

COMPETIÇÃO NO MERCADO DE PRODUTOS E O CONSERVADORISMO CONTÁBIL

RESUMO

O principal objetivo deste trabalho foi investigar os potenciais efeitos da competição no mercado de produtos sobre o conservadorismo condicional das companhias abertas brasileiras. Para tanto, um período de 10 anos, 1998 a 2007, foi utilizado. Como *proxy* de competição no mercado de produtos foi utilizado o Índice de Herfindahl-Hirschman. Para medir o conservadorismo das companhias foi utilizado o modelo de Basu (1997), amplamente empregado na literatura empírica. Um modelo de efeitos fixos corrigido pela matriz de White foi utilizado para estimar os modelos definidos. Os resultados indicaram que companhias submetidas a um alto grau de competição no mercado de produtos apresentam reconhecimento assimétrico de perdas. A fim de averiguar a robustez dos resultados, também foram utilizadas como aproximações para a variável competição a concentração de participação de mercado das quatro principais companhias de cada setor, o número de competidores de cada setor e uma variável obtida por meio da extração do fator principal das variáveis de competição empregadas na pesquisa. Os testes adicionais, de forma geral, indicaram não haver efeito da competição no mercado de produtos sobre o reconhecimento assimétrico de perdas pelas companhias.

Palavras-chave: Conservadorismo condicional; Competição no Mercado de Produtos, Incentivos econômicos.

1 FORMULAÇÃO DA SITUAÇÃO-PROBLEMA

A competição no mercado de produtos¹, que de acordo com Karuna (2008, p. 2) refere-se ao “[...] nível de esforço exigido das firmas para ganhar negócios de seus concorrentes na indústria”², tem ganhado importância acadêmica em anos recentes visto que, conforme afirma Schmitd (1997, p. 191), é considerada uma importante determinante dos incentivos dos gestores e do comprometimento organizacional. Corroborando essa idéia, Ali *et al.* (2008) escreve que o número de estudos que investigam a relevância da variável competição sobre variáveis financeiras e econômicas é crescente e Hart (1983) destaca que esse interesse no tema deve-se à crença geral de que a competição tende a disciplinar o comportamento dos agentes internos da firma.

Nesse sentido, Nickell *et al.* (1997) apresentam três meios pelos quais o efeito disciplinador da competição pode ocorrer. Inicialmente, ela faz com que o desempenho dos agentes seja comparável ao de seus pares, diminuindo a assimetria informacional. Outro canal seria a oportunidade de obter maiores lucros por meio do aumento de produtividade, dado que uma redução de custos em um mercado altamente competitivo tenderia a aumentar o lucro da companhia³. Por fim, há o risco de falência de uma firma sujeita a mercados mais competitivos, que poderia estimular gestores e demais empregados a serem mais eficientes, considerando que a falência afetaria diretamente a renda obtida por eles.

¹ Tradução literal da expressão *Product Market Competition*. No artigo, utiliza-se de forma intercambiável com a denominação concisa “competição”.

² “[...] *as the extent to which firms attempt to win business from their rivals in the industry*”.

³ Em ambientes de alta competição a elasticidade da demanda tende a ser maior.

Tirole (2006, p. 28-29) vai ao encontro das idéias de Nickell *et al.* (1997), ao afirmar que a competição no mercado de produtos possibilita a comparação de desempenho entre agentes econômicos, além de afetar os incentivos dos gestores por meio da possibilidade de falência da companhia decorrente da perda de mercado para os concorrentes. Em síntese, os estudos indicam que a competição age como uma ferramenta de seleção das companhias mais eficientes, cujo resultado é o efeito disciplinador sobre gestores e demais empregados.

Uma vez que os estudos indicam que a competição no mercado de produtos afeta o comportamento dos gestores e empregados, pode-se inferir que a competição no mercado de produtos desempenha, também, papel importante na solução de conflitos de agência nas companhias. Healy e Palepu (2001) destacam que o conflito de agência existente entre os agentes internos das empresas e seus *stakeholders* leva à demanda por informações advindas das demonstrações contábeis e, desta forma, Tinaikar e Xue (2009), destacam que os efeitos da competição sobre os problemas de agência podem interferir nas características das informações contábeis reportadas pelas companhias.

Entre as características da informação contábil reportadas pelas companhias, o conservadorismo, que de acordo com Ball e Kothari (2007) é um importante princípio contábil há séculos, tem despertado muito interesse de pesquisa nos últimos anos. Conceitualmente, Basu (1997, p. 4) destaca o conservadorismo como a tendência dos contadores de exigir maior verificação para reconhecer como ganho as boas notícias do que para reconhecer como perda as más notícias. Além disso, Watts (2003a) sugere quatro possíveis explicações para o surgimento do conservadorismo contábil: *i*) monitoramento de contratos; *ii*) probabilidade de ocorrência de litígios; *iii*) impactos tributários; e *iv*) consequências políticas para o organismo regulado. Watts (2003b) cita que a primeira explicação, monitoramento de contratos, é a mais utilizada em estudos empíricos da área e está fortemente relacionado ao conflito de agência.

Desta forma, se por um lado a competição influencia o comportamento dos gestores, por outro pode levar a escolhas contábeis mais ou menos conservadoras por parte dos mesmos e, por isso, alguns autores tem buscado investigar o efeito da competição no mercado de produtos sobre o conservadorismo contábil. Esta relação é factível quando se analisa estudos em diversas áreas de finanças que incluem como variável explicativa os efeitos da competição. Como exemplo desses trabalhos tem-se: benefícios privados do controle (GUADALUPE; PÉREZ-GONZÁLES, 2006); política de distribuição de dividendos (GRULLON; MICHAELY, 2006); retorno das ações (HOU; ROBINSON, 2005); incentivos concedidos aos gestores (KARUNA, 2007); e qualidade da governança corporativa das companhias (KARUNA, 2008).

