

企业会计准则的国际趋同是否吸引了更多的 QFII 投资

罗进辉¹, 谢达熙¹, 李 莉²

(1. 厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005; 2. 复旦大学 管理学院, 上海 200433)

[摘要] 本文从吸引合格境外机构投资者(QFII)的投资出发, 检验会计准则的国际趋同是否真正提高了资本市场的对外开放水平。基于2003~2011年中国A股上市公司10081个年度观察样本数据, 本文发现, 实施国际趋同的新会计准则显著吸引了更多的QFII投资于中国上市公司的股票。与此同时, 发达的制度环境、交叉上市、聘请“国际四大”等多种宏观机制则在一定程度上显著降低了会计准则国际趋同对吸引QFII投资的积极影响。本文对于认识会计准则国际趋同的积极意义以及提高资本市场的对外开放水平具有重要的政策启示。

[关键词] 新会计准则; 准则国际趋同; 合格境外机构投资者(QFII); 资本市场

[中图分类号] F42 ;G23 ;G31

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2015)04-0078-14

Whether the International Convergence of Accounting Standards for Business Enterprises Has Attracted More Investment from QFII

LUO Jin-hui¹, XIE Da-xi¹, LI Li²

(1. School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005;

2. School of Management, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: From the perspective of attracting the investment from Qualified Foreign Institutional Investor (QFII), this paper empirically tests whether the international convergence of accounting standards has improved the open practice of Chinese capital market. Using 10 081 firm-year observations of Chinese A-share listed companies during 2003 to 2011, we find that the new international convergent accounting standards have significantly attracted more QFII investing in the shares of listed companies in China. Meanwhile, various macro and micro mechanisms such as developed institutional environment, cross-listing and high audit quality of “Big 4” will, to some extent, substantially weaken the promotion effect of the international convergence of accounting standards. Overall, this study deepens our understanding of the positive significance of the international convergence of accounting standards and provides important implications for policies regarding improving the openness level of the capital market.

Key Words: new accounting standards; international convergence of accounting standards; qualified foreign institutional investor (QFII); capital market

一、引言

在国际贸易和资本流动愈发频繁与深入的大背景下, 会计作为国际通用商业语言的作用日益受到

各国重视。随着各国会计准则国际趋同进程的发展, 为促进我国会计国际化、适应市场经济发展要求以及进一步提升对外开放水平, 2006年2月15日, 财

[收稿日期] 2015-03-24

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目(71202061)

[作者简介] 罗进辉(1983-), 男, 福建连城人, 厦门大学管理学院副教授, 管理学博士, 主要研究方向是公司治理、公司金融及资本市场财务会计。

政部颁布了包括 1 项基本准则和 38 项具体准则在内的新企业会计准则,实现了与国际财务报告准则(IFRS)的实质趋同。随后,我国还积极响应国际社会并保持与 IFRS 的持续趋同。例如,根据 IFRS 的发展动向,2012 年财政部发布了企业会计准则第 X 号——公允价值计量、企业会计准则第 30 号——财务报表列报(修订)等多项准则的征求意见稿。2014 年年初,财政部再次修订和新增了 7 项会计准则和 1 项准则解释,通过对会计准则的又一次大规模修订来加强与 IFRS 的趋同。对于会计准则国际趋同的这一举措,楼继伟(2006)认为“新准则强化了为投资者和社会公众提供决策有用会计信息的新理念……将促使甚至迫使上市公司提高会计信息质量”^[1]。通过严格对信息供给的约束,减少我国与其他国家会计准则的差异,企业会计准则的国际趋同一方面能够保护投资者、增强会计信息的决策有用性,另一方面也有助于构建与 IFRS 一致的财务会计体系,架起密切中外经贸合作的会计技术桥梁,从而优化投资环境,全面提升对外开放水平。

坚持改革开放,把“引进来”与“走出去”有机地结合起来,是我国发展经济的基本国策。其中,“引进来”战略特指引进经济发展急需的先进技术和稀缺资本。在中国资本市场,为了更有效地吸引境外资本,特别是吸引那些具有成熟投资经验的长期境外机构投资者,中国证监会与中国人民银行早在 2002 年就联合发布了合格境外投资者境内证券投资管理暂行办法,为合格的境外机构投资者参与我国资本市场做出制度规范。QFII(Qualified Foreign Institutional Investor)制度即合格的境外机构投资者制度的引入,标志着我国资本市场进入对外开放的新阶段,也是 2001 年加入 WTO 后我国资本市场渐进式开放的现实选择。引进 QFII 制度,旨在通过过渡性的制度安排引入更多长期机构投资者,从而壮大机构投资者队伍和优化投资者结构,这有助于完善我国资本市场的监督机制,规范上市公司行为,同时也将增强市场有效性,推动和稳定资本市场的发展。2008 年国际金融危机爆发以来,虽然我国的资本市场一直处于相对低迷的态势,但中国证监会对引进和扩大 QFII 投资规模的政策倾向却从未松动过,不断推动着 QFII 扩容。根据国家外汇管理局公布的数据,截至 2014 年 1 月,我国已批准 235 家境外机构的 QFII 资格,累计审批 QFII 额度增至 514.18 亿美元,相较 2003 年的获批机构数量(12 家)和累计额度(17 亿美元)均有了大幅提升,QFII 也成为中国 A 股市场中仅次于证券投资基金的第二大机构投资者。

然而,长期以来由于中国采用的财务会计体系明显有别于 IFRS,使得 QFII 在投资中国上市公司时面临着严重的会计语言障碍,承担着巨大的信息解读成本。与此同时,在中国特定的财务会计体系下,上市公司信息披露质量低下和盈余管理活动普遍的问题(高雷、宋顺林,2007^[2];伊志宏等,2010^[3]),也使得 QFII 对中国资本市场产生了几分“敬畏”,在某种程度上挫败了 QFII 的投资热情。在此背景下,2006 年颁布的与 IFRS 实质趋同的新企业会计准则体系被中国监管层和资本市场寄予了厚望。因为如前所述,实现国际趋同的会计准则在更有力地保护投资者和提高会计信息质量的同时,还将使得会计真正成为国际通用的商业语言,架起密切中外经贸合作的技术桥梁,从而优化投资环境。那么,中国企业会计准则的国际趋同是否达到了预期效果,吸引了更多的 QFII 投资于中国的上市公司呢?本文对这一问题进行系统的经验研究。利用 2003~2011 年间我国 A 股上市公司 10 081 个年度观察样本,本文实证检验了企业会计准则的国际趋同与 QFII 投资间的关系,结果发现,企业会计准则的国际趋同显著吸引了更多的 QFII 投资于中国上市公司,从而再次检验并支持了会计准则国际趋同的积极意义。进一步,我们还发现,当上市公司聘请国际四大会计师事务所提供审计服务、存在发行 B 股或 H 股的交叉上市情况、注册所在地的外部制度环境更发达时,会计准则国际趋同对吸引 QFII 投资的积极作用显著更低,意味着高质量的外部审计、交叉上市、制度环境等机制会在一定程度上抵消企业会计准则国际趋同的政策效果。

本文可能的研究贡献。第一,虽然近年来中国实施新会计准则的政策效果引起了学者们的广泛关注并取得了丰富的研究成果,但现有文献主要集中考察了会计准则国际趋同对信息披露质量、盈余管理、高管薪酬等上市公司内部经营管理问题的影响(张然、张会丽,2008^[4];毛新述、戴德明,2009^[5];Hou et al.,2014^[6])。本文在现有研究基础上进一步考察了企业会计准则国际趋同对吸引公司外部 QFII 投资的作用,能够深化中国新会计准则政策效果的相关文献。第二,长期以来学术界和实务界都热衷于了解 QFII 的投资偏好,以期掌握 QFII 的投资行为特点和模仿 QFII 的投资策略。区别于已有文献着重于财务状况、治理结构等公司层面的视角(Chen et al.,2008^[7];Bae and Goyal,2010^[8];孙立、林丽,2006^[9];宋玉,2009^[10]),本研究从会计准则这一行业法规视角考察了 QFII 的投资偏好问题,发现企业会计准则是影响 QFII 投资决策的重要因素之一,从而为 QFII

投资偏好的相关研究提供了增量贡献。第三,法律法规的不健全及其在地区间的非平衡发展是中国新兴加转轨经济背景下的重要特征。那么,在这样特殊的制度背景下,哪些替代机制能够弥补正式法律法规的不足而促使企业的投融资双方最终达成交易?这是破解“中国经济增长之谜”需要回答的核心问题之一(Allen et al. 2005)^[11]。本文从吸引 QFII 投资的角度,系统考察了制度环境、会计准则、外部审计、交叉上市等多种宏观机制间的交互影响关系,从而为回答上述问题提供了一个侧面的具体答案,具有重要的政策启示。

二、文献回顾与假设提出

(一) 相关文献回顾

1. 企业会计准则国际趋同的经济后果。国际会计准则理事会的目标是制定一套被国际社会广泛认可的高质量的财务报告准则,也即国际财务报告准则(IFRS International Financial Reporting Standards)。一方面,相比大多数国家的一般公认会计原则(GAAP),IFRS 要求更多的财务披露;另一方面,一套标准统一的国际会计准则能够增强不同国家企业间信息的可比性(Armstrong et al. 2010^[12];DeFond et al. 2011^[13])。正因为如此,会计准则的国际趋同已呈全球化趋势。

