我国房地产业投资现金流敏感性动因之谜

——基于上市公司的实证分析

汪冬梅 李欣欣

(山东财经大学会计学院,山东 济南 250014)

[摘 要] 近年来我国房地产业因"一波又一波的救市政策"、因"年年控,年年涨"而备受关注。除了需求刚性及政治关联性等外部原因之外,其投资行为更受到企业内部因素尤其是现金流的影响。对我国房地产上市公司的实证研究表明:我国房地产业存在投资现金流敏感性;其原因存在层次性:公司规模是影响投资现金流敏感性的首要、基础动因;规模较大的公司,代理问题是导致敏感性的具体原因;而规模较小的公司,融资约束是导致敏感性的具体动因。

[关键词] 房地产上市公司;投资现金流敏感性;融资约束;代理理论

[DOI 编码] 10.13962/j. cnki. 37 - 1486/f. 2015. 04. 008

[中图分类号]F293 [文献标识码]A [文章编号]2095-3410(2015)04-0061-07

一、引言

投资和融资是公司财务管理的主要内容,对公司 投资与融资关系的研究一直是理论界的热点问题。 在完美资本市场的假设下,公司的各种融资方式可以 完全替代,因此,公司的投资行为与融资方式是无关 的。但是现实的资本市场并不完全框定在资本市场 假设之中,因此,公司的投资行为与融资尤其是与内 部现金流之间在很多情况下具有较强的敏感性。

新世纪以来,尤其是 2007 年以来,房地产业在中国国计民生中的地位已经毋庸置疑。近几年来,我国房地产业增加值占 GDP 的比重一直在 5%以上,并且整体呈上升趋势,房地产业已成为我国重要支柱产业之一。有关房地产业的讨论也一浪高过一浪,价格是否合理? 救市是否适当?实质上,无论是从实践上还是理论上探讨房地产业的问题,其投资行为都应该是核心。自 2007 年起我国房地产业固定资产投资占全社会固定资产投资的比重一直在20%以上,且投资增速高于全社会平均水平。房地产业属于资本密集型行业,与其他公司相比,房地产企业具有资金需求量大、现金周转期长、现金流量风

险大等特点。因此,研究房地产业中投资与现金流的关系,验证两者之间是否存在敏感性及其原因,具有典型的行业研究价值,对于促进房地产业回归健康理性发展具有至关重要的意义。

本文的主要贡献在于:一是从微观的企业内部 财务视角对房地产企业的投资行为进行研究;二是 根据房地产企业的规模进行划分,探讨导致房地产 公司投资现金流敏感性的不同动因,丰富了相关的 文献研究成果。

二、理论分析与文献回顾

一直以来,国内外关于投资现金流敏感性的分析主要集中在以下几点:投资与现金流之间是否存在敏感性?如果存在,这种敏感性的动因是什么?众多学者分别从理论和实践、在特定的研究背景和框架下进行了详细分析。

基于 MM 理论的新古典投资理论认为,在完美市场假说条件下,企业的投资行为主要受投资机会、预期盈利能力、资本成本等因素的影响,投资行为与融资方式尤其是现金流无关。Gatchev(2010)^[1]通过实证研究支持了这一观点,他指出传统投资现金

[基金项目]本文是国家社会科学基金项目"管理者风格与企业投融资决策研究"(项目编号:13BJY083)的阶段性成果。 [作者简介]汪冬梅(1977 -),女,山东肥城人,山东财经大学会计学院教授,博士。主要研究方向:财务管理。

2015 年第 4 期 经济管理研究

流敏感性的研究大都是静态模型,实证研究方法本身存在计量偏差。如果考虑金融决策的相关性和跨期持续性因素,美国上市公司并不存在显著的投资现金流敏感性。付文林(2014)^[2]在基于企业股东权益最大化的欧拉方程模型基础上,加入税收因素分析了企业最优动态投资行为的变化特征,并利用1998-2012年沪深两市上市公司面板数据集进行了研究,结果表明现金流增加会提高企业的固定资产投资,但民营企业的权益性投资对其不敏感。

国内外更多的研究证明,在实际市场环境中,企业投资行为与内部现金流之间存在显著相关性。Carpenter & Guariglia(2008)^[3]等研究发现,企业本期现金流状况会显著影响企业的投资预期和外部融资约束,进而影响企业的投资决策。

