

4

Resultados empíricos – Efeitos sobre o câmbio

As equações estimadas serão as 3.8 e 3.9, reproduzidas abaixo:

$$\Delta S_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta(i_t - i_t^*) + \gamma_3 \Delta R_t + \gamma_4 Int_t + \gamma_5 \Delta IBV_t + \gamma_6 IIE_t + \gamma_7 \Delta CRB_t + u_t \quad (4.1)$$

$$\Delta S_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta(i_t - i_t^*) + \gamma_3 \Delta R_t + \gamma_4 Int_t^+ + \gamma_5 Int_t^- + \gamma_5 \Delta IBV_t + \gamma_6 IIE_t + \gamma_7 \Delta CRB_t + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

As variáveis ΔS_t , ΔR_t , ΔCRB_t , ΔIBV_t equivalem à primeira diferença do logaritmo natural da taxa de câmbio, risco país mensurado pelo EMBI+BR em pontos base, do índice CRB, e do índice Ibovespa, respectivamente. Os valores foram multiplicados por 100 para expressarem suas variações percentuais diárias. A variável IIE_t também é expressa em percentual.

A medida de intervenção utilizada foi a de leilões de *swaps* cambiais e intervenções no mercado à vista. A hipótese, confirmada na tabela 6 da seção 4.1, é de que os vencimentos de *swaps* cambiais e dívida não têm efeito sobre a taxa de câmbio. Os valores estão expressos em US\$1bi.

A tabela a seguir apresenta os resultados da estimação por mínimos quadrados e mínimos quadrados em dois estágios das equações 3.8 e 3.9, respectivamente. O período analisado foi de março de 2003 até outubro 2006. Foi utilizada a correção Newey-West quando indicado necessário por um teste de Ljung-Box sobre a auto-correlação dos resíduos. As estatísticas t são apresentadas entre parênteses, e o nível de significância estatística é indicado por *(5 a 10% de significância), **(1 a 5% de significância) e ***(menos de 1% de significância).

Tabela 4 – Resultados empíricos do efeito da intervenção sobre a taxa de câmbio.

Variável Dependente: ΔS_t	MQO(1) (eq.3.8)	2eMQ(2) (eq.3.9)	MQO(3) (eq.3.8)	2eMQ(4) (eq.3.9)
C	0,03* (1,58)	0,03* (1,63)	0,04 (1,64)	0,02 (1,99)
$\Delta(i_t - i_t^*)$	0,01 (0,23)	0,16 (-0,12)	0,15 (0,23)	-0,06 (0,14)
ΔR_t	2,32*** (10,18)	2,29*** (9,72)	2,32*** (10,2)	2,31*** (9,21)
Int_t	0,2*** (2,36)	0,8*** (3,69)	-	-
Int_t^+	-	-	0,17* (1,78)	0,7*** (3,27)
Int_t^-	-	-	0,29* (1,51)	0,34** (3,0)
ΔCRB_t	-0,01* (-1,64)	-0,01* (-1,65)	-0,01* (-1,75)	-0,01*** (-1,67)
ΔBV_t	-0,14*** (-5,95)	-0,17*** (-6,18)	-0,17*** (-5,48)	-0,17*** (-5,9)
IIE_t	-0,01*** (-3,8)	-0,01*** (-4,8)	-0,01*** (-3,8)	-0,01*** (-5,26)
Estatística Q (6 defasagens)	11,8*	11,9*	13,2*	12,8*
Adj.R ²	0,25	0,22	0,24	0,25
Estatística F	52,1***	50,8***	44,3***	45,7***

Os resultados indicam que a intervenção cambial tem um efeito significativo sobre a taxa de câmbio. O coeficiente associada à intervenção na coluna (1) indica que uma variação na posição em moeda estrangeira do Banco Central de US\$1bi é associada a uma variação da taxa de câmbio na mesma direção em 0,2%. O uso da regressão em dois estágios (coluna (2) aumenta em 4 vezes o coeficiente estimado, para 0,8%, consistente com a hipótese de que a endogeneidade no comportamento da intervenção pode viesar negativamente o coeficiente estimado.

A separação das intervenções entre aquelas que aumentam ou reduzem a posição comprada em moeda estrangeira do Banco Central não modifica qualitativamente os resultados. Na coluna (3), a estimação por OLS indica que uma intervenção de compra de US\$1bi deprecia a taxa de câmbio em 0,17%, enquanto que uma intervenção de venda aprecia a taxa de câmbio em 0,29%. Novamente, e de modo consistente com a hipótese de endogeneidade, a estimação por dois estágios amplifica os coeficientes associados a ambas as intervenções: na

coluna (4) uma intervenção de compra de US\$1bi está correlacionada com uma depreciação cambial de 0,7%, enquanto uma intervenção de venda de USD1bi está correlacionada com uma apreciação cambial de 0,34%.

