

8 Extensões

8.1 Comparação com outros resultados encontrados na literatura

Os resultados obtidos nas seções anteriores sugerem que é forte a correlação entre o fluxo de ordem e os retornos. Naturalmente, a omissão do mesmo das regressões de estudos de eventos faz com que seus efeitos sejam incorporados ao termo de erro. Dessa forma, a não inclusão da variável de fluxo de ordem nas regressões de estudos de eventos, tal como aconteceu em Dominguez (2003), nos faz suspeitar de existência de viés de variável omitida se o fluxo de ordem aumentar ou reduzir (indicando correlação do fluxo de ordem, omitido, com as *dummies* temporais) sistematicamente nos momentos que seguem aos leilões (primeiro minuto seguinte à abertura).

A suspeita de que a magnitude do fluxo de ordem se altere em decorrência dos leilões é, de fato, plausível, dada a possibilidade de elevação do grau de assimetria informacional privada decorrente do surgimento de um leilão¹. Se, por exemplo, a magnitude do fluxo de ordem aumentar no primeiro minuto em decorrência de um leilão e também elevarem-se os retornos nesse minuto, haveria viés positivo que, nesse caso, estaria proporcionando superestimação dos efeitos dos leilões nos retornos.

Dominguez (2003) implicitamente assume que os retornos só desviam de sua trajetória de média constante por decorrência dos leilões

¹ Como explicado na Seção 4, devido à característica 'secreta' dos leilões (no que se refere às quantidades compradas ou vendidas, assim como à identidade dos compradores/vendedores) e à existência de assimetrias 'dealer' – 'não dealer'.

$$R_{\tau_i} = \beta_{D^0} D^0 + \varepsilon_{\tau_i} \quad (1)$$

Na notação utilizada em Campbell, Lo e Mackinlay (1997), isso equivale a presumir que os retornos se movem de acordo com o “Modelo de Média Constante”:

$$R_{\tau_i} = \mu + \varepsilon_{\tau_i} \quad (2)$$

O problema nessa especificação, porém, é que toda a influência do fluxo de ordem nos retornos está embutida no termo de erro, ε_{τ_i} . Se supusermos que a dinâmica dos retornos de fato segue o que é proposto pela equação **Erro! Fonte de referência não encontrada.**, mas estimarmos apenas a equação (12), o estimador de OLS para β_{D^0} seria:

$$\widehat{\beta}_{D^0} = \frac{\sum_{i,\tau} D_i^0 R_{\tau_i}}{\sum_i D_i^{0^2}} \quad (3)$$

Se substituirmos a equação **Erro! Fonte de referência não encontrada.** na equação (14)

$$\begin{aligned} \widehat{\beta}_{D^0} &= \frac{\sum_{i,\tau} D_i^0 (\beta_{of} OF_{\tau_i} + \beta_{D_i^0} D_i^0 + \varepsilon_{\tau_i})}{\sum_i D_i^{0^2}} \\ &= \beta_{of} \frac{\sum_{i,\tau} D_i^0 OF_{\tau_i}}{\sum_i D_i^{0^2}} + \frac{\sum_{i,\tau} D_i^0 \varepsilon_{\tau_i}}{\sum_i D_i^{0^2}} \end{aligned} \quad (4)$$

Como a *dummy* D_i^0 é não correlacionada com o termo de erro ε_{τ_i} , a esperança do último termo é zero. O valor esperado de $\widehat{\beta}_{D^0}$, estimado da equação (12) é, portanto,

$$E[\widehat{\beta}_{D^0}] = \beta_{D^0} + \beta_{of} \frac{cov(D^0, OF_\tau)}{var(D^0)} \quad (5)$$

Tanto as estimações anteriores quanto a Figura 1 (Introdução) sugerem que, para $\tau = 0$, $cov(D^0, OF_\tau)$ seja diferente de zero. Nesse caso o segundo termo seria não-nulo e, portanto, $\widehat{\beta}_{D^0}$ seria um estimador viesado para o impacto no primeiro retorno (após a abertura de um leilão) do surgimento de um leilão.

Assim, dado que para $\tau = 0$, $cov(D^0, OF_\tau) > 0$ e também $\beta_{of} > 0$ (estimções dos modelos anteriores) há viés positivo, ou seja, a estimção por OLS do modelo da equação (12) tende a superestimar o efeito dos leilões nos retornos no primeiro minuto que se segue às aberturas dos mesmos.

