

谁在择机 IPO: 上市公司控股股东视角的实证分析

刘志远¹, 王 勇^{1,2}, 靳光辉¹

(1. 南开大学 商学院, 天津 300071;

2. 中国石油大学(华东) 经济管理学院, 山东 青岛 266555)

摘 要:文章基于控股股东的视角,以市场层面的投资者情绪作为 IPO 择机窗口,实证研究发现,高代理成本控股股东更倾向择机 IPO,相比国有控股股东,代理成本特征差异对非国有控股股东 IPO 择机倾向的影响较弱。这表明代理成本高低对控股股东 IPO 择机倾向的影响受到制度层面的国有性质因素的制约。2005 年 IPO 询价制度的实施的政策影响研究表明,询价制度的实施弱化了代理成本特征差异对控股股东 IPO 择机倾向的影响,为监管政策变更影响公司融资行为提供了新兴加转轨市场独特的经验证据。

关键词:控股股东;代理成本;IPO 择机;询价制度

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2012)09-0069-12

一、引 言

自 Ibboston 等(1988)研究发现 IPO 择机现象以来,IPO 择机研究可以分为两大脉络。第一个脉络集中于研究是否存在及为何会产生“热发”现象的择机上市行为。相关的理论解释主要包括理性框架下的信息不对称理论和非理性框架下的投资者情绪理论。Lowry(2003)、Bouis(2003)及 Baker 和 Stein(2004)研究证实,公司 IPO 热潮更多的是由非理性投资者的过度乐观情绪引起的。国内韩立岩和伍燕然(2007)、邵新建等(2010)研究证实,市场情绪的周期性波动导致了我国 IPO 市场存在显著的周期性。第二个脉络则集中于探讨何种特征的企业在进行 IPO 择机。

上述相关研究都是以股权分散的公司治理结构为研究背景,基于管理者与公司现有股东利益相一致,管理者会以股东利益最大化为目标进行融资方式选择。但实际上,大多数国家的公司都具有集中型的股权结构(La Porta

收稿日期:2012-03-28

基金项目:国家自然科学基金“制度环境、投资者情绪与企业投资行为”(71072099)

作者简介:刘志远(1963—),男,河北石家庄人,南开大学商学院教授,博士生导师;王 勇(1979—),男,安徽滁州人,南开大学商学院博士研究生,中国石油大学(华东)经济管理学院讲师;靳光辉(1980—),女,河北邢台人,南开大学商学院博士研究生。

等,1999;Claessens 等,2000)。存在控股股东的情况下,管理层由公司控制性股东组成或任命,控股股东掌控公司。代理理论认为,控股股东往往会侵占公司资源以获取控制权私利,进而损害公司中小股东利益,引发控股股东的代理问题。中小股东对此有一定的预期,进而反映在公司股票发行价格中,使控股股东最终承担相应的代理成本。另外,为了促进整个股票市场的健康发展,监管部门往往也会否决控股股东代理问题较为严重公司的 IPO 申请。选择在投资者情绪高涨时期进行 IPO,不仅可以使控股股东借助投资者非理性导致的股价高估来弥补自身最终承担的代理成本,而且可以给控股股东带来“浑水摸鱼”之机,即利用监管部门加快审批节奏、放松审核之机成功实现 IPO。基于该逻辑,控股股东代理成本特征(高或低)是否会影响其 IPO 择机倾向呢?

与国外股票市场相比,中国股票市场的上市公司大部分由国有企业改制而来,国有上市公司股权更是高度集中。作为国有上市公司的控股股东,各级政府既有动机又有能力干预企业的经营活动,从而会降低国有上市公司管理层 IPO 择机决策的自主性与灵活性。承继上述研究思路,如果控股股东代理成本会影响其 IPO 择机倾向,那么控股股东性质差异(国有或非国有)是否会对这种影响发挥重要的调节作用呢?

中国上市公司实践为本研究提供了独特的条件。首先,作为新兴资本市场,中国股市具有不成熟性,易受投资者情绪波动影响是其典型特征之一。这意味着上市公司具有利用投资者非理性进行 IPO 择机的客观条件。同时,沈可挺和齐昱辉(2006)及花贵如等(2010)研究指出,投资者情绪的存在及其影响具有一定的持续性,在相当长的时间内(半年或更长时间)不会反转,这进一步提升了公司 IPO 择机的空间。另外,我国上市公司的 IPO 择机行为具有独特的特征,即是监管部门和拟上市公司共同作用的结果(王正位等,2007)。鉴于新股发行会对股票二级市场的承受力造成冲击,监管部门会根据股票二级市场的状况进行审批节奏、审核严格程度以及审批数量的控制。显然,当资本市场情绪高涨时,监管部门一般会加快审批节奏,审核趋松,审批数量随之增加,这会给代理问题严重的控股股东带来一定的可乘之机。

