

房地产价格波动的微观传导效应研究^①

——基于融资约束的视角

林 灵¹, 曾海舰^{2*}

(1. 广西大学广西创新发展研究院, 南宁 530004; 2. 广西大学商学院, 南宁 530004)

摘要: 本文利用全国各省区及七十个大中城市房地产价格数据, 匹配以上市公司的房屋和土地使用权数据, 从微观层面考察融资约束在房地产价格传导机制中所发挥的作用及其经济后果。本文研究表明房地产价格波动对我国企业融资和投资行为具有显著的传导效应, 其效应扩散程度主要取决于企业的融资约束状况, 当企业所拥有的房地产价值上涨时, 融资约束程度高的企业外部债务融资更多, 具有更高的投资水平, 表现出更强的过度投资倾向。本文进一步考察传导效应的资源配置后果, 发现企业的绩效并未有实质性的改善, 说明抵押资产价格传导效应可能存在负面经济后果。本文还发现, 随着房地产价格的波动, 融资约束程度高的企业也体现出更大的投资波动幅度, 这说明融资约束有可能放大经济周期性波动程度, 证实了 Kiyotaki 和 Moore(1997) 的理论推断。

关键词: 房地产价格; 微观传导效应; 企业投融资; 过度投资; 资本配置效率

中图分类号: F016 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2017)07-0068-18

0 引 言

自2008年金融危机以来, 资产价格波动对实体经济的传导效应越来越为学界和决策部门所关注。由于代理问题的存在, 面临融资约束的企业要获得外部融资, 需要以一定价值的资产作为抵押担保品。当抵押资产的价格发生波动时, 企业融资约束状况随之变化, 从而影响到企业融资及投资, 进而对整个实体经济产生持续的效应, 这个传导过程通常称为抵押担保渠道(Bernanke 和 Gertler^[1]; Kiyotaki 和 Moore^[2])。本文重点考察融资约束在抵押担保渠道机制中所发挥的作用及其经济后果。以期了解三个方面的问题: 1) 融资约束程度高的企业是否对抵押资产价格的波动具有更强烈的反应; 2) 当抵押资产价格上涨, 企业融资状况改善后, 企业资本配置效率以及绩效是否

因此得以显著提升; 3) 如果企业资本配置效率和绩效没有得到提升, 其内在原因是什么? 为此, 本文收集了两类重要的抵押资产——房产和土地——企业层面数据, 结合全国各省区和中心城市房价与地价数据, 实证分析以上问题, 力图深入理解资产价格波动的微观传导效应。

本文的研究发现, 房地产价格波动的传导效应受到企业融资约束状况的影响, 企业融资约束程度越高, 传导效应也越强烈, 具有更强烈的过度投资倾向, 投资波动更大, 从而扭曲了信贷资源的有效配置, 没有实质性提升企业的绩效, 从而证实了 Kiyotaki 和 Moore^[2] 的理论推断。

关于资产价格波动传导机制的研究, 其理论起源于 Fisher^[3], 他观察到在经济危机中企业和居民的财富减少, 为了清偿债务, 企业被迫抛售大量资产, 导致资产价格水平下跌, 企业财务状况持

① 收稿日期: 2015-12-15; 修订日期: 2017-02-13.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71263008).

通讯作者: 曾海舰(1974—), 男, 广西河池人, 博士, 教授. Email: zenghj06@126.com

续恶化,无法获得外部融资,整体经济陷入衰退之中。其后的研究更重视资产价格传导机制的微观基础,Bernanke和Gertler^[1]开始引入外部投资者与企业家之间的委托代理问题,他们认为为了解决代理问题,企业家只有投入自有资产才能获得相应的外部融资,当资产价格波动时,企业家的自有资产价值变化,则其外部融资能力随之变动,直接影响到企业投资水平。Kiyotaki和Moore^[2]则考虑到抵押资产的价格传导机制:由于企业可能违约,因此外部融资需要提供足够的资产作为抵押担保,当抵押资产价格波动时,企业的抵押价值变动,外部融资和企业投资也相应出现波动。Iacoviello^[4]研究了房价、信贷约束以及货币政策之间的关系,通过建立动态随机一般均衡模型(DSGE),他发现需求冲击对房价有重要影响,而信贷约束可以放大对房价的需求冲击。Liu Zheng等^[5]建立了一个包含可抵押的土地资产和企业融资约束的DSGE模型,他们的研究表明,土地价格和投资之间存在着正向联动关系。Iacoviello和Neri^[6]对包含房产市场的DSGE模型的研究发现货币因素可以解释美国房价波动的20%,房价波动对消费与投资具有正的溢出效应,其中对消费的正向效应特别大。这些研究主要从宏观层面研究房地产价格、信贷约束、居民消费、企业投资以及总体经济状况之间的相互关系,丰富和扩展了Kiyotaki和Moore^[2]的研究。

相对于比较深入的理论研究,关于资产价格传导机制的经验研究仍在起步阶段,相关文献比较少。Gan^[7]考察日本90年代房地产市场泡沫破灭对企业投资的影响,发现在泡沫时期持有的土地较多的企业,在90年代泡沫破灭时期获得的银行信贷显著减少,其投资出现较大幅度的下跌。Chaney等^[8]对1993年—2007年间美国房地产价格变化与企业投融资之间的关系进行实证检验,发现房地产价格上涨能够显著增加企业融资,进而提高企业投资水平。在我国的经验证据方面,现有的研究尚未获得比较一致的共识。曾海舰^[9]利用2003年—2009年期间我国701家上市公司房屋建筑物数据,检验中国的抵押担保渠道效应,他的研究结果表明上市公司房产价值增加能显著提升企业负债和投资。而Wu等^[10]则使用2003

年—2011年总部位于35个主要城市的444家上市公司样本,发现企业房地产价值上涨并未导致投资增加,他们猜测可能有两个原因,1)国有企业不存在融资约束,对抵押资产价值变动没有反应;2)而非国有企业又受到比较严格的信贷管制,即使抵押资产价值上升,仍然无法获得信贷资金。这两个原因都可归结为企业的融资约束,但是他们并没有检验这两个猜测,因而无法确知曾海舰^[9]和Wu等^[10]之间的结论差异是归因于样本不一致还是基于融资约束的原因。

本文在两个方面不同于此前的研究。

1) 更全面的考察融资约束在资产价格波动传导机制中的作用。正如Kiyotaki和Moore^[2,11]所指出的,资产价格传导机制要发挥作用,前提条件是存在融资约束,其外部融资能力受到企业所拥有的抵押资产价值的制约。由于融资约束无法直接观测,量化测度难度大,因此以上经验研究均没有直接考察融资约束在传导机制中所起的作用。Gan^[7]以及曾海舰^[9]在检验抵押担保传导机制时,都没有考虑因融资约束程度不同而导致的异质性反应。Chaney等^[8]根据企业规模、股利政策以及信用等级划分子样本,Wu等^[10]则根据企业国有与非国有性质分组,分别从不同的侧面引入了融资约束因素。但根据Kaplan和Zingales^[12]、Whited和Wu^[13],企业的融资约束状况是多方面因素综合的结果,包括企业规模、负债、现金、股利等多种因素,度量融资约束状况的变量应该是根据多维度指标构造的变量,单一的指标不能合理度量企业的融资约束状况。实际上,根据历年的“中国企业经营者问卷跟踪调查”,将融资困难列为主要问题的企业并不只是民营或中小企业,还包括较大比例的国有企业和大型企业^[14]。本文应用Whited和Wu^[13]所建议的动态模型结构估计方法估算出我国上市公司的融资约束WW指数,以此作为融资约束代理变量加入实证检验中。所构造的融资约束变量涵盖了影响企业融资约束状况的多方面因素,与此前的检验策略相比更为合理,在方法上有效弥补了以上研究的缺陷,可以更全面的考察融资约束在资产价格波动传导机制中的作用。

2) 注重对资产价格波动传导效应经济后果

的分析。前述研究重点在于考察房地产价格变动对企业投融资的影响,缺乏对其经济后果的关注。本文考察了抵押资产价格变动对企业过度投资行为的影响,并进一步分析资产价格变动对资本配置效率和绩效的扭曲效应。这部分研究具有重要的政策含义,如果抵押资产价格变动可能造成社会资源扭曲配置,那么资产价格不应该作为货币或财政政策的目标之一,一个维持甚至促使资产价格上涨的经济政策,可能从长远上不利于社会资源的有效配置。本文还研究了资产价格冲击是否是造成实体经济波动的驱动因素,发现有比较显著的证据表明资产价格冲击引起投资波动率上升,而且融资约束可以放大冲击造成的投资波动幅度。这在现有文献中尚无提及。

本文的研究与宏观经济冲击影响微观企业的研究相关,这方面的文献有曾海舰与苏冬蔚^[15]、宋凌峰和阳浪^[16]、李凤羽和史永东^[17]等,他们发现宏观经济政策(货币或信贷)显著影响企业投资、融资以及财务风险,但这些研究并没有提及经济政策通过抵押资产价格对企业的影响渠道。本文的研究还与房地产方面的文献有关联。周晖和王擎^[18]、杨俊杰^[19]、Fang Hanming等^[20]考察了房地产价格与一些主要经济变量(储蓄、信贷、产出、利率以及居民收入等)之间的联系。Glaeser等^[21]以及林睿等^[22]则深入探究房地产价格波动的决定因素。王文春和荣昭^[23]使用工业企业数据库中35个大中城市工业企业数据,配合以城市房价数据,发现房价上涨抑制了企业创新活动。以上的研究在主题、方法以及数据样本方面都与本文不同。

