

资本市场开放与企业真实盈余管理

——基于“陆港通”的经验证据

彭雅哲¹ 汪昌云^{1,2}



(1. 中国人民大学财政金融学院,北京 100872;

2. 中国人民大学中国财政金融政策研究中心,北京 100872)

内容提要:资本市场开放不仅是扩大国际融资、更好地利用国际金融市场的需要,而且对我国资本市场发育和上市公司行为具有多重外部治理效应。本文借助我国内地与香港资本市场互联互通机制这一准自然实验,研究资本市场开放对企业真实盈余管理的影响。研究发现:(1)总体上,“陆港通”的实施显著降低了标的公司真实盈余管理程度;(2)委托代理问题是企业进行盈余管理的重要原因,而“陆港通”开通后,能够缓解标的公司代理矛盾,进而约束管理层的真实盈余管理行为;(3)当资本市场信息环境改善、管理层面临较大股票抛售压力以及大股东监督力度较强时,“陆港通”抑制企业真实盈余管理行为的治理效果更好。本文结果表明,资本市场开放有助于提高我国上市公司财务信息披露质量及公司治理水平。

关键词:资本市场开放 真实盈余管理 信息不对称 公司治理 陆港通

中图分类号:F830.9/F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)01—0176—16

一、引言

资本市场对外开放是国家对外开放总布局中的重要一环,也是中国经济高质量发展的有力支撑。党的十八大以来,习近平总书记对资本市场做出了一系列重要指示。我国要加快推进资本市场改革开放,打造一个规范、透明、开放、有活力、有韧性的资本市场。受益于国家政策的积极引导和大力支持,近些年,我国资本市场开放步伐明显加快,先后实施了“沪港通”“深港通”“债券通”“沪伦通”等一系列举措。2020年以来,习近平总书记多次强调,要“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”,同时强调,“要全面提高对外开放水平,建设更高水平开放型经济新体制,形成国际合作和竞争新优势”。我国在着力畅通国内大循环的同时,还要继续推进更高水平的对外开放,充分利用国际国内两个市场、两种资源,争取更加有利的国际地位来为我国拓展发展空间。需要注意的是,对于新兴资本市场而言,对外开放犹如一把“双刃剑”,它使得开放国在迎接发展机遇的同时,也面临着新挑战。一方面,大量研究表明,资本市场开放对发展中国家具有积极影响,境外投资者进入开放国后,能够促进经济增长,提高股票市场定价效率,降低企业资本成本,并通过股东积极主义发挥公司治理效能(Bekaert等,2005^[1];Bae等,2012^[2];

收稿日期:2021-06-15

作者简介:彭雅哲,女,博士研究生,研究方向是公司金融与资本市场,电子邮箱:carrie.peng@ruc.edu.cn;汪昌云,男,教授,博士,研究方向是公司金融与资产定价,电子邮箱:wangchy@ruc.edu.cn。

Bekaert 和 Harvey, 2000^[3]; Aggarwal 等, 2011^[4]); 另一方面, 20 世纪 90 年代末的亚洲金融危机也为世界各国敲响警钟。Stiglitz (2000)^[5] 指出, 过早引进外资会暴露发展中国家股市无法应对外部风险的脆弱性, 仓促推行全球金融和资本市场自由化会导致发展中国家金融不稳定和资本市场较大波动。目前, 我国资本市场尚处于新兴市场阶段, 存在着投资者结构不合理、市场监管不到位、公司治理水平较低等问题, 风险承受能力较弱。在此背景下, 为建设更富有国际竞争力的资本市场, 探索出一条适合我国国情的资本市场开放道路尤为重要。

2014 年 11 月 17 日, 我国正式开通沪港股票市场交易互联互通机制试点, 为上海证券交易所市场与香港证券交易所市场建立了方便的连接通道, 允许内地和境外投资者购买规定范围内在对方交易所上市的股票。2016 年 12 月 5 日, 深港股票市场交易互联互通机制也正式启动。“陆港通”的运行标志着我国内地与香港资本市场间的双向开放, 是我国资本市场开放道路上一个重要里程碑, 也对我国资本市场产生了深刻影响。“陆港通”机制在内容设计上遵循渐进式开放原则, 使得我国能够在享受市场开放红利的同时, 防范国际金融冲击可能导致的重大市场风险。“陆港通”的开通倒逼中国资本市场加速发育和完善。为了应对国际经济金融环境对我国资本市场的影响, 我国必须尽快完善制度体系, 规范市场运作, 促进国内与国际资本市场接轨。

自互联互通机制开通以来, 许多学者以此为契机, 对我国实施新一轮资本市场开放的经济后果进行研究, 发现“陆港通”机制对于提高我国资本市场运行效率, 增强市场稳定性等具有积极影响, 具体表现为增强我国内地与香港两个市场间融合程度和联动效应, 增加股价信息含量, 降低股价同步性及股价崩盘风险等(徐晓光等, 2015^[6]; 钟覃琳和陆正飞, 2018^[7]; 钟凯等, 2018^[8]; 李沁洋和许年行, 2019^[9])。同时, 互联互通机制对标的公司具有治理效应, 有助于提高企业投资效率和技术创新水平, 降低企业融资约束并减少违规行为, 实现公司价值提升(陈运森和黄健峤, 2019^[10]; 朱琳和伊志宏, 2020^[11]; 师倩和姚秋歌, 2018^[12]; 邹洋等, 2019^[13]; 郭阳生等, 2018^[14])。在信息披露方面, 尽管已有学者发现, 资本市场开放能降低上市公司应计盈余管理程度(钟凯等, 2018^[8]; 赵东等, 2020^[15]), 但却鲜少有文献涉及互联互通机制对真实盈余管理影响的研究, 对其影响机制未进行充分挖掘。

事实上, 企业会同时采用应计盈余管理及真实盈余管理手段操控利润, 并在二者间进行权衡。当企业通过会计手段控制或调整经营业绩的难度较大、成本较高时, 它们便可能使用基于真实交易的盈余管理进行补充。随着市场监管环境及会计准则趋严, 企业实施应计盈余管理的空间被不断压缩。近年来, 越来越多企业倾向于采取真实盈余管理方式操控财务信息, 也因此吸引了更多国内外学者针对真实盈余管理展开研究。一方面, 真实盈余管理具有较高隐蔽性, 使企业管理层在操控盈余信息时逃避诉讼或处罚, 误导企业财务信息使用者并降低资源配置效率; 另一方面, 真实盈余管理使企业背离了最优生产经营水平并影响企业现金流, 将会对企业长期发展产生负面影响。因此, 为了更好地约束企业盈余操纵行为, 规范企业信息披露, 单纯使用应计盈余管理对企业财务信息披露质量进行刻画是不充分的。为全面剖析互联互通机制实施效果, 本文选择企业真实盈余管理作为研究对象, 提出并论证这样一个问题: 在资本市场开放背景下, 企业财务信息披露质量改变究竟是上市公司所做的“表面文章”, 实则为两种盈利操控方式的转换, 还是公司治理水平真实提高?

