

A sensibilidade de ativos em diferentes ambientes de risco: uma análise para empresas gaúchas*

Marcos Vinício Wink Júnior**

Doutorando em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS),
Pesquisador em Economia da Fundação de Economia e Estatística (FEE)
Mestre em Administração pela UFRGS,
Pesquisador em Estatística da FEE

Pedro Tonon Zuanazzi***

Resumo

Um dos principais desafios da moderna teoria de finanças é encontrar o comportamento dos ativos, dados os diferentes cenários macroeconômicos existentes, aperfeiçoando a gestão de risco de uma carteira. O presente trabalho visa testar a hipótese de não linearidade da sensibilidade do retorno de ativos de empresas gaúchas em diferentes ambientes de risco: períodos de crise e de estabilidade. Foram considerados os três ativos de empresas gaúchas que tiveram negociação em todos os dias da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), desde janeiro de 2004. Os resultados sugerem que o modelo não linear proposto é adequado. Além disso, encontram-se evidências de que os ativos RAPT4 e POMO4 são mais suscetíveis às variações macroeconômicas em tempos de crise do que em períodos de estabilidade.

Palavras-chave

CAPM; Beta; Markov Switching.

* Artigo recebido em jul. 2012 e aceito para publicação em out. 2013.

** E-mail: marcos@fee.tche.br

*** E-mail: pedro@fee.tche.br

Abstract

One of the greatest challenges of modern finance theory is to find the behavior of the assets given the different macroeconomic scenarios, improving the portfolio risk management. The present work aims to test the hypothesis of nonlinearity in the asset returns sensitivity of Rio Grande do Sul companies in different risk environments: periods of crisis and stability. We have considered the assets of three companies of Rio Grande do Sul that were trading on every day of the Stock Exchange (Bovespa) since January 2004. The results suggest that the non-linear model proposed is appropriate. Also, we find evidence that the assets RAPT4 and POMO4 are more susceptible to variations in periods of macroeconomic crisis than in periods of stability.

Key words

CAPM; Beta; Markov Switching.

Classificação JEL: C58, G12.

1 Introdução

A literatura sobre precificação de ativos é muito extensa e sofre mudanças constantemente. O método Capital Asset Pricing Model (CAPM), embora contestado, é o mais tradicional e o mais utilizado pelos gestores de capital para a administração de portfólio. O intuito de sua utilização está em formar um portfólio de ações com uma relação ótima entre risco e retorno (Sharpe, 1964).

Parte das contestações ao CAPM surgiu em virtude da proxy de mercado utilizada, geralmente índices acionários, como o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) (Siegel, 2003). Outro tipo de contestação, segundo Shanken (1992), diz respeito ao viés do beta de CAPM, decorrente da endogeneidade da variável explicativa com o termo de erro, quando estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Um último problema do CAPM, segundo Huang (2000), que busca ser solucionado por esse trabalho, é o fato de que o modelo assume uma relação homogênea e constante para relação entre o retorno de um ativo e o retorno do mercado, independentemente de qual seja o estado da economia.

As ações apresentam, no entanto, comportamentos distintos em ambientes de riscos diferentes. Dessa forma, existem ativos com diferentes sensibilidades ao retorno de mercado. Nesse sentido, Huang (2000) propôs estimar o CAPM via modelo Markov Switching (MS-CAPM), flexibilizando a hipótese de linearidade do CAPM tradicional. Dessa forma, permite-se que o retorno de um ativo apresente diferenças na sensibilidade ao mercado, conforme o regime de volatilidade existente. Com essa ferramenta, pode-se ter uma gestão de carteira mais ou menos conservadora, dependendo do ambiente de volatilidade do mercado (risco), e, assim, as flutuações macroeconômicas passam a ter um papel fundamental na precificação dos ativos.

Porsse *et al.* (2009) constroem cenários macroeconômicos possíveis e verificam que o Rio Grande do Sul é um estado suscetível a flutuações macroeconômicas. A hipótese que surge, portanto, é que as empresas gaúchas tendem a ser mais impactadas com as crises que o mercado nacional como um todo, logo, os riscos idiossincráticos em momentos de crise devem ser maiores que em momentos de estabilidade para essas empresas.

O objetivo deste trabalho é verificar a sensibilidade dos retornos de empresas gaúchas, em relação ao mercado, em diferentes ambientes de risco e, assim, verificar a adequabilidade da utilização do MS-CAPM para o Rio Grande do Sul. Além disso, procura-se estabelecer e dimensionar a diferença entre o beta de CAPM para diferentes regimes de volatilidade. Para essa análise, foram utilizados dados de empresas gaúchas com negociações, na Bovespa, durante todos os dias de negociação que compreende a amostra. Com essa metodologia, pode-se verificar se as empresas do Rio Grande do Sul (e quais delas) são mais influenciadas por choques externos, dada a definição de que o preço de uma ação é baseado nas expectativas de fluxo de caixa de uma empresa a serem realizadas posteriormente (Williams, 1938). A aplicação de um beta de CAPM não constante já foi realizada por diversos autores, entre eles Bodurtha e Mark (1991) e Tambosi Filho, Costa Júnior e Rossetto (2006), para estudos sobre CAPM condicional. Uma alternativa é a utilização de um beta dinâmico ao longo do tempo, regido por um processo Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) (Das; Ghoshal, 2010). Para o mercado brasileiro, há o exemplo do trabalho de Bonomo e Garcia (2002).

