

Importância Relativa do Ajuste no Fluxo de Caixa das Operações para o Mercado de Capitais Brasileiro

Autores

PAULO ROBERTO BARBOSA LUSTOSA
PMIRPGCC - UNB/UFPB/UFPE/UFRN

ARIOVALDO DOS SANTOS
Universidade de São Paulo

Resumo

Pesquisas acadêmicas realizadas no exterior, algumas referenciadas neste trabalho, identificam reação do mercado de capitais ao fluxo de caixa das operações (FCO), relativa e incrementalmente ao lucro contábil. FCO é em geral percebido como uma medida de lucro por regime de caixa, que complementa o lucro contábil (LC) por regime de competência. Assume-se que a diferença entre FCO e LC é apenas temporal, desaparecendo ao final da vida da empresa ou de um projeto contabilmente isolável. Contudo, problemas na classificação dos fluxos de caixa pelos três grupos de atividades da Demonstração dos Fluxos de Caixa (DFC) geram muitas diferenças permanentes entre FCO e LC. Esta pesquisa verifica empiricamente se o alinhamento pleno do FCO com o lucro é relevante para o mercado. Para tanto, são realizados testes da reação do mercado a duas medidas de fluxo de caixa das operações: (1) FCO tradicional, segundo a norma americana FAS-95; e (2) FCO ajustado (FCOaj) das diferenças permanentes com LC. Adicionalmente, é testada a correlação dessas duas medidas com LC em períodos trimestrais e anuais. Os resultados mostram que o mercado reage mais favoravelmente ao FCOaj do que ao FCO tradicional, o que é um sinal importante para o modelo de DFC que o Brasil vier a adotar no futuro.

1 Introdução

O lucro contábil (LC) e o fluxo de caixa das operações (FCO) são percebidos como variáveis de síntese do desempenho operacional periódico de uma empresa (LEV, 1989; DECHOW, 1994; HENDRIKSEN; van BREDA, 1999). Ambas as variáveis mostram o desempenho da empresa em diferentes dimensões: LC numa dimensão econômica, pelo regime de competência; e FCO numa dimensão financeira, pelo regime de caixa. A importância de LC e FCO, isoladas e em conjunto, é corroborada em vários estudos empíricos que buscam avaliar o poder relativo e incremental dessas duas variáveis, mensurados pela reação do mercado aos seus valores não esperados (WILSON, 1986; BOWEN; BURGSTHALER; DALEY, 1987; CHARITOU; CLUBB, 1999).

Uma premissa que costuma ser adotada nos estudos empíricos é a de que a diferença entre LC e FCO é apenas temporal. Conseqüentemente, essa diferença vai se reduzindo progressivamente com o aumento do tamanho dos períodos, de tal modo que, no limite, quando se considera toda a vida da empresa, ou de um projeto específico, LC seria igual a FCO (DECHOW; KOTHARI; WATTS, 1998). O FASB – *Financial Accounting Standards Board*, de certa forma respalda esse entendimento, ao proibir, no parágrafo 33 do FAS-95 – *Statement of Cash Flows*, a divulgação do fluxo de caixa por ação nas demonstrações financeiras: *financial statements shall not report an amount of cash flow per share. Neither cash flow nor any component of it is an alternative to net income as an indicator of an enterprise's performance, as reporting per share amounts might imply.*

Contudo, Lustosa e Santos (2005) mostraram que há diferenças permanentes entre LC e FCO, já que muitas das transações que sensibilizam o lucro contábil não passam pelo fluxo de caixa das operações. A despesa de depreciação é um dos vários exemplos de itens que integram LC e não fazem parte de FCO, causando diferenças permanentes entre essas duas variáveis.

O objetivo desta pesquisa é verificar empiricamente se o alinhamento pleno de FCO com o lucro é relevante para o mercado. Para tanto, é testada a reação do mercado às medidas de FCO em dois experimentos. No primeiro, a variável FCO utilizada é a mesma obtida pelos critérios do FAS-95; no segundo, a variável FCO é ajustada pelas principais diferenças permanentes discutidas por Lustosa e Santos (2005). A reação do mercado, medida pelo retorno não esperado das ações, é regredida contra essas duas medidas de FCO. Em complemento, são feitos testes da correlação do lucro contábil com essas mesmas duas medidas de FCO, sob períodos trimestrais e anuais, para verificar se o esperado aumento da correlação entre o lucro contábil e o fluxo de caixa das operações, quando se aumenta o período de tempo, é maior com o FCO ajustado do que com o FCO sem ajustes. A amostra contém 88 empresas não financeiras listadas na Bolsa de Valores de São Paulo, com ações negociadas entre janeiro de 1995 a dezembro de 2004. O período de janeiro de 1995 a março de 1998 é utilizado como período inicial para fins de estimativas dos retornos, cujos valores não esperados foram apurados entre o segundo trimestre de 1998 ao quarto trimestre de 2004.

O estudo mostra-se relevante sob dois aspectos. Em primeiro lugar, ainda são poucas as pesquisas que testam a reação do mercado de ações brasileiro a variáveis contábeis, sendo esse um campo ainda a se consolidar no Brasil (LOPES, 2001). Em segundo lugar, o estudo pode revelar se é realmente importante, sob o ponto de vista do mercado, o problema levantado por Lustosa e Santos (2005), de que o não alinhamento pleno da Demonstração dos Fluxos de Caixa (DFC) com a Demonstração do Resultado e com o Balanço compromete o poder informativo daquele relatório financeiro.

O artigo segue, na seção dois, apresentando a teoria e as hipóteses da pesquisa. A seção três descreve a amostra. A seção quatro detalha a metodologia. A seção cinco apresenta e discute os resultados. A seção seis apresenta considerações finais sobre os desdobramentos desta pesquisa. A seção 7 apresenta as referências consultadas.

2 Teoria e Hipóteses

2.1 Primeira Hipótese

O lucro contábil (LC) e suas medidas relacionadas, como o lucro por ação, relação preço/lucro, retorno sobre o patrimônio líquido, retorno sobre ativos, lucro sobre vendas etc, figura entre as principais medidas contábeis de desempenho que é utilizada nos estudos empíricos sobre respostas do mercado às informações contábeis (NICHOLS; WAHLEN, 2004).

A partir da metade da década de 80 do século passado, sobretudo depois que o FAS-95, nos Estados Unidos, tornou obrigatória a apresentação da Demonstração dos Fluxos de Caixa (DFC) por todas as empresas com fins lucrativos, cresceu também o número de estudos sobre reação do mercado às três variáveis de fluxos de caixa presentes na DFC: Fluxo de Caixa das Operações (FCO); Fluxo de Caixa dos Investimentos (FCI); e Fluxo de Caixa dos Financiamentos (FCF). Dentre essas variáveis, a que de longe é a mais utilizada nos estudos acadêmicos é o FCO, sozinha, em conjunto com o lucro, ou através dos *accruals* totais (diferença LC e FCO) ou desmembrados em *accruals* de curto prazo (diferença entre o Capital Circulante Líquido gerado pelas operações – CCLop - e o FCO) e *accruals* de longo prazo (diferença entre LC e CCLop). Vide, nesse sentido, além dos estudos já referenciados,

Biddle, Seow e Siegel, 1995; Black, 1998; Garrot e Hadi, 1998. No Brasil, nessa mesma linha, vide Sarlo Neto, Lopes e Loss, 2002.

