

CSSCI 集刊
中国金融学年会会刊

金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

QFII 持股如何影响企业创新：
来自上市企业专利及研发的证据
张惠琳 倪晓然

中央巡视工作是否提高了企业业绩
——基于准自然实验的证据
王砾 孔东民 王茂斌

股票流动性与董事会监督
——基于中国上市公司的实证研究
熊家财

限制新股上市首日涨幅是否改变了 IPO 抑价的反应模式
唐齐鸣 陈辉 马丽

非对称随机波动率模型的偏度影响分析
孔继红

中国股票市场的行业特质性金融传染特征：
基于网络模型的实证研究
裴茜 朱书尚



立信会计出版社
LIXIN ACCOUNTING PUBLISHING HOUSE

金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

第 11 卷第 2 期 2017

主 办 中国金融学年会
编 委 会 (按姓氏拼音排序)

执行主编

刘 力 / 北京大学
徐信忠 / 中山大学
朱武祥 / 清华大学

主编

陈学彬 / 复旦大学 吴冲锋 / 上海交通大学
刘锡良 / 西南财经大学 郑振龙 / 厦门大学

副主编

巴曙松 / 国务院发展研究中心	汪昌云 / 中国人民大学
柴 俊 / 香港城市大学	王春锋 / 天津大学
陈守东 / 吉林大学	王晓芳 / 西安交通大学
杜化宇 / 台湾政治大学	魏国强 / 香港科技大学
贺 强 / 中央财经大学	巫和懋 / 北京大学
胡金焱 / 山东大学	吴 军 / 对外经贸大学
金雪军 / 浙江大学	杨胜刚 / 湖南大学
李心丹 / 南京大学	叶永刚 / 武汉大学
刘少波 / 暨南大学	曾 勇 / 电子科技大学
柳永明 / 上海财经大学	张 华 / 香港中文大学
陆 军 / 中山大学	张 荔 / 辽宁大学
马君璐 / 南开大学	张 维 / 天津财经大学
裴 平 / 南京大学	张 新 / 中国人民银行
史永东 / 东北财经大学	周春生 / 长江商学院
唐齐鸣 / 华中科技大学	朱新蓉 / 中南财经政法大学
万解秋 / 苏州大学	

编辑部

罗党论 连玉君 柳建华 李晓霞 马 晶

图书在版编目(CIP)数据

金融学季刊. 第 11 卷. 第 2 期 / 徐信忠, 刘力, 朱武祥主编. —上海: 立信会计出版社, 2017. 5
ISBN 978-7-5429-5456-5

I. ①金… II. ①徐… ②刘… ③朱… III. ①金融学—丛刊 IV. ①F830-55

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2017)第 090419 号

策划编辑 孙 勇
责任编辑 方士华
封面设计 南房间

金融学季刊(第 11 卷 第 2 期)

Jinrongxue Jikan

出版发行	立信会计出版社		
地 址	上海市中山西路 2230 号	邮政编码	200235
电 话	(021)64411389	传 真	(021)64411325
网 址	www.lixinaph.com	电子邮箱	lxaph@sh163.net
网上书店	www.shlx.net	电 话	(021)64411071
经 销	各地新华书店		

印 刷	上海天地海设计印刷有限公司
开 本	787 毫米×1092 毫米 1/16
印 张	10.25
字 数	189 千字
版 次	2017 年 5 月第 1 版
印 次	2017 年 5 月第 1 次
书 号	ISBN 978-7-5429-5456-5/F
定 价	45.00 元

如有印订差错,请与本社联系调换

2017 年度《金融学季刊》征订

《金融学季刊》是由中国金融学年会主办、中山大学岭南学院承办、立信会计出版社出版的专业学术刊物，主要刊登有关资产定价、公司财务和治理、金融市场与金融机构、金融工程、货币银行、国际金融等领域的高水平学术型论文。

《金融学季刊》将秉承学术中立、公正的原则，以弘扬金融学术研究为最高宗旨，坚持严谨、深入、细致、求实的学术风范。《金融学季刊》按照国际规范学术期刊的管理和编辑工作方式运作，实行严格的双匿名审稿制。《金融学季刊》的创刊目标是成为代表中国金融学研究最高水平的权威刊物，成为中国金融理论与实践研究和教学所必备的文献资源。

我们诚挚邀请海内外学者共襄盛举，踊跃投稿和订阅，为中国金融学的发展共同努力。

征 订 回 执

书 名	订 阅 年 度	订 数	汇 款 金 额
《金融学季刊》 每期订价： 45.00 元/册(含邮费)	☐ 2017 年共 4 期	共 计 期 每 期 册 总 计 册	
征订单位名称 (发票抬头)			
收书信息 (姓名/地址/ 邮编/电话)			
联系人		电话/手机 E-mail	
汇款单位(人)		电话/手机 E-mail	

