

终极控制人、外部治理环境与盈余管理^①

——基于系统广义矩估计的动态面板数据分析

李延喜, 陈克兢*

(大连理工大学管理与经济学部, 大连 116024)

摘要: 外部治理环境的改善会约束盈余管理, 而终极控制人出于自身私利对盈余管理的作用会有差异. 基于地区差异视角, 以2004年—2011年中国沪深两市700家上市公司持续8年的动态面板数据为研究对象, 运用系统广义矩估计检验了外部治理环境对上市公司盈余管理的影响, 并考察了上市公司终极控制人在其中发挥的作用. 研究发现, 外部治理环境与上市公司盈余管理均呈负相关关系; 终极控制人性质及行政级别不同的情况下, 外部治理环境对盈余管理的影响存在差异. 具体而言, 相对于非政府控制上市公司, 外部治理环境对政府控制上市公司的盈余管理行为约束力更强. 相对于地方政府控制上市公司, 外部治理环境对中央政府控制上市公司盈余管理行为发挥着更大的约束作用. 以上结果表明终极控制人在外部治理环境与盈余管理关系中发挥着重要的调节作用.

关键词: 终极控制人; 外部治理环境; 盈余管理; 系统广义矩估计

中图分类号: F234.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2014)09-0056-16

0 引言

2011年7月, 被冠以“银广夏第二”的紫鑫药业陷入了全面造假的漩涡; 2012年9月, 堪称“创业板财务造假第一股”的万福生科被证监会立案调查; 2012年11月, “*ST南纺”涉嫌制造和披露虚假信息受到上交所的公开谴责. 这一系列事件将盈余管理推到了公众的视线之前, 引起了社会各界的广泛注意. 外部治理环境在经济发展中是个永恒的话题, 作为一系列建立生产、交换与分配基础的基本政治、社会和法律法规, 外部治理环境对企业行为有着深刻影响. 自LLSV开创性研究之后, 经济学家们对外部治理环境的研究方兴未艾. 大量文献围绕着外部治理环境对企业价值、业绩、融资、投资、股价和内部控制等领域展开研

究, 但直接研究外部治理环境对盈余管理的文献较少. 国外部分文献研究了法治水平、投资者保护对企业盈余管理的影响^[1-3], 但转轨市场的外部治理环境对盈余管理会产生何种影响仍不得而知. 国外的经验证据能否适用于我国新兴的资本市场也有待考察. 我国上市公司大多为国有企业改制而来, 且终极控制人多为各级政府. 终极控制人对企业的重大财务决策起着重要的影响, 国内外鲜有文献围绕不同类型终极控制人对外部治理环境与盈余管理关系的影响展开研究.

中国特殊的制度背景为研究企业盈余管理问题提供了绝佳的机会, 本文以沪深两市700家上市公司2004年—2011年的动态面板数据作为样本, 运用Jones模型、截面修正Jones模型、DeAngelo模型和Healy模型计量盈余管理程度, 采用

① 收稿日期: 2012-03-04; 修订日期: 2013-09-12.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71172136); 教育部新世纪优秀人才支持计划资助项目(NCET-10-0281); 教育部高等学校博士学科点专项科研基金资助项目(20120041110048).

* 通讯作者: 陈克兢(1986—), 男, 江苏盐城人, 博士生. Email: ckjcumt@126.com

系统广义矩(GMM)估计方法,主要针对以下3个问题进行了研究:1)外部治理环境对上市公司盈余管理会产生怎样的影响?2)不同终极控制人性质的情况下,外部治理环境对上市公司盈余管理的影响是否存在差异?3)政府终极控制人行政级别不同的情况下,外部治理环境对上市公司盈余管理的影响是否有所不同?对上述问题的研究,不仅丰富了上市公司盈余管理的相关经验研究,而且有助于理解导致我国上市公司盈余管理行为差异的制度根源。

本文的研究在于:1)采用系统广义矩估计法进行实证研究,克服了以往外部治理环境相关研究中存在的“内生性”问题。现有研究采用在模型中加入外部治理环境因素的滞后项来弱化内生性问题,这种做法并不十分合理。一方面,由于外部治理环境因素在不同期间相对稳定,此时采用滞后变量来弱化内生性的作用不大。另一方面,从内生性问题的来源来看,外部治理环境领域的内生性问题并非是因变量和自变量相互影响造成的^②,而是由遗漏变量引起的,此类内生性问题并不能够通过滞后变量来控制。采用系统广义矩估计作为检验方法,克服了现有研究中存在的“内生性”问题,为后续类似研究提供了有益的参考。2)基于“法与金融”文献多数采用的是横向跨国比较分析,很少涉及到单一国家不同地区的分析^[4]。本文将La Porta等的跨国比较框架应用到中国的地区差异比较中,研究不同地区的外部治理环境对上市公司盈余管理的影响,并通过完善我国各地区外部治理环境来约束企业的盈余管理行为,具有着重要的现实意义。3)基于地区差异视角,本文检验不同地区外部治理环境对盈余管理的影响,明晰了外部治理环境对盈余管理的作用机理,丰富了盈余管理的研究内容,为监管部门制定盈余管理治理政策提供重要的参考和依据。4)以终极控制人为切入点,研究了终极控制人性别及行政级别不同情况下外部治理环境对盈余管理影响的差异,揭示了终极控制人对外部治理环境约束盈余管理的影响机理,拓展了盈余管理的

研究范围,深化了外部治理环境与盈余管理在中国资本市场上的经验研究。

1 理论分析与研究假设

1.1 外部治理环境与盈余管理

North^[5]认为外部治理环境是一系列用来建立生产、交换与分配基础的基本的政治、社会和法律规则,它构成了人类政治交易行为或经济交易行为的激励机制,不同的制度安排将导致不同的市场交易成本,从而对企业的经营决策活动产生影响。一方面,政府干预对盈余管理有着重要的影响。Bushman等^[6]认为政府干预对企业的盈余管理影响方向存在不确定性:基于政治成本假说政府的掠夺动机使得上市公司会隐藏真实会计信息;而理性政府会要求上市公司增强会计信息透明度以便于实现掠夺。Makar和Alam^[7]则认为经济扩展期公司为了避免政治成本造成的风险而进行盈余管理。我国正处于经济转轨时期,由于政府在市场资源配置中有着决定权,这使得政府对市场经济的干预较为普遍。Chen等^[8]发现了中国地方政府帮助上市公司进行盈余管理的证据。李延喜等^[9]通过实证研究指出政府干预与盈余管理呈正相关关系。我国地方政府有动机和能力为了自身政绩或社会性目标影响企业的盈余管理,而上市公司迎合地方政府进行盈余管理也是其适应外部治理环境的次优选择。此时,企业可以通过改变会计方法、应计项目来实现盈余操控。另一方面,法治水平在约束企业盈余管理中发挥着重要作用。吴育辉和吴世农^[10]发现投资者保护水平的提高,可以有效制约大股东的掏空行为。Che和Qian^[11]的跨国比较研究发现,法治水平较低的发展中国家企业普遍存在隐瞒利润的现象。Leuz等^[1]进一步指出,一个国家的法治水平对企业会计报告的质量有着重要的影响,盈余管理程度和投资者保护程度、法律执行水平呈负相关关系,这得到了Francis和Wang^[3]、Lang等^[12]后续研究的

^② 外部治理环境是相对于股权结构、董事会制度、信息披露制度、审计制度等公司治理更为基础的制度背景,上市公司盈余管理影响地区外部治理环境的可能性较小,所以两者并不存在互为因果关系。

支持. 综上所述, 本文认为外部治理环境与盈余管理呈负相关关系. 由此, 提出研究假设如下.

假设1 外部治理环境与盈余管理负相关. 即上市公司所处地区的政府干预水平越低、法治水平越高, 该地区的上市公司盈余管理程度越低.

