

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 Faleiros¹
Denisard Cnéio de Oliveira Alves²

Resumo

Este trabalho apresenta uma análise empírica sobre ataques especulativos em um total de seis países, entre 1975 e 2008. Os ataques especulativos são definidos com base no teste de detecção de *outlier* proposto por Tsay (1986) aplicado nas séries de taxa de câmbio, taxa de juros e reservas internacionais, evitando assim, definições exógenas, largamente aplicada 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 um vetor autorregressivo (VAR) estimado para janelas mensais e consecutivas em 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, é comum verificar uma relação positiva entre tais variáveis quando ocorre um ataque especulativo.

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 Tsay (1986) procedure of outlier detection in exchange rates, interest rates, and international reserves, avoiding exogenous definitions, largely applied to empirical literature. The paper also examines the consequences for the conduct and efficacy of monetary policy at moments of speculative attacks by 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 that interest rates Granger cause exchange rates. Furthermore, it is common to verify a positive relationship between exchange rate and interest rate when a speculative occurs

Key words: *outlier, Granger causality, speculative attacks, exchange rate.*

JEL Classification: F30, E52, C32

¹ Doutorando em Economia pela FEA-USP e economista do BNDES.

² Professor Titular do Departamento de Economia da FEA-USP.

1. INTRODUÇÃO

Um dos temas mais controversos na literatura de finanças internacionais está ligado à eficácia da política monetária nos momentos em que ocorrem ataques especulativos. De um lado, estão aqueles que defendem a visão convencional do aumento da taxa de juros nominal em um momento de crise cambial, tendo em vista que, essa iniciativa 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 uma 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 "revisonistas" 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 consequente depreciação da moeda local. De acordo com Furman e Stiglitz (1998) e Radelet e Sachs (1998), para combater a crise cambial teria que haver uma 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 um possível *default* da dívida daquele país, levando a uma corrida para moeda estrangeira, promovendo uma 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 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 suporte qualquer uma das duas visões. Ao estipular um 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 aumento da probabilidade da ocorrência de ataques, em virtude de uma ação austera da autoridade monetária. O resultado não foi alterado mesmo controlando suas estimativas por variáveis de fundamentos da economia. Por sua vez, Goderis e Ionnidou (2008), realizando o mesmo procedimento de Kraay (2003) e ampliando o período de análise até 2002, encontrou suporte para a visão convencional tendo em vista que países com baixo nível de débito corporativo aumentam a probabilidade da ação da política monetária em combater ataques especulativos.

Outro tipo de literatura empírica que vai nessa mesma direção utiliza a abordagem de séries de tempo, que consiste, basicamente, em verificar se existe uma relação de longo prazo negativa entre juros e taxa de câmbio para, a partir de um vetor de correção de erros aplicar o teste de causalidade de Granger. Sendo assim, é observado qual o sentido de causalidade, em termos preditivos entre as duas variáveis. Nessa perspectiva Hsiao et al (2001) trazem evidência favorável a visão tradicional para caso sul-coreano no período de setembro de 1997 a agosto de 1998. Entretanto, Gould e Kamin (1999), controlando por outras variáveis, não encontra suporte para visão tradicional em sua aplicação para 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. Isso 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 de cada série, o que pode originar resultados espúrios. Em Kraay (2003), desconsiderando os episódios bem conhecidos, o fato de delimitar limiares exógenos comuns para dois conjuntos de países pode originar conclusões equivocadas a respeito da definição dos ataques especulativos. E isso, conseqüentemente, poderá impactar o resultado da avaliação dos efeitos 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 um bom instrumento. Nesse sentido, a abordagem de séries de tempo contribui, de certo modo, para amenizar esse problema, uma vez que considera um sistema multivariado tal que o câmbio e a taxa de juros são endógenos. Sendo assim, pode-se verificar qual a direção de causalidade, em termos estritamente preditivo.

(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 um número razoável de observações. Grande parte dos estudos acaba focando em episódios mais recentes devido à disponibilidade de dados, como em Goldfajn and Baig (1998), Kaminsky e Schmukler (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 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 um sistema endógeno em que as variáveis são defasadas contra elas mesmas e outras variáveis explicativas, permite que se verifique, por exemplo, se a taxa de juros aumenta o poder preditivo do câmbio no período seguinte e vice versa. Caso isso se verifique somente para uma das direções, pode-se dizer, por exemplo, que a taxa de câmbio é causada pela ação da política monetária.

No que tange ao problema da definição do sucesso ou fracasso de um ataque especulativo, deve-se levar em conta a evolução temporal de cada uma das séries. Em Kraay (2003), por exemplo, isso não ocorre. Os casos de sucesso dos ataques especulativos são definidos com base em um salto da taxa de cambio em relação a sua trajetória média dos últimos meses, sendo que este é definido por um limiar, também definido a priori, comum a um conjunto de países. Sendo assim, esse procedimento não faz qualquer tipo de distinção endógena entre um movimento padrão da série e seus possíveis desvios. Um modo de contornar esse problema pode ocorrer pela aplicação do teste de detecção de *outlier* proposto por Tsay (1986, 1988) e aplicado em Balk e Fomb (1994).

Esse teste consiste em detectar a ocorrência de observações que a parte autorregressiva dos modelos univariados de séries de tempo em geral não conseguem captar. Caso esse valor seja maior que um determinado patamar, será considerado um *outlier* na série, e para efeito desse trabalho, isso será essencial para definição dos sucessos e fracassos dos ataques especulativos.

Por fim, para 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 um número razoável de observações. Para tanto, haveria necessidade de dados semanais ou diários, o que para um estudo que envolva um período mais abrangente de tempo seria impraticável pela falta de séries históricas. A menor periodicidade que se tem disponível para esse propósito é a mensal. Para amenizar esse problema, durante todo período disponível, poderiam ser abertas janelas móveis, com movimento para frente de apenas um mês, conduzindo a avaliações focadas nos períodos de crises cambiais.

Nesse sentido, este trabalho pretende aplicar os procedimentos acima descritos para assim verificar se a política monetária de fato contribui para se evitar um ataque especulativo alinhada à visão convencional, ou se de outro modo, acarretaria um aumento abrupto da taxa de câmbio, com propõe a visão "revisionista".

No total foram selecionados seis países com características bem distintas no que tange ao fundamento macroeconômico, abrangendo o período entre 1975 a 2008. Os resultados encontrados apontam que são poucos os momentos em que quando há qualquer tipo de ataque especulativo, a variação taxa de juros Granger causa a variação da taxa cambial. Ou seja, por meio dos procedimentos aqui propostos, não se pode afirmar categoricamente que a política monetária contribui para o aumento do poder preditivo futuro da taxa de câmbio, sendo que, não necessariamente utilizar a taxa de juros para combater ataques especulativos foi eficaz. E em geral, nos poucos períodos em que isso ocorreu, o impacto da política monetária é positivo em relação à variação futura da taxa de câmbio, trazendo evidências favoráveis a visão "revisionista".

