida daquele país, levando a corrida para moeda estrangeira, promovendo depreciação da taxa de câmbio.

Em termos empíricos, há evidências que corroboram as duas visões. Por exemplo, em Goldfajn e Gupta (1998), utilizando dados em *cross-section* para vários países, verificou-se que o aumento da taxa de juros apreciou o câmbio. Em contrapartida, em Furman e Stiglitz (1998), incluindo países com baixa inflação, dentre eles os países asiáticos, o aumento da taxa de juros conduziu a depreciação da moeda local.

Já em Kraay (2003), não foram encontradas evidências que dê suporte a qualquer uma das visões. Ao estipular mecanismo exógeno de detecção de ataques especulativos bem sucedidos e mal sucedidos, entre os anos 1975 e 1999, para um conjunto de 54 países, não encontrou mudanças na probabilidade de ocorrência de ataques, em decorrência da ação austera da autoridade monetária. Além disso, não houve alteração dos resultados mesmo após o controle, da equação estimada, por variáveis de fundamentos da economia. Por sua vez, Goderis e Loannidou (2008),

* Recebido em dezembro de 2010, aprovado em janeiro de 2013. Os autores agradecem as sugestões e considerações dos pareceristas.

E-mail addresses: jpfal@bndes.gov.br, dcoalves@usp.br

realizando o mesmo procedimento de Kraay (2003) e ampliando o período de análise até 2002, encontrou suporte para a visão convencional em países com baixo nível de débito corporativo.

Outro tipo de literatura empírica utiliza a abordagem de séries de tempo, que consiste, basicamente, em verificar se os juros aumentam a capacidade preditiva da taxa de câmbio, seja por meio da utilização de vetores de correção de erros ou aplicação do teste de causalidade de Granger em modelos VAR. Nesta perspectiva, Hsiao et alii (2001) trazem evidência favorável à visão convencional para caso sul-coreano no período de setembro de 1997 a agosto de 1998. Entretanto, Gould e Kamin (2000), controlando por outras variáveis, não encontra suporte empírico para esta visão ao considerar Coreia do Sul, Malásia, Filipinas, Tailândia e México, utilizando dados semanais, no biênio de 1997/98.

Como se observa, os estudos empíricos trazem evidências bem distintas no que se refere aos resultados da ação da autoridade monetária no combate aos ataques especulativos, o que pode estar relacionado aos seguintes aspectos:

- (a) Definição dos períodos de sucesso e fracasso dos ataques especulativos. Em larga medida, esta definição assume a priori limiares exógenos que não levam em consideração a dinâmica das séries econômicas, o que pode originar resultados espúrios. Em Kraay (2003), por exemplo, desconsiderando os episódios conhecidos, o uso de limiares exógenos pode conduzir a conclusões equivocadas a respeito da definição dos ataques especulativos, o que irá influenciar a avaliação da política monetária.
- (b) Os estudos em *cross-section* possuem o problema relacionado à endogeneidade da política monetária, como discutido em Kraay (2003). Nem sempre é possível encontrar bons instrumentos. Nesse sentido, a abordagem de séries de tempo contribui, de certo modo, para amenizar esse problema, uma vez que trata o câmbio e a taxa de juros em sistemas endógenos de defasagens. Por conseguinte, pode-se verificar, em termos preditivos, qual a direção de causalidade.
- (c) As aplicações de séries de tempo enfrentam o problema relacionado à periodicidade das variáveis. A melhor maneira de avaliar os impactos da política monetária em episódios específicos, como, por exemplo, nas crises dos países asiáticos no final da década de 90, seria através de dados diários ou semanais, pois possibilita número razoável de observações. Grande parte dos estudos acaba focando em episódios mais recentes devido à disponibilidade de dados, como em Goldfajn e Baig (1998), Kaminsky e Schumukler (1998) e Ghosh e Phillips (1998). Além do que, nem sempre é possível obter variáveis relevantes para definir ataques especulativos, além de câmbio e taxa de juros, com periodicidade semanal ou diária.

Algumas alternativas, propostas neste artigo, podem ser eficazes para atacar os problemas acima discutidos. A questão da endogeneidade da ação da política monetária, como já exposto, pode ser tratada utilizando a abordagem de séries de tempo, especificamente com o conceito de causalidade de Granger, definido em Granger (1969). Vale destacar que, esse conceito está ligado ao sentido de precedência temporal do impacto da taxa de juros sobre o câmbio e não a idéia

tradicional de exogeneidade. Sendo assim, a construção de sistemas endógenos em que as variáveis são defasadas contra elas mesmas e demais variáveis explicativas, permite que se verifique, por exemplo, se a taxa de juros aumenta a capacidade de previsão do câmbio e vice-versa.

No que tange ao problema da definição do sucesso ou fracasso de um ataque especulativo, deve-se obter os limiares endogenamente, levando em conta modelos que especifiquem a dinâmica das séries. Em Kraay (2003), por exemplo, isso não ocorre. Os casos de sucesso dos ataques especulativos são definidos com base em saltos do valor da taxa de câmbio em relação ao patamar médio dos últimos meses. A identificação dos saltos ocorre por meio de limiares, definidos a priori, com base nas características econômicas de grupos de países. Sendo assim, esse procedimento não faz qualquer tipo de distinção endógena entre movimentos padrões da série e possíveis choques. Um modo de contornar esse problema se dá pela aplicação do teste de detecção de *outlier* proposto por Sánchez e Peña (2003), com base nos trabalhos originais de Tsay (1986, 1988).

Os testes consistem em avaliar a ocorrência de valores que não previstos pela estrutura dos modelos ARMA(p, q), aplicando-se procedimento para detectar as observações que estatisticamente são consideradas *outliers*.

Neste trabalho, a ocorrência de *outliers* positivos na série da variação mensal da taxa de câmbio nominal define ataques especulativos bem sucedidos. Os ataques mal sucedidos são definidos de modo semelhante para as séries da variação mensal das reservas nominais (*outlier* negativo) e do *spread* dos juros domésticos em relação ao americano (*outlier* positivo). Se os ataques são definidos através desta metodologia a delimitação é endógena, diferentemente do que ocorre em Kraay (2003).

Vale ainda destacar que a opção por utilizar o método de Sánchez e Peña (2003) se deve a três principais problemas, apontados pela literatura, no procedimento original de Tsay (Chen e Liu 1993; Justel et alii 2001; Sánchez e Peña 2003). O primeiro deles esta relacionado à ausência de tratamento dos *outliers* presentes nas estimativas iniciais dos coeficientes dos modelos ARMA(p, q), podendo conduzir a estimadores não robustos. Portanto, erros de avaliação podem ocorrer, pois tais estimadores são utilizados no cálculo das estatísticas responsáveis pelo diagnóstico da presença de *outliers* nas séries. Além disso, o teste original não leva em consideração a ocorrência de *masking effect* ou efeito encobrimento de possíveis sequencias de *outliers*, dado que a análise é realizada ponto a ponto. Por fim, o procedimento de Tsay pode confundir *innovative outliers* (IO) como mudanças no nível da série (LS).

Com o intuito de avaliar os efeitos da política monetária, utilizando o conceito de causalidade de Granger, seria necessário que para cada período de incidência de forte desvalorização cambial, ou em momentos de fracasso de um ataque especulativo, houvesse número razoável de observações. Realidade esta que em estudos envolvendo períodos mais abrangentes de tempo seria impraticável pela escassez de séries históricas semanais ou diárias. A menor periodicidade que se tem disponível para esse propósito é a mensal. Para tratar esse problema, durante todo

período disponível, serão abertas janelas móveis, baseada em modelos VAR, com movimento para frente de apenas um mês, conduzindo a avaliações focadas nos períodos de crises cambiais.