As pesquisas que testam o impacto dos *accruals* no mercado adotam uma premissa implícita de que a variável FCO é uma medida mais confiável para retratar a realidade econômica da empresa, pois LC pode sofrer influências discricionárias dos gestores através da manipulação dos *accruals*. Em outras palavras, está implícito também que se os *accruals* fossem corretos, alinhados ao que de fato aconteceu em termos econômicos, não haveria a necessidade de utilizar FCO como uma medida de confiabilidade do lucro, uma vez que os *accruals* incorporados contabilmente no lucro contábil pelo regime de competência passariam pelo fluxo de caixa das operações em algum momento no tempo.

Há em geral um entendimento, direto (HORNGREN; SUNDEM; ELLIOTT; PHILBRICK, 2005) ou indireto (DECHOW; KOTHARI; WATTS, 1998), de que o lucro contábil e o fluxo de caixa das operações são expressões de uma mesma realidade econômica, defasados apenas temporalmente em razão das regras do regime de competência, mas que se igualariam quando a empresa ou um projeto qualquer contabilmente isolável chegassem ao final de suas existências.

Contudo, como já observado por Ingram e Lee (1997), Lustosa (2001) e Primo (2004), as regras normativas de classificação dos fluxos de caixa pelos três grupos de atividades impedem que FCO seja uma expressão de LC defasada no tempo. Ao contrário, há diferenças permanentes entre LC e FCO motivadas por várias transações que sensibilizam o lucro contábil, mas que não passam pelo fluxo de caixa das operações. Lustosa e Santos (2005) identificaram várias das diferenças permanentes entre LC e FCO e propuseram uma série de ajustes para permitir a integração plena dos três componentes da DFC com o Balanço Patrimonial e a DRE: o lucro contábil se integraria com FCO, o ativo menos as disponibilidades com FCI, e o passivo com FCF.

Nesse sentido, é possível que a reação do mercado de ações à variável FCO ajustada, contendo apenas diferenças temporárias com o lucro contábil, seja mais forte do que a reação que o mercado tem para com a variável FCO sem ajustes, que também apresenta diferenças permanentes com o lucro contábil. De fato, se o mercado reage às informações não antecipadas do lucro contábil (NICHOLS; WAHLEN, 2004), é intuitivo supor que a sua reação será maior a uma medida de FCO que seja mais integrada ao lucro. Nessa linha, a seguinte hipótese, enunciada na forma alternativa, será testada:

H₁: A reação do mercado de ações ao fluxo de caixa das operações sem diferenças permanentes com o lucro contábil é maior do que a reação que ocorre em relação ao fluxo de caixa das operações definido pelas regras contábeis atuais.

As relações entre variáveis econômicas de mercado e variáveis contábeis sempre são muito pequenas. Em geral, os R^2 (coeficiente de determinação) encontrados nas pesquisas acadêmicas não passam de 5% (LEV, 1989). Isso ocorre porque o mercado atribui o preço das ações com base em expectativas sobre o fluxo de caixa futuro das empresas, enquanto que o sistema contábil só reconhece o lucro quando ele é realizado ou potencialmente realizável em caixa. Lustosa (2001) investigou teoricamente as relações entre o lucro contábil e o valor econômico da empresa e constatou que trata-se de uma relação entre o futuro e o passado, que depende da idade dos investimentos já realizados pela empresa. Investimentos jovens foram pouco capturados pelo sistema contábil, enquanto os seus fluxos de caixa esperados já estão nos preços das ações. Ao contrário, os fluxos de caixa dos investimentos maduros já estão também incorporados ao sistema contábil. Desse modo, não é possível generalizar empiricamente relações entre preços (ou retornos) de ações e variáveis contábeis.

O teste da primeira hipótese relaciona variáveis de mercado (retorno) com variáveis contábeis (fluxo de caixa das operações). As múltiplas percepções dos investimentos de cada empresa pelo mercado podem gerar perdas de informações em testes *cross-section*, em que um mesmo sinal pode ser percebido de modo positivo para uma empresa e negativo para outra. Tendências em uma direção para uma empresa poderiam ser anuladas por tendências em direções opostas em outra empresa. Por essa razão, optou-se por segregar a amostra total de observações trimestrais em duas subamostras, de acordo com o sinal da correlação entre o retorno e uma das variáveis de fluxo de caixa das operações utilizadas nesta pesquisa. Este ponto voltará a ser discutido adiante.

2.2 Segunda Hipótese

O caixa é o elemento que valida todos os modelos de apuração do lucro periódico de uma entidade. Diferentes modelos de apuração do lucro estão documentados na literatura contábil. A utilização de um ou de outro produz lucros periódicos diferentes. Quando se considera, porém, toda a vida da empresa ou de um empreendimento, existe um único lucro certo: o dinheiro que os donos colocaram no negócio menos todo o dinheiro que eles receberam do negócio, ajustado pelas perdas inflacionárias e pela remuneração do capital (MARTINS, 2002). Toda receita ou despesa reconhecida no lucro contábil deveria passar pelo fluxo de caixa das operações no momento do seu recebimento ou pagamento. Inversamente, uma despesa ou receita antes reconhecida no lucro contábil por regime de competência, deve ser revertida posteriormente do lucro se houver evidências de que o seu pagamento ou recebimento não mais ocorrerá.

O modelo de DFC definido pelas normas contábeis vigentes limita o poder da variável FCO como parâmetro de aferição da qualidade do lucro. Há despesas e receitas reais, que sensibilizaram ou irão sensibilizar o caixa em algum momento, mas os seus desembolsos e recebimentos são classificados em outros grupos da DFC, e não no grupo do fluxo de caixa das operações, produzindo diferenças permanentes entre FCO e o lucro contábil. Veja-se o exemplo da despesa de depreciação. O efeito no caixa dessa despesa ocorre no momento em que ocorre o desembolso do investimento depreciável, cujo registro na DFC figura no grupo das atividades de investimento. Por outro lado, a recuperação do investimento depreciável faz parte da receita de vendas, que é toda incluída no FCO quando recebida. Logo, o FCO é maior do que o lucro quanto maior forem as despesas de depreciação e amortização da empresa. Outros exemplos são explorados no artigo de Lustosa e Santos (2005).

