

房价波动与制造业升级：基于省际面板数据的空间计量分析

潘红玉 周永生 赵 慧 贺正楚

摘 要：利用 2007-2016 年中国 29 个省市区的相关数据，分析房地产价格和制造业产业升级在中国各个省市区的分布格局和空间上的相互依赖性。基于邻接权重矩阵构建空间滞后模型和空间误差模型，分析房价波动对中国制造业产业升级的影响。基于上述研究，得到四个方面的结论：一是通过 Moran's I 指数和 Moran's I 散点图证明了中国房价水平和制造业产业升级存在显著的空间相关性，制造业具有高水平区域集中、低水平区域聚集的特点；二是中国房地产价格与制造业产业升级呈倒 U 型库兹涅茨曲线关系，也就是说房价波动对制造业产业升级同时具有正效应和负效应；三是从整体上看，现阶段省域间相对房价升高对制造业低端技术产业产生挤出效应，对制造业高端技术产业发展产生促进作用，相对房价升高带动了制造业产业升级；四是在北京和上海，由于房价与制造业产业升级两者之间的关系已经跨入倒 U 型曲线的右边，所以要有效控制房价上涨，以免制造业产业升级受到抑制。

关键词：房价波动；制造业产业升级；空间滞后模型；空间误差模型

DOI: 10.3773/j.issn.1006-4885.2020.04.021

中图分类号: F424、F062.9 文献标识码: A 文章编码: 1002-9753 (2020) 04-0021-28

1 引 言

中国房地产市场自 1998 年住房制度改革后发展迅猛，房地产开发企业投资总额、

基金项目：国家社会科学基金重点项目（项目编号：18AJY022）；广西高校人文社会科学重点研究基地基金资助项目：桂林理工大学现代企业管理研究中心专项课题（项目编号：19YB008）；社科基金一般项目（项目编号：16BJL118）。

作者简介：潘红玉（1989-），湖南娄底人，桂林理工大学博士后研究人员，研究方向：产业经济学。

周永生（1963-），湖南永州人，桂林理工大学商学院教授、博士生导师。研究方向：产业经济学。

赵 慧（1987-），广西南宁人，广西大学国际学院副研究员，研究方向：产业经济学。本文通讯作者。

贺正楚（1968-），湖南衡阳人，桂林理工大学商学院教授，长沙理工大学博士生导师。研究方向：产业经济学。

房地产从业人数、商品房销售额、销售面积等指标均呈现出跨越式增长，房地产对经济发展做出了重要贡献。住房逐渐成为市场中被追捧的社会性财富标志，同时也引发了很多的弊端，如一些地方政府过度依赖土地财政、强势群体过度投资甚至投机伤民等问题时常发生（林左鸣和闫妍，2014^[1]）。且在现有住房规律之下，随着居民家庭财富的不断增长，会进一步拉大居民间的贫富差距，也会导致城市居民出现居住空间上的隔离，逐渐形成空间经济分割的现象（邓琳等，2015^[2]）。“高烧不退”的房地产市场，伴随着的是房价非理性的周期性上涨，且这种趋势不断从一、二线城市向三、四线城市蔓延。为了抑制房价的非理性上涨，中央和地方政府都出台了一系列调控政策。然而，房价始终未能跳出“房地产调控政策放松—房价加快上涨，房地产调控政策收紧—房价上涨趋稳”的怪圈。尤其是2016年房地产“去库存”的大政策下，热点城市房价暴动，商品房销售量、价都创下了历史新高。不断高涨的房价，吸引大量资本或优势资源不断涌入房地产市场。在短期内社会资本总量固定的情况下，其他行业的资金相对不足限制了其发展的空间。长此以往，高房价将会对整体国民经济造成不可挽回的损失。

实体经济是经济可持续发展的基石，而制造业作为实体经济的主体，房价对制造业的影响受到学者们的广泛关注。在世界经济周期性下行的背景下，世界各国纷纷出台国家战略来提振制造业发展，如德国“工业4.0”、美国“先进制造伙伴计划”等。近几年，中国制造业的发展不但受到发展中国家“中低端分流”的挤压，也受到了发达国家“高端回流”的挤压，再加上中国经济内部结构性矛盾，中国制造业则由快速发展转而陷入持续低迷状态。此外，高房价对制造业产生的挤出效应同样不容忽视。一方面大量的金融资源向房地产领域流入，挤占了制造业应有的金融资源，从而抑制制造业转型升级，还会使潜在的金融风险增加（李天祥和苗建军，2011^[3]）。另一方面，制造业在房价飞速上涨的压力下，制造成本在不断提高，廉价劳动力优势在逐渐降低，一些制造业企业（尤其是低端制造业企业）难以忍受高房价所带来的成本上涨压力，纷纷向低成本地区转移，如华为、中兴关闭了一些位于深圳的厂房，转而到其他更有优势的地区生产，富士康也关闭了大量位于东部地区的厂房，转向中西部地区，并且正在印度建造工厂。

由于房地产产品消费的地域性、土地的不可转移性使得房地产业具有鲜明的区域特征。房地产业的变动会给区域经济发展带来较大的外部性，会对城市群产业分工和空间布局产生极大的影响。当前，中国制造业正面临着转型时期的挑战和机遇，而制造业产业结构的变化必将受到高房价的影响。在考虑经济的空间溢出作用（某一地区制造业产业升级水平的变化会带动周边一些地区制造业产业的发展）时，

制造业产业升级的空间依赖性也将逐渐显现。因此，本文试图运用空间计量的方法构建空间滞后模型和空间误差模型研究房价波动对制造业产业升级的作用，以期在今后进一步深入探究房价与制造业产业升级之间的相关问题提供借鉴和参考，还可以为有关部门制定合理的调控政策、完善产业政策（如制造业产业转移政策、产业集群战略）等方面提供科学的参考依据，并对目前房地产调控政策的进一步科学化作出积极贡献。

2 文献综述

国际经济形势的低迷以及国内劳动力成本的不断上升均对中国制造业发展带来了巨大挑战（潘为华和陈亮，2019^[4]）。因此，提高制造业的全要素生产率、促进制造业转型升级是中国经济健康持续增长的关键。相比于实体行业而言，房地产业是暴利行业，房地产市场的快速膨胀导致大量资本逃离实体，不管是中央还是县市稍具规模的各类所有制企业，都有涉及到房地产开发和经营（荣昭和王文春，2014^[5]）。房地产投资额的不断增加，极大的挤压了制造业部门的发展，如制造业等行业的技术研发投入投入不足、制造业产业升级资金日趋匮乏等，从而使制造业行业国际竞争力的提升受到制约（周端明等，2016^[6]；余静文等，2015^[7]）。房地产投资对制造业投资的挤出是房地产投资影响制造业资源配置效率的渠道之一（罗知和张川川，2015^[8]）。从长期来看，房地产行业快速发展不但无法促进经济增长，反而会阻碍经济的稳定发展（陈斌开等，2015^[9]）。随着空间计量的产生和发展，越来越多的学者考虑经济现象在空间上相互影响的重要性。因此，应用空间动态计量方法研究区域经济增长及其空间效应正成为热点（张洪等，2014^[10]）。产业空间分布是否合理影响着城市与区域的产业结构、地域分工程度以及可持续发展。而制造业区位分布受房价水平影响较大，当房价不断上涨时，制造业由于无法消化房价上涨带来的压力而只能选择往周边城市迁移，而房价、交通成本变动对于高附加值服务业来说并不那么敏感，因此，高附加值服务业能在中心城市集聚，这也在客观上促进了城市内部的产业升级，同时也有利于在区域间形成合理的产业分工格局（齐讴歌等，2012^[11]）。产业转移是企业将产品生产的部分或全部由原产地转移到其他地区的一种经济地理现象。高波等（2012）^[12]、杨亚平和周泳宏（2013）^[13]从产业转移视角探究了房价变化对产业结构变迁的影响。得出城市间的相对房价升高，使得城市间的相对就业人数减少和带动产业价值链的攀升，实现了产业由低到高的升级。同时，相对房价上涨促使劳动密集型产业迁出，客观上形成了高技术产业的相对集聚，从而实现劳动力供给结构的优化和产业结构的升级（张平和张鹏鹏，2016^[14]）。但是，房价过高在一定程度上会降低企业和居民的总体效用，区域房

价的畸高导致劳动力和企业流出，容易造成中心城市的产业空心化（席艳玲等，2013^[15]）。范剑勇和邵挺（2011）^[16]研究得出，城市综合地价上升越快，制造业平均产业集中度下降幅度就越大。随着沿海地区或大中型城市房价上涨，制造业不断扩散到周边中心城市或地区。

在世界经济发展过程中，普遍存在着经济活动的空间集聚现象，且能在不同空间尺度上（全球、国家或区域）可以观察到（罗胤晨和谷人旭，2014^[17]）。经济集聚在时间维度和空间维度上的表现是不相同的，在时间维度上表现为经济产出持续不断增长（Romer，1986^[18]）；在空间维度上表现为经济活动不断向少数区域集聚（Krugman，1991^[19]）。产业集聚是产业资本要素在空间范围内不断汇聚的一个过程，是由生产某种产品的若干同类型企业、与这些企业相关的上下游企业以及有关联的服务业相互聚集的经济现象（关爱萍和张宇，2015^[20]）。产业集聚可以提高劳动生产率，可以促进创新，其逐渐成为产业结构优化、产业转型升级、区域链条式发展的重要战略举措。

