

货币政策宽松、供需空间错配与 房价持续分化*

倪鹏飞

内容提要：本文在新经济地理理论模型的基础上，加入住房部门以及宏观货币政策变量，构建了城市间房价关系的理论模型。在实证上，通过基准回归和添加交互项，验证房价分化的影响因素及货币政策影响房价分化的机制。研究发现，住房供需空间错配导致大小城市间房价不断分化，持续宽松的货币政策加剧大小城市间房价分化。要想减弱城市间房价的过度分化，政府应建立“人地挂钩”制度并创造其发挥作用的配套条件，让土地及住房的供给与需求在空间上趋向匹配。保持货币政策对住房市场的中性作用，加强金融监管，严格限制资金过多地流向住房市场。采用差异化的土地、金融、财政、税收等政策组合，抵消货币政策等对城市间房价关系的影响。

关键词：房价分化 供需错配 货币政策

一、引言

近年来，房价成为全社会聚焦和学术界关注的热点问题，其中城市间的房价关系尤其令人关注。表面上看，中国城镇住房价格的地区差异在经历一段时间的扩大之后总体似有收敛趋势。计算反映城市差异状况的相对均差、变异系数、标准差、基尼系数、迈赫拉测度、皮施测度、卡瓦尼测度、泰尔熵商测度、泰尔均值对数偏差测度等都显示，从 2001 年到 2013 年都呈现逐步变小或者先变大再变小的趋势（限于篇幅数据从略）。但如果进一步细分并比较城市间的房价及其变化趋势，将得出与以上加总或平均分析完全相反的结论：

首先，通过 285 个地级城市房价核密度分布图可以发现：在 2001—2013 年间，中国城市房价核密度左偏分布正在改善，这表明：伴随着房价的整体增长，各城市价格的分布变得越来越分散（见图 1），城市间房价分化越来越严重。

其次，将 285 个地级以上城市按照有关基准（详见下文）分成一线、二线、三线、四线等四个组别，考察 2001—2013 年的房价总体和四组变化趋势可以发现：一线、二线城市尤其一线城市增幅越来越大，相比三线、四线城市增幅越来越大。四组城市相互间住房价格差距都在扩大，同时发现，货币供应量（M2）也在高速增长（图 2）。

不同层级城市间房价分化衍生了诸多严峻问题：一、二线城市土地及住房短缺和房价飞升导致居民解决住房的难度大大增加，经济因大量资金投资或投机房地产而房地产化，大规模信用违约风险快速集聚。三、四线及以下城市大量的土地投入和住房供给导致土地与住房大量过剩闲置和库存积压，造成严重资源浪费和资金占压，开发企业面临破产倒闭和资金链断裂风险。房价空间过度

* 倪鹏飞，中国社会科学院财经战略研究院，邮政编码：100028，电子信箱：ni_pengfei@163.com。本文是中国科学院城市与竞争力研究中心城镇化与房地产系列研究成果的一部分，得到国家自然科学基金面上项目“多中心群网化中国城市新体系的决定机制研究”（71774170）及中国社会科学院创新工程项目“新型城镇化与房地产发展”的资助。给予技术指导和参与研究讨论并对本文做出贡献的有：颜银根、沈立、曹清峰、侯庆虎、程远、徐海东、陈飞、刘帅光、王贵东、周晓波、龚维进、李博、李启航、刘笑男等，感谢匿名审稿人的建设性修改意见，文责自负。

分化还导致生产要素和经济活动在空间上的错配。因此,研究和解决城市间房价过度分化的影响因素和作用机制,具有重要的理论和现实意义。

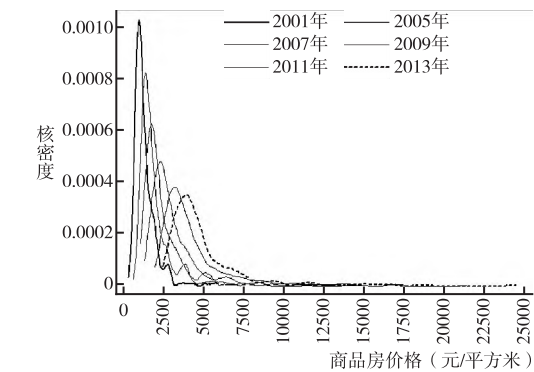


图1 中国城市住房价格核密度分布

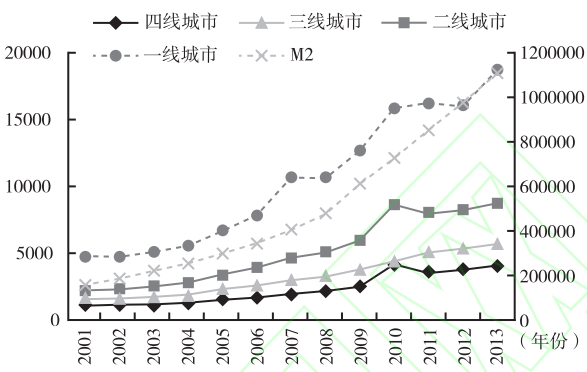


图2 各线城市商品房价和M2的变化趋势

二、文献回顾

城市间房价分化是指不同城市间房价的差距越来越大的现象,现有研究文献较少。以下从两个层面回顾和评论有关城市间房价关系的相关性文献。

理论方面,Ozanne & Thibodeau (1983) 最先构建了区域的两市场决定房价理论模型,将房地产市场分为租赁居住与购买自住两市场,长期内两市场将处在无套利的均衡状态,一个区域的均衡租售价格将被决定。Potepan (1996) 扩展了上述模型,将房地产分解成土地供给、住房开发、住房消费三部门,构建房地产的三市场均衡模型。事实上,城市间的房价关系涉及空间均衡问题。Roback (1982) 最早构建一个包含住房市场的空间均衡模型,研究城市间的总体环境与工资、租金关系。Bischoff (2012) 将 Potepan (1996) 的房地产模型与 Roback (1982) 的空间均衡模型相结合,建立土地、租房、售房和劳动力四市场的模型,通过一个均衡分析证明售价、租价、地价与收入是相互作用的关系。事实上,由于垄断竞争的市场结构存在,新经济地理对区域均衡的解释更接近事实。Helpman (1995) 在 Krugman (1991) 中心边缘模型的基础上,提出了一个包含住房部门的两区域空间结构与均衡模型,涉及但没有讨论区域间的房价变化关系。但上述模型均未考虑宏观政策变量对区域房地产市场的差异化影响。将房地产置于宏观经济体系中,Iacoviello (2005) 是使用 DSGE 模型研究房地产价格的最具有代表性学者。Carlinio & DeFina (1999) 认为,房地产是一种特殊的区域性市场,货币政策会从两方面对区域房价产生不同影响:第一,不同地区的初始经济条件是不同的;第二,各市场参与者拥有不同的政策敏感度。但从区域层面研究货币政策对区域房地产价格的影响还处于起步阶段,中国人民银行昆明中心支行调查统计处课题组 (2018) 等通过构建 DSGE 模型研究了货币政策与区域房地产市场之间的关系。

在实证方面,首先针对城市间房价的差异,一些学者强调需求因素,认为城市间人口规模结构及其变化 (Saiz, 2003)、居民收入及增长和市场预期及变化 (Bischoff, 2012) 的差异决定房价的差异及变化;另一些学者强调,城市间住房供给弹性 (Gree & Malpezzi, 2005; 刘学良, 2014)、建造成本 (Jud & Winkler, 2002) 差异及变化影响房价差异及变化;还有一些学者强调城市特征,认为城市间不同的生活环境 (Potepan, 1996; Glaeser et al. 2001)、基础设施 (Shilton & Stanley, 1995)、公共服务 (Bruyne & Hove, 2013)、经济基本面 (沈悦和刘洪玉, 2004) 影响房价的差异和分化。高波等 (2012) 研究城市间房价的差异,王洋等 (2015) 描述了中国不同类别城市的波动性分异,分析了人口、经济、土地的不同影响。其次,针对区域房地产市场对货币政策的差异化反应,Lastropes

