



Gestão & Regionalidade

ISSN: 1808-5792

revista.adm@uscs.edu.br

Universidade Municipal de São Caetano
do Sul
Brasil

Farias Guimarães Júnior, Francisco Roberto; de Montreuil Carmona, Charles Ulises; Gondim de Almeida Guimarães, Luciana
CARTEIRAS FORMADAS POR MEIO DE VARIÁVEIS FUNDAMENTALISTAS APRESENTAM BOM DESEMPENHO DE MERCADO?
Gestão & Regionalidade, vol. 31, núm. 91, enero-abril, 2015, pp. 87-104
Universidade Municipal de São Caetano do Sul
Sao Caetano do Sul, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=133438267008>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

CARTEIRAS FORMADAS POR MEIO DE VARIÁVEIS FUNDAMENTALISTAS APRESENTAM BOM DESEMPENHO DE MERCADO?

PORTFOLIOS SELECTED BY FUNDAMENTALIST VARIABLES HAVE A GOOD MARKET PERFORMANCE?

Francisco Roberto Farias Guimarães Júnior

Professor adjunto do Departamento de Administração da Universidade Federal da Paraíba – UFPB. João Pessoa (PB), Brasil

Data de recebimento: 06-03-2014

Data de aceite: 11-12-2014

Charles Ulises de Montreuil Carmona

Professor associado do Departamento de Ciências Administrativas, do Programa de Pós-graduação em Administração (PROPAD) e do Mestrado Profissional em Gestão Pública (MGP) da Universidade Federal de Pernambuco – UFPE. Recife (PE), Brasil

Luciana Gondim de Almeida Guimarães

Professora do Programa de Pós-graduação em Administração da Universidade Potiguar. Natal (RN), Brasil

RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi verificar se carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas apresentam um bom desempenho de mercado à luz do Índice de Sharpe Generalizado. Como método de análise, coletaram-se dados das bolsas de valores da Argentina, Brasil, Chile e México. As carteiras foram formadas por meio da hierarquização dos ativos através das notas obtidas em um modelo de ponderação de fatores, os quais foram as variáveis: Q de Tobin, Beta, Alavancagem Financeira, Preço/Lucro, Preço/Vendas. Nos resultados, constatou-se que as carteiras formadas por meio das variáveis fundamentalistas apresentaram um bom desempenho em 28,72% das ocorrências, quando comparadas às proxies de mercado. Para estudos futuros, sugere-se utilizar modelos lineares generalizados ao invés da regressão múltipla no cálculo dos pesos dos fatores; utilizar outras variáveis fundamentalistas; ou, ainda, verificar se carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas apresentam um desempenho melhor que o das carteiras formadas pelo modelo de Markowitz.

Palavras-chave: Variáveis fundamentalistas; desempenho de mercado; índice de Sharpe.

ABSTRACT

The purpose of this research was to verify if portfolios selected by fundamentalist variables have a good market performance when evaluated through the Sharpe Index from 1994. As analysis method, we collected data from the following stock exchanges: Argentina; Brazil; Chile; and Mexico. The portfolios were formed through the securities hierarchy using their grades obtained in a weighted factors decision matrix, which the variables was: Tobin's Q; Beta; Leverage; Price/Earning; Price Sales Ratio. On the results we verified that the portfolios selected through the fundamentalist variables showed a good performance in 28.72% of the cases, when compared to the market proxies. For future studies, we suggest using generalized linear model instead the multiple regressions to figure out the factor weights, to use others fundamentalist variables or even to verify if portfolios formed by fundamentalist variables have a better market performance than portfolios selected by Markowitz model.

Keywords: Fundamentalist variables; market performance; Sharpe index.

Endereço dos autores:

Francisco Roberto Farias Guimarães Júnior
rguimaraesjr@ccsa.ufpb.br

Charles Ulises de Montreuil Carmona
carmona@ufpe.br

Luciana Gondim de Almeida Guimarães
lugondim@gmail.com

1. INTRODUÇÃO

A avaliação de desempenho de títulos e carteiras de investimento verifica se o retorno alcançado está adequado ao risco incorrido de maneira satisfatória (BESSA, 2001). Adicionalmente, essa avaliação pode auxiliar na escolha de ativos para compor um portfólio e na escolha do gestor de carteiras e de fundos de investimento. Semelhante a outros tipos de medição, esta é realizada em termos relativos, aderente ao contexto de mercado. Para tanto, compara-se o desempenho da carteira em questão com aquele oferecido por alternativas disponíveis ou ainda com os desempenhos registrado pelos índices de mercado, considerados como *benchmarks* (BESSA, 2001; CARDOSO, 2006).

Até fins dos anos 1950 o desempenho era medido pelo retorno obtido em um dado período. Porém, “retornos não devem ser comparados diretamente, antes precisam ser ajustados ao risco para permitir uma quantificação correta. Por este motivo, as medidas de avaliação são usualmente chamadas de retorno ajustado ao risco” (BESSA, 2001, p. 52).

Os estudos sobre risco e retorno nos anos de 1950 e 1960 contribuíram para torná-los variáveis fundamentais em análises de desempenho. A relação direta entre o retorno e o risco no CAPM, existente na relação entre o retorno de mercado e o do ativo objeto no cálculo do beta (β), formou a base que estruturou a teoria de análise de investimentos e, especificamente, os métodos de avaliação de desempenho (JONES, 1993). Assim, considerando que retorno e risco estão relacionados, a comparação entre desempenhos deve ser feita somente entre as opções de investimento que apresentem as mesmas características de risco (BESSA, 2001).

A primeira relação de equilíbrio que proporcionou o ajustamento dos retornos ao risco surgiu na década de 1960 através do Modelo CAPM. Treynor (1965) analisou o desempenho global de carteiras de fundos de investimento, incorporando de forma simultânea o rendimento e o risco através da razão

que considera o retorno em excesso por unidade de risco sistemático. Sharpe (1966) propôs uma medida semelhante à de Treynor (1965), porém relacionando o excesso de retorno por unidade de risco total. Contudo ambas as razões propostas eram medidas de desempenho relativo e *ex ante*. Alternativamente, Jensen (1968) desenvolveu uma medida de desempenho absoluta, traduzida pelo α (alfa) da regressão baseada na versão *ex-post* do CAPM, que ficou conhecida como alfa de Jensen.

Um ponto comum dessas medidas de avaliação de desempenho é a ausência de variáveis fundamentalistas ou múltiplos de mercado em sua composição. No ano 2000, Costa Jr. e Neves (2000) publicaram os resultados de uma pesquisa onde verificaram a influência das variáveis: valor de mercado, índice P/L e índice valor patrimonial/preço. Os resultados mostraram uma influência significativa destas variáveis no apreçamento dos ativos. Outros trabalhos, conforme o Quadro 1 (na página seguinte), também tiveram objetivos semelhantes. Contudo, questiona-se: as carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas apresentam um bom desempenho de mercado?

2. DESEMPENHO DE CARTEIRAS

2.1. Índice de Treynor

A medida de avaliação de desempenho, proposta por Jack Treynor em 1965, utiliza premissas do modelo CAPM para decompor o risco em duas parcelas: risco associado à variação do mercado (risco sistemático ou não diversificável) e risco decorrente de aspectos únicos relacionados a cada ativo individualmente (risco não sistemático ou diversificável).

