

SEVEN

PUBLICAÇÕES ACADÊMICAS
2024

TÓPICOS ESPECIAIS EM **FINANÇAS**



José de Pietro Neto

SEVEN

PUBLICAÇÕES ACADÊMICAS
2024

TÓPICOS ESPECIAIS EM **FINANÇAS**



José de Pietro Neto

EDITORA CHEFE

Prof^o Me. Isabele de Souza Carvalho

EDITOR EXECUTIVO

Nathan Albano Valente

ORGANIZADORES DO LIVRO

José de Pietro Neto

PRODUÇÃO EDITORIAL

Seven Publicações Ltda

EDIÇÃO DE ARTE

Alan Ferreira de Moraes

EDIÇÃO DE TEXTO

Natan Bones Petitemberte

BIBLIOTECÁRIA

Bruna Heller

IMAGENS DE CAPA

AdobeStok

2024 by Seven Editora

Copyright © Seven Editora

Copyright do Texto © 2024 Os Autores

Copyright da Edição © 2024 Seven Editora

O conteúdo do texto e seus dados em sua forma, correção e confiabilidade são de responsabilidade exclusiva dos autores, inclusive não representam necessariamente a posição oficial da Seven Publicações Ltda. Permitido o download da obra e o compartilhamento desde que sejam atribuídos créditos aos autores, mas sem a possibilidade de alterá-la de nenhuma forma ou utilizá-la para fins comerciais.

Todos os manuscritos foram previamente submetidos à avaliação cega pelos pares, membros do Conselho Editorial desta Editora, tendo sido aprovados para a publicação com base em critérios de neutralidade e imparcialidade acadêmica.

A Seven Publicações Ltda é comprometida em garantir a integridade editorial em todas as etapas do processo de publicação, evitando plágio, dados ou resultados fraudulentos e impedindo que interesses financeiros comprometam os padrões éticos da publicação.

Situações suspeitas de má conduta científica serão investigadas sob o mais alto padrão de rigor acadêmico e ético.



O conteúdo deste Livro foi enviado pelos autores para publicação de acesso aberto, sob os termos e condições da Licença de Atribuição Creative Commons 4.0 Internacional

CORPO EDITORIAL

EDITORA-CHEFE

Prof^o Me. Isabele de Souza Carvalho

CORPO EDITORIAL

Pedro Henrique Ferreira Marçal - Vale do Rio Doce University
Adriana Barni Truccolo - Universidade Estadual do Rio Grande do Sul
Marcos Garcia Costa Morais - Universidade Estadual da Paraíba
Mônica Maria de Almeida Brainer - Instituto Federal de Goiás Campus Ceres
Caio Vinicius Efigenio Formiga - Pontifícia Universidade Católica de Goiás
Egas José Armando - Universidade Eduardo Mondlane de Moçambique
Ariane Fernandes da Conceição - Universidade Federal do Triângulo Mineiro
Wanderson Santos de Farias - Universidade de Desenvolvimento Sustentável
Maria Gorete Valus - Universidade de Campinas
Luiz Gonzaga Lapa Junior - Universidade de Brasília
Janyel Trevisol - Universidade Federal de Santa Maria
Irlane Maia de Oliveira - Universidade Federal de Mato Grosso
Paulo Roberto Duailibe Monteiro - Universidade Federal Fluminense
Luiz Gonzaga Lapa Junior - Universidade de Brasília
Yuni Saputri M.A - Universidade de Nalanda, Índia
Arnaldo Oliveira Souza Júnior – Universidade Federal do Piauí, CEAD
Anderson Nunes Da Silva - Universidade Federal do Norte do Tocantins
Adriana Barretta Almeida - Universidade Federal do Paraná
Jorge Luís Pereira Cavalcante - Fundação Universitária Iberoamericana
Jorge Fernando Silva de Menezes - Universidade de Aveiro
Antonio da Costa Cardoso Neto - Universidade de Flores Buenos Aires
Antônio Alves de Fontes-Júnior - Universidade Cruzeiro do Sul
Alessandre Gomes de Lima - Faculdade de Medicina da Universidade do Porto
Moacir Silva de Castro - Pontifícia Universidade Católica de São Paulo
Marcelo Silva de Carvalho- Universidade Federal de Alfnas
Charles Henrique Andrade de Oliveira - Universidade de Pernambuco
Telma Regina Stroparo - Universidade Estadual de Ponta Grossa
Valéria Raquel Alcantara Barbosa - Fundação Oswaldo Cruz
Kleber Farinazo Borges - Universidade de Brasília
Rafael Braga Esteves - Universidade de São Paulo
Inaldo Kley do Nascimento Moraes - Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia
Mara Lucia da Silva Ribeiro - Universidade Federal de São Paulo

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
(Câmara Brasileira do Livro, SP, Brasil)

P626t Pietro Neto, José de.
TÓPICOS ESPECIAIS EM FINANÇAS [recurso
eletrônico] / José de Pietro Neto. – São José dos Pinhais,
PR: Seven Editora, 2024.
Dados eletrônicos (1 PDF).

Inclui bibliografia.
ISBN 978-65-6109-029-2

1. Finanças. 2. Economia. I. Título.

CDU 336

Índices para catálogo sistemático:

1. CDU: Finanças 336

Bruna Heller - Bibliotecária - CRB10/2348

DOI: 10.56238/livrosindi2024123-

Seven Publicações Ltda
CNPJ: 43.789.355/0001-14
editora@sevenevents.com.br
São José dos Pinhais/PR

DECLARAÇÃO DO AUTOR

O autor deste trabalho DECLARA, para os seguintes fins, que:

Não possui nenhum interesse comercial que gere conflito de interesse em relação ao conteúdo publicado;

Declara ter participado ativamente da construção dos respectivos manuscritos, preferencialmente nas seguintes condições: "a) Desenho do estudo, e/ou aquisição de dados, e/ou análise e interpretação dos dados; b) Elaboração do artigo ou revisão para tornar o material intelectualmente relevante; c) Aprovação final do manuscrito para submissão";

Certifica que o texto publicado está completamente livre de dados e/ou resultados fraudulentos e defeitos de autoria;

Confirma a citação correta e referência de todos os dados e interpretações de dados de outras pesquisas;

Reconhece ter informado todas as fontes de financiamento recebidas para realizar a pesquisa;

Autoriza a edição do trabalho, incluindo registros de catálogo, ISBN, DOI e outros indexadores, design visual e criação de capa, layout interno, bem como seu lançamento e divulgação de acordo com os critérios da Seven Eventos Acadêmicos e Editora.

DECLARAÇÃO DA EDITORA

A Seven Publicações DECLARA, para fins de direitos, deveres e quaisquer significados metodológicos ou legais, que:

Esta publicação constitui apenas uma transferência temporária de direitos autorais, constituindo um direito à publicação e reprodução dos materiais. A Editora não é co-responsável pela criação dos manuscritos publicados, nos termos estabelecidos na Lei de Direitos Autorais (Lei 9610/98), no art. 184 do Código Penal e no art. 927 do Código Civil; O(s) autor(es) é(são) exclusivamente responsável(eis) por verificar tais questões de direitos autorais e outros, isentando a Editora de quaisquer danos civis, administrativos e criminais que possam surgir.

Autoriza a **DIVULGAÇÃO DO TRABALHO** pelo(s) autor(es) em palestras, cursos, eventos, shows, mídia e televisão, desde que haja o devido reconhecimento da autoria e edição e sem qualquer finalidade comercial, com a apresentação dos devidos **CRÉDITOS** à **SEVEN PUBLICAÇÕES**, sendo o(s) autor(es) e editora(es) responsáveis pela omissão/exclusão dessas informações;

Todos os e-books são de acesso aberto, portanto, não os venda em seu site, sites parceiros, plataformas de comércio eletrônico ou qualquer outro meio virtual ou físico. Portanto, está isento de transferências de direitos autorais para autores, uma vez que o formato não gera outros direitos além dos fins didáticos e publicitários da obra, que pode ser consultada a qualquer momento.

Todos os membros do conselho editorial são doutores e vinculados a instituições públicas de ensino superior, conforme recomendado pela CAPES para obtenção do Qualis livro;

A Seven Eventos Acadêmicos não atribui, vende ou autoriza o uso dos nomes e e-mails dos autores, bem como de quaisquer outros dados deles, para qualquer finalidade que não seja a divulgação desta obra, de acordo com o Marco Civil da Internet, a Lei Geral de Proteção de Dados e a Constituição da República Federativa.

AUTORES DO E-BOOK

José de Pietro Neto

Organizador

Doutor em Administração - Finanças - Universidade de Brasília

Universidade Federal de Santa Maria

Ana Elizabeth Moiseichyk

Doutora em Engenharia de Produção, Universidade Federal de Santa Maria

Alesson Piovesan Ribeiro

Graduação em Administração, Universidade Federal de Santa Maria

Andrei Giovanni Maia

Doutor em Administração e Turismo, Univali - Universidade do Vale do Itajaí

Cidiane Marlei Ribeiro

Pós Graduação em Gestão Pública Municipal, Universidade Federal de Santa Maria

Otávio Ribeiro de Medeiros

Doutorado em Economia - University of Southampton, SU, Grã-Bretanha

Universidade de Brasília

Sílvia Patricia Cavalheiro de Andrade

Doutorado em Psicologia Organizacional, UFSC - Universidade Federal De Santa Catarina

APRESENTAÇÃO



Um livro de conceitos avançados sobre o mercado financeiro que pretende mostrar caminhos ao gestor profissional. Da análise matemática do comportamento ao desenvolvimento da robotização dos processos financeiros.

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1	8
 10.56238/livrosindi2024123-001	
DESEMPENHO PREDITIVO DA ANÁLISE ECONOMÉTRICA E ESTRATÉGIAS DE NEGOCIAÇÃO NA BOVESPA	
José de Pietro Neto, Otávio Ribeiro de Medeiros, Andrei Giovanni Maia.	
CAPÍTULO 2	36
 10.56238/livrosindi2024123-002	
ANÁLISE FUNDAMENTALISTA E O COMPORTAMENTO RACIONAL DE COMPRA NA BOVESPA	
José de Pietro Neto, Otávio Ribeiro de Medeiros, Andrei Giovanni Maia.	
CAPÍTULO 3	60
 10.56238/livrosindi2024123-003	
OS FORMADORES DOS LUCROS BANCÁRIOS	
José de Pietro Neto, Alesson Piovesan, Andrei Giovanni Maia, Sílvia Patricia Cavalheiro de Andrade.	
CAPÍTULO 4	86
 10.56238/livrosindi2024123-004	
ESTRATÉGIAS DE APLICAÇÃO E RENTABILIDADE DO FUNDO FAPS	
Cidiane Marlei Ribeiro, José de Pietro Neto, Andrei Giovanni Maia, Ana Elizabeth Moiseichyk.	

DESEMPENHO PREDITIVO DA ANÁLISE ECONOMÉTRICA E ESTRATÉGIAS DE NEGOCIAÇÃO NA BOVESPA

José de Pietro Neto, Otávio Ribeiro de Medeiros, Andrei Giovanni Maia

  10.56238/livrosindi2024123-001

RESUMO

Este artigo teve como objetivo buscar evidências empíricas do desempenho de modelos econométricos, considerando a presença simulada do comportamento humano, o ajuste e a lucratividade de equações montadas em um sistema autônomo para o disparo de ordens de compra e venda de ações via *homebroker*. Para isto, foram ajustados modelos matemáticos considerando os resíduos, a estacionariedade, a presença de correlação serial, etc., e a lucratividade quando acoplados a uma rotina modificada do comportamento racional constante em Arrow (1959) que visa o lucro máximo. Logo, foram comparadas todas as combinações dos modelos ARIMA/GARCH com até 4 defasagens num total de 1152 combinações diferentes. Os dados utilizados compreenderam as empresas constantes no índice FGV-100 e no Ibovespa totalizando 129 companhias no período de 03/01/2000 até 30/09/2009. Os resultados mostram que a análise econométrica produziu dados pouco satisfatórios quando comparados ao Ibovespa no mesmo período. Também foi constatado um excesso de ordens disparadas, ilustradas em quantidades. A complexidade, número de *lags*, dos modelos ARIMA mostrou melhores resultados na obtenção de lucros. Os modelos ARCH/GARCH foram os mais ajustados nas previsões.

Palavras-chaves: Escolha racional, GARCH, Bovespa, JEL=G11.

1 INTRODUÇÃO

O debate sobre a busca da maximização da riqueza do investidor foi impulsionado no começo da década de 50, com destaque para o trabalho de Harry Markowitz (1952) na gestão de portfólios. Posteriormente, através do modelo CAPM, atribuído a William Sharpe (1964), que veio a ser utilizado como modelo de previsão de retornos dos ativos. Esse modelo, aprimorado, por Ross (1976) gerou a teoria do preço arbitrado (APT). Um dos objetivos da construção destes modelos matemáticos foi o de sugerir valores teóricos das ações que refletiriam a realidade empresarial calcados no desempenho dos preços históricos dos ativos.

Estes modelos foram aprimorados e ganharam força a partir da década de 80 com os trabalhos sofisticados de variância distribuída propostos por Engle (1982); Bollerslev (1986), Nelson (1991); Harvey e Siddiqui (1999, 2000), Glosten, Jagannathan e Runkle (1993); Rabemananjara e Zakoian (1993); Zakoian (1994); Brooks et al. (2005), Caporin e McAleer (2006); entre outros, e que passaram a ser integrantes da literatura de análise de séries temporais e econometria.

Tradicionalmente, três técnicas são conhecidas e utilizadas para avaliar os ativos e fundamentar a emissão de ordens de compra e venda por parte dos investidores, são elas: a análise

fundamentalista, a análise gráfica e a análise econométrica. A técnica *econométrica* utiliza métodos matemáticos para montar equações que se ajustam as séries para a confecção de modelos de previsão.

Assim, a investigação de qual modelo adiciona mais valor em termos absolutos ao investidor motivou a proposta deste artigo, em que os seguintes questionamentos foram feitos: Qual modelo da análise econométrica oferece os melhores resultados em termos de previsão de preço? Para a obtenção de lucros nas ações negociadas na BOVESPA quais modelos oferecem os melhores retornos para o investidor com preferências racionais (\geq)¹, maximizando sua riqueza?

Considerando os questionamentos levantados, o desenvolvimento desse trabalho justifica-se como ferramenta de auxílio aos investidores para a escolha do tipo de modelo a ser utilizado como metodologia de canalização dos recursos a serem investidos no mercado acionário. Este artigo também tem como finalidade a obtenção de estatísticas de cunho empírico a respeito da eficiência dos modelos de análise conhecidos para a avaliação dos ativos componentes da amostra.

Em resumo, o objetivo principal desse estudo foi o de comparar a eficiência dos modelos econométricos utilizados pelos investidores como fonte de informação para a canalização dos recursos para investimento em ações na BOVESPA com modelos auto-regressivos de médias móveis - ARIMA, apresentados por Box e Jenkins (1976), e de variância distribuída - ARCH / GARCH, descritos por Engle (1982) e Bollerslev (1986), expandindo e acrescentando o comportamento humano, como fez Perlin e Ceretta (2007) e Perlin (2007) para os modelos ARIMA-GARCH e NN-SNN (*Nearest Neighbor e Simultaneous Nearest Neighbor*), expandindo e acrescentando a escolha racional.

Como objetivo secundário esse trabalho oferece uma visão empírica sobre o desempenho desses modelos, considerando uma rotina que representaria o comportamento de compra de um investidor com preferências racionais, como detalha Arrow (1959) com algumas modificações, e as previsões como forma segura e confiável para a realização de investimentos. A amostra utilizada compreendeu 129 empresas componentes dos índices FGV-100 e Ibovespa com memória de dados no período de 03/01/2000 até 30/09/2009, para séries diárias.

Este trabalho está organizado conforme a seguir: na seção 2 é apresentada a fundamentação teórica que fornece um conjunto de estudos que se relacionam com o tema contemplado. Na seção 3 encontra-se o método utilizado e as características relevantes adotadas para o comportamento de compra do investidor, bem como o detalhamento dos modelos, o processo de estimação, e as estatísticas utilizadas para o ajuste das equações. Na seção 4 são apresentados os resultados obtidos

¹ A preferência racional será, de agora em diante, representado pelo símbolo \geq . Como exemplo tem-se que $x \geq z$ deve ser interpretado como x é preferível em relação a z .

com a pesquisa na forma numérica e gráfica. Na seção 5 é feito um resumo onde são evidenciados os principais resultados e as conclusões deste trabalho.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A análise de séries temporais ganhou espaço nos estudos econômicos e econométricos a partir de Box e Jenkins (1978) nas aplicações de previsibilidade de dados financeiros.

A análise de séries temporais permite, com a confecção de modelos de equações únicas ou simultâneas, descreverem processos estocásticos através do conhecimento dos valores passados que a variável em estudo apresentou. O modelo ARIMA (*autoregressive integrated moving average*) é composto de uma parte auto-regressiva integrada com uma parte de médias móveis.²

A parte auto-regressiva de médias móveis pode ser assim descrita:

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + u_t - \theta_1 u_{t-1} - \dots - \theta_q u_{t-q} \quad (1)$$

onde φ e θ são os parâmetros do modelo e u_t é o termo de erro do modelo. Como se pode observar as variáveis defasadas de y_t , retorno das ações, representam a parte auto-regressiva do modelo, conhecido com AR, enquanto que as defasagens de u_t representam a parte de médias móveis, conhecido como modelo MA.

Na equação acima, ARMA (p, q) ainda falta um termo de integração I para que o modelo se configure de forma completa para a aplicação. O modelo completo, ARIMA (p, d, q), é obtido pela equação abaixo:³

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_{p+d} y_{t-p-d} + u_t - \theta_1 u_{t-1} - \dots - \theta_q u_{t-q} \quad (2)$$

A parte AR da equação acima é representada pela expressão:

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + u_t \quad (3)$$

O AR (1) é o modelo auto-regressivo mais simples que se pode obter, $y_t = \varphi_1 y_{t-1} + u_t$, de maneira que y_t depende, apenas, de y_{t-1} e do ruído aleatório no instante t . A condição de estacionariedade é obtida quando $|\theta| < 1$. Já a parte MA é representada pela equação:

²Morettin (2004), Brooks (2002), Gujarati (2003).

³Ibid.

$$y_t = \mu + u_t - \theta_1 u_{t-1} - \dots - \theta_q u_{t-q} \quad (4)$$

onde, μ é a média do processo, e o MA (1) é o modelo de médias móveis mais simples possíveis, $y_t = u_t - \theta_1 u_{t-1}$. Não há restrições nos parâmetros da equação de médias móveis para que o processo seja estacionário.

Na década de 80, Engle (1982) apresenta o modelo ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) à comunidade científica. Este modelo sugere que a variância dos valores dos resíduos de uma variável pode ser descrita por uma equação de regressão onde a volatilidade é dependente dos períodos anteriores adicionada de uma constante. Este modelo de regressão foi proposto para tentar explicar a dinâmica estocástica da volatilidade e formar um modelo de previsão.

O modelo proposto por Engle tem a seguinte configuração:

$$\begin{aligned} y_t &= \sigma_t u_t \sim N(0,1) \\ E_{t-q}(y_t^2) &= \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 \end{aligned} \quad (5)$$

Este modelo deve satisfazer as restrições e, $i = 1, 2, \dots, q$ para ser definida. Vale ressaltar ainda que quanto mais próximo de um para α_i maior será a persistência dos choques aleatórios recebidos na série dos resíduos analisados. Esta persistência na manutenção da volatilidade por períodos longos, também denominados histerese, formam os chamados *clusters* de volatilidade, nos quais períodos de grande volatilidade tendem a ser seguidos por períodos de grande volatilidade.

Na mesma década, Bollerslev (1986) apresentou o modelo GARCH, a generalização do modelo ARCH. Neste modelo as variabilidades dos termos de erro são descritos por uma constante, por um termo ARCH e por um termo GARCH, onde as influências dos termos de volatilidade passadas declinam geometricamente. Neste modelo a equação da variância possui a seguinte configuração:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (6)$$

Neste modelo, a variância condicional além de ser dependente da volatilidade dos períodos anteriores e de uma constante inclui também um termo para magnitude das variâncias passadas. O modelo GARCH (p,q) deve obedecer às seguintes restrições $\alpha_i > 0, i = 1, 2, \dots, q; \beta_j > 0, j = 1, 2, \dots, p$ e $\alpha_i + \beta_j < 1$.

Para os modelos GARCH (p,q) a soma $(\alpha_1 + \beta_1)$ mostra a persistência dos choques aleatórios na volatilidade dos resíduos.

Vários outros modelos surgiram após a publicação do trabalho de Engle (1982) procurando captar diferentes aspectos da volatilidade como o EGARCH, SWGARCH, ARCH-M, GARCHK, IGARCH, etc., introduzidos por diferentes autores, e que serão comentados no decorrer deste trabalho.

Um dos últimos trabalhos publicados nesta área foi o de curtose condicional proposto por Brooks et. al. (2005) que pode é descrito pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} y_t &= y_0 + u_t^o, u_t^o = \lambda_t u_t, u_t \sim t_v, \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^{o2} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, \\ k_t &= \varphi_0 + \sum_{i=1}^q \varphi_1 \frac{u_{t-i}^{o4}}{(\sigma_{t-i}^2)^2} + \sum_{j=1}^p \varphi_2 k_{t-j}, v_t = \frac{2(2k_t-3)}{k_t-3}, \lambda_t = \left(\frac{\sigma_t^2(v_t-2)}{v_t}\right)^{1/2} \end{aligned} \quad (7)$$

Os parâmetros são estimados por quase-máxima verossimilhança e devem obedecer às seguintes restrições: Para os graus de liberdade $v_t > 4$, e $\alpha_0, \beta_0, \alpha_1, \beta_1 > 0$, $\alpha_2, \beta_2 \geq 0$, $h_t > 0 \forall t$ e $k_t > 3 \forall t$.

A aplicação destes modelos mais sofisticados deve ser feita na tentativa de encontrar modelagens mais ajustadas para determinadas séries, como por exemplo, Politis (2007) que propôs um modelo ARCH derivado com normalização e estabilização transformada da variância (NoVaS) na qual encontrou resultados superiores aos obtidos com modelos paramétricos ARCH/GARCH para séries de ações e índices de mercado.

A análise do desempenho destes modelos pode ser de longo prazo, e com dados de baixa frequência (Butler, Grullon e Weston (2005)) com a utilização de modelos lineares e condicionados, e de curtíssimo prazo, com dados de alta frequência (Blair, Poon e Taylor (2001)) com modelos não lineares condicionados. Blair, Poon e Taylor (2001) comparam o desempenho de modelos GARCH com o de volatilidade implícita *VIX* (*Implied Volatility Index*), proposto por Flemming (1998), para previsões do índice S&P500, num horizonte de 20 dias.

Os melhores desempenhos para a amostra foram obtidos com o modelo *VIX* para dados diários e intra-diários (5 mim), sendo que o incremento de retornos obtidos com os dados intra-diários foi insignificante.

No Brasil algumas destas metodologias foram utilizadas e analisadas em termos de eficiência na previsão de dados. Para a previsão de retornos de ações alguns dos modelos que proporcionaram os melhores ajustes foram os GJR (Figueira e Leal (1998)) e o GARCH-M (Araújo, Bressam e Bertucci (2004)), o de redes neurais treinadas com o algoritmo de aprendizagem recorrente em tempo

real (RTRL – *real time recurrent learning*) (Oliveira e Siqueira (2004)) e a utilização de *wavelets de Haar* combinadas a modelos ARIMA e de redes neurais (Almeida e Lima (2004)). Também foi analisado o desempenho dos modelos CAPM e CAPM combinado aos modelos ARCH/GARCH onde foram encontradas evidências de melhor desempenho para os modelos combinados (Lucena e Figueiredo (2005)).

Já para as séries de opções de câmbio os modelos GARCH obtiveram desempenhos inferiores aos de volatilidade de implícita (Chimisso e Kloeckner (2004)) resultado semelhante ao encontrado por Bertucci (1999) e Galvão (2003) para as opções da Telebrás. De Medeiros e Matsumoto (2004) encontraram melhor ajuste para os modelos de variância distribuída em relação aos lineares para a detecção de retornos anormais.

Modelos de variância distribuída (EGARCH) também foram utilizados para verificar a ocorrência de *overreaction* e *underreaction* na série do Ibovespa para notícias macroeconômicas de relevância (IPCA, PIB trimestral e a taxa SELIC) (Fonte Neto e Carmona (2006)), e os resultados mostraram uma maior penalização para as notícias ruins em relação às boas. Este modelo também foi eficiente quando utilizado como previsor para séries de 60 fundos de investimentos com resultados expressivos e significativos estatisticamente na diminuição ao risco sistemático (Corrêa, Machado Santos e Lemes Junior (2005)).

3 METODOLOGIA

Para a realização deste trabalho foram analisadas apenas as informações referentes às séries históricas dos ativos, portanto, foram desenvolvidas considerando as hipóteses de eficiência fraca de mercado, conforme Fama (1970), já discutidas em Cowles (1933) e Samuelson (1965).

Sendo assim, a elaboração da pesquisa consistiu das etapas discriminadas a seguir:

1. Criação de rotinas por meio de linhas de comando nos softwares Excel e Matlab.
2. No Excel foram criadas as rotinas do comportamento racional de compra modificado. Em Visual Basic (linguagem de programação do Excel) foi feita a integração entre Matlab e Excel para que os resultados dos testes e modelagens econométricas pudessem ser transferidos em conjunto para o Excel e para a adição do comportamento de compra sobre as séries previstas com intuito de verificar a eficácia do comportamento destas duas análises na obtenção de resultados.
3. Com a integração pronta, todos os dados de *output* do Matlab foram importados para o Excel e a rotina do comportamento racional de compra foi acoplada nas séries previstas para a obtenção do lucro máximo na série testada.

4. As séries foram comparadas de acordo com a obtenção de lucros e aderência ao sistema de equações.

No total, 1152 combinações diferentes de equações foram testadas (1152 (36 (formas de comportamento) x32 (diferentes tipos de equações (16 (ARIMA) +16 (GARCH))) para os modelos ARIMA/GARCH para cada série de ativos da amostra, sendo todas as ordens acopladas ao comportamento racional de compra/venda. Para todos os modelos foram consideradas o custo de corretagem em número de operações.

Na comparação intra-categoria foram confrontados, os modelos que oferecem os melhores ajustes segundo os critérios AIC/BIC e os mais lucrativos.

O procedimento de disparo de ordens ocorreu da seguinte forma: primeiramente foram criadas as séries previstas para a série original e, posteriormente, caso $P_{f1} > P$, então foi dado à ordem de compra, sendo que P_{f1} é o preço previsto um passo a frente e P é o preço do ativo. Caso o modelo indicasse $P_{f1} < P$ então foi executada a venda do ativo. Da mesma forma, todo lucro ou prejuízo real auferido nas operações de compra e venda foram reinvestidos. O detalhamento integral das estratégias ou comportamentos racionais é apresentado abaixo.

Além da determinação dos mais ajustados para serem acoplados a rotina das preferências racionais, foram testados, também, todas as combinações de modelos com até quatro *lags*. Os modelos utilizados foram os ARIMA, ARCH/GARCH. Isto por que o que se procura são modelos que maximizam a riqueza do investidor considerando o comportamento de compra adotado, que pode não ser, necessariamente, a riqueza produzida pelo modelo mais ajustado.

As seguintes estatísticas foram utilizadas: estatística Q de Box-Pierce (1970) e Ljung-Box (1978) (*residual squared test*) para o ajuste dos modelos, a estatística de Durbin-Watson (1951) para verificar a presença de correlação serial nos resíduos, o teste de Dickey e Fuller (1979) e Phillips-Perron para testar a presença de raiz unitária ou estacionariedade da série, o critério de informação de Akaike (1974) (*AIC*) e o critério Bayesiano (*BIC*) para a escolha do modelo com a menor produção de resíduos, e o teste de Engle (1982) para presença de efeitos ARCH nos resíduos.

Estas estatísticas foram aplicadas de diferentes formas, como segue:

- Para toda série: Dickey e Fuller (1979) e Phillips-Perron
- Para os retornos da série de pré-teste (série de estimação): Dickey e Fuller (1979) e Phillips-Perron, Q de Box-Pierce (1970) e Ljung-Box (1978), Engle (1982), Durbin-Watson (1951), Akaike (1974) e o critério Bayesiano.
- Nos resíduos da série de pré-teste: Q de Box-Pierce (1970) e Ljung-Box (1978), Engle (1982).

- Na série de retornos a ser prevista: Dickey e Fuller (1979) e Phillips-Perron, Q de Box-Pierce (1970) e Ljung-Box (1978), Engle (1982), Durbin-Watson (1951), Akaike (1974) e o critério Bayesiano, MSE (*Mean squared error*) e MAE (*Mean Absolute error*).
- A divisão completa das séries é apresentada no item 9.

3.1 OS MODELOS ARIMA

Uma das condições adotadas, e exigidas, para o ajuste dos modelos ARIMA ocorre com relação à estacionariedade dos dados em análise. Nesse sentido, foi adotada a estacionariedade fraca (sendo a média a variância e as covariâncias estimadas, e respeitando as condições explícitas, respectivamente, de que a média é $\mu_t = E(y_t)$, a variância de y é $\sigma_y^2 = E[(y_t - \mu_y)^2] = \sigma^2$ e $COV(y_t, y_{t+K}) = E[(y_t - \mu_y)(y_{t+K} - \mu_y)] = COV(y_t, y_{t+k}) = COV(y_{t+m}, y_{t+m+k}) \forall y_{tm}$ e y_{t+m+k}) como alvo para a adequação dos modelos.

Isto, para não se adotar a suposição de séries estritamente estacionárias (que é satisfeita com a condição de que: para qualquer $t_1, t_2, t_3, \dots, t_r \in Z$ e para qualquer $k \in Z$, sendo $T=1, 2, 3, \dots, \infty$ tem-se que a função de distribuição $F_{x_1, x_2, x_3, \dots, x_{t_T}}(x_1, \dots, x_T) = F_{x_{t_1+k}, x_{t_2+k}, x_{t_3+k}, \dots, x_{t_T+k}}(x_1, \dots, x_T)$ onde F é a distribuição de probabilidade da série) simplesmente, por uma questão de adequação e por considerar que as distribuições de probabilidade não são as mesmas quando se compara dados passados e futuros. Logo, não será exigido dos modelos ARIMA a condição de constância e invariabilidade da média, variância e covariâncias, respectivamente.

3.2 IDENTIFICAÇÃO DE MODELOS ARIMA

Como alternativa ao processo tradicional de identificação dos modelos (Box e Jenkins (1976), Ansley e Newbold (1980)), através das autocorrelações e autocorrelações parciais, foram adotados os critérios *AIC/BIC*. Pois, além de serem estatísticas confiáveis, podem ser automatizadas na rotina computacional (Newbold (1983)), apesar de Cleveland (1972) ter proposto uma análise do inverso da autocorrelação como mecanismo de ajuste, mas que, no entanto, ainda não tem algoritmos otimizáveis. Assim, os modelos escolhidos foram os de ordem k e l que minimizaram o *AIC/BIC*.

