

# CONSERVADORISMO E CUSTO DE CAPITAL

ALEXANDRE RIPAMONTI

UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE

## Resumo

O presente estudo examinou a relação entre o custo médio ponderado de capital e as medidas de conservadorismo de Basu (1997) e Khan e Watts (2009), tendo como referencial a teoria de estrutura de capital de Modigliani e Miller (1958) e, portanto, supondo associação positiva e significativa entre o custo médio ponderado de capital e o conservadorismo, de forma consistente aos resultados obtidos por Lafond e Watts (2008). A amostra foi composta de 262 corporações financeiras e não financeiras, listadas na Bolsa de Valores de São Paulo, durante 24 trimestres compreendidos entre 2004 e 2009. Os dados foram tratados através dos métodos de análise de dados em painel. Os resultados obtidos não são consistentes com os modelos de Basu (1997) e Khan e Watts (2009) e com os resultados alcançados por Lafond e Watts (2008), uma vez que não foi confirmada positiva e significativa associação entre conservadorismo e custo médio ponderado de capital em nenhum dos modelos. Utilizando-se os resultados ajustados dos modelos como variáveis dependentes, também não foi observada a associação esperada. Variáveis de controle selecionadas também não explicaram a variável dependente de custo de capital. O custo médio ponderado de capital, portanto, não pôde ser explicado pelas medidas de conservadorismo utilizadas, reforçando as teorias de Pecking Order e Trade-Off e a existência de outras variáveis não captadas pelos modelos.

## 1. Introdução

Conservadorismo é usualmente tido como a postura cautelosa das corporações em reconhecer despesas maiores e receitas menores em suas demonstrações financeiras, em condições de dubiedade, relacionada aos princípios contábeis. É considerado como o diferente grau exigido para o reconhecimento de prejuízos e lucros contábeis que gera subavaliação sistemática do patrimônio líquido (LAFOND e WATTS, 2008) (BASU, 1997). É também o conjunto assimétrico de requisitos de verificação para lucros ou prejuízos que gera subavaliação sistemática de ativos líquidos (WATTS, 2003a). O reconhecimento de resultados desfavoráveis de forma prioritária em períodos correntes pode levar à superavaliação de lucros de períodos futuros, por causar uma subavaliação das despesas futuras (WATTS, 2003a), e isto tem sido argumento de reguladores de mercado e organismos normativos que se esforçam para eliminá-lo, embora o nível de utilização do conservadorismo tenha aumentado (WATTS, 2003a), e o esforço de eliminação tenha se demonstrado equivocado em relação à assimetria da informação (LAFOND e WATTS, 2008) entre administradores de corporações e investidores em ações. O conservadorismo varia de acordo com o conjunto de oportunidades de investimento de uma companhia e, por consequência, em graus diferentes, pelos fatores de contratos, disputas societárias, tributação e regulação contábil (WATTS, 2003a).

Existem várias medidas de avaliação do conservadorismo (WATTS, 2003b), principalmente divididas em medidas de ativos líquidos, medidas de lucros e provisões e medidas de relação entre lucros e retorno de ações, sendo a medida de Basu (1997) considerada a mais largamente utilizada (RYAN, 2006) e enquadrada naquelas de relação entre lucros e retorno de ações, pois mede a assimetria de temporalidade de boas e más notícias sobre o retorno de ações (BASU, 1997), cuja regressão (1) pode ser especificada como :

$$\frac{X_{it}}{P_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{it} + \beta_0 R_{it} + \beta_1 R_{it} * DR_{it} + v_{it} \quad (1)$$

onde  $X_{it}$  representa os lucros ou prejuízos por ação para a companhia  $i$  no ano fiscal  $t$ ;  $P_{it-1}$  o preço por ação no início do exercício;  $R_{it}$  é o retorno da companhia  $i$  de nove meses anteriores ao final do exercício até três meses após o fim do exercício  $t$ ;  $DR_{it}$  é uma variável *dummy* dos retornos da ação da empresa  $i = 1$  quando  $R < 0$  e  $= 0$  quando o contrário, e;  $v_{it}$  representando o resíduo estocástico.

Khan e Watts (2009) desenvolveram o *C\_Score* (KHAN e WATTS, 2009), com a finalidade de agregar ao modelo de Basu (1997) variáveis *proxies* largamente aceitas para os fatores relacionados ao conjunto de oportunidades de investimento da companhia e ao conservadorismo, e assim, desenvolver uma medida anual de conservadorismo para cada companhia, como funções lineares [(2), (3), (4) e (5)] das características específicas das corporações em cada ano.

Tais *proxies* são : a) *M/B* – índice *Market to Book*, que compara os valores de mercado e patrimonial de ações no final exercício; b) Tamanho, representado pelo *Log Natural* do valor de mercado da ação, e; c) Alavancagem, representada pela soma dos passivos circulante e de longo prazo, divididos pelo valor de mercado do patrimônio.

Empresas com alto índice M/B estão associadas com maiores opções de crescimento em relação aos ativos investidos, e as opções de crescimento são positivamente relacionadas com o custo de agência (SMITH e WATTS, 1992) e o conservadorismo é uma eficiente resposta de governança corporativa ao custo de agência (WATTS, 2003a) e, por consequência, há relação entre M/B e conservadorismo.

As maiores corporações possuem maior evidência e divulgação de informações, o que implicaria em menor assimetria de informação, embora com maior número de produtos e segmentos, o que faria o contrário, embora as evidências empíricas (EASLEY, HVIDKJAER e O'HARA, 2002) indiquem para menor média de assimetria de informação para grandes corporações do que para pequenas corporações, resultando no fato de que as grandes seriam menos propensas a adoção do conservadorismo.

As corporações mais endividadas ou alavancadas possuem maiores conflitos de agência (WATTS, 2003a) e, desta forma, são positivamente relacionadas com o conservadorismo e, portanto, com assimetria da informação.

