

有效调控房地产市场的最优宏观审慎政策与经济“脱虚向实”

孟宪春, 张屹山, 李天宇

[摘要] 本文围绕中国近些年房地产与实体经济严重失衡的现实背景下如何有效调控房地产市场进而提振实体经济这一重要议题,构建了能够揭示中国经济“脱实向虚”内在特征的动态随机一般均衡模型,利用贝叶斯方法对模型进行估计并与中国宏观数据进行匹配,在此基础上对宏观审慎政策和信贷政策的有效性进行仿真研究。研究表明:相比信贷增速、房地产价格,广义信贷偏离可以成为宏观审慎政策更有效调控房地产市场的信号源,此时政策能够显著降低福利损失;盯住广义信贷偏离的宏观审慎政策通过逆周期调控信贷市场抑制了房价涨幅,削弱房地产市场对实体投资的挤出效应,进而平滑总产出波动,同时使得社会总债务规模与实体经济发展更加匹配,显著降低了宏观杠杆率;在更完善的金融市场中,信贷政策具有结构调整功能,推动资本向实体经济转移,引导经济“脱虚向实”。在当前形势下,可以考虑实施盯住房地产广义信贷的宏观审慎政策以稳定房地产价格,缓解房地产与实体经济失衡问题;深化金融改革,发展直接融资,提高其他资本品的融资能力,调整信贷政策向实体部门倾斜,在此信贷结构下,实体投资与居民消费水平随信贷扩张而提高,金融与实体经济良性发展。

[关键词] 房价波动; 信贷约束; 挤出效应; “脱虚向实”

[中图分类号]F123 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)06-0081-17

一、问题提出

在过去 20 余年里,房地产行业从开发投资、生产以及消费等领域驱动着中国经济增长已成为不争的事实(许宪春等,2015),鉴于其关联行业众多,一直被视为促进经济发展的“支柱产业”。然而,由于中国过去经济和金融发展过度倚重房地产,造成房地产价格一路飙升,使得大量资金不断向房地产行业涌入并在该行业空转,在一定程度上推动资金“脱实向虚”^①,也为经济体埋下了房地

[收稿日期] 2018-01-11

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“新时期中国经济长期稳定增长的潜力与实现路径研究”(批准号 17JJD790009)。

[作者简介] 孟宪春,吉林大学商学院博士研究生;张屹山,吉林大学哲学社会科学资深教授,吉林大学商学院、吉林大学数量经济研究中心博士生导师;李天宇,吉林大学商学院博士研究生。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 曹德云(2017)指出中国经济“脱实向虚”问题主要存在两种表现:一种是资金在金融体系内部空转套利,导致实体经济用资成本激增;另一种是资金进入实体经济过程中存在行业错配,主要表现为过度流向房地产市场,推升房地产价格持续高涨,对实体经济产生负面影响。本文重点研究经济“脱实向虚”的第二种表现。此外,根据黄群慧(2017)、彭俞超等(2018)的界定,房地产业属于虚拟经济范畴。

产泡沫风险隐患,严重威胁金融和宏观经济的稳定发展。除此之外,进入2014年以来,中国房地产价格仍然持续上涨,而其他部门的固定资产投资增速却呈下降趋势,出现房地产市场繁荣而实体投资低迷的经济现象。由此可见,中国当前宏观经济中诸多问题都与房地产行业有关,而针对房地产和实体经济失衡这一重要问题,习近平总书记在2017年中央经济工作会议中首次提出促进形成金融与实体经济的良性循环,因此,如何有效调控房地产市场进而引导经济“脱虚向实”成为政策制定者和学术界亟待解决的重要现实问题。解决这一问题的关键在于深入分析中国房地产市场发展特征,厘清房地产价格波动对经济主体行为决策的动态传导机制,揭示房价与其他宏观经济变量之间的联动关系。

事实上,房地产经济不仅仅在中国经济发展过程中发挥了重要作用,其对于美国为代表的发达国家而言也是宏观经济发展中的重要组成部分。特别是在21世纪初期美国经历了战后史上最大的房地产繁荣,直至2007年次贷危机爆发,这一经济事实使得房地产对宏观经济的作用被明确,同时也突出了房地产相关问题研究在宏观经济学中的重要位置(Piazzesi and Schneider,2016)。西方学者对发达国家房地产相关问题的研究主要体现在两方面:一方面是关于房地产市场对宏观经济稳定性的影响以及宏观经济政策调控的研究(Kannan et al.,2012;Lambertini et al.,2013;Miao et al.,2014)。另一方面是关于房地产市场影响宏观经济的具体机制研究,主要形成以下几种观点:①房地产具有明显财富效应,产生房价和居民消费同向变动关系(Iacoviello,2005;Iacoviello and Neri,2010);②房地产价格与商业投资同向联动变化(Liu et al.,2013),进而保证了房地产投资与实体投资同向变动(Davis and Heathcote,2005;Piazzesi and Schneider,2016);③房地产市场与信贷市场之间的紧密关系以及金融市场摩擦的存在易形成房地产泡沫,而泡沫的破裂通常会引发金融危机,对宏观经济发展造成严重损失(Miao et al.,2014;Miao et al.,2015;Hirano and Yanagawa,2016)。

相比欧美等发达国家,中国房地产市场发展具有特殊之处:①中国房地产市场是一个“政策市”,其在过去近20年里的快速发展得益于宏观政策的支持,其中表现最为明显的是信贷政策。杨雪锋和陈慧雄(2010)认为信贷扩张为中国楼市的过度投机行为提供了资金支持并支撑了房地产市场的扭曲,造成宏观经济不稳定,进一步抑制了经济长期增长。黄梓蔚和潘海英(2014)研究结果显示房价与银行信贷在长期内互为因果关系,且银行信贷扩张对房地产价格上涨具有明显的推动和加强作用。②中国作为新兴市场经济体,金融市场较不发达,导致经济主体可选择的投资产品较少,而房地产相对其他金融资产稳定性较高,且准入门槛较低,使其投资品属性被凸显(张晓晶和孙涛,2006)。因此,在中国更容易引发家庭和企业部门房地产投机行为(荣昭和王文春,2014),使得资金在房地产行业空转,积聚房地产泡沫风险。③正是以上主要原因导致中国房地产价格波动产生不同于发达国家的外部效应:一方面,房价上涨所产生的财富效应不明显,因此对居民消费的拉动作用较小;另一方面,近些年房地产市场的进一步发展对其他实体部门投资的挤出效应愈加显著。在财富效应方面,李涛和陈斌开(2014)基于微观住户数据考察了住房资产对居民消费的“财富效应”,发现住房资产对于中国家庭而言,主要表现为消费品属性,不存在“财富效应”,因此房价上涨不会促进中国居民消费。除此之外,房价上涨还会加剧城镇居民家庭之间的收入分化,导致财富差距恶化(原鹏飞和冯蕾,2014)。对实体投资的影响方面,房地产市场过热会吸引大量资本进入该行业,从而挤占了实体经济发展的资金源,形成对实体经济的“抽血效应”(许宪春等,2015),导致实体经济与房地产业间的结构失衡。根据黄群慧(2017)对虚拟经济范围的界定,房地产业作为虚拟经济重要组成部分吸引大量资金涌入并在本行业中空转,加剧了中国经济“脱实向虚”。彭俞超等(2018)进一步

从企业金融化角度阐释了中国经济“脱实向虚”主要表现为越来越多非金融企业将更多资源投资于房地产在内的虚拟经济而脱离原有主营业务。由此可见,由房价持续上涨引起的对实体经济挤出效应已成为中国当前不可忽视的重要现实问题,亦是有别于西方发达国家房地产市场特征之一。虽然现有研究从不同角度对中国房地产市场的关键特征和房价波动的宏观经济效应进行了揭示,但鲜有通过构建数量的结构模型对其内在微观机制进行深入分析。鉴于此,本文对此部分工作做出补充式研究。

