

6

Resultados empíricos

Em conformidade com os princípios observados nas seções anteriores, estimamos as seguintes regressões de estudos de eventos¹ para verificar a existência de retornos anormais dos contratos de Dólar futuro de primeiro vencimento, assim como suas causas, para o período anterior a 20 de setembro de 2010:

M1:

$$RetPerc_{ab,1m} = \beta_0 + \beta_{of} OF_{ab,1m}$$

M2:

$$RetPerc_{ab,1m} = \beta_c + \beta_{of} OF_{ab,1m} + \sum_{i=0}^9 \beta_i D_{ab,1m}^i$$

M3:

$$RetPerc_{ab,1m} = \beta_c + \beta_{of} OF_{ab,1m} + \sum_{i=0}^9 \beta_i D_{ab,1m}^i + \sum_{k=0}^9 \beta_k^{\times} D_{ab,1m}^k \times OF_{ab,1m}$$

M4:

$$RetPerc_{ab,1m} = \beta_c + \beta_{of} OF_{ab,1m} + \sum_{i=0}^9 \beta_i D_{ab,1m}^i + \sum_{j=-10}^{-1} \beta_j D_{ab,1m}^j$$

M5:

¹ O subscrito “ab” e “fe” distinguem variáveis que são agregadas a partir da abertura dos leilões das variáveis que são agregadas a partir dos fechamentos dos leilões. Os subscritos “1m” e “20s” distinguem variáveis que são agregadas na frequência de 1 minuto das que são agregadas na frequência de 20 segundos. Os sobrescritos “x” em alguns β 's servem para indicar que estamos tratando dos coeficientes das interações das *dummies* com o fluxo de ordem.

$$\begin{aligned}
 RetPerc_{ab,1m} &= \beta_c + \beta_{of} OF_{ab,1m} + \sum_{i=0}^9 \beta_i D_{ab,1m}^i + \sum_{j=-10}^{-1} \beta_j D_{ab,1m}^j \\
 &+ \sum_{k=0}^9 \beta_k^\times D_{ab,1m}^k \times OF_{ab,1m} + \sum_{l=-10}^{-1} \beta_l^\times D_{ab,1m}^l \times OF_{ab,1m}
 \end{aligned}$$

M6:

$$RetPerc_{fe,1m} = \beta_c + \beta_{of} OF_{fe,1m}$$

M7:

$$RetPerc_{fe,1m} = \beta_c + \beta_{of} OF_{fe,1m} + \sum_{i=0}^9 \beta_i D_{fe,1m}^i$$

M8:

$$RetPerc_{fe,1m} = \beta_c + \beta_{of} OF_{fe,1m} + \sum_{i=0}^9 \beta_i D_{fe,1m}^i + \sum_{k=0}^9 \beta_k^\times D_{fe,1m}^k \times OF_{fe,1m}$$

M9:

$$RetPerc_{fe,1m} = \beta_c + \beta_{of} OF_{fe,1m} + \sum_{i=0}^9 \beta_i D_{fe,1m}^i + \sum_{j=-10}^{-1} \beta_j D_{fe,1m}^j$$

M10:

$$\begin{aligned}
 RetPerc_{fe,1m} &= \beta_c + \beta_{of} OF_{fe,1m} + \sum_{i=0}^9 \beta_i D_{fe,1m}^i + \sum_{j=-10}^{-1} \beta_j D_{fe,1m}^j \\
 &+ \sum_{k=0}^9 \beta_k^\times D_{fe,1m}^k \times OF_{fe,1m} + \sum_{l=-10}^{-1} \beta_l^\times D_{fe,1m}^l \times OF_{fe,1m}
 \end{aligned}$$

M11:

$$RetPerc_{ab,20s} = \beta_c + \beta_{of} OF_{ab,20s}$$

M12:

$$RetPerc_{ab,20s} = \beta_c + \beta_{of}OF_{ab,20s} + \sum_{i=0}^2 \beta_i D_{ab,20s}^i$$

M13:

$$RetPerc_{ab,20s} = \beta_c + \beta_{of}OF_{ab,20s} + \sum_{i=0}^2 \beta_i D_{ab,20s}^i + \sum_{k=0}^2 \beta_k^\times D_{ab,20s}^k \times OF_{ab,20s}$$

M14:

$$RetPerc_{ab,20s} = \beta_c + \beta_{of}OF_{ab,20s} + \sum_{i=0}^2 \beta_i D_{ab,20s}^i + \sum_{j=-3}^{-1} \beta_j D_{ab,20s}^j$$

M15:

$$RetPerc_{ab,20s} = \beta_c + \beta_{of}OF_{ab,20s} + \sum_{i=0}^2 \beta_i D_{ab,20s}^i + \sum_{j=-3}^{-1} \beta_j D_{ab,20s}^j \\ + \sum_{k=0}^2 \beta_k^\times D_{ab,20s}^k \times OF_{ab,20s} + \sum_{l=-3}^{-1} \beta_l^\times D_{ab,20s}^l \times OF_{ab,20s}$$

Na descrição dos resultados, denotaremos por “*dummies* posteriores” aquelas *dummies* D^j 's que estão relacionadas a τ_i 's maiores ou iguais a zero, ou seja, aquelas que servem como marcação para janelas de agregação após os eventos de interesse, que aqui consideraremos a abertura e o fechamento de cada leilão. Analogamente, o termo “*dummies* anteriores” se referirá às *dummies* que marcarão τ_i 's menores que zero. Analogamente, quando tratarmos das interações, usaremos o termo “n-ésima interação do fluxo de ordem” para nos referir à interação entre o fluxo de ordem com a *dummy* associada à n-ésima unidade de agregação a partir do momento de referência.

Como mencionado na subseção 5.3.2, para evitar problemas de heterocedasticidade, realizaremos todas as estimações utilizando erros-padrão de White, robustos à heterocedasticidade. Nas estimações que seguem, todas as regressões serão realizadas com intercepto.

6.1

Resultados empíricos, agregação de 1 minuto em torno da abertura

Inicialmente, gostaríamos de verificar como se dá a dinâmica dos retornos ao redor da abertura dos leilões na agregação de 1 minuto. No entanto, desejamos saber antes como se comporta a taxa de câmbio em “circunstâncias normais” e, para isso, precisamos de um modelo *benchmark*. Deseja-se escolher um modelo que descreva de forma razoavelmente boa os movimentos de curtíssimo prazo da taxa de câmbio e, a partir daí, introduzir as variáveis *dummies* para captar particularidades do comportamento dos retornos nas proximidades dos leilões. Para a estimação dos modelos relacionados à agregações diferentes, o primeiro grupo de *dummies* adicionado será o que contém apenas *dummies* que indiquem momentos posteriores ao evento. Na terceira etapa, adicionamos as interações para avaliar se o impacto do fluxo de ordem nos retornos é diferenciado em cada minuto. Buscaremos também, nessa etapa, avaliar se o papel informacional dos retornos anormais observados é dependente do timing dos leilões. Na quarta etapa, estimamos o modelo para os retornos com todas as *dummies*, porém sem as interações. Nessa etapa, buscamos avaliar se os leilões são de fato imprevisíveis e não-anunciados. Por último, estimamos o modelo mais completo com as *dummies* posteriores e anteriores e todas as interações para avaliar conjuntamente as perguntas anteriores. Como será visto adiante, essas estimações serão importantes não somente para escolher os melhores modelos para cada agregação e avaliar a robustez dos coeficientes estimados como também ajudarão a responder as perguntas centrais desta dissertação: 1) Existem retornos anormais decorrentes da realização dos leilões do BC de dólar spot? 2) Na ocasião de existência desses retornos anormais, quais seriam suas causas?

