

Modelo de Basu: Especificação Diferente, Mesmo Resultado

Basu Model: Different Specification, Same Result

Gustavo Amorim Antunes
Doutorando UnB/UFPB/UFRN

Otávio Ribeiro de Medeiros
Professor Titular da UnB

Resumo

O presente trabalho testa uma especificação alternativa para o modelo de conservadorismo contábil elaborado por Basu (1997). O modelo original, amplamente difundido na literatura, busca captar a antecipação conservadora de despesas por meio da relação entre as más notícias percebidas pelo mercado acionário e aquelas divulgadas pela contabilidade. Para tanto, utiliza o Retorno Simples (RS) negativo das ações como *proxy* para as más notícias de mercado e testa sua relação com o resultado contábil. Considerando que um RS positivo inferior ao retorno considerado normal também pode significar má notícia, o presente trabalho substituiu o RS pelo Retorno Anormal. Essa especificação alternativa foi testada a partir de 2.278 observações anuais de empresas brasileiras e 11.274 de empresas norte-americanas, coletadas no Economática© e analisadas para o período de 1996 a 2007. Os resultados revelaram que a aderência dos dados (R^2) e o coeficiente de conservadorismo (α_3) gerados pelo modelo original de Basu (1997) e por sua versão alternativa foram semelhantes. Assim, este trabalho contribui com a literatura no sentido de mostrar que outra especificação do modelo é possível e que ela gera resultados semelhantes.

Palavras-Chave: Conservadorismo contábil, retorno anormal, pesquisa empírica.

Abstract

This paper tested an alternative specification for the conservatism model proposed by Basu (1997). This model, very common in the literature, uses the relation between market and accounting bad news as proxy for expense anticipation. The original equation uses the simple return in stock market (SR), when negative, as proxy for market bad news and tests its relation with accounting return. However, a positive SR smaller than normal return may also represent bad news. So, the substitution of SR by Abnormal Return was tested using data of Brazilian and north-american firms collected in Economática© and processed by multiple regression over the period 1996-2007. The results revealed that model adherence (R^2) and conservatism coefficient (α_3) produced by both specifications (original and alternative) were similar. As contribution to literature, this paper shows that another specification for Basu model is possible and that it produces similar results.

Keywords: Accounting conservatism, abnormal return, empiric research.

1. INTRODUÇÃO

A literatura especializada fornece três conceituações de conservadorismo contábil. A primeira consiste no diferencial de verificabilidade exigido para se reconhecer receitas e despesas na Demonstração de Resultado do Exercício (WATTS, 2003, p. 207). Em outras palavras, conservadorismo é a tendência de se exigir maior verificabilidade para se reconhecer

ganhos comparativamente à exigência para se reconhecer perdas (BASU, 1997, p. 7). Uma motivação econômica para se exigir maior verificabilidade das receitas é a necessidade de métricas contratuais mais verificáveis e confiáveis (WATTS, 2003, p. 211). Do ponto de vista empírico, ao se exigir maior rigor para reconhecer as receitas, uma vez reconhecidas estas tendem a ser persistentes. Nesse sentido, Ball e Shivakumar (2005) elaboraram modelo econométrico que verificar se o aumento do lucro é persistente.

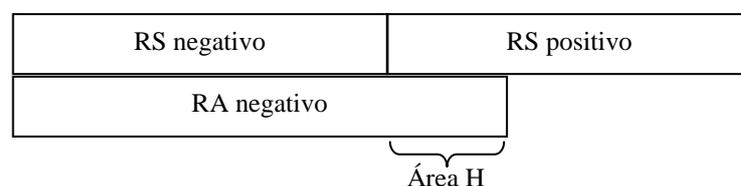
A segunda definição de conservadorismo advém da máxima de postergar receitas e antecipar despesas (BLISS, 1924, *apud* WATTS, 2003, p. 208). Nesta, o conservadorismo é definido como defasagem temporal no reconhecimento de receitas e despesas. Observa-se aqui uma relação entre a segunda e a primeira definição: devido à exigência de maior verificabilidade das receitas, o reconhecimento dessas tende a demorar. Uma motivação econômica para se postergar receitas é a conseqüente postergação de impostos (WATTS, 2003, p. 209). Na análise empírica, não se investiga propriamente a postergação de receitas e sim a antecipação de despesas, por meio do modelo econométrico desenvolvido por Basu (1997), que analisa se a contabilidade reconhece mais despesas quando o mercado acionário recebe más notícias (retorno simples negativo das ações).