目前,动态随机一般均衡模型成为研究房地产相关变量对其他宏观经济变量的传导机制以及房价调控政策有效性的主流方法。有关传导机制的研究,现有文献多围绕 Kiyotaki and Moore (1997)构建的信贷抵押约束机制展开,因为该机制较好地刻画了房价上涨通常伴随着信贷市场繁荣的经济现象(Miao and Wang, 2012)。Iacoviello(2005),Iacoviello and Neri(2010)和 Favilukis et al.(2017)通过假设家庭部门面临信贷约束,将房地产作为抵押品构建抵押约束机制,从而解释了房价与居民消费同向变动关系。Liu et al.(2013)则假设企业家将土地和资本品同时作为抵押品进行信贷扩张以支持商业投资,在此机制下刻画了土地价格与商业投资等宏观经济变量之间的同向联动关系,并指出该机制是放大和扩散冲击并造成宏观经济波动的重要机制。近些年,国内越来越多的学者开始通过在新凯恩斯框架下构建 DSGE 模型对房地产市场放大经济周期和宏观经济政策调控进行理论研究,并以相关结果作为解释中国房地产市场特征的依据(郑忠华和邸俊鹏,2012;何青等,2015;刘一楠,2017;高然和龚六堂,2017)。但大多研究在模型构建上主要在 Iacoviello(2005)或 Liu et al.(2013)构建的模型框架基础上引入关心变量,本质上并未改变核心传导机制,然而 Iacoviello(2005)和 Liu et al.(2013)模型构建的出发点在于刻画美国经济特征,在此框架下对中国房地产市场调控政策进行模拟分析将导致相关研究结果的实际应用价值大打折扣。

有关房地产市场调控政策有效性的研究,讨论货币政策对房价的调控效果的文献居多,且主要围绕货币政策是否应该盯住房地产价格展开。侯成琪和龚六堂(2014)通过构建多部门的 DSGE 模型对此做出研究,结果表明货币政策冲击是引起中国住房价格波动的关键因素,且盯住房价的货币政策能够显著降低房价波动,进而降低经济波动和福利损失。徐淑一等(2015)则从实证研究角度确定了货币政策工具对房价调控的可行性。虽然以上研究结论为盯住房地产价格的货币政策可以有效调控房地产市场波动提供了丰富的理论依据和经验支持,但实践中,中国实施的货币政策本是多目标制,再增加盯住房地产价格等额外目标势必影响货币政策对宏观经济的调控效果。此外,如果按照现有研究结果采取盯住房地产价格的货币政策,面临中国当前房价高企必然实施紧缩的货币政策,而紧缩的货币政策又会提高实体部门的融资成本,不利于实体经济发展,这与中国目前振兴实体经济的工作方向是背道而驰的。正因为此,中国人民银行在 2017 年第一季度的《中国货币政策执行报告》中提出加快构建住房金融的宏观审慎政策,而目前关于此政策实施效果的研究成果却是极其匮乏的,具体选择与房地产市场相关的何种指标变量作为政策信号源才能实现更有效地调控房价进而稳定宏观经济也是政策制定者此前急需解决的难点问题。

鉴于此,本文将从以下四方面对现有研究做出增量式工作:①从中国房地产市场现实经济特征出发,通过构建 DSGE 模型将其内生化的,进而揭示房价波动与实体投资等宏观经济变量之间的动态关系并与中国现实经济状况进行比较;②模型除了对中国经济现象进行了刻画以外,还对中国宏观经济数据进行了拟合,从两方面提高模型解释经济的能力;③在实施稳健的货币政策背景下构建盯住房地产市场的宏观审慎政策规则,以福利损失函数为评价标准,识别更有效调控房价和稳定经济的政策信号源;④利用反事实分析方法探索了引导经济“脱虚向实”的信贷政策方向。本文主要包括

六部分:第一部分问题提出,第二部分基础模型描述,第三部分参数校准估计与模型适用性分析,第四部分宏观审慎政策规则确立与仿真研究,第五部分反事实模拟分析,第六部分为主要结论和启示。

二、基础模型描述

1. 基础模型构建

模型中经济主体包括:代表性家庭、企业家与金融中介、零售商和政府部门。其中金融机构负责经济体的资金融通,从家庭部门吸收存款并贷给企业家,企业家与金融机构之间存在债务契约关系,因此本文将两部门合在一起进行描述。模型中房地产对于家庭而言既具有消费品属性又具有投资品属性,对于企业家而言同时具有生产、投资和抵押三种功能。与 Iacoviello(2005)、郑忠华和邸俊鹏(2012)、何青等(2015)模型设定不同,本文关闭了家庭部门的信贷约束机制,弱化房价波动对家庭跨期最优决策的影响,而是在企业家部门引入信贷约束机制、消费惯性以及生产性资本定价方程,上述设定放大了实体投资对房地产价格波动的动态响应,通过突出房地产价格波动对企业家跨期最优决策影响实现对中国经济“脱实向虚”典型事实的刻画。相比 Liu et al.(2013)模型设定,本文不同之处主要体现在房地产供给方式和企业家信贷约束:①本文分析的主要对象是房地产而非土地,土地有限供给假设不再适合房地产市场,因此模型中取消了该假设而是通过引入外生冲击过程来刻画房地产供给;②本文模型旨在刻画金融市场不发达、以间接融资为主的经济背景,故假设房地产为代表的不动产为企业获取信贷的主要抵押品,在该信贷约束结构下,宽松的流动性通过信贷市场金融加速器作用,易导致房地产的投资品属性凸显,致使经济“脱实向虚”。其中,企业家面临的信贷约束条件是决定模型系统运行的核心机制,因此在本文模型中房地产价格变动将产生不同于 Liu et al.(2013)中土地价格变动的宏观经济效应。

(1)家庭。假设存在代表性家庭,通过选择当期实际消费(C_t)、住房消费(H_t^h)、供给劳动(N_t)和储蓄(D_t)以最大化其终生效用:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln(C_t - hC_{t-1}) + j_t \ln(H_t^h) - \frac{\chi N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \quad (1)$$

其中, β 表示代表性家庭的效用贴现因子, χ 和 φ 分别表示家庭成员对劳动供给偏好参数和劳动供给 Frisch 弹性的倒数。进一步,在家庭消费的效用函数中引入消费惯性,参数 h 刻画了惯性强度,当 $h>0$ 则表示消费者当期的边际效用是前一期消费的增函数,该设定可以更好拟合现实数据的经验特征(Christiano et al.,2010)。 j_t 表示住房偏好冲击,其对数服从 AR(1)过程:

$$\ln j_t = (1-\rho_j) \ln \bar{j} + \rho_j \ln j_{t-1} + \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

其中, $\rho_j \in (0,1)$ 表示住房偏好冲击的惯性参数, $\varepsilon_{j,t} \sim N(0, \sigma_j^2)$ 。

代表性家庭在追求终生效用最大化过程还要受到如下的预算约束:

$$C_t + Q_t^H H_t^h + D_t - \frac{R_{t-1} D_{t-1}}{\pi_t} + T_{c,t} = W_t N_t + F_t + Q_t^H H_{t-1}^h \quad (3)$$

其中, D_t 表示家庭 t 期在金融中介部门的实际存款, Q_t^H 和 H_t^h 分别表示实际房价与家庭的住房需求, R_{t-1} 则表示家庭 $t-1$ 期的存款在 t 期获得的利息率, W_t 表示家庭的实际工资水平, F_t 表示家庭从零售商获得的红利支付, $T_{c,t}$ 表示家庭剔除政府转移支付后的一次性总付税,该引入方式与 Leeper(1991)是一致的。可以看出,住房对家庭而言不仅具有消费品属性,可以增加家庭成员的效

用,同时房价的变动会影响家庭下一期的财富价值,因此还具有投资品属性。

(2)企业家与金融中介。假设企业家通过决策本期的实际消费 C_t^e 、资本投入 K_t 、房产投资 H_t^e 、劳动投入 N_t 、实体投资 I_t 和实际贷款量 B_t 以最大化其终生效用:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^e)^t \ln(C_t^e - hC_{t-1}^e) \quad (4)$$

其中, β^e 表示企业家的主观贴现因子,相比代表性家庭,企业家的耐心更差,因此有 $\beta^e < \beta$ 。这里假设企业家消费存在惯性,该设定使得当外生冲击导致企业家信贷规模增加时企业家会增加贷款中用于投资的份额以平滑消费,而不是选择主要用于当期消费,因此该设定将会抑制消费对实际房价变动的反应,而放大投资对实际房价波动的动态响应,辅助本文对房地产市场挤出实体投资经济事实的刻画。

