

我国内部控制强制披露政策的干预效应研究

——来自断点回归的经验证据

陶黎娟,韩倩倩,张瑜

(青岛大学商学院,山东青岛266071)

[摘要] 聚焦我国非国有控股主板上市公司,严格筛选样本,构造精确断点回归模型,专注研究我国全面内部控制评价和披露政策本身的因果干预效应。研究发现,我国的内部控制强制披露政策有正的干预效应,内部控制政策的实施使得公司对资源的利用效率和效果得以提高,合规本身对企业来讲意义重大。建议进一步推进我国上市公司全面内部控制建设和披露工作,将强制实施范围扩展到非主板上市公司,在全部上市公司范围内实施内部控制强制披露和审计。

[关键词] 内部控制;强制披露;断点回归;因果推断;干预效应

[中图分类号] F239.43 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2020)-01-0061-08

一、引言

关于内部控制强制披露政策,发达市场经济国家或地区一般要求企业对财务报告内部控制有效性进行评价和披露,但我国则要求企业对内部控制有效性进行全面评价和披露,包括财务报告内部控制和非财务报告内部控制。这一制度创新被认为是真正抓住了企业“一把手”关心重视的焦点,最大限度地释放了内部控制的作用和效力,有国际专家甚至认为这是对国际金融危机最“积极有效”的应对^[1]。结合美国萨班斯法案饱受批判和争议的历史,我国的全面披露政策是否太过“冒进”?从实证的角度看,这种应对是否真的“积极有效”?准自然实验法特别适合给予政策制定者答案^[2]。因此,本文引入潜在结果框架,利用随机化实验的思想作为因果效应识别的基础,借助我国政策背景提供的准自然实验机会,研究我国全面内部控制强制披露政策对企业的影响。

二、文献回顾

(一)美国为代表的国外研究

以美国为代表的国外研究主要以SOX法案的颁布为契机展开。SOX法案实施初期,因为实施成本问题,商业团体甚至法律制定者都对404条款及其实际实施进行了强烈攻击。也有文献抱怨严苛的法律使得美国的资本市场相对国际上其他资本市场失去竞争优势^[3]。但后续研究却指出这些观点缺乏严肃的经验证据支持^[4-5]。有文献甚至揭示了美国的内部控制政策制定过程类似GAAP的制定过程,体现出一种“政治过程”的特征^[6]:投资人是SOX法案的支持者,强烈呼吁严格实施法案,而阻碍力量则主要来自企业内部人士和企业集团。这些企业之所以反对严格实施法案,并非如他们所宣称的那样是基于对遵循成本的担心,而是因为他们本身就有明显的代理问题。大量实证研究揭示出该法案的确有积极的干预效应:法案提升了企业的披露质量,恢复了投资者对财务报告的信心,公司遵循法案所做的披露提供了额外的信息,影响了权益资本成本、投资人的资源配置决策^[7-10],以及债权人的决策^[11],降低了经理人市场的信息不对称程度^[12],影响了CEO的行为和企业的市场价值^[13-14]。

以上研究均是基于美国仅对财务报告内部控制强制披露并审计的制度背景进行的,属于“管理结果”披露,并未完全涵盖“职业谨慎”有关的“管理过程”披露^[15]。因此,相关研究结论不能复制到我国。

[收稿日期] 2019-06-27

[基金项目] 山东省社科规划项目(16CKJJ06);教育部人文社科项目(17YJC630034)

[作者简介] 陶黎娟(1983—),女,山东齐河人,青岛大学商学院讲师,硕士生导师,从事企业内部控制研究,Email:122613466@qq.com;韩倩倩(1977—),女,山东淄博人,青岛大学商学院副教授,硕士生导师,从事文化产业发展与企业融资决策研究;张瑜(1998—),女,山东胶州人,青岛大学商学院本科生,从事会计理论研究。

(二)国内研究

与美国研究结论存在争议的情况不同,我国研究普遍认为内控政策在某些方面有积极影响。有实证研究发现内部控制规范体系的实施改变了企业的盈余管理^[16-17],有助于内部控制目标的实现^[18]。这些研究采用的方法要么是经典回归模型,要么直接进行均值比较检验,由于没有控制变量的内生性,因此得出的结论可以理解为统计意义上的相关关系,若要直接认定为因果关系,还需更严谨的研究设计。因此后续研究在方法的选择上更加注重因果效应的识别。有研究运用双重差分模型,发现强制内部控制审计政策能够显著降低企业的盈余管理、提高会计信息质量和企业经营绩效、提升投资者信心。也有研究利用倾向评分匹配、双重差分和断点回归法,实证发现我国内部控制规范体系的实施不但没有抑制反而提升了公司风险承受水平^[19]。有别于前述使用准自然实验法的研究,有学者直接选用随机化实验法研究内部控制政策对投资者的影响^[20-21]。虽然实验法存在外部效应差等固有缺陷,但在得出因果效应方面有很强的内部可靠性。

