

整合审计提高了审计质量吗

——基于会计稳健性视角的检验

胡本源(博士), 阳海林

【摘要】近年来我国大部分上市公司选择整合审计模式,主要是出于成本收益的考虑。但基于Basu会计稳健性视角检验整合审计对审计质量的影响,并借鉴Bushman和Piotroski(2006)衡量稳健性系数的计算方法,比较检验样本与控制样本,发现整合审计没有显著提高会计稳健性,甚至对2014年整合审计样本的检验发现,整合审计降低了会计稳健性,没有找到整合审计提高审计质量的证据。这提供了一种解释,当前我国的法律风险较小,为迎合整合审计趋势,上市公司存在进行盈余管理的可能。

【关键词】整合审计; 审计质量; 会计稳健性

【中图分类号】 F239.1

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2016)23-0069-6

一、引言

自2010年4月到2012年1月我国相继颁布了《企业内部控制应用指引》、《企业内部控制评价指引》和《企业内部控制审计指引》,标志着我国内部控制规范体系的逐步完善。其中《企业内部控制审计指引》第五条指出:注册会计师可以单独进行内部控制审计,也可将内部控制审计与财务报表审计整合进行(以下简称“整合审计”)。

2002年7月,美国颁布了《萨班斯—奥克斯利法案》(SOX法案),其中404条款要求对上市公司的内部控制进行审计。为配合SOX法案404条款,美国公众公司会计监督委员会(PCAOB)于2004年和2007年先后颁布了第2号审计准则(AS2)和第5号审计准则(AS5)。AS5首次提出“财务报告内部控制审计应当与财务报表审计相结合”。美国强制实行整合审计旨在让财务报告审计与内部控制审计在审计过程中相互结合、彼此协同,以节约审计成本、提高审计效率。与美国不同,我国《企业内部控制审计指引》并非强制要求实行整合审计,正是我国这一特殊制度背景为实证研究整合审计是否提高了审计质量提供了很好的机会。本文通过实证分析整合审计与审计质量的关系,探究整合审计在我国审计市场的效果。

二、文献综述

自从2002年SOX法案要求对内部控制进行审计到2007年PCAOB发布AS5首次提出整合审计以来,国内外学者针

对整合审计的研究主要集中于整合审计对审计成本(审计费用)以及审计质量的影响等方面。因相关数据的缺乏,实证研究难以进行,导致实证研究较少,所以目前对整合审计的研究尚处于规范性研究阶段。

从成本效益原则来看,整合审计显著降低了内部控制审计带来的审计费用。比较有代表性的研究有:Raghunandan K.等(2006)研究显示,AS2实行后的一年,调查的样本公司中审计成本比上一年高出86%。在审计费用提高的同时,财务报表的质量及内控的有效性却并没有显著提升。AS5开始执行后的一年,安永(2008)调查发现,AS5的执行使得审计成本降低了46%。Wang和Chou(2012)实证研究了AS5实施后审计费用的变化,结果发现AS5实施后审计费用显著降低。然而上述研究较多关注的是整合审计对审计费用的影响,很少涉及整合审计对审计质量的影响。

国外有关整合审计对审计质量影响的研究很少。CAQ(2009)指出,整合审计提高了审计的效率,降低了审计的成本,对审计的独立性没有影响。

国内对整合审计以规范性研究为主。谢小燕、张龙平等(2009)研究分析了整合审计理论和实践在我国审计环境中的可行性,指出整合审计提高审计效率并通过审计的协同效应最终提高财务信息质量;冯浩、赵婷(2015)分析了内部控制审计与财务报表审计的效应,认为整合审计能够使内部控制审计和财务报表审计的质量得到双重提升;而叶青山

【基金项目】国家自然科学基金项目“基于民族文化特征和企业文化二维权变因子的内部控制偏好实证研究”(项目编号:71262027)

