
CARTEIRAS FORMADAS POR MEIO DE DIRECIONADORES DE VALOR SÃO EFICIENTES?

Francisco Roberto Farias Guimarães Júnior¹

Charles Ulises De Montreuil Carmona²

Luciana Gondim de Almeida Guimarães³

▪ Artigo recebido em: 10/03/2014 ▪ Artigo aceito em: 12/05/2015 ▪▪ Segunda versão aceita em: 19/08/2015

RESUMO

Há mais de 50 anos, pesquisadores estudam a influência de indicadores financeiros, práticas contábeis e direcionadores de valor nos preços e nos retornos das ações. A finalidade desses estudos foi desenvolver métodos que auxiliem a seleção de bons ativos. Essa pesquisa tem como objetivo verificar se carteiras formadas por meio de direcionadores de valor estão próximas da fronteira eficiente. Utilizaram-se os dados disponíveis no banco de dados Económica das bolsas de valores da Argentina; do Brasil; do Chile; e do México. O modelo utilizado para formar carteiras por meio de direcionadores de valor foi baseado na matriz de ponderação de fatores e foram utilizadas as seguintes variáveis: Q de Tobin, Beta, Alavancagem Financeira, Índice P/L e Índice Preço / Vendas e a eficiência foi analisada pelo Teste de Wald. Os resultados apresentaram que: (i) a quantidade de ativos nas carteiras variou de 4 a 15; e (ii) em 24 de 60 valores (40%), o módulo do valor do Teste de Wald ficou dentro do intervalo de 5% ($0 < |W| \leq 0,05$) e que em 16 situações o módulo do valor do Teste de Wald ficou dentro do intervalo de 10% ($0,05 < |W| \leq 0,10$). Sumarizando, em 40 de 60 observações (66,67%), os valores do Teste de Wald ficaram dentro de uma variação de até 10%, indicando uma boa proximidade da fronteira eficiente. Para estudos futuros sugere-se: usar modelos lineares generalizados para o cálculo dos pesos dos ativos; utilizar outros direcionadores de valor; replicar este estudo em outras bolsas.

Palavras-chave: Eficiência de Carteiras; Direcionadores de Valor; Teste de Wald.

¹ Doutor em Administração pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Programa de Pós-Graduação de Administração da Universidade Federal da Paraíba – PPGA/UFPB. Endereço: Departamento de Administração. Cidade Universitária. CEP: 58051-900, João Pessoa – PB. E-mail: rquimaraesjr@ccsa.ufpb.br. Telefone: (83) 3216-7492.

² Doutor em Engenharia de Produção pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RJ). Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Pernambuco – PROPAD/UFPE. Endereço: Universidade Federal de Pernambuco, Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Endereço: Av. dos Funcionários, s/n, 1º andar - sala D-4, Cidade Universitária. CEP: 50740-580, Recife – PE. E-mail: carmona@ufpe.br. Telefone: (81) 2126-8880.

³ Doutora em Administração pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Programa de Pós-Graduação de Administração da Universidade Potiguar – PPGA/UnP. Endereço: Av. Eng. Roberto Freire, 2184, Capim Macio. CEP: 59082-902, Natal – RN. Email: luciana.almeida@unp.br. Telefone: (84) 3215-1234.

DO PORTFOLIOS SELECTED THROUGH VALUE DRIVERS ARE EFFICIENT?

ABSTRACT

For 50 years, researchers study the influence of finance indicators, accounting practices and value drivers in the stock prices or stock returns. The purpose of these studies was to develop methods that could aid to select good assets. The main purpose of this research was to verify if portfolios selected through value drivers are near the efficient frontier. We used the data available at Economática data base of the following stock exchange: Argentina; Brazil; Chile; and Mexico. To form the portfolios through value drivers we used a model based upon the weighted factors decision matrix where the securities were hierarchized by their grades. The variables used as factors were the Tobin's Q, Beta, Leverage, Price/Earning, and the Price Sales Ratio and the efficiency was analyzed by the Wald Test. The results showed that: (i) all the portfolios selected have had between 4 and 15 securities; and (ii) in 24 of 60 values (40%) the module of the Wald Test was within 5% ($0 < |W| \leq 0,05$) and in 16 situations the module of the Wald Test was within 10% ($0,05 < |W| \leq 0,10$). Summarizing, in 40 of 60 situations the Wald Tests values were within 10% of variation, indicating that the portfolios are near of the efficient frontier. For future studies we suggest: the using of generalized linear model instead the multiple regressions to figure out the factor weights; to use others fundamentalist variables; to apply this study in other stock exchanges.

Keywords: Portfolios Efficiency; Value Drivers; Wald Test.

1 INTRODUÇÃO

Desde os trabalhos de Markowitz (1952; 1959) e de Tobin (1958) que uma das questões fundamentais em Finanças é saber se uma determinada carteira é mais eficiente do que outra. Em seu trabalho, Markowitz (1952, p. 77) teve a ideia de definir fronteiras eficientes para selecionar portfólios de ações, admitindo que a seleção possa ser dividida em dois estágios. O primeiro estágio inicia com a observação e a experiência do analista e finaliza com opiniões a respeito do desempenho futuro dos títulos disponíveis. O segundo estágio inicia com opiniões a respeito do desempenho futuro dos títulos disponíveis e finaliza com escolha do portfólio. Markowitz estava interessado apenas no segundo estágio, que por meio de uma técnica de otimização, conseguiu minimizar o risco de uma carteira de ações em um dado nível de retorno esperado. Todavia, ele deixou claro que “o portfólio que tem uma expectativa máxima de retorno não é, necessariamente, o portfólio que tem a variância mínima” (MARKOWITZ, 1952, p. 79).

No final de seu trabalho, Markowitz (1952, p. 91) admitiu que “métodos melhores, que levam em conta mais informações para propor uma melhor seleção de ativos, podem ser desenvolvidos”. Esta afirmação motivou a busca por modelos alternativos ao trabalho de Markowitz. Tobin (1958) desenvolveu as condições necessárias para cada função utilidade e para as distribuições dos retornos de cada ativo, o que melhoraram os resultados da semivariância do

modelo original. Kraus e Litzenberger (1976) e Lee (1977) ofereceram teorias alternativas de portfólio que incluíram outras variáveis, como a curtose, para uma descrição mais realística da distribuição dos retornos.

Low e Siesfeld (1998) destacaram medidas que indicassem a geração de valor. Segundo os autores, além de serem indicadores do valor, se uma companhia não comunicasse ao mercado sobre suas áreas-chaves de desempenho não financeiro, o seu desempenho operacional poderia ser avaliado como não satisfatório e o valor de seus títulos poderia ser subavaliado, como consequências da falta de transparência. Em um estudo sobre indicadores de valor, La Porta *et al* (1997) chamou de empresas *glamour* os ativos de destaque no mercado que proporcionam maior segurança em termos de estabilidade e, geralmente, não apresentam retornos anormais. Por outro lado, as ações denominadas de valor por La Porta *et al* (1997) são capazes de gerar valor no longo prazo.

Os resultados encontrados no estudo de La Porta *et al* (1997) sugerem que, independentemente de ajustes por risco ou custos de transação, as ações tenham seus preços posteriormente ajustados aos seus fundamentos e, portanto, sejam valorizadas no longo prazo. Então, baseado nessa ideia de que os direcionadores de valor são ferramentas capazes de auxiliar a seleção de ativos, essa pesquisa tem como objetivo verificar se a utilização de direcionadores de valor para a formação de carteira de ações resulta em carteiras próximas da fronteira eficiente.