Dzikevičius (2012) afirma que Treynor introduziu o conceito de *characteristic line*, que é definido como a linha que relaciona, ao longo do tempo, os retornos do mercado alvo (dispostos no eixo dos x) e os do ativo em questão (no eixo dos y). A inclinação da *characteristic line* mede a sensibilidade do

Quadro 1: Síntese dos trabalhos sobre a relação entre variáveis fundamentalistas e o preço da ação

Variáveis Fundamentalistas	Trabalho	Objetivo	Método
Margem de lucro <i>Income Reports</i>	Ball e Brown (1968)	Margem de lucros inesperadas e Retornos acima da média	Regressão Linear
	Black (1998)	Margem de lucros e Retornos das ações	
	Gul, Leung e Srinidhi (2000)		
	Charitou, Clubb e Andreou (2001)		
Margem bruta	Easton e Harris (1991)	Lucros e Retornos das ações	Regressão Múltipla
	Pasin (2004)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla
	Collins e Kotari (1989)	Lucros e Retornos das ações	Regressão Múltipla
Receita Líquida	Court e Loch (1999)	Receitas e retorno das ações	Regressão Múltipla
	Ertimur, Livnat e Martikainen (2003)	Receitas e retorno das ações	Regressão Múltipla
	Liu, Nissim e Thomaz (2000)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla
	Valor Patrimonial/Valor de Mercado, Beta, Tamanho, Alavancagem, Preço/Lucro	Fama e French (1992)	Variáveis contábeis e Retorno das ações
Costa Junior e Neves (2000)		Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla
Valor Patrimonial/Valor de Mercado, Preço/Lucro, Vendas/Preço e Beta	Nagano, Merlo e Silva (2003)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla
	Paula Leite e Sanvicente (1990)	Variáveis contábeis e Retorno das ações	Regressão Múltipla

Fonte: Elaborado pelos autores.

retorno do investimento específico decorrente do retorno do mercado, conhecida como coeficiente beta (β) (BESSA, 2001; DZIKEVIČIUS, 2012).

O índice de Treynor é o prêmio de risco obtido por unidade de risco assumido, em que o risco é medido em termos do beta da carteira. No gráfico do CAPM, o índice de Treynor é igual à inclinação de uma linha reta que liga a posição da carteira avaliada à taxa livre de risco. Ao levar em conta o risco expresso pelo beta, considera o risco sistemático ou de mercado, que não é passível de diversificação. O índice de Treynor é calculado por:

$$T_p = \frac{R_p - R_f}{\beta_p} \quad (1)$$

onde:

T_p = valor do índice de Treynor;

R_p = retorno médio do portfólio p durante um período de tempo;

R_f = retorno do ativo livre de risco durante o mesmo período de tempo;

β_p = coeficiente beta da carteira.

Para se avaliar o desempenho relativo da carteira utilizando o índice de Treynor, deve-se compará-lo com o mesmo índice para a carteira de mercado. Considerando que $\beta_m = 1$, então: $T_m = R_m - R_f$. Se o índice de Treynor de um portfólio for superior o índice de Treynor da carteira de mercado, tem-se que este portfólio apresenta um desempenho melhor que o desempenho de mercado (BAIMA; COSTA JR, 1998).

2.2. Alfa de Jensen

O alfa de Jensen (1968) é uma medida que também se baseia no modelo CAPM e, portanto, na relação entre o beta e o retorno de mercado.

Esta medida avalia a diferença entre a rentabilidade obtida pela carteira e a rentabilidade que seria esperada pelo CAPM, dado um determinado nível de risco sistemático medido pelo beta (β). A equação básica do modelo para predição de retornos é:

$$\alpha_p = R_p - [R_f + \beta_p(R_m - R_f)] \quad (2)$$

onde:

- α_p = alfa de Jensen do portfólio;
- R_p = retorno médio da carteira;
- R_f = retorno do ativo livre de risco;
- β_p = beta da carteira;
- R_m = retorno médio do mercado.

Esse índice utiliza a linha de mercado de títulos como paradigma e constitui a diferença entre a taxa de retorno médio da carteira (retorno real) e o seu retorno esperado (retorno calculado), caso a carteira estivesse posicionada na linha de mercado de títulos, dado o mesmo beta da carteira. Assim, no gráfico do CAPM, o alfa de Jensen é dado pela distância vertical da carteira de investimento até a linha do mercado de títulos (DZIKEVIČIUS, 2012; GRINBALT; TITMAN, 1989).

De acordo com Jensen (1969), uma carteira pode ser considerada neutra, superior, ou inferior, em função do sinal do alfa. A performance neutra de uma carteira se dá se as suas rentabilidades históricas se igualarem à rentabilidade esperada pelo CAPM para o nível de risco sistemático considerado.

Da mesma forma, o desempenho de uma carteira diz-se superior quando a sua rentabilidade está acima da esperada pelo CAPM, o que se dá pelo sinal positivo do alfa, e uma carteira é considerada inferior se o seu desempenho está abaixo do esperado pelo CAPM, o que se dá pelo sinal negativo do alfa ao seu nível de risco (β), para o mesmo risco sistemático. O alfa avalia, assim, a

contribuição do gestor para o desempenho da carteira ao medir a taxa de rentabilidade adicional por período, para além da rentabilidade que seria obtida para o risco sistemático assumido (BESSA, 2001; CARDOSO, 2006).

Na interpretação da medida de Jensen, é importante verificar a significância estatística do alfa ser positivo, negativo ou nulo. Se $\alpha > 0$ for estatisticamente significativo há evidência para a carteira apresentar uma performance superior. Se $\alpha < 0$ for estatisticamente significativo há evidência para a carteira apresentar uma performance inferior. Se α não é estatisticamente diferente de zero, há evidência para que o gestor da carteira não esteja contribuindo para um bom desempenho da carteira por ele administrada (BAIMA; COSTA JR, 1998).

Uma observação em relação à equação do alfa de Jensen é que a expressão é definida para retornos esperados, tanto para o portfólio quanto para o mercado, em um determinado período. Em termos de retorno realizado ou verificado, a equação do alfa de Jensen necessita ser modificada para acrescentar um termo de aleatoriedade, que é um erro aleatório (Up) (BARATEIRO, 2010; DZIKEVIČIUS, 2012; GRINBALT; TITMAN, 1989). Dessa forma, a nova equação fica assim definida:

$$E(Rp) = Rf + \beta p[E(Rm) - Rf] + Up \quad (3)$$

A suposição subjacente ao alfa de Jensen é a de que, em situações de equilíbrio perfeito, o erro aleatório Up será zero e o prêmio de risco será igual ao predito pela relação entre o beta e o retorno de mercado. Assim, os portfólios que no decorrer do tempo apresentem termos de aleatoriedade sistematicamente positivos, auferem ganhos maiores que os preditos pelo modelo (DZIKEVIČIUS, 2012; GRINBALT; TITMAN, 1989). Nesses casos, os ganhos de retorno consistentes, em relação ao previsto pelo modelo ao longo do tempo (erros aleatórios positivos), podem ser medidos através

do intercepto de uma regressão linear, na qual no eixo dos x estejam dispostos os prêmios de risco do mercado ($R_m - R_f$) e no eixo dos y os prêmios de risco do portfólio ($R_p - R_f$). Este intercepto é conhecido também como coeficiente linear ou alfa (α) (SECURATO; OLIVEIRA; CASTRO JR., 2004).

