

## ANOMALIA DOS ACCRUALS NO MERCADO BRASILEIRO DE CAPITAIS

**Autoria:** César Medeiros Cupertino, Antonio Lopo Martinez, Newton C. A. da Costa Jr.

### Resumo:

Este paper analisa a ocorrência do fenômeno conhecido como “anomalia dos accruals” no mercado brasileiro de capitais. A anomalia dos accruals refere-se à obtenção de ganhos anormais com a exploração de uma estratégia de investimento baseada no diferencial de persistência dos componentes do lucro e na associação entre accruals e retornos. O presente estudo é conduzido por duas hipóteses: (i) a expectativa de lucros embutida no preço de ações falha em refletir a diferença de persistência dos componentes dos lucros (accruals e fluxo de caixa) e (ii) a construção de uma carteira de *hedge*, tomando uma posição comprada (vendida) em ativos com baixos (altos) accruals gera retornos anormais consistentes. Os dados necessários para a realização do estudo foram obtidos na Economatica e são relativos aos anos de 1990 a 2008 e incluíram os ativos listados na BM&FBOVESPA (com exceção das empresas financeiras). Os testes empíricos demandaram a realização de regressões com dados em painel para identificar a persistência do lucro e dos seus componentes; a execução do teste de Mishkin, com o intuito de verificar se o mercado apreça racionalmente o lucro; e a composição da carteira de investimento zero, para analisar se a estratégia de negociação baseada nos accruals proporciona retornos anormais positivos e consistentes. A consistência dos resultados apresentados pela estratégia de negociação baseada nos accruals é analisada de forma combinada com as constatações dadas pelo teste de Mishkin, realizado no exame da primeira hipótese. Especificamente, se a estratégia apontar para a mesma direção do teste de Mishkin, com a carteira de hedge produzindo retornos anormais positivos, a suposição de que o mercado não apreça corretamente o componente do lucro e, ainda, que a anomalia dos accruals ocorre no mercado brasileiro, não poderá ser descartada. Os resultados para o mercado brasileiro indicaram que o componente accrual não é mal apreçado pelo mercado e que a estratégia de negociação baseada nos accruals não proporciona retornos positivos e consistentes. Apesar das evidências não serem animadoras para o intuito de arbitragem, os resultados demonstraram ser relevantes em diversas perspectivas. A metodologia aplicada permitiu identificar, entre outros aspectos, a qualidade dos lucros e dos seus componentes, a associação entre os componentes do lucro e retornos e a influência da discricionariedade gerencial na rentabilidade futura dos ativos. Portanto, o trabalho abre novas frentes para estudos relacionados à anomalia dos accruals, como a assimetria informacional, a avaliação de ativos. Em suma, o campo de pesquisa para os temas relacionados a accruals continua fértil. O potencial instrutivo de pesquisas nessa linha é relevante para pesquisadores, reguladores e outros usuários da informação contábil que esteja interessado na qualidade dos accruals e na qualidade dos lucros.

**Palavras-Chave:** anomalia dos accruals; qualidade dos lucros; persistência dos accruals

## 1 INTRODUÇÃO

Este artigo investiga a relação entre accruals e retornos de ações no mercado brasileiro de capitais. O estudo apresenta-se relevante para diversos usuários das demonstrações financeiras. Analistas de investimentos acompanham o resultado reportado para apoiar suas estimativas ou rever suas previsões. Executivos podem ter bonificações atreladas ao lucro, sendo recompensados quando atingem expectativas de desempenho (*executive equity compensation*). Credores usam o lucro como parâmetro para impor obrigações legais (*debt covenants*) em seus contratos e, assim, monitorar a capacidade do devedor em cumprir os acordos firmados (SMITH e WARNER, 1979).

O foco em lucros é tão intenso que alguns estudos sugerem que o mercado negligencia outras medidas de desempenho (CHAN et al., 2006). A "fixação nos lucros" pode esconder algumas armadilhas, principalmente pelos interesses muitas vezes não convergentes sobre o lucro reportado (JENSEN e MECKLING, 1976).

O presente artigo proporciona um panorama ampliado da relação dos accruals com os retornos de ações no mercado brasileiro. As análises abordam características específicas das empresas (como desempenho operacional, fatores de risco e segmento econômico), a racionalidade dos agentes econômicos no apreçamento do lucro e dos seus componentes, bem como a implementação de estratégias de investimento que exploram ganhos anormais pelo nível dos accruals. Os testes empíricos aplicados na amostra permitiram analisar o fenômeno conhecido como "anomalia dos accruals", além de identificar os componentes mais importantes na formação, variabilidade e persistência dos accruals das empresas listadas na BMF&BOVESPA.

Procura-se identificar se o mercado apreça racionalmente os componentes dos lucros na formação de expectativa sobre retornos futuros. A incorporação das informações disponíveis no preço de mercado dos ativos foi realizada pela aplicação do teste de Mishkin. Esse procedimento é usualmente inserido em estudos sobre anomalia dos accruals e permite identificar eventual viés entre o valor intrínseco do ativo e o preço dado pelo mercado. Caso haja assimetria entre a avaliação racional e a avaliação do mercado, há oportunidade de ganhos anormais explorando a persistência dos lucros e dos seus componentes.

A verificação final da ocorrência da anomalia dos accruals no mercado brasileiro de capitais foi a formação da carteira de investimento zero com base na magnitude dos accruals. A ocorrência de uma anomalia só é confirmada se a carteira de investimento zero proporcionar retornos positivos e consistentes (BERNARD, THOMAS e WAHLEN, 1997). Sloan (1996) mostrou que uma estratégia de hedge com uma posição comprada em ativos com baixos accruals e uma posição vendida em ativos com altos accruals gera retornos anormais significativos. Quanto à relevância do presente trabalho, a anomalia dos accruals é um tema intensamente debatido na literatura acadêmica internacional e um dos assuntos mais pesquisados na literatura acadêmica recente sobre finanças (DESAI, RAJGOPAL e VENKATACHALAM, 2004; DOPUCH, SEETHAMRAJU e XU, 2010).

Contudo, o nível de discussões específicas sobre a anomalia dos accruals no Brasil é incipiente, quase inexistente. Após mais de uma década da publicação do artigo seminal de Sloan (1996), não constam trabalhos no banco de teses da CAPES e no Google Acadêmico que tratem diretamente do assunto em relação aos ativos negociados no mercado brasileiro. Esse indício é curioso, pois o Brasil apresenta algumas características peculiares em relação a diversos mercados, dentre os quais, o americano. Como exemplo, Galdi (2008, p. 28) salienta a grande influência das regras fiscais nas demonstrações contábeis e o baixo nível de *enforcement* no mercado brasileiro. Há, ainda, pontos que despertam o interesse do investidor internacional.

O estudo demonstra-se relevante também para identificar se os agentes (os gestores constituem um exemplo) apreçam corretamente os componentes do lucro inseridos no preço

de mercado da ação para formação de suas expectativas dos dividendos futuros que serão produzidos pelo ativo. O desconhecimento do comportamento dos componentes do lucro pode aumentar a assimetria de informação entre os agentes e contribuir para que os valores dos ativos se afastem do seu valor correto, possibilitando que a riqueza seja transferida indevidamente para empresas com baixa qualidade dos lucros.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1 Anomalia dos accruals

Sloan (1996) identificou empiricamente que os investidores tendem a superavaliar os accruals na formação de expectativas sobre o lucro futuro de empresas americanas e são surpreendidos quando a persistência desse componente do lucro demonstra-se menor que a prevista. Na visão de Defond e Park (2001), o mercado exagera na mensuração dos accruals porque suas expectativas são viesadas na antecipação da reversão futura desse componente do lucro. Como consequência, empresas com alto (baixo) nível de accruals obtêm retornos anormais negativos (positivos), fenômeno denominado Anomalia dos Accruals. Desde então, diversos trabalhos passaram a incluir a anomalia na agenda de pesquisa, constituindo um dos tópicos mais debatidos nos estudos recentes sobre mercado de capitais (GREEN, HAND, SOLIMAN, 2009).

Basicamente há quatro categorias alternativas do enfoque de pesquisa. O primeiro grupo de estudos relaciona a anomalia dos accruals com outras existentes. Nesse espírito, trabalhos como o de Collins e Hribar (2000), Desai, Rajgopal e Venkatachalam (2004) e Fama e French (2008), se destacam. O primeiro deles identificou que a anomalia dos accruals é distinta do *post-earnings announcement drift* (tendência dos retornos anormais cumulativos de um ativo acompanhar a surpresa de lucros por vários dias após a divulgação do resultado, devido a uma subreação do mercado ao resultado divulgado), o segundo que ela sobrepõe a *value-glamour* anomalia (regularidade empírica das empresas com baixo crescimento de vendas ou altos coeficientes valor patrimonial/preço de mercado, lucro/preço, caixa/preço de mercado, ou seja, empresas de **valor**, terem um desempenho inferior àquelas com indicadores contrários - empresas de **glamour**), e o terceiro que, junto com o *momentum* (os retornos de curto prazo tendem a seguir os retornos observados no passado recente), a anomalia dos accruals é aquela que apresenta maior evidência no mercado americano.