1 理论假设

由于资本市场不完全,借贷双方的信息不对称,在特定情况下(如企业家外部选择机会的价值上升、企业缺乏成长机会以及经营前景黯淡等),企业家可能发生违约行为(Hart和Moore^[24])。为防止违约,企业必须提供一定数量的资产作为抵押担保,才能获取信贷资金,其借贷总量以抵押资产价值为最高上限(Kiyotaki和Moore^[2])。当资产价格上升引致抵押资产价值增

加时,企业债务容度随之增加,可能借入更多资金,也更有能力进行更多投资。根据Fazzari等^[25]以及Whited和Wu^[13],融资约束指企业受到各种因素的制约,无法获得足够的外部融资,不能达到使企业价值最大化的最优投资水平。融资约束程度高的企业,意味着其当前投资偏离最优投资的幅度更大。当资产价格上涨,抵押资产价值上升,融资约束程度高的企业相对而言将更多进行信贷融资,投资增长幅度也更高。因此,本文在此提出假设1。

假设1 当企业房地产价值增加时,其负债和投资相应增加,融资约束程度越高的企业,其负债和投资增加的幅度越大。

在现实中,融资约束有两方面理由可以造成过度投资:一是融资约束程度高的企业很有可能同时也是治理状况差、资金使用效率低下的企业^[13,26]。这类企业通常缺乏审慎的投资态度,当抵押资产价值上升,外部融资容量增加时,这类企业能够借入大量资金,扩张投资规模,其投资范围包括了很多净现值为负的项目。二是融资约束程度高的企业,在因抵押资产价值上涨而出现的资金状况宽松时期,更偏向于过度投资。根据Boyle和Guthrie^[27]的逻辑,由于资产价格波动是随机的变化,当期上涨,有可能下期下跌,企业的借贷能力也相应的随机变动。对于没有融资约束的企业,即使抵押资产价值下跌,也不会影响其正常借贷与投资计划的执行。但是对于存在融资约束的企业,抵押资产价值下跌,其借贷能力下降,无法为投资筹集足够的资金,被迫延迟投资。因此,在资产价格上涨阶段,融资约束的企业必然倾向于抓住可以借贷的有利时机,大量进行投资,以弥补在其后可能无法投资的缺憾。在这一时期,与没有融资约束的企业相比,存在融资约束的企业通常可能发生过度投资的行为,融资约束程度越高,其过度投资幅度也越大。企业的过度投资行为,从长远看扭曲了社会资源的有效配置,不利于企业绩效的改善。因而,本文提出如下假设2。

假设2 当企业房地产价值增加时,可能发生过度投资行为,融资约束程度越高的企业,其过度投资幅度也越大。企业过度投资降低了企业的资本配置效率,没有显著改善企业的绩效。

根据以上理论分析,融资约束企业的投资随着抵押资产价格的波动而发生相应变动,没有融资约束的企业投资相对更为平稳,融资约束程度越大,其投资起伏程度也越大。因此本文有如下假设3。

假设3 企业房地产价值增加可能增加其投资波动幅度,融资约束程度越高的企业,其投资波动幅度也越大。

2 数据与变量

2.1 数据

本文研究的对象是在2003年—2011年期间沪深两市交易的上市公司,对样本做如下剔除处理:剔除金融、房地产和建筑行业的上市公司;剔除连续三年出现ST的上市公司;剔除出现PT或退市的上市公司;剔除财务数据缺失值比较严重的上市公司样本;剔除2003年以后上市的公司。最后的研究样本为954家上市公司,共计8532个观测值。上市公司数据主要来自国泰安数据库,其中上市公司的房屋建筑物原始数据来自《CSMAR中国上市公司财务报表附注数据库》中的固定资产明细项目,并对照上市公司年报做了少量更正。

房产市场价格数据来自2003年—2012年《中国统计年鉴》^[28]、《中国房地产统计年鉴》^[29]以及《中国固定资产投资统计数典》^[30],本文从中提取2003年—2011年度的全国35个大中城市房屋销售价格数据、住宅销售价格数据以及商业营业用房价格数据;2006年—2011年度的全国70个大中城市的以上三种房价数据。土地市场价格数据来自2003年—2012年的《中国国土资源统计年鉴》^[31]以及中国资讯行数据库。我国目前实行的土地使用权流转方式主要有出让、转让、出租和抵押四种,其中以出让方式(包括协议出让和招拍挂出让)为主。因此本文选择以出让方式的土地交易数据构造土地市场价格,即土地市场价格=土地出让收入(万元)/土地出让面积(公顷)。其中提取的数据包括2003年—2011年度全国省区以及70个大中城市土地出让交易数据。

为了尽可能真实反映企业所处地区的房地产价格动态,本文对公司和房地产价格数据进行如下匹配,一是如果该上市公司注册地点位于70个大中城市之列,则匹配以该城市的房产价格数据;二是如果该上市公司注册地点在70个大中城市之列,则匹配以该城市的土地价格数据;三是如果该上市公司注册地点位于某个省、自治区,但不在70个大中城市之列,则匹配以该省区或直辖市的房地产价格数据;四是在2005年以前,如果该公司注册地点在70个大中城市之列,但不在35个大中城市之列,则该年度匹配以该公司所处省或自治区的房地产价格数据。通过以上匹配,本文构造出三种房产价格变量:房屋销售价格、住宅价格和商业营业用房价格,以及一个土地价格变量。

上市公司年报中的房屋建筑物账面价值为历史成本数据,为了计算房屋建筑物的市场价值,本文采用Chaney等^[8]的方法。具体步骤如下:

1) 假定房屋建筑物按照直线折旧法进行折旧,根据式(1)计算出每家上市公司2003年初房屋建筑物的使用年限。其中房屋建筑物折旧期统一规定为25年(Wu等^[10]选择的折旧期为25年,为方便比较,本文选择25年折旧期)。

$$\text{房屋建筑物使用年限} = \text{房屋建筑物折旧期} \times \frac{\text{房屋建筑物累计折旧}}{\text{房屋建筑物原值}} \quad (1)$$

2) 根据历年的房地产市场价格指数、房屋建筑物使用年限和原值计算2003年初每家上市公司房屋建筑物的市场价值。在计算房产市场价值时,对1995年—1998年期间的房地产价格选用省区层面的商品住宅价格数据以作计算(该项数据从1995年开始统计,数据来源于历年的《中国房地产统计年鉴》^[29]和中国资讯行数据库),对于1995年以前的年份,使用相应年份的消费物价水平指数(CPI)(数据来源于历年的《中国统计年鉴》^[28]),对于1999年以后的年份,则分别选取相应年份的省区层面房屋销售价格、住宅价格以及商业营业用房价格数据。因此,最后得到三种对2003年初上市公司房屋建筑物市场价值的计算结果,本文在估计时同时使用这三种计算结果,以保证估计结果的稳健性。3) 根据计算得到的房屋建筑物2003年年初市场价值,乘以每年房价指

数,得到2003年初房屋建筑物在后继年份的市场价值.

我国实行土地国有制,企业只拥有土地使用权.在本文的样本中,按照40年的折旧期计算(与Wu等^[10]的土地使用权折旧期相同).在2003年初,上市公司平均持有土地年限2.69年,70%以上的公司平均持有土地年限0.5年,如果按照30年折旧期算,所得的土地持有年限更低.说明大部分企业都是在2002年土地市场招拍挂后才开始持有土地使用权,因此本研究以2002年底的企业土地使用权原值作为该企业2003年初持有土地的市场价值.

2.2 变量

2.2.1 变量概述

本文所使用到的变量概述如下.

1) *Houseindex* 是以2002年为基期的房屋价格指数,其中 *Houseindex1* 代表房屋销售价格指数; *Houseindex2* 代表住宅价格指数, *Houseindex3* 代表商业营业用房价格指数. 2) *Landindex* 是以2002年为基期的土地价格指数. 3) *REValue* 定义为(2003年初房屋市场价值 \times *Houseindex* + 2003年初土地市场价值 \times *Landindex*) \div 滞后一期固定资产净额,其中以 *REValue1*—*REValue3* 分别代表 *Houseindex1*—*Houseindex3* 时的房地产市场价值. 4) *Loanratio* 是有息负债率,等于(短期借款 + 一年后到期的非流动负债 + 长期借款 + 应付债券) \div 滞后一期固定资产净额. 5) *Netdebtissues* 是净债务现金流量比率,等于(当期发行债券收到的现金 + 当期取得借款收到的现金 - 当期偿还债务支付的现金) \div 滞后一期固定资产净额. 6) *INV* 是投资率,等于(当期购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金 + 当期投资所支付的现金 + 当期取得子公司及其他营业单位支付的现金) \div 滞后一期固定资产净额. 7) *Overinv* 为过度投资代理变量,其中以 *Overinv1* 为根据 Richardson^[33] 所构造的过度投资变量;以 *Overinv2* 为根据 Durnev 等^[32] 所构造的过度投资变量,具体参见本文第三部分. 8) *INVSD* 是投资波动率,为 *INV* 的标准差. 9) *FCIndex* 是 WW 融资约束指数,构造方法在下文专述. *Stockearning* 是每股净利润(元),等于净利润 \div 公司发行在外

