

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

HUGO DE ANDRADE LUCATELLI

**TRANSPARÊNCIA INFORMACIONAL E FLUXO DE RECURSOS EM
FUNDOS MÚTUOS**

SÃO PAULO

2013

HUGO DE ANDRADE LUCATELLI

**TRANSPARÊNCIA INFORMACIONAL E FLUXO DE RECURSOS EM
FUNDOS MÚTUOS**

Dissertação de Mestrado apresentada à
Escola de Economia de São Paulo da Fun-
dação Getúlio Vargas, como requisito para a
obtenção do Título de Mestre em Economia.

Campo do Conhecimento:
Microeconomia, Finanças

Orientador: Prof. Ph.D. Braz Camargo.

SÃO PAULO
2013

Lucatelli, Hugo de Andrade.

Transparência Informacional e Fluxo de Recursos em Fundos Mútuos / Hugo de Andrade Lucatelli. - 2013.
44 f.

Orientador: Braz Ministério de Camargo.

Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Fundos de investimento - Brasil. 2. Fundos mútuos de ações. 3. Investimentos - Administração. I. Camargo, Braz Ministério de. II. Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.714

HUGO DE ANDRADE LUCATELLI

**TRANSPARÊNCIA INFORMACIONAL E FLUXO DE RECURSOS EM
FUNDOS MÚTUOS**

Dissertação de Mestrado apresentada à
Escola de Economia de São Paulo da Fun-
dação Getúlio Vargas, como requisito para a
obtenção do Título de Mestre em Economia.

Campo do Conhecimento:
Microeconomia, Finanças

Data de Aprovação:
___ / ___ / ____

Banca Examinadora:

Prof. Ph.D. Braz Camargo (Orientador)
FGV-EESP

Prof. Ph.D. Klênio Barbosa (Coorientador)
FGV-EESP

Prof. Ph. D. Bruno Cara Giovannetti
FEA-USP

Resumo

O objetivo deste trabalho é verificar como se comporta a relação entre fluxo e performance de um fundo de investimentos quando se altera o nível de transparência de um mercado. Tendo em conta o modelo de gestão ativa de portfólios de Berk e Green (2004), derivamos como o fluxo de recursos de um fundo se comporta ao longo do tempo e como esta relação muda quando variamos o nível de transparência do mercado. Utilizamos o resultado teórico para analisar o episódio da ‘marcação a mercado’, ocorrido no Brasil em 2002. A mudança institucional de 2002 induziu maior transparência no mercado de fundos brasileiro, tornado os investidores mais capazes de identificar a habilidade dos gestores, à medida que passaram a ter informações mais confiáveis acerca do seu desempenho. Encontramos evidência de que o mercado brasileiro segue o comportamento esperado pela teoria no que se refere ao impacto da idade de um fundo sobre a sua relação entre fluxo e performance, corroborando o resultado obtido por Chevalier e Ellison (1997) para o Brasil. Concluimos também, como previsto no modelo teórico, que a mudança institucional de maio de 2002, aumentou a velocidade com a qual a sensibilidade do patrimônio líquido à performance cai ao longo do tempo.

Abstract

The aim of this work is to verify how the fund flow-performance relationship change when the level of the market transparency changes. Through the point of view of Berk and Green (2004), we derived how the fund flow-performance relationship behaves over time and how this relationship changes when we vary the level of market transparency. We use the theoretical results to analyze the implementation of the market to market rule over the market funds in Brazil. This episode increased the transparency level of Brazilian investments funds. So the investor's ability to identify the skills of fund managers increased as they now have more reliable information about their performance. We found evidence that Brazilian mutual funds flow-performance relationship decreases with the age of the fund, as Chevalier and Ellinson (1997) found. We also found, as predicted by theoretical model, that the institutional change in May 2002 increased the speed with which flow-performance relationship decreases with the age of the fund.

Sumário

Resumo	p. 5
Abstract	p. 6
Lista de Figuras	p. 9
Lista de Tabelas	p. 10
1 Introdução	p. 11
2 Breve Evolução Histórica e Institucional do Mercado de Fundos Brasileiro	p. 14
3 Modelo de Gestão Ativa de Potfólios	p. 16
3.1 Modelo	p. 16
3.1.1 Fundos	p. 16
3.1.2 Investidores	p. 17
3.1.3 Sequência de Eventos	p. 18
3.1.4 Equilíbrio	p. 18
3.2 Estáticas Comparativas	p. 19
4 Dados e Modelo Econométrico	p. 22
4.1 Dados	p. 22
4.2 Modelo Econométrico	p. 23
4.3 Estratégia de Estimação	p. 26
4.4 Robustez	p. 29

5 Resultados e Considerações Finais	p.32
6 Bibliografia	p.34
7 Anexo e Tabelas	p.36
7.1 Demonstração Lema 1: Interação entre Retorno e Idade	p.36
7.2 Demonstração Lema 2: Choque de Transparência sobre interação entre Retorno e Idade	p.37

Lista de Figuras

1	Timing	p. 18
2	Modelo <i>Differences-in-Differences</i> : Efeito Causal e Placebos	p. 24
3	Placebos	p. 31

Lista de Tabelas

1	Períodos de Crises Financeiras	p. 25
2	Estudo dos Resíduos	p. 28
3	Estatísticas Descritivas	p. 39
4	Reputação e Relação Fluxo e Performance	p. 40
5	Exogeneidade Sequencial: Lema 1 e Lema 2.	p. 41
6	Resíduos AR(2): Lema 1 e Lema 2.	p. 42
7	Placebo I - Outubro 2000	p. 43
8	Placebo II - Maio 2001	p. 44

1 Introdução

No que concerne à gestão de fundos de investimentos há fraca evidência empírica de que existe persistência de performance.¹ Em contrapartida, diversos trabalhos empíricos - incluindo Sirri e Tufano (1998), Chevalier e Ellison (1997) e Gruber (1996) - encontram evidência de que investidores procuram melhores performances, associando desempenho passado a performance futura. Em geral, os resultados apontam que a relação entre fluxo e performance segue o seguinte padrão: fundos com bom desempenho passado tendem a atrair fluxo positivo de recursos, enquanto que fundos com fraco desempenho não apresentam, em termos de fluxo, resposta negativa semelhante.²

Berk e Green (2004) constroem um modelo onde mostram que este comportamento do investidor, aparentemente contraditório, é compatível com um ambiente onde os agentes são racionais.³ Em BG os fundos diferem na sua habilidade, desconhecida tanto pelos fundos quanto pelos investidores, de baterem o *benchmark* de mercado. Além disso, os fundos enfrentam custos marginais crescentes na quantidade de recursos gerida, de modo que o seu retorno cai à medida que administram mais recursos. Os investidores alocam os seus recursos nos fundos com base nas suas expectativas sobre as habilidades de gestão dos diferentes fundos, expectativas estas construídas via aprendizado Bayesiano a partir do histórico de desempenho dos fundos. Em equilíbrio, todos os fundos tem o mesmo retorno esperado, com fundos de melhor reputação administrando uma quantidade maior de recursos.⁴ Portanto, seguir performance se justifica mesmo em um ambiente onde não há persistência de performance.

¹A evidência empírica indica que fundos que apresentam bom desempenho passado podem ou não manter a mesma performance no futuro, enquanto que gestores com fraco desempenho tendem a manter esta trajetória (Zheng, 2008).

²Por fluxo se entende a razão entre a variação do patrimônio líquido de um fundo entre o tempo t e $t - 1$ e o seu patrimônio líquido em $t - 1$. Alguns autores computam o patrimônio líquido em $t - 1$ ajustado pelo retorno em t .

³Utizamos a partir daqui a abreviação BG para nos referirmos ao artigo de Berk e Green (2004).

⁴De fato, se um fundo tem retorno esperado maior do que os demais fundos, os investidores, na margem, ganham ao deslocarem recursos para o fundo com retorno esperado superior. Este processo só cessa quando o retorno esperado do fundo em questão se iguala ao retorno esperado do mercado.

Um ingrediente essencial do modelo em BG é fato dos investidores observarem o desempenho dos fundos com algum grau de erro. Ou seja, o mapa entre habilidade e performance dos fundos apresenta algum grau de ruído, que é influenciado por, entre outros fatores, os aspectos institucionais do mercado analisado. Em particular, a presença de ruído, potencialmente, afeta a relação entre fluxo e performance e como essa relação muda ao longo da história de um fundo. Para ver este fato, basta imaginarmos a situação onde não há presença de ruído observacional. Neste caso, a performance de um fundo não afetaria o seu fluxo de recursos, à medida que bastaria o investidor observar o primeiro retorno de determinado fundo para aferir toda a informação acerca da sua habilidade de gestão. Neste trabalho derivamos como uma mudança no ruído de observação altera a relação entre fluxo de recursos e performance dos fundos no ambiente de BG. Utilizamos o resultado teórico para analisarmos o episódio da ‘marcação a mercado’, ocorrido em 2002 no Brasil.

Em maio de 2002, de forma inesperada pelo mercado, o governo obrigou os fundos a contabilizar o valor de suas carteiras pelo seu valor de mercado, ao invés de considerar apenas o registro contábil de aquisição dos ativos corrigido pela sua remuneração esperada. Esta era a prática usual adotada pelos fundos de renda fixa, parcela importante dos fundos que compunham o mercado na época. Esse evento induziu maior transparência neste mercado, tornando os investidores mais capazes de identificar a habilidade dos gestores, à medida que passaram a ter informações mais confiáveis acerca do seu desempenho.⁵

Tendo em conta o discutido acima, este trabalho tem como objetivo analisar qual impacto sobre a relação entre fluxo e performance teve o episódio da ‘marcação a mercado’. Este episódio representou, dentro do contexto do modelo de gestão ativa de portfólios de BG, uma mudança institucional exógena neste mercado. A partir deste evento os investidores passaram a observar o retorno dos fundos com menor ruído, e, portanto, com maior transparência o desempenho dos fundos de renda fixa. Concluimos então que este episódio constrói um ambiente adequado para testar a teoria ao permitir verificar se as consequências de um choque de transparência esperadas pelo modelo se corroboram empiricamente.

