

房价、劳动力成本与制造业区位布局： 理论与证据

冯 萍¹ 刘建江¹ 罗双成²

(1. 长沙理工大学 经济与管理学院, 湖南 长沙 410114; 2. 南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要: 引入房价因素对新经济地理模型进行拓展, 探讨房价变化对制造业区位布局的影响及其作用机理。结合 1999—2016 年我国 30 个省份面板数据, 实证发现: 房价可通过影响地区劳动力成本间接作用于制造业区位布局, 且这种作用存在门槛效应。当房价低于门槛值时, 劳动力成本对制造业布局无显著影响; 当房价高于门槛值时, 劳动力成本上升对制造业发展有显著的抑制作用。对不同技术水平制造业的进一步分析发现, 现阶段房价经由劳动力成本对制造业的挤出作用只体现在中、低技术制造业, 对高技术制造业的挤出效应暂未显现。这为我国部分制造业产业内迁和转移的成因提供了较好解释, 也为各地构建房价调控和制造业发展政策提供重要启示。

关键词: 房价; 劳动力成本; 制造业区位布局; 新经济地理理论; 面板门槛回归

中图分类号: F429.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)02-0088-14

一、引言

制造业是国民经济的主体, 直接体现一国生产力水平, 是立国之本和强国之基。改革开放以来, 我国以低劳动力成本优势发展起来的现代制造业体系^[1], 不仅推动了中国经济高速增长, 还提升了人民的福祉。目前我国正大力发展先进制造业和高端装备制造业, 加速推进“中国版工业 4.0”和“中国制造业 2025”^[2], 促进我国由“制造大国”向“制造强国”转变, 各级政府也出台多项措施努力推进“制造强国”战略的实施。然而, 近年来不少制造业企业出于成本考量或扩张需要由高房价的东部地区向房价相对较低地区甚至向海外迁移, 影响了当地制造业的发展, 也引发了公众和媒体对“富士康内迁”“华为北上”等现象的热议。自 1998 年住房市场化改革以来, 我国各地房价持续上涨, 全国商品房平均销售价格从 1999 年的 2 053 元/平方米升至 2016 年的 7 476 元/平方米, 上涨了 3.64 倍。房价最高的北京、上海和深圳市 2016 年的商品房平均销售价格相比 1999 年分别上涨了 387%、623% 和 721%^①。已有学者指出, 房价快速上涨可能会通过抑制外来劳动力流入、提高企业用工成本等途径影响制造业企业生产经营决策^[3]。2016 年“中国制造业外迁现状”抽样调查发现, 劳动力成本上升是当前企业迁移的主要原因, 房价高涨也是北上广深等一线城市低端制造业产业向外迁移的最重要原因^②。

收稿日期: 2018-12-05; 修回日期: 2019-02-10

作者简介: 冯萍(1980—), 女, 湖南株洲人, 长沙理工大学经济与管理学院讲师, 研究方向为区域经济、工业企业创新; 刘建江(1971—), 男, 湖南隆回人, 长沙理工大学经济与管理学院教授、博士生导师, 研究方向为资产价格波动与消费; 罗双成(1990—), 男, 湖南新邵人, 通讯作者, 南开大学经济学院博士研究生, 研究方向为人口与资本市场、产业经济。

基金项目: 国家社会科学基金项目(17BJL006)

房价快速上涨是否是我国制造业区域布局调整的重要推手? 新经济地理理论认为, 随着地区间运输成本的降低, 房价水平的差异会使得制造业从中心区域向外围区域扩散, 从而实现制造业在区域间的合理布局^[4]。然而, 针对中国区域房价快速上涨对制造业区位布局影响的学术探讨并未得出一致看法。一种观点认为房价上涨导致地区相对就业人数减少, 迫使企业因生产要素成本增加迁往房价相对低廉区域, 最终实现产业的梯度转移, 故房价上涨将引致制造业区域间扩散^[5]。另一种观点则认为在中国制造业工人工资与房价不相关以及政府垄断土地供应、用商住地收益补贴工业地的双重因素作用下, 房价上涨并没能促使企业由中心区域向外围地区扩散, 反而是房价越高的地区对制造业的吸引力越大^[6]。