Para o propósito de agregar as variáveis, Khan e Watts (2009) transformaram (1) em (2). Após estabelecerem que o estimador de boas notícias *G\_Score* seria obtido em (3) e o de más notícias *C\_Score* em (4), resultando então no modelo anual de regressão de corte transversal em (5), sendo que este inclui variáveis de controle para as principais características das corporações e pode ser considerado também como de equações simultâneas e com a utilização de variáveis *dummies* de intercepto, de coeficiente angular e combinadas (ASTERIOU e HALL, 2007)

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + \beta_3 R_i + \beta_4 D_i R_i + e_i \quad (2)$$

$$G\_Score = \beta_3 = \mu_1 + \mu_2 SIZE_i + \mu_3 M/B_i + \mu_4 LEV_i \quad (3)$$

$$C\_Score = \beta_4 = \iota_1 + \iota_2 SIZE_i + \iota_3 M/B_i + \iota_4 LEV_i \quad (4)$$

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + R_i \left( \mu_1 + \mu_2 SIZE_i + \mu_3 \frac{M}{B}_i + \mu_4 LEV_i \right) + D_i R_i \left( \iota_1 + \iota_2 SIZE_i + \iota_3 \frac{M}{B}_i + \iota_4 LEV_i \right) + \left( \delta_1 SIZE_i + \delta_2 \frac{M}{B}_i + \delta_3 LEV_i + \delta_4 D_i SIZE_i + \delta_5 D_i \frac{M}{B}_i + \delta_6 D_i LEV_i \right) + e_i \quad (5)$$

O custo de capital é o retorno mínimo exigido por financiadores para oferecerem recursos para o investimento de uma companhia (MODIGLIANI e MILLER, 1958), sua ponderação entre as fontes de financiamento pode representar o ponto ótimo da estrutura de capital para a maximização do valor de mercado e do preço da ação de uma companhia (ARDITTI, 1973) e adotando-se a hipótese de eficiência de mercados (FAMA, 1970) (FAMA, 1991) as fontes são irrelevantes para a maximização do valor de mercado da companhia, embora os administradores das corporações possam adotar estratégias alternativas de escolha das fontes de financiamento diferenciadas diante da ocorrência de assimetria da informação (MYERS, 1984) e de outras variáveis relacionadas a custos e riscos (FAMA e FRENCH, 2002).

A medida de custo de capital têm sido tratada como a de custo médio ponderado de capital e este se dividido em duas partes (ARDITTI, 1973) representadas em (6), que equivalem ao custo do capital de terceiros  $\kappa_d$  e ao custo do capital próprio  $\kappa_s$ . O custo do capital de terceiros é igual à taxa de juros  $i$ , líquida dos efeitos tributários  $t$ , das fontes de terceiros  $D$  multiplicada pela proporção destas no total de financiamentos e o custo do capital próprio é igual ao retorno obtido ou esperado  $r$  multiplicado pela proporção daquele  $S$  no total de financiamentos, acrescido do crescimento  $g$ , sendo este representado pela proporção dos lucros retidos sobre os ativos totais. Pode-se também estimar  $\kappa_s$  através do modelo *CAPM* (SHARPE, 1964), que agrega à taxa livre de risco  $R_F$  o resultado da multiplicação do diferencial  $\beta$  entre o retorno da ação e o retorno de mercado  $\kappa_m$  e a diferença entre este e a taxa livre de risco.

$$WACC = \kappa_d \left( \frac{D}{S+D} \right) + \kappa_s \left( \frac{S}{S+D} \right) \quad (6)$$

onde

$$\kappa_d = i(1 - t) \quad (7)$$

e

$$\kappa_s = \frac{c_i}{P_i} + g \quad (8)$$

ou

$$\kappa_s = CAPM = \kappa_i = R_F + [\beta_i(\kappa_m - R_F)] \quad (9)$$

Há evidências de que o custo de capital pode variar em função de outros fatores (EASLEY e O'HARA, 2004) (DIAMOND e VERRECCHIA, 1991) e isto conduz o presente estudo a analisar a relação entre o conservadorismo e o custo do capital, acentuando-se o interesse diante da tendência de tentativa de eliminação do conservadorismo nas demonstrações financeiras (WATTS, 2003a) e de elementos que indiquem que as conseqüências de referida tendência resultem em maior assimetria da informação (LAFOND e WATTS, 2008), embora a análise deste fenômeno seja recente e possa ser considerada ainda escassa.

## 2. referencial teórico

Em estudos quantitativos, a perspectiva teórica deve possuir os tópicos de teoria a ser utilizada, hipóteses ou proposições centrais da teoria, informação quanto à utilização anterior da teoria e sua aplicação e declarações que espelhem como a teoria se relaciona com o estudo proposto (CRESWELL, 2007). A teoria da estrutura do capital é o referencial teórico deste estudo. Ela foi desenvolvida em 1958 por Franco Modigliani e Merton H. Miller (MODIGLIANI e MILLER, 1958) e propõe que o valor da ação de uma companhia independe de sua estrutura de capital, quando (FAMA, 1970) (FAMA, 1991) inexistem impostos e custos de agência, bem como se encontram presentes a simetria de informação entre administradores e investidores e de taxas de juros sobre empréstimos tomados por corporações e investidores. Em conseqüência, haveria uma estrutura ótima de capital para a maximização do valor da companhia. Estudos sobre a teoria demonstraram (MYERS, 1984) (FAMA e FRENCH, 2002) que os administradores tomam decisões financeiras que sobrepõem a estrutura ótima eventualmente gerada pelo estudo do nível de alavancagem e do pagamento de dividendos, ante a existência de assimetria de informação e riscos e custos de operações, resultando nas teorias de *Pecking Order* e *Trade-Off*. Portanto, uma hipótese central da teoria da estrutura de capital é a de que o custo de capital é positiva e significativamente relacionado com a assimetria da informação. Sendo o conservadorismo relacionado com a assimetria da informação (WATTS, 2003a), espera-se neste estudo que a variável independente conservadorismo tenha significativo e positivo poder para explicar a variável dependente custo médio ponderado de capital.

## 3. revisão da literatura

A revisão da literatura compartilha resultados de estudos relacionados ao que se desenvolve, posiciona este na corrente mais ampla da literatura sobre o assunto e fornece um indicador para a importância do estudo e a base para a comparabilidade dos resultados obtidos (CRESWELL, 2007). Além destes, a revisão da literatura possui o objetivo de orientar determinado estudo desde a definição do problema até a interpretação dos resultados (ALVES, 1992).

O conservadorismo têm sido sistematicamente estudado, gerando (KHAN e WATTS, 2009) o que se denominou teoria do conservadorismo (WATTS, 2003a). Como variável dependente, têm sido relacionado às assimetrias da informação e da temporalidade dos resultados e às previsões de gerenciamento de resultados (HUI, MATSUNAGA e MORSE, 2009), sofrendo influências de fatores de contratos, disputas societárias, tributação e regulação contábil.

O custo de capital e as teorias da estrutura de capital, *pecking order* e *trade-off* têm sido estudados especialmente quanto aos fatores determinantes da estrutura de capital (BOOTH, AIVAZIAN, *et al.*, 2001) (NAKAMURA, MARTIN, *et al.*, 2007) e sobre as teorias (NAKAMURA e MOTA, 2002) (FISCHER, HEINKEL e ZECHNER, 1989), obtendo resultados sobre o relacionamento entre variáveis explanatórias da estrutura de capital e da validação das teorias, ante sobretudo à assimetria da informação.

