

房地产投资对其他固定资产投资的综合效应研究

——基于我国省级面板数据的实证分析*

范德胜 李凌竹

[摘要]本文基于 Agosin and Mayer(2000)的理论构建了房地产投资对其他固定资产投资影响的面板模型,选取 31 个省市自治区 1998 年到 2017 年的面板数据,分三个层次对全国各省市自治区的房地产投资和全社会固定资产投资状况进行分析。实证结果显示:(1)从整体来看,房地产投资对其他固定资产投资存在一定的带动效应。(2)以人均 GDP 划分后回归结果显示,在经济发达地区带动效应十分显著,而发展中地区无明显带动或挤出效应。(3)对 1998-2008 年和 2009-2017 年期间这两个时间阶段的分析结果显示,房地产投资均表现出明显的带动效应。(4)根据 2009-2013 年和 2014-2017 年的回归结果显示,前者带动效应大于后者,说明在 2008 年国际金融危机后出台的一篮子刺激政策下,房地产投资有效地带动了其他固定资产投资,但在 2014 年后,房地产投资的带动效应明显减弱。为避免房地产投资过热对其他固定资产投资和经济增长产生负面影响,引发房地产投资无效率,政府需要合理引导房地产投资和进行相关的宏观调控,企业也需要更加理性地进行房地产投资活动。

关键词: 房地产投资 其他固定资产投资 带动效应 挤出效应

JEL 分类号: E21 R31 R32

一、引言

20 世纪末,我国经济处于通缩状态,内需疲软,国内环境十分复杂,此外亚洲金融风暴等一系列外患也不断侵扰着国内局势。在这一背景下,1998 年 7 月国务院颁布了《关于进一步深化城镇住房制度改革,加快住房建设的通知》,开始实行住房分配货币化政策,取消福利分房,通过拓宽房地产市场空间来刺激内需,自此拉开了住房制度改革的帷幕。此后,中国人民银行颁布了《个人住房贷款管理办法》,允许商业银行开展住房抵押贷款业务,为购房者建立了有保障的购房贷款体系,居民住房消费能力迅速得到释放。

随着房地产业不断发展,房地产投资占固定资产投资比例稳步提高,逐渐成为国民经济的重要组成部分,对我国经济发展起到了至关重要的作用。2003 年国务院发布《关于促进房地产市场持续健康发展的通知》,首次将房地产行业确立为国民经济的“支柱产业”。

尽管相关研究表明,房地产投资具有产业链长、带动作用明显等特点,对金融保险业、商业、建

* 范德胜,北京外国语大学国际商学院金融系教授,经济学博士;李凌竹,中国人民银行武汉分行营业管理部,管理学硕士。

筑业、化学工业、社会服务业和机械工业等 40 种不同产业有显著的带动效应(王国军和刘水杏, 2004)。但是,随着房地产投资水平居高不下,多地商品房库存量积压,对房地产投资带动效应的质疑也开始涌现。

受到房地产投资过热,以及城镇化水平不断提高的影响,房价也随之快速增长。房地产行业较高的利润率及较低的准入门槛吸引了一批上市公司的青睐,部分上市公司开始涉足房地产业务,从而削弱了对自身行业的投资和发展。根据 Wind 数据显示,截至 2018 年三季度末,A 股共计 3582 家上市公司,其中有 1696 家公司投资房地产,市值达到 1.1 万亿元,与年初的统计数据相比,增长了 1173 亿元。

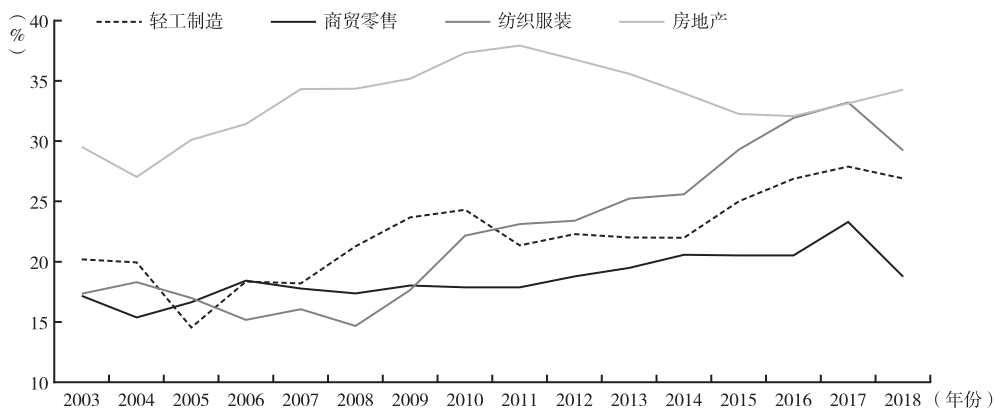


图 1 房地产上市公司与其他代表行业上市公司销售毛利率对比^①

在市场不成熟和“羊群效应”的影响下,近些年区域投资规模不均衡,资金链和产业链危机频发,引起了一系列不良后果。一、二线城市的集聚效应会吸引一部分外来常住人口,能够在一定程度上消化火热的房地产开发,而欠发达地区的城市其本身人口基数较小,且人口处于净流出状态,过热的房地产投资会引起房地产行业产能过剩、库存积压。同时由于炒房团和投机性购房者哄抬房价,致使房价持续增长幅度远远超过居民可支配收入增长幅度,从而过高的房价透支了消费者对未来的一部分消费。这些现象表明房地产的发展要与其他行业发展和经济发展相适应,在发挥房地产投资对其他固定资产投资和经济拉动作用的同时,也要防范过热的房地产业对非房地产行业和国民经济产生不利影响。

二、文献综述

(一) 房地产投资的带动效应研究现状

1. 国外房地产投资的带动效应研究综述

Green(1997)对 1959-1992 年的美国房地产投资与其经济的发展进行了分析,显示房地产投资增加对美国 GDP 增长具有显著影响且引导了美国经济周期。Gauger and Snyder(2003)建立向量误差修正模型,对美国 1959-1999 年的经济数据进行分析,结果表明 GDP 受房地产投资的影响非常显著。

Coulson and Kim(2000)通过对美国 1959-1997 年投资和 GDP 的季度数据分析发现,房地产投

^① 数据来源:wind 数据库(基于中信证券行业分类)。

资通过对消费这个中介,对 GDP 产生某种影响,结果显示房地产投资会对非房地产投资的带动作用大于挤出效应。Harris and Arku(2006)提出房地产投资不仅能够更好地带动 GDP 的增长,还能带动与房地产投资相关产业的共同进步,促进社会解决就业问题,降低失业率,引导经济社会健康发展。

Case et al. (2005)基于 14 个国家的面板数据和美国各州 20 世纪 80-90 年代的面板数据进行分析,发现房地产升值带来的财富效应对居民消费水平有着十分显著的影响。Iacoviello(2004)建立了一个关于家庭借贷能力与房产价值相关的动态一般均衡模型,得出房产的价值能够影响部分家庭的偿债能力和消费能力的结论。

2. 国内房地产投资的带动效应研究综述

国内关于房地产的带动效应研究在近些年也得到了快速发展。梁云芳等(2006)建立了向量自回归模型,初步测算出了房地产的均衡价格及波动水平,结论表示房地产业逐渐成为主导型产业,除了对经济的直接影响,在一定程度上具有前向推动、后向拉动的作用的同时,可以带动横向的其他企业共同发展,从而促进整体经济的增长。王国军和刘水杏(2004)通过建立投入产出模型,对我国房地产业的带动效应进行了相关测算,结果显示我国房地产业每增加 1 单位产值会产生 1.416 单位的总带动效应,其中对金融保险业的带动效应最大,可达 0.145。

宋勃(2007)利用房地产价格和居民消费数据进行 Granger 因果检验得知,不论短期或长期,房地产价格上涨都会引起居民消费的增加,房地产市场的财富效应通过促进居民消费的增长从而影响到宏观经济运行。黄静和屠梅曾(2009)对近 10 年家庭微观调查数据进行分析,结果显示“房改”后房地产财富的增加对居民消费存在显著的带动效应,最后计算出房地产财富效应的弹性系数为 0.08-0.12。

