

产业结构与土地的宏观传导机制： 一个中美之间的比较*

赵扶扬 周慧琚

[摘要]中国的房地产繁荣对非房地产部门产生“挤出效应”，而美国房地产繁荣则对非房地产部门产生“挤入效应”，两者形成鲜明对比。本文认为，上述差异可以用两国产业结构的差异来解释。如果一国第三产业占比较高，企业使用土地以商服用地为主，其和住宅用地价格协同性较高，使得房地产部门和非房地产部门一同扩张；反之，若第二产业占比较高，则工业用地也是生产经营的要素，这类土地和住宅用地价格协同性较低，导致非房地产部门没有产生抵押融资机制，反而会被房地产部门“挤出”。本文建立了一个两部门金融摩擦 DSGE 模型，分别匹配中美两国的数据进行了贝叶斯估计，在同一理论框架下解释了中美两国的上述特征事实及宏观传导机制。

关键词：产业结构 土地的同质性 抵押融资效应 挤入与挤出效应

JEL 分类号：E32 L16 R31

一、引言

土地与房产不仅是居民生活和企业生产的基本要素，也是政府调控经济的重要政策抓手，其金融属性更使其成为重要的融资工具，在经济社会发展中占据重要地位。我国 1998 年住房分配货币化政策实施以来，房地产市场进入了快速发展的黄金时期，房产价格呈现出持续上涨的态势。据国家统计局数据，2000 年城镇新建商品房成交均价为 2112 元/平方米，2019 年已经上升至 8737 元/平方米，是 2000 年的 4.14 倍。与之相伴的是土地价格的攀升，根据 Chen et al. (2017) 的测算，2004 年到 2015 年我国住宅用地价格增长了 4.75 倍。土地市场和房地产市场的繁荣，如何影响宏观经济和内在经济结构，是会带动经济各部门的持续发展，还是会带来经济“脱实向虚”？这一问题引起越来越多研究者和政策制定者的关注。

从宏观视角来看，土地和房地产对宏观经济产生影响的重要机制之一，在于融资抵押效应 (Kiyotaki and Moore, 1997)，即通过抵押品功能影响借款人的融资能力，进而地价和房价波动将传导至非房地产部门乃至整个宏观经济 (Liu et al., 2013)。中国非金融企业的债务融资中，间接融资占比高已成为普遍共识 (刘哲希等, 2020)。图 1 展示了中美两国非金融企业贷款占其总负债比例，以及占全国 GDP 比例，可以看到，相比于美国，中国非金融企业的债务融资严重依赖于贷款。

* 赵扶扬，中央财经大学经济学院讲师，经济学博士；周慧琚，北京大学光华管理学院，博士研究生。作者感谢国家社科基金重大项目“实质性减税降费与经济高质量发展研究”（项目编号 19ZDA069）、国家自然科学基金青年项目“地方政府土地配置行为的宏观经济影响机制研究：基于土地财政和土地金融的视角”（项目编号 72003211）、教育部一般项目“地方政府土地供给对实体经济的影响研究”（项目编号 20YJC790184）的资助。

基于抵押融资下的金融加速器机制,中国的土地和房地产理应对宏观经济和非房地产部门带来更强的带动作用。

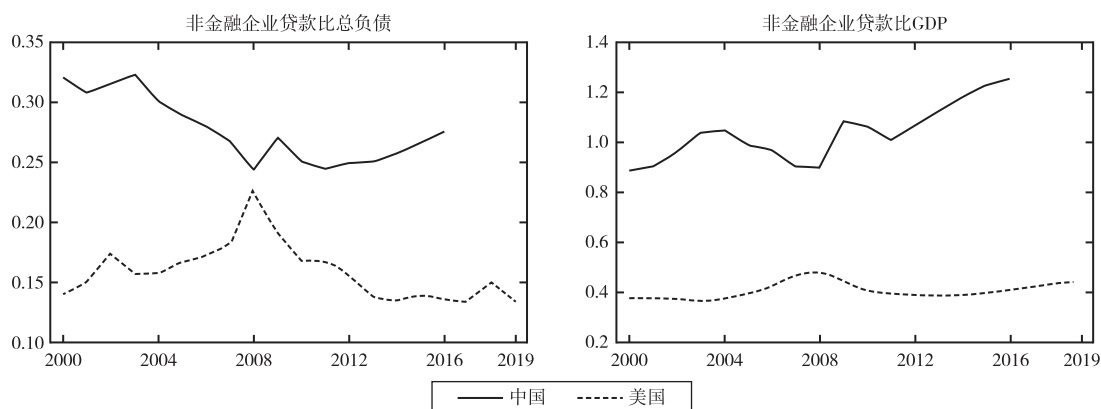


图1 中美非金融企业贷款

然而事实并非如此。大量文献从微观角度证明,中国的房地产市场繁荣对其他经济部门产生了明显的“挤出效应”(详见第二节的文献综述),本文从宏观视角进行了初步观察(详见第二节的特征事实),也得到了一致的结论,这与“中国间接融资占比高”推导出来的逻辑形成矛盾,也与美国房地产繁荣“挤入”非房地产部门形成鲜明对比(详见第二节的文献综述)。如何解释土地市场和房地产繁荣在中国和美国分别带来的“挤出效应”和“挤入效应”,正是本文致力于回答的关键问题。

本文认为,在土地市场和房地产繁荣在两国存在影响异质性的背后,是两国产业结构的巨大差异。美国的服务业占绝对比重,中国相应的占比远低于美国,而中国工业比重远高于美国。工业企业以工业用地作为生产要素,而服务业企业以商服用地作为生产要素。由于商服用地和住宅用地价格存在较强的相关性,在房地产市场繁荣时,以商服地为生产要素的服务业部门资产价值提升,出现抵押融资下的金融加速器机制,这解释了美国的“挤入效应”;工业用地和住宅用地价格相关性较低,工业地价较难受到房地产繁荣的带动,因此工业企业很难出现抵押融资下的金融加速器机制,反而会在信贷等渠道受到房地产部门的负面影响,这解释了中国的“挤出效应”。

本文首先基于中国省级层面的面板数据验证了上述机制,发现在控制其他影响因素后,第三产业占比越高,房地产业投资与非房地产业投资相关性越强,第二产业占比越高,相关性越弱。为了从宏观理论的视角下验证上述机制,本文建立了DSGE模型,在Liu et al.(2013)的基础上引入房地产部门,通过设置不同类型土地的同质性来模拟一般均衡下地价的相关性,并且分别基于中国和美国的时间序列数据进行了贝叶斯估计,得到的估计结果和模型的模拟结果能够复制中美两国不同的特征事实。基于反事实检验,本文模型可以进一步验证上述的核心机制。

本文的创新和贡献主要体现在以下几点:第一,与大多微观实证的文献不同,本文从一般均衡的宏观范式出发,探讨了中国房地产繁荣对非房地产部门的“挤出效应”;第二,本文从产业结构和土地同质性的角度,探讨了土地和房地产的宏观传导机制;第三,本文可以用同一个模型框架,同时解释中国和美国的特征事实。

本文后续部分结构安排如下:第二部分展示特征事实及文献综述,为核心机制提供实证证据;第三部分介绍DSGE的模型设置;第四部分对模型进行校准和贝叶斯估计;第五部分阐述模型结果并给出机制解释;第六部分给出结论和政策建议。

二、特征事实与文献综述

(一) 中国的挤出效应和美国的挤入效应

广义的房地产业,涵盖建筑、建材、运输、中介、金融等在内的各大产业,同时关联着众多上下游行业,对投资、信贷、消费等方面具有重大影响,是全球各国的重要产业。在我国,2003年国务院【18号文】,就已经正式明确了房地产业在国民经济中的支柱地位。近二十年来,房地产对我国宏观经济产生了深刻而复杂的影响。

土地和房产对经济产生影响的机制,不仅仅在于其是居民居住和企业生产的核心要素,更在于其内在的金融属性。早期的研究,包括 Barro (1976)、Stiglitz and Weiss (1981)、Hart and Moore (1994)等发现诸如土地房产等抵押品可以让企业借贷得更多(在完美合约无法达成的情况下),进而投资更多。在宏观经济领域也存在这样的共识,土地房产可以通过融资抵押效应(Kiyotaki and Moore, 1997)或提高借款人资产净值(Bernanke et al., 1999)增加其融资能力,进而放大经济波动。

然而,中国是否存在土地和房产的融资抵押效应?对于这一问题,相关文献尚未得到一致的结论。Wu et al.(2015)基于非房地产企业的面板数据发现,没有证据表明中国存在融资抵押效应。通过分开研究不同类型的土地,Chen et al.(2017)发现商住用地的融资抵押效应强,工业用地的融资抵押效应弱。Han and Lu (2017)发现高房价通过提高抵押物价值而提高企业投资。Chen et al.(2015)发现融资抵押效应在私人企业显著存在,在国有企业不显著。

与上述问题相关且更为重要的一个问题是,中国的土地市场和房地产市场的繁荣如何影响宏观经济?Chen et al.(2017)发现不持有土地的企业投资有被挤出现象。Han and Lu (2017)发现高房价可提高企业投资,也同样发现高房价挤出了其他固定资产投资,导致总投资下降。Li et al.(2016)用2007年到2013年中国上市公司的数据发现,非房地产公司投资于房地产会导致其他投资降低10%。荣昭和王文春(2014)利用2001-2008年非房地产企业数据,提供了高房价吸引非房地产企业进入房地产投资的直接证据。范言慧等(2013)、罗知和张川川(2015)等发现房地产火热会通过信贷扩张等渠道影响资源配置效率并对制造业部门产生不利影响。陈斌开等(2015)也发现高房价将导致资源错配,进而降低工业部门的全要素生产率。Chen and Wen (2017)用2006年至2011年房价月度数据和投资月度数据做相关系数估计,发现房价增长和房地产投资之间显著正相关,但是房价增长和非房地产投资之间显著负相关;他们同时展示了滞后相关性,并发现当前房价增长率是未来非房地产投资下降的一个很强的先导指标。Xu (2017)也发现中国商业地价和总投资的负相关关系。

总的来说,中国是否存在融资抵押效应,还没有一致的结论,但中国的土地市场和房地产市场的繁荣对非房地产投资和经济活动的“挤出抑制效应”却是学界的共识。对比之下,美国的情况怎样?