为进一步探讨会计准则国际趋同的必要性和有效性,国内外学者从不同角度进行了富有成效的学术研究。(1)对会计信息质量的影响。这一领域的研究由来已久,早在 1999 年,Harris and Muller(1999)^[14]就曾对从 IAS(International Accounting Standards)调整至美国 GAAP 的外国企业进行研究并发现,IAS 下的会计信息更具股价相关性。考虑到不同国家间文化制度背景差异的影响,Barth et al.(2008)^[15]基于 21 个国家上市公司样本的跨国研究同样发现,采用 IAS 后公司实施了更少的盈余管理活动,更及时地确认损失,其会计数据因而也更具有价值相关性,即 IFRS(IAS)的采用有助于提高会计信息质量。此后,Armstrong et al.(2010)^[12]、Landsman et al.(2011)^[16]等文献则从增强会计信息的可比性、丰富盈余公告的信息含量等更微观的层面检验了会计准则国际趋同的积极意义。(2)对公司经营活动的影响。会计准则的国际趋同以提供高质量的会计信息为核心,并将保护利益相关者纳入基本理念,这将对企业的投资效率产生影响。Chen et al.(2013)^[17]选取 17 个欧盟国家的上市公司为样本,检验了强制执行 IFRS 的外部性。他们发现,与其他非 IFRS 国家相比,强制执行 IFRS 对以 ROA 衡量的投资业绩具有溢出效应,即会计准则的国际趋同对企业的投资效率具有正的外

部性。(3)对资本市场的影响。既然 IFRS 的采用提高了会计信息质量,那么投资者应该对此表现出应有的反应。Hail and Leuz(2007)^[18]对欧盟各国采用 IFRS 的公司进行研究发现,相比未采用 IFRS 的公司,投资者对采用 IFRS 的公司要求了显著更低的资本成本,与此同时欧盟各国资本市场的流动性也得到了增强。除此之外,Rashid et al.(2012)^[19]还发现,会计准则的国际趋同对优化资本市场的资源配置和投资管理都具有重要的积极意义。

由于我国新兴加转轨的特殊制度背景,会计准则国际趋同的政策效果更是成为了监管层和学术界关注的焦点。早在新准则颁布实施前,姜国华等(2006)^[20]就曾通过选取 1998~2000 年间的中国 A+B 股上市公司为样本,考察了中国会计准则和国际会计准则下的盈余差异及其经济后果,发现国际会计准则下的会计盈余和股权账面价值都具有更高的信息含量。新会计准则实施后,张然和张会丽(2008)^[4]、毛新述和戴德明(2009)^[5]等学者的研究则进一步证实了会计准则国际趋同对提高会计信息决策有用性和盈余稳健性的积极作用。此外,汪祥耀和叶正虹(2011)^[21]、Hou et al.(2014)^[6]等的研究还发现,国际趋同的新会计准则显著降低了我国资本市场的资本成本,提高了高管薪酬—业绩敏感性。值得关注的是,张嘉兴和邢维全(2013)^[22]的经验研究发现,2007 年新会计准则的实施显著提高了机构投资者的持股比例,但新会计准则是否也提高了 QFII 的持股比例,目前还不清楚。

2. QFII 的投资偏好。作为一种过渡性的制度安排,QFII 制度是在资本项目尚未完全开放国家和地区(如中国、韩国、台湾、印度)通过资本市场稳健引进外资的重要方式。在当前资本国际流动频繁的大背景下,如何积极有效地吸引 QFII 的投资也即 QFII 的投资偏好问题受到了学术界的广泛关注并产生了丰富的研究成果。在微观层面,大量研究表明,公司的财务状况和治理结构是影响 QFII 投资决策的重要因素。Chen et al.(2014)^[7]发现,在台湾资本市场上,QFII 偏向投资于过去业绩表现良好且规模大的公司股票。Bae and Goyal(2010)^[8]发现,在韩国资本市场上,QFII 更青睐公司治理状况良好的企业。在中国,孙立和林丽(2006)^[9]、宋玉(2009)^[10]、滕莉莉和黄春龙(2012)^[23]、段云和李菲(2014)^[24]等实证研究发现,公司业绩、成长性、董事会结构、管理层激励、所有权结构、社会责任表现、股票的市场风险和流动性等都是影响 QFII 持股偏好的重要因素。这些研究结论与 QFII 的主要来源国美国的相关研究结论一致。例如,Badrinath et al.(1989)^[25]发现,美国的保险基金

在选股时更偏好公司规模大、市场表现和流动性好、上市时间较长的股票。Useem et al.(1993)^[26]的研究结果则显示,公司治理结构尤其是董事会的组成及其独立性是影响美国共同基金投资决策的重要因素。在宏观层面,随着研究的深入,不少学者已经开始关注制度法规等宏观因素对 QFII 投资决策的影响。例如,Aggarwal et al.(2005)^[27]分别从国家层面和公司层面考察了 1997 年亚洲金融危机后美国共同基金投资于新兴资本市场的情况,发现这些基金更喜欢投资于实施高质量会计准则的国家,以及信息透明度和投资者保护程度高的公司。以会计准则国际趋同的大背景为契机,DeFond et al.(2011)^[13]考察了欧盟国家强制执行 IFRS 对吸引境外共同基金投资的影响,发现由于执行统一的会计标准提高了财务报告的可比性进而吸引了更多的跨境投资。然而,在中国特殊的制度背景下,企业会计准则的国际趋同是否也能够提高中国资本市场的开放程度,吸引更多的 QFII 投资?目前还没有相关研究涉及。

(二) 研究假设提出

在中国,QFII 已发展成为仅次于本土证券投资基金的第二大机构投资者。作为理性且经验丰富的机构投资者,QFII 总体上坚持价值投资和长期投资并注重公司的基本面分析(孙立、林丽,2006)^[9]。财务报表中的会计信息,既是上市公司资讯的主要来源,也是投资者分析投资价值的关键指标。此外,受制于“外来者劣势”(Liability of Foreignness),QFII 获取信息的渠道不如本土投资者丰富,与潜在投资对象之间存在较为严重的信息不对称问题(Kang and Kim,2010)^[28]。因此,上市公司公开披露的会计信息成为 QFII 投资的重要依据,对其产生和供给进行的管制将最终影响 QFII 的投资决策。

2007 年财政部颁布实施的新会计准则中,财务报告目标被定位为:“向财务报告使用者提供与企业财务状况、经营成果和现金流量等有关的会计信息,反映企业管理层受托责任履行情况,有助于财务报告使用者做出经济决策。”其中,“满足投资者的决策需求”被放在了突出位置,成为企业财务报告编制的首要出发点。现有研究也表明,会计准则的国际趋同,一方面增强了会计信息的相关性和决策有用性,提高了财务报表的信息含量,最终改善了会计信息质量(Barth et al.,2008^[15];Armstrong et al.,2010^[12];Landsman et al.,2011^[16];张然、张会丽,2008^[4];毛新述、戴德明,2009^[5]);另一方面,作为生成会计信息的制度规范,国际趋同的会计准则还将影响会计信息的可理解性。对于境外投资者,会计信息可理解性的增加还体现为可比性的提升。会计作为一种商业沟

通语言,不同的会计准则好比不同的商业语种。使用不同商业语种的双方为了有效沟通,必须共同掌握一门语种或依托第三方翻译,这就产生了掌握外语的学习成本或翻译成本,也即解读成本。同理,在不同会计准则下,QFII 需要转换思维来解读东道国上市公司的财务报告。随着会计准则的国际趋同,会计信息可比性的提升和会计实务差异的缩小,QFII 将能够按照熟悉的解读方式分析东道国上市公司的财务数据,从而大大降低其获取和处理会计信息的成本,进而吸引他们更多地投资于东道国资本市场(Covrig et al.,2007)^[29]。DeFond et al.(2011)^[13]基于欧盟的经验研究也发现,IFRS 的强制执行在提升会计信息一致性的同时带来了更多的境外投资。

根据上述的理论分析,本文认为,我国企业会计准则的国际趋同也将能够起到“招商引资”的作用,吸引更多的 QFII 投资于中国资本市场,因而提出本文的第一个假设。

假设 H1:限定其他条件,企业会计准则的国际趋同吸引了更多的 QFII 投资。

根据审计需求的信息假说,审计的功能在于提高财务报表信息的质量和透明度,让投资者能够“透过现象看本质”,从而降低资本市场的信息风险和投资者的信息成本,缓解投融资双方的信息不对称问题。研究表明,审计质量差异将对应计项目、会计稳健性、会计及时性等公司的盈余品质和会计信息质量产生显著影响(Francis,1999^[30];Basu et al.,2001^[31];王艳艳、陈汉文,2006^[32];贺建刚等,2013^[33])。作为公司重要的外部治理机制之一,高质量的外部审计通过降低信息不对称、对内部人实施有效监督和信号传递等方式为投资者提供投资价值(王中华,2013^[34];雷光勇、范蕾,2009^[35])。相比于控股股东等内部人,由于沟通成本较高且远离信息中心,无法提前获得关于资本价值的确切信息,QFII 等外部投资者将更依赖外部的监督或审计人员。由于审计质量很难客观准确量化,事务所的规模及其声誉通常被作为审计质量的代理指标,会计师事务所的规模越大,声誉激励越强,其审计独立性和审计质量越高(DeAngelo,1981^[36];Lennox,1999)。大量研究表明,在中国资本市场“国际四大”会计师事务所提供了显著更高的审计质量(漆江娜等,2004;林永坚、王志强,2013)。①特别地,“国际四大”还可凭借其全球专业技能帮助上市公司实现从本土的一般公认会计原则向 IFRS 的自愿转换,从而提供与 IFRS 实质趋同的财务报告(Chou et al.,2012)。因此,在提高会计信息质量和会计信息的一致可读性上,聘请“国际四大”对财务报告进行审计鉴证与企业会计准则的国际趋同