(2011)、朱小芳(2013)等则分析了整合审计的局限及弊端,指出应基于保护投资者利益这一宗旨向社会提供高质量的审计报告,同一家会计师事务所对被审计单位实施两种审计业务是有弊端的;刘明辉(2010)表示两种审计业务可以整合,没有明确说必须整合,这与中注协颁布的指引的意见是一致的。由此可见,目前国内对整合审计的规范性研究有三种观点:①基于协同效应的视角,整合审计必将提高审计质量;②基于对投资者利益的保护,整合审计是有弊端的;③对整合审计没有强制要求,在审计市场中可以实行整合审计,也可以将财务报表审计与内控审计分开,让市场自行决定。基于以上叙述可以得出,有关整合审计的规范性研究并没有得出统一的结论。

随着整合审计在我国上市公司中的提倡实行,2012~2014年经验数据的存在使我国学者对整合审计的关注开始由规范性的分析研究转移到用经验数据来验证整合审计对审计费用以及审计质量的影响上来。王杏芬(2011)从系统协同视角来看整合审计对财务报告质量的影响,发现整合审计提高了财务报告的质量;倪小雅、张龙平(2015)基于整合审计的“协同效应”和“知识溢出”效应,发现相比一致非整合审计,一致整合审计方式下的审计质量更优,即整合审计提高了审计质量;而王研(2013)利用2012年内控审计强制执行后的经验数据,对内控审计、整合审计与财务信息质量的关系进行研究,研究结果表明:内控审计有效地提高了上市公司财务信息质量,整合审计未能显著地改善上市公司财务信息质量;胡本源、徐丞宥(2015)以2012年财务报表审计费用发生变化并同时实施内部控制审计的268家A股上市公司为样本,检验了财务报告内部控制审计与财务报表审计的整合对审计费用及审计质量的影响,发现整合审计显著降低了审计费用,但没有找到整合审计提高审计质量的证据。

综上,近年来国内对整合审计的实证研究主要关注整合审计对审计费用与审计质量的影响。实证研究的主要结论有:①整合审计提高了财务信息质量,或者整合审计提高了财务信息质量但没有显著降低审计费用;②整合审计改善了上市公司财务信息质量,或者整合审计降低了审计费用,但没有找到整合审计提高财务报表信息质量的证据。总之,在我国关于整合审计对审计质量影响的实证研究还在不断的推进之中,尚需进一步的探究。

三、理论分析与研究假设

Watts和Zimmerman(1980)提出审计质量可以用审计师发现违约行为并将违约行为报出的联合概率来表示,即审计质量是由审计师的执业能力及其独立性来决定的。同样,De Angelo(1981a;1981b)指出审计质量是指在发现会计信息系统中错误或者舞弊的情况下,审计师报告错误或舞弊的概率,并且De Angelo进一步认为审计市场中准租(quasi rents)的存在,使得规模大的会计师事务所为了实现其准租会提高

自身的独立性,从而发表高质量的审计报告。与之相关的研究结论还有,会计师事务所的品牌和声誉对审计质量的提高有积极的影响。同时,有一些研究认为,法律风险(Khurana和Raman,2004)、投资者保护(Francis和Wang,2004)是提高审计质量的重要因素,高的审计质量是“被迫”形成的。综上,可以得出审计质量取决于三个重要因素:①审计师对错误或者舞弊的感知能力;②审计师的独立性;③一个地区或者国家的法律制度给审计师带来的法律风险程度以及对投资者的保护程度。