O trabalho está organizado em seções da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma breve descrição da evolução histórica e institucional do mercado de fundos brasileiro que construíram o ambiente que resultou no episódio da ‘marcação a mercado’ em maio de

⁵Entende-se por transparência neste trabalho o grau de ruído com que o investidor observa a performance do fundo. Quanto menor for o ruído com o qual as informações são passadas ao investidor, mais transparente é considerado o mercado.

2002. A seção 3 descreve o modelo de gestão ativa de portfólios de BG e deriva as principais estáticas comparativas que serão testadas nesse trabalho. Na seção 4 apresentamos os dados e o método econométrico que serão utilizados. Finalmente a seção 5 trará os resultados obtidos e as considerações finais.

2 Breve Evolução Histórica e Institucional do Mercado de Fundos Brasileiro

Nesta seção fazemos uma breve descrição da evolução histórica e institucional do mercado de fundos brasileiro, com o intuito de descrever os eventos que construíram o episódio da ‘marcação a mercado’ de maio de 2002.⁶

Em 21 de julho de 1995, com a Resolução 2183 do Banco Central do Brasil (BACEN), é criada a figura jurídica dos fundos de investimentos no país e, em conjunto com ela, a exigência legal de contabilizar os preços dos ativos das carteiras a valor de mercado. Tal exigência tem a intenção clara de evitar crises geradas pela diferença entre preços negociados e registrados. Os efeitos de distorções nesses registros podem ir desde o encobrimento de más performances até a subavaliação de desempenho de alguns fundos, a depender da diferença entre esses valores. Porém, desde que, não houvesse distanciamento significativo entre essas contabilizações não haveria sérios problemas. Era o que ocorria no mercado brasileiro até início de 2002. O mercado era composto basicamente por fundos de renda fixa, que, em geral, marcavam os seus títulos na curva de rendimentos. A diferença irrisória entre o valor na curva e o valor de mercado postergou a exigência efetiva da marcação a mercado na indústria de fundos brasileira. Praticamente apenas os fundos estrangeiros atuando no Brasil a exerciam, seguindo a sua legislação de origem.

Esse quadro começou a mudar em 2001 com o impacto financeiro dos ataques de 11 de Setembro.⁷ A conjuntura financeira da época juntamente com as posições de mercado

⁶Por marcação a mercado se entende a prática de apreçar o valor dos ativos de um portfólio pelo real valor de negociação no mercado, ao invés de considerar o registro contábil de aquisição do ativo corrigido pela taxa de remuneração prometida. Portanto, marca a mercado permite ao investidor observar com maior precisão a saúde dos investimentos realizados.

⁷A fuga de dólares do país obrigou o BACEN a emitir grande volume de títulos cambiais no mercado, a fim de evitar uma elevada desvalorização cambial. Os bancos compravam esses títulos e ofertavam no mercado futuro via *swaps*, em sua maioria atrelados ao CDI. Essa configuração financeira permitiu que fundos referenciados DI pudessem compor as suas carteiras com o que ficou conhecido como “cambiais swapadas”, que em geral apresentavam rentabilidade maior que as Letras Financeiras do Tesouro (LTFs). Já no início de 2002, com os bancos comerciais ajustando as suas posições de risco e se desfazendo desses papéis, as curvas dos títulos cambiais se distanciaram das curvas de swaps, o que acarretou fortes prejuízos aos fundos DI (ValorInveste, maio 2012).

adotadas pelos gestores de fundos DI gerou forte diferença de desempenho entre fundos com mesmo *benchmark* e prejuízos em fundos atrelados ao CDI, considerados investimentos com baixíssimo risco. Diante desta conjuntura, no dia 15 de fevereiro de 2002, o BACEN emite a Circular 3086 estabelecendo o prazo limite de 30 de setembro para adequação dos fundos à legislação. Entretanto, na prática, os fundos continuavam a não marcar a mercado para evitar admitir prejuízos maiores.

Em março, a vantagem de Lula nas pesquisas de intenção de votos para a presidência derrubou o valor dos títulos de longo prazo. Passou-se, então, a se observar elevado deságio das LTFs, o que implicava que o patrimônio líquido de fundos que não marcavam a mercado estava sobrestimado. Isso significava que quem realizasse mais rapidamente o saque de suas cotas evitaria maiores prejuízos e, quem permanecesse nos fundos, estaria fadado a arcar com eles quando fosse compulsória a marcação. Estava desenhando o cenário para a eclosão de uma onda de saques aos fundos. Em conjunto com a instabilidade do período, as decisões tomadas pelo governo a partir desse ponto determinaram o ponto de inflexão da indústria de fundos no Brasil.

Em maio de 2002 a Comissão de Valores Mobiliários (CVM) passa oficialmente a regular a indústria de fundos. A situação fica extrema e o governo decide, de forma inesperada pelo mercado, no dia 29 de maio, antecipar a imposição de marcação a mercado para o dia 31 daquele mesmo mês. A partir daí, o que se viu foi uma enorme instabilidade no mercado que culminou em um volume de saques da ordem de 65 bilhões de reais em 2002 (ValorInveste, maio de 2012).

Passado o período de turbulências, é consenso dez anos depois da crise que era necessária a imposição da marcação e que esta trouxe mais transparência, maior entendimento dos riscos enfrentados e maior estabilidade ao mercado de fundos brasileiro.⁸

⁸Ver artigo "Dias que marcaram o mercado", Revista ValorInvest, maio 2012.

3 Modelo de Gestão Ativa de Potfólios

Vamos apresentar agora o modelo de gestão ativa de portfólios desenvolvido por Berk e Green (2004). O objetivo desta seção é, a partir do modelo teórico, derivar as implicações esperadas de um choque de transparência sobre um determinado mercado de fundos, não derivadas em BG, a fim de obter estáticas comparativas que testamos empiricamente na Seção 4.

3.1 Modelo

Considere um ambiente composto por fundos e investidores onde todos os participantes são simetricamente informados e os fundos são diferenciados pela habilidade dos seus gestores baterem o *benchmark* de mercado. Inicialmente a habilidade gerencial dos gestores é uma variável desconhecida tanto pelos investidores quanto pelos próprios gestores.

3.1.1 Fundos

O retorno de cada fundo representa o desempenho do seu gestor acima do *benchmark* de mercado. O retorno de um fundo no período t é dado por:

$$R_t = \alpha + \xi_t, \tag{3.1}$$

onde α é a medida de habilidade do gestor, desconhecida inicialmente tanto pelo gestor quanto pelos investidores e ξ_t é um termo de erro. Os agentes tem uma priore comum de que α é distribuído normalmente com média ϕ_0 e precisão $\gamma = 1/\eta^2$. Os termos de erro, ξ_t , são independentes entre fundos e ao longo do tempo e seguem distribuição normal com média zero e precisão $\omega = 1/\sigma^2$.

Os custos de gestão enfrentados pelos fundos são, por hipótese, determinados por uma função custo crescente e convexa no montante administrado. Defina q_t o patrimônio líquido de determinado fundo no período t . Vamos assumir as seguintes propriedades

acerca da sua função custo: $C'(q_t) > 0$, $C''(q_t) > 0$, com $C(0) = 0$ e $\lim_{q_t \rightarrow 0} C'(q_t) = \infty$.

3.1.2 Investidores

Os investidores apresentam oferta infinitamente elástica de recursos nesse ambiente, deslocando-os entre os fundos à medida que observam o desempenho histórico dos seus respectivos gestores. São neutros ao risco e, portanto, se preocupam com o retorno esperado por unidade investida.

Defina f a compensação financeira exigida pelo gestor de um fundo. O lucro líquido de um fundo que administra um montante de recursos q_t e obtém retorno R_t no período t é dado por:

$$TP_t = q_t R_t - C(q_t) - q_t f \quad (3.2)$$

De modo que o retorno por unidade investida em um fundo é:

$$r_t = \frac{TP_t}{q_t} = R_t - c(q_t), \quad (3.3)$$

onde

$$c(q_t) = \frac{C(q_t)}{q_t} + f \quad (3.4)$$

A partir do histórico de retorno observado, os investidores (e os próprios gestores) fazem atualização Bayesiana da sua expectativa posterior acerca da habilidade de um fundo:

$$\phi_t = E[R_t \mid R_{t-1}, \dots, R_1] \quad (3.5)$$

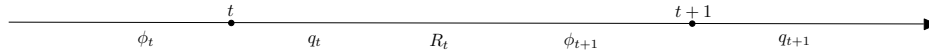
O termo de ϕ_t representa a reputação de um fundo no período t . A cada ponto do tempo, mudanças de performance alteram as expectativas sobre a capacidade do gestor, que tem como resposta variações no patrimônio líquido do fundo, estabelecendo uma relação entre desempenho e fluxo de recursos administrados. A evolução de ϕ_t ao longo do tempo é dada pela seguinte relação:⁹

$$\phi_t = \phi_{t-1} + \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right) r_{t-1} \quad (3.6)$$

A relação (3.6) nos indica que a reputação de um fundo em t é determinado pela sua reputação construída no mercado, dada por ϕ_{t-1} , que é função de toda história de retornos do gestor e pelo retorno obtido pelo fundo no período imediatamente anterior.

