

后趋同时代的权益资本成本异质性分析^{*}

陈 旻 曲晓辉 孙雪娇

(集美大学财经学院 361021 厦门大学会计发展研究中心 361005 天津财经大学商学院 300222)

【摘要】本文以我国 A 股上市公司会计准则趋同前后的数据为样本,采用多元回归方法和双重差分分析,并控制了股权分置改革的影响,对趋同后权益资本成本的下降进行异质性分析,并检验引致异质性的潜在制约因素。研究发现趋同后国有控股公司比非国有控股公司的权益资本成本下降得更多,制度环境和管理层动机是制约非国有控股公司受益于会计准则国际趋同的重要因素。本研究厘清了会计准则国际趋同的作用机理,拓展了我国会计准则国际趋同经济后果研究。为转轨经济体有效实施会计准则国际趋同策略提供了框架思路,监管层必须注重推进外部市场化建设,并加强对管理层盈余管理的监管。

【关键词】权益资本成本; 异质性; 制度环境; 管理层动机

一、引言

我国《企业会计准则(2006)》(下文简称 CAS),虽然实现了与国际财务报告准则(IFRS)的实质性趋同,但国际会计准则理事会(IASB)仍未视同采用。作为世界第二大经济体,我国与 IFRS 实质趋同的会计准则的实施受到了学术界和实务界的广泛关注。研究我国会计准则国际趋同的作用机理,对于在新兴经济体中有效实施会计准则趋同策略至关重要。

近年来,涌现出大量文献检验欧盟强制采用 IFRS^①、我国会计准则国际趋同的经济后果,主要涉及会计信息质量、市场反应、权益资本成本和契约影响等方面。然而,罕有研究涉及经济后果的异质性(在研究样本的重要属性上的差异)分析。虽然,不少学者强调研究 IFRS 采用或趋同不可忽略制度环境和管理层动机(Jeanjean and Stolowy, 2008; He et al., 2012; Cang et al., 2014),但尚未发现明确的经验证据显示制度环境和管理层动机的影响。Li (2010)认为权益资本成本下降的效果取决于制度层面强制执行的力度。由于“文化和历史根源”影响深刻(Radebaugh and Gray, 1997),在转型经济体中成功实施会计准则国际趋同策略应注重对外部制度环境和管理层动机的监管。

本文的贡献在于:(1)对我国会计准则国际趋同后权益资本成本下降的异质性分析,发现国有控股公司比非国

有控股公司权益资本成本下降得更多;(2)拓展性地获取了制度环境和管理层动机对趋同经济后果异质性影响的经验证据,凸显制度执行过程中内外部因素的影响;(3)厘清了会计准则国际趋同的作用机理,为新兴经济体有效实施会计准则国际趋同策略提供了框架思路。

下文内容安排如下:第二部分回顾文献,并讨论研究动机;第三部分提出研究假设及实证模型;第四部分介绍研究设计;第五部分分析实证结果;第六部分总结全文。

二、文献回顾及研究动机

2011年美国证监会(SEC)的报告把全球采用 IFRS 的实践分为两大类:以欧盟为代表的认可(endorsement)模式和以我国为代表的趋同(convergence)模式(SEC, 2011)。

(一) 认可模式的检验

在欧盟强制采用 IFRS 后,国外学者纷纷从信息质量、市场反应和契约后果的角度检验其经济后果。虽然 Jeanjean and Stolowy (2008)认为法国采用 IFRS 后盈余管理水平反而提高了,Atwood et al. (2011)发现盈余持续性降低,但更多实证研究从盈余质量、价值相关性、披露质量和可比性等维度证实会计信息质量得以提高。一些学者发现盈余管理减少、更及时确认损失,表明盈余质量提高(Hung and Subramanyam, 2007; Barth et al., 2008; Iatridis and Rouvolis, 2010)。还有学者验证到采用 IFRS 后会计信息价值相

^{*} 本文英文版刊发于中国会计学会英文期刊 China Journal of Accounting Studies 第 5 卷第 1 期(2017 年 3 月)。限于篇幅,本文中文版有较大篇幅删减。因此,需了解更详细内容的读者请查阅英文期刊原文。本文感谢国家社会科学基金重点项目(13AJY005、17BGL067)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(16JJD790035)、福建省社科基金(FJ2016B243)、国家自然科学基金(71402114)的资助。通讯作者:曲晓辉, xhqu@xmu.edu.cn。

① 欧盟强制要求上市公司最迟于 2005 年编制合并财务报表时必须遵循经其双重认可的 IFRS,鼓励提前实施。

关性提高 (Bartov et al., 2005; Capkun et al., 2008; Barth et al., 2008; Iatridis and Rouvolis, 2010)、信息披露质量提升 (Daske and Gebhardt, 2006) 及可比性提高 (DeFond et al., 2011)。Chen et al. (2010) 构建一系列会计质量指标进行综合检验, 发现绝大多数指标得以改善。

相当一部分研究从市场反应、资本成本、市场流动性和市场效率等维度检验了采用 IFRS 对资本市场的影响。就市场反应而言, 既有正向市场反应也有负向市场反应 (Jaafar and McLeay, 2007; Christensen et al., 2007; Armstrong et al., 2010); 就资本成本而言, 多数研究结论是采用 IFRS 后权益资本成本下降 (Daske, 2006; Daske et al., 2008; Lee et al., 2010); 就市场流动性而言, 较低的买卖差价、较高的市场交易量、较小的跨境流动性差异表明市场流动性提高 (Leuz and Verrecchia, 2000; Leuz, 2003; Platikanova, 2007); 就市场效率而言, 公司间的资本流动更有效率 (Zhang, 2013), IPO 抑价现象得到缓解 (Hong et al., 2014)。