具有类似的效果。这意味着,聘请“国际四大”的审计服务将在一定程度上降低 QFII 对上市公司进行投资决策时对企业会计准则国际趋同的需求,因而提出本文的第二个假设。

假设 H2: 限定其他条件,上市公司聘请“国际四大”会计师事务所提供审计服务会减弱会计准则国际趋同对吸引 QFII 投资的正向影响。

伴随资本国际流动的大趋势,交叉上市成为了本土上市公司吸引国际资本青睐的重要途径。因为交叉上市一方面能创造更广阔的投资环境、使公司接触更多的境外资本,另一方面也有助于提升公司股票在投资者中的识别度、减轻公司的融资约束(Lins et al. 2005)。更为重要的是,交叉上市向投资者传递了关于公司投资价值的重要信号。首先,交叉上市使公司面临境内外多个资本市场的监管要求和法律制度(姜国华等,2006^[20];潘越、戴亦一,2008)。与中国大陆 A 股市场长期存在“重审核,轻监管”、退市机制不完善等问题不同,美国、香港等境外资本市场有着更为严格的监管体系和较为完善的市场机制,同时还有更高执行效率的法律制度作为最后屏障(崔学刚、徐金亮,2013)。这意味着,相比于仅在 A 股上市的公司,交叉上市公司总体上将具有更轻的代理问题,更加维护投资者的利益,从而更值得投资者的投资青睐(Reese and Weisbach, 2002)。其次,交叉上市还意味着上市公司需要提前使用国际会计准则编制财务会计报告。例如,发行 B 股的上市公司除了按照中国会计准则编制定期财务报告外,还需要提供按国际会计准则等其他准则调整后并经由符合国家规定或要求的境外会计师事务所审计的财务报告。类似地,香港联合交易所要求, A+H 股上市公司既要向国内投资者提供按内地会计准则编制、经境内会计师审计的财务报告,也需向香港的海外投资者提供按香港或国际会计准则编制、经境外会计师审计的财务报告。此外,由于交叉上市公司的特殊性及其较高的知名度,交叉上市会吸引更多证券分析师的关注而且分析师的预测也具有更高的准确性,进而改善投资者面临的信息环境(Lang et al. 2003)。因此,交叉上市不仅可以提供更好的投资者保护和更高的会计信息质量,而且其执行的双重会计信息披露准则也为 QFII 创造了更好的投资环境,从而能够在一定程度上降低 QFII 对企业会计准则国际趋同的信息需求。基于上述分析,本文提出第三个假设。

假设 H3: 限定其他条件,上市公司的交叉上市情况会减弱会计准则国际趋同对吸引 QFII 投资的正向影响。

随着“法与金融”领域研究的不断深入,不少文献发现外部制度环境严重影响公司的财务与会计行为(La Porta et al. 1998; Ball et al. 2000; Archambault and Archambault 2003; 姜英兵、严婷,2012)。La Porta et al.(1998)发现,在实行普通法和投资者保护水平较高的国家,上市公司披露了更高质量的会计信息。Archambault and Archambault(2003)通过对 41 个国家 1 000 家上市公司的大样本研究也发现,文化、政治、经济等制度背景对上市公司的财务披露行为具有显著影响。作为新兴市场经济体,我国的国民经济受到市场力量和行政力量的双重作用,加之改革进程各异,各省市地区的市场化程度以及政府对经济的干预程度也不同,因而上市公司所处地区的制度环境存在较大差异,这种差异将对公司的预期和财务信息行为产生重要影响(樊纲等,2011)。因此,会计信息质量不仅取决于会计准则本身,还受到上市公司所处的制度环境的影响。

一方面,良好的制度环境是会计准则体系得到有效贯彻和落实的重要保障。单纯改变会计准则(如强制执行国际会计准则)无法从根本上改进会计信息,除非在法律和执行上也有相应的加强。当法律制度较为完善且法律的执行效力较好时,上市公司面临违法违规的法律风险将增加(La Porta et al., 1998),从而在一定程度上有利于推动新会计准则体系的贯彻落实,真正提高会计信息质量(姜英兵、严婷,2012)。Hou et al.(2014)^[6]的研究也发现,IFRS 的强制执行增强了高管薪酬与以会计信息为基础的公司业绩间的敏感性,但这一积极的影响关系仅发生在制度环境比较发达的地区。因此,会计准则的国际趋同要发挥吸引 QFII 投资的作用,需要良好的制度环境作为前提条件。然而,另一方面,上市公司所处地区的制度环境越好,意味着该地区的资本市场发展程度越高、市场体系越完善、中介机构服务越到位、法律体系越健全(樊纲等,2011),此时 QFII 面临的投资环境就越有利,在降低 QFII 投资风险的同时,更有力地保护 QFII 的合法权益及其投资的安全性。可见,宏观的制度环境与中观的企业会计准则间也可能存在一种替代关系,良好的制度环境能够弥补会计准则体系建设的落后而发挥一定的作用。

综合上述的理论分析,良好的制度环境既可能增强会计准则国际趋同对 QFII 投资的吸引力,发挥互补作用,也可能削弱会计准则国际趋同的影响,扮演替代的角色。至于制度环境实际发挥了怎样的作用,有待进一步的经验检验,因而在此提出两个竞争性的假设。

假设 H4-1: 良好的制度环境会增强会计准则国

际趋同对吸引 QFII 投资的正向影响。

假设 H4-2 :良好的制度环境会减弱会计准则国际趋同对吸引 QFII 投资的正向影响。

三、样本选取与研究设计

(一)样本选取与数据来源

考虑到我国于 2002 年 12 月 1 日正式实施合格境外投资者境内证券投资管理暂行办法,本文选取中国 A 股上市公司 2003~2011 年间的 13 625 个年度观察样本作为初始研究样本。在此基础上,为了增强研究样本间的可比性,本文依次剔除了数据缺失的年度观察样本 2 781 个、ST 和 *ST 公司的年度观察样本 627 个、资不抵债公司的年度观察样本 111 个、金融业公司的年度观察样本 25 个。最终,本文得到了 10 081 个有效的年度观察样本,具体的年度和行业分布情况如表 1 所示。

表 1 样本的年度和行业分布情况

行业	年度									合计
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
A	14	17	19	23	21	23	22	26	29	194
B	21	22	29	26	25	30	37	46	47	283
C	399	500	543	604	579	627	719	763	841	5575
D	44	50	52	62	54	55	61	59	63	500
E	9	12	16	20	19	22	26	28	34	186
F	31	38	46	46	51	54	58	59	59	442
G	33	38	48	54	51	61	64	73	87	509
H	69	77	82	87	87	88	92	95	100	777
J	76	87	88	84	76	87	93	102	111	804
K	27	33	36	34	31	34	41	46	48	330
L	10	15	14	14	11	12	14	13	14	117
M	41	42	43	42	39	37	40	41	39	364
合计	774	931	1016	1096	1044	1130	1267	1351	1472	10081

注:行业代码 A-M 分别对应农林牧渔业(A)、采掘业(B)、制造业(C)、电力煤气及水的生产与供应业(D)、建筑业(E)、交通运输仓储业(F)、信息技术业(G)、批发与零售贸易业(H)、房地产业(J)、社会服务业(K)、传播与文化产业(L)、综合类(M)。

本文使用的上市公司 QFII 持股数据来自 Wind 资讯金融终端数据库,上市公司注册地的制度环境数据取自樊纲等(2011)编制的中国市场化指数“各地区市场化相对进程 2011 年报告”,上市公司的财务会计数据和治理结构数据源自国泰安数据库(CS-MAR)。本文主要使用计量软件 Stata10.1 进行相关的统计回归分析。

(二)变量定义与度量

1.因变量——QFII 持股情况。上市公司中 QFII 的持股情况是本研究的因变量,我们从持股比率和

持股家数两个维度来反映 QFII 的持股情况。具体地,由于中国资本市场在股权分置改革完成前存在流通股和非流通股的股权分置问题,而 QFII 持有的股份绝大多数是从二级市场买入的流通股,我们借鉴孙立和林丽(2006)^[9]、滕莉莉和黄春龙(2012)^[23]等文献的做法,分别计算了 QFII 持有股份占上市公司总股份的比率(QFII_R)和 QFII 持有股份占上市公司流通股股份的比率(QFII_R2)。再者,中国证监会对 QFII 的投资额度和持股比率有着严格的制度限制。^②考虑了这一特定的制度背景,本文认为,持有上市公司股份的 QFII 家数(QFII_N)在某种程度上能够更好地反映 QFII 对上市公司的投资情况。因此,本研究使用的 QFII 持股情况变量有三个度量指标:QFII_R、QFII_R2、QFII_N,这三个度量指标的数值越大,意味着上市公司吸引了越多的 QFII 投资。