A terceira conceituação de conservadorismo faz referência à submensuração do Patrimônio Líquido (PL) no Balanço Patrimonial (WATTS, 2003, p. 208). Esta, por sua vez, guarda relação com a segunda definição: ao se atrasar o reconhecimento de receitas, tende-se a reduzir o lucro contábil e, portanto, o patrimônio líquido. Uma motivação econômica para se subavaliar o PL é a redução dos custos de litígio e de regulação (WATTS, 2003, pp. 216 e 217). Do ponto de vista empírico, Lara e Mora (2004) tentaram investigar a sub-avaliação do PL pressupondo que sua ocorrência quando o PL fosse menor do que o valor de mercado da empresa (preço das ações vezes a quantidade total de ações). Contudo, isso está incorreto. O valor de mercado de uma empresa está associado à sua capacidade de geração de caixa no futuro que está, por sua vez, associada a diversos fatores, entre os quais se encontram ativos intangíveis não passíveis de contabilização (marca da própria empresa e qualidade dos recursos humanos, por exemplo). Os investidores precificam esses intangíveis, mas a contabilidade não pode registrá-los, pois sua mensuração é muito subjetiva e não seria confiável. Assim, entre os registros contábeis e a precificação do investidor estão as vendas ainda não reconhecidas por causa do conservadorismo, mas também os intangíveis não registrados pela contabilidade. Portanto, a diferença entre o PL e o valor de mercado não significa necessariamente conservadorismo e, portanto, a tentativa de Lara e Mora (2004) não está correta.

1.1. Problema de Pesquisa

O modelo de Basu (1997) busca captar a antecipação conservadora de despesas por meio da relação entre as más notícias percebidas pelo mercado acionário e aquelas divulgadas pela contabilidade. Para tanto, utiliza o Retorno Simples (RS) negativo como *proxy* para as más notícias de mercado e testa a relação do RS negativo com o resultado contábil.

Porém, o esquema a seguir mostra que o RS positivo contido na área H pode ser considerado más notícias, pois representa Retorno Anormal (RA) negativo.



Dessa forma, poderia-se utilizar o RA negativo como *proxy* para as más notícias percebidas pelo mercado. Quanto maior a área H, maior tende a ser a diferença entre utilizar o RS negativo e o RA negativo como *proxy* para más notícias no âmbito do modelo de Basu (1997). Considerando que a área H não seja desprezível, adota-se como objetivo geral responder a seguinte questão:

ALTERAR CONCEITUALMENTE UMA VARIÁVEL DO MODELO DE BASU (1997) ALTERA SUA CAPACIDADE EMPÍRICA PARA ANALISAR O CONSERVADORISMO CONTÁBIL?

O RA negativo fornece métrica conceitualmente diferente para mensurar as más notícias do mercado acionário. Nesse sentido, espera-se que a especificação alternativa do modelo de Basu (1997) altere seus resultados empíricos.

Para perseguir o objetivo geral deste trabalho, confronta-se o modelo original de Basu (1997) e sua versão alternativa. Logo, formula-se a questão a seguir:

INCLUIR O RETORNO ANORMAL NEGATIVO NA ESPECIFICAÇÃO DA VARIÁVEL *DUMMY* DO MODELO DE BASU (1997) GERA RESULTADOS QUALITATIVAMENTE DIFERENTES?

Este objetivo específico é investigado por meio de duas hipóteses de trabalho:

H₁ = A aderência dos dados (R²) ao modelo original de Basu (1997) é diferente da verificada em sua versão alternativa.

H₂ = O coeficiente de conservadorismo contábil (α₃) gerado pelo modelo original de Basu (1997) é diferente do obtido por sua versão alternativa.

Considerando que o RA é mais robusto do que o RS para representar as boas e más notícias, poderia-se esperar que a introdução dessa variável no modelo gerasse uma maior aderência dos dados (R² maior) e tornasse o modelo mais sensível à existência de conservadorismo (coeficiente α₃ com sinal mais consistente e significativo). Contudo, se a área H se mostrar empiricamente desprezível, a nova especificação do modelo de Basu (1997) não há de gerar resultados diferentes.

2. METODOLOGIA DO MODELO DE BASU (1997) ORIGINAL

Basu (1997) propôs uma metodologia de investigação empírica do conservadorismo que se baseia na defasagem temporal entre o reconhecimento de receitas e despesas (2ª forma de conservadorismo). A formulação matemática de seu modelo é descrita a seguir:

$$LPA_{i,t} / P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t} + \alpha_3 D_{i,t} * RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

onde

$LPA_{i,t}$ denota o resultado contábil (Lucro/prejuízo) Por Ação da empresa i no ano t ;

$P_{i,t-1}$ denota o Preço da ação da empresa i à época da divulgação contábil referente ao ano $t-1$;

$RS_{i,t}$ denota o Retorno Simples da ação ($P_{i,t}/P_{i,t-1}$) da empresa i à época da divulgação contábil referente ao ano t ;

$D_{i,t}$ denota uma variável *Dummy* que assume valor 1 quando $RS < 0$ e valor zero quando $RS > 0$;

$\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro;

α_0 , α_1 , α_2 e α_3 são os parâmetros a serem estimados.