企业家利用技术、资本、房产和家庭提供的劳动按照道格拉斯生产函数进行同质中间品生产,此时中间品市场为完全竞争市场,生产函数具体形式如下:

$$Y_t = A_t K_{t-1}^\alpha (H_{t-1}^e)^\nu N_t^{1-\alpha-\nu} \quad (5)$$

其中, K_{t-1} 表示由厂商 $t-1$ 期末购买用于 t 期投入生产的资本品, H_{t-1}^e 为企业家 $t-1$ 期末投资用于 t 期生产的房产, N_t 为 t 期投入的劳动量,生产技术的对数服从 AR(1) 过程:

$$\ln A_t = (1-\rho_a) \bar{\ln A} + \rho_a \ln A_{t-1} + \varepsilon_{a,t} \quad (6)$$

其中,参数 $\rho_a \in (0, 1)$ 为技术进步冲击的惯性参数, $\varepsilon_{a,t} \sim N(0, \sigma_a^2)$ 。

企业家面临资金流约束:

$$C_t^e + I_t + Q_t^H H_t^e + \frac{R_{t-1} B_{t-1}}{\pi_t} = r_t^k K_{t-1} + r_t^H H_{t-1}^e + Q_t^H H_{t-1}^e + B_t \quad (7)$$

参照 Christiano et al.(2010) 和 Liu et al.(2013), 资本累积动态方程设定为:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + \left[1 - \frac{\kappa}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] I_t \quad (8)$$

本文基于 Kiyotaki and Moore(1997) 的信贷约束机制来描述企业家与金融中介之间的债务契约关系,进而刻画经济系统存在的金融摩擦性质,即由于金融机构无法观察到贷款者的资金运用状况,同时还需承担贷款者违约时产生的清算、审计等管理成本,因此要求贷款者贷款时提供抵押品,且贷款规模受到自身不动产价值的限制,该机制通过房地产价格渠道产生金融加速器效应。企业家每一期面临的信贷约束具体如下:

$$R_t B_t \leq m E_t (Q_{t+1}^H H_t^e \pi_{t+1}) \xi_t \quad (9)$$

在 $\beta^e < \beta$ 条件下,信贷约束方程(9)具有约束力,因为企业家进行信贷扩张所带来的边际收益大于当期消费的边际收益,具有信贷扩大的张力,约束方程总是取等号。 m 表示贷款价值比,该值越大说明金融机构的杠杆越高,通过信贷市场将对经济周期起到放大效应,在整个过程房地产价格传导渠道发挥重要作用(在后文“金融加速器效应的分析”中进行详细论述),因此监管部门将对贷款价值比进行逆周期监管来抑制金融机构加杠杆行为,实现稳定房地产价格的政策目的。 ξ_t 表示信贷约束冲击,其对数服从 AR(1) 过程:

$$\ln \xi_t = (1-\rho_b) \bar{\ln \xi} + \rho_b \ln \xi_{t-1} + \varepsilon_{b,t} \quad (10)$$

其中, $\rho_b \in (0, 1)$ 表示信贷约束冲击的惯性参数, $\varepsilon_{b,t} \sim N(0, \sigma_b^2)$ 。

(3) 零售商。参照 Bermanke et al.(1999) 关于零售商经济行为的设定方式, 零售商以竞争价格从企业家手里购买中间产品进行差异化生产, 将其转化为最终产品。

最终品生产环节是将中间品加工成无差异的篮子产品, 其生产函数如下:

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (11)$$

其中, Y_t 表示最终产品, $Y_t(i)$ 表示投入生产的中间品, ε 表示中间品替代弹性。通过求解最终品生产利润最大化问题可以获得中间品需求函数(12)式和最终产品的价格指数(13)式:

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t \quad (12)$$

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{i,t}^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (13)$$

零售商将同质的中间品进行差异化生产, 使得零售品市场具有垄断性质, 进而具有重新定价权。对于最优价格的设定, 零售厂商将通过在中间品需求的约束下最大化利润折现流:

$$\max_{P_{i,t}^*} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ \Lambda_{t,t+k} (P_{i,t+k}^* Y_{t+k}(i) - P_{t+k} MC_{t+k} Y_{t+k}(i)) \} \quad (14)$$

其中, $\Lambda_{t,t+k} = E_t (\beta^k \lambda_{t+k} / \lambda_t)$ 表示 $t+k$ 期到 t 期的实际随机贴现因子, MC_{t+k} 表示 t 期零售商调整价格, 直到 $t+k$ 期保持价格不变时生产零售品的实际边际成本, $P_{i,t}^*$ 为零售品的最优价格。本文引入经典的 Calvo(1983) 粘性价格机制, 即每一期 $1-\theta$ 比例的零售商具有定价权, 剩余的厂商则按照如下规则进行价格调整:

$$P_{i,t} = \pi_{t-1}^{\gamma_p} P_{i,t-1} \quad (15)$$

可见, 企业按照上一期通货膨胀水平的指数进行当期的价格调整, γ_p 表示企业对通货膨胀的反应程度, 若 $\gamma_p=0$, 表明厂商不进行价格的调整, 即当期价格完全按照上一期价格进行设定; 若 $\gamma_p=1$, 说明企业完全按照上一期的通货膨胀进行价格调整, 此时相较于价格完全按照上一期价格进行设定情况, 使得通货膨胀波动幅度减小, 变动更加平缓, 惯性更强。

结合最终产品价格指数和价格粘性机制设定, 可获得总价格的动态方程:

$$P_t^{1-\varepsilon} = \theta (\pi_{t-1}^{\gamma_p} P_{t-1})^{1-\varepsilon} + (1-\theta) (P_t^*)^{1-\varepsilon} \quad (16)$$

通过求解零售厂商最优化问题, 并结合总价格动态方程(16)可以获得新对数线性化后的菲利普斯曲线(NKPC)方程:

$$\beta E_t (\hat{\pi}_{t+1}) = [1 - \gamma_p \beta (1-\theta)] \hat{\pi}_t - \gamma_p \hat{\pi}_{t-1} - \frac{(1-\beta\theta)(1-\theta)}{\theta} mc_t \quad (17)$$

(4) 政府部门。假设政府部门根据泰勒规则的标准形式来调整名义利率实现物价稳定和经济增长目标, 规则的具体形式如下:

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{\pi_{t-1}}{\pi} \right)^{\rho_\pi} \left(\frac{Y_{t-1}}{Y} \right)^{\rho_Y} \exp(\varepsilon_{r,t}) \quad (18)$$

其中, R_t 为政策利率, R 、 π 和 Y 分别表示稳态时的名义利率、通货膨胀和产出水平, $\varepsilon_{r,t}$ 表示以 0

为均值,以 σ_r 为标准差的外生货币政策冲击, ρ_π 和 ρ_y 分别为政策利率对通货膨胀偏离稳态和产出偏离稳态的反应系数。

政府部门的预算约束方程为:

$$T_{c,t} = G_t \quad (19)$$

其中, G_t 表示实际政府支出,由于政府财政支出问题并不是本文研究重心,因此采取外生冲击方式引入 G_t ,并假设其对数服从如下AR(1)过程:

$$\ln G_t = (1 - \rho_g) \ln \bar{G} + \rho_g \ln G_{t-1} + \varepsilon_{g,t} \quad (20)$$

其中, \bar{G} 表示政府实际支出的稳态值, ρ_g 为一阶自相关系数, $\varepsilon_{g,t} \sim N(0, \sigma_g^2)$ 。

(5)市场出清。总产出和房地产市场满足如下出清方程:

$$Y_t = C_t + C_t^e + I_t + G_t \quad (21)$$

$$H_t^h + H_t^e = H_t \quad (22)$$

进一步假设房地产供给变动服从如下外生随机过程:

$$\ln H_t = (1 - \rho_h) \ln \bar{H} + \rho_h \ln H_{t-1} + \varepsilon_{h,t} \quad (23)$$

其中, $\rho_h \in (0, 1)$ 表示房地产供给冲击的惯性参数, $\varepsilon_{h,t} \sim N(0, \sigma_h^2)$ 。