目前, 我国仅有部分上市公司股票被纳入“陆港通”试点交易范围, 这为我国资本市场开放领域学术研究提供了一个准自然实验环境。“陆港通”标的公司与非标的公司形成了天然的实验组与对照组。本文借助“陆港通”开通这一外生事件检验我国资本市场开放的经济后果, 能够一定程度上缓解这一领域前人研究中普遍存在的内生性问题。本文以 2011—2019 年沪深 A 股上市公司作为研究对象, 构建多期双重差分模型分析资本市场开放对企业真实盈余管理的影响, 并使用内生

性检验、稳健性检验等补充分析,验证了实证结果的稳健性。随后,通过影响机制分析、调节效应分析等,进一步了解资本市场开放影响企业真实盈余管理的作用机制。

本文的主要贡献如下:第一,在研究视角方面,有别于前人以应计盈余管理衡量企业财务信息质量的方法,本文补充分析了资本市场开放对企业真实盈余管理的影响效果,拓展了我国资本市场开放的微观经济后果相关研究,有助于全面了解我国资本市场开放现状。第二,在作用效果方面,本文发现,“陆港通”标的公司并未因规避境外投资者监督而增加隐蔽的真实盈余管理行为,而是通过缓解委托代理问题,提供了更高质量信息披露。这论证了开放对我国资本市场及参与主体的积极引导作用,为我国进一步深化资本市场开放提供了经验证据。第三,在影响因素方面,本文发现,通过营造良好信息环境,发挥有效的主动或被动监督,能够进一步增强资本市场开放的治理效能。这对我国未来进一步完善市场配套制度建设,提升公司治理水平,提高资本市场透明度等具有启示意义。

二、文献综述与研究假设

1. 文献综述

盈余管理产生和存在的客观条件是企业经营过程中存在的“契约摩擦”和“沟通摩擦”。在委托代理关系中,企业管理层往往受到管理契约、报告规则等刚性约束(Trueman和Titman,1988)^[16]。由于企业内部人与外部人之间存在利益冲突,当经营者行为难以被观测时,管理层有强烈动机追求自身利益最大化,且在此过程中极有可能伤害外部利益相关者,这就是企业经营中的“契约摩擦”(张祥建和徐晋,2006)^[17]。为了隐藏这种谋求私人利益的动机,企业内部人会选择能使自身效用最大化的会计政策和处理方法,由此产生了盈余管理。而人们之所以无法消除盈余管理,是因为在信息不对称的环境下,企业内部人与外部利益相关者还存在着“沟通摩擦”(Fan和Wong,2002)^[18]。在企业经营过程中,管理层掌握着更全面、更及时的内部信息和私人信息,而企业其他利益相关者拥有信息较少(Teoh等,1998)^[19]。此时,企业管理层不愿或无法将他们的全部私人信息传递给外部股东和利益相关者。因此,不完备的委托代理合约和信息不对称环境共同导致了企业管理层的盈余管理行为。

目前,学界普遍将盈余管理分为两大类,即应计盈余管理和真实盈余管理。其中,应计盈余管理通过会计手段来实现,它只改变了企业盈余在各期之间的分配情况,并不影响企业总的盈余水平(Dechow和Skinner,2000)^[20]。而真实盈余管理则是通过改变企业经营项目、投融资交易等行为来改变企业的会计信息输出,经营者通过偏离企业正常经营轨迹来实现对企业真实经营活动的操纵,进而达到误导企业利益相关者的目的(Roychowdhury,2006)^[21]。管理层对不同盈余管理方式的选择取决于收益与成本的权衡。通常情况下,应计盈余管理更容易操作,只需要通过财务部门会计估计变更就能实现,企业会首先考虑应计盈余管理;但由于应计盈余管理的操作空间有限,当应计盈余管理无法满足企业管理层的需要,或是采取应计盈余管理方式的成本较高而收益较低时,管理层则会通过真实盈余管理进行补充(Cohen和Zarowin,2010)^[22]。这是由于,真实盈余管理具有更强的隐蔽性和灵活性,可以在一个会计年度中的任意时间点实行,并拥有诸如减少研发支出、超量生产、折扣促销等多样化方式可以选择(Graham等,2005)^[23]。

大量文献研究了企业真实盈余管理的影响因素,发现内部控制、机构投资者持股、独立董事联结等均能实现对上市公司的监督和约束,降低企业真实盈余管理程度(方红星和金玉娜,2011^[24];李增福等,2013^[25];陈汉文等,2019^[26])。在针对资本市场开放的已有文献中,袁知柱等(2014)^[27]认为,QFII由于坚持价值投资,能够积极发挥监督效应,抑制上市公司真实盈余管理水平;而贾巧玉和周嘉南(2016)^[28]却发现,面对严格的境外资本市场环境,交叉上市企业在减少应计盈余管理

的同时,增加了真实盈余管理。可见,目前境外投资者对企业真实盈余管理的影响尚存分歧。本文尝试探析互联互通机制开通后对企业真实盈余管理行为发挥了怎样的作用效果。

2. 研究假设

根据委托代理理论,所有权与经营权分离导致企业中普遍存在信息不对称现象及较高的监督成本,为管理层实施盈余管理创造了条件(张昭等,2020)^[29]。“陆港通”开通后,可能通过以下途径缓解代理问题,进而减少企业真实盈余管理行为。

首先,资本市场开放有助于提高对市场中的信息的分析和利用。当新兴资本市场开放后,来自发达资本市场的境外投资者往往是资金规模较大的专业金融机构,他们拥有丰富的投资经验,是新兴市场中最成熟的投资者,搜集并分析信息的能力较境内投资者更为优越(Grinblatt和Keloharju,2000)^[30]。资本市场开放吸引了更多分析师追踪企业信息,帮助投资者对企业信息进行更充分解读。同时,来自境外的投资者和分析师在处理全球信息方面具有优势,可以减少当地股票价格对全球市场信息的延迟,这有助于提高开放国资本市场的股价信息含量,能够缓解信息不对称、减少企业盈余管理(Bae等,2006^[31];Bae等,2012^[2])。

其次,资本市场开放有助于强化企业监督与激励效果。当境外投资者发现,企业管理者的不当行为损害到自身利益时,他们比境内投资者更善于采用证券诉讼等方式对上市公司进行监督并促使公司提高治理水平,以此维护自己的合法权益(Cheng等,2010)^[32]。而当境外投资者不便与管理层直接沟通时,他们还可以通过买卖股票等市场交易行为对管理层施压,使用“用脚投票”的方式影响公司治理(Edmans,2009)^[33]。同时,境外机构投资者持股后,会增加高管的薪酬—绩效敏感性(陈文哲等,2014)^[34],使得管理层个人利益与股东利益趋于一致,进而提高企业的信息披露质量(李春涛等,2018)^[35]。

因此,资本市场开放后,良好的信息环境和有效的监督机制共同发挥效能,有助于缓解企业中的委托代理矛盾,有效约束企业管理层的机会主义行为,进而压缩管理层实施真实盈余管理的空间。

此外,成熟的境外投资者通常秉承价值投资理念(吴卫华等,2011)^[36],有助于引导开放国的本土投资者形成更成熟的投资风格和更科学的投资理念(李沁阳和许年行,2019)^[9]。如果上市公司采取盈余管理等行为隐藏真实会计信息,在“陆港通”开通后,境外投资者持股更容易导致标的公司股价下跌、管理层声誉受损等后果。在这一背景下,资本市场开放同时为我国上市公司带来了机遇和挑战,通过更严格的外部监督和更健康的竞争环境,倒逼企业改善其财务信息披露的透明度与真实性。因此,若资本市场开放能够发挥积极的公司治理效能,将会抑制“陆港通”标的公司真实盈余管理行为,促使企业管理层提高经营管理水平来适应愈加严格和规范的股票市场,吸引境内外投资者并进一步打开市场。

