

Determinantes da Acurácia das Previsões dos Analistas do Mercado de Capitais*

Antonio Lopo Martinez**

Resumo

O objetivo deste artigo é investigar os determinantes da acurácia das previsões dos analistas de empresas brasileiras. Com base em previsões extraídas do sistema I/B/E/S, foi desenvolvida uma pesquisa empírica no período entre 1997 à 2002. Os resultados demonstraram que a acurácia dos analistas de empresas brasileiras varia em função de sua experiência. Os analistas que trabalham em corretoras maiores são mais acurados e a acurácia passada do analista explica em parte a acurácia corrente. As evidências apresentadas são relevantes, especialmente para aqueles que pretendam incorporar as previsões elaboradas pelos analistas de mercado em seus modelos de avaliação de ações.

Palavras-chave: Analistas. Previsões de Resultados Contábeis. Acurácia.

* Artigo originalmente apresentado no 5º. Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, de 10 a 11 de outubro de 2005 em São Paulo-SP.

** Antonio Lopo Martinez é professor doutor no Departamento de Contabilidade da Universidade Federal da Bahia UFBA, e-mail: antoniolopo@terra.com.br.

The determinants of analyst earnings forecast accuracy

Antonio Lopo Martinez

Abstract

This paper aims to investigate the determinants of the accuracy for the analysts' earnings forecasts of Brazilian companies. Using forecasts collected from I/B/E/S system, an empirical research was developed from 1997 to 2002. The result shows that analysts' accuracy is explained by their experience. Analysts that work in bigger companies are more accurate and the past accuracy explains partially the current accuracy. The evidences documented are relevant, especially for those that may use the analysts' earnings forecast as an input in their stock valuation models.

Keywords: *Analysts. Earnings Forecasts. Accuracy.*

1 INTRODUÇÃO

A emergência das atividades de pesquisas e análises financeiras no Brasil é a evidência *prima facie* da importância crescente das atividades dos analistas. Na hora de tomar suas decisões, vários investidores, gestores de fundos de investimentos e profissionais de mercado recorrem às previsões e recomendações desses profissionais. Como agentes propagadores de informações, os analistas desempenham um papel muito importante na consolidação das expectativas do mercado. É oportuno recordar que, indubitavelmente, são as expectativas que direcionam os preços das ações.

As oportunidades para pesquisa contábil nessa área foram destacadas por Iudícibus e Lopes (2004, p.297) que ressaltaram a importância do estudo do comportamento dos analistas de mercado, indicando ser esta uma área promissora para futuras pesquisas: “Outra linha de pesquisa é a habilidade dos analistas em previsões. Sendo os principais usuários da informação, são importantes para a pesquisa contábil, pois os preços dos títulos mobiliários refletem suas análises”.

Nesse contexto, é importante analisar quais são as características das projeções, geradas pelos analistas do mercado de capitais para empresas brasileiras. São elas acuradas? Pesquisas sobre as previsões de resultados contábeis dos analistas constituem-se num importante subsídio para orientar investidores quanto à validade (ou limitações) do uso dessas projeções em modelos de avaliação.

A literatura internacional e as análises efetuadas no Brasil revelaram que, de modo geral, as previsões dos analistas do mercado de capitais são otimistas e pouco acuradas. A pergunta que se coloca é: Será possível identificar os requisitos para uma previsão mais acurada? Quais seriam as características de um analista que o levariam a produzir uma estimativa mais acurada?

O propósito primordial desse artigo é investigar as previsões individuais dos analistas de empresas brasileiras. O objetivo é identificar fatores próprios dos analistas que os fazem ter um desempenho superior, em termos de acurácia, em suas previsões.

Segundo Bollinger (2001), uma identificação das características das previsões contábeis dos analistas é importante para pelo menos três agentes:

- a. Gestores de carteiras de fundos, que muitas vezes pautam suas decisões de investimento nas projeções de resultado. Para esses profissionais é indispensável conhecer as características que determinada previsão possui.
- b. Investidores individuais, que, além da apreciação das recomendações, podem estar interessados em conhecer quais são os fundamentos de uma determinada firma. Mas, para isso, o investidor apreciaria conhecer as características individuais de quem fez a previsão.
- c. Pesquisadores acadêmicos, que podem passar a dispor de uma melhor *proxy* das expectativas do mercado e, por conseguinte, serem capazes de precificar ativos e de definir o custo do capital.

O restante do artigo está organizado da seguinte maneira: revisão da literatura, exposição das hipóteses e variáveis do modelo empregado, discussão dos resultados e considerações finais sobre o estudo desenvolvido.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Tendo em vista que os analistas são profissionais especializados que recebem e processam informações, é muito interessante determinar se e porque acontecem diferenças de desempenho entre os analistas. Uma quantidade significativa de autores tem tentado identificar razões que expliquem diferenças na acurácia e viés entre os analistas.

Essas pesquisas estão preocupadas em observar se a acurácia da previsão dos analistas varia de acordo com as características particulares do analista. Os primeiros estudos identificaram significativas diferenças entre os analistas, tais como: Brown e Rozeff (1978), O'Brien (1987), Coggin e Hunter (1989). Estudos mais recentes, tais como; Mikhail, Walther e Willis (1997); Clement (1999) e Jacob, Lys e Neale (1999), encontraram significativas diferenças entre os analistas, adotando procedimentos estatísticos mais robustos e base de dados mais ampla.

Mikhail, Walther e Willis (1997) observaram que os analistas aprimoram a acurácia de suas previsões com experiência específica na firma que acompanham. Eles procuram fazer suas previsões a partir do modelo econométrico a seguir:

$$\begin{aligned} \text{LOGMAPE}_{i,j,t} = & \alpha_{0,i,j} + \alpha_{1,i,j}\text{LOGEXP}_{i,j,t} + \alpha_{2,i,j}\text{SPEC}_{i,j,t} \\ & + \alpha_{3,i,j}\text{INFOINT}_{j,t} + \alpha_{4,i,j}\text{CHANGE}_{i,t} + \alpha_{5,i,j}\text{AGE}_{i,j,t} + \\ & \alpha_{6,i,j}\text{QTR4DUM}_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \end{aligned} \quad (1)$$

i = firma; j = analista; t = tempo; a definição das variáveis pode ser encontrada no Quadro 1.