O terceiro grupo refere-se a estudos que relacionam retornos anormais com estratégias de negociação de accruals. Ali, Hwang e Trombley (1999) identificaram evidências contrárias à hipótese ingênua em relação a empresas grandes, acompanhadas por analistas ou mantidas por investidores institucionais (a hipótese postula que a capacidade preditiva dos accruals em relação a lucros futuros é pequena nesses casos); preço do ativo, volume de transações, custo de transações não condicionam a capacidade preditiva dos accruals para retornos futuros. Kahn (2008) identificou que a diferença nos retornos médios de empresas com nível muito alto ou muito baixo de accruals é explicada pela diferença no risco do ativo.

A última categoria relaciona investidores, analistas e outros usuários sofisticados dos demonstrativos financeiros com propriedades dos accruals. Nessa linha, Bradshaw, Richardson e Sloan (2001) concluíram que os analistas superestimam a persistência dos accruals. Já Collins, Gong e Hribar (2003) encontraram que o mal apreçamento dos accruals é reduzido quando há um forte controle institucional. Lev e Nissim (2006) afirmam que a anomalia dos accruals não é eliminada em função de fatores estruturais sistemáticos que impedem que investidores montem consistentemente estratégias lucrativas explorando a anomalia, restringindo assim a oportunidade de arbitragem. Mashruwala, Rajgopal e Shevlin (2006) corroboram o trabalho de Lev e Nissim (2006) ao identificar que as oportunidades de arbitragem são limitadas na implementação de estratégias que exploram accruals para obter ganhos anormais.

As constatações de Sloan (1996) foram confirmadas por outros pesquisadores, utilizando períodos de tempo e definições de *accruals* diferentes. Entre outros achados relevantes, há evidências de que componentes dos *accruals*, como estoques e contas a receber, são associados com retornos da carteira de *hedge* (CHAN et al., 2006; HRIBAR, 2000; THOMAS e ZHANG, 2002).

A anomalia dos *accruals* constitui uma descoberta importante na literatura acadêmica. Apesar das evidências que demonstram sua incidência em mercados e períodos distintos, os motivos da sua ocorrência ainda são uma questão em aberto. Pincus, Rajgopal e Venkatachalam (2007), ao estudar o fenômeno em diversos mercados, identificaram o mal apreçamento dos *accruals* e a existência da anomalia em países como Austrália, Canadá, Reino Unido e Estados Unidos. Eles apontaram como possível causa da anomalia a divergência de características institucionais dos países, tais como regime legal e proteção dos direitos de acionistas. Em relação ao regime legal, os autores alegam que o sistema *common law* é mais permissivo (ou seja, permite mais flexibilidade) na contabilização dos *accruals* do que o sistema *code law*. Quanto aos direitos dos acionistas, em países em que a proteção legal é fraca, há mais espaço para a discricão gerencial em detrimento dos interesses dos detentores (principalmente os minoritários) do capital da empresa.

Ball, Kothari e Robin (2000) reforçam a idéia de que o regime legal, particularmente no que tange ao tipo de governança implementada, impacta a anomalia dos *accruals*. Enquanto que no regime *common law* o sistema de governança corporativa é voltada para os acionistas, pela utilização intensiva das demonstrações financeiras e de outras divulgações públicas para mitigar problemas de assimetria informacional, no regime *code law* o sistema de governança é orientado para os principais acionistas, em uma relação de comunicação privada (*insider information*). As diferenças do sistema de governança podem afetar a relevância da informação contábil, segundo a intensidade em que a variação da oportunidade e conservadorismo decorrentes da adoção de um determinado regime legal reduz/aumenta a assimetria informacional, fomentando ou desestimulando um cenário propício à ocorrência da anomalia dos *accruals*. Há evidências de que países com regimes legais diferentes apresentam mal apreçamento dos *accruals*, o que faz emergir a percepção de que a anomalia é explicada de forma mais razoável por algum risco sistemático ou por um viés comportamental dos investidores na utilização dos *accruals* (LAFOND, 2005, p. 11).

## 2.2 Accruals no Brasil

A inexistência de uma base de dados que acompanhe e consolide a produção acadêmica nacional exige um esforço adicional para coletar dados bibliométricos. A pesquisa envolve consultar os repositórios individuais de fontes particulares, currículos ou publicações em periódicos, anais de eventos acadêmicos (tais como congressos e encontros) e banco de teses. O procedimento empreendido para identificar os trabalhos relevantes, associados à anomalia dos *accruals* no mercado brasileiro, compreendeu a consulta no banco de teses da CAPES < <http://servicos.capes.gov.br/capesdw/> >, no currículo Lattes < <http://cnpq.br> > e pelo algoritmo de busca do google acadêmico < <http://scholar.google.com.br/> >. As palavras pesquisadas por assunto foram, entre outras, "accruals", "anomalia dos *accruals*", "accruals anomaly" e "sloan 1996". Foram identificados 11 trabalhos no banco de teses da CAPES, 19 no currículo Lattes e 45 no google acadêmico até o mês de dezembro de 2010.

A seleção tornou evidente que, apesar do crescente número de trabalhos que abordam os *accruals* em testes empíricos, a pesquisa no Brasil sobre anomalia dos *accruals* é incipiente. Dos *clusters* identificados na análise bibliométrica, a vertente mais explorada na literatura acadêmica nacional sobre *accruals* é "Gerenciamento de Resultados", constatação consoante à tendência internacional. Dos trabalhos pesquisados relacionados a *accruals*, deu-se maior ênfase àqueles que tinham o estudo seminal de Sloan em suas referências. Com esse critério, outra linha de pesquisa explorada é a que relaciona *accruals* e o seu efeito nas demonstrações

financeiras do exercício, particularmente nas distorções no resultado divulgado (COLAUTO e BEUREN, 2007, 2006).

Há também estudos que abordam a associação dos accruals e retornos de ações (DANTAS, MEDEIROS, LUSTOSA, 2006; GALDI, LOPES, 2009; LOPES, GALDI, 2006, 2007). Há ainda trabalhos que abordam a relação dos fluxos de caixa, accruals e lucro (LUSTOSA, SANTOS, 2007). Utilizando uma amostra de 92 empresas brasileiras não financeiras e com dados de séries temporais de 1996 a 2004, Lustosa e Santos (2007) concluem que o fluxo de caixa, sozinho, é uma medida de previsão de fluxos futuros superior ao fluxo de caixa e accruals tomados em conjunto. Salientam ainda que o lucro, como concebido, tem pouca utilidade informacional, fato que instiga a busca por um novo modelo contábil. Dos estudos nacionais que citam Sloan (1996) há ainda aqueles que abordam a qualidade dos lucros (ALMEIDA, LIMA e LIMA, 2009) e anomalia dos accruals propriamente dita.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Definição das Variáveis

A medida de lucro utilizada nesse trabalho é o lucro operacional, definido como lucro antes dos juros e impostos (ou EBIT – *Earnings before Interest and Taxes*, como é popularmente conhecido na literatura acadêmica). Os accruals foram calculados pelo enfoque do balanço, conforme equação (1) e os fluxos de caixa operacionais pela diferença entre o lucro e os accruals - equação (4). Como os accruals são calculados pela mudança observada, entre períodos consecutivos, dos itens do capital circulante, não há dados disponíveis para 1990, que corresponde ao primeiro ano da amostra. A mesma situação ocorre em relação aos retornos.

O cálculo dos retornos requer alguns ajustes. A janela de tempo considerada para a sua mensuração compreende o intervalo de um ano, com início no final do quarto mês após o encerramento do exercício social anterior. Esse procedimento é encontrado em outros trabalhos na literatura acadêmica nacional como em Galdi (2008) e em grande parte dos estudos estrangeiros (FRANCIS et al., 2005; RICHARDSON et al., 2005; SLOAN, 1996). Esse procedimento assume que há um atraso entre o final do exercício social e a data em que os demonstrativos financeiros serão divulgados. A obtenção das cotações dos ativos no final do 4º mês após o encerramento exercício social visa garantir que todas as informações necessárias para a construção das carteiras estejam disponíveis (FAMA, FRENCH, 1995) e que os investidores tomam suas decisões de negociação na estratégia de accruals no final do mês de abril de cada ano da amostra. Os retornos são então calculados por:

$$Ret_t = (COT_t - COT_{t-1})/COT_{t-1} \quad (1)$$

onde COT é a cotação de fechamento da ação 4 meses após o encerramento do exercício social. A janela de tempo para cálculo dos retornos implica suposição de que os investidores adotam uma estratégia de comprar e manter a carteira (*buy-and-hold returns*) até o próximo período.

A definição dos retornos anormais segue Sloan (1996, p. 294) e necessita de ajustes pela variável "tamanho" para o cálculo dos retornos da carteira de controle. Cabe ressaltar que é bem destacado na literatura o poder explanatório da variável tamanho para retornos (BERNARD e THOMAS, 1990). Os retornos ajustados por tamanho foram calculados como a média do excesso de retorno dos ativos individuais sobre o retorno de uma carteira de controle. A carteira de controle é formada por ativos de tamanhos equivalentes e o seu retorno é dado pela aplicação de uma estratégia de comprar e manter os ativos (*buy-and-hold returns*) durante o período de acumulação. Especificamente, o método consiste em algumas etapas. Na primeira, calcula-se o retorno bruto dos ativos individuais. O passo seguinte é identificar em qual carteira de controle o ativo individual pertence. Para isso, divide-se a distribuição da série por tamanho, cuja *proxy* é o logaritmo natural do valor de mercado da empresa, em quintis. Depois, identifica-se o retorno das carteiras de controle pela média dos retornos brutos individuais dos ativos com tamanhos equivalentes. Formalmente,

$$Ret\_An_{i,t} = Ret_{i,t} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Ret_{i,t} \quad (2)$$

onde  $Ret\_An_{i,t}$  é o retorno anormal do ativo  $i$  no período  $t$  e  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Ret_{i,t}$  é a média dos retornos dos ativos que compõem a carteira de controle. As demais definições (janela de tempo e retornos *buy-and-hold*) são idênticas àquelas utilizadas para o cálculo dos retornos brutos.