A equação (1) mensura a grau de associação entre a informação contábil (retorno contábil simples) e a informação analisada pelos investidores (RS). Esta equação busca investigar o conservadorismo ao verificar se a contabilidade se associa mais rapidamente à informação de mercado quando esta é ruim (RS negativo).

O parâmetro α_0 não contém significado econômico/teórico e sua análise não é relevante no presente caso.

O coeficiente α_1 mensura a velocidade do reconhecimento do retorno econômico pelo resultado contábil. Valores maiores e mais significativos para α_1 indicam que a informação contábil das empresas é transmitida em tempo hábil, sendo que seu sinal esperado é positivo. Esta métrica se relaciona ao conceito de oportunidade da informação contábil (BUSHMAN ET AL, 2004, p. 173) e não será explorado neste texto.

O parâmetro α_2 mensura a defasagem temporal entre o reconhecimento contábil de boas e más notícias já absorvidas pelo preço de mercado (*proxy* para o nível de conservadorismo). Valores mais significativos e maiores em módulo para α_2 indicam maior a existência de conservadorismo contábil. O sinal esperado para α_2 é negativo.

Por fim, o coeficiente α_3 mensura a intensidade dessa defasagem temporal entre o reconhecimento de boas e más notícias (*proxy* para o grau de conservadorismo). Valores mais significativos e maiores para α_3 indicam maior grau de conservadorismo contábil. O sinal esperado para α_3 é positivo.

Outro tipo de análise pode ser feita por meio da diferença ' $|\alpha_3| - |\alpha_1|$ ', que representa a diferença de velocidade entre o reconhecimento de más notícias e das notícias em geral. Valores maiores para a diferença ' $|\alpha_3| - |\alpha_1|$ ' também indicam maior grau de conservadorismo.

Das quatro análises possível referentes ao modelo de Basu (1997), a principal para fins de avaliação do conservadorismo contábil é analisar o sinal e a significância estatística do coeficiente α_3 . Dessa forma, este trabalho se limitará a analisar apenas o coeficiente α_3 .

Destaca-se que a equação (1) considera má notícia apenas o RS negativo, por meio da especificação dada ao termo $D_{i,t}$. Contudo, um RS positivo inferior ao retorno normal também pode significar má notícia. Nesse sentido, utilizar o RA como *proxy* para as más notícias do mercado acionário pode gerar resultados diferentes.

3. METODOLOGIA DO MODELO DE BASU (1997) MODIFICADO

Tendo em vista que o RA negativo também pode ser utilizado como *proxy* da variável *Dummy* do modelo de Basu (1997), este trabalho testa uma nova especificação para o referido modelo, conforme equação apresentada a seguir:

$$LPA_{i,t} / P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{i,t} + \alpha_2 DA_{i,t} + \alpha_3 DA_{i,t} * RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

onde

$LPA_{i,t}$ denota o resultado contábil (Lucro/prejuízo) Por Ação da empresa i no ano t ;

$P_{i,t-1}$ denota o Preço da ação da empresa i à época da divulgação contábil referente ao ano $t-1$;

$RS_{i,t}$ denota o Retorno Simples da ação ($P_{i,t}/P_{i,t-1}$) da empresa i à época da divulgação contábil referente ao ano t ;

$DA_{i,t}$ denota uma variável *Dummy* que assume valor 1 quando $RA < 0$ e valor zero quando $RA > 0$;

$\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro;

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ e α_3 são os parâmetros a serem estimados.

A equação (2) mensura a grau de associação entre a informação contábil (retorno contábil anormal) e a informação analisada pelos investidores (RA). Esta equação também pode investigar o conservadorismo contábil, pois verifica se a contabilidade se associa mais rapidamente à informação de mercado quando esta é dita ruim por uma métrica alternativa (RA negativo).

Para se calcular o RA, requerido pela variável $DA_{i,t}$ da equação (2), subtraiu-se a taxa livre de risco (TLR) do retorno efetivamente obtido com a ação (RS), conforme demonstrado a seguir:

$$RA_{i,t} = RS_{i,t} - TLR_t \quad (3)$$

onde

$RA_{i,t}$ denota Retorno Anormal da ação da empresa i à época da divulgação contábil referente ao ano t ;

$RS_{i,t}$ denota o Retorno Simples da ação ($P_{i,t}/P_{i,t-1}$) da empresa i à época da divulgação contábil referente ao ano t ;

TLR_t denota a Taxa Livre de Risco no ano t .

Ao reespecificar a *Dummy* do modelo de Basu (1997) utilizando o RA negativo, espera-se que a métrica de conservadorismo (α_3) e a aderência dos dados ao novo modelo sejam diferentes. Destaca-se que esse resultado esperado depende, de certa forma, do tamanho empiricamente observado da área H.