⁹Ver Berk e Green (2004, p.1275, proposição 1).

Figura 1: Timing



3.1.3 Sequência de Eventos

O *timing* é o seguinte: no início do período t , para cada fundo, o mercado tem uma expectativa sobre a habilidade do seu gestor dada por ϕ_t , que é função do histórico de desempenho do gestor. Os fundos que operaram no período anterior decidem se permanecem no mercado em t . Caso decidam permanecer no mercado pagam um custo fixo $F > 0$ e escolhem uma taxa de administração f . Após isso, os investidores determinam a quantidade de recursos que cada fundo administrará durante o período t , dada por q_t . Após a gestão, os investidores observam o seu retorno por unidade investida em cada fundo, r_t , e inferem R_t para cada fundo. Com esta nova informação, o mercado atualizará a sua expectativa, de forma Bayesiana, sobre a habilidade dos gestores, dada agora por ϕ_{t+1} . Definida esta nova expectativa, a sequência de eventos em $t + 1$ é idêntica a sequência de eventos em t . A dinâmica se repete nos períodos seguintes. A Figura 1 ilustra a situação descrita.

3.1.4 Equilíbrio

A capacidade dos investidores de moverem os seus recursos entre os fundos procurando os melhores gestores implica que a cada ponto do tempo o excesso de retorno esperando em cada fundo é igual a zero:

$$E_t[r_t | R_{t-1}, \dots, R_1] = 0. \quad (3.7)$$

Ou seja, sob competição perfeita entre os fundos, o valor esperado de retorno sobre cada unidade monetária investida, levando em consideração a informação disponível em t , i.e., os retornos passados, deve ser igual a zero. Os fundos com melhor desempenho recebem maior fluxo de recursos, porém, à medida que crescem, elevam os seus custos de gestão. Portanto, o fluxo de um fundo cessa no momento em que o seu retorno esperado acima do *benchmark* de mercado se iguala a zero. O que implica que, independentemente do nível de habilidade do gestor, não há previsibilidade ou persistência de performance, de modo que todos os investidores esperam obter retorno igual ao de mercado.

Aplicando a condição de não arbitragem (3.7) sobre (3.2) obtemos a seguinte relação entre fluxo e desempenho:

$$E_t[TP_t | R_{t-1}, \dots, R_1] = 0 \implies q_t f = q_t \phi_t - C(q_t) \quad (3.8)$$

Uma importante implicação de (3.8) é que determinado fundo irá permanecer no mercado no período t somente se a expectativa dos investidores sobre a habilidade do gestor bater o mercado neste período for maior que zero, ou seja, $\phi_t > 0$. De fato, se $\phi_t \leq 0$, então $q_t f \leq 0$ e, portanto, o lucro que o fundo obtém no período t não cobre o seu custo fixo F de operação.

O objetivo do gestor é maximizar a sua compensação financeira pela gestão. Sendo assim, o gestor escolhe f , em acordo com a condição (3.7), de modo que maximiza o lado direito da equação (3.8). Temos então a seguinte condição de primeira ordem:

$$C'(q_t) = \phi_t \quad (3.9)$$

De (3.6) e (3.9) obtemos como o patrimônio líquido de um fundo evolui ao longo do tempo como função da sua performance:

$$C'(q_t) = C'(q_{t-1}) + \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right) r_{t-1} = C'(q_{t-1}) + \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right) [R_{t-1} - \phi_{t-1}], \quad (3.10)$$

dado que $c(q_{t-1}) = \phi_{t-1}$ por (3.7).

3.2 Estáticas Comparativas

Tendo em conta o modelo descrito, estamos interessados em verificar como o patrimônio líquido de um fundo ou seu fluxo de recursos varia quando alteramos alguns aspectos do modelo descrito acima.

O termo de erro descrito na equação (3.1), ξ_t , comporta, dentre outras componentes, o grau de veracidade ou transparência com o qual a habilidade do gestor ou o desempenho do fundo é observada pelo mercado. Desse modo, quanto maior for o parâmetro ω , menor será o ruído com o qual o retorno é observado, ou seja, o mercado é mais transparente. É nesse sentido que o evento da ‘marcação a mercado’, ocorrido no Brasil, é analisado neste trabalho, como um choque de transparência exógeno que aumenta o valor de ω . Esse argumento será o alicerce para a principal estática comparativa estudada aqui.

Veja que, de acordo com (3.6), quanto mais novo for o fundo, maior peso será dado

a performance imediatamente anterior. O que é uma implicação razoável, já que esses fundos estão construindo sua reputação no mercado, enquanto que fundos mais velhos já tem sua posição consolidada. Logo, quanto maior a idade do fundo menor será o peso dado pelo mercado ao seu desempenho contemporâneo e maior o peso dado à reputação construída. Consequentemente, é de se esperar que quanto mais tempo de mercado um fundo tiver, menos sensível a performance será o patrimônio líquido deste fundo. Isto é, espera-se que $\partial q_t / \partial R_t$ decresça com o tempo. O Lema 1 estabelece este resultado, que foi corroborado empiricamente por Chevalier e Ellison (1997) e também será avaliado neste trabalho.

Lema 1. *Suponha que $C(q_t)$ satisfaça $C'''(q_t) \geq 0$ e $\frac{d}{dq_t} \left(\frac{C'(q_t)}{C''(q_t)} \right) \geq 0$, então:*

$$\frac{\partial^2 q_t}{\partial t \partial R_{t-1}} < 0 \quad (3.11)$$

Prova: Ver Anexo.

As condições impostas a função custo estabelecidas no Lema 1 são bastante gerais. Impõe, basicamente, que além da função custo, o seu custo marginal também seja crescente. Em especial, essas hipóteses são satisfeitas por qualquer função custo quadrática do tipo $C(q_t) = Aq_t^2$, $A > 0$.

Também fica claro, a partir de (3.6), que será dado maior peso ao desempenho obtido no período imediatamente anterior quanto mais transparente for o mercado analisado. Por razões óbvias, nesses mercados este retorno é observado com maior confiabilidade. Queremos verificar então como o efeito estabelecido em (3.11) se comporta quando variarmos a transparência do mercado, ou seja, quando temos um choque no parâmetro ω . Esse é exatamente o efeito que queremos verificar ao estudarmos o evento da ‘marcação a mercado’, ocorrido no Brasil em 2002. Como já discutido, interpretamos esta mudança institucional como choque de transparência no mercado de fundos brasileiro, ou seja, um aumento do parâmetro ω , o que equivale a uma redução da variância do erro do retorno observado. O Lema 2 estabelece este resultado.

Lema 2. *Suponha que $C(q_t)$ satisfaça as condições do Lema 1 e que $C'''(q_t) = 0$ ou $\frac{d}{dq_t} \left(\frac{C''(q_t)}{C'''(q_t)} \right) \geq 0$, então:*

$$\frac{\partial^3 q_t}{\partial \omega \partial t \partial R_{t-1}} < 0 \quad (3.12)$$

Prova: Ver Anexo.

A intuição do Lema 2 é simples. Um aumento na precisão ω acelera o processo de

aprendizado sobre a habilidade de gestão dos fundos. Logo, a velocidade com que a sensibilidade à performance do patrimônio líquido de um fundo, $\partial q_t / \partial R_t$, cai ao longo do tempo aumenta com um aumento em ω .

4 Dados e Modelo Econométrico

Nesta seção apresentamos os dados que serão utilizados neste trabalho assim como o modelo econométrico e a estratégia de estimação adotada para analisar empiricamente os aspectos teóricos discutidos até aqui. Também descrevemos alguns exercícios para testar a robustez dos nossos resultados.

4.1 Dados

O trabalho utiliza dados de 6898 fundos de investimentos abertos e não exclusivos, com frequência mensal, retirados da base de dados Economatica, entre fevereiro de 1996 e março de 2012. Considera-se para análise os fundos com data inicial de operação anterior a maio de 2002 e data de fechamento de suas atividades superior a maio de 2002 (data em que ocorre o evento da ‘marcação a mercado’), evitando assim considerar, respectivamente, a inclusão de fundos que nasceram após o evento e fundos que deixaram o mercado antes do evento. Estes fundos citados, por razões óbvias, não foram alterados pelo evento. Para a construção do *benchmark* de mercado, o trabalho utiliza dados mensais, para o mesmo período de nossa base de dados, da taxa de juros CDI, tendo como fonte o Banco Central do Brasil.