Estudos sobre a eficiência de uma carteira têm sido tradicionalmente baseados no modelo CAPM, tanto na versão Sharpe-Lintner, que considera o ativo livre de risco, quanto na versão Black, que não considera este ativo. A maioria dos estudos empíricos envolvendo o CAPM, como o de Shanken (1985), usa regressões *cross-section* para testar a relação linear entre os betas e os retornos esperados (*ex-ante*), considerando a eficiência da carteira de mercado.

2 EFICIÊNCIA DE CARTEIRAS

A eficiência de uma carteira tem sido estudada e testada em vários trabalhos acadêmicos, entre eles, Gibbons (1982), Jobson e Korkie (1982), Kandel (1984), Amsler e Schmidt (1985), Shanken (1985 e 1986), Gibbons, Ross e Shaken (1989), Zhou (1991), Nakamura (2001) e Silva e Motta (2002). Gibbons (1982) foi o primeiro a usar a abordagem da estatística multivariada para testar o modelo CAPM. Em seu trabalho, Gibbons (1982) utilizou a metodologia do teste LRT (*likelihood ratio test*) e testou a eficiência do índice CRSP (*Center for Research in Security Prices*) usando a versão Black do CAPM. Os testes resultaram na rejeição da hipótese nula de eficiência da carteira de mercado em três dos quatro subperíodos analisados, entre 1926 e 1975.

Jobson e Korkie (1982) testaram a eficiência do índice CRSP e do *Ibotson bond index* usando a versão Sharpe-Lintner do CAPM. O teste indicou que os índices apresentaram ineficiência significativa em dois dos quatro subperíodos analisados. Shanken (1985), implementando o teste multivariado CSRT (*cross-sectional regression test*) para a versão Black do CAPM, testou a eficiência do

índice CRSP. O teste apresentou um resultado similar ao de Gibbons (1982), rejeitando a hipótese de eficiência do índice. Em 1986, Shanken (1986) derivou um nível mínimo (*lower bound*) para a função de distribuição do LRT. Esta técnica possibilitou a aplicação de um teste para a versão Black do CAPM (*zero-beta*) com boas propriedades para amostras pequenas, adicionando a suposição de retornos normais.

Posteriormente, Gibbons, Ross e Shanken (1989) desenvolveram um teste estatístico multivariado baseado na "distribuição F com $T-N-1$ grau de liberdade, onde N é o número de ativos ou carteiras e T é o número de observações da amostra" (NAKAMURA, 2001, p. 74). Este teste foi generalizado para testar a eficiência de uma carteira usando a versão Sharpe-Lintner do CAPM e ficou conhecido como teste de Wald. Hoje, é a principal referência para análises de eficiência e, para Hagler e Brito (2007), este teste conduz a conclusões mais apropriadas que as inferências baseadas em conjuntos de estatísticas univariadas.

"Interpretando geometricamente a estatística de Gibbons, Ross e Shanken (1989), podemos entendê-la como sendo baseada na diferença entre os índices [de desempenho] de Sharpe da carteira estudada e os da carteira tomada como referência" (NAKAMURA, 2001, p. 74). Desta forma, acredita-se que selecionar ativos que apresentam bons desempenhos de mercado, ou ainda, que apresentam variáveis capazes de indicar que terão um bom desempenho de mercado (direcionadores de valor), podem-se formar carteiras eficientes, à luz da metodologia de Gibbons, Ross e Shanken (1989).

O detalhamento matemático do teste de Wald pode ser encontrado em Gibbons, Ross e Shanken (1989, p. 1123-1126). Em primeiro lugar, tem-se o pressuposto de que um investidor qualquer pode tomar emprestado ou emprestar qualquer quantia a um retorno igual ao da taxa do ativo livre de risco. Além disso, utiliza-se a versão Sharpe-Lintner do CAPM, a qual considera o ativo livre de risco em sua composição.

Definindo \mathbf{R}_p como um vetor $N \times 1$ do excesso de retorno para N ativos ou para um portfólio, tem-se que para esses N ativos, o excesso de retorno pode ser descrito por meio do modelo de mercado de excesso de retorno, conforme equação 1:

$$\mathbf{R}_p = \alpha + \beta \cdot Z_{mt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Sendo que:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (2)$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma \quad (3)$$

$$E(Z_{mt}) = \mu_{mt} \quad (4)$$

$$E[(Z_{mt} - \mu_m)^2] = \sigma_m^2 \quad (5)$$

$$Cov(Z_{mt}, \varepsilon_t) = 0 \quad (6)$$

Onde β é o vetor $N \times 1$ dos betas, Z_{mt} é o excesso de retorno da carteira de mercado em um dado instante. Z_{mt} pode ser definido como o prêmio do retorno de mercado ($R_m - R_f$), onde R_m é o retorno da carteira de mercado e R_f

é o retorno do ativo livre de risco. O α é vetor que representa o retorno do ativo no intercepto vertical (R_f) e ε é o vetor dos erros.

Aplicando-se a máxima verossimilhança para calcular os estimadores do modelo em uma quantidade T de observações e desenvolvendo-se de acordo com o que é apresentado em Campbell, Lo e MacKinlay (1996, p. 189 – 192), tem-se como resultado que:

$$\hat{\alpha} = \hat{\mu} - \hat{\beta}\hat{\mu}_m \quad (7)$$

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^T (Z_t - \hat{\mu})(Z_{mt} - \hat{\mu}_m)}{\sum_{t=1}^T (Z_{mt} - \hat{\mu}_m)^2} \quad (8)$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}Z_{mt})(Z_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}Z_{mt})' \quad (9)$$

Onde

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_t) \quad (10)$$

$$\hat{\mu}_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_{mt}) \quad (11)$$

As distribuições condicionais são:

$$\hat{\alpha} \sim \mathcal{N}\left(\alpha, \frac{1}{T} \left[1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}\right] \Sigma\right) \quad (12)$$

$$\hat{\beta} \sim \mathcal{N}\left(\beta, \frac{1}{T} \left[\frac{1}{\hat{\sigma}_m^2}\right] \Sigma\right) \quad (13)$$

$$T\hat{\Sigma} \sim \mathcal{W}_N(T - 2, \Sigma) \quad (14)$$

Onde:

$$\hat{\sigma}_m^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_{mt} - \hat{\mu}_m)^2 \quad (15)$$

A notação \mathcal{W}_N significa uma distribuição de Wishart de uma matriz $N \times N$. Esta distribuição é uma generalização multivariada de uma distribuição qui-quadrado (χ_n^2). Após essas definições, pode-se desenvolver o modelo do teste estatístico de Wald, dado por:

$$W = \hat{\alpha}' [\text{Var}(\hat{\alpha})]^{-1} \hat{\alpha} \quad (16)$$

A partir da equação (16), tem-se que:

$$W = \hat{\alpha}' \cdot T \left[1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right]^{-1} \Sigma^{-1} \cdot \hat{\alpha} \quad (17)$$

