

政府审计的外部治理效应： 基于股价崩盘风险的研究

褚 剑, 方军雄

(复旦大学 管理学院, 上海 200433)

摘 要:作为一项强有力的政府监管措施,政府审计的作用及有效性是一个重要的研究话题。文章利用2009—2015年审计署实施的中央企业审计事件,从公司股价崩盘风险角度,采用双重差分模型研究了政府审计的外部治理效应。研究发现,在政府审计实施后,被审计公司的股价崩盘风险显著下降。在一系列稳健性检验之后,上述结果依然存在。进一步研究表明,政府审计通过促使被审计公司及时披露负面信息,缓解了公司股价崩盘风险;此外,政府审计越频繁,其缓解股价崩盘风险的作用越强,而且政府审计还存在溢出效应,未被审计中央企业在审计事件发生后的股价崩盘风险也出现下降。文章对于评估和完善中国政府监管具有重要的理论与实践意义。

关键词:政府审计;治理效应;股价崩盘风险;溢出效应

中图分类号:F276.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)04-0133-13

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.04.011

一、引 言

处于转型发展阶段的中国最为明显的制度特征是:相对较薄弱的法律、不断发展的市场以及强有力的政府。随着中国经济在世界范围的成功,学者开始聚焦于中国经济成功的制度因素,政府在经济中的作用受到了更多的关注(林毅夫,2010)。具体到微观企业,相对于法律和市场,政府的行政监管具有高效、灵活的特点,可以对法律和市场机制形成非常重要的补充。例如,基于美国的研究发现,美国税收总署(IRS)的税务稽查能够显著提升相关公司的会计信息质量(Hanlon等,2014),改组之后的美国公众公司会计监督委员会(PCAOB)明显改善了相关审计师的执业质量(Lamoreaux,2016)。基于中国的研究同样发现,证券监管和税收征管能够缓解管理层与股东之间、大股东与小股东之间的代理问题,减少外部投资者与公司内部人之间的信息不对称,起到公司治理的作用(Chen等,2005;曾亚敏和张俊生,2009;叶康涛和刘行,2011)。但是上述文献使用的是横截面的政府监管变量,其存在的内生性问题可能对研究发现产生负面影响。例如,在证券监管和税收征管较强的地区,公司的代理成本本身较小。审计署2003年开始实行的审计结果公告制度为我们检验政府监管的公司治理效应提供了绝好的研究环境,部分中央企业被审计署审计,而其他公司未被审计,这样我们可以采用双重差分法(DID)来缓解内生性问题。

收稿日期:2016-11-29

基金项目:国家自然科学基金项目(71372119,71072003)

作者简介:褚 剑(1991—),男,江苏常熟人,复旦大学管理学院会计系博士研究生;

方军雄(1974—),男,浙江永康人,复旦大学管理学院会计系教授,博士生导师。

政府审计是执政者高度重视且寄予厚望的常见监管措施,是内生于国家治理系统的一个具有预防、揭示和抵御功能的“免疫系统”,是国家依法监督制约权力的制度安排,这种强有力的治理机制会对社会、政府和企业产生重大的影响(刘家义,2012)。相关研究大多支持中国政府审计具有明显的外部治理效应,如实施政府审计后,相关上市公司受到了资本市场的惩罚(李小波和吴溪,2013),其会计信息质量明显提高(陈宋生等,2014),过度投资问题得到显著抑制(陈海红等,2014),超额在职消费大幅减少(褚剑和方军雄,2016b),经营效率和经营业绩得到改善(蔡利和马可哪呐,2014)。本文则从股价崩盘风险的角度进一步检验政府审计的外部治理效应。同时,由于股价崩盘可能产生的重大负面影响,其成因及后果成为监管者、社会公众以及学者共同关心的话题(Jin 和 Myers,2006;Hutton 等,2009;许年行等,2012)。大量研究表明,管理层隐藏坏消息的机会主义行为是导致股价崩盘的重要原因(Jin 和 Myers,2006;Hutton 等,2009)。为了谋取私利,管理层常常会通过实施盈余管理等手段来掩盖公司经营不善的状况,当公司管理层隐藏的坏消息累积到一个临界点而集中释放时,股价崩盘即会发生。后续研究深入探讨了管理层隐藏坏消息的动机以及抑制管理层隐藏坏消息的各种机制(Jin 和 Myers,2006;Hutton 等,2009;许年行等,2012)。本文的研究也为考察政府监管在股价崩盘风险中的外部治理作用的文献做出贡献。现有研究表明,证券监管和税收征管有利于促使公司及时披露负面信息,从而缓解股价崩盘风险(Kubick 和 Lockhart,2016;江轩宇,2013;刘春和孙亮,2015)。但是上述文献使用的是横截面的政府监管变量,存在较为严重的内生性问题,而审计署实施的政府审计恰好为我们检验政府监管对股价崩盘风险的影响提供了绝好的自然实验。

基于此,我们从审计署发布的2010—2016年审计结果公告中整理出实验组样本,^①以2005—2015年为样本区间,利用双重差分模型考察了政府审计对公司股价崩盘风险的影响。研究结果表明,政府审计实施后,相关公司的股价崩盘风险降低,在做了一系列稳健检验之后,上述结果依然存在。这表明政府审计整体上有助于缓解股价崩盘风险。进一步研究发现,政府审计促使被审计公司及时披露负面信息,从而缓解了崩盘风险;政府审计越频繁,对崩盘风险的缓解作用越强;另外,政府审计还存在溢出效应,其他未被审计的央企在审计事件发生后崩盘风险也出现下降。