(二)房地产投资的挤出效应研究现状

1. 国外房地产投资的挤出效应研究综述

Mills(1987)利用美国 20 世纪 20 年代到 80 年代近 60 年的数据分析发现房地产投资拉低了整体投资的回报率,超过一定合理水平的房地产投资会制约经济增长。Rong et al. (2016)研究发现国内房价上涨导致房地产投资的利润率处于较高位置,诱使其他非房地产企业开始投资房地产,抑制了制造业企业的创新动力,且在房价越高的地区,这种抑制效应更为严重。Haurin et al. (2007)认为,房地产投资对于消费在美国家庭中是普遍存在挤出效应的,研究发现房价不断上涨会导致美国家庭的负担不断加重,只有小部分家庭会有财富效应而导致某些消费增长,而对于多数家庭,他们会选择将住房收入进行储蓄而不是进行消费。

2. 国内房地产投资的挤出效应研究综述

李畅等(2013)通过对 1999-2011 年 31 个省的面板数据进行分析,表明房地产投资对制造业发展的促进作用表现为“倒 U 型”且逐渐趋于“临界值”,而且这类促进作用在地域和产业上存在显著的差异性,因此需要合理控制房地产投资,以免对制造业造成更大的挤出效应。祝梓翔等(2016)构建了一个包含有房家户和无房家户的异质性模型,分析得出房价波动的根源来自需求,过度的房地产投资对非房地产行业具有一定的挤出效应,并且住房自有率越高,这种挤出效应越强。张杰等(2016)通过对国内 30 个省级行政区域的数据研究发现,在房地产投资迅速增长的情况下,我国金融体系将通过对房地产贷款期限结构的偏向作用抑制创新活动。谭政勋(2010)通过加入房价的 IS-LM 模型分析得出住房投资在 2005 年发生了结构性突变,房价过高已经对消费产生了挤出效应,而且挤出效应随着房价增长愈发突出。

(三)文献评述

通过国内外学者的研究可以看出,房地产投资对其他行业投资和国民经济发展有着相互影响的关系,适度的房地产投资会给其他行业投资乃至整个社会经济发展带来协同带动效应,但过度的

房地产投资会对其他行业、企业的创新、居民的消费和经济发展带来一定的负面影响。

因为大多数国内外学者对房地产投资的影响效应主要关注点在房地产投资和经济增长的相互作用上,对于房地产投资对其他固定资产投资影响的研究较少,而这种影响效应在不同经济发展程度地区和不同时期又具有差异性,所以如何衡量房地产投资对其他固定资产投资在地区差异和时间差异的带动效应或挤出效应具有一定现实意义。

三、研究的理论基础

(一)带动效应的基本理论

带动效应是指房地产投资能够对其他行业产生连锁反应,促进非房地产行业的发展和经济的稳定增长。“房改”后我国房地产业发展态势良好,为国民经济快速发展提供了强有力的动力,本文将从微观、中观和宏观三个层面分析其产生带动效应的基本原理。

在微观层面,房地产投资的带动效应主要表现在房地产价格上升引起的财富效应上。财富效应指在其他条件相同的情况下,货币余额的变化将会引起消费者开支方面变动。消费除了跟收入相关外,也依赖于实际货币余额。当价格上升时,会导致消费者的实际货币余额增加,从而导致消费者消费增长,最终消费作为经济增长的三驾马车之一,带动了经济增长。在这个财富效应体系中,无论是消费性住房还是投机性住房的居民,都可以从房地产价格不断上涨中获得财富的增加。

从中观层面上,也就是从产业层面上来说,房地产业主要起着向前关联效应、向后关联效应和环向关联效应。轻纺工业、技术服务和电子通信业等生活服务型产业与房地产业是向前关联效应,房地产投资增加会带动这些下游行业快速发展,这种情况下房地产业主要起到供给推动作用。金属冶炼业、制造业等基础的原材料消耗型产业与房地产业是向后关联效应。在引起向后联效应时,房地产业主要起需求带动作用。金融保险业、社会服务业等产业与房地产业属于环向关联效应,它们相互影响,互相促进,共同发展。不同行业与房地产业的关联度也有区别,同时关联渠道也有不同。

从宏观层面上来看,房地产业的发展有助于促进其他产业就业增加。世界银行研究表明,房地产开发建设每增加1名员工,可以带动相关产业增加2名员工。如房地产投资增加会刺激地产交易的活跃性,与此同时物业管理、房屋中介和代理人等相关从业人员也会相应匹配人员,从而增加就业人数,对国民经济来说有正向促进作用。另外,适度的房地产投资本身具有金融正外部性的属性,主要表现在房地产业收益的社会溢出,即区域环境的改善。一个城市的经济热点区域大部分都是率先发展房地产业,并以此为基础,最后在集聚效应的影响下,推动区域经济发展。

(二)挤出效应的基本理论

投资的挤出效应最直接的表现二元博弈,在资源一定的条件下,对一方资源投入的增加必定会挤占另一方投入的份额。挤出效应在宏观经济学中的应用起源于政府对私人消费产生的影响,即政府积极的财政政策导致利率水平升高,引起私人消费或投资的降低,使得积极的财政政策被挤出现象。

房地产投资的挤出效应,是随着房地产业非理性的过快发展而产生的一种负外部性现象,具体表现为过度的房地产投资挤占了其他行业的正常投资,导致社会资源调配效率低下,不利于经济稳定可持续性的增长。

从微观层面上来说,房地产投资会产生财富效应,但财富效应主要偏重于对有房的居民或者投资者,对于无房的年轻消费者来说,房价过快上涨会使得他们有偏好储蓄的倾向,从而降低当前的消费水平。

从中观层面看,房地产行业是资本密集型产业,银行贷款和融资需求对房地产企业的发展至关重要。国内巨大的人口基数加上城镇化政策的推行,导致社会住房需求长期处于供不应求的状态,供求的不均衡使得房价快速增长,房价上涨速度远远快于 GDP 和收入增速,高额的利润率吸引了大量投机性金融资本进入房地产。在一个相对稳定的市场中,贷款和资本总额是一定的,当更多资本投入地产行业时,相对应的其他行业资本投入就会减少,资本的趋利性导致投资加速抽离实体经济。实体部门投资被房地产投资挤出后,由于缺乏资金,高效率的企业不能充分利用本身优势扩大生产规模,提高市场占有率。从这两方面原因分析都会导致房地产投资挤出非房地产部门的投资,降低全社会资源配置效率。

从宏观层面上分析,人才的错配,土地政策的失衡、对产业结构升级和技术进步的挤出是房地产投资导致挤出效应主要原因。首先,房地产较高的投资回报率造成重房地产轻实体业的社会风气,大批社会优秀人才涌入房地产行业,而实体业人才大量流失,劳动力出现短缺,导致企业用工成本上升,抑制了实体经济的发展。其次,房地产投资基于土地的开发,由于土地供给的稀缺性、垄断性和需求的多样性,使得房地产市场缺乏供给弹性。而土地市场具有竞争不充分,市场机制缺乏效率的特点,所以一般国家会采用政府干预的手段对土地市场进行调控。近年来,地方政府为了达成收支平衡和 GDP 增速等政绩考核目标,以出售土地来增加政府的财政收入。垄断性导致土地价格迅速上涨,而土地价格的上涨增加了房地产开发成本,为了保证房地产开发企业自身的利润率,房地产销售价格也随着土地价格的快速增长而快速上涨。最后,虽然房地产投资在一定条件下可以带动产业结构升级和技术的进步,但由于房地产行业本身是一种技术层次偏低、且高耗能型产业,而当下房屋的建造与设计技术已经发展相对成熟,难以推动技术进步与革新。而产业结构升级和技术进步依赖于长期资金的投入,创新投资的低收益性和高风险性使得以银行机构为主的金融体系会更偏向于把长期贷款提供给高收益和低风险性的房地产行业,在这种情况下,创新企业无法通过金融市场和其他融资渠道获得足够的创新性投资资金,导致长期资金与创新活动的错配,产生挤出效应。