(2002)、王先柱等(2011)、张红和李洋(2013)等进行了研究。梁云芳和高铁梅(2007)分析货币政策效应的区域差异发现:实际利率对各区域影响差异不大且影响较小。余华义和黄燕芬(2015)运用 VAR 模型,证明了货币政策的正向冲击对发达地区房价的影响高于欠发达地区。中国人民银行昆明中心支行调查统计处课题组(2018)利用 DSGE 模型的研究显示:利率调控政策具有明显的区位差异性,对房地产市场发展相对不成熟、房地产刚性需求相对较弱的区域调控作用更为明显。

总之,城市间房价关系既受城市间市场因素关系影响,也受更大区域范围尤其国家宏观的环境因素与政策影响。上述文献为深入研究城市间房价分化奠定了基础,也提供了创新空间。本文尝试:在理论上,将宏观经济与区域市场相结合,在新经济地理理论模型的基础上,加入住房部门以及宏观货币政策变量,构建关于城市间房价关系的理论模型,对城市间房价分化的机制做出系统解释。在实证检验时,除了基准回归检验影响房价分化的因素外,通过添加交互项,研究货币政策通过作用房地产供求,从而检验房价分化的影响因素和作用机制。

三、模型与推论

(一)基本假设

为简化分析,假设基本模型为 $2 \times 2 \times 3$ 模型,包括两城市、两部门和三要素。设定两城市分别为大城市(B)和小城市(S),^①两部门分别为工业部门(M)和房地产部门(H),三要素为劳动力(L)、资本(K)和土地(N)。工业部门为规模报酬递增部门,使用资本作为固定投入和劳动力作为可变投入;房地产部门为规模报酬不变部门,使用固定比例的劳动力和土地作为可变投入。工业部门生产的工业品在城市间贸易存在 Samuelson(1952)型“冰山贸易成本”(τ),而房地产为非贸易品只能供本城市居民消费。另为简化,假设经济系统中工业部门所需要的资本通过国家体系借贷,因而资本收益归国家所有,处于模型之外。

(二)消费者行为

类似于 Pflüger(2004),假设消费者效应函数为两层效应函数,上层效用函数为工业品组合与住房的拟线性效应函数,下层效用函数为工业品的 CES 函数:

$$U_r = \alpha \ln(C_{M,r}) + (1 - \alpha) \ln C_{H,r}, C_{M,r} = \left[\int_0^{n^w} c_{i,r}^{(\sigma-1)/\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (1)$$

其中, $r = B$ 或 S , B 表示大城市, S 表示小城市, σ 为不同工业品的替代弹性, α 为工业品的支出比重, n^w 为两地区工业品的种类数。^② U 为居民的效用, $C_{M,r}$ 为 r 城市居民对工业品组合的消费量, $C_{H,r}$ 为 r 城市居民对住房的消费量。设定劳动力的工资收入 w_r 是居民的唯一收入,并且全部用于消费,设定 r 城市工业品组合的价格为 $P_{M,r}$, 单个工业品价格为 $p_{i,r}$, r 城市住房价格为 $p_{H,r}$, 则可以得到消费者的预算函数:

$$P_{M,r} C_{M,r} + p_{H,r} C_{H,r} = w_r, P_{M,r} = \left[\int_0^{n^w} p_{i,r}^{\sigma/(\sigma-1)} di \right]^{(\sigma-1)/\sigma} \quad (2)$$

为了考察货币政策的影响,本文在模型中引入 CIA(cash in advance,预先持有货币)约束,认为消费品需要由居民当期持有的货币购买。令 M 为经济系统中名义货币总供给量,于是两个城市的消费量满足:

$$\sum_r (P_{M,r} C_{M,r} + p_{H,r} C_{H,r}) \leq M \quad (3)$$

① 模型设定的大、小两城市是相对概念,可以代表现实中人口规模和发展水平不同的两组城市(相当下文实证检验中所指的一、二、三、四线城市任何两两组合)或两组中的典型城市。

② 在本文研究中,与大城市相对应的两城市加总的变量采用上标(w)。

根据(2)式、(3)式最优化消费者的效用函数,得到代表性消费者对工业品组合、住房、单个工业品的需求函数,以及用本城市生产产品表示的货币需求分别为:

$$C_{M,r} = \frac{\alpha w_r}{P_{M,r}}, C_{H,r} = \frac{(1-\alpha)w_r}{P_{H,r}}, C_{i,r} = \frac{\alpha w_r (p_{i,r})^{-\sigma}}{(P_{M,r})^{1-\sigma}}, C_{j,r} = \frac{\alpha w_r (\tau p_{j,r})^{-\sigma}}{(P_{M,r})^{1-\sigma}}, \sum_r \frac{C_{i,r} (P_{M,r})^{1-\sigma}}{\alpha (p_{i,r})^{-\sigma}} = M \quad (4)$$

其中, i 为本城市生产的产品, j 为其他城市生产的产品。根据(1)式和(4)式,得到消费者的间接效用函数:

$$V_r = \alpha \ln \alpha + (1-\alpha) \ln(1-\alpha) + \ln \frac{w_r}{(P_{M,r})^\alpha (P_{H,r})^{1-\alpha}} \quad (5)$$

(三) 厂商行为

类似于 Helpman(1998),每个城市中存在制造业部门和住房部门。不同的是,本文假设制造业部门使用单位资本作为固定投入,使用 a_M 单位的劳动力作为可变投入。因此,城市 r 制造业企业的成本函数为:

$$C_r = R_r + a_M w_r q_r \quad (6)$$

(6)式中, w_r 为 r 城市劳动力的工资, q_r 为城市 r 中制造业的产量, R_r 为利率。企业利润最大化和零利润,得到:

$$p_r = \frac{\sigma}{\sigma-1} a_M w_r, q_r = (\sigma-1) R_r / a_M w_r \quad (7)$$

根据(7)式,可以得到城市 r 的制造业部门对劳动力的总需求, $L_{M,r} = n_r (\sigma-1) R_r / w_r$ 。由于制造业企业为规模报酬递增企业,因而每个企业只生产一种产品。此外,制造业企业使用单位资本作为固定投入,因而地区的制造业企业数和地区的资本总量相同。综合而言, n_r 为城市 r 的企业数量和产品总量数。

假设住房部门为完全竞争和规模报酬不变部门,采用里昂惕夫的生产技术,使用劳动力和土地作为可变投入。具体而言,城市 r 住房生产者的生产函数为:

$$H_r = \min \{ L_{h,r} / a_L, N_r / a_N \} \quad (8)$$

其中, a_L 和 a_N 为固定的劳动和土地的生产技术系数。不失一般性,假设土地的生产技术系数 $a_N = 1$ 。住房企业利润最大化时,得到住房供给数量为 $H_r = N_r$,并且城市 r 对劳动力的需求: $L_{h,r} = a_L N_r$ 。