No total foram selecionados seis países com fundamentos econômicos distintos e que passaram por momentos de turbulência cambial, abrangendo o período entre 1975 a 2008: Brasil, Canadá, Coréia do Sul, Japão, México e Suécia. Exceção feita ao Japão, todos os demais países trouxeram evidências de ataques especulativos bem sucedidos.

Dentre todas as ocorrências de ataques especulativos mal sucedidos, só há dois casos em que a variação da taxa de juros Granger causa a variação da taxa cambial e o impacto resultante no período é negativo. Ambos estão associados ao caso japonês, inviabilizando conclusões categóricas e gerais a respeito do mecanismo proposto pela visão tradicional neste grupo de países. Por outro lado, em grande parte das ocasiões em que há ataques especulativos bem sucedidos, além de se verificar sentidos de causalidade que se processa dos juros para o câmbio, o impacto no período é positivo, trazendo evidências favoráveis à visão “revisionista”.

Este trabalho é dividido em mais 3 seções. A Seção 2 apresenta de modo sistemático o procedimento empírico a ser utilizado, enquanto que, a terceira seção apresenta os resultados. Por fim, a quarta seção conclui esse trabalho.

2. Abordagem Empírica

2.1. Procedimento de detecção de ataques especulativos

Como já discutido na introdução, o método de detecção de *outlier* proposto por Sánchez e Peña (2003), com base no trabalho de Tsay (1986, 1988), será responsável pela definição dos ataques especulativos.

Essa literatura considera, em geral, três principais *outliers*:

- a) AO – *additive outlier*;
- b) IO – *innovative outlier*; e
- c) LS – *Level Shift*.

O AO é um efeito isolado na série, pois somente a observação no instante t é afetada, não possuindo qualquer influência futura na série y_t . Na presença de IO, choques ocasionados em t influenciarão períodos subsequentes $y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+n}$, o que o torna, portanto, parte da dinâmica de y_t . O LS, por sua vez, tem efeito permanente, alterando a média da série.

Os três tipos de *outliers* mencionados acima podem ser entendidos a partir da descrição de modelo ARMA(p, q) para a série Z_t , onde $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$ e $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$ se referem a parte autorregressiva e da média móvel, respectivamente; $\{a_t\}$ é o ruído branco, possui média zero e variância σ_a^2 . Adicionando-se o mecanismo gerador dos *outliers*, temos:

$$Y_t = B_\omega(L)\omega I_t + Z_t = B_\omega(L)\omega I_t + \pi(L)a_t \quad (1)$$

tal que $\pi(L) = \theta(L)/\phi(L)$ é o componente regular da série sem a presença de choques, I_t é a variável do *outlier*, e $B_\omega(L)$ representa a dinâmica que o *outlier* impõe sobre Y_t . Quando $I_t = 1$, existe *outlier* na série, caso contrário $I_t = 0$; o parâmetro ω corresponde à magnitude do *outlier*. Se $B_\omega(L) = 1$, ω caracteriza-se como um AO; caso $B_\omega(L) = \theta(L)/\phi(L)$, então, ω é um IO. Por fim, quando $B_\omega(L) = 1/(1 - L)$, ω é um LS.

Percebe-se a partir daí que o IO possui um efeito de propagação sobre a série e LS propicia mudança permanente da média, fato contrário ao AO, com influência instantânea em Y_t .

Especificamente neste trabalho, $I_t = 1$ poderá indicar a presença de ataque especulativo e ω sua magnitude. As definições aditivo, inovativo e mudança de nível tornam-se importante para diagnosticar como determinado ataque especulativo posteriormente influenciou a série.

A identificação dos ataques e a diferenciação entre AO, IO e LS se baseia em Sánchez e Peña (2003). Este método corrige três principais problemas que podem ocorrer no procedimento de Tsay (1986, 1988). Em primeiro lugar, a existência de vies nos parâmetros iniciais estimados no modelo ARMA(p, q) devido a influência dos *outliers*. O segundo problema se refere à possibilidade de confusão entre LS e IO quando a série possui mudança de nível. Por fim, pode ocorrer o *masking effect* ou seqüências de *outliers* não identificadas pelo procedimento ponto a ponto de Tsay.

Tal como propõe Sánchez e Peña (2003), inicia-se a busca por *outliers* através da etapa de estimação do parâmetro inicial, que consiste na busca dos pontos de influência e das mudanças de níveis em T na série, eliminando-os, respectivamente, através de *dummies* em $t = T$ e *dummies* de intervenção para $t \geq T$, obtendo, portanto, estimadores iniciais robustos dos coeficientes do ARMA(p, q).

Através destes coeficientes, obtém-se o resíduo \hat{a}_t . Calculam-se, portanto, as estatísticas convencionais para IO, AO e LS, descritas em Tsay (1988):

$$\hat{\lambda}_{IO,t} = y_t / \hat{\sigma}_a \tag{2}$$

$$\hat{\lambda}_{AO,t} = \left[\hat{p}_{A,t}^2 \left(y_t - \sum_{i=1}^{n-t} \hat{\pi}_i y_{t+i} \right) \right] / \hat{p}_{A,t} \hat{\sigma}_a \tag{3}$$

$$\hat{\lambda}_{LS,t} = \left[\hat{p}_{L,t}^2 \left(y_t - \sum_{i=1}^{n-t} \hat{\eta}_i y_{t+i} \right) \right] / \hat{p}_{L,t} \hat{\sigma}_a \tag{4}$$

tal que, n é o tamanho da série, $\hat{p}_{A,t}^2 = (1 + \hat{\pi}_1^2 + \dots + \hat{\pi}_{n-t}^2)^{-1}$, $\hat{p}_{L,t}^2 = (1 + \hat{\eta}_1^2 + \dots + \hat{\eta}_{n-t}^2)^{-1}$, $\eta(L) = \eta_0 - \eta_1 L - \dots = \pi(L)/(1 - L)$ e $\hat{\sigma}_a$ é a variância de \hat{a}_t . O critério para definição de AO ou IO, avalia inicialmente se, no instante t , $|\hat{\lambda}_{AO,t}|$ e $|\hat{\lambda}_{IO,t}|$ são, respectivamente, maiores que os valores críticos calculados por simulações de Monte Carlo. No caso de LS, é avaliado se $\max_t |\hat{\lambda}_{LS,t}|$ é superior ao valor crítico. Este é o estágio de detecção de *outlier*.

Ao longo do processo de busca, podem ocorrer três diferentes situações. A primeira é a ausência de *outliers*, neste caso encerra-se imediatamente o procedimento. Em segundo lugar, caso haja AO, IO ou LS, em diferentes instantes, removê-los e iniciar novamente a busca, até a indicação da ausência de *outliers*. Por fim, caso as estatísticas evidenciem AO ou IO e LS no mesmo instante, dando origem a confusão entre tipos de *outliers*, Sánchez e Peña (2003) propõem utilizar um modelo de intervenção contendo duas *dummies* como critério de escolha, uma que assume valor 1 para o instante $t = T$ e outra com valor 1 para $t \geq T$.

Por fim, no terceiro estágio, os autores propõem estimar modelo de intervenção considerando os *outliers* identificados na etapa anterior. Se o efeito de algum *outlier* não foi significativo, removê-lo e re-estimar o modelo de intervenção. Quando não houver mais indícios de efeitos não significantes, iniciar o processo de busca de sequencias de *outliers*, para evitar assim o efeito encobrimento (*masking effects*). Sendo g o número de observações entre dois AOs é necessário que $g \leq h$, tal que h é dado tal que $|\pi_j| \leq 0.1$, para $j > h$. Caso essa condição seja satisfeita, estima-se modelo de intervenção com *dummy* de impulso com valor 1 entre os dois AOs. O procedimento é executado novamente, até não haver evidência de novas sequencias significantes. Neste caso, finaliza-se o procedimento.

