

房地产投资与金融效率

彭俞超

中央财经大学金融学院, 中国人民大学财政金融学院

黄娴静

广西大学商学院

沈吉

北京大学光华管理学院

摘要: 通过构建一个包含投资结构和金融发展的内生增长模型, 本文发现, 房地产投资占固定资产投资的比重偏离其最优结构继续上升对金融效率有抑制效应, 而且, 这一抑制效应在房地产外部性越弱的地区越强。基于 2003-2013 年地级市层面的样本, 采用两阶段系统广义矩估计法和工具变量法的实证分析结果均支持了模型的结论。进一步的分析表明, 房地产投资对金融效率的抑制作用在西部地区、经济欠发达地区、房地产销售状况差的地区更强。本文的政策建议在于, 深入市场化改革, 优化投资结构, 有助于提升金融效率, 促进实体经济的长期增长。

关键词: 房地产投资; 金融效率; 金融发展; 经济增长

JEL 分类号: G20, 016, 040 **文献标识码:** A

一、引言

近年来, 我国经济呈现出“脱实向虚”的问题, 一方面工业、制造业持续低迷, 另一方面股票市场与房地产市场交替出现了繁荣景象。如图 1 所示, 2003-2013 年, 我国固定资产投资中房地产开发投资的占比呈现出不断上升的趋势, 尤其是在 2009-2011 年表现为爆发式的增长(虚线)。与此同时, 金融体系对实体经济发展的支持作用却越来越弱, 也即金融效率持续下降(实线)。¹房地产投资占比与金融效率在时间序列上呈现出显著的负相关关系(相关系数为-0.8, p

作者简介: 彭俞超, 经济学博士, 讲师, 中央财经大学金融学院, 丝路金融研究中心; 中国人民大学财政金融学院博士后, Email: yuchao.peng@hotmail.com.

黄娴静(通讯作者), 博士研究生, 广西大学商学院, 中国—东盟研究院, Email: xianjing_h@163.com.

沈吉, 经济学博士, 助理教授, 北京大学光华管理学院, Email: jishen@gsm.pku.edu.cn.

* 本文感谢教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(16JZD017)、国家社会科学基金西部项目(18XJY023)的资助, 感谢西南财经大学张一林博士、中央财经大学宏观金融讨论组黄志刚、郭豫媚等老师给予的有益建议。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 文责自负。

值为 0.005)。从区域上看,中国东部沿海省份的全要素生产率始终高于中西部地区,成为了人口流入主要方向,带来更多的土地和住房需求(陆铭等,2015)。但 2003 年后中央为了平衡地区差异,将建设用地指标更倾向于分配给中西部地区,使东部地区建设用地指标被收紧。同时,在“分税制”财政模式下,地方政府财政收入严重依赖于土地出让,从而造成了中西部地区将经济资源配置到新城建设中,过度依赖投资拉动增长造成了经济增长质量和效率的恶化(陆铭,2017)。房地产投资本应与人口、产业的增长潜力相适应,而实际上中西部、人口流出地等欠发达地区房地产投资占比很高,这就造成了资源配置与市场需求的背离。在这样的背景下,过度的房地产投资不仅会造成去库存压力上升,也会挤出金融资源对其他生产性资本的支持力度,进而阻碍经济的长期增长。这不禁让人思考:房地产投资究竟是拉动了经济增长,还是挤出了实体经济?

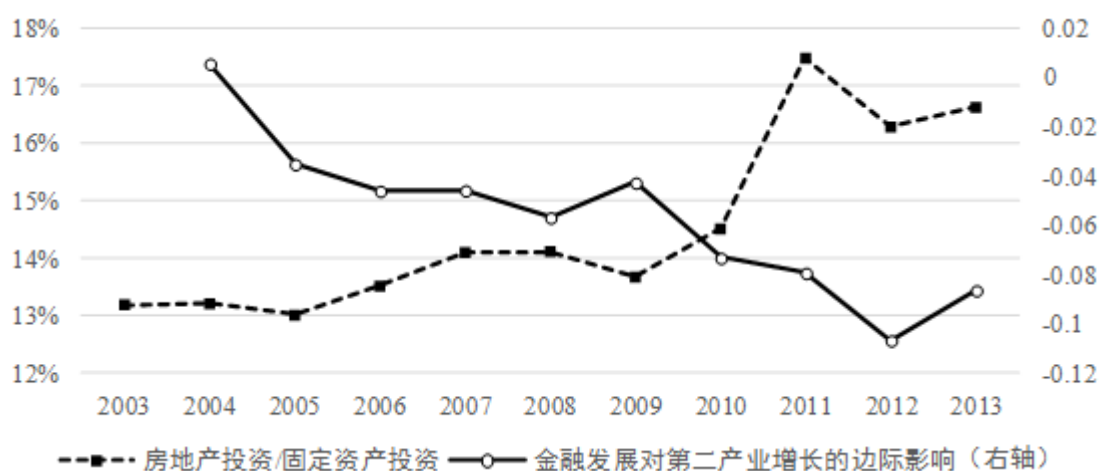


图 1 2003-2013 年房地产投资与金融效率

长期以来,学术界对金融发展与经济增长的关系进行了大量讨论,大多数研究支持了金融发展能够促进经济增长的观点(Levine, 2005; Lunitel et al., 2008)。然而,全球金融危机之后,越来越多的研究发现,随着金融发展水平的不断提高,金融发展对经济增长的影响却在不断下降,甚至消失了(Arcand et al., 2015)。这一现象就是金融效率的下降。学术界对金融效率的下降有以下几种解释:第一,现代经济中金融业自身的发展占据了过多的人力、物力等资源,阻碍了实体经济的发展。事实上,金融发展对经济增长的推动作用更多源于金融业自身的增长,而不是金融对其他行业的促进作用(Jerzmanowski, 2017)。第二,金融业的链条不断拉长。金融体系一面创造供给,一面自我创造需求,使金融资源在金融体系内部多次循环之后,才最终流向实体经济,导致实体经济的融资成本较高。当金融资本的收益率普遍、明显地高于产业资本所能提供的最高收益率时,金融资本便最终脱离了实体经济的运行轨迹,开始追求“自我实

¹ 本文把金融效率定义为金融发展对实体经济增长的边际影响,与王广谦(1999)定义的宏观金融效率一致。本文采用 2003-2013 年地级市的样本,以第二产业增长率作为因变量,以金融发展与年份虚拟变量的交乘项作为自变量,测算了金融发展对实体经济增长的年份效应,即每年的金融效率。回归中控制了省份×年份固定效应、城市固定效应。囿于篇幅,回归结果未报告。

现”（陈雨露，2015），金融对实体经济的支持作用就进一步下降。第三，非金融企业从事金融投资的占比不断上升。虽然信贷资源流向了实体经济中的企业，但是，这些企业又将资源以过桥投资、金融股权投资等方式抽离了实体经济部门，导致金融对实体经济的支持作用下降（李建军和马思超，2017；彭俞超等，2018）。虽然现有学者对金融效率的下降提出了一些解释，但是，鲜有学者考虑到投资结构，尤其是房地产投资对金融效率的影响。从宏观上看，广义货币量 M2 一致保持较快的增长率，信贷供给是充沛的，而从微观上看，民营企业和中小企业难以获得融资，民间固定资产投资也出现了显著的下滑。宏微观的矛盾可能与结构有关，金融资源的确流出了金融体系，但可能并未主要流向实体经济部门，未能用于除房地产以外的固定资产投资。由此可见，投资结构是影响金融效率的重要因素。

关于房地产投资对实体经济的影响，学术界有以下两种截然相反的观点。第一类观点认为，房地产投资能够促进企业发展。企业持有房地产有助于缓解融资约束，能够为创业提供原始资本（Schmalz et al., 2017），也能够促进企业投资和发展（Chaney et al., 2012；Gan, 2007）。第二类观点认为，房地产投资降低了资源配置效率（罗知和张川川，2015），阻碍了经济增长，降低社会福利（陈斌开等，2015；Chen and Wen, 2017）。中央政府频繁干预住房市场以及地方财政严重依赖土地销售收入为公众带来房价上涨预期，人们从事房地产投资的意愿增强，创业行为会减少（吴晓瑜等，2014），同时成熟企业从事主营业务投资和创新研发活动的意愿也会下降（余泳泽和张少辉，2017）。由此可见，现有研究对房地产投资与经济增长的关系看法并不一致。

房地产投资如何能够促进经济增长？首先，房地产投资能够刺激总需求（许宪春等，2015），促进短期经济增长。房地产建设周期相对较短，对建筑材料的需求较大，能够快速拉动 GDP 的短期提升。其次，房地产作为一种生产要素，增加房地产投资能够促进长期经济增长。但是，与其他资本相比，房地产的要素份额较低，因而房地产投资对长期经济增长直接促进作用较小。第三，房地产作为一种耐用消费品，能够间接拉动其他行业的发展，促进长期经济增长。居民因自住需求而购买住房需要对房屋进行装修，购置家用电器等，企业因生产需要而购买办公室、厂房，也需要对房屋进行装修，配备一些配套设施。因而，房地产对其他下游行业有一定的溢出效应。综上所述，房地产对短期经济增长的促进作用较强，对长期经济增长的作用较弱。由于存在晋升激励，在经济疲软时，地方政府为了实现 GDP 目标更有动力加大对房地产投资项目的支持力度（朱英姿和许丹，2013），从而在短期刺激了总需求，但忽略了生产性资本积累，阻碍了长期经济增长。与此同时，固定资产投资中房地产投资比重上升，导致金融资源对生产性投资的促进作用下降，从而抑制了金融效率。

基于以上分析，参考 Lucas（1988）和 Pagano（1993），本文构建了一个包含投资结构与金融发展的两部门内生增长模型，分析了投资结构与金融效率的关系。接着，采用我国 2003-2013 年地级市层面的样本，对房地产投资占比与金融效率的关系进行了实证检验。我们还分析了房地产投资对金融效率的影响在不同地域和不同经济发展水平下有何差异，并探索了房地产投资影响金融效率的传导机制。

与现有研究相比，本文有以下两方面的边际贡献：第一，与现有的房地产相关研究不同，

从结构的视角, 本文较为领先地探索了投资结构对金融效率的影响, 并从房地产投资视角检验了陆铭(2017)关于中国地区倾向的经济发展政策下, 过度依赖投资造成资源误配和经济增长效率恶化的结论。第二, 本文创新性地整合了房地产促进经济和挤出经济等两种不同的观点, 并在统一的分析框架下做出了阐释。由于房地产业对其他行业存在正溢出效应(正外部性), 政府主导的房地产投资刺激有助于使分散决策下的固定资产投资结构朝着集中决策下的最优结构转变, 在一定程度上能够提升金融效率和经济增长率; 然而, 当固定资产投资结构中房地产投资的占比超过了最优值, 进一步刺激房地产投资将抑制金融效率和经济增长。第三, 本文弥补了金融发展理论, 对金融对实体经济支持作用的下降提出了新的解释, 即房地产投资占固定资产投资比重的上升, 抑制了金融发展对生产性投资的支持作用。本文余下的部分安排如下, 第二部分构建了理论模型, 第三部分实证设计和数据描述, 第四部分是房地产投资与金融效率的实证分析, 最后是结论和政策建议。

二、理论模型

基于 Lucas (1988) 和 Pagano (1993), 本部分构建了一个考虑连续时间、无限期的两部门内生增长模型, 分别考察了投资结构外生和内生时的金融效率。考虑到房地产行业对其他行业的溢出效应, 本文在生产函数中引入了外部性。具体的模型设定如下。

(一) 技术

假设经济中人口为 1 且不增长。生产函数是柯布-道格拉斯形式的:

$$Y = AK^\alpha H^{1-\alpha-\gamma} \bar{H}^\gamma \quad (1)$$

其中, Y 是产出, A 是代表技术水平的外生参数, K 是生产性资本存量, H 是房地产存量, α 和 $1-\alpha-\gamma$ 分别是生产资本和房地产的产出份额。不可否认, 房地产本身就是一种重要的生产要素, 企业的运行首先需要购置相应的厂房, 所以本文将房地产直接写入生产函数, 类似的做法也见于 Iacoviello (2015)。同时, 房地产对社会总产出存在正的溢出效应, 这种溢出效应源于对其他行业的带动作用。当建成的房地产被销售出去且被利用后, 房地产就能够带动包括家居装饰、家具、家用电器、建材、装潢等多个行业的发展。从个体决策者看, 房地产投资者并不会考虑到房地产对其他行业的溢出效应, 但是这些溢出效应又确实会作用在社会经济总量上, 因而, 房地产对其他行业的溢出效应就是房地产对经济的一种正外部性。为了全面刻画房地产投资对经济增长的贡献程度, 我们在生产函数中加入房地产的社会平均值 \bar{H} , 其产出份额 γ 衡量了房地产外部性的大小, 正溢出效应要求 $0 < \gamma < 1-\alpha$ 。换句话说, 在代表性个体看来(即分散化均衡中), 房地产的要素份额为 $1-\alpha-\gamma$, 但对全社会(即中央计划者)而言, 房地产的要素份额其实为 $1-\alpha$ 。相比较而言, 个体决策事实上忽视了房地产的溢出效应。