Eles estimaram a regressão do log de MAPE (*mean absolute percentage error*) em relação a proxies (sucedâneos) da experiência na firma, concentração na indústria e intensidade de informação. Todas elas, as três variáveis independentes, por hipótese, são negativamente relacionadas com MAPE. Além disso, incluíram variáveis de controle na regressão, tais como uma variável *dummy* para os analistas que trocaram de firma e outra para a idade da previsão.

As descobertas de Mikhail, Walther e Willis (1997) dão suporte à hipótese de que os analistas melhoram sua acurácia à medida que ganham experiência na atividade de previsão (*learning-by-doing*). De fato, a melhora não é materialmente muito grande: 3% à medida que a experiência dobra. Segundo os autores, a acurácia também foi aprimorada com o incremento do montante de informações disponíveis, computadas em termos da quantidade de analistas dando cobertura à firma.

Semelhante a Mikhail, Walther e Willis., Clement (1999) tenta explicar as diferenças na acurácia, usando o seguinte modelo, rodando regressões anuais e regressões combinadas:

$$\begin{aligned} \text{PMAFE}_{i,j,t} = & \alpha_1\text{DAGE}_{i,j,t} + \alpha_2\text{DEXP}_{i,j,t} + \alpha_3\text{DGEXP}_{i,j,t} + \\ & \alpha_4\text{DNCOS}_{i,j,t} + \alpha_5\text{DNSIC2}_{i,j,t} + \alpha_6\text{DTOP10}_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \end{aligned} \quad (2)$$

i = firma; j = analista; t = tempo; a definição das variáveis pode ser encontrada no Quadro 1.

O modelo de CLEMENT, diferente do modelo de Mikhail, Walther e Willis controla efeitos específicos da firma pela subtração do erro absoluto de previsão e das variáveis independentes pela média de cada uma dessas variáveis associada ao ano para cada firma. CLEMENT encontrou que, através do controle por efeitos específicos de firma, aumenta-se a probabilidade de identificar diferenças sistemáticas na previsão dos analistas.

Nas regressões ano a ano, CLEMENT observou que a acurácia das previsões é positivamente associada à experiência da firma (6 entre 10 anos foram significativamente negativos) e ao tamanho do empregador (10 entre os 10 anos foram significativamente negativos), e negativamente associado ao número de firmas e indústrias seguidas pelos analistas (3 entre 10 anos foram significativamente negativos). Em suma, a sua descoberta para o contexto do mercado americano é que, quanto maior for a habilidade dos analistas (medida em anos de experiência), menor a complexidade do portfólio que o acompanha (medida baseada em número de empresa(s) e setores que acompanha), e quanto maior é a dimensão da corretora para quem trabalha, mais acuradas serão as previsões dos analistas (7,7% menos erros de previsão).

Variáveis do modelo Mikhail, Walther e Willis			
Nome da Variável	Medida	Procura Captar	Hipótese
LOGMAPE	Valor absoluto do lucro efetivo – Previsão do analista, deflacionados pelo preço	Acurácia da Previsão do Analista	
REPEAT	Núm.de trim. anteriores que o analista emitiu uma previsão para a firma.	Experiência com a Firma	–
INDCONC	Núm.. de Firmas no mesmo setor	Conhecimento de tendências na firma.	–
INDEXP	Núm. de trim. anteriores que o analista emitiu uma previsão para qualquer firma na indústria	Experiência com a Indústria	–
GENEXP	Núm. de trim. Anteriores que o analista emitiu uma previsão para qualquer firma	Nível geral de experiência com previsão	–

INFOINT	Núm. de outros Analistas seguindo a firma	Proxy do montante de informação revelada, a acurácia pode crescer mais rápido.	-
SWITCH	Igual a 1 se o analista emite uma previsão com 30 dias após mudar de brokerage houses	Diferenças no ambiente de trabalho que podem afetar a acurácia.	Não está claro
FCAGE	Núm. de dias entre o lançamento de uma previsão e a data de anúncio do resultado	Para evitar descobertas espúrias de incremento da acurácia provocado pela relação negativa entre a idade da previsão e a sua acurácia.	+
QTR-4DUM	igual a 1 se a previsão é para o quarto trimestre	Disponibilidade de previsões de resultado pela gestão da firma.	Não está claro
Variáveis do modelo de Clement			
Nome da Variável	Medida	Procura Captar	Hipótese
PMAFE	Erro de previsão absoluto proporcional menos a média da firma-ano.	Desempenho do Analista	
DFEXP	Núm. de anos em que o analista emitiu pelo menos uma previsão para a firma j	Experiência específica de previsões na firma	-
DGEXP	Núm. de anos para o qual o analista i emitiu pelo menos uma previsão durante os primeiros 11 meses do ano.	Nível geral de experiência na firma	-
DNCOS	Núm. de firmas para as quais o analista i emitiu pelo menos uma previsão durante o ano.	Deseconomias de escala de seguir várias firmas	+
DNSIC2	N. de setores industriais para os quais o analista ofertou pelo menos uma previsão durante o ano.	Deseconomias de escala de seguir múltiplas indústrias	+
DTOP10	Variável dummy; 1 se o analyst i é empregado por uma firma no top decil de tamanho durante o ano t.	Diferentes recursos em grandes e pequenas firmas.	-
DAGE	Idade em dias da previsão do analista para o resultado da firma j no momento t	Para evitar descobertas espúrias de incremento da acurácia provocado pela relação negativa entre a idade da previsão e a sua acurácia.	+

Quadro 1 – Descrição das variáveis adotadas nas regressões utilizadas para avaliar a acurácia individual dos Analistas

Fonte: elaboração própria

Entre os trabalhos nacionais que se direcionaram ao estudo de analistas, cabe citar Da Silva (1998), que investigou a capacidade previsionária dos analistas de investimentos no mercado de capitais brasileiro. Partindo de informações coletadas na Gazeta Mercantil no período de 1994, 1995 e 1996, o autor realizou um estudo do grau de eficiência dos analistas, comparando-os com um modelo ingênuo (estimando o lucro futuro a partir do lucro passado). Os resultados demonstraram uma relativa superioridade dos analistas, principalmente para prazos médios.

Pesquisando também os analistas de empresas brasileiras, Franco (2000) investigou a eventual existência de exageros sistemáticos nas previsões de lucros. Usando dados do I/B/E/S (Institutional Brokers Estimate System), no período de 1994 a 1998, o autor apresentou evidências da existência de um comportamento exageradamente otimista dos analistas de empresas brasileiras, numa atitude semelhante à dos seus congêneres no mercado americano.

