

# 沪港通影响了 A 股市场的应计异象吗?

王生年,孙孟杰

(石河子大学 经济与管理学院,新疆 石河子 832000)

**[摘要]**基于应计异象视角,以2011—2017年沪深A股上市公司为样本,利用双重差分模型实证检验沪港通交易机制对A股市场定价效率的影响,结果表明:沪港通交易机制的实施显著加剧了应计异象,利用PSM纠正样本选择偏差后,结论依然稳健。进一步研究发现,沪港通交易机制对应计异象具有双重影响:一方面,与投资/增长假说相一致,投资水平提高加剧了投资/增长导致的应计异象;另一方面,与会计扭曲假说相一致,盈余管理水平降低缓解了盈余管理导致的应计异象,但这一作用有限。整体来看,沪港通交易机制加剧了我国证券市场上的应计异象。

**[关键词]**沪港通;应计异象;投资/增长假说;盈余管理;会计扭曲假说;机构投资者;公司规模

**[中图分类号]**F275;F832.5 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2021)02-0063-11

## 一、引言

为了深化资本市场改革,提高资本市场效率,近年来我国推行了一系列资本市场开放政策,其中,最具代表性的上海与香港股票市场交易互联互通机制(以下简称为“沪港通交易机制”)于2014年11月17日正式实施。随后,证监会相继落实了关于金融开放的十余项措施,沪港通每日额度扩大到520亿元,是最初规定的四倍,堪称我国资本市场开放“史上之最”。2018年中央经济工作会议提出,“资本市场在金融运行中具有牵一发而动全身的作用,要通过深化改革打造一个规范、透明、开放、有活力、有韧性的资本市场”,资本市场地位空前提升,中国资本市场站上新历史起点。截至2019年11月15日,“沪港通”运行五周年,香港和海外投资者通过沪港通、深港通持有的内地股票总额已达8828.38亿元人民币。随着交易量的日益增加,沪港通交易机制对我国资本市场效率和上市公司的经济行为产生了重要影响。

应计异象是会计信息市场效率研究的重要组成部分,其实质是市场对会计盈余组成部分(应计盈余和现金流盈余)的错误定价。Sloan首次研究发现,当期应计盈余与下一期股票超额收益之间呈现负相关关系,可以利用会计盈余信息构造投资组合来获得超额回报<sup>[1]</sup>,这引发了学术界关于应计异象成因的一系列研究。一些学者认为应计异象存在的原因是增长的低持续性,源于投资的边际报酬递减规律,即投资/增长假说<sup>[2-3]</sup>;另一些学者认为会计异象的存在是会计扭曲造成的,一种情况是会计稳健性原则导致的永久或暂时的会计估计误差<sup>[4-5]</sup>,另一种情况是管理层的盈余操纵<sup>[6]</sup>。因此,关于应计异象存在的原因,投资/增长假说和会计扭曲假说提供了较为合理的解释。

关于资本市场开放的相关研究表明,市场开放带来的资金成本降低、投资水平提高能够促进本国经济以年均约1%的速度增长,同时可以增大股价对投资的引导作用<sup>[7-8]</sup>。Mitton研究发现,引入境外成熟的投资者会促使境内公司提升治理水平<sup>[9]</sup>。伴随着沪港通交易机制的实施,标的公司的信息环境会有所改善,代理问题得到缓解,盈余管理水平降低。那么,沪港通交易机制究竟会对A股市场中的应计异象产生怎样的影响?投资/增长假说和会计扭曲<sup>①</sup>究竟哪种成因对这种影响的解释力度更强?针对以上问题,本文拟基于2011—2017年沪深A股上市公司的数据<sup>②</sup>,利用双重差分模型实证检验实施沪港通交易机制对A股市场应计异象的影响。

**[收稿日期]**2020-06-16

**[基金项目]**国家自然科学基金项目(71862029,71562029)

**[作者简介]**王生年(1970—),男,甘肃武威人,石河子大学经济与管理学院、公司治理与管理创新研究中心教授,博士生导师,博士,从事资本市场监管与定价效率研究,E-mail:wsn@shzu.edu.cn;孙孟杰(1995—),女,河南周口人,石河子大学经济与管理学院博士研究生,从事信息披露与资本市场研究。

<sup>①</sup>由于对会计扭曲中会计估计偏差的单独影响很难被分解出,因此本文主要研究以盈余管理为代表的会计扭曲所导致的应计异象。

<sup>②</sup>由于模型设定需要以及因变量累计超额收益(CAR)的计算需要用到t+1年的数据,因此本文实际采用的数据年份为2011—2019年。

本文可能的贡献是:首先,本文借助沪港通交易机制,利用 DID 模型和倾向得分匹配法(PSM)研究沪港通交易机制与 A 股市场应计异象的关系,这是借助有关政策研究应计异象的有益探索。其次,应计异象是对有效市场理论最经典的挑战,研究沪港通对应计异象的影响丰富和拓展了资本市场开放经济后果的相关文献。最后,本文通过沪港通交易机制的实施对不同成因导致的应计异象影响的差异进行了研究,进一步明晰了沪港通影响资产定价效率的内在机理,有助于深入理解 A 股市场中的应计异象。

## 二、文献回顾

关于资本市场开放经济后果的研究可以划分为宏观经济层面和微观企业股票定价、公司治理几个方面。从宏观层面来看,资本市场开放带来的资金成本降低和投资水平提高能够促进本国经济以年均约 1% 的速度增长<sup>[7]</sup>。此外,资本市场开放还可以分散风险、提高全要素生产率<sup>[10]</sup>。但是 20 世纪 90 年代后,亚洲爆发了一系列经济危机,学者们开始关注资本市场开放带来的风险问题。有研究发现,股票市场的开放会增加本国股票市场的投机活动,加剧资本市场的波动<sup>[11]</sup>。这种不一致的结果在很大程度上是因为开放国在金融与经济发展情况、文化因素等方面存在极大不同,从而造成参数估计错误<sup>[12]</sup>。由此可见,资本市场开放经济后果的利弊取决于开放国自身的条件。从微观层面来看,Mitton 研究发现,引入境外机构投资者有助于加强公司治理<sup>[9]</sup>;Bae 等的研究表明,资本市场开放可以改善信息环境,减少管理层的机会主义行为,提高信息质量<sup>[13]</sup>。此外,国内有关资本市场开放的文献从降低 A 股波动性、提高股价信息含量、降低股价崩盘风险和降低盈余管理等方面研究了资本市场开放的治理效应<sup>[11-13]</sup>。