审计师对错误或舞弊的感知能力是影响审计质量的重要因素,但这个因素难以观察和评价。审计师的能力受到审计师的智力、教育背景、审计经验、心理素质以及环境等一系列因素的影响。目前的审计研究中,主要用会计师事务所的规模和行业专长作为审计师能力的替代变量,这些研究的结论是不一致的。在会计师事务所规模研究方面,规模较大的会计师事务所(如“四大”)审计质量更高,能显著抑制公司财务报告中的盈余管理行为(Francis等,2009;蔡春等,2005),然而上市公司盈余管理水平的不同而表现出不同的审计质量,大所的审计质量并不是一贯很高,甚至在某些年度规模大的会计师事务所(如“四大”)的审计质量比小规模会计师事务所的审计质量低(Antle,1982;王良成、韩洪灵,2009;郭照蕊,2011)。行业专长方面的研究认为,在弱的法律环境下以及监管力度不够的情况下,审计师的行业专长能够弥补环境的缺陷,提高审计质量(Dun和Mayhew,2004;Srinidhi等,2009;Ferdinand等,2009;谢盛纹等,2010),但在中国审计市场中审计师易受行业内经济依赖性的影响,导致其审计独立性不高,致使行业专长没有提高审计质量,甚至降低了审计质量(蔡春、鲜文铎,2007;刘文军等,2010)。基于以上分析不难看出,审计师对错误或者舞弊的感知能力是难以观察与评价的。

此外,根据《财政部、证监会关于调整证券资格会计师事务所申请条件的通知》(财会[2012]2号)的有关规定,在我国具备证券资格的会计师事务所方可对上市公司执行审计业务。具有证券资格的会计师事务所需满足以下条件:①质量控制制度和内部管理制度健全并得到有效执行,执业质量和职业道德良好,会计师事务所设立分所的,会计师事务所及其分所应当在人事、财务、业务、技术标准和信息管理等方面做到实质性的统一;②注册会计师不少于200人,其中最近5年持有注册会计师证书且连续执业的不少于120人,且每一注册会计师的年龄均不超过65周岁;③至少有25名以上的合伙人,且半数以上合伙人最近在本会计师事务所连续执业3年以上。以上规定对会计师事务所的能力提出了明确的要求,能够为上市公司提供审计的会计师事务所都是具备证券资格的会计师事务所,其审计师都具备足够的对错误或者舞弊的感知能力。

基于以上分析,本文把审计师的执业能力这一维度控制为固定的,统一认为审计师具备足够的执业能力,以方便本文从法律风险和审计师的独立性两个维度来分析整合审计对审计质量的影响。

从我国的法律制度来看,首先,我国的《会计法》于1999年10月份颁布,2000年7月份开始实行;《审计法》于2006年颁布并生效。与欧美等西方国家比较,我国有关会计和审计的法律体系建立较晚,尚有待于落实和完善,以至于审计师的一些行为因无法可依而不能得到约束。其次,在我国特殊的制度背景下,讲究“关系”、“人脉”等(庄贵军,2012;周文霞等,2013;刘军等,2013),导致法律效力不够。在我国的资本市场上,审计师被起诉的概率极低(刘峰、许菲,2002),审计师在审计过程中所面对的法律风险较低,以致法律风险带来的成本低于其违反独立性要求而产生的收益,审计师没有法律风险方面的压力来促使其保持较强的独立性以提供高质量审计服务。在审计师面临的法律风险很低的情况下,即使具有较高的专业胜任能力和独立性的会计师事务所也不会提供高质量的审计服务(刘成立,2006)。于是在我国,审计师更有动机进行违规操作。整合审计对会计师事务所来说只是将财务报表审计与内部控制审计由一家会计师事务所来进行审计,并且国家的法律法规并没有对整合审计的质量提出更高的要求,也没有提供较为详细的有关整合审计的操作规范来指导整合审计的实施,只是提倡整合审计。审计师在实施整合审计时有较大的操控空间,并且所面对的法律风险小。因此,在当前法律风险很低的环境下,整合审计提高审计质量的可能性较小。

会计信息应具有相关性和可靠性这两个重要的特征,其中会计信息可靠性特征的具体表现之一便是会计稳健性。在实施审计活动时鉴于会计稳健性的考虑,审计师将依据恰当的会计准则和规范来关注被审计单位损益和收益的确认,以提高被审计单位会计信息的稳健性。因此,若审计师提供的审计服务质量较高,则被审计单位的会计稳健性就强;若审计师提供的审计服务质量较低,则被审计单位的会计稳健性就弱。

