

双重委托代理理论视角下股权集中 与研发投入间关系研究

——基于托宾 Q、现金流和行业调节效应的分析

章 丹

(浙江财经大学工商管理学院, 浙江 杭州 310018)

摘 要: 针对我国上市公司股权集中对研发投入的影响在现实和理论中均存在不同表现现状, 基于双重委托代理理论, 收集 2009-2012 年上市公司动态面板数据进行分析。研究结果表明: (1) 中国上市公司中股东和经理人之间的委托代理矛盾与大股东和中小股东之间的委托委托矛盾相比较而言, 后者比前者更为严重。因此, 提高当年的股权集中度不仅会降低当年的研发投入, 而且随着股权集中度的增加, 当年研发投入降低的速度越来越快, 这种影响会持续到第二年, 但是影响程度会低于第一年。(2) 随着公司市场价值的增加(即托宾 Q 越大), 股权集中度对研发投入的负向影响程度会降低; 随着公司现金流的增加, 股权集中度对研发投入的负向影响程度会增加; 不同行业中股权集中度对研发投入的影响并没有显著的差异性。

关键词: 双重委托代理理论; 股权集中; 研发投入

中图分类号: F273.11

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2015)04-0089-08

一、引 言

股权集中会对企业研发投入产生重要影响, 我国不仅存在大量股权集中的上市公司, 也存在诸如新浪和奇虎 360 等股权分散的公司, 上述公司的研发投入活动均较为活跃。理论研究方面, 双重委托代理理论认为我国上市公司中存在股东与经理人之间的委托代理行为以及大股东与中小股东之间的委托委托行为^[1]。基于委托代理理论(AP 理论)的相关研究认为股权集中能够减轻股东与经理人之间的委托代理矛盾, 大股东比中小股东有更多的动力去监督经理人实施长期投资活动, 从而有利于企业研发投入^[2], 而基于委托委托理论(PP 理论)的相关研究则认为股权集中会导致大股东与中小股东之间的矛盾, 大股东可能会与经理人合谋以牺牲中小股东利益为代价来追求自身利益而不是公司价值, 例如通过资产转移和利用转移定价等手段进行内部交易以获取控制权私有收益而不是进行风险较大的研发投入, 因此不利于企业研发投入^[3]。

现有文献虽然对股权集中与研发投入之间的关系进行了研究, 但是结论并不一致, 其主要原因可能在于: (1) 针对我国上市公司的研究忽视了研发投入所具有的连续性特征, 即管理者会依据去

收稿日期: 2014-09-25

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71402160); 浙江省自然科学基金资助项目(LQ13G020004; LQ14G020014)

作者简介: 章丹(1980-), 女, 湖北仙桃人, 浙江财经大学工商管理学院讲师。

年的研发投资来对本年度的研发投资进行预算,同时,也未考虑当年的研发投资可能受到去年或者更长时期的股权集中度等变量的影响;(2)未考虑不同情形下股权集中度与研发投资之间关系的变化。因此,本研究拟在现有研究基础上利用我国上市公司数据,采用广义矩估计(GMM)方法检验以托宾 Q 模型为基础的动态面板数据模型,分析股权集中对研发投资的影响,并进一步分析在托宾 Q、现金流和行业等相关因素影响下股权集中与研发投资之间关系的不同表现。