Os 6898 fundos considerados foram seccionados em dois grupos: Renda Fixa (2565 fundos) e Renda Variável (4333 fundos). Compomos o primeiro grupo com fundos com as seguintes classificações ANBIMA: Referenciado DI, Renda Fixa, Renda Fixa Crédito Livre, Renda Fixa Índices e Curto Prazo. Já o grupo de renda variável é formado pelos fundos com as seguintes classificações ANBIMA: Ações Dividendos, Ações FMP – FGTS, Ações Ibovespa Ativo, Ações Ibovespa Indexado, Ações IBrX Ativo, Ações IBrX Indexado, Ações Livre, Ações Setoriais, Ações Small Caps, Ações Sustentabilidade/Governança, Multimercados Macro, Multimercados Multiestrategia, Multimercados Multigestor, Multimercados Juros e Moedas, Multimercados Estratégia Especifica, Multimercado Trading.¹⁰

¹⁰Para descrição detalhada de cada categoria acesse o link <http://portal.anbima.com.br/fundos-de-investimento/classificacao-de-fundos/classificacao-anbima-de-fundos/Pages/classificacao.aspx>

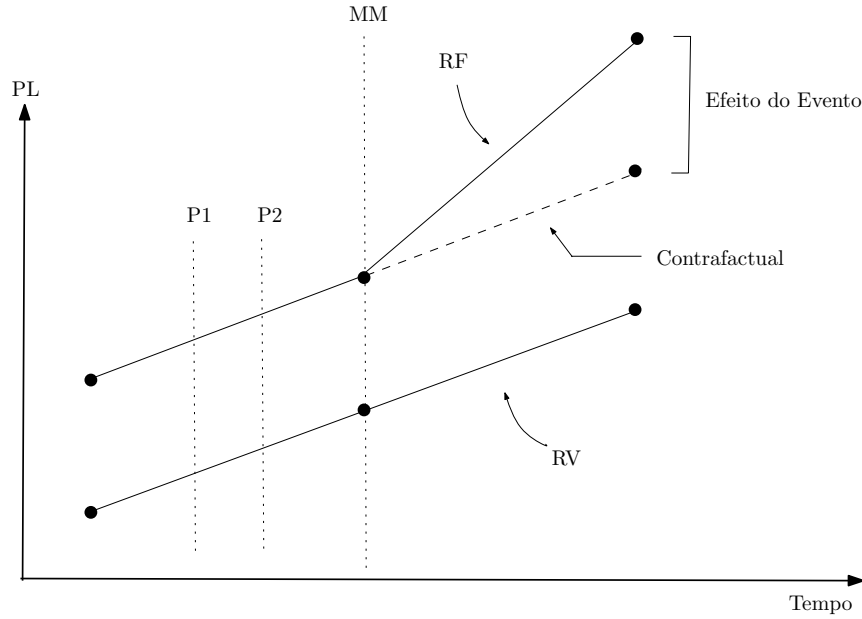
A Tabela 3 traz estatísticas descritivas acerca dos dados utilizados neste trabalho, considerando todos os fundos, fundos de renda fixa e renda variável. A média de idade dos fundos em estudo é próxima dos 5 anos. De forma geral, os fundos tiveram retorno levemente superior ao *benchmark* considerado, com cerca de 0.32% de retorno acima do mercado, em média. É interessante notar que, quando observamos apenas fundos de renda variável, em média, este grupo têm desempenho inferior a taxa de juro CDI (desempenho aproximadamente 0.27% inferior), enquanto que os fundos de renda fixa superam este em cerca de 1%. Uma possível explicação é o fato das carteiras dos fundos de renda fixa serem compostas majoritariamente por títulos públicos, que são altamente remunerados no Brasil, enquanto que os fundos de renda variável assumem posições mais arriscadas. Apesar de serem menos numerosos, os fundos de renda fixa administram um volume de recursos, em média, aproximadamente 6 vezes maior do que os fundos de renda variável, fato que pode ser um reflexo do desempenho destes grupos.

4.2 Modelo Econométrico

Com o objetivo de verificar as estáticas comparativas descritas na seção anterior, vamos usar *Differences-in-Differences* (DD) tendo como grupo de tratamento fundos de renda fixa e grupo de controle fundos de renda variável, definidos anteriormente. Essa escolha se baseia no fato de que, na prática, a mudança institucional de 2002 afetou apenas os primeiros. Os fundos de renda variável já contabilizavam o valor dos seus ativos seguindo o mercado, de modo que a nova legislação não agregou transparência a esta faixa de fundos. Já os fundos de renda fixa, como já discutido na seção 2, tiveram mudanças significativas na sua forma de contabilizar os ativos sob sua gestão, compostos majoritariamente por títulos de renda fixa. Temos então o ambiente adequado para aplicação de um modelo de diferenças.

A Figura 2 ilustra o nosso problema. Imagine, a título de ilustração apenas, que nosso ambiente seja composto apenas por dois fundos, um de renda fixa e outro de renda variável. Os fundos têm a sua trajetória de patrimônio líquido seguindo determinada tendência positiva de crescimento até a data do evento (MM). A partir daí, o choque de transparência faz com que a trajetória do patrimônio do fundo de renda fixa se altere, enquanto que a do fundo de renda variável segue a sua tendência originária. Estamos interessados, portanto, em capturar a interação entre o efeito causal derivado da diferença de trajetória do fundo de renda fixa (grupo de tratamento) em relação ao fundo de renda variável (grupo de controle), a idade e o retorno acima do *benchmark* (equação 3.12), tal

Figura 2: Modelo *Differences-in-Differences*: Efeito Causal e Placebos



Legenda: PL= Patrimônio Líquido; RF= Fundo de Renda Fixa; RV= Fundo de Renda Variável; MM= Data da Marcação a Mercado; P_i = Placebo i , $i= 1, 2$.

como um problema tradicional de DD.

Expandimos a construção padrão de um modelo DD (Wooldridge 2007) para o caso em que temos quatro interações de interesse. Levando em consideração todas as interações possíveis entre nossas covariáveis, vamos estimar o seguinte modelo:

$$\begin{aligned}
 PL_{i,t} = & \alpha_1 PL_{i,t-1} + \alpha_2 Ret_{i,t-1} + \alpha_3 Id_{i,t} + \alpha_4 MM_t + \alpha_5 RF_i + \beta_1 MM_t * RF_i + \\
 & + \beta_2 MM_t * Ret_{i,t-1} + \beta_3 MM_t * Id_{i,t} + \beta_4 RF_i * Ret_{i,t-1} + \beta_5 RF_i * Id_{i,t-1} + \\
 & + \beta_6 Ret_{i,t-1} * Id_{i,t} + \gamma_1 RF_i * MM_t * Ret_{i,t-1} + \gamma_2 RF_i * MM_t * Id_{i,t} + \\
 & + \gamma_3 MM_t * Ret_{i,t-1} * Id_{i,t} + \gamma_4 RF_i * Ret_{i,t-1} * Id_{i,t} + \\
 & + \delta MM_t * RF_i * Ret_{i,t-1} * Id_{i,t} + \\
 & + \sum_d M_{d,t} + \sum_j Y_{j,t} + \sum_k C_{k,t} + \sum_n B_{n,t} + u_{i,t}
 \end{aligned} \tag{4.1}$$

onde,

$PL_{i,t}$: Patrimônio Líquido do fundo i no período t ;

$Ret_{i,t}$: diferença entre o Retorno e a Taxa CDI do fundo i no período t ;

$Id_{i,t}$: idade do fundo i no período t ;

Tabela 1: Períodos de Crises Financeiras

Crises	Início	Fim
Ásia	Outubro 1997	Janeiro 1998
Rússia	Agosto 1998	Dezembro 1998
Brasil	Janeiro 1999	Fevereiro 1999
Ponto-Com	Março 2000	Junho 2000
Argentina	Outubro 2001	Junho 2002
Sub-Prime	Julho 2007	Setembro 2008
Recessão Americana	Setembro 2008	Abril 2010

Fonte: HSIAO, C.; FRY, R.; TANG, C. , 2011.

RF_i : variável *dummi*e que assume valor 1 caso o fundo seja classificado como Renda Fixa e 0 caso seja classificado como Renda Variável.

MM_t : variável *dummi*e que assume valor 1 para dados após maio/2002 (Marcação a Mercado) e 0 caso contrário.

$M_{d,t}$: variáveis *dummies* mensais, $d = 1, \dots, 11$;

$Y_{j,t}$: variáveis *dummies* anuais, $j = 1, \dots, 16$;

$C_{k,t}$: variáveis *dummies* para períodos de crise, $k = 1, \dots, 7$;

$B_{n,t}$: variáveis *dummies* para ano de nascimento dos fundos;

$u_{i,t}$: termo de erro do fundo i no período t , que assumimos ser tal que:

$$u_{i,t} = v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4.2)$$

Com o intuito de controlar efeitos sazonais sobre nossas estimações incluímos em nosso modelo *dummies* para cada ano de nossa amostra e para cada mês. Além disso, também controlamos possíveis efeitos derivados de períodos de crises financeiras que podem ter afetado o mercado de fundos brasileiro. Para tanto, utilizamos os períodos de crises propostos por Hsiao, Fry e Tang (2011), que utilizam como parâmetro para definir o início de determinada crise o acontecimento de algum evento de relevante impacto sobre a economia de determinado país (*Trigger Event*) e como fim, de forma análoga, algum evento ou reforma político-econômica que retoma a trajetória natural de determinada economia.¹¹

¹¹Existe alguma divergência na literatura quanto a definição exata do dia de início de determinado

Um dos efeitos que estamos interessados em verificar é o comportamento da interação entre a mudança institucional ocorrida no mercado de fundos brasileiro (choque de transparência nos fundos de renda fixa) a idade e o retorno acima do mercado obtido pelo fundo no período imediatamente anterior. O parâmetro do nosso modelo econométrico que capta este efeito é dado por δ . Ele nos traz justamente qual o impacto relativo entre os nossos grupos de tratamento e controle teve a interação descrita acima. Esperamos que, como estabelecido no Lema 2, encontremos δ negativo.

Também queremos observar se o resultado obtido por Chevalier e Enlison (1997), estabelecido no Lema 1, se aplica ao mercado brasileiro. Este efeito é dado pelo parâmetro β_6 e esperamos, tal como vimos anteriormente (equação 3.11), que este tenha sinal negativo. Vale lembrar que este efeito é independente da quebra institucional que levamos em consideração para estudar o efeito anterior, estabelecido em (3.12). Ele evidencia uma característica do comportamento do investidor que é independente do nível de transparência do mercado. Esperamos que, de forma geral, o impacto do retorno do fundo acima do mercado obtido no período anterior sobre o seu fluxo de recursos seja menor para fundos mais velhos, pois, para estes, a reputação construída exerce papel preponderante sobre o desempenho contemporâneo no momento em que o investidor toma suas decisões.