基于以上分析,本文提出以下研究假设:在当前法律风险很低的情况下,整合审计不会显著提高审计质量。即整合审计不会显著提高会计稳健性。

四、研究设计

1. 样本的选取。①虽然2012年《企业内部控制审计指引》第五条明确指出,上市公司可以进行整合审计,但整合审计的数据没有统一的统计报告发布,例如国泰安数据库中并没有整理好的上市公司整合审计的数据。所以,我们通过巨潮资讯网,以手工方式收集了2012~2014年我国A股上市公司整合审计的数据,数据收集情况如下:2012年A股上市公司财务报表审计和内部控制审计由同一家会计师事务所完成

的样本有949家,同理,2013年有1162家,2014年有1415家。②其余数据来自国泰安数据库。

检验样本及控制样本的具体情况见表1。

表1

	2012年	2013年	2014年	合计	
检验样本	整合审计	949	1162	1415	3526
	非整合审计	27	32	36	95
	小计	976	1194	1451	3621
	剔除金融行业样本	-36	-43	-42	-121
	剔除样本缺失值	-12	-20	-103	-135
	合计	928	1131	1306	3365
控制样本	2009~2011年 A股上市公司样本		追溯配比获得样本		
	5178		2217		

2. 模型设定。Basu(1997)建立了“盈余—股票报酬率”模型来研究会计稳健性。基于Basu的研究,会计稳健性计量方法得到迅速发展,相关的计量方法有:盈余持续性计量法、累计盈余—股票报酬计量法、应计—现金流关系计量法。张国兆等(2012)实证研究了会计稳健性计量方法的相关性与可靠性,发现Basu模型的可靠性较高,具有比较优势;方红星(2012)在进行敏感性分析时,为了减少多重共线性对Basu模型的影响,采用了修正的Basu模型。本文选择Basu的盈余—股票报酬率模型来做相关实证研究,考虑不同的公司规模(SIZE)、公司的财务杠杆(LEV)、市值账面比(MB)对会计稳健性的影响,建立以下模型:

$$\frac{X_{i,t}}{P_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{i,t} + \alpha_2 D_{i,t} + \alpha_3 R_{i,t} \times D_{i,t} + \alpha_4 \text{SIZE}_{i,t} +$$

$$\alpha_5 \text{LEV}_{i,t} + \alpha_6 \text{MB}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

模型中的相关变量定义见表2。

表2

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
被解释变量	$\frac{X_{i,t}}{P_{i,t}}$	盈余	每股盈余除以期初股价
	R	股票年回报率	考虑红利分配再投资的股票回报
	D	虚拟变量	当R<0时D=1,否则为0
解释变量	IA	虚拟变量	若该公司实施整合审计,则IA=1,否则为0
	SIZE	公司规模	样本公司年末总资产的自然对数
控制变量	LEV	财务杠杆	样本公司的年末资产负债率
	MB	市值账面比	样本公司年末市场价值与年末总资产账面价值之比
	YEAR	年份	虚拟变量

上述模型是Basu模型,Basu认为会计的稳健性是财务信息不对称性造成的,即财务信息对“坏消息”的确认快于对

“好消息”的确认。也就是“坏消息”会更快地反映在会计信息中,而“好消息”的确认条件要求较严格,因此“好消息”反映在会计信息中的速度要慢些。所以,模型中, $\alpha_0 > 0, \alpha_1 > 0, \alpha_3 > 0$ 。