总股数. 10) *StockEBIT* 是每股息税前利润(元),等于息税前利润 \div 公司发行在外总股数. 11) *Firmsalegrow* 是销售增长率,等于(当期销售收入 - 滞后一期销售收入) \div 滞后一期销售收入. 12) *Profitgrow* 是利润增长率,等于(当期净利润 - 滞后一期净利润) \div 滞后一期净利润. 13) *ROA* 是资产利润率,等于净利润 \div 总资产. 14) *Stockreturn* 是股票收益率,为考虑现金红利再投资的年个股回报率. 15) *ROASD* 是盈利波动性,等于 *ROA* 的标准差. 16) *Debtratio* 是总负债率,等于总负债 \div 总资产. 17) *Cashflow* 是现金流量,等于经营活动产生的现金流量净额 \div 滞后一期固定资产净额. 18) *Cashratio* 是现金持有比例,等于(货币资金 + 短期投资净额 + 交易性金融资产) \div 总资产. 19) *FreeCash* 为自由现金流量,等于(经营活动现金净流量 - 期望投资额) \div 2003年初固定资产净额,其中期望投资额是根据 Richardson^[33] 所做的计算,具体见本文第三部分. 20) *Tobin'q* 表示企业市值账面值比,等于(流通股市值 + A股收盘价乘以非流通股股数乘以30% + 负债总额) / 总资产帐面值. 21) *Size* 是公司规模,等于营业总收入的自然对数. 22) *Age* 是公司年龄,为各家上市公司从开业至2003年时的经营年限. 23) *Firstholder* 是第一大股东持股比例. 24) *MHold* 是高管持股比例,高管指年报中披露的高级管理人员. 25) *DHold* 是董事会持股比例. 26) *DSize* 是董事会规模,以董事会人数表示. 27) *Indirector* 是独立董事占比,为独立董事人数占董事会人数的比重. 28) *SConnect* 代表股东关联变量,如果前十大股东存在关联则等于1,否则为0. 29) *Secondholder*,定义为第二到第十大股东持股比例之和. 30) *Diverratio* 代表两权分离度,指上市公司实际控制人拥有的控制权比例减该公司实际控制人拥有的所有权比例. 31) *Control_state* 为国有控制人变量,当上市公司的实际控制人是国有企业时为1,否则为0. 32) *Control_private* 为民营控制人变量,当上市公司的实际控制人是民营企业时为1,否则为0. 33) *Control_foreign* 为外资控制人变量,当上市公司的实际控制人是外资企业时为1,否则为0.

各个变量的描述性统计列在下面的表1中.

表1 描述性统计
Table 1 Descriptive statistics

变量	观测值	25% 分位	50% 分位	75% 分位	标准差	变量	观测值	25% 分位	50% 分位	75% 分位	标准差
Houseindex1	8 532	1.31	1.79	2.43	0.78	ROASD	8 532	0.02	0.03	0.06	0.13
Houseindex2	8 532	1.33	1.87	2.56	0.85	Stockreturn	8 528	-0.31	-0.03	0.81	1.04
Houseindex3	8 532	1.29	1.63	2.38	0.92	Cashflow	8 532	0.04	0.17	0.36	12.66
Landindex	8 532	1.77	3.14	5.75	24.47	Cashratio	8 532	0.07	0.13	0.20	0.11
REValue1	8 532	0.63	1.22	2.32	164.24	Tobin' q	8 528	0.55	0.68	0.81	1.79
REValue2	8 532	0.65	1.26	2.41	162.10	Size	8 528	20.07	20.94	21.83	1.53
REValue3	8 532	0.58	1.12	2.12	160.09	Age	8 532	5.00	9.00	10.00	3.38
Loanratio	8 532	0.42	0.86	1.50	29.66	Freecash	7 549	0.05	0.26	0.63	3.16
Netdebtissues	8 532	-0.07	0.02	0.24	52.18	Firstholder	8 532	0.25	0.35	0.50	0.16
INV	8 532	0.10	0.25	0.53	5.30	MHold	8 531	0.00	0.00	0.000 1	0.02
INVSD	8 532	0.15	0.28	0.60	4.94	DHold	8 531	0.00	0.00	0.000 1	0.02
Overinv1	7 571	0.00	0.00	0.14	5.21	DSize	8 439	9.00	9.00	11.00	2.02
Overinv2	8 532	0.00	0.30	0.63	0.53	Indirector	8 439	0.33	0.33	0.36	0.05
FCIndex	8 532	-3.66	-3.29	-2.56	3.60	SConnect	8 532	0.00	0.00	1.00	0.48
Stockearning	8 530	0.04	0.15	0.35	0.52	Secondholder	8 532	6.35	14.43	26.02	12.55
StockEBIT	8 532	0.12	0.30	0.60	0.66	Diverratio	7 913	0.00	0.00	1.00	8.24
Firmsalegrow	8 526	0.001	0.15	0.32	41.14	Control_state	8 532	0.00	1.00	1.00	0.46
Debratio	8 532	0.39	0.52	0.65	1.61	Control_private	8 532	0.00	0.00	1.00	0.44
ROA	8 532	0.01	0.03	0.05	0.15	Control_foreign	8 532	0.00	0.00	0.00	0.08

从表1可以看到,REValue值的标准差比较大,有必要对REValue值的分布特征做进一步的说明。绝大部分REValue值分布在0—20区间内,只有极少部分数值分布在较高数值区间中(有202个样本的REValue值在20以上,其中7个样本的REValue值在1 000以上)。大的REValue值基本出现在2007年以后,而且几乎分布于每个省、自治区和直辖市,包括大中城市和较小的二线城市。造成大REValue值的可能原因是,由于REValue值的分母是固定资产账面净值(剔除折旧之后),一些企业账面净值下降比较快,而同期的地方房地产市场价格出现较为快速的增长,两者结合起来造成了这些企业在2007年后出现大的REValue值。

2.2.2 融资约束指数

在此本文简要说明融资约束指数的选择。现有的融资约束度量方法主要有Kaplan和Zingales^[12]提出的KZ指数以及Whited和Wu^[13]建议的WW指数。KZ指数由简化式(reduced form)

方法所估计出来,但在实际中人们发现KZ指数最大的企业在债券信用等级、投资率、销售增长率等方面反而是最高的,与直觉不符合(Whited和Wu)^[13]。Hardlock和Pierce^[34]综合考察了KZ指数和WW指数识别企业融资约束程度的效力,同样发现KZ指数的估计系数存在不少矛盾之处,WW指数的识别效力优于KZ指数,因此近年来越来越多的研究者接受WW指数。本文也选用WW指数作为融资约束代理变量,WW指数的估计需要用到结构估计方法,其估计过程细节技术较强,比较繁琐,与本文主题关联度不大,这里不再赘言(具体估计过程参见曾海舰和林灵^[35])。

3 实证检验

3.1 房地产价值、融资约束与企业投融资行为

本部分考察融资约束是否扩大了房地产价格变化的传导效应。根据本文理论分析的逻辑,如果房地产价格变化存在传导效应,那么当所处区

域房地产价格上涨(下降)时,企业拥有的房地产价值相应增加(减少),企业借贷能力上升(下降)随之增加(减少)对外借贷,进而提高(降低)投资。

本文使用如下计量方程进行企业融资行为的识别检验。

$$Leverage_{it} = \alpha + \beta_1 REValue_{it-1} + \beta_2 FCIndex_{jt-1} \times REValue_{it-1} + \beta_3 Houseindex_{jt-1} + \beta_4 FCIndex_{it-1} + \delta X_{it-1} + \rho Region_{jt-1} + \lambda_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中下标*i*代表公司单元,*j*代表城市单元。*Leverage_{it}*分别代表有息负债率 *Loanratio* 和净债务现金流量比率 *Netdebtissues*。*REValue_{it-1}*为上一期企业房地产的市场价值,分别以 *REValue1_{it-1}* 至 *REValue3_{it-1}* 表示,其系数度量房地产价值变动对企业负债和投资的影响。交互项 *FCIndex_{it-1}* × *REValue_{it-1}* 是本文关注的解释变量,用以度量融资约束对房产价值变动的扩大效应。根据理论假设,本文预期系数 β_1 和 β_2 显著为正。*X_{it-1}* 为一组控制变量。根据企业投融资方面的国内外文献,在融资方程式(2)中,加入 *ROA*、*Tobin' q*、*Size*、*First Holder* 以及 *Control_state*、*Control_private* 和 *Control_foreign* 作为公司负债融资变动的控制变量,所有变量均滞后一期。为了控制住地区因素对当地公司融资的影响,本文还在控制变量中加入国内生产总值对数、外商直接投资占比、金融机构信贷总量占比、固定资产投资占比、房地产开发投资占比、人均工资对数,以便控制所处地区经济增长、资本投资、信贷约束、居民收入的影响,方程中以 *Region_{jt-1}* 表示地区变量。其中,外商直接投资占比定义为城市外商实际投资额/城市国内生产总值;金融机构信贷总量占比定义为城市金融机构信贷总量/城市国内生产总值;固定资产投资占比定义为城市固定资产投资总额/城市国内生产总值;房地产开发投资占比定义为城市房地产开发总额/城市国内生产总值。地区数据来源于2003年—2012年的《中国城市统计年鉴》^[36],该年鉴包括了全国地级城市的数据。为节省篇幅,本文不再列出地区变量的描述性统计,感兴趣的读者可向作者索取。

此外,为了控制行业效应对负债融资的影响,本文按照证监会行业分类标准二级编码将样本公

司划分为19个行业,设立18个行业虚拟变量。 λ_i 表示年度虚拟变量,目的是控制样本期间其他随时间变化的宏观经济因素对企业负债和投资的影响。标准差是对异方差稳健的标准差。*v_i* 为其他不可观测的公司固定效应,由于 *v_i* 可能与解释变量相关,导致内生偏误,因此本文在回归方程式(2)的估计中均采用面板固定效应估计方法,以剔除 *v_i* 的影响。实证检验结果列在下面的表4中。根据面板数据的特点,采用对面单元序列相关和异方差均稳健的标准差。方程式(2)的估计结果分别列在表2-A和表2-B中,表2-A代表因变量为 *Loanratio* 时的估计结果;表2-B代表因变量为 *Netdebtissues* 时的估计结果。为节省篇幅,本文回归表格均只给出关键变量估计结果。