Sendo assim, gestores que alcançam consistentemente prêmios de risco acima do previsto geram alfas positivos, enquanto aqueles que não conseguem sistematicamente superar os valores estimados pelo modelo, produzem alfas negativos (BESSA, 2001). Abaixo a equação que incorpora o termo alfa:

$$Rp_t - Rf_t = \alpha p + \beta p[Rm_t - Rf_t] + Up_t \quad (4)$$

O termo aleatório Up_t , foi transformado em Up_t para indicar que em um tempo t (uma data qualquer) o modelo gera erro aleatório residual ou não explicado, mesmo depois da inclusão do alfa (BARATEIRO, 2010). É importante notar que o alfa deve ser significativo, ou seja, um teste estatístico deve ser feito para verificar se o valor calculado não é obra do acaso. Um α positivo, por exemplo, indica que o gestor tem aptidão para escolher ativos subavaliados ou, ainda, prever movimentos de mercado e, conseqüentemente, gerar prêmios de risco maiores que os estimados (BARATEIRO, 2010; BESSA, 2001; DZIKEVIČIUS, 2012).

2.3. Índice de Sharpe

As duas medidas de retorno ajustado ao risco descritas até o momento, isto é, o índice de Treynor e Alfa de Jensen, são baseadas na *security market line* (SML). Elas medem o desempenho em relação ao retorno predito pelo risco sistemático. Já o índice de Sharpe (1966) mede o desempenho baseado no risco total, e não no risco sistemático, em termos da *capital market line* (CML).

Esse índice é calculado pela razão entre o prêmio de risco da carteira e o seu desvio-padrão, medindo, dessa forma, o prêmio de risco obtido por unidade de exposição ao risco. O seu valor é igual à inclinação de uma linha reta ligando a posição do fundo à taxa livre de risco, em um plano onde no eixo dos x encontram-se os valores de desvio-padrão (σ_p) dos retornos, e no eixo dos y se situam os valores dos retornos dos portfólios (R_p). Um desempenho superior é obtido quando o índice da carteira é maior que o do mercado, em que o índice do mercado é a inclinação da linha do mercado de capitais (CML) (SHARPE; ALEXANDER; BAILEY, 1995). O índice de Sharpe é dado por:

$$S_p = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p} \quad (5)$$

onde:

- S_p = valor do índice de Sharpe;
- R_p = retorno médio da carteira;
- R_f = retorno do ativo livre de risco;
- σ_p = desvio-padrão da carteira;

A CML, que é a base do índice de Sharpe, pode ser inteiramente definida por apenas dois pontos: as coordenadas $x = 0$ e $y = R_f$ e $x = \sigma_m$ e $y = R_m$, onde R_f é o retorno do ativo livre de risco; σ_m é o desvio-padrão da carteira de mercado; e R_m é o retorno médio da carteira de mercado. Desta forma, a inclinação da CML é dada pelo quociente de $[(R_m - R_f) / (\sigma_m - 0)]$, que é o mesmo valor calculado para o índice de Sharpe do mercado (BESSA, 2001).

Em termos práticos, o índice de Sharpe “se encaixa na teoria de seleção de carteira, mais especificamente no modelo CAPM, apontando as carteiras ótimas na CML” (VARGA, 2001, p. 229). Em um primeiro estágio da seleção de carteiras, o investidor deve calcular o valor do índice para as várias carteiras disponíveis e desprezar carteiras com valor de índice de Sharpe menor que o do mercado. No segundo estágio, tendo o investidor

determinado quais carteiras são ótimas, este deve selecionar aquela que apresenta o maior valor para o índice de Sharpe, haja vista que proporciona a relação risco-retorno mais adequada às suas demandas pessoais (VARGA, 2001). Como no caso do índice de Treynor, as retas de maior inclinação irão tangenciar curvas de indiferença mais altas, sendo as preferidas.

Uma relação interessante, apresentada por Sharpe, Alexander e Bailey (1999), é que o retorno do portfólio pode ser estimado pela relação entre o risco total deste e do mercado, como mostrado na equação abaixo. É importante notar que os retornos aqui mencionados, assim como no caso do índice de Treynor, referem-se aos prêmios de risco, ou seja, ao excesso de retorno em relação ao ativo sem risco (R_f).

$$R_p = R_f + (R_m - R_f) \frac{\sigma_p}{\sigma_m} \quad (6)$$

O aumento da volatilidade das taxas de juros no mercado americano na década de 70 trouxe perturbação ao índice de Sharpe, já que este considerava em seu denominador o desvio-padrão apenas do portfólio. Como o retorno do ativo sem risco, por hipótese, era constante, os valores de desvio-padrão calculados a partir dos retornos do portfólio (R_p) seriam iguais aos calculados para o excesso de retorno sobre o ativo sem risco ($R_p - R_f$). Para melhor refletir esta nova realidade, Sharpe lançou uma revisão de seu índice em 1975, na qual o excesso de retorno ($R_p - R_f$) passou a ser descontado não mais pelo desvio-padrão do portfólio, mas sim por aquele calculado a partir do excesso de retorno. Dessa forma, o índice de Sharpe passou a ser calculado como a seguir:

$$IS = \frac{\bar{R}_p - \bar{R}_f}{\sigma(R_p - R_f)} \quad (7)$$

Onde $\sigma(R_p - R_f)$ é o desvio-padrão do excesso de retorno para uma série de tempo.

A sofisticação do mercado fez surgir, a partir da década de 1980, a tendência da gestão segmentada e do *asset allocation benchmark*. Nesse novo contexto, Sharpe lançou em 1994 uma nova versão de seu índice, batizada por Brito (1996) como Índice de Sharpe Generalizado (ISG), cuja equação é:

$$ISG = \frac{\text{média}(R_p - R_f)}{\sigma(R_p - R_f)} \quad (8)$$

onde:

$\text{média}(R_p - R_f)$ = média dos excessos de retorno do portfólio em relação ao ativo livre de risco para um período de tempo;

$\sigma(R_p - R_f)$ = desvio-padrão dos excessos de retorno do portfólio em relação ao ativo livre de risco para o mesmo período de tempo.

O ISG apresenta vantagens para a avaliação de gestão segmentada, pois permite uma aferição de desempenho em relação ao objetivo de investimento que se deseja. Para fundos de investimento que desejam superar o *benchmark*, por exemplo, ele quantifica o quão distante o gestor está do índice de referência. Esta avaliação pode ser utilizada também para fundos com estratégia que desejam perseguir o *benchmark*. Nesse caso, contudo, os menores valores de ISG são os preferidos (BESSA, 2001).

2.4. Desempenho de carteiras concorrentes

Entre as três medidas de desempenho estudadas, a que mensura e classifica de forma mais adequada o desempenho de carteiras concorrentes é o Índice de Sharpe Generalizado de 1994, porque mede o desempenho baseado no risco total dos

portfólios em análise, em termos da *capital market line* (CML). As medidas de Treynor (1965) e Jensen (1968) são baseadas na *security market line* (SML), medindo o desempenho pelo risco sistemático.

Ressalta-se que o índice de Sharpe (em qualquer das três versões) não é indicado para julgar a inclusão ou exclusão de novos ativos em carteiras que já contenham ativos com risco, haja vista que não leva em consideração a covariância entre os ativos (VARGA, 2001).

2.5. Variáveis fundamentalistas e o retorno das ações

Um dos primeiros trabalhos que se propôs a estudar a relação de variáveis fundamentalistas e o desempenho de títulos foi o trabalho de Ball e Brown em 1968. Segundo os próprios autores, o trabalho deles “é, talvez, a primeira tentativa de avaliar empiricamente a importância relativa dos lucros anuais nos preços das ações” (BALL; BROWN, 1968, p. 176). Eles afirmam que “a limitação de uma abordagem completamente analítica para utilidade [das práticas contábeis] é ilustrada com o argumento de que os lucros anuais não podem ser definidos substantivamente, que eles não têm ‘sentido’ e, portanto, são de utilidade duvidosa” (BALL; BROWN, 1968, p. 159).