相较于以往文献,本文有如下创新和贡献:(1)研究方法方面,由于目前的经济学经验研究正在经历一场“可信性革命”^[22],研究范式从统计推断向因果推断转变^[2],断点回归相对典型的“自然实验”法(倍差法或工具变量法)在识别因果效应方面更具可靠性^[23],因此,本文严格筛选样本,构造精确断点回归模型对内部控制干预政策进行因果效应推断;(2)在解释变量选择方面,本文专注研究强制披露政策本身带来的干预效应,而非内部控制披露这一事实的效应;(3)在干预效应方面,有别于之前文献,本文探究的是全面内部控制目标的综合效应(企业业绩的改善),而非财务报告内部控制目标的单独效应(财务报告质量的改善)。

三、研究假设的提出

(一)政策压力本身比是否合规更重要:初步怀疑

自2010年我国构建了完整的内部控制规范体系以来,证监会、财政部等部门先后发布了若干公告、通知等文件,形成了分类分批实施的政策背景,造就了我国上市公司面临着不平等的制度约束。如果大部分公司都选择自愿披露,那么强制披露政策本身的干预效应是否还存在?本部分的统计结果引发了一种合理怀疑:非强制组公司因没有政策压力,在自愿合规披露内控自我评价报告和审计报告的过程中,可能存在两种行为,(1)降低对内控有效性的认定标准,实际上内控有效性不强的企业也会自评为有效;(2)非强制组的公司自愿合规披露内控报告的过程中,可能有自选择行为,根据信号理论,那些内控确实有效的企业更易对自愿合规进行相关披露。

根据财政部、证监会发布的《我国上市公司实施企业内部控制规范体系情况分析报告》(后文简称《分析报告》),本文整理了内控历年披露情况,见表1和表2。根据表格来看:(1)表1第3列显示非强制组公司虽然并未纳入强制实施的范围,但大部分企业甚至全部企业都选择了自愿披露评价报告。(2)非强制组的内控情况“看起来”要好于强制组企业。表1第4列和第5列显示,相对强制组公司来讲,有更大比例的非强制组公司评价自己的内控不存在缺陷;第6列和第7列显示相对强制组公司来讲,有更大比例的非强制组公司认为自己的内控不存在缺陷。(3)表1最后两列数据让我们对前述(2)的结论产生一种怀疑,非强制组由于没有政策压力,在进行自我评价的过程中,可能会放松对内控缺陷的认定标准,甚至有可能给出不公允的自我评价报告^①。(4)表2的数据进一步增进了这种怀疑的可能

表1 内部控制自我评价报告披露情况汇总表

时间	披露内控自我评价报告的公司比例		内控评价结论为有效的公司比例		不存在内控缺陷的公司比例		未披露内控缺陷认定标准的公司比例	
	强制组	非强制组	强制组	非强制组	强制组	非强制组	强制组	非强制组
2011	100.00%		98.51%		98.51%		19.40%	
2012	100.00%	84.87%	99.88%	99.86%	71.28%		32.59%	
2013	100.00%	87.68%	98.67%	99.76%	74.14%	87.62%	3.80%	39.05%
2014	97.83%	99.12%	98.13%	99.47%	71.73%	89.72%	3.12%	33.42%
2015	90.44%	100.00%	98.72%	99.13%	52.77%	83.99%	0.07%	3.08%
2016	92.76%	100.00%	98.31%	99.57%	51.04%	86.49%	0.26%	3.74%
2017	87.18%		97.61%		50.80%		0.06%	

注:本表是根据系列《分析报告》整理所得。①2011年、2012年和2017年的分析报告存在部分数据缺失的情况,但不影响后续的统计检验结论。②强制组的部分公司因满足豁免条件而未披露相关报告,若假定这些公司做了正常披露,表中的部分数据会有轻微变动,但这些变动不影响后续的统计检验结论。③内控缺陷包括财务报告内控缺陷和非财务报告内控缺陷,按重要程度分为一般缺陷、重要缺陷和重大缺陷,因篇幅所限,表中并未展开列示,但后续统计检验结论在这些细分层面仍然成立。

① 这种怀疑的一个佐证是尹律的实证结论^[24]:盈余管理程度越高,内控缺陷的认定标准越不透明。

性,非强制组企业虽然大都自愿披露自我评价报告,但第3列显示仅有一半左右的公司选择会计师事务所对内控进行审计^①。(5)第5列显示,非强制组公司相对强制组来讲,得到了更多比例的标准无保留审计意见,这可能说明非强制组企业存在自选择过程,只有那些内控确实完善的企业才更易聘请事务所实施内控审计。

表2 内部控制审计报告披露情况汇总表

时间	披露内控审计报告的公司数量占比		出具标准无保留审计意见的公司数量占比	
	强制组	非强制组	强制组	非强制组
2011	100.00%		98.51%	
2012	100.00%	48.88%	97.42%	99.41%
2013	100.00%	60.78%	95.53%	98.04%
2014	96.54%	59.27%	94.59%	98.80%
2015	94.87%	65.08%	93.64%	98.53%
2016	92.52%	54.91%	94.33%	98.29%
2017	90.92%		94.18%	