Este trabalho é dividido em mais 3 seções. A seção 2 apresenta de modo sistemático todo o procedimento empírico de séries de tempo 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 modo como os ataques especulativos serão identificados utiliza o método de detecção de *outlier* proposto por Tsay (1986, 1988), aplicado em Balk e Fomb (1994).

Essa literatura considera, em geral, dois principais tipos de outliers: a) AO - *additive outlier* e b) IO -- *innovative outlier*. O AO é um efeito isolado na série, pois somente a observação no instante t é afetada, não possuindo qualquer influência futura na série. Na presença de IO, um choque ocasionado no período t influenciará os períodos subsequentes $y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+n}$ o que o torna, portanto, parte da dinâmica da série. Tsay (1986) considera o modelo (AO) como sendo um "*gross error model*", pois somente o nível da observação t é afetada; o modelo (IO), por sua vez, representa um distúrbio no ponto t , que influencia o processo de y_t nos períodos futuros.

Inicialmente, descreve-se um modelo $ARMA(p,q)$ para a série Z_t , tal que $\phi(L) = \theta(L)$, 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 ruído branco, possui média zero e variância σ_a^2 . Adicionando o mecanismo gerador dos *outliers*, temos:

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

sendo que $B_a(L) = \theta(L)/\phi(L)$ é o componente regular da série sem a presença de choques, ωI_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 $B_\omega(L) = B_a(L)$, então, ω é um IO. Percebe-se a partir daí que o IO possui um efeito de propagação sobre a série, fato contrário ao AO, com um efeito momentâneo em Y_t .

Especificamente neste trabalho $I_t = 1$ indicará a presença de ataque especulativo e ω sua magnitude. A definição de *outlier* aditivo e inovativo torna-se importante para se diagnosticar se determinado ataque especulativo teve algum tipo de influência sobre os períodos subsequentes.

Os passos para a identificação dos ataques e a diferenciação entre AO e IO inicia-se pela obtenção do resíduo do modelo $ARMA(p,q)$, dado por μ_t , supondo que não há presença dos *outliers*, portanto, $\mu_t = [\phi(L)/\theta(L)]Y_t$. Para facilitar os cálculos irá ser considerada somente a parte autorregressiva do modelo ARMA, tal que, $\mu_t = \phi(L)Y_t$. Define-se ainda $\pi(L) = 1 - \pi_1 L - \pi_2 L^2 - \dots = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots = \phi(L)$, sendo que, os parâmetros π_i são idênticos a ϕ_i . A partir disso, calcula-se as estatísticas para AO e IO:

$$\lambda_{IO} = \mu_t / \sigma_a$$

$$\lambda_{AO} = \left[\eta^2 \left(\mu_t - \sum_{i=1}^{T-t} \pi_i \mu_{t+i} \right) \right] / \eta \sigma_a^2 \quad (2)$$

tal que, $\eta^2 = (1 + \pi_1^2 + \dots + \pi_{n-t}^2)^{-1}$ e σ_a^2 é a variância de a_t . Como σ_a^2 e $\pi(L)$ são desconhecidos, utiliza-se os parâmetros do modelo AR(p) estimado. O critério para se definir se existe AO ou IO são tais que:

$$\lambda_{IO,\max} = \max_{1 \leq T \leq n} |\lambda_{IO}|$$

$$\lambda_{AO,\max} = \max_{1 \leq T \leq n} |\lambda_{AO}| \quad (3)$$

Comparando-se as estatísticas acima com o valor crítico C pode-se determinar a existência de ataque especulativo. Os valores de C que Tsay sugere são 3.0, 3.5 ou 4.0. Pode ocorrer o caso em que tanto λ_{10} quanto λ_{10} ultrapassem o valor crítico, dessa forma, irá se definir o tipo de outlier por aquele que apresentar maior magnitude. O valor crítico utilizado neste trabalho para as estatísticas é igual $C = 3,0$.

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 meses $(t, t+1, \dots, t+d)$ que desliza ao longo de todo período, com o intervalo subsequente de apenas 1 mês. Nesse sentido, estima-se um VAR bivariado de ordem 1 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, para cada janela aberta é estimado o vetor autorregressivo:

$$\begin{aligned}\Delta e_t^i &= \alpha_{10} + \alpha_{11}\Delta e_{t-1} + \alpha_{12}\Delta r_{t-1} + \varepsilon_1 \\ \Delta r_t^i &= \alpha_{20} + \alpha_{21}\Delta r_{t-1} + \alpha_{22}\Delta e_{t-1} + \varepsilon_2\end{aligned}\tag{4}$$

tal que ε é o termo de erro e $i = \{t, t+1, \dots, t+d\}$. Após a estimação de (4) por mínimos quadrados ordinários, a ação da política monetária é avaliada no sentido de causalidade proposto por Granger testando-se as seguintes hipóteses nulas $H_{01}^i : \alpha_{12} = 0$ e $H_{02}^i : \alpha_{22} = 0$, levando-se em conta os seguintes aspectos:

(a) se H_{01}^i for rejeitado e H_{02}^i não for rejeitada, a política monetária em i causa a variação da taxa de câmbio em $t+1$.

- para $\hat{\alpha}_{12} < 0$ corrobora-se a visão "convencional", caso contrário, se $\hat{\alpha}_{12} > 0$ corrobora-se a visão "revisionista".

(b) se H_{01}^i não for rejeitada e H_{02}^i for rejeitada, a variação da taxa de câmbio causa a política monetária em $t+1$.

- para $\hat{\alpha}_{22} < 0$ autoridade monetária reage à elevação do câmbio com queda dos juros, caso contrário, se $\hat{\alpha}_{22} > 0$, a autoridade monetária reage com aumento dos juros.

(c) se H_{01}^i e H_{02}^i forem rejeitadas há um *feedback* em i entre a variação da taxa de câmbio e taxa de juros.

3. Resultados

O teste de detecção de ataques especulativos e os modelos VAR(1) para cada janela foram estimados para Coréia do Sul, México, Canadá, Suécia, Brasil e Japão. Foram utilizadas quatro variáveis com periodicidade mensal, seguindo a sugestão de Kraay (2003): câmbio nominal (média do período) medido em moeda local/US\$; *spread*, definida como a variação mensal da 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 se 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.