Para ter uma ideia do tamanho do viés, estimamos o segundo termo do lado direito da equação (16). A regressão de OF_τ em D^0 fornece coeficiente de inclinação de 0,0099205. Por outro lado, a estimção da equação **Erro! Fonte de referência não encontrada.** fornece $\widehat{\beta}_{of} = 0,4809476$. Dessa forma, a estimativa do viés de estimção do impacto da abertura do leilão no retorno no minuto que segue, pela equação (12), é de 0,00477, correspondendo a 44,30% do coeficiente de inclinação estimado (=0,0107663) nessa equação².

8.2

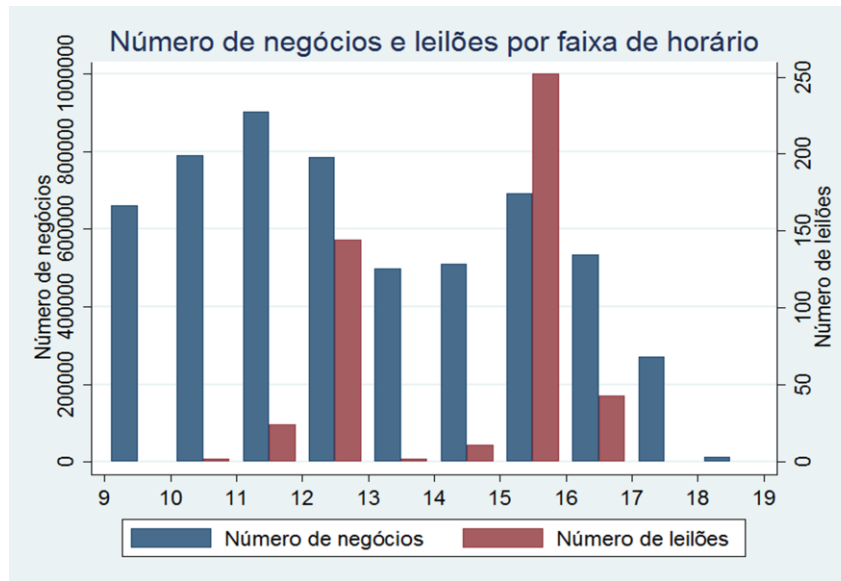
O horário da intervenção importa?

A Figura 13 mostra que, para o período amostral utilizado, a distribuição dos leilões por faixa de horário do dia é bimodal. 30,13% (=144) dos leilões iniciam-se entre 12h e 12h59min e 52,72%(=252) iniciam-se entre 15h e 15h59min. Quando olhamos para as faixas de horários das quais estão incluídos os momentos de abertura dos leilões, para praticamente todos os meses a moda mensal das faixas de horários de abertura dos leilões é 15h-15h59m, com exceção dos meses outubro/2009,

² Dados até 20 de setembro de 2010.

abril/2010 e setembro/2010, nos quais as mesmas modas mensais corresponderam à faixa 12h-12h59min. No mês outubro/2010 ocorreu o mesmo número de leilões (abertura) nessas duas faixas de horário que, especificamente, foi de 16 para a faixa 15h-15h59m e 16 para a faixa 12h-12h59min.

Figura 13: Número de negócios e leilões por faixa de horário.



Fonte: Banco Central do Brasil (leilões), Bm&FBovespa (taxa de câmbio), elaboração própria.

Antes de verificar se os leilões possuem impacto diferenciado nos retornos dependendo da faixa de horário, avaliaremos se o fluxo de ordem o tem. Para isso, regredimos os retornos no fluxo de ordem, em *dummies* que indicam se uma determinada observação pertence a uma faixa de horário e interações dessas *dummies* com o fluxo de ordem, a fim de verificar se o último possui impacto diferente dependendo do horário do dia. Os resultados dessa estimação são apresentados na Tabela 6, cuja variável dependente é o Retorno percentual do contrato de Dólar futuro de primeiro vencimento.