为此,本文基于控股股东的视角,以市场层面的投资者情绪作为市场择机窗口,借鉴 Sergey 等(2011)的研究设计,将集团公司控股、最终持股比例介于 20%—50%之间且 IPO 前一年存在关联交易的公司控股股东界定为高代理成本控股股东(high-agency-cost controlling shareholders,简称为 Haccs;低代理成本控股股东则简称为 Laccs),实证分析控股股东代理成本与国有性质特征对其 IPO 择机行为的交互影响,并采用 Fama 三因素模型进一步分析不同控股股东特征的公司股票长期收益表现,对上述实证研究结果给予事后的证实。同时,本文以 2005 年 IPO 询价制度实施作为一个准自然实验,采用双重差分模型,实证分析询价制度实施对 Haccs 和 Laccs 的 IPO 择机行为影响,目的是不仅

从控股股东代理成本的视角为公司 IPO 择机提供新的解释,而且有助于更加深入理解制度背景与监管政策变更对公司 IPO 择机行为的影响。

二、理论分析与假设提出

当公司进行 IPO 时,控股股东需要对外部投资者出售公司的部分股权。由于控股股东为最大化自身效用而获取的任何收益(包括货币收益和非货币收益,如在职消费等)都要由公司为之付出成本,而其自身只需承担其中的一部分,控股股东与外部股东之间的利益会出现不一致,进而产生控股股东的代理问题。当资本市场有效时,外部股东就不会支付这部分股权对应的预期公司价值。这意味着公司价值的全部减值都由控股股东承担。这个由代理问题造成的公司价值下降,Jesen 和 Mecking(1976)称之为代理成本。投资者预期的控股股东代理问题越严重,进而对股票价值的评估越低,控股股东自身最终承担的代理成本就越高,对控股股东 IPO 形成的股权融资约束也越强(罗琦等,2011)。

现有研究已证实,投资者情绪造成了股票的错误定价,为公司创造了或松或紧的股权融资环境。Haccs 可能会利用投资者非理性带来的高估值择机 IPO,以弥补控股股东代理问题引致的由其最终承担的代理成本。同时,市场情绪状况会影响监管部门的审批节奏、审核严格程度和审批数量。鉴于此,本文提出假设 1:

假设 1:相比 Laccs,Haccs 更倾向在投资者情绪高涨时期进行 IPO。

与国外股票市场相比,中国股票市场的上市公司大部分由国有企业改制而来。作为国有上市公司的控股股东,各级政府既有动机又有能力将其自身的社会性目标内部化到其控制的上市公司中(夏立军和方轶强,2005)。政府干预行为会影响国有上市公司 IPO 择机的能力,具体表现为国有上市公司重大投融资战略一般会纳入各级政府的宏观政策和发展规划中。这使国有上市公司 IPO 决策常常受制于政府部门的宏观政策和发展规划而降低了自身 IPO 择机决策的自主性和灵活性。与此相对比,非国有企业受到政府干预的程度较小,对政策的敏感性较低,企业的投融资决策更加自主和灵活。同时,非国有企业的核心管理者一般是公司的控股性股东或持股比例较高,与控股股东之间利益协调一致的可能性更高,更倾向基于控股股东利益最大化的目标进行股权融资择机(Frank P. D'Souza 等,2011)。因此,无论是 IPO 择时能力还是择时动力,非国有企业的控股股东都要强于国有企业。为此,我们提出假设 2:

假设 2:相比国有上市公司控股股东,非国有上市公司控股股东在投资者情绪高涨时期择机 IPO 的倾向更强。

公司上市是一个漫长且费用高昂的过程。一次申请未能通过,企业还需重复投入大量资源进行二次申请。尤其对国有企业而言,企业能否一次性成功上市还关系到国有控股股东(实际上是国有控股股东代理人)的经济利益和

政治利益。鉴于监管部门在不同市场状态下的审批节奏和审核严格程度,以及监管部门和国有企业主管部门的同源性,国有企业中 Haccs 相比 Laccs 依然具有更强的择时动机,以确保 IPO 成功实现。相比国有企业,基于控股股东利益最大化的考虑,非国有企业中 Laccs 和 Haccs 都具有较强的动机选择投资者情绪高涨时期进行 IPO,因此,非国有企业中的这两类控股股东择机倾向差异较小。为此,本文提出假设 3:

假设 3:相比国有上市公司控股股东,代理成本对非国有上市公司控股股东 IPO 择机倾向的影响更小。

基于非理性框架下的投资者情绪理论,一定时期内的投资者情绪会逐渐衰减,股价会逐渐回归其实际价值,进而导致热发时期上市公司的股票长期收益率相对低于冷销时期。Purnanandam 和 Swaminathan (2004)及 Francois Derrien(2005)对此给予了实证支持。为此,本文基于假设 1 和假设 3,提出事后的验证性假设 4:

假设 4:相比 Laccs 公司,Haccs 公司股票长期收益表现更差,而且非国有企业中这两类公司股票长期收益表现差异较小。

三、研究设计

(一)数据来源与样本选取

本文选取 2003 年 1 月至 2009 年 12 月沪深两市 A 股上市公司为样本,一方面是因为 2002 年前的上市公司几乎都是配额制下的产物,另一方面是基于收集公司 IPO 后股票长期收益(24 个月)数据的考虑。同时,本文剔除金融类上市公司和缺失样本,最终得到 531 个样本。相关资本市场数据和样本公司财务数据来自 Wind 数据库,Fama 三因素模型中的相关数据来自 RESSET 金融研究数据库。

(二)Haccs 公司界定

由于公司 IPO 时控股股东代理成本的高低难以直接判断,本文借鉴 Sergey 等(2011)研究设计,根据代表控股股东潜在代理问题严重程度的公司特征划分代理成本高或低的控股股东类型,即将集团公司控股、最终持股比例介于 20%—50%之间且 IPO 前一年存在关联交易(包括关联方销售业务往来、资金占用或关联担保)的控股股东界定为 Haccs。

(三)IPO“时机窗口”——投资者情绪指数计量

Baker 和 Wurgler(2006)指出,复合投资者情绪指数可以剔除宏观经济对投资者情绪的影响,同时还能更好地捕捉整个资本市场的投资者情绪状况。国内学者蒋玉梅和王明照(2010a,2010b)在改进 BW 指数(Bake 和 Wurgler, 2006)构建方法的基础上,选取了封闭式基金折价率(CEFD)、IPO 发行数量(NIPO)、IPO 首日收益率(RIPO)、新增投资者开户数(ACCOU)和市场换手

率(TURN)5 个反映国内股票市场投资者情绪的间接指标,在剔除相关宏观经济因素(宏观经济景气指数)的基础上,运用主成分分析方法构建了中国股票市场投资者情绪的综合指数。本文借鉴该指标体系,运用主成分分析法,计算 2002 年 12 月至 2009 年 12 月的月度投资者情绪(Sentiment),方程式以及 Sentiment 与各变量的相关系数分别见下式和表 1。

$$\text{Sentiment}=0.2618\times\text{CEFD}+0.0675\times\text{RIPO}+0.1097\times\text{TURN}+0.0610\times\text{ACCOU}+0.3461\times\text{NIPO}$$

表 1 投资者情绪指数的构建

	统计描述				因子载荷	相关系数					
	Mean	SD	Min	Max		Sentiment	CEFD	RIPO	TURN	ACCOU	NIPO
CEFD	-0.26	0.08	-0.42	-0.10	0.2618	0.761***	1				
RIPO(%)	75.38	69.92	0.00	334.64	0.0675	0.573***	0.391***	1			
TURN(%)	1.96	1.35	0.52	7.18	0.1097	0.311***	0.011	0.345***	1		
ACCOU	119.65	187.27	-29.10	891.79	0.0610	0.499***	0.187*	0.664***	0.658***	1	
NIPO	6.62	6.99	0.00	35.00	0.3461	0.771***	0.333***	0.414***	0.063	0.255**	1

注:数据源于 Wind 数据库,***、** 和* 分别代表在 1%、5%和 10%水平上显著。下同。

(四)模型设定

借鉴 Butler 和 Li(2010)及 Frank P. D’Souza 等(2011)的研究设计,本文构建模型(1)用于假设 1 的检验。此外,借鉴 Helwege 和 Liang(2004)、Butler 和 Li(2010)及 Frank P. D’Souza 等(2011)的研究设计,本文还加入了反映公司其他具体特征的控制变量,变量定义如表 2 所示。

表 2 主要变量符号、名称与定义

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
因变量	DumbIss-dec	择机发行决策	哑变量,按 2/3 分位数划分投资者情绪指数。当公司 IPO 当月处于投资者情绪指数上 1/3 分位数时赋值为 1,否则赋值为 0
	r _{it}	月度股票风险报酬率	扣除月度无风险报酬率后的月度股票风险报酬率
解释变量	Haccs	代理成本高低的控股股东类型	将控股股东为集团公司、最终持股比例介于 20%至 50%之间且 IPO 前一年存在关联交易赋值为 1,否则赋值为 0
	Nstateown	控股股东性质	若企业控股股东为政府或行政事业单位,称为国有控股股东,赋值为 0;否则为非国有控股股东,赋值为 1
控制变量	Size	公司规模	LN(总资产账面值)
	Growth	成长机会	(年末主营业务收入一年初主营业务收入)/年初主营业务收入
	Lev	资产负债率	IPO 当年年初总负债与年初总资产的比率
	Eps	每股收益	上市公司 IPO 年初每股收益
	Cashhold	现金持有量	上市公司 IPO 年初现金持有/年初总资产
	Intangible	无形资产比例	(年初无形资产+年初商誉)/年初总资产
	Age	公司年龄	从公司成立至公司 IPO 当年的间隔年数
	Mainboard	主板	在主板上市的公司赋值为 1,否则为 0
	Issue	IPO 询价制实施	IPO 询价制实施之后(2005 年后)IPO 的公司赋值为 1,否则赋值为 0
	Season	季度哑变量	季度哑变量,共 4 个季度,因此 3 个季度哑变量
	Id	行业哑变量	行业哑变量
	Year	年度哑变量	年度哑变量,共 7 个年度,因此共 6 个年度哑变量

$$\text{probit}(\text{DumbIssdec}_i)=\alpha_0+\alpha_1\times\text{Haccs}_i+\sum\text{Controls}+\epsilon_i \tag{1}$$