从表2-A可以看到, *REValue* 和 *FCIndex* × *REValue* 的系数均在1%显著为正,符合本文的理论假设1。*Loanratio* 度量有息负债的占比,是存量指标。构成有息负债的大部分是需要担保的银行借款(即使企业发行债券融资,也需要提供担保物),不包括可能被动负债的应付账款。如果企业出现财务困难,贷款本息累积,也可能出现 *Loanratio* 被动上升的情况。因此本文同时检验了 *Netdebtissues*,该指标代表企业获得的债务融资现金流量净额,是流量指标。表2-B的估计结果说明房地产价值上涨也能够显著增加企业的有息负债流量,而那些融资约束程度高的企业,相对于融资约束程度低的企业,将借入更多资金。综合表2-A和表2-B的信息,发现融资约束的企业在扩张债务融资时,也进一步推高其有息负债率,意味着将来可能会面临较高的偿付压力。

从经济意义上衡量,如果不考虑融资约束因素,给定其他条件不变,企业房地产价值增加1元,有息债务存量上升0.286元(表2-A第1列),从外部获得的债务融资现金流量增加1.174元(表2-B第1列)。而如果企业融资约束程度增加一个标准差(3.6),给定其他条件不变,则有息债务存量和债务融资流量分别增加0.24元和2.02元(因为主要解释变量和因变量均标准化以滞后一期固定资产净额,即分母是

一样的,所以本文可以做出如此定量结论)。由此可见,估计结果的经济意义也相当显著。之所以1元房地产价值可引致超过1元的借贷资金,是因为其中存在信贷资金的循环效应,即借贷出来的资金可以用于购置房地产,再以此作为抵押担保获得贷款,继续循环借贷。本文注意到,融资约束放大了信贷资金的循环效应。

房屋价格指数 *Houseindex* 和土地价格指数 *LandIndex* 所表示的信息含量基本一致,因此一般在回归方程中只需要放入其中一个即可(根据 Chaney 等^[8] 本文选择放入 *Houseindex*)。表 2-A 和 2-B 给出了只包括 *Houseindex* 以及同时包含 *Houseindex* 和 *LandIndex* 的估计结果,表 2 所呈现的 12 次回归结果表明,房地产价格指数本身对企业债务融资基本没有显著影响。这说明房地产价格变动对企业融资的作用,主要通过影响企业抵押资产价值而产生效应,一旦控制抵押资产价值变动的因素,房地产价格本身的波动就没有显著影响了。另外,尽管 *FCIndex* 对企业存量债务没有显著影响,但对企业债务资金流量具有显著负向作用。这与本文第一部分(数据与变量)体现出来的信息是一致的,融资约束程度高的企业也很

可能债务负担沉重,约束了其新增贷款的能力,符合常理,显示本文使用的融资约束指数是可靠合理的。

接着,本文检验房地产价值、融资约束与企业投资之间的关系。由于投资需要付出调整成本,并可能存在不可逆的特性,企业的投资活动通常并不是平滑的,而是集中在某一时期进行大量投资,其余时期处于停歇或比较低的投资水平^[37]。从我国的上市公司投资率分布看,也体现出尖峰厚尾的特点,超过 45% 的样本值处于较低投资率水平,但其余样本分布比较分散,投资率方差较大。这给投资行为的实证检验带来一定的困难,常规的面板计量方法可能无法有效识别出投资对经济因素变化的反应。因此本文采用 Gan^[7] 所建议的方法:将投资率和各个解释变量 2003 年—2011 年样本期内平均,然后进行横截面回归。具体而言,本文使用如下计量方程进行企业投资行为的识别检验。

$$INV_i = \alpha + \beta_1 REValue_i + \beta_2 FCIndex_i \times REValue_i + \beta_3 Houseindex_j + \beta_4 FCIndex_i + \delta X_i + \rho Region_j + v_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

表 2-A 房地产价值、融资约束与企业融资行为

Table 2-A Real estate value, financial constraints and corporate financing

	Loanratio					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>REValue</i>	0.286 *** (0.108)	0.286 *** (0.108)	0.285 *** (0.109)	0.284 *** (0.109)	0.176 *** (0.020)	0.175 *** (0.020)
<i>FCIndex</i> × <i>REValue</i>	0.068 *** (0.025)	0.068 *** (0.025)	0.068 *** (0.025)	0.067 *** (0.025)	0.043 *** (0.004)	0.043 *** (0.004)
<i>Houseindex</i>	-3.282 (3.628)	-2.721 (3.352)	-3.286 (3.761)	-2.886 (3.557)	-0.981 (1.344)	-0.969 (1.336)
<i>LandIndex</i>		-0.143 (0.093)		-0.148 (0.099)		-0.203 (0.160)
<i>FCIndex</i>	-0.356 (0.356)	-0.357 (0.356)	-0.369 (0.363)	-0.369 (0.363)	-0.261 (0.304)	-0.259 (0.304)
控制变量	有	有	有	有	有	有
年度/行业效应	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954
<i>R</i> ²	0.025	0.025	0.025	0.025	0.027	0.027

注: 括号内是稳健标准差,* 为 10% 显著水平,** 为 5% 显著水平,*** 为 1% 显著水平。(1) 和(2)、(3) 和(4)、(5) 和(6) 中的 *REValue* 依次为 *REValue1-REValue3*, *Houseindex* 依次为 *Houseindex1-Houseindex3*。

表2-B 房地产价值、融资约束与企业融资行为

Table 2-B Real estate value, financial constraints and corporate financing

	Netdebtissues					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>REValue</i>	1.174*** (0.095)	1.174*** (0.095)	1.070*** (0.087)	1.070*** (0.087)	1.242*** (0.041)	1.242*** (0.041)
<i>FCIndex</i> × <i>REValue</i>	0.562*** (0.022)	0.563*** (0.022)	0.511*** (0.020)	0.511*** (0.020)	0.621*** (0.011)	0.621*** (0.011)
<i>Houseindex</i>	1.108 (0.823)	0.978 (0.802)	1.252 (0.781)	1.182 (0.761)	-0.290 (0.401)	-0.293 (0.400)
<i>LandIndex</i>		0.033 (0.025)		0.026 (0.026)		0.047 (0.033)
<i>FCIndex</i>	-1.900*** (0.497)	-1.899*** (0.497)	-1.808*** (0.484)	-1.808*** (0.485)	-1.807*** (0.475)	-1.808*** (0.475)
控制变量	有	有	有	有	有	有
年度/行业效应	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954
R^2	0.977	0.977	0.978	0.978	0.977	0.977

注: 括号内是稳健标准差, * 为10%显著水平, ** 为5%显著水平, *** 为1%显著水平。(1)和(2)、(3)和(4)、(5)和(6)中的 *REValue* 依次为 *REValue1-REValue3* *Houseindex* 依次为 *Houseindex1-Houseindex3*。

在方程式(3)中,除了融资方程式(2)的控制变量外,还加入 *Cashflow*、*Cashratio*、*Stockreturn*、*DebtRatio*、*Firmsalegrow* 以及 *Age* 作为控制变量,以控制现金、股票市场、债务负担、成长机会等可能影响公司投资行为的因素。

实证检验结果如下表3。从估计结果可以看到,与本文的理论预期相同,*REValue* 和 *FCIndex* × *REValue* 的系数都在1%显著为正。平均而言,企业的房地产价值增加1元,投资增加0.029元;当融资约束程度上升一个标准差,在其他条件不变

的情况下,投资增加0.011元,相当于38%的增幅(0.011 ÷ 0.029)。在本文的样本中,企业房地产价值(以房屋销售价格计量)中位数是7.09亿元,如果其市场价值上涨10%,则投资将增长205.61万元,如果两个中位数企业融资约束程度相差一个标准差,融资约束程度高的企业将多投资78.13万元。考虑到2003年以来房地产价格的上升幅度(在本文样本地区中,平均房屋销售价格涨幅1.97倍,土地价格平均涨幅5.83倍),其引致的投资增长相当可观。

表3 房地产价值、融资约束与企业投资行为

Table 3 Real estate value, financial constraints and corporate investment

	INV					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>REValue</i>	0.029*** (0.006)	0.028*** (0.006)	0.027*** (0.006)	0.027*** (0.006)	0.030*** (0.006)	0.030*** (0.006)
<i>FCIndex</i> × <i>REValue</i>	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
<i>Houseindex</i>	-0.688*** (0.217)	-0.659*** (0.210)	-0.600*** (0.190)	-0.578*** (0.185)	-0.265*** (0.083)	-0.262*** (0.083)
<i>Landindex</i>	-0.006*** (0.002)		-0.006*** (0.002)		-0.004** (0.002)	
<i>FCIndex</i>	-0.479*** (0.054)	-0.479*** (0.054)	-0.478*** (0.055)	-0.479*** (0.055)	-0.466*** (0.054)	-0.467*** (0.054)
控制变量	有	有	有	有	有	有
行业效应	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954
R^2	0.169	0.161	0.170	0.169	0.163	0.163

注: 括号内是稳健标准差, * 为10%显著水平, ** 为5%显著水平, *** 为1%显著水平。(1)和(2)、(3)和(4)、(5)和(6)中的 *REValue* 依次为 *REValue1-REValue3* *Houseindex* 依次为 *Houseindex1-Houseindex3*。

从表3还可以看到, *Houseindex* 和 *Landindex* 的系数显著为负, 说明房地产价格上涨在提高企业抵押资产价值的同时, 可能也存在不利于企业投资的因素。对此有两种解释, 1) 房屋和土地也是投资品, 其价格上升意味着投资成本增加, 降低了企业投资意愿; 2) 根据王文春和荣昭^[23], 上涨的房价吸引企业资金投入房地产行业, 降低了企业研发投资。此外, 在表3中 *FCIndex* 系数显著为负, 意味着如果不考虑抵押资产价值波动的影响, 较高的融资约束会降低企业投资水平, 这与公司金融理论是相符的。