Não há bons instrumentos para a intervenção cambial. Sua escolha sempre pode ser vista como arbitrária. Deixamos registrado que a alteração do conjunto de instrumentos (utilizar um subconjunto dos que utilizamos, por exemplo) ou a estimação em sub-amostras levou a perda de significância dos coeficientes associados à intervenção no mercado de dólares à vista. Ou seja, os resultados são pouco robustos. Esse comentário vale para o restante das estimações em dois estágios realizadas no estudo, cujos resultados, portanto, devem ser apreciados com cautela.

O coeficiente associado ao diferencial de taxa de juros não se mostrou significativo. Isso se deve muito provavelmente à sua pouca variação em frequência diária: as alterações de política monetária são tomadas em uma frequência mensal, ou menor. A taxa de juros mais longa, por outro lado, apresentaria maior variação, mas adicionaria complicações: um aumento da taxa de juros hoje, que apreciaria a moeda, poderia levar a uma redução da taxa de juros esperada futura, pois a inflação esperada seria menor.

Os demais controles apresentam-se estatisticamente significativos e com o sinal esperado. Um aumento no risco país deprecia a taxa de câmbio, e sua magnitude é elevada. Um aumento de 1% no risco país deprecia a taxa de câmbio entre 2,29 e 2,32%. As variáveis utilizadas como *proxy* para a oferta relativa de ativos denominados em dólar na economia apresentam o sinal esperado, entretanto é preciso cautela antes de estabelecer uma relação de causalidade entre as mesmas e a taxa de câmbio. Como *proxies*, nossa hipótese é de que estão correlacionadas com um aumento da oferta de ativos denominados em dólar na economia, e seria essa variável que afetaria a taxa de câmbio.

É importante notar a magnitude econômica dos coeficientes associados à intervenção. Como situação hipotética, suponha que o governo tivesse acumulado US\$20bi a mais em reservas, e que essas compras tivessem se realizado US\$1bi

por dia. Pela estimação da coluna (1) a taxa estaria 4% mais depreciada. Para a coluna (2), (3) e (4) a depreciação seria de 17%, 3,4% e 14%, respectivamente.²⁵

Obviamente, para que os efeitos possam se acumular ao longo dos dias, é necessário que o efeito da intervenção cambial tenha alguma permanência. Se a intervenção cambial conseguir alterar a taxa de câmbio em um dia, e o resultado for revertido no dia seguinte pela entrada de mais recursos externos, o efeito é temporário, e a intervenção tem pouco valor como instrumento de política econômica.

Como foi observado que a intervenção de compra leva a taxa de câmbio para um patamar mais depreciado, para que a taxa retornasse ao nível anterior valores defasados das intervenções deveriam estar correlacionados com valores negativos da variável dependente (apreciações do câmbio). Por exemplo, se uma intervenção realizada hoje deprecia a taxa de câmbio hoje em 0,3%, mas seu efeito é temporário, então ela deveria estar correlacionada com uma apreciação cambial amanhã, e depois.

Isso foi testado de duas maneiras, pelo efeito das intervenções passadas sobre a variação do câmbio, e através da estimação de funções de resposta a impulso em VAR. No primeiro caso, se o efeito da intervenção é temporário, as intervenções passadas devem apresentar um coeficiente negativo em relação à variação da taxa de câmbio corrente. Isso é simples de se observar analiticamente. Suponha que uma intervenção de X deprecie a taxa de câmbio em $\beta_1: \Delta S_t = \beta_1 X$. No dia seguinte, suponha não haver intervenção, em cujo caso a taxa de câmbio iria recuar um pouco, pois o efeito do dia anterior iria se dissipar: $\Delta S_{t+1} = \beta_1(0) + \beta_2 X$. Se o efeito se dissipasse completamente, então no dia seguinte as taxas de câmbio seriam iguais:

$$S_{t+1} = S_{t-1} = \Delta S_{t+1} - \Delta S_t = (\beta_1 + \beta_2)X = 0 * X = 0$$

Coeficientes próximos a zero associados às intervenções passadas indicam que não é possível rejeitar a hipótese de que o efeito é permanente. Se o efeito

²⁵Coluna(1)=> $1.002^{(20)}=1.04$. Coluna(2)=> $1.008^{(20)}=1.17$. Coluna(3)=> $1.0017^{(20)}=1.034$. Coluna (4) => $1.007^{(20)}=1.14$

some completamente, a soma dos coeficientes associados às defasagens da intervenção deve ser igual ao negativo do coeficiente associado à intervenção no período corrente.

As equações 3.8 e 3.9 foram estimadas novamente com a inclusão de 1 ou 4 defasagens. As estimações correspondem às colunas (1) e (2) da tabela 17 no anexo 2, A estimação em 2 estágios já se utiliza de defasagens, portanto não foi realizado esse procedimento. Abaixo, são apresentados os p-valores resultantes de um teste de Wald cuja hipótese nula é de que a soma dos efeitos das defasagens seja igual ao negativo do efeito da intervenção contemporânea.

Tabela 5 – Teste de existência de efeitos defasados da intervenção sobre a taxa de câmbio.