本文的研究贡献主要体现在以下几个方面:第一,为广受关注的政府审计外部治理效应提供了新证据。目前的研究主要考察了政府审计对经营决策、投资决策、内部控制以及财务报告质量的影响,本文则从股价崩盘风险的角度研究了政府审计的经济后果。本文结果表明,政府审计通过促使公司及时披露负面信息缓解了股价崩盘风险,发挥了公司治理作用。第二,股价崩盘风险的治理因素一直是学术界、监管者和社会公众的关注焦点(Chen 等,2001)。本文从政府审计这一外部监管角度进行研究,发现政府审计能够降低股价崩盘风险,丰富了这一领域的研究成果,同时借助审计署发布审计结果公告所提供的研究环境,缓解了现有文献研究设计中存在的内生性问题。第三,本文发现政府审计存在明显的溢出效应,其他未被审计的公司股价崩盘风险也得到缓解,进一步证明了中国政府审计具有较强的威慑作用。

^①以2010年审计结果公告为例,审计结果公告年份为2010年,审计实施年份为2009年,审计的公司财务报告为2008年。与现有文献(李小波和吴溪,2013;褚剑和方军雄,2016b)一致,我们关注的是审计署对中央企业的政府审计对其控股的上市公司产生的影响。

二、制度背景、理论分析与研究假设

（一）制度背景与文献回顾

政府审计是国家政治制度的重要组成部分，是国家治理的监督控制系统之一（刘家义，2012）。《中华人民共和国宪法》第91条规定，“国务院设立审计机关，对国务院各部门和地方各级政府的财政收支，对国家的财政金融机构和企业事业组织的财务收支，进行审计监督。”据此，国务院将审计署的主要职责界定为“直接审计中央国有企业、国务院规定的中央国有资本占控股或主导地位的企业，出具审计报告，在法定职权范围内做出审计决定或向有关主管机关提出处罚的建议”。与其他监督都是从自身负有的具体管理职能中衍生出来的附带职能不同，政府审计监督是一种专职和专业行为，是独立的、由专门机构和专职人员依法进行的监督，由于自身独有的预防、揭示和抵御功能，审计又是国家治理中监督控制子系统的“免疫系统”，对维护、完善和促进国家治理有重要意义（刘家义，2012）。

与法律和市场等机制不同，属于行政监管手段的政府审计具有高效、灵活的特点，可以对法律和市场机制形成非常重要的补充。现有研究大多支持中国政府审计具有明显的外部治理效应，如实施政府审计后，相关上市公司受到了资本市场的惩罚（李小波和吴溪，2013），其会计信息质量明显提高（陈宋生等，2014），过度投资问题得到显著抑制（陈海红等，2014），超额在职消费大幅减少（褚剑和方军雄，2016b），经营效率和经营业绩得到改善（蔡利和马可哪呐，2014）。本文则从股价崩盘风险的角度进一步检验政府审计的外部治理效应。

股价崩盘风险的动因一直是学术界、监管者和社会公众的关注焦点（Chen等，2001）。Jin和Myers（2006）从释放信息的公司管理层与接受信息的投资者之间的信息不对称角度来考察股价崩盘事件的形成机理。他们发现，基于各种原因，管理层有动机和能力隐藏坏消息，不知情的投资者无法对这些坏消息及时做出反应，随着时间的推移，坏消息累积到一定程度而突然全部释放，对公司股价会造成极大的负面冲击并最终导致崩盘。Hutton等（2009）以及Kim和Zhang（2016）的研究分别从会计信息不透明和会计稳健性角度支持了上述股价崩盘的形成机理。

除了关注管理层隐藏坏消息的动机（Kim等，2011a,b），有些研究也考察了遏制管理层隐藏坏消息从而降低股价崩盘风险的各种机制，如独立董事的监督（梁权熙和曾海舰，2016）、机构投资者的监督（An和Zhang，2013）、注册会计师的独立审计（Robin和Zhang，2015）、分析师的跟踪（潘越等，2011）、媒体的报道（罗进辉和杜兴强，2014）、客户集中带来的供应链整合（褚剑和方军雄，2016a）、国际会计准则的实施（DeFond等，2014）、宗教信仰的影响（Callen和Fang，2015）等。其中，政府监管也引起了学者的关注。江轩宇（2013）的实证研究表明，企业的避税活动为管理层隐藏坏消息提供了便利，而税务机关的税收征管通过监督公司的避税行为缓解了股价崩盘风险；刘春和孙亮（2015）进一步证明税收征管降低股价崩盘风险的路径是促使公司及时披露负面信息；而Kubick和Lockhart（2016）利用地理距离衡量证券监管力度，发现上市公司地理上距离SEC越远，股价崩盘风险越高，并且这一正向关系在公司财报可读性差、SEC预算少时更显著，这从反面证明了证券监管对崩盘风险的治理作用。但是目前关于政府监管的大部分文献使用的是横截面的政府监管变量，存在较为严重的内生性问题。而审计署2003年开始实行的审计结果公告制度恰好为我们检验政府监管对股价崩盘风险的抑制作用提供了绝好的自然实验。

(二)理论分析与研究假设

作为一项政府监管措施,政府审计在监督国有企业管理层的代理行为以及由此引发的掩盖上述行为所导致的不利后果方面扮演着重要角色。1998年以来,审计署对于国有及国有控股企业的审计进入“以经济责任审计为重点的全面发展阶段”(李金华,2008)。2014年印发的《党政主要领导干部和国有企业领导人员经济责任审计规定实施细则》进一步确定了国有企业领导人员经济责任审计的对象,不仅包括企业的法定代表人,也包括实际行使相应职权的董事长、总经理、党委书记等企业主要领导人员。同时,经济责任审计的内容包括:“(一)贯彻执行党和国家有关经济方针政策和决策部署,推动企业可持续发展情况;(二)遵守有关法律法规和财经纪律情况;(三)企业发展战略的制定和执行情况及效果;(四)有关目标责任制完成情况;(五)重大经济决策情况;(六)企业财务收支的真实、合法和效益情况,以及资产负债损益情况;(七)国有资本保值增值和收益上缴情况;(八)重要项目的投资、建设、管理及效益情况;(九)企业法人治理结构的健全和运转情况,以及财务管理、业务管理、风险管理、内部审计等内部管理制度的制定和执行情况,厉行节约反对浪费和职务消费等情况,对所属单位的监管情况;(十)履行有关党风廉政建设第一责任人职责情况,以及本人遵守有关廉洁从业规定情况;(十一)对以往审计中发现问题的整改情况”。