O ajuste de FCO pelas diferenças permanentes tornaria essa medida uma expressão do lucro real da empresa ou do empreendimento contabilmente isolável no final de suas existências, a menos de considerações sobre a remuneração do capital próprio e efeitos inflacionários. Na empresa ou empreendimento em continuidade, o lucro contábil seria, conseqüentemente, tão mais próximo do FCO ajustado quanto maior fosse o período de apuração do lucro. Essa constatação foi observada empiricamente inclusive em comparações de FCO atual, sem ajustes, com o lucro contábil (DECHOW; KOTHARI; WATTS, 1998). Então, pode-se esperar que a relação do lucro contábil com o FCO ajustado seja maior do que a relação desse mesmo lucro com o FCO sem ajuste, à medida em que se aumenta a janela de tempo, conforme será testado pela hipótese 2 a seguir, enunciada em sua forma alternativa:

H₂: a relação entre o lucro contábil e o fluxo de caixa das operações cresce com o aumento da janela de tempo, mas essa relação será sempre maior com o FCO ajustado pelas diferenças permanentes com o lucro (FCOaj) do que com o FCO sem ajustes (FCOfasb).

3 Amostra

A amostra final contém 88 empresas não-financeiras com ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo. Todas as variáveis contábeis e o preço das ações foram coletadas no banco-de-dados da Economatica, entre o primeiro trimestre de 1995 e o último trimestre de 2004. O período inicial de estimação dos retornos das ações de cada empresa estende-se até o primeiro trimestre de 1998 para a série trimestral, e até o fim do ano de 1998 para a série anual. Portanto, o período dos testes das hipóteses é do segundo trimestre de 1998 ao quarto trimestre de 2004 para a série trimestral, e do ano 1999 ao ano 2004 para a série anual. A série trimestral contém 2352 observações para cada variável, e a série anual contém 412 observações. A série trimestral foi dividida em duas sub-séries, de acordo com o sinal da correlação entre o retorno e o fluxo de caixa das operações ajustado: a subamostra 1, de correlações positivas, contém 39 empresas e 1.047 observações trimestrais; e a subamostra 2, de correlações negativas, contém 49 empresas e 1.305 observações trimestrais.

4 Detalhamento da Metodologia

4.1 Teste da Primeira Hipótese

A hipótese H_1 estabelece que a reação do mercado de ações ao fluxo de caixa das operações sem diferenças permanentes com o lucro contábil é maior do que a reação que ocorre em relação ao fluxo de caixa das operações definido pelas regras contábeis atuais. Para testar essa hipótese, serão rodadas duas regressões conforme abaixo:

$$RNE_1 = \alpha_1 + \beta_1 FCONE_{fasb_1} + \omega_1 \quad (\text{eq. 1})$$

$$RNE_2 = \alpha_2 + \beta_2 FCONE_{ej_2} + \omega_2 \quad (\text{eq. 2})$$

Onde:

- RNE_1 e RNE_2 = retorno não esperado trimestral das empresas do conjunto da amostra, nos experimentos 1 e 2;
- $FCONE_{fasb_1}$ = fluxo de caixa das operações não esperado, trimestral e sem ajustes (modelo FAS-95), no experimento 1;
- $FCONE_{ej_2}$ = fluxo de caixa das operações não esperado, trimestral e com ajustes, no experimento 2;
- ω_1 e ω_2 = termos de erros aleatórios nos experimentos 1 e 2, que são assumidos com distribuição normal de média 0 e variância constante, isto é: $\sim N(0, \sigma^2)$;
- α e β = parâmetros da regressão. Espera-se que o coeficiente de resposta β_2 seja estatisticamente mais significativo do que β_1 .

Formalmente, a hipótese H_1 pode ser enunciada como: $\beta_2 > \beta_1$. Sendo H_1 verdadeira, $\beta_2/\beta_1 > 1$. Complementarmente, sendo H_1 verdadeira deve-se esperar também que o coeficiente de determinação ajustado do modelo obtido pela equação 2, $R^2_{ajust_2}$, seja maior do que o coeficiente de determinação ajustado do modelo obtido pela equação 1, $R^2_{ajust_1}$, ou seja: $R^2_{ajust_2}/R^2_{ajust_1} > 1$. Além disso, o grau de significância do coeficiente de resposta β , medido pela sua estatística *t de Student* (*stat t*), deve ser maior na equação 2 do que na equação 1, isto é: $\text{stat } t_2/\text{stat } t_1 > 1$.

Obtenção das Variáveis

Existem evidências empíricas de que o mercado de capitais brasileiro é eficiente em sua forma semi-forte (BARROSO, 2005). Por isso, esse trabalho enfoca, no teste da primeira hipótese, o valor não esperado das variáveis dependentes e independentes. Todas as variáveis contábeis são divididas pelo ativo total, para fins de correção do efeito tamanho das empresas (BUJAKI; RICHARDSON, 1997).

Retorno não Esperado (RNE) – O RNE da ação de uma empresa qualquer é definido pela diferença entre o retorno esperado $E(R)$ para essa ação e o seu retorno real: $RNE = E(R) -$

RR. A expectativa de retorno, $E(R)$ pode ser obtida por diversos modelos (SOARES; ROSTAGNO; SOARES). Optou-se pelo modelo *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), em razão de este combinar o risco do mercado com o risco da própria ação, além da disponibilidade de longas séries temporais de retornos do mercado, representados pela variação do índice Bovespa ($\Delta Ibov$) e de retornos das ações específicas (R_i). Desse modo:

$$E(R_{i,t-1}) = r_f + \beta_i \Delta Ibov_t + \varepsilon_{i,t-1} \quad (\text{eq. 3})$$

Onde:

- $E(R_{i,t-1})$ = Expectativa do retorno da ação da empresa i , no momento $t-1$;
- r_f = coeficiente linear da regressão; no caso, corresponde à taxa livre de risco da empresa, obtida empiricamente;
- β_i = coeficiente angular da regressão; no caso, corresponde ao *beta* da empresa no período considerado, obtido empiricamente. O *beta* é uma medida do risco relativo da empresa em relação ao risco do mercado;
- $\Delta Ibov_t$ = variação do índice Bovespa entre $t-1$ e t [$\Delta Ibov_t = (Ibov_t - Ibov_{t-1})/Ibov_{t-1}$];
- $\varepsilon_{i,t-1}$ = erro aleatório, $\sim N(0, \sigma^2)$.