Tabela 6: Impacto do F.O. nos retornos por faixa de horário

F.O.(bi)	0.4280*** (0.000)	o.hh=9XF.O.	0.0000 (.)
----------	----------------------	-------------	---------------

o.hh=9	0.0000 (.)	o.hh=10XF.O.	0.0000 (.)
hh=10	0.0028 (0.699)	hh=11XF.O.	-0.0663 (0.599)
hh=11	-0.0003 (0.965)	hh=12XF.O.	-0.0337 (0.786)
hh=12	-0.0007 (0.924)	hh=13XF.O.	-0.1143 (0.693)
o.hh=13	0.0000 (.)	hh=14XF.O.	0.2745* (0.066)
hh=14	0.0012 (0.862)	hh=15XF.O.	0.0633 (0.607)
hh=15	0.0007 (0.918)	hh=16XF.O.	0.0664 (0.639)
hh=16	0.0003 (0.962)	o.hh=17XF.O.	0.0000 (.)
o.hh=17	0.0000 (.)	o.hh=18XF.O.	0.0000 (.)
o.hh=18	0.0000 (.)	Constant	-0.0012 (0.860)
Adjusted R^2	0.1213		

p-values in parentheses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Os resultados da Tabela 6 sugerem, em primeiro lugar, que não há comportamento diferenciado dos retornos por faixa de horário – nenhum dos coeficientes estimados das dummies foi significativo a 10%. Com relação às interações do fluxo de ordem, o único coeficiente estimado que se mostrou estatisticamente diferente de zero (a 10%) foi o referente à interação com a *dummy* que indica a faixa de horário 14h-14h59min. Nesse sentido espera-se, com 90% de confiança, que nessa faixa de horário 1 bilhão de dólares de fluxo de ordem tenha impacto de 0,7025 p.p. (=0,4280+0,2745) nos retornos, em contraste com os 0,4280 p.p. em outras faixas de horário.

Assim, estimamos novamente o modelo M3 com a *dummy* que indica se uma determinada transação ocorreu na faixa 14h-14h59min e também interagimos a mesma com todas as variáveis que se mostraram significantes na estimação do modelo M3. Também realizamos exercício análogo ao colocarmos os mesmos tipos de variáveis, porém relacionadas às faixas de horário 15h-15h59m e 12h-12h59min,

que possuem o maior número de intervenções na amostra. Os resultados estão apresentados na Tabela 7 (a variável dependente, como usual, é o retorno percentual).

Tabela 7: Influência do horário no impacto dos leilões nos retornos

	15h-15h59m e 12h-12h59min	14h-14h59min
F.O.(bi)	0.4464 ^{***} (0.000)	0.4261 ^{***} (0.000)
Tau=0	0.0025 (0.626)	0.0042 ^{***} (0.007)
Tau=1	0.0003 (0.836)	0.0004 (0.821)
Tau=2	0.0013 (0.373)	0.0013 (0.382)
Tau=3	-0.0004 (0.787)	-0.0004 (0.791)
Tau=4	-0.0017 (0.252)	-0.0018 (0.231)
Tau=5	0.0000 (0.997)	-0.0002 (0.901)
Tau=6	0.0003 (0.828)	0.0003 (0.868)
Tau=7	0.0011 (0.483)	0.0011 (0.480)
Tau=8	0.0013 (0.410)	0.0012 (0.454)
Tau=9	-0.0025 (0.104)	-0.0026 [*] (0.091)
Tau=0XF.O.	0.6409 ^{**} (0.047)	0.2828 ^{***} (0.004)
Tau=1XF.O.	0.0619 (0.527)	0.0839 (0.378)
Tau=2XF.O.	-0.0568 (0.676)	-0.0427 (0.752)
Tau=3XF.O.	-0.0155 (0.886)	-0.0204 (0.854)
Tau=4XF.O.	-0.0706 (0.559)	-0.0855 (0.514)
Tau=5XF.O.	-0.1825 [*] (0.082)	-0.1990 [*] (0.064)
Tau=6XF.O.	-0.0631 (0.512)	-0.0604 (0.522)
Tau=7XF.O.	-0.0197	-0.0173

	(0.870)	(0.877)
Tau=8XF.O.	0.1369 (0.264)	0.1420 (0.238)
Tau=9XF.O.	0.1391* (0.092)	0.1495* (0.070)
12-12:59	-0.0010 (0.136)	
12-12:59_X_of	-0.0616 (0.167)	
12-12:59_X_d0	0.0030 (0.611)	
12-12:59_X_d0_X_of	-0.4627 (0.178)	
15-15:59	0.0004 (0.489)	
15-15:59_X_of	0.0342 (0.396)	
15-15:59_X_d0	0.0013 (0.803)	
15-15:59_X_d0_X_of	-0.3335 (0.330)	
14-14:59		0.0009 (0.255)
14-14:59_X_of		0.2434*** (0.003)
14-14:59_X_d0		0.0010 (0.898)
14-14:59_X_d0_X_of		0.6626* (0.064)
Constant	-0.0010** (0.028)	-0.0011*** (0.000)
Adjusted R^2	0.1217	0.1235