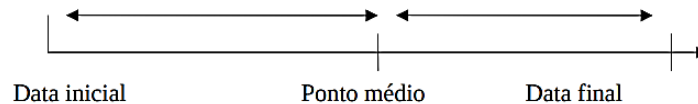
3.3 ESTIMAÇÃO DOS MODELOS ARIMA

A estimação dos modelos ARIMA, ARCH/GARCH e foi feita por máxima verossimilhança, utilizada em Ansley e Newbold (1980, 1981), Brooks et al.(2005), Hillmer e Tiao (1979), ao invés da tradicional estimação por mínimos quadrados ordinários. Este tipo de estimação apodera-se de dois procedimentos para a estimação da equação, um condicional e outro incondicional, onde os

valores iniciais são estimados por *backforecasting* (otimizados pelo melhor ajuste futuro). Pois os resultados se mostram mais robustos e confiáveis, além de fornecerem os melhores estimadores não viesados.⁴

3.4 OS MODELOS DE PREVISÃO

Os modelos de previsão foram estimados em uma janela de tempo e avaliados no período seguinte, conforme a figura a seguir:



O método de estimação e avaliação dos modelos foi feito na janela de metade da série (sendo sempre maior do que um ano, esta escolha do período maior do que um ano foi tomada levando-se em consideração a existência do efeito sazonalidade e do efeito momento (Daniel e Titman (1997) e Jegadeesh e Titman (2002))). Assim, enquanto a rotina escolhe os melhores modelos, automaticamente estará fazendo os cálculos de previsões para os preços futuros para a outra metade à frente. Os períodos a serem avaliados foram diários. E as equações de previsão foram obtidas com a seguinte equação:

$$f_{t,s} = \mu + \sum_{i=1}^p \varphi_i f_{t,s-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j u_{t+s-j} \quad (8)$$

Onde

$$f_{t,s} = y_{t,s}, s \leq 0; u_{t+s} = 0, s > 0; u_{t+s} = 0, s \leq 0$$

A equação acima representa a junção do modelo de previsão para médias móveis, abaixo especificados,

$$\begin{aligned} f_{t,1} &= E(y_{t+1}/t) = E(\mu + \theta_1 u_t + \theta_2 u_{t-1} + \theta_3 u_{t-2} + u_{t+1}) \\ f_{t,1} &= E(y_{t+1}/t) = \mu + \theta_1 u_t + \theta_2 u_{t-1} + \theta_3 u_{t-2} \\ f_{t,2} &= E(y_{t+2}/t) = \mu + \theta_2 u_t + \theta_3 u_{t-1} \\ f_{t,3} &= E(y_{t+3}/t) = \mu + \theta_3 u_t \\ f_{t,4} &= E(y_{t+4}/t) = \mu \\ f_{t,s} &= E(y_{t+s}/t) = \mu \forall s \geq 4 \end{aligned} \quad (9)$$

⁴Ansley e Newbold (1980, 1981)

com o modelo de previsão auto-regressivo, abaixo especificado:

$$\begin{aligned}
 f_{t,1} &= E(y_{t+1}/t) = E(\mu + \theta_1 u_t + \theta_2 u_{t-1} + \theta_3 u_{t-2} + u_{t+1}) \\
 f_{t,1} &= E(y_{t+1}/t) = \mu + \theta_1 u_t + \theta_2 u_{t-1} + \theta_3 u_{t-2} \\
 f_{t,2} &= E(y_{t+2}/t) = \mu + \theta_2 u_t + \theta_3 u_{t-1} \\
 f_{t,3} &= E(y_{t+3}/t) = \mu + \theta_3 u_t \\
 f_{t,4} &= E(y_{t+4}/t) = \mu \\
 f_{t,s} &= E(y_{t+s}/t) = \mu \forall s \geq 4
 \end{aligned} \tag{10}$$

onde é a média condicional dos preços a serem estimados com base nas séries históricas.

3.5 OS MODELOS ARCH/GARCH

Estes modelos foram apresentados na seção 2, nesta seção, portanto, serão apresentados os processos de estimação, ajuste e o desenvolvimento das previsões. O primeiro teste que deve ser feito para detectar a possibilidade do uso de modelos ARCH/GARCH são as estatísticas utilizadas para testar a não linearidade das séries.

Entre as estatísticas mais conhecidas se encontram o teste de Ransey (1969), o teste BDS (Brock, Dechert, Scheinkman e LeBaron (1996)), o teste bi espectral de Hinich (1982), o teste ARCH-LM (Multiplicador de Lagrange) de Engle (1982), entre outros.

Assim, levando-se em consideração a necessidade do teste da presença de heterocedasticidade condicional, e que o teste ARCH-LM é amplamente utilizado e robusto, e também por ser disponível nos softwares estatísticos, optou-se pelo uso desta estatística.

A estimação dos parâmetros foi feita pelo método de máxima verossimilhança, e otimizados pelo algoritmo de Gauss-Newton/BHHH (Berndt, Hall, Hall e Hausman) disponibilizado nas rotinas do Matlab.

Para estes modelos os valores contemporâneos da variância foram obtidos e condicionados aos dados passados ($\text{var}(y_t/y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = \text{var}(u_t/u_{t-1}, u_{t-2}, \dots)$). Foi necessário considerar, neste caso, que para a formação das equações de previsão $E(u_{t+1}^2/\Omega_t) = \sigma_{T+1}^2$, sendo $E(u_{t+1}^2/\Omega_t)$ o valor esperado para o termo estocástico de erro e Ω_t é toda a informação disponível e conhecida no tempo t . Por derivação, a previsão para 1, 2, 3, ..., +∞ foi estimada da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
\sigma_{1,T}^{f^2} &= \alpha_0 + \alpha_1 u_{T^2} + \beta \sigma_T^2 \\
\sigma_{2,T}^{f^2} &= \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta) \sigma_{1,T}^{f^2} \\
\sigma_{3,T}^{f^2} &= \alpha_0 + \alpha_0 (\alpha_1 + \beta) + (\alpha_1 + \beta)^2 \sigma_{1,T}^{f^2} \\
\sigma_{s,T}^{f^2} &= \alpha_0 \sum_{i=1}^{s-1} (\alpha_1 + \beta)^{i-1} + (\alpha_1 + \beta)^{s-1} \sigma_{1,T}^{f^2}
\end{aligned} \tag{11}$$

Para os modelos ARIMA/GARCH as seguintes ordens de compra/venda foram adotadas e consideradas como o comportamento racional de compra:

- 1.C=[E(Prev1>Ret;Prev1_(t-1)<Ret_(t-1));
- 3.C=[E(Prev3>Ret;Prev3_(t-1)<Ret_(t-1));
- 2.C=[E(Prev2>Rets;Prev2_(t-1)<Ret_(t-1));
- 4.C=[E(Prev4>Rets;Prev4_(t-1)<Rets_(t-1));
- 5.C=[E(Prev5>Ret;Prev5_(t-1)<Ret_(t-1));
- 6.C=[E(Prev6>Rets;Prev6_(t-1)<Rets_(t-1));
- 7.C=[E(Prev7>Ret;Prev7_(t-1)<Ret_(t-1));
- 8.C=[E(Prev8>Rets;Prev8_(t-1)<Rets_(t-1));
- 9.C=[E(Prev9>Ret;Prev9_(t-1)<Ret_(t-1));
- 10.C=[E(Prev10>Rets;Prev10_(t-1)<Ret_(t-1));
- 11.C=[E(Prev1>Ret;Prev1_(t-1)<Ret_(t-1);Prev2>Ret];
- 12.C=[E(Prev1>Rets;Prev1_(t-1)<Rets_(t-1);Prev2>Rets;Prev3>Ret];
- 13.C=[E(Prev1>Rets;Prev1_(t-1)<Rets_(t-1);Prev2>Rets;Prev3>Rets;Prev4>Ret];
- 14.C=[E(Prev1>Rets;Prev1_(t-1)<Rets_(t-1);Prev2>Rets;Prev3>Rets;Prev4>Ret;Prev5>Rets];
- 15.C=[E(Prev1>Rets;Prev1_(t-1)<Rets_(t-1);Prev2>Rets;Prev3_(t-1)<Rets_(t-1)];
- 16.C=[E(Prev1>Rets;Prev1_(t-1)<Rets_(t-1);Prev2>Rets;Prev3>Ret;Prev4<Rets];
- 17.C=[E(Prev1>Rets;Prev1_(t-1)<Rets_(t-1);Prev2>Rets;Prev3_(t-1)<Rets_(t-1);Prev4<Rets];
- 18.C=[E(Prev1>Rets;Prev1_(t-1)<Rets_(t-1);Prev2>Rets;Prev3_(t-1)<Rets_(t-1);Prev4<Rets;Prev5<Rets];

Onde C representa a ordem de compra, $Prev_j$, com $j = [1, 2, \dots, 10]$, representa a previsão dos retornos j passos à frente, $Rets_{t-n}$, com $t = [1, 2, \dots, n]$ onde t é o tempo, representa os retornos da *série original* e E é um operador lógico que indica que as n condições devem ser satisfeitas para que a ordem de compra seja disparada. As ordens de venda foram executadas quando as condições de compra não foram satisfeitas. As combinações somaram 18 tipos de diferentes ordens de compra e 18 de venda, totalizando 36 combinações para o disparo das ordens.

Como exemplo, o comportamento $1.C=[E(\text{Prev}1>\text{Ret};\text{Prev}1_{(t-1)}<\text{Ret}_{(t-1)})]$ é traduzido da seguinte forma, para a linguagem de operações: o software irá comprar ações da empresa quando a previsão um passo a frente for maior do que o preço de hoje considerando ainda a necessidade de que o preço de ontem seja maior do que a previsão para o preço de ontem.

Vale lembrar que, para todas as estratégias, o comportamento racional de compra e venda assumiu uma estratégia do tipo *buy and hold* até que a figuração do comportamento se descaracterizou, nesta hora, o software disparou a ordem de venda.

3.6 AMOSTRA

A amostra foi composta pelas séries de preços e índices financeiros das empresas componentes do índice Bovespa, carteira teórica referente aos meses de Set./Dez de 2009, e do índice FGV-100, carteira teórica referente ao ano 2009 (05/10/2009), perfazendo um total de 129 empresas. Na tabela abaixo são discriminadas as empresas componentes da amostra.

Tabela 1: Empresas componentes da amostra

Código								
AVIL3	AGRO3	CYRE3	FJTA4	LIGT3	ODPV3	SDIA4	TCSL4	WEGE3
GETI4	BRKM5	DASA3	FFTL4	RENT3	OHLB3	SMT03	TOTS3	
ALLL11	BRFS3	DROG3	GFGA3	LOGN3	PCAR5	SATI3	TBLE3	
ALPA4	BISA3	DURA4	GGBR4	LAME4	PDGR3	CSNA3	TRPL4	
AMBV4	CCRO3	ELET3	GOAU4	LREN3	PRGA4	SLCE3	TRIS3	
ABNB3	CLSC6	ELET6	GOLL4	MDIA3	PRGA3	CRUZ3	UGPA4	
AMIL3	CMIG4	ELPL6	CGRA3	MAGS5+MAGG3	PETR3	SUZB5	UNIP6	
ARCZ6	CESP6	EMBR3	GRND3	POMO4	PETR4	TAMM4	UOLL4	
BTOW3	COCE5	ENBR3	GUAR3	MRFG3	PLAS3	TGMA3	USIM5	
BVMF3	CGAS5	ENGI4	GVTT3	MMXM3	POSI3	TNLP3	USIM3	
BBRK3	CNFB4	EQTL11+EQTL3	IGTA3	MPXE3	PRVI3	TNLP4	VCPA4	
BBDC4	CPLE6	ESTC11+ESTC3	ROMI3	MRVE3	RAPT4	TMAR5	VALE5	
BRAP4	CSAN3	ETER3	ITSA4	MULT3	RDCD3	TLPP4	VALE3	
BBAS3	CPFE3	EZTC3	JBSS3	NATU3	RDNI3	TEMP3	VIVO4	
B RTP4	CSNA3	FHER3	JHSF3	NETC4	RSID3	TEND3	VCPA4+VCPA3	
BRTO4	CCPR3	FESA4	KLBN4	BNCA3	SBSP3	TCSL3	VCPA4+FIBR3	

Fonte: Site Bovespa. Disponível em < <http://www.bovespa.com.br/Principal.asp> > e FGV <<http://www2.fgv.br/dgd/asp/index.asp>>. Acessados em 05/10/2009 às 15h30min.

Os cálculos foram realizados com base de dados diária. A base de dados utilizada compreendeu o período de 03/01/00 até 30/09/09 num total de 2338 dias, aproximadamente.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção serão apresentados os principais resultados encontrados pelos softwares na previsão dos modelos e pelas estratégias de compra e venda adotados como comportamento racional do investidor.

Os resultados apresentados nesta seção tratam-se de resumos dos melhores e piores resultados obtidos para as empresas da amostra. Os resultados completos para todas as empresas e para todas as estatísticas que aqui não se exprimem encontram-se em Pietro Neto (2010).

Para a análise de lucros deve-se ter em mente um investimento aleatório feito no índice Ibovespa, para isto foram calculados os rendimentos de \$100 aplicados para todo o período e de forma anual, conforme a tabela abaixo:

Tabela 2: Rendimentos Ibovespa

RENDIMENTOS IBOVESPA				
data inicial	data final	investimento Inicial R\$	investimento final R\$ (log retomo)	Investimento final R\$ (juro bancário)
03/01/00	30/09/09	100	165,481817	192,4792509
03/01/00	02/01/01	100	84,80293551	85,90134968
02/01/01	02/01/02	100	81,0796777	82,76182985
02/01/02	02/01/03	100	69,78011098	73,91910324
02/01/03	02/01/04	100	157,5865853	177,8669927
02/01/04	03/01/05	100	108,4536488	108,821255
03/01/05	02/01/06	100	117,8173819	119,5033022
02/01/06	02/01/07	100	127,9660108	132,2680167
02/01/07	02/01/08	100	129,3921091	134,1678029
02/01/08	30/09/09	100	88,60335742	89,22879133
03/01/05	30/09/09	100	172,232508	205,9215489

Para o cálculo dos rendimentos foi utilizada duas metodologias: a primeira através do cálculo do lucro por log-retornos, onde o investimento final é obtido através da equação $=inv.inicial*(1+LN(\frac{ibov_{df}}{ibov_{di}}))$ onde df e di são os pontos do Ibovespa na data final e na data inicial. O investimento final para o juro bancário ou juros compostos foi obtido com a seguinte expressão $=inv.inicial*\exp(LN(\frac{ibov_{df}}{ibov_{di}}))$.

Foram estimados o número de vezes em que os comportamentos racionais de compra foram melhores ou piores sucedidos para a obtenção de erros padrões e absolutos mínimos e máximos. Para os modelos ARIMA o destaque se dá nos modelos 7, 3 e 8 quando foi considerado o MSE, com 18 e 17 vezes para as 129 empresas entre os de melhor ajuste. Por outro lado, quando se considera o MAE os melhores desempenhos são encontrados para os modelos 14, 17 e 11,18.

Os modelos menos ajustados, considerando o erro quadrado foram os 9, 1 e 5 já para o erro absoluto médio os modelos menos ajustados foram os de numeração 19, 20 e 11. Pode-se concluir que o modelo 11 possui grande discrepância na obtenção de resultados favoráveis ou desfavoráveis, pois aparecem entre os mais ajustados para algumas séries e também como menos ajustados para outras séries.

Este comportamento observado pode ser proveniente da técnica utilizada de “*bootstrapping*” que visa um componente aleatório no comportamento para a obtenção de lucros ou prejuízos. Já para os outros modelos, observa-se consistência na obtenção de ajustes bons ou ruins como forma generalizada de adoção para comportamentos automáticos no disparo de ordens.

Vale ressaltar ainda que os modelos ARIMA obtiveram os piores ajustes em relação aos ARCH/GARCH, pois obtiveram uma grande maioria dos modelos com máximos gerais, portanto, menos ajustados nas equações de previsão.

Tabela 3: Número de vezes em que os modelos de comportamento de compra se destacam - ARIMA

Modelo	ARIMA							
	MSE			MAE			SUPER	
	MÍNIMO	MÁXIMO		MÍNIMO	MÁXIMO		MÍNIMO	MÁXIMO
1	11	0		17	0		1	0
2	15	0		12	0		6	0
3	17	0		10	0		4	0
4	11	0		12	0		3	0
5	10	0		13	0		3	0
6	9	0		10	0		1	0
7	18	0		11	0		2	0
8	17	0		7	0		5	0
9	7	0		22	0		2	0
10	14	0		15	0		5	0
11	0	16		0	16		0	11
12	0	12		0	10		0	6
13	0	8		0	9		0	6
14	0	20		0	14		0	5
15	0	7		0	14		0	11
16	0	9		0	11		0	6
17	0	19		0	11		0	8
18	0	16		0	6		0	2
19	0	10		0	21		0	14
20	0	12		0	17		0	12

Na tabela acima a coluna **modelo** é interpretada da seguinte forma: de 1 a 10 tem-se os MSE mínimos para os resultados das previsões de 1-10 passos à frente. Já para o MAE deve se considerar, na coluna **modelo**, os números entre 11-20, sendo 11 equivalente a 1 passo a frente, 12 equivalente a 2 passos a frente e assim por diante. Logo, para o modelo 7, por exemplo, tem-se que é a previsão de 7 dias à frente onde os modelos ARIMA encontraram os melhores ajustes para as séries da amostra.

Para a coluna SUPER mínimo, veja a linha 1 da tabela, onde consta o valor 1, deve ser lida como, o modelo ARIMA, considerando o MSE para a previsão 1 passo a frente foi o melhor ajustado em apenas 1 empresa da amostra. Por outro lado, veja a Tabela 4 onde o SUPER mínimo = 32, deve ser lida como, os modelos ARCH/GARCH obtiveram os menores MSE para as previsões 1 passo a frente em 32 empresas da amostra. Neste caso, a uma predominância absoluta para os modelos ARCH/GARCH quando comparados aos ARIMA.

Para os modelos ARCH/GARCH o desempenho do comportamento racional se mostrou mais suave, pois os mais e menos ajustados se concentraram em modelos vizinhos, portanto, com comportamentos de compra/venda e previsões mais próximas. Os modelos mais ajustados, considerando o erro quadrado absoluto, foram os intitulados de 1,3 e 2, quase que em ordem, da mesma forma que se observou quando considerado o erro absoluto médio com os modelos 11,13, e 12.

Comportamento semelhante foi observado para os modelos menos ajustados, os que obtiveram erros máximos, com 32,19 e 12 vezes para a aparição dos modelos 9, 10 e 8. Quando observados via erro absoluto médio os modelos de menores ajustes foram os enumerados de 19, 20 e 11.

Vale ressaltar que os mínimos gerais entre modelos ARIMA-ARCH/GARCH em sua grande maioria foram concebidos pelos modelos ARCH/GARCH, com destaque para as previsões 1,3 e 2 passos a frente com 32, 23 e 14 aparições gerais. Estes dados comprovam uma superioridade geral para os modelos ARCH/GARCH no ajuste de séries de previsões com até 10 passos à frente, considerando as séries testadas. A exceção aqui é do modelo 11 com 14 aparições para os modelos menos ajustados que, no entanto, também possui um número alto de menores ajustes para os modelos ARIMA.

Os valores podem ser observados na tabela abaixo:

Tabela 4: Número de vezes em que os modelos de comportamento de compra se destacam - ARCH

Modelo	ARCH							
	MSE			MAE			SUPER	
	MÍNIMO			MÁXIMO			MÍNIMO	MÁXIMO
1	37	0		10	0		32	0
2	19	0		8	0		14	2
3	26	0		7	0		23	1
4	9	0		7	0		6	0
5	4	0		11	0		3	0
6	5	0		10	0		2	1
7	13	0		13	0		12	1
8	5	0		12	0		2	3
9	5	0		32	0		1	2
10	6	0		19	0		2	3
11	0	38		0	20		0	14

BTOW3	141	114,87	18	11
TRPL4	123	114,82	18	32
BRTO4	123	114,81	17	46
POMO4	111,112,114,121,141	114,18	18,18,18,18,18	24,24,22,24,22
TNLP3	142	114,08	18	87

Para os modelos ARCH/GARCH os resultados não se mostraram promissores quando acoplados ao comportamento racional de compra e venda. Este dado contrasta com o ajuste dos modelos, pois esta categoria de modelos foi a que obteve os melhores ajustes nas séries estimadas. Com relação ao lucro, estes modelos se mostraram bastante inferiores em relação aos modelos ARIMA. O destaque aqui cabe também aos comportamentos racionais numerados como 17 e 18 que também possuíram os melhores desempenhos.

Nos modelos ARCH/GARCH não foi possível notar a relação maior lucro maior complexidade dos modelos, como a observada nos modelos ARIMA. Neste caso, houve uma mistura entre modelos com maiores e menores complexidades, ou de maior/menores *lags*.

Quanto ao número de ordens também foi observado que este foi relativamente baixo quando se considera o horizonte de 5 anos, pois em média observa-se um padrão próximo a 20 ordens para todas as séries testadas, o que, resumidamente, daria 4 ordens por série para cada ano testado.

Na tabela abaixo a coluna ARCH/GARCH apresenta os modelos com melhor desempenho o número 14 deve ser lido como GARCH (1,4), coluna MOD apresenta o número do comportamento racional com melhor desempenho, como exemplo, o número 18 representa o comportamento racional $18.C=[E(\text{Prev}1 > \text{Rets}; \text{Prev}1_{(t-1)} < \text{Rets}_{(t-1)}; \text{Prev}2 > \text{Rets}; \text{Prev}3_{(t-1)} < \text{Rets}_{(t-1)}; \text{Prev}4 < \text{Rets}; \text{Prev}5 < \text{Rets}]$. Este comportamento, traduzido para a linguagem de operações, deve ser lido como: a previsão de 1 e 2 passos a frente deve ser maior do que o preço de hoje e a previsão de 3, 4 e 5 passos à frente devem indicar baixa no preço do ativo.

Tabela 6: Lucro máximo/número de ordens - ARCH

	LUCROS ARCH/GARCH			
	ARCH/GARCH	MAX	MOD	Nº ORDENS
USIM5	14,24,34,44	120,02	18,18,18,18	23,23,23,23
CMIG4	12,22,32	111,80	17,17,17	46,46,46
TRPL4	11,12,13,21,22,23,31,32,33,34,41,42,43,44	110,98	18,18,18,18,18,18,18,18,18,18,18,18,18,18,18,18	19,20,20,19,20,20,19,20,20,20,19,20,20,19,20,19,20
BBAS3	34,44	110,70	18,18	19,19
UNIP6	34,44	110,39	18,18	30,30
AVIL3	11,12,13,14,42	110,18	18,18,18,18,18	25,25,19,25,25
BRKM5	12,22,32	109,95	18,18,18	20,20,20
LAME4	14,24	109,90	18,18	27,28
RENT3	21,22,31,32,41,42	109,56	18,18,18,18,18,18	9,8,9,8,9,8
CSNA3	44	109,09	17	30
PETR3	14,24,34,44	108,57	17,17,17,17	33,33,33,33
ENBR3	22,23,24,32,33,42,43,44	108,34	17,17,17,17,17,17,17,17,17	21,21,21,21,21,21,19,21

BRAP4	11,12,13,14,21,22,23,24, 31,32,33,34,41,42,43,44	108,31	18,18,18,18,18,18,18,18, ,18,18,18,18,18,18,18	24,24,24,24,24,24,24,24, ,24,24,24,23,23,24,24
CRUZ3	11,12,13,14,21,22,23,24, 31,32,33,34,41,42,43,44	107,99	18,18,18,18,18,18,18,18, ,18,18,18,18,18,18,18	17,17,16,16,17,16,16,16, ,16,16,16,16,16,17,16
USIM3	42,44	107,81	18,18	14,14

Quando foi analisado o lucro mínimo os resultados mostraram perdas mais significativas do que a magnitude dos maiores lucros. Na tabela abaixo podemos notar que a redução de capital chega, nas 15 menores observações, a quase 100% sobre o capital inicial investido enquanto que nos maiores lucros, para ambos os modelos, se concentrou próximo a 15% de ganhos.

Nesta tabela outras três informações são importantes: a primeira é a de que nos 15 menores lucros analisados, com exceção da SDIA4, todos os modelos envolvidos possuíram ordens altas, ou seja, a maioria absoluta foi observada em modelos complexos e com grandes *lags* de defasagem.

A segunda é a de que os modelos com piores desempenhos se concentraram ao redor do modelo de comportamento enumerado de 11, o que revelaria certa aversão a este comportamento adotado e seus similares.

A terceira é a de que, para estes modelos ARIMA, o número de ordens foi extremamente elevado, pois um número médio observado se concentra a próximos 400 disparos para o horizonte de 5 anos, o que equivaleria, em média, a aproximadamente 80 ordens anuais.

Em termos práticos este número de ordens deve ser descontado do lucro mínimo, tendo em vista que do lucro auferido não foram descontados os custos transacionais. Neste sentido, o lucro mínimo auferido deveria ser zero muito antes de chegar às alíquotas de lucros encontradas na tabela abaixo. Na coluna ARIMA linha 1 onde se encontra o número 131, lê-se ARIMA (3,1), esta regra vale para todos os modelos ARIMA, sendo que o 1º algarismo, 1, deve ser descartado.

Tabela 7: Lucro mínimo/número de ordens – ARIMA

	LUCROS ARIMA			
	ARIMA	MIN	MOD	Nº ORDENS
TAMM4	131	0,2379917	11	195
LREN3	121	0,5213066	11	257
RSID3	134	0,5309849	4	523
TCSL3	134	0,5919695	2	584
CSNA3	143	0,9278927	11	350
FJTA4	133	0,9373964	11	361
GGBR4	134	1,1230028	8	578
DURA4	143	1,1973074	11	398
VALE3	144	1,3665041	11	381
USIM3	133	1,4130857	11	416
LIGT3	144	1,4729395	6	549
TNLP3	133	1,6985843	9	551
PRGA3	132	1,6986359	10	452
VIVO4	142	1,7562575	5	541

Para os modelos ARCH/GARCH a queda obtida também foi consideravelmente grande. Na análise dos quinze menores lucros as perdas estimadas foram da ordem, aproximada, de todo capital investido. Deve ser observado, também, que os modelos de maiores ordens não foram responsáveis pelos menores lucros, como foi visto nos modelos ARIMA.

Os modelos que recebem destaque são os modelos ao redor do comportamento numerado como 11 sendo de maior frequência entre os de menor lucro. Estes comportamentos também foram os que produziram os menores lucros para os modelos ARIMA, portanto, devem ser evitados para rotinas automatizadas no disparo de ordens.

Quanto ao número de ordens, os modelos ARCH/GARCH também obtiveram excessivos disparos para os ativos tabelados abaixo. A exemplo dos modelos ARIMA, a concentração alta de ordens produziu lucros menores. Uma média aproximada para a tabela abaixo se concentra ao redor de 500 ordens para um horizonte médio de 5 anos, o que produziria cerca de 100 ordens anuais para cada série.

Neste caso, também devem ser considerados que cada ordem produz custos de corretagem e que em grandes quantidades podem inviabilizar a utilização destes modelos para sistemas autônomos.

Tabela 8: Lucro mínimo/número de ordens – ARCH/GARCH

	LUCROS ARCH/GARCH			
	ARCH/GARCH	MIN	MOD	Nº ORDENS
RSID3	23,31,32,33,41,42,43	0,310	7	528,528,528,528,528,528,528
TCSL3	23,24	0,804	2	588,588
TAMM4	23	0,809	7	456
FJTA4	11,21,31	0,895	2	571,571,569
LREN3	31,33	1,318	8	418,418
USIM3	11	1,403	11	408
DURA4	23,33,43	1,481	11	386,386,386
VIVO4	11,21	1,508	5	536,536
VALE3	41,42,43,44	1,533	11	382,382,382,382
PRGA3	11,13,14,21,22,23,24,32,33,34,41,42,43,44	1,544	9	420,420,420,420,420,422,420,422,422,420,420,420
ELET3	14,24,34	1,600	7	585,585,585
SDIA4	12,13,14,22,23,24,32,33,34,42,43,44	1,770	11	414,415,415,414,415,415,414,415,415,414,415,415,414,415
GGBR4	11,12	1,784	9	532,532
NETC4	14	1,822	4	560
GOAU4	11,21,31,41	1,840	11	358,358,358,358

Para os lucros máximos um dos comportamentos com melhor desempenho, tanto para modelos ARIMA quanto para modelos ARCH/GARCH, foram os numerados de 18 e 17, já os modelos que produziram os menores lucros, também para ambos os modelos, são os enumerados ao redor do modelo 11. Estes padrões sinalizam que nos dois casos novos comportamentos similares devem ser testados, ou evitados.

Para os testes de presença de raiz unitária nas séries da amostra foram aplicados os testes de Phillips-Perron e Dickey e Fuller. A tabela abaixo mostra os valores para o teste de Phillips-Perron com a hipótese nula (verdadeiro/falso) com 4 lags de defasagem para o número de autocovariâncias a serem incluídas na estimação assintótica do teste de Newey-West na correção da correlação serial, com nível de significância de 5%, conforme rotina do Matlab.

Para a hipótese verdadeira o teste indica que a série testada não possui raiz unitária, para $H = \text{FALSO}$, o teste indica presença de raiz unitária. Nestes casos, o valor mostrado é um número médio entre todos os valores para os modelos de ordem p e q com p e $q = 1, 2, 3$ ou 4 .

Na tabela abaixo se pode notar que para os primeiros maiores valores da estatística T_{stat} a hipótese $H = \text{FALSO}$ mostra que há presença de raiz unitária nas séries. Os valores da estatística T_{stat} se mostram bastantes superiores aos valores críticos para a rejeição da hipótese nula. Nesta tabela são mostrados os valores para toda série testada em nível.

Tabela 9: Phillips-Perron teste de raiz unitária máximo/mínimo – presença de mudança estrutural toda série

Phillips-Perron									
máximo					mínimo				
	H	p-value	Tstat	Cvalue		H	p-value	Tstat	Cvalue
IGTA3	F	0,9987188	0,364152	-3,4178	UOLL4	V	0,003456	-4,3480	-3,41522
EZTC3	F	0,9976285	0,232295	-3,4186	CSAN3	V	0,015043	-3,8399	-3,41505
MPXE3	F	0,9957728	0,007055	-3,4211	BRTP4	V	0,016499	-3,8104	-3,41417
SATI3	F	0,995177	-0,065557	-3,4192	ELET6	V	0,021818	-3,7162	-3,41417
TGMA3	F	0,9946727	-0,102653	-3,4187	RDCD3	V	0,027513	-3,6413	-3,41883
MULT3	F	0,9908188	-0,280149	-3,41892	CRUZ3	V	0,035785	-3,5399	-3,41417
BISA3	F	0,9905887	-0,292145	-3,41714	ELET3	V	0,037043	-3,527	-3,41417
MDIA3	F	0,9902898	-0,305947	-3,41710	AGRO3	F	0,058032	-3,3582	-3,41601
GUAR3	F	0,9809302	-0,551983	-3,4141	TNLP4	F	0,071602	-3,2709	-3,41417
TEND3	F	0,9796035	-0,574607	-3,419	TNLP4	F	0,07917	-3,2290	-3,41417
TRIS3	F	0,977376	-0,612521	-3,419	ENBR3	F	0,104162	-3,1116	-3,41449
ALPA4	F	0,9711416	-0,711386	-3,4141	CMIG4	F	0,111867	-3,0804	-3,41417
BBRK3	F	0,9703374	-0,719725	-3,420	TBLE3	F	0,132404	-3,0018	-3,41417
TAMM4	F	0,9659563	-0,777555	-3,4141	BVMF3	F	0,18556	-2,837	-3,42781
DROG3	F	0,9604124	-0,838597	-3,4141	UGPA4	F	0,184204	-2,837	-3,41417

Já para os valores mínimos do teste, constata-se a presença de algumas séries onde não foi encontrada a presença de raiz unitária, mesmo com as séries estando em nível. Vale ressaltar que se considerarmos o universo de empresas testadas, aproximadamente 130 empresas, o número de séries que não apresenta raiz unitária é insignificante.

Neste sentido, para as empresas brasileiras a integração das séries em sua grande maioria será necessária para eliminar distorções nos processos de estimação de modelos econométricos.