O presente artigo é dividido em cinco seções. Nesta breve **Introdução**, contextualizam-se o problema de estudo e a sua importância. Na segunda seção, é feita uma breve revisão de literatura sobre CAPM e MS-CAPM. Na terceira, apresentam-se a metodologia que possibilita chegar aos objetivos do trabalho e as fontes dos dados utilizados. A quarta seção traz os resultados e suas implicações. Por fim, são realizadas as considerações finais na **Conclusão**.

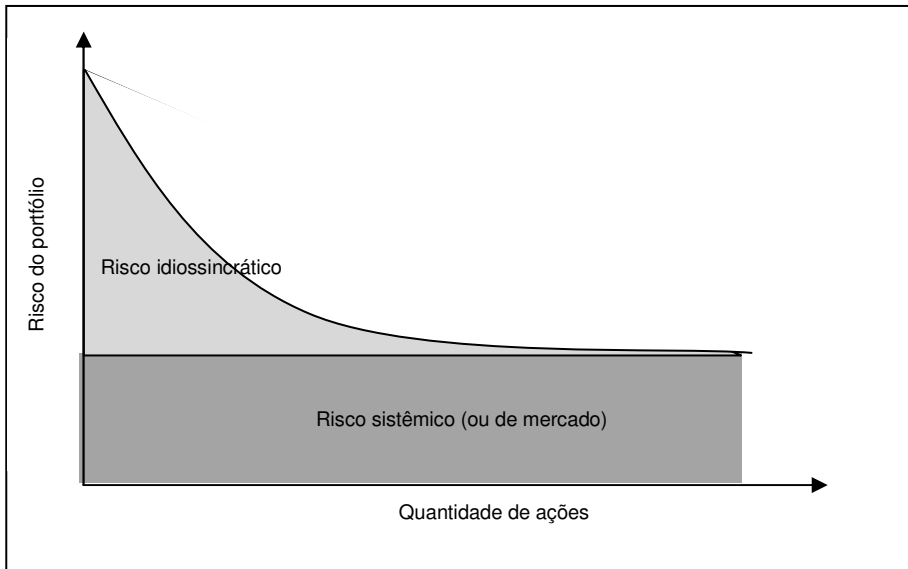
2 Teoria do portfólio, CAPM e MS-CAPM

Conforme Smart, Megginson e Gitman (2004), no momento da elaboração de um portfólio, há dois riscos distintos. O idiossincrático (*unique risk*) refere-se ao risco característico de um ativo ou um portfólio independente do mercado, que pode ser diminuído com a diversificação. O sistêmico (ou de mercado) é um risco inerente ao sistema e ao ambiente, que não pode ser evitado pelo investidor mesmo com a diversificação.

Os dois riscos são ilustrados na Figura 1. Observa-se que, com apenas uma ação, o risco idiossincrático é bastante elevado, no entanto, conforme o número de ações no portfólio aumenta, sua participação perde importância. Assim, para uma carteira diversificada, apenas o risco sistêmico é relevante, sendo o comportamento do mesmo a incerteza predominante para o investidor com um portfólio diversificado.

Figura 1

Representação dos riscos idiossincrático e sistêmico de um portfólio



O risco de uma carteira diversificada depende do risco sistêmico das ações incluídas nela. A contribuição de uma ação individual para o risco do portfólio é mensurada através da sua sensibilidade às movimentações do mercado. Para verificar tal sensibilidade, o modelo CAPM foi desenvolvido

por Markowitz (1952), Sharpe (1964), Lintner (1965) e Black, Jensen e Scholes (1972).

Os autores propõem que o retorno esperado de um ativo (R_i) é uma função linear do risco sistêmico. Dessa maneira, tem-se:

$$E(R_i) - R_f = \alpha_i + \beta_i (E(R_m) - R_f) + \varepsilon_i \quad (1)$$

Onde, R_m representa o retorno esperado do mercado, e R_f (*risk free*) consiste no retorno de um investimento livre de risco. Assim sendo, o retorno esperado do ativo acima do *risk free*, $E(R_i) - R_f$, relaciona-se linearmente com o retorno esperado do mercado acima do *risk free*, $E(R_m) - R_f$. No modelo CAPM, nenhuma outra variável é significativa para explicar o retorno esperado do ativo, $E(R_i)$.

Entretanto a literatura relata alguns problemas desse modelo, como os dados para β_i e $E(R_i)$ serem *ex-post* (Roll, 1977), ou seja, quando são utilizados para previsões, está-se fazendo uma extrapolação. Assim, está-se supondo que a relação entre o ativo e o mercado no passado permanecerá a mesma no futuro.