事实上,土地和房产在美国的融资抵押效应以及其对非房地产部门和整体宏观经济的“挤入带动效应”早已在理论和实证中得到了证明。Chaney et al.(2012)和 Cvijanovic(2014)通过微观企业层面的实证研究,发现房地产价值的上升会通过融资抵押渠道促进企业投资的上升。在理论层面和宏观层面,Davis(2010)指出美国房价、房地产投资与GDP和总投资高度相关。Iacoviello and Neri(2010)在新凯恩斯框架下讨论了房地产行业对其他行业的溢出效应。Liu et al.(2013)将金融摩擦和土地引入到DSGE模型中,解释了美国土地价格动态与投资等宏观变量的协同关系,并通过贝叶斯估计将住房需求冲击识别为美国经济波动最重要的驱动因素。Liu et al.(2016)进一步将劳动市场引入上述DSGE模型,解释了土地价格与失业反向波动的事实。Miao et al.(2015)从资产泡沫的角度,证明地产泡沫可以缓解企业的融资约束,导致投资升高。Favilukis et al.(2017)在模型中刻画了风险,并证明融资约束的放松和风险溢价的降低对房价的刺激作用。

为了从宏观角度进行一个简单而直观的对比,本文在表1考察了中美两国房价、地价和非房地产投资的相关性系数,并给出了相关性的显著性水平。为了消除增长趋势对相关性的干扰,本文计算的是增长率的相关性,同时为了避免季节性影响,本文与Chen and Wen(2017)一样采用了同比增长率。中国的非房地产投资,分别采用各行业的非房地产投资(简称非房地产投资)和除房地产和建筑两个行业外的投资(简称非房地产部门投资)数据表示;美国的非房地产投资数据口径略有不同,分别采用非住宅类投资和各行业非建筑类投资的数据表示。

表1 房价、地价增长率和投资增长率的相关性

		中国		美国			
		非房地产 投资增速	非房地产部门 投资增速	非住宅类 投资增速	非建筑类 投资增速		
百城房价 同比增速	t	-0.0842	-0.5306 ^{***}	CoreLogic 房价增速	t	0.2431 ^{***}	0.2623 ^{***}
	t-1	-0.1876	-0.6623 ^{***}		t-1	0.2762 ^{***}	0.2526 ^{***}
	t-2	-0.2644 [#]	-0.7481 ^{***}		t-2	0.2909 ^{***}	0.2171 ^{***}
70城房价 同比增速	t	-0.0533	-0.0126	FHFA 房价增速	t	0.1026	0.0930
	t-1	-0.2102 [#]	-0.1745		t-1	0.1414 [#]	0.1217
	t-2	-0.2881 ^{**}	-0.2634 [*]		t-2	0.1847 [*]	0.1415 [#]
住宅地价 同比增速	t	-0.0978	-0.0901	住宅地价 同比增速	t	0.0936	0.1590 ^{**}
	t-1	-0.3324 ^{**}	-0.3324 ^{**}		t-1	0.1191 [#]	0.1842 ^{**}
	t-2	-0.4765 ^{***}	-0.5014 ^{***}		t-2	0.1708 ^{**}	0.2114 ^{***}

注:***、**、*、#分别代表1%、5%、10%、15%的显著性水平。

数据来源:投资数据来自中国国家统计局、美国BEA,其中美国为私人投资,投资数据均经过固定资产投资价格指数调整;美国百城房价指数(2010Q2-2019Q4)来自WIND,70城房价指数(2005Q3-2017Q4)来自国家统计局,美国房价指数分别来自CoreLogic(1976Q1-2019Q4)和FHFA(1991Q1-2019Q4),房价数据均经过CPI调整;中国住宅地价(2004Q1-2017Q4)来自Wu et al.(2012);美国住宅地价(1975Q1-2016Q4)来自Liu et al.(2013),均为实际地价指数。

可以看到,在美国,无论房价还是地价,与非房地产投资的相关性均是水平较高的正数,且普遍较为显著;然而在中国,非房地产投资增速和房价、地价增速之间却为负相关,同样普遍显著。将房价、地价滞后一个或两个季度,可以看到两类价格对非房地产投资影响在美国仍为正向,在中国仍为负向,但程度大大增强——相关系数绝对值更大且更为显著——这揭示了在房价地价增速和非房地产投资增速的相关性中,前者更可能为因,后者更可能为果。

总结来看,近年来中国房地产市场的快速发展完全没有带动非房地产部门投资的增加,反而产生了反向的影响,这与美国的情况形成了鲜明的对比,也与图1里中国间接融资比重高形成了矛盾。解释两国之间的上述差异,正是本文的核心研究目的。

(二)产业结构与土地价格

本文认为,中美两国挤出/挤入效应差异的背后,两国产业结构的差异是一个重要的原因。美国产业结构以服务业为主,而我国则工业占比相对美国较高,服务业发展程度相对美国较低。如图2所示,从2000年起,美国的服务业增加值占GDP的比重一直在70%以上,2017年达到77.37%。而中国的服务业增加值占比虽然一直上升,但到2017年也仅有50%,远低于美国。从吸纳就业人员数量占比上来看,美国近20年服务业就业人数占比基本稳定在75%左右,而中国第三产业就业

人数占比却还不到45%。从第二产业来看,我国的工业增加值占比几乎是美国的2倍,第二产业就业人数占比也远高于美国。

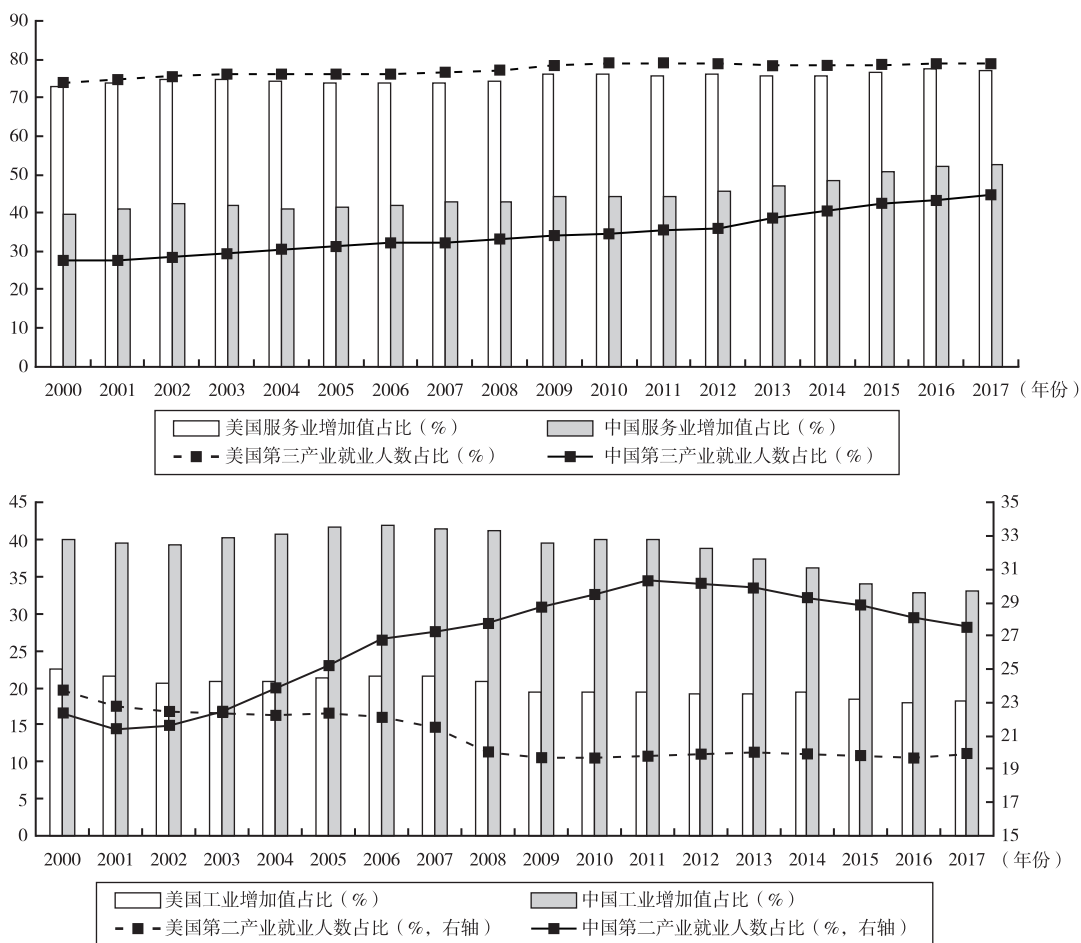


图2 中美产业结构对比

工业企业以工业用地作为生产要素,服务业企业以商服用地作为生产要素。而工业用地和住宅用地价格相关性较低,商服用地和住宅用地价格存在较强的相关性。商服用地和住宅用地价格的相关性和同质性背后,包括但不限于以下的理由。一方面,许多商服用地被用作提供居住服务,不少地产开发商还可以在商服用地上建商住混用的建筑^①。另一方面,即便其他的商服建筑并不直接提供居住功能,它们中也有很大一部分,如超市、银行、商场等,主要是为了服务附近居民。住宅项目寻求商业区域来获取便利,商业项目寻求住宅区域来获取利润,二者本身就相互依赖并且有相互重叠的功能。因此,针对住宅用地的超额需求很容易就外溢到商服用地上。与此同时,住宅用地和工业用地不具备上述关系,二者因为区位和用途差别较大,天然存在较大的差异。在中国,住宅用地和工业用地的价格同时受到地方政府供地行为的扭曲,价格差别更大。文献普遍认同,中国地方政府往往会以低价出让工业用地进行招商引资,即利用土地“引资生税”,同时高价出让商服

^① 以北京为例,2010-2016年,建在商服用地的新房占所有商品房套数比例分别为15.3%、23.6%、20.7%、30.8%、20.0%、24.8%、41.8%。

和住宅用地以充盈财政收入,即“以地生财”(陶然等,2009;雷潇雨和龚六堂,2014;范剑勇和莫家伟,2014),这更加导致了住宅用地和工业用地在价格上的巨大差异。

针对中国的情况,本文更加关注住宅用地和工业用地的关系,针对美国的情况,则更加关注住宅用地和商服用地的关系。图3左侧展示了中国的 Hedonic 土地价格指数,可以看到,在区位和功能的差异,以及在地方政府供地行为的影响下,中国住宅和工业地价增长趋势存在巨大的异质性:随着中国住宅用地快速升值,工业用地价格却几乎不变。图3右侧展示了美国住宅地产和商业地产的价格,二者价格变动则展现出极强的协同性。这一观察,恰恰反映了中国住宅用地和生产用地的异质性较高,而美国住宅用地和生产用地的同质性较强,这也正是本文理论模型中的核心假设。

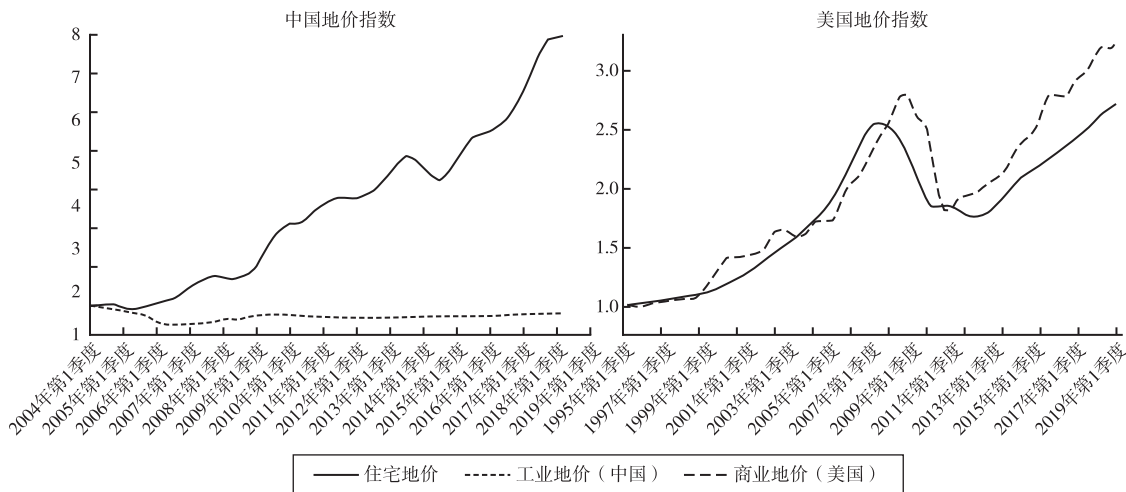


图3 中美土地价格指数①

(三)核心机制与相关文献

在中美两国的情况下,产业结构影响土地的宏观传导机制,分别详述如下。

当中国房地产市场繁荣时,房地产部门开始扩张,造成了对住宅用地的超额需求,价格上升。由于住宅用地是房地产商债务融资的主要抵押物,住宅用地价格的上升会增加房地产商的净值,放松其借贷约束,导致其融资增加。房地产商借款增加后会加大投资,雇佣更多的劳动,购买更多的住宅用地,向市场供给更多的住房。同时,房地产商的扩张也推升了工资和资本价格,并进一步推升了住宅用地的价格,这又进一步增加了房地产商的净值,放松了其借贷约束,促进了房地产商新一轮的扩张,这是金融摩擦的静态乘数效应。除静态乘数效应外,住宅用地价格上涨在金融摩擦还会带来动态乘数效应。信贷融资增加后房地产部门加大投资会导致未来资本存量的增加,由于资本和住宅用地是互补的生产要素,未来资本存量的增加会提高住宅用地的未来边际产量,这进一步增加了当前住宅用地的价格,放松了房地产部门的借贷约束,导致房地产部门的进一步扩张。静态乘数和动态乘数交织在一起,导致房地产市场和住宅用地市场不断的繁荣和扩张。