2. 信贷约束机制下的金融加速器效应

在金融市场不发达、以间接融资为主的经济体中,房地产为代表的不动产成为企业获取信贷主要抵押品。当经济体发生冲击导致房地产价格上升时,企业抵押资产净值增加,可贷资金增多,将扩大生产,同时投资房地产的收益率提高,吸引企业家对房地产投资;而当房地产价格下降时,企业抵押资产净值减少,可贷资金缩减,生产下降,同时投资房地产的收益率降低,企业家减少房地产投资。可见,金融摩擦形成的信贷约束机制在经济体面临冲击时具有放大经济波动的作用,形成“金融加速器”效应。在冲击传导过程,房地产价格波动发挥了重要作用,同时对企业家和家庭的经济行为产生影响。对于企业家而言,一方面具有流动性效应,影响企业的资金流,进而影响企业的生产规模;另一方面影响房地产投资的收益率,改变企业家投资决策。对于家庭而言,直接影响其住房需求,进而影响家庭对一般物品的消费支出。因此,房价波动引致消费和投资的联动变化是金融加速器效应的重要作用机制。下面将从模型的关键均衡方程对信贷约束机制所形成的金融加速器效应进行说明。

由家庭部门最优决策行为可以获得代表性家庭的房地产需求方程:

$$Q_t^H = \frac{j_t}{\lambda_t H_t^h} + E_t \left(\frac{\beta \lambda_{t+1} Q_{t+1}^H}{\lambda_t} \right) \quad (24)$$

其中, λ_t 为预算约束的拉格朗日乘子。对于家庭而言,增加一单位住房的边际成本为实际房价 Q_t^H ,带来的边际收益包含两部分:居住使用产生的边际效用和转售获得收益的贴现,追求终生效用最大化的代表性家庭通过选择当期住房需求量使得其产生的边际成本和边际收益相等。家庭的住房需求方程显示,若经济体中发生一单位正向住房偏好冲击,会提升住房对家庭的边际效用,进而推动房价上涨。

由企业家最优决策行为可以获得企业家的房地产需求方程:

$$Q_t^H = E_t \left\{ \frac{\beta^e \mu_{e,t+1}}{\mu_{e,t}} (r_{t+1}^H + Q_{t+1}^H) + \frac{\mu_{b,t}}{\mu_{e,t}} \frac{m Q_{t+1}^H \pi_{t+1}}{R_t} \right\} \quad (25)$$

其中, $\mu_{e,t}$ 和 $\mu_{b,t}$ 分别为企业家预算约束和信贷约束的拉格朗日乘子。对于企业家而言,增加一单位房地产投资的边际成本为 Q_t^H , 边际收益包括三部分: 下一期投入生产获得的边际产品、再出售的价值和作为抵押品的影子价值; 同样地, 企业家通过决策当期的住房需求以保证房地产投资的边际成本和边际收益相等。通过对企业家的房地产需求方程进一步分析可以发现, 如果企业部门对房地产的投资主要用于生产环节时, 其边际产品的预期值会较低, 对当期的房地产价格影响较小, 且此时影响房地产价格的主要是房地产需求量。而如果企业部门对房地产的投资是出于投机目的, 则影响当期房价的主要来自房价的预期, 在具有信贷约束机制的条件下, 房地产还会产生流动性溢价, 进一步提升房价的预期值, 进而反馈至当期的实际房价, 而当期的实际房价水平又会进一步影响家庭和企业部门对房地产的需求。外部冲击通过引致家庭和企业之间对房地产的竞争需求将产生动态乘数效应, 引起实际房价发生变化, 而实际房价的变动又会引起实体经济变量发生联动反应, 从而放大了冲击对经济系统的影响。

三、参数校准估计与模型适用性分析

1. 结构参数估计

本文采用了校准和贝叶斯估计两种方式来确定模型中参数取值, 主要出于以下两方面考虑: ①在本文模型中, 部分参数共同决定了模型中核心经济变量的稳态水平, 为了与现实经济结构相匹配, 对这部分参数进行校准赋值是较为恰当的; ②对部分经济含义明确的参数进行校准赋值, 可以减少待估计参数的个数, 避免由于样本数据序列较短在估计过程引起的弱识别问题, 进而保证估计结果的有效性。事实上, 综合利用参数校准和贝叶斯估计来确定模型中结构参数值的做法在近期的相关研究中被广泛采纳(李天宇等, 2017)。

(1) 参数校准估计。本文进行校准的参数有 $\{\beta, \beta^e, \varepsilon, \theta, \delta, \alpha, \nu, m\}$, 这部分参数决定了 $R, C/Y$ 等变量的稳态水平。其中, β 和 β^e 分别表示代表性家庭和企业主观贴现因子, 分别赋值为 0.99 和 0.97 (Iacoviello, 2005; 侯成琪和刘颖, 2015)。 ε 表示中间品替代弹性, 考虑到中国特殊的经济制度背景, 企业部门整体的垄断性质较突出, 将其设定为 6.00, 价格粘性参数 θ 取值为 0.75 (郭豫媚等, 2016); 折旧率 δ 取值为 0.025 (李天宇等, 2017)。 α 为资本产出弹性, ν 为房产的产出弹性, 在现有文献中关于资本产出弹性的取值范围大致在 0.40—0.60 之间, 本文将 α 设定为 0.55、 ν 设定为 0.05。国内企业抵押贷款的抵押率上限一般在 50%—70% 之间 (侯成琪和刘颖, 2015), 本文将企业家的贷款价值比 m 取值设定为 0.70。

(2) 贝叶斯估计。本文模型中共引入六类外生冲击: 技术进步冲击、住房偏好冲击、货币政策冲击、信贷扩张冲击、房地产供给冲击和政府支出冲击。根据贝叶斯估计准则, 选择总产出、通货膨胀、居民消费、政府支出和实际房价作为观测变量, 相应地分别选取样本期间为 1992 年第一季度至 2017 年第四季度的国内生产总值、CPI、社会消费品零售总额、全国公共财政支出、房地产开发企业住宅销售面积和销售额等样本序列作为基础数据, 由于模型中总产出不包含当期房地产销售额, 因此采用剔除房地产业增加值的国内生产总值作为总产出的度量数据, 根据房地产开发企业住宅销售面积和销售额计算出单位面积的住房价格作为模型中房价的度量数据。参照 Pfeifer (2014) 相应数据处理方式, 在估计之前, 对以上数据进行如下预处理: ①利用 2001 年 1 月为定基的 CPI 数据将

上述名义变量转化为实际变量,同时利用 CPI 数据计算得到环比通货膨胀数据;②采用 X12 方法对相应指标进行季节调整以剔除季节因素对数据造成的波动;③对以上经过平减和季节调整的实际变量进行取对数差分去均值处理,对通货膨胀进行取对数去均值处理,以与本文构建的模型系统中变量相匹配。关于待估计参数的先验均值设定均参照了已有相关文献的取值,估计结果如表 1 所示,根据 MCMC 多变量收敛性诊断结果显示,参数的均值、方差和三阶矩均收敛至常数,验证了本文估计结果的合理性和可信度。

表 1 部分结构参数的 Bayes 估计结果

| 参数 | 含义 | 分布函数 | 后验分布 | | |
|------------|----------------|--------------------|--------|--------|--------|
| | | | 均值 | 10% | 90% |
| h | 消费惯性参数 | Beta[0.5,0.1] | 0.4859 | 0.4339 | 0.5365 |
| γ_p | 零售商对通货膨胀的反应参数 | Beta[0.5,0.1] | 0.4714 | 0.3361 | 0.6290 |
| φ | 劳动供给弹性倒数 | Gamma [0.5,0.1] | 0.4736 | 0.3376 | 0.6126 |
| κ | 资本调整成本参数 | Gamma [4.0,0.1] | 3.9900 | 3.8225 | 4.1349 |
| χ | 家庭对劳动的偏好参数 | Gamma [1.0,0.1] | 0.9912 | 0.8474 | 1.1375 |
| ρ_π | 名义利率对通胀的反应系数 | Gamma [1.5,0.1] | 1.5859 | 1.4439 | 1.7447 |
| ρ_y | 名义利率对产出的反应系数 | Gamma [0.125,0.1] | 0.0556 | 0.0192 | 0.0897 |
| ρ_a | 技术冲击一阶自相关系数 | Beta[0.8,0.1] | 0.9083 | 0.8599 | 0.9577 |
| ρ_g | 政府支出冲击一阶自相关系数 | Beta[0.8,0.1] | 0.9082 | 0.8816 | 0.9347 |
| ρ_b | 信贷约束冲击一阶自相关系数 | Beta[0.8,0.1] | 0.9603 | 0.9389 | 0.9843 |
| ρ_j | 住房偏好冲击一阶自相关系数 | Beta[0.8,0.1] | 0.7653 | 0.6132 | 0.9287 |
| ρ_h | 房地产供给冲击一阶自相关系数 | Beta[0.8,0.1] | 0.9800 | 0.9637 | 0.9964 |
| σ_a | 技术冲击标准差 | Inv gamma[0.1,inf] | 0.0229 | 0.0194 | 0.0264 |
| σ_g | 政府支出冲击标准差 | Inv gamma[0.1,inf] | 0.0388 | 0.0339 | 0.0432 |
| σ_b | 信贷约束冲击标准差 | Inv gamma[0.1,inf] | 0.1918 | 0.1526 | 0.2207 |
| σ_j | 住房偏好冲击标准差 | Inv gamma[0.1,inf] | 0.0872 | 0.0222 | 0.1626 |
| σ_h | 房地产供给冲击标准差 | Inv gamma[0.1,inf] | 0.1382 | 0.0684 | 0.2119 |
| σ_r | 货币政策冲击标准差 | Inv gamma[0.1,inf] | 0.0400 | 0.0331 | 0.0466 |