二、相关文献回顾

股权集中度作为一项重要的内部治理机制,决定了企业所有者的利益分配和享有的权力,同时也决定了企业研发投资的权责利在不同所有者之间的分配。因此,股权集中度对研发投资能够产生最为直接的影响,现有研究对此关注的也较多,然而研究结论却不尽相同。(1)股权集中度对研发投资产生负向影响的研究:杨建君和盛锁的研究表明股权集中度对研发投资具有显著负向影响,因为从风险规避考虑,股权越集中,大股东承担的企业特殊风险越大,越不愿意进行研发投资^[4];Jackie 分析了股权集中对大股东防御能力的影响,考虑到研发投资未来收益的不确定性以及对公司资产可能带来的创造性破坏,大股东会存在某种惰性从而人为避免研发投资,因此股权集中度对研发投资具有负向影响^[5]。(2)股权集中度对研发投资产生正向影响的研究:李垣等考虑了股权集中会导致大股东与经理人的利益趋于一致,从而有利于研发投资^[6];任海云认为股权集中使大股东有动机和能力监督经理人,使经理人按照股东利益行事,保证研发投资项目的执行,因此股权集中度对研发投资具有正向影响^[7];Brossard 和 Lavigne 在托宾 Q 模型的基础上,采用系统 GMM(广义矩估计)对欧洲 2004-2010 年上市公司的面板数据进行了分析,认为样本公司的股权集中度都很高,同时,其研发投入也较高^[8]。(3)股权集中度对研发投资不存在显著影响的研究:Hicheon 等采用随机效应 GLS 回归对韩国 1998-2003 年的制造业上市公司的面板数据进行了分析,且在模型中加入了滞后一期的解释变量,研究结果表明股权集中度对研发投资不存在显著影响^[9];Choi 的研究结合中国公司的特征进行了分析,股权集中在监视和控制管理者行为过程中并不具有正向影响,因此对研发投资的影响也并不显著^[10]。(4)股权集中度对研发投资具有 U 型影响的研究:刘胜强和刘星对我国上市公司股权集中度普遍偏高的现象进行了研究,股权集中使大股东拥有足够能力实施获取更多控制权私有收益的研发投资,从而导致所有权激励的正效应将被大股东盗窃的负效应所淹没,此阶段的控股股东持股比例与公司研发投入强度之间呈负向的激励效应,当大股东持股比例超过上述极值点时,大股东的利益和小股东之间更多的表现为一致性,在利益趋同效应的作用下,研发投资随第一大股东持股比例的提高而增大^[11]。(5)股权集中度对研发投资具有倒 U 型影响的研究:徐洁菲和郭志勇详细分析了股权集中对公司的两方面作用,一方面是大股东有足够的控制权去监督管理公司,使公司改善弊端,降低股东和公司管理层之间的利益冲突,从而提高研发投资,但另一方面,当大股东的控制权很大时,大股东有可能因控制权私有收益而损害公司利益和其他小股东利益,从而降低研发投资。因此,股权集中度对研发投入具有显著倒 U 型影响^[12];Chen 发现股权集中对研发投资具有倒 U 型影响,即之前随着股权集中度的增加,研发投资会增加,但是当股权集中度超过一定程度后,研发投资会降低^[13]。

由此可见,关于股权集中对研发投资影响的研究结论不仅包括正向和负向,还包括无影响和倒 U 型等,结论的不一致可以从代理理论进行分析:一方面股权集中会降低股东与经理人之间的委托代理矛盾,使得大股东具有动力和意愿监督经理人实施研发投资行为;另一方面股权集中会增加大股东与中小股东之间的委托代理矛盾,使得大股东产生有效的“防御堑壕”,从而倾向于以中小股东的利益为代价来获得私人收益,回避风险较大的研发投资。但是,目前针对我国上市公司的研究

忽视了变量的滞后性以及不同情形下两类代理矛盾强度的差别。因此,本文拟采用动态面板数据模型分析上市公司股权集中对研发投资的影响,并研究不同因素影响下两者间关系的差异性。

三、理论模型构建

现有研究大多将托宾 Q 模型作为分析公司投资行为的标准模型,但是由于该模型来源于新古典投资模型,而这类模型往往假设正常的竞争性公司会最大化股东的财富,从而回避了公司治理中存在的各种代理问题。因此,研究借鉴 Matthew 和 Sanghoon 的思路^{[14][15]},即以托宾 Q 模型为基础增加其他解释变量来分析公司研发投资行为。另外,刘胜强和刘星、李垣等、徐洁菲和郭志勇等认为股权集中度对投资行为的影响是非线性的^{[6][11][12]}。Sanghoon 等认为公司的现金流对投资行为具有重要影响。^[15]最后行业和年份也可能会对研发活动产生影响。因此,本文构建如下模型:

$$LNRD_{it} = \beta LNQ_{it} + \gamma_{oc1} LNOC_{it} + \gamma_{oc2} (LNOC_{it})^2 + \gamma_{cf} CF_{it} + \gamma_{in} IN_i + \sum_{t=2009}^{2012} \gamma_t year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, RD_{it} 表示公司 i 在 t 年度的研发投资(采用研发支出/总资产进行测量), Q_{it} 表示平均托宾 Q 值, X_{it} 表示解释变量矩阵, ε_{it} 表示误差项。假定可观测的平均托宾 Q 能够较好的测量理论值边际托宾 Q , 那么在模型中平均托宾 Q 能够完全反应公司所有的投资机会。 OC_{it} 表示公司股权集中度(采用 Herfindahl_5 指数进行测量), OC_{it}^2 表示公司股权集中度的平方, CF_{it} 表示公司现金流(采用经营现金流/总资产进行测量)。 IN_i 表示公司行业(如果属于生物制药和化工等行业则取值为 1, 否则为 0), $year_t$ 表示不同的年份。为了减少异方差等因素的影响,采用半对数形式,由于现金流变量可能存在负值,因此并没有取对数。

诸多研究分析了去年的研发投资可能会对今年的研发投资产生影响,即认为当去年的研发投资获得了较大的收益时可能会刺激管理者增加今年的研发投资,因此,在以上分析基础上提出模型(1)的滞后一期^①模型(2)。考虑到影响研发投资的重要因素:托宾 Q 、现金流和行业可能会对股权集中度与研发投资之间的关系产生调节效应,从而导致股权集中度与研发投资之间的关系发生变化,因此,提出增加调节变量的模型(3)。

$$LNRD_{it} = \beta_i LNRD_{it-1} + \beta_q LNQ_{it} + \gamma_{oc1} LNOC_{it} + \gamma_{oc2} (LNOC_{it})^2 + \gamma_{cf} CF_{it} + \beta_{q-1} LNQ_{it-1} + \gamma_{oc1-1} LNOC_{it-1} + \gamma_{oc2-1} (LNOC_{it-1})^2 + \gamma_{cf-1} CF_{it-1} + \gamma_{in} IN_i + \sum_{t=2009}^{2012} \gamma_t year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$LNRD_{it} = \beta_i LNRD_{it-1} + \beta_q LNQ_{it} + \gamma_{oc1} LNOC_{it} + \gamma_{oc2} (LNOC_{it})^2 + \gamma_{cf} CF_{it} + \beta_{q-1} LNQ_{it-1} + \gamma_{oc1-1} LNOC_{it-1} + \gamma_{oc2-1} (LNOC_{it-1})^2 + \gamma_{cf-1} CF_{it-1} + \gamma_{in} IN_i + \gamma_{ocq} LNOC_{it} * LNQ_{it} + \gamma_{occf} LNOC_{it} * CF_{it} + \gamma_{ocin} LNOC_{it} * IN_i + \sum_{t=2009}^{2012} \gamma_t year_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

四、样本选择及数据来源

现有研究结论存在不一致的原因可能是数据质量问题,由于上市公司研发支出数据在近几年才被明确地披露^②,因此,以往研究大多应用近似的数据,这影响了研究结论。为得到高质量的实证数据,在选择样本和收集数据过程中应遵循一套严格的筛选标准,包括尽量选择高科技企业、年报中明确披露研发支出的公司、剔除 ST 和资不抵债的公司、近几年专利授权较多的公司等。

① 如果采用滞后二期及其以上进行分析,后期数据处理结果并不理想。

② 研发支出与“管理费用”中所列的“研发费用”是两个不同的概念。

(一) 样本的选择

经过严格的筛选，从上市公司中筛选出 134 家符合要求的上市公司，其中生物制药行业 12 家，化工行业 23 家，电子信息行业 37 家，电子器件行业 24 家，仪器仪表行业 9 家，医疗器械行业 2 家，机械行业 25 家，其他行业 2 家。最终选取 2009 ~ 2012 年度披露了研发投入的这 134 家上市公司作为研究样本，得到的面板数据共 $134 * 4 = 536$ 个^①。

(二) 数据来源

数据主要来源于公司年报和国泰安 CSMAR 数据库，对于部分公司在个别年份缺失的数据（例如托宾 Q 值）首先通过查找 CCER 中国经济金融数据库获得，其次采用的方法是认为近两年该指标数据并没有发生变化，优先采用前一年数据作为当年的数据，在前一年数据缺失的情况下考虑后一年的数据。面板数据的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计结果

