

递延所得税负债：负债还是权益

李世新 秦长顺

(重庆大学经济与工商管理学院 重庆 400044)

【摘要】 学术界对递延所得税负债本质上是属于负债还是属于权益一直存在争议,国外准则制定机构对递延所得税负债性质的认识也未形成定论。本文从负债、财务杠杆与股票风险之间的关系出发,讨论递延所得税负债与股票风险之间的关系,建立了反映两者关系的回归模型。反映变量单独影响以及交互作用影响的两组模型的检验结果均表明,我国上市公司的递延所得税负债与股票风险显著正相关。研究结果证实了递延所得税负债的负债观,与现行会计准则的规定一致。

【关键词】 递延所得税 负债观 权益观

递延所得税负债通常被视为一项负债要素。因为递延所得税负债可以视为企业从政府取得的一项无息贷款,其未来的偿还将导致现金流出企业,因此作为负债确认。在我国现行会计准则以及 FASB 发布的公告中,递延所得税负债都被作为一项负债单独列示于资产负债表右方。然而,递延所得税负债的性质长期以来一直存在争议。有学者认为递延所得税负债并无特定债权人,并且其实际支付的时间和金额都不确定,因而将其作为一项负债列示并不妥当 (Chandra and Ro., 1997)。更为重要的是,如果企业能够持续地获得足够可以折旧的固定资产,则企业的递延所得税负债金额将保持不变或者增加,而不必实际支付,从而达到长期节税的目的。在这种情况下,递延所得税负债将成为政府对公司股东的价值转让,将其视为企业的一项所有者权益似乎更为妥当 (Lasman and Weil, 1978)。

一、文献综述及政策变更回顾

国外学者对递延所得税负债性质的研究大多围绕其与股票风险的关系展开,即通过检验投资者对于递延所得税负债的反应来判断递延所得税的性质。如 Givoly 和 Hayn (1992) 的研究证实,美国 1986 年税务改革法案导致的递延所得税负债的减少与披露的非正常股票收益之间存在正相关关系,他们认为其研究证实了递延所得税的负债观。与之类似, Lukawitz 等 (1990) 的研究也显示递延所得税负债与普通股市场风险显著正相关。

然而, Chaney 和 Jeter (1994) 发现未预期的递延所得税负债与股票年度收益之间存在负相关关系,这显然与负债观相悖。又如 Chandra 和 Ro. (1997) 的研究发现,递延所得税负债与普通股市场风险之间显著负相关。他们认为,投资者并不把递延所得税负债看做一项税务负担,而可能视为政府对公司股东的一项永久性的利益转让,从而证实了递延所得税负债的权益观。

此外,美国所得税会计政策的变更历史也在一定程度上反映了对递延所得税负债性质的争议。1967 年, APB 发布的

第 11 号公告规定的递延法建立在递延所得税不影响企业现金流的基础上,实际上隐含权益观。与之相反, FASB 于 1987 年发布的第 96 号公告则明确将递延所得税负债作为一项负债处理。然而,由于缺乏证据表明该公告可以提高会计信息的相关性,以及可能导致收益波动性的增大,该公告的实施被推迟了三次。

其后, FASB 于 1992 年发布的第 109 号公告仅修订了递延所得税资产的确认标准,对递延所得税负债仍然沿用负债观处理。需要指出的是, FASB 发布的第 96 号公告和第 109 号公告未能消除对递延所得税负债性质的争论,仍有相当数量的学者坚持认为将递延所得税负债视为一项负债是不恰当的 (Rosenfield, 1990; Defliese, 1991; Chandra and Ro., 1997)。

就国内而言,在财政部于 1994 年下发的《关于印发〈企业所得税会计处理的暂行规定〉的通知》和 2006 年发布的《企业会计准则第 18 号——所得税》中,递延税款贷项和递延所得税负债都被作为负债项目列示于资产负债表中,与负债观一致。然而,截至目前,没有证据表明相关规定与投资者对递延所得税负债项目的实际看法相一致。本文的研究目的是考察我国证券市场投资者对递延所得税负债的看法,从而为我国所得税会计政策的制定和改进提供依据。