◇ 电汇信息：

户名：立信会计出版社有限公司；
开户银行：农行上海田林支行；
账号：033 869 008 010 010 92。

◇ 购书流程：

- 1. 回复征订单：请您将此“征订回执”填写完整，传真或 E-mail 给我们，并确认是否收悉；
 - 2. 汇款：汇款后，请务必将“汇款回执单”传真或 E-mail 给我们，以便核对汇款到账情况。
- ★注：当汇款单位(人)与征订单位(人)不符时，请务必电话联系确认，以免耽误发书。

感谢您的支持与回顾！

2017

金融学季刊

第 11 卷 第 2 期

目 录

QFII 持股如何影响企业创新:来自上市企业 专利及研发的证据.....	张惠琳 倪晓然 / 1
中央巡视工作是否提高了企业业绩 ——基于准自然实验的证据	王 砾 孔东民 王茂斌 / 30
股票流动性与董事会监督 ——基于中国上市公司的实证研究	熊家财 / 56
限制新股上市首日涨幅是否改变了 IPO 抑价的 反应模式	唐齐鸣 陈 辉 马 丽 / 80
非对称随机波动率模型的偏度影响分析.....	孔继红 / 103
中国股票市场的行业特质性金融传染特征: 基于网络模型的实证研究.....	裴 茜 朱书尚 / 122

Quarterly Journal of Finance

CONTENTS

Vol. 11, No. 2, 2017

How Can QFII Ownership Affect Firm Innovation: Evidence from Patenting and R & D of Listed-Firms	Zhang Huilin Ni Xiaoran / 1
Does the Central Inspection Campaign Improve the Firm Performance: Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China	Wang Li Kong Dongmin Wang Maobin / 30
Stock liquidity and Board Monitoring: Evidence from China	Xiong Jiakai / 56
Did the Price Limits Change the Reaction Pattern of the IPO Underpricing	Tang Qiming Chen Hui Ma Li / 80
The Impact on Skewness of Asymmetric Stochastic Volatility Model	Kong Jihong / 103
Empirical Study on Contagion Network of Idiosyncratic Financial Risk of Industries in Chinese Stock Market	Pei Xi Zhu Shushang / 122

QFII 持股如何影响企业创新： 来自上市企业专利及研发的证据

张惠琳 倪晓然*

【摘 要】 本文发现, QFII 持股能够促进企业创新: QFII 持股使企业的专利申请数量增加, 专利申请质量更高, 研发投入增大。上述主要发现在处理了潜在的内生性问题后仍然成立。进一步研究表明, QFII 持股能通过提升股价信息含量和降低高管的薪酬——业绩敏感性促进企业创新, 而并没有通过提升治理水平促进企业创新。此外, QFII 持股强化了创新产出对企业未来价值的正向影响。上述发现有助于从微观视角理解资本市场开放对企业成长和经济转型的促进作用。

【关键词】 QFII 持股 企业创新 专利 研发

一、引 言

创新是经济增长的核心动力。作为经济活动的主体, 企业的创新投入对经济转型起着至关重要的作用。2015 年 9 月, 世界知识产权组织等机构联合编制的“2015 年全球创新指数”发布。在该指数所涵盖的 141 个经济体中, 中国虽然在中等收入经济体中排名第 1 位, 不过在世界范围内仅排名第 29 位, 可见仍然有很大的提升空间。^① 改革开放以来, 外资在我国经济转型的过程中始终发挥着至关重要的作用。作为对外开放的重要环节, 我国的资本市场处在向纵深不断开放的进程中。在“新常态”的大背景下, 如果能够通过资本市场开放充分挖掘对外开放潜力, 通过促进创

* 张惠琳, 北京师范大学经济与工商管理学院企业管理系; 倪晓然, 清华大学经济管理学院金融系, 美国密歇根大学(安娜堡分校)罗斯商学院访问学者。通讯作者及联系方式: 倪晓然, 北京市海淀区清华大学经济管理学院舜德楼 321; Email: nxr.08@sem.tsinghua.edu.cn。本文部分完成于作者之一在美国密歇根大学(安娜堡分校)罗斯商学院访学期间, 感谢 E. Han Kim 教授提供的优越学术环境和悉心帮助。当然, 文责自负。

① 《中国创新全球排名 29 位》: <http://news.sina.com.cn/o/2015-09-22/doc-ihxzxpx4948108.shtml>。