Além disso, sob a equação 1, os testes usuais têm como hipóteses nulas que α_i e que β_i são iguais a zero. Esses testes têm sofrido críticas. Miller e Scholes (1972) mostraram que, em uma dimensão temporal, a medida do erro ocorre para β_i individual. Esse problema gera um viés (em direção a zero) na estimação do prêmio de risco, levando à linha gráfica que representa a relação mais plana. Além disso, Fama e French (2004) mostraram que há uma relação positiva nos resíduos da regressão, na maioria dos casos. Esse problema provoca um viés na estimação, por Mínimos Quadrados Ordinários, dos erros-padrão nos coeficientes de uma regressão *cross-section*.

Dado que as tentativas de resolver os problemas do CAPM foram infrutíferas, a literatura sobre finanças comenta que, embora o CAPM apresente uma relação linear entre risco e retorno, há evidências de que essa relação é, de fato, variante no tempo. Nesse sentido, Huang (2003) mostra os trabalhos em que o beta estimado do CAPM linear tende a ser volátil ao longo do tempo.

Estudos de Bekaert, Harvey e Ng (2005), Edward e Susmel (2001) e Forbes e Rigobon (2002) mostram que, enquanto o mercado acionário tem baixo co-movimento durante os momentos de estabilidade (devido à estrutura de mercado, à posição geográfica, ao setor da empresa, dentre outros fatores), o mesmo apresenta alto co-movimento em períodos instáveis.

Inspirado nos trabalhos de Hamilton (1989), que introduziu o modelo Auto Regressivo com Mudança Markoviana para o Produto Interno Bruto (PIB) real dos Estados Unidos da América, Huang (2000) apresentou um novo teste para o CAPM que contrasta com os demais da literatura, por permitir mudança de regime na medida de risco, β_i . Segundo o autor, a hipótese de dois regimes não pode ser rejeitada. Huang (2001), primeiramente, testa o CAPM para beta não estacionário e, depois, testa o MS-CAPM para preços-limite, identificando que os betas são instáveis ao longo do tempo (Huang, 2003). Recentemente, outros estudos utilizaram modelos de MS-CAPM. Destacam-se, dentre eles, Galagedera e Shami (2003), Abdymomunov e Morley (2010) e Kormaz, Çevik e Gürkan (2010).

3 Metodologia e dados

Para realizar o estudo, valeu-se da base de dados da **Economática** (2012), com os dados diários de fechamento, de 05.01.2004 até 16.09.2011, dos três ativos de empresas gaúchas que tiveram negociação em todos os dias da série. As empresas são: Gerdau (GGBR4), Random (RAPT4) e Marcopolo (POMO4).

O CAPM é estimado de acordo com a equação 2:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Onde R_{it} é o retorno composto do ativo i no período t . R_{ft} é o retorno composto do Certificado de Depósito Interbancário (CDI). R_{mt} é o retorno composto do Ibovespa no período t . A diferença $R_{it} - R_{ft}$ indica o excesso de retorno do ativo i , e $R_{mt} - R_{ft}$ indica o excesso de retorno do mercado.

Conforme já discutido, a literatura recente desenvolvida por Huang (2000) sugere que o risco sistemático β não é constante e que esse β deve ser diferente em períodos de alta e de baixa volatilidade. Este trabalho, portanto, considera também o modelo MS-CAMP permitindo que tanto α quanto β tenham resultados variados em diferentes regimes. Estima-se, portanto, o seguinte MS-CAPM de acordo com a equação 3:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_{s_i} + \beta_{s_i}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Onde $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{s_i}^2)$. Ou seja, a variância muda conforme uma variável de estado não observada S_t . As probabilidades de transição de um regime para

outro, onde $S_t = 0$ significa baixa volatilidade em t , e $S_t = 1$ significa estado de alta volatilidade em t , são dadas pela equação 4:

$$\begin{aligned}P(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) &= p \\P(s_t = 0 / s_{t-1} = 1) &= 1 - p \\P(s_t = 0 / s_{t-1} = 0) &= q \\P(s_t = 1 / s_{t-1} = 0) &= 1 - q\end{aligned}\tag{4}$$

O processo de estimação de modelos Markov Switching já foi bastante discutido na literatura. Por isso, neste trabalho, não será discutido tal processo. Para tal referência, recomenda-se Hamilton (1994). Para se verificar qual dos modelos, a equação 2 ou a equação 3, é mais adequado, será utilizado o teste da Razão de Verossimilhança-Likelihood Ratio (LR).

4 Resultados empíricos

As estatísticas descritivas dos retornos dos ativos estão descritas na Tabela 1. Nota-se que a maior média de retorno diário foi dada por POMO4 e que os três ativos apresentaram retorno diário maior que o CDI no período analisado. De acordo com o desvio-padrão, todos os ativos mostraram maior volatilidade, no período, do que o Ibovespa, enquanto o CDI, por ser de baixíssimo risco, exibiu menor desvio-padrão. Outra estatística importante descrita na Tabela 1 diz respeito à normalidade do retorno dos ativos. A estatística de curtose aponta que os ativos RAPT4 e POMO4 possuem distribuições com caudas mais pesadas que a distribuição normal, enquanto GGBR4 possui curtose bem próxima à normal.

