

合格境外机构投资者持股与中国资本市场有效性

刘贝贝¹ 赵磊²

(1. 河南大学 经济学院/金融与证券研究所, 河南 开封 475004; 2. 郑州航空工业管理学院 商学院, 河南 郑州 450046)

摘要:本文基于2006~2019年A股上市公司的数据验证合格境外机构投资者(QFII)对中国资本市场有效性的影响,并用股价信息含量来衡量资本市场有效性。实证研究发现:QFII显著提高了上市公司的股价信息含量,且更能提高公司短期的股价信息含量,对长期的股价信息含量的影响有所减弱;QFII对股价信息含量的影响作用在国有企业及市场化程度较低地区的样本中更加明显,表明QFII持股可以部分替代所有制、市场化程度对股价信息含量的影响作用;进一步,在使用工具变量法、基于倾向得分匹配的双重差分法和安慰剂检验来缓解QFII与股价信息含量之间的内生性,以及通过更换QFII和股价信息含量的衡量指标、改变样本区间等一系列稳健性检验后,QFII仍能显著提高股价信息含量。最后,QFII能够通过主动型持股发挥其监督作用以及提升公司会计信息质量等途径来提高股价信息含量,表明QFII有助于改善公司信息披露质量,具有重要的监督治理功能,这为QFII与中国资本市场有效性的研究提供了经验证据,也为监管部门提供了新的政策借鉴。

关键词:资本市场有效性;股价信息含量;主动型QFII持股;会计信息质量;合格境外机构投资者

中图分类号:F832.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2021)02-0079-15

一、引言

2019年9月10日,国家外汇管理局取消了合格境外机构投资者(QFII)的投资额度限制,进一步扩大了我国金融市场对外开放程度,进而增加了QFII对我国金融市场的投资需求。随着这一政策的实施,QFII对我国资本市场的影响作用是否也会随之增大,与此同时,是否更有利于推动我国金融市场稳步开放和进一步深化发展,进而对我国金融市场的发展产生深远的影响?针对这些问题,研究QFII对我国资本市场有效性的影响具有重要的现实意义和理论意义。

早在1970年,芝加哥大学教授Eugene Fama就提出了市场有效性的概念,即在一个完美的市场

收稿日期:2020-10-28

基金项目:教育部人文社科青年基金项目“境外机构投资者对中国资本市场有效性的影响研究”(20YJC790073);国家自然科学基金面上项目“经理人诚信的测度及其对企业创新的多维影响研究:融资成本、治理行为与声誉机制”(72072051);河南省软科学研究计划项目“它山之石:QFII持股对上市公司盈余管理的影响研究”(202400410375);河南省软科学研究计划项目“机构投资者调研行为对企业投资效率的影响研究”(202400410389)

作者简介:刘贝贝(1990—),女,河南襄城县人,河南大学经济学院/金融与证券研究所讲师,博士;

赵磊(1979—),男,河南新乡人,郑州航空工业管理学院商学院讲师,博士,本文通讯作者。

中,证券价格是有效的,它充分而准确地反映了所有相关信息。然而,现实中并不存在这样完美的市场,即资本市场并非完全有效。因此,大量研究聚集于哪些与公司基本价值相关的信息被纳入股票价格,进而用来解释股价信息含量的变化。部分学者认为公司信息披露质量^[1]、所有权结构和公司治理^[2]等因素能够影响股价信息含量;另一部分学者从市场和制度环境差异的视角,认为投资者的产权保护^[3]、法律制度环境^[4]、内幕交易法的实施^[5]等也会影响公司股价信息含量。此外,还有学者发现,分析师跟踪^[6]和机构投资者^[7]等也会影响公司的股价信息含量。

机构投资者经验丰富且拥有专业的投资团队,能够有效搜集与分析上市公司相关信息,且较低的信息搜集成本也促使知情交易者利用信息进行交易,这使得公司特定信息被纳入到股票价格中,因此,机构投资者搜集信息的利益和成本能够有效影响公司的股价信息含量^[8]。QFII作为中国资本市场引入的重要国际机构投资者,拥有卓越的能力、丰富的投资经验以及专业的投资团队,能够充分利用其掌握的资源与技术对相关信息进行搜集、分析以及更有效地处理与公司价值相关的特定信息^[2]。事实上,QFII独立于当地的管理,这使得他们具有监督公司的能力^[9]。另一方面,由于国内机构投资者与持股公司有一定的业务联系,不会有效监督管理层^[10],而与之相比,QFII与持股公司有较少的利益冲突,拥有更加独立且积极的立场,因而能够更好地发挥其监督作用。因此,QFII能否对公司管理层进行有效监督,进而提高上市公司的股价信息含量,并最终影响我国资本市场有效性,值得进一步研究。

本文可能的边际贡献如下:第一,从股价信息含量指标选取的角度来看,考虑到股价同步性指标计算的 R^2 可能包含一些噪音,如一些新闻产生的噪音和其他非理性的因素等^[11],并且政治、文化等这些因素也会对 R^2 造成一定的影响^{[3][12]},因此,采用同步性这一指标并不能准确衡量公司的股价信息含量,而与此同时,股价的非同步性也不能简单看作公司层面的信息含量,也可能包含噪音^[13]。区别于已有研究(用股价同步性来衡量股价信息含量),本文参考Bai等的研究^[14],使用公司未来预测的现金流与当前股票市场价格的变化来衡量股价信息含量。第二,从研究内容的角度来看,本文探究了QFII对资本市场有效性的影响,且验证了不同类型QFII(主动型QFII和消极型QFII)对股价信息含量的影响作用,还进一步从QFII与资本市场有效性之间的传导路径与机制方面进行了研究,为政府监管部门在进一步制定和出台QFII相关政策措施方面提供了有效的参考借鉴。

二、文献综述与研究假设

(一)机构投资者与股价信息含量

机构投资者拥有专业的知识和搜集分析信息的能力,进而使其能够根据获取的信息进行交易,与此同时,交易可以向市场传递一定量的信息并反映到股价中,从而提高公司的股价信息含量^[8]。一些研究也证明了这一结论,如王亚平等指出,机构投资者持股可以使股价中包含更多公司特有的信息,有效提高了股价信息含量^[15];此外,国外的研究也发现了类似的结论,Bai等、Boehmer和Kelley使用美国上市公司的数据,研究发现机构投资者显著提高了股价信息含量^{[14][16]};An和Zhang等的研究发现,持股数量多且持股周期长的机构投资者有强烈的监督动力,增加了股价信息含量^[17]。

已有文献还将机构投资者分为国外机构投资者和国内机构投资者,进一步分类探究国外机构投资者对股价信息含量的影响。比如,He等和Kacperczyk等利用40个国家的公司数据,发现国外机构投资者可以提高股价信息含量,其原因在于,持股比例较高的国外机构投资者(持股比例高于5%)有更强的激励与动力,并且有意愿和能力去更好地搜集和处理与公司价值相关的信息,同时也更容易以这些信息为基础进行交易,从而通过知情交易来提高股价信息含量^{[18][19]}。He和Shen、Kim和Cheong、以及Vo分别用日本、韩国和越南的公司样本进行研究,均发现国外机构投资者能够有效提高股价信息含量^{[20][21][22]},主要原因在于,国外机构投资者获取和分析信息的成本较低,可以更好地从公司公布的年度报告等公共信息中挖掘并获取更多信息,同时其所在的国家也都是国际投资中心,

