

## 6 Análise empírica

### 6.1. Estatísticas comparativas do mercado à vista e futuro

Antes de se estimar o modelo de microestrutura do Capítulo 4, apresentam-se algumas estatísticas descritivas dos dois mercados de câmbio, o à vista e o futuro. Objetiva-se com estas estatísticas comparar o volume negociado, o número de transações e o *spread* em cada mercado, para assim comparar a liquidez em ambos. A Tabela 4 apresenta estatísticas comparativas para o período em análise.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas do mercado à vista e futuro de câmbio, de 01/02/2006 a 31/05/2007

	Futuro				À Vista											
	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo	Total				Pregão				Balcão			
					Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
Volume Negociado US\$ milhões	10.449	4.230	29.145	1.300	1.976	901	8.903	417	363	190	1.420	37	1.613	792	7.951	370
Volume Negociado R\$ milhões	22.220	8.695	61.494	2.828	4.192	1.830	18.257	884	772	397	2.874	81	3.420	1.609	16.303	784
Número de negócios	5.254	2.061	12.036	363	277	77	504	128	110	58	333	20	167	33	273	75
Negócio Médio US\$ milhões	2,14	0,85	8,55	0,97	7,55	3,56	23,61	2,30	3,97	2,48	15,43	0,89	9,75	4,28	33,84	3,71
Negócio Médio R\$ milhões	4,54	1,70	17,39	2,21	15,99	7,19	47,92	4,91	8,41	5,17	31,58	1,90	20,65	8,57	69,37	8,37
Preço médio	2,143	0,072	2,361	1,937	2,136	0,070	2,369	1,928	2,136	0,070	2,368	1,930	2,136	0,071	2,369	1,928
Preço de fechamento	2,142	0,072	2,408	1,931	2,136	0,071	2,399	1,929	2,136	0,071	2,403	1,926	2,136	0,071	2,399	1,929
<i>Spread</i> de compra e venda (%)	0,032	0,027	4,876	0,000	-	-	-	-	0,077	0,057	8,680	0,000	-	-	-	-

Fonte: BM&F. Cálculos do autor.

Nota: Os dados do mercado futuro de câmbio correspondem apenas ao seu primeiro vencimento.

Como se pode ver, o volume médio negociado no primeiro vencimento do mercado futuro é mais de cinco vezes superior ao volume total negociado no mercado interbancário de câmbio (pregão mais balcão). Dentro do mercado interbancário, o mercado de pregão representa 18,5% do volume total negociado de câmbio pronto.

O número de negócios realizados também é amplamente superior no mercado de dólar futuro do que no mercado de dólar pronto, tendo quase 19 vezes mais negócios em média. Isso é mais um indício de que o mercado de

dólar futuro tem o papel do mercado cambial interbancário, no lugar do câmbio pronto, pois este maior número de transações estaria refletindo o *hot potato* descrito no Capítulo 3. Como consequência, o tamanho médio de cada transação no mercado futuro é menor do que no mercado de câmbio pronto.

Ademais, em média, a cotação do dólar futuro é superior à cotação do dólar pronto. Como ficará claro na seção em que se testam as inter-relações destes dois mercados, é reflexo do diferencial de juros positivo entre o Brasil e a taxa de captação dos agentes externos (usualmente a taxa Libor mais um prêmio variante com o tipo de tomador).

Segundo a abordagem da microestrutura da taxa de câmbio, de todas as medidas apresentadas, aquela mais relacionada à liquidez é o *spread* de compra e venda. Quanto mais líquido for o mercado, mais estreitos devem ser estes *spreads*.

Para gerar o *spread* de compra e venda, a cada segundo se selecionou a melhor cotação de compra (cotação mais alta) e de venda (cotação mais baixa) e se gerou o *spread* dividindo a diferença entre a cotação de venda e de compra pela média das duas cotações, ou seja:

$$\text{spread} = \frac{p^V - p^C}{\frac{p^V + p^C}{2}} \times 100$$

Em que  $p^V$  e  $p^C$  são as melhores cotações de venda e compra, respectivamente, a cada segundo. Como a tabela mostra, o mercado de dólar pronto tem *spread* maior do que o mercado de dólar futuro no que se refere tanto à média, ao desvio padrão quanto ao valor máximo.<sup>23</sup> Assim, de acordo com esta variável, tem-se que o mercado futuro é mais líquido do que o mercado à vista, uma vez que seus *spreads* são de menor magnitude.

A comparação dos preços no mercado de pregão de câmbio pronto com o preço total do câmbio pronto (pregão mais balcão) sugere que há uma estreita ligação entre estes e assim ao estudar o mercado de pregão, a despeito de seu reduzido tamanho frente ao mercado total de câmbio pronto, não se estaria introduzindo nenhuma fonte de viés na análise. Ademais, caso houvesse fontes sistemáticas de viés entre o preço dos mercados de balcão e pregão, simples operações de arbitragem deveriam levar à rápida equalização dos preços. A

---

<sup>23</sup> No mercado de dólar pronto há dados sobre o *spread* apenas para a Roda de Dólar Pronto, pois no mercado de balcão não há qualquer registro das ofertas e assim não se consegue resgatar estes *spreads*.

correlação contemporânea entre estes dois preços na base de dados é 0,9956, e assim estudar o comportamento dos preços do pregão na alta frequência seria uma boa *proxy* para a cotação geral do mercado de dólar pronto.

## 6.2. Estimações

Após a separação e a filtragem da base de dados, os dados foram agrupados em diferentes intervalos de tempo: no nível da transação, 1 minuto, 5 minutos, 10 minutos, 1 hora e 1 dia.

Para a construção da série de preços, à exceção das agregações no nível da transação e diária, procede-se como em Dufour e Engle (2000), Madhavan, Richardson e Roomans (1997), Hasbrouck (1991) e Hasbrouck (1995), considerando como a variável básica de preços a média das cotações de compra e venda  $((p^V + p^C)/2)$ .

