



Análise Dinâmica de Estilo para Fundos de Investimentos Brasileiros

Adrian Pizzinga

Departamento de Estatística – Universidade Federal Fluminense (UFF)
adrianhp@est.uff.br

Luciano Vereda

Faculdade de Economia – Universidade Federal Fluminense (UFF)
lvereda@gmail.com

Caio Oliveira de Azevedo

Gerência de Desempenho em Segurança, Meio Ambiente, Eficiência Energética e Saúde – Petrobras
caioazevedo@petrobras.com.br

Cristiano Fernandes

Departamento de Engenharia Elétrica – PUC-Rio
cris@ele.puc-rio.br

Resumo

A análise de estilo é uma técnica voltada para o entendimento da composição de um fundo de investimento, sendo esta uma importante informação para diversos agentes do mercado financeiro. Este artigo propõe-se a investigar o estilo de fundos de investimento brasileiros – fundos cambiais e de ações –, no período de janeiro de 2004 a agosto de 2008. Foi empregada a metodologia de análise *dinâmica* de estilo, sob modelagem em espaço de estado via filtro de Kalman com restrições e com inicialização exata. Adicionalmente, índices representantes de classes de ativos foram confeccionados, a fim de melhor descrever o mercado financeiro brasileiro. Principais conclusões: (1) os fundos cambiais mantiveram as estratégias de investimento anunciadas ao público; e (2) os fundos de ações estiveram predominantemente expostos ao mercado bursátil, mas também alocaram parte de seus recursos em títulos públicos de longo prazo indexados à inflação.

Palavras-Chave

Análise de estilo; filtro de Kalman; fundo de investimento; índices de classes de ativos; inicialização exata; modelo em espaço de estado; restrições lineares.

Sumário

1. Introdução. 2. Modelos em espaço de estado e o filtro de kalman. 2.1. O modelo em espaço de estado linear. 2.2. O filtro de kalman. 2.3. Imposição de restrições no filtro de kalman. 2.4. Inicialização do filtro de kalman. 2.5. Estimção de parâmetros por (quasi) máxima verossimilhança. 2.6. Diagnósticos e seleção de modelos. 3. Análise de estilo. 3.1. Versão estática. 3.2. Versão dinâmica. 4. Base de dados. 4.1. Fundos de investimento. 4.2. Índices. 5. Estimção dos modelos e interpretação dos resultados. 5.1. Os fundos: informações adicionais. 5.2. Resultados. 6. Conclusões. 7. Apêndice. 8. Referências bibliográficas.



Abstract

Dynamic Style Analysis for Brazilian Investment Funds

Adrian Pizzinga

Department of Statistics – Universidade Federal Fluminense (UFF)
adrianhp@est.uff.br

Luciano Vereda

School of Economics – Universidade Federal Fluminense (UFF)
lvereda@gmail.com

Caio Oliveira de Azevedo

Performance Management for Safety, Environment, Energy Efficiency and Health – Petrobras
caioazevedo@petrobras.com.br

Cristiano Fernandes

Department of Electrical Engineering – PUC-Rio
cris@ele.puc-rio.br

Summary

Style analysis is a technique for understanding the composition of an investment fund. Such information plays an important role in decisions taken by several participants of the financial market. This article investigates Brazilian investment funds – stock funds and Dollar/Real exchange-rate funds –, from January of 2004 to August of 2008, using dynamic style analysis. The latter is considered under the state space modeling approach and the Kalman filter with restrictions and exact initialization. Additionally, some asset class indexes have been constructed in order to give a better description of the Brazilian market. The main conclusions are: (1) the exchange-rate funds recovered exposures are consistent with their announced investment strategy; and (2) the stock funds have been predominantly exposed in the stock market, even though there is some suggestion that they have invested part of their assets in inflation-indexed bonds.

Key Words

Asset class indexes; exact initialization; investment fund; Kalman filter; linear restrictions; state space model; style analysis.

Contents

1. Introduction. 2. Models in state space and Kalman filter. 2.1. The model in linear state space. 2.2. The Kalman filter. 2.3. Imposing restrictions on the Kalman filter. 2.4. Initialisation of the Kalman filter. 2.5. Estimation of parameter by (quasi) maximum likelihood. 2.6. Diagnostics and selection of models. 3. Style analysis. 3.1. Static version. 3.2. Dynamic version. 4. Database. 4.1. Investment funds. 4.2. Indexes. 5. Estimation of models and interpretation of results. 5.1. The funds: additional information. 5.2. Results. 6. Conclusions. 7. Appendix. 8. Bibliographical References.



Sinopsis

Análisis Dinámico de Estilo para los Fondos de Inversión de Brasil

Adrian Pizzinga

Departamento de Estadísticas – Universidad Federal Fluminense (UFF)
adrianhp@est.uff.br

Luciano Vereda

Facultad de Ciencias Económicas – Universidad Federal Fluminense (UFF)
lvereda@gmail.com

Caio Oliveira de Azevedo

Gestión del Desempeño en Seguridad, Medio Ambiente, Eficiencia Energética y Salud – Petrobras
caioazevedo@petrobras.com.br

Cristiano Fernandes

Departamento de Ingeniería Eléctrica – PUC-Rio
cris@ele.puc-rio.br

Resumen

El análisis de estilo es una técnica orientada hacia la comprensión de la composición de un fondo de inversión, la cual es una información importante para muchos participantes del mercado financiero. Este artículo se propone a investigar el estilo de los fondos de inversión brasileños – los fondos cambiales y de acciones –, en el período de enero de 2004 a agosto de 2008. Se utilizó la metodología de análisis *dinámico* de estilo, bajo el modelado de espacio de estado a través del filtro de Kalman con restricciones y con inicialización exacta. Además, los índices representativos de las clases de activos se hicieron con el fin de describir mejor el mercado financiero brasileño. Conclusiones principales: (1) los fondos cambiales mantuvieron las estrategias de inversión anunciadas al público; y (2) los fondos de acciones estuvieron expuestos principalmente al mercado bursátil, pero también destinaron parte de sus recursos en títulos públicos a largo plazo indexados a la inflación.

Palabras-Clave

Análisis de estilo; filtro de Kalman; fondo de inversión; índices de clases de activos; inicialización exacta; modelo en espacio de estado; restricciones lineales.

Sumario

1. Introducción. 2. Modelos en espacio de estado y el filtro de Kalman. 2.1. El modelo en espacio de estado lineal. 2.2. El filtro de Kalman. 2.3. Imposición de restricciones en el filtro de Kalman. 2.4. Inicialización del filtro de Kalman. 2.5. Estimación de parámetros por (quasi) máxima verosimilitud. 2.6. Diagnósticos y selección de modelos. 3. Análisis de estilo. 3.1. Versión estática. 3.2. Versión dinámica. 4. Base de datos. 4.1. Fondos de inversión. 4.2. Índices. 5. Estimación de los modelos y interpretación de los resultados. 5.1. Los fondos: información adicional. 5.2. Resultados. 6. Conclusiones. 7. Apéndice. 8. Referencias bibliográficas.



1. Introdução

Usualmente, o estilo de investimento de um fundo, caracterizado pela composição real de sua carteira, não é conhecido em pormenores por potenciais investidores. Em vista disso, importantes podem ser os inconvenientes engendrados, como, por exemplo, uma classificação incorreta dos fundos quanto aos seus reais estilos de investimento. De acordo com Swinkles e van der Sluis (2006), embora grande parte dos fundos disponha de nomes sugestivos de suas estratégias de investimento, muitos ainda intitulam-se de forma equivocada, apresentam metas imprecisas, ou mesmo adotam um estilo diferente do anunciado aos seus públicos de interesse. Uma vez que os investidores necessitam de informações mais claras e detalhadas para formularem suas decisões, tal falta de transparência perpetrada por parte dos fundos provoca, em última instância, a alocação subótima do capital financeiro sob a posse dos investidores.

Com o intuito de mitigar este impasse, Sharpe (1988, 1992) propôs uma metodologia estatística, denominada de *análise de estilo baseada no retorno* ou, simplesmente, *análise de estilo*, que visa estimar e interpretar as exposições de um dado fundo aos diferentes segmentos do mercado financeiro, como os mercados de ações, de renda fixa, cambial etc. Diferentes abordagens sobre a metodologia de análise de estilo podem ser encontradas em Varga e Valli (1998), Brown e Goetzmann (2003), de Roon et al. (2004), Pizzinga e Fernandes (2006), Swinkles e van der Sluis (2006), Pizzinga et al. (2008), e Yoshinaga et al. (2009).

De posse das exposições já estimadas, os investidores podem então perseguir mais facilmente estratégias ótimas de alocação de seus recursos financeiros, bem como eficientes realocações dos mesmos dentro de seus portfólios de investimentos. De maneira geral, a análise de estilo é importante para investidores em geral, dado que a carteira de um fundo pode ser estudada sem a real necessidade de acesso a pormenores de sua composição (cf. Varga e Valli, 1998). Outras vantagens decorrentes da implementação da análise de estilo incluem:

- (i) categorizar os fundos com maior precisão,
- (ii) avaliar o desempenho histórico de uma carteira de investimentos,
- (iii) promover a construção de *benchmarks* a fim de mensurar a performance dos fundos (cf. Sharpe, 1992), (iv) viabilizar processos de auditorias desse setor por intermédio das agências reguladoras e das agências de *rating* (cf. Pizzinga e Fernandes, 2006), e
- (v) permitir que empresas seguradoras tenham um melhor entendimento sobre as estratégias tomadas por fundos atuariais voltados para a proteção contra movimentos da inflação (cf. Marques et al., 2012).

A despeito da relevância da análise de estilo, a metodologia, assim como proposta inicialmente em Sharpe (1988, 1992), apresenta algumas inconsistências em sua formulação. Em especial, cita-se o pressuposto básico de que a composição da carteira de um dado fundo permanece fixa ao longo do tempo. Mesmo nos casos em que um fundo é administrado de forma passiva, não se espera que as suas exposições tenham comportamento constante no decorrer do tempo. Segundo Pizzinga e Fernandes (2006), há sempre a possibilidade de que as alocações sejam “mudadas *on line* pelo gestor”. Em vista



disso, uma proposta mais atraente para a incorporação de dinâmica às exposições consistiria em estimá-las por intermédio do *filtro de Kalman*,¹ metodologia definida por um conjunto de equações recursivas, utilizado, em especial, para estabelecer algoritmos de previsão e/ou estimação de modelos de séries temporais representados na forma de *espaço de estado* (cf. Harvey, 1989; Hamilton, 1994; West e Harrison, 1997; Durbin e Koopman, 2001; e Brockwell e Davis, 2002). Destes modelos de séries temporais, para efeito deste artigo, destacam-se os modelos de regressão com coeficientes estocasticamente variantes no tempo, o que constitui, junto com o filtro de Kalman, uma interessante alternativa na implementação de uma análise *dinâmica* de estilo, reformulação da análise de estilo original que incorpora exposições variantes ao longo da amostra.

À luz das informações acima discutidas, este artigo oferece, como uma contribuição primeira, a análise de quatro fundos de investimento brasileiros, dois deles categorizados como cambial Dólar, categoria representada pelos fundos que investem em títulos atrelados à variação da taxa de câmbio Real/Dólar, e dois classificados como de ações ativo, que são fundos que perseguem uma rentabilidade superior à obtida por um determinado índice de ações, como o Ibovespa ou o IBrX, por exemplo. Para tanto, pretende-se aplicar a análise dinâmica de estilo, apropriando-se do embasamento teórico contemplado pelo filtro de Kalman sobre modelos representados na forma de espaço de estado. Menciona-se também que uma das restrições sobre as exposições do fundo contempladas na formulação original de Sharpe, a *restrição de carteira*, ainda é considerada – motivando, desta forma, o uso de um tipo de filtro de Kalman com restrições, qual seja, o filtro de Kalman *restrito reduzido* (cf. Pizzinga, 2010).

Outra presumida contribuição deste artigo é a de que novos índices de classes de ativos, do tipo *quantum*, foram confeccionados a fim de sanar a eventual carência de índices que pudessem apropriadamente representar as classes de ativos do mercado financeiro a que os fundos estão expostos. Os *quanta*² são índices obtidos por meio de um método que remete àquele desenvolvido por Varga (1999), com adaptações voltadas para os fins deste artigo, permitindo, inclusive, a criação de *quanta* originais, como o *quantum* de inflação, por exemplo.

A seção 2 visa a recobrir a teoria dos modelos em espaço de estado e do filtro de Kalman, de forma a tornar o artigo o mais autocontido possível. A seção 3 apresenta a metodologia de análise de estilo, tanto na versão original estática quanto na versão dinâmica. A seção 4 se propõe a explorar a base de dados (retornos dos índices de classes de ativos e dos fundos de investimento) utilizada ao longo das estimações, incluindo algum detalhamento sobre o procedimento de confecção dos índices *quanta*. Na seção 5, as exposições são estimadas pelo filtro de Kalman com restrições apropriadamente aplicadas, e interpretadas com base nos principais fatos macroeconômicos ocorridos no período da amostra. A seção 6, finalmente, conclui.

¹ Salvo quando mencionado em contrário, o termo “filtro de Kalman” corresponderá ao longo deste artigo à metodologia em todas as suas nuances, inclusive nos contextos de previsão, filtragem e suavização.

² Plural de *quantum*, em latim.



