

O Risco Idiossincrático é Relevante no Mercado Brasileiro?

Fernando Caio Galdi*
José Roberto Securato**

Resumo

Este artigo analisa o relacionamento entre o risco idiossincrático e o retorno de uma carteira diversificada de ativos no mercado de capitais brasileiro. Na mesma linha de Goyal e Santa-Clara (2003) e Bali et alii (2005) são utilizadas medidas de mensuração da volatilidade de maneira a se capturar os efeitos do risco sistêmico e do risco idiossincrático das carteiras em análise. Para a identificação do relacionamento entre o risco idiossincrático e o retorno é utilizada uma abordagem de séries de tempo, realizando-se regressões entre as medidas de volatilidade e os retornos mensais das carteiras um passo à frente para o período de janeiro de 1999 a março de 2006. Adicionalmente, são realizados testes de robustez para a validação dos resultados. Não foram encontradas evidências de que o risco idiossincrático contribua para a explicação do retorno de uma carteira diversificada de ativos no mercado brasileiro. Estes resultados são semelhantes aos encontrados por Bali et alii (2005) para o mercado norte-americano os quais refutaram os resultados obtidos por Goyal e Santa-Clara (2003).

Palavras-chave: Risco idiossincrático; volatilidade; retornos de carteiras; previsão.

Códigos JEL: G10; G11; C13.

Abstract

This paper analyses the relationship between idiosyncratic risk and diversified portfolio returns on Brazil's capital market. Following Goyal and Santa-Clara (2003) and Bali et alii (2005) we use volatility measures that capture systematic and idiosyncratic risk. For the identification of the relationship between idiosyncratic risk and portfolio returns we use a time series framework regressing volatility measures and portfolio returns one step ahead from 1999:01 to 2006:03. Additionally, we carry out robustness tests to validate our results. We found no evidence of a relationship between idiosyncratic risk and portfolio returns for the Brazilian capital market. Our evidence is similar to those from Bali et alii (2005) for the US capital market, which challenges the Goyal e Santa-Clara (2003) findings.

Keywords: Idiosyncratic risk; stock market volatility; portfolio returns.

Submetido em Julho de 2006. Aceito em Maio de 2007. Fernando C. Galdi agradece à FAPESP e à FUCAPE pelos recursos que auxiliaram na execução da pesquisa.

*Professor Assistente - FUCAPE Business School. Doutorando em Ciências Contábeis pela FEA-USP. Tel: (27) 4009-4433. Endereço para Correspondência: Av. Fernando Ferrari, 1358. Goia-beiras, Vitória - ES - CEP: 29075-010 - Brasil. E-mail: fernando.galdi@fucape.br

**Professor Titular do Departamento de Administração da FEA-USP - São Paulo.
E-mail: securato@usp.br

1. Introdução

A maioria dos modelos de formação de preços de ativos financeiros relata uma existência positiva entre retorno esperado e risco. O tradicional CAPM¹ (Sharpe, 1964, Lintner, 1965b, Mossin, 1966) apresenta uma relação positiva entre o risco sistêmico e o retorno esperado de um ativo. O ICAPM² (Merton, 1973) sugere uma relação positiva entre o risco e retorno para o agregado do mercado de ações. Goyal e Santa-Clara (2003, p.975) relatam que existe uma longa literatura baseada em dados empíricos que busca investigar esta relação entre risco e retorno para índices do mercado de ações, contudo os resultados obtidos não têm sido conclusivos. Muitas vezes, inclusive, trabalhos empíricos têm encontrado evidências de que a relação entre risco e retorno não é significativa e, às vezes, é até negativa.

Campbell et alii (2001) utilizaram uma metodologia desagregada para estudar a volatilidade das ações no nível do mercado, do setor e da empresa. Eles utilizaram os retornos das ações individuais para investigar a volatilidade do índice igualmente ponderado da NYSE/AMEX/Nasdaq³ e a média da volatilidade das ações ponderada por valor. Campbell et alii (2001) definiram o risco médio mensal das ações como a média ponderada⁴ dos dados em corte das variâncias de todas as ações negociadas naquele mês. Para obter uma medida consistente de risco, Campbell et alii (2001) calcularam o retorno do mercado e a variância média das ações utilizando a mesma ponderação dos valores de mercado.

Goyal e Santa-Clara (2003) utilizaram uma medida de risco similar à de Campbell et alii (2001) para investigar a previsibilidade dos retornos do mercado e propuseram uma nova metodologia para testar a presença e a significância da relação em séries de tempo entre risco e retorno para o agregado do mercado de ações. Goyal e Santa-Clara (2003) utilizaram a média do risco das ações em regressões com o retorno de um mês à frente. Goyal e Santa-Clara (2003) encontraram evidências, consistentes com estudos anteriores, de que a variância do mercado não tem poder preditivo para o retorno de mercado, contudo eles encontraram uma relação positiva e significativa entre a variância média das ações, que tem como componente o risco idiossincrático, e o retorno de mercado considerando uma carteira das ações negociadas na NYSE/AMEX/Nasdaq para o período de agosto de 1963 a a dezembro de 1999.