(二) 偏好

代表性家庭最大化消费的终生贴现效用和:

$$\int_0^{\infty} e^{-\beta t} \ln C dt \quad (2)$$

其中, C 是家庭的消费, β 是贴现因子。家庭获得产出的所有收入 Y 后, 扣除消费后剩余的部分储蓄到金融体系, 转化为社会总投资 I 。根据金融发展的内涵, 储蓄投资转化率反映了金融发展水平。金融中介是连接社会储蓄与企业投资的中介机构, 一面从居民端吸纳社会储蓄, 一面将资金提供给企业用于投资。在一个无摩擦的、封闭的理想经济中, 储蓄能完全转化为投资²。但是, 当有金融中介存在时, 储蓄并不一定能完全转化为投资。金融中介活动的成本, 就可以理解为储蓄在向投资转化的过程中产生的损失。一个经济体的金融发展水平越高, 金融中介活动消耗的社会资源越少, 储蓄投资转化率越高。参考 Pagano (1993), 用 η 表示储蓄投资转化率, 则该参数就代表了金融发展水平。 η 越接近 1, 则金融发展水平越高, 反之, η 越接近 0, 则金融发展水平越低。于是, 家庭的资源约束可以表示为:

$$\eta(Y - C) - I = 0 \quad (3)$$

投资需要配置到房地产和生产性资本两个部门。我们假设生产性投资 $(1-x)I$, 能够直接积累生产性资本, 而房地产投资 xI 能够积累房地产。其中, $x \in (0,1)$ 是房地产投资占总投资的比重。在基准模型中, 本文将投资结构 x 视为外生参数。不失一般性, 假设两类资本的折旧率均为 δ 。则生产资本和房地产的积累方程如下:

$$\dot{K} = (1-x)I - \delta K \quad (4)$$

$$\dot{H} = xI - \delta H \quad (5)$$

其中, \dot{K} 和 \dot{H} 分别代表 K 和 H 关于时间的导数。家庭在生产技术 (2) 式、预算约束条件 (3) 式、资本积累方程 (4) 式、房地产积累方程 (5) 式的约束下, 最大化目标函数 (1)。通过动态优化可以求解得到³, 在平衡增长路径 (Balance Growth Path, 下简称 BGP) 上, 资本与房地产的比例为常数:

$$\hat{k} \equiv \frac{K}{H} = \frac{1-x}{x} \quad (6)$$

也就是说, 外生的投资结构 x 直接决定了经济中两类固定资产的结构, 决定了两个部门的规模。总产出 Y 、资本存量 K 和房地产存量 H 在 BGP 上的增长率相同⁴ (以下统称为经济的平衡增长率) 且等于:

$$g = \eta(1-\gamma)A(1-x)^\alpha x^{1-\alpha} - (\beta + \delta) \quad (7)$$

根据脚注 1 中的定义, 金融效率为金融发展对经济增长的边际作用, $E \equiv dg / d\eta$, 则金融效率的解析表达式为:

² 在一个充分竞争的 Arrow-Debreu 经济中, 金融中介机构是不会对居民和企业的决策产生任何实质上的影响的, 这是 Modigliani-Miller 定理的一个推论。

³ 详细的证明过程见附录。

⁴ 由于 (1) 式中取对数效用函数, 所以消费的平衡增长率也是 g 。

$$E = A(1-\gamma)(1-x)^\alpha x^{1-\alpha} \quad (8)$$

由上式可以看出，金融效率受到技术水平（ A ）、房地产投资占比（ x ）、房地产外部性（ γ ）和要素产出份额（ α ）的影响。我们主要关注房地产投资占固定资产投资的比重 x 对金融效率的影响。通过求解 dE/dx 我们可以得到，固定资产投资的结构 x 会影响金融发展对经济增长的作用。当 $x > 1-\alpha$ 时，房地产投资占固定资产投资的比重越高，金融发展对经济增长的促进作用越弱，即金融效率越低；当 $x < 1-\alpha$ 时，房地产投资占固定资产投资的比重越高，金融发展对经济增长的促进作用越强，即金融效率越高。

为什么投资结构的阈值与 $1-\alpha$ 有关？为了解答这一问题，本文接着考虑了内生投资结构 x 的情况。通过类似地推导过程可得，在中央计划者经济条件下，最优的房地产投资结构为 $x^* = 1-\alpha$ 。⁵ 然而，在个体分散决策下，均衡路径上的房地产投资结构为 $\hat{x} = (1-\alpha-\gamma)/(1-\gamma)$ 。由于 $0 < \gamma < 1-\alpha$ ，因而， $\hat{x} < x^*$ 。也就是说，在分散决策下，经济内生决定的投资结构是小于最优投资结构的，这时，政府外生地推动投资结构提升将有助于提升金融效率。但是，当投资结构 x 超过社会最优值 x^* 时，进一步提升投资结构将会抑制金融效率。

决定长期经济增长的是供给面因素。生产函数中的要素份额决定了最优的要素结构，进而决定了最优的投资结构。由于房地产行业存在一定的外部性，分散决策的投资结构偏离最优投资结构，这时，政府适当地提高房地产投资占固定资产投资的比重，将有助于改善金融资源的流向，进而提升金融效率。但是，矫枉过正将抑制金融效率，阻碍经济增长。当房地产投资占比偏离最优投资结构继续上升时，房地产投资结构将抑制金融效率。根据 Iacoviello（2015）的研究，一般而言，生产函数中房地产的要素份额大约为 5%，也就是说，最优的房地产投资结构应为 5% 左右。而我国当前的房地产占比已经达到 17%（2003-2013 年的平均值为 14.4%），远远超过了最优的投资结构。那么，总体而言，中国的房地产投资结构提高将抑制金融效率。因此，本文给出如下待实证检验的假设：

假设 1：在当前我国房地产投资占比显著高于房地产要素份额的情况下，房地产投资占固定资产投资比重越高，金融发展对经济增长的促进作用越弱，换言之，房地产投资占比上升将抑制金融效率。

通过对（8）式求导可得，在 $x > x^*$ 的情况下， $d^2E/dxd\gamma > 0$ 。当房地产行业的溢出效应 γ 越大时，房地产投资比重上升对金融效率的抑制作用越小。这表明，房地产对经济的外部性能够在一定程度上抵消要素结构扭曲带来的效率损失。房地产行业的溢出效应在不同城市和地区是不同的，这取决于房地产的销售使用情况。例如，在一二线城市，人口大量流入，房地产的需求相对充足，从而房地产的空置率较低。房地产投资能够带动装修、建材、家电等十多个

⁵ 由于消费的平衡增长率就是 g ，（7）式中的 g 关于 x 是凹函数，在 $x^* = 1-\alpha$ 处达到最大值。

行业的发展,表现出其较大的溢出效应,那么,房地产投资对金融效率的抑制作用就比较小(甚至表现为促进作用)。而对于房屋空置率较高的三四线城市,房地产投资占用的金融资源仅对当期的经济增长有直接影响,未能带动其他行业的资本积累,进而对长期经济增长作用较弱。由此可见,当房地产具有真实需求,房地产销售情况较好时,房地产对实体经济的溢出效应较强,进而能够缓解房地产投资占比上升对金融效率的抑制作用。因此,我们提出如下待检验的假设,

假设 2: 房地产对经济的外部性能够在一定程度上抵消要素结构扭曲带来的效率损失。在房地产销售情况越好的地区,房地产投资占比上升对金融效率抑制作用越弱。

三、实证设计和数据

(一) 实证设计

由于金融效率难以直接衡量⁶,因此,我们借助金融发展与经济增长的实证分析框架,通过引入交乘项的方式探索房地产投资占比对“金融发展——经济增长”关系的影响,从而间接地论证房地产投资占比与金融效率的关系。本文构建如下回归模型:

$$Y_{i,t} = \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 FD_{i,t} + \beta_3 House_{i,t} \times FD_{i,t} + \beta_4 House_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中,角标 i 和 t 分别代表城市和年份(2003-2013年), Y 是经济发展水平,用第二产业实际增加值的自然对数值度量。没有采用 GDP 来度量经济发展水平有以下两方面的原因:一方面,房地产业和金融业都属于第三产业,仅考虑第二产业有助于剔除房地产对经济的直接影响,减轻模型的内生性问题;另一方面,金融发展支持实体经济增长才能被看做是金融效率高的状态,金融发展支持金融业膨胀而促进经济增长,并不是金融效率高的表现,而第二产业是实体经济的主要代表,故我们选择第二产业作为因变量能更好地契合研究问题。出于稳健性考虑,我们也采用了人均实际 GDP、工业实际增加值作为经济发展水平的替代变量,不改变本文的核心结论。

参考彭俞超(2015),在方程(9)两端减去 $Y_{i,t-1}$,回归方程可变为:

$$Gr_{i,t} = (\beta_1 - 1)Y_{i,t-1} + \beta_2 FD_{i,t} + \beta_3 House_{i,t} \times FD_{i,t} + \beta_4 House_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中, $Gr_{i,t} = Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$ 是经济增长率,因而,方程(10)和方程(9)是等价的,都能够有效地估计金融发展对经济增长的影响。本文选择(10)式进行估计。根据经济的条件 β 收敛假说,系数 $(\beta_1 - 1)$ 应该小于 0,也就是说,经济发展水平低的地区的经济增长速度较经济发展水平高的地区更快。

FD 是金融发展水平,与文献一致(Levine, 2005),本文采用贷款余额与 GDP 的比值度量。 $House$ 是房地产投资占固定资产投资的比重,是本文关注的核心变量之一。 $House \times FD$ 是房地

⁶ 采用图 1 方法测算金融效率,只能得到每年全国的金融效率均值,即时间序列变量。本文也尝试了分省构建该指标,直接对房地产投资结构与金融效率进行实证检验,得到了一致的结论。

产投资占比与金融发展的交乘项。根据假设 1，我们预期交乘项的系数 $\beta_3 < 0$ ，也就是说，房地产投资占比越高，金融发展对经济增长的负向作用越强（或正向作用越弱）。 X 是一系列影响经济增长的信息集。参考 Zhang et al. (2012)，我们在信息集中添加了教育水平（*Edu*）来控制人力资本的作用，添加了邮电业务（*Post&Tele*）控制当地的通信基础设施情况，添加了路网覆盖率（*Road*）来控制交通基础设施情况，添加通货膨胀率（*CPI*）来控制宏观经济情况，添加国有经济占比（*SOE*）来控制所有制结构。最后，我们还控制了城市的个体固定效应。详细的变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义一览表

变量名	描述	度量
<i>Y</i>	实体经济发展水平	第二产业增加实际值的自然对数值
<i>Gr</i>	实体经济增长率	第二产业增加实际值的自然对数值的一阶差分
<i>FD</i>	金融化程度	城市贷款余额与 GDP 之比
<i>House</i>	房地产投资比重	房地产开发投资与固定资产投资之比
<i>Edu</i>	教育水平	高中在校学生数占总人口数的比重
<i>Post&Tele</i>	邮电业务	邮电业务总量与 GDP 之比
<i>Road</i>	路网覆盖率	公路里程总长度与行政地区面积之比
<i>CPI</i>	通货膨胀率	物价水平增长率
<i>SOE</i>	国有企业占比	固定资产投资中国有部分的占比
<i>Bank</i>	银行发展历史水平	1937 年银行数量的自然对数值
<i>HSales1</i>	房地产销售情况 1	商品房销售面积与开工面积之比
<i>HSales2</i>	房地产销售情况 2	住宅商品房销售面积与开工面积之比
<i>HSales3</i>	房地产销售情况 3	商品房销售面积与竣工面积之比