Esse é o cálculo de retornos anormais, comum não só em estudos sobre anomalia dos accruals (PENMAN e ZHANG, 2002; SLOAN, 1996; XIE, 2001), mas também na pesquisa de outras anomalias em finanças (BERNARD, THOMAS e WAHLEN, 1997).

### 3.2 Dados e Seleção da Amostra

A amostra consiste de todos os ativos listados na BM&FBOVESPA que são acompanhados pela Economatica. Os ativos relativos às empresas financeiras (setor "finanças" e "fundos") foram excluídos das análises, como é comum em estudos nesta área (CHAN et al., 2006; SLOAN, 1996). Um dos fundamentos para exclusão desses ativos é o fato de que eles compõem setores regulamentados com legislação específica (portarias e circulares do Banco Central do Brasil, por exemplos) que impactam a contabilidade de maneira particular (RICHARDSON, TEOH, WYSOCKI, 1999), notadamente na natureza dos accruals (LAFOND, 2005).

Os testes empíricos requerem valores históricos contábeis e preços de ações (em bases anuais) para o período compreendido entre os anos de 1990 a 2008, além de análises temporais e cortes transversais da variável lucro e seus componentes (accruals e fluxo de caixa). Todas as observações foram coletadas considerando o ajuste pela inflação. Uma vez que a magnitude dos itens do balanço varia por unidade *cross-section*, todas as variáveis utilizadas foram padronizadas para permitir comparações entre empresas, seguindo a prática amplamente empregada em estudos da espécie (SLOAN, 1996). A medida de padronização utilizada foi o ativo médio, cuja escolha demonstra-se mais razoável do que o ativo total do final do exercício. A equação do ativo total médio é a seguinte:

$$AT\_m_t = (AT_t + AT_{t-1})/2 \quad (3)$$

Para evitar a influência indevida de um pequeno número de observações extremas (*outliers*), foram excluídos os dados situados acima ou abaixo de dois desvios padrões da distribuição das séries. Também foram eliminados dados sem significância econômica, provavelmente gerados por eventuais problemas na coleta de dados pelo provedor das informações financeiras (valor de mercado ou ativo total menor que 0, por exemplo). Em conjunto, os ajustes reduziram a amostra em aproximadamente 1,8%.

### 3.3 Teste das Hipóteses

#### 3.3.1 O apreçamento do lucro e seus componentes (1ª hipótese)

Em um apreçamento por expectativas racionais, os investidores avaliam suas decisões de investimento com base nas informações disponíveis sobre variáveis relevantes que afetam os retornos dos ativos. Tais informações estarão incorporadas nos preços das ações, implicando a eficiência de mercado. Entretanto, se a percepção dos investidores sobre o valor dos ativos se afastar daquela dada por um apreçamento racional, as expectativas desses investidores serão frustradas quando a rentabilidade futura das ações aarem abaixo daquilo que era esperado. Para testar esta hipótese, ou seja, que os preços dos ativos refletem a diferença de persistência dos componentes dos lucros, foi aplicado o teste de Mishkin. Mishkin (1983) estabeleceu um teste de racionalidade e eficiência de mercado que consiste de um procedimento de estimação não linear por máxima verossimilhança. O teste foi inicialmente concebido para testar a hipótese de expectativas racionais em macroeconometria, fornecendo uma comparação estatística entre uma medida de precificação pelo mercado (coeficiente de avaliação) e outra de expectativas racionais (coeficiente de previsão), dada por uma variável relevante.

No teste de Mishkin aplicado por Sloan (1996), a hipótese a ser testada é a de que a expectativa subjetiva do mercado a respeito dos lucros nos preços das ações é idêntica à previsão objetiva por lucros, condicionada às informações passadas. Supondo que o modelo de retorno esperado esteja adequadamente especificado (ou seja, a equação de precificação de equilíbrio é correta), o parâmetro estimado do modelo é comparado com o coeficiente dado por uma regressão dos lucros (variável dependente) por variáveis defasadas (variáveis explicativas). Se a estimativa dos parâmetros das duas equações for diferente, a conclusão é que o mercado não está usando racionalmente as informações históricas (ou seja, o mercado é ineficiente). Como exemplo, caso o coeficiente de avaliação seja significativamente maior que o coeficiente de previsão, o teste de Mishkin indica que mercado superestima a variável relevante (lucros e seus componentes). A interpretação é a mesma (porém com efeito oposto), quando o coeficiente de avaliação for significativamente menor que o coeficiente de previsão. Nesse caso, o mercado subestima a variável relevante.

A hipótese incorporada de expectativa racional dos lucros futuros estatui que a avaliação subjetiva do mercado seja igual à avaliação objetiva condicionada às informações disponíveis:

$$E_{m_t}(Lucros_{t+1}|\phi_t) = E_t(Lucros_{t+1}|\phi_t) \quad (4)$$

onde

$$\begin{aligned} \phi_t &= \text{conjunto de informações disponíveis no período } t. \\ E_{m_t}(Lucros_{t+1}|\phi_t) &= \text{expectativa subjetiva do mercado condicional a } \phi_t. \\ E_t(Lucros_{t+1}|\phi_t) &= \text{expectativa objetiva, condicional a } \phi_t. \end{aligned}$$

A especificação dada em (5) implica que a expectativa de lucros do mercado é igual à expectativa verdadeira de lucros condicional a todas informações passadas. Assumindo a eficiência de mercados:

$$E_t(Y_{t+1}) = R_{t+1} - E_{m_t}(R_{t+1}|\phi_t) = 0 \quad (5)$$

onde

$$\begin{aligned} Y_{t+1} &= \text{é o retorno anormal do período } t+1. \\ R_{t+1} &= \text{é o retorno do período } t+1. \\ E_{m_t}(R_{t+1}|\phi_t) &= \text{expectativa subjetiva do mercado de } R_{t+1}, \text{ condicional a } \phi_t. \end{aligned}$$

A equação (6) estabelece que  $Y_{t+1}$  não deve ser correlacionado com informações passadas. O conteúdo empírico da equação (6) depende de um modelo de equilíbrio de mercado, que irá determinar  $E_{m_t}(R_{t+1}|\phi_t)$ . Abel e Mishkin (1983) oferecem uma ampla discussão de vários modelos de equilíbrio de mercado para essa finalidade. Das equações (11) e (12), a condição de eficiência de mercado é:

$$Y_{t+1} = \beta(Lucros_{t+1} - E_t(Lucros_{t+1}|\phi_t)) + e_{t+1} \quad (6)$$

onde  $e_{t+1}$  é o termo de erro,  $\beta$  é o coeficiente de resposta de lucros e  $E_t(e_{t+1}|\phi_t) = 0$ . Baseado no modelo de previsão de lucros usado em Sloan (1996), o teste para racionalidade de mercado é baseado nas equações de precificação e de previsão do seguinte sistema:

$$Lucros_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Lucros_t + v_{t+1} \quad (7a)$$

$$Y_{t+1} = \beta(Lucros_{t+1} - \alpha_0 - \alpha_1 * Lucros_t) + e_{t+1} \quad (7b)$$

A equação de previsão (7a) usa informações passadas para prever lucros futuros,  $Lucros_{t+1}$ . O peso colocado em informações passadas,  $\alpha_1$ , é uma medida objetiva de como  $Lucros_t$  é relacionado com lucros futuros. Pela estimação não linear do sistema de equações (7a) e (7b), a informação em retornos pode ser utilizada para inferir como o mercado usa a informação em  $Lucros_t$  para prever  $Lucros_{t+1}$ . A equação (4) implica que a expectativa subjetiva do mercado, condicional às informações passadas (que pode ser inferida da equação (7a)) deve ser igual à expectativa objetiva dos lucros que poderia ser estimada na equação (7b). Então, o teste para racionalidade é  $\alpha_1 = \alpha_1^*$ .

Para realizar o teste de igualdade dos coeficientes, o sistema é estimado de forma conjunta utilizando o procedimento não linear de mínimos quadrados. Para obter a estimativa tanto de  $\beta$  quanto de  $\alpha_1$ , é necessário supor que  $\alpha_0$  na equação de previsão (7a) é igual a  $\alpha_0$

na equação de retornos (7b). Por sua vez, se  $\alpha_1 = \alpha_1^*$ , então a soma dos quadrados dos resíduos para a estimação com restrição ( $SQR^r$ ), em que  $\alpha_1 = \alpha_1^*$ , deveria ser igual à soma dos quadrados dos resíduos da estimação irrestrita ( $SQR^i$ ), com  $\alpha_1 \neq \alpha_1^*$ . Mishkin (1983) mostra que tal restrição pode ser testada usando o teste de razão de verossimilhança (assintoticamente distribuída como  $\chi^2(q)$  sob a hipótese nula):

$$2n * \ln \left( \frac{SQR^r}{SQR^i} \right) \quad (8)$$

onde  $q$  é o número de restrições impostas em um apreçamento racional,  $n$  é o número de observações em cada equação ( $2n$  é o número de observações na regressão “empilhada”),  $SQR^r$  é a soma dos quadrados dos resíduos do sistema restrito e  $SQR^i$  é a soma dos quadrados dos resíduos do sistema irrestrito.