Seguindo estes estudos, considerou-se sempre a cotação prevalente ao final do intervalo de tempo considerado (ao final dos cinco minutos, por exemplo, para a agregação de cinco minutos). O objetivo ao considerar apenas a última cotação do intervalo é capturar a tendência de variação da taxa de câmbio frente ao fluxo de ordem. Para evitar possíveis distorções que a consideração de apenas uma observação pode causar (um exemplo óbvio seria quando há uma tendência na série de preços, mas apenas a última observação destoa das demais), procedeu-se como Andersen, Bollerslev, Diebold e Veja (2003) e Madhavan, Richardson e Roomans (1997), e tirou-se a média dos últimos cinco segundos de cada intervalo de tempo. Assim, por exemplo, na agregação de cinco minutos a cotação referente às 11:55 é a média das cotações entre 11:55:55 e 11:55:59.

Para a agregação no nível da transação, consideraram-se apenas aquelas observações nas quais houve negócio fechado. Desta forma, comparou-se a cotação da taxa de câmbio imediatamente anterior à transação com aquela que prevalecerá imediatamente após a transação. Com isso se objetiva capturar a característica do modelo de Kyle (1985) em que a cotação do mercado se altera logo após um fluxo de ordem devido à probabilidade da transação estar sendo efetuada pelo agente mais bem informado.

Para construção do fluxo de ordem, procedeu-se de forma similar à realizada por Evans e Lyons (2002), Ito e Hashimoto (2006), Berger et al. (2005) e Killeen, Lyons e Moore (2006) e se considerou o acumulado no tempo do

líquido das transações em que a parte iniciante é a compradora e aquelas em que a parte iniciante é a vendedora. Formalmente:

$$\sum_{\tau=1}^t OF_{\tau} = \sum_{\tau=1}^t (C_{\tau} - V_{\tau})$$

Em que  $\sum_{\tau=1}^t OF_{\tau}$  é o fluxo de ordem acumulado entre até o instante de tempo  $t$ ,  $C_t$  é a soma das transações, até  $t$ , em que a parte iniciante foi a compradora e  $V_t$  é a soma das transações em que a parte iniciante foi a vendedora. Assim, nos intervalos de tempo em que  $OF_t > 0$  há um excesso de transações em que a parte iniciante foi a compradora sobre transações iniciadas pelo vendedor e quando  $OF_t < 0$  ocorre o oposto.

Na agregação diária, gerou-se a variável de fluxo de ordem da mesma forma que acima, mas utilizaram-se as séries de preços de fechamento fornecidas pela própria BM&F. Estas cotações resultam de uma média ponderada das transações dos últimos 15 minutos do pregão.

Para evitar resultados espúrios, é necessário que se teste a existência de raiz unitária nas séries de preços e de fluxos de ordem. Assim, realizam-se testes ADF e Phillips-Perron, cujos resultados podem ser vistos no Apêndice 2. Percebe-se que os logaritmos das cotações, em todas as agregações, são variáveis integradas de primeira ordem e logo devem ser estimadas em primeira diferença. O fluxo de ordem, por sua vez, é estacionário, o que permite que se trabalhe com seu nível. Ambos os fenômenos estão de acordo com o modelo de microestrutura apresentado no Capítulo 4.

Uma vez realizadas estas questões de ordem técnica, primeiramente testou-se a precedência entre o fluxo de ordem agregado e as variações da cotação do câmbio. Assim, analisa-se a capacidade que o fluxo de ordem passado tem de prever a variação da cotação futura e o mesmo para as cotações.

Procedeu-se assim com testes de Causalidade de Granger. A Tabela 5 apresenta os resultados para as diferentes agregações:

Tabela 5 – Testes de Causalidade de Granger do fluxo de ordem e das cotações.

H<sub>0</sub>: Variável 1 não Granger causa a Variável 2

Freqüência	Mercado	Variável 1	Variável 2	p-valor
<b>Defasagens = 10</b>				
1 minuto	futuro	Fluxo de Ordem	log(futuro <sub>t</sub> /futuro <sub>t-1</sub> )	3.25E-18
		log(futuro <sub>t</sub> /futuro <sub>t-1</sub> )	Fluxo de Ordem	1.98E-44
	pronto	Fluxo de Ordem	log(pronto <sub>t</sub> /pronto <sub>t-1</sub> )	1.30E-119
		log(pronto <sub>t</sub> /pronto <sub>t-1</sub> )	Fluxo de Ordem	3.75E-10
<b>Defasagens = 2</b>				
5 minutos	futuro	Fluxo de Ordem	log(futuro <sub>t</sub> /futuro <sub>t-1</sub> )	0.0958458
		log(futuro <sub>t</sub> /futuro <sub>t-1</sub> )	Fluxo de Ordem	1.78E-11
	pronto	Fluxo de Ordem	log(pronto <sub>t</sub> /pronto <sub>t-1</sub> )	1.24E-07
		log(pronto <sub>t</sub> /pronto <sub>t-1</sub> )	Fluxo de Ordem	2.08E-07
<b>Defasagens = 1</b>				
10 minutos	futuro	Fluxo de Ordem	log(futuro <sub>t</sub> /futuro <sub>t-1</sub> )	0.7932
		log(futuro <sub>t</sub> /futuro <sub>t-1</sub> )	Fluxo de Ordem	0.0009
	pronto	Fluxo de Ordem	log(pronto <sub>t</sub> /pronto <sub>t-1</sub> )	0.0013
		log(pronto <sub>t</sub> /pronto <sub>t-1</sub> )	Fluxo de Ordem	9.04E-05
<b>Defasagens = 1</b>				
1 hora	futuro	Fluxo de Ordem	log(futuro <sub>t</sub> /futuro <sub>t-1</sub> )	0.0001
		log(futuro <sub>t</sub> /futuro <sub>t-1</sub> )	Fluxo de Ordem	0.0797
	pronto	Fluxo de Ordem	log(pronto <sub>t</sub> /pronto <sub>t-1</sub> )	0.5146
		log(pronto <sub>t</sub> /pronto <sub>t-1</sub> )	Fluxo de Ordem	0.0083
<b>Defasagens = 1</b>				
Diária	futuro	Fluxo de Ordem	log(futuro <sub>t</sub> /futuro <sub>t-1</sub> )	0.7318
		log(futuro <sub>t</sub> /futuro <sub>t-1</sub> )	Fluxo de Ordem	0.1075
	pronto	Fluxo de Ordem	log(pronto <sub>t</sub> /pronto <sub>t-1</sub> )	0.3307
		log(pronto <sub>t</sub> /pronto <sub>t-1</sub> )	Fluxo de Ordem	0.8170

Fonte: Cálculos do autor.