变量	均值	标准差	最小值	最大值	来源
研发投入	-3.709201	.6443953	-8.435809	-1.83077	依据公司年报整理
托宾 Q	.621521	.6196564	-2.558769	2.384411	国泰安数据库
股权集中度	-5.443001	2.749944	-13.12236	-.6593411	国泰安数据库
股权集中度平方	37.17435	34.81636	.4347307	172.1964	国泰安数据库
现金流	.0531057	.075148	-.1693346	.3702562	国泰安数据库
行业	.261194	.4396958	0	1	依据公司年报整理

注：研发投入、托宾 Q、股权集中度和股权集中度平方变量已经进行了对数变换。

五、研究结果与分析

为了便于对比，首先，按照现有研究思路采用普通回归对静态模型进行分析；其次，采用差分矩估计和系统矩估计对动态模型（即模型（2））进行分析；最后，对模型（3）中变量的调节效应进行检验。数据处理软件为 stata12.1。

(一) 静态模型

对静态模型（1）主要采用现有研究普遍采用的混合回归进行分析，具体步骤包括：首先采用现有研究普遍应用的普通最小二乘法（OLS）分析研发投入与股权集中度之间的关系；其次考虑到面板数据可能存在的时间序列相关，采用可行广义最小二乘法（FGLS）修正。

混合回归模型的结果如表 2 所示，普通最小二乘法分析结果表明股权集中度一次项和二次项与研发投入之间的关系是显著负相关。托宾 Q 值与研发投入之间的关系是显著正相关。现金流与研发投入之间的关系是显著正相关。采用随机效应模型检验结果（如表 3 所示）发现模型中存在时间维度上的序列相关，但是不存在横截面维度上的序列相关。

对于存在时间序列相关的面板数据，可以采用可行广义最小二乘法（FGLS）进行修正，其结果如表 2 所示。股权集中度一次项和二次项与研发投入之间的关系是显著负相关，托宾 Q 与研发投入之间存在显著正向关系，现金流与研发投入之间存在显著正向关系，生物制药和化工等注重工艺研发行业的研发投入低于其他注重产品研发行业的研发投入。由此可见，可行广义最小二乘法（FGLS）的结果与普通最小二乘法（OLS）混合回归模型的结果一致，但是，前者的标准误明显小于后者。

① 上市公司年报来源于新浪财经网站。

表 2 静态模型(1) 分析结果

变量	普通最小二乘法 (OLS)			可行广义最小二乘法 (FGLS)		
	系数	标准误	P 值	系数	标准误	P 值
常数	-4.028592	.1919979	0.000	-3.823665	.05491	0.000
托宾 Q	.1598756	.0707343	0.025	.0842278	.0203822	0.000
股权集中度	-.078967	.0465858	0.092	-.0462316	.0143438	0.001
股权集中度平方	-.0062662	.0032634	0.057	-.0050105	.0011305	0.000
现金流	1.849919	.4814314	0.000	1.492205	.169721	0.000
行业	-.3005363	.1054795	0.005	-.2946524	.0313618	0.000
2010	-.0769934	.0543334	0.159	-.0665959	.0277913	0.017
2011	.0210291	.0716193	0.770	-.0054191	.0319852	0.865
2012	.0695895	.0822675	0.399	.0207519	.0341772	0.544
观测值	536			536		
F/Wald chi2	6.91			256.48		
Prob.	0.0000			0.0000		
R-squared	0.1062					

注:其中 F/Wald chi2表示混合回归使用的是 F 检验,可行广义最小二乘法使用的是 Wald chi2检验。

表 3 随机效应模型检验

	检验方法	检验值	Prob.	结论
时间维度上的序列相关性检验	ALM (lambda = 0)	ALM (lambda = 0) = 179.97	0.0000	存在序列相关
横截面维度上的序列相关性检验	Pesaran's test	Pesaran's test of cross sectional independence = -0.784	0.4332	不存在序列相关

(二) 动态模型

由于静态模型估计无法解决序列相关性等问题,同时考虑到研发投资与其他变量之间可能存在滞后效应影响,因此采用动态模型(2) 进行分析能够使得模型估计结果更加准确(结果如表 4 所示)。