4.3 Estratégia de Estimação

Seguindo nosso modelo teórico, especificamos o modelo empírico através de um painel dinâmico (4.1). Tal como em um painel tradicional, primeiramente temos que levar em consideração o nosso termo de erro não observado. Este é composto por um efeito fixo no tempo e por choques aleatórios. É provável que diversas características acerca dos fundos analisados em nossa amostra que não observamos e que são, por hipótese, fixas no tempo (v_i) estejam correlacionadas com as variáveis independentes que incluímos em nosso modelo. Tome como exemplo a habilidade dos gestores. Esta certamente é uma característica que esta correlacionada com a reputação construída pelo fundo, que por sua vez afeta o patrimônio líquido e que não observamos em nossos dados. Resolvemos o problema mencionado aplicando primeira diferença em nosso modelo. Ao fazer isso eliminamos o efeito fixo e temos agora a primeira diferença do choque estocástico como

período de crise, porém quase nenhuma quanto à definição mensal do mesmo. Dado que nossos dados apresentam frequência mensal, essa discussão se torna inócua e não temos perda em seguir os autores acima citados. As faixas de crises consideradas neste trabalho encontram-se na Tabela 1.

resíduo da nossa regressão em diferença, da seguinte forma:

$$\Delta PL_{i,t} = \alpha \Delta PL_{i,t-1} + \lambda \Delta W_{i,t} + \beta_6 \Delta (Ret_{i,t-1} * Id_{i,t}) + \delta \Delta (MM_t * RF_i * Ret_{i,t-1} * Id_{i,t}) + \Delta \varepsilon_{i,t}, \quad (4.3)$$

onde $W_{i,t}$ inclui todas as covariáveis presentes em (4.1) que não são apresentadas explicitamente em (4.3).

Ao aplicar primeira diferença em nosso modelo surge naturalmente um problema de endogeneidade em relação a ΔPL_{t-1} . Veja que, por construção, a correlação entre ΔPL_{t-1} e $\Delta \varepsilon_{t-1}$ é diferente de zero. Uma resposta natural a esse problema é a utilização de *lags* de nossa variável endógena como instrumento para ΔPL_{t-1} . Utilizaremos esta estratégia, porém aqui seremos cuidadosos quanto a escolha desses *lags*.

Em uma primeira análise vamos assumir que o nosso modelo respeita a hipótese de exogeneidade sequencial. Ou seja, seja \mathbf{x}_{it} o vetor composto por todas as covariáveis de nosso modelo (4.1), então vale que:

$$E[\varepsilon_{i,t} | \mathbf{x}_{it}, \mathbf{x}_{i,t-1}, \dots, \mathbf{x}_{i1}, v_i] = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (4.4)$$

Seguindo a hipótese de exogeneidade sequencial, temos que PL_{t-s} com $s \geq 2$ são instrumentos válidos para ΔPL_{t-1} , em (4.3) e podemos utilizar o arcabouço de variáveis instrumentais e GMM para estimarmos o nosso modelo em primeira diferença.¹²

A hipótese de exogeneidade sequencial é consistente com o modelo teórico de BG. Porém, ela deixa de ser válida quando, por exemplo, os termos de erro em (3.1) não são independentes ao longo do tempo. A hipótese de que desvios de performance em relação a α tem alguma persistência é razoável, de modo que, em uma segunda análise, vamos estudar o comportamento dos nossos erros estocásticos para identificarmos se existe estrutura nos nossos erros antes de selecionarmos instrumentos válidos. Seguimos o seguinte procedimento: estimamos o nosso modelo (4.1), em nível, via OLS, para cada fundo afetado pela mudança institucional de 2002.¹³ Em seguida computamos o erro predito, para cada fundo individualmente, e estudamos o seu comportamento com o intuito de determinar qual o grau de dependência no tempo ele apresenta como característica. Definida,

¹²Ver Wooldridge, 2001, p.303.

¹³Veja que estimar o nosso modelo (4.1) em nível, para cada fundo individualmente, nos permite não nos preocuparmos com a componente fixa do termo de erro. Controlamos este efeito fixo simplesmente adicionando uma constante em nossa especificação. Ainda podemos ter problemas de endogeneidade em nossa estimação caso a componente estocástica do erro tenha alguma persistência. Assumimos que neste caso, apesar do viés de estimação, a estrutura autorregressiva do erro não se altera e podemos seguir a estratégia de identificação do padrão autorregressivo seguido pela componente estocástica do erro.

Tabela 2: Estudo dos Resíduos

Modelo Autorregressivo	Base Total	Placebos	
		Out. 2000	Mai. 2001
SEA [†]	1249	793	838
AR(1)	239	222	271
AR(2)	96	62	86
AR(3)	19	15	16
\geq AR(4)	13	0	0
Total de Fundos	1616	1092	1211
Modelo Selecionado	AR(2)	AR(2)	AR(2)

[†]Fundos sem estrutura autorregressiva.

individualmente, qual a defasagem autorregressiva apresenta o erro estocástico de cada fundo, selecionamos o modelo que abrange a maior parte dos fundos afetados pelo evento da ‘marcação a mercado’ e estamos aptos a escolher os *lags* de $PL_{i,t}$ que são instrumentos válidos para ΔPL_{t-1} .

Para definirmos qual comportamento seguem os resíduos seguimos a seguinte regra de decisão, com base na significância dos componentes autorregressivos: regredimos os resíduos contra as suas defasagens, incluindo uma de cada vez na regressão, e verificamos qual modelo autorregressivo se adequa melhor levando em consideração a significância dos parâmetros. No momento em que incluímos determinado *lag* e verificamos que este não é significativo estatisticamente paramos o processo e determinamos o processo autorregressivo seguido pelo erro. Este processo é realizado para cada fundo individualmente.

A Tabela 2 nos mostra a classificação dos fundos de acordo com o modelo autorregressivo seguido pelos seus erros estocásticos. Analisando a Base Total observamos que cerca de 98% dos fundos considerados apresentam processo autorregressivo de até segunda ordem. Decidimos então pelo modelo AR(2) e eliminamos os fundos que apresentam estrutura autorregressiva igual ou superior a terceira ordem. O número de fundos eliminados é desprezível em relação ao total analisado. Definido o processo AR(2), lags PL_{t-s} com $s \geq 4$ são instrumentos válidos para ΔPL_{t-1} .

Após aplicarmos a primeira diferença, estudarmos os resíduos e definirmos os instrumentos válidos, estimamos o nosso modelo utilizando o arcabouço de variáveis instrumentais quando considerarmos o caso exatamente identificado e o de GMM para o caso sobre-identificado. Em especial, neste último caso, estimaremos o GMM em dois passos

de forma robusta (*Two Step Efficient GMM*).¹⁴

4.4 Robustez

Com intuito de verificar a robustez dos nossos resultados fazemos alguns exercícios. Neste sentido, vamos criar de forma artificial alguns placebos. Ou seja, vamos simular que o choque de transparência ocorrido no evento da ‘marcação a mercado’ tenha ocorrido em uma data diferente de maio de 2002. A Figura 2 ilustra o argumento a seguir. Como podemos observar na figura, antes de maio de 2002 não esperamos captar nenhum efeito sobre δ , à medida que não existe diferença entre o nosso grupo de tratamento e controle. O efeito causal observado antes da data real do evento deve ser igual a zero. Vale ressaltar que nestas simulações não incluiremos dados após maio de 2002. Caso o fizesse, estaríamos incluindo informação em nossa amostra que sofreu influência do choque de transparência de 2002.

Em contrapartida, como já observamos anteriormente, o efeito discutido no Lema 1 independe do nível de transparência do mercado analisado. Desse modo, esperamos continuar capturando o efeito esperado sobre o parâmetro β_6 , ou seja, significativo e negativo.

Um evento placebo interessante seria aquele caracterizado por um período de ‘calmaria’, ou seja, uma data em que nenhum outro evento possa gerar o mesmo efeito que o ocorrido em maio de 2002. Portanto, é necessário cautela na escolha desses placebos para não termos resultados afetados por fatores desconsiderados em nossa análise. Eliminamos, portanto, quaisquer datas relacionadas a períodos de crise, que poderiam exercer resultado semelhante ao choque institucional de 2002.