新寻求增长动力,就能够实现既有引擎与转型需求的有效对接,实现金融发展促进实体经济发展,因而资本市场开放的重要性不言而喻。

2001年以来,在“超常规发展机构投资者”战略目标的指引下,一批合格境外投资者(Qualified Foreign Institutional Investors,以下简称QFII)逐步持股我国上市企业。QFII制度成了我国在资本项目尚未完全开放的情况下,有序开放资本市场的窗口,数年来得到了长足的发展。然而,关于其所发挥的作用却争议甚多。在2015年上半年我国股市的暴涨暴跌行情中,社会各界关于“境外机构做空A股”的声音再次甚嚣尘上。事实上,与2007年在暴跌前夜外资看空牛市的情形类似,2015年第一季度,在A股大涨的背景下,QFII出现大幅度减仓行为,事后股市行情的发展重现了2007年的历史。^①不过,2015年6月,在不断有外资机构发布研究报告看空A股的情形下,QFII在A股开户的速度却明显加快。证监会也表示,将持续支持QFII等境外长期资金入市,并扩增QFII额度。^②鉴于QFII在现实中令市场困惑的行为和由此引发的争议,本文试图对QFII制度所产生的经济效果进行检验。企业的创新投入和创新产出决定着经济转型的整体效果,因而企业创新是研究这一问题的合适视角。那么,QFII持股究竟是促进还是抑制了企业创新,会通过什么样的渠道影响企业创新?本文将就此展开研究。

企业创新是一项典型的高风险的长期投资,其调整成本和融资成本通常较高,并且由于创新活动的商业保密性和人力资本投入难以度量等特点,导致企业与外界常常面临着较高的信息不对称(鞠晓生,2013)。促进企业创新的激励机制,需要将短期中对失败的容忍和丰厚的长期回报相结合(Manso, 2011)。从理论上讲,QFII持股对企业创新可能存在正反两方面的影响。一方面,QFII持股能够促进企业创新。QFII多来自对投资者保护较强的发达资本市场,公司治理水平较高,并且与境内企业的既有业务联系较少,有可能在持股企业中发挥积极的公司治理职能(Ferreira和Matos,2008; Aggarwal等2011),较高的公司治理水平有助防止企业经理人“享受平静生活”(Bertrand和Mullainathan, 2003),能够提升企业的风险水平和创新产出(John等,2008; Atanassov, 2013);并且,QFII多为国际知名的金融企业,具备优异的资本市场运作能力,能够有效地整合、分析信息,这将有助于缓解企业和外界之间的信息不对称,帮助企业董事会和经理人作出更有效的投资决策(He等,2013)。风险厌恶的企业经理人可能主动放弃具有高风险的创新项目,以避免短

^① 《QFII一季度再现大减仓 “5·30”暴跌前曾出逃》: <http://business.sohu.com/20150505/n412381139.shtml>。

^② 《沪深股市连续下跌 QFII 开户速度加快》: <http://finance.sina.com.cn/stock/t/20150709/170322639806.shtml>。

期失败给职业生涯发展带来的后果(Aghion 等,2013)。QFII 可能会在技术转移方面为企业提供帮助,并且依赖持股高技术水平企业的经验,可以与企业决策层实现信息沟通,进而促成企业将激励机制从以短期业绩为基础改进为以长期业绩为基础,增加对短期失败的容忍度,进而促进创新(Guadalupe 等,2012; Aghion 等,2013; Luong 等,2015)。另一方面,QFII 持股也可能会抑制企业创新。有诸多证据表明,QFII 在我国资本市场上没有发挥有效的正面作用。QFII 存在显著的羊群行为,其所显现出的高度一致的卖出行为有可能加大市场波动,值得警惕(刘成彦等,2007)。有研究给出了境外机构投资者持股加剧我国上市企业股价波动的直接证据(Chen 等,2013)。可见,QFII 持股也有可能激化经理人的短视行为,从而抑制企业创新。有研究认为,我国 QFII 制度的实施已取得阶段性成果,不过由于 QFII 持股比例较低,其提升上市公司业绩的激励不足(李蕾和韩立岩,2013)。如果的确如此,那么 QFII 持股还有可能对企业创新没有显著影响。鉴于理论上的争议,QFII 持股与企业创新的关系,是一个需要通过实证检验来回答的问题,并且对其影响机制也需要进一步加以探讨。

本文的研究发现,QFII 持股显著促进了企业创新投入和创新产出。基于 2002—2010 年上市企业专利申请数量的实证检验表明,QFII 持股提升了企业的发明专利申请数量,并且这一影响主要体现于 QFII 持股后的未来 2 年内;以发明专利申请获得授权数量、各类专利申请总量衡量企业创新,我们也发现了类似的结果。此外,基于 2006—2013 年上市企业研发投入的实证检验表明,QFII 持股显著提升了企业的研发投入水平。针对本文的主要发现,我们综合采用倾向得分匹配、工具变量等方法,谨慎处理了可能存在的内生性问题,并进行了诸多稳健性检验,支持了 QFII 持股与企业创新之间的正向因果关系。进一步研究表明,QFII 持股可能通过提升股价信息含量和降低高管的薪酬——业绩敏感性促进企业创新,而并没有通过提升治理水平促进企业创新。我们还发现,QFII 强化了创新活动对企业未来价值的正向影响。