还有不少文献就采用 IFRS 后的契约效应展开研究。Christensen et al. (2009), Chen et al. (2015) 和 Ball et al. (2015) 提供了采用 IFRS 对债务契约影响的经验证据, 而 Wu and Zhang (2009)、Ozkan et al. (2012)、Voulgaris et al. (2014) 提供了薪酬契约影响的经验证据。

(二) 趋同模式的检验

国际会计准则理事会 (IASB) 早已认可我国 CAS (2006) 已经实现了与 IFRS 的实质性趋同 (刘玉廷, 2007)。CAS (2006) 实施激发了对我国准则国际趋同策略的研究。

一些学者认为趋同策略是适应我国国情的必然选择。Ding and Su (2008) 通过对我国会计准则与国际接轨的路径进行描述性分析, 肯定了在接受管制的市场中与 IFRS 趋同的会计准则也能发挥效用。Peng et al. (2008), Peng and Smith (2010) 认为我国渐进和持续的趋同策略行之有效, 会计准则趋同已经导致了会计实务趋同。Qu and Zhang (2010) 采用模糊聚类法分析检验了我国准则与 IFRS 的趋同程度, 证实了准则绝大多数项目实质趋同, 仅存在少量差异。

同样也有不少学者检验我国会计准则趋同对会计信息质量的影响。国内既有研究表明准则趋同提高会计信息价值相关性 (罗婷等, 2008; Li and Park, 2011), 也有研究发现盈余管理加剧的迹象 (王玉涛等, 2009; He et al., 2012; Cang et al., 2014)。实质上, 因为原则导向的 CAS (2006) 引入了公允价值计量, 对会计信息质量有双重影响。陈旻和曲晓辉 (2014) 基于概念框架 (IASB and FASB, 2010) 构建会计信息质量实证检验体系, 发现国际趋同造成操控性利润规模增大和稳健性降低的同时, 提高了价值相关性、可比性和中立性, 降低了盈余平滑程度, 认为整体而言与国际趋同的会计准则提高了会计信息质量。

还有一些文献注重检验会计准则趋同的直接经济后果。汪洋耀和叶正虹 (2011) 和高芳和傅仁辉 (2012) 均证实趋同后权益资本成本下降。Hou et al. (2014) 发现准则趋同对于高管薪酬的会计绩效敏感性有正向影响效应。然而, 杜兴强等 (2009) 发现与颁布 CAS (2006) 相关的 11 个

事件中仅 2 个呈现显著正向市场反应。关于吸引投资, DeFond et al. (2014) 和孙雪娇 (2011) 的实证结论不太一致。刘春奇 (2015) 证实了资源分配效率得以提高。Hou et al. (2016) 则发现趋同后我国的投资效率有所下降。

(三) 研究动机

许多研究都认为制度环境和管理层动机对于会计准则有效实施至关重要。Jeanjean and Stolowy (2008) 建议除了会计准则, 监管当局更应致力于协调管理层动机和制度环境。He et al. (2012) 和 Cang et al. (2014) 一再强调制度环境与会计准则之间兼容的重要性。然而, 关于制度环境和管理层动机对于会计准则趋同的影响却罕有直接的经验证据。

IASB 前主席 Tweedie (2006) 宣称采用 IFRS 将有助于降低资本成本。之前关于资本成本下降的研究尚未涉及异质性分析, 更未探究制约因素。本文尝试基于股权异质性, 探讨制度环境、管理层动机对准则国际趋同与权益资本成本下降之关联性的影响。我国会计准则实质性趋同策略一度被视为遵循了恰当程序 (Word Bank, 2009), 但 IASB 仍未视同采用, 因此本研究对于客观评价我国的趋同策略具有重要意义。

三、研究假设和模型

(一) 异质性分析

信息质量影响企业的资本成本 (Easley and O'hara, 2004)。广泛的信息披露、高质量的财务报告与权益资本成本呈反比 (Botosan, 1997; Botosan and Plumlee, 2002; Hail, 2002; Francis et al., 2004; Hail and Leuz, 2006)。已有文献研究表明欧盟采用 IFRS 后 (Daske, 2006; Daske et al., 2008; Lee et al., 2010)、我国会计准则国际趋同后 (汪洋耀和叶正虹, 2011; 高芳和傅仁辉, 2012) 权益资本下降。本文首先基于上市公司融资地点、股权性质的不同, 分析公司间权益资本下降的差异, 甄别哪类上市公司从会计准则国际趋同中获益更多。

跨境上市公司早于境内上市公司开始接触并遵循 IFRS, 因此会计准则国际趋同对跨境上市公司的影响可能没有那么显著。与跨境上市公司相比, 只在境内发行 A 股的公司预期受准则趋同影响更为显著, 趋同后能为投资者提供更多增量信息。因此, 本文提出如下假设:

假设 H1a: 会计准则国际趋同后, 境内上市公司权益资本成本下降幅度比跨境上市公司更大。

有研究发现, 企业股权结构影响报表编报动机 (Ball et al., 2003; Soderstrom and Sun, 2007)。一般认为, 国有控股公司管理层的经营压力要小于非国有控股公司, 对基于会计数字的薪酬激励较不敏感, 因此其盈余管理动机没有非国有控股公司管理层强烈 (薄仙慧和吴联生, 2009)。余波 (2009) 发现国有企业更好地获得了会计准则变更的益处, 其利润表的价值相关性显著提高。较少的盈余管理、较高的价值相关性意味着国有控股公司的盈余质量更佳, 预期权益资本成本更低。因此, 本文提出如下假设:

假设 H1b: 会计准则国际趋同后, 国有控股上市公司权益资本成本下降幅度比非国有控股上市公司更大。

以下模型 (1) 用于检验上述分析:

$$R_{e_{it}} = \beta_0 + \beta_1 POST_{it} + \beta_2 TYPE_{it-1} + \beta_3 POST_{it} * TYPE_{it-1} + \beta_4 CONTROLS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, $R_{e_{it}}$ 为 i 公司第 t 期的权益资本成本, $POST_{it}$ 为准则趋同哑变量, $TYPE_{it-1}$ 是不同类型上市公司的代理变量, $CONTROLS$ 为各种控制变量指标。检验 H1a 时, $OnlyA_{it-1}$ 取代 $TYPE_{it-1}$, 表示 i 公司第 $t-1$ 期是境内融资上市公司; 检验 H1b 时, $STATE\%_{it-1}$ 取代 $\beta_2 TYPE_{it-1}$ 项中的 $TYPE_{it-1}$, $STATE_Dum_{it-1}$ 取代交乘项中的 $TYPE_{it-1}$, 分别表示 i 公司第 $t-1$ 期的国有持股比例和是否国有最终控制。为了进行双重差分分析 (Difference-in-difference), 交乘项中使用哑变量以便进行两两分组, 由于连续变量包含更多信息因此非交乘项中使用连续变量。

(二) 制约因素分析

本文进一步从制度环境和管理层动机两个方面探讨引致异质性的制约因素。早期研究表明处于较弱外部监管制度环境的公司更可能滥用会计判断进行盈余操控 (Burgstahler et al., 2006)。Shelton et al. (2011) 认为遵循 IFRS 编报的财务信息质量某种程度上取决于一个国家的制度因素和市场力量。因此, 本文提出如下假设:

假设 H2a: 外部环境市场化程度越高, 上市公司权益资本成本下降幅度越大。

以下模型 (2) 被用于检验制度环境的影响:

$$R_{e_{it}} = \beta_0 + \beta_1 POST_{it} + \beta_2 TYPE_{it-1} + \beta_3 MI_{it-1} + \beta_4 POST_{it} * TYPE_{it-1} + \beta_5 POST_{it} * TYPE_{it-1} * MI_Dum_{it-1} + \beta_6 CONTROLS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

除了制度环境外, 管理层动机也被证实是影响会计准则对会计信息质量的主导因素 (Christensen and Lee, 2008)。Ball et al. (2003) 发现即使在被视为制度环境相对优越的普通法系国家里, 编报者的动机影响着财务报告的质量。具有恰当报告动机的公司才能从改善的会计准则中受益 (Wang and Yu, 2009)。因此, 本文提出如下假设:

假设 H2b: 管理层盈余管理程度越低, 上市公司权益资本成本下降幅度越大。

模型 (3) 被用于检验管理层动机的影响:

$$R_{e_{it}} = \beta_0 + \beta_1 POST_{it} + \beta_2 TYPE_{it-1} + \beta_3 DA_{it-1} + \beta_4 POST_{it} * TYPE_{it-1} + \beta_5 POST_{it} * TYPE_{it-1} * DA_Dum_{it-1} + \beta_6 CONTROLS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

四、研究设计

(一) 权益资本成本

测算权益资本成本, GLS (Gebhardt et al., 2001) 模型需要 12 期以上的 EPS 预测数据。WIND 数据库从 2004 年期开始公布未来 2 期的 EPS 预测数据, 因此本文采用 PEG 模型 (Easton, 2005) 及 OJ (Ohlson - Juettner) 模型 (Ohlson, 1995) 来测算权益资本成本。以 PEG 模型测算权益资本成本采用模型 (4):

$$R_{e_{it}} = \sqrt{\frac{FEPS_{it+1} - FEPS_{it}}{P_{it}}} \quad (4)$$

以 OJ 模型测算权益资本成本采用模型 (5)。借鉴

Ohlson and Gao (2006), 本文采用我国国民总收入 GNI 均值与消费物价指数 CPI 均值的差额近似表征 g_{it} 。由于我国无法获取预期每股股利的数据, 参考 Gode (2003) 和沈洪波 (2007) 的做法近似 $g_{st_{it}}$

$$R_{e_{it}} = \frac{g_{it} + \sqrt{g_{it}^2 + \frac{4 FEPS_{it}}{P_{it}} (g_{st_{it}} - g_{it})}}{2} \quad (5)$$

(二) 控制变量

基于风险与报酬理论, 控制变量考虑了系统性风险和非系统性风险的影响。2008 年全球金融危机中我国资本市场亦未能独善其身, 股价剧烈波动推高了系统性风险。本文以 4 月市场日回报率的月度标准差 MRV (Daske, 2006; Daske et al., 2008; Li, 2010) 控制无法规避的系统性风险。非系统性风险系公司独有风险, 本文选择了 BM 、 LEV 、 EPS 、 $SIZE$ 和 IND 等变量作为非系统性风险的控制变量 (Daske, 2006; Ruland et al., 2007; Daske et al., 2008; Li, 2010)。表 1 对本文涉及的所有变量进行汇总说明。