3 METODOLOGIA: MODELO EMPÍRICO E BASE DE DADOS

3.1 Hipóteses

Mikhail, Walther e Willis (1997) e Clement (1999) proporcionaram os estudos anteriores que foram a principal referência metodológica para a pesquisa que aqui se promove. Entre as hipóteses de pesquisa investigadas nessas obras, que agora serão replicadas no contexto do Brasil, cabe destacar:

a. Efeito da experiência sobre a acurácia dos analistas

Nesse ponto será investigado se, com a experiência, os analistas de empresas brasileiras aprimoram a acurácia de suas previsões. De modo geral, os argumentos que correlacionam a experiência com a acurácia estão associados à idéia do *learning-by-doing*, ou seja, aprender fazendo. Essa idéia sugere que os analistas aprenderiam com sua própria experiência. De certo modo, ao realizar uma previsão, o analista levaria em consideração todas as informações disponíveis, bem como também sua experiência passada.

Outro argumento é que os analistas com mais experiência têm mais facilidade de acesso à direção das empresas. À medida que o analista vai avançando em sua carreira, passa a ser conhecido e a estreitar laços com a gestão das empresas. Isso lhe permitiria ser mais acurado em suas previsões. Uma terceira razão seria aquela decorrente de uma natural competição no mercado de trabalho, por meio da qual se presume que o mercado estimularia os analistas a se esforçarem para produzir boas previsões.

Entretanto, podem existir argumentos no sentido oposto, que indiquem que a acurácia seja prejudicada com a experiência. Primeiro, à medida que o analista ganhe anos de experiência na função, é razoável supor que ele seja promovido para funções de maior responsabilidade. Nessas novas funções, as tradicionais funções de previsão passam a assumir um papel secundário.

Num ponto mais extremo, talvez a acurácia não seja um objeto de preocupação, nem para as instituições que contratam os analistas, nem para os investidores. Eventualmente, as características mais importantes para o sucesso da carreira de um analista, talvez sejam suas relações públicas e habilidades para redigir relatórios. Não há como negar que os analistas desempenham outras atividades, além de realizar previsões e emitir recomendações. Essa variedade de atividades talvez impeça que a aprendizagem ocorra com os anos de experiência.

Na investigação realizada, diferenciou-se a experiência geral do analista (número de anos na atividade de previsão) da experiência na realização de previsões para aquela firma (número de anos dando cobertura a uma firma particular).

b. Efeitos da complexidade do portfólio na acurácia das previsões

As pesquisas realizadas por Clement (1999), no contexto da realidade americana, demonstraram uma forte associação entre a complexidade do portfólio e a acurácia das previsões dos analistas. Foram utilizadas duas variáveis para tratar da complexidade: a) número de firmas para as quais o analista proporciona cobertura, e b) número de setores industriais que o analista acompanha.

Por hipótese, espera-se encontrar uma relação negativa entre a acurácia do analista e o número de firmas e indústrias que o profissional acompanha. Nesse sentido, acredita-se que, o analista que pode dedicar mais tempo a menos firmas terá um desempenho superior. Igualmente, aquele analista que se especializa num determinado setor ganha com as similaridades de diferentes companhias do mesmo setor.

c. Efeito de características da corretora

Entre as características de uma corretora, que podem ter efeito sobre a acurácia dos analistas, escolheram-se as seguintes particularidades:

1. Tamanho da corretora

Existem pelo menos duas razões para acreditar que analistas empregados em grandes corretoras têm condições de elaborar previsões mais acuradas. Primeiro, as grandes corretoras podem proporcionar melhores recursos aos seus analistas, tais como apoio administrativo e instrumental, recursos esses que corretoras médias e pequenas dificilmente têm condições de oferecer. Segundo, espera-se que as maiores corretoras venham a atrair os analistas mais talentosos.

2. Corretoras nacionais ou estrangeiras

Por curiosidade científica, inclui-se no estudo a origem da corretora, nacional ou estrangeira. O propósito aqui seria verificar se, de algum modo, a origem da corretora que contrata o analista tem influência sobre a acurácia dos analistas. Por hipótese, presume-se que as corretoras nacionais possam ter um desempenho superior em termos de acurácia. Acredita-se que o conhecimento, de perto, da realidade brasileira, asseguraria um desempenho superior.

3. Corretora associada a Banco de Investimento

Como última característica, foi investigado se o fato de a corretora para a qual trabalha o analista estar associada com um Banco de Investimento, teria de algum modo, influência na acurácia dos analistas. Pesquisas anteriores indicaram que as atividades de *underwriting* acabam provocando determinados incentivos para Bancos de Investimento(s), levando, eventualmente, os analistas a

emitirem previsões mais otimistas. Existe uma espécie de acordo informal entre o Banco de Investimentos (área de pesquisa) e a firma, para que aquele facilite a realização de negócios.

3.2 Variáveis dependentes e independentes

a. Medida da acurácia das previsões

Como métrica para identificar o desempenho dos analistas em suas projeções, foi computado o erro de previsão (*ErrPrev*). O erro de previsão foi calculado pela diferença entre o resultado real (efetivo) e o resultado projetado (estimado) pelos analistas. Quando o erro de previsão é negativo, significa uma surpresa negativa, ou que o resultado projetado foi superior ao realizado. Por outro lado, quando o resultado realizado é maior que o resultado estimado (projetado), verifica-se uma surpresa positiva, ou seja, a previsão foi menor que o resultado efetivamente apurado.

Para efeito de comparabilidade, foram reportados os erros de previsão em termos de LPA efetivo, lucro contábil por ação. Logo, o erro de previsão para este estudo é o lucro efetivo menos o lucro projetado pelos analistas, dividido pelo valor absoluto (módulo) do resultado efetivo do período:

$$ErrPrev = \frac{LPA_{real} - LPA_{Prev}}{|LPA_{real}|}$$

Onde:

LPA_{real} = Lucro por ação efetivo do período

LPA_{Prev} = Lucro por ação previsto pelo analista

Utiliza-se no denominador o valor absoluto (módulo) para capturar com exatidão o sentido do erro de previsão. Ao ser o numerador dividido pelo valor absoluto do lucro efetivo, permite-se a comparabilidade em termos percentuais.