É importante destacar que as séries serão avaliadas em termos da taxa de crescimento. Nesta situação, pode ocorrer que o diagnóstico de *outlier* no instante t seja apenas resultado de variações abruptas com o sinal contrário ocorridas em instantes anteriores. Neste caso, tais observações não se caracterizam como ataques especulativos. Por exemplo, se as reservas apresentarem forte aumento em $t - 1$ e no instante seguinte voltar a patamares próximos a média histórica, a série na primeira diferença possivelmente irá identificar um *outlier* com sinal negativo em t . Contudo, este não será considerado ataque especulativo mal sucedido. Espera-se que ataques especulativos mal sucedidos seja uma forte variação negativa nas reservas em momentos de baixa volatilidade. O mesmo é válido para o câmbio e o *spread* em situação oposta. Não serão considerados ataques especulativos em t quando se observam outros *outliers* com sinais contrários no intervalo entre $t - 1$ e $t - 3$.

Se houver indícios tanto de ataques especulativos bem sucedidos como de ataques mal sucedidos no instante t , desconsiderar-se-á o segundo tipo. Além disso, não serão considerados ataques mal sucedidos *outliers* negativos na taxa de crescimento das reservas ou positivos na variação mensal do *spread* em t , associados a ataques especulativos bem sucedidos nos três pontos subsequentes.

Por fim, quando ocorrem ataques especulativos bem sucedidos, é possível que nos pontos subsequentes venham ocorrer novas desvalorizações que originem *outliers*. Neste caso, somente o primeiro *outlier* da sequência será considerado ataque especulativo bem sucedido.

2.2. Procedimento para avaliação da Política Monetária

Os impactos da política monetária para cada país isoladamente são avaliados de acordo com o teste de causalidade Granger, discutido em Granger (1969), considerando a abertura de uma janela de $d+1$ meses ($t, t-1, \dots, t-d$) que desliza ao longo de todo período, com passo a frente de apenas 1 mês. Nesse sentido, estima-se VAR bivariado incluindo a variação mensal da taxa de câmbio, assim como, a variação mensal da taxa de juros.

Considerando, respectivamente, Δe_t e Δr_t como a variação da taxa de câmbio e da taxa de juros, estima-se o seguinte vetor auto-regressivo:

$$\begin{aligned} \Delta e_t &= \alpha_{10} + \sum_{j=1}^{p_1} \alpha_{1j} \Delta e_{t-j} + \beta_{11} \Delta r_{t-1}^w + \beta_{12} \Delta r_{t-2}^w + \varepsilon_{1t} \\ \Delta r_t &= \alpha_{20} + \beta_{21} \Delta e_{t-1}^w + \beta_{22} \Delta e_{t-2}^w + \sum_{j=1}^{p_2} \alpha_{2j} \Delta r_{t-j} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (5)$$

tal que ε_t é o termo do erro e w é o índice que indica a janela móvel, tal que, $w = p_k + d + 1, \dots, n$ e $k = 1, 2$. Para cada janela, Δr_{t-1}^w assume valor igual a Δr_{t-1} em $(t, t-1, \dots, t-d)$ e assume valor zero, caso contrário. A mesma situação é válida para as demais variáveis com índice w . Após a estimação de (5) por mínimos quadrados ordinários, a ação da política monetária é avaliada através do conceito de causalidade proposto por Granger, testando-se as seguintes hipóteses nulas $H_{01}^w : \hat{\beta}_{11} = \hat{\beta}_{12} = 0$ e $H_{02}^w : \hat{\beta}_{21} = \hat{\beta}_{22} = 0$. Com vistas a avaliar o sinal do impacto entre as duas variáveis, considera-se o impacto multiplicador IM_{01}^w do efeito de Δr_t em Δe_t , tal como, IM_{02}^w o efeito de Δe_t em Δr_t .¹ Nesse sentido,

- (a) se H_{01}^w for rejeitado e H_{02}^w não for rejeitada, a política monetária causa a variação da taxa de câmbio na janela w .
- para $IM_{01}^w < 0$ corrobora-se a visão “convencional”, caso contrário, se $IM_{01}^w > 0$ corrobora-se a visão “revisionista”.
- (b) se H_{01}^w não for rejeitada e H_{02}^w for rejeitada, a variação da taxa de câmbio causa a política monetária na janela w .
- para $IM_{02}^w < 0$, a autoridade monetária reage à elevação do câmbio com queda dos juros, caso contrário, se $IM_{02}^w > 0$, a autoridade monetária reage com aumento dos juros.
- (c) se H_{01}^w e H_{02}^w forem rejeitadas há indícios de causalidade reversa entre a variação da taxa de câmbio e taxa de juros.

Caso haja evidência de que as séries de juros e câmbio podem ser modeladas por um processo que contenha raiz unitária, faz-se necessário adicionar um componente de correção de erros em (5).

¹ Neste caso, o impacto multiplicador é o valor de equilíbrio da equação do câmbio em razão da ocorrência de choque unitário em t sobre a variável da taxa de juros e vice e versa.

3. Resultados

O teste de detecção de ataques especulativos e os modelos VAR foram estimados para Coréia do Sul, México, Canadá, Suécia, Brasil e Japão. Utilizaram-se quatro variáveis com periodicidade mensal, seguindo a sugestão de Kraay (2003): câmbio nominal (média do período) medido em moeda local/US\$² para a identificação de ataques especulativos bem sucedidos; *spread*, definido como a diferença entre a taxa *money Market* do país e a dos Estados Unidos; e reservas nominais, ambas usadas para identificar os ataques especulativos mal sucedidos. Ao invés de utilizar taxa de desconto e compulsório, a *treasury bill rates* é usada para avaliar a ação da autoridade monetária. Os dados foram obtidos da base IFS – *International Financial Statistics* do FMI. Exceção feita ao *spread*, as séries passaram por transformação logarítmica. Todas elas são avaliadas em termos de sua variação mensal.

O período a ser investigado compreende os meses de janeiro de 1975 e dezembro de 2008, exceção feita para Coréia do Sul e México, cuja análise foi iniciada a partir da década de 80, por indisponibilidade de dados.

O teste de detecção de *outlier* proposto por Sánchez e Peña (2003) foi aplicado a todas as séries da variação mensal da taxa de câmbio. Se a estatística calculada for positiva e maior do que o valor crítico calculado através de simulações de Monte Carlo, há evidência de ataque especulativo bem sucedido (AEBS).³ Detalhes sobre os modelos ARMA(p, q) utilizados neste processo estão disponíveis no Anexo ao final deste artigo.⁴ Nas Tabelas 1 e 2, a terceira e quarta coluna evidenciam se o ataque é bem sucedido e o respectivo nível de significância, sendo que a quinta coluna apresenta se o ataque especulativo bem sucedido é um *outlier* aditivo (AO), inovativo (IO) ou mudança de nível (LS).

Com vistas a observar se um ataque especulativo foi mal sucedido (AEMS), são utilizadas as séries da variação mensal das reservas nominais, assim como, a variação mensal do *spread*. Os valores críticos também são calculados através de simulações de Monte Carlo. Variações mensais das reservas nominais muito negativas, indicadas nas colunas 6 e 7, trazem evidências de tentativas de ataques. De outro modo, se existe uma variação mensal muito elevada do *spread*, acima do valor crítico, também traz evidências nesse sentido. Esse último resultado é apresentado na oitava e nona coluna.