Sendo assim, os primeiros modelos a serem estimados são M1 a M5, que usam dados agregados a partir dos momentos de abertura dos leilões, na frequência de 1 minuto. Os resultados são apresentados na Tabela 1. O primeiro modelo estimado, M1, será aquele em que são regredidos os retornos no fluxo de ordem. O coeficiente estimado do fluxo de ordem é de 0,4878. A interpretação é que, com confiança de 99,9%, um bilhão de dólares de fluxo de ordem está associado a uma

elevação dos retornos do contrato de dólar futuro de primeiro vencimento de 0,4878 pontos percentuais (p.p.), o que equivale a uma depreciação cambial do Dólar relativamente ao Real. Como veremos, não apenas na estimação dessa forma funcional e agregação (com base na abertura e no fechamento de um leilão), mas também em todos os outros modelos estimados obtiveram-se estimativas semelhantes para o coeficiente do fluxo de ordem no que se refere ao nível de significância desse coeficiente. Em todas as estimativas para agregação de 1 minuto, a magnitude gira em torno de 0,47. Para essa agregação, o coeficiente estimado do fluxo de ordem é sempre significativo a 0,1%, fato provavelmente relacionado à existência de alguma endogeneidade do fluxo de ordem, que possivelmente provém do fenômeno conhecido como *feedback trading*. Como o objetivo principal dessas estimações não é encontrar relações de causalidade entre as variáveis, e sim de previsão, tal problema não é motivo de maior preocupação.

Com a finalidade de evitar repetição, daqui para frente quando nos referimos aos ‘únicos(s) coeficientes(s) significantes’, estamos nos referindo aos únicos coeficientes significantes além do coeficiente do fluxo de ordem.

Sendo assim, para investigar o que acontece nos momentos que seguem às aberturas dos leilões, adicionamos ao modelo M1 as *dummies* associadas aos minutos posteriores das aberturas dos leilões, ou seja, D^j 's associadas a τ_i 's não negativos. Dentre os coeficientes estimados do modelo M2, o único coeficiente significativo a 5% (especificamente, a 1%) é o associado à *dummy* do momento $\tau = 0$, que agrega negócios do momento exato da abertura de um leilão até 1 minuto depois. O valor do coeficiente estimado da primeira *dummy* posterior é 0,0075 p.p., indicando uma pequena desvalorização cambial do Real imediatamente após a abertura de um leilão. Os coeficientes associados à terceira e à nona *dummies* posteriores são significantes a 10% e valem 0,0036 e 0,0040, respectivamente.

Ao modelo M2, adicionamos as interações do fluxo de ordem com as *dummies* posteriores e, assim, estimamos o modelo M3. Enquanto o coeficiente da primeira *dummy* posterior perde a significância a 5%, o coeficiente da primeira interação mostra-se positivo e significativo a 1%, sendo um indicativo de que parte do salto na cotação observado no primeiro minuto ocorre devido a um impacto maior do

fluxo de ordem nos retornos nesse momento. É importante notar que o impacto do fluxo de ordem nos retornos é praticamente o dobro ($0,9268 \text{ p.p.} = 0,4733 \text{ p.p.} + 0,4535 \text{ p.p.}$) no primeiro minuto após a abertura do leilão quando comparado aos demais momentos (impacto de $0,4733 \text{ p.p.}$). Um fato relevante a ser lembrado é que todos os leilões da base de dados são de compra de Dólar. Não seria de se estranhar que caso houvesse também leilões de venda, portanto, esse impacto fosse ainda maior.

Quanto aos demais coeficientes estimados do modelo M3, o relativo à terceira *dummy* posterior passa a ser significativo a 5% é positivo e significativo a 5%. Além disso, praticamente não há alteração na magnitude e significância do coeficiente estimado associado à nona *dummy* posterior. Quanto ao coeficiente associado à sexta interação, o mesmo mostrou-se negativo e significativo a 5%, indicando impacto menor do fluxo de ordem nos retornos entre cinco e seis minutos após abertura do leilão. Segundo o arcabouço de microestrutura do mercado de câmbio, esse é um indício de redução na assimetria informacional privada nesse momento, que não é passível de explicação pela mera observação dos dados dessa dissertação.

Como explicado em seções anteriores, o fluxo de ordem é uma variável associada à assimetria de informação privada entre os agentes. Em qualquer momento, ele será uma manifestação da natureza inerentemente heterogênea desses agentes: dada a diferença tecnológica e humana entre eles, a todo o momento haverá assimetria informacional privada. Isso permitirá que agentes com vantagem competitiva nesses aspectos produzam previsões mais acuradas e provavelmente antecipadas dos desenvolvimentos macroeconômicos e financeiros vindouros das variáveis que afetam os preços dos ativos.

Como exposto quando expomos aspectos operacionais da realização dos leilões de câmbio do BC, na primeira seção, dois fatores que são inerentes ao desenho dos mesmos contribuem para o aumento de assimetria informacional entre os agentes. Por um lado, em um determinado momento existe um grupo relativamente reduzido de catorze *dealers* de câmbio. Quando pensamos na quantidade de agentes que demandam operações com moeda estrangeira, sejam eles instituições financeiras não habilitadas pelo BC a participarem dos leilões, sejam clientes dos próprios bancos que participam dos mesmos, fica clara a vantagem informacional desse restrito grupo

de *dealers*². Por outro lado, um leilão não é previamente anunciado e é secreto. Por não ser previamente anunciado, instituições financeiras que possuem tecnologia superior de forma que possam operar em menor latência e possuem capacidade de previsão superior, ganham vantagem com relação aos demais. Por ser secreto, no momento do fechamento do leilão cada *dealer* não sabe o quanto os demais compraram ou venderam ao BC. Considerando-se questões regimentais relacionadas a sigilo bancário nas quais o BC está sujeito, essa última afirmação também é verdade para momentos posteriores aos leilões. Da mesma forma, obviamente, os não participantes dos leilões também não saberão as quantidades individualmente compradas ou vendidas pelos *dealers* no momento dos leilões, a não ser que os mesmos divulguem.

O total das intervenções cambiais, em base diária, é divulgado com atraso, às quartas-feiras. Assim, nos momentos dos leilões pode-se no máximo inferir a quantidade total comprada ou vendida nos mesmos. De acordo com entrevistas realizadas com participantes do mercado, essa inferência comumente se dá através da observação da diferença entre a taxa de corte do leilão e a cotação do dólar no momento em que o leilão encerra, isto é, no momento em que o Diretor de Política Monetária do BC define a taxa de corte.

A transferência de informação privada se manifesta no preço via fluxo de ordem. Espera-se assim que quanto maior diferença de informação privada entre os agentes, maior o fluxo de ordem e o impacto do mesmo nos retornos. Dessa forma, os resultados obtidos da estimação do modelo M3 são consistentes com a hipótese apresentada anteriormente de aumento de assimetria informacional no momento da abertura de um leilão.

Conforme afirmamos anteriormente, oficialmente os leilões são secretos e não anunciados. Com o intuito de testar empiricamente tal afirmação, estimamos o modelo M4 no qual regredimos os retornos percentuais no fluxo de ordem e nas *dummies* temporais, posteriores e anteriores. Assim, para o período anterior a 20 de

² É evidente que essas instituições financeiras são *dealers* justamente porque “são grandes” e não se discute aqui a direção da causalidade “Uma instituição financeira possui vantagem informacional por que é *dealer* ou uma instituição financeira é *dealer* porque possui a vantagem informacional?”. O fato relevante para análise é que a assimetria existe.

setembro de 2010 cobrimos um período total de 20 minutos, sendo 10 deles correspondentes aos momentos posteriores e os outros 10 anteriores aos momentos de abertura dos leilões.