四、房地产投资对其他固定资产投资影响的实证研究

基于前文论述,房地产投资对其他固定资产投资有重要的影响,但是我国房地产投资对其他固定资产投资产生的是带动效应还是挤出效应,暂无定论,本章节将基于 31 个省、直辖市和自治区 1998-2017 年的面板数据,就房地产投资对其他固定资产投资的影响进行实证分析。

(一)实证研究思路

本研究主要借鉴了 Agosin and Mayer(2000)在研究 FDI 对国内投资影响所运用的投资分析模型。为了适应国内房地产投资效应的研究,本文对 Agosin and Mayer(2000)的投资分析模型进行了重新推导,并分别创建了 7 个基于 31 个省直辖市和自治区 1998-2017 年的面板数据,分 4 个层次进行分析。在进行面板数据分析之前,为了避免出现“伪回归”问题,需要对各个面板数据进行单位根检验,只有数据稳定或者同阶单整并存在协整关系,才能说明模型中各变量在长期具有稳定关系。

若这个模型稳定,便可以反映出各个变量之间的长期均衡关系。通过面板协整检验,也可以对这些面板序列建立 Agosin and Mayer 的投资分析模型,反映出各个变量之间的长期均衡关系,然后根据各变量的系数关系计算最后衡量效应影响的 β 值,再根据 β 值所代表的意义,对固定资产投资产生的影响效应进行分析。

由于 Agosin and Mayer(2000)的投资分析模型的变量均以投资比例表示,在推导时做了较多的

简化,所以对结果的准确性有一定的影响。不过总体看来,在处理和对比不同区域或经济体的房地产投资对其他固定资产投资的影响时,这些处理方法较为合适,因此本文选择了对 Agosin and Mayer(2000)的投资分析模型进行重新推导,结合实际情况,推导出适合分析国内房地产投资影响效应的模型。

(二) Agosin and Mayer(2000)理论框架下理论模型的推导

首先我们考虑的是把国内的固定资产投资总投资进行拆解,拆解为:

$$I_t = I_{N,t} + I_{F,t} \quad (1)$$

其中 I_t 代表固定资产投资, $I_{N,t}$ 和 $I_{F,t}$ 分别代表其他固定资产投资和房地产投资,而房地产投资由于其本身性质原因,不会和当期全部房地产投资(F)相等,而是存在一定程度的滞后,所以:

$$I_{F,t} = \alpha_0 F_t + \alpha_1 F_{t-1} + \alpha_2 F_{t-2} \quad (2)$$

由于投资流动性的问题,我们可以认为投资可以看做是期望资本存量和实际资本存量差额按照一个比例 τ 调整的过程,用方程式表示为:

$$I_{N,t} = \tau(K_{N,t}^e - K_{N,t}) \quad (3)$$

其中 $K_{N,t}^e$ 表示其他固定资产期望的资本存量, $K_{N,t}$ 表示其他固定资产实际的资本存量。

如微观经济学所显示的,边际成本和边际产出相当的时候,企业能够实现利润最大化。但是实际中,边际成本比较难控制,所以引入 Hall and Jorgensen 的新古典投资模型,根据模型可知期望的资本存量跟整体经济的增长率和预期产量水平与实际产量水平的差额 y 线性相关,如下列方程式表示:

$$K_{N,t}^e = \mu_0 + \mu_1 G_t^e + \mu_2 y_t \quad (4)$$

考虑到资本存量的另外一个等式:

$$K_{N,t} = (1 - d)K_{N,t-1} + I_{N,t-1} \quad (5)$$

联立等式(3)、(4)、(5)三个方程式可得:

$$I_{N,t} = \gamma_0 + \gamma_1 G_t^e + \gamma_2 y_t + \tau' I_{N,t-1} + \tau'' I_{N,t-2} \quad (6)$$

其中 $\gamma_0 = \tau\mu_0 - \tau(1-d)^2 K_{N,t-2}$, $\gamma_1 = \tau\mu_1$, $\gamma_2 = \tau\mu_2$, $\tau' = -\tau$, $\tau'' = -\tau(1-d)$

再联立等式(6)、(2)带入等式(1)得:

$$I_t = \gamma_0 + \gamma_1 G_t^e + \gamma_2 y_t + \alpha_0 F_t + \alpha'_1 F_{t-1} + \alpha'_2 F_{t-2} + \tau' I_{t-1} + \tau'' I_{t-2} \quad (7)$$

其中 $\alpha'_1 = \alpha_1 - \tau'$, $\alpha'_2 = \alpha_2 - \tau''$ 。

对于经济增长的预期来说,根据预期理论,如果存在理性的预期,那么预期增长不应该系统地偏离实际增长,则 $G_t^e = G_t$,对于预期的 G_t^e 来说,它与前期的增长存在着一定的线性关系,表示如下:

$$G_t^e = \rho_1 G_{t-1} + \rho_2 G_{t-2} \quad (8)$$

将(8)带入(7)得,且简化默认实际产量达到预计产量标准,整理化简得:

$$I_t = \beta_0 + \beta_1 F_t + \beta_2 F_{t-1} + \beta_3 F_{t-2} + \beta_4 I_{t-1} + \beta_5 I_{t-2} + \rho_1 G_{t-1} + \rho_2 G_{t-2} + \varepsilon \quad (9)$$

其中, $\beta_0 = \gamma_0$, $\beta_1 = \alpha_0$, $\beta_2 = \alpha'_1$, $\beta_3 = \alpha'_2$, $\beta_4 = \tau'$, $\beta_5 = \tau''$

据此,本文建立如下回归模型

$$I'_t = \beta_0 + \beta_1 F'_t + \beta_2 F'_{t-1} + \beta_3 F'_{t-2} + \beta_4 I'_{t-1} + \beta_5 I'_{t-2} + \beta_6 G'_{t-1} + \beta_7 G'_{t-2} + \varepsilon \quad (10)$$

(10)式中 I 表示固定资产投资占生产总值的比例, I'_t 、 I'_{t-1} 、 I'_{t-2} 为固定资产投资占生产总值的当期值、滞后一期值和滞后两期值, F 表示房地产投资占生产总值的比例, F'_t 、 F'_{t-1} 、 F'_{t-2} 为房地产投资占生产总值的当期值、滞后一期值和滞后两期值, G 表示生产总值增长率, G'_t 、 G'_{t-1} 、 G'_{t-2} 为生产总值增长率的当期值、滞后一期值和滞后两期值,为了检验房地产投资对其他固定资产投资是产生了带动效应还是挤出效应,本文建立影响系数 $\hat{\beta}_{IT}$,

$$\hat{\beta}_{LT} = \frac{\sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i}{1 - \sum_{i=4}^5 \hat{\beta}_i} \quad (11)$$

根据 $\hat{\beta}_{LT}$ 的大小来判断带动效应或挤出效应, β_1 、 β_2 、 β_3 衡量的是房地产投资相对总投资的边际水平, β_4 、 β_5 衡量的是滞后一期和两期固定资产投资对当期投资的效应水平,具体可以分为三类:

(1)首先可以对回归结果进行 Wald 检验,检验系数 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$,即 $\hat{\beta}_{LT} = \frac{\sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i}{1 - \sum_{i=4}^5 \hat{\beta}_i} = 1$ 时,房地产投资表现为中性,房地产投资不会对其他固定资产产生带动效应或挤出效应。

(2)如果 Wald 检验系数 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 \neq 1$,且 $\hat{\beta}_{LT} = \frac{\sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i}{1 - \sum_{i=4}^5 \hat{\beta}_i} > 1$,则表示房地产投资对其他固定资产投资表现为带动效应,1 单位的房地产投资会引起大于 1 的总资产投资。

