

doi:10.13582/j.cnki.1672-7835.2018.03.011

房价波动、省际空间溢出与产业结构演变^①

林梨奎,余壮雄

(暨南大学 产业经济研究院,广东 广州 510632)

摘要:推进供给侧结构性改革是贯彻新发展理念、建设现代化经济体系的主线。化解商品房库存是其中目标之一。在推进商品房去库存过程中,必然伴随房价波动现象。基于空间杜宾模型检验结果,房价波动对产业结构服务化和合理化水平的影响作用更多地表现为对邻近省份的空间溢出效应,且这种溢出效应具有地区的差异性。据此,应制定“因地制宜”的宏观调控机制,更好发挥政府作用,坚守地方经济发展根基,有效消化空间溢出产能。

关键词:房价波动;空间溢出;产业结构;调控机制

中图分类号:F202 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-7835(2018)03-0080-09

自1998年放开商品房市场化交易以来,中国房地产业逐步发展成为国民经济基础产业,并与其他产业形成很强的关联作用。在房地产业繁荣发展的背后,我们需冷静观察其对关联产业发展所产生的影响。过多的社会资金流入商品房交易市场,对当前产业结构转型升级战略部署形成阻力,不利于中国经济实现高质量发展。事实上,关于商品房销售价格和产业结构之间相互关系的研究,国内外均有大量学者关注。国外相关研究主要从商品房销售价格波动对财富效应或劳动力流动的影响角度开展分析^①。国内学者有的延续国外的研究方法,从商品房销售价格波动产生的财富效应或劳动力效应进行实证分析^②;也有的学者,通过研究商品房销售价格对资金流动、技术创新等因素的影响,间接推导商品房销售价格波动与产业结构之间的关系^③。

可以看出,现有的关于商品房销售价格波动对产业结构的影响研究,大多从研究商品房销售价格波动产生的财富效应、劳动力流动、资金引导、技术创新等方面入手,间接推导出商品房销售价格波动与产业结构演变之间的关系。虽然有少数学者研究商品房销售价格波动对产业结构演变的直接效应机制,却鲜有学者将空间因素纳入到商品房销售价格波动影响产业结构演变的研究之中,尽管地理空间因素在产业结构变化过程中所发挥作用的重要性已被大量的经验研究所证实。在商品房销售价格波动影响产业结构演变作用机制中可能存在空间溢出效应的情况下,忽视空间效应的实证研究不仅无法全面揭示商品房销售价格波动导致产业结构演变的作用机制,而且会因为模型设定偏误而错判形势,导致所提出的政策建议无法有效解决现实中存在的真实问题。

① 收稿日期:2017-11-05

基金项目:国家社会科学基金重大项目(17ZDA047);海南省自然科学基金面上项目(717094);广东省教育厅特色创新类项目(2015WTSCX007);中央高校基本科研业务费专项资金资助暨南大学“宁静致远”工程项目(15JNQM008);广东省高水平大学建设之应用经济与产业转型升级重点建设学科经费项目(2017GSP07)

作者简介:林梨奎(1987-),男,广东潮州人,博士生,主要从事城市经济、对外开放、流通经济研究。

①例如:Campbell J Y, Cocco J F. “How do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(3): 591-621; Rabe B, Taylor M. “Differences in Opportunities? Wage, Unemployment and House-price Effects on Migration”, *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 2012, 74(6): 831-855.

②例如:陈彦斌,邱哲圣:《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》,《经济研究》2011年第10期;张莉,何晶,马润泓:《房价如何影响劳动力流动?》,《经济研究》2017年第8期。

③例如:许桂华,彭俊华,戴伟:《房价波动、挤出效应与金融支持实体经济效率——基于省际空间面板的分析》,《财经科学》2017年第8期;王文春,荣昭:《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》,《经济学(季刊)》2014年第2期。

为此,本文根据统计数据实际收集情况,选择中国大陆地区 31 个省份作为研究样本(不包括香港特别行政区、澳门特别行政区和台湾地区),在考虑经济距离因素和地理距离因素的基础上,借助全域 Moran 指数 I 和局域 Moran 指数 I 等空间数据分析方法,探寻商品房销售价格与产业结构演变的空间关联特性,并建立空间杜宾面板回归模型,考察商品房销售价格波动对产业结构演变的本地直接效应和邻近溢出效应,更好地揭示商品房销售价格波动影响产业结构演变的作用机制,以期对当前构建“因地制宜”宏观调控机制有所启发,助推房地产市场长期可持续发展。

一 房价波动与产业结构演变的空间关联性检验

(一) 产业结构衡量指标的选取

本文从产业结构服务化和合理化角度衡量产业结构的变化情况^①。其中产业结构服务化指标(SI)的计算公式为

$$SI_t = Y_{3t}/Y_{2t} \quad (1)$$

其中, Y_{3t} 和 Y_{2t} 分别表示第三产业在第 t 年创造的增加值、第二产业在第 t 年创造的增加值。SI 值越大,意味着整体产业结构服务化形态更为明显。

