

# Projeções de Lucros Sistemáticamente Exageradas: um Estudo para o Brasil\*

Delano Franco\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. Metodologia; 3. Resultados; 4. A dinâmica da correção do viés; 5. Conclusão.

Palavras-chave: exageros sistemáticos; analistas de empresas; finanças comportamentais.

Código JEL: G14.

Uma das evidências mais relevantes da psicologia experimental é a de que os indivíduos reagem tipicamente de forma exagerada aos fatos. Este artigo estuda os exageros de um grupo de reconhecida influência nas expectativas do mercado, os analistas de empresas, em previsões de lucros de companhias listadas em bolsa. Além da observação dessa regularidade para o mercado brasileiro, é estudado como o padrão das estimativas se altera à medida que o momento da divulgação dos lucros se aproxima. Na existência de viés, a forma como ele se evidencia, aos poucos ou bruscamente, e quando se evidencia, antes da revelação do resultado ou justamente naquele momento, provavelmente influenciam o grau de dificuldade de sua observação pelos demais agentes.

One of the most relevant evidences of experimental psychology is that individuals typically overreact to facts. This paper studies the overreaction of a group of recognized influence on market expectations — security analysts — in earning forecasts of listed companies. Besides observing this regularity in the Brazilian market, it also studies how the pattern of estimates changes as the disclosure of balance sheets approaches. The way the bias is corrected — smoothly or sharply, before revealing the results or exactly at that moment — probably influences the level of difficulty for agents to detect it.

---

\* Artigo recebido em ago. 2000 e aprovado em set. 2001. O autor agradece a Betina Martins, Felipe Cruz e Guilherme Abry pelo auxílio precioso com a base de dados e assume inteira responsabilidade por eventuais erros.

\*\* Mellon Brascan. E-mail: delano@mellonbrascan.com.br.

## 1. Introdução

A hipótese de mercados eficientes (HME) foi, durante décadas, uma proposição central na teoria de finanças. O arcabouço teórico poderoso que se conseguira construir sobre a sua validade e a quantidade de evidências empíricas a seu favor davam a impressão, em dado ponto, de que pouco espaço restava para polêmica. Uma frase de Jensen (1978) é emblemática: *“there is no other proposition in economics which has more empirical evidence supporting it than the efficient market hypothesis”*.

A partir do final dos anos 1970, no entanto, surpreendentemente foi surgindo uma série de desafios à HME, tanto no campo teórico quanto no empírico. Trabalhos de psicologia experimental, sumarizados por Kahneman e Riepe (1998), acumulavam registros de desvios sistemáticos com relação à racionalidade econômica. Frequentemente, diante de incerteza há comportamento distinto do previsto pelo arcabouço von Newman-Morgenstein: os indivíduos baseiam as escolhas em termos de perdas e ganhos com relação a um ponto de referência, que pode variar dependendo da situação, e não em termos de riqueza final, como mostrado por Kahneman e Tversky (1979). Além disso, são comuns a violação da regra de Bayes nas previsões (Kahneman e Tversky, 1978) e a dependência das escolhas com respeito a como determinado problema é apresentado (Benartzi e Thaler, 1992), entre outros fatos.

Como as evidências apontam para comportamentos semelhantes entre os indivíduos, não há por que se esperar que os desvios da racionalidades no mercado sejam independentes: as decisões de compra e venda geradas tendem a ser fortemente correlacionadas e, portanto, relevantes em termos agregados. Esse problema é acentuado pelo comportamento social dos investidores, que seguem os erros alheios ao dar ouvidos a rumores ou imitar pessoas próximas (Shiller, 1984).

Por fim, os arbitradores, que formam a última linha de defesa da HME, por manterem os preços alinhados com os fundamentos mesmo na existência significativa de agentes irracionais, tiveram essa capacidade relativizada por diversos trabalhos. A eficácia da arbitragem se baseia na disponibilidade de ativos semelhantes aos que se encontram incorretamente apreçados, o que frequentemente não ocorre na prática. O mercado acionário como um todo, como exemplo extremo, não pode ser eficientemente arbitrado (Figlewski, 1979) Campbell e Kyle (1993). Usualmente, a arbitragem envolve riscos, e os arbitradores possuem capacidade limitada de financiamento para sua empreitada. Mesmo quando existem substitutos relativamente próximos, há a chance de o desalinhamento aumentar substancialmente antes de se reduzir, forçando o arbitrador a zerar suas posições antes de

poder beneficiar-se das ineficiências (De Long et alii, 1990).