2. Modelos em Espaço de Estado e o Filtro de Kalman

2.1 O Modelo em Espaço de Estado Linear

Um *modelo em espaço de estado linear*, sem efeitos de regressão e/ou intervenções, é definido pelas *matrizes do sistema* $\{Z_t, T_t, R_t, H_t, Q_t\}$, as quais devem evoluir deterministicamente no tempo. As equações básicas do modelo são descritas abaixo:

$$\begin{aligned} Y_t &= Z_t \gamma_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim WN(0, H_t) \\ \gamma_{t+1} &= T_t \gamma_t + R_t \eta_t, \quad \eta_t \sim WN(0, Q_t). \end{aligned} \quad (1)$$

A primeira equação do sistema é chamada *equação das observações*. A segunda equação, nomeada por *equação de transição* ou *do estado*, representa a dinâmica do processo γ_t , chamado de *vetor de estado*, o qual é m -variado e, em geral, não observável, e cujo componente γ_1 , chamado de *vetor de estado inicial*, possui esperança matemática e matriz de covariância incondicionais dados por a_1 e P_1 , respectivamente. Quando γ_1 tem distribuição Gaussiana e é independente de processo $(\varepsilon_t', \eta_t')$ e, além disso,

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \sim NID \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} H_t & 0 \\ 0 & Q_t \end{bmatrix} \right) \quad (2)$$

então, o modelo (1) é chamado *modelo em espaço de estado linear Gaussiano* (cf. Harvey, 1989; e Durbin e Koopman, 2001).

Para diversos modelos em séries temporais, existe pelo menos uma representação em espaço de estado linear. Exemplos de tais modelos e suas respectivas representações em espaço de estado podem ser encontrados em Harvey (1989), Hamilton (1994), West e Harrison (1997), Durbin e Koopman (2001) e Brockwell e Davis (2002).

2.2 O Filtro de Kalman

Para o que se segue, considere a versão Gaussiana³ de (1). Um conjunto de equações recursivas para a obtenção de estimadores do vetor de estado, para cada instante de tempo e com boas propriedades estatísticas, é o *filtro de Kalman*. Antes que se apresentem as recursões do filtro de Kalman, denote-se por n o número de observações extraídas do processo Y_t e por \mathfrak{F}_j a σ -álgebra produzida pelas medidas até o instante j – isto é, $\mathfrak{F}_j \equiv \sigma(Y_1, Y_2, \dots, Y_j)$. Considere também os momentos condicionais $\hat{\gamma}_{t|j} \equiv E(\gamma_t | \mathfrak{F}_j)$ e $P_{t|j} \equiv E[(\gamma_t - \hat{\gamma}_{t|j})(\gamma_t - \hat{\gamma}_{t|j})' | \mathfrak{F}_j]$. As recursões do filtro de Kalman fornecem estes momentos condicionais, para os casos de $j = t - 1$ (*previsão*), $j = t$ (*atualização*) e $j = n$ (*suavização*). Suas expressões analíticas são dadas por:

³ Menciona-se que, embora esta hipótese possa parecer um tanto restritiva, tudo que é aqui apresentado mantém grande generalidade, pois, fora de normalidade, expressões do filtro de Kalman representam estimadores lineares ótimos e correspondentes matrizes de erros médios quadráticos (cf. Brockwell e Davis, 2002).

- **Equações de Previsão**

$$\begin{aligned}\hat{\gamma}_{t+1|t} &= T_t \hat{\gamma}_{t|t} \\ P_{t+1|t} &= T_t P_{t|t} T_t' + R_t Q_t R_t'\end{aligned}\quad (3)$$

- **Equações de Atualização**

$$\begin{aligned}\hat{\gamma}_{t|t} &= \hat{\gamma}_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} \mathbf{v}_t \\ P_{t|t} &= P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1}\end{aligned}\quad (4)$$

- **Equações de Suavização**

$$\begin{aligned}\hat{\gamma}_{t|n} &= \hat{\gamma}_{t|t-1} + P_{t|t-1} r_{t-1} \\ r_{t-1} &= Z_t' F_t^{-1} \mathbf{v}_t + (T_t - T_t P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t)' r_t \\ P_{t|n} &= P_{t|t-1} - P_{t|t-1} N_{t-1} P_{t|t-1} \\ N_{t-1} &= Z_t' F_t^{-1} Z_t + (T_t - T_t P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t)' N_t (T_t - T_t P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t) \\ r_n &= 0 \quad e \quad N_n = 0\end{aligned}\quad (5)$$

Nota-se que, para o cálculo das recursões acima, é necessário que se calculem as *inovações* e sua variância condicional. Essas são obtidas por $\mathbf{v}_t \equiv Y_t - E(Y_t | \mathfrak{F}_{t-1}) = Y_t - Z_t \hat{\gamma}_{t|t-1}$ e $F_t \equiv \text{Var}(\mathbf{v}_t | \mathfrak{F}_{t-1}) = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t$. Referências sobre as deduções das recursões de Kalman, sob a hipótese de normalidade, podem ser encontradas em Harvey (1989, 1993), e Durbin e Koopman (2001).

2.3 Imposição de Restrições no Filtro de Kalman

Uma maneira de se impor a restrição de carteira em análises dinâmicas de estilo, assuntos da seção 3, é adotar o *filtro de Kalman restrito reduzido*, proposto por Pizzinga (2010). Este, em linhas gerais, consiste em reescrever algumas coordenadas do vetor de estado em função de outras. O resultado é substituído na equação das medidas de forma apropriada.

Primeiramente, supõe-se que o vetor de estado, no instante t , satisfaz restrições lineares, da forma $A_t \gamma_t = q_t$, na qual A_t é uma matriz fixa e conhecida de dimensão $k \times m$ e q_t é um vetor possivelmente aleatório, certamente observável e \mathfrak{F}_t -mensurável.⁴ A descrição do algoritmo, para a transferência de tais restrições à estimação do estado via filtro de Kalman, é dada abaixo:

1. Particione o vetor de estado e reescreva a restrição linear, sendo que a matriz $A_{1,t}$ $k \times k$ é invertível:

$$A_{1,t} \gamma_{1,t} + A_{2,t} \gamma_{2,t} = q_t \quad (6)$$

⁴ O uso deste termo, neste contexto de modelos lineares Gaussianos, é equivalente a dizer que q_t é função afim de $(Y_1', \dots, Y_t)'$.



2. Resolva a equação (6) para $\gamma_{1,t}$ e obtenha:

$$\gamma_{1,t} = A_{1,t}^{-1}q_t - A_{1,t}^{-1}A_{2,t}\gamma_{2,t} \quad (7)$$

3. Substitua, na equação das medidas do modelo (1), a expressão de $\gamma_{1,t}$ deduzida na equação (7):

$$Y_t^* = Y_t - Z_{1,t}A_{1,t}^{-1}q_t = (Z_{2,t} - Z_{1,t}A_{1,t}^{-1}A_{2,t})\gamma_{2,t} + \varepsilon_t = Z_{2,t}^*\gamma_{2,t} + \varepsilon_t \quad (8)$$

4. Proponha uma equação de transição para $\gamma_{2,t}$ de tal forma que se preserve um modelo em espaço de estado linear, isto é:

$$\gamma_{2,t} = T_{2,t}\gamma_{2,t} + R_{2,t}\eta_{2,t} \quad (9)$$

5. Para o modelo definido anteriormente em (8) e (9), basta aplicar as equações de atualização e de suavização do filtro de Kalman para obter estimativas de $\gamma_{2,t}$. Finalmente, utilize as estimativas encontradas de $\gamma_{2,t}$ para calcular estimativas de $\gamma_{1,t}$:

$$\hat{\gamma}_{1,t|j} = A_{1,t}^{-1}q_t - A_{1,t}^{-1}q_t A_{2,t}\hat{\gamma}_{2,t|j} \quad \forall t \leq j \quad (10)$$

Uma vantagem metodológica de se utilizar o filtro de Kalman restrito reduzido é a de que, durante o processo de modelagem, é possível a comparação entre vários modelos concorrentes mediante os critérios de informação dos tipos AIC, BIC e outros. E, além disso, existe também uma óbvia eficiência computacional, a qual está relacionada à redução do tamanho do vetor estado – e, conseqüentemente, de matrizes do sistema.

2.4 Inicialização do Filtro de Kalman

Para a utilização das recursões de Kalman, os momentos incondicionais a_1 e P_1 , do vetor de estado inicial γ_1 , devem ser conhecidas. No caso em que existe pelo menos uma coordenada não estacionária do vetor de estado γ_t , faz-se necessário o uso de procedimentos que auxiliem na inicialização do filtro de Kalman, uma vez que tais condições iniciais são de difícil definição. Duas das mais conhecidas abordagens para inicialização do filtro de Kalman são: abordagem *big kappa* (cf. Harvey e Phillips, 1979) e o *filtro de Kalman inicial exato* (cf. Koopman, 1997; Durbin e Koopman, 2001, cap. 5; e Koopman e Durbin, 2003). Ambas serão, nesta subseção, descritas; na parte empírica do artigo (seção 5), a segunda abordagem será considerada nas implementações. Para tanto, adote-se o seguinte *modelo geral* para o vetor de estado inicial, sob a notação de Durbin e Koopman (2001):

$$\gamma_1 = a + A\delta + R_0\eta_0, \quad \eta_0 \sim N(0, Q_0), \quad (11)$$

no qual a é um vetor $m \times 1$ de constantes, δ é vetor aleatório $q \times 1$ não observável com $E(\delta) = 0$, $Var(\delta) = kI_q$ e $E(\delta\eta_0') = Cov(\delta\eta_0') = 0$. Os termos A e R_0 são matrizes que selecionam as coordenadas de γ_1 associadas às componentes não estacionárias e estacionárias, respectivamente, de γ_t . Também, admite-se que $Q_0 > 0$ e que as coordenadas de a , associadas às coordenadas não nulas $A\delta$, são nulas. Com o modelo geral em (11), é possível atribuir total ignorância sobre as condições iniciais referentes às coordenadas não estacionárias de

γ_t . O procedimento é fazer com a variância de δ se torne arbitrariamente grande. Na *abordagem big kappa*, que foi sugerida originalmente em Harvey e Phillips (1979), e de certa forma defendida em Harvey (1989), p. 121 e 122, a total ignorância é traduzida ao se especificar um valor numericamente grande para k . No entanto, esta é uma metodologia heurística, sob a qual a determinação de uma constante de k razoavelmente grande é variante conforme a exigência de cada analista, e cuja estabilidade computacional pode ficar seriamente comprometida.

Uma alternativa teórica e operacionalmente mais interessante à abordagem big kappa é o *filtro de Kalman inicial exato*, devido a Koopman (1997), e revisitado em outros aspectos por Koopman e Durbin (2003) – também é recomendado o livro de Durbin e Koopman (2001), cap. 5. Este tipo de inicialização difusa *exata* consiste basicamente em reconhecer que as equações do filtro de Kalman “2 em 1” e do suavizador de Kalman (equações (5)) dependem de k na forma de funções suaves, escrever estas funções como fórmulas de Maclaurin, e tomar $k \rightarrow \infty$ nestas expressões.

Os referentes coeficientes matriciais da parte polinomial destas fórmulas de Maclaurin, no caso do filtro de Kalman “2 em 1”, constituem o filtro de Kalman inicial exato;⁶ suas recursões são dadas na sequência:

$$\begin{aligned}
 F_{\infty,t} &= Z_t P_{\infty,t} Z_t' & F_{*,t} &= Z_t P_{*,t} Z_t' + H_t \\
 M_{*,t} &= P_{*,t} Z_t' & M_{\infty,t} &= P_{\infty,t} Z_t' \\
 F_t^{(1)} &= F_{\infty,t}^{-1} & F_t^{(2)} &= -F_{\infty,t}^{-1} F_{*,t} F_{\infty,t}^{-1} \\
 K_t^{(0)} &= T_t M_{\infty,t} F_t^{(1)} & K_t^{(1)} &= T_t M_{\infty,t} F_t^{(2)} + T_t M_{*,t} F_t^{(1)} \\
 L_t^{(0)} &= T_t - K_t^{(0)} Z_t & L_t^{(1)} &= -K_t^{(1)} Z_t \\
 \mathbf{v}_t^{(0)} &= Y_t - Z_t \hat{\gamma}_t^{(0)} & \hat{\gamma}_{t+1}^{(0)} &= T_t \hat{\gamma}_t^{(0)} + K_t^{(0)} \mathbf{v}_t^{(0)} \\
 P_{\infty,t+1} &= T_t P_{\infty,t} L_t^{(0)'} & P_{*,t+1} &= T_t P_{\infty,t} L_t^{(1)'} + T_t P_{*,t} L_t^{(0)'} + R_t Q_t R_t'
 \end{aligned} \tag{12}$$

$$\hat{\gamma}_1^{(0)} = a, \quad P_{\infty,1} = AA' \quad P_{*,1} = R_0 Q_0 R_0'$$

⁵ O filtro de Kalman “2 em 1” é obtido mediante a substituição das equações em (4) nas equações em (3), e muitas vezes é considerado na literatura como o próprio filtro de Kalman (cf. Durbin e Koopman, 2001, cap. 4). Suas expressões são dadas por:

$$\hat{\gamma}_{t+1|t} = T_t \hat{\gamma}_{t|t-1} + T_t P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} \mathbf{v}_t \quad t = 1, 2, \dots, n$$

$$P_{t+1|t} = T_t P_{t|t-1} (T_t - T_t P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1})' + R_t Q_t R_t'$$

⁶ Nos instantes em que $F_{\infty,t} = 0$, estas recursões possuem formatos diferentes para alguns termos (cf. Koopman e Durbin, 2003). Como tais casos nunca aparecerão nos modelos em espaço de estado de interesse deste artigo, as versões modificadas não serão aqui apresentadas.