Para efeito de se estimar a **acurácia**, procurou-se apreciar a distribuição de erros que, em termos absolutos, ficavam mais próximos de zero. Ou seja, tratando-se o erro de previsão, do mesmo modo, independente de ser positivo ou negativo. A *proxy* usada

para apurar a acurácia foi a MEPA (Média dos Erros de Previsão Absoluta): quanto mais distante de zero fosse o valor da MEPA, maior é o montante de erros de previsão computados.

$$MEPA = (1/n) \times \sum_{i=1}^n |ErrPrev|$$

Para captar no cálculo da acurácia o desempenho comparativo dos analistas através das companhias e dos anos, independente das dificuldades de previsão do analista, utilizou-se a média proporcional dos erros de previsão absolutos, usada por Clement (1999), Jacob *et al.* (2000), e Brown (2001). Ela é calculada da seguinte forma:

$$PMEPA_{ijt} = \frac{DMEPA_{i,jt}}{MEPA_{j,t}}$$

Com $DMEPA_{i,jt} = MEPA_{i,jt} - \overline{MEPA}_{jt}$, onde $MEPA_{i,jt}$ é a média dos erros de previsão absolutos para o analista *i* nas previsões para a firma *j* no ano *t*; e \overline{MEPA}_{jt} é a média dos erros de previsão para firma *j* no ano *t*.

O uso dessa variável ajustada é particularmente importante, pois irá permitir comparar o desempenho entre os analistas, independente da firma e de ano, e da firma em que tenha sido realizada a previsão. Adicionalmente, Clement (1999) observou que o procedimento adotado contribui para aprimorar a qualidade da análise mediante a redução da heterocedasticidade.

b. Medida da experiência

Clement (1999) e Brown (2001) mensuraram a aprendizagem numa função linear com a experiência. Neste estudo, optou-se por considerar a aprendizagem como côncava em relação à experiência, por entender que seja mais compatível com a realidade (curva de aprendizagem). A experiência geral do analista foi medida como:

$GEXP_{i,t} = \text{logaritmo de um mais o número de anos até } t \text{ para os quais o analista } i \text{ proporcionou pelo menos uma previsão durante o ano } t.$

A experiência específica numa empresa

$CEXP_{i,jt}$ = logaritmo de um mais o número de anos até t para os quais o analista i proporcionou pelo menos uma previsão para a firma j durante o ano t .

c. Medida da complexidade do portfólio

Para cada ano, foi identificado o número de empresas diferentes que estavam associadas a um determinado analista:

$NCOMP_{i,t}$ = número de firmas para as quais o analista i proporcionou pelo menos uma previsão durante o ano t .

Especialização numa indústria foi medida em termos do número de setores diferentes (classificação da Económica) acompanhados por um analista i durante o ano t .

$NSET_{i,t}$ = número de setores para os quais o analista i proporcionou pelo menos uma previsão durante o ano t .

d. Medidas relativas à corretora

Para controlar características das corretoras, foram utilizadas variáveis *dummy*. Para identificar uma firma como grande, analisou-se, por ano, o número de previsões lançadas por uma corretora.

Para efeito desta análise, foram consideradas como corretoras grandes aquelas em que o número de previsões estivesse no quartil superior (top 25%). Essa metodologia de classificação, de uma corretora grande, difere da usada tradicionalmente na literatura. Utiliza-se como *proxy*, para o tamanho da firma, o número de analistas empregados na corretora. Ocorre que, para muitas previsões, não havia uma identificação de quem teria sido o analista. Não sendo possível, no contexto do Brasil, identificar o número preciso de analistas por corretora e, para evitar erros de mensuração, optou-se pela *proxy* baseada no número de estimativas:

$BTAM_{i,t}$ = variável *dummy* igual a um se o analista i está empregado por uma firma no quartil mais elevado no número de estimativas durante o ano t , e zero caso seja o contrário.

Para a classificação da origem da corretora e de instituições associadas a um banco de investimento adotaram-se as seguintes variáveis *dummy*:

$BNAC_{i,t}$ = variável dummy igual a um se o analista i está empregado por uma firma nacional durante o ano t , e zero caso seja o contrário.

$BINV_{i,t}$ = variável dummy igual a um se o analista i está empregado por uma firma associada a um Banco de Investimentos durante o ano t , e zero caso seja o contrário.

e. Variável de controle para a idade da previsão

Foi verificado que a idade da previsão é um fator muito importante para identificar sua acurácia. Em termos práticos, constata-se que à medida que a idade da previsão, (número de dias até o anúncio do resultado) vai se reduzindo, ocorre uma melhoria significativa na acurácia das previsões.

Com esse propósito, no modelo analisado foi incorporada uma variável capaz de controlar a idade da previsão:

$IDADE_{i,j,t}$ = logaritmo de um mais o número de dias entre a previsão do analista i para a firma j no ano t e a data do anúncio do resultado do ano j da firma j .

3.3 Metodologia de estimativa

Utiliza-se o modelo de regressão de dados de painel sem efeitos fixos. Para controlar eventuais efeitos que uma firma ou ano teria no resultado, foi aplicada a metodologia descrita por Greene (2000, p. 560-578). As diferenças entre as firmas e anos podem ser captadas mediante a regressão de cada observação nas variáveis dependentes e em variáveis dummies que controlem os efeitos para cada firma e ano da observação.

Como o número de firmas é grande, optou-se por uma metodologia equivalente, que passa por estimar o modelo com todas as variáveis dependentes ajustadas pela sua média equivalente nas observações para as firmas-ano. As variáveis ajustadas pela média passaram a se diferenciar por ser incorporado no início da expressão o termo D .

Observar que um valor positivo (ou negativo), para qualquer variável, significa que a variável ajustada pela média para o analista i para a firma j ficou acima (ou abaixo) da média na firma j no ano t .