由于股价崩盘往往源于管理层为了私利使负面信息在公司内部累积以致集中爆发(Jin和Myers,2006;Hutton等,2009;Kothari等,2009),政府审计可以从经营决策、投资决策、内部控制、财务报告等多个方面减弱管理层隐藏负面信息的动机。同时,中国宪法和相关法律规定,审计署依法独立行使审计监督权,不受其他行政机关、社会团体和个人的干涉,使得政府审计能够凭借其高度的权威性、超然的独立性和较强的审计力度,快速有效地查处国企高管在经营决策、投资决策、内部控制、财务报告等各方面存在的违规问题。这自然会对国企高管形成强大的威慑力,使负面信息得到及时的释放,进而缓解股价崩盘风险。具体地,第一,政府审计对财务报告质量的关注促使国企管理层减少盈余管理等恶化内部信息质量的行为,避免负面信息在公司内部的累积;第二,政府审计对重大经济决策和重要项目的关注使管理层在做出重大决策时更加审慎,避免过度自信等所引发的损害公司价值的过度投资行为;第三,政府审计对公司治理和内部控制的关注有利于促使国企完善治理结构和内部管理制度,防止权力集中所引发的决策失误和贪污浪费等现象;第四,政府审计对国有资本保值增值的关注引导管理层降低公司的经营风险,采取有效措施应对国有资产流失问题。

同时,政府审计还通过审计结果公告制度,曝光被审计国企在上述各方面存在的重大问题,进一步增强了对国企高管的威慑力。2003年,审计署颁布了《审计署审计结果公告试行办法》,开始正式实行审计结果公告制度。审计结果公告能够给资本市场传递相关国企控股上市公司的负面信息,投资者会很快地做出反应。例如,李小波和吴溪(2013)发现在审计结果公告日附近,受罚中央企业控股的上市公司的股价反应显著为负,并且审计公告中披露的违规越严重,上市公司的市场反应越强烈。一旦公司股价因违规问题而暴跌,违规高管很可能被降薪,甚至被迫辞职,丧失政治晋升的机会,声誉受损也使涉案高管失去在经理人市场寻找下家的机会。审计结果的公开还会吸引新闻媒体的关注,新闻媒体的介入和后续报道进一步放大了政府审计的威慑作用。每年审计结果公告之后,新闻媒体都会对审计中发现的国企高管违规问题进行广泛报道。此外,不同于社会审计,政府审计还关注被审计国企对以往审计过程中所发现问题的整改情况,这能够有效避免“上有政策,下有对策”等短视行为,持续发挥政府审计的威慑作用。

综上所述,政府审计能够凭借其强大的威慑力,有效监督国有企业管理层在经营决策、投资决策、内部控制、财务报告等各方面隐藏负面信息的动机,使负面信息得到及时的释放,股价崩盘风险得到缓解。由此,我们提出如下假设:在其他条件一定时,政府审计实施之后相关公司股价崩盘风险下降。

三、研究设计

(一)股价崩盘风险的衡量

根据现有文献(Chen等,2001;Kim等,2011a,b;许年行等,2012),我们分别采用NCSKEW和DUVOL来度量股价崩盘风险。

首先,利用股票*i*的周收益数据,根据模型(1)计算股票*i*经过市场调整后的收益率。

$$r_{i,s} = \alpha + \beta_{1,i}r_{m,s-2} + \beta_{2,i}r_{m,s-1} + \beta_{3,i}r_{m,s} + \beta_{4,i}r_{m,s+1} + \beta_{5,i}r_{m,s+2} + \epsilon_{i,s} \quad (1)$$

其中, $r_{i,s}$ 为股票*i*在第*s*周的收益率, $r_{m,s}$ 为所有股票在第*s*周经流通市值加权的平均收益率。本文在模型(1)中加入市场收益的滞后项和超前项,以调整股票非同步性交易的影响。股票*i*第*s*周经过市场调整后的收益率 $W_{i,s}$ 为: $W_{i,s} = \ln(1 + \epsilon_{i,s})$,其中 $\epsilon_{i,s}$ 为模型(1)中的回归残差。

然后,构造两个股价崩盘风险的度量指标。本文使用的第一个衡量股价崩盘风险的指标是股票*i*经过市场调整后周收益率的负偏度(NCSKEW),计算方法如下:

$$NCSKEW_{i,t} = -[n(n-1)^{3/2} \sum W_{i,s}^3] / [(n-1)(n-2)(\sum W_{i,s}^2)^{3/2}] \quad (2)$$

其中, n 为每年股票*i*的交易周数。NCSKEW的数值越大,股价崩盘风险越大。

本文使用的第二个衡量股价崩盘风险的指标是股价上升和下降阶段波动性的差异(DUVOL)。首先根据股票*i*经过市场调整后周收益率($W_{i,s}$)是否大于年平均收益,将股票收益数据分为上升阶段和下降阶段两个子样本,分别计算两个子样本中股票收益的标准差,然后使用如下模型计算 $DUVOL_{i,t}$:

$$DUVOL_{i,t} = \ln\{[(n_u - 1) \sum_{down} W_{i,s}^2] / [(n_d - 1) \sum_{up} W_{i,s}^2]\} \quad (3)$$