但另一方面,“陆港通”机制也有可能增加企业真实盈余管理。这是由于,外部监督在抑制企业应计盈余管理的同时,可能会导致管理层转而使用更隐蔽的真实盈余管理。例如,李春涛等(2016)^[37]发现,分析师的存在无法真正消除经理人进行盈余管理的动机,反而促进了作为替代品的真实盈余管理增加。类似地,胥朝阳和刘睿智(2014)^[38]也发现,当会计信息可比性提高、信息环境更加透明时,企业进行应计盈余管理的空间被压缩,此时,为了逃避外界监督,管理层会增加真实盈余管理操作。因此,若“陆港通”机制导致两类盈余管理之间替代效应成立,则资本市场开放有可能仅改变了标的公司盈余管理方式的选择,而并未真正提高企业信息披露质量。

因此,本文提出如下两个对立假说:

H_{1a}:“陆港通”开通后降低了标的公司真实盈余管理程度。

H_{1b}:“陆港通”开通后提高了标的公司真实盈余管理程度。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源

本文使用 2011—2019 年沪深 A 股上市公司作为研究对象,并对初始样本进行以下处理:(1)剔除金融类公司样本;(2)剔除 ST、* ST 的样本;(3)剔除资产负债率大于 1 的样本;(4)剔除主要数据缺失的样本;(5)剔除在估计企业真实盈余管理时年度一行业观测值小于 15 个的样本;(6)剔除标的上市公司首次被调出“陆港通”投资范围后的年份样本。为消除异常值的影响,本文对所有连续变量做 1% 和 99% 分位上的缩尾处理,最终得到年度一公司观测值共 19265 个。本文数据均来自于 CSMAR 国泰安经济金融研究数据库。

2. 变量选择与定义

(1)被解释变量。本文借鉴 Roychowdhury(2006)^[21]、王福胜等(2014)^[39]的研究方法,将真实盈余管理行为拆解为销售操控、生产操控和费用操控,并分别使用异常经营现金净流量($AbCFO$)、异常生产成本($AbPROD$)和异常酌量性费用($AbDISEXP$)对这三种真实盈余管理行为进行识别与度量,根据如下模型进行指标计算:

$$CFO_t = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \beta_1(S_t/A_{t-1}) + \beta_2(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1a)$$

$$PROD_t = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \beta_1(S_t/A_{t-1}) + \beta_2(\Delta S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1b)$$

$$DISEXP_t = \alpha_0 + \alpha_1(1/A_{t-1}) + \beta_1(S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1c)$$

其中, CFO_t 是公司 t 期经营现金净流量; $PROD_t$ 是公司 t 期生产成本,等于公司当期营业成本与当期存货变动之和; $DISEXP_t$ 是公司 t 期酌量性费用,由销售费用与管理费用之和近似得到; CFO_t 、 $PROD_t$ 、 $DISEXP_t$ 均使用 $t-1$ 期总资产 A_{t-1} 进行调整。 S_t 是公司 t 期经营收入, ΔS_t 则是公司 t 期营业收入变化值。本文首先依据中国证监会 2012 年版《上市公司行业分类指引》对样本公司所属行业进行分类。其中,制造业采取二级分类,其他行业采取一级分类。随后,根据模型(1a)~(1c)对样本进行分年度分行业回归,拟合得到上市公司当年经营现金净流量、生产成本及酌量性费用的正常值,计算公司当年该指标真实值与拟合值的残差,即为由于真实盈余管理所导致的异常部分。实施向上的真实盈余管理会导致当期经营现金净流量偏低、生产成本偏高、酌量性费用偏低。因此,可以设定真实盈余管理总量指标: $REM_t = -AbCFO_t + AbPROD_t - AbDISEXP_t$ 。 REM 为正即公司调增当期盈余,为负即公司调减当期盈余。由于向上或向下的真实盈余管理都会造成企业信息披露失真,加剧资本市场中的信息不对称,甚至损害企业长期价值,故本文参考蔡春等(2012)^[40]、王云等(2016)^[41]的方法,关注企业实施真实盈余管理的程度,使用绝对值 $|REM|$ 进行衡量。

(2)解释变量。本文定义“陆港通”政策虚拟变量 LGT 作为解释变量。当样本企业在当年曾属于“陆港通”标的公司时, LGT 取值为 1,否则,取值为 0。本文关注 LGT 的回归系数。系数显著为负,则说明“陆港通”机制能够显著降低标的公司真实盈余管理程度。

(3)控制变量。参考李增福等(2013)^[25]、缪毅和管悦(2014)^[42]、贾巧玉和周嘉南(2016)^[28]等对真实盈余管理的研究,本文在回归模型中对其他可能影响企业盈余管理的因素进行控制,尽可能缓解模型中由遗漏变量导致的内生性问题。控制变量包括公司个体特征:公司规模($Size$)、公司上市年限(Age);公司财务指标与经营指标:资产负债率(Lev)、总资产收益率(Roa)、销售增长率($Growth$)、现金流变化率(ΔCfo);公司董事会特征:董事会规模($Board_num$)、独立董事比例($Indep_pct$)、两职合一($Dual$);公司管理层特征:高管薪酬($Excp$)、高管持股(Mgt);公司审计特征:审计质量($Audit$);公司股权特征:股权集中度($Top5$)、股权性质($State$)。

本文使用的主要变量及其定义如表 1 所示。

表 1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	真实盈余管理	REM	由异常经营现金流量、异常生产成本和异常酌量性费用计算得到
解释变量	陆港通	LGT	公司当年曾属于陆港通标的时,取 1,否则,取 0
控制变量	公司规模	Size	公司年末总资产取自然对数
	上市年限	Age	公司上市年限取自然对数
	资产负债率	Lev	公司年末负债总额/资产总额
	总资产收益率	Roa	净利润/总资产
	销售增长率	Growth	(本年营业收入 - 上年营业收入)/上年营业收入
	现金流变化率	ΔCfo	本年经营活动现金流量的变化额/上年末总资产
	董事会规模	Board_num	董事会人数
	独立董事比例	Indep_pct	董事会中独立董事所占比例
	两职合一	Dual	虚拟变量,董事长兼任总经理时,取 1,否则,取 0
	高管薪酬	Excp	金额前三名高管年薪总额取自然对数
	高管持股	Mgt	高管持股数量/总股本
	审计质量	Audit	虚拟变量,由国际“四大”审计时取 1,否则,取 0
	股权集中度	Top5	公司前五大股东持股比例之和
股权性质	State	虚拟变量,上市公司为国有企业时取 1,否则,取 0	

资料来源:作者整理

3. 模型设计

为验证本文提出的研究假设,分析“陆港通”机制对企业真实盈余管理程度的影响,本文建立如下模型:

$$|REM|_{it} = \beta_0 + \beta_1 LGT_{it} + \beta_n \sum Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