唐晓华等（2017）^[21]基于区位基尼系数和地理集中度测算中国制造业 21 个行业 1997—2013 年期间的集聚水平，深入分析中国制造业所具有的集聚特征与变化趋势；并结合全局莫兰指数（Moran's I）探究中国制造业的空间关联模式。各级政府越来越认可产业集聚的正外部性，为达到 1+1>2 的效果，政府通过推动邻近地区经济一体化来促进有序的产业集聚。那么，中国制造业集聚程度的提高是否会导致高房价？周启良（2015）^[22]得出劳动密集型制造业集聚会抑制房价上涨，资本技术密集型制造业集聚会促进房价上涨。崔凌云（2016）^[23]分析了山东省制造业集聚的特征，并采用空间杜宾面板模型测算资本投入、劳动投入、制造业集聚以及房价上涨对制造业产出的空间效应。国内学者还对生产性服务业与制造业之间的集聚关系进行了研究，得出：生产性服务业与制造业具有协同集聚现象，也就是说生产性服务业集聚能够促进制造业集聚，而制造业集聚亦能促进生产性服务业集聚（贺正楚和吴艳，2013^[24]）；生产性服务业集聚能显著促进制造业升级的提升，这种促进作用不仅体现在本地区制造业升级水平上，还能对周边区域的制造业转型升级产生正向的空间外溢效应（盛丰，2014^[25]）。

通过上述文献分析可知，研究房地产、制造业以及房价与制造业之间关系的文献非常丰富，其研究视角也很多，如产业间相互关联、产业变迁、产业集聚、产业转型升级等角度。然而，把房价水平纳入制造业转型升级进行考察的研究相对较少，鲜有学者从高房价背景下研究中国制造业转型升级的空间效应。基于此，本文将从以下四个方面进行研究：第一，对房价波动影响制造业产业升级的内在机制进行探

讨；第二，根据内在机制与相关理论构建房价波动对制造业产业升级影响的空间计量模型；第三，运用中国 29 个省级相关的房价与制造业面板数据进行实证分析；第四，根据实证结果提出相应的政策性建议。

3 理论模型

本文基于 Krugman (1991) [19] 提出的核心 - 边缘模型 (core-periphery model) 即 CP 模型，并借用高波等 (2012) [12]、毛丰付等 (2016) [26] 的模型，建立包含房价的 CP 模型，并将工资水平、劳动力流动、制造业消费品自由流动情况等经济发展过程中存在的多种要素纳入分析框架，探究房价水平如何影响制造业产业升级，具体如下：

假设地区 1 和地区 2 是某个国家的两个经济区域，劳动力在这两个地区之间能自由流动，并且工资收入水平相等，两个经济区域内只存在两种可以消费的商品：制造业工业品（可贸易的消费品）和住房（不可贸易的产品）。消费者通过合理配置收入，在制造业工业品和住房进行合理配置，以实现效用的最大化；制造业企业则通过区位的选择来控制成本实现利润最大化。那么地区 1 消费者效用函数的计算公式如下所示：

$$U_1 = C_{1m}^\mu C_{1h}^{1-\mu} \quad (1)$$

$$\text{s.t. } P_{1m}C_{1m} + P_{1h}C_{1h} = W_1 \quad (2)$$

其中 $C_{1m} = (\int_0^n c_{1i}^{1-(1/\sigma)} d_i)^{1/(1-1/\sigma)}$ ， $P_{1m} = [\int_0^n p_i^{1-\sigma} d_i]^{(1-\sigma)}$ ， C_{1m} 表示地区 1 消费者所消费的制造业工业品数量， C_{1h} 为地区 1 消费者所消费的住房数量， P_{1m} 为地区 1 制造业工业品的价格， P_{1h} 为地区 1 的住房价格， W_1 为地区 1 消费者的收入， c_{1i} 代表地区 1 的消费者第 i 类制造业工业品的消费量， p_i 为第 i 种制造业工业品的价格， n 为两个地区所有制造业工业产品的种类数量，即 $n=n_1+n_2$ （ n_1 是地区 1 制造业工业品的种类数量， n_2 是地区 2 制造业工业品的种类数量）。 σ 是制造业工业品之间的替代弹性， μ 是消费支出占制造业工业品上的支付份额，则 $1-\mu$ 消费支出在住房上的支付份额。最优化后得到地区 1 消费者的间接效用函数形式如下：

$$V_1 = \frac{\mu^\mu (1-\mu)^{(1-\mu)} W_1}{P_{1m}^\mu P_{1h}^{1-\mu}} \quad (3)$$

结合生产商的优化条件，由式 (1) 得出制造业工业品的价格函数：

$$P_{1m} = [s_n W_1^{1-\sigma} + (1-s_n)(W_2 T)^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)} \quad (4)$$

其中， W_2 是指地区 2 消费者的收入， s_n 是地区 1 所有制造业企业数量所占的比重，其值 $s_n=n_1/n$ 。根据新经济地理学的相关理论：

$$\frac{\text{地区制造业企业数量}}{\text{所有地区制造业企业数量}} = \frac{\text{地区制造业产品种类}}{\text{所有地区制造业产品种类}} \circ T \text{ 表示制造业产品在不同区}$$

域间运输的交通成本，且 $T > 1$ 。

把式 (4) 代入式 (3) 并且化简得到：

$$V_1 = \mu^\mu (1 - \mu)^{(1-\mu)} W_1 / P_{1h}^{1-\mu} [s_n W_1^{1-\sigma} + (1 - s_n)(W_2 T)^{1-\sigma}]^\alpha \quad (5)$$

其中， $\alpha = \frac{\mu}{\sigma-1}$ 。根据对称性原理，地区 2 同样有：

$$q q = V_2 = \mu^\mu (1 - \mu)^{(1-\mu)} W_2 / P_{2h}^{1-\mu} [s_n (W_1 T)^{1-\sigma} + (1 - s_n)(W_2)^{1-\sigma}]^\alpha \quad (6)$$

构造地区间相对效用函数来衡量劳动力的流动情况，因此有：

式 (4) 除以式 (5) 得到相对效用函数 K_{12} ，即

$$K_{12} = \frac{V_1}{V_2} = \frac{W_1}{W_2} \left(\frac{P_{1h}}{P_{2h}} \right)^{\mu-1} \left[\frac{s_n W_1^{1-\sigma} + (1-s_n)(W_2 T)^{1-\sigma}}{s_n (W_1 T)^{1-\sigma} + (1-s_n)(W_2)^{1-\sigma}} \right]^{-\alpha} \quad (7)$$

其中，

$$\left[\frac{s_n W_1^{1-\sigma} + (1-s_n)(W_2 T)^{1-\sigma}}{s_n (W_1 T)^{1-\sigma} + (1-s_n)(W_2)^{1-\sigma}} \right]^{-\alpha} = \left[\frac{\frac{s_n (W_1)^{1-\sigma}}{1-s_n (W_2)^{1-\sigma}} + T^{1-\sigma}}{\frac{s_n (W_1 T)^{1-\sigma}}{1-s_n (W_2)^{1-\sigma}} + 1} \right]^{-\alpha} \quad (8)$$

令 $T^{1-\sigma} = \varphi$ ， φ 代表地区 1 和地区 2 之间的贸易自由度。对式 (8) 中的 $\frac{s_n}{1-s_n}$ 和 $\frac{W_1}{W_2}$ 进行泰勒展开：

$$\left[\frac{s_n W_1^{1-\sigma} + (1-s_n)(W_2 T)^{1-\sigma}}{s_n (W_1 T)^{1-\sigma} + (1-s_n)(W_2)^{1-\sigma}} \right]^{-\alpha} \approx \varphi^{-\alpha} \left[1 - \frac{\alpha}{\varphi} (1 - \varphi^2) \frac{s_n}{1-s_n} \right] \quad (9)$$

把式 (9) 代入式 (7)，然后取对数，得：

$$\ln K_{12} = \ln \frac{W_1}{W_2} + (\mu - 1) \ln \frac{P_{1h}}{P_{2h}} - \alpha \ln \varphi + \ln \left[1 - \frac{\alpha}{\varphi} (1 - \varphi^2) \frac{s_n}{1-s_n} \right] \quad (10)$$

接下来对 $\left[1 - \frac{\alpha}{\varphi} (1 - \varphi^2) \frac{s_n}{1-s_n} \right]$ 进行泰勒展开后，式 (10) 进一步变成：

$$\ln K_{12} = \ln \frac{W_1}{W_2} + (\mu - 1) \ln \frac{P_{1h}}{P_{2h}} - \alpha \ln \varphi - \frac{\alpha}{\varphi} (1 - \varphi^2) \frac{s_n}{1-s_n} \quad (11)$$

如果劳动力区位选择达到均衡状态时，那么消费者在地区 1 的效用水平与地区 2 的效用水平是相等的，则：

$$\ln K_{12} = 0$$

从而式 (11) 进一步变成：

$$\ln \frac{W_1}{W_2} + (\mu - 1) \ln \frac{P_{1h}}{P_{2h}} - \alpha \ln \varphi = \frac{\alpha}{\varphi} (1 - \varphi^2) \frac{s_n}{1-s_n} \quad (12)$$

根据式 (12) 可以得出：某地区制造业的发展情况受到地区间的工资水平、房价水平以及制造业消费品在地区间自由流动的影响。在不考虑经济发展周期的情况下，不但保持地区间的工资水平不变，还保持制造业消费品的自由流动不变，那么地区间的房价差异对地区间制造业的产业升级产生极大的影响，地区间制造业产业升级随着地区间房价水平差异的变动而变动。

4 计量模型构建与数据说明

4.1 空间相关性检验

空间计量模型纳入了空间依赖性的因素，这使得其对很多现实问题的解释能力比传统的计量模型更加精确和符合实际情况。在建立空间面板回归模型之前，先用Morans'I测定中国制造业转型升级是否具有一定的空间相关性。当不存在空间自相关时，则采用普通的面板数据模型进行实证研究；当存在空间自相关，则必须用空间面板计量方法进行实证研究分析。空间相关性检验共有两种，分别是全局自相关性检验和局部自相关性检验。

(1) 全局空间自相关检验

全局空间自相关检验是从区域空间整体的视角来刻画空间关联与空间差异程度，为测量不同地区间观测变量的总体相关程度，本文使用全局空间自相关度量指标Morans'I来测算，Morans'I的计算公式如下：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