Para se evitar o problema de regressão espúria, a Tabela 2 mostra os resultados dos testes de raiz unitária para todos os ativos utilizados, já descontando o CDI, ou seja, o excesso de retorno dos ativos. Os testes aplicados foram o ADF, desenvolvido por Dickey e Fuller (1979), e o teste PP, desenvolvido por Phillips e Perron (1988). O número de *lags* foi escolhido conforme o Critério de Schwarz, e a inclusão de constante, tendência ou ambos foi decidida a partir da significância de seus parâmetros nos modelos. Os resultados indicam que os excessos de retornos dos ativos são todos estacionários.

Tabela 1

Estadísticas descriptivas do CDI, do Ibovespa e de ativos selecionados das empresas GGBR4, RAPT4 e POMO4 — 02.02.2004-16.09.2011

DISCRIMINAÇÃO	CDI (1)	IBOVESPA (2)	GGBR4 (3)	RAPT4 (4)	POMO4 (5)
Média	0,0005	0,0007	0,0009	0,0013	0,0014
Mediana	0,0005	0,0014	0,0002	0,0000	0,0000
Desvio-padrão	0,0001	0,0194	0,0282	0,0244	0,0251
Curtose	-0,8759	5,7240	2,9729	4,3227	4,4292
Assimetria	0,3910	0,1323	0,1374	0,0986	0,3127
Mínimo	0,0003	-0,1139	-0,1490	-0,1230	-0,1337
Máximo	0,0007	0,1466	0,1840	0,1792	0,1980
Número de obser- vações	1.908	1.908	1.908	1.908	1.908

FONTE DOS DADOS BRUTOS: ECONOMÁTICA. **Banco de Dados:** Cotação das ações e Ibovespa. Versão: maio de 2012. 2012.

(1) Certificado de Depósito Interbancário. (2) Índice da Bolsa de Valores de São Paulo. (3) Guerdau. (4) Random. (5) Marcopolo.

Tabela 2

Resultados dos testes de raiz unitária ADF e PP

ATIVOS	TESTE ADF	TESTE PP
GGBR4	(1) -40,523	(1) -40,421
RAPT4	(1) -40,960	(1) -40,918
POMO4	(1) -42,615	(1) -42,605

FONTE DOS DADOS BRUTOS: ECONOMÁTICA. **Banco de Dados:** Cotação das ações e Ibovespa. Versão: maio de 2012. 2012.

(1) Significantes a 1%, ou seja, todos ativos rejeitam raiz unitária.

O primeiro modelo estimado foi o modelo CAPM linear, descrito na equação 2. A fim de detectar heteroscedasticidade e autocorrelação nas estimações,¹ foram aplicados testes nos resíduos: o Teste de White para detectar heteroscedasticidade e o Teste LM (conjuntamente com a análise do correlograma do resíduo) para detectar autocorrelação. Em todas as regressões, constatou-se heteroscedasticidade e, em GGBR4 e RAPT4, detectou-se também autocorrelação (neste último, embora o valor-p do Teste LM tenha-se apresentado acima de 5%, o seu correlograma identifica autocorrelação em seus *lags*). A Tabela 3 apresenta os valores-p obtidos nos respectivos testes. O **Apêndice** deste trabalho apresenta os correlogramas dos resíduos com os três ativos estudados.

¹ O que faz os estimadores deixarem de ser os melhores estimadores lineares não viesados (Gujarati, 2006).

Tabela 3

Valores-p dos Testes de White e LM

ATIVOS	TESTE DE WHITE	TESTE LM
GGBR4	0,0000	0,0003
RAPT4	0,0000	0,0529
POMO4	0,0000	0,5739

FONTE DOS DADOS BRUTOS: ECONOMÁTICA. **Banco de Dados:** Cotação das ações e Ibovespa. Versão: maio de 2012. 2012.

Dessa forma, optou-se, para estimar GGBR4 e RAPT4, por utilizar MQO, corrigindo pela matriz de covariância de Newey-West e, para estimar POMO4, pela correção com os erros robustos de White — esses ajustes corrigem os erros-padrão (com as heteroscedasticidades e autocorrelações descritas), de forma consistente, para grande amostras (Gujarati, 2006). Os coeficientes estimados, seus respectivos erros-padrão, os erros-padrão das regressões e as estatísticas Log Likelihood do modelo são apresentados na Tabela 4. Os resultados dos coeficientes são os esperados. As constantes, denominadas alpha, não são significativas em nenhum dos modelos. O risco sistemático, beta, é significativa a 1% para todos os modelos e está mais próximo de 1 para GGBR4, que é uma ação mais líquida (andando mais próxima do mercado). Além disso, GGBR4 foi o único ativo que apresentou beta maior que 1, indicando que essa ação apresentou, no período, um risco sistemático maior que o Ibovespa.