3.2 房地产价值、融资约束与企业过度投资

本部分检验本文的理论假设2, 即当房地产价值上升时, 融资约束程度高的企业是否表现出更强烈的过度投资行为。对于如何合理的度量企业过度投资行为, 目前还没有形成共识, 其实证结果受到度量方式的影响较大。因此为了保证检验结果的稳健可靠, 本文拟应用两种方法估计企业

$$Overinv1_{it} = \max \left\{ \begin{array}{l} 0 \\ \alpha + \beta_1 REValue_{it-1} + \beta_2 FCIndex_{it-1} \times REValue_{it-1} + \beta_3 Houseindex_{it-1} + \\ \beta_4 FCIndex_{it-1} + \delta X_{it-1} + \rho Region_{it-1} + v_i + \varepsilon_{it} \end{array} \right\} \quad (6)$$

$$v_i | x_i \sim N(\psi + \bar{x}_i \xi, \sigma_a)$$

根据 Wooldridge^[38], 固定效应 v_i 可以视为随机变量 $v_i = \psi + \bar{x}_i \xi + a_i$, 其中 \bar{x}_i 为企业层面特征变量的均值, a_i 为独立的扰动项。本文将不可观测的固定效应进行均值转换, $N(\cdot)$ 代表正态分布。根据公司金融理论, 企业过度投资行为和公司治理有密切关系, 因此参照 Richardson^[33] 的建议以及国内相关文献, 选取多种公司治理变量作为 Tobit 模型的解释变量, 包括 *Age*、*Freecash*、*Firstholder*、*MHold*、*DHold*、*DSIZE*、*Indirector*、*SConnect*、*Secondholder*、*Diverratio*、*Control_state*、*Control_private* 和 *Control_foreign*。

实证检验结果列在下面的表4中。可以看到, *REValue* 的系数在5%内显著为正, 说明房地产价值提高能够显著增加企业的过度投资程度; 而交互项 *FCIndex* × *REValue* 的系数在6次回归中4次10%以内显著为正, 意味着当房地产价值上升时, 融资约束程度高的企业相对而言其过度投资倾向更强, 与本文的理论假设2基本一致。表4中还可以看到, 房价本身对企业过度投资有显著的负面影响; 而当房价指数和地价指数同时进入

的过度投资行为, 以便相互印证比较。

3.2.1 过度投资估计一

根据 Richardson^[33], 如果实际投资(I)与预期投资(I_E)之差大于0, 则认为出现了过度投资。因此, 本文可以据此构造过度投资变量 *Overinv1*。

$$Overinv1 = \max\{0, I - I_E\} \quad (4)$$

其中 I_E 由如下计量方程估计出来:

$$INV_{it} = \alpha + \beta_1 Tobin'q_{it-1} + \beta_2 Debratio_{it-1} + \beta_3 Cashratio_{it-1} + \beta_4 Age_{it} + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 Stockreturn_{it-1} + \beta_7 INV_{it-1} + IND_{it} + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

以上回归方程中, 解释变量的选择主要依据 Richardson^[33], IND_{it} 为行业虚拟变量, λ_{it} 是年度虚拟变量。 I_E 是回归方程式(5)的拟合值。

从式(4)可以看到, 过度投资变量是一个在0处截尾的变量, 因此本文将使用以下 Tobit 模型进行实证检验。

Tobit 方程时, 地价本身对过度投资没有影响(除最后一次回归外), 这可能是由于房价与地价指数的信息含量一致、关联度比较高所致。融资约束状况显著降低过度投资程度, 融资约束程度越高的企业缺乏资金投资, 在其他条件不变的情况下, 其过度投资水平也较低。

3.2.2 过度投资估计二

根据经典的投资理论(Hayashi)^[39], 当企业的边际 *Tobin'q* 等于1时, 企业达到了最优投资, 当边际 *q* 小于1时, 意味着存在过度投资。由于边际 *q* 难以直接观察, 测算上存在困难, 现有的文献大多以平均 *q* 代替边际 *q*, 导致比较严重的测量误差问题。Durnev 等^[32] 以及 Ferreira 和 Laux^[40] 相继使用基于回归方法估算边际 *q*, 远较以前更为精确, 本部分也将采用 Durnev 等^[32] 的方法估算我国上市公司边际 *q*。根据 Durnev 等^[32], 一家上市公司边际 *q* 可以定义为下式。

$$q_i = \frac{V_{it} - E_{t-1}V_{it}}{A_{it} - E_{t-1}A_{it-1}} = \frac{V_{it} - V_{it-1}(1 + r_{it} - d_{it})}{A_{it} - A_{it-1}(1 + g_{it} - \delta_{it})} \quad (7)$$

表4 房地产价值、融资约束与企业过度投资

Table 4 Real estate value, financial constraints and corporate over-investment

	Overinv1					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
REValue	0.035** (0.015)	0.035** (0.015)	0.034** (0.015)	0.034** (0.015)	0.010 (0.014)	0.011 (0.015)
FCIndex × REValue	0.007* (0.004)	0.007* (0.004)	0.007* (0.003)	0.007* (0.003)	0.001 (0.003)	0.001 (0.004)
Houseindex	-2.476*** (0.343)	-2.511*** (0.411)	-2.044*** (0.304)	-1.963*** (0.357)	-1.287*** (0.266)	-1.101*** (0.273)
Landindex		0.008 (0.049)		-0.021 (0.048)		-0.121*** (0.042)
FCIndex	-0.608** (0.257)	-0.609** (0.257)	-0.600** (0.256)	-0.597** (0.256)	-0.529** (0.256)	-0.523** (0.256)
控制变量	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954
Pseudo R ²	0.015	0.015	0.015	0.015	0.014	0.014

注: 括号内是稳健标准差, * 为 10% 显著水平, ** 为 5% 显著水平, *** 为 1% 显著水平. (1) 和 (2)、(3) 和 (4)、(5) 和 (6) 中的 REValue 依次为 REValue1-REValue3, Houseindex 依次为 Houseindex1-Houseindex3.

其中 V_{it} 是公司价值, A_{it} 为该公司资本品价值, 边际 q_i 定义为资本品价值非预期变动 1 元导致的公司价值非预期变动. r_{it} 为公司预期收益率, d_{it} 为预期现金分配率, g_{it} 为公司资本品预期增长率, δ_{it} 为预期折旧率. 将式 (7) 稍做整理后可得如下回归形式的方程.

$$\frac{V_{it} - V_{it-1}}{A_{it-1}} = -q_i(g_{it} - \delta_{it}) + q_i \frac{A_{it} - A_{it-1}}{A_{it-1}} - \tau_i \frac{Div_{it}}{A_{it-1}} + r_{it} \frac{V_{it-1}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中 ε_{it} 为预期误差, Div_{it} 为现金分配总额 (包含给股东和债权人的现金), 即 $V_{it-1} \times d_{it}$. 如果一家公司的时间序列样本足够长, 可以应用式 (8) 估算出该公司边际 q 的估计值 \hat{q}_i . 但是本文的上市公司样本期仅为 9 年, 直接估计式 (8) 显然会造成严重的偏误. 为了将 Durnev 等^[32] 的方法应用于估计企业层面边际 q , 克服小样本问题, 本部分将参考 Greene 等^[41], 采用随机系数模型估计每家上市公司的边际 q . 概而言之, 本文估计如下回归方程.

$$\frac{V_{it} - V_{it-1}}{A_{it-1}} = -q(g - \delta) + c_{1i} + (q + c_{2i}) \frac{A_{it} - A_{it-1}}{A_{it-1}} - (\tau + c_{3i}) \frac{Div_{it}}{A_{it-1}} + (r + c_{4i}) \frac{V_{it-1}}{A_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式中 c_i 是各系数的随机部分, 其中 $q_i = q + c_{2i}$, 是本文感兴趣的系数. 应用 Greene^[42] 所建议的方法可以获得 q_i 的估计值 \hat{q}_i , 即本文所需要的每家上市公司的边际 q (具体参见 Greene^[42] 第 416 页—419 页).

在估计回归方程式 (9) 时, 所使用的变量定义如下.

V_{it} = 股权价值 + 负债 - 流动资产 + 存货净值
其中 股权价值 = 流通股市值 + A 股收盘价乘以非流通股股数乘以 30%;

A_{it} = 固定资产重置价值 + 存货净值;

Div_{it} = 分配股利、利润或偿付利息支付的现金.