表 1 变量汇总

变量	变量描述
$R_{e_{it}}$	公司 i 在第 t 期间 4 月 30 日的权益资本成本。
$FEPS_{it}$	公司 i 在第 t 期间、第 $t+1$ 期间 4 月 30 日分析师披露的预测 EPS 的均值。
$FEPS_{it+1}$	公司 i 在第 t 期间 4 月 30 日的收盘价。
P_{it}	盈余的预期长期增长率, 以 1985 至 2009 年期间我国年平均 GNI 与年平均 CPI 的差额来衡量,
g_{it}	$g_{it} = \frac{\sum_{yr=1985}^{2009} GNI_{yr}}{25} - \frac{\sum_{yr=1985}^{2009} CPI_{yr}}{25}$
$g_{st_{it}}$	公司 i 在第 t 期间在预测日的盈余的预期短期增长率, $g_{st_{it}} = \frac{EPS_{it+1} - EPS_{it}}{EPS_{it}}$
$POST_{it}$	哑变量, 如果一个公司年度观测值归属于 2007 年或者以后年度, $Post = 1$, 反之为 0。
$TYPE_{it-1}$	公司 i 某一特定类型分类的代理变量, 在异质性分析中分别代表 $OnlyA_{it-1}$ 、 $STATE\%_{it-1}$ 、 $STATE_Dum_{it-1}$ 等。
$OnlyA_{it-1}$	哑变量, 如果一家公司仅在境内发行 A 股融资, $OnlyA_{it-1} = 1$, 反之为 0。
$STATE\%_{it-1}$	公司 i 在第 $t-1$ 期间国有股持有比例。
$STATE_Dum_{it-1}$	哑变量, 如果公司 i 在第 $t-1$ 期间是国有控股公司, $STATE_Dum_{it-1} = 1$, 反之为 0。
MI_{it-1}	公司 i 总部所在地在第 $t-1$ 期间市场化程度指数。
MI_Dum_{it-1}	哑变量, 如果 MI_{it-1} 高于同期均值, 则 $MI_Dum_{it-1} = 1$, 反之为 0。
DA_{it-1}	公司 i 在第 $t-1$ 期间操控性应计利润绝对值, 由修正的 Jones 模型衡量 (经行业配比调整)。
DA_Dum_{it-1}	哑变量, 如果 DA_{it-1} 高于同期 DA 均值, 则 $DA_Dum_{it-1} = 1$, 反之为 0。

续表

变量	变量描述
MRV_{it}	第 t 期间 4 月市场日回报率月度标准差。
BM_{it-1}	公司 i 在第 $t-1$ 期间所有者权益的账面市值比。
LEV_{it-1}	公司 i 在第 $t-1$ 期间的资产负债比率。
EPS_{it-1}	公司 i 在第 $t-1$ 期间的每股盈余。
$SIZE_{it-1}$	公司 i 在第 $t-1$ 期间的规模, 以 $t-1$ 期间年末市值的自然对数衡量。
EDR_{it}	公司 i 在第 t 期间 4 月底已经完成股改, $EDR_{it} = 1$, 反之则为 0。
IND_{it}	行业哑变量, 基于证监会我国证监会的 13 行业分类标准。

(三) 样本选择和描述性统计

2005 年 4 月我国启动股权分置改革 (Equity Division Reform, EDR)。2006 年底超过 90% 的股权分置的公司完成股改, 2007 年底 1254 家公司完成股改, 占当时市值的 97% 以上。股权分置改革的时间与会计准则实施的时间上有重叠, 样本选择必须剔除或者控制股改的影响。本文对每个公司年度观测值的股改状态进行判定, 完成股改的样本被挑选出来进行主检验, 全样本则用于稳健性测试。

所有数据来自 WIND、CSMAR、国家统计局和樊纲等 (2011)。WIND 自 2004 年开始提供金融分析师的预测 EPS 数据, 为了保证研究期间的均衡性和准则趋同前后时间的对称性, 样本期间选择 2004 至 2010 年。

表 3

相关性分析

	Re_{oj}	Re_{peg}	MRV	BM	LEV	EPS	$SIZE$	$STATE\%$	MI	DA
Re_{oj}		0.991***	0.047**	0.033*	0.097***	-0.050***	0.023**	-0.061***	-0.002	0.149***
Re_{peg}	0.991***		0.042**	0.055***	0.096***	-0.005	0.047**	-0.054***	-0.002	0.154***
MRV	0.009	-0.011		-0.294***	-0.016	0.133***	0.251***	0.135***	-0.017	0.051***
BM	-0.027	-0.001	-0.186***		-0.031	-0.171***	-0.335***	0.091***	-0.084***	-0.104***
LEV	0.234***	0.234***	-0.012	0.023		-0.030*	-0.019	-0.018	0.013	0.044**
EPS	0.028	0.083***	0.115***	-0.216***	-0.106***		0.404***	0.029	0.048**	0.111***
$SIZE$	0.059***	0.082***	0.125***	-0.413***	-0.012	0.460***		0.131***	0.035*	0.107***
$STATE\%$	-0.074***	-0.070***	0.191***	0.118***	0.020	0.020	0.088***		-0.132***	-0.033***
MI	-0.012	-0.011	0.017	-0.055***	0.061***	0.054***	0.052***	-0.135***		0.025*
DA	0.108***	0.112***	0.013	-0.158***	0.113***	0.089***	0.078***	-0.054***	0.009	

注: 表中右上矩阵是 Pearson 相关系数, 左下矩阵是 Spearman 相关系数。*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

五、实证结果及分析

(一) 异质性分析实证结果

表 4 报告了会计准则国际趋同对权益资本成本影响的股权异质性分析的回归结果。表 4 左边两列系数是检验融资地点影响的实证结果, 解释变量和控制变量的符号均与预期相符。交乘项 $POST * OnlyA$ 系数是不显著的负数, 意味着仅在境内上市公司在准则趋同后权益资本成本下降的幅度与跨境上市公司无显著差异, H1a 假设没有得到支持。

表 2 的 Panel A 报告了完成股改样本及混合样本的数据分布情况, Panel B 报告了完成股改样本连续型变量的描述性统计。分析师跟踪预测的上市公司 2004 年仅 26 家, 此后逐年增多。2005 年的 323 个全样本中, 仅 4 家公司完成了股改, 2006 年全样本 407 家公司中则有 244 家公司完成股改。

表 2 样本分布和连续型变量的描述性统计

Panel A: 样本分布								
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	合计
完成股改	0	4	244	514	563	650	824	2799
全样本	26	323	407	529	565	650	824	3324
Panel B: 连续型变量的描述性统计								
变量	N	Mean	Std.Dev.	Min	P25	Median	P75	Max
Re_{oj}	2799	0.12	0.04	0.02	0.09	0.11	0.13	0.39
Re_{peg}	2799	0.10	0.04	0.01	0.08	0.10	0.12	0.38
BM	2799	0.44	0.33	-0.82	0.22	0.35	0.59	4.41
LEV	2799	0.53	1.05	0.01	0.38	0.51	0.64	55.41
EPS	2799	0.40	0.49	-2.86	0.15	0.31	0.54	6.28
$SIZE$	2799	15.40	1.09	12.92	14.61	15.30	16.05	21.22
$STATE\%$	2799	0.23	0.24	0.00	0.00	0.20	0.44	0.85
MI	2799	7.60	1.68	0.38	6.36	7.38	8.77	11.80
DA	2799	0.06	0.07	0.00	0.02	0.05	0.08	0.46

