

好的内部控制能够减少审计意见偏差吗?

张双鹏

(山东工商学院 会计学院, 山东 烟台 264005)

[摘要] 基于2010—2013年沪深两市A股上市公司实施内部控制评价的样本,通过混合效应的Logistic模型探讨企业内部控制评价对审计意见偏差的影响。研究发现,对企业内部控制实施评价和审计之后,得到评价程度较高的企业出现审计意见偏离真实情况的概率更小。进一步的研究还发现,实施内部控制评价程序会增强原有审计业务资源投入减少审计意见偏差的趋势,以及降低环境不确定性带来审计意见偏差增大的趋势。事务所对企业内部控制的评价测量了企业报告真实情况的环境,减少了审计意见偏差的产生,通过业务资源的“溢出效应”和认知资源的“补充效应”降低了审计意见偏差产生的概率。

[关键词] 内部控制; 审计意见偏差; 客户重要性; 环境不确定性; 财务报告质量; 审计轮换制度; 公司治理; 审计收费

[中图分类号] F275 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 2096-3114(2018)05-0032-12

一、引言

审计被认为是公司治理机制的重要组成部分之一,审计质量因此成为公司治理有效性的基础^[1]。然而,已有研究对如何提高审计质量并没有给出一致性的解释^[2]。在有关审计质量的研究中,学者们往往关注审计师事务所声誉质量、审计轮换制度的独立性、审计收费和审计师个人特征对审计质量的影响,而且对审计质量影响因素的研究焦点也从企业和事务所声誉层面逐渐转入更为微观的审计师个体层面,认为应该包括更为具体的个体操作因素^[3-6]。因此,本文拟研究自2010年开始在我国上市公司逐步实施的内部控制评价和审计程序如何影响审计质量,并将其作为审计业务质量在程序操作层面的微观因素,这有助于补充审计质量影响要素的构成内容。

作为一种新增的程序,内部控制评价会如何影响原有审计业务的质量呢?对于审计师而言,重新评价企业报告真实财务状况的动机及所处环境可能增加了审计师判断财务报告质量的一种路径,因此内部控制评价补充了原有审计判断中报告环境可靠性的证据分析。由于审计意见对公众信息判断具有指导性作用,审计意见与真实情况的一致性代表了审计师对企业财务报告中社会期许偏差的缩减程度,因此通过探讨内部控制评价对企业报告真实财务状况的动机与所处环境的影响,可以验证内部控制评价通过纠正审计报告中的社会期许偏差而成为一种审计质量提升机制,将为提高审计业务质量提供新的证据和参考。

由于审计业务的一个基本目标是提高财务报告质量,因此大量研究表明对内部控制实施评价可以改善企业财务报告质量,这与审计业务的基本目标相一致,从而间接得到内部控制影响审计业务质量的证据。内部控制评价提高了企业财务报告的信息质量,包括降低应计盈余和真实盈余、提高会计

[收稿日期] 2018-01-23

[作者简介] 张双鹏(1984—),男,山东滨州人,山东工商学院会计学院讲师,博士,主要研究方向为公司治理与战略管理,邮箱为shuangpeng1107@163.com。

信息的稳健性、促进企业投资效率的提高等^[7-11]。内部控制评价这一新的审计程序同审计师一起促进和改善了企业的盈余质量^[12]。有研究认为,内部控制对财务报告质量具有较高的保障作用,从而对企业能够收到清洁的审计意见具有明显的促进作用,因此改善了审计质量^[13]。然而,我国上市公司和事务所在普遍增加了内部控制评价程序之后,原有审计业务受到的直接影响如何,尚缺乏直接的研究证据。

事实上,内部控制如何直接影响原有审计业务仍然缺少证据。由于财务报告提供方和审计师之间存在信息不对称问题,因此如何从程序设计上减少审计意见偏差仍然是亟待解决的问题。由于审计业务承担了越来越多的社会责任,如何通过审计机制实现企业报告真实财务情况的目标需要借鉴更多的审计程序和方法。不同于以往的研究,本文基于内部控制评价可以充当财务报告“讲真话”的环境评价角度,探讨作为报告环境评价的组成内容,内部控制评价如何帮助审计师认识企业报告真实财务情况的动机及所处环境,从而缩小审计意见与真实报告之间的偏差,提高出具的审计意见的准确性,以期内部控制评价如何影响审计质量提供直接证据。

二、理论分析与研究假设

(一) 内部控制评价对审计意见偏差的影响

内部控制的评价与审计能够显著提高企业财务报告质量,抑制盈余管理与管理层的自利行为^[14-15],这些研究结论与审计业务的目标相一致,而且表明内部控制评价程序的实行在提高审计业务质量的同时,会减少审计意见的偏差。我们认为直接支持内部控制评价程序会减少审计意见偏差的理由如下:第一,内部控制评价的实施使得审计业务开始关注企业报告真实财务情况的动机及所处环境,在审计程序上增加了可以得到更准确审计意见的基础条件。在审计工作中,内部控制评价意味着在审计过程中增加了审计取证的角度和证据链,以及评价了企业说“真话”的环境,这会使得审计意见的准确程度提高。有研究证实,审计收费较高的企业其内部控制缺陷较严重^[16],这源于审计师的谨慎态度和工作量的增加,而审计收费往往是审计风险的替代变量。第二,内部控制评价和审计程序增加了审计意见购买的成本。有研究发现,审计意见偏向于企业自我报告而非真实情况的重要原因之一在于审计意见购买^[17-18]。增加内部控制评价和审计程序加大了审计意见购买的成本,因为即使在竞争性的审计市场中,购买一个“好的”内部控制评价意见的成本也在增加^[19],从而降低了审计意见被购买的概率。基于此,本文提出研究假设1。

假设1:内部控制得到的评价越高,审计意见偏差出现的概率越低。

(二) 实施内部控制评价影响审计意见偏差的机制

作为一种新增的审计程序,内部控制评价有可能重新分配事务所原有的审计资源,影响原有审计意见偏差的形成路径。有学者认为,内部控制作为新的审计程序影响审计效果的路径有两种:溢出效应(与原有资源投入形成 $1+1>2$ 的效应)和互补效应(作为原有资源新的替代)^[7]。就审计偏差来讲,这两种效应同样适用。根据已有的关于审计质量的研究,我们考虑两种影响审计偏差的路径,这两种路径在关于审计质量的影响因素研究中经常被使用^[20-21]:一是业务资源分配产生的审计意见偏差;二是外部环境变动情况下认知资源分配产生的审计意见偏差。内部控制评价可能会改变原有业务资源分配以及认知资源分配,进而影响审计意见偏差,即通过业务资源重新配置形成“溢出效应”,通过认知资源重新配置形成“互补效应”。