As magnitudes, sinais e níveis de significância dos coeficientes significativos a 10% no modelo M4 (fluxo de ordem, primeira, terceira e nona *dummies* posteriores) são praticamente idênticas aos do modelo M2. Nenhuma das *dummies* anteriores mostrou-se significativa a 10%. Dessa forma, não encontramos evidências que sugiram a previsão, por parte do público, da realização de um leilão ou alguma forma de vazamento de informação que permita que agentes possivelmente beneficiados tirem proveito dessa informação privilegiada. Nesse caso, observaríamos comportamento diferenciado dos retornos percentuais nos momentos anteriores aos leilões, o que de fato não aconteceu.

Com a finalidade de realizar exercício de robustez, adicionamos ao modelo M4 as interações do fluxo de ordem com as *dummies*, estimamos o modelo M5 e, assim, comparamo-lo com o modelo M3, no qual usamos como controles apenas as *dummies* posteriores e suas interações, além do fluxo de ordem.

Observando os resultados da estimação do modelo M5, verificamos que os resultados do modelo M3 são bastante robustos. Os mesmos coeficientes estimados que são significantes no modelo M3, e ao mesmo nível, o são no modelo M5. As magnitudes estimadas também são praticamente idênticas e, quando mudam, isso acontece apenas na quarta casa decimal. A surpresa, além da significância da interação do fluxo de ordem com a sexta *dummy* posterior (tal como ocorreu no modelo M3), fica por conta de um impacto estimado menor do fluxo de ordem nos retornos percentuais entre oito e nove minutos antes dos momentos de abertura dos leilões. O coeficiente estimado da interação do fluxo de ordem com a nona *dummy* anterior é de -0,2285 e é significativo a 5%. Com os dados que possuímos, não podemos afirmar ao certo a razão de tal ocorrência.

Os resultados das estimações dos modelos M1, M2, M3 e M4 estão resumidos na Tabela 1.

Tabela 1: Estimativas dos modelos para os retornos percentuais de 1min (ab)

	M1	M2	M3	M4	M5
F.O. (bi)	0.4878 ^{***} (0.000)	0.4857 ^{***} (0.000)	0.4733 ^{***} (0.000)	0.4856 ^{***} (0.000)	0.4730 ^{***} (0.000)
Tau=0		0.0075 ^{***} (0.000)	0.0031 [*] (0.100)	0.0076 ^{***} (0.000)	0.0032 (0.100)
Tau=1		0.0022 (0.273)	0.0018 (0.385)	0.0022 (0.272)	0.0018 (0.383)
Tau=2		0.0036 [*] (0.056)	0.0038 ^{**} (0.044)	0.0036 [*] (0.057)	0.0038 ^{**} (0.044)
Tau=3		-0.0006 (0.745)	-0.0006 (0.754)	-0.0006 (0.754)	-0.0006 (0.763)
Tau=4		-0.0013 (0.504)	-0.0010 (0.616)	-0.0013 (0.513)	-0.0010 (0.624)
Tau=5		0.0000 (0.985)	0.0004 (0.849)	0.0001 (0.978)	0.0004 (0.842)
Tau=6		0.0007 (0.707)	0.0009 (0.624)	0.0007 (0.701)	0.0010 (0.620)
Tau=7		0.0013 (0.543)	0.0016 (0.400)	0.0013 (0.540)	0.0017 (0.398)
Tau=8		0.0040 ^{**} (0.039)	0.0036 ^{**} (0.043)	0.0040 ^{**} (0.039)	0.0036 ^{**} (0.043)
Tau=9		-0.0018 (0.325)	-0.0023 (0.204)	-0.0018 (0.333)	-0.0023 (0.212)
Tau=0XF.O.			0.4535 ^{***} (0.002)		0.4538 ^{***} (0.002)
Tau=1XF.O.			0.1285 (0.312)		0.1287 (0.315)
Tau=2XF.O.			-0.0585 (0.704)		-0.0583 (0.707)
Tau=3XF.O.			-0.0040 (0.978)		-0.0038 (0.980)
Tau=4XF.O.			-0.0892 (0.551)		-0.0890 (0.555)
Tau=5XF.O.			-0.2116 ^{**} (0.043)		-0.2113 ^{**} (0.046)
Tau=6XF.O.			-0.0468 (0.717)		-0.0465 (0.721)
Tau=7XF.O.			-0.0647 (0.641)		-0.0644 (0.645)
Tau=8XF.O.			0.2260 (0.339)		0.2263 (0.340)
Tau=9XF.O.			0.1653 (0.145)		0.1656 (0.149)

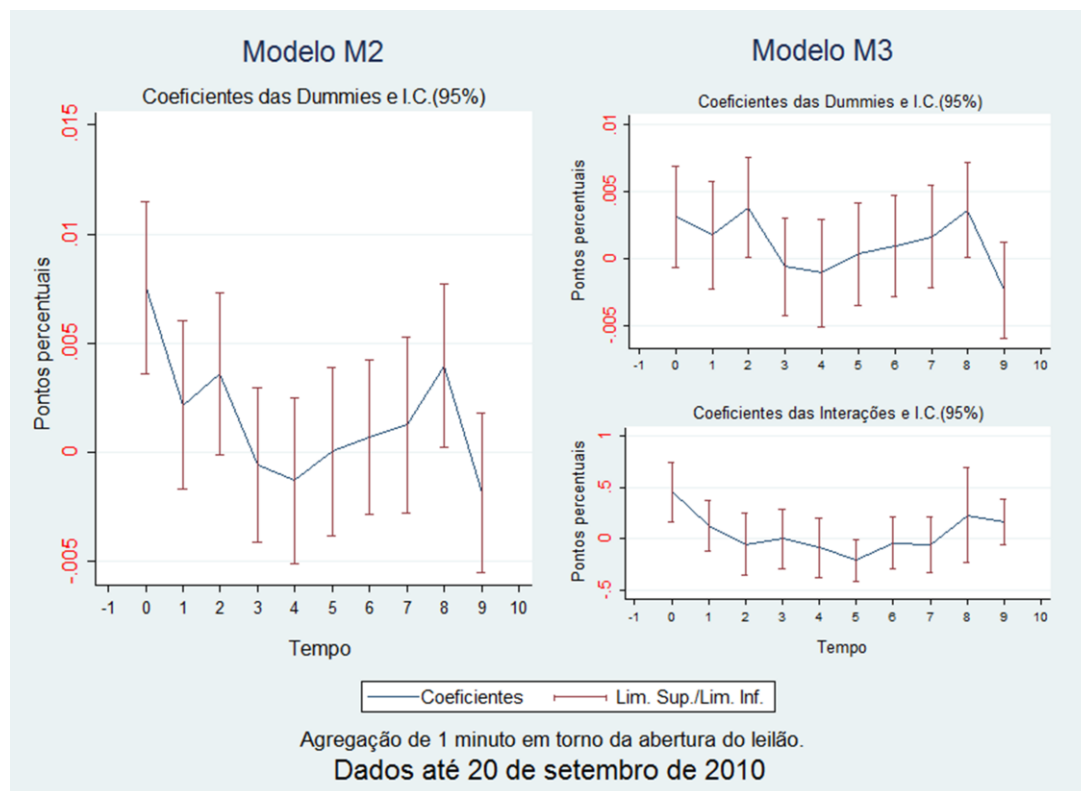
Tau=-1				-0.0005 (0.812)	-0.0007 (0.768)
Tau=-2				0.0031 (0.137)	0.0033 (0.114)
Tau=-3				-0.0005 (0.818)	-0.0004 (0.843)
Tau=-4				0.0019 (0.339)	0.0015 (0.455)
Tau=-5				-0.0016 (0.452)	-0.0020 (0.372)
Tau=-6				-0.0019 (0.351)	-0.0018 (0.359)
Tau=-7				-0.0009 (0.663)	-0.0008 (0.681)
Tau=-8				-0.0024 (0.315)	-0.0023 (0.334)
Tau=-9				0.0008 (0.682)	0.0015 (0.457)
Tau=-10				0.0026 (0.185)	0.0025 (0.187)
Tau=-1 X F.O.					0.0421 (0.763)
Tau=-2 X F.O.					-0.0653 (0.585)
Tau=-3 X F.O.					0.1864 (0.125)
Tau=-4 X F.O.					0.1571 (0.200)
Tau=-5 X F.O.					0.1208 (0.352)
Tau=-6 X F.O.					-0.0083 (0.928)
Tau=-7 X F.O.					-0.0289 (0.772)
Tau=-8 X F.O.					-0.0532 (0.756)
Tau=-9 X F.O.					-0.2285*** (0.007)
Tau=-10 X F.O.					0.0296 (0.796)
Constant	-0.0012*** (0.000)	-0.0016*** (0.000)	-0.0016*** (0.000)	-0.0016*** (0.000)	-0.0016*** (0.000)
Adjusted R ²	0.1147	0.1155	0.1190	0.1154	0.1199