与过往研究相比,本文在中国背景下较为全面地探讨了 QFII 作为一类重要机构投资者对企业创新的影响及其路径。Bena 等(2014)、Luong 等(2015)均在跨国研究中发现了境外机构投资者持股能够促进企业创新。不过,他们在 QFII 影响机制方面的发现不同。Bena 等(2014)指出,这一机制的作用在于提升企业治理水平,而不是降低经理人职业生涯风险。而 Luong 等(2014)发现,境外机构投资者的治理作用、降低职业风险作用和技术转移作用都能为企业创新作出贡献。不过,境外机构投资者的作用,常常受制于所在国家的发展阶段和制度环境,在跨国研究中,由于无法详尽考虑这些因素,有可能会带来遗漏变量的问题。本文揭示了,在我国,QFII 持股并没有通过提升治理水平促进企业创新,这与上述发现均有所不同,说明 QFII 在我国促进企业创新的机制与在其他国是有所差别的。在我国的背景下,诸多学者研

究了企业创新的影响因素,其中包括企业规模和市场力量(朱恒鹏,2006)、政府R&D资助(解维敏等,2009)、债务类型(温军等,2011)、大股东治理(唐跃军和左晶晶,2014)、地方司法保护主义(潘越等,2015)等,不过这些研究仅采用研发投入衡量企业创新,因而无法考察上述因素对企业创新产出的影响,这使得上述研究分析是不全面的。参照徐欣和唐清泉(2010)、温军和冯根福(2012)的研究,本文同时考虑以研发投入衡量创新投入和以专利申请衡量创新产出。本文在主题上与温军和冯根福(2012)较为接近,他们的研究表明,异质机构对企业创新有不同影响,不过QFII作为境外机构投资者有其特殊性,他们在QFII持股对企业创新的影响机制方面没有进行深入挖掘,而本文对此较为详尽地进行了分析。毛其淋和许家云(2014)发现,中国企业对外直接投资促进了创新投入和创新产出。本文在主题上与他们的研究相似,不过他们主要考察了资本流出一侧,我们的研究侧重于考察对外开放的另一个侧面——外商证券投资对企业创新的影响,并且在上市企业层面,我们得以采用专利数据更好地衡量创新产出。

本文接下来的部分按照如下的顺序展开:第二部分为理论分析与研究假设,第三部分为研究设计,第四部分为实证结果与分析,第五部分为影响渠道分析,第六部分为研究结论与启示。

二、理论分析与研究假设

在经济全球化和金融自由化的大背景下,资本在国际范围内流动成为趋势,以外商直接投资(Foreign Direct Investment, FDI)和外商证券投资(Foreign Portfolio Investment, FPI)为表现形式的跨境资本流动持续发展。境外机构投资者就属于FPI的一种,在转型国家资本市场发挥着日益重要的作用。具体到我国的语境下,与其他类型的机构投资者类似,QFII的角色也面临着诸如究竟是“价值选择”还是“价值创造”(唐跃军和宋渊洋,2010),是“长期投资者”抑或是“短期机会主义者”(刘京军和徐浩萍,2012)的争议。作为促进经济增长的核心动力,创新活动因其高风险、高回报的特征,日益受到企业的重视和各方的关注。研究QFII持股如何影响企业创新,能够帮助我们认识QFII在中国资本市场上究竟发挥着怎样的作用。

我们分析,QFII持股有可能从以下几个方面促进企业创新。

其一,QFII持股有可能促进股价信息含量的提升,而这将有利于企业经理人从股票价格的变动中掌握有关企业基本面和未来投资机会的信息,进而更好地进行投资决策(Chen等,2007)。过往研究表明,境外机构投资者的确有可能提升股价信息含量水平。Gul等(2010)基于中国背景的研究发现,同时发行了A、B股或A、H股

的企业,面临更严格的信息披露规定,并且境外投资者具备丰富的投资经验以及收集、分析信息的能力,因而其股价同步性更低。He等(2013)在跨国研究中,也发现了境外机构投资者持股提升股价信息含量的直接证据。如果QFII持股能够提升股价信息含量,企业经理人将更有可能从股价变动中识别出投资机会的利好,进而把握投资机会。创新投入是企业行业竞争中获得优势的重要途径(Aghion等,2005),及时地识别创新项目的投资机会对企业来说非常重要。因而,QFII持股对股价信息含量的提升能够对企业从事创新活动起到有效的促进作用。