五、实证检验与结论分析

1. 描述性统计和单变量分析。表3分别对2012~2014年的检验样本、2009~2011年的控制样本进行了描述性统计,并对两个样本各指标分别进行均值的t检验与中位数秩和检验。从Panel(a)中可以得出,IA的均值为0.973,表明检验样本中有97.3%的样本是整合审计的样本,也就是说只有不到2.7%的样本是非整合审计样本。由于样本的分布不均衡,若用IA与R和D×R交互项对因变量进行回归,存在严重的多重共线性问题,为了避免这样的问题,本文删除了这些交互项。表中的Panel(a)与Panel(b)都显示自变量R>0,D×R<0,初步表明检验样本与控制样本皆符合Basu(1997)模型。Panel(b)中R的均值显著大于Panel(a)中R的均值,而其D×R的均值却显著小于Panel(a)中D×R的均值,这初步表明控制样本的会计稳健性较强。同理,秩和检验也说明了这一点。描述性统计初步说明检验样本与控制样本存在较大的差异,为了进一步论证此问题,下面进行多元回归分析。

表3 主要变量描述性统计

Panel(a) 检验样本						
变量	观察值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$\frac{X_{i,t}}{P_{i,t}}$	3365	0.025853	0.0260964	0.0816385	-2.124127	0.70347
IA	3365	0.973262	1	0.1613406	0	1
R	3365	0.2463159	0.163429	0.4369173	-0.565341	3.875949
D	3365	0.3190731	0	0.4661867	0	1
D×R	3365	-0.0511851	0	0.0998928	-0.565341	0
MB	3365	0.7941006	0.597479	0.7265741	-3.045853	9.621584
LEV	3365	0.544126	0.535423	0.8386426	0.010269	46.15936
SIZE	3365	22.55764	22.41047	1.406881	14.94164	28.50873
Panel(b) 控制样本						
变量	观察值	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
$\frac{X_{i,t}}{P_{i,t}}$	5178	0.0226442	0.0205659	0.0648865	-1.402804	1.182432
R	5178	0.3737452	-0.0021785	0.974426	-0.732009	21.52632
D	5178	0.5013519	1	0.5000465	0	1
D×R	5178	-0.1494462	-0.0021785	0.1838108	-0.732009	0
MB	5178	0.9308244	0.602164	1.292961	0.00002	19.12302
LEV	5178	0.5725596	0.500265	2.231045	0.001725	138.3777
SIZE	5178	21.84465	21.64957	1.50998	11.34833	30.37037

2. 多元回归分析。如表4所示,本文用2012~2014年实施整合审计的样本以及2009~2011年的控制样本对模型进行了检验。2012~2014年整合审计样本检验的结果显示,R

的系数为0.0089且在5%的水平上显著,与预期一致;D×R项的系数为0.069,在0.1%的水平上显著,与预期一致;其他的控制变量中LEV、SIZE、MB与预期的符号一致,并且LEV和SIZE是统计显著的,这与前人的研究结论一致。2009~2011年的控制样本检验结果显示,R的系数为0.0077且在0.1%的水平上显著;D×R项的系数为0.025且在0.1%的水平上显著,其他控制变量的检验结果与整合审计样本的检验结果相似。

表4 2012~2014年整合审计样本回归与2009~2011年控制样本回归对比

样本类别		整合审计样本	控制样本
变量	预期符号	系数	系数
R	+	0.00889* (2.17)	0.00769*** (3.75)
D	?	-0.00688 (-1.68)	0.00707* (2.28)
D×R	+	0.0687*** (4.00)	0.0250*** (3.93)
MB	-	-0.00258 (-0.40)	-0.000816 (-1.09)
LEV	-	-0.0320** (-2.94)	-0.00139 (-0.66)
SIZE	+	0.0147*** (10.12)	0.0110*** (15.47)
截距	?	-0.283*** (-9.43)	-0.218*** (-13.97)
样本数		3276	5178
Adjusted R ²		18.1%	7.8%

注:括号内为t值,*表示p<0.05,**表示p<0.01,***表示p<0.001,下同。

通过上面的分析,我们进一步比较整合审计样本的稳健性与控制样本的稳健性,看2012~2014年整合审计样本的稳健性是否比2009~2011年控制样本的稳健性有所提高。在比较之前我们先说明比较的方法,Bushman和Piotroski(2006)采用了D×R的系数与R的系数之和除以R的系数(即: $\frac{\alpha_1 + \alpha_3}{\alpha_1}$)来衡量坏消息相对于一般消息的敏感度,这一敏感度是对会计稳健性的度量,也就是 $\frac{\alpha_1 + \alpha_3}{\alpha_1}$ 的值越大,会计的稳健性就越强。