Teste F: H0:	Intervenção	Intervenção de compra	Intervenção de venda
1 defasagem ²⁶	(0,00)	(0,00)	(0,00)
4 defasagens ²⁷	(0,00)	(0,00)	(0,00)

Esse resultado é indicativo de que o efeito das intervenções não se reverte com o tempo. Uma intervenção no período t está associada a uma nesse período, mas não está associada a apreciações subsequentes. Ou seja, o efeito das intervenções sobre o câmbio é persistente.

Outra forma de observar a persistência do efeito é através de funções de resposta a impulso de um VAR. Se existe efeito das intervenções, mas esse é temporário, a resposta a impulso de ΔS_t frente a um choque em Int_t deveria estar associada, nos primeiros períodos, a valores positivos(depreciação) e, após, a valores negativos(apreciação). Foi estimado um VAR com 2 defasagens, tendo como variáveis endógenas: ΔS_t , Int_t , ΔIBV_t , IIE_t . As variáveis exógenas foram ΔR_t e $\Delta(i_t - i_t^*)$ e ΔCRB_t . Elas não são afetadas pelas demais, respondendo a considerações de mais longo prazo como inflação e fundamentos macro de longo

²⁶ $\Delta S_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta(i_t - i_t^*) + \gamma_2 \Delta R_t + \gamma_3 Int_t + \gamma_4 Int_{t-1} + \gamma_5 \Delta IBV_t + \gamma_6 IIE_t + \gamma_7 \Delta CRB_t + u_t$

²⁷ $\Delta S_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta(i_t - i_t^*) + \gamma_2 \Delta R_t + \gamma_3 Int_t + \gamma_4 Int_{t-1} + \gamma_5 Int_{t-2} + \gamma_6 Int_{t-3} + \gamma_7 Int_{t-4} + \gamma_8 \Delta IBV_t + \gamma_9 IIE_t + \gamma_{10} \Delta CRB_t + u_t$

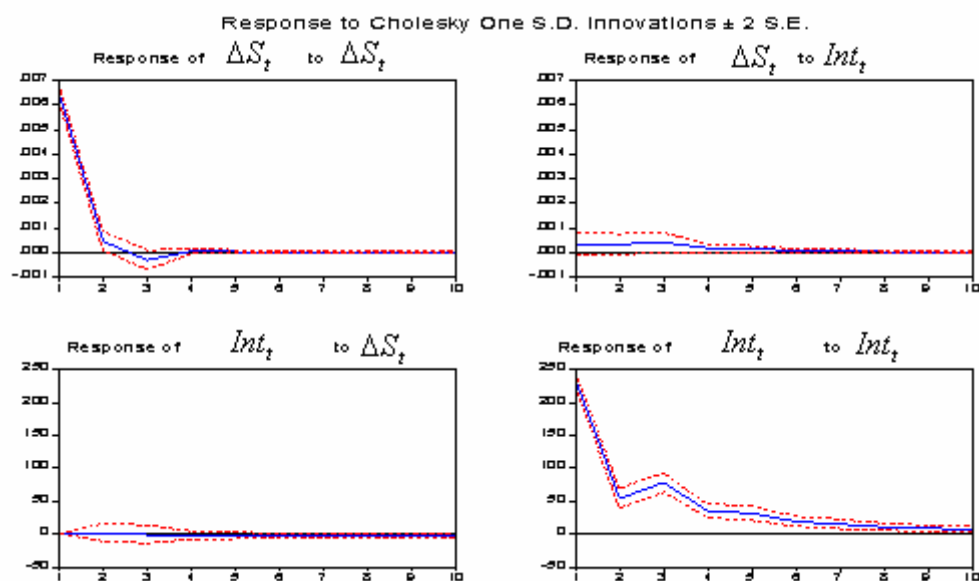
prazo. Um teste sobre a matriz de correlação dos resíduos do VAR indica que a ordenação de todas as variáveis é relevante para obter a função de resposta a impulso.

O VAR estimado se encontra no anexo 2 (tabela 20). Para obter as funções de resposta a impulso, foram utilizadas duas especificações de decomposição de Cholesky, da mais exógena para a menos exógena: a primeira ordenação foi $IIE_t, \Delta S_t, Int_t, \Delta IBV_t$: a variação da bolsa seria afetada contemporaneamente por todas as variáveis, enquanto a posição dos estrangeiros no mercado futuro seria afetada somente com uma defasagem.

Na segunda, troca-se a ordem entre a ΔS_t e Int_t . Ou seja, a variação do câmbio afetaria as intervenções contemporaneamente, entretanto a intervenção só afetaria o câmbio com uma defasagem. As duas especificações correspondem, respectivamente, às ilustrações 7 e 8.

A medida de intervenção utilizada foi a de intervenção no mercado à vista mais as emissões de *swaps* cambiais, a mesma utilizada na estimação da equação 3.8. As funções de resposta a impulso não se alteram qualitativamente com a ordenação da decomposição de Cholesky.