在模型(1)的基础上,引入控股股东非国有性质变量 Nstateown 构建模

型(2)用于假设 2 和假设 3 的检验:

$$\text{probit}(\text{DumbIssdec}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{Haccs}_i + \alpha_2 \times \text{Nstateown}_i + \alpha_3 \times \text{Haccs}_i \times \text{Nstateown}_i + \sum \text{Controls} + \epsilon_i \quad (2)$$

借鉴 Baker 和 Wurgler(2006)的研究设计,本文采用 Fama 三因素模型进行假设 4 的检验,模型如下:

$$r_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{Haccs}_{it} + \beta_2 \times \text{Nstateown}_{it} + \beta_3 \times \text{Haccs}_{it} \times \text{Nstateown}_{it} + \beta_4 \times \text{RMRF}_{it} + \beta_5 \times \text{SMB}_{it} + \beta_6 \times \text{HML}_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

四、实证结果与分析

(一)描述性统计与分析

表 3 列示的描述性统计结果显示,DumbIssdec 的均值大于 0.5,说明公司具有择机 IPO 的倾向;Haccs 为 25.24%,相对较低,是由界定标准相对严格所致。相关系数计算结果显示,在没有控制其他变量的影响下,择机发行决策的替代变量 DumbIssdec 与 Haccs 和 Nstateown 之间的相关度至少在 5%的水平上显著为正,初步支持了假设 1 和假设 2(限于篇幅未报告)。

表 3 主要变量描述性统计表

Variable	Mean	Std. Dev	Min	Max	Obs
DumbIssdec	0.5970	0.4910	0	1	531
Issdec	0.4520	0.5248	-0.7593	1.6884	531
Haccs	0.2524	0.4348	0	1	531
Nstateown	0.6121	0.4877	0	1	531
Growth	0.2985	0.3121	-0.3188	2.9933	531
Size	20.2534	1.3215	18.0426	27.4266	531
Lev	0.5320	0.1538	0.0785	0.9664	531
Eps	0.5842	0.3652	0.0501	3.742	531
Cashhold	0.1788	0.1213	0.0124	0.7201	531
Intangible	0.0388	0.0429	0	0.2317	531
Age	4.8870	3.2665	1	16	531
Mainboard	0.3202	0.4670	0	1	531
Issue	0.6893	0.4632	0	1	531

注:数据来源于 Wind 数据库;回归中对连续型控制变量进行上下 1%的 winsonrize 处理,以控制离群值的影响。

(二)假设 1 多元回归检验与分析

假设 1 的多元回归分析结果见表 4。表 4 中列(1)至列(3)显示的是 Probit 多元回归结果。回归结果表明, α_1 至少在 5%的水平上显著为正,对假设 1 予以证实,即 Haccs 公司择机 IPO 的倾向较强。由于 Probit 模型回归过程中剔除了 115 个样本值,占总样本的 22%,可能会影响结果的稳健性,为此在列(4)中本文采用 OLS 进行多元回归分析。 α_1 在 10%的水平上显著为正,依然支持假设 1。此外,表 4 还揭示了相关控制变量符号与预期一致性程度。其中,Size(资产规模)符号显著为正,与 Saurabh Ghosh(2004)及 Butler 和 Li

(2010)的研究相反。^①一方面，规模越大的公司负债融资能力越强，择机 IPO 的能力越强；另一方面，资产规模越大的公司 IPO 的融资规模往往越大，监管部门顾及二级市场的承受能力，可能会在投资者情绪高涨时才会批准其上市。

表 4 假设 1 检验模型回归结果

	预期符号	(1)Probit	(2)Probit	(3)Probit	(4)OLS
		DumbIssdec	DumbIssdec	DumbIssdec	DumbIssdec
Constant		0.1809(2.86***)	0.5544(4.56***)	0.6751(1.13)	0.5784(4.26***)
Haccs	+	0.2635(2.04**)	0.3305(2.34**)	0.4373(2.37**)	0.0619(1.71*)
Size	+, -		0.2289(4.11***)	0.2445(2.53**)	0.0577(3.18***)
Growth	+		0.4850(2.00**)	0.6409(2.11**)	0.1174(1.98**)
Lev	-		-1.2998(-2.86***)	-0.0214(-0.03)	-0.0204(-0.14)
Eps	+		-0.0056(-0.03)	-0.4954(-1.74*)	-0.0861(-1.55)
Cashhold	+		0.1917(0.35)	-0.2655(-0.33)	-0.0282(-0.18)
Intangible	+		3.3250(2.34**)	2.8638(1.48)	0.6413(1.56)
Age	-		0.0098(0.52)	0.0240(0.89)	0.0031(0.62)
Mainboard	+		-1.3235(-8.91***)	-1.5785(-5.70***)	-0.3488(-5.68***)
Id		NO	NO	YES	YES
Season		NO	NO	YES	YES
Year		NO	NO	YES	YES
Adj R ²		0.0059	0.1595	0.4003	0.5101
Number of obs		531	495	416	531