然而,由于工业用地是中国非房地产部门主要的生产用地,住宅用地价格的上涨并没有带动工

① 中国的土地价格指数,基于土地市场网2000-2018年210万条土地出让数据构建,构建方法遵循Wu et al.(2015)和Chen et al.(2017),在控制了城市、城市时间交叉项、土地用途、面积、供地方式、土地级别、地块距离市中心和区县中心的距离后,使用hedonic价格回归方法得到。其中2007年之前土地交易数据披露得少,存在严重缺失,不宜采用,因此借助了国土年鉴数据并进行季度插值。美国住宅地产和商业地产数据数据来自美联储。

业用地价格上涨,因此非房地产部门没有触发金融摩擦下的融资抵押放大效应。相反,房地产部门会通过多个渠道对非房地产部门产生“挤出效应”: (1) 房地产部门的信贷扩张提高了非房地产部门的融资成本; (2) 房地产部门的扩张增加了劳动等要素的需求,抬高了要素价格; (3) 住房需求的增加使得家庭在一般消费商品上的支出减少,需求端的抑制同样挤出了非房地产部门。

当美国房地产市场繁荣时,与中国一样,房地产部门在房屋需求和金融摩擦的融资抵押机制下扩张。但不同的是,美国的产业以服务业为主,生产用地主要是商服用地,商服用地和住宅用地的相关性较强,两类地一起升值。因此,美国的非房地产部门也在金融摩擦的融资抵押机制下与房地产部门一同扩张。这正是美国房地产繁荣对非房地产部门乃至整体宏观经济产生明显“挤入效应”的原因所在。

学界对中国房地产部门的“挤出效应”的研究不在少数,但在一般均衡的宏观范式下开展的研究较少,代表性的研究简述如下。前文提到的 Chen and Wen(2017) 涉足了房地产繁荣的挤出效应,但其核心关注点更在于在 OLG 框架下研究中国的房价泡沫,他们认为中国房价是一种经济转型期存在的特殊理性泡沫,能够通过资源再配置效应提供较高的资本回报。Dong et al.(2019a) 在两部门模型下模拟出了“挤出效应”,但其核心关注点在于经济和收入的不确定性导致家庭将住房当做一种安全资产,对“挤出效应”背后的深层原因未做探讨。Dong et al.(2019b) 把房地产看成企业资产组合中的一部分,房价上涨会导致企业投资房地产获取更高的回报,从而挤出了实物投资,这一现象在经济下行时更加明显,但其核心关注点在于企业在不同投资类型间的选择。

此外,本文与上述文献最大的差别还在于以下两点,一是本文从产业结构和土地价格相关性的角度探讨中国的“挤出效应”,二是本文能基于一个统一的逻辑和框架同时解释中国和美国完全相反的特征事实。

(四) 基于省级面板数据的实证证据

为了给上述的机制提供经验证据,本文利用省级层面 2005–2017 年度面板数据进行实证分析。实证回归的核心逻辑,在于探究产业结构是否会影响房地产对非房地产部门挤出/挤入效应。被解释变量为房地产对非房地产部门挤出/挤入效应,本文使用房地产业与非房地产业投资增长率相关性进行表示,其中相关性是由近五年两类投资的增长率计算而得;解释变量为产业结构,分别用第三产业增加值占比、第二产业增加值占比和第三产业/第二产业比例表示,为了与被解释变量呼应,我们也对产业结构近五年的数据求平均。由于对 2005–2017 年度的数据首先求了投资增长率,其次进行了五年的移动窗口计算,最终回归使用的是一个 9 期的面板数据。考虑到我国省份间产业结构及经济发展水平等的巨大差异,回归均使用固定效应模型。回归结果在表 2 中列示。

表 2 产业结构与房地产行业-非房地产行业投资增长相关性

	房地产行业-非房地产行业投资增长相关性					
第三产业占比	0.039 ^{***} (0.009)		0.048 ^{***} (0.012)	0.040 ^{***} (0.013)	0.033 ^{**} (0.014)	0.037 ^{**} (0.016)
第二产业占比		-0.044 ^{***} (0.010)				
第三产业/ 第二产业比例			0.540 ^{***} (0.186)			
地区人均 GDP	-	-	-	控制	控制	控制
GDP 增速	-	-	-	-	控制	控制
全社会固定资产投资增速	-	-	-	-	控制	控制
常住人口数量	-	-	-	-	-	控制

续表

房地产行业-非房地产行业投资增长相关性

地区公共财政支出	-	-	-	-	-	控制	控制
年份	-	-	-	-	-	-	控制
样本量	279	279	279	279	279	279	279

注：***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为标准误。

表 2 的第(1)-(3)列分别以第三产业增加值占比、第二产业增加值占比和第三产业/第二产业比例作为自变量,可以看出,第三产业占比越高,房地产行业与非房地产行业投资同比增长率相关性越强,也即本文探讨的“挤入效应”强,或者等价地说是“挤出效应”弱;而第二产业占比越高,结果正相反。鉴于三类被解释变量在产业结构刻画上的相似性,之后的稳健性检验仅以第三产业占比作为自变量。

行业投资往往还会受到当地经济发展的绝对水平和发展速度的影响,为了排除这一因素的干扰,保证检验结果的稳健性,第(4)-(5)列依次加入地区人均 GDP 和 GDP 增速、全社会固定资产投资增速作为控制变量,结果显示投资增长相关性仍然正比于第三产业占比。此外,房地产市场的发展程度受到当地人口数量的影响,其他地区因素如当地政策等也会对投资造成影响,因此第(6)列在此基础上加入人口和地区财政支出作为控制变量,第(7)列则进一步加入年份固定效应,回归的结果均显著。第三产业在产业结构的比重越大,或第二产业的比重越小,房地产行业与非房地产行业投资同比增长率相关性越强,这佐证了本文的核心机制。

三、模型设定

本模型基于 Liu et al.(2013)引入房地产部门。房地产部门可广义地理解为房地产业、部分建筑建材行业等与提供居住服务相关的产业,部门内的企业使用住宅用地、资本、劳动提供住房供给。非房地产部门主要指除房地产相关行业外的工商业,部门内的企业用生产性用地、资本和劳动生产一般消费品。在中国,假设非房地产企业以工业为代表,生产所用的土地主要为工业用地;在美国,假设非房地产企业以服务业为代表,生产所用的土地主要为商服用地。房地产部门和非房地产部门都用资本和土地做为抵押品进行借款为投资融资。我们假设不同生产用地与住宅用地的相关性不同,其中商服用地与住宅用地较为同质,而工业用地与住宅用地差异较大。

(一)代表性家庭户

家庭户通过选择消费品 C_{ht} , 住房存量 H_t , 提供劳动 N_t 来最大化如下期望效用函数:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_h^t \lambda_t \left[\log(C_{ht} - \gamma_h C_{ht-1}) + \varphi_t \log H_t - \psi_t \frac{N_t^{1+\eta}}{1+\eta} \right],$$

其中 E_0 是基于 0 时刻信息得到的期望, $\beta_h \in (0, 1)$ 是主观贴现因子, $\gamma_h \in (0, 1)$ 衡量家庭户消费习惯, $\eta > 0$ 是 Frisch 劳动供给弹性的倒数, λ_t 代表家庭户耐心程度冲击,服从如下随机过程:

$$\ln \lambda_t = \rho_\lambda \ln \lambda_{t-1} + \sigma_\lambda \varepsilon_{\lambda t},$$

其中 $\rho_\lambda \in (-1, 1)$ 衡量了冲击的持续性, σ_λ 是冲击的标准差, $\varepsilon_{\lambda t}$ 是一列独立同分布的标准正态随机过程。 φ_t 是住房需求冲击,服从如下随机过程:

$$\ln \varphi_t = (1 - \rho_\varphi) \ln \bar{\varphi} + \rho_\varphi \ln \varphi_{t-1} + \sigma_\varphi \varepsilon_{\varphi t},$$

其中 $\bar{\varphi} > 0$ 是冲击的稳态值, $\rho_\varphi \in (-1, 1)$ 衡量了冲击的持续性, σ_φ 是冲击的标准差, $\varepsilon_{\varphi t}$ 是一列服

从独立同分布的标准正态随机过程。 ψ_t 是劳动供给冲击,服从如下随机过程:

$$\ln\psi_t = (1 - \rho_\psi) \ln\bar{\psi} + \rho_\psi \ln\psi_{t-1} + \sigma_\psi \varepsilon_{\psi t},$$

其中 $\bar{\psi} > 0$ 是冲击的稳态值, $\rho_\psi \in (-1, 1)$ 衡量了冲击的持续性, σ_ψ 是冲击的标准差, $\varepsilon_{\psi t}$ 是一列独立同分布的标准正态随机过程。

家庭户向房地产部门和非房地产部门供给劳动获得工资收入,购买两个部门发行的无风险贴现债券获得储蓄收入,并从政府获得转移收入。家庭户的收入用于购买普通消费品,贴现债券及住房服务。预算约束如下:

$$C_{ht} + p_{ht} [H_t - (1 - \delta_h) H_{t-1}] + \frac{S_t}{R_t} \leq w_t N_t + S_{t-1} + T_t,$$

其中 p_{ht} 是房价(以普通消费品为计价物), δ_h 是房屋折旧率, S_t 是贴现债券, R_t 是实际总利率, w_t 是工资, N_t 是向房地产部门和非房地产部门提供的总劳动, T_t 代表税收、转移支付等。

家庭户在满足预算约束的情况下,选择消费、劳动、住房及购买的债券最大化期望效用函数,得到如下的一阶条件:

$$\begin{aligned} \mu_{ht} &= \frac{\lambda_t}{C_{ht} - \gamma_h C_{ht-1}} - E_t \frac{\beta_h \gamma_h \lambda_t}{C_{ht+1} - \gamma_h C_{ht}}, \\ \mu_{ht} w_t &= \lambda_t \psi_t N_t^\eta, \\ \mu_{ht} p_{ht} &= \frac{\varphi_t \lambda_t}{H_t} + \beta_h (1 - \delta_h) E_t \mu_{ht+1} p_{ht+1}, \\ \frac{1}{R_t} &= \beta_h E_t \frac{\mu_{ht+1}}{\mu_{ht}}, \end{aligned}$$

其中 μ_{ht} 是家庭户所面临预算约束的拉格朗日乘子。

(二) 房地产部门

房地产部门厂商投资积累资本,在住宅用地市场上购买土地,用土地和资本做抵押品发行贴现债券向家庭户借款,并向家庭户购买劳动。房地产商投入资本、劳动和住宅用地生产住房卖给家庭户,并购买普通消费品用于消费。