这更有利于获取最新相关信息,从而根据获取的信息进行投资。事实上,国外机构投资者拥有专业的知识和国际化的投资经验,可以挖掘获取更多的私人信息,从而更好地进行股票交易。Albuquerque等使用美国机构投资者在8个发达国家的投资数据,通过理论推导和实证分析均发现,美国投资者拥有的私人信息可以在很多国家进行有价值的交易,因为美国投资者拥有的特殊优势使其比本地投资者拥有更多的私人信息,同时也更了解全球的信息且拥有更好的交易策略^[23]。一些学者利用中国的数据也得到了类似的结论。比如,Gul等的研究指出,国外投资者持股(持有B股或H股)能够提高股价信息含量^[2];饶育蕾等指出,QFII持股1年以上能显著提高公司的股价信息含量^[24];钟翠琳和陆正飞研究发现,“沪港通”开通后引入的境外机构投资者可以通过知情交易使更多的公司信息融入到股价中,以及通过改善公司治理来提高股价信息含量^[25]。

综上所述,现有研究仍存在一些不足,主要体现在以下几个方面:第一,国内关于QFII与资本市场有效性的研究较少,缺乏验证不同类型QFII(主动型的QFII和消极型的QFII)对资本市场有效性的影响研究。第二,目前国内的相关研究中,在衡量资本市场有效性的指标方面,更多地是采用股价同步性这一指标,然而这种衡量方法存在一定的缺陷,缺乏更准确有效的衡量指标。第三,现有研究中,缺乏关于QFII与资本市场有效性之间的传导机制方面的研究,未能有效探究QFII是如何影响资本市场有效性这一重要问题。第四,QFII与资本市场有效性之间的因果关系需要进一步识别。目前关于QFII对公司行为的影响研究都是直接进行因果关系的验证,而缺乏对深层次的内生性问题的讨论和因果效应的识别。基于以上分析,本文以QFII持股为研究对象,使用Bai等的股价信息含量指标来探究在新兴市场上QFII持股对中国资本市场有效性的影响,这区别于使用股价同步性指标的文献和使用不同国家的公司数据的相关研究^[14]。此外,以往文献没有解决QFII与股价信息含量之间潜在的内生性问题,且没有进一步探究QFII对股价信息含量的影响机制,而本文的研究采用了更准确有效的指标来衡量股价信息含量,并进一步使用工具变量法和基于倾向得分匹配的双重差分法(PSM+DID)以及安慰剂检验来降低QFII持股与股价信息含量的内生性,并且还探究了QFII影响股价信息含量的潜在机制。

(二)研究假设的提出

根据上述的分析可知,机构投资者有效提高股价信息含量,而QFII作为国际知名的机构投资者,不仅拥有专业的团队与丰富的投资经验,还具有更强的数据搜集分析能力,因而能够更好地获取持股公司的信息并对其进行专业的分析,因此能提高股价信息含量。根据已有文献,本文从三个方面来探究QFII影响股价信息含量的潜在机制。

1.对投资者来说,公司特定信息更有价值。一些研究也发现,公司信息披露质量及自愿性信息披露质量的提升能够有效降低信息搜集的成本^{[26][27]}。比如,Jin和Myers使用40个国家的数据发现,当公司存在信息不透明时,内部人会更多地利用私有信息进行交易并从中获利,而外部投资者搜集信息的成本较高,会导致其获取较少的信息^[28]。Haggard等的研究也指出,公司的自愿性信息披露能够有效降低信息搜集的成本,使股价中包含更多公司层面的信息^[27]。已有研究还发现,QFII能够提高公司的信息披露质量,比如,杨海燕等和李春涛等分别利用深市和沪深A股的样本数据证明了这一结论^{[29][30]}。因此,本文认为,QFII可能通过提升公司信息披露质量进而提高股价信息含量。

2.盈余管理是管理层对公司财务报告进行操纵来满足预期目标的方式之一,因此,一些研究用盈余管理来反映公司的会计信息质量^[31],即盈余管理程度越高,公司的会计信息质量越差。管理层的盈余管理行为在一定程度上隐藏了公司的相关信息,从而减少了股价中的信息含量^{[32][33]}。Hutton等的研究使用盈余管理来衡量公司的信息透明度,发现盈余管理程度越高,投资者得到的公司特定信息越少^[32]。陆瑶和沈小力的研究也指出,盈余管理程度越高的公司,股价中包含公司层面的信息越少,说明会计信息的披露能够有效影响公司的股价信息含量^[33]。事实上,已有文献也发现,机构投资者可以降低公司盈余管理,如孙光国等的研究指出,机构投资者有效降低公司的应计盈余管理^[34];Kim等使用29个国家的数据进行研究,在新兴市场国家,境外机构投资者有效降低公司盈

余管理^[35]。因此, QFII 作为机构投资者, 可通过提升公司的会计信息质量进而来提高股价信息含量。

3. 已有的研究把机构投资者划分为主动型和消极型两种类型^{[36][37]}, 主动型的机构投资者由专业的技术人才组成, 可以进行有效的信息搜集, 且面临更少的监管和法律约束, 同时拥有独立的立场, 与持股公司的商业联系较少, 因此, 主动型机构投资者为了持股收益的最大化, 更有动力且能更加有效地监督公司、影响管理层的决定以及会更加积极主动地去搜集公司相关信息。而消极型的机构投资者, 与持股公司有一定的商业联系, 为了维护与公司现有或潜在的业务关系, 不会主动质疑或影响管理层的决策, 以免破坏与持股公司管理层之间的关系, 失去现有或潜在的业务, 因此也更少去监督公司管理层。Almazan 等实证分析发现, 主动型的机构投资者显著提高了管理层的薪酬业绩敏感性^[36]; Aggarwal 等的研究也证明, 主动型的国外机构投资者能够有效提高公司治理水平^[38]; Luong 等的研究也发现, 主动型的国外机构投资者可以显著提高公司的创新产出, 进而约束管理层的行为^[39]。以上研究均表明, 不同 QFII 类型的监督作用会有所差异, 与消极型的 QFII(保险公司、银行信托、大学基金、私有养老金)相比, 主动型的 QFII(基金公司、投资公司、独立的投资顾问和公共养老金)对持股公司的影响作用更加明显, 因此, 本文认为, QFII 还可能通过主动型持股来发挥应有的监督作用, 进而提高公司的股价信息含量。基于以上分析, 本文提出如下假设:

假设: QFII 持股能够提高上市公司的股价信息含量。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文以 2006~2019 年中国 A 股上市公司为研究对象, 使用 QFII 季度重仓持股数据(上市公司公布的前十大股东中的 QFII 持股)、公司基本信息、财务和公司治理的数据以及中国分省市场化指数等数据。其中, QFII 各个季度重仓持股数据来源于 Wind 数据库, 公司基本信息、财务和公司治理等数据来源 CSMAR 数据库, 行业是采用申银万国 2018 年的行业分类标准, 市场化指数来源于王小鲁等发布的中国分省市场化指数报告^[40]。本文对样本进行如下的处理: (1) 考虑金融行业的特殊性, 删除金融类公司; (2) 删除 ST 公司以及资不抵债的公司; (3) 删除主要变量缺失的公司; (4) 为了规避异常值对实证结果的干扰, 对所有连续变量在 1% 的水平进行缩尾(Winsorize)处理, 最终本文得到 20434 个公司-年度观测值。

(二)变量设计

1. 股价信息含量的测度。已有文献探究了股票价格是否包含更多公司价值的基本信息, 即股价信息含量, 主要用股价同步性^[3]和公司未来预测的现金流与当前股票市场价格的变化来衡量^{[14][19]}。股价同步性是用 CAPM 模型计算 R^2 来测度, 但是一些新闻产生的噪音和其他非理性的因素^[11]以及一些文化和政治因素等均会影响到 R^2 ^{[3][12]}。因此, 高股价同步性并不能表示股价信息含量低, 该指标存在一定的问题。林忠国等指出股价的非同步性指标与信息(或噪音)成 U 型关系, 即股价的非同步性不能简单认为公司层面的信息含量, 也有可能是噪音^[13]。因此, 参考 Bai 等研究方法, 本文使用公司未来预测的现金流与当前股票市场价格的变化来衡量股价信息含量^[14]。q 理论表示公司的投资与未来的现金流成正比, 从而使公司的市场价值在这种预期的关系中凸显^[41], 而投资是根据已有信息进行决策, 能够体现出公司的价值, 因此, 本文使用公司未来收益(公司未来预测的现金流)对当前公司市值(当前股票的市场价格)进行回归来衡量公司的股价信息含量。