Estes estudos corroboram a idéia de que a competição entre firmas impacta variáveis financeiras e, portanto, também pode ser relevante em estudos envolvendo variáveis contábeis. No que se refere a variáveis contábeis, uma série de estudos as relacionam com competição, entre os quais se pode citar Shin (2002) e Li (2010), que tratam da divulgação de informações, Tinaikar e Xue (2009) e Marciukaiyte e Park (2009), cujo tema central é o gerenciamento de resultados, e Dhaliwal *et al.* (2009), que versa justamente sobre o relacionamento entre competição e conservadorismo contábil. No Brasil, à época da revisão de bibliografia efetuada, não foram obtidos registros de trabalhos que se propuseram a estudar o impacto da competição no mercado de produtos sobre o conservadorismo contábil.

Por isso, tendo em visto o contexto ora apresentado, este artigo concentra-se em responder a seguinte questão de pesquisa: ***A intensidade da competição no mercado de produtos afeta o grau de conservadorismo dos resultados reportados pelas companhias?***

O objetivo geral deste trabalho é investigar a potencial relação entre a competição no mercado de produtos e o nível de conservadorismo no resultado reportado pelas companhias brasileiras de capital aberto.

2 REVISÃO DA LITERATURA E A HIPÓTESE DA PESQUISA

O objetivo específico desta seção é apresentar a inter-relação entre competição no mercado de produtos e conservadorismo contábil. Dessa forma, são apresentados os trabalhos de Hart (1983), Scharfstein (1988), Nalebuff e Stiglitz (1983), que são trabalhos teóricos, e o de Dhaliwal *et al.* (2008), que testa empiricamente a relação entre as variáveis.

Para Hart (1983, p.366), a competição desempenha o papel de disciplinadora. O autor a considera como um mecanismo indutor de comportamento dentro das companhias, principalmente no sentido de reduzir o desleixo gerencial. A idéia central do artigo de Hart (1983) é desenvolver um modelo que relacione competição e desleixo gerencial, com o intuito de demonstrar que a presença de competição no mercado de produtos tende a diminuir o relaxamento gerencial. No modelo de Hart (1983), a ineficiência é resultado de duas condições: i) conflito de interesses entre proprietários e gestores; e ii) impossibilidade de monitorar totalmente as ações dos gestores por parte dos proprietários. O modelo considera a existência de dois tipos de firma: empreendedora e gerencial. Firms empreendedoras são assumidas como dirigidas no interesse de seus proprietários e, assim, buscam a maximização do resultado. Firms gerenciais, ao contrário, são destinadas a atender os gestores que tenham metas próprias. Os proprietários não podem observar diretamente os esforços dos gestores. No entanto, podem observar os resultados de seus esforços. Para encorajar os gestores a aplicarem um apropriado nível de esforço, os proprietários têm a opção de elaborar um sistema de incentivo. Além disso, os proprietários não conhecem com precisão os custos da sua empresa. Portanto, não é possível identificar se o mau desempenho observado é função de condições próprias da firma ou de relaxamento da gestão. Como resultado, sempre haverá relaxamento gerencial mesmo com a escolha de esquemas de incentivo apropriados. Assim, quando os custos forem baixos, os gestores poderão agir discricionariamente e continuariam a cumprir sua meta de resultado.

Hart (1983) demonstra que, sob essas condições, a competição no mercado de produtos pode reduzir o desleixo gerencial. A intuição do modelo é a seguinte: suponha que haja um componente comum ao custo de todas as firmas, portanto quando o custo de uma firma for baixo, o das outras firmas também será. Além disso, suponha que os custos total e marginal são positivamente correlacionados. Assim, quando os custos diminuïrem, haverá expansão das firmas empreendedoras e, por conseguinte, aumentará o número de fornecedores no mercado de produtos e os preços tenderão a cair. Como resultado, os gestores que necessitam cumprir metas de lucro terão menos oportunidades para engajarem no desleixo gerencial. O fato é: se apenas o custo de uma determinada firma caísse, os gestores poderiam se beneficiar desta queda e absorveriam esse ganho na forma de maior desleixo. No entanto, como há diversas outras firmas no mercado, os gestores poderão capturar apenas uma parte da redução em forma de relaxamento. Assim, a quantidade média de relaxamento gerencial será reduzida comparativamente a uma situação em que os custos da firma são independentes, pois há mais firmas no mercado e, portanto, será possível comparar os resultados. Em síntese, no modelo de Hart (1983) a competição possibilita a comparação de desempenho entre companhias e, essencialmente, diminui o poder discricionário dos gestores, cooperando para o alinhamento de interesses entre principal e agente.

No entanto, Scharfstein (1988) discorda do modelo especificado por Hart (1983). Os resultados de seu modelo apontam que competição pode exacerbar os problemas de incentivo

dos gestores. O efeito positivo ou negativo da competição no mercado de produtos dependerá, fundamentalmente, das preferências dos gestores. A ambigüidade do resultado, afirma Scharfstein (1988), sugere que se competição mitiga problemas de incentivo, não está clara a completa caracterização de como isto ocorre. Portanto, os resultados implicam que não há concordância quanto ao preciso mecanismo por meio do qual competição afeta incentivos. O autor afirma ter poucas evidências da natureza do conflito entre acionistas e gestores, portanto torna-se dificultosa a tarefa de afirmar com confiança sobre a interação entre competição no mercado de produtos e incentivos dos gestores.

Nalebuff e Stiglitz (1983) estudam a importância desempenhada pela competição no delineamento de esquemas de remuneração baseados do desempenho relativo dos gestores e trabalhadores da firma. Segundo os autores, tais sistemas tornam-se desejáveis quando três condições são satisfeitas: i) o esforço dos gestores não pode ser observado diretamente; ii) a relação entre saída e a entrada de firmas é estocástica, ou seja, de modo que observando-se a entrada não é possível inferir sobre como foi a saída. ; iii) os distúrbios estocásticos que afetam a relação entre entradas e saídas de diferentes firmas devem ser correlacionados. Esquemas de remuneração baseados em desempenho relativos são preferíveis em função de, em condições normais, se ajustarem às condições do mercado. No entanto, caso o mercado não seja competitivo, não haveria forma de comparar o desempenho dos gestores e empregados. Tal idéia é de certa forma similar à desenvolvida no trabalho de Hart (1983), no qual havia a necessidade da presença de outras companhias no mercado para a comparação de custos entre elas.