(3)如果 Wald 检验系数 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 \neq 1$,且 $\hat{\beta}_{LT} = \frac{\sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i}{1 - \sum_{i=4}^5 \hat{\beta}_i} < 1$,则表示房地产投资对其他固定资产投资表现为挤出效应,1 单位的房地产投资会引起小于 1 的总资产投资。

(三)数据的选取和变量的选择

1. 数据的选取

本文使用的数据来自国家统计局数据中心数据库中 31 个省市自治区(除港、澳、台)公开的宏观经济数据。因为 1998 年开始住房改革,彻底实行货币分行政策,因此本文的数据起始时间设置为 1998 年,截止日前相关数据更新至 2017 年,所以本文实证部分数据是基于 31 个省市自治区 1998-2017 年的序列数据,以各省市为单位构建了跨度为 20 年的面板数据,实证分析使用的核心变量如下:

地区总投资比率(I):以各省市自治区的全社会固定资产投资占同年地区生产总值的比率表示,并以 1998 年为基年,计算时利用 GDP 平减指数对固定资产投资额进行处理,剔除价格因素以保障数据的可比性。

地区房地产投资比率(F):以各省市自治区的房地产开发投资占同年同地区生产总值的比率表示,并以 1998 年为基年,计算时利用 GDP 平减指数对房地产开发投资额进行处理,剔除价格因素以保障数据的可比性。

地区生产总值增长率(G):以 1998 年为基年,使用利用 GDP 平减指数调整后各省市自治区地区生产总值计算出来的地区生产总值增长率表示。

2. 平稳性检验和协整检验

为了避免面板数据模型估计中存在的“虚假回归”问题,我们将对数据模型中的数据进行面板数据的平稳性检验以及协整关系检验。我们的估计包括三步。首先,考察数据的平稳性,即对数据进行单位根检验。然后考察各个数据之间是否存在面板协整关系,如果数据是同阶单整并且存在协整关系,则可以估计变量之间的长期协整关系,如存在协整关系即可根据模型计算影响效应 β 系数,进行下一步实证分析。

(四)实证分析

1. 基于全国视角的房地产投资影响效应分析

为了检验 31 个省份面板数据中时间序列的平稳性,本文利用 Eviews 9.0(下同),对面板数据进行单位根检验,本文选择 LLC、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 方法(下同),结果见表 1。

表 1 显示,在全国层面,I、F、G 均不平稳,但一阶差分后均为平稳数据,所以它们有可能存在协整关系,需要对变量进一步做协整关系检验。

表 1 全国面板数据的单位根检验结果(1998-2017)

变量名	检验方法					
	LLC	检验结果	ADF-Fisher	检验结果	PP-Fisher	检验结果
I	-0.3577	不平稳	59.3234	不平稳	27.6982	不平稳
F	-0.4589	不平稳	38.8427	不平稳	67.9727	不平稳
G	2.0927	不平稳	25.0301	不平稳	14.5109	不平稳
I(1)	-11.1349***	平稳	222.4438***	平稳	244.1821***	平稳
F(1)	-7.8438***	平稳	181.4993***	平稳	162.9171***	平稳
G(1)	-25.5041***	平稳	471.5208***	平稳	659.5446***	平稳

注:***表示在 1% 水平上显著,**表示在 5% 水平上显著,*表示在 10% 的水平上显著

在协整检验中,本文使用 Pedroni(Engler-Grangerbased)检验对面板数据做协整检验。基于全国各省份数据进行 Pedroni(Engler-Grangerbased)检验的结果见表 2。

表 2 全国面板数据的 Pedroni 协整检验结果(1998-2017)

检验方法	检验结果	P 值
Panel v-Statistic	3.7124	0.0001
Panel rho-Statistic	-0.6158	0.2690
Panel PP-Statistic	-1.6643	0.0480
Panel ADF-Statistic	-4.2496	0.0000
Group rho-Statistic	1.8201	0.9656
Group PP-Statistic	-0.8942	0.1856
Group ADF-Statistic	-4.6422	0.0000

由表 2 可以看出,在 Pedroni 协整检验中,只有 Panel v-Statistic、Panel ADF-Statistic 和 Group ADF-Statistic 在 1% 水平上拒绝了原假设,但鉴于面板数据时间跨度只有 20 年且为年度数据,截面数大于时间序列数,样本较小。Pedroni 证明,在小样本情形下 Panel v-Statistic、Group rho-Statistic 检验效果最差,Panel ADF-Statistic、Group ADF-Statistic 检验效果最好,当遇到几种协整检验结果不一致时,小样本的面板数据以 Panel ADF-Statistic 和 Group ADF-Statistic 检验为准,故本文认为 I、F、G 之间存在协整关系(下面实证部分为列表简洁,协整检验结果只单列 Panel ADF-Statistic 和 Group ADF-Statistic 检验,省去其他协整检验结果)。

在使用面板数据时,对全国范围内的估计来说,由于横截面个数大于时序个数,所以本文采用截面加权估计法(Cross Section Weights, CSW),同时加入 Hausman 检验确保模型设定选择的正确性,若 Hausman 检验结果显著拒绝使用随机效应模型的原假设,则在进行面板数据回归时,应当选择固定效应模型。根据方程(10)对全国 31 个省市自治区 1998-2017 年相关的面板数据进行截面加权法回归,结果如表 3。

表3 全国31个省市自治区的投资模型分析回归结果(1998-2017)

变量名称	回归结果
F	1.0825 *** (7.4072)
F(-1)	-0.8964 *** (-3.7450)
F(-2)	0.1323 (0.8139)
I(-1)	1.1471 *** (25.1822)
I(-2)	-0.2116 *** (-4.5134)
G(-1)	-0.0588 (-1.0246)
G(-2)	0.1672 *** (2.8765)
调整后的 R ²	0.9761
Hausman 检验	30.0553 ***
Wald 检验	20.6686 ***
β 值	4.94
调整后的 β 值	2.89

注:***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%的水平上显著,模型使用固定效应模型进行回归,Wald检验的约束条件为 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$, β 值为公式(11)计算而得,调整后的 β 值为排除在10%的水平上不显著的变量后计算的 β 值,表格未列出常数项回归结果。

由表3的结果得知,调整后的R²为0.9761,代表模型的拟合优度较好,在约束条件为 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$ 的条件下,Wald检验在1%的显著水平上拒绝原假设,说明 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 \neq 1$,由此计算 β 值为4.94,表示房地产投资对其他固定资产投资有显著的带动效应,剔除回归模型中在10%的水平上t检验都不显著的估计量后, β 值为2.89,表示房地产投资剔除不显著的系数后,仍然显示房地产投资带动了其他固定资产投资。

2. 基于发达地区和发展中地区视角的房地产投资影响效应分析

上一小节,本文分析了基于全国视角的房地产投资影响效应分析。分析显示,在全国范围内,房地产投资有着明显的带动效应,但不同经济发展程度的地区,房地产投资的影响效应是否有区别,仍值得思考。

本文选择2017年的人均GDP水平作为筛选标准,将31个省市自治区划分为发达地区和发展中地区,发达地区即人均GDP高于全国人均GDP的省市自治区,发展中地区即人均GDP低于全国人均GDP的省市自治区。全国发达地区包括11个省市自治区:北京、上海、天津、江苏、浙江、福建、广东、山东、内蒙古、重庆和湖北。发展中地区包括20个省市自治区:陕西、吉林、辽宁、宁夏、湖

南、海南、河南、河北、新疆、四川、青海、江西、安徽、山西、黑龙江、西藏、广西、贵州、云南和甘肃。

下面基于发达地区和发展中地区 1998–2017 年的面板数据,分别对其进行单位根检验,结果见表 4。

表 4 不同地区面板数据的单位根检验结果(1998–2017)