¹Capital Asset Pricing Model.

²Intertemporal Capital Asset Pricing Model.

³New York Stock Exchange (NYSE), American Stock Exchange (AMEX) e National Association of Securities Dealers Automated Quotation (NASDAQ) são Bolsas de Valores no mercado norte americano.

⁴Pelo valor de cada ação na carteira.

Bali et alii (2005) mostraram que os resultados de Goyal e Santa-Clara (2003) não são consistentes quando foi utilizado um período estendido para a amostra e quando a carteira era composta por ações da NYSE/AMEX e da NYSE. Adicionalmente, Bali et alii (2005) argumentam que não encontraram evidências de que exista uma relação significativa entre o retorno da carteira ponderada pelo valor das ações e as várias medidas de volatilidade média das ações.

Dentro deste contexto, o presente trabalho visa introduzir esta discussão para o mercado de capitais brasileiro. Assim, tem como objetivo explorar o tema e responder a seguinte questão de pesquisa: O risco idiossincrático apresenta relacionamento significativo para a explicação do retorno de uma carteira diversificada de ativos no mercado brasileiro?

O artigo é apresentado em cinco seções. A Seção 2 discute as medidas de risco de mercado e de risco médio das ações. A Seção 3 apresenta a amostra utilizada no estudo e suas respectivas estatísticas descritivas. A Seção 4 relata a os resultados obtidos. A Seção 5 relata os resultados nos testes de robustez de maneira a validar os resultados. A sexta seção conclui o trabalho.

2. Mensuração do Risco

Para se entender melhor o efeito da diversificação podemos lançar mão do modelo de mercado que pressupõe a existência de uma relação linear entre o retorno de um ativo ou de uma carteira r_c com o retorno de mercado r_m (por exemplo o IBRX). Segundo este modelo temos:

$$r_c = \alpha_{cm} + \beta_{cm}(r_m) + \epsilon_{cm} \quad (1)$$

onde, β_{cm} representa a inclinação do modelo de mercado e mede a sensibilidade dos retornos da carteira aos retornos do mercado, e $\epsilon_{cm} \sim N(0, \sigma_{\epsilon_{cm}}^2)$.

Aplicando o operador variância na equação (1) obtemos:

$$Var[r_c] = \beta_{cm}^2 Var[r_m] + \sigma_{\epsilon_{cm}}^2 \quad (2)$$

Portanto, o risco total de uma carteira, medido por $Var[r_c]$, pode ser decomposto no risco sistêmico, dado por $\beta_{cm}^2 Var[r_m]$ e no risco idiossincrático, dado por $\sigma_{\epsilon_{cm}}^2$.

O retorno de uma carteira é o somatório dos retornos ponderados dos ativos desta carteira, dado por:

$$r_c = \sum_{i=1}^N w_i r_i \quad (3)$$

onde w_i é o peso do ativo i na carteira e r_i é o retorno do ativo i .

Assim, considerando uma carteira diversificada e igualmente ponderada pelos ativos podemos escrever que:

$$Var[r_c] = \beta_{cm}^2 Var[r_m] + Var\left[\sum_{i=1}^N w_i \epsilon_{im}\right] \quad (4)$$

$$Var[r_c] = \beta_{cm}^2 Var[r_m] + \left(\frac{1}{N}\right)^2 Var\left[\sum_{i=1}^N \epsilon_{im}\right] \therefore \sigma_{\epsilon_{cm}}^2 = \left(\frac{1}{N}\right)^2 \sum_{i=1}^N \sigma_{\epsilon_{im}}^2$$

De acordo com (4) quanto maior for o número de ativos componentes de uma carteira, menor tende a ser o impacto dos termos aleatórios específicos de cada ativo na variância total da carteira. Entretanto é interessante a utilização de uma medida que capture a média dos efeitos do risco idiossincrático em uma carteira, pois estes desaparecem quando se considera uma carteira diversificada.

Neste contexto, podemos introduzir os conceitos de risco utilizados em Campbell et alii (2001), Goyal e Santa-Clara (2003) e Bali et alii (2005), que consideram em suas análises duas medidas de risco. A primeira capta o efeito de diversificação, enquanto na outra este efeito não é absorvido.

Assim como em Goyal e Santa-Clara (2003) e Bali et alii (2005), este trabalho utiliza os seguintes conceitos para o cálculo do risco da carteira:

$$V_{i,t} = \sum_{d=1}^{Dt} r_{i,d}^2 + 2 \sum_{d=1}^{Dt} r_{i,d} r_{i,d-1} \quad (5)$$

sendo $V_{i,t}$ a variância do ativo i no mês t calculada a partir de dados diários, Dt o número de dias com negociação no mês t e $r_{i,d}$ o retorno contínuo do ativo i no dia d . O segundo termo da equação faz o ajuste para a autocorrelação dos retornos diários, devido ao problema de não sincronização dos dados (French et alii, 1987, Scholes e Williams, 1977, Goyal e Santa-Clara, 2003, Bali et alii, 2005).