(四) 供求均衡分析

1. 要素市场均衡

假设经济系统中劳动力的总供给量为 L^w ,劳动力的需求包括两城市的工业部门和房地产部门。将 $L_S = n_S (\sigma-1) R / w_S + a_L N_S$ 以及 $L_B = n_B (\sigma-1) R / w_B + a_L N_B$ 代入,供求均衡时有:

$$L^w = (\sigma-1) (n_B R_B / w_B + n_S R_S / w_S) + a_L (N_B + N_S) \quad (9)$$

由于两城市的工业部门使用单位资本作为固定投入,因而两城市的企业数等于经济系统资本的总供给量。并且,资本借贷市场有 $R = R_B = R_S$ 。

2. 产品市场均衡

(1) 工业品市场供求均衡

工业品的需求来源于本城市的消费者和其他城市的消费者,工业品市场供求均衡时有:

$$\begin{cases} \sigma R_B = \frac{\alpha L_B (w_B)^{2-\sigma}}{n_B (w_B)^{1-\sigma} + \phi n_S (w_S)^{1-\sigma}} + \phi \frac{\alpha L_S (w_S)^{2-\sigma}}{\phi n_B (w_B)^{1-\sigma} + n_S (w_S)^{1-\sigma}} \\ \sigma R_S = \frac{\alpha L_S (w_S)^{2-\sigma}}{\phi n_B (w_B)^{1-\sigma} + n_S (w_S)^{1-\sigma}} + \phi \frac{\alpha L_B (w_B)^{2-\sigma}}{n_B (w_B)^{1-\sigma} + \phi n_S (w_S)^{1-\sigma}} \end{cases} \quad (10)$$

(2) 房地产市场供求均衡:

$$p_{H,r} = (1 - \alpha)w_r L_r / N_r \quad (11)$$

(五) 进一步探讨

1. 关于土地及住房供需的空间错配

从(10)式可知,城市的住房价格与地区的居民收入呈正相关,而与地区的人均资本土地数量呈负相关。根据(10)式可得:

$$\ln\left(\frac{p_{H,B}}{p_{H,S}}\right) = \ln\left(\frac{w_B}{w_S}\right) - \ln\left(\frac{N_B/L_B}{N_S/L_S}\right) \quad (12)$$

从(12)式可以看出,如果右边第二项 $N_B/L_B < N_S/L_S$,即便在两地区工资水平相等的情况下,仍然有 $p_{H,B} > p_{H,S}$ 。大城市人均土地供给面积越小,城市房价分化越严重。换句话说,如果土地和住房供应没有适应劳动力的流动,造成土地继而住房的供需错配,而这种错配将导致城市间房价的分化。由此提出本文研究的第一个理论假说:

假说 1: 大小城市的住房供需错配,即一方面,大城市的住房需求因为收入差异和人口流动而增长更多;小城市增长更少;另一方面,大小城市的土地(进而住房)供给因受行政限制比例不变而使大城市更少和小城市更多(人均),导致大小城市间的房价不断分化。

2. 宽松的货币政策

为了考察货币政策的影响,联立上述模型系统中的(2)式、(3)式、(9)式、(10)式、(11)式、(12)式,可以得到不同货币供应条件下,经济系统中的唯一解 $(R, w_s, w_B, n_s, n_B, N_s, N_B)$ 。但模型过于复杂并无显性解,采用新经济地理常用的数值模拟方法可以分析宽松的货币政策对房地产市场的影响。^①

图 3 表示经济系统货币供给变化对大城市和小城市工资水平的影响,图 3(a) 和图 3(b) 表明货币供给量的增加会导致大城市和小城市工资水平上升,但是大城市工资水平上升更快,从图 3(c) 的数值模拟可以看出,随着货币供给的增加,大城市与小城市的工资差异逐步扩大。

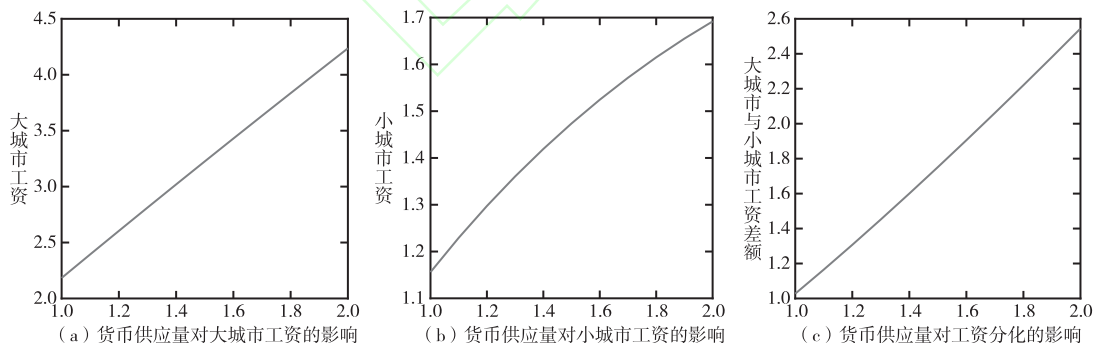


图 3 货币供给变化对工资影响的数值模拟

地区工资的差异对劳动的空间流动会产生影响,图(4)表示经济系统货币供给增加对大城市和小城市人口流动的影响,具体来看,货币供给的增加会导致流向大城市的人口增加(见图 4a),流向小城市的人口减少(见图 4b),从而总体造成大城市与小城市人口差距扩大(见图 4c)。

^① 外生参数的取值为 $\sigma=5, \alpha=0.4, \alpha_L=0.6, l^w=0.5, \varphi=0.6$; 未知变量的初始赋值为 $w_s=w_B=0.15, n_s=n_B=0.2, R=0.015, N_B=0.65, N_S=0.35$; M 在 $[1, 2]$ 区间变动, 外生参数的取值变化不影响模型的结论。

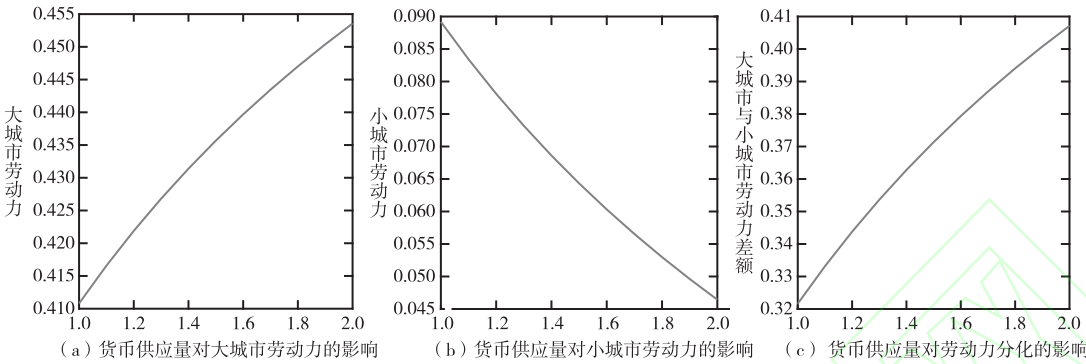


图4 货币供给变化对人口流动影响的数值模拟

无论是城市之间的工资差异,还是劳动力空间流动,最后都将导致大城市与中小城市的房价分化加剧(图5)。从图5a和图5b可以看出,随着货币供给的扩张,使得大城市与小城市的房价水平总体都呈上升趋势,但是大城市房价的水平与上涨速度显著高于小城市的房价水平和增速。因此,正如图5c所示,此时大城市与小城市的房价差异也呈逐渐增大趋势,这意味着货币供给的扩张会加剧城市间房价的分化,验证了理论模型的结论。