表 3 列报了 Pearson 和 Spearman 相关性分析矩阵, 连续变量之间不存在多重共线性。显然权益资本成本与国有持股比例呈反比、与操控性应计利润规模成正比。

究其原因, 跨境上市公司虽已提前遵循 IFRS 为海外市场编制财务报告, 但对于国内市场还是首次提供趋同后的财务报告, 因此也存在一定增量信息效应。

表 4 右边两列系数是检验国有控制股权影响的实证结果, 解释变量与控制变量符号均与预期相符。交乘项 $POST * STATE_Dum$ 与权益资本成本在 1% 水平上显著负相关, 表明国有控股公司与非国有控股公司在会计准则国际趋同后权益资本成本下降程度存在显著差异, 支持了 H1b 假设。

表 4 异质性分析实证结果

变量	融资地点		股权性质	
	OJ 模型	PEG 模型	OJ 模型	PEG 模型
<i>intercept</i>	0.043*** (2.92)	0.020 (1.38)	0.070*** (5.64)	0.048** (3.94)
<i>POST_{it}</i>	-0.011* (-1.70)	-0.017*** (-2.67)	-0.010*** (-3.33)	-0.016*** (-5.37)
<i>OnlyA_{it-1}</i>	0.018*** (2.75)	0.019*** (2.88)		
<i>POST_{it}*</i>	-0.005 (-0.76)	-0.005 (-0.79)		
<i>STATE%_{it-1}</i>			-0.002 (-0.65)	-0.003 (-0.79)
<i>POST_{it}*</i>			-0.008*** (-4.01)	-0.008*** (-4.23)
<i>MRV_{it}</i>	0.306*** (4.45)	0.314*** (4.66)	0.309*** (4.41)	0.318*** (4.64)
<i>BM_{it-1}</i>	0.007*** (2.87)	0.010*** (3.98)	0.005** (1.97)	0.007*** (3.09)
<i>LEV_{it-1}</i>	0.003*** (4.23)	0.003*** (4.38)	0.003*** (4.14)	0.003*** (4.29)
<i>EPS_{it-1}</i>	-0.007*** (-4.38)	-0.004** (-2.30)	-0.007*** (-4.59)	-0.004** (-2.54)
<i>SIZE_{it-1}</i>	0.004*** (5.04)	0.005*** (6.08)	0.003*** (4.35)	0.004*** (5.39)

续表

变量	融资地点		股权性质	
	OJ 模型	PEG 模型	OJ 模型	PEG 模型
<i>fixed effects</i>	Industry	Industry	Industry	Industry
Adj. R ²	0.11	0.12	0.10	0.12
F value	18.44	20.86	18.27	20.52
Num.	2799	2799	2799	2799

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

本文进一步分样本进行双重差分分析，实证结果汇总在表5中：两两分样本回归关键解释变量系数及显著水平、分样本的样本数量、平均权益资本成本。由于早期预测EPS时分析师倾向于跟踪大型国有控股公司，早期完成股

改的公司绝大多数都是国有控股公司，趋同前248个样本中，非国有控股公司仅48个样本。采用OJ模型，趋同前200家国有控股公司权益资本成本平均为0.125、48家非国有控股公司则为0.128，趋同后1828家国有控股公司权益资本成本平均为0.112、723家非国有控股公司为0.121。取国有控股公司、非国有控股公司分样本分别回归，POST系数均与权益资本成本呈显著负相关，说明不论国有控股公司还是非国有控股公司趋同后权益资本成本均显著下降。取趋同前、趋同后分样本分别回归，趋同前STATE_Dum系数为不显著的-0.002，趋同后STATE_Dum系数为1%水平上显著负相关，说明趋同前国有控股公司与非国有控股公司权益资本成本没有显著差异，趋同后的差异则显著拉开了。OJ模型右下角的系数(-0.008, t=-4.01)正是表4中POST*STATE_Dum的系数。采用PEG模型亦可做类似解读。

表 5 国有 VS 非国有、趋同前 VS 趋同后的双重差分分析

模型	类型	趋同前		趋同后		差异 (OLS)	
		R _e	n	R _e	n	Coeff.	t
OJ 模型	国有	R _e = 0.125	n = 200	R _e = 0.112	n = 1828	Coeff. = -0.018***	t = -6.05
	非国有	R _e = 0.128	n = 48	R _e = 0.121	n = 723	Coeff. = -0.015***	t = -2.63
	差异 (OLS)	Coeff. = -0.002	t = -0.28	Coeff. = -0.009***	t = -5.26	Coeff. = -0.008***	t = -4.01
PEG 模型	国有	R _e = 0.118	n = 200	R _e = 0.098	n = 1828	Coeff. = -0.024***	t = -8.37
	非国有	R _e = 0.118	n = 48	R _e = 0.107	n = 723	Coeff. = -0.020***	t = -3.62
	差异 (OLS)	Coeff. = -0.002	t = -0.21	Coeff. = -0.009***	t = -5.54	Coeff. = -0.008***	t = -4.23

注：(1) 国有控股分样本、非国有控股分样本回归模型： $R_{e, it} = \beta_0 + \beta_1 POST_{it} + \sum \beta_j CONTROLS + \epsilon_{it}$ ；
 (2) 趋同前分样本、趋同后分样本回归模型： $R_{e, it} = \beta_0 + \beta_1 STATE_DUM_{it-1} + \sum \beta_j CONTROLS + \epsilon_{it}$ ；
 (3) *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