表 4 动态模型(2) 分析结果

变量	差分 GMM			系统 GMM		
	系数	标准误	P 值	系数	标准误	P 值
常数	-2.537915	.5896691	0.000	-2.508635	.5428775	0.000
研发投资(t-1)	.4774605	.147643	0.001	.5019916	.1256853	0.000
托宾 Q	.161428	.1098172	0.142	.1624179	.1120302	0.147
托宾 Q(t-1)	.057717	.047339	0.223	.0519203	.0490756	0.290
股权集中度	-.1064756	.0520052	0.041	-.1122179	.050667	0.027
股权集中度(t-1)	-.0935658	.0384234	0.015	-.0945771	.0395557	0.017
股权集中度平方	-.0082182	.0047037	0.081	-.008641	.0046153	0.061
股权集中度平方(t-1)	-.0058019	.0027017	0.032	-.0057529	.0027488	0.036
现金流	.1844874	.504881	0.715	.1582287	.5436568	0.771
现金流(t-1)	-.8851426	.5359797	0.099	-.9354497	.5216947	0.073
行业		0(omitted)		.1791723	.5596691	0.749
2010	-.1567365	.0945275	0.097	-.166618	.0958313	0.082
2011	-.1068423	.0473363	0.024	-.1081939	.0484514	0.026
2012	—	—	—	—	—	—
Wald chi2	30.59			37.68		
Prob.	0.0013			0.0002		

差分 GMM 结果表明滞后一期研发投资对研发投资具有显著正向影响,股权集中度一次项对研发投资具有显著负向影响,二次项对研发投资具有显著负向影响,滞后一期股权集中度一次项对研发投资具有显著负向影响,二次项对研发投资具有显著负向影响,托宾 Q 对研发投资的影响不显

著，滞后一期托宾 Q 对研发投资的影响不显著，现金流对研发投资的影响不显著，滞后一期现金流对研发投资具有显著负向影响。差分 GMM 模型通过检验，其 p 值为 0.0013。

系统 GMM 结果表明滞后一期研发投资对研发投资具有显著正向影响，股权集中度一次项对研发投资具有显著负向影响，二次项对研发投资具有显著负向影响，滞后一期股权集中度一次项对研发投资具有显著负向影响，二次项对研发投资具有显著负向影响，托宾 Q 对研发投资的影响不显著，滞后一期托宾 Q 对研发投资的影响不显著，现金流对研发投资的影响不显著，滞后一期现金流对研发投资具有显著负向影响。系统 GMM 模型通过检验，其 p 值为 0.0002。

差分 GMM 和系统 GMM 的标准误和系数差距并不大，同时，依据现有理论系统 GMM 比差分 GMM 估计的效率更高，因此，在两者差别不大的情况下考虑优先采用系统 GMM。

对系统 GMM 扰动项的序列相关和过度识别进行检验，其结果如表 5 所示，扰动项的差分存在一阶自相关，但不存在二阶自相关，依据现有理论，只要不存在二阶自相关便表明扰动项无自相关。另外，Sargan 检验表明模型中不存在过度识别问题。

表 5 动态模型(2)扰动项的序列相关和过度识别检验

	检验方法	检验值	Prob.	结论
扰动项的序列相关	Arellano-Bond test	一阶 $z = -2.7921$	0.0052	不存在序列相关
		二阶 $z = -1.2154$	0.1352	
过度识别	Sargan test	$\chi^2(3) = 1.476766$	0.6876	不存在过度识别

(三)调节效应检验

结合现有研究检验托宾 Q、现金流和行业对股权集中度与研发投资间关系产生的调节效应，检验方法是对比未增加调节变量的模型(2)和增加调节变量的模型(3)的分析结果。

表 6 表明在模型(2)基础上增加调节变量后模型(3)的拟合度增加。股权集中度和托宾 Q 值的交互项系数为负数且显著，股权集中度和现金流的交互项系数为正数且显著，股权集中度和行业的交互项系数为不显著。