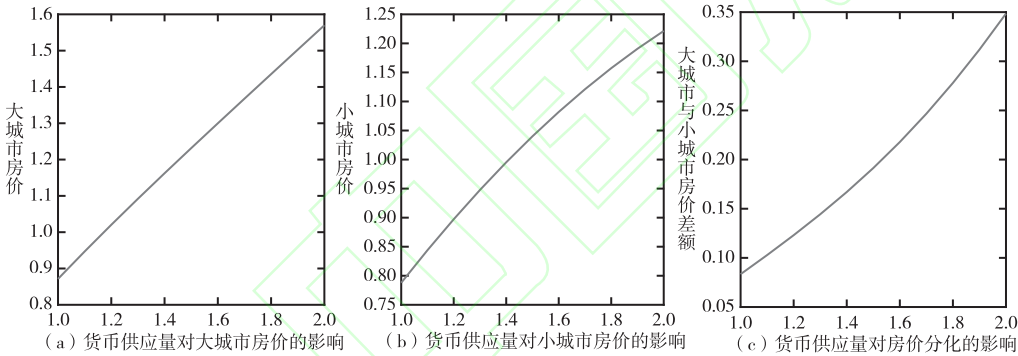


图5 货币供给变化对房价影响的数值模拟

上述分析表明,宽松的货币政策通过货币市场影响经济系统的总产出,并促进城市收入水平的差异扩大以及劳动力的空间流动,而劳动力空间流动加剧了土地供需的空间错配,并最终通过影响房地产市场使大城市与小城市的房价分化加剧。由此,本文提出第二个假说:

假说2:货币供给的持续扩张,通过影响居民收入水平以及劳动力的空间流动,加剧了土地供需的空间错配,导致大城市房价水平与增速高于小城市,从而加剧大小城市间房价的分化。

四、模型设定与识别策略

针对上述假说,本文实证模型的设定思路主要着眼于检验供给错配是否是造成城市间房价分化的主要原因以及持续宽松的货币政策是否加剧了城市间的房价分化。通过构建计量模型,对相关的指标和数据及处理进行说明,并对可能存在的内生性问题进行分析和处理,以保证研究结论的稳健性。

(一) 计量模型的设定

首先,为了检验供需错配对大小城市房价分化的影响。一要检验大小城市之间的住房需求分化对房价分化的影响机制,本文重点考察居民收入和居住人口的分化对房价分化的影响。二要检验供给错配需求对房价分化的影响,即重点考察土地供给反向分化对房价分化的影响。因此,基本

计量模型设定如下:

$$hp_pdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 pop_pdi_{it} + \alpha_2 wage_pdi_{it} + \alpha_3 landarea_pdi_{it} + \alpha_4 lhp_pdi_{it} + \alpha_5 bed_pdi_{it} + \alpha_6 road_pdi_{it} + \alpha_7 green_pdi_{it} + \alpha_8 xxssb_pdi_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, i 表示大小城市之间的分化样本, t 代表所在年份, 被解释变量 hp_pdi 是房价分异指数, 用来度量大小城市之间的房价分化程度, 本文的关键解释变量为人口分化指数 pop_pdi , 居民收入分异指数 $wage_pdi$ 以及土地出让面积分异指数 $landarea_pdi$, 而房价预期分异指数 lhp_pdi , 绿化覆盖率分异指数 $green_pdi$ 、人均病床数 bed_pdi 、人均道路面积分异指数 $road_pdi$ 、小学师生比 $xxssb_pdi$ 等是本文的控制变量。此外, 从理论上讲, 由于大小城市之间的分异指数并不存在个体特征, 因此, 本文不控制个体固定效应, 而只控制时间固定效应。

其次, 由于货币政策是各城市区域都共同面临的宏观变量, 并且货币政策与住房价格息息相关, 在上述理论模型显示的房价影响机制中, 货币政策会通过居民收入分化间接对房价产生影响。因此, 为了检验货币政策通过居民收入分化影响房价分化的机制, 在基准模型的基础上增加了货币供应增长率与居民收入分异指数的交互项, 具体计量模型如下:

$$hp_pdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 wage_pdi_{it} + \alpha_2 wage_pdi_{it} \times M_2_growth_t + \alpha_3 pop_pdi_{it} + \alpha_4 landarea_pdi_{it} + \alpha_5 lhp_pdi_{it} + \alpha_6 bed_pdi_{it} + \alpha_7 green_pdi_{it} + \alpha_8 xxssb_pdi_{it} + \alpha_9 unirate_pdi_{it} + \alpha_{10} revepnd_pdi_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中, 货币供应量增长率 $M_2_growth_t$ 用 M_2 的增长率表示, 居民收入分异指数 $wage_pdi_{it}$ 与货币供应量增长率 $M_2_growth_t$ 的交互项表示居民收入分异指数对房价分化的影响程度受到货币供应量增长率的影响。当该交互项为正时, 表示宽松的货币政策能够增强居民收入分化对住房价格分化的促进作用。负值则相反。

最后, 根据理论模型, 货币政策的变化还会通过影响人口流动影响房价。因此, 为了检验货币政策通过人口流动影响房价分化的机制, 在基准模型的基础上又添加了人口分异指数与货币政策变量分异指数的交互项, 进而构建如下计量模型:

$$hp_pdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 pop_pdi_{it} + \alpha_2 pop_pdi_{it} \times M_2_growth_t + \alpha_3 wage_pdi_{it} + \alpha_4 landarea_pdi_{it} + \alpha_5 lhp_pdi_{it} + \alpha_6 bed_pdi_{it} + \alpha_7 green_pdi_{it} + \alpha_8 xxssb_pdi_{it} + \alpha_9 unirate_pdi_{it} + \alpha_{10} revepnd_pdi_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中, 人口分异指数 pop_pdi_{it} 与货币供应量增长率 $M_2_growth_t$ 的交互项表示人口分异指数对房价分化的影响程度受到货币供应量增长率的影响。当该交互项为正时, 表示宽松的货币政策有助于增强人口分化对住房价格分化的促进作用。负值则相反。

(二) 样本、变量选取与说明

1. 样本选取及说明

剔除个别数据严重缺失以及经行政区划调整的城市后, 本文选取全国 285 个地级及以上城市作为研究样本。为了取得更多的样本组与现实对接, 本文采用一、二、三、四线的城市分组。但由于目前流行的分组缺乏学术支撑。本文选择 GDP 规模、人口规模、人均可支配收入作为确定城市层级的关键指标, 并根据 2010 年的数据确定相关指标标准, 将中国 285 个城市分为四组, 即一线城市 (4 个)、二线城市 (30 个)、三线城市 (70 个)、四线城市 (181 个)。^①

根据上述分组, 采用测度“高-低”两组地区 (或城市) 之间空间分化程度与变化情况的“特定方向空间差异指数法” (PDI), 分别测度并获得四个分组两两间的九类分异指数, 包括: 一线与二线城市之间的分异指数、一线与三线城市之间的分异指数、一线与四线城市之间的分异指数、二线与

① 具体的分组指标标准及城市名单从略, 读者如有兴趣, 可向作者索阅。

三线城市之间的分异指数、二线与四线城市之间的分异指数、三线与四线城市之间的分异指数、一线与非一线城市之间的分异指数、一二线与三线城市之间的分异指数、一二线与四线城市之间的分异指数。特定方向空间差异指数 PDI 可表示为:

$$PDI = \frac{M_x - M_y}{mn\mu^2} \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n |x_i - y_j| \quad (16)$$

$$M_x = \left(\sum_{i=1}^n x_i^q / n \right)^{1/q} \quad (17)$$

其中, x_i 是组 X 第 i 个城市的某个指标均值, y_j 是组 Y 第 j 个城市的某个指标均值, μ 为所有测度城市某指标的均值, n 为组 X 的城市个数, m 为组 Y 的城市个数, M_x 为组 X 的幂平均数, M_y 为组 Y 的幂平均数。 q 为大于零的任意值, 本文取值 0.8。总之, PDI 指数越高, 表明在该空间方向上的分化越显著。