2. 模型适用性分析

为了保证后续确立的宏观审慎政策规则调控房地产市场的现实应用价值, 本文将从基础模型对中国宏观经济数据的拟合效果和中国经济“脱实向虚”内在特征的刻画两方面对其适用性展开深入分析, 确保模型较好地描述了中国主要的现实经济特征。

(1)对中国宏观经济数据的拟合评价。在确定了模型结构参数数值的基础上, 本文通过匹配模拟经济和现实经济中主要宏观经济变量的一阶矩条件和二阶矩条件来验证模型对现实经济的拟合效果。从 Wind 数据库获取 2000—2016 年居民消费、政府消费、资本形成总额、政府部门公共支出和国内生产总值(支出法核算)的样本数据, 计算出以上各指标占总产出的年均比分别约为 41%、14%、43%和 20%, 进一步在总投资中去除政府投资可得到私人投资占产出比约为 23%, 进而政府总支出占产出比约为 34%。模型中确定的居民消费产出占比、私人投资产出比、政府支出产出比的稳态值分别为 46%、20%和 34%, 可见实际值与模拟值较接近, 其中居民消费占比的模拟值高于实际样本近似值的主要原因在于本文构建的为封闭模型, 居民消费中包含了净出口份额, 从而提升了模型中的居民消费产出比的稳态值。关于无风险利率, 本文模型中对应的稳态值为 0.01, 2010—

2015 年的一年期定期基准利率的季度平均近似值约为 0.009, 与模拟值较为接近。根据 BIS 统计数据显示, 截至 2017 年第一季度末, 中国非金融企业部门信贷与 GDP 比值约为 165.3%, 而本文模型中的对应稳态值为 180.0%, 略高于实际值, 这一点也与本文构建的模型为封闭模型有着密切的联系。综上所述, 本文模型在一阶矩方面对中国宏观经济数据具有较好的匹配效果。

此外, 本文对产出、通货膨胀、消费和政府支出标准差的实际值和模拟值进行匹配以进一步检验模型对实际经济数据特征的拟合效果。由表 2 可以看出, 以上各变量的真实标准差与模拟值均较为接近, 相比而言, 通货膨胀和居民消费变量的匹配效果更好, 主要因为这两个变量的现实指标数据与模型中变量的经济含义吻合度较高。模型中的总产出是消费、投资和政府支出之和, 政府支出指的是政府部门购买商品和服务的支出, 而用来度量总产出的样本数据包含了净出口的份额, 此部分的波动性通常较小, 使得总产出实际标准差低于模拟值, 度量政府支出的数据中包含了政府部门的投资份额, 因此导致政府支出的实际标准差大于模拟值。尽管由于与模型中变量经济含义相匹配的统计数据获取受限, 导致部分变量的样本值和模拟值产生一定差距, 但整体而言主要宏观经济变量的理论二阶矩和实际数据的二阶矩较为接近。

| | 产出 | 通货膨胀 | 消费 | 政府支出 |
|---------|--------|--------|--------|--------|
| 现实经济标准差 | 0.0111 | 0.0150 | 0.0177 | 0.0723 |
| 模拟经济标准差 | 0.0268 | 0.0208 | 0.0283 | 0.0391 |

综合一阶矩和二阶矩的匹配情况, 可以判断本文构建的模型对中国现实经济具有较好的拟合效果, 并从整体说明本文参数校准和贝叶斯估计的合理性。

(2)对“脱实向虚”经济特征的刻画。经过模型求解和参数校准与贝叶斯估计后, 得到动态随机一般均衡系统, 基于此, 本文进一步数值模拟了信贷扩张冲击下主要宏观经济变量的脉冲动态响应, 以阐释金融市场不发达背景下, 房价高涨引起经济“脱实向虚”的内在机制。假设经济体发生 0.10 单位标准差的正向信贷约束冲击, 以仿真金融中介部门的信贷扩张行为, 图 1 展示了信贷扩张冲击下主要宏观经济变量的脉冲响应变化。

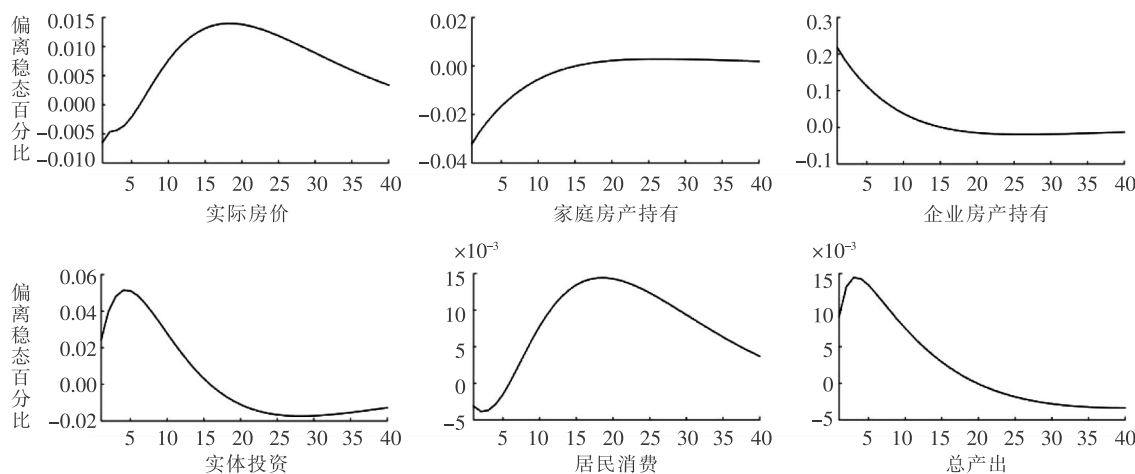


图 1 信贷扩张冲击下的脉冲响应

从图1中可以看出,信贷扩张冲击导致实际房价先上涨后下降,房价高企提升了房地产投资的回报率,同时也抬高了生产要素成本,导致扩张的信用流向房地产行业,生产规模下降,形成房地产对实体经济的挤出效应。具体而言,信贷扩张冲击放松了企业家的融资约束,由于企业家是相对没有耐心的,冲击发生当期会立即增加投资以进行信贷扩张。考虑到房地产作为抵押品,可以给企业部门带来流动性,且随着房地产价格上涨企业家的净资产价值随之上升,产生杠杆效应,使得信贷规模得以扩张,因此理性的企业家在当期会大幅增加房地产购置,信贷约束机制所产生的动态乘数效应最终导致企业家当期对房地产持有量上升至最大值,而过高的房地产持有量使得其边际产品负向偏离稳态值,加之宽松的信贷冲击导致房地产的流动性溢价下降,这两方面通过房地产均衡方程作用于实际房价,导致当期房地产的实际价格低于稳态值。而后,此信号将传递至家庭部门,家庭逐渐增加住房需求从而拉动房价上涨,在房价尚未恢复至稳态值之前,由于资本的边际产品高于房地产,企业家将会增加实体投资进行生产资本的积累。但随着实际房价进一步上升,房地产的预期回报率将超过生产资本投资的预期回报率,与此同时,房地产作为生产投入要素,房价上升导致企业部门生产成本升高,因此理性的企业家增加房地产投资而减少生产性资本投资,出现实体经济不景气和总产出下降的现象。由于冲击初期实际房价是负向偏离稳态的,这将会刺激家庭在下一期增加住房购买,且随着房价的逐渐上涨,对实体经济产生挤出效应导致储蓄收益下滑,使得家庭更倾向住房消费,房价上涨使得家庭下一期的财富增加,在偏好结构未发生改变的情况下,家庭会同时增加消费以增加其当期效用,此时房地产的财富效应是有效的。

