

# **A EVOLUÇÃO DOS BETAS DO CAPM – O CASO DO SETOR DE TELECOMUNICAÇÕES BRASILEIRO**

ÁREA TEMÁTICA: Finanças

## **AUTORES**

### **OSVALDO CANDIDO DA SILVA FILHO**

Universidade Federal de Paraíba  
candido\_f@ibest.com.br

### **BRUNO FERREIRA FRASCAROLI**

Universidade Federal de Paraíba  
brunoarizona@yahoo.com.br

## **RESUMO**

A indústria de telecomunicações, que é uma parte significativa da indústria de alta tecnologia, experimentou mudanças notáveis em seu risco sistemático, medido pelo beta do CAPM. Usando dados de 11 companhias do setor de telecomunicação, 5 de telefonia fixa e 6 de telefonia móvel no período de janeiro de 1998 a março de 2005, documentamos estas mudanças. Para isso, consideramos a análise dos betas a partir de equação de mercado de Markowitz e, para captar a evolução desses betas, utilizamos o filtro de Kalman. Para ver o grau de mudanças no risco de mercado e as vantagens do modelo tempo-variante em relação ao tradicional tempo-invariante OLS (mínimos quadrados ordinários), os betas obtidos foram comparados, para todas as séries de tempo, usando ambas as técnicas. Como principal resultado temos que: a partir de 99/00 as ações das Teles começaram a se valorizar rapidamente, refletindo as boas expectativas em relação aos resultados das privatizações, e o crescimento da telefonia móvel. Nesse período pode se perceber o grande salto qualitativo que o setor experimentou (forte desenvolvimento tecnológico). Depois de meados de 2001, a volatilidade dos betas começa a diminuir e eles passam a ficar próximos do valor médio estimado pelo método OLS.

PALAVRAS CHAVES: CAPM, Filtro de Kalman, Setor de telecomunicações.

## **ABSTRACT**

The telecommunications industry, significant part in the high-tech industry, tried notable changes in his systematic risk, as measured by the CAPM beta. Using data of 11 companies of the telecommunication sector, 5 of fixed telephony and 6 of mobile telephony, over the period of January of 1998 to March of 2005, we documented these changes. We considered the betas analysis starting from Markowitz's market equation and, to capture the betas evolving, we used the Kalman filter. To see the degree of changes in the market risk and the advantages of the model time-variant (Kalman Filter) in relation to the traditional time-invariant OLS (ordinary least squared), the betas obtained were compared, for all of the times series, using both techniques. As main result has that: starting from 99/00 Teles' stocks were valued quickly, reflecting the good expectations in relation to the privatizations results, and

the growth of the mobile telephony. In this period it can be noticed the great qualitative jump that the sector tried (strong technological development). After middles of 2001, the betas volatility begins to decrease and its start to be close medium value estimated with OLS method.

KEY WORDS: CAPM, Kalman Filter, Telecommunications sector.

## Introdução

O ano de 1998 constituiu-se em marco para a história das telecomunicações brasileiras: o Sistema Telebrás foi privatizado em 29 de julho. O processo de transformações tivera início com a mudança da Constituição Federal e prosseguira com a promulgação da Lei Mínima e da Lei Geral de Telecomunicações (LGT), em 16 de julho de 1997, que criava e implementava o órgão regulador (Anatel) e aprovava o Plano Geral de Outorgas, o Plano Geral de Metas e a reestruturação do Sistema Telebrás, culminando com a venda das ações de propriedade da União.

Após algum tempo, a BOVESPA considerou que decorridos alguns anos da cisão e da privatização da Telebrás, o setor de telecomunicações já concluiu a maior parte das reestruturações acionárias que eram esperadas como etapa seguinte à privatização, já permitindo, dessa forma, a mensuração consistente da negociação das empresas desse importante setor.

Tendo essa consistência em vista, a BOVESPA fixou a base de 1.000 pontos do ITEL (Índice setorial de Telecomunicações) para a data de 30 de dezembro de 1999, quando então as empresas resultantes da cisão da Telebrás já estavam sendo negociadas há aproximadamente um ano. Seguindo experiências mais recentes de índices internacionais, a BOVESPA resolveu adotar para o cálculo do ITEL a ponderação por "free float" (quantidade de ações em circulação). A ponderação de um indicador pelo valor de mercado das ações em circulação permite que o índice represente o comportamento dos papéis realmente disponíveis à negociação, o que facilita a montagem de carteiras referenciadas no índice pelo investidor e permite um melhor acompanhamento de seu desempenho.