Nas séries de estimação dos modelos, onde as séries foram transformadas em retornos logarítmicos, o teste de Phillips-Perron também foi aplicado. Como era de se esperar, a ausência de raiz unitária foi detectada para todas as séries da amostra testada.

Neste sentido, assegurou-se que o processo de estimação dos modelos ARIMA/GARCH fosse realizado sobre séries sem mudanças bruscas de padrões estruturais eliminando-se o problema da não estacionariedade das séries, da estimação de regressões espúrias e assegurando que as razões ou valores das estatísticas t seguiriam uma distribuição- t e das estatísticas F seguiriam suas distribuições da estatística- F .

Desta forma, as mudanças ou choques inesperados foram contidos nos intervalos das distribuições de cada série se aproximando do padrão esperado para as séries com média, variância e autocovariâncias constantes. Os resultados da estatística são apresentados na tabela abaixo:

Tabela 10: Phillips-Perron teste de raiz unitária máximo/mínimo – presença de mudança estrutural pré-teste

Phillips-Perron									
máximos					mínimos				
	H	p-value	Tstat	Cvalue		H	p-value	Tstat	Cvalue
BVMF3	VERD	65535	-10,2433	-3,4443	ABNB3	VERD	65535	-40,55357	-3,4158
TEND3	VERD	65535	-12,09897	-3,4307	RAPT4	VERD	65535	-38,68592	-3,4145
TEMP3	VERD	65535	-12,31355	-3,4325	GUAR3	VERD	65535	-38,0451	-3,4145
EZTC3	VERD	65535	-12,78118	-3,4275	POMO4	VERD	65535	-36,46143	-3,4145
SATI3	VERD	65535	-12,96409	-3,4301	FESA4	VERD	65535	-35,37178	-3,4145
ESTC11+ESTC3	VERD	65535	-13,10301	-3,4285	AVIL3	VERD	65535	-35,33573	-3,4144
MPXE3	VERD	65535	-13,19054	-3,4324	USIM3	VERD	65535	-35,26747	-3,4145
BTOW3	VERD	65535	-13,33674	-3,4289	RSID3	VERD	65535	-35,07373	-3,4145
PRVI3	VERD	65535	-13,65708	-3,4285	ALPA4	VERD	65535	-35,01301	-3,4145
TGMA3	VERD	65535	-13,69454	-3,4277	GETI4	VERD	65535	-34,99429	-3,4145
MULT3	VERD	65535	-13,87184	-3,4285	FJTA4	VERD	65535	-34,95388	-3,4145
BBRK3	VERD	65535	-13,93182	-3,4311	PRGA3	VERD	65535	-34,79966	-3,4145
TRIS3	VERD	65535	-14,2674	-3,4307	PRGA3	VERD	65535	-34,79919	-3,4145
MRVE3	VERD	65535	-14,42589	-3,4283	COCE5	VERD	65535	-34,49724	-3,4145
FHER3	VERD	65535	-14,55482	-3,4257	WEGE3	VERD	65535	-34,13279	-3,4145

Para os valores mínimos da estatística todos os resultados detectaram valores significativos para a ausência de raiz unitária, ou H=VERD. Vale ressaltar que mesmo as séries que tiveram a ausência detectada nos testes para toda a série sofreram transformação para séries de retornos e sofreram uma nova aplicação do teste de raiz unitária.

Para as séries menos ajustadas todos os modelos de ordem (p/q) com até quatro lags de defasagem se mostraram eficientes.

Como se pode observar, para os máximos valores da estatística, nenhum modelo com até 4 lags de defasagem apresentou raiz unitária, neste sentido, mesmo com a formulação de rotinas automatizadas para a maioria absoluta das séries não seriam necessárias transformações para o ajuste dos dados, a estatística $Tstat$ ultrapassa o $Cvalue$ (*critical value*) mostrado logo ao lado indicando a rejeição da hipótese nula de que há presença de raiz unitária. A hipótese H= verdadeiro, neste caso, significa aceitação da hipótese alternativa H_1 = não há raiz unitária. Este teste foi aplicado na série a ser prevista.

Tabela 11: Phillips-Perron teste de raiz unitária máximo/mínimo – presença de mudança estrutural retornos série 2

		Retornos série 2 - previsão máximos			Retornos série 2 - previsão mínimos				
Phillips-Perron									
	H	p-value	Tstat	Cvalue		Corr.	p-value	Tstat	Cvalue
AVIL3	V	65535	-37,08234	- 3,4144477	BVMF3	V	65535	-9,887645	-3,444252
CNFB4	V	65535	-33,789746	- 3,4144589	MPXE3	V	65535	-12,315489	-3,432374
GETI4	V	65535	-33,432488	- 3,4144589	TEND3	V	65535	-12,364603	-3,430714
CGAS5	V	65535	-32,205873	- 3,4144589	FHER3	V	65535	-12,386488	-3,425702
FJTA4	V	65535	-31,920099	- 3,4144589	BTOW3	V	65535	-12,805035	-3,428888
FFTL4	V	65535	-31,85521	- 3,4144589	SLCE3	V	65535	-13,223262	-3,427228
TRPL4	V	65535	-31,850514	- 3,4144589	MULT3	V	65535	-13,614748	-3,428473
AMBEV4	V	65535	-31,720006	- 3,4144589	SATI3	V	65535	-13,660159	-3,43005
ARCZ6	V	65535	-31,720006	- 3,4144589	BBRK3	V	65535	-13,710198	-3,431129
ETER3	V	65535	-31,381433	- 3,4144589	TGMA3	V	65535	-13,718335	-3,427726
UGPA4	V	65535	-31,35345	- 3,4144589	MRVE3	V	65535	-13,901494	-3,428307
SBSP3	V	65535	-31,306489	- 3,4144589	JHSF3	V	65535	-14,302905	-3,425702
TBLE3	V	65535	-31,265124	- 3,4144589	ESTC11	V	65535	-14,389154	-3,428473
TLPP4	V	65535	-31,224061	- 3,4144589	SMTO3	V	65535	-14,635651	-3,425042
CSNA3	V	65535	-31,184319	- 3,4144589	AMIL3	V	65535	-14,673042	-3,431129

Para os valores mínimos desta mesma estatística, não se pode aceitar a hipótese H_0 de que há presença de raiz unitária para qualquer que seja a série testada. Neste sentido, o valor da estatística $Tstat$ sempre ultrapassou o $Cvalue$ (*critical value*) negando a aceitação da hipótese nula de que há presença de raiz unitária. Na tabela abaixo, H= verdadeiro significa aceitação da hipótese alternativa H_1 = não há raiz unitária.

Vale ressaltar que em igualdade de condição, a análise econométrica e fundamentalista se ocuparam de produzir resultados a partir da metade do período analisado, o que não ocorreu na estratégia gráfica, onde foi utilizado todo o período amostral. Na próxima seção foram explorados os resultados na análise gráfica

5 CONCLUSÃO

Este trabalho procurou evidências de performance, da possibilidade de automação empírica e do desenvolvimento de comportamentos racionais de compra/venda modificados para a análise econométrica utilizadas por *traders* ou operadores de mesa de operação/*home broker* para a compra de ativos financeiros na Bovespa.

Para isto, foi executada uma bateria de cálculos estatísticos de validação de parâmetros equacionais e de validação conjunta dos modelos escolhidos para cada categoria de análise. Foram feitas previsões de até 10 passos a frente que serviram de *imput* de dados para a aplicação das estratégias de compra/venda de ações elaboradas como comportamento racional modificado. Os comportamentos racionais de compra/venda possuíam a finalidade única de maximizar a riqueza do investidor no período previsto.

O comportamento do software foi utilizado com o auxílio dos sinais de compra/venda emitidos para cada tipo de equação utilizada neste estudo. Sendo assim, a compra só foi realizada quando o modelo produziu um comportamento indicativo de compra e a venda só foi realizada quando o modelo produziu a condição ideal de venda.

Os parâmetros das equações foram testados e selecionados conforme a estatística t , individualmente, e coletivamente pela estatística F , com a utilização dos critérios AIC/BIC e MSE/MAE para a seleção dos modelos de melhores/piores ajustes. Vale ressaltar que o teste foi realizado para todos os modelos de 1 a 4 defasagens independentemente de serem ajustados ou não.

As séries históricas utilizadas para comporem a amostra possuíam memória longa de dados tendo como data inicial de corte o dia 01/01/2000 e data final o dia 30/09/2009 perfazendo um total de 10 anos, aproximadamente. Nestes termos, o processo de estimação executado foi realizado exatamente na metade do período ou número de dias úteis em que os ativos foram cotados em bolsa compreendidos entre o período inicial e final da amostra.

Se fosse considerada uma abordagem fraca, conforme Fama (1970), de eficiência de mercado, poderia se dizer que os dados carregam um período suficientemente considerável de informações a respeito das firmas. Por outro lado, a utilização de médias móveis rolantes em períodos menores poderia produzir resultados diferentes dos encontrados nesta pesquisa e serve como dica para trabalhos futuros.

Os resultados, em termos de lucros, se mostraram pouco satisfatórios sendo positivos e pouco maiores que o Ibovespa. Para este tipo de análise um dado que chamou a atenção foi o excesso de ordens disparadas, tanto para os modelos que geraram lucros quanto para os que obtiveram prejuízos.

Para trabalhos futuros, recomenda-se, a continuação desta metodologia de trabalho com uma maior exploração de comportamentos racionais modificados de compra/venda de ativos e a utilização de outros modelos para comparação com os de melhores resultados obtidos neste artigo.

Outro ponto que pode ser indicado é o de que sejam construídos modelos conjuntos e lógicos para as outras abordagens, ou seja, a estratégia econométrica só poderia ser utilizada nos casos em que a análise fundamentalista previu melhorias, neste sentido a utilização conjunta de abordagens pode produzir resultados muito superiores aos obtidos aqui.

Neste sentido, este trabalho cumpriu seu objetivo de tentar montar um sistema autônomo para o disparo de ordens de compra/vendas de ações para ser utilizado por analistas com a independência de opiniões e a utilização empírica de equações para a maximização da riqueza do investidor.

REFERÊNCIAS

- AKAIKE, Hirotugu. "A new look at the statistical model identification". IEEE Transactions on Automatic Control 19 (6): 716–723:1974.
- ALMEIDA, F. C.; LIMA, F. G. . Previsão de Séries Temporais Financeiras com o Uso de wavelets. In: Enanpad, 2004, Curitiba. XXVIII EnANPAD, v. 1. p. 262: 2004
- ANSLEY, C.F., NEWBOLD, P. On the bias in estimates of forecast mean squared error. J. Am. Statist. Assoc. 76, 569-578, 1981.
- ANSLEY, C. F., and NEWBOLD, P. Finite Sample Properties of Estimators for Autoregressive-Moving Average Models. Journal of Econometrics, 13, 159-1 83: 1980
- ARAÚJO, D. L., BRESSAN, A. A., GOULART, C. P. Proteção Cambial com Contratos Futuros: uma análise comparativa da efetividade de modelos de hedge. In: XXIX Enanpad, 2005, Brasília-DF. Anais do XXIX Enanpad, 2005. v. Único. p. 1-16.
- ARAÚJO, D. L. ; BRESSAN, A. A. ; BERTUCCI, L. A. Análise do Risco de Mercado do Agronegócio Brasileiro: Um Estudo Comparativo entre os Modelos CAPM e GARCH-M. In: XVIII Enanpad, 2004, Curitiba. Anais do XVIII Enanpad, 2004.
- ARROW, K.J. Rational choice functions and orderings. *Economica* 26, p. 121–127, 1959
- BLAIR, B.J., POON, S.; TAYLOR, S.J. Forecasting S&P 100 volatility: the incremental information content of implied volatilities and high frequency index returns, *Journal of Econometrics* 105, 5-26: 2001
- BERTUCCI, L. A.. Avaliação de modelos de volatilidade condicionada para precificação de opções no mercado de capitais brasileiro. In: Reunião Anual da ANPAD, 1999, Foz do Iguaçu. Anais da XXXIII Reunião da ANPAD: 1999.
- BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1986, pp. 307-327
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. Time series analysis forecasting and control. San Francisco: Holden-Day, 1976. Edição revisada.
- BOX, G. E. P., PIERCE, D. A. Distribution of residual correlations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal of the American Statistical Association*, 65, 1509–1526, 1970.
- BROCK, W., LAKONISHOK, J. e LEBARON, B. Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns, *Journal of Finance*, v.47, no. 5, p., 1992.
- BROOKS, C. and S. TSOLACOS. The Impact of Economic and Financial Factors on UK Property Performance. *Journal of Property Research* 16(2), 139-152: 1999
- BROOKS, Chris, BURKE, Simon, HERAVI, Saeed and PERSAND, Gita, "Autoregressive Conditional Kurtosis" (2005). *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 3, No. 3, pp. 399-421, 2005.

BUTLER, A. W., GRULLON, G., WESTON, J. P. Can managers forecast aggregate market returns? *Journal of Finance* 60, 963–986: 2005

CAPORIN, M., MCALEER, M. Dynamic Asymmetric Garch. *Journal of Financial Econometrics*. Vol. 4, Issue 3, pp. 385-412. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1096979> or DOI: 10.1093/jjfinec/nbj011, 2006.

CLEVELAND, Techno- W. S. The inverse autocorrelations of a time series and their applications. *Econometrics*, 14, 277-298: 1972

CHIMISSO, Sandro Hüttner ; KLOECKNER, G. O. . Negociação orientada à volatilidade de opções sobre taxa de câmbio de reais por dólar comercial. In: EnANPAD - Encontro Nacional da ANPAD, Curitiba. EnANPAD, 2004. v. 27. p. 1-15: 2004

COWLES, A. Can stock market forecasters forecast? *Econometrica*: 1, 1933.

DANIEL, K., TITMAN, S. Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns. *The Journal of Finance*. ed. 52, vol. 1: 1-33, 1997.

DE MEDEIROS, O. R.; MATSUMOTO, A. S. Emissões Públicas de Ações, Volatilidade e Insider Information na BOVESPA. In: EnANPAD, 2004, Curitiba - PR. Anais do XXVIII Encontro Nacional da ANPAD,. v. 1. p. 1-15: 2004

DICKEY, D.A. and W.A. FULLER. “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427–431: 1979

DURBIN J and WATSON G S Testing for serial correlation in least-squares regression. II *Biometrika* 38-159–178: 1951

ENGLE, Robert F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econométrica* vol 50 n° 4 July 1982.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*. 25:383-417, 1970.

Political Economy, Vol. 81, Issue 3, pp. 607-636.

FIGUEIRA, A., LEAL, R. P. C. Mudanças Repentinhas na Volatilidade Condicional e Suas Conseqüências para o Prêmio de Opções. In: ENANPAD, 1998, Foz do Iguaçu. Anais do 22o. ENANPAD, 1998. v. 1.

FLEMING, J. The quality of market volatility forecasts implied by S&P 100 index option prices. *Journal of Empirical Finance*. ed. 5, p. 317–345, 1998.

FONTE NETO, J. W. ; CARMONA, C. U. M. As Finanças Comportamentais e o Mercado Acionário Brasileiro: Evidências do efeito pessimismo em estudos de eventos com regressões EGARCH. In: ENANPAD 2006 -30º Encontro da ANPAD, 2006, Salvador, Bahia.

GALVÃO, A.M.. Análise Intraday do Modelo Black & Sholes pela volatilidade implícita e condicionada Garch para ativos brasileiros. . In: ENANPAD, Anais do 23 EnANPAD:2003

GLOSTEN L., R. Jagannathan, and D. Runkle. (1993). "Relationship Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks." *Journal of Finance* 48, 1779–1801.

HARVEY, C.R., SIDDIQUE, A. Autoregressive conditional skewness. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, pp. 465–487, 1999.

HARVEY, C.R., SIDDIQUE, A. Conditional skewness in asset pricing tests. *Journal of Finance* 55, pp. 1263–1295, 2000.

HILLMER, S. C., and TIAO, G. C. Likelihood Function of Stationary Multiple Autoregressive Moving Average Models. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 652-660: 1979

HINICH, M.J. Testing for Gaussianity and linearity of a stationary time series. *Journal Time Series*. Ed. 3 p. 169–176 1982, 1982.

JEGADEESH, N., TITMAN, S. Cross-sectional and time-series determinants of momentum returns. *Review of Financial Studies* 15, pp. 143–157, 2002.

LJUNG, G. M., BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*. Ed.65, 553–564, 1978.

LUCENA, P.; FIGUEIREDO, A. C. Estudo de Anomalias no Mercado Brasileiro de Ações através de uma Modificação no Modelo de Fama e French. In: XXIX Encontro Nacional da ANPAD, 2005, Brasília. Anais do XXIX ENANPAD, 2005.

MARKOWITZ, H. M. Portfolio Selection. *Journal of Finance*, v. 7, n. 1, 1952

MORETTIN, P. A., TOLOI, Cléia M. Análise de séries temporais. São Paulo: Edgard Blucher, 2004.
NELSON, D.B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." *Econometrica* 59, 347–370.

NEWBOLD . P. "Forecasting with Misspecified Models" (with N. Davies), *Applied Statistics*, 29: 1980

_____. Some Recent Developments in Time Series Analysis. *International Statistical Review*, 49: 1981

_____. ARIMA Model Building and the Time Series Analysis Approach to Forecasting. *Journal of Forecasting*, 2: 1983

OLIVEIRA, M. A.; SIQUEIRA, J. O. Um estudo comparativo quanto à eficiência de previsão de séries temporais utilizando redes neurais artificiais recorrentes (RTRL) e processos ARIMA-GARCH. In: ENANPAD, 2004, Curitiba. Resumo de Trabalhos XXVIII EnANPAD, p. 269-269: 2004

PERLIN, M. S., CERETTA, P. S. On-Linear Modelling In Brazilian Market: Evaluating The Forecasting Performance Of NN Univariate Nearest Neighbor And SNN Simultaneous Nearest Neighbor Forecasting Algorithm. Ed. 56, Vol. 13 n° 2, Mai - Jun de 2007. a

PERLIN, M. S. Modelagem paramétrica e não paramétrica no mercado acionário brasileiro: uma investigação do desempenho de modelos ARIMA&GARCH e do algoritmo NN em estratégias de negociação. Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Escola de Administração. Programa de Pós-Graduação em Administração, Porto Alegre, BR-RS-58 f., 2007. b

PIETRO NETO, José de. Uma Comparação Empírica do Desempenho Preditivo das Análises Fundamentalista, Gráfica e Econométrica no Mercado Acionário Brasileiro. Tese de Doutorado; Universidade de Brasília. Programa de Pós-Graduação em Administração: Brasília, 2010. A ser publicada.

POLITIS, D. N. Model-free versus Model-based Volatility Prediction Journal of Financial Econometrics. 5(3):358-359: 2007

RABEMANANJARA, R., ZAKOIAN, J. M. Threshold ARCH models and asymmetries in volatility. Journal of Applied Econometrics, 8, 31-49, 1993.

RAMSEY, J. B. Tests for specification errors in classical linear least squares regression analysis. Journal of the Royal Statistical Society B, 31:350-71, 1969.

ROSS, S. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. Journal of Economic Theory. 13: 341-360, 1976



SAMUELSON, P. A. Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. Industrial Management Review. Vol. 6, 41-49, 1965.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. Journal of Finance, v.19, n. 3, p. 425-442, 1964.

ZAKOIAN, J. M. Threshold heteroskedasticity models. Journal of Economic Dynamics and Control. Vol. 18: 931-55, 1994.

ANÁLISE FUNDAMENTALISTA E O COMPORTAMENTO RACIONAL DE COMPRA NA BOVESPA

José de Pietro Neto, Otávio Ribeiro de Medeiros, Andrei Giovanni Maia

  10.56238/livrosindi2024123-002

RESUMO

Este artigo objetivou buscar evidências empíricas do desempenho da análise fundamentalista e a presença simulada do comportamento humano na avaliação de ativos, considerando o ajuste e a lucratividade de equações montadas em um sistema autônomo para o disparo de ordens de compra e venda de ações. Foram ajustados modelos considerando os resíduos, a significância dos parâmetros, etc., e a lucratividade quando acoplados a uma rotina modificada do comportamento racional de compra constante em Arrow (1959) que visa o lucro máximo. Foram selecionadas as variáveis independentes mais significativas, via regressão *stepwise*, e testadas 36 combinações diferentes de ordens acopladas ao comportamento racional para cada série. A amostra foi composta das empresas constantes nos índices FGV-100 e Ibovespa totalizando 130 companhias no período de 03/01/2000 até 30/09/2009. Os principais resultados mostram que a liquidez, o LPA e o patrimônio líquido foram as variáveis mais significativas. Foi constatado um excesso de ordens disparadas e a possibilidade de geração de lucros com a análise fundamentalista.

Palavras-chave: Finanças, Análise fundamentalista, Comportamento racional, Bovespa.

1 INTRODUÇÃO

O debate sobre a busca da maximização da riqueza do investidor foi impulsionado no começo da década de 50, com destaque para o trabalho de Harry Markowitz (1952) na gestão de portfólios. Posteriormente, através do modelo CAPM, atribuído a William Sharpe (1964), que veio a ser utilizado como modelo de previsão de retornos dos ativos. Esse modelo, aprimorado, por Ross (1976) gerou a teoria do preço arbitrado (APT). Um dos objetivos da construção destes modelos matemáticos foi o de sugerir valores teóricos das ações que refletiriam a realidade empresarial calcados no desempenho dos preços históricos dos ativos.

Tradicionalmente, três técnicas são conhecidas e utilizadas para avaliar os ativos e fundamentar a emissão de ordens de compra e venda por parte dos investidores. A análise fundamentalista, a econométrica e a gráfica. A *análise fundamentalista* se propõe a realizar uma bateria de cálculos e de interpretações de índices financeiros que traduziriam a saúde financeira de uma empresa e, a partir daí, indicariam as melhores opções de investimentos entre os ativos sujeitos a análise.

Os principais índices utilizados nesse tipo de análise são extraídos das demonstrações financeiras (Balanço Patrimonial, DRE, DLPA, Fluxo de Caixa e valor adicionado). No Brasil as sociedades anônimas são obrigadas a publicar tais demonstrações pelo art. 176 da Lei nº 6.404/76

atualizada pelas Leis nº 10.303/01, 11.638/07 e 11.941/09 e compõem, basicamente, quatro categorias de indicadores: os de liquidez, os de endividamento, os de estrutura e os de rentabilidade, além da utilização direta de contas das demonstrações financeiras.

Assim, a investigação da possibilidade da geração de valor para o acionista a partir da análise fundamental motivou a proposta deste artigo, em que os seguintes questionamentos foram feitos: a análise fundamentalista oferece bons resultados em termos de previsão de preço? A técnica fundamentalista é capaz de maximizar a riqueza do investidor com preferências racionais (\geq)¹?

Considerando os questionamentos levantados, o desenvolvimento desse trabalho justifica-se como ferramenta de auxílio aos investidores para a escolha do tipo de análise a ser utilizada como metodologia de canalização dos recursos a serem investidos no mercado acionário. Este *paper* também tem como finalidade a obtenção de estatísticas de cunho empírico a respeito da eficiência dos modelos de análise conhecidos na avaliação dos ativos da amostra.

Em resumo, o objetivo principal desse estudo foi o de verificar a eficiência da análise fundamentalista com a utilização de regressão múltipla, atribuídas a Galton (1869, 1885, 1987), utilizada pelos investidores como fonte de informação para a canalização dos recursos para investimento em ações na BOVESPA, como fez Fama e French (1993, 1995, 1996) estendendo e modificando seus trabalhos para 15 variáveis independentes e adicionando o comportamento racional de compra/venda.

Como objetivo secundário esse trabalho oferece uma visão empírica sobre o desempenho destas equações, considerando uma rotina que representaria o comportamento de compra de um investidor com preferências racionais, como detalha Arrow (1959) com algumas modificações, e as previsões como forma segura e confiável para a realização de investimentos. A amostra utilizada compreendeu 130 empresas componentes dos índices FGV-100 e Ibovespa com memória de dados no período de 03/01/2000 até 30/09/2009, para séries trimestrais.

Este trabalho está organizado conforme a seguir: na seção 2 é apresentada à fundamentação teórica que fornece um conjunto de estudos que se relacionam com o tema contemplado. Na seção 3 encontra-se o método utilizado e as características relevantes adotadas para o comportamento de compra do investidor, bem como o detalhamento dos modelos, o processo de estimação, e as estatísticas utilizadas para o ajuste das equações. Na seção 4 são apresentados os resultados obtidos com a pesquisa na forma numérica e gráfica. Na seção 5 é feito um resumo onde são evidenciados os principais resultados e as conclusões desta tese.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

O estudo do diagnóstico e evolução das firmas vem sendo realizado há tempos, principalmente por bancos e investidores. Na busca de lucros maiores, a utilização de análises macroeconômicas, índices e resultados financeiros empresariais se tornaram indispensáveis para a diminuição do risco associado ao investimento em ativos.

São esses mesmos índices que servem de base para a realização de estimativas e previsões sobre o futuro das firmas (Matarazzo (2003), Ross et. al (2002); Braga (1998) etc.). As interpretações dessas inter-relações associadas, individualmente, às firmas, seriam determinantes na valorização de cada ativo.

Fama e French (1993, 1995, 1996) foram consagrados ao fazerem uma análise de indicadores contábeis como pressupostos para a valorização das companhias. No total, cinco variáveis foram analisadas para a previsão dos retornos das ações: o beta, a alavancagem, o risco de mercado, o tamanho e o índice *book to market*.

Os resultados revelaram que, com apenas três variáveis, tamanho, BV/MV e risco de mercado, foi possível explicar a variação dos retornos quase que em sua totalidade. Estes resultados também foram confirmados por Lee, Myers e Swaminathan (1999), Chen e Dong (2000), Barber, Lehavy, McNichols e Trueman (2001) e Chen e Jindra (2000), na comparação com outros modelos.

Lee, Myers e Swaminathan (1999) compararam o desempenho dos índices P/L, BV/MV, retorno dos dividendos, retorno de mercado de cada ação (momento) e variantes da equação do fluxo de caixa descontado (com taxas de desconto diferenciadas) para a avaliação do valor dos ativos como sistemas cointegrados. Os resultados mostraram que, enquanto a avaliação pelos múltiplos BV/MV e P/L teve baixo poder preditivo, outras evidências sugeriram que modelos baseados no lucro residual e com a utilização de taxas de descontos de curto prazo (*T-Bill*), e variantes no tempo, foram melhores sucedidos na previsão do valor das firmas.

Resultados adicionais mostraram que a utilização de séries de lucros previstas por analistas de mercado juntamente com previsões estimadas a partir de séries históricas melhoraram os resultados do poder preditivo dos modelos, essas evidências foram semelhantes às encontradas por Barber, Lehavy, McNichols e Trueman (2001).

Barber, Lehavy, McNichols e Trueman (2001) analisaram os consensos dos analistas para recomendações de compra e venda. As carteiras foram separadas pelos fatores de Fama e French (1993) e pelo momento.

Os resultados confirmaram as relações dos fatores risco, tamanho e *book to market* com a obtenção de retornos mais altos. Também foi encontrado que a incorporação das informações recomendadas pelos analistas não acontece imediatamente, e sim após várias publicações dos

relatórios expedidos pelas corretoras. No entanto, com o re-balanceamento diário das carteiras obtiveram-se retornos anormais maiores, mas não significativos, com a introdução dos custos de corretagem.

Outras evidências sugeriram a possibilidade da obtenção de retornos anormais com a *estratégia momento* (ações com altas taxas de retornos num passado recente tendem a obter retornos excessivos nos próximos períodos) para os onze meses anteriores, semelhantes aos evidenciados por Daniel e Titman (1997) e Jegadeesh e Titman (2002) para 3 e 12 meses, destacando-se ainda o efeito janeiro.

A literatura brasileira voltou suas atenções, principalmente, para a elaboração de trabalhos derivados do artigo seminal de Fama e French (1993), com a formação de carteiras baseadas em estratégias de previsão por meio dos três fatores: valor, tamanho e mercado (Rodrigues (2000); Neves e Leal (2003), Rostagno Soares e Soares (2004); Málaga e Securato (2004), Oliveira e Carrete (2005)).

Nestes trabalhos, os índices/valores explorados com maior frequência foram: o valor contábil (VC), o valor de mercado (VM), capitalização de mercado, a relação valor patrimonial/preço, a relação preço/lucro, o endividamento, os dividendos, o EBITDA, o RSPL, o lucro líquido, a relação VC/VM, o beta, a liquidez das ações, a relação valor patrimonial/preço, a relação fluxo de caixa/preço, entre outros.

O poder preditivo das carteiras baseadas em indicadores contábeis também foi alvo de comparação com modelos estatísticos e matemáticos, como o CAPM, o APT e os modelos ARIMA (Mellone Junior (1999), Rodrigues (2000), Rostagno (2003), Neves e Leal (2003), Málaga e Securato (2004)), e em todos estes trabalhos os modelos baseados em indicadores financeiros se mostraram mais robustos e propícios à previsibilidade.

3 METODOLOGIA

Para a realização deste trabalho foram consideradas as informações referentes às séries históricas e as informações de balanços disponíveis no mercado, portanto, foram desenvolvidas considerando a hipótese de eficiência semi-forte de mercado, conforme Fama (1970).

Sendo assim, a elaboração da pesquisa consistiu das etapas discriminadas a seguir:

1. Criação de rotinas por meio de linhas de comando nos softwares Excel e Matlab.
2. No Excel foram criadas as rotinas do comportamento racional de compra modificado. Em Visual Basic (linguagem de programação do Excel) foi feita a integração entre Matlab e Excel para que os resultados dos testes e modelagem da análise fundamentalista pudesse ser transferida em conjunto para o Excel e para a adição do comportamento de compra sobre as

séries previstas com intuito de verificar a eficácia do comportamento destas duas análises na obtenção de resultados.

3. Com a integração pronta, todos os dados de *output* do Matlab foram importados para o Excel e a rotina do comportamento racional de compra foi acoplada nas séries previstas para a obtenção do lucro máximo na série.
4. As séries foram comparadas de acordo com a obtenção de lucros e aderência ao sistema de equações, quando possível.

No total, 36 combinações diferentes de equações foram testadas 36 (formas de comportamento) x 1 equação de regressão múltipla selecionada a partir de 15 variáveis diferentes para cada série de ativo da amostra, sendo todas as ordens acopladas ao comportamento racional de compra/venda.

Para todos os modelos foram consideradas o custo de corretagem em número de operações. Os modelos estimados foram acrescentados de mecanismos para iniciar o disparo de ordens conforme a necessidade do comportamento racional.

Para proceder à análise fundamentalista foram estimadas regressões múltiplas envolvendo índices ou contas financeiras que visaram encontrar o maior coeficiente de determinação, sendo as referências principais os autores Morettin e Tolo (2004), Brooks (2002), Campbell, Lo e MacKinlay (1997) e Cochrane (2001). As quinze variáveis escolhidas para compor as regressões foram: Lucro Líquido, Dividendos, Ativo circulante, Passivo circulante, Patrimônio líquido, LPA, VPA, EBITDA/Ação, Liquidez corrente, Margem EBIT, EV/EBITDA, Liquidez, DivCP/DivTt, DiB/Ebitda, CicFin. Sendo retirados diretamente do software Economática® ou das demonstrações financeiras das firmas.

As regressões obtidas foram utilizadas para fazer a previsão de um a três passos à frente, ou seja, de um a três trimestres à frente. Depois de encontrado o modelo mais ajustado foi criada uma rotina (*Excel* e *Matlab*) que simulou o comportamento de compra de um indivíduo com – (obedecendo às condições de que ou $x \geq y$ ou $y \geq x$ e que se $x \geq y$ e $y \geq z$ então $x \geq z$, sendo que x, y e $z \in A$ e A é um conjunto de alternativas, Arrow (1959) modificado) onde o indivíduo procura maximizar sua riqueza.