² Em razão dos diversos planos econômicos pelo qual o Brasil passou, a variação mensal do câmbio apresenta muitas quebras oriundas de alterações nominais, o que pode induzir à detecção espúria de ataques especulativos. Utilizou-se, portanto, a razão entre o câmbio nominal e o IGP-DI, normalizado pela unidade.

³ Sánchez e Peña (2003) calcularam os valores críticos para as estatísticas $\max\{|\hat{\lambda}_{IO,t}|\}$ e $\max\{|\hat{\lambda}_{LS,t}|\}$, para séries com no máximo de 250 observações. Os valores críticos, neste trabalho, foram obtidos realizando-se 10.000 simulações pelo procedimento de Monte Carlo, levando em conta o tamanho das séries e os coeficientes estimados pelos modelos ARMA(p, q).

⁴ A escolha das ordens de p e q ocorreu convencionalmente através da análise do correlograma da autocorrelação (AC) e autocorrelação parcial (PAC), levando-se ainda em conta que o resíduo estimado não deve ser autocorrelacionado.

Tabela 1
Avaliação de Ataques especulativos para o Brasil, Canadá e Coréia do Sul (1975:01 a 2008:12)

País	Data	Ataque	Câmbio↑	Tipo	R↓	Tipo Spread↑	Tipo
	1979:12	Bem Sucedido	7.40***	AO	-	-	-
	1982:09	Mal Sucedido	-	-	-5.92***	IO	-
	1983:02	Bem Sucedido	5.18***	IO	-	-	-
	1986:12	Mal Sucedido	-	-	-	-	5.04*** IO
	1987:01	Mal Sucedido	-	-	-	-	4.96*** IO
	1989:10	Mal Sucedido	-	-	-	-	4.52*** AO
	1989:12	Mal Sucedido	-	-	-	-	7.06*** AO
	1990:03	Mal Sucedido	-	-	-5.18***	AO	-
BRA	1990:10	Bem Sucedido	4.98***	IO	-	-	-
	1991:03	Mal Sucedido	-	-	-3.74**	AO	-
	1997:11	Mal Sucedido	-	-	-	-	3.79*** IO
	1998:09	Mal Sucedido	-	-	-6.53***	AO	-
	1999:01	Bem Sucedido	8.59***	IO	-	-	-
	2000:04	Mal Sucedido	-	-	-6.22***	AO	-
	2002:10	Bem Sucedido	4.91***	AO	-	-	-
	2005:12	Mal Sucedido	-	-	-3.70**	AO	-
	2008:09	Bem Sucedido	5.83***	LS	-	-	-
	1981:03	Mal Sucedido	-	-	-	-	5.60*** IO
	1981:07	Mal Sucedido	-	-	-5.38***	IO	-
	1982:07	Mal Sucedido	-	-	-	-	4.72*** IO
CAN	1982:08	Mal Sucedido	-	-	-	-	4.58*** AO
	1984:06	Mal Sucedido	-	-	-4.03**	IO	-
	1986:02	Mal Sucedido	-	-	-	-	4.57*** IO
	2008:08	Bem Sucedido	4.49***	IO	-	-	-
	1980:01	Bem Sucedido	9.40***	IO	-	-	-
	1982:07	Mal Sucedido	-	-	-4.50***	AO	-
	1983:04	Mal Sucedido	-	-	-4.85***	AO	-
	1984:01	Mal Sucedido	-	-	-5.00***	IO	-
	1985:03	Mal Sucedido	-	-	-3.90**	IO	-
COR	1986:01	Mal Sucedido	-	-	-6.10***	AO	-
	1989:07	Mal Sucedido	-	-	-3.99**	AO	-
	1997:11	Bem Sucedido	8.05***	AO	-	-	-
	2008:03	Bem Sucedido	3.88**	AO	-	-	-
	2008:09	Bem Sucedido	4.56***	IO	-	-	-

Notas: *** 1% de significância, ** 5% de significância e *10% de significância.

Calculou-se os valores críticos de acordo com Sánchez e Peña (2003), considerando o tamanho das séries e coeficientes estimados dos modelos ARMA(p, q).

Tabela 2

Avaliação de Ataques especulativos para o Japão, México e Suécia (1975:01 a 2008:12)

País	Data	Ataque	Câmbio↑	Tipo	R↓	Tipo	Spread↑	Tipo
	1978:11	Mal Sucedido	-	-	-	-	4.66***	IO
	1979:03	Mal Sucedido	-	-	-6.83***	IO	-	-
	1979:04	Mal Sucedido	-	-	-4.67***	AO	-	-
	1979:05	Mal Sucedido	-	-	-4.39***	AO	-	-
JAP	1979:10	Mal Sucedido	-	-	-4.34***	IO	-	-
	1979:11	Mal Sucedido	-	-	-4.81***	IO	-	-
	1980:03	Mal Sucedido	-	-	-4.82***	AO	-	-
	1990:03	Mal Sucedido	-	-	-4.03**	AO	-	-
	1991:03	Mal Sucedido	-	-	-4.44***	IO	-	-
	1998:04	Mal Sucedido	-	-	-3.98**	AO	-	-
	1981:11	Bem Sucedido	4.27***	AO	-	-	-	-
	1982:02	Bem Sucedido	6.55***	IO	-	-	-	-
	1982:08	Bem Sucedido	17.92***	AO	-	-	-	-
	1985:08	Bem Sucedido	5.62***	AO	-	-	-	-
	1986:06	Mal Sucedido	-	-	-4.76***	AO	-	-
	1987:12	Bem Sucedido	5.72***	AO	-	-	-	-
MEX	1988:11	Mal Sucedido	-	-	-3.89**	AO	-	-
	1994:04	Mal Sucedido	-	-	-5.39***	AO	-	-
	1994:12	Bem Sucedido	4.53***	IO	-	-	-	-
	1995:11	Bem Sucedido	5.16***	AO	-	-	-	-
	1998:09	Bem Sucedido	4.11***	AO	-	-	-	-
	2008:10	Bem Sucedido	5.69***	AO	-	-	-	-
	1976:10	Mal Sucedido	-	-	-4.84***	IO	-	-
	1982:10	Bem Sucedido	7.12***	IO	-	-	-	-
	1987:02	Mal Sucedido	-	-	-	-	4.05**	IO
SUE	1991:12	Mal Sucedido	-	-	-	-	4.76***	IO
	1992:11	Bem Sucedido	5.74***	AO	-	-	-	-
	2008:08	Bem Sucedido	4.49***	LS	-	-	-	-

Notas: *** 1% de significância, ** 5% de significância e *10% de significância.

Calculou-se os valores críticos de acordo com Sánchez e Peña (2003), considerando o tamanho das séries e coeficientes estimados dos modelos ARMA(p, q).

Com exceção do Japão, todas as séries da variação mensal do logaritmo natural do câmbio apresentaram incidência de ataques especulativos bem sucedidos. Fazendo uma analogia com o método de Kraay (2003), foram encontrados os dois ataques especulativos bem sucedidos no caso coreano: jan/80 e nov/97. Para o México três ataques bem sucedidos coincidiram. Semelhantemente, o Canadá não apresentou incidência de AEBS entre 1975 e 1999, enquanto que no caso sueco, também houve evidência de ataque para dez/92. O teste de detecção de *outlier* também apontou jan/99 como um AEBS para o caso brasileiro. Com relação aos ataques mal sucedidos, houve forte divergência de resultados em relação ao encontrado em

Kraay (2003).