注：回归前对表中连续型变量运用 stata 中 center 命令进行中心化处理，表中为考虑异方差之后的回归结果，下同。

(三)假设 2 和假设 3 多元回归检验与分析

表 5 列示了控股股东性质对控股股东择机 IPO 倾向变化的单因素分析结果。均值比较结果初步表明，国有 Haccs 较国有 Laccs 更倾向择机 IPO(11.57%，接近 10%的显著性水平)，非国有 Haccs 和 Laccs 公司 IPO 择机倾向都较强，但差异较小，初步验证了假设 3。

表 5 国有性质影响控股股东 IPO 择机倾向的单变量检验

检验指标	分组变量		均值	均值之差	T 值	自由度	P 值双尾
DumbIssdec	Nstateown=0	Haccs=0	0.4252	-0.1389	-1.57	204	0.1175
		Haccs=1	0.5641				
	Nstateown=1	Haccs=0	0.6783	-0.0375	-0.66	323	0.5076
		Haccs=1	0.7158				

注：2003—2009 年发生 IPO 事件的 62 个月份中，有 25 个月份投资者情绪处于高涨时期，即 DumbIssdec 均值为 0.4032。

表 6 列示了控股股东性质对 Haccs 和 Laccs 择机 IPO 倾向影响的多元回归结果。列(1)和列(2)回归结果均显示，Nstateown 的回归系数统计上显著为正，表明相比国有控股股东，非国有控股股东的择机倾向更强，证实了假设 2；Nstateown×Issue 的回归系数统计上显著为负且 Haccs 的回归系数显著为正，结合表 5 的单因素分析可知，相比国有控股公司，非国有控股的公司中 Haccs 公司和 Laccs 公司择机倾向差异更小，证实了假设 3。列(3)至列(6)按照 Nstateown 进行分组，分别采用 Probit 和 OLS 方法进行稳健性检验，结果

依然一致,进一步证实了假设 3。

表 6 假设 2 和假设 3 检验模型回归结果

	Probit	OLS	Probit		OLS	
			Nstateown=0	Nstateown=1	Nstateown=0	Nstateown=1
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	-5.1472 (-2.79***)	-0.7396 (-2.19**)	-1.5033 (-1.48)	2.6337 (2.81***)	0.1030 (0.49)	1.0930 (5.42***)
Haccs	0.8830 (3.21***)	0.1520 (2.35**)	1.1120 (3.36***)	0.1846 (0.80)	0.1792 (2.64***)	0.0175 (0.41)
Nstateown	0.3759 (1.70*)	0.0761 (1.73*)				
Nstateown×Haccs	-0.6929 (-1.93*)	-0.1375 (-1.76*)				
Size	0.2802 (2.67***)	0.0627 (3.37***)	0.0755 (0.51)	0.3686 (1.42)	0.0173 (0.65)	0.0624 (1.61)
Growth	0.6465 (2.08**)	0.1209 (2.06**)	0.6088 (1.08)	0.6161 (1.48)	0.0744 (0.68)	0.1608 (2.19**)
Lev	-0.1586 (-0.19)	-0.0335 (-0.23)	1.7132 (1.62)	-0.9567 (-0.66)	0.2164 (1.02)	-0.2038 (-0.84)
Eps	-0.5335 (-1.85*)	-0.0978 (-1.75*)	-0.3732 (-0.77)	-0.6352 (-1.52)	-0.0444 (-0.43)	-0.1236 (-1.66*)
Cashhold	-0.2513 (-0.32)	-0.0119 (-0.08)	-0.3748 (-0.24)	-0.1200 (-0.11)	0.0544 (0.18)	-0.0166 (-0.09)
Intangible	2.7942 (1.43)	0.6189 (1.49)	6.8360 (2.55**)	1.5276 (0.54)	1.1773 (1.92*)	0.2601 (0.46)
Age	0.0240 (0.90)	0.0031 (0.60)	0.0314 (0.69)	-0.0023 (-0.07)	0.0058 (0.64)	0.0011 (0.18)
Mainboard	-1.5416 (-5.42***)	-0.3318 (-5.28***)	-0.6657 (-1.30)	-2.3179 (-4.68***)	-0.1202 (-1.20)	-0.6004 (-5.88***)
Id/ Season / Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.4075	0.5144	0.4921	0.3377	0.5689	0.4906
Number of obs	416	531	167	222	206	325