LaFond e Watts (2008) relacionaram o conservadorismo à assimetria de informação em empresas listadas em bolsas de valores norte-americanas no período de 1983 a 2001, em 20.389 observações, com resultado de que o conservadorismo é significativa e positivamente relacionado à assimetria da informação e concluindo de que a eliminação do conservadorismo conduziria a maior assimetria da informação, de forma contrária ao preconizado por reguladores de mercados financeiros e órgãos normativos.

#### 4. metodologia

A amostra foi composta de 262 corporações listadas na Bolsa de Valores de São Paulo, durante 24 trimestres compreendidos entre o 1º trimestre de 2004 e o 4º trimestre de 2009, analisada através do método de análise de dados em painel não balanceado (32,74% de valores omissos) e considerando corporações financeiras e não-financeiras. A permanência das corporações financeiras teve como objetivo reduzir a possibilidade de ocorrência de micronumerosidade e se demonstrou relativamente adequada, uma vez que não foram observadas ocorrências de observações influentes com poder suficiente para conferir viés e inconsistência aos estimadores.

Um conjunto longitudinal ou dados em painel é aquele que inclui uma amostra de entidades individuais ao longo de um período de tempo (PINDYCK e RUBINFELD, 2004). É frequentemente considerado por ser um eficiente método analítico para lidar com dados econométricos (ASTERIOU e HALL, 2007). É utilizado de forma a agrupar amostras aleatórias extraídas da mesma população em períodos de tempo diferentes, com os objetivos de aumentar a amostra e obter estimadores mais precisos e estatísticas de testes mais poderosas (WOOLDRIDGE, 2007). Há quatro métodos estimação de modelos de dados em painel (ASTERIOU e HALL, 2007). O primeiro, conhecido como *pooled* considera que inexistem diferenças entre as matrizes de dados da dimensão de corte transversal (ASTERIOU e HALL, 2007). No segundo, denominado efeitos fixos ou *LSDV*, o intercepto é tratado como um grupo específico para cada seção da dimensão de corte transversal (ASTERIOU e HALL, 2007). Após, o método denominado efeitos aleatórios ou *GLS* que admite que o intercepto varia por corte transversal e por unidade temporal (ASTERIOU e HALL, 2007). Por fim, o método de dados em painel dinâmico, que se utiliza de variáveis defasadas para a realização das estimativas, através do método GMM de Arellano-Bond, de uma ou duas fases (BALTAGI, 2005).

Com base nos dados secundários coletados e considerando as variáveis utilizadas, aplicou-se o teste Reset de Ramsey (RAMANATHAN, 1995) de má especificação do modelo, com  $H_0$  de que as variáveis incluídas não possuem efeito sobre a variável dependente. A escolha entre os métodos *pooled*, efeitos fixos, efeitos aleatórios ou dinâmico foi realizada através da aplicação dos testes de variância de resíduos, de Breusch-Pagan e de Hausman (RAMANATHAN, 1995) (GUJARATI, 2006). A verificação dos efeitos da alavancagem de observações extremas foi realizada utilizando-se do modelo de observações influentes (RAMANATHAN, 1995). As questões das premissas de modelos clássicos de regressão linear foram detectadas e tratadas através dos modelos de fatores de inflacionamento de

variâncias e dos testes de Breusch-Pagan, White e Breusch-Godfrey e do procedimento de Cochrane-Orcutt (ASTERIOU e HALL, 2007).

Estimaram-se os modelos de Basu (1997) e de Khan e Watts (2009) e então estes foram regredidos contra a variável dependente custo médio ponderado de capital. Da mesma forma, utilizaram-se os referidos modelos como variáveis dependentes do custo medido ponderado de capital, de forma a observar se haveria maior ou menor influência neste sentido. Das duas formas, foram adicionadas variáveis de controle que intuitivamente foram consideradas por possuírem relação com o custo médio ponderado de capital.

Para o modelo de Basu (1997), foi considerada a variável dependente lucro por ação dividido por preço por ação defasado em um período ( $X_{it1Pit2}$ ) e como independentes a variável de retorno (RET), uma variável *dummy* de intercepto ( $DR_i$ ) indicando se o retorno era negativo ( $< 0 = 1$ ) ou positivo (0) e uma variável *dummy* de coeficiente angular ( $RETDR_{it}$ ) resultante da multiplicação da variável de retorno pela *dummy* de intercepto. Adicionalmente, criou-se uma *dummy* de intercepto para retorno positivo (RET\_POS) e, como anteriormente, uma *dummy* de coeficiente angular (RETRET\_POS), apenas para efeito de comparação, uma vez que o modelo de Basu (1997) gera como resultado a diferença dos retornos negativos sobre a variável dependente. Retorno (RET) foi considerada como a variação do preço da ação no trimestre analisado. A diferença em relação ao modelo original de Basu (1997) se refere ao fato de que é utilizado o período trimestral, uma vez que são disponíveis informações sobre lucro por ação nesta periodicidade para as empresas da amostra. Basu (1997) utilizou-se de períodos anuais e retornos defasados em um trimestre. A hipótese para este modelo é a de que os retornos negativos possuem relação positiva e mais significativa com a relação lucro/preço defasado que os retornos positivos, uma vez que as más notícias refletem mais rapidamente sobre o conservadorismo.

Para o modelo de Khan e Watts (2009) foi considerada como variável dependente a mesma variável de lucro por ação dividido por preço por ação com um período defasado ( $X_{it1Pit2}$ ) e como variáveis independentes duas *dummies* de intercepto para retorno, sendo uma para retorno negativo ( $DR_i$ ) e uma para retorno positivo ( $RETPOS=1$ , se  $RET \geq 0$ ; 0, se o contrário). Com isso, Khan e Watts (2009) especificaram um modelo com uma medida para cada tipo de retorno. Da mesma forma que em Basu (1997), para cada variável *dummy* de intercepto, foram consideradas *dummies* de coeficiente angular para as variáveis independentes, surgindo então, uma para o retorno negativo ( $DRICSCORE$ ) e uma para o retorno positivo ( $RETGSCORE$ ). Este modelo considera ainda como variáveis independentes o índice de valor de mercado do patrimônio sobre valor contábil do patrimônio (M/B), de passivo circulante mais exigível a longo prazo a valor de mercado sobre o valor de mercado do patrimônio, conhecido como alavancagem (LEV) e o *log natural* do valor de mercado do patrimônio, como variável *proxy* do tamanho da corporação (SIZE). Para estas três, foram criadas *dummies* de coeficiente angular para retorno negativo ( $DRIMB$ )( $DRILEV$ )( $DRISIZE$ ). A hipótese do modelo é a de que os índices M/B e alavancagem são positiva e significativamente associados à relação lucro/preço defasado, enquanto o tamanho é negativa e significativamente associado à variável dependente. Deve-se destacar que para alcançar a medida proposta por Khan e Watts (2009) deve-se salvar os valores ajustados de  $G\_SCORE$ ,  $C\_SCORE$  e das demais variáveis ( $\beta_5$ ) para então regredir contra a relação lucro/preço defasado, em procedimento de equação simultânea. Para esta pesquisa, o resultado encontrado também deve ser salvo para comparação com o custo médio ponderado de capital.