Vale a pena destacar que o método de Kraay (2003) deixou de identificar outros ataques especulativos no período de análise comum, principalmente no que se refere aos países emergentes. Por exemplo, para o Brasil, o autor encontrou somente o ataque especulativo de jan/99, sendo que o procedimento adotado aqui identificou outros três. Identificou-se no México outros cinco ataques, além daqueles ocorridos em fev/82, dez/94 e set/98.

Após a etapa de detecção, realiza-se a análise da eficácia da autoridade monetária em momento de ataques especulativos. Para tanto, foram abertas janelas de 6 meses, com deslizamento de 1 mês a frente ao longo de todo período. Para cada instante t foi estimado um VAR bivariado especificado em (5), com $d = 5$, contendo as seguintes variáveis: a primeira diferença do logarítmico do câmbio nominal, tal como, da taxa de juros nominal (*treasury bill*).⁵ Avalia-se, portanto, os impactos de curto prazo, via teste de causalidade de Granger. O VAR, neste caso, é degenerado e a escolha das defasagens da variável dependente ocorreu por meio dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SIC), além dos testes de autocorrelação dos resíduos.

Realiza-se o teste em ambas as direções, considerando todos os modelos VAR estimados para cada janela w . As Tabelas 3 e 4 apresentam em quais delas houve evidência de que a taxa de juros Granger causou a taxa de câmbio ou vice-versa, a 5% de significância, assim como, foram destacados o sinal do impacto dos coeficientes IM_{01}^w e IM_{02}^w . Nas três últimas colunas estão apresentados os ataques especulativos associados a cada uma das janelas em que há evidência de causalidade de Granger.⁶

É importante destacar que foi estipulado janelas de apenas 6 meses, visando uma avaliação que envolva períodos bem próximos aos momentos de crises cambiais. A avaliação em janelas menores capta localmente os impactos da taxa de juros. Se forem abertas janelas com maior período, por exemplo, 24 ou 36 meses, os resultados podem ser influenciados por uma dinâmica temporal entre taxa de juros e câmbio não relacionada necessariamente ao momento específico de crise cambial.

⁵ Em todas as séries do logaritmo da taxa de juros nominal, rejeitou-se a hipótese nula de raiz unitária por meio dos métodos tradicionais de Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1988). Portanto, não se faz necessário a adição de vetor de correção de erros em (5).

⁶ Com vistas a salvar espaço, os resultados dos modelos VAR não são apresentados devido ao grande número de regressões estimadas.

Tabela 3

Resultados do teste de Causalidade Granger para janelas de 6 meses ($d = 5$) – Brasil, Canadá e Coréia do Sul

País	$\Delta r_{t-1} \Rightarrow \Delta e_t$	IM_{01}^h	$\Delta e_{t-1} \Rightarrow r_t$	IM_{02}^h	AEBS	Tipo	AEMS
BRA	1979:12 a 1980:05	< 0	-	-	1979:12	AO	-
	-	-	1981:04 a 1981:09	> 0	-	-	-
	1982:09 a 1983:02	> 0	1982:10 a 1983:02	> 0	-	IO	1982:09
					1983:02	IO	-
	1983:03 a 1983:08	< 0	1983:03 a 1983:08	> 0	-	-	-
	1985:03 a 1985:09	< 0	-	-	-	-	-
	-	-	1989:01 a 1989:02	-	-	-	-
	1989:03 a 1989:09	< 0	1989:03 a 1989:09	-	-	-	-
	1989:10 a 1990:03	> 0	1989:10 a 1990:04	> 0	-	AO	1989:10
						AO	1989:12
						AO	1990:03
	-	-	1990:08 a 1991:05	> 0	1990:10	IO	-
	-	-	-	-	-	IO	1991:03
	-	-	1994:04 a 1994:05	> 0	-	-	-
	1994:06 a 1994:12	< 0	1994:06 a 1995:01	> 0	-	-	-
	1998:08 a 1999:06	> 0	1998:08 a 1999:07	> 0	-	AO	1998:09
						IO	1999:01
	-	-	2001:07 a 2002:01	< 0	-	-	-
	2002:02 a 2002:10	> 0	2002:02 a 2002:10	> 0	2002:10	AO	-
	2002:11 a 2003:06	> 0	2002:12 a 2003:09	-	-	-	-
	2008:05 a 2008:12	< 0	2008:04 a 2008:12	> 0	2008:09	LS	-
CAN	1976:07 a 1976:12	< 0	-	-	-	-	-
	1977:12 a 1978:05	< 0	-	-	-	-	-
	-	-	1979:12 a 1980:10	< 0	-	-	-
	1984:12 a 1985:05	< 0	-	-	-	-	-
	-	-	1985:11 a 1986:05	> 0	-	IO	1986:02
	-	-	1992:05 a 1992:10	< 0	-	-	-
	-	-	1992:12 a 1993:06	< 0	-	-	-
	-	-	1993:10 a 1994:08	> 0	-	-	-
	1998:06 a 1999:08	> 0	-	-	-	-	-
	-	-	2001:08 a 2002:02	< 0	-	-	-
	2002:12 a 2003:08	< 0	-	-	-	-	-
	2003:11 a 2005:03	< 0	-	-	-	-	-
	2003:11 a 2005:02	< 0	-	-	-	-	-
	2005:03 a 2005:08	> 0	-	-	-	-	-
	2007:04 a 2008:02	> 0	-	-	-	-	-
	-	-	2008:01 a 2008:02	< 0	-	-	-
	2008:03 a 2008:12	< 0	2008:03 a 2008:12	< 0	2008:08	IO	-

Tabela 3: Resultados do teste de Causalidade Granger para janelas de 6 meses ($d = 5$) Brasil, Canadá e Coréia do Sul (cont.)

País	$\Delta r_{t-1} \Rightarrow \Delta e_t$	IM_{01}^h	$\Delta e_{t-1} \Rightarrow r_t$	IM_{02}^h	AEBS	Tipo	AEMS
COR	1979:12 a 1980:06	> 0	-	-	1980:01	IO	-
	-	-	1981:08 a 1982:12	< 0	-	AO	1982:07
	-	-	1989:02 a 1989:09	< 0	-	AO	1989:07
	1997:07 a 1997:12	> 0	1997:07 a 1997:12	> 0	1997:11	AO	-
	1998:01 a 1998:06	< 0	1997:07 a 1998:05	< 0	-	-	-
	1998:07 a 1999:02	> 0	1998:09 a 1999:02	< 0	-	-	-
	-	-	1999:03 a 1999:08	< 0	-	-	-
	-	-	1999:09 a 2000:02	> 0	-	-	-
	-	-	2000:07 a 2001:03	< 0	-	-	-
	2002:05 a 2002:10	< 0	-	-	-	-	-
	2002:11 a 2003:05	> 0	-	-	-	-	-
	-	-	2004:09 a 2005:06	< 0	-	-	-
	2006:03 a 2006:09	> 0	-	-	-	-	-
	2008:03 a 2008:10	> 0	2008:07 a 2008:10	< 0	2008:03	AO	-
	-	-	-	-	2008:09	IO	-
	-	-	2008:01 a 2008:12	< 0	-	-	-

Tabela 4

Resultados do teste de Causalidade Granger para janelas de 6 meses ($d = 5$) – Japão, México e Suécia