但是,近几年,更多的国内学者从产权性质、行业差别等方面做出了更有针对性的研究,得出了更细致的结论。刘津宇(2014)^[4]构建动态跨期联立方程回归模型,发现国有上市公司不存在显著的投资现金流敏感性较强。张翼和李辰(2005)^[5]的研究发现我国地方政府控制的上市公司中,支持过度投资与自由现金流假说,但在央企、非国有企业中,却并未发现企业的过度投资与自由现金流存在关联。李鑫和孙静(2012)^[6]用沃利斯多组秩和检验方法证实了我国上市公司投资水平、现金流量水平和现金持有水平等均存在显著的行业差距,并且不同行业的投资现金流敏感性程度不同,投资现金流敏感性的动因也不同。

对于投资现金流敏感性的形成动因一直存在很大分歧。主要有两种不同的理论,一种是 Jensen (1986)^[7]提出的自由现金流假设。该假说源于所有权和经营权分离产生的代理问题,当企业存在大量自由现金流时,管理者不会将现金以股利形式返还给股东,而是出于私利投资于低收益率项目,从而控制更多的企业资源,导致过度投资。这种代理冲突使得企业的投资决策与内部现金流之间呈现显著相关性,投资随内部现金流的变动而变动。 Kaplan和 Zingales (1997)^[8]、何金耿和丁加华(2001)^[9]通过数据分析检验了这种观点。另一种是 Myers 和 Majtuf (1984)^[10]提出的信息不对称理论。企业管理者和投资者之间存在信息不对称,信息不对称导致

逆向选择和道德风险的存在。当企业内部现金流不足需要进行外部融资时,外部投资者可能因此要求更高的投资收益率,使得企业外部融资成本高于内部融资成本,产生融资约束,外部融资成本过高使得投资对内部现金流产生依赖,即信息不对称导致融资约束,从而产生投资现金流敏感性。Fazzari等(1988)^[11]、冯巍(1999)^[12]和屈文洲(2011)^[13]等都为这种观点提供了实证支持。

值得一提的是, Vogt (1994) [14] 引入托宾 Q 值和公司自由现金流的交叉项来研究投资现金流敏感性的动因。之后的研究大都以 Vogt 模型为基础,通过交叉项来区分导致投资现金流敏感性的动因是基于信息不对称的融资约束理论还是基于自由现金流假说的代理理论, 使研究更具有辩证性。连玉君和程建等(2007) [15] 按照企业受融资约束的程度轻重对样本进行分类。研究结果表明: 代理问题是导致融资约束程度轻的公司存在现金流敏感性的主要原因;而信息不对称是导致融资约束较为严重的公司存在现金流敏感性的主要原因。

单就我国对投资现金流敏感性的研究而言,虽然起步较晚,但研究过程中充分考虑了本国资本市场的实际情况,糅合进了股价的信息含量、税收激励、财务柔性、会计准则的变化等因素,现实反映性较强。但大部分是针对全体上市公司的研究,少部分研究具体到个别行业,专门针对房地产行业进行投资现金流敏感性研究的更少。黄珺和黄妮(2012)^[16]对2006-2010年我国房地产上市公司的数据进行研究。结果表明,我国房地产业存在用自由现金流进行过度投资的现象。于博(2014)^[17]以2000-2011为时间窗口,从我国房地产行业预防性动机的角度进行研究,认为投资现金流敏感性与融资约束之间是非单调关系,二者在不同阶段有不同的相关关系。

总体而言,上述观点均有充足的理论推理和数据支持,因此,从较规范的意义上讲无对错之分。之所以出现相悖的观点,主要是由于研究背景、研究方法、时期、对象和视角的不同而导致的。每一种研究,每一个观点都有现实意义,也有研究的必要性。这也就为我们对房地产业进行专门的研究提供了一种有力的"托词"。