自 Sloan 发现应计异象<sup>[1]</sup>以来,学术界对其成因展开了激烈的讨论。一些研究认为应计异象源于管理层的盈余操纵,即盈余管理假说<sup>[14-15]</sup>;另一些研究认为应计异象是投资/增长的边际报酬递减规律造成的,即应计异象成因的投资/增长假说<sup>[16]</sup>。而关于应计异象影响因素的相关研究主要基于盈余管理假说或行为金融学视角。基于行为金融学的应计异象影响因素的研究结果表明,机构投资者持股能够减弱应计异象<sup>[17]</sup>,但 Lev 等研究发现,大部分机构投资者不愿投资应计水平过高或过低的企业,随着机构投资者股权的增多,应计异象未被减弱<sup>[18]</sup>。刘斌等把盈利企业作为样本研究发现,机构持投资者可以缓解市场对应计盈余持续性的高估<sup>[19]</sup>。罗乐等研究发现,分析师现金流预测可以缓解应计异象<sup>[20]</sup>。基于盈余管理成因的应计异象影响因素的研究结果表明,如果应计异象能够被管理层操纵解释,那么提升会计信息披露质量将有利于缓解应计异象。王生年等研究发现,国际“四大”事务所的高质量审计有助于缓解应计盈余的错误定价<sup>[21]</sup>。此外,还有学者研究了不同制度对于应计异象的影响。Bhojraj 等研究了 SOX 法案与 FAS146 颁布前后投资者对于重组费用包含信息认知的改变,发现如果制度能够降低管理层实施盈余管理的可能性,那么制度的实施可以缓解应计异象<sup>[22]</sup>。李远鹏等研究发现,我国应计异象存在的原因是我国独特的退市制度,从而导致亏损公司的“洗大澡”行为,当剔除亏损公司后,利用应计异象构建的投资组合无法获得超额回报<sup>[23]</sup>。

综上,关于应计异象的成因有待于进一步探讨。本文拟通过沪港通交易机制的实施这一自然实验,检验资本市场开放对应计异象的影响,并从应计异象的主要成因——投资/增长假说和盈余管理假说入手,研究资本市场开放后市场应计定价效率的变化,进而探索我国资本市场应计异象的成因。

## 三、理论分析与假设提出

近年来投资定价理论不断发展,相关研究表明,频繁从事增发、融资以及并购活动的公司其个股回报率比较低,即随着公司投资/增长的增加,由于增长的边际报酬递减效应,股票回报率反而会降低<sup>[24]</sup>。应计盈余是投资行为反映在公司股价中的重要载体,当公司投资水平不断提高和规模不断扩大时,增长的边际报酬递减效应会使得公司出现较高的增长和较低的应计盈余持续性。根据应计异象的投资/增长假说,投资者的非理性使得其无法识别这种高增长导致的低应计持续性,表现为投资者对公司股票定价的高估,从而导致公司投资/增长的水平越高,应计异象越严重。沪港通交易机制的实施提高了资本市场的活力,给标的公司的信息环境和治理水平带来了积极的影响。当公司成为沪港通标的股后,股票的信息含量增加,股票与其内在价值的偏离缩小,股票价值的低估现象减轻,进而缓解了标的公司的融资约束,提高了标的公司的投资水平。同时,沪港通资金主要流向以上证 180 指数成份股为代表的大盘蓝筹股,说明境外投资者偏好投资于市场表现比较好的公司,有助于促使

管理层出于私利而从事更多的投资活动,以实现更高的增长。刘晓星等研究发现,沪港通交易制度的实施使沪港通标的公司的投资者情绪升高,正面情绪鼓励行为入依赖自身的直觉进行判断<sup>[25]</sup>。投资报酬的边际递减规律及投资者情绪高涨会导致对公司投资/增长收益的高估,沪港通交易机制实施带来的标的公司投资水平和投资者非理性的提高可能会加剧应计异象。

盈余操纵也是影响应计盈余持续性的重要因素,管理层的盈余管理行为会降低公司的盈余质量。我国投资者以散户投资者为主,专业水平相对不高,无法有效识别管理层的盈余管理行为,市场往往会高估公司的盈余质量,对应计盈余持续性错误定价,因此盈余管理水平的降低有助于缓解应计异象。在中国香港等发达的资本市场中,机构投资者占据主要地位,沪港通交易机制可以将香港较为成熟的投资者引入内地市场,从而改善信息环境,提高公司治理水平,减少上市公司的盈余操纵行为<sup>[13]</sup>。同时,为了保障沪港通交易机制的顺利实施,我国发布了一系列监管文件,提升了资本市场的监管力度,对投资者的保护力度也相应提高,因此沪港通交易机制的实施可以有效抑制管理层的盈余操纵行为。此外,“沪港通”政策的实施可以使得境外投资者更为便捷地投资于A股市场,根据信号传递理论,标的公司可能会更加积极地向市场披露本公司的各项财务信息,以获取更多来自境外投资者的投资。与境内散户投资者相比,具备强大数据搜集、处理和分析能力的境外机构投资者对公司会计信息质量的要求更高。Fang等研究发现,有境外投资者持股的企业更倾向于聘请“四大”事务所对其进行审计,以此提高会计信息可比性,促进信息披露质量提高,降低投资者对盈余的信息处理成本,使得投资者更易发现管理层的盈余管理行为<sup>[26]</sup>。沪港通交易机制实施促进的信息环境改善与公司治理水平提高抑制了管理层的盈余管理行为,提高了投资者对盈余管理行为的发现能力,可以缓解投资者对应计盈余的错误定价。

基于以上分析,本文提出假设1:

H1:沪港通交易机制的实施缓解了A股市场的应计异象。

企业经营资产的增加来自真实的投资活动,因此企业投资活动与应计盈余息息相关,真实投资活动带来的营运资本增加会带来应计盈余的增加,这部分盈余通常被认为是不可操纵的,而会计政策对资产运行效率的影响较多,这部分盈余通常被认为是可操纵的<sup>[27]</sup>。Sloan的研究结果表明,从投资者视角来看,应计盈余与现金流盈余的持续性是相同的,但投资/增长(不可操纵性应计)和盈余管理(可操纵性应计)对投资者的影响往往并不相同,因为与增长有关的信息较容易获取,而盈余管理却不易观察<sup>[1]</sup>。

沪港通交易机制实施后,我国资本市场引入了更多来自香港市场上成熟的机构投资者。一方面,他们具有较高的解读会计信息的能力,有助于改善信息环境,降低信息不对称程度,抑制企业的盈余管理行为。同时,他们的投资理念较为成熟,对投资者保护水平有较高的要求,为避免自身的利益被侵占,他们会加强对上市公司的监督,提高标的公司的会计信息披露质量,降低公司的可操纵性应计水平,从而缓解由盈余管理导致的应计异象。另一方面,资本市场对与增长有关的信息较为偏好,这使得投资者的态度较为乐观,功能锁定与增长有关的信息。因此,考虑到市场的偏好,沪港通交易机制实施带来的公司投资水平提升和投资者情绪升高使得投资者在投资决策过程中,可能会较多关注与投资/增长有关的应计,从而忽略投资/增长的规模效应,造成对与投资/增长有关的应计盈余持续性的错误定价。同时,虽然被纳入沪港通标的会给上市公司带来知名度的提升,促使各类中介机构给予更多的关注,但是由于每个公司所处成长和发展的阶段及时期不同,因此中介机构很难判断其边际报酬的递减程度,也无法向市场传递此类信息。因此,市场容易高估与投资/增长有关的应计盈余的持续性,进而使得沪港通交易机制的实施加剧了投资/增长导致的应计异象。