房地产部门的企业家具有如下期望效用函数:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_k^t \log(C_{kh,t} - \gamma_k C_{kh,t-1}),$$

其中 $\beta_k \in (0, \beta_h)$ 是企业家的主观贴现因子,和家庭户相比,企业家耐心程度较低。 $C_{kh,t}$ 是房地产部门企业家消费, $\gamma_k \in (0, 1)$ 衡量企业家消费习惯。

房地产商投入资本、劳动和住宅用地生产新建住房,其生产函数为:

$$Y_{ht} = (I_{h,t-1}^{\phi_h} K_{h,t-1}^{1-\phi_h})^{\alpha_h} N_{ht}^{1-\alpha_h},$$

其中 K_{ht} 是房地产部门的资本存量, L_{ht} 是住宅用地, N_{ht} 是房地产部门的劳动投入, $\alpha_h \in (0, 1)$, $\phi_h \in (0, 1)$ 分别衡量了对应生产要素的产出弹性。

在零时刻,房地产商拥有 $K_{h,-1} > 0$ 单位资本,按照如下方程积累资本:

$$K_{ht} \leq (1 - \delta_k) K_{h,t-1} + \left[1 - \frac{\Omega}{2} \left(\frac{I_{ht}}{I_{h,t-1}} - \bar{\lambda}_I \right)^2 \right] I_{ht},$$

其中 δ_k 是资本折旧率, I_{ht} 是房地产投资, $\Omega > 0$ 衡量了投资调整成本, $\bar{\lambda}_I$ 是投资的稳态增长率。

房地产商面临的预算约束为:

$$C_{kh,t} + q_{th,t} L_{ht} + \frac{I_{ht}}{Q_t} + w_t N_{ht} + B_{h,t-1} \leq p_{ht} Y_{ht} + \frac{B_{ht}}{R_t},$$

其中 $q_{lh,t}$ 是住宅用地价格, $B_{h,t-1}$ 是房地产商需要偿还的债务, $\frac{B_{ht}}{R_t}$ 是向家庭户新借到的资金, $Q_t = Q_t^p v_{qt}$ 是和投资有关的技术冲击, 其中 Q_t^p 是永久性部分而 v_{qt} 是暂时性部分, Q_t^p 和 v_{qt} 分别服从如下随机过程:

$$\ln Q_t^p = (1 - \rho_q) \ln \bar{g}_q + \rho_q \ln Q_{t-1}^p + \sigma_q \varepsilon_{qt},$$

$$\ln v_{qt} = \rho_{v_q} \ln v_{q,t-1} + \sigma_{v_q} \varepsilon_{v_{qt}},$$

其中 \bar{g}_q 是 Q_t^p 的稳态增长率, ρ_q 和 ρ_{v_q} 分别衡量了冲击的持续性程度, σ_q 和 σ_{v_q} 是冲击的标准差, ε_{qt} 和 $\varepsilon_{v_{qt}}$ 是服从独立同分布的标准正态随机过程。

类似 Kiyotaki and Moore(1997) 和 Liu et al.(2013, 2016), 房地产商无法随意借贷, 其借款需要用自身资产作为抵押, 因此借贷约束如下:

$$B_{ht} \leq \theta_{ht} E_t (q_{lh,t+1} L_{ht} + q_{kh,t+1} K_{ht}),$$

其中 $q_{kh,t}$ 是房地产部门资本的影子价格, 抵押率 θ_{ht} 衡量了借贷约束的松紧程度, θ_{ht} 服从如下随机过程:

$$\ln \theta_{ht} = (1 - \rho_\theta) \ln \bar{\theta}_h + \rho_\theta \ln \theta_{h,t-1} + \sigma_\theta \varepsilon_{\theta t},$$

其中 $\bar{\theta}_h > 0$ 是稳态值, $\rho_\theta \in (-1, 1)$ 衡量了冲击的持续程度, σ_θ 是冲击的标准差, $\varepsilon_{\theta t}$ 是一列服从独立同分布的标准正态随机过程。

房地产商在满足生产函数、资本积累方程、预算约束和借贷约束的条件下, 选择消费、劳动雇佣、投资与资本、住宅用地和借贷资金来最大化期望效用函数, 得到如下的一阶条件:

$$\mu_{kh,t} = \frac{1}{C_{kh,t} - \gamma_k C_{kh,t-1}} - E_t \frac{\beta_k \gamma_k}{C_{kh,t+1} - \gamma_k C_{kh,t}},$$

$$(1 - \alpha_h) p_{ht} Y_{ht} = w_t N_{ht},$$

$$q_{kh,t} = \beta_k E_t \frac{\mu_{kh,t+1}}{\mu_{kh,t}} \left[\alpha_h (1 - \phi_h) \frac{p_{h,t+1} Y_{t+1}}{K_{ht}} + q_{kh,t+1} (1 - \delta_k) \right] + \frac{\mu_{bh,t} \theta_{ht} E_t q_{kh,t+1}}{\mu_{kh,t}},$$

$$q_{lh,t} = \beta_k E_t \frac{\mu_{kh,t+1}}{\mu_{kh,t}} \alpha_h \phi_h \frac{p_{h,t+1} Y_{h,t+1}}{L_{ht}} + \frac{\mu_{bh,t} \theta_{ht} E_t q_{lh,t+1}}{\mu_{kh,t}},$$

$$\frac{1}{Q_T} = q_{kh,t} \left[1 - \frac{\Omega}{2} \left(\frac{I_{ht}}{I_{h,t-1}} - \bar{\lambda}_l \right)^2 - \Omega \left(\frac{I_{ht}}{I_{h,t-1}} - \bar{\lambda}_l \right) \frac{I_{ht}}{I_{h,t-1}} \right]$$

$$+ \beta_k \Omega E_t \frac{\mu_{kh,t+1}}{\mu_{kh,t}} q_{kh,t+1} \left(\frac{I_{h,t+1}}{I_{h,t}} - \bar{\lambda}_l \right) \left(\frac{I_{h,t+1}}{I_{h,t}} \right)^2,$$

$$\frac{1}{R_t} = \beta_k E_t \frac{\mu_{kh,t+1}}{\mu_{kh,t}} + \frac{\mu_{bh,t}}{\mu_{kh,t}},$$

其中 $\mu_{kh,t}$ 是房地产商面临预算约束的拉格朗日乘子, $\mu_{bh,t}$ 是其所面临的借贷约束的拉格朗日乘子。

(三) 非房地产部门

非房地产部门厂商生产普通消费品, 并进行实物资本的积累。本文简化假设, 中国非房地产企业以工业为代表, 美国非房地产企业以服务业为代表。非房地产部门厂商面临和房地产部门厂商同样的效用最大化问题和生产函数形式, 但不同的是, 非房地产部门厂商生产时使用的是生产用地。在中国生产用地以工业用地为代表, 在美国生产用地以商服用地为代表。

非房地产部门企业家具有如下期望效用函数:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_k^t (C_{kn,t} - \gamma_k C_{kn,t-1}),$$

其中 $C_{kn,t}$ 是非房地产部门企业家的消费, 偏好参数 $\beta_k \in (0, \beta_h)$, $\gamma_k \in (0, 1)$ 与房地产部门的企业家

相同。

非房地产部门厂商投入资本、劳动和生产用地生产普通消费品，其生产函数为：

$$Y_{nt} = Z_t (L_{ns,t-1}^{\phi_r} K_{n,t-1}^{1-\phi_r})^{\alpha_n} N_{nt}^{1-\alpha_n},$$

其中 K_{nt} , N_{nt} 和 $L_{ns,t}$ 分别代表非房地产部门的资本存量、劳动投入和生产用地存量, $\alpha_n \in (0, 1)$, $\phi_n \in (0, 1)$ 分别衡量了对应生产要素的产出弹性。 $Z_t = Z_t^p v_{zt}$ 是全要素生产率, 其中 Z_t^p 是永久性部分而 v_{zt} 是暂时性部分。 Z_t^p 和 v_{zt} 分别服从如下随机过程：

$$\ln Z_t^p = (1 - \rho_z) \ln \bar{g}_z + \rho_z \ln Z_{t-1}^p + \sigma_z \varepsilon_{zt},$$

$$\ln v_{zt} = \rho_{v_z} \ln v_{z,t-1} + \sigma_{v_z} \varepsilon_{v_{zt}},$$

其中 \bar{g}_z 是 Z_t^p 的稳态增长率, ρ_z 和 ρ_{v_z} 分别衡量了冲击的持续性程度, σ_z 和 σ_{v_z} 是冲击的标准差, ε_{zt} 和 $\varepsilon_{v_{zt}}$ 是服从独立同分布的标准正态随机过程。

在零时刻, 非房地产部门厂商拥有 $K_{r,-1} > 0$ 单位资本, 按照如下方程积累资本：

$$K_{n,t} \leq (1 - \delta_k) K_{n,t-1} + \left[1 - \frac{\Omega}{2} \left(\frac{I_{nt}}{I_{n,t-1}} - \bar{\lambda}_l \right)^2 \right] I_{nt},$$

其中 I_{nt} 是非房地产部门投资。同时, 非房地产部门厂商拥有 $L_{ns,-1} > 0$ 单位生产用地存量, 按照如下方程积累生产用地存量：

$$L_{ns,t} \leq (1 - \delta_l) L_{ns,t-1} + L_{nt},$$

其中 L_{nt} 是非房地产部门厂商在生产用地市场上新购买的土地, δ_l 是生产用地的折旧率。

和房地产部门厂商不同, 非房地产部门厂商可以积累生产用地并用存量土地生产。相比较而言, 房地产部门厂商生产出房屋后会把房屋和土地一起卖给家庭户, 因而, 住宅用地不能重复进入房屋的生产中。

非房地产部门厂商面临的预算约束为：

$$C_{kn,t} + q_{ln,t} L_{nt} + \frac{I_{nt}}{Q_t} + B_{n,t-1} + w_t N_{nt} \leq Y_{nt} + \frac{B_{nt}}{R_t},$$

其中 $q_{ln,t}$ 是生产用地价格, $B_{n,t-1}$ 是非房地产部门厂商需要偿还的债务, B_{nt}/R_t 是向家庭户新借到的资金。

和房地产商一样, 非房地产部门厂商也可以用资本和土地作为抵押物进行借款, 其面临的借贷约束如下：

$$B_{nt} \leq \theta_{nt} E_t [q_{ln,t+1} L_{ns,t} + q_{kn,t+1} K_{n,t}],$$

其中 $q_{kn,t}$ 是非房地产部门资本的影子价格, 抵押率 θ_{nt} 衡量了借贷约束的松紧程度, θ_{nt} 服从如下随机过程：

$$\ln \theta_{nt} = (1 - \rho_\theta) \ln \bar{\theta}_n + \rho_\theta \ln \theta_{n,t-1} + \sigma_\theta \varepsilon_{\theta t},$$