2. 变量选取及说明

本文的被解释变量是房价分异指数 (hp_pdi): 鉴于中国正处在城镇化加速期, 住房以新房市场为主的现实情况, 使用 285 个地级及以上城市的商品房销售额和商品房销售面积数据, 计算新建商品房平均销售价格, 然后再计算房价分异指数。

本文的核心解释变量主要有三个, 第一个是关于住房需求的解释变量, 本文选取人口分异指数 (pop_pdi) 和居民收入分异指数 ($wage_pdi$) 作为住房需求分化的代理变量。首先, 人口在影响房价的众多因素中特别重要。目前反映城市人口的指标较多, 但一个城市的住房需求主要来自城区人口, 所以, 本文选取城区人口的分异指数表示人口分异指数。其次, 居民收入是影响房地产销售价格的另一个重要因素。关于收入的指标也较多, 包括工资、人均可支配收入、人均 GDP 等, 本文采用最常用的职工平均工资。职工平均工资水平的高低直接影响对房地产的消费需求。因此, 本文选取职工平均工资的分异指数来表示居民收入分异指数。本文模型的另一个核心解释变量是住房供给。选取土地出让面积分异指数 ($landarea_pdi$) 表示住房供给分化。因为在当前中国房地产市场, 房价主要取决于地价, 而地价又主要取决于土地供应量。本文的第三个核心解释变量是货币供应量增长率, 使用 M_2 的增长率 ($M_2_growth_t$) 表示。由于 M_2 作为宏观变量在一定时期内, 对任何城市的影响都是相同的, 因此没有也不需要分异指数。

为了尽可能解决由于遗漏变量可能造成的偏误问题, 计量模型还加入了一系列控制变量。(1) 房价预期 (lhp_pdi) 分异指数: 采用滞后一期的房价作为当前房价的预期, 基于此计算房价预期分异指数。(2) 建成区绿化覆盖率分异指数 ($green_pdi$): 选择城市建成区的绿化覆盖率分异指数来衡量城市间生态环境状况的分化程度。(3) 人均病床数分异指数 (bed_pdi): 选取最能反映医疗服务状况的人均病床数分异指数作为不同层级城市间医疗水平差异程度的代理变量。(4) 小学师生比分异系数 ($xxssb_pdi$): 选取小学师生比分异指数衡量不同层级城市间教育水平差异程度。(5) 大学生占比分异指数 ($unirate_pdi$): 大学生代表人力资本, 也反映住房需求, 进而对住房价格变化会有影响。(6) 财政收入支出比分异指数 ($repepnd_pdi$): 当地方财政比较紧张, 就会有更大的动力推动房价上涨以此获取更多的土地出让收入。

(三) 数据来源及描述性统计

1. 数据来源

考虑到中国住房市场、土地市场以及金融市场的市场化程度均在 2000 年前后显著提升, 同时考虑数据可得性, 本文所选样本的时间区间为 2001—2013 年。数据来源如下: (1) 房价数据来源于《中国区域统计年鉴》, 由商品房销售额和商品房销售面积相除而得, 年末金融机构贷款数据也来自《中国区域统计年鉴》, 城区人口和土地出让价格数据来自《中国城市建设统计年鉴》, 土地出

让价格由土地出让收入和土地出让面积相除而得,职工平均工资、建成区绿化覆盖率、人均道路面积、医院床位数、大学生数、财政收支、小学教师数、小学在校生数等数据则来自《中国城市统计年鉴》,其中,职工平均工资由在岗职工工资总额除以在岗职工人数得到。另外,M2 等宏观变量数据来自国家统计局官网。其次,本文还利用插值法补齐了数据明显存在异常的记录和个别缺失值。最后,本文利用各城市所在省份的居民消费价格指数(CPI)将房价、土地出让价格、人均可支配收入等名义变量调整为以 2000 年为基期的实际变量。

2. 统计描述

根据 PDI 计算公式,利用 285 个城市 2001—2013 年间的数 据,计算每个变量四组城市两两之间的九类分异指数,最后得到 117 个观测值。主要变量的描述性统计如下:

表 1 描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
hp_pdi	117	3.179	4.040	0.109	17.139
pop_pdi	117	52.908	89.104	0.788	340.466
averagewage_pdi	117	0.552	0.659	0.034	2.927
landarea_pdi	117	11.850	36.353	-0.303	307.301
lhp_pdi	108	3.186	4.064	0.122	17.139
bed_pdi	117	0.128	0.095	0.008	0.459
green_pdi	117	0.053	0.060	-0.005	0.328
xxssb_pdi	117	0.044	0.053	-0.045	0.239
unirate_pdi	117	0.666	0.753	-0.168	3.166
revepnd_pdi	117	0.616	0.674	0.001	3.005

(四) 内生性问题与工具变量

从理论逻辑看,表示住房需求因素的人口和居民收入与城市住房价格之间存在内生性,同时,表示住房供给因素的土地出让面积与城市住房价格也存在内生性关系。针对由联立性问题和遗漏变量导致的内生性问题,本文尝试通过寻找人口、居民收入以及土地出让面积的工具变量来缓解估计偏误。按照构建工具变量的基本思路和逻辑寻找并发现:首先,城市居民用水量可以作为城区人口的合适工具变量。这是因为:一方面,城市人口数量的增加必然伴随城市居民用水量的上升;另一方面,居民用水量对城市住房价格的影响微乎其微。关于城市居民用水量的数据主要来自《中国区域统计年鉴》。其次,2000 年各城市平均受教育年限可以作为居民收入的合适工具变量。一方面,由于人力资本对居民收入的影响具有一定的滞后性,2000 年城市平均受教育年限会影响现在的居民收入;另一方面,2000 年的城市平均受教育年限并不会直接影响或通过收入以外的其他渠道影响现在的城市房价,另外,由于平均受教育年限是 10 年一次的人口普查数据,所以选择年份是 2000 年。该数据主要来自 2000 年《中国人口普查年鉴》。最后,城市蔬菜产量年变化量可以作为城市年土地出让面积的合适工具变量。一方面,一个城市的蔬菜产量与该城市的住房价格并没有必然的联系,蔬菜产量的高低不会影响城市的住房价格;另一方面,城市的蔬菜产量与该城市的土地出让面积存在一定的替代关系,一个城市与区域的蔬菜种植产地更多位于城市周围的郊区或

农村,一个城市土地出让面积的增加会一定程度上减少相应的蔬菜种植面积和产量。该数据主要来自《中国区域统计年鉴》。

五、实证分析

鉴于本文采用的分异指数数据属于长面板,故采用 FGLS 进行估计。在计量检验之前,先对上述计量方程进行了组间异方差检验、组内自相关检验和组间截面相关检验,检验结果表明存在组间异方差、组内自相关和组间截面相关,从而说明采用 FGLS 进行估计是正确的。另一方面,由于本文主要考察人口分化、居民收入分化和土地出让面积分化等三个因素对住房价格分化的影响,该三个变量均与住房价格存在一定的内生关系,因此,本文采用上文设定的工具变量并使用 2SLS 估计方法进行估计。从本文设定的工具变量有效性来看,一方面,在表 2 第(2)一(5)列中,Durbin-Wu-Hausman(简称 DWH)结果均在 1% 显著水平上拒绝了不存在内生性的原假设,因而,可以确认人口分异指数、居民收入分异指数和土地出让面积分异指数均与住房价格分异存在内生性;另一方面,在 2SLS 两阶段的工具变量估计过程中,第一阶段估计的 F 值均大于 Stock & Yogo (2002) 设定的 F 值在 10% 偏误水平下的临界值,由此验证本文设定的工具变量是合适的,不存在弱工具变量问题。