其中, n_u (n_d)为股票*i*的周特有收益 $W_{i,s}$ 大于(小于)年平均收益 W_i 的周数。DUVOL的数值越大,股价崩盘风险越大。

(二)研究模型

考虑到部分公司是先后被审计署审计的,我们借鉴Bertrand和Mullainathan(1999)以及Chan等(2012)提出的双重差分模型来考察政府审计对中央企业控股上市公司股价崩盘风险的影响。

$$CRASHRISK_{i,t} = \alpha + \beta_1 AUDIT_i + \beta_2 POSTAUDIT_{i,t-1} + \beta_3 ControlVariable_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,CRASHRISK为股价崩盘风险;AUDIT为政府审计哑变量,若上市公司所属集团公司被审计署审计过则取1,否则取0;POSTAUDIT为审计前后哑变量,上市公司所属集团公司被审计署审计当年及以后年度取1,否则取0。我们关心的是POSTAUDIT的系数 β_2 ,预期 β_2 显著为负,即如果政府审计会产生威慑作用,则被审计署审计的公司股价崩盘风险在随后年度会下降。

借鉴现有文献(Chen等,2001;Hutton等,2009;Kim等,2011a,b),我们在模型中加入如下控制变量:DTURN,去趋势的股票换手率,等于股票本年度的月均换手率减去上年度的月均

换手率; $SIGMA$, 股票月收益率的标准差; RET , 股票的年度收益率; $SIZE$, 公司规模, 等于公司总资产的自然对数; LEV , 财务杠杆, 等于总负债与总资产之比; ROA , 总资产收益率, 等于本年度的净利润与年均总资产之比; MB , 成长性, 等于市值与账面股东权益之比; $ABACC$, 公司透明度, 采用操纵性应计利润的绝对值衡量, 其中操纵性应计利润采用修正的 $Jones$ 模型计算得到。此外, 我们在模型中还控制了上一期的崩盘风险以及行业和年度哑变量。

(三) 数据与描述性统计

考虑到研究模型中有滞后一期自变量以及数据的可得性, 我们选取 2005—2015 年作为研究期间。我们将样本限于国有企业,^①同时剔除以下样本: (1) 金融类公司; (2) B 股公司; (3) 研究变量数据缺失的样本, 最终得到 10 079 个样本观测值。本文的政府审计数据根据审计署发布的 2010—2016 年央企审计结果公告, 并结合央企官网“上市公司”或“投资者关系”栏目以及年报中的控制人信息手工整理和匹配,^②财务数据、股票交易数据和公司治理数据则来自 CSMAR 数据库。为控制极端值的影响, 我们对所有连续变量按照 1% 的标准进行了 $winsorize$ 处理。为控制潜在的截面相关问题, 本文在所有回归中对标准误做了基于公司维度的 $cluster$ 处理 (Petersen, 2009)。

表 1 列示了相关变量的描述性统计结果。从中我们发现, $NCSKEW_t$ 和 $DUVOL_t$ 的均值与标准差分别为 -0.251 和 -0.171、0.934 和 0.773, 这与现有研究基本一致 (许年行等, 2012); $AUDIT_{t-1}$ 的均值为 0.181, 表明国有企业中约有 18.1% 的上市公司的集团公司被审计署审计过。变量间相关系数显示 (受篇幅限制未报告), $POSTAUDIT_{t-1}$ 与 $NCSKEW_t$ 和 $DUVOL_t$ 都显著负相关, 表明政府审计发生后, 被审计公司的股价崩盘风险下降。

表 1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
$NCSKEW_t$	10 079	-0.251	0.934	-0.808	-0.228	0.358
$DUVOL_t$	10 079	-0.171	0.773	-0.664	-0.184	0.328
$AUDIT_{t-1}$	10 079	0.181	0.385	0	0	0
$POSTAUDIT_{t-1}$	10 079	0.062	0.241	0	0	0
$NCSKEW_{t-1}$	10 079	-0.226	0.934	-0.793	-0.200	0.391
$DTURN_{t-1}$	10 079	0.003	0.289	-0.133	0.004	0.138
$SIGMA_{t-1}$	10 079	0.132	0.053	0.094	0.119	0.158
RET_{t-1}	10 079	0.343	0.880	-0.248	0.066	0.679
$SIZE_{t-1}$	10 079	22.029	1.268	21.116	21.860	22.790
LEV_{t-1}	10 079	0.526	0.200	0.383	0.535	0.668
ROA_{t-1}	10079	0.031	0.061	0.009	0.030	0.058
MB_{t-1}	10 079	3.072	2.923	1.429	2.203	3.650
$ABACC_{t-1}$	10 079	0.101	0.098	0.033	0.073	0.135

四、实证结果分析

(一) 基本结果

表 2 列示的是政府审计与股价崩盘风险的回归结果。由列 (1) 和列 (2) 可知, 在控制其他变量后, 我们所关心的 $POSTAUDIT_{t-1}$ 的回归系数显著为负, 表明在审计署实施政府审

^①由于审计署审计的是央企, 以民企为对照组不合适, 同时考虑到政府审计可能对其他未被审计的央企存在溢出效应, 仅以央企为样本可能无法有效观察到政府审计的效应, 因此我们以国企为样本。

^②如果存在集团公司前后多次被审计的情形, 我们只取第一次, 这主要是为了更有效地观察政府审计的效应且便于实证设计。下文将进一步考察多次审计的效应。

计之后,被审计央企集团所属上市公司的股价崩盘风险明显降低。具体地,公司的股票回报负偏度降低 0.130 单位,股价下降和上升阶段波动性的差异降低 0.088 单位,分别相当于 0.14 个和 0.11 个标准差。同时,我们发现控制变量回归系数的符号和显著性与现有文献基本一致(Chen 等,2001;Hutton 等,2009;许年行等,2012)。