É importante mencionar que as recursões em (12) coincidirão com as equações usuais do filtro de Kalman “2 em 1” a partir do momento em que $P_{\infty,t}$ se anula. O último momento em que a referida matriz é não nula é denotado por d , cuja existência é garantida teoricamente (cf. Koopman, 1997). Logo, a partir de $d+1$, o filtro de Kalman inicial exato em (12) deve ser substituído pelo filtro de Kalman “2 em 1”, ou pelas equações de atualização e de previsão, dadas respectivamente em (3) e (4), com as condições iniciais $P_{d+1} = P_{*,d+1}$ e $a_{d+1} = \hat{\gamma}_{d+1}^{(0)}$.

De forma análoga ao procedimento adotado para obter o filtro de Kalman inicial exato, os coeficientes matriciais da parte polinomial das fórmulas de Maclaurin, para as equações de suavização em (3), são dados, no formato de recursões,⁷ por:

$$\begin{aligned} r_{t-1}^{(0)} &= L_t^{(0)'} r_t^{(0)} \\ r_{t-1}^{(1)} &= Z_t' F_t^{(1)} \mathcal{V}_t^{(0)} + L_t^{(0)'} r_t^{(1)} + L_t^{(1)'} r_t^{(0)} \\ N_{t-1}^{(0)} &= L_t^{(0)'} N_t^{(0)} L_t^{(0)} \\ N_{t-1}^{(1)} &= Z_t' F_t^{(1)} Z_t + L_t^{(0)'} N_t^{(1)} L_t^{(0)} + L_t^{(1)'} N_t^{(0)} L_t^{(0)} + L_t^{(0)'} N_t^{(0)} L_t^{(1)} \\ N_{t-1}^{(2)} &= Z_t' F_t^{(2)} Z_t + L_t^{(0)'} N_t^{(2)} L_t^{(0)} + L_t^{(0)'} N_t^{(1)} L_t^{(1)} + L_t^{(1)'} N_t^{(0)} L_t^{(1)} + L_t^{(1)'} N_t^{(1)} L_t^{(0)} \quad (13) \\ \hat{\gamma}_{t/n} &= \hat{\gamma}_t^{(0)} + P_{*,t} r_{t-1}^{(0)} + P_{\infty,t} r_{t-1}^{(1)} \\ \hat{P}_t &= P_{*,t} - (P_{*,t} N_{t-1}^{(0)} P_{*,t} + P_{*,t} N_{t-1}^{(1)} P_{\infty,t} + P_{\infty,t} N_{t-1}^{(1)} P_{*,t} + P_{\infty,t} N_{t-1}^{(2)} P_{\infty,t}) \\ r_d^{(0)} &= r_d, \quad N_d^{(0)} = N_d, \quad r_d^{(1)} = 0, \quad N_d^{(1)} = N_d^{(2)} = 0. \end{aligned}$$

Conforme a garantia teórica apresentada por Koopman (1997), as recursões em (13) devem ser implementadas somente para os instantes $t = d, \dots, 1$. Para os outros instantes de tempo, sob as condições iniciais em $d+1$ já discutidas, as recursões do suavizador exato coincidirão plenamente com equações revisitadas em (4).

2.5 Estimação de Parâmetros por (Quasi) Máxima Verossimilhança

Como pode ser facilmente percebido nas seções anteriores, o cálculo das recursões de Kalman demanda o conhecimento das matrizes do sistema. Estas, por sua vez, podem depender de parâmetros que na prática são desconhecidos. Assim, as recursões de Kalman devem ser combinadas com a estimação dos parâmetros via *(quasi) máxima verossimilhança*. Denota-se por ψ o vetor com todos os parâmetros a serem estimados. A função de verossimilhança do modelo apresentado na eq. (1), para uma série temporal observada do processo Y_t para $t = 1, 2, \dots, n$ e avaliada em ψ , é dada por:

$$L(\psi) \equiv p(y_1, \dots, y_n) = p(y_1) \prod_{t=2}^n p(y_t | \mathfrak{F}_{t-1}) \quad (14)$$

⁷ Mesmo conteúdo da nota anterior.

O estimador de (*quasi*) *máxima verossimilhança* é definido por $\hat{\psi} = \arg \max_{\psi \in \Psi} L(\psi)$. Conforme Harvey (1989), para o modelo em espaço de estado Gaussiano, pode-se escrever o logaritmo da equação descrita na eq. (14) apenas em termos de $v_t = v_t(\psi)$ e $F_t = F_t(\psi)$, a qual é chamada, neste contexto, de *verossimilhança decomposta pelo erro de predição*. Sua expressão, em log, sob uma inicialização não difusa do filtro de Kalman, é dada por:

$$\log L(\psi) \propto - \sum_{t=1}^n [\log |F_t| + v_t' F_t^{-1} v_t], \quad (15)$$

já que $Y_t \sim N(Z_t' \gamma_{t|t-1}, Z_t' P_{t|t-1} Z_t' + H_t)$. Por outro lado, sob a abordagem do filtro de Kalman inicial exato, as parcelas da função de log-verossimilhança em (15), correspondentes aos instantes $t = 1, \dots, d$, sofrem algumas modificações. Conforme demonstrado em Durbin e Koopman (2001) e utilizando o insumo adicional $F_{\infty,t} = F_{\infty,t}(\psi)$ resultante do filtro de Kalman inicial exato, a função de *verossimilhança difusa*,⁸ já em log, é dada por:

$$\log L(\psi) = - \frac{np}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^d \log |F_{\infty,t}| - \frac{1}{2} \sum_{t=d+1}^n [\log |F_t| + v_t' F_t^{-1} v_t]. \quad (16)$$

Como observado nas equações (15) e (16), o processo de estimação via máxima verossimilhança demanda o uso de métodos numéricos devido a não linearidade nos parâmetros. Este processo na prática pode gerar problemas de convergência numérica. Entretanto, a dificuldade em se obter convergência poderá ser mitigada com a versão difusa em (16).

2.6 Diagnósticos e Seleção de Modelos

Assim como outras metodologias estatísticas, a modelagem em espaço de estado abarca o uso de critérios e de medidas que auxiliam no processo de diagnósticos e na seleção de modelos. No que concerne à prática de diagnósticos, as *inovações padronizadas*, definidas por $v_t^p = F_t^{-1/2} v_t$, são a matéria-prima essencial, pois, sob as hipóteses básicas do modelo em espaço de estado linear Gaussiano, estas constituem vetores aleatórios independentes e identicamente distribuídos, com distribuição comum $N(0, I)$. Violações de pelo menos uma dessas últimas duas condições indicam má especificação do modelo adotado.

Em caso de existirem evidências de que as inovações padronizadas são não Gaussianas, as expressões dadas em (15) e (16) ainda costumam ser usadas como funções de *quasi log verossimilhança*, e os estimadores/estimativas, resultantes de maximização destas, são denominados estimadores/estimativas de *quasi máxima verossimilhança*.⁹

Quanto ao processo de seleção de modelos, Harvey (1989, cap 5) e Durbin e Koopman (2001, cap. 7) recomendam procedimentos para auxiliar a seleção de modelos e para que se verifique a qualidade do ajuste; dentre elas destacam-se a comparação de modelos via medidas

⁸ Mais uma vez, ressalta-se que, para modelos que contemplam instantes, no período difuso (ou seja, até d), nos quais $F_{\infty,t} = 0$, esta verossimilhança possui algumas modificações. Para detalhes, vide Durbin e Koopman (2001), cap. 7.

⁹ No entanto, cita-se que, mesmo não sendo algo determinante para este artigo em particular, alguns cuidados no que dizem respeito à inferência estatística devem ser tomados (cf. Hamilton, 1994, cap. 13).



de poder preditivo e através de critérios de informação, cujas expressões são dadas abaixo:

$$AIC = \frac{1}{n} [-2 \log L(\hat{\psi}) + 2(q + w)], \quad (17)$$

$$BIC = \frac{1}{n} [-2 \log L(\hat{\psi}) + (q + w) \log(n)],$$

nos quais $w = \dim(\psi)$ e $q = \dim(\delta)$.

3. Análise de Estilo

3.1 Versão Estática

Proposta originalmente em Sharpe (1988) e revisitada em Sharpe (1992), a versão pioneira da análise de estilo baseada no retorno, também conhecida como análise de estilo *estática*, reside na estimação e interpretação do seguinte *modelo de fatores para classes de ativos*:

$$R_t^f = \beta_1 R_{1,t} + \beta_2 R_{2,t} + \dots + \beta_k R_{k,t} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (18)$$

no qual R_t^f é o processo estocástico que representa o retorno de um dado fundo no instante t ; $R_t = (R_{1,t}, R_{2,t}, \dots, R_{k,t})'$ são os processos estocásticos referentes aos retornos de *índices representantes de classes de ativo*. Neste contexto, R_t representa o vetor de fatores; $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$ representa as exposições desconhecidas, as quais devem ser estimadas e, finalmente, ε_t é um ruído branco não correlacionado com os fatores, de média nula e de variância σ^2 . De acordo com a teoria desenvolvida por Sharpe (1988, 1992), é desejável que as classes de ativos presentes no modelo sejam: *exaustivas* (a parcela do mercado financeiro ao qual o fundo está exposto deve ser adequadamente representada por estas classes ou, de forma similar, todas as variáveis independentes relevantes devem ser incluídas no modelo), *mutuamente exclusivas* (cada ativo deve pertencer a uma única classe) e apresentem *comportamento diferenciado* ou, em termos estatísticos, não há a presença de forte multicolinearidade no modelo. Adicionalmente, as exposições devem, dependendo do caso, ainda ser submetidas às seguintes restrições:

$$\sum_{i=1}^k \beta_i = 1 \quad (19)$$

$$\beta_i \geq 0, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (20)$$

Compreende-se a restrição (19) como uma *restrição de carteira*, representando uma restrição contábil. A expressão dada em (20), por outro lado, configura-se como uma restrição à carteira de não poder *assumir posição em derivativos de venda*. Pela taxonomia adotada em de Roon et al. (2004), a versão da análise de estilo proposta por Sharpe seria classificada como *análise de estilo forte*, devido à imposição simultânea de ambas as restrições. Quando nenhuma das restrições é imposta em (18), tem-se então a *análise de estilo fraca*. Finalmente,



quando somente a restrição de carteira é considerada, tem-se a *análise de estilo semiforte*. A análise de estilo forte deve somente ser aplicada quando os fundos de investimento estiverem, de fato, sujeitos aos regulamentos que proibissem seus gestores de operar em posições vendidas e/ou alavancadas. Neste caso particular, a imposição de ambas as restrições promoveria substanciais ganhos de eficiência quando comparados aos outros tipos de análises de estilo. Em caso contrário, a presença das restrições que não são verificadas na prática produziria fatalmente estimativas viesadas das exposições, como apontado em de Roon et al. (2004).

Um simples procedimento de estimação, como a minimização da variância residual amostral, poderia ser utilizado a fim de estimarmos as exposições presentes em (18). No que concerne às análises de estilo fraca e semiforte, métodos usuais de estimação como mínimos quadrados ordinários e mínimos quadrados restritos, respectivamente, cumpririam bem este papel. Métodos de otimização mais elaborados, por outro lado, seriam necessários ao abordar a análise de estilo forte, como o *método do gradiente* apresentado em Sharpe (1988, 1992) e Varga e Valli (1998).

Embora a metodologia de análise de estilo, assim como proposta inicialmente em Sharpe (1988, 1992), seja uma técnica indicada e natural para revelar a política e o desempenho dos fundos de investimento, ainda assim apresenta alguns pontos negativos em sua formulação, dos quais destacam-se:

- o pressuposto básico de que a composição da carteira de um dado fundo, representado pelo vetor de coeficientes $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$, permanece *fixa* ao longo do tempo; e
- a eventual dificuldade em encontrar adequados índices representantes das classes ativos a serem consideradas na análise, a depender dos tipos de fundos e das características do mercado financeiro sob estudo.

Uma maneira de se resolver o primeiro ponto levantado seria incorporar na análise de estilo o fato de que as alocações a classes de ativos de fundo de investimento podem variar ao longo do tempo, determinando/reconhecendo uma dinâmica apropriada para os coeficientes descritos no modelo (18). Em termos técnicos, pode-se reconhecer que estes seguem processos estocásticos não observáveis, mas que podem ser estimados, sob o uso de modelos em espaço de estado, com base na evidência empírica advinda de séries de retornos da carteira e dos índices representantes da classe de ativos. Esta abordagem pode ser chamada de *análise dinâmica de estilo*, e os modelos resultantes atenderiam pelo nome de modelos *dinâmicos* de fatores para classes de ativos – vide Posthuma e Van Der Sluis (2005), Pizzinga e Fernandes (2006) e em Swinkels e Van der Sluis (2006). A subseção 3.2 é reservada ao conteúdo técnico e computacional desta conversão.