注:本表是根据系列《分析报告》整理所得。①由于披露不规范(部分公司没有披露内控审计报告,但给出了审计意见;部分公司没有实施内控审计,但聘请事务所开展了鉴证业务;部分公司的审计结论虽然是标准无保留意见,但这些意见值得商榷),本表部分数据不是百分百准确和完善,但数据微调不影响后续统计检验结论。②审计报告的意见类型可分为标准无保留意见和非标意见,非标意见包括带强调事项段和(或)非财务报告重大缺陷的无保留意见、保留意见、无法表示意见和否定意见。因篇幅所限,表中并未展开列示,但后续统计检验结论在这些细分层面仍然成立。

本文对分析报告提供的7年频数数据运用SPSS软件进行了四格表卡方检验。结果显示,强制组和非强制组公司在内控自我评价报告的披露比例方面没有显著差别,其他方面的差别均是统计显著的。统计结论支持之前的怀疑。

(二)理论分析和假设

从理论上讲,强制披露制度会促使企业面临政策压力和市场需要的双重作用,由于无法自愿选择是否披露相关信息,因此在强制披露的政策安排下,企业将更加关注和重视内控建设以提高内控效果。相对没有政策压力的公司来讲,面临政策压力的企业,应该有更有效的内部控制、更少的内控缺陷,获得更多的标准无保留审计意见,但系列《分析报告》却给出了相反的结论。这可能提示我们,强制披露政策正如阳光,是“最好的消毒剂”,强制审计则如灯光,是“最好的警察”。政策干预使被约束企业积极构建并改进内控,提升内控质量并如实披露内控的有效性;自愿披露政策则给企业过多的自主选择权,部分优质企业会选择走进阳光下,而部分企业则通过不规范的信息披露来释放“烟幕弹”^②。

因此,本文聚焦研究强制披露政策本身带来的干预效应,而非内部控制披露这一事实的效应。非强制组公司没有被强制要求,即使选择了自愿披露,但因为缺乏强制政策带来的合规压力,其结果也会有别于强制组公司。而强制组公司即使没有按时披露,但因为政策压力,也会积极筹建并完善内控,以便更快更好地合规^③。基于以上分析,本文提出如下假设H。

H:强制披露政策本身有正的干预效应,无论企业是否披露。

四、制度背景和识别策略

研究一项政策的因果效应并非易事,因为政策的出台往往伴随着其他事件。以SOX法案为例,由于法案的颁布和实施同时伴随着其他一系列重大的财政、经济和政治变革,这些变革随着时间的推移而持续发生或分阶段发生,因此,法案实施前后企业的变化未必是由SOX法案导致的,或者未必全部是由SOX法案导致的^[4, 14]。研究政策的因果干预效应,一个较大的困难是很难将企业合规前后的变化单独归于该项政策的独立贡献^④。

① 这种怀疑的一个平行佐证是美国的实证结论^[25]:按照SOX法案的要求,遵循302条款所做的内控自我评价报告无须审计,遵循404条款所做的评价报告则必须经过审计。但市场给予302条款对应的财务报告更低的可信性,进而要求更高的权益资本成本。

② 《分析报告》详细介绍了信息披露的各种不规范情况。

③ 以宏达股份为例,该公司属于强制披露企业,应在披露2013年公司年报的同时,披露董事会对公司内控的自我评价报告以及注册会计师出具的财务报告内部控制审计报告。但该公司于2012年2月27日对公司已披露的内部控制实施工作方案中部分内容进行了调整,调整部分所涉及的相关工作安排如下:(1)第一阶段(启动阶段)、第二阶段(建立阶段),该部分工作已按照计划完成;(2)内控自我评价工作计划时间调整到2014年年度报告披露前完成;(3)内部控制审计工作计划时间调整到2014年年度报告披露前完成;(4)按要求将会计师事务所出具的内部控制审计报告与2014年年度报告同时披露。从中可以看出,虽然延迟了合规时间,但公司一直在持续推进内控建设和披露的相关工作。

④ 比如Coates辩称,基于投资人和资本市场其他参与者已经知晓21世纪初期的一系列重大财务丑闻的事实,即使SOX法案没有通过,公司管理层行为及公共和私人部门的变革也会发生^[4]。

引入潜在因果框架的目的在于严格识别某项政策的因果干预效应。以本研究为例,干预效应是指企业接受了强制干预之后的业绩,相对于没有接受强制干预的业绩来讲是否有所改善。但这种干预效应是无法观测的,因为企业一旦接受了强制干预,我们就无法再观测其在未强制干预状态下的业绩(潜在结果)。由于潜在结果的不可观测性,真正的干预效应是无法量化的。针对这种情况,随机化实验提供了因果推断的黄金标准^[26-28]。因为随机化的分配机制可以帮助排除其他因素的影响,确定干预变量对结果变量的因果效应^[29]。本文的研究则基于“随机化实验的近亲”——断点回归来识别我国强制披露政策的因果干预效应^[23]。