产业结构合理化指标(RI)的计算公式为

$$RI_t = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_{it}}{Y_t} \right) \ln \left(\frac{Y_{it}}{L_{it}} / \frac{Y_t}{L_t} \right) \quad (2)$$

其中, Y_{it} 和 L_{it} 分别表示产业 i 在第 t 年创造的增加值和年末从业人员数。RI 值越大,意味着整体产业结构更为偏离均衡状态。

(二) 空间权重矩阵的设定

在设定空间权重矩阵时,为了降低空间权重设置的主观性,同时考虑地理距离和经济距离两种权重。首先,随着地区间在地理距离上离得越远,其相互影响作用会逐步减弱^②,这里采用各地区质心点间地理距离的倒数,计算得到地理距离空间权重矩阵 D_{ij} 衡量地区间的相互关系。关于各地区质心点间的地理距离的计算,本文采用国家测绘地理信息局下属国家基础地理信息中心公

开的电子地图,利用 GeoGa 1.8.16.4 软件测量得出。形成的地理距离权重矩阵表示为:

$$D_{ij} = \begin{cases} 0; & \text{两地区不相邻} \\ \frac{1}{|d_{ij}|} & \text{两地区相邻} \end{cases} \quad (3)$$

这里把广东省和海南省记为空间邻近。其次,根据地区间经济发展水平的差异赋予权重,形成经济距离空间权重矩阵,以更全面地衡量商品房销售价格波动对产业结构演变的影响机制。最终形成的权重矩阵可表示为

$$W = D \times \text{diag} \left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}} \right) \quad (4)$$

其中, $\bar{Y}_i = \frac{1}{t_k - t_1 + 1} \sum_{t=t_1}^{t_k} Y_{it}$, $\bar{Y} = \frac{1}{n(t_k - t_1 + 1)} \sum_{t=t_1}^{t_k} \sum_{i=1}^n Y_{it}$ 。 t 表示所考察数据所处年份, n 为地区数量, Y_{it} 为 i 地区在第 t 期的人均 GDP。

同时,对上述权重矩阵进行标准化处理。

(三) 中国房价波动与产业结构演变的空间自相关特征

构建空间计量模型前,需要判断区域间商品房销售价格波动与产业结构演变之间是否存在空间相关性。本文借助探索性空间数据分析方法进一步考察变量间的空间自相关性。检验全局空间相关性的常用统计量有全域 Moran 指数 I 和 Geary 指数 C , 检验局部空间相关性的常用统计量有局域 Moran 指数 I 和 G_i 指数。这里采用全域 Moran 指数 I 和局域 Moran 指数 I 分别进行全局和局部空间相关检验^③。计算公式如下:

全域 Moran 指数

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (5)$$

局域 Moran 指数

$$I = \frac{(X_i - \bar{X})}{S^2} \sum_{i \neq j} W_{ij} (X_j - \bar{X}) \quad (6)$$

①干春晖,郑若谷,余典范:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》2011年第5期。

②Tobler W. "On the First Law of Geography: A Reply", *Annals of the Association of American Geographers*, 2004, 94(2): 304-310.

③马述忠,李嫣君,吴国杰:《基于空间自相关的中国技术类创新资源流动影响因素分析》,《经济学家》2015年第11期。

其中, n 是研究样本内地区总数, W_{ij} 是各地区空间权重矩阵, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 。全域 Moran 指数 I 的取值在 -1 和 1 之间, 指数绝对值越大, 说明变量的空间相关性越大; 局域 Moran 指数 I 的取值为正, 说明局域空间关联呈现“高-高”或“低-低”集聚, 反之为“低-高”或“高-低”集聚。

本文以中国大陆地区 31 个省份为空间单元, 以对数形式的商品房销售价格 ($\ln P_{it}$)、产业结构服务化指标 ($\ln SI_{it}$) 和产业结构合理化指标 ($\ln RI_{it}$) 作为观测值, 使用各省份空间权重矩阵

(W_{ij}), 测算各变量在 2007~2016 年间的全域 Moran 指数 I 和局域 Moran 指数 I 。

各地区商品房销售价格波动 ($\ln P$) 和产业结构演变 ($\ln SI$ 和 $\ln RI$) 的全域 Moran 指数 I 计算结果如表 1 所示。考虑经济距离空间权重矩阵和地理距离空间权重矩阵的结果均表明, 2007~2016 年间中国大陆地区商品房销售价格在全域范围内空间集聚的自相关特征显著, 产业结构合理化指标在全域范围内大部分年份的空间集聚自相关特征显著, 但是产业结构服务化指标的空间集聚自相关特征不显著。