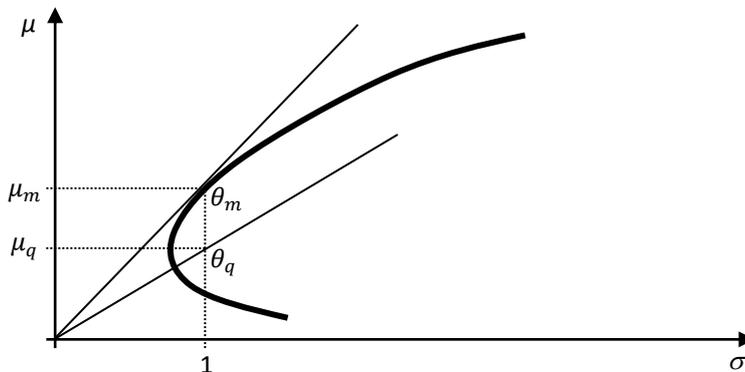
Aplicando-se o desenvolvimento encontrado em Campbell, Lo e MacKinlay (1996, p. 192 – 196), tem-se que o teste de Wald é dado por:

$$W = \frac{T - N - 1}{N} \left[\frac{\frac{\hat{\mu}_q^2}{\hat{\sigma}_q^2} + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}}{1 + \frac{\hat{\mu}_m^2}{\hat{\sigma}_m^2}} \right] - 1 \quad (18)$$

Onde o portfólio denotado por q representa o portfólio que está sendo testado, com N ativos *ex-post* construído.

O teste de Wald pode ser geometricamente interpretado de acordo com o gráfico a seguir. O valor θ_m , apresentado no gráfico, é a carteira que está na fronteira eficiente de tal forma que a linha que parte da origem, tangencia a fronteira eficiente no ponto dado por esta carteira; e θ_q é a carteira que está sendo testada.

Figura 1 - Gráfico da representação geométrica do teste de Wald



Fonte: Hagler e Brito (2006).

Nota-se que, se a carteira que está sendo testada se encontrar na fronteira eficiente de Markowitz (1952), o valor do teste de Wald (W) será igual a zero (ou muito próximo de zero). Gibbons, Ross e Shanken (1989) utilizaram o teste Wald para testar a eficiência do índice CRSP. Para o período de 1926 a 1982, ao nível de significância de 5%. O teste não rejeitou a hipótese nula de que o CRSP é eficiente, enquanto que para alguns subperíodos de 10 anos, o teste rejeitou hipótese nula de eficiência. Adicionalmente, mostraram que testar a nulidade dos interceptos equivale a testar as diferenças entre razões de Sharpe (*ex-post*).

Utilizando a mesma metodologia de Gibbons, Ross e Shanken (1989), Zhou (1991) testou a eficiência do índice CRSP usando um teste autovalor da versão Black do CAPM. Durante o período de 1926 a 1986 e para a maioria dos subperíodos, ao nível de significância de 5%, o teste rejeita a hipótese nula de que o CRSP é eficiente.

Nakamura (2001) também utilizou uma metodologia semelhante à utilizada por Gibbons, Ross e Shanken (1989) “para avaliar o desempenho da

carteira do índice Bovespa, que é o principal índice de mercado utilizado no Brasil do ponto de vista de risco e retorno" (NAKAMURA 2001, p. 70) no período de abril de 1990 a janeiro de 1998. Em seus resultados, o autor verificou "que a carteira teórica do índice Bovespa não se baseia ou se situa muito próxima do denominado conjunto eficiente de Markowitz, havendo, portanto, carteiras melhor formadas do ponto de vista de média-variância" (NAKAMURA 2001, p. 79). Porém, como o próprio autor explica o valor do Teste de Wald de 0,2723 leva a não rejeição da hipótese nula de eficiência do índice Bovespa.

Silva e Motta (2002) realizaram o teste do modelo Black do CAPM no mercado de capitais brasileiro. Os autores utilizaram o teste LRT (*likelihood ratio test*) e consideraram o período de 1986 a 2001, dividido em três subperíodos de cinco anos. Os resultados de Silva e Motta (2002) não rejeitaram a hipótese de eficiência dos índices testados (o Ibovespa e um índice de ações igualmente ponderado) com o modelo CAPM zero-beta, de 1996 a 2001 e que o Ibovespa foi o que melhor explicou os dados.

Araújo, Fajardo e Tavani (2006) se basearam no CAPM e no CAPM zero-beta para testar o Ibovespa e uma carteira que apresenta um rendimento o equivalente ao PIB, que seria uma legítima aproximação da carteira de mercado. Os resultados foram positivos para a eficiência do Ibovespa no período estudado (de 1991 a 2002). Já os resultados de Hagler e Brito (2007) mostraram que o IBrX-50 apresentou um bom resultado quando os ativos foram ordenados pelos β , mas ineficientes quando a ordenação das carteiras era por setor.

Contrariando a utilização dos testes para as carteiras proxies de mercado, Roll (1977) afirmou que não há como testar a eficiência de uma carteira dita como de mercado porque é impossível conhecer todas as oportunidades de investimento. Logo, não há como testar o CAPM. Na tentativa de corrigir esta impossibilidade, Stambaugh (1982) testou o CAPM em uma carteira ampla da proxy de mercado. Nos resultados o autor encontrou que os testes do CAPM permaneceram semelhantes àqueles com as carteiras originais, pois a volatilidade dos retornos da nova carteira foi determinada pela volatilidade dos retornos das ações.

Gibbons (1982), Shanken (1986) e Gibbons, Ross e Shanken (1989) formam a base teórica e metodológica do teste de eficiência em média e variância, enquanto que Nakamura (2001), Silva e Motta (2002), Araújo, Fajardo e Tavani (2006) e Hagler e Brito (2007) compõem o referencial teórico aplicado ao mercado brasileiro, pois, representam os raros esforços de comparações de índices brasileiros através da metodologia desenvolvida por Gibbons (1982), Shanken (1986) e Gibbons, Ross e Shanken (1989).

3 DIRECIONADORES DE VALOR

Um dos primeiros trabalhos que se propôs a estudar a relação de direcionadores de valor 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). Na sequência de seus

argumentos, Ball e Brown (1968) resgatam os trabalhos de Fama (1965), Samuelson (1965), Fama e Blume (1966) e Jensen (1968) para afirmar que desenvolvimentos recentes na teoria do Mercado de Capitais justificam a utilização do comportamento dos preços dos ativos como um teste da utilidade das práticas contábeis.

Para corroborar esta ideia, Ball e Brown (1968, p.161) afirmaram que “uma revisão da observação dos preços das ações associadas à divulgação do relatório de renda anual poderia, assim, provar que a informação refletida relatórios dos lucros anuais é útil”. Então, Ball e Brown (1968) construíram um modelo para analisar a influência de informações sobre a receita da empresa (*income reports*) e anúncios publicados pelo *The Wall Street Journal* (*report announcement*), nos preços das ações. Os resultados demonstraram que as informações contidas na receita anual da empresa influenciam diretamente os preços das ações. Já os anúncios do *The Wall Street Journal* são, apenas, uma das várias informações disponíveis aos investidores.

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 Jegadesh e Livnat (2004) concluíram que receitas têm poder de explicação sobre o retorno de ações melhor do que os lucros. Estes estudos verificaram respostas favoráveis entre receitas e retorno de ação para empresas com diferentes perfis.