其中， $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 为样本方差， w_{ij} 为空间权重矩阵的 (i, j) 元素，把空间权重矩阵行标准化以后变为： $I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$ 。Morans'I的取值一般介于-1到1之间，其符号表示空间关联方向性，绝对值表示关联强度。大于0表示正相关，即高值与高值相邻、低值与低值相邻，表明地区间某变量之间存在空间集聚现象；小于0表示负相关，即高值与低值相邻，表明地区间某变量之间存在空间排斥现象。如果莫兰指数I接近于0，表明空间分布是随机的，不存在空间自相关。莫兰指数I的绝对值越大，说明所检验的变量之间的空间相关性越强。

(2) 局域空间自相关检验

全局Morans'I只说明空间是否出现了集聚或异常值，但并没有说明在哪里出现，而局部莫兰指数I可以说明在哪里出现了集聚或者哪里出现了异常值（吴穹等，2018^[27]）。本文的局域空间自相关检验通过Morans'I散点图来检测。Morans'I散点图是用来描述某一区域单元与相邻单元间局部空间关联形态：共有四个象限，分别是高-高集聚、低-高集聚、低-低集聚和高-低集聚。高-高集聚表示高值区域被同是高值的区域所包围，是指四个象限中的第一象限；低-高集聚表示低值区域被周围高值区域所包围，是指四个象限中的第二象限；低-低集聚代表了低值区域被同是低值区域所包围的空间联系形式，也就是四个象限中的第三象限；第四象限则与第二象限相反，是高值被低值包围的高-低集聚，空间单元间异质性突出（王翔，

2017^[28])。第一象限和第三象限是相似的空间特征集聚在某一地理空间，表示存在正的空间相关性。相反地，第二、第四象限反映的是差异特征的空间分散，表示存在负的空间相关性。

4.2 空间权重矩阵的构建

引入空间权重矩阵体现了空间计量模型的创新性和特殊性。研究变量在空间上的位置关系通过空间权重矩阵得以显示，研究变量间的空间溢出效应随着距离的增加而衰退。空间权重矩阵 $W = (w_{ij})_{m \times n}$ ，主要用于表达空间依赖性，其表现形式为：

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ w_{m1} & w_{m2} & \cdots & w_{mn} \end{bmatrix}$$

随着空间计量模型的不断发展，空间权重矩阵设定也在不断变化和丰富。本文以现有文献为基础，设置了邻接权重矩阵进行回归分析房价对制造业转型升级的影响，具体如下：

空间权重矩阵在空间计量模型的地位至关重要，影响着空间相关性的判断以及空间计量模型的估计。本文设定 0-1 邻接空间权重矩阵，如果两个地区相邻（即有公共边界）时，权重矩阵对应的数字设定为 1，如果两个地区的地理位置不相邻（即没有公共边界），权重矩阵对应的数字设定为 0。矩阵元素中对角线元素全为 0，其他元素的设定满足：

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & (i, j \text{ 相邻}) \\ 0 & (i, j \text{ 不相邻}) \end{cases}$$

且海南按与广东相邻处理，以上矩阵利用 stata14.0 软件创建完成，且对各权重矩阵进行了标准化处理，记为 $W1$ 。

4.3 空间计量模型设定

空间计量模型主要有两类模型，分别是空间自回归模型（SAR）和空间误差模型（SEM），其对问题分析适用性程度存在差异，需做进一步的筛选和比较。

$$\text{SAR: } Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} Y_{it} + X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$\text{SEM: } Y_{it} = X_{it} \beta + \varepsilon_{it}, (\varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{it} + \mu_{it}) \quad (14)$$

在式（13）和式（14）中， Y_{it} 为因变量， X_{it} 为一系列控制变量， μ_{it} 和 ε_{it} 是服从正态分布的随机误差项， β 、 ρ 代表不同系数， λ 为空间误差系数， $\sum_{j=1}^n w_{ij} Y_{it}$ 为空间滞后因变量， $\sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{it}$ 衡量了除区域 i 以外 t 年度邻近区域扰动项的加权平均值。 ρ 为空间自回归系数，表示相邻区域的因变量对本区域因变量的影响方向和程度，当 ρ 大于 0 时表示空间溢出效应，当 ρ 小于 0 时表示离散效应。SAR 主要用于研究空间系统内某地区的行为对相邻地区的影响，这一影响主要体现在因变量的

滞后项中，强调因变量空间溢出效应。SEM 的残差扰动项显示出空间依赖性，该模型主要用来研究通过残差扰动项结构关联实现地区间相互影响的情况（鞠方等，2016^[29]）。

4.4 变量选取与数据检验

（1）变量选取

被解释变量。用制造业产业的产值和就业人数相关数据，计算出制造业产业的相对产值与相对就业率。计算公式是：相对产值用某一地区制造业的产值除以其余所有样本地区的制造业产值的均值，记为 $rout_{it}$ ；同理，相对就业率用某一地区制造业的就业人员数除以其余所有样本地区的制造业就业人员数的均值，记为 $remp_{it}$ 。对于制造业各行业的分类，经济合作和发展组织（OECD）提出按技术密集度进行分类，分成了低技术、中低技术、中高技术和高技术行业。此处以此为基础，并借鉴傅元海等（2014）^[30]的分类方法，把中高端技术产业合并到高端技术产业，这样制造业被划分为三大类，分别是高端技术产业、中端技术产业和低端技术产业，具体行业见表 1 所示。在本文的实证过程中，主要考察房价水平对区域制造业产业以及制造业三大技术产业的影响，因此，被解释变量具体采用以下几个指标来衡量：制造业产业 t 时刻在省（市 / 自治区） i 的相对产值；制造业产业 t 时刻在省（市 / 自治区） i 的相对就业率；制造业高端技术产业 t 时刻在省（市 / 自治区） i 的相对产值；制造业高端技术产业 t 时刻在省（市 / 自治区） i 的相对就业率；制造业低端技术产业 t 时刻在省（市 / 自治区） i 的相对产值；制造业低端技术产业 t 时刻在省（市 / 自治区） i 的相对就业率。

表 1 制造业产业技术类别划分

制造业产业技术类别划分(行业数量)	包含的制造业行业
高端技术产业（9）	通用设备制造业；交通运输设备制造业；专用设备制造业；电气机械及器材制造业；化学原料及化学制品制造业；通信设备、计算机及其他电子设备制造业；仪器仪表及文化、办公用机械制造业；医药制造业；化学纤维制造业
中端技术产业（6）	非金属矿物制品业；石油加工、炼焦及核燃料加工业；有色金属冶炼及压延加工业；橡胶和塑料制品业；黑色金属冶炼及压延加工业；金属制品业
低端技术产业（13）	纺织业；烟草制造业；食品制造业；木材加工及木、竹、藤、棕、草制造业；纺织服装、鞋、帽制造业；农副食品加工业；家具制造业；造纸及纸制品业；饮料制造业；皮革、毛皮、羽毛（绒）及其制造业；印刷业和记录媒介的复制业；文教体育用品制造业；其他制造业

解释变量。相对工资和相对房价是本文的核心解释变量，分别是通过城镇单位

就业人员平均工资、商品房中住宅平均销售价格计算得到，计算方法类似于相对产值，分别记为 rw_{it} 、 rhp_{it} 。为了增加计量的稳健性，本文添加了一些控制变量，具体如下：劳动力流动会受到基础设施的影响。一般来说，劳动力倾向于流向基础设施越完善的地区，且基础设施中的医疗条件、教育条件是着重考虑的对象。本文的医疗条件用省、市、自治区每年的医院和卫生院的床位数来衡量，记为 $health_{it}$ 。教育条件用省、市、自治区的普通高等学校、普通高中学校、普通初中学校以及普通小学的总和来衡量，记为 edu_{it} 。城镇化率反映该地区的城镇化水平。以往很多学者是用非农业人口比例或户籍城镇人口比例来衡量城镇化率，但这种方法低估了实际城镇化率，本文采用城市的城镇人口占常住人口的比例来衡量城镇化率，记为 urb_{it} 。地区的信息公开化、制度透明化随着地区贸易自由度的增加而增加，从而带来更多的市场需求。贸易自由度用省、市、自治区的年度客运量来表示，记为 $trade_{it}$ ，变量定义与说明见表 2。

表 2 变量定义与说明

变量类型	变量名称(变量符号)	变量定义	数据来源	文献来源
被解释变量	相对产值 ($rout_{it}$)	制造业 t 时刻在省 (市 / 自治区) i 的相对产值	根据《中国工业经济统计年鉴》相关数据计算得出	高波等 (2012) ^[12]
	相对就业率 ($remp_{it}$)	制造业 t 时刻在省 (市 / 自治区) i 的相对就业率	根据《中国工业经济统计年鉴》、EPS 数据平台相关数据计算得出	高波等 (2012) ^[12]
解释变量	相对房价 (rhp_{it})	省 (市 / 自治区) i 与其他省 (市 / 自治区) 的相对房价	根据《中国统计年鉴》相关数据计算得出	潘红玉和刘亚茹 (2019) ^[31]
	相对工资 (rw_{it})	省 (市 / 自治区) i 与其他省 (市 / 自治区) 的相对工资	根据《中国统计年鉴》相关数据计算得出	毛丰付等 (2016) ^[26]
控制变量	城镇化率 (urb_{it})	省 (市 / 自治区) 城镇人口所占比率	根据《中国统计年鉴》相关数据计算得出	楚尔鸣和曹策 (2018) ^[32]
	医疗条件 ($health_{it}$)	省 (市 / 自治区) 每年的医院、卫生院床位数	根据《中国统计年鉴》相关数据计算得出	楚尔鸣和曹策 (2018) ^[32]
	贸易自由度 ($trade_{it}$)	省 (市 / 自治区) 的年度客运量	《中国统计年鉴》直接查表	毛丰付等 (2016) ^[26]
	教育条件 (edu_{it})	省 (市 / 自治区) 的学校数量来表征	根据《中国统计年鉴》相关数据计算得出	高波等 (2012) ^[12]