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* 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 estipulado ($C = 3,0$) há evidência de ataque especulativo bem sucedido. Na tabela 1 esse resultado é indicado na coluna 3, sendo que a coluna 4, apresenta se o ataque especulativo bem sucedido é um *outlier* aditivo ou inovativo. Para se observar se um ataque especulativo é mal sucedido são utilizadas as séries da variação mensal das reservas nominais, assim como, a variação mensal do *spread*. No primeiro caso, indicado na coluna 5, o valor crítico é igual a $C = -3,0$, ou seja, uma variação mensal muito negativa das reservas nominais traz evidências de uma tentativa de ataque. De outro modo, se existe uma variação mensal muito elevada do *spread* ($C > 3,0$), também traz evidências nesse sentido. Esse último resultado é apresentado na coluna 7 da tabela 1.

Com exceção do Japão, todas as séries da variação da taxa de câmbio apresentaram incidência de ataques especulativos bem sucedidos, conforme aponta a tabela 1. Fazendo uma analogia com o método de Kraay (2003), também foram encontrados os dois ataques especulativos bem sucedidos no caso coreano, jan/80 e dez/97. Já no caso mexicano todos os ataques bem sucedidos foram encontrados, exceção feita ao mês de setembro de 1998, que neste trabalho, foi diagnosticado como um ataque mal sucedido. Para o Canadá, da mesma maneira que no artigo do Kraay, não houve incidência de ataques bem sucedidos entre 1975 e 1999, enquanto que no caso sueco, houve semelhança somente para set/77. No caso dos ataques mal sucedidos, para todos os países houve forte divergência de resultados.

Tabela 1a: Resultados do teste de detecção de ataques especulativos

País	Data	Tipo	Ataque	R ↓	Tipo	Spread ↑	Tipo
COR	1980:01	Bem Sucedido	AO	-	-	sim	AO
	1980:05	Mal Sucedido	-	-	-	sim	IO
	1981:02	Mal Sucedido	-	-	-	sim	AO
	1984:01	Mal Sucedido	-	sim	IO	-	-
	1986:01	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	1987:12	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	1997:11	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	1997:12	Bem Sucedido	AO	sim	AO	sim	IO
	2008:05	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
	2008:10	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
MEX	1982:01	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	1982:02	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
	1982:03	Bem Sucedido	IO	-	-	-	-
	1982:06	Mal Sucedido	-	-	-	-	-
	1982:08	Bem Sucedido	-	-	-	-	-
	1985:08	Bem Sucedido	IO	-	-	-	-
	1987:12	Bem Sucedido	IO	-	-	-	-
	1988:02	Mal Sucedido	-	-	-	sim	IO
	1990:03	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	1994:04	Mal Sucedido	-	sim	IO	-	-
	1994:12	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	1995:01	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
	1995:03	Bem Sucedido	AO	-	-	sim	IO
	1998:09	Mal Sucedido	-	-	-	sim	AO
2008:10	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-	
CAN	1979:01	Mal Sucedido	-	-	-	sim	IO
	1980:04	Mal Sucedido	-	-	-	sim	AO
	1980:12	Mal Sucedido	-	-	-	sim	AO
	1981:03	Mal Sucedido	-	-	-	sim	AO
	1981:06	Mal Sucedido	-	-	-	sim	AO
	1982:02	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	1982:07	Mal Sucedido	-	-	-	sim	AO
	1986:02	Mal Sucedido	-	-	-	sim	IO
	2003:05	Bem Sucedido	IO	-	-	-	-
	2008:10	Bem Sucedido	IO	-	-	-	-

Obs: R indica os ataques mal sucedidos com base na queda abrupta das reservas.

Tabela 1b: Resultados do teste de detecção de ataques especulativos

País	Data	Tipo	Ataque	R ↓	Tipo	Spread ↑	Tipo
SUE	1976:10	Mal Sucedido	-	sim	IO	-	-
	1977:09	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
	1982:10	Bem Sucedido	IO	-	-	-	-
	1992:07	Mal Sucedido	-	-	-	sim	AO
	1992:08	Mal Sucedido	-	sim	IO	sim	IO
	1992:09	Mal Sucedido	-	-	-	-	-
	1992:11	Bem Sucedido	IO	-	-	-	-
	1996:11	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	2008:10	Bem Sucedido	IO	sim	IO	-	-
BRA	1979:12	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
	1982:09	Mal Sucedido	-	sim	IO	-	-
	1987:01	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	1987:05	Bem Sucedido	IO	-	-	-	-
	1989:01	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
	1989:06	Mal Sucedido	-	-	-	sim	IO
	1989:07	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
	1990:03	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	1990:10	Bem Sucedido	IO	-	-	-	-
	1991:10	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
	1994:06	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
	1998:09	Mal Sucedido	-	sim	IO	-	-
	1999:01	Bem Sucedido	IO	-	-	-	-
	2000:04	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	2002:10	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-
2002:12	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-	
2008:10	Bem Sucedido	AO	-	-	-	-	
JAP	1978:04	Mal Sucedido	-	sim	IO	-	-
	1978:11	Mal Sucedido	-	-	-	sim	IO
	1979:03	Mal Sucedido	-	sim	IO	-	-
	1979:11	Mal Sucedido	-	sim	IO	-	-
	1980:03	Mal Sucedido	-	sim	AO	-	-
	1995:08	Mal Sucedido	-	-	-	sim	AO

Obs: R indica os ataques mal sucedidos com base na queda abrupta das reservas.

Realizada a detecção dos momentos em que houve ataques especulativos, resta observar se a autoridade monetária teve algum efeito para combatê-los. Para tanto, foram abertas janelas de 7 meses, com deslizamento de 1 mês a frente ao longo de todo período. Para cada uma delas foi estimado um VAR(1) bivariado com as seguintes variáveis: variação mensal do câmbio nominal e a variação mensal da taxa de juros nominal (*treasury bill*). Em cada estimação é realizado o teste de causalidade de Granger em ambas as direções. Sendo assim, a tabela 2 apresenta quais foram os períodos em que a variação da taxa de juros Granger-causou a variação da taxa de câmbio, e vice e versa.

É importante destacar que foi estipulado uma janela de apenas 7 meses com vistas a uma avaliação que envolva os períodos bem próximos aos momentos de crises cambiais. Apesar da perda de graus de liberdade, uma janela menor capta localmente os impactos da taxa de juros.

Se forem abertas janelas com um período muito grande, por exemplo, 24 ou 36 meses, os resultados podem ser influenciados por uma dinâmica temporal entre taxa de juros e câmbio não necessariamente relacionada ao momento específico de crise cambial, podendo levar a conclusões equivocadas.