1.2 终极控制人、外部治理环境与盈余管理

La Porta 等^[13]对27个富有经济体的上市公司股权结构研究发现, 除了美、英、日之外的24个国家均存在终极控制人. 刘苟佳等^[14]以终极产权论对我国上市公司的控股主体进行了分类, 结果发现我国84%的上市公司最终由政府控制. 不同类型终极控制人的上市公司在资本市场并存是现阶段我国市场经济的重要特征之一, 不同政治和经济背景的终极控制人会对企业的生产经营、治理决策等产生深刻影响, 最终将影响企业的市场表现和行为导向. 从行为激励角度来看, 企业股东通过与管理层签订业绩考核契约激励其增加股东财富、降低代理成本, 而盈余管理则是订立薪酬契约的重要考核指标. 刘凤委等^[15]指出不同产权性质企业的盈余管理程度有着显著差异, 法人控股的上市公司比国家控制的上市公司存在更多的盈余管理, 法人控股的上市公司出于业绩考核的目标进行盈余管理的动机更强. 刘凤委等^[15]发现, 在控制盈余管理之后, 这两种类型的企业业绩并无实质性差异. 政府控制的上市公司高管均由上级组织任命, 此类高管更加注重政治晋升和个人声誉. 在外部治理环境较好的情况下, 政府控制上市公司的管理层进行盈余管理的动机并不强烈, 因为此时企业盈余管理的行为更容易被监管部门所察觉, 高管会面临着严厉的惩罚, 甚至会断送其政治生涯. Kato 和 Long^[16]发现非政府控制上市公司对业绩的敏感性要高于政府控制的上市公司. 在会计年度即将结束时, 由于业绩预期目标和薪酬考核要求, 非政府控制的上市公司经理人面临着较大的市场压力和考核压力, 有着强烈的动机通过盈余管理来调整业绩, 此时外部治理环境对非政府控制上市公司的约束力有所削弱; 从行为约束角度来看, 政府控制上市公司受到的约束要多于非政府控制上市公

司. 政府控制的上市公司的财务信息除了会受到市场和政策法规的监管, 还受到国资委、审计署等主管政府部门和党的纪律检查委员会的监督. 同时政府控制的上市公司体制中仍有政府机关的影子, 其决策流程、规则制度等约束均比非政府控制上市公司严格. 所以相对于非政府控制的上市公司而言, 政府控制上市公司盈余管理受到外部治理环境的约束更强. 基于上述分析, 本文认为不同性质终极控制人情况下外部治理环境对盈余管理的影响存在着差异, 并提出研究假设如下.

假设2 相对于非政府控制上市公司而言, 外部治理环境对政府控制上市公司盈余管理约束力更强.

外部治理环境与上市公司的终极控制人并非完全独立的两方面. 夏立军和陈信元^[17]发现当外部治理环境越好时, 政府对上市公司的控制力越弱, 上市公司更有可能由低行政级别的政府控制. 而低行政级别的政府往往会对其控制的上市公司价值产生负面影响^[18], 有证据表明地方政府积极参与了上市公司的盈余管理^[8]. 这使得不同的行政级别政府控制情况下, 外部治理环境对企业盈余管理的抑制效应有所不同.

第1, 从企业盈余管理的动机角度来看, 中央政府控制的企业进行盈余管理的动机小于地方政府控制的企业. 薪酬契约动机: 国有控股的上市公司报酬制度和人事制度纠缠在一起, 企业管理层的显性报酬远低于隐性报酬(在职消费、政治前途与声望). 中央政府控制企业管理层的隐性报酬又远大于地方政府控制企业, 这主要是因为相对于地方政府控制的企业而言, 中央政府控制的企业规模更大, 企业管理层的行政级别也更高, 由此带来的隐性报酬也更大. 因此, 从薪酬契约角度来看, 中央政府控制上市公司的高管并不会为了显性报酬而冒险进行盈余管理. 债务契约动机: 债务契约是诱发盈余管理的一个重要动因. 我国政府对银行和上市公司的双重所有权造成了预算约束软化^[19]. 国企管理层并不会因为违反债务契约条款而受到较多的刚性惩罚. 在我国金融体系里中央政府控制的4大商业银行占据主导地位, 中

央政府在资源配置的能力和权限上远大于地方政府。因此,相对于地方政府控制的上市公司而言,中央政府控制的上市公司更容易获得融资支持,这也进一步弱化了中央政府控制上市公司进行盈余管理的动机。

第2,从企业盈余管理的成本角度来看,中央政府控制的企业进行盈余管理的成本要大于地方政府控制的企业。企业管理层在进行盈余管理决策的时候,会考虑盈余管理的成本。国有企业的高管均具有一定的行政级别,中央政府控制的上市公司高管的行政级别远高于地方政府控制的上市公司高管。正如 Shleifer 和 Vishny^[20] 所说,国有企业的高管更加偏好于追求政治目标,中央政府控制上市公司高管的政治前途和职务晋升是远高于地方政府控制上市公司高管。这也无形中增加了中央政府控制上市公司高管进行盈余管理的成本,即在同样的外部治理环境下,中央政府控制的企业进行盈余管理的边际成本大于地方政府控制的公司。并且在市场化程度越高、法治水平越高的地区,企业盈余管理被发现的可能性越高,由此带来的政治风险也越大。

第3,从企业自身制度建设来看,中央政府控制的企业治理水平要高于地方政府控制的企业。由于中央政府控制的公司大多是涉及到国计民生的垄断行业,受到中央政府的严格监管。在建立现代企业制度的进程中,中央政府控制的公司一直走在前列。这主要是因为国家希望央企能发挥模范带头作用,引领我国企业提升治理水平。这使得中央政府控制上市公司在管理制度、监管水平、人才储备和专业等方面均优于地方政府控制上市公司,而良好的企业内部治理环境有利于外部治理环境对盈余管理抑制作用的发挥。

综合考虑盈余管理的动机、成本以及企业的制度建设,本文认为外部治理环境对中央政府控制企业的盈余管理约束力更强。基于上述分析,本文认为不同行政级别终极控制人情况下外部治理环境对盈余管理的影响存在着差异,并提出研究假设如下。

假设3 相对于地方政府控制上市公司而言,外部治理环境对中央政府控制上市公司盈余

管理约束力更强。

2 研究设计

2.1 样本选择与数据来源

证监会从2004年开始要求上市公司公开终极控制人身份、控制链条和持股比例等信息,所以本文以2004年—2011年为时间窗口。本文通过以下筛选程序来保证研究结果的准确性,即剔除:1) 被ST和*ST的上市公司;2) 金融类上市公司;3) 财务信息数据不齐全的上市公司;4) 终极控制人类型发生变动的上市公司。经过上述程序的筛选和数据的平衡处理后,本文构建了由700家上市公司2004年—2011年持续8年数据组成的动态面板,总观察样本达5600个。有关上市公司终极控制人信息、公司财务数据和公司治理数据来自CSMAR数据库和RESSET数据库,外部治理环境数据来自樊纲等^[21]编制的《中国市场化指数—各地区市场化相对进程2011年报告》(下文简称为《报告》)。

本文根据股权控制链计算得到企业的终极控制人,借鉴夏立军和方轶强^[18]的分类标准对终极控制人进行了分类,具体如表1所示。从表中可以发现,政府作为终极控制人的上市公司样本高达496家,占总样本的70.86%,这表明在我国中央和地方政府是绝大部分上市公司的终极控制人。考虑到新疆建设兵团属于我国计划单列的省级单位,自行管理内部行政、司法事务,受到中国中央政府和新疆维吾尔自治区政府的双重领导,具有特殊的地位(双重领导、省级权限),所以本文将终极控制人为新疆建设兵团的上市公司归为省级政府控制;同时按照管辖权对终极控制人为高校的上市公司进行分类,将中央各部委所属的高校视同中央政府控制,地方政府所属的高校相应地归到省级政府控制。借鉴夏立军和方轶强^[31]的思路,本文认为乡镇一级政府部门控制的上市公司实际上为乡镇集体企业性质,更类似于民营企业而非国有企业,所以将此类公司列入了“非政府控制”。

表1 研究样本的分类特征

Table 1 Classification of the sample's characteristics

终极控制人		公司数量	占总样本的百分比
政府控制	中央政府	165	23.57
	省级政府	182	26.00
	市、县级政府	149	21.29
	合计	496	70.86
非政府控制	自然人	166	23.71
	民营企业	18	2.57
	职工持股会	9	1.29
	乡镇政府部门	3	0.43
	街道、村办集体企业	3	0.43
	外资企业	5	0.71
	合计	204	29.14

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

应计利润法计量盈余管理的思路是通过模型回归来计量估计的应计利润总额,将总应计利润分成可操作和非可操作两部分,再计量出企业的非可操作利润,最后以企业的可操作性利润来衡量盈余管理.应计利润法在学术界得到了学者们广泛的认同^③,其中最具有代表性的计量模型主要有 Healy 模型、DeAngelo 模型、Jones 模型、截面修正 Jones 模型.