Outro detalhe metodológico é que não foi incluída a constante, uma vez que todas as variáveis foram subtraídas de sua média anual variável:

$$PMEPA_{i,jt} = \beta_1 DGEXP_{i,jt} + \beta_2 DCEXP_{i,jt} + \beta_3 DNCOMP_{i,jt} + \beta_4 DNSET_{i,jt} + \beta_5 DBTAM_{i,jt} + \beta_6 DBNAC_{i,jt} + \beta_7 DBINV_{i,jt} + \beta_8 DIDADE_{i,jt} + \varepsilon_{i,j,t}$$

3.4 Base de dados e seleção da amostra

Neste estudo foram utilizadas as previsões individuais dos analistas para o LPA anual, proporcionadas pelo sistema I/B/E/S, usando o “*detail history file*”, cobrindo o período de 1995 a 2002. O sistema I/B/E/S contém previsões e recomendações de analistas para várias empresas no mundo, inclusive empresas brasileiras. Existem três principais seções do banco de dados do I/B/E/S: a) *Detail History*, b) *Summary History*, e c) *Recommendations*. A base de “*Detail History*” contém estimativas individuais de analistas ao longo do tempo. A base “*Summary History*” contém o consenso das estimativas para todos os analistas num determinado período. Por sua vez, a base “*Recommendations*” relaciona as recomendações dos analistas de *buy/hold/sell*.

No sistema estão disponíveis o código do analista e o código da corretora que produziu a análise. Foi necessário solicitar à I/B/E/S a relação dos nomes dos analistas, bem como a identificação das *Corretoras* que produziram as previsões. As informações foram fornecidas sob a condição de não se divulgar o nome das *Corretoras* e dos analistas que produziram as previsões.

Os requisitos para incorporação das previsões na amostra foram os seguintes:

- i. A previsão deve ser produzida por um analista individualmente (identificável) e não por um time (no Brasil, é significativo o número de times e de analistas que não se identificam); essas previsões foram excluídas);
- ii. Deve ser possível verificar qual foi o resultado efetivo, a ser comparado com a previsão;
- iii. A previsão foi emitida entre o início do exercício estimado, até 30 dias antes

do anúncio do resultado no exercício seguinte. iv. Analistas que tiveram previsões em 1995 foram descartados da análise (pois não haveria como calcular sua experiência prévia).

Para evitar que todas as variáveis de experiência estivessem com valor igual a 1 (1 ano de experiência), foram realizadas as análises apenas a partir de 1997.

Na Tabela 1, 2 e 3 são evidenciadas as características descritivas da amostra de previsões de resultado de analistas individuais. A Tabela 1 mostra que, em termos médios, as observações foram realizadas para um universo de 150 analistas por ano. Embora, naturalmente, o total de analistas de empresas brasileiras seja superior, entende-se que o critério de seleção da amostra permitirá conclusões mais robustas. O número de corretoras observados variou de 36, em 1997, para 23, em 2002. Os critérios exigidos, para efeito da análise, reduziram o montante de observações disponíveis, de algo acima de 35.000 previsões, para 13.644.

Tabela 1 – Descrição da amostra extraída do I/B/E/S

Ano	Num. Estimativas	Num. Analistas	Num. Brokers	Num. Firmas
1997	2.649	177	36	163
1998	2.253	191	33	160
1999	2.139	159	28	146
2000	1.720	159	28	133
2001	3.121	163	26	101
2002	1.765	143	23	83
Total	13.644	388	53	214

Fonte: elaboração própria.

Na Tabela 2 revisam-se as propriedades distributivas das principais variáveis utilizadas no modelo. Constata-se, por exemplo, que, em termos médios, os analistas da amostra possuem 2,64 anos de experiência geral, e dão cobertura a 10,94 empresas por ano (um número que parece ser muito elevado para permitir um acompanhamento detalhado). Nos 5% mais altos, em número de empresas, alguns analistas são responsáveis por realizar previsões para 28 empresas num único ano.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Média	Percentil				
		5%	25%	50%	75%	95%
GEXP	2,64	1	1	2	4	6
CEXP	1,85	1	1	2	2	4
NCOM	10,94	2	5	9	14	28
NSET	3,14	1	1	2	4	8
IDADE	188,84	23	98	185	280	361

Fonte: elaboração própria.

Com a Tabela 3 esboça-se a matriz de correlações de PEARSON entre as variáveis que serão utilizadas nas regressões. Consta-se uma correlação significativa entre a acurácia dos analistas e as seguintes variáveis: a) o tamanho da corretora para a qual trabalha, b) a idade das previsões, e c) a experiência geral do analista. Os resultados foram no sentido previsto, exceto pela variável que mensura a experiência geral em realizar previsões. A correlação positiva indica que, com o passar do tempo, o desempenho do analista em suas previsões vai piorando. Parece afastada a hipótese de que ocorra aprendizagem com o decurso do tempo. Esse fenômeno é importante de ser observado, e será analisado, cuidadosamente, na regressão com todas as variáveis, para verificar se não existe uma inter-relação que explique esse comportamento.

Tabela 3: Matriz das correlações de PEARSON – 1997-2002

	PMAFE	DGEXP	DCEXP	DNCOM	DNSET	DBTAM	DBNAC	DBINV	DIDADE
PMAFE	1,000	0,036 0,000	0,012 0,153	-0,002 0,841	0,000 0,983	-0,043 0,000	0,004 0,626	-0,008 0,349	0,136 0,000
DGEXP		1,000	0,530 0,000	0,038 0,000	0,039 0,000	-0,170 0,000	-0,055 0,000	0,055 0,000	0,155 0,000
DCEXP			1,000	-0,035 0,000	-0,017 0,053	-0,089 0,000	-0,091 0,000	0,074 0,000	0,178 0,000
DNCOM				1,000	0,863 0,000	0,240 0,000	0,364 0,000	-0,050 0,000	0,055 0,000
DNSET					1,000	0,164 0,000	0,343 0,000	-0,081 0,000	0,050 0,000
DBTAM						1,000	0,084 0,000	-0,146 0,000	-0,069 0,000

DBNAC							1,000	0,415 0,000	0,065 0,000
DBINV								1,000	0,015 0,082
DIDADE									1,000

Fonte: elaboração própria.

3 DISCUTINDO OS RESULTADOS

Os resultados das regressões encontram-se documentados na Tabela 4. Foram realizadas regressões anuais e regressões combinadas dos anos. Com o intuito de promover uma análise estatística mais rigorosa, foi aplicado o procedimento de regressão conhecido na literatura de finanças como as Regressões FAMA-MACBETH. Embora não reportadas, todas as regressões apresentadas tiveram estatísticas F significantes, indicando a validade do modelo para explicar o comportamento da variável dependente.