表 6 调节效应检验

变量	动态模型(2)系统 GMM			动态模型(3)系统 GMM		
	系数	标准误	P 值	系数	标准误	P 值
常数	-2.508635	.5428775	0.000	-2.453317	.4967813	0.000
研发投资(t-1)	.5019916	.1256853	0.000	.5562796	.1151287	0.000
托宾 Q	.1624179	.1120302	0.147	.2366488	.1042377	0.023
托宾 Q(t-1)	.0519203	.0490756	0.290	.0662342	.0479914	0.168
股权集中度	-.1122179	.050667	0.027	-.1411663	.055714	0.011
股权集中度(t-1)	-.0945771	.0395557	0.017	-.116648	.0397412	0.003
股权集中度平方	-.008641	.0046153	0.061	-.0116804	.0050323	0.020
股权集中度平方(t-1)	-.0057529	.0027488	0.036	-.0069741	.0026826	0.009
现金流	.1582287	.5436568	0.771	-.3835946	.4311175	0.374
现金流(t-1)	-.9354497	.5216947	0.073	-1.070826	.4778813	0.025
行业	.1791723	.5596691	0.749	.2290702	.5651143	0.685
股权集中度*托宾 Q				-.0742996	.0439165	0.091
股权集中度*现金流				.0955968	.0485428	0.049
股权集中度*行业				-.0376841	.086428	0.663
2010	-.166618	.0958313	0.082	-.1899171	.0882321	0.031
2011	-.1081939	.0484514	0.026	-.1294543	.0469127	0.006
2012	—	—	—	—	—	—
Wald χ^2		37.68			47.21	
Prob.		0.0002			0.0000	

(四) 稳健性检验

稳健性分析主要包括：(1)改变主要变量的定义与计算。对于被解释变量 R&D 投资采用研发支出与主营业务收入之比，Herfindahl_5 指数改为前五大股东持股比例之和，托宾 Q 值全部采用 CCER 中国经济金融数据库中的数据；(2)增加控制变量。增加公司的成长性、高管特征等控制变量；(3)重新定义样本。删除具有缺失数据的公司，重新筛选样本进行分析。研究结果没有发生显著变化，因此，研究结果具有较好的稳健性。

六、结 语

本文构建了以托宾 Q 模型为基础的研发投资模型，并利用 2009—2012 年的数据对上市公司股权集中与研发投资间的关系进行了分析，主要得到以下结论：

1. 采用国内研究普遍采用的混合回归对静态模型进行分析，结果表明股权集中度一次项对研发投资具有负向影响，二次项对研发投资具有负向影响。考虑滞后效应的动态面板数据模型分析结果表明股权集中度与研发投资之间呈显著负相关关系，股权集中度平方与研发投资之间呈显著负相关关系，同时，滞后一期股权集中度与研发投资之间呈显著负相关关系，滞后一期股权集中度平方与研发投资之间呈显著负相关关系。以上现象出现的原因在于研发投资收益的不确定性可能会给公司资产带来创造性的破坏，同时股权的高度集中也使得大股东不用担心公司会被恶意收购，因此，股权集中的公司在缺乏外部监督和股东分散化的情况下，大股东更有可能以其他股东的利益为代价来追求自身利益而不是公司价值的最大化，且这种可能性随着股权集中度的增加而加速增加，从而导致当年和第二年研发投资降低速度越来越快。由于时间的关系，股权集中度变化对当年研发投资的影响会大于对第二年研发投资的影响。

2. 托宾 Q 对股权集中度与研发投资之间的关系具有显著负向调节效应，现金流对股权集中度与研发投资之间的关系具有显著正向调节效应，行业对股权集中度与研发投资之间的关系不具有显著调节效应。以上现象的原因可能在于市场价值越高的公司大股东更加倾向于长期投资活动，因此，虽然存在以中小股东利益为代价追求自身利益的可能性，但是，由创新为公司带来的成长可能是大股东追求的首要战略目标。随着公司现金流的增加，股权集中度对研发投资的负向影响程度会增加。其原因可能在于现金流充足的公司中大股东具有更强的意愿去提高私有利益以及满足自身对公司发展的要求，例如提高在职消费、改善办公条件、扩大企业规模以及进行资本市场上的投资等，在此过程中会降低风险较大的研发投资。按照论文对行业的划分方法，不同行业中股权集中度对研发投资影响没有显著差异性。

随着越来越多公司明确披露研发数据，在未来几年的研究中可以不断增加样本数量，从而进一步提高研究结论的说服力。另外，影响研发投资的因素有很多，而本研究构建的模型只是基于标准投资模型，因此，在此模型的基础上引入新的变量并分析引入变量对研发投资的影响可以作为下一步深入研究的方向。