非房地产部门厂商所面临的抵押率冲击除稳态值不一样以外, 冲击的持续性和波动性均一样, 本质上二者面临的是同一个抵押率冲击。

非房地产部门厂商在满足生产函数、资本积累方程、预算约束和借贷约束的条件下, 选择消费、劳动雇佣、投资与资本、生产用地和借贷资金来最大化期望效用函数, 得到如下的一阶条件：

$$\mu_{kn,t} = \frac{1}{C_{kn,t} - \gamma_k C_{kn,t-1}} - E_t \frac{\beta_k \gamma_k}{C_{kn,t+1} - \gamma_k C_{kn,t}},$$

$$(1 - \alpha_n) Y_{nt} = w_t N_{nt},$$

$$q_{kn,t} = \beta_k E_t \frac{\mu_{kn,t+1}}{\mu_{kn,t}} \left[\alpha_n (1 - \phi_n) \frac{Y_{n,t+1}}{K_{nt}} + q_{kn,t+1} (1 - \delta_k) \right] + \frac{\mu_{bn,t}}{\mu_{kn,t}} \theta_{nt} E_t q_{kn,t+1},$$

$$q_{ln,t} = \beta_l E_t \frac{\mu_{kn,t+1}}{\mu_{kn,t}} \left[\alpha_n \phi_n \frac{Y_{n,t+1}}{L_{ns,t}} + q_{ln,t+1} (1 - \delta_l) \right] + \frac{\mu_{bn,t}}{\mu_{kn,t}} \theta_{nt} E_t q_{ln,t+1},$$

$$\frac{1}{Q_T} = q_{kh,t} \left[1 - \frac{\Omega}{2} \left(\frac{I_{ht}}{I_{h,t-1}} - \bar{\lambda}_l \right)^2 - \Omega \left(\frac{I_{ht}}{I_{h,t-1}} - \bar{\lambda}_l \right) \frac{I_{ht}}{I_{h,t-1}} \right] \\ + \beta_k \Omega E_t \frac{\mu_{kh,t+1}}{\mu_{kh,t}} q_{kh,t+1} \left(\frac{I_{h,t+1}}{I_{h,t}} - \bar{\lambda}_l \right) \left(\frac{I_{h,t+1}}{I_{h,t}} \right)^2, \\ \frac{1}{R_t} = \beta_k E_t \frac{\mu_{kn,t+1}}{\mu_{kn,t}} + \frac{\mu_{bn,t}}{\mu_{kn,t}},$$

其中 $\mu_{kn,t}$ 是非房地产部门厂商面临预算约束的拉格朗日乘子, $\mu_{bn,t}$ 是其所面临的借贷约束的拉格朗日乘子。

(四) 土地市场与土地价格

本文的核心逻辑在于,不同生产用地与住宅用地的关联性不同,这导致房地产市场的火热在不同情况下的传导机制不同。从图3来看,生产用地与住宅用地的关联性,直接体现在价格的相关性上,例如商业用地和住宅用地同涨同跌,相关性极强。但需要注意的是,本文的模型基于一般均衡的框架,任何价格都是由供需双方均衡决定的,因此不宜直接对不同土地价格之间的相关性做任何直接的假设。

因此,本文刻画土地关联性的方式,在于考察不同土地用途的可转换程度。如果两类土地在区位、功能上都较为相近,例如商服用地和住宅用地,其相互转化的成本更低,那么当一类土地价格上升时,另一类土地很容易转化为该类土地并提供相似的用途,后一类土地供给减少,价值上升。如此一来,前一类土地的价格上涨很容易外溢到与其用途相似、可转换程度高的土地的价格上——两种土地价格存在较强的相关性。

具体设置如下,由于住宅用地只能被持有一期,本期结束后土地会依附在住房上卖给家庭户,同时生产用地也有折旧,因此我们需要假设每期都有新的土地进入土地市场——这就是土地供给。在中国,土地供给者为地方政府,在美国,土地供给来源于愿意转让土地的土地所有者。令 \bar{L}_n 和 \bar{L}_m 表示住宅用地和生产用地的初始供给量,令 L_{ht} 和 L_{nt} 表示两类土地的均衡交易量,应有如下的新增土地总量的约束成立

$$L_{ht} + L_{nt} \leq \bar{L}_{ht} + \bar{L}_{nt}. \quad (1)$$

无论是假设公共部门(中国的地方政府)还是假设私人部门(美国的地主)供给土地,对本模型没有本质区别,因为可以假定公共部门土地出让收入转移给了家庭户。可以不失一般性地假设,土地(使用权)出让收入为

$$T_t = q_{lh,t} L_{ht} + q_{ln,t} L_{nt} - \frac{\Omega_t}{2} \Gamma_t [(L_{ht} - \bar{L}_{ht})^2 + (L_{nt} - \bar{L}_{nt})^2].$$

其中 $\Omega_t > 0$ 是衡量土地同质性的参数。事实上,(1)式的土地资源约束仅要求土地总量出清,并没有规定各类土地的均衡交易量等于初始供给量——住宅用地和生产用地存在互相转化的可能性,而转化的成本则体现在土地出让收入中的第三项。 Ω_t 越小,土地之间的同质性越高,转化成本越小,土地价格的相关性也就越强。为了保证模型处在平衡增长路径附近,我们在前面乘上了增长因子 Γ_t ,其表达式会在下一节去增长趋势的内容中得到介绍。

对土地转让收入进行最大化可得到一阶条件

$$q_{lh,t} - q_{ln,t} = \Omega_t \Gamma_t [(L_{ht} - \bar{L}_{ht}) - (L_{nt} - \bar{L}_{nt})]. \quad (2)$$

基于(1)式和(2)式可以证明,当 Ω_t 很大时,住宅用地和生产用地的异质性较强,土地价格相关性弱,此时

$$L_{ht} \approx \bar{L}_{ht}, L_{nt} \approx \bar{L}_{nt},$$

我们用这种情况来模拟中国经济;而当 Ω_t 很小时,住宅用地和生产用地的同质性较强,土地价格相

关性强,此时

$$q_{lh,t} \approx q_{ln,t},$$

我们用这种情况来模拟美国经济。

(五) 市场出清与均衡

本文共有六个市场,它们分别是普通消费品市场、住房市场、金融市场、劳动市场、生产用地市场和住宅用地市场,对应的市场出清条件分别是:

$$\begin{aligned} Y_{nt} &= C_{ht} + C_{kht} + C_{knt} + \frac{I_{ht}}{Q_t} + \frac{I_{nt}}{Q_t}, \\ Y_{ht} &= H_t - (1 - \delta_h)H_{t-1}, \\ S_t &= B_{ht} + B_{nt}, \\ N_t &= N_{ht} + N_{nt}. \end{aligned}$$

给定初始存量 $\{H_{-1}, K_{h,-1}, K_{n,-1}, L_{ns,-1}, B_{h,-1}, B_{n,-1}\}$ 和外生冲击过程 $\{\lambda_t, \phi_t, \psi_t, \theta_{ht}, \theta_{nt}, Z_t^p, v_{zt}, Q_t^p, v_{qt}\}$, 如果价格过程 $\{p_{ht}, q_{lh,t}, q_{ln,t}, q_{kh,t}, q_{kn,t}, w_t, R_t, \mu_{ht}, \mu_{kh,t}, \mu_{kn,t}, \mu_{bh,t}, \mu_{bn,t}\}$ 和配置过程 $\{C_{ht}, C_{kht}, C_{knt}, I_{ht}, I_{nt}, K_{ht}, K_{nt}, S_t, B_{ht}, B_{nt}, Y_{ht}, Y_{nt}, H_t, L_{ht}, L_{nt}, L_{ns,t}, N_t, N_{ht}, N_{nt}\}$ 满足:(1) 家庭户一阶条件;(2) 房地产商一阶条件;(3) 非房地产部门厂商一阶条件;(4) 市场出清条件,则其构成一个竞争性均衡。

四、模型的校准与估计

由于和投资有关的技术冲击 Q_t 及全要素生产率冲击 Z_t 均含有永久性部分,我们对增长的均衡变量去趋势来得到经济的平衡增长路径。具体而言,我们对以普通消费品为单位衡量的变量用因子 $\Gamma_t = [Z_t Q_t^{\alpha_n(1-\phi_n)}]^{1/(1-\alpha_n(1-\phi_n))}$ 去趋势,对以实物投资为单位衡量的变量用因子 $\Gamma_t Q_t$ 去趋势,对以住房为单位衡量的变量用因子 $\Lambda_t = (\Gamma_t Q_t)^{\alpha_h(1-\phi_h)}$ 去趋势,我们也对名义变量和拉格朗日乘子做了去趋势处理。对去趋势的均衡系统在稳态处对数线性化会得到线性均衡系统,可以证明,在稳态处房地产部门和非房地产部门所面临的借贷约束都是紧的。

本文将对数线性化后的模型与宏观时间序列数据相匹配。由于中国的土地市场是在 2004 年后才正式成型^①,本文选取时间范围为 2004Q1-2018Q2 的八列中国数据:(1) 实际人均消费;(2) 实际人均商业投资;(3) 投资相对价格;(4) 实际人均金融机构贷款余额;(5) 实际工资;(6) 实际人均房地产投资;(7) 住宅用地价格指数;(8) 工业地价指数;其中前六列数据取自 CQER 数据库^②,后两列数据同图 3,基于中国土地市场网 2000-2018 的地块交易数据由 hedonic 方法构造。相对应地,我们也将采用相同的模型框架匹配美国 1976Q4-2010Q4 的七列数据:(1) 实际人均消费;(2) 实际人均商业投资;(3) 投资相对价格;(4) 实际人均金融机构贷款余额;(5) 人均工作小时数;(6) 住宅地产价格;(7) 商业地产价格;其中前五列数据与 Liu et al.(2013) 对美国进行估计的数据完全一致,后两列数据同图 3,来自美联储。

我们主要采用贝叶斯方法估计模型。模型参数分为三组,分别用不同的方法确定参数值。第一组参数为校准得到的参数。在中国的情况中,这组参数为 $\{\beta_h, \beta_k, \eta, \alpha_h, \alpha_n, \alpha_h \phi_h, \bar{\theta}_h, \bar{\theta}_n, \delta_k, \delta_h, \delta_l\}$ 。参考 Liu et al.(2013) 的估计结果,家庭户和企业家的折现率, β_h 和 β_k 分别取 0.995 和 0.985,

① 国土资源部 2002 年出台法律禁止 2004 年 8 月 31 日之后针对经营性土地(包括房住宅用地)的协议出让方式。不仅如此,2004 年 3 月,国土资源部和监察部联合下发 71 号令,即《关于继续开展经营性土地使用权招标拍卖挂牌出让情况执法监察工作的通知》。71 号令非常之严格,使得之后 2004 年 8 月 31 日被相关行业和媒体称为“831 大限”。

② 由 Chang et al.(2016) 基于 CEIC、Wind、国家统计局数据库、中国人民银行数据库整理的中国宏观时间序列数据库。

这也是大多文献的常用取值。只要满足 $\beta_h > \beta_k$,二者取值对模型动态的影响非常有限。依据 Smets and Wouters(2007)和 Iacoviello and Neri(2010)的估计结果,劳动供给弹性约为2,因此我们设定 η 为0.5。根据 CQER 和 Penn-World Table 数据库,我国整体的劳动收入份额在0.5左右,中国统计年鉴中工业部门的劳动份额也在0.5附近,因此取 α_n 的值为0.50。同样参考中国统计年鉴,2001年以后我国房地产部门的劳动收入份额在0.2至0.3之间,因此我们取 α_h 为0.75。基于国家统计局的数据,土地购置费用占房屋竣工价值的50%–60%,再扣除约15%的中间物料成本(由于本文模型中没有设置中间投入品,而现实中这部分物料会随着房屋一起卖给家庭户,不会形成房地产商的资本),我们令住宅用地在房地产部门的产出份额 $\alpha_h \phi_h$ 为65%。依据 WIND 数据库,房地产部门和非房地产部门所面临的抵押率冲击的稳态值 $\bar{\theta}_h$ 和 $\bar{\theta}_n$ 分别取75%和55%。令资本折旧率 δ_k 为0.0364,对应2000年以后我国实物资本的年均14.56%的折旧率。假设房屋和工业用地的预期使用年限均为50年,对应 δ_h 和 δ_l 的取值为0.005^①。上述参数的取值汇总于表3。