Tabela 4 – Erros de previsão relativos e fatores que diferenciam a acurácia individual dos analistas de empresas brasileiras, no período de 1997-2002

Ano	DGEXP	DCEXP	DNCOM	DNSSET	DBTAM	DBNAC	DBINV	DIDADE	N. Obs.
Painel A: Regressões Combinadas									
1997-2002	0,090**	-0,093**	0,000	-0,004	-0,081***	0,023	-0,040*	0,145***	13.644
	3,09	-3,66	0,23	-0,52	-3,64	0,83	-2,01	14,98	
1997-1999	0,131**	-0,152**	0,002	-0,010	-0,088***	0,007	-0,039	0,107***	7.038
	2,37	-2,37	1,02	-1,08	-2,95	0,23	-1,30	7,46	
2000-2002	0,079*	-0,064	-0,004	0,004	-0,094	0,086	-0,052*	0,172***	6.606
	1,81	-1,35	-0,81	0,27	-2,57	1,51	-1,82	12,95	
Painel B: Regressões Fama-McBeth									
FMB 97-02	0,113***	-0,151***	-0,001	-0,004	-0,087***	0,055*	-0,021	0,141***	6
	3,09	-3,66	-0,40	-0,47	-3,25	1,66	-0,93	13,40	
FMB 97-99	0,153***	-0,224***	0,003	-0,011	-0,132***	0,012	-0,034	0,111***	3
	2,64	-3,37	1,05	-1,08	-3,96	0,37	-1,10	7,65	
FMB 00-02	0,073	-0,077	-0,005	0,002	-0,041	0,098	-0,007	0,172***	3
	1,60	-1,55	-1,05	0,15	-0,97	1,61	-0,24	11,19	

*Sig. 10%, **Sig. 5%, ***Sig. 1%

Fonte: elaboração própria.

Esta tabela apresenta os coeficientes de regressão com as estatísticas t abaixo. O Painel A expõe as regressões combinadas de

todos os anos, e estimadas de 1997-99 e de 2000-02. O Painei B documenta os coeficientes de regressões de FAMA-MACBETH (FMB) e estatísticas t, nos seis anos, e nos períodos de 1997-99 e de 2000-02. As estatísticas t e os coeficientes foram calculados conforme sugerido por FAMA-MACBETH (1973).

A análise adotada para apurar os determinantes da acurácia dos analistas de empresas brasileiras proporcionou conclusões muito interessantes. Primeiramente, no que tange à experiência, surge um resultado diferenciado. Constatou-se, com significância nas regressões combinadas e nas de FAMA-MACBETH (FMB), que, à medida que aumenta a experiência geral do analista (DGEXP), a sua acurácia vai ficando pior. Esse ponto parece invalidar a hipótese de que os analistas aprendem mediante a experiência na realização de previsões.

As explicações para esse fenômeno podem ser diversas. Entretanto, acredita-se que esse fenômeno decorra do fato de que o analista, com mais anos de experiência, se dedique a outras atividades, relegando as previsões para segundo plano. Para um analista mais antigo, o mais importante passa a ser a sua rede de relacionamentos do que a sua capacidade preditiva.

No que se refere à experiência específica na empresa (DCEXP) que está sendo analisada, os resultados para as regressões combinadas e de FMB, indicaram que, no sentido previsto pelas hipóteses, à medida que aumentam os anos de experiência na companhia, as previsões vão ficando mais acuradas.

Os resultados referentes à complexidade do portfólio (DNCOM e DBSET), invariavelmente, indicaram que o número de empresas e o número de setores não são significativamente relevantes para explicar a acurácia dos analistas. Esses resultados trazem surpresa, pois se imaginava que com o aumento da cobertura pelo analista existisse, inegavelmente, uma queda na qualidade das previsões.

Parece existir uma evidente especialização dos analistas de empresas brasileiras em poucos setores. Como conseqüência disso, à medida que se aumenta o número de empresas, talvez ao invés de implicar nas desvantagens que se imaginavam, ganha-se uma sinergia de conhecimentos, que acaba por provocar uma compensação

pela eventual redução do tempo disponível para analisar uma empresa em particular.

No que se refere às corretoras que contratam os analistas, os resultados confirmaram, sem deixar margem a dúvidas, que as corretoras maiores (DBTAM) apresentam projeções mais acuradas.

Oferecendo uma estrutura mais completa de apoio, a possibilidade de discutir as idéias com outros analistas constitui-se num fator inegável para aprimorar suas previsões. Para as observações que analisam a origem da corretora e se a mesma está filiada a banco de investimento, os resultados não são conclusivos. De modo geral, os analistas que trabalham em corretoras nacionais são tão acurados quanto os que trabalham em corretoras estrangeiras (DBNAC). Uma pequena exceção parece ter acontecido no ano de 2000, quando os analistas, que trabalhavam nas corretoras nacionais, foram menos acurados.

Para os analistas que trabalham em corretoras filiadas a bancos de investimento (DBINV), os resultados indicaram que, ao contrário do que se esperava, os mesmos são mais acurados relativamente. Os resultados de significância estatística são modestos (a nível de 10%).

Eventualmente, a variável utilizada não captou os efeitos que se desejava investigar. No que se refere aos bancos de investimento, um estudo mais preciso seria controlar os bancos de investimento que mantiveram, com as firmas, uma relação de natureza comercial.

A variável de controle DIDADE demonstrou ser estatisticamente a mais significativa, indicando que a idade da previsão, efetivamente, explica em grande parte a acurácia do analista. Portanto, a idade da previsão acaba sendo o fator mais importante para explicar a sua acurácia.

Urge dar destaque que o R^2 ajustado não pode ser interpretado do modo tradicional para as regressões que não possuem interceptos. Segundo Gujarati (2000, p.148) um R^2 , que nunca é negativo no modelo tradicional, pode ocasionalmente ser negativo no modelo sem intercepto. Tendo em vista essa particularidade estatística do modelo adotado, com intercepto zero, optou-se por não informar o valor de R^2 . Adicionalmente foram executadas regressões incluindo

o intercepto, verificando-se resultados similares ao das regressões sem intercepto.

Embora não documentados nas tabelas, para assegurar a robustez das estatísticas, foram realizados testes adicionais, dentre os quais cabe destacar: i. teste de normalidade de Jarque-Bera (JB), indicando que os resíduos têm distribuição normal; ii. teste de Fator Inflação da Variância (FIV) que apresentou valores elevados próximos a 4,000, entretanto inferiores aos limites que levariam a caracterizar um grave problema de multicolinearidade e iii. teste de Breusch-Godfrey (BG), apurando não existir autocorrelação entre os resíduos.