Tabela 4

Resultados do CAPM linear

DISCRIMI- NAÇÃO	ALPHA	BETA	DESVIO-PADRÃO DO ERRO	LOGARÍTMO DA VEROSSIMI- LHANÇA
GGBR4	0,000062	(1) 1,206335	0,028129	5.239,10
Erro-padrão	-0,000367	-0,023013		
RAPT4	0,000536	(1) 0,657887	0,024364	4.688,11
Erro-padrão	-0,000463	-0,032537		
POMO4	0,000591	(1) 0,691211	0,025014	4.655,19
Erro-padrão	-0,000483	-0,035535		

FONTE DOS DADOS BRUTOS: ECONOMÁTICA. **Banco de Dados:** Cotação das ações e Ibovespa. Versão: maio de 2012. 2012.

NOTA: Utiliza-se a matriz de covariância Newey-West, ou os erros robustos de White.

(1) Significante a 1%.

A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação do modelo não linear, o MS-CAPM, descrito na equação 3. O coeficiente beta foi significativo a 1% para todos os ativos e nos dois regimes, enquanto, como no CAPM, o

alpha não foi estatisticamente diferente de zero em nenhuma das regressões, bem como em nenhum dos regimes. Nota-se, como o esperado, que o desvio-padrão em alta volatilidade (sigma 1) é densamente maior que o desvio-padrão em baixa volatilidade (sigma 0) para todos os ativos.

Tabela 5

Resultados do MS-CAPM			
AÇÕES	BAIXA VOLATILIDADE		
	Alpha 0	Beta 0	Sigma 0
GGBR4	-0,00075	(3) 1,21279	0,01127
Erro-padrão ...	-0,00036	-0,02094	0,0000
RAPT4	0,00053	(3) 0,47566	0,00026
Erro-padrão	-0,00044	-0,02367	0,0000
POMO4	0,00032	(3) 0,39332	0,00019
Erro-padrão	-0,00042	-0,02468	0,0000
AÇÕES	ALTA VOLATILIDADE		
	Alpha 1	Beta 1	Sigma 1
GGBR4	0,00097	(3) 1,20449	0,01918
Erro-padrão ...	-0,00068	-0,02385	0,0000
RAPT4	0,00115	(3) 0,83507	0,00092
Erro-padrão	-0,00176	-0,05539	0,0000
POMO4	0,00158	(3) 0,87840	0,00079
Erro-padrão	-0,00115	-0,04515	0,0000
AÇÕES	p00 (1)	p11 (2)	LOGARÍTMO DA VEROSSIMILHANÇA
GGBR4	0,9821	0,9786	5.315,50
Erro-padrão ...			
RAPT4	0,9731	0,9152	4.795,81
Erro-padrão			
POMO4	0,9619	0,9377	4.808,23
Erro-padrão			

FONTE DOS DADOS BRUTOS: **Banco de Dados:** Cotação das ações e Ibovespa. Versão: maio de 2012. 2012.

(1) Probabilidade de o ativo permanecer em um período de baixa volatilidade. (2) Probabilidade de o ativo permanecer em um período de alta volatilidade. (3) Significante a 1%.

A probabilidade p00 indica a probabilidade de o ativo estar em um período de baixa volatilidade, dado que, no período anterior, ele estava em baixa volatilidade, enquanto p11 é a probabilidade de o ativo estar em alta volatilidade, dado que, no período anterior, ele apresentou alta volatilidade. Os três ativos analisados apresentaram probabilidades maior de permanecer em baixa volatilidade do que de permanecer em alta volatilidade.

Períodos de alta volatilidade são, geralmente, relacionados à queda dos preços dos ativos, enquanto períodos de baixa volatilidade estão associados a retornos positivos dos ativos. Dessa forma, um ativo com características desejáveis apresenta beta maior que 1 em períodos de baixa volatilidade, indicando que o excesso de retorno do ativo é maior que o excesso de retorno do mercado em períodos de expansão. Por outro lado, em períodos de volatilidade alta, apresenta beta menor que 1, o que quer dizer, por exemplo, que uma crise que gera um excesso de retorno negativo de 1% do Ibovespa gerará uma queda menor que 1% no excesso de retorno desse ativo. Em nenhum dos ativos analisados dentro do período, no entanto, verificaram-se tais características.

Em mão contrária, os ativos RAPT4 e POMO4 (que apresentaram betas menores que 1 em ambos os regimes) obtiveram, em períodos de alta volatilidade, valores maiores do coeficiente (o que é não desejável). Já o ativo GGBR4 exibiu beta com valor muito semelhante em ambos os regimes (valor acima de 1, sendo bom para períodos de baixa volatilidade, mas ruim para períodos de alta volatilidade).

A Figura 2 apresenta as probabilidades de transição e as probabilidades de transição suavizadas da baixa para a alta volatilidade dos três ativos no período da amostra. Percebe-se que o período compreendido pela chamada crise do *subprime* (do final de 2007 ao início de 2009) possui uma probabilidade de estar em volatilidade alta maior, assim como, no final da amostra, identifica-se a crise da União Europeia. Essa caracterização é uma evidência de que o modelo detectou corretamente os diferentes regimes existentes.