Por influência de Ball e Brown (1968), vários trabalhos procuraram detectar a relação entre receitas anuais e o retorno das ações. Hopwood e McKeown (1985) e Hoskin, Hughes e Ricks (1986) concluíram que receitas não possuem uma grande influência no retorno de ações. Ao contrário destes, Swaminathan e Weintrop (1991), Rees e Sivaramakrishnan (2001), Ertmur, Livnat e Martikainen (2003), Court e Loch (1999), Liu, Nissim e Thomaz (2000) e Jegadeh e Livnat (2004) concluíram que receitas têm poder de explicação sobre o retorno de ações melhor do que os lucros.

Um estudo realizado por Jegadeh e Livnat (2004, p. 1), examinou “a relação entre as receitas

inesperadas e retornos presentes e futuros”. Em paralelo a este estudo, Jegadeh e Livnat (2004, p. 7) também examinaram “como os analistas revisam suas previsões em resposta às receitas inesperadas e se eles incorporam essas informações em suas revisões”.

Seguindo outra linha, Akalu (2002) pesquisou o grau de influência das variáveis fundamentalistas no fluxo de caixa das empresas. Segundo o autor, “análise da força de *drivers* de valor é crucial para entender sua influência no processo de geração de fluxo de caixa livre” (AKALU, 2002, p. 3). Em outro trabalho, Hall (2002) mostrou quais variáveis mais contribuíam para o EVA® (*Economic Value Added*) das companhias. Este estudo apresentou como resultado que as variáveis ligadas às margens de lucro possuíam maior influência na geração do EVA®. Porém, quanto mais estável se torna a companhia, menos importância para a geração de valor esta variável passa a ter.

Outros estudos sobre variáveis econômico-financeiras e o retorno das ações focaram nos múltiplos. Um estudo amplo de Fama e French (1992, p. 428), “avaliou a influência conjunta do β de mercado, tamanho da firma, P/L, alavancagem financeira e *book-to-market equity* (BM) em uma análise do retorno *cross-section* nas ações da NYSE, AMEX, e NASDAQ”. O estudo foi realizado com empresas norte-americanas, no período de 1941 a 1990. Suas conclusões foram de que as variáveis que mais explicaram o retorno das ações foram: positivamente, o múltiplo valor patrimonial/preço e, negativamente, a variável valor de mercado das ações da empresa.

Amihud e Mendelson (1986a; 1986b) estudaram o efeito da variável liquidez nos retornos das ações. Segundo os autores, a falta de liquidez pode ser medida através dos custos incorridos pela execução de uma ordem de compra ou venda de um determinado ativo. Dessa forma, uma medida da falta de liquidez seria o *spread* (diferença entre o preço de compra e de venda). No estudo

de Amihud e Mendelson (1986b) os investidores avaliariam os ativos através de seus retornos líquidos de custos de transação. Assim, os investidores deveriam requerer um maior retorno esperado de ações com maior *spread* para compensar os custos mais altos de transação. A conclusão foi de que o efeito da variável *spread* não significa uma anomalia do efeito tamanho ou uma indicação de ineficiência de mercado.

No Brasil, seguindo a metodologia de Amihud e Mendelson (1986a; 1986b), Machado e Medeiros (2011) desenvolveram uma pesquisa para analisar se existe o prêmio de liquidez no mercado acionário brasileiro e se esta liquidez explica parte das variações dos retornos das ações. Como método de investigação, utilizaram a regressão em séries de tempo, o que permitiu verificar se o retorno das ações é explicado pelo fator de risco associado ao mercado (β), pelos modelos de três e quatro fatores de Fama e French (1993) e de Carhart (1997) e pela liquidez como sugerido por Amihud e Mendelson (1986a e 1986b). De acordo com os resultados do estudo, Machado e Medeiros (2011) verificaram que a inclusão dos fatores tamanho e BM no CAPM, mostrou-se significativa na maioria das carteiras e melhorou o poder explicativo do retorno de todas as carteiras.

Ainda dentro do escopo do modelo de precificação de ativos, Jagannathan e Wang (1996), Lettau e Ludvigson (2001) e Avramov e Chordia (2006) levantaram o questionamento a respeito do β utilizado no modelo do CAPM, pois uma das fragilidades desse modelo é o fato de ser estático. De acordo com Jagannathan e Wang (1996), existe um consenso geral de que o CAPM estático é incapaz de explicar de forma satisfatória o retorno médio das ações, pois os β s e os retornos esperados dependerão, em geral, da natureza das informações disponíveis em um dado momento e seus valores variam ao longo do tempo.

Em seu estudo, eles assumiram que o retorno esperado dos ativos em um dado momento, considerando toda a informação disponível, é linear em

relação ao β condicional, o que faz prevalecer a versão condicional do CAPM. O objetivo de seu estudo foi analisar a habilidade do CAPM condicional na explicação dos retornos médios em um amplo *pool* de carteiras de ações, em um dado instante (*cross-section*). Os resultados indicaram duas grandes dificuldades para examinar o CAPM estático de forma empírica: (i) o mundo real é dinâmico; (ii) o retorno da riqueza agregada no portfólio não é passível de observação. Porém, mesmo que o modelo condicional do CAPM tenha tido um desempenho melhor em relação ao modelo estático, Jagannathan e Wang (1996) tiveram cautela para interpretar esses resultados e não condenaram o CAPM estático.

No Brasil, Galeno (2010) busca estimar o CAPM condicional utilizando a variação da produção industrial brasileira, variação da inflação, variação do monetário agregado e a variação da taxa de câmbio como variáveis de informação temporal. Tambosi Filho, Costa Júnior e Rossetto (2006, p. 158) utilizaram o PIB de mercado e o “*spread* entre a taxa de operações de depósitos interfinanceiros (DI), divulgadas pela Central de Custódia e Liquidação de Títulos Privados (CETIP) e a taxa de juros (Selic)” como variáveis de informação temporal para o modelo CAPM condicional. O período escolhido foi de janeiro 1994 a dezembro 2002, totalizando 108 observações.

No resultados, Tambosi Filho, Costa Júnior e Rossetto (2006, p. 161) destacam que “apesar do aumento do R^2 e do fato de o modelo não apresentar nenhuma mudança significativa após a correção dos erros, o modelo parece inconsistente, porque, [...] parece não ser influenciado [pela variável tamanho]”. Já em relação à variável PIB, o modelo apresentou uma melhora significativa. Mas, segundo os autores, deve-se ter cuidado ao interpretar esses resultados devido alguns aspectos relevantes, como por exemplo o tamanho da amostra que deve permitir subdivisões de 10 anos. Mas “conclui-se que o CAPM condicional de

Jagannathan e Wang (1996) para o mercado norte-americano é perfeitamente aplicável ao mercado brasileiro” (TAMBOSI FILHO, COSTA JÚNIOR e ROSSETTO 2006, p. 167).

Blank, Samanez, Baidya e Aiube (2014) modelaram a variação temporal do beta como um processo estocástico, utilizando o filtro de Kalman para a sua estimação. “Os resultados encontrados a partir das análises deste estudo mostram que esta modelagem pode apresentar resultados satisfatórios em termos de ajuste aos dados, indicando uma variação temporal dos betas” (BLANK; SAMANEZ; BAIDYA; AIUBE, 2014, p. 195).