p-values in parentheses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Como pode ser visto pelos resultados apresentados na Tabela 7, não há qualquer fator relacionado ao comportamento dos retornos, do fluxo de ordem e do impacto dos leilões nos retornos e no fluxo de ordem que se relacione à escolha, por parte do BC, de realizar os leilões nas faixas de horário 15h-15h59m e 12h-12h59min (cujas quais, como apresentado anteriormente, contêm 82,85% dos leilões da amostra – considerando o momento da abertura). Por outro lado, em concordância do que foi

encontrado na Tabela 6, o mesmo não pode ser dito da faixa 14h-14h59min, que contém 11 leilões (2,3% do total).

Quando controlamos pelos leilões, o coeficiente estimado relativo ao impacto do fluxo de ordem nos retornos na faixa de horário 14h-14h59min (segunda coluna da Tabela 7) é um pouco menor (0,6695 p.p. $=0,2434+0,4261$, para cada bilhão de dólares), porém mais significativa (a 0,1%) do que o observado na Tabela 6. Além disso, no primeiro minuto que segue à abertura do leilão, o impacto de 1 bilhão de dólares de fluxo de ordem nos retornos, com 99% de confiança, é de 1,3715 p.p. ($=0,6626+0,2828+0,4261$), em contraste com os 0,7954 p.p. encontrados no modelo M3 (Tabela 1), ou seja, 1,72 vezes maior. Esses resultados não corroboram os resultados encontrados por Dominguez (2003), que é relacionado à um maior efeito das intervenções em momentos de volume financeiro maior. Da mesma forma, ao contrário apresentado por Dominguez (2003), as evidências apontam para maior conteúdo informacional nas transações em horários de menor volume, em concordância com o que foi obtido em Payne (2003).

Verificaremos, agora, se o fato de a Bolsa de Valores de Nova York (*NYSE*) interfere ou não nos resultados obtidos na Seção 6.1. Para isso, estimamos um modelo com todas as variáveis do modelo M3 e também suas interações com uma *dummy* que vale 1 se a *NYSE* está aberta. Os resultados são apresentados na tabela abaixo. Na notação abaixo, a variável *yofny* é a interação do Fluxo de ordem com a *dummy* de Nova York, *ytau*ny* é a interação da *dummy* d^* (que representa $Tau=*$) com a *dummy* de Nova York e, por último, *yoftau*ny* é a interação da *dummy* de Nova York com a interação, já existente no modelo M3, do Fluxo de ordem com a *dummy* d^* . Na figura abaixo são apresentados os coeficientes estimados e p-valores das variáveis independentes de um modelo, obtido pela extensão do modelo M3, cuja variável dependente é o Retorno percentual do contrato de Dólar futuro de primeiro vencimento.

Tabela 8: Influência da *NYSE* no modelo M3

F.O.(bi)	0.6424*** (0.000)	yofny	-0.1787** (0.030)
Tau=0	0.0025 (0.639)	o.yofny	0.0000 (.)

Tau=1	0.0080 ^{***} (0.002)	ytau0ny	0.0007 (0.904)
Tau=2	0.0038 (0.528)	yoftau0ny	-0.0575 (0.902)
Tau=3	0.0015 (0.723)	ytau1ny	-0.0067 ^{**} (0.042)
Tau=4	-0.0064 (0.294)	yoftau1ny	-0.4893 ^{**} (0.013)
Tau=5	0.0092 (0.138)	ytau2ny	-0.0002 (0.975)
Tau=6	-0.0081 (0.232)	yoftau2ny	-0.7625 (0.107)
Tau=7	0.0031 (0.396)	ytau3ny	-0.0023 (0.626)
Tau=8	0.0011 (0.701)	yoftau3ny	0.4901 (0.174)
Tau=9	0.0021 (0.616)	ytau4ny	0.0057 (0.379)
Tau=0XF.O.	0.5190 (0.243)	yoftau4ny	0.1146 (0.878)
Tau=1XF.O.	0.6132 ^{***} (0.000)	ytau5ny	-0.0093 (0.152)
Tau=2XF.O.	0.6993 (0.118)	yoftau5ny	-0.2765 (0.216)
Tau=3XF.O.	-0.4793 (0.144)	ytau6ny	0.0096 (0.176)
Tau=4XF.O.	-0.1978 (0.786)	yoftau6ny	0.4213 (0.434)
Tau=5XF.O.	0.0534 (0.786)	ytau7ny	-0.0017 (0.675)
Tau=6XF.O.	-0.4571 (0.382)	yoftau7ny	-0.7496 ^{***} (0.005)
Tau=7XF.O.	0.6820 ^{***} (0.003)	ytau8ny	0.0026 (0.460)
Tau=8XF.O.	-0.0806 (0.578)	yoftau8ny	0.3203 (0.256)
Tau=9XF.O.	0.3115 (0.526)	ytau9ny	-0.0047 (0.301)
		yoftau9ny	-0.1398 (0.782)
Adjusted R^2	0.1190	Constant	-0.0015 ^{***} (0.000)