Posteriormente, calcula-se a variância média das ações da carteira (medida que não considera o efeito da diversificação⁵) como:

$$V_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} V_{i,t} \quad (6)$$

sendo N_t o número de ações que compõe a carteira no mês t .

⁵Conforme expresso nas equações (16) e (18).

Adicionalmente calcula-se também o risco da carteira da maneira tradicional, isto é, considerando-se os efeitos da diversificação como:

$$V_{c,t} = \sum_{d=1}^{Dt} r_{c,d}^2 + 2 \sum_{d=1}^{Dt} r_{c,d} r_{c,d-1} \quad (7)$$

sendo $V_{c,t}$ a variância da carteira no mês t calculada a partir de dados diários, Dt o número de dias com negociação no mês t e $r_{c,d}$ o retorno contínuo da carteira no dia d . Para a ponderação da carteira utilizamos dois conceitos. O primeiro é o conceito de uma carteira igualmente ponderada, ou seja, todos ativos que a compõe têm a mesma participação. Esta carteira chamamos de *equally weighted* (*ew*) e tem seus retornos representados por:

$$r_{ew,d} = \frac{1}{Nt} \sum_{i=1}^{Nt} r_{i,d} \quad (8)$$

A variância desta carteira é dada por:

$$V_{ew,t} = \sum_{d=1}^{Dt} \left(\frac{1}{Nt} \sum_{i=1}^{Nt} r_{i,d} \right)^2 + 2 \sum_{d=1}^{Dt} r_{ew,d} r_{ew,d-1} \quad (9)$$

O outro conceito utilizado é a ponderação da carteira pela participação de cada ativo (w_i), não sendo mais estes considerados com o mesmo peso⁶. Esta carteira chamamos de *balanced* (*bal*) e tem seus retornos representados por:

$$r_{bal,d} = \sum_{i=1}^{Nt} w_i r_{i,d} \quad (10)$$

O cálculo da variância de (10) segue o mesmo conceito apresentado em (9), bastando considerar os pesos de cada retorno em sua formulação. Importante notar que a medida de variância que está sendo considerada, não é a variância estritamente falando, pois tanto em (5) quanto em (7) não subtraímos os retornos médios da primeira parcela destas equações. Conforme comentam Goyal e Santa-Clara (2003), para períodos curtos, como o da variância de um dia que estamos utilizando, este impacto é mínimo. Entretanto, adicionalmente às medidas de risco apresentadas, calculamos a variância da carteira pelo seu método tradicional, como:

$$V_{c,t}^* = \sum_{d=1}^{Dt} (r_{c,d} - \bar{r}_{c,d})^2 \quad (11)$$

sendo $\bar{r}_{c,d}$ o retorno médio da carteira no período $d, d - 1$.

⁶Os pesos dos ativos aqui considerados foram selecionados de acordo com a participação de cada ação no IBOVESPA.

Com relação à variância média das ações, utilizando o conceito estrito de variância, temos:

$$V_{i,t}^* = \sum_{d=1}^{Dt} (r_{i,d} - \bar{r}_{i,d})^2 \quad (12)$$

Conseqüentemente podemos calcular sua variância média mensal com:

$$V_t^* = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} V_{i,t}^* \quad (13)$$

As equações (11) e (13) serão utilizadas para checar a robustez dos resultados obtidos nos testes empíricos.

As medidas de risco V_t , V_{ew} e V_{bal} representam medidas de risco total e incluem tanto o risco sistêmico, quanto o risco idiossincrático. Entretanto, quando se considera uma carteira diversificada, a parcela do risco idiossincrático se torna irrelevante. Goyal e Santa-Clara (2003, p.979-980) explicam que para melhor entender o porquê desta situação, pode-se considerar que o retorno da ação i no dia d (r_{id}) é composto por um fator comum entre as empresas f e um fator específico de cada firma ϵ_i :

$$r_{id} = f_d + \epsilon_{id} \quad (14)$$

Substituindo (14) na equação (6) e desconsiderando o ajuste da autocorrelação⁷, temos que:⁸

$$V_t = \sum_{d=1}^{Dt} (f_d^2 + \frac{2}{N_t} f_d \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id} + \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id}^2) \quad (15)$$

Procedendo da mesma maneira com relação a (9) e desconsiderando o ajuste da autocorrelação, temos que:⁹

$$V_{ew,t} = \sum_{d=1}^{Dt} \left(f_d^2 + \frac{2}{N_t} f_d \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id} + \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id} \right)^2 \right) \quad (16)$$

É importante perceber que os dois primeiros termos das equações (15) e (16) são os mesmos, entretanto a contribuição do componente idiossincrático na equação (16) é dividido por N_t^2 , o que dissipa seu efeito conforme aumenta o tamanho (diversificação) da carteira. Considerando a média e a variância do fator f por μ_f

⁷Para simplificação da demonstração, mas considerando os ajustes de autocorrelação as conclusões seriam as mesmas.