O grau de segurança quanto à validade indiscriminada da HME foi sendo revisto à medida que esses fatos eram tratados pela literatura. Além disso, acontecimentos como o *crash* de outubro de 1987, quando o Dow Jones Industrial Average caiu 23% sem qualquer aparente mudança nos fundamentos, reforçaram a idéia de que comportamentos irracionais poderiam ter efeito importante sobre o mercado. Tomava corpo o movimento das finanças comportamentais.

Uma das evidências mais relevantes da psicologia experimental é a reação exagerada a fatos recentes. Esse comportamento parece estar por trás dos resultados de De Bondt e Thaler (1985), de que ações que vêm tendo performance desfavorável tendem a obter retornos anormalmente altos no longo prazo — as “perdedoras” são tipicamente companhias repletas de más notícias no passado recente, e as “vencedoras” donas de um passado glamouroso. Ao darem peso excessivo aos últimos dados, os investidores tenderiam a ser surpreendidos à frente e gerar a reversão à media de retornos observada. Resultados na mesma direção são encontrados para o mercado brasileiro por Torres et alii (2001) e Dall’Agnol (2001). As conclusões de Shiller (1981), de volatilidade do mercado acionário bastante superior à justificável pelos fundamentos, também parecem estar ligadas a reações exageradas a notícias.

Um trabalho nessa linha que merece destaque é De Bondt e Thaler (1990), que estuda os exageros de um grupo de reconhecida influência nas expectativas do mercado: os analistas de empresas. A acurácia das previsões desses indivíduos pode ser tomada como uma espécie de limite superior à análise feita pelos demais agentes: os investidores em geral não possuem dedicação de tempo e treinamento comparáveis aos dos analistas profissionais, e dessa forma compram relatórios por eles produzidos.

Os autores utilizam dados de 1976 a 1984, referentes a empresas listadas nas bolsas norte-americanas. As principais conclusões são de que há fortes evidências de exageros sistemáticos: *“forecasted changes are simply too extreme to be considered rational”*. Os analistas tenderiam a ser demasiadamente influenciados por notícias recentes, errando para cima nas empresas que eles esperam ir bem e para baixo nas que vêem com pessimismo.

O objetivo deste artigo é efetuar testes, na mesma linha, para o mercado brasileiro. Dado que uma das principais críticas a resultados que impliquem em comportamento irracional é a eventual falta de generalidade (Fama, 1998) e Rubinstein (2000), a manutenção dos resultados de (De Bondt e Thaler, 1990) em um mercado emergente, de características diferentes portanto, e em um período

distinto, seria um resultado interessante. Na seção 2 é apresentada a metodologia utilizada, e a seção 3 fornece os resultados.

Na seção 4 é, adicionalmente, estudado como o padrão das estimativas se altera à medida que o momento da divulgação dos lucros se aproxima. Na existência de viés, a forma como ele se evidencia, se aos poucos ou bruscamente, e quando se evidencia, se antes da revelação do resultado ou justamente naquele momento, provavelmente contribuem para o grau de dificuldade de sua observação por parte dos demais agentes. É de se esperar que quanto mais suave a correção, mais difícil a detecção; além disso, como surpresas de lucros têm tipicamente maior visibilidade que revisões de projeções, é intuitivo que uma total eliminação dos exageros no imediato pré-divulgação concorra para a dificuldade da detecção. Por fim, a seção 5 conclui.

## 2. Metodologia

Foram construídas séries mensais com as estimativas de lucros de consenso para as empresas negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), a partir de dados do Institutional Brokers Estimate System (Ibes), empresa que compila números fornecidos por dezenas de analistas, nacionais e estrangeiros, e vende sumários para gestores de recursos e investidores institucionais. Considerou-se como expectativa de consenso a mediana das projeções.<sup>1</sup> Além disso, obtiveram-se os lucros efetivamente realizados através do próprio sistema Ibes e da Economática, companhia especializada em informações contábeis e financeiras.