在对产业升级的研究中，通常从产业的产出和就业两个方面进行衡量，如果相对房价升高，使得产业的相对产值和相对就业人数提升时，那么可以认为产业得到升级；如果相对房价升高，不但对低附加值产业产生挤出效应，还促使了高附加值产业的相对产出、相对就业率增加，那么就可以推断出高房价促进了产业升级（高波等，2012^[12]）。

为了讨论的方便，此处对绝对量予以对数化处理，则可将前述式（13）、式（14）中的模型进行改进。改进后的空间自回归模型和空间误差模型的表达式分别为：

$$\begin{aligned} \text{rout}_{it} &= \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \text{rout}_{it} + \beta_0 + \beta_1 \text{rw}_{it} + \beta_2 \text{rhp}_{it} + \beta_3 \text{urb}_{it} + \beta_4 \ln \text{health}_{it} \\ &\quad + \beta_5 \ln \text{edu}_{it} + \beta_6 \ln \text{trade}_{it} + \varepsilon_{it} \\ \text{remp}_{it} &= \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \text{remp}_{it} + \beta_0 + \beta_1 \text{rw}_{it} + \beta_2 \text{rhp}_{it} + \beta_3 \text{urb}_{it} + \beta_4 \ln \text{health}_{it} \\ &\quad + \beta_5 \ln \text{edu}_{it} + \beta_6 \ln \text{trade}_{it} + \varepsilon_{it} \\ \text{rout}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \text{rw}_{it} + \beta_2 \text{rhp}_{it} + \beta_3 \text{urb}_{it} + \beta_4 \ln \text{health}_{it} + \beta_5 \ln \text{edu}_{it} + \beta_6 \ln \text{trade}_{it} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{it} + \mu_{it} \\ \text{remp}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \text{rw}_{it} + \beta_2 \text{rhp}_{it} + \beta_3 \text{urb}_{it} + \beta_4 \ln \text{health}_{it} + \beta_5 \ln \text{edu}_{it} + \beta_6 \ln \text{trade}_{it} + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \varepsilon_{it} + \mu_{it} \end{aligned}$$

（2）数据来源

选取的样本为制造业 29 个行业分省数据，研究年限为 2007-2016 年，鉴于制造业各细分行业工业总产值数据的可获得性，青海和西藏因数据不全未纳入样本之中。数据来源于 2008-2017 年《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、EPS 数据平台和 2010 年人口普查资料。数据来源和选取，依据以下三个原则。

一是行业一致性。1984 年中国首次发布《国民经济行业分类》，且在 1994 年、2002 年、2011 年对其进行了修订。行业分类均有一定程度的变动，为保持行业一致，因此本文将汽车制造业与铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业合并为“交通运输设备制造业”。

二是数据一致性。2012 年以后国家统计局、《中国工业经济统计年鉴》不再公布分行业工业总产值这一统计指标的数值，为保持数据连贯性，本文借鉴关爱萍和张宇（2015）^[20] 的处理方法，采用工业销售产值数据替代工业总产值来测算制造业结构变动，且工业销售产值与工业总产值也非常接近。

三是缺失值的处理。虽然 2008-2012 年《中国工业经济统计年鉴》缺少皮革、毛皮、羽毛（绒）及其制造业，家具制造业，文教体育用品制造业，木材加工及木、竹、藤、棕、草制造业，印刷业和记录媒介的复制，其他制造业数据，但不影响制造业整体转型升级的研究。

（3）数据的处理与检验

样本中 29 个省份（自治区、直辖市）各变量统计值见表 3。从表 3 中可以看出，在近十年间，相对房价的均值为 1.02，房价的标准差为 0.68，相对房价的最大值为 4.1，最低值只有 0.47，其在地域、时间上的差异非常明显。中国制造业产业相对产值

rout、相对就业率 remp 的最大值分别是最小值的 124.75、189.33 倍，说明制造业产业升级在时间和地域上存在较大差异。

表 3 各变量的统计性描述

变量	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
rout	290	1.050	1.210	0.040	4.990
remp	290	1.050	1.280	0.030	5.680
rw	290	1.000	0.280	0.730	2.070
rhp	290	1.020	0.680	0.470	4.100
urb	290	53.790	13.700	28.240	89.60
lnhealth	290	2.730	0.700	0.640	3.990
lnedu	290	9.000	0.820	7.250	10.510
lntrade	290	11.080	0.870	8.830	13.260

为了避免在实证分析中出现伪回归现象，确保回归分析结果的有效性，需要对样本数据做平稳性检验。本文选取 LLC 单位根检验的方法检验变量的平稳性。检验结果显示所有变量都通过了平稳性检验（如表 4 所示）。

表 4 LLC 单位根检验结果

变量	统计数值	P 值
rout	-3.8003***	0.0001
remp	-1.9047**	0.0284
rw	-6.4988***	0.0000
rhp	-6.5916***	0.0000
urb	-5.4848***	0.0000
lnhealth	-8.7488***	0.0000
lnedu	-7.6867***	0.0000
lntrade	-4.5224***	0.0000

5 实证结果分析

5.1 空间自相关检验

各变量的空间相关性选取 Moran's I 指数来反映。表 5 显示了 2007-2016 年中国 29 个省市区房价与制造业产业升级的 Moran's I 值。从检测结果来看，在邻接权重矩阵下，制造业相对产值的 Moran's I 指数值在 0.190-0.221 之间，且均通过了 5% 的显著性水平，说明存在明显的正向空间相关性；制造业相对就业率的 Moran's I 指数值在邻接权重矩阵下处于 0.015-0.092 之间。房价的 Moran's I 指数在邻接空间权重下均为正，且均通过了 5% 的显著性水平，说明中国省际房地产价格在 2007-2016 年期间存在“马太效应”，即房价较高的省份其邻近地区的房价也较高，而房价较低的

省份其邻近区域的房价也相对较低（鞠方等，2016^[29]）。综合来看，房价与制造业产业升级存在显著的空间自相关性。

表 5 2007–2016 年中国房价与制造业产业升级的莫兰指数

year	相对产值 rout	相对就业率 remp	相对房价 rhp	year	相对产值 rout	相对就业率 remp	相对房价 rhp
2007	0.196** (0.026)	0.015 (0.328)	0.316*** (0.001)	2012	0.220** (0.015)	0.067 (0.186)	0.050*** (0.004)
2008	0.198** (0.025)	0.080 (0.160)	0.310*** (0.001)	2013	0.205** (0.021)	0.075 (0.168)	0.044*** (0.006)
2009	0.190** (0.029)	0.075 (0.173)	0.321*** (0.001)	2014	0.213** (0.018)	0.076 (0.167)	0.042*** (0.007)
2010	0.192** (0.027)	0.070 (0.182)	0.298*** (0.002)	2015	0.221** (0.015)	0.088* (0.094)	0.030** (0.016)
2011	0.206** (0.020)	0.063 (0.197)	0.360*** (0.000)	2016	0.220** (0.015)	0.092* (0.092)	0.033** (0.011)

注：***、** 和 * 代表显著性水平，其分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著，括号内为 P 值。

Moran's I 指数已经表明制造业产业升级和房价的全局空间自相关性，为了进一步说明其空间分布的局部特征，本文还绘制了房价与制造业产业升级的 Moran's I 散点图。2016 年邻接权重下制造业相对产值、制造业相对就业率和房价的 Moran's I 散点图如图 1 所示。从图 1 可以看出，大多数省域位于第一、第三象限，表明制造业产业层级高的地区被同样高水平的其他地区包围，制造业产业升级在空间上相互集聚，制造业产业发展缓慢的地区也被同样低水平的其他地区所包围，形成了低水平的聚集圈，验证了制造业转型升级具有相当明显的扩散效应。相对房价的 Moran's I 散点主要集中在高 - 高集聚区域和低 - 低集聚区域，也就是第一、三象限，说明中国房价存在明显的空间集聚，且其分布是非均质的。总之，Moran's I 散点图显示了各个省市房价与制造业产业升级的空间联系形式分布情况，得出房价和制造业产业升级均具有高水平区域集中、低水平区域聚集的特点，Moran's I 散点图也再次证明了两者的存在显著的空间依赖性。

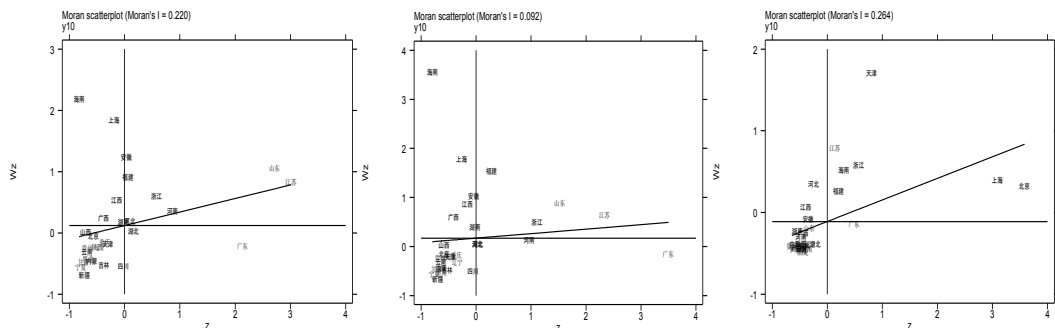


图 1 2016 年中国制造业的相对产值 rout 图、相对就业率 remp 图和相对房价 rhp 的 Moran's I 散点图

此外，本文还分析了 2016 年中国制造业产业升级和房价的区域分布情况（见图 2）。从制造业相对产值的区域分布来看，江苏、山东、广东处于（2.113，4.743］区间，这些地区是相对产值最高的第一梯队；河南、浙江处于（1.249，2.113］区间，属于相对产值较高的第二梯队；河北、福建、安徽、四川、湖南、江西、上海处于（0.677，1.249］区间，位于制造业相对产值一般的第三梯队；天津、重庆、吉林、广西、辽宁、陕西处于（0.355，0.677］区间，这些地区制造业的相对产值较低，为第四梯队；其他地区则为第五梯队，相对产值更低。从制造业相对就业率的区域分布来看，处于（3.015，5.56］区间的省份有广东、江苏，这两个地区的制造业相对就业率最高；山东、浙江、河南位于（1.415，3.015］区间，制造业相对就业率较高；福建、湖北、河北、湖南、安徽、四川、江西处于（0.719，1.415］范围内，这些区域的制造业相对就业率一般；上海、辽宁、重庆、广西、天津、陕西、吉林处于（0.303，0.719］区间，制造业相对就业率较低；新疆、甘肃、宁夏、海南的制造业相对就业率最低。从房价的区域分布可以看出，低房价区域的周边地区房价较低，而高房价区域临近的地区房价也较高，整体房价极化效应凸显。北京、上海的房价水平最高，其值达到了 4.102 和 3.682，属于第一梯队；天津、浙江、广东、海南、福建、江苏的房价水平属于第二梯队，湖北、河北、辽宁、山东、安徽的房价水平一般，位于第三梯队。其他省份的房价水平较低，则位于第四梯队，如湖南的房价水平为 0.555。由此可知，中西部地区房价水平相对较低，沿海地区与内陆地区房地产价格差异性明显。