二、研究设计

1. 理论分析。现代投资理论认为,投资者在对资产进行定价时会考虑与之相关的未来现金流的数额和风险,并要求一定的风险补偿。而负债的改变将直接导致企业财务杠杆的变化,进而影响股票风险。负债、财务杠杆与股票风险之间的关系可用如下模型表示:

$$\beta_1 = \beta_u [1 + (1 - \tau) D/S]$$

其中: β_1 表示有杠杆公司的普通股系统风险; β_u 表示无杠杆公司的普通股系统风险; τ 表示公司所得税税率; D 表示公司负债; S 表示普通股市价。

可见,若将递延所得税负债视为负债,则企业的财务杠杆和股票风险将增加;反之,若将其看做一项权益,则企业的财

务杠杆和股票风险都将减少。因此,通过检验递延所得税负债与股票风险之间的关系,可以验证投资者对递延所得税负债的实际反应。下文笔者将递延所得税负债从负债总额中剥离,并检验其与股票风险的关系。

2. 模型设计。鉴于原会计准则下绝大部分企业资产负债表不存在递延税款贷方项目,本文选择了现行会计准则实施后 2007 年和 2008 年的 CCER 数据库中所有的上市公司作为样本,并进一步剔除以下样本公司数据:无递延所得税负债的;企业账面价值为负的;市场 β 值小于或等于零的。最后,得到 1 284 个满足条件的样本公司数据。

基于财务杠杆、会计 β 值与市场 β 值之间的相关性(Beaver, 1970; Hamada, 1972; Bowman, 1979),可以建立如下模型:

$$\beta_{mi} = b_0 + b_1(D_i/S_{mi}) + b_2(DT_i/S_{mi}) + b_3\beta_{ai} + b_4(D_i/S_{mi}) \times \beta_{ai} + b_5(DT_i/S_{mi}) \times \beta_{ai} + e_i \quad (1)$$

模型中各变量的含义为: β_{mi} 为 i 公司的市场 β 值; β_{ai} 为 i 公司的会计 β 值; D_i 为 i 公司负债的账面价值(不包括递延所得税负债); DT_i 为 i 公司的递延所得税负债; S_{mi} 为 i 公司股票市价。

考虑到我国股票市场的有效性较弱,我们也采用股票账面价值 S_{ai} 来替换上述模型中的股票市价 S_{mi} ,由此得到如下模型:

$$\beta_{mi} = b_0 + b_1(D_i/S_{ai}) + b_2(DT_i/S_{ai}) + b_3\beta_{ai} + b_4(D_i/S_{ai}) \times \beta_{ai} + b_5(DT_i/S_{ai}) \times \beta_{ai} + e_i \quad (2)$$

为了减少估算中残差的自相关,我们利用总资产收益率的一阶差分来计算 β_a (Beaver and Manegold, 1975),其计算模型为:

$$\Delta X_{iq} = \beta_{0i} + \beta_{ai} \Delta X_{mq} + e_{iq}$$

其中: ΔX_{iq} 为 i 公司资产收益率的一阶差分,即 q 季度的经营收益与总资产的比率相对于上年度同一季度的变化。总资产取季初和季末的算术平均值,收益数据为营业利润加上所得税和财务费用。 ΔX_{mq} 为所有公司 ΔX_{iq} 的算术平均值; β_{0i} 和 β_{ai} 为回归参数,利用 20 个季度数据回归计算每个样本公司各会计年度末的 β_a 。

如果市场认为递延所得税负债是一项负债,则模型(1)、(2)中的系数 b_2 和 b_5 将显著为正;反之,则说明市场认为递延所得税是一项权益。考虑到模型中的自变量较多,且可能存在较为严重的自相关,我们将模型(1)和(2)分别拆分为子模型 A 和 B。其中,子模型 A 用于反映各独立变量的单独影响,即只估计原模型中的前四个变量;子模型 B 则用于反映各独立变量的交互作用影响。由此可得到 A、B 两组子回归模型:

子模型 A:

$$\beta_{mi} = b_0 + b_1(D_i/S_{mi}) + b_2(DT_i/S_{mi}) + b_3\beta_{ai} + e_i \quad (1A)$$

$$\beta_{mi} = b_0 + b_1(D_i/S_{ai}) + b_2(DT_i/S_{ai}) + b_3\beta_{ai} + e_i \quad (2A)$$

子模型 B:

$$\beta_{mi} = b_0 + b_3\beta_{ai} + b_4(D_i/S_{mi}) \times \beta_{ai} + b_5(DT_i/S_{mi}) \times \beta_{ai} + e_i \quad (1B)$$

$$\beta_{mi} = b_0 + b_3\beta_{ai} + b_4(D_i/S_{ai}) \times \beta_{ai} + b_5(DT_i/S_{ai}) \times \beta_{ai} + e_i \quad (2B)$$

三、实证结果

1. 描述性统计。表 1 显示了总计 1 284 个样本数据的描述性统计结果。为了与 β_m 保持一致, β_a 的统计结果只取正值。由于某些公司的季度收益数据不足估算所需的 20 个, β_a 的样本数为 784。

表 1 描述性统计

变量	样本数	均值	中值	标准差	最小值	最大值
β_m	1 284	1.13	1.14	0.25	0.218	2.837
β_a	784	1.82	1.13	2.17	0	17.104
TA	1 284	107.2	29.2	495.3	1.91	11 949.01
S_m	1 284	143.0	39.5	773.1	1.83	18 230.59
S_a	1 284	49.1	13.3	291.2	0.07	8 477.30
DT	1 284	0.8	0.04	4.4	0	125.90
DT/ S_m	1 284	0.007	0.001	0.018	0	0.217
DT/ S_a	1 284	0.017	0.003	0.035	0	0.259
D/ S_m	1 284	0.594	0.360	0.691	0.002	7.183
D/ S_a	1 284	1.511	1.094	2.114	0.017	35.695

β_m 为市场 β 值; β_a 为会计 β 值;TA 为总资产(亿元); S_m 为所有者权益的市场价值(亿元); S_a 为所有者权益的账面价值(亿元);DT 为递延所得税负债(亿元)。其中, β_m 和 β_a 的均值分别为 1.13 和 1.82,说明样本公司的平均风险大于市场系统风险。所有者权益市场价值的均值为 143 亿元,标准差为 773.1 亿元,显示样本公司的市场规模存在很大差异。样本公司的递延所得税负债金额也差异甚大。

鉴于样本的统计量分布范围很广,且 β_a 存在缺值,我们对相关数据进行了分组处理。首先对样本公司按市场风险值递减排序,并剔除市场风险值最大的 4 个样本公司数据。然后以每 10 个样本公司数据为一组,计算组中各统计量的算术平均值作为最终参与回归的数据。经过上述处理,参与回归的数据共 128 组。

2. 回归结果。我们采用分组处理后的数据分别对子模型 A 和 B 进行检验,结果如表 2 和表 3 所示:

表 2 A 组模型 OLS 回归结果(n=128)

D/S	b_0	b_1	b_2	b_3	调整 R ²	F 值	VIF 值
D/ S_m	1.016 (12.33)***	0.034 (0.48)	10.726 (3.69)***	0.048 (0.245)	0.097	5.572***	1.116
D/ S_a	0.952 (10.81)***	0.033 (1.007)	4.821 (4.89)***	0.096 (0.512)	0.154	8.69***	1.373

其中: $\beta_{mp} = b_0 + b_1(D_p/S_{mp}) + b_2(DT_p/S_{mp}) + b_3\beta_{ap} + e_p$;

$\beta_{mp} = b_0 + b_1(D_p/S_{ap}) + b_2(DT_p/S_{ap}) + b_3\beta_{ap} + e_p$ 。

表 3 B 组方程 OLS 回归结果(n=128)

D/S	b_0	b_3	b_4	b_5	调整 R ²	F 值	VIF 值
D/ S_m	1.105 (14.48)***	0.132 (0.615)	0.017 (0.099)	25.815 (3.27)***	0.074	4.366***	1.187
D/ S_a	1.090 (14.81)***	0.244 (1.107)	0.075 (0.888)	12.496 (4.63)***	0.14	7.891***	1.009