4 A ACURÁCIA DO ANALISTA NO PASSADO EXPLICA SUA ACURÁCIA NO PRESENTE?

Uma questão relevante, que não foi investigada por Clement (1999) no estudo e tão pouco replicada para os analistas brasileiros, foi verificar se, de algum modo, a acurácia de um analista hoje pode ser explicada pela acurácia no passado. Naturalmente, espera-se que haja uma correlação entre o desempenho dos analistas no passado e o desempenho presente.

Essa investigação se justifica uma vez que se nota uma crescente preocupação em monitorar o desempenho dos analistas. No contexto dos EUA, existem empresas especializadas de suporte a investidores (ex.: STARMINE, <http://www.starmine.com/>) que procuram identificar o desempenho passado de um analista, para ponderar esse aspecto na hora de se definir o consenso dos analistas. Ou seja, os analistas que tiveram melhor desempenho no passado, em termos de acurácia de suas previsões, teriam um peso maior no cálculo do consenso.

Será que existe razão para isso? Esse tipo de serviço poderia ser oferecido no Brasil em iguais condições? Para analisar essas questões, com base no conjunto de observações dos analistas, procurou-se refinar a base de dados de modo a poder ter, para determinado analista, uma referência de qual teria sido seu desempenho no período passado. Cria-se, portanto, uma nova variável:

$LPMEPA_{i,j,t-1}$ = média proporcional dos erros de previsão absolutos do analista i para a firma j no ano $t-1$.

A necessidade de ter um histórico de desempenho passado com a firma, fez com que a amostra de observações fosse reduzida a 7.425 observações.

Foram realizados três modelos de regressões:

$$(a) \quad PMEPA_{i,j,t} = \beta_1 LPMEPA_{i,j,t-1} + \beta_2 DIDADE_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t}$$

$$(b) \quad PMEPA_{i,j,t} = \beta_1 DGEXP_{i,j,t} + \beta_2 DCEXP_{i,j,t} + \beta_3 DBTAM_{i,j,t} + \beta_4 DBINV_{i,j,t} + \beta_5 DIDADE_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t}$$

$$(c) \quad PMEPA_{i,j,t} = \beta_1 DGEXP_{i,j,t} + \beta_2 DCEXP_{i,j,t} + \beta_3 DBTAM_{i,j,t} + \beta_4 DBINV_{i,j,t} + \beta_5 LPMEPA_{i,j,t-1} + \beta_6 DIDADE_{i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t}$$

O modelo (a) realiza a regressão apenas com o desempenho passado e a variável relativa à idade da previsão.

Verifica-se que o modelo (b) equivale ao modelo anteriormente discutido neste artigo, diferenciando-se apenas no tocante à exclusão das variáveis relativas à complexidade do portfólio, e à *dummy* relativa à origem da corretora. A exclusão foi justificada pelo fato de que essas variáveis se revelaram pouco significativas nas análises efetuadas anteriormente.

O modelo (c) incorpora todas as variáveis, para verificar como aumenta o poder explicativo da regressão com a inclusão da nova variável.

Os resultados das regressões encontram-se na Tabela 3. Os dados indicaram que o desempenho passado, em termos de acurácia, possui um poder explicativo da acurácia presente. Existe uma relação positiva e significativa entre a acurácia do passado e a acurácia presente.

As variáveis usadas, para mensurar a experiência e o tamanho da instituição em que o analista trabalha continuam sendo os elementos mais importantes para explicar a acurácia corrente dos analistas.

O efeito conjunto, das variáveis no modelo (c) continua a indicar resultados muito próximos do modelo (b). Depreende-se que o

efeito de monitorar o desempenho passado dos analistas, apesar de ser uma variável significativa, não é mais útil para explicar a acurácia corrente do que são as simples variáveis do modelo (b).

Tabela 5 – Erros de previsões relativos e o efeito do desempenho passado dos analistas de empresas brasileiras, 1997-2002

Variáveis	Modelo (a)		Modelo (b)		Modelo (c)	
DLGEXP			0,110**	2,02	0,104**	1,90
DLCEXP			-0,136**	-2,58	-0,136**	-2,57
DBTAM			-0,083**	-2,50	-0,084**	-2,51
DBINV			-0,020	-0,84	-0,019	-0,80
LPMAFE	0,021*	1,78			0,020*	1,71
DLAGE	0,166***	12,26	0,168***	12,25	0,168***	12,30
Teste F	76,245***		27,884***		32,867***	

*Sig. 10%, **Sig. 5%, ***Sig. 1

Fonte: elaboração própria.

Esta tabela apresenta os coeficientes com as estatísticas t, ao lado, para as regressões dos erros de previsões dos analistas e as características individuais dos analistas. A variável LPMEPA_{i,j,t-1} refere-se aos erros de previsão do analista i com a firma j no período passado.

Essa conclusão é alcançada devido ao reduzido crescimento da estatística F, do modelo (b) para o modelo (c). Nesse contexto, para prever a acurácia corrente, monitorar o passado talvez não seja o mais interessante.

Os custos de acompanhar o desempenho passado do analista podem ser substituídos com a mesma eficácia pela observação de simples variáveis, tais como os anos de experiência e a origem da corretora à qual o analista está vinculado.

5 CONCLUSÕES

As previsões são um dos insumos básicos nos modelos de avaliação de ações. As análises efetuadas neste artigo, levando em consideração as previsões de resultados dos analistas de empresas brasileiras extraídas do sistema I/B/E/S, no período de 1997 a 2002, permitem inferir as seguintes conclusões:

1. A acurácia dos analistas varia em função de sua experiência na realização de previsões. Ela é positivamente correlacionada com a experiência que o analista detém na análise da mesma empresa: à medida que se passa mais tempo analisando a mesma empresa, a acurácia aumenta. Contudo, ela é negativamente correlacionada com a experiência geral do analista. À medida que o analista avança na carreira, os dados indicaram que, em termos médios, a acurácia do analista se reduz.
2. A complexidade do portfólio que é acompanhado pelo analista parece não influenciar a sua acurácia. Tanto o número de empresas que o analista acompanha quanto o número de setores são fatores que se mostraram estatisticamente insignificantes para explicar a acurácia individual do analista.
3. A corretora a que o analista está vinculado tem efeito sobre a qualidade de suas previsões. Analistas que trabalham em corretoras maiores são mais acurados que seus congêneres que trabalham em empresas menores. As análises revelaram que não há diferença significativa em termos de acurácia dos analistas que trabalham em corretoras nacionais ou internacionais.
4. A variável mais relevante para determinar a acurácia da previsão de um analista é a idade de sua previsão; quanto mais distante for a data dessa previsão da data do anúncio do resultado, menos acurada será.
5. A acurácia passada de um analista explica a acurácia corrente. Porém, o benefício marginal desta sobre as variáveis de experiências e de tamanho da corretora é muito pequeno. Numa relação custo-benefício parece não ser interessante, na realidade brasileira, monitorar o desempenho passado do analista em termos de acurácia, com o intuito de prever o desempenho corrente.