考虑到金融发展与经济增长的内生性，以及动态面板模型的特征，本文采用两阶段系统广义矩估计方法（GMM），对模型进行估计（Arellano and Bond, 1991; Blundell and Bond, 1998）。本文以年份固定效应作为外生工具变量，以所有解释变量和被解释变量的滞后项作为 GMM 型工具变量，采用 Sargan 检验的 p 统计量作为衡量工具变量有效性的标准。⁷

出于稳健性考虑，本文接着采用固定效应模型和工具变量法对模型进行了重新估计。申广军等（2015）使用民国时期的银行发展水平（*Bank*）作为当前金融发展水平的工具变量，本文也借鉴这一方法，选择民国时期银行发展水平与房地产投资占比的交乘项作为房地产投资占比与金融发展的交乘项 $House \times FD$ 的第一个工具变量。⁸此外，考虑到房地产投资结构与经济增

⁷ 工具变量滞后阶数的选择以通过工具变量有效性检验和二阶序列相关性检验 AR(2) 为标准。

⁸ 民国时期的银行数据整理自民国二十六年（1937 年）中国银行经济研究室编撰的《全国银行年鉴》。民国时期的银行数量与当前的金融发展指标高度相关，满足工具变量的相关性条件。工具变量的外生性要求，工

长之间可能的内生性，我们选择房地产投资占比与金融发展交乘项的滞后项作为另一个工具变量。同时，本文采用房地产投资结构的一阶滞后项作为房地产投资结构的工具变量。

接着，为了考察房地产投资对金融效率的影响在不同经济发展水平下有何不同，我们按照人均实际 GDP 的自然对数值把所有样本分为四组，分别利用每一组的子样本对模型（10）进行了估计。同时，我们还分析了房地产投资对金融效率的影响在东部、中部和西部省份的差异。

为了验证假设 2，本文按照房地产销售情况将样本分为两组，分别估计了房地产投资对金融效率的影响。显然，房地产投资的溢出效应依赖于其真实的销售情况。房地产虽然一旦建成就计入 GDP，但只有真正被购买后才可能带动装修、家用电器等行业。具体地，我们选择了商品房销售面积与开工面积之比（*HSales1*）、住宅商品房销售面积与开工面积之比（*HSales2*），以及商品房销售面积与竣工面积之比（*HSales3*）作为房地产销售情况的三种度量方式。

（二）数据描述

本文选取 2003-2013 年我国 283 个地级市的经济数据作为样本。主要数据均来自历年的《中国城市统计年鉴》。我们首先利用各城市的名义 GDP 和实际 GDP 增长率折算了每个城市的 GDP 平减指数，再利用该平减指数将有关名义变量转化为了实际量。样本中，金融发展水平的均值为 0.769，标准差为 0.466，反映了我国各城市之间金融发展水平的不平衡性较大。具体地，东部沿海地区的金融发展水平显著高于中西部地区。从区域上看，除北京、上海等一线城市外，东南沿海省份的房地产投资比例较高。对于经济发展水平较高的省份，房地产需求相对旺盛，房地产投资占比高有其相对的合理性。与此不同的是，在西部省份如新疆、青海、宁夏、四川、云南、贵州等经济欠发达地区，房地产投资占比也很高，这就十分不合理。过度的房地产投资不仅会造成去库存压力上升，也会挤出金融资源对其他生产性资本的支持力度，进而阻碍经济的长期增长。

四、实证结果分析

（一）基准模型

表 2 报告了房地产投资占比与金融效率的实证分析结果。⁹第（1）-（2）列采用了适用于动态面板数据的两阶段系统 GMM 估计方法，能够有效的克服内生性。AR（2）检验的 p 值大于 0.1，表明模型有效的克服了内生性问题。Sargan 检验的 p 值大于 0.1，表明模型的工具变量是有效的。

在第（1）列中，金融发展 FD 的系数为 0.058，在 10% 的统计水平上显著，表明金融发展

具变量只能通过内生变量（金融发展）影响被解释变量（经济增长）。然而，民国时期银行数量较多的城市，是当时经济发展程度较高的大城市，这些地区在改革开放以后仍然保持较高的经济发展水平。由于本文在回归模型中已经控制了滞后一期的经济发展水平，即控制了历史经济发展水平带来影响，因此，民国时期的银行发展水平满足了工具变量的外生性条件。

⁹ 考虑到自变量与因变量之间可能存在非线性关系，参考 Beck et al.（2000）的做法，本文对 FD 、 $House$ 、 Edu 、 $Post\&Tele$ 、 CPI 和等变量均进行了 $\ln(1+\text{变量})$ 的变换，对 $Road$ 进行了 $\ln(\text{变量})$ 的变换。

能够促进经济增长，与经典文献保持了一致。在第（2）列中，回归纳入了房地产投资占比与金融发展的交乘项 $House \times FD$ ，其系数为-0.790，且在 5% 的统计水平上显著。这表明当房地产投资占比越高时，金融发展对经济增长的负向影响越强，换言之，房地产投资占比提高将导致金融效率下降。粗略估计，每当房地产投资占固定资产投资的比重提高 1%，金融发展对经济增长的促进作用将下降 0.79%。以 2013 年的数据为例，如果云南昆明市的房地产投资占比（44.1%）下降到广西南宁市的水平（17.1%），金融发展水平 1% 的提高将多带动 0.21 个百分点的经济增长。因此，无论是统计意义还是经济意义，房地产投资都对金融效率具有十分显著的抑制作用，假设 1 得到了证明。

第（3）列报告了固定效应模型的回归结果。为了减弱遗漏解释变量的问题，我们控制了省份与年份的交叉固定效应。¹⁰ 房地产投资占比与金融发展的交乘项 $House \times FD$ 的系数为-1.156，且在 1% 的统计水平上显著，与 GMM 估计结果保持了一致。为了结果的稳健性，本文进一步采用工具变量法对模型重新进行了估计，结果如第（4）列所示。Anderson 检验和 Cragg-Donald 检验均是工具变量识别检验。Anderson 检验的 P 值小于 0.01，Cragg-Donald 检验 F 值显著大于 10% 的阈值，表明本文选择的工具变量是有效的。 $House \times FD$ 的系数为-3.158 ($p < 0.01$)。这表明，采用多种克服内生性的回归估计方法，均得到了相同的结论，即房地产投资占比仍然会对金融效率产生抑制作用。由此可见，本文的估计结果是稳健的。

表 2 第（1）-（4）列中，经济发展水平一阶滞后项的系数均在 1% 的统计水平上显著，系数均小于 0，反映了我国各城市之间的经济发展存在较强的条件 β 收敛趋势。第（1）列中房地产投资比重 $House$ 的系数小于 0，在第（2）-（4）列中，以金融发展水平的均值带入，也可计算出房地产投资占比对经济增长的边际效应小于 0。由此可见，提高一个地区的房地产投资占比对经济增长并无直接的促进作用。这是因为，房地产投资仅能在短期内刺激总需求，拉动经济增长，并不能促进长期的经济增长。

表 2 房地产投资占比对金融效率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量: $Gr_{i,t}$	Sys-GMM	Sys-GMM	FE	2SLS IV
$Y_{i,t-1}$	-0.050*** (0.011)	-0.044*** (0.011)	-0.431*** (0.021)	-0.556*** (0.027)
$FD_{i,t}$	0.058* (0.031)	0.213*** (0.069)	0.193*** (0.055)	0.492*** (0.076)
$House_{i,t}$	-0.138 (0.126)	0.345 (0.231)	0.563*** (0.156)	1.884*** (0.296)

¹⁰ 在 GMM 估计中，我们没有控制省份与年份的交叉固定效应。这是因为，交叉固定效应将生成数百个虚拟变量，导致 GMM 估计中的矩阵运算变得极其复杂，从而难以得到有效的估计结果。

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量: $Gr_{i,t}$	Sys-GMM	Sys-GMM	FE	2SLS IV
$House_{i,t} \times FD_{i,t}$		-0.790**	-1.183***	-3.158***
		(0.313)	(0.251)	(0.437)
控制变量	已控制	已控制	已控制	
省份×年份固定效应			已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1,754	1,754	1,957	1,399
AR(1) p-value	0.088	0.099		
AR(2) p-value	0.364	0.329		
Sargan p-value	1.000	1.000		
R^2			0.507	0.233
Anderson p				0.000
Cragg-Donald F				145.848

注：括号中报告的是标准误，*、**、***分别表示系数在 10%、5%、1%的统计水平上显著。下同。

2008 年金融危机以来，较多的实证研究都提出，随着金融发展水平的不断提高，金融发展对经济增长促进作用将不断下降，甚至反转为阻碍经济增长。例如，Cecchetti and Kharroubi (2012) 和 Arcand et al. (2015) 的实证分析均发现了金融发展与经济增长之间存在倒 U 型曲线关系，当信贷余额占 GDP 的比例超过 100% 时，金融发展就开始对产出增长产生负面影响。彭俞超等 (2017) 对基于中国样本的 35 篇实证研究 247 个估计进行了 META 回归分析，发现中国金融发展对经济增长仅有较弱的正向影响，而且这一正向影响在 2000 年后有所减弱。事实上，本文发现的房地产投资对金融效率的抑制作用，恰好为金融发展与经济增长的弱相关关系提供了一种合理的解释。当房地产投资占固定资产投资的比重较低时，金融发展与经济增长之间呈现显著的正相关关系。但是，随着房地产投资占比的上升，金融发展与经济增长之间的正相关性逐渐下降。当房地产投资占比达到 27% 时，金融发展甚至会抑制经济增长。由此可见，房地产投资占比的不断提高对其他行业的资源挤出效应，是造成金融发展与经济增长之间正相关性减弱的一个重要原因。

(二) 分组检验

我国各地区的经济发展水平和金融发展水平都具有较强的非平衡性，各地区的房地产投资情况也有显著不同。房地产投资对金融效率的抑制作用在不同的区域、不同的经济发展水平下有何差异？本文基于不同的子样本对这一问题进行了进一步的实证分析。

参考 Guariglia and Yang (2016)，本文将 31 个省份划分为东部沿海、中部和西部三个地区。

其中，东部沿海地区包括山东、广东、江苏、河北、浙江、海南、福建、辽宁、北京、上海和天津；中部地区包括吉林、安徽、山西、江西、河南、湖北、湖南、黑龙江和重庆；西部地区包括云南、内蒙古、四川、宁夏、广西、新疆、甘肃、西藏、贵州、陕西、青海。分别利用东部、中部、西部三个子样本对公式（10）进行系统 GMM 估计，得到的回归结果如表 3 所示。

表 3 房地产投资对金融效率影响的区域差异

	(1)	(2)	(3)
因变量: $Gr_{i,t}$	东部	中部	西部
$Y_{i,t-1}$	0.010 (0.017)	-0.009 (0.005)	-0.046*** (0.010)
$FD_{i,t}$	-0.310*** (0.094)	0.033 (0.022)	0.303*** (0.054)
$House_{i,t}$	-0.948*** (0.357)	-0.097 (0.079)	0.192 (0.295)
$House_{i,t} \times FD_{i,t}$	0.803** (0.399)	-0.197* (0.111)	-0.959** (0.426)
控制变量	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
样本量	779	689	286
AR(1) p-value	0.000	0.000	0.254
AR(2) p-value	0.070	0.379	0.259
Sargan p-value	0.704	0.122	0.983

在表 3 第 (1) 列中，房地产投资占比与金融发展的交乘项 $House \times FD$ 的系数为 0.803，且在 5% 的统计水平上显著，这表明，在东部地区，房地产投资结构占比越高，金融发展对经济增长的作用越强，换言之，房地产投资结构提高将促进金融效率的提升。在表 3 第 (2) 列和第 (3) 列中，房地产投资占比与金融发展的交乘项 $House \times FD$ 的系数均显著小于 0，这表明，在中西部地区，房地产投资占比提高对金融效率有显著的抑制作用。实证结果的地区差异与经济发展水平有很大的关系。受区位因素和政策因素影响，我国东部沿海地区经济发展水平相对较高，而中西部地区发展水平相对较低。根据前文的理论分析，房地产投资占比对金融效率的作用受到房地产溢出效应大小的影响，因而，房地产投资对金融效率影响的区域差异可能与房地产溢出效应的区域差异有关，也就是说，房地产的溢出效应可能在东部地区更强。

地区差异仅考虑了同一个时间点上的空间差异，为了能够把时间轴上的经济发展水平差异

也考虑进来,我们以城市人均实际GDP的四分位对所有样本进行分组,分别对模型(10)进行了估计,结果如表4所示。表4第(1)-(4)依次展示了经济发展水平最低、次低、次高和最高四个子样本的回归结果。房地产投资占比与金融发展的交乘项 $House \times FD$ 的系数在经济发展最低的地区为-1.366 ($p < 1\%$),在经济发展水平最高的地区为 2.075 ($p < 5\%$),而在经济发展水平次低和次高的地区均不显著。由此可见,随着经济发展水平的不断提高,房地产投资占比提高对金融效率的抑制作用逐渐减弱,甚至能够反转为促进作用。