⁸Conforme demonstrado no apêndice.

⁹Conforme demonstrado no apêndice.

e σ_f^2 , e assumindo que os choques idiossincráticos são i.i.d. entre as ações e que têm variância σ_ϵ^2 , temos:¹⁰

$$E[V_t] = D_t [(\mu_f^2 + \sigma_f^2) + \sigma_\epsilon^2] \quad (17)$$

$$E[V_{ew,t}] = D_t \left[(\mu_f^2 + \sigma_f^2) + \frac{\sigma_\epsilon^2}{N_t} \right] \quad (18)$$

Esta decomposição ilustra que o efeito do risco idiossincrático é diversificado com o aumento do número de ativos na medida de variância da carteira igualmente ponderada, V_{ew} (e também na balanceada), equação (9), enquanto permanece como elemento importante na medida de risco expressa na equação (6). Assim, o artigo investiga estas duas medidas de risco de maneira a identificar se alguma delas tem relação com os retornos da carteira um período à frente.

3. Amostra e Estatísticas Descritivas

Calculamos V_t , $V_{ew,t}$ e $V_{bal,t}$ com base nas fórmulas (6) e (9) apresentadas na seção 2 de maneira a considerar e expurgar o efeito do risco idiossincrático na variância.

A carteira dos ativos selecionados para a análise é composta das quinze ações com maior participação no Índice Bovespa, de acordo com sua composição para o primeiro quadrimestre de 2006. Para empresas que tiveram ações de mais de uma classe compondo o índice, foi selecionada a classe de maior participação no índice. A base de dados utilizada foi a da Economática.

As ações selecionadas para a composição da carteira são apresentadas na tabela 1. Nos dias em que não houve negociação da ação e, portanto, não há preços disponíveis, utilizou-se a cotação existente do último dia de negociação anterior ao dia em análise. Os dados são diários (dias úteis) e abrangem o período de 01/01/1999 a 31/03/2006, totalizando 1798 observações. A partir dos dados diários, foram calculadas V_t , $V_{ew,t}$ e $V_{bal,t}$ para a representação do risco mensal da carteira, o que totalizou 87 observações mensais.

¹⁰Conforme demonstrado no apêndice.

Tabela 1
Composição da carteira

Empresas	Classe das ações	% no IBOVESPA
Petrobras	PN	9,764
Vale Rio Doce	PNA	7,838
Usiminas	PNA	6,948
Telemar-Tele NL Par	PN	6,56
Sid Nacional	ON	5,611
Gerdau	PN	4,245
Caemi	PN	4,01
Bradesco	PN	3,659
Eletrobrás	PNB	3,068
Bco Itaú Hold Finan	PN	2,76
Cemig	PN	2,164
Vivo Part	PN	2,115
Braskem	PNA	2,024
Net	PN	1,981
Brasil Telecom	PN	1,949

Foram calculados os retornos da carteira igualmente ponderada (EW) e da carteira balanceada (BAL) de acordo com a participação de cada ação no IBOVESPA, conforme apresentado na tabela 1. A correlação das carteiras EW e BAL com o $IBRX^{11}$ é de 0,93 e 0,94 respectivamente, para o período em análise, o que demonstra que a carteira selecionada representa adequadamente uma carteira diversificada no mercado brasileiro.

A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas dos retornos e das medidas de volatilidade.

Tabela 2
Estatísticas descritivas dos retornos e das medidas de volatilidade

	r_{EW}	r_{BAL}	V	SD	V_{ew}	SD_{ew}	V_{bal}	SD_{bal}
Média	0,0281	0,0317	0,0226	0,1441	0,0092	0,0893	0,0088	0,0868
Mediana	0,0300	0,0344	0,0179	0,1338	0,0067	0,0820	0,0065	0,0807
Máximo	0,2517	0,2243	0,1468	0,3832	0,0937	0,3061	0,0973	0,3119
Mínimo	-0,2252	-0,1788	0,0092	0,0959	0,0016	0,0394	0,0017	0,0406
Desvio-Padrão	0,0952	0,0900	0,0173	0,0426	0,0105	0,0357	0,0107	0,0357
Assimetria	-0,1818	-0,0826	4,6479	2,4478	6,1852	2,7240	6,6350	2,9668
Curtose	2,8695	2,6748	32,3137	13,0473	49,9571	16,8187	55,0809	19,1673
Jarque-Bera	0,5409	0,4821	3428,2	452,8	8547,7	799,8	10470,9	1075,1
P-valor (JB)	0,7630	0,7858	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

A variável r_{EW} representa o retorno da carteira igualmente ponderada e r_{BAL} representa o retorno da carteira balanceada de acordo com a participação de cada ação no IBOVESPA. V é a variância média das ações da carteira. V_{ew} e V_{bal} representam a variância da carteira igualmente ponderada e da carteira balanceada respectivamente. SD , SD_{ew} , SD_{bal} são os desvios-padrões calculados como $SD = \sqrt{V}$; $SD_{ew} = \sqrt{V_{ew}}$; $SD_{bal} = \sqrt{V_{bal}}$.