Pensou-se em também modificar a especificação conceitual da variável dependente, substituindo o retorno contábil simples pelo retorno contábil anormal, calculado pela fórmula a seguir. Contudo, a diferença entre o retorno contábil simples e anormal é sempre equivalente à TLR. Desse modo, a variância das duas séries de dados são equivalentes e a relação delas com o retorno das ações também é equivalente.

$$RCA_{i,t} = (LPA_{i,t} - TLR_t * VPA_{i,t-1}) / P_{i,t-1} \quad (4)$$

onde

$RCA_{i,t}$ denota Retorno Contábil Anormal da empresa i no ano t ;

$LPA_{i,t}$ denota o resultado contábil (Lucro/prejuízo) Por Ação da empresa i no ano t ;

TLR_t denota a Taxa Livre de Risco no ano t ;

$VPA_{i,t-1}$ denota o Valor Patrimonial por Ação da empresa i no ano $t-1$; e

$P_{i,t-1}$ denota o preço da ação da empresa i à época da divulgação contábil referente ao ano $t-1$.

De toda forma, foram feitas regressões utilizando o retorno contábil anormal e os resultados foram idênticos ao apurado quando se usou o retorno contábil simples. Assim, este trabalho se limitou a apresentar os resultados das regressões com o retorno contábil simples, que é a variável originalmente utilizada por Basu (1997).

4. COLETA DE DADOS

Os dados referentes ao preço de fechamento das ações em 30 de abril (com 15 dias de tolerância), Lucro anual Por Ação (LPA) e Valor Patrimonial por Ação (VPA) do final do ano foram coletados no Economática©, em valores nominais, não corrigidos pela inflação.

O período da coleta foi de dezembro de 1995 a abril de 2008. Com isso, foi possível calcular o retorno contábil e o retorno das ações referentes aos anos de 1996 a 2007. Estes 12 anos foram analisados individualmente (*cross-section*) e em conjunto (*pooled*), sempre por meio de regressão múltipla. Foram estudadas duas amostras que abrangeram todas as empresas do Brasil e dos Estados Unidos cujas informações estavam disponíveis. A análise descritiva dos retornos é apresentada na tabela 1 a seguir.

Tabela 1: Análise descritiva dos retornos

Estatística	Brasil		Estados Unidos	
	Retorno Contábil*	Retorno das ações	Retorno Contábil*	Retorno das ações
Média	-4%	29%	6%	17%
Desvio Padrão	119%	61%	6%	35%
Curtose	19,31	1,31	2,61	0,69
Assimetria	-3,84	1,09	-0,68	0,72
Intervalo	1142%	331%	44%	193%

Fonte: Resultados desta pesquisa

Obs: * O retorno contábil é a variável dependente do modelo de Basu (1997): $LPA_{i,t} / P_{i,t-1}$

A tabela 1 reflete a maior instabilidade do mercado brasileiro em relação ao mercado norte-americano. Observa-se que o retorno das ações no Brasil apresenta maior desvio padrão, o que sugere que o mercado acionário brasileiro é mais volátil. Maior contraste ocorre com o retorno contábil, indicando que as empresas brasileiras apresentam desempenho contábil ainda mais volátil.

Como taxa livre de risco, adotou-se a Poupança para a amostra brasileira e o *Treasury Bond* de 10 anos para a amostra norte-americana. Os valores da taxa livre de risco estão apresentados na tabela 2 a seguir. Nota-se que a taxa da poupança é superior à taxa do *Treasury Bond* e também mais volátil. Isso também reflete a maior instabilidade do mercado brasileiro em relação ao mercado norte-americano.

Tabela 2: Taxa livre de risco anual

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Poupança	15%	14%	12%	14%	9%	8%	9%	12%	7%	9%	8%	8%
<i>Treasury Bond</i>	7%	7%	6%	5%	6%	5%	5%	4%	5%	4%	5%	5%

Fonte: Economática©

Para análise dos dados, foram excluídas as observações extremas de ambas as amostras, no intuito de contornar o problema de *outliers*. Para tanto, adotou-se o percentual de 5% utilizado por Lopes (2008, p. 52). Depois desse procedimento, estimou-se a área H de ambas as amostras.

A tabela 3 a seguir estima a área H para a amostra brasileira. Observa-se que, na média, o RA negativo produz, em média, 15 observações anuais a mais do que o RS negativo. Isso representa 21% a mais de observações, o que justifica testar empiricamente a especificação alternativa do modelo de Basu (1997) para a amostra brasileira. Destaca-se que em alguns anos (2001 e 2005, por exemplo), a área H apresentou poucas observações. Especificamente nesses anos, já não se espera diferenças qualitativas entre o modelo tradicional de Basu (1997) e sua versão alternativa.