1) Healy 模型主要是假设企业各期的利润操作是稳定的,盈余管理程度遵循随机游走规律,长期来说其代数和应该为零.由此计算出 Healy 模型计量的企业盈余管理程度 EM_Healy ,具体模型如下

$$NDA_{it} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T TA_{it} \quad (1)$$

式中: NDA 为非可操作的应计利润; TA 为总应计利润,即净利润与经营现金流净值的差额; $t = 1, 2, \dots, T$; i 代表企业.

2) DeAngelo 模型主要假设 $t-1$ 期的企业总应计利润即为 t 期的非可操作应计利润.由此计算出 DeAngelo 模型计量的企业盈余管理程度

$EM_DeAngelo$,具体模型如下

$$NDA_{it} = TA_{i,t-1} \quad (2)$$

3) Jones 模型则控制了企业经营环境变化对盈余管理的影响,认为营业收入、固定资产的增加会相应的导致应收账款、应付账款、折旧等科目的变动.由此计算出 Jones 模型计量的企业盈余管理程度 EM_Jones ,具体模型如下

$$\frac{NDA_{it}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{it}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{it}}{A_{i,t-1}} \quad (3)$$

式中: ΔREV 为营业收入的变动值; PPE 为固定资产的原值; A 为总资产.

4) 修正的 Jones 模型认为营业收入增加额中的应收账款增加额往往是进行盈余管理的结果,即在原有的 Jones 模型中需要排除应收账款的影响.由此计算出截面修正 Jones 模型计量的企业盈余管理程度 $EM_CMJones$,具体模型如下

$$\frac{NDA_{it}}{A_{i,t-1}} = \alpha_1 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{PPE_{it}}{A_{i,t-1}} \quad (4)$$

式中 ΔREC 为应收账款的变动值.

^③ McNichols^[22] 经过统计发现,1999 年之前国际一流公司财务期刊中关于盈余管理计量有 45% 左右的论文选用了应计利润法; Stubben^[23] 发现在 2005 年—2008 年期间《The Accounting Review》、《Journal of Accounting and Economics》、《Journal of Accounting Research》共发表了至少 40 篇采用应计利润法计量盈余管理的论文.

随着大量实证研究将修正的 Jones 模型应用于截面数据的估计,形成了截面修正 Jones 模型并日益成为了盈余管理计量的主流方法. Bartov 等^[24]对上述 4 个模型的使用效果进行了检验,结果发现截面修正 Jones 模型更能有效地揭示企业盈余管理程度.

2.2.2 解释变量

1) 外部治理环境 在外部治理环境中,相对于其他外部治理环境因素而言,政府干预^[6]和法治水平^[1]对企业盈余管理行为有更为重要的影响.本文分别以《报告》中各地区的“政府与市场关系”和“律师、会计师等市场中介组织服务条件”作为政府干预指数(*Gov*)以及法治水平指数(*Law*)的代理变量,构建了由政府干预与法治水平构成的外部治理环境^④.政府干预指数(*Gov*)为樊纲等^[21]《报告》中的“政府和市场关系”指数,该指标为反向指标,“政府和市场关系”指数越大说明政府干预程度越小.根据本文的研究假设 1 可推断,政府干预指数(*Gov*)与盈余管理回归结果的符号应该为负.法治水平指数(*Law*)为《报告》中的“律师、会计师等市场中介组织服务条件”指数,该指数为正向指标,“律师、会计师等市场中介组织服务条件”指数越大说明法治水平越高.根据本文的研究假设 1 可推断,法治水平指数(*Gov*)与盈余管理回归结果的符号应该为负.

在此需要说明的是,目前外部治理环境数据还可以从以下途径获取: i) 世界银行发布的《中国: 政府治理、投资环境与和谐社会: 120 个中国城市竞争力的提升》提供了 2005 年我国 120 个城市的企业与政府机构打交道的时间及产权保护指数,如果采用该报告中的数据将无法考察随着外部治理环境对盈余管理影响的纵向变化,也不满足本文 2004—2011 年时间窗口的要求; ii) 世界银行在《2012 年营商环境报告: 在一个更加透明的世界里经营》中公布了全世界 183 个经济体的投资者保护力度指数和执行合同质量^⑤,但该报告提供的国家层面数据仅适用于跨国比较分析,

而并不适用于我国各地区差异的研究; iii) 中国社会科学院编著的《中国城市竞争力报告·城市: 让世界倾斜而平坦(2011 版)》重点汇报了我国 56 个重点城市的政府审批和管制指数、政府执法能力指数、产权保护制度指数、法制健全程度指数,并未对国内其他城市或省级层面的指数进行披露,无法满足本文数据的需求.

2) 终极控制人 通过对上市公司的股权控制链计算可以得到相应的终极控制人,当上市公司的终极控制人为政府时,终极控制人性质量 *UCP* 为 1,否则为 0; 为了发现中央政府控制和地方政府控制上市公司盈余管理与外部治理环境关系的差异,本文还设置政府终极控制人行政级别变量 *UCG*,当上市公司的终极控制人为地方政府时, *UCG* 为 1,否则为 0;

2.2.3 控制变量

为了保证研究结果的可靠性,本文分别对相关公司特征变量和公司治理变量进行了控制.公司特征变量方面: McNichols^[22]认为规模较大的企业往往公司治理机制较为完善,会对盈余管理产生较强的制约; Chung 等^[27]认为高自由现金流量产生的代理成本容易诱导管理者的盈余管理行为; Burgstahler 和 Dichev^[28]指出当盈利能力下降时,企业为了维护声誉和避免法律纠纷会操控盈余; Klein^[29]发现当负债率较高的企业更容易迫于偿债压力而进行盈余管理.公司治理方面: Cornett 等^[30]认为规模较小董事会能提供更有效的监管,约束企业的盈余管理; Benkel 等^[31]发现独立董事在抑制盈余管理中发挥重要的作用; Chin 等^[32]指出股权集中度越高的企业越容易有盈余管理行为.在此基础上,本文共选取公司规模、自由现金流量、盈利能力、资本结构、董事会规模、独立董事比率和股权集中度作为控制变量.具体变量定义如表 2 所示.

2.3 模型设定与估计方法选择

2.3.1 模型设定

④ 由于《报告》仅提供 1997 年—2009 年的市场化指数指标,考虑到政府干预程度和法治水平虽然在不同年度间有所变化,但是各地区间却相对稳定,所以本文假设 2010 年—2011 年具有与 2009 年相同的市场化指数.同时,为了避免因此给本文结论造成的偏差,本文检验发现仅使用 2004 年—2009 年的数据分析的结果同样支持现有的结论.

⑤ 投资者保护力度指数主要由披露程度指数、董事责任程度指数、股东诉讼便利度指数构成,投资者保护力度指数的值为上述 3 个指数的平均值^[24].执行合同质量主要从手续、时间和成本上 3 个方面出发,采用 Djankov 等^[25]的方法计算得出.