O valor médio da série de tempo da média da volatilidade das ações da carteira (14,40% ao mês) é aproximadamente 1,5 vezes maior do que a média da volatilidade da carteira igualmente ponderada (8,9% ao mês). Segundo Goyal e Santa-Clara (2003,p.983) este valor é um indicador da participação do risco idiossincrático em relação ao risco total. O resultado de SD - SD_{ew} representa o risco idiossincrático e na amostra em estudo este valor é de 5,5% ao mês.

¹¹Índice Brasil da Bovespa.

A tabela 3 mostra que a volatilidade média das ações tem uma alta correlação com as volatilidades da carteira igualmente ponderada e com a carteira balanceada. Isto indica que para o mercado brasileiro períodos de alta volatilidade do risco idiossincrático são os mesmos onde há alta volatilidade dos riscos de mercado, o que pode ser um indicativo do alto risco do mercado de capitais brasileiro.

Tabela 3

Correlação entre os retornos e as medidas de volatilidade

	r_{EW}	r_{BAL}	V	SD	V_{ew}	SD_{ew}	V_{bal}	SD_{bal}
r_{EW}	1,000							
r_{BAL}	0,984	1,000						
V	0,143	0,158	1,000					
SD	0,108	0,115	0,966	1,000				
V_{ew}	0,100	0,120	0,936	0,861	1,000			
SD_{ew}	0,041	0,050	0,901	0,908	0,937	1,000		
V_{bal}	0,109	0,133	0,916	0,828	0,991	0,909	1,000	
SD_{bal}	0,050	0,066	0,886	0,882	0,933	0,978	0,932	1,000

A figura 1 demonstra o comportamento no tempo da volatilidade média das ações da carteira e da volatilidade da carteira. Interessante notar que no início da amostra houve um período de grande volatilidade, devido à maxidesvalorização do Real, que impactou tanto o risco idiossincrático quanto o risco de mercado. Tanto a série da volatilidade média das ações da carteira quanto a da volatilidade da carteira são estacionárias ao nível de significância de 1%, 5% e 10%, quando aplicado os testes de raiz unitária de Phillips-Perron.

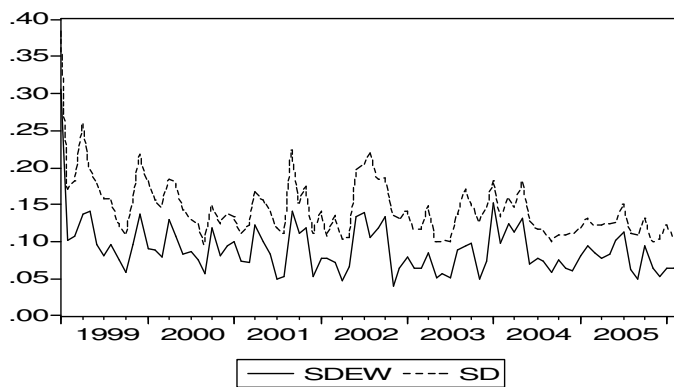


Figura 1

Evolução temporal das medidas de volatilidade

4. Resultados

Após o entendimento do comportamento das medidas de risco V , V_{ew} e V_{bal} (SD , SD_{ew} , SD_{bal}) podemos proceder a análise da existência e da significância do relacionamento temporal entre o risco idiossincrático e o retorno das carteiras. Para isso realizamos a regressão dos retornos em excesso¹² da carteira com as medidas de volatilidade defasadas, similarmente a Goyal e Santa-Clara (2003) e Bali et alii (2005). O valor estimado por estas regressões representa o retorno em excesso esperado condicional à volatilidade defasada. As seguintes regressões são estimadas:¹³

$$(r_{ew,t+1} - r_{cdi,t+1}) = \alpha + \beta V_{ew,t} + \epsilon_{t+1} \quad (19a)$$

$$(r_{bal,t+1} - r_{cdi,t+1}) = \alpha + \beta V_{bal,t} + \epsilon_{t+1} \quad (19b)$$

$$(r_{ew,t+1} - r_{cdi,t+1}) = \alpha + \beta V_t + \epsilon_{t+1} \quad (19c)$$

$$(r_{bal,t+1} - r_{cdi,t+1}) = \alpha + \beta V_t + \epsilon_{t+1} \quad (19d)$$

$$(r_{ew,t+1} - r_{cdi,t+1}) = \alpha + \beta_1 V_t + \beta_2 V_{ew,t} + \epsilon_{t+1} \quad (19e)$$

$$(r_{bal,t+1} - r_{cdi,t+1}) = \alpha + \beta_1 V_t + \beta_2 V_{bal,t} + \epsilon_{t+1} \quad (19f)$$

Os resultados das estimações de (19a), (19b), (19c), (19d), (19e) e (19f) são apresentados na tabela 4 e não demonstram que há relação significativa entre as medidas de volatilidade apresentadas e os retornos da carteira igualmente ponderada e da carteira balanceada. Todos os coeficientes são não significantes, não permitindo, portanto, que se estabeleça uma relação entre o retorno de uma carteira diversificada no mercado brasileiro e seu respectivos componentes de risco defasados (risco de mercado e risco idiossincrático). Estes resultados são semelhantes aos encontrados por Bali et alii (2005) para o mercado norte-americano. Bali et alii (2005) relatam que não há relação significativa entre o risco médio das ações da carteira igualmente ponderada com os retornos de uma carteira composta pelas ações da NYSE/AMEX ou NYSE. Para o mercado brasileiro, este mesmo resultado parece continuar verdadeiro.