Um estudo mais recente, realizado por Jegadesh e Livnat (2004, p. 1), examinou “a relação entre as receitas inesperadas e retornos presentes e futuros”. Em paralelo a este estudo, Jegadesh 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”. Foram estudadas 10.729 empresas da bolsa de valores de Nova York, entre 1974 e 2003. Um dos resultados apresentado é que a “receita inesperada do trimestre imediatamente anterior é positiva e significativamente associada ao ganho inesperado atual. Portanto, a receita inesperada do trimestre anterior pode ajudar a prever o crescimento dos lucros futuros” (JEGADESH; LIVNAT, 2004, p. 12). Como resultado final, a análise sugeriu receitas e margens de lucro como os principais direcionadores de valor e apresentou que o impacto dos lucros é duas vezes maior que o impacto das receitas sobre o retorno de ações. Além disso, neste estudo foi indicado que margens de lucros inesperadas estão positivamente relacionados com retornos acima da média.

Entre os pesquisadores que estudam variáveis econômico-financeiras e o retorno das ações, existem os que se concentraram nos fluxos de caixa correntes e no EVA®. Dado que uma mudança no valor de uma empresa é originada pela mudança dos fluxos de caixa futuros, parte do fluxo de caixa futuro pode ser influenciada pelos fluxos de caixa corrente, sendo estes últimos, influenciadores do preço das ações. Ali e Pope (1995) encontraram um alto poder de explicação do retorno das ações pelos fluxos de caixa correntes. Cheng, Hopwood e Mckeown (1992) destacaram em seu estudo que os fluxos

de caixa correntes são bastante úteis em análises onde os valores contábeis não são tão confiáveis. Hall (1999) e Grant (1997) estudaram a relação entre o EVA® e o valor da ação e evidenciaram que o valor de mercado de uma companhia está mais correlacionado com o valor de seu EVA®.

Em um estudo diferente, Akalu (2002) pesquisou o grau de influência dos direcionadores de valor 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). Como método de análise, Akalu (2002) utilizou os fluxos de caixa correntes e passados e direcionadores de valor defasados. Estudou 22 indústrias holandesas que, juntas, representavam 53% da força de trabalho industrial e 11% da força total de trabalho daquele país, no período de janeiro de 1994 a dezembro de 1999. Os resultados demonstraram que os direcionadores que mais influenciam seus fluxos de caixa foram: os impostos sobre vendas, investimento em capital de giro, investimentos em ativos fixos e a capitalização do mercado.

Outros estudos sobre variáveis econômico-financeiras e o retorno das ações focaram nos múltiplos como direcionadores de valor. 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* (B/M) 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 explicam o retorno das ações eram: positivamente, o múltiplo valor patrimonial/preço e, negativamente, a variável valor de mercado das ações da empresa. O tamanho e o B/M captam a variação transversal dos retornos médios dos papéis. Ademais, Fama e French (1992, p. 464) afirmam que eles "são forçados a concluir que o modelo SLB não descreve os últimos 50 anos dos retornos médios das ações", o que fortalece a necessidade de se investigar variáveis capazes de descrever o retorno das ações e, conseqüentemente, o desempenho dessas ações de seus portfólios.

Kothari, Shanken e Sloan (1995) observaram que os resultados de Fama e French (1992) foram influenciados pelo viés de sobrevivência, principalmente antes de 1978, encontrado no banco de dados utilizados por esses últimos autores para extrair as informações contábeis, o *Compustat*. Esse viés acontece quando um banco de dados inclui em seus arquivos apenas as empresas que existiram durante todo o período considerado, não levando em conta as que foram à falência antes do final do período. Ao refazerem o estudo, os autores concluíram que as variáveis fundamentalistas, principalmente o índice valor patrimonial da ação/preço, não apresentavam uma relação muito significativa com os retornos esperados das ações.

Barbee, Mukherji e Raines (1996, p. 57), analisando o mercado americano durante o período de 1979 a 1991, sugeriram que o índice vendas/preço é um indicador mais confiável na avaliação de uma empresa e de suas ações do que os índices lucro por ação/preço e valor patrimonial da ação/preço. Segundo esses autores, as variáveis baseadas no lucro têm um valor limitado para a previsão do retorno das ações, isso porque os lucros estão sujeitos a influências transitórias que diminuem sua confiança de prever lucros futuros no

longo prazo.

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.

Os autores ainda analisaram a influência das variáveis valor de mercado, beta e *spread* no retorno esperado das ações negociadas na NYSE (*New York Stock Exchange*) para o período de 1960 a 1979 e concluíram que a variável *spread* tem um efeito positivo e altamente significativo nos retornos das ações. Dessa forma, Amihud e Mendelson (1986a; 1986b) concluíram 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 (2009) desenvolveu 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 no mercado brasileiro. Como método de investigação, Machado (2009) utilizou 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 Carhart (1997), respectivamente, e pela liquidez como sugerido por Amihud e Mendelson (1986a e 1986b).

De acordo com os resultados do estudo, Machado (2009) verificou 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. Além desses resultados, Machado (2009) constatou que a inclusão do fator momento no modelo de três fatores se mostrou significativa em todas as carteiras analisadas e melhorou o poder explicativo do retorno das carteiras em 1,5%, em média. Por fim, o autor notou que a inclusão da liquidez no modelo de quatro fatores se mostrou significativa na maioria das carteiras e melhorou a explicação do retorno das carteiras analisadas em 1,7%, em média.

Os resultados revelaram uma superioridade do modelo de cinco fatores em relação ao modelo de quatro fatores, em 18 das 24 carteiras analisadas, e em todas as carteiras em relação ao modelo de três fatores e CAPM, conforme teste de Wald. Observou-se, ainda, que as carteiras cujos fatores de liquidez não eram significativos foram formadas por ações de alta liquidez, sugerindo evidências de que o fator liquidez é consideravelmente maior para as carteiras formadas por ações de baixa liquidez (MACHADO; MEDEIROS, 2011).

Paula Leite e Sanvicente (1990) estudaram a relação de múltiplos de avaliação e o retorno das ações no país. A hipótese nula de Paula Leite e Sanvicente (1990, p. 22) "indicaria a inexistência de 'conteúdo informacional', pois corresponde a retorno extraordinário igual, com e sem informação. A

rejeição da hipótese nula é que nos levaria a supor que o evento possa ter um impacto significativo". O estudo constatou que, dentre os múltiplos, os únicos que apresentaram poder explicativo sobre o retorno da ação foram: preço/lucro por ação, apresentando uma relação negativa, e vendas/preço, apresentando uma relação positiva.

Os resultados obtidos mostraram duas coisas. Em primeiro lugar, e diretamente, que o valor patrimonial efetivamente não possui conteúdo informacional significativo em nosso mercado. Em segundo lugar, e como consequência do primeiro resultado, que a defesa desse indicador irrelevante de valor, no sentido econômico, não é sequer justificada pelos dados a respeito do comportamento de nosso mercado. Esse resultado é tranquilizador, porque mostra, efetivamente, a não utilização prática de um indicador baseado em "ilusão financeira", pelos participantes do mercado (PAULA LEITE; SANVICENTE, 1990, p. 30-31).

Costa Jr. e Neves (2000) estudaram a influência de variáveis fundamentalistas (índice preço/ lucro, valor de mercado, valor patrimonial da ação/preço e o beta) nos retornos das ações. O trabalho foi realizado com empresas negociadas na Bovespa para o período de 1987 a 1996. As conclusões foram: uma relação negativa com o índice preço/lucro e valor de mercado e uma relação positiva com a rentabilidade e o índice valor patrimonial da ação/preço.