Os pressupostos básicos dessa rotina funcionaram da seguinte forma: o indivíduo parte de um investimento fictício no valor de R\$ 100,00 da data inicial, chegando até a data final com os ganhos ou as perdas acumuladas. Assim, as características da rotina estabeleceram o seguinte padrão de comportamento: se P é o preço de um ativo e P_{rev} é o preço previsto para o próximo evento

(trimestre), então quando $P_{rev} > P$ seria realizada a compra de um determinado número X de ações, podendo ser lote fracionário, e equivalente aos R\$ 100,00.

Depois de realizada a primeira compra, só ocorreria à venda caso o modelo indicasse que $P_{revt+n} < P_{t+n}$. A nova compra só seria realizada quando $P_{revt+n} > P_{t+n}$. Os lucros ou prejuízos obtidos foram totalmente reinvestidos nas ações da companhia.

A premissa de que uma próxima compra só poderia ser feita após ter ocorrido à venda do lote comprado é necessária, pois foi considerada a impossibilidade da compra a descoberto com o uso dos limites operacionais.

A operação foi comparada com até 3 períodos de previsão à frente, ou seja, se o modelo indicasse que $P_{rev1} > P$ então se executou a rotina de compra e venda, se indicasse que $P_{rev1}, P_{rev2...} > P$ então se executou a rotina novamente, e assim sucessivamente até 3 passos a frente com diversas combinações de comportamentos racionais. Da mesma forma, ocorreu para o processo de venda, ou seja, se o modelo indicasse $P_{rev1} < P$ então se executou a rotina, se $P_{rev1}, P_{rev2...} < P$ executou-se novamente a rotina para verificar em qual combinação obter-se-ia os maiores rendimentos. A descrição completa das ordens de compra e venda encontra-se detalhada abaixo. Estes modelos de comportamentos de compra foram feitos para as três análises em estudo de forma a evidenciar as características de cada análise.

3.1 O MODELO DE REGRESSÃO MÚLTIPLA

Campbell, Lo e MacKinlay (1997); Cochrane (2001); Morettin e Tolo (2004) e Brooks (2002) fazem uma revisão profunda dos conceitos de regressão múltipla e dos modelos fatoriais na linha financeira que são apresentados abaixo e utilizados neste trabalho.

Neste sentido, para realizar a análise fundamentalista, foram utilizadas regressões múltiplas do tipo $y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + u_t$ assumindo as condições de que os termos de erros possuem média zero ($E(u_i/y_{1i}, y_{2i}, y_{3i} \dots y_{ni}) = 0$ para todo i), há ausência de correlação serial ($COV(u_i, u_j) = 0$ para todo $i \neq j$), os termos de erros são homoscedásticos ($VAR(u_i) = \sigma^2$), há ausência de covariância entre os erros e as variáveis ($COV(u_i, x_{2i}) = COV(u_i, x_{3i}) = COV(u_i, x_{ni}) = 0$) e há ausência de multicolinearidade entre as variáveis ($\phi_1 = x_{1i}x_{2i}, \phi_2 = x_{1i}x_{3i} = \dots \phi_n = x_{ni}x_{n+1i}$ temp – value $\leq 5\%$ para ausência de correlação, sendo que $\phi_n =$ correlação). Inicialmente, todas as variáveis testadas foram transformadas em séries de retornos antes da realização de qualquer teste, no entanto, problemas nos softwares utilizados impediram a realização completa das equações nas séries de retornos, portanto, realizaram-se as estimativas nas séries em níveis.

Os parâmetros das equações foram estimados por mínimos quadrados ordinários e testados individualmente através da estatística t ($t = \frac{\widehat{\beta}_n - \beta_i}{SE\widehat{\beta}_n}$, supondo $\beta_i=0$) e coletivamente pelo teste- F para diferença de média zero.

O Critério de seleção dos preditores que compuseram parte do modelo final foi feito através da criação de uma rotina automatizada em *Matlab* que separa as séries com parâmetros significativos, conforme o p -value (teste t). As variáveis com p -value significativo num intervalo de até 95% de confiança foram mantidas, as demais foram automaticamente excluídas do modelo.

3.2 OS MODELOS DE PREVISÃO

Os modelos de previsão foram estimados em uma janela de tempo e avaliados no período seguinte, conforme a figura a seguir:

O método de estimação e avaliação dos modelos foi feito na janela de metade da série (sendo sempre maior do que um ano, esta escolha do período maior do que um ano foi tomada levando-se em consideração a existência do efeito sazonalidade e do efeito momento (Daniel e Titman (1997) e Jegadeesh e Titman (2002))). Assim, enquanto a rotina escolhe os melhores modelos, automaticamente estará fazendo os cálculos de previsões para os preços futuros para a outra metade à frente.

Para os modelos de regressão múltipla as seguintes ordens de compra/venda foram adotadas como comportamento racional de compra:

- 1.C=[E(Prev1>Prec;Prev1_(t-1)<Prec_(t-1));
- 2.C=[E(Prev2>Prec;Prev2_(t-1)<Prec_(t-1));
- 3.C=[E(Prev3>Prec;Prev3_(t-1)<Prec_(t-1));
- 4.C=[E(Prev4>Prec;Prev4_(t-1)<Prec_(t-1));
- 5.C=[E(Prev5>Prec;Prev5_(t-1)<Prec_(t-1));
- 6.C=[E(Prev6>Prec;Prev6_(t-1)<Prec_(t-1));
- 7.C=[E(Prev7>Prec;Prev7_(t-1)<Prec_(t-1));
- 8.C=[E(Prev8>Prec;Prev8_(t-1)<Prec_(t-1));
- 9.C=[E(Prev9>Prec;Prev9_(t-1)<Prec_(t-1));
- 10.C=[E(Prev10>Prec;Prev10_(t-1)<Prec_(t-1)); 11.C=[E(Prev1>Prec;Prev1_(t-1)<Prec_(t-1));Prev2>Prec];
- 12.C=[E(Prev1>Prec;Prev1_(t-1)<Prec_(t-1);Prev2>Prec;Prev3>Prec];
- 13.C=[E(Prev1>Prec;Prev1_(t-1)<Prec_(t-1);Prev2>Prec;Prev3>Prec;Prev4>Prec];
- 14.C=[E(Prev1>Prec;Prev1_(t-1)<Prec_(t-1);Prev2>Prec;Prev3>Prec;Prev4>Prec;Prev5>Prec];

- 15.C=[E(Prev1>Prec;Prev1_(t-1)<Prec_(t-1);Prev2>Prec;Prev3_(t-1)<Prec_(t-1)];
- 16.C=[E(Prev1>Prec;Prev1_(t-1)<Prec_(t-1);Prev2>Prec;Prev3>Prec;Prev4<Prec];
- 17.C=[E(Prev1>Prec;Prev1_(t-1)<Prec_(t-1);Prev2>Prec;Prev3_(t-1)<Prec_(t-1);Prev4<Prec];
- 18.C=[E(Prev1>Prec;Prev1_(t-1)<Prec_(t-1);Prev2>Prec;Prev3_(t-1)<Prec_(t-1);Prev4<Prec;Prev5<Prec];

C representa a ordem de compra, Prev_j, com $j = [1, 2, \dots, 10]$, representa a previsão dos preços j passos à frente, Prec_{t-n}, com $t = [1, 2, \dots, n]$ onde t é o tempo, representa os preços da *série original* e E é um operador lógico que indica que as n condições devem ser satisfeitas para que a ordem de compra seja disparada. As ordens de venda foram executadas quando as condições de compra não foram satisfeitas. As combinações somaram 18 tipos de diferentes ordens de compra e 18 de venda, totalizando 36 combinações para o disparo das ordens.

Como exemplo, o comportamento 1. $C=[E(Prev1>Prec; Prev1_{(t-1)}<Prec_{(t-1)})]$ é traduzido da seguinte forma, para a linguagem de operações: o software irá comprar ações da empresa quando a previsão um passo a frente for maior do que o preço de hoje considerando ainda a necessidade de que o preço de ontem seja maior do que a previsão para o preço de ontem.

Vale lembrar que, para todas as estratégias, o comportamento racional de compra e venda assumiu uma ação do tipo *buy and hold* até que a figuração do comportamento se descaracterizou, nesta hora, o software disparou a ordem de venda.

3.3 AMOSTRA

A amostra foi composta pelas séries de preços e índices financeiros das empresas componentes do índice Bovespa, carteira teórica referente aos meses de Set./Dez de 2009, e do índice FGV-100, carteira teórica referente ao ano 2009 (05/10/2009), perfazendo um total de 130 empresas. Na tabela abaixo são discriminadas as empresas componentes da amostra, conforme tipo e setor de atuação.

Tabela 12: Ações componentes da amostra

CÓDIGO			
AVIL3	CYRE3	RENT3	SATI3
GETI4	DASA3	LOGN3	CSNA3
ALLL11	DROG3	LAME4	SLCE3
ALPA4	DURA4	LREN3	CRUZ3
AMBV4	ELET3	MDIA3	SUZB5
ABNB3	ELET6	MAGS5+MAGG3	TAMM4
ABNB3	ELPL6	POMO4	TGMA3
AMIL3	EMBR3	MRFG3	TNLP3
ARCZ6	ENBR3	MMXM3	TNLP4
BTOW3	ENGI4	MPXE3	TMAR5
BVMF3	EQTL11+EQTL3	MRVE3	TLPP4

BBRK3	ESTC11+ESTC3	MULT3	TEMP3
BBDC4	ETER3	NATU3	TEND3
BRAP4	EZTC3	NETC4	TCSL3
BBAS3	FHER3	BNCA3	TCSL4
B RTP4	FESA4	ODPV3	TOTS3
BRTO4	FJTA4	OHLB3	TBLE3
AGRO3	FFTL4	PCAR5	TRPL4
BRKM5	GFSA3	PDGR3	TRIS3
BRFS3	GGBR4	PRGA4	UGPA4
BISA3	GOAU4	PRGA3	UNIP6
CCRO3	GOLL4	PETR3	UOLL4
CLSC6	CGRA3	PETR4	USIM5
CMIG4	GRND3	PLAS3	USIM3
CESP6	GUAR3	POSI3	VCPA4
COCE5	GVTT3	PRVI3	VALE5
CGAS5	IGTA3	RAPT4	VALE3
CNFB4	ROMI3	RDCD3	VIVO4
CPLE6	ITSA4	RDNI3	VCPA4+VCPA3
CSAN3	JBSS3	RSID3	VCPA4+FIBR3
CPFE3	JHSF3	SBSP3	WEGE3
CSNA3	KLBN4	SDIA4	
CCPR3	LIGT3	SMTO3	

Fonte: Site Bovespa. Disponível em:

< <http://www.bovespa.com.br/Principal.asp> > e FGV <<http://www2.fgv.br/dgd/asp/index.asp>>. Acessados em 05/10/2009 às 15h30min.

Os cálculos foram realizados com base de dados trimestral sendo. A base de dados utilizada compreendeu o período de 03/01/00 até 30/09/09 num total de 2338 dias ou, aproximadamente, 40 trimestres.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção serão apresentados os principais resultados encontrados pelos softwares na previsão dos modelos e pelas estratégias de compra e venda adotados como comportamento racional do investidor.

As tabelas com os resultados completos para todas as empresas são encontradas em Pietro Neto (2010), portanto, nesta seção encontram-se os melhores e piores resultados para as empresas da amostra.

Para a análise de lucros deve-se ter em mente um investimento aleatório feito no índice Ibovespa, para isto foram calculados os rendimentos de \$100 aplicados para todo o período e de forma anual, conforme a tabela abaixo:

Tabela 13: Rendimentos Ibovespa

RENDIMENTOS IBOVESPA				
data inicial	data final	investimento Inicial R\$	investimento final R\$ (log retorno)	Investimen to final R\$ (juro bancário)
03/01/00	30/09/09	100	165,481817	192,4792509
03/01/00	02/01/01	100	84,80293551	85,90134968
02/01/01	02/01/02	100	81,0796777	82,76182985
02/01/02	02/01/03	100	69,78011098	73,91910324
02/01/03	02/01/04	100	157,5865853	177,8669927
02/01/04	03/01/05	100	108,4536488	108,821255
03/01/05	02/01/06	100	117,8173819	119,5033022
02/01/06	02/01/07	100	127,9660108	132,2680167
02/01/07	02/01/08	100	129,3921091	134,1678029
02/01/08	30/09/09	100	88,60335742	89,22879133
03/01/05	30/09/09	100	172,232508	205,9215489

Para o cálculo dos rendimentos foi utilizada duas metodologias: a primeira através do cálculo do lucro por log retornos, onde o investimento final é obtido através da equação $=\text{inv.inicial} * (1 + \text{LN}(\frac{\text{ibov}_{df}}{\text{ibov}_{di}}))$ onde df e di são os pontos do Ibovespa na data final e na data inicial. O investimento final para o juro bancário ou juros compostos foi obtido com a seguinte expressão $=\text{inv.inicial} * \exp(\text{LN}(\frac{\text{ibov}_{df}}{\text{ibov}_{di}}))$.

As datas finais e iniciais da amostra são apresentadas na tabela abaixo. As datas utilizadas se referem aos trimestres iniciais e finais utilizados nos testes de regressão múltipla. Para algumas empresas como a de código BVMF3 a amostra possui número pequeno de observações, considerando o fato, neste caso, de que a empresa lançou ações em período recente em relação ao dia da coleta dos dados.

Tabela 14: Datas iniciais e finais da amostra

IBOV	Data inicial	Data final	FGV100	Data inicial	Data final
ALLL11	1T2005	3T2009	AVIL3	2T2000	3T2009
AMBV4	1T2000	3T2009	GETI4	1T2002	3T2009
ARCZ6	1T2000	3T2009	ALPA4	1T2000	3T2009
BTOW3	3T2007	3T2009	ABNB3	3T2006	3T2009
BVMF3	2T2008	3T2009	AMIL3	4T2007	3T2009
BBDC4	1T2000	3T2009	BISA3	4T2006	3T2009
BRAP4	3T2000	3T2009	BBRK3	4T2007	3T2009
BBAS3	1T2000	3T2009	BBRK3	4T2007	3T2009
BRTP4	1T2000	3T2009	AGRO3	3T2006	3T2009
BRTO4	3T2000	3T2009	COCE5	1T2000	3T2009
BRKM5	4T2000	3T2009	CNFB4	1T2000	3T2009
BRFS3	1T2000	3T2009	CSNA3	4T2000	3T2009
CCRO3	1T2002	3T2009	CCPR3	3T2007	3T2009
CLSC6	4T2006	3T2009	DASA3	4T2004	3T2009
CMIG4	4T2000	3T2009	DROG3	1T2002	3T2009
CESP6	3T2006	3T2009	ENBR3	3T2005	3T2009
CGAS5	1T2000	3T2009	ENGI4	2T2007	3T2009

CPLE6	3T2001	3T2009	EQTL11+EQTL3	1T2006	3T2009
CSAN3	4T2005	3T2009	ESTC11+ESTC3	3T2007	3T2009
CPFE3	3T2004	3T2009	ETER3	1T2000	3T2009
CYRE3	3T2005	3T2009	EZTC3	2T2007	3T2009
DURA4	1T2000	2T2009	FESA4	4T2000	3T2009
ELET3	4T2000	3T2009	FHER3	4T2008	3T2009
ELET6	4T2000	3T2009	FJTA4	4T2000	3T2009
ELPL6	3T2006	4T2007	FFTL4	1T2000	3T2009
EMBR3	1T2000	3T2009	CGRA3	3T2002	3T2009
GFS3	1T2006	3T2009	GRND3	4T2004	3T2009
GGBR4	1T2000	3T2009	GUAR3	1T2000	3T2009
GOAU4	4T2000	3T2009	GVT3	1T2007	3T2009
GOLL4	2T2004	3T2009	IGTA3	1T2007	3T2009
ITSA4	4T2000	3T2009	ROMI3	4T2000	3T2009
ITUB4	2T2000	3T2009	JHSF3	2T2007	3T2009
JBSS3	1T2007	3T2009	RENT3	2T2005	3T2009
KLBN4	1T2000	3T2009	LOGN3	2T2007	3T2009
LIGT3	1T2000	3T2009	MDIA3	4T2006	3T2009
LAME4	1T2000	3T2009	MAGS5+MAGG3	4T2007	3T2009
LREN3	3T2005	3T2009	POMO4	1T2000	3T2009
MMXM3	3T2006	3T2009	MRFG3	2T2007	3T2009
NATU3	2T2004	3T2009	MPXE3	4T2007	3T2009
NETC4	1T2000	3T2009	MRVE3	3T2007	3T2009
BNCA3	4T2005	3T2009	MULT3	3T2007	3T2009
PCAR5	1T2000	3T2009	ODPV3	4T2006	3T2009
PETR3	1T2000	3T2009	OHLB3	3T2005	3T2009
PETR4	1T2000	3T2009	PDGR3	1T2007	3T2009
RDCD3	3T2007	3T2009	PRGA4	1T2000	2T2006
RSID3	1T2000	3T2009	PLAS3	2T2007	3T2009
SBSP3	1T2000	3T2009	POS3	4T2008	3T2009
SDIA4	1T2000	2T2009	PRV3	3T2007	3T2009
CSNA3	4T2000	3T2009	RAPT4	1T2000	3T2009
CRUZ3	1T2000	3T2009	RDNI3	1T2007	3T2009
TAMM4	1T2000	3T2009	SMTO3	1T2007	3T2009
TNLP3	1T2000	3T2009	SLCE3	2T2007	3T2009
TNLP4	1T2000	3T2009	SUZB5	4T2000	3T2009
TMAR5	3T2001	3T2009	TGMA3	3T2007	3T2009
TLPP4	1T2000	3T2009	TNLP4	1T2000	3T2009
TCSL3	1T2000	3T2009	TEMP3	4T2007	3T2009
TCSL4	1T2000	3T2009	TEND3	4T2007	3T2009
TRPL4	4T2008	3T2009	TOTS3	1T2006	3T2009
UGPA4	1T2000	3T2009	TBLE3	1T2000	3T2009
USIM3	4T2000	3T2009	TRPL4	4T2008	3T2009
USIM5	4T2000	3T2009	TRIS3	4T2007	3T2009
VCPA4+FIBR3	1T2000	3T2009	UNIP6	4T2000	3T2009
VALE3	4T2000	3T2009	UOLL4	4T2005	3T2009
VALE5	4T2000	3T2009	VCPA4+FIBR3	1T2000	3T2009
VIVO4	1T2000	3T2009	WEGE3	1T2000	3T2009

Para outras empresas, maioria das integrantes do Ibovespa, a amostra teve tamanho consideravelmente grande, gerando dados de forma consistente pelo número de períodos utilizados. O número médio aproximados de observações trimestrais utilizados foi de aproximadamente 40 trimestres para as empresas que tiveram negociações do começo ao fim do período amostral utilizado,

sendo a previsão feita e comparada com os primeiros trimestres após a metade da série utilizada até o final da série.

As variáveis independentes na entrada de dados do sistema são as descritas abaixo:

Para abreviar o nome das variáveis foi adotada a padronização feita no quadro acima. Como exemplo, e a partir de agora, a variável lucro líquido do exercício será chamada de S1, da mesma forma a variável dividendos será abreviada como S2.

O número de vezes em que as séries testadas foram significativas para as previsões de 1,2 e 3 passos à frente e, são apresentados na tabela abaixo, onde S são as variáveis testadas e “prev1”, “prev2” e “prev3” são abreviaturas para as previsões feitas para um, dois ou três passos à frente e onde tiveram parâmetros significativos, quando considerado um *p-value* significativo a 10%, 70% e 10% da rotina *stepwise* automatizada do Matlab.

Posteriormente, com os resultados da primeira regressão os parâmetros foram novamente regredidos, sendo selecionados apenas os parâmetros significativos a 5%. A tabela abaixo mostra o número total de vezes em que os parâmetros foram significativos a 5%:

Tabela 15: Quantidade de vezes que as séries foram significativas para a amostra total

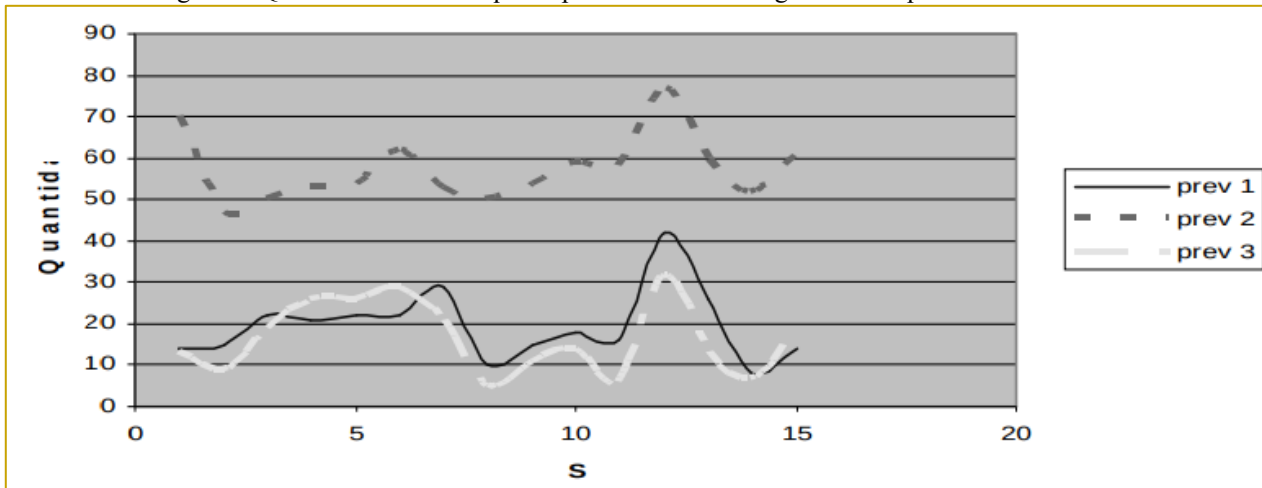
	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8	S9	S10	S11	S12	S13	S14	S15
prev1	14	15	22	21	22	22	29	10	15	18	16	42	26	8	14
prev2	70	47	50	53	54	62	53	50	54	59	58	77	60	52	61
prev3	13	9	19	26	26	29	21	5	11	14	6	32	13	7	18
Total	97	71	91	100	102	113	103	65	80	91	80	151	99	67	93

Como se pode notar a variável predominante em termos de significância estatística, nas três estimativas, foi a liquidez em bolsa, seguida do LPA e do VPA, resultado semelhante aos encontrados nos trabalhos de Lee, Myers e Swaminathan (1999), Dong (2000); Chen e Dong (2000), com as mesmas variáveis ou com suas derivações.

Embora com um número total expressivo de aparições, as variáveis lucro líquido e patrimônio líquido não foram as que obtiveram o maior número de aparições entre as variáveis que compuseram as equações de previsão, resultados esperados considerando os trabalhos de Barber, Lehavy, McNichols e Trueman (2001); Fama e French (1993, 1995, 1996); McNichols e Trueman (2001) e Chen e Jindra (2000) com as mesmas variáveis ou semelhantes.

Uma análise que chama a atenção foi a quantidade de séries significativas que configuraram as equações para a estimação com dois períodos de defasagem, com quantidades de variáveis muito mais elevadas do que nas estimações de um e três períodos de defasagem. Graficamente a visualização pode ser feita na figura abaixo:

Figura 1: Quantidade de vezes que os parâmetros foram significativos para a amostra total



Estes resultados sugerem que o comportamento do preço das ações oscila de forma semelhante a seu passado recente, neste caso, há dois trimestres o que pode ser interpretado como uma forma de estabilidade dos preços num horizonte de tempo de seis meses com preços variando em bandas graduais semelhantes ou como um efeito de sub-reação nos preços dos ativos com aproximadamente 2 divulgações de dados nas balanças para que algum efeito surta efeito.

Não muito distante, pode se observar um movimento oscilatório intenso no período de setembro de 2008 quando o Ibovespa se encontrava próximo a 70.000 pontos caindo, posteriormente, para 30.000 pontos sendo que em aproximadamente 7 meses o índice recuperou novamente seu patamar aproximado de 70.000 pontos. Este tipo de relação de defasagem já foi apontado e Neves e Leal (2003) na relação tamanho, valor e momento quando regredidas sobre o PIB brasileiro em relações trimestrais.

Algumas estatísticas de ajuste dos modelos foram calculadas, como as da tabela abaixo. Nesta tabela, as empresas foram classificadas por máximo-mínimos ajuste em relação as 15 variáveis testadas. Como se pode notar, para as primeiras 15 empresas de melhor ajuste, os dados se mostraram consistentes se considerarmos os valores ajustados na série de estimação. Como era de se esperar, os preços da série a ser prevista também foram regredidos para as mesmas variáveis significativas na regressão *stepwise* sendo completamente diferentes das estatísticas produzidas pelo modelo ajustado na série de estimação.

Estes dados mostram que há um desajuste entre os resultados estimados e os resultados que seriam ideais para o ajuste no período futuro. Neste sentido, este problema poderia ser amenizado com a utilização do *Filtro de Kalman* com janela móvel para um período fixo de trimestres, o que pode ser utilizado para pesquisas futuras.

Se considerarmos o ajuste no período de estimação os dados mostram valores consideravelmente altos, ou bem ajustados, sendo que a grande maioria das séries chega a uma variância explicada entre 40 e 70% com os preditores utilizados. Para os 15 melhores ajustes estes resultados chegam a próximos 100% no período de ajuste, caindo consideravelmente no período a ser previsto.

Tabela 16: r^2 máximos série de estimação

AÇÕES	regressão série estimação				regressão séries a ser prevista			
	stats				stats2			
	r^2	f	p-value	error variance	r^2	f	p-value	error variance
PRVI3	0,999999969	10758994	0,0002241	2,62E+06	0,909627	3,3550828	0,3769166	0,7074603
IGTA3	0,999999721	894554,19	0,000793	3,508E-05	0,6076489	1,0324918	0,5263265	31,58904
EZTC3	0,999997815	152534,54	0,0018822	0,0001214	0,9102399	15,211208	0,0268921	0,6162614
SLCE3	0,999992533	44642,764	0,0034791	0,0018085	0,8070138	2,7878121	0,2750276	28,26623
BISA3	0,999972979	9251,8115	0,0077972	0,001765	0,7971211	3,9290486	0,1453188	3,3479227
TRIS3	0,999954393	10962,62	0,0067533	0,0016496	0,0679504	0,0729043	0,9320496	1,9304297
DASA3	0,999643128	1400,5609	2,948E-05	0,1147421	0,856678	3,984863	0,100961	33,655706
PDGR3	0,998892492	601,28527	0,0016608	0,0217515	0,9097819	6,7228353	0,1322274	2,9017407
SMTO3	0,99789137	315,49442	0,0031613	0,0607802	0,9547777	14,075338	0,0670606	4,4154852
RDNI3	0,996986285	220,54424	0,0045172	0,0590916	0,0770454	0,1252153	0,8866874	39,405528
CCRO3	0,996738018	458,34318	1,15E+10	0,1613147	0,9096199	15,096577	0,0003076	5,2652295
SUZB5	0,995572735	199,88718	1,91E+08	0,1527633	0,9514152	19,58257	7,059E-05	5,0985044
UOLL4	0,995342964	160,29664	0,0007923	0,1441838	0,9278195	12,85416	0,0148779	0,8358189
RAPT4	0,995108454	440,77442	3,03E+14	0,0340595	0,4142946	1,5325762	0,2433639	14,962631
BTOW3	0,994687901	187,24951	0,0053121	3,4751317	0,4352188	2,3117917	0,2257303	125,50945

Da mesma forma que na tabela acima, quando comparamos a variância explicada entre ajuste na série estimada e na série prevista há uma grande diferença em termos de r^2 . Para os valores mínimos essa diferença se acentua consideravelmente, sendo que na série prevista os valores parecem aleatórios e relativamente discrepantes em relação aos originalmente obtidos.

Na tabela acima também é mostrado o valor da estatística F e seu p -value para melhorar as restrições da estatística do teste t feita para os parâmetros individualmente e testar a viabilidade dos modelos múltiplos, ou seja, testar a consistência de todos os parâmetros simultaneamente. A hipótese nula, neste caso, testa a igualdade para todos os coeficientes ser igual a zero, ou seja, $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_{15} = 0$ com exceção do termo constante e sua significância exata é apresentada pelo p -value encontrado ao lado.

Como se pode notar nos p -values da regressão de estimação é muito improvável que todos os regressores significantes pelo teste t a 95% de confiança sejam iguais a zero para todas as empresas melhores ajustadas. Dado contrastante com a realidade de ajuste nos mesmos modelos quando foram regredidos na série a ser prevista, pois na maioria dos casos, mesmo para os melhores ajustes

anteriores, não se pode descartar a hipótese nula de que os coeficientes coletivamente seriam iguais a zero.

Vale ressaltar que para na realização das previsões foram utilizados os dados obtidos nas séries de estimação e a utilização das mesmas variáveis significativas foi utilizada apenas para a verificação de ajuste a *posteriori* nas mesmas empresas. Os resultados revelam que para a grande maioria das empresas testadas os dados históricos não sugerem dados futuros semelhantes, formando evidências para o enquadramento das séries na forma fraca de eficiência de mercado, de acordo com Fama (1970) que discorre sobre a aleatoriedade dos dados neste segmento de eficiência.

Além dos ativos que não obtiveram nenhum dos preditores como significativos, aproximadamente 20% das séries, os menores valores ajustados podem ser considerados como bons se adotarmos 60% da variância explicada como boa opção para a modelagem. Estes ativos são apresentados na tabela abaixo:

Tabela 17: r^2 mínimos série de estimação

AÇÕES	regressão série estimação				regressão séries a ser prevista			
	stats				stats2			
	r^2	f	p-value	error variance	r^2	f	p-value	error variance
DROG3	0,2311463	4,2089253	0,0594082	0,0994138	0,1411696	2,3012391	0,1515233	48,41232005
DURA4	0,385271	5,0138651	0,0203925	2,4753301	0,6312543	14,551116	0,0002076	88,56696368
ENBR3	0,4061203	4,7868983	0,0648798	11,652654	0,2562753	2,4120854	0,164346	9,41816789
BRAP4	0,5089732	8,2923887	0,0033794	4,9922593	0,6187682	12,984608	0,0004462	71,89074493
ELET3	0,5199936	17,332887	0,0007327	18,480976	0,1059508	2,0146126	0,1738676	9,806245776
TCSL3	0,5510009	10,430998	0,0011068	2,0858796	0,5457946	10,214	0,0012208	4,334152763
ITSA4	0,5577111	9,457241	0,0022019	0,2899954	0,4795005	7,369852	0,0053872	2,576970989
TAMM4	0,5594185	10,792685	0,0009424	9,9419814	0,7248943	22,397218	1,721E-05	131,5218271
CYRE3	0,5644056	9,0699966	0,0196165	11,963903	0,8266386	33,378077	0,0006791	9,571565586
CPLE6	0,5760294	9,5105781	0,0024624	9,6204464	0,4427801	5,5623652	0,0166796	13,72214219
ETER3	0,5891096	12,186783	0,0005208	0,0754535	0,8841876	64,894588	1,10E+08	0,432716616
GUAR3	0,6048344	13,009972	0,0003738	9,0536086	0,2861997	3,408093	0,056938	909,4434432
PRGA4	0,6091243	17,14194	0,0016433	0,4310423	0,6996064	27,947588	0,0001925	29,20895012
ELET6	0,6107768	25,107523	0,0001281	5,9262843	0,0961318	1,808051	0,1964097	11,87832351
TMAR5	0,6185535	11,351199	0,001175	18,82861	0,4434506	5,5775009	0,0165396	78,92862513

Como se pode notar da tabela os valores do *p-value* do teste *F* nas séries onde as previsões não foram tão apuradas foi significativo ao estabelecer parâmetros em conjuntos diferentes de zero. Da mesma forma, quando as séries significativas foram novamente testadas para verificar esta condição na série a ser prevista, os valores mostraram-se, em sua maioria, significativos mesmo nos dados a *posteriori*, resultado contrário ao obtido para as séries com valores máximos para o coeficiente de determinação.