基于上述分析,本文提出假设2:

H2:沪港通交易机制的实施加剧了应计盈余中不可操纵性应计(投资/增长)导致的应计异象,缓解了应计盈余中可操纵性应计(盈余管理)导致的应计异象。

## 四、研究设计

### (一)样本选择与数据来源

本文选择的样本区间为2011—2017年,由于后续研究模型需要使用第 $t$ 年的应计盈余(*Accrual*)回归第 $t+1$ 年的累计超额收益(*CAR*),同时计算累计超额收益(*CAR*)又需要用到第 $t$ 年5月1日到第 $t+1$ 年4月30日的

数据,因此本文实际采用的数据年份为 2011—2019 年。本文选择 2011 年为样本起始时间,原因在于:一是 2011 年 RQFII 制度开始试行,可以减少样本区间内 RQFII 政策出台的干扰;二是 PSM-DID 的研究设计需要保留在沪港通交易机制实施前的样本,以便于进行政策检验。在样本筛选过程中,我们根据需要剔除了金融行业和被 ST 的公司以及主要数据缺失的样本,最终得到 8985 个公司年度观测值。本文所需数据均来自 CSMAR 数据库,并对主要连续变量在 1% 和 99% 水平上进行了 Winsorize 处理,数据处理与分析采用 Stata15.0 统计软件。

(二) 变量定义与模型构建

1. 被解释变量

本文采用累计超额收益(CAR)度量应计异象。借鉴宋云玲等的研究<sup>[28]</sup>,本文采用市场调整法进行计算,第  $t$  年 5 月 1 日到第  $t+1$  年 4 月 30 日的日个股回报率 and 经调整的日市场综合收益率之差的累计和即为累计超额收益。

2. 解释变量

应计盈余(Accrual),在数值上等于基于总资产调整的盈余总额减去基于总资产调整的经营产生的现金流量净额。借鉴宋云玲等的研究<sup>[28]</sup>,本文以应计盈余总额与总资产的比值来衡量应计盈余。

沪港通变量:TREAT 为是否为被纳入沪港通标的公司,被纳入赋值为 1,否则为 0;TREATPOST 为虚拟变量,公司被纳入沪港通标的后的年度取值为 1,否则为 0。

3. 控制变量

本文控制了对冲风险(ARBRISK)、分析师投入精力(COVER)、企业投资(INVESTMENT)、企业风险(BETA)、机构投资者持股比例(Fundhold)、产权性质(State)、市账比(BM)、公司规模(SIZE)等变量。

具体变量定义如表 1 所示。

4. 模型构建

本文构建模型(1)用于检验假设 1。考虑到部分公司先后被纳入沪港通标的的名单,借鉴 Bertrand 等、陈胜蓝等采用的多期双重差分模型<sup>[29-30]</sup>,结合 Richardson 等、刘斌等检验应计异象采用的模型<sup>[31-32]</sup>,本文构建以下模型来检验沪港通交易机制的实施对应计异象的影响。

$$CAR_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Accrual_{i,t} + \beta_2 TREAT + \beta_3 TREATPOST + \beta_4 (TREATPOST \times Accrual_{i,t}) + \sum Controls_{i,t} + IND_{i,t} + YEAR_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

若  $\beta_1$  显著为负, $\beta_4$  显著为正,则证明 A 股市场存在应计异象,且沪港通交易机制的实施缓解了 A 股市场的应计异象。

表 1 变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	累计超额收益	CAR	第 $t$ 年 5 月 1 日到第 $t+1$ 年 4 月 30 日的日个股回报率和经调整的日市场综合收益率之差的累计和
解释变量	沪港通变量	TREAT	是否为被纳入沪港通标的的公司,若被纳入,则 TREAT 赋值为 1,否则为 0
		TREATPOST	虚拟变量,公司被纳入沪港通标的的后的年度赋值为 1,否则为 0
	应计盈余	Accrual	盈余总额与经营活动产生的现金流量净额之差除以平均总资产
控制变量	不可操纵性应计	NDA	基于总资产调整的采用修正琼斯模型计算的不可操纵性应计
	可操纵性应计	DA	基于总资产调整的采用修正琼斯模型计算的可操纵性应计
	换手率	Turnover	年内交易总股数/年初流通股股数
	盈余总额	Earning	净利润与财务费用之和除以总资产
	对冲风险	ARBRISK	对冲风险, $t+1$ 年四月最后一个交易日的日个股回报率和经调整的日市场综合收益率之差
	企业风险	BETA	企业风险,综合市场年 beta 值
	分析师跟踪	COVER	分析师跟踪的上市公司数的平均值
	企业投资	INVESTMENT	(固定资产 + 无形资产)/平均总资产
	产权性质	State	国有企业为 1,非国有企业为 0
	机构投资者持股	Fundhold	各类机构投资者持股比例之和
	账面市值比	BM	账面净资产与总资产的比值
	公司规模	SIZE	资产总额取对数
	行业虚拟变量	IND	行业固定效应,按 2012 版证监会行业分类标准划分
	年份虚拟变量	YEAR	年份固定效应,控制不同年度宏观环境的影响

为了检验假设2,本文使用修正的 Jones 模型把应计盈余分为可操纵性应计与不可操纵性应计。借鉴张东旭等的研究方法<sup>[33]</sup>,本文采用修正的 Jones 模型来估计可操纵性应计与不可操纵性应计。参考林翔等的模型<sup>[16]</sup>,本文在应计异象存在性检验模型中分别加入应计盈余(Accrual)和当期不可操纵性应计(NDA)、应计盈余(Accrual)和当期可操纵性应计(DA)的交互作用项来表示投资(不可操纵性应计)和盈余管理(可操纵性应计)对应计异象的影响。然后,本文加入沪港通变量(TREATPOST)与应计盈余(Accrual)和当期不可操纵性应计(NDA)、应计盈余(Accrual)和当期可操纵性应计(DA)的三项交乘项分别构建模型(2)和模型(3),用以检验沪港通交易机制实施对投资/增长导致的应计异象和盈余管理导致的应计异象的影响。

$$CAR_{i,t+1} = \lambda_0 + \lambda_1 Accrual_{i,t} + \lambda_2 (TREATPOST_{i,t} \times NDA_{i,t} \times Accrual_{i,t}) + \lambda_3 (TREATPOST_{i,t} \times Accrual_{i,t}) + \lambda_4 (TREATPOST \times NDA_{i,t}) + \lambda_5 (NDA_{i,t} \times Accrual_{i,t}) + \lambda_6 TREAT_{i,t} + \lambda_7 TREATPOST_{i,t} + \lambda_8 NDA_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + IND_{i,t} + YEAR_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$CAR_{i,t+1} = \varphi_0 + \varphi_1 Accrual_{i,t} + \varphi_2 (TREATPOST_{i,t} \times DA_{i,t} \times Accrual_{i,t}) + \varphi_3 (TREATPOST_{i,t} \times Accrual_{i,t}) + \varphi_4 (TREATPOST \times DA_{i,t}) + \varphi_5 (DA_{i,t} \times Accrual_{i,t}) + \varphi_6 TREAT_{i,t} + \varphi_7 TREATPOST_{i,t} + \varphi_8 DA_{i,t} + \sum Controls_{i,t} + IND_{i,t} + YEAR_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

