

5

Resultados empíricos

Nesta seção serão apresentados os resultados das estimações referentes aos modelos citados no capítulo 3. Porém, antes que passemos a esses resultados, faz-se necessário realizar uma investigação um pouco mais profunda sobre a validade do fato das intervenções do Banco Central no mercado de câmbio serem esterilizadas. Após isso, passamos aos resultados empíricos dos modelos de interesse.

5.1.

Intervenções esterilizadas

Apesar das declarações do Banco Central, os mais desconfiados podem se indagar se, de fato, a autoridade monetária brasileira esteriliza suas intervenções no mercado de câmbio. Ou mesmo que as esterilize, seriam essas esterilizações eficientes? Ou seja, rápidas o suficiente para impedir alterações na taxa de juros diária?

Caso a resposta para alguma das perguntas acima seja negativa, quaisquer efeitos que as estimações abaixo viessem encontrar sobre a taxa de câmbio seriam oriundos não das intervenções em si, mas sim da alteração que as mesmas causam na base monetária e, por consequência, na taxa de juros.

Assim sendo, torna-se crucial verificar tanto a validade, quanto a eficiência, das medidas que o Banco Central toma visando esterilizar suas operações cambiais. A seguir, será um exposto um simples teste proposto para esse fim.

Como dito anteriormente, o sistema de metas para a inflação implantado no Brasil funciona sob base diária. Ou seja, existem metas diárias para a taxa SELIC e autoridade monetária age de maneira a permanecer o mais próximo dessa meta o possível, de modo que, ao final do mês, os limites estipulados tenham sido obedecidos.

Tendo os dados diários, tanto para a meta, quanto para o valor observado da taxa SELIC⁷ e da série de intervenções, pode-se testar se nos dias em que ocorreram intervenções, houve diferença significativa no *spread* entre a meta para a taxa de juros diária e o valor observado. Isso será feito estimando a seguinte equação:

$$DIF_t = \gamma_0 + \gamma_1 * Int_t^{dummy} + u_t \quad (5.1)$$

Onde DIF_t é a diferença entre o valor observado para a taxa de juros diária e a meta para a mesma e Int_t^{dummy} é uma variável *dummy* que assume o valor de 1 quando no dia houve intervenção e 0 caso contrário. O exercício consiste em saber se o valor estimado para γ_1 é estatisticamente diferente de zero ou não. Na tabela abaixo seguem os resultados da estimação dessa equação.

Tabela 2 - Resultados do teste de esterilização

DIF_t	MQO
Constante	-0,005*** (-3,281)
Int_t^{dummy}	0,000011 (0,060)
AR(1)	0,990*** (244,571)
MA(1)	-0,662*** (-30,127)
R^2	0,850

Entre parênteses seguem as estatísticas t relacionadas a cada parâmetro estimado⁸. Foram incluídos termos AR e MA para corrigir a forte dependência temporal encontrada nos dados. O período de tempo analisado é o mesmo dos demais dados utilizados neste trabalho e analisados com detalhe no capítulo 4.

Os resultados obtidos indicam na direção de que, de fato, as intervenções cambiais são esterilizadas de maneira eficiente. A variável *dummy* relativa aos dias que ocorrem intervenções no mercado cambial não ajuda a explicar o *spread*

⁷ Disponíveis no site do Banco Central.

⁸ *, ** e *** indicam significância a, respectivamente, 10%, 5% e 1%.

que existe entre a meta e a taxa observada, que tem aproximadamente 85% de seu valor explicado pela constante e pelos termos autorregressivo e de média móvel.

Assim sendo, o resultado acima dá maior tranquilidade quanto às causas de possíveis efeitos que as intervenções da autoridade monetária tenham sobre a taxa de câmbio. Entre as declarações do Banco Central e a evidência empírica apresentada acima, pode-se considerar que existam indícios suficientes de que quaisquer efeitos existentes sejam explicados por algum dos canais teóricos apresentados no capítulo 2 e não por variações na base monetária.

5.2.

Estimação do modelo reduzido por MQO e MQO2e

As equações a serem estimadas são as 3.13 e 3.14, derivadas na seção 3.2 do capítulo 3, reproduzidas abaixo.

$$\Delta s_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta(i_t - i_t^*) + \gamma_2 \Delta R_t + \gamma_3 \Delta Ibov_t + \gamma_4 \Delta CRB_t + \gamma_5 \Delta OI_t + \gamma_6 Int_t^{tot} + u_t \quad (5.1)$$

$$\Delta s_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta(i_t - i_t^*) + \gamma_2 \Delta R_t + \gamma_3 \Delta Ibov_t + \gamma_4 \Delta CRB_t + \gamma_5 \Delta OI_t + \gamma_6 Int_t^{compra} + \gamma_7 Int_t^{compra} + u_t \quad (5.2)$$

As variáveis Δs_t , ΔR_t , $\Delta Ibov_t$ e ΔCRB_t são a diferença do logaritmo natural multiplicada por cem, respectivamente da taxa de câmbio, índice EMBI+BR em pontos base, índice Ibovespa e índice CRB. Todas expressam variação percentual diária.

A tabela a seguir traz os resultados da estimação de ambas as equações por mínimos quadrados ordinários (MQO) e mínimos quadrados dois estágios (MQ2e). O período amostral é o analisado no capítulo anterior. Entre parênteses seguem as estatísticas t^9 .

Um aspecto importante a ser ressaltado é que após as estimações, existia autocorrelação nos resíduos das regressões. Esse fato torna a estimação usual da

⁹ *, ** e *** indicam significância a, respectivamente, 10%, 5% e 1%.

matriz de covariâncias errada. Desse modo, se faz necessária a adoção de alguma medida visando contornar o problema.

A solução usual é a adoção do estimador de Newey-West, cuja matriz de variância estimada é HAC (*heteroskedasticity and autocorrelation consistent*). Sabe-se, porém, que esse estimador não funciona muito bem na presença de autocorrelação residual muito forte, fato presente nas estimações realizadas. Desse modo, a solução adotada será a inclusão de um termo autoregressivo nas equações estimadas, visando controlar a dependência existente entre os resíduos.