Assim, o objetivo desse artigo é analisar o comportamento das ações desse importante setor após concluído o processo de privatizações, e da sua total integração ao mercado acionário. Para isso, foi feito um estudo do coeficiente de correlação (Beta) dos ativos das Teles e o ativo de mercado (neste caso o IBOVESPA).

## Procedimentos Metodológicos

### *Especificação do modelo*

O trabalho teórico de Harry Markowitz, no início dos anos 50, formou uma base para a relação entre retorno e risco que são testados comumente na forma do modelo de mercado:

$$R_t = \alpha + \beta R_{M,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

A especificação da teoria de precificação de ativos capitais (CAPM) é:

$$R_t - R_{f,t} = \beta(R_{M,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_t, \quad (2)$$

e a especificação da chamada forma empírica do CAPM é:

$$R_t - R_{f,t} = \alpha + \beta(R_{M,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_t, \quad (3)$$

onde

$R_t$  – denota o retorno de uma empresa no tempo  $t$ ,

$R_{M,t}$  – é o retorno da carteira de mercado no tempo  $t$ ,  
 $R_{f,t}$  – é a taxa de retorno do ativo livre de risco.

A relação causal admitida por esses modelos é que: a variação nos retornos de um ativo  $i$  qualquer, pode ser explicada, basicamente, pelas variações nos retornos da carteira de mercado.

Ao longo dos anos o debate que se seguiu foi: a carteira de mercado é suficiente para explicar o retorno de um ativo individual qualquer? Esse debate incitou o desenvolvimento de vários modelos enriquecendo as equações acima pela adição de outros fatores (por exemplo, Sharpe (1970), Sharpe et al. (1995), Fama e French (1992, 1993 1996) e muitos outros) e a derivação de uma abordagem alternativa baseada no conceito de beta-zero de uma carteira (por exemplo, Ross (1976) e numerosos documentos que seguiram buscando definir fatores econômicos comuns).

Embora agora haja muitos modelos do processo gerador de retornos, uma das especificações anteriores (i.e., equações (1)-(3)) ainda é usado comumente para calcular betas para avaliar uma taxa esperada de retorno de um ativo. Porém, estes modelos não estão livres de problemas de estimação. Por exemplo, problemas surgem quando os retornos vêm de uma distribuição não-normal e/ou são serialmente correlacionados. Tais violações das suposições do OLS (método dos mínimos quadrados ordinários) conduzem a estimativas ineficientes. Além disso, as especificações da regressão nas equações (1)-(3) impõe que os parâmetros modelo, isto é, o beta e o termo de intercepto (nas equações (1) e (3)), seja constante no período em questão.

Vários estudos empíricos mostram que estes parâmetros não são constantes ao longo do tempo, (por exemplo, Blume (1971, 1975, 1979), Fabozzi e Francis (1978), Sunder (1980), Clarkson e Thompson (1990)). Isto indica que o comprimento de uma janela de regressão é importante e possivelmente afeta os resultados. Infelizmente, não há nenhuma teoria que ajude determinar o tamanho ótimo da janela de regressão, ou se uma especificação com os parâmetros variando no tempo é possível, dada a natureza deste padrão. Numerosos estudos chegam à conclusão de que os betas tendem a retornar para um valor médio. Em outras palavras, ações com betas elevados tendem a declinar com o passar do tempo para a unidade, enquanto ações com betas baixos tendem a aumentar com o passar do tempo para unidade. Isto porque todos os betas são calculados com algum erro, isto significa que betas elevados (baixos) tendem a ser superestimados (subestimados).

Assim, algum ajustamento do mercado para um valor médio de 1 (um) parece ser apropriado. Diversos tipos de ajustes bayesianos têm sido propostos (por exemplo, Kryzanowski e Jalilvand (1983), Gombola e Kahl (1990)) e a abordagem de Vasicek tem se popularizado.