O custo médio ponderado de capital (WACC), variável dependente deste estudo, foi obtido através da ponderação dos custos de capital de terceiros e próprio sobre os totais de mercado de passivo circulante, exigível a longo prazo e patrimônio líquido, mediante sua participação na estrutura. Para o custo do capital de terceiros, utilizou-se o índice  $K_D$  nominal divulgado com os dados secundários obtidos. Os valores contábeis de passivo circulante e exigível a longo prazo foram utilizados como aproximações adequadas do valor de mercado das dívidas. Para o custo de capital próprio ( $K_E$ ) utilizou-se o somatório do índice de dividendos sobre preço da ação (*DividendYield*) com o índice de lucros retidos sobre ativos totais ( $g$ ). Optou-se por utilizar esta medida de custo de capital próprio em detrimento do *CAPM*, assumindo o viés possível e mitigando a também possível discussão sobre qual a taxa livre de risco dever-se-ia utilizar, o mesmo ocorrendo em relação aos diferenciais entre o retorno da ação e o de mercado. O valor de mercado do patrimônio utilizado foi o divulgado com os dados secundários obtidos, que representa o valor da ação no fim do trimestre pela quantidade total de ações do capital.

Foram incluídas como variáveis de controle as de liquidez corrente (LC), representada pela divisão de ativo circulante sobre passivo circulante, rentabilidade do patrimônio líquido (RPL), representada pela divisão do lucro líquido pelo patrimônio líquido médio, ciclo financeiro (CiclFin), representada pela diferença entre prazo médio de pagamento de compras e da soma de prazo médio de recebimento de vendas e prazo médio de renovação de estoques e do índice de intangíveis sobre patrimônio líquido (Intang\_PL), representado pela divisão do total de intangíveis sobre o total do patrimônio líquido ao final de cada trimestre. Todas estas variáveis foram selecionadas por possuírem relação intuitiva com o custo médio ponderado de capital. Quanto maior a liquidez, supõe-se que menor o custo de capital, uma vez que uma corporação que possui dinheiro não necessite captar recursos. O mesmo valendo para rentabilidade do patrimônio líquido. Uma corporação rentável consegue uma taxa de crescimento adequado sem a necessidade de captar recursos através de títulos ou de empréstimos, a menos que a política de financiamentos das operações seja inadequada, e neste caso o ciclo financeiro positivo teria relação com o custo de capital. Há a possibilidade de intangíveis serem registrados contabilmente, dentro de uma perspectiva mais ampla de abandonar o custo histórico e o conservadorismo. A contrapartida para os intangíveis e outras variações de ativos ou passivos seria o patrimônio líquido. Todavia, a representatividade dos intangíveis no patrimônio líquido poderia indicar relação positiva e significativa com o conservadorismo, através da possível prática de gerenciamento de resultados, que causaria assimetria da informação e maior custo de capital. Por esta razão, incluindo-se tal índice entre as variáveis de controle, pode-se testar sua influência sobre a variável dependente.

## 5. resultados

A hipótese do modelo de Basu (1997) é a de que os retornos negativos possuem maior sensibilidade ao conservadorismo, representando que as más notícias geram impactos mais velozes nos retornos que as boas notícias. A diferença de sensibilidade foi tratada por Basu (1997, p. 13) como sendo a diferença entre as variáveis *dummies* de coeficiente angular para retornos negativos e positivos, onde encontrou diferença significativa entre retornos negativos (6,64) e retornos positivos (2,09).

Na amostra analisada neste estudo, observa-se que os resultados obtidos com *pooled* retornam interceptos negativos e não significativos para retornos negativos (const = - 0,127178, p-valor 0,78406) e para retornos positivos (const = - 0,0373175, p-valor 0,49328).

Quando analisadas, em *pooled*, as variáveis *dummies* de coeficiente angular de retornos ( $\beta_3$ ) retornaram estimadores positivo e não significativo para retorno negativo (RETDRit = 0,264976, p-valor 0,21750) e negativo e não significativo para retornos positivos (RETRET\_POS = - 0,264976, p-valor 0,21029). Além da não significância, estes resultados devem ser tomados com sérias restrições, uma vez que os modelos de variância dos resíduos (p-valor 0), de Breusch-Pagan (p-valor 3,81768e-133) e de Hausman (p-valor 0,0103602) rejeitam  $H_0$  para, respectivamente, *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios, conduzindo a análise para painel de dados dinâmico. A análise dos estimadores obtidos com dados em painel dinâmico retorna igualmente interceptos negativos e não significativos para retornos negativos (const = -0,456651, p-valor 0,24088) e para retornos positivos (const = -0,058098, p-valor 0,35154) e estimadores das *dummies* de coeficiente angular negativo e não significativo para retornos negativos (RETDRit = -0,0622446, p-valor 0,74740) e positivo e não significativo para retornos positivos (RETRET\_POS = 0,0622446, p-valor 0,7470). As variáveis defasadas com significância para retornos negativos foram as de retorno do período imediatamente anterior de forma positiva (RET\_1 = 0,373242, p-valor 0,08782) e a *dummy* de coeficiente angular para retorno defasada do período imediatamente anterior de forma negativa (RETDRit\_1 = - 0,351123, p-valor 0,09633). Para retorno positivo, apenas a variável *dummy* de coeficiente angular de retorno positivo apresentou estimador positivo e significativo (RETRETPOS\_1 = 0,351123, p-valor 0,09644).

Os resultados obtidos não são consistentes com o modelo de Basu (1997), não confirmando a hipótese de que os retornos negativos são mais sensíveis que os positivos à relação entre lucro por ação e preço por ação defasado em um período. Por outro lado, sugerem que esta relação pode ser explicada pelas variáveis de retorno negativo e de *dummy* de coeficiente angular de retornos negativos e positivos do período imediatamente anterior.

O modelo de Khan e Watts (2009) assume como hipótese que os índices M/B, alavancagem e retorno são positiva e significativamente associados à relação lucro por ação sobre preço por ação defasado, enquanto o tamanho é negativa e significativamente associado à variável dependente. Os retornos são divididos em dois grupos ( $C\_SCORE$  = negativos e  $G\_SCORE$  = positivos) com um terceiro grupo para as demais variáveis ( $\beta_5$ ).