A equação 3 foi obtida empiricamente para cada empresa, regredindo-se os retornos mensais da ação da empresa [$R_i = \ln(P_t/P_{t-1})$] com o retorno mensal do mercado, dado por $\Delta Ibov_t$. Para tanto, considerou-se o período de estimativa inicial de 1995 ao primeiro trimestre de 1998, para a projeção de $E(R)$ do segundo trimestre do ano 1998. À medida em que era feita a projeção de $E(R)$ dos trimestres seguintes, as observações reais de R_i e $\Delta Ibov$ se incorporavam ao período de estimativa, até o fim do ano de 2004. Para a série anual, o período de estimativa é de 1995 a 1998 e o período de projeção (e dos testes) de 1999 a 2004. Dada a grande quantidade de regressões que esse procedimento requer (mais de 500 para a amostra considerada), o processo foi automatizado, considerando-se que $\beta_i = n[\Sigma XY - (\Sigma X)(\Sigma Y)] / n(\Sigma X^2) - (\Sigma X)^2$ e $r_f = [(\Sigma Y) - b(\Sigma X)] / n$, onde X e Y são, respectivamente, R_i e $\Delta Ibov$, e n é o tamanho da série para cada regressão, que cresce com a aproximação do último trimestre de 2004, último período de análise (GARRISON; NOREEN, 2000, p. 148).

Fluxo de Caixa das Operações Não Esperado Sem Ajustes (FCONEfasb) – O FCONEfasb resulta da diferença entre o FCO societário esperado para o período t , $E_t[FCO]$, e o FCO real do período t , ou seja: $FCONE_t = E_t(FCO) - FCO_t$. Considerou-se que FCO segue um processo *random-walk* (WATTS; LEFTWICH, 1977). Desse modo, o FCO esperado para o período t é igual ao FCO verificado no período $t-1$, ou seja: $E_t(FCO) = FCO_{t-1}$. Segue que:

$$FCONE_{it} = FCO_{it} - FCO_{i,t-1} \quad (\text{eq. 4})$$

Onde:

- $FCONE_{it}$ = fluxo de caixa das operações não esperados, da empresa i no período t ;
- FCO_{it} = fluxo de caixa das operações realizado, da empresa i no período t ;
- $FCO_{i,t-1}$ = fluxo de caixa das operações realizado, da empresa i no período $t-1$.

O Banco-de-Dados da Economática não fornece FCOfasb diretamente, mas informa o Capital Circulante Líquido Gerado pelas Operações (CCLop). A partir dessa informação, FCO foi definido da seguinte forma:

$$FCO_{it} = CCLop_{it} + \Delta_{it}(AC - DISP) + \Delta_{it}(PC - FD - Dp) \quad (\text{eq. 5})$$

Onde:

- FCO_{it} = fluxo de caixa das operações da empresa i no período t , apurado segundo a norma americana FAS-95;

- $CCLopit$ = capital circulante líquido gerado pelas operações, da empresa i no período t ;
- $\Delta_{it}(AC - DISP)$ = variação do ativo circulante menos as disponibilidades, da empresa i no período t ;
- $\Delta_{it}(PC - FD - Dp)$ = variação do passivo circulante menos os financiamentos e debêntures de curto prazo e menos os dividendos a pagar, da empresa i no período t .

O valor obtido para FCO por essa expressão é uma *proxy* bastante aproximada do seu verdadeiro valor, deixando-se de fora apenas algumas contas do Realizável a Longo Prazo e Exigível a Longo Prazo que podem sensibilizar o fluxo de caixa das operações.

Fluxo de Caixa das Operações não Esperado, com Ajustes (FCONEaj) – essa variável resulta da primeira diferença entre a expectativa para o fluxo de caixa das operações com ajustes para o período t , $Et[FCOaj]$, e o fluxo de caixa real das operações com ajustes verificado no período t ($FCOaj$), onde se assumiu também que a variável $FCOaj$ segue um processo *random-walk*, ou seja:

$$FCONEaj_{it} = FCOaj_{it} - FCOaj_{i,t-1} \quad (\text{eq. 6})$$

Onde:

- $FCONEaj_{it}$ = fluxo de caixa das operações não esperados, ajustado, da empresa i no período t ;
- $FCOaj_{it}$ = fluxo de caixa das operações realizado, ajustado, da empresa i no período t ;
- $FCOaj_{i,t-1}$ = fluxo de caixa das operações realizado, ajustado, da empresa i no período $t-1$.

O fluxo de caixa das operações ajustado ($FCOaj$) foi obtido excluindo-se do FCO sem ajustes as diferenças permanentes incorporadas nessa variável identificadas por Lustosa e Santos (2005). Contudo, nesse estudo os autores apuram uma medida de FCO integrada ao lucro pelo método direto, cujo cálculo não é possível ser feito a partir das demonstrações financeiras publicadas. Por essa razão, adaptou-se a lógica proposta por aqueles autores para o método indireto, partindo-se do lucro líquido, para a apuração do $FCOaj$, através da seguinte equação:

$$FCOaj_{it} = LL_{it} + REP_{it} + \Delta_{it}(AC - DISP - DR) + \Delta_{it}(PC - FDcp - Forn - Dp) + \Delta PRlp_{it} + DIV_{it} \quad (\text{eq. 7})$$

Onde:

- $FCOaj_{it}$ = fluxo de caixa das operações, ajustado, da empresa i no período t ;
- LL_{it} = lucro líquido, da empresa i no período t ;
- $\Delta_{it}(AC - DISP - DR)$ = variação do ativo circulante menos as disponibilidades menos as duplicatas a receber, da empresa i no período t ;
- $\Delta_{it}(PC - FDcp - Forn - Dp)$ = variação do passivo circulante menos financiamentos e debêntures de curto prazo menos fornecedores menos dividendos a pagar, da empresa i no período t ;
- $\Delta PRlp_{it}$ = variação nas provisões de longo prazo, da empresa no período t ;
- DIV_{it} = dividendos recebidos, da empresa i no período t .

A equação 7 é uma *proxy* bastante aproximada do real $FCOaj$. Não é real porque algumas informações não podem ser obtidas a partir das demonstrações financeiras. A sua lógica é não extrair do lucro as variáveis que produzem diferenças permanentes entre o lucro e o fluxo de caixa das operações, como é o caso das despesas de depreciação e amortização. O resultado de equivalência patrimonial (REP) é excluído e acrescentado os dividendos recebidos no período (DR). As duplicatas a receber (DR) são excluídas do ajuste das contas operacionais do ativo circulante porque as vendas são todas realizadas no fluxo de caixa das operações no momento em que ocorrem, independente de serem a vista ou a prazo. Em uma venda a prazo, o caixa que resta a receber pertence às atividades de investimento, pois trata-se de um empréstimo que a empresa faz a seus clientes. Similarmente, a conta fornecedores (Forn) é excluída do ajuste das contas operacionais do passivo circulante porque as compras de

insumos que a empresa faz sensibiliza o fluxo de caixa das operações no momento em que a compra ocorre, independente de a compra ser a vista ou a prazo. O caixa que resta a pagar pertence às atividades de financiamento, pois trata-se de um empréstimo que a empresa tomou de seus fornecedores.