Porém, nem o mais preciso ajustamento responde a nossa questão de como os betas evoluem ao longo do tempo. A necessidade de detectar um padrão temporal para o risco de mercado tem inspirado muitos estudos empíricos e, na última década, conseguiram-se muitos avanços no desenvolvimento de técnicas econométricas que possibilitaram a estimação de padrões temporais para o risco de mercado. Neste artigo será usada uma abordagem baseada no Filtro de Kalman (FK), originado de Black et al. (1992). Para conseguir um melhor ajuste além de aplicar a característica *time-varying* sobre o beta, o filtro também será aplicado ao termo constante (ou seja, o  $\alpha$  do CAPM). Uma especificação GARCH (*generalised autoregressive conditional heteroskedasticity*) do termo de erro também será introduzida no modelo.

Para traçar as mudanças no risco de mercado ao longo do tempo, e tratar do assunto correlação serial na volatilidade dos retornos no mercado de ações, nós usaremos a

especificação do modelo de mercado (equação (1)) admitindo que a variância dos resíduos dessa equação tem um comportamento GARCH (1,1).

O Filtro de Kalman (FK) é empregado para estimar os efeitos GARCH e o caminho temporal dos coeficientes do modelo de mercado. Assume-se que em algum tempo  $t$  o retorno de um ativo  $i$ ,  $R_{i,t}$ , pode ser explicado pelo retorno da carteira de mercado  $R_{M,t}$ :

$$R_t = \alpha_t + \beta R_{M,t} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

onde o processo gerador do erro  $\varepsilon \sim N(0, \sigma_t^2)$  tem uma variância descrita como:

$$\sigma_t^2 = \theta_0 + \theta_1 \sigma_{t-1}^2 + \theta_2 \varepsilon_{t-1}^2. \quad (5)$$

Os coeficientes variando no tempo,  $\alpha_t$  e  $\beta_t$ , constituem o vetor estado na representação *state-space* do FK. Denotando o valor do vetor estado no tempo  $t$  por  $a_t$  (i.e.,  $a_t = [\alpha_t \quad \beta_t]'$ ), completamos o modelo *state-space* definindo a equação estado como

$$a_t = a_{t-1} + \eta_t, \quad (6)$$

onde  $\eta_t$  é um vetor  $2 \times 1$  de distúrbios serialmente não correlacionados com média zero e matriz de covariância  $Q$ .

A decisão de usar o modelo de mercado, ao invés das especificações do CAPM, vem apenas do fato de não ser necessária a escolha de um ativo livre de risco. Embora o conceito teórico do ativo livre de risco seja intuitivamente claro, a escolha, na prática, de ativo verdadeiramente livre de risco é pouco óbvia. Bruner (2003) cita que 3, 5, 10 ou mais notas do tesouro são frequentemente usadas como *proxy* para a taxa de retorno livre de risco, considerando que a maioria dos livros-texto aconselham notas do tesouro. A tendência para a utilização de T-bonds de médio ou longo prazos é motivada pelo desejo de compatibilizar o horizonte de investimento da empresa com a maturidade da dívida. Entretanto, na nossa análise da indústria de telecomunicações, essa pode não ser a melhor estratégia. Somada às flutuações diárias dos rendimentos a *proxy* da taxa de retorno livre de risco é conhecida por ter propriedades estocásticas que são inconsistentes com os pré-supostos do CAPM sobre esse ativo livre de risco. Então, a decisão por “*play safe*” e evitar esses problemas, a utilização da especificação do modelo de mercado (equação (4)) parece ser razoável.

### *O Filtro de Kalman com parâmetros variando no tempo*

O Filtro de Kalman é um algoritmo para atualizar sequencialmente uma projeção linear de uma representação *state-space*. Ele utiliza um processo de controle por realimentação, ou seja, estima-se o estado do processo em um dado instante, e então se obtém o *feedback*, sob a forma de medidas com ruído.

As equações no filtro dividem-se em dois grupos distintos para a atualização das equações: as equações de estado (ou tempo, ou atualização) e as equações de observação (ou medição, ou sinal). As equações de estado são responsáveis por projetar, com antecedência, as estimativas da covariância do estado atual e do erro, visando obter, *a priori*, as da próxima etapa. Já as equações de observação, responsáveis pelo *feedback*, incorporam uma nova medida na estimativa *a priori*, visando obter *a posteriori*, uma estimativa melhorada.

Considere  $y_t$  um vetor de  $n$  variáveis observadas até a data  $t$ .