三、研究假设与模型设计

(一)研究假设

在非完美市场中,无论是融资约束理论还是代理理论都证明,企业的投资行为与现金流之间存在相关关系。当外部融资成本过高或者有充足的内部现金流时,公司的投资支出偏好使用内部现金流。房地产行业投资金额大、建设周期长、风险系数高,属于资金密集型企业,自由现金流是房地产企业的血液,投资和现金流的关系更为密切,现金流量波动幅度直接影响房地产企业的现金短缺风险和投资风险,从而影响企业的投资决策。在此,提出本文的第一个假设:

假设1:我国房地产企业投资与现金流之间存 在正相关关系。

在假设1的基础上对导致房地产上市公司投资现金流敏感性的动因进行分析。根据国内外学者的研究结论,导致企业投资现金流敏感性的动因主要有两种:信息不对称导致的融资约束和自由现金流导致的代理问题。但是这两种原因都是通过企业规模作用于投资现金流敏感性的。企业规模不同,信息披露程度和公司治理结构也会不同,从而导致企业面临的融资约束程度和代理问题不同。规模较小的公司信息不对称问题更加严重,会面临更强的融资约束,而规模较大的公司可能存在更严重的代理

问题。因此,本文提出第二个假设:

假设2:企业规模不同,导致投资现金流敏感性 的动因也不同。

(二)样本选取

本文选取沪深两市 2007 - 2013 年 A 股房地产上市公司为初始研究样本,剔除考察期内被 ST 的企业、数据披露不完整的企业和缺失值、极端值,最终选取样本为 129 家公司,889 个观测值。本文所使用数据信息主要来自 CSMAR 数据库。所有数据使用数据处理工具 EXCEL2007 和统计分析软件 SPSS22 进行处理。

(三)模型设计

在 FHP (1988)^[11] 经典模型的基础上,本文结合我国上市公司具体的投、融资环境,引入销售收入和企业资产负债率为控制变量,建立了检验投资与现金流敏感性是否存在的模型,即:

$$\begin{split} &I_{i}/K_{i,\tau^{-1}} = \alpha_{0} + \alpha_{1} * CF_{i}/K_{i,\tau^{-1}} + \alpha_{2} * Q_{\tau} + \alpha_{3} * \\ &CS_{i}/K_{i,\tau^{-1}} + \alpha_{4} * Sale_{i,\tau^{-1}}/K_{i,\tau^{-1}} + \alpha_{5} * LEV_{it} + \epsilon \end{split}$$

(1)

模型中, α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 和 α_5 为回归系数,表示投资支出与各变量的相关关系, ε 为常数项。当 α_1 显著为正,说明投资随现金流增加而增加,投资与现金流之间呈正相关关系。表 3.1 列示了模型(1)中各变量的含义及计算解释。

表 3.1

变量及解释

变量名称	变量计算说明	
$I_i/K_{i,t-1}$	投资支出	购置固定资产、无形资产和其他长期资产的支出 期初固定资产净值
$CF_i/K_{i,t-1}$	内部现金流	经营活动产生的现金流量净额 - 投资活动现金流量净额 期初固定资产净额
Qi	未来的投资机会	总市值/总资产
$CS_i/K_{i,t-1}$	期初现金存量	货币资金余额/期初固定资产净额
$SALE_{i,t-1}/K_{i,t-1}$	主营业务收入	期初主营业务收入/固定资产净额
LEV	总资产负债率	总负债/总资产

为进一步检验我国房地产上市公司投资现金流敏感性存在的动因,本文参照 vogt (1994)^[14]研究方法,在模型中加入投资机会与内部现金流的交互项(托宾Q值乘以内部现金流),根据交互项的系数符号,检验投资现金流敏感性是由融资约束引起的还是自由现金流假说引起的。为此,构建模型(2):

 $I_{i}/K_{i,t-1} = \alpha_{0} + \alpha_{1} * CF_{i}/K_{i,t-1} + \alpha_{2} * Q_{t} + \alpha_{3} *$ $CS_{i}/K_{i,t-1} + \alpha_{4} * Sale_{i,t-1}/K_{i,t-1} + \alpha_{5} * LEV + + \alpha_{6}$ $* Q * CF_{i}/K_{i,t-1} + \epsilon$ (2)