Portanto, deve-se estimar simultaneamente as equações  $C\_Score$ ,  $G\_Score$  e  $\beta_5$ , para então regredir contra a variável dependente. Isto significa admitir como hipótese que as medida de más notícias ( $C\_Score$ ), boas notícias ( $G\_Score$ ) e resultante das demais variáveis ( $\beta_5$ ) são, de forma individual, positiva e significativamente associadas à variável dependente lucro/preço.

Tabela 1 – Basu (1997) com retornos negativos em painel dinâmico

Modelo 1: Arellano-Bond de duas fases, usando 2758 observações				
Incluídas 218 unidades de seção-cruzada				
Variável dependente: xit1pit2				
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>z-stat</i>	<i>p-valor</i>
Dxit1pit2(-1)	-0,00165815	0,259885	-0,0064	0,99491
Dxit1pit2(-2)	-0,114499	0,142792	-0,8019	0,42264
Dxit1pit2(-3)	-0,151692	0,119926	-1,2649	0,20592
Const	-0,0456651	0,0389368	-1,1728	0,24088
DRi	-0,0780889	0,0608995	-1,2823	0,19975
DRi_1	0,0204373	0,020826	0,9813	0,32643
DRi_2	0,0139617	0,0163611	0,8533	0,39347



DRi_3	0,031257	0,0193635	1,6142	0,10648	
RET	-0,117027	0,181545	-0,6446	0,51918	
RET_1	0,373242	0,218652	1,7070	0,08782	*
RET_2	-0,0156321	0,0936107	-0,1670	0,86738	
RET_3	0,156726	0,138704	1,1299	0,25851	
RETDRit	-0,0622446	0,193263	-0,3221	0,74740	
RETDRit_1	-0,351123	0,211147	-1,6629	0,09633	*
RETDRit_2	0,0186884	0,0919059	0,2033	0,83887	
RETDRit_3	-0,100284	0,125068	-0,8018	0,42265	

Fonte : os autores. \* - significante a 10%

Os resultados obtidos em *pooled* para as más notícias (*C\_Score*) são os de que as variáveis tamanho ( $SIZE = 0,0493465$ , p-valor  $<0,00001$ ), valor de mercado sobre valor patrimonial do patrimônio ( $M/B = -0,000398979$ , p-valor  $0,67484$ ) e alavancagem ( $LEV = -0,000455624$ , p-valor  $<0,00001$ ) apresentaram estimadores contrários ao esperado pelo modelo de Khan e Watts (2009), embora apenas duas delas de forma significativa a 1%. O intercepto também resultou negativo e significativo a 1% ( $const = -0,915173$ , p-valor  $<0,00001$ ). Observe-se que tais resultados são de uma equação simultânea e que representa apenas parte do modelo proposto e por isso utilizamos tais resultados como válidos para estimar o modelo completo. Tais resultados são idênticos aos obtidos para as boas notícias (*G\_Score*) e somente apresentarão divergências quando ponderados no modelo principal. Portanto, não foi confirmada a hipótese de associação positiva e significativa entre alavancagem e valor de mercado sobre valor contábil do patrimônio e de associação negativa e significativa entre tamanho e lucro por ação sobre preço da ação defasado em um período.

Os resultados obtidos para o terceiro grupo do modelo de Khan e Watts (2009), que inclui apenas as variáveis tamanho, alavancagem e valor de mercado sobre valor contábil de patrimônio e *dummies* de coeficiente angular para cada uma delas, formadas pela *dummy* de retorno e por cada uma das variáveis, também foram obtidos de forma a propiciar a regressão principal. Neste caso, o modelo também trabalha com a suposição de associação positiva e significativa entre a variável dependente e as variáveis de alavancagem e de valor de mercado sobre valor contábil do patrimônio e de associação negativa e significativa com a variável tamanho. A hipótese somente foi confirmada para a variável *dummy* de coeficiente angular formada pelo retorno e por alavancagem ( $DRILEV = 0,000318494$ , p-valor  $<0,00001$ ), apresentando resultados significativos, embora com associação contrária ao esperado inicialmente, para as variáveis tamanho ( $SIZE = 0,0422973$ , p-valor  $<0,00001$ ), alavancagem ( $LEV = -0,000509463$ , p-valor  $<0,00001$ ) e *dummy* de coeficiente angular formada por retorno e tamanho ( $DRISIZE = -0,00281229$ , p-valor  $0,04107$ ), não confirmando, portanto, a hipótese para estas variáveis, neste grupo do modelo de Khan e Watts (2009).

Tabela 2 – Basu (1997) com retornos positivos em painel dinâmico

Modelo 2: Arellano-Bond de duas fases, usando 2758 observações Incluídas 218 unidades de seção-cruzada Variável dependente: xit1pit2				
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>z-stat</i>	<i>p-valor</i>
Dxit1pit2(-1)	-0,00165815	0,259885	-0,0064	0,99491
Dxit1pit2(-2)	-0,114499	0,142792	-0,8019	0,42264
Dxit1pit2(-3)	-0,151692	0,119926	-1,2649	0,20592
Const	-0,058098	0,0623639	-0,9316	0,35154
RET	-0,179272	0,124767	-1,4368	0,15076
RET_1	0,0221184	0,0330245	0,6698	0,50301

RET_2	0,00305633	0,0322195	0,0949	0,92443	
RET_3	0,0564419	0,0380481	1,4834	0,13796	
RET_POS	0,0780889	0,0608995	1,2823	0,19975	
RET_POS_1	-0,0204373	0,020826	-0,9813	0,32643	
RET_POS_2	-0,0139617	0,0163611	-0,8533	0,39347	
RET_POS_3	-0,031257	0,0193635	-1,6142	0,10648	
RETRET_POS	0,0622446	0,193263	0,3221	0,74740	
RETRET_POS_1	0,351123	0,211147	1,6629	0,09633	*
RETRET_POS_2	-0,0186884	0,0919059	-0,2033	0,83887	
RETRET_POS_3	0,100284	0,125068	0,8018	0,42265	

Fonte : o autor. \* - significativa a 10%

Tabela 3 – C\_Score e G\_Score de Khan e Watts (2009)

Modelo 3: Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 3398 observações Incluídas 239 unidades de seção-cruzada Comprimento da série temporal: mínimo 1, máximo 22 Variável dependente: xit1pit2					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	-0,915173	0,144416	-6,3371	<0,00001	***
SIZE	0,0493465	0,00677418	7,2845	<0,00001	***
M_B	-0,000398979	0,00095098	-0,4195	0,67484	
LEV	-0,000455624	2,3611e-05	-19,2971	<0,00001	***
Média var. dependente		0,008925	D.P. var. dependente		0,821507
Soma resid. Quadrados		1964,736	E.P. da regressão		0,760845
R-quadrado		0,142990	R-quadrado ajustado		0,142233
F(3, 3394)		188,7604	P-valor(F)		3,3e-113
Log da verossimilhança		-3890,792	Critério de Akaike		7789,583
Critério de Schwarz		7814,107	Critério Hannan-Quinn		7798,348
Rô		0,584138	Durbin-Watson		0,699797

Fonte : o autor. \*\*\* - significativa a 1%

O modelo principal de Khan e Watts (2009) trabalha com a hipótese de que o modelo inicial de Basu (1997) acrescido das variáveis *proxies* alavancagem, tamanho e valor de mercado sobre valor contábil do patrimônio possui relação positiva e significativa com o conservadorismo, representado pela variável dependente lucro por ação sobre preço por ação defasado em um período.