变量名	检验方法						
	LLC	检验结果	ADF-Fisher	检验结果	PP-Fisher	检验结果	
发达地区	I	-0.2233	不平稳	14.3558	不平稳	8.9037	不平稳
	F	-0.1253	不平稳	12.3988	不平稳	14.6338	不平稳
	G	-1.0001	不平稳	22.9263	不平稳	24.1617	不平稳
	I(1)	-7.4064***	平稳	94.1509***	平稳	97.2025***	平稳
	F(1)	-6.2308***	平稳	78.3141***	平稳	66.6878***	平稳
	G(1)	-14.9147***	平稳	164.1975***	平稳	302.3886***	平稳
	发展中地区	I	4.80734	不平稳	15.5490	不平稳	15.5490
F		-0.3293	不平稳	42.6835	不平稳	20.1744	不平稳
G		-3.3502**	平稳	39.3305	不平稳	40.1023	不平稳
I(1)		-8.2950***	平稳	128.2930***	平稳	146.9795***	平稳
F(1)		-3.2931***	平稳	74.0724***	平稳	83.8368***	平稳
G(1)		-16.0519***	平稳	232.3668***	平稳	336.5375***	平稳

注:***表示在 1% 水平上显著,**表示在 5% 水平上显著,*表示在 10% 的水平上显著。

从表 4 可以看出,在发达地区和发展中地区,I、F、G 都不平稳(不发达地区 G 在 LLC 方法中通过单位根检验,但其他方法的单位根检验都不通过,故认为没有通过单位根检验),但一阶差分后均为平稳数据,所以它们有可能存在长期的协整关系,需要对变量进一步做协整关系检验。

由表 5 的 Panel ADF-Statistic 和 Group ADF-Statistic 协整结果可知,发达地区和发展中地区的 I、F、G 之间具有长期协整关系。

表 5 不同地区面板数据的 Pedroni 协整检验结果(1998–2017)

	检验方法	检验结果	P 值
发达地区	Panel ADF-Statistic	-3.0166	0.0013
	Group ADF-Statistic	-4.2102	0.0000
发展中地区	Panel ADF-Statistic	-3.2288	0.0006
	Group ADF-Statistic	-4.8814	0.0000

根据方程(10)对发达地区和发展中地区 1998–2017 年相关的面板数据进行回归,结果如表 6。

由表 6 可以看出,发达地区和发展中地区回归模型调整后的 R^2 分为 0.9780 和 0.9624,表示模型的拟合优度很好,在约束条件为 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$ 的条件下,Wald 检验发达地区在 1% 的显著水平上拒绝原假设,说明 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 \neq 1$,而在发展中地区在 10% 的显著水平上不能拒绝 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$ 的原假设,再由此计算发达地区的 β 值为 4.29,表示在发达地区房地产投资对其他固定资产投资有着显著的带动效应,而在发展中地区,房地产投资对其他固定资产投资表现为中性,并无明显的带动效应或挤出效应。

表6 发达地区和发展中地区的投资模型分析回归结果(1998-2017)

变量名称	回归结果	
	发达地区	发展中地区
F	0.9518 *** (5.9438)	1.4841 *** (6.2650)
F(-1)	-0.7120 *** (-2.8292)	-1.4562 *** (-3.5949)
F(-2)	0.3662 ** (2.0504)	0.0774 (0.2844)
I(-1)	1.0826 *** (14.4629)	1.10314 *** (18.7777)
I(-2)	-0.2239 *** (-3.1147)	-0.1082 * (-1.7113)
G(-1)	-0.0651 (-0.9220)	-0.0599 (-0.6536)
G(-2)	0.0596 (0.8461)	0.3465 *** (3.5676)
调整后的 R ²	0.9780	0.9624
Hausman 检验	失效	失效
Wald 检验	24.2988 ***	2.2332
β 值	4.29	—
调整后的 β 值	4.29	—

注:***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%的水平上显著,其中Wald检验的约束条件为 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$, β 值为公式(11)计算而得,调整后的 β 值为排除在10%的水平上不显著的变量后计算的 β 值,表格未列出常数项回归结果。

3. 基于不同时期视角的房地产投资影响效应分析

从1998年探索房地产改革,到因2008年的金融危机而引发的一系列刺激政策的出台,再到最近的供给侧改革的全面开展,中国房地产投资经历了跌宕起伏的20年,不同时期房地产投资对其他行业或其他固定资产投资会有不同的影响作用。由于金融危机的影响和2008年末开始的一篮子刺激政策的出台,导致2009年开始,国内经济形势和投资形势都明显发生变化,所以本文将自1998年房地产改革到2017年划分为两个不同时期,1998-2008年为第一个阶段,是房地产改革后探索阶段,2009-2017年为第二个阶段,是房地产快速发展和寻求改革的阶段,下面将从这两个时期来分别论述房地产投资的影响效应有何不同。

首先对1998-2008年和2009-2017年的面板数据进行单位根检验,结果见表7。

根据表7结果显示,在1998-2008年和2009-2017年,I、F、G均不平稳(2009-2017年的G在LLC方法中通过单位根检验,但其他单位根检验都不通过,故认为没有通过单位根检验),但一阶差分后均为平稳数据,下面需要进一步做协整关系检验。

表8显示,在1998-2008年和2009-2017年I、F、G之间具有长期协整关系。根据方程(10)对1998-2008年和2009-2017年的面板数据进行截面加权法回归,结果如表9。

表7 1998-2008年和2009-2017年面板数据的单位根检验结果

变量名	检验方法						
	LLC	检验结果	ADF-Fisher	检验结果	PP-Fisher	检验结果	
1998-2008年	I	11.3552	不平稳	14.6815	不平稳	16.1059	不平稳
	F	11.2086	不平稳	11.6112	不平稳	7.2483	不平稳
	G	1.4807	不平稳	33.4373	不平稳	36.9557	不平稳
	I(1)	-5.4221***	平稳	111.7445**	平稳	109.7209***	平稳
	F(1)	-5.3383***	平稳	114.6512***	平稳	128.7897***	平稳
	G(1)	-19.2217***	平稳	353.2897***	平稳	385.0359***	平稳
	2009-2017年	I	7.9111	不平稳	32.8687	不平稳	36.6107
F		3.9305	不平稳	34.4052	不平稳	26.0821	不平稳
G		-5.8564***	平稳	70.7826	不平稳	50.1234	不平稳
I(1)		-7.0777***	平稳	145.3435***	平稳	157.8576***	平稳
F(1)		-8.7500***	平稳	154.2242***	平稳	161.0699***	平稳
G(1)		-12.6697***	平稳	170.0446***	平稳	221.0031***	平稳

注:***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%的水平上显著

表8 1998-2008年和2009-2017年面板数据的Pedroni协整检验结果

	检验方法	检验结果	P值
1998-2008年	Panel ADF-Statistic	-4.0426	0.0000
	Group ADF-Statistic	-4.7903	0.0000
2009-2017年	Panel ADF-Statistic	-2.3464	0.0095
	Group ADF-Statistic	-2.1555	0.0156

表9 1998-2009年和2009-2017年投资模型分析回归结果

变量名称	回归结果	
	1998-2008年	2009-2017年
F	1.2302*** (9.9401)	1.2051*** (4.5444)
F(-1)	-0.7464*** (-3.8256)	-0.6290* (-1.6731)
F(-2)	0.2183 (1.4521)	0.4249* (1.7824)
I(-1)	1.2464*** (22.2402)	0.8929*** (11.0342)
I(-2)	-0.4286*** (-8.0048)	-0.1543** (-2.0770)
G(-1)	0.0924** (2.5131)	-0.4861*** (-4.9239)
G(-2)	-0.0099 (-0.2637)	0.3199*** (2.7421)

续表

变量名称	回归结果	
	1998-2008 年	2009-2017 年
调整后的 R^2	0.9791	0.9871
Hausman 检验	失效	失效
Wald 检验	40.5178 ***	19.9256 ***
β 值	3.85	3.83
调整后的 β 值	2.66	3.83

注:***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%的水平上显著,其中Wald检验的约束条件为 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$, β 值为公式(11)计算而得,调整后的 β 值为排除在10%的水平上不显著的变量后计算的 β 值,表格未列出常数项回归结果。