1. “溢出效应”:内部控制评价对审计业务资源投入与审计意见偏差关系的改变

对内部控制实施评价会改变审计资源的重新分配,从而影响审计质量,审计质量与业务资源分配之间有着密切的联系。我们认为内部控制评价可能会通过分配资源的“溢出效应”而缩小审计意见偏差,支持这一结论的理由在于内部控制评价的实施使得事务所增加了对客户审计业务资源的投入。

有研究表明,与重要客户建立长期稳定的依赖关系能够成功降低事务所的生存风险,且能够增加收益来源的稳定性,因此存在客户越重要,投入的审计资源就越多的审计现象,从而审计质量会随着客户重要性的不同而有所差异^[22-23]。内部控制评价的实施将进一步增加事务所审计资源的投入,原有审计业务资源与审计质量之间的关系会发生改变。由同一事务所实施的审计程序将和原审计业务相互补充,形成知识溢出,提高审计业务的熟练程度,降低审计程序出错的可能性^[24]。因此,对内部控制的评价可能会使得审计资源投入降低审计意见偏差的这一作用得到进一步加强。据此,本文提出研究假设2。

假设2:内部控制评价会使得由客户重要性引起的审计意见偏差概率降低这一作用得到进一步加强。

2. “互补效应”:内部控制评价对审计认知资源投入与审计意见偏差关系的改变

在以往的审计业务程序中,注册会计师关注企业外部环境的不确定性。外部环境的不确定性增加了审计判断的难度,从而提高了审计意见出现偏差的概率^[25]。

内部控制评价注重对企业内部环境的稳定性进行评价,从而使审计师将注意力转移到企业与外部环境的连接路径及其稳定性中,这可能会降低原有环境不确定性风险导致的审计意见偏差。当环境不确定性增加时,为了降低自身审计风险,审计师往往会更加谨慎地出具审计意见^[21],这意味着需要更多的审计取证。在增加内部控制评价程序之后,审计师对企业应对环境不确定性的能力会有更加准确的判断,内部控制评价较好的企业显然被认为其获取环境资源的路径更稳定,应对不确定性风险的能力更强,从而降低了原有环境不确定性导致的出现审计意见偏差的可能性。据此,本文提出研究假设3。

假设3:内部控制评价会降低环境不确定性导致的审计意见偏差概率。

三、研究设计

(一) 变量选择

1. 被解释变量

审计意见偏差。审计师需要依据被审计单位的财务情况出具恰当的审计意见,这使得审计意见具备了预测的标准。几乎所有的预测判断都具有偏差,因此判断审计质量一个直接的标准就是减少审计意见预测的偏差。借鉴以往有关审计失败的研究成果^[26],为增加研究的稳健性,本文使用以下两种方式来衡量审计意见的预测偏差。

第一,经营风险预测偏差 *Risk-bias*。能否提前识别被审计单位的持续经营风险成为国外审计领域衡量审计是否失败的重要标准。已有研究表明,被审计单位的持续经营风险越高,审计师出具标准意见时出现审计偏差的概率就越大^[27]。经营风险增加会导致投资者财富损失的概率提高,因此审计师充当经营风险识别者的责任被高度重视。借鉴已有学者关于财务风险方面的研究成果,本文使用经行业调整后的财务困境指数——*Z* 指数来衡量我国企业的持续经营风险,使用注册会计师的审计意见是否与其相符作为经营风险的审计意见偏差。具体计算如下:

定义 *Risk-bias* 为审计意见的风险预测偏差,使用审计意见与企业经营风险的一致性来衡量。*Risk_{ij}* 代表 *j* 行业内 *i* 企业经行业调整后的实际经营风险,如果该风险大于财务困境指数的行业中位数,取值为1,否则取值为0。财务困境指数 *Z* 的计算方式为 $Z = 0.012(\text{流动资本}/\text{总资产}) + 0.014(\text{留存收益}/\text{总资产}) + 0.033(\text{息税前收益}/\text{总资产}) + 0.006(\text{优先股和普通股市值}/\text{总负债}) + 0.999(\text{销售额}/\text{总资产})$ 。根据 Altman 等^[28] 对该模型的解释,*Z* 指数得分越小,企业破产的可能性越大,反之企业财务越安全。*Opinion_{ij}* 代表审计意见,如果经中位数调整后的企业经营风险指向与得到的审计意见指向一致,则认为审计意见偏差较小,取值为0,否则认为偏差较大,取值为1。例如,如果被审计单位的财务困境指数低于行业中位数,即财务风险较高,赋值为0,而审计师出具了标准审计

意见,赋值为1,则审计偏差较大,取值为1,否则取值为0。

第二,违规风险预测偏差 *Illegal-bias*。审计意见的一个重要作用是将资本市场上的“好”企业与“坏”企业进行识别,从而成为资本市场上信息披露的重要内容。但事实上,预测“好”企业与“坏”企业的成本非常高,从而由于有限的搜寻成本和不完备的计算过程,审计意见中预测的“好”企业与“坏”企业会存在偏差。因此,借鉴企业违规的最新研究成果,我们使用如下方式来衡量审计意见的违规预测偏差。

定义 *Illegal-bias* 为违规预测偏差,使用审计意见与违规情形的一致性来衡量。 $Illegal_{ij}$ 为 j 行业内 i 企业次年 ($t+1$ 年) 的违规情况,如果没有出现违规,则取值为1,否则取值为0。如果次年违规与前一年度非标准审计意见的指向相一致,即违规企业对应非标准审计意见, *Illegal-bias* 取值为0,表示没有偏差,否则取值为1,表示出现了违规预测偏差。