De forma geral, percebe-se que pesquisas têm encontrado uma relação significativa entre variáveis fundamentalistas e o retorno das ações, principalmente os componentes do fluxo de caixa como: margem, receitas, alíquotas de impostos, investimentos em ativos e custo de capital. Em todos esses estudos, os pesquisadores buscaram, de uma forma ou de outra, variáveis capazes de prever o retorno das ações, mas em nenhuma delas analisou-se o desempenho de mercado das carteiras estudadas.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

O primeiro passo da pesquisa foi adotar um modelo para montar as carteiras por meio de suas variáveis fundamentalistas. O modelo utilizado baseia-se em hierarquizar os ativos e escolhê-los um a um, em ordem decrescente, até que o risco da carteira se estabilize. O risco da carteira foi admitido estável quando a relação entre o risco do portfólio com n ativos e o risco do portfólio com $n - 1$ ativos foi igual a $1 +$ ou $- 0,05$, em uma série de, pelo menos, 10 observações. Esse método de analisar a estabilização do risco da carteira é simples e é diferente do método adotado por Evans e Archer (1968), Statman (1987), Cereta e Costa Jr. (2000) e Sanvicente e Bellato (2004).

Evans e Archer (1968) executaram dois testes para determinar a redução do risco não sistemático, os quais foram replicados por Cereta e Costa Jr. (2000): testes t em sucessivas médias de desvios-padrão, que indicam em média a significância de sucessivos aumentos nos tamanhos dos portfólios; e testes F em sucessivos desvios-padrão comparados à média dos desvios-padrão, que indicam a convergência de observações individuais em valores médios.

Sanvicente e Bellato (2004) utilizaram o mesmo método de Statman (1987). Nessas pesquisas os autores selecionaram carteiras de 1 a n ativos de forma aleatória para compor de 1 a n carteiras de investimentos, calcularam seus respectivos desvios-padrão e compararam os benefícios da diversificação com carteiras de 50 e 500 ativos, respectivamente. Para variar os riscos das carteiras de 50 e 500 ativos, os autores utilizaram o ativo livre de risco em suas composições.

Reconhece-se a importância, a relevância e a robustez dos métodos utilizados por essas pesquisas. No entanto, pelo fato desses métodos serem mais complexos do que uma simples relação entre o risco do portfólio com n ativos e o risco do portfólio com $n - 1$ ativos, que causa o mesmo efeito na análise, este modelo adotou a segunda opção.

As variáveis fundamentalistas escolhidas foram: Q de Tobin, Beta, Alavancagem Financeira, Preço/Lucro, Preço/Vendas. O Q de Tobin pode ser conceituado como a relação entre o valor de mercado de uma empresa e o valor de reposição de seus ativos físicos (REINHART, 1977). O problema do modelo teórico do Q de Tobin é a determinação do valor da dívida da empresa e do valor de reposição dos ativos, haja vista que se devem utilizar os valores justos e não os valores contábeis. O trabalho de Lindenberg e Ross (1981) apresenta um método para calcular o valor do Q de Tobin teórico por meio de dados disponíveis em bancos de dados, tais como o Economática.

Para atribuir o peso de cada variável fundamentalista, decidiu-se por realizar uma regressão linear

múltipla de dados *cross-section* com β_0 igual a zero, entre os retornos dos ativos em um determinado ano (variável dependente) e os valores das variáveis fundamentalistas desses ativos no último pregão desse mesmo ano (variáveis independentes).

Sabe-se que ao forçar o β_0 para o valor zero, uma matriz baseada na matriz de produto cruzado é analisada ao invés da matriz de correlação, o que muda a inclinação da reta ajustada e pode afetar os resultados. Mas, o objetivo de se forçar o β_0 para o valor zero é obter o mesmo valor de β_0 em todas as regressões realizadas e evitar que o β_0 seja o coeficiente de maior influência em uma determinada regressão, por exemplo. O suporte para essa modelagem pode ser encontrado em alguns exemplos que utilizam regressão com β_0 igual a zero. A função de produção Cobb-Douglas, por exemplo, relaciona o *output* (y) com o capital e o trabalho. Caso exista uma constante nesse modelo, pode-se ter uma capacidade irreal para a fabricação de mercadorias sem recursos, quando o capital e o trabalho tiverem valor nulo.

Chambers e Dunstan (1986) apresentam uma pesquisa em que utilizam o modelo de regressão com constante igual a zero entre safras de cana de açúcar e áreas plantadas. Claramente, se nenhuma área for cultivada, nenhuma colheita é realizada. Casella (1983) aplica o modelo de regressão linear passando pela origem para estudar o consumo de combustível em relação ao peso do veículo. É lógico que, se o veículo tiver peso igual a zero (ausência de veículo), não haverá consumo de combustível. Adelman e Watkins (1994) aplicam regressão linear com β_0 igual a zero para avaliação de depósitos minerais. A inexistência de depósitos minerais implica ausência de valor.

Partindo desse mesmo princípio, a motivação para se trabalhar com regressão passando pela origem é lógica. Isto é, caso não existam variáveis fundamentalistas, implica dizer que não existe ação. Se não existe ação, significa que não existe preço. Dessa forma, se houver algum valor para

β_0 , significa que ao zerar todas as variáveis fundamentalistas a variável dependente (preço da ação) será igual a β_0 , o que é impossível, haja vista que a ausência de variáveis fundamentalistas constitui ausência de ativo.

Após o cálculo dos β_i , utilizar cada um desses β_i como peso de cada variável fundamentalista para hierarquizar os ativos por meio de somas ponderadas de cada um dos ativos ($SP At_i$) da seguinte forma:

$$SP At_i = \sum_{i=1}^n \hat{\beta}_i \times Valor Vf_i At_i \quad (9)$$

onde:

Vf_i = variáveis fundamentalistas;
 $\hat{\beta}_i$ = peso de cada variável fundamentalista i ;

$Valor Vf_i At_i$ = valor de cada variável fundamentalista em cada ativo i ;

$SP At_i$ = soma ponderada de cada ativo i .

Observa-se que, pelo fato de se estar trabalhando com dados reais, existe a possibilidade de se obterem valores negativos de somas ponderadas. Para a hierarquização dos ativos, não há qualquer problema em se obterem valores negativos. No entanto, para a determinação dos percentuais dos ativos que farão parte das carteiras de investimento, os valores negativos prejudicarão a determinação do peso de cada ativo.

Para sanar este problema, devem-se padronizar as somas ponderadas em relação à amplitude total dos valores das somas ponderadas obtidas, calculando-se o quociente entre o valor da diferença da soma ponderada do ativo i para a soma ponderada do ativo n , e diferença da soma ponderada do ativo 1 para a soma ponderada do ativo n , conforme equação a seguir:

$$SP' At_i = \frac{SP At_i - SP At_n}{SP At_1 - SP At_n} \quad (10)$$

onde:

- $SP' At_i$ = valor padronizado da soma ponderada do ativo i ;
- $SP At_i$ = valor não padronizado da soma ponderada do ativo i ;
- $SP At_1$ = valor não padronizado da soma ponderada do ativo classificado em primeiro lugar;
- $SP At_n$ = valor não padronizado da soma ponderada do ativo classificado em último lugar.