Então uma representação *state-space* pode ser escrita como:

$$y_t = A'x_t + H'\xi_t + \omega_t \quad \text{Equação de Observação}$$

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + \nu_{t+1} \quad \text{Equação de Estado}$$

onde  $F_{rxr}$ ,  $A'_{n \times k}$ ,  $H'_{n \times r}$  são matrizes de parâmetros e  $x_{t \times 1}$  é um vetor de variáveis predeterminadas.

O choque  $v_{t+1}$  é ruído branco com  $E(v_t v'_\tau) = \begin{cases} Q_{rxr}, t = \tau \\ 0 \end{cases}$ , e  $\omega_t$  é ruído branco com  $E(\omega_t \omega'_\tau) = \begin{cases} R_{rxr}, t = \tau \\ 0 \end{cases}$ .

Desde que  $x_t$  é predeterminado ou exógeno, ele não oferece informações sobre  $\xi_{t+s}$  ou  $\omega_{t+s}$ , para  $s > 0$ , além da contida em  $\{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots\}$ .

### Pressupostos:

Assume-se que  $E(v_t \xi'_1) = 0, E(\omega_t \xi'_1) = 0$  e  $E(v_t \omega'_\tau) = 0$  para todo  $t$  e  $\tau$ . Note que podemos escrever  $\xi_t = v_t + F v_{t-1} + F^2 v_{t-2} + \dots + F^{t-2} v_2 + F^{t-1} \xi_1$ , obtendo as seguintes condições:

- $E(v_t \xi'_\tau) = 0$  para todo  $\tau = t-1, t-2, \dots$
- $E(\omega_t \xi'_\tau) = 0$  para todo  $t$  e  $\tau$ .
- $E(\omega_t y'_\tau) = 0$  para todo  $\tau = t-1, t-2, \dots$  (desde que  $E(\omega_t (A'x_t + H'\xi_t + \omega_t)') = 0$ ).
- $E(v_t y'_\tau) = 0$  para todo  $\tau = t-1, t-2, \dots$  (desde que  $E(v_t (A'x_t + H'\xi_t + \omega_t)') = 0$ ).

O filtro é utilizado para calcular a previsão do vetor estado a partir dos mínimos quadrados com base nos valores observados até a data  $t$ ,  $\hat{\xi}_{t+1|t} = \hat{E}(\xi_{t+1} | I_t)$ , onde o operador  $\hat{E}$  denota a projeção linear de  $\xi_{t+1}$  sobre  $I_t$  e a constante, e  $I_t = \{y'_t, y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_1, x'_t, x'_{t-1}, x'_{t-2}, \dots, x'_1\}$ . O filtro calcula essas previsões recursivamente, gerando  $\hat{\xi}_{1|0}, \hat{\xi}_{2|1}, \hat{\xi}_{3|2}, \dots, \hat{\xi}_{t|t-1}$  sucessivamente. Associada a cada previsão está uma matriz de variância-covariância (rxr) representada por  $P_{t+1|t} = E[(\xi_{t+1|t} - \hat{\xi}_{t+1|t})(\xi_{t+1|t} - \hat{\xi}_{t+1|t})']$ . Para um típico elemento  $\hat{\xi}_{t|t-1}$ , com sua associada  $P_{t|t-1}$ , a finalidade do filtro é produzir  $\hat{\xi}_{t+1|t}$ , com sua associada  $P_{t+1|t}$ . As etapas para a estimação do filtro envolvem tipicamente a sua inicialização, atualização da projeção linear (quando surge uma nova informação) e produzir uma nova previsão condicionada sobre o novo conjunto de informação.

A aplicação do filtro neste artigo, foi de um modelo *state-space* com parâmetros variando estocasticamente com uma equação na qual os coeficientes mudam ao longo do tempo.

Considere a seguinte modelo de regressão:

$$y_t = x'_t \beta_t + \omega_t,$$

Na nossa representação em *state-space*, esta equação representa a equação de observação, e a equação de estado pode ser escrita da seguinte forma:

$$\begin{pmatrix} \beta_{t+2} \\ \beta_{t+1} \end{pmatrix} = F \begin{pmatrix} \beta_{t+1} \\ \beta_t \end{pmatrix} + v_{t+1}$$