Tabela 3 - Resultados empíricos: efeitos de intervenções sobre a taxa de câmbio.

ΔS_t	MQO(1)	MQO(2)	MQ2e(3)	MQ2e(4)
C	-0,036* (-1,763)	-0,044** (-2,151)	-0,086*** (-3,523)	-0,064*** (-2,011)
$\Delta(i - i^*)_t$	0,156 (0,515)	0,131 (0,430)	0,296 (0,518)	0,305 (0,971)
Δl_{bov}_t	-0,124*** (-10,260)	-0,124*** (-10,256)	-0,129*** (-10,404)	-0,129*** (-10,332)
ΔCRB_t	-0,184** (-10,261)	-0,183*** (-10,100)	-0,190*** (-10,248)	-0,192*** (-10,295)
ΔR_t	0,092*** (12,101)	0,093*** (12,164)	0,090*** (11,715)	0,089*** (11,525)
ΔOI_t	0,0724*** (3,328)	0,015*** (3,104)	0,0315*** (3,817)	0,032*** (5,042)
Int_t^{tot}	0,0724 (1,536)	- -	0,422*** (3,813)	- -
Int_t^{compra}	- -	0,113** (2,02)	- -	0,333** (2,336)
Int_t^{venda}	- -	-0,0242 (-0,287)	- -	0,591*** (4,096)
AR(1)	-0,187*** (-7,515)	-0,187*** (-7,976)	-0,188*** (-7,443)	-0,185** (-7,268)
Estatística F	118,681***	104,13***	116,45***	102,00***
Adj. R2	0,34	0,344	0,32	0,316
Q Stat. (6 lags)	5,36	8,17	6,49	10,68

Os resultados apresentados na tabela 3 indicam na direção de que as intervenções cambiais têm efeito sobre a taxa de câmbio. Olhando primeiro para os resultados das estimações realizadas por MQO, pode-se perceber que tanto na estimação realizada utilizando as intervenções totais (soma das intervenções no mercado à vista e futuro), quanto nas estimações separando entre intervenções de compra e venda, esse resultado se faz presente.

Na coluna (1), apesar do resultado ser marginalmente insignificante, aufere-se que, em média, se o banco central intervém em 1 bilhão de dólares no mercado cambial, a taxa de câmbio se altera em 0,07% para mais ou para menos, dependendo se é uma intervenção de compra ou de venda. Lembrando que uma intervenção de compra aparece como um valor positivo em nossa série e uma intervenção de venda como um valor negativo.

Já a coluna (2), que separa as intervenções em intervenções de compra e venda, conta uma história ligeiramente diferente. De acordo com os resultados nela contidos, apenas intervenções de compra obtém sucesso em alterar a taxa de câmbio. Caso o Banco Central compre 1 bilhão de dólares no mercado cambial, a taxa de câmbio irá se depreciar em 0,113%.

Duas ressalvas devem ser feitas quanto aos resultados das estimações acima. Primeiro, na segunda equação, apesar de insignificante, o coeficiente para intervenções de venda está com o sinal adequado. Ou seja, indica que caso o Banco Central venda dólares no mercado, a taxa de câmbio irá se apreciar.

A segunda ressalva é sobre a existência de um problema de simultaneidade existente entre as intervenções e a taxa de câmbio, fato que acaba tornando o estimador de MQO não consistente, como extensamente comentado na literatura¹⁰.

Apesar do caso brasileiro ser ligeiramente diferente do que é geralmente considerado na literatura internacional, especialmente no que tange a maneira de nossa autoridade monetária atuar, ainda existem motivos para crer que essa simultaneidade existe. Ao contrário do que geralmente ocorre, nossa autoridade monetária não decide intervir por achar que a taxa de câmbio muito se apreciou ou depreciou.

¹⁰ Ver Sarno e Taylor (2001) ou Guimarães e Karacadag (2004).

Em geral, a decisão de intervir foi tomada há muito tempo atrás e o processo se dá de maneira contínua. Porém, o tamanho da intervenção e demais considerações operacionais podem levar em conta o estado do mercado cambial no dia. Dias de muito estresse ou muita volatilidade certamente levarão a autoridade a mudar seu padrão de intervenção, dessa maneira gerando o problema de simultaneidade.

A tentativa de contornar esse problema foi a utilização de variáveis instrumentais para as intervenções. Os instrumentos utilizados são: intervenções defasadas, e previsão feita no dia anterior por meio de um modelo GARCH(1,1) simples para a volatilidade da taxa de câmbio.

As intervenções defasadas são, provavelmente, os instrumentos mais tradicionais na literatura, aparecendo em muitos estudos, Tapia e Tokman (2004) é um exemplo. A idéia por trás do uso desse instrumento é que a autoridade monetária tem objetivos claros quando resolve intervir no câmbio e, portanto, uma série de intervenções consecutivas deve possuir características semelhantes em cada observação nela contida, de maneira que intervenções nos dias anteriores ajudem a explicar uma intervenção no presente. No caso brasileiro isso torna-se especialmente interessante, dado que são definidos “períodos de intervenção” e o fato de ter ocorrido uma intervenção no dia anterior possui informação sobre a intervenção ocorrida no presente.

O segundo instrumento utilizado, expectativa da variância calculada pelo modelo GARCH(1,1) simples¹¹, visa capturar o efeito que a volatilidade esperada para a taxa de câmbio tem sobre a decisão de intervir do Banco Central. No Brasil, por diversas vezes a autoridade monetária afirmou levar em conta o comportamento do mercado cambial no dia em suas considerações sobre intervir ou não.

Aqui, vale ressaltar que em versões preliminares deste trabalho o uso de outros instrumentos foi considerado, à semelhança dos utilizados em Diógenes (2007), exemplos são uma dummy que indicava se no dia anterior havia ocorrido uma intervenção e a taxa de câmbio havia respondido da maneira indicada pela teoria e uma tendência da taxa de câmbio nos últimos 20 dias. Esses instrumentos

¹¹A equação de média dada por $\Delta S_t = c_0 + \epsilon_t$ e a variância estimada por $h_t = c_1 + \beta_1 \epsilon_{t-1} + \beta_2 h_{t-1} + v_t$

foram abandonados por dois motivos. O ganho marginal por sua utilização era baixo e ambos eram contestáveis a luz de como opera a autoridade monetária brasileira.