在美国的情况中,需要校准的参数组为 $\{\beta_h, \beta_k, \eta, \alpha_n, \alpha_h \phi_h, \bar{\theta}_h, \bar{\theta}_n, \delta_k, \delta_h, \delta_l\}$ 。对参数 β_h, β_k 和 η ,参考同样的文献,赋予和中国情况一样的取值。基于美国商务部数据,美国劳动收入份额长期约为2/3,因此令 α_n 取1/3。根据 Davis and Palumbo(2008)的核算,1998年后美国大城市的房屋价值中,住宅用地价值占了50%。基于同中国情况一样的理由,扣除中间物料费用,设定美国住宅用地在房地产部门的产出份额 $\alpha_h \phi_h$ 为60%。参考 Liu et al.(2013)美国的企业资产负债率($\bar{\theta}_h, \bar{\theta}_n$)为75%,资本折旧率 δ_k 的估计值为0.0368。参考 Davis and Heathcote(2005),房屋折旧约为每年1.6%,因此将房屋和商业用地的折旧 δ_h 和 δ_l ,取值为和中国一样的0.005是合理取值。上述参数的取值汇总于表3。

表3 校准的参数取值

参数	定义	中国值	美国值
β_h	家庭户主观贴现因子	0.995	0.995
β_k	厂商主观贴现因子	0.985	0.985
$1/\eta$	Frisch 劳动供给弹性	2.0	2.0
$1 - \alpha_h$	房地产部门劳动收入份额	0.25	-
$1 - \alpha_n$	非房地产部门劳动收入份额	0.5	2/3
$\alpha_h \phi_h$	土地价值占房地产总值的份额	0.65	0.60
$\bar{\theta}_h$	房地产部门抵押率稳态值	0.75	0.75
$\bar{\theta}_n$	非房地产部门抵押率稳态值	0.55	0.75
δ_k	资本折旧率	0.0364	0.0368
δ_h	住房折旧率	0.005	0.005
δ_l	工业用地折旧率	0.005	0.005

第二组参数由于缺乏文献和数据的支撑,同时其可能的取值范围过于广泛,不宜通过设置先验分布进行贝叶斯估计,因此本文通过令模型的稳态矩条件对应现实数据反解而得。针对中国的情

① 在中国,住宅用地和工业用地使用权的年限为70年和50年。但商品房的设计使用年限只有50年,而实际上,大多小区使用30年后就由于安全、环境、市容、管线等问题面临大规模改造和翻新。此外,快速的城镇化和经济增长也给土地使用年限带来了很大的不确定性。因此,住房和工业用地50年的使用期限是合理的设定。

况,我们通过(1)总投资/GDP的稳态值0.32,(2)房地产部门产值/GDP的稳态值0.14,这两个条件来反解 $\{\bar{\varphi}, \phi_n\}$ 。在美国情况下,我们通过(1)总投资/GDP的稳态值0.24,(2)房地产部门产值/GDP的稳态值0.122,(3)房地产部门就业与非房地产部门就业比例0.06^①,这三个条件反解 $\{\bar{\varphi}, \alpha_h, \phi_n\}$ 。由于 $\bar{\psi}$ 并不影响模型的对数线性化后的均衡,因此我们并不需要校准和估计它。第二组参数汇总在表4中。

第三组参数为深层结构参数 $\{\gamma_h, \gamma_k, \Omega, \Omega_l, \bar{g}_z, \bar{g}_q\}$ 和冲击参数 $\{\rho_-, \sigma_-\}$,这些参数用贝叶斯估计确定取值。上述参数大多源自Liu et al.(2013),本文采用完全一致的先验分布。土地同质性参数 Ω_l 是本文的特有参数,反映了住宅用地和生产用地相互转化的难易程度,本质上是一种调整成本,因此本文设置 Ω_l 的先验分布与 Ω 相一致。深层结构参数 $\{\gamma_h, \gamma_k, \Omega, \Omega_l, \bar{g}_z, \bar{g}_q\}$ 的先验分布和估计值汇总到了表4中,冲击参数 $\{\rho_-, \sigma_-\}$ 的估计值汇总到表5中。

表4 深层结构参数的先验和后验分布

参数	分布	先验				后验(中国)		后验(美国)	
		a	b	低	高	众数	方差	众数	方差
γ_h	Beta	1.0	2.0	0.025	0.776	0.3424	0.0178	0.6040	0.074
γ_k	Beta	1.0	2.0	0.025	0.776	0.9999	$< 1e-4$	0.9969	$< 1e-4$
Ω	Gam	1.0	0.5	0.102	5.994	3.2629	0.0281	1.2555	0.0171
Ω_l	Gam	1.0	0.5	0.102	5.994	26.644	7.969	0.5168	0.027
$100(\bar{g}_z - 1)$	Gam	1.86	3.01	0.100	1.500	0.0060	0.0015	0.0101	0.0099
$100(\bar{g}_q - 1)$	Gam	1.86	3.01	0.100	1.500	3.3903	0.1559	0.3786	0.0370
$\bar{\varphi}$		反解得到				0.4770		0.3914	
α_h		反解得到				-		0.6800	
ϕ_n		反解得到				0.1817		0.1114	

表5 冲击参数的先验和后验分布

参数	冲击的持续性参数				冲击的波动性参数				
	先验分布:Beta(1.0,2.0)				先验分布:InvGam(0.326,1.45e-04)				
	后验(中国)		后验(美国)		参数	后验(中国)		后验(美国)	
众数	方差	众数	方差	众数		方差	众数	方差	
ρ_λ	0.830	0.011	0.063	0.004	σ_λ	0.031	0.002	0.014	0.238
ρ_φ	0.981	0.003	0.999	$3e-4$	σ_φ	0.173	0.055	0.047	0.002
ρ_ψ	0.887	0.024	0.951	0.003	σ_ψ	0.016	0.001	0.010	0.003
ρ_z	0.797	0.002	0.530	0.077	σ_z	0.021	0.002	0.012	$4e-4$
ρ_{v_z}	0.847	0.011	0.013	0.213	σ_{v_z}	0.060	0.020	0.003	$2e-4$
ρ_q	0.802	0.003	0.562	0.079	σ_q	0.008	$1e-4$	0.014	0.011
ρ_{v_q}	0.916	0.004	0.295	0.151	σ_{v_q}	0.013	$3e-4$	0.008	$3e-4$

① 计算方法参考Iacoviello and Neri(2010),采用就业人数乘以平均劳动小时数度量就业,房地产部门的劳动力包括建筑业工人。

贝叶斯估计结果显示,企业家的消费习惯保持着极强的持续性(0.99);中国的投资调整成本明显大于美国(3.2629 > 1.2555),但两国的估计值都落在正常文献的取值范围内^①;两个国家持续增长趋势主要来自于投资技术的进步 \bar{g}_q 。

本文最核心的参数,是对土地同质性 Ω_l 的估计。中国的 Ω_l 估计值为26.644,远远落在了先验分布的90%置信区间之外,表明中国住宅用地与工业用地存在巨大的差异,同质性极低。与之形成对比的,是美国的 Ω_l 估计值为仅有0.5168,远小于中国,表明美国住宅用地与商服用地同质性较高。对两个国家 Ω_l 的估计,从实证的角度印证了本文对两国土地相关性的观察,也从侧面佐证了土地在两国传导机制的差异。

最后,在冲击参数中,住房需求冲击(housing demand shock)在两国均展现出了较强的持续性(0.981,0.999)和较大的波动性(0.173,0.047)。这与Liu et al.(2013)和Iacoviello and Neri(2010)相一致。本文将在下一节论证,住房需求冲击是解释经济波动的重要冲击,也是触发本文核心机制的源头。

五、模型结果与经济解释

(一)方差分解

为了检验各种经济冲击对宏观经济波动贡献的百分比,本文在贝叶斯估计后进行了方差分解。本文研究的重点,在于解释房地产繁荣对中美两国产生的不同影响,因此应最为关注住房需求冲击(housing demand shock)对经济波动的影响程度,表6展示了这一冲击在中美两国的影响。

表6 方差分解:住房需求冲击对经济波动的贡献程度

时期	中国						美国					
	q_{lh}	I_h	B_h	N_h	Y_h	p_h	q_{lh}	I_h	B_h	N_h	Y_h	p_h
1Q	41.55	23.80	9.45	75.72	49.76	32.86	88.41	79.57	15.64	86.66	86.26	80.98
5Q	42.21	45.10	12.21	81.20	46.22	45.22	85.74	93.02	29.02	58.08	24.13	84.32
10Q	49.80	57.70	16.89	86.40	53.62	49.54	83.24	95.76	41.22	75.79	46.26	81.01
15Q	51.73	60.95	21.41	89.25	58.50	50.87	84.83	96.45	53.76	83.07	59.74	82.71
20Q	53.58	61.27	25.44	90.88	62.41	52.27	87.09	96.69	63.4	87.08	68.35	85.09
时期	q_{ln}	I_n	B_n	N_n	Y_n	GDP	q_{ln}	I_n	B_n	N_n	Y_n	GDP
1Q	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	9.79	26.99	13.21	5.12	16.32	9.56	24.63
5Q	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00	7.70	32.97	12.81	5.41	13.97	4.88	24.72
10Q	0.00	0.01	0.02	0.01	0.00	5.68	39.53	10.38	6.13	10.22	3.93	28.66
15Q	0.00	0.02	0.03	0.01	0.01	5.33	45.48	8.58	7.09	8.49	3.57	33.34
20Q	0.00	0.03	0.05	0.03	0.02	5.49	50.85	7.69	8.02	7.76	3.36	37.69

从上表可以看出,住房需求冲击对于中美房地产部门都产生了巨大的影响。住房需求冲击的上升首先会引起房价上涨,继而引发了住宅用地升值。住宅用地升值触发了房地产部门融资抵押的放大机制,从而引起房地产部门投资、就业、借款及产出的大幅波动。此外,该冲击对总体变量,

^① 例如,Christiano et al.(2005)估计值为2.48,Smets and Wouters(2007)估计值为5.48,Liu et al.(2011)估计值为2左右。

如 GDP 也有非常重要的影响。住房需求冲击对非房地产部门的影响程度,在中国较弱,这是因为住宅用地价格波动在中国很难外溢到非房地产部门使用的工业用地上。然而从总体来看,住房需求冲击是在模型框架中解释两国宏观经济波动的最重要的冲击之一,该冲击的巨大影响,主要来自于贝叶斯估计得出的较大的冲击持续性和波动性。

在文献中,住房需求冲击也是解释经济波动的经典冲击,如 Liu et al.(2013) 和 Iacoviello and Neri (2010) 认为该冲击很大程度上驱动了美国经济波动,而何青等(2015)、高然和龚六堂(2017)和赵扶扬等(2017)也证实住房需求冲击是解释中国经济波动的重要因素。从我国的事实来看,进入 21 世纪之后,住房和购房需求的大幅度波动是多种事件共同作用的结果,例如住房商品化改革、城镇化和农业发展引发的人口大规模流动、高校扩招、城乡户籍改革,再如 2008 年国际金融危机后政府出台的一系列提振经济的刺激政策(包括房地产市场的直接刺激,以及货币宽松和金融政策等等的间接刺激),又如 2008 年前的“国八条”、“国六条”和 2010 年后的“国十一条”和“国五条”等等对房地产市场的降温作用。