Q*CF 为交互项, α_6 为交互项系数。该交互项的所有可能结果如表 3.2。

表 3.2

交互项结果

		投资机会	内部现金流	投资支出	结论	原因
	a: >0	Q增加	CF 增加	投资增加	敏感	融资约束
	$\alpha_6 > 0$	Q减少	CF 减少	投资增加	不敏感	
	a. <0	Q增加	CF 增加	投资减少	不符合实际情况	
	$\alpha_6 < 0$	Q减少	CF 增加	投资减少	敏感	代理问题

若 α₆ 大于 0,在公司投资机会增加时,公司投资支出更加依赖内部现金流,但是,由于内部资金有

2015 年第 4 期 经济管理研究

限,容易导致投资不足,证明融资约束是导致投资现金流敏感性的动因,支持信息不对称理论。若 α_6 小于0,在公司投资机会减少时,投资与现金流的敏感性反而增加,说明公司存在滥用资金进行过度投资的现象,证明代理问题是导致投资现金流敏感性的动因,支持自由现金流假说。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

为了对我国房地产上市公司的投资现状有一个 初步的整体判断,我们运用 SPSS 软件对总体样本的 相关变量进行描述性统计分析,归纳样本变量的基 本特征。统计结果如表 4.1。

表 4.1 变量描述性统计

变量	样本量	最小值	最大值	均值
I/K	889	. 0000	95.4217	1.3301
CF/K	889	-457.1951	382.5435	. 0864
Q	889	. 0417	33.7596	2.0429
CS/K	889	. 0001	765.2011	29.7663
SALE/K	889	. 0000	864.3686	38.8790
LEV	889	. 0145	13.6291	. 6616

根据描述性统计的结果,我国房地产公司投资额的范围变化较大,最小值为0,最大值为95.4217,均值为1.3301,说明房地产公司之间的投资规模变化很大。公司内部现金流的最小值为-457.1951,最大值为382.5435,均值为0.0864。总体来看,内部现金流的数值变化幅度也很大,可能是与公司规模、不同年度之间的投资机会等因素有关。均值为0.0864,低于投资额的均值1.3301,说明总体上内部现金流无法满足公司的投资需求,可能存在融资约束。代表投资机会的托宾Q均值大于2,说明我国房地产上市公司大部分存在较好的投资机会,这与2007年以来民众的普遍认识和中国房地产的刚性需求是一致的。现金存量和销售收入的变化幅度近似,差异都较大。企业资产负债率水平总体在0.6左右,说明房地产上市公司的资本结构总体是合理的。

总而言之,由于样本数据时间跨度较大,样本量众多,导致数据的描述性统计结果并不十分集中,偏离平均值较多。这种巨大差异化的现象既有可能是由于房地产业发展的参差不齐,企业自身规模、治理结构和价值等因素导致的;同时由于我们的样本横跨7个年度,年度间外部经济环境的变化、政策的引导等也可能是加剧差异化的因素。同时说明了房地

产业这些年间的投资风险还是不小的。

(二)相关性检验

本文对总体样本各变量进行 Pearson 相关性检验,检验结果如表 4.2。结果显示,投资与内部现金流、现金存量和销售收入之间存在显著的正相关关系,与资产负债率之间存在负相关关系,符合国内外研究结论;但投资支出与托宾 Q 值之间是负相关关系,这与理论有一定差距,一方面可能是由于托宾 Q 值本身存在泡沫,另一方面可能恰好反映出中国房地产业的投资行为被过度外部导向化的现实,当然,确切地原因有待进一步深入探讨。各变量之间没有表现出很强的相关性,说明不存在多重共线性的问题。

表 4.2 变量相关性检验

	I/K	CF/K	Q	CS/K	SALE/K	LEV
I/K	1					
CF/K	. 135 * * *	1				
Q	009	008	1			
CS/K	. 206 * * *	. 054	015	1		
SALE/K	. 155 * * *	. 180 * * *	069 * *	. 540 * * *	1	
LEV	026	014	. 250 * * *	023	022	1

注:***、**分别表示回归系数在 0.01、0.05 的水平上显著

(三)投资现金流敏感性的存在性检验

根据模型(1),我们对总体样本进行回归分析, 验证房地产企业是否存在投资现金流敏感性,结果 如表4.3。

表 4.3 模型(1)回归结果

144 AII	非标准系数		标准系数		C:	
模型	В	标准误差	贝塔	t	Sig.	
常量	. 848	. 353		2.400	. 017	
CF	. 014 * * *	. 004	.119***	3.580	. 000	
Q	. 005	. 112	. 002	. 048	. 962	
CS	.016 * * *	. 003	. 180 * * *	4.643	. 000	
SALE	. 003	. 003	. 036	. 902	. 367	
LEV	168	. 292	019	577	. 564	
F		11.140 * * *		Sig.	. 000	
\mathbb{R}^2						