财政部和证监会发布的《关于2012年主板上市公司分类分批实施企业内部控制规范体系的通知》(后文简称《通知》)要求非国有控股主板上市公司,且于2011年12月31日公司总市值在50亿元以上,同时2009年至2011年平均净利润在3000万元以上的,应在披露2013年公司年报的同时,披露董事会对公司内部控制的自我评价报告以及注册会计师出具的财务报告内部控制审计报告。这一政策背景提供了严格的实施规则,该规则给出了精确的断点(三年平均净利润3000万元或总市值50亿元),依托精确断点恰好可以构造准自然实验。《通知》的发布日期是2012年8月14日,实施规则是基于上市公司2011年及以前年度的特征制定的,这就决定了干预政策是一个外生变量,上市公司无法事先通过操控净利润或市值标准来选择是否接受干预。

运用断点回归识别因果效应的基本思想是:由于个体无法操控干预变量,因此在断点附近,强制组和非强制组是近似完全随机分配的。在断点附近,除了是否接受干预这个因素不同之外,两组个体在其他方面的差别可以认为是局部随机的。2009—2011年三年平均净利润在3000万元附近的公司,或者2011年市值在50亿元附近的公司,如果2013年业绩在各自断点左右存在跳跃,那么这种跳跃可以解释为是由强制披露政策导致的。按照上述思想,结合计量经济学家的最新建议^[30],本文构建如下模型来评估因果效应。

$$Dep.Var = \beta_0 + \beta_1 \cdot D + \varepsilon \quad \text{局部平均模型} \quad (1)$$

$$Dep.Var = \beta_0 + \beta_1 \cdot D + \beta_2 \cdot X + \varepsilon \quad \text{局部线性回归模型} \quad (2)$$

$Dep.Var$ 是结果变量,代表强制披露政策带给公司的某种干预效应; D 为干预变量, $D=1$ 表示企业进入强制组, $D=0$ 表示企业未被强制; X 为参考变量,为2009—2011三年平均净利润或2011年12月31日公司总市值。

五、数据、变量和描述统计

本文运用STATA软件进行数据处理,数据来自国泰安CSMAR数据库,按照如下步骤整理数据:(1)找出2011年非国有控股上市公司,总计1395家;(2)去掉非主板上市公司818家,剩余577家;(3)去掉金融业公司7家,去掉B股公司5家,去掉因停牌等原因市值缺失的公司39家,去掉在2013年处于ST状态的公司25家,去掉2013年退市的公司2家,剩余499家,这499家公司的组成情况如图1所示;(4)2011年市值大于50亿元的有153家(A+B),2009年至2011年平均净利润超过3000万元的有346家(B+D),只满足净利润标准但不满足市值标准的有201家(D),只满足市值标准但不满足净利润标准的有8家(A),同时满足两个标准的有145家(B),两个标准都不满足的有145家(C);(5)标准样本的设计有两种方式,①B+D区组成的样本1,以市值50亿为断点,50亿以上B区为强制组,50亿以下D区为自愿组;②A+B区组成的样本2,以平均净利润3000万为断点,3000万以下的A区为自愿组,3000万以上的B区组为强制组,由于A组自愿组公司仅有8家公司,样本量过低,因此本文最终选择B+D区组成的最终样本。断点附近的公司(E区)是近似随机分配的,因此通过考察断点上下公司(B区中的阴影部分和D区中的阴影部分)的业绩均值之差,即可获得披露政策的干预效应。

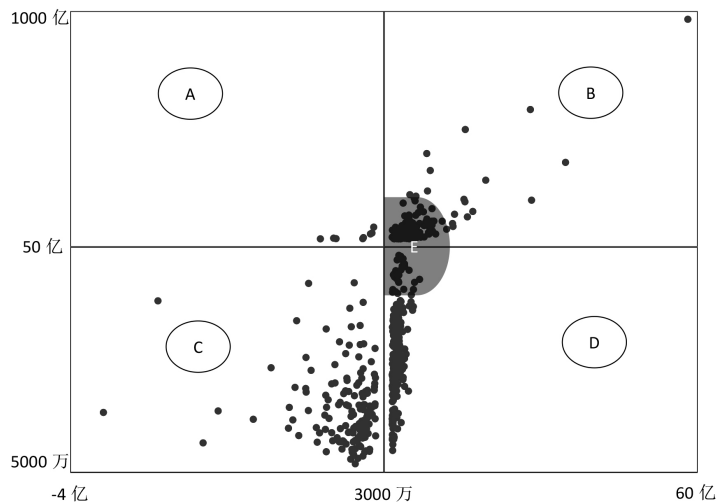


图1 499家公司分类分布情况图

注:图中仅显示相对分布状态,A和C两区之间以及B和D两区之间,横坐标轴刻度一致,但纵坐标轴刻度不一致;A和B两区之间以及C和D两区之间,纵坐标轴刻度一致,但横坐标轴刻度不一致。