表4和表5的实证结果表明，就权益资本下降而言国有控股公司比非国有控股公司从中受益更多，假设H1b得到印证。下文进一步探讨制约非国有控股公司从中受益的因素。

(二) 制约因素分析的实证结果

1. 外部制度环境影响

表6报告了检验制度环境的回归结果。基于表6结果，交乘项POST*STATE_Dum*MI_Dum的显著负相关亦与预期相符，支持了H2a假设。

表 6 制度环境影响分析

变量	OJ 模型		PEG 模型	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
<i>intercept</i>	0.032**	2.28	0.008	0.60
<i>POST_{it}</i>	-0.012***	-3.96	-0.018***	-6.08
<i>STATE%_{it-1}</i>	-0.002	-0.61	-0.003	-0.73
<i>MI_{it-1}</i>	0.001**	2.38	0.002***	2.90
<i>POST_{it}*</i>	-0.002	-0.78	-0.002	-0.71
<i>STATE_Dum_{it-1}</i>				

续表

变量	OJ 模型		PEG 模型	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
$POST_{it} * STATE_{it}$				
$Dum_{it-1} * MI_{it}$	-0.008***	-3.75	-0.009***	-4.12
Dum_{it-1}				
CONTROLS	Yes		Yes	
fixed effects	Industry		Industry	
Adj. R ²	0.12		0.13	
F value	17.03		19.38	
Num.	2799		2799	

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

表7报告了区分高市场程度、低市场程度进行双重差分分析的实证结果。表7的Panel A高市场化程度分样本中，国有控股公司分样本的POST系数(OJ模型-0.017, t=-

-4.59、PEG模型-0.023, t=-6.47)、非国有控股公司分样本的POST系数(OJ模型-0.019, t=-2.90、PEG模型-0.024, t=-3.72)均表明在高市场化程度的环境中，国有控股公司与非国有控股公司的权益资本成本均显著下降。OJ模型和PEG模型右下角的系数是高市场化程度分样本的交乘项POST*STATE_Dum的系数，表明高市场化程度的环境中、准则趋同后的国有控股公司权益资本成本下降幅度比非国有控股公司更多。表7的Panel B低市场化程度分样本中，国有控股公司分样本的POST系数(OJ模型-0.022, t=-4.51、PEG模型-0.028, t=-5.95)表明准则趋同后国有控股公司权益资本成本得到了显著下降。然而，非国有控股公司分样本的POST系数(OJ模型-0.008, t=-0.66、PEG模型-0.013, t=-1.17)则表明准则趋同后非国有控股公司权益资本成本并未显著下降。该实证结果进一步证实外部制度环境是造成国有控股公司与非国有控股公司准则趋同后权益资本成本下降异质性的影响因素，支持了H2a假设。

表7 制度环境双重差分分析

Panel A: 高市场化程度							
		趋同前		趋同后		差异 (OLS)	
OJ 模型	国有	$R_e = 0.121$	n = 129	$R_e = 0.109$	n = 1115	Coeff. = -0.017***	t = -4.59
	非国有	$R_e = 0.127$	n = 33	$R_e = 0.119$	n = 468	Coeff. = -0.019***	t = -2.90
	差异 (OLS)	Coeff. = -0.008	t = -0.86	Coeff. = -0.008***	t = -4.10	Coeff. = -0.008***	t = -3.13
PEG 模型	国有	$R_e = 0.113$	n = 129	$R_e = 0.095$	n = 1115	Coeff. = -0.023***	t = -6.47
	非国有	$R_e = 0.118$	n = 33	$R_e = 0.105$	n = 468	Coeff. = -0.024***	t = -3.72
	差异 (OLS)	Coeff. = -0.008	t = -0.95	Coeff. = -0.009***	t = -4.45	Coeff. = -0.008***	t = -3.42
Panel B: 低市场化程度							
		趋同前		趋同后		差异 (OLS)	
OJ 模型	国有	$R_e = 0.134$	n = 71	$R_e = 0.115$	n = 713	Coeff. = -0.022***	t = -4.51
	非国有	$R_e = 0.129$	n = 15	$R_e = 0.126$	n = 255	Coeff. = -0.008	t = -0.66
	差异 (OLS)	Coeff. = 0.006	t = 0.38	Coeff. = -0.008***	t = -3.13	Coeff. = -0.008**	t = -2.52
PEG 模型	国有	$R_e = 0.126$	n = 71	$R_e = 0.102$	n = 713	Coeff. = -0.028***	t = -5.95
	非国有	$R_e = 0.119$	n = 15	$R_e = 0.111$	n = 255	Coeff. = -0.013	t = -1.17
	差异 (OLS)	Coeff. = 0.008	t = 0.51	Coeff. = -0.008***	t = -3.12	Coeff. = -0.008**	t = -2.51

注：(1) 国有控股公司分样本、非国有控股公司分样本回归模型： $R_{e_{it}} = \beta_0 + \beta_1 POST_{it} + \sum \beta_j CONTROLS + \epsilon_{it}$ ；

(2) 趋同前分样本、趋同后分样本回归模型： $R_{e_{it}} = \beta_0 + \beta_1 STATE_DUM_{it-1} + \sum \beta_j CONTROLS + \epsilon_{it}$ ；

(3) *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

2. 管理层动机因素影响

检验H2b假设前，本文先检验国有控股公司盈余管理动机是否比非国有控股公司低。表8报告了DA分样本均值及t检验结果，表明不论是国有控股公司还是非国有控股公司，在准则趋同后DA均显著提高，与He et al. (2012)、Hou et al. (2016)结论一致。准则趋同前国有控股公司与非国有控股公司之间DA并无显著差异，而准则趋同后国有控股公司的DA显著低于非国有控股公司，意味着国有控股公司的盈余管理动机显著低于非国有控股公司。