Decidiu-se restringir o período de análise a 1995-98, pois a qualidade dos dados e a escassez de registros de previsão, além da instabilidade monetária, no período anterior a 1995, desencorajam a utilização de dados mais antigos. O universo foi composto pelas 111 ações que tiveram cobertura regular durante o período. Esse grupo possui representantes de 27 indústrias, cobertura média ao longo do tempo de 10 analistas e mediana de nove analistas, valor de mercado máximo de US\$47,0 bilhões (Telebrás em out. 1997) e mínimo de US\$1,4 milhões (Indústrias Villares em dez. 1998). Todos os dados são em dólares,<sup>2</sup> normalizados pela média dos módulos dos lucros realizados nos quatro anos em questão<sup>3</sup> e ajustados para

---

<sup>1</sup>Foram, alternativamente, calculadas médias retirando-se a maior e a menor estimativa (de modo a reduzir a vulnerabilidade a erros de digitação no sistema Ibes). Os resultados não sofrem alterações significativas.

<sup>2</sup>Dados em reais deflacionados levam a conclusões bastante semelhantes.

<sup>3</sup>Este procedimento é necessário para eliminar as diferenças de magnitude. Dada a metodologia de normalização escolhida, pode-se entender as variáveis de diferenças, de certa maneira,

proventos (*splits*, bonificações, subscrições etc.), de modo que os lucros realizados e estimativas ao longo do tempo possam ser comparados.

As variáveis consideradas são os lucros previstos em maio e em dezembro, e os efetivamente realizados:

- $LP5(t, \tau) \equiv$  previsão do lucro do ano  $t$ , feita em maio do ano  $\tau (t \geq \tau)$ ;
- $LP12(t, \tau) \equiv$  previsão do lucro do ano  $t$ , feita em dezembro do ano  $\tau (t \geq \tau)$ ;
- $LR(t) \equiv$  lucro realizado no ano  $t$ .

A partir delas, são computadas as mudanças de lucros previstas em maio de determinado ano para o exercício corrente ( $MP5_1$ ) e o subsequente ( $MP5_2$ ), as mudanças ocorridas ( $MO_1$  e  $MO_2$ , respectivamente) e a revisão da projeção entre maio e dezembro para os dois exercícios ( $RP_1$  e  $RP_2$ , respectivamente):

$$MP5_1(t) = LP5(t, t) - LR(t - 1)$$

$$MP5_2(t) = LP5(t + 1, t) - LR(t - 1)$$

$$MO_1(t) = LR(t) - LR(t - 1)$$

$$MO_2(t) = LR(t + 1) - LR(t - 1)$$

$$RP_1(t) = LP12(t, t) - LP5(t, t)$$

$$RP_2(t) = LP12(t + 1, t) - LP5(t + 1, t)$$

Em maio, as empresas já divulgaram o balanço do exercício anterior, de modo que este é conhecido ao se efetuar a previsão para o exercício corrente ou o subsequente. Como o resultado corrente, por sua vez, será divulgado em março ou abril do ano seguinte, a  $MP5_1$  corresponde a uma projeção feita aproximadamente um ano antes da divulgação. Analogamente, a  $MP5_2$  possui uma antecedência de aproximadamente dois anos. Em dezembro, a quantidade de informações disponíveis para a previsão é substancialmente maior, de modo que as revisões com relação ao que fora projetado em maio tendem a ser significativas.

---

como percentuais. Foram testados outros métodos de normalização, como pela média de preços de fechamento de trimestre e por ativos por ação, que levaram a resultados similares.

Sob racionalidade plena, esperaríamos as seguintes relações para qualquer empresa  $i$  e qualquer  $t$ :

$$MO_{1i}(t) = MP5_{1i}(t) + \epsilon_{1i}$$

$$MO_{2i}(t) = MP5_{2i}(t) + \epsilon_{2i}(t)$$

$$RP_{1i}(t) = \epsilon_{3i}(t)$$

$$RP_{2i}(t) = \epsilon_{4i}(t)$$

com  $\epsilon_{1i}(t)$ ,  $\epsilon_{2i}(t)$ ,  $\epsilon_{3i}(t)$  e  $\epsilon_{4i}(t)$  aleatórios, de média zero e não-correlacionados com  $MP5_{1i}(t)$  e  $MP5_{2i}(t)$ .

Caso contrário, haveria no erro de projeção um componente previsível, meramente através dos próprios valores fornecidos, o que indicaria quebra da hipótese de melhor estimador possível dado o conjunto de informações, subjacente à noção de racionalidade plena.