参考 Bai 等、Kacperczyk 等和 Carpenter 等的研究^{[14][19][42]}, 本文使用公司未来收益($E_{i,t+h}/A_{i,t}$)衡量未来的现金流, 使用当前公司市场价值($\log(M_{i,t}/A_{i,t})$), 衡量目前股票的市场价格, 计算方法如公式(1), 主要用 $\log(M_{i,t}/A_{i,t})$ 的系数 b_i 衡量, 当 b_i 的值显著大于 0 时, 表示公司的市场价值影响未来收益, 即公司的股价信息含量较高。

$$\frac{E_{i,t+h}}{A_{i,t}} = \alpha_t + b_1 \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + c_1 \log\left(\frac{E_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + d_1 X_{i,t} + \sum \text{Firm} + \sum \text{Year} + \epsilon_{i,t,h} \quad (1)$$

式(1)中,E是息税前利润,A是总资产,M是总市值,X是控制变量,包括公司的市场价值与总资产的比值的自然对数($\ln(M/A)$)、公司息税前利润与总资产的比值(E/A)、总资产的自然对数($\ln\text{Asset}$)、固定资产净额与总资产的比值(PPE)、资产负债率(LEV)、公司现金与总资产的比值(Cash)、企业所有权性质(SOE)、审计意见(Opinion)、是否选用四大会计事务所审计(Big4)、第二大股东至第十大股东持股比例(LMS)、公司上市年限(AGE)、董事会规模(BoardSize)、独立董事比例(Indep)、董事长与总经理两职是否合一(Duality),具体变量的主要定义如表1所示。

2.QFII指标的测度。考虑到有些公司被QFII持股较少,为了更好地验证QFII的影响,本文使用上市公司各个季度QFII重仓股(上市公司公布的前十大股东中的QFII持股)的数据。参考李春涛等以及Luong等的研究^{[30][39]},本文将QFII一年内季度持股的均值与流通股的比值作为QFII的衡量指标,该值越大,表示QFII持股数量越多。

(三)模型设计

本文使用面板模型的固定效应来验证QFII持股对公司股价信息含量的影响,模型设定如式(2):

$$\frac{E_{i,t+h}}{A_{i,t}} = \alpha_t + b_{1t} \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + b_{2t} \log\left(\frac{M_{i,t}}{A_{i,t}}\right) \times \text{QFII}_{i,t} + b_{3t} \text{QFII}_{i,t} + c_1 \log\left(\frac{E_{i,t}}{A_{i,t}}\right) + d_1 X_{i,t} + \sum \text{Firm} + \sum \text{Year} + \epsilon_{i,t+h} \quad (2)$$

式(2)中, $E_{i,t+h}/A_{i,t}$ 是被解释变量,代理变量为 F_E/A 、 $F2_E/A$ 、 $F3_E/A$ 、 $\log(M_{i,t}/A_{i,t})$ 和QFII是解释变量,如果 b_{2t} 的系数显著为正,表明公司的市场价值与未来收益正相关,即公司的股价信息含量较高,其他的变量定义如表1的控制变量所述,本文还控制了公司和年份的固定效应。

表1 变量的定义

变量类型	变量名	定义
被解释变量	F_E/A	公司未来一期的息税前利润与总资产的比值,息税前利润等于公司的净利润、所得税费用和财务费用的和,单位为%。
	F2_E/A	公司未来两期的息税前利润与总资产的比值,单位为%。
	F3_E/A	公司未来三期的息税前利润与总资产的比值,单位为%。
解释变量	lnM/A	公司的市场价值与总资产的比值,取自然对数。
	QFII	公司一年内QFII季度重仓持股的均值与公司流通股的比值,单位为%。
控制变量	Ins_local	国内机构持股比值,国内机构投资者持股与公司流通股的比值。
	E/A	公司息税前利润与总资产的比值,单位为%。
	lnAsset	公司年末总资产的自然对数。
	PPE	公司固定资产净额与总资产的比值。
	LEV	资产负债比率,年末负债与总资产的比值。
	Cash	公司现金与总资产的比值,公司现金中的货币资金与短期投资净额之和。
	SOE	所有权性质,若是国有控股为1,否则为0。
	Opinion	公司的审计意见,若是标准无保留意见,取值为1,否则为0。
	Big4	公司是否选择四大会计事务所进行审计,如果是取值为1,否则为0。
	LMS	股权制衡,公司第二大股东至第十大股东持股比例之和。
	AGE	企业上市的年限,取自然对数。
	BoardSize	公司董事会的人数,取自然对数。
	Indep	独立董事比例,独立董事与董事会人数的比值。
Duality	董事长和总经理任职情况,如果由一人兼任,取值为1,否则为0。	

(四)主要变量的描述统计

表2是主要变量的描述性统计分析。公司未来收益指标 E/A 、 F_E/A 、 $F2_E/A$ 、 $F3_E/A$ 的均值分别为5.952、7.181、8.844和9.915,表明公司的收益是逐渐提高。QFII季度持股的均值为0.328%,

最大值为 6.316%，QFII 年度持股的均值为 1.312%，与国内机构持股的均值 6% 相比，说明 QFII 持股值相对较低，有待继续提高，如果本文能够发现 QFII 持股显著提高股价信息含量，这将为 QFII 持股对公司行为的影响研究提供来自新兴市场更有力的证据。公司资产(lnAsset)的均值(21.917)和中位值(21.740)是相近的，说明样本中的公司规模分布是均衡的。固定资产净额与总资产的比值(PPE)的均值为 0.235，表明固定资产占公司总资产的 23.5%。公司现金与总资产(Cash)的均值为 0.201，说明公司中有 20.1% 的总资产是现金，可知公司会持有一定的现金流来维持正常运转。第二大股东至第十大股东持股比例之和(LMS)的均值为 22.1%，说明我国第二至第十大股东持股比例相对较低，有待股东进一步增持，从而发挥各个股东的权力，更有效监督管理层的行为。

表 2 变量的描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位值	最大值
F_E/A(%)	20434	7.181	6.970	-11.992	6.044	35.433
F2_E/A(%)	20434	8.844	10.216	-19.091	6.545	56.737
F3_E/A(%)	20419	9.915	14.285	-29.390	7.124	83.048
QFII(%)	20434	0.328	0.992	0	0	6.316
Ins_local	20434	0.060	0.086	0	0.033	0.539
ln(M/A)	20434	0.485	0.853	-1.589	0.519	2.424
E/A(%)	20434	5.952	5.239	-12.216	5.505	22.675
lnAsset	20434	21.917	1.244	19.699	21.740	25.796
PPE	20434	0.235	0.172	0.003	0.200	0.736
LEV	20434	0.433	0.209	0.046	0.433	0.866
Cash	20434	0.201	0.150	0.015	0.157	0.725
Opinion	20434	0.019	0.136	0	0	1
Big4	20434	0.060	0.237	0	0	1
LMS	20434	0.221	0.134	0.018	0.206	0.553
AGE	20434	1.954	0.892	0	2.197	3.135
Boardsize	20434	2.164	0.200	1.609	2.197	2.708
Indep	20434	0.370	0.052	0.300	0.333	0.571
Duality	20434	0.229	0.420	0	0	1