Nota: O teste de Causalidade de Granger é um teste  $F$  da hipótese nula que todas as defasagens da variável 1 são conjuntamente iguais a zero na equação da variável 2.

Através destes testes de causalidade de Granger é difícil estabelecer qualquer relação de precedência sistemática entre as variáveis. Por exemplo, na agregação de um minuto e dez defasagens, as variações nas cotações e os fluxos de ordem se causam (no sentido de Granger) mutuamente.

Entretanto, quando na agregação de cinco minutos e duas defasagens (dez minutos) este padrão desaparece para o dólar futuro. À medida que se reduz a freqüência da agregação (passando de um minuto até um dia), os testes vão perdendo significância. Assim, parece que na alta freqüência os fluxos e as transações são capazes de se prever mutuamente, o que não ocorre na baixa freqüência.

Para se estimar o modelo apresentado no Capítulo 4, devido à frequência intradiária dos dados, incluíram-se variáveis *dummies* para cada dia de pregão. Pretende-se assim controlar para variáveis macroeconômicas e demais fenômenos constantes ao longo do dia. Claramente estas *dummies* incluem os diferenciais de juros do Brasil com o exterior (constantes ao longo do dia) e fenômenos idiossincráticos de cada dia de pregão, como vésperas de anúncios macroeconômicos, dias da semana de menor movimentação, etc. Dessa forma, estima-se a seguinte variação da equação (11):

$$\log \frac{s_t}{s_{t-1}} = \sum_{i=1}^T \alpha_i * d_i + \beta OF_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Em que  $s_t$  é a taxa de câmbio (pronto ou futuro) medido em reais por dólar,  $d_i$  são as variáveis *dummies*,  $\alpha_i$  são os coeficientes destas variáveis *dummies*,  $OF_t$  é o fluxo de ordem acumulado entre os instantes de tempo  $t-1$  e  $t$  (medido em US\$ bilhões) e  $\beta$  é o coeficiente que mede o impacto do fluxo de ordem sobre a cotação, a pressão de preço. O índice  $T$  mede o número de dias de pregão na amostra e fornece o número de variáveis *dummies* incluídas: assim tem-se que  $T = 328$  para o mercado de dólar futuro e  $T = 327$  para o dólar pronto.<sup>24</sup>

O coeficiente de interesse é o  $\beta$ , pois ele captura o quão importante é o componente de microestrutura para a determinação da taxa de câmbio: como o fluxo de ordem está medido em US\$ bilhões (assim como nos demais artigos da literatura de microestrutura da taxa de câmbio), tem-se que um fluxo de ordem positivo de US\$ 1 bilhão desvaloriza o câmbio em  $100 * \beta$  por cento. A Tabela 6 apresenta os resultados para ambos os mercados; os coeficientes das variáveis *dummies* foram omitidos por simplicidade de exposição:

---

<sup>24</sup> A diferença entre os dias de pregão do dólar pronto e do dólar futuro se refere ao dia 27/12/2006 (quarta-feira). Como a liquidação dos contratos de dólar à vista se dá em D+2, ou seja, dois dias úteis após a sua contratação, neste dia o mercado interbancário de dólar pronto não abriu (balcão e pregão), pois a liquidação teria que ocorrer no ano seguinte.

Tabela 6 – Estimação do coeficiente de impacto do fluxo de ordem na cotação: frequências intradiárias

Agregação	Transação		1 minuto		5 minutos		10 minutos		1 hora	
	Futuro	À Vista								
Fluxo de ordem ( $\beta$ )	0,0070 ***	0,0071 ***	0,0090 ***	0,0071 ***	0,0099 ***	0,0112 ***	0,0100 ***	0,0125 ***	0,0106 ***	0,0121 ***
t -stat	207,8	46,1	90,0	25,8	46,5	22,3	43,4	21,1	18,7	12,3
R2	0,029	0,045	0,053	0,009	0,098	0,058	0,115	0,087	0,177	0,275
F-stat	165,3 ***	13,1 ***	25,6 ***	3,4 ***	9,6 ***	3,2 ***	7,6 ***	3,0 ***	3,1 ***	3,1 ***
Multiplicador de Lagrange	85,5 ***	87,4 ***	20,8 ***	3101,6 ***	9,2 ***	17,1 ***	7,9 ***	11,8 ***	180,4 ***	1,5
Núm. observações	1.119.686	52.699	151.878	95.029	31.180	22.264	15.809	11.373	2.522	1.964

Fonte: BM&F. Cálculos do autor.

Notas: Os coeficientes se referem ao modelo estimado (12). Coeficientes estimados por Mínimos Quadrados Ordinários. Erros padrão robustos à heterocedasticidade. Os coeficientes das variáveis *dummies* foram omitidos por simplicidade de exposição (328 *dummies* para o mercado de dólar futuro e 327 para o mercado à vista). Níveis de significância: \*\*\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \* significante a 10%.

Pode-se ver que, em qualquer agregação e em qualquer que seja o mercado, obtêm-se coeficientes amplamente significantes, demonstrando a importância do fluxo de ordem e da abordagem da microestrutura para a determinação da taxa de câmbio. O coeficiente  $\beta$  representa o impacto do fluxo de ordem sobre a cotação.

Assim, por exemplo, o coeficiente  $\beta = 0,00991$  na agregação de cinco minutos para o câmbio futuro significa que um fluxo excedente de compras sobre vendas, em cinco minutos, de US\$ 1 bilhão desvaloriza o câmbio em 0,991% ao final dos cinco minutos, ou equivalentemente um fluxo de ordem positivo de US\$ 10 milhões desvaloriza o câmbio em 0,00991%. A mesma análise se aplica às demais agregações.

A Tabela 6 mostra que, no nível da transação, um fluxo de ordem positivo tem o mesmo impacto sobre a cotação no mercado à vista e no mercado futuro, uma vez que um fluxo de ordem positivo de US\$ 1 bilhão eleva a cotação *imediatamente* posterior em 0,70% em ambos os mercados.