p-values in parentheses

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

Na Figura 5, plotamos no painel esquerdo os coeficientes estimados das *dummies* posteriores presentes no modelo M2. No painel direito, plotamos os coeficientes estimados das *dummies* posteriores (alto) e das interações do fluxo de ordem com essas *dummies* (baixo). A intenção é mostrar que o responsável pelo aumento dos retornos no primeiro minuto é o impacto maior do fluxo de ordem. De fato, a introdução das interações ao modelo M2 faz com que o coeficiente da primeira *dummy* posterior perca significância no modelo M3. Paralelamente a isso, o coeficiente da interação do fluxo de ordem com a primeira *dummy* posterior mostra-se altamente significativo.

Figura 5: Absorção do impacto pelo coeficiente do F.O.

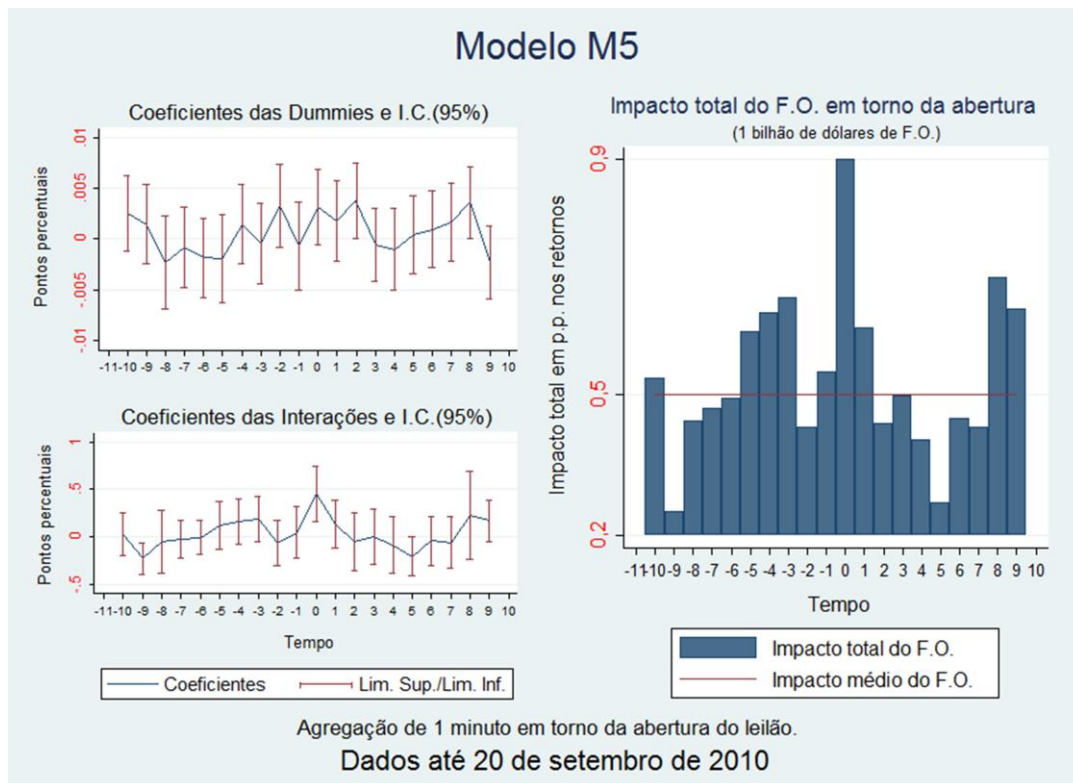


Fonte: Banco Central do Brasil (leilões), Bm&FBovespa (taxa de câmbio), elaboração própria.

Na Figura 6, plotamos no painel esquerdo os coeficientes estimados das *dummies* posteriores e interações das delas com o fluxo de ordem, presentes no modelo M5 (painel superior e inferior, respectivamente). No painel direito, plotamos

o impacto total estimado do fluxo de ordem nos retornos nos momentos próximos às aberturas. Nota-se que o impacto do fluxo de ordem no minuto que segue à abertura de um leilão é praticamente o dobro (0,927 p.p.) que a média, representada pela linha horizontal vermelha (0,473 p.p.).

Figura 6: Elevação do impacto do F.O. (nos retornos) na abertura - modelo M5



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

Pela Tabela 1 fica claro que os melhores modelos (sob o critério do R^2 ajustado) são os que possuem as interações. Pode-se notar que a diferença dos R^2 ajustados dos modelos M3 e M5 (únicos com interações) é pequena quando comparado as diferenças dos R^2 ajustados desses modelos com os modelos sem interações, M2 e M4. Assim, fica clara a importância do comportamento diferenciado do fluxo de ordem, no que se refere à sua dependência do timing do evento (abertura do leilão), para o poder preditivo dos modelos para os retornos percentuais.

6.2

Resultados empíricos, agregação de 1 minuto em torno do fechamento

Como explicado anteriormente na seção 2, a diferença básica entre o momento da abertura e o momento do fechamento do leilão, do ponto de vista informacional, é que abertura de um leilão é, em si, uma surpresa. O mesmo não pode ser dito sobre o fechamento, dado que, uma vez aberto um leilão, os *dealers* sabem que possuem exatos dez minutos para darem seus lances.

Porém, não podemos descartar de pronto a existência de retornos diferentes de zero nas proximidades do fechamento de um leilão. A primeira razão é o próprio efeito *feedback trading*. Pode ser que os agentes operem nas proximidades do leilão condicionais aos retornos estimados não nulos que se seguiram à abertura do leilão, afetando assim os retornos nas proximidades do fechamento. Uma segunda razão seria o surgimento da percepção da quantidade comprada após a observância da taxa de corte do leilão (instantes após o fechamento) que, naturalmente, é divulgada após o fechamento do mesmo.