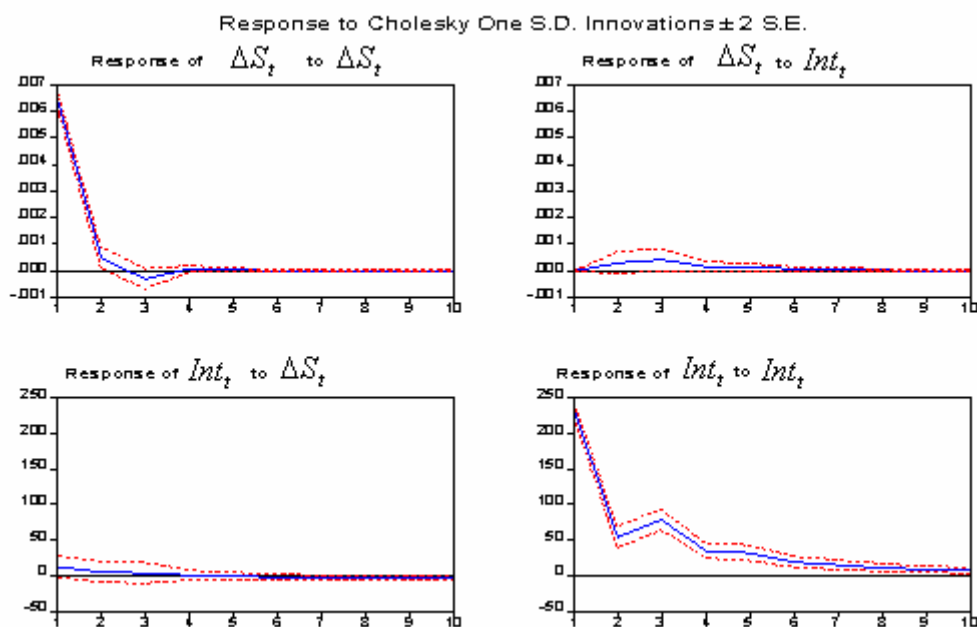
Ilustração 7 – Função de resposta a impulso: intervenção e taxa de câmbio.



A função de resposta a impulso derivada da ordenação da decomposição de Cholesky em que a intervenção não é afetada de maneira contemporânea pela variação do câmbio indica que um choque no processo de intervenções afeta a taxa de câmbio, e esse efeito se estende por cerca de 7 períodos. O intervalo de confiança de 5% utilizado indica que esse efeito é marginalmente significativo. Não há indícios de reversão do efeito.

Na segunda ordenação, em que a intervenção é afetada de maneira contemporânea pela taxa de câmbio, os efeitos da intervenção são menos visíveis, entretanto, não há sinal de reversão do efeito da mesma.

Ilustração 8 – Função de resposta a impulso: intervenção e taxa de câmbio (b).



É razoável admitir-se que pelo menos parte dos efeitos das intervenções deva ser temporário. A medida de intervenção utilizada na estimação corresponde às intervenções no mercado de dólar à vista e às emissões de *swaps* cambiais. O valor do *swap* cambial como proteção à variação do dólar decai à medida que se aproxima a data do seu vencimento. Entretanto, esse efeito é gradual. A estimação em dados diários pode estar sofrendo pelo ruído de outros choques que acontecem em frequência diária, tais como: anúncios, entrada de dólares inesperada via balança comercial, turbulências momentâneas no mercado de câmbio, entre outros.

4.1

Separação dos efeitos por mercado

A mudança do ativo no qual há intervenção provoca efeitos diferentes sobre a taxa de câmbio? Porque isso poderia ocorrer?

Em geral, o Banco Central anuncia que fará o leilão de *swaps* cambiais de um a dois dias de antecedência, embora não anuncie o montante de *swaps* que serão negociados. O leilão de dólares à vista é anunciado com dez minutos de antecedência. Portanto, a emissão de *swaps* cambiais é mais exógena aos acontecimentos do dia do que a intervenção no mercado à vista. O Banco Central não pode usar a emissão de *swaps* cambiais para conter alguma apreciação mais forte no dia, pois avisa com antecedência que irá operar no mercado futuro. Isso reduz o grau de liberdade de utilização dos *swaps*, e possivelmente, a endogeneidade das intervenções no mercado à vista em relação à pressão no mercado de câmbio é maior. Logo, mesmo que as intervenções no mercado à vista e no mercado futuro tenham o mesmo efeito, os coeficientes estimados podem diferir. O seção 6 apresenta evidência de que as intervenções cambiais no mercado à vista estão associadas a um fluxo cambial mais elevado. Para corrigir esse problema, foi utilizada a abordagem de variáveis instrumentais.

Intuitivamente, as intervenções no mercado à vista destinadas à acumulação de reservas devem reduzir a incerteza associada à economia brasileira. Como já comentado, a evidência *cross-country* é de que o acúmulo de reservas reduz a possibilidade de um *sudden stop*. A intervenção cambial no mercado de dólares à vista iria atuar para depreciar a moeda pelo lado da oferta de dólares, e teria um efeito indireto de apreciar a moeda, via redução na demanda por proteção cambial.