2. 解释变量

(1) 内部控制评价 *Internalcontrol*。本文以 CSMAR 数据库中内部控制审计的评价指标为基础,并借鉴 D'Mello 等^[29] 和方红星等^[7] 对内部控制的研究,分别调取内部控制评价、内部控制缺陷评价、内部控制审计意见三个数据库的数据。以内部控制自我评价作为被审计单位自评的标准,定义其为 *Internalcontrol1*;以内部控制缺陷评价和被审计单位内部控制审计意见作为审计师的评价标准,定义其为 *Internalcontrol2* 和 *Incontrol3*。*Internalcontrol1* 分别对以下有关内部控制评价的虚拟变量求和:是否披露了内部控制评价报告;是否出具了内部控制评价报告结论;内部控制是否有效,是取值为1,否则取值为0。*Internalcontrol2* 为以下指标求和:内部控制是否存在缺陷,是取值为0,否则取值为1;是否采取了整改措施,是取值为1,否则取值为0。*Internalcontrol3* 为内部控制审计意见类型,标准无保留审计意见取值为1,非标准审计意见或审计意见缺失均取值为0。内部控制的整体有效性是对上述三个分项指标进行标准化求和,即 $Internalcontrol = \sum_{i=1}^3 z(Internalcontrol_i)$, 该指标越高,说明内部控制评价越高。

(2) 客户重要性 *Clientimportant*。客户重要性代表审计师事务所对审计资源的分配力度,通常越重要的客户,审计资源分配得越多。参照 Chung 和 kallapur 等的研究^[30],本文采用被审计单位的审计费用占该事务所在全部上市公司中所收审计费用的比例作为客户重要性的替代指标。

(3) 环境不确定性 *EU*。决策判断的产生被认为是应对环境不确定性的一种表现,会对审计意见出具产生重要影响。因此,参照国内有关环境不确定性与决策的研究^[25],我们控制企业面对的环境不确定性。环境不确定性的计算公式为 $\ln(sale) = \varphi_0 + \varphi_1 Year + \varepsilon$ 。我们对样本中经行业中位数调整后的企业年度销售收入 *sale* 取自然对数,与年度虚拟变量联合建立回归模型来估计上述函数;采用残差的绝对值表示每年度销售收入的波动性,作为环境不确定性的衡量指标,残差越大,不确定性越大。

3. 控制变量

参考 Lennox 等^[26] 以及喻小明等^[31] 有关审计质量的研究,本文选择以下控制变量:

事务所声誉变量。是否为“四大”事务所 *Big4*,是取值为1,否则取值为0。

企业资源状况变量。(1) 年度总资产收益率 *ROA*。审计意见的出具在很大程度上依赖于企业的盈利能力和盈利质量。(2) 经营活动现金流/总资产 *Operationflow*。Reynolds 和 Francis 认为经营活动现金流对审计质量具有一定影响,影响审计师对出具审计报告判断^[32]。(3) CEO 的网络资源链接性 *CEOnetwork*。CEO 的网络嵌入度能够为企业带来更多的资源,从而具备在不利条件下为企业带来机遇和发展资源的潜在可能,因此这一因素作为潜在的资源变量可能会影响审计师对企业的判断。借鉴 Flickinger 等人的研究^[33],根据国泰安 CSMAR 提供的有关 CEO 在本职位之外的身份信息,我们统计了 CEO 除本职位外在当前企业董事会中的兼职身份,以此来衡量 CEO 的社会地位,包括 CEO 在董事会中的社会地位、CEO 在行业内的社会地位、CEO 在组织间的社会地位。我们采用文本赋分法对 CEO 的社会地位进行赋值,详见表 1。在对以上三个维度的 CEO 社会地位赋值之后,由于这三个

维度度量的社会地位分别属于不同的层面,因此为了克服量纲的影响,我们将这三个层面的得分进行标准化处理后相加,得到 CEO 社会地位的综合得分,分值越高,表示 CEO 的社会地位越高。(4)资产负债率 *Lev*。采用总负债与总资产的比例来衡量,负债比例较高的公司更容易引起审计师的重视,这与审计质量密切相关。(5)企业规模 *Size*。采用企业总资产的自然对数来衡量。(6)企业性质 *Private*。企业产权性质决定了审计师对被审计单位所采取的审计方式和审计权限,能够影响审计师的职业判断。(7)冗余资源 *Slack*。松弛资源被认为是企业对抗环境不确定性的一种战略资源,会增加合规审计判断难度,我们使用期间费用总和的均值取自然对数来衡量。

表 1 CEO 社会地位的文本赋值方式

CEO 社会地位	赋值方式
CEO 在董事会中的社会地位	CEO 是否为董事会成员,是赋值为 1, 否则为 0 CEO 在董事会中的职位,董事长赋值为 2, 副董事长赋值为 1, 否则为 0
CEO 在行业内的社会地位	CEO 是否在股东单位任职,是赋值为 1, 否则为 0 CEO 兼任职务为董事的公司个数,赋分等于兼任公司的总数量,无兼任则赋值为 0
CEO 在组织间的社会地位	政治背景赋分,是否有政治背景,是赋值为 1, 否则为 0 金融背景赋分,CEO 是否有金融背景,是赋值为 1, 否则为 0 海外背景赋分,海外任职,赋值为 2;海外求学,赋值为 1, 否则为 0;海外任职兼海外求学则为加总分

公司治理变量。我国上市公司股权结构较为集中,第一大股东持股比例的变化会影响管理层的变更和事务所聘请的更换;近两年来学者们对于公司治理水平开始逐渐重视,而公司治理中董事会规模、独立董事比例、两职合一是在实践中有代表性的公司治理因素^[34],这决定了董事会一些重要决策,如事务所的聘请,因此本文分别控制这四个公司治理变量。(1)第一大股东持股比例 *Controlling*。(2)董事会规模 *Board size*,董事会总人数取自然对数。(3)独立董事比例 *Indedireper*,独立董事人数占董事会总人数的比例。(4)两职合一 *Duality*,董事长和总经理是否合二为一,是取值为 1, 否则取值为 0。

最后,本文还控制了企业并购总次数 *Acquisition* 作为企业发展变量以及年度 *year* 和行业 *industry* 变量。所有变量的具体定义如表 2 所示。