A série total de 2352 observações trimestrais (88 empresas) para teste da hipótese 1 foi dividida em duas subamostras, utilizando-se como critério o sinal da correlação entre as variáveis retorno não esperado (RNE) e fluxo de caixa ajustado das operações não esperado (FCONEaj). Este procedimento é necessário para evitar as perdas de informação que resultam das compensações entre as correlações positivas e negativas da amostra, que podem levar o pesquisador a concluir pela inexistência de relações significativas entre as variáveis do estudo (retorno das ações e fluxo de caixa das operações), quando na verdade existem.

4.2 Teste da Segunda Hipótese

A hipótese H_2 estabelece que a relação entre o lucro contábil e o fluxo de caixa das operações cresce com o aumento da janela de tempo para apuração do lucro, mas essa relação será sempre maior com o FCO ajustado pelas diferenças permanentes com o lucro (FCOaj) do que com o FCO sem ajustes (FCOfasb). Para testar essa hipótese, serão rodadas regressões entre o lucro líquido contábil e o fluxo de caixa das operações, para períodos trimestrais e anuais. Serão utilizadas duas variáveis para o fluxo de caixa das operações: (1) FCO de acordo com a norma societária – assume-se a norma americana FAS-95, pois a demonstração de fluxos de caixa ainda não é obrigatória no Brasil; e (2) FCO ajustado pelas diferenças permanentes entre o lucro e o fluxo de caixa das operações, conforme discutido na primeira hipótese. Os testes serão feitos comparando-se a dimensão dos coeficientes de resposta (β), o nível de significância de β (estatística *t* de *Student*) e o coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajust}) entre os dois experimentos. Os dois modelos operacionais para teste são:

$$LL_i = \alpha_i + \beta_i FCO_{fasb_i} + \psi_i \quad (\text{eq. 8})$$

$$LL_j = \alpha_j + \beta_j FCO_{aj_j} + \psi_j \quad (\text{eq. 9})$$

Onde:

- LL_i = lucro líquido contábil de todas as observações da amostra, em séries trimestral ($i = 1$) e anual ($i = 2$);
- $FCOfasb_i$ = fluxo de caixa das operações, sem ajustes (modelo FAS-95), para séries trimestral ($i = 1$) e anual ($i = 2$);
- $FCOaj_j$ = fluxo de caixa das operações, com ajustes, para séries trimestral ($j = 1$) e anual ($j = 2$);
- α_i e α_j = coeficientes lineares das regressões [$i = j = 1$ para série trimestral; e 2 para série anual];
- β_i e β_j = coeficientes de resposta (angulares) das regressões [$i = j = 1$ para série trimestral; e 2 para série anual];
- ψ_i ψ_j = termos de erros das regressões [$i = j = 1$ para série trimestral; e 2 para série anual], assumidos $\sim N(0, \sigma^2)$.

5 Resultados

5.1 Estatísticas Descritivas

A tabela 5.1 a seguir mostra as principais estatísticas descritivas das seis variáveis finais utilizadas nessa pesquisa, para as séries trimestral e anual.

Tabela 5.1 – Estatísticas Descritivas

	Média	Mediana	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Série trimestral: 2352 casos					
RNE	0,070	0,059	0,250	-1,321	1,876
FCOfasb	0,017	0,026	0,361	-4,822	2,836
FCOaj	0,001	0,019	0,230	-3,267	1,609
FCONEfasb	0,017	0,016	0,584	-5,883	6,872
FCONEaj	0,010	0,005	0,373	-3,376	6,307
LL	-0,002	0,011	0,109	-3,266	0,473
Série anual: 412 casos					
RNE	0,342	0,296	0,539	-1,001	3,815
FCOfasb	0,134	0,183	0,329	-2,746	1,057
FCOaj	0,031	0,088	0,343	-2,218	0,743
FCONEfasb	0,018	0,028	0,319	-1,945	1,623
FCONEaj	0,018	0,025	0,337	-2,122	2,001
LL	-0,008	0,040	0,248	-1,941	0,423

RNE = retorno não esperado, mensurado pela diferença entre o retorno esperado, obtido empiricamente pelo modelo CAPM, regredindo-se série mensal do retorno de cada empresa com o retorno do mercado (Ibovespa). A série para obtenção dos parâmetros da regressão é dinâmica, iniciando-se em janeiro de 1995 e encerrando-se no mês imediatamente anterior a cada projeção de retorno. Os retornos esperados trimestrais são obtidos pela acumulação de três meses de retornos esperados mensais; e o retorno esperado anual, pela acumulação de 12 meses de retornos esperados mensais;

FCOfasb = fluxo de caixa das operações, apurado pela norma americana FAS-95, do *Financial Accounting Standards Board* (FASB);

FCOaj = fluxo de caixa das operações, ajustado com base nas diferenças permanentes entre o lucro líquido e o fluxo de caixa das operações societários, conforme identificado no estudo de Lustosa e Santos (2005);

FCONEfasb = fluxo de caixa não esperado das operações, de acordo com o modelo do FASB;

FCONEaj = fluxo de caixa não esperado das operações, apurado com base em FCOaj;

LL = lucro líquido contábil;

Todas as variáveis contábeis foram divididas pelo ativo total de cada empresa, para fins de correção do efeito tamanho.

A grande amplitude entre os valores extremos de todas as variáveis, reveladas pelos valores mínimos (negativos) e máximos (positivos), explica a grande variabilidade (desvio padrão) das variáveis. O regime de competência explica a menor variabilidade do lucro líquido, nas amostras trimestral e anual, em relação às variáveis de fluxos de caixa. A mediana maior que a média, de todas as variáveis contábeis, com exceção de FCONEfasb e FCONEaj na série trimestral, revela distribuições assimétricas à direita das variáveis, sinalizando para a necessidade de testes de robustez das premissas de normalidade das séries requeridas no uso de regressões lineares.

5.2 Matriz de Correlações

As correlações entre todas as variáveis da pesquisa são mostradas na tabela 5.2 a seguir.

Tabela 5.2 – Matriz de Correlações

Amostra Total: Correlação RNE x FCONEaj Desprezível						
	<i>RNE</i>	<i>FCOfasb</i>	<i>FCOaj</i>	<i>FCONEfasb</i>	<i>FCONEaj</i>	<i>LL</i>
RNE	1,00					
FCOfasb	0,01	1,00				
FCOaj	0,01	0,82	1,00			
FCONEfasb	0,00	0,74	0,62	1,00		
FCONEaj	-0,02	0,58	0,70	0,84	1,00	
LL	-0,02	0,08	0,42	0,01	0,18	1,00
Subamostra 1: Correlação RNE x FCONEaj Negativa						
RNE	1,00					
FCOfasb	0,07	1,00				
FCOaj	0,07	0,84	1,00			
FCONEfasb	0,07	0,78	0,66	1,00		
FCONEaj	0,09	0,63	0,76	0,84	1,00	
LL	-0,05	0,16	0,38	0,01	0,07	1,00
Subamostra 2: Correlação RNE x FCONEaj Positiva						
RNE	1,00					
FCOfasb	-0,03	1,00				
FCOaj	-0,04	0,80	1,00			
FCONEfasb	-0,05	0,72	0,59	1,00		
FCONEaj	-0,09	0,55	0,66	0,84	1,00	
LL	0,00	0,02	0,46	0,02	0,25	1,00