¹²Com relação ao retorno mensal do CDI.

¹³Estimamos também as mesmas especificações, mas substituindo-se a variância pelo desvio-padrão (risco).

Tabela 4
Previsões do retorno das carteiras com base nas medidas de volatilidade defasadas

Equação	Variância					Desvio-Padrão				
	Constante	V	V_{ew}	V_{bal}	R^2	Constante	SD	SD_{ew}	SD_{bal}	R^2
19a	0,0124 (0,992)		-0,1091 (-0,261) [0,794]		0,015%	0,0126 (0,599)		-0,0132 (-0,068) [0,946]		0,003%
19b	0,0198 (1,795)			-0,5516 (-1,371) [0,174]	0,457%	0,0279 (1,384)			-0,1492 (-0,777) [0,440]	0,373%
19c	0,0140 (0,990)	-0,1130 (-0,288) [0,774]			0,044%	0,0139 (0,470)	-0,0172 (-0,088) [0,930]			0,006%
19d	0,0217 (1,683)	-0,3015 (-0,916) [0,362]			0,355%	0,0278 (1,067)	-0,0892 (-0,539) [0,591]			0,189%
19e	0,0159 (0,779)	-0,4105 (-0,199) [0,842]	0,5238 (0,168) [0,867]		0,087%	0,0145 (0,385)	-0,0404 (-0,060) [0,952]	0,0306 (0,042) [0,967]		0,009%
19f	0,0190 (1,084)	0,0758 (0,053) [0,958]		-0,6635 (-0,318) [0,751]	0,461%	0,0227 (0,734)	0,0972 (0,192) [0,848]		-0,2511 (-0,429) [0,669]	0,422%

A variável dependente dos modelos é o retorno em excesso. V é a variância média (defasada em 1 período) das ações da carteira. V_{ew} e V_{bal} representam a variância da carteira igualmente ponderada e da carteira balanceada (defasadas em 1 período) respectivamente. SD , SD_{ew} , SD_{bal} são os desvios-padrões das carteiras. A primeira linha de cada regressão representa o coeficiente estimado. A segunda linha apresenta a estatística t ajustada pelo método de Newey-West. A terceira linha apresenta o p -valor relativo ao coeficiente estimado.

5. Robustez dos Resultados

Com o intuito de validar os resultados obtidos, nesta seção aplicamos testes de robustez dos resultados. Para isto realizamos as mesmas regressões apresentadas nas equações (19a), (19b), (19c) e (19d) utilizando o conceito estrito de variância, ou seja, subtraindo-se os retornos médios do período e não realizando os ajustes para a autocorrelação dos retornos diários (French et alii, 1987, Scholes e Williams, 1977). Assim, utilizamos as equações (11) e (13) para o cálculo das medidas de risco que são regredidas em relação ao retorno.

Os resultados obtidos utilizando-se como variável defasada o conceito estrito de variância são apresentados na tabela 5 e reforçam as conclusões obtidas anteriormente de que as medidas de risco defasadas não são adequadas para a explicação dos retornos de uma carteira diversificada no mercado brasileiro. Não foi encontrado nenhum coeficiente significativo, similarmente às medidas de risco utilizadas anteriormente. Com o intuito de demonstrar o relacionamento entre as medidas de risco considerando os ajustes propostos por French et alii (1987) e Scholes e Williams (1977) e as medidas de risco dentro do conceito estrito de variância, apresentamos as correlações destas medidas na tabela 6.

Pode-se perceber o alto grau de relacionamento entre estas variáveis, especialmente entre V e V^* , que apresentam correlação de 0,932 demonstrando que o ajuste não altera a percepção das medidas de risco. Adicionalmente, vale salientar que as regressões utilizaram o retorno em excesso com relação ao retorno do CDI. As mesmas estimações foram feitas considerando-se a taxa SELIC mensal como benchmark e considerando-se apenas os retornos da carteira (sem diminuir de um *benchmark*). As conclusões obtidas anteriormente não se alteram em ambos os casos.