鉴于被审计的国企和未被审计的国企可能存在一定的差异,公司的异质性可能对本文的研究产生影响。因此,我们借鉴通行的做法,采用倾向性评分匹配(PSM)方法重新进行检验。我们从未被审计的国企中构造一组与被审计的国企最为接近的样本作为匹配的控制组,具体的构造方法如下:首先,为被审计公司被审计当年样本寻找对应的控制组样本,选取模型(4)中的控制变量(包括年份和行业哑变量),采用 Logistic 回归得到每个观测值的倾向性评分;然后,采用最相邻匹配法进行控制组的选取和匹配;最后,得到与每个被审计公司被审计当年样本特征最为接近的控制组样本,定义 POST 哑变量,被审计公司被审计当年及以后年度取 1,否则取 0,控制组样本“被审计”当年及以后年度取 1,否则取 0。由此,我们得到基于 PSM 方法的匹配样本。基于这一 PSM 样本,我们进行回归分析,结果如表 2 列(3)和列(4)所示,与上文结果一致。

表 2 政府审计与股价崩盘风险

	全样本		PSM 样本	
	(1) NCSKEW _t	(2) DUVOL _t	(3) NCSKEW _t	(4) DUVOL _t
AUDIT	-0.023 (-0.861)	-0.029 (-1.296)	-0.059 (-1.517)	-0.035 (-1.066)
POSTAUDIT _{t-1}	-0.130** (-2.474)	-0.088** (-2.073)	-0.135* (-1.775)	-0.110* (-1.757)
POST _{t-1}			0.034 (0.485)	0.061 (1.092)
NCSKEW _{t-1}	0.038*** (3.177)	0.023** (2.392)	0.039** (2.053)	0.030* (1.819)
DTURN _{t-1}	-0.037 (-1.074)	-0.067** (-2.353)	0.092 (1.377)	0.020 (0.335)
SIGMA _{t-1}	0.163 (0.641)	0.290 (1.421)	0.350 (0.803)	0.298 (0.828)
RET _{t-1}	0.085*** (3.893)	0.059*** (3.253)	0.055 (1.482)	0.046 (1.435)
SIZE _{t-1}	0.053*** (5.128)	0.056*** (6.501)	0.077*** (4.160)	0.073*** (4.902)
LEV _{t-1}	-0.228*** (-3.692)	-0.255*** (-5.160)	-0.293*** (-2.636)	-0.347*** (-3.714)
ROA _{t-1}	-0.070 (-0.382)	-0.184 (-1.205)	0.375 (1.150)	0.115 (0.404)
MB _{t-1}	0.028*** (6.875)	0.020*** (6.042)	0.053*** (6.325)	0.038*** (5.315)
ABACC _{t-1}	0.196** (2.117)	0.082 (1.090)	-0.012 (-0.065)	0.013 (0.085)
Constant	-0.964*** (-4.248)	-0.950*** (-5.129)	-1.417*** (-3.617)	-1.311*** (-4.192)

续表2 政府审计与股价崩盘风险

	全样本		PSM 样本	
	(1) NCSKEW _t	(2) DUVOL _t	(3) NCSKEW _t	(4) DUVOL _t
<i>Industry</i> 和 <i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
调整后 R ²	0.051	0.060	0.072	0.077
样本数	10 079	10 079	3 219	3 219

注：*t* 值已按公司个体进行聚类调整，*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下表同。

内生性在本文中可能不是一个大问题，因为审计署选择审计对象时是从央企集团的角度出发的，很少会具体考虑其所属上市公司的情况。不过，为了排除可能的自选择干扰，如股价崩盘风险高的央企更可能受到政府审计，而政府审计之后股价崩盘风险的下降幅度自然更大，我们参考 Bertrand 和 Mullainathan(2003) 提出的模型，根据政府审计时间段分别设置四个哑变量来检验内生性的影响。其中， $POSTAUDIT_{t-1}^{-1}$ 为哑变量，进驻审计前一个年度取 1，否则取 0； $POSTAUDIT_{t-1}^0$ 为哑变量，进驻审计年度取 1，否则取 0； $POSTAUDIT_{t-1}^1$ 为哑变量，审计结果公告年度取 1，否则取 0； $POSTAUDIT_{t-1}^{2+}$ 为哑变量，审计结果公告之后的年度取 1，否则取 0。结果如表 3 所示。我们发现，在审计署进驻审计之前，股价崩盘风险并不是明显更高；审计结果公告当年，股价崩盘风险大幅下降，表明审计结果公告所引起的社会关注会对被审计公司形成压力，促使公司采取整改措施，及时披露负面信息；在审计结果公告之后的年度，股价崩盘风险进一步下降，表明被审计公司持续披露负面信息而近期末出现崩盘风险反弹的迹象。

综上所述，在审计署实施政府审计后，鉴于政府审计产生的威慑效应，央企控股上市公司的股价崩盘风险得到抑制。本文研究假设得到验证。

表 3 政府审计与股价崩盘风险：跨期动态效应

	全样本		PSM 样本	
	(1) NCSKEW _t	(2) DUVOL _t	(3) NCSKEW _t	(4) DUVOL _t
<i>AUDIT</i>	-0.012 (-0.417)	-0.023 (-0.943)	-0.045 (-1.137)	-0.028 (-0.848)
$POSTAUDIT_{t-1}^{-1}$	-0.071 (-0.933)	-0.035 (-0.567)	-0.102 (-1.224)	-0.045 (-0.643)
$POSTAUDIT_{t-1}^0$	-0.004 (-0.047)	0.046 (0.679)	-0.065 (-0.639)	-0.020 (-0.239)
$POSTAUDIT_{t-1}^1$	-0.266*** (-2.736)	-0.189** (-2.383)	-0.334*** (-2.961)	-0.271*** (-2.959)
$POSTAUDIT_{t-1}^{2+}$	-0.158** (-2.390)	-0.127** (-2.364)	-0.103 (-1.174)	-0.093 (-1.285)
<i>POST</i> _{t-1}			0.015 (0.208)	0.049 (0.838)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i> 和 <i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
调整后 R ²	0.052	0.060	0.073	0.079
样本数	10 079	10 079	3 219	3 219