É importante frisar que inexistem bons instrumentos para as intervenções e é muito difícil corrigir o problema de simultaneidade existente, como comentado, por exemplo, em Sarno e Taylor (2001) e Tapia e Tokman (2004). Desse modo, independente dos instrumentos adotados, a estimação por MQO2e seria passível de críticas. Entretanto, o conjunto de instrumentos utilizados parece ser adequado ao cenário das intervenções no Brasil e, como veremos a seguir, os resultados encontrados estão de acordo com o que indica a teoria econômica. Desse modo, apesar de não constituírem provas definitivas sobre os efeitos que intervenções possam ter sobre a taxa de câmbio, os resultados obtidos podem ser considerados boas evidências sobre os mesmos.

Olhando para a tabela 3 acima se pode observar que os efeitos das intervenções nos modelos estimados com MQO2e continuam dentro do esperado. A coluna (3) indica que uma intervenção no valor de 1 bilhão faz com que a taxa de câmbio se altere em 0,422%. Ou seja, ao se utilizar a estimação em dois estágios, há um aumento significativo no tamanho do efeito que as intervenções têm na taxa de câmbio. Esse fato está de acordo com o esperado, pois se esperava a existência de um viés negativo nas estimações feitas por MQO.

Na coluna (4) temos resultado semelhante, o coeficiente relativo às intervenções de compra aumenta e o efeito do Banco Central comprar 1 bilhão de dólares no mercado é uma depreciação de 0,33% na taxa de câmbio. O coeficiente relativo às intervenções de venda ganha significância, para cada 1 bilhão de dólares vendidos a taxa de câmbio se aprecia em 0,59%.

As demais variáveis incluídas no modelo aparecem com o sinal correto e são significantes, com exceção do diferencial das taxas de juros de curto prazo. Isso se deve, provavelmente, ao fato desse diferencial possuir pouca variação em frequência diária, lembrando que se tratam de taxas de juros de maturidade de 1 mês.

Uma alternativa seria utilizar taxas de juros mais longas, que possuíssem mais variação em frequência diária. Porém, essas taxas respondem menos a variações de curto prazo na política monetária, que é o controle que interessa

quando estamos olhando para intervenções. Sendo assim, apesar de insignificante, será mantido o diferencial da taxa de juros de 1 mês.

Se a pergunta relevante é se as intervenções esterilizadas podem ser usadas como instrumento de política de controle cambial independente, é importante responder, também, se os efeitos encontrados acima são temporários ou permanentes. Para que as intervenções sejam instrumentos de política adequados, é desejável que seus efeitos sejam permanentes e não dissipem ao longo do tempo.

O principal teste para responder essa pergunta neste trabalho será a análise da função de resposta ao impulso da taxa de câmbio a intervenção dentro do modelo dinâmico, VAR ou VEC, estimado. Porém, um simples teste pode ser realizado com base nos modelos estimados acima, contribuindo para obtenção de evidências que ajudem a responder essa pergunta.

Se uma intervenção de compra causa depreciação cambial no dia em que ela é realizada, é de se esperar que, caso seu efeito seja provisório, ela esteja associada com uma apreciação nos períodos seguintes até que a taxa de câmbio volte para o patamar anterior à intervenção.

Como exemplo, suponha que em t ocorra uma intervenção no valor de Y . O efeito dessa intervenção na taxa de câmbio seria dado por β_1 , $\Delta S_t = \beta_1 Y$. Supondo que no período seguinte não ocorra nova intervenção, $\Delta S_{t+1} = \beta_1 0 + \beta_2 Y$. Se o efeito for provisório e se dissipar em um período, vale o abaixo.

$$S_{t+1} = S_t \rightarrow \Delta S_{t+1} = \Delta S_t \rightarrow \Delta S_{t+1} + \Delta S_t = 0 \rightarrow (\beta_1 + \beta_2)Y = 0$$

Raciocínio análogo pode ser aplicado a casos onde o efeito demore mais tempo para se dissipar. O importante é que a soma dos coeficientes relacionados às intervenções nos períodos corrente e defasados seja igual a zero.

Estimaram-se os modelos acima, incluindo intervenções defasadas em até cinco períodos. Com base nesses novos modelos, foram realizados testes F cujas hipóteses nulas eram se a soma dos coeficientes associados às intervenções correntes e defasadas era igual a zero. Os p-valores associados com os testes seguem na tabela abaixo.

Tabela 4 - Persistência de efeitos das intervenções sobre a taxa de câmbio.

Teste F	<i>Intervenção total</i>	Intervenção de compra	Intervenção de venda
1 defasagem	0,0187	0,0005	0,0356
5 defasagens	0,0581	0,0860	0,0979

O teste acima indica que, no período analisado, embora existam evidências de que intervenções esterilizadas tenham efeitos sobre a taxa de câmbio, esses efeitos tendem a se dissipar com o passar do tempo. Esse resultado difere do encontrado por Diogenes (2007), que usa a mesma abordagem para testar a persistência dos efeitos para um período amostral diferente e encontra uma duração um pouco maior.

Uma possível explicação para esse fato pode basear-se no aumento de eficiência do mercado financeiro nacional. Com o passar do tempo, é de se esperar que os efeitos de intervenções, não só sobre a taxa de câmbio como também sobre outras variáveis financeiras (como o cupom cambial¹²), se tornem mais conhecidos. Com isso, a velocidade de retorno da economia para uma situação de equilíbrio seria maior, tornando a duração dos efeitos sobre a taxa de câmbio menor.

5.2.1. Separação por mercados

Existem motivos para crer que intervenções realizadas no mercado à vista tenham efeitos diferentes daquelas realizadas no mercado futuro. Um desses motivos é a maneira como os leilões entre os diferentes mercados são realizados.

Recordando, leilões no mercado à vista chegam ao conhecimento do mercado poucos minutos antes de sua realização, enquanto leilões no mercado futuro são marcados com dois dias de antecedência e o Banco Central informa apenas o teto máximo do leilão, a quantidade exata a ser negociada só é sabida no dia em que ele ocorre.