表 1 2007-2016 年 $\ln P$ 、 $\ln SI$ 和 $\ln RI$ 的全域 Moran 指数 I

年份		2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
$\ln P$	矩阵 1	0.531***	0.506***	0.273**	0.572***	0.587***	0.594***	0.577***	0.527***	0.553***	0.594***
	矩阵 2	0.445***	0.431***	0.228**	0.495***	0.508***	0.517***	0.504***	0.448***	0.482***	0.514***
$\ln SI$	矩阵 1	-0.112	-0.156	-0.026	0.015	0.049	0.051	0.065	0.020	-0.033	-0.015
	矩阵 2	-0.083	-0.123	-0.012	0.011	0.038	0.041	0.053	0.014	-0.040	-0.033
$\ln RI$	矩阵 1	0.191	0.210*	0.220*	0.226*	0.198	0.158	0.212*	0.219*	0.241*	0.263*
	矩阵 2	0.175	0.192*	0.199*	0.189	0.162	0.131	0.193	0.202*	0.222*	0.229*

注: (1) ***、**、* 和 * 分别表示数据样本通过显著性检验, 其显著性水平小于 1%、5% 和 10%; (2) 矩阵 1 指的是经济距离空间权重矩阵, 矩阵 2 指的是地理距离空间权重矩阵。

同时计算各地区商品房销售价格 ($\ln P$) 和产业结构指标 ($\ln SI$ 和 $\ln RI$) 的局域 Moran 指数 I 。采用经济距离权重矩阵的计算结果表明, 2007~2016 年间中国大陆地区商品房销售价格、产业结构服务化指标和产业结构合理化指标的局域空间关联特征具有较大差异。其中, $\ln P$ 在北京市、上海市、天津市、江苏省等东部地区呈现显著的“高-高”空间集聚特征; $\ln SI$ 的局域 Moran 指数 I 依然不显著; $\ln RI$ 在贵州省等西部地区呈现显著的“高-高”空间集聚特征, 在北京市、天津市等东部地区以及吉林省、黑龙江省等中部地区呈现显著的“低-低”空间集聚特征, 在河北省以及西藏自治区、新疆自治区呈现显著的“低-高”或“高-低”空间集聚特征。通过绘制 2007 年和 2016 年 $\ln P$ 和 $\ln RI$ 的局域 Moran 散点图可以进一步发现 (见图 1、图 2), 超过半数以上的地区观测值呈现明显的“高-高”或“低-低”空间集聚特征, 而且与 2007 年相比较, 2016 年的局域空间关联特征更为显著。采用地理距离权重矩阵的计算结果与上述结果基本一致。

因此, 空间地理因素是商品房销售价格波动推动产业结构演变作用机制中不可忽视的重要

因素。

二 模型设定与数据说明

(一) 建立空间计量模型的依据

基于上述研究, 我们可以发现商品房销售价格波动与产业结构演变之间存在空间关联性, 因此在建立计量模型时, 应充分考虑空间距离因素的影响。

采用经济距离权重矩阵的 LM 检验的结果显示: (1) 考察商品房销售价格波动对产业结构服务化影响的 LMlag 统计量的显著性水平小于 5%, LMerr 统计量不显著; (2) 考察商品房销售价格波动对产业结构合理化影响的 LMlag 统计量和 LMerr 统计量分别为 19.858 和 3.129, 显著性水平均小于 1%, LMlag 统计量大于 LMerr 统计量。

采用地理距离权重矩阵的 LM 检验的结果也显示: (1) 考察商品房销售价格波动对产业结构服务化影响的 LMlag 统计量和 LMerr 统计量分别为 8.637 和 4.653, 显著性水平都小于 1%, LMlag 统计量大于 LMerr 统计量; (2) 考察商品房销售价格波动对产业结构合理化影响的 LMlag 统计量和 LMerr 统计量分别为 21.941 和 2.607, 显著性水平都小于

1%,LMlag 统计量大于 LMerr 统计量。

基于上述计算结果,说明空间滞后因变量的

空间关联性依然占主导地位^①,在此情况下选择空间杜宾模型(SDM)更符合实际需要^②。

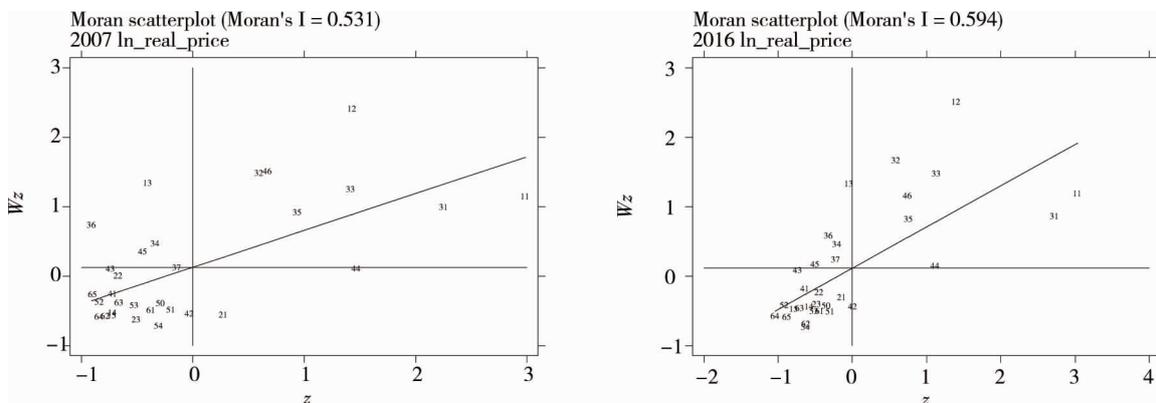


图 1 2007 年和 2016 年 lnP 的局域 Moran 散点图(经济距离权重矩阵)