Tabela 4 –  $R^2$  de Khan e Watts (2009)

Modelo 4: Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 3294 observações Incluídas 230 unidades de seção-cruzada Comprimento da série temporal: mínimo 1, máximo 22 Variável dependente: xit1pit2					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	-0,756218	0,135082	-5,5982	<0,00001	***
SIZE	0,0422973	0,00630924	6,7040	<0,00001	***
M_B	-0,000367082	0,00118557	-0,3096	0,75687	
LEV	-0,000509463	3,21941e-05	-15,8248	<0,00001	***
DRISIZE	-0,00281229	0,00137614	-2,0436	0,04107	**
DRIMB	0,000113393	0,00172509	0,0657	0,94760	
DRILEV	0,000318494	4,82375e-05	6,6026	<0,00001	***
Média var. dependente		0,026290	D.P. var. dependente		0,729143

Soma resid. quadrados	1560,969	E.P. da regressão	0,689124
R-quadrado	0,108385	R-quadrado ajustado	0,106758
F(6, 3287)	66,59514	P-valor(F)	2,10e-78
Log da verossimilhança	-3444,010	Critério de Akaike	6902,021
Critério de Schwarz	6944,720	Critério Hannan-Quinn	6917,307
Rô	0,592865	Durbin-Watson	0,690763

Fonte : o autor. \*\* - significante a 5%. \*\*\* - significante a 1%.

Os resultados obtidos em *pooled* indicam significância para as variáveis de boas notícias ( $RETGSCORE = \beta_3 = -0,419637$ , p-valor 0,01493) e más notícias ( $DRICSCORE = \beta_4 = -0,190826$ , p-valor 0,06299), porém com associação negativa, ou seja, ao contrário do esperado inicialmente, confirmando a hipótese apenas para a variável formada pelo conjunto das demais variáveis e suas *dummies* de coeficiente angular ( $\hat{y}_5 = \beta_5 = 1,06926$ , p-valor  $<0,00001$ ). Todavia, os modelos de variância dos resíduos, de Breusch-Pagan e de Hausman rejeitam  $H_0$  para a consistência dos estimadores obtidos através de *pooled* (p-valor 1,06332e-246), efeitos fixos (p-valor 2,84286e-084) e efeitos aleatórios (p-valor 2,83618e-020), indicando a análise de dados em painel dinâmico como mais adequada. A análise desta forma indica estimador positiva e significativamente associados com a variável dependente apenas para a variável de lucro por ação sobre preço por ação defasado para dois períodos ( $Xit1Pit2(-1) = 0,752936$ , p-valor  $<0,00001$ ) e com significância porém negativamente associada com a mesma variável defasada para três períodos ( $Xit1Pit2(-2) = -0,124341$ , p-valor 0,02341).

Portanto, os resultados são inconsistentes com o modelo de Khan e Watts (2009), exceto por uma variável, não confirmando portanto a hipótese principal deste modelo. Os resultados sugerem, todavia, que a variável dependente do modelo é explicada pelas suas próprias defasagens em 1 e 2 períodos.

Lafond e Watts (2008) observaram a relação positiva e significativa entre assimetria da informação e conservadorismo, indicando maior força da assimetria da informação para gerar o conservadorismo. Indicando o referencial teórico que a assimetria da informação é associada positivamente ao custo médio ponderado do capital, têm-se a hipótese de que quanto maior o conservadorismo, maior o custo médio ponderado de capital. Assumindo os resultados de Basu (1997) e Khan e Watts (2009) apurados neste estudo, testou-se a hipótese declarada contra estes modelos. Intuitivamente, a rejeição da hipótese seria razoável, uma vez que os resultados obtidos nos modelos não confirmaram suas hipóteses.

Tabela 5 – Khan e Watts (2009)

Modelo 5: Arellano-Bond de duas fases, usando 2283 observações Incluídas 206 unidades de seção-cruzada Variável dependente: xit1pit2					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>z-stat</i>	<i>p-valor</i>	
Dxit1pit2(-1)	0,752936	0,0482387	15,6085	<0,00001	***
Dxit1pit2(-2)	-0,124341	0,0548579	-2,2666	0,02341	**
Dxit1pit2(-3)	-0,0781817	0,0512171	-1,5265	0,12689	
Const	0,00688996	0,00794747	0,8669	0,38598	
DRi	0,00544123	0,011916	0,4566	0,64794	
DRi_1	-0,0176587	0,0193297	-0,9136	0,36095	
DRi_2	0,0173369	0,0135734	1,2773	0,20151	
DRi_3	-0,00432171	0,0126941	-0,3404	0,73352	
RETGSCORE	-0,0176582	0,0789943	-0,2235	0,82312	

RETGSCORE_1	0,0954184	0,0953782	1,0004	0,31711
RETGSCORE_2	-0,342124	0,261591	-1,3079	0,19092
RETGSCORE_3	0,312985	0,23769	1,3168	0,18791
DRICSCORE	0,00787061	0,0963396	0,0817	0,93489
DRICSCORE_1	0,1689	0,141608	1,1927	0,23297
DRICSCORE_2	-0,121627	0,154752	-0,7859	0,43190
DRICSCORE_3	-0,00260616	0,131687	-0,0198	0,98421
yhat5	0,0375713	0,241984	0,1553	0,87661
yhat5_1	-0,0825747	0,394852	-0,2091	0,83435
yhat5_2	-0,133234	0,292297	-0,4558	0,64852
yhat5_3	0,0531071	0,16674	0,3185	0,75010

Fonte : o autor. \*\* - significante a 5%. \*\*\* - significante a 1%.