Em um evento de crise e forte depreciação cambial, os *swaps* cambiais reversos da carteira do Banco Central valeriam mais, melhorando a solvência do governo. Entretanto, esses recursos deveriam ser pagos pelo mercado financeiro nacional,²⁸ possivelmente fragilizado em um momento de crise. O Banco Central poderia hesitar em se utilizar desses recursos em um momento tão delicado, com

²⁸Seria difícil o Banco Central realizar uma discriminação dos pagamentos aos comitentes dos contratos de swaps, diferenciando comitentes nacionais e estrangeiros.

medo de agravar uma crise sistêmica. A solvência externa da economia, portanto, não iria melhorar tanto quanto se o Banco Central acumulasse reservas em dólares no exterior.

Logo, a proteção oferecida pelos *swaps* cambiais seria menos efetiva justamente quando mais necessária. Seu efeito na redução de demanda por proteção cambial seria intuitivamente menor. Por esse raciocínio, a intervenção no mercado futuro seria verdadeiramente mais efetiva do que a intervenção no mercado à vista de modo a depreciar a taxa de câmbio.

Entretanto, se o *swap* cambial é um substituto imperfeito do dólar, pela teoria do efeito de portfólio seu efeito sobre o prêmio de risco cambial seria menor, e, portanto essa intervenção seria menos efetiva que no mercado de dólares à vista.

Logo, pelo efeito de portfólio, **não** é possível que as intervenções no mercado futuro e no mercado de dólares à vista tenham efeitos diferentes sobre o câmbio.

Entretanto, é possível imaginar que os leilões de compra de dólares à vista poderiam levar distorções sobre o *forward premium*. Se há uma diferença de liquidez entre os mercados à vista e futuro, intervenções suficientemente grandes no mercado à vista poderiam depreciar a taxa à vista, enquanto a taxa futura se manteria inalterada, determinada pelos fundamentos da economia (e portanto não precisamos usar o efeito de equilíbrio de portfólio por esse raciocínio). Isso faria com que a taxa cobrada para se comprar dólar futuro, o *forward premium*, se reduzisse. Surgiria uma arbitragem, que é mais claramente explicada através de um derivativo chamado cupom cambial. Esse derivativo representa a taxa cobrada, no mercado nacional, para um empréstimo indexado ao dólar. Se um investidor toma reais emprestados, compra dólares à vista, os empresta cobrando o cupom cambial, e vende o dólar futuro (recebendo o *forward premium*), não existe risco cambial nessa operação. Portanto, as suas receitas (o cupom cambial e o *forward premium*) deveriam ser iguais ao seu custo (a taxa de juros interna):

$$i_t = f_t + CC_t \quad (4.3)$$

Se a intervenção esterilizada (sem mudança dos juros) leva a uma queda do *forward premium*, deve levar a um aumento do cupom cambial. Mas isso geraria uma arbitragem: a taxa de juros em dólar no mercado interno estaria maior do que no mercado externo. Isso incentivaria os bancos a captarem recursos no exterior para aplicar no país. Logo, a intervenção de compra no mercado de dólar à vista teria o efeito colateral de aumentar a entrada de recursos no país.

As intervenções no mercado futuro não levariam a essa arbitragem, por esse ser mais líquido, ou ela ocorreria de maneira inversa: aumentando o *forward premium*. Isso levaria a um movimento de saída de recursos do país. A evidência do seção 6 é passível de ser interpretada também dessa forma.

Os resultados a seguir sugerem que os efeitos da intervenção separados pelo mercado no qual se intervém tem magnitudes similares.

Inicialmente, foi testada a hipótese de os vencimentos de *swaps* e dívida cambial não estarem correlacionados com o retorno do câmbio. Nas estimações da seção anterior esses ativos não foram utilizados na medida de intervenção, pois o seu efeito de proteção contra o câmbio decai com o tempo, e é nulo no vencimento. Ainda, os vencimentos de ambos os ativos são conhecidos pelo mercado, logo seus possíveis efeitos já deveriam estar incorporados à taxa de câmbio. Os resultados, apresentados na coluna (3) da tabela 17 do anexo 2, indicam que os vencimentos de dívida e *swaps* não são estatisticamente significativos.

Resta saber se as intervenções no mercado à vista (AV_t) e as emissões de *swaps* cambiais que aumentam (Swp_t^+) ou reduzem (Swp_t^-) a posição comprada do Banco Central²⁹ estão associadas a movimentos diferentes sobre o câmbio.