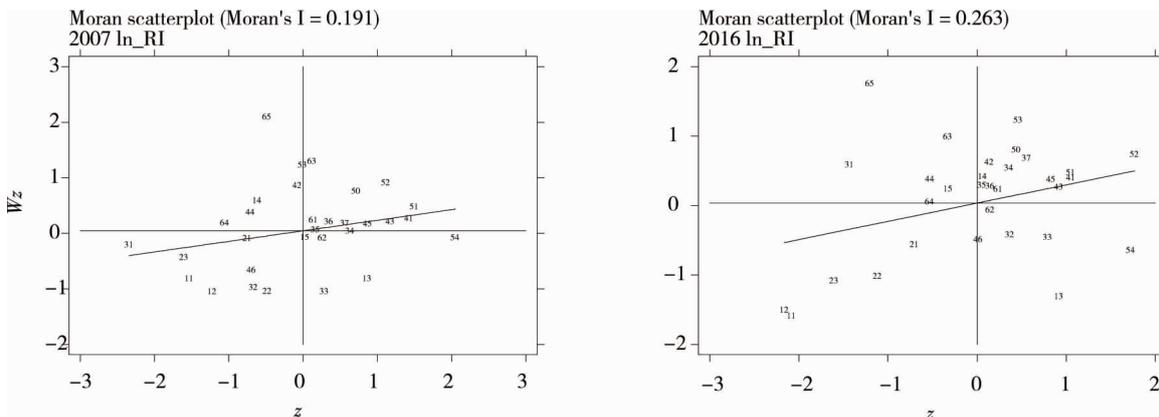


图 2 2007 年和 2016 年 lnRI 的局域 Moran 散点图(经济距离权重矩阵)

(二) 数据来源及变量说明

本文原始数据源于国泰安数据库、2008 ~ 2017《中国房地产统计年鉴》《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》。为了解决由于商品房销售价格波动与产业结构演变之间存在相互因果关系而可能导致的内生性问题,本文选取商品房销售价格指标的一阶滞后项作为工具变量。同理,经济发展程度指标、政府干预程度指标、经济开放程度指标、劳动力存量指标、人才资本指标、固定资产投资强度指标、外商直接投资强度指标、技术创新指标、国内消费需求水平指标等控制变量与产业结构演变也存在相互的因果关系,均选取一阶滞后项作为工具变量。

此外,名义变量如商品房销售价格、地方政府消费支出,按常住人口计算的人均居民消费支出经居民消费价格指数(CPI)平减后化为实际值,地区 GDP、地区人均 GDP、地区第二产业 GDP、地区第三产业 GDP、各行业 GDP,按收发货人所在地的进出口贸易总额经工业生产者出厂价格指数(PPI)平减后化为实际值。另外,由于西藏自治区固定资产投资价格指数(FPI)没有数据,因此采用工业生产者出厂价格指数(PPI)对全社会固定资产投资额和外商投资企业年底投资总额进行平减化为实际值。并对所有变量取自然对数,以降低模型的异方差。变量描述性统计如表 2 所示。

①Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. The Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 1988, pp.70-72.

②LeSage J, Pace R K. *Introduction to Spatial Econometric*. Boca Raton, US: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009, pp.46-50.

表2 变量指标说明及描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
lnSI	产业结构服务化指标	-0.095	0.383	-0.694	1.427
lnRI	产业结构合理化指标	-1.336	0.490	-2.743	-0.185
lnP	商品房实际销售价格	8.348	0.487	7.501	10.141
lnGDP	地方国民生产总值	9.261	1.049	5.835	11.312
lnPGDP	地方人均国民生产总值	10.371	0.565	8.929	11.821
lnPCG	地方政府消费支出占GDP比重	2.682	0.326	2.134	3.956
lnPIE	进出口贸易总额占GDP比重	2.820	1.008	0.394	5.192
lnW	年末城镇单位从业人员	5.894	0.895	2.978	7.587
lnS	每十万人在校高等教育学生数量	7.711	0.355	6.807	8.828
lnPI	全社会固定资产投资额占GDP比重	4.228	0.350	3.177	4.932
lnPF	外商直接投资额占GDP比重	3.145	0.863	1.565	6.372
lnPA	当年专利授权量	9.193	1.707	4.220	12.506
lnPC	人均居民实际消费支出	9.240	0.497	8.076	10.572
lnU	城镇化指标	3.926	0.274	3.068	4.495
lnRA	交通基础设施指标	4.198	0.911	1.387	5.527

注:当使用经济距离权重矩阵进行实证检验时,解释变量不包括lnGDP、lnPGDP。

(三) 空间杜宾计量模型的设定

空间杜宾模型一般设定如下:

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + X'_{it} \beta + \sum_{j=1}^n W_{ij} X'_{jt} \theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, ρ 为空间滞后回归系数, θ 为空间误差回归系数。当 $\theta \neq 0$ 且 $\rho \neq 0$ 时,上述模型为空间杜宾模型(SDM); $\theta = 0$ 时,上述模型退化为空间自回归模型(SAR);当 $\theta = 0$ 且 $\rho = 0$ 时,退化为空间误差模型(SEM)。

结合本次研究选取的变量,本文空间面板模型的具体形式如下:

$$\ln SI_{it} = \rho_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln SI_{jt} + \beta_1 \ln P_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln P_{jt} + \gamma_1 \ln X_{it} + \kappa_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln X_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln RI_{it} = \rho_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln RI_{jt} + \beta_2 \ln P_{it} + \theta_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln P_{jt} + \gamma_2 \ln X_{it} + \kappa_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln X_{jt} + \alpha_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, X_{it} 为控制变量向量。本文采用经济增长指标(用地方GDP和地方人均GDP衡量)、政府干预程度指标(用地方政府消费支出占地方GDP比重衡量)、经济开放程度指标(用按收货人所在地分的进出口贸易总额占地区GDP比重衡量)、劳动力存量指标(用年末城镇单位从业人员衡量)、人才资本指标(用每十万人在校高等教育学生数量衡量)、固定资产投资强度指标(用地区全

社会固定资产投资额占该地区GDP比重衡量)、外商直接投资强度指标(用外商投资企业年底投资总额占地区GDP比重衡量)、技术创新指标(用各地区授权专利数量衡量)、国内消费需求水平指标(用按常住人口计算的人均居民消费支出衡量)、城镇化程度指标(按城镇户籍人口占总户籍人口比重衡量)、交通基础设施指标(各地区铁路里程、公路里程和内河航道里程加总数占其行政区划面积比重表示)等变量考察对产业结构演变的影响。式(8)和式(9)均通过Hausman检验且显著性水平小于1%,本次研究选取固定效应模型。进一步地,检验空间杜宾模型(SDM)是否会退化为空间自回归模型(SAR)或空间误差模型(SEM)。经检验,LR统计量的显著性水平均小于1%且分别拒绝了 $\theta = 0$ 和 $\theta = 0$ 且 $\rho = 0$ 的原假设,表明对于考察“商品房销售价格波动对产业结构服务化和合理化演变影响机制”这个问题而言,空间杜宾模型更为合适。 ρ 、 β 、 θ 和 γ 是待估参数。其中, β_1 和 β_2 分别用来捕捉本地商品房销售价格波动对本地产业结构服务化和合理化的直接影响效应, θ_1 和 θ_2 分别用来捕捉本地商品房销售价格波动对邻近地区产业结构服务化和合理化的空间溢出强度。

三 实证结果及分析

(一) 经济距离空间权重矩阵加权的面板回归分析

首先,通过Hausman检验,确定使用个体固定

效应形式进行面板回归。回归结果如表 3 所示。

表 3 采用经济距离空间权重矩阵加权的
面板回归结果

	(1) lnSI		(1) lnRI	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
lnP	0.010 (0.046)	-0.204** (0.098)	0.003 (0.045)	0.351*** (0.084)
lnPCG	0.270*** (0.071)	-0.188 (0.186)	0.157** (0.070)	0.706*** (0.159)
lnPIE	-0.060*** (0.021)	-0.033 (0.027)	-0.029 (0.021)	0.020 (0.025)
lnW	-0.216** (0.088)	0.122 (0.108)	0.112 (0.087)	0.240** (0.098)
lnS	-0.429*** (0.146)	-0.446* (0.259)	0.474*** (0.142)	0.454** (0.221)
lnPI	0.104* (0.063)	0.037 (0.140)	-0.024 (0.062)	-0.141 (0.121)
lnPF	0.031 (0.033)	0.217*** (0.050)	-0.556* (0.032)	-0.022 (0.044)
lnPA	0.004 (0.034)	-0.035 (0.052)	-0.094*** (0.034)	0.003 (0.046)
lnPC	0.802*** (0.100)	-0.244 (0.172)	-0.145 (0.098)	-0.102 (0.146)
lnU	-0.936** (0.385)	1.909*** (0.654)	0.141 (0.371)	-0.153 (0.559)
lnRA	-0.179 (0.151)	0.384 (0.331)	-0.220 (0.145)	0.222 (0.294)
W*lnP	-0.185** (0.087)		0.356*** (0.087)	
rho	0.104		-0.002	
R ²	0.587		0.338	
LogL	213.590		219.900	
Sigma ²	0.013***		0.012***	
观测值	279		279	

注:(1)***、**和*分别表示数据样本通过显著性检验,其显著性水平小于1%、5%和10%;(2)括号内的值为标准误差。

表 3 估计结果表明:(1)从 R^2 , $LogL$ 和 $Sigma^2$ 统计量来看,模型拟合效果较好,回归结果总体可信度较高。(2)在分别控制了与产业结构服务化和合理化指标相关的主要影响因素的基础上,用于度量商品房销售价格波动空间溢出效应的 θ 系数均通过显著性检验,说明商品房销售价格波动对于产业结构演变存在空间溢出效应。(3)从直接效应上看,虽然衡量各省份商品房销售价格波动对于当地产业结构服务化和合理化的影响效应的回归系数取值为正,但均未通过显著性检验,也就是说,在采用经济距离权重矩阵并保持其他主要影响因素不变的情况下,商品房销售