As mesmas diferenças temporais entre o fluxo de caixa das operações e o lucro estão presentes em FCO_{fasb} e FCO_{aj}, o que explica as fortes correlações entre essas variáveis, nas três séries, destacadas em negrito. As correlações entre o lucro líquido e o fluxo de caixa das operações, em todas as amostras, são menores quando se usa o modelo do FASB (FCO_{fasb}) do que no modelo ajustado pelas diferenças permanentes entre o fluxo de caixa das operações e o lucro contábil (FCO_{aj}). A correlação maior, nas subamostras 1 e 2, entre RNE e FCONE_{aj} do que entre RNE e FCONE_{fasb}, sinaliza que a hipótese 1 pode ser aceita. A ausência de correlação, na amostra total, entre RNE e FCONE, ajustado ou sem ajustes, revela que as correlações positivas e negativas dessas variáveis se compensam, justificando a segregação que foi feita. A maior correlação entre o lucro líquido (LL) e o fluxo de caixa das operações ajustado (FCO_{aj}), comparativamente à correlação entre o lucro líquido e o fluxo de caixa das operações sem ajustes (FCO_{fasb}), na amostra total e nas subamostras 1 e 2, revela maior atração entre LL e FCO_{aj}, sinalizando para a aceitação da segunda hipótese.

5.3 Resultado dos Testes

Primeira Hipótese

A tabela 5.3 a seguir resume os resultados do teste da primeira hipótese.

Tabela 5.3 – Resultados do Teste da Primeira Hipótese

Especificação	Subamostra 1			Subamostra 2		
	α	β	R^2_{ajust}	α	β	R^2_{ajust}
Modelo 1: $RNE = \alpha_1 + \beta_1 FCONE_{fasb} + \omega_1$	0,0794 (10,660)	0,0287 (2,1240) *	0,0034	0,0634 (8,922)	-0,0208 (1,7834)	0,0017
Modelo 2: $RNE = \alpha_2 + \beta_2 FCONE_{aj} + \omega_2$	0,0794 (10,660)	0,0639 (2,8968) **	0,007	0,0637 (8,9662)	-0,0603 (3,4029) **	0,008
β modelo 2 / β modelo 1		2,226			2,899	
Stat t β modelo 2 / Stat t β modelo 1		1,364			1,908	
R^2_{ajust} modelo 2 / R^2_{ajust} modelo 1			2,059			4,706

Séries trimestrais temporais para cada empresa e entre empresas (*pooled data*). As variáveis FCONEfasb e FCONEaj são divididas pelo ativo total de cada empresa, para correção do efeito tamanho;

As estatísticas t (stat t), que determinam a significância estatística dos parâmetros da regressão (α e β) estão escritas entre parênteses, embaixo de cada parâmetro;

O retorno não esperado (RNE) foi obtido subtraindo-se o retorno real (RR) do retorno esperado E[R], sendo que esta última variável foi obtida pelo modelo CAPM, regredindo-se retornos mensais de cada empresa (Ri), desde jan/95, com o retorno do mercado, dado pela variação do índice Ibovespa. Os retornos esperados mensais foram acumulados a cada três meses para obtenção do retorno trimestral não esperado. A amostra cobre o período do segundo trimestre de 98 (2T98) ao quarto trimestre de 2004 (4T04). O período de estimativa inicial para projeção do retorno (jan/95 a mar/98) aumenta pela incorporação dos retornos reais de cada trimestre amostral.

(*) significativo a 95% de nível de confiança;

(**) significativo a 99% de nível de confiança.

Os resultados dos testes estão destacados em negrito e com hachuras. Todos os critérios confirmam a aceitação da hipótese 1, de que o mercado responde de modo mais forte ao fluxo de caixa das operações ajustado pelas diferenças permanentes que o separam do lucro líquido (FCONEaj), do que em relação ao fluxo de caixa das operações segundo o modelo FAS-95 (FCOfasb). O coeficiente de resposta (β) de FCONEfasb na subamostra 1, que contém somente as empresas com correlação positiva entre RNE e FCONEaj (vide tabela 5.2) é de 0,0287. Isto significa que para cada 1% de aumento em FCONEfasb, o retorno não esperado (RNE) aumenta de 0,0287%. Este resultado é significativo a 95% de nível de confiança, conforme revela a sua estatística t, de 2,124. Porém, quando se ajusta o fluxo de caixa das operações pelas suas diferenças permanentes com o lucro líquido contábil (variável FCONEaj no modelo 2), o coeficiente de resposta (β) passa a ser de 0,0639, mais que duas vezes superior ao anterior, e é estatisticamente significativo a 99%, com estatística t 1,36 vezes superior à revelada pelo modelo 1. Na mesma linha, o coeficiente de determinação ajustado (R^2_{ajust}), que explica quanto da variação de RNE é explicado pela variação no fluxo de caixa das operações não esperado, é 2,06 vezes superior no modelo 2 em relação ao modelo 1.

Na subamostra 2, que contém somente as empresas cujas correlações entre RNE e FCONEaj sejam negativas, os resultados são ainda mais contundentes. Nesse experimento, o coeficiente de resposta β , de -0,0208, não é significativamente diferente de zero no modelo 1 (vide *stat t* de 1,7834), indicando ausência de relação, a 95% de nível de confiança, entre a medida de fluxo de caixa das operações societária (FCONEfasb) e o retorno não esperado das ações (RNE). Ao contrário, no modelo 2, com o fluxo de caixa das operações ajustado (FCONEaj), o coeficiente de resposta β , de -0,0603, é quase três vezes superior ao encontrado

no modelo 1, sendo estatisticamente significativa, com folga, a 99% de nível de confiança (vide estatística t de 3,4029). Do mesmo modo, o coeficiente de determinação ajustado do modelo 2 (R^2_{ajust}) é 4,71 vezes superior ao encontrado no modelo 1. Todos esses resultados indicam, com clareza, que o mercado responde de modo mais forte, favoravelmente (correlação positiva RNE x FCOEaj), ou desfavoravelmente (correlação negativa RNE x FCOEaj), à medida de fluxo de caixa das operações ajustada pelas suas diferenças permanentes com o lucro contábil, do que em relação à medida societária atualmente em vigor, segundo a norma americana FAS-95.

Segunda Hipótese

A tabela 5.4 a seguir resume os resultados do teste da segunda hipótese.