因此,从文献、事实以及本文的估计结果都可以看到,住房需求冲击对解释宏观经济波动的重要性。在后续的内容中,本文也将以住房需求冲击为起点进行机制解释。

(二) 脉冲响应分析——中国情况

本节针对中国的情况,分析住房需求冲击下经济系统的脉冲响应图。

首先,图 4 描述了房地产部门和非房地产部门经济变量的脉冲反应。当发生一单位正向住房需求冲击后,中国的住宅用地价格也会大幅上升。由于工业用地和住宅用地存在巨大异质性,工业用地价格则几乎保持不变,甚至是负向波动。土地价格的变动会触发金融摩擦下的融资抵押放大机制,但由于住宅用地价格和工业用地价格的反应存在显著差异,房地产部门和非房地产部门主要经济变量的反应也会存在显著差异。

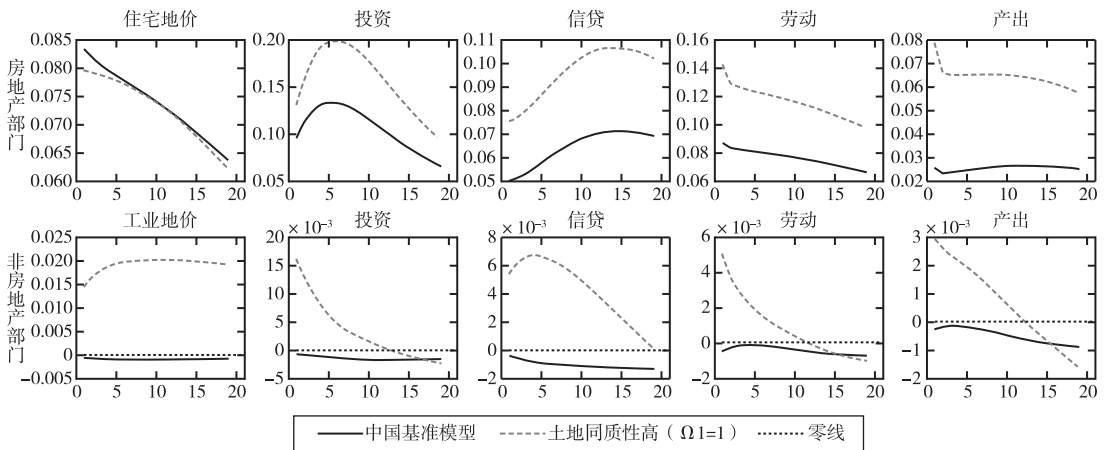


图 4 一单位正向住房需求冲击发生后中国两部门的脉冲反应图

具体来看,住宅用地是房地产商债务融资的主要抵押物,因此住宅用地价格上升之后,房地产企业的借贷约束下降,信贷随之上升。随着信贷上升,企业有更充足的资金用于资本积累,因此投资增加,劳动雇佣上升,产出增加。更高的产出意味着企业进一步扩张,并可以向市场供给更多的住房。这将进一步推升工资和资本价格,从而推升住宅用地的价格,开始房地产商新一轮的扩张,这是金融摩擦的静态乘数效应。除静态乘数效应外,住房需求增加导致的住宅用地价格上涨还会带来动态乘数效应。借贷约束下降后,房地产企业加大投资,增加了未来的资本存量。由于资本和

住宅用地是互补的生产要素,未来资本存量的增加提高了住宅用地的未来边际产量,从而推升了当前住宅用地的价格,放松了房地产商的借贷约束,导致房地产商的进一步扩张。

与此同时,由于住宅用地和工业用地用途之间的可转换程度很低,住宅用地价格的上涨并没有带动工业用地价格上涨,而中国非房地产部门主要使用的土地要素以工业用地为代表,因此金融摩擦下的融资抵押放大效应也没有传导至非房地产部门。相反,房地产部门还会通过多个渠道对非房地产部门产生“挤出效应”。结合图4第二行和图5来看,首先,家庭住房需求的上升,抑制了其收入在一般消费品上的配置,对非房地产部门而言相当于是负的需求冲击。其次,房地产部门的信贷扩张,会提高利率,增加非房地产部门的融资成本,挤出该部门的借贷。非房地产部门的融资成本还可以通过其实物资本的影子价格——Tobin Q 来判断,其既体现了实物资本的边际价值又体现了进行资本积累的成本。给定需求侧萎缩的前提下,这一变量的上扬,表明非房地产部门实物投资不足,资本积累不足,出现了被“挤出”的情况。

最后,房地产的繁荣对总投资和 GDP 等总体变量的影响,是对两个部门分别影响的加权,加权后的总体影响为正,体现了房地产在国民经济中的支柱作用。

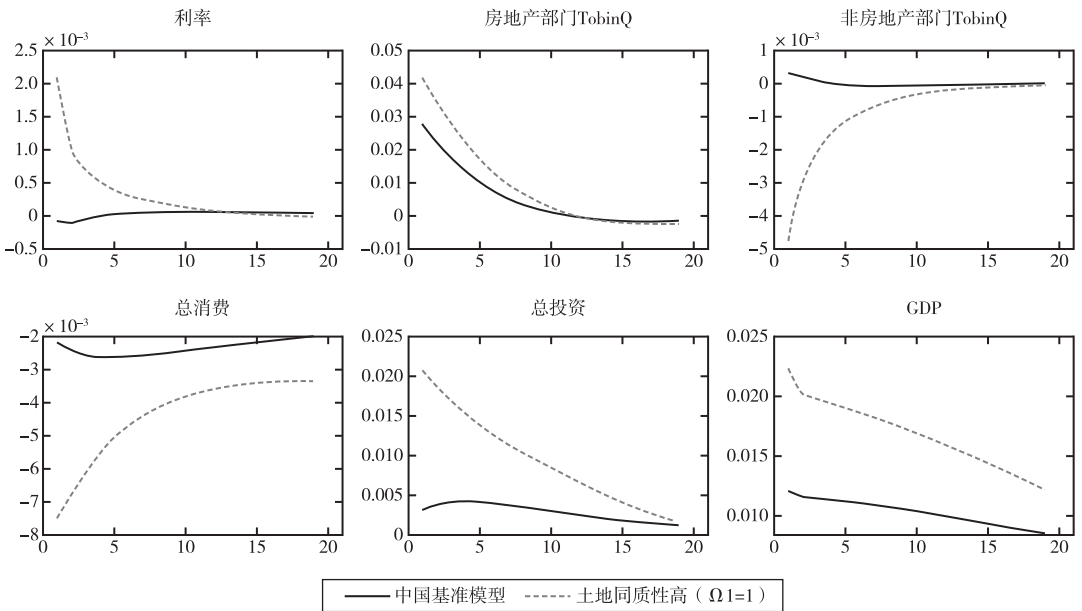


图5 一单位正向住房需求冲击发生后中国部分变量的脉冲反应图

图4和图5同时进行了反事实检验。在中国基准模型中,住宅用地和工业用地巨大的异质性对结论至关重要。为了验证这一点,我们增加住宅用地和工业用地同质性来进行反事实检验。具体操作方式是将 Ω_1 大幅度调低,设为1,其他参数取值与基准模型的参数校准和估计值完全一致。

首先从图4中可看出,当土地同质性增加时,两类土地的价格一起上升,但住宅用地价值上升幅度会下降——即土地的增值出现了外溢现象。同时,两类地价的上升,会同时触发房地产部门和非房地产部门金融摩擦的静态乘数效应和动态乘数效应,导致两个部门的借款均上升,从而扩大投资和产出。此时房地产的繁荣对非房地产部门产生了与美国类似的“挤入效应”。如图5所示,由于两个部门同时扩张,总投资和 GDP 在房地产繁荣的影响下提升得更为明显。最后,在反事实模型中,由于更多的生产用地可以提供住宅相关功能,出现了土地用途的转化,房地产部门的扩张比基准模型更为明显。

总结来看,反事实检验证明了,正是住宅用地和工业用地巨大的异质性,导致了美国房地产繁荣对非房地产部门产生了“挤出效应”。

(三)脉冲响应分析——美国情况

对比中国,图6列出了美国两部门和总体变量在正向住房需求冲击下的脉冲反应。首先,在住房需求冲击之下,美国住宅地价和商服地价同向波动,这与图3中的特征事实完全一致。其次,与中国一样,美国房地产部门在房屋需求和金融摩擦的融资抵押机制下也扩张。然而其非房地产部门却与中国的表现不同。由于美国的产业以服务业为主,使用的生产用地主要是商服用地,商服用地和住宅用地的相关性较强,两类用地一起升值。因此,美国的非房地产部门也在金融摩擦的融资抵押机制下,与房地产部门一同扩张。图6的结果可以完美复制表1中的特征事实。

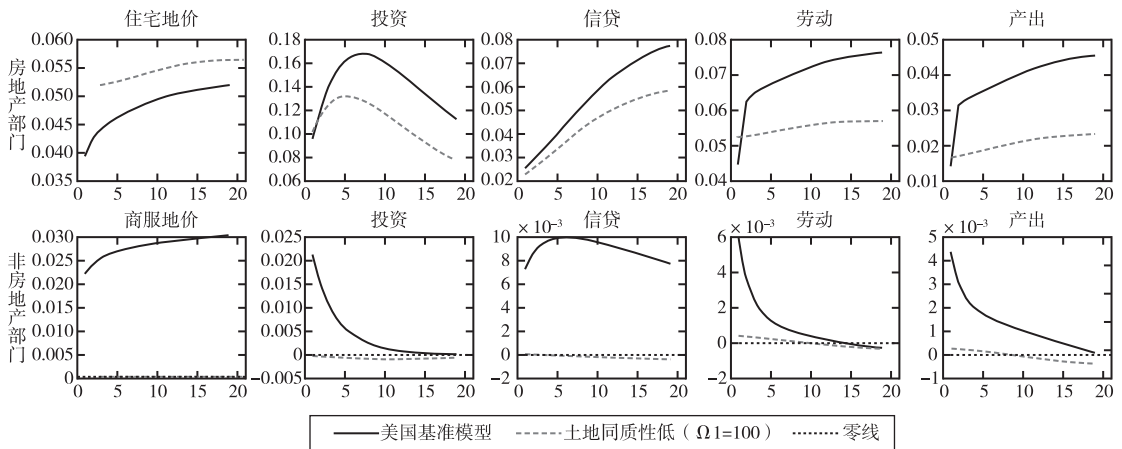


图6 一单位正向住房需求冲击发生后美国宏观变量的脉冲反应图

为了与中国相对应,我们也对美国的经济进行了反事实检验。在美国的基准模型中,住宅用地和商服用地同质性较强,是产生“挤入效应”的核心原因。反事实模型中,令两类土地的同质性降低,即将 Ω_1 大幅度调高,设为100,其他参数取值与基准模型的参数校准和估计值完全一致。反事实检验的脉冲反应同样展示在了图6中。从图中看到,反事实模型中的两类土地价格出现了反向波动,房地产部门美国基准模型和反事实模型都扩张,但是非房地产部门的投资、信贷,由基准模型的正向波动变为了反事实模型的负向变动。这一反事实检验证明了,的确是美国住宅用地和商服用地的同质性,使得美国房地产繁荣对非房地产部门产生了明显的“挤入效应”,与中国的“挤出效应”形成鲜明的对比。