房价究竟如何影响制造业区位分布? 对不同类型制造业, 房价上涨的影响是否有所不同? 针对这些问题, 本文对新经济地理模型进行拓展, 引入房价因素, 探讨房价变化对制造业区位布局的影响及其作用机理, 结合 1999—2016 年我国 30 个省份面板数据, 对模型推论进行了实证检验。研究发现, 房价可通过影响地区劳动力成本间接作用于制造业区位布局, 且这种作用存在门槛效应。当房价低于门槛值时, 劳动力成本对制造业布局无显著影响; 当房价高于门槛值时, 劳动力成本上升对制造业发展有显著的抑制作用。对不同技术水平制造业的进一步分析发现, 现阶段房价经由劳动力成本对制造业的挤出作用只体现在中低技术制造业, 对高技术产业的挤出效应暂未显现。

本文的创新点在于: 其一, 基于新经济地理理论框架, 构建扩展的“中心—外围(CP)”模型研究房价如何影响制造业区位布局, 是对既有研究的拓展; 其二, 利用面板门槛效应模型估计房价对制造业区位布局可能存在的非线性区制转换效应, 更加全面地考察房价的影响; 其三, 区分制造业技术水平类型, 考察房价对制造业影响的异质性; 其四, 从房价视角解释我国制造业区域调整的现象, 丰富该领域的研究。

余下内容安排如下: 第二部分为对既有文献的梳理和述评; 第三部分基于新经济地理理论框架, 构建房价对制造业区位布局影响的理论模型, 并在此基础上提出待检验的研究假设; 第四部分是计量模型、数据说明和变量设计; 第五部分实证检验本文核心研究假设, 对结果进行分析, 并在此基础上进一步考察房价对不同技术水平制造业区位布局影响的异质性; 第六部分是稳健性检验和内生性问题讨论; 第七部分为结论和政策启示。

二、文献综述

本文的研究与两类文献密切相关: 一是房价对制造业发展的影响研究, 二是影响制造业区位选择因素的研究。

(一) 房价对制造业发展的影响研究

高房价如何影响制造业发展? 相关研究主要沿着需求侧和供给侧两条思路展开:

第一类研究从需求侧分析高房价影响居民消费来讨论房价与制造业的关系。房地产具有消费品与投资品双重属性^[7]。房价上涨对消费的影响呈现抑制作用, 从而间接影响制造业发展。唐志军等^[8]认为房价上涨过快使得居民增加住房的消费支出而挤占了其他消费支出, 对消费的挤出效应大于财富效应。有学者认为家庭为了购房和偿还贷款而压缩消费, 导致了“房奴效应”, 会明显抑制家庭消费^[9], 或者使城镇居民不得不“为买房而储蓄”, 抑制了居民的当期消费^[10-11]。居民消费的减少将直接影响当期制造业的需求, 抑制制造业扩张, 因而房价通过影响居民消费间接影响制造业发展。

第二类研究从供给侧分析高房价抑制制造业发展的机理, 发现高房价通过产业结构效应、投资挤出效应、创新与创业抑制效应、要素价格扭曲效应等冲击制造业发展。王国军和刘水杏^[12]通过投入产出模型分析房价波动对经济增长和经济中不同部门的拉动效应, 并由此分析高房价对不同类型制造业的影响, 即强调高房价影响制造业的结构效应。一些学者则分析高房价所引致要素价格扭曲对制造业生产成本的影响机制。高房价及房地产业的高利润, 抬高了劳动力、土地等要素价格, 提高

了企业生产成本,挤压了制造业的利润空间^[13],吸引制造企业抽离实体行业资金进入房地产开发领域或房地产市场套利,挤占制造业企业投资且不利于其转型升级,并削弱了微观经济主体的创新、创业意愿^[14-15]。