A Figura 3 nos traz o comportamento de algumas variáveis macroeconômicas e do Índice Ibovespa no período considerado neste trabalho. Escolhemos como placebos outubro de 2000 e maio de 2001 conforme indicado na Figura 3. Uma inspeção visual nos permite verificar que estes períodos apresentaram baixa variabilidade dos agregados macroeconômicos. Em especial, se olharmos para a volatilidade histórica diária do Índice Bovespa, vamos observar que este índice apresentou, em média, cerca de 2.17% de desvios padrão para todo período considerado, enquanto que no mês de outubro de 2000 a volatilidade média foi de 1.72% e em maio de 2001 cerca de 2.07%. Portanto, selecionamos duas datas fora de períodos de crises, com relativa estabilidade macroeconômica e baixa variabilidade

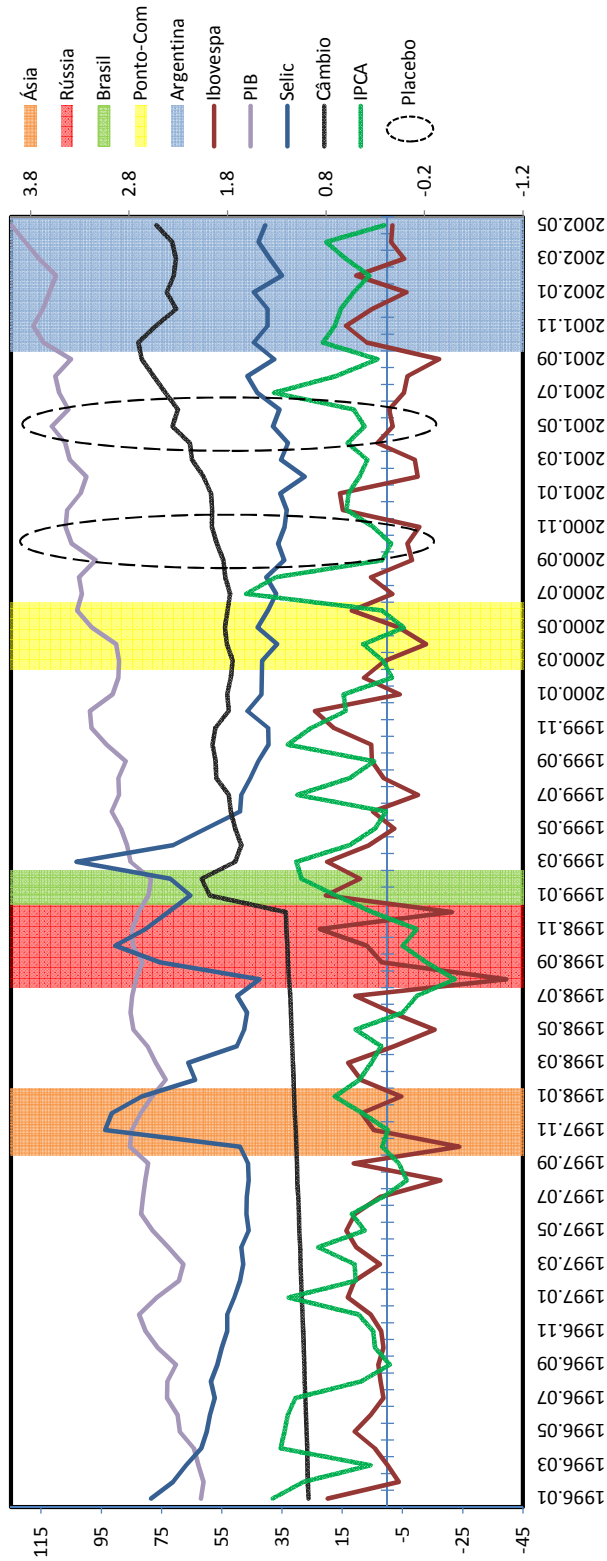
¹⁴Ver Hayashi, 2000, p.213.

no mercado de ações.

O procedimento de estimação para os placebos selecionados será igual ao apresentado na seção anterior. A Tabela 2 nos traz como os erros dos fundos selecionados para os dois períodos placebos se comportam. Tal como quando analisamos o evento original, ocorrido em maio de 2002, o modelo escolhido para os casos placebos será o autorregressivo de segunda ordem.

Figura 3: Placebos

O gráfico a seguir traz a evolução, entre janeiro de 1996 e maio de 2002, das seguintes variáveis: Taxa de Câmbio (valor do fim do período), IPCA, Taxa Selic (média mensal), Índice Ibovespa (variação mensal) e PIB (em bilhões por mês). As colunas em cores indicam os períodos de crise, descritos na legenda. A escala do eixo das ordenadas, à esquerda, refere-se as variáveis PIB e Índice Ibovespa, enquanto que a direita a Taxa de Câmbio, ao IPCA e a Taxa Selic. Fonte: Banco Central (Taxas de Câmbio) e Ipea (Índice Ibovespa, PIB, Taxa Selic e IPCA).



5 Resultados e Considerações Finais

Antes de verificarmos se encontramos empiricamente os resultados derivados nos Lemas 1 e 2, vamos analisar dois resultados adicionais esperados em nosso modelo teórico. Primeiro, esperamos que a reputação construída pelo fundo tenha impacto positivo sobre o seu patrimônio líquido. Dessa forma, devemos encontrar α_1 positivo e significativo ao estimarmos o nosso modelo econométrico (equação 4.1). Uma segunda relação natural que estamos considerando em nossa análise é que exista uma relação positiva entre fluxo e performance dos fundos, ou seja, $\partial q_t / \partial R_{t-1} > 0$. Em nosso modelo econométrico, este efeito parcial é a soma dos coeficientes $\alpha_2, \beta_2, \beta_4, \beta_6, \gamma_1, \gamma_3, \gamma_4$ e δ , e esperamos que esta soma seja positiva. A Tabela 4 nos traz estes resultados. Observe que encontramos estes dois resultados para o caso em que assumimos válida a hipótese de exogeneidade sequencial e para o caso em que assumimos que existe estrutura nos erros estocásticos do nosso modelo.

A Tabela 5 apresenta as estimações dos nossos parâmetros de interesse β_6 (Lema 1) e δ (Lema 2), considerando válida a hipótese de exogeneidade sequencial. Neste caso, lags do patrimônio líquido de ordem igual ou superior a 2 são instrumentos válidos para $\Delta PL_{i,t-1}$. Encontramos o resultado previsto pelo nosso modelo teórico neste caso. Ambos os parâmetros são significativos e negativos a 1% de significância. Veja que, naturalmente, à medida que incluímos mais instrumentos em nossa análise ganhamos mais eficiência em nossas estimações. Os resultados não se alteram quando consideramos controles para anos, meses e períodos de crises. O teste de Hansen válida o nosso modelo para os casos sobreidentificados, porém o teste perde poder à medida que incluímos mais lags como instrumentos.

Obtemos resultados semelhantes quando consideramos as regressões que levam em consideração a estrutura autorregressiva seguida pelos erros estocásticos de cada fundo. A Tabelas 6 nos traz esses resultados. A título de comparação, também reportamos estimações, utilizando efeitos fixos, para os parâmetros de interesse. Veja que, neste caso, obtemos resultados não significativos e positivos para β_6 , enquanto que os resultados para

δ são negativos e significativos, mas com estatística pontual irreal. Concluimos então que certamente há viés quando utilizamos efeitos fixos, o que justifica a utilização do arcabouço de variáveis instrumentais e GMM. Para estes últimos, mais uma vez encontramos os resultados esperados pelos Lemas 1 e 2, com o mesmo nível de significância de quando levamos em consideração exogeneidade sequencial. Controles temporais e para períodos de crises não alteram os resultados encontrados. O teste de Hansen mais uma vez válida as condições de momento do nosso modelo.

Quando analisamos os casos placebos, mais uma vez encontramos resultados que corroboram nosso modelo teórico. Como já discutido, esperávamos não encontrar nesta análise significância estatística para o parâmetro δ , enquanto que esperávamos encontrar o mesmo resultado para interação entre retorno e idade do fundo obtido no evento original, ou seja, β_6 negativo e significativo. Esta interação estabelece uma característica de comportamento dos investidores que independe do nível de transparência do mercado. Os resultados apontam a validade do resultado teórico: encontramos mais uma vez o resultado obtido em Chevalier e Ellison significativo a 1%, enquanto que agora não encontramos significância estatística para δ .

Em última análise, concluimos que, encontramos evidência de que o mercado brasileiro segue o comportamento esperado pela teoria no que se refere ao impacto da idade dos fundos sobre a relação entre fluxo e performance. E tal como previsto em nosso modelo teórico, o choque institucional de 2002, aumentou a velocidade com que a sensibilidade à performance do patrimônio líquido de um fundo, $\partial q_t / \partial R_t$, cai ao longo do tempo.

6 Bibliografia

ANAYA, M. **Dias que Marcaram o Mercado**. ValorInveste, mai.2012.

BERK, J.; GREEN, R. **Mutual Fund Flows and Performance in Rational Markets**. Journal of Political Economics, v. 112, n.6, 2004.

CARHART, M. **On Persistence in Mutual Funds Performance**. J. Finance 52, mar.1997

HOLMSTROM, B. **Managerial Incentive Problems: A Dynamic Perspective**. Rev. Econ. Studies, jan.1999.

CHEVALLIER, J.; ELLISON, G. **Risk Taking by Mutual Funds as Response to Incentives**. J. Finance 53, out.1997.

GRUBER, F. **Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds**. J. Finance, jul. 1996.

HAYASHI, F. **Econometrics**. Princeton University Press. 2000.

HSIAO, C.; FRY, R.; TANG, C. **Actually this time is diferent**. CAMA Working Papers 2011-12, Australian National University, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, jun.2011.

JENSEN, M. **The Performance of Mutual Funds in the Period: 1945-1964**. J. Finance 23, mai.1968.

MORI, R.; TAVARES, G.; BUENO, T. **A Crise da Marcação a Mercado em 2002: Uma Perspectiva Histórica.** Revista de Economia e Administração, v. 5, 2006.

SIRRI, E; TUFANO, P. **Costly Search and Mutual Funds Flows.** J. Finance 53, out.1998.

TITMAN, S.; GRINBLATT, M. **The Persistence of Mutual Fund Performance.** J. Finance 47, dez.1992.

WOOLDRIDGE, J. **Difference-in-Differences Estimation.** Lecture 10, NBER. 2007.

WOOLDRIDGE, J. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.** The MIT Press. 2001.

ZHENG, L. **The Behavior of Mutual Fund Investors.** Handbook of Financial Intermediation and Banking, capítulo 8. 2008.

7 Anexo e Tabelas

Apresentamos neste anexo as provas para o Lema 1 e Lema 2. Também seguem em anexo as Tabelas de estimações do modelo econométrico proposto assim como os testes de robustez.