Dessa forma, então, mantendo as unidades de agregação em 1 minuto, construímos uma sequência de estimações análoga à realizada para a agregação a partir da abertura. Dessa vez, porém, agregaremos as variáveis a partir dos momentos de fechamento dos leilões e estimamos assim os modelos M6 a M10, cujos resultados são apresentados na Tabela 2 abaixo.

Tabela 2: Estimativas dos modelos para os Retornos percentuais de 1min (fe)

	M6	M7	M8	M9	M10
F.O.(bi)	0.5061*** (0.000)	0.5064*** (0.000)	0.4924*** (0.000)	0.5048*** (0.000)	0.4790*** (0.000)
o.Tau=0		0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)	0.0000 (.)
Tau=1		-0.0011 (0.625)	-0.0011 (0.621)	-0.0008 (0.704)	-0.0009 (0.690)
Tau=2		-0.0024 (0.238)	-0.0024 (0.239)	-0.0021 (0.291)	-0.0022 (0.286)
Tau=3		-0.0019 (0.389)	-0.0023 (0.293)	-0.0016 (0.454)	-0.0021 (0.343)

Tau=4		-0.0046** (0.041)	-0.0041* (0.069)	-0.0044* (0.053)	-0.0039* (0.085)
Tau=5		-0.0043** (0.049)	-0.0044** (0.044)	-0.0040* (0.064)	-0.0041* (0.057)
Tau=6		0.0031 (0.156)	0.0031 (0.162)	0.0034 (0.128)	0.0033 (0.136)
Tau=7		0.0035 (0.232)	0.0036 (0.216)	0.0038 (0.204)	0.0038 (0.191)
Tau=8		-0.0049* (0.067)	-0.0050* (0.073)	-0.0046* (0.082)	-0.0048* (0.087)
Tau=9		0.0001 (0.941)	0.0001 (0.969)	0.0004 (0.845)	0.0003 (0.886)
o.Tau=0XF.O.			0.0000 (.)		0.0000 (.)
Tau=1XF.O.			0.0184 (0.902)		0.0318 (0.832)
Tau=2XF.O.			-0.0050 (0.965)		0.0084 (0.941)
Tau=3XF.O.			0.1121 (0.337)		0.1255 (0.284)
Tau=4XF.O.			-0.1280 (0.190)		-0.1146 (0.242)
Tau=5XF.O.			0.1229 (0.321)		0.1363 (0.272)
Tau=6XF.O.			0.0561 (0.618)		0.0695 (0.537)
Tau=7XF.O.			0.5294* (0.069)		0.5428* (0.063)
Tau=8XF.O.			0.0760 (0.715)		0.0895 (0.668)
Tau=9XF.O.			0.0400 (0.778)		0.0534 (0.708)
Tau=-1				-0.0023 (0.226)	-0.0027 (0.139)
Tau=-2				0.0036* (0.059)	0.0032* (0.069)
Tau=-3				0.0009 (0.660)	0.0014 (0.456)
Tau=-4				0.0002 (0.897)	0.0005 (0.783)
Tau=-5				-0.0005 (0.786)	-0.0002 (0.918)
Tau=-6				-0.0016 (0.405)	-0.0013 (0.514)
Tau=-7				-0.0011 (0.552)	-0.0011 (0.565)

Tau=-8				0.0031 (0.101)	0.0033* (0.077)
Tau=-9				0.0017 (0.400)	0.0013 (0.525)
Tau=-10				0.0071*** (0.000)	0.0028 (0.135)
Tau=-1XF.O.					0.1589 (0.164)
Tau=-2XF.O.					0.2320 (0.324)
Tau=-3XF.O.					-0.0853 (0.536)
Tau=-4XF.O.					-0.0468 (0.718)
Tau=-5XF.O.					-0.2173** (0.038)
Tau=-6XF.O.					-0.0885 (0.554)
Tau=-7XF.O.					-0.0074 (0.960)
Tau=-8XF.O.					-0.0606 (0.694)
Tau=-9XF.O.					0.1231 (0.332)
Tau=-10XF.O.					0.4471*** (0.002)
Constant	-0.0012*** (0.000)	-0.0010*** (0.001)	-0.0010*** (0.001)	-0.0012*** (0.000)	-0.0012*** (0.001)
Adjusted R^2	0.1191	0.1198	0.1218	0.1203	0.1251

p-values in parentheses
 * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

No modelo M6, regredimos os retornos percentuais no fluxo de ordem. O coeficiente estimado do fluxo de ordem é de 0,5061 e é significativo a 0,1%. Nota-se que sua significância é idêntica mas sua magnitude é superior ao mesmo coeficiente estimado para agregação a partir da abertura. O mesmo acontece quando, passo a passo, adicionamos os mesmos controles que adicionamos no processo anterior: os coeficientes estimados do fluxo de ordem dos modelos que utilizam agregações a partir do fechamento são sistematicamente maiores do que os que utilizam variáveis agregadas partir da abertura.

A partir do modelo *benchmark*, M6, adicionamos as *dummies* posteriores (ao fechamento) para verificar se os retornos percentuais médios se alteram nos momentos que seguem ao fechamento de um leilão. Estimamos, assim, o modelo M7.

Nota-se que os coeficientes das seis primeiras *dummies* posteriores é negativo, sendo que há significância a 5% na quinta e na sexta (nas *dummies* posteriores de 1 a 5 não há significância a 10%). Dessa forma, os coeficientes estimados das *dummies* posteriores do modelo M7 sugerem queda na cotação do Dólar após os fechamento dos leilões, o oposto do observado após as aberturas.

Esse resultado é intrigante. Com a entrada de um grande demandante de moeda estrangeira, espera-se que haja uma pressão por valorização da mesma, exatamente o contrário do que foi sugerido pelos resultados da estimação do modelo M7.

Na estimação do modelo M8, os coeficientes das *dummies* posteriores não mudam em sinal e praticamente não mudam no que se refere a magnitude e significância. Os coeficientes das seis primeiras *dummies* posteriores continuam negativos, o da quinta *dummy* posterior continua significativa a 5%, o coeficiente da sexta *dummy* posterior perde 3 pontos percentuais de significância (passando a ser significativa apenas a 10%) e o coeficiente da nona *dummy* posterior continua negativo e significativa a 10%.

Além de permanecer forte a evidência de ocorrência de retornos negativos nos momentos que seguem aos fechamentos dos leilões, nota-se que nenhum dos coeficientes das interações do fluxo de ordem com as *dummies* posteriores é individualmente significativa a 5%. Em outras palavras, o fluxo de ordem não parece ter influência diferenciada sobre os retornos percentuais nos momentos que seguem aos fechamentos dos leilões, ao contrário do que foi encontrado nas proximidades dos momentos de abertura dos leilões.

Como destacado por Evans e Lyons (2004), nem toda a variação cambial se dá devido à informação privada e, portanto, ao fluxo de ordem. Informação pública poderia afetar a taxa de câmbio via, por exemplo, elevação da percepção de risco ou incerteza associada a determinada moeda, nos mais diferentes aspectos. Nesse caso, é de se esperar que o fluxo de ordem apresente reduzido coeficiente de impacto nos

retornos, quando comparado a uma situação na qual a assimetria informacional privada é relevante. Os resultados da Tabela 2 não mostram significância a 10% dos coeficientes das interações do fluxo de ordem com a quinta e sexta dummies posteriores. Em outras palavras, não existem evidências que apontem na direção de elevação de impacto do fluxo de ordem nos retornos entre cinco e sete minutos, unidades de tempo nas quais observou-se redução dos retornos mais expressiva em termos de pontos percentuais.