País	$\Delta r_{t-1} \Rightarrow \Delta e_t$	IM_{01}^h	$\Delta e_{t-1} \Rightarrow r_t$	IM_{02}^h	AEBS	Tipo	AEMS	
JAP	1979:12 a 1980:10	< 0	-	-	-	AO	1980:03	
	1985:10 a 1986:04	< 0	-	-	-	-	-	
	1990:03 a 1990:10	< 0	-	-	-	AO	1990:03	
	1994:12 a 1995:09	< 0	-	-	-	-	-	
	1998:05 a 1999:02	> 0	-	-	-	-	-	
	2000:01 a 2000:06	> 0	2000:01 a 2000:06	> 0	-	-	-	
	-	-	2000:07 a 2000:09	> 0	-	-	-	
	-	-	2000:11 a 2002:07	< 0	-	-	-	
	-	-	2002:10 a 2003:05	< 0	-	-	-	
	2004:02 a 2004:10	> 0	-	-	-	-	-	
	-	-	2004:12 a 2005:07	< 0	-	-	-	
	-	-	2005:08 a 2007:01	< 0	-	-	-	
	2007:10 a 2008:04	> 0	-	-	-	-	-	
	MEX	1981:10 a 1983:03	> 0	-	-	1981:11	AO	-
						1982:02	IO	-
					1982:08	AO	-	
1985:06 a 1985:11		> 0	-	-	1985:08	AO	-	
1987:07 a 1988:02		< 0	1987:10 a 1988:02	< 0	1987:12	AO	-	
-		-	1988:03 a 1988:09	< 0	-	-	-	
-		-	1993:11 a 1994:07	> 0	-	AO	1994:04	
1994:08 a 1995:01		> 0	1994:08 a 1995:01	> 0	1994:12	IO	-	
1995:02 a 1995:05		< 0	1995:02 a 1995:05	> 0	-	-	-	
1995:06 a 1995:09		< 0	1995:06 a 1995:08	> 0	-	-	-	
-		-	1995:12 a 1996:12	< 0	-	-	-	
-		-	1998:04 a 1998:09	> 0	1998:09	AO	-	
-		-	1998:10 a 1999:03	< 0	-	-	-	
-		-	2001:04 a 2001:10	> 0	-	-	-	
-		-	2001:12 a 2002:06	< 0	-	-	-	
-	-	2002:12 a 2003:05	> 0	-	-	-		
-	-	2003:09 a 2004:02	> 0	-	-	-		
2008:05 a 2008:11	> 0	-	-	2008:10	AO	-		

Tabela 4: Resultados do teste de Causalidade Granger para janelas de 6 meses ($d = 5$) Japão, México e Suécia (cont.)

País	$\Delta r_{t-1} \Rightarrow \Delta e_t$	IM_{01}^h	$\Delta e_{t-1} \Rightarrow r_t$	IM_{02}^h	AEBS	Tipo	AEMS
SUE	-	-	1976:04 a 1976:09	> 0	-	-	-
	-	-	1980:08 a 1981:01	> 0	-	-	-
	-	-	1981:02 a 1981:11	< 0	-	-	-
1982:05 a 1983:03	> 0	1983:01 a 1983:03	> 0	1982:10	IO	-	
-	-	1984:04 a 1983:09	> 0	-	-	-	
1985:02 a 1985:09	< 0	-	-	-	-	-	
1989:02 a 1989:10	> 0	-	-	-	-	-	
1991:01 a 1991:06	< 0	-	-	-	-	-	
-	-	1991:10 a 1992:05	< 0	-	IO	1991:12	
1992:06 a 1992:11	> 0	1992:06 a 1992:11	< 0	1992:11	AO	-	
1992:12 a 1993:08	< 0	1992:12 a 1993:03	< 0	-	-	-	
1997:05 a 1997:10	< 0	-	-	-	-	-	
2000:05 a 2000:10	> 0	-	-	-	-	-	
2001:03 a 2001:08	< 0	-	-	-	-	-	
2002:04 a 2002:10	< 0	-	-	-	-	-	
2002:12 a 2003:05	> 0	-	-	-	-	-	
2003:10 a 2004:03	< 0	-	-	-	-	-	
2005:01 a 2005:06	< 0	-	-	-	-	-	
2008:05 a 2008:11	> 0	2008:06 a 2008:12	< 0	2008:08	LS	-	

A ocorrência de choques ao longo da série é intensa e pode influenciar os resultados do teste de causalidade de Granger aplicado a partir do teste F convencional. Neste caso, os resíduos estimados podem apresentar distribuição assimétrica não conhecida. Sendo assim, optou-se por realizar o cálculo de novos valores críticos através do método de *bootstrapping*, ao invés de assumir que os resíduos possuem distribuição normal. No total foram executadas 200.000 simulações considerando janelas de seis meses ($d = 5$) movimentando-se ao longo de toda a série. Os resíduos foram obtidos do modelo VAR degenerado sob a hipótese nula de que H_{01}^w e H_{02}^w são iguais à zero.

A partir dos resultados encontrados, quatro pontos merecem destaque. O primeiro deles é a escassez de momentos em que a atuação da política monetária, em termos do teste de causalidade de Granger, tem como consequência ataques especulativos mal sucedidos. Só há dois casos sustentando a visão convencional.

O Japão apresentou queda abrupta das reservas em março de 1980 e 1993. Associado a estes eventos há evidência de que os juros Granger causaram o câmbio e o impacto foi negativo. Contudo vale notar um aspecto interessante. No final da década de 70, o Japão foi marcado por sucessivos ataques especulativos mal sucedidos. É possível encontrar pelo menos mais cinco *outliers* negativos na série da taxa de crescimento das reservas. Somente ao final da série de ataques, houve evidência de que os juros contribuíram para explicar o comportamento futuro do câmbio.

Importante observar que para o caso canadense e brasileiro nos anos 2000, Brasil em 1979 e México ao final de 1987, os ataques especulativos bem sucedidos estão

associados a períodos em que os juros Granger causam o câmbio e o impacto também é negativo.

Os dois primeiros eventos corroboram o sentido de causalidade previsto pela visão tradicional. Variações negativas taxas de juros contribuiu para explicar a desvalorização. Já os eventos mais antigos encontram explicação na capacidade que a política monetária engendrou para redução da taxa de câmbio após a incidência do ataque. Se inicialmente não foi eficaz, a ação da política monetária contribuiu para redução dos níveis cambiais após forte desvalorização.

O segundo aspecto a ser destacado aqui é que em grande parte das janelas onde há evidência de que a política monetária Granger causou a taxa de câmbio nos instantes de ataques especulativos, o impacto da taxa de juros é positivo.

O México apresenta seis situações como esta, enquanto os demais países, com exceção de Canadá e Japão, apresentam pelo menos três casos. Dentre estes, estão ataques especulativos bem sucedidos conhecidos: crise da dívida mexicana em fevereiro de 1982 e do peso em dezembro de 1994, o caso sueco em novembro de 1992 e a crise sul-coreana em novembro de 1997. No Brasil, verifica-se a maxidesvalorização do cruzeiro em fevereiro de 1983, em virtude de problemas da balança de pagamentos, e a crise do real em 1999.

Portanto, estas evidências trazem indícios favoráveis à visão “revisionista”. Ou seja, o aumento prévio da taxa de juros nos meses anteriores contribuiu para explicar, em termos preditivos, o ataque especulativo bem sucedido sobre o câmbio.

Há ainda outro momento que dá suporte ao sentido de causalidade da visão “revisionista”. O Brasil em 1990 apresentou AEMS, baseado em forte queda das reservas, associado a impacto positivo entre taxa de juros e câmbio. O período em que ocorre tal situação é marcado por variações negativas das taxas de juros. Neste caso, a queda dos juros contribuiu para evitar ataques especulativos bem-sucedidos sobre o câmbio.