得到这一结果的可能原因是,经济发展水平较低的地区,房地产投资对其他行业的溢出效应较弱。根据前文的理论分析,当房地产投资对其他行业的溢出效应越弱时,房地产投资占比提高对其他实体经济行业的资源挤出效应越强,进而导致金融效率越低。经济发展水平较高的地区对劳动力的需求更高,从而人口呈现出不断的净流入的趋势,则房地产市场的需求相对充足。在房地产需求充足的情况下,提高房地产的供给能够带来交易量的上升,进而带动相关下游行业。如前文所述,当房地产被购买并用于居住时,则必然会带动装修、装饰、家具、家电等一系列行业的发展,这就是房地产对其他行业的溢出效应。与此相反,在经济发展水平较低的地区,房地产的需求较弱,房地产的成交量较低,房屋空置率较高,并不能带动相关行业的增长。因而,在经济欠发达地区,房地产投资对金融效率的抑制作用更强。可以认为,经济发达的地区,房地产的外部性较高,分散决策下的房地产投资占比较最优投资结构低,进一步提高房地产投资占比将能够提升金融效率。而在经济欠发达的地区,房地产的外部性较低,过度提高房地产投资将抑制金融效率。

表4 不同经济发展水平下房地产投资对金融效率的影响差异

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量: $Gr_{i,t}$	最低	次低	次高	最高
$Y_{i,t-1}$	-0.079*** (0.008)	-0.045 (0.037)	-0.015 (0.098)	-0.031 (0.040)
$FD_{i,t}$	0.327*** (0.047)	-0.614 (0.534)	1.080* (0.608)	-0.616*** (0.212)
$House_{i,t}$	0.997*** (0.251)	-2.044 (1.731)	2.244 (2.334)	-1.046 (0.744)
$House_{i,t} \times FD_{i,t}$	-1.366*** (0.379)	4.107 (3.360)	-5.087 (3.517)	2.075** (1.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	385	476	466	427

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量: $Gr_{i,t}$	最低	次低	次高	最高
AR(1) p-value	0.249	0.000	0.028	0.001
AR(2) p-value	0.272	0.339	0.183	0.526
Sargan p-value	0.658	0.997	0.330	0.429

为了验证这一机制,并检验假设 2,本文进一步实证分析了房地产投资占比对金融效率的影响在房地产市场销售状况不同时的差异。本文选择了商品房销售面积与开工面积之比 ($HSales1$)、住宅商品房销售面积与开工面积之比 ($HSales2$),以及商品房销售面积与竣工面积之比 ($HSales3$)三个指标作为房地产销售情况的三种度量方式。以同一年各城市房地产市场销售状况的中位数作为临界值,可以把样本分为房地产市场销售状况好和销售状况差的两组子样本。表 5 分别报告了以三种指标划分的六组子样本的回归分析结果。

在三种不同的度量方式下,房地产投资占比与金融发展交乘项 $House \times FD$ 的系数均在房地产销售情况好的城市不显著,而在房地产销售情况差的城市显著小于 0 ($p < 0.05$)。也就是说,在房地产销售情况更差的城市,房地产投资占比提高对金融效率的抑制作用更强。这支持了本文提出的机制,也支持了假设 2,即房地产投资对其他行业的溢出效应低是导致房地产投资抑制金融效率的原因。

表 5 不同房地产销售情况下房地产投资对金融效率的影响

因变量: $Gr_{i,t}$	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	$HSales1$		$HSales2$		$HSales3$							
	销售好	销售差	销售好	销售差	销售好	销售差	销售好	销售差	销售好	销售差	销售好	销售差
$Y_{i,t-1}$	0.003	-0.075***	0.000	-0.100***	-0.002	-0.047***						
	(0.018)	(0.009)	(0.022)	(0.014)	(0.055)	(0.013)						
$FD_{i,t}$	-0.087	0.267***	0.050	0.145	-0.113	0.194**						
	(0.164)	(0.086)	(0.187)	(0.109)	(0.346)	(0.081)						
$House_{i,t}$	-1.434**	0.171	-0.807	1.030***	0.518	0.516**						
	(0.655)	(0.241)	(0.630)	(0.375)	(0.856)	(0.247)						
$House_{i,t} \times FD_{i,t}$	1.182	-0.826**	0.322	-1.092**	-0.929	-0.694**						
	(0.827)	(0.395)	(0.823)	(0.530)	(1.459)	(0.297)						
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制						
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制						
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制						

因变量: $Gr_{i,t}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>HSales1</i>		<i>HSales2</i>		<i>HSales3</i>	
	销售好	销售差	销售好	销售差	销售好	销售差
样本量	878	926	798	956	764	990
AR(1) p-value	0.000	0.218	0.000	0.148	0.000	0.153
AR(2) p-value	0.918	0.406	0.543	0.290	0.992	0.274
Sargan <i>p</i> -value	0.669	0.361	0.305	0.815	0.588	1.000

(三) 稳健性检验

本文对基准模型进行了必要的稳健性检验。表 2 中已经考虑了实证模型的内生性可能，其他的稳健性检验主要包括以下几个方面¹¹：

第一，替换金融发展的度量方式。城市贷款余额与 GDP 之比是文献中度量金融发展水平的常用指标。出于稳健性考虑，我们另外选择了市辖区的银行贷款余额与市辖区 GDP 之比、城市存款余额与城市 GDP 之比作为城市金融发展的替代解释变量，对基准模型重新进行了估计。房地产投资占比与金融发展的交乘项均至少在 5% 的统计水平上显著小于 0，与基准模型的结果完全一致。

第二，替换经济发展的度量方式。在基准模型中，本文选择用第二产业的发展情况来度量经济增长，能够剔除房地产业和金融业带来的影响，使实证模型能够更加准确地刻画金融支持实体经济的作用。但是，出于稳健性考虑，我们分别以人均实际 GDP 增长率和工业实际增加值增长率作为经济发展水平的替代解释变量，对基准模型重新进行了估计。本文发现，用人均实际 GDP 增长率作为因变量时，房地产投资占比与金融发展的交乘项在固定效应模型中不显著，但是，采用能够克服的内生性的工具变量法时，该交乘项的系数显著小于 0。这表明，正如前文所担心的，金融发展与经济增长之间存在着较强的内生性，剔除金融行业和房地产行业有助于减少内生性对模型的干扰。克服内生性后，本文仍然得到了房地产投资占比抑制金融效率的结论，保证了结果的稳健性和一致性。采用工业实际增加值增长率作为因变量时，无论采用固定效应模型还是工具变量法，均能够得到与基准模型一致的结论。

第三，滞后性影响。考虑到资本积累对经济增长的影响具有一定的滞后性，我们将一阶滞后房地产投资占比、金融发展，以及二者的交乘项均取滞后一期放入模型。房地产投资占比与金融发展的系数仍然在 1% 的统计水平上显著小于 0。

第四，直辖市的影响。本文在基准回归中考察了所有城市房地产投资结构对金融效率的影响，也包括了四个直辖市。考虑到直辖市是省级行政单位，在经济发展水平和经济政策上都较一般地地级市更为特殊，故我们将四个直辖市剔除样本，重新对基准模型进行了估计。得到的结果与基本模型一致。

¹¹ 囿于篇幅，稳健性检验的结果未在正文中报告。

第五,危机前后的差异。定义 2008 年以后为后危机时期,将后危机时期的虚拟变量与 $House \times FD$ 相乘并纳入回归模型,我们发现这一变量的系数显著小于 0。也就是说,金融危机发生后,房地产投资占比对金融效率的抑制作用更强。这是因为,危机发生之后,居民的收入水平下降,对房屋的需求减少,从而导致以住房为目的的房地产成交量下降。与此同时,由于经济不确定性增加,以房地产作为保值手段的房地产需求上升。从而,完成交易的房地产中用于居住的房屋比重下降,导致房地产对下游行业的带动作用下降,进而使房地产投资对金融效率的抑制作用增加。

(四) 进一步的探索

房地产投资结构偏离最优投资结构,造成金融资源错配,是导致金融效率下降的核心机制。该机制在文献中也常被称作房地产对实体经济的信贷挤出效应。为了能够直接验证这条机制,本文构建了如下回归模型:

$$\ln NonHouseLoan_{i,t} = \beta_1 \ln Loan_{i,t} + \beta_2 House_{i,t} \times \ln Loan_{i,t} + \beta_3 House_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$\ln Loan$ 是固定资产投资资金来源中贷款的对数值, $\ln NonHouseLoan$ 是扣除房地产开发投资后固定资产投资资金来源中贷款的对数值。若房地产开发投资与其他固定资产投资能够同等地获得信贷支持,那么,给定投资结构, $\ln Loan$ 的回归系数应该等于 1。如果 $\ln Loan$ 的系数小于 1,则表明新增贷款更多的流向了房地产部门。进一步地,我们在回归方程中引入房地产投资占比与 $\ln Loan$ 的交乘项。如果交乘项的系数小于 0,则表明,在房地产投资占比更高时,总贷款增长率与非房地产贷款增长率的相关性更弱,也即证明了房地产投资对其他投资存在显著的信贷挤出效应。模型中控制了与基本回归一致的控制变量。

回归结果如表 6 所示。与预测一致, $\ln Loan$ 的回归系数小于 1,且交乘项 $House \times \ln Loan$ 显著小于 0。这表明,房地产投资的确对非房地产投资存在信贷挤出效应,且在房地产占比较高的地区,新增贷款大幅流向了房地产部门。政府外生干预地提高房地产投资占比,将挤出支持实体经济的金融资源,造成金融效率下降。

表 6 房地产投资对非房地产投资的贷款挤出作用

	(1)	(2)
因变量: $\ln NonHouseLoan_{i,t}$	Sys-GMM	Sys-GMM
$\ln Loan_{i,t}$	0.766*** (0.110)	0.891*** (0.046)
$House_{i,t} \times \ln Loan_{i,t}$		-0.323** (0.138)
$House_{i,t}$	0.215 (0.704)	1.262 (1.028)
控制变量	已控制	已控制

	(1)	(2)
因变量: $\ln NonHouseLoan_{i,t}$	Sys-GMM	Sys-GMM
样本量	1,846	1,846
年份固定效应	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制
AR(1) p -value	0.421	0.405
AR(2) p -value	0.450	0.425
Sargan p -value	1.000	0.999

五、结论和政策建议

基于 Lucas (1988) 和 Pagano (1993), 本文构建了包含投资结构和金融发展的内生经济增长模型。模型的分析结果表明, 当房地产投资占比超过社会最优值 (房地产的总要素份额) 时, 房地产投资占比提高将削弱金融发展对经济增长的促进作用, 抑制金融效率。房地产行业对其他行业的溢出效应能够在一定程度上抵消房地产投资占比提高对金融效率的抑制效应。利用我国 2003-2013 年 283 个城市的面板数据, 本文对房地产投资占比与金融效率的关系进行了实证检验。实证结果支持了模型的结论, 即房地产投资占比提高将抑制金融效率, 且这一抑制作用在中西部省份、经济发展水平低的城市更强。这是因为, 在经济发展水平低的地区, 房地产需求并不旺盛, 过剩供给房地产将引发房地产销售状况不好、库存积压, 使房地产对其他经济的溢出作用减弱, 进而导致房地产投资占比提升对金融效率的抑制作用更强。进一步的机制分析表明, 房地产投资占比上升将显著降低流入实体经济的金融资源, 这是导致金融效率下降的重要渠道。采用多种模型设定和不同的变量度量, 均不改变以上实证分析的结果。本文的政策建议在于, 进一步深入市场化改革, 处理好政府与市场的关系, 让市场在资源配置中起决定性作用, 并降低要素市场扭曲, 优化企业的投资环境, 将有助于以市场的力量调整固定资产投资结构, 有助于提高金融效率, 提高金融对非房地产行业、尤其是制造业的支持力度, 促进经济的长期、可持续发展。