Outro resultado importante é o tempo médio, em dias, que um período de alta (baixa) volatilidade dura para os ativos. A Tabela 6 apresenta esses resultados. Das ações da amostra, GGBR4 destaca-se como o ativo em que períodos de alta volatilidade duram mais, enquanto RAPT4 apresenta o menor tempo médio: cerca de 12 dias. Quanto ao tempo médio de permanência em baixa volatilidade, GGBR4 também possui o maior. É interessante o fato de que, enquanto RAPT4 permanece mais tempo em baixa volatilidade que POMO4, quanto à permanência em alta volatilidade, há uma inversão.

Figura 2

Probabilidades de transição

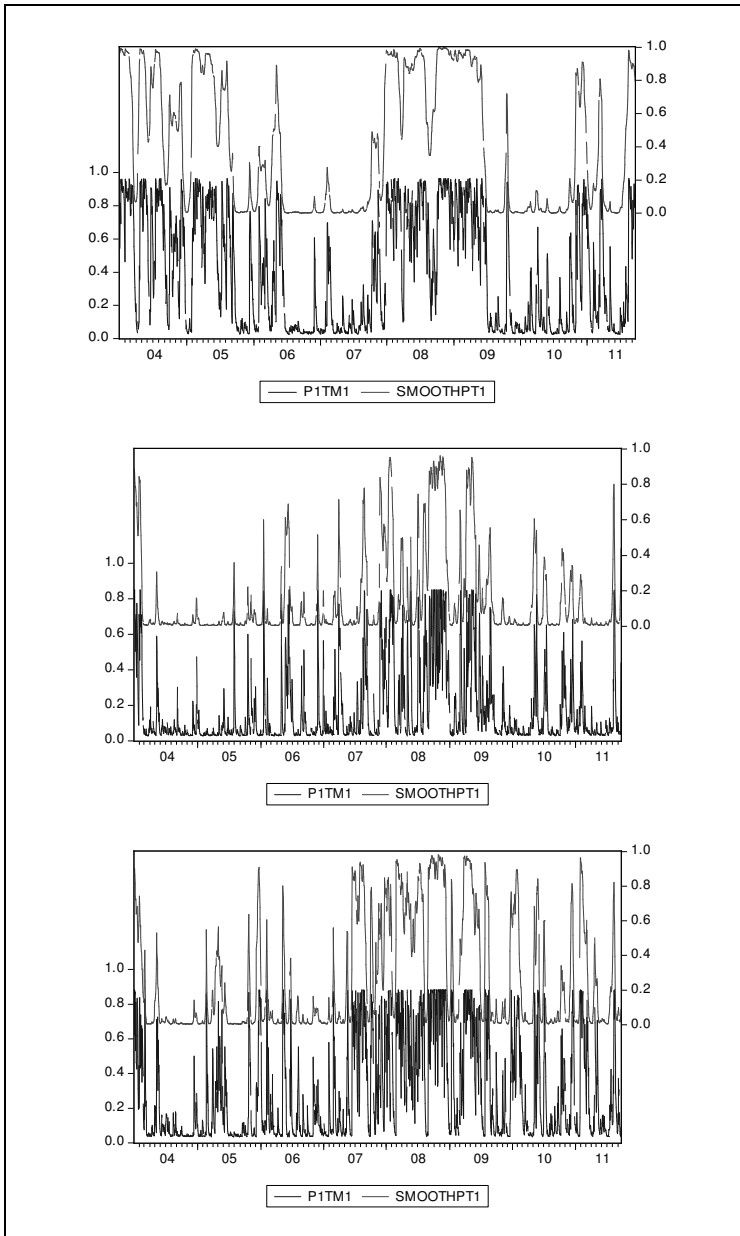


Tabela 6

Tempo médio de duração dos regimes de baixa e de alta volatilidade

ATIVOS	(dias)	
	BAIXA VOLATILIDADE	ALTA VOLATILIDADE
GGBR4	55,866	46,729
RAPT4	37,175	11,792
POMO4	26,247	16,051

FONTES DOS DADOS BRUTOS: ECONOMÁTICA. **Banco de Dados:** Cotação das ações e Ibovespa.
Versão: maio de 2012. 2012.

Para testar a superioridade do modelo MS-CAPM em relação ao CAPM, foi realizado o Teste LR. Os resultados, descritos na Tabela 7, evidenciam a superioridade do modelo não linear em relação ao modelo linear. A hipótese nula de que o modelo MS-CAPM apresenta resultados similares ao modelo CAPM é rejeitada a um nível de significância de 1% para todos os ativos.

Tabela 7

Resultados dos testes de razão de verossimilhança

AÇÕES	LR	p-valor
GGBR4	152,8	0,0000
RAPT4	215,4	0,0000
POMO4	306,1	0,0000

FONTES DOS DADOS BRUTOS: ECONOMÁTICA. **Banco de Dados:** Cotação das ações e Ibovespa.
Versão: maio de 2012. 2012.