Com os valores padronizados das somas ponderadas, segue-se para seleção do portfólio. A quantidade de ativos de cada portfólio não será fixa. Os ativos deverão ser incluídos, um a um, até que o risco da carteira, calculado por meio do desvio-padrão dos retornos da carteira, estabilize. Para se determinar o percentual de participação de cada ativo em cada uma das carteiras de investimento deve-se seguir o seguinte procedimento:

$$\%At_i = \frac{SP' At_i}{\sum_{i=1}^j SP' At_i} \quad (11)$$

onde:

- $\%At_i$ = percentual de participação do ativo i na carteira;
- $SP' At_i$ = valor padronizado da soma ponderada do ativo i ;
- $\sum_{i=1}^j SP' At_i$ = somatório das somas ponderadas de todos os ativos que compõem o portfólio de tal forma e j pode assumir valores de 1 até n ;

Os dados utilizados para a seleção das carteiras foram os dados disponíveis no banco de dados Economatica para as bolsas de valores: do Brasil; da Argentina; do Chile; e do México. O primeiro filtro utilizado na mineração dos ativos foi o filtro “tipo de ativo”. Nesta opção, selecionaram-se todos os ativos que apresentaram a classificação “ação e ADR, etc (empresa estrangeira)”. O segundo filtro utilizado foi o filtro de liquidez, o qual é dado pelo índice

de negociabilidade, que mensura a participação relativa da ação em negócios na Bolsa de Valores em que ela é negociada e é calculado pela equação a seguir. Essa *proxy* foi utilizada por Xavier (2007), Bruni e Famá (1998) e Machado e Medeiros (2011).

$$IN = 100 \times \frac{p}{P} \times \sqrt{\frac{n}{N} \times \frac{v}{V}} \quad (12)$$

onde:

- p = numero de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação dentro do período escolhido
- P = número total de dias do período escolhido
- n = número de negócios com a ação dentro do período escolhido
- N = numero de negócios com todas as ações dentro do período escolhido
- v = volume em dinheiro com a ação dentro do período escolhido
- V = volume em dinheiro com todas as ações dentro do período escolhido

Após a aplicação dos filtros para a seleção dos ativos, extraíram-se os valores de cada uma das variáveis fundamentalistas, que foram utilizados para a seleção dos portfólios. Na construção das carteiras para o ano de 1995, por exemplo, utilizaram-se os dados das variáveis fundamentalistas em 31 de dezembro de 1995, como variáveis independentes na regressão *cross-section*, e os valores dos retornos anuais desses mesmos ativos, como variáveis dependentes desta regressão. Após a aplicação do algoritmo proposto, selecionaram-se os 20 ativos de cada uma das quatro bolsas e montaram-se as carteiras. O cálculo dos riscos de cada uma dessas carteiras foi feito por meio do cálculo dos desvios-padrão dos retornos diários dessas carteiras, no ano de 1995.

Na sequência, montaram-se as carteiras com dados de janeiro do ano seguinte (no caso 1996) a julho de 2014 e compararam-se os desempenhos. Este mesmo processo foi repetido em todos os outros anos, até o ano de 2013. Às carteiras formadas

em 2013 aplicaram-se os dados de janeiro a julho de 2014.

Para analisar os desempenhos das carteiras, utilizaram-se Índice de Sharpe Generalizado, por ser a medida que melhor mensura e classifica o desempenho de carteiras concorrentes. No caso específico da Bolsa de Valores da Argentina (MERVAL), a análise por meio do índice de Sharpe só foi possível a partir de 2002, pois não existem, no Economática, informações da taxa livre de risco da Argentina para os anos inferiores a 2002.

4. ANÁLISE DE DESEMPENHO DAS CARTEIRAS

A análise dos resultados será realizada de duas formas. Em primeiro lugar, serão verificados

os desempenhos individuais das carteiras formadas por meio das variáveis fundamentalistas. Na sequência, comparar-se-á os desempenhos dessas carteiras com as carteiras *proxies* de mercado.

A Tabela 1 exibe os resultados do ISG que comparam os desempenhos das carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas com os das carteiras *proxies* de mercado para as bolsas de valores da Argentina e do Chile. A análise do índice de Sharpe é muito simples: o melhor desempenho é dado pelo maior valor do índice de Sharpe.

A primeira verificação é a de que em apenas dois casos o ISG das carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas foi negativo, indicando que as carteiras tiveram uma boa relação entre a média do excesso do retorno do portfólio

Tabela 1: Índice de Sharpe Generalizado para as bolsas da Argentina e do Chile

Ano de Formação da Carteira	Bolsa de Valores da Argentina		Bolsa de Valores de Chile	
	BCBA	Var. Fundam.	IPSA	Var. Fundam.
1995			0,85	0,67
1996			0,90	0,81
1997			0,93	0,84
1998			0,96	1,01
1999			0,97	0,97
2000			1,03	1,05
2001			1,06	0,95
2002	0,98	0,88	1,10	1,01
2003	0,92	0,79	1,04	1,04
2004	0,80	0,67	1,00	1,00
2005	0,72	0,51	0,99	0,80
2006	0,67	0,42	0,96	1,07
2007	0,71	0,54	0,93	1,01
2008	0,61	-0,04	1,04	0,76
2009	0,41	0,21	0,91	0,75
2010	0,08	0,16	0,58	0,49
2011	0,14	-0,70	0,45	0,14
2012	0,20	0,25	0,64	0,71
2013	0,35	0,42	0,73	0,75

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela 2: Índice de Sharpe Generalizado para as bolsas do México e do Brasil

Ano de Formação da Carteira	Bolsa de Valores do México		Bolsa de Valores de São Paulo	
	INMEX	Var. Fundam.	IBOVESPA	Var. Fundam.
1995	0,36		0,35	0,24
1996	0,39	0,39	0,40	0,19
1997	0,43	0,39	0,34	0,13
1998	0,39	0,29	0,19	0,10
1999	0,41	0,46	0,20	0,06
2000	0,43	0,23	0,22	0,27
2001	0,45	0,32	-0,02	-0,02
2002	0,48	0,31	0,22	0,22
2003	0,48	0,35	0,23	0,18
2004	0,48	0,48	0,31	0,42
2005	0,50	0,45	0,37	0,37
2006	0,53	0,43	0,44	-0,21
2007	0,61	0,42	0,49	0,64
2008	0,72	0,36	0,37	-0,43
2009	0,44	0,71	0,01	-0,09
2010	0,33	0,66	0,06	-0,02
2011	0,54	0,49	0,48	0,10
2012	0,60	0,52	0,58	0,52
2013	0,55	0,47	0,61	0,50

Fonte: Elaborado pelos autores.

e desvio-padrão dos excessos dos retornos. Esse resultado corrobora os encontrados por Costa Jr. e Neves (2000) indicando que portfólios formados por meio de variáveis fundamentalistas apresentam um bom desempenho.

Seguindo a orientação para a comparação dos ISG das carteiras, verifica-se que a carteira formada pelo modelo proposto obteve um desempenho melhor que a carteira de mercado em 12 situações de um total de 31 (41,94%), e ficou com um desempenho até 10% abaixo do desempenho da carteira de mercado em cinco de 31 ocorrências (16,13%). Isto indica que a carteira formada por meio de variáveis fundamentalistas apresentou um bom desempenho de mercado em 17 de 31 situações (54,84%), quando comparado com as carteiras *proxies* de mercado.