参考文献

- [1]陈斌开、金箫和欧阳滢非, 2015, 《住房价格、资源错配与中国工业企业生产率》, 《世界经济》第 4 期, 第 77~98 页。
- [2]陈雨露, 2015, 《促进金融和实体经济的有效结合》, 《金融博览》第 5 期, 第 30~31 页。
- [3]李建军和马思超, 2017, 《中小企业过桥贷款投融资的财务效应——来自我国中小企业板上市公司的证据》, 《金融研究》第 3 期, 第 116~129 页。
- [4]陆铭, 2017, 《城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来》, 《经济学(季刊)》第 4 期, 第 1499~1532 页。
- [5]陆铭、张航和梁文泉, 2015, 《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》, 《中国社会科学》第 5 期, 第 59~83+204~205 页。
- [6]罗知和张川川, 2015, 《信贷扩张、房地产投资与制造业部门的资源配置效率》, 《金融研究》第 7 期, 第 60~75 页。
- [7]彭俞超, 2015, 《金融功能观视角下的金融结构与经济增长——来自 1989~2011 年的国际经验》, 《金融研究》第 1 期, 第 32~49 页。
- [8]彭俞超、韩珣和李建军, 2018, 《经济政策不确定性与企业金融化》, 《中国工业经济》第 1 期, 第 137~155 页。
- [9]彭俞超、朱映惠和顾雷雷, 2017, 《金融发展对经济增长影响的结构效应——基于 META 回归分析方法》, 《南开经济研究》第 5 期, 第 20~36 页。
- [10]申广军、龚雅娴和姚洋, 2015, 《金融发展与教育回报率的地区差异》, 《金融研究》第 3 期, 第 131~145 页。
- [11]王广谦, 1999, 《经济发展中金融的贡献与效率》, 中国人民大学出版社。
- [12]吴晓瑜、王敏和李力行, 2014, 《中国的高房价是否阻碍了创业?》, 《经济研究》第 9 期, 第 121~134 页。
- [13]许宪春、贾海、李皎和李俊波, 2015, 《房地产经济对中国国民经济增长的作用研究》, 《中国社会科学》第 1 期, 第 84~101+204 页。
- [14]余泳泽和张少辉, 2017, 《城市房价、限购政策与技术创新》, 《中国工业经济》第 6 期, 第 98~116 页。
- [15]朱英姿和许丹, 2013, 《官员晋升压力、金融市场化与房价增长》, 《金融研究》第 1 期, 第 65~78 页。
- [16]Arcand, J. L., Berkes, E. and Panizza, U., 2015. "Too Much Finance?", *Journal of Economic Growth*, 20(2) :105~148.
- [17]Arellano, M., and Bond., S., 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies* ,58(2): 277~297.
- [18]Beck, T., Levine, R. and Loayza, N., 2000. "Finance and the Sources of Growth", *Journal of Financial Economics*, 58(1):261~300.

- [19]Blundell, R., and Bond., S., 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87(1): 115~143.
- [20]Cecchetti, S. and Kharroubi, E., 2012. "Reassessing the Impact of Finance on Growth", Bank for International Settlements working paper, No. 381.
- [21]Chaney, T., Sraer, D. and Thesmar, D., 2012. "The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment", *American Economic Review*, 102(6):2381~2409.
- [22]Chen, K. and Wen, Y., 2017. "The Great Housing Boom of China", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(2):73~114.
- [23]Gan, J., 2007. "Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from a Natural Experiment", *Journal of Financial Economics*, 85(3):709~734.
- [24]Guariglia, A. and Yang, J., 2016. "A Balancing Act: Managing Financial Constraints and Agency Costs to Minimize Investment Inefficiency in the Chinese Market", *Journal of Corporate Finance*, 36:111~130.
- [25]Iacoviello, M., 2015. "Financial Business Cycles", *Review of Economic Dynamics*, 18(1):140~163.
- [26]Jerzmanowski, M., 2017. "Finance and Sources of Growth: Evidence from the U.S. States", *Journal of Economic Growth*, 22(1):97~122.
- [27]Levine, R., 2005. "Finance and Growth: Theory and Evidence", *Handbook of Economic Growth*, 865~934.
- [28]Lucas, R. E., 1988. "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.
- [29]Lunitel, K. B., Khan M., Arestis, P. and Theodoridis, K., 2008. "Financial Structure and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 86(1):181~200.
- [30]Pagano, M., 1993. "Financial Markets and Growth: an Overview", *European Economic Review*, 37(2-3):613-622.
- [31]Schmalz, M. C., Sraer, D. A. and Thesmar, D., 2017. "Housing Collateral and Entrepreneurship", *Journal of Finance*. 72(1):99-132.
- [32]Zhang, J., Wang, L. and Wang, S., 2012. "Financial Development and Economic Growth: Recent Evidence from China", *Journal of Comparative Economics*, 40(3):393-412.

Real Estate Investment and Financial Efficiency

PENG Yuchao HUANG Xianjing SHEN Ji

(School of Finance/Belt & Road Finance Institute, Central University of Finance and Economics;

Business School/China-ASEAN Research Institute, Guangxi University;
Guanghua School of Management, Peking University)

Abstract: By building an endogenous growth model that includes investment structure and financial development, this paper finds that the increase in the proportion of real estate investment in total fixed asset investment will curb financial efficiency when it is greater than the optimal level. This negative effect is more pronounced when the externality of real estate is weak. Based on the sample of 283 prefecture-level cities over 2003-2013, the empirical results of the fixed effect model, the IV approach and system-GMM support the conclusion of the model. Moreover, the effect of real estate investment on financial efficiency is more pronounced in the western region, the economically underdeveloped areas, and areas with bad real estate sales. Deepening market reform and improving the institutional environment, will help to adjust the investment structure, help to enhance financial efficiency and promote the long-term growth of the real economy.

Key words: Real Estate Investment, Financial Efficiency, Financial Development, Economic Growth

如何理解中国公司治理现实困境：一个逻辑分析框架

郑志刚

中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心

摘要：从 2015 年开始，我国资本市场进入各种“乱象”和“怪象”的集中爆发期，中国公司治理陷入困境。如何逻辑一致地解读最近一段时间以来发生在我国资本市场上的种种“乱象”和“怪象”？在提出既相互独立又相互交叉的三条逻辑主线的基础上，本文试图构建理解中国公司治理现实困境的一个统一逻辑分析框架。我们看到，一方面是我国资本市场进入股权分散时代，“野蛮人频繁撞门”和隐身在各种金字塔控股结构之后的金融大鳄的“兴风作浪”；另一方面，则是中国式内部人控制问题的存在。当野蛮人遭遇“中国式”内部人，中国公司治理的现实困境出现了。我国需要从监管和公司治理政策两方面积极应对和摆脱目前资本市场深陷的公司治理困境。

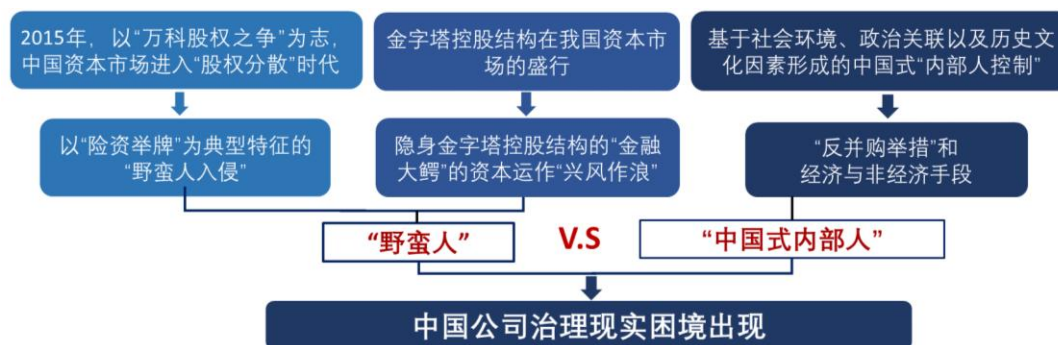
关键词：公司治理；分散股权；野蛮人入侵；金字塔控股结构；“中国式”内部人控制

经过长期的问题积累，从 2015 年开始，我国资本市场进入各种“乱象”和“怪象”的集中爆发期。首先是 2015 年资本市场经历的被一些媒体形象称为“股灾”的股价大幅波动；其次是从 2015 年 7 月万科股权之争为代表的系列控制权之争的集中爆发，举牌的险资以“野蛮人”的面目出现在我国资本市场，投资者和社会公众为之一时侧目；第三，险资举牌在我国资本市场掀起的腥风血雨在南玻 A 的董事会被“血洗”后达到了高潮，人人自危的实业家纷纷站出来谴责野蛮人的暴行，“破坏实体经济就是罪人”（董明珠语）。在上述“乱象”和“怪象”频发的背景下，2016 年 12 月 3 日证监会主席刘士余先生公开发声，痛批野蛮人，一度将这些举牌险资和其他兴风作浪的金融大鳄怒斥为“土豪”、“妖精”和“害人精”。

我们知道，控制权之争，甚至“野蛮人入侵”在各国资本市场发展历史上过去出现过，将来也会出现，并非新鲜事（Burrough and Helyar, 1990）。但为什么发生在当下我国资本市场的控制权之争如此血腥，对抗如此激烈？我们应该如何逻辑一致地解读最近一段时间以来发生在我国资本市场上的种种“乱象”和“怪象”。本文试图为理解中国公司治理现实困境提出一个统一的逻辑分析框架。

概括而言，我们认为，理解中国公司治理现实困境的关键在于把握以下三条既相互独立又相互交叉的逻辑主线。它们分别是：其一我国资本市场开始进入分散股权时代；其二是历史上曾经发挥作用，如今弊多利少的金字塔控股结构的盛行；第三则是长期存在的中国式内部人控制问题。我们看到，一方面是我国资本市场进入股权分散时代，“野蛮人频繁撞门”和隐身在各

种金字塔控股结构的金融大鳄的“兴风作浪”；另一方面，则是中国式内部人控制问题的存在。当野蛮人遭遇“中国式”内部人，中国公司治理的现实困境出现了……。三条逻辑主线的交织和冲突成为引发目前我国公司治理困境的现实原因。因而三条逻辑主线及其交织和冲突构成理解我国公司治理现实困境的一个可能逻辑分析框架。图一描述理解我国公司治理现实困境的三条逻辑主线和基于三条逻辑主线形成的逻辑分析框架。



图一：理解中国公司治理现实困境的逻辑分析框架

本文以下部分内容组织如下。第 1 节讨论我国资本市场进入分散股权时代的内因和外因；第 2 节介绍我国资本市场金字塔控股结构形成的历史原因和目前暴露的主要问题；第 3 节讨论中国式内部人问题形成的独特机制和中国式内部人控制问题的种种表现；最后，从三种逻辑主线出发，思考摆脱我国公司治理现实困境的可能监管应对和公司治理举措。

一、进入分散股权时代的中国资本市场

我国资本市场进入分散股权时代是理解我国现实公司治理困境的第一条，也是最重要的逻辑主线。在上市公司股权结构经历了从“一股独大”到“股权分散”的转变之后，我国资本市场开始进入分散股权时代。促成上述转变的现实因素概括而言有以下几个方面。其一，从 2005 年开始到 2007 年结束的股权分置改革和股票全流通的完成使公司控制权转让在技术上成为可能。

其二，股东权利保护的事实改善和风险分担的意识加强使得原控股股东倾向于选择股权分散的股权结构。传统上，当权利得不到法律应有的保护，股东倾向于选择集中的股权结构来对抗经理人对股东利益损害的代理行为。这是我们观察到投资者权利法律保护并不尽如人意的一些大陆法传统和新兴市场的国家选择股权集中治理模式的重要原因（Shleifer 和 Vishny, 1997; LLS, 1999; LLSV, 2000; Himmelberg、Hubbard 和 Love, 2002; Denis 和 McConell, 2003; Boubakri、Cosset 和 Guedhami, 2005; 王克敏和陈井勇, 2004; 沈艺峰等, 2007)。经过多年的发展，我国资本市场不仅具备了一定的分散风险的功能，而且看起来能够保护股东权益的各种外部内部治理框架和法律体系初现端倪，把较大比例的股份集中在同一家公司显然并非原控股股东的最优选择。上述两个方面构成了我国资本市场进入分散股权时代的内因。

其三，随着可以投资股票的资金比例上限不断提高，险资等机构投资者开始大举进入资本市场，甚至通过在二级市场公开举牌，一度成为一些上市公司的第一大股东。2010 年以来此起彼伏的险资举牌加速了我国资本市场股权分散化的过程。