Se os autovalores de  $F$  estão todos dentro do círculo unitário, então  $\bar{\beta}$  pode ser interpretado com o a média do valor *state-space* para o vetor de coeficientes. Se

$$v_{t+1} \left| x_t, I_{t-1} \sim N \left( \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} Q & 0 \\ 0' & \sigma^2 \end{bmatrix} \right),$$

então o modelo *state-space* pode ser reescrito da seguinte forma:

$$y_t = x_t' \bar{\beta} + x_t' \xi_t + \omega_t,$$

$$(\beta_{t+1} - \bar{\beta}) = F(\beta_t - \bar{\beta}) + v_{t+1}$$

Com algumas transformações, chegamos ao modelo *state-space* mostrados na seção anterior nas equações (4) e (6), impondo à variância do erro da equação de observação um comportamento GARCH(1, 1), E fazendo a equação de espaço seguir um caminho aleatório (*random walk*), ou seja, admitindo  $F = 1$ .

### *Seleção da amostra e tratamento dos dados*

Outra questão que precisa ser respondida está relacionada à frequência dos dados, i.e., se os usados na estimação devem ser diários, semanais ou mensais. Se o retorno de um ativo qualquer é serialmente não-correlacionado e a relação entre este ativo e retorno de mercado é a mesma para diferentes frequências dos retornos (diários, semanais ou mensais) então uma alta frequência dos dados, ou seja, diária, poderia ser usada na análise de regressão. Isso garantiria um baixo erro padrão dos valores estimados. A evidência dos supostos acima mencionados estarem corretos é duvidosa, mas é frequentemente aceito que os problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade podem ser solucionados utilizando-se técnicas econométricas ao invés de diminuir a frequência dos dados. Nesse artigo foram utilizados dados diários com as correções de heteroscedasticidade mencionadas anteriormente.

Os dados que foram usados são as cotações (fechamento) das principais empresas de telecomunicações que estão na BOVESPA, e foram conseguidas através do sistema Enfoque Cotações. A tabela 1 abaixo descreve as ações que foram utilizadas nesse trabalho.

Tabela 1: Principais ações das empresas do setor de telecomunicações

<b>Empresa</b>	<b>Código da Ação</b>
Índice de Telecomunicações	ITEL
<i>Telefonia Fixa</i>	
Brasil Telecom	BRTO3
Telemar	TNLP3
Telefônica	TDBH3
Telesp	TLPP3
Embratel	EBTP3
<i>Telefonia Móvel</i>	
CRT celular	CRTP5
Tele celular CO	TCOC3
Tele celular LE	TLCP3
TIM Sul	TPRC6
Telemig celular	TMCP3
Tele celular SE	TSEP3

Fonte: Enfoque Cotações.

A partir das cotações diárias (fechamento) das ações, foram calculados os log-retornos que foram utilizados no modelo de mercado (equação (1)). Esses log-retornos são dados pela seguinte fórmula:  $R_{i,t} = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ , onde  $R_{i,t}$  é o log-retorno do ativo  $i$  no tempo  $t$ ,  $P_t$  e  $P_{t-1}$  são as cotações do ativo no tempo  $t$  e  $t-1$ .

## **Resultados**

O efeito GARCH nas séries trabalhadas é apresentado no apêndice 2. Podemos observar um ajuste ótimo das séries à volatilidade GARCH, através das probabilidades de erro

tipo I (entre parêntesis). Ou seja, podemos aceitar que as séries possuem um significativo efeito GARCH em suas variâncias.

Para ver o grau de mudanças no risco de mercado e a vantagem do modelo temporariante (Filtro de Kalman) em relação ao tradicional tempo-invariante os betas obtidos foram comparados, para todas as séries de tempo, usando ambas as técnicas. Cada gráfico plotado no apêndice 1 mostra o caminho temporal do coeficiente beta obtido do filtro e o valor do beta obtido da regressão de OLS. Não é apresentado o caminho temporal do intercepto obtido de FK e regressões de OLS desde que nenhum era significativamente diferente de zero ao nível de 95% de confiança. O apêndice 2 mostra as estatísticas da análise de regressão por OLS.

É importante notar que os valores de OLS são estimativas cruas, i.e., sem qualquer ajuste. Isto é porque o padrão de tempo, em lugar do modelo tradicional, gera melhores estimativas, que é a preocupação principal deste estudo.

Está claro que os caminhos de tempo individuais dos coeficientes beta exibem um padrão semelhante e que isto está com o passar do tempo longe de constante: no início de todas as séries temos um rápido crescimento dos betas, a parte mediana do período em questão, para algumas séries, é caracterizado por valores mais altos de beta que o começo e o fim da amostra e, no fim das séries, os betas convergem para o valor estimado pelo OLS.