¹² Ver Stone *et al* (2009) para maiores detalhes.

Desse modo, o uso de *swaps* cambiais como instrumento de intervenção está ligado a considerações diferentes das de intervenções no mercado à vista. Tipicamente intervenções no mercado à vista estão associadas ao acúmulo de reservas internacionais por parte da autoridade monetária. Mas, como registrado nos diversos anúncios do Banco Central a respeito do assunto, também podem ser utilizadas para prover liquidez para o mercado e impedir grandes variações da taxa de câmbio em momentos de grande stress.

Já o uso de *swaps* não pode estar associado a esse tipo de medida de curto prazo, dada o processo que deve ser observado para que seus leilões ocorram, e sua utilização como meio de proteção em tempos de turbulência é contestável. Como citado anteriormente, reservas em moeda internacional ajudam a reduzir o risco de *sudden stop* de uma economia como o Brasil, reduzindo o risco associado a ela. Já os *swaps* não têm essa propriedade.

Pegue, por exemplo, o *swap* cambial reverso, onde o Banco Central recebe a variação do dólar e paga a taxa de juros. Em momentos de apreciação cambial, esse instrumento é extremamente benéfico para seus compradores e não tanto para a autoridade monetária. Já em momentos de depreciação cambial, como crises, por exemplo, ele se torna benéfico para o Banco Central, mas muito perigoso para seus compradores, em geral membros do mercado financeiro.

Em momentos de crise, onde a economia como um todo se encontra sob grande pressão, sofrendo uma redução de riqueza, é quando o *swap* cambial reverso se torna mais oneroso para seus compradores. Ou seja, ele age de maneira a piorar os efeitos de uma crise para aqueles que o possuem, não sendo eficiente como meio de combate a fortes crises.

Econometricamente também existem diferenças. Como dito acima, existe um grave problema de endogeneidade entre a taxa de câmbio e as intervenções e a tentativa para contorná-lo é o uso de variáveis instrumentais. Porém, será que as intervenções realizadas por meio de *swaps* também sofrem desse problema?

A resposta para essa pergunta não é imediata. Por um lado, os leilões de *swaps* cambiais e *swaps* cambiais reversos são marcados com dois dias de antecedência com um teto máximo do volume a ser negociado definido, fato que atua de maneira a reduzir a endogeneidade entre esse tipo de intervenção e a taxa de câmbio. Por outro lado, a quantia a ser de fato negociada é decidida apenas no dia do próprio leilão, e pode sofrer influência do comportamento da taxa de

câmbio naquele momento, fato que pode justificar a presença de endogeneidade nesse tipo de instrumento.

Não existe resposta fechada para essa pergunta. Visando levar em conta as considerações acima, foram estimadas três regressões visando capturar os efeitos das intervenções separadas por mercado. A base é a mesma das estimações anteriores, dada pelas equações 5.1 e 5.2, separando as intervenções em mercado à vista, *swap* de compra (reverso) e *swap* de venda (tradicional). Na tabela abaixo a coluna (1) contém os resultados da estimação por MQO, a coluna (2) contém os resultados das estimações por MQO2e assumindo que as intervenções por meio de *swap* e no mercado à vista são endógenas e usando variáveis instrumentais para corrigir o problema e, por fim, na coluna (3) apenas intervenções no mercado à vista são consideradas endógenas e são as únicas a serem instrumentalizadas. O conjunto de instrumentos utilizados é o mesmo das regressões em dois estágios da seção anterior.

Tabela 5 - Resultados empíricos sobre os efeitos de intervenções separadas por mercado sobre a taxa de câmbio

ΔS_t	MQO(1)	MQO2e(2)	MQO2e(3)
C	-0,020 (-0,891)	-0,086** (-2,158)	-0,082*** (-3,023)
$\Delta(i_t - i_t^*)$	0,204 (0,290)	0,691 (0,875)	0,198 (0,281)
$\Delta Ibov_t$	-0,115*** (-3,726)	-0,115*** (-3,574)	-0,119*** (-3,791)
ΔCRB_t	-0,174*** (-6,323)	-0,188*** (-5,643)	-0,177*** (-6,382)
ΔR_t	0,092*** (3,874)	0,089*** (3,754)	0,091*** (3,880)
ΔOI_t	0,012* (1,689)	0,044*** (3,996)	0,024*** (2,976)
Int_t^{AV}	-0,160 (-1,534)	0,026 (0,113)	0,400** (2,500)
$swap_t^{compra}$	0,239*** (3,883)	1,408*** (2,594)	0,198*** (3,233)
$swap_t^{venda}$	-0,093 (-0,232)	-1,478* (-1,673)	-0,087 (-0,213)
AR(1)	-0,182** (-2,156)	-0,176*** (-2,524)	-0,180** (-2,138)
Estatística F	72,668***	60,871***	71,625***
Adj. R2	0,335	0,170	0,323
Q Stat. (6 lags)	4,84	6,7	6,6

A coluna (1) indica que apenas as intervenções por meio de *swaps* cambiais reversos são significantes. Os coeficientes dos *swaps* cambiais e das intervenções à vista não são estatisticamente diferentes de zero e o segundo ainda aparece com o sinal diferente do esperado, provavelmente devido ao problema de endogeneidade já extensamente discutido. De acordo com essa regressão, caso o Banco Central emita *swaps* cambiais reversos no valor de 1 bilhão de dólares, a taxa de câmbio se depreciará 0,239%.

Já na coluna (2), a estimação por dois estágios instrumentalizando intervenções à vista e futuras, indica que os coeficientes de ambos os tipos de

swap são significantes e com o sinal esperado. As intervenções à vista continuam não significantes, porém agora com o sinal esperado. Por esses resultados, emissões de *swaps* cambiais reversos no valor de um bilhão de dólares depreciariam a taxa de câmbio em aproximadamente 1,408% e emissões de *swaps* cambiais tradicionais apreciariam a taxa de câmbio em 1,478%. Vale notar que esses valores estão muito acima dos encontrados anteriormente e indicariam que intervenções no mercado futuro são mais efetivas que intervenções no mercado à vista.