Os resultados obtidos indicam que as previsões de maior acurácia são aquelas que foram produzidas por analistas que trabalharam em grandes corretoras e com um bom desempenho passado em suas previsões. Esses resultados são relevantes, especialmente para aqueles que pretendam utilizar as previsões de analistas em seus modelos de avaliação.

Uma particularidade que se observa é que, apesar de existirem algumas especificidades brasileiras não encontradas em estudos internacionais, em linhas gerais, o desempenho dos analistas de empresas brasileiras se aproxima do de seus congêneres que analisam empresas americanas e européias.

Ponto	Analistas de empresas brasileiras	Analistas de empresas americanas e européias
Acurácia	O número de anos do analista no exercício da função influencia negativamente a sua acurácia. A experiência específica de previsão na companhia aprimora a acurácia. As variáveis para complexidade do portfólio revelaram não ter influência no desempenho.	As pesquisas apontam que a experiência medida pelo número de anos no exercício da função explica uma melhora na acurácia. A complexidade do portfólio também influencia o desempenho das previsões.

Quadro 3 – Comparativo do desempenho dos analistas

Fonte: elaboração própria

Uma restrição às conclusões aqui formuladas pode ser encontrada em erros na base de dados do sistema I/B/E/S, de onde foram extraídas as previsões. Caso a base de dados contenha erros sistemáticos, os resultados poderiam ser comprometidos. Adverte-se, entretanto, que a reputação internacional do I/B/E/S e sua ampla utilização pela área acadêmica em contabilidade e finanças indicam ser remota essa possibilidade.

O que deve ficar claro é que, no processo de avaliação de investimentos, a atividade de previsão e projeção de resultados é fundamental. De certo modo, pode-se dizer que o trabalho mais relevante dos analistas é justamente fazer previsões.

Muitas podem ser as possibilidades de extensão da presente pesquisa. Como ilustram as questões em aberto a seguir: Quais são as conseqüências da acurácia das previsões dos analistas? Como se comporta a liquidez e a volatilidade de uma ação em resposta a previsões acuradas dos analistas? As oportunidades de pesquisa são variadas e instigantes. Espera-se que este trabalho seja apenas uma reflexão inicial para que outros estudos continuem a avançar as pesquisas nesta área, no Brasil.

REFERÊNCIAS

BEAVER, W. H. Perspectives on recent capital market research. *The Accounting Review*. Sarasota, v.77, n. 2, p. 453-474, 2002.

BOLLINGER, G. The characteristics of Individual analysts' forecasts in Europe. Working Paper. *FAME-Intern. Center for Financial Asset Management and Engineering*, 2001.

BROWN, L. A temporal analysis of earnings surprises: Profit versus losses. *Journal of Accounting Research*. Chicago: v. 39, n. 2, 2001.

BROWN, L. D., ROZEFF, M. S. Analysts can forecast accurately! *Journal of Portfolio Management*. v.6, p. 31-34, 1978.

BUTLER, K.; LARRY, L. The forecast accuracy of individual analysts: Evidence of systematic optimism and pessimism. *Journal of Accounting Research*. Chicago, v. 29, n.1, p. 150-156, 1987.

CLEMENT, M. Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter? *Journal of Accounting and Economics*. Rochester, v. 27, p. 285-303, 1999.

CLEMENT, M.; TSE, S. Do investors respond to analysts' forecast revisions as if forecast accuracy is all that matters? *The Accounting Review*. Sarasota, v. 78, n.1, p. 227-249, 2003.

COGGIN, D. T.; HUNTER, J. E. Analysts forecasts of EPS growth decomposition of error, relative accuracy and relation to return. Working Paper. Michigan State University, *East Lansing*, MI, 1989.

CONROY, R.; HARRIS, R. Consensus forecast of corporate earnings: Analysts' forecast and time series methods. *Management Science*, v.33, n. 6, p. 725-738, 1987.

DA SILVA, H. R. A capacidade previsionária no mercado acionário brasileiro – Um estudo focado nas previsões dos analistas de investimentos. In: XXII ENANPAD, 1998, Foz do Iguaçu. *Anais...* Foz do Iguaçu: 1998.

FAMA, E.; MACBETH J. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, v. 71, p. 607-636, 1973.

FRANCO, D. Projeções de lucros: há evidências de exageros sistemáticos? *Revista da Bovespa*, p. 9-11, 2000.

GREENE, W. *Econometric analysis*. 4ª Ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

GUJARATI, D. *Econometria Básica*. 3 ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

IUDÍCIBUS, S.; LOPES, A. (coord.) *Teoria Avançada da Contabilidade*. São Paulo: Atlas, 2004.

JACOB, J.; LYS T.; NEALE, M. Expertise in forecasting performance of security analysts. *Journal of Accounting and Economics*. Rochester, v. 28, p. 51-82, 1999.

KOTHARI, S. P. Capital market research in accounting. *Journal of Accounting and Economics*. v. 31, n. 1, p. 105-231, 2001.

LYS, T.; SOHN, S. The association between revisions of financial analysts' earnings forecast and security price change. *Journal of Accounting and Economics*. Rochester, v.13, n.2, p. 341-363, 1990.

MIKHAIL, M.; WALTHER B. WILLIS, R. Do security analysts improve their performance with experience? *Journal of Accounting Research*. Chicago, v. 24, p.131-157, 1997.

MARTINEZ, A. L..

O'BRIEN, P. Individual forecasting ability. *Managerial Finance*. v13, p. 386-304, 1987.

Endereço do autor

Antonio Lopo Martinez

Universidade Federal da Bahia UFBA

Praça da Piedade, 06, Salvador – BA, CEP 40070-010

Recebido: janeiro/2006

Aprovação da última versão: março/2008