2.自变量——企业会计准则的国际趋同。2007 年 1 月 1 日实施的企业会计准则 2006,首次实现了与国际财务报告准则(IFRS)的实质趋同。根据这一制度背景和现有相关研究的做法(张然、张会丽,2008^[4];毛新述、戴德明,2009^[5]),本文以 2007 年新企业会计准则的实施作为会计准则国际趋同的转折点,设置企业会计准则国际趋同哑变量(NEW),当年度观察样本的会计年度为 2007 年及其以后年度时取值为 1,否则取值为 0。

3.调节变量。根据提出的理论假设 H2~H4,本文共有三个调节变量。(1)聘请“国际四大”审计(BIG4)。借鉴现有文献的做法(王艳艳、陈汉文,2006^[32];刘峰、周福源,2007),我们以“国际四大”的审计服务来间接反映上市公司的审计质量,当上市公司聘请了德勤、毕马威、普华永道、安永这“国际四大”会计师事务所提供审计服务时,BIG4 取值为 1,否则取值为 0。(2)交叉上市情况(B_H)。在中国 A 股上市公司的交叉上市情况主要表现为同时发行了 B 股或 H 股。鉴于此,当 A 股上市公司同时发行了 B 股或 H 股时,交叉上市哑变量 B_H 取值为 1,否则取值为 0。(3)制度环境(MKT)。本文采用樊纲等(2011)编制的中国各地区市场化相对进程综合指数来衡量上市公司注册所在地的制度环境水平(姜英兵、严婷,2012)。该指数越高,意味着上市公司所处的外部制度环境越好。

4.控制变量。借鉴现有关于 QFII 持股影响因素的研究文献(Chen et al. 2014^[7];Bae and Goyal 2010^[8];宋玉,2009^[10];段云、李菲,2014^[24]),本文控制了公司规模(SIZE)、负债水平(LEV)、固定资产比率(TANG)、盈利能力(ROA)、成长机会(MTB)、每股收益(EPS)、每股净资产(BPS)、股票流动性(TUR)、股

票市场风险(BETA)、盈余管理水平(ACCA)等公司财务状况,以及股权集中度(TOP1)、股权制衡水平(H2_5)、其他机构持股水平(INST)、非流通股比率(NONT)、国有性质(STATE)、董事会规模(BOARD)、独立董事比率(INDB)、高管薪酬(COMP)、管理层持股(MSHARE)、董事长与总经理的两职兼任(DUALITY)等公司治理变量。此外,本文还通过引入年度哑变量和行业哑变量控制了时间效应和行业效应对QFII投资的影响。

变量的符号和定义具体如表2所示。

表2 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
QFII投资	QFII_N	持有公司股票的合格境外机构投资者(QFII)家数
	QFII_R	所有QFII持有股份占公司总股份的比率
	QFII_R2	所有QFII持有股份占公司流通股股份的比率
新会计准则	NEW	哑变量,若样本来自2007年及其以后的年份,取值为1,否则为0
聘请“国际四大”	BIG4	哑变量,若公司聘请国际四大会计事务所进行审计,取值为1,否则为0
交叉上市	B_H	哑变量,若公司除了A股外还同时发行了B股或H股,取值为1,否则为0
制度环境	MKT	公司注册所在省市对应的樊纲等(2011)编制的市场化相对进程指数
公司规模	SIZE	公司总资产的自然对数值
负债水平	LEV	公司总负债与总资产的比值
固定资产比率	TANG	公司固定资产与总资产的比值
盈利能力	ROA	公司净利润与总资产的比值
成长机会	MTB	公司总市值与总资产的比值
每股收益	EPS	公司净利润与总股份数的比值
每股净资产	BPS	公司净资产与总股份数的比值
股票流动性	TUR	公司股票的换手率
股票市场风险	BETA	公司股票月度收益率的贝塔系数
盈余管理水平	ACCA	利用分行业分年度的修正Jones模型估计得到的可操纵应计利润
股权集中度	TOP1	第一大股东持有股份与公司总股份的比值
股权制衡水平	H2_5	第二大至第五大股东持股比率的平方和
机构持股比率	INST	剔除QFII后其他所有机构投资者持有股份与公司总股份的比值
非流通股比率	NONT	非流通股股份与公司总股份的比值
国有性质	STATE	哑变量,若控股股东为国有单位或国有法人,取值为1,否则为0
董事会规模	BOARD	公司董事会的总席位数
独立董事比率	INDB	独立董事席位与董事会总席位的比值

高管薪酬	COMP	高管前三名薪酬总额的自然对数值
管理层持股	MSHARE	管理层持有股份与公司总股份的比值
两职兼任	DUALITY	哑变量,若董事长与总经理两职由同一个人兼任,取值为1,否则为0

(三) 计量模型设定

根据本文的研究目的,我们设定了三个计量模型来检验提出的理论假设。

$$QFII_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Time_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$dQFII_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NEW_{i,t} + \sum Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$dQFII_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NEW_{i,t} + \beta_2 NEW * Alternative_{i,t-1} + \beta_3 Alternative_{i,t-1} + \sum Control_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,计量模型(1)用于获得剔除时间趋势影响的QFII投资指标,因为从2002年中国发布合格境外投资者境内证券投资管理暂行办法开始,QFII的批准投资额度和实际投资规模都呈逐年递增的趋势。也就是说,不考虑2007年企业会计准则国际趋同的影响,中国上市公司吸引的QFII投资也是随着时间增加的。因此,本文利用计量模型(1)把QFII投资变量 $QFII_{i,t} \in \{QFII_R_{i,t}, QFII_R2_{i,t}, QFII_N_{i,t}\}$ 和年份时间分别设为因变量和自变量进行回归分析,据此得到的回归残差项即为剔除时间趋势影响的QFII投资指标(Wooldridge, 2009),标记为 $dQFII_{i,t}$, $dQFII_{i,t} \in \{dQFII_R_{i,t}, dQFII_R2_{i,t}, dQFII_N_{i,t}\}$ 。进一步,本文把剔除时间趋势影响的 $dQFII_{i,t}$ 变量作为因变量引入计量模型(2)和计量模型(3)以检验本文的研究假设。具体地,根据假设H1的理论预期,计量模型(2)的 β_1 应该显著为正;根据假设H2~H3的理论预期,计量模型(3)的 β_2 应该显著为负;根据假设H4-1和H4-2,计量模型(3)的 β_2 显著为正则支持H4-1,显著为负则支持H4-2。其中, $Alternative_{i,t-1}$ 代表本文的多个调节变量, $Alternative_{i,t-1} \in \{BIG4_{i,t-1}, B_H_{i,t-1}, MKT_{i,t-1}\}$; $\sum Control_{i,t-1}$ 代表公司财务状况和公司治理结构等控制变量以及年度和行业哑变量。特别地,为了在一定程度上控制因变量与自变量间“互为因果”的内生性问题,本文采用了滞后期的方法,即利用上一期自变量来检验其与下一期QFII投资变量间的经验影响关系。与此同时,本文还对所有连续变量进行了上下1%的Winsorize缩尾处理以消除异常值的影响。

四、实证结果分析与讨论

(一) 描述性统计分析结果

表3列示了主要变量的描述性统计分析结果。(1)持有某一上市公司股票的QFII家数(QFII_N)平均为0.147,标准差高达0.546,第三个四分位取值为0,意味着QFII对中国上市公司的投资差异很大,超过75%的上市公司没有QFII的投资参与。进一步,

QFII 持有股份占总股份(QFII_R)和总流通股股份(QFII_R2)的平均比例分别只有 0.1%和 0.2% ,两者的标准差都达到了其均值的 6 倍 ,同样表明 QFII 对中国资本市场的投资规模仍然十分有限 ,中国资本市场的对外开放程度还有很大的提升空间。(2)BIG4 和 B_H 的均值分别为 0.072 和 0.089 ,表明本文的研究样本中 ,7.2%的上市公司聘请并接受了国际四大会计事务所的审计服务 ,而且有 8.9%的样本公司在发行 A 股的同时还交叉发行了 B 股或 H 股。(3)样本公司中 ,61.1%的上市公司为国有控股公司 ,第一大股东的持股比例平均为 38.8% ,独立董事比例平均为 34.5% ,高管持股比例平均仅有 2.3% ,董事长与总经理两职合一的情况则占比 13.1% ,这些公司治理变量的统计结果与现有的相关文献类似 ,同时也基本符合中国资本市场的实际情况。此外 ,其他变量的统计分布并没有发现异常情况。