注: ***表示回归系数在 0.01 的水平上显著

回归结果显示,内部现金流的标准系数为 0.119,在1%的水平上显著为正,这说明投资支出 对内部现金流的依赖性较强,且随着内部现金流的 增减而增减,这证明了本文的假设1:我国房地产企 业投资支出与内部现金流之间存在正相关关系。现 金存量的系数为0.180,在1%的水平上显著为正, 销售收入的系数为正,资产负债率的系数为负,说明 一定程度上公司营业规模越大,资产负债率越低,公 司的投资机会越多。托宾Q值的系数为正,与Pearson 相关性检验的符号相反;t 检验值为 0.048,Sig. 值为 0.962,说明极不显著。考虑到这些因素,我们将在下面的分析中,试图剔除这一变量,并再次进行回归分析。构建模型如下:

$$\begin{split} &I_{i}/K_{i,t-1} = \alpha_{0} + \alpha_{1} * CF_{i}/K_{i,t-1} + \alpha_{2} * CS_{i}/K_{i,t-1} \\ &+ \alpha_{3} * Sale_{i,t-1}/K_{i,t-1} + \alpha_{4} * LEV + \epsilon \end{split} \tag{3}$$

表 4.4 模型(3)的回归结果

模型	非标准系数		标准系数		C:
佚至	В	标准误差	贝塔	ι	Sig.
常量	. 857 * * *	. 301		2.853	. 004
CF	. 014 * * *	. 004	. 119 * * *	3.582	. 000
CS	.016 * * *	. 003	. 180 * * *	4.649	. 000
SALE	. 003	. 003	. 036	. 902	. 367
LEV	165	. 282	019	584	. 560
F		13.940 * * *		Sig.	. 000
\mathbb{R}^2					

注: * * *表示回归系数在 0.01 的水平上显著

模型(3)的回归结果显示,剔除托宾Q值之后, 投资支出与内部现金流之间仍有显著的正相关关 系。但我们同时注意到表 4.4 中的各指标与表 4.3 中的相应指标差别并不大。说明我国房地产业的投 资行为与投资机会之间没有显著的相关关系,企业 在投资决策时并不特别注重投资机会,投资机会也 并不影响企业的整体投资行为及结果。模型回归结 果进一步说明,近年来我国房地产上市公司的投资 行为是外部导向性而非内部导向性,公司的投资行 为很少考虑投资机会。

(四)投资现金流敏感性的动因分析

通过模型(3)的检验证明,房地产公司确实存在投资现金流敏感性的问题,但是公司投资行为与投资机会之间没有显著的相关关系。在此基础上,为进一步检验房地产上市公司投资现金流敏感性存在的动因,我们同样将模型(2)的托宾Q值剔除,构建模型(4):

$$\begin{split} &I_{i}/K_{i,\tau^{-1}} = \alpha_{0} + \alpha_{1} * CF_{i}/K_{i,\tau^{-1}} + \alpha_{2} * CS_{i}/K_{i,\tau^{-1}} \\ &+ \alpha_{3} * Sale_{i,\tau^{-1}}/K_{i,\tau^{-1}} + \alpha_{4} * LEV_{i\tau} + \alpha_{5} * Q * CF_{i}/K_{i,\tau^{-1}} + \epsilon \end{split}$$

首先,对总体样本进行动因检验,结果如表4.5。 回归结果显示,交互项Q*CF的系数为0.016, 结果并不显著,从整体上说明,当房地产业存在大量 投资机会时,投资支出的多少仍然依赖于内部现金 流,我国房地产上市公司的投资现金流敏感性有源 于融资约束的可能性。但是并不能说明普遍是由融资约束所致,可能有部分公司的投资现金流敏感性 是由代理问题所致。