本文借鉴Bushman等的做法,通过计算得到2012~2014年整合审计样本的会计稳健性系数 $C_{2012\sim 2014}=8.75$,同理得到2009~2011年控制样本的稳健性系数 $C_{2009\sim 2011}=4.25$ 。将 $C_{2009\sim 2011}=4.25$ 作为基准来比较整合审计样本的稳健性系数,若整合审计样本的稳健性系数大于4.25,则认为整合审计样本的稳健性较高,否则认为整合审计样本的稳健性较低。显然, $C_{2012\sim 2014}=8.75 > 4.25$,说明2012~2014年整合审

计样本数据的稳健性较高,但这样高的稳健性无法说明是由整合审计所致,也有可能是由其他因素所致,如现行会计准则的实施会提高会计的稳健性。

为了进一步证明整合审计对会计稳健性的影响,本文将整合审计按年份分别对模型进行了回归检验,检验结果如表5所示。2012年整合审计样本的检验结果显示,R的系数为0.0361且在0.1%的水平上显著,D×R项的系数为0.054且不显著,其他的控制变量与预期一致。2012年整合审计样本的稳健性系数 $C_{2012}=2.5<4.25$,说明相比2009~2011年控制样本,2012年整合审计样本的稳健性较弱,也就是说稳健性没有得到提高;2013年整合审计样本检验的结果显示,R的系数为0.0206且在5%的水平上显著,D×R项的系数为0.059,也在5%的水平上显著,其他的控制变量如MB、LEV、SIZE的符号都与预期一致并且是显著的,2013年整合审计样本的稳健性系数 $C_{2013}=3.86<4.25$,这说明相比2009~2011年控制样本,2013年整合审计样本的稳健性没有提高,但是相比2012年整合审计样本的稳健性系数 $C_{2012}=2.5$,2013年整合审计样本的稳健性有所提高;2014年整合审计样本的检验结果显示,R的系数为0.015且在1%的水平上显著,让我们惊奇的是D×R项的系数竟然为-0.0252,这与本文的预期相反,其他控制变量的符号与预期一致并且显著,这说明2014年整合审计样本的稳健性没有提高反而降低。从2012、2013、2014年整合审计样本分别回归的结果来看,2012~2014年每年整合审计并没有实质性提高财务数据的稳健性,相反2014年整合审计样本检验的结果显示整合审计降低了会计稳健性。

表5 2012~2014年各年整合审计样本的回归分析

样本年份		2012年	2013年	2014年
变量	预期符号	系数	系数	系数
R	+	0.0361*** (3.57)	0.0206* (2.51)	0.0150** (2.6)
D	?	-0.0151* (-2.09)	-0.00925 (-1.49)	-0.00487 (-0.84)
D×R	+	0.0544 (1.49)	0.0590* (2.48)	-0.0252 (-0.82)
MB	-	0.0126 (0.91)	0.0410** (2.88)	-0.0127** (-2.95)
LEV	-	-0.0297 (-1.53)	-0.178*** (-4.61)	-0.0234*** (-13.04)
SIZE	+	0.00699** (2.83)	0.0173*** (4.52)	0.0199*** (10.41)
截距	?	-0.112* (-2.41)	-0.288*** (-4.12)	-0.405*** (-9.99)
样本数		N=905	N=1096	N=1275
Adjusted R ²		13.9%	43.3%	26.6%

而至于为什么2012年整合审计样本检验中D×R项的系数为正但不显著、2013年整合审计样本检验中D×R项的系数在5%的水平上显著、2014年整合审计样本检验中D×R项