Tabela 3: Quantidade de RS e RA negativos na amostra brasileira

Período	RS negativos	RA negativos	ÁREA H		
			Diferença Absoluta	Diferença Relativa	Proporção na amostra total
1996	118	136	18	15%	9%
1997	118	136	18	15%	9%
1998	59	78	19	32%	10%
1999	96	128	32	33%	18%
2000	119	142	23	19%	12%
2001	29	35	6	21%	3%
2002	79	93	14	18%	7%
2003	85	97	12	14%	6%
2004	90	110	20	22%	11%
2005	24	27	3	13%	2%
2006	45	61	16	36%	9%
2007	56	68	12	21%	6%
Média	69	84	15	21%	8%
<i>Pooled</i> (1996-2007)	918	1.111	193	21%	8%

Fonte: Resultados desta pesquisa

A tabela 4 a seguir estima área H para a amostra norte-americana. Observa-se que, na média, o RA negativo nos EUA produz, em média, 63 observações anuais a mais do que o RS negativo. Isso representa 20% a mais de observações, o que justifica testar empiricamente a especificação alternativa do modelo de Basu (1997) para a amostra norte-americana.

Observa-se também que o valor absoluto da área H é maior do que o verificado para a amostra brasileira (média de 68 observações anuais nos EUA contra 15 no Brasil), devido ao fato de a amostra dos EUA ser maior. Por outro lado, a área H de ambas as amostras é similar em termos relativos (média de 7% do total de observações anuais nos EUA contra 8% no Brasil). Isso sugere que as diferenças entre o modelo original e alternativo de Basu (1997) podem apresentar magnitudes semelhantes.

Tabela 4: Quantidade de RS e RA negativos na amostra dos EUA

Período	RS negativos	RA negativos	ÁREA H		
			Diferença Absoluta	Diferença Relativa	Proporção na amostra total
1997	104	140	36	35%	9%
1998	78	103	25	32%	3%
1999	475	555	80	17%	8%
2000	540	622	82	15%	8%
2001	318	373	55	17%	5%
2002	359	434	75	21%	7%
2003	816	894	78	10%	7%
2004	70	115	45	64%	4%
2005	388	474	86	22%	7%
2006	220	307	87	40%	7%
2007	318	418	100	31%	9%
Média	335	403	68	20%	7%
<i>Pooled</i> (1997-2007)	3.686	4.435	749	20%	7%

Fonte: Resultados desta pesquisa

Obs: O ano de 1996 foi excluído da amostra dos EUA por não conter nenhum RS negativo e apenas quatro RA negativos.

5. RESULTADOS DA AMOSTRA BRASILEIRA

A seguir, apresentam-se os resultados brasileiros referentes aos coeficientes de R^2 apurados pelo modelo de Basu (1997) original e alternativo. A tabela 5 investiga a primeira hipótese de trabalho, segundo a qual a aderência dos dados (R^2) ao modelo original de Basu (1997) é diferente da verificada em sua versão alternativa.

Tabela 5: Aderência dos dados brasileiros aos modelos

Modelo original: $LPA_{i,t} / P_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t} + \alpha_3 D_{i,t} * RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Modelo alternativo: $LPA_{i,t} / P_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{i,t} + \alpha_2 DA_{i,t} + \alpha_3 DA_{i,t} * RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Período	Observações	R^2		
		Modelo original	Modelo alternativo	Diferença numérica
1996	192	5,8% ***	6,2% ***	0,4 p.p.
1997	196	20,6% ***	19,1% ***	1,5 p.p.
1998	196	3,3% *	3,4% *	0,2 p.p.
1999	181	3,5% *	3,2%	0,3 p.p.
2000	185	1,0%	0,9%	0,1 p.p.
2001	197	6,4% ***	6,6% ***	0,2 p.p.
2002	193	11,6% ***	11,4% ***	0,2 p.p.
2003	187	8,2% ***	8,7% ***	0,5 p.p.
2004	174	11,0% ***	10,7% ***	0,3 p.p.
2005	187	9,6% ***	8,9% ***	0,7 p.p.
2006	185	8,9% ***	,6% ***	0,3 p.p.
2007	205	7,1% ***	7,2% ***	0,1 p.p.
<i>Pooled</i> (1996-2007)	2.278	4,2% ***	4,4% ***	0,2 p.p.

Fonte: Resultados desta pesquisa

Obs.1: *** indica significância estatística de 1%; * indica significância estatística de 10%

Obs.2: p.p. denota pontos percentuais.

Observa-se que, pelo teste F, a significância estatística dos dois modelos ocorre praticamente nos mesmos períodos e com mesmo nível de significância. Há diferença apenas no ano de 1999, quando o modelo original mostrou-se significativo a 10% e o modelo com resultado anormal não.