No que diz respeito ao segundo ponto levantado, este artigo se propõe a preencher a lacuna referente à falta de índices que possa apropriadamente representar os mercados de derivativos de renda fixa, de derivativos de dólar e de derivativos de IGP-M (ou, grosso modo, de inflação), tanto no curto quanto no médio prazo. Nesse sentido, foram confeccionados alguns índices (os *quanta*), por meio de um método proposto inicialmente em Varga (1999) e, posteriormente, adaptado para os fins deste artigo, permitindo, inclusive, a criação de *quanta* originais, como o quantum IGP-M, por exemplo. A seção 4 é inteiramente dedicada a estas questões.

3.2 Versão Dinâmica

As análises dinâmicas de estilo *fraca* (nenhuma restrição é imposta) e *semiforte* (a restrição de carteira é considerada) propostas neste artigo reconhecem, para seus respectivos modelos dinâmicos de fatores para classes de ativos, um passeio aleatório sem intercepto para a dinâmica de um intercepto adicionado ao modelo (18) – o *alfa de Jensen*¹⁰ (cf. de Roon et al. , 2004). Para as exposições, propõe-se um modelo autorregressivo vetorial estacionário, com matriz dos coeficientes diagonal; isto é, $\beta_{j,t+1} = \phi_j \beta_{j,t} + \eta_{j,t}$, no qual $|\phi_j| < 1$ para todo j . A restrição de carteira pode ser adicionada mediante o algoritmo proposto na subseção 2.3. As expressões finais do modelo dinâmico de fatores para classes de ativos na forma de espaço de estado, que conjugam as equações das medidas e do estado, e tem adicionada a restrição de carteiras, encontram-se abaixo:

$$R_t^f - R_{1,t} = [R_{2,t} - R_{1,t} \dots R_{k,t} - R_{1,t} \ 1] \gamma_{2,t} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2) \quad (21)$$

$$\gamma_{2,t+1} = \text{diag}(\phi_2, \phi_3, \dots, \phi_k, 1) \gamma_{2,t} + R_{2,t} \eta_{2,t}, \quad \eta_t \sim NID(0, Q).$$

Note que $\gamma_{2,t} \equiv (\beta_{2,t}, \dots, \beta_{k,t}, \alpha_t)'$, o que implica $\gamma_{1,t} \equiv \beta_{1,t} \equiv 1 - [1 \dots 1 \ 0] \gamma_{2,t}$. Também, $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$ e $\eta_t \sim NID(0, Q)$, sendo que Q é uma matriz $k \times k$, por definição positiva definida e *cheia*,¹¹ e a garantia de sua não negatividade advém da parametrização da mesma associada à decomposição de Choleski $Q = C'$, na qual C uma matriz diagonal inferior, porém com os elementos da diagonal $c_{i,i}$ sempre positivos para todo i . As matrizes do sistema associadas ao modelo em espaço de estado em (21) compreendem parâmetros, os quais deverão ser estimados conforme descrito na subseção 2.5. Por último, as matrizes associadas à inicialização difusa exata do filtro de Kalman (cf. subseção 2.4) são:

¹⁰ Este termo foi introduzido ao modelo original de Sharpe a fim de quantificar o valor adicionado ao retorno de um dado fundo devido às estratégias de investimento ou competências profissionais de seus gestores. Em de Roon et al. (2004), ele já havia sido incorporado na versão estática. Neste caso específico, porém, o termo é tratado como um processo estocástico, à semelhança de Pizzinga et al. (2008) e Marques et al. (2010). A escolha de um passeio aleatório é justificada por quatro motivos, quais sejam: (i) parcimônia, (ii) simplicidade, (iii) reconhecimento de possíveis mudanças fundamentais na seletividade do gestor, e (iv) não explosão do processo com probabilidade 1 (dado que não há intercepto).

¹¹ Pizzinga et al. (2010) defendem que o uso de Q cheia impacta na caracterização das decisões de investimentos do fundo, já que a redução/aumento na posição em alguma classe de ativo pode induzir um aumento/redução na participação nas outras classes.

$$a_{k \times 1} = \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}, \quad A_{k \times 1} = [0 \ 0 \ \dots \ 1], \quad R_{0, k \times (k-1)} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 1 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix},$$

$$\text{vec}(Q_0)_{(k-1)^2 \times 1} = (I_{(k-1)^2} - T^{(\beta)} \otimes T^{(\beta)})^{-1} \text{vec}(R Q^{(\beta)} R'),$$

nas quais $T^{(\beta)}$ é de dimensão $(k-1) \times (k-1)$ e compreende apenas os coeficientes da dinâmica das coordenadas estacionárias (as exposições), e $Q^{(\beta)}$ representa o bloco de Q associado aos choques destas mesmas coordenadas.

4. Base de Dados

4.1 Fundos de Investimento

Para este artigo, foram obtidas séries de quotas semanais de quatro fundos de investimento brasileiros catalogados pela Associação Nacional dos Bancos de Investimento (ANBID). Dois são classificados como sendo de *ações ativos*, caracterizados pelos fundos que perseguem uma rentabilidade superior à obtida por um determinado índice de ações, como o Ibovespa ou o IBrX. Os outros dois são classificados como sendo *cambiais dólar*, caracterizado pelos fundos que investem em títulos atrelados à variação da taxa de câmbio Real/Dólar. Dado que este artigo se propõe a realizar um exercício de recuperação e interpretação macroeconômica das exposições de fundos de investimentos, em vez de fornecer uma representação do mercado financeiro de uma forma geral, a opção de escolha por somente quatro fundos de investimento mostra-se razoável e fiel aos objetivos primeiramente enunciados.

Para a seleção dos fundos de investimento, foram adotados determinados critérios, de forma que fossem selecionados somente fundos voltados para os investidores em geral, e aqueles que tivessem iniciado suas atividades antes de janeiro de 2004, quando tem início nossa base de dados para os índices, mais especificamente em 02/01/2004, e que ultrapassassem, em termos de seus períodos de atividade, o dia 29 de agosto de 2008 – o que totaliza 244 observações semanais. No período selecionado, não há fatores perturbadores relevantes a influenciar o cenário macroeconômico nacional e internacional. Apenas no final do período começam a se manifestar mais intensamente os primeiros sinais da crise financeira mundial, que se originou no mercado de empréstimos imobiliários securitizados e se agravou sobremaneira a partir do segundo semestre de 2008.



Preenchidos esses critérios, foram então escolhidos os fundos de maiores patrimônios líquidos dentro das categorias as quais pertencem.¹² Os fundos de ações ativos selecionados, por ordem decrescente de patrimônio líquido, são os seguintes:

- *BB Ações Dividendos FIC FI* (daqui por diante, *BB Ações*), fundo gerido e administrado pela *BB Gestão de Recursos – Distribuidora de Títulos e Valores Mobiliários*, e possuidor de um patrimônio líquido de R\$ 890.896.551,87.
- *Itaú Ações FI* (daqui por diante, *Itaú Ações*), fundo gerido pelo *Banco Itaú* e administrado pelo *Banco Itaucard*, e possuidor de um patrimônio líquido de R\$ 845.375.563,21.

De forma similar, segue abaixo a relação dos fundos cambiais dólar selecionados, classificados também por ordem decrescente de patrimônio líquido:

- *Itaú Hedge Cambial FIC FI* (daqui por diante, *Itaú Cambial*), fundo gerido pelo *Banco Itaú* e administrado pelo *Banco Itaucard*, e possuidor de um patrimônio líquido de R\$ 62.769.118,66.
- *Bradesco FI Cambial Dólar Top* (daqui por diante, *Bradesco Cambial*), fundo gerido pelo *Bradesco Asset Management* e administrado pelo *Banco Bradesco*, e possuidor de um patrimônio líquido de R\$ 62.203.095,80.

As quotas dos fundos foram obtidas por intermédio do sistema *Quantum Axis*, o qual satisfatoriamente dispõe de inúmeras séries de quotas de índices e de fundos de investimentos brasileiros para um período superior a 10 anos. Informações mais detalhadas a respeito deste sistema podem ser obtidas no site do mesmo, a saber: www.quantumfundos.com.br.

Uma análise dos regulamentos dos quatro fundos indica que eles são “conservadores”, no sentido de descartarem a possibilidade de investir em mercados de derivativos a ponto de gerar uma exposição ao risco muitas vezes superior aos seus patrimônios. Com efeito, o regulamento do Itaú Cambial diz o seguinte: “Os Fundos de Investimento em que o Fundo aplica atenderão às seguintes condições: (a) 80% (oitenta por cento), no mínimo, de sua carteira composta por ativos financeiros relacionados diretamente, ou sintetizados via derivativos, à variação de preços do dólar dos Estados Unidos da América ou à variação do respectivo cupom cambial; e (b) poderá utilizar derivativos como instrumento para execução da sua política de investimento, limitando seu emprego ao total das posições detidas à vista.” O Bradesco Cambial adota política semelhante, pois seu regulamento informa que “... o Fundo pretende atingir seu objetivo investindo, no mínimo, 80% de sua carteira em ativos relacionados diretamente, ou sintetizados via derivativos, à variação de preços do dólar e do cupom cambial. O montante não

¹² Todos os dados e informações, bem como *rankings* acerca dos fundos de investimento, citados ao longo deste artigo obedecem às condições deste mercado que vigoravam à época do primeiro decêndio de setembro de 2008, quando foram então coletados estes dados.



aplicado em ativos relacionados direta ou indiretamente ao dólar deve ser aplicado somente em títulos e operações de renda fixa pré-fixadas ou pós-fixadas ao CDI/Selic. As operações nos mercados de derivativos ficam limitadas a até uma vez o patrimônio líquido do Fundo, vedado seu uso para alavancagem”. Já o regulamento do Itaú Ações diz que “... o fundo poderá realizar operações com derivativos para hedge (proteção) ou posicionamento, até o valor total das posições detidas à vista”. Finalmente, o regulamento do BB Ações esclarece que ele adquire cotas de fundos que “... poderão atuar no mercado de derivativos para proteger parte de seu patrimônio ou para reproduzir uma posição em ações com a parcela de sua carteira que estiver direcionada para ativos de renda fixa, sendo vedada a exposição, a esses mercados, superior ao patrimônio líquido do Fundo”.

4.2 Índices

Uma vez que a análise restringe-se ao mercado financeiro brasileiro, a base de dados desse artigo consta de índices brasileiros representativos de diferentes classes de ativos, considerados em frequência semanal. Estes são enumerados a seguir:

- *Certificado de Depósito Interbancário* (CDI): trata-se de um certificado negociado exclusivamente entre os bancos, com operações encerradas eletronicamente e registradas na CETIP (Central de Custódia e Liquidação de Títulos), empresa onde se custodiam, registram e liquidam financeiramente as operações realizadas com todos os papéis privados e títulos estaduais e municipais. Normalmente, as operações são negociadas apenas para um dia (*overnight*). A taxa média diária do CDI de um dia serve como referencial para o custo do dinheiro (juros) e, portanto, ela pode servir como um *proxy* da classe de ativos correspondente aos investimentos em renda fixa de natureza pós-fixada, isto é, de cuja rentabilidade varia segundo o desempenho diário do CDI.¹³
- *Índice da Bolsa de Valores do Estado de São Paulo* (IBOVESPA): representa a classe de ativos correspondente aos investimentos nas ações mais negociadas da Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA);
- *Índice Brasil* (IBrX): representa a classe de ativos correspondente aos investimentos nas 100 ações mais negociadas da BOVESPA em termos de número de negócios e volume financeiro;
- *Quantum Cambial de n meses*: representa a classe de ativos correspondente aos investimentos em derivativos de dólar com prazo de *n* meses;
- *Quantum Pré-fixado de n meses*: representa a classe de ativos correspondente aos investimentos em derivativos de renda fixa pré-fixados com prazo de *n* meses;

¹³ Um certificado de depósito consiste de um título representativo das ações depositadas em uma instituição financeira, funcionando como um captador de recursos no setor privado. Também conhecido como depósito a prazo, este tipo de título possui bastante liquidez, sendo bastante demandado, uma vez que pode ser vendido a qualquer hora dentro do prazo de contrato com pequeno deságio.



- *Quantum IGP-M de n meses*: representa a classe de ativos correspondente aos investimentos em derivativos de Índice Geral de Preços Médio IGP-M com prazo de n meses;
- *IMA-B 5*: trata-se de um índice da Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro (ANDIMA) composto por títulos públicos federais atrelados ao IPCA (as Notas do Tesouro Nacional série B – NTN-B) que estejam em poder do público com maturidades menores ou iguais a cinco anos, isto é, de curto e médio prazos. São títulos que pagam cupons semestrais e são normalmente mais líquidos. Nesse caso, poderiam representar a classe de ativos correspondente aos investimentos de maturidades inferiores ou iguais a cinco anos indexados à taxa de inflação medida pelo IPCA, proporcionando assim retornos reais (isto é, descontados da inflação);
- *IMA-B 5+*: análogo ao IMA-B 5, mas para maturidades superiores a cinco anos (títulos de longo prazo);
- *IMA-C 5*: análogo ao IMA-B 5, mas para títulos atrelados ao IGP-M, isto é, composto pelas NTN-C;
- *IMA-C 5+*: análogo ao IMA-B 5+, mas para títulos atrelados ao IGP-M, isto é, composto pelas NTN-C;
- *IMA-S*: composto por títulos públicos federais pós-fixados em poder do público, as Letras Financeiras do Tesouro Nacional (LFT),¹⁴ que possuem valor atualizado de acordo com a variação da taxa SELIC, a taxa referencial de juros da economia brasileira determinada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM) do Banco Central. Pela SELIC, pode-se apurar a média dos juros embutidos em títulos federais pagos aos bancos pelo governo, a instituição que deveria possuir o menor risco de crédito, uma vez que pode emitir moeda em risco de *default*. Por isso, ela é considerada um indicativo de taxa básica, servindo de referência para o cálculo das demais. Este índice, à semelhança do CDI, poderia representar a classe de ativos referentes aos investimentos em renda fixa de natureza pós-fixados; e
- *IRF-M*: Composto pelos títulos públicos federais pré-fixados que estejam em poder do público, a saber as Letras do Tesouro Nacional (LTN) e as Notas do Tesouro Nacional – série F (NTN-F). Uma LTN não rende juros; o título é vendido com deságio e, assim, o investidor ganha a diferença entre o valor de face (R\$ 1.000,00) e o preço do título vendido abaixo do valor de face. No caso das NTN-F, por outro lado, há um pagamento de cupom semestral mais o resgate do título no vencimento. Nesse sentido, à semelhança dos *quanta* pré-fixados, poderia representar as classes de ativos correspondentes aos investimentos de renda fixa pré-fixada.