估计式 (9) 要求知道每家上市公司的固定资产重置价值, 由于财务报表只披露了固定资产的账面价值, 为了调整通胀因素, 本文采用如下递归公式计算重置价值.

$$K_{it} = (1 - \delta_i) K_{it-1} + \frac{\Delta NOMK_{it}}{P_{it}} \quad (10)$$

式中 K_{it} 为以 1990 年价格计算的资本品实际价值, δ_i 为公司 i 的平均折旧率, P_{it} 是以 1990 年为基期的公司 i 对应省区的固定资产投资价格指数, $\Delta NOMK_{it}$ 是当期资本品账面价值名义变化额. 本文按照式 (10) 从 954 家样本公司上市期初年份开始递归计算资本品的重置价值, 一直到样

本期末的 2011 年为止。

利用式 (9) 估计出样本期每家公司边际 \hat{q}_i , 本文构造如下过度投资变量 $Overinv2$ 。

$$Overinv2 = \max\{0, 1 - \hat{q}_i\} \quad (11)$$

然后估计与式 (6) 相似的 Tobit 模型 , 与

式 (6) 不一样之处是 , 由于获得的是不随时间变化的 \hat{q}_i , 因此这里估计的是一个横截面的 Tobit 模型 , 模型中各个解释变量为样本期内的平均值。Tobit 模型的估计结果列在下面的表 5 中。

表 5 房地产价值、融资约束与企业过度投资

Table 5 Real estate value , financial constraints and corporate over-investment

	Overinv2					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>REValue</i>	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)
<i>FCIndex</i> × <i>REValue</i>	0.001** (0.0005)	0.001** (0.0005)	0.001** (0.0004)	0.001** (0.0004)	0.002** (0.0007)	0.002** (0.0007)
<i>Houseindex</i>	0.192*** (0.070)	0.258*** (0.070)	0.190*** (0.059)	0.242*** (0.059)	-0.003 (0.044)	0.006 (0.044)
<i>Landindex</i>		0.013*** (0.003)		0.013*** (0.003)		0.012*** (0.003)
<i>FCIndex</i>	0.010 (0.017)	0.008 (0.017)	0.013 (0.016)	0.012 (0.016)	0.004 (0.016)	0.001 (0.016)
控制变量	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954
<i>Pseudo R</i> ²	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

注: 括号内是稳健标准差, * 为 10% 显著水平, ** 为 5% 显著水平, *** 为 1% 显著水平。(1) 和 (2)、(3) 和 (4)、(5) 和 (6) 中的 *REValue* 依次为 *REValue1-REValue3* , *Houseindex* 依次为 *Houseindex1-Houseindex3*。

从表 5 可以看到 , *REValue* 和 *FCIndex* × *REValue* 的系数符号和显著性与表 4 基本一致 , 房地产价值上升显著增加公司的过度投资水平 , 融资约束程度高的公司 , 表现出更强烈的过度投资倾向。而 *Houseindex* 和 *Landindex* 的系数显著为正或不显著 , 与表 4 不一致 (表 4 中则是不显著或显著为负) , 因此在控制住抵押资产传导效应的条件下 , 尚无法断定房地产价格波动本身对企业投资行为的影响方向 , 在没有进一步的理论指引 , 本文很难以将房地产价格波动导致的各种其他效应分离出来。总体而言 , 本文在本部分分别用两种方法度量企业的过度投资行为 , 构建了相应的过度投资变量 , 在实证检验中获得的估计结果基本一致 , 说明本文研究的结论是稳健可靠的。

如前所述 , 当企业房地产价值增加时 , 融资约束的企业更倾向于过度投资 , 本研究有理由认为其资源没有获得正确的配置 , 绩效可能因此而表现不佳。在表 6 中分别给出以三种绩效指标 (*ROA*、*Stockearning* 和 *StockEBIT*) 作为因变量的面板回归结果。为避免内生性的干扰 , 所有的解释变量均滞后一期 , 而且估计了比较稳健的固定

效应模型。为尽量简洁避免重复 , 只给出 *REValue1* 和 *Houseindex1* 的情形 (其余两种情况估计结果是一样的 , 因此不再列出) 。需要特别说明 , 表 6 的控制变量为 *Size* 和 *Firstholder*。从表 6 可以看出 *REValue* 和 *FCIndex* × *REValue* 变化对三种企业绩效变量均没有任何显著影响 , 而房价和土地价格变动也没有影响企业绩效 , 说明抵押资产价格的传导作用机制并没有真正提升企业的绩效水平。从表 6 还可以看到 , 融资约束程度上升在一定程度上减少企业绩效。结合前面过度投资的实证检验结果 , 有理由认为房地产价值变动的负向作用 , 很可能源于其过度投资行为 , 除此之外 , 尚难找到其他理论解释。

3.3 房地产价值、融资约束与投资波动

Kiyotaki 和 Moore^[2] 指出抵押资产价格波动可以引致企业投资波动 , 是宏观经济发生周期性波动的重要根源 , 本文将利用微观数据检验 Kiyotaki 和 Moore^[2] 的理论。具体而言 , 本文采用如下计量方程进行实证检验。

$$INVSD_i = \alpha + \beta_1 REValue_i + \beta_2 FCIndex_i \times REValue_i + \beta_3 Houseindex_j + \beta_4 FCIndex_i + \delta X_i + \rho Region_j + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

表6 房地产价值与企业绩效

Table 6 Real estate value and corporate performance

	ROA	ROA	StockEBIT	StockEBIT	Stock earning	Stock earning
<i>REValue</i>	0.000 1 (0.000 2)	0.000 1 (0.000 2)	0.000 3 (0.000 4)	0.000 3 (0.000 4)	0.000 5 (0.000 5)	0.000 5 (0.000 5)
<i>FCIndex</i> × <i>REValue</i>	-0.000 03 (0.000 1)	-0.000 03 (0.000 1)	0.000 06 (0.000 1)	0.000 06 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)	0.000 1 (0.000 1)
<i>Houseindex</i>	0.004 (0.008)	0.004 (0.009)	0.015 (0.028)	0.022 (0.029)	0.011 (0.035)	0.021 (0.036)
<i>Landindex</i>		-0.000 2 (0.001)		-0.002 (0.003)		-0.003 (0.003)
<i>FCIndex</i>	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.014 (0.009)	-0.014 (0.009)	-0.020* (0.012)	-0.020* (0.012)
控制变量	有	有	有	有	有	有
年度/行业效应	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954
<i>R</i> ²	0.018	0.018	0.064	0.064	0.079	0.079

注: 括号内是稳健标准差, * 为10%显著水平, ** 为5%显著水平, *** 为1%显著水平. *REValue* 和 *Houseindex* 分别为 *REValue*1 和 *Houseindex*1.

INVSD 是投资波动率, 是样本期企业投资率的标准差, 不随时间而变动, 因此本文估计的是横截面回归方程, 与前面的处理一样, 方程中解释变量都取样本期均值. 由于 *INVSD* 的变量值只会大于等于0, 为避免估计偏误, 仍采用 Tobit 模型估计式(12). Tobit 的估计结果列在下面的表7中, 其中为了控制住盈利风险的影响, 在式(12)中包含盈利波动性 (*ROASD*). 从表7可以看到, *REValue* 和 *FCIndex* × *REValue* 的系数均在1%以内显著为正, 说明企业房地产价值上升增加

了企业的投资波动程度, 而且融资约束对投资波动具有放大效应. 融资约束程度高的企业, 其投资水平会发生更大幅度的波动, 这和本文的理论假设是一致的. 从表7还可以看到, 在控制住房地产价格的抵押传导渠道效应后, 房价指数上升显著降低企业的投资波动, 这符合公司投资理论, 房价指数上升意味着投资成本增加, 在这种情况下企业投资需要等待合适的时机, 因此企业投资决策更为谨慎, 表现出较小的投资波动.

表7 房地产价值、融资约束与投资波动

Table 7 Real estate value, financial constraints and investment volatility

	<i>INVSD</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>REValue</i>	0.018 *** (0.005)	0.018 *** (0.005)	0.016 *** (0.004)	0.016 *** (0.004)	0.025 *** (0.006)	0.025 *** (0.006)
<i>FCIndex</i> × <i>REValue</i>	0.002 *** (0.000 4)	0.002 *** (0.000 5)	0.002 *** (0.000 4)	0.002 *** (0.000 4)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)
<i>Houseindex</i>	-1.316 *** (0.457)	-1.337 *** (0.467)	-1.188 *** (0.396)	-1.203 *** (0.403)	-0.515 *** (0.174)	-0.516 *** (0.175)
<i>Landindex</i>		-0.005 (0.003)		-0.004 (0.003)		-0.001 (0.003)
<i>FCIndex</i>	-0.868 *** (0.113)	-0.867 *** (0.113)	-0.867 *** (0.114)	-0.867 *** (0.114)	-0.853 *** (0.115)	-0.853 *** (0.115)
<i>ROASD</i>	-0.780 (0.587)	-0.794 (0.593)	-0.608 (0.562)	-0.620 (0.566)	-0.887 (0.557)	-0.890 (0.559)
控制变量	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954
<i>Pseudo R</i> ²	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019	0.019

注: 括号内是稳健标准差, * 为10%显著水平, ** 为5%显著水平, *** 为1%显著水平. (1)和(2)、(3)和(4)、(5)和(6)中的 *REValue* 依次为 *REValue*1-*REValue*3, *Houseindex* 依次为 *Houseindex*1-*Houseindex*3.