Os valores de R^2 apurados nos dois modelos foram próximos, com uma diferença média absoluta de apenas 0,4 pontos percentuais. Apesar dessas diferenças não terem sido testadas estatisticamente, os resultados da tabela 5 sugerem que o R^2 do modelo modificado não foi diferente ao verificado para o modelo original, seja em valor ou em significância estatística.

Nesses termos, pode-se rejeitar a primeira hipótese de trabalho: com base nos dados brasileiros aqui utilizados, não há indícios de que a aderência dos dados (R^2) ao modelo original de Basu (1997) seja diferente da verificada em sua versão alternativa.

A segunda hipótese de trabalho investiga se o coeficiente de conservadorismo contábil (α_3) gerado pelo modelo original de Basu (1997) é diferente do obtido por sua versão alternativa. Nesse sentido, a tabela 6 a seguir apresenta os resultados brasileiros referentes ao coeficiente α_3 apurado pelos dois modelos.

Pode-se notar que os dois modelos indicam a existência de conservadorismo nos mesmos cinco períodos (1996, 1997, 2001, 2005 e 1996-2007). O nível de significância é sempre 1% em ambos os modelos, exceto em 2001 quando o modelo original apresenta significância de 5%.

Do ponto de vista numérico, a tabela 5 revela que o valor dos coeficientes α_3 gerados pelo modelo alternativo é próximo ao apurado pelo modelo original de Basu (1997), sendo que a diferença média absoluta é de 0,37.

Tabela 6: Grau de conservadorismo nas empresas brasileiras

Modelo original: $LPA_{i,t} / P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t} + \alpha_3 D_{i,t} * RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Modelo alternativo: $LPA_{i,t} / P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{i,t} + \alpha_2 DA_{i,t} + \alpha_3 DA_{i,t} * RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Período	Observações	Coeficiente α_3		
		Modelo original	Modelo alternativo	Diferença numérica
1996	192	2,17***	2,17***	0,00
1997	196	3,65***	2,47***	1,18
1998	196	1,04	1,03	0,01
1999	181	0,06	-0,33	0,39
2000	185	-0,31	0,08	0,39
2001	197	1,32**	1,32***	0,00
2002	193	0,12	0,33	0,21
2003	187	0,11	-0,11	0,22
2004	174	0,78	1,25	0,47
2005	187	3,68***	2,77***	0,91
2006	185	0,42	1,19	0,77
2007	205	0,17	0,32	0,15
<i>Pooled</i> (1996-2007)	2.278	1,12***	1,02***	0,09

Fonte: Resultados desta pesquisa

Obs: *** indica significância estatística de 1%; ** indica significância estatística de 5%

Assim, rejeita-se também a segunda hipótese de trabalho para a amostra brasileira. Dessa forma, pode-se dizer que não há evidências empíricas de que o conservadorismo contábil (α_3) mensurado pelo modelo original de Basu (1997) seja diferente do obtido por sua versão alternativa, com base nos números das empresas brasileiras utilizados neste estudo.

Destaca-se que o modelo modificado apresentou dois coeficientes com sinal negativo inconsistente, enquanto o modelo original apresentou apenas um. Contudo, nas três ocasiões não houve significância estatística.

Tendo em vista a semelhança dos resultados obtidos em ambos os modelos, buscou-se verificar se a amostra continha RS e RA negativos em quantidade semelhante. A tabela 3 analisada anteriormente demonstra que isso ocorreu apenas em alguns anos (2001 e 2005, por exemplo). Assim, apesar da área H da amostra brasileira não ser desprezível em todo o período analisado, parece haver indicativos de que especificações conceitualmente diferentes da variável *dummy* do modelo de Basu (1997) geram sim resultados empíricos semelhantes.

6. RESULTADOS DA AMOSTRA NORTE-AMERICANA

A seguir, apresentam-se os resultados norte-americanos referentes aos coeficientes de R^2 apurados pelo modelo original de Basu (1997) e por sua versão alternativa. A tabela 7

investiga a primeira hipótese de trabalho, segundo a qual a aderência dos dados (R^2) ao modelo original de Basu (1997) é diferente da verificada em sua versão alternativa.

Observa-se que, pelo teste F, ambos os modelos apresentam significância estatística de 1% em todo o período analisado. Em relação aos coeficientes R^2 apurados nos dois modelos, nota-se que seus valores foram próximos, com uma diferença média absoluta de apenas 0,2 pontos percentuais. Apesar dessas diferenças não terem sido testadas estatisticamente, os resultados da tabela 7 sugerem que o R^2 do modelo modificado não foi diferente ao verificado para o modelo original, seja em valor ou em significância estatística.