O teste a ser realizado consiste, portanto, na estimação das seguintes equações:

$$MO_1(t) = a_{5,1} + b_{5,1}MP5_1(t) \quad (1)$$

$$MO_2(t) = a_{5,2} + b_{5,2}MP5_2(t) \quad (2)$$

$$RP_1(t) = c_{5,1} + d_{5,1}MP5_1(t) \quad (3)$$

$$RP_2(t) = c_{5,2} + d_{5,2}MP5_2(t) \quad (4)$$

### 3. Resultados

A tabela 1 apresenta os resultados. Apesar de terem sido executadas regressões para cada ano, os números da tabela referem-se à amostra consolidada. Vale mencionar, entretanto, que em cada período separado os resultados foram qualitativamente idênticos. Na equação (1) deve-se notar que o intercepto de  $-0,376$  é estatisticamente negativo, o que indica que as projeções são sistematicamente otimistas. Trata-se, no entanto, de um fato notório na literatura de finanças,

relacionado em boa parte ao conflito de interesses entre as área de *research* de empresas e as de *corporate finance*.

Tabela 1

Equação	Variáveis	Intercepto	Inclinação	R <sup>2</sup>
1	$MO_1, MP5_1$	-0,376	0,701	0,153
estatística <i>t</i>		-5,5	-3,7	
2	$MO_2, MP5_2$	-0,466	0,603	0,102
estatística <i>t</i>		-4,6	-3,9	
3	$RP_1, MP_1$	-0,126	-0,181	0,048
estatística <i>t</i>		-3,8	-4,7	
4	$RP_2, MP_2$	0,026	-0,243	0,105
estatística <i>t</i>		0,7	-7,2	

Obs.: A estatística *t* testa se os coeficientes são diferentes de zero. No entanto, para as inclinações das equações (1) e (2) testa se os coeficientes são diferentes de 1.

O interessante, na verdade, é o coeficiente angular (0,701), estatisticamente menor que 1. Trata-se de evidência de exageros sistemáticos: ignorando-se a constante, a mudança ocorrida é em média apenas 70% da prevista em maio do ano em questão.

Note que se subtrairmos  $MP5_1$  de ambos os lados da equação (1), temos:

$$MO_1 - MP5_1 = -0,376 - 0,299MP5_1$$

ou seja, quanto maior a previsão de crescimento de lucros, pior tende a ser a surpresa.

Suponha, por exemplo, duas companhias. A primeira possui uma mudança prevista 0,5 superior à segunda; a mudança ocorrida será, porém, em média, apenas 0,35 maior.

A conclusão é a mesma para previsões feitas para o ano subsequente (equação 2). Neste caso, o coeficiente angular é ainda menor (0,603), compatível com a

intuição de que o viés em previsões é negativamente relacionado com a completude das informações.

As equações (3) e (4) retratam o fato, complementar, de que há uma tendência de as revisões das estimativas, de maio para dezembro, serem mais negativas quanto maiores tiverem sido as projeções de crescimento em maio. Ambos os coeficientes angulares ( $-0,181$  e  $-0,243$ , respectivamente) são estatisticamente negativos. De novo, o efeito é mais forte para previsões “longas”.

Existe a possibilidade, entretanto, de haver influência importante de erros nos dados sobre os resultados encontrados. Dessa forma, assim como em De Bondt e Thaler (1990), foram realizados alguns procedimentos para o afastamento dessa hipótese. As estimações foram refeitas considerando-se apenas registros com previsões de três ou mais analistas. Alternativamente, foi retirado o tercil com menor valor de mercado a cada período. Em ambos os casos, os resultados se mantiveram bastante semelhantes, de modo que o comportamento retratado não parece ser devido a influência de dados que representem poucas estimativas, mais suscetíveis, portanto, a erros individuais, nem de companhias pequenas, que recebem menos acompanhamento.

Uma segunda fonte potencial de problemas é a defasagem das previsões registradas no Ibes, que poderia fazer com que a expectativa de consenso de início de ano contivesse projeções feitas ainda sem o conhecimento do resultado do exercício anterior. O'Brien (1988) mostra que, nos EUA, as projeções têm em média defasagem de 44 dias; dada a ausência dessa estatística para o Brasil, decidiu-se por conservadorismo considerar a projeção de fim de maio, e não a de abril, como em De Bondt e Thaler (1990). De qualquer forma, mesmo o uso da estimativa de junho não alteraria significativamente os resultados.