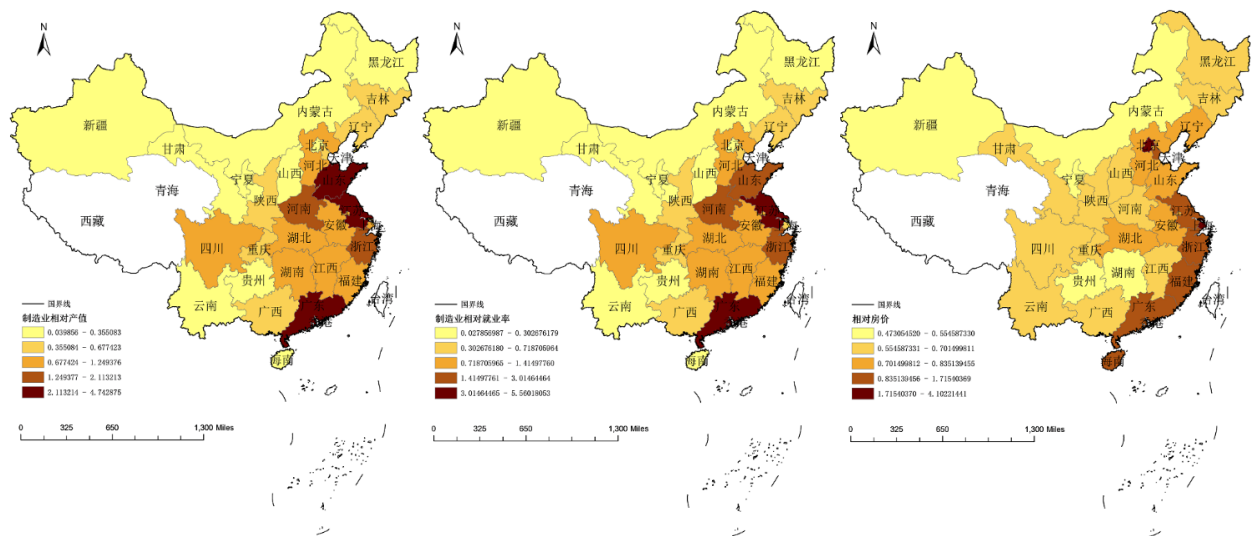


图 2 2016 年中国制造业产业升级和房价的区域分布图

5.2 空间模型估计分析

通过上述分析，制造业产业升级在空间上表现出显著的复杂性、自相关性和差异性，这些空间特性破坏了传统计量模型空间均质分布的假设。OLS 估计在忽略空间因素的情况下其结果可能有偏或无效，实证分析的解释能力较差。因此，本文建立房价对制造业转型升级影响的空间计量模型，开展有效分析。

(1) 模型的选择

关于 SAR 和 SEM 模型选择问题，主流检验策略包括以下两种：一种是 Anselin et al (1996) [33] 的方法，首先引入空间变量，通过 Moran's I 指数判断空间自相关性。然后比较拉格朗日乘数—滞后检验 (LM-LAG) 与拉格朗日乘数—误差检验 (LM-ERR) 两个统计量，若 LM-LAG 和 LM-ERR 都不显著，采用一般的 OLS 模型；若 LM-LAG 更显著，则采用 SAR 模型；若 LM-ERR 更显著，采用 SEM 模型更加恰当；若 LM-LAG 和 LM-ERR 相近，则比较稳健的拉格朗日乘数—滞后检验 (Robust LM-LAG) 与稳健的拉格朗日乘数—误差检验 (Robust LM-ERR) 的统计值。若 Robust LM-LAG 更显著，则 SAR 更恰当；反之，认为 SEM 更恰当。再根据似然比检验 (LR) 统计量判定是采用固定效应还是随机效应模型。另一种方法来自于 Elhorst (2014) [34] 的观点，以 SDM 模型作为选定空间计量模型的起点，利用 Wald 检验和 LR 检验判断能否简化为空间滞后模型和空间误差模型。然后根据 Hausman 检验判定是采用固定效应还是随机效应模型。

表 6 房价波动影响制造业升级的 LM 检验

房价对制造业产业相对产值影响的 LM 检验			
变量	Statistics	p-value	模型选择
Moran's I	1.633	0.103	SEM
拉格朗日乘数－误差检验（LM-ERR）	36.232	0.000	
稳健的拉格朗日乘数－误差检验（Robust LM-ERR）	24.983	0.000	
拉格朗日乘数－滞后检验（LM-LAG）	12.643	0.000	
稳健的拉格朗日乘数－滞后检验（Robust LM-LAG）	1.394	0.238	
房价对制造业产业相对就业率影响的 LM 检验			
变量	Statistics	p-value	模型选择
Moran's I	1.030	0.303	SEM
拉格朗日乘数－误差检验（LM-ERR）	12.107	0.001	
稳健的拉格朗日乘数－误差检验（Robust LM-ERR）	15.303	0.000	
拉格朗日乘数－滞后检验（LM-LAG）	1.001	0.317	
稳健的拉格朗日乘数－滞后检验（Robust LM-LAG）	4.197	0.041	

本文综合考虑上述两种方法的优劣性，并结合近三年的相关文献，综合两种方法对模型进行选取。通过房价对制造业产业相对产值影响的 LM 检验 (见表 6) 可知，

在邻接权重矩阵下，LM-LAG 和 LM-ERR 均为 0.000，通过了 1% 的显著性水平检验，且 Robust LM-ERR 比 Robust LM-LAG 更显著，故选择 SEM 模型作为回归模型。在房价对制造业产业相对就业率影响的 LM 检验中（见表 6），在邻接权重矩阵背景下也应选取 SEM 模型进行估计。

Hausman 检验判断采用随机效应还是固定效应：当被解释变量为相对产值 $route$ 时，在邻接权重矩阵背景下模型的 Hausman 检验结果为 -46.91。也就是说所选模型支持固定效应。当被解释变量为相对就业率 $remp$ 时，Hausman 检验结果为 35.10（ $p=0.0000$ ）。研究结果表明，拒绝接受随机效应的原假设，应当采用固定效应模型。而固定效应模型又分为时间固定效应、空间固定效应和时空固定效应模型三种，通过比较 Log-Likelihood 值，决定最终的解释模型。

（2）空间回归结果

①房价波动对制造业产业升级的影响

本文采用制造业相对产值和制造业相对就业率作为被解释变量，来研究相对房价对制造业产业升级的影响，回归结果如表 7 所示。从表中可以看出，在邻接权重矩阵作用下，当因变量为制造业相对产值时，模型的空间系数均大于 0，且通过了 5% 显著性检验，说明省域间房价波动与制造业产业升级的空间效应具有趋同性，省域的制造业发展水平具有明显的空间依赖性。空间依赖作用主要通过 SEM 模型的随机误差项来体现，也就是说省域间地区对地区的空间影响在很大程度上体现为对一个地区整体的结构性误差冲击中，各省域房价水平、工资水平、城镇化率、医疗条件、贸易自由度和教育条件之间的差异正是这种结构性差异的体现。在考虑控制变量的线性方程中，相对工资与制造业相对产值存在显著的正相关，相对工资每提高 1 个单位，制造业相对产值增加 1.1392 个单位。房价变动对制造业相对产值的影响为正，但不显著。相对工资、房价变动对制造业相对就业率的影响均为负，从而无法明确相对房价变化对制造业产业升级的线性影响，后面将进一步细分相对房价变化对高、低端技术产业层面的影响。

在考虑控制变量的非线性方程中， rhp 、 $rhp2$ 参数符号一致， rhp 的全部系数为正、 $rhp2$ 的全部系数为负且通过 5% 显著性检验，说明中国房地产价格与制造业产业升级呈倒 U 型库兹涅茨曲线关系，制造业产业升级水平随房价上涨呈先上升后下降趋势。当被解释变量为制造业产业相对产值时，库兹涅茨曲线的拐点值出现在 3.0744；当被解释变量为制造业产业相对就业率时，库兹涅茨曲线的拐点值为 2.9112。2015 年，北京、上海两地的相对房价分别为 3.5329、3.391；2016 年，北京、上海两地的相对房价分别为 4.1022、3.682，已经超出拐点中最大值 3.0744，由此可以判断，北京、