5 Conclusão

A teoria usual de CAPM relaciona o excesso de retorno de um ativo com o excesso de retorno do mercado através de um beta. Esse beta é, em geral, assumido linear, independentemente do período de análise. Tal hipótese tem sido contestada na literatura, principalmente a partir do trabalho de Huang (2000).

O objetivo do presente trabalho é verificar como o risco sistemático de três ativos gaúchos — que tiveram negociação na Bovespa, em todos os dias do período entre 05.01.2004 e 16.09.2011 — se comporta, sem se assumir a hipótese de linearidade do beta. Para tal, foi utilizado um modelo de mudanças markovianas, e verificou-se, através do Teste LR, a superioridade do modelo MS-CAPM em relação ao modelo CAPM linear.

Os resultados apresentam evidências de que as empresas gaúchas têm alta sensibilidade a mudanças no comportamento do mercado, exceto no que diz respeito ao ativo GGBR4. Os papéis RAPT4 e POMO4 (que apresentaram betas menores que 1 em ambos os regimes) obtiveram, em períodos de alta volatilidade, valores maiores do coeficiente do que em períodos de baixa volatilidade (o que não é desejável). Já o ativo GGBR4 apresentou beta com valor muito semelhante em ambos os regimes (sendo o valor maior que 1, o que é desejável para períodos com baixa volatilidade e ruim para períodos de alta volatilidade). Esse resultado se justifica, na medida em que o ativo GGBR4 é muito mais líquido — característica desejável em ambientes de incerteza. Além disso, diferentemente dos papéis RAPT4 e POMO4, o GGBR4 tem uma grande participação na *proxy* de retorno de mercado, o Ibovespa.

O mérito do trabalho reside, principalmente, na estimação de um modelo semelhante, porém mais completo, para precificação de ativos. Embora o CAPM sofra muitas críticas, ele ainda é bastante utilizado, e, dessa forma, esse estudo fornece um aprimoramento prático a técnicas de precificação de ativos utilizadas por gestores de capital.

Este trabalho pode conter algumas limitações. Como já discutido na literatura, principalmente a partir de Fama e French (2004), o beta de CAPM pode ser viesado, dada uma possível relação do erro da regressão com o retorno de mercado. Outra limitação do mesmo é não realizar os testes de diagnósticos nas regressões do MS-CAPM e, dessa forma, não corrigir prováveis problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação. Além disso, os resultados deste trabalho podem ser sensíveis aos setores da economia escolhidos. A partir disso, surge a possibilidade de estudos que corrijam essas limitações, como a aplicação do Método dos Momentos Generalizados (GMM) para estimações em diferentes ambientes de risco, a fim de eliminar a endogeneidade entre o erro e o retorno de mercado.

Apêndice

Correlogramas dos resíduos para os três ativos estudados

LAGS	GGBR4			RAPT4			POMO4		
	Auto Corre- lação	Q-Stat	Valor-F	Auto Corre- lação	Q-Stat	Valor-P	Auto Corre- lação	Q-Stat	Valor-P
1	0,089	15,011	0,000	0,055	58,789	0,015	0,024	10,971	0,295
2	-0,017	15,575	0,000	0,000	58,792	0,053	0,003	11,171	0,572
3	-0,017	16,111	0,001	-0,026	72,018	0,066	-0,018	17,362	0,629
4	-0,033	18,223	0,001	-0,053	12,588	0,013	0,034	40,126	0,404
5	-0,012	18,509	0,002	-0,084	26,042	0,000	-0,008	41,364	0,530
6	-0,002	18,517	0,005	-0,008	26,176	0,000	-0,037	68,116	0,339
7	-0,002	18,522	0,010	0,022	27,076	0,000	-0,062	14,236	0,047
8	-0,009	18,685	0,017	0,040	30,073	0,000	-0,009	14,403	0,072
9	0,010	18,869	0,026	0,024	31,220	0,000	0,019	15,070	0,089
10	-0,011	19,117	0,039	0,035	33,607	0,000	-0,032	17,037	0,074
11	0,022	20,060	0,045	-0,013	33,954	0,000	-0,006	17,102	0,105
12	-0,000	20,060	0,066	-0,002	33,962	0,001	0,007	17,198	0,142
13	0,001	20,064	0,094	-0,019	34,644	0,001	-0,029	18,774	0,130
14	-0,014	20,428	0,117	0,011	34,876	0,002	-0,003	18,787	0,173
15	0,018	21,034	0,136	-0,043	38,454	0,001	0,027	20,216	0,164
16	0,010	21,209	0,171	0,025	39,670	0,001	0,010	20,404	0,203
17	0,044	25,002	0,095	0,052	44,976	0,000	0,024	21,516	0,204
18	0,017	25,561	0,110	0,018	45,614	0,000	0,009	21,673	0,247
19	0,040	28,684	0,071	0,056	51,705	0,000	0,009	21,846	0,292
20	0,006	28,752	0,093	-0,000	51,705	0,000	-0,001	21,847	0,349

FONTE DOS DADOS BRUTOS: ECONOMÁTICA. **Banco de Dados:** Cotação das ações e Ibovespa. Versão: maio de 2012. 2012.