表 2 变量定义表

变量名称	变量代码	度量方法
审计意见偏差	<i>Risk-bias</i> <i>Illegal-bias</i>	经行业调整后的经营风险与审计意见指向不一致取值为 1, 否则为 0 次年违规情况与当年审计意见指向不一致取值为 1, 否则为 0
内部控制有效性评价	<i>Internalcontrol</i>	内部控制自评与内部控制审计标准化得分之和
客户重要性	<i>Clientimportant</i>	被审计单位审计费用/该事务所负责的全部上市公司审计收费之和
环境不确定性	<i>EU</i>	经行业中位数调整后的销售收入波动残差取绝对值
是否“四大”	<i>Big4</i>	“四大”事务所取值为 1, 否则为 0
总资产收益率	<i>ROA</i>	年度总资产收益率
营运现金流	<i>Operationflow</i>	经营活动现金流/总资产
CEO 网络	<i>CEOnetwork</i>	CEO 的网络位置
资产负债率	<i>Lev</i>	总负债/总资产
企业规模	<i>Size</i>	总资产取自然对数
企业性质	<i>Private</i>	民营企业取值为 1, 否则为 0
冗余资源	<i>Slack</i>	期间费用总均值取自然对数
第一大股东持股比例	<i>Controlling</i>	第一大股东持股比例
董事会规模	<i>Board size</i>	董事会成员总数取自然对数
独立董事比例	<i>Indedireper</i>	独立董事人数/董事会总人数
两职合一	<i>Duality</i>	董事长和总经理是否合二为一,是取值为 1, 否则为 0
当年并购次数	<i>Acquisition</i>	企业当年前度发生并购次数
行业	<i>Industry</i>	根据证监会 13 行业分类标准,共 12 个哑变量
年度	<i>Year</i>	2010 年至 2013 年 4 个年度,共 3 个年度哑变量

(二) 模型设定

根据本文选取的主要变量,审计失败为概率型变量而非连续变量,因此本文采用 logistic 回归来验证研究假设,logistic 回归模型如下:

$$Risk-bias/Illegal-bias = \alpha + \beta_1 Internalcontrol + \beta_2 Clientimportant + \beta_3 EU + \beta_4 Internalcontrol \times Clientimportant + \beta_5 Internalcontrol \times Eu + \beta_6 Controls + \beta_7 Industry + \beta_8 Year + \varepsilon$$

其中, *Risk-bias* 和 *Illegal-bias* 分别为研究模型的被解释变量——审计意见偏差, 为概率型二值选择变量, 因此本文使用面板随机效应的 Logistic 回归方法。*Internalcontrol* 为内部控制有效性, *Clientimportant* 为客户重要性, *EU* 为环境不确定性。

(三) 样本选取与数据来源

本文选取 2010—2013 年我国沪深两市 A 股上市公司年报数据作为研究样本, 选取该区间的原因在于: 2010 年为《企业内部控制审计指引》发布的年份, 对于上市公司内部控制审计而言是重要的起始年份, 而自 2014 年起, 深圳证券交易所主板上市公司采用 2014 年发布的《公开发行证券的公司信息披露编报规则第 21 号——年度内部控制评价报告》的一般规定, 内部控制的披露出现了新的变化。因此, 为探讨事务所提供的内部控制审计评价对原有审计意见的影响, 本文选取的 2010 年至 2013 年是较为稳定的准自然实验初始区间。根据研究需要, 本文对样本做了如下筛选: (1) 剔除行业代码为 F 类的金融和保险行业, 因为此类行业的上市公司年报数据中利润的计算与其他行业(如制造业)有着较大差异, 不具备横向比较的统一标准; (2) 剔除 ST 和 *ST 上市公司, 因为此类上市公司财务数据被操纵的可能性较大, 容易出现财务数据的异常值; (3) 剔除主要研究变量出现异常值的样本公司, 比如资产为零、董事会人数为零、营业总收入为零、期间费用为零等异常数值的样本。最终, 本文共得到样本 6904 个, 其中 2010 年 1601 个、2011 年 1679 个、2012 年 1876 个、2013 年 1748 个, 样本数据均来自国泰安 CSMAR 数据库, 统计分析软件为 stata14.0。

四、实证结果及分析

(一) 描述性统计与相关性分析

表 3 为主要变量的描述性统计结果。就审计意见的预测偏差而言, 基于行业中位数调整的企业经营风险与得到的审计意见一致性程度并不高, 61% 的企业存在审计意见与既定经营风险不一致的偏差, 虽然这并不能完全代表审计意见的偏差性, 但相对于资本市场上的投资者而言, 审计意见的信息含量较高, 分析师预测的经营风险信息含量相对简单, 在一定程度上代表了审计意见对经营风险预测的偏差性。

表 3 变量的描述性统计结果

变量	均值	标准差	极小值	极大值	中位数
<i>Risk-bias</i>	0.610	0.490	0	1	1
<i>Illegal-bias</i>	0.670	0.470	0	1	1
<i>Internalcontrol</i>	0.002	1.800	-3.200	3.300	1
<i>Clientimportant</i>	0.009	0.036	0.001	1.100	0.002
<i>EU</i>	0.001	0.0720	-0.480	0.260	0.001

注: N = 6909; 限于篇幅, 未列示控制变量的结果, 备索。

而对于违规风险的预测偏差而言, 审计意见对于次年违规的预测偏差同样较高, 大约 67% 的次年违规风险与当年的审计意见存在不一致性。由此可见, 审计意见的预测程度与投资者事后可观测到的风险指标明显存在一定程度的偏差。

表 4 为主要变量的相关性系数。从表 4 中可以看出, 对于重要客户而言, 违规风险和经营风险的审计意见偏差都降低了, 在环境不确定性越高的情况下, 审计师的谨慎程度越高, 并且审计预测的偏差越小。内部控制评价与审计意见违规预测偏差明显负相关, *Internalcontrol* 与 *Illegal-bias* 的相关系数为 -0.119, 在 1% 水平下显著, 这与假设 1 的预期相一致。 *Clientimportant* 与审计预测偏差之间的相关系数为 -0.047, 显著负相关, 说明对于重要客户而言, 审计资源分配得较多, 审计意见偏差较小。环境不确定性 *EU* 与审计意见偏差之间的相关系数为 -0.254, 显著负相关, 说明审计意见偏差受限于环境不确定性, 波动性越强, 审计师出具的审计意见就越谨慎, 这一结果与以往的研究相符。“四大”事务所的审计意见偏差明显小于非“四大”, 但这仅仅局限于财务风险的审计意见偏差, 对于违规性预测, “四大”的偏差反而更大, 这说明国际“四大”对于我国会计准则和行业监管政策的不熟