表 4 列示了各主要变量之间的 Pearson 相关系数。(1)企业会计准则国际趋同哑变量(NEW)与衡量 QFII 投资的六个指标间的两两相关系数 ,有正有负而且统计显著水平也没有保持一致 ,由此我们很难判断企业会计准则的国际趋同是否对 QFII 投资产生了系统性的影响 ,特别是此时还没有控制公司财务状况和公司治理结构等因素对 QFII 投资的重要影响。(2)无论剔除时间趋势与否 ,QFII 投资变量基本上与“国际四大”的审计 (BIG4) 和制度环境 (MKT)显著正相关 ,QFII 投资与交叉上市(B_H)间显著的正相关关系主要反映在 QFII 持股家数和 QFII 持股占流通股比率上 ,而 QFII 持股占总股份比率与交叉上市间虽然负相关但不显著。这些结果较好地支持了本文在假设 H2~H4 中阐述的理论观点 ,也即 QFII 更倾向于信任经国际四大会计事务所审计的财务报告及其信息质量 ,而交叉上市对上市公司财务报告编制的双重要求能够帮助 QFII 获得高质量的会计信息。同时 ,良好的制度环境能够增强

表 3 主要变量的描述性统计分析结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
QFII_N	10081	0.147	0.546	0	0	0	0	7
QFII_R	10081	0.001	0.006	0.000	0.000	0.000	0.000	0.110
QFII_R2	10081	0.002	0.012	0.000	0.000	0.000	0.000	0.273
NEW	10081	0.621	0.485	0	0	1	1	1
BIG4	10081	0.072	0.259	0	0	0	0	1
B_H	10081	0.089	0.284	0	0	0	0	1
MKT	10081	7.978	2.074	3.250	6.270	7.970	9.630	11.800
SIZE	10081	21.54	1.079	19.379	20.789	21.411	22.138	25.011
LEV	10081	0.484	0.180	0.075	0.356	0.495	0.622	0.857
TANG	10081	0.293	0.184	0.004	0.151	0.266	0.416	0.784
ROA	10081	0.062	0.059	-0.133	0.032	0.056	0.089	0.259
MTB	10081	2.142	1.401	0.806	1.232	1.676	2.523	8.663
EPS	10081	0.260	0.351	-0.740	0.065	0.192	0.391	1.636
BPS	10081	3.206	1.607	0.580	2.070	2.940	3.970	9.560
TUR	10081	2.564	1.814	0.321	1.068	2.113	3.636	8.057
BETA	10081	1.014	0.205	0.404	0.900	1.040	1.149	1.467
ACCA	10081	0.025	0.107	-0.255	-0.034	0.017	0.073	0.426
TOP1	10081	0.388	0.159	0.094	0.260	0.372	0.511	0.750
H2_5	10081	0.017	0.025	0.000	0.001	0.006	0.026	0.116
INST	10081	0.545	0.199	0.038	0.425	0.569	0.688	0.922
NONT	10081	0.442	0.234	0.000	0.298	0.501	0.624	0.803
STATE	10081	0.611	0.488	0	0	1	1	1
BOARD	10081	9.474	2.032	3	9	9	11	19
INDB	10081	0.345	0.059	0.154	0.333	0.333	0.364	0.545
COMP	10081	13.374	0.851	11.229	12.795	13.416	13.947	15.393
MSHARE	10081	0.023	0.089	0.000	0.000	0.000	0.000	0.545
DUALITY	10081	0.131	0.338	0	0	0	0	1

QFII 的投资信心 and 安全感。囿于篇幅的限制 ,本文省略汇报了其他控制变量间两两相关系数 ,但这些相关系数的绝对值都远小于 0.5 ,意味着下文的多元回归分析不会产生严重的多重共线性问题。

表 4 主要变量的 Pearson 相关系数分析结果

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 QFII_N	1								
2 QFII_R	0.850*	1							
3 QFII_R2	0.860*	0.922*	1						
4 dQFII_N	0.999*	0.850*	0.861*	1					
5 dQFII_R	0.850*	0.999*	0.923*	0.850*	1				
6 dQFII_R2	0.861*	0.923*	0.999*	0.861*	0.923*	1			
7 NEW	0.005	0.010	-0.041*	-0.015	-0.009	-0.022*	1		
8 BIG4	0.108*	0.032*	0.084*	0.109*	0.033*	0.084*	-0.022*	1	
9 B_H	0.043*	-0.013	0.044*	0.043*	-0.012	0.044*	-0.004	0.435*	1
10 MKT	0.037*	0.027*	0.022*	0.027*	0.018	0.032*	0.385*	0.092*	0.144*

注 : *表示至少 5%的统计显著水平(双尾检验)。

(二) 回归分析结果

在上述的描述性统计分析基础上, 本文进行 OLS 多元回归分析以检验我们提出的理论假设。

表 5 列示了企业会计准则国际趋同对 QFII 投资影响关系的回归分析结果。从表中可以看到, 回归模型的方差膨胀因子 VIF 值处于 2.97~3.41 之间, 远小于阈值 10, 表明回归模型的多重共线性问题较轻。所有回归模型的 F 值都在 1% 的统计水平显著, 拒绝了计量回归模型整体无效的零假设。根据本文的假设 H1, 我们更关注的是企业会计准则国际趋同哑变量(NEW)的回归系数及其显著性水平。具体地, 无论是以哪个指标来衡量 QFII 的投资情况, 也无论是否控制了公司财务状况和公司治理结构等因素的影响, 企业会计准则国际趋同哑变量都得到了 1% 统计显著的正回归系数。而且, 根据表 3 中衡量 QFII 投资情况的三个指标的均值和表 5 中企业会计准则国际趋同哑变量的回归系数的大小, 我们可以知道, 相比于会计准则国际趋同前, 会计准则国际趋同后中国上市公司吸引到的 QFII 投资增加了 1 倍之多, 因而企业会计准则国际趋同对吸引 QFII 投资的影响也具有很好的经济显著性。因此, 本文的假设 H1 得到了经验数据的检验通过。2007 年中国企业会计准则的国际趋同, 一方面使会计作为国际通用商业语言架起了中外经贸合作的技术桥梁, 另一方面国际趋同的会计准则更有效地降低了盈余管理问题并提高了会计信息质量, 进而吸引了更多的 QFII 来华投资。

从控制变量的回归结果中, 我们还发现, 聘请“国际四大”审计、所处地区制度环境越好、规模越大、固定资产比率越高、盈利能力越好、每股净资产越高、股票流动性越好、股票市场风险和盈余管理水平越低、机构投资者持股比率越高、非流通股比率越低、董事会规模越大、高管薪酬水平越高的上市公司, 越能得到 QFII 的投资青睐, 表明 QFII 倾向投资于财务状况良好和公司治理结构完善的上市公司, 这与前人的研究结论基本类似。

表 5 企业会计准则国际趋同对 QFII 投资影响关系的回归分析结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	因变量： dQFII_N		因变量： dQFII_R		因变量： dQFII_R2	
NEW	0.134*** [7.702]	0.108*** [4.742]	0.001*** [7.709]	0.001*** [4.732]	0.003*** [9.408]	0.002*** [5.868]
BIG4		0.094*** [3.499]		0.000 [1.521]		0.001*** [2.779]
B_H		-0.070*** [-3.582]		-0.001*** [-5.917]		0.000 [-1.304]

MKT		0.003 [1.219]		0.000 [1.274]		0.000* [1.703]
SIZE		0.042*** [5.748]		0.000 [0.903]		0.000 [1.405]
LEV		-0.044 [-1.493]		0.000 [0.608]		0.000 [0.030]
TANG		0.062* [1.919]		0.001* [1.923]		0.001** [1.982]
ROA		0.817*** [4.264]		0.005*** [3.031]		0.016*** [4.765]
MTB		0.007 [1.442]		0.000 [0.892]		0.000 [0.649]
EPS		-0.050 [-1.210]		0.000 [0.271]		-0.001 [-1.039]
BPS		0.014*** [2.886]		0.000*** [3.263]		0.000*** [3.253]
TUR		0.005 [1.256]		0.000 [0.220]		0.000** [2.485]
BETA		-0.159*** [-6.282]		-0.001*** [-5.792]		-0.003*** [-6.813]
ACCA		-0.070 [-1.586]		-0.001* [-1.917]		-0.002** [-2.221]
TOP1		0.081* [1.794]		-0.001** [-2.378]		-0.000 [-0.475]
H2_5		0.915*** [3.034]		-0.003 [-1.393]		0.004 [0.811]
INST		0.005 [0.134]		0.001*** [3.009]		0.002** [2.444]
NONT		-0.092*** [-2.670]		-0.001*** [-3.896]		-0.001 [-1.573]
STATE		0.017 [1.640]		0.000 [1.401]		0.000 [1.338]
BOARD		0.004 [1.334]		0.000* [1.733]		0.000* [1.888]
INDB		0.086 [0.961]		0.001 [0.807]		0.001 [0.880]
COMP		0.018** [2.341]		0.000*** [2.740]		0.000*** [3.109]
MSHARE		-0.090 [-1.517]		0.000 [0.204]		-0.001 [-0.502]
DUALITY		0.021 [1.554]		0.000* [1.832]		0.001** [2.084]
截距项	-0.068 [-1.639]	-1.218*** [-7.427]	-0.001*** [-3.341]	-0.005*** [-3.333]	-0.003*** [-5.902]	-0.013*** [-4.592]
样本量	10081	10081	10081	10081	10081	10081
F 值	18.46***	12.06***	19.54***	10.59***	27.63***	13.71***
VIF 值	3.41	2.97	3.41	2.97	3.41	2.97
调整 R ²	0.028	0.071	0.021	0.052	0.033	0.068