Adicionalmente a estas agregações intradiárias, se considerou os dados diariamente. Neste caso, coloca-se controles explícitos na regressão e se analisa a significância do fluxo de ordem quando outras variáveis de informação pública estão sendo consideradas. Logo, em vez de recorrer a variáveis *dummies* para controlar por fenômenos de informação pública, considera-se diretamente estas variáveis macroeconômicas.

Dessa forma, estima-se a seguinte equação:

$$\log \frac{s_t}{s_{t-1}} = \alpha + \beta OF_t + \gamma X_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Em que  $s_t$  é a taxa de câmbio de fechamento do pregão (no mercado futuro ou no pregão),  $OF_t$  é o fluxo de ordem acumulado no dia  $t$  e  $X_t$  são os controles macroeconômicos de informação pública. Três controles macroeconômicos são considerados: o diferencial de juros, medido pela taxa Selic menos a taxa Libor medida em dólares; o prêmio de risco medido pelo Embi Brasil e o Ibovespa. A Tabela 7 apresenta os resultados para quatro diferentes especificações:

Tabela 7 – Estimação do impacto do fluxo de ordem na cotação da taxa de câmbio: frequência diária

	Especificação 1		Especificação 2		Especificação 3		Especificação 4	
	Futuro	Pronto	Futuro	Pronto	Futuro	Pronto	Futuro	Pronto
Constante	0,001 ***	-0,001 *	0,002 ***	-0,001 **	0,002 ***	-0,002 ***	0,002 ***	-0,002 ***
t -stat	3,19	-1,90	4,06	-2,33	4,35	-3,70	4,33	-4,31
<b>Fluxo de Ordem</b>	<b>0,0039 ***</b>	<b>0,0094 ***</b>	<b>0,0052 ***</b>	<b>0,0115 ***</b>	<b>0,0073 ***</b>	<b>0,0166 ***</b>	<b>0,0073 ***</b>	<b>0,0164 ***</b>
t -stat	5,10	4,91	6,87	5,82	8,58	7,39	8,56	7,28
$\log((\text{Selic}_t/\text{Libor}_t)/(\text{Selic}_{t-1}/\text{Libor}_{t-1}))$	-0,02 ***	0,38 *	-0,02 *	0,45 **	-0,01	0,52 **	-	-
t -stat	-2,71	1,78	-1,92	2,02	-1,10	1,98		
$\log(\text{Embi}_t/\text{Embi}_{t-1})$	0,14 ***	0,14 ***	0,18 ***	0,19 ***	-	-	-	-
t -stat	7,86	7,66	10,66	10,86				
$\log(\text{Ibovespa}_t/\text{Ibovespa}_{t-1})$	-0,14 ***	-0,15 ***	-	-	-	-	-	-
t -stat	-5,92	-6,12						
R2	0,458	0,443	0,399	0,378	0,187	0,151	0,184	0,140
F-stat	67,9 ***	63,9 ***	71,4 **	65,3 ***	37,2 **	28,7 ***	73,2 **	53,0 ***
Multiplicador de Lagrange	10,7 ***	19,3 ***	6,1 **	11,5 ***	0,9	5,5 **	0,9	5,2 **
Núm. Observações	328	327	328	327	328	327	328	327

Fonte: BM&F, Bloomberg e IPEADData. Cálculos do autor.

Notas: Os coeficientes se referem ao modelo estimado (13). Coeficientes estimados por Mínimos Quadrados Ordinários. Erros padrão robustos à heterocedasticidade. Níveis de significância: \*\*\* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \* significante a 10%.

A Tabela 7 mostra que, para qualquer que seja a especificação considerada, o fluxo de ordem sempre é significativo e com o sinal esperado, mesmo quando todas as variáveis macroeconômicas são consideradas (especificação 1). Este resultado é forte indício de que as fontes de informação privada (capturadas pelo fluxo de ordem) são essenciais para explicar as variações da taxa de câmbio, mesmo quando consideradas as fontes de informação pública. Portanto, tem-se que o fluxo de ordem não é um mero mecanismo de transmissão da informação pública, mas transmite informação privada que não pode ser obtida através das variáveis macroeconômicas

isoladamente. Como a especificação 4 mostra, o fluxo de ordem sozinho é capaz de explicar 18% das variações diárias do câmbio futuro e 14% das variações do câmbio à vista para a cotação real/ dólar.

À medida que se retiram as variáveis de informação pública (passando da especificação 1 para a especificação 4), o coeficiente do fluxo de ordem se eleva em ambos os mercados. Isso mostra que no fluxo de ordem há um componente de informação pública, de tal forma que provê tanto informação privada quanto é um mecanismo de transmissão da informação pública.

O importante é que, mesmo quando se controla para todas as fontes de informação pública, o fluxo de ordem permanece significativa. Caso a informação privada não fosse relevante para a formação da taxa de câmbio, seria de se esperar que, na medida em que se incluísse variáveis de informação pública (diferenciais de juros, prêmios de risco, etc.), este coeficiente perdesse significância e convergisse para o zero estatisticamente, o que não ocorre (o coeficiente continua significativa a 1%).

As Tabelas 6 e 7 também revelam que, a partir do momento que se aumenta a agregação no tempo (a partir da agregação de cinco minutos) o coeficiente do mercado à vista é sempre superior ao do mercado futuro. Isso significa que uma transação de mesmo tamanho tem impacto maior na cotação do câmbio à vista do que na cotação do câmbio futuro, sendo indício da menor liquidez do mercado à vista.

Este é um fenômeno mais forte do que a mera comparação dos volumes e dos *spreads* nos dois mercados. Na medida em que o impacto de uma transação, de mesmo tamanho, é menor no mercado futuro do que no à vista implica que a liquidez é maior no futuro. Assim, caso um agente queira fazer uma grande transação de câmbio, este deve priorizar o mercado futuro, uma vez que o impacto que sua transação terá sobre a cotação será menor neste mercado.