Por fim, a coluna (3) nos dá os resultados da estimação usando MQO2e onde apenas as intervenções à vista são instrumentalizadas. Esses resultados indicam que intervenções à vista são significantes e com o sinal esperado. Caso o BC compre ou venda 1 bilhão de dólares no mercado cambial à vista, a taxa de câmbio em média se depreciaria ou apreciaria 0,4%.

Já para intervenções futuras, tem-se que o coeficiente associado a *swaps* cambiais tradicionais não é estatisticamente diferente de zero, porém possui o sinal correto, e que intervenções por meio de *swaps* cambiais reversos agem de maneira a depreciar a taxa de câmbio em, aproximadamente, 0,2% para cada um bilhão emitido.

Os resultados do modelo estimado na coluna (3) parecem estar mais de acordo com aqueles encontrados na seção anterior, tanto em sua magnitude, quanto em relação ao fato de intervenções de venda não serem significantes. Isso serve como evidência para que se aceite a hipótese de exogeneidade das intervenções futuras em relação à taxa de câmbio.

Vale ressaltar que também foi estimada uma especificação do modelo, onde são separadas as intervenções de compra e venda no mercado à vista. Os resultados dessa estimação estão na tabela 16, que se encontra no apêndice. O grande problema com essa especificação é que as intervenções de venda no mercado *spot* ocorreram quase todas durante o período de crise no qual o modelo não consegue capturar corretamente os efeitos das intervenções sobre a taxa de câmbio, dada a imensa volatilidade e ruído presentes nesse mercado durante esse espaço de tempo.

Desse modo, apesar de muito dos resultados aqui apresentados também estarem contidos naquela especificação, optou-se por não usá-la como a principal deste trabalho.

5.3. Modelo dinâmico

Apesar de dar indícios de acordo com o que era esperado com base na teoria, o modelo estimado na seção anterior sofre de dois graves problemas, que podem acabar por comprometer a inferência baseada em seus resultados.

O primeiro desses problemas é a simultaneidade existente entre as intervenções e a taxa de câmbio. Teoricamente esse problema seria resolvido com a estimação e dois estágios, como adotada acima, instrumentalizando as intervenções com instrumentos que ajudem a explicá-las e sejam exógenos à taxa de câmbio. Porém, como citado anteriormente, é notória a falta de bons instrumentos para as intervenções. É muito separar a decisão do Banco Central intervir de variações da taxa de câmbio naquele mesmo dia, em especial no caso brasileiro, onde o Banco Central assume explicitamente levar em movimentos diários dessa variável em suas considerações. Dentro desse tema, quaisquer resultados baseados puramente em estimações por variáveis instrumentais estarão sujeitos a críticas.

O segundo problema encontrado é a dificuldade em analisar a persistência de possíveis efeitos que as intervenções possam ter sobre a taxa de câmbio. Acima foi realizado um teste com esse intuito, mas a evidência encontrada é muito fraca e pouco explicativa.

Uma alternativa visando contornar ambos os problemas é estimar um modelo dinâmico VAR ou VEC. Esses tipos de modelo resolvem tanto o problema de simultaneidade, pois levam em conta a endogeneidade existente entre taxa de câmbio e intervenções na estimação do modelo, quanto ajudam na análise ao longo do tempo de efeitos das intervenções sobre a taxa de câmbio por meio de funções de resposta a impulso.

Exemplos desse tipo de análise podem ser encontrados em Guimarães (2004) e Kim (2003), que estimam modelos VAR estruturais usando dados mensais e visam identificar efeitos de curto e longo prazo que as intervenções possam ter sobre a taxa de câmbio e taxa de juros, permitindo a existência de efeitos contemporâneos entre essas variáveis. Os dois trabalhos encontram, como esperado, que os efeitos simultâneos existentes entre as variáveis são significantes

e alteram significativamente a análise do problema, indicando que o uso desse tipo de modelagem é importante.

Existem, é claro, problemas atrelados a esse tipo de modelagem e eles devem ser levados em conta. O mais relevante, e que é motivo de maior preocupação, é que os resultados obtidos podem não ser robustos a diferentes estratégias de identificação. Esse é um problema recorrente ao se usar modelos estruturais, mas que está diretamente ligado à veracidade das hipóteses utilizadas ao se aplicar as restrições identificadoras e, portanto, pode ser contornado com o uso de hipóteses aceitáveis.

Outros problemas, dos quais sofrem os trabalhos acima citados, como a existência de poucas observações na amostra ou o fato de tentar capturar efeitos mensais sobre a taxa de câmbio, não aparecem neste trabalho. A amostra aqui utilizada é de um tamanho considerável e em frequência diária.

Outra característica relevante da base de dados utilizada é que, diferentemente da maioria dos trabalhos presentes na literatura, ela contém diversas variáveis não estacionárias e cointegradas. Esse fato indica que dado o período e as variáveis analisadas, o melhor modelo a ser estimado é um *Structural Vector Error Correction Model* (SVECM ou apenas SVEC).

A metodologia geral adotada é a sugerida por Juselius (2006) e será dividida nas seguintes etapas: identificação e estimação das relações de cointegração, estimação do modelo reduzido e identificação e estimação do modelo estrutural.

Na última etapa, por restrições computacionais¹³, a metodologia de identificação do modelo estrutural adotada foi a sugerida em, por exemplo, Lütkepohl (2007), que será explicada com mais detalhes em seção posterior.

¹³ O software utilizado para todas as estimações relacionadas ao modelo VEC foi o JMulti. Neste software, apesar de existir a opção de identificar o modelo estrutural da maneira tradicional adotada por Juselius, a estratégia recomendada é utilizando o método conhecido na literatura como método B, ver Lütkepohl (2007) para mais detalhes, que acabou sendo adotado neste trabalho, pois o ganho de eficiência computacional ao se utilizar essa metodologia não é desprezível. O software JMulti está disponível gratuitamente no site www.jmulti.de.

5.3.1. Identificação das relações de cointegração

Como visto na seção 4.3, foram encontradas duas relações de cointegração entre as variáveis $I(1)$ de nosso modelo. Antes de seguir para a estimação dos modelos reduzido e estrutural, devem-se identificar as relações de cointegração.