其四，正在开展的以吸引民企作为战略投资者为典型特征的国企混合所有制改革将进一步稀释原有相对集中的国有控股股东的股权，从而使我国资本市场分散股权结构的基本态势最终形成。我们以联通混改为例。在吸引包括中国人寿和 BATJ 等战略投资者持股 35.19% 后，联通集团合计持有中国联通的股份变为目前的 36.67%，而之前则在 60% 以上。险资举牌和国企混改成为我国资本市场进入分散股权时代的外因。

图 1 表明，在过去的十多年中，我国上市公司第一大股东平均持股比例持续下降。在股权分置改革完成的 2007 年，我国上市公司第一大股东平均持股比例从 2005 年股改前的 40% 以上下降到 35% 左右；而在险资大举进入资本市场和万科股权之争爆发的 2015 年，我国上市公司第一大股东平均持股比例进一步下降到甚至无法实现相对控股的 33% 左右。截止到 2016 年年底为止，在我国近 3000 家上市公司中，第一大股东持股比例小于 20% 的公司超过 500 家，甚至有 50 家左右的上市公司第一大股东持股比例不足 10%。

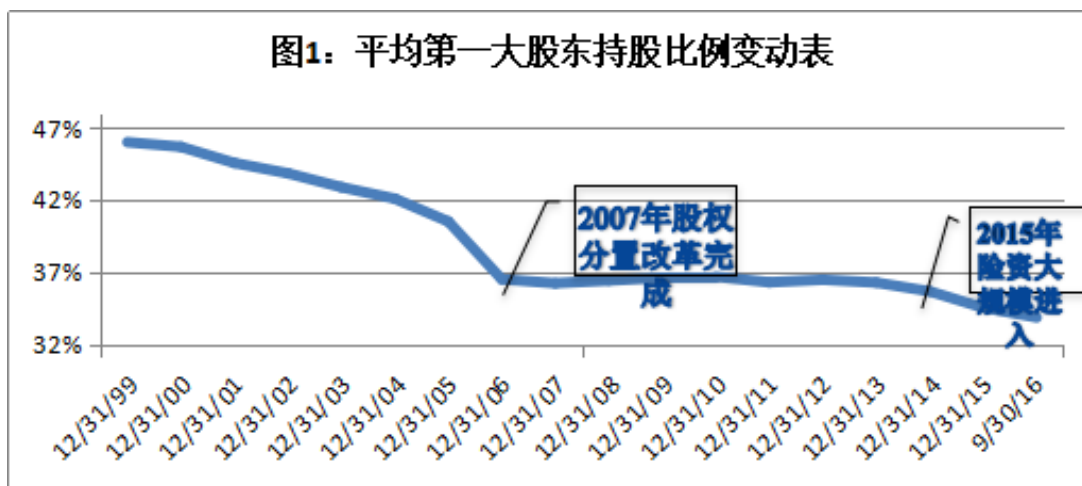
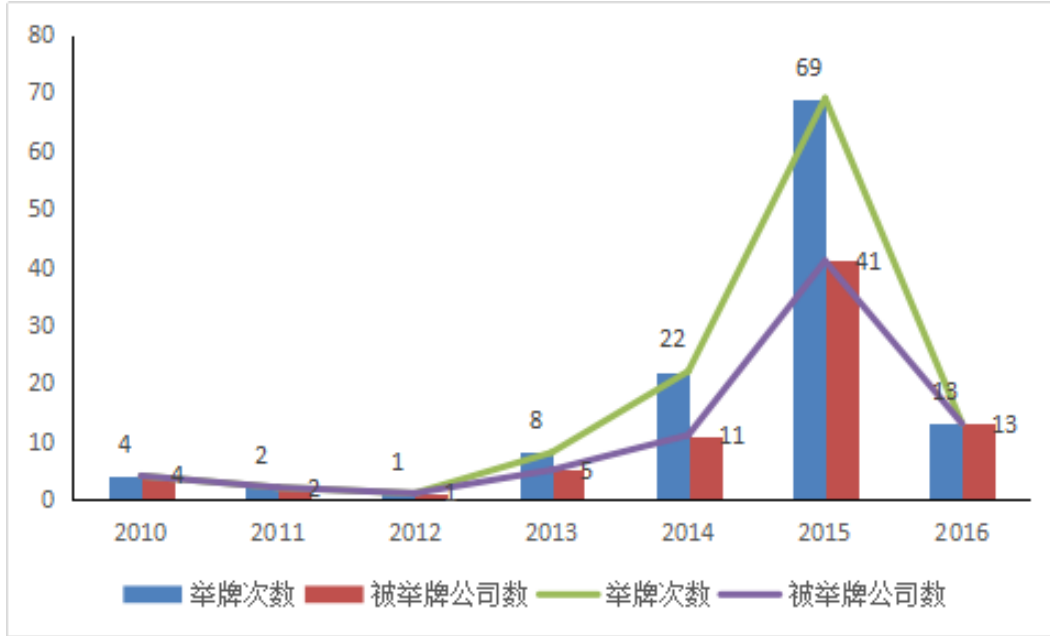


图 2 表明，从 2010 年开始险资陆续开始举牌我国资本市场一些股权相对分散的公司。截止 2016 年年中共有 77 家公司被举牌 119 次。其中在万科股权之争爆发的 2015 年就有 41 家上市公司被险资举牌 69 次。万科股权之争由此成为我国资本市场开始进入分散股权时代的标志。



资本市场进入分散股权时代成为我国公司治理现实困境发生的大的时代背景。从积极方面看，以险资为代表的机构投资者通过对市场估值较低的上市公司举牌，形成存在内部人控制问题的部分上市公司的直接接管威胁，有助于这些公司完善治理结构(Scharfstein, 1988; Hirshleifer 和 Thakor, 1994; Harford, 2003)；从消极方面看，一些机构投资者不排除以“野蛮人”面目入侵股权相对分散的公司的可能性，争夺控制权，甚至血洗董事会，构成一些公司创业团队人力资本专用性投资激励的挑战。

二、金字塔式控股结构与隐身其后的“资本大鳄”

被证监会主席刘士余先生称为“吸血鬼”和“害人精”，除了频繁举牌的各路险资，还有隐身在复杂金字塔式控股结构背后兴风作浪的资本大鳄。这些资本大鳄通过持有控制性股份的 A 公司，（借助杠杆）收购 B 公司的控制性股份，然后通过 B 公司收购 C 公司，实现对 C 公司的控制，如此不断。通过层层股权控制链条，处于金字塔塔尖的实际控制人（资本大鳄）由此构建了一个个庞大的金融帝国(Shleifer 和 Vishny, 1997; LLS, 1999; Claessens et al., 2000; Claessens et al., 2006; 刘峰等, 2004)。

当初，以我国上市公司作为控股子（或孙）公司形成金字塔式控股结构不仅来自企业融资需求满足的组织制度设计需要，同时与国企改制和产业结构调整过程中我国政府推出的一些特殊政策有关(Almeida, et al., 2006; 韩亮亮等, 2009; 李维安和韩忠雪, 2013)。其一，在上个世纪 8、90 年代，我国资本市场远未成熟和有效。金字塔式控股结构此时扮演着重要的内部资本市场，成为当时尚未成熟和有效的外部资本市场的补充，甚至替代(Khanna 和 Palepu, 2000)。这构成金字塔式控股结构最初在我国资本市场出现最直接的理由。其二则来自当年国企改制的现实需要。为了推动亏损严重同时资金缺乏的国企改制，从国企中剥离出来的优质资产

优先上市，募集资金。这就是当时名噪一时的“靓女先嫁”理论。但先嫁的靓女未来需要承担帮助贫穷的家庭度过时艰的隐性责任。这样，在成为上市公司的先嫁的“靓女”和企业集团的其他部分很自然地成为子公司与母公司的控股关系。其三，在国企改革过程中，为了避免国资委既是裁判又是运动员的嫌疑，在上市公司与国资委之间“人为”地设立用来控股的集团公司。通过集团公司，国资委实现对上市公司的间接控制。其四，在之后几轮并购重组和产业结构调整过程中，一些效益不好的企业被政府“拉郎配”地植入到部分相对有实力的企业集团中，以解决当时很多国企面临的效益不好，基本薪酬无法保证，职工面临下岗等问题。其五，鉴于上市公司上市审核排队成本的漫长，“借壳上市”成为一些企业选择上市变通的途径。在资产注入“壳”后所形成的新的上市公司和原有公司之间自然地形成新的控制权链条。由于上述几方面的原因，在很多国资背景的企业中逐步形成了既有部分上市公司又有大批非上市公司组成的庞大金字塔式的控股结构（企业集团）。在1999年民企开始大量上市后，同样借鉴了国资股权结构的上述模式。这使得在我国资本市场，不仅存在国资背景的金字塔式控股结构，而且存在民企背景的金字塔式控股结构。前者的例子如旗下具有11家上市公司的央企华润系和持股10家上市公司的中粮系，后者的例子如持股4家上市公司的明天系，早年在我国资本市场叱咤风云的涌金系等。按照邢立全发布的研究报告《A股资本系族：现状与思考》¹²的研究发现，截止2017年2月7日，深沪两市共有各类资本系族178个，涉及上市公司1045家，占同期A股上市公司总数的34%。注意到该报告将两家及以上的上市公司被同一实际控制人控股或实际控制度量该报告的“资本系族”，如果按照金字塔控股结构的“通过中间企业以股权控制方式建立的企业集团”的定义，我们看到，我国资本市场现实中的金字塔控股结构远为想象的为多。

如果说在改革开放早期，面对不够成熟有效的外部资本市场，金字塔式控股结构所形成的内部资本市场在推动企业集团实现规模经济和快速扩张方面曾经发挥过历史性作用，但随着我国外部资本市场的成熟和有效，金字塔式控股结构越来越多的负面效应开始显现。

理论上，金字塔式控股结构存在容易引发诸多负面效应的制度设计根源在于，母公司的实际控制人所需承担的责任与其对处于金字塔底端的孙公司的影响并不对称。这为实际控制人利用不对称的责权利谋取私人收益，损害其他分散小股东的利益创造了条件（LLS，1999）。我们把通过董事会组织和股东大会表决实现的对公司重大决策制定的影响力称为控制权，而把由实际出资额体现的责任承担能力称为现金流权。借助金字塔式控股结构，实际控制人成功实现了控制权与现金流权利的分离¹³。这事实上就是Claessens等所描述的实际控制人利用金字塔式控股结构对处于低端的孙公司进行隧道挖掘的基础实现机制（Claessens et al., 2000）。之所以被

¹²参见邢立全，《A股资本系族：现状与思考》，上海股票交易所资本市场研究报告。

¹³我们以母公司持股子公司30%的股份，子公司同样持股孙公司30%股份所形成的三级金字塔结构为例。母公司的实际控制人，通过控股链条，在孙公司重大事项的表决中至少获得30%的投票支持。鉴于在孙公司董事会组织和股东大会相关议案表决的上述影响力，子公司以其他应收款方式实现的对孙公司资金占用的议案在孙公司股东大会表决中顺利通过成为大概率事件。这使得在享有子公司30%的现金流权的母公司从上述资金占用中至少获得30%的收益。但由于母公司在孙公司投入的资本比例只占到孙公司全部资本的9%（30%×30%），因而母公司由于资金无偿被占用（甚至面临未来无法到期偿还的风险）的损失仅限于其投入孙公司的9%现金流权。

称为隧道挖掘，是由于实际控制人利用对孙公司的控制权以资金占用等方式把孙公司的资源转到子公司，进而由子公司转到母公司，使这一链条看上去像一条长长的隧道。

具体到我国资本市场，金字塔控股结构日渐显现的负面效应主要体现在以下几个方面¹⁴。

第一，实际控制人利用复杂金字塔式控股结构，对子公司孙公司进行隧道挖掘，分散小股东的利益无法得到有效保障，使得他们被迫选择频繁“以脚投票”（LLS, 1999; Claessens et al., 2002; 游家兴和罗胜强, 2007）。我们理解，我国资本市场散户平均持股时间较短，一方面与有待加强的对内幕交易的监管力度和处罚成本使很多投资者依然心存侥幸外，一定程度也与在金字塔式控股结构下小股东既然无法实质参与公司治理，但又不愿成为被宰的羔羊而被迫“以脚投票”的心态有关。

第二，对于一些非核心控股子公司，实际控制人对资本运作，甚至市场炒作的关注程度远远高于对于公司治理和经营管理的关注程度。实际控制人频繁以资产置换、增发新股、并购重组，甚至更名等为题材进行炒作。受实际控制人主导的控股集团关注资本运作大于经营管理事实的影响，分散股东同样很难将注意力集中到价值投资本身，而是忙于通过各种途径探听内幕消息。我们看到，金字塔式控股结构下实际控制人的资本运作偏好进一步加剧了小股民的投机心理。