Tabela 7: Aderência dos dados norte-americanos aos modelos

Modelo original: $LPA_{i,t} / P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t} + \alpha_3 D_{i,t} * RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Modelo alternativo: $LPA_{i,t} / P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{i,t} + \alpha_2 DA_{i,t} + \alpha_3 DA_{i,t} * RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Período	Observações	R^2		
		Modelo original	Modelo alternativo	Diferença numérica
1997	410	15,8% ***	15,7% ***	0,1 p.p.
1998	844	11,4% ***	11,1% ***	0,3 p.p.
1999	944	9,0% ***	8,3% ***	0,7 p.p.
2000	973	6,2% ***	6,1% ***	0,1 p.p.
2001	1.067	18,6% ***	18,8% ***	0,2 p.p.
2002	1.139	22,8% ***	23,0% ***	0,2 p.p.
2003	1.177	14,9% ***	14,8% ***	0,1 p.p.
2004	1.183	8,5% ***	8,5% ***	0,0 p.p.
2005	1.208	20,2% ***	20,4% ***	0,2 p.p.
2006	1.167	11,0% ***	10,9% ***	0,1 p.p.
2007	1.162	15,6% ***	15,5% ***	0,1 p.p.
<i>Pooled</i> (1997-2007)	11.274	10,5% ***	10,4% ***	0,1 p.p.

Fonte: Resultados desta pesquisa

Obs.1: *** indica significância estatística de 1%.

Obs.2: p.p. denota pontos percentuais.

Obs. 3: O ano de 1996 foi excluído da amostra dos EUA por não conter nenhum RS negativo e apenas quatro RA negativos.

Nesses termos, pode-se rejeitar a primeira hipótese de trabalho: com base nos dados norte-americanos aqui utilizados, não há indícios de que a aderência dos dados (R^2) ao modelo original de Basu (1997) seja diferente da verificada em sua versão alternativa.

A segunda hipótese de trabalho investiga se o coeficiente de conservadorismo contábil (α_3) gerado pelo modelo original de Basu (1997) é diferente do obtido por sua versão alternativa. Nesse sentido, a tabela 8 a seguir apresenta os resultados norte-americanos referentes ao coeficiente α_3 apurado pelos dois modelos.

Pode-se notar que os dois modelos indicam a existência de conservadorismo em todo o período analisado. O nível de significância é sempre 1% em ambos os modelos, exceto em 1998, 2001 e 2004 quando o modelo original apresenta significância de 5%. Do ponto de vista numérico, a tabela 8 revela que o valor dos coeficientes α_3 gerados pelo modelo alternativo é próximo ao apurado pelo modelo original de Basu (1997), sendo que a diferença média absoluta é de 0,02.

Tabela 8: Grau de conservadorismo das empresas norte-americanas

Modelo original: $LPA_{i,t} / P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t} + \alpha_3 D_{i,t} * RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Modelo alternativo: $LPA_{i,t} / P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 RS_{i,t} + \alpha_2 DA_{i,t} + \alpha_3 DA_{i,t} * RS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Período	Observações	Coeficiente α_3		
		Modelo original	Modelo alternativo	Diferença numérica

1997	410	0,18***	0,13***	0,05
1998	844	0,14**	0,19***	0,05
1999	944	0,16***	0,14***	0,02
2000	973	0,15***	0,13***	0,02
2001	1.067	0,04**	0,06***	0,02
2002	1.139	0,09***	0,11***	0,03
2003	1.177	0,17***	0,17***	0,00
2004	1.183	0,11**	0,16***	0,05
2005	1.208	0,15***	0,14***	0,01
2006	1.167	0,13***	0,15***	0,02
2007	1.162	0,12***	0,09***	0,03
<i>Pooled</i> (1997-2007)	11.274	0,10***	0,10***	0,00

Fonte: Resultados desta pesquisa

Obs.1: *** indica significância estatística de 1%; ** indica significância estatística de 5%

Obs. 2: O ano de 1996 foi excluído da amostra dos EUA por não conter nenhum RS negativo e apenas quatro RA negativos.

Assim, rejeita-se também a segunda hipótese de trabalho para a amostra norte-americana. Dessa forma, pode-se dizer que não há evidências empíricas de que o conservadorismo contábil (α_3) mensurado pelo modelo original de Basu (1997) seja diferente do obtido por sua versão alternativa, com base nos números das empresas norte-americanas utilizados neste estudo.

Tendo em vista a semelhança dos resultados obtidos em ambos os modelos, buscou-se verificar se a amostra norte-americana continha RS e RA negativos em quantidade semelhante. A tabela 4 analisada anteriormente demonstra que isso não ocorreu. Assim, apesar da área H da amostra norte-americana não ser desprezível no período analisado, parece haver indicativos de que especificações conceitualmente diferentes da variável *dummy* do modelo de Basu (1997) geram sim resultados empíricos semelhantes.