表2 变量定义与计量

Table 2 Definition and measurement of variables

类型	名称	符号	计量
被解释变量	盈余管理	EM	4种应计利润法估计出的盈余管理的绝对值, 分别为 $EM_CMJones$ 、 EM_Jones 、 $EM_DeAngelo$ 和 EM_Healy
解释变量	外部治理环境	Ins	具体包括政府干预指数和法治水平指数
	政府干预指数	Gov	《报告》中“政府和市场关系”指数, 反向指标
	法治水平指数	Law	《报告》中“律师、会计师等市场中介组织服务条件”指数 ^⑥ , 正向指标
	终极控制人性	UCP	哑变量, 如上市公司的终极控制人为政府时为1, 非政府则为0
	政府终极控制人行政级别	UCG	哑变量, 如上市公司的终极控制人为中央政府时为1, 省市县级政府则为0
控制变量	企业规模	$Size$	总资产的自然对数
	自由现金流	CFO	自由现金流 / 总资产
	盈利能力	ROE	净资产收益率
	资本结构	Lev	资产负债率
	董事会规模	BDS	董事会总人数的自然对数
	独立董事比率	PID	独立董事占董事会总人数的比率
	股权集中度	OCR	第一大股东持股比例

采用动态面板数据 GMM 估计的重要前提就是滞后期因变量与自变量高度相关, 本文采用单变量回归检验了 $t-1$ 期的盈余管理与 t 期的外部治理环境因素的关系, 结果发现影响系数均大于 0.039 (p 值为 0.000), 这可以说明滞后期因变量与自变量高度相关。同时, 考虑盈余管理一阶滞后项的影响, 可以有效地降低检验模型因遗漏变量造成的设定偏误。在此基础上, 为了揭示外部治理

环境因素对企业盈余管理的影响, 本文特构建模型如下

$$EM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EM_{i,t-1} + \alpha_2 Ins_{it} + \alpha_3 Size_{it} + \alpha_4 CFO_{it} + \alpha_5 ROE_{it} + \alpha_6 Lev_{it} + \alpha_7 BDS_{it} + \alpha_8 PID_{it} + \alpha_9 OCR_{6it} + \eta_i + \nu_{it} \quad (5)$$

式中: EM_{it} 包含 $EM_CMJones_{it}$ 、 EM_Jones_{it} 、 $EM_DeAngelo_{it}$ 和 EM_Healy_{it} ; $EM_{i,t-1}$ 为盈余管理的一阶滞后项; Ins_{it} 具体由政府干预指数 Gov_{it} 和法治水平指数 Law_{it} 构成; η_i 为不可观察的个体效应, 主要是为了控制公司特征异质性; ν_{it} 为随机干扰项。需要说明的是, 由于在计量盈余管理时部分模型采用的是分年度分行业的计量方法, 其中制造业是按照二级代码进行的盈余管理计量, 此时盈余管理变量已经控制了年度和行业因素, 所以模型(5)中并未加入反映时间效应和行业效应的虚拟变量^⑦。

为了考察终极控制人性质在外部治理环境与上市公司盈余管理关系中的作用, 本文在模型(5)的基础上加入了外部治理环境变量与终极控制人性质的交叉项 $Ins_{it} \times UCP_{it}$, 以此来检验不同性质终极控制人情况下上市公司外部治理环境与盈余管理关系的差异, 具体模型如下

$$EM_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EM_{i,t-1} + \alpha_2 Ins_{it} + \alpha_3 Ins_{it} \times UCP_{it} + \alpha_4 UCP_{it} + \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 CFO_{it} + \alpha_7 ROE_{it} + \alpha_8 Lev_{it} + \alpha_9 BDS_{it} + \alpha_{10} PID_{it} + \alpha_{11} OCR_{it} + \eta_i + \nu_{it} \quad (6)$$

当上市公司的终极控制人为政府时, 为了明晰不同行政级别情况下外部治理环境与盈余管理关系的差异, 本文在模型(5)的基础上加入了外部治理环境变量与政府终极控制人行政级别的交叉项 $Ins_{it} \times UCG_{it}$, 以此来检验终极控制人分别为中央政府和地方政府时外部治理环境与盈余管理关系的差异, 具体模型如下

⑥ 樊纲等^[21]对2011版的《报告》(5a)“组织发育水平”中的指标进行调整, 将2007版的(5a1)“律师人数/总人口”换成了“律师、会计师等市场中介组织服务条件”, 对相关的调查问卷题项进行了修改, 并重新计算了该指标2005年的数据。虽然这一定程度上会对各地区的指标得分造成影响, 但是整体的排序并未发生巨大的变化。本文中各地区的法治水平均采用2011版的数据, 出于稳健性考虑也用2007版的数据进行了检验, 研究结果无实质性差异。

⑦ 连玉君等^[33]认为个体效应 η_i 一定程度上已经控制了行业特征的影响。

$$\begin{aligned}
 EM_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 EM_{i,t-1} + \alpha_2 Ins_{it} + \\
 & \alpha_3 Ins_{it} \times UCG_{it} + \alpha_4 UCG_{it} + \\
 & \alpha_5 Size_{it} + \alpha_6 CFO_{it} + \alpha_7 ROE_{it} + \\
 & \alpha_8 Lev_{it} + \alpha_9 BDS_{it} + \alpha_{10} PID_{it} + \\
 & \alpha_{11} OCR_{it} + \eta_i + \nu_{it}
 \end{aligned} \quad (7)$$

2.3.2 估计方法选择

本文采用的数据是我国 700 家上市公司 2004—2011 年连续 8 年的面板数据,截面单元 N 远大于时序单元 T ,具有典型的“大 N 小 T ”的特征^⑧。而且模型中还包括盈余管理的滞后项,模型实际是一个动态面板回归模型,这使得解释变量间可能有着内生性,导致解释变量和随机扰动项相关。如果使用 OLS、随机效应或者固定效应对模型进行检验,得到的估计量都是有偏的和非一致的,这将严重扭曲模型所推导出的经济含义。结合样本选择和模型设定,本文将采用 Arellano 和 Bond^[35] 提出的动态面板广义矩估计方法^⑨ (GMM)。差分 GMM 容易受到弱工具变量的影响而造成估计量产生有限样本偏差^[36],然而系统 GMM 却可以有效地避免弱工具变量带来的误差,获取无偏和一致性的估计量。在有限样本条件下两步 GMM (Two-step GMM) 估计量的标准差存在严重的向下偏倚^[37],虽然采用 Windmeijer^[38] 调整可以减少这种偏倚,但由此会降低估计量近似渐进的可靠性,因此在经验应用中通常使用一步 GMM (One-step GMM) 估计^[39]。

经过上述分析发现,一步系统 GMM 比一步差分 GMM 更有效,但必须是在满足新增工具变量有效的前提下。因此,本文分别采用一步差分 GMM 和一步系统 GMM,结果发现一步差分 GMM 的 Hansen 过度识别检验和 IV 类型工具变量的 Hansen 检验的 p 值均为 0.000,这说明一步差分 GMM 是无效的。一步系统 GMM 的 Hansen 过度识别检验的 p 值均大于 0.1,且自回归检验的结果也

证实并不存在二阶序列相关^⑩。由此可知,一步系统 GMM 所选的工具变量更有效,本文最终选定一步系统 GMM 为本研究的估计方法。

3 实证结果与分析

3.1 相关性分析

表 3 列示了变量之间的 Pearson 相关系数矩阵和 Spearman 相关系数矩阵^⑪。值得注意的是,政府干预指数与法治水平指数的 Pearson 相关系数为 0.618, Spearman 相关系数为 0.728,根据多重共线性判断的经验原则,可以推断出政府干预指数和法治水平指数之间存在着强相关。这意味着,外部治理环境因素之间可能存在着多重共线性。Leuz 等^[1] 指出制度因素是相辅相成的,很难将其隔离开来。借鉴李延喜等^[9]、夏立军和方轶强^[18] 的类似研究,本文在对模型进行回归分析时,每次只将一个外部治理环境因素放入模型中进行检验,以此来避免模型中的多重共线性问题。

3.2 外部治理环境与盈余管理的实证分析

表 4 列示了模型(5)的一步系统 GMM 估计结果,主要考察了外部治理环境对盈余管理的影响。以截面修正 Jones 模型计量盈余管理的分析为例,从表 4 中 I 列可知政府干预程度与盈余管理在 0.01 的水平下显著负相关,影响系数为 -0.021。这说明在政府干预程度较低的地区,当地上市公司的盈余管理程度较低,与李延喜等^[9] 研究结果一致;从表 4 中 II 列可知法治水平与盈余管理在 0.01 的水平下显著负相关,影响系数为 -0.011。这表明在法治水平较高的地区,当地上市公司的盈余管理程度较低。由此可以说明,外部治理环境与盈余管理成负相关关系,即外部治理

⑧ Roodman^[34] 认为以下 5 种情况适用于动态面板估计: 截面单元 N 较大,而时序单位 T 较小; 因变量和自变量存在线性函数关系; 包含因变量滞后项的动态模型; 自变量不是严格外生的; 存在非观测的固定效应。