Em terceiro lugar, momentos em que a variação da taxa de juros Granger causou a variação da taxa de câmbio ocorreram com mais frequência na ausência de ataques especulativos. Além disso, não há predominância do sinal do impacto multiplicador.

Por fim, observa-se número considerável de janelas em que o câmbio Granger causa os juros. Novamente, não há predomínio do sinal do impacto multiplicador. Entretanto, com exceção de poucos casos, esse padrão de causalidade é muito comum em momentos em que há AEBS.

As Figuras 1 a 6, apresentam a evolução do sinal do impacto da taxa de juros sobre a variação cambial nas janelas em que houve evidência de causalidade no sentido de Granger.

Fig. 1. Brasil: evolução dos impactos da variação mensal da taxa de juros sobre o câmbio e da incidência de ataques especulativos

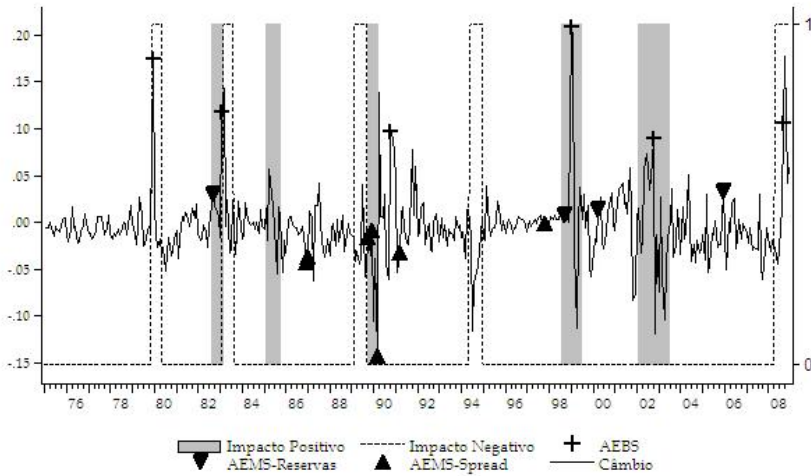


Fig. 2. Canadá: evolução dos impactos da variação mensal da taxa de juros sobre o câmbio e da incidência de ataques especulativos

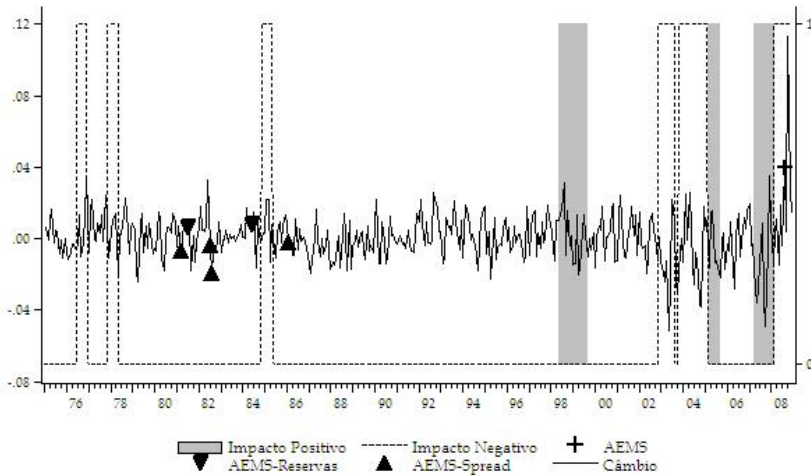


Fig. 3. Coréia do Sul: evolução dos impactos da variação mensal da taxa de juros sobre o câmbio e da incidência de ataques especulativos

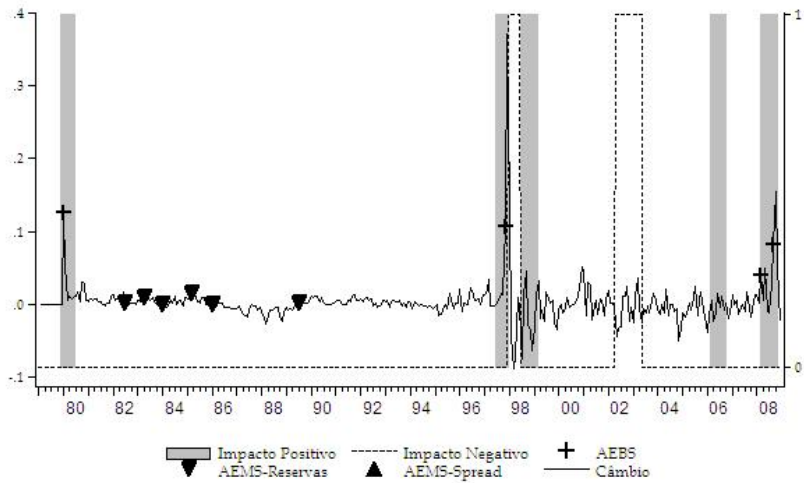


Fig. 4. Japão: evolução dos impactos da variação mensal da taxa de juros sobre o câmbio e da incidência de ataques especulativos

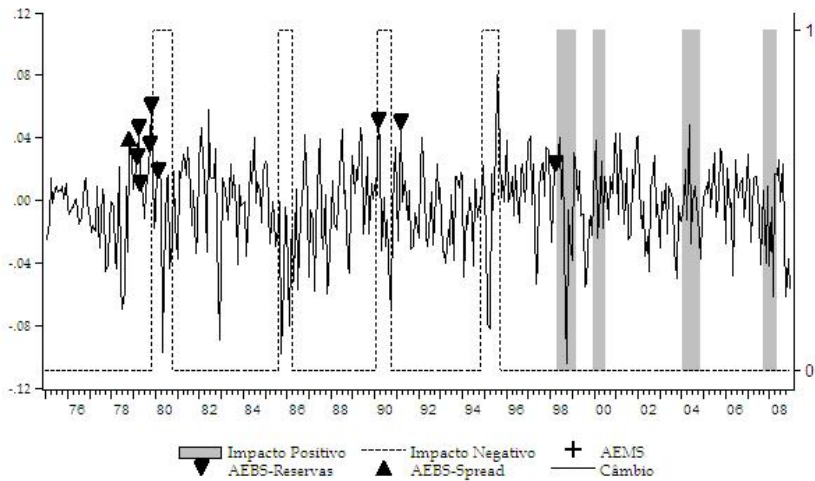


Fig. 5. México: evolução dos impactos da variação mensal da taxa de juros sobre o câmbio e da incidência de ataques especulativos