(一) 基准回归

表 2 报告了人口分异指数、居民收入分异指数和土地出让面积分异指数对房价分异指数的检验结果。

第(1)列采用可行广义最小二乘法(FGLS)估计的回归结果显示,在控制一系列相关因素的条件下,人口分异指数对房价分异指数的作用效应在 1% 的水平下显著为正,系数为 0.409,居民收入分异指数对房价分异指数的作用效应在 1% 的水平下也显著为正,其影响系数为 0.317,土地出让面积分异指数对房价分异指数的作用效应在 1% 的统计水平下显著为负,影响系数为 -0.087。回归结果初步表明,首先,随着城市人口数量在城市组别间的分化加剧,城市组别间的房价也在进一步分化,其次,居民收入在城市组别间的分化会促进房价的进一步分化,且这种作用小于人口分化的作用。最后,土地出让面积分异指数与房价分异指数负向关系,土地供给的负向分化,即大城市相对少小城市相对多,也使房价分化加强;在第(2)列中,采用居民用水量作为人口的工具变量并运用 2SLS 估计方法进行回归,结果显示,人口分异指数对房价分异指数的作用在 1% 的水平显著为正,其影响系数为 0.379,表明城区人口分化确实会对房价分化有促进作用。居民收入分异指数对房价分异指数的作用效应在 1% 的统计水平下也显著为正,影响系数为 0.545,土地出让面积分异指数对房价分异指数的作用效应在 1% 的水平显著为负,影响系数为 -0.195,这一结果与第(1)列的结果相似;在第(3)列中,采用 2000 年平均受教育年限作为居民收入的工具变量并使用 2SLS 估计方法回归,结果显示,居民收入分异指数对房价分异指数的作用在 1% 的统计水平下显著为正,其影响系数为 0.701,这表明居民收入分化确实会加剧房价分化。人口分异指数对房价分异指数的作用在 1% 的统计水平下显著为正,影响系数为 0.484,土地出让面积分异指数对房价分异指数的作用效应在 1% 的统计水平显著为负,影响系数为 -0.23,这一结果与第(1)列的结果相似;在第(4)列中,我们采用蔬菜面积作为土地出让面积的工具变量并使用 2SLS 估计方法进行回归,结果显示,土地出让面积分异指数对房价分异指数的作用效果在 1% 的统计水平显著为正,其影响系数为 -0.258,其绝对值明显大于第(1)列中的相应值,表明土地出让面积分异指数的负向分化使得房价分化加强。人口分异指数对房价分异指数的作用效应在 1% 的统计水平显著为正,其影响系数为 0.510,居民收入分异指数对房价分异指数的作用效应在 1% 的统计水平下也显著为正,其影响系数为 0.621,这一结果与第(1)列的结果相似。

表 2 基准回归

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	<i>hp_pdi</i>	<i>hp_pdi</i>	<i>hp_pdi</i>	<i>hp_pdi</i>
<i>pop_pdi</i>	0.409 *** (8.13)	0.379 *** (2.91)	0.484 *** (3.72)	0.510 *** (3.76)
<i>wage_pdi</i>	0.317 *** (8.70)	0.545 *** (4.61)	0.701 ** (2.56)	0.621 *** (4.03)
<i>landarea_pdi</i>	-0.087 *** (-7.84)	-0.195 *** (-4.73)	-0.232 *** (-3.83)	-0.258 *** (-3.30)
<i>lhp_pdi</i>	0.322 *** (5.20)	0.273 ** (2.05)	0.132 (0.72)	0.143 (0.88)
<i>bed_pdi</i>	-0.056 *** (-4.22)	-0.038 (-0.45)	-0.105 (-0.65)	-0.036 (-0.42)
<i>green_pdi</i>	-0.079 *** (-6.26)	-0.105 ** (-2.48)	-0.156 ** (-1.99)	-0.119 ** (-2.47)
<i>xxssb_pdi</i>	-0.008 * (-1.70)	-0.003 (-0.11)	-0.001 (-0.02)	-0.013 (-0.44)
<i>unirate_pdi</i>	0.100 *** (6.27)	0.061 * (1.82)	0.115 * (1.81)	0.100 ** (2.51)
<i>revepnd_pdi</i>	-0.009 (-0.50)	0.033 (0.65)	0.015 (0.30)	-0.010 (-0.21)
DWH Chi2/F 值 (p-value)		23.942 0.000	17.251 0.000	6.346 0.011
第一阶段 F 值		51.677	21.574	11.186
调整的 R ²		0.960	0.960	0.960
N	108	108	108	108

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10%（双尾）的统计显著性。括号内的数值为经过异方差调整的 t 值或 z 值。

（二）货币政策通过收入分化影响房价分化的机制

表 3 报告了纳入居民收入分异指数与货币供应量增长率的交互项 *wage_pdi* * *m2_growth* 之后的计量结果。采用 OLS、FGLS 和 2SLS 三种估计方法对模型进行了估计,结果显示,无论采用哪种估计方法,居民收入分异指数与货币供应量增长率的交互项的系数均显著为正,在第(1)列中,该交互项的系数为 0.241,在 5% 的统计水平下显著为正,在第(2)列中,该交互项的系数为 0.216,在 1% 的统计水平显著为正,在第(3)列中,该交互项的系数为 0.275,在 1% 的统计水平下显著为正,表明货币供应量增速会促进居民收入分化对房价分化的作用,即货币供应量增速越快,居民收入分化对房价分化的促进作用也越大,且这种促进作用是比较稳健的。现实中,由于资金的“嫌贫爱富”,货币政策扩张会使高收入人群和高收入城市(也是大城市)因其良好的现金流及信用资质,更容易获得银行的贷款,而对于低收入人群和低收入城市则相反,从而加剧居民收入水平的分化,也加剧城市房价的分化。

为进一步保证上述结论的可靠性,本文又进行了更换主要解释变量的稳健性检验,用人均可支配收入来代替职工平均工资计算居民收入分异指数,并针对上述交互项模型分别运用 OLS、FGLS、

2SLS 三种方法重新估计。结果显示,无论采用哪种估计方法,居民收入分异指数与货币供应量增长率的交互项 $income_pdi * m2_growth$ 的系数均显著为正(见表 3),这进一步表明货币供应量增速会促进居民收入分化对房价分化的作用。

表 3 添加货币供应量增速与居民收入分异指数的交互项回归

模型	使用职工平均工资			使用人均可支配收入		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
估计方法	OLS	FGLS	2SLS	OLS	FGLS	2SLS
$wage_pdi$	0.239 (1.39)	0.099 (1.43)	0.531 * (1.73)			
$wage_pdi * M2_growth$	0.241 ** (2.44)	0.216 *** (3.86)	0.275 *** (2.58)			
$income_pdi$				-0.318 ** (-2.23)	-0.528 *** (-6.14)	1.254 ** (2.27)
$income_pdi * M2_growth$				0.357 *** (3.50)	0.496 *** (12.29)	0.424 *** (2.90)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
DWH Chi2/F 值 (p-value)			18.326 0.000			6.600 0.010
第一阶段 F 值			9.757			5.708
调整的 R ²	0.963		0.959	0.957		0.877
N	108	108	108	108	108	108

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% (双尾) 的统计显著性水平。括号内的数值为经过异方差调整的 t 值或 z 值。