若  $\lambda_2$  显著为负,  $\varphi_2$  显著为正,说明沪港通交易机制加剧了应计盈余中投资/增长部分导致的应计异象,缓解了应计盈余中盈余管理部分导致的应计异象,假设2得到验证。

## 五、实证结果与分析

### (一)描述性统计分析

表2报告了主要变量的描述性统计结果。累计超额收益 CAR 的均值(中位数)为 0.012(0.004),说明我国股市的整体超额回报较低;应计盈余 Accrual 的均值(中位数)为 0.006(0.003),最大值为 0.205,最小值为 -0.175,说明不同样本间应计盈余的差异较大; TREAT 的均值为 0.371,说明沪港通标的样本占全样本的 37.1%;产权性质 State 的均值(中位数)为 0.460(0.460),说明 46%的样本为国有企业。

### (二)基本回归分析

#### 1. 沪港通与应计异象

本文首先采用模型(1)来检验假设1,表3给出了沪港通与应计异象的回归结果。列(1)中应计盈余与超额回报的回归系数为 -0.141,在 1% 水平上显著,说明 A 股市场存在应计异象;列(2)和列(3)中 TREATPOST × Accrual 的系数分别为 -0.253 和 -0.264,均在 1% 的水平上显著,可见加入控制变量后系数的显著性明显改善,说明相对于非沪港通标的公司,沪港通标的公司的应计错误定价在沪港通交易机制实施之后显著增加,沪港通交易机制的实施加剧了 A 股市场的应计异象,这一实证结果与 H1 相反。从经济意义上来讲,沪港通交易机制实施后,当期应计盈余 Accrual 每增加一个标准差,下一期股票累计超额收益会降低 0.0264<sup>①</sup>。控制变量 Fundhold 显著为负,说明机构投资者持股比例较高的公司其股票累计超额收益较低,股票定价较为准确,这符合预期。

回归结果与本文的假设相反,原因可能在于:一方面,市场上的投资者偏好增长型公司,当公司成为沪港通标的股后,股票的信息含量增加,股票与其内在价值的偏离程度缩小,这缓解了对股票的低估<sup>[24]</sup>,进而缓解了标的公司的融资约束,提高了标的公司的投资水平。此外,基于行为金融学理论和沪港通资金的流向,境外投资者偏好投资于市场表现比较好的公司,这会促使管理层有动力从事更多的投资活动,实现更高的增长。另一方面,沪港通交易制度的实施使得沪港通标的公司的投资者情绪升高。当行为人处于正情绪时,其对自身能力和未来

表2 主要变量的描述性统计结果

VARIABLES	N	mean	median	sd	max	min
CAR	8985	0.012	0.004	0.254	-0.353	0.447
Accrual	8985	0.006	0.003	0.064	-0.175	0.205
TREAT	8985	0.371	0.000	0.483	0.000	1.000
TREATPOST	8985	0.211	0.000	0.408	0.000	1.000
Earning	8985	0.055	0.049	0.044	-0.085	0.200
ARBRISK	8985	0.002	0.001	0.024	-0.076	0.093
BM	8985	1.075	0.707	1.037	0.112	5.529
BETA	8985	1.179	1.188	0.279	0.480	1.977
INVESTMENT	8985	0.282	0.254	0.186	0.003	0.774
SIZE	8985	22.622	22.418	1.283	20.325	26.472
State	8985	0.460	0.000	0.498	0.000	1.000
Fundhold	8985	0.054	0.042	0.046	0.002	0.219
COVER	8985	3.089	3.101	0.519	1.386	4.419

①这一数据的计算如下:(-0.148 - 0.264) × 0.064 = -0.0264,其中,0.064为 Accrual 的标准差。

环境拥有不切实际的乐观判断,导致其不能全面分析所获得的信息。也就是说,投资报酬的边际递减规律和投资者情绪高涨很可能会导致对公司投资/增长收益的高估,因此沪港通政策实施带来的标的公司投资水平和投资者情绪的提升可能会加剧应计异象。

2. 内生性问题:基于PSM-DID的检验

由于纳入沪港通标的的股票并非是随机筛选的,因此为降低非随机选择可能存在的内生性问题,进而影响结论的有效性,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法构建logit模型,将公司被纳入沪港通标的的概率拟合出来。本文选取的匹配变量包括盈余总额(Earning)、账面市值比(BM)、企业风险(BETA)、公司规模(SIZE)、换手率(Turnover)、成长性(Growth)、分析师跟踪公司数(COVER),同时控制了行业和年份固定效应,并按照1:1进行最近邻有放回倾向得分匹配。首先,从沪深主板上市公司中构造一组与事前沪港通标的股基本特征、累计超额收益最为接近的样本作为控制组;然后,使用匹配后的样本进行回归,最终得到2047个公司年度观测值。为了检验配对效果,本文将配对前后的样本进行了T检验,如表4所示,配对后的样本中bias绝对值的百分比最大值不超过10%,P值大多不再显著,说明配对后处理组与控制组无显著差异,满足PSM的平衡假设检验要求。表5是使用倾向得分匹配后的样本进行回归所得结果,与表3回归结果完全一致,说明在解决样本自选择偏差的内生性问题后,沪港通加剧应计异象的结论依然成立。

(三)进一步分析

本文采用模型(2)与模型(3)来检验假设2,表6中的列(1)和列(2)分别表示沪港通交易机制的实施对投资/增长导致的应计异象和盈余管理导致的应计异象的影响。列(1)中,沪港通变量与应计盈余和当期不可操纵性应计的回归系数为-4.596,且在10%水平上显著,说明沪港通交易机制的实施加剧了投资/增长导致的应计异象。列(2)中,沪港通变量与应计盈余和当期可操纵性应计的回归系数为0.325,但不显著,原因可能是沪港通标的股大部分都是行业代表性强、公司治理水平比较高的公司,盈余管理水平比较低,所以缓解作用不显著,但列(2)中Accrual的系数已经不显著为负,说明沪港通交易机制的实施缓解了盈余管理导致的应计异象。我们进一步把盈余管理按照年度中位数划分为高盈余管理和低盈余管理两组进行分组检验,结果如表7所示。在高盈余管理组中,沪港通交易机制的实施对应计异象的缓解效应显著,假设2得到进一步支持。此外,沪港通交易机制的实施对应计异象的加剧作用明显大于缓解作用,假设2得到证实。