7.1 Demonstração Lema 1: Interação entre Retorno e Idade

PROVA:

Da condição de primeira ordem (3.10) temos:

$$C'(q_t) = \phi_t = \phi_{t-1} + \frac{\omega}{\gamma + t\omega} [R_{t-1} - \phi_{t-1}] \quad (7.1)$$

Veja que:

$$\frac{\partial q_t}{\partial R_{t-1}} = \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right) \frac{1}{C''(q_t)} \quad (7.2)$$

$$\frac{\partial q_t}{\partial t} = - \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right) [C'(q_t) - \phi_{t-1}] \frac{1}{C''(q_t)} \quad (7.3)$$

Segue de (7.2) e (7.3):

$$\begin{aligned} \frac{\partial q_t}{\partial t \partial R_{t-1}} &= - \frac{C'''(q_t)}{(C''(q_t))^2} \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right) \frac{\partial q_t}{\partial t} - \frac{1}{C''(q_t)} \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right)^2 \\ &= \frac{C'''(q_t)}{(C''(q_t))^3} \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right)^2 [C'(q_t) - \phi_{t-1}] - \frac{1}{C''(q_t)} \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right)^2 \\ &= \frac{1}{C''(q_t)} \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right)^2 \left[\frac{C'''(q_t)[C'(q_t) - \phi_{t-1}]}{(C''(q_t))^2} - 1 \right] \end{aligned} \quad (7.4)$$

Agora admita $C''(q_t) > 0$, $C'''(q_t) \geq 0$ e $\phi_{t-1} > 0$. Onde a última condição é necessária para que o fundo tenha permanecido no mercado no período imediatamente anterior.

Neste caso, o sinal de (7.4) é proporcional a:

$$\frac{\partial q_t}{\partial t \partial R_{t-1}} \propto \left[\frac{C'''(q_t)[C'(q_t) - \phi_{t-1}]}{(C''(q_t))^2} - 1 \right] < \frac{C'''(q_t)C'(q_t)}{C''(q_t)^2} - 1$$

Desde que a seguinte condição seja válida:

$$\frac{d}{dq_t} \left(\frac{C'(q_t)}{C''(q_t)} \right) \geq 0 \iff \frac{C'''(q_t)C'(q_t)}{C''(q_t)^2} \leq 1 \quad (7.5)$$

Temos:

$$\frac{\partial q_t}{\partial t \partial R_{t-1}} < 0$$

■

7.2 Demonstração Lema 2: Choque de Transparência sobre interação entre Retorno e Idade

PROVA:

Derivando (7.4) com relação a ω temos:

$$\begin{aligned} \frac{\partial^3 q_t}{\partial \omega \partial t \partial R_{t-1}} &= \frac{d}{dq_t} \left(\frac{C'''(q_t)}{C''(q_t)^3} \right) \frac{\partial q_t}{\partial \omega} \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right)^2 [C'(q_t) - \phi_{t-1}] + \\ &+ \frac{2\omega\gamma}{(\gamma + t\omega)^3} \left(\frac{C'''(q_t)}{C''(q_t)^3} \right) [C'(q_t) - \phi_{t-1}] + \frac{\partial q_t}{\partial \omega} \left(\frac{C'''(q_t)}{C''(q_t)^2} \right) \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right)^2 - \\ &- \left\{ \frac{d}{dq_t} \left(\frac{1}{C''(q_t)} \right) \frac{\partial q_t}{\partial \omega} \left(\frac{\omega}{\gamma + t\omega} \right)^2 + \frac{2\omega\gamma}{(\gamma + t\omega)^3} \left(\frac{1}{C''(q_t)} \right) \right\} \end{aligned} \quad (7.6)$$

Segue de (7.1):

$$\frac{\partial q_t}{\partial \omega} = \frac{\gamma}{\omega} \left(\frac{C'(q_t) - \phi_{t-1}}{\gamma + t\omega} \right) \frac{1}{C''(q_t)} \quad (7.7)$$

Substituindo (7.7) em (7.6) e rearranjando os termos:

$$\begin{aligned}
C'''(q_t) \frac{\partial^3 q_t}{\partial \omega \partial t \partial R_{t-1}} &= \frac{d}{dq_t} \left(\frac{C''''(q_t)}{C''(q_t)^3} \right) \frac{\omega \gamma}{(\gamma + t\omega)^3} [C'(q_t) - \phi_{t-1}]^2 + \\
&+ \frac{2\omega \gamma}{(\gamma + t\omega)^3} \left(\frac{C''''(q_t)}{C''(q_t)^2} \right) [C'(q_t) - \phi_{t-1}] + \\
&+ \left(\frac{C''''(q_t)}{C''(q_t)^2} \right) \frac{\omega \gamma}{(\gamma + t\omega)^3} [C'(q_t) - \phi_{t-1}] - \\
&- \left\{ \frac{d}{dq_t} \left(\frac{1}{C''(q_t)} \right) \frac{\omega \gamma}{(\gamma + t\omega)^3} [C'(q_t) - \phi_{t-1}] + \frac{2\omega \gamma}{(\gamma + t\omega)^3} \right\} \quad (7.8)
\end{aligned}$$

Podemos reescrever (7.8) da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
C'''(q_t) \frac{\partial^3 q_t}{\partial \omega \partial t \partial R_{t-1}} &= \frac{\omega \gamma}{(\gamma + t\omega)^3} \left\{ -2 + 4 \left(\frac{C''''(q_t)}{C''(q_t)^2} \right) [C'(q_t) - \phi_{t-1}] + \right. \\
&\left. + \frac{d}{dq_t} \left(\frac{C''''(q_t)}{C''(q_t)^3} \right) [C'(q_t) - \phi_{t-1}]^2 \right\}
\end{aligned}$$

Vamos assumir que vale a seguinte relação:

$$\frac{d}{dq_t} \left(\frac{C''''(q_t)}{C''(q_t)} \right) \geq 0 \iff C^{IV}(q_t)C''(q_t) \leq C''''(q_t)^2 \quad (7.9)$$

Segue então de (7.9) que:

$$\begin{aligned}
\frac{d}{dq_t} \left(\frac{C''''(q_t)}{C''(q_t)^3} \right) &= \frac{C^{IV}(q_t)C''(q_t)^3 - 3C''(q_t)^2C''''(q_t)^2}{C''(q_t)^6} \\
&\leq \frac{C''''(q_t)C''(q_t)^2 - 3C''(q_t)^2C''''(q_t)^2}{C''(q_t)^6} = -\frac{2C''''(q_t)^2}{C''(q_t)^4}
\end{aligned}$$

Portanto,

$$\begin{aligned}
C'''(q_t) \frac{\partial^3 q_t}{\partial \omega \partial t \partial R_{t-1}} &\leq \frac{\omega \gamma}{(\gamma + t\omega)^3} \left\{ -2 + 4 \left(\frac{C''''(q_t)}{C''(q_t)^2} \right) [C'(q_t) - \phi_{t-1}] - \right. \\
&- \left. 2 \left[\left(\frac{C''''(q_t)}{C''(q_t)^2} \right) [C'(q_t) - \phi_{t-1}] \right]^2 \right\} \\
&= -\frac{2\omega \gamma}{(\gamma + t\omega)^3} \left[\left(\frac{C''''(q_t)}{C''(q_t)^2} \right) [C'(q_t) - \phi_{t-1}] - 1 \right]^2 < 0
\end{aligned}$$

■

Tabela 3: Estatísticas Descritivas

A tabela abaixo apresenta estatísticas descritivas referentes a dados de 6898 fundos abertos e não exclusivos, da base de dados Economatica entre os meses de fevereiro de 1996 e março de 2012. Dentre os fundos considerados, apresentamos estatísticas descritivas para as faixas de fundos classificados em Renda Fixa e Renda Variável. A variável Patrimônio Líquido é apresentada em milhares. A variável Idade refere-se ao tempo de operação do fundo no mercado, em anos. A variável Retorno nos traz o retorno percentual mensal ajustado por tributos e proventos. Considera-se como *benchmark* dos fundos a taxa de juro CDI (Fonte: Banco Central do Brasil). A variável Retorno-Benchmark indica a diferença entre o retorno percentual obtido pelo fundo e a taxa de juro CDI mensal.

Base Total

Número de Fundos:		6898			
	Média	Desv. Padrão	Mín	Máx	
Patrimônio Líquido	341567.9	1155560	0.01	2.95E+07	
Idade	4.841	4.854	0.0027397	44.69589	
Retorno	1.466	253.141	-100	100811.7	
CDI	1.364	0.490	0.590	3.290	
Retorno - Benchmark	0.320	253.139	-101.690	100809.8	

Renda Fixa

Número de Fundos:		2565			
	Média	Desv. Padrão	Mín	Máx	
Patrimônio Líquido	628017.9	1648137	0.01	2.95E+07	
Idade	4.950	4.058	0.003	32.18904	
Retorno	2.291	376.489	-98.740	100811.7	
Retorno - Benchmark	1.041	376.488	-99.810	100809.8	

Renda Variável

Número de Fundos:		4333			
	Média	Desv. Padrão	Mín	Máx	
Patrimônio Líquido	108303	299123.8	0.02	9509849	
Idade	4.749	5.431	0.0027397	44.69589	
Retorno	0.789	19.458	-100	7696.96	
Retorno - Benchmark	-0.272	19.453	-101.690	7696.210	

Tabela 4: Reputação e Relação Fluxo e Performance

A tabela a seguir reporta as estimações para reputação (α_1) e para relação fluxo-performance (soma dos parâmetros $\alpha_2, \beta_2, \beta_4, \beta_6, \gamma_1, \gamma_3, \gamma_4$ e δ , quando significativos estatisticamente) em acordo com o modelo descrito na equação (4.1), em primeira diferença, utilizando como instrumentos para ΔPL_{t-1} lags da própria variável. Dentre os 6898 fundos disponíveis na base de dados utilizada foram incluídos na estimação apenas aqueles teriam sido afetados caso a mudança institucional de maio de 2002 houvesse ocorrido em maio de 2001, ou seja, fundos com data inicial de operação inferior a maio de 2001 e data final de operação superior a maio de 2001. Observações com data superior a maio de 2002 foram excluídas.