As tabelas 2 e 3 apresentam em quais janelas houve evidência de que a taxa de juros Granger causou a taxa de câmbio ou vice-versa, assim como, foram destacados o sinal do impacto dos coeficientes estimados $\hat{\alpha}_{12}$ e $\hat{\alpha}_{22}$. Nas três últimas colunas são apresentados os ataques especulativos bem sucedidos e mal sucedidos que estão associados a cada uma das janelas em que há evidência de causalidade de Granger, sendo que no caso do ataque especulativo bem sucedido é apresentado se ele é inovativo ou aditivo.

Os resultados indicam que são poucos os momentos em que a atuação da política monetária, em termos do teste de causalidade de Granger, tem como consequência ataques especulativos mal sucedidos. No caso sul coreano, em apenas uma janela (1986:01 - 1986:06), a taxa de juros contribui para engendrar um ataque mal sucedido, sendo que no total, como aponta a tabela 1, ocorreram 6 ataques mal sucedidos. Nesses outros casos o que se observa é a situação oposta em que a taxa de câmbio Granger causa a ação da política monetária.

Analisando o caso mexicano, brasileiro e japonês, encontramos praticamente a mesma situação, dentre uma gama de ataques mal sucedidos, somente em um deles, há evidência de impactos da política monetária. Levando em conta os resultados para o Canadá, a autoridade monetária encontra evidência favorável a sua ação em um maior número de janelas: quatro ataques mal sucedidos em um total de oito. Por fim, no caso sueco, não há qualquer tipo evidência do impacto da taxa de juros sobre o câmbio quando ocorrem ataques mal sucedidos. O fato mais interessante de ser analisado aqui, é que em praticamente todos os casos em que há evidência de que a política monetária Granger causou a taxa de câmbio nos período de ataque especulativo mal sucedido, o coeficiente estimado da taxa de juros, além de significativo é positivo, exceção feita ao caso japonês. Tais resultados trazem indícios favoráveis à visão "revisionista".

Por sua vez, quando ocorrem os ataques especulativos bem sucedidos, são poucas as janelas em que a política monetária Granger causam a taxa de câmbio, ficando restrito a dois momentos no caso mexicano, em um total de oito, e um momento no caso sueco e canadense.

Tabela 2: Resultados do teste de Causalidade Granger para Coréia do Sul, México e Canadá

País	$\Delta r_{t-1} \Rightarrow \Delta e_t$	$\hat{\alpha}_{12}$	$\Delta e_{t-1} \Rightarrow \Delta r_t$	$\hat{\alpha}_{22}$	AEBS	Tipo	AEMS
COR	-	-	1980:03 - 1980:09	>0	-	-	1980:05
	-	-	1980:12 - 1981:06	>0	-	-	1981:02
	-	-	1981:07 - 1982:11	<0	-	-	-
	-	-	1984:01 - 1984:12	>0	-	-	1984:01
	1986:01 - 1986:06	>0	-	-	-	-	1986:01
	-	-	1987:04 - 1987:11	>0	-	-	-
	1989:02 - 1989:09	>0	1989:04 - 1989:10	<0	-	-	-
	-	-	1992:05 - 1992:11	>0	-	-	-
	-	-	1993:04 - 1993:11	>0	-	-	-
	1994:05 - 1994:10	<0	-	-	-	-	-
	-	-	1997:06 - 1997:12	>0	1997:12	AO	1997:11
	-	-	2002:04 - 2002:10	>0	-	-	-
	2002:11 - 2003:06	<0	-	-	-	-	-
-	-	2005:10 - 2006:07	>0	-	-	-	
MEX	1981:10 - 1982:04	>0	-	-	1982:02	AO	1982:01
	1981:10 - 1982:04	>0	-	-	1982:03	IO	-
	1982:10 - 1983:04	>0	1982:07 - 1983:03	<0	-	-	-
	-	-	1983:03 - 1983:09	>0	-	-	-
	1984:06 - 1984:12	<0	1984:05 - 1984:11	>0	-	-	-
	1984:09 - 1985:03	>0	-	-	-	-	-
	-	-	1986:10 - 1987:04	>0	-	-	-
	1987:06 - 1988:01	>0	-	-	1987:12	IO	-
	-	-	1988:03 - 1988:09	<0	-	-	-
	1990:04 - 1991:01	>0	-	-	-	-	-
	1991:03 - 1991:09	<0	-	-	-	-	-
	-	-	1993:10 - 1994:07	>0	-	-	1994:04
	1996:02 - 1996:10	<0	1996:04 - 1996:11	>0	-	-	-
	1997:12 - 1998:07	<0	1998:01 - 1998:07	>0	-	-	-
1998:11 - 1999:09	>0	1999:03 - 1999:09	<0	-	-	-	
2002:02 - 2002:11	<0	-	-	-	-	-	
CAN	1975:01 - 1975:07	>0	-	-	-	-	-
	1975:10 - 1976:04	>0	-	-	-	-	-
	-	-	1978:06 - 1979:01	>0	-	-	1979:01
	1980:03 - 1980:12	>0	-	-	-	-	1980:04
	1980:03 - 1980:12	>0	-	-	-	-	1980:12
	1981:02 - 1981:10	>0	-	-	-	-	1981:03
	1981:02 - 1981:10	>0	-	-	-	-	1981:06
	-	-	1983:01 - 1983:08	>0	-	-	-
	1984:10 - 1985:04	>0	-	-	-	-	-
	1986:04 - 1986:11	>0	1986:05 - 1986:11	<0	-	-	-
	1991:08 - 1992:05	<0	-	-	-	-	-
	1997:05 - 1997:12	>0	-	-	-	-	-
	-	-	1998:07 - 1999:01	>0	-	-	-
	2004:08 - 2005:03	<0	-	-	-	-	-
2007:02 - 2007:08	>0	-	-	-	-	-	
2008:05 - 2008:11	<0	-	-	2008:10	-	-	

Obs: AEBS indica os ataques especulativos bem sucedido e AEMS os ataques especulativos mal sucedidos.