其二,QFII持股有可能促进企业改进激励机制,减少经理人的短期压力,进而促进企业创新。Manso(2011)指出,短期中对失败的容忍和长期中丰厚回报的结合是激励企业创新的最优机制。将经理人的薪酬与企业短期业绩绑定的激励机制,会激化经理人的短视行为,可能会阻碍企业创新(Ederer和Manso,2013)。Aghion等(2013)发现,美国资本市场上的机构投资者能够为短期业绩不佳的经理人提供保护,在机构投资者持股较多的企业中,经理人更迭对企业业绩的敏感性更低。Luong等(2015)在跨国研究中也发现,企业经理人的薪酬——业绩敏感性在有境外投资者持股的企业中更低。此外,QFII持股还有可能使创新企业更具市场价值。Guadalupe等(2012)考察了以跨国并购为主要形式的境外投资者持股对企业创新的影响。他们发现,境外企业通常并购那些在行业中生产率最高的企业,这类并购给目标企业既带来了新技术,也带来了新的组织管理方法,进而促成了目标企业创新。我们预期,QFII会选择那些具备一定开展创新活动条件的企业,通过新技术和新管理经验的注入挖掘所持股企业的创新潜能,市场会识别QFII持股中蕴含的有关企业创新产出和发展前景的信息,因而QFII持股的信号作用将使企业创新产出与未来价值之间的联系更强。

其三,良好的公司治理有助于激励企业承担风险(John等,2008)和提升创新活动强度(Atanassov,2013)。QFII作为一类重要的机构投资者,有可能通过在公司治理方面的积极作用促进企业创新。Bushee(1998)研究发现,机构投资者能够监督企业经理人,避免其出现短视行为,进而促进企业增加研发投入。近年来,股东积极主义(shareholder activism)的兴起使机构投资者与公司治理紧密相连,诸多学者以美国为背景开展了大量研究。Parrino等(2003)指出,机构投资者可以采用“用脚投票”的策略,在对企业经营状况不满时通过集中抛售股票,形成对企业股价的下行压力,诱导外界形成对企业发展前景的负面预期,给董事会的决策施加影响,也给经理人的个人财富和声誉带来损失。相较于本地的机构投资者,境外机构投资者与本地企业业务往来较少,独立型较强,可以在公司治理方面发挥积极作用(Ferreira和Matos,2008)。境外机构投资者显著提升了被持股企业的治理水平,提升了企业价值(Ferreira和Matos,2008;Aggarwal等2011)。Boubakri等(2013)指出,外资持

股有可能通过引进新技术、控制成本、把控产品质量等手段促使企业承担风险项目,虽然这会增加现金流的不确定性,但有助于企业业绩提升。不过,与美国等发达资本市场机构投资者发展兴盛的情况有所不同,我国企业的股权相对集中,而包括 QFII 在内的机构投资者持股比例普遍较低,有可能难以对企业的经营决策产生显著影响。并且,作为新兴市场国家,我国“法与金融”的发展相对落后, QFII 在遴选持股企业时可能会有规避风险的考虑。因而, QFII 持股可能并不会通过提升企业的治理水平促进创新,而是有可能依托于企业较好的治理水平促进创新。诸多过往研究表明,境外机构投资者会有选择性地决定持有哪些企业的股份。Leuz 等(2010)发现,境外投资者较少投资于投资者保护和信息披露较差的国家,以及较容易出现治理问题的企业。Chung 和 Zhang(2011)认为,机构投资者倾向于选择持有那些治理结构较好的企业的股票,这样能够使监督成本最小化。因而, QFII 持股既有可能“替代”企业原有的不利于创新的机制,也有可能与企业原有的机制“互补”。 QFII 持股究竟是通过“替代”效应还是“互补”效应影响企业创新,需要通过实证分析加以检验。基于上述分析,我们提出如下的待检验的假说:

假说 A1: QFII 持股能够通过减少经理人的短期压力促进企业创新;

假说 A2: QFII 持股能够通过提升股价信息含量促进企业创新;

假说 A3: QFII 持股能够通过提升治理水平促进企业创新。

不过,从理论上分析, QFII 持股也可能会抑制企业创新。Bushee(1998)的研究虽然发现机构投资者的监督作用能够促进企业增加研发投入,不过这一研究也发现有部分机构投资者投资组合的换手率较高,秉持动量交易策略,这类机构投资者会加剧企业经理人的短视行为。刘成彦等(2007)发现, QFII 在我国资本市场上表现出高度一致的卖出行为,这一显著的“羊群行为”有可能加大市场波动(刘成彦等, 2007)。Chen 等(2013)发现, QFII 持股使我国上市企业股价波动上升。这些由 QFII 导致的股价波动,将会使风险厌恶的经理人选择规避风险,因而会导致周期长、风险高的创新投资受到抑制。

基于以上分析,我们提出与此前预期不同的竞争性假说:

假说 B: QFII 持股会抑制企业创新。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文用到的与企业创新有关的数据为专利数据和研发投入数据。以专利数据