p-values in parentheses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Enquanto o coeficiente estimado do Fluxo de Ordem no modelo M3 foi 0,4733, o correspondente do modelo anteriormente estimado foi 0,6423. Porém, o impacto do Fluxo de ordem nos retornos nos momentos em que a *NYSE* estava aberta foi de 0,4633 p.p. ($=0,6423-0,1787$). Nesse modelo, há um crescimento nos retornos de 0,0013 p.p. ($=0,0080 -0,0067$) no segundo minuto após a abertura de um leilão, momento no qual o impacto do Fluxo de ordem nos retornos é de 0,7663 p.p. ($=0,6424+0,6132-0,4893$). O R^2 ajustado desse modelo é de 0,1190, idêntico ao R^2 do modelo M3.

8.3 High frequency trading (HFT)

De acordo com o documento do BIS (2011), algoritmos que operam em HFT tendem a ser mais avessos a riscos³ do que humanos. Essa aversão pode ser vista por características relacionadas ao pequeno tempo em que esses algoritmos detêm determinadas posições e também pelo relativo sucesso, quando comparados a humanos, em evitar transacionar com agentes melhores informados. Da mesma forma, eles tendem a reduzir suas atividades em momentos de maior volatilidade dos mercados, assim como em momentos onde se espera que haja algum anúncio macroeconômico. Para o Brasil, nesse sentido, entrevistas que realizamos com *traders* de câmbio também apontaram nessa direção. Pela Figura 1 (Introdução), observa-se que o volume financeiro médio cai no minuto seguinte ao surgimento de um leilão. Por outro lado, quando comparamos a hora anterior e a hora seguinte⁴, observamos que o volume aumenta na hora que segue ao surgimento de um leilão. Essas, de fato, são algumas das evidências de existência de HFT apontadas por BIS (2011).

Como mencionado anteriormente, é plausível a hipótese de que a presença de operadores que operam em HFT colabore para que os retornos reajam de forma mais

³ De acordo com o mesmo documento, esses algoritmos obtêm pequenas margens de lucros em muitas operações.

⁴ Não há gráficos plotados.

rápida à inovações macroeconômicas e financeiras (BIS, 2011). Assim, pode acontecer que para dias em que ocorre mais HFT as magnitudes das mudanças estimadas nessa dissertação sejam ainda maiores. Por exemplo, no dia 6 de maio de 2010 aconteceu o que ficou conhecido como “Flash Crash”, evento no qual o índice *Dow Jones* caiu aproximadamente 9% em cerca 10 minutos e outros mercados tiveram variações de magnitude semelhante nesse espaço de tempo. Muitos relacionaram o “Flash Crash” à atuação de HFT naquele momento⁵.

A variação da taxa de câmbio para o dia 6 de maio de 2010, tal como medida pelo contrato futuro com vencimento no primeiro dia útil de junho de 2010 (e também medida em termos de variação percentual com relação à primeira cotação do dia), está plotada na Figura 14. Na Figura 14 também estão representados o início e o fechamento do leilão ocorrido nesse dia (barras verticais contínuas), assim como a delimitação do início do *Flash Crash* (15:40, horário de Brasília) e do momento em que o índice Dow Jones atingiu seu mínimo (15:47) (barras verticais descontínuas). Nota-se que o Banco Central do Brasil abriu o leilão às 15:56 desse dia, ou seja, quase no fim da ocorrência do Flash Crash (a recuperação parcial se deu por volta das 15:58).⁶

⁵ Ver BIS (2011), WSJ (2010) e TWP (2010) para referências.