上海两地间房价与制造业产业升级间的关系早已经跨入倒 U 型曲线的右半边，即如果不能有效控制房价上涨，制造业产业的转型升级将受到抑制。北京、上海的房价水平已经大大超出了制造业的承受范围，过高的房价导致城市产生“产业空心化”，不利于地区经济的健康发展，其他控制变量同样对制造业产业升级产生冲击。研究结果表明，城镇化率系数为正，在 10% 水平上显著。由此可见，区域发展不平衡导致的城镇化水平区域差异，在空间上形成了对传统制造业强烈的正向冲击，在一定程度上助推了制造业的转型升级。原因在于城镇化有利于实现农业现代化、工业化和信息化的融合，从而推动传统产业向集约化、循环化、高附加值转变，推动制造业产业层次的提升，是制造业产业升级的强大动力。除此之外，教育条件、贸易自由度对中国制造业转型升级的促进作用不明显，相关系数没有通过显著性检验，可能原因在于本文在代理指标选取上存在缺陷。医疗条件对数回归结果为正，且在 5% 水平上显著，表明医疗条件对制造业产业升级具有正向的空间溢出效应。医疗条件是吸引人才落户和就业的重要因素，合理的医疗基础设施规划有利于吸进高端人才，有利于形成产业聚集效应，有利于破除区域经济割据，形成合理的区域间产业分工。

表 7 房价波动影响制造业产业升级的回归结果

	因变量：rout			因变量：remp		
	时空固定	时空固定	时空固定	时间固定	时空固定	时空固定
rw	1.6981*** (0.2171)	1.1392*** (0.2296)	1.0457*** (0.2296)	-0.8043 (0.7304)	-0.0260 (0.2190)	-0.1113 (0.2191)
rhp	-0.0294 (0.0731)	0.0985 (0.0731)	0.5497*** (0.1959)	0.6069* (0.3174)	-0.0697 (0.0677)	0.4984*** (0.1888)
rhp2			-0.0894** (0.0362)			-0.0856** (0.0354)
urb		0.0296*** (0.0079)	0.0266*** (0.0079)		0.0137* (0.0071)	0.0104 (0.0071)
lnhealth		0.4370** (0.1853)	0.4620** (0.1830)		0.5580*** (0.1657)	0.5931*** (0.1641)
lnedu		0.0531 (0.0993)	0.0464 (0.0977)		-0.0118 (0.0903)	-0.0174 (0.0887)
lntrade		-0.0163 (0.0332)	-0.0167 (0.0329)		0.0406 (0.0309)	0.0393 (0.0305)
Spatial lambda	0.3026*** (0.0748)	0.1993** (0.0837)	0.1953** (0.0834)	-0.0303 (0.0738)	0.0413 (0.0859)	0.0229 (0.0865)
Variance sigma2_e	0.0189*** (0.0016)	0.0165*** (0.0014)	0.0162*** (0.0013)	1.5914*** (0.1322)	0.0145*** (0.0012)	0.0142*** (0.0012)
N	290	290	290	290	290	290

续表

Log likelihood	160.6429	182.2742	185.3044	-478.8922	202.2927	205.2203
曲线形状			倒 U 型			倒 U 型
拐点			3.0744			2.9112

注: rhp2 为相对房价的平方项, 用来考察相对房价变动对制造业升级的非线性影响。***、** 和 * 代表显著性水平, 其分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著, 括号内值为标准误。

②房价波动对制造业低端技术产业的影响

当被解释变量分别替换为制造业低端技术产业的相对产值和相对就业率时, 回归结果如表 8 所示, 根据计量检验, 在邻接权重矩阵作用下, 相对房价上升, 将促使该省份制造业低端技术产业相对产值和相对就业率减少, 在考虑控制变量的方程中, 相对房价每增加 1 个百分点, 制造业低端技术产业相对产值分别减少约 0.3638 个百分点, 制造业低端技术产业相对就业率分别减少约 0.4498 个百分点。相对房价升高对制造业低端技术产业存在挤出效应, 因为房价的上涨不仅增加了企业的用地成本, 而且增加了企业的劳动力用工成本, 这对于劳动密集型低附加值的制造业企业尤为不利。区域内的相对房价上涨, 迫使低附加值制造业迁入相对房价和用工成本较低的地区。同时, 居民相对工资水平对制造业低端技术产业相对就业率存在负向关系。区域相对工资水平较高时, 区域内人们的相对生活水平也会提高, 对于闲暇时间的追求也会增加。对于低附加值的劳动密集型制造业来说, 大多为体力劳动, 不符合相对生活水平提高时人们的追求, 因此相对工资水平升高导致制造业低端技术产业的就业人数占比的降低。

表 8 房价波动影响制造业低端技术产业的回归结果

	因变量: rout		因变量: remp	
	时间固定	时间固定	地区固定	时间固定
rw	-0.1680 (0.6304)	-0.6725 (0.5630)	-1.1433** (0.5094)	-0.5066 (0.5664)
rhp	-0.0513 (0.2690)	-0.3638* (0.2034)	-0.0317 (0.1662)	-0.4498** (0.2096)
urb		0.0270*** (0.0101)		0.0577*** (0.0102)
lnhealth		1.0055*** (0.1803)		0.5388*** (0.1787)
lnedu		-0.4798*** (0.1749)		0.0861 (0.1741)
lntrade		0.4805*** (0.1013)		0.6711*** (0.1013)

续表

Spatial lambda	0.3326*** (0.0691)	0.4361*** (0.0752)	0.2076*** (0.0653)	0.4438*** (0.0682)
Variance sigma2_e	1.4485*** (0.1216)	0.7325*** (0.0624)	0.1007*** (0.0084)	0.7261*** (0.0617)
N	290	290	290	290
Log likelihood	-469.3126	-373.7070	-80.2088	-372.7232

注：***、**和*代表显著性水平，其分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著，括号内值为标准误。

③房价波动对制造业高端技术产业的影响

本文为分析相对房价变化对制造业高端技术产业的影响，将被解释变量分别替换为制造业高端技术产业的相对产值和相对就业率，计量检验结果如表9所示。在邻接权重矩阵背景下，制造业相对产值空间系数分别为0.169、0.1162，且这两个系数通过了10%显著性检验，表明地理位置上的邻近对地区制造业产业升级具有显著的正向影响；经济发展水平相近的地区之间制造业产业升级具有相互促进的正向影响。邻近省份之间的资金、技术、人力资源便于流动与传播，带动了周围地区制造业产业升级。经济发展水平较高的地区更容易形成资源集聚优势，经济条件与之相似的地区更能促进人才、技术、资金的交流和溢出，形成了区域性的制造业产业升级集聚现象。在考虑控制变量的方程中，相对房价水平对制造业高端技术产业产值比重和就业人数比重均存在促进作用，当相对房价每上升1个百分点，制造业高端技术产业产值比重上升0.1594个百分点，制造业高端技术产业就业人数比重上升0.0875个百分点。对比表8和表9，可以发现相对房价上升对制造业低端技术产业产值存在挤出效应，而相对房价上升促进制造业高端技术产业相对产值的增加，这间接说明相对房价上涨推动了制造业产业升级。

表9 房价波动影响制造业高端技术产业的回归结果

	因变量：rout		因变量：remp	
	时空固定	时空固定	时空固定	时空固定
rw	2.1755*** (0.2874)	1.4269*** (0.2849)	1.1284*** (0.2149)	0.6394*** (0.2308)
rhp	-0.0623 (0.0933)	0.1594* (0.0887)	0.0125 (0.0700)	0.0875 (0.0675)
urb		0.0671*** (0.0094)		0.0399*** (0.0071)
lnhealth		0.0444 (0.2276)		0.0237 (0.1642)

续表

lnedu		0.0937 (0.1169)		0.1175 (0.0898)
lntrade		-0.0248 (0.0404)		0.0634** (0.0306)
Spatial lambda	0.1690** (0.0682)	0.1162* (0.0642)	0.0322 (0.0747)	-0.0899 (0.0847)
Variance sigma2_e	0.0315*** (0.0026)	0.0245*** (0.0020)	0.0178*** (0.0015)	0.0149*** (0.0012)
N	290	290	290	290
Log likelihood	88.9877	125.9457	172.5943	198.5254

注：***、**和*代表显著性水平，其分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著，括号内值为标准误。

6 结论与建议

制造业从低级形态向高级形态转变的过程或趋势就是制造业产业升级，可以从微观和宏观两方面来看制造业产业升级(潘红玉和邓英, 2016^[35]; 唐红祥等, 2019^[36])。在微观上制造业产业升级表现为企业研发水平和管理模式创新所带来的产品质量和生产效率提高，在宏观上制造业产业升级表现为其发展方式从劳动密集型向资本密集型、知识密集型转变。本文考虑到制造业产业升级在中国各区域间存在显著的空间相关性，首次将空间计量方法引入房价波动对制造业产业升级的经验研究中，在控制城镇化率、医疗条件、贸易自由度、教育条件等变量的基础上，构建空间误差模型和空间滞后模型，设计了邻接空间权重矩阵，以 2007-2016 年中国 29 个省份的面板数据为例，实证分析房价与制造业产业升级的关系，并对各影响因素的空间效应进行分解，最终得出如下结论。

(1) 制造业相对产值在邻接空间权重矩阵下表现出显著的空间正相关性，制造业相对就业率在邻接权重矩阵中也表现出显著的空间正相关性。

(2) 中国房价水平存在显著的空间相关性，具有高水平区域集中、低水平区域聚集的特点。

(3) 中国房地产价格与制造业产业升级呈倒 U 型库兹涅茨曲线关系，也就是说房价波动对制造业产业升级同时具有正效应和负效应，现阶段中国整体的房价水平对制造业产业升级产生了强烈的空间冲击效应，能够显著提升制造业产业的发展层次，但北京、上海两地间房价与制造业产业升级间的关系早已经跨入倒 U 型曲线的右边。如果不能有效控制房价上涨，制造业产业升级将受到抑制。