Com relação ao setor em estudo, podemos inferir que, a partir de 99/00 as ações das Teles começaram a se valorizar rapidamente, refletindo as boas expectativas em relação aos resultados das privatizações, e o crescimento da telefonia móvel. Nesse período pode se perceber o grande salto qualitativo que o setor experimentou (forte desenvolvimento tecnológico).

Depois de meados de 2001, a volatilidade dos betas começa a diminuir e eles passam a ficar próximos do valor médio estimado pelo método OLS.

Para as ações da Telemar, Embratel, Telefônica e Telemig Celular, observou-se um período curto de valorização das ações e uma convergência mais rápida que as demais ações.

Olhando para o índice setorial de telecomunicações, ITEL, que é composto pelas ações mais líquidas do setor, percebemos que as ações do setor permanecem valorizadas acima da carteira de mercado, IBOVESPA, até o primeiro trimestre de 2002. A partir daí, o beta começa a declinar e a convergir lineamente para o beta estimado pelos OLS.

## **Considerações finais**

É importante destacar o papel institucional do órgão regulador, Agência Nacional de Telecomunicações, Anatel, na viabilização de vários investimentos nesse setor. O órgão regulador funcionou como garantia ao investidor por realizar uma regulação técnica e independente, de modo a assegurar o bom desempenho do mercado.

A privatização, associada a um marco regulatório sólido e completo, permitiu a ampla entrada de investimentos graças aos quais, nos três anos decorridos do leilão de privatização, as operadoras duplicaram o número de linhas do serviço de telefonia fixa, chegando a 38 milhões de terminais instalados, e triplicaram o número de linhas do serviço móvel celular, chegando a 23 milhões de acessos, 59% dos quais no sistema pré-pago. O grau de digitalização da infra-estrutura de telefonia fixa supera hoje amplamente a meta de 75% prevista pela Anatel, chegando a 100% em várias regiões<sup>1</sup>.

Isso é uma explicação para a rápida valorização das ações das Teles, ou seja, o ambiente em que se deu as privatizações conferiu uma boa segurança ao investidor para apostar no sucesso das privatizações.

---

<sup>1</sup> Anatel (2001).

O objetivo da análise foi observar o comportamento das ações do setor de telecomunicações brasileiro ao longo do tempo. Para isso consideramos a análise dos betas a partir de equação de mercado de Markowitz e, para captar a evolução desses betas, utilizamos o filtro de Kalman.

O modelo se mostrou adequado estatisticamente e ofereceu uma boa explicação para o comportamento do setor de telecomunicações no mercado de ações. E permitiu uma boa visualização do comportamento dos betas destas ações ao longo do tempo.

## Referências

Agência Nacional de Telecomunicações (Anatel). *Relatório anual 2001*. Brasília, 2001.

ANDERSON, B. D. O. MOORE, J. B. *Optimal Filtering*. Prentice-Hall Inc. Englewood Cliffs. NJ. 1979.

BLACK, Angela J., FRASER P. POWER D. *UK Unit Trust Performance 1980-1989: A Passive Time-Varying Approach*, Journal of Banking and Finance, 1992.

BLUME, Marshall E. *On the Assessment of Risk*, Journal of Finance , 1971.

BLUME, Marshall E. *Betas and their Regression Tendencies*. Journal of Finance. 1975.

BLUME, Marshall E. *Betas and their Regression Tendencies: Some Further Evidence*. Journal of Finance. 1979.

BRUNER. R.F. *Case Studies in Finance*. Managing for Corporate Value Creation, McGraw-Hill, 2003.

CAMPBELL, J.L., MACKINLAY, A.C., *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, NJ. 1997.

CAMPBELL, J., *Why Long Horizons? A Study of Power Against Persistent Alternatives*, Journal of Empirical Finance, 2001.

CHAN, L.K.C. & J. LAKONISHOK, *Robust Measurement of Beta Risk*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1992.

CLARKSON, P.M., THOMPSON R. *Empirical Estimates of Beta When Investors Face Estimation Risk*, Journal of Finance, 1990.

DIMSON, E., MARSH, P. STAUNTON, M., *Millenium Book II: 101 Years of Investment Returns*, DP, London Business School. 2001.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, Inc. 1995.