Em síntese, nos três modelos nota-se que a competição atua como uma facilitadora no fluxo de informações, cujo resultado é a possibilidade de comparação de desempenho entre as companhias e seus pares no mercado. Nesse contexto, como explica Dhaliwal *et al.* (2008), os gestores teriam limitada capacidade de postergar o reconhecimento de más notícias nos resultados e, assim, seriam induzidos a reconhecer as perdas econômicas de forma mais oportuna.

Dhaliwal *et al.* (2008) realizam um estudo empírico que apresenta grande importância para este artigo, pois testam, em um ambiente econômico e jurídico bastante distinto, os efeitos da competição no mercado de produtos sobre o conservadorismo contábil. O estudo é desenvolvido com um total de 99.315 observações, em um período de 33 anos. A amostra é composta exclusivamente por companhias dos Estados Unidos. Como *proxy* para competição no mercado de produtos, os autores empregam o Índice de Herfindahl-Hirschman (HHI). O principal resultado da pesquisa é que competição é positivamente relacionada com o reconhecimento oportuno das perdas econômicas, cuja evidência vai ao encontro da idéia de que competição aumenta o nível de conservadorismo dos resultados contábeis. Ademais, os autores comentam que as evidências derivadas do estudo são consistentes com o argumento de que competição no mercado de produtos melhora o fluxo de informações a respeito da companhia e, assim, limita a habilidade dos gestores em ocultar o mau desempenho da companhia, ou “más notícias”. Em síntese, é possível suportar a idéia de que a competição no mercado de produtos induz à “demanda” por mais conservadorismo contábil.

Conforme a questão de pesquisa apresentada na seção 11 e considerando a fundamentação ora exposta, apresenta-se a seguinte hipótese geral para a pesquisa:

Quanto maior a intensidade da competição no mercado de produtos, maior o nível de conservadorismo condicional das companhias abertas brasileiras.

3 PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

3.1 Amostra, período e coleta de dados

A amostra principal do estudo foi extraída do universo de empresas listadas na BM&FBOVESPA, excluindo-se as instituições financeiras⁴. Um período de 10 anos, de 1998 a 2007, foi utilizado no estudo. O ano de 2007 foi utilizado como ano final da amostra em função de este ser o dado mais recente fornecido pelo IBGE das variáveis de competição utilizadas na pesquisa. Abaixo, é apresentada tabela com a composição da amostra da pesquisa:

Tabela 1 – Amostra da pesquisa

Total de observações	2.479
(-) observações de setores não abrangidos pela PIA e observações sem todos os dados disponíveis para estimar as regressões	1.728
(=) Amostra final (143 companhias, entre 1998 e 2007)	751

A Tabela 1 apresenta a composição amostra da pesquisa. Partiu-se de um total de 2.479 companhias. Porém, tendo em vista que a Pesquisa Industrial Anual (PIA) abrange, especificamente, os setores industriais, muitas companhias listadas na BM&FBOVESPA não puderam ser utilizadas na pesquisa, pois pertencem a outros setores da economia, tais como: energia, construção civil, serviços, informática etc. A coleta dos dados também depende do acesso ao Cadastro Nacional das Pessoas Jurídicas (CNPJ), porém diversas companhias que foram incorporadas ou se fundiram com outras companhias deixam de ter seu CNPJ disponível, logo há a impossibilidade de aferir Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) de tais companhia. Por fim, observações necessitaram ser excluídas em razão de não apresentarem todas as variáveis necessárias para estimar as regressões. Esse processo resultado em uma perda substancial de dados. No final, das 2.479 observações iniciais, restaram apenas 751. Cabe salientar que para expurgar os efeitos de potenciais *outliers*, para todas as variáveis calcularam-se os percentis 2,5 e 97,50. As observações abaixo do percentil 2,5 e acima de 97,50 foram excluídas. Há limitações em tal procedimento, contudo é uma possibilidade de tratamento das observações extremas, pois podem prejudicar a estimação dos modelos.

Quanto à coleta de dados, as seguintes fontes foram utilizadas: i) BM&FBOVESPA; ii) Informações Anuais (IAN), disponível no *website* da Comissão de Valores Mobiliários (CVM); iii) sistema de informações Econômica[®]; iv) Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); e v) Receita Federal do Brasil (RFB).

3.2 Definição das principais variáveis do estudo

3.2.1 Conservadorismo contábil

Wang *et al.* (2009) empreenderam um estudo a fim de identificar as principais métricas de conservadorismo empregadas nos trabalhos empíricos em contabilidade. Os autores identificaram as cinco mais comumente utilizadas, dentre as quais o modelo de Basu (1997), resultado de sua tese de doutoramento, que apareceu como a mais recorrente. Tal modelo foi empregado no artigo como *proxy* para identificar o nível de conservadorismo das companhias. Alguns exemplos de pesquisas internacionais e nacionais que utilizam o modelo

⁴ A exclusão de instituições financeiras deve-se ao fato de que as pesquisas do IBGE que serão utilizadas para aferir o grau de competição no mercado de produtos não contemplam companhias do setor financeiro.

de Basu (1997) são Ball *et al.* (2000), Coelho (2007), Dhaliwal *et al.* (2008) e Sarlo Neto *et al.* (2010). Como exposto em Basu (1997, p. 5-6), a intuição geral de seu modelo é que os resultados das companhias refletem mais oportunamente as “más notícias” publicamente disponíveis do que das “boas notícias”. Abaixo, é apresentada a especificação original do modelo de conservadorismo condicional proposto por Basu (1997):

$$LLA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1.NEG_{i,t} + \alpha_2.R_{i,t} + \alpha_3.NEG.R_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Em que, $LLA_{i,t}$ é o lucro líquido ajustado da empresa i no período t ; $NEG_{i,t}$ é uma variável binária, que assume o valor 1 quando o retorno é negativo e 0 quando o retorno for positivo; $R_{i,t}$ é o retorno da ação da empresa i no período t ; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro do modelo.