价格波动对当地产业结构服务化的影响效应并不明显。(4)从间接效应上看,各省份商品房销售价格波动对邻近省份产业结构服务化和合理化指标的空间溢出效应均通过显著性检验,且回归系数绝对值大于直接效应。(5)各省份商品房销售价格波动对于邻近省份产业结构服务化指标的空间溢出效应通过显著性检验,且该地区商品房销售价格每抬升 1 个百分点,将带动邻近省份产业结构服务化指标在平均意义上降低约 0.204 个百分点。(6)各省份商品房销售价格波动对于邻近省份产业结构合理化指标的空间溢出效应通过显著性检验,且该省份商品房销售价格每抬升 1 个百分点,将带动邻近省份产业结构合理化指标在平均意义上增长约 0.351 个百分点,导致邻近省份产业结构均衡状态偏离程度在平均意义上抬升 0.351 个百分点。

形成上述结果的原因可能有:(1)对于本地产业结构而言,虽然本地商品房销售价格上涨对某些行业会产生“挤出效应”,但商品房销售价格上涨的同时也带来地方政府财政收入的增加^①,地方政府有足够的财力留住对本地经济发展贡献较大的工业企业,并扶持这些企业就地实现转型升级(如实施专项补贴政策),以使得整个产业结构处于某种长期均衡的合理状态,这在一定程度抵消了商品房销售价格上涨对本地产业结构服务化和合理化水平的影响作用,导致统计检验不显著。(2)地方政府往往倾向于留住处于产业链高附加值环节的工业企业,因此,商品房销售价格上涨依然会挤出部分处于产业链低附加值环节的工业企业。此时,本地商品房销售价格上涨会带动生产和消费领域整体价格水平上涨,导致工业原材料等生产要素价格也随之上涨,提高工业生产的显性成本,逼迫部分无法承受生产成本上涨且不受本地政府重视的工业企业向邻近省份转移,直接提升邻近省份产业结构中第二产业对整体经济发展的贡献占比;同时,本地商品房销售价格上涨也会倒逼本地某些平均工资水平较低行业的劳动力难以承担置业成本而流失到邻近省份,企业和劳动力在短时期内的“双转移”往往会打破邻近省份业已形成的产业结构均衡状态。

从控制变量来看:(1)就产业结构服务化指

^①陈享光,黄泽清:《我国房地产价格变动的金融化逻辑》,《经济纵横》2017 年第 12 期。

标而言,人才资本指标对本地以及邻近省份均存在显著的负向影响作用,政府干预程度指标、固定资产投资强度指标与国内消费需求水平指标仅对本地存在显著的正向影响作用,经济开放程度指标与劳动力存量指标仅对本地存在显著的负向影响作用,外商直接投资强度指标仅对邻近省份存在显著的正向影响作用,城镇化程度指标对本地及邻近省份分别存在显著的负向影响作用和正向影响作用,其他变量不显著。(2)就产业结构合理化指标而言,政府干预程度指标对本地以及邻近省份均存在显著的正向影响作用,劳动力存量指标仅对邻近省份存在显著的正向影响作用,人才资本指标对本地以及邻近省份均存在显著的正向影响作用,外商直接投资强度指标仅对本地存在显著的负向影响作用,技术创新指标仅对本地存在显著的负向影响作用,其他变量不显著。

(二) 地理距离空间权重矩阵加权的面板回归分析

为了检验实证分析结果的稳健性,本文采用地理距离空间权重矩阵重新进行回归。回归结果与采用经济距离空间权重矩阵加权得到的回归结果基本一致。具体如表4所示。

(三) 分地区样本的比较分析

为了考察国内商品房销售价格波动对产业结构演变作用机制的地区性特征,本文依据国家统计局公布标准划分东、中、西部地区,并进行回归估计。受篇幅所限,这里仅报告采用经济距离权重矩阵加权后的回归结果。

表5估计结果表明,国内商品房销售价格波动对产业结构服务化演变的影响路径和作用强度在各地区之间存在明显的差异。具体来说:(1)控制与产业结构服务化相关的主要影响因素不变,用于度量商品房销售价格波动空间溢出效应的 θ 系数在东部、中部和西部地区的估计值都不同,且仅有中部地区通过显著性检验,说明国内商品房销售价格波动对产业结构服务化演变的空间溢出效应只有在中部地区可以观测到,其他地区的空间溢出效应不明显;(2)从商品房销售价格波动对产业结构服务化指标的直接和间接效应系数来看,也仅有中部地区间接效应系数通过显著性检验,且中部地区各省份商品房销售价格每增长1个百分点,将导致邻近省份产业结构服务化指标降低0.267个百分点。