为基础构建被解释变量已经是企业创新领域文献的标准方法。不过,过往以中国数据为基础的企业创新研究较难解决专利数据与公司数据无法关联的问题,而上市公司年报披露的专利信息也有较多缺漏。参照高洁等(2015)的研究,本文采用来自《中国专利数据库计划(Chinese Patent Database Project)》的企业创新数据来构建被解释变量,其中的企业专利数据由国家知识产权局(SIPO)公布的专利原始数据与上市公司数据依照一系列步骤手工匹配而成,包括了各类上市公司及其子公司专利申请与授予的信息^①。限于该数据库的时间段,本文作为被解释变量的专利数据的样本区间为2002—2010年。由于2006年企业会计准则对研发费用的处理发生了较大变化(潘越等,2015),我国上市企业在2006年后才较为系统地披露研发投入数据,因而当被解释变量为研发投入时,样本区间为2006—2013年。根据研究需要,我们剔除了金融业的样本,剔除了ST、*ST、暂停上市、退市的企业样本。此外,为了排除极端值的影响,我们对控制变量中的连续变量在前后1%的水平上进行缩尾(winsorize)处理。

(二) 变量定义

本文从专利申请数量、专利申请获得授权数量和研发投入三个方面衡量企业创新。我国的专利分为三类:发明专利、实用新型专利和外观设计专利。我国的专利法对发明专利的规定为“对产品、方法或者其改进所提出的新的技术方案”,它比其他两类专利有着更长的审批周期和更严格的审批流程,因而最能体现企业的创新水准(Tan等,2015)。^②因此,我们以企业发明专利申请数量 Logpatent1 为主要被解释变量,这一变量的定义为企业当年发明专利申请数量加1后的自然对数值。由于有诸多企业的专利申请量为0,因而企业专利申请数的分布是右偏的,因此本文参照过往文献的通常做法,通过对企业专利申请数加1后取自然对数作为被解释变量来处理这一问题。我们还基于企业专利构建了两个变量,用于进一步衡量企业的创新活动水平。其一为 Logpatent1_grant ,定义为企业当年申请发明专利获得授权数量加1后的自然对数值;其二为 Logpatent ,定义为企业当年各类专利申请(包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利)数之和加1后的自然对数值。考虑到各企业产品结构差异较大,因而仅采用专利数量衡量创新活动可能会有横向不可比的问题,

^① 这一数据可以从 <https://sites.google.com/site/sipopdb> 免费下载。该数据库的开发者是荷兰蒂尔堡大学的 Zi-Lin He、美国科罗拉多大学的 Tony Tong 和 Yuchen Zhang,以及中国北京大学的 Wenlong He 和 Jiangyong Lu 等学者。在该网站上的说明文档中,作者对数据的匹配方法和处理过程进行了详尽的阐释。

^② 中华人民共和国专利法(2008年修订):http://www.sipo.gov.cn/zcfg/flfg/zl/fljxzf/200812/t20081230_435796.html。

因而我们还基于研发投入构建了两个变量: $\text{LogR\&D}$, 定义为企业研发投入加 1 后的自然对数值, 用于衡量研发投入的绝对规模; $\text{R\&D_Sale}$, 定义为企业研发投入与销售收入的比值, 用于衡量研发投入的相对规模。

本文的主要解释变量为 QFII , 定义为 QFII 持股与企业总股数之比。参照过往研究, 本文在回归模型中还加入了若干控制变量。其中包括企业规模 (Logasset)、负债率 (Leverage)、企业年龄 (Age)、经营性现金流 (Cashflow)、盈利能力 (ROA)、营运资本 (Wkcapital)、长期资产 (PPE)。考虑到企业创新与行业所处的成长阶段有关, 模型中还加入了证监会二级行业的企业销售收入增长率的平均值 (mGsale)。此外, 参照 Aghion 等 (2005) 的研究结论, 我们还控制了基于销售收入计算的证监会二级行业赫芬达尔指数 (HHI) 及其平方 (HHI^2)。

(三) 模型设定

我们通过如下的回归模型检验 QFII 持股与企业专利数量的关系:

$$\text{Logpatent1}_{i, t+1, 2, 3} = \beta_0 + \beta_1 \text{QFII}_{i, t} + \varphi \text{Control}_{i, t} + u_i(\mu_j + \sigma_k) + \tau_t + \varepsilon_{i, t} \quad (1)$$

其中, 被解释变量为企业未来 1, 2, 3 年的发明专利申请数量, 主要解释变量为 QFII , 模型中还包含若干控制变量, 依照研究需要控制了企业固定效应 (u_i) 或者地区 (μ_j)-行业 (σ_k) 固定效应以及年份固定效应 (τ_t), 在企业层面进行了聚类 (cluster) 处理。此外, 根据研究需要, 我们也引入了检验 QFII 持股与发明专利获得授权数量、各类专利申请总量以及研发投入的回归模型:

$$\text{Logpatent1_grant}(\text{Logpatent})_{i, t+1, 2, 3} = \beta_0 + \beta_1 \text{QFII}_{i, t} + \varphi \text{Control}_{i, t} + u_i + \tau_t + \varepsilon_{i, t} \quad (2)$$

$$\text{LogR\&D}(\text{R\&D_Sale})_{i, t+1, 2, 3} = \beta_0 + \beta_1 \text{QFII}_{i, t} + \varphi \text{Control}_{i, t} + u_i + \tau_t + \varepsilon_{i, t} \quad (3)$$