在断点回归设计中核心变量有三类:结果变量、干预变量和参考变量。结果变量即被解释变量,代表强制披露政策对企业的整体干预效应。有别于SOX法案,我国强制披露政策对内控的定位是多目标维度的,包括合规目标、资产目标、报告目标、效率和效果目标以及战略目标。健全有效的内控不仅能够合理保证企业生产经营活动合法合规,提高企业报告的可靠性和完整性,而且可以提高企业运营水平和风险防范能力,提升管理效率,改善经营效果,帮助企业实现运营目标和发展战略,促进企业可持续发展^[31]。在现代社会,企业要获得可持续发展,必将重视履行社会责任,不再唯股东利益独尊。作为核心目标,内控会影响企业利用其资源的效率和效果,而非仅使得股东收益最大化。因此本文选择ROA指标作为结果变量,反映强制披露政策的综合干预效应。

干预变量为政策变量,用虚拟变量D表示,干预变量受参考变量的驱动,参考变量的不同取值直接决定了企业是否接受干预。样本1对应的参考变量为2011年12月31日公司总市值MV,如果MV在50亿元以上(B区),企业就会接受干预进入强制组,否则进入自愿组。

表3 断点回归变量表

变量类型	变量代码	变量定义
结果变量	ROA	总资产收益率:净利润/总资产余额
干预变量	D	强制组个体D=1,自愿组个体D=0
参考变量	MV	2011年公司市值
	X	MV与政策标准之差:MV-5 000 000 000

表4的统计结果表明,相对在断点左侧的自愿组公司,断点右侧的强制组公司:(1)整体占比较低;(2)ROA平均水平显著更高。

表4 变量描述统计及均值检验结果

变量	全样本		50亿断点左侧的公司		50亿断点右侧的公司		均值比较检验			
	样本量	均值	标准差	样本量 占比(%)	均值	标准差	样本量 占比(%)	均值	标准差	均值之差
ROA	346	.0401	.0604	201	.0298	0.551	145	.0544	.0645	-.0246***
MV		6.29E+09	8.00E+09	58.09%	2.91E+09	1.02E+09	41.91%	1.10E+10	1.07E+10	(-3.8061)

注:括号中为t值,*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

六、断点回归分析

(一)断点回归设计的有效性

断点回归识别策略的有效性首先要求经济个体不能精确控制参考变量。如果能否进入强制组是可操控的,例如公司通过操纵本身股价以降低市值来规避强制披露政策,那么断点回归得出的因果效应就会有偏差。这种情况在本研究中并不存在,因为在我国的政策背景之下,公司接到《通知》时,早因以前年度的市值表现而“命中注定”是否进入强制披露组,公司已无法通过控制已经发生的数据来选择是否接受干预。因此可以预见,在断点附近,参考变量的分布应该是连续的。图2展示了参考变量MV的分布图,如果在断点左右个体数量显著不同,则某些个体可能具有控制断点的能力,但图中断点附近左右两侧没有明显跳跃。采用McCrary密度检验方法进行检验,结果显示T统计量为0.7207,p值为0.4711,进一步说明参考变量在断点处是连续的。

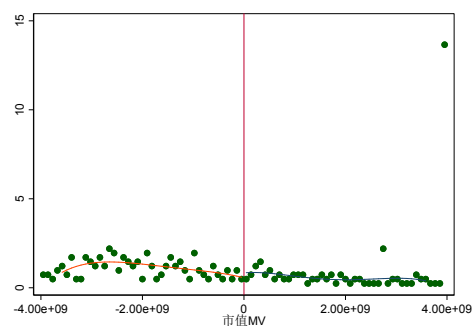


图2 参考变量MV分布图(断点50亿元)

(二)强制披露政策的干预效应

图3给出了结果变量ROA与参考变量在断点附近的一阶关系图。可以看出,ROA在断点附近存在比较明显的跳跃,这种跳跃揭示了强制披露政策对ROA带来的因果效应。表5列示了不同带宽情况下的因果效应估计。结果显示,局部平均法在三种不同带宽情况下的D变量都是统计显著的;局部线性回归法在最后一个带宽情况下的D变量是统计显著的,在前两种带宽情况下的D虽然不显著,但也给出了正向系数。这些结果表明:干预政策有正向效应,强制披露政策促使公司提高了资源利用的效率和效果。

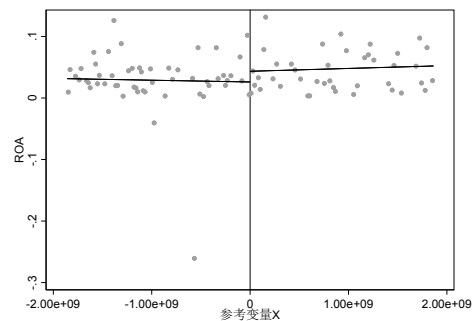


图3 ROA与X的关系图(断点50亿元)

① 在断点回归分析中,通常的做法是控制参考变量X的高次项(三次、四次或更高次)。但计量经济学家认为这种做法在因果效应估计方面会有误导。他们不建议使用这种方法,而是建议研究者使用局部回归、二次多项式或其他平滑函数。本文遵从他们的建议,主要使用并参考了局部回归模型及其结果。