3.2.2 Competição no mercado de produtos

A escolha de uma métrica para aproximar o conceito de competição não é trivial. O fato é que não há consenso sobre qual a melhor métrica para a aproximação do construto “competição no mercado de produtos”. Apesar da diversidade de *proxies*, constata-se que os estudos revistos na pesquisa aproximam o conceito de competição por meio do HHI. Exemplos são os estudos de Januszewski *et al.* (2001), Dhaliwal (2008) e Li (2010). Logo, optou-se pelo HHI como principal variável para estimar a competição no mercado de produtos. A fim de testar a robustez dos resultados, outras métricas foram empregadas na pesquisa, como a razão de concentração das quatro principais companhias do mercado (JANUSZEWSKI *et al.*, 2001) e o número de competidores (LI, 2010). Ademais, como contribuição adicional da pesquisa, também foi construída uma variável gerada por meio da extração do fator principal das variáveis HHI, razão de concentração das quatro principais companhias e o número de competidores. A técnica empregada para a extração do fator principal foi a Análise Fatorial. A opção pela construção dessa variável foi tentar expressar em um único construto a variação conjunta das variáveis anteriormente citadas. Na pesquisa, tal variável será chamada de “COMPETIÇÃO”.

Rezende (1994) e Schimidt e Lima (2002, p. 4) ensinam que o HHI é dado pela seguinte equação:

$$HHI = \sum_{i=1}^n \beta_i^2$$

Na equação acima, β_i é participação de mercado da companhia, cujo cálculo é dado pela seguinte equação:

$$\beta_i = \frac{Q_i}{\sum_{i=1}^m Q_i}$$

Na equação acima, Q_i representa uma métrica utilizada para aferir a participação de mercado da companhia. Para a definição da participação de mercado geralmente utiliza-se o faturamento da companhia (HOU; ROBINSON, 2005, p.10). No entanto, outras variáveis podem ser utilizadas, por exemplo: produção física, valor adicionado, ativo total entre outras.

Quanto às razões de concentração, Schimidt e Lima (2002, p. 3) as definem como a soma da participação de mercado das N firmas de um mercado. Formalmente, define-se razão de concentração por meio da seguinte equação:

$$C_n = \sum_{i=1}^n \beta_i$$

Na Equação acima, β_i é participação de mercado da companhia, cujo cálculo é dado pela seguinte equação:

$$\beta_i = \frac{Q_i}{\sum_{i=1}^m Q_i}$$

Na pesquisa, inicialmente, poderão ser utilizadas as quatro principais empresas de um mercado para a formação da razão de concentração. Essa métrica é conhecida na literatura como C4. Quanto maior esse número, mais concentrado o mercado e, potencialmente, menor a competição. Em relação ao número de competidores, poderá ser obtido pela soma do número de empresas que atuam em um determinado mercado. Quanto maior o número de empresas, potencialmente maior é a competição no setor, segundo os objetivos da pesquisa.

Hou e Robinson (2005) e Schmidt e Lima (2002) destacam que o cálculo do HHI necessita da utilização da distribuição integral das participações de mercado de todas as companhias da indústria, por isso os autores afirmam que a sua implementação prática pode tornar-se difícil, principalmente em setores nos quais as empresas têm participações relativamente próximas, visto que a utilização de algumas empresas do setor no cálculo tenderia a apresentar resultados distorcidos em relação ao real nível de concentração do setor.

A solução proposta para tentar minimizar um possível viés advindo da utilização de poucas empresas foi extrair o HHI da Pesquisa Industrial Anual (PIA)-Empresa⁵ do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)⁶, bem como o C4 e o número de competidores. Na PIA-Empresa os dados são agregados por meio da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), que pode ser utilizada como chave para associar o HHI às companhias, tendo em vista que cada companhia possui uma CNAE.

De acordo com o IBGE (2007), o objetivo da PIA-Empresa é “[...] identificar as características estruturais básicas do segmento empresarial da atividade industrial do País e suas transformações no tempo, através de levantamentos anuais, tomando como base uma amostra de empresas industriais”. A primeira informação importante é que a PIA-Empresa é útil para entender as “características estruturais básicas” da indústria. Isto vai ao encontro do objetivo de compreender se um mercado é mais ou menos concentrado. O segundo aspecto é que trata-se de uma amostra. Portanto, nem mesmo recorrendo-se à PIA-Empresa é possível obter o HHI de todas as empresas de um setor. Na PIA-Empresa, os dados são agregados por meio da CNAE 1.0 . O Quadro 1 coopera na compreensão de sua divisão⁷:

⁵ Há também a PIA-Poduto.

⁶ O IBGE possui pesquisas para o setor de serviços e comércio, Pesquisa Anual dos Serviços (PAS) e Pesquisa Anual do Comércio (PAC), respectivamente. Tentou-se obter dados dessas pesquisas para complementar os dados da PIA e aumentar a amostra da pesquisa, contudo não foi obtido êxito.

⁷ Há uma quinta divisão denominada CNAE-Fiscal. Esta subclasse é utilizada pelos órgãos da administração pública nas três esferas do governo e visa padronizar os códigos de identificação das unidades produtivas do país, conforme informação coletada na página eletrônica (www.ibge.gov.br/concla) da Comissão Nacional de Classificação. Todavia, a partir da implantação da CNAE 2.0, deixou-se de tratar as subclasses como CNAE-Fiscal e passou-se a tratá-las como um detalhamento para uso da Administração Pública.