⑨ GMM 通过对估计方程的一阶差分来消除固定效应的影响,采用一组滞后的解释变量作为差分方程中相应变量的工具变量,从而获取一致性估计。

⑩ 本文限于篇幅并未列示一步差分 GMM 的估计结果,一步系统 GMM 的估计结果请见表 4—表 6。

⑪ 表 3 中仅列示了截面修正 Jones 模型计量的盈余管理与其他变量之间的相关性检验结果,由于篇幅有限并未列示其他 3 种盈余管理的相关性检验结果。

环境越好的地区,当地上市公司的盈余管理程度越低,支持了 Leuz^[1] 的论断,验证了“转移假说”在中国资本市场中的存在^⑫。同时,采用 Jones 模

型、DeAngelo 模型和 Healy 模型计量盈余管理程度的估计结果同样支持假设 1,这进一步说明本文结果的稳健性较强。

表 3 变量的相关系数矩阵

Table 3 Correlation coefficient matrix of variables

变量	EM	Gov	Law	Size	CFO	ROE	Lev	BDS	PID	OCR
EM	1.000	-0.034***	-0.041***	-0.023*	-0.050***	0.007	0.014	0.016	0.029**	0.031**
Gov	-0.015***	1.000	0.618***	0.042***	-0.020	0.022*	0.006	0.000	-0.030**	0.044***
Law	-0.017***	0.728***	1.000	0.051***	-0.015	0.015	0.008	0.022*	0.032**	0.022*
Size	0.047***	0.047***	0.053***	1.000	0.041***	0.067***	0.122***	0.045***	0.048***	0.095***
CFO	-0.058***	-0.058***	-0.045**	0.017	1.000	0.003	-0.003	-0.034**	0.003	0.011
ROE	0.015	0.015	0.015	0.278***	0.013	1.000	-0.039***	0.002	0.007	0.023*
Lev	0.003	0.003	-0.023*	0.315***	0.004	-0.026**	1.000	0.041***	0.011	-0.006
BDS	-0.021	-0.021	0.006	0.042***	-0.003	0.000	0.029**	1.000	-0.327***	-0.041***
PID	-0.014	-0.014	0.029**	0.041***	-0.020	0.026*	0.003	-0.292***	1.000	-0.002
OCR	0.030**	0.030**	0.043***	0.075***	0.068***	0.051***	0.010	-0.043***	0.005	1.000

注:对角线上方是 Pearson 相关系数,下方是 Spearman 相关系数;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著(双尾检验)。

本文以盈余管理变量的一阶滞后项为工具变量,主要基于以下两方面考虑:一方面,该工具变量与内生变量之间具有相关性。从相关性角度来看,盈余管理变量与一阶滞后项高度相关,通过单变量回归检验发现两者之间的相关系数高达 0.526,满足相关性的要求;另一方面,该工具变量与残差项具有无关性。从外生性的角度来看,通过检验发现盈余管理变量的一阶滞后项与当期的残差项不存在相关性,满足外生性的要求。所以,本文以盈余管理的一阶滞后项为工具变量较为科学合理。

本文分别对模型设定的合理性和工具变量的有效进行了检验,以此来确保研究结论的可靠性:GMM 估计的一致性要求差分残差的二阶序列的相关性为零,否则模型设定是有偏倚的。为此,本文对模型设定的有效性进行了检验,由表 4 中残差自相关检验 AR(2) 的 p 值可以说明不能拒绝模型(5)的随机误差项不存在自相关的零假设。即本文设立的模型(5)是合理的,估计效果是有效的;Hansen 检验的 p 值均大于 0.1,这说明不能拒绝工具变量有效的零假设,进一步说明本文选

取的工具变量不存在过度识别问题;GMM 类型工具变量和 IV 类型工具变量检验的 p 值均大于 0.1,结果表明均通过了 Hansen 工具变量外生性检验。

3.3 终极控制人性、外部治理环境与盈余管理的实证分析

表 5 列示了模型(6)的一步系统 GMM 估计结果,主要检验了终极控制人不同性质情况下外部治理环境对盈余管理影响的差异。以截面修正 Jones 模型计量盈余管理的估计结果为例,政府干预指数和终极控制人性质的交叉项与盈余管理均在 0.01 的水平上显著负相关。当上市公司的终极控制人是非政府机构时,政府干预程度对企业盈余管理的影响系数为 -0.021。而当上市公司的终极控制人为政府时,政府干预程度对企业盈余管理的影响系数为 -0.039(-0.021, -0.018)。法治水平指数和终极控制人性质的交叉项与盈余管理均在 0.05 的水平上显著负相关。当上市公司的终极控制人是非政府机构时,法治水平对企业盈余管理的影响系数为 -0.011。而当上市公司的终极控制人为政府时,法治水平对企业盈余管理的

⑫ 转移假说(diversion hypothesis)认为盈余管理与投资者保护呈负相关关系,完备并执行良好的投资者权利会制约内部人控制权私利的攫取,可以较大的缓解了内部人操作会计盈余的动机。

影响系数为 $-0.017(-0.011 - 0.006)$ 。由此可知, 相对于非政府控制的上市公司而言, 外部治理环境对政府控制的上市公司盈余管理行为约束力更强, 即终极控制人的政府特性强化了外部治理环境对企业盈余管理的治理作用。同时, 采用 Jones 模型、DeAngelo 模型和 Healy 模型计量盈余

管理程度的分析结果与上述结论并无实质性差异。由此, 本文发现终极控制人不同性质情况下外部治理环境对盈余管理的影响存在差异, 相对于非政府控制的上市公司而言, 外部治理环境对政府控制上市公司盈余管理约束力更强, 假设 2 得以证实。

表 4 外部治理环境与盈余管理的检验结果

Table 4 Test result of external governance environment and earnings management

变量	<i>EM_CMJones</i>		<i>EM_Jones</i>		<i>EM_DeAngelo</i>		<i>EM_Healy</i>	
	I	II	I	II	I	II	I	II
<i>EM_{i,t-1}</i>	0.145*** (9.597)	0.143*** (9.475)	0.135*** (8.822)	0.141*** (9.169)	0.452*** (29.758)	0.453*** (29.696)	0.074*** (4.652)	0.078*** (4.823)
<i>Ins_{it}</i>	-0.021*** (-2.722)	-0.011*** (-2.604)	-0.048*** (-5.186)	-0.015*** (-3.184)	-0.027*** (-2.953)	-0.012*** (-2.112)	-0.017* (-1.831)	-0.011** (-2.209)
<i>Size_{it}</i>	-0.003*** (-2.878)	-0.004*** (-3.070)	-0.003*** (-2.331)	-0.003*** (-2.710)	-0.003** (-2.151)	-0.003** (-2.355)	-0.001 (-1.031)	-0.001 (-1.165)
<i>CFO_{it}</i>	-0.006*** (-3.525)	-0.006*** (-3.471)	-0.006*** (-3.557)	-0.006*** (-3.304)	-0.005** (-2.368)	-0.005*** (-2.255)	-0.005*** (-3.044)	-0.005*** (-3.018)
<i>ROE_{it}</i>	0.004 (1.419)	0.004 (1.367)	0.006* (1.929)	0.005 (1.607)	0.009*** (2.608)	0.008*** (2.506)	0.005* (1.885)	0.005* (1.874)
<i>Lev_{it}</i>	0.004 (1.140)	0.003 (1.091)	0.004 (1.172)	0.003 (1.144)	0.014*** (4.005)	0.014*** (4.004)	0.018*** (6.602)	0.017*** (6.483)
<i>BDS_{it}</i>	0.012*** (2.720)	0.012*** (2.820)	0.009** (2.077)	0.010** (2.442)	0.017*** (3.408)	0.018*** (3.529)	0.014*** (3.796)	0.015*** (3.892)
<i>PID_{it}</i>	0.028* (1.793)	0.033** (2.141)	0.004 (0.247)	0.021 (1.383)	0.026 (1.460)	0.033* (1.855)	0.011 (0.829)	0.013 (0.975)
<i>OCR_{it}</i>	0.028*** (3.278)	0.029*** (3.308)	0.034*** (3.849)	0.026*** (2.844)	0.054*** (5.580)	0.054*** (5.080)	0.035*** (4.419)	0.039*** (4.575)
<i>Constant</i>	0.265*** (3.630)	0.149*** (3.906)	0.503*** (5.862)	0.176*** (4.345)	0.274*** (3.188)	0.108*** (2.345)	0.166** (1.994)	0.085*** (2.233)
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.795	0.806	0.790	0.907	0.764	0.813	0.956	0.439
Hansen	0.184	0.185	0.121	0.137	0.788	0.789	0.214	0.210
GMM-IVs	0.239	0.203	0.291	0.258	0.830	0.820	0.175	0.189
IV-IVs	0.179	0.184	0.241	0.137	0.479	0.520	0.359	0.395
<i>N</i>	5 600	5 600	5 600	5 600	5 600	5 600	5 600	5 600