四、实证分析

(一)基础回归

本文使用面板模型的固定效应来验证 QFII 对股价信息含量的影响，表 3 是基础的回归结果，被解释变量是公司未来一期的收益指标(F_E/A)，第(1)~(2)列是验证公司的股价信息含量是否较高，核心解释变量为 ln(M/A)，第(3)~(5)列是验证 QFII 对股价信息含量的影响，核心的解释变量为 ln(M/A) * QFII，第(6)~(7)列是验证 QFII 和 QFII 持股与国内机构投资者持股的比值(QFII_rate)对股价信息含量的影响，核心的解释变量为 ln(M/A) * QFII_rate，如果 QFII 持股显著提高股价信息含量，则 ln(M/A) * QFII 和 ln(M/A) * QFII_rate 的系数应该显著为正。回归中还控制了一些可能影响公司未来收益的因素，以及控制公司和年份的固定效应。为了消除异方差性等因素的影响，本文使用公司聚类效应(cluster)对回归的标准误进行修正，并在括号里输出修正后的双侧检验的 t 值。

表 3 的第(1)列是没有控制公司治理的指标，第(2)列控制 3 公司治理的指标，第(1)~(2)列的结果中，ln(M/A)的系数均显著为正，表明我国上市公司的市场价值与未来收益存在一定的关系，上市公司的股价信息含量是较高的，与 Carpenter 等的结论^[42]一致，证明了随着我国公司信息披露质量的改善，股价信息含量在逐步提高。第(3)~(5)列的结果中，ln(M/A) * QFII 的系数均在 1% 的水平上显著为正，且 ln(M/A)的系数仍显著为正，可知 QFII 持股可提高股价信息含量。第(6)~(7)列的结果中 ln(M/A) * QFII_rate 的系数均至少在 5% 的水平上显著为正，进一步证明了 QFII 显著提高

表 3 QFII 与股价信息含量(用公司未来一期的收益 F_E/A 来衡量)

	(1)	(2)	(4)	(5)	(6)	(7)
ln(M/A)	3.816*** (22.33)	3.706*** (21.67)	3.387*** (18.22)	3.346*** (18.02)	3.587*** (19.38)	3.275*** (15.94)
ln(M/A) * QFII			0.182*** (3.10)	0.177*** (3.01)		
QFII			0.060 (1.40)	0.051 (1.20)		
ln(M/A) * QFII_rate					0.331** (2.41)	0.359*** (2.63)
QFII_rate					-0.038 (-0.36)	-0.018 (-0.17)
ln(M/A) * Ins_local			3.351*** (3.83)	3.438*** (3.87)		3.294*** (3.71)
Ins_local			2.702*** (2.89)	1.501 (1.50)		1.656 (1.55)
E/A	0.312*** (18.16)	0.309*** (17.77)	0.308*** (18.06)	0.305*** (17.61)	0.323*** (16.64)	0.321*** (16.62)
lnAsset	-1.752*** (-10.00)	-1.924*** (-10.37)	-1.830*** (-10.23)	-1.930*** (-10.39)	-2.213*** (-10.16)	-2.215*** (-10.18)
PPE	1.370** (2.07)	1.541** (2.32)	1.344** (2.04)	1.515** (2.30)	1.058 (1.43)	1.087 (1.47)
LEV	8.531*** (13.03)	8.901*** (13.54)	8.345*** (12.80)	8.709*** (13.28)	9.128*** (12.59)	8.984*** (12.38)
Cash	2.054*** (4.10)	1.618*** (2.84)	2.053*** (4.12)	1.510*** (2.67)	1.759*** (2.82)	1.623*** (2.61)
SOE		-0.512 (-1.16)		-0.551 (-1.24)	-0.642 (-1.22)	-0.662 (-1.26)
Opinion		-0.641 (-1.21)		-0.661 (-1.24)	-0.762 (-1.32)	-0.760 (-1.32)
Big4		0.464 (1.38)		0.438 (1.29)	0.626* (1.75)	0.618* (1.71)
LMS		3.936*** (5.09)		3.151*** (3.81)	3.498*** (4.25)	2.812*** (3.18)
AGE		0.057 (0.32)		-0.099 (-0.53)	0.152 (0.77)	0.008 (0.04)
Boardsize		-0.442 (-0.94)		-0.390 (-0.84)	-0.387 (-0.76)	-0.357 (-0.70)
Indep		0.516 (0.34)		0.497 (0.33)	0.709 (0.43)	0.693 (0.42)
Duality		0.077 (0.44)		0.083 (0.48)	0.130 (0.68)	0.129 (0.68)
常数项	38.170*** (9.64)	41.953*** (10.01)	39.962*** (9.91)	42.661*** (10.12)	48.516*** (9.82)	49.061*** (9.91)
公司、年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20434	20434	20434	20434	17993	17993
adj. R ²	0.2026	0.2050	0.2059	0.2075	0.2227	0.2241

注：***、**和*分别表示1%、5%、10%的水平上显著；N为样本量，adj.R²为调整后的拟合优度，括号内为参数显著性检验的t值；下表同。

公司的股价信息含量,与 Kacperczyk 等的研究结论均^[19]一致。本文还控制了国内机构投资者持股对股价信息含量的影响,ln(M/A) * Ins_local 的系数在 1%的水平显著为正,说明国内机构投资者持股也能提高股价信息含量,与 Bai 等的结论^[14]一致。上述结果表明在控制国内机构投资者的影响后,QFII 仍可显著提高公司的股价信息含量。可能的原因是:一方面,QFII 作为国际的机构投资者,

与国内机构投资者相比,会表现出较小程度的本土偏见,且拥有的专业性投资知识、经验和团队,可以更好地进行公司信息的搜集、分析和加工,获取更多上市公司的信息,有效提高股价信息含量。另一方面,QFII 的监督作用也能有效改善公司的信息披露,进而提高股价信息含量。控制变量的符号与 Kacperczyk 等的研究结论^[19]是一致的。

表 3 的结果证明 QFII 显著提高股价的信息含量(用公司未来 1 期的收益来衡量),因此,表 3 主要验证 QFII 对短期内的股价信息含量的影响,那么 QFII 是否也影响公司市值对未来长期收益的作用呢?为此,本文使用公司未来两期和三期的收益与当期总资产的比值(F2_E/A 和 F3_E/A)衡量股价信息含量再进行分析,表 4 是回归结果。第(1)~(2)列的被解释变量是 F2_E/A,第(3)~(4)列的被解释变量是 F3_E/A。结果显示 ln(M/A)的系数均显著为正,表明长期内的股价信息含量是有效的。通过比较表 3 的第(2)列 ln(M/A)的系数和 t 值(3.706 和 21.67)、表 4 的第(1)列的系数和 t 值(3.292 和 11.04)和第(3)列的系数和 t 值(1.445 和 3.71),可知公司市值对未来收益的系数和显著性均显著降低,表明公司市值对未来收益的影响是减弱的,即公司的股价信息含量是逐渐降低。第(2)列和第(4)列是验证 QFII 对公司股价信息含量的影响,ln(M/A) * QFII 的系数分别在 5%和 10%的水平显著,表明 QFII 对长期的股价信息含量的影响是减弱的,而对短期内的股价信息含量有显著的提升作用。在下面的分析中,本文使用公司未来 1 期的收益(F_E/A)来衡量股价信息含量,即主要验证 QFII 对短期内的股价信息含量的影响。