¹⁴ Não estão incluídas as LFT-A e LFT-B nesse índice.



Importante mencionar que todos os *quanta* acima enunciados foram construídos para este trabalho tendo como objetivo preencher a lacuna referente à falta de índices que pudessem apropriadamente representar os mercados de derivativos de renda fixa, de derivativos de dólar e de derivativos de IGP-M (ou, grosso modo, de inflação), tanto no curto prazo quanto no médio prazo. Os detalhes da confecção de tais índices são divulgados no Apêndice. Também assinala-se que a incorporação a este artigo de muitos índices não significa que todos serão considerados simultaneamente na modelagem, pois muitos revelam informações semelhantes. Os índices representativos do mercado acionário (Ibovespa e o IBrX), por exemplo, nunca devem ser modelados conjuntamente, uma vez que possuem altíssima correlação, o que incorporaria multicolinearidade ao modelo, infringindo uma das características desejáveis da análise de estilo. Exceto na modelagem do fundo Itaú Ações, que persegue uma rentabilidade superior a do IBrX e, por isso, é classificado como um fundo de ações IBrX ativo, o Ibovespa manteve-se como índice representativo do mercado acionário para os demais fundos. O mesmo se dá quando são avaliados os índices de natureza pré-fixada (*quanta* pré-fixados e IRF-M) e os pós-fixados (IMA-S e CDI). Os “índices de inflação” (IMA-B 5 e 5+, IMA-C 5 e 5+, *quanta* IGP-M), por outro lado, não demonstram forte correlação entre eles, nem mesmo entre os de mesmo indexadores (os de IGP-M), contrariamente às expectativas.

5. Estimação dos Modelos e Interpretação dos Resultados

O foco principal desta subseção consiste em apresentar o alfa de Jensen e as exposições estimadas com base na análise dinâmica de estilo para cada um dos quatro fundos selecionados, dois cambiais e dois de ações com administração ativa. Ademais, pretende-se compreender os seus estilos de investimento a partir destes resultados, utilizando-se das informações referentes ao estado da economia no período compreendido entre 2004 e 2008, com exceção do último quadrimestre de 2008.

5.1 Os Fundos: Informações Adicionais

Os dois fundos de ações escolhidos, conforme mencionado anteriormente na subseção 4.1, são o BB Ações e o Itaú Ações. Segundo a ANBID, o BB Ações é classificado como um fundo de *Ações Dividendos* e seu objetivo consiste em proporcionar rentabilidade e liquidez de médio e longo prazos, mediante aplicação em fundos compostos por ações de emissão de empresas que apresentem histórico de pagamento de bons dividendos/juros sobre capital próprio, em relação à média do mercado acionário. Dessa forma, trata-se de um fundo de investimento em cotas de fundos de investimento, isto é, um fundo de fundos. A política de investimentos divulgada pela instituição garante a possibilidade de atuar no mercado de contrato futuro de Ibovespa, com o objetivo de proteger parte de seu patrimônio ou reproduzir posições de ações com parcela da carteira que estiver direcionada para ativos de renda fixa. O fundo, ademais, é destinado a clientes do Banco do Brasil que desejam aplicar no mercado bursátil, obtendo a rentabilidade acima descrita. Os fundos de investimento, de cujas cotas estejam de posse do BB Ações, poderão atuar no mercado de derivativos para realizar *hedge*, o que implicitamente invoca a possibilidade de o BB Ações poder estar indiretamente no mercado de derivativos.



O Itaú Ações, por outro lado, se enquadra na categoria de *Ações IBrX Ativo*, de forma que seu objetivo se traduz em proporcionar, no longo prazo, rentabilidade superior à do IBrX, índice já descrito na subseção 4.2. Ademais, o estilo de investimento informado pela instituição consiste em manter o patrimônio aplicado em fundos de ações que apliquem em várias empresas, preponderantemente privadas, e, de setores diversificados, negociados no mercado à vista das Bolsas de Valores, procurando assim mitigar os riscos a que estão expostos os fundos de ações. Da mesma forma que o BB Ações, são destinados ao público de investidores em geral.

Quanto aos fundos cambiais, foram selecionados o Itaú Cambial e o Bradesco Cambial, ambos igualmente descritos na seção 4.2. Estes fundos, segundo a ANBID, são classificados como fundos *Cambiais Dólar sem alavancagem* e possuem como objetivo proporcionar rentabilidade proveniente de uma carteira de ativos financeiros vinculados à variação do Dólar norte-americano e do cupom cambial. Além disso, são destinados ao público de investidores em geral.

A política de investimento do Itaú Cambial consiste em aplicar no mínimo 95% dos seus recursos em cotas de fundos de investimento classificados como Cambial, sendo que, no mínimo, 80% da carteira devem ser compostas por ativos financeiros relacionados à variação de preços do dólar. Sendo assim, à semelhança do BB Ações, trata-se de um FIC, um fundo de investimento em cotas de fundo de investimento.

De forma similar, o Bradesco Cambial procura aplicar no mínimo, 80% de sua carteira em ativos relacionados diretamente, ou sintetizados via derivativos, à variação de preços do dólar e do cupom cambial.

5.2 Resultados

Na sequência, são apresentados os resultados finais correspondentes às exposições dos fundos. As Figuras 1 e 2 apresentam, para o BB Ações, exposições suavizadas pelo filtro de Kalman, bem como uma série de diagnósticos gráficos das inovações padronizadas, que subsidiam a investigação sobre os pressupostos básicos do modelo linear Gaussiano. A partir de uma inspeção gráfica, evidenciam-se os bons resultados apresentados pelas inovações padronizadas, indicando comportamento Gaussiano, ausência de correlação serial e de efeitos GARCH, características que corroboram a ausência de erros de especificação do modelo estimado.

Figura 1 – Exposições suavizadas para o BB Ações com respectivos intervalos de 95% de confiança

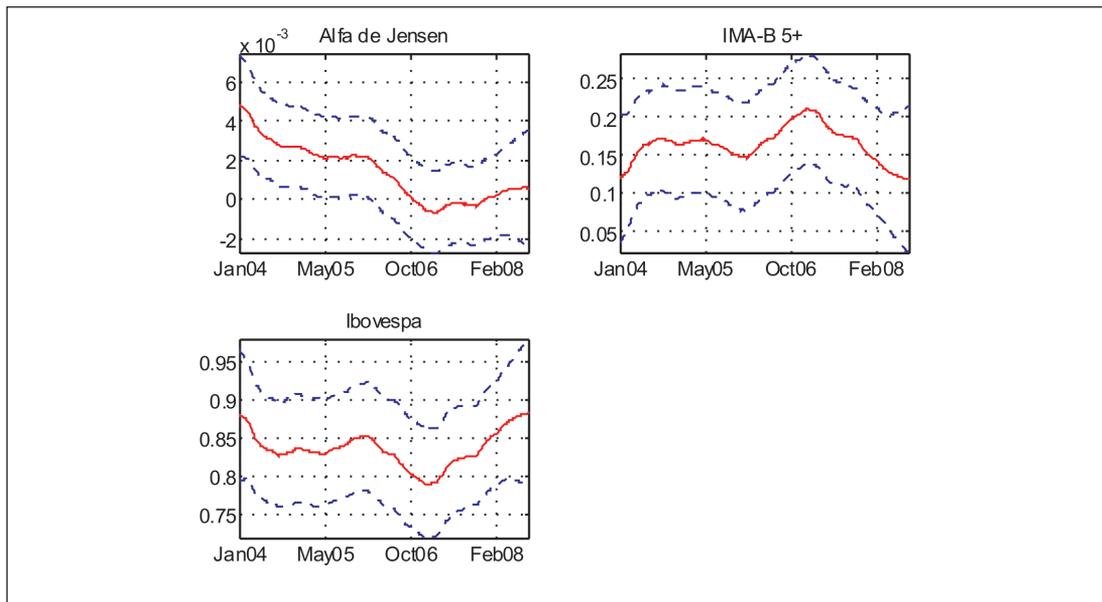
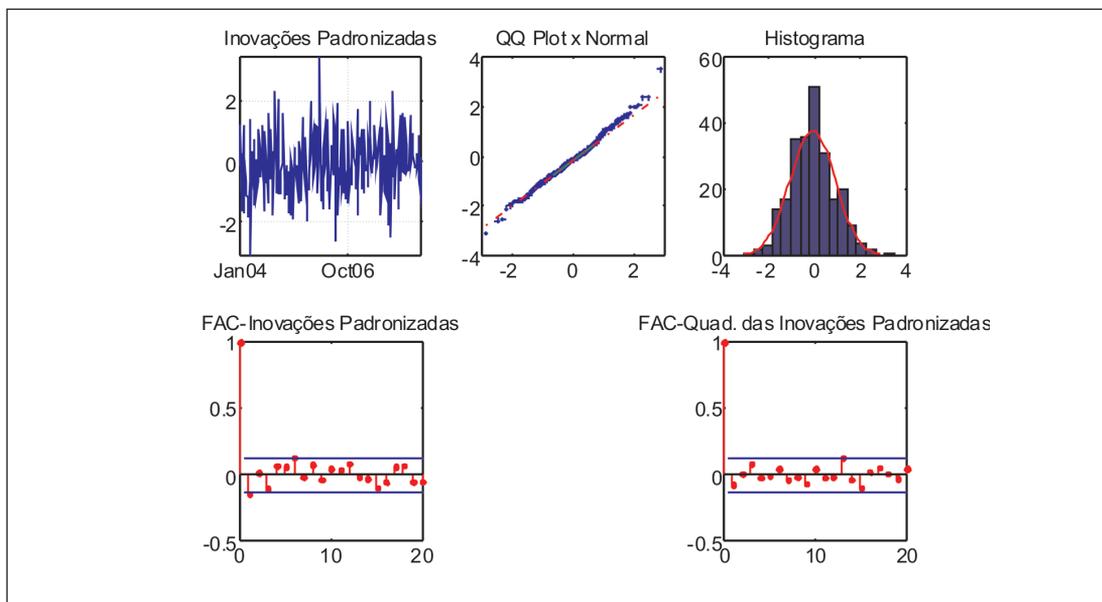


Figura 2 – Diagnósticos gráficos sobre as inovações padronizadas para o BB Ações





A Tabela 1 apresenta as principais medidas para avaliar as características do modelo final obtido para todos os quatro fundos. No que diz respeito ao BB Ações, os testes de normalidade de Anderson-Darling e os testes de Ljung-Box tanto para as inovações padronizadas em nível quanto para o seu quadrado corroboram a análise extraída a partir da inspeção gráfica das inovações padronizadas. No tocante ao poder preditivo, os valores correspondentes ao *pseudo-R*² e ao EQM tiveram resultados excelentes, evidenciando a boa qualidade do modelo final ajustado.

Tabela 1 – Informações analíticas do modelo final para cada fundo (p-valores entre parêntesis)

Informações	BB Ações	Itaú Ações	Itaú Cambial	Bradesco Cambial
<i>Logverossimilhança</i>	777	807	1.325	1.117
<i>Média Amostral</i>	-0,110	-0,070	0,059	-0,055
<i>Variância Amostral</i>	0,988	0,995	0,996	0,997
<i>Pseudo-R²</i>	0,90	0,93	0,995	0,977
<i>EQM</i>	0,000098	0,000083	0,000012	0,000051
<i>Teste Ljung Box (30 lags)</i>	36,33 (0,200)	37,78 (0,160)	47,91 (0,025)	24,33 (0,762)
<i>Teste Ljung Box (30 lags)¹</i>	18,13 (0,961)	26,17 (0,672)	33,55 (0,308)	115,34 (0,000)
<i>Teste de Anderson Darling</i>	0,38 (0,413)	0,52 (0,190)	0,90 (0,021)	10,64 (0,000)

¹ Teste realizado sobre o quadrado das inovações padronizadas.

Quanto às exposições suavizadas, observa-se uma evolução um tanto tímida do alfa de Jensen, que reduz de cerca de 0,5% para 0,2% entre janeiro de 2004 e janeiro de 2006. A partir deste período, as exposições passam a assumir um comportamento persistente de queda, mas uma vez que o respectivo intervalo de confiança cobre o 0 (zero) a partir deste período, tem-se fortes indícios de que esta variável assume valor estatisticamente desprezível para o restante da amostra.