注: 括号内为 *t* 值; *Ins_{it}* 在 I、II 分别代表 *Gov_{it}*、*Law_{it}*; 表中结果均使用 Stata12.0 中嵌入的“xtabond2”程序, 并采用传统异方差-序列相关稳健型估计量计算标准误(加入 robust 选项); 工具变量为盈余管理变量的一阶滞后项; 残差自相关检验 AR(2) 是对一阶差分后的残差进行二阶序列相关检验的 *p* 值, 原假设为“模型残差项不存在二阶序列相关”; Hansen 是过度识别检验的 *p* 值, 原假设为“工具变量是有效的”; GMM-IVs(Diff-in-Hansen GMM) 和 IV-IVs(Diff-in-Hansen IV) 是工具变量外生性检验的 *p* 值, 原假设为“工具变量为外生变量”。(下同)

表5 终极控制人性质、外部治理环境与盈余管理

Table 5 Ultimate controller's characteristic, external governance environment and earnings management

变量	AEM_CMJones		AEM_Jones		AEM_DeAngelo		AEM_Healy	
	I	II	I	II	I	II	I	II
$EM_{i,t-1}$	0.088*** (5.101)	0.084*** (4.705)	0.123*** (7.145)	0.120*** (6.837)	0.451*** (28.692)	0.453*** (28.639)	0.083*** (4.975)	0.085*** (4.901)
Ins_{it}	-0.021*** (-3.214)	-0.011** (-2.136)	-0.040*** (-3.726)	-0.005 (-0.821)	-0.029*** (-2.931)	-0.012** (-2.117)	-0.024** (-2.426)	-0.014** (-2.469)
$Ins_{it} \times UCP_{it}$	-0.018*** (-6.195)	-0.006*** (-5.830)	-0.006*** (-2.982)	-0.013** (-2.408)	-0.002** (-2.477)	-0.005** (-2.172)	-0.006* (-1.905)	-0.005* (-1.823)
UCP_{it}	0.338 (0.665)	0.028 (0.101)	0.352 (0.893)	0.372 (0.819)	0.065 (0.165)	0.250* (1.665)	0.189 (0.487)	0.518 (0.923)
$Size_{it}$	-0.001 (-0.848)	-0.002 (-1.255)	-0.002 (-1.594)	-0.002* (-1.672)	-0.003* (-1.816)	-0.003** (-2.171)	-0.002 (-1.612)	-0.002 (-1.478)
CFO_{it}	-0.006*** (-3.366)	-0.006*** (-3.266)	-0.006*** (-3.431)	-0.006*** (-3.191)	-0.005** (-2.367)	-0.005** (-2.254)	-0.005*** (-3.178)	-0.005*** (-3.071)
ROE_{it}	0.005 (1.599)	0.004 (1.374)	0.005* (1.867)	0.004 (1.523)	0.009*** (2.630)	0.008** (2.510)	0.005* (1.920)	0.005* (1.885)
Lev_{it}	-0.001 (-0.256)	-0.002 (-0.679)	0.002 (0.697)	0.001 (0.260)	0.014*** (3.817)	0.014*** (3.801)	0.019*** (6.804)	0.018*** (6.532)
BDS_{it}	0.022*** (4.803)	0.023*** (4.958)	0.013*** (2.598)	0.016*** (3.323)	0.018*** (3.333)	0.018*** (3.293)	0.010** (2.455)	0.012*** (2.915)
PID_{it}	0.034** (2.231)	0.043*** (2.915)	0.010 (0.625)	0.028* (1.830)	0.026 (1.441)	0.033* (1.858)	0.005 (0.368)	0.010 (0.739)
OCR_{it}	0.117** (7.052)	0.114*** (6.748)	0.059*** (3.243)	0.064*** (3.514)	0.064*** (2.792)	0.057** (2.416)	0.010 (0.654)	0.024 (1.496)
Constant	0.280*** (3.933)	0.085** (2.207)	0.432*** (4.503)	0.120*** (2.607)	0.289*** (3.154)	0.108** (2.352)	0.230** (2.546)	0.1505** (2.500)
N	5 600	5 600	5 600	5 600	5 600	5 600	5 600	5 600

注: 此处通过 AR(2) 检验、Hansen 检验、GMM-IVs 检验和 IV-IVs 检验发现表5 估计结果均可靠, 限于篇幅未予以列示。(下同)。

3.4 政府终极控制人行政级别、外部治理环境与盈余管理的实证分析

表6 给出了模型(7) 的一步系统 GMM 估计结果, 主要分析了政府终极控制人不同行政级别情况下外部治理环境对盈余管理影响的差异。以截面修正 Jones 模型计量盈余管理的估计结果为例, 外部治理环境因素(政府干预指数和法治水平指数) 和政府终极控制人行政级别的交叉项与盈余管理均在 0.01 的水平下显著负相关。上市公司的终极控制人为地方政府时, 政府干预指数和法治水平指数对企业盈余管理的影响系数分别为

-0.027 和 -0.009。而当上市公司的终极控制人为中央政府时, 政府干预指数和法治水平指数对企业盈余管理的影响系数分别为 -0.032(-0.027, -0.005) 和 -0.011(-0.009, -0.002)。由此可知, 相对于地方政府控制的上市公司而言, 外部治理环境对中央政府控制的上市公司盈余管理行为约束力更强, 采用 Jones 模型、DeAngelo 模型和 Healy 模型计量盈余管理程度的研究结论支持上述论断。综上所述, 本文发现政府终极控制人不同行政级别情况下, 外部治理环境对盈余管理的影响存在差异。即相对于地方政府控制上市公司而

言,外部治理环境对中央政府控制上市公司盈余管理约束力更强,该结论支持了本文的假设 3。

表 6 政府终极控制人行政级别、外部治理环境与盈余管理

Table 6 Ultimate controller's administrative rank, external governance environment and earnings management

变量	AEM_CMJones		AEM_Jones		AEM_DeAngelo		AEM_Healy	
	I	II	I	II	I	II	I	II
$EM_{i,t-1}$	0.152*** (7.658)	0.142*** (7.786)	0.115*** (5.288)	0.120*** (5.911)	0.445*** (23.188)	0.453*** (24.102)	0.034* (1.844)	0.032* (1.752)
Ins_{it}	-0.027*** (-2.947)	-0.009*** (-3.882)	-0.043*** (-4.173)	-0.022*** (-3.187)	-0.061*** (-3.530)	-0.017** (-2.318)	-0.018 (-1.500)	-0.031*** (-3.924)
$Ins_{it} \times UCG_{it}$	-0.005* (-1.761)	-0.002** (-2.160)	-0.014*** (-2.747)	-0.017*** (-2.796)	-0.003 (-0.547)	-0.013* (-1.951)	-0.008** (-2.342)	-0.010** (-2.356)
UCG_{it}	0.234 (0.500)	0.207 (1.092)	0.674 (1.293)	0.192 (0.967)	0.699 (0.952)	0.457 (0.816)	0.053 (0.837)	0.097 (0.598)
$Size_{it}$	-0.004*** (-3.078)	-0.005*** (-3.269)	-0.005*** (-3.383)	-0.005*** (-3.401)	-0.003 (-1.443)	-0.003 (-1.519)	-0.002 (-1.200)	-0.001 (-1.050)
CFO_{it}	-0.005*** (-2.604)	-0.005*** (-2.612)	-0.005*** (-3.112)	-0.005*** (-2.883)	-0.005** (-2.159)	-0.004* (-1.948)	-0.005*** (-3.031)	-0.005*** (-3.160)
ROE_{it}	0.008 (1.102)	0.003 (0.458)	-0.000 (-0.044)	-0.002 (0.342)	0.040*** (5.406)	0.036*** (5.000)	0.003 (0.438)	0.004 (0.733)
Lev_{it}	0.022** (2.532)	0.022** (2.493)	0.016* (1.933)	0.017** (1.998)	0.027** (2.463)	0.029** (2.492)	0.024*** (2.845)	0.014 (1.622)
BDS_{it}	0.001 (0.121)	0.006 (0.786)	0.018*** (2.686)	0.019** (2.973)	0.007 (0.406)	0.000 (0.020)	0.014*** (2.553)	0.014** (2.537)
PID_{it}	0.028 (1.508)	0.033* (1.838)	0.001 (0.065)	0.014 (0.811)	0.035 (1.457)	0.057** (2.478)	0.027 (1.487)	0.020 (1.327)
OCR_{it}	0.020** (2.273)	0.020** (2.126)	0.020** (2.340)	0.019** (2.034)	0.067*** (5.693)	0.067*** (4.890)	0.040*** (4.501)	0.056*** (5.631)
Constant	0.387*** (3.427)	0.167*** (3.210)	0.392*** (4.028)	0.154*** (3.253)	0.601*** (4.270)	0.199*** (2.864)	0.132 (1.235)	0.169*** (3.228)
N	4 024	4 024	4 024	4 024	4 024	4 024	4 024	4 024