四、宏观审慎政策规则确立与仿真研究

针对房价高涨引起的经济“脱实向虚”问题,货币政策的调控空间极为有限,而中国人民银行在《中国货币政策执行报告》中多次强调应强化住房金融的宏观审慎管理。鉴于此,本文重点对宏观审慎政策下房地产市场调控进行仿真研究:①采用福利损失作为评价标准进行宏观审慎政策有效调控房地产市场的信号源识别与最优规则确立;②对最优宏观审慎政策规则的调控效果进行数值模拟演绎。

1. 宏观审慎政策规则确立

基于前文关于信贷扩张冲击的传导路径分析可以发现,房价波动与居民消费、实体投资等宏观变量均具有联动关系,在信贷约束机制的金融加速器效应作用下,使其成为驱动经济周期重要力量,因此,若对房地产市场对实体经济的挤出效应进行调控,关键在于降低房地产在信贷市场的杠杆效应,对金融机构的贷款价值比进行逆周期动态监管。参照 Angelini et al.(2012),宏观审慎政策规则的对数线性形式设定如下:

$$\hat{m}_t = \rho_m \hat{m}_{t-1} - \rho_H f(H) \quad (26)$$

其中, ρ_m 为平滑系数, ρ_H 为政策工具对房地产市场的反应系数, H 表示调控房地产市场的政策信号变量,本文分别选取房地产市场三个关键经济指标:广义信贷增速(Δb_t)、实际房价稳态偏离(q_t^h)和广义信贷规模的稳态偏离(b_t)作为盯住房地产市场的宏观审慎政策的待筛选政策信号变量。

在最优政策研究中,通常将社会福利损失函数作为政策目标。在特定假设下,代表性家庭福利损失的二阶近似可以简化为产出缺口方差和通货膨胀稳态偏离方差的线性组合(Woodford, 2003)。Angelini et al.(2012)指出宏观审慎政策的核心目标是维护金融稳定,同时兼顾平抑经济周期。因此,对房地产市场进行调控的宏观审慎政策目标函数除关注产出和通货膨胀波动以外,同时还盯住

实际房价波动,并在最小化福利损失的目标下对政策工具进行调整。本文将实施宏观审慎政策环境下政府部门的福利损失函数设定如下:

$$L=k_{\pi}\sigma_{\pi}^2+k_y\sigma_y^2+k_{Q^s}\sigma_{Q^s}^2 \quad (27)$$

其中,系数 k_{π} 、 k_y 和 k_{Q^s} 分别取值为 1、1 和 0.1^①,与李天宇等(2017)的设定是一致的。

进一步利用 MATLAB 软件和 Dynare4.3.3 工具箱分别对关注不同政策信号源的宏观审慎规则的最优反应系数和最小福利损失进行计算,结果如表 3 所示。计算原理是在本文构建的动态一般均衡模型构成的经济系统约束下最小化目标函数((27)式)以获取宏观审慎政策反应函数中各参数的最优值,与最优货币政策规则对应的福利损失值为“最小福利损失”。

根据表 3 数值结果显示,相比其他信号变量,以广义信贷稳态偏离作为政策信号变量进行政策制定可以减少福利损失,且在此最优规则中的政策平滑系数明显高于其他两种规则。这表明,广义信贷的稳态偏离是影响实际房价波动以及房价与其他宏观变量之间联动关系的关键指标变量,因此对其进行逆周期监管的宏观审慎政策规则可以有效调控房地产市场,进而实现稳定房价和宏观经济的目的,同时此政策具有更强的操作惯性,避免了逆周期调控过程中频繁调整政策工具对市场机制造成的干扰。

表 3 宏观审慎政策的最优参数和最小福利损失

| 信号源 | 实际房价(q_t^h) | 广义信贷(b_t) | 贷款增速(Δb_t) |
|----------------|-----------------|---------------|----------------------|
| ρ_m | 0.9390 | 0.9654 | 0.9451 |
| ρ_H | 0.3050 | 0.1730 | 0.2747 |
| σ_{π} | 0.0077 | 0.0046 | 0.0059 |
| σ_y | 0.0301 | 0.0265 | 0.0307 |
| σ_{Q^s} | 0.0390 | 0.0374 | 0.0425 |
| 最小福利损失 | 0.0011 | 0.0009 | 0.0012 |

2. 宏观审慎政策调控效果的仿真研究

由于对房地产市场可以进行有效调控的最优宏观审慎政策规则是以广义信贷偏离为政策信号变量,而信贷冲击直接引起信贷规模的变化,因此在信贷扩张冲击下不利于凸显宏观审慎政策的政策效应,故本文在宽松的货币政策冲击下模拟演绎最优宏观审慎政策规则对房地产市场的调控效果,如图 2 所示。

图 2 展示了实际房价等核心经济变量在实施宏观审慎政策和未实施宏观审慎政策两种经济环境中面对冲击的动态响应,可以发现在实施对房地产市场进行逆周期调控的宏观审慎政策背景下,房地产价格涨幅明显减小,进而降低了投资房地产的预期回报率,使大量资本流向房地产市场并在其中空转的现象得到抑制,更多资本转向实体经济,实体投资与总产出变化更加平缓且具有长期增长的趋势,信贷规模与实体经济运行更加匹配,宏观杠杆率较未实施宏观审慎政策环境中的显著下降,这对宏观经济健康稳定发展具有重要的意义。住房的宏观审慎政策具体作用机制为通过平抑房

① 为了保证结论的稳健性,本文对系数 k_{π} 、 k_y 和 k_{Q^s} 的不同取值组合下最优宏观审慎政策进行了求解,均能够获得一致的结论。

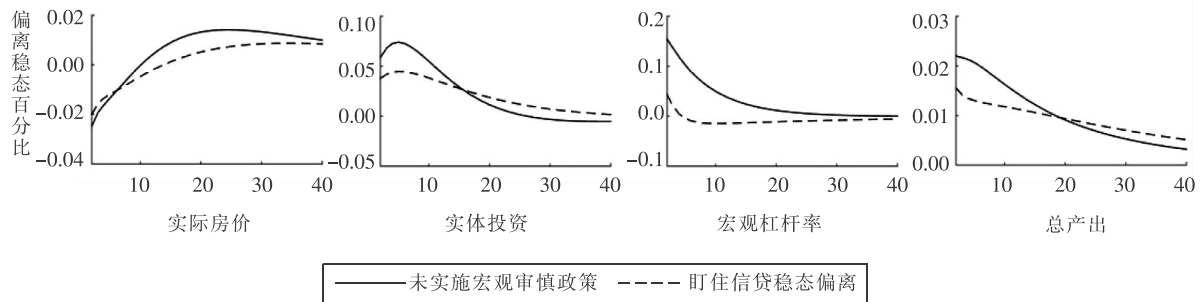


图2 不同政策环境下宽松货币政策冲击的脉冲响应

地产实际价格减缓信贷约束机制产生的金融加速器效应,进而削弱房地产市场对实体投资的挤出效应,抚平总产出波动并使其具有长期增长态势,最终显著地降低经济体的宏观杠杆率^①,促进形成房地产市场与实体经济良性发展的状态。从模型角度理解,盯住贷款规模偏离稳态的宏观审慎政策在企业部门贷款规模快速膨胀时收紧企业家的贷款约束,实质上通过降低企业贷款价值比降低了房地产在信贷市场中产生的杠杆效应,抑制了金融机构扩张贷款规模的顺周期行为,进而削弱信贷市场的金融加速器作用。由于企业家融资规模受到控制,使其投资房地产的经济行为得到抑制,房地产需求下降缓解了房价波动,同时也缓解了房价波动所引起的其他实际宏观经济变量的联动,从而实现了稳定宏观经济的目的,也可以看出稳定房价对促进房地产经济与实体经济之间良性发展至关重要。徐忠(2017)在分析构建中国房地产市场长效机制中指出可考虑在宏观审慎评估体系(MPA)中引入房地产广义信贷的偏离度指标,而本文的相关结论恰好为其提供了理论参考依据。