Os coeficientes negativos do índice preço/lucro e do valor de mercado obtidos nesse estudo confirmam os resultados de Paula Leite e Sanvicente (1990) e Hazzan (1991) para o mercado brasileiro. No trabalho de Hazzan (1991) carteiras compostas de ações de baixo índice preço/lucro tendem a proporcionar melhor desempenho do que as de preço/lucro alto, mesmo após ajustadas ao risco.

Contudo, embora as variáveis fundamentalistas analisadas no trabalho de Costa Jr. e Neves (2000) tenham influência nas explicações das variações das rentabilidades médias das ações, o beta é fortemente representativo, sendo a variável que mais se destacou nessa explicação. Assim, baseados nos testes realizados, os autores afirmaram que o CAPM está mal especificado, devido à possibilidade de inclusão de outros fatores no comportamento dos retornos dos ativos, além do beta.

Nagano, Merlo e Silva (2003) realizaram um estudo para verificar se outras variáveis fundamentalistas, além do β do ativo, são importantes na explicação das variações nas rentabilidades dos ativos. No estudo, eles avaliaram todas as ações de empresas não financeiras (55 ações) que compuseram a carteira do Ibovespa entre maio de 1995 e maio de 2000. Foram analisadas, com relação ao retorno da ação, as variáveis: β do ativo; ativo total / valor patrimonial; ativo total / valor de mercado; dividendos / preço; fluxo de caixa / preço; índice de liquidez em bolsa; valor de mercado da empresa; valor patrimonial / preço; lucro / preço; e vendas / preço.

A metodologia de Nagano, Merlo e Silva (2003) foi inspirada naquela que foi utilizada por Fama e French (1992) a qual "consiste na aplicação de técnicas de regressão linear simples e múltipla em uma abordagem *cross-section*" (NAGANO; MERLO; SILVA, 2003, p. 18). Os resultados desta análise mostraram

que valor de mercado, valor patrimonial / preço, lucro / preço, beta e vendas / preço apresentavam relação com o retorno da ação. Porém estas variáveis apresentaram baixa aderência com o retorno da ação.

Mais recentemente, Pasin (2004) estudou 1318 empresas nas principais bolsas de valores do mundo (Canadá, EUA, México, Brasil, Reino Unido, Europa Continental e Japão) e 611 de sete países latino americanos. O objetivo da pesquisa de Pasin (2004) foi desenvolver um modelo de estimação relativa baseada em direcionadores contábeis de valor das empresas não financeiras negociadas nas principais bolsas de valores.

Através de regressão múltipla, foram pesquisados quais direcionadores apresentavam maior relação com o valor das empresas. Em termos gerais, os resultados apontam que o valor da empresa está fortemente correlacionado com o EBITDA e com o ativo total. Na sequência, aparecem as variáveis: patrimônio líquido, receita bruta, lucro bruto, lucro operacional e lucro líquido.

De forma geral, percebe-se que pesquisas têm encontrado uma relação significativa entre variáveis econômico-financeiras (direcionadores de valor) 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. Um ponto comum dentre os estudos pesquisados é a técnica utilizada para a realização das análises, a Análise de Regressão Múltipla. Em todos esses estudos, os pesquisadores buscaram, de uma forma ou de outra, variáveis capazes de prever se a empresa terá ou não um bom desempenho de mercado.

4 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Para testar a eficiência das carteiras formadas por meio de direcionadores de valor, utilizaram-se os dados disponíveis no banco de dados Económica das bolsas de valores: do Brasil (Bovespa); da Argentina; do Chile; e do México. O primeiro filtro utilizado na seleção 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)". A quantidade de títulos foi reduzida para: 134 da BCBA – Argentina; 675 da Bovespa – Brasil; 238 da BCS – Chile; e 204 da BMV – México.

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), Machado (2009) e Machado e Medeiros (2011).

$$IN = 100 \times \frac{p}{P} \times \sqrt{\frac{n}{N} \times \frac{v}{V}} \quad (18)$$

Onde:

p = número 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 = número 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 utilização deste filtro, verificou-se que: a bolsa do Chile (BCS) só apresentou liquidez a partir de 2005; a bolsa do México só apresentou liquidez a partir de 1998; e as únicas bolsas que apresentaram liquidez a partir de 1994 foram Bovespa e BCBA. Investigando-se o motivo destas bolsas não apresentarem liquidez, verificou-se que não existiam informações sobre n (número negócios com a ação dentro do período escolhido) e N (número de negócios com todas as ações dentro do período escolhido). Buscou-se, então, uma *proxy* para o índice de negociabilidade.

Fez-se então, uma análise de correlação entre os valores obtidos no índice de negociabilidade e os valores obtidos no filtro volume médio das bolsas do Brasil (Bovespa) e Argentina (BCBA) nos anos de 1994 a 2011. O volume médio é representado pelo volume, em moeda corrente, negociado mensalmente para cada ação. Essa *proxy* foi utilizada por Chordia, Subrahmanyam e Anshuman (2001), Correia, Amaral e Bressan (2008), Jun, Marathe e Shawky (2003), Keene e Peterson (2007), Machado (2009) e Vieira e Milach (2008). As Tabelas 1 e 2 a seguir apresentam os resultados dessas correlações.

Tabela 1 - Correlações entre índice de negociabilidade e o volume médio 1994 – 2002

Ano	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Bovespa	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97	0,97
BCBA	0,92	0,99	0,99	0,97	0,99	0,99	0,97	0,98	0,41

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 2 - Correlações entre índice de negociabilidade e o volume médio 2003 – 2011

Ano	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Bovespa	0,97	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97
BCBA	0,72	0,98	0,98	0,99	0,87	0,95	0,98	0,98	0,99

Fonte: Elaborada pelos autores.

Verifica-se que os valores, em geral, são altamente correlacionados. O único destaque foi o valor obtido na correlação do ano de 2002 na BCBA, que foi de 0,41. Como este foi o único resultado de correlação entre fraca e moderada em um total de 18 análises (5,55%), tem-se que em 94,45% das análises efetuadas, obtiveram-se correlações fortes entre os valores obtidos do índice de negociabilidade e os valores obtidos do filtro volume médio das bolsas

do Brasil (Bovespa) e Argentina (BCBA) nos anos de 1994 a 2011. Desta forma, o segundo filtro aplicado para selecionar os ativos foi o volume médio.

O ponto de corte utilizado no filtro volume médio foi a mediana dos valores. Então, extraíram-se os ativos que apresentaram valores de volume médio maiores ou iguais à mediana. Após a seleção dos ativos, seguiu-se para a formação das carteiras que foram testadas. O primeiro passo da pesquisa foi adotar um modelo para montar as carteiras por meio de seus direcionadores de valor. 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 fosse igual a $1 +$ ou $- 0,05$, em uma série de, pelo menos, 10 observações. Este 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 estas 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 esta segunda opção.