Vale lembrar que o problema de identificação das relações de cointegração pode ser tratado como um exercício independente do restante do modelo a ser estimado, pois não varia com a estrutura e curto-prazo do modelo, Juselius (2006).

Para a identificação das relações de cointegração, faz-se necessário impor $r(r - 1)$ restrições nos parâmetros a serem estimados, onde r é o número de relações de cointegração. No modelo aqui apresentado, $r = 2 \rightarrow 2(2 - 1) = 2$.

A escolha das restrições a serem aplicadas é sempre difícil. Quando o modelo a ser estimado visa testar a validade de alguma teoria, ou é embasado em algum modelo teórico específico, as restrições podem ser baseadas em critérios mais objetivos. Como o modelo a ser aqui estimado não se encaixa nesses casos, é mais difícil encontrar bons critérios para motivar as restrições impostas.

Com o dito acima, o critério escolhido para impor as restrições é seguindo a ortonormalização de Johansen, metodologia bem comum adotada na literatura. Dentro do modelo, considera-se a seguinte ordenação das variáveis mais endógenas para as mais exógenas: taxa de câmbio, intervenções, Ibovespa, posição dos investidores estrangeiros no mercado futuro de dólar, diferencial da taxa de juros de curto-prazo, EMBI+BR e índice CRB.

É importante ressaltar que a série de intervenções foi considerada $I(0)$ de acordo com os testes realizados e, portanto, não entra nas relações de cointegração. Desse modo, as duas variáveis mais endógenas são a taxa de câmbio e o índice Ibovespa e serão essas duas que serão a base da ortonormalização. Na primeira relação, é imposta a restrição de que o coeficiente da taxa de câmbio deve ser igual a um e o do índice Ibovespa igual a zero, na segunda relação ocorre o inverso. Os resultados das relações de cointegração estimadas se encontram no apêndice.

Nota-se que as relações estimadas parecem estar bem especificadas. Todos os coeficientes estimados são significativos e os resíduos das relações são estacionários e sempre muito próximos de zero, fatos extremamente desejáveis.

5.3.2. VEC na forma reduzida

Uma vez identificadas as relações de cointegração, pode-se estimar sem maiores dificuldades o modelo na forma reduzida. Por se tratar de um passo intermediário para se chegar ao modelo estrutural, não será dada muita atenção a esse modelo.

Optou-se por não impor muitas restrições na estrutura de curto-prazo deste modelo. Por se tratar de um modelo dinâmico, a interpretação dos coeficientes nunca é muito direta e, devido à falta de um modelo teórico completo por trás, quaisquer restrições impostas aqui seriam baseadas muito mais em critérios estatísticos do que econômicos. Muito embora tais restrições, impondo restrições de zero em coeficientes estatisticamente insignificantes, possam trazer ganhos econométricos, sem algum embasamento teórico por trás sua imposição se torna muito contestável.

Desse modo, as únicas restrições impostas foram sobre nos coeficientes de *loading* das variáveis CRB e EMBI-BR, como já argumentado na realização do teste de cointegração realizado no capítulo 4. O modelo estimado encontra-se no Apêndice.

Apesar de ser um passo intermediário, o modelo estimado já pode dar alguma idéia de como responde a taxa de câmbio às intervenções do Banco Central. Para isso, olhemos para as funções de resposta ao impulso estimadas pelo modelo. Essas funções são baseadas em uma decomposição de Cholesky, respeitando a ordem de endogeneidade comentada acima, da mais endógena para a mais exógena: taxa de câmbio, intervenções, Ibovespa, posição cambial dos investidores estrangeiros, diferencial de juros de curto-prazo, EMBI+BR e CRB. Abaixo segue o gráfico da resposta da taxa de câmbio a um choque nas intervenções.

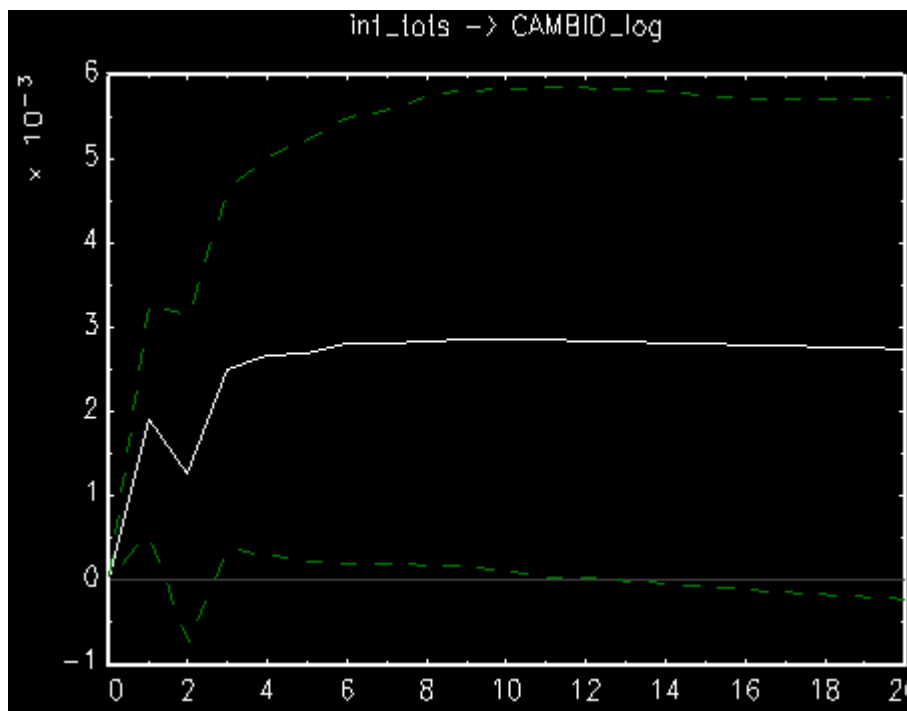


Figura 5 - Duração dos efeitos de intervenções sobre a taxa de câmbio no modelo reduzido

O gráfico compreende o período de 20 dias após o choque nas intervenções, o intervalo de confiança é calculado via *bootstrap* residual, com 800 replicações, utilizando a metodologia de Hall. O nível de confiança é 0,95.