考虑到货币政策可能存在一定时滞,又使用滞后一期的货币供应增速作为货币政策变量进一步检验,分别运用 OLS、FGLS、2SLS 三种方法进行重新估计。结果显示,无论采用哪种估计方法,居民收入分异指数与货币供应量增长率的交互项 $wage_pdi * m2_growth_1$ 的系数均显著为正(见表 4),进一步证明货币供应量增速会促进居民收入分化对房价分化的效果,即货币供应量增速越快,居民收入分化对房价分化的促进作用也就越大,且这种促进作用比较稳健。

表 4 使用滞后一期货币供应增速的稳健性检验

模型	(1)	(2)	(3)
估计方法	OLS	FGLS	2SLS
$wage_pdi$	0.160 (1.44)	0.102 (1.38)	0.370 * (1.93)
$wage_pdi * M2_growth_1$	0.497 *** (5.56)	0.412 *** (6.98)	0.583 *** (6.29)
控制变量	YES	YES	YES
DWH Chi2/F 值 (p-value)			18.215 0.000
第一阶段 F 值			9.875
调整的 R ²	0.971		0.968
N	108	108	108

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% (双尾) 的统计显著性水平。括号内的数值为经过异方差调整的 t 值或 z 值。

(三) 货币政策通过人口分化影响房价分化的机制

表 5 报告了纳入人口分异指数与货币供应量增长率的交互项 $pop_pdi * m2_growth$ 之后的计量结果。采用了 OLS、FGLS 和 2SLS 三种估计方法对模型进行估计,结果显示,无论采用哪种估计方法,人口分异指数与货币供应量增长率的交互项的系数均显著为正,在第(1)列中,该交互项的系数为 0.306,在 1% 的统计水平下显著为正,在第(2)列中,该交互项的系数为 0.386,在 1% 的统计水平下显著为正,在第(3)列中,该交互项的系数为 0.256,在 1% 的统计水平下显著为正,表明货币供应量增速会促进人口分化对房价分化的作用效果,即货币供应量增速越快,人口分化对房价分化的促进作用也越大,并且这种促进作用比较稳健。现实中,由于资金“嫌贫爱富”,货币政策扩张通过加剧大小城市的收入分化,会进一步加剧人口的分化,高收入城市会吸引更多的人口流入,而低收入城市的人口则会向外流出,最终,人口的分化又会进一步导致房价的分化。

为进一步验证上述结论的可靠性,本文使用城市小学生数作为城市人口的代理变量并计算人口分异指数,针对上述交互项模型分别运用 OLS、FGLS、2SLS 三种方法进行重新估计。结果显示,无论采用哪种估计方法,人口分异指数与货币供应量增长率的交互项 $prischstd_pdi * m2_growth$ 的系数均显著为正(表 5),表明货币供应量增速会促进人口分化对房价分化的作用,即货币供应量增速越快,人口分化对房价分化的促进作用也越大,并且这种促进作用是比较稳健的,进一步验证了理论模型的推论。

表 5 添加货币供应量增速与人口分异指数的交互项回归

模型	使用城市人口			使用城市小学生数		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
估计方法	OLS	FGLS	2SLS	OLS	FGLS	2SLS
pop_pdi	0.272 * (1.75)	0.254 *** (7.38)	0.185 (1.34)			
$pop_pdi * M2_growth$	0.306 *** (3.03)	0.386 *** (15.23)	0.256 *** (2.96)			
$prischstd_pdi$				0.012 (0.10)	-0.094 (-1.51)	0.159 (0.98)
$prischstd_pdi * M2_growth$				0.317 *** (2.86)	0.305 *** (5.52)	0.369 *** (2.89)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
DWH Chi2/F 值 (p-value)			25.474 0.000			20.404 0.000
第一阶段 F 值			26.625			13.734
调整的 R ²	0.967		0.966	0.955		0.953
N	108	108	108	108	108	108

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% (双尾) 的统计显著性水平。括号内的数值为经过异方差调整的 t 值或 z 值。

考虑到货币政策可能存在一定时滞,又使用滞后一期的货币供应增速作为货币政策变量进一步检验,分别运用 OLS、FGLS、2SLS 三种方法重新估计。结果显示,无论采用哪种估计方法,人口分异指数与货币供应量增长率的交互项 $pop_pdi * m2_growth_1$ 的系数均显著为正(详见表 6),进一步证明货币供应量增速会促进人口分化对房价分化的作用效果,即货币供应量增速越快,人口分化对房价分化的促进作用也越大,并且这种促进作用是比较稳健的。

再使用存款准备金率作为货币政策变量进行稳健性检验,分别运用 OLS、FGLS、2SLS 三种方法进行重新估计。结果显示,无论采用哪种估计方法,人口分异指数与存款准备金率的交互项 $pop_pdi * reserve$ 的系数均显著为负(详细数据见表 6),进一步证明货币供应量的增加会促进人口分化对房价分化的作用,即货币供应量增长越快,人口分化对房价分化的促进作用也越大,并且这种促进作用是比较稳健的。

表 6 使用不同货币变量的稳健性检验

模型	使用滞后一期货币供应增速			使用存款准备金率		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
估计方法	OLS	FGLS	2SLS	OLS	FGLS	2SLS
pop_pdi	0.140 (1.01)	0.243 *** (2.65)	0.015 (0.12)			
$pop_pdi * M2_growth_1$	0.419 *** (4.60)	0.410 *** (5.95)	0.410 *** (5.40)			
pop_pdi				0.896 *** (4.01)	0.944 *** (9.41)	0.684 *** (3.26)
$pop_pdi * reserve$				-0.508 *** (-2.86)	-0.503 *** (-5.52)	-0.430 *** (-2.71)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
DWH Chi2/F 值 (p-value)			24.852 0.000			14.676 0.000
第一阶段 F 值			26.090			16.422
调整的 R ²	0.971		0.970	0.967		0.966
N	108	108	108	108	108	108

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%(双尾)的统计显著性水平。括号内的数值为经过异方差调整的 t 值或 z 值。

六、结论与政策涵义

在一个多城市的经济体系内,城市间房价关系及其变化是城市间产业发展、人口规模、收入水平、土地供给以及经济体系的宏观经济变量等相互作用的结果。一方面,由于初始条件的差异,大城市的人口规模大于中小城市,这将导致居民收入(广义包括基础设施与公共服务)、产业规模和人口规模相互加强的变动,从而导致大城市住房需求大于和快于小城市。另一方面,由于土地的行政限制政策,大城市土地的住房供给相对越来越小于小城市(人均),从而导致住房价格在大小城市间分化。与此同时,货币政策作为不同城市区域共同的宏观变量,持续扩张通过对人口流动、实际收入等作用的传导,使得大城市相对住房需求更大的放大,中小城市的住房需求更小的放大。在土地及住房供给变化较小的情况下,大城市房价水平与增速都将高于中小城市,这进一步加剧城市间房价的分化。

研究结论也表明:一方面,客观上,由于收入变化与劳动力流动同向且作用相互加强,土地及住房供给对需求调整的滞后性,大小城市间房价分化具有一定的必然性;另一方面,主观上,政府的土地、金融等政策对城市间房价关系及变化具有重要作用。

顺应城市发展规律,消减城市间房价的过快上涨与过度分化,政府应该可以有所作为:第一,调整土地政策和改革土地制度。首先,调整城市发展的战略方针。放开大城市人口规模限制,放松大城市和城市群内中小城市的土地限制,提高大城市的住房供给弹性。其次,减少限制人口流出或增