Quando o lucro é decomposto em fluxo de caixa das operações (FCO) e accruals (ACC), as equações de previsão e precificação tornam-se:

$$Lucros_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 FL\_Cx_t + \gamma_2 Acc_t + v_{t+1} \quad (9a)$$

$$Y_{t+1} = \beta(Lucros_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* FL\_Cx_t - \gamma_2^* Acc_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (9b)$$

Aqui, a eficiência de mercado impõe as restrições  $\gamma_1 = \gamma_1^*$  e  $\gamma_2 = \gamma_2^*$  que implica que o peso aplicado no fluxo de caixa e nos accruals na equação de previsão é o mesmo que aquele inserido pelo mercado para os componentes na equação de equilíbrio de precificação.

### 3.2 Estratégia de negociação (2ª hipótese)

A segunda hipótese estabelece que uma estratégia de negociação baseada na magnitude dos accruals proporciona retornos consistentes no mercado brasileiro de capitais. O procedimento geralmente utilizado para testar essa propriedade consiste na análise de uma carteira de investimento zero (*zero-investment portfolio*).

Bernard, Thomas e Wahlen (1997) ressaltam que a ocorrência de uma anomalia baseada em números contábeis indicará um mau apreçamento do mercado somente se os retornos proporcionados por uma carteira de investimento zero forem consistentemente positivos. Uma carteira de investimento zero, que produz um retorno positivo decorrente de diferenças *cross-sectional* no risco, demonstrará variabilidade nos retornos anuais (CHENG, THOMAS, 2006, p. 1156).

Com o intuito de verificar se a carteira de investimento zero baseada nos accruals produz retornos consistentemente positivos no mercado brasileiro de capitais, os ativos foram distribuídos por quintis formados pela magnitude do componente accruals do lucro, resultando na composição de 5 carteiras sendo uma para cada quintil (1 a 5). O procedimento foi repetido para cada ano da amostra.

Nos estudos sobre anomalia dos accruals essa estratégia é conhecida como composição da "carteira de *hedge*", cujo nome é fundamentado na suposição de diminuição do risco (*hedge*) entre os ativos com magnitudes diferentes do componente accruals. Sloan (1996, p. 306) demonstrou que a carteira de *hedge* proporciona retornos maiores que a estratégia de manter uma posição única (comprada ou vendida) baseada no nível dos accruals.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 4.1 Estatísticas descritivas

Na Tabela 1 são fornecidas as estatísticas descritivas de variáveis contábeis utilizadas nos testes, divididas em dois painéis. No painel A são apresentados os componentes do capital de giro e, no painel B, o lucro, o fluxo de caixa e os componentes dos accruals. Para a criação da tabela, todos os itens tiveram suas observações anuais divididas pela média do ativo total do respectivo ano de ocorrência. Assim, as estatísticas estão apresentadas como uma fração relativa ao ativo total médio.

Os accruals são formados pela variação de itens do capital de giro - vide equação (1). A análise dos itens do capital de giro fornece informações preliminares sobre os accruals, conforme é demonstrado no painel A. Verifica-se que o ativo circulante é o item dominante

do capital de giro (34% do ativo total da empresa situada na mediana). Do ativo circulante, os componentes contas a receber e estoques são os mais relevantes (9,4% e 6,9% dos ativos totais), situação semelhante àquela encontrada em estudos internacionais (WU, ZHANG e ZHANG, 2010). Já o passivo circulante representa 28,4% dos ativos totais, sendo o contas a pagar (geralmente constituído por obrigações de curto prazo com fornecedores e credores assemelhados) é o item mais importante na sua composição (4,6% dos ativos totais).

O painel B é formado por estatísticas relacionadas às variáveis de depreciação, accruals, lucro, fluxo de caixa e variação de itens do capital de giro. A definição de cada variável e o procedimento de exclusão dos *outliers* estão descritos na seção 3. O item mais representativo na formação dos accruals é a depreciação. Porém, ela apresenta pouca variabilidade em relação a outros itens, como  $\Delta$  Contas a Receber. Chan et al. (2006) ressaltam que a identificação das variáveis com a maior dispersão ajuda a mapear os componentes que efetivamente permitem diferenciar os accruals na amostra.

Em relação aos accruals totais, mais da metade das observações são negativas (mediana de -3,8% dos ativos totais), indicando que as empresas em geral têm accruals que diminuem o lucro reportado (*income-decreasing*). O valor encontrado é bem próximo daquele identificado por Sloan (1996) para o mercado americano (mediana de 3%), mas divergente do estudo de Lopes e Galdi (2006) no mercado brasileiro. Por outro lado, os lucros apresentam a mediana (0,0443) com valores equivalentes à evidências anteriores (0,0444) no mercado brasileiro (LOPES, GALDI, 2006).

**Tabela 1 - Estatísticas descritivas**

| Variável                                    | Média   | Desvio Padrão | 25° Percentil | Mediana | 75° Percentil |
|---|---------|---------------|---------------|---------|---------------|
| <b>A. Componentes do Capital de Giro</b>    |         |               |               |         |               |
| Ativo Circulante                            | 0,3725  | 0,2188        | 0,1925        | 0,3431  | 0,5306        |
| Passivo Circulante                          | 0,3360  | 0,2352        | 0,1883        | 0,2841  | 0,4189        |
| Contas a Receber                            | 0,1122  | 0,0893        | 0,0435        | 0,0944  | 0,1582        |
| Estoques                                    | 0,0908  | 0,0891        | 0,0059        | 0,0686  | 0,1465        |
| Outros Ativos Circulantes                   | 0,0641  | 0,0628        | 0,0232        | 0,0453  | 0,0807        |
| Contas a Pagar                              | 0,0641  | 0,0615        | 0,0196        | 0,0462  | 0,0880        |
| Outros Passivos Circulantes                 | 0,0956  | 0,0977        | 0,0380        | 0,0643  | 0,1141        |
| <b>B. Lucros, Fluxo de Caixa e Accruals</b> |         |               |               |         |               |
| $\Delta$ Ativo Circulante                   | 0,0177  | 0,0795        | -0,0177       | 0,0110  | 0,0524        |
| $\Delta$ Passivo Circulante                 | 0,0139  | 0,0645        | -0,0162       | 0,0077  | 0,0391        |
| Depreciação                                 | 0,0417  | 0,0276        | 0,0239        | 0,0374  | 0,0558        |
| $\Delta$ Contas a Receber                   | 0,0390  | 0,1603        | -0,0304       | 0,0249  | 0,1063        |
| $\Delta$ Estoques                           | 0,0049  | 0,0303        | -0,0047       | 0,0002  | 0,0145        |
| $\Delta$ Outros Ativos Circulantes          | 0,0049  | 0,0370        | -0,0088       | 0,0027  | 0,0183        |
| $\Delta$ Contas a Pagar                     | 0,0046  | 0,0274        | -0,0065       | 0,0011  | 0,0147        |
| $\Delta$ Outros Passivos Circulantes        | 0,0084  | 0,0482        | -0,0105       | 0,0038  | 0,0246        |
| Accruals                                    | -0,0397 | 0,0899        | -0,0860       | -0,0384 | 0,0060        |
| Lucros                                      | 0,0414  | 0,0903        | -0,0061       | 0,0443  | 0,0993        |
| Fluxo de Caixa                              | 0,0847  | 0,1185        | 0,0165        | 0,0866  | 0,1580        |

Nota: A amostra é formada por todas as empresas brasileiras listadas na BOVESPA (excluída as financeiras) com dados existentes na base da Economatica para o período de 1990 a 2008. O Painel A apresenta um resumo estatístico dos componentes do Capital de Giro. O Painel B oferece estatísticas da variação ( $\Delta$ ) dos itens não financeiros do Ativo Circulante ( $\Delta$  Ativo Circulante –  $\Delta$  Caixa e Equivalentes), do Passivo Circulante ( $\Delta$  Passivo Circulante –  $\Delta$  Dívidas de Curto Prazo –  $\Delta$  Impostos a Pagar), do Contas a Receber, de Outros Ativos Circulantes, de Contas a Pagar e de Outros Passivos Circulantes. No Painel B também são apresentadas estatísticas da Depreciação, dos Accruals ( $\Delta$  Ativo Circulante –  $\Delta$  Passivo Circulante – Depreciação), dos Lucros (Lucro Operacional) e Fluxo de Caixa (Lucros – Accruals). Os valores das variáveis estão divididos pelo ativo total médio -  $(AT_t + AT_{t-1})/2$ .

## 4.2 Resultados das Hipóteses

### 4.2.1 O apraçamento do lucro e seus componentes (1ª hipótese)

O teste de Mishkin (1983) consiste de duas etapas. Inicialmente, as equações de previsão e de avaliação são estimadas sem que seja imposta qualquer restrição nos coeficientes. No segundo estágio, o mesmo procedimento é realizado, porém com a restrição

de apreçamento racional, implicando que os coeficientes do lucro e seus componentes sejam iguais tanto na equação de previsão quanto na equação de avaliação. A estatística utilizada para verificar a hipótese nula de que o mercado apreça racionalmente o lucro e seus componentes é dada pela razão de verossimilhança (equação (8)) que é distribuída assintoticamente  $\chi^2(q)$ , sendo  $q$  o número de restrições. O apreçamento racional é rejeitado se a estatística da razão de verossimilhança for suficientemente alta.