Embora o foco da análise seja o teste individual do coeficiente angular, dada a mencionada ligação entre os interceptos obtidos e os incentivos ao otimismo existentes, foram, adicionalmente, testadas as hipóteses conjuntas  $(a_{5,1}, b_{5,1}) = (0,1)$  e  $(a_{5,2}, b_{5,2}) = (0,1)$ , equivalentes à racionalidade plena. Ambas são rejeitadas em teste  $F$  com  $p$ -valor inferior a  $10^{-4}$ .

Tais resultados são bastante semelhantes aos de De Bondt e Thaler (1990). As evidências de exageros sistemáticos nas expectativas quanto aos lucros das empresas são significativas, tendo esse padrão se repetido ano após ano. Não parece haver, portanto, sob esse aspecto, diferenças significativas entre os analistas de empresas brasileiros e seus congêneres norte-americanos.

#### 4. A Dinâmica da Correção do Viés

Verificadas as evidências de exageros, decidiu-se ir um pouco além da aplicação dos testes propostos por De Bondt e Thaler (1990) e estudar a dinâmica do ajustamento das expectativas. O ponto de interesse aqui é com que antecedência à divulgação dos balanços as frustrações de previsões se evidenciam.

Haveria *a priori* diferentes padrões possíveis: reduções importantes do viés concentradas em determinados meses, relacionadas à divulgação de balanços parciais, ou pequenas reduções a cada mês; manutenção de viés às vésperas da revelação do lucro ou eliminação à medida que as projeções eram revistas.

A resposta a essas questões está relacionada com o grau de dificuldade de detecção da regularidade retratada por parte dos demais agentes. É de se esperar que quanto mais paulatina a eliminação do viés, mais difícil a detecção. Além disso, como surpresas de lucros têm maior visibilidade que revisões de projeções, é intuitivo que a total eliminação dos exageros no imediato pré-divulgação também concorra para a dificuldade da detecção.

Para isso, definiram-se as variáveis  $LP6(t, \tau), \dots, LP12(t, \tau)$ , análogas a  $LP5(t, \tau)$ , referentes às previsões realizadas nos meses de junho a dezembro, e as respectivas variáveis de previsão de mudança para o exercício corrente,  $MP6_1(t), \dots, MP12_1(t)$ , análogas a  $MP5_1(t)$ .

As novas relações estimadas foram, então:

$$MO_1(t) = a_{6,1} + b_{6,1}MP6_1(t) \quad (5)$$

$$MO_1(t) = a_{7,1} + b_{7,1}MP7_1(t) \quad (6)$$

$$MO_1(t) = a_{8,1} + b_{8,1}MP8_1(t) \quad (7)$$

$$MO_1(t) = a_{9,1} + b_{9,1}MP9_1(t) \quad (8)$$

$$MO_1(t) = a_{10,1} + b_{10,1}MP10_1(t) \quad (9)$$

$$MO_1(t) = a_{11,1} + b_{11,1}MP11_1(t) \quad (10)$$

$$MO_1(t) = a_{12,1} + b_{12,1}MP12_1(t) \quad (11)$$

A tabela 2 reporta os resultados, repetindo os referentes à equação (1) para efeito de comparação. Como o interesse neste ponto é restrito à verificação dos coeficientes angulares, ligados aos exageros, os estimadores dos interceptos são suprimidos. Os coeficientes estimados são monotonicamente crescentes, indo de 0,701 em maio a 1,013 em dezembro. Além disso, as correções do viés parecem estar bem distribuídas entre os meses, não havendo um momento de alteração abrupta. À medida que novas informações são incorporadas e a acurácia das projeções aumenta, fato que pode ser observado através do crescimento a cada mês do  $R^2$ , que vai de 15,3% em maio a 49,8% em dezembro, o exagero é paulatinamente eliminado.