O modelo a ser estimado é:

$$\Delta s_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta(i_t - i_t^*) + \gamma_2 \Delta R_t + \gamma_3 AV_t + \gamma_4 Swp_t^+ + \gamma_5 Swp_t^- + \gamma_6 \Delta IBV_t + \gamma_7 IIE_t + \gamma_8 \Delta CRB_t + \varepsilon_t$$

A tabela abaixo apresenta a estimativa de mínimos quadrados ordinários, e os resultados da instrumentação das intervenções do mercado à vista. O grupo de instrumentos utilizado é análogo ao utilizado na tabela 4. Corresponde a três

²⁹Doravante, intervenção no mercado futuro de compra e de venda, respectivamente.

defasagens de AV_t , o desvio do câmbio em relação à tendência dos últimos 20 dias, a volatilidade condicional da taxa de câmbio e uma variável *dummy* que acende quando, no dia anterior, $AV_t > 0$ e há uma depreciação da taxa de câmbio,

Tabela 6 – Resultados empíricos da separação dos efeitos da intervenção em diferentes mercados sobre a taxa de câmbio.

Variável Dependente: ΔS_t	MQO ³⁰	2eMQ
C	0,005* (1,77)	0,002 (0,72)
$\Delta(i_t - i_t^*)$	0,014 (0,23)	0,01 (0,21)
ΔR_t	2,30*** (10,4)	2,33*** (10,3)
AV_t	-0,05 (-0,3)	0,6* (1,89)
Swp_t^+	0,28*** (2,0)	0,20* (1,85)
Swp_t^-	0,5*** (2,3)	0,39*** (2,93)
ΔCRB_t	-0,06* (-1,71)	-0,06*** (-1,72)
ΔIBV_t	-0,14*** (-3,48)	-0,14*** (-3,53)
IIE_t	-0,008*** (-3,8)	0,01*** (4,65)
Estatística Q (6 defasagens)	19,7***	12,1*
Adj.R ²	0,25	0,23
Estatística F	40,97***	39,1***

Os resultados indicam que o efeito significativo encontrado para a intervenção na seção anterior vem majoritariamente das intervenções no mercado futuro. Uma compra de US\$1bi nesse mercado deprecia a taxa de câmbio em entre 0,2% e 0,28%, enquanto que uma venda aprecia a taxa entre 0,39% e 0,5%.

31

Esses coeficientes são economicamente relevantes. De 16 de novembro de 2005 até 8 de março de 2006, o Banco Central emitiu contratos de swaps reversos totalizando US\$ 22,8bi. Isso equivaleria a uma depreciação cambial de 6,5%³², caso não tivesse havido a influência de outros fatores. Entretanto, no mesmo

³⁰Em ambas as especificações foi utilizada a correção de Newey-West com 6 defasagens.

³¹O fato de o coeficiente associado às intervenções no mercado futuro se reduzir quando instrumentamos a intervenção no mercado à vista possivelmente é devido à instabilidade dos coeficientes à especificação do modelo.

³²Esse valor corresponde à composição das depreciações cambiais associadas às emissões de swap no período.

período houve uma queda no risco país de 353 pontos base para 218 pontos base. O resultado foi que a taxa de câmbio se apreciou 1% no período.

Observamos que, a princípio, as intervenções no mercado à vista não se mostraram correlacionadas com a taxa de câmbio. Isso é sinal de que, condicional as demais variáveis, a intervenção cambial não tem efeito. Por exemplo, frente a uma queda do risco país, a moeda se aprecia, e uma intervenção de compra de dólares no mercado à vista não logra reverter essa apreciação.

A associação entre a intervenção no mercado à vista e a depreciação cambial só é obtida pelo uso de instrumentação. Possivelmente, isso é devido à endogeneidade originada pelo governo intervir quando a taxa de câmbio está se apreciando, devido à entrada de fluxos de capital por considerações de rendimento e aversão a risco não captadas pelo modelo. Se, por exemplo, em um determinado dia o fluxo há uma entrada de dólares pelo saldo da balança comercial (variável não observável em frequência diária), e o Banco Central absorve esse fluxo via uma intervenção cambial do mercado à vista, a taxa de câmbio não se alteraria. O que seria observado, entretanto, seria somente a taxa de câmbio (que se manteria estável) e a intervenção positiva. A inferência errônea seria de que a intervenção cambial não tem efeito.

A estimação por variáveis instrumentais fornece o coeficiente no sinal esperado, e com magnitude similar aos coeficientes associados à intervenções no mercado de derivativos. Esse efeito é consistente com o esperado: que o mercado no qual se intervém não altera significativamente o efeito das intervenções sobre a taxa de câmbio. Os resultados parecem sugerir que o possível efeito de redução da incerteza associada à acumulação de reservas no mercado à vista é contrabalanceado pelo *swap* cambial ser um substituto imperfeito do dólar. Entretanto, é preciso atentar que essa é uma evidência indireta, e não um teste sobre o caráter de dólar do *swap* cambial, nem sobre seu efeito sobre a redução da incerteza na economia.

4.2

Efeitos sobre o câmbio: dados intradiários

A interpretação dos coeficientes das seções anteriores foi realizada com várias ressalvas e explicações. Todas elas se devem às decisões sobre a política de intervenção do Banco Central não serem tomadas de forma independente dos acontecimentos do mercado de câmbio no dia.