其中, 被解释变量为企业未来 1, 2, 3 年的发明专利申请/授权数量或研发投入量, 其余设定与式 (1) 类似。

表 1 中是本文主要变量的定义及描述性统计。Panel A 中为本文主要变量的定义及描述性统计, 其中专利变量和控制变量的统计数据基于表 2 中列 (1) 的回归所包含的 10 644 个样本, 研发投入变量的统计数据基于表 4 中列 (1) 的回归所包含的 10 644 个样本。Panel B 和 Panel C 中, 分别列出了发明专利申请数量 (Logpatent1) 和研发投入 (RD_Sale) 的分年统计。其中, 发明专利申请数量的时间区间为 2002—

2010 年,研发投入的时间区间为 2006—2013 年。从样本均值可以看出,虽然样本的时间区间不同,但不论是用专利数量还是以研发投入占比衡量企业创新,我国上市企业的创新活动活的跃度都呈现出逐年上升的态势。不过,从样本分布可以看出,企业创新变量呈现出较为明显的右偏特征,这与企业创新领域的一系列研究是相符的。Panel D 中为 QFII 持股变量的分年统计,时间区间为 2001—2013 年。从样本均值可以看出,QFII 持股在股权分置改革前后(2005—2006 年)有所上升,其后呈现出大致稳定的态势。总体而言,QFII 持股比例并不高。不过,我们将在后面的部分指出,QFII 持股对企业创新的影响是相当大的。在后续的一系列检验中,我们也采取诸多其他的设定验证了本文主要结论的稳健性。

表 1 本文主要变量定义及描述性统计

变量符号	变量定义	Obs	Mean	Std	Min	Median	Max
Panel A:主要变量							
<i>Logpatent1</i>	企业当年发明专利申请数量加 1 后的自然对数值	10 644	0.671	1.154	0.000	0.000	8.472
<i>Logpatent1_grant</i>	企业当年发明专利授权数量加 1 后的自然对数值	10 644	0.384	0.842	0.000	0.000	7.862
<i>Logpatent</i>	企业当年各类专利申请总量加 1 后的自然对数值	10 644	1.196	1.566	0.000	0.000	8.589
<i>LogR&D</i>	企业研发投入加 1 后的自然对数值	17 034	2.069	5.377	0.000	0.000	20.280
<i>R&D_Sale</i>	企业研发投入/销售收入	17 033	0.003	0.022	0.000	0.000	0.842
<i>QFII</i>	QFII 持股数与企业总股数之比	10 644	0.001	0.006	0.000	0.000	0.135
<i>Logasset</i>	企业规模,总资产的自然对数值	10 644	21.330	1.130	18.236	21.220	25.055
<i>Leverage</i>	负债率,总负债/总资产	10 644	0.548	0.553	0.053	0.485	1.233
<i>Age</i>	企业年龄,企业上市年限加 1 后的对数值	10 644	2.094	0.587	0.000	2.197	3.045
<i>Cashflow</i>	经营性现金流,经营性现金流量净额/总资产	10 644	0.052	0.092	-1.306	0.051	1.019
<i>Wkcapital</i>	营运资本,企业营运资本/总资产	10 644	-0.084	0.408	-12.086	-0.053	0.781
<i>PPE</i>	长期资产,企业为 PP&E 支出的现金/总资产	10 644	0.060	0.065	0.000	0.040	0.749
<i>mGsale</i>	行业销售收入均值,依据证监会二级行业计算	10 644	21.262	13.886	-7.808	20.591	61.159
<i>HHI</i>	行业赫芬达尔指数,依据证监会二级行业内企业销售收入计算	10 644	0.114	0.142	0.019	0.066	1.000
<i>HHI²</i>	行业赫芬达尔指数的平方	10 644	0.033	0.107	0.000	0.004	1.000

(续表)