由表9结果可知,1998-2008年和2009-2017年回归模型调整后的 R^2 分为0.9791和0.9871,回归模型的拟合优度很好,在约束条件为 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$ 的条件下,Wald检验两个阶段均在1%的显著水平上拒绝原假设,说明 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 \neq 1$,再由此计算出1998-2008年和2009-2017年的 β 值分为3.85和3.83,剔除回归模型中在10%的水平上t检验都不显著的估计量后,第一阶段和第二阶段的 β 值分为2.66和3.83,表示在两个时间阶段,房地产投资显著对其他固定资产投资有着显著的带动效应,且带动效应在2009-2017年比1998-2008年更显著。

考虑到在2009-2017年不同时期的政策和全球整体环境差异性较大,例如2008年末的一篮子刺激计划,对固定资产投资造成了极大的暂时性推动作用,而由于投资的边际效用下降,这种外来刺激会提前透支未来经济的发展,且在2014年以来,中国经济增速逐渐变缓,进入经济新常态,产业结构不断优化升级,导致投资策略相较前期也有所不同,所以本文将2009-2017年划分为2009-2013年和2014-2017年两个时期进行回归,再对比前两段时期的模型回归结果,探讨2009年来房地产投资对其他固定资产投资影响效应的变化。由于2009-2013年和2014-2017年的数据较短,而截面数有31个,远远大于时间跨度,故没有对本部分面板数据做单位根检验和协整检验,直接进行面板回归,回归结果见表10。

表10 2009-2013年和2014-2017年投资模型分析回归结果

变量名称	回归结果	
	2009-2013 年	2014-2017 年
F	1.9922 *** (6.9472)	4.5658 *** (9.1984)
F(-1)	-0.7539 ** (-2.0658)	-1.3122 *** (-3.1810)
F(-2)	1.1287 *** (2.8642)	-1.8939 *** (-6.8178)
I(-1)	0.1873 *** (3.0588)	0.6717 *** (7.0049)
I(-2)	0.2099 ** (2.4634)	-0.2811 (-3.8794)

变量名称	回归结果	
	2009-2013 年	2014-2017 年
G(-1)	-1.0247 *** (-9.5535)	-0.0440 (0.2643)
G(-2)	0.4127 *** (4.1635)	0.7201 *** (3.2847)
调整后的 R ²	0.9897	0.9989
Hausman 检验	失效	失效
Wald 检验	105.5441 ***	4.1180 **
β 值	3.93	2.23
调整后的 β 值	3.93	2.23

注:***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%的水平上显著,其中Wald检验的约束条件为 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$, β 值为公式(11)计算而得,调整后的 β 值为排除在10%的水平上不显著的变量后计算的 β 值,表格未列出常数项回归结果。

由表10可知,2009-2013年和2014-2017年面板数据回归结果调整后的R²分为0.9791和0.9871,说明回归模型的拟合优度较好,在约束条件为 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$ 的条件下,两个时期Wald检验均在1%的显著水平上拒绝原假设,说明 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 \neq 1$,再由此计算出2009-2013年和2014-2017年的 β 值分为3.93和2.23,回归模型中在10%的水平上估计量均显著,所以表示在两个时期,房地产投资对其他固定资产投资有着显著的带动效应,2009-2013年的 β 值3.93比2014-2017年2.23的大,显示其带动效应更强,且高于2009-2017年整体的 β 值3.83。

(五)实证结果总结

在Agosin and Mayer(2000)的投资分析模型的基础上,建立了房地产投资影响效应的面板数据模型,然后基于全国面板数据、发达地区面板数据、发展中地区面板数据、第一阶段(1998-2008年)面板数据、第二阶段(2009-2017年)面板数据、2009-2013年和2014-2017年面板数据,使用计量软件对影响效应系数 $\hat{\beta}_{lt}$ 进行了测算,通过实证研究,房地产投资的影响效应分析结果可以由表11。

表11 不同地区划分和不同时期房地产投资影响效应分析结果

分类	全国	发达地区	发展中地区	1998-2008	2009-2017	2009-2013	2014-2017
调整的 β 值	2.89	4.29	—	2.66	3.83	3.93	2.23
影响效应	带动效应	带动效应	中性效应	带动效应	带动效应	带动效应	带动效应

五、房地产投资影响因素分析

通过上述实证分析结果可以得知,房地产投资从1998年“房改”以来总体上对其他固定资产投资起带动效应。但是,为什么房地产投资对非房地产投资的影响效应因经济发达程度而差异较大,且2014年以来带动效应明显减弱?我们从地区经济发达程度的影响效应差异和不同时期的影

响效应差异两个方面出发,结合理论与实际分析导致房地产投资影响效应不同的原因。

(一)地区经济发达程度的影响效应差异原因分析

前文实证结果显示,在经济发达地区,房地产投资有明显的带动效应,在发展中地区,房地产投资的带动效应并不显著,而人口(何鑫等,2017)和产业结构与技术(梁云芳等,2006)又是影响房地产发展的重要因素,所以本文将从人口因素和产业结构与技术因素两个方面对此结果进行分析解释。

1. 人口因素

人口作为房地产投资需求的主体,对房地产投资起着至关重要的作用。人口因素对房地产投资的影响主要表现在常住人口数,人口素质和人口结构三个方面。

相对于户籍人口,常住人口更能代表着一个区域实际居住的人口总数。而通常情况下,常住人口的流入流出决定着区域房地产投资需求的大小。当人均居住面积处于相对平稳状态时,常住人口的增加,必然导致房地产投资需求的增加。而经济发达地区的常住人口增速明显高于经济发展中地区,所以单纯的从人口数量上来说,在经济发达地区,房地产需求更为旺盛。

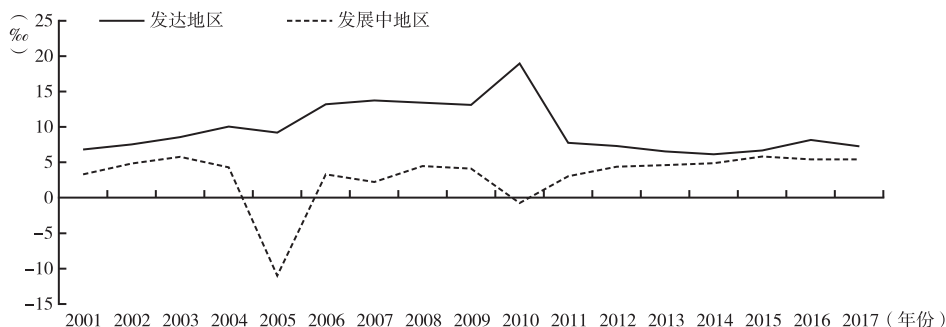


图2 2001-2017年发达地区与发展中地区常住人口增长率

资料来源:国家统计局,发达地区和发展中地区划分依据见实证部分。

人口素质方面,发达地区居民的受教育水平和基础素质相对高于经济发展中地区,又因为人均GDP相对较高,发达地区的收入水平也高于经济发展中地区,导致经济发达地区的居民可能会对自身居住环境和居住质量提出了更高的要求,最直接地表现为人均住房面积的增加。

人口结构方面,由于经济发达地区经济活跃度要显著高于经济欠发达地区,就业机会较多,对于年轻人吸引力更大。据《2018年北京统计公报显示》,截至2018年末,北京常住外来人口达到756.6万人,占常住人口的35.5%,其中有很大一部分比例是留京青年人。而相较于中老年人,青年人的住房需求更大,消费理念更加激进,偏向于预支性消费,进一步刺激了房地产的需求。

综上,从常住人口数、人口素质、人口结构三个方面的分析可知,经济发达地区的房地产需求较发展中地区更大,而由于房地产投资对其他固定资产投资的影响效应呈倒“U”型变化,房地产投资合理需求的扩大,导致房地产投资带动效应的“合理区间”扩大与弹性增大,此时房地产投资能够更大程度地发挥其带动作用,带动其他固定资产投资的增加。