4 稳健性检验

4.1 消除样本集聚的影响

考虑到研究样本可能存在的集聚问题,为避免样本分布对研究结论产生的影响,本文主要采取以下两方面措施:一方面,克服不同省份样本间可能存在的集聚问题。外部治理环境较高的上海、广东、北京和江苏等地区的样本高达

2 112 个,而外部治理环境较差的西藏、宁夏、青海、贵州等地区的样本仅为 144 个,这可能使得前文的研究结果有所偏差。本文删除了上市公司数量最多的上海、广东、北京和江苏等地区的观察样本,最后得到 4 088 个观察样本,进行重新分析后发现结论不变。另一方面,克服可能存在的样本省内集聚问题。为了消除样本在省内集聚的问题,本文对省级层面进行了 Cluster 处理^⑬。由于 Xtabond2 命令并不附带 Cluster 选项,

⑬ 本文考虑了样本省内集聚对研究结果的影响,这主要是受到匿名审稿人的启发,在此表示感谢。

本文调用附带 Cluster 选项的 Xtdpdsys 命令进行分析,实证结果与前文无实质性差异。

4.2 剔除新旧会计准则变更的影响

会计准则天生是盈余管理借用的工具,会计准则的更替会对企业的盈余管理行为产生重要的影响。根据财政部的相关规定,我国上市公司于 2007 年开始执行新的会计准则。新会计准则完善了信息披露制度,压缩了减产减值准备操作盈余的空间,对约束上市公司的盈余管理有着重要的意义。但是,新会计准则也客观上增加了会计选择和职业判断的运用,增大了企业通过公允价值调节利润的可能。因此,会计准则变更对上市公司盈余管理的影响不容小觑。本文为了剔除会计准则变更对研究结论的影响,分别以 2004—2006 年的旧会计准则数据和 2007—2011 年的新会计准则数据重新验证本文的研究假设,经过检验发现结果与前文结论基本一致。

4.3 排除其他地域环境因素的替代性解释

本文认为盈余质量的地区差异主要是由政府干预和法治水平等正式制度因素造成的,但仍存在其他地域环境因素的替代性解释:1) 不同地区上市公司选聘会计师事务所独立性的差异。我国不同地区上市公司所选聘的会计师事务所各异,如中西部的上市公司大多选聘本地的小会计师事务所,由此造成中西部上市公司的盈余质量较低^[40];2) 不同地区上市公司信息披露渠道的差异。按照证监会《上市公司信息披露管理办法》第 41 条规定,上市公司可以通过业绩说明会、分析师会议、路演、接受投资者调研等形式就公司的经营情况、财务状况及其他事件与任何机构和个人进行沟通。由于中西部落后地区交通不便,而企业大多依靠在本地完成交易,这使得投资者难以获得相关信息。因此,必须排除这两种可能的替代性解释,以避免其对研究结论的误读。一方面,本文在检验模型中加入了地区虚拟变量 *Area*(如果上市公司所在地为东部地区则 *Area* 为 1,否则为 0),以此来控制地区差异因素的影响;另一方面,本文在模型中加入了会计师事务所虚拟变量 *Big4*(如果

上市公司所聘请的会计师事务所为国际 4 大则 *Big4* 为 1,否则为 0)、外部治理环境与会计师事务所虚拟变量的交叉项 $Ins \times Big4$,以此来解释外部治理环境影响管理层进行盈余管理选择的路径。通过比较发现,稳健性检验的结论与前文一致。交叉项 $Ins \times Big4$ 的系数并不显著,这说明聘用不同类型会计师事务所并非外部治理环境影响企业管理层进行盈余管理选择的路径。

4.4 选取其他盈余质量指标

国外学者还采用了损失规避度 (loss avoidance)、盈余稳健性 (earnings conservatism) 等指标来计量引盈余管理^[41-42]。由于损失规避度主要是用来衡量整个国家所有上市公司整体的盈余水平,并不适用于单个上市公司。所以本文以盈余稳健性进行了稳健性检验,该研究结果与上文结果无实质性差异。

5 结束语

本文以我国上市公司的动态面板数据为研究对象,运用系统广义矩估计检验了外部治理环境对企业盈余管理的影响,并考察了上市公司终极控制人在其中发挥的作用。主要的研究结论有:第 1,外部治理环境显著影响着上市公司的盈余管理程度,政府干预越低、法治水平越高,企业的盈余管理程度越低;第 2,外部治理环境对上市公司盈余管理的治理效果受到公司终极控制人性质的影响。具体而言,相对于非政府控制的上市公司,政府控制的上市公司,其外部治理环境对盈余管理行为约束力更强,即终极控制人的政府特性强化了外部治理环境对企业盈余管理的治理作用;第 3,进一步分析发现,不同行政级别的政府终极控制人,其外部治理环境对盈余管理的影响存在着差异。具体而言,相对于地方政府控制的上市公司,中央政府控制的上市公司,其外部治理环境对盈余管理行为发挥着更大的约束作用。

本文仍可能存在以下的不足:第 1,影响企业盈余管理的因素错综复杂,本文仅分析了外部治理环境和企业终极控制人的影响,尚未将

利益相关者声誉、媒体监督、政治联系等其他重要影响因素考虑在内,作者将重点围绕这些方面继续开展研究;第2,本文外部治理环境的数据是从樊纲等^[21]所编著的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》中获取,由于该数据更新较慢,缺乏最新的数据资料,如何获取及时的外部治理环境数据将是下一步工

作的重点;第3,本文只研究外部治理环境和企业终极控制人对盈余管理的影响,并未对盈余管理的后果进行探讨。我国机构投资者和中小股民能否对企业的盈余管理做出有效的负面反应?外部治理环境的改善能否帮助投资者识别企业盈余管理的信息含量?这些问题仍有待在后续研究中予以解决。

参考文献:

- [1]Leuz C, Nands D, Wysockj P. Earnings management and investor protection: An international comparison [J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 69(3): 505 – 527.
- [2]Ball R, Robin A, Sadka G. Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism [J]. *Review of Accounting Studies*, 2008, 13(2/3): 168 – 205.
- [3]Francis J R, Wang D. The joint effect of investor protection and big 4 audits on earnings quality around the world [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2008, 25(1): 157 – 191.
- [4]许年行, 赖建清, 吴世农. 公司财务与投资者法律保护研究评述 [J]. *管理科学学报*, 2008, 11(1): 101 – 109.
Xun Nianxing, Lai Jianqing, Wu Shinong. Survey of empirical studies on contracting and governance of venture capital investments [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2008, 11(1): 101 – 109. (in Chinese)
- [5]North D C. *Institutions, Institutional Change and Economic Performance* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [6]Bushman R M, Piotroski J D, Smith A J. What determines corporate transparency? [J]. *Journal of Accounting Research*, 2004, 42(9): 207 – 252.
- [7]Makar S D, Alam P. Earnings management and antitrust investigations: Political costs over business cycles [J]. *Journal of Business Finance & Accounting*, 1998, 25(5/6): 701 – 720.
- [8]Chen X, Lee C J, Li J. Government assisted earnings management in China [J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2008, 27(3): 262 – 274.
- [9]李延喜, 陈克兢, 姚宏, 等. 基于地区差异视角的外部治理环境与盈余管理关系研究——兼论公司治理的替代保护作用 [J]. *南开管理评论*, 2012, 15(4): 89 – 100.
Li Yanxi, Chen Kejing, Yao Hong, et al. Research on the relation between external governance environment and earnings management based on regional differences: Concurrently discuss the role of substitution and protection played by corporate governance [J]. *Nankai Business Review*, 2012, 15(4): 89 – 100. (in Chinese)
- [10]吴育辉, 吴世农. 股权集中、大股东掏空与管理层自利行为 [J]. *管理科学学报*, 2011, 14(8): 34 – 44.
Wu Yuhui, Wu Shinong. Ownership concentration, tunneling, and managerial entrenchment [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2011, 14(8): 34 – 44. (in Chinese)
- [11]Che J, Qian Y. Insecure property rights and government ownership of firms [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(2): 467 – 496.
- [12]Lang M, Smith Raedy J, Wilson W. Earnings management and cross listing: Are reconciled earnings comparable to U. S. earnings? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2006, 42(1/2): 255 – 283.
- [13]La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Corporate ownership around the world [J]. *Journal of Finance*, 1999, 54(2): 471 – 517.
- [14]刘芍佳, 孙霏, 刘乃全. 终极产权论、股权结构及公司绩效 [J]. *经济研究*, 2003, (4): 51 – 62.
Liu Shaojia, Sun Pei, Liu Naiquan. The ultimate ownership and its shareholding structures: Does it matter for corporate performance? [J]. *Economic Research Journal*, 2003, (4): 51 – 62. (in Chinese)
- [15]刘凤委, 汪辉, 孙铮. 股权性质与公司业绩——基于盈余管理基础上的经验分析 [J]. *财经研究*, 2005, (6):

- 96 – 106.
- Liu Fengwei , Wang Hui , Sun Zheng. Ownership property and corporate performance: An empirical analysis based on earning management [J]. *Journal of Finance and Economics* , 2005 , (6) : 96 – 106. (in Chinese)
- [16] Kato T , Long C. Executive compensation , firm performs , and corporate governance in China: Evidence from firms listed in the shanghai and shenzhen stock exchanges [J]. *Economic Development and Cultural Change* , 2006 , 54(4) : 944 – 983.
- [17] 夏立军 , 陈信元. 市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定 [J]. *经济研究* , 2007 , (7) : 82 – 95.
- Xia Lijun , Chen Xinyuan. Marketization , SOE reform strategy , and endogenously determined corporate governance structure [J]. *Economic Research Journal* , 2007 , (7) : 82 – 95. (in Chinese)
- [18] 夏立军 , 方轶强. 政府控制、治理环境与公司价值——来自中国证券市场的经验证据 [J]. *经济研究* , 2005 , (5) : 40 – 51.
- Xia Lijun , Fang Yiqiang. Government control , institutional environment and firm value: Evidence from the Chinese securities market [J]. *Economic Research Journal* , 2005 , (5) : 40 – 51. (in Chinese)
- [19] Tian L , Estrin S. Debt financing , soft budget constraints , and government ownership: Evidence from China [J]. *Economics of Transition* , 2007 , 15(3) : 461 – 481.
- [20] Shleifer A , Vishny R W. A survey of corporate governance [J]. *Journal of Finance* , 1997 , 52(2) : 737 – 783.
- [21] 樊 纲 , 王小鲁 , 朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社 , 2011.
- Fan Gang , Wang Xiaolu , Zhu Hengpeng. NERI index of marketization of China 's provinces 2011 report [M]. Beijing: Economic Science Press , 2011. (in Chinese)
- [22] McNichols M F. Research design issues in earnings management studies [J]. *Journal of Accounting and Public Policy* , 2000 , 19(4/5) : 313 – 345.
- [23] Stubben S R. Discretionary revenues as a measure of earnings management [J]. *Accounting Review* , 2010 , 85(2) : 695 – 717.
- [24] Bartov E , Gui F A , Tsui J S. Discretionary-accruals models and audit qualifications [J]. *Journal of Accounting and Economics* , 2000 , 30(3) : 421 – 452.
- [25] Djankov S , LaPorta R , Lopez-de-Silanes F , et al. The law and economics of self-dealing [J]. *Journal of Financial and Economics* , 2008 , 88(3) : 430 – 465.
- [26] Djankov S , LaPorta R , Lopez-de-Silanes F , et al. Courts [J]. *The Quarterly Journal of Economics* , 2003 , 118(2) : 453 – 517.
- [27] Chung R , Firth M , Kim J. Earnings management , surplus free cash flow , and external monitoring [J]. *Journal of Business Research* , 2005 , 58(6) : 766 – 776.
- [28] Burgstahler D , Dichev I. Earnings management to avoid decreases and losses [J]. *Journal of Accounting and Economics* , 1997 , 24(1) : 99 – 126.
- [29] Klein A. Audit committee , board of director characteristics and earnings management [J]. *Journal of Accounting and Economics* , 2002 , 33(3) : 375 – 400.
- [30] Cornett M M , McNutt J J , Tehranian H. Corporate governance and earnings management at large U. S. bank holding companies [J]. *Journal of Corporate Finance* , 2009 , 15(4) : 412 – 430.
- [31] Benkel M , Mather P , Ramsay A. The association between corporate governance and earning management: The role of independent directors [J]. *Corporate Ownership & Control* , 2006 , 3(4) : 65 – 75.
- [32] Chin C , Chen Y , Hsieh T. International diversification , ownership structure , legal origin , and earnings management: Evidence from Taiwan [J]. *Journal of Accounting Auditing & Finance* , 2009 , 24(2) : 233 – 262.
- [33] 连玉君 , 彭方平 , 苏 治. 融资约束与流动性管理行为 [J]. *金融研究* , 2010 , (10) : 158 – 171.
- Lian Yujun , Peng Fangping , Su Zhi. Financing constraint and liquidity management [J]. *Journal of Financial Research* , 2010 , (10) : 158 – 171. (in Chinese)
- [34] Roodman D. How to do Xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata [J]. *Stata Journal* , 2005 , 9(1) : 86 – 136.
- [35] Arellano M , Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte Carol evidence and an application to employment e-

- quations [J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2): 277–297.
- [36] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115–143.
- [37] Bond S R, Hoeffler A, Temple J. GMM estimation of empirical growth models [R]. Nuffield College, University of Oxford, 2001.
- [38] Windmeijer F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators [J]. *Journal of Econometrics*, 2005, 126(1): 25–51.
- [39] Bond S R. Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice [J]. *Portuguese Economic Journal*, 2002, (1): 141–162.
- [40] Wang Q, Wong T J, Xia L. State ownership, the institutional environment, and auditor choice: Evidence from China [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46(1): 112–134.
- [41] Basu S. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1997, 24(1): 3–37.
- [42] Bhattacharya U, Daouk H, Welker M. The world pricing of earnings opacity [J]. *The Accounting Review*, 2003, 78(3): 641–678.

Ultimate controller, external governance environment and earnings management: Analysis based on dynamic panel data with system GMM estimation

LI Yan-xi, CHEN Ke-jing

Faculty of Management and Economics, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China

Abstract: Improvement in external governance environment can constrain the earnings management, and out of personal gains, the ultimate controller can play a different role towards earnings management. From the external governance environment perspective, applying dynamic panel data consisting 836 companies listed on Shanghai and Shenzhen Exchanges in the period 2004–2011, we test the impact of external institutional environment on earnings management using system GMM method, and examine the role of listed companies' ultimate controllers. The results show: External institutional environment is negatively correlated with earnings management. External institutional environment affects earnings management differently depending on the characteristics and administrative ranks of the ultimate controllers. Specifically, external institutional environment plays a more significant role in constraining earnings management in state-controlled listed companies compared with non-state-controlled ones. Furthermore, external governance environment seems to be more effective in restraining earnings management in listed companies under central government's control compared with the ones under the control of regional governments. To conclude, the results illustrate the crucial role that the ultimate controller plays in regulating external governance and earnings management. This study enriches the researches of earnings management, thus contributes to the understanding of the institutional root-cause of the differences in earnings management behaviors among Chinese listed companies.

Key words: ultimate controller; external institutional environment; earnings management; system GMM estimation