Assim, logo após os momentos de fechamento dos leilões, possivelmente o Real se valorizou não por conta do fluxo de ordem, mas sim por algum outro motivo não relacionado aos negócios. Na agregação de 1 minuto a partir da abertura, em contraste, a interação do fluxo de ordem no modelo com interações, correspondente à *dummy* que mostrou-se significativa no modelo sem interações, também mostrou-se significativa. Na agregação a partir do fechamento, por outro lado, no modelo estimado com as *dummies* posteriores e suas interações, os coeficientes das últimas (interações) não “copiaram” a significância das primeiras (*dummies* posteriores), ao contrário do que ocorreu na agregação a partir da abertura (Seção 6.1).

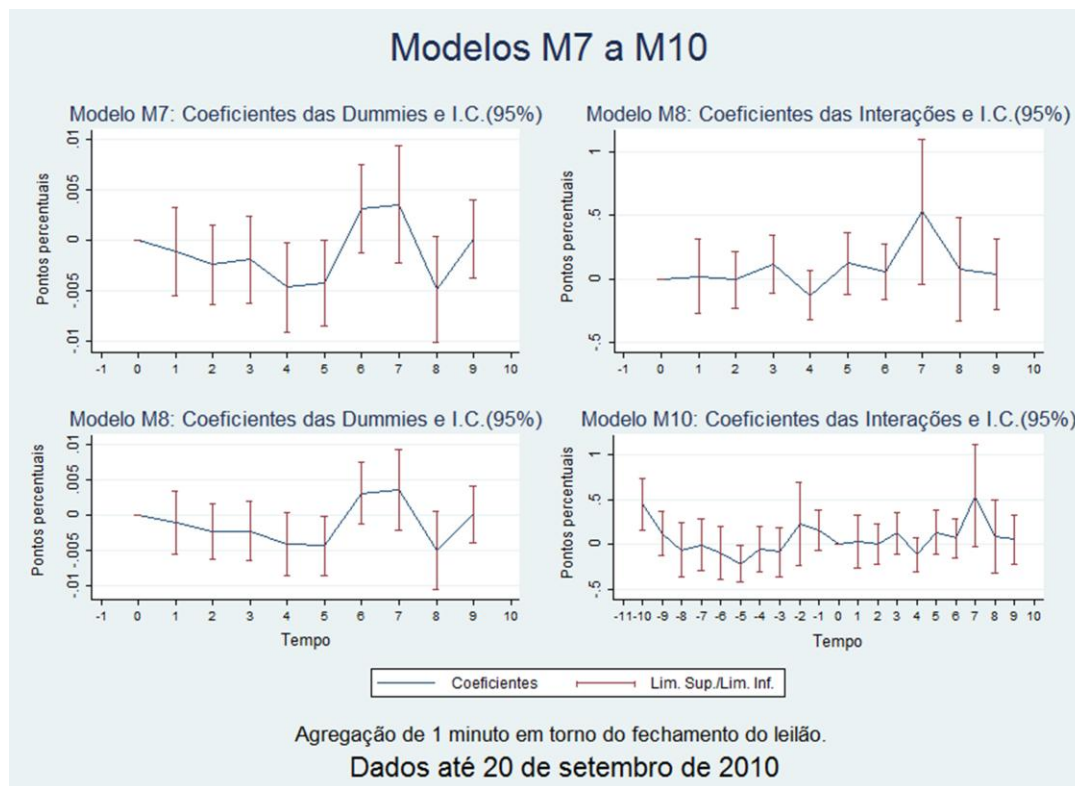
Como forma de controlar para o comportamento diferenciado dos retornos e do fluxo de ordem decorrente das aberturas dos leilões, estimamos os modelos M9 e M10. O modelo M9 é obtido após a introdução das *dummies* anteriores (ao fechamento) ao modelo M7 e o modelo M10 é obtido após a introdução das interações do fluxo de ordem com as *dummies* presentes no modelo M9.

Os coeficientes estimados do modelo M9 das variáveis que também são comuns ao modelo M7 não mudam em sinal e pouco mudam no que se refere à significância e magnitude. O coeficiente da segunda *dummy* anterior é positivo e significativo a 6% - assim, com 94% de confiança, antes de o Real valorizar (após a divulgação da taxa de corte do leilão), há uma pequena desvalorização.

Os coeficientes das *dummies* anteriores e de suas interações com o fluxo de ordem (nos modelos M9 e M10) são consistentes com a descoberta de retornos anormais positivos decorrentes das aberturas dos leilões, que são provavelmente causados pela elevação do impacto do fluxo de ordem nos retornos.

Da mesma forma como fizemos para a agregação de 1 minuto a partir da abertura, apresentaremos gráficos (Figura 7) para auxiliar na visualização da dinâmica dos retornos percentuais e do fluxo de ordem em torno dos momentos de fechamento dos leilões. Nos painéis superior e inferior esquerdos, apresentamos os coeficientes estimados das *dummies* presentes nos modelos M7 e M8. Nos painéis superior e inferior do lado direito, apresentamos os coeficientes das interações do fluxo de ordem com as *dummies*, presentes nos modelos M8 e M10. Todos os intervalos de confiança foram construídos com base no nível de 5% de significância. É importante notar a não significância de nenhum dos coeficientes do fluxo de ordem com as *dummies*, plotados do lado direito. Da mesma forma, a Figura 7 (painéis do lado esquerdo) mostra que a queda de significância decorrente da introdução das interações é menor do que o observado nos modelos estimados com dados agregados a partir dos momentos de abertura dos leilões.

Figura 7: Retornos anormais e impacto do F.O.: modelos M7 a M10



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

É possível notar a diferença, no tocante aos R^2 ajustados, dos resultados dessa subseção com os da Subseção 6.1, em que foram estimados modelos com variáveis agregadas a partir da abertura. Especificamente, ao passarmos do modelo M2 (*dummies* posteriores³ como controles) para o modelo M4 (*dummies* posteriores e anteriores como controles) o R^2 ajustado caiu (Tabela 1). Por outro lado, ao passarmos do modelo M7 (*dummies* posteriores como controles) para o modelo M9 (*dummies* posteriores e anteriores como controles), o R^2 ajustado subiu (Tabela 2). Da mesma forma, enquanto o R^2 ajustado subiu 2,71% quando passamos do modelo M8 (*dummies* posteriores e interações como controles) para o modelo M10 (*dummies* posteriores, anteriores e interações como controles), o R^2 ajustado subiu apenas 0,76% quando passamos do modelo M3 (*dummies* posteriores e interações como

³ Como controles (além do fluxo de ordem).

controles) para o modelo M5 (*dummies* posteriores, anteriores e interações como controles).

Obtém-se um motivo a mais, portanto, para rejeitar hipótese de existência de retornos anormais em momentos pré-abertura dos leilões: não há ganho de informação relevante para explicar o comportamento dos retornos percentuais nas janelas dos eventos ao adicionarmos as *dummies* anteriores às aberturas dos leilões. Por outro lado, mesmo quando estamos analisando os comportamentos dos retornos após os fechamentos dos leilões, torna-se importante o controle do timing dos momentos entre as aberturas e os fechamentos dos leilões.