表9报告了检验管理层动机影响的实证结果。不论是OJ模型还是PEG模型，交乘项POST*STATE_Dum系数表

明准则趋同后国有控股公司比非国有控股公司权益资本成本下降更多，支持了H1b假设；交乘项POST*STATE_Dum*DA_Dum系数表明管理层动机与权益资本成本显著负相关，与预期相符，支持了H2b假设。

表8 操控性应计利润检验

		趋同前		趋同后		差异 (T-test)	
国有	DA = 0.052	n = 200	DA = 0.067	n = 1828	t = 2.92***		
非国有	DA = 0.052	n = 48	DA = 0.075	n = 723	t = 2.52**		
差异 (T-test)	t = 0.03		t = -2.19**				

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

表 9 管理层动机影响分析

变量	OJ 模型		PEG 模型	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
intercept	+ 0.037***	2.70	0.015	1.08
POST _{it}	- 0.012***	-3.80	-0.017***	-5.87
STATE% _{it-1}	- 0.003	-0.69	-0.003	-0.84
DA _{it-1}	+ 0.070***	5.19	0.071***	5.37
POST _{it} * STATE_ Dum _{it-1}	- 0.006***	-2.62	-0.006***	-2.79
POST _{it} * STATE_ Dum _{it-1} * DA_ Dum _{it-1}	- 0.004*	-1.90	-0.004**	-1.99
CONTROLS	Yes		Yes	
fixed effects	Industry		Industry	
Adj. R ²	0.12		0.14	
F value	17.75		20.06	
Num.	2799		2799	

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

表 10 报告区分了高盈余管理、低盈余管理进行双重差

表 10 管理层动机影响双重差分分析

Panel A: 高盈余管理						
		趋同前		趋同后		差异 (OLS)
OJ 模型	国有	R _e = 0.124	n = 129	R _e = 0.115	n = 630	Coeff. = -0.014*** t = -2.66
	非国有	R _e = 0.132	n = 16	R _e = 0.129	n = 284	Coeff. = -0.016 t = -1.34
	差异 (OLS)	Coeff. = -0.023	t = -1.31	Coeff. = -0.011***	t = -3.85	Coeff. = -0.012*** t = -3.45
PEG 模型	国有	R _e = 0.116	n = 129	R _e = 0.101	n = 630	Coeff. = -0.020*** t = -4.06
	非国有	R _e = 0.123	n = 16	R _e = 0.115	n = 284	Coeff. = -0.022* t = -1.88
	差异 (OLS)	Coeff. = -0.022	t = -1.34	Coeff. = -0.011***	t = -3.99	Coeff. = -0.012*** t = -3.58
Panel B: 低盈余管理						
		趋同前		趋同后		差异 (OLS)
OJ 模型	国有	R _e = 0.126	n = 71	R _e = 0.110	n = 1198	Coeff. = -0.022*** t = -6.03
	非国有	R _e = 0.125	n = 32	R _e = 0.116	n = 439	Coeff. = -0.013** t = -2.09
	差异 (OLS)	Coeff. = 0.006	t = 0.61	Coeff. = -0.008***	t = -3.92	Coeff. = -0.006*** t = -2.77
PEG 模型	国有	R _e = 0.118	n = 71	R _e = 0.096	n = 1198	Coeff. = -0.028*** t = -7.86
	非国有	R _e = 0.116	n = 32	R _e = 0.102	n = 439	Coeff. = -0.018*** t = -2.94
	差异 (OLS)	Coeff. = 0.006	t = 0.76	Coeff. = -0.008***	t = -4.17	Coeff. = -0.007*** t = -2.96

注：(1) 国有控股公司分样本、非国有控股公司分样本回归模型： $R_{e, it} = \beta_0 + \beta_1 POST_{it} + \sum \beta_j CONTROLS + \varepsilon_{it}$ ；

(2) 趋同前分样本、趋同后分样本回归模型： $R_{e, it} = \beta_0 + \beta_1 STATE_DUM_{it-1} + \sum \beta_j CONTROLS + \varepsilon_{it}$ ；

(3) *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

(三) 稳健性分析

为了确保研究结果的可靠性，本文做了如下稳健性测试：首先，考虑到2007年首次采用CAS(2006)存在理解和职业判断的局限，剔除过渡期2007的样本；其次，加入未完成股改的样本，以哑变量EDR进行控制；再次，以ROA取代EPS、以总资产自然对数计量SIZE，对连续型数据进行首尾1%缩尾处理。实证结果的主要解释变量POST*STATE_Dum、POST*STATE_Dum*MI_Dum和POST*

分析的实证结果。表10的Panel B低盈余管理分样本中，国有控股公司分样本的POST系数(OJ模型-0.022, t=-6.03、PEG模型-0.028, t=-7.86)与非国有控股公司分样本的POST系数(OJ模型-0.013, t=-2.90、PEG模型-0.018, t=-2.94)表明管理层如实反映企业业绩情况下，不论是国有控股公司还是非国有控股公司的权益资本成本在准则趋同后都显著下降。OJ模型下、PEG模型下右下角系数为交乘项POST*STATE_Dum系数(OJ模型-0.006, t=-2.77、PEG模型-0.007, t=-2.96)表明低盈余管理分样本中准则趋同后国有控股公司比非国有控股公司受益更多。表10的Panel A高盈余管理分样本中，国有控股公司分样本的POST系数(OJ模型-0.014, t=-2.66、PEG模型-0.020, t=-4.06)表明高盈余管理分样本的国有控股公司准则趋同后权益资本成本下降了。而非国有控股公司分样本的POST系数，OJ模型下不显著(-0.016, t=-1.34)，PEG模型下显著性水平仅10%，表明高盈余管理分样本的非国有控股公司准则趋同后权益资本成本并未显著下降。