(二) 影响制造业区位布局因素的研究

有关影响制造业区位选择因素的分析,大致可分为两类。一是基于市场因素,从企业利润最大化或成本最小化理论角度分析,发现交通运输成本^[16]、集聚经济^[17-18]、交通基础设施^[19]、技术及人力资源^[20]等对制造业区位选择有重要影响。二是从制度因素入手,考察公共行政管理部门、工会组织等对制造业布局的影响,如税收^[21]、环境保护^[22]以及政府财政激励政策等^[23]。相关讨论大都发现制度因素对制造业区位选择仅有微弱影响,市场力量的影响更大。

基于中国制造业产业或企业数据,不少研究分析了中国制造业区位选择的影响因素,主要发现集聚经济^[24]、制造业产业关联效应^[25]、市场需求、内陆交通运输条件^[26]、地区工资水平^[27]、地区工业劳动力蓄水池^[28]、FDI外溢效应^[29]等因素对中国制造业区位选择有显著影响。

尽管关于制造业区位选择影响因素的文献较为丰富,但考虑房价因素对制造业区位布局影响的文献不多。相关研究大多从探讨房价对劳动力流动的影响入手,以房价对劳动力区位分布影响表征其对制造业区位分布的影响。张莉等^[30]采用微观数据实证分析发现,房价对地区劳动力流动具有先吸引后抑制的倒U型影响。邵朝对等^[31]使用中国地级以上城市数据检验发现房价通过扩散机制对低技术劳动力产生挤压,引发地区产业由低端行业向高端行业集聚的结构演变。余运江和高向东^[32]将住房价格作为城市集聚的分散力引入新经济地理模型,分析市场潜能对劳动力流动的作用机制。高波等^[5]分析2000—2009年中国35个城市的数据,发现城市房价上升会促使劳动力流出,进而引发产业转移。但是该研究只分析了第一、二、三产业的相对变动,并没有就制造业的产业变动进行更为深入的讨论。然而,区域内劳动力流动状况并不能等同于区域内制造业发展情况,两者间还有着本质的差别。

直接探讨房价对制造业影响的文献中,邵挺和范剑勇^[33]分析1998—2008年间中国长三角地区16个城市数据,发现中国长三角地区制造业呈现分散化布局特征,基于Helpman构建的数理模型,该文对数据进行参数估计,发现了Helpman模型中导致制造业扩散的“非黑洞”条件在长三角地区成立的证据。此后,范剑勇和邵挺^[34]进一步分析发现这个“非黑洞”条件在中国各城市普遍成立,由此推断房价过快上涨是中国地区制造业分散化布局、城市体系呈现扁平化特征的重要原因。但文章并没有就房价对制造业影响的因果关系进行实证检验,而是把满足“非黑洞”条件时,高房价将引导制造业由中心向外围地区扩散作为文章默认的因果关系。胡草和范红忠^[6]对房价如何影响中国工业企业选址进行了直接的探讨,并没有发现高房价导致制造业由中心向外围扩散的证据。该文采用负二项回归模型分析2001—2007年中国新建工业企业选址数据,发现受中国工业制造业工人工资与房价间的不相关性和中国土地供应市场政府垄断等因素影响,房价上涨不会引起企业从中心区域向外围区域转移,反而有助于企业向中心区域聚集。但是该研究使用的数据没有覆盖近十年中国(尤其是东部沿海地区)房价暴涨时段,难以反映房价作用的现状和全貌。

综上所述,现有国内外经验研究具有以下局限性:(1)少有研究针对中国经济发展现状,构建正规模型深入和直接分析房价对制造业区位布局的影响机理,并做相应的实证分析;(2)现有研究忽视了房价对制造业区位分布影响可能存在非线性的区制转换效应。正是由于可能存在的区制转换效应,为数不多的有关房价对中国制造业区位分布影响的讨论形成了相反的结论;(3)绝大多数文献未就房价对不同类型制造业的影响是否存在差异进行探讨。本文从这些角度对已有文献进行补充。