(二)异质性分析

1.企业所有制的影响。已有研究表明国有企业的信息披露质量较低,导致其股价同步性较高,股价中包含较少公司层面的信息^{[15][42]}。Gul 等使用 1996~2003 年中国上市公司的数据研究发现,国有企业有弱的公司治理和对小股东有更少的保护,因此国有企业的股价同步性较高^[2]。进一步,Ben-Nasr 和 Cosset 使用 41 个国家的私有化公司研究发现,国家控股的公司股价信息含量较低,是因为国家控股的公司信息环境不透明,使投资者搜集公司私有信息的成本较高,从而减少公司的知情者交易,进而降低股价信息含量^[43],这个结论对新兴市场的国家公司样本也成立。这些研究表明国有企业的股价信息含量较低,而表 3 的结果表明 QFII 提高公司的股价信息含量,那么 QFII 是促进国有企业的股价信息含量还是促进非国有企业的股价信息含量呢?为了验证该假设,本文把样本分为国有企业和非国有企业,表 5 的第(1)~(2)列是回归结果。

国有企业样本中 ln(M/A) * QFII 的系数在 1%的水平显著为正,非国有企业样本中 ln(M/A) * QFII 的系数为正,但不显著,表明 QFII 显著提高国有企业的股价信息含量,说明境外机构投资者拥有卓越的能力,有资源和技术来收集并处理与价值相关的公司特定信息,使公司特定信息融入到股票价格中。本文进一步比较了国有企业和非国有企业样本的 ln(M/A) * QFII 系数差异性,发现第(1)列 ln(M/A) * QFII 的系数显著大于第(2)列 ln(M/A) * QFII 的系数,且差值在 10%的水平显著。可知,国有企业的股价信息含量较低,QFII 更能发挥监督的作用,而民营企业的股价信息含量相对较高,QFII 发挥的监督作用较小,表明 QFII 持股可以部分替代所有制对股价信息含量的影响作用。

2.市场化程度的影响。在市场化程度较低的地区,公司所受到的外部监督较低,会导致信息披露质量更差^[44],因此,“沪港通”的实施对股价信息含量的影响在市场程度较低的地区更明显^[25]。已有研究表明在市场程度成熟地区,公司的股价信息含量越高。那么 QFII 持股对公司的股价信息含量

表 4 QFII 与长期的股价信息含量(用公司未来两期收益 F2_E/A 和三期的收益 F3_E/A 来衡量)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	F2_E/A	F2_E/A	F3_E/A	F3_E/A
ln(M/A)	3.292*** (11.04)	2.747*** (8.62)	1.445*** (3.71)	0.727* (1.74)
ln(M/A) * QFII		0.227** (2.37)		0.253* (1.84)
QFII		0.083 (1.10)		0.138 (1.48)
Controls ¹	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20434	20434	20419	20419
adj. R ²	0.1800	0.1829	0.2354	0.2377

的影响是否也会受到市场监管程度的影响呢？

为此,本文使用王小鲁等的中国分省份市场化指数报告中市场化指数^[40]测度市场监管程度,该值越大,表示市场化程度越高,市场监管越严格。具体地,如果上市公司注册所在地的评分大于中位数,则被划入市场化程度越高的组(市场监管严格组),反之为市场化程度低的组(市场监管宽松组),回归结果如表 5 的第(3)~(4)列。结果表明,在市场化程度低的样本中, $\ln(M/A) * QFII$ 的系数在 1%的水平显著为正;而在市场化程度越高的样本中, $\ln(M/A) * QFII$ 的系数不显著为正,其组间 $\ln(M/A) * QFII$ 系数的差异在 10%的水平显著。可知,在市场化程度越低的样本,QFII 显著提高股价信息含量,更有效发挥 QFII 的监督作用,进一步证明了 QFII 可以部分替代市场监管对股价信息含量的影响作用,与钟覃琳和陆正飞的结论^[25]一致。

五、内生性分析和稳健性检验

QFII 与公司股价信息含量的影响可能存在内生性问题,本文的估计结果有可能受到遗漏变量和反向因果的影响。一方面,一些不可观测的地区和公司因素可能同时影响 QFII 持股和股价信息含量;另一方面,QFII 可能倾向于持有股价信息含量高的公司股份。为了减少 QFII 与股价信息含量之间存在的内生性问题,本文使用如下的方法:(1)参考 Fisman 和 Svensson、Aggarwal 等的研究^{[38][45]},使用工具变量法来识别 QFII 持股与股价信息含量的关系;(2)参考 Chen 等^[46],利用 QFII 进入公司这一准外生行为,使用倾向得分匹配法进行样本匹配,然后用双重差分法和安慰剂检验来验证 QFII 对股价信息含量的影响。

(一)工具变量法

为了缓解 QFII 与股价信息含量之间的内生性,参考 Aggarwal 等^[38],本文使用换手率(Turn)和公司是否是沪深 300 成分股(HS300)作为 QFII 持股的工具变量,因为 QFII 可能持有换手率比较高的公司股份,但换手率与公司长期以来形成的股价信息含量没有直接的关系,可以很好地作为 QFII 持股的工具变量。同时 QFII 可能持有沪深 300 成分股的股份,因为沪深 300 成分股是以公司的规模和流动性为标准来选择一些代表性的公司,常作为投资者的投资倾向标的,因此也可以很好地作为 QFII 持股的工具变量。表 6 的第(1)~(2)列是第一阶段的回归结果,结果显示 $\ln(M/A) * Turn$ 、 $\ln(M/A) * HS300$ 、Turn 和 HS300 的系数均显著,且弱工具变量检验的 F 值为 13.3(大于 10),表明 Turn 和 HS300 变量可以很好地作为 QFII 持股的工具变量。第(3)列是第二阶段的回归结果, $\ln(M/A) * QFII$ 的系数在 1%的水平显著为正,表明 QFII 持股显著提高股价信息含量,可知在解决了 QFII 与股价信息含量之间的内生性后,本文的结论仍成立。

进一步,参考 Fisman 和 Svensson 的研究^[45],本文还使用同年份同省份的公司的 QFII 持股均值(QFII_provyear)作为 QFII 的工具变量,因为 QFII_provyear 与年份省份的公司特质正相关,而与单个企业的持股相关性较小,因此可以很好地作为 QFII 持股的工具变量,表 6 的第(4)~(6)列是回归结果。第(4)~(5)列是第一阶段的回归结果,结果中 $\ln(M/A) * QFII_provyear$ 和 QFII_provyear 的系数均在 1%的水平显著为正,且弱工具变量检验的 F 值为 210.856(大于 10),表明本文所选用的工具变量 QFII_provyear 不是弱工具变量,可以很好地作为 QFII 持股的工具变量。第(6)列是第二阶段回归结果,可知 $\ln(M/A) * QFII$ 的系数在 5%的水平显著为正,表明 QFII 显著提高公司的股价信息含量,进一步验证本文的结论。

表 5 企业所有制和市场化程度影响

	企业所有制和市场化程度影响			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	国有企业	非国有企业	市场化程度高	市场化程度低
$\ln(M/A)$	2.954 *** (13.27)	3.582 *** (11.48)	3.013 *** (11.39)	3.738 *** (13.82)
$\ln(M/A) * QFII$	0.267 *** (3.99)	0.083 (0.85)	0.100 (1.21)	0.246 *** (2.85)
QFII	0.077 (1.42)	0.044 (0.52)	0.097 (1.58)	0.012 (0.20)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
N	10069	10365	10908	9526
adj. R ²	0.2426	0.1790	0.1846	0.2341
组间差异值		0.185 *		-0.147 *
组间差异 P 值		0.0582		0.0896