自 2014 年“沪港通”启动、2016 年“深港通”启动后,沪股通和深股通标的股票范围经历了多次调整。在本文的研究样本中,由于处理组上市公司股票被纳入“陆港通”标的股的时间不同,应用于单一政策实施时点的标准双重差分模型不再适用。因此,本文采取多期双重差分模型进行分析。该模型基本形式如式(2)所示,其中|REM|_{it}表示公司*i*在*t*年的真实盈余管理程度;LGT_{it}为“陆港通”机制虚拟变量,表示公司*i*在*t*年年内是否曾属于“陆港通”标的公司;Controls_{it}为对企业真实盈余管理存在影响的一系列控制变量,μ_i为公司固定效应,λ_t为年度固定效应。

四、实证分析

1. 描述性统计

表 2 列示了各主要变量的描述性统计结果。其中,|REM|均值为 0.170,标准差为 0.276,表明不同上市公司的真实盈余管理程度存在较大波动性;LGT 均值为 0.320,即本文研究样本中有约三成观测值属于“陆港通”标的股。“陆港通”标的股的|REM|均值为 0.158,非标的股的|REM|均值为 0.176,二者在 1%水平上存在显著差异。

表 2 主要变量描述性统计

Panel A: 全样本描述性统计						
变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
REM	19265	0.170	0.276	0	0.113	16.55
LGT	19265	0.320	0.467	0	0	1
Size	19265	22.22	1.272	19.81	22.04	26.14
Age	19265	2.247	0.683	0.693	2.303	3.401
Lev	19265	0.437	0.206	0.056	0.432	0.888
Roa	19265	0.039	0.060	-0.220	0.036	0.211
Growth	19265	0.186	0.462	-0.561	0.107	3.081
ΔCfo	19265	0.010	0.167	-9.142	0.008	7.781
Board_num	19265	8.622	1.729	3	9	20
Indep_pct	19265	0.375	0.053	0.333	0.333	0.571
Dual	19265	0.260	0.438	0	0	1
Excp	19265	14.34	0.699	12.68	14.32	16.30
Mgt	19265	0.063	0.129	0	0.001	0.584
Audit	19265	0.055	0.227	0	0	1
Top5	19265	0.522	0.151	0.193	0.523	0.869
State	19265	0.370	0.483	0	0	1

Panel B: “陆港通”标的股与非标的股单变量 t 检验

变量	“陆港通”非标的股		“陆港通”标的股		均值差检验	
	均值	标准差	均值	标准差	均值差	t 统计量
REM	0.176	0.312	0.158	0.176	0.018	4.196***

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著

资料来源:作者整理

2. 实证检验结果

表 3 第(1)、第(2)列为模型(2)的实证检验结果。本文使用控制了年度和公司效应的固定效应模型。回归结果显示,“陆港通”机制(LGT)与企业真实盈余管理程度(|REM|)在 1% 的水平上显著负相关,系数为 -0.0328 ,即相对于非标的公司而言,“陆港通”试点开通后标的公司真实盈余管理程度平均降低了 19%^①。回归结果支持了本文假设 H_{1a} ,资本市场开放在总体上能够抑制标的公司真实盈余管理,表明“陆港通”机制改善了标的公司治理水平,切实提高了企业财务信息真实性,并非在外部监督更严格的环境下促使企业转向真实盈余管理方式。本文分析认为,这可能是由于真实盈余管理会对企业未来经营业绩和盈利能力等产生负面影响,损害公司长期价值,导致管理层在长期付出更加高昂的成本。因此,管理层对这一方式的选择更加慎重。同时,“陆港通”开通后可能发挥了较好的治理效应,抑制了管理层盈余操纵的动机,促使企业真实盈余管理程度降低。因此,本文认为,资本市场开放对我国上市公司发挥了治理作用,提高了企业财务信息披露质量,对缓解信息不对称、提高资本市场透明度等具有积极意义。

^① 本文使用表 3 第(2)列回归结果解释 LGT 变量系数的经济学含义, $-0.0328 \div 0.170 \approx -19\%$ 。

表 3 “陆港通”机制对企业真实盈余管理的影响

变量	(1) REM	(2) REM	变量	(3) REM
LGT	-0.0564 *** (-6.9300)	-0.0328 *** (-3.7875)	pre_8	-0.0636 (-1.3525)
Size		0.0194 (1.3068)	pre_7	0.0070 (0.2630)
Age		0.0460 ** (2.0341)	pre_6	0.0008 (0.0216)
Lev		0.0651 ** (2.3912)	pre_5	0.0344 (1.2586)
Roa		0.2664 *** (4.6271)	pre_4	0.0001 (0.0074)
Growth		0.1668 *** (7.8457)	pre_3	-0.0038 (-0.3284)
ΔCfo		-0.0732 (-0.4419)	pre_2	-0.0207 (-1.5826)
Board_num		0.0031 (0.8435)	current	-0.0419 *** (-2.8744)
Indep_pct		0.0084 (0.1595)	post_1	-0.0365 *** (-3.3905)
Dual		0.0078 (0.7064)	post_2	-0.0472 *** (-3.1200)
Excp		-0.0336 ** (-2.0662)	post_3	-0.0464 *** (-3.6081)
Mgt		0.0054 (0.1650)	post_4	-0.0679 *** (-3.9603)
Audit		0.0518 (1.1331)	post_5	-0.0628 *** (-3.8356)
Top5		0.0909 (1.1230)	常数项	-0.0291 (-0.1246)
State		-0.0051 (-0.3868)		
常数项	0.2285 *** (17.0972)	0.0256 (0.1055)	控制变量	Yes
年度/公司固定效应	Yes	Yes	年度/公司固定效应	Yes
N	19265	19265	N	19265
R ²	0.0110	0.1196	R ²	0.1208

注：***、**、* 分别代表回归系数在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号内为 t 值；回归模型使用公司层面聚类稳健标准误，下同资料来源：作者整理

3. 平行趋势检验

使用多期双重差分模型进行实证分析的一个必要前提是样本满足平行趋势假设，即处理组与控制组样本在政策实施前不存在显著的事前差异，以避免对政策效果的有偏估计。本文借鉴 Beck 等(2010)^[43]的方法，对多期双重差分模型进行平行趋势检验，以上市公司股票被纳入“陆港通”标的股前一年作为基期，引入一系列虚拟变量 $pre_8_{it} \sim pre_2_{it}$ 、 $current_{it}$ 、 $post_1_{it} \sim post_5_{it}$ 来替换模型(2)中的 LGT_{it} ，检验“陆港通”机制在不同时间点的作用效果，回归方程如下：

$$|REM|_{it} = \beta_0 + \theta_n \sum_{j=2}^8 pre_j_{it} + \delta current_{it} + \gamma_n \sum_{k=1}^5 post_k_{it} + \beta_n \sum controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,虚拟变量 pre_8_{it} 定义为:当年份 t 是试点公司 i 被纳入“陆港通”标的范围之前的第 8 年时取值为 1,否则,取 0; $current_{it}$ 定义为:当年份 t 是试点公司 i 被纳入“陆港通”标的范围当年时,取值为 1,否则,取 0; $post_1_{it}$ 定义为:当年份 t 是试点公司 i 被纳入“陆港通”标的范围之后的第一年时,取值为 1,否则,取 0;其余变量定义方法类似。