No entanto, a variância do erro foi, em magnitude, extremamente maior quando comparado a série de estimação e a série a ser prevista, resultado esperado pela diferença entre o ajuste das

variáveis no passado e futuro recente. Estes resultados também foram maiores quando comparados os mínimos e máximos entre as séries com equações melhores ajustadas, tabela anterior, e as equações piores ajustadas, tabela acima, sendo que para ambas as tabelas a diferença entre erros da variância nas séries estimadas também foram os menores em relação a séries de previsão.

Um problema que surge aqui é o da multicolinearidade apontada por Ragnar (1934) pela utilização de variáveis correlacionadas entre si e correlacionadas, por conseqüência, com os resíduos produzidos pelo modelo. Os problemas gerados pela presença de multicolinearidade podem ser a estimação de parâmetros viesados, as razões t dos coeficientes da equação tendem a ser insignificantes, o R^2 tende a ser muito alto e os estimadores obtidos por mínimos quadrados ordinários possuem variâncias e covariâncias largas.

Algumas destas premissas são visíveis nos resultados das tabelas acima, como por exemplo os altos R^2 encontrados para algumas empresas. Esta discussão se estende e é bem explorada em Brooks (2002) e Ragnar (1934). Algumas das soluções apontadas na bibliografia sugerem a utilização de estimações dos parâmetros com um modelo de mínimos quadrados diferenciado, a utilização de regressões auxiliares na estimação com o uso de relações entre a estatística F e R^2 , a utilização de limites para no fator de magnitude da variância, a utilização de séries em diferença ou a transformação padronizada das séries e a exclusão das variáveis correlacionadas.

Neste sentido, em apenas um dos problemas acima citados, a transformação das séries originais em séries transformadas para log-retornos foi testada, explorada principalmente em Ragnar (1934), na tentativa de diminuir eventuais problemas de estimação e correlação nos coeficientes. No entanto, foram encontrados problemas diversos nos processo de automatização dos softwares utilizados sendo que com a utilização das séries transformadas não foi possível finalizar os testes desejados por problemas de conflito nas rotinas. Sendo assim, optou-se pela utilização das séries em nível pela impossibilidade computacional gerada nas rotinas utilizadas para rodar a base de dados no padrão estatístico melhorado e desejável.

Para as outras sugestões apontadas na bibliografia, optou-se simplesmente por ignorá-las tendo em vista as diferentes implicações que as sugestões podem provocar caso opte-se pela adoção destas medidas. Como exemplo, pode-se citar a possibilidade da exclusão das variáveis correlacionadas. Por um lado, a exclusão seria benéfica pela estimação de parâmetros não viesados, mas por outro, o modelo estaria incompleto incorrendo em um erro de especificação do modelo.

Após as estimativas feitas foram comparados os resultados reais com os obtidos pelos modelos e estimados o erro quadrado médio e erro absoluto médio para as estimativas. Uma tabela resumida com os cinco maiores/menores termos de erro é apresentado na tabela abaixo:

Tabela 18: MSE e MAE cinco primeiros máximo-mínimos

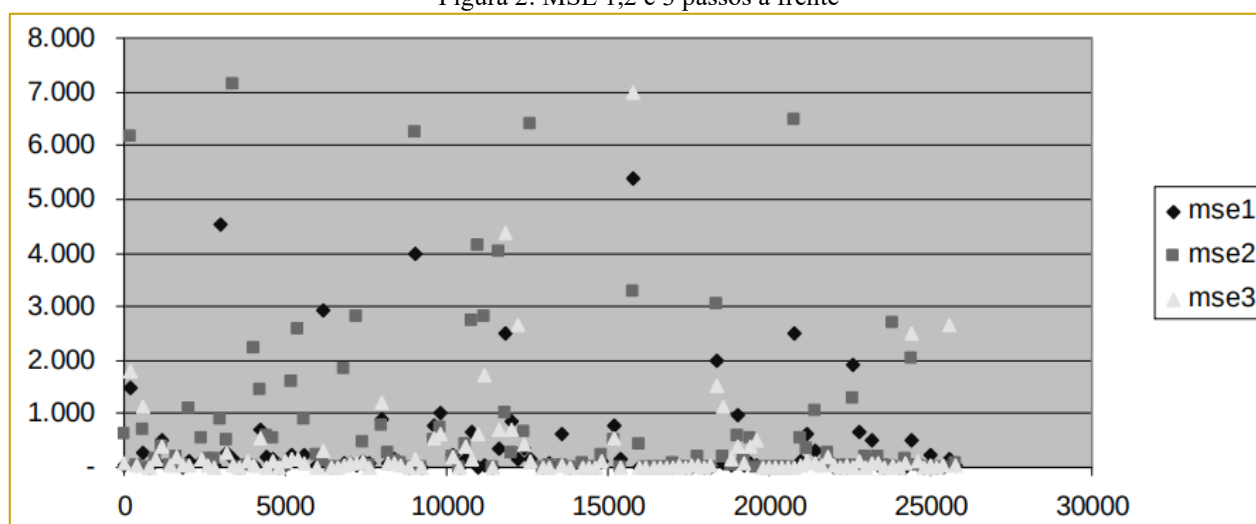
		mse1	mse2	mse3	mae1	mae2	mae3
Máximos	1	5.401,05	7.130,27	6.972,88	187,75	515,10	247,65
	2	4.540,58	6.470,62	4.351,98	87,21	277,17	170,03
	3	3.987,61	6.406,67	2.644,25	52,95	134,80	149,47
	4	2.938,60	6.251,87	2.644,25	46,02	109,96	142,32
	5	2.514,52	6.171,15	2.515,24	43,67	96,93	78,62
Mínimos	1	2,35	3,46	3,97	1,12	1,57	1,47
	2	1,41	3,38	3,84	1,10	1,20	1,40
	3	1,37	1,41	1,64	0,79	0,81	1,04
	4	0,27	0,06	0,10	0,45	0,16	0,24
	5	0,10	0,04	0,08	0,27	0,14	0,21

* foram excluídos do gráfico, de forma visual os valores *outliers*

Na tabela acima *mse1* é o erro quadrado médio para as previsões de um passo a frente, *mae1* é o erro absoluto médio para as previsões um passo a frente, *mse2* e *mae2* são os erros quadrados e absolutos para as previsões 2 passos à frente e assim sucessivamente.

Na tabela acima se pode notar que há uma ligeira discrepância para o ajuste da previsão dois passos à frente, onde os resultados têm qualidade menor, considerando que os erros obtidos tanto para o erro quadrado quanto para o absoluto são maiores. Esta evidência indica que mesmo com uma maior quantidade de parâmetros significativos, os mesmos se mostram menos ajustados para equações de previsão. Graficamente a tabela acima pode ser vista conforme as figuras abaixo:

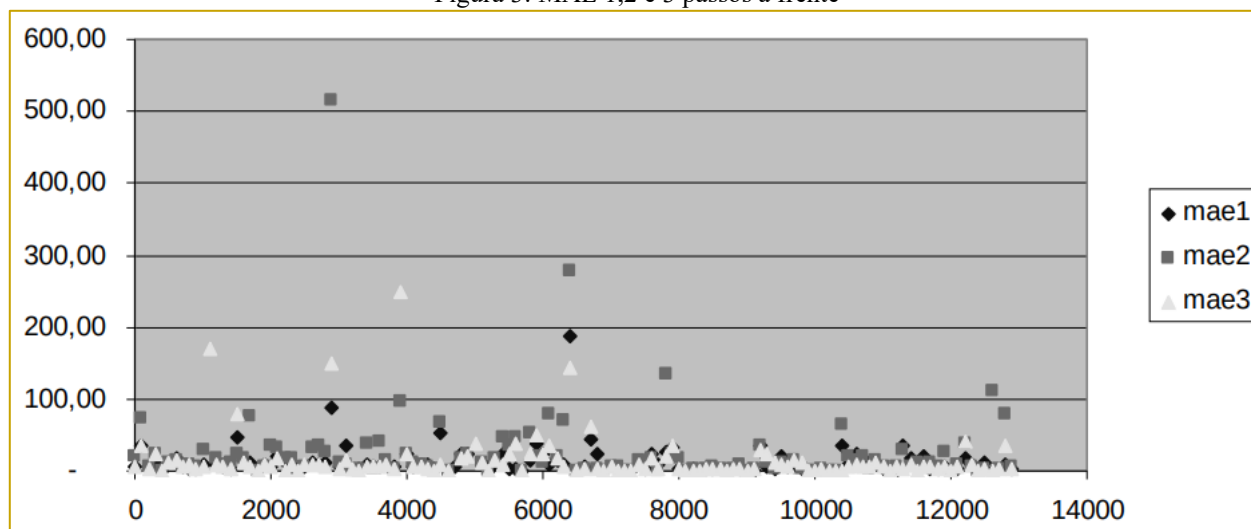
Figura 2: MSE 1,2 e 3 passos à frente



* foram excluídos do gráfico, de forma visual, os valores *outliers*.

A ilustração deixa evidente a presença de pontos dispersos para o erro quadrado, ilustração semelhante ao do erro absoluto, abaixo, que também mostra evidências de maior dispersão para as previsões dois passos à frente.

Figura 3: MAE 1,2 e 3 passos à frente



* foram excluídos do gráfico, de forma visual, os valores *outliers*.

Nos resultados finais, ou seja, lucros, os números sugerem bons resultados considerando o horizonte de tempo previsto, aproximadamente 5 anos, e utilizado para compra e venda automatizada de ativos. Os valores abaixo representam o lucro real obtido desconsiderando o número de ordens disparadas, que são mostrados adiante.

Tabela 19: Lucros quinze primeiros máximo-mínimos

Ação	Lucro Máx	Mod.	Ação	Lucro Mín.	Mod.
RSID3	337,33	8	BBRK3	27,34	1,2,4,8,11,15
VALE5	218,85	8	RAPT4	30,46	3,1
JHSF3	211,71	9	USIM5	30,48	2
PRVI3	203,94	10	BRKM5	38,47	3,7
TCSL3	195,63	10	FFTL4	39,46	1,00
TRIS3	191,97	9	PCAR5	39,54	1,4,11
VCPA4+FIBR3	188,39	9	GOAU4	39,57	3
VCPA4+FIBR3	188,39	9	OHLB3	39,62	5,6
RDNI3	186,86	9	JHSF3	40,71	2,3,4,5,6,7
DROG3	177,06	9	PLAS3	41,34	8
NETC4	175,75	9	MMXM3	41,59	1,2,4,11,12,13,14
TEND3	174,55	10	SUZB5	42,15	3,7
BTOW3	169,81	8	AVIL3	42,46	2
GGBR4	161,01	8	CESP6	42,57	2,4,5,6
ROMI3	161,00	1	VALE3	43,62	1

Como se pode observar, o lucro máximo obtido para as cinco primeiras empresas é de aproximadamente 100% em cinco anos de negociação, neste sentido, se considerarmos a inflação aproximada de 88%², a utilização do mecanismo autônomo se mostrou eficiente pelo menos para as quinze empresas com melhores resultados. Já para o ativo ROMI3 com 61% de aumento o resultado se mostra insatisfatório até mesmo para corrigir o valor investido. Estes valores, em sua maioria,

também são superiores ao *benchmark* de mercado utilizado, com lucro aproximado de \$172,00 ou 72%.

De outro lado, se tem as empresas com redução máxima de próximos 70% de perdas, que devem ainda ser diminuídas dos custos de corretagens das ordens. Neste caso específico deve-se ressaltar que a utilização dos ativos listados não deveria compor uma carteira criada com intuito de gestão robótica, ou automatizada. Neste caso, ou as séries não se enquadram no tipo de regressão utilizada ou os parâmetros utilizados não foram suficientes para revelar resultados operacionais sustentáveis em longo prazo.

Tabela 20: Ordens quinze primeiros máximo-mínimos

Ação	Ordens Máx	Mod.	Ação	Ordens Mín.	Mod.
VALE3	14	11	VALE3	0	3,5,6,7,9,10,13,15,17
B RTP4	12	12,14,18	B RTP4	0	9,1
CMIG4	12	3,9,10	CMIG4	0	5,6,15
PCAR5	12	8	PCAR5	0	9
PETR3	12	12	PETR3	0	9,1
BBAS3	10	11	BBAS3	0	9,1
BRTO4	10	12,14	BRTO4	0	10
GOAU4	10	13	ITSA4	0	1,4,5,7,9,11,14,15,17
ITSA4	10	8,18	KLBN4	0	10
KLBN4	10	11,13,17	LIGT3	0	4,5,6,14,15
LIGT3	10	11	USIM3	0	9,1
PETR4	10	12	VCPA4+FIBR3	0	8,18
USIM3	10	12	VALE5	0	9,1
VCPA4+FIBR3	10	11,17	ARCZ6	0	9,1
VALE5	10	18	BRKM5	0	8,10,18

Quanto ao número máximo de ordens os resultados se mostraram satisfatórios, considerando um período médio de cinco anos, o que daria cerca de duas ordens por ano, resultado próximo ao esperado e realizado pelos operadores quando se utiliza a análise fundamentalista.

O número de ordens também revela outro dado importante, pois a união das duas tabelas acima mostra que as empresas que possuem lucro máximo, em sua maioria, não estão enquadradas nas empresas que possuíram número máximo de ordens, ou seja, do lucro máximo auferido, muito pouco seria descontado para os custos operacionais ou de corretagem, sendo que, em síntese para todas as empresas testadas os custos de corretagem seriam muito baixos considerando o período médio utilizado.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho procurou evidências da performance, da possibilidade de automação empírica e do desenvolvimento de comportamentos racionais de compra/venda modificados para a análise

fundamentalista, no intuito de serem utilizadas por *traders* ou operadores de mesa de operação/*home broker* na compra de ativos da Bovespa.

Foram feitas previsões de até 3 passos a frente que serviram de *input* de dados para a aplicação das estratégias de compra/venda elaboradas como comportamento racional modificado. Os comportamentos racionais de compra/venda possuíam a finalidade única de maximizar a riqueza do investidor no período previsto.

Os parâmetros das equações foram testados e selecionados conforme a estatística *t*, individualmente, e coletivamente pela estatística *F*. A escolha dos modelos mais ajustados foi feita considerando o R^2 e o MSE/MAE.

As séries históricas utilizadas para comporem a amostra tiveram como data inicial o dia 01/01/2000 e data final o dia 30/09/2009 perfazendo um total de 10 anos ou 40 trimestres, aproximadamente. Nestes termos, o processo de estimação executado exatamente na metade do período ou número de dias úteis em que os ativos foram cotados em bolsa compreendidos entre o período inicial e final da amostra.

Se fosse considerada uma abordagem semi-forte, conforme Fama (1970), de eficiência de mercado poderia se dizer que os dados carregam uma memória suficientemente considerável de informações a respeito das firmas. Por outro lado, a utilização de médias móveis rolantes em períodos menores poderia produzir resultados diferentes dos encontrados nesta pesquisa.

Os resultados se mostraram positivos e superiores aos do *benchmark* de mercado para várias empresas. Vale ressaltar que a previsão feita para dois períodos a frente foi a que obteve a maior quantidade de parâmetros significativos, seguida da previsão um passo a frente e posteriormente para as previsões 3 passos à frente. As variáveis Liquidez, LPA e patrimônio líquido foram as com maior número de incidência entre as variáveis significativas entre as 15 testadas. Isto não quer dizer que são as mais significantes, mas sim as que aparecem com maior frequência.

As variáveis LPA e patrimônio líquido seguem os achados nos trabalhos de Lee, Myers e Swaminathan (1999), com a variação P/L; Fama e French (1993, 1995, 1996); Chen e Dong (2000); Barber, Lehavy, McNichols e Trueman (2001) e Chen e Jindra (2000). Já a variável liquidez surge como nova constatação, não sendo encontrada na bibliografia referenciada neste trabalho.

Para trabalhos futuros, recomenda-se, a continuação desta metodologia de trabalho com uma maior exploração de comportamentos racionais modificados de compra/venda de ativos e a utilização de outros modelos para comparação com os de melhores resultados obtidos neste trabalho. Recomenda-se também, que em testes futuros seja utilizado um processo de estimação de médias móveis rolantes para a estimação de parâmetros em períodos curtos, trimestrais preferencialmente.

Neste sentido, este artigo cumpriu com seus objetivos oferecendo evidências empíricas da possibilidade da robotização de operações em bolsas de qualquer espécie, seja para compra de ações, dólar, commodities, etc. para disparos de ordens e análises de cenários independentes de opiniões subjetivas.

REFERÊNCIAS

- ARROW, K.J. Rational choice functions and orderings. *Economica* 26, p. 121–127, 1959.
- BARBER, B.; LEHAVY, R.; MCNICHOLS, M., TRUEMAN, B. Can investors profit from the prophets? Security analysts recommendations and stock returns. *Journal of Finance*. Chicago: 57 (6): 2449-2478, 2001.
- BLACK, Fischer. The Dividend Puzzle. *Journal of Portfolio Management* 2, 5-8. 1976
- BRAGA, Roberto. Fundamentos e técnicas de administração financeira. São Paulo: Atlas, 1998.
- BROOKS, Chris. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, 2002.
- CAMPBELL, John Y., LO, Andrew W., MACKINLAY, A. Craig. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press: 1997
- CHEROBIM, A. P. M.S, ANDRADE, Erasmo Jorge Pilz. The Use of the Dividend Policy as an Instrument to Reduce Agency Costs in the Brazilian Capital Market. Santiago- Chile, V Encuentro de Finanzas: 2005
- CHEN, Z., DONG, M. Stock Valuation and Investment Strategies. Working paper, Yale University, 2000.
- CHEN, Z., JINDRA, J.. A valuation study of stock-market seasonality and firm size. Yale School of Management Working paper, 2000.
- COCHRANE, John H. *Asset Pricing*. Princeton University Press. Ed.1:2001
- DANIEL, K., TITMAN, S.. Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns. *The Journal of Finance*. ed. 52, vol. 1: 1-33, 1997.
- DECOURT, R.; PROCIANOY, J. L.; PIETRO NETO, J. As Variações nas Distribuições dos Proventos em Dinheiro Sinalizam Variações nos Lucros Futuros? In: *EnANPAD* 31., 2007, Rio de Janeiro, v. 1, p. 332-332.
- DONG, M. A general stock valuation model. Mimeo, York University, 2000.
- DURBIN J and WATSON G S Testing for serial correlation in least-squares regression. II *Biometrika* 38-159–178: 1951
- FAMA, E. F., FRENCH, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3-56, 1993.
- FAMA, E.F., FRENCH, K.R., "Size and book-to-market factors in earnings and bonds", *Journal of Finance*, Vol. 50 pp.131-55, 1995
- FAMA, E.F., FRENCH, K.R. "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", *Journal of Finance*, Vol. 51 pp.55-84. 1996.
- FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*. 25:383-417, 1970.

GALTON, F. Review of Hereditary Genius, The Spectator. University College London, FG, 120/5, 1869.

GALTON, F. Regression towards mediocrity in hereditary stature. J Anthropol Inst, 15: 246–263. (1885).

GALTON, F. The average contribution of each several ancestor to the total heritage of the offspring. Proceedings of the Royal Society, 61: 401–413. (1897).

GEWEHR, Daniel Henrique. Avaliação relativa de ações baseada em múltiplos de mercado projetados e passados: um estudo comparativo de performance na Bovespa. 2007.

GORDON, Myron J. Optimal Investment and Financing Policy. Journal of Finance: v. 28, nº 2, p. 264-272, 1963.

JEGADEESH, N. DISCUSSION. Journal of Finance, Vol. 55, pp. 1765–70: 2000

JEGADEESH, N., TITMAN, S. Cross-sectional and time-series determinants of momentum returns. Review of Financial Studies 15, pp. 143–157, 2002.

LEE, C.; MYERS, M.; SWAMINATHAN, B.. What is the intrinsic value of the dow?. The Journal of Finance, 54, p. 1693-1741, 1999.

LO, A., MAMAYSKY, H., WANG, J. Foundations of technical analysis: Computational algorithms, statistical inference, and empirical implementation. Journal of Finance, 55 (4), 2000.

MALAGA, F. K.; SECURATO, J.R. Aplicação do Modelo de Três Fatores de Fama e French no Mercado Acionário Brasileiro – Um Estudo Empírico do Período 1995- 2003. Curitiba, 28º ENANPAD, Anais, 2004.

MARKOWITZ, H. M. Portfolio Selection. Journal of Finance, v. 7, n. 1, 1952.

MATARAZZO, Dante. Análise financeira de balanços: abordagem básica e gerencial. 6 ed. São Paulo: Atlas, 2003.

MELLONE JUNIOR., G. Evidência empírica da relação de cross-section entre retorno e earnings to price ratio e book to market ratio no mercado de ações do Brasil no período de 1995 a 1998. Foz do Iguaçu, 23º. ENANPAD, Anais, 1999.

MORETTIN, P. A., TOLOI, Cléia M. Análise de séries temporais. São Paulo: Edgard Blucher, 2004.
NEVES, M.; LEAL, R. Existe Relação entre o Crescimento do PIB Brasileiro e os Efeitos Tamanho, Valor e Momento? ATIBAIA, 27º ENANPAD, Anais, 2003.

OLIVEIRA, R.F.; CARRETE, L.S. Estudo empírico sobre a previsibilidade de retorno no Brasil. São Paulo, 5º SBfin, Anais 2005.

PETTIT, Richardson. Dividend Announcements, Security Performance, and capital Market Efficiency. Journal of Finance. Vol xxvii, December 1972.

PIETRO NETO, José de. Uma Comparação Empírica do Desempenho Preditivo das Análises Fundamentalista, Gráfica e Econométrica no Mercado Acionário Brasileiro. Tese de Doutorado; Universidade de Brasília. Programa de Pós-Graduação em Administração: Brasília, 2010. A ser publicada.

PROCIANOY, J. L. e VERDI, Rodrigo. O efeito Clientela no Mercado Brasileiro: Será que os investidores são irracionais?. Revista Brasileira de Finanças, vol. 1, n.2, 2003.

RAGNAR, Frisch. Statistical Confluence Analysis by Means of Complete Regression Systems. Universitetets Okonomiske, 1934.

RODRIGUES, M. R. A. O efeito valor, o efeito tamanho e o modelo multifatorial: evidências do caso brasileiro. Florianópolis, 24º. ENANPAD, Anais, 2000.

ROSTAGNO, L. M. APT Versus Modelo de Fator de Retorno Esperado: A Aplicação de Duas Ferramentas de Previsão de Retornos das Ações na Bovespa 109f. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Escola de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2003.

ROSTAGNO, Luciano Martin ; SOARES, R. O. ; SOARES, Karina Talamini Costa . O perfil fundamentalista das ganhadoras e perdedoras na Bovespa após o Plano Real. In: XXVIII ENANPAD, 2004, Curitiba. Anais do XXVIII ENANPAD, 2004.



ROSS, S. The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. Journal of Economic Theory. 13: 341-360, 1976.

ROSS S. A., WESTERFIELD R. W., JAFFE J. F. Administração Financeira: Corporate Finance - ed. 5, 2002.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. Journal of Finance, v.19, n. 3, p. 425-442, 1964.

OS FORMADORES DOS LUCROS BANCÁRIOS

José de Pietro Neto, Alesson Piovesan, Andrei Giovanni Maia, Sílvia Patricia Cavalheiro de Andrade

  10.56238/livrosindi2024123-003

RESUMO

Este estudo buscou constatar evidências dos determinantes do lucro líquido dos 50 maiores bancos brasileiros listados no *site* do Bacen. Para isto, foram realizadas estimações de equações de regressão linear simples e múltiplas nas variáveis selecionadas no período de 1995-2014, num total de 19 anos. A amostra foi analisada no período total e nos sub períodos 12/1995-12/2007 e 12/2009-12/2014, portanto, no período pré e pós crise de 2008, na busca de verificar se houve rearranjos ou mudanças estruturais no setor oriundas da crise do sistema financeiro. Foram estimadas regressões lineares do lucro líquido *versus* 27 variáveis independentes entre as principais contas do ativo e do passivo. As principais evidências encontradas sugerem que o setor bancário é exímio ao administrar os recursos aplicados ou captados, em ativos e passivos, para a formação dos lucros. Nas regressões simples, todas as contas testadas, no período total e subperíodos foram significativas na determinação dos lucros. A variável Provisão das Operações de Créditos e Arrendamento Mercantil foi a única, entre as testadas, significativa e negativa no período total e nos períodos pré e pós crise de 2008. Algumas das variáveis que aparecem, como significativas e com maiores coeficientes angulares, para quase todos os períodos, entre as contas do ativo, foram: disponibilidades, relações de interdependências e outros valores e bens e, entre as contas do passivo, as contas de relações interfinanceiras e o patrimônio líquido.

Palavras-chave: Bancos, Lucro líquido, Análise bancária, Resultado financeiro.

1 INTRODUÇÃO

A crise de 2008 colocou em cheque as instituições financeiras do mundo inteiro. Abaladas pelo excesso de crédito com inadimplemento das obrigações, o sistema financeiro foi obrigado a captar recursos acompanhados de intervenções governamentais.

O colapso de uma instituição financeira de grande porte tem efeito em cadeia e de forma generalizada para todo o sistema bancário, uma forma de efeito cascata que passa de uma instituição para outra tendo em vista as relações interbancárias de captações e aplicações de recursos e o processo de geração de lucros que, em partes, é baseado nos empréstimos interbancários.

Com diferenças de tamanho, perfil, capilaridade, e de número de agências bancárias, o setor financeiro se utiliza basicamente de operações simples em sua rotina: captar e emprestar recursos financeiros com variações de risco em cada operação e, por meio desta intermediação, gerar lucros.

A literatura financeira se encarregou de mostrar algumas relações a respeito dos determinantes do lucro ou da rentabilidade das instituições, veja Hall e Weiss (1967); Haslem (1968); Bourke (1989); Lee (2009), entre outros, relacionando-os aos indicadores de dívidas, a eficiência, ao tamanho, tipo de controle, janela de tempo das séries históricas, país de origem, etc.

Na relação entre rentabilidade e indicadores de dívidas, Mantovani e Dos Santos (2016) e Haslem (1968) evidenciaram relações estatísticas significativas entre estas variáveis. Destarte a captação dos recursos, para que esta relação efetivamente ocorra de forma financeiramente saudável, se faz necessário boa gestão e eficiência por parte dos tomadores de empréstimos.

A rentabilidade também foi alvo de pesquisa em Gregório (2005) onde revelou que o retorno sobre o patrimônio líquido médio (ROE) dos maiores Bancos Privados e, de controle brasileiro, foi maior e com menor variação ao observado nos bancos de controle estrangeiro.

A eficiência bancária foi explorada em Macedo, Santos e Silva (2006), entre outros. Os autores revelaram que quando considerados os bancos de varejo, atacado, *middle market* e de financiamento os bancos do setor de atacado foram mais ineficientes em relação aos outros.

Seguindo nesta linha de raciocínio, o da captação, aplicação e gestão dos recursos, este trabalho objetiva evidenciar as relações dos determinantes do lucro das maiores empresas do setor bancário atuantes no Brasil.

Logo, foram coletadas todas as contas dos demonstrativos financeiros dos 50 maiores bancos do Brasil disponíveis no site do BACEN na busca dos determinantes do lucro bancário, questionando-se "quais são os determinantes lucro líquido dos maiores bancos brasileiros no período de 1995 a 2014?" Houve mudança na gestão de ativos e passivos na geração dos lucros bancários no período anterior e posterior a crise financeira de 2008?

No intuito de atender aos questionamentos elaborados, foram estimadas regressões lineares na busca das principais variáveis financeiras provenientes de contas patrimoniais e de resultados objetivando encontrar as contas formadoras do lucro líquido. O estudo se justifica ao acrescentar literatura financeira sobre a formação do conhecimento dos principais tipos de investimentos que podem ser realizados pelos empresários na busca da maximização do lucro financeiro corporativo.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Não por menos, a lucratividade das firmas é tema recorrente em pesquisas científicas. Como medidas para avaliar o desempenho financeiro empresarial, cientistas utilizam o lucro ou suas derivações em termos de rentabilidade, as mais comuns a rentabilidade sobre o patrimônio ou sobre o total de ativos, que instigam a curiosidade do conhecimento científico na busca dos fatores que promovem a maximização da riqueza dos acionistas, lucros ou lucratividade nas firmas, veja Fiegenbaum and Karnani (1991), Hall e Weiss (1967), Lee (2009), ERIOTIS et. al. (2002), Stierwald (2009), Rover, Tomazzia e Fávero (2011), Saliha and Abdessatar (2011), Dantas, Medeiros e Paulo (2011), Gregório (2005), entre outros.

Para a rentabilidade Hall e Weiss (1967) e Doğan (2013) encontraram relações positivas para a relação do ROA com o tamanho das firmas, entre outras variáveis, já Eriotis et. al. (2002) e D'Oliveira (2014) encontram relação negativa. Os resultados controversos, neste caso, são atenuados pelas diferentes amostras utilizadas em termos de tamanho, país da pesquisa e período das séries históricas adotadas.

Hall e Weiss (1967) utilizaram uma amostra de 341 empresas listadas na *Fortune*, entre 1956 e 1962 e Doğan (2013) utilizou uma amostra de 200 empresas listadas na *Istanbul Stock Exchange* (ISE) no período de 2008 e 2011. Eriotis et. al. (2002) utilizaram 53 empresas no período de 1995 a 1996, sem país específico para a amostra já D'Oliveira (2014) utilizou 201 empresas de instituições de intermediação financeira brasileiras com séries históricas de 1995 a 2013.

Hall e Weiss (1967) procuraram verificar a relação entre o tamanho das firmas, ativos totais, e a lucratividade, lucro após impostos e taxas. Os resultados mostraram que o tamanho das firmas tende a influenciar a lucratividade das empresas.

Doğan (2013) utilizou o retorno sobre os ativos (ROA) *versus* ativos totais, receita de vendas e número de empregados. Foram encontradas relações significativas e positivas do ROA com os ativos totais, número de empregados e receita de vendas. Em ERIOTIS et. al. (2002) a análise revelou que a margem de lucro possui relação negativa e significativa com os índices de endividamento e mercados mais concentrados.

Alguns estudos envolvendo o setor bancário utilizaram indicadores de eficiência e lucratividade para avaliar o desempenho dos bancos, leitura que pode ser apreciada em Bourke (1989); Bressan, Maffili e Souza (2007); Rover, Tomazzia e Fávero (2011); Primo, Dantas, Medeiros e Capelletto (2013); Dantas, Medeiros e Paulo (2011); Mantovani e Dos Santos (2016); D'Oliveira (2014), etc.

Bourke (1989) analisou os determinantes da rentabilidade e eficiência dos bancos em 12 países do continente europeu, América do norte e Austrália. A amostra foi composta dos 90 maiores bancos com memória de dados entre 1972 e 1981 com dados padronizados para atenuar as diferenças da contabilidade regional. Os principais resultados revelaram que a concentração bancária é moderada e positivamente relacionada a taxa de retornos, o aumento na concentração bancária é associado a diminuição da provisão para créditos de liquidação duvidosa.

Rover, Tomazzia e Fávero (2011) procuraram verificar quais fatores econômico-financeiros e macroeconômicos explicariam a rentabilidade do setor bancário brasileiro com dados no período de 1995-2009. Os principais resultados revelaram que a taxa de despesas operacionais, produção industrial, índice de eficiência operacional e alavancagem influenciaram a rentabilidade bancária para

tudo período amostral, também para os sub-períodos 1995-2003 e 2003-2009. A taxa de despesas operacionais e a eficiência operacional revelaram relação negativa com o ROA.