七、稳健性检验

(一) 前定变量连续性检验: 伪结果变量检验

前定变量在干预变量之前就已确定,不受干预变量的影响。引入前定变量主要用于辅助检验断点回归设计是否有效,因为断点回归设计有效的一个必要条件是所有前定变量在断点左右服从相同的分布^[23]。本部分展示了企业2013年之前最近三年的平均ROA水平(AROE)作为前定变量的检验结果^①。图4是该协变量相对于参考变量的断点回归图,表6给出了AROE作为伪结果变量的断点回归结果。图4显示,AROE在断点处的跳跃并不明显;表6显示,所有模型的断点系数D均不显著,因此可以认为该协变量在断点处是连续的。除AROE之外,本文还检验了以2012年销售收入和总资产所表示的企业规模、上市公司所在的交易所类型(上交所或深交所)等前定变量,结果均显示断点回归设计是有效的。

(二) 伪干预检验

伪干预检验是一种对照式的安慰剂检验或证伪检验^[29],前文已证实在断点50亿处ROA存在显著跳跃,那么对照来看,在没有实施干预的其他位置,ROA不应该有显著跳跃;如果在其他位置也存在显著跳跃,则说明ROA在50亿处的跳跃未必是由强制披露政策导致的。本文将MV=30亿作为假设断点进行了检验,结果如图5所示,图形显示在断点处ROA的跳跃不明显。随后本文按照与前文同样的思路和方法做了断点回归估计,最终发现估计结果并不显著,这说明ROA在断点处没有显著跳跃,假设断点为伪断点。

(三) 不同带宽的稳健性检验

在最优带宽的选择过程中,不同核函数的选择以及不同目标函数的设定都会导致不同的最优带宽。表5已列举了其中三种带宽的实证结果。稳健起见,本

表5 局部平均法和局部线性回归结果

带宽	31.3亿<MV<68.7亿 (-18.7亿<x<18.7亿)		37.8亿<MV<62.2亿 (-12.2亿<x<12.2亿)		31.8亿<MV<127.3亿 (-18.2亿<x<77.3亿)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
估计方法	局部平均法	局部线性回归	局部平均法	局部线性回归	局部平均法	局部线性回归
D	0.0179** (2.44)	0.0174 (1.07)	0.0215** (2.18)	0.00894 (0.50)	0.0205** (2.48)	0.0300* (1.95)
X		-2.89e-12 (-0.29)		1.01e-11 (0.80)		-5.87e-12 (-0.54)
D×X		7.50e-12 (0.56)		1.02e-12 (0.05)		4.45e-12 (0.40)
_cons	0.0291*** (5.47)	0.0261** (2.00)	0.0249*** (3.26)	0.0317** (2.33)	0.0299*** (5.39)	0.0240* (1.78)
N	138	138	87	87	194	194
adj. R ²	0.031	0.019	0.041	0.025	0.022	0.014

注:①括号中为t值,根据稳健标准误计算得出;*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。②在最优带宽选择过程中,此处核函数选择的均匀分布(uniform);第一带宽是使均方误差最小的两侧同宽的带宽,第二带宽是使覆盖误差率最小的两侧同宽的带宽,第三带宽是使均方误差最小的两侧不同的带宽。

表6 协变量AROE的断点回归结果

	M1	M2	M3	M4	M5	M6
D	-3.492 (3.5675)	2.528 (2.4322)	2.528 (2.4322)	4.561 (4.4999)	4.566 (4.5058)	9.569 (10.1048)
X		-2.87e-09 (0.0000)	-2.87e-09 (0.0000)	-5.55e-09 (0.0000)	-5.55e-09 (0.0000)	-6.34e-08 (0.0000)
D×X		2.87e-09 (0.0000)	2.87e-09 (0.0000)	5.54e-09 (0.0000)	5.54e-09 (0.0000)	6.37e-08 (0.0000)
X ²				-6.60e-19 (0.0000)	-6.60e-19 (0.0000)	-8.81e-17 (0.0000)
D×X ²				6.60e-19 (0.0000)	6.60e-19 (0.0000)	8.80e-17 (0.0000)
X ³					-1.03e-33 (0.0000)	-4.12e-26 (0.0000)
D×X ³					0 (.)	4.12e-26 (0.0000)
X ⁴						-5.97e-36 (0.0000)
D×X ⁴						5.97e-36 (0.0000)
_cons	3.657 (3.5671)	-2.351 (2.4314)	-2.351 (2.4314)	-4.370 (4.4993)	-4.370 (4.5059)	-9.576 (10.1045)
N	345	345	345	345	345	277
adj. R ²	-0.001	-0.003	-0.003	-0.009	-0.012	-0.015