悉程度高于本土事务所。此外,各主要变量之间的相关系数并未超过 0.5,说明本文构建的模型不存在多重共线性问题。

表 4 主要变量的 Pearson 相关性分析

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1Risk-bias	1																	
2Illegal-bias	0.031***	1																
3Internalcontrol	-0.019*	-0.119***	1															
4Clientimportant	-0.047***	0.040***	0.065***	1														
5EU	-0.254***	0.013	0.161***	0.295***	1													
6Big4	-0.030**	0.037***	0.080***	0.377***	0.311***	1												
7ROA	-0.046***	0.032***	0.001	0.007	0.034***	0.016	1											
8Operationflow	-0.113***	-0.005	0.033***	0.040***	0.147***	0.073***	0.099***	1										
9CEOnetwork	0.002	0.070***	0.023**	-0.026**	-0.064***	-0.039***	0.004	0.023**	1									
10Ler	-0.031***	-0.087***	-0.057***	0.052***	0.146***	0.037***	-0.219***	-0.109***	-0.057***	1								
11Size	0.026**	0.012	0.198***	0.365***	0.146***	0.388***	0.007	0.071***	-0.073***	0.131***	1							
12Private	0.054***	0.041***	-0.130***	-0.110***	-0.369***	-0.182***	0.040***	-0.070***	0.069***	-0.114***	-0.368***	1						
13Lack	0.008	-0.017	-0.025**	-0.009	-0.004	-0.011	-0.039***	-0.075***	0.004	0.061***	-0.021*	0.032***	1					
14Controlling	-0.047***	0.101***	0.096***	0.120***	0.287***	0.145***	0.029**	0.066***	0.024**	-0.011	0.298***	-0.209***	0.027**	1				
15Boardsize	-0.015	0.009	0.061***	0.082***	0.260***	0.113***	-0.001	0.068***	0.0150	0.070***	0.283***	-0.245***	-0.004	0.001	1			
16Indedireper	0.013	-0.007	0.037***	0.063***	0.015	0.040***	-0.006	-0.012	-0.012	0.005	0.049***	0.026**	0.002	0.067***	-0.405***	1		
17Duality	0.043***	0.021*	0.008	-0.062***	-0.162***	-0.083***	-0.004	-0.031***	0.038***	-0.074***	-0.182***	0.257***	0.0180	-0.067***	-0.160***	0.084***	1	
18Acquisition	0.041***	0.0190	0.100***	-0.013	-0.006	-0.004	-0.008	-0.007	0.034***	-0.022*	0.027**	0.061***	-0.00800	-0.026**	-0.020*	0.016	0.038***	1

注: *、**、*** 分别代表在 0.1、0.05 和 0.01 水平下显著。

(二) 回归结果分析

表 5 和表 6 为研究模型的实证回归结果。我们使用审计意见与经营风险的偏差、审计意见与违规风险的偏差两种方式来衡量审计意见偏差,并且对内部控制评价如何缩小审计意见偏差做进一步的检验。根据前文的理论分析,我们重点检验由内部控制评价平衡事务所审计资源分配不均衡导致的审计意见偏差,以及由内部控制评价平衡环境不确定性导致的审计意见偏差。表 5 为内部控制与经营风险审计意见偏差的回归结果,表 6 为内部控制与违规风险审计意见偏差的回归结果,这些结果基本支持了前文提出的假设 1、假设 2 和假设 3。

表 5 为使用经行业中位数调整后的经营风险和审计意见之间的偏差与内部控制评价的回归结果,模型使用面板随机效应 logistic 回归方法。在表 5 中,Model(1)为纳入全部控制变量后的回归结果,Model(2)为纳入内部控制评价后的回归结果,Model(3)为加入审计客户资源后的回归结果,Model(4)为纳入环境不确定性后的回归结果,Model(5)为包含全部变量的最终回归结果。表 6 的回归结果中 Model 的设置与表 5 相同。

表 5 内部控制评价对审计意见偏差 Risk-bias 的回归结果

变量	Model(1) controls	Model(2) Internalcontrol	Model(3) Clientimportant	Model(4) EU	Model(5) All
Internalcontrol		-0.043** (-2.50)	-0.049** (-2.33)	-0.033* (-1.84)	-0.040* (-1.92)
Clientimportant			-5.231*** (-3.53)		-8.306*** (-5.84)
EU				-1.377* (-1.94)	-2.544*** (-3.38)
Internalcontrol × clientimportant			-5.10*** (-6.42)		-5.80***
Internalcontrol × EU				3.808*** (7.69)	3.919*** (7.28)
_cons	-0.247** (-2.24)	-0.319** (-2.30)	-0.866** (-2.72)	-1.78*** (-3.99)	-1.43*** (-3.24)
chi2	1853.42	1872.30	1891.92	1997.24	1904.13
Pseudo R ²	0.190	0.203	0.221	0.225	0.213
N	6604	6604	6604	6604	6604

注: *、**、*** 分别代表在 0.1、0.05 和 0.01 水平下显著,括号内为使用行业聚类稳健标准误后的 Z 值;限于篇幅,未列示控制变量的结果,备索。下同。

在表 5 的回归结果中,当以经行业中位数调整后的经营风险与审计意见的一致性作为审计意见

偏差时, Model(2)的回归结果表明,内部控制评价与审计意见偏差显著负相关。*Internalcontrol* 与审计意见经营风险偏差的回归系数为 -0.043,对应的 *Z* 值为 -2.50,在 10%的水平下显著,这一结果有力地支持了本文的假设 1,即内部控制评价越好,审计意见的预测偏差就越小。同时, Model(3)和 Model(4)的回归结果也支持了内部控制评价影响审计意见偏差的两种重要机制——审计资源分配和环境不确定性认知资源的分配。根据 Model(3)的回归结果, *Clientimportant* 客户重要性与审计意见偏差之间的回归系数显著为负,这表明越是重要的客户,分配的审计资源越多,从而出现审计意见偏差的程度就越小,这一结果与李明辉和刘笑霞等人的研究结论^[35]相一致。在加入内部控制评价之后, *Clientimportant* 和内部控制的交互项与审计意见偏差的回归系数与 *Clientimportant* 独自回归的系数符号相同,这表明内部控制评价提高审计意见的预测偏差是通过加强审计资源的分配得到的,具有明显的“溢出效应”,这一结果支持了本文的假设 2。同时,在表 5 的回归结果中, Model(4)的回归结果显示,环境不确定性 *EU* 与审计意见偏差显著负相关,回归系数为 -1.377,对应的 *z* 值为 -1.94,在 5%水平下显著,即环境不确定性越高,出现审计意见偏差的可能性越大。内部控制评价与 *EU* 交互项的系数与之相反,回归系数为 3.808,对应的 *Z* 值为 7.69,在 5%水平下显著,这表明内部控制评价影响审计意见的偏差弥补了原有环境不确定性情况下审计认知资源不足导致的偏差,出现了明显的“互补效应”,这一结果也有力地支持了本文的假设 3。