Na mesma linha, Bressan, Maffili e Souza (2007) analisaram as relações entre estrutura de capital, operações de crédito e de tesouraria, *spread* e índice de eficiência versus ROE, de 10 bancos de varejo brasileiros, no período compreendido entre 1999 e 2005, por meio da análise de dados em painel. Todas as variáveis analisadas revelaram significância estatística na determinação do ROE, a variável operações de crédito foi a única a apresentar relação negativa com o ROE.

Ainda com a utilização de dados em painel Primo, Dantas, Medeiros, e Capelletto (2013) analisaram os determinantes da rentabilidade bancária no Brasil, medida pelos retornos sobre os ativos (ROA) e sobre o patrimônio líquido (ROE). A amostra foi composta pelos 50 maiores bancos brasileiros, com demonstrações semestrais entre 2000 e 2009. Os resultados revelaram que, com exceção da nacionalidade para o ROA, todas as variáveis foram significativas para a explicação do ROE e ROA. Inflação e variação cambial apresentaram relação negativa com a rentabilidade bancária, as demais positiva, quando considerado o modelo estático.

Além da lucratividade e eficiência a concentração é utilizada em D'Oliveira (2014) que avaliou os determinantes do ROE e ROA dos bancos brasileiros. Utilizou dados em painel com séries históricas de 1995 a 2013 de 201 empresas de instituições de intermediação financeira. Foram determinantes do ROE e ROA o tamanho (os ativos totais), financiamento (depósitos/ativos), capitalização (PL/ativos), risco de crédito, top (crescimento dos empréstimos dos maiores bancos), eficiência técnica e de escala – os bancos utilizaram seu poder de mercado para lucrar mais, hhi (concentração), controle público.

Conforme testes feitos o sistema bancário brasileiro apresentou bancos com altas lucratividades, grande concentração e uma ampla presença de bancos públicos. A variável tamanho teve relação negativa com a rentabilidade. Os bancos mais lucrativos foram os mais eficientes em minimizar custos e a alta concentração de mercado faz com que os bancos exerçam um comportamento não competitivo, com destaque para rápida expansão do crédito dos cinco maiores bancos (BB, CEF, Itau, Bradesco, Santander), principalmente os dois públicos.

A concentração também foi explorada em Dantas, Medeiros e Paulo (2011) que avaliaram a relação entre o grau de concentração dos bancos no Brasil e o nível de rentabilidade das instituições, utilizando ativos totais, operações de crédito e depósitos bancários com dados entre 2000 e 2009.

Para verificar o grau de concentração foi utilizado o Índice Herfindahl-Hirschman com o uso do retorno sobre os ativos, índice de participação dos quatro maiores bancos, participação relativa da instituição no total dos ativos, taxa real de juros da economia, índice de atividade econômica e

variação cambial. Para a análise da relação entre rentabilidade e concentração foi utilizado o modelo de hipótese estrutura – conduta – performance (HCP).

Os principais resultados sugeriram que não há evidências de concentração no setor bancário, os testes indicaram a “concentração moderada” no Brasil. A hipótese de que a maior concentração evidenciaria maior rentabilidade não foi evidenciada.

Considerando os estudos realizados procedeu-se uma atualização da base de dados para os períodos de 1995 a 2014 e optou-se pela utilização dos dados da grande maioria das contas patrimoniais disponíveis nos balanços publicados para a tentativa de explicação do lucro dos 50 maiores bancos brasileiros.

3 MÉTODO

Para realizar os objetivos propostos neste estudo, foram estimadas 4 (quatro) blocos de regressões. Na primeira etapa foram estimadas regressões lineares do lucro líquido tendo como variáveis independentes algumas das contas do ativo e do passivo do setor bancário. Na segunda etapa, estimaram-se regressões múltiplas com todas as variáveis do ativo e do passivo.

Como variáveis independentes foram utilizadas as seguintes contas do Ativo: Ativo Total (AT), Disponibilidades, Aplicações interfinanceiras, Títulos valores mobiliários e intermediações financeiras e Derivativos (TVM), Relações Interfinanceiras, Relações de Interdependências, Operações de Créditos e Arrendamento Mercantil Total, Operações de Créditos e Arrendamento Mercantil Provisão, Outros Créditos, Outros Valores e Bens, Imobilizado de Arrendamento, Permanente.

Em relação ao passivo, foram utilizadas as seguintes variáveis: Passivo Exigível, Depósitos a vista, Depósitos Poupança, Depósitos Interfinanceiros, Depósitos a Prazo, Depósitos Outros, Depósitos Total, Captações no Mercado Aberto, Recursos de Aceites e Emissão de Títulos, Relações Interfinanceiras, Relações de Interdependências, Obrigações por Empréstimos e Repasses, Instrumentos Financeiros Derivativos, Outras Obrigações e Exercícios Futuros, Patrimônio Líquido.

A amostra total foi composta dos demonstrativos financeiros dos 50 maiores bancos brasileiros coletados no sítio do Banco Central com memória de dados no período de 1995 a 2014. Realizadas as duas etapas de estimativas no período da amostra total, procedeu-se as etapas 1 (um) e 2 (dois) nos dados antes e pós crise financeira, ou seja, nos demonstrativos do período de 12/1995-12/2007 e 12/2009-12/2014 para verificar se houve um rearranjo organizacional nas captações e aplicações bancárias que tenham sido promovidos no período pós crise financeira. Os dados foram analisados com auxílio do *software Gretl*.

Os dados foram analisados de acordo com as estatísticas do teste t e do teste F . As regressões produzidas são do tipo $y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + u_t$. Foram aplicados os testes de Dickey e Fuller aumentado, para verificar a presença de raiz unitária com vista a estimação do modelo de Engle e Granger (1987) para séries cointegradas.

Testes de correlação serial também foram utilizados com intuito de excluir variáveis com correlação maior do que 0,95 para amenizar os problemas de multicolinearidade entre as variáveis estimadas. O método de estimação foi o de mínimos quadrados ordinários.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Para a realização da regressão linear entre as séries, inicialmente, procedeu-se a realização de testes para verificar a presença de raiz unitária nas séries. O teste aplicado foi o de Dickey- Fuller aumentado. Em caso de presença de raiz unitária o procedimento a ser adotado nas equações lineares seria o da estimação da regressão com a presença do vetor de correção de erros propostos por Engle e Granger (1987), para séries cointegradas.

A tabela 21 revela que nenhuma das séries testadas apresentou raiz unitária em nível, descartando-se o uso de regressões cointegradas na presente base de dados, inviabilizando, por consequência, a utilização do vetor de correção de erros. Todas as séries testadas não apresentaram raiz unitária em todo o período analisado.

Tabela 21: P-valores do teste de Dickey-Fuller aumentado para presença de raiz unitária

	série em nível		série em nível		
	P-valor/D.F.A	Estacionária/nã o estacionária	P-valor/D.F.A	Estacionária/nã o estacionária	
ATIVOS			PASSIVOS		
Ativo Total	3,93E-15	Estacionária	Passivo Exigível	2,30E-29	Estacionária
Disponibilidades	2,08E-15	Estacionária	Depósitos a Vista	2,19E-28	Estacionária
Aplicações Interfinanceiras	6,60E-12	Estacionária	Depósitos Poupanca	2,18E-34	Estacionária
TVMe Instrumentos Financeiros Deri	2,14E-15	Estacionária	Depósitos Interfinanceiros	1,17E-34	Estacionária
Relações Interfinanceiras	1,58E-15	Estacionária	Depósitos A Prazo	1,58E-25	Estacionária
Relações Interdependências	5,65E-18	Estacionária	Depósitos Outros	5,26E-29	Estacionária
Oper. De Cred. e Arrend. Mercantil Total	1,81E-16	Estacionária	Depósitos Total	2,76E-28	Estacionária
Oper Cred e Arrend Mercantil Provisa	1,78E-13	Estacionária	Captações no Mercado Aberto	3,69E-29	Estacionária
Outros Créditos	8,69E-16	Estacionária	Recursos de Aceites e Emissao de Tit	9,20E-41	Estacionária
Outros Valores e Bens	1,34E-13	Estacionária	Relações Interfinanceiras	5,12E-32	Estacionária
Imobilizado de Arrendamento Permanente	7,69E-17	Estacionária	Relações Interdependências	3,33E-25	Estacionária
	7,70E-15	Estacionária	Obrigações por Empréstimos e Repas	1,13E-30	Estacionária
			Instrumentos Financeiros Derivati	1,09E-35	Estacionária
DRE- Lucro Líquido	1,96E-29	Estacionária	Outras Obrigações e Exercícios Futu	5,16E-28	Estacionária
			Patrimonio Líquido	1,08E-25	Estacionária

Com os resultados do teste de raiz unitária, foi realizada a análise dos dados por meio do uso de regressões lineares. Dois procedimentos foram executados, primeiro regrediu-se o lucro com todas as variáveis ativas e passivas individualmente, posteriormente, regrediu-se o lucro com todas as variáveis ativas e passivas em conjuntos.

Para Alves e Camargos (2014) a escolha da utilização dos modelos estatísticos como instrumentos de apoio podem ser determinantes na análise do processo de tomada de decisão referentes aos aspectos relacionados aos entendimentos sobre a lucratividade. Dessa forma, ao descartar o uso do modelo de cointegração, delimitou-se como abordagem metodológica regressões que busquem reduzir incertezas mediante a perspectiva da robusticidade dos resultados produzidos via equações.

A tabela 22 revela que todas as contas ativas foram significativas na explicação da variação do lucro líquido. Com exceção da Provisão das Operações de Créditos e Arrendamento Mercantil, que possuiu relação negativa com a estimação do lucro líquido, todas as demais contas ativas obtiveram relação positiva na explicação do lucro.

Neste contexto, é possível inferir que as empresas do setor financeiro buscam diversas oportunidades de crescimento aliadas a questão da lucratividade. Cabe ainda destacar que, os ganhos de uma empresa estão relacionados com o seu ambiente e os seus diversos agentes envolvidos (BASTOS; NAKAMURA; BASSO, 2009; VELOSO; MALIK, 2010). Ganhos estes representados nas diversas variáveis de ativos e passivos por hora testados.

As contas de disponibilidades, Relações de interdependências e outros valores e bens foram as que lograram os maiores coeficientes angulares, portanto, as que promovem uma reação mais evidente e rápida na formação do lucro bancário.

De posse destes indicadores é possível levantar a hipótese de que o maior volume de recursos disponíveis (disponibilidades), permite o empréstimo entre agências, seguradoras, ou empresas do mesmo grupo empresarial (relações de interdependências) no atendimento das necessidades de empréstimos para os clientes locais, por sua vez, esta relação promoveria o aumento dos lucros pela prestação do serviço e aumento da velocidade de circulação do dinheiro disponível inter agências.

Esta hipótese, do aumento do lucro via aumento da velocidade de circulação dos empréstimos inter agências, pode ser comparada, ainda que minimamente, aos aumentos esperados do PIB via aumentos da velocidade de circulação da moeda contidos na teoria quantitativa da moeda a partir de Fisher (1920).

Tabela 22: regressões lineares para contas individuais do ativo

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	81,0909	9875,95	0,0082	0,9934	
Ativo Total	0,006648	7,90E-05	84,1733	<0,0001	***
const	35135,1	13579	2,5874	0,0098	***
Disponibilidades	0,412342	0,00753696	54,7093	<0,0001	***
const	46107,2	12649,4	3,645	0,0003	***
AplicacoesInterfinanceiras	0,0377916	0,000627287	60,2461	<0,0001	***
const	-19119,4	12800,9	-1,4936	0,1355	
TVMeInstrumentosFinanceirosDeri	0,0354133	0,000579908	61,0671	<0,0001	***
const	109439	16777,9	6,5228	<0,0001	***
RelacoesInterfinanceiras	0,0334264	0,000910046	36,7305	<0,0001	***
const	144124	21311,1	6,7628	<0,0001	***
RelacoesInterdependencias	3,42053	0,205763	16,6236	<0,0001	***
const	32827,7	12177	2,6959	0,0071	***
OpeCredeArrendMercantilTotal	0,0152124	0,000238432	63,8018	<0,0001	***
const	32344,3	11838,4	2,7321	0,0064	***
OperCredeArrendMercantilProvisa	-0,265804	0,00401157	-66,2594	<0,0001	***
const	22598,4	13519,4	1,6715	0,0948	*
OutrosCreditos	0,0464781	0,000839054	55,3935	<0,0001	***
const	3565,03	14740	0,2419	0,8089	
OutrosValoreseBens	1,59809	0,0324912	49,1855	<0,0001	***
const	129766	18785,7	6,9077	<0,0001	***
ImobilizadodeArrendamento	0,107598	0,00389486	27,6255	<0,0001	***
const	71496,8	13386,9	5,3408	<0,0001	***
Permanente	0,102797	0,0018688	55,0067	<0,0001	***
const	4103,17	10132,3	0,405	0,6856	
PassivoExigivel	0,00711645	8,73E-05	81,4949	<0,0001	***
const	43289,5	12789,4	3,3848	0,0007	***
DepositosaVista	0,112801	0,00189917	59,3951	<0,0001	***
const	85489,3	16342,8	5,231	<0,0001	***
DepositosPoupanca	0,0396595	0,00101091	39,2317	<0,0001	***
const	90598,5	19779,2	4,5805	<0,0001	***
DepositosInterfinanci	0,261624	0,0105197	24,87	<0,0001	***
const	27512,7	14341,6	1,9184	0,0553	*
DepositosAPrazo	0,033991	0,000671722	50,6028	<0,0001	***
const	136031	19552,2	6,9573	<0,0001	***
DepositosOutros	0,231086	0,00952127	24,2705	<0,0001	***
const	29483,3	13595,6	2,1686	0,0303	**
DepositosTotal	0,0167309	0,000305538	54,7589	<0,0001	***
const	51422,7	11361,2	4,5262	<0,0001	***
CaptacoesnoMercado	0,0277849	0,000400083	69,4478	<0,0001	***
const	105570	17627,3	5,989	<0,0001	***
RecursosdeAceiteseE	0,061653	0,00186343	33,0858	<0,0001	***
const	109439	16777,9	6,5228	<0,0001	***
RelacoesInterfinancei	0,0334264	0,000910046	36,7305	<0,0001	***

const	126021	18856,6	6,6831	<0,0001	***
ObrigacoesporEmpres	0,0198488	0,000723822	27,4222	<0,0001	***
const	98679,6	20185,9	4,8885	<0,0001	***
InstrumentosFinanceir	0,31669	0,013754	23,0253	<0,0001	***
const	10775,5	11450,3	0,9411	0,3468	
OutrasObrigacoesEx	0,0339978	0,000487106	69,7954	<0,0001	***
const	-12549,9	10534,8	-1,1913	0,2337	
PatrimonioLiquido	0,0843216	0,00107799	78,2214	<0,0001	***

Modelo: MQO, usando as observações (T = 1519) Variável dependente: Lucro Líquido

Na análise das contas passivas as subcontas com maior influência na explicação do lucro líquido foram as relações de interdependências, os instrumentos financeiros derivativos e os depósitos financeiros, nesta ordem, do maior para o menor, quando considerado o coeficiente angular das regressões. Estas três subcontas obtiveram significância estatística com 99% de confiança sendo todas positivas.

Nenhuma variável passiva testada apresentou relação negativa na explicação dos lucros. Nos ativos a provisão de operações de créditos e arrendamento mercantil apresentou relação negativa. Sem exceção, todas as variáveis passivas testadas foram relevantes estatisticamente para a explicação dos lucros, sinalizando para a possibilidade de se levantar a hipótese de que o gerenciamento dos recursos no setor bancário é altamente explorado, analisado e redistribuído com eficiência entre as subcontas utilizadas.

A distribuição destes recursos nas diversas subcontas é que possibilitam melhores rentabilidades, com redução de riscos por meio da diversificação, nas janelas temporais que se sucedem promovendo retornos na janela extensa de tempo utilizada na amostra. O setor bancário administra muito bem seus recursos escassos, de tal forma que, para toda a alocação de recursos há certa contrapartida em termos de lucros! Gregório (2005) já havia constado que o setor bancária apresentava rentabilidade maior quando comparadas as empresas não financeiras.

A conta de relações de interdependências foi a que apresentou a maior contribuição na explicação do lucro bancário. A conta tem similaridade com a conta do ativo, mas contempla o lado das obrigações inter agências/inter corretoras.

A hipótese levantada para explicação de tal fenômeno foi a de que a velocidade de circulação da moeda é fator importante na formação do lucro bancário, pois a sobra de recursos de uma agência pode ser utilizada por investidores de outras praças, elevando não só a rentabilidade do dinheiro de posse dos bancos como também o aumento da criação de moeda com monetização do sistema.

Neste caminho, a capilaridade das agências bancárias parece ser fundamental no processo de circulação do dinheiro e no processo de captação e aplicação de recursos via bancos.

Calculou-se o coeficiente de correlação entre as variáveis analisadas para eliminação das variáveis com índice superior a 0,95 na tentativa de suprimir problemas de multicolinearidade.

Tabela 23: Correlação entre o lucro líquido e as variáveis testadas

AtivoTotal	0,9076
Disponibilidades	0,8146
AplicacoesInterfinanc	0,8398
TVMeInstrumentosFi	0,8431
RelacoesInterfinancei	0,6861
RelacoesInterdependn	0,3925
OpeCredeArrendMerc	0,8535
OperCredeArrendMer	-0,8621
OutrosCreditos	0,818
OutrosValoreseBens	0,784
ImobilizadodeArrend	0,5785
Permanente	0,8161
PassivoExigivel	0,9023
DepositosaVista	0,8362
DepositosPoupanca	0,7097
DepositosInterfinance	0,5382
DepositosAPrazo	0,7924
DepositosOutros	0,5289
DepositosTotal	0,8149
CaptacoesnoMercado	0,8722
RecursosdeAceiteseE	0,6474
RelacoesInterfinancei	0,6861
RelacoesInterdepende	0,8393
ObrigacoesporEmpres	0,5757
InstrumentosFinanceir	0,5089
OutrasObrigacoesEx	0,8732
PatrimonioLiquido	0,8952

Coefficientes de correlação entre lucro e contas do ativo e passivo
5% valor crítico (bicaudal) = 0,0503 para n = 1519

Nenhuma das variáveis analisadas obteve correlação acima do limite estabelecido. Na tabela 23 são apresentados somente os resultados da correlação entre lucros e as variáveis testadas. Posteriormente, procedeu-se a estimação de regressão múltipla como segue: regressão de contas ativas e regressão de contas passivas.

A estimação da regressão múltipla com as contas ativas, tabela 24, mostra que todas as contas ativas foram determinantes na obtenção de lucros no sistema bancário. Com exceção das relações de interdependências, significativa com 90% de certeza, todas as demais contas foram determinantes com 99% de confiança.

A conta de ativos totais foi a única conta que obteve relação significativa e negativa entre as contas ativas testadas, todas as demais foram positivas. Outros valores e bens e, disponibilidades, foram as contas com maiores coeficientes angulares, contribuindo de forma mais intensa na formação do lucro em relação as demais, quando analisado o conjunto de fatores.

Na contramão dos resultados evidenciados quando regredidas isoladamente as variáveis ativas e passivas, onde todas as variáveis foram significativas e, também para a regressão múltipla, ao se considerar contas ativas, foi encontrada relação significativa em apenas duas contas passivas, quando feito o procedimento de regressão múltipla na geração de lucros.

Para as contas passivas, relações interfinanceiras e patrimônio líquido apresentaram relação significativa e positiva. Em sete variáveis observou-se sinal negativo na estimação da regressão múltipla nas contas passivas na regressão múltipla, tal fato não foi evidenciado para nenhuma das variáveis quando testadas individualmente, no entanto, estas contas não se mostraram robustas e relevantes na explicação dos lucros.

Tabela 24: Regressão múltipla na amostra total 1995 à 2014

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	7122,06	7967,36	0,8939	0,3715	
AtivoTotal	-0,251402	0,0384599	-6,5367	<0,0001	***
Disponibilidades	0,326006	0,0393647	8,2817	<0,0001	***
AplicacoesInterfinanceiras	0,272948	0,0385208	7,0857	<0,0001	***
TVMeInstrumentosFinanceirosDeri	0,251479	0,0386039	6,5143	<0,0001	***
RelacoesInterfinanceiras	0,261723	0,0384142	6,8132	<0,0001	***
RelacoesInterdependncias	0,185651	0,0953512	1,947	0,0517	*
OpeCredeArrendMercantilTotal	0,246536	0,038471	6,4084	<0,0001	***
OperCredeArrendMercantilProvisa	0,162121	0,0413954	3,9164	<0,0001	***
OutrosCreditos	0,242346	0,0383484	6,3196	<0,0001	***
OutrosValoreseBens	0,438947	0,0474321	9,2542	<0,0001	***
ImobilizadodeArrendamento	0,253959	0,0389122	6,5265	<0,0001	***
Permanente	0,29054	0,0387552	7,4968	<0,0001	***

estimação de equação com vetor de correção de erros previstas em Engle e Granger (1987), se estingue pela falta das premissas iniciais para os dois períodos das subamostras.

Tabela 26: Teste de raiz unitária no período de 2009-2014

	série em nível		série em nível	
	P-valor	Estacionária/ não estacionária	P-valor	Estacionária/ não estacionária
ATIVOS			PASSIVOS	
AtivoTotal	1,99E-19	Estacionária	Passivo Exigível	1,24E-19 Estacionária
Disponibilidades	1,04E-20	Estacionária	Depósitos a Vista	5,92E-19 Estacionária
Aplicações Interfinanceiras	3,39E-17	Estacionária	Depósitos Poupança	3,24E-25 Estacionária
TVMe Instrumentos Financeiros Deri	3,74E-21	Estacionária	Depósitos Interfinanceiros	2,61E-24 Estacionária
Relações Interfinanceiras	9,26E-21	Estacionária	Depósitos A Prazo	5,60E-18 Estacionária
Relações Interdependências	1,89E-24	Estacionária	Depósitos Outros	2,47E-19 Estacionária
Oper. De Cred. e Arrend. Mercantil Total	2,62E-21	Estacionária	Depósitos Total	3,90E-20 Estacionária
Oper Cred e Arrend Mercantil Provisa	1,34E-18	Estacionária	Captações no Mercado Aberto	5,01E-18 Estacionária
Outros Créditos	2,48E-19	Estacionária	Recursos de Aceites e Emissão de Titu	3,85E-28 Estacionária
Outros Valores e Bens	4,78E-20	Estacionária	Relações Interfinanceiras	9,26E-21 Estacionária
Imobilizado de Arrendamento	5,84E-24	Estacionária	Relações Interdependências	2,68E-18 Estacionária
Permanente	1,69E-19	Estacionária	Obrigações por Empréstimos e Repass	2,62E-19 Estacionária
			Instrumentos Financeiros Derivati	3,33E-23 Estacionária
DRE- Lucro Líquido	4,03E-18	Estacionária	Outras Obrigações e Exercícios Futu	4,04E-18 Estacionária
			Patrimonio Liquido	3,92E-18 Estacionária

Período de 2009 – 2014

Nos períodos das subamostras adotou-se os mesmos procedimentos na estimação de regressões simples e múltiplas, com exceção da regressão múltipla para ativos e passivos no período de 1995-2008, onde foi necessário a exclusão de uma variável para evitar problemas de graus de liberdade ou de matriz singular.

Neste caso, o procedimento adotado, primeiramente, foi o da regressão *stepwise* com todas as variáveis e excluindo-se uma a uma com verificação da contribuição do p-valor F. Foram excluídas as variáveis relações de interdependências, do ativo, e depósitos interfinanceiros, do passivo.

As regressões simples são apresentadas nas tabelas 27 e 28 e as múltiplas nas tabelas 29 e 30. Nas regressões simples, para contas do ativo, as variáveis que mais contribuíram para a formação do lucro foram as relações de interdependências, outros valores e bens e a conta disponibilidades, todas com 99% de confiança.

A provisão para operações de créditos e arrendamento mercantil foi a única variável a apresentar coeficiente angular negativo para as contas dos ativos e dos passivos. Além da relação negativa a variável foi significativa a 99%.

Para os passivos as contas de relações de interdependências e instrumentos financeiros derivativos foram as contas com maior contribuição na formação do lucro bancário. Ambas tiveram

relação positiva e significância estatística de 99%. Com exceção das constantes, todas as demais contas foram significativas estatisticamente.

As contas ativas do período 1995-2008, quando comparados a amostra total, obtiveram um padrão semelhante em termos dos maiores coeficientes angulares, sendo que as contas de relações de interdependências, outros valores e bens e a conta disponibilidades foram as três com os maiores coeficientes em ambos os casos, não necessariamente nesta ordem e, a conta de provisão para operações de créditos e arrendamento mercantil também foi significativa e negativa em ambos casos.

Para as contas do passivo, quando comparados a amostra total, novamente um padrão semelhante em termos dos maiores coeficientes angulares foi obtido, em sintonia ao ocorrido com as variáveis do ativo testadas, sendo que os maiores coeficientes obtidos foram as contas de relações de interdependências e instrumentos financeiros derivativos.

Com estes resultados, é possível afirmar, ainda que minimamente, para o fato de que os períodos total e segmentado possuem uma relação de proximidade em termos de variáveis que promovem e que mais contribuem com a formação do lucro dos bancos pois, os resultados em termos de significância estatística e de contribuição com relação a magnitude dos coeficientes angulares se aproximam.

Para a regressão múltipla no período de 1995-2008, quando regredido todos as variáveis testadas, para ativos e passivos, o resultado foi o da obtenção de matriz singular ou da falta de graus de liberdade. Foi necessária a exclusão de uma variável para que a regressão obtivesse algum resultado viável.

Realizou-se um procedimento semelhante ao da equação *stepwise* invertido, ou seja, testou-se a exclusão de uma variável por vez e analisou-se a contribuição do teste F. Para a regressão com contas do ativo excluiu-se a variável Relações de interdependências e para a regressão com variáveis do passivo a conta Depósitos interfinanceiros.

Para os ativos, foram significantes as variáveis Imobilizado de Arrendamento e a conta dos ativos Permanentes, com 90 e 95% de confiança, respectivamente. Além de significativas, ambas contas obtiveram relação positiva na formação do lucro. Quanto ao coeficiente angular, ambas alcançaram contribuição semelhante na produção do lucro.

Nas contas do passivo, foram significativas e positivas as seguintes variáveis: depósitos à vista, relações interfinanceiras e o patrimônio líquido. As três variáveis tiveram relação estatística com 99% de confiança. Relações interfinanceiras foi a variável com maior coeficiente angular entre as variantes utilizadas.

Tabela 27: Regressão simples contas de ativos no período de 1995-2007

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-25623,4	13801,8	-1,8565	0,0638	*
AtivoTotal	0,00863789	0,000285557	30,2493	<0,0001	***
const	52841,5	16592,1	3,1847	0,0015	***
Disponibilidades	0,255718	0,0138506	18,4625	<0,0001	***
const	-25496,5	13444	-1,8965	0,0583	*
AplicacoesInterfinanc	0,0665825	0,00211634	31,4611	<0,0001	***
const	29721,3	17692,7	1,6799	0,0935	*
TVMeInstrumentosFi	0,021604	0,00127828	16,9009	<0,0001	***
const	64802,6	16800,3	3,8572	0,0001	***
RelacoesInterfinancei	0,0517548	0,00298551	17,3353	<0,0001	***
const	124204	19463,2	6,3815	<0,0001	***
RelacoesInterdependn	1,198	0,205633	5,8259	<0,0001	***
const	-3808,83	14138,5	-0,2694	0,7877	
OpeCredeArrendMerc	0,0240492	0,000854161	28,1553	<0,0001	***
const	13311,2	13610,7	0,978	0,3284	
OperCredeArrendMen	-0,342433	0,0117325	-29,1868	<0,0001	***
const	-2060,4	14483,7	-0,1423	0,8869	
OutrosCreditos	0,0559131	0,00207203	26,9847	<0,0001	***
const	31310,6	14621,2	2,1415	0,0326	**
Outros ValoreseBens	0,96181	0,0382849	25,1225	<0,0001	***
const	87088,1	15311,5	5,6877	<0,0001	***
ImobilizadodeArrend	0,132563	0,00633629	20,9213	<0,0001	***
const	-643,187	13706,1	-0,0469	0,9626	
Permanente	0,203705	0,0069173	29,4486	<0,0001	***

Modelo: MQO, usando as observações (T = 652)

Variável dependente: Lucro Líquido

Tabela 28: regressão simples contas do passivo no período de 1995-2007

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
const	-32380,5	11301,2	-2,8652	0,0043***
PassivoExigível	-0,0685611	0,0675957	-1,0143	0,3108
DepositosaVista	0,0638311	0,0186723	3,4185	0,0007***
DepositosPoupanca	0,0195528	0,0164811	1,1864	0,2359
DepositosAPrazo	0,0227225	0,0156868	1,4485	0,148
DepositosOutros	0,0174074	0,0191536	0,9088	0,3638
DepositosTotal	0,0323024	0,0679257	0,4756	0,6346
CaptacoesnoMercado	0,0732055	0,0671804	1,0897	0,2763
RecursosdeAceiteseE	0,0778674	0,0690135	1,1283	0,2596
RelacoesInterfinancei	0,0268202	0,0088006	3,0475	0,0024***
RelacoesInterdepende	-0,130513	0,105521	-1,2368	0,2166
ObrigacoesporEmpres	0,0699793	0,0689731	1,0146	0,3107
InstrumentosFinancei	0,108227	0,0714157	1,5155	0,1302
OutrasObrigacoesEx	0,0704047	0,0678652	1,0374	0,2999
PatrimonioLiquido	0,118182	0,00887629	13,3143	<0,0001***

Média var. dependente	150690,9	D.P. var. dependente	495305,4
Soma resíd. quadrados	3,44E+13	E.P. da regressão	232259
R-quadrado	0,784842	R-quadrado ajustado	0,780113
F(14, 637)	165,9725	P-valor(F)	1,10E-201
Log da verossimilhança	-8973,417	Critério de Akaike	17976,83
Critério de Schwarz	18044,03	Critério Hannan-Quinn	18002,9
rô	0,141458	Durbin-Watson	1,717031

Modelo: MQO, usando as observações (T = 652)
Variável dependente: Lucro Líquido

Tabela 29: Regressão múltipla contas do passivo no período de 1995-2007

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
const	-38167,6	12201,2	-3,1282	0,0018***
AtivoTotal	-0,17869	0,121728	-1,4679	0,1426
Disponibilidades	0,18027	0,12225	1,4746	0,1408
AplicacoesInterfinanc	0,200553	0,121903	1,6452	0,1004
TVMeInstrumentosFi	0,183943	0,121778	1,5105	0,1314
RelacoesInterfinancei	0,177618	0,122154	1,454	0,1464
OpereCredeArrendMerc	0,180753	0,121714	1,4851	0,138
OperCredeArrendMen	0,188042	0,126251	1,4894	0,1369
OutrosCreditos	0,185035	0,121965	1,5171	0,1297
OutrosValoreseBens	0,135035	0,137064	0,9852	0,3249
ImobilizadodeArrend	0,232639	0,121411	1,9161	0,0558*
Permanente	0,258676	0,124078	2,0848	0,0375**

Média var. dependente	150690,9	D.P. var. dependente	495305,4
Soma resíd. quadrados	4,50E+13	E.P. da regressão	265262,1
R-quadrado	0,71803	R-quadrado ajustado	0,713183
F(11, 640)	148,1585	P-valor(F)	9,80E-168
Log da verossimilhança	-9061,577	Critério de Akaike	18147,15
Critério de Schwarz	18200,91	Critério Hannan-Quinn	18168
rô	0,180767	Durbin-Watson	1,638382

Modelo: MQO, usando as observações 1960-2611 (T = 652)
Variável dependente: Lucro Líquido

Tabela 30: Regressão múltipla contas de ativos no período de 1995-2007

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
const	-32380,5	11301,2	-2,8652	0,0043***
PassivoExigível	-0,0685611	0,0675957	-1,0143	0,3108
DepositosVista	0,0638311	0,0186723	3,4185	0,0007***
DepositosPoupanca	0,0195528	0,0164811	1,1864	0,2359
DepositosAPrazo	0,0227225	0,0156868	1,4485	0,148
DepositosOutros	0,0174074	0,0191536	0,9088	0,3638
DepositosTotal	0,0323024	0,0679257	0,4756	0,6346
CaptacoesnoMercado/	0,0732055	0,0671804	1,0897	0,2763
RecursosdeAceiteseE	0,0778674	0,0690135	1,1283	0,2596
RelacoesInterfinancei	0,0268202	0,0088006	3,0475	0,0024***
RelacoesInterdepende	-0,130513	0,105521	-1,2368	0,2166
ObrigacoesporEmpres	0,0699793	0,0689731	1,0146	0,3107
InstrumentosFinanceir	0,108227	0,0714157	1,5155	0,1302
OutrasObrigacoesEx	0,0704047	0,0678652	1,0374	0,2999
PatrimonioLiquido	0,118182	0,00887629	13,3143	<0,0001***

Média var. dependente	150690,9	D.P. var. dependente	495305,4
Soma resid. quadrados	3,44E+13	E.P. da regressão	232259
R-quadrado	0,784842	R-quadrado ajustado	0,780113
F(14, 637)	165,9725	P-valor(F)	1,10E-201
Log da verossimilhan	-8973,417	Critério de Akaike	17976,83
Critério de Schwarz	18044,03	Critério Hannan-Quin	18002,9
rô	0,141458	Durbin-Watson	1,717031

Modelo: MQO, usando as observações 1960-2611 (T = 652)

Variável dependente: Lucro Líquido

No segundo subperíodo utilizado, 12/2009-12/2014, comportamento semelhante aos resultados encontrados no período total foram obtidos, para as regressões simples e, para ativos e passivos, quando as variáveis foram regredidas isoladamente.