的系数为负但不显著,本文认为可能是样本企业为了传递一个好的信号给市场而实施整合审计,但整合审计存在法律风险,对企业有约束作用,企业在2012年为了应对整合审计的需要而进行盈余管理,但这些企业知道审计师的作用,又不会进行过多的盈余管理,所以2012年以及2013年整合审计样本财务数据的稳健性较好。但由于“反转”效应的存在,2012年与2013年企业进行了盈余管理,到2014年这些在之前年度的盈余管理会反转至2014年财务数据中,致使2014年整合审计样本财务数据的会计稳健性较低,甚至D×R项的系数为负。

为了获取更充分的证据来证明整合审计对企业的会计稳健性没有实质性提高,或者即使有提高也是进行了盈余管理所致的短期性提高。本文通过手工收集的整合审计样本,在样本中找到每年都实施整合审计的相同企业作为新的检验样本,分年度跨期就整合审计对会计稳健性的影响进行检验,在控制了公司规模(SIZE)、市值账面比(MB)、财务杠杆(LEV)后,发现得到的结论与前文的分析一致。检验结果如表6所示。

表6 2012~2014年每年都实施整合审计的样本分年回归分析

样本年份		2012年	2013年	2014年
变量	预期符号	系数	系数	系数
R	+	0.0346*** (3.74)	0.0159** (2.82)	0.0256*** (4.20)
D	?	-0.00831 (-1.78)	-0.0107 (-1.54)	-0.0101 (-1.64)
D×R	+	0.0709** (2.68)	0.0706** (3.28)	-0.143*** (-4.65)
MB	-	-0.00293 (-0.44)	0.0185* (2.03)	-0.00552 (-0.94)
LEV	-	-0.0608*** (-5.31)	-0.0592*** (-4.17)	-0.104*** (-6.17)
SIZE	+	0.0119*** (7.72)	0.0145*** (7.10)	0.0204*** (8.35)
截距	?	-0.197*** (-6.14)	-0.269*** (-6.41)	-0.391*** (-7.50)
样本数		N=769	N=769	N=769
Adjusted R ²		20.5%	16.6%	18.7%

2012年有769家企业实施了整合审计,2013年以及2014年这769家企业仍然实施了整合审计。2012年这769家企业的财务数据检验结果显示,R的系数为0.0346且显著为正,D×R项的系数为0.0709且在1%水平上为正,控制变量的符号与预期一致,计算2012年此种情况下的稳健性系数 $C_{2012\text{same}}=3.05<4.25$,再次说明相比2009~2010年控制样本的会计稳健性,2012年整合审计样本的会计稳健性较弱;同理从表6中我们可以看出,相比2009~2010年控制样本的会

计稳健性,2013年整合审计样本的会计稳健性较强,2014年整合审计样本的会计稳健性显著下降。通过以上检验,得出了与上文一致的结论,整合审计没有显著提高会计稳健性,并可能存在盈余管理致使稳健性显著下降。

六、敏感性分析

本文鉴于数据存在异方差及多重共线性问题,对数据分别进行了1%水平的缩尾处理和5%水平的缩尾处理,对处理后的数据再进行回归分析仍然得到以上结论,并对以上模型回归都进行了膨胀因子检验,发现膨胀因子的水平都小于3.5,因此存在多重共线性问题的可能性较小,t检验较可靠,回归结果较稳定、可信。

七、结语

美国SOX法案对企业的内部控制建设提出要求,并强制企业披露内部控制相关信息,寄希望于SOX法案来降低企业与市场之间的信息不对称,提高企业信息的透明度,减少交易成本。然而此项法案的实施成本高昂,致使企业无法承受。于是2007年美国先后颁布了AS2和AS5,要求企业将财务报告的外部审计与内部控制审计结合起来,即实施整合审计。2010~2012年整合审计逐步在我国实行,目前整合审计被我国大部分上市公司所采纳。问题是我国的制度背景与美国存在较大差异(如法律环境、市场的发育程度等)。那么在我国整合审计是否会损害审计师的独立性,从而影响审计质量呢?