ENFOQUE COTAÇÕES. [www.enfoque.com.br](http://www.enfoque.com.br).

FAMA, E.F., FRENCH K.R., *The Cross-section of Expected Stock Returns*, Journal of Finance, 1992.

\_\_\_\_\_, *Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds*, Journal of Financial Economics, 1993.

\_\_\_\_\_, *Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies*. Journal of Finance, 1996.

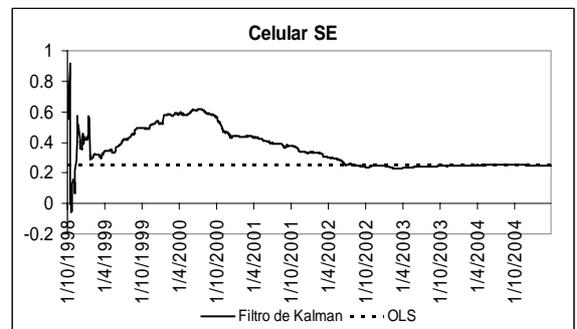
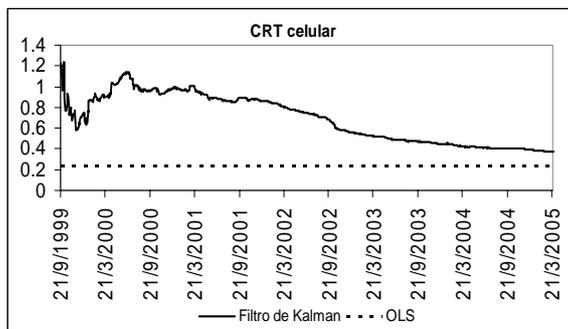
FABOZZI F.J., FRANCIS, J.C. *Industry Effects and the Determinants of Beta*, Quarterly Review of Economics and Business, 1978.

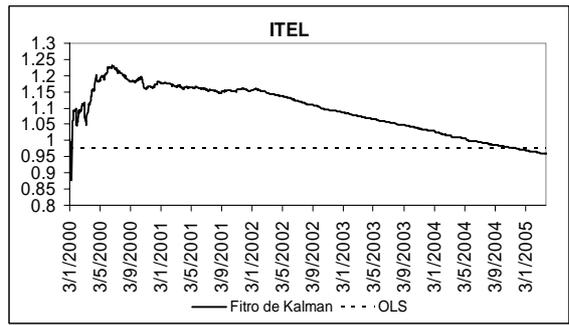
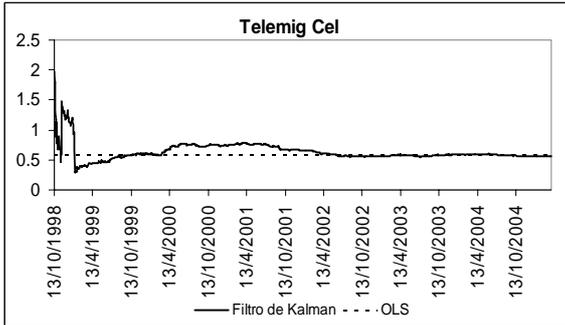
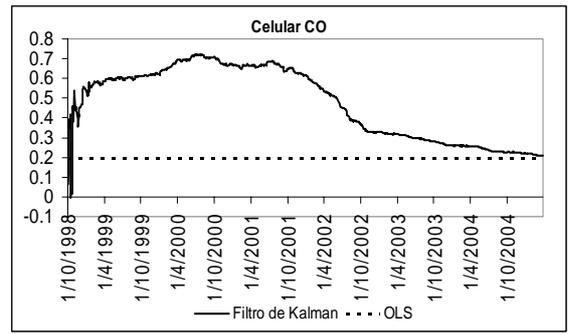
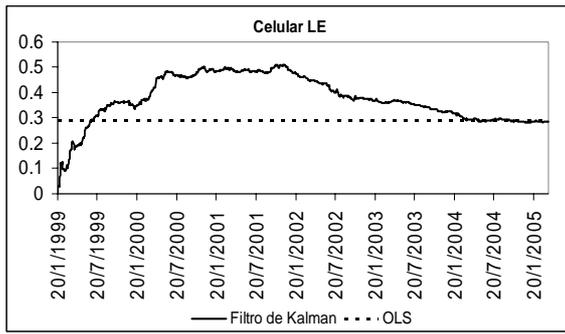
- FRANCIS J.C. & FABOZZI F.J., *The Effects of Changing Macroeconomic Conditions on the Parameters of the Single Index Market Model*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1979.
- GOMBOLA & KAHL, *Time-Series Processes of Utility Betas: Implications for Forecasting Systematic Risk*, Financial Management, 1990.
- GROUT, P.A. and ZALEWSKA, A., *Do Regulatory Changes Affect Market Risk*, LIFE WP03-022. 2003.
- HARVEY, A C, *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge: Cambridge University Press, 1991
- KRYZANOWSKI, L. & JALILVAND, *Statistical Tests of the Accuracy of Alternative Forecasts: Some Results for U.S. Utility Betas*, The Financial Review.
- RIBENBOIM, G. "Teste do Modelo CAPM". Trabalho de Finanças. PUC/RJ, 1996.
- ROSS, S., *The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing*, Journal of Economic Theory, 1976.
- SHARPE, W., 1970, *Portfolio theory and capital markets*, McGraw-Hill, New-York.
- SHARPE, W., ALEXANDER, G., BAILEY J. *Investments*, Prentice-Hall. 1995.
- SIEGEL, J.J. *Stocks for the Long Run*. McGraw Hill. 1998.
- SUNDER, S. *Stationarity of Market Risk: Random Coefficient Test for Individual Stocks*, Journal of Finance, 1980.