Pelo gráfico acima, percebe-se que, mesmo no modelo reduzido, a resposta da taxa de câmbio a choques positivos nas intervenções (uma intervenção de compra), é o esperado, ou seja, uma depreciação cambial.

A banda inferior do intervalo de confiança demonstra que esse efeito é positivo, com 95% de confiança, por aproximadamente 10 dias e depois pode passar a ser zero.

O modelo estimado na seção anterior, onde o efeito das intervenções decaia com o passar do tempo, dá base para que se argumente que após 10 dias o efeito das intervenções sobre a taxa de câmbio possa ser considerado zero.

Ou seja, o modelo reduzido estimado indica que as intervenções tenham um efeito muito pequeno, bem próximo a zero, sobre a taxa de câmbio e que esse efeito tenha duração aproximada de 10 dias. Vale ressaltar que choques nas demais variáveis tem o efeito esperado sobre a taxa de câmbio, mostrando que o modelo parece capturar bem a interação existente entre elas.

Dito isso, a próxima seção tratará do objeto de maior interesse dentro do instrumental VEC, o modelo VEC estrutural.

5.3.3. Modelo estrutural

Apesar de indicar que a taxa de câmbio reage como o esperado a choques nas intervenções, o modelo reduzido estimado acima tem algumas deficiências.

A principal delas é que o modelo não leva em conta as interações simultâneas entre as variáveis. Para responder a pergunta principal deste trabalho, por exemplo, é interessante que a taxa de câmbio e as intervenções possam se afetar mutuamente em um mesmo período, visando corrigir possíveis problemas de simultaneidade que possam surgir.

Desse modo, é desejável estimar um modelo que possa levar em conta esse tipo de relação entre as variáveis, de maneira a tornar as estimações mais realistas e, portanto, mais críveis.

5.3.3.1. Identificação do modelo

Para entender melhor como e onde deverão ser impostas as restrições sobre o modelo, vale a pena fazer uma breve revisão teórica sobre modelos VEC e a estratégia de identificação **B** que será utilizada.

Definindo um VEC como:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (5.3)$$

Onde y_t é um vetor ($K \times 1$), α é uma matriz ($K \times r$) de coeficientes de loading, r é o número de relações de cointegração, β é uma matriz também ($K \times r$) dos coeficientes de cointegração, Γ_j são as matrizes ($K \times K$) de coeficientes de curto prazo ($j=1, \dots, p-1$) e u_t é um vetor de erros ruído brancos tais que $u_t \sim (0, \Sigma_u)$.

A estratégia de identificação adotada é assumir que $u_t = B \varepsilon_t$, onde ε_t é a matriz de erros do modelo estrutural, e impor restrições na matriz **B** de maneira a se recuperar os parâmetros estruturais. A matriz **B** define os efeitos simultâneos

existentes entre as variáveis, ligando choques presentes no modelo estrutural a choques presentes no modelo reduzido.

Além disso, restrições podem ser impostas na matriz de efeitos de longo prazo. Usando a decomposição de Beveridge-Nelson no VEC acima, temos:

$$y_t = \Xi \sum_{i=1}^t u_i + \sum_{j=0}^t \Xi_j^* u_{t-j} + y_0^* \quad (5.4)$$

As matrizes Ξ_j^* são absolutamente somáveis, fazendo com que a soma infinita seja bem definida e implicando que tais matrizes converjam para zero quando $j \rightarrow \infty$. Desse modo a primeira parte da equação acima, $\Xi \sum_{i=0}^t u_i$, representa o efeito de longo prazo dos choques.

Lembrando da igualdade $u_t = B\varepsilon_t$ e a substituindo na relação dos efeitos de longo prazo acima chegamos em $\Xi B \sum_{i=0}^t \varepsilon_i$, onde ΞB dá o efeito de longo prazo de inovações estruturais e é a outra matriz onde é possível impor restrições.

A teoria diz que para a identificação do sistema acima, deve-se impor $\mathbf{K}(\mathbf{K}-1)/2$ restrições em ambas as matrizes. No modelo em questão $\mathbf{K}=7$, portanto é necessário impor um total de 21 restrições para que o sistema seja identificado. As restrições devem, porém, seguir algumas regras. Primeiro, a matriz B tem que ser não singular. Segundo, a matriz ΞB tem posto $\mathbf{K}-r$ (onde r é o número de relações de cointegração, 2 no nosso modelo) e, portanto, no máximo duas variáveis podem ter efeitos puramente transitórios ou seja, no máximo podem haver 2 colunas de zero na matriz dos efeitos de longo prazo. Além disso, $r(r-1)/2$ dessas restrições devem ser necessariamente impostas na matriz B a fim de identificar os choques transitórios.

A estratégia de identificação adotada é a mais simples o possível. Como a decomposição de Cholesky utilizada no modelo reduzido produziu resultados aceitáveis, ela será utilizada como base para identificação do modelo estrutural.

Existirão, porém, algumas diferenças. A começar pela matriz B , que segue abaixo.

Tabela 6 - Restrições identificadoras de curto prazo do modelo estrutural

CAMBIO_log	int_tots	lbov_log	open_interest	ldif	EMBIBR_log	CRB_log
*	*	*	*	*	*	*
*	*	0	*	*	*	*
*	0	*	*	*	*	*
0	0	0	*	*	*	*
0	0	0	0	*	*	*
0	0	0	0	0	*	*
0	0	0	0	0	0	*

A primeira, e mais importante, diferença é o fato desse novo modelo permitir que a taxa de câmbio e as intervenções tenham efeitos contemporâneos uma na outra.

Além disso, fez-se com que a taxa de câmbio pudesse afetar o comportamento do índice Ibovespa no mesmo período. Algo que faz sentido, pois podem existir choques em variáveis omitidas no modelo que afetem tanto o comportamento da bolsa, quanto da taxa de câmbio, viesando a estimação por MQO simples. Por fim, foi imposta restrição de zero no coeficiente relativo ao efeito contemporâneo do índice Ibovespa sobre as intervenções.

A idéia por trás dessa restrição é que não há sentido existir uma causalidade direta entre o índice Ibovespa e as intervenções e quaisquer efeitos indiretos que possam existir, em teoria, seriam através das outras variáveis contidas no modelo.