(四)假设 4 多元回归检验与分析

基于 Fama 三因素模型的多元回归结果如表 7 所示。由表 7 可知,6 个月的 Haccs 回归系数统计上接近显著(11.2%),6—12 个月的 Nstateown 回归系数统计上显著为负,6 个月 Haccs×Nstateown 的回归系数在统计上接近显著(11.4%),基本证实了假设 4,即相比国有控股公司,非国有控股公司的股票长期收益表现更差,其中 Laccs 和 Haccs 公司的股票长期收益表现差异更小,基于事后的研究视角证实了假设 1 至假设 3。

表 7 假设 4 检验模型回归结果

Holding period	6 months	9 months	12 months	15 months	18 months	24 months
β ₀	-0.0104 (-3.19***)	-0.0121 (-4.59***)	-0.0094 (-4.06***)	-0.0076 (-3.76***)	-0.0085 (-4.69***)	-0.0077 (-4.72***)
Haccs	-0.0113 (-1.58)	-0.0050 (-0.86)	-0.0039 (-0.75)	-0.0021 (-0.50)	-0.0014 (-0.37)	-0.0014 (-0.42)
Nstateown	-0.0082 (-1.87*)	-0.0059 (-1.68*)	-0.0055 (-1.77*)	-0.0031 (-1.13)	-0.0024 (-0.99)	-0.0011 (-0.49)
Haccs ×Nstateown	0.0144 (1.57)	0.0044 (0.59)	0.0023 (0.35)	0.0003 (0.06)	0.0006 (0.12)	0.0009 (0.21)
RMRF	0.9007 (44.39***)	0.8643 (54.36***)	0.8729 (64.68***)	0.9112 (78.57***)	0.9157 (86.13***)	0.9270 (97.80***)
SMB	0.3253 (8.93***)	0.3804 (12.14***)	0.4198 (15.45***)	0.4342 (17.99***)	0.4692 (20.88***)	0.4690 (22.76***)
HML	-0.7389 (-9.51***)	-0.5549 (-9.19***)	-0.4505 (-8.83***)	-0.3593 (-8.22***)	-0.3441 (-8.44***)	-0.3036 (-8.10***)
Adj R ²	0.4615	0.4693	0.4737	0.4935	0.4972	0.5144
Number Of obs	3 183	4 772	6 365	7 956	9 548	11 752

（五）敏感性测试

除上述稳健性检验外，本文还进行了常规的敏感性测试，具体包括：（1）将股票市场投资者情绪状态按照中位数划分 IPO 择机窗口，重新进行上述回归，主要变量的回归结果一致；（2）基于 2009 年 6 月 10 日证监会对 2005 年询价制度所进行的第一阶段改革（完全放开市盈率限制），本文将 2009 年样本予以剔除，重新进行多元回归分析，结果仍保持稳定；（3）剔除行业样本量小于 15 的样本企业，具体包括电力行业、批发零售行业、房地产行业、传播与文化行业及综合类行业共 40 个样本，回归结果依然一致；（4）鉴于样本中创业板 IPO 企业仅有 36 家，本文将之剔除重新进行相应的检验，假设依然成立。这些均表明本文研究结论较为稳健。

五、拓展分析：2005 年询价制度实施的影响

从 2005 年开始，中国公司 IPO 的定价正式实行询价制度。询价制实施后，证监会取消了新股发行市盈率的上限限制（20 倍），随后又进一步取消了融资上限的规定（询价制实施前，首发新股的融资额不得超过发行前净资产的 2 倍）。尽管监管层对 IPO 发行市盈率仍存在隐性的窗口指导行为（2006 年 9 月至 2009 年 5 月发行市盈率一般保持在 30 倍左右），但市盈率管制的放松导致 IPO 市盈率的波幅更大，为公司通过 IPO 择机获取更多利益提供了更大的空间。鉴于此，本文预期 IPO 询价制度的实施激发了所有控股股东（Haccs 和 Laccs）在投资者情绪高涨时期择机 IPO，但对这两类控股股东的激发程度具有不明确性，即差异可能不变，或加大，或缩小，这是一个具体的实证问题。为此，本文采用双重差分法，检验询价制度实施对控股股东 IPO 择机倾向及 Haccs 和 Laccs 择机倾向差异的影响，同时还可减轻或消除潜在遗漏变量的影响。^② 检验模型如下：

$$\text{probit}(\text{DumbIssdec}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \times \text{Haccs}_i + \alpha_2 \times \text{Issue}_i + \alpha_3 \times \text{Haccs}_i \times \text{Issue}_i + \sum \text{Controls} + \epsilon_i \quad (4)$$