表 3 第(3)列为平行趋势检验的回归结果。结果显示,政策实施前,各虚拟变量系数均不显著,可以认为处理组与控制组在政策实施前具有平行趋势,本文使用多期双重差分模型进行实证分析是可靠的;而在政策实施当年及以后,虚拟变量系数均显著为负,说明“陆港通”对标的公司真实盈余管理行为产生了显著影响,且政策实施效果良好。

4. 内生性检验

目前,我国“陆港通”标的股包括上证 180 指数、上证 380 指数、深证成分指数和深证中小创新指数的成分股,以及交叉上市的 A+H 股公司股票。上述指数在构建成分股时,对上市公司的规模、股票流动性、财务指标等进行了限制和筛选。因此,上市公司股票是否能够被纳入“陆港通”标的股并非是完全随机的。由于“陆港通”机制在规定境外投资者可投资范围时存在着选择性偏差,进而可能导致样本的内生性问题,使得处理组与控制组上市公司的基本特征可能在政策实施前便存在显著差异,削弱实证结果的有效性。

基于此,本文采用倾向得分匹配法(PSM)对研究样本进行内生性检验,具体方法为:第一步,使用倾向得分 Logit 回归模型分年度计算每一家上市公司样本的倾向得分,回归方程的被解释变量为标的公司虚拟变量,若上市公司在样本期间曾被纳入“陆港通”标的范围,则取 1,即本文的初始处理组;若上市公司在样本期间从未被纳入“陆港通”标的范围,则取 0,即本文的初始控制组。回归方程的匹配变量为影响企业是否能被纳入“陆港通”标的范围的市值、流动性及财务指标等。经分析并筛选,本文选择了上市公司总市值($Allmv$)、流通市值($Outmv$)、成交量($Volume$)、换手率($Turnover$)、销售收入增长率($Growth$)、净资产收益率(Roe)、资产负债率(Lev)、公司规模($Size$)及行业指标,且匹配变量均使用上市公司的滞后一期值。第二步,在获得样本倾向得分值后,本文采用 1:1 且不放回抽样的最邻近配对方法,选择卡尺值为 0.005,分年度为处理组样本匹配倾向得分最接近的非标的公司样本作为新的控制组,最终获得匹配成功的处理组和控制组样本共计 7146 个(3573 对)观测值。如表 4 所示,匹配后的处理组与控制组样本能够通过平衡性检验,所有匹配变量在两组间的偏差均小于 10%,不再具有显著差异,基本缓解了本文处理组与控制组之间存在的自选择偏差。

表 4 PSM:匹配变量平衡性检验

变量	未匹配 U 匹配 M	均值		% 偏差	% 偏差减少	均值差检验	
		处理组	控制组			t 统计量	p 值
$Allmv$	U	21.27	20.66	61.10	99.70	39.98	0.000
	M	20.83	20.83	0.200		0.090	0.926
$Outmv$	U	15.59	14.58	109.6	98.50	69.68	0.000
	M	14.76	14.77	-1.600		-0.810	0.416
$Volume$	U	15.95	14.99	120.3	99.00	75.70	0.000
	M	15.15	15.16	-1.200		-0.650	0.517
$Turnover$	U	2.509	3.295	-31.30	93.10	-21.74	0.000
	M	3.052	2.998	2.200		0.950	0.343

续表 4

变量	未匹配 U 匹配 M	均值		% 偏误	% 偏误减少	均值差检验	
		处理组	控制组			t 统计量	p 值
Growth	U	1.919	19.90	-1.600	99.60	-1.230	0.220
	M	0.350	0.429	0		-0.670	0.501
Roe	U	0.106	0.084	1.200	-32.20	0.890	0.374
	M	0.091	0.120	-1.600		-0.460	0.646
Lev	U	0.438	0.408	14.50	87.30	9.730	0.000
	M	0.422	0.418	1.800		0.760	0.450
Size	U	22.47	21.38	94.90	98.60	60.38	0.000
	M	21.62	21.63	-1.300		-0.650	0.513

资料来源:作者整理

表 5 为使用 PSM 后的样本重新对本文研究假设进行回归,发现 LGT 的回归系数依然显著为负。这表明,在剔除内生性影响后,“陆港通”机制依然能够显著降低标的公司真实盈余管理程度。

表 5 PSM:“陆港通”机制对企业真实盈余管理的影响

变量	REM	REM
LGT	-0.0530*** (-3.1228)	-0.0308** (-2.2569)
常数项	0.1759*** (20.4939)	-0.9837** (-2.1807)
控制变量	No	Yes
年度/公司固定效应	Yes	Yes
N	7146	7146
R ²	0.0081	0.1764

资料来源:作者整理

5. 稳健性检验

(1) 更换被解释变量。根据 Cohen 和 Zarowin(2010)^[22]的方法,本文构建另外两个度量真实盈余管理程度的指标 |REM1| 和 |REM2| 替换前文的被解释变量 |REM|,其中,REM1 = AbPROD - AbDISEXP, REM2 = -AbCFO - AbDISEXP。使用这两个指标重复上述实证检验。结果如表 6 第(1)、第(2)列所示,回归结果未发生实质性变化。

(2) 剔除试点公司被纳入或调出“陆港通”当年的数据。上市公司股票被纳入和被调出“陆港通”标的股当年,对于上市公司是否受到政策冲击的界定可能存在异议。因此,本文剔除此类样本后重新进行回归。结果如表 6 第(3)列所示,结果不受影响。

(3) 剔除 A + H 交叉上市的公司。根据“陆港通”机制的选股方法,在内地和香港均上市的企业会被纳入“陆港通”标的范围。由于在香港上市的企业面临着更加严格的监管要求,通常有更高的信息披露质量。为避免“陆港通”标的公司真实盈余管理程度更低这一结论是由标的公司境外上市导致的,本文剔除了 A + H 股交叉上市企业重新进行回归。结果如表 6 第(4)列所示。在排除交叉上市影响后,LGT 的回归系数依然显著为负。

(4) 加入年度 × 行业固定效应。为了避免“陆港通”标的公司真实盈余管理程度下降是由行业层面的异质性影响因素导致的,本文控制了样本的年度 × 行业固定效应后重新进行回归。结果如

表6第(5)列所示。在控制行业年度特征后, LGT 的回归系数依然显著为负。

(5)安慰剂检验。对于“陆港通”标的上市公司,人为将其被纳入和被调出“陆港通”标的时间均向前平移2年,对样本重新进行回归。结果如表6第(6)列所示, LGT 变量系数不再显著,证明了原回归结果的稳健性。

表6 稳健性检验

变量	(1) REM1	(2) REM2	(3) REM	(4) REM	(5) REM	(6) REM
LGT	-0.0242*** (-3.1986)	-0.0239*** (-3.6946)	-0.0382*** (-3.4679)	-0.0339*** (-3.7831)	-0.0307*** (-3.5109)	-0.0061 (-1.2821)
常数项	0.0030 (0.0130)	-0.2770 (-1.3795)	-0.1219 (-0.3992)	0.0094 (0.0381)	-0.4230 (-1.6181)	0.1201 (0.5339)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
公司固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
年度×行业固定效应	No	No	No	No	Yes	No
N	19265	19265	16849	18734	19265	19265
R ²	0.1110	0.1146	0.1284	0.1208	0.1415	0.1183