Tabela 5

Previsões do retorno das carteiras com base nas medidas de volatilidade aplicando-se o conceito estrito de variância e defasadas não considerando o ajuste da autocorrelação

	Variância				R^2
	Constante	V^*	V_{ew}^*	V_{bal}^*	
19a*	0,017 (1,185)		-0,7802 (-0,544) [0,588]		0,351%
19b*	0,0198 (1,623)			-0,7595 (-0,640) [0,524]	0,486%
19c*	0,0209 (1,165)	-0,5308 (-0,640) [0,524]			0,486%
19d*	0,0275 (1,634)	-0,7038 (-0,906) [0,367]			0,968%

A variável dependente dos modelos é o retorno em excesso. V^* é a variância estrita média (defasada em 1 período) das ações da carteira. V_{ew}^* e V_{bal}^* representam a variância estrita da carteira igualmente ponderada e da carteira balanceada (defasadas em 1 período) respectivamente. A primeira linha de cada regressão representa o coeficiente estimado. A segunda linha apresenta a estatística t ajustada pelo método de Newey-West. A terceira linha apresenta o p -valor relativo ao coeficiente estimado.

Tabela 6

Correlações entre as medidas de variância

	V_{ew}	V_{ew}^*	V_{bal}	V_{bal}^*	V	V^*
V_{ew}	1,000					
V_{ew}^*	0,912	1,000				
V_{bal}	0,991	0,918	1,000			
V_{bal}^*	0,920	0,991	0,933	1,000		
V	0,936	0,833	0,916	0,838	1,000	
V^*	0,894	0,909	0,889	0,898	0,932	1,000

V é a variância média das ações da carteira. V_{ew} e V_{bal} representam a variância da carteira igualmente ponderada e da carteira balanceada respectivamente. V^* é a variância estrita média das ações da carteira. V_{ew}^* e V_{bal}^* representam a variância estrita da carteira igualmente ponderada e da carteira balanceada respectivamente.

Adicionalmente, foi considerado um período reduzido da amostra, no sentido de se evitar os efeitos da alta volatilidade do mercado de capitais brasileiro no início do ano de 1999, decorrente da maxidesvalorização cambial. Este efeito pode ser percebido na volatilidade da carteira apresentada na figura 3. Foram novamente estimadas as regressões (19a), (19b), (19c) e (19d), mas agora para o período de janeiro de 2000 a março de 2006 de maneira a expurgar o choque de volatilidade da amostra. Os coeficientes obtidos nas regressões continuam sendo não significantes em todos os casos analisados, reforçando a hipótese de que não é possível prever o retorno de uma carteira de ações diversificada no mercado brasileiro baseando-se na sua volatilidade passada, conforme apresentado na tabela 7. Assim, não há evidências de que o risco idiossincrático apresenta relacionamento significativo para a explicação do retorno de uma carteira diversificada de ativos no mercado brasileiro.

Tabela 7

Previsões do retorno das carteiras com base nas medidas de volatilidade com a amostra reduzida

Equação	Constante	Variância			R^2	Constante	Desvio-Padrão			R^2
		V	V_{ew}	V_{bal}			SD	SD_{ew}	SD_{bal}	
19a.	0,0083 (0,476)		-0,9858 (-0,556) [0,580]		0,315%	0,0138 (0,443)		-0,1573 (-0,450) [0,654]		0,228%
19b.	0,0211 (1,245)			-2,0437 (-1,122) [0,266]	1,327%	0,0303 (0,952)			-0,2971 (-0,826) [0,411]	0,863%
19c.	0,0177 (0,734)	-0,8622 (-0,746) [0,458]			0,873%	0,0287 (0,611)	-0,2051 (-0,597) [0,552]			0,523%
19d.	0,0222 (1,034)	-0,8207 (-0,829) [0,410]			0,895%	0,0345 (0,835)	-0,2084 (-0,702) [0,485]			0,611%

Resultados para o período de janeiro de 2000 a março de 2006 de maneira a expurgar o choque de volatilidade de 1999 da amostra. A variável dependente dos modelos é o retorno em excesso. V é a variância média (defasada em 1 período) das ações da carteira. V_{ew} e V_{bal} representam a variância da carteira igualmente ponderada e da carteira balanceada (defasadas em 1 período) respectivamente. SD , SD_{ew} , SD_{bal} são os desvios-padrões calculados como $SD = \sqrt{V}$; $SD_{ew} = \sqrt{V_{ew}}$; $SD_{bal} = \sqrt{V_{bal}}$. A primeira linha de cada regressão representa o coeficiente estimado. A segunda linha apresenta a estatística t ajustada pelo método de Newey-West. A terceira linha apresenta o p -valor relativo ao coeficiente estimado.

6. Considerações Finais

Este artigo buscou introduzir a discussão para o mercado brasileiro do relacionamento entre risco idiossincrático e retorno de uma carteira. Similarmente à Goyal e Santa-Clara (2003) e Bali et alii (2005) utilizamos medidas de volatilidade buscando representar o risco sistêmico e o risco idiossincrático. Com o intuito de investigarmos a existência da significância do relacionamento temporal entre o risco idiossincrático e o retorno das carteiras, foram realizadas regressões dos retornos em excesso da carteira com as medidas de volatilidade defasadas. Os resultados encontrados relatam a não existência de relação significativa entre as medidas de volatilidade adotadas e os retornos da carteira igualmente ponderada e da carteira balanceada. Estes resultados são semelhantes aos encontrados por Bali et alii (2005) para o mercado norte-americano.