注 (1)***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10% (2) 所有回归模型都同时控制了年度和行业效应; (3) 括号内数字为经过异方差调整的 T 值。

进一步,我们通过引入 $NEW \times BIG4$ 、 $NEW \times B_H$ 及 $NEW \times MKT$ 这三个交互项来检验假设 H2~H4,即分别检验上市公司聘请“国际四大”审计、交叉上市以及所处地区的外部制度环境对会计准则国际趋同与 QFII 投资间影响关系的调节作用,具体的回归结果如表 6 所示。从表 6 可知 (1) 与假设 H2 的理论预期相符,交互项 $NEW \times BIG4$ 在模型 1、模型 4、模型 7 中得到了负回归系数,且在模型 4 和模型 7 中的显著水平至少达到了 5%(模型 1 $\beta=-0.067$, $p>0.10$; 模型 4 $\beta=-0.001$, $p<0.05$; 模型 7 $\beta=-0.004$, $p<0.01$)。这表明,上市公司聘请国际四大会计师事务所提供审计服务会降低 QFII 对企业会计准则国际趋同的需求,因为“国际四大”的审计服务在一定程度上为上市公司的信息披露质量提供了有力的鉴证。与此同时,相较于国内会计师事务所,QFII 也更了解“国际四大”的业务能力和职业操守,甚至还很可能或多或少与“国际四大”有过合作经验。(2)交互项 $NEW \times B_H$ 在模型 2、模型 5、模型 8 中都得到了至少 10%的统计显著的负回归系数(模型 2 $\beta=-0.075$, $p<0.10$; 模型 5 $\beta=-0.001$, $p<0.01$; 模型 8 $\beta=-0.003$, $p<0.01$),意味着交叉上市情况显著降低了企业会计准则国际趋同对吸引 QFII 投资的促进作用,从而支持了本文的假设 H3,即交叉上市公司面临着更加严格有效的双重监管环境,且大部分交叉上市公司在会计准则国际趋同前就已经向境外投资者提供了按照国际会计准则编制的财务会计信息,因而会计准则的国际趋同吸引 QFII 投资的作用在交叉上市公司中表现得更不明显。(3)根据本文两个竞争假设 H4-1 和 H4-2 的理论预期,宏观的制度环境与中观的企业会计准则间既可能存在两两加强的互补效应,也可能存在相互抵消的替代效应。从交互项 $NEW \times MKT$ 在模型 3、模型 6、模型 9 中得到的统计显著的负回归系数(模型 3 $\beta=-0.008$, $p<0.15$; 模型 6 $\beta=-0.000$, $p<0.05$; 模型 9 $\beta=-0.000$, $p<0.01$)可知,本文的经验数据支持了假设 H4-2 而否定了假设 H4-1,也即上市公司所处地区的制度环境水平越高,当地的证券分析师、律师事务所等市场中介组织越发达,QFII 面临的投资环境越市场化,其能够得到的投资者权益保护水平也越高。所以,发达的制度环

境能够在一定程度上降低 QFII 投资对上市公司披露信息质量的依赖性和敏感度,进而也就会降低企业会计准则国际趋同对吸引 QFII 投资的积极作用。

(三) 稳健性测试

为了增强本文研究结论的可靠性,我们还进行了两个方面的稳健性测试。(1)因为本文使用的研究样本是一个典型的非平衡面板数据结构,借鉴 Peterson(2009)稳健估计模型方法,本文通过同时调整公司层面和年度层面两个维度的聚类影响以得到更为稳健的回归系数标准误和 T 统计量,从而有效控制面板数据可能存在的公司间截面相关和时间序列自相关等问题,得到的稳健回归分析结果如表 7 所示。与表 6 的 OLS 多元回归分析结果相比,虽然主变量的回归系数显著性出现了一定程度的降低,但 Peterson 稳健估计模型得到的回归系数符号没有发生变化。(2)由于本文的因变量(QFII 投资情况)存在长期时间趋势的影响,而自变量(会计准则的国际趋同)也是一个以特定时间为界线的哑变量,因此,在上文的主要回归分析中我们都使用了剔除时间趋势影响的 QFII 投资变量。鉴于这一处理的特殊性,我们可能会存在这样的疑问:如果不对 QFII 投资变量进行上述的去时间趋势处理,本文的主要研究结论是否仍然成立?为此,本文利用衡量 QFII 投资的三个原始变量重新进行了相关的多元回归分析,结果如表 8 所示。特别地,由于 $QFII_N$ 是一个有序分类变量,而 $QFII_R$ 和 $QFII_R2$ 是一个下限为 0 的拖尾变量,当因变量为 $QFII_N$ 时使用 Probit 估计模型,当因变量为 $QFII_R$ 和 $QFII_R2$ 时则使用 Tobit 估计模型(Wooldridge 2009)。从表 8 可以看到,会计准则国际趋同哑变量在所有回归模型中都得到了 1%统计显著的正回归系数,而 $NEW \times BIG4$ 、 $NEW \times B_H$ 及 $NEW \times MKT$ 三个交互项的回归系数皆为负且基本都在统计上显著,这些结果与上文表 6 的结果保持高度一致。因此,总体上看,本文的主要研究结论仍然稳健成立,即企业会计准则的国际趋同显著吸引了更多 QFII 投资于中国上市公司,而聘请“国际四大”提供审计服务、同时发行 B 股或 H 股的交叉上市情况、所处地区的制度环境等因素会降低会计准则国际趋同的上述积极影响。

表 6 聘请国际四大、交叉上市、制度环境的调节效应回归分析结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
	因变量: $\Delta QFII_N$			因变量: $\Delta QFII_R$			因变量: $\Delta QFII_R2$		
NEW	0.110*** [4.860]	0.111*** [4.890]	-0.024 [-0.936]	0.001*** [4.843]	0.001*** [4.856]	-0.000 [-0.140]	0.003*** [6.183]	0.003*** [6.189]	-0.001 [-1.160]
$NEW \times BIG4$				-0.001** [-2.130]			-0.004*** [-3.590]		

(续表 6)