变量符号	变量定义	Obs	Mean	Std	Min	Median	Max
Panel B: 企业发明专利申请(<i>Logpatent1</i>)——分年统计							
	2002	1 072	0.314	0.731	0.000	0.000	6.482
	2003	1 136	0.413	0.841	0.000	0.000	6.417
	2004	1 199	0.424	0.872	0.000	0.000	6.585
	2005	1 205	0.505	0.987	0.000	0.000	7.054
	2006	1 201	0.597	1.058	0.000	0.000	7.828
	2007	1 216	0.734	1.208	0.000	0.000	8.472
	2008	1 236	0.881	1.291	0.000	0.000	8.282
	2009	1 246	1.024	1.400	0.000	0.000	8.469
	2010	1 270	1.020	1.424	0.000	0.000	8.008
Panel C: 企业研发投入(<i>R&D_Sale</i>)——分年统计							
	2006	1 720	0.000	0.002	0.000	0.000	0.057
	2007	2 058	0.001	0.010	0.000	0.000	0.264
	2008	2 321	0.002	0.009	0.000	0.000	0.168
	2009	2 378	0.002	0.012	0.000	0.000	0.297
	2010	2 387	0.003	0.021	0.000	0.000	0.842
	2011	2 387	0.003	0.016	0.000	0.000	0.221
	2012	2 389	0.004	0.021	0.000	0.000	0.455
	2013	2 390	0.005	0.028	0.000	0.000	0.728
Panel D: <i>QFII</i> 持股——分年统计							
	2001	1 109	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	2002	1 198	0.000	0.002	0.000	0.000	0.068
	2003	1 344	0.000	0.004	0.000	0.000	0.121
	2004	1 445	0.000	0.004	0.000	0.000	0.135
	2005	1 516	0.001	0.005	0.000	0.000	0.061
	2006	1 720	0.002	0.007	0.000	0.000	0.085
	2007	2 059	0.001	0.007	0.000	0.000	0.108
	2008	2 322	0.001	0.005	0.000	0.000	0.099
	2009	2 378	0.001	0.005	0.000	0.000	0.083
	2010	2 387	0.001	0.004	0.000	0.000	0.047
	2011	2 388	0.001	0.004	0.000	0.000	0.066
	2012	2 390	0.001	0.004	0.000	0.000	0.091
	2013	2 390	0.001	0.004	0.000	0.000	0.107

四、实证结果与分析

(一) 主要回归结果

首先,我们检验 QFII 持股与企业发明专利申请数量的关系,回归结果如表 2 所示。在列(1)~(3)中,控制了企业所在省份、行业以及年度的固定效应。列(1)~(3)的被解释变量分别为企业在未来 1 年($Logpatent1_{t+1}$)、2 年($Logpatent1_{t+2}$)和 3 年($Logpatent1_{t+3}$)的发明专利申请数量。可以看出,QFII 的回归系数均至少在 5% 的置信度下显著为负,说明 QFII 持股与企业未来 3 年内的发明专利申请数量显著正相关。从 QFII 回归系数的绝对值来看,列(1)~(3)的值也较为接近。除了省份、行业层面的因素外,企业自身的特质性因素也有可能会影响其创新产出,这有可能会带来遗漏变量的问题。考虑到这一点,在列(4)~(6)中,我们控制了企业及年度的固定效应。可以看出,QFII 回归系数的显著度和绝对值都有所下降,而各回归模型的 R^2 上升了近 1 倍,这说明企业层面不随时间变化的一些因素对企业创新水平具有解释力。在列(4)、(5)中,QFII 的回归系数分别在 1% 和 10% 的置信度下显著为负,而在列(6)中变得不显著。这表明,QFII 持股主要对企业在未来 1 年和 2 年的发明专利申请数量有正向影响。由列(1)的回归结果来看,如果 QFII 持股提升一个标准差,那么企业未来 1 年的发明专利申请数量将提升 7.8% ($8.741 \times 0.006 \div 0.671$),可见 QFII 持股对企业创新有着较为显著的影响。

表 2 QFII 持股与企业发明专利申请数量

被解释变量	$Logpatent1_{t+1}$	$Logpatent1_{t+2}$	$Logpatent1_{t+3}$	$Logpatent1_{t+1}$	$Logpatent1_{t+2}$	$Logpatent1_{t+3}$
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
QFII _{<i>t</i>}	8.741***	7.934**	8.630***	5.589***	3.439*	2.776
	(2.904)	(3.160)	(3.304)	(1.810)	(1.876)	(2.048)
Logasset _{<i>t</i>}	0.356***	0.366***	0.374***	0.271***	0.248***	0.182***
	(0.026)	(0.028)	(0.030)	(0.033)	(0.034)	(0.038)
Leverage _{<i>t</i>}	0.003	0.070	0.070	-0.069	-0.016	-0.066
	(0.087)	(0.094)	(0.102)	(0.085)	(0.087)	(0.103)
Age _{<i>t</i>}	-0.100**	-0.110***	-0.100**	0.057	0.040	0.090
	(0.042)	(0.041)	(0.043)	(0.065)	(0.067)	(0.071)
Cashflow _{<i>t</i>}	-0.082	0.050	0.027	-0.084	0.049	0.054
	(0.116)	(0.124)	(0.135)	(0.090)	(0.089)	(0.096)