Adicionalmente, realizamos testes de robustez para a validação dos resultados encontrados e todos os resultados foram consistentes a evidência de não relacionamento significativo do risco idiossincrático e do risco sistêmico com os retornos um passo à frente de uma carteira diversificada de ações no mercado brasileiro.

Neste contexto trabalhos futuros podem ser desenvolvidos considerando i) uma ampliação da carteira selecionada, ii) maior amplitude da amostra selecionada e/ou iii) novas métricas de mensuração do componente idiossincrático da firma para a tentativa de relacioná-lo com os retornos de uma carteira. A questão do relacionamento empírico entre o risco idiossincrático e o retorno de carteiras ainda é uma questão em aberto e há muito a ser explorado neste caminho.

Referências

- Bali, T. G., Cakici, N., Yan, X., & Zhang, Z. (2005). Does idiosyncratic risk really matter? *Journal of Finance*, 60:905–929.
- Brigham, E. F. & Ehrhardt, M. C. (2002). *Financial Management: Theory and Practice*. South-Western Thomson Learning.
- Campbell, J., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *Journal of Finance*, 56:1–43.
- French, K., Schwert, G., & Stambaugh, R. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19:3–29.
- Goyal, A. & Santa-Clara, P. (2003). Idiosyncratic risk matters! *Journal of Finance*, 58:975–1007.
- Lintner, J. (1965a). Security prices, risk and maximal gains from diversification. *Journal of Finance*, 20:587–615.

- Lintner, J. (1965b). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47:13–37.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7:77–91.
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. John Wiley.
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital assets pricing model. *Econometrica*, 41:867–887.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34:768–783.
- Scholes, M. & Williams, J. (1977). Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics*, 5:309–327.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19:425–442.

Apêndice

Prova da equação (15):

$$\begin{aligned}
 V_t &= \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \sum_{d=1}^{Dt} r_{i,d}^2 \\
 V_t &= \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \sum_{d=1}^{Dt} (f_d + \epsilon_{id})^2 \\
 V_t &= \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \sum_{d=1}^{Dt} (f_d^2 + 2f_d\epsilon_{id} + \epsilon_{id}^2) \\
 V_t &= \frac{1}{N_t} \sum_{d=1}^{Dt} (N_t f_d^2 + 2f_d \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id} + \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id}^2) \\
 V_t &= \sum_{d=1}^{Dt} (f_d^2 + \frac{2}{N_t} f_d \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id} + \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id}^2)
 \end{aligned}$$

Prova da equação (16):

$$\begin{aligned}
 V_{ew,t} &= \sum_{d=1}^{Dt} \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} r_{i,d} \right)^2 \\
 V_{ew,t} &= \sum_{d=1}^{Dt} \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} (f_d + \epsilon_{id}) \right)^2 \\
 V_{ew,t} &= \sum_{d=1}^{Dt} \left(\frac{1}{N_t} N_t f_d + \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id} \right)^2 \\
 V_{ew,t} &= \sum_{d=1}^{Dt} \left(f_d^2 + \frac{2}{N_t} f_d \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id} + \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id} \right)^2 \right)
 \end{aligned}$$

Prova da equação (17):

Como consideramos que os choques idiossincráticos são i.i.d. e f_d é um fator fixo, temos que $E[f_d, \epsilon_{id}] = 0$, portanto:

$$E[V_t] = E \left[\sum_{d=1}^{Dt} \left(f_d^2 + \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id}^2 \right) \right] \quad (\text{A.1})$$

Sabendo que:

$$E[f_d - \mu_f]^2 = \sigma_f^2$$

$$E[f_d^2 - 2f_d\mu_f + \mu_f^2] = \sigma_f^2$$

Como $E[f_d] = \mu_f$

$$E[-2f_d\mu_f] = -2E[f_d]E[\mu_f] + cov(f_d, \mu_f)$$

$$E[-2f_d\mu_f] = -2\mu_f\mu_f$$

$$E[-2f_d\mu_f] = -2\mu_f^2$$

Assim temos:

$$E[f_d^2 - 2\mu_f^2 + \mu_f^2] = \sigma_f^2$$

$$\therefore E[f_d^2] = \sigma_f^2 + \mu_f^2$$

Voltando em (A.1), obtém-se:

$$E[V_t] = \sum_{d=1}^{Dt} [E[f_d^2] + \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} E[\epsilon_{id}^2]]$$

$$E[V_t] = D_t [(\sigma_f^2 + \mu_f^2) + \sigma_\epsilon^2]$$

Prova da equação (18):

Similarmente ao processo demonstrado para a equação (17), temos para a equação (18):

$$E[V_{ew,t}] = E \left[\sum_{d=1}^{Dt} \left(f_d^2 + \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \epsilon_{id} \right)^2 \right) \right] \quad (\text{A.2})$$

$$E[V_{ew,t}] = D_t \left[(\sigma_f^2 + \mu_f^2) + \frac{\sigma_\epsilon^2}{N_t} \right]$$