Um resultado à primeira vista intrigante, apresentado na Tabela 6, é o maior coeficiente  $\beta$  no mercado futuro do que no à vista para as frequências mais altas (no nível da transação e 1 minuto) e o contrário ocorrendo a partir dos cinco minutos. Como se verá no Capítulo 7, a menor liquidez do mercado à vista implica que a cotação neste mercado demora mais tempo para se ajustar ao fluxo de ordem do que no mercado futuro.

Assim, na agregação de 1 minuto, por exemplo, o ajuste da cotação do dólar futuro a um fluxo de ordem já se deu de forma integral, enquanto ainda levará alguns minutos para fazê-lo no mercado à vista. Logo, na altíssima

frequência se tem a falsa impressão de que o coeficiente  $\beta$  é menor no mercado pronto do que no futuro. Entretanto, a partir da agregação de 5 minutos, quando o impacto do fluxo de ordem já se deu plenamente nos dois mercados, verifica-se que o coeficiente  $\beta$  é superior no mercado à vista do que no mercado futuro, o que prova a menor liquidez do primeiro.

Tendo em vista comparar estes resultados com os obtidos pela literatura, sintetiza-se na Tabela 8 alguns resultados encontrados para o coeficiente de impacto ( $\beta$ ).

Tabela 8 – Resultados da literatura da abordagem da microestrutura da taxa de câmbio

Estudo	Moedas	Mercado	Período analisado	Coeficiente de impacto por US\$ 1 bilhão
Evans e Lyons (2002)	Dólar/ marco alemão	Interbancário à vista	maio a agosto de 2006	<b>0,54%</b>
Berger et. al (2005)	Dólar/ iene	Interbancário à vista	janeiro a dezembro de 2003	<b>0,58%</b>
Berger et. al (2005)	Dólar/ euro	Interbancário à vista	janeiro a dezembro de 2003	<b>0,49%</b>
Berger et. al (2005)	Dólar/ iene	Interbancário à vista	janeiro 1999 a fevereiro de 2004	<b>0,72%</b>
Berger et. al (2005)	Dólar/ euro	Interbancário à vista	janeiro 1999 a fevereiro de 2004	<b>0,55%</b>
Killeen, Lyons e Moore (2002)	Franco francês/ marco alemão	Interbancário à vista	janeiro a dezembro 1998	<b>0,24%</b>
Evans e Lyons (2005) *	Dólar/ euro	Primário à vista	abril 1993 a junho 1999	<b>0,16%</b>
Wu (2007)	Real/ dólar	Primário à vista	julho de 1999 a junho de 2003	<b>2,70%</b>

(\*) Nos períodos que antecederam a criação do euro, os autores criaram uma média ponderada das moedas que futuramente dariam origem a esta de forma a simular a cotação do euro.

A análise das Tabelas 6, 7 e 8 mostra que os coeficientes encontrados, de 1,12% para o mercado à vista e 0,99% para o mercado futuro, são superiores aos encontrados pela literatura para os principais mercados interbancários do mundo, como o dólar/ euro ou o euro/ iene. Dessa forma, conclui-se que a liquidez do mercado cambial brasileiro (medida como o inverso do coeficiente de impacto  $\beta$ ) é inferior às dos principais mercados cambiais do mundo.

Em seu estudo para o mercado cambial primário brasileiro, Wu (2007) encontra um coeficiente de impacto do fluxo de ordem de 2,7% por US\$ 1 bilhão, isto é, um fluxo de ordem positivo de US\$ 1 bilhão deprecia a cotação real/ dólar em 2,7%. Comparando este resultado com os encontrados neste estudo, pode-se ver como o mercado primário de câmbio à vista é menos líquido do que o

interbancário, uma vez que as transações no primeiro têm poder de alterar a cotação de forma substancialmente superior às transações no interbancário.

Este maior impacto das transações sobre a cotação do mercado à vista frente ao mercado futuro faz com que os agentes priorizem o futuro, no seu primeiro vencimento, quando vão fazer suas operações cambiais. Um exemplo é o caso do investidor internacional que queira especular com moedas, numa estratégia conhecida como *carry-trade*. Burnside, Klacheski, Eichengbaum e Rebelo (2006) e Burnside, Eichengbaum e Rebelo (2007) exploram as características deste tipo de estratégia e argumentam que este coeficiente de impacto do fluxo de ordem sobre a cotação é um componente fundamental para a determinação da atratividade *ex-ante* do *carry-trade*.

Assim, quanto maior o coeficiente  $\beta$ , menor a atratividade *ex-ante* desta estratégia, pois maior será o impacto que as ações do especulador terão sobre a cotação. O que os resultados deste trabalho sugerem é que, quando se considera o mercado cambial brasileiro, o diferencial no coeficiente de impacto do fluxo de ordem indica que o investidor deve favorecer o mercado futuro ao mercado à vista quando deseja fazer o *carry-trade*.

Conforme Wu (2007) argumenta, na frequência diária o fluxo de ordem e a variação da cotação são endógenos no Brasil, isto é, causam-se mutuamente, o que envia o estimador. Por esta razão, se trabalhará com as estimativas intradiárias, pois na alta frequência este problema de viés é reduzido – os fluxos são capazes de causar as variações na cotação, mas o oposto ocorre em menor intensidade.

Para mostrar este viés que a agregação em baixa frequência dos dados pode causar, no Apêndice 3 procede-se com simulação de um modelo estrutural para a dinâmica da taxa de câmbio e do fluxo de ordem. Neste modelo, a taxa de câmbio é afetada pelo fluxo de ordem contemporâneo e o fluxo de ordem é função da taxa de câmbio de 5 minutos atrás. Como as simulações mostram, num modelo com estas especificações, a agregação de 5 minutos fornece estimadores consistentes, o que está de acordo com a análise feita acima. Na agregação diária, entretanto, as simulações mostram que há o aparecimento de um viés que invalida a inferência sobre o estimador, em linha com o argumentado por Wu (2007).

### 6.3. Evolução temporal do coeficiente de impacto

Uma vez encontrado o coeficiente de impacto do fluxo de ordem sobre a cotação para a amostra toda, uma questão que se coloca é quanto ao comportamento deste coeficiente  $\beta$  ao longo do tempo.