Para o apreçamento dos lucros e dos seus componentes, foi analisada a persistência média das seguintes variáveis no lucro futuro: (i) lucro corrente, (ii) fluxo de caixa e accruals,. Cabe salientar que (i) e (ii) constituem, por sua vez, especificações distintas em que foram testados os conjuntos das variáveis indicadas. Os resultados estão apresentados nas subseções seguintes. As estimativas dadas pela resolução do sistema composto pelas equações (7a) e (7b) estão demonstradas na Tabela 2. O coeficiente do lucro  $\gamma_1$  é significativo tanto na equação de previsão quanto na equação de avaliação. A estimativa da equação de avaliação (0,7562) é superior à equação de previsão (0,6371), sugerindo que o mercado "exagera" no apreçamento do lucro corrente quando estima o lucro do período seguinte. Para verificar se essa diferença é estatisticamente significativa, os coeficientes das equações (7a) e (7b) foram novamente estimados, impondo a restrição de  $\gamma_1 = \gamma_1^*$ . A estatística da razão de verossimilhança demonstra que a hipótese nula de precificação racional não pode ser rejeitada, indicando que a diferença entre os coeficientes  $\gamma_1$  e  $\gamma_1^*$  não é significativa. O painel B da Tabela 2 substitui os valores reais das observações pelos correspondentes quintis da distribuição das variáveis utilizadas no teste de Mishkin. Especificamente, o procedimento consistiu de, inicialmente, realizar a classificação por quintil para cada período da amostra e, depois, aplicar o teste de Mishkin utilizando essa classificação.

**Tabela 2 - Estimativa do apreçamento pelo mercado (teste de Mishkin) do lucro em relação às suas implicações no lucro do período seguinte**

*Painel A – Regressões utilizando valores reais das variáveis*

$$Lucros_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 Lucro_t + v_{t+1} \quad (14a)$$

$$Ret\_An_{t+1} = \alpha + \beta(Lucro_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* Lucro_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (14b)^{a,b}$$

| Coeficientes de Previsão |            |               | Coeficientes de Avaliação |            |               |
|--------------------------|------------|---------------|---------------------------|------------|---------------|
| Parâmetro                | Estimativa | Estatística t | Parâmetro                 | Estimativa | Estatística t |
| $\gamma_1(Lucro)$        | 0,6371     | 56,0530       | $\gamma_1^*(Lucro)$       | 0,7562     | 2,5696        |

*Teste do Apreçamento Racional do Lucro*

| Hipótese Nula                  | Razão de Verossimilhança | Significância Marginal |
|--------------------------------|--------------------------|------------------------|
| Lucro: $\gamma_1^* = \gamma_1$ | 0,8289 <sup>c</sup>      | 0,2895                 |

*Painel B – Regressões utilizando classificação das variáveis por quintis*

| Coeficientes de Previsão |            |               | Coeficientes de Avaliação |            |               |
|--------------------------|------------|---------------|---------------------------|------------|---------------|
| Parâmetro                | Estimativa | Estatística t | Parâmetro                 | Estimativa | Estatística t |
| $\gamma_1(Lucro)$        | 0,6363     | 55,41540      | $\gamma_1^*(Lucro)$       | 1,0042     | 2,7994        |

*Teste do Apreçamento Racional do Lucro*

| Hipótese Nula                  | Razão de Verossimilhança | Significância Marginal |
|--------------------------------|--------------------------|------------------------|
| Lucro: $\gamma_1^* = \gamma_1$ | 4,9059                   | 0,0155                 |

<sup>a</sup> As equações (7a) e (7b) são estimadas de forma conjunta utilizando o procedimento de mínimos quadrados não lineares iterativos, conforme proposto por Mishkin (1983 apud SLOAN, 1996). Foram utilizadas todas as observações disponíveis para o período de 1990 a 2008 das empresas não financeiras acompanhadas pela Economatica.

<sup>b</sup> A variável *Lucros* refere-se aos lucros operacionais do período (*EBIT – Earnings before Interest and Taxes*) dividido pelo ativo total médio.

<sup>c</sup>  $2N \ln(SQR^i/SQR^r) = 2 * 7.742 * \ln(18.443,85 / 18.442,86) = 0,8289$ .  $N$  é o número de observações da amostra,  $\ln$  é o operador do logaritmo natural,  $SQR^r$  ( $SQR^i$ ) é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão restrita (irrestrita).

No painel B, a restrição imposta de igualdade das expectativas racionais (dados históricos) e das expectativas subjetivas (percepção do mercado) só não é rejeitada em uma significância mais rigorosa, de 1%. A constatação indica que as variações dentro do quintil têm um impacto relevante nos coeficientes obtidos. Enquanto que, no painel A, não pode ser rejeitada a hipótese de que o mercado apreça racionalmente os lucros, no painel B a evidência é diferente, ou seja, o mercado não é hábil em identificar o impacto do lucro corrente no lucro futuro. Cabe ainda salientar que a persistência encontrada para o lucro corrente na sua implicação do lucro do período seguinte das empresas do mercado brasileiro é inferior a encontrada para o mercado americano. Por exemplo, Sloan (1996) encontrou o coeficiente de 0,841 para o período de 1962 a 1991 e Dechow e Ge (2006) identificaram a estimativa de 0,696 para o período de 1988 a 2002. Em resumo, o teste de Mishkin demonstrou que não se pode rejeitar a hipótese que o mercado apreça racionalmente essa persistência na sua estimativa das implicações do lucro futuro.

**Tabela 3 - Estimativa do apreçamento pelo mercado (teste de Mishkin) dos componentes do lucro em relação às suas implicações no lucro futuro**

*Painel A – Regressões utilizando valores reais das variáveis*

$$Lucros_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 FL\_Cx_t + \gamma_2 Acc_t + v_{t+1} \quad (16a)$$

$$Ret\_An_{t+1} = \alpha + \beta(Lucros_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* FL\_Cx_t - \gamma_2^* Acc_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (16b)^{a,b}$$

| Coeficientes de Previsão |            |               | Coeficientes de Avaliação |            |               |
|--------------------------|------------|---------------|---------------------------|------------|---------------|
| Parâmetro                | Estimativa | Estatística t | Parâmetro                 | Estimativa | Estatística t |
| $\gamma_1(FL\_Cx)$       | 0,6262     | 52,8613       | $\gamma_1^*(FL\_Cx)$      | 0,8333     | 3,3072        |
| $\gamma_2(Acc)$          | 0,5763     | 38,3354       | $\gamma_2^*(Acc)$         | 0,6523     | 2,0905        |

*Teste do Apreçamento Racional do Lucro*

| Hipótese Nula  | Razão de Verossimilhança | Significância Marginal |
|--|--------------------------|------------------------|
| $FL\_Cx: \gamma_1^* = \gamma_1$                                | 3,5325                   | 0,0363                 |
| $Acc: \gamma_2^* = \gamma_2$                                   | 0,2907                   | 0,6399                 |
| $FL\_Cx, Acc: \gamma_1^* = \gamma_1$ e $\gamma_2^* = \gamma_2$ | 4,1177                   | 0,0638                 |

*Painel B – Regressões utilizando classificação das variáveis por quintis*

| Coeficientes de Previsão |            |               | Coeficientes de Avaliação |            |               |
|--------------------------|------------|---------------|---------------------------|------------|---------------|
| Parâmetro                | Estimativa | Estatística t | Parâmetro                 | Estimativa | Estatística t |
| $\gamma_1(FL\_Cx)$       | 0,6723     | 42,8437       | $\gamma_1^*(FL\_Cx)$      | 1,0968     | 1,7907        |
| $\gamma_2(Acc)$          | 0,4114     | 26,3778       | $\gamma_2^*(Acc)$         | 0,2864     | 0,5056        |

*Teste do Apreçamento Racional do Lucro*

| Hipótese Nula  | Razão de Verossimilhança | Significância Marginal |
|--|--------------------------|------------------------|
| $FL\_Cx: \gamma_1^* = \gamma_1$                                | 0,8517                   | 0,0974                 |
| $Acc: \gamma_2^* = \gamma_2$                                   | 0,0741                   | 0,8552                 |
| $FL\_Cx, Acc: \gamma_1^* = \gamma_1$ e $\gamma_2^* = \gamma_2$ | 1,7787                   | 0,0567                 |

<sup>a</sup> As equações (9a) e (9b) são estimadas de forma conjunta utilizando o procedimento de mínimos quadrados não lineares iterativos, conforme proposto por Mishkin (1983 apud SLOAN, 1996). Foram utilizadas todas as observações disponíveis para o período de 1990 a 2008 das empresas não financeiras acompanhadas pela Economatica.

<sup>b</sup> A variável *accruals* (*Acc*) foi obtida pelo enfoque do balanço, conforme equação (1). Fluxo de caixa (*FL\_Cx*) corresponde a diferença entre lucros e *accruals*. Todos os valores, com exceção dos retornos anormais, estão deflacionados pelo ativo total médio.