资料来源:作者整理

五、进一步分析

1. 影响机制分析

在前文研究假设中,本文提出资本市场开放后有助于缓解企业内部人与外部人之间的代理问题,约束管理层机会主义行为,进而改善企业真实盈余管理水平。本文进一步探讨资本市场开放影响企业真实盈余管理的这一作用机制是否成立。

本文使用管理费用率($Mfee$)作为企业代理成本的衡量指标,代理成本越高,管理层与股东之间的代理冲突越严重。借鉴温忠麟等(2004)^[44]提出的中介效应检验程序分析“陆港通”的公司治理机制,检验代理问题是否在资本市场开放降低企业真实盈余管理程度的过程中发挥了中介效应。中介效应检验模型如下:

$$|REM|_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LGT_{it} + \alpha_n \sum Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4a)$$

$$Mfee_{it} = \beta_0 + \beta_1 LGT_{it} + \beta_n \sum Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4b)$$

$$|REM|_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 LGT_{it} + \gamma_2 Mfee_{it} + \gamma_n \sum Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4c)$$

其中,除 $Mfee$ 外,其他变量含义与式(2)一致。回归结果如表7所示,在第(2)列中, LGT 变量系数在5%的水平上显著为负,表明“陆港通”机制有效降低了标的公司管理层代理成本。第(3)列中, LGT 变量系数绝对值相较第(1)列有所减小,表明代理成本在此过程中发挥了部分中介效应。该结果支持了资本市场开放能够缓解企业中委托代理矛盾进而降低企业真实盈余管理程度的影响机制。

表7 “陆港通”影响企业真实盈余管理的中介效应检验:代理成本

变量	(1) REM	(2) $Mfee$	(3) REM
LGT	-0.0328*** (-3.7875)	-0.0037** (-2.1904)	-0.0314*** (-3.6581)

续表 7

变量	(1) REM	(2) <i>Mfee</i>	(3) REM
<i>Mfee</i>			0.3838 *** (4.5046)
常数项	0.0256 (0.1055)	0.3722 *** (6.7814)	-0.1171 (-0.4897)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年度/公司固定效应	Yes	Yes	Yes
N	19265	19264	19264
R ²	0.1196	0.1750	0.1236

资料来源:作者整理

2. 调节效应分析

(1)上市公司外部信息环境的调节效应。在资本市场中,企业内部人与外部利益相关者之间的信息不对称现象普遍存在,这使得企业管理层有条件实施真实盈余管理。资本市场开放后,既引入了更具有经验和优势的成熟境外投资者,能够更好地识别企业真实基本面信息,促进更多公司特质信息流入市场;也提高了境内投资者及分析师对“陆港通”标的公司的关注度,增加了标的公司分析师跟踪数量及预测精准度(郭阳生等,2018)^[14]。因此,资本市场开放有助于改善上市公司的外部信息环境,提升企业管理层盈余管理行为被发现的概率。那么,良好的信息环境又能否进一步促进“陆港通”机制发挥其治理效能呢?本文使用分析师跟踪(*Analyst*)衡量企业外部信息环境,该指标由分析师发布上市公司预测报告的数量取对数得到,再构建“陆港通”与信息环境的交互项 $LGT \times Analyst$ 并纳入回归模型。检验结果如表 8 第(1)列所示,交互项系数在 10% 的水平上显著为负,表明通过改善资本市场信息环境,资本市场开放对企业管理层真实盈余管理行为的约束能力进一步增强。

表 8 “陆港通”影响企业真实盈余管理的调节效应检验:信息环境、抛售压力及股东监督

变量	(1) REM	(2) REM	(3) REM
<i>LGT</i>	-0.0307 *** (-3.8259)	-0.0296 *** (-3.5871)	-0.0337 *** (-3.8606)
<i>LGT</i> × <i>Analyst</i>	-0.0074 * (-1.8610)		
<i>Analyst</i>	-0.0094 * (-1.8151)		
<i>LGT</i> × <i>HKhold</i>		-0.0110 * (-1.7289)	
<i>LGT</i> × <i>Top5</i>			-0.1486 *** (-3.7435)
<i>Top5</i>			0.1325 (1.5445)
常数项	-0.1358 (-0.5973)	0.0267 (0.1103)	0.0178 (0.0731)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年度/公司固定效应	Yes	Yes	Yes
N	19265	19265	19265
R ²	0.1214	0.1197	0.1209

注:为剔除共线性并更直观地解释主效应系数含义,在构建交互项前先对连续变量做中心化处理

资料来源:作者整理

(2)境外投资者施加股票抛售压力的调节效应。由于信息获取是有成本的,高昂的监督成本会限制股东对管理层的监督力度,降低他们主动参与公司治理的积极性。“陆港通”开通后,境外投资者通过“香港中央结算有限公司”持有境内上市公司股票。当境外投资者持股比例较高,或是交易较为活跃时,他们不仅会付出更多的精力研究标的公司的真实经营情况,还能有效影响上市公司股价变动,向管理层施加股票抛售压力。因此,尽管“陆港通”机制设计不便于境外投资者直接与企业管理层进行沟通或实施干预,但投资者可以通过股票市场交易将他们收集到的信息反馈在股价中,以“用脚投票”的方式促使管理层提高经营管理水平(连立帅等,2019)^[45]。本文借鉴钟凯等(2018)^[8]、连立帅等(2019)^[45]的检验方法,定义境外投资者持股变量 $HKhold$,当标的公司股票在当年任一交易日属于“沪股通”“深股通”前十大活跃成交股,或是标的公司当年任一季度前十大流通股股东名单中包含“香港中央结算有限公司”时,表明境外投资者能够对上市公司施加更大的抛售压力,此时, $HKhold$ 取值为1,否则,取值为0。本文构造“陆港通”与境外投资者持股的交互项 $LGT \times HKhold$ 并将其纳入回归模型。检验结果如表8第(2)列所示。交互项系数在10%的水平上显著为负,即境外投资者参与程度越高,其向管理层施加股票抛售压力、实现被动公司治理的能力越强,从而使得“陆港通”降低企业真实盈余管理程度的作用效果更好。

(3)大股东监督力度的调节效应。企业通过真实盈余管理手段操纵利润,尽管有更大概率逃避审计师及监管部门的关注,但却损害了公司的长远利益(林永坚,2013)^[46]。根据上述分析,资本市场开放后,一方面,境外投资者会通过更加专业的信息收集与分析技术识别企业真实价值,通过真实盈余管理行为操控利润的公司将无法得到外资青睐;另一方面,一旦境外投资者捕捉到企业真实盈余管理行为,认识到这将损害其股东权益,则会通过股票抛售等方式将这一信息反映到资本市场。已知真实盈余管理行为导致的公司价值损失由上市公司股东而非管理层承担(李增福等,2013)^[25],而资本市场开放带来的股价波动及信息传递又会进一步放大这一负面影响,增加股东支付成本。因此,本文预期,当“陆港通”机制实施后,股东持股比例越高,其监督和约束管理层行为决策的意愿便越强烈。本文构造“陆港通”与前五大股东持股比例的交互项 $LGT \times Top5$ 并将其纳入回归模型。检验结果如表8第(3)列所示。交互项系数在1%的水平上显著为负。结果表明,前五大股东持股比例越高,即大股东监督力度越强时,“陆港通”机制越能够有效降低标的公司真实盈余管理程度。