De acordo com a abordagem da microestrutura da taxa de câmbio, este coeficiente captura o grau de assimetria de informação do mercado e o quanto de informação uma transação transmite aos preços. Caso a assimetria de informação varie ao longo do tempo, deve-se esperar que este coeficiente oscile no mesmo sentido, de tal forma que nos períodos de maior incerteza este coeficiente seja maior do que nos períodos de menor incerteza. Outra forma de visualizar este argumento é fazendo referência à liquidez: caso a liquidez do mercado varie ao longo do tempo, espera-se que o impacto das transações no preço se altere no sentido oposto ao da liquidez. Quanto maior a liquidez do mercado, menor o impacto das transações no preço (menor o coeficiente  $\beta$ ).

Em vez de se estimar a equação (12) com o uso de variáveis *dummies* diárias para controlar por fatores constantes ao longo de cada dia de pregão, estima-se esta equação de forma diária, encontrando um coeficiente  $\beta$  por dia de pregão. Assim, estima-se a seguinte forma funcional:

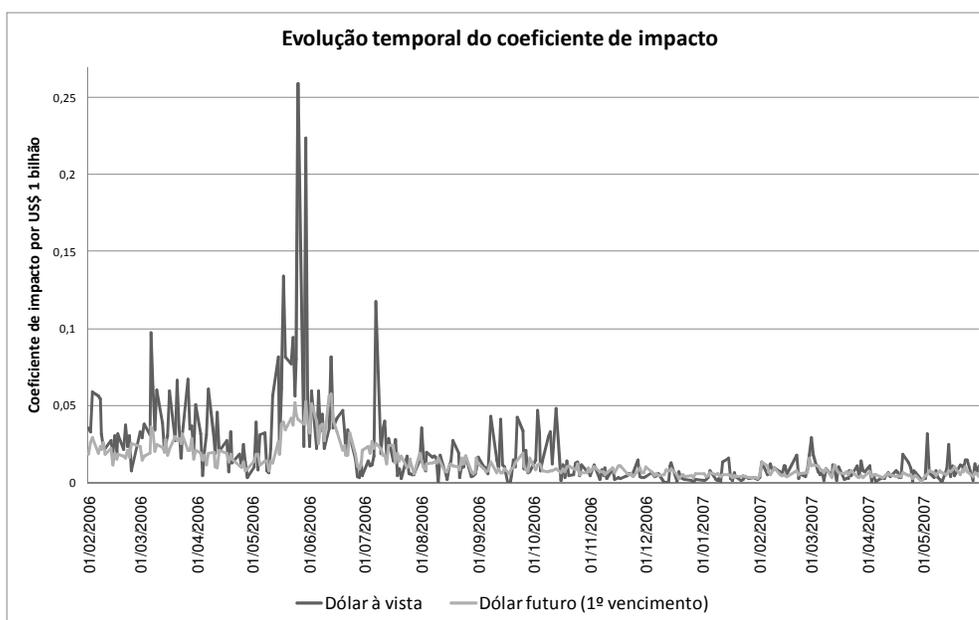
$$\log \frac{s_t^i}{s_{t-1}^i} = \alpha^i + \beta^i OF_t^i + \varepsilon_t^i \quad (13)$$

Em que o índice  $i$  representa o dia do pregão ( $i = 1, \dots, 328$  para o mercado de dólar futuro e  $i = 1, \dots, 327$  para o mercado de dólar pronto) e as demais variáveis têm a mesma definição que a utilizada anteriormente. Nesta equação os interceptos  $\alpha^i$  fazem o mesmo papel que as variáveis *dummies* diárias tinham na equação (12), pois representam os fatores constantes ao longo do dia como o diferencial de juros. Utiliza-se a agregação dos dados de 1 minuto para estimar 328 coeficientes  $\beta$  para o mercado de dólar futuro e 327 coeficientes  $\beta$  para o mercado de dólar à vista. A Figura 2 apresenta os resultados<sup>25</sup>:

---

<sup>25</sup> Os desvios-padrão foram omitidos por simplicidade de exposição. Dos 327 coeficientes do dólar pronto, 90 se mostraram insignificantes a 1% e dos 328 coeficientes do dólar futuro, 2 foram insignificantes a 1%.

Figura 2 – Evolução temporal do coeficiente de impacto do fluxo de ordem na cotação, de 01/02/2006 a 31/05/2007



Fonte: BM&F. Cálculos do autor.

Nota: Os desvios padrão foram omitidos para facilidade de visualização.

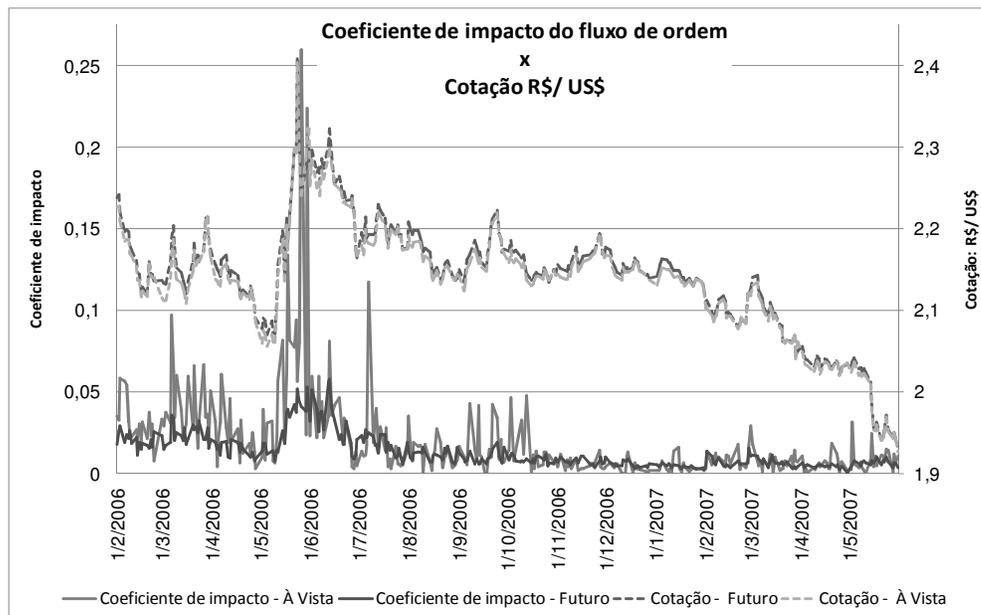
Como a Figura 2 mostra, o coeficiente de impacto ( $\beta$ ) não é constante ao longo do tempo. Este resultado é um indício de que a assimetria de informação varia de acordo com o período considerado e com ela o grau de informação que as transações transmitem ao preço.