NEW × B_H		-0.075*			-0.001***			-0.003***	
		[-1.950]			[-2.658]			[-3.496]	
NEW × MKT			-0.008			-0.000**			-0.000***
			[-1.615]			[-2.429]			[-3.537]
BIG4	0.090***	0.094***	0.094***	0.000	0.000	0.000	0.001**	0.001***	0.001***
	[3.308]	[3.487]	[3.486]	[1.285]	[1.504]	[1.496]	[2.393]	[2.759]	[2.751]
B_H	-0.069***	-0.070***	-0.070***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.000	-0.000	-0.001
	[-3.552]	[-3.571]	[-3.609]	[-5.881]	[-5.907]	[-5.976]	[-1.237]	[-1.293]	[-1.364]
MKT	0.003	0.003	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000**
	[1.186]	[1.178]	[1.349]	[1.235]	[1.235]	[1.490]	[1.604]	[1.617]	[1.999]
SIZE	0.042***	0.042***	0.041***	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	[5.788]	[5.715]	[5.686]	[0.983]	[0.872]	[0.809]	[1.596]	[1.343]	[1.271]
LEV	-0.043	-0.044	-0.045	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.000
	[-1.449]	[-1.485]	[-1.513]	[0.677]	[0.619]	[0.581]	[0.194]	[0.051]	[-0.013]
TANG	0.062*	0.061*	0.060*	0.001*	0.001*	0.001*	0.001**	0.001*	0.001*
	[1.921]	[1.895]	[1.873]	[1.927]	[1.899]	[1.847]	[1.992]	[1.933]	[1.870]
ROA	0.805***	0.804***	0.818***	0.005***	0.005***	0.005***	0.015***	0.015***	0.016***
	[4.210]	[4.211]	[4.267]	[2.947]	[2.960]	[3.034]	[4.597]	[4.645]	[4.773]
MTB	0.007	0.006	0.006	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	[1.440]	[1.388]	[1.341]	[0.888]	[0.839]	[0.742]	[0.640]	[0.528]	[0.404]
EPS	-0.049	-0.048	-0.050	0.000	0.000	0.000	-0.001	-0.001	-0.001
	[-1.187]	[-1.167]	[-1.212]	[0.298]	[0.315]	[0.268]	[-0.967]	[-0.939]	[-1.044]
BPS	0.015***	0.014***	0.015***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
	[2.914]	[2.866]	[2.896]	[3.294]	[3.244]	[3.278]	[3.336]	[3.208]	[3.280]
TUR	0.005	0.004	0.005	-0.000	-0.000	0.000	0.000**	0.000**	0.000**
	[1.101]	[1.048]	[1.159]	[-0.005]	[-0.010]	[0.072]	[1.996]	[2.038]	[2.264]
BETA	-0.159***	-0.160***	-0.160***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.003***	-0.003***	-0.003***
	[-6.292]	[-6.314]	[-6.302]	[-5.807]	[-5.828]	[-5.820]	[-6.861]	[-6.882]	[-6.853]
ACCA	-0.070	-0.069	-0.069	-0.001*	-0.001*	-0.001*	-0.002**	-0.002**	-0.002**
	[-1.590]	[-1.576]	[-1.580]	[-1.922]	[-1.908]	[-1.909]	[-2.235]	[-2.202]	[-2.211]
TOP1	0.082*	0.083*	0.084*	-0.001**	-0.001**	-0.001**	-0.000	-0.000	-0.000
	[1.818]	[1.858]	[1.868]	[-2.355]	[-2.313]	[-2.267]	[-0.413]	[-0.339]	[-0.308]
H2_5	0.931***	0.931***	0.932***	-0.003	-0.003	-0.003	0.005	0.005	0.005
	[3.087]	[3.083]	[3.090]	[-1.305]	[-1.322]	[-1.282]	[0.981]	[0.933]	[0.946]
INST	0.004	0.001	0.006	0.001***	0.001***	0.001***	0.002**	0.001**	0.002**
	[0.117]	[0.039]	[0.154]	[2.984]	[2.902]	[3.041]	[2.389]	[2.230]	[2.493]
NONT	-0.090***	-0.087**	-0.093***	-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001	-0.001	-0.001
	[-2.597]	[-2.529]	[-2.694]	[-3.796]	[-3.725]	[-3.933]	[-1.317]	[-1.198]	[-1.634]
STATE	0.016	0.016	0.016	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	[1.589]	[1.612]	[1.616]	[1.334]	[1.370]	[1.364]	[1.174]	[1.276]	[1.282]
BOARD	0.004	0.004	0.004	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*
	[1.337]	[1.308]	[1.324]	[1.737]	[1.710]	[1.720]	[1.899]	[1.843]	[1.869]
INDB	0.086	0.082	0.078	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001
	[0.964]	[0.920]	[0.867]	[0.811]	[0.765]	[0.657]	[0.892]	[0.789]	[0.647]
COMP	0.018**	0.018**	0.017**	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
	[2.357]	[2.317]	[2.254]	[2.761]	[2.716]	[2.604]	[3.159]	[3.054]	[2.912]
MSHARE	-0.093	-0.098	-0.084	0.000	0.000	0.000	-0.001	-0.001	-0.000
	[-1.566]	[-1.644]	[-1.412]	[0.147]	[0.079]	[0.345]	[-0.651]	[-0.784]	[-0.268]
DUALITY	0.022	0.021	0.022	0.000*	0.000*	0.000*	0.001**	0.001**	0.001**
	[1.571]	[1.570]	[1.592]	[1.850]	[1.846]	[1.880]	[2.127]	[2.115]	[2.161]
截距项	-1.231***	-1.209***	-1.068***	-0.005***	-0.005***	-0.003**	-0.014***	-0.013***	-0.009***
	[-7.472]	[-7.366]	[-6.471]	[-3.423]	[-3.274]	[-2.359]	[-4.818]	[-4.474]	[-3.201]
样本量	10081	10081	10081	10081	10081	10081	10081	10081	10081
F 值	11.79***	11.80***	11.81***	10.36***	10.41***	10.38***	13.04***	13.25***	13.36***
VIF 值	2.93	2.93	2.83	2.93	2.93	2.83	2.93	2.93	2.83
调整 R ²	0.071	0.071	0.071	0.052	0.052	0.052	0.071	0.070	0.069

注:同表 5。

表7 Peterson 稳健回归分析结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
	因变量 $\Delta QFII_N$			因变量 $\Delta QFII_R$			因变量 $\Delta QFII_R2$		
NEW	0.092*** [3.475]	0.093*** [3.353]	-0.024 [-1.461]	0.001*** [3.337]	0.001*** [3.220]	-0.000 [-0.218]	0.002*** [3.556]	0.002*** [3.448]	-0.001* [-1.704]
NEW × BIG4	-0.067 [-0.597]			-0.001 [-1.390]			-0.004 [-1.584]		
NEW × B_H		-0.075 [-1.335]			-0.001* [-1.867]			-0.003** [-2.246]	
NEW × MKT			-0.008* [-1.956]			-0.000** [-2.229]			-0.000*** [-2.754]
BIG4	0.090** [2.240]	0.094** [2.510]	0.094** [2.517]	0.000 [0.857]	0.000 [1.165]	0.000 [1.165]	0.001 [1.528]	0.001** [2.004]	0.001** [2.025]
B_H	-0.069** [-2.377]	-0.070** [-2.174]	-0.070** [-2.388]	-0.001*** [-2.965]	-0.001*** [-2.726]	-0.001*** [-2.985]	-0.000 [-0.971]	-0.000 [-0.755]	-0.001 [-1.064]
MKT	0.003 [1.001]	0.003 [0.997]	0.003 [1.153]	0.000 [0.789]	0.000 [0.784]	0.000 [1.018]	0.000 [1.044]	0.000 [1.047]	0.000 [1.499]
控制变量	公司财务状况和公司治理结构等控制变量均已控制,在此省略汇报								
截距项	-1.213*** [-4.073]	-1.191*** [-4.169]	-1.068*** [-3.666]	-0.005** [-2.065]	-0.004** [-1.978]	-0.003 [-1.502]	-0.013*** [-2.675]	-0.012*** [-2.611]	-0.009** [-2.015]
样本量	10081	10081	10081	10081	10081	10081	10081	10081	10081
F 值	11.79***	11.80***	11.81***	10.36***	10.41***	10.38***	13.04***	13.25***	13.36***
调整 R ²	0.071	0.071	0.071	0.052	0.052	0.052	0.071	0.070	0.069

注 (1)***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10% (2) 所有回归模型都同时控制了年度和行业效应 (3) 括号内数字为同时经过公司层面和年度层面的聚类效应调整后的 T 值。

表8 QFII 持股情况未经时间趋势处理情况下的回归分析结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
	针对因变量 QFII_N 的 Probit 回归估计			针对因变量 QFII_R 的 Tobit 回归估计			针对因变量 QFII_R2 的 Tobit 回归估计		
NEW	0.639*** (4.017)	0.641*** (4.056)	0.578*** (3.689)	0.015*** (4.545)	0.015*** (4.588)	0.013*** (4.239)	0.028*** (4.450)	0.028*** (4.488)	0.025*** (4.031)
NEW × BIG4	-0.191 (-1.569)			-0.003 (-1.508)			-0.011** (-2.431)		
NEW × B_H		-0.264** (-2.149)			-0.005** (-2.051)			-0.013*** (-2.811)	
NEW × MKT			-0.064*** (-2.829)			-0.001*** (-2.878)			-0.003*** (-3.256)
BIG4	0.200*** (2.750)	0.198*** (2.714)	0.194*** (2.668)	0.003** (2.338)	0.003** (2.309)	0.003** (2.267)	0.007*** (2.621)	0.007*** (2.638)	0.007*** (2.584)
B_H	-0.268*** (-3.572)	-0.260*** (-3.449)	-0.273*** (-3.648)	-0.007*** (-4.499)	-0.006*** (-4.384)	-0.007*** (-4.576)	-0.009*** (-3.207)	-0.009*** (-3.109)	-0.009*** (-3.290)
MKT	0.016 (1.406)	0.016 (1.385)	0.023** (1.988)	0.000 (1.574)	0.000 (1.556)	0.001** (2.153)	0.001* (1.768)	0.001* (1.743)	0.001** (2.367)
控制变量	公司财务状况和公司治理结构等控制变量均已控制,在此省略汇报								
截距项	-7.617*** (-11.173)	-7.567*** (-11.103)	-6.623*** (-10.604)	-0.144*** (-10.506)	-0.143*** (-10.439)	-0.123*** (-9.862)	-0.287*** (-10.687)	-0.284*** (-10.578)	-0.246*** (-10.085)
Chi2值/ F值	722.62***	726.13***	726.56***	17.23***	17.27***	17.24***	17.42***	17.44***	17.28***
Log pseudo-likelihood	-2822.80	-2821.85	-2820.03	621.98	622.74	625.24	-16.01	-14.95	-13.20
样本量	10081	10081	10081	10081	10081	10081	10081	10081	10081
Pseudo R ²	0.124	0.125	0.125	-	-	-	-	-	-

注 (1)***、**、* 分别表示双尾检验的统计显著水平为 1%、5%、10% (2) 所有回归模型都同时控制了年度和行业效应 (3) 括号内数字为经异方差调整后的 Z 值或 T 值。

五、研究结论与政策启示

随着经济全球化和资本国际流动进程的加快,企业会计准则的国际趋同已成大势所趋。我国企业会计准则建设及其国际趋同在经历了1992年的“两则两制”、2006年新企业会计准则体系的建成以及2008年全球金融危机后的反思和持续趋同后,对资本市场吸引外资和提高其对外开放水平发挥着重要作用。本文从合格境外机构投资者(QFII)视角出发,在分析企业会计准则国际趋同影响QFII投资的逻辑框架和内在机理的基础上,利用2003~2011年中国A股上市公司的年度观察样本数据,检验了会计准则国际趋同对吸引QFII投资的影响作用,并考察了其他多种机制与新会计准则间替代抑或互补的交互影响关系。