⁶ Horário de Brasília. No dia 6 de maio de 2010, o horário oficial de Nova Iorque correspondia a 1 hora a menos do que o horário de Brasília.

Figura 14: Evolução da taxa de câmbio no dia 6 de maio de 2010.



A escala é em termos de variação percentual do nível da taxa de câmbio com relação à primeira observação do dia. A primeira e a segunda barras verticais sólidas representam a abertura e o fechamento do leilão, respectivamente. As duas barras verticais descontinuas, por outro lado, delimitam o início do Flash Crash (15:40) e o momento em que o índice Dow Jones atingiu seu mínimo (15:47). A recuperação parcial se deu por volta das 15:58. O horário é oficial de Brasília. Fonte: Bm&FBovespa (taxa de câmbio), elaboração própria.

A inspeção visual do gráfico da Figura 14 acima sugere que existem retornos positivos após abertura do leilão maiores do que os estimados e retornos negativos após o fechamento do leilão menores do que os estimados, dos modelos apresentados nas seções anteriores. Para verificar se isso é verdade, ao modelo M3 adicionamos uma *dummy* para indicar se um dia é o dia 6 de maio de 2010. Também adicionamos à esse modelo interações dessa *dummy* com a primeira *dummy* posterior à abertura do leilão, com o fluxo de ordem e também interagimos essa *dummy* com a interação (já existente no modelo M3) do fluxo de ordem com a primeira *dummy* posterior. Em outras palavras, interagimos a *dummy* do dia 6 de maio com as variáveis significantes do modelo estimado M3 (Tabela 1). Os resultados da estimação do modelo M3 modificado são apresentados na Tabela 9.

Tabela 9: Resultados do modelo M3 modificado, dia 6 de maio de 2010

	M3'
F.O.(bi)	0.4614 ^{***} (0.000)
Tau=0	0.0029 (0.132)
Tau=1	0.0019 (0.340)
Tau=2	0.0038 ^{**} (0.046)
Tau=3	-0.0004 (0.825)
Tau=4	-0.0010 (0.617)
Tau=5	0.0005 (0.783)
Tau=6	0.0013 (0.470)
Tau=7	0.0020 (0.340)
Tau=8	0.0037 ^{**} (0.037)
Tau=9	-0.0021 (0.235)
Tau=0XF.O.	0.4662 ^{***} (0.001)
Tau=1XF.O.	0.1346 (0.284)
Tau=2XF.O.	-0.0460 (0.765)
Tau=3XF.O.	-0.0032 (0.983)
Tau=4XF.O.	-0.0769 (0.607)
Tau=5XF.O.	-0.2093 ^{**} (0.043)
Tau=6XF.O.	-0.0574 (0.640)
Tau=7XF.O.	-0.0718 (0.605)
Tau=8XF.O.	0.2334 (0.324)
Tau=9XF.O.	0.1638 (0.144)
6/maio/2010	-0.0362 [*]

	(0.077)
6/maio_X_of	1.7940*** (0.000)
6/maio_X_d0	0.0722*** (0.000)
o.6/maio_X_d0_X_of	0.0000 (.)
Constant	-0.0015*** (0.000)
Adjusted R^2	0.1310

p-values in parentheses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

As últimas quatro linhas da Tabela 9 contêm as variáveis que não estão no modelo M3 e que foram adicionadas para investigar a possibilidade de comportamento diferenciado dos retornos e do fluxo de ordem no dia 6 de maio de 2010. Primeiramente, pode-se observar que os retornos médios para esse dia são um pouco menores do que no restante da amostra (com confiança de 95%), dado o coeficiente de -0.0362 da *dummy* que indica que o dia é o que estamos analisando. Nesse dia, em média, os retornos foram mais negativos do que positivos. Em segundo lugar, o coeficiente estimado (1.7940, significativo a 1%) da interação da *dummy* do dia 6 de maio com o fluxo de ordem indica que o fluxo ordem nesse dia teve um impacto muito maior nos retornos, da ordem de 2,2554 p.p. (=0.4614+1.7940) para cada 1 bilhão de dólares.