Na Tabela 2, verificam-se os resultados do ISG para as bolsas do México e do Brasil. Nesse

caso, as carteiras formadas pelo algoritmo proposto obtiveram um ISG negativo em 5 de 37 situações, e em uma dessas situações (Bovespa 2001) o valor do ISG foi igual ao ISG da carteira de mercado. Mais uma vez o resultado indica que as carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas apresentam um bom desempenho de mercado.

Ao comparar os ISG de todas as carteiras com os ISG das *proxies* de mercado, verifica-se que as carteiras formadas por meio das variáveis fundamentalistas tiveram um desempenho melhor ou igual ao das carteiras *proxies* de mercado em 27 situações de um total de 68 (39,71%) e ficou com um desempenho até 10% abaixo do desempenho da carteira de mercado em oito de 68 ocorrências (11,76%), o que dá um total de 41 casos de um total de 68 (60,29%) com desempenho melhor, igual ou até 10% inferior ao da *proxie* de mercado.

Com esses resultados não se pode rejeitar por completo a hipótese de que carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas apresentam um desempenho de mercado. Em estudos anteriores a respeito dessa mesma temática, como é o caso de Costa Junior e Neves (2000), Liu, Nissim e Thomaz (2000), Nagano, Merlo e Silva (2003) e Pasin (2004) os autores não avaliaram o desempenhos das carteiras por métodos tradicionais, como é o caso do ISG, e não compararam com os *benchmarks* do mercado.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi verificar se uma carteira de ações formada por meio de variáveis fundamentalistas apresenta um bom desempenho de mercado à luz do Índice de Sharpe Generalizado (SHARPE, 1994). O primeiro desafio foi adotar um modelo formal para seleção do portfólio por meio de variáveis fundamentalistas, o qual tomou como base o modelo tradicional de ponderação dos fatores.

Para investigar o objetivo do trabalho coletou-se dados das principais bolsas da América Latina em uma tentativa de auferir resultados em grande escala que permitissem uma conclusão indutiva positiva. Como os resultados não foram unânimes não se pode induzir que uma carteira de ações formada por meio de variáveis fundamentalistas apresenta um bom desempenho de mercado. No entanto, há indícios de que essa carteira pode proporcionar uma boa performance à luz dos índices tradicionais de análise de desempenho.

No decorrer deste estudo, algumas limitações, dificuldades, constatações e ideias surgiram. A partir destas, surgem proposições para estudos

futuros que podem ser divididas em três categorias: de cunho teórico, de cunho empírico e de cunho aplicado. Uma sugestão teórica é o uso de modelos lineares generalizados ao invés de uma regressão múltipla com intercepto igual a zero. A vantagem dos modelos lineares generalizados é que o pesquisador tem a liberdade de determinar a distribuição dos erros aleatórios, o que não foi possível com o uso da regressão linear. Dessa forma, os betas das regressões serão estimados de outra forma, o que poderá ocasionar um melhor resultado.

Outra sugestão de cunho teórico é o uso de um modelo de causa e efeito para a determinação das variáveis fundamentalistas a serem utilizadas. O uso de um modelo Logit parece ser uma boa opção, haja vista que esse modelo é estocástico e uma das propriedades dos modelos estocásticos é Independência das Alternativas Irrelevantes (IIA). Com relação às sugestões de cunho empírico, sugere-se a utilização de outras variáveis fundamentalistas. Dessa forma, podem-se fazer diversas combinações com variáveis na busca de um melhor modelo de regressão.

No que se refere à proposição de cunho aplicado, sugere-se reaplicar este estudo em outros mercados, principalmente os mercados maduros e dos países desenvolvidos. Esta pesquisa tentou utilizar dados das bolsas de valores dos Estados Unidos, mas, por uma limitação do banco de dados, não foi possível testar na bolsa de valores de Nova Iorque e na NASDAQ. Então, caso haja acesso ao banco de dados dessas bolsas, aconselha-se testar este modelo para verificar o resultado que ocorre. Ainda dentro da sugestão de cunho aplicado, pode-se verificar se carteiras formadas por meio de variáveis fundamentalistas apresentam um desempenho melhor que o desempenho de carteiras formadas pelo modelo de Markowitz.

REFERÊNCIAS

- ADELMAN, M. A.; WATKINS, G. C. Reserve asset values and the Hotelling valuation principle: further evidence. *Southern Economic Journal*, v. 1, n. 61, p. 664–73, 1994.
- AKALU, M. M. Measuring and Ranking Value Drivers. *Tinbergen Institute Discussion Paper*. Department of Marketing & Organization. Faculty of Economics, Erasmus University. Rotterdam, NL, 2002.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, v. 17, n. 2, p.223-249, dez. 1986a.
- AMIHUD, Y.; MENDELSON, H. Liquidity, assets prices. *Financial Analysts Journal*, v. 42, n. 3, p. 43-48, maio./jun., 1986b.
- AVRAMOV, D.; CHORDIA, T. Asset Pricing Models and Financial Market Anomalies. *The Review of Financial Studies*, v. 19, p. 1001-1040, 2006.
- BAIMA, F. R.; COSTA JR., N. C. A. *Avaliação de desempenho dos investimentos dos fundos de pensão*. XIX Congresso brasileiro dos fundos de pensão. Florianópolis: *Anais...*, 1998.
- BALL, R. J.; BROWN, P. An empirical valuation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, p. 159-178, 1968
- BALLOU, R. H. *Logística Empresarial: transportes, administração de materiais e distribuição física*. São Paulo: Atlas, 1993.
- BARATEIRO, A. C. C. *Fundo especial de investimento – commodities agrícolas*. Dissertação de Mestrado. 53f. Universidade Técnica de Lisboa – Instituto Superior de Economia e Gestão. Lisboa: UTL, 2010.
- BESSA, H. A. *Um estudo sobre a persistência de performance positiva dos fundos Ibovespa ativos*. 116 f. Dissertação apresentada à Escola Brasileira de Administração pública para obtenção do grau de mestre. FGV-Rio, 2001.
- BLACK, E. L. Which is more value relevant: earnings or cash flow? *Working paper SSRN*, 1998.
- BLANK, F. F.; SAMANEZ, C. P.; BAIDYA, T. K. N.; AIUBE, F. A. L. CAPM Condicional: Betas Variantes no Tempo no Mercado Brasileiro. *Revista Brasileira Finanças (Online)*. Rio de Janeiro, v. 12, n. 2, june 2014
- BRITO, N. R. Gestão Segmentada de Investimentos: Avaliação de Desempenho e Terceirização. *Revista da ANBID*. s/n, 1996.
- BRUNI, A. L.; FAMÁ, R. Liquidez e avaliação de ativos financeiros: evidências empíricas na Bovespa (1988-1996). In: Encontro Anual da Associação Nacional do Programas de Pós-Graduação em Administração, 22, 1998. *Anais...* Foz do Iguaçu, 1998.
- CARDOSO, A. C. *Análise de persistência de performance nos fundos de previdência complementar entre 2001 e 2004*. Dissertação de Mestrado. 112 f. Faculdade de Economia e Finanças Ibmecc. IBEMEC-Rio, 2006.
- CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. *The Journal of Finance*, v. 52, n. 1, p. 57-82, mar. 1997.
- CASELLA, G. Leverage and regression through the origin. *American Statistician*, v.2, n. 37, p. 147–52, 1983.
- CHAMBERS, R. L.; DUNSTAN, R. Estimating distribution functions from survey data. *Biometrika*, v.3, n. 73, p. 597–604, 1986.