Quadro 1 - Divisão da CNAE

Nível	Código	Número de categorias
Seção	Alfabético de um carácter	2
Divisão	Númerico de 2 dígitos	27
Grupo	Númerico de 3 dígitos	111
Classe	Numérico de 4 dígitos	300

FONTE: Pesquisa Industrial Anual do IBGE. 2007.

Ao nível do grupo (CNAE a três dígitos), o IBGE disponibilizou o cálculo do HHI, C4 e o número de competidores e ao nível da classe (CNAE a quatro dígitos) apenas o HHI e o número de competidores, sendo este último o nível mais desagregado utilizado no sistema estatístico. Em relação ao período dos dados, o HHI ao nível do grupo (HHI_3) foi disponibilizado de 1998 a 2007, o HHI ao nível da classe (HHI_4), o número de competidores ao nível do grupo (NCOMP_3), o número de competidores ao nível da classe (NCOMP_4) foram disponibilizados de 2000 a 2007 e a razão de concentração das quatro principais empresas do setor ao nível do grupo (C4_3) foi disponibilizada de 1998 a 2006. A análise fatorial foi empregada para extrair o fator principal das variáveis HHI_3, NCOMP_3 e C4_3 e abrangeu o período de 2000 a 2006.

O principal teste da pesquisa foi realizado com base no HHI_3, cujos dados estão disponíveis integralmente entre 1998 e 2007. Para os testes de robustez, foram utilizados tamanhos de amostras diferentes em razão da métrica empregada. Na Tabela 2, são apresentadas as amostras para cada uma das regressões:

Tabela 2 - Amostra por variável

Variável	Período	Observações
HHI_3	1998-2007	751
HHI_4	2000-2007	586
NCOMP_3	2000-2007	674
NCOMP_4	2000-2007	602
C4_3	1998-2006	586
COMPETIÇÃO	2000-2006	525

A Tabela 2 indica que o principal teste da pesquisa foi estimado com 751 observações. A variável COMPETIÇÃO é a que possui o menor número de observações, 525.

3.3 Modelo geral da pesquisa

O modelo apresentado em 3.2.1 é o original empregado em Basu (1997). Todavia, para atingir os objetivos do artigo, é necessário adaptar tal modelo, com o intuito de considerar a variável competição no mercado de produtos. Abaixo é apresentado o modelo geral que será empregado na pesquisa:

$$LLA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1.NEG_{i,t} + \alpha_2.COMP_{i,t} + \alpha_3.R_{i,t} + \alpha_4.NEG.R_{i,t} + \alpha_5.COMP_{i,t}.NEG_{i,t} + \alpha_6.COMP_{i,t}.R_{i,t} + \alpha_7.NEG_{i,t}.COMP_{i,t}.R_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Em que, $LLA_{i,t}$ é o lucro líquido ajustado da empresa i no período t ; $NEG_{i,t}$ é uma variável binária, que assume o valor 1 quando o retorno é negativo e 0 quando o retorno for positivo; $R_{i,t}$ é o retorno da ação da empresa i no período t ; $COMP_{i,t}$ assumirá os valores das

três variáveis de competição definidas em 3.2.2; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro do modelo. A estrutura do modelo acima visa a captar o efeito da competição sobre o nível de conservadorismo contábil das companhias brasileiras. A principal variável de interesse é $NEG_{i,t} \cdot COMP_{i,t} \cdot R_{i,t}$, vinculada ao coeficiente α_7 . Se a hipótese da pesquisa for comprovada, espera-se que tal variável apresente um sinal positivo e estatisticamente significativo.

Os modelos foram estimados por meio dos procedimentos de *Pooled Ordinary Least Square* (POLS), Efeitos Fixos (EA) e Efeitos Aleatórios (EA). Para identificar qual modelo se adaptou melhor aos dados, foram utilizados testes estatísticos específicos. Seguindo Fávero *et al.* (2009, p. 383-384), entre o POLS e o modelo de EF, utilizou-se o teste de Chow, que representa um teste F e pode ser utilizado para determinar se os parâmetros de duas funções de regressão múltipla diferem entre si; entre o modelo POLS e o EA, aplicou-se o teste do multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan; por fim, para decidir entre os modelos de EF e EA, foi aplicado o teste de Hausman.

3.4 Resumo das variáveis

No Quadro 2 é apresentado um resumo das variáveis empregadas na pesquisa, incluindo o código das variáveis, nome, definição operacional e fonte de coleta dos dados.

Quadro 2 – Resumo das variáveis do estudo.

Código	Nome da variável	Definição operacional	Fonte dos dados
LLA _i	Lucro líquido ajustado	Lucro por ação deflacionado pelo preço da ação em t-1.	
R	Retorno	Retorno calculado por uma janela de 12 meses, entre 01 de janeiro e 31 de dezembro de cada ano da pesquisa.	Economatica pesquisa.
NEG	Binária	Variável binária que assume o valor 1 quando o retorno da ação é negativo e 0 caso contrário.	
HHI_3	Índice de Herfindahl-Hirschmann calculado pela CNAE ao nível do grupo	Calculado pela soma da participação de mercado ao quadrado das n firmas pertencentes a CNAE a três dígitos. Para calcular a participação de mercado, a receita bruta da companhia foi dividida pela receita total da CNAE a três dígitos.	
HHI_4	Índice de Herfindahl-Hirschmann calculado pela CNAE ao nível da classe	Calculado pela soma da participação de mercado ao quadrado das n firmas pertencentes a CNAE a quatro dígitos. Para calcular a participação de mercado, a receita bruta da companhia foi dividida pela receita total da CNAE a quatro dígitos.	
C4_3	Razão de concentração calculada pela CNAE ao nível do grupo	Calculado pela soma da participação de mercado das quatro primeiras empresas pertencentes a CNAE a três dígitos. Para calcular a participação de mercado, a receita bruta da companhia foi dividida pela receita total da CNAE a três dígitos.	IBGE
NCOMP_3	Número de competidores pela CNAE ao nível do grupo	Corresponde ao número de competidores presentes em um mercado, definido pela CNAE a três dígitos, e utilizados no cálculo do HHI a três dígitos.	
NCOMP_4	Número de competidores pela CNAE ao nível da classe	Corresponde ao número de competidores presentes em um mercado, definido pela CNAE a quatro dígitos, e utilizados no cálculo do HHI a quatro dígitos.	
COMPETIÇÃO	Fator principal extraído das variáveis HHI_3, NCOMP_3 e C4_3 por meio da análise fatorial	Corresponde à variação conjunta das variáveis de competição no mercado de produtos.	