相关的多元回归分析结果见表 8。表 8 中 Panel A 和 Panel B 基于模型（4），分别采用 Probit 和 OLS 回归方法进行实证分析。结果显示，Haccs 的回归系数在 1% 的水平上显著为正，表明在 Issue=0 时，Haccs 相比 Laccs 更倾向 IPO 择机；Issue 的回归系数在 1% 的水平上显著为正，表明询价制实施引发了所有控股股东 IPO 择机的倾向；Haccs×Issue 的回归系数显著为负，表明相比 Haccs 公司，询价制对 Laccs 公司择机倾向的影响更为显著，进而缩小了 Haccs 与 Laccs 之间的择机倾向差异。表 8 中 Panel C 和 Panel D 则将样本按照 Issue 进行分组多元回归，结果与 Panel A 和 Panel B 保持一致。

表 8 询价制影响控股股东 IPO 择机行为的多元回归结果

Model	Panel A: Probit		Panel B: OLS		Panel C: Probit		Panel D: OLS	
					(1) Issue=0	(2) Issue=1	(3) Issue=0	(4) Issue=1
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constant	-0.7266 (-1.53)	0.2818 (0.46)	0.2664 (1.98**)	0.4796 (3.49***)	0.4009 (0.50)	6.5677 (6.44***)	0.8034 (3.48***)	1.1100 (5.57***)
Haccs	0.6193 (2.58***)	0.7655 (3.15***)	0.1799 (2.45**)	0.1934 (2.91***)	0.9668 (2.34**)	0.3157 (1.20)	0.1584 (2.34**)	0.0249 (0.60)
Issue	0.8174 (3.80***)	1.5260 (2.56**)	0.2786 (4.18***)	0.4114 (3.09***)				
Haccs×Issue	-0.5815 (-1.87*)	-0.5577 (-1.57)	-0.1797 (-2.03**)	-0.1971 (-2.50**)				
Id/ Season	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Year	NO	控制	NO	控制	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.3009	0.4212	0.3550	0.5290	0.4053	0.3677	0.5744	0.4456
Number of obs	526	416	531	531	80	253	165	366

注:表中为省略控制变量且考虑异方差之后的回归结果;Panel A 中列(1)与列(2)及 Panel B 中的列(3)与列(4)的差别在于是否控制年度哑变量,主要是防止 Issue 和年度哑变量存在严重的多重共线性。

为了对上述研究结果给予进一步支持,本文采用相应的 Fama 三因素模型,从事后的视角进行验证,回归结果如表 9 所示。Haccs(9 个月和 12 个月)和 Issue 回归系数显著为负,Haccs×Issue 的回归系数显著为正(12 个月),表明相比 Issue=0 时,Issue=1 时 Haccs 与 Laccs 公司股票之间的异常超额收益差异变小,证实了 IPO 询价制的实施激发了所有控股股东 IPO 择机倾向,缩小了 Haccs 与 Laccs 之间的择机倾向差异。

表 9 询价制实施影响控股股东 IPO 择机行为的 Fama 三因素模型回归结果

Holding period	6 months	9 months	12 months	15 months	18 months	24 months
λ ₀	-0.0013 (-0.41)	-0.0024 (-0.92)	0.0015 (0.65)	0.0023 (1.12)	0.0011 (0.58)	-0.0003 (-0.19)
Haccs	-0.0097 (-1.63)	-0.0094 (-1.95**)	-0.0104 (-2.43**)	-0.0051 (-1.36)	-0.0030 (-0.88)	-0.0022 (-0.70)
Issue	-0.0199 (-4.60***)	-0.0189 (-5.41***)	-0.0203 (-6.53***)	-0.0171 (-6.26***)	-0.0161 (-6.56***)	-0.0121 (-5.46***)
Haccs×Issue	0.0102 (1.20)	0.0092 (1.34)	0.0101 (1.69*)	0.0033 (0.62)	0.0018 (0.37)	0.0012 (0.27)
Adj R ²	0.4637	0.4716	0.4763	0.4958	0.4995	0.5158
Number Of obs	3 183	4 772	6 365	7 956	9 548	11 752

注:表中为省略 Fama 三因素控制变量及考虑异方差性后的回归结果。

六、结论与政策启示

本文基于控股股东的视角,以市场层面的投资者情绪作为控股股东择机窗口,实证考察了代理成本和国有性质差异对控股股东 IPO 择机倾向的交互影响。研究表明,高代理成本控股股东更倾向择机 IPO,相比国有控股股东,代理成本特征差异对非国有控股股东 IPO 择机倾向的影响较弱。这表明代理成本会影响控股股东 IPO 择机倾向,且这种影响还受控股股东制度层面的国有性质因素制约。本文还以 2005 年 IPO 询价制度实施作为一个准自然实验,采用双重差分模型研究发现,询价制度的实施弱化了代理成本特征差异对

控股股东 IPO 择机倾向的影响,为监管政策变更影响公司融资行为提供了新兴加转轨市场独特的经验证据。这一研究成果不仅从控股股东代理成本的视角为公司 IPO 择机提供了一个新的解释,丰富了 IPO 择机理论研究,还有助于我们更加深入理解制度背景与监管政策变更对公司 IPO 择机行为的影响。