六、结论与政策建议

伴随着我国房地产市场的繁荣发展,其给整体经济带来的“脱实向虚”问题日益引起全社会的关注。众多实证文献和本文的特征事实均证明,中国的房地产繁荣给非房地产部门带来“挤出效应”,而与此同时,美国等发达国家房地产市场和非房地产市场却一直保持着协同发展的态势。本文提出中美不同的产业结构是解释两国差异的原因之一。在提供初步的特征事实和实证证据后,本文建立了DSGE模型,解释和分析了两个国家房地产市场对于非房地产部门影响的差异。

本文的理论模型在Liu et al.(2013)的基础上引入房地产部门,并结合中美两国差异化的产业

结构设置了不同的代表性非房地产部门。具体而言,中国的代表性非房地产部门为工业部门,对应的生产用地为工业用地;美国的代表性非房地产部门为商业和服务业,对应的生产用地为商服用地。当发生正的住房需求冲击时,房价的上升会同时拉动住宅用地价格的上涨,由于房地产商用土地和资本做贷款抵押物,住宅用地价格的上涨触发了金融摩擦的静态乘数效应和动态乘数效应,导致房地产部门的繁荣扩张。在美国,企业生产用地,即商服用地和住宅用地同质性较强,因此住宅用地价格的上涨会带动商服用地价格的上升,从而通过金融摩擦的抵押融资效应进一步带动非房地产部门投资和产出的提升。但在中国,代表性生产用地为工业用地,这类土地与住宅用地异质性较强,住宅用地价格的上涨极难带动工业用地价格上涨,因而无法触发非房地产经济部门金融摩擦的放大效应。相反,通过信贷资金配置渠道、要素价格渠道以及家庭户消费挤出渠道,房地产市场繁荣反而挤出了其他经济部门的投资,导致了其他经济部门的收缩,甚至形成了“脱实向虚”的局面。

为了验证住宅用地和代表性生产用地的价格协同性对核心结论至关重要,本文进行了反事实检验,即改变住宅用地和生产用地价格相关性。反事实检验结果表明:增加中国住宅用地和工业用地同质性可以提升房地产部门和非房地产部门的协同性,降低美国住宅用地和商服用地同质性则可以使得美国非房地产部门负向波动。

本文的研究为解释中美两国房地产的挤出和挤入效应的差异提供了新的思路,也为政策制定提供了理论支撑。基于本文的分析,房地产繁荣对非房地产部门的挤入或者挤出影响,使得在产业结构的选择上出现了一个“两难”局面。一方面,从平抑波动的角度来说,在当前我国的产业结构下,房价和生产用地的价格协同性较低,使得房地产部门和非房地产部门捆绑得没有那么紧密,房地产市场的波动影响非房地产部门的程度有限,尤其有利于房地产下行时整体经济的平稳发展。另一方面,在这样的产业结构下,房地产的繁荣会对非房地产行业产生持续的挤出效应,仍然导致了产业发展的不协调和整体经济“脱实向虚”的局面。而事实上,随着经济社会的不断发展,居民消费占比的不断上升,服务业占比的提升几乎成为一个必然的趋势,房地产和非房地产部门通过土地建立起来的协同性必将越来越强。面对上述的“两难”困境,无论是第二产业占比高还是第三产业占比高,最优的解决办法就是从根源上——房地产部门——抑制波动,例如坚持“房住不炒”的总基调不变,促进房地产市场健康平稳发展,只有这样才能彻底将国民经济从房地产的影响中剥离出来。

参考文献

- 陈斌开、金箫、欧阳涤非(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。
- 范剑勇、莫家伟(2014):《地方债务、土地市场与地区工业增长》,《经济研究》,第1期。
- 范慧慧、席丹、殷琳(2013):《繁荣与衰落:中国房地产业扩张与“荷兰病”》,《世界经济》,第11期。
- 高然、龚六堂(2017):《土地财政、房地产需求冲击与经济波动》,《金融研究》,第4期。
- 何青、钱宗鑫、郭俊杰(2015):《房地产驱动了中国经济周期吗?》,《经济研究》,第12期。
- 刘希希、王兆瑞、刘玲君、陈彦斌(2020):《降低间接融资占比有助于去杠杆吗——金融结构与杠杆率关系的检验》,《财贸经济》,第2期。
- 雷潇雨、龚六堂(2014):《基于土地出让的工业化与城镇化》,《管理世界》,第9期。
- 罗知、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。
- 荣昭、王文春(2014):《房价上涨和企业进入房地产——基于我国非房地产上市公司数据的研究》,《金融研究》,第4期。
- 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖(2009):《地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思》,《经济研究》,第7期。
- 赵扶扬、王仟、龚六堂(2017):《土地财政与中国经济波动》,《经济研究》,第12期。
- Barro, R. (1976): "The Loan Market, Collateral, and Rates of Interest", *Journal of Money, Credit and Banking*, 8, 439-456.
- Bermane, B., M. Gertler and S. Gilchrist (1999): "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", *Handbook*

of *Macroeconomics*, 1C, 1341–1393.

Chaney, T., D. Sraer and D. Thesmar (2012): “The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment”, *American Economic Review*, 102, 2381–2409.

Chang, C., Chen, K. a Waggoner D. and T. Zha (2016): “Trends and Cycles in China’s Macroeconomy”, *NBER Macroeconomics Annual*, 30, 1–84.

Chen, P., C. Wang and Y. Liu (2015): “Real Estate Prices and Firm Borrowings: Micro Evidence from China”, *China Economic Review*, 36, 296–308.

Chen, T., L. Liu, W. Xiong and L. Zhou (2017): “Real Estate Boom and Misallocation of Capital in China”, Working Paper, Department of Princeton University.

Chen, K. and Y. Wen (2017): “The Great Housing Boom of China”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9, 73–114.

Christiano, L., M. Eichenbaum and C. Evans (2005): “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy”, *Journal of Political Economy*, 113, 1–45.

Cvijanovic, D. (2014): “Real Estate Prices and Firm Capital Structure”, *Review of Financial Studies*, 27, 2690–2735.

Davis, M. (2010): “Housing and the Business Cycle”, in S. Durlauf and L. Blume (eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics Online*, http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde2010_H000194.

Davis, M. and J. Heathcote (2005): “Housing and the Business Cycle”, *International Economic Review*, 46, 751–784.

Davis, M. and M. Palumbo (2008): “The Price of Residential Land in Large US Cities”, *Journal of Urban Economics*, 63, 352–384.

Dong, F., J. Liu, Z. Xu and B. Zhao (2019): “Flight to Housing in China”, Working Paper, Tsinghua University.

Dong F., Y. Guo, Y. Peng and Z. Xu (2019): “Economic Slowdown and Housing Dynamics in China: A Tale of Two Investments by Firms”, Available at SSRN, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3334337.

Favilukis, J., S. Ludvigson and S. Nieuwerburgh (2017): “The Macroeconomic Effects of Housing Wealth, Housing Finance, and Limited Risk Sharing in General Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, 125, 140–223.

Han, L. and M. Lu (2017): “Housing Prices and Investment: An Assessment of China’s Inland-Favoring Land Supply Policies”, *Journal of the Asia Pacific Economy*, 22, 106–121.

Hart, O. and J. Moore (1994): “A Theory of Debt Based on the Inalienability of Human Capital”, *Quarterly Journal of Economics*, 109, 841–879.

Iacoviello, M. and S. Neri (2010): “Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2, 125–164.

Kiyotaki, N. and J. Moore (1997): “Credit Cycles”, *Journal of Political Economy*, 105, 211–248.

Liu, Z., J. Miao and T. Zha (2016): “Land-Prices and Unemployment”, *Journal of Monetary Economics*, 80, 86–105.

Liu, Z., P. Wang and T. Zha (2013): “Land-Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations”, *Econometrica*, 81, 1147–1184.

Li, X., X. Shao and Z. Tao (2016): “Hollowing Out of the Real Economy: Evidence from China’s Listed Firms”, *Frontiers of Economics in China*, 11, 390–409.

Miao, J., P. Wang and J. Zhou (2015): “Asset Bubbles, Collateral, and Policy Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 76, S57–S70.

Smets, F. and R. Wouters (2007): “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach”, *American Economic Review*, 97, 586–606.

Stiglitz, J. and A. Weiss (1981): “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information”, *American Economic Review*, 71, 393–410.

Wu, J., J. Gyourko and Y. Deng (2012): “Evaluating Conditions in Major Chinese Housing Markets”, *Regional Science and Urban Economics*, 42, 531–543.

Wu, J., J. Gyourko and Y. Deng (2015): “Real Estate Collateral Value and Investment: The Case of China”, *Journal of Urban Economics*, 86, 43–53.

Wu, J., J. Gyourko and Y. Deng (2016): “Evaluating the Risk of Chinese Housing Markets: What We Know and What We Need to Know”, *China Economic Review*, 39, 91–114.

Xu, L. (2017): “Land Price and Investment in China: A Tale of Two Sectors”, Working Paper, https://www.researchgate.net/publication/322666315_Land_Price_and_Investment_in_China_A_Tale_of_Two_Sectors.

(责任编辑:程 炼)

Measuring RMB Exchange Rate Expectation Uncertainty Based on Potential Expected Information

WANG Aijian LIU Haojie

(School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: With RMB exchange rate liberalization, the frequency and amplitude of exchange rate fluctuations are closely related to the expectation uncertainty of economic entities. In this paper, a stochastic volatility model with unobstructed components including realized volatility is constructed, and potential exchange rate expectation information existing in the NDF market is added to measure the expectation uncertainty of RMB exchange rate and verify its validity. The results show that compared with the RMB exchange rate expectation uncertainty measured by the traditional GARCH model, the expectation uncertainty measured by the UCSV-RV model can more effectively reflect the dynamic deviation of the market from the expected exchange rate. In addition, the RMB exchange rate expectation uncertainty can better reflect the trend of the pro-cyclical change of exchange rate, and is closely related to the uncertainty of economic and trade policies. When the central bank uses counter-cyclical factors to adjust the exchange rate changes, it should pay attention to the changes in the exchange rate expectation uncertainty, so as to prevent the adverse impact of the sharp rise in the exchange rate expectation uncertainty on the economy and reduce the risks in the foreign exchange market.

Key Words: Expected Uncertainty of Exchange Rate; CSV-RV Model; Expected Management

JEL Classification: E52; F31; F42

Industrial Structure and the Macroeconomic Transmission of Land: A Comparison between China and the U. S.

ZHAO Fuyang ZHOU Huijun

(School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

Guanghua School of Management, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: China's real estate boom has a "crowding-out effect" on the non-real estate sector. By contrast, in the U. S., real estate boom has a "crowding-in effect" on the non-real estate sector. This difference between the two countries could be explained by the difference in their industrial structures. If the tertiary industry accounts for a relatively high proportion, then the land used by the firms is mainly commercial land, whose price is highly correlated with residential land price, resulting in the expansion of both real estate and non-real estate sector. Otherwise, if the secondary industry accounts for a relatively high proportion, then the industrial land is the key factor in production. The price of this type of land is much less synergistic with residential land price. As a result, collateral effect does not emerge in the non-real estate sector. Instead, it will be crowded out by the real estate sector through several other channels. In this paper, we establish a two-sector DSGE model with financial friction and match it with both Chinese and U. S. data for Bayesian estimation. We find that the stylized facts and transmission mechanisms of the two countries can be explained under the same theoretical framework.

Key Words: Industrial Structure; Land Homogeneity; Collateral Effect; Crowd-In and Crowd-Out Effect

JEL Classification: E32; L16; R31