第三，同样不能忽视的是，复杂的金字塔式控股结构不仅为监管当局监管股权关联公司的关联交易带来了困难，同时为资本大鳄行贿腐败官员提供了多样化的途径，最终使资本大鳄与部分腐败官员结成利益同盟，进行权钱交易，造成国有资产流失。近年来我国上市公司面临的种种公司治理困境，除了频频举牌的险资，很大程度与隐身金字塔控股结构的资本大鳄投机性资本炒作有关。金字塔控股结构的盛行以及带来的政治经济社会危害是理解我国现实公司治理困境的第二条逻辑主线。

三、基于文化与历史形成的“中国式”内部人控制

我国公司治理的现实困境，一方面与我国资本市场进入分散股权时代，外部野蛮人入侵与隐身金字塔结构的资本大鳄兴风作浪有关，另一方面则与一些上市公司存在中国式内部人控制问题有关。当“内部人”遭遇“野蛮人”，我国公司治理的现实困境出现了。中国式内部人控制问题的存在构成理解我国公司治理困境的第三条逻辑主线。

那么，什么是“中国式内部人控制问题”呢？所谓内部人控制指的是公司高管利用实际所享有的超过责任承担能力的控制权，做出谋求私人收益的决策，但决策后果由股东被迫承担，造成股东利益受损的现象（Berle 和 Means, 1932; 青木昌彦、钱颖一, 1995）。之所以把它称为“中国式”，是由于在我国一些上市公司中，内部人控制问题形成的原因并非引发英美等国传统内部人控制问题的股权高度分散和向管理层推行股权激励计划，而是与我国资本市场制度背景下特殊的政治、社会、历史、文化和利益等因素联系在一起。

首先是金字塔式控股结构的存在所导致的所有者缺位。除了第 2 节指出的种种弊端，金字

¹⁴参见郑志刚，“向金字塔式控股结构说‘不’”，FT 中文，2017 年 3 月 28 日。

塔控股结构同时成为中国式内部人控制问题发生的直接制度诱因。处于金字塔顶端的大股东(特别是具有国有性质的控股股东),或者奉行“无为而治”,或者由于“鞭长莫及”,看以来似乎存在大股东,但由于所有者缺位和大股东的“不作为”,董事长往往成为一家公司的实际控制人。伴随着金字塔控股结构控制权链条的延长,“所有者缺位”从而“内部人控制”现象变得更趋严重。

其次是基于政治关联形成的内部人控制。虽然在形式上需要经过董事会提名和股东大会表决的程序,但在我国的公司治理实践中,对于控股股东具有国有性质的企业,其董事长,总经理等关键岗位往往是由该企业的上级组织部门按照干部考察程序任命的。由于上述至上而下的特殊人事任免途径,任命者往往具有特殊身份。我们以恒丰银行为例。按照恒丰银行发布的相关公告,“2013 年 12 月 19 日召开董事会会议,根据烟台市委、市政府有关任免推荐决定以及本行主要股东的提议,经董事会提名委员会资格审查通过,选举蔡国华先生为公司董事、董事长”。而空降恒丰银行的董事长蔡国华之前是烟台市市委常委、副市长兼国资委党委书记。我们看到,无论是作为恒丰银行的上级持股公司蓝天投资还是全资控股蓝天投资的烟台国资委,不仅不会形成对以董事长蔡国华为首的董事会内部人控制行为的有效制约,反而成为其抗衡其他股东可能提出否定议案的可资利用的力量,甚至向其他股东传递出,“想反对也没有用,因为我们是第一大股东”的相反信号。

第三是基于社会连接形成的内部人控制。我们以山水水泥为例¹⁵。持股比例并不高的企业家张才奎成为山水水泥的实际控制人与他是山水水泥历史上的功臣有关。连续亏损 13 年的山东水泥试验厂,在张才奎带领下,逐步发展成为在香港上市,全国各地有超过 100 多家分公司的一度全国排名前四的水泥企业。可以说,没有张才奎就没有今天的山水水泥。我们看到,在我国改革开放以来并不太长的现代企业发展历程中,几乎每一个成功企业的背后都有一个张才奎式的企业家,并成为这一企业的灵魂和核心人物。这构成在我国一些公司形成中国式内部人控制问题中十分重要和独特的历史因素。

第四是基于文化传统形成的内部人控制。在山水水泥案例中,那些并不情愿和张氏父子对簿公堂的职工股东很大程度并非由于自己的利益没有受到损害,而是耐于情面,并不愿形成“背叛”的名声。虽然这一行为成就了这部分职工股东的忠诚的声誉和心理的满足,但这种行为客观上“是非不分”,一定程度上助长了中国式内部人控制问题愈演愈烈。

除了前面提到的有迹可循的链条外,也许还存在我们无法观察到的各种利益链条。上述种种链条共同交织在一起,使得看起来并没有持有太多股份,从而相应的责任承担能力的董事长成为典型的“中国式内部控制人”。

由于国有体制对经理人股权激励计划,甚至经理人收购计划推行的种种限制,我们看到,很多企业家的历史贡献并没有得到以股权形式的认同。面对门外野蛮人的撞门,如果把企业交给自己信赖和长期培养的管理团队,持股比例并不高的创业企业家无法说服其他股东接受自己的提议;如果利用自己的影响力持续实际控制公司,创始企业家总有老去的一天,甚至由于自己的强势,时不时去“跨界”,难免会造成自己持有的有限股份无法承担的责任。而如果简单遵

¹⁵参见郑志刚,“山水水泥:野蛮人入侵 VS. 内部人控制”, FT 中文, 2017 年 4 月 26 日。

循股权至上的逻辑，创业企业家放弃自己的坚持，任凭新入主股东主导新的经营管理团队组建，则有时会使多年形成的经营管理经验和理念无以为继。当面临资本市场的“野蛮人入侵”，他们的反抗不仅显得无力，心怀怨怼的他们的一些反抗行为有时甚至显得意气用事。这无形中增加了控制权之争的对抗性。面对公众对遭受野蛮人撞门威胁的管理团队的同情，同时受到心怀怨怼，甚至意气用事的管理团队激烈抵抗，此时被推上了历史前台的险资举牌命中注定将在我国资本市场这一发展阶段扮演并不光彩的角色。

我们看到，在我国资本市场进入分散股权时代，当基于政治关联、社会连接形成的中国式“内部人控制”遭遇“野蛮人入侵”，我国公司治理的现实困境出现了。2016年11月15日，在经历了与举牌的宝能系控制权纠纷后，包括创始人曾南在内的南玻A 8名高管相继辞职。媒体以“南玻A 高管集体辞职，姚振华‘血洗’董事会”为题公开报道¹⁶。从该事件的发生我们看到，公司控制权转让和接管威胁并没有像传统公司治理理论预期的那样为我国上市公司带来公司治理改善和业绩提升，反而却出现了新入主股东“血洗董事会”这样一个无论普通投资者还是管理团队，甚至是并购方都不愿意看到的结果。如果说万科股权之争标志着我国资本市场开始进入股权分散时代，那么，南玻A 高管的集体辞职事件则是股权分散时代公司治理事件的新高潮。在一定意义上，“血洗董事会”式的公司控制权转让成为习惯于“一股独大”公司治理模式的我国上市公司“仓促”进入分散股权时代被迫承担的制度成本。我们看到，当基于政治关联社会连接形成的中国式“内部人控制”遭遇“野蛮人入侵”我国公司治理的现实困境出现了。

四、如何制定监管和公司治理政策来积极应对？

那么，面对资本市场进入分散股权时代我国公司治理出现的现实困境，我们应该制定怎样的监管和公司治理政策以加以应对呢？概括而言，一方面我们需要进行制度设计防范野蛮人血腥入侵，以鼓励创业团队在业务模式创新上投入更多的专用性人力资本；另一方面，则需要积极引导和规范包括险资在内的机构投资者，使接管威胁成为改善我国上市公司治理结构重要的外部力量。如何实现二者之间的平衡成为我们制定相关公司治理政策的逻辑出发点。

第一，鼓励创新型企业推出不平等投票权的控制权安排设计，以防范野蛮人血腥入侵，以使创业团队在业务模式创新上投入更多的人力资本。

如果预期到辛勤创建的企业未来轻易地被野蛮人入侵，企业家早期创业的激励将降低。没有对野蛮人入侵设置足够高的门槛无疑将挫伤企业家创业的积极性。现实中一个有助于防范野蛮人入侵的制度设计是双重股权结构股票。通过将控制权锁定业务模式创新的创业团队，看似违反“同股同权”原则的不平等投票权股票却完成了创业团队与外部股东从短期雇佣合约到长期合伙合约转化，实现双方的合作共赢。例如，2014年在美国纳斯达克上市的京东同时发行两类股票。其中，A类股票一股具有一票投票权，而B类股票一股则具有20票投票权。出资只占20%的创始人刘强东通过持有B类股票，获得83.7%的投票权，实现了对京东的绝对控制。在

¹⁶参见郑志刚，“‘血洗’董事会：上市公司不堪承受之重？”，FT中文，2016年11月21日。

双重股权结构下，A 类股持有者把自己无法把握的业务模式创新等相关决策交给具有信息优势的持有 B 类股票的创业团队，实现了专业化分工深化和效率的提升；当创业团队无法实现预期价值增加，被迫出售 B 类股票将自动转化为 A 类股票，使公司重新回到“一股一票”“同股同权”的传统治理模式，从而实现了控制权的状态依存和管理团队的平稳退出。由于具有实现从短期雇佣合约向长期合伙合约转变、控制权的状态依存等控制权安排制度设计上的优良特性，以双重股权结构为代表的平等投票权成为 Google、Facebook 等美国科技类企业上市青睐的实现形式。不仅如此，由于允许公司上市发行具有不平等投票权的股票，美国成为包括百度、京东等中国知名企业选择上市的目标市场。

除了双重股权结构股票，阿里在美国上市采取的合伙人制度同样是一种新兴企业值得借鉴的控制权安排模式。从阿里的股权结构来看，第一大股东软银（日本孙正义控股）和第二大股东雅虎分别持股 31.8% 和 15.3%。阿里合伙人团队所共同持有的 13%，而马云本人持股仅 7.6%。我们这里显然不能按照我们传统的股权结构认识方法把阿里认为是日资企业。根据阿里公司章程的相关规定，以马云为首的 34 位合伙人有权力任命阿里董事会的大多数成员，成为公司的实际控制人。阿里由此实现了“铁打的经理人，流水的股东”，创造了互联网时代“劳动雇佣资本”的神话¹⁷。

Google、Facebook 等美国企业和阿里、百度、京东等在美国上市等众多中国企业之所以青睐不平等投票权的控制权安排设计，一定程度反映了在经历接管浪潮中野蛮人肆意入侵后美国实务界和学术界对原来认为不利于投资者权利保护的不平等投票权的重新认识。面对野蛮人的入侵，双重股权结构股票的推出将一定程度鼓励创业团队围绕业务模式进行长期的人力资本投资。看起来是不平等的投票权一方面使持有 B 类股票创业团队专注于业务模式创新，另一方面使持有 A 类股票的分散股东避免对自己并不擅长的业务模式指手画脚，仅仅着力于风险分担，最终在两类股东之间实现了投资回报收益的“平等”。我们看到，在控制权安排模式选择上，推行不平等投票权并非对投资者利益最不好的保护，而“一股一票”也并非对投资者利益最好的保护。

2017 年 3 月 2 日美国 Snap 甚至尝试同时发行 A、B、C 三类股票，成为目前世界上为数不多的发行三重股权结构股票的公司之一¹⁸。香港联交所于 2017 年 6 月 16 日发布市场咨询文件，提出“吸纳同股不同权架构的科技网络或初创企业赴港上市”。而万科股权之争之所以引人注目，恰恰是由于并购对象万科的管理层是以王石为首的创业团队。万科股权之争很快陷入是应该遵循资本市场的股权至上的逻辑还是应该对创业企业家的人力资本投资予以充分激励的争论之中。因此，进入分散股权时代的我国资本市场需要迫切汲取各个地区资本市场发展的成功经验，加速包括不平等投票权在内的控制权安排的制度创新，在鼓励创业团队的人力资本投资和发挥险资等机构投资者外部治理作用之间实现很好的平衡。