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Estatística descritiva e correlação entre variáveis

Inicialmente, são apresentadas as principais estatísticas descritivas das variáveis empregadas na pesquisa. Esses resultados constam da Tabela 3.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas

	Média	Desvio-padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
HHI_3	0,0781	0,0938	0,0459	0,0046	0,8201
HHI_4	0,1495	0,1300	0,1068	0,0187	0,6545
C4_3	0,4011	0,2191	0,3600	0,1000	0,9800
NCOMP_3	1217,4705	1423,1132	627,3163	12,0000	11810,8065
NCOMP_4	110,2631	122,3183	80,9690	5,0000	865,6314
COMPETIÇÃO	-0,1421	0,7542	-0,2399	-1,4880	2,9754
LLA	-0,6994	3,0493	0,0984	-28,9589	1,6919
R	0,4274	0,7956	0,2173	-0,6667	3,7316

A Tabela 3 indica que o valor do lucro por ação (LLA) apresentou uma média de -0,6994 e desvio-padrão 3,0493. A amplitude dos dados é bastante significativa, como demonstram o mínimo e o máximo. Com relação às variáveis de competição, vê-se que, em média, as quatro principais empresas de um setor possuem participação de 40,11%, sendo que em alguns setores esse valor chega a 98%. O número de competidores varia em função da definição setorial adotada. Considerando a CNAE ao nível do grupo, há, em média, 1217 competidores, aproximadamente. Pela CNAE ao nível da classe, a média cai para 110 competidores, aproximadamente.

Tabela 4 – Matriz de correlação

	HHI_3	HHI_4	C4_3	NCOMP_3	NCOMP_4	COMPETIÇÃO	LLA	R
HHI_3	1,0000	0,5201	0,8791	-0,4251	-0,3674	0,9118	0,0518	-0,0368
HHI_4	0,5201	1,0000	0,5472	-0,4166	-0,5329	0,5648	0,0597	-0,0325
C4_3	0,8791	0,5472	1,0000	-0,6153	-0,4558	0,9788	0,0378	-0,0216
NCOMP_3	-0,4251	-0,4166	-0,6153	1,0000	0,5596	-0,7076	-0,0051	0,0739
NCOMP_4	-0,3674	-0,5329	-0,4558	0,5596	1,0000	-0,5065	-0,0714	0,1276
COMPETIÇÃO	0,9118	0,5648	0,9788	-0,7076	-0,5065	1,0000	0,0737	-0,0553
LLA	0,0518	0,0597	0,0378	-0,0051	-0,0714	0,0737	1,0000	0,0044
R	-0,0368	-0,0325	-0,0216	0,0739	0,1276	-0,0553	0,0044	1,0000

Na Tabela 4, acima, são apresentadas as correlações entre as principais variáveis da pesquisa. De forma geral, pode-se observar que há uma correlação positiva entre a variável LLA e todas as variáveis de competição no mercado de produtos. Esse resultado indica que quanto maior a concentração do mercado maior o lucro por ação sem, todavia, inferir nenhuma relação causal entre esses resultados.

4.2 Resultado das estimações

Inicialmente, foram estimados os modelos por meio dos métodos POLS, Efeito Fixo e Efeito Aleatório, tendo como variável independente principal o HHI_3. Em seguida, aplicou-se o teste de Chow, Breusch-Pagan e Hausman, a fim de identificar o modelo mais adequado aos dados. Os resultados indicaram que o modelo de efeito fixo é o mais adequado para os dados da pesquisa. Na Tabela 5, tem-se a estimação do principal modelo da pesquisa.

Tabela 5 – Competição e conservadorismo

Variável dependente = LLA		
Regressores	(1)	
	Coef.	Erro
Constante	-1,078**	0,50
NEG	-0,49	0,38
R	-0,26	0,36
HHI_4	3,82	2,54
NEG*R	-3,28**	1,31
NEG*HHI_3	5,10**	2,47
R*HHI_3	2,97	2,01
NEG*R*HHI_3	30,22***	11,58
Dummy de ano	Sim	
Observações	751	
Estatística-F	8,2373***	
R2 Ajustado	0,5930	
Teste Chow	8,75***	
Breusch-Pagan	206,684***	
Hausman	15,6875**	

. ***, ** e * denotam a significância estatística das estimativas nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados de forma robusta, para todos os métodos de estimação, utilizando-se a matriz de covariância de White. O modelo foi estimado considerando tanto o efeito fixo das *cross-sections* quanto o efeito fixo do tempo, considerando a rejeição da hipótese nula no teste de Wald.

Inicialmente, destaca-se que os testes de normalidade dos resíduos rejeitaram a hipótese nula de normalidade. Ademais, em função dos potenciais problemas de heterocedasticidade, todos os modelos da pesquisa foram estimados utilizando-se da matriz de covariância de White, que resulta na estimação de erros-padrão mais robustos e atenua, até certo ponto, vieses decorrentes da falta de homocedasticidade dos dados. Com relação aos pressupostos de autocorrelação, os testes de Durbin-Watson não indicaram haver problemas quanto a esse pressuposto.