A Tabela 3 apresenta as estimativas do sistema dado pelas equações (9a) e (9b), que são relativas, respectivamente, ao apreçamento racional pelos dados históricos dos componentes do lucro (fluxo de caixa e *accruals*) e à avaliação do mercado das implicações dos componentes do lucro no resultado do período seguinte. As evidências apontam que o

mercado atribui um peso maior na persistência do fluxo de caixa (0,8333) e dos accruals (0,6523) em relação às estimativas baseadas em dados históricos (0,6262 dos fluxos de caixa e 0,5763 dos accruals). Os coeficientes identificados foram submetidos a algumas restrições com o intuito de permitir inferências adicionais.

Os dados apresentados no painel B contam, basicamente, a mesma estória. As pequenas diferenças ficam por conta dos coeficientes de avaliação. O nível de significância dos fluxos de caixa ( $t=1,7907$ ) é menor que aquele encontrado para a regressão com dados reais ( $t=3,3072$ ). O coeficiente de avaliação dos accruals também desperta curiosidade, tanto pela sua magnitude (0,2864) quanto pela sua significância estatística ( $t=0,5056$ ). As diferenças entre os resultados apresentados nos painéis A e B corrobora a evidência salientada anteriormente: há oscilações dos valores reais que não são capturadas pela padronização por quintil. Cabe ressaltar que as oscilações decorrem, em grande parte, da atividade operacional da empresa e não devem, a princípio, ser descartadas.

#### 4.2.2 Estratégia de negociação (2ª hipótese)

Sloan (1996) sustenta que uma das formas de verificar a significância econômica dos resultados obtidos pela estratégia de negociação baseada na anomalia dos accruals é identificar os desvios dos retornos esperados sob a hipótese de eficiência de mercado. Especificamente, o procedimento consiste na formação de carteiras de investimento zero dos ativos que compõem a amostra, tendo por base a magnitude dos accruals, identificando os retornos obtidos pela posição comprada (vendida) em ativos com baixos (altos) accruals e pelo *hedge* dos retornos dos ativos com accruals extremos. Para as finalidades dessa tese, os componentes do lucro foram separados de várias maneiras, com a finalidade de identificar o poder preditivo que possuem para retornos futuros. Os resultados estão apresentados nas subseções seguintes.

A primeira análise empreendida concentra-se no componente accruals do lucro. Os retornos brutos e anormais são separados em carteiras de investimento zero, tendo os ativos agrupados de acordo com a magnitude dos accruals. Se a anomalia dos accruals ocorrer no mercado brasileiro de capitais, a aplicação dessa estratégia possibilitará obter retornos anormais positivos. Para corroborar o poder preditivo dos accruals para retornos, também são apresentadas regressões em painel dos ativos contidos na amostra.

O poder preditivo das surpresas nos lucros para retornos futuros é evidenciado em vários trabalhos acadêmicos, como em Bernard e Tomas (1989) e Chan, Jegadeesh e Lakonishok (1996). Uma visão mais abrangente poderia incluir os accruals na associação dos lucros com os retornos. O enfoque permitiria verificar se o mercado pondera, de forma diversa, empresas que reportam lucros com baixos ou altos níveis de accruals. Essa análise é efetuada na Tabela 4.

**Tabela 4 - Retornos das carteiras classificadas por accruals e variação dos lucros**

| Δ Lucros             | Accruals relativos aos Ativos Totais |         |         |         |           |         |
|----------------------|--------------------------------------|---------|---------|---------|-----------|---------|
|                      | 1 (Menor)                            | 2       | 3       | 4       | 5 (Maior) | 1-5     |
| A. Retornos          |                                      |         |         |         |           |         |
| 1 (Menor)            | 0,1454                               | 0,0482  | 0,0335  | 0,1716  | 0,0078    | 0,1377  |
| 2                    | 0,4426                               | 1,0996  | 0,1642  | 0,1369  | 0,3522    | 0,0904  |
| 3                    | 0,2213                               | 0,2871  | 0,3308  | 0,3883  | 0,4498    | -0,2285 |
| 4                    | 0,2910                               | 0,3354  | 0,5997  | 0,6178  | 0,2733    | 0,0178  |
| 5 (Maior)            | 0,5261                               | 0,4877  | 0,7053  | 0,6118  | 0,5735    | -0,0474 |
| 5-1                  | 0,3807                               | 0,4395  | 0,6718  | 0,4402  | 0,5657    |         |
| B. Retornos Anormais |                                      |         |         |         |           |         |
| 1 (Menor)            | -0,2051                              | -0,3799 | -0,3368 | -0,2322 | -0,3392   | 0,1341  |
| 2                    | -0,0475                              | 0,7029  | -0,2125 | -0,2458 | -0,0251   | -0,0224 |
| 3                    | -0,2711                              | -0,0999 | -0,0899 | -0,0514 | 0,0232    | -0,2943 |
| 4                    | 0,0573                               | -0,0608 | 0,1749  | 0,2043  | -0,1127   | 0,1700  |

|           |        |        |        |        |        |         |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|
| 5 (Maior) | 0,0650 | 0,1121 | 0,3211 | 0,2116 | 0,1832 | -0,1182 |
| 5-1       | 0,2701 | 0,4920 | 0,6579 | 0,4438 | 0,5224 |         |

Nota: a amostra é formada por todas as empresas brasileiras listadas na BOVESPA (excluída as financeiras) com dados existentes na base da Economatica para o período de 1990 a 2008. As empresas foram classificadas em cada ano por accruals (relativo ao ativo total médio) e independentemente pela variação dos lucros operacionais (também relativo ao ativo total médio). A variação dos lucros é dada pela diferença entre os lucros do ano de referência com o ano imediatamente anterior. A interseção das duas classificações (accruals e variação de lucros) resultou em 25 carteiras. O Painel A apresenta os retornos (calculado por  $(COT_t - COT_{t-1})/COT_{t-1}$ , onde COT é a cotação de fechamento da ação 4 meses após o encerramento do exercício social) médios das carteiras igualmente ponderadas por quintis das variáveis de classificação (accruals e variação de lucros). O Painel B fornece os retornos anormais, calculados como o excesso de retorno sobre a carteira de controle formada por empresas de tamanho equivalente. A variável de classificação para formação da carteira de controle foi o logaritmo natural do valor de mercado.

O painel A demonstra os retornos, calculados pela diferença percentual observada no preço do ativo entre dois períodos consecutivos. O período de acumulação dos retornos começa quatro meses após o término do exercício social e termina quatro meses após o término do exercício social seguinte. As empresas que saíram da amostra (*delisting*) em função de transformações societárias e liquidações foram excluídas da amostra.

Os retornos estão apresentados em relação ao ativo total médio e associados à interseção das classificações por quintis para accruals e variação nos lucros. Assim, o retorno na primeira linha do painel A (0,1454) representa 14,54% do ativo total médio e refere-se às empresas que tiveram menor variação no lucro e menor nível de accruals. O efeito marginal da surpresa nos lucros (accruals) para cada categoria de accruals (surpresa nos lucros) é dado pelos *spreads*. Os *spreads* foram calculados pela diferença entre os retornos do primeiro (último) com o último (primeiro) quintil dos accruals (variação nos lucros) e estão demonstrados na última coluna (linha) do painel A. O *spread* dos accruals para a primeira classe de variação nos lucros é positiva e representa 13,77% dos ativos médios totais. Mantendo esse comportamento, poder-se-ia deduzir que o mercado apreça melhor empresas que tem menor nível de accruals. Porém, o *spread* da última classe de variação nos lucros (-4,74%) mostra que essa dedução é precipitada para os dados da amostra.

O painel B demonstra os resultados dos mesmos procedimentos já detalhados para o painel A, porém em relação aos retornos anormais. Os ajustes no retorno esperado para o cálculo do retorno anormal seguiu a linha indicada por Sloan (1996), em que os retornos anormais são identificados como o retorno *buy-and-hold* de um determinado ativo em excesso do retorno *buy-and-hold* médio de uma carteira formada por ativos com tamanho equivalentes. Para essa finalidade, o tamanho das empresas foi dado pelo log do valor do patrimônio líquido das empresas e agrupado em quintis para o cálculo do retorno médio.

A conclusão da análise por retornos anormais é similar àquela dada no painel A, onde o *spread* da variação de lucros (última linha da tabela) é positivo para todos os quintis de accruals. O efeito marginal dos accruals na análise da variação dos lucros, mais uma vez, não é claro. O *spread* é positivo para três quintis de variação dos lucros e negativo em dois deles (última coluna da tabela). A constatação que fica salientada é a de que o mercado apreça com certa eficiência a variação de lucros e dá menor atenção ao nível dos accruals das empresas. De uma forma geral, os resultados não guardam correspondência com aqueles obtidos em pesquisas estrangeiras, cuja constatação é a de que os retornos (inclusive anormais) são maiores para empresas com menores accruals (CHAN et al., 2006; SLOAN, 1996).

Na Tabela 5 é apresentada a relação do lucro corrente e *proxies* de risco com os retornos futuros. Os sinais dos coeficientes são aqueles esperados, conforme demonstrado na matriz de correlações e em consonância com trabalhos congêneres (SLOAN, 1996). Com exceção do coeficiente da variável BM na especificação por efeitos fixos, todos os demais são estatisticamente significativos. A regressão confirma principalmente que os lucros correntes são positivamente relacionados com os retornos futuros e que essa relação é significativa.