长缓慢、住房库存积压严重的中小城市的土地供给,降低供给弹性。最后,建立“人地挂钩”和城镇建设用地指标市场化交易制度,构建住房供需空间匹配的市场化机制。第二,调整货币政策和改革相关制度。避免用短期过度宽松的货币政策刺激房地产发展,维持不可持续的过高增长。保持货币政策对住房市场的中性作用,即使在货币政策整体宽松的背景下,采取行业差异化的结构性货币政策,通过贷款和利率的差异化,同时加强金融监管,限制资金过多地流向住房市场。第三,加快建立“一城一策”的长效机制。首先,实施区域差异化的结构性货币政策。针对不同城市区域的房地产贷款和利率的差异化,减弱城市间房地产供需错配和房价过度分化。其次,落实并赋予地方政府对房地产和住房保障的主体责任。让地方政府针对本地实际情况,制定差异化的房地产行政管控、财政税收、住房保障等法规和政策,在减弱城市间房地产供需错配进而房价分化的同时,降低货币政策对房地产供需错配及房价分化的强化作用。

参考文献

- 梁云芳、高铁梅,2007:《中国房地产价格波动区域差异的实证分析》,《经济研究》第 8 期。
- 刘学良,2014:《中国城市的住房供给弹性、影响因素和房价表现》,《财贸经济》第 4 期。
- 沈悦、刘洪玉,2004:《1995—2002 年中国 14 城市的实证研究》,《经济研究》第 6 期。
- 高波,2012:《区域房价差异、劳动力流动与产业升级》,《经济研究》第 1 期。
- 王先柱、毛中根、刘洪玉,2001:《货币政策的区域效应——来自房地产市场的证据》,《金融研究》第 9 期。
- 王洋、王德利、刘丽华、闫梅、王少剑,2015:《中国城市住宅价格的空间分化及其土地市场影响》,《中国土地科学》第 6 期。
- 余华义、黄燕芬,2015:《货币政策效果区域异质性、房价溢出效应与房价对通胀的跨区影响》,《金融研究》第 2 期。
- 张红、李洋,2013:《房地产市场对货币政策传导效应的区域差异研究——基于 GVAR 模型的实证分析》,《金融研究》第 2 期。
- 中国人民银行昆明中心支行调查统计处课题组,2018:《货币政策对区域房地产价格波动的影响——基于 DSGE 模型》,《经济视角》第 5 期。
- Bruyne, K. D., and J Hove, 2013, “Explaining the Spatial Variation in Housing Prices: An Economic Geography Approach,” *Applied Economics*, 45 (13), 1673—1689.
- Carlino, G., and R. DeFina, 1999, “The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U. S. States”, 39(2), 339—358.
- Jud, G. D., and D. T. Winkler, 2002, “The Dynamics of Metropolitan Housing Prices”, *Journal of Real Estate Research*, 23(1—2), 29—46.
- Glaeser, E., J. Gottlieb, and J. Gyourko, 2010, “Did Credit Market Policies Cause the Housing Bubble?”, Policy Briefs.
- Iacoviello, M., 2005, “House Prices, Borrowing Constraint and Monetary Policy in the Business Cycle”, *American Economic Review*, (3), 739—764.
- LastRAPES, W. D., 2002, “The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations,” *Journal of Housing Economics*, (1), 40—74.
- Shilton, L., and C. Stanley, 1999, “Spatial Patterns of Headquarters”, *Journal of Real Estate Research*, 17(3), 341—364.
- Pflüger, M., 2004, “A Simple, Analytically Solvable Chamberlinian Agglomeration Model”, *Regional Science and Urban Economics*, 34(5), 565—573.
- Bischoff, O., 2012, “Explaining Regional Variation in Equilibrium Real Estate Prices and Income”, *Journal of Housing Economics*, 21(1), 1—15.
- Ozanne, L., and T. Thibodeau, 1983, “Explaining Metropolitan Housing Price Differences”, *Journal of Urban Economics*, 13(1), 51—66.
- Samuelson, P. A., 1952, “Spatial Price Equilibrium and Linear Programming”, *American Economic Review*, 42(3), 283—303.
- Green, R. K., and S. Malpezzi, 2005, “Metropolitan-specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources”, *American Economic Review* 95, (2), 334—339.
- Roback, J., 1982, “Wages, Rents, and the Quality of Life”, *Journal of Political Economy*, 90(6), 1257—1278.
- Saiz, A., 2003, “Room in the Kitchen for the Melting Pot: Immigration and Rental Prices”, *Review of Economics and Statistics*, 85 (3), 502—521.

Easy Monetary Policy, Spatial Mismatch between Supply and Demand, and Continuous Housing Price Differentiation

NI Pengfei

(National Academy of Economic Strategy, CASS)

Summary: Over the past several years, the surges and differentiations in housing prices in Chinese cities have posed numerous challenges to the country. This paper combines an examination of macroeconomics with an analysis of regional markets conducted on the basis of a new theoretical model of economic geography. This model uses housing sector and monetary policy variables to construct a general equilibrium model that reflects the relationships between differing prices for urban housing. The model reveals how the spatial mismatch between housing supply and demand aggravates the differentiation of housing prices. The model also simulates the impact that various monetary policies can have on the spatial mismatches between supply and demand, and therefore on housing price differentiation. On the basis of these projections, two hypotheses are proposed. First, the supply-demand mismatch between big and small cities results from a more rapid growth of demand for housing in big cities, and slower growth of demand in small cities. This mismatch arises due to the income gaps and the trends in migration of the population. In addition, this mismatch involves a per capita increase in the housing supply in small cities and a decrease of the supply in big cities, even though the land-to-housing-supply ratio in large and small cities has barely changed. These trends tend to aggravate the differentiation of housing prices between different cities. A second hypothesis is that the easy monetary policy that has prevailed for some time has led to higher housing prices and faster growth in big cities than in small ones. This policy affects people's income levels and the rates of labor migration between small and large cities, thereby exacerbating the differentiation in housing prices.

To test the validity of these hypotheses, 285 sample cities that have data available between 2001 and 2013 are divided into four tiers, on the basis of relevant criteria. The PDI (spatial differentiation index) formula is used to calculate nine groups of PDIs between each combination of two tiers of these cities, with comparisons of the explained variables, the core explanatory variables, and the control variables. These comparisons produce 117 sample observations. To avoid possible endogenous bias in the estimations, the PDIs of urban residents' water consumption, the average years of education for residents of each city in 2000, and the local vegetable yields are used as instrumental variables. These three variables, respectively, are used to validate the PDIs of urban population, income, and area of transferred land. The regression results show that differences in population and income levels in cities of different tiers lead to housing price differentiation, and this process is exacerbated by a reversed differentiation trend, as is shown in the amounts of land transferred. The results also show that the faster the money supply grows, the more severe the differentiation in income and population becomes, which in turn pushes up the level housing price differentiation.

To test the reliability of these findings, the variables are then changed to prove the robustness of the major explanatory variables. With these redefined variables, the findings are as follows. First, the differentiation of surges in housing prices is to some extent inevitable in Chinese cities, as it takes time for the supply to respond to changes in demand. Second, government policies on land, housing, and monetary policy at the macro level have significant effects on the differentiation of housing prices between cities.

To reduce this over-differentiation, governments should create conditions by which the quotas for new construction land in urban areas can be truly linked to the number of rural migrants who are granted urban residency in each city, so that the housing supply can better match the demand in spatial terms. In addition, the government should prevent its monetary policy from impacting the housing market. Financial regulation should be strengthened to prevent overflows of capital into the housing market. A differentiated mix of land, financial, and taxation policies should be adopted to better match the supply and demand for housing in spatial terms, and to reduce the housing price differentiation caused by the uniform monetary policy.

Keywords: Housing Price Differentiation; Supply-Demand Mismatch; Monetary Policy

JEL Classification: C21, D12, Q12

(责任编辑: 王利娜)(校对: 南山)