3.4 内生性问题

内生性是实证研究中驱之不散的问题,本文的研究不可避免的也存在一定程度的内生性问题,1) 公司投融资以及房地产价格可能同时受到所处地区经济因素的影响(联立性),如地区信贷状况的变化同时影响公司投融资以及当地的房地产价格;2) 公司投融资行为可能反过来影响了当地的房地产价格(逆向因果),如果该公司投资品以房屋建筑物为主,那么扩大投资将会推动当地房价进一步上涨。

为了比较彻底的解决逆向因果问题,本部分将使用工具变量重新估计前面部分的回归方程。根据 Mian 和 Sufi^[43] 的思路,本文使用两个工具变量分别识别组间和组内房价变动的传导效应,其一为人口密度对数,其二为利率/人口密度。从横截面差异(组间)看,人口密度大的地区住房需求量大,相对于人口密度低的地区而言,其房价处于一个较高的水平。利率/人口密度用于度量利率变动通过地区人口与土地特征所产生的传导效应。从时间序列(组内)看,人口密度大的地区土地稀缺程度高且房地产供给弹性小,因此利率下降可以引致较大幅度的住房需求量,对房价向上的推动作用较强;反之,在人口密度稀疏的地区,土地供应充足且房地产供给弹性大,因此利率下降对房价向上的推动力量较弱,甚至被抵消掉。因此本文可以推断人口密度对数与地区房价呈正相关关系,利率/人口密度则与地区房价呈负相关关系。地区的人口密度显然与公司投融资行为显然并无逻辑上的必然联系;而在控

制了其他宏观经济因素以及地区经济因素影响的条件,利率/人口密度也不存在与公司投融资行为的必然联系,因此这两个变量都是比较理想的工具变量。

表8中所有的工具变量回归均控制了年度效应以及地区经济效应。利率变动可能通过降低企业融资成本而影响企业投融资行为,利率变动对地区房价的也可能存在其他影响渠道,为控制住利率变动的其他影响机制,本文在表8-B的第一阶段和第二阶段回归中都放入了单独的利率变量。表8-A呈现的是使用人口密度作为工具变量的回归结果,第一阶段回归显著为正,显示地区人口密度与所处地区的房价正相关,第二阶段回归结果的系数值和显著性都与此前没用工具变量估计的结果基本一致(除了 *Overinv2* 的系数估计值不显著之外,但从表8-B看, *Overinv2* 的系数估计值还是显著的)。表8-B呈现的是使用贷款利率与人口密度之比为工具变量的估计结果,其中贷款利率为人民币中长期贷款基准实际利率(期限5年以上,扣除通货膨胀影响)。从表8-B可以看到,第一阶段和第二阶段回归的系数值符号与表8-A的估计结果一致,而系数值和显著性都明显强于表8-A的结果。这是由于表8-A的工具变量估计只考虑到工具变量的横截面差异,而表8-B的工具变量估计则同时考虑到了工具变量的横截面与时间序列方面的差异。综合表8的工具变量估计结果,本文所得到的结论与此前部分的回归结果是一致的,这说明此前部分的估计结果是可靠的,研究结论是稳健的。

表8-A 工具变量估计

Table 8-A Instrumental variables estimation

	第一阶段回归: <i>Houseindex 1</i>					
	<i>Lndensity</i>	<i>Lndensity</i>	<i>Lndensity</i>	<i>Lndensity</i>	<i>Lndensity</i>	<i>Lndensity</i>
	0.101*** (0.000)	0.101*** (0.000)	0.101*** (0.004)	0.021** (0.011)	0.103*** (0.004)	0.103*** (0.004)
	第二阶段回归:					
	<i>Loanratio</i>	<i>Netdebtissues</i>	<i>INV</i>	<i>Overinv1</i>	<i>Overinv2</i>	<i>INVSD</i>
<i>REValue</i>	0.317*** (0.026)	1.184*** (0.007)	0.035*** (0.008)	0.036** (0.017)	0.005 (0.005)	0.025*** (0.002)
<i>FCIndex×REValue</i>	0.074*** (0.007)	0.566*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.007* (0.004)	0.002 (0.002)	0.003*** (0.000)
控制变量	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954

注: 括号内是稳健标准差, * 为10%显著水平, ** 为5%显著水平, *** 为1%显著水平。

表8-B 工具变量估计

Table 8-B Instrumental variables estimation

	第一阶段回归: <i>Houseindex 1</i>					
	<i>Rate/ Density</i>	-0.744 *** (0.216)	-0.744 *** (0.216)	-1.660 *** (0.201)	-3.579 *** (0.322)	-1.608 *** (0.196)
<i>Rate</i>	-0.129 *** (0.004)	-0.129 *** (0.004)	-0.001 (0.002)	0.035 *** (0.004)	-0.638 *** (0.052)	-0.637 *** (0.052)
	第二阶段回归:					
	<i>Loanratio</i>	<i>Netdebtissues</i>	<i>INV</i>	<i>Overinv1</i>	<i>Overinv2</i>	<i>INVSD</i>
<i>REValue</i>	0.327 *** (0.052)	1.387 *** (0.014)	0.091 *** (0.015)	0.114 *** (0.018)	0.017 *** (0.004)	0.247 *** (0.012)
<i>FCIndex × REValue</i>	0.075 *** (0.013)	0.607 *** (0.003)	0.022 *** (0.004)	0.024 *** (0.004)	0.006 *** (0.002)	0.082 *** (0.005)
控制变量	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954

注: 括号内是稳健标准差, * 为 10% 显著水平, ** 为 5% 显著水平, *** 为 1% 显著水平.

3.5 稳健性测试

3.5.1 关于样本期的稳健性检验

在以上实证检验中,考察的是 2003 年初企业房地产在其后样本期(2003 年—2011 年)所发生的价值变动对投融资行为的影响,研究发现存在比较明显的抵押资产价格传导效应.这一结论是否依赖于本文设定的样本期限呢?为此,本文更换样本期,考察 2004 年初企业房地产在其后时期

(2004 年—2011 年)的价值变动对投融资行为的影响.为简单起见,下面的表 9 中只列出 *REValue1* 和 *Houseindex1* 时的所关注的系数估计结果(所使用的估计方法与此前部分一样,*REValue2*、*REValue3* 以及 *Houseindex2*、*Houseindex3* 的估计结果类同,故不再罗列).从表 9 可以看到,2004 年—2011 年样本的各项实证检验结果与此前基本一致,充分说明本文的研究结论是稳健可靠的.

表9 稳健性测试(2004 年—2011 年)

Table 9 Robust test(2004 - 2011)

	<i>Loanratio</i>	<i>Netdebtissues</i>	<i>INV</i>	<i>Overinv1</i>	<i>Overinv2</i>	<i>INVSD</i>
<i>REValue</i>	0.365 *** (0.000)	1.131 *** (0.073)	0.031 *** (0.009)	0.087 *** (0.021)	0.0014 *** (0.0007)	0.015 *** (0.002)
<i>FCIndex × REValue</i>	0.086 *** (0.02)	0.552 *** (0.017)	0.003 *** (0.001)	0.019 *** (0.005)	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
控制变量	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954

注: 括号内是稳健标准差, * 为 10% 显著水平, ** 为 5% 显著水平, *** 为 1% 显著水平.

3.5.2 关于匹配方式的稳健性检验

尽管无论是 Chaney 等^[8] 还是曾海舰^[9] 以及 Wu 等^[10] 都采用了总部注册地匹配的方式,但是以注册地匹配并不完全精确,因此本部分将专门对小规模公司的样本进行稳健性检验.一般而言,小公司的房地产更可能完全集中于注册地.本文将上市公司按照资产规模排序,从小到大分为 5 组,取最小的一组样本进行检验.稳健性检验的结果见下面的表 10(只列出 *REValue1* 和 *Houseindex1* 时的所关注系数的估计结果).从下

表可以看到小公司样本的估计结果与前面所做的检验基本类似(尽管 *Overinv1* 不显著,但是 *Overinv2* 是显著的).

本文还进一步将小公司样本限制 70 个城市之内,发现估计结果没有明显变化.此外,本文也对非 70 大中城市的小公司样本进行估计,与 70 大中城市公司样本做比较,发现估计结果基本类似(符号和显著性).这说明尽管以省级价格匹配非 70 城市的公司样本有些粗糙,但是并没有对本文的研究结论产生实质改变.

表 10 稳健性测试(小规模公司样本)

Table 10 Robust test(small firms samples)

	<i>Loanratio</i>	<i>Netdebtissues</i>	<i>INV</i>	<i>Overinv1</i>	<i>Overinv2</i>	<i>INVSD</i>
<i>REValue</i>	0.257 *** (0.113)	1.157 *** (0.087)	0.035 *** (0.006)	0.012 (0.037)	0.005 ** (0.002)	0.012 *** (0.004)
<i>FCIndex × REValue</i>	0.062 *** (0.026)	0.561 *** (0.02)	0.004 *** (0.001)	0.0002 (0.009)	0.003 *** (0.001)	0.001 *** (0.0005)
控制变量	有	有	有	有	有	有
公司数量	954	954	954	954	954	954

注: 括号内是稳健标准差, * 为 10% 显著水平, ** 为 5% 显著水平, *** 为 1% 显著水平。

4 结束语

自 Kiyotaki 和 Moore^[2] 开创性研究以来, 抵押资产价格波动对实体经济的传导机制越来越受到关注。本文利用微观层面上上市公司的房地产数据, 匹配以全国省区及 70 个大中城市房地产价格, 深入研究了抵押资产价格的传导机制。本文的研究表明, 抵押资产价格波动对我国企业融资和投资行为具有显著影响, 抵押资产价格波动最终导致企业投资波动, 形成宏观经济波动的重要根源; 传导效应的扩散程度主要取决于企业的融资约束状况, 融资约束状况差的企业, 在其可抵押资产价值增加时(因房地产价格上涨), 外部债务融资和投资水平的增幅也更加大。在 Kiyotaki 和 Moore^[2] 基础上, 本文还更进一步研究了传导效应的资源配置后果。本文发现当资产价格上涨, 企业负债能力提高时, 产生了明显的过度投资行为, 融资约束程度越高的企业, 具有更强的过度投资水平。过度投

资导致企业资本配置效率下降, 绩效没有得到实质改进。

现有的经验研究主要考察房地产价格波动对企业投融资的影响, 尚未触及经济后果。本文的研究表明, 尽管房地产价格上升有助于改善企业投融资状况, 缓解企业面临的资金困境, 但是也可能造成融资约束企业过度投资, 导致资源配置效率下降, 为经济危机埋下隐患。融资困难是我国企业普遍面临的主要问题, 银行信贷是这些企业的主要资金来源, 而银行最主要的贷款形式是抵押担保贷款, 因此现实中房地产价格波动能够导致大量信贷资金的重新配置, 产生一系列重要的社会经济问题。决策部门应该认真审视房地产价格上涨的传导效应, 从宏观微观两个层面着手减少传导效应的负面后果: 在宏观方面, 积极推进金融市场结构化改革, 拓展企业融资渠道; 在微观方面, 则要规范企业内部治理结构, 改善外部治理环境, 促进企业决策制衡机制的建立, 以抑制企业在房地产价格持续上升期间的过度投资行为。

参考文献:

- [1] Bernanke B S, Gertler M. Agency costs, net worth, and business fluctuations [J]. *American Economic Review*, 1989, 79(1): 14-31.
- [2] Kiyotaki N, Moore J. Credit cycles [J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(2): 211-248.
- [3] Fisher I. The debt-deflation theory of great depressions [J]. *Econometrica*, 1933, 1(4): 337-357.
- [4] Iacoviello M. House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle [J]. *American Economic Review*, 2005, 95(3): 739-764.
- [5] Liu Zheng, Wang Pengfei, Zha Tao. Land-price dynamics and macroeconomic fluctuations [J]. *Econometrica*, 2013, 81(3): 1147-1184.
- [6] Iacoviello M, Neri S. Housing market spillovers: Evidence from an estimated DSGE model [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(2): 125-164.
- [7] Gan J. Collateral, debt capacity, and corporate investment: Evidence from a natural experiment [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 85(3): 709-734.
- [8] Chaney T, Sraer D, Thesmar D. The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment [R]. NBER Working Paper, 2010.
- [9] 曾海帆. 房产价值与公司投融资变动——抵押担保渠道效应的中国经验证据 [J]. *管理世界*, 2012, (5): 125-136.