表4 采用地理距离空间权重矩阵加权的面板回归结果

	(1) lnSI		(1) lnRI	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
lnP	0.028 (0.044)	-0.206** (0.103)	-0.0002 (0.046)	0.177* (0.098)
lnGDP	0.590 (0.388)	-0.994 (0.640)	-0.624 (0.402)	0.255 (0.614)
lnPGDP	-0.583 (0.450)	1.258 (0.786)	0.687 (0.467)	0.321 (0.747)
lnPCG	0.257*** (0.069)	-0.139 (0.191)	0.191*** (0.072)	0.786*** (0.188)
lnPIE	-0.048** (0.024)	-0.042 (0.036)	-0.032 (0.025)	0.014 (0.036)
lnW	-0.248** (0.098)	0.211 (0.146)	0.198* (0.101)	0.151 (0.141)
lnS	-0.329** (0.146)	-0.446 (0.355)	0.298** (0.150)	0.140 (0.339)
lnPI	0.063 (0.063)	0.045 (0.141)	-0.020 (0.065)	-0.238* (0.136)
lnPF	0.014 (0.031)	0.243*** (0.074)	-0.072** (0.031)	-0.127* (0.068)
lnPA	0.005 (0.036)	-0.030 (0.074)	-0.083** (0.037)	0.016 (0.070)
lnPC	0.716*** (0.122)	-0.152 (0.304)	-0.146 (0.124)	-0.494* (0.289)
lnU	-0.733* (0.378)	0.400 (0.888)	0.259 (0.389)	-0.126 (0.851)
lnRA	-0.297 (0.183)	0.375 (0.456)	-0.226 (0.186)	-0.383 (0.428)
W* lnP	-0.187*(0.095)		0.185*(0.098)	
ρ	0.118		0.056	
R ²	0.619		0.312	
LogL	222.956		215.012	
Sigma ²	0.012***		0.013***	
观测值	279		279	

注:(1)***、**和*分别表示数据样本通过显著性检验,其显著性水平小于1%、5%和10%;(2)括号内的值为标准误差。

表6估计结果表明,国内商品房销售价格波动对产业结构合理化演变的影响路径和作用强度在各区域之间存在明显的差异。具体来说:(1)保持与产业结构合理化相关的主要影响因素不变,东部和中部地区用于度量商品房销售价格波动空间溢出效应的 θ 系数通过显著性检验,这说明东部和中部地区各省份间商品房销售价格波动对邻近省份产业结构合理化指数变化均存在正向影响作用,本地商品房销售价格上涨将通过空间溢出机制导致邻近省份产业结构更为偏离均衡状态;(2)从商品房销售价格波动对产业结构合理化指标的直接和间接效应系数来看,东部地区直接效应系数和间接效应系数均通过显著性检验,

且取值为正,这说明东部地区各省份商品房销售价格波动均会导致本地以及邻近省份产业结构更为偏离均衡状态;(3)中部地区仅有间接效应系数通过显著性检验,虽取值为正但小于东部地区的数值,这说明中部地区各省份商品房销售价格

波动会导致邻近省份产业结构更为偏离均衡状态,且作用效果弱于东部地区;(4)西部地区直接效应和间接效应系数均不显著,这说明西部地区各省份商品房销售价格波动对本地及其邻近省份产业结构合理化的影响作用不明显。

表 5 分地区的空间杜宾面板回归结果(产业结构服务化)

lnSI	东部地区		中部地区		西部地区	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
lnP	0.086(0.078)	0.098(0.065)	0.032(0.048)	-0.267***(0.113)	0.211(0.136)	-0.171(0.177)
控制变量	包括	包括	包括	包括	包括	包括
$W * \ln P$	0.078(0.056)		-0.543***(0.223)		-0.353(0.467)	
ρ	-0.005(0.079)		0.330(0.285)		0.958*** (0.259)	
R^2	0.930		0.867		0.675	
LogL	164.011		81.038		119.314	
Sigma^2	0.002***		0.006***		0.006***	
观测值	99		72		108	

注:(1)***、**、*和*分别表示数据样本通过显著性检验,其显著性水平小于1%、5%和10%;(2)括号内的值为标准误差。

表 6 分地区的空间杜宾面板回归结果(产业结构合理化)

lnSI	东部地区		中部地区		西部地区	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
lnP	0.629*** (0.153)	0.340*** (0.127)	0.009(0.036)	0.167***(0.077)	0.034(0.126)	-0.016(0.200)
控制变量	包括	包括	包括	包括	包括	包括
$W * \ln P$	0.272***(0.110)		0.394***(0.182)		-0.046(0.493)	
ρ	-0.004(0.072)		-0.170(0.328)		-0.203(0.326)	
R^2	0.703		0.642		0.533	
LogL	98.142		96.341		115.433	
Sigma^2	0.008***		0.004***		0.007***	
观测值	99		72		108	