(二) 稳健性检验

我们进行了多种稳健性检验，回归结果(限于篇幅未报告)与上文结果一致：

1. 鉴于中国资本市场中行业板块之间的收益率可能存在很大差异，我们将行业因素放入模型中，采用如下模型重新计算了 $W_{i,s}$ ，从而得到相应的股价崩盘风险代理变量：

$$r_{i,s} = \alpha + \beta_{1,i} r_{ind,s-1} + \beta_{2,i} r_{m,s-1} + \beta_{3,i} r_{ind,s} + \beta_{4,i} r_{m,s} + \beta_{5,i} r_{ind,s+1} + \beta_{6,i} r_{m,s+1} + \epsilon_{i,s} \quad (5)$$

2. 上文的结论可能存在遗漏变量问题，为此我们采用如下两种方法：第一，为了控制不随时间变化的公司不可观测特征对本文结果的影响，我们采用固定效应模型进行分析；第二，政府审计的实施效果受到公司治理状况的影响(褚剑和方军雄，2016b)，股价崩盘风险也与公司治理特征密切相关(王化成等，2015)，所以我们进一步在模型中控制了如下公司治理变量：控股股东的控制权比例、董事会规模、独立董事比例、两职合一、高管持股比例以及所在地区市场化程度。

五、进一步分析

(一) 政府审计缓解股价崩盘风险的路径分析

上文研究发现，政府审计介入后，被审计公司的股价崩盘风险得到缓解。我们认为，政府审计之所以具有如此强大的威慑力，是因为其能够有效监督国企管理层在经营决策、投资决策、内部控制、财务报告等各方面隐藏负面信息的动机，使负面信息得到及时的释放，从而降低了股价崩盘风险。为了检验这一路径的恰当性，我们参照现有文献所采用的路径分析方法(褚剑和方军雄，2016a)，以 Khan 和 Watts(2009)提出的会计稳健性指标(CSCORE)来衡量公司负面信息的披露程度，作为中介因子，回归结果如表4所示。

根据表4中 Panel A 结果，在控制了公司规模、财务杠杆、成长性、经营业绩、控股股东控制权比例、“四大”审计师审计等变量后， $POSTAUDIT_{t-1}$ 的回归系数显著为正，表明政府审计能够促使公司及时披露负面信息；根据表4中 Panel B 结果， $CSCORE_{t-1}$ 的回归系数显著为负，表明公司及时披露负面信息降低了股价崩盘风险。同时，列(3)中 Sobel Z 统计值为-1.929，对应的 P 值为 0.054；列(4)中 Sobel Z 统计值为-2.138，对应的 P 值为 0.032。这表明政府审计至少部分通过促使被审计公司及时披露负面信息来缓解股价崩盘风险。

表4 政府审计与股价崩盘风险：路径分析

Panel A: 政府审计与负面信息披露			Panel B: 政府审计、负面信息披露与股价崩盘风险		
	全样本	PSM 样本		全样本	PSM 样本
	(1)	(2)		(3)	(4)
	$CSCORE_{t-1}$	$CSCORE_{t-1}$		$NCSKEW_t$	$NCSKEW_t$
AUDIT	-0.007** (-2.512)	-0.008** (-2.009)	AUDIT	-0.024 (-0.897)	-0.041 (-1.018)
$POSTAUDIT_{t-1}$	0.045*** (5.441)	0.034*** (3.176)	$POSTAUDIT_{t-1}$	-0.123** (-2.321)	-0.150* (-1.864)
$POST_{t-1}$		-0.025*** (-2.881)	$POST_{t-1}$		0.048 (0.669)
Controls			$CSCORE_{t-1}$	-0.158** (-2.063)	-0.506*** (-2.892)
Industry 和 Year	控制	控制	Controls	控制	控制
调整后 R^2	0.497	0.430	Industry 和 Year	控制	控制
样本数	9 445	3 035	调整后 R^2	0.051	0.076
			样本数	9 445	3 035

(二) 频繁政府审计是否具有更强的治理效应?

在样本期间内,有多家央企集团前后多次被审计署实施审计,如中国航空集团公司先后于 2009 年、2012 年、2014 年接受审计。那么,频繁的审计能否放大政府审计的威慑力,进而缓解被审计公司的股价崩盘风险?我们在接下来的研究中设定频繁审计哑变量 $DUOCI$,如果公司所属集团被审计署多次审计则取 1,否则取 0,以检验频繁审计的增量效应,回归结果如表 5 所示。^①我们发现, $POSTAUDIT_{t-1}$ 和 $DUOCI$ 的交叉项系数显著为负,表明多次审计缓解股价崩盘风险的作用更明显。