本文的经验研究发现,与未实施新会计准则的年度相比,实施与国际准则实质趋同的新会计准则后,中国上市公司显著吸引了更多的QFII投资,具体表现在上市公司QFII的持股家数、QFII持有股份占公司总股份的比率、QFII持有股份占公司流通股份的比率等多个指标上。进一步的研究发现,聘请国际四大会计师事务所的审计服务、交叉上市、所处地区良好的制度环境等宏观机制显著降低了会计准则国际趋同对吸引QFII投资的促进作用。这些研究结果表明,在全流通时代,坚持会计准则的国际协调与趋同对奠定扎实而良好的会计基础和发挥会计作为国际通用商业语言的作用,从而完善我国资本市

场建设、提升对外开放水平都具有非常重要的战略意义。此外,高质量的外部审计、交叉上市机制、良好的制度环境能够在保护投资者利益和提高会计信息质量的同时,优化资本市场的投资环境,从而发挥类似企业会计准则国际趋同的“招商引资”作用。

本文的研究结论对于中国资本市场的健康稳定发展具有重要的政策启示。首先,继续坚持我国会计准则与国际准则的持续趋同。在结合国情的同时积极参与国际准则的制定,逐步实现与世界主要经济体的会计准则等效,仍然是我国企业会计准则体系建设的主要努力方向。这一方面将促进我国企业会计信息质量的提高,为信息成本的削减奠定坚实基础;另一方面,有助于我国与其他国家的经贸往来和资本流动,同时也将为继深圳创业板后的上海国际版的推行创造有利的制度与投资环境。其次,在推进我国会计准则体系建设及其国际趋同的进程中,相关部门和监管机构应持续高度重视会计准则的执行效果,通过加大教育培训,强化质量控制,加强执法监管,全面提升我国企业的会计和审计水平,从而确保企业会计准则的贯彻落实。最后,虽然目前QFII已经发展成为我国股票市场的第二大机构投资者,但散户投资者仍然是A股市场的主力军。为了充分发挥QFII在加快资本流动、稳定和推动我国资本市场发展中的积极作用,应继续大力发展机构投资者并为其提供良好的政策环境,完善投资者法律保护,从而增强QFII的投资安全性和积极性。

注释:

① 需要特别指出的是,也有研究发现在中国资本市场,“国际四大”与非“国际四大”间的审计质量并不存在显著差异(例如,刘峰、周福源,2007;郭照蕊,2011)。

② 例如,2014年3月19日,上海证券交易所发布修改后的合格境外机构投资者交易实施细则明确,“单个境外投资者通过合格投资者持有一家上市公司股票的,持股比例不得超过该公司股份总数的10%;所有境外投资者对单个上市公司A股的比例总和,不超过该上市公司股份总数的30%。”

[参考文献]

- [1] 楼继伟.中国企业会计准则建设的可贵实践和崭新突破[J].会计研究,2006(02): 5-6.
- [2] 高雷,宋顺林.公司治理与公司透明度[J].金融研究,2007(11): 28-44.
- [3] 伊志宏,姜付秀,秦义虎.产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J].管理世界,2010(01): 133-141.
- [4] 张然,张会丽.新会计准则中合并报表理论变革的经济后果研究——基于少数股东权益、少数股东损益信息含量变化的研究[J].会计研究,2008(12): 39-46.
- [5] 毛新述,戴德明.会计制度改革、盈余稳健性与盈余管理[J].会计研究,2009(12): 38-46.
- [6] Hou Q., Q. Jin, L. Wang. Mandatory IFRS Adoption and Executive Compensation: Evidence from China [J]. China Journal of Accounting Research, 2014, 7(01): 9-29.
- [7] Chen Y. F., C. Y. Wang, F. L. Lin. Do Qualified Foreign Institutional Investors Herd in Taiwan's Securities Market? [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2014, 44(04): 62-74.
- [8] Bae K., V. K. Goyal. Equity Market Liberalization and Corporate Governance [J]. Journal of Corporate Finance, 2010, 16(05): 609-621.

- [9] 孙立林, 丽. QFII投资中国内地证券市场的实证分析[J]. 金融研究, 2006(07): 123-133.
- [10] 宋玉. 最终控制人性别、两权分离度与机构投资者持股——兼论不同类型机构投资者的差异[J]. 南开管理评论, 2009(05): 55-64.
- [11] Allen F., J. Qian, M. Qian. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. Journal of Financial Economics, 2005(77): 57-116.
- [12] Armstrong C., M. Barth, A. Jagolinzer, E. Riedl. Market Reaction to the Adoption of IFRS in Europe [J]. The Accounting Review, 2010, 85(01): 31-61.
- [13] DeFond M., X. Hu, M. Hung, S. Li. The Impact of Mandatory IFRS Adoption on Foreign Mutual Fund Ownership: The Role of Comparability [J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 51(03): 240-258.
- [14] Harris M. S., K. A. Muller III. The market Valuation of IAS Versus US-GAAP Accounting Measures Using Form 20-F Reconciliations [J]. Journal of Accounting and Economics, 1999, 26(01): 285-312.
- [15] Barth M. E., W. R. Landsman, M. H. Lang. International Accounting Standards and Accounting Quality [J]. Journal of Accounting Research, 2008, 46(03): 467-498.
- [16] Landsman W. R., E. L. Maydew, J. R. Thornock. The Information Content of Annual Earnings Announcements and Mandatory Adoption of IFRS [J]. Journal of Accounting and Economics, 2011, 53(01): 34-54.
- [17] Chen C., D. Young, Z. Zhuang. Externalities of Mandatory IFRS Adoption: Evidence from Cross-Border Spillover Effects of Financial Information on Investment Efficiency [J]. The Accounting Review, 2013, 88(03): 881-914.
- [18] Hail L., C. Leuz. Capital Market Effects of Mandatory IFRS Reporting in the EU: Empirical Evidence [R]. Working Paper SSRN, 2007: 1511671.
- [19] Rashid H. A., F. Amin, A. Farooqui. International Financial Reporting Standards (IFRS) and Its Influence on Pakistan [J]. Journal of Applied Finance & Banking, 2012, 12(02): 1-13.
- [20] 姜国华, 李远鹏, 牛建军. 我国会计准则、国际会计准则盈余报告差异及经济后果研究[J]. 会计研究, 2006(09): 29-34.
- [21] 汪祥耀, 叶正虹. 执行新会计准则是否降低了股权资本成本——基于我国资本市场的经验证据[J]. 中国工业经济, 2011(03): 119-128.
- [22] 张嘉兴, 邢维全. 会计准则国际趋同、会计信息质量与机构持股——来自深证A股上市公司的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2013(06): 102-110.
- [23] 滕莉莉, 黄春龙. 我国QFII持股特征研究——基于选股偏好与持股期限的实证分析[J]. 投资研究, 2012(10): 84-97.
- [24] 段云, 李菲. QFII对上市公司持股偏好研究: 社会责任视角[J]. 南开管理评论, 2014(01): 44-50.
- [25] Badrinath S. G., G. D. Gay, J. R. Kale. Patterns of Institutional Investment, Prudence, and the Managerial 'Safety-Net' Hypothesis [J]. Journal of Risk and Insurance, 1989: 605-629.
- [26] Useem M., E. H. Bowman, J. Myatt, C. W. Irvine. US Institutional Investors Look at Corporate Governance in the 1990s [J]. European Management Journal, 1993, 11(02): 175-189.
- [27] Aggarwal R. K., L. F. Lapper, P. D. Wysocki. Portfolio Preferences of Foreign Institutional Investors [J]. Journal of Banking & Finance, 2005, 29(12): 2919-2946.
- [28] Kang J. K., J. M. Kim. Do Foreign Investors Exhibit A Corporate Governance Disadvantage? An Information Asymmetry Perspective, Journal of International Business Studies [J]. 2010, 41(08): 1415-1438.
- [29] Covrig, V., M. Defond, M. Hung. Home Bias, Foreign Mutual Fund Holdings, and the Voluntary Adoption of International Accounting Standards [J]. Journal of Accounting Research, 2007, 45(01): 41-70.
- [30] Francis J. R., E. L. Maydew, H. C. Sparks. The Role of Big 6 Auditors in the Credible Reporting of Accruals [J]. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 1999, 18(02): 17-34.
- [31] Basu S., L. S. Hwang, C. L. Jan. Differences in Conservatism between Big Eight and Non-Big Eight Auditors [R]. Working Paper SSRN, 2001: 2428836.
- [32] 王艳艳, 陈汉文. 审计质量与会计信息透明度——来自中国上市公司的经验数据[J]. 会计研究, 2006(04): 9-15.
- [33] 贺建刚, 孙铮, 周友梅. 金字塔结构、审计质量、管理层讨论与分析——基于会计重述视角[J]. 审计研究, 2013(06): 68-75.
- [34] 王中华. 中国参与国际垂直化专业化分工程度的再度量——基于黑田法的研究 [J]. 贵州财经大学学报, 2013(01): 48-54.
- [35] 雷光勇, 范蕾. 市场化程度、内部人侵占与审计监督[J]. 财贸经济, 2009(05): 61-67.
- [36] DeAngelo L. E. Auditor Size and Auditor Quality [J]. Journal of Accounting and Economics, 1981, 3(03): 183-199.