Tabela 5.4 – Resultados do Teste da Segunda Hipótese

	Experimento 1		Experimento 2		Teste Comparativo	
	LC = $\alpha + \beta FCO_{fasb} + \psi$		LC = $\alpha + \beta FCO_{aj} + \psi$		Exp. 2 x Exp.1	
	Série Trimestral	Série Anual	Série Trimestral	Série Anual	Série Trimestral	Série Anual
α	-0,0022 (-0,9656)	-0,0268 (-8,5133)	-0,0019 (-0,9238)	-0,0269 (-3,8410)		
β	0,0025 (3,9984)	0,5325 (20,2301)**	0,2016 (22,7369)**	0,5927 (29,1996)**		
R^2_{ajust}	0,0063	0,4983	0,1800	0,6745		
β_2 / β_1					80,6400	1,1131
stat t 2 / stat t 1					5,6865	1,2842
$R^2_{ajust2} / R^2_{ajust1}$					28,5714	1,3536

- estatísticas t entre parênteses, abaixo do parâmetro;
- (**)- significativo a 99% de grau de confiança;
- Todas as variáveis divididas pelo ativo total, para fins de ajuste de tamanho.

Os resultados dos testes aparecem em negrito, no canto inferior direito da tabela 5.4. Percebe-se, nos dois experimentos, um forte aumento na relação entre o lucro líquido e o fluxo de caixa das operações quando o período de apuração do lucro é aumentado de trimestral para anual. Contudo, a vinculação do lucro líquido ao fluxo de caixa das operações é maior no experimento 2, no qual se utiliza a variável FCOaj contendo os ajustes das diferenças permanentes que separam o FCO do lucro. Essa constatação pode ser comprovada sob todas as três visões escolhidas para comparar os dois experimentos. Sob o ponto de vista do coeficiente de resposta (β), este é 80,64 vezes maior na série trimestral do experimento 2 do que no experimento 1 (0,2016 contra 0,0025). Em outras palavras, enquanto o lucro aumenta de \$ 0,2016 para cada \$ 1 de aumento na variável FCOaj, como revela o experimento 2, o aumento no lucro é de apenas \$ 0,0025 para cada \$ 1 de aumento na variável FCOfasb. Em consequência, os níveis de significância de β (stat t) e o coeficiente de determinação (R^2_{ajust}), para a série trimestral, são bem maiores no experimento 2 do que no experimento 1 (5,6865 vezes e 28,5714 vezes, respectivamente). Ao alongar-se o período de tempo de apuração do lucro para anual, a variável societária do fluxo de caixa das operações (FCOfasb) aproxima-se bastante do lucro contábil, porém essa relação continua menor do que em relação à variável FCOaj, conforme revelam os multiplicadores de comparação entre os experimentos 2 e 1 escolhidos, todos maiores do que 1 (vide última coluna no canto inferior direito da tabela 5.4).

5.3 Testes de Robustez

Foram feitos testes ADF-Fisher e PP-Fisher (BROOKS, 2002) para verificar a presença ou não de raízes unitárias em todas as séries das variáveis constantes da tabela 5.1.

Esse teste tem o objetivo de verificar a condição de estacionariedade das séries e, assim, evitar-se a ocorrências das chamadas regressões espúrias (DANTAS, 2005). Nenhuma série apresentou raiz unitária.

Para testar a existência de autocorrelação nos termos de erros (resíduos), o que contrariaria a premissa de distribuição Normal das séries, foi feito o teste de Durbin-Watson, cujas estatísticas são retornadas normalmente pelo *software* utilizado (*e-views*) para rodar as regressões. Os testes, para todas as regressões, mostraram que não há evidências de autocorrelação entre os resíduos das séries.

Finalmente, foi testada ainda a existência de heteroscedasticidade nos resíduos, o que poderia contrariar a premissa de variância constante dos resíduos que os modelos de regressão linear utilizam. As condições de homecedasticidade e de ausência de autocorrelação nos resíduos são necessárias para a garantia de que os parâmetros da amostra sejam os melhores estimadores lineares não viesados dos parâmetros da população, os chamados estimadores *BLUE* (*Best Linear Unbiased Estimator*). Foi utilizada a versão de Bickel (1978) para o teste de Breusch-Pagan de heteroscedasticidade, cuja hipótese nula de homocedasticidade nos termos de resíduos não foi rejeitada.

6 Considerações Finais

Esta pesquisa se propôs a investigar uma importante questão, que permeia o debate entre as teorias normativa e positiva da contabilidade. Em trabalho apresentado no XXIX Enanpad, realizado no mês de setembro de 2005, na cidade de Brasília (DF), Lustosa e Santos (2005) sugeriram adaptações no modelo de Demonstração de Fluxos de Caixa (DFC) estabelecido pelo FASB americano, quando esse relatório financeiro viesse a ser adotado no Brasil. As alterações propostas por aqueles autores tinham o objetivo de integrar plenamente os três grupos de fluxos de caixa por atividade da DFC com o Balanço e com a Demonstração do Resultado do Exercício. As várias diferenças permanentes entre o fluxo de caixa das operações (FCO) e o lucro contábil (LC), existentes no modelo atual do FASB, seriam corrigidas através da transferência, para o corpo da DFC, das transações virtuais de caixa que hoje figuram em notas explicativas, e da reclassificação de algumas transações de caixa entre os três grupos.

Apesar de a proposta apresentada por Lustosa e Santos (2005) ser teoricamente consistente, não se poderia afirmar, antecipadamente, que ela traria mais benefícios informativos para o usuário da informação do que o modelo atual de DFC. Este ponto foi a motivação para o presente trabalho, que recorre aos instrumentos da teoria positiva para verificar se a eliminação das diferenças permanentes entre o fluxo de caixa das operações e o lucro contábil, remanescendo apenas diferenças temporárias entre essas duas variáveis, produz informação adicional para o mercado de capitais. O conceito de informação adicional foi incorporado à metodologia do trabalho através da variável Retorno Não Esperado (RNE), também chamada de Retorno Anormal, que foi regredida com os fluxos de caixa não esperados do FCO tradicional, segundo a norma FAS-95, e de uma medida de FCO ajustada, sem diferenças permanentes com o lucro contábil. Essas duas medidas de FCO também foram correlacionadas com o lucro contábil em dois intervalos de tempo, trimestral e anual, para teste da intuição teórica de que o FCO se aproxima do lucro contábil quanto maior for o intervalo de tempo considerado, sendo essa aproximação mais intensa quando o FCO é ajustado pelas diferenças permanentes que o separam do lucro.