表 6 为使用违规情况衡量审计意见偏差与内部控制评价之间关系的回归结果,与表 5 的回归结果基本一致。当以违规事实作为审计意见对照形成偏差时,内部控制评价仍然显著降低了出现偏差的概率,在 model(2)中, *Internalcontrol* 的回归系数为 -0.196,对应的 *Z* 值为 -11.64,在 1%水平下显著,这一结果再次支持了本文的假设 1,表明内部控制评价降低了审计意见偏差出现的概率。*Internalcontrol* 和客户重要性交互项的回归系数为正, Model(3)中的回归系数为 2.878,对应的 *Z* 值为 3.83,这一结果表明在面临重要客户违规预测偏差时,内部控制的“溢出效应”并不明显,反而对客户违规表现出弱预测。产生这一结果的原因可能在于:当出具违规意见时,出于合作意向的考虑,客户重要性引起的谈判独立性缺失往往使得事务所无法出具准确的负面报告,影响了审计质量,从而削弱了内部控制评价对审计意见偏差的抑制作用。环境不确定性 *EU* 和 *Internalcontrol* 交互项的回归系数仍然与 *EU* 的回归系数相反,交互项的回归系数在 Model(4)中为 1.257,对应的 *Z* 值为 2.61,在 5%水平下显著,这一结果表明内部控制评价在环境不确定性增加(负向残差更大)时对审计意见偏差的抑制作用更加明显,凸显了“互补效应”,这一回归结果再次支持了假设 3。

表 6 内部控制评价对审计意见偏差 *Illegal-bias* 的回归结果

变量	Model(1) <i>controls</i>	Model(2) <i>Internalcontrol</i>	Model(3) <i>clientimportant</i>	Model(4) <i>EU</i>	Model(5) <i>All</i>
<i>Internalcontrol</i>		-0.196 *** (-11.64)	-0.189 *** (-10.82)		-0.190 *** (-8.43)
<i>Clientimportant</i>			2.605 (1.55)		2.796 (1.63)
<i>Internalcontrol</i> × <i>Clientimportant</i>			2.878 *** (3.83)		4.025 *** (5.34)
<i>EU</i>				-1.031 (-0.28)	-1.065 (-0.39)
<i>Internalcontrol</i> × <i>EU</i>				1.257 * (2.61)	1.193 * (2.39)
_cons	-0.782 (-0.70)	-2.020 (-1.60)	-1.592 (-1.31)	-2.631 (-1.59)	-2.737 (-1.46)
chi2	421.29	575.29	598.39	586.43	608.11
Pseudo R ²	0.048	0.065	0.068	0.067	0.069
N	6897	6897	6897	6897	6897

在本文中,我们使用了两种不同的审计意见偏差形式,表5与表6的回归结果均显示,本文的假设1、假设2和假设3均得到了稳健的支持。这些结果表明,实施内部控制评价减少了审计意见与实际情况之间的偏差,即社会期许偏差,原因在于这是一种新的审计程序,减少了审计资源由于客户重要性水平不同而在不同企业之间分配的差异,以及平衡了审计师对外部环境不确定性和企业内部风险控制的评判。

(三) 进一步的分析

1. 内部控制审计与财务报告审计是否同所对审计意见偏差影响的差异性

由于内部控制的评价与审计意见的出具有可能是同一会计师事务所,也有可能是不同的事务所,方红星等认为,同所既实施内部控制评价又实施审计程序存在更为明显的“知识溢出”效应^[24]。因此,在同所审计下,内部控制对审计意见偏差的“溢出效应”可能会更加明显,相比于异所以对审计意见偏差的抑制可能会存在明显的差异。为此,本文进一步研究内部控制评价与审计意见出具的事务所是否相同所存在的差异,分组回归结果如表7所示。

在表7的回归结果中,同所与非同所在内部控制评价程序影响审计意见与经营风险偏差的效果方面有着显著差别,尤其是对于同所审计来讲,内部控制评价能够缩小审计意见偏差这一影响更为明显,组间系数差异性检验的卡方值为3.87,对应的P值为0.049,同所整合内部控制和审计的效果更为明显,这一结果再次证实了内部控制对于审计意见偏差的“知识溢出”效应。在缩小审计意见违规偏差方面,同所与非同所并没有显著差别。此外,在内部控制评价缩小审计意见偏差的两种机制中,通过重要客户的审计资源分配来控制偏差也在同所审计中表现得更为明显,*Internalcontrol* × *Clientimportant* 交互项的差异性检验(卡方为4.55,P值为0.032)表明,同所审计存在一定的资源重新分配问题。而在控制环境不确定性偏差方面,同所与非同所并没有明显差别。

表7 内部控制对审计意见偏差影响的同所差异性检验

变量	<i>Risk-bias</i>			<i>Illegal-bias</i>		
	不同所 2132	同所 435	组间系数 差异性 <i>Chi</i> ²	不同所 2132	同所 435	组间系数 差异性 <i>Chi</i> ²
<i>Internalcontrol</i>	0.0206 (0.37)	-0.3251** (-2.25)	3.87*** (0.049)	-0.152** (-3.12)	-0.0182 (-0.16)	1.12 (0.290)
<i>Clientimportant</i>	-10.782 (-4.83)	-20.992** (-3.96)	3.15* (0.075)	0.367 (1.17)	0.82 (0.93)	0.35 (0.55)
<i>EU</i>	-10.39*** (9.57)	-9.672*** (3.25)	0.30 (0.058)	2.562 (1.33)	2.89 (0.64)	1.23 (0.267)
<i>Internalcontrol</i> × <i>Clientimportant</i>	1.842 (1.09)	14.402** (2.56)	4.55** (0.032)	5.863 (1.60)	-2.570 (-0.34)	1.00 (0.318)
<i>Internalcontrol</i> × <i>EU</i>	2.026 (1.68)	5.022 (1.38)	0.61 (0.435)	0.431 (0.59)	-0.257 (-0.18)	0.567 (0.462)