注:括号中为稳健标准误;*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

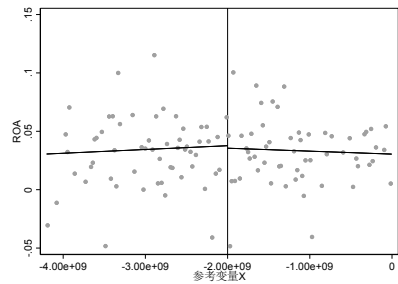
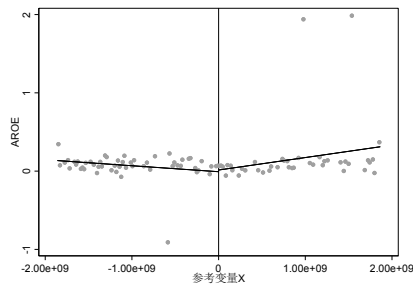


图4 AROE与参考变量的关系图(断点50亿元) 图5 ROA与X的关系图(假设断点30亿元)

① 在本文构建的因果框架中,盈利能力也是重要的混杂因素。企业在2013年的业绩表现除受政策干预的影响之外,企业本身的盈利能力也是重要因素,同时盈利能力也会影响净利润和市值,从而影响干预变量。除非混杂因素在断点处没有跳跃,否则前面得出的干预效应并不可靠。

文运用传统使用的交叉验证法(CV)、IK法和CCT法重新设定了新的带宽。经过检验,在所有其他带宽情况下,前文的结论同样成立。

(四)伪显著检验

前述三个检验是运用断点回归法时所进行的常规稳健性检验。执行这些检验是为了从不同角度认定图3所示的ROA在断点处的跳跃是由政策干预导致的。但仍有一种微弱可能使得该结论为伪因果结论:MV=50亿本身就自带显著区别性,能够区分业绩好和业绩差的公司;ROA在断点处的跳跃并非政策导致的,而是50亿自身显著区别性的一种表现,或许政策只是恰好选择了一个本来就具有显著区别性的点作为断点而已。为了检验这种微弱的可能性是否存在,本文在传统几个稳健性检验的基础上,新增了一项额外的检验:选择没有实施内控政策的其他年度,如2011年、2012年或2014年、2015年等年度,对这些年度当年市值在50亿附近的非国有控股主板上市公司以当年的市值50亿为断点,检验该年度的ROA在50亿断点处是否也存在显著跳跃。相对于“伪干预检验”,这实际上是另一个角度的对照式安慰剂检验或证伪检验,本文姑且称之为“伪显著检验”或“断点自显著性检验”。经过检验,MV=50亿本身不具有自显著性,图3和表5揭示的跳跃并非伪因果。

八、结论和建议

本文研究发现:我国内部控制强制披露政策本身有正的干预效应,内部控制全面披露政策合规本身对企业提高资源利用的效率和效果有积极影响。该结论在一定程度上印证了我国“冒进的”全面披露政策是“积极有效”的,这必将对国际上其他国家的内控政策制定者产生重大影响。同时该结论也提醒我们,当上市公司面临不平等的制度约束时,非强制组公司即使选择自愿披露,也很难获得强制政策的正向干预效应。我国分类分批实施内部控制规范体系的做法,借鉴了美国SOX法案的合规过程,体现了对成本和收益的权衡。但由于非强制组企业可以选择自愿披露,因此这种政策带来的不公平竞技场并非体现在企业是否披露内一事实上面,而是体现在合规本身的压力上面。合规本身对企业来讲意义重大。因此,本文建议进一步推进我国上市公司全面内部控制建设和披露工作,将强制实施范围扩展到非主板上市公司,在全上市公司范围内实施强制披露和审计。

参考文献

- [1] 刘玉廷.全面提升企业经营管理水平的重要举措——《企业内部控制配套指引》解读[J].会计研究,2010(5):3-16.
- [2] Panhans M T, Singleton J D.The empirical economist's toolkit[J].History of Political Economy, 2017, 49(5):127-157.
- [3] GAO Y. The Sarbanes-Oxley Act and the choice of bond market by foreign firms[J]. Journal of Accounting Research, 2007, 49(4):933-968.
- [4] Coates J C.The goals and promise of the Sarbanes-Oxley Act[J].The Journal of Economic Perspectives, 2007, 21(1):91-116.
- [5] Piotroski J D, Srinivasan S. Regulation and bonding: The Sarbanes-Oxley Act and the flow of international Listings[J].Journal of Accounting Research, 2008, 46(2):383-425.
- [6] Hochberg Y V, Sapienza P, Vissing-Jørgensen A.A lobbying approach to evaluating the Sarbanes-Oxley Act of 2002[J].Journal of Accounting Research, 2009,47(2): 519-583.
- [7] Ogneva M, Subramanyam K R, Raghunandan K.Internal control weakness and cost of equity: Evidence from SOX section 404 disclosures [J].The Accounting Review, 2007, 82(5):1255-1297.
- [8] Ashbaugh-Skaife H, CollinsCollins D W, Kinney W R, et al.The effect of sox internal control deficiencies and their remediation on accrual quality[J].The Accounting Review, 2008, 83(1):217-250.
- [9] Ashbaugh-Skaife H, CollinsCollins D W, Kinney W R, et al.The effect of SOX internal control deficiencies on firm risk and cost of equity [J].Journal of Accounting Research, 2009, 47(1):1-43.
- [10] Rice S C, Weber D P.How effective is internal control reporting under SOX 404? Determinants of the (Non-) disclosure of existing material weaknesses[J].Journal of Accounting Research,2012, 50(3):811-843.
- [11] Kim J B, Song B Y, Zhang L. Internal control weakness and bank loan contracting: Evidence from SOX section 404 disclosures [J]. The Accounting Review, 2011, 86(4):1157-1188.
- [12] WANG X.Increased Disclosure requirements and corporate governance decisions: Evidence from chief financial officers in the pre- and post-Sarbanes-Oxley periods[J].Journal of Accounting Research, 2010, 48(4):885-920.
- [13] Banerjee S, Humphery-Jenner M, Nanda V. Restraining overconfident CEOs through improved governance: Evidence from the Sarbanes-