A regressão de custo médio ponderado de capital (WACC) contra o modelo de Basu em *pooled* não confirma a hipótese de relação positiva e significativa, havendo significância positiva apenas com o intercepto. Os resultados ajustados de Basu indicam relação negativa e não significativa com o custo médio ponderado de capital ( $yhat4 = \text{Basu} = -1,31779$ , p-valor 0,98204). Todavia, os testes de variância de resíduos, Breusch-Pagan e Hausman rejeitam  $H_0$  apenas para *pooled* e efeitos fixos, indicando que a análise de dados em painel por efeitos aleatórios seja a mais adequada para o caso. Os resultados por este método são no mesmo sentido que os obtidos por *pooled*. O intercepto é positivo e significativo (const = 70,5353, p-valor 0,01790) enquanto os resultados ajustados do modelo apresentaram estimador negativo e não significativo ( $yhat4 = \text{Basu} = -24,5575$ , p-valor 0,61268).

Portanto, a regressão de custo médio ponderado de capital contra os resultados ajustados de Basu não confirmam a hipótese de relação positiva e significativa entre o conservadorismo e o custo médio ponderado de capital.

A regressão de custo médio ponderado de capital (WACC) contra o modelo de Khan e Watts (2009) em *pooled* não confirma a hipótese de relação positiva e significativa, havendo significância positiva apenas com o intercepto. Os resultados ajustados de Khan e Watts indicam relação negativa e não significativa com o custo médio ponderado de capital ( $yhat7 = \text{Khan e Watts} = -7,21982$ , p-valor 0,89193). Todavia, os testes de variância de resíduos, Breusch-Pagan e Hausman rejeitam  $H_0$  apenas para *pooled* e efeitos fixos, indicando que a análise de dados em painel por efeitos aleatórios seja a mais adequada para o caso. Os resultados por este método são no mesmo sentido que os obtidos por *pooled*. O intercepto é positivo e significativo (const = 103,035, p-valor 0,06311) enquanto os resultados ajustados do modelo apresentaram estimador negativo e não significativo ( $yhat7 = \text{Khan e Watts} = -8,04249$ , p-valor 0,92109).

Tabela 6 – WACC e resultados ajustados de Basu (1997)

Modelo 6: Efeitos-aleatórios (GLS), usando 3661 observações Incluídas 240 unidades de seção-cruzada Comprimento da série temporal: mínimo 1, máximo 23 Variável dependente: WACC					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
const	70,5353	29,7765	2,3688	0,01790	**
yhat4	-24,5575	48,5037	-0,5063	0,61268	
Média var. dependente		83,45676	D.P. var. dependente		838,8840
Soma resid. quadrados		2,58e+09	E.P. da regressão		839,0763

Log da verossimilhança	-29841,19	Critério de Akaike	59686,38
Critério de Schwarz	59698,79	Critério Hannan-Quinn	59690,80

Fonte : o autor. \*\* - significante a 5%.

Portanto, a regressão de custo médio ponderado de capital contra os resultados ajustados de Khan e Watts também não confirmam a hipótese de relação positiva e significativa entre o conservadorismo e o custo médio ponderado de capital.

Utilizando-se os modelos como variáveis dependentes e o custo médio ponderado de capital como independente, os resultados divergem, embora não significativamente, dos observados com custo médio ponderado de capital como variável dependente. Inexiste relação positiva e significativa entre o conservadorismo e o custo médio ponderado de capital.

Para os resultados ajustados de Basu, os modelos de variância de resíduos, de Breusch-Pagan e Hausman indicam *pooled* como a maneira adequada de analisar os dados. Os estimadores são positivos, embora não significativos, para intercepto (const = 0,00548792, p-valor 0,29587) e custo médio ponderado de capital (WACC = 2,657233-06, p-valor 0,66962).

Para os resultados ajustados de Khan e Watts, os modelos de variância de resíduos, de Breusch-Pagan e Hausman também indicam *pooled* como a maneira adequada de examinar os dados. O intercepto é positivo e significativo (const = 0,0473784, p-valor < 0,00001) e a variável de custo médio ponderado de capital é negativa e não significativa (WACC = -1,12114e-06, p-valor 0,89193).

Utilizando-se o custo médio ponderado de capital como variável dependente e as variáveis de controle de liquidez corrente, rentabilidade do patrimônio líquido, ciclo financeiro e intangíveis sobre patrimônio líquido como variáveis independentes, também não se obteve associação positiva e significativa para nenhuma das variáveis, exceto para o intercepto (const = 95,9333, p-valor 0,02137) obtido através da análise de dados em painel com efeitos aleatórios. Os modelos de variância de resíduos, Breusch-Pagan e Hausman indicaram este como o método adequado para análise. Em *pooled* o resultado havia sido no mesmo sentido. As variáveis liquidez corrente, ciclo financeiro e intangíveis sobre patrimônio líquido apresentaram associação negativa, enquanto rentabilidade do patrimônio líquido associação positiva, embora todas não sejam significativas.

Tabela 7 – WACC e resultados ajustados de Khan e Watts (2009)

Modelo 7: Efeitos-aleatórios (GLS), usando 1670 observações Incluídas 181 unidades de seção-cruzada Comprimento da série temporal: mínimo 1, máximo 15 Variável dependente: WACC					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>	
Const	103,035	55,4061	1,8596	0,06311	*
yhat7	-8,04249	81,1747	-0,0991	0,92109	
yhat7_1	-9,81321	74,8537	-0,1311	0,89571	
yhat7_2	-0,397379	68,1798	-0,0058	0,99535	
yhat7_3	8,05987	61,0411	0,1320	0,89497	
Média var. dependente		133,4087	D.P. var. dependente		1147,374
Soma resid. Quadrados		2,20e+09	E.P. da regressão		1148,809
Log da verossimilhança		-14135,25	Critério de Akaike		28280,50
Critério de Schwarz		28307,60	Critério Hannan-Quinn		28290,54

Fonte : o autor. \* - significante a 10%.

Tabela 8 – Resultados ajustados de Basu (1997) e WACC

Modelo 8 : Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 3661 observações Incluídas 240 unidades de seção-cruzada Comprimento da série temporal: mínimo 1, máximo 23 Variável dependente: yhat4				
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
Const	0,00548792	0,00524917	1,0455	0,29587
WACC	2,65723e-06	6,22743e-06	0,4267	0,66962
Média var. dependente	0,005710	D.P. var. dependente		0,316012
Soma resid. Quadrados	365,4815	E.P. da regressão		0,316047
R-quadrado	0,000050	R-quadrado ajustado		-0,000224
F(1, 3659)	0,182071	P-valor(F)		0,669624
Log da verossimilhança	-976,7567	Critério de Akaike		1957,513
Critério de Schwarz	1969,924	Critério Hannan-Quinn		1961,933
Rô	0,791845	Durbin-Watson		0,247093

Fonte : o autor

Tabela 9 – Resultados ajustados de Khan e Watts (2009) e WACC

Modelo 9: Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 2283 observações Incluídas 206 unidades de seção-cruzada Comprimento da série temporal: mínimo 1, máximo 18 Variável dependente: yhat7				
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
Const	0,0473784	0,008778	5,3974	<0,00001 ***
WACC	-1,12114e-06	8,25094e-06	-0,1359	0,89193
Média var. dependente	0,047249	D.P. var. dependente		0,416847
Soma resid. quadrados	396,5209	E.P. da regressão		0,416937
R-quadrado	0,000008	R-quadrado ajustado		-0,000430
F(1, 2281)	0,018464	P-valor(F)		0,891927
Log da verossimilhança	-1241,222	Critério de Akaike		2486,443
Critério de Schwarz	2497,910	Critério Hannan-Quinn		2490,625
Rô	0,612099	Durbin-Watson		0,638142

Fonte : o autor. \*\*\* - significante a 1%.