Tabela 3: Resultados do teste de Causalidade Granger para Suécia, Brasil e Japão

País	$\Delta r_{t-1} \Rightarrow \Delta e_t$	$\hat{\alpha}_{12}$	$\Delta e_{t-1} \Rightarrow \Delta r_t$	$\hat{\alpha}_{22}$	AEBS	Tipo	AEMS
SUE	-	-	1975:01 - 1975:10	<0	-	-	-
	1978:09 - 1979:09	>0	1979:03 - 1979:09	<0	-	-	-
	-	-	1980:01 - 1980:07	<0	-	-	-
	-	-	1982:05 - 1982:12	<0	1982:10	IO	-
	-	-	1987:08 - 1988:02	>0	-	-	-
	1992:11 - 1993:05	<0	-	-	1992:11	IO	-
	-	-	1993:07 - 1994:02	<0	-	-	-
	-	-	1996:04 - 1996:10	>0	-	-	-
	-	-	2003:03 - 2003:09	>0	-	-	-
	-	-	2007:09 - 2008:03	<0	-	-	-
BRA	-	-	2008:02 - 2008:08	>0	-	-	-
	1975:12 - 1976:10	<0	-	-	-	-	-
	1981:06 - 1981:12	>0	-	-	-	-	-
	1983:10 - 1984:07	<0	1983:10 - 1984:07	>0	-	-	-
	1985:05 - 1985:12	<0	-	-	-	-	-
	1986:03 - 1986:09	<0	-	-	-	-	-
	1986:09 - 1987:03	>0	1986:09 - 1987:04	<0	-	-	1987:01
	-	-	1989:07 - 1990:02	<0	1989:07	AO	-
	-	-	1990:11 - 1991:05	>0	-	-	-
	1992:12 - 1993:06	<0	-	-	-	-	-
	1994:09 - 1995:03	<0	-	-	-	-	-
	1995:12 - 1996:07	<0	-	-	-	-	-
	1999:10 - 2000:04	>0	-	-	-	-	2000:04
2000:08 - 2001:02	<0	-	-	-	-	-	
-	-	2004:08 - 2005:03	<0	-	-	-	
2005:05 - 2006:03	>0	-	-	-	-	-	
JAP	1975:05 - 1975:12	>0	-	-	-	-	-
	1976:12 - 1977:07	<0	-	-	-	-	-
	1979:11 - 1980:11	<0	-	-	-	-	1979:11
	-	-	1981:11 - 1982:06	>0	-	-	-
	-	-	1985:05 - 1985:12	>0	-	-	-
	1989:03 - 1989:09	<0	-	-	-	-	-
	-	-	1990:02 - 1990:08	>0	-	-	-
	-	-	1992:04 - 1992:10	<0	-	-	-
	-	-	1993:08 - 1994:02	>0	-	-	-
	-	-	1994:10 - 1995:08	>0	-	-	-
	-	-	1995:07 - 1996:03	<0	-	-	1995:08
	2002:03 - 2002:09	<0	2002:01 - 2002:07	<0	-	-	-
	2002:11 - 2003:05	>0	-	-	-	-	-
-	-	2003:10 - 2004:11	>0	-	-	-	
2006:08 - 2008:02	<0	2006:08 - 2007:04	>0	-	-	-	
-	-	2008:05 - 2008:12	>0	-	-	-	

Obs: AEBS indica os ataques especulativos bem sucedido e AEMS os ataques especulativos mal sucedidos

Deve-se salientar que os impactos da política monetária para o México, nestes dois casos, sustentam a visão "revisonista", uma vez que o coeficiente estimado $\hat{\alpha}_{12}$ é positivo. Ou seja, o

aumento da taxa de juros ajudou a prever o ataque especulativo. Entretanto, os casos da Suécia e Canadá corroboram a visão tradicional, em que o aumento da taxa de juros promove uma queda na taxa de câmbio. Devendo-se observar que a taxa de juros contribuiu para uma abrupta queda do câmbio, após a ocorrência do ataque. No entanto, a política monetária não contribuiu para evitá-los.

Finalmente, os momentos mais frequentes em que a variação da taxa de juros Granger causou a variação da taxa de câmbio ocorreu em períodos onde há ausência de ataques especulativos, sendo que não há nenhum tipo de predominância com relação ao sinal de $\hat{\alpha}_{12}$, sendo que há evidências para as duas visões. Os gráficos de 1 a 6 ajudam a ilustrar os resultados aqui encontrados indicando os momentos em que há ataque especulativo, assim como, os momentos em que a taxa de juros Granger causa a taxa de câmbio.