表3 沪港通与应计异象的回归结果

变量	(1) CAR	(2) CAR	(3) CAR
Accrual	-0.141 *** (-3.43)	-0.094 ** (-2.04)	-0.148 *** (-3.10)
TREATPOST × Accrual		-0.253 *** (-2.61)	-0.264 *** (-2.76)
TREATPOST		0.013 (1.22)	0.010 (1.02)
TREAT		-0.005 (-0.65)	0.009 (1.12)
Earning			0.254 *** (3.80)
ARBRISK			0.890 *** (7.74)
BM			0.044 *** (11.41)
BETA			-0.067 *** (-6.42)
INVESTMENT			-0.067 *** (-3.75)
SIZE			-0.030 *** (-9.49)
State			-0.009 (-1.58)
Fundhold			-0.159 *** (-2.85)
COVER			0.009 * (1.81)
Constant	-0.045 ** (-2.29)	-0.043 ** (-2.19)	0.648 *** (8.85)
YEAR	控制	控制	控制
IND	控制	控制	控制
N	8985	8985	8985
Adj_R <sup>2</sup>	0.143	0.143	0.169
F	58.44	52.63	51.57

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内数值为t值。下同。

表4 匹配前后样本的差异性分析

变量		均值		% bias	% reduct bias	t-test	
		处理组	控制组			t	p > t
Earning	匹配前	0.057	0.054	8.4		3.82	0
	匹配后	0.057	0.059	-3.7	55.5	-1.53	0.125
BM	匹配前	1.340	0.920	40.1		18.93	0
	匹配后	1.338	1.280	5.5	86.3	2.04	0.041
BETA	匹配前	1.152	1.195	-15.2		-6.99	0
	匹配后	1.155	1.172	-6.2	59.3	-2.49	0.013
SIZE	匹配前	23.257	22.248	83.2		38.9	0
	匹配后	23.232	23.218	1.1	98.6	0.44	0.659
Turnover	匹配前	4.737	6.9511	-41.7		-18.49	0
	匹配后	4.762	4.751	0.2	99.5	0.11	0.914
Growth	匹配前	0.180	0.215	-7.9		-3.57	0
	匹配后	0.181	0.202	-4.6	41.1	-2.05	0.04
COVER	匹配前	3.074	3.097	-4.5		-2.03	0.042
	匹配后	3.075	3.087	-2.3	49.8	-0.95	0.342

表5 沪港通与应计异象:基于PSM样本的分析

变量	全样本 CAR	PSM 样本 CAR
<i>Accrual</i>	-0.148*** (-3.10)	-0.164* (-1.66)
<i>TREATPOST</i> × <i>Accrual</i>	-0.264*** (-2.76)	-0.465** (-2.28)
<i>TREATPOST</i>	0.010 (1.02)	-0.037* (-1.79)
<i>TREAT</i>	0.009 (1.12)	0.031* (1.86)
<i>Earning</i>	0.254*** (3.80)	0.294** (2.11)
<i>ARBRISK</i>	0.890*** (7.74)	0.753*** (3.39)
<i>BM</i>	0.044*** (11.41)	0.038*** (5.15)
<i>BETA</i>	-0.067*** (-6.42)	-0.041* (-1.90)
<i>INVESTMENT</i>	-0.067*** (-3.75)	-0.095** (-2.52)
<i>SIZE</i>	-0.030*** (-9.49)	-0.031*** (-4.46)
<i>State</i>	-0.009 (-1.58)	-0.017 (-1.44)
<i>Fundhold</i>	-0.159*** (-2.85)	-0.329*** (-2.87)
<i>COVER</i>	0.009* (1.81)	0.016 (1.38)
<i>Constant</i>	0.648*** (8.85)	0.608*** (3.71)
<i>YEAR</i>	控制	控制
<i>IND</i>	控制	控制
N	8985	2047
Adj_R <sup>2</sup>	0.169	0.153
F	51.57	10.70

表6 沪港通与应计异象:投资/增长与盈余管理

变量	(1) CAR	(2) CAR
<i>Accrual</i>	-0.158*** (-3.30)	0.031 (0.42)
<i>TREAT</i>	0.010 (1.15)	0.009 (1.09)
<i>TREATPOST</i>	0.009 (0.92)	0.007 (0.71)
<i>TREATPOST</i> × <i>Accrual</i>	-0.254*** (-2.61)	-0.388* (-1.86)
<i>TREATPOST</i> × <i>NDA</i> × <i>Accrual</i>	-4.596* (-1.65)	
<i>TREATPOST</i> × <i>NDA</i>	-0.262 (-1.43)	
<i>NDA</i> × <i>Accrual</i>	0.475 (0.61)	
<i>NDA</i>	0.137** (2.34)	
<i>TREATPOST</i> × <i>DA</i> × <i>Accrual</i>		0.325 (0.48)
<i>TREATPOST</i> × <i>DA</i>		0.100 (0.58)
<i>DA</i> × <i>Accrual</i>		-0.482 (-1.58)
<i>DA</i>		-0.130*** (-2.69)
<i>Constant</i>	0.619*** (8.38)	0.620*** (8.36)
<i>Control</i>	控制	控制
<i>YEAR</i>	控制	控制
<i>IND</i>	控制	控制
N	8985	8985
Adj_R <sup>2</sup>	0.169	0.169

(四) 拓展检验

1. 沪港通、投资者情绪与应计异象

刘晓星等研究发现,沪港通交易制度的实施使得沪港通标的公司的投资者情绪升高<sup>[25]</sup>。基于前文假设1的分析,沪港通交易机制的实施可能会使得投资者高估与投资/增长有关的应计盈余的持续性,加剧了应计异象。如果这一推论成立,那么沪港通对应计异象的加剧作用应当在投资者情绪比较低的公司中更为显著。借鉴陈鹏程和周孝华的做法<sup>[34]</sup>,本文选取换手率作为投资者情绪的代理变量,将个股投资者情绪按照年度中位数分为低投资者情绪组和高投资者情绪组分别进行回归。表8结果显示,在低投资者情绪组和高投资者情绪组中,*TREATPOST* × *Accrual* 的回归系数分别为-0.282(在5%的水平上显著)和-0.146(不显著),说明沪港通通过提高标的公司的投资者情绪加剧了投资/增长导致的应计异象。