Tabela 2

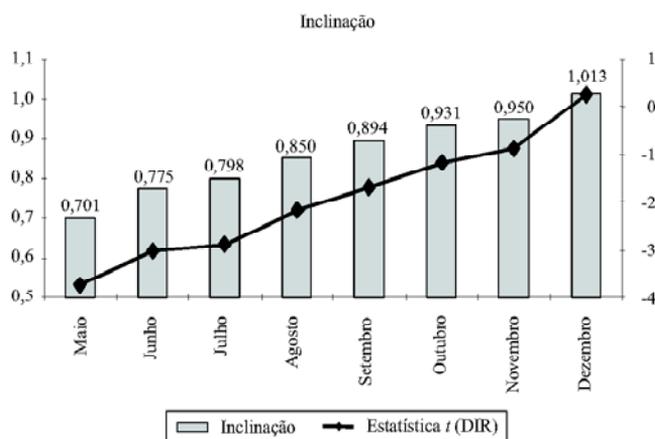
Equação	Variáveis	Inclinação	R <sup>2</sup>
1	$MO_1, MP5_1$	0,701	0,153
estatística t		-3,7	
5	$MO_1, MP6_1$	0,775	0,200
estatística t		-3,0	
6	$MO_1, MP7_1$	0,798	0,228
estatística t		-2,9	
7	$MO_1, MP8_1$	0,850	0,259
estatística t		-2,2	
8	$MO_1, MP9_1$	0,894	0,320
estatística t		-1,7	
9	$MO_1, MP10_1$	0,931	0,370
estatística t		-1,2	
10	$MO_1, MP11_1$	0,950	0,389
estatística t		-0,9	
11	$MO_1, MP12_1$	1,013	0,498
estatística t		-0,3	

Obs.: A estatística  $t$  testa se os coeficientes são diferentes de 1.

Em dezembro, o viés está totalmente eliminado, de modo que não há como observá-lo meramente através das surpresas de lucros. Este fato, associado à

suavidade das correções do viés ao longo dos meses anteriores, contribui para a compreensão da pouca atenção que a regularidade retratada recebe dos gestores de recursos em geral. O gráfico que segue ilustra a dinâmica de ajustamento das expectativas.

Figura 1



## 5. Conclusão

Foram obtidos para o mercado brasileiro resultados bastante semelhantes aos apresentados por De Bondt e Thaler (1990) para o norte-americano. Além da localização, o período de estudo é bastante distinto. Trata-se de uma conclusão que corrobora, portanto, a argumentação teórica desses autores, contrapondo-se à crítica da falta de generalidade.

Não parece haver, dessa forma, na questão das previsões exageradas, diferenças significativas entre os analistas de empresas brasileiros e seus congêneres norte-americanos. As evidências de exageros sistemáticos nas expectativas quanto aos lucros das empresas são significativas, tendo este padrão se repetido ano após ano.

Adicionalmente, os dados apontam para uma correção paulatina do viés ao longo dos meses anteriores à divulgação do balanço, de modo que, às vésperas deste, não há indícios de exageros. Este padrão provavelmente concorre para a dificuldade de detecção da regularidade retratada por parte dos demais agentes.

## Referências

- Benartzi, S. & Thaler, R. (1992). Myopic loss aversion and the equity premium puzzle. *Quarterly Journal of Economics*.
- Campbell, J. Y. & Kyle, A. (1993). Smart money, noise trading, and stock price behavior. *Review of Economic Studies*.
- Dall'Agnol, I. (2001). Estratégias reversas e retornos anormais. mimeog.
- De Bondt, W. F. M. & Thaler, R. H. (1985). Does the stock market overreact? *Journal of Finance*.
- De Bondt, W. F. M. & Thaler, R. H. (1990). Do security analysts overreact? *American Economic Review*.
- De Long, J., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy*.
- Fama, E. (1998). Market efficiency, long-term returns and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*.
- Figlewski, S. (1979). Subjective information and market efficiency in a betting market. *Journal of Political Economy*.
- Jensen, M. (1978). Same anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of Financial Economics*.
- Kahneman, D. & Riepe, M. W. (1998). Aspects of investor psychology. *Journal of Portfolio Management*.
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1978). On the psychology of prediction. *Psychological Review*.
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*.
- O'Brien, P. C. (1988). Analysts' forecasts as earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics*.
- Rubinstein, M. (2000). Rational markets: Yes or no? The affirmative case. (Research Program in Finance Working Papers, RPF-294.).

- Shiller, R. J. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*.
- Shiller, R. J. (1984). Stock prices and social dynamics. *The Brookings Papers on Economic Activity*, 2:457–510.
- Torres, R., Bonomo, M. A. C., & Fernandes, C. (2001). A aleatoriedade do passeio na bovespa: Testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. I Encontro Brasileiro de Finanças. Anais.