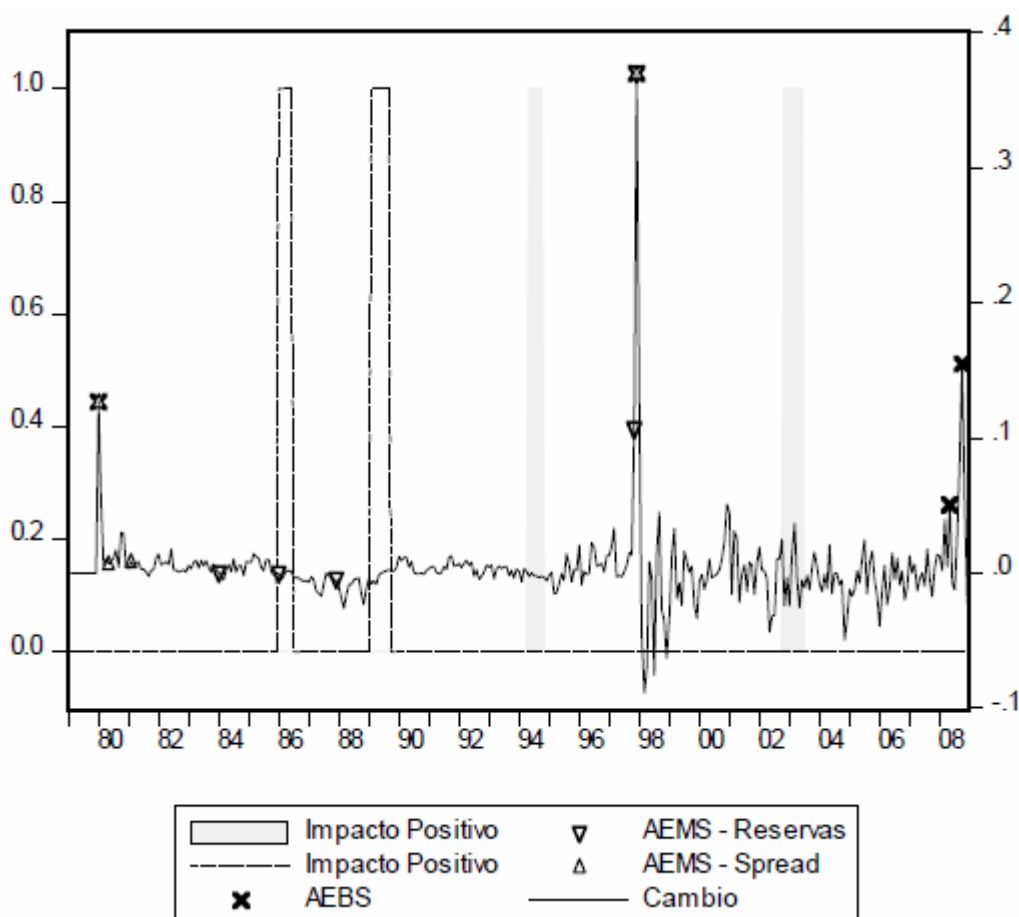


Gráfico 1: Resultados Coréia do Sul

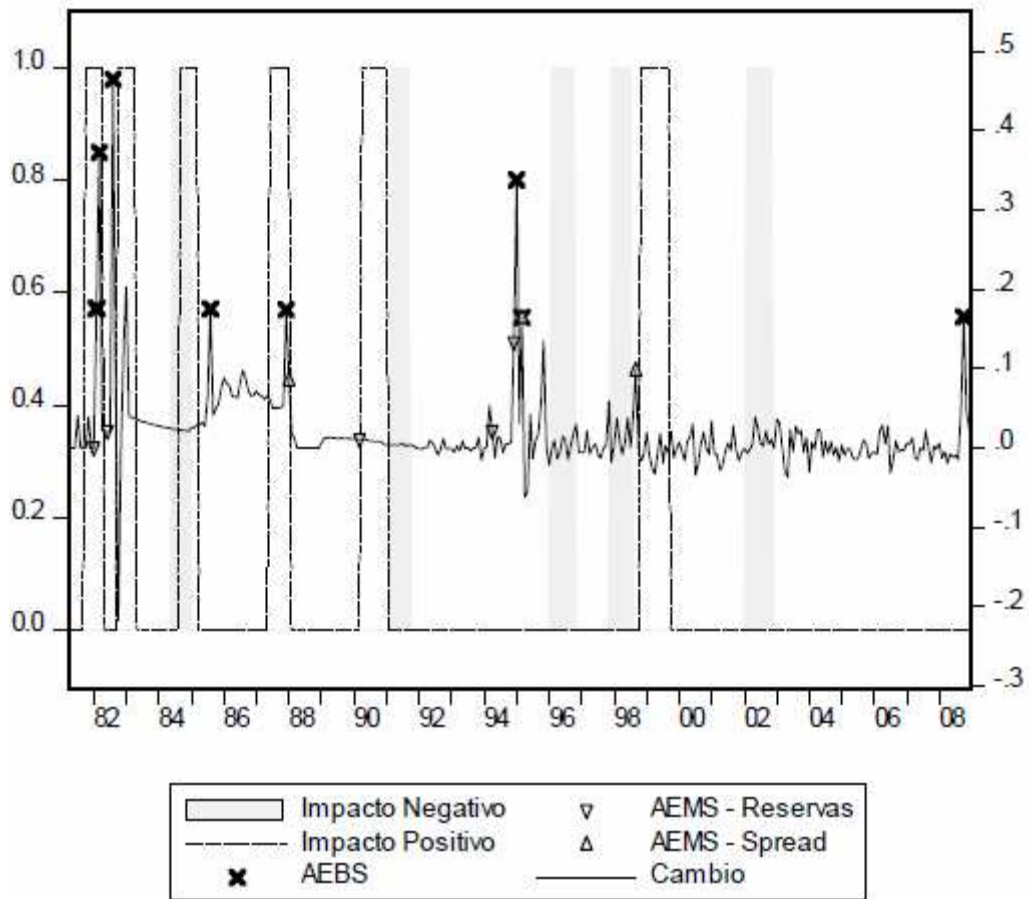


Gráfico 2: Resultados México

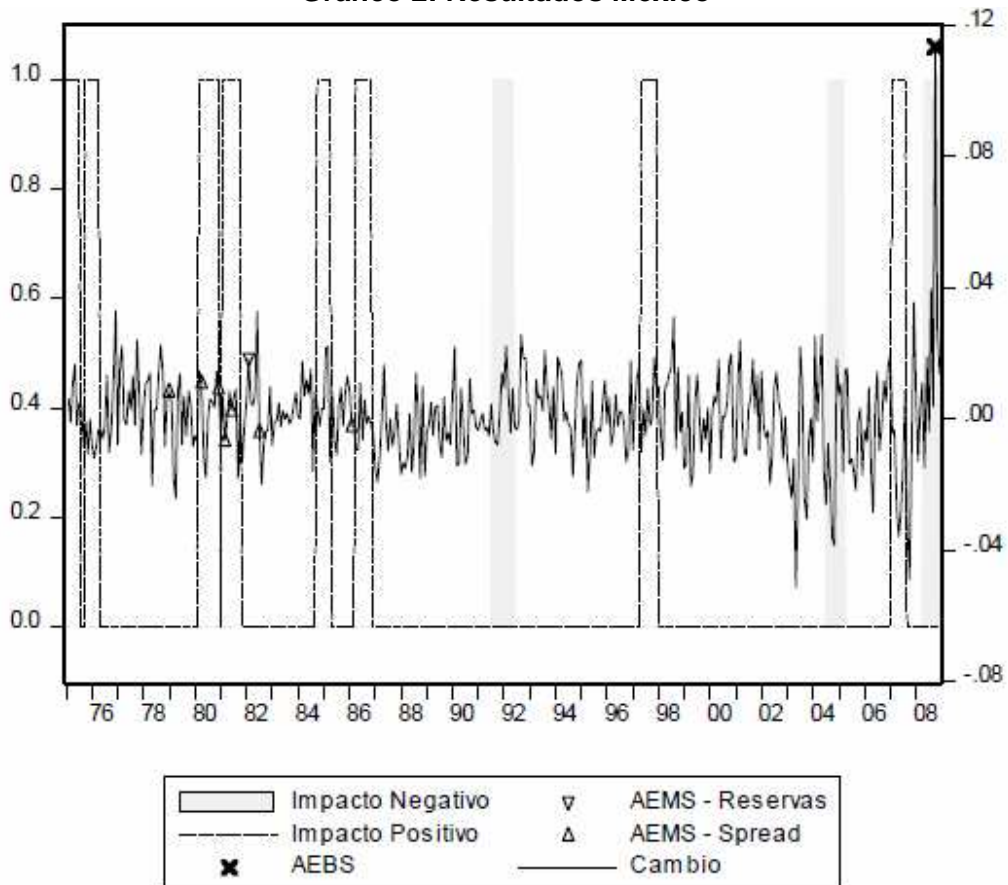


Gráfico 3: Resultados Canada

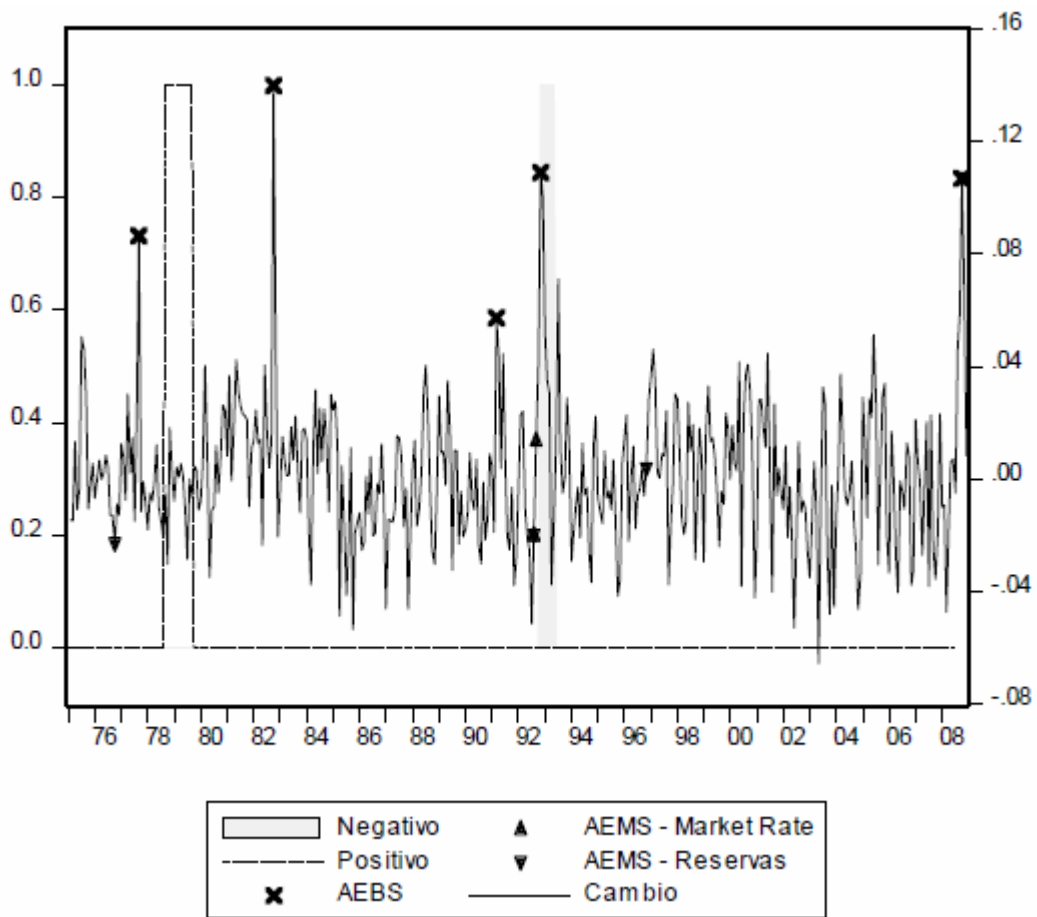


Gráfico 4: Resultados Suécia

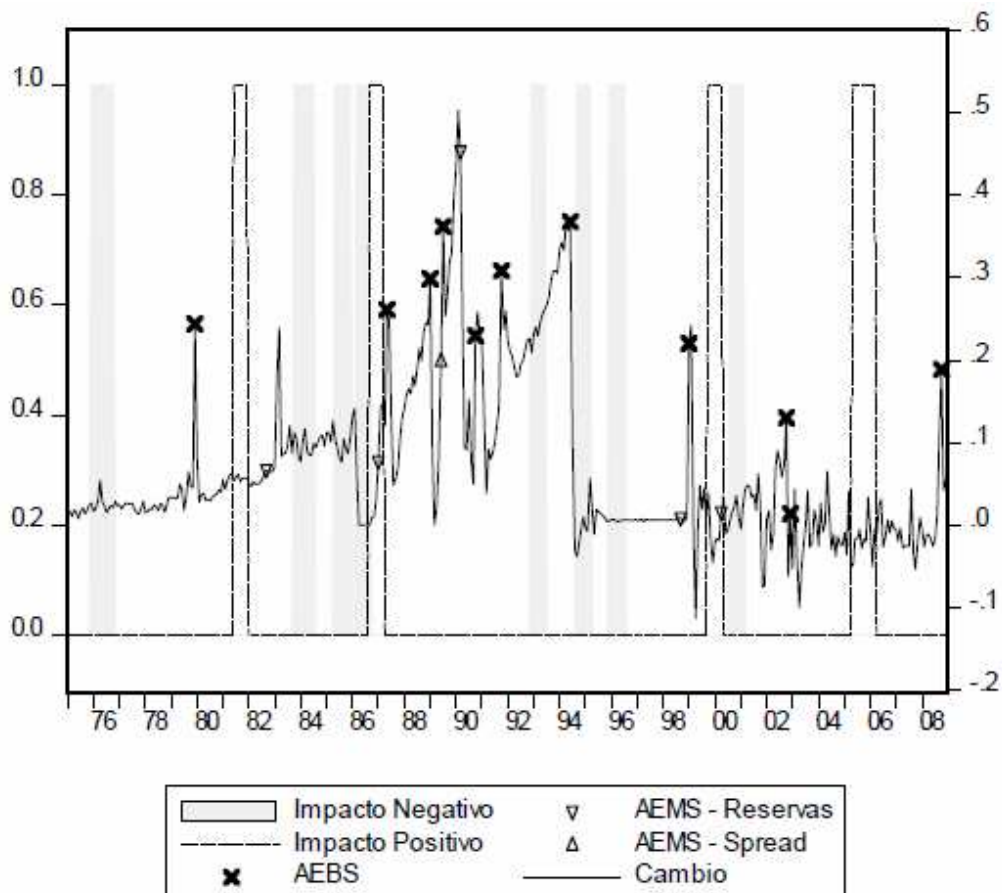


Gráfico 5: Resultados Brasil

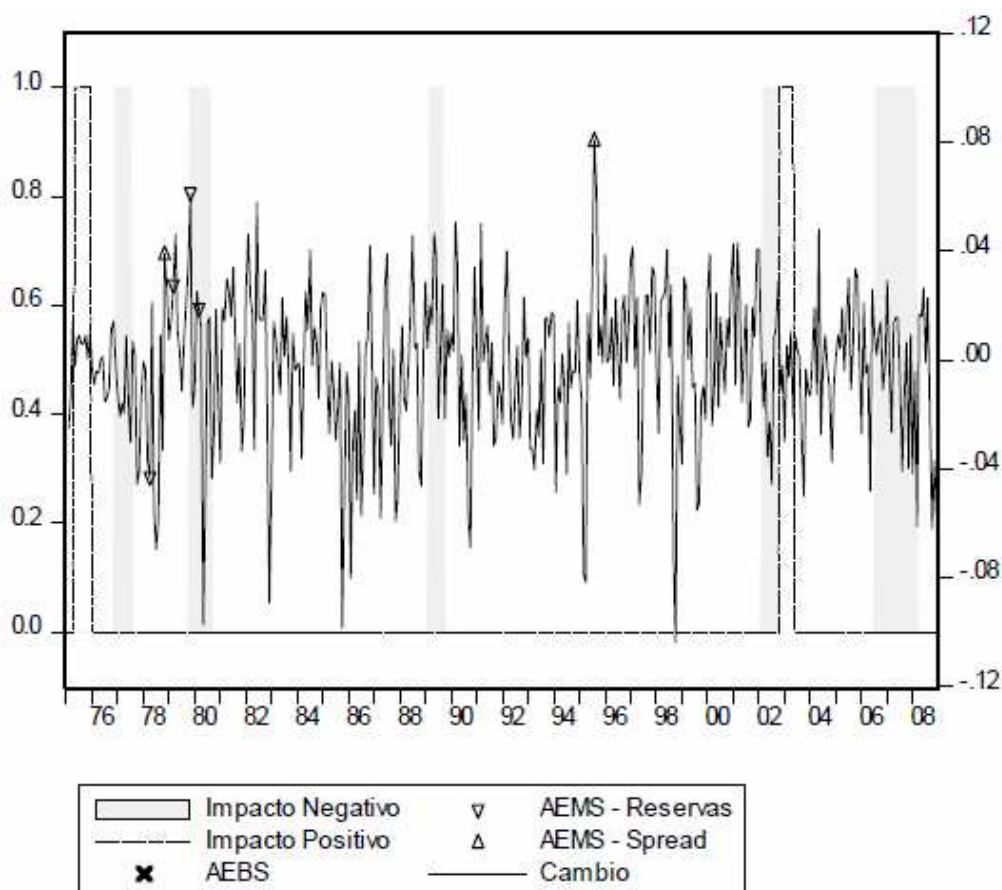


Gráfico 6: Resultados Japão

4. Conclusões

Com vistas a avaliar a eficácia da política monetária nos momentos de ataque especulativo, este trabalho utilizou dois procedimentos ligados à econometria de séries de tempo: o teste de detecção de *outlier* proposto por Tsay (1986) e o teste de causalidade de Granger, discutido em Granger (1969). No total foram utilizados seis países com fundamentos econômicos diferentes e que historicamente apresentaram momentos de turbulência cambial, como Coréia do Sul, México, Canadá, Brasil, Suécia e Japão.

Inicialmente foram identificados os momentos de forte variação cambial positiva, com as mesmas variáveis utilizadas em Kraay (2003), com a diferença básica de que o procedimento de Tsay faz uma distinção endógena entre um movimento padrão da série e seus possíveis desvios. Logo após, verificou-se em quais períodos a taxa de juros, especificamente a *treasury bill rate* de cada país, contribuiu para o aumento do poder preditivo da variação da taxa de câmbio e vice versa, ou seja, a partir daí é avaliada a ação da autoridade monetária. Para tanto, foram abertas janelas de sete meses entre 1975 e 2008 com deslizamento ao longo do período sempre de um mês a frente, sendo que em cada uma dessas janelas estimou-se um VAR com uma defasagem.