REFERÊNCIAS

- CHARITOU, A.; CLUBB, C.; ANDREOU, A. The value relevance of earnings and cash flows: Empirical evidence for Japan. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 11, p. 1-22, 2000.
- COLLINS, D.; KOTHARI, S. A Theoretical and empirical analysis of determination of earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics*. v. 11, p. 143 – 181, 1989.
- COSTA JR., N. C. A.; NEVES, M. B. E. As variáveis fundamentalistas e o retorno das ações no Brasil. *Revista Brasileira de Economia – RBE*. v. 54, n. 1 p. 123-137, jan./mar., 2000.
- COURT, D.; LOCH, M. Capturing the value. *Advertising age*. v. 70, p. 46-48, 1999.
- DZIKEVIČIUS, A. *Risk adjustment and performance measurement: symmetrical versus asymmetrical measures*. Working paper. Lithuania: Vilnius Gediminas Technical University, 2012.
- EASTON, P. D.; HARRIS, T. S. Earning as an explanatory variable for returns. *Journal of Accounting Research*, n. 29, p. 19-36, 1991.
- ERTMUR, Y.; LIVNAT, J.; MARTIKAINEN, M. Differential market reaction to revenue and expensive surprise. *Review of Accounting Studies*, v. 8, p. 185-211, 2003.
- EVANS, J., ARCHER, S. Diversification and reduction of dispersion: an empirical analysis. *Journal of Finance*, vol. 23, n. 05. pp.761-767. Dez. 1968.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Cross-section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, v. 47, n. 2, p. 427-465, jun. 1992.
- GALENO, M. M. *Aplicação do CAPM (Capital Asset Pricing Model) Condicional por Meio de Métodos Não-Paramétricos para a Economia Brasileira: Um Estudo Empírico do Período 2002–2009*. Dissertação de Mestrado FEA-USP, São Paulo. FEA-USP, 2010.
- GIBBONS, M.; ROSS, S.; SHANKEN, J. A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, v. 57, n. 5, p. 1121-1152, set. 1989.
- GRINBLATT, M.; TITMAN, S. Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights. *The Review of Financial Studies*, v. 2, n. 3, p. 393-421, 1989.
- GUL, F.; LEUNG, S.; SRINIDHI, B. The effect of investment opportunity set and debt level on earnings-returns relationship and the price of accruals. *Working paper SSRN*, 2000.
- HALL, J. H. *Dissecting EVA: the value drivers determining the shareholder value of industrial companies*. South Africa: University of Pretoria, 2002.
- HOPWOOD, W. S.; McKEOWON, J. C. The incremental information content of interim expenses over interim sales. *Journal of Accounting Research*, 23, p. 191-174, 1985.
- HOSKIN, R. E.; HUGHES, J. S.; RICKS, W. E. Evidence on the incremental information content of additional firm disclosure made concurrently with earnings. *Journal of Accounting Research*, 24, p. 1-32, 1986.
- JAGANNATHAN, R.; WANG, Z. The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns. *The Journal of Finance*, v. 51, p. 3–53, 1996.
- JEGADESH, N.; LIVNAT, J. *Revenue surprise and stock returns*. Working Paper, 2004.

REFERÊNCIAS

- JENSEN, M. C. The Performance of Mutual Funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*. v. 23, n. 2, p. 389-416, may 1968.
- JENSEN, M. C. The pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios, *Journal of Business*, v. 42, n. 2, p. 167-247, 1969.
- JONES, C. P. *Investments: analysis and management*. London: John Wiley & Sons Ltd, 1993.
- LETTAU, M.; LUDVIGSON, S. Resurrecting the CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia are Time-Varying. *Journal of Political Economy*. v. 109, p. 1238-1287, 2001.
- LINDENBERG, E.; ROSS, S., Tobin's Q Ratio and Industrial Organization, *Journal of Business*, v. 54, 1981.
- LIU, J.; NISSIM, D.; THOMAS, J. Equity valuation using multiples. *Journal of Accounting Research*, v. 40, n. 1, mar. 2002.
- MACHADO, M. A. V.; MEDEIROS, O. R. Modelos de Precificação de Ativos e o Efeito Liquidez: Evidências Empíricas no Mercado Acionário Brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*. Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 383-412, set. 2011.
- NAGANO, M. S.; MERLO, E. M.; SILVA, M. C. As variáveis fundamentalistas e seus impactos na taxa de retorno das ações no Brasil. *Revista FAE*. Curitiba, v. 6, n. 2, p. 13-28, maio/dez 2003.
- PASIN, R. M. *Avaliação relativa de empresas por meio da regressão de direcionadores de valor*. São Paulo: USP, 2004. Tese (Doutorado em Administração). Programa de Pós-Graduação em Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo. São Paulo: USP, 2004.
- PAULA LEITE, H.; SANVICENTE, A. Z. Valor patrimonial: usos, abusos e conteúdo informacional. *Revista de Administração de Empresas*. São Paulo, v. 30, n. 3, p. 17-31, jul./set. 1990.
- REES, L.; SIVARAMAKRISHNAN, K. *Valuation implication of revenue forecast*. Texas A&M University: Working Paper, jun. 2001.
- REINHART, W. J., *The Theoretical Development and Empirical Investigation of a Relative Valuation Concept*. Ph.D. Dissertation. Chapel Hill: University of North Carolina, 1977.
- SANVICENTE, A. Z.; BELLATO, L. L. N. *Determinação do grau necessário de diversificação de uma carteira de ações no mercado de capitais brasileiro*. VII Seminários de Administração da USP – SEMEAD, Anais..., 2004.
- SECURATO, J. R.; OLIVEIRA, R. F.; CASTRO JR., F. H. F. *CAPM modificado para função utilidade potência e seu impacto na avaliação de desempenho pelo índice de treynor de fundos brasileiros multimercado com renda variável e alavancagem*. VII SEMEAD. São Paulo: FEA-USP, 2004.
- SHARPE, W. F. Mutual fund performance. *Journal of Business*, v. 39, n. 1, Jan. p. 119 – 138, 1966.
- SHARPE, W. F. The Sharpe Ratio. *Journal of Portfolio Management*, p. 49 – 58, Fall, 1994.
- SHARPE, W. F.; ALEXANDER, G. J.; BAILEY, J. V. *Investments*. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1995.
- STATMAN, M. How many stocks make a diversified portfolio? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 22, n. 3, p.353-363, sept. 1987.

REFERÊNCIAS

SWAMINATHAN, S.; WEINTROP, J. The information content of earnings, revenues and expenses. *Journal of Accounting Research*. v. 29, p. 418-427, 1991.

TAMBOSI FILHO, E.; COSTA JÚNIOR, N. C. A.; ROSSETTO, J. R. Testando o CAPM Condicional nos Mercados Brasileiro e Norte-Americano. *Revista de Administração Contemporânea*, v. 10, n. 4, p. 153-168, out./dez. 2006.

TOBIN, J. Liquidity preference as behavior toward risk. *Review of Economic Studies*, n. 25, p. 65-86, 1958.

TREYNOR, J. L. How to Rate Management of Investment Funds. *Harvard Business Review*, v. 43, n. 1, p. 63 -75, jan./feb. 1965.

VARGA, G. Índice de Sharpe e outros Indicadores de Performance Aplicados a Fundos de Ações Brasileiros. *RAC*, v. 5, n. 3, p. 215-245, set./dez. 2001.

XAVIER, C. N. *A precificação da liquidez no mercado brasileiro de ações*, 2007, 55f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia do IBMEC, São Paulo, 2007.