表 5 政府审计与股价崩盘风险:频繁审计效应

	全样本		PSM 样本	
	(1) $NCSKEW_t$	(2) $DUVOL_t$	(3) $NCSKEW_t$	(4) $DUVOL_t$
$AUDIT$	-0.065* (-1.930)	-0.067** (-2.413)	-0.097** (-2.142)	-0.065* (-1.737)
$POSTAUDIT_{t-1}$	-0.024 (-0.302)	-0.020 (-0.304)	0.009 (0.085)	-0.009 (-0.108)
$AUDIT_{t-1} \times DUOCI$	0.112** (2.315)	0.101** (2.400)	0.096* (1.753)	0.076 (1.635)
$POSTAUDIT_{t-1} \times DUOCI$	-0.214** (-2.098)	-0.151* (-1.799)	-0.260** (-2.442)	-0.187** (-2.172)
$POST_{t-1}$			0.025 (0.351)	0.053 (0.941)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Industry</i> 和 <i>Year</i>	控制	控制	控制	控制
调整后 R^2	0.052	0.060	0.073	0.078
样本数	10 079	10 079	3 219	3 219

(三) 政府审计的溢出效应

其他未被审计的央企集团在审计事件发生前也存在被审计署审计的可能性,在审计事件发生后也能够通过其他集团的审计结果公告观察到自身也可能存在的类似违规问题,那么政府审计这种事前不确定性和事后的公告效应能否对其他未被审计的央企集团所属公司的股价崩盘风险产生影响呢?即政府审计是否存在溢出效应?我们设定未被审计央企哑变量 $NONAUDIT$,若上市公司是央企且未被审计署审计过则取 1;未被审计央企审计前后哑变量 $POSTNONAUDIT$,未被审计央企在 2009 年^②及以后年度取 1,否则取 0,回归结果如表 6 所示。我们发现,当 $NCSKEW_t$ 为因变量时, $POSTNONAUDIT_{t-1}$ 的系数为负但不显著;当 $DUVOL_t$ 为因变量时, $POSTNONAUDIT_{t-1}$ 的系数显著为负。这在一定程度上表明政府审计存在溢出效应,能够降低其他未被审计央企上市公司的股价崩盘风险。

表 6 政府审计与股价崩盘风险:溢出效应

	全样本		PSM 样本	
	(1) $NCSKEW_t$	(2) $DUVOL_t$	(3) $NCSKEW_t$	(4) $DUVOL_t$
$AUDIT$	-0.023 (-0.846)	-0.032 (-1.365)	-0.041 (-0.993)	-0.020 (-0.575)

^① $DUOCI$ 和 $POST_{t-1} \times DUOCI$ 的结果略去,因为它们与其他变量存在完全共线性。

^②根据审计署发布的审计结果公告,针对央企的审计主要从 2009 年开始大范围展开,那么自 2009 年起其他未被审计央企“被审计”的威胁始终存在,即政府审计的溢出效应自此可能显著存在。

续表6 政府审计与股价崩盘风险：溢出效应

	全样本		PSM 样本	
	(1) NCSKEW _t	(2) DUVOL _t	(3) NCSKEW _t	(4) DUVOL _t
POSTAUDIT _{t-1}	-0.136** (-2.579)	-0.096** (-2.260)	-0.164** (-2.035)	-0.142** (-2.142)
NONAUDIT _{t-1}	0.027 (0.768)	0.025 (0.848)	0.081 (1.211)	0.099* (1.752)
POSTNONAUDIT _{t-1}	-0.057 (-1.159)	-0.076* (-1.870)	-0.113 (-1.010)	-0.175* (-1.915)
POST _{t-1}			0.068 (0.917)	0.089 (1.505)
Controls	控制	控制	控制	控制
Industry 和 Year	控制	控制	控制	控制
调整后 R ²	0.051	0.060	0.072	0.078
样本数	10 079	10 079	3 219	3 219

六、结 论

作为一项强有力的政府监管措施，政府审计是否具有外部治理效应是当前的热点话题，本文具体考察了政府审计对股价崩盘风险的影响。我们利用 2009—2015 年审计署实施的中央企业审计事件，采用双重差分模型系统检验了政府审计对央企控股上市公司股价崩盘风险的影响，研究发现：首先，政府审计实施后，相关公司的股价崩盘风险降低，且政府审计是通过促使被审计公司及时披露负面信息来缓解崩盘风险的，这支持了中国的政府审计存在公司治理效应；其次，政府审计越频繁，其缓解崩盘风险的作用越强，表明了近期中央反复提及的政策“回头看”在国家治理体系中的重要性；最后，政府审计还存在溢出效应，其他未被审计的央企在审计事件发生后崩盘风险也下降，这进一步证明了政府审计强大的威慑力。

参考文献：

- [1]蔡利,马可哪呐.政府审计与国企治理效率——基于央企控股上市公司的经验证据[J].审计研究,2014,(6):48-56.
- [2]陈海红,陈宋生,罗少东.政府审计提升投资效率研究[J].中国审计评论,2014,(2):21-38.
- [3]陈宋生,陈海红,潘爽.审计结果公告与审计质量——市场感知和内隐真实质量双维视角[J].审计研究,2014,(2):18-26.
- [4]褚剑,方军雄.客户集中度与股价崩盘风险:火上浇油还是扬汤止沸?[J].经济理论与经济管理,2016a,(7):44-57.
- [5]褚剑,方军雄.政府审计能够抑制国有企业高管超额在职消费吗?[J].会计研究,2016b,(9):82-89.
- [6]江轩宇.税收征管、税收激进与股价崩盘风险[J].南开管理评论,2013,(5):152-160.
- [7]李金华.中国审计 25 年回顾与展望[M].北京:人民出版社,2008.
- [8]李小波,吴溪.国家审计公告的市场反应:基于中央企业审计结果的初步分析[J].审计研究,2013,(4):85-92.
- [9]梁权熙,曾海舰.独立董事制度改革、独立董事的独立性与股价崩盘风险[J].管理世界,2016,(3):144-159.
- [10]林毅夫.新结构经济学——重构发展经济学的框架[J].经济学(季刊),2010,(1):1-32.
- [11]刘春,孙亮.税收征管能降低股价暴跌风险吗?[J].金融研究,2015,(8):159-174.
- [12]刘家义.论国家治理与国家审计[J].中国社会科学,2012,(6):60-72.