Todas as contas revelaram significância estatística, com 99% de confiança e, com exceção da estimativa da conta provisão para operações de créditos e arrendamento mercantil que obteve sinal negativo, as demais mostraram relação positiva na contribuição da formação dos lucros.

Para os ativos, foram significativas as variáveis disponibilidades, relações de interdependências, provisão para operações de créditos e arrendamento mercantil e outros valores e bens. A maior contribuição, em termos de coeficiente angular, foi da variável relações de interdependências seguida das contas outros valores e bens e de disponibilidades.

Na análise de regressão múltipla, para os ativos, com exceção das relações de interdependências, todas as demais variáveis foram significativas sendo, os ativos permanentes e as

disponibilidades as de maiores coeficientes angulares. A conta de ativos totais foi a única a apresentar relação negativa na determinação dos lucros, as demais foram positivas.

Para os passivos, quando considerada as estimativas das variáveis no formato individual, foi observado que, todas as variáveis foram significativas e positivas sendo, as relações de interdependência, depósitos outros e os depósitos interfinanceiros as de maiores coeficientes angulares

Na análise de regressão múltipla, para as contas do passivo, apenas três contas foram significativas, sendo elas: os depósitos à vista, as relações interfinanceiras e o patrimônio líquido. A maior contribuição foi evidenciada no patrimônio líquido. Todas as variáveis foram significativas com 99% de confiança e positivas.

Comparado com os outros período testados, há uma manutenção da significância das contas em termos de sinal e de confiança nas estimativas para os três períodos testados quando foi verificada a estimação individual das contas, ou seja, nos períodos de 1995-2017, de 12/1995-12/2007 e de 12/2009-12/2014 não foi evidenciado mudança na estrutura nas variáveis que contribuíram para a formação dos lucros. Todas as variáveis foram significativas em todos os períodos testados, quando regredidas ‘uma a uma’.

Tabela 31: Regressão simples contas de ativos no período de 2009-2014

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-6996,91	14495,9	-0,4827	0,6295	
Ativo Total	0,00653108	9,01E-05	72,4475	<0,0001	***
const	49810,9	19887,3	2,5047	0,0125	**
Disponibilidades	0,456367	0,00941586	48,4679	<0,0001	***
const	49910,3	20429,9	2,443	0,0148	**
Aplicacoes Interfinanc	0,0367321	0,000785713	46,75	<0,0001	***
const	-15669,9	17417,6	-0,8997	0,3686	
TVM em Instrumentos Fi	0,0383577	0,000655794	58,4904	<0,0001	***
const	113375	27170,5	4,1727	<0,0001	***
Rel açoes Interfinanceir	0,0323996	0,00110773	29,2487	<0,0001	***
const	166922	34325,8	4,8629	<0,0001	***
Rel açoes Interdependn	4,64747	0,308449	15,0672	<0,0001	***
const	20803,5	19109	1,0887	0,2766	
OperCredeArrendMerc	0,014705	0,000285512	51,5042	<0,0001	***
const	27079,5	18850,2	1,4366	0,1512	
OperCredeArrendMen	-0,262084	0,00500981	-52,3142	<0,0001	***
const	26958,3	21882,3	1,232	0,2183	
OutrosCreditos	0,0466234	0,0010882	42,8444	<0,0001	***

const	-8502,74	20817,1	-0,4085	0,683	
OutrosValoreseBens	2,06211	0,0443611	46,4845	<0,0001	***
const	147311	31264,1	4,7118	<0,0001	***
ImobilizadodeArrend	0,122699	0,00585124	20,9697	<0,0001	***
const	70044,8	20938,7	3,3452	0,0009	***
Permanente	0,0999817	0,00222477	44,9403	<0,0001	***

Modelo: MQO, usando as observações 1960-2611 (T = 652)
Variável dependente: Lucro Líquido

Tabela 32: Regressão simples contas de passivos no período de 2009-2014

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	-2354,43	14948,8	-0,1575	0,8749	
PassivoExigivel	0,00699328	0,000100131	69,8412	<0,0001	***
const	66284,5	20479	3,2367	0,0013	***
DepositosVista	0,120115	0,00258986	46,3789	<0,0001	***
const	110697	26693,9	4,1469	<0,0001	***
DepositosPoupanca	0,0397582	0,00131361	30,2663	<0,0001	***
const	90605,9	32627,1	2,777	0,0056	***
DepositosInterfinanc	0,270767	0,0138244	19,5862	<0,0001	***
const	40775,3	22965,9	1,7755	0,0762	*
DepositosAPrazo	0,0345957	0,000870125	39,7594	<0,0001	***
const	152311	31199,3	4,8819	<0,0001	***
DepositosOutros	0,304271	0,0144743	21,0214	<0,0001	***
const	46359,6	21813,4	2,1253	0,0339	**
DepositosTotal	0,0169712	0,000397007	42,7478	<0,0001	***
const	50085,3	17494	2,863	0,0043	***
CaptacoesnoMercado	0,0268323	0,000469846	57,1088	<0,0001	***
const	93769,1	28484,1	3,292	0,001	***
RecursosdeAceiteseE	0,0600311	0,00223109	26,9067	<0,0001	***
const	113375	27170,5	4,1727	<0,0001	***
RelacoesInterfinancei	0,0323996	0,00110773	29,2487	<0,0001	***
const	42125,8	20110,9	2,0947	0,0365	**
RelacoesInterdepende	1,40478	0,029352	47,8599	<0,0001	***
const	137151	31208,9	4,3946	<0,0001	***
ObrigacoesporEmpres	0,0188357	0,000887841	21,2151	<0,0001	***
const	108162	33549,1	3,224	0,0013	***
InstrumentosFinancei	0,34732	0,019647	17,678	<0,0001	***
const	-789,433	17348,6	-0,0455	0,9637	
OutrasObrigacoesEx	0,0337782	0,00057733	58,5076	<0,0001	***
const	-19739,8	16489,7	-1,1971	0,2316	
PatrimonioLiquido	0,0826404	0,00132103	62,5574	<0,0001	***

Modelo: MQO, usando as observações 1960-3478 (T = 1519)
Variável dependente: Lucro Líquido

Tabela 33: Regressão múltipla contas de passivos no período de 2009-2014

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	10792,5	9335,72	1,156	0,248	
AtivoTotal	-0,323111	0,0353496	-9,1404	<0,0001	***
Disponibilidades	0,399705	0,0368318	10,8522	<0,0001	***
AplicacoesInterfinanceiras	0,346972	0,0355088	9,7714	<0,0001	***
TVMeInstrumentosFinanceirosDeri	0,325098	0,0355763	9,138	<0,0001	***
RelacoesInterfinanceiras	0,336548	0,0354029	9,5062	<0,0001	***
RelacoesInterdependncias	0,12316	0,114789	1,0729	0,2836	
OpeCredeArrendMercantilTotal	0,315743	0,0352972	8,9453	<0,0001	***
OperCredeArrendMercantilProvisa	0,194612	0,0395027	4,9265	<0,0001	***
OutrosCreditos	0,312634	0,0352382	8,872	<0,0001	***
OutrosValoreseBens	0,243071	0,0537977	4,5182	<0,0001	***
ImobilizadodeArrendamento	0,327549	0,035892	9,126	<0,0001	***
Permanente	0,360571	0,0356752	10,1071	<0,0001	***

Média var. dependente	250815,5	D.P. var. dependente	1095093
Soma resíd. quadrados	5,06E+13	E.P. da regressão	250589
R-quadrado	0,948405	R-quadrado ajustado	0,947637
F(12, 806)	1234,649	P-valor(F)	0
Log da verossimilhança	-11337,01	Critério de Akaike	22700,03
Critério de Schwarz	22761,23	Critério Hannan-Quinn	22723,51
rô	0,163846	Durbin-Watson	1,672122

Modelo: MQO, usando as observações 1960-2611 (T = 652)

Variável dependente: Lucro Líquido

Tabela 34: Regressão múltipla contas de ativos no período de 2009-2014

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	10792,5	9335,72	1,156	0,248	
AtivoTotal	-0,323111	0,0353496	-9,1404	<0,0001	***
Disponibilidades	0,399705	0,0368318	10,8522	<0,0001	***
AplicacoesInterfinanceiras	0,346972	0,0355088	9,7714	<0,0001	***
TVMeInstrumentosFinanceirosDeri	0,325098	0,0355763	9,138	<0,0001	***
RelacoesInterfinanceiras	0,336548	0,0354029	9,5062	<0,0001	***
RelacoesInterdependncias	0,12316	0,114789	1,0729	0,2836	
OpeCredeArrendMercantilTotal	0,315743	0,0352972	8,9453	<0,0001	***
OperCredeArrendMercantilProvisa	0,194612	0,0395027	4,9265	<0,0001	***
OutrosCreditos	0,312634	0,0352382	8,872	<0,0001	***
OutrosValoreseBens	0,243071	0,0537977	4,5182	<0,0001	***
ImobilizadodeArrendamento	0,327549	0,035892	9,126	<0,0001	***
Permanente	0,360571	0,0356752	10,1071	<0,0001	***

Média var. dependente	250815,5	D.P. var. dependente	1095093
Soma resíd. quadrados	5,06E+13	E.P. da regressão	250589
R-quadrado	0,948405	R-quadrado ajustado	0,947637
F(12, 806)	1234,649	P-valor(F)	0
Log da verossimilhança	-11337,01	Critério de Akaike	22700,03
Critério de Schwarz	22761,23	Critério Hannan-Quinn	22723,51
\hat{r}^2	0,163846	Durbin-Watson	1,672122

Modelo: MQO, usando as observações 1960-2778 (T = 819)
Variável dependente: Lucro Líquido

5 CONCLUSÃO

Este trabalho procurou os determinantes lucro líquido dos maiores bancos brasileiros no período de 1995 a 2014. Para isto, utilizou as contas dos demonstrativos financeiros disponíveis no site do BACEN buscando evidenciar quais variáveis foram determinantes para formação do lucro, com estimação de variáveis no formato individual e coletiva.

Neste contexto, foram estimadas regressões lineares no formato ‘uma a uma’ e, posteriormente, com o maior número possível de variáveis. Foram utilizadas as variáveis financeiras provenientes dos demonstrativos com as contas dos ativos e passivos.

Verificou-se, portanto, o comportamento individual e coletivo das variáveis no processo de explicação da variação dos lucros, oferecendo uma visão sobre a gestão acerca da alocação dos recursos e sua contribuição na geração efetiva de resultados na dinâmica bancária.

Sendo assim, contribui na formação que paira sobre o conhecimento da alocação e aplicação de recursos que maximizaram os lucros do setor bancário nos últimos 19 anos, agregando aos estudos já explorados em Dantas, Medeiros e Paulo (2011) e Primo, Dantas, Medeiros e Capelletto (2013) quando analisada a eficiência e rentabilidade do setor bancário.

A amostra total foi composta dos demonstrativos financeiros dos 50 maiores bancos brasileiros coletados no *site* do Banco Central. Além do estudo no período amostral completo, os dados foram segmentados no período antes e pós crise financeira de 2008, ou seja, nos demonstrativos publicados no período de 12/1995-12/2007 e 12/2009-12/2014, para verificar se houve rearranjos ou mudanças estruturais e organizacionais oriundas no período de crise do sistema financeiro.

Para o período amostral total, os principais resultados revelaram que todas as contas ativas foram significativas na explicação da variação do lucro líquido. Com exceção da Provisão das Operações de Créditos e Arrendamento Mercantil, que foi significativa e negativa, todas as demais revelaram relação positiva na explicação do lucro, sendo os maiores coeficientes angulares obtidos pelas contas de disponibilidades, Relações de interdependências e outros valores e bens.

Para as contas do passivo a maior influência na explicação do lucro líquido foram as relações de interdependências, os instrumentos financeiros derivativos e os depósitos financeiros. Nenhuma variável passiva testada apresentou relação negativa na explicação dos lucros e, todas as variáveis passivas testadas foram relevantes estatisticamente para a explicação dos lucros.

A análise de regressão múltipla mostrou que todas as contas ativas foram determinantes na obtenção de lucros no sistema bancário. A conta de ativos totais foi a única conta que obteve relação significativa e negativa entre as variáveis ativas testadas, as demais foram positivas.

Outros valores e bens e, disponibilidades, foram as contas com maiores coeficientes angulares, contribuindo de forma mais intensa na formação do lucro em relação as demais. Para as contas passivas, relações interfinanceiras e patrimônio líquido apresentaram relação significativa e positiva, as demais não foram significativas ou determinantes do lucro.

A eficiência analisada em Dantas, Medeiros e Paulo (2011) e Primo, Dantas, Medeiros e Capelletto (2013) e a análise de rentabilidade explorada em Gregório (2005), Rover, Tomazzia e Fávero (2011) e D'Oliveira (2014), entre outros, de certa forma, se alinham achados neste trabalho quando se constata que o setor bancário é exímio ao administrar seus recursos escassos representados nas diversas contas dos demonstrativos financeiros traduzindo-se em retornos financeiros para o setor.

Nos períodos das subamostras adotou-se os mesmos procedimentos na estimação de regressões simples e múltiplas, com exceção da regressão múltipla para ativos e passivos no período de 1995-2008, onde foi necessário a exclusão de uma variável para evitar problemas de graus de liberdade ou de matriz singular.

Para o período de 12/1995-12/2007 as regressões simples são apresentadas nas tabelas 27 e 28 e as múltiplas nas tabelas 9 e 10. Nas regressões simples, para contas do ativo, as variáveis que mais contribuíram para a formação do lucro foram as relações de interdependências, outros valores e bens e a conta disponibilidades, todas com 99% de confiança.

A provisão para operações de créditos e arrendamento mercantil foi a única variável a apresentar coeficiente angular negativo para as contas dos ativos e dos passivos. Além da relação negativa a variável foi significativa a 99%.

Para os passivos as contas de relações de interdependências e instrumentos financeiros derivativos foram as contas com maior contribuição na formação do lucro bancário. Ambas tiveram relação positiva e significativas. Com exceção das constantes, todas as demais contas foram significantes.

As contas ativas do período 12/1995-12/2007, quando comparados a amostra total, obtiveram um padrão semelhante em termos dos maiores coeficientes angulares, sendo as relações de interdependências, outros valores e bens e a conta disponibilidades as três com os maiores

coeficientes em ambos os casos, não necessariamente nesta ordem e, a conta de provisão para operações de créditos e arrendamento mercantil também foi significativa e negativa em ambos casos.

Para as contas do passivo, quando comparados a amostra total, novamente um padrão semelhante em termos dos maiores coeficientes angulares foi obtido, em sintonia ao ocorrido com as variáveis do ativo testadas, sendo que os maiores coeficientes obtidos foram as contas de relações de interdependências e instrumentos financeiros derivativos.

Com estes resultados, é possível afirmar, ainda que minimamente, para o fato de que os períodos total e segmentado possuem uma relação de proximidade em termos de variáveis que promovem e que mais contribuem em termos da formação do lucro dos bancos pois, os resultados em termos de significância estatística e de contribuição com relação a magnitude dos coeficientes angulares se aproximam.

Para a regressão múltipla no período de 12/1995-12/2007, quando regredidas todos as variáveis testadas, para ativos e passivos, o resultado foi o da obtenção de matriz singular ou da falta de graus de liberdade. Foi necessária a exclusão de uma variável para que a regressão obtivesse algum resultado viável.

Realizou-se um procedimento semelhante ao da equação *stepwise* invertido, ou seja, testou-se a exclusão de uma variável por vez e analisou-se a contribuição do teste F. Para a regressão com contas do ativo excluiu-se a variável Relações de interdependências e para a regressão com variáveis do passivo a conta Depósitos interfinanceiros.

Para os ativos, foram significantes as variáveis Imobilizado de Arrendamento e Permanente, com 90 e 95% de confiança, respectivamente. Além de significativas, ambas contas obtiveram relação positiva na formação do lucro. Quanto ao coeficiente angular, ambas alcançaram contribuição semelhante em termos da magnitude do coeficiente na produção dos lucros.

Nas contas do passivo, foram significativas e positivas as seguintes variáveis: depósitos à vista, relações interfinanceiras e o patrimônio líquido. As três variáveis tiveram relação estatística com 99% de confiança. Relações interfinanceiras foi a variável com maior coeficiente angular entre as variantes utilizadas.

No segundo subperíodo utilizado, 12/2009-12/2014, comportamento semelhante ao período amostral total foi encontrado, para as regressões simples e, para ativos e passivos, quando as variáveis foram regredidas isoladamente. Nas regressões múltiplas os resultados foram destoantes quando comparados ao período integral.

Todas as contas revelaram significância estatística, com 99% de confiança e, com exceção da estimativa da conta provisão para operações de créditos e arrendamento mercantil que obteve sinal negativo, as demais mostraram relação positiva na contribuição da formação dos lucros.

Na estimação dos ativos as contas disponibilidades, relações de interdependências, provisão para operações de créditos e arrendamento mercantil e outros valores e bens obtiveram relação com significância estatística, sendo que a variável relações de interdependências obteve o maior coeficiente angular.

Para a regressão múltipla todas as contas de ativos foram significativas, com exceção das relações de interdependências, sendo que os ativos permanentes e as disponibilidades revelaram os maiores coeficientes angulares. A conta de ativos totais foi a única a apresentar relação negativa na determinação dos lucros, as demais foram positivas.

Na regressão linear simples, para os passivos todas as variáveis foram significativas e positivas sendo, as relações de interdependência a de maior coeficiente angular. Na regressão múltipla, foram significativos e positivos os depósitos à vista, as relações interfinanceiras e o patrimônio líquido. A maior contribuição foi evidenciada na variável patrimônio líquido.

Na análise de regressão linear simples, houve manutenção em termos de sinal e significância para todas as contas testadas em todos os períodos, ou seja, nos períodos de 1995-2017, de 12/1995-12/2007 e de 12/2009-12/2014. Está achado, evidencia que não houve alteração significativa na gestão dos recursos bancários antes e pós crise de 2008.

Logo, para a série de memória longa testada neste trabalho é viável afirmar que a crise financeira do setor financeiro, ocorrida nos Estados Unidos da América, não modificou estruturalmente a gestão bancária no Brasil.

Por certo, não há evidências nas principais contas dos demonstrativos testados que revelem tal mudança. O setor bancário no Brasil mostra solidez ao revelar tal comportamento em termos de gestão de recursos.

REFERÊNCIAS

- ALVES, C. M.; CAMARGOS, M. A. Fatores Condicionantes da Inadimplência em Operações de Microcrédito. *BASE*, v. 11, n. 1, p. 59-74, 2014.
- BASTOS, D. D.; NAKAMURA, W. T.; BASSO, L. F. C. Determinants of capital structure of publicly-traded companies in latin america: an empirical study considering macroeconomic and institutional factors. *Rev. Adm. Mackenzie*, v. 10, n. 6, p. 47-77, 2009.
- VELOSO, G. G.; MALIK, A. M. Análise do desempenho econômico-financeiro de empresas de saúde. *RAE-eletrônica*, v. 9, n. 1, p. 2-22, 2010.
- BRESSAN, A. A., MAFFILI, D. W., Souza, A. A. Estudo da Rentabilidade dos Bancos Brasileiros de Varejo no Período de 1999 a 2005 *Contabilidade Vista & Revista [en linea]* 2007, 18 (Abril-Junio) : [Fecha de consulta: 26 de septiembre de 2016] Disponible en:<<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=197014734007>> ISSN 0103-734X
- Bourke, P. Concentration and other determinants of bank profitability in Europe, North America and Australia *Journal of Banking and Finance*, 13 (1989), pp. 65–79
- DANTAS, José Alves; MEDEIROS, Otávio Ribeiro de; PAULO, Edilson. Relação entre concentração e rentabilidade no setor bancário brasileiro. *Revista contabilidade & finanças*, São Paulo, v.22, n.55, p.5-28, 2011. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S1519-70772011000100002&lng=pt&nrm=iso&tlng=pt>. Acesso em: 12 nov. 2013.
- DICKEY, D.A., FULLER, W.A. “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”. Disponível em: <<http://www.jstor.org/pss/2286348>>. ” *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427–431; 1979.
- Doğan, Mesut. Does firm size affect the firm profitability? Evidence from Turkey. *Research Journal of Finance and Accounting*, v. 4, p. 53-59, 2013.
- D'OLIVEIRA, Eliseu Hernandez. Determinantes da lucratividade bancária no Brasil. 2014. 50 f., il. Dissertação (Mestrado em Economia)—Universidade de Brasília, Brasília, 2014.
- ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, p. 251-276, 1987.
- Eriotis, N. P.; Frangouli, Z.; Ventoura-Neokosmides, Z.. Profit margin and capital structure: an empirical relationship. *Journal of Applied Business Research (JABR)*, v. 18, n. 2, 2002.
- Fiegenbaum, A.; Karnani, A. Output Flexibility – A Competitive Advantage for Small Firms. *Strategic Management Journal*, 12, 101-114, 1991.
- FISHER, Irving. *The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit*. New York: Macmillan Company, 1920.
- GREGÓRIO, Jaime. Análise comparativa da rentabilidade do setor bancário privado atuante no Brasil no período de 1997 a 2004. São Paulo. Dissertação (Mestrado em Ciências Contábeis) – Programa de

Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Departamento de Contabilidade e Atuária, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 2005.

Hall , MI and Weiss , L. Firm Size and Profitability . The Review of Economics and Statistics, Vol. 49, No. 3, pp. 319-331 . The MIT Press . Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/1926642>, Aug., 1967.

Haslem , J. A Statistical Analysis of the Relative Profitability of Commercial Banks . The Journal of Finance, Vol. 23, No. 1, pp. 167-176 . Published by: Wiley for the American Finance Association Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/2325316>, Mar., 1968.

Lee, J. Does Size Matter in Firm Performance? Evidence from US Public Firms”, International Journal of the Economics of Business, 16 (2), pp. 189-203, 2009.

ROVER, Suliani ; TOMAZZIA, Eduardo Cardeal ; FÁVERO, Luis Paulo . Determinantes Econômico-Financeiros e Macroeconômicos da Rentabilidade: Evidências Empíricas do Setor Bancário Brasileiro. In: XXXV Encontro da ANPAD, 2011, Rio de Janeiro. XXXV Encontro da ANPAD, 2011.

Saliha, T.; Abdessatar, A. The Determinants Of Financial Performance: An Empirical Test Using The Simultaneous Equations Method. Economics and Finance Review 10(1), 01 – 19, 2011.

Stierwald, A. Determinants of Firm Profitability – The Effect of Productivity and its Persistence.

Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, 2009. disponível em https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=ESAM09&paper_id=152 (Erişim Tarihi, 4 Ocak 2013)



Macedo, Ms; Santos, Rm; Da Silva, Ff. Desempenho Organizacional No Setor Bancário Brasileiro: Uma Aplicação Da Análise Envoltória De Dados. *Revista de Administração Mackenzie*. 7, 1, 11-44, Feb. 2006. ISSN: 15186776.

MANTOVANI, Marli Helena Colangelo; DOS SANTOS, José Odálio. Análise Da Relação Entre Alavancagem E Rentabilidade Dos Bancos Brasileiros Listados Na Bolsa De Valores De São Paulo No Período De 2001 A 2010. *REGE Revista de Gestão*, São Paulo, v. 22, n. 4, p. 509-524, feb. 2016. ISSN 2177-8736. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/rege/article/view/111503>>. Acesso em: 29 sep. 2016.

PRIMO, U. R.; DANTAS, J. A.; MEDEIROS, O. R.; CAPELLETTO, L. R. Determinantes da rentabilidade bancária no Brasil. *BASE - Revista de Administração e Contabilidade da UNISINOS*, v. 10, n. 4, p. 308-323, 2013.

ESTRATÉGIAS DE APLICAÇÃO E RENTABILIDADE DO FUNDO FAPS

Cidiane Marlei Ribeiro, José de Pietro Neto, Andrei Giovanni Maia, Ana Elizabeth Moiseichyk

  10.56238/livrosindi2024123-004

RESUMO

O presente trabalho teve por objetivo investigar o desempenho e simular estratégias de investimentos para o Fundo de Aposentadoria e Pensão dos Servidores do Município de Palmeira das Missões no período de 2005 a 2013. Para atingir os objetivos buscou-se comparar e propor estratégias de aplicação em ativos de renda fixa e variável por meio da simulação de investimentos, considerando sinais de compra e venda de ativos a partir do saldo de ativos disponíveis no Fundo. Os resultados das simulações demonstraram que em relação às estratégias testadas seis não obtiveram retornos superiores e a estratégia que utilizou 70% dos recursos na caderneta de poupança; 10% em ações BBAS3; 10% em ações BRFS3 e 10% em ações ITSA4 foi a única que obteve rentabilidade superior à obtida pelos gestores do fundo. Esta estratégia de aplicação mostrou-se mais atrativa, devido à utilização de produtos de renda variável a longo prazo. Por fim, observa-se que a estratégia utilizada pelos administradores do Fundo obteve rentabilidade maior que seis, das sete simulações testadas.

Palavras-chave: Renda fixa, Renda variável, Análise financeira, Investimento.

1 INTRODUÇÃO

A gestão de portfólios foi impulsionada por Markowitz (1952) em um trabalho acadêmico pioneiro ao apresentar modelos sofisticados de compra e venda de ativos. A evolução e as crescentes mudanças do setor financeiro revelam que o planejamento e as estratégias de gestão são meios eficazes de reduzir o risco nas operações.

Diferentes modelos foram apresentados durante os anos que vieram na tentativa de oferecer subsídios aos investidores na busca de maiores retornos, entre estes modelos se destacam o modelo de regressão linear, Galton (1869), o CAPM (Capital Asset Pricing Model) de Sharpe (1964) e Lintner (1965), entre outros.

Além destes modelos, há variáveis importantes a serem consideradas em na gestão estratégica de portfólios como os dividendos, *implits* e *splits* de ações, determinantes dos lucros das firmas, etc, veja em Bhattacharia (1979); Procianoy e Verdi (2003); Decourt; Pietro Neto; Seidler e Daneberg (2018); Mishra (2007); etc.

O mercado financeiro e de capitais vem crescendo substancialmente no decorrer dos últimos anos. Para Neves (2007), este mercado vem passando por grandes mudanças e evoluções, materializando seu importante papel de financiador da atividade econômica, assim como também, vem destacando-se como fonte opcional para os investimentos que buscam retornos maiores.

Complementarmente, Gitman (2010) afirma que os mercados financeiros podem ser conceituados como fóruns em que ofertantes e demandantes de fundos podem negociar diretamente.

Conforme explica Assaf Neto (2008, p. 317), “as decisões de investimento envolvem a elaboração, avaliação e seleção de propostas de aplicações de capital efetuadas com o objetivo, normalmente de médio e longo prazo, de produzir determinado retorno aos proprietários de ativos”. Neste sentido, salienta-se o desafio que se apresenta aos gestores, os quais necessitam encontrar a melhor alternativa de investimento, frente a todos os riscos inerentes a situação.

Neste sentido, gestores têm encontrado nos fundos de investimento uma alternativa, uma vez que com estes, os investidores conseguem identificar seus ganhos reais. Borges e Martelanc (2015) afirmam que o sucesso dos fundos está justamente na oferta de um serviço especializado para a gestão do patrimônio, além da promessa de retornos esperados superiores ou anormais.

Dessa forma, o presente trabalho buscou investigar comparar e propor estratégias financeiras de aplicação dos recursos do Fundo de Aposentadoria e Pensão dos Servidores (FAPS), do Município de Palmeira das Missões. O FAPS investe os recursos recebidos de forma a privilegiar a maior rentabilidade aos cotistas do fundo.

Os objetivos da pesquisa procuram estimular os gestores de fundos, inclusive do FAPS, na visualização do processo de criação e oferta de estratégias de investimentos, expondo novos caminhos na gestão dos recursos e, estimulando melhorias na capacitação da visão criativa dos gestores profissionais em níveis de competitividade nacional e internacional, primando pela melhoria na rentabilidade dos recursos disponíveis, também pela busca da eficácia nas operações financeiras por meio da redução do risco.

Especificamente objetiva-se verificar o retorno obtido nos ativos do FAPS, no período de 2005 a 2013, simulando estratégias de aplicação somente em produtos de renda fixa e em portfólios (renda fixa e renda variável), verificando os retornos nas estratégias simuladas e avaliando o risco das carteiras (renda fixa e renda variável).

Os dados foram coletados das demonstrações contábeis e de extratos de contas bancárias do FAPS. A metodologia utilizada foi a exploratória descritiva quantitativa, com a simulação de estratégias de rentabilidade, a fim de buscar respostas para as hipóteses levantadas. O trabalho aqui apresentado se justifica pelo fato de investigar estratégias de aplicação e rentabilidade de ativos, além de outros fundos, de forma a auxiliá-lo na tomada de decisão.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Os fundos de investimento são um tipo de aplicação surgido no século XIX, na Bélgica, o qual se disseminou pela França, Holanda e Inglaterra, chegando aos Estados Unidos em 1924.

Grandes mudanças ocorreram na indústria de fundos após as publicações de temas impulsionadores sugeridas em Bogle (1949; 1951). Entre os temas, a da necessidade dos fundos operarem de forma econômica e com custo reduzido ao clientes, aumentando a rentabilidade dos cotistas.

Além das taxas, revelou a estratégia triunfante dos fundos indexados em relação aos demais no quesito rentabilidade de longo prazo. Nesta linha, optou-se neste trabalho por realizar uma estratégia semelhante a necessidade de indexação proposta por Bogle (2013). É neste sentido, que este trabalho pretende, com o uso de ativos de renda fixa e variável, mas sem rebalanceamento das carteiras, seguindo uma estratégia do tipo ‘*buy and hold*’, pesquisar estratégias mais rentáveis para a gestão do FAPS. No Brasil, o primeiro fundo (denominado Crescinco) iniciou suas atividades em 1957. Contudo, seu crescimento iniciou no final da década de 80 (FONSECA *et al.*, 2007).