(4) 其它控制变量回归统计结果显示，城镇化率、医疗条件对区域制造业产业升级具有显著正向效应，教育条件、贸易自由度对制造业产业升级的影响效应不明

显。

从目前情况来看，居高不下的房价在短期内很难回归到合理水平。住房成本增加促进了劳动力市场的密集流动，再加上中国人口红利拐点的到来，使得劳动力成本进一步上升，这些都将对中国制造业产业产生深远的影响。要因地制宜的制定房价调控政策，把房价调控目标和制造业劳动力布局、制造业产业布局有机结合起来，促进制造业产业升级。

基于上述研究结论，从四个方面提出政策及建议：

一是政府要引导房价在合理的范围内上涨。由实证研究可得，房地产价格在一定范围内合理地上涨能促进制造业产业的升级，不仅能淘汰掉一些低产能、低效率的制造业，而且能吸引高效率、高产能的制造业，进而提高区域发展的效率。如果房价上涨的幅度超过了合理的范围，那么会淘汰掉低产能的制造业，也会使高效率、高产能的制造业迁出，对制造业产业升级产生抑制作用。政府应该运用各种措施严格控制房价，抑制房价泡沫，防止高房价占用过多的市场资源造成制造业产业空心化。为了避免出现房价对制造业产业升级的负面作用，一方面，要建立透明的房地产业信息体系。当前中国房地产信息的透明程度不高，住房空置率数据的收集存在较大的困扰，且各地区统计出的房价与实际的房价偏差甚大，也就是说目前的房地产信息无法反映真实的房地产运行情况。因此，建立透明的房地产业信息体系能减少消费者对房地产业非理性预期，从而避免房价出现螺旋式上涨。另一方面，要优化房地产业的内部结构，抑制房价过快增长。设定住宅与非住宅、房屋销售和租赁的合理比例，促进房地产中介服务、物业公司与房地产开发商的协调发展。

二是加快建立“多主体供应、多渠道保障、租购并举”的住房制度，有序引导劳动力在制造业产业间、区域间、城乡间和城市间的流动，充分发挥劳动力流动对制造业产业转移布局的作用。研究表明，劳动力的自由流动对于制造业产业发展具有集聚和分散效应，劳动力基于自身效用最大化做出选择，能够承受大城市高房价的劳动力将会留在大型城市，当劳动力无法承受城市高房价带来的生活成本压力时，则会放弃丰富的消费选择，向中小城市迁移。因此，地区间可以通过房价的“筛选”功能，引导劳动力的流入与流出，逐步转移出附加值较低的劳动密集型产业，大力发展附加值高的高端制造业、技术密集型产业。最终发达地区大力发展资本密集型等高附加值产业，而相对落后地区则顺利承接劳动密集型产业的转移，实现不同区域、不同发展水平的产业转型升级。所以，对发达的地区要想尽办法吸引人才，留住制造业高端技术产业发展所需的人员，如住房补贴政策、“人才保障房”政策。对不发达地区可通过多层次的住房保障体系，为中低收入群体提供保障房，以满足

制造业劳动密集型行业就业人员在流入地的住房需求。同时，政府部门应当通过加强交通、医疗、教育等基础设施建设，提供公共产品的供给能力和公共服务能力，消除劳动力地区间的流动障碍，从多方面吸引人才、留住人才，这样才能推动技术进步和产业创新，才能利于产业升级。

三是制定科学合理的制造业产业空间发展规划，实现制造业产业的自发梯度转移和区域协调发展。中国幅员辽阔，区域经济呈现不均衡发展态势，房价水平和制造业产业升级水平也存在显著的空间相关性和空间差异性。实证结果显示，中国制造业与房价具有高水平区域集中、低水平区域聚集的特点。相邻的区域之间必须把各地的比较优势合理的结合起来，大力整合各种配套资源，努力创造协作有效的制造业产业规划体系，使区域间制造业产业实现优势互补与协同发展。一方面要发挥制造业在国民经济中的基石作用，不同的城市应当实施差异化发展战略，东部高房价的城市要发挥人才集聚的优势，大力发展高新技术产业，推进企业自主创新，调整产业结构向高附加值产业推进；中西部相对房价较低的城市则应该集聚自身的优势发展特色产业，合理承接产业转移，同时也吸引更多农村人口到城镇就业，形成产业与人口集聚，不仅促进了城镇化的发展，而且也会促进产业结构优化升级。另一方面，各级政府要将房地产行业发展与制造业发展有机集合起来，实现区域协调稳定发展。采取分类调控的房地产政策和制造业产业发展规划，适当给与制造业企业创新补贴，引导和帮助企业进行技术创新和产业升级，从而抑制产业资本过度投资于房地产行业，加大对制造业企业的投资。

四是从资源配置入手，加强各种基础设施、公共品的建设与完善，为制造业产业发展提供良好的硬环境。文化、教育、卫生、医疗等公共服务资源的分配会影响制造业产业升级。本文的研究结果也表明，城镇化率、医疗条件对区域制造业产业升级具有显著正向效应。城镇化的发展蕴含了内需结构的巨大潜力，是中国经济增长的内生动力，对制造业产业结构的调整与升级起到了不容忽视的作用，政府对城镇化工作的开展要加强引导，继续加快户籍制度、土地制度的改革。且要在尊重城镇化发展客观规律的基础上，加快市场化的发展。良好的医疗条件，能有效解决就业人员的就医问题，给制造业发展带来健康的工作环境。为提高社会公共服务能力，政府应该继续加强基础设施建设，从多方面吸引人才、留住人才，充分发挥人才在制造业发展中的重要作用，从而进一步推动制造业技术进步和产业创新，最终实现制造业产业升级。政府还可通过运用财政和行政手段，推动地区间公共服务均等化，逐步取消对发达地区的倾斜和优惠政策，缩小地区间的差异，实现整体区域间的协调发展。

参考文献：

References:

- [1] 林左鸣, 闫妍. 中国房地产市场的困局: 如何让住房“限购”与住房投资并行? [J]. 广义虚拟经济研究, 2014, 1: 5-13.
Lin Z M, Yan Y. The Dilemma of China's Real Estate Market: How to Make Housing “Purchase Restriction” Parallel with Housing Investment? [J]. Research on Generalized Virtual Economy, 2014, 1: 5-13.
- [2] 邓琳, 闫妍, 朱晓武, 李晓腾. 基于 agent-based Model 的住房市场演化问题研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2015, 7: 1708-1716.
Deng L, Yan Y, Zhu X W, Li X T. Research on the Evolution of Housing Market Based on Agent-based Model [J]. Systems Engineering Theory & Practice, 2015, 7: 1708-1716.
- [3] 李天祥, 苗建军. 房价上涨对国民经济影响的理论分析——基于房地产财富效应传导机制视角 [J]. 软科学, 2011, 2: 57-61, 71.
Li T X, Miao J J. Theoretical Analysis of the Impact of Rising House Prices on National Economy: Based on the Perspective of Transmission Mechanism of Real Estate Wealth Effect [J]. Soft Science, 2011, 2: 57-61, 71.
- [4] 潘为华, 陈亮. 中国制造业转型升级发展的评价指标体系及综合指数 [J]. 科学决策, 2019, 9: 28-48.
Pan W H, Chen L. Evaluation Index System and Comprehensive Index of China's Manufacturing Industry Transformation and Upgrading Development [J]. Scientific Decision Making, 2019, 9: 28-48.
- [5] 荣昭, 王文春. 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 [J]. 金融研究, 2014, 4: 158-173.
Rong Z, Wang W C. The Rise of House Price and the Entry of Enterprises into Real Estate: Based on the Data of Non-Real Estate Listed Companies in China [J]. Financial Research, 2014, 4: 158-173.
- [6] 周端明, 艾非, 胡小文. 我国房地产业对实体经济的掠夺效应——基于多部门动态随机一般均衡模型的模拟分析 [J]. 当代经济研究, 2016, 11: 62-72, 97.
Zhou D M, Ai F, Hu X W. The Predatory Effect of China's Real Estate Industry on the Real Economy: A Simulation Analysis Based on a Multi Sector Dynamic Stochastic General Equilibrium Model [J]. Contemporary Economic Research, 2016, 11: 62-72, 97.
- [7] 余静文, 王媛, 谭静. 房价高增长与企业“低技术锁定”——基于中国工业企业数据库的微观证据 [J]. 上海财经大学学报, 2015, 5: 44-56.
Yu J W, Wang Y, Tan J. High House Price Growth and “Low Technology Lock-in” of Enterprises: Micro Evidence Based on China Industrial Enterprise Database [J]. Journal