可见就权益资本成本下降而言，较少盈余管理的公司从准则趋同中受益更多。管理层动机为制约受益于会计准则国际趋同的内在影响因素。

STATE_Dum*DA_Dum与权益资本成本呈现显著负相关，支持了H1b、H2a和H2b假设。

六、结论

综上所述，我国会计准则国际趋同后上市公司权益资本成本显著下降，国有控股公司比非国有控股公司下降得更多。进一步分析发现处于低市场化程度制度环境中的、或高操控性应计利润的非国有控股公司权益资本成本趋同前后没有显著差异，证实了制度环境和管理层动机是制约

其受益于准则国际趋同的重要因素。

本文的贡献首先在于从分析股权异质性、探讨引致异质性制约因素层面,拓展了我国会计准则国际趋同经济后果研究,为相关领域研究提供了可借鉴的思路。更重要的是,提供了制度环境和管理层动机影响的经验证据,厘清了会计准则国际趋同的作用机理。

本文研究结论对于监管当局具有重要的政策借鉴意义。转轨经济体有效实施会计准则国际趋同策略,必须外部深化市场化改革、内部强化盈余管理监管。持续全面推进市场化改革,契合十九大“使市场在资源配置中起决定性作用”精神;加强上市公司利润操纵监控,符合资本市场严监管、控风险大趋势。

主要参考文献

薄仙慧,吴联生. 2009. 国有控股与机构投资者的治理效应: 盈余管理视角. *经济研究*, 2: 81~91

陈旻,曲晓辉. 2014. 会计准则国际趋同对会计信息质量影响的系统检验. *当代会计评论*, 1: 1~27

高芳,傅仁辉. 2012. 会计准则改革、股票流动性与权益资本成本——来自我国 A 股上市公司的经验证据. *中国管理科学*, 4: 27~36

刘春奇. 2015. 会计准则变革、行业异质性与资源配置效率. *中国注册会计师*, 10: 109~115

刘玉廷. 2007. 中国企业会计准则体系: 架构,趋同与等效. *会计研究*, 3: 3~8

沈红波. 2007. 市场分割、跨境上市与预期资金成本. *金融研究*, 2: 146~155

孙雪娇. 2011. 境外投资、市场流动性与准则趋同——基于中国资本市场的经验研究. *山西财经大学学报*, 9: 108~115

汪祥耀,叶正虹. 2011. 执行新会计准则是否降低了股权资本成本. *中国工业经济*, 3: 119~128

余波. 2009. 企业规模、股权性质与新会计准则执行效果——基于会计信息价值相关性视角. *中南财经政法大学学报*, 5: 127~131

Ball, R., X. Li, and L. Shivakumar. 2015. Contractibility and Transparency of Financial Statement Information Prepared under IFRS: Evidence from Debt Contracts around IFRS Adoption. *Journal of Accounting Research*, 53 (5): 915~963

Ball, R., A. Robin, and J. S. Wu. 2003. Incentives versus

Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries. *Journal of Accounting and Economics*, 36: 235~270

Cang, Y., Y. Chu, and T. W. Lin. 2014. An Exploratory Study of Earnings Management Detectability, Analyst Coverage and the Impact of IFRS Adoption: Evidence from China. *Journal of Accounting and Public Policy*, 33 (4): 356~371

Chen, H., Q. Tang, Y. Jiang, and Z. Lin. 2010. The Role of International Financial Reporting Standards in Accounting Quality: Evidence from the European Union. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 21 (3): 220~278

Christensen, H. B., and E. Lee. 2008. Incentives or Standards: What Determines Accounting Quality Changes around IFRS Adoption? Working paper

Easton, P. 2004. PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. *The Accounting Review*, 79 (1): 73~95.

He, X., T. J. Wang, and D. Young. 2012. Challenges for Implementation of Fair Value Accounting in Emerging Markets: Evidence from China. *Contemporary Accounting Research*, 29 (2): 538~562

Hou, Q., Q. Jin, L. Wang, and G. Zhang. 2016. Mandatory IFRS Adoption, Accounting Quality, and Investment Efficiency: Evidence from China. *China Journal of Accounting Studies*, 4 (3): 236~262

Jeanjean, T., and H. Stolowy. 2008. Do Accounting Standards Matter? An Exploratory Analysis of Earnings Management before and after IFRS Adoption. *Journal of Accounting and Public Policy*, 27 (6): 480~494

Ohlson, J. 1995. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11 (2): 661~687

Qu, X., and G. Zhang. 2010. Measuring the Convergence of National Accounting Standards with International Financial Reporting Standards: The Application of Fuzzy Clustering Analysis. *The International Journal of Accounting*, 45 (3): 334~355

Zhang, G. 2013. Accounting Standards, Cost of Capital, Resource Allocation and Welfare in a Large Economy. *The Accounting Review*, 88 (4): 1459~1488

Heterogeneity Analysis of Cost of Equity after IFRS Convergence

Chen Min et al.

Abstract: With the samples of listed A-share companies in China around IFRS convergence, applying multiple-regression and difference-in-difference analysis with Equity Division Reform controlled, this paper analyses the heterogeneity with respect to the reduction in the cost of equity capital after convergence, and furthermore investigates the potential restrictive factors causing the heterogeneity. The results show that state-controlled companies have experienced a greater cost reduction than non-state-controlled companies. The further analyses find that institutional settings and management incentives are critical restrictive factors for non-state-controlled companies to benefit from IFRS convergence. These findings enrich the literature of economic consequences of accounting standards convergence, by clarifying the mechanism of international convergence of accounting standards. To effectively implement IFRS-converged accounting standards in transitional economies, it is significant for authorities to strengthen the development of external marketisation and the governance of incentives for earnings management.

Key words: IFRS convergence; cost of equity capital; heterogeneity; institutional settings; management incentives