Os direcionadores de valor escolhidos foram: Q de Tobin, Beta, Alavancagem Financeira, Preço/Lucro, Preço/Vendas. Esses direcionadores de valor foram baseados nos trabalhos de Tobin (1969), Sharpe (1964), Fama e French (1992), Costa Junior e Neves (2000), Nagano, Merlo e Silva (2003) e Paula Leite e Sanvincente (1990). 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 (TOBIN 1969). 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 Lindenbergh 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 direcionador de valor, 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 dizer que não existe preço. Desta forma, se houver algum valor para β_0 , significa dizer 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 $\hat{\beta}_i$, utilizar cada um desses $\hat{\beta}_i$ como peso de cada direcionador de valor, para hierarquizar os ativos por meio de somas ponderadas de cada um dos ativos ($SP At_i$) da seguinte forma:

$$SP At_i = \sum_{i=1}^n \hat{\beta}_i \times Valor D_i At_i \quad (19)$$

Onde:

D_i = Direcionador de valor;

$\hat{\beta}_i$ = Peso de cada direcionador de valor i ;

$Valor D_i At_i$ = Valor de cada direcionador de valor 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:

$$SP' At_i = \frac{SP At_i - SP At_n}{SP At_1 - SP At_n} \quad (20)$$

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, seguiu-se para seleção do portfólio. A quantidade de ativos de cada portfólio não foi fixa. Os ativos foram incluídos, um a um, até que o risco da carteira, calculado por meio do desvio-padrão dos retornos da carteira, foi estabilizado. Para determinar o percentual de participação de cada ativo em cada uma das carteiras de investimento fez-se 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 ;

Para a aplicação do algoritmo que utiliza direcionadores de valor e do algoritmo de Markowitz (1952), utilizaram-se séries históricas anuais dos retornos diários das ações dos anos de 1995 a 2011. Logo, foram realizadas 18 análises, uma para cada ano, em cada uma das quatro bolsas (Brasil, Argentina, Chile e México) para cada um dos dois algoritmos (o algoritmo proposto nesta tese e o modelo de Markowitz).

Na construção das carteiras para o ano de 1995, por exemplo, utilizaram-se os dados dos direcionadores de valor 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.

No caso do algoritmo de Markowitz, para o mesmo ano (1995), utilizaram-se os retornos diários dos ativos no ano de 1995 para cada uma das quatro bolsas. O objetivo no modelo de Markowitz foi a maximização do retorno da carteira e a restrição imposta foi a de que o risco da carteira otimizada fosse igual ao risco da carteira formada pelo modelo proposto. Na sequência, montaram-se as carteiras com dados de janeiro do ano seguinte (no caso 1996) a dezembro de 2012 e testaram-se as eficiências pelo teste de Wald. Este mesmo processo foi repetido em todos os outros anos, até o ano de 2011. Às carteiras formadas em 2011 aplicaram-se os dados de janeiro de 2012 a dezembro de 2012.

5 ANÁLISE DOS DADOS E INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS

Em primeiro lugar, verificou-se a quantidade de ativos em cada uma das carteiras que foram formadas por meio do algoritmo. A partir desses resultados, verificou-se se há algum padrão ou algum viés; em segundo lugar, analisou-se a eficiência das carteiras por meio de direcionadores de valor o teste através de Wald.

A Tabela 3 apresenta o resultado da quantidade de ativos em cada uma das carteiras formadas pelo algoritmo proposto. A primeira constatação é a inexistência de um padrão. De um total de 67 carteiras, 11 carteiras foram formadas por cinco ativos e por oito ativos, nove carteiras por 10 ativos, oito carteiras por nove ativos, sete carteiras por sete ativos e seis carteiras por seis ativos. Esses resultados são convergentes aos resultados de estudos prévios que buscaram identificar quantos ativos são necessários para a eliminação do risco idiossincrático. Evans e Archer (1968) verificaram que a maior parte do risco idiossincrático é eliminada após a adição do oitavo título no portfólio. Wagner e Lau (1971) constataram que em carteiras com mais de 10 ações, a redução do risco idiossincrático é insignificante.

No Brasil, Brito (1989) verificou que os benefícios da diversificação poderiam ser alcançados com uma carteira composta por oito ativos e que em carteiras com mais de 15 títulos a redução do risco diversificável é imperceptível. Ceretta e Costa Jr. (2000) constataram carteiras com 12 ações eliminam mais de 83% do risco não sistemático. Isto é o primeiro indicador de que um algoritmo que utiliza direcionadores de valor pode ser uma boa alternativa à seleção de portfólio.

Tabela 3 - Quantidade de ativos nas carteiras formadas pelo algoritmo proposto

Ano de Formação da Carteira	BCBA	BCS	BMV	BOVESPA
1995	4	8		8
1996	5	12	9	8
1997	9	9	7	5
1998	8	5	9	14
1999	11	5	7	8
2000	10	10	8	6
2001	6	6	6	9
2002	4	11	8	8
2003	5	12	15	11
2004	14	8	9	10
2005	6	7	9	10
2006	12	9	12	10
2007	13	10	7	7
2008	5	10	12	4
2009	8	5	10	7
2010	5	6	5	8
2011	5	5	10	7

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para finalizar, utiliza-se o teste de Wald para analisar a eficiência das carteiras formadas por meio de direcionadores de valor. O pressuposto para a utilização deste teste é de que a carteira de Markowitz está localizada na fronteira eficiente. O resultados dos testes de Wald para as 67 carteiras formadas pelo algoritmo que utiliza os direcionadores de valor são apresentados na Tabela 4.

Antes de analisar os resultados apresentados nessa tabela, vale ressaltar que não existem resultados do teste de Wald para a bolsa de valores da Argentina, entre os anos de 1995 a 2001, pelo fato de não existir informações do ativo livre de risco para esses anos. Como o teste de Wald é baseado na versão Sharpe-Lintner do modelo CAPM, que considera o ativo livre de risco, não foi possível calcular os seus valores. Além dessas ocorrências, não existe, também, resultado do teste de Wald para o ano de 1995, na bolsa de valores do México. Isso ocorreu, pelo fato do Economática não ter disponibilizado os dados relativos à alavancagem financeira e Beta dos ativos para o ano de 1995.

Os valores do teste de Wald foram favoráveis às carteiras formadas por meio de direcionadores de valor. Para os valores calculados, verifica-se que em 24 de 60 valores (40%), o módulo do valor do teste de Wald ficou dentro do intervalo de 5% ($0 < |W| \leq 0,05$) e que em 16 situações o módulo do valor do teste de Wald ficou dentro do intervalo de 10% ($0,05 < |W| \leq 0,10$). Este resultado indica que em 40 de 60 observações (66,67%), os valores do teste ficaram dentro de uma variação de até 10%, indicando uma boa proximidade da fronteira eficiente.

Tabela 4 - Resultados do teste de Wald

Ano de Formação da Carteira	Bolsa de Valores da Argentina	Bolsa de Valores de Chile	Bolsa de Valores do México	Bolsa de Valores de São Paulo
1995		-0,07		-0,07
1996		-0,04	0,35	0,34
1997		-0,05	-0,07	-0,09
1998		0,59	0,41	0,48
1999		-0,01	-0,03	-0,04
2000		-0,02	-0,07	0,03
2001		-0,03	-0,12	-0,04
2002	-0,05	-0,02	-0,05	-0,01
2003	-0,07	-0,01	-0,08	-0,03
2004	-0,09	-0,02	0,03	-0,02
2005	-0,11	-0,08	0,01	-0,03
2006	-0,13	0,02	-0,09	-0,19
2007	-0,10	0,00	-0,13	0,01
2008	-0,29	-0,08	-0,23	-0,12
2009	-0,12	-0,10	0,05	0,19
2010	0,25	-0,09	0,07	0,08
2011	-0,14	-0,24	-0,07	-0,29

Fonte: Cálculo do autor.