本文基于审计质量受审计师的能力、独立性以及法律风险三大因素的影响,分析了整合审计对审计质量的影响。以会计稳健性作为审计质量的替代变量,通过检验2012~2014年整合审计数据来获取整合审计是否提高了审计质量的证据。检验结果表明,相比2009~2011年的控制样本,2012~2014年间所有整合审计样本的会计稳健性较高,虽然本文控制了公司规模、市值账面比、财务杠杆因素,但本文不能排除其他因素对会计稳健性的影响。为了进一步说明整合审计对会计稳健性的影响,本文对2012~2014年实施整合审计的样本分年度对模型进行了检验,发现相比2009~2011年的控制样本,2012年与2014年整合审计样本的会计稳健性没有提高,其中2014年整合审计样本的会计稳健性有所降低,虽然2013年整合审计样本的会计稳健性较高,但这可能是样本企业为了获得整合审计的通过而进行了盈余管理的结果。也就是说,整合审计没有实质性提高会计稳健性,甚至降低了会计稳健性。总之,在当前我国有关整合审计的法律法规尚不完善、对整合审计没有详细指导和规范的情况下,整合审计带来的法律风险较小,审计师对同一企业进行财务报表审计和内部控制审计,其独立性不会有较大的改善,甚至会损害其独立性,因此审计质量不会提高,甚至会降低。

本文的研究有助于我们理解整合审计的质量受哪些因素的影响以及整合审计的实施需要合适的制度环境作为前

提条件。从美国的实践经验来看,整合审计确实降低了高昂的审计费用给企业带来的压力并提高了审计效率。实施整合审计的初衷是在保证审计质量的前提下,降低审计费用、提高审计效率。当前我国大部分上市公司采用整合审计,需要提醒的是,我们不能因为盲目追求低的审计费用以及高的审计效率而忽视了更为重要的审计质量,因为高的审计质量是引导市场将资源进行优化配置的重要信号。因此,监管者需权衡整合审计效率带来的收益与整合审计可能带来的损失,并充分考虑我国的实际情况(如法律环境、市场完善程度等),制定相应的规范以及指引来确保审计师在实施整合审计过程中的独立性,从而真正实现整合审计的目标,即在保证审计质量的前提下,降低审计费用、提高审计效率。

主要参考文献:

- 谢晓燕,张龙平,李晓红.我国上市公司整合审计研究[J].会计研究,2009(9).
- 王杏芬.整合审计提高了财务报告质量吗——系统协同理论视角的经验证据[J].江西财经大学学报,2011(4).
- 胡本源等.整合审计、审计费用与审计质量[J].会计之友,2015(2).
- 倪小雅,张龙平.整合审计、审计质量与审计收费[J].华东经济管理,2015(5).
- 朱小芳.内部控制审计与财务报表审计整合研究[J].财会通讯,2013(6).
- 雷英,吴建友.内部控制审计风险模型研究[J].审计研究,2011(1).
- 方红星,张志平.内部控制质量与会计稳健性——来自深市A股公司2007-2010年年报的经验证据[J].审计与经济研究,2012(5).
- 刘峰,周福源.国际四大意味着高审计质量吗——基于会计稳健性角度的检验[J].会计研究,2007(3).
- 张兆国,刘永丽,李庚泰.会计稳健性计量方法的比较与选择——基于相关性和可靠性的实证研究[J].会计研究,2012(2).
- Basu. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings[J]. Journal of Accounting and Economics, 1997(1).
- Raghunandan K., D. Rama. SOX Section 404 material weakness disclosures and audit fees[J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 2006(25).
- Wayne Guay, Robert Verrecchia. Discussion of an economic framework for conservative accounting and Bushman and Piotroski[J]. Journal of Accounting and Economics, 2006(42).
- 作者单位:新疆财经大学会计学院,乌鲁木齐830012