第二，通过税收政策制定和必要监管措施逐步减少和消除金字塔控股结构的层数，改变隐身金字塔控股结构的资本大鳄投机性资本炒作的动机和途径，促使其未来向公益性和家族信托

¹⁷ 参见郑志刚，“从万科到阿里：公司控制权安排的新革命？”，《财经》，2016 年 11 月 18 日。

¹⁸ 参见郑志刚，“投资者为什么并不看好 Snap 发行的三重股权结构股票？”，FT 中文，2017 年 4 月 11 日。

基金转换。

对于金字塔控股结构的消除和层级的减少，直接而有效的手段是通过反垄断的监管法案和增加金字塔控股结构总体税负水平的税收政策的制定。回顾各国资本市场的发展历史，不难发现，很多国家经历了从金字塔式控股架构盛行和股权集中的股权结构向股权分散转变的过程。我们以洛克菲勒家族的标准石油为例。1870年创立的标准石油在列宁的眼中是当时典型的托拉斯(Trust)，即所谓的“由许多生产同类商品的企业或产品有密切关系的企业合并组成的资本主义垄断组织形式”。20世纪初标准石油一度生产全美90%的石油产量。美国国会虽然于1890年制定了美国历史上第一部反托拉斯法谢尔曼反垄断法，但直到1911年，进步运动中的美国最高法院根据谢尔曼反垄断法才将标准石油拆分为埃克森美孚、雪佛龙等34个独立企业。20世纪30年代大萧条期间爱迪生联邦公司的破产导致了1935年美国《公共事业控股公司法》(PUHCA)的出台。该法案从防范金字塔式并购带来的财务风险出发，限制公用事业控股公司拥有太多的附属公司和交叉持股。除了规定控股公司控制不能超过两层，该法案同时对公用事业控股公司的行业和区域进行了限定。随着美国电力行业进入管制时代，公用事业控股公司股权变得越来越分散，以致出现大量的所谓“寡妇和孤儿持股”现象。

除了反垄断执法和限制控股和交叉持股的监管政策，增加金字塔式控股结构的税负负担同样成为是促成美国股权分散公司治理模式的重要举措。一方面，美国政府通过公司间股利税的开征，使控制子公司孙公司的金字塔母公司处于税负不利状态。另一方面，通过制定针对持有优先股的机构投资者获得股利回报时的税收优惠政策，鼓励机构投资者更多持有没有投票权的优先股，从而避免机构投资者对上市公司经营管理的过度干预。与此同时，通过征收遗产税，甚至馈赠税等，鼓励“金融大鳄”从股权控制向公益性和家族信托基金转变。性质转变后的公益性基金更加关注资金的安全和回报的稳定，而不再简单谋求公司的控制权，以及资本运作和市场炒作。2017年3月20日，美国亿万富豪戴维·洛克菲勒去世。从众多的纪念文章中我们再次感受到洛克菲勒家族实现财富百年传承的独具匠心的制度安排。通过推出家族信托基金，洛克菲勒家族一方面将财富作为整体使后世子女从中受益，从而避免由于中国式分家导致的“富不过三代”；另一方面将资产经营权交给专业的信托基金，避免家族成员对经营权的直接干预，有效解决家族企业传承过程中普遍面临的信任和能力冲突问题，实现了百年财富传承。洛克菲勒家族百年财富传承带给我们的直接启发是，看似控制权的放弃，却实现了财富的永生。

经过上述一系列的监管和税收政策调整，美国在上个世纪二、三十年代初步形成了以股权分散为典型特征的公司治理模式。尽管强制性的监管政策出台往往容易产生政策扭曲，也许未来我们可以借鉴美国当年的做法在某些特定行业特定时期采取类似的监管措施，以减少甚至消除金字塔控股结构的层数。我们看到，如果我们把不平等投票权等控制权安排设计推出理解为分散股权时代来临上市公司为了防范野蛮人入侵的被动应战，而消除金字塔控股结构及其负面效应则成为我国资本市场对分散股权时代来临的主动顺应。

第三，通过不断完善现有公司治理机制解决中国式内部人控制问题。

中国式内部人控制问题的形成不仅有其历史的原因，而且还存在复杂的现实因素。如何解决中国式内部人控制问题将是我国公司治理理论和实务界未来长期面临的挑战。在目前阶段，

存在以下可资借鉴和采用的途径。其一，实现国企高管遴选薪酬制定的市场化，彻底取消行政级别，由董事会向全社会真正公开选聘，并给予市场化的薪酬待遇，以真正推动国企“从管企业到管资本”的转化。前不久，我国出台了两个关于国企改革的重要文件。一个是《关于进一步完善国有企业法人治理结构的指导意见》，另一个是《国务院国资委以管资本为主推进职能转变方案》。其核心是把经理层成员选聘、经理层成员业绩考核、经理层成员薪酬管理回归到董事会职权范围。“将国资委和中组部对于经营性干部即职业经理人的考核与任免权利还给国企董事会”，由此推动国企“从管企业到管资本”的转化。

其二，股东权利意识的觉醒。当内部人与野蛮人彼此争斗不休时，利益受到损害的往往是外部分散股东。股东需要意识到，手中的股票不仅是可变现的有价证券，而且“股票就是选票”。2013年3月31日，合计持股3.15%的个人股东王振华和梁树森向东方宾馆提交了《关于罢免公司全体董事的议案》临时提案。在4月15日召开的2013年度股东大会上，上述两位股东提交的罢免全体董事的议案虽然遭到股东大会的否决，但东方宾馆投资大角山酒店的关联交易议案在控股股东回避表决后同样在这次股东大会上被否决。上述事件由于一改以往在公司治理实践中由控股股东主导、小股东被动选择“以脚投票”的印象，不仅提出不同于控股股东的“新”议案，而且否决控股股东提出的“旧”议案，而被一些媒体形象地称为“小股民起义”。

事实上，东方宾馆事件只是近年来在我国上市公司中发生的诸多“小股民起义”事件之一。伴随着我国资本市场法律环境的改善和中小股民权利意识的增强，“小股民起义”事件近年来呈现爆发式增长的趋势。从2010年到2015年我国上市公司中至少发生了207起所谓的“小股民起义”事件。我们理解，这些“小股民起义”事件不仅成为标志我国资本市场进入股权分散时代的典型事件之一，而且将对我国上市公司治理实践产生深远持久的影响。这同时提醒我们公司治理理论研究和实务工作者，如何使股东真正成为公司治理的权威，使股东大会的投票表决成为体现股东意志，保护股东权益的基本平台提上重要的研究日程。

其三，以独董为主的董事会在内部人和野蛮人的控制权纷争中扮演重要的居中调节角色。在欧美等分散股权结构模式下，如果发生了内部人控制，接管商往往会通过推出金降落伞等计划，对实际控制权进行“赎回”，从而将纷争双方的损失降到最低。金降落伞计划背后体现的是妥协的策略和“舍得”的智慧。金降落伞由此也成为解决控制权纷争可供选择的市场化方案之一。理论上，以信息更加对称的独董为主的董事会在内部人和野蛮人的控制权纷争中将扮演重要的居中调节角色。在独董为主的董事会居中协调下，并最终通过股东大会表决，向在位企业家推出金降落伞计划，使其主动放弃反并购抵抗；独董主导的董事会提名委员会在听取在位企业家和新入主股东意见的基础上，按照实现公司持续稳定发展的原则，遴选和聘任新的经营管理团队。这事实上是在英美的很多上市公司中流行除CEO外其余董事会成员全部为独立董事的董事会组织模式背后的原因。然而，由于缺乏独立性和良好的市场声誉，独董如何在股权纷争中扮演可能的居中调节者角色仍然有很长的路要走。

其四，让规范的险资成为我国资本市场健康发展的积极力量。在这次以险资举牌为特征的并购潮中，其积极的意义在于向那些仍然沉迷于“铁饭碗”的一些内部人发出警醒：虽然原来国资背景的大股东可能并不会让你轻易退位，但新入主的股东则可能使你被迫离职。我们需要

在借助外部接管威胁警示不作为的经理人和保护创业团队以业务模式创新为特征的人力资本投资之间实现良好的平衡，最终使包括险资养老金等在内的机构投资者发起的接管威胁作为外部治理机制，成为完善公司治理的重要力量。

现在让我们憧憬一下在上述公司治理监管政策下我国资本市场的美好未来：上市公司的普通股主要由个人投资者直接持有，而险资等机构投资者主要持有优先股，鲜有复杂的金字塔式控股结构存在。对于个体投资者，由于并不存在被原来金字塔式控股结构实际控制人隧道挖掘的可能性，所持股公司也不会被用来作为进行市场炒作的对象，他们投机动机将相应减弱，开始转向价值投资，甚至开始关心上市公司的治理和经营管理状况；而对于持有优先股从而没有投票权的机构投资者，出于保值增值的目的，既缺乏市场炒作和资本运作的激励，也缺乏相应的条件，近年来我们观察到我国资本市场频繁发生的股权纠纷就此消于无形；缺乏复杂的金字塔式控股结构作为掩护和载体，以往部分腐败官员的权力和资本的勾结由此难以为继；而上市公司由此推出双重股权结构等控制权安排等制度创新，由此不再担心野蛮人的入侵，开始专注于公司治理的改善和经营管理的提升。一个健康良性发展的资本市场由此开始形成……

参考文献

- [1]韩亮亮、李凯、徐业坤，2008：《金字塔结构、融资替代与资本结构——来自中国民营上市公司的经验证据》，《南开管理评论》第6期。
- [2]李维安、韩忠雪，2013：《民营企业金字塔结构与产品市场竞争》《中国工业经济》第1期。
- [3]刘峰、贺建刚、魏明海，2004：《控制权、业绩与利益输送——基于五粮液的案例研究》，《管理世界》第8期。
- [4]青木昌彦、钱颖一，1995：《转轨经济中的公司治理结构——内部人控制和银行的作用》，中国经济出版社。
- [5]沈艺峰、陈舒予、黄娟娟，2007：《投资者法律保护、所有权结构与困境公司高层管理人员变更》，《中国工业经济》第1期。
- [6]王克敏、陈井勇，2004：《股权结构、投资者保护与公司绩效》，《管理世界》第7期。
- [7]Almeida, H. V and Wolfenzon, D., 2006, "A theory of pyramidal ownership and family business groups", *The Journal of Finance*, 61(6): 2637-2680.
- [8]Boubakri, N., Cosset, J. C., and Guedhami, O., 2005. "Post-privatization corporate governance: the role of ownership structure and investor protection". *Journal of Financial Economics*, 76(2):369-399.
- [9]Burrough, B, and J. Helyar, 1989, "Barbarians at the Gate: The Fall of RJR Nabisco", Harper & Row Press.
- [10]Claessens, S., Djankov, S. and Lang, L. HP, 2000, "The separation of ownership and control in east asian corporations", *Journal of Financial Economics*, 58(1), 81-112.
- [11]Claessens, S., Fan, J. P. H., and Lang, L. H. P., 2006, "The benefits and costs of group affiliation: evidence from east asia", *Emerging Markets Review*, 7(1): 1-26.
- [12]Denis, D. K and McConnell, J. J., 2003, "International Corporate Governance". *Journal of*

Financial and Quantitative Analysis,38(1):1-36

[13]Harford, J., 2003, “Takeover bids and target directors’ incentives: the impact of a bid on directors’ wealth and board seats”, *Journal of Financial Economics*, 69 (1) :51-83

[14]Himmelberg, C. P., Hubbard, R. G. and Love I., 2002, “Investment, protection, ownership, and the cost of capital”, *National Bank of Belgium Working Paper No. 25*

[15]Hirshleifer , David , and Thakor, A. V., 1994,“Managerial Performance, Board of Directors and Takeover bidding" *Journal of Corporate Finance*, 1(1), 63 - 90.

[16]Khanna,T.and Palepu,K., 2000, “Is groupaffiliation profitable in emerging markets? An analysis of diversified Indianbusiness groups”, *the Journal ofFinance*, 55(2):867-891.

[17]La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. and Shleifer, A., 1999, “Corporate Ownership Around The World”, *The Journal of Finance*, Volume 54, Issue 2, 471-517.

[18]La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R., 2000, “Investor Protection and Corporate Governance”, *Journal of Financial Economics*, Volume 1, 3-27.

[19]Scharfstein, D., 1988, "The Disciplinary Role of Takeovers" *Review of Economic Studies*, 55(2), 185- 199.

[20]Shleifer, A. and Vishny,R. W., 1997, “A Survey of Corporate Governance”, *Journal of Finance*, Volume 52, Issue 2, 737-783.