O fundo, como já era esperado, esteve exposto em grande parte no Ibovespa, alternando entre 80 a 85%, atingindo quase 90% em agosto de 2008, às vésperas do quadrimestre “negro” que marcou os últimos meses de 2008. Isso pode ser justificado pelos bons resultados apresentados pelo mercado de renda variável ao longo de todo o período amostral, já discutido anteriormente. Finalmente, observa-se uma participação relativamente significativa do fundo no índice IMA-B 5+, que acompanha a variação dos títulos públicos NTN-B de maturidades superiores a cinco anos que, por sua vez, se constituem em títulos indexados ao IPCA, o que confirma o estilo de investimento do fundo que persegue rentabilidade de médio e longo prazos. Como se pode observar, as exposições a este índice oscilaram entre 10 a 20%, adquirindo, porém, um comportamento marcadamente declinante a partir de meados de 2007, interrompendo as posições persistentemente crescentes que vinham sendo observadas desde fevereiro de 2006.



Nesse sentido, a exposição crescente do fundo neste índice até meados de 2007 pode ser interpretada por duas razões em especial: a queda dos juros que marcou boa parte do período findado em meados de 2007 e a intenção do governo em melhorar o perfil da dívida pública interna nesse período, não tendo assim tanta relação com perspectivas de aumento da inflação. Além dos retornos proporcionados pela variação dos índices de preços que, por sua vez, salvaguardam o investidor em caso de queda da taxa de juros, pois assim aumenta de preço, proporcionando renda extra àqueles que os negociarem no mercado. Outro fator importante está relacionado às tentativas do governo federal de melhorar o perfil da dívida que marcou os anos de 2004 e 2008, com a expressiva redução das parcelas da dívida pública atreladas à SELIC e à variação cambial, e a participação crescente das parcelas de títulos pré-fixados e indexados a índices de preços.

Em linha com estes objetivos, foi anunciada em 15 de fevereiro de 2006 a Medida Provisória 281, que isentou os investidores não residentes do pagamento do imposto de renda sobre os rendimentos auferidos nas aplicações em títulos públicos federais. Sendo assim, o súbito aumento da exposição do fundo neste índice a partir de fevereiro de 2006 pode ser atribuído à maior demanda por estes títulos pelos investidores estrangeiros, que potencializou os ganhos decorrentes da valorização do preço destes papéis.

A reversão das taxas de juros iniciada em meados de 2007, contudo, provocou um enfraquecimento da demanda por estes títulos, enquanto que o Ibovespa se mantinha em alta, ancorado no bom desempenho que a economia brasileira vinha registrando. Isso explica a maior exposição ao Ibovespa no período, acompanhada de uma redução expressiva na exposição ao IMA-B 5+.

Em vista disso, é importante observar que a menor exposição ao Ibovespa entre fevereiro de 2006 e meados de 2007 não se deu pelo enfraquecimento do mercado de renda variável no período, embora o pico de baixa registrado no primeiro trimestre de 2007 tenha se dado em função da maior volatilidade registrada nesse período, desencadeada por um anúncio de medidas restritivas do governo chinês quanto à atuação de especuladores em seus mercados, provocando a venda generalizada de ativos no mercado internacional no final de fevereiro deste ano.

No entanto, este movimento de menor exposição do Ibovespa está mais relacionado a uma participação maior no IMA-B 5+. Essa alternância de posições ocorre, uma vez que estes fundos são proibidos em tese de alavancarem seus patrimônios, ao contrário dos *hedge funds*.

As Figuras 3 e 4 apresentam informações para o Itaú Ações. À semelhança da análise realizada para o BB Ações, as inovações padronizadas deram mostras de comportamento Gaussiano, ausência de correlação serial e de efeitos GARCH, características que confirmam a qualidade dos resíduos presentes no modelo final e que podem ser confirmadas nas informações contidas nos testes de Anderson-Darling e Ljung-Box, presentes na Tabela 1. Além disso, o modelo proposto para



o Itaú Ações demonstrou um poder preditivo melhor quando comparado ao do BB Ações, que já era bastante satisfatório, registrando um *pseudo-R*² maior e um EQM menor.

Quanto às exposições suavizadas, observa-se uma evolução um tanto tímida do alfa de Jensen, que reduz de cerca de 0,4% para 0,1% entre o início de 2004 e o fim do terceiro trimestre do mesmo ano. A partir deste período, as exposições passam a assumir um comportamento mais estável em torno de 0 (zero) no restante da amostra.

O fundo, como já era esperado, esteve exposto em grande parte no IbrX, o índice que serve de *benchmark* para seus rendimentos, alternando entre 80 e 100%, tendo inclusive alguns períodos de alavancagem de seu patrimônio em cerca de 10%, denunciando um perfil fortemente agressivo do fundo no período. No primeiro trimestre de 2007, contudo, observa-se uma queda acentuada da exposição do fundo, à semelhança do BB Ações. Uma queda em importância similar também se observa em agosto de 2007, devido a um recrudescimento da crise dos *subprimes* no mercado norte-americano, introduzindo profunda aversão ao risco no mercado acionário brasileiro, ocasionando a busca intensa dos investidores estrangeiros por aplicações em títulos do governo norte-americanos, menos arriscadas.

Figura 3 – Exposições suavizadas para o Itaú Ações com respectivos intervalos de 95% de confiança

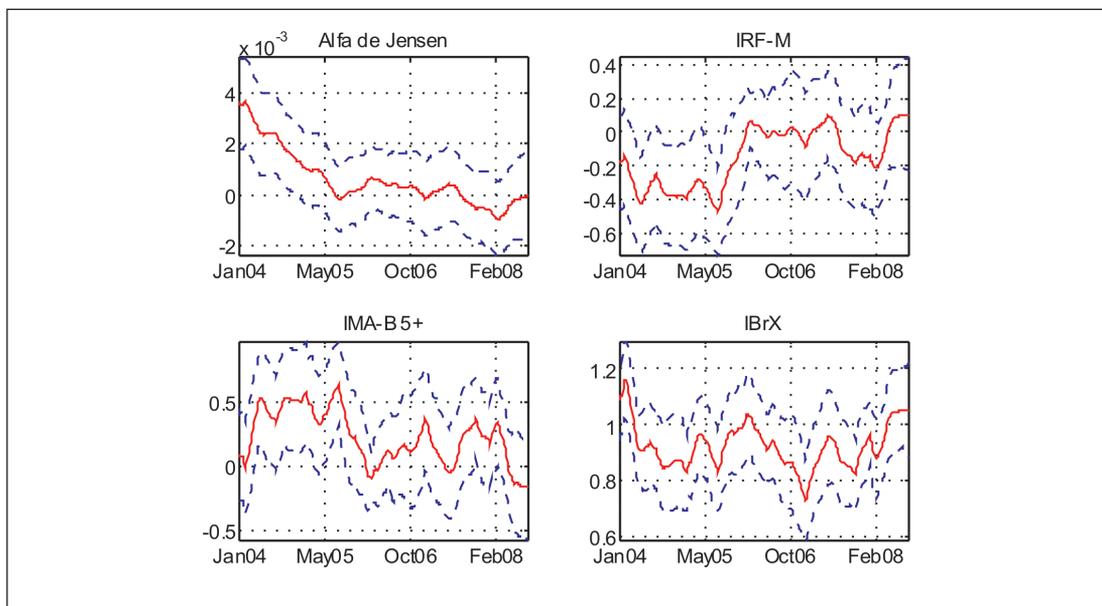
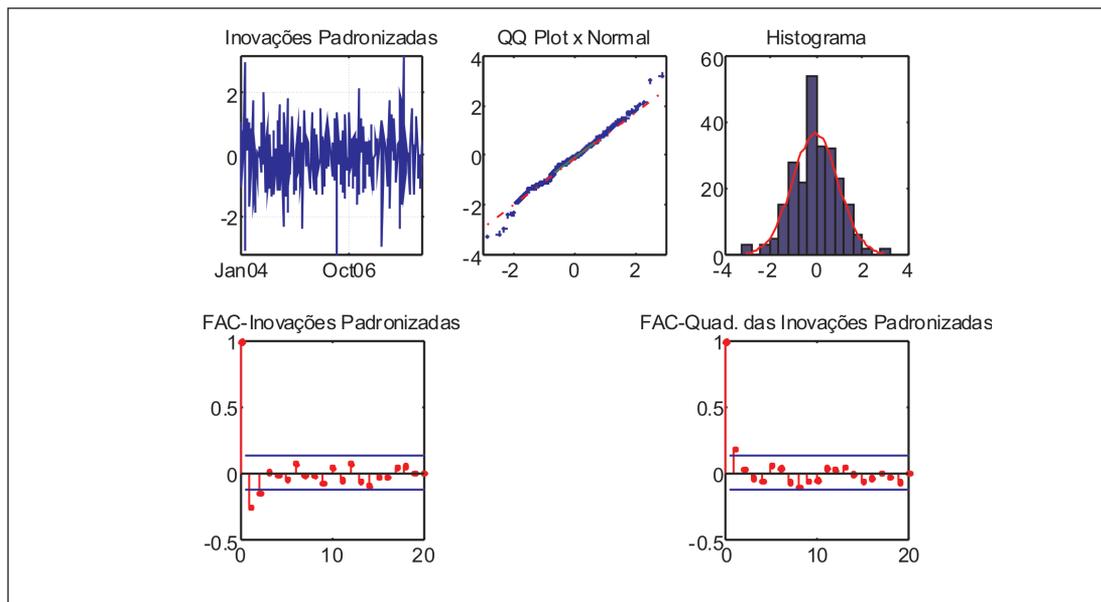


Figura 4 – Diagnósticos gráficos sobre as inovações padronizadas para o Itaú Ações

De forma similar ao BB Ações, observa-se uma participação relativamente significativa do fundo no índice IMA-B 5+ até finais de 2005, confirmando o estilo de investimento do fundo que persegue rentabilidade superior ao IBrX no longo prazo. Como se pode observar, as exposições a este índice se mantiveram em 50%, em média, no período, se constituindo num “puzzle”, uma vez que as taxas de juros neste período eram afetadas por um aperto monetário do Banco Central do Brasil, estando em constante alta, o que por sua vez ocasiona a queda da rentabilidade dos papéis que compõem este índice. Além disso, a inflação era monitorada de perto pelo Banco Central, o que também pouco contribuiu para a valorização destes papéis.

Este fato poderia estar intimamente relacionado ao perfil de investimento de longo prazo do fundo e/ou à descrença do fundo no êxito do regime de metas para inflação no período, quando a economia brasileira vivia um período de intenso dinamismo.

Quanto à exposição ao IRF-M, que acompanha a rentabilidade de títulos federais pré-fixados (LTN's e NTN-F's), percebe-se neste mesmo período a tomada de posições curtas significativas, explicada pelo cenário de altas taxas de juros, provocando assim expectativas de juros mais altas. Como os preços destes títulos estão relacionados inversamente ao movimento das taxas de juros, a tomada de posições curtas sob um cenário de altas taxas de juros efetivas e esperadas poderia proporcionar ganhos substanciais, dando margem a uma exposição mais arriscada no IBrX, como pôde-se perceber no início de 2004 quando o fundo mantinha seu patrimônio alavancado neste índice, e/ou a uma exposição mais significativa no IMA-B 5+, sugerindo uma estratégia compensadora entre títulos pré-fixados, em geral de curto e médios prazos, e títulos



indexados aos índices de preço do IMA-B 5+, cujas maturidades são de longo prazo.