注:(1)***、**、*和*分别表示数据样本通过显著性检验,其显著性水平小于1%、5%和10%;(2)括号内的值为标准误差。

形成上述结果的原因可能有:(1)对于东部地区而言,该区域经济发展水平在全国处于领先水平,商品房销售价格上涨对第二产业的总体“挤出效应”并不明显;同时,商品房销售价格上涨依然会“挤出”部分没有成功转型的工业企业以及个别收入水平较低的劳动力群体,这些本地企业以及劳动力向邻近省份的流动,将同时造成本地及邻近省份产业结构均衡状态暂时性偏离。(2)对于中部地区而言,该区域大多数地区仍处于工业化中期阶段^①,商品房销售价格上涨倒逼工业企业向邻近省份转移,导致邻近省份工业在地方整体经济发展占比提升以及产业结构均衡状态被打破。(3)对于西部地区而言,可能处于一

种更为恶劣的状态,商品房销售价格上涨可能同时对本地工业和批发零售、仓储物流、住宿餐饮等服务业产生“挤出效应”,导致统计检验不显著;上述产业同时进入邻近省份,导致其对产业结构服务化指标和合理化指标的影响效应不易观察。

四 结论及政策建议

本文基于中国大陆地区2007~2016年31个省份的面板数据,考察了中国商品房销售价格波动与产业结构服务化和合理化指标变化之间的空间影响机制,并分别从全国层面、分地区层面度量中国商品房销售价格波动对产业结构服务化和产业结构合理化演变的本地直接效应和邻近溢出效应。

^①黄群慧:《经济新常态下的中国工业经济运行分析——2016年特征与2017年挑战》,《河北经贸大学学报》2017年第4期。

结论如下:第一,除了地方政府干预、对外贸易依存度、人才存量、外商直接投资、城镇化程度等传统因素外,本地商品房销售价格上涨对产业结构服务化和合理化水平的影响作用更多地表现为对邻近省份的空间溢出效应。第二,商品房销售价格波动对产业结构演变作用机制的区域性特征差异明显。其中,东部地区商品房销售价格上涨仅对本地及邻近省份产业结构均衡状态存在影响效应;中部地区商品房销售价格上涨仅对邻近省份产业结构服务化和合理化程度存在空间溢出效应;西部地区商品房销售价格上涨对本地及邻近省份产业结构服务化和合理化程度影响效应不显著。

以上结论表明,从全国经济整体平稳健康可持续发展的视角来看,实施“因地制宜”的宏观调控机制,必须充分考虑商品房销售价格波动对邻近省份产业结构服务化和合理化的空间溢出效应以及各地区的影响差异。本文的政策建议如下:

第一,强化对个人住房按揭贷款的控制,加大“房住不炒”基本原则的宣传力度,走出认识误区,要充分认识到商品房销售价格涨落对产业结构的深层影响,坚持“房住不炒”基本原则,避免形成商品房销售价格上涨预期。大量信贷资金与房地产紧密捆绑,地方政府要走出“依靠发展房地

产带动经济增长”的认识误区,要逐步摒弃土地财政和地产拉动经济惯性思维,加大实体经济和科技创新的扶持力度,构筑地方经济新的发展动力源^①。消费者要走出“依靠投机房地产发家致富”的认识误区,警惕房地产交易市场的高杠杆现象。

第二,打出调控房价的“组合拳”,形成有利于实体经济发展的政策体系。通过“限购”、土地市场调控、保障性住房建设等手段防止房价非理性上涨,规避商品房销售价格上涨对本地实体经济特别是对工业企业的“挤出效应”(这一效应在中部地区最为显著),在更好发挥作用引导本地商品房销售价格回归理性区间的同时,形成有利于本地实体经济市场主体转型升级的扶持政策。

第三,实施积极的产业转移政策,有效消化空间溢出产能。在贯彻发展新理念大背景下,地方政府既要留住可能会被高房价“挤兑”的实体经济市场主体,同时也要“搭好戏台”,有效吸收消化邻近省份被当地商品房销售价格上涨“挤兑”、通过空间溢出路径转移过来的产业主体和劳动力资源,避免因无法承载邻近省份商品房销售价格上涨的空间溢出效应(这一效应在东部地区最为显著)而导致本地产业结构失衡。

The Fluctuation of Housing Price, Inter-province Spatial Spillover and Evolution of Industrial Structure

LIN Li-kui & YU Zhuang-xiong

(Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: Promoting the structural reform of the supply side is the main line of implementing the new concept of development and building a modern economic system. To dissolve the stock of commodity house is one of the main goals. There should have the fluctuation of house price in the process of promoting the inventory of commercial housing. Based on the results by using Spatial Durbin Model (SDM), the effect of the fluctuation of house price on the service level and rationalization level of industrial structure is mainly manifested as the spatial spillover effect on the neighboring provinces, which has regional differences. Accordingly, the macro-control mechanism of "acting according to the local characteristics" shall be adopted, so as to better play the role of the governments, firmly adhere to the foundation of local economic development and effectively digest the space spillover capacity.

Key words: fluctuation of housing price; spatial spillover effects; industrial structure; regulation mechanism
(责任校对 蒋云霞)

^①常远,吴鹏:《财政分权、产业结构调整与城乡收入差距》,《广东财经大学学报》2016年第5期。