六、结论与启示

本文借助“陆港通”机制考察资本市场开放对企业真实盈余管理的影响。研究发现,与非标的公司相比,“陆港通”开通后,其标的公司的真实盈余管理程度显著降低;“陆港通”机制可以通过缓解企业代理问题进而抑制管理层真实盈余管理行为,在这一过程中,良好的外部信息环境、境外投资者向管理层施加的股票抛售压力、积极有效的大股东监督均促进了“陆港通”机制的治理效果。研究结果表明,资本市场开放能够抑制企业真实盈余管理,提高企业财务信息披露质量,降低资本市场信息不对称,进而有助于提高市场资源配置效率并促进企业长期健康发展。

“陆港通”机制是我国资本市场渐进开放过程中一项制度创新,它的成功实施对于我国未来如何进一步开放资本市场具有重要指导意义。根据研究结论,本文得到如下政策启示:一是坚持资本市场渐进式开放原则,同时,逐步放宽境外投资者在我国交易范围和投资限制。渐进式开放为我国资本市场与国际市场接轨提供了适应期,而随着我国“陆港通”机制已日渐成熟,应当允许资本市场在风险可控前提下进一步扩大“陆港通”试点标的范围,同时积极拓展我国与其他国家或地区资本市场的联通渠道,探索资本市场开放道路上符合中国国情的制度与模式创新。二是改善我国资本市场信息环境,坚持“公正、透明、高效”原则。要确保上市公司真实、准确、完整、及时的信息

披露,加强对上市公司信息披露违规行为的监管及处罚力度,为投资者提供良好的投资环境,建立完备的投资者保护机制。三是优化我国上市公司治理机制,提高企业内外部监督力度。我国应引导上市公司改善治理结构,发挥公司内部人的信息优势,激励董事、监事、高级管理人员恪尽职守,对企业经营管理过程中的不恰当行为进行有效监督,降低内部人与外部人、股东与管理层之间的代理冲突。

本文的研究也存在一定局限。受数据可得性限制,本文在样本期内仅能够区分“陆港通”标的股与非标的股二元变量,缺少境外投资者通过“陆股通”投资每一家上市公司的详细持股数据。而自2017年3月起,港交所可以公开查询每日陆股通持仓情况,获得北上资金的持股明细。因此,在未来的研究中,可以在识别“陆港通”标的股的前提下,进一步使用持股比例、成交量等连续变量考察“陆港通”的政策效果,为资本市场开放提供更加精准、全面的证据支持。

参考文献

- [1] Bekaert, G., C. R. Harvey, and C. Lundblad. Does Financial Liberalization Spur Growth? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77, (1): 3 - 55.
- [2] Bae, K., A. Ozoguz, H. Tan, and T. S. Wirjanto. Do Foreigners Facilitate Information Transmission in Emerging Markets? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012, 105, (1): 209 - 227.
- [3] Bekaert, G., and C. R. Harvey. Foreign Speculators and Emerging Equity Markets [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55, (2): 565 - 613.
- [4] Aggarwal, R., I. Erel, M. Ferreira, and P. Matos. Does Governance Travel around the World? Evidence from Institutional Investors [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 100, (1): 154 - 181.
- [5] Stiglitz, J. E. Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability [J]. *World Development*, 2000, 28, (6): 1075 - 1086.
- [6] 徐晓光, 余博文, 郑尊信. 内地股市与香港股市融合动态分析——基于沪港通视角 [J]. *深圳: 证券市场导报*, 2015, (10): 61 - 66.
- [7] 钟翠琳, 陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗? ——基于“沪港通”效应的实证检验 [J]. *北京: 管理世界*, 2018, (1): 169 - 179.
- [8] 钟凯, 孙昌玲, 王永妍, 王化成. 资本市场对外开放与股价异质性波动——来自“沪港通”的经验证据 [J]. *北京: 金融研究*, 2018, (7): 174 - 192.
- [9] 李沁洋, 许年行. 资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据 [J]. *天津: 管理科学学报*, 2019, (8): 108 - 126.
- [10] 陈运森, 黄健峤. 股票市场开放与企业投资效率——基于“沪港通”的准自然实验 [J]. *北京: 金融研究*, 2019, (8): 151 - 170.
- [11] 朱琳, 伊志宏. 资本市场对外开放能够促进企业创新吗? ——基于“沪港通”交易制度的经验证据 [J]. *北京: 经济管理*, 2020, (2): 40 - 57.
- [12] 师倩, 姚秋歌. 沪港通与公司融资约束——基于双重差分模型的实证研究 [J]. *北京: 财务研究*, 2018, (2): 62 - 72.
- [13] 邹洋, 张瑞君, 孟庆斌, 侯德帅. 资本市场开放能抑制上市公司违规吗? ——来自“沪港通”的经验证据 [J]. *北京: 中国软科学*, 2019, (8): 120 - 134.
- [14] 郭阳生, 沈烈, 郭枚香. 沪港通改善了上市公司信息环境吗? ——基于分析师关注度的视角 [J]. *深圳: 证券市场导报*, 2018, (10): 35 - 43, 50.
- [15] 赵东, 王爱群, 闫盼盼. 资本市场开放与超额在职消费——基于“陆港通”的准自然实验 [J]. *深圳: 证券市场导报*, 2020, (10): 60 - 71.
- [16] Trueman, B., and S. Titman. An Explanation for Accounting Income Smoothing [J]. *Journal of Accounting Research*, 1988, 26, (Supplement): 127 - 139.
- [17] 张祥建, 徐晋. 盈余管理的原因、动机及测度方法前沿研究综述 [J]. *天津: 南开经济研究*, 2006, (6): 123 - 141.
- [18] Fan, J. P. H., and T. J. Wong. Corporate Ownership Structure and the Informativeness of Accounting Earnings in East Asia [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2002, 33, (3): 401 - 425.
- [19] Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. Earnings Management and the Underperformance of Seasoned Equity Offerings [J]. *Journal*

of Financial Economics,1998,50,(1):63-99.

[20] Dechow, P. M. and D. J. Skinner. Earnings Management; Reconciling the Views of Accounting Academics, Practitioners, and Regulators[J]. Accounting Horizons,2000,14,(2):235-250.

[21] Roychowdhury. S. Earnings Management through Real Activities Manipulation[J]. Journal of Accounting and Economics,2006,42,(3):335-370.

[22] Cohen, D. A. and P. Zarowin. Accrual-based and Real Earnings Management Activities around Seasoned Equity Offerings[J]. Journal of Accounting and Economics,2010,50,(1):2-19.

[23] Graham, J. R., C. R. Harvey and S. Rajgopal. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting[J]. Journal of Accounting and Economics,2005,40,(1-3):3-73.

[24] 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]. 北京:会计研究,2011,(8):53-60,96.

[25] 李增福,林盛天,连玉君. 国有控股、机构投资者与真实活动的盈余管理[J]. 杭州:管理工程学报,2013,(3):35-44.