- [13]罗进辉,杜兴强.媒体报道、制度环境与股价崩盘风险[J].会计研究,2014,(9):53-59.
- [14]潘越,戴亦一,林超群.信息不透明、分析师关注与个股暴跌风险[J].金融研究,2011,(9):138-151.
- [15]王化成,曹丰,叶康涛.监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险[J].管理世界,2015,(2):45-57.
- [16]许年行,江轩宇,伊志宏,等.分析师利益冲突、乐观偏差与股价崩盘风险[J].经济研究,2012,(7):127-140.
- [17]叶康涛,刘行.税收征管、所得税成本与盈余管理[J].管理世界,2011,(5):140-148.
- [18]曾亚敏,张俊生.税收征管能够发挥公司治理功用吗?[J].管理世界,2009,(3):143-151.
- [19]An H, Zhang T. Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors[J]. Journal of Corporate Finance, 2013, 21(1): 1-15.
- [20]Bertrand M, Mullainathan S. Is there discretion in wage setting? A test using takeover legislation[J]. Rand Journal of Economics, 1999, 30(3): 535-554.
- [21]Bertrand M, Mullainathan S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences [J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(5): 1043-1075.
- [22]Callen J L, Fang X. Religion and stock price crash risk[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2015, 50(1-2): 169-195.
- [23]Chan L H, Chen K C W, Chen T, et al. The effects of firm-initiated clawback provisions on earnings quality and auditor behavior[J]. Journal of Accounting and Economics, 2012, 54(2-3): 180-196.
- [24]Chen G, Firth M, Gao D N, et al. Is China's securities regulatory agency a toothless tiger? Evidence from enforcement actions[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2005, 24(6): 451-488.
- [25]Chen J, Hong H, Stein J C. Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices[J]. Journal of Financial Economics, 2001, 61(3): 345-381.
- [26]DeFond M L, Hung M, Li S, et al. Does mandatory IFRS adoption affect crash risk?[J]. The Accounting Review, 2014, 90(1): 265-299.
- [27]Hanlon M, Hoopes J L, Shroff N. The effect of tax authority monitoring and enforcement on financial reporting quality[J]. The Journal of the American Taxation Association, 2014, 36(2): 137-170.
- [28]Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R2, and crash risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1): 67-86.
- [29]Jin L, Myers S C. R² around the world: New theory and new tests[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 79(2): 257-292.
- [30]Khan M, Watts R L. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism[J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48(2): 132-150.
- [31]Kim J B, Li Y, Zhang L. CFOs versus CEOs: Equity incentives and crashes[J]. Journal of Financial Economics, 2011a, 101(3): 713-730.
- [32]Kim J B, Li Y, Zhang L. Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis[J]. Journal of Financial Economics, 2011b, 100(3): 639-662.
- [33]Kim J B, Zhang L. Accounting conservatism and stock price crash risk: Firm-level evidence [J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33(1): 412-441.
- [34]Kothari S P, Shu S, Wysocki P D. Do managers withhold bad news?[J]. Journal of Accounting Research, 2009, 47(1): 241-276.
- [35]Kubick T R, Lockhart G B. Proximity to the SEC and stock price crash risk[J]. Financial Management, 2016, 45(2): 341-367.
- [36]Lamoreaux P T. Does PCAOB inspection access improve audit quality? An examination of foreign firms listed in the United States[J]. Journal of Accounting and Economics, 2016, 61(2-3): 313-337.
- [37]Petersen M A. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches[J]. The

Review of Financial Studies, 2009, 22(1): 435—480.

[38] Robin A, Zhang H. Do industry-specialist auditors influence stock price crash risk?[J]. Auditing: A Journal of Practice and Theory, 2015, 34(3): 47—79.

The External Governance Effect of Government Auditing: Evidence from Firms' Stock Price Crash Risk

Chu Jian, Fang Junxiong

(School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: As a strong part of government monitoring measures, the role of government auditing and its effectiveness is an important research topic. This paper uses the difference-in-difference model to study the external governance effect of government auditing from a perspective of stock price crash risk based on the setting of audits of CSOEs by the National Audit Office of China (CNAO) from 2009 to 2015. It shows that after the implementation of government auditing, the CSOEs' stock price crash risk reduces significantly, and this finding is robust to a series of robustness tests. Further study indicates government auditing promotes CSOEs' more timely disclosure of bad news, thus reducing their stock price crash risk. In addition, more frequent government auditing leads to stronger role in the alleviation of stock price crash risk and there is the spillover effect of government auditing, namely stock price crash risk of CSOEs that are not audited also reduces after the occurrence of audit events. It is of great theoretical and practical significance to the evaluation and perfection of government monitoring in China.

Key words: government auditing; governance effect; stock price crash risk; spillover effect
(责任编辑 康健)

(上接第 16 页)

in the price expectation index published by the people's Bank of China and the index of consumer expectations announced by the National Bureau of Statistic. From a perspective of the management of inflation expectation, the mix of monetary policy and fiscal policy is affected not only by economic fundamental factors, but also by the formation mechanism of expectation, and should shift from traditional loose-tight mode to two-tight or two-loose modes. Under the current situation, macro policy should focus on directional control based on precision guidance, strengthen the reform of economic system, and improve the supply side of economic system to match the demand side and lock the policy target. Meanwhile, by active communication, our government should shape and stabilize the macro-policy expectation of the public, and enlarge the policy adjustment space to achieve steady economic growth.

Key words: the formation mechanism of expectation; inflation expectation; dynamic stochastic general equilibrium model; macro-policy
(责任编辑 许柏)