- Oxley Act[J].The Review of Financial Studies, 2015, 28(10):2812-2858.
- [14] ILIEV P.The effect of SOX section 404: Costs, earnings quality, and stock prices[J].The Journal of Finance, 2010, 65(3):1163-1196.
- [15] 陶黎娟.我国内部控制本质及披露制度面临的研究困境与出路[J].财会月刊, 2018(23):16-22.
- [16] 荣莉,李江涛.分类分批强制实施企业内控规范体系效果研究——基于盈余管理程度的视角[J].当代财经, 2014(10):108-119.
- [17] 李英,周守华,窦笑晨.我国内部控制规范的颁布抑制了认知性盈余管理吗?[J].审计研究, 2016(5):82-88.
- [18] 谢凡,曹健,陈莹,等.内部控制缺陷披露的经济后果分析——基于上市公司内部控制强制实施的视角[J].会计研究, 2016(9):62-67.
- [19] 王永海,石青梅.内部控制规范体系对公司风险承受是否具有抑制效应?——中国版“萨班斯”法案强制实施的风险后果分析[J].审计研究, 2016(3):70-97.
- [20] 张继勋,周冉,孙鹏.内部控制披露、审计意见、投资者的风险感知和投资决策:一项实验证据[J].会计研究, 2011(29):66-73.
- [21] 池国华,张传财,韩洪灵.内部控制缺陷信息披露对个人投资者风险认知的影响:一项实验研究[J].审计研究, 2012(2):105-112.
- [22] Angrist J D, Krueger A B.Instrumental variables and the search for identification: From supply and demand to natural experiments[J].The Journal of Economic Perspectives, 2001, 15(4):69-85.
- [23] Lee D S, Lemieux T.Regression discontinuity designs in economics[J]. Journal of Economic Literature, 2010, 48(2):281-355.
- [24] 尹律.盈余管理和内部控制缺陷认定标准披露——基于强制性内部控制评价报告披露的实证研究[J].审计研究, 2016(4):83-89.
- [25] Beneish M D, Billings M B, Hodder L D.Internal control weaknesses and information uncertainty[J].The Accounting Review, 2008, 83(3):665-703.
- [26] Rubin D B.For objective causal inference, design trumps analysis[J].The Annals of Applied Statistics, 2008, 2(3):808-840.
- [27] Imbens G W, Wooldridge J M.Recent developments in the econometrics of program evaluation[J].Journal of Economic Literature, 2009, 47(1):5-86.
- [28] Angrist J D, Pischke Js.The credibility revolution in empirical economics: How better research design is taking the con out of econometrics [J]. Journal of Economic Perspectives, 2010, 24(2):3-30.
- [29] 赵西亮.基本有用的计量经济学[M].北京:北京大学出版社,2017.
- [30] Gelman A, Imbens G.Why high-order polynomials should not be used in regression discontinuity designs[J].Journal of Business & Economic Statistics, 2018, 39(5):1-10.
- [31] 王清刚.内部控制与风险管理——理论、实践与案例[M].北京:高等教育出版社,2019.

[责任编辑:刘 茜]

The Causal Effects of Internal Control Compulsory Disclosure Policy: Empirical Evidence from Regression Discontinuity Analysis

TAO Lijuan, HAN Qianqian

(School of Business, Qingdao University, Qingdao 266071, China)

Abstract: Based on strictly constructed samples, this paper focuses on non-state-holding listed companies of the main board in China, designs a sharp regression discontinuity model, and studies on the causal effects of the compulsory policy of comprehensive evaluation and disclosure of internal control. The study finds that China's compulsory policy has a positive treatment effect. Compliance itself is of great significance to enterprises because of the policy pressure. This also paper proposes to further promote the construction and disclosure of the overall internal control of listed companies in China, expand the scope of compulsory implementation to non-main-board listed companies, and implement compulsory disclosure and audit of internal control within the scope of the whole listed companies.

Keywords: internal control; compulsory disclosure; regression discontinuity; causal inference; treatment effect