**Tabela 5 - Regressão dos retornos futuros por valores correntes de lucros e proxies de risco**

$$Ret_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 Lucros_t + \beta_2 Tam_t + \beta_3 BM_t + v_{t+1} \quad (10)$$

| <i>Coefficientes</i> | <i>Efeitos Fixos</i>  | <i>Efeitos Aleatórios</i> | <i>Teste de Hausman</i> |
|----------------------|-----------------------|---------------------------|-------------------------|
| $\beta_0$            | 5,3760<br>(13,4281)   | 0,8505<br>(6,3228)        | 173,9092<br>(0,0000)    |
| $\beta_1$            | 1,0136<br>(2,8669)    | 0,7959<br>(3,1644)        |                         |
| $\beta_2$            | -0,4001<br>(-13,0343) | -0,0539<br>(-5,2898)      |                         |
| $\beta_3$            | 0,0011<br>(0,1735)    | 0,0142<br>(3,1566)        |                         |

Nota: a amostra é formada por todas as empresas brasileiras listadas na BOVESPA (excluída as financeiras) com dados disponíveis na base da Economatica no período de 1990 a 2008. Os retornos do período seguinte ( $Ret_{t+1}$ ) foram regredidos pelos valores correntes de lucros ( $Lucros_t$ ), tamanho ( $Tam_t$ ) e coeficiente *book-to-market* ( $BM_t$ ) em dados por painel para toda a série temporal. A estatística  $t$  (valor  $p$ ) dos coeficientes (teste de Hausman) é apresentada entre parênteses. Os retornos são calculados por  $(COT_t - COT_{t-1})/COT_{t-1}$  (onde COT é a cotação de fechamento da ação 4 meses após o encerramento do exercício social) em uma estratégia de comprar e manter a carteira (*buy-and-hold returns*) até o próximo período.  $Tam$  é a variável de controle para o tamanho da empresa, identificada pelo logaritmo do valor do Patrimônio Líquido da empresa e  $BM$  é a variável de controle dada pelo quociente *Book-to-Market* (patrimônio líquido / preço de mercado).

A Tabela 6 demonstra os resultados obtidos quando os retornos futuros são regredidos pelos componentes do lucro (accruals e fluxos de caixa). Os coeficientes obtidos para os componentes do lucro são positivos e significativos, realçando o fato que, para a amostra selecionada, os accruals têm uma relação explicativa para retornos futuros de natureza positiva. Não há ressonância dessa evidência na constatação de Sloan (1996). O ambiente institucional (compreendendo nessa definição, o regime jurídico e a governança corporativa) e algumas características do mercado brasileiro de capitais (como o pequeno número de empresas listadas) são algumas das possíveis explicações para essa divergência de resultados. O teste de Wald não rejeita a restrição imposta de igualdade dos coeficientes dos componentes do lucro ( $\beta_1 = \beta_2$ ), indicando que os coeficientes dos accruals e do fluxo de caixa no retorno futuro podem ser considerados equivalentes.

**Tabela 6 - Regressão dos retornos futuros por valores correntes de fluxo de caixa, accruals e proxies de risco**

$$Ret_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 FL_Cx_t + \beta_2 Acc_t + \beta_3 Tam_t + \beta_4 BM_t + v_{t+1} \quad (11)$$

| <i>Coefficientes</i> | <i>Efeitos Fixos</i>  | <i>Efeitos Aleatórios</i> | <i>Teste de Hausman</i> |
|----------------------|-----------------------|---------------------------|-------------------------|
| $\beta_0$            | 5,3052<br>(12,6443)   | 0,8409<br>(5,8931)        | 152,3989<br>(0,0000)    |
| $\beta_1$            | 0,7897<br>(1,9295)    | 0,3343<br>(1,0553)        |                         |
| $\beta_2$            | 1,1936<br>(3,4161)    | 0,7300<br>(2,9372)        |                         |
| $\beta_3$            | -0,3938<br>(-12,2961) | -0,0528<br>(-4,8881)      |                         |
| $\beta_4$            | -0,0006<br>(-0,0895)  | 0,0124<br>(2,6883)        |                         |

Probabilidade de  $\beta_1 = \beta_2$  : 0,1414

Nota: os retornos do período seguinte ( $Ret_{t+1}$ ) foram regredidos pelo fluxo de caixa ( $FL_Cx_t$ ), pelos accruals ( $Acc_t$ ) e pelas variáveis de controle tamanho e quociente BM, em dados por painel para toda a série temporal.  $Acc$  refere-se aos accruals calculados pelo enfoque do balanço, conforme equação (1). Os fluxos de caixa representam a diferença entre lucros e accruals. As demais variáveis e procedimentos de seleção da amostra estão descritos na nota da Tabela 5.

Quando os retornos brutos são substituídos pelos retornos anormais na variável a ser explicada, os componentes do lucro (accruals e fluxo de caixa) não apresentam coeficientes estatisticamente significativos, sugerindo uma relação fraca entre os accruals e os fluxos de caixa com ganhos anormais futuros. Essa constatação é explorada nas seções seguintes.

**Tabela 7 - Regressão dos retornos anormais futuros por valores correntes de fluxo de caixa e accruals**

$$Ret\_An_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 FL\_Cx_t + \beta_2 Acc_t + v_{t+1} \quad (12)$$

| <i>Coefficientes</i> | <i>Efeitos Fixos</i> | <i>Efeitos Aleatórios</i> | <i>Teste de Hausman</i> |
|----------------------|----------------------|---------------------------|-------------------------|
| $\beta_0$            | -0,0364<br>(-0,5333) | 0,0109<br>(0,1803)        | 6,3246<br>(0,0423)      |
| $\beta_1$            | -0,0234<br>(-0,0338) | -0,3189<br>(-0,6328)      |                         |
| $\beta_2$            | -0,4558<br>(-0,5630) | 0,0430<br>(0,0652)        |                         |

Probabilidade de  $\beta_1 = \beta_2$ : 0,4982

Nota: os retornos anormais do período seguinte ( $Ret\_An_{t+1}$ ) foram regredidos no período corrente pelas variáveis fluxos de caixa ( $FL\_Cx$ ) e accruals ( $Acc$ ) em dados por painel para toda a série temporal. Accruals foram obtido pelo enfoque do balanço pela equação (1) e fluxos de caixa ( $FL\_Cx$ ) representa a diferença entre lucros e accruals. A probabilidade de igualdade dos coeficientes foi dada pela estatística  $F$  do teste de Wald. Demais variáveis e procedimentos de seleção da amostra estão descritos na nota da Tabela 5.

## 5 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

A primeira hipótese investigada estabelece que a persistência do lucro e dos seus componentes é mal apreçada pelo mercado. Para testar a suposição, foi aplicada uma adaptação de Sloan (1996) para o teste de Mishkin. Os resultados sugerem que o mercado "exagera" no apreçamento do fluxo de caixa, mas apreça racionalmente o componente accruals do lucro. Essa conclusão foi submetida a algumas restrições, a fim de identificar sua robustez. Entre as restrições, a mais rigorosa iguala os coeficientes de avaliação (pelo mercado) e de previsão (por expectativas racionais), sendo constatado que não há como rejeitar que accruals e fluxo de caixa são, na média, corretamente apreçados pelo mercado.

A segunda hipótese declara que uma carteira de hedge, baseada nas características dos accruals no mercado brasileiro, gera consistentemente retornos anormais. A hipótese foi testada em diversos arranjos. No primeiro deles, verificou-se que os accruals não apresentam um efeito marginal nas surpresas dos lucros. Enquanto que os resultados da carteira de *hedge* para a variação dos lucros demonstraram ser positivos e consistentes, os retornos relacionados à magnitude dos accruals revelaram-se instáveis, oscilando entre valores positivos e negativos. A evidência salienta que o mercado apreça com certa eficiência a variação de lucros e dá menor atenção ao nível dos accruals das empresas. Os resultados não guardam correspondência com aqueles obtidos em pesquisas estrangeiras, cuja constatação é a de que os retornos (inclusive anormais) são maiores para empresas com menores accruals.

Como procedimento alternativo às análises baseadas na estratégia de negociação, o poder preditivo dos componentes do lucro para retornos foram identificados por regressões com dados em painel. Na primeira delas, confirmou-se que os lucros correntes são positivamente relacionados com os retornos futuros e que essa relação é significativa. Quando os lucros correntes são substituídos pelos seus componentes (accruals e fluxo de caixa), os coeficientes obtidos são positivos e significativos, realçando o fato que, para a amostra selecionada, os accruals têm uma relação explicativa para retornos futuros de natureza positiva. Não há ressonância dessa evidência com a constatação para o mercado americano, cuja relação é de natureza negativa.

É importante salientar que as evidências sobre a ocorrência da anomalia dos accruals são modestas. Além dos Estados Unidos, o Canadá, a Austrália e o Reino Unido são alguns dos (poucos) países em que a anomalia foi detectada (CHAN et al., 2006; CLINCH et al., 2007; LAFOND, 2005; PINCUS, RAJGOPAL e VENKATACHALAM, 2007). No mercado brasileiro de capitais, as evidências da anomalia dos accruals não são animadoras para o intuito de arbitragem. Os testes empíricos não identificaram retornos anormais consistentes e estatisticamente significativos, condição necessária para que a estratégia de negociação (baseada na carteira de investimento zero) seja eficiente.