三、理论模型及研究假设

基于Krugman^[35]提出的“中心—外围(CP)”模型,借鉴Helpman的研究思路,本文将房产部门引

入 CP 模型中,将房产价格内生化,分析房产价格通过作用于地区劳动力成本(实际工资),进而影响制造业区域布局的机制。

假设一个经济体存在两个经济区域:地区 1 和地区 2,两地劳动力(消费者)可以自由流动。经济体拥有两部门:可贸易的制造业生产部门和不可贸易的房产部门。生产部门具有不完全竞争且收益递增特征,供给大量差异化产品。房产部门供应无差异的房产,供消费者购买。房产价格取决于地区内劳动者数量,劳动者数量越多,地区的房价越高:

$$p^H = f(L) \text{ 且 } \frac{dp^H}{dL} > 0 \quad (1)$$

其中 p^H 为房价 L 为地区内劳动者数量。

两地消费者通过合理配置收入,消费制成品和房产来实现自身效用最大化。最优化后,消费者的间接效用函数为:

$$U = \mu^\mu (1 - \mu)^{1-\mu} Y G^{-\mu} (p^H)^{-(1-\mu)} \quad (2)$$

$$G = \left[\int_0^n p(k)^{1-\sigma} dk \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \text{ 且 } 0 < \mu < 1 < \sigma$$

其中 μ 是常数,代表制成品的支出份额, $1 - \mu$ 为消费者房产支出份额, Y 为消费者收入, G 为制成品价格指数; $p(k)$ 为每种产品价格, n 表示产品种类范围, σ 表示任意两种产品间的替代弹性。 $G^\mu (p^H)^{-(1-\mu)}$ 是区域的生活费用指数。

假设每种产品只在一个地区由一个专业化厂家生产,且两个地区厂家的生产技术相同,固定投入为 F , 边际投入为 c , 生产中只有劳动投入。因此地区 i 区域内产品种类数与区域内的厂家数目相同,为 n_i 。地区间产品的运输成本为冰山成本 T ($T > 1$)。生产者间为垄断竞争关系。地区 i 厂家依据边际成本加成定价原则制定产品利润最大化价格为: $p_i^M = \frac{cw_i}{\rho}$, 其中 w_i 为地区 i 单位产品的工人名义工资。

地区 i 的制成品价格指数方程可进一步表示为:

$$G_i = \left(\frac{\sigma c}{\sigma - 1} \right) \left[n_i (w_i)^{1-\sigma} + n_j (w_j T)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

单个产品生产厂家的均衡产出为 $q^* = \frac{F(\sigma - 1)}{c}$, 均衡劳动投入为 $l^* = F + cq^* = F\sigma$ 。地区企业数目取决于该地区制造业劳动力规模,地区劳动力越多,企业数也将越多。地区 i 企业数可表示为:

$$n_i = \frac{L_i}{F\sigma} \quad (4)$$

地区 i 产品均衡产量为:

$$q^* = \mu \left[Y_i (p_i^M)^{-\sigma} G_i^{\sigma-1} + Y_j (p_j^M T)^{-\sigma} G_j^{\sigma-1} T \right] = \frac{F(\sigma - 1)}{c} \quad (5)$$

结合产品定价方程,地区 i 工人名义工资率为:

$$w_i = \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma c} \right) \left[\frac{\mu c}{F(\sigma - 1)} (Y_i G_i^{\sigma-1} + Y_j G_j^{\sigma-1} T^{1-\sigma}) \right]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (6)$$

地区 i 工人的实际工资率为名义工资除以生活费用指数:

$$\omega_i = w_i G_i^{-\mu} (p_i^H)^{-(1-\mu)} \quad (7)$$

工人实际工资将决定地区内劳动力数量,地区实际工资越高,地区内的劳动力将越多:

$$L = g(\omega) \text{ 且 } \frac{dL}{d\omega} > 0 \quad (8)$$

对产品价格指数方程在均衡点处取微分:

$$\frac{dG}{G} = \frac{1 - T^{1-\sigma}}{1 + T^{1-\sigma}} \frac{dw}{w} + \frac{1 - T^{1-\sigma}}{(1 - \sigma)(1 + T^{1-\sigma})} \frac{dn}{n} \quad (9)$$