Referências

ABDYMOMUNOV, A.; MORLEY, J. **Time variation of CAPM betas across Market Volatility Regimes**. St. Louis: Washington University, 2010. (Working Paper).

BEKAERT G.; HARVEY C. R.; NG, A. Market integration and contagion. **Journal of Business**, Chicago, v. 78, n. 1, p. 39-69, 2005.

BLACK, F.; JENSEN, M.; SCHOLES, M. The capital asset pricing model: some empirical tests. In: JENSEN, M. (Ed.). **Studies in the theory of capital markets**. New York: Praeger, 1972. p. 79-121.

BODURTHA, J. N.; MARK, N. C. Testing the CAPM with time-varying risks and returns. **Journal of Finance**, Aldan, v. 46, n. 4, p. 1485-1505, Sept 1991.

BONOMO, M.; GARCIA, R. Estimando e testando o CAPM condicional com efeitos ARCH para o mercado acionário brasileiro. In: BONOMO, M. (Ed.). **Finanças aplicadas ao Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 2002. p. 41-52

DAS, A.; GHOSHAL, T. K. Market risk beta estimation using adaptive Kalman Filter. **International Journal of Engineering Science**, Vandalur, v. 2, n. 6, p. 1923-1934, 2010.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

ECONOMÁTICA. **Banco de Dados: Cotação das ações e Ibovespa**. Versão: maio de 2012. 2012.

EDWARDS S.; SUSMEL, R. **Volatility dependence and contagion in emerging equity markets**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001. (Working Paper, n. 8506).

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The capital asset pricing model: theory and evidence. **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, v. 18, n. 3, p. 25-46, 2004.

FORBES K. J.; RIGOBON, R. No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. **Journal of Finance**, Aldan, v. 57, n. 5, p. 2223-2261, 2002.

GALAGEDERA, D. U. A.; SHAMI, R. **Association between Markov regime-switching market volatility and beta risk: evidence from Dow Jones industrial securities**. Victoria: Monash University, 2003. (Working Paper, 20/2003).

GUJARATI, D. **Econometria básica**. 4. ed. São Paulo: Makron, 2006.

HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series subject to changes in regime. **Econometrica**, [S. l.], v. 57, n. 2, p. 357-384, 1989.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HUANG, R. H. C. Tests of CAPM with nonstationary beta. **International Journal of Finance and Economics**, [S. l.], v. 6, n. 3, p. 255-268, 2001.

HUANG, R. H. C. Tests of regime-switching CAPM under price limits. **International Review of Economics and Finance**, [S. l.], v. 12, n. 3, p. 305-326, 2003.

HUANG, R. H. C. Tests of regime-switching CAPM. **Applied Financial Economics**, [S. l.], v. 10, n. 5, p. 573-578, 2000.

KORKMAZ, T.; ÇEVİK, E.; GÜRKAN S. Testing of the international capital asset pricing model with Markov switching model in emerging markets. **Investment Management and Financial Innovations**, Sumy, v. 7, n. 1, p. 37-49, 2010.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolio and capital budgets. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 47, n. 1, p. 13-37, 1965.

MARKOWITZ, H. M. Portfolio selection. **Journal of Finance**, Aldan, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952.

MILLER, M.; SCHOLLES, M. Rates of return in relation to risk: a re-examination of some recent findings. In: JENSEN, M. (Ed.). **Studies in the Theory of Capital Markets**. New York: Praeger, 1972. p. 47-78.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regressions. **Biometrika**, Oxford, UK, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PORSSE, A. A. *et al.* Aplicação de um modelo insumo-produto econométrico para análise dos impactos da crise na economia gaúcha. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 7., 2009, São Paulo. **Anais...** São Paulo: ABER, 2009. Disponível em: <<http://aplicativos.fipe.org.br/enaber/pdf/59.pdf>>. Acesso em: maio 2012.

ROLL, R. A critique of the Asset Pricing Theory's Tests. Part I: on past and potential testability of the theory. **Journal of Financial Economics**, Rochester, v. 4, n. 2, p. 129-176, 1977.

SHANKEN, J. On the estimation of beta-pricing models. **Review of Financial Studies**, [S. l.], v. 5, n. 1, p. 1–33, 1992.

SHARPE, W. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, Aldan, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

SIEGEL, L. B. **Benchmarks and investment management**. [S. l.]: CFA Institute, 2003. Disponível em: <<http://www.qwafafew.org/?q=lestore/download/120>>. Acesso em: maio 2012.

SMART, S. B.; MEGGINSON, W. L.; GITMAN, L. J. **Corporate finance**. Mason: Thomson/South-Western, 2004.

TAMBOSI FILHO, E.; COSTA JÚNIOR, N. C. A. da; ROSSETTO, J. R. Testando o CAPM condicional nos mercados brasileiro e norte-americano. **Revista de Administração Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 4, p. 153-168, 2006.

WILLIAMS, J. **The Theory of Investment Value**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1938.