[26] 陈汉文,廖方楠,韩洪灵. 独立董事联结与内部控制对盈余管理的治理效应[J]. 北京:经济管理,2019,(5):171-191.

[27] 袁知柱,王泽荣,郝文瀚. 机构投资者持股与企业应计盈余管理和真实盈余管理行为选择[J]. 哈尔滨:管理科学,2014,(5):104-119.

[28] 贾巧玉,周嘉南. 交叉上市企业应计盈余管理和真实盈余管理研究[J]. 哈尔滨:管理科学,2016,(3):97-111.

[29] 张昭,马草原,王爱萍. 资本市场开放对企业内部薪酬差距的影响——基于“沪港通”的准自然实验[J]. 北京:经济管理,2020,(6):172-191.

[30] Grinblatt, M., and M. Keloharju. The Investment Behavior and Performance of Various Investor Types; a Study of Finland's Unique Data Set[J]. Journal of Financial Economics, 2000,55,(1):43-67.

[31] Bae, K., W. Bailey, and C. X. Mao. Stock Market Liberalization and the Information Environment[J]. Journal of International Money and Finance,2006,25,(3):404-428.

[32] Cheng, C. S. A., H. H. Huang, Y. Li, and G. Lobo. Institutional Monitoring through Shareholder Litigation[J]. Journal of Financial Economics,2010,95,(3):356-383.

[33] Edmans, A. Blockholder Trading, Market Efficiency and Managerial Myopia[J]. Journal of Finance,2009,64,(6):2481-2513.

[34] 陈文哲,郝项超,石宁. 境外战略投资者对银行高管薪酬激励有效性的影响——基于我国商业银行数据的分析[J]. 北京:金融研究,2014,(12):117-132.

[35] 李春涛,刘贝贝,周鹏,张璇. 它山之石:QFII与上市公司信息披露[J]. 北京:金融研究,2018,(12):138-156.

[36] 吴卫华,万迪昉,蔡地. 合格境外机构投资者:投资者还是投机者?[J]. 深圳:证券市场导报,2011,(12):17-22,28.

[37] 李春涛,赵一,徐欣,李青原. 按下葫芦浮起瓢:分析师跟踪与盈余管理途径选择[J]. 北京:金融研究,2016,(4):144-157.

[38] 胥朝阳,刘睿智. 提高会计信息可比性能抑制盈余管理吗?[J]. 北京:会计研究,2014,(7):50-57.

[39] 王福胜,吉姗姗,程富. 盈余管理对上市公司未来经营业绩的影响研究——基于应计盈余管理与真实盈余管理比较视角[J]. 天津:南开管理评论,2014,(2):95-106.

[40] 蔡春,朱荣,和辉,谢柳芳. 盈余管理方式选择、行为隐性化与濒死企业状况改善——来自A股特别处理公司的经验证据[J]. 北京:会计研究,2012,(9):31-39.

[41] 王云,李延喜,宋金波,马壮. 企业生命周期视角下盈余管理方式研究——基于债务契约理论[J]. 北京:管理评论,2016,(12):75-91.

[42] 缪毅,管悦. 制度环境与机构投资者治理——基于真实盈余管理的视角[J]. 深圳:证券市场导报,2014,(10):18-23.

[43] Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. Journal of Finance,2010,65,(5):1637-1667.

[44] 温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云. 中介效应检验程序及其应用[J]. 北京:心理学报,2004,(5):614-620.

[45] 连立帅,朱松,陈超. 资本市场开放与股价对企业投资的引导作用:基于沪港通交易制度的经验证据[J]. 北京:中国工业经济,2019,(3):100-118.

[46] 林永坚,王志强,林朝南. 基于真实活动操控的盈余管理实证研究——来自中国上市公司的经验证据[J]. 太原:山西财经大学学报,2013,(4):104-113.

Stock Market Liberalization and Real Earnings Management: Evidence from Mainland-Hong Kong Stock Connect

PENG Ya-zhe¹, WANG Chang-yun^{1,2}

(1. School of Finance, Renmin University of China, Beijing, 100872, China;

2. China Financial Policy Research Center, Renmin University of China, Beijing, 100872, China)

Abstract: Stock market liberalization is an inevitable way for China to raise its voice in the world's financial market and promote national economic development. In recent years, the liberalization of China's stock market has been accelerated significantly, it helps improve the regulations and rules in our country, and promote the integration of domestic and international capital markets as well. However, China's capital market is still an emerging market with low level of risk tolerance, which means we must open the capital market in a sound and orderly manner. The authorities have carried out a series of explorations and innovations in order to explore a capital market liberalization path suitable for China's national conditions, and the Mainland-Hong Kong Stock Connect is one of them. The Mainland-Hong Kong Stock Connect has realized two-way opening between the stock markets of Chinese mainland and Hong Kong, including two parts: the Shanghai-Hong Kong Stock Connect since 2014 and the Shenzhen-Hong Kong Stock Connect since 2016.

Using the setting of the Mainland-Hong Kong Stock Connect, some researchers have already studied its impact on stock market and corporate governance, such as stock price informativeness, stock price crash risk, corporate investment efficiency and corporate innovation. Besides, we still want to know whether stock market liberalization can improve the transparency of China's capital market. Accrual-based earnings management and real activity-based earnings management are the two choices for managers to meet certain earnings targets, and early studies focus more on accrual-based earnings management. However, when firms are in a strict supervision environment, accrual earnings management is difficult to implement, then managers use real earnings management instead. So in this paper, we use real activity-based earnings management to measure the quality of corporate accounting information disclosure, and we are wondering whether stock market liberalization is an effective corporate governance mechanism to restrain real earnings management.

In this paper, we use Chinese A-share listed firms from 2011 to 2019 as samples, and conduct a time-varying difference-in-difference model to study the impact of stock market liberalization on real earnings management. The results show that the Mainland-Hong Kong Stock Connect significantly reduces real earnings management of target firms. In detail, stock market liberalization alleviates the agency problem of target firms, and then restrains real earnings management. We can expand the governance effect of stock market liberalization by improving the external information environment, putting pressure on managers by selling stock, and increasing the supervision enthusiasm of major shareholders. Stock market liberalization helps to reduce the degree of information asymmetry, improve corporate governance and optimize the ability to allocating capital of China's stock market.

The main contributions of this paper are as follows. Firstly, different from previous researchers based on accrual earnings management, we find that Mainland-Hong Kong Stock Connect is an effective external governance mechanism to restrain real earnings management. The conclusion expands the microeconomic consequences of stock market liberalization. Secondly, this paper finds that target firms of the Mainland-Hong Kong Stock Connect do not replace accrual-based earnings management with real earnings management due to the strict supervision of foreign investors, but provide higher quality information disclosure by alleviating agency problem. This proves the positive guiding role of opening to China's capital market and the participants, and provides empirical evidence for further deepening stock market liberalization. Finally, this paper finds that transparent information environment and effective shareholder supervision are the key to promoting the governance effect of stock market liberalization. This is of enlightening significance for China to further improve the construction of market supporting system, enhance corporate governance and enhance the transparency of capital market.

Key Words: stock market liberalization; real earnings management; information asymmetry; corporate governance; mainland-Hong Kong stock connect

JEL Classification: G14, G30, M41

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.01.010

(责任编辑:弘毅)