Um segundo ponto relevante a ser notado é importância relativa das interações do fluxo de ordem com as *dummies*, nos modelos da Tabela 1 (agregação a partir da abertura dos leilões) e nos modelos da Tabela 2 (agregação a partir do fechamento). Claramente, os R^2 ajustados sobem mais no primeiro caso do que no segundo quando adicionamos as interações aos modelos correspondentes sem interações. Especificamente, passando do modelo M2 para o M3 e do modelo M4 para o M5, os R^2 ajustados sobem 3,03% e 3,9%, respectivamente. Por outro lado, ao passarmos do modelo M7 para o M8 e do modelo M9 para o M10, os R^2 ajustados sobem apenas 1,67% e 3,99%. Obviamente, este último salto (dos R^2 ajustados dos modelos M9 para o M10) se deve principalmente ao papel do fluxo de ordem na existência dos retornos anormais pós-abertura.

Dessa forma, as evidências apontam mais uma vez para a veracidade da hipótese de que o fluxo de ordem tenha um papel mais importante na explicação dos retornos percentuais entre a abertura e o fechamento dos leilões do que após o fechamento dos mesmos. Em outras palavras, fica mais clara a característica de ‘surpresa’ da abertura de um leilão do que no fechamento, assim como fica mais latente o papel diferenciado das assimetrias informacionais no primeiro caso do que no segundo.

6.3

Resultados empíricos, agregação de 20 segundos em torno da abertura

Como vimos, na agregação a partir da abertura, apenas nos modelos sem interações constatou-se surgimento de retornos anormais (imediate) estatisticamente significantes. O fluxo de ordem, ao contrário, mostrou-se com impacto (também imediate) consistentemente maior nos retornos ao longo dos modelos estimados. Dessa forma, através da estimação dos modelos M11 a M15, analisaremos o comportamento dos retornos e do impacto do fluxo de ordem nos retornos, nesse primeiro minuto que segue à abertura de um leilão de dólar spot pelo BC. Os resultados são apresentados na Tabela 3, abaixo.

Tabela 3: Estimativas dos modelos para os Retornos percentuais de 20s (ab)

	M11	M12	M13	M14	M15
F.O.(bi)	0.4267 ^{***} (0.000)	0.4260 ^{***} (0.000)	0.4080 ^{***} (0.000)	0.4260 ^{***} (0.000)	0.4089 ^{***} (0.000)
Tau=0		0.0021 (0.183)	-0.0002 (0.904)	0.0021 (0.187)	-0.0002 (0.895)
Tau=1		0.0019 (0.131)	0.0011 (0.424)	0.0019 (0.135)	0.0010 (0.431)
Tau=2		0.0028 [*] (0.059)	0.0009 (0.475)	0.0028 [*] (0.061)	0.0009 (0.483)
Tau=0XF.O.			0.8260 ^{***} (0.000)		0.8251 ^{***} (0.000)
Tau=1XF.O.			0.2550 ^{**} (0.020)		0.2541 ^{**} (0.021)
Tau=2XF.O.			0.4440 [*] (0.078)		0.4431 [*] (0.079)
Tau=-1				-0.0004 (0.733)	-0.0006 (0.657)
Tau=-2				-0.0012 (0.395)	-0.0011 (0.419)
Tau=-3				-0.0008 (0.595)	-0.0007 (0.612)
Tau=-1XF.O.					0.0856 (0.670)
Tau=-2XF.O.					-0.0729 (0.431)

Tau=-3XF.O.					-0.0354 (0.830)
Constant	-0.0003*** (0.006)	-0.0004*** (0.001)	-0.0004*** (0.002)	-0.0003*** (0.003)	-0.0003*** (0.004)
Adjusted R ²	0.0674	0.0675	0.0714	0.0675	0.0713

p-values in parentheses

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

Na agregação de 20 segundos a partir da abertura, o coeficiente estimado do impacto do fluxo de ordem nos retornos é maior nos modelos sem as *dummies* do que nos modelos com *dummies*. Da mesma forma como ocorreu na agregação de 1 minuto, em todos os modelos estimados com base em variáveis agregadas em 20 segundos o coeficiente do fluxo de ordem é significativo a 0,1%. Porém, a magnitude do coeficiente gira em torno de 0,40 a 0,42, ou seja, menor do que a média de 0,48 encontrada para a agregação de 1 minuto a partir da abertura. Essa diferença provavelmente se deve a uma possível redução do chamado “viés de agregação temporal”⁴, como apontado em Evans (2011), que ocorreu possivelmente devido à agregação em frequência maior. Segundo o autor, a única forma de descartamos esse tipo de viés seria utilizando dados *tick-by-tick*, sem agregá-los. De fato, Daniélsson e Love (2006) procuram estimar a existência de *Feedback trading* via modelos VAR e encontra que esse fenômeno tende a ocorrer tanto mais quanto menor for a frequência de agregação dos dados.

Na agregação de 20 segundos, as etapas para a construção dos modelos a serem estimados seguirá a mesma forma como foi feito na agregação de 1 minuto: 1) Estimção do menor modelo, o benchmark⁵, no qual os retornos dependem do fluxo de ordem; 2) Introdução das *dummies* temporais posteriores; 3) Introdução das interações das *dummies* com fluxo de ordem; 4) Estimção do modelo sem interações, porém com todas as *dummies* temporais, posteriores e anteriores e 5) Introdução das

⁴ Segundo Daniélsson e Love (2006), Fluxo de Ordem e preço, quando agregados no tempo, tendem a impactar um no outro, fato que os referidos autores chamam de *Contemporaneous Feedback Trading*. Como o interesse aqui não é encontrar relações causais, e sim previsão, esse fenômeno não é motivo de maior preocupação.

⁵ Regressão dos retornos percentuais no fluxo de ordem.

interações ao modelo anterior, gerando assim o modelo com o maior número de variáveis explicativas⁶.

A introdução das três *dummies* posteriores, d_0 , d_1 e d_2 , ao modelo *benchmark* M11 fornece o modelo M12. Naturalmente, o sinal do coeficiente estimado de cada *dummy* no modelo M12 é positivo. Porém, as duas primeiras *dummies* não são significantes a 10% e a terceira é siginificante apenas a 6%. Fica clara, então, o surgimento dos retornos anormais no primeiro minuto ocorre entre 40 e 60 segundos após a abertura de um leilão.

Como mostrado anteriormente nos resultados das estimações dos modelos M3 e M5⁷ (Tabela 1), existem evidências de que o impacto do fluxo de ordem nos retornos percentuais se dá de forma diferenciada no primeiro minuto. Agora, convém avaliar se há diferenciação desse impacto dentro do minuto inicial e, no caso de resposta positiva, a magnitude dessa diferença relativamente às outras janelas de 20 segundos, não somente contidas no primeiro minuto que seguem à abertura de um leilão. Os resultados da estimação do modelo M13, obtidos pela introdução das interações do fluxo de ordem com as *dummies* posteriores, indicam que grande parte do impacto diferenciado do fluxo de ordem do primeiro minuto se dá nos primeiros 40 segundos.

Observando as magnitudes e significâncias dos coeficientes estimados das interações, na Tabela 3, podemos ter uma idéia adicional da grandeza da assimetria informacional introduzida pelo surgimento de um leilão. Na agregação de 20 segundos, enquanto que em uma unidade temporal qualquer 1 bilhão de dólares de fluxo de ordem eleva os retornos em 0,408 pontos percentuais, nos primeiros 20 segundos esse efeito é acréscimo de 1,234 p.p. ($=0,4080+0,8260$), ou seja, aproximadamente 3,02 vezes maior do que o efeito registrado nas demais unidades de agregação da janela de estimação (com confiança de 99,9%). Entre 20 e 40 segundos, o efeito de um bilhão de dólares de fluxo de ordem é de acréscimo de 0,663 p.p. ($=0,4080+0,2550$) nos retornos, aproximadamente 1,625 vezes maior (com confiança

⁶ Cujos controles, além do fluxo de ordem, são as *dummies* posteriores e anteriores, e suas interações com o fluxo de ordem.