- of Shanghai University of Finance and Economics, 2015,5:44-56.
- [8] 罗知, 张川川. 信贷扩张、房地产投资与制造业部门的资源配置效率 [J]. 金融研究, 2015,7:60-75.
- Luo Z, Zhang C C. Resource Allocation Efficiency of Credit Expansion, Real Estate Investment and Manufacturing Sector [J]. Financial Research, 2015,7:60-75.
- [9] 陈斌开, 金箫, 欧阳涤非. 住房价格、资源错配与中国工业企业生产率 [J]. 世界经济, 2015,4:77-98.
- Chen B K, Jin X, Ouyang D F. Housing Price, Resource Mismatch and Productivity of Chinese Industrial Enterprises [J]. The Journal of World Economy, 2015,4:77-98.
- [10] 张洪, 金杰, 全诗凡. 房地产投资、经济增长与空间效应——基于 70 个大中城市的空间面板数据实证研究 [J]. 南开经济研究, 2014,1:42-58.
- Zhang H, Jin J, Quan S F. Real Estate Investment, Economic Growth and Spatial Effect: An Empirical Study Based on Spatial Panel Data of 70 Large and Medium-sized Cities [J]. Nankai Economic Research, 2014,1:42-58.
- [11] 齐讴歌, 周新生, 王满仓. 房价水平、交通成本与产业区位分布关系再考量 [J]. 当代经济科学, 2012,1:100-108, 128.
- Qi O G, Zhou X S, Wang M C. Rethinking the Relationship between Housing Price Level, Transportation Cost and Industrial Location Distribution [J]. Contemporary Economic Science, 2012,1:100-108, 128.
- [12] 高波, 陈健, 邹琳华. 区域房价差异、劳动力流动与产业升级 [J]. 经济研究, 2012,1:66-79.
- Gao B, Chen J, Zou L H. Regional Housing Price Differences, Labor Mobility and Industrial Upgrading [J]. Economic Research, 2012,1:66-79.
- [13] 杨亚平, 周泳宏. 成本上升、产业转移与结构升级——基于全国大中城市的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2013,7:147-159.
- Yang Y P, Zhou Y H. Cost Rise, Industrial Transfer and Structural Upgrading: An Empirical Study Based on Large and Medium-sized Cities in China [J]. China Industrial Economics, 2013,7:147-159.
- [14] 张平, 张鹏鹏. 房价、劳动力异质性与产业结构升级 [J]. 当代经济科学, 2016,2:87-93, 127.
- Zhang P, Zhang P P. House Price, Labor Heterogeneity and Industrial Structure Upgrading [J]. Contemporary Economic Science, 2016,2:87-93, 127.
- [15] 席艳玲, 吉生保, 王小艳. 要素相对价格对产业结构调整倒逼效应分析——基于省际动态面板数据的系统 GMM 估计 [J]. 财贸研究, 2013,5:18-24.
- Xi Y L, Ji S B, Wang X Y. Analysis of the Backwardness Effect of Factor Relative Price on Industrial Structure Adjustment: System GMM Estimation Based on Inter Provincial Dynamic Panel Data [J]. Finance and Trade Research, 2013,5:18-24.

- [16] 范剑勇, 邵挺. 房价水平、差异化产品区位分布与城市体系 [J]. 经济研究, 2011, 2: 87-99.
Fan J Y, Shao T. Housing Price Level, Location Distribution of Differentiated Products and Urban System [J]. Economic Research Journal, 2011, 2: 87-99.
- [17] 罗胤晨, 谷人旭. 1980-2011 年中国制造业空间集聚格局及其演变趋势 [J]. 经济地理, 2014, 7: 82-89.
Luo Y C, Gu R X. Spatial Agglomeration Pattern and Evolution Trend of China's Manufacturing Industry in 1980-2011 [J]. Economic Geography, 2014, 7: 82-89.
- [18] Romer, P. M. Increasing Returns and Long-Run Growth [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [19] Krugman, P. Increasing Returns and Economic Geography [J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [20] 关爱萍, 张宇. 中国制造业产业集聚度的演进态势: 1993-2012——基于修正的 E-G 指数 [J]. 产经评论, 2015, 4: 15-27.
Guan A P, Zhang Y. The Evolution Trend of China's Manufacturing Industry Agglomeration: 1993-2012 Based on the Revised E-G Index [J]. Production and Economic Review, 2015, 4: 15-27.
- [21] 唐晓华, 陈阳, 张欣钰. 中国制造业集聚程度演变趋势及时空特征研究 [J]. 经济问题探索, 2017, 5: 172-181.
Tang X H, Chen Y, Zhang X Y. A Study on the Evolution Trend and Spatial-temporal Characteristics of Manufacturing Agglomeration in China [J]. Exploration of Economic Issues, 2017, 5: 172-181.
- [22] 周启良. 制造业集聚差异与区域房价的形成 [J]. 区域经济评论, 2015, 6: 90-96.
Zhou Q L. Manufacturing Agglomeration Differences and the Formation of Regional House Prices [J]. Regional Economic Review, 2015, 6: 90-96.
- [23] 崔凌云. 高房价下山东省制造业集聚的空间效应分析——基于空间面板模型的实证 [J]. 财会学习, 2016, 1: 210-213.
Cui L Y. Analysis of the Spatial Effect of Manufacturing Agglomeration in Shandong Province under High Housing Prices: An Empirical Study Based on the Spatial Panel Model [J]. Accounting Learning, 2016, 1: 210-213.
- [24] 贺正楚, 吴艳. 生产服务业与战略性新兴产业互动与融合关系的推演、评价及测度 [J]. 中国软科学, 2013, 5: 129-143.
He Z C, Wu Y. Deduction, Evaluation and Measurement of Interaction and Integration between Production Service Industry and Strategic Emerging Industry [J]. China Soft Science, 2013, 5: 129-143.
- [25] 盛丰. 生产性服务业集聚与制造业升级: 机制与经验 [J]. 产业经济研究, 2014, 2: 32-38.

- Sheng F. Agglomeration of Producer Services and Upgrading of Manufacturing Industry: Mechanism and Experience [J]. Industrial Economic Research, 2014,2:32-38.
- [26] 毛丰付,王建生,毛璐琪. 房价水平对区域工业结构调整的影响:促进还是抑制——全国36个大中城市样本的实证检验[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2016,6:89-102,113.
Mao F F, Wang J S, Mao L Q. The Impact of Housing Price Level on the Adjustment of Regional Industrial Structure: Promotion or Inhibition: An Empirical Test of 36 Large and Medium-sized Cities in China [J]. Modern Finance and Economics(Journal of Tianjin University of Finance and Economics), 2016,6:89-102,113.
- [27] 吴穹,仲伟周,张跃胜. 产业结构调整与中国新型城镇化[J]. 城市发展研究,2018,1:37-47,54.
Wu Y, Zhong W Z, Zhang Y S. Industrial Restructuring and New Urbanization in China[J]. Urban Development Research,2018,1:37-47,54.
- [28] 王翔. 基于空间计量模型的新型城镇化对制造业结构影响及路径研究[J]. 经济问题探索,2017,12:23-30.
Wang X. Research on the Impact and Path of New Urbanization on Manufacturing Structure Based on Spatial Econometric Model [J]. Exploration of Economic Issues,2017,12:23-30.
- [29] 鞠方,雷雨亮,周建军. 经济开放度、房地产价格及其空间溢出[J]. 中国软科学,2016,10:147-158.
Ju F, Lei Y L, Zhou J J. Economic Openness, Real Estate Prices and Spatial Spillover[J]. China Soft Science, 2016,10:147-158.
- [30] 傅元海,叶祥松,王展祥. 制造业结构优化的技术进步路径选择——基于动态面板的经验分析[J]. 中国工业经济,2014,9:78-90.
Fu Y H, Ye X S, Wang Z X. Technological Progress Path Selection of Manufacturing Structure Optimization: Empirical Analysis Based on Dynamic Panel [J]. China Industrial Economics, 2014,9:78-90.
- [31] 潘红玉,刘亚茹. 房价、金融发展与制造业产业结构升级——基于动态面板的经验分析[J]. 财经理论与实践,2019,1:123-128.
Pan H Y, Liu Y R. House Price, Financial Development and Industrial Structure Upgrading of Manufacturing Industry: Empirical Analysis Based on Dynamic Panel [J]. The Theory and Practice of Finance and Economics,2019,1:123-128.
- [32] 楚尔鸣,曹策. 城镇化、房价与产业结构升级[J]. 经济问题探索,2018,3:83-89.
Chu E M, Cao C. Urbanization, House Price and Industrial Structure Upgrading [J]. Exploration of Economic Problems,2018,3:83-89.
- [33] Anselin,L., Bera,A.K., Florax,R. Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence [J]. Regional Science and Urban Economics,1996,26(1):77-104.

- [34] Elhorst,J.P. Spatial Econometrics: From Cross-sectional Data to Spatial Panels [M] . Heidelberg: Springer, 2014.
- [35] 潘红玉, 邓英. 中国高端装备制造业的技术创新能力:2004 ~ 2014 [J] . 经济数学,2016,4:12-21.
- Pan H Y, Deng Y. Technological Innovation Capability of China's High-end Equipment Manufacturing Industry:2004-2014 [J] . Economic Mathematics,2016,4:12-21.
- [36] 唐红祥, 张祥祯, 吴艳. 中国制造业发展质量与国际竞争力提升研究 [J] . 中国软科学,2019,2:128-142.
- Tang H X, Zhang X Z, Wu Y. Research on the Development Quality of China's Manufacturing Industry and the Improvement of International Competitiveness [J] . China Soft Science,2019,2:128-142.

(本文责编: 宁 远)

House Price Volatility and Manufacturing Upgrade: Spatial Econometric Analysis Based on Provincial Panel Data

PAN Hong-yu, ZHOU Yong-sheng, ZHAO Hui, HE Zheng-chu

Abstract: This paper uses the relevant data of 29 provinces and municipalities in China from 2007 to 2016 to analyze the distribution pattern of real estate prices and manufacturing industry upgrades in various provinces and municipalities and their spatial interdependence in China. Based on the adjacency weight matrix, a spatial lag model and a spatial error model are constructed to analyze the impact of housing price fluctuations on the upgrading of China's manufacturing industry. On the basis of the above research, four conclusions are drawn: Firstly, through Moran's I index and Moran's I scatter plot, it proves that there is a significant spatial correlation between China's housing price level and manufacturing industry upgrading. The manufacturing industry has the characteristics of high level regional concentration and low level regional concentration. Secondly, China's real estate prices and manufacturing industry upgrades have inverted U-Kuznets curve relationship, which means that housing price fluctuations have positive and negative effects on manufacturing industry upgrades. Thirdly, the overall rise in relative housing prices between provinces at this stage has an extrusion effect on the low-end technology industry of manufacturing, and promotes the development of high-end technology industries in manufacturing. The increase in relative housing prices has driven the upgrade in manufacturing industry. Fourthly, in Beijing and Shanghai, the relationship between housing prices and manufacturing industry upgrades has already entered the right side of the inverted U-shaped curve. Therefore, it is necessary to effectively control the rise in housing prices to prevent the suppression of industrial upgrading of the manufacturing industry.

Key words: house price fluctuations; manufacturing industry upgrading; spatial lag model; spatial error model