注:括号内为T值和使用SUR估计后chi²对应的P值,剔除了未披露内部控制评价事务所的样本。

同所与非同所差异性结果表明,内部控制评价在减少审计意见的经营风险预测偏差时,“溢出效应”带来的差距非常明显,但是在控制审计意见的违规偏差方面并没有因为是否同所而出现统计意义上的显著差异。

2. 内部控制强制性披露前后对审计意见偏差影响的差异性

根据2010年发布的《企业内部控制审计指引》的规定,上市公司强制性披露内部控制审计报告始于2012年,这一强制性政策的实施可能使内部控制评价对审计意见偏差的影响发生变化。因此,我们进一步区分2010—2011年非强制性披露内部控制审计样本组与2012—2013年强制性披露内部控制审计样本组,分析内部控制评价对审计意见偏差的影响差异,分组回归结果如表8所示。

表8 内部控制强制披露后与强制披露前对审计意见偏差的影响差异

变量	<i>Risk-bias</i>			<i>Illegal-bias</i>		
	强制前 3108	强制后 3789	组间系数 差异性 <i>Chi2</i>	强制前 3108	强制后 3789	组间系数 差异性 <i>Chi2</i>
<i>Internalcontrol</i>	-0.033 ** (-2.21)	-0.065 (-1.71)	0.230 (1.43)	-0.274 *** (-9.65)	-.106 ** (-3.75)	14.00 *** (0.001)
<i>Clientimportant</i>	-5.817 ** (-4.32)	-11.62 *** (-5.39)	4.240 ** (0.03)	6.757 (2.79)	-5.268 (-1.75)	10.900 *** (0.001)
<i>EU</i>	-3.57 *** (-11.03)	-5.43 *** (-12.01)	2.250 (0.13)	-3.887 *** (-2.46)	-0.601 (-0.50)	3.810 (0.051)
<i>Internalcontrol</i> × <i>Clientimportant</i>	-2.028 ** (-3.05)	-3.765 ** (-2.69)	1.300 (0.254)	-4.653 ** (-3.45)	-9.22 ** (-3.96)	3.610 * (0.057)
<i>Internalcontrol</i> × <i>EU</i>	3.950 ** (6.15)	4.170 ** (4.68)	0.180 (0.671)	2.050 ** (4.97)	0.771 * (2.21)	5.080 ** (0.024)

注:括号内为 T 值和使用 SUR 估计后 chi2 对应的 P 值。

根据表8的分组回归结果可知,强制性内部控制审计披露实施后,内部控制评价抑制审计意见偏差的作用仍然存在,但效果低于刚刚披露内部控制审计报告时期,这一结果表明重要信息或稀缺信息的披露存在收益递减效果。例如,初始披露内部控制审计报告对审计意见违规风险偏差的抑制作用更为明显,强制性披露前后差异性检验的卡方为14.00,对应的P值为0.001,但从整体来看,内部控制评价较高的上市公司,审计意见预测违规行为的偏差降低了。在内部控制与审计业务资源投入的“溢出效应”方面,强制性披露之后,“溢出效应”更为明显(违规风险中 *Internalcontrol* 与 *Clientimportant* 的交互项系数的差异性为3.610,对应的P值为0.05)。研究结果表明,相对于内部控制审计报告强制性披露之前,强制性披露之后资源投入的“溢出效应”整体上更为明显,“互补效应”呈现收益递减现象。

五、结论与启示

本文以实施内部控制评价的上市公司为样本进行实证研究,发现内部控制评价对原有审计业务具有一定的影响。研究表明,不论是审计意见与实际经营风险之间的偏差,还是审计意见与实际违规风险之间的偏差,内部控制评价均能够减少审计意见偏差的发生。内部控制审计程序在抑制审计意见偏差时有两种显著的效应,分别为资源分配影响审计意见偏差的“溢出效应”和环境不确定性影响审计意见偏差的“互补效应”。实施内部控制评价与原有的审计资源分配发生协同作用,在认知资源分配中由于不同的审计程序形成了“互补效应”。具体而言,内部控制评价强化了原有审计业务资源投入提高审计质量的作用,以及降低了环境不确定性增大导致的审计意见偏差概率。

本文的研究结论表明,内部控制评价注重对企业报告真实情况的环境进行估计,从而缩小了企业财务报告的社会期许偏差。作为一种新的审计程序,内部控制评价对审计意见偏差的改善还来自于对原有审计业务资源影响审计意见偏差的“溢出效应”和“互补效应”,但是在内部的违规预测偏差中,这两种效应并不明显。因此对于审计业务而言,需要对企业投入资源构建和完善内部控制不断做出规定,同时事务所也需要新增审计资源,增强内部控制的全面性。

本文的研究贡献在于:首先,提供了内部控制评价直接影响原有审计业务的证据。尽管已经有大量研究证实内部控制评价改善了审计目标(如财务报告质量),但缺乏有关原有审计业务与内部控制评价之间的直接证据。其次,本文讨论了事务所内部控制评价对原有审计资源与审计业务质量之间的“溢出效应”和“互补效应”,这是影响审计业务的具体路径,同时证实了内部控制评价改善审计意见偏差源于审计资源整合形成的“知识溢出”效应,以及通过对审计环境的评价可以减少环境不确定带来的审计意见偏差。这些结论能够为内部控制评价的实施如何影响审计质量提供参考。

参考文献:

- [1] COHEN J, KRISHNAMOORTHY G, WRIGHT A. Corporate governance in the post-Sarbanes-Oxley era: Auditors' experiences[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2010, 27(3): 751-786.
- [2] SKINNER D J, SRINIVASAN S. Audit quality and auditor reputation: Evidence from Japan[J]. *The Accounting Review*, 2012, 87(5): 1737-1765.
- [3] FRANCIS J R, YU M D. Big 4 office size and audit quality[J]. *The Accounting Review*, 2009, 84(5): 1521-1552.
- [4] LENNOX C S, WU X, ZHANG T. Does mandatory rotation of audit partners improve audit quality? [J]. *The accounting review*, 2014, 89(5): 1775-1803.
- [5] ETTREDGE M, FUERHERM E E, LI C. Fee pressure and audit quality[J]. *Accounting, Organizations and Society*, 2014, 39(4): 247-263.
- [6] GUL F A, WU D, YANG Z. Do individual auditors affect audit quality? Evidence from archival data[J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(6): 1993-2023.
- [7] 方红星,金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗? ——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J]. *会计研究*, 2011(8): 53-60.
- [8] 雷英,吴建友,孙红. 内部控制审计对会计盈余质量的影响——基于沪市 A 股上市公司的实证分析[J]. *会计研究*, 2013(11): 75-81.
- [9] 张龙平,王军只,张军. 内部控制鉴证对会计盈余质量的影响研究——基于沪市 A 股公司的经验证据[J]. *审计研究*, 2010(2): 83-90.
- [10] 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): 3-10.
- [11] 李万福,林斌,宋璐. 内部控制在公司投资中的角色:效率促进还是抑制? [J]. *管理世界*, 2011(2): 81-99.
- [12] 范经华,张雅曼,刘启亮. 内部控制、审计师行业专长、应计与真实盈余管理[J]. *会计研究*, 2013(4): 81-88.
- [13] 杨德明,胡婷. 内部控制、盈余管理与审计意见[J]. *审计研究*, 2010(5): 90-97.
- [14] BROWN N C, POTT C, WÖMPENER A. The effect of internal control and risk management regulation on earnings quality: Evidence from Germany[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2014, 33(1): 1-31.
- [15] CLINTON S B, PINELLO A S, SKAIFE H A. The implications of ineffective internal control and SOX 404 reporting for financial analysts[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2014, 33(4): 303-327.
- [16] PIZZINI M, LIN S, ZIEGENFUSS D E. The impact of internal audit function quality and contribution on audit delay [J]. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 2014, 34(1): 25-58.
- [17] 李青原,赵艳秉. 企业财务重述后审计意见购买的实证研究[J]. *审计研究*, 2014(5): 101-107.
- [18] 伍利娜,王春飞,陆正飞. 企业集团审计师变更与审计意见购买[J]. *审计研究*, 2013(1): 70-78.
- [19] NEWTON N J, PERSELLIN J S, WANG D, et al. Internal control opinion shopping and audit market competition[J]. *The Accounting Review*, 2015, 91(2): 603-623.
- [20] 曹强,胡南薇,王良成. 客户重要性,风险性质与审计质量——基于财务重述视角的经验证据[J]. *审计研究*, 2012(6): 60-70.
- [21] 申慧慧,吴联生,肖泽忠. 环境不确定性与审计意见:基于股权结构的考察[J]. *会计研究*, 2010(12): 57-64.
- [22] 贾楠,李丹. 会计师事务所对客户经济依赖会削弱审计质量吗? ——来自赴美上市的中国概念股的实证证据[J]. *审计研究*, 2015(5): 102-112.
- [23] 李明辉,刘笑霞. 客户重要性与审计质量关系研究:公司治理的调节作用[J]. *财经研究*, 2013(3): 64-74.
- [24] 方红星,陈娇娇. 整合模式下两类审计收费之间的交叉补贴——知识溢出效应还是规模经济效益? [J]. *审计研*

- 究,2016(1):68-75.
- [25]李伟.不确定性环境下会计稳健性对审计收费,审计意见的影响[J].审计研究,2015(1):91-98.
- [26]LENNOX C S, KAUSAR A. Estimation risk and auditor conservatism[J]. *Review of Accounting Studies*, 2017, 22(1): 185-216.
- [27]张俊瑞,刘彬,程子健,等.上市公司对外担保与持续经营不确定性审计意见关系研究——来自沪深主板市场A股的经验证据[J].审计研究,2014(1):62-70.
- [28]ALTMAN E I, IWANICZ-DROZDOWSKA M, LAITINEN E K, et al. Financial Distress Prediction in an International Context: A Review and Empirical Analysis of Altman's Z-Score Model[J]. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 2017, 28(2): 131-171.
- [29]D' MELLO R, GAO X, JIA Y. Internal control and internal capital allocation: Evidence from internal capital markets of multi-segment firms[J]. *Review of Accounting Studies*, 2017, 22(1): 251-287.
- [30]CHUNG H, KALLAPUR S. Client importance, nonaudit services, and abnormal accruals[J]. *The Accounting Review*, 2003, 78(4): 931-955.
- [31]喻小明,聂新军,刘华.事务所客户重要性影响审计质量吗?——来自A股市场2003—2006年的证据[J].会计研究,2008(10):66-72.
- [32]REYNOLDS J K, FRANCIS J R. Does size matter? The influence of large clients on office-level auditor reporting decisions[J]. *Journal of accounting and economics*, 2000, 30(3): 375-400.
- [33]FLICKINGER M, WRAGE M, TUSCHKE A, et al. How CEOs protect themselves against dismissal: A social status perspective[J]. *Strategic Management Journal*, 2016, 37(6): 1107-1117.
- [34]董南雁,张俊瑞.公司治理强度,审计力度与审计质量[J].南开管理评论,2009(2):81-89.
- [35]李明辉,刘笑霞.客户重要性与审计质量关系研究:公司治理的调节作用[J].财经研究,2013(3):64-74.
- [责任编辑:王丽爱]

Can Good Internal Control Reduce Audit Opinion Deviation?

ZHANG Shuangpeng

(School of Accounting, Shandong Technology and Business University, Yantai 264005, China)

Abstract: Based on the sample of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2010 to 2013 implementing internal control evaluation, using random effect Logistic model, this paper discusses the impact of internal control evaluation on audit opinion deviation. The result shows that after internal control evaluation and audit, enterprises with higher evaluation has less probability of audit opinion deviation. Further research shows the implementation of internal control evaluation procedures will strengthen the trend of reducing audit opinion deviation owing to the original audit resources input and reduce the trend of increasing the audit opinion deviation resulted from the environmental uncertainty. The evaluation of internal control by the firm has measured the environment of the enterprise to report the true situation, which reduces the deviation of the audit opinion, and reduces the probability of the audit opinion deviation through the “spillover effect” of the business resources and the “complementary effect” of the cognitive resources.

Key Words: internal control; audit opinion deviation; client importance; environmental uncertainty; quality of financial reporting; audit rotation system; corporate governance; audit fees