Certamente alguns *traders* possuem informação superior sobre o que acontece nos mercados internacionais do que outros. No dia 6 de maio de 2010, os movimentos iniciais nos retornos do dólar (e também da maioria dos ativos negociados internacionalmente) se deram por decorrência de tensão relacionada à probabilidade de *default* da dívida soberana da Grécia. Dessa forma, não é de se estranhar que a ocorrência de acontecimentos internacionais extraordinários tenha amplificado a assimetria informacional decorrente de players, digamos, ‘globais’ e ‘locais’.

O coeficiente estimado (0.0722, significativo a 1%) da interação da *dummy* para o dia 6 de maio de 2010 sugere que, de fato, os retornos deram um salto maior no minuto que seguiu à abertura do leilão. Isso aponta para o caráter acelerador, no

que se refere a movimentos de retornos, do *HFT*. Por outro lado, o comportamento diferenciado no primeiro minuto (seguinte à abertura de um leilão) do fluxo de ordem (especificamente, o ‘nível de diferenciação’ do mesmo) manteve-se o mesmo para o referido dia, como pode ser notado pelo coeficiente estimado (nulo) da interação entre a *dummy* para o dia 6 de maio de 2010, *dummy* para o minuto posterior à abertura do leilão e o fluxo de ordem.

A explicação mais plausível para esse fato, em nosso entendimento, é que, dado que existem diversos tipos de informação privada (relativos a diversos aspectos⁷), também existem diversos tipos de assimetria. Em conformidade com isso, é razoável que em momentos em que ‘ganha importância’ (no sentido do processo de formação de preços) assimetrias referentes ao conhecimento do mercado externo por parte de agentes específicos, não ocorra alterações nas assimetrias relacionadas às relações ‘agente privado’-‘governo’ e ‘dealer’-‘não dealer’, por exemplo.

8.4

Questões normativas e oportunidades de investimento

Os resultados dos modelos estimados anteriormente sugerem que imediatamente após a abertura de um leilão a taxa de câmbio Real/Dólar tende a se depreciar (retornos percentuais positivos⁸), enquanto que nos momentos que seguem ao fechamento do leilão, ela tende a se apreciar. A metodologia utilizada (Estudos de eventos), por sua natureza, permite que avaliemos o comportamento dos retornos apenas nos momentos próximos aos eventos. Assim, pela mera inspeção dos resultados referentes às estimativas individuais e conjuntas dos modelos apresentados não existe a possibilidade de se avaliarem os impactos macroeconômicos dos leilões de câmbio do BC.

Porém, dada alta probabilidade de verificação de retornos ‘anormais’ (considerando níveis de confiança ‘tradicionais’) decorrentes da realização dos

⁷ Por exemplo, informação privada referente ao mercado interno, informação privada referente ao mercado externo, a diferentes aspectos institucionais dos mercados etc.

⁸ Equivalente a ganhos (esperados) com compra de dólares no momento de abertura de um leilão.

leilões, surgem então possibilidades de investimentos para os agentes privados. Dessa forma, emergem questões normativas referentes à distribuição de riqueza entre os mesmos. Naturalmente, espera-se que agentes maiores, mais bem informados, possam tirar maior vantagem desses movimentos do que agentes menores, menos informados.

Como mencionado no documento BIS (2011), a moeda estrangeira não é um ativo comum. Nesse sentido, ela “não é negociada apenas como um ativo em si, mas também por consequência do comércio global e de fluxos de capitais”. Da mesma forma, “seu mercado (também) inclui uma comunidade ampla de agentes ‘não especuladores’ e usuários reais.” Não só no mundo como também no Brasil, muitos desses “usuários reais”, naturalmente, transacionam com os *dealers* que participam dos leilões de câmbio do BC.

Também pelo fato de, no Brasil, o mercado futuro ser muito mais líquido do que o spot, as demandas relacionadas ao dólar dos usuários reais se transferem para esses mercados (informação obtida com *traders* de câmbio⁹). Assim, também é relevante para essa classe de usuários o momento do dia em que se criam as ordens de mercado para o contrato de dólar futuro para que essas demandas sejam atendidas. Naturalmente, é razoável supor que esses “usuários reais finais” não possuem controle total sobre os horários em que são feitas essas operações. Numa situação como essa, existe a possibilidade de ganho por parte de um banco sobre seu cliente que, por exemplo, ao receber a demanda de moeda estrangeira de manhã, realiza a operação apenas no momento de surgimento de um leilão.

⁹ Conforme argumentado por Garcia e Urban (2004).