2. 沪港通、资本支出与应计异象

根据前文的分析,沪港通对于应计异象的加剧作用主要是投资/增长导致的,即沪港通交易机制的实施提高了标的公司的投资水平,同时投资的边际报酬递减规律进一步加剧

表7 沪港通与盈余管理导致的应计异象

变量	(1) 高盈余管理	(2) 低盈余管理
<i>Accrual</i>	-0.038 (-0.24)	-0.047 (-0.29)
<i>TREATPOST</i> × <i>DA</i> × <i>Accrual</i>	3.082* (1.82)	-0.800 (-0.29)
<i>TREATPOST</i> × <i>Accrual</i>	-0.357 (-1.15)	-0.641* (-1.85)
<i>TREATPOST</i> × <i>DA</i>	-0.453* (-1.67)	0.173 (0.57)
<i>DA</i> × <i>Accrual</i>	-0.720 (-1.14)	-0.508 (-0.50)
<i>TREATPOST</i>	0.024 (1.34)	0.009 (0.47)
<i>TREAT</i>	0.021* (1.79)	-0.003 (-0.25)
<i>Constant</i>	0.795*** (7.48)	0.504*** (4.86)
<i>Control</i>	控制	控制
<i>YEAR</i>	控制	控制
<i>IND</i>	控制	控制
N	4490	4495
Adj_R <sup>2</sup>	0.166	0.171
F	24.38	25.66

了应计异象。如果这一推论成立,那么沪港通对应计异象的加剧作用应当在投资水平比较低的公司中更为显著。参考胡国柳等的方法<sup>[35]</sup>,本文利用资本支出水平来衡量公司投资水平,按照资本支出水平的年度中位数将样本分为低资本支出水平组和高资本支出水平组分别进行回归。表9显示,低资本支出水平组中交乘项的回归系数为-0.192,且在10%的水平上显著,而高资本支出水平组中交乘项的回归系数不显著,这进一步支持了假设2。

表8 沪港通、投资者情绪与应计异象

变量	(1)	(2)
	低投资者情绪组	高投资者情绪组
<i>Accrual</i>	-0.185 ** (-2.57)	-0.120 * (-1.85)
<i>TREATPOST</i> × <i>Accrual</i>	-0.282 ** (-2.24)	-0.146 (-0.97)
<i>TREATPOST</i>	-0.020 (-1.45)	0.028 * (1.77)
<i>TREAT</i>	0.033 *** (2.91)	-0.008 (-0.65)
<i>Constant</i>	0.526 *** (5.25)	0.880 *** (7.50)
<i>Control</i>	控制	控制
<i>YEAR</i>	控制	控制
<i>IND</i>	控制	控制
N	4490	4495
Adj_R <sup>2</sup>	0.124	0.224
F	19.90	38.03

表9 沪港通、资本支出与应计异象

变量	(1)	(2)
	低资本支出水平	高资本支出水平
<i>Accrual</i>	-0.162 ** (-2.39)	-0.155 ** (-2.33)
<i>TREATPOST</i> × <i>Accrual</i>	-0.192 * (-1.70)	-0.248 (-1.32)
<i>TREATPOST</i>	-0.027 ** (-1.99)	0.016 (0.97)
<i>TREAT</i>	0.034 *** (2.99)	0.006 (0.43)
<i>Constant</i>	0.523 *** (4.77)	0.960 *** (6.48)
<i>Control</i>	控制	控制
<i>YEAR</i>	控制	控制
<i>IND</i>	控制	控制
N	4492	4493
Adj_R <sup>2</sup>	0.109	0.272
F	18.71	52.93

### 3. 沪港通、成交活跃度与应计异象

成交活跃度较高的上市公司意味着包括香港投资者等市场参与者的交易金额较高,因而投资者对这些企业投资/增长信息的定价会更加乐观,更容易高估应计盈余的持续性。借鉴已有文献<sup>[36]</sup>,本文利用十大活跃成交股和成交量来衡量上市公司股票的成交活跃度。具体而言,我们将沪港通标的企业(*TREAT* = 1)进一步划分如下:当沪港通标的企业进入前十大成交活跃股时,*TREAT\_top10*取值为1,否则为0;沪港通标的企业未进入前十大成交活跃股时,*TREAT\_ntop10*取值为1,否则为0。同时,我们按照成交量的年度中位数将沪港通标的划分为高成交量标的(*TREAT\_high*)和低成交量标的(*TREAT\_low*),当沪港通标的企业在高成交量组时*TREAT\_high*取值为1,否则为0;当沪港通标的企业在低成交量组时,*TREAT\_low*取值为1,否则为0。本文采用连立帅等的方法<sup>[36]</sup>来检验沪港通交易机制对不同参与度公司的应计异象的影响,回归结果如表10所示。表10中列(1)结果表明,相较于未进入十大活跃股的标的公司,进入沪港通十大活跃股标的公司的应计错误定价更为严重;列(2)结果表明,相较于低成交量标的公司,高成交量标的公司的应计错误定价更为严重,这验证了我们的假设与猜想。

## 六、稳健性检验

### (一) 替换关键变量

本文取第*t*年5月1日到第*t*+1年4月30日的月个股回报率 and 月市场综合回报率,计算年个股回报率和年市场综合回报率,然后计算出基于市场调整的超额回报率。回归结果如表11的列(1)所示,所得结果与本文主要结论一致。

### (二) 变换样本

(1) 剔除政策实施年份:2014年4月,证监会宣布沪港通交易制度正式启动,2014年11月,宣布沪港通标的的上市公司开始正式交易,因此本文剔除2014年的数据。(2) 剔除深港通的影响:由于深港通正式开通是在2016年12月,样本区间内的影响尚未体现出来,因此将其剔除。(3) 剔除AB和AH交叉上市公司:因为AB和AH交叉上市公司在未实施沪港通交易机制前就已受到香港投资者的影响,因此将其剔除。检验结果如表11的列(2)所示,所得结果与本文主要结论一致。

表 10 沪港通、成交活跃度与应计异象

变量	(1) CAR	变量	(2) CAR
<i>Accrual</i>	-0.153*** (-2.91)	<i>Accrual</i>	-0.153*** (-2.91)
<i>TREAT_top10</i>	0.125*** (7.96)	<i>TREAT_high</i>	0.0150 (1.59)
<i>TREAT_ntop10</i>	0.008 (1.41)	<i>TREAT_low</i>	0.016** (2.55)
<i>TREAT_top10 × Accrual</i>	-0.457* (-1.77)	<i>TREAT_high × Accrual</i>	-0.295** (-2.08)
<i>TREAT_ntop10 × Accrual</i>	-0.083 (-1.00)	<i>TREAT_low × Accrual</i>	-0.0730 (-0.82)
<i>Constant</i>	0.726*** (9.81)	<i>Constant</i>	0.648*** (8.72)
<i>Control</i>	控制	<i>Control</i>	控制
<i>YEAR</i>	控制	<i>YEAR</i>	控制
<i>IND</i>	控制	<i>IND</i>	控制
N	8985	N	8985
Adj_R <sup>2</sup>	0.174	Adj_R <sup>2</sup>	0.168
F	52.21	F	50.27