Os resultados indicaram que são poucos os momentos em que a variação da taxa de juros Granger causa a variação da taxa de câmbio, principalmente quando há ataques especulativos. E quando há alguma evidência de que a ação da política monetária contribui para o fracasso dos ataques, a relação entre taxa de juros no período anterior e câmbio, em geral, é positiva, favorecendo a visão "revisionista". Vale ainda destacar dois aspectos importantes: que o sentido de causalidade dos juros para o câmbio seja mais frequente em momentos em que não há ataques especulativos, além do que, são muito comuns períodos em que há um sentido inverso de causalidade, em que a taxa de câmbio Granger causa a taxa de juros.

Portanto, não se pode afirmar categoricamente, utilizando a abordagem proposta aqui, que a política monetária é sempre eficaz para combater ataques especulativos, sendo que quando isso ocorre, foi com base através de redução de juros, conforme a visão "revisionista".

5. Bibliografia

Balke, N. S.; Fomby, T. B. Large shocks, small shocks, and economic fluctuations: outliers in macroeconomic time series. *Journal of Applied Econometrics*, v. 9, p. 181-200, 1994.

Furman, J.; Stiglitz, J. *Economic Crises: Evidence and Insights from East Asia*. Brookings Papers on Economic Activity, pp. 1-135, 1998.

Goderis, B.; Ioannidou, V. P. Do high interest rates defend currencies during speculative attacks? New Evidence. *Journal of International Economics*, vol. 74, pp. 158-169, 2008.