表 6

使用工具变量的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段		第二阶段	第一阶段		第二阶段
	ln(M/A) * QFII	QFII	F_E/A	ln(M/A) * QFII	QFII	F_E/A
ln(M/A)	0.070 *** (2.59)	0.173 *** (6.37)	3.681 *** (16.55)	-0.060 ** (-2.45)	0.122 *** (5.00)	3.304 *** (23.80)
ln(M/A) * Turn	0.015 *** (7.23)	-0.004 * (-1.86)				
ln(M/A) * HS300	0.302 *** (11.24)	0.142 *** (5.29)				
Turn	-0.011 *** (-4.06)	0.011 *** (4.25)				
HS300	0.0326 (1.01)	0.076 ** (2.35)				
ln(M/A) * QFII _provyear				0.960 *** (26.97)	0.188 *** (5.24)	
QFII_provyear				0.155 *** (3.51)	0.845 *** (18.99)	
ln(M/A) * QFII			1.715 *** (2.87)			0.529 ** (2.02)
QFII			-3.466 *** (-3.41)			-0.148 (-0.43)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20211	20211	20211	20211	20211	20211
	F 值:13.300			F 值:210.856		

表 4 的结果是使用公司市场价值与公司未来两期和三期的收益来衡量股价信息含量,为此,本文也用工具变量法来验证 QFII 对公司长期的股价信息含量的影响,结果显示 $\ln(M/A) * QFII$ 的系数均不显著,进一步说明 QFII 对公司长期的股价信息含量的影响作用不明显,更能有效提高公司短期内的股价信息含量。

(二)倾向得分匹配(PSM)

参考 Chen 等^[46],本文利用 QFII 进入公司这一准外生行为,使用倾向得分匹配法进行样本匹配,然后用双重差分法和安慰剂检验来减少 QFII 与股价信息含量之间存在的内生性。

倾向得分匹配的步骤如下:第一步,构造匹配样本。选取 QFII 持股公司的前一年作为实验组,对照组是从未被 QFII 持股的公司,且要求样本中至少有连续三年的数据,包括 QFII 持股前一年、当年和后一年;第二步,计算 QFII 持股公司的倾向得分。利用 logit 模型逐年计算样本公司在该年度被 QFII 持股的概率,其中被解释变量是即将被 QFII 持股的虚拟变量(Treat),如果公司下一年被 QFII 持股,Treat 取值为 1,反之为 0;解释变量为 Ins_local、M_A、E/A、lnMV、PPE、LEV、Cash,同时也控制了行业的固定效应;第三步,采用一对一最近邻匹配法对样本进行匹配,匹配后的样本包含 791 组(1582 个)公司年度数据。表 7 是两组样本中主要变量的 t 检验结果,结果显示对照组和实验组在核心变量之间是无显著差异,满足双重差分的平行性假定。

(三)基于倾向得分匹配的双重差分法(PSM+DID)

根据倾向得分匹配的结果,本文定义一个接受冲击的虚拟变量 Post,对于实验组公司,当其被 QFII 持股后,Post 取值为 1,之前取 0。相应地,也为与其配对的对照组公司设定相同的 Post 取值。本文把实验组和对照组的样本合在一起进行双重差分分析,表 8 是回归结果。表 8 第(1)~(3)列依次增加控制变量,结果显示 $\ln(M/A) * Treat * Post$ 的系数均至少在 5%的水平显著为正,表明 QFII 显著提高股价信息含量,进一步验证本文结论的稳健性。

Variables	控制组		实验组		MeanDiff	t-Value
	N	Mean	N	Mean		
F_E/A	791	8.198	791	8.661	-0.463	-0.581
Ins_local	791	0.058	791	0.060	-0.002	-0.482
Ln(M/A)	791	0.336	791	0.389	-0.053	-1.314
E/A	791	6.460	791	6.663	-0.203	-0.741
lnAsset	791	21.539	791	21.527	0.013	0.233
PPE	791	0.235	791	0.240	-0.004	-0.494
LEV	791	0.415	791	0.413	0.002	0.153
Cash	791	0.253	791	0.250	0.003	0.339

(四) 基于倾向得分匹配的安慰剂检验 (PSM+Placebo test)

本文还使用安慰剂检验进行分析,即在倾向得分匹配后的样本基础上,把 QFII 进入公司这一行为提前一年和两年,然后验证其对股价信息含量的影响。表 9 的第(1)~(2)列是假定 QFII 提前一年进入公司,第(3)~(4)列是假定 QFII 提前两年进入公司,其中第(1)列和第(3)列是使用匹配后的全样本,第(2)列和第(4)列是使用实验组的样本。回归结果显示,第(1)和(3)列 $\ln(M/A) * \text{Treat} * \text{Post}$ 的系数均不显著,第(2)列和第(4)列的 $\ln(M/A) * \text{Post}$ 的系数也不显著,表明确实是 QFII 提高公司的股价信息含量,进一步验证结论的稳健性。

表 9 基于倾向得分匹配的安慰剂检验 (PSM+Placebo test)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	提前一年		提前两年	
	全样本	实验组	全样本	实验组
ln(M/A)	3.567 *** (6.69)	3.501 *** (8.56)	3.454 *** (6.11)	3.342 *** (7.61)
ln(M/A)*Treat*Post	0.387 (1.09)		0.420 (1.00)	
ln(M/A)*Treat	0.006 (0.01)		-0.0356 (-0.07)	
ln(M/A)*Post	-0.599 ** (-2.30)	-0.117 (-0.43)	-0.476 (-1.60)	0.044 (0.14)
Treat * Post	0.703 ** (2.30)		1.164 *** (3.09)	
Post	-0.255 (-1.50)	0.269 (1.05)	-0.151 (-0.73)	0.792 *** (2.60)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
N	14240	7165	14240	7165
adj. R ²	0.2026	0.2105	0.2029	0.2117

(五) 稳健性检验

本文也进行一系列稳健性检验:(1)改变样本区间和删除机构投资者持股为 0 的样本,考虑到 2008 年金融危机的影响、2015 年和 2016 年熔断机制以及股价暴跌的影响,本文对样本区间进行改

表 8 基于倾向得分匹配的双重差分法 (PSM+DID)

	(1)	(2)	(3)
ln(M/A)	4.043 *** (9.03)	3.619 *** (7.53)	3.550 *** (6.96)
ln(M/A)*Treat*Post	0.821 *** (2.60)	0.610 ** (1.98)	0.611 ** (2.00)
ln(M/A)*Treat	-0.342 (-0.77)	-0.170 (-0.40)	-0.146 (-0.35)
ln(M/A)*Post	-0.901 *** (-3.76)	-0.630 *** (-2.86)	-0.608 *** (-2.58)
Treat * Post	0.104 (0.38)	0.319 (1.16)	0.291 (1.08)
Post	-0.108 (-0.63)	-0.278 (-1.66) *	-0.261 (-1.55)
Controls ²	Yes	Yes	Yes
N	14240	14240	14240
adj. R ²	0.1707	0.1996	0.2025

变,分别使用 2009~2016 年和 2010~2014 年的样本进行分析,发现结论仍成立。由于有些公司没有被 QFII 和国内机构投资者持股,本文将没有被机构投资者持股的数据删除,然后进一步验证 QFII 对股价信息含量的影响,发现文中的结论仍成立。(2)本文还使用 QFII 的累计授权额度(Quota)作为 QFII 的衡量指标,以进一步识别 QFII 与股价信息含量之间的关系。因为 Quota 是证监会批准并由国家外汇管理局授予的投资额度,授权额度越大,QFII 能持股的上市公司数目或者持股变化就越多,因此,授权额度(Quota)及其变化(Δ Quota)与 QFII 正相关,可以作为 QFII 的衡量指标,研究结果表明 QFII 的授权额度显著提高公司的股价信息含量,进一步验证本文的结论。(3)使用股价同步性来衡量股价信息含量。参考 Morck 等^[3],本文用股价同步性(Syn)作为公司股价信息含量的衡量指标,Syn 取值越小,说明股价信息含量越高。结果表明 QFII 可以显著提高股价信息含量,进一步验证结论的稳健性。