表 11 稳健性检验

变量	(1)		(2)	
	CAR	CAR	CAR	CAR
<i>Accrual</i>	-0.127*** (-2.59)	-0.176*** (-3.44)	-0.103* (-1.84)	-0.155*** (-3.15)
<i>TREATPOST × Accrual</i>	-0.283*** (-2.89)	-0.211** (-2.03)	-0.234* (-1.77)	-0.261** (-2.57)
<i>TREATPOST</i>	0.003 (0.31)	0.051*** (4.68)	-0.017 (-1.42)	0.012 (1.16)
<i>TREAT</i>	0.011 (1.23)	-0.002 (-0.29)	0.020** (2.38)	0.009 (1.02)
<i>Constant</i>	0.702*** (9.31)	0.279*** (3.54)	1.133*** (13.06)	0.642*** (7.96)
<i>Control</i>	控制	控制	控制	控制
<i>YEAR</i>	控制	控制	控制	控制
<i>IND</i>	控制	控制	控制	控制
N	8985	7780	6076	8282
Adj_R <sup>2</sup>	0.166	0.112	0.177	0.182
F	50.62	27.18	36.65	52.58

(三) 平行趋势假设检验

如果满足平行趋势假设,那么沪港通对应计异象的影响应当是在实施沪港通交易机制后才显著,这也就意味着在此交易机制实施前沪港通对应计异象的影响应当不显著。本文根据罗知等检验平行趋势的设计<sup>[37]</sup>,按照距离实施沪港通交易机制年份的时间(以年为单位)设定虚拟变量  $TREATPOST^j$  替换模型(1)中的  $TREATPOST$ ,比如  $TREATPOST^{-2}$ ,若为实施沪港通交易机制前两年,则赋值为1,否则为0,其他  $TREATPOST^j$  的定义遵循此方式。同时,本文将实施沪港通交易机制的前一年(即  $j = -1$ )作为基准期,若  $TREATPOST^{-2} \times Accrual$  的回归系数不显著,则平行趋势假设成立。表12的回归结果显示,  $TREATPOST^{-2} \times Accrual$  的回归系数为正但不显著,  $TREATPOST^2 \times Accrual$  和  $TREATPOST^3 \times Accrual$  的回归系数均显著为正,这一结果基本上支持了平行趋势假设。此外,2014年之后,沪港通交易机制对应计异象的影响逐渐增强,说明随着开放力度的不断增加,沪港通对资本市场应计异象的影响逐渐增大。

(四) 控制被剔除公司的影响

由于小部分沪港通标的股票在随后年度被剔除标的的名单,因此本文进一步控制这一因素的影响,定义被剔除标的的哑变量  $DROPLIST$ ,沪港通标的公司被剔除标的的名单以后年度取1,否则取0。回归结果如表13的列(1)所示,所得结果与本文主要结论一致。

(五) 安慰剂测试

若确实是沪港通交易机制的实施导致标的公司应计错误定价程度发生变化,则改变政策的实施时间后,沪港通将对应计异象没有影响。由此,本文人为调整沪港通交易机制的实施时间,向前调整两期,即假定为2012年11月开通,使得整个研究设计的样本区间在真正的沪港通交易机制实施之前,然后我们利用DID模型再次进行回归,估计结果见表13的列(2)。可以看到,  $TREATPOST \times Accrual$  的回归系数均不再显著,说明的确是沪港通政策启动导致了标的公司应计错误定价程度的变化。

表 12 检验是否满足平行趋势假定

变量	平行趋势假设 CAR
<i>Accrual</i>	-0.166*** (-3.30)
$TREATPOST^{-2} \times Accrual$	0.044 (0.21)
$TREATPOST^{-1} \times Accrual$	0.091 (0.48)
$TREATPOST^0 \times Accrual$	0.026 (0.16)
$TREATPOST^1 \times Accrual$	0.007 (0.04)
$TREATPOST^2 \times Accrual$	-0.352* (-1.95)
$TREATPOST^3 \times Accrual$	-0.411** (-2.37)
$TREATPOST^{-2}$	-0.002 (-0.12)
$TREATPOST^{-1}$	0.028 (1.48)
$TREATPOST^0$	-0.082*** (-4.68)
$TREATPOST^1$	0.067*** (3.79)
$TREATPOST^2$	0.052*** (2.82)
$TREATPOST^3$	0.053*** (2.99)
<i>TREAT</i>	0.000 (0.03)
<i>Control</i>	控制
<i>Constant</i>	0.626*** (8.61)
<i>YEAR</i>	控制
<i>IND</i>	控制
N	8985
Adj_R <sup>2</sup>	0.177
F	45.60

## 七、结论性评述

本文以沪港通交易机制实施为研究背景,从资本市场上的应计异象视角出发,选取沪深两市A股上市公司数据为样本,实证检验了资本市场开放对会计信息定价效率的影响,并以应计异象的投资/增长假说和会计扭曲假说为理论基础,从两条不同的路径探究在沪港通交易机制实施后,标的股相对于非标的股影响应计异象的作用机制。实证结果表明:(1)沪港通交易机制的实施对资本市场上的会计信息定价效率总体上产生了不利影响,沪港通交易制度的实施加剧了A股市场的应计异象。(2)虽然沪港通交易机制总体上降低了资本市场上会计信息的定价效率,但它同时也降低了标的公司的盈余管理水平。沪港通交易机制的实施通过降低盈余管理水平缓解了可操纵性应计(盈余管理)导致的应计异象,对会计信息的定价效率具有积极作用。(3)沪港通交易机制的实施强化了标的公司的资本支出水平和投资者情绪,加剧了投资/增长导致的应计异象,说明沪港通交易机制对应计异象的影响具有双重性。

为了使资本市场开放政策达到预期效果,改善资本市场的定价效率,本文提出以下几点建议:(1)完善资本市场互联互通配套政策的细节内容,增加互联互通标的股风险信息披露和预警,为投资者提供更多评价标的公司股价的增量信息,同时加强对标的公司披露信息质量的监督。(2)积极培育专业的机构投资者,一方面,应大力发展各类专业的机构投资者,提升投资者定价能力;另一方面,应加强信息中介培育,提高散户投资者的专业性与信息处理能力。(3)加强对沪港通“南下北上”资金的市场监管,营造证券市场价值投资的良好氛围,缓解投资/增长导致的应计异象,提高市场定价效率。