表 4.5 总体样本的回归结果

模型	非标准系数		标准系数		C:
侠型	В	标准误差	贝塔	t	Sig.
常量	. 854	. 301		2.839	. 005
CF	. 012 * *	. 005	. 109 * *	2.384	. 017
CS	.017 * * *	. 004	. 186 * * *	4.422	. 000
SALE	. 002	. 003	. 032	. 802	. 423
LEV	167	. 283	019	592	. 554
Q * CF	. 001	. 002	. 016	. 332	. 740
F		11.163 * * *		Sig.	. 000
\mathbb{R}^2		·	·	·	

注:***、**分别表示回归系数在 0.01、0.05 的水平上显著

由于企业规模会影响企业投资行为,规模大的企业更可能投资过度,规模小的企业则可能面临更强的融资约束,因此,我们进一步根据企业规模的大小进行分类。我们以总资产的自然对数作为衡量企业规模的指标,将数值大于样本中值的企业划为大规模的企业,小于样本中值的企业划为小规模企业,再次回归分析,分类检验导致投资现金流敏感性的动因。回归结果如表 4.6 和 4.7。

表 4.6

大规模公司样本

模型	非标准系数		标准系数		Si.
	В	标准误差	贝塔	t	Sig.
常量	2.357	1.771		1.330	. 184
CF	. 057 * *	. 025	. 440 * *	2.296	. 022
CS	. 020 * *	. 009	. 160 * *	2.330	. 020
SALE	. 014 * *	. 007	. 132 * *	1.973	. 049
LEV	-2.772	2.605	049	-1.064	. 288
Q * CF	028 *	. 017	324 *	-1.658	. 098
F		10.009 * * *		Sig.	. 000
\mathbb{R}^2	. 102				

注: * * * 、* * 、* 分别表示回归系数在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著

表 4.7

小规模公司样本

.,,,		3 770 170			
模型	非标准系数		标准系数		C:
佚至	В	标准误差	贝塔	t	Sig.
常量	. 805	. 319		2.524	. 012
CF	. 012 *	. 006	. 119 *	1.856	. 064
CS	.014 * * *	. 004	. 216 * * *	3.649	. 000
SALE	003	. 003	061	-1.050	. 294
LEV	160	. 244	031	656	. 512
Q * CF	. 001	. 002	. 033	. 491	. 624
F		4.446 * * *		Sig.	. 001
\mathbb{R}^2			. 048		

注: ** *、* *、* 分别表示回归系数在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著

运用模型(4)对按照总资产规模划分的不同样本分组进行检验,结果显示,大规模的公司交互项的

2015 年第 4 期 经济管理研究

系数在10%的水平上显著为负,支持自由现金流假说,证明大规模的公司,代理问题是投资现金流敏感性存在的主要动因;小规模的公司交互项的系数为正,但结果不显著异于零,说明融资约束可能是小规模公司投资现金流敏感性存在的动因。但在有些小规模公司,这个理论要打折扣。综上所述,模型(4)的实证回归结果验证了本文的假设2是成立的,即公司规模影响投资现金流敏感性的动因,大规模的公司,代理问题是导致投资现金流敏感性的主要原因;小规模的公司,融资约束导致投资现金流敏感性的存在。

五、结论与启示

本文选取我国房地产业 A 股上市公司 2007 - 2013 年的数据作为总样本,研究我国房地产业是否存在投资现金流敏感性以及导致投资与内部现金流显著相关的动因。

(一)结论

- 1. 我国房地产上市公司投资与现金流之间存在 敏感性,企业内部现金流的多少会影响企业的投资 支出;比较特殊的结论是我国房地产上市公司的投 资支出与由企业内部市值决定的投资机会关系不 大,投资行为的外部导向性问题严重。
- 2. 总体而言,融资约束是影响我国房地产上市公司投资现金流敏感性的因素之一,但影响程度并不显著,说明可能有其他因素交互作用于敏感性。
- 3. 具体而言,投资现金流敏感性的动因是具有 层次性的,规模是影响投资现金流敏感性的基础动 因。大规模企业中,代理问题是导致投资现金流敏 感性的主要动因;小规模企业中,是融资约束导致了 投资现金流敏感性。