Em frequência intradiária, esse efeito poderia ser minimizado. Isso aconteceria se o Banco Central toma-se suas decisões de intervenções com base em considerações sobre o mercado de câmbio em horizontes maiores do que o ocorrido em um dia. Isso é verdade para o horário da intervenção: na amostra utilizada, o Banco Central tem por hábito realizar leilões de compra de dólares em horários similares. Cerca de 80% dos leilões de compra de dólares acontecem entre as 15h00 e as 16h00, próximos ao fechamento do mercado. Ou seja, o horário da intervenção é pouco dependente da flutuação no dia. O montante, entretanto, pode depender, logo, ainda a margem para o comportamento reativo do Banco Central é reduzida, mas não inteiramente eliminada. Isso indica que a endogeneidade comentada nas seções anteriores é corrigida apenas parcialmente.

Na estimação foi utilizada uma base de dados com todas as negociações na *clearing* de câmbio da BM&F de 01/02/2006 até 03/11/2006³³. Cruzamos os dados com os horários e montantes de 134 leilões de dólar à vista do Banco Central no mesmo período ³⁴e desse modo pude obter o efeito imediato que uma determinada intervenção no mercado de dólar à vista leva para a taxa de câmbio.

As negociações na *clearing* da BM&F acontecem em intervalos irregulares. Para realizar a estimação, os valores de câmbio e os leilões foram associados a intervalos regulares de meia hora. A cotação do câmbio em um determinado intervalo corresponde a da última negociação realizada no período correspondente.

³³Gentilmente fornecida pela BM&F. O horário de funcionamento da câmara de compensação é de 9h00 às 16h00, entretanto, há negociação fora da câmara de compensação após o fechamento do mercado. Não tenho informações sobre essas transações, embora devam ser afetadas pelos leilões cambiais.

³⁴Gentilmente fornecido pelo Banco BBM. Os montantes totais dos leilões não são observados, mas inferidos pela variação na base monetária condicionada pelo saldo com o setor externo.

Cruzamos os dados das cotações com o aviso sobre o leilão cambial, que de uma maneira geral acontece dez minutos antes da abertura do próprio leilão. A variável leilão (L_t) corresponde ao montante de dólares totais (US\$mi) das propostas aceitas pelo Banco Central, e associada no tempo com a cotação corresponde ao primeiro intervalo que acontece após o início do leilão. Desse modo, é possível captar o efeito da informação de que ocorreu um leilão com o seu impacto sobre a taxa de câmbio.

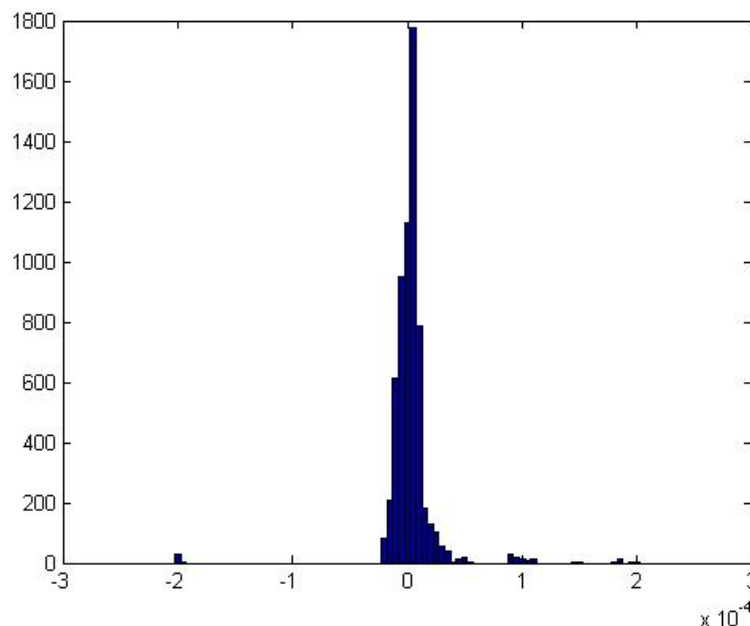
Não foram utilizados controles macroeconômicos em frequência intradiária. Nossa solução foi estimar regressões superpostas de 48 observações passadas (4 dias) de modo a captar o efeito da intervenção sobre esta tendência de curto prazo. A variável S_t é a taxa de câmbio medida com 3 casas decimais.

A equação estimada foi:

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 L_t + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

A cada bloco de regressões, um coeficiente β_1 foi estimado. Desse modo é possível obter a distribuição dos coeficientes β_1 na amostra considerada. Como estamos utilizando regressões superpostas, os coeficientes estimados em cada bloco não são independentemente distribuídos.

O histograma do coeficiente β_1 está abaixo. No eixo vertical fica o número de observações para cada valor. No eixo horizontal fica o valor do coeficiente estimado.