Por fim, é interessante destacar que a amostra norte-americana revelou significância estatísticas em todos os coeficientes aqui estudados (R^2 e α_3), bem como não revelou sinais inconsistentes para o coeficiente α_3 . Comparando esse resultado com o apurado na amostra brasileira, observa-se que os dois modelos aqui utilizados se ajustam melhor à realidade norte-americana do que à brasileira. Isso pode ser explicado pela maior volatilidade do mercado brasileiro verificada anteriormente por meio da análise descritiva dos dados (tabela 1).

7. CONCLUSÃO

Uma visita à literatura permite identificar três definições conceituais de conservadorismo contábil: a) maior verificabilidade para receitas do que para despesas; b) postergar receitas e antecipar despesas; e c) sub-mensuração do PL.

Para se investigar empiricamente a antecipação conservadora das despesas, o modelo de Basu (1997) investiga se a contabilidade se associa rapidamente à informação de mercado quando esta é ruim (RS negativo). Considerando que um RS positivo inferior ao retorno normal também pode significar má notícia, este trabalho testou uma especificação alternativa para o modelo de Basu (1997). Aqui, o RS foi substituído pelo RA ao se especificar a variável *dummy* contida no modelo de Basu (1997). Para tanto, adotou-se a taxa da poupança como *proxy* para o retorno normal.

Neste trabalho, foram utilizadas 2.278 observações anuais de empresas brasileiras e 11.274 de empresas norte-americanas. A versão original do modelo de Basu (1997) e sua versão alternativa foram analisadas por meio de 25 regressões múltiplas. Destaca-se que os

modelos aqui testados se ajuste melhor à realidade norte-americana do que à brasileira (maior significância estatística), o que pode ser explicado pela maior volatilidade do mercado brasileiro verificada pela análise descritiva dos dados.

Os resultados revelaram que os resultados obtidos para os coeficientes de R^2 e α_3 por ambos os modelos em ambas as amostras (Brasil e Estados Unidos) é semelhante em termos qualitativos e quantitativos. Logo, foram rejeitadas as duas hipóteses de trabalho aqui adotadas, segundo as quais se esperava encontrar diferença na aderência dos dados e no grau de conservadorismo apurados pelo modelo original de Basu (1997) e por sua versão alternativa.

Como o resultado obtido por ambos os modelos foi semelhante, buscou-se verificar se quantidade amostral de RS e RA negativos era semelhante (área H desprezível). Porém, isso não ocorreu. Na busca de possíveis explicações para esse resultado, aventou-se a possibilidade de o RA não ser facilmente identificado pelo mercado, que acabaria por privilegiar o uso mais simples RS. Contudo, essa possibilidade viria a contrariar a hipótese de mercados eficientes, segundo a qual toda informação relevante é utilizada pelos agentes ao tomarem suas decisões.

Independente da explicação por trás deste resultado, o objetivo específico deste trabalho pode ser respondido da seguinte forma: especificações conceitualmente diferentes da variável *dummy* do modelo de Basu (1997) geraram resultados empíricos semelhantes.

Isso sugere a seguinte resolução para o objetivo geral: a especificação alternativa do modelo de Basu (1997) parece não alterar sua capacidade empírica de analisar o conservadorismo contábil. Assim, este trabalho contribui com a literatura no sentido de mostrar que outra especificação do modelo é possível e que ela gera resultados semelhantes.

Em relação a pesquisas futuras, sugere-se que os trabalhos que vierem a utilizar o modelo original de Basu (1997), também testem a versão alternativa aqui apresentada. Esse teste adicional é simples e permitiria ampliar a comparação dos dois modelos. Sugere-se também o uso de informações trimestrais para tentar aumentar a diferença de observações entre RA e RS negativos (área H).

REFERÊNCIAS

BALL, R.; SHIVAKUMAR, L. Earnings quality UK private firms: comparative loss recognition timeliness. **Journal of Accounting and Economics**. v. 39. p.83-128. 2005.

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

BLISS, J. S. **Management through accounts**. NY, The Roland Press Co, 1924.

BUSHMAN, R; CHEN, Q.; ENGEL, E. e SMITH, A. “Financial Accounting Information, Organizational Complexity and Corporate Governance Systems”. **Journal of Accounting & Economics**, 37 (2): 167-201, 2004.

LARA, J. M. G. G. e MORA, A. G. “Balance Sheet versus Earnings Conservatism in Europe”. **European Accounting Review**, vol 13, No. 2, 261–292, 2004.

LOPES, A. B. “The relation between firm-specific corporate governance, cross-listing and the informativeness of accounting numbers in Brazil”. **Tese de livre docência**. Universidade de Manchester. 2008.

WATTS, R. L. “Conservatism in accounting part I: explanations and implications”. **Accounting Horizons**, v. 17, Setembro 2003.