2. 产业结构与技术因素

从产业结构上来说,发达地区和发展中地区也有着明显的差异。20世纪末以来,中国的区域产业结构呈现出了加速变动的趋势,但由于各地产业结构的转换方式和区域本身自然条件不同,所以不同省市自治区在产业结构上各有特点。

从区域划分可以看出,发达地区的省市大多分布在东部沿海及部分中部工业化进程较快的区域,主要以技术密集型产业为主,而发展中地区则主要分布在中西部地区,仍以较为传统的资源型

依赖性制造业为主。由于转型较快和产业的集聚效应,经济较发达的地区,技术因素和生产力效率各方面都会显著高于经济相对不发达的地区,从而导致同水平上,发达地区的房地产投资的边际效用可能高于发展中地区,从而带动固定资产整体投资效率的提高。在这种情况下,房地产业投资给其他产业投资带来的连带效应更强。

(二)不同时期影响效应的差异因素分析

前文实证部分结果显示,房地产投资整体上对其他固定资产投资存在带动效应,且 2009—2017 年的带动效应要大于 1998—2008 年,但 2009—2013 年和 2014—2017 年的面板数据回归结果分析显示,这种带动效应已明显减弱,结合前文理论,我们认为产生这种结果的原因有三个:要素价格的上升(孙煜等,2018)、消费结构的挤出(谭政勋,2010)和对产业结构优化与创新的阻碍(余静文等,2015)。

1. 要素价格的上升

近些年,土地价格由于房地产投资加大,呈现出虚高现象。多地不断刷新“地王”记录,土地价格虚高直接导致其他固定资产投资成本快速增长。虽然多地政府对制造业等行业发放优惠政策,但非房地产行业供应链整体的地价和租金仍是企业沉重的负担。要素的另一个部分是人力资源。不断攀升的房价一次又一次超出人们的心理预期,而过高房价收入比也使得人们对于工资要求不断提高,企业用工成本也随之越来越高。越来越多的劳动密集型企业逐渐撤离“世界工厂”,开始向用工成本较低的东南亚和非洲搬迁,招工难的问题愈发凸显。土地和人力两个要素价格的上涨,进一步削弱了房地产投资对其他固定资产的带动效应,这也解释了近几年带动效应快速减弱的现象。

2. 消费结构的挤出

受传统因素和国内房屋租赁市场不完善的影响,国内居民对待房地产财富的观念与国外有所不同,拥有住房已成为安居乐业的必要条件。因此一家三代齐上阵贷款买房的情景并不罕见,国内年轻人住房自有率水平显著高于国外。

而与此同时,我国房地产价格近些年的持续上涨,导致家庭负债率迅速上升。据中国社会科学院测算,居民部门债务占 GDP 比重从 1998 年的 11.68% 已上升至 2017 年的 49.36%。前期购房支出影响了居民当前消费支付能力,而由于当前高额的房价导致在长期贷款压力前,居民会提前约束自己的改善性消费和未来消费的需求,出现了收入的快速增长与消费性支出的增长趋势背离的情况。

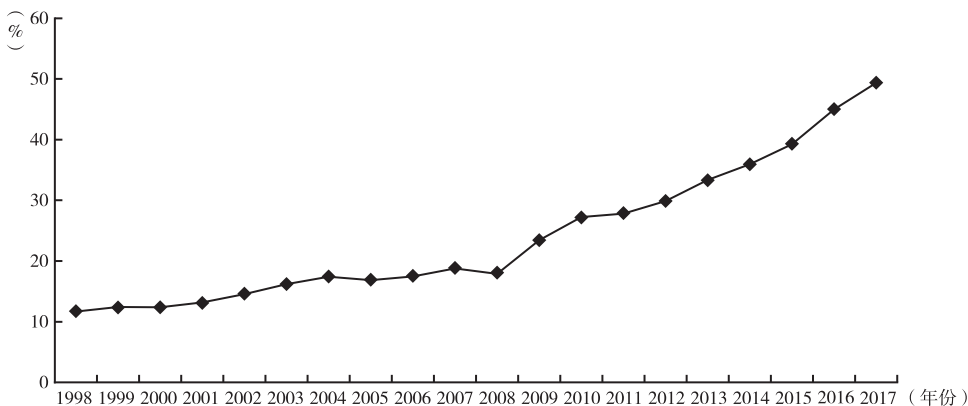


图3 居民部门债务占 GDP 比重

资料来源:中国社会科学院。

3. 对产业结构优化与创新的阻碍

2013 年以来,中国 GDP 增速逐渐放缓,“新常态”的提出也代表着中国经济的发展进入新的轨

道,从高速增长转为中高速增长,发起创新驱动战略,优化升级经济结构。同时,供给侧结构性改革的不断深入也预示着中国经济发展从数量时代开始转入质量时代。

我国房地产投资主要依赖资源爆发式扩张,房地产行业的技术层次偏低,属于高耗能型产业,对钢筋混凝土等基础要素行业和金融行业有很强的带动作用(梁云芳等,2006)。在供给侧结构性改革和产业不断升级优化的大背景下,房地产投资的带动效应会有明显的下降。

其次,当下房屋的建造与设计技术已经相对成熟,技术发展空间比较局限,绝对数仍处于较高水平的房地产投资,会挤占社会和企业的创新投资,创业和创新性活动很难通过贷款等融资渠道获得支持资金,导致资本市场的投资和创新、创业活动的资金需求产生错配,减弱房地产投资的带动效应。

六、结论与政策建议

(一)研究结论

我们通过前文分析,总结得出以下几点结论:

1. 从整体上来看,我国房地产投资对其他固定资产投资存在带动效应。随着房地产投资增加,相应的其他固定资产投资也会增加,根据回归结果计算出整体的影响效应系数为 2.89,说明 1 单位的房地产投资能够引起总投资 2.89 单位的增长,带动了国民经济的快速发展。

2. 不同经济发展程度对房地产投资的影响效应有差异。具体表现为,经济发展程度高的发达地区房地产投资的带动效应十分明显,影响效应系数高达 4.29,而经济欠发达的发展中地区,房地产投资显示中性效应,对其他固定资产投资的影响效应并不明显。分析导致这种情况的主要原因有人口因素和产业结构与技术因素。(1)人口因素:人口因素通过常住人口、人口素质、人口结构三个方面影响房地产投资的需求端,致使房地产投资的合理需求在经济发展程度高的地区更大,从而房地产投资规模的扩张能够更大程度的发挥其带动作用。(2)产业结构与技术因素:由于经济较发达地区产业转型较快,相对于发展中地区在产业结构、技术水平和生产效率上具有一定的优势,导致在同样投资水平上,发达地区房地产投资的边际效用可能高于发展中地区,从而带动整体投资效率的提高,给其他产业带来的连带效应更强。

3. 不同时期房地产投资对其他固定资产投资的影响效应存在差异。1998-2008 年和 2009-2017 年的影响效应系数分别为 2.66 和 3.83,可以看出房地产投资的带动效应在 1998-2008 年要整体弱于 1998-2017 年,而在 2009-2017 年反之,所以从这两段时期的分析来看,带动效应是逐渐增强的。但是基于对 2009-2017 年的具体拆解分析可知,2009-2013 年的影响效应系数是 3.93,显著高于其他时期,而 2014-2017 年的影响效应系数是 2.23,显著低于 2009-2013 年,同时也低于 1998-2017 年的 2.89。这说明房地产投资的带动效应是先增强后减弱,呈倒“U”字型。本文认为导致房地产投资近年来逐渐减弱的原因主要有要素价格的上升、消费结构的挤出、对产业结构优化与创新的阻碍。

(二)政策与建议

由上文的分析和总结可知,房地产投资整体上存在带动作用,但带动作用在近几年逐渐减弱,且房地产投资和其他固定资产投资都存在较大的区域差异,只有将房地产行业和其他行业的发展有机结合起来,才能促进国民经济协调稳定地增长。结合本文的研究结果,提出以下几点政策建议:

1. 引导居民合理的住房需求,打击投机性房地产消费。政府要准确把握住房的居住属性,强化“房子是用来住的,不是用来炒的”这一基本理念,以促进房地产市场健康发展。

首先,从供给层面来说,提高住房有效供给,大力发展住房租赁市场和推进保障性住房政策的实施。政府应出台政策,引导房地产企业开辟新型的住房租赁业务,拓展租赁市场,以租赁形式缓

解房地产库存问题和刚性住房需求问题,建立和完善多主体供给,多渠道保障,租购并举的住房制度。同时,要加强对住房刚性需求人群的重视,结合地方实际有针对性地推出经济适用房、政府廉租房等保障性住房政策,并根据群众需求的变化,适度调整房地产供给结构。

其次,从需求层面来说,要针对房地产购买需求的不同,区别对待刚需购买人群和投资性购买人群。对于刚需购买人群,政府应提高保障性住房的信贷支持力度。对于投资性购买人群,在降低房贷最高限额的同时,进一步提高房贷利率,拉开刚需消费人群与投机消费人群的购房成本,抑制投机性房地产消费。

最后,针对大量囤积房源,制造房源紧张从而哄抬房价等不良社会现象,政府应当加大对房地产秩序的建设,出台相关法律法规进行约束,制定“空置税”等针对性政策,遏制恶意炒作房地产价格和投机倒把的行为,引导房地产市场良性、健康、可持续地发展,有效控制房地产投资过热增长对其他固定资产投资产生负面影响。

2. 实行区域差异化房地产投资政策。由于地区经济发展差异会导致房地产投资影响效应的不同,因此在实施房地产投资政策时,要因地制宜,针对不同地区实行不同的房地产政策以促进区域房地产投资协调发展和经济的稳定运行。

具体来说,对于经济发达的地区,要合理优化土地资源的管理,加强对房地产投资的管理和监控。因为经济发达的地区,房地产投资规模较大,需求旺盛,因此需要提高土地资源管理水平,以合理优化土地资源配置,加快土地改革,从土地供给层面满足社会对土地资源的需求。同时加强对金融机构的监管,控制房地产业信贷水平,将房地产投资规模限制在合理区间内,谨防房地产投资对其他固定资产投资带动效应的衰减和挤出效应的发生。

对于经济欠发达的地区,政府要严格把控房地产库存及土地供应水平,鼓励和支持新技术的引入和重点产业的技术升级。经济欠发达的地区主要分布在中部地区和西北地区,虽然中部地区和西北地区土地资源较丰富,但受常住人口长期处于较低水平甚至流出的影响,房地产投资的合理需求增长较慢。此外,经济欠发达地区的城镇化水平也低于经济发达地区,因此进行大规模房地产投资是不理智的。所以,政府要加强对土地审批的管理和房地产投资资金使用的监管,把房地产库存维持在合理水平,促进房地产市场供求的平衡。另外,经济欠发达的省份地区,应根据自身资源和地理优势,重点发展当地优势产业,引入新技术开发新产业来提高区域生产效率的同时,对重点产业的落后技术进行改造升级,制定符合自身整体发展的投资规划来促进区域投资和经济的协调发展。

3. 提高金融体系服务实体经济的水平,切实降低实体经济融资成本。在房地产带动效应逐渐减弱的情况下,大力发展实体经济是有效保障经济健康发展的重要途径,同时也可推进产业结构和经济结构的优化升级。而融资难、融资贵是实体经济效益低迷的一个重要原因,所以大力发展实体经济的首要任务就是要解决融资难和融资贵的问题。

首先,应从供给侧保障金融体系充分满足实体经济发展的需求,防止贷款大量流向房地产行业而挤占实体经济的投资,导致实体经济与房地产业发展不协调现象的发生。政府应该拓宽对实体企业投资和融资的渠道,为实体行业创造一个良好的经济环境。其次,为防止社会投资“脱实向虚”,应加大对实体经济的定向信贷力度,引导金融机构回归服务实体经济,打通金融与实体经济之间的隔阂,实实在在地解决实体经济融资难,融资贵的问题。最后,深化金融市场化改革,综合运用多种金融工具组合和期限搭配,在保持金融系统整体流动性合理稳定的同时,对实体经济的发展提供一定的信贷和融资优惠政策,引导“外逃”的实体企业重新回归实体经济。

参考文献

国家统计局综合司课题组(2005):《关于房地产对国民经济影响的初步分析》,《管理世界》,第11期。

- 何鑫、田丽慧、楚尔鸣(2017):《中国房价波动的空间异质性》,《人口与经济》,第6期。
- 黄静、屠梅曾(2009):《房地产财富与消费——来自于家庭微观调查数据的证据》,《管理世界》,第7期。
- 李畅、谢家智、吴超(2013):《房地产投资与制造业:促进效应还是挤出效应——基于非参数逐点回归的实证分析》,《金融经济研究》,第9期。
- 梁云芳、高铁梅、贺书平(2006):《房地产市场与国民经济协调发展的实证分析》,《中国社会科学》,第3期。
- 宋勃(2007):《房地产市场财富效应的理论分析和中国经验的实证检验:1998-2006》,《经济科学》,第5期。
- 孙煜、孙军、陈柳(2018):《房地产业扩张对我国产业结构影响的实证分析》,《江苏社会科学》,第4期。
- 谭政勋(2010):《我国住宅业泡沫及其影响居民消费的理论及实证研究》,《经济学家》,第3期。
- 王国军、刘水杏(2004):《房地产业对相关产业的带动效应研究》,《经济研究》,第8期。
- 余静文、王媛、谭静(2015):《房价高增长与企业“低技术锁定”——基于中国工业企业数据库的微观证据》,《上海财经大学学报》,第5期。
- 张杰、杨连星、新夫(2016):《房地产阻碍了中国创新么?——基于金融体系贷款期限结构的解释》,《管理世界》,第5期。
- 祝翔翔、邓翔、杜海韬(2016):《房价波动、住房自有率和房地产挤出效应》,《经济评论》,第5期。
- Agosin, M. and R. Mayer (2000): “Foreign Investment in Developing Countries: Does It Crowd in Domestic Investment?”, UNCTAD Discussion Papers, No. 146.
- Case, K., J. Quigley and R. Shiller (2005): “Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market”, *Advances in Macroeconomics*, 5, 1235.
- Coulson, N. and M. Kim (2000): “Residential Investment, Non-residential Investment and GDP”, *Real Estate Economics*, 28, 233-247.
- Gauger, J. and T. Snyder (2003): “Residential Fixed Investment and the Macroeconomy: Has Deregulation Altered Key Relationships?”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3, 335-354.
- Green, R. (1997): “How Changes in Residential and Non-Residential Investment Predict Changes in GDP”, *Real Estate Economics*, 25, 253-270.
- Harris, R. and G. Arku (2006): “The Housing and Economic Development Debate Revisited: Economic Significance of Housing in Developing Countries”, *Journal of Housing and Built Environment*, 21, 377-395.
- Harris, R. and G. Arku (2006): “Housing and Economic Development: The Evolution of an Idea Since”, *Habitat International*, 30, 1007-1017.
- Haurin, D., S. Rosenthal, H. Bunce and R. Green (2006): “House Price Appreciation, Saving and Consumer Expenditures”, Department of Housing and Urban Development, 5, 1-45.
- Iacoviello, M. (2004): “Consumption, House Prices, and Collateral Constraints: A Structural Econometric Analysis”, *Journal of Housing Economics*, 13, 304-320.
- Mills, E. (1987): “Has the United States Overinvested in Housing?”, *Real Estate Economics*, 15, 601-616.
- Rong, Z., W. Wang and Q. Gong (2016): “Housing Price Appreciation, Investment Opportunity, and Firm Innovation: Evidence from China”, *Journal of Housing Economics*, 3, 34-58.
- Wigren, R. and M. Wilhelmsson (2007): “Construction Investments and Economic Growth in Western Europe”, *Journal of Policy Modeling*, 29, 439-451.
- William, C. and D. Denise (1998): “Housing Problem and Housing Policy”, *Journal of Social Policy*, 26, 388.

(责任编辑:罗 滢)