Exogeneidade Sequencial			
Lags	GMM		
	2 e 3	2 a 4	2 a 5
Reputação (α_1)	0.675***	0.710***	0.793***
α_2	-63.555**	-74.807***	-94.872***
β_2	-255.221***	-263.582***	-285.247***
β_4	-169.988	-136.941	-53.634
β_6	-6.829***	-6.853***	-7.411***
γ_1	488.693**	3023.952***	3000.226***
γ_3	2.638	2.146	1.398
γ_4	156.128	142.217	102.34
δ	-151.475	-367.307**	-327.645*
Relação Fluxo-Performance [†]	-	+	+
Dummies Anuais	Sim	Sim	Sim
Dummies Mensais	Sim	Sim	Sim
Dummies Crises	Sim	Sim	Sim
Resíduos AR(2)			
Lags	GMM		
	4 e 5	4 a 6	4 a 7
Reputação (α_1)	1.040***	0.762***	0.802***
α_2	-115.658*	-63.890**	-75.793***
β_2	-381.379***	-300.299***	-306.712***
β_4	109.873	-101.243	0.000
β_6	-11.260***	-7.957***	-8.226***
γ_1	2960.521**	2989.893***	3095.622**
γ_3	1.392	2.34	1.967
γ_4	14.936	113.516	56.798***
δ	-237.01	-335.438*	-295.105***
Relação Fluxo-Performance [†]	+	+	+
Dummies Anuais	Sim	Sim	Sim
Dummies Mensais	Sim	Sim	Sim
Dummies Crises	Sim	Sim	Sim

P-valor: * p<0.10; **p<0.05; *** p<0.01.

[†] Nota: (+) indica $\frac{\partial q_t}{\partial R_{t-1}} > 0$; (-) indica $\frac{\partial q_t}{\partial R_{t-1}} < 0$;

Tabela 5: Exogeneidade Sequencial: Lema 1 e Lema 2.

A tabela a seguir reporta as estimações dos parâmetros β_6 e δ em acordo com o modelo descrito na equação (4.1), em primeira diferença, utilizando como instrumentos para ΔPL_{t-1} lags da própria variável. A escolha dos instrumentos assume a hipótese de exogeneidade sequencial, o que implica que PL_{t-s} com $s \geq 2$ são instrumentos válidos. Dentre os 6898 fundos disponíveis na base de dados utilizada foram incluídos na estimação apenas aqueles afetados pela marcação a mercado, ou seja, fundos com data inicial de operação inferior a maio de 2002 e data final de operação superior a maio de 2002.

Lags	IV	GMM				
	2	2 e 3	2 a 4	2 a 5	2 a 6	2 a 7
β_6	8.307	-7.252***	-7.178***	-7.828***	-7.177***	-6.943***
δ	-639.948**	-153.612	-378.249**	-330.991*	-359.004**	-354.504***
Dummies Anuais	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Dummies Mensais	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Dummies Crises	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Teste Hansen (J)	-	0.206	0.435	0.440	0.783	0.788

Lags	IV	GMM				
	2	2 e 3	2 a 4	2 a 5	2 a 6	2 a 7
β_6	8.722	-7.247***	-7.200***	-7.835***	-7.300***	-7.087***
δ	-573.554*	-163.773	-374.556**	-329.509*	-359.827**	-326.615***
Dummies Anuais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Mensais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Crises	Não	Não	Não	Não	Não	Não
Teste Hansen (J)	-	0.207	0.437	0.442	0.779	0.781

Lags	IV	GMM				
	2	2 e 3	2 a 4	2 a 5	2 a 6	2 a 7
β_6	9.061	-6.829***	-6.853***	-7.411***	-6.842***	-6.648***
δ	-481.855*	-151.475	-367.307**	-327.645*	-358.781**	-311.614***
Dummies Anuais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Mensais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Crises	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Teste Hansen (J)	-	0.208	0.437	0.449	0.782	0.776

P-valor: * p<0.10; **p<0.05; *** p<0.01.

Tabela 6: Resíduos AR(2): Lema 1 e Lema 2.

A tabela a seguir reporta as estimações dos parâmetros β_6 e δ em acordo com o modelo descrito na equação (4.1), em primeira diferença, utilizando como instrumentos para ΔPL_{t-1} lags da própria variável. A escolha dos instrumentos respeita o modelo autorregressivo que se adequa melhor aos erros estocásticos do modelo (4.1), conforme a Tabela 2. Dentre os 6898 fundos disponíveis na base de dados utilizada foram incluídos na estimação apenas aqueles afetados pela marcação a mercado, ou seja, fundos com data inicial de operação inferior a maio de 2002 e data final de operação superior a maio de 2002.

Lags	Ef. Fixos	IV	GMM		
	-	4	4 e 5	4 a 6	4 a 7
β_6	10.841	-36.359	-11.786***	-8.361***	-8.528***
δ	-21368.688**	437.638	-237.010	-335.438*	-295.105***
Dummies Anuais	Não	Não	Não	Não	Não
Dummies Mensais	Não	Não	Não	Não	Não
Dummies Crises	Não	Não	Não	Não	Não
Teste Hansen (J)	-	-	0.326	0.444	0.545

Lags	Ef. Fixos	IV	GMM		
	-	4	4 e 5	4 a 6	4 a 7
β_6	5.286	-38.91	-11.731***	-8.399***	-8.634***
δ	-22620.943**	585.734	-226.455	-338.532*	-308.460***
Dummies Anuais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Mensais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Crises	Não	Não	Não	Não	Não
Teste Hansen (J)	-	-	0.319	0.440	0.539

Lags	Ef. Fixos	IV	GMM		
	-	4	4 e 5	4 a 6	4 a 7
β_6	3.139	-38.048	-11.260***	-7.957***	-8.226***
δ	-22661.034**	437.638	-237.010	-335.438*	-295.105***
Dummies Anuais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Mensais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Crises	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Teste Hansen (J)	-	-	0.320	0.441	0.534

P-valor: * p<0.10; **p<0.05; *** p<0.01.

Tabela 7: Placebo I - Outubro 2000

A tabela a seguir reporta as estimações dos parâmetros β_6 e δ em acordo com o modelo descrito na equação (4.1), em primeira diferença, utilizando como instrumentos para ΔPL_{t-1} lags da própria variável. A escolha dos instrumentos respeita o modelo autorregressivo que se adequa melhor aos erros estocásticos do modelo (4.1), conforme a Tabela 2. Dentre os 6898 fundos disponíveis na base de dados utilizada foram incluídos na estimação apenas aqueles teriam sido afetados caso a mudança institucional de maio de 2002 houvesse ocorrido em outubro de 2000, ou seja, fundos com data inicial de operação inferior a outubro de 2000 e data final de operação superior a outubro de 2000. Observações com data superior a maio de 2002 foram excluídas.

Lags	IV	GMM		
	4	4 e 5	4 a 6	4 a 7
β_6	-10.701	-11.705	-8.993***	-8.631***
δ	-340.872	-291.987	-383.070	-423.17
Dummies Anuais	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Mensais	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Crises	Não	Não	Não	Não
Teste Hansen (J)	-	0.401	0.497	0.821

Lags	IV	GMM		
	4	4 e 5	4 a 6	4 a 7
β_6	-10.036	-10.913	-8.203***	-8.439***
δ	-459.832	-412.353	-510.533	-502.634
Dummies Anuais	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Mensais	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Crises	Sim	Sim	Sim	Sim
Teste Hansen (J)	-	0.400	0.506	0.910

P-valor: * p<0.10; **p<0.05; *** p<0.01.

Tabela 8: Placebo II - Maio 2001

A tabela a seguir reporta as estimações dos parâmetros β_6 e δ em acordo com o modelo descrito na equação (4.1), em primeira diferença, utilizando como instrumentos para ΔPL_{t-1} lags da própria variável. A escolha dos instrumentos respeita o modelo autorregressivo que se adequa melhor aos erros estocásticos do modelo (4.1), conforme a Tabela 2. Dentre os 6898 fundos disponíveis na base de dados utilizada foram incluídos na estimação apenas aqueles teriam sido afetados caso a mudança institucional de maio de 2002 houvesse ocorrido em maio de 2001, ou seja, fundos com data inicial de operação inferior a maio de 2001 e data final de operação superior a maio de 2001. Observações com data superior a maio de 2002 foram excluídas.

Lags	IV	GMM		
	4	4 e 5	4 a 6	4 a 7
β_6	-10.045	-11.427	-8.414***	-8.391***
δ	2.899	90.987	-92.760	-101.513
Dummies Anuais	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Mensais	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Crises	Não	Não	Não	Não
Teste Hansen (J)	-	0.394	0.442	0.841

Lags	IV	GMM		
	4	4 e 5	4 a 6	4 a 7
β_6	-9.647	-10.902	-7.893**	-8.256***
δ	14.782	-17.818	66.65	47.893
Dummies Anuais	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Mensais	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies Crises	Sim	Sim	Sim	Sim
Teste Hansen (J)	-	0.393	0.450	0.875

P-valor: * p<0.10; **p<0.05; *** p<0.01.