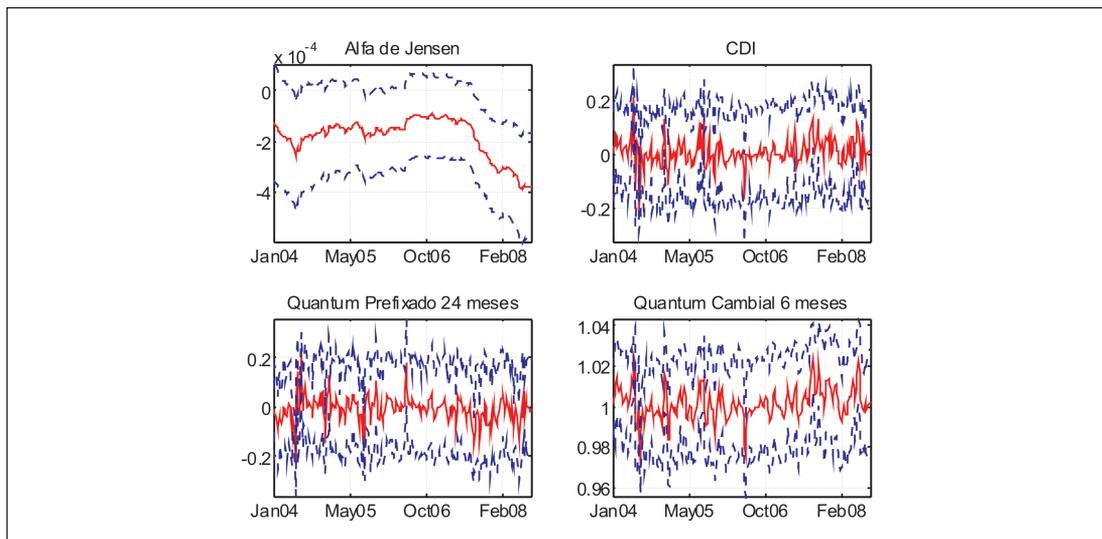
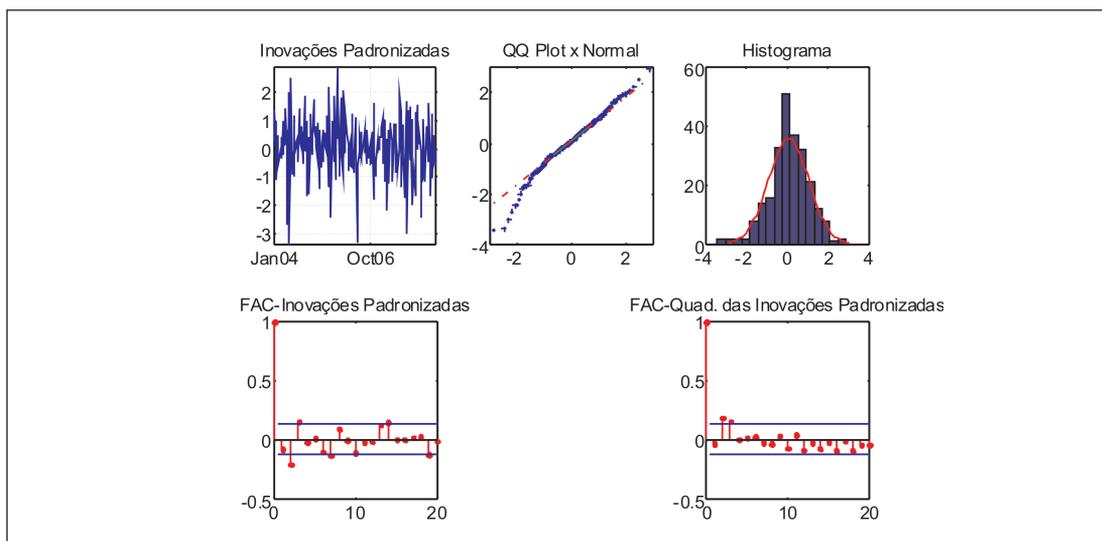
A partir de setembro de 2005, com a reversão das taxas de juros à vista e futuras, observa-se uma redução maciça das posições compradas no IMA-B 5+ e vendidas no IRF-M. O fundo, uma vez mais, demonstrou um perfil muito agressivo que, diferente do BB Ações que aproveitou este período de quedas de juros para ampliar sua exposição neste índice, passou a ampliar sua posição no IBrX, com o objetivo de amplificar seus ganhos com o momento favorável do mercado bursátil. A partir de fevereiro de 2006, no entanto, o fundo parece desempenhar um comportamento similar ao BB Ações, aumentando sua participação neste índice e reduzindo um pouco a sua exposição no mercado de renda variável.

As Figuras 5 e 6 exibem os mesmos gráficos para o Itaú Cambial. Pela inspeção visual das inovações, observa-se possivelmente a não ocorrência de normalidade dos resíduos, fato que pode ser confirmado pelas informações contidas no teste de Anderson-Darling presente na Tabela 1. Conforme mostrado no capítulo 3, a ausência de indícios de aspecto Gaussiano das inovações não se mostra um grave problema, uma vez que as equações do filtro e do suavizador de Kalman fornecem, sob contexto de não normalidade, estimadores lineares ótimos do vetor de estado – e a estimação dos parâmetros passa a ser vista como sendo a de *quasi* máxima verossimilhança.

Quanto ao poder preditivo, o *pseudo-R*² obtido atingiu 99,5%, confirmando as análises preliminares com base nas correlações entre os retornos das cotas do Itaú Cambial e o *quantum* pré-fixado de seis meses, pois é evidente a persistência das exposições do fundo no mercado de câmbio e de cupom cambial de curto prazo. O fundo, sendo referenciado em dólar, esteve exposto durante todo esse período no mercado de câmbio representado pelo *quantum* cambial de seis meses, algumas vezes inclusive alavancando muito suavemente o seu patrimônio.

O CDI, que representa o mercado de renda fixa pós-fixada, teve pouca ou nenhuma contribuição na explicação do retorno do fundo, se mantendo em um valor nulo durante todo o período amostral, através da cobertura do intervalo de confiança. Ademais, o alfa de Jensen se mantém pouco significativo ao longo da amostra, só tendo um maior valor a partir do terceiro trimestre de 2007.

As exposições em renda fixa pré-fixada de médio prazo, representadas pelo *quantum* pré-fixado de 24 meses, foram em alguns momentos contributivas para as ligeiras tomadas de posição alavancada pelo fundo, em função da movimentação das taxas de juros no período. No entanto, a cobertura do 0 (zero) pelo intervalo de confiança lança dúvidas quanto à validade desta assertiva, ainda mais com as evidências de aspecto não Gaussiano das inovações padronizadas, que obriga a uma análise mais cuidadosa dos intervalos de confiança obtidos.

Figura 5 – Exposições suavizadas para o Itaú Cambial com respectivos intervalos de 95% de confiança**Figura 6** – Diagnósticos gráficos sobre as inovações padronizadas para o Itaú Cambial

Assim, as informações extraídas deste modelo, ao menos, revelam-nos que este fundo deve ter registrado grandes perdas neste período, marcado por uma contínua apreciação do Real e constante alta do cupom cambial de seis meses, “puxado” pela elevação das taxas de juros no mercado internacional até a evolução da crise do mercado de hipotecas nos EUA.

As Figuras 7 e 8, a exemplo dos outros fundos já analisados, dispõem de informações relevantes concernentes ao modelo final estimado para o Bradesco Cambial. Avaliando a Figura 8, evidencia-se comportamento de não normalidade das inovações padronizadas, à semelhança do Itaú Cambial, mas agravado ainda pelas evidências de heterocedasticidade condicional, quando se observa a FAC do quadrado das inovações, fatos confirmados nas informações contidas nos testes de Anderson-Darling e Ljung-Box presentes na Tabela 1.

Quanto ao poder preditivo, o *pseudo-R*² obtido atingiu 97,7%, confirmando as análises preliminares com base nas correlações entre os retornos das cotas do Bradesco Cambial e o *quantum* pré-fixado de seis meses. O fundo esteve exposto durante todo esse período no mercado de câmbio, algumas vezes inclusive alavancando muito suavemente o seu patrimônio, adotando comportamento similar ao do Itaú Cambial.

O alfa de Jensen se manteve pouco significativo ao longo da amostra, só tendo um maior valor nos primeiros meses de 2004, mas ainda assim muito pequenos. Por outro lado, as exposições ao IMA-C 5 observadas se mostraram pouco significativas, em função da própria estratégia deste tipo de fundo. Isso se confirma pela cobertura do 0 (zero) pelo intervalo de confiança, embora esta inferência tenha que ser tratada com cautela (com efeito: as inovações padronizadas possuem evidências de não normalidade). No segundo trimestre de 2004, contudo, quando havia as perspectivas de aumento das taxas de juros norte-americanas, se registrou uma tímida tomada de posição curta no IMA-C 5, talvez com intuito de “*hedgear*” a tomada de posição alavancada no mercado de câmbio.

Figura 7 – Exposições suavizadas para o Bradesco Cambial com respectivos intervalos de 95% de confiança

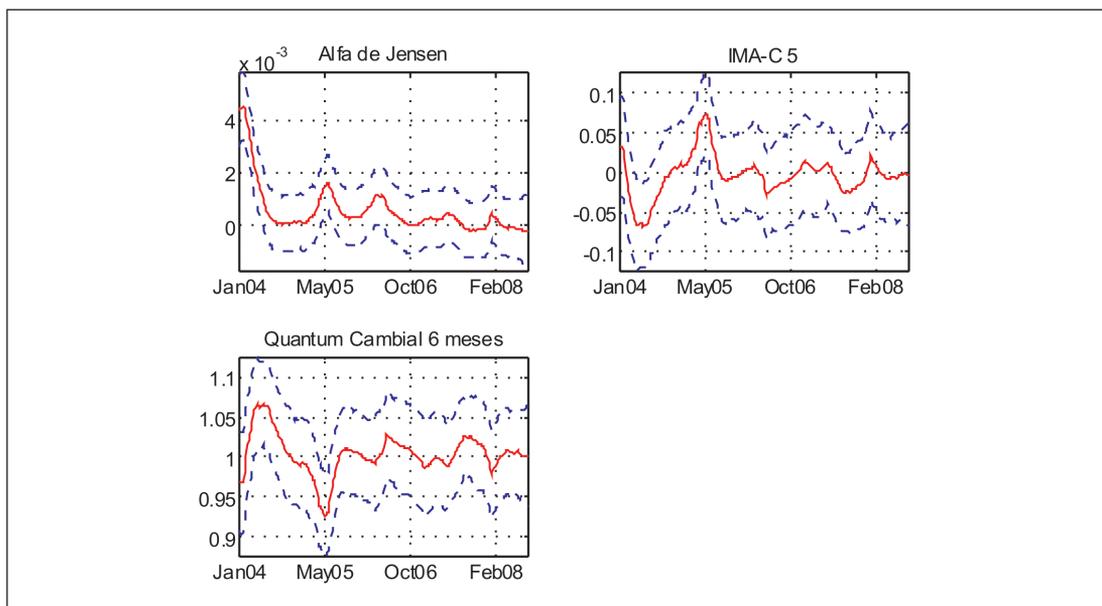
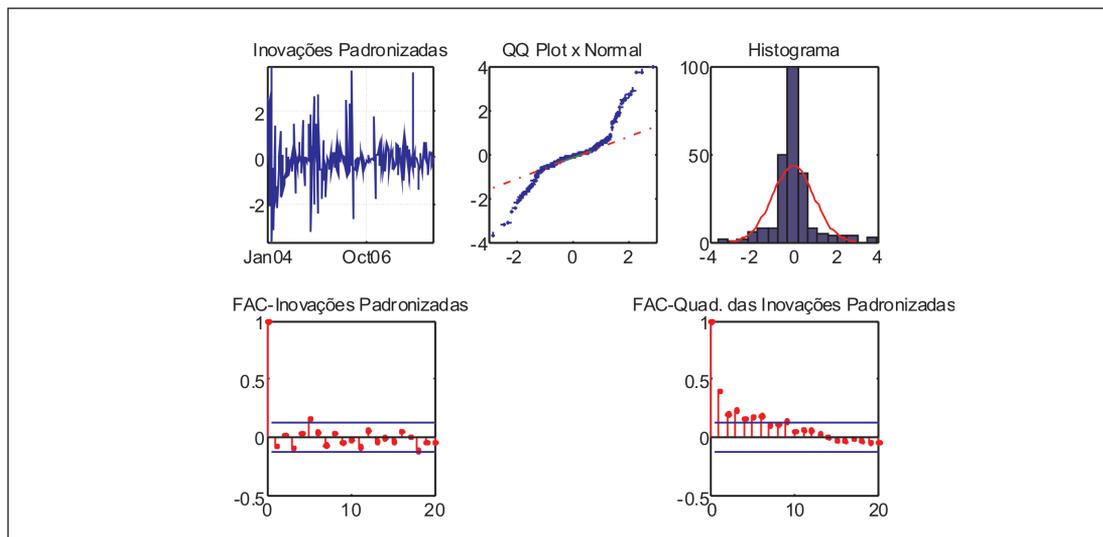


Figura 8 – Diagnósticos gráficos sobre as inovações padronizadas para o Bradesco Cambial

Neste período, à medida que as oportunidades de obter ganhos maiores aplicando em títulos do Tesouro norte-americano se pronunciavam, evidenciava-se maior volatilidade no mercado financeiro brasileiro, com a saída maciça de capitais estrangeiros, redundando na forte depreciação do dólar e na queda do cupom. Assim, a tomada de posição levemente alavancada no mercado de câmbio pelo Bradesco Cambial mostrou-se uma estratégia favorável, compensando em parte as perdas financeiras auferidas ao longo dos períodos restantes. De forma similar ao Itaú Cambial, o Bradesco Cambial registrou perdas líquidas no período, de cerca de 15%, menores que o Itaú Cambial. Este fato talvez se explique pelas tomadas de posição vendidas e compradas em NTN-C's de até cinco anos nos segundos trimestres de 2004 e 2005, respectivamente, que tiveram bons rendimentos no período, à semelhança das NTN-B's.

6. Conclusões

Este artigo se propôs a estimar as exposições de fundos de investimento brasileiros de ações com administração ativa e referenciados em dólar por intermédio da análise dinâmica de estilo baseada no retorno, na qual as exposições têm a liberdade de variar estocasticamente no tempo. Nesse sentido, o embasamento teórico e operacional contemplado pelo filtro de Kalman, em todas as suas nuances, foi determinante para a realização desta tarefa.

Optou-se pela aplicação do filtro de Kalman restrito reduzido com inicialização exata, a fim de impor a restrição de carteira à análise de estilo, que assim passa a ser conhecida como análise de estilo semiforte, e a promover maior estabilidade nos processos de otimização, além de se tratar de uma metodologia bem sedimentada na literatura e entre



o corpo acadêmico. Além disso, o filtro adotado foi aplicado sobre um modelo em espaço de estado de posse de uma matriz Q “cheia”, obtendo-se ótimos resultados, condizentes com a literatura.