O próximo passo é olhar para a matriz de longo-prazo, que segue abaixo.

Tabela 7 - Restrições identificadoras de longo prazo do modelo estrutural

CAMBIO_log	int_tots	lbov_log	open_interest	ldif	EMBIBR_log	CRB_log
*	*	*	0	0	*	*
*	*	*	0	0	*	*
*	*	*	0	0	*	*
*	*	*	0	0	*	*
*	*	*	0	0	*	*
0	*	*	0	0	*	*
0	*	0	0	0	*	*

Foram consideradas variáveis de curto-prazo a posição dos investidores estrangeiros e o diferencial de juros de curto prazo. Ou seja, assumiu-se que os efeitos que essas variáveis possam ter sobre as outras somem ao longo do tempo. A decisão de considerar essas duas variáveis de curto-prazo foi tomada com base em dois fatores.

Primeiro que os coeficientes estimados para elas na matriz de longo-prazo foram insignificantes para todas outras variáveis. O segundo fator é a existência de sentido econômico por trás de tal decisão. É de se esperar que tais variáveis não tenham efeitos de longo-prazo. O diferencial de juros é da taxa com maturidade de 1 mês e não faria sentido que choques nela possuíssem efeito permanente sobre as outras. Já a posição cambial dos estrangeiros foi classificada dessa maneira porque quaisquer eventuais efeitos que possa ter sobre as outras variáveis, durariam no máximo até o prazo dos contratos assinados. Desse modo, é difícil imaginar que tal variável tenha efeito permanente sobre as outras.

Outras variáveis poderiam ser consideradas de curto-prazo, tanto estatística quanto economicamente, mas, dentro do escopo que estamos trabalhando, para que a matriz de longo prazo esteja dentro das condições de posto necessária, ela só pode ter duas variáveis de curto-prazo.

As outras restrições impostas foram sobre a taxa de câmbio e o índice Ibovespa. A decisão foi baseada no fato delas serem as duas variáveis mais endógenas do modelo (não foram impostas restrições sobre as intervenções por ser a variável de interesse estudada). Foram zerados os coeficientes relativos aos seus efeitos de longo prazo sobre as variáveis mais exógenas, EMBI+BR e CRB. Não se espera que choques na taxa de câmbio ou na bolsa de valores brasileira venham a ter efeitos de longo prazo nessas duas variáveis, que dependem de fatores muito mais estruturais (no caso do EMBI+BR) ou internacionais (CRB).

Com base nas restrições acima e no modelo reduzido anteriormente, foram estimadas as matrizes de curto e longo-prazo do modelo estrutural. Os resultados das estimações seguem no apêndice.

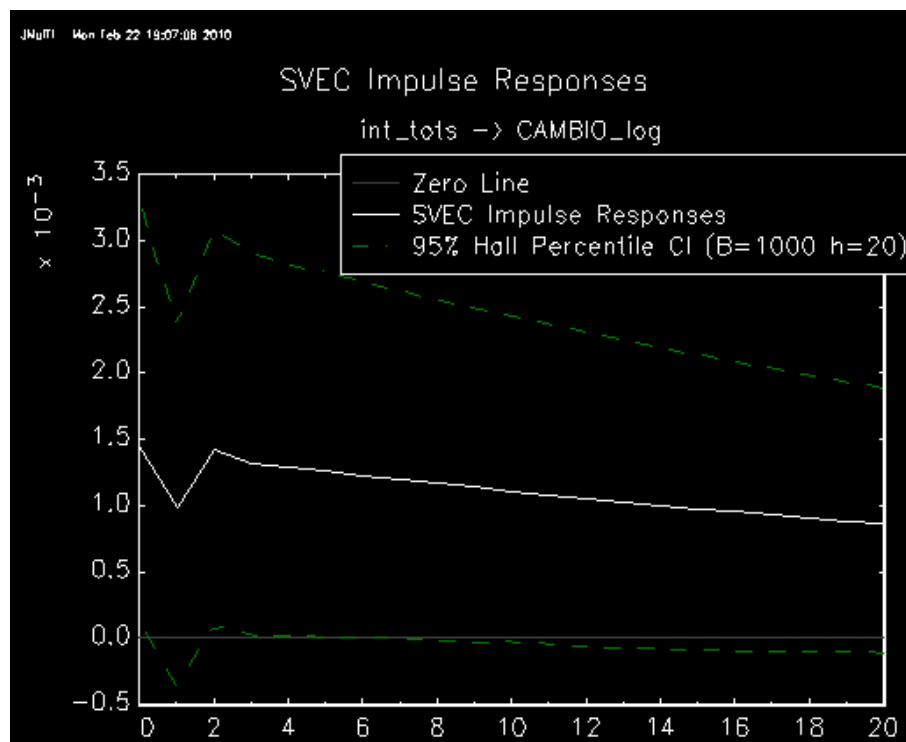


Figura 6 - Duração dos efeitos de intervenções sobre a taxa de câmbio no modelo estrutural

A figura acima mostra a função de resposta da taxa de câmbio a um impulso na variável de intervenções. O intervalo de confiança foi calculado da mesma maneira do que o do modelo reduzido, porém com mais replicações no bootstrap.

Baseado no gráfico acima, pode-se dizer que existem evidências de que intervenções cambiais têm um pequeno efeito sobre a taxa de câmbio, assim como no modelo reduzido. A diferença, porém, surge quando olhamos para a duração deste efeito. Agora ele some em um prazo de 5 dias, período inferior ao das estimações anteriores.

Além disso, foram analisadas as respostas da taxa de câmbio a choques nas outras variáveis. Assim como no modelo anterior, essas respostas estavam de acordo com o esperado em termos de sinal, mostrando que o modelo captura de maneira aceitável a dinâmica existente entre as variáveis.

Assim, com os resultados obtidos tanto nos modelos mais simples estimados, quanto no modelo estrutural, pode-se afirmar que existem indícios de que a taxa de câmbio é afetada por intervenções esterilizadas por parte da autoridade monetária. Esse efeito, porém, é muito pequeno e de curta duração,

fatos que possivelmente descartam o uso de intervenções como instrumento de política independente.