五、反事实模拟分析

在分析实际房价波动的外部效应过程中可以发现,房价上涨放松了企业家的信贷约束同时也提高了房地产的预期回报率,导致企业部门的房地产投资热情高涨,而投资生产性资本的积极性不高,形成房地产繁荣而实体经济不景气的局面。产生这一结果的主要原因为金融市场中不发达的经济环境中房地产成为经济体主要的投资品和抵押品,信贷市场的金融加速器效应抬高房价,导致资金流向房地产市场并在其中空转,从而挤占实体经济发展,不利于提升经济体的全要素生产率。本文将通过反事实分析方法模拟改变信贷约束结构对宏观经济变量长期稳态值的影响以探索未来金融改革方向。具体做法是将生产资本作为抵押品引入信贷约束方程,使得生产资本同样也可以产生流动性溢价,进而提高实体投资的预期收益,同时可以仿真信贷政策向实体部门倾斜,使得生产资本与房地产具有相同融资能力的政策环境。

反事实模型与本文基础模型的唯一不同体现在信贷约束方程的设定,反事实模型中信贷约束方程具体形式如下:

$$R_t B_t \leq m' E_t (Q_{t+1}^H H_t^e \pi_{t+1} + Q_{t+1} K_t \pi_{t+1}) \quad (28)$$

假设反事实模型和基础模型的信贷产出比相等,以此作为比较两种信贷约束机制产生的宏观效应的基准条件。为了满足这一条件反事实模型中企业家的贷款价值比设定为0.176。进一步在反事实模型和基础模型中模拟企业家“贷款价值比”的稳态值由0.176上升至0.70时,各主要宏观经济指标的变化,如图3所示。

^① 本文中的宏观杠杆率为社会总债务规模与总产出之比(B/Y)。

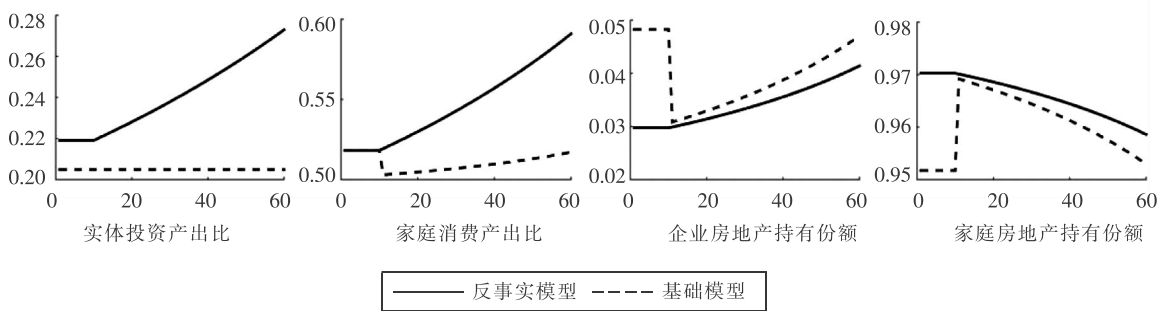


图3 反事实模型与基础模型的主要变量的稳态对比

图3中前10期描绘了两种模型在信贷产出比相同的条件下各经济指标变量收敛的稳态水平,第10期企业的贷款价值比发生变化,各指标变量的稳态值也发生变化。反事实模型中的“实体投资产出比”和“家庭房地产持有份额”的稳态值均高于基础模型相应的稳态值,而“企业房地产持有份额”稳态值低于基础模型中的稳态值,“家庭消费产出比”则不变。可以发现,在反事实经济模型中,资本向实体经济转移,因此“实体投资产出比”收敛到更高的稳态水平,资金在房地产行业空转的现象得到弱化,因为“企业房地产持有份额”在更低的稳态值水平处收敛,同时企业家释放的房地产向家庭部门转移,填补了家庭对住房的刚性需求。随着反事实模型中企业家的贷款价值比上升,“实体投资产出比”和“家庭消费产出比”均会向更高的稳态收敛,企业的房地产持有份额也会上升,但仍然低于基础模型的稳态值,家庭的住房份额逐渐下滑,但仍高于基础模型的稳态值。这表明在反事实模型中,企业部门的杠杆率上升能够促进实体经济的发展,提升“实体投资产出比”的稳态水平,除此之外“家庭消费产出比”收敛至更高的稳态值,有利于改善社会整体福利。此部分的模拟结果表明通过深化金融改革,调整信贷政策可以扭转资金“脱实向虚”,促进资本向实体经济转移,形成金融与实体经济良性发展的内生信贷机制。

六、结论与启示

1. 结论

中国房地产市场经历了20余年的快速发展后其行业内部的矛盾不断暴露,特别是进入2014年房地产价格仍然呈持续上涨态势而其他部门的实际投资增速却不断下降,一方面体现出房地产泡沫风险加大影响宏观经济稳定运行;另一方面挤出实体投资不利于经济长期发展。由此出发,本文构建了包含中国房地产市场关键特征的动态随机一般均衡模型,模型揭示了房地产市场挤占实体经济的作用机制,较好地拟合了中国宏观经济数据和当前的现实经济特征,为探索房地产市场调控政策提供了良好的模拟环境。在此基础上,本文进一步对有效调控房地产市场的最优宏观审慎政策规则确立和引导经济“脱虚向实”的金融改革方向进行了仿真研究和反事实分析。得到如下主要结论:①信贷约束具有金融加速器效应,房价波动引起实体投资、产出等实际变量联动变化是其重要作用机制。具体而言,信贷扩张冲击或宽松货币政策冲击导致实际房价经历了较大幅度的动态变化,在房价上升阶段,一方面,房地产投资的预期回报率高于生产性资本投资,理性的企业家增加房地产投资而减少生产投资,导致资金被过多地配置到房地产市场中;另一方面,要素成本增加,生产规模收缩,两方面导致房地产市场对实体经济产生挤出效应,加剧产出波动。②以广义信贷偏离作为信号源的宏观审慎政策可以有效调控房地产市场,显著降低福利损失。③在实施稳健的货币政策

背景下,盯住广义信贷稳态偏离的宏观审慎政策通过削弱信贷约束机制的金融加速器作用进而平抑房价波动,一方面缓解了房地产经济对实体投资的挤出效应,使得实体投资和总产出具有长期增长趋势;另一方面缩小了信贷膨胀规模,显著降低了经济体的宏观杠杆率,促进宏观经济的健康稳定发展。④深化金融改革,实施支持实体部门发展的信贷政策可以提高“实体投资产出比”的稳态水平,且随着企业杠杆率的上升,经济体的“实体投资产出比”和“居民消费产出比”将收敛至更高的稳态值水平,即该政策促进资本向实体经济转移并提升社会整体福利,形成金融与实体经济良性发展的内生信贷约束机制。

2. 启示

在过去 20 余年里,房地产经济对经济增长的拉动作用是明显的,但房价的持续上涨提高了房地产的投资回报率,容易激发经济个体的炒房行为,使得大量资本涌向房地产行业并在其中空转,一方面挤占了实体部门投资的资金源,导致资源错配;另一方面加剧了房地产泡沫风险,不利于宏观经济的平稳运行。抑制房地产的投机行为的关键在于控制房价持续上涨的态势,针对这一重要任务,货币政策作为总量政策,其调控房地产市场的政策空间极为有限,强化宏观审慎政策和信贷政策的使用是适宜的。中国过去房地产价格快速上涨,除受城镇化进程中家庭刚性需求增加驱动外,信贷支持起到了加速器的作用,房地产作为金融稳定性较强的资产,使得其相关业务得到金融机构的青睐,从而导致房地产价格上涨与信用扩张相互促进。在宏观审慎政策对房地产市场进行调控和监管过程中,房地产的广义信贷偏离可以作为重要的信号指标,房地产的首付比应该成为重要的监管指标,实施盯住广义信贷偏离的宏观审慎政策可以有效抑制现实经济中信贷市场的顺周期行为,而提高首付比可以降低房地产在金融市场中的杠杆效应,两方面能够有效减弱金融市场产生的金融加速器效应,实现稳住房地产价格的目的,进而保证经济平稳运行,为搭建房地产长效机制提供政策保障。此外,应加快完善金融市场,提高企业部门直接融资比重,以增强其他资本品的外部融资能力,进而弱化房地产与信贷之间相互促进的关系,但与此同时不能放松对金融市场的宏观审慎监管,防止其他资本资产价格的快速上涨,避免再度出现经济金融与实体经济失衡问题。另外,金融市场深化有助于发挥信贷政策的结构调整功能,如支持实体部门的信贷政策可以提高实物资本的流动性溢价能力,通过影响企业家的行为决策进而促进资本转向生产环节投资,从根本上引导经济“脱虚向实”,推动金融与实体经济的良性循环发展,同时企业家释放的房地产还可以满足家庭部门的刚性需求,有助于解决“住有所居”问题,这与党的十九大报告的指导精神也是相契合的。