六、机制分析

上述的一系列结果表明,QFII 有效提高公司的股价信息含量,那么 QFII 是如何影响股价信息含量呢,本文主要通过 QFII 主动型持股来有效发挥监督作用以及提高公司的信息披露质量和会计信息质量来改善股价信息含量等途径来探究其内在机制。

首先,为了验证 QFII 是否通过主动型持股来提高股价信息含量,本文把 QFII 分为主动型的 QFII 持股(QFII_indep)和消极型的 QFII 持股(QFII_grey),表 10 是回归结果。结果显示 $\ln(M/A) * QFII_indep$ 的系数在 5%的水平显著为正, $\ln(M/A) * QFII_grey$ 的系数为正,但不显著,可知,与消极型的 QFII 持股相比,主动型的 QFII 持股有效提高公司的股价信息含量,表明主动型的 QFII 持股更能发挥监督作用,与 Chen 等、Aggarwal 等和 Luong 等的结论^{[37][38][39]}一致。

其次,参考李春涛等^[30],本文使用 Kim 和 Verrecchia 的方法^[47]测度公司的信息披露质量,KV 值越大,表示信息披露质量越低。进一步,根据样本中每年 KV 的中位值分为高低两组,然后分组检验在不同信息披露质量下 QFII 对股价信息含量的影响,表 11 的第(1)列和第(2)列是回归结果。结果显示在信息披露质量高的组 $\ln M_A * QFII$ 的系数在 1%的水平显著为正,而在信息披露质量低的组 $\ln M_A * QFII$ 的系数不显著,且组间 $\ln M_A * QFII$ 的系数差异在 5%的水平显著,表明 QFII 更能提高信息披露质量高的公司的股价信息含量,可知 QFII 对股价信息含量的影响依赖于公司的信息披露质量,即 QFII 不能通过提高公司的信息披露质量来增加股价信息含量。

最后,本文使用 Jones 模型^[48]和修正的 Jones 模型^[49]来计算可操控应计利润,然后取绝对值,值越大,公司的应计盈余管理程度(DA)越高,会计信息质量越低。进一步,根据样本每年 DA 的中位值分为高低两组,然后分组检验在不同会计信息质量下 QFII 对股价信息含量的影响,表 11 的第(3)~(6)列是回归结果。在会计信息质量低的样本中, $\ln M_A * QFII$ 的系数在 1%的水平显著为正,在会计信息质量高的样本中,第(4)列的 $\ln M_A * QFII$ 系数不显著,第(5)列的 $\ln M_A * QFII$ 系数在 5%的水平显著为正,但系数显著性和大小均小于会计信息质量低的样本值,且组间 $\ln(M/A) * QFII$ 系数的差异至少在 10%的水平显著。可知,在会计信息质量低的样本,QFII 显著提高股价信息含量,说明 QFII 更能提高会计信息质量低的公司股价信息含量,即会计信息质量的提高是 QFII 改善股价信息含量的影响途径。

表 10 不同类型的 QFII 持股对股价信息含量的影响

	(1)	(2)	(3)
$\ln(M/A)$	3.347*** (17.97)	3.351*** (17.95)	3.389*** (18.17)
$\ln(M/A) * QFII_indep$	0.284** (2.44)	0.288** (2.48)	
$\ln(M/A) * QFII_grey$	0.096 (0.44)		0.151 (0.69)
QFII_indep	0.099 (1.18)	0.103 (1.24)	
QFII_grey	0.103 (0.64)		0.109 (0.68)
Controls	Yes	Yes	Yes
N	20434	20434	20434
adj. R ²	0.2074	0.2074	0.2066

表 11

QFII 对股价信息含量的影响机制

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	信息披露质量		会计信息质量			
	低	高	低	高	低	高
lnM_A	3.554 *** (10.84)	3.285 *** (13.28)	3.983 *** (13.13)	2.682 *** (10.33)	3.995 *** (12.66)	2.745 *** (9.92)
lnM_A * QFII	0.095 (1.06)	0.299 *** (3.26)	0.320 *** (3.47)	0.097 (1.18)	0.318 *** (3.03)	0.178 ** (2.18)
QFII	0.024 (0.34)	0.088 (1.34)	0.000 (0.00)	0.026 (0.46)	-0.046 (-0.61)	0.024 (0.42)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9701	9709	9507	9514	8774	8778
adj. R ²	0.1810	0.2236	0.1835	0.2282	0.1811	0.2252
组间差异值	-0.203 **		0.223 ***		0.140 *	
组间差异 P 值	0.0264		0.00653		0.0873	

综上所述, QFII 能够通过主动型持股来有效发挥监督作用和提高公司的会计信息质量来改善股价信息含量。

七、结论和政策建议

区别于已有使用同步性指标来衡量股价信息含量的研究, 本文使用公司未来预测的现金流与当前股票市场价格的变化来衡量股价信息含量。研究发现 QFII 显著提高公司短期的股价信息含量(用公司未来一期的收益来衡量), 对长期的股价信息含量(用未来两期和三期的公司收益来衡量)的影响有所减弱; 异质性分析发现 QFII 对股价信息含量的影响作用在国有企业以及市场监管宽松的地区的样本更明显, 表明 QFII 持股可以部分替代所有制和市场监管对股价信息含量的影响作用; 最后, 机制检验发现 QFII 通过主动型持股来发挥监督作用以及提高公司的会计信息质量来改善股价信息含量。

依据本文的结论, 本文提出如下的政策建议: 首先, 证监会和金融监管局可以增加 QFII 的数目, 使更多的 QFII 能够进入中国市场和持有上市公司的股份, 从而更好发挥 QFII 的监督作用。目前, 我国取消了 QFII 投资额度限制, 有利于满足 QFII 对我国金融市场的投资需求。因此, 监管部门也需要鼓励管理层去主动改善公司的内部治理水平和信息环境, 进而吸引更多的 QFII 了解、熟悉和进入中国资本市场, 从而持有更多的中国上市公司股份, 进而发挥其监督作用, 最终提高我国资本市场的有效性。其次, QFII 对国有企业以及市场监管较宽松地区样本的股价信息含量的促进作用更显著, 表明 QFII 可以部分替代所有制形式、市场监管对股价信息含量的影响作用, 因此, 需要鼓励 QFII 能够持有内部治理水平差和市场监管较宽松地区的公司股份, 更好地发挥 QFII 的监督作用。最后, 监督者应该制定更为完善的相关政策来保护 QFII 的权益, 使其能够长期在我国资本市场进行投资和发展, 实现 QFII 的投资行为对国内投资者起到示范作用, 改善我国投资者的投资方法和理念, 进而去持有公司内部治理和信息披露质量好的股份, 最终促进中国资本市场更加规范化和国际化。

注释:

①回归中省略了 $\ln(M/A) * \text{Ins_local}$ 、 Ins_local 、 $\ln\text{Asset}$ 、 PPE 、 LEV 、 ROA 、 Cash 、 SOE 、 Opinion 、 Big4 、 LMS 、 AGE 、 Boardsize 、 Indep 、 Duality 变量的系数和相应的参数检验值, 用 Controls 表示。此外, 如果不加说明, 所有回归均控制了年份和公司的固定效应。

②第(1)列回归中省略了 E/A 的系数和参数检验值, 第(2)列 E/A 、 $\ln\text{Asset}$ 、 PPE 、 LEV 、 ROA 、 Cash 的系数和参数检验值, 第(3)列省略了 E/A 、 $\ln\text{Asset}$ 、 PPE 、 LEV 、 ROA 、 Cash 、 SOE 、 Opinion 、 Big4 、 LMS 、 AGE 、 Boardsize 、 Indep 、 Duality 变量的系数和相应的参数检验值。