Tabela 10 – WACC e variáveis de controle

Modelo 10: Efeitos-aleatórios (GLS), usando 3231 observações Incluídas 210 unidades de seção-cruzada Comprimento da série temporal: mínimo 1, máximo 23 Variável dependente: WACC				
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>razão-t</i>	<i>p-valor</i>
const	95,9333	41,6633	2,3026	0,02137 **
LC	-10,1018	11,262	-0,8970	0,36980
RPL	0,637445	0,448326	1,4218	0,15517
CiclFin	-0,0764854	0,0556056	-1,3755	0,16907
Intang_PL	-6,3895	10,3397	-0,6180	0,53665
Média var. dependente	88,75174	D.P. var. dependente		824,3791
Soma resid. quadrados	2,20e+09	E.P. da regressão		825,3908
Log da verossimilhança	-26281,52	Critério de Akaike		52573,05
Critério de Schwarz	52603,45	Critério Hannan-Quinn		52583,94

Fonte : o autor. \*\* - significante a 5%.

## 6. conclusões

Este estudo teve como objetivo averiguar a associação entre as medidas de conservadorismo e o custo médio ponderado de capital, partindo da suposição de que o conservadorismo, sendo relacionado à assimetria da informação, possui relação positiva e significativa com o custo médio ponderado de capital, de forma consistente com o referencial teórico. Porém, a hipótese não pode ser confirmada, uma vez que o custo médio ponderado de capital não apresentou relação positiva e significativa com nenhuma das duas medidas de conservadorismo utilizados. Os resultados obtidos não são consistentes, portanto, com os modelos de Basu (1997) e Khan e Watts (2009) e com os resultados alcançados por Lafond e Watts (2008). O custo médio ponderado de capital não pode ser explicado, conforme os resultados, pelas medidas de conservadorismo utilizadas, reforçando a existência de outras variáveis não captadas pelos modelos e as teorias de *Pecking Order* e *Trade-Off*.

## Referências Bibliográficas:

ALVES, A. J. A "revisão da bibliografia" em teses e dissertações : meus tipo inesquecíveis. **Cadernos de Pesquisa**, v. 31, p. 53-60, 1992.

ARDITTI, F. D. The weighted average cost of capital: some questions on its definition, interpretation, and use. **The Journal of Finance**, v. 28, n. 4, p. 1001-1007, 1973.

ASTERIOU, D.; HALL, S. G. **Applied econometrics: a modern approach using Eviews and Microfit**. Revised. ed. New York: Palgrave Macmillan, 2007.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. Chichester: John Wiley & Sons, Ltd, 2005.

BASU, S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. **Journal of Accounting and Economics**, v. 24, p. 3-37, 1997.

BOOTH, L. et al. Capital structures in developing countries. **The Journal of Finance**, v. 56, n. 1, p. 87-130, 2001.

CRESWELL, J. W. **Projeto de pesquisa: métodos qualitativo, quantitativo e misto**. tradução Luciana de Oliveira da Rocha. 2. ed. Porto Alegre: Artmed, 2007.

DIAMOND, D. W.; VERRECCHIA, R. E. Disclosure, liquidity, and the cost of capital. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 4, p. 1325-1359, 1991.

EASLEY, D.; HVIDKJAER, S.; O'HARA, M. Is information risk a determinant of asset returns? **The Journal of Finance**, v. LVII, n. 5, p. 2185-2221, 2002.

EASLEY, D.; O'HARA, M. Information and the cost of capital. **The Journal of Finance**, v. 59, n. 4, p. 1553-1583, 2004.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991.

FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. **The Review of Financial Studies**, v. 15, n. 1, p. 1-33, 2002.

FISCHER, E. O.; HEINKEL, R.; ZECHNER, J. Dynamic capital structure choice: theory and tests. **The Journal of Finance**, v. 44, n. 1, p. 19-40, 1989.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HUI, K. W.; MATSUNAGA, S.; MORSE, D. The impact of conservatism on management earnings forecasts. **Journal of Accounting and Economics**, v. 47, p. 192-207, 2009.

KHAN, M.; WATTS, R. L. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. **Journal of Accounting and Economics**, v. 48, p. 132-150, 2009.

LAFOND, R.; WATTS, R. L. The Information Role of Conservatism. **The Accounting Review**, v. 83, n. 2, p. 447-478, 2008.

MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. **The American Economic Review**, v. 48, n. 3, p. 261-297, 1958.

MYERS, S. C. The capital structure puzzle. **The Journal of Finance**, v. 39, n. 3, p. 575-592, 1984.

NAKAMURA, W. T. et al. Determinantes de estrutura de capital no mercado brasileiro - análise de regressão com painel de dados no período 1999-2003. **Revista de Contabilidade e Finanças**, v. 44, p. 72-85, 2007.

NAKAMURA, W. T.; MOTA, A. D. S. **Decisões de estrutura de capital de empresas brasileiras: um estudo empírico**. Anais do Cladea. Porto Alegre: [s.n.]. 2002.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

RAMANATHAN, R. **Introductory Econometrics with applications**. 3. ed. Fort Worth: The Dryden Press, 1995.

RYAN, S. Identifying conditional conservatism. **European Accounting Review**, v. 15, p. 511-525, 2006.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

SMITH, C.; WATTS, R. L. The investment opportunity set and corporate financing, dividend and compensation policies. **Journal of Financial Economics**, v. 32, p. 263-292, 1992.



WATTS, R. L. Conservatism in Accounting Part I - Explanations and Implications. **Accounting Horizons**, v. 17, n. 3, p. 207-221, 2003a.

WATTS, R. L. Conservatism in Accounting Part II : Evidence and Research Oportunities. **Accounting Horizons**, v. 17, n. 4, p. 287-301, 2003b.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. tradução de Rogério César de Souza. São Paulo: Thomson Learning, 2007.