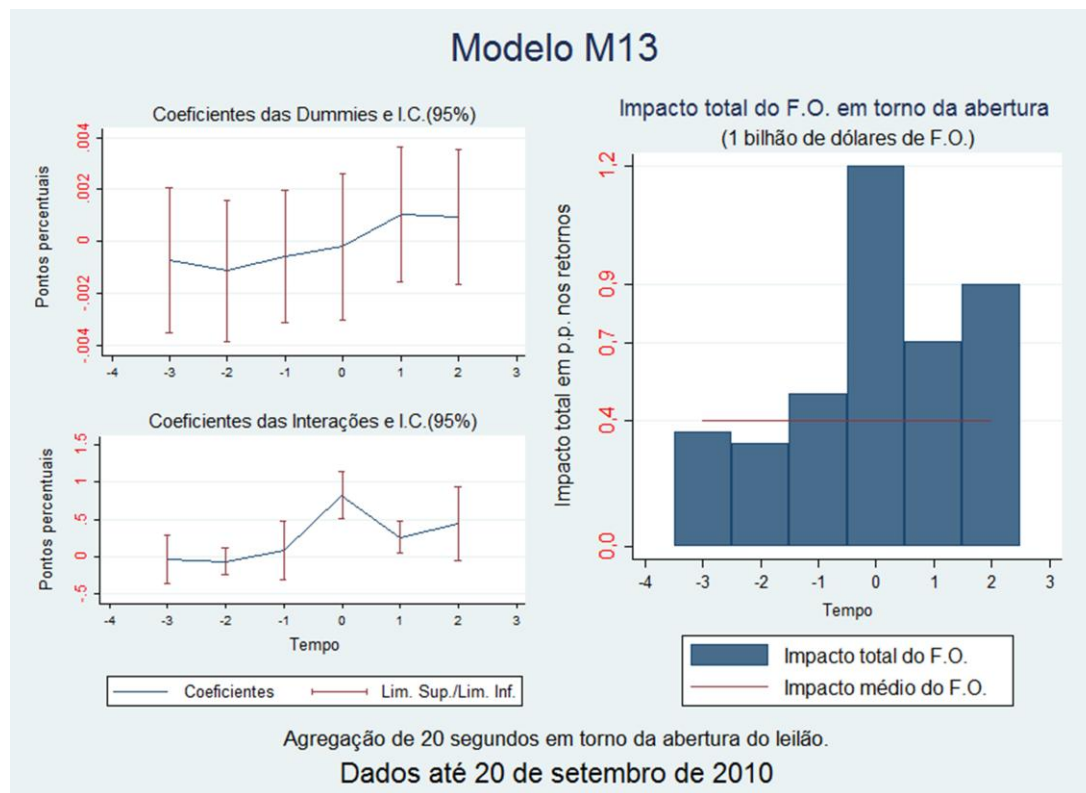
⁷ Recapitulando, além do fluxo de ordem, os outros controles do modelo M13 são as *dummies* posteriores e suas interações, ao passo que os outros controles do modelo M15 são as *dummies* posteriores e anteriores e suas interações.

de 98%). No nível de significância de 7,8%, o efeito da mesma quantidade de fluxo de ordem entre 40 e 60 segundos é uma elevação de 0,852 p.p. ($=0,4080+0,4440$) nos retornos, aproximadamente 2,09 vezes maior do que nas demais unidades de agregação utilizadas na estimação.

Ampliando o modelo M12, introduzindo as *dummies* posteriores, e o modelo M13, introduzindo as interações, obtemos os modelos M14 e M15 respectivamente. Pela Tabela 3, com exceção da segunda *dummy* posterior, cujo p-valor cai para 6,1%, todas as outras variáveis permanecem não significantes a 10% no modelo M14 (como aconteceu no modelo M12) – praticamente também não há diferença na magnitude dos coeficientes do modelo M14 que também são comuns ao modelo M12. O mesmo acontece quando comparamos os coeficientes estimados do modelo M13 (*dummies* posteriores e interações como controles) e M15 (*dummies* posteriores, anteriores e interações como controles): no modelo M13, os coeficientes das *dummies* não possuem significância a 10%, mas o coeficiente estimado do fluxo de ordem e de suas interações com as *dummies* possuem. O mesmo acontece com o modelo M15, cujas magnitudes e significâncias dos coeficientes estimados são quase idênticas às do modelo M13.

Com a finalidade de ilustrar o impacto diferenciado do fluxo de ordem nos retornos, dentro do primeiro minuto que segue a abertura, apresentamos gráficos análogos aos presentes na Figura 6 (Subseção 6.1), na Figura 8 abaixo.

Figura 8: Elevação do impacto do F.O. (nos retornos) na abertura - modelo M13



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

Devido ao fato do modelo M13 ter o maior R^2 ajustado dentre todos os modelos de mesma agregação, plotamos, para este modelo, os coeficientes estimados das seis *dummies* posteriores e das seis interações. Fica evidente que cada um dos coeficientes das *dummies* não é estatisticamente significativo a 5%. Quanto aos coeficientes das interações do fluxo de ordem com as *dummies*, apenas o referente à primeira *dummy* posterior é significativo a 5%. Em linha com a teoria de microestrutura do mercado cambial, as transações ficam mais informativas nesse intervalo de tempo, possivelmente por decorrência de aumento da assimetria de informação privada entre os agentes privados que operam no mercado de câmbio.

Também foram realizadas estimações análogas para a agregação de 20 segundos em torno dos momentos de fechamento dos leilões. Em conformidade com a não verificação de comportamento diferenciado dos retornos percentuais e interações do fluxo de ordem no minuto que segue aos fechamentos dos leilões, a estimação dos modelos com frequência de 20 segundos evidenciou todos os

coeficientes (a exceção do coeficiente do fluxo de ordem) não significativos a 10%. Dessa forma, torna-se irrelevante a apresentação de tabelas e gráficos que ilustrem essa última classe de estimações.

Três fatos merecem destaque no que se refere aos R^2 ajustados apresentados na Tabela 3. O primeiro é que os R^2 ajustados dessa tabela (agregação de 20 segundos) são claramente inferiores (praticamente a metade) aos R^2 ajustados dos modelos que utilizaram agregações de 1 minuto (Tabela 1 e Tabela 2). O segundo fato é que, da mesma forma como foi observado nos resultados dos modelos agregados na frequência de 1 minuto a partir da abertura, na agregação de 20 segundos os modelos com interações do fluxo de ordem com as *dummies* mostraram-se com poder preditivo superior para os retornos percentuais quando comparados aos que não possuem interações. O R^2 ajustado do modelo M13 (*dummies* posteriores como controles), por exemplo, é 5,78% superior ao R^2 ajustado do modelo M12 (*dummies* posteriores e suas interações com o fluxo de ordem como controles). O terceiro fato é que praticamente não há diferença⁸ nos R^2 ajustados entre o modelo M13 (*dummies* posteriores e interações como controles) e o M15 (*dummies* posteriores, inferiores e interações como controles). Assim, não há ganho preditivo para os modelos em questão com a adição das *dummies* que controlam momentos anteriores às aberturas dos leilões, mesma conclusão que chegamos para a agregação de 1 minuto.

⁸ O R^2 ajustado do modelo M12 é, de fato, superior ao do modelo M15.