参考文献:

- [1] Gelb, D.S., Zarowin, P. Corporate Disclosure Policy and the Informativeness of Stock Prices[J]. *Review of Accounting Studies*, 2002, 7(1): 33—52.
- [2] Gul, F. A., Kim, J. B., Qiu, A. A. Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 95(3): 425—442.
- [3] Morck, R., Yeung, B., Yu, W. The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1—2): 215—260.
- [4] Hasan, I., Song, L., Wachtel, P. Institutional Development and Stock Price Synchronicity: Evidence from China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42(1): 92—108.
- [5] Foucault, T., Gehrig, T. Stock Price Informativeness, Cross-Listings, and Investment Decisions[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(1): 146—168.
- [6] 朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. *金融研究*, 2007, (2): 110—121.
- [7] Piotroski, J. D., Roulstone, D. T. The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices[J]. *The Accounting Review*, 2004, 79(4): 1119—1151.
- [8] Grossman, S. J., Stiglitz, J. E. On the Impossibility of Informationally Efficient Markets[J]. *The American Economic Review*, 1980, 70(3): 393—408.
- [9] Gillan, S., Starks, L. T. Corporate Governance, Corporate Ownership, and the Role of Institutional Investors: A Global Perspective[J]. *Journal of Applied Finance*, 2003, 13(2): 4—22.
- [10] An, Z., Li, D., Huang, G., et al. Corporate Risk-Taking, Foreign Institutional Ownership and the Role of Macro Corporate Governance[Z]. SSRN Working Paper, 2018.
- [11] Roll, R. R² [J]. *The Journal of Finance*, 1988, 43(3): 541—566.
- [12] 游家兴. R² 的复活——股价同步性研究评述与展望[J]. *管理科学学报*, 2017, (3): 63—79.
- [13] 林忠国, 韩立岩, 李伟. 股价波动非同步性——信息还是噪音? [J]. *管理科学学报*, 2012, (6): 68—81.
- [14] Bai, J., Philippon, T., Savov, A. Have Financial Markets Become More Informative? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 122(3): 625—654.
- [15] 王亚平, 刘慧龙, 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性[J]. *金融研究*, 2009, (12): 162—174.
- [16] Boehmer, E., Kelley, E. K. Institutional Investors and the Informational Efficiency of Prices[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(9): 3563—3594.
- [17] An, H., Zhang, T. Stock Price Synchronicity, Crash Risk, and Institutional Investors[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2013, (21): 1—15.
- [18] He, W., Li, D., Shen, J., et al. Large Foreign Ownership and Stock Price Informativeness around the World [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013, (36): 211—230.
- [19] Kacperczyk, M., Sundaresan, S., Wang, T. Do Foreign Investors Improve Market Efficiency? [Z]. NBER Working Paper, 2018.
- [20] He, W., Shen, J. Do Foreign Investors Improve Informational Efficiency of Stock Prices? Evidence from Japan [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2014, (27): 32—48.
- [21] Kim, J. B., Cheong, H. Y. Foreign versus Domestic Institutional Investors in Emerging Markets: Who Contributes More to Firm-Specific Information Flow? [J]. *China Journal of Accounting Research*, 2015, 8(1): 1—23.
- [22] Vo, X. V. Do Foreign Investors Improve Stock Price Informativeness in Emerging Equity Markets? Evidence from Vietnam[J]. *Research in International Business and Finance*, 2017, (42): 986—991.
- [23] Albuquerque, R., Bauer, G. H., Schneider, M. Global Private Information in International Equity Markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 18—46.
- [24] 饶育蕾, 许军林, 梅立兴, 等. QFII 持股对我国股市股价同步性的影响研究[J]. *管理工程学报*, 2013, (2): 202—208.
- [25] 钟覃琳, 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]. *管理世界*, 2018, (1): 169—179.
- [26] Veldkamp, L. L. Information Markets and the Comovement of Asset Prices[J]. *The Review of Economic Stud-*

ies, 2006, 73(3): 823—845.

[27] Haggard, K.S., Martin, X., Pereira, R. Does Voluntary Disclosure Improve Stock Price Informativeness? [J]. *Financial Management*, 2008, 37(4): 747—768.

[28] Jin, L., Myers, S.C. R² Around the World: New Theory and New Tests [J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 79(2): 257—292.

[29] 杨海燕, 韦德洪, 孙健. 机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗? ——兼论不同类型机构投资者的差异 [J]. *会计研究*, 2012, (9): 16—23.

[30] 李春涛, 刘贝贝, 周鹏, 等. 它山之石: QFII 与上市公司信息披露 [J]. *金融研究*, 2018, (12): 142—160.

[31] 杜兴强, 温日光. 公司治理与会计信息质量: 一项经验研究 [J]. *财经研究*, 2007, (1): 122—133.

[32] Hutton, A.P., Marcus, A.J., Tehranian, H. Opaque Financial Reports, R², and Crash Risk [J]. *Journal of Financial Economics*, 2009, 94(1): 67—86.

[33] 陆瑶, 沈小力. 股票价格的信息含量与盈余管理——基于中国股市的实证分析 [J]. *金融研究*, 2011, (12): 131—146.

[34] 孙光国, 刘爽, 赵健宇. 大股东控制、机构投资者持股与盈余管理 [J]. *南开管理评论*, 2015, (5): 75—84.

[35] Kim, I., Miller, S., Wan, H., et al. Drivers Behind the Monitoring Effectiveness of Global Institutional Investors: Evidence from Earnings Management [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2016, (40): 24—46.

[36] Almazan, A., Hartzell, J.C., Starks, L.T. Active Institutional Shareholders and Costs of Monitoring: Evidence from Executive Compensation [J]. *Financial Management*, 2005, 34(4): 5—34.

[37] Chen, X., Harford, J., Li, K. Monitoring: Which Institutions Matter? [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 86(2): 279—305.

[38] Aggarwal, R., Erel, I., Ferreira, M., et al. Does Governance Travel around the World? Evidence from Institutional Investors [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 100(1): 154—181.

[39] Luong, H., Moshirian, F., Nguyen, L., et al. How Do Foreign Institutional Investors Enhance Firm Innovation? [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2017, 52(4): 1449—1490.

[40] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.

[41] Tobin, J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1969, 1(1): 15—29.

[42] Carpenter, J.N., Lu, F., Whitelaw, R.F. The Real Value of China's Stock Market [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 139(3): 679—696.

[43] Ben-Nasr, H., Cosset, J.C. State Ownership, Political Institutions, and Stock Price Informativeness: Evidence from Privatization [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2014, (29): 179—199.

[44] 游家兴, 张俊生, 江伟. 制度建设、公司特质信息与股价波动的同步性——基于 R² 研究的视角 [J]. *经济学(季刊)*, 2007, (1): 189—206.

[45] Fisman, R., Svensson, J. Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence [J]. *Journal of Development Economics*, 2007, 83(1): 63—75.

[46] Chen, T., Harford, J., Lin, C. Do Analysts Matter for Governance? Evidence from Natural Experiments [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(2): 383—410.

[47] Kim, O., Verrecchia, R.E. The Relation among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information [J]. *The Accounting Review*, 2001, 76(4): 633—654.

[48] Jones, J.J. Earnings Management during Import Relief Investigations [J]. *Journal of Accounting Research*, 1991, 29(2): 193—228.

[49] Dechow, P.M., Sloan, R.G., Hutton, A.P. Detecting Earnings Management [J]. *The Accounting Review*, 1995, 70(2): 193—225.

(责任编辑: 肖加元)