Este resultado não rejeita a hipótese de que uma carteira de ações formada por meio dos direcionadores de valor está próxima da fronteira eficiente, quando avaliada por meio do teste de eficiência elaborado por Gibbons, Ross e Shanken (1989). Porém, pelos resultados obtidos no teste de Wald, verifica-se que este algoritmo pode ser melhorado e o uso de direcionadores de valor pode ser uma alternativa no processo de seleção de portfólio.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A Moderna Teoria de Carteiras teve seu início na década de 1950. Um dos principais trabalhos que contribuiu para a evolução dos estudos das Finanças foi o trabalho de Harry Markowitz, em 1952, o qual desenvolveu um modelo de seleção de portfólio por meio da minimização do risco da carteira. O grande mérito de Markowitz foi o desenvolvimento de um modelo matemático para calcular o risco de uma carteira, considerando as covariâncias entre os ativos que a formam. Desta forma, Markowitz conseguiu combinar ativos, de tal forma que a entrada ou saída de um título no portfólio influenciava todos os outros títulos.

Na conclusão de seu trabalho, Markowitz (1952, p. 91) afirma que “métodos que levem em conta mais informações, podem ser encontrados”. Para Markowitz, o que se “necessita é, essencialmente, uma reformulação ‘probabilística’ dos títulos analisados”, os quais ele considera que fazem parte do que ele chama de primeiro estágio no processo de seleção de portfólio. No final de seu trabalho, ele reafirma que a sua pesquisa focou o segundo estágio

e que não considerou o primeiro estágio Markowitz (1952, p. 91).

Na tentativa de desenvolver um modelo para selecionar os títulos (primeiro estágio) que poderiam fazer parte do segundo estágio do processo de seleção de carteiras do modelo de Markowitz, iniciou-se um estudo de indicadores financeiros que fossem capazes de prever a capacidade de geração de valor das empresas, os quais são denominados de direcionadores de valor. A crença que se tinha era de que os títulos que tivessem em sua idiosincrasia a capacidade de gerar valor seriam as melhores opções para serem utilizadas no modelo de Markowitz. No decorrer dessa pesquisa, percebeu-se que estudos dessa natureza existem há mais de 40 anos e ainda continuam existindo.

Além disso, verificou-se que ao invés de se propor um filtro para seleção de ativos que seriam utilizados no modelo de Markowitz, poder-se-ia desenvolver um modelo para selecionar os ativos e montar o portfólio, por meio da determinação de seus pesos e da quantidade de ativos que fariam parte da carteira, criando assim um modelo alternativo ao modelo de Markowitz. Desta forma, essa pesquisa utilizou os direcionadores de valor para selecionar ativos e montar carteiras. Como objetivo analisou a eficiência dessas carteiras.

Para se chegar a este objetivo, primeiramente identificaram-se os principais direcionadores de valor, estudados há mais de 40 anos. Em seguida, desenvolveu-se um método para selecionar os ativos e montar as carteiras. Na sequência, testou-se a eficiência destas carteiras por meio do teste de eficiência elaborado por Gibbons, Ross e Shanken (1989), conhecido como teste de Wald. A construção das carteiras de ações com base nos direcionadores de valor das empresas só foi possível por meio da elaboração de um modelo baseado na matriz de ponderação dos fatores. O peso dado a cada ativo em cada uma das carteiras variou de acordo com a quantidade de ativos que a carteira teve. Se a carteira fosse formada por apenas um ativo, o peso deste ativo seria de 100%. Para portfólios formados por mais de um ativo, somaram-se as notas que cada um dos ativos obteve e o peso de cada ativo foi a razão entre a sua nota individual e a soma das notas dos ativos.

O teste de eficiência destas carteiras por meio do teste de Wald verificou que em 40 de 60 observações (66,67%), os valores do teste ficaram dentro de uma variação de até 10%, indicando uma boa proximidade da fronteira eficiente. Diante desses resultados, verifica-se a hipótese de que uma carteira de ações formada por meio dos direcionadores de valor está próxima da fronteira eficiente, quando avaliada por meio do teste de Wald, não pode ser rejeitada.

No decorrer deste estudo, algumas limitações, dificuldades, constatações e ideias surgiram. A partir destas, surgem proposições para estudos futuros. Estas proposições podem ser divididas em três categorias: proposições de cunho teórico; proposições de cunho empírico; e proposições de cunho aplicado. Uma sugestão teórica é o uso de modelos lineares generalizados ao invés de uma regressão múltipla com intercepto igual a zero, como foi realizado neste trabalho. 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. Desta forma, os betas das regressões

poderão ser mais bem estimados, o que poderá ocasionar em um melhor resultado.

Outra sugestão de cunho teórico é o uso de um modelo de causa e efeito para a determinação dos direcionadores de valor a serem utilizados. O uso de um modelo Logit parece ser uma boa opção, haja vista que este modelo é estocástico e uma das propriedades dos modelos estocásticos é Independência das Alternativas Irrelevantes (IIA). Além disso, este modelo é multivariado e tem como objetivo identificar a importância relativa de um conjunto de variáveis independentes em uma variável dependente.

Com relação às sugestões de cunho empírico, sugere-se a utilização de outros direcionadores de valor. Desta forma, podem-se fazer várias combinações com vários direcionadores de valor na busca de um melhor modelo de regressão. No que se refere à proposição de cunho aplicado, sugere-se replicar este estudo em outras bolsas, como as bolsa de valores de Nova Iorque e NASDAQ. Caso haja acesso ao banco de dados dessas bolsas, aconselha-se testar este modelo para verificar o resultado que ocorre.

REFERÊNCIAS

- ADELMAN, M. A.; WATKINS, G. C. Reserve asset values and the Hotelling valuation principle: further evidence. **Southern Economic Journal**. n. 61, vol. 1, pp. 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.
- ALI, A.; POPE, P. F. The incremental information content of earnings, funds flow and cash flow: the UK evidence. **Journal of Business and Financial Account**. V. 22, p. 19-34, 1995.
- 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.
- AMSLER, C. E.; SCHMIDT, P. A Monte Carlo investigation of the accuracy of multivariate CAPM tests. **Journal of Financial Economics**. Elsevier, vol. 14 n.3. p. 359-375, September. 1985.
- ARAÚJO, E.; FAJARDO, J.; TAVANI, L. C. di. CAPM usando uma carteira sintética do PIB Brasileiro. **Estudos Econômicos**. v. 36 n. 3 São Paulo jul./set. 2006.
- BALL, R. J.; BROWN, P. An empirical valuation of accounting income numbers. **Journal of Accounting Research**. p. 159-178, 1968
- BARBEE, W. C.; MUKHERJI, S.; RAINES, G. Do sales-price and debt-equity explain stock returns better than book-market and firm size? **Financial Analysts Journal**. v. 52, n. 2, p. 56–60, 1996.
- BRITO, N. R. O. **O efeito da diversificação de risco no mercado acionário brasileiro**. Gestão de Investimentos. São Paulo: Atlas, 1989.