Em momentos de maior incerteza como crises externas, deve-se verificar um aumento neste coeficiente de impacto enquanto em momentos de menor incerteza, isto é, em que a informação necessária para a formação da taxa de câmbio esteja publicamente disponível, deve-se esperar uma redução neste coeficiente.

Identifica-se um choque exógeno de crises externa no período analisado, referente a maio de 2006. Neste mês, os mercados financeiros internacionais se tornaram turbulentos devido a um aumento não antecipado da taxa de juros pela autoridade monetária americana, o que levou diversos analistas a preverem um período de maior volatilidade nos mercados financeiros e menor crescimento na economia mundial. Como conseqüência, como pode ser visto na Figura 3, a cotação da taxa de câmbio à vista se elevou de 2,19 a 2,30 em apenas um dia de pregão.<sup>26</sup>

<sup>26</sup> Para alguns relatórios que tratam da percepção dos investidores a respeito do ambiente macroeconômico em março de 2006, ver Emerging Markets: From bad to worse, A different investment environment e Global Scenarios.

Figura 3 – Evolução temporal do coeficiente de impacto do fluxo de ordem e cotação da taxa de câmbio nos mercados à vista e futuro, de 01/02/2006 a 31/05/2007



Fonte: BM&F. Cálculos do autor.

Nota: Os desvios padrão foram omitidos para facilidade de visualização.

Para testar formalmente esta relação entre momentos de incerteza (crises) e o coeficiente de impacto do fluxo de ordem ( $\beta$ ), regride-se este coeficiente diário em variáveis *dummies* para a crise identificada. Desta forma, estima-se a seguinte equação utilizando os coeficientes estimados:

$$\beta^i = d_{abril/06|junho/06} + d_{maio/06}^C + \varepsilon_t$$

Em que  $d_{maio/06}^C$  é a variável *dummy* de crise externa que assume valor 1 de 01/05/06 a 31/05/06 e 0 nos demais períodos de tempo e  $d_{abril/06|junho/06}$  assume valor 1 para o período 01/04/2006 a 31/04/2006 e 01/06/2006 a 31/06/2006 e assume valor 0 nos demais dias.

Caso a argumentação seja coerente, espera-se que a diferença entre  $d_{maio/06}^C$  e  $d_{abril/06|junho/06}$  seja positiva e estatisticamente diferente de zero. Para o mercado de dólar futuro, encontra-se  $d_{maio/06}^C = 0,018$  e  $d_{abril/06|junho/06} = 0,012$ , com diferença significativa a 1% (p-valor = 0,009) e para o mercado de dólar pronto encontra-se  $d_{maio/06}^C = 0,052$  e

$d_{abril/06|junho/06} = 0,013$ , também com diferença significativa a 1% (p-valor = 0,000).

Conclui-se que o coeficiente de impacto do fluxo de ordem sobre as cotações varia de acordo com o período de tempo considerado, aumentando sua magnitude nos tempos de maior incerteza, como crises. Isso demonstra que o grau de informação que as transações transmitem aos preços é variante no tempo, aumentando conforme o cenário associado ao período considerado.

#### 6.4.

#### **Simetria dos coeficientes dos fluxos de ordem de compra e venda**

Adicionalmente, espera-se que nos momentos de crise o fluxo de ordem em um sentido transmita mais informação do que o fluxo de ordem no outro sentido, de tal forma que haja assimetria entre os coeficientes dos fluxos de ordem de compra e de venda. No choque de maio de 2006, por exemplo, poder-se-ia esperar que os fluxos de ordem de compra (de dólar) tenham maior impacto sobre a cotação do que os fluxos de ordem de venda (de dólar), uma vez que há a elevação da cotação real/ dólar. Dessa forma, o objetivo é testar se há alguma assimetria relevante nestes coeficientes e verificar como os mesmos se comportam nos períodos de crise.

Para tal, decompõe-se o fluxo de ordem agregado, assim como aparece na equação (13), no fluxo de compra e de venda. Logo, em vez de encontrar um único coeficiente  $\beta$ , encontram-se dois coeficientes: um que mede o impacto do fluxo de compra sobre a cotação e outro que mede o impacto do fluxo de venda. Procedimento semelhante já fora realizado por Ito e Hashimoto (2006).

Dessa forma, estima-se a seguinte variação da equação (13):

$$\log\left(\frac{s_t^i}{s_{t-1}^i}\right) = \alpha^i + \beta^{i,C} OF_t^{i,C} + \beta^{i,V} OF_t^{i,V} + \varepsilon_t \quad (13')$$

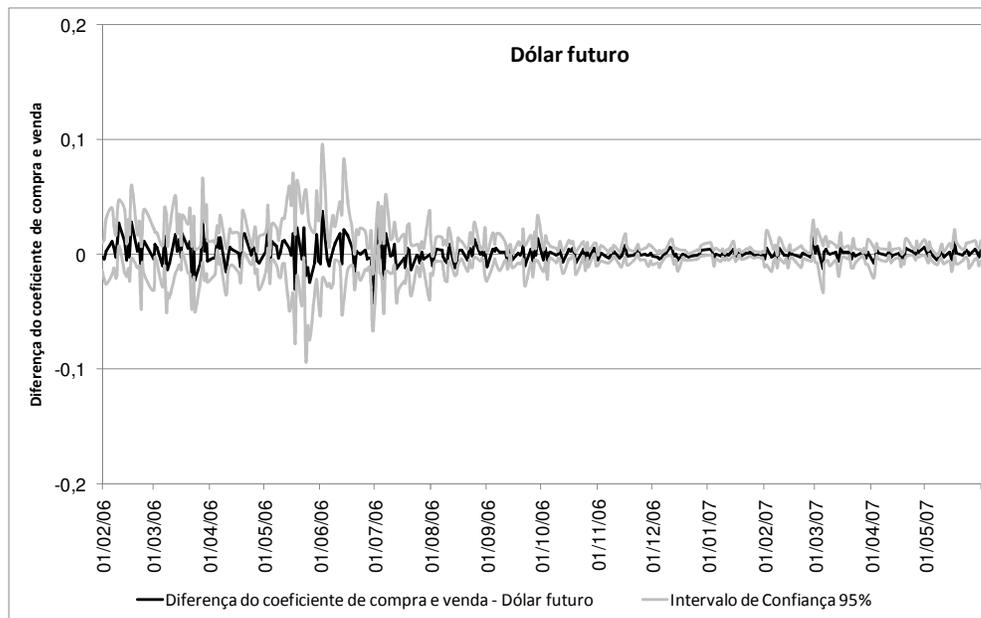
Em que  $OF_t^{i,C}$  é o fluxo de ordem de compra no dia  $i$  no instante  $t$  e  $OF_t^{i,V}$  é o fluxo de ordem de venda com definição semelhante. Os coeficientes  $\beta^{i,C}$  e  $\beta^{i,V}$  medem, respectivamente, o impacto que os fluxos de compra e venda têm sobre a cotação.