(二)启示

- 1. 财务决策的判定是一个系统工程。房地产业的投资决策与融资决策不是相互独立、各成系统的,破除融资约束有助于减轻房地产业投资对自身资金的依赖,因此,要摒弃"头痛医头,脚痛医脚"的思维,从"融资"的角度看待"投资"。融资战略的理性化转型,融资方式的再挖掘等都是应该关注的问题。
- 2. 我国资本市场并不完善,信息披露制度不健全,尤其是小规模企业信息不对称现象尤其严重。 应该完善房地产行业的信息披露制度,加大对小规

模企业的监管力度,提高信息披露质量,增加财务信息透明度,以此降低融资约束程度。

3. 规模较大的公司由于治理结构不完善,使得代理问题突出。对于规模较大的房地产公司,应该进一步完善治理结构,提高治理效率,加强对管理人员的监督,同时完善激励机制,加强管理层与股东之间的利益关联度,减少代理冲突。

参考文献:

- [1] Gatchev V. A., Pulvino T., Tarhan V. The Interdependent and Intertemporal Nature of Financial Decisions: An Application to Cash Flow Sensitivities [J]. The Journal of Finance, 2010, (2):725-763.
- [2]付文林. 税收激励、现金流与企业投资结构偏向 [J]. 经济研究,2014,(05):19-33.
- [3] Carpenter Robert E., Guariglia A. Cash Flow, Investment, and Investment Opportunities: New Tests Using UK Panel Data[J]. Journal of Banking and Finance, 2008, (32):1894 1906.
- [4] 刘津宇,王正位. 产权性质、市场化改革与融资歧视 [J]. 南开管理评论,2014,(05):126-135.
- [5]张翼,李辰. 股权结构、现金流与资本投资[J]. 经济学,2005,(05):229-246.
- [6]李鑫,孙静. 企业投资—现金流敏感性行业特征的实证研究[J]. 经济与管理研究,2012,(08):39-46.
- [7] Jensen M. Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers [J]. American Economic Review, 1986, (76):323-329.
- [8] Kaplan S., Zingales L. Do Investment Cash Flow
 Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?
 [J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, (112):169 215.
- [9]何金耿,丁加华. 股权控制、现金流量与公司投资 [J]. 经济管理,2001,(22):59-64.
- [10] Myers S. C. , Majluf N. S. Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors do not Have [J]. Journal of Financial Economics , 1984 , (13): 187-221.
- [11] Fazzari S M., Hubbard R. G., Petersen B. C. Financing Constraints and Corporate Investment [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1988, (1):141-206.
- [12] 冯巍. 内部现金流和企业投资: 来自我国股票市场上市公司财务报告的证据[J]. 经济科学,1999,(01):45-49.

[13] 屈文洲,谢雅璐,叶玉姝. 信息不对称、融资约束与投资—现金流敏感性[J]. 经济研究,2011,(06):105-117.

[14] Vogt S. C. The Cash Flow – Investment Relationship: Evidence from U. S. Manufacturing Firms [J]. Financial Management, 1994, (2): 3-20.

[15]连玉君,程建. 投资—现金流敏感性:融资约束还是代理成本?[J]. 财经研究,2007,(33):37-46.

[16]黄珺,黄妮. 过度投资、债务结构与治理效应[J]. 会计研究,2012,(09):67-73.

[17]于博. 融资约束与投资现金流敏感度的非单调性分析—来自房地产行业预防性动机的证据[J]. 当代财经, 2014,(03):118-128.

(责任编辑:郝 涛)

Research on the Investment - Cash Flow Sensitivity of Chinese Real Estate Market Based on the Listed Company

WANG Dongmei, LI Xinxin

(School of Accountancy, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: In recent years, the real estate market in China invokes wide attention because of "market – saving policies again and again" and "controlled year after year and rose year after year". Except the external reason like the rigid demand and political relevance, its investment behavior is more influenced by the internal factors from the company especially the cash flow. The empirical study of Chinese listed real estate companies show that: Investment – cash flow sensitivity exists in Chinese listed real estate companies; The reason of the sensitivity has hierarchy: Company size is the basic motivation; In larger companies, agency problem is the specific reason; In smaller companies, financing constraints is the specific reason.

Key Words: listed real estate company; investment - cash flow sensitivity; financing constrains; agency problem