Os resultados confirmaram as duas hipóteses alternativas do trabalho. O mercado reage mais fortemente ao fluxo de caixa das operações sem as diferenças permanentes que o separam do lucro do que com o fluxo de caixa das operações apurado segundo a norma FAS-95. Na mesma linha, a relação entre o FCO e o lucro contábil aumenta quando o período de

tempo é alongado, mas essa relação será sempre mais forte para a medida de FCO ajustada do que para o FCO tradicional. Esse resultado pode indicar que o modelo de DFC proposto no estudo de Lustosa e Santos (2005), em particular a variável FCO sem diferenças permanentes com o lucro contábil, contém informação adicional para o mercado para além das que são fornecidas na medida de FCO que é hoje divulgada. Essa é uma conclusão importante, que deve ser ponderada quando o Brasil vier a definir a sua norma de DFC para uso obrigatório em substituição à Demonstração das Origens e Aplicações de Recursos.

Os métodos utilizados para a definição dos valores não esperados das variáveis, sobretudo das variáveis independentes, podem ser uma restrição desse trabalho. Esse é um problema que sempre existirá nos estudos de teoria positiva que adotam a Hipótese do Mercado Eficiente como verdadeira, e que buscam relacionar variáveis contábeis com o retorno das ações. Os múltiplos canais de informação disponíveis no mercado fazem com que o mercado antecipe as informações incorporadas no sistema contábil societário e já as coloque no preço das ações. Por isso, os relacionamentos relevantes passam a ser entre os valores não esperados dos retornos e das variáveis contábeis, e esses supostos relacionamentos sempre estarão condicionadas pelo modelo escolhido para a apuração do valor esperado das variáveis.

Referências

- BARROSO, M. O. **Governança Corporativa e Eficiência no Mercado de Ações Brasileiro**. Dissertação (Mestrado em Gestão Econômica de Negócios), UnB/ECO, 2005.
- BIDDLE, G. C., SEOW, G. S. e SIEGEL, A. F. Relative Versus Incremental Information Content. **Contemporary Accounting Research**, vol. 12, número 1-1, Summer, 1995, p. 1-23.
- BLACK, E. L. Which is More Value Relevant: Earnings or Cash Flows? A Life Cycle Examination. **Working Paper**, University of Arkansas, mai/1998, p. 1-49.
- BOWEN, R. M., BURGSTHALER, D. e DALEY, L. A. The Incremental Information Content of Accrual Versus Cash Flows. **The Accounting Review**, out/1987, p. 723-47.
- BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- BUJAKI, M. L. e RICHARDSON, A. J. A Citation Trail Review of the Uses of Firm Size in Accounting Research. **Journal of Accounting Literature**, 1997.
- CHARITOU, A. e CLUBB, C. Earnings, Cash Flows and Security Returns Over Long Return Intervals: Analysis and UK Evidence. **Journal of Business Finance & Accounting**, 26(3) e (4), abr/mai 1999, p. 283-312.
- DANTAS, J. A. **Reação do Mercado à Alavancagem Operacional: Um Estudo Empírico no Brasil**. Dissertação (Programa Multiinstitucional e Inter-regional de Mestrado em Ciências Contábeis, UnB, UFPB, UFPE e UFRN), Universidade de Brasília, 2005.
- DECHOW, P. Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals. **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 18, número 1, jul/1994, p. 3-42.
- DECHOW, P., KOTHARI, S. P. e WATTS, R. L. The Relation Between Earnings and Cash Flows. **Journal of Accounting and Economics**, 1998, número 25, p. 133-168.
- FASB – Financial Accounting Standards Board. **FAS-95 – Statement of Cash Flows**. www.fasb.org. Consulta em 6/2/2006.
- GARRISON, R. H. e NOREEN, E. W. **Contabilidade Gerencial**. Rio de Janeiro: LTC Editora, 9ª. edição, 2001.

GARROT, N. e HADI, M. Investor Response to Cash Flow Information. **Journal of Business Finance & Accounting**, 25(5) e (6), jun/jul, 1998, p. 613-631.

HENDRIKSEN, E. S. e van BREDA, M. F. **Teoria da Contabilidade**. São Paulo: Atlas, 5ª. edição, 1999.

HORNGREN, C. T., SUNDEM, G. L., ELLIOTT, J. A. e PHILBRICK, D. **Introduction to Financial Accounting**. New York: John Wiley and Sons, 9a. edição, 2005.

INGRAM, R. W. e LEE, T. A. Information Provided by Accrual and Cash-Flow Measures of Operating Activities. **Abacus**, vol. 33, número 2, 1997, p. 172.

LEV, B. On the Usefulness of Earnings: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research. **Journal of Accounting Research** (Suplemento 1989), p. 153-192.

LOPES, A. B. **A Relevância da Informação Contábil para o Mercado de Capitais: o Modelo de Ohlson Aplicado à Bovespa**. Tese (Doutorado em Contabilidade e Controladoria), Departamento de Contabilidade e Atuária, FEA/USP, 2001.

LUSTOSA, P. R. B. **Um Estudo das Relações entre o Lucro Contábil, os Fluxos Realizados de Caixa das Operações e o Valor Econômico da Empresa: uma Simulação Aplicada a um Banco Comercial**. Tese (Doutorado em Contabilidade e Controladoria), Departamento de Contabilidade e Atuária, FEA/USP, 2001.

LUSTOSA, P. R. B. e SANTOS, A. Proposta de Integração Plena do Balanço e da Demonstração do Resultado com a Demonstração dos Fluxos de Caixa por Atividades: Teoria e Exemplo Prático. In **Anais do XXIX Enanpad**, Brasília (DF), 2005.

MARTINS, E. **Avaliação de Empresas: Da Mensuração Contábil à Econômica**. São Paulo: Atlas, 2001.

NICHOLS, D. C. e WAHLEN, J. M. How Do Earnings Numbers Relate to Stock Returns? A Review of Classic Accounting Research with Updated Evidence. **Accounting Horizons**, vol. 18, número 4, dez/2004, p. 263-286.

PRIMO, U. R. **Demonstração dos Fluxos de Caixa de Bancos: Análise Comparativa da Prática Adotada no Brasil com as Normas Internacionais**. Dissertação (Mestrado Multiinstitucional e Inter-regional em Ciências Contábeis, UnB, UFPB, UFPE e UFRN), Universidade de Brasília, 2004.

SARLO NETO, A., LOPES, A. B. e LOSS, L. **O Impacto da Regulamentação sobre a Relação entre o Lucro e Retorno das Ações das Empresas dos Setores Elétrico e Financeira no Brasil**. In: **Anais do XXVI Enanpad**, Salvador (BA), 2002.

SOARES, R. O., ROSTAGNO, L. M. e SOARES, K. T. C. Estudo de Evento: O Método e as Formas de Cálculo do Retorno Anormal. In: **Anais do XXVI Enanpad**, Salvador (BA), 2002.

WATTS, R. e LEFTWICH, R. The Time-Series Properties of Annual Accounting Earnings. **Journal of Accounting Research**, Autumn, 1977, 253-271.

WILSON, G. P. The Relative Information Content of Accruals and Cash Flows: Combined Evidence at the Earnings Announcement and Annual Report Release Date. **Journal of Accounting Research** (Suplemento), 1986, p. 165-200.