[参考文献]

- [1]曹德云. 保险业要坚持脱虚向实[J]. 中国金融, 2017,(19):36-38.
- [2]高然,龚六堂. 土地财政、房地产需求冲击与经济波动[J]. 金融研究, 2017,(4):32-45.
- [3]郭豫媚,郭俊杰,肖争艳. 利率双轨制下中国最优货币政策研究[J]. 经济学动态, 2016,(3):31-42.
- [4]何青,钱宗鑫,郭俊杰. 房地产驱动了中国经济周期吗[J]. 经济研究, 2015,(12):41-53.
- [5]侯成琪,龚六堂. 货币政策应该对住房价格波动作出反应吗——基于两部门动态随机一般均衡模型的分析[J]. 金融研究, 2014,(10):15-33.
- [6]侯成琪,刘颖. 外部融资溢价机制与抵押约束机制——基于 DSGE 模型的比较研究[J]. 经济评论, 2015,(4):134-147.
- [7]黄群慧. 论新时期中国实体经济的发展[J]. 中国工业经济, 2017,(9):5-24.
- [8]黄梓蔚,潘海英. 银行信贷规模与房地产价格波动关系研究[J]. 价格理论与实践, 2014,(11):80-82.
- [9]李涛,陈斌开. 家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据[J]. 经济研究, 2014,(3):62-

- 75.
- [10]李天宇,张屹山,张鹤. 中国宏观审慎政策规则确立与传导路径研究——基于内生银行破产机制的 BGG—DSGE 模型[J]. 管理世界, 2017,(10):20–35.
- [11]刘一楠. 信贷约束、房地产抵押与金融加速器——一个 DSGE 分析框架[J]. 财经科学, 2017,(2):12–24.
- [12]彭俞超,韩珣,李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济, 2018,(1):137–155.
- [13]荣昭,王文春. 房价上涨和企业进入房地产——基于中国非房地产上市公司数据的研究[J]. 金融研究, 2014,(4):158–173.
- [14]徐淑一,殷明明,陈平. 央行货币政策工具调控房地产价格的可行性[J]. 国际金融研究, 2015,(2):35–44.
- [15]徐忠. 房价过快上涨的宏观经济影响[J]. 中国金融, 2017,(17):49–51.
- [16]许宪春,贾海,李皎,李俊波. 房地产经济对中国国民经济增长的作用研究[J]. 中国社会科学, 2015,(1):84–101.
- [17]杨雪锋,陈惠雄. 房地产真的能救经济吗——信贷扩张、楼市虚热与增长抑制[J]. 学术月刊, 2010,(11):62–70.
- [18]原鹏飞,冯蕾. 经济增长、收入分配与贫富分化——基于 DCGE 模型的房地产价格上涨效应研究[J]. 经济研究, 2014,(9):77–90.
- [19]张晓晶,孙涛. 中国房地产周期与金融稳定[J]. 经济研究, 2006,(1):23–33.
- [20]郑忠华,邸俊鹏. 房地产借贷、金融加速器和经济波动——一个贝叶斯估计的 DSGE 模拟研究[J]. 经济评论, 2012,(6):25–35.
- [21]Angelini, P., S. Neri, and F. Panetta. Monetary and Macroprudential Policies[R]. European Central Bank, 2012.
- [22]Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[J]. Handbook of Macroeconomics, 1999,(1):1341–1393.
- [23]Calvo, G. A. Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework [J]. Journal of Monetary Economics, 1983,12(3):383–398.
- [24]Christiano, L. J., M. Trabandt, and K. Walentin. DSGE Models for Monetary Policy Analysis [R]. National Bureau of Economic Research, 2010.
- [25]Davis, M. A., and J. Heathcote. Housing and the Business Cycle [J]. International Economic Review, 2005,46(3):751–784.
- [26]Favilukis, J., S. C. Ludvigson, and S. V. Nieuwerburgh. The Macroeconomic Effects of Housing Wealth, Housing Finance, and Limited Risk Sharing in General Equilibrium[J]. Journal of Political Economy, 2017,125(1):140–223.
- [27]Hirano, T., and N. Yanagawa. Asset bubbles, Endogenous Growth, and Financial Frictions [J]. Review of Economic Studies, 2016,84(1):406–443.
- [28]Iacoviello, M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle [J]. American Economic Review, 2005,95(3):739–764.
- [29]Iacoviello, M., and S. Neri. Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model[J]. American Economic Journal Macroeconomics, 2010,2(2):125–164.
- [30]Kannan, P., P. Rabanal, and A. M. Scott. Monetary and Macroprudential Policy Rules in a Model with House Price Booms[J]. BE Journal of Macroeconomics, 2012,12(1):1–44.
- [31]Kiyotaki, N., and J. Moore. Credit cycles[J]. Journal of Political Economy, 1997,105(2):211–248.
- [32]Lambertini, L., C. Mendicino, and M. T. Punzi. Leaning Against Boom–bust Cycles in Credit and Housing Prices[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2013,37(8):1500–1522.
- [33]Leeper, E. M. Equilibria under ‘Active’ and ‘Passive’ Monetary and Fiscal Policies [J]. Journal of Monetary Economics, 1991,27(1):129–147.
- [34]Liu, Z., P. Wang, and T. Zha. Land–price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations[J]. Econometrica, 2013,

- 81(3):1147–1184.
- [35]Miao, J., and P. Wang. Bubbles and Total Factor Productivity [J]. American Economic Review, 2012,102(3): 82–87.
- [36]Miao, J., P. Wang, and J. Zhou. Housing Bubbles and Policy Analysis [R]. Unpublished Working Paper, Boston University and HKUST, 2014.
- [37]Miao, J., P. Wang, and J. Zhou. Asset Bubbles, Collateral, and Policy Analysis [J]. Journal of Monetary Economics, 2015,(76):S57–S70.
- [38]Pfeifer, J. A guide to Specifying Observation Equations for the Estimation of DSGE Models[R]. Working Paper, University of Mannheim, Germany, 2014.
- [39]Piazzesi, M., and M. Schneider. Housing and Macroeconomics [J]. Handbook of Macroeconomics, 2016,(2): 1547–1640.
- [40]Woodford, M. Interest and Price: Foundations of a Theory of Monetary Policy [M]. Princeton University Press, 2003.

The Optimal Macro-prudential Policy for Effective Regulation of the Housing Market and “the Transfer of Capital from the Virtual to the Real”

MENG Xian-chun, ZHANG Yi-shan, LI Tian-yu

(Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: In recent years, the economic feature that housing market is booming, while the real economy is downturn emerging in China has led to a structural imbalance between housing market and real economy. In this context, how to effectively control the housing market and then revitalize the real economy has become an important issue. This paper constructs a dynamic stochastic general equilibrium model that can reflect the macroeconomic effects of housing price dynamics in China, and on the basis of which the effectiveness of macroeconomic policies is simulated. The results show that compared to credit growth and housing prices, generalized credit bias can become an effective policy signal of housing market regulation in macro-prudential policy, which significantly reduces the welfare loss. Macro-prudential policy pegging on generalized credit bias has effectively dampened housing price gains, weakened the crowding-out effect of the housing market on physical capital investment and smoothed output fluctuation. At the same time, the total social debt scale is more compatible with the real economy, significantly reducing the macro-leverage ratio and promoting the sound development of the housing market and real economy. The credit policy that supports the development of the real sector has the function of structural adjustment, promoting the transfer of capital to the real economy and guiding the flow of funds from the virtual to the physical industry. Under the current circumstances, policy-makers could promote the sound development of the financial and real economy by comprehensively using macro-prudential policies and credit policies and deepening financial reforms.

Key Words: housing price dynamics; credit constraint; crowding-out effect; “the transfer of capital from the virtual to the real”

JEL Classification: E12 E32 E61

[责任编辑:姚鹏]