Além disso, percebe-se um ganho adicional neste artigo em disponibilizar tantos índices representantes de classes de ativos. Os *quanta* cambiais, em especial, criados exclusivamente para este artigo, refletiram muito bem a evolução dos retornos dos fundos cambiais, informando mais até do que a cotação do dólar, que serve de *benchmark* para estes fundos.

Por outro lado, a confecção de *quanta* para diferentes períodos pôde servir, ao menos, como uma tentativa adicional das estratégias dos fundos quanto ao horizonte de tempo dos seus investimentos. Enquanto que os índices da ANDIMA refletem uma evolução do agregado de diferentes maturidades, a confecção de *quanta* para as três maturidades distintas – 6, 12 e 24 meses – pôde discriminar melhor a possível evolução das tomadas de posições nos curto e médio prazos dos fundos aqui analisados.

Em se tratando da averiguação do estilo de investimento dos fundos aqui analisados, pode-se afirmar que os estilos dos fundos cambiais, de uma forma geral, respeitaram as informações disponibilizadas ao público no tocante às suas políticas de investimento. A despeito da forte valorização do real frente ao dólar e do persistente aumento do cupom cambial em boa parte do período compreendido entre 2004 e 2008, os fundos cambiais mantiveram suas estratégias de investimento, mesmo incorrendo em perdas consideráveis. Isso ao menos indica uma clara demonstração de transparência.

Os fundos de ações, por outro lado, perseguiram, de fato, estratégias de investimento a fim de superar a rentabilidade dos índices do mercado acionário – Ibovespa e IBrX. Além de se manterem expostos em quase toda a sua totalidade no mercado de renda variável, estes fundos também demonstraram uma maior preferência pela aplicação em títulos públicos federais, com destaque para os corrigidos pelo IPCA de longo prazo, estando em linha com a forte valorização destes papéis em boa parte do período compreendido entre 2004 e 2008. Este período, ademais, foi caracterizado pela persistente queda das taxas de juros e da mudança de perfil da dívida pública brasileira, exposta menos às variações cambiais e à taxa Selic, e adquirindo maior composição de títulos pré-fixados e indexados a índices de preços.



7. Apêndice

O procedimento utilizado para a confecção dos *quanta* foi baseado na metodologia proposta pioneiramente por Varga (1999), que consiste basicamente em construir indicadores que possam acompanhar um setor específico do mercado financeiro com base em contratos de *swaps* de taxas de juros.

Desse modo, um dado *quantum* é formado com base numa carteira de investimentos composta de um título de renda fixa indexado à taxa DI-over com um determinado prazo de vencimento combinado a contratos de *swaps* de taxas de juros de mesmo prazo, a serem escolhidos apropriadamente em função do *quanta* a ser construído. Além disso, a carteira é refeita diariamente, mantendo sempre o mesmo prazo.

Especificamente para este artigo, foram confeccionados três diferentes tipos de *quanta* – o *quantum* pré-fixado, o *quantum* cambial e o *quantum* IGP-M – baseados, respectivamente, nos *swaps* pré × DI, DI × Dólar e DI × IGP-M.¹⁵

O *quantum* pré-fixado é um índice de renda fixa que pode ser obtido a partir da seguinte equação:

$$QP_t = QP_{t-1} \left[\frac{(1 + SP_{t-1})^j}{(1 + SP_t)^{j-1}} \right]^{\frac{1}{252}}$$

na qual QP_t corresponde ao valor do *quantum* pré-fixado avaliado no instante t e SP_t corresponde à taxa de juros anualizada com base em 252 dias úteis extraída dos contratos de *swap* pré × DI (taxa referencial pré × DI) avaliada no instante t , de prazo equivalente a j dias úteis. Para os propósitos deste artigo, t sempre se refere a dias úteis.

O *quantum* pré-fixado, assim construído, corresponde ao valor de uma carteira que compra no dia útil $t - 1$ um título pré-fixado à taxa SP_{t-1} com prazo a ser determinado de j dias úteis e, no dia útil seguinte, o vende à taxa SP_t , sofrendo diariamente ganho ou perda de capital a depender da variação de SP . Sendo assim, um fundo que persegue uma rentabilidade atrelada ao *quantum* pré-fixado teria um aumento de valor de mercado sempre que houvesse uma queda da taxa pré-fixada, sendo que na expectativa de uma redução de taxa de juros, um investidor deste fundo auferiria ganhos se comprasse cotas deste fundo.

¹⁵ As cotações dos *swaps* podem ser obtidas diariamente no site da BM&FBOVESPA: <http://www.bmfbovespa.com.br/home.aspx?idioma=pt-br>.



O *quantum* cambial, por outro lado, é um índice de investimento em títulos indexados ao dólar e pode ser obtido a partir da seguinte equação:

$$QC_t = QC_{t-1} \left[\frac{(1 + SD_{t-1})^j}{(1 + SD_t)^{j-1}} \right]^{\frac{1}{252}} \frac{D_{t-1}}{D_{t-2}}$$

na qual QC_t corresponde ao valor do *quantum* cambial avaliado em t ; SD_t corresponde ao cupom cambial com base em 252 dias úteis extraído dos contratos de *swap* DI × Dólar (taxa referencial DI × Dólar)¹⁶ avaliada em t , de prazo equivalente a j dias úteis; e, por fim, D_t representa a cotação da PTAX800 defasada de um dia útil.

O *quantum* cambial, assim construído, corresponde ao valor de uma carteira que compra no dia $t - 1$ um título indexado ao cupom cambial com prazo a ser determinado de j dias úteis adicionado da variação cambial em relação a $t - 2$. No dia útil seguinte, o título é vendido à taxa SD_t , sofrendo assim diariamente ganho ou perda de capital a depender da variação cambial e/ou de SD .

Sendo assim, um fundo que persegue uma rentabilidade atrelada ao *quantum* cambial teria um aumento de valor de mercado sempre que houvesse uma *queda* do cupom cambial e/ou uma *depreciação* do real frente ao dólar.

Como o cupom cambial guarda estreita relação direta com as taxas de juros de referência internacionais, como a LIBOR, por exemplo, e com as medidas de risco-país, quaisquer aumentos esperados nestas taxas induziriam a um aumento proporcional do cupom cambial. Dessa forma, um investidor desse fundo auferiria ganhos se vendesse as cotas deste fundo.

Finalmente, o *quantum* IGP-M é um índice de investimento em títulos indexados ao IGP-M e pode ser obtido a partir da seguinte equação:

$$QI_t = QI_{t-1} \left[\frac{(1 + SI_{t-1})^j}{(1 + SI_t)^{j-1}} \right]^{\frac{1}{252}} \frac{I_t}{I_{t-1}}$$

na qual QI_t corresponde ao valor do *quantum* IGP-M avaliado em t ; SI_t corresponde à taxa de juros anual (ano-base de 252 dias úteis) referente ao contrato de *swap* DI x IGP-M avaliada em t , de prazo equivalente a j dias úteis; e, por fim, I_t representa o índice diário do IGP-M¹⁷ em t .

¹⁶ A despeito de os contratos de DDI e FRC serem os melhores representantes do cupom cambial, as taxas referenciais DI × Dólar podem igualmente servir como medida de cupom cambial, uma vez que medem taxas de juros embutidas nos contratos de *swap* DI × Dólar, líquidas de risco cambial. Além disso, cumpre mencionar que o cupom cambial é apurado originalmente em base linear de 360 dias na BM&FBOVESPA de acordo com a norma usual no mercado financeiro internacional. Para este artigo, porém, as taxas foram transformadas em base composta de 252 dias úteis, seguindo as recomendações apresentadas em Varga (1999).

¹⁷ Os índices I foram obtidos a partir de médias geométricas dos índices mensais do IGP-M, conforme a fórmula seguinte: $IGPM_{t,i} = \sqrt[n]{IGPM_t}$, onde $IGPM_{t,i}$ representa o retorno diário do IGP-M correspondente ao dia útil t do mês i ; $IGPM_i$ representa o retorno mensal do IGP-M correspondente ao mês i ; e n representa o número de dias úteis correspondentes ao mês i . Finalmente, a partir de todos os $IGPM_{t,i}$ calculados, são construídos os índices I_t .



O *quantum* IGP-M, assim construído, corresponde ao valor de uma carteira que compra no dia $t - 1$ um título indexado à taxa SI_{t-1} com prazo a ser determinado de j dias úteis adicionado da variação do IGP-M em relação a $t - 1$. No dia útil seguinte, o título é vendido à taxa SI_t , sofrendo assim diariamente ganho ou perda de capital a depender da variação do IGP-M e/ou de SI . A taxa SI_t é conhecida como *cupom IGP-M*, de forma análoga ao cupom cambial, sendo o cupom cambial calculado com base na variação cambial defasada de um dia útil, o que aqui não ocorre.

Sendo assim, um fundo que persegue uma rentabilidade atrelada ao *quantum* IGP-M teria um aumento de valor de mercado sempre que houvesse uma *queda* do cupom IGP-M e/ou uma variação *positiva* do IGP-M, de forma que na expectativa de uma redução da taxa de inflação, um investidor deste fundo auferiria ganhos se vendesse cotas deste fundo.

8. Referências Bibliográficas

ALBERINI, D. V., BOGUSZEWSKI, L. D. Por Dentro do *Subprime*: a Crise Imobiliária e Seus Impactos na Economia Brasileira. **Vitrine da Conjuntura**, v.1, nº 2. 2008.

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DAS INSTITUIÇÕES DO MERCADO FINANCEIRO – ANDIMA. Disponível em: <<http://www.andima.com.br/>>. Acesso em: julho de 2009.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: julho de 2009.

BROCKWELL, P. J., DAVIS, R. A. **Introduction to Time Series and Forecasting**. 2ª edição. New York: Springer-Verlag. 2002.

BROWN, S. J., GOETZMANN, W. N. Hedge Funds with Style. **The Journal of Portfolio Management**, Winter, 101-112. 2003.

COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS – CVM. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br/>>. Acesso em: julho de 2009.

DE ROON, F. A., NIJMAN, T. E., TER HORST, J. R. Evaluating Style Analysis. **Journal of Empirical Finance**, Volume 11, Issue1, 29-53. 2004.

DURBIN, J., KOOPMAN, S. J. Time Series Analysis by State Space Methods. **Oxford Statistical Science Series**. 2001.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton University Press. 1994.

HARVEY, A. C., PHILLIPS, G. D. A. The Estimation of Regression with Autorregressive-moving Average Disturbances. **Biometrika**, 66, 49-58. 1979.

HARVEY, A. C. **Forecasting, Structural Time Series Models and The Kalman Filter**. Cambridge University Press. 1989.



KOOPMAN, S. J. Exact Initial Kalman Filtering and Smoothing for Nonstationary Time Series Models. **Journal of the American Statistical Association**, vol. 92, 1630-1638. 1997.

KOOPMAN, S. J., DURBIN, J. Filtering and Smoothing of State Vector for Diffuse State-Space Models. **Journal of Time Series Analysis**, vol. 24, No. 1, p. 85-98. 2003.

MARQUES, R., PIZZINGA, A., VEREDA, L. Restricted Kalman Filter Applied to Dynamic Style Analysis of Actuarial Funds. **Applied Stochastic Models in Business and Industry**. (no prelo). 2012.

POSTHUMA, N.; VAN DER SLUIS, P. J. **Analysing Style Drift in Hedge Funds**. John Wiley & Sons Inc. p. 83-104. 2005.

PIZZINGA, A. Constrained Kalman Filtering: additional results. **International Statistical Review**, vol. 78, 2, 189-208. 2010.

PIZZINGA, A., FERNANDES, C. State Space Models for Dynamic Style Analysis of Portfolios. **Brazilian Review of Econometrics**, vol. 26, 1, 31-66. (2006).

PIZZINGA, A., VEREDA, L., ATHERINO, R., FERNANDES, C. Semi-Strong Dynamic Style Analysis with Time-Varying Selectivity Measurement: Applications to Brazilian Exchange-Rate Funds. **Applied Stochastic Models in Business and Industry**. v. 24, 3-12. 2008.

PIZZINGA, A.; VEREDA, L.; FERNANDES, C. **Uncovering exposures of exchange rate funds: Can volatility generate switching regimes in management style?** Departamento de Estatística da UFF, Departamento de Engenharia Elétrica da PUC-Rio & IAPUC. 2010. (artigo submetido).

SHARPE, W. F. Determining a Fund's Effective Asset Mix. **Investment Management Review**, 59-69. 1988.

SHARPE, W. F. Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement. **The Journal of Portfolio Management**, Winter, 7-19, 1992.

SWINKELS, L., VAN DER SLUIS, P. J. Return-based style analysis with time-varying exposures. **European Journal of Finance**, vol. 12, 529-552, 2006.

VARGA, G. Índices de Renda Fixa para o Brasil. **Resenha BM&F**, nº 131. 1999.

VARGA, G., VALLI, M. Análise de Estilo Baseada no Retorno. **Revista da ANBID**, nº 66. (1998).

WEST, M., HARRISON, J. **Bayesian Forecasting and Dynamic Models**. 2ª edição. Springer-Verlag. 1997.

YOSHINAGA, C., ODA, A., LUCCHESI, E., CASTRO JÚNIOR, F. Análise das Diferenças entre os Fundos Multimercados com e sem Alavancagem através da Aplicação da Análise de Estilo e da Análise de Conglomerados. **Revista Eletrônica de Gestão – REGES**, v. 2, p. 9-21, 2009.