参考文献：

- [1] 冯根福. 双重委托代理理论：上市公司治理的另一种分析框架——兼论进一步完善中国上市公司治理的新思路 [J]. 经济研究, 2004, (12): 16-25.
- [2] Lee, P. M., & O'Neill, H. M.. Ownership structures and R&D investments of U. S. and Japanese firms: Agency and stewardship perspectives [J]. Academy of Management Journal, 2003, 46(2), pp. 212-225.
- [3] Morck, R., Wolfenzon, D., & Yeung, B.. Corporate governance, economic entrenchment, and growth [J]. Journal of Economic Literature, 2005, 43(3), pp. 655-720.

- [4] 杨建君, 盛锁. 股权结构对企业技术创新投入影响的实证研究 [J]. 科学学研究, 2007, 25(4): 787-792.
- [5] Jackie D V, Laurin C., Bozec Y.. R&D activity in Canada: Does corporate ownership structure matter? [J]. Canadian Journal of Administrative Studies, 2010, 27(2), pp. 107-121.
- [6] Yuan Li, Hai Guo, Yaqun Yi, and Yi Liu. Ownership concentration and product innovation in Chinese firms: The mediating role of learning orientation [J]. Management and Organization Review, 2010, 6(1), pp. 77-100.
- [7] 任海云. 股权结构与企业 R&D 投入关系的实证研究——基于 A 股制造业上市公司的数据分析 [J]. 中国软科学, 2010, (5): 126-135.
- [8] Brossar Olivier, Lavigne Stéphanie, Saking M. Erdem. Ownership structures and R&D in Europe: The good institutional investors, the bad and ugly impatient shareholders [J]. Industrial and Corporate Change, 2013. 22(4), pp. 1031-1068.
- [9] Hicheon Kim, Heechun Kim, Peggy M. Lee. Ownership structure and the relationship between financial slack and R&D investments: Evidence from Korean firms [J]. Organization Science, 2008, 19(3), pp. 404-418.
- [10] Choi S B, Lee S H, Williams C. Ownership and firm innovation in a transition economy: Evidence from China [J]. Research Policy, 2011, 40(3), pp. 441-452.
- [11] 刘胜强, 刘星. 股权结构对企业 R&D 投资的影响——来自制造业上市公司 2002-2008 年的经验证据 [J]. 软科学, 2010, 24(7): 32-36.
- [12] 徐洁菲, 郭志勇. 浙江上市公司股权结构与研发投入的相关性研究 [J]. 中国商贸, 2013, (2): 53-54.
- [13] Chen V Z, Li J, Shapiro D M, et al. Ownership structure and innovation: An emerging market perspective [J]. Asia Pacific Journal of Management, 2014, 31(1), pp. 1-24.
- [14] Matthew O'Connor and Matthew Rafferty. Corporate governance and innovation [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2012, 47(2), pp. 397-413.
- [15] Sanghoon Lee. The effect of ownership concentration on R&D decisions in Korean firms [J]. Seoul Journal of Economics, 2012, 25(1), pp. 89-110.

Impact of Ownership Concentration on the R&D of Listed Company under the Perspective of Dual Agency Theory ——Based on the Moderating Effects of Tobin's Q, Cash Flow and Industry

ZHANG Dan

(School of Business and Administration, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou 310018, China)

Abstract: In view of the fact that the ownership concentration of Chinese listed companies has different effects on the R&D both in practice and in theory, this paper collects 2009-2011 dynamic panel data of the listed companies to make an analysis based on the dual agency theory. The results are as follows: (1) Compared with the principal-agent contradictions, the principal-principal contradictions are more serious in Chinese listed companies. Therefore, current year's R&D investment will not only decrease, but decrease faster and faster with the increase of the ownership concentration. This effect will continue into the next year, but to a lesser extent. (2) The negative impact of ownership concentration on R&D investment will decrease with the increase of the market value of the company (i. e. the greater Tobin's Q), whereas the negative impact of ownership concentration on R&D will increase with the increase of the company's cash flow. However, there is no significant difference in the impacts of ownership concentration on R&D in different types of industry.

Key words: dual agency theory; ownership concentration; R&D

(责任编辑: 闻 毓)