Na Tabela 5, a variável de interesse é NEG*R*HHI_3. De acordo com a hipótese da pesquisa, espera-se que o coeficiente da variável seja positivo e estatisticamente significativo. Isso implicaria que companhias que operam em setores mais competitivos tenderiam a ser mais conservadoras. Os resultados da Tabela 5 vão ao encontro da hipótese geral da pesquisa. O coeficiente é positivo (30,22) e significativo ao nível de 1%. Esse resultado preliminar está em linha com os achados de Dhaliwal *et al.* (2008). Porém, a fim de averiguar a persistência e robustez dos resultados, foram estimados outros modelos, variando a definição setorial (grupo ou classe) e a *proxy* utilizada para mensurar a competição no mercado de produtos. Os resultados estão apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Testes de robustez dos efeitos da competição no mercado de produtos sobre o conservadorismo

Regressores	Variável dependente = LLA							
	(2)		(3)		(4)		(5)	
	Coef.	Erro	Coef.	Erro	Coef.	Erro	Coef.	Erro
Constante	-0,6280	0,5262	-1,36863*	0,7980	0,1610	0,6500	-1,6584*	0,9614
NEG	-0,1386	0,3635	-1,3477**	0,6693	-0,2181	0,3422	-0,0271	0,3528
R	-0,5570	0,5153	-0,7385	0,6795	-0,2111	0,4065	0,2413	0,2122
HHI_4	-0,8903	1,5743						
C4_3			1,4485	1,3082				
NCOMP_3					-0,0006	0,0004		
NCOMP_4							0,0075	0,0093
NEG*R	1,3917	1,2291	-6,8787***	2,1447	-0,9605	2,0574	-1,7112	2,2874
NEG*HHI_4	1,1085	1,3941						
NEG*C4_3			2,8049**	1,2221				
NEG*NCOMP_3					0,0001	0,0001		
NEG*NCOMP_4							0,0001	0,0035
R*HHI_4	3,3731*	1,8989						
R*C4_3			1,8218*	1,0652				
R*NCOMP_3					0,0001	0,0001		
R*NCOMP_4							-0,0024	0,0023
NEG*R*HHI_4	-15,3134	9,4285						
NEG*R*C4_3			13,698***	5,1691				
NEG*R*NCOMP_3					-0,0002	0,0007		
NEG*R*NCOMP_4							0,0064	0,0169
Dummy de ano	Sim		Sim		Sim		Sim	
Observações	586		674		602		586	
Estatística-F	8,4590***		7,9230***		8,2660***		8,3148***	
R2 Ajustado	0,6325		0,5970		0,6235		0,6280	
Teste Chow	8,9065***		8,3849***		8,8325***		8,6718***	
Breusch-Pagan	130,143***		143,558***		135,94***		118,328***	
Hausman	32,4043***		17,51**		22,5418***		24,5994***	

. ***, ** e * denotam a significância estatística das estimativas nos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os erros-padrão foram calculados de forma robusta, para todos os métodos de estimação, utilizando-se a matriz de covariância de White. Os modelos foram estimados considerando tanto o efeito fixo das *cross-sections* quanto o efeito fixo do tempo, considerando a rejeição da hipótese nula no teste de Wald.

Pela Tabela 6, vê-se que os resultados não se mantêm de forma sistemática. Os coeficientes NEG*R*HHI_4, NEG*R*NCOMP_3 e NEG*R*NCOMP_4 não apresentaram significância estatística em nenhum dos níveis definidos na pesquisa. Contudo, a variável NEG*R*C4_3 corrobora os resultados obtidos na Tabela 5 e, portanto, vão ao encontro da hipótese geral da pesquisa, pois o coeficiente associado à variável apresentou sinal positivo e é estatisticamente significativo ao nível de 1%

Adicionalmente, estimou-se um sexto modelo. Para este modelo, foi criada uma variável por meio da extração do fator principal das variáveis HHI_3, NCOMP_3 e C4_3. Essa variável foi obtida por meio da análise fatorial⁸. A variável de interesse NEG*R*COMPETIÇÃO não apresentou significância estatística. Logo, não é possível

⁸ Os testes não foram incluídos no relatório da pesquisa por uma questão de espaço. Contudo, os autores podem disponibilizar os resultados para quem se interessar. Foram testados os pressupostos atinentes a essa técnica de interdependência, conforme indicado em Fávero et al. (2009). De forma geral, o teste de Bartlett rejeitou a hipótese nula de que a matriz de correlação entre as variáveis seja a de identidade. Com relação ao pressuposto de normalidade, testou-se cada uma das três variáveis individualmente. Os testes de Kolmogorov-Smirnov rejeitaram a hipótese nula de normalidade.

afirmar, por meio desse modelo, se a variável competição no mercado de produtos afeta o grau de conservadorismo das companhias.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O principal objetivo deste trabalho foi investigar os potenciais efeitos da competição no mercado de produtos sobre o conservadorismo condicional das companhias abertas brasileiras. Para tanto, um período de 10 anos, 1998 a 2007, foi utilizado na pesquisa. Como *proxy* de competição no mercado de produtos foi utilizado o Índice de Herfindahl-Hirschman. Para medir o conservadorismo condicional das companhias foi utilizado o modelo de Basu (1997), amplamente empregado na literatura empírica. Um modelo de efeitos fixos corrigido pela matriz de White foi utilizado para estimar os modelos definidos.

Os resultados indicaram que companhias submetidas a um alto grau de competição no mercado de produtos apresentam reconhecimento assimétrico de perdas. A fim de averiguar a robustez dos resultados, também foram utilizadas como aproximações para a variável competição a concentração de participação de mercado das quatro principais companhias de cada setor, o número de competidores de cada setor e uma variável obtida por meio da extração do fator principal das variáveis Índice de Herfindahl-Hirschman, concentração dos quatro principais concorrentes e número de competidores. De forma geral, os resultados indicaram não haver efeito da competição no mercado de produtos sobre o reconhecimento assimétrico de perdas pelas companhias.