Goldfajn, I.; Baig, T. *Monetary Policy in the Aftermath of Currency Crises: The case of Asia*, International Monetary Fund, 1998.

Goldfajn, I.; Gupta, P. *Does Tight Monetary Policy Stabilize the Exchange Rate*. International Monetary Fund, 1998.

Ghosh, A.; Phillips, S. *Interest rates, stock markets prices, and exchange rates in East Asia*, International Monetary Fund, 1998.

The impact of monetary policy on exchange rates during financial crises. Board of Governors of the Federal System International Finance Discussion Paper No. 669, 2000.

Granger, C. W. J. Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*. v. 37, p. 428-438, 1969.

Hsiao, C.; Dekle, R.; Wang, S. Do high interest rates appreciate exchange rate during crisis? The Korean evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 63, pp. 359-380, 2001.

Kaminsky, G.; Schumukler, S. *The relationship between interest rates and exchange rates in six asian countries*. World Bank, 1998.

Kraay, A. Do high interest rates defend currencies during speculative attacks? *Journal of International Economics*, vol. 59, pp. 297-321, 2003.

Radelet, S.; Sachs, J. *The East Asia Financial Crisis: Diagnostic, Remedies, Prospects*. Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1, pp. 1 - 74, 1998.

Tsay, R. S. Time series model specification in the presence of outliers. *Journal of American Statistical Association*, v. 81, p. 132-141, 1986.

Tsay, R. S. Outliers, level shifts, and variance changes in time series. *Journal of Forecasting*, v. 7, p. 1-20, 1988.