## Apêndice 1

Gráficos dos betas, por ações, calculados pelo OLS e pelo Filtro de Kalman.

Erro! Vínculo não válido.





## Apêndice 2

- Efeito GARCH nas séries por código do ativo.

Código da empresa	Coeficientes		
	$\theta_0$	$\theta_1$	$\theta_2$
ITEL	0.0000023 (0.00165)	0.082393 (0.00000)	0.9149113 (0.00000)
BRTO3	0.0000502 (0.0005)	0.044962 (0.0000)	0.904698 (0.0000)
TNLP3	0.000659 (0.0000)	0.394165 (0.0000)	0.00000 (0.0000)
TDBH3	0.000186 (0.0000)	0.159563 (0.0000)	0.683664 (0.0000)
TLPP3	0.000046 (0.0000)	0.12777 (0.0000)	0.803513 (0.0000)
EBTP3	0.0013 (0.0000)	0.553955 (0.0000)	0.00000 (0.0000)
CRTP5	0.000097 (0.0000)	0.294528 (0.0000)	0.663809 (0.0000)
TCOC3	0.000047 (0.0000)	0.286806 (0.0000)	0.724665 (0.0000)
TLCP3	0.000269 (0.0000)	0.177038 (0.0000)	0.68927 (0.0000)
TPRC6	0.0000013 (0.0126)	0.053291 (0.0000)	0.948073 (0.0000)
TMCP3	0.000043 (0.0000)	0.111976 (0.0000)	0.869082 (0.0000)
TSEP3	0.0000084 (0.0000)	0.199141 (0.0000)	0.823287 (0.0000)

- Parâmetros estimados e R-squared ajustado para a regressão por OLS.

Código da empresa	R-squared Ajustado	Coeficientes	
		$\alpha$	$\beta$
ITEL	0.0822870	0.000316 (0.4408)	0.97666 (0.0000)
BRTO3	0.2336520	-0.000554 (0.4711)	0.801323 (0.0000)
TNLP3	0.0185240	0.000626 (0.3386)	0.146321 (0.0000)
TDBH3	0.0401290	0.001322 (0.1933)	0.366411 (0.0000)
TLPP3	0.1804880	0.000612 (0.2681)	0.42853 (0.0000)
EBTP3	0.0209370	-0.000467 (0.5642)	0.306491 (0.0000)
CRTP5	0.0459590	0.001274 (0.0638)	0.238465 (0.0000)
TCOC3	0.0427520	0.001135 (0.0540)	0.185045 (0.0000)
TLCP3	0.0187110	-0.000813 (0.3813)	0.289552 (0.0000)
TPRC6	0.1164130	0.0001 (0.8344)	0.248313 (0.0000)
TMCP3	0.0810740	-0.000628 (0.4676)	0.569391 (0.0000)
TSEP3	0.0702400	0.000112 (0.7525)	0.255054 (0.0000)