- Zeng Haijian. Real estate value, corporate financing and investment: Chinese evidence for collateral channel effect [J]. *Management World*, 2012, (5): 125–136. (in Chinese)
- [10] Wu Jing, Gyourko J, Deng Yongheng. Is There Evidence of a Real Estate Collateral Channel Effect on Listed Firm Investment in China [R]. NBER Working Paper, 2013.
- [11] Kiyotaki N, Moore J. Balance-sheet contagion [J]. *American Economic Review*, 2002, 92(2): 46–50.
- [12] Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financial constraints? [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169–215.
- [13] Whited T M, Wu Guojun. Financial constraints risk [J]. *Review of Financial Studies*, 2006, 19(2): 531–559.
- [14] 中国企业家调查系统. 中国企业家经营者问卷跟踪调查报告 [J]. *管理世界*, 2004–2011.
Chinese Entrepreneurs Survey System. Year in review for chinese entrepreneurs [J]. *Management World*, 2004–2011. (in Chinese)
- [15] 曾海舰, 苏冬蔚. 信贷政策与公司资本结构 [J]. *世界经济*, 2010, (8): 17–42.
Zeng Haijian, Su Dongwei. Credit policy and corporate capital structure [J]. *The Journal of World Economy*, 2010, (8): 17–42. (in Chinese)
- [16] 宋凌峰, 阳浪. 经济下行、信用风险反馈和政府隐性救助 [J]. *管理科学学报*, 2016, 19(11): 103–113.
Song Lingfeng, Yang Lang. Economic downturn, credit risk feedback and government implicit bailout [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(11): 103–113. (in Chinese)
- [17] 李凤羽, 史永东. 经济政策不确定性与企业现金持有策略——基于中国经济政策不确定指数的实证研究 [J]. *管理科学学报*, 2016, 19(6): 157–170.
Li Fengyu, Shi Yongdong. Economic policy uncertainty and corporate cash holding strategy: Empirical research by using China economic policy uncertainty index [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(6): 157–170. (in Chinese)
- [18] 周晖, 王擎. 货币政策与资产价格波动: 理论模型与中国的经验分析 [J]. *经济研究*, 2009, (10): 61–74.
Zhou Hui, Wang Qing. Monetary policy and asset price volatility: Theoretical model and empirical study in China [J]. *Economic Research Journal*, 2009, (10): 61–74. (in Chinese)
- [19] 杨俊杰. 房地产价格波动对宏观经济波动的微观作用机制探究 [J]. *经济研究*, 2012, 增(1): 117–127.
Yang Junjie. Research of the microscopic mechanism of house price change on macroeconomic fluctuation [J]. *Economic Research Journal*, 2012, Supplement(1): 117–127. (in Chinese)
- [20] Fang Hanming, Gu Quanlin, Xiong Wei, et al. Demystifying the Chinese Housing Room [R]. NBER Working Paper, 2015.
- [21] Glaeser E, Huang Wei, Ma Yueran, et al. A Real Estate Boom with Chinese Characteristics [R]. NBER Working Paper, 2016.
- [22] 林睿, 董纪昌, 李秀婷, 等. 中国区域房地产价格异质收敛与调控政策研究 [J]. *管理科学学报*, 2016, 19(11): 63–73.
Lin Rui, Dong Jichang, Li Xiuting, et al. Heterogeneous convergence of regional house prices and macro-control policy in China [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(11): 63–73. (in Chinese)
- [23] 王文春, 荣昭. 房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究 [J]. *经济学季刊*, 2014, 13(2): 465–490.
Wang Wenchun, Rong Zhao. Housing boom and firm innovation: Evidence from industrial firms in China [J]. *China Economic Quarterly*, 2014, 13(2): 465–490. (in Chinese)
- [24] Hart O, Moore J. A theory of debt based on the inalienability of human capital [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(4): 841–879.
- [25] Fazzari S M, Hubbard R G, Petersen B C. Financing constraints and corporate investment [J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1987, 1988(1): 141–206.
- [26] Lin C, Ma Y, Xuan Y. Ownership structure and financial constraints: Evidence from a structural estimation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 102(2): 416–431.
- [27] Boyle G W, Guthrie G. Investment, uncertainty, and liquidity [J]. *Journal of Finance*, 2003, 58(5): 2143–2166.
- [28] 中国国家统计局编. 中国统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社, 1999–2012.
National Bureau of Statistics of China. *China Statistical Yearbook* [M]. Beijing: China Statistics Press, 1999–2012. (in Chinese)
- [29] 中国指数研究院和中国国家统计局编. 中国房地产统计年鉴 [M]. 北京: 中国统计出版社, 1999–2012.
China Index Academy and National Bureau of Statistics of China. *China Real Estate Statistics Yearbook* [M]. Beijing: China Statistics Press, 1999–2012. (in Chinese)

- [30] 中国国家统计局编. 中国固定资产投资统计数典[M]. 北京: 中国统计出版社, 2002.
National Bureau of Statistics of China. Statistics on Investment in Fixed Assets of China [M]. Beijing: China Statistics Press, 2012. (in Chinese)
- [31] 中国国土资源部编. 中国国土资源统计年鉴[M]. 北京: 地质出版社, 2003–2012.
Ministry of Land and Resources of China. China Land and Resources Statistical Yearbook [M]. Beijing: Geological Publishing House, 2003–2012. (in Chinese)
- [32] Durnev A, Morck R, Yeung B. Value-enhancing capital budgeting and firm-specific stock returns variation [J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(1): 65–105.
- [33] Richardson S. Over-investment of free cash flow [J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2): 159–189.
- [34] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index [J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(4): 1909–1940.
- [35] 曾海舰, 林 灵. 企业如何获取融资便利? ——来自上市公司持股非上市银行的经验证据 [J]. *经济学季刊*, 2015, 15(1): 241–262.
Zeng Haijian, Lin Ling. How Chinese firms relieve financial constraints? Empirical evidence from Chinese listed firms holding non-listed bank ownership [J]. *China Economic Quarterly*, 2015, 15(1): 241–262. (in Chinese)
- [36] 中国国家统计局编. 中国城市统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2003–2012.
National Bureau of Statistics of China. China Statistical Yearbook [M]. Beijing: China Statistics Press, 2003–2012. (in Chinese)
- [37] Cooper R W, Haltiwanger J C. On the nature of capital adjustment costs [J]. *Review of Economic Studies*, 2006, 73(3): 611–634.
- [38] Wooldridge J M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* [M]. Cambridge: MIT Press, 2010.
- [39] Hayashi F. Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation [J]. *Econometrica*, 1982, 50(1): 213–224.
- [40] Ferreira M A, Laux P A. Corporate governance, idiosyncratic risk, and information flow [J]. *Journal of Finance*, 2007, 62(2): 951–989.
- [41] Greene W H, Hornstein A S, White L J. Multinationals do it better: Evidence on the efficiency of corporations' capital budgeting [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2009, 16(5): 703–720.
- [42] Greene W H. *Econometric Analysis* [M]. 7th Ed. Englewood Cliffs: Prentice Hall, 2012.
- [43] Mian A, Sufi A. House prices, home equity-based borrowing, and the US household leverage crisis [J]. *American Economic Review*, 2011, 101(5): 2132–2156.

The microscopic transmission effects of real estate prices fluctuation: From a financial constraint perspective

LIN Ling¹, ZENG Hai-jian^{2*}

1. Guangxi Research Institute for Innovation and Development, Guangxi University, Nanning 530004, China;
2. Business School, Guangxi University, Nanning 530004, China

Abstract: This paper analyzes the role and economic consequences of financial constraints in real estate price transmission. It is found that real estate prices fluctuations have significant effects on corporate financing and investment, and that the diffuse scope of effects depends on corporate financial constraints: when corporate real estate value grows, more financially constrained corporations raise more outside debts, have more investment capability, and then are more inclined to overinvest. This paper also finds that real estate price fluctuations can lower the efficiency of corporate capital allocation, and that there is not substantial performance improvement after rising corporate real estate value. These findings indicate that there are negative effects in the transmission mechanism of collateral asset prices. It is also found that highly constrained corporations show more investment volatility with real estate price fluctuations, suggesting that financial constraints may amplify business cycles fluctuations which is in consistent with Kiyotaki and Moore (1997).

Key words: real estate prices; microscopic transmission effects; corporate financing and investment; over-investment; efficiency of capital allocation