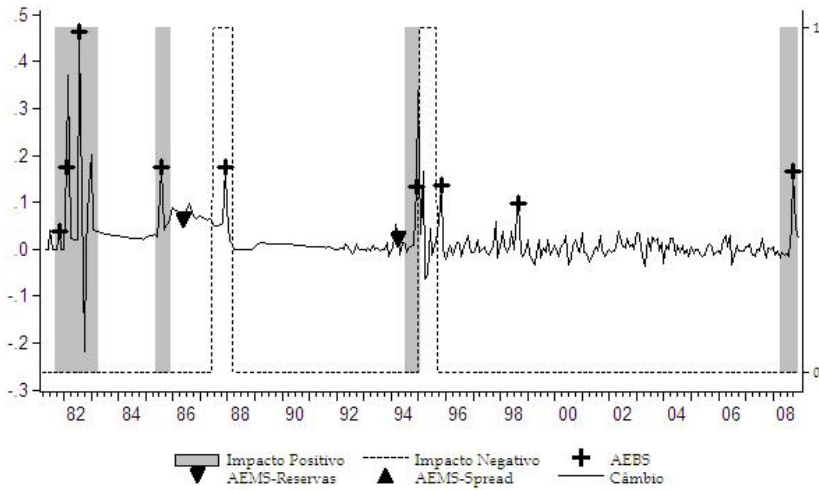
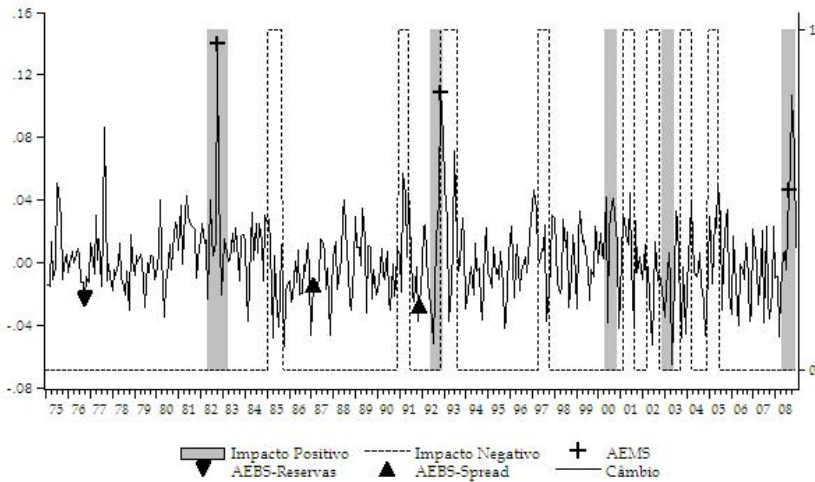


Fig. 6. Suécia: evolução dos impactos da variação mensal da taxa de juros sobre o câmbio e da incidência de ataques especulativos



4. Conclusões

Com vistas a avaliar a eficácia da política monetária nos momentos em que há incidência de ataques especulativos, este trabalho utilizou dois procedimentos empíricos: o teste de detecção de *outlier* proposto por Sánchez e Peña (2003), baseado em Tsay (1986, 1988), e o teste de causalidade de Granger, discutido em Granger (1969). O exercício foi realizado para seis países com fundamentos econômicos distintos e que historicamente apresentaram momentos de turbulência cambial, que são Coréia do Sul, México, Canadá, Brasil, Suécia e Japão.

Os ataques especulativos foram identificados endogenamente com as mesmas variáveis utilizadas em Kraay (2003), ampliando-se o período de análise. A eficácia da política monetária foi avaliada através de modelo VAR em que o impacto preditivo das variáveis de interesse é observado por meio de janelas de 6 meses com deslizamento ao longo de toda a série, sempre um mês à frente.

Os resultados indicaram que são poucos os momentos em que a variação da taxa de juros Granger causa a variação da taxa de câmbio em caso de ataques especulativos. Quando há evidência de ação da política monetária, a relação entre taxa de juros e câmbio, em geral, é positiva, favorecendo a visão “revisionista”.

Foi possível ainda destacar outros dois aspectos importantes: que o sentido de causalidade dos juros para o câmbio é mais frequente em momentos em que não há ataques especulativos, além do que, são comuns os períodos com sentido inverso de causalidade, em que a taxa de câmbio Granger causa a taxa de juros.

Em linhas gerais, não se pode afirmar categoricamente, utilizando a abordagem aqui proposta, que a política monetária é sempre eficaz para combater ataques especulativos no conjunto de países aqui selecionados. Entretanto, quando a política monetária tem algum tipo de atuação ocorre sob o argumento “revisionista”.

Referências bibliográficas

- Chen, C. & Liu, L. (1993). Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series. *Journal of the American Statistical Association*, 88:284–297.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427–431.
- Furman, J. & Stiglitz, J. (1998). Economic crises: Evidence and insights from East Asia. *Brookings Papers on Economic Activity*, pages 1–135.
- Ghosh, A. & Phillips, S. (1998). Interest rates, stock markets prices, and exchange rates in East Asia. Technical report, International Monetary Fund. (unpublished).
- Goderis, B. & Loannidou, V. P. (2008). Do high interest rates defend currencies during speculative attacks? New evidence. *Journal of International Economics*, 74:158–169.
- Goldfajn, I. & Baig, T. (1998). Monetary policy in the aftermath of currency crises: The case of Asia. Working Paper 98/170, International Monetary Fund.
- Goldfajn, I. & Gupta, P. (1998). Does tight monetary policy stabilize the exchange rate following a crisis? Working Paper 99/42, International Monetary Fund.
- Gould, D. M. & Kamin, S. B. (2000). The impact of monetary policy on exchange rates

- during financial crises. Discussion Paper 669, Board of Governors of the Federal System International Finance.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37:428–438.
- Hsiao, C., Dekle, R., & Wang, S. (2001). Do high interest rates appreciate exchange rate during crisis? The Korean evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63:359–380.
- Justel, A., Peña, D., & Tsay, R. (2001). Detection of outlier patches in autorregressive time series. *Statistica Sinica*, 11:651–673.
- Kaminsky, G. & Schumukler, S. (1998). *The Relationship Between Interest Rates and Exchange Rates in Six Asian Countries*. World Bank.
- Kraay, A. (2003). Do high interest rates defend currencies during speculative attacks? *Journal of International Economics*, 59:297–321.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75:335–346.
- Radelet, S. & Sachs, J. (1998). The East Asia financial crisis: Diagnostic, remedies, prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1–74.
- Sánchez, M. J. & Peña, D. (2003). The identification of multiple outliers in ARIMA models. *Communications in Statistics – Theory and Methods*, 32:1265–1287.
- Tsay, R. S. (1986). Time series model specification in the presence of outliers. *Journal of American Statistical Association*, 81:132–141.
- Tsay, R. S. (1988). Outliers, level shifts, and variance changes in time series. *Journal of Forecasting*, 7:1–20.

Anexo

Tabela .1

Modelos ARMA(p, q) utilizados para execução do teste de detecção de *outliers*

ARMA	Brasil			Canadá		
	Câmbio	Reservas	Spread	Câmbio	Reserva	Spread
p	1	1;12	1	1;4;10	1;4;8;11	1;9
q	0	4	1;2	0	2	1
AIC	-3,84	-2,16	1,45	-5,77	-1,73	2,91
SIC	-3,82	-2,12	1,49	-5,73	-1,67	2,95
LM_1	0,28	0,91	0,63	0,55	0,68	0,16
LM_4	0,51	0,28	0,85	0,87	0,71	0,36
ARMA	Coreia do Sul			Japão		
	Câmbio	Reservas	Spread	Câmbio	Reserva	Spread
p	1;2;5;9;10	1;2;3;9;12	1;7	1;5	1;4;8	13
q	7	0	11	8;9;11	0	3
AIC	-4,57	-2,71	3,13	-4,42	-4,01	6,2
SIC	-4,49	-2,64	3,18	-4,36	-3,97	6,23
LM_1	0,86	0,44	0,99	0,8	0,46	0,13
LM_4	0,69	0,81	0,73	0,41	0,84	0,23
ARMA	México			Suécia		
	Câmbio	Reservas	Spread	Câmbio	Reserva	Spread
p	1;5	1;2;11	1;2	8	0	1
q	2	0	1;2	1	1,11	1
AIC	-3,33	-1,2	6,18	-4,67	-2,22	5,07
SIC	-3,28	-1,15	6,24	-4,64	-2,19	5,1
LM_1	0,85	0,79	0,09	0,3	0,91	0,87
LM_4	0,93	0,66	0,44	0,62	0,28	0,99

Notas: p são os lags da parte autorregressiva e q os lags da média móvel. AIC : critério de Akaike. SIC : critério de Schwarz. LM : teste de autocorrelação serial Breusch-Godfrey.