No caso brasileiro, além das constatações já ressaltadas, o estudo revelou que os accruals são negativamente relacionados aos fluxos de caixa, que grande parte dos administradores gerencia o resultado com o intuito de abaixar o lucro reportado, que as variações na magnitude dos accruals anormais entre dois períodos consecutivos são elevadas. As peculiaridades do mercado brasileiro não são poucas.

O campo de pesquisa para os temas relacionados a accruals é fértil. Alguns pesquisadores defendem que os accruals não devem ser considerados uma medida negativa (TRAMMELL, 2010). Na verdade, podem ser utilizados, em conjunto com outras variáveis, para identificar problemas relacionados às operações da empresa. Nesse espírito, as diferenças institucionais, o regime legal adotado (*code law / common law*), a governança corporativa, o papel da auditoria, a influência de investidores sofisticados, a relevância da informação contábil são algumas das muitas variáveis que poderiam ser utilizadas para estudar o efeito dos accruals no mercado brasileiro de capitais.

## REFERÊNCIAS

- ABEL, A.B.; MISHKIN, F.S. An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency and the Short-Run Neutrality of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, v.11, n.1, 1983. p. 3-24.
- ALI, A.; HWANG, L.-S.; TROMBLEY, M.A. Accruals and Future Stock Returns: Tests of the Naive Investor Hypothesis. SSRN eLibrary SSRN, 1999. Disponível em < <http://ssrn.com/paper=169490> >.
- ALMEIDA, J.; LIMA, G.; LIMA, I. Corporate Governance and ADR Effects on Earnings Quality in the Brazilian Capital Markets. *Corporate Ownership of Control*, v.7, n.1, 2009.
- BALL, R.; KOTHARI, S.P.; ROBIN, A. The Effect of Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings: International Evidence. *J. of Accounting and Economics*, v.29, n.1, 2000. p.1-51.
- BERNARD, V.; THOMAS, J.; WAHLEN, J. Accounting-Based Stock Price Anomalies: Separating Market Inefficiencies From Risk. *Contemporary Accounting Research*, 14,2, 1997.
- BERNARD, V.L.; THOMAS, J.K. Evidence That Stock Prices Do Not Fully Reflect the Implications of Current Earnings for Future Earnings. *JAE*, v.13, n.4, 1990. p. 305-340.
- BRADSHAW, M.T.; RICHARDSON, S.A.; SLOAN, R.G. Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals? *Journal of Accounting Research*, v.39, n.1, 2001. p. 45-74.
- CHAN, K., et al. Earnings Quality and Stock Returns. *J. of Business*, v.79, n.3, 2006. p. 1041-1082.
- CHAN, L.K.; JEGADEESH, N.; LAKONISHOK, J. Momentum Strategies. *Journal of Finance*, v.51, 1996. p. 1681-1713.
- CHENG, C.S.; THOMAS, W.B. Evidence of the Abnormal Accrual Anomaly Incremental to Operating Cash Flows. *Accounting Review*, v.81, n.5, 2006. p. 1151-1167.
- CLINCH, G., et al. *The Accrual Anomaly: Australian Evidence*. University of Technology, Sydney, 2007. Working Paper.
- COLAUTO, R.D.; BEUREN, I.M. Um Estudo sobre a Influência de Accruals na Correlação entre o Lucro Contábil e a Variação do Capital Circulante Líquido de Empresas. *Revista de Administração Contemporânea*, v.10, n.2, 2006b.
- \_\_\_\_\_. Análise dos Reflexos do Accrual Accounting no Lucro ou Prejuízo Contábil: Um Estudo em Sociedades Anônimas Abertas no Brasil. *BASE – Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos*, v.4, n.2, 2007. p. 171-181.
- COLLINS, D.W.; GONG, G.; HRIBAR, P. Investor Sophistication and the Mispricing of Accruals. *Review of Accounting Studies*, v.8, n.2, 2003. p. 251-276.
- COLLINS, D.W.; HRIBAR, P. Earnings-Based and Accrual-Based Market Anomalies: One Effect Or Two? *Journal of Accounting and Economics*, v.29, n.1, 2000. p. 101-123.

- DANTAS, J.A.; MEDEIROS, O.R.; LUSTOSA, P.R.B. Reação do Mercado à Alavancagem Operacional: um Estudo Empírico no Brasil. *RC& Finanças*, v.41, 2006. p. 72-86.
- DECHOW, P.M.; GE, W. The Persistence of Earnings and Cash Flows and the Role of Special Items: Implications for the Accrual Anomaly. *Review of Accounting Studies*, v.11, n.2-3, 2006. p. 253-296.
- DEFOND, M.L.; PARK, C.W. The Reversal of Abnormal Accruals and the Market Valuation of Earnings Surprises. *Accounting Review*, v.76, n.3, 2001. p. 375-404.
- DESAI, H.; RAJGOPAL, S.; VENKATACHALAM, M. Value-Glamour and Accruals Mispricing: One Anomaly Or Two? *Accounting Review*, v.79, n.2, 2004. p. 355-385.
- DOPUCH, N.; SEETHAMRAJU, C.; XU, W. The Pricing of Accruals for Profit and Loss Firms. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, v.34, n.4, 2010. p. 505-516.
- FAMA, E.F.; FRENCH, K. Size and Book-To-Market Factors in Earnings and Returns, 1995. 131-155. \_\_\_\_\_ . Dissecting Anomalies. *Journal of Finance*, v.63, n.4, 2008. p. 1653-1678.
- FRANCIS, J., et al. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics*, v.39, n.2, 2005. p. 295-327.
- GALDI, F.C.; LOPES, A.B. *Limits to Arbitrage and Value Investing: Evidence From Brazil*. SSRN, 2009. Disponível em < <http://ssrn.com/abstract=1099524> >. Acesso em 10 jan 2010.
- GREEN, J.; HAND, J.R.; SOLIMAN, M.T. *Going, Going, Gone? The Demise of the Accruals Anomaly*. SSRN eLibrary SSRN, 2009. Disponível em < <http://ssrn.com/paper=1501020> >.
- HRIBAR, P. *The Market Pricing of Components of Accruals*. University of Iowa, 2000.
- JENSEN, M.C.; MECKLING, W.H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, v.3, n.4, 1976. p. 305-360.
- KHAN, M. Are Accruals Mispriced? Evidence From Tests of an Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Journal of Accounting and Economics*, v.45, n.1, 2008. p. 55-77.
- LAFOND, R. *Is the Accrual Anomaly a Global Anomaly?* SSRN eLibrary SSRN, 2005. Disponível em < <http://ssrn.com/paper=782726> >. Acesso em 28 mar 2010.
- LEV, B.; NISSIM, D. The Persistence of the Accruals Anomaly. *Contemporary Accounting Research*, v.23, n.1, 2006. p. 193-226.
- LOPES, A.B.; GALDI, F.C. *Financial Statement Analysis Also Separate Winners From Losers in Brazil*. Anais. Seminário de pesquisa econômica da Fundação Getúlio Vargas, 2006.
- LUSTOSA, P.R.B.; SANTOS, A. Poder Relativo do Lucro Contábil e do Fluxo de Caixa das Operações para prever Fluxos de Caixa Futuros: um Estudo Empírico no Brasil. *REPeC - Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, v.1, n.1, 2007. p. 39-58.
- MASHRUWALA, C.; RAJGOPAL, S.; SHEVLIN, T. Why Is the Accrual Anomaly Not Arbitraged Away? the Role of Idiosyncratic Risk and Transaction Costs. *JAE*, v.42, n.1-2, 2006. p. 3-33.
- MISHKIN, F.S. *A Rational Expectations Approach to Macroeconomics: Testing Policy Ineffectiveness and Efficient- Markets Models*: University of Chicago Press, 1983
- PENMAN, S.H.; ZHANG, X.J. Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns. *Accounting Review*, v.77, n.2, 2002. p. 237-264.
- PINCUS, M.; RAJGOPAL, S.; VENKATACHALAM, M. The Accrual Anomaly: International Evidence. *Accounting Review*, v.82, n.1, 2007. p. 169-203.
- RICHARDSON, S.A., et al. Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock Prices. *Journal of Accounting and Economics*, v.39, n.3, 2005. p. 437-485.
- RICHARDSON, S.A.; TEOH, S.H.; WYSOCKI, P.D. *Tracking Analysts' Forecasts Over the Annual Earnings Horizon: Are Analysts' Forecasts Optimistic Or Pessimistic?* SSRN eLibrary SSRN, 1999. Disponível em < <http://ssrn.com/paper=168191> >.
- SLOAN, R.G. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings? *Accounting Review*, v.71, n.3, 1996. p. 289-315.
- SMITH, C.; WARNER, J. On Financial Contracting: An Analysis of Bond Covenants. *Journal of Financial Economics*, v.7, n.2, 1979. p. 117-161.
- THOMAS, J.; ZHANG, H. Inventory Changes and Future Returns. *Review of Accounting Studies*, v.7, n.2-3, 2002. p. 163-187.
- TRAMMELL, S. Illuminating the Accruals Anomaly. *CFA Magazine*, v.21, n.1, 2010. 38-41.
- WU, J.; ZHANG, L.; ZHANG, X.F. The Q-Theory Approach to Understanding the Accrual Anomaly. *Journal of Accounting Research*, v.48, n.1, 2010. p. 177-223.
- XIE, H. The Mispricing of Abnormal Accruals. *The Accounting Review*, v.76, n.3, 2001. p. 357-373.