### 参考文献:

- [1] Sloan R G. Do Stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? [J]. Accounting Review, 1996, 71(3): 289-315.
- [2] Fairfield P M, Whisenant J S, Yohn T L. Accrued earnings and growth: Implications for future profitability and market mispricing [J]. The Accounting Review, 2003a, 78(1): 353-371.
- [3] Fairfield P M, Whisenant J S, Yohn T L. The differential persistence of accruals and cash flows for future operating income versus future profitability [J]. The Review of Accounting Studies, 2003b, 8(2-3): 221-243.
- [4] Dechow P, Dichev I. The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors [J]. Accounting Review, 2002, 77(supplement): 35-59.
- [5] Richardson S, Sloan R, Soliman M, et al. The implications of accounting distortions and growth for accruals and profitability [J]. The Accounting Review, 2006, 81(3): 713-743.
- [6] Xie H. The mispricing of abnormal accruals [J]. The Accounting Review, 2001, 76(3): 357-373.
- [7] Bekaert G, Harvey C R, Lundbald C. Does financial liberalization spur growth? [J]. Journal of Financial Economics, 2004, 77(1): 3-55.
- [8] 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]. 中国工业经济, 2019(3): 100-118.
- [9] Mitton T. Stock market liberalization and operating performance at the firm level [J]. Journal of Financial Economics, 2006, 81(3): 625-647.
- [10] Iwata S, Wu S. Stock market liberalization and international risk sharing [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 2009, 19(3): 461-476.
- [11] Bae K H, Chan K, Ng A. Investibility and return volatility [J]. Journal of Financial Economics, 2004, 71(2): 239-263.
- [12] Gul F A. Auditors' response to political connections and cronyism in Malaysia [J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44(5): 931-963.
- [13] Bae K H, Bailey W, Mao C X. Stock market liberalization and the information environment [J]. Journal of International Money and Finance, 2006, 25(3): 404-428.
- [14] Beneish M, Vargus M. Insider trading, earnings quality and accrual mispricing [J]. The Accounting Review, 2002, 77(4): 755-791.
- [15] 林树, 胡亚霜, 余名元, 等. 应计异象、盈利质量与股票回报——中国大陆的经验研究 [J]. 审计与经济研究, 2012(5): 68-77.
- [16] 林翔, 陈汉文. 增长、盈余管理和应计持续性 [J]. 中国会计评论, 2005(3): 117-142.
- [17] Collins D W, Gong G, Hribar P. Investor sophistication and the mispricing of accruals [J]. Review of Accounting Studies, 2003, 8(2-3): 251-276.
- [18] Lev B, Nissim D. The persistence of the accruals anomaly [J]. Contemporary Accounting Research, 2006, 23(1): 193-226.

表 13 稳健性检验

变量	(1)	(2)
	CAR	CAR
<i>Accrual</i>	-0.148 *** (-3.09)	-0.167 ** (-2.19)
<i>TREAT</i>	0.010 (1.18)	0.031 ** (2.03)
<i>TREATPOST</i>	0.013 (1.29)	-0.003 (-0.15)
<i>TREATPOST × Accrual</i>	-0.284 *** (-2.95)	-0.035 (-0.23)
<i>DROPLIST</i>	-0.044 ** (-2.56)	
<i>Constant</i>	0.663 *** (8.99)	1.210 *** (10.54)
<i>Control</i>	控制	控制
<i>YEAR</i>	控制	控制
<i>IND</i>	控制	控制
<i>N</i>	8985	3523
<i>Adj_R<sup>2</sup></i>	0.169	0.158
<i>F</i>	50.61	23.07

- [19] 刘斌,张健. 机构持股、信息质量与应计异象[J]. 审计与经济研究,2012(6):67-82.
- [20] 罗乐,李超凡,王生年. 分析师现金流预测如何影响应计异象? [J]. 管理评论,2018(1):154-165.
- [21] 王生年,李超凡,徐亚飞. 国际“四大”缓解了应计异象吗? [J]. 投资研究,2015(12):128-138.
- [22] Bhojraj S, Sengupta P, Zhang S N. Restructuring charges, FAS146, and the accrual anomaly[J]. Management Science, 2017, 63(11):3654-3671.
- [23] 李远鹏,牛建军. 退市监管与应计异象[J]. 管理世界,2007(5):125-132.
- [24] Zhang L. The value premium[J]. Journal of Finance, 2005, 60(1):67-103.
- [25] 刘晓星,许从宝. 沪港通、投资者情绪与股价互动——基于 SV-TVP-SVAR 模型的实证研究[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版),2019(4):58-68.
- [26] Fang V W, Maffett M, Zhang B. Foreign institutional ownership and the global convergence of financial reporting practices[J]. Journal of Accounting Research, 2015, 53(3):593-631.
- [27] Jones J J. Earnings management during import relief investigations[J]. Journal of Accounting Research, 1991, 29(2):193-228.
- [28] 宋云玲,李志文. A 股公司的应计异象[J]. 管理世界,2009(8):17-24.
- [29] 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.
- [30] 陈胜蓝,马慧. 卖空压力与公司并购——来自卖空管制放松的准自然实验证据[J]. 管理世界,2017(7):142-156.
- [31] Richardson S A, Sloan R G, Soliman M T, et al. Accrual reliability, earnings persistence and stock prices[J]. Journal of Accounting & Economics, 2005, 39(3):437-485.
- [32] 刘斌,杨开元. 我国 A 股市场应计异象研究[J]. 证券市场导报,2011(6):48-53.
- [33] 张东旭,张姗姗,董小红. 管理者权力、股权激励与盈余管理——基于倾向评分匹配法和双重差分法的分析[J]. 山西财经大学学报,2016(4):114-124.
- [34] 陈鹏程,周孝华. 机构投资者私人信息、散户投资者情绪与 IPO 首日回报率[J]. 中国管理科学,2016(4):37-44.
- [35] 胡国柳,裴益政,黄景贵. 股权结构与企业资本支出决策:理论与实证分析[J]. 管理世界,2006(1):137-144.
- [36] 连立帅,朱松,陈关亭. 资本市场开放、非财务信息定价与企业投资——基于沪深港通交易制度的经验证据[J]. 管理世界,2019(8):136-154.
- [37] 罗知,赵奇伟,严兵. 约束机制和激励机制对国有企业长期投资的影响[J]. 中国工业经济,2015(10):69-84.

[责任编辑:王丽爱,杨志辉]

## Has the Shanghai-Hong Kong Stock Connect Program Affected Accrual Anomaly of the A-share Market?

WANG Shengnian, SUN Mengjie

(School of Economics and Management, Shihezi University, Shihezi 832000, China)

**Abstract:** Based on the perspective of accrual anomaly and by empirically testing sample data collected from A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2011 to 2017 with a DID model, we found that the implementation of the Shanghai-Hong Kong stock connect trading mechanism significantly aggravated the accrual anomaly. Further, the conclusion was still robust after correcting self-selection bias of samples by using PSM. Nonetheless, our further research suggested that the Shanghai-Hong Kong stock connect trading mechanism indeed had a dual effect on the accrual anomaly. On the one hand, it exacerbated the accrual anomaly caused by investment/growth through raising investment level, which was consistent with the “investment/growth” hypothesis. On the other hand, it lowered the level of earning managements and subsequently alleviated the accrual anomaly, which was consistent with the “accounting distortion” hypothesis. However, the latter effect was limited comparing to the former, resulting in an overall aggravating effect on accrual anomaly.

**Key Words:** Shanghai-Hong Kong Stock Connect; accrual anomaly; investment/growth hypothesis; earnings management; accounting distortion hypothesis; institutional investment; company size