Em síntese, os resultados são dúbios, pois variaram em função da métrica de competição utilizada nos modelos. O estudo apresenta limitações quanto à forma de mensurar o nível de conservadorismo, às proxies para a competição e, principalmente, uma significativa limitação quanto à amostra empregada, tendo em vista que, em razão das escolhas metodológicas do artigo, grande parte das companhias abertas brasileiras foi excluída do estudo. Portanto, a hipótese geral da pesquisa, construída com base em uma série de evidências internacionais, tanto empíricas quanto teóricas, não pode ser averiguada com certeza. Contudo, a utilização de variáveis que visam a mensurar o efeito da competição pode trazer resultados interessantes para futuras pesquisas nas áreas de economia, finanças e contabilidade.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALI, Ashiq *et al.* *The limitations of Industry Concentration Measures Constructed with Compustat Data: Implications for Finance Research.* Fevereiro de 2008. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=926269>. Acesso em: 13/09/2010.

BALL, Ray *et al.* *The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings.* **Journal of Accounting and Economics**, v. 29, pp 1-51, 2000.

BALL, Ray; S. P. Khotari. *Econometrics of the Basu asymmetric timeliness coefficient and accounting conservatism.* Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=999710>. Acesso em: 10/09/2010.

BASU, Sudipta. *The Conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings.* **Journal of Accounting and Economics**, v. 24, pp. pp. 3-37, 1997.

COELHO, Antonio Carlos Dias; LIMA, Iran Siqueira. Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil. **Revista Contabilidade & Finanças USP**. v. 18, p. 38-49, set./dez. 2007.

DHALIWAL, Dan *et al.* *Product Market Competition and Accounting Conservatism*. 2008. Disponível em: < http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1266754>. Acesso em: 13/09/2010.

FÁVERO, Luiz Paulo *et al.* **Análise de dados**: modelagem multivariada para tomada de decisões. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

GRULLON, Gustavo; MICHAELY, Roni. *Corporate Payout Policy and Product Market Competition*. 2006. Disponível em < http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=972221>. Acesso em: 28/04/2010.

GUADALUPE, Maria; PÉRES-GONZÁLEZ, Francisco. *The Impact of Product Market Competition on Private Benefits of Control*. 2006. Disponível em < http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=890814>. Acesso em: 10/01/2009.

HART, Oliver D. *The Market Mechanism as an Incentive Scheme*. **The Bell Journal of Economics** 14, nº 2, p. 366-382, Autumn, 1983.

HEALY, Paul M; PALEPU, Krishna G. *Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature*. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, p. 405-440, 2001.

HOU, Kewei; ROBINSON, David T. *Industry Concentration and Average Stock Returns*. Fevereiro de 2005. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=479726>. Acesso em: 12/08/2010.

JANUSZEWSKI, Silke *et al.* *Product market competition, corporate governance and firm performance: An empirical analysis for Germany*. Julho de 2001. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=278275>. Acesso em: 10/01/2009.

KARUNA, Christo. *Industry Product Market Competition and Managerial Incentives*. **Journal of Accounting and Economics**. v. 43, p. 275-297, July, 2007.

KARUNA, Christo. *Industry Product Market Competition and Corporate Governance*. Junho de 2008. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1004228>. Acesso em: 07/09/2010.

LI, Xi. *The Impacts of Product Market Competition on the Quantity and Quality of Voluntary Disclosures*. **Review of Accounting Studies**, Vol. 15, No. 3, 2010.

MARCIUKAITYTE, Dalia; PARK, Junh Chul. *Market Competition and Earnings Management*. 2009. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1361905>. Acesso em: 10/09/2010.

NALEBUFF, Barry; STIGLITZ, Joseph E. *Information, competition, and markets*. **American Economic Association**, v. 73, n. 2, p. 278-283, May, 1983.

NICKELL, Stephen *et al.* *What makes firms perform well?* **European Economic Review**, v. 41, p. 783-796, April, 1997.

RESENDE, M. Medidas de Concentração Industrial: Uma Resenha, **Análise Econômica**, março e setembro, 1994, p. 24-33.

SARLO NETO, Alfredo; ALMEIDA, José Elias Feres de; RODRIGUES, Adriano. Concentração de votos e acordo de acionistas: influências sobre o conservadorismo contábil. In: **4º Congresso da ANPCONT**. Anais... Natal: ANPCONT, 2010.

- SCHARFSTEIN, David. *Product market competition and managerial slack*. **The Rand Journal of Economics**, v. 19, n. 1, p. 147-155, Spring, 1988.
- SCHIMIDT, Klaus. *Managerial incentives and product market competition*. **Review of Economic Studies**, vol. 64, n.2, p. 191-213, April, 1997
- SCHIMIDT, Cristiane Alkmin Junqueira; LIMA, Marcos André de. **Índices de Concentração**. Documento de trabalho SEAE/MF nº 13, 2002.
- SHIN, Yong-Chul. *The Effect of Product Market Competition on Corporate Voluntary Disclosure Decisions*. December, 2002. Disponível em <
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=338361>. Acesso em: 07/09/2009.
- TINAIKAR, Surjit; XUE, Song. *Product Market Competition and Earnings Management: Some International Evidence*. 2009 Disponível em : <
http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1466319>. Acesso em: 10/09/2010.
- TIROLE, Jean. *The Theory of Corporate Finance*. Princeton University Press, 2006.
- WANG, Richard Zhe *et al.* *Measures of Accounting Conservatism: a construct validity perspective*. **Journal of Accounting Literature**, v. 28, pp. 165-2003, 2009.
- WATTS, Ross L. *Conservatism in Accounting Part I: explanations and implications*. **Accounting Horizons**, v. 17, No. 3, pp. 207-221, 2003a.
- WATTS, Ross L. *Conservatism in Accounting Part II: evidence and research opportunities*. **Accounting Horizons**, v. 17, No. 4, pp. 287-301, 2003b.