A inspeção visual aponta para uma distribuição com massa ligeiramente à direita do zero, e apresenta caudas longas. A tabela abaixo aponta que essa distribuição não é normal, portanto, uso dois testes não-paramétricos (Wilcoxon e sinal binominal) que rejeitam a hipótese nula de que a mediana da distribuição dos coeficientes de intervenção é zero. O teste de Wilcoxon testa se duas populações são as mesmas a menos de um deslocamento em suas medianas. O teste de sinal binomial é um teste em que não são consideradas as magnitudes dos coeficientes, somente testa-se a probabilidade de um determinado coeficiente estar acima da mediana, tratando o evento do coeficiente estar acima da mediana ou abaixo da mediana como uma binomial. Desse modo, nenhum dos dois requer nenhuma suposição sobre a distribuição de probabilidade a ser testada.

Qual a magnitude econômica desse coeficiente? Basicamente, ele indica que a venda de US\$1bi está correlacionada com um aumento de aproximadamente 0,003 na cotação. Uma intervenção de 10bi aumentaria a taxa de câmbio em R\$ 0,03.

Tabela 7 – Estatísticas descritivas da distribuição dos coeficientes associados ao efeito da intervenção sobre o câmbio estimados em frequência intradiária.

Média	0,00299
Mediana	0,00285
Desvio padrão	0,024
Jarque-Bera	629587,3
Estatística Wilcoxon (H_0 :Mediana=0)	16,6 (P-valor=0,0000)
Estatística de sinal (binomial)(H_0 :Mediana=0)	3721 (P-Valor=0,0000)
Teste t (H_0 :Média=0)	9,86(P-valor=0,0000)

Essa estimativa é inferior às encontradas nas seções anteriores, mas consistente com a hipótese de que a intervenção tem um efeito pequeno, porém não desprezível, sobre a taxa de câmbio.

Os resultados em frequência diária indicam que a intervenção no mercado à vista (sem instrumentação) não está correlacionada com a taxa de câmbio, condicional a uma série de controles macro não utilizados na frequência intradiária. A explicação dessa falta de correlação repousa na hipótese que há variáveis relacionadas ao influxo de moeda estrangeira que afetariam a taxa de câmbio, e levariam o Banco Central a intervir de maneira mais forte no mercado. Isso faria com que esperássemos que o efeito dos leilões de dólares à vista sobre a taxa de câmbio fosse temporário, pois o fluxo cambial faria com que o câmbio retomasse a sua tendência. Caso contrário, os resultados nas duas frequências seriam incompatíveis.

O modo utilizado para testar essa conjectura é verificar a persistência do efeito dos leilões sobre a taxa de câmbio. A equação 4.5 foi estimada relacionando o efeito da intervenção com a variação do câmbio meia hora após o leilão (1 período), e 1 hora após o leilão (2 períodos). A tabela abaixo apresenta os resultados.

$$\begin{aligned}\Delta S_t &= \beta_0 + \beta_1 L_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta S_t &= \beta_0 + \beta_1 L_{t-2} + \varepsilon_t\end{aligned}\tag{4.5}$$

Tabela 8 – Estatísticas descritivas da distribuição dos coeficientes associados ao efeito da intervenção sobre o câmbio estimados em frequência intradiária (b).

	1 defasagem	2 defasagens
Média	-0,00385	-0,00428
Mediana	-0,00126	-0,00168
Desvio padrão	0,031	0,045
Jarque-Bera	404000	1500206
Estatística Wilcoxon (H_0 :Mediana=0)	17,9(P.valor=0,00)	5,05(p.valor=0,00)
Estatística de sinal (binomial)(H_0 :Mediana=0)	3402 (P.valor=0,00)	3470 (p.valor=0,00)
Teste t (H_0 :Média=0)	-10,7(P.valor=0,00)	-7,9(P.valor=0,00)

Em ambos os casos, os valores encontrados para a mediana parecem indicar que o salto inicial no câmbio, $\Delta S_t = 0,0028$, é revertido parcialmente na primeira meia hora ($\Delta S_{t+1} = -0,00126$) e reduz-se ainda mais entre a primeira e a segunda hora após o leilão ($\Delta S_{t+2} = -0,00168$). A soma dos três efeitos é $\Delta S_t + \Delta S_{t+1} + \Delta S_{t+2} = S_{t+2} - S_{t-1} = -0,00014$. Logo, a taxa de câmbio 1 hora (t+2) após o leilão retorna ao nível de sua última negociação antes do leilão (t-1). O mesmo conjunto de testes das tabelas 7 e 8 indicam que esse valor não é estatisticamente diferente de zero.

Tapia e Tokman (2004) também utilizam dados em frequência intradiária para o caso chileno, e acham que a intervenção tem um efeito positivo sobre a taxa de câmbio. Entretanto, não realizam um teste para a permanência desse efeito. Evans e Lyons (2002) utilizam dados intradiários de oferta e demanda de dólar por investidores privados e pelo Banco Central e concluem que uma intervenção de US\$1bi deprecia a taxa de câmbio DM\$/US\$ em 0,44%, e 80% desse efeito persiste indefinidamente.