Caso haja alguma assimetria entre os fluxos de ordem de compra e venda, espera-se que  $\beta^{i,C} \neq \beta^{i,V}$ , de tal forma que um coeficiente fosse diferente do

outro. Assim, estimam-se a equação (13') para cada um dos dias da base de dados, como na seção anterior.

As Figuras 4 e 5 apresentam os gráficos da diferença dos coeficientes de compra e de venda para cada um dos mercados.

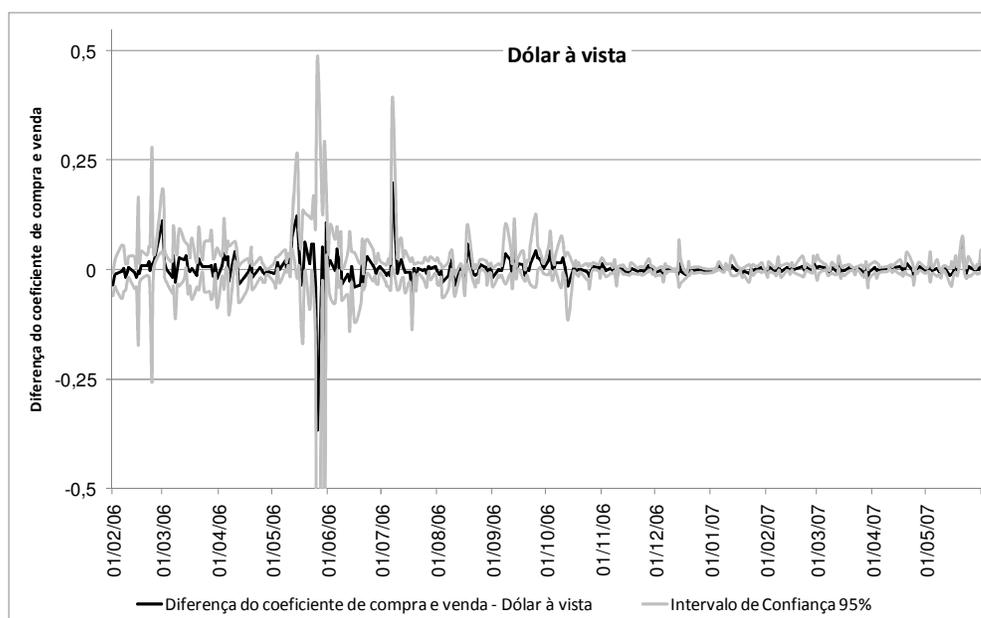
Figura 4 - Diferença do coeficiente do fluxo de ordem de compra e do fluxo de ordem de venda no mercado de dólar futuro, de 01/02/2006 a 31/05/2007



Fonte: BM&F. Cálculos do autor.

Nota: A diferença nos coeficientes corresponde a:  $\hat{\beta}^{i,C} - \hat{\beta}^{i,V}$ . Os dados do mercado futuro correspondem apenas ao seu primeiro vencimento.

Figura 5 - Diferença do coeficiente do fluxo de ordem de compra e do fluxo de ordem de venda no mercado de dólar à vista, de 01/02/2006 a 31/05/2007



Fonte: BM&F. Cálculos do autor.

Nota: A diferença nos coeficientes corresponde a:  $\hat{\beta}^{i,C} - \hat{\beta}^{i,V}$ .

Como as Figuras 4 e 5 mostram, para a maior parte dos dias a diferença dos coeficientes é estatisticamente igual a zero (a 5% de significância). Com efeito, dos 328 dias de pregão do dólar futuro, em apenas 35 tem-se que esta diferença é estatisticamente diferente de zero e dos 327 dias de pregão do dólar futuro tem-se que isso ocorre em 61 dos mesmos.

Estas figuras também mostram que, em maio de 2006, a diferença no coeficiente dos fluxos de ordem de compra e venda fica mais volátil, mas sem que isto represente um viés positivo ou negativo, isto é, sem que o coeficiente do fluxo de ordem de compra seja consistentemente superior ao de venda ou o contrário.

Neste período, o aumento da volatilidade da diferença dos coeficientes é acompanhada por um aumento no desvio padrão desta diferença. Isto faz com que dos 22 dias de pregão deste mês, no mercado de dólar à vista, em 9 dos mesmos esta diferença seja estatisticamente diferente de zero, enquanto no mercado de dólar futuro, apenas 3 dias de pregão tiveram o mesmo resultado.

Os resultados das duas últimas seções indicam que, apesar dos períodos de maior incerteza, como nas crises, ser acompanhados por uma maior quantidade de informação transmitida pelas transações aos preços (maior impacto do fluxo de ordem sobre a cotação), não se pode afirmar que nestes períodos haja maior assimetria nos coeficientes dos fluxos de compra e venda

de moeda estrangeira. Isso mostra que, a despeito da maior incerteza associada aos períodos de crise, não há qualquer fonte de viés no coeficiente médio do fluxo de ordem sobre a cotação, seja este viés positivo ou negativo.