- 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.
- CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W.; MACKINLAY, A. C.. **The Econometrics of Financial Markets**. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1996.
- CARHART, M. M. On Persistence in Mutual Fund Performance. **The Journal of Finance**. vol. 52, n. 1, p. 57-82. Mar., 1997.
- CASELLA, G. Leverage and regression through the origin. **American Statistician**, n. 37 vol. 2, pp. 147-52, 1983.
- CERETTA, P. S.; COSTA JR., N. C. A. **Quantas ações tornam um portfólio diversificado no mercado de capitais brasileiro?** In: COSTA JR., N. C. A.; LEAL, R. P. C.; LEMGRUBER, E. F. **Mercado de Capitais: análise empírica no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2000.
- CHAMBERS, R. L.; DUNSTAN, R. Estimating distribution functions from survey data. **Biometrika**, n. 73, vol. 3, pp. 597-604, 1986.
- CHENG, C. S. A.; HOPWOOD, W. S.; MCKEOWN, J. C. Nonlinearity and specification problems in unexpected earnings response regression models. **The Accounting Review**. V. 67, p. 579-598, 1992.
- CHORDIA, T.; SUBRAHMANYAM A., ANSHUMAN V. R.. Trading activity and expected stock returns. **Journal of Financial Economics**, v.59, n.1, p. 3-32, 2001.
- CORREIA, L. F.; AMARAL, H. F.; BRESSAN, A. A. O efeito da liquidez sobre a rentabilidade de mercado das ações negociadas no mercado acionário Brasileiro. **Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE**, v. 5, n. 2, p.111-118, 2008.
- COSTA JR., N. C. A.; NEVES, M. B. E. As variáveis fundamentalistas e o retorno das ações no Brasil. **Revista Brasileira de Economia – RBE**. Vol. 54, n. 1 p. 123-137, jan./mar., 2000.
- COURT, D.; LOCH, M. Capturing the value. **Advertising age**. V. 70, p. 46-48, 1999.
- 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. Tomorrow on the New York Stock Exchange. **The Journal of Business**. vol. 38, n. 3, p. 285-299, Jul., 1965.
- FAMA, E. F.; BLUME, M. E. Filter Rules and Stock-Markets Trading. **The Journal of Business**. vol 39, n.1, Part:2 Supplement on Security Prices. p. 226-241. Jan., 1966.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. The Cross-section of Expected Stock Returns. **Journal of Finance**. vol. 47, n. 2, p. 427-465, jun. 1992.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. **Journal of Financial Economics**, v.33, n.1, p. 3-56, 1993.
- GIBBONS, M.; ROSS, S.; SHANKEN, J. A test of the efficiency of a given portfolio.

Econometrica. Vol. 57, n. 5, p. 1121-1152, Set. 1989.

GIBBONS, M. Multivariate tests of financial models: A new approach. **Journal of Financial Economics.** 10. 3-27. 1982.

GRANT, J. L. **Foundations of economic value added.** Pennsylvania: Frank J. Fabozzi Associates, 1997.

HAGLER, C. E. M.; BRITO, R. D. de O. Sobre a eficiência dos índices de ações brasileiros. **Revista de Gestão da USP.** vol. 42, n.1, p.74-85, jan./fev./mar. 2007.

HALL, J. H. Correlation internal and external performance yardsticks in the evaluation of corporate wealth creation. **Meditari Accountancy Research.** v. 7, p. 123-143, 1999.

HAZZAN, S. **Desempenho de ações da Bolsa de Valores de São Paulo e sua relação com o índice preço/lucro.** 1991. Tese de Doutorado. São Paulo: EAESP, Fundação Getúlio Vargas, 1991.

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.

JEGADESH, N.; LIVNAT, J. **Revenue surprise and stock returns.** Working Paper, 2004.

JENSEN, M. C. The Performance of Mutual Funds in the period 1945-1964. **Journal of Finance.** Vol. 23, n. 2, pp. 389-416. May, 1968.

JOBSON, J. D.; KORKIE, R. Potential performance and tests of portfolio efficiency. **Journal of Financial Economics.** vol. 10. p. 433-466. 1982.

JUN, S.; MARATHE, A.; SHAWKY H. A. Liquidity and stock returns in emerging markets. **Emerging Markets Review,** v.4, n.1, p. 1-24, 2003.

KANDEL, S. The likelihood ratio test statistic of mean-variance efficiency without a riskless asset. **Journal of Financial Economics.** vol. 13. p. 575-592. 1984.

KEENE, M. A.; PETERSON, D. R. The importance of liquidity as a factor in asset pricing. **The Journal of Financial Research,** v.30, n.1, p. 91-109, 2007.

KOTHARI, S. P.; SHANKEN, J.; SLOAN, R. G. Another look at the cross-section of expected stock returns. **The Journal of Finance,** v.50, n.1, p.185-224, mar. 1995.

KRAUS, A.; LITZENBERGER, R. Skewness preference and the valuation of risky assets. **Journal of Finance.** vol. 21, n. 4, p. 1085-1100, 1976.

LA PORTA, R.; LAKONISHOK, J.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Good News for Value Stocks: Further Evidence on Market Efficiency. **The Journal of Finance.** Vol. LIII, n. 2. p. 859-874, June, 1997.

LEE, C. F. Functional form, skewness effect and the risk return relationship. **Journal of Financial and Quantitative Analysis.** vol. 12 n. 1, p. 55-72, Mar. 1977.

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, March, 2002.

LOW, J.; SIESFELD, T. Measures that matter: Wall Street considers non-financial performance more than you think. **Strategy & Leadership**, Chicago, Mar/Apr, 1998.

MACHADO, M. A. V. **Modelos de precificação de ativos e o efeito liquidez: evidências empíricas no mercado acionário brasileiro**. 2009. 165f. Tese de Doutorado. Brasília: UNB, 2009.

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, vol. 9, n. 3, pp. 383–412 Set. 2011.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **Journal of Finance**, v. 7, p. 77-91, 1952.

MARKOWITZ, H. **Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments**. New Haven: Yale University Press, 1959.

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.

NAKAMURA, W. T. Estudo Empírico sobre a eficiência da carteira teórica do índice Bobespa. **Revista de Administração Mackenzie**. Ano 1, n.1, p. 67-81, 2001.

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.

ROLL, R. A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests. **Journal of Financial Economics**. v. 4, p. 129-176. 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.

SHANKEN, J. Multivariate tests of the zero-beta CAPM. **Journal of Financial Economics** vol. 14 p. 327-348. 1985.

SHANKEN, J. Testing portfolio efficiency when the zero-beta rate is unknown: A note. **Journal of Finance**. vol. 41, 269-276. 1986.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Financial Economics**. Vol. 19, n. 3, p. 425-442, Set. 1964.

SILVA, F. F. MOTTA, L. F. J. Teste do CAPM zero-beta no mercado de capitais brasileiro, **Revista de Economia e Administração**. v.1, n.4, p. 72-88, 2002.

STAMBAUGH, R. F. On the exclusion of assets from tests of the two-parameter model. **Journal of Financial Economics**. vol. 10. p. 236-268. 1982.

STATMAN, M. How many stocks make a diversified portfolio? **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, vol. 22, no. 3, p.353-363. Sept. 1987.

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

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

VIEIRA, K. M.; MILACH, F. T. Liquidez/Ilíquidez no mercado Brasileiro: comportamento no período 1995-2005 e suas relações com o retorno. **Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos – BASE**, v. 5, n. 1, p.5-16, 2008.

WAGNER, W. H.; LAU, S. C. the effect of diversification on risk. **Financial Analysts Journal**. Nov.-Dec., 1971.

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.

ZHOU, G. Small sample tests of portfolio efficiency, **Journal of Financial Economics**. vol. 30, p. 165-191, 1991.