Já no que tange à literatura sobre fundos, o artigo seminal sobre a análise de desempenho dos fundos mútuos foi de Jensen (1968), o qual define desempenho como sendo tanto a habilidade do gestor em prever preços e aumentar o retorno do investimento, quanto a sua habilidade de minimizar os riscos.

Rostagno, Soares e Soares (2005) fundamentam em sua pesquisa que os *portfolios* de valor sustentaram rentabilidade superior aos *portfolios* de crescimento, nos cenários econômicos que vigoraram no período de 1995 à 2001. Assim, os resultados encontrados neste estudo sugerem a existência da chamada “*golden opportunity*” no mercado de capitais brasileiro, causada aparentemente por um excesso de expectativa por parte dos investidores quanto ao desempenho futuro das empresas e os lucros que estas irão gerar no futuro.

Para Carvalho, (2005) há evidências empíricas de persistência de performance e a análise dos dados comprovou que uma avaliação de resultados passados pode ser utilizada para definir uma estratégia vitoriosa de investimento. Sobre a avaliação do viés de sobrevivência verificou-se que as carteiras são analisadas pelo mercado olhando apenas os vencedores, o que tende a gerar uma distorção, induzindo o investidor a acreditar que os retornos médios são mais elevados que a realidade. Corroborando, Junarsin (2010) examinou fundos mútuos de ações norte-americanos no período de 1961 a 2009 e não encontrou evidências de que os gestores tenham habilidades especiais para bater o mercado.

Piccoli, *et al.* (2015) , investigam em sua pesquisa a lucratividade da estratégia de momento no mercado brasileiro entre janeiro de 1997 e março de 2014 dentro e fora das crises financeiras ocorridas nesse período. Os resultados demonstram que, fora das crises, os retornos auferidos pela carteira de momento são estatisticamente significativos e geram alfas positivos para os modelos do CAPM e de Fama-French.

Por fim, cabe destacar que este trabalho foi realizado no Fundo de Aposentadoria e Pensão dos Servidores (FAPS) do Município de Palmeira das Missões foi instituído oficialmente em 17 de Outubro de 2001, através da Lei nº 3.015/2001.

3 MÉTODO

O presente trabalho trata de uma pesquisa exploratória descritiva, pois visa através da construção de hipóteses, traçar alternativas eficazes em termos de estratégias de negociação nos investimentos financeiros.

Com abordagem qualitativa e quantitativa, adotou-se o método de procedimento comparativo e estatístico, pois buscaram-se dados e analisou-se as alternativas de investimento que apresentaram melhor rentabilidade (observando aspectos financeiros e de segurança quanto ao risco/retorno), para o saldo do FAPS.

O tipo da pesquisa pode ser considerado documental e bibliográfica, visto que foram utilizadas fontes bibliográficas para o embasamento teórico e a busca documental para os dados quantitativos.

Os investimentos financeiros de renda fixa analisados foram os Títulos do Tesouro Nacional, a Caderneta de Poupança e o CDB/CDI, já na renda variável foram utilizadas as ações da Petrobras, Vale e Gerdau. Os dados foram organizados e analisados em planilhas eletrônicas. A coleta dos dados foi realizada através das informações contábeis do FAPS e extratos bancários fornecido pelas agências bancárias.

Na agência do Banco do Brasil, obteve-se os demonstrativos financeiros da conta a partir do mês de janeiro de 2005. Nas agências Banrisul e Caixa Econômica Federal, obtiveram-se tais demonstrativos a partir do mês de julho de 2009, ano em que o FAPS iniciou as atividades financeiras com estas instituições financeiras.

3.1 HIPÓTESES

Para a pesquisa aqui abordada foram formuladas as seguintes hipóteses:

H₀: Os investimentos em renda fixa mostram-se mais satisfatórios para o FAPS.

H₁: Os investimentos em renda fixa NÃO mostram-se mais satisfatórios para o FAPS.

H₀: Os investimentos em carteiras (renda fixa e renda variável) mostram-se mais satisfatórios para o FAPS.

H₁: Os investimentos em carteiras (renda fixa e renda variável) NÃO mostram-se mais satisfatórios para o FAPS.

O primeiro passo para a elaboração da pesquisa foi a busca pelas informações contábeis do fundo, o saldo de ativos em cada conta bancária, e a rentabilidade dos mesmos no decorrer do período analisado.

A análise foi feita com periodicidade mensal, para cada uma das contas bancárias, compreendendo o período de 2005 a 2013. A receita mensal do FAPS é proveniente do desconto tabelado em 11% da remuneração bruta dos servidores ativos do município, 13% também da remuneração bruta dos servidores do executivo e legislativo, além dos recursos provenientes da rentabilidade mensal dos investimentos.

Desta receita mensal o Fundo cumpre suas obrigações atuariais e despesas administrativas, o saldo que sobra é incorporado aos investimentos. Porém, no caso de a patrocinadora não cumprir com suas obrigações, e o Fundo não receber a receita mensal, necessita-se que ter uma parte do montante de ativos, aplicado com liquidez imediata. No caso do trabalho aqui apresentado, foi escolhida a caderneta de poupança.

Vale ressaltar que, para a simulação das estratégias, utilizou-se o volume real de ativos disponíveis em cada período abordado. Para a simulação de rentabilidade dos produtos financeiros escolhidos, foram somados ao saldo de ativos disponíveis em cada agência bancária. A questão da liquidez dos ativos em caso de urgente necessidade de vendas não foi analisada.

3.2 FORMAÇÃO DE ESTRATÉGIAS

As estratégias formuladas obedeceram às diretrizes da Resolução 3.922 de 25 de novembro de 2010, do Conselho Monetário Nacional e os produtos financeiros utilizados na sequência:

3.2.1 Estratégia 1

% Aplicado na estratégia 1	Resolução 3922/2010
20% em Caderneta de Poupança;	Art. 7º, V;
20% em CDB;	Art. 7º, VII;
60% em Títulos do Tesouro, NTN B 150545.	Art. 7º, I, “a”.

A retorno da estratégia 1 foi obtido da seguinte forma:

$$R_{e1} = R_{mp} + R_{mcdB} + R_{mttn} \quad [1]$$

Onde R_{mp} é o retorno mensal da poupança, R_{mcdB} é o retorno mensal do cdb e R_{mttn} é o retorno mensal da aplicação nas NTN B 150545, obtidos conforme abaixo.

O retorno mensal da poupança (R_{mp}) e o retorno mensal do CDB (R_{mcdB}), foram obtidos por meio das seguintes equações:

$$R_{mp} = A \times 0,20 \times i_p \quad [2]$$

$$R_{mcdB} = A \times 0,20 \times i_{cdB} \quad [3]$$

Onde:

A = Total de Ativos do fundo.

i_p = Taxa de rentabilidade mensal da caderneta de poupança.

i_{cdB} = Taxa de rentabilidade mensal do CDB.

O cálculo da rentabilidade do CDB, da mesma forma que a caderneta de poupança, foi submetido 20% do total de ativos disponíveis à taxa de juros mensal, para obter-se o retorno, e após somar ao saldo, para aplicação do próximo mês.

Finalizando esta estratégia, foi calculado o Título do Tesouro NTNB 150545, onde obteve-se a rentabilidade mensal através da seguinte fórmula:

$$R_{mttn} = \left(\frac{PU_V}{PU_C} - 1 \right) \times 100 \quad [4]$$

Neste caso temos, segundo Ross (2010):

PU_V de venda do Título no último dia útil do mês.

PU_C de compra do Título no primeiro dia útil do mês.

Para alcançar o resultado no Título NTNB 150545, foi utilizado o PU de compra no 1º dia do mês e o PU de venda do último dia do mês, dessa forma foram alocados 60% dos ativos disponíveis neste produto, e após a venda dos papéis, pode-se verificar o lucro ou prejuízo acumulado mensalmente.

Dessa forma, foi obtido a quantidade de papéis (Q_p) negociados em cada mês através da seguinte equação:

$$Q_p = \left(\frac{V_D \times \text{aplicad na estratégia}}{PU_C} \right) \quad [5]$$

Onde:

V_D = Valor disponível para a compra dos papéis.

P_{Uc} = Valor pago pelo Título no momento da compra.

Para calcular o retorno mensal dos títulos do tesouro (R_{mttn}) obtido com este produto, utilizou-se a fórmula abaixo descrita:

$$\text{Montante} = QP \times PV \quad [6]$$

Onde:

QP = Quantidade de Papéis.

PV = Preço de venda.

Desta forma, foi obtido o resultado final na estratégia 1, somando-se o montante final de cada produto financeiro e após subtraindo do total de ativos investidos no início.

O resultado final foi calculado da seguinte forma:

$$\text{Lucro ou Prejuízo Acumulado} = A - B \quad [7]$$

Onde:

A_F = Saldo final de ativos.

A_I = Saldo inicial de ativos.

3.2.2 Estratégia 2

% Aplicado na estratégia 2	Resolução 3922/2010
20% em Caderneta de Poupança;	Art. 7º, V;
80% em Títulos do Tesouro, NTN B 150545.	Art. 7º, I, “a”.

Para a obtenção de resultados na estratégia 2, foram empregadas as mesmas equações matemáticas utilizadas anteriormente na estratégia 1. Em virtude de que foram utilizados os mesmos produtos financeiros, apenas mudou o percentual aplicado em cada um deles.

3.2.3 Estratégia 3

% Aplicado na estratégia 3	Resolução 3922/2010
20% em Caderneta de Poupança;	Art. 7º, V;
50% em Títulos do Tesouro, NTN B 150545.	Art. 7º, I, “a”.
15% em Ações PETR4	Art. 8º, I;
15% em Ações VALE5	Art. 8º, I;

Na estratégia aqui apresentada, foram utilizadas as mesmas equações matemáticas descritas anteriormente para a caderneta de poupança e para a NTN 150545.

Para a renda variável, o processo de cálculo da rentabilidade foi semelhante ao utilizado para Títulos do Tesouro. A figura 7 mostra a forma utilizada para obter-se a rentabilidade da aplicação em ações. Foram utilizados 15% do total de ativos para compra de Ações da Petrobrás e 15% para a compra de Ações da Vale.

A fim de obter o retorno foi utilizado como preço final o preço de cotação de fechamento da ação no último dia de apuração do mês, já para o preço inicial foi utilizado o preço de cotação de fechamento da ação no primeiro dia do mês. Assim, determinou-se a rentabilidade mensal da ação.

Segue equações matemáticas:

$$\text{Rentabilidade Mensal} = \left(\frac{P_F}{P_I} - 1 \right) \times 100 \quad [8]$$

Onde, segundo Ross (2010):

P_F = valor da ação cotada no último dia do período.

P_I = Valor da ação cotada no primeiro dia do mesmo período.

$$\text{Quantidade de Ações} = \left(\frac{V_d}{P_I} \right) \quad [9]$$

Onde:

V_d = Valor disponível para a compra das ações.

P_I = Valor pago no momento da compra das ações.

$$\text{Resultado} = QA \times P_F \quad [10]$$

Onde:

QA = Quantidade Ações.

P_F = Preço de Venda das ações no último dia de cotação.

Após calculado o montante obtido em cada produto financeiro, pode-se alcançar o resultado final da estratégia 3, através da soma destes montantes e posterior subtração do montante inicial mensal. Conforme as seguintes equações:

$$A_f = A + \sum R_p + \sum R_{mttn} + \sum R_a \quad [11]$$

Neste caso tem-se:

A = Ativo total do fundo

Rmp = Montante mensal final da Caderneta de Poupança.

Rmttn = Montante mensal final da NTN-B.

Ra = retorno mensal final das Ações utilizadas na estratégia Petrobrás.

$$\text{Lucro ou Prejuízo Acumulado} = A_F - A_I \quad [12]$$

Onde:

A_F = Saldo final de ativos.

A_I = Saldo inicial de ativos.

3.2.4 Estratégia 4

Para alcançar os resultados na estratégia 4, foram empregadas as mesmas fórmulas descritas na estratégia 1 para renda fixa e na estratégia 3 para renda variável. Assim como também para o cálculo do resultado final.

% Aplicado na estratégia 4	Resolução 3922/2010
20% em Caderneta de Poupança;	Art. 7º, V;
20% em CDB;	Art. 7º, VII;
30% em Títulos do Tesouro, NTN B 150545.	Art. 7º, I, “a”.
15% em Ações GOAU4	Art. 8º, I;
15% em Ações VALE5	Art. 8º, I;

3.2.5 Estratégia 5

A estratégia 5 utilizou dois produtos financeiros da renda fixa. Para a caderneta de poupança alocou 20% do total de ativos disponíveis do FAPS. O método para calcular a rentabilidade seguiu o mesmo adotado nas estratégias anteriores.

% Aplicado na estratégia 5	Resolução 3922/2010
20% em Caderneta de Poupança;	Art. 7º, V;
80% em Títulos do Tesouro, NTN B 150545.	Art. 7º, I, “a”.

Para o cálculo do retorno da NTN15 150545, utilizou-se o mesmo método empregado nas estratégias anteriores, o que muda é o longo prazo. Para esta estratégia adotou-se a tática de comprar os papéis todo dia primeiro de cada mês, com o percentual disponível de ativos para este fim.

Porém a venda a longo prazo somente ocorreu no último dia do período da pesquisa.

3.2.6 Estratégia 6

Os percentuais aplicados em cada ativo encontram-se na tabela abaixo. Nesta estratégia aplicou-se somente em poupança como alternativa de renda fixa. Na renda variável o portfólio foi formado por ações GOAU4 e VALE5.

O mesmo procedimento de cálculo das estratégias anteriores foi empregado nesta estratégia.

% Aplicado na estratégia 6	Resolução 3922/2010
70% em Caderneta de Poupança;	Art. 7º, V;
15% em Ações GOAU4	Art. 8º, I;
15% em Ações VALE5	Art. 8º, I;

Na renda variável a tática adotada nesta estratégia foi a da compra das ações no primeiro dia do mês, e a venda no último dia do período da pesquisa, visto que o objetivo deste investimento é o retorno a longo prazo.

3.2.7 Estratégia 7

A última estratégia buscou diversificar a renda variável. Escolheu três novas ações e investiu 10% dos ativos disponíveis e cada uma delas.

% Aplicado na estratégia 7	Resolução 3922/2010
70% em Caderneta de Poupança;	Art. 7º, V;
10% em Ações BBAS3	Art. 8º, I;
10% em Ações BRFS3	Art. 8º, I;
10% em Ações ITSA4	Art. 8º, I;

Na estratégia 7 as ações escolhidas foram do Banco do Brasil (BBAS3), da BR Foods (BRFS3) e do Itaú Unibanco (ITSA4). O método de negociação destas ações seguiu o modelo utilizado anteriormente na estratégia 7. A compra foi efetuada no primeiro dia do mês e a venda ocorreu no último dia do período da pesquisa.

3.2.8 Risco da Carteira

Para o cálculo do risco total da carteira, aplicou-se as equações da variância e covariância. Onde segundo Assaf Neto (2010) a variância dos ativos da carteira é dada pela seguinte equação:

$$\text{Var Carteira} = X_A^2 \sigma_A^2 + 2X_A X_B \sigma_{AB} + X_B^2 \sigma_B^2 \quad [13]$$

Onde:

X_A e X_B: proporções das carteiras em ativos A e B;

σ_{2A} e σ_{2B}: variância dos ativos A e B;

σ_{AB}: covariância entre os ativos A e B;

4 ANÁLISE DOS DADOS

Pode-se verificar através da tabela a seguir, que na simulação das três primeiras estratégias ocorreu perda de capital investido, com valores significativos. Os investimentos em renda fixa como a caderneta de poupança e o CDB/CDI oferecem taxas de retorno baixas, porém constantes.

Os Títulos do Tesouro NTN-B 150545 quando comprados para vender na data de vencimento oferecem pagamento de cupom de juros semestralmente e atualização do valor nominal atrelado ao IPCA. Porém nas estratégias 1, 2, 3 e 4 foi utilizado a tática de compra no primeiro dia do mês e venda deste título no último dia do mês. Os preços dos títulos do tesouro estão atrelados a marcação a mercado logo, podem promover prejuízos se vendidos antes do vencimento.

Ocorre que nestas quatro primeiras estratégias simuladas a NTN-B 150545 apresentou prejuízo significativo, ocasionado pela venda fora do prazo de vencimento do mesmo.

A estratégia 4 apresenta valor positivo de retorno, porém pouco significativo. A partir da estratégia 5 foi utilizado o método de compra da NTN-B 150545 e das ações e a venda somente a longo prazo, neste caso, no último dia do período da pesquisa. Como o prazo de pesquisa é menor do que a maturidade do título, é possível a obtenção de prejuízos na venda antecipada do papel.

Tabela 34 – Comparativo das estratégias simuladas.

	REALIZADO	ESTRATÉGIA 1	ESTRATÉGIA 2	ESTRATÉGIA 3
2005	R\$ 229.452,01	R\$ 106.181,00	R\$ 5.210,87	R\$ 193.103,27
2006	R\$ 638.831,86	R\$ 578.189,15	R\$ 600.789,38	R\$ 569.967,96
2007	R\$ 702.187,92	R\$ 153.416,98	R\$ 745,94	R\$ 1.209.146,29
2008	R\$ 1.100.967,69	-R\$ 486.694,02	-R\$ 957.341,22	-R\$ 1.720.919,26
2009	R\$ 1.215.592,62	R\$ 684.620,63	R\$ 582.588,23	R\$ 1.605.251,31
2010	R\$ 2.117.695,38	R\$ 1.124.951,41	R\$ 985.101,41	-R\$ 147.588,10
2011	R\$ 3.253.404,67	R\$ 64.035,51	-R\$ 698.594,05	-R\$ 1.855.086,78
2012	R\$ 6.460.572,12	R\$ 3.800.112,89	R\$ 4.264.718,38	R\$ 2.287.278,18
2013	-R\$ 2.775.450,88	-R\$ 6.477.407,18	-R\$ 9.522.450,14	-R\$ 7.339.527,93
	R\$ 12.943.253,39	-R\$ 452.593,64	-R\$ 4.739.231,21	-R\$ 5.198.375,07
	ESTRATÉGIA 4	ESTRATÉGIA 5	ESTRATÉGIA 6	ESTRATÉGIA 7
2005	R\$ 274.032,46	R\$ 2.271.850,12	R\$ 1.278.266,00	R\$ 2.813.440,06
2006	R\$ 570.184,72	R\$ 1.116.220,53	R\$ 571.494,87	R\$ 1.152.488,78
2007	R\$ 1.169.842,06	R\$ 710.697,87	R\$ 280.123,31	R\$ 802.283,77
2008	-R\$ 1.167.828,15	R\$ 888.483,89	R\$ 307.813,66	R\$ 901.484,19
2009	R\$ 2.131.520,53	R\$ 1.407.830,21	R\$ 470.898,68	R\$ 1.745.733,08
2010	-R\$ 123.470,31	R\$ 880.437,20	R\$ 420.321,38	R\$ 1.090.291,67
2011	-R\$ 1.293.123,22	R\$ 780.646,46	R\$ 1.098.557,46	R\$ 1.374.072,05
2012	R\$ 3.396.051,56	R\$ 84.894,95	R\$ 1.228.482,63	R\$ 1.787.863,90
2013	-R\$ 4.154.647,31	R\$ 544.954,96	R\$ 1.535.151,48	R\$ 1.521.735,25
	R\$ 802.562,34	R\$ 8.686.016,19	R\$ 7.191.109,46	R\$ 13.189.392,74

Fonte: Dados da pesquisa

Na simulação da estratégia 5 foi utilizado somente investimentos em renda fixa, sendo a caderneta de poupança com liquidez imediata, no caso do FAPS precisar de ativos para alguma emergência, e a NTN-B 150545 a longo prazo. Pôde-se verificar que a rentabilidade acumulada no período foi de mais de 8 milhões de reais.

Na simulação da estratégia 6 e 7 utilizou-se investimentos de renda fixa e renda variável. A estratégia 6 apresenta-se com rentabilidade acumulada de mais de 7 milhões de reais, já a última estratégia foi a mais rentável de todas as simulações. A opção de investimento que se mostrou mais rentável foram as ações, com apenas 30% do capital investido, proporcionaram 50,09% do valor de retorno acumulado da aplicação financeira. É necessário destacar que o período de análise passa pela grande queda das bolsas em 2008 promovida pela crise da sub prime americana, mas com recuperação das bolsas logo após 2009.

4.1 ANÁLISE DO RISCO DA ESTRATÉGIA 7

A estratégia 7 foi a única estratégia que superou o *benchmark*, *rendimento do próprio FAPS*, utilizado, também apresentou a maior rentabilidade entre todas as estratégias simuladas. Nesta estratégia, foram utilizados produtos de renda fixa e produtos de renda variável na sua composição.

Como apresenta a tabela a seguir, foi calculado o risco total da carteira, para esta opção de investimento. Observa-se que o percentual de 30% do total de ativos investidos nas ações, apresenta um valor significativo de risco. Considerou-se que o restante da carteira por possuir investimentos em renda fixa, NTN-B150545, poupança e CDB teriam risco próximo a zero.

Tabela 35 – Cálculo do Risco Total da Carteira de investimentos da estratégia 7.

	10,00%	10,00%	10,00%
	BBAS3 %	BRFS3 %	TTSA4 %
2005	173,77	469,57	130,16
2006	72,92	317,81	36,18
2007	-3,08	204,66	-1,6
2008	27,13	147,45	3,91
2009	36,91	180,44	0,8
2010	-14	110,94	-32,44
2011	-11	63,53	-24,79
2012	7,24	44,29	-9,81
2013	0,37	1,77	-3,81
variância	3181,06	19147,37	2107,39
cov BBAS3 BRFS3	7021,11		
cov BBAS3 ITSA4	5948043,5		
cov BRFS3 ITSA4	6611953,17		
RISCO TOTAL CARTEIRA	75475,41		

Fonte: Dados da Pesquisa

Não é possível comparar esta medida de risco utilizada pois não há outras carteiras com a utilização de renda variável em sua composição, no entanto, servirá de medidas para trabalhos futuros e para demonstrar que a variância total da carteira de 75475,41 é maior do que a variância 0 das demais carteiras com negociação somente em renda fixa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho buscou verificar o retorno da aplicação financeira do FAPS, no período de 2005 à 2013, e propor estratégias de aplicação e rentabilidade através de simulações de compra e venda de ativos, utilizando o saldo disponível de ativos e as séries históricas de rentabilidade de cada produto financeiro.

Conforme os resultados observados, na série histórica do IPCA, é possível concluir que o fato da NTN150545 apresentar prejuízo nas primeiras estratégias ocorreu devido ao baixo percentual de retorno do título verificado a partir de 2005, ano inicial da pesquisa.

As NTN150545 compradas antes de 2005 apresentaram maior rentabilidade devido às taxas maiores no período em questão. O IPCA acumulado em 2001, 2002, 2003 e 2004 foi sucessivamente 7,67%, 12,53%, 9,30% e 7,60%. Já em todo o período da pesquisa o IPCA mais alto registrado foi de 6,50% no ano de 2011.

Assim, no que tange as hipóteses levantadas:

H₀: Os investimentos em renda fixa mostram-se mais satisfatórios para o FAPS.

H₁: Os investimentos em renda fixa NÃO se mostram mais satisfatórios para o FAPS.

H₀: Os investimentos em carteiras (renda fixa e renda variável) mostram-se mais satisfatórios para o FAPS.

H₁: Os investimentos em carteiras (renda fixa e renda variável) NÃO se mostram mais satisfatórios para o FAPS.

Por meio da tabela 34, rejeita-se H₀, H₁ e H₁', a qual demonstrou que o método de aplicação e rentabilidade efetuado pelas Agências Bancárias administradoras dos ativos do FAPS, apresenta-se mais rentável que as estratégias 1, 2, 3, 4, 5 e 6.

Todavia, por meio das tabelas 34 e 26, aceita-se H₀' fica claro que o portfólio renda fixa e renda variável apresenta-se mais rentável, comprovando-se com a estratégia 7 onde o valor de retorno foi maior do que o realizado para o FAPS.

Porém fica a critério de cada investidor submeter-se ou não ao risco. No caso do FAPS, deve-se levar em consideração a função social do Fundo, visto que a opção em investir em produtos financeiros com alto risco, pode colocar em perigo sua finalidade principal.

REFERÊNCIAS

- ASSAF NETO, Alexandre. Finanças corporativas e valor. 5.ed. São Paulo: Atlas, 2010.
- BM&FBOVESPA. Cotações históricas. Disponível em <<http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/cotacoes-historicas/FormSeriesHistoricas.asp>> Acesso em 12 de fevereiro 2014.
- BHATTACHARYA, S. Imperfect Information, Dividend Policy and the Bird in the Hand Fallacy. *Bell Journal of Economics and Management Science*, [S. l.], v. 10, p. 259-270, 1979.
- BOGLE, John C. John Bogle on investing: the first 50 years. John Wiley & Sons, 2015.
- BOGLE, John C. “Big Money in Boston”: The Commercialization of the Mutual Fund Industry. *The Journal of Portfolio Management*, v. 40, n. 1, p. 133-146, 2013.
- Bogle, John Clifton. *The Economic Role of the Investment Company*. Princeton University. Department of Economics. 1951
- BORGES, E. C.; MARTELANC, R. Sorte ou habilidade: uma avaliação dos fundos de investimento no Brasil. *Revista de Administração - RAUSP*, v. 50, n. 2, p. 196-207, 2015.
- BRIGHAM, E.F.; HOUSTON, J.F. *Fundamentos da Moderna Administração Financeira*. Tradução de M^a Imilda da Costa e Silva. Rio de Janeiro: Elsevier, 1999 – 10^a Reimpressão.
- CADERNETAS DE POUPANÇA, INDICES MENSAIS. Disponível em http://www.portalbrasil.net/poupanca_mensal.htm. Acesso em: 09 de Abril de 2014.
- CARVALHO, MAURÍCIO ROCHA ALVES DE. Avaliação de desempenho de fundos multimercado: resultados passados podem ser utilizados para definir uma estratégia de investimento? *Revista de Economia e Administração*, v.4, n.3, 367-387p, jul./set. 2005. Disponível em: www.spell.org.br/documentos/download/25830, acesso em 17 de setembro de 2015.
- CRUZ, JUNE ALISSON WESTARB; PICCOLI, PEDRO GUILHERME RIBEIRO; SOUZA, ALCEU; SILVA, WESLEY VIEIRA DA; Revisitando as estratégias de momento: o mercado brasileiro é realmente uma exceção? Disponível em: www.revistas.usp.br/rausp/article/view/102885, acesso em 17 de setembro de 2015.
- DECOURT, R. F.; PIETRO NETO, J.; SEIDLER, J. C. O.; DANEBERG, T. Disclosure of Small Profits by BM&FBOVESPA Stock Exchange Listed Companies. *Contabilidade, Gestão e Governança*, v. 21, n. 2, p. 200-213, 2018.
- EXAME. Histórico de cotações. Disponível em: http://exame.abril.com.br/mercados/cotacoes-bovespa/acoes/VALE5/historico?end_date=2006-12-31&localized_end_date=31%2F12%2F2006&localized_start_date=01%2F01%2F2005&page=1&start_date=2005-01-01. Acessado em: 10 de Agosto de 2014.
- FONSECA, N.; BRESSAN, A.; IQUIAPAZA, R.; GUERRA, J. *Revista Contabilidade Vista & Revista*, v. 18, n. 1, p. 95-116, 2007.
- GIL, A. C. Como elaborar projetos de pesquisa. 4^a ed. São Paulo: Atlas, 2008.

GIL, A. C. Como elaborar projetos de pesquisa. 4ª ed. São Paulo: Atlas, 2009.

GITMAN, Lawrence Jeffrey. Princípios da Administração Financeira. 12.ed. São Paulo: Person Prentice Hall, 2010.

GUIA DE FUNDOS DE INVESTIMENTOS. Disponível em <http://www.bb.com.br/docs/pub/voce/dwn/fundos4.pdf>. Acessado em: 09 de Abril de 2014.

IBGE. Séries Históricas. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/informacoes/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultseriesHist.shtm. Acessado em: 01 de Novembro de 2014.

JENSEN, M. The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, v. 23, n. 2, p. 389-416, 1968.

JUNARSIN, E. Empirical examination of mutual fund performance. *International Research Journal of Finance and Economics*, v. 50, p. 80-96, 2010.

LINTNER, J. 1965. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37. doi:10.2307/1924119

MARKOWITZ, H. M. Portfolio Selection. *Journal of Finance*, v. 7, n. 1, 1952.

MARCONI, Marina de Andrade; LAKATOS, Eva Maria. Fundamentos de Metodologia Científica. 7.ed. São Paulo: Atlas 2010.

MISHRA, Ajit Kumar. The market reaction to stock splits—Evidence from India. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, v. 10, n. 02, p. 251-271, 2007.

NEVES, Marlize Pereira das. Investimento em Mercado de Capitais: Estudo do equilíbrio entre riscos e retorno através da diversificação eficiente. Monografia (Especialização em Gestão de Negócios Financeiros de Administração) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul/UFRGS, Florianópolis, 2007. Disponível em: <http://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/14139/000649899.pdf?sequence=1>. Acesso em 14 março 2014.

NOGUEIRA, Naron Gutierre. O Equilíbrio Financeiro e Atuarial dos RPPS: de Princípio Constitucional a Política Pública de Estado. Brasília, MPS, 2012.

PROCIANOY, J. L.; VERDI, R. O efeito clientela no mercado brasileiro: será que os investidores são irracionais? *Revista Brasileira de Finanças*, n. 1, v. 2, p. 22-35, 2003.

REMUNERAÇÃO DOS DEPÓSITOS DE POUPANÇA. Disponível em <http://www4.bcb.gov.br/pec/poupanca/poupanca.asp> acesso em 04/04/2014.

ROSS, Stephen A ;WESTERFIELD, Randolph W. ; JAFFE, Jeffrey F. ; Administração financeira. Tradução Antonio Zoratto Sanvicente. 2. Ed. 10 reimpr – São Paulo: Atlas 2010.

ROSTAGNO, LUCIANO MARTIN; SOARES, RODRIGO OLIVEIRA; SOARES, KARINA TALAMINI COSTA. Estratégias de valor no mercado de ações Brasileiro. *Revista Eletrônica de*

Administração. Disponível em: <http://seer.ufrgs.br/read/article/view/40579>, acesso em 17 de setembro de 2015.

SANVICENTE, Antonio Zoratto. Administração Financeira. 3.ed. São Paulo: Atlas 2007.

SHARPE, W. F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. Journal of Finance, v.19, n. 3, p. 425-442, 1964.

SECURATO, José Roberto. Cálculo Financeiro das Tesourarias – Bancos e Empresas. 2.ed.São Paulo: Saint Paul 2005.

TESOURO NACIONAL. Balanços e Estatísticas. Disponível em <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/balanco-e-estatisticas> acessado em: 09 de Setembro de 2014.

TESOURO NACIONAL. Balanço e Estatísticas. Disponível em: <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/balanco-e-estatisticas> acesso em: 22 de Outubro de 2014.

TESOURO DIRETO .Metodologia de Cálculo dos Títulos Públicos Ofertados no Tesouro Direto. <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/documents/10180/258262/NTN-B/534bba6c-289d-4217-b761-1efc5cfc010b> acessado

REALIZAÇÃO:

SEVEN
publicações acadêmicas

ACESSE NOSSO CATÁLOGO!



WWW.SEVENPUBLI.COM

CONECTANDO O **PESQUISADOR** E A **CIÊNCIA** EM UM SÓ CLIQUE.