本文的政策含义在于,IPO 定价市场化的深层次推进确实赋予了拟上市公司更大的择机空间,激发了公司 IPO 的择机倾向。对此,监管机构在强化 IPO 过程审核力度的同时,应积极发展和规范以基金和券商为主体的机构投资者,更好地发挥其信息引导作用;同时,监管机构还应建立透明、公开、高效的信息交流机制,以帮助中小投资者提高对拟上市公司的筛选和鉴别能力。

注释:

- ①Saurabh Ghosh(2004)及 Butler 和 Li(2010)认为资产规模可以代表公司信息透明度,规模越大公司信息透明度越高,则公司 IPO 定价越准确,公司择机 IPO 的倾向就越弱。
- ②例如,这类上市公司能够通过内部利益输入修饰财务报表,可能更易获得投资者的青睐,进而引发投资者的非理性。

主要参考文献:

- [1]韩立岩,伍燕然.投资者情绪与 IPOs 之谜——抑价或者溢价[J].管理世界,2007,(3): 51—61.
- [2]花贵如,刘志远,许骞.投资者情绪、企业投资行为与资源配置效率[J].会计研究,2010,(11): 49—55.
- [3]罗琦,胡志强.控股股东道德风险与公司现金策略[J].经济研究,2011,(2): 125—137.
- [4]蒋玉梅,王明照.投资者情绪与股票收益:总体效应与横截面效应的实证研究[J].南开管理评论,2010a,(3): 150—160.
- [5]蒋玉梅,王明照.投资者情绪、盈余公告与市场反应[J].管理科学,2010b,(6): 70—78.
- [6]邵新建,巫和懋,覃家琦,等.中国 IPO 市场周期:基于投资者情绪与政府择时发行的分析[J].金融研究,2010,(11): 123—143.
- [7]王正位,朱武祥,赵冬青.发行管制条件下的股权再融资市场时机行为及其对资本结构的影响[J].南开管理评论,2007,(6): 40—46.
- [8]A Altı. How persistent is the impact of market timing on capital structure? [J]. Journal of Finance,2006,61(4): 1681—1710.
- [9]Baker Malcolm, Jeffrey Wurgler. Market timing and capital structure [J]. Journal of Finance,2002,57: 1—32.
- [10]Baker Malcolm, Jeffrey Wurgler. Investor sentiment and the cross-section of stock returns[J]. Journal of Finance,2006,61:1645—1680.
- [11]Bharat A Jaina, Omesh Kinib. Industry clustering of initial public offerings[J]. Managerial and Decision Economics, 2006,27:1—20.
- [12]Frank P D'Souza, Surya Chelikan. The impact of insider ownership level on equity market timing decisions[R]. Working Paper,2011.
- [13]Helwege Jean, Nellie Liang. Initial public offering in hot and cold market[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis,2004,39: 541—569.

- [14] LaPorta Rafael, Florencio Lopes-De-Silanes, Andrei Shleifer. Corporate ownership around the world[J]. Journal of Finance, 1999, 54: 471—517.
- [15] Lowry M. Why does IPO volume fluctuate so much? [J]. Journal of Financial Economics, 2003, 67: 3—40.
- [16] Saurabh Ghosh. Boom and slump periods in the Indian IPO market[J]. Reserve Bank of India Occasional Papers, 2004, 25: 39—56.
- [17] Sergey Chernenko, C Fritz Foley, Robin Greenwood. Agency costs, mispricing and ownership structure [R]. Working Paper, 2011.
- [18] Stein Jeremy C. Rational capital budgeting in an irrational world[J]. Journal of Business, 1996, 69: 429—455.

Who Chooses the IPO Market Timing? Empirical Analysis from the Perspective of Controlling Shareholders in Listed Companies

LIU Zhi-yuan¹, WANG Yong^{1,2}, JIN Guang-hui¹

(1. Business School, Nankai University, Tianjin 300071, China; 2. School of Economics and Management, China University of Petroleum, Qingdao 266555, China)

Abstract: From the perspective of controlling shareholders, this paper regards market-level investor sentiment as a substitution variable of IPO market timing window and makes an empirical study which indicates that controlling shareholders in companies with high agency costs are more apt to choose the IPO market timing and compared to state-owned controlling shareholders, the characteristic differences of agency costs have weaker effects on the tendency of non-state-owned controlling shareholders to choose IPO market timing, showing that the effect of agency costs on the tendency of controlling shareholders to choose IPO market timing is influenced by state-owned institutional factor. The study of the policy effect of IPO inquiry system implemented in 2005 shows that the implementation of inquiry system weakens the effect of characteristic differences of agency costs on the tendency of controlling shareholders to choose IPO market timing, which provides unique empirical evidence for the effect of changes in supervision policies on corporate financing behavior in emerging and transitional markets.

Key words: controlling shareholder; agency cost; IPO market timing; inquiry system

(责任编辑 喜 雯)