可见, 制造业企业数的变化对地区制成品价格指数有直接影响。若制造业劳动力名义工资保持不变或劳动力供给具有完全弹性, 地区企业数越多, 制造业产品价格指数越低。

对名义工资方程在均衡点处取微分, 有:

$$[\sigma - 1 + (\sigma + 1) T^{1-\sigma}] \frac{dw}{w} = (1 - T^{1-\sigma}) \frac{dn}{n} + [(\sigma - 1)(1 - T^{1-\sigma})] \frac{dG}{G} \quad (10)$$

若地区价格指数保持不变, 地区企业数增加, 名义工资也将上涨。若地区企业数保持不变, 产品价格指数变化也将导致制造业劳动力名义工资同向变化。考虑到地区企业数增加对地区价格指数具有拉低作用, 综合来看, 地区企业数增加引致的产品价格指数降低作用将部分抵消地区劳动力名义工资的提升作用。

对实际工资方程组在均衡点处取全微分:

$$\frac{d\omega}{\omega} = \frac{dw}{w} - \mu \frac{dG}{G} - (1 - \mu) \frac{dp^H}{p^H} \quad (11)$$

可见, 要保持两地消费者实际工资率相等, 一地房价上涨, 工人名义工资也应有相应上涨, 或者当地的产品价格指数也要有相应下降, 否则均衡状态将难以维持。

结合式(9) ~ (11) 可得:

$$\frac{d\omega}{\omega} = \frac{(1 - T^{1-\sigma})(\sigma\mu + \sigma - 1)}{(\sigma - 1)(2\sigma + T^{1-\sigma} - 1)} \frac{dn}{n} - (1 - \mu) \frac{dp^H}{p^H} \quad (12)$$

由式(12) 结合前述分析可见: 若地区房价保持不变, 企业数增加使得区域内劳动力实际工资上升, 吸引劳动力流入本地(式(8)) 地区企业数进一步增加(式(4))。如果其他因素保持不变, 企业将不断集聚, 最终形成一个黑洞。但劳动者的持续流入最终会提升地区房产价格(式(1)), 当房价上升到一定门槛程度, 使得其对劳动者实际工资的降低作用超过了因为企业集聚对地区劳动者实际工资的提升作用, 劳动者实际收入开始下降, 区域内劳动力减少, 从而间接引致地区制造业企业数减少。简言之, 房价变化通过影响劳动力成本而影响地区制造业发展, 在房价上涨到一定门槛水平前, 房价的波动不会影响区域内制造业的发展, 而当房价上涨到门槛水平值以上, 所形成的离心力超越企业集聚形成的向心力时, 房价进一步上涨将通过抬升地区劳动力成本间接削弱地区制造业实力。

基于数理模型分析, 本文提出有关房价影响制造业区位分布的研究假设如下:

假设 1: 房价可通过影响区域内劳动力成本(实际工资) 间接作用于制造业区位布局, 劳动力成本在房价与区域制造业发展间起到中介作用。

假设 2: 房价上涨经由劳动力成本对区域内制造业产生挤出效应, 但这种挤出效应只有在房价上升到一定水平才会产生, 即房价经由劳动力成本对制造业企业区域布局形成影响具有门槛效应。

四、计量模型、数据与变量设计

(一) 计量模型设定

理论分析提示, 房价的变动会经由劳动力成本间接影响地区制造业, 本部分将劳动力成本作为房价影响制造业区位分布的中介变量, 参考 Baron and Kenny^[36] 及温忠麟和叶宝娟^[37] 的做法, 采用中介效应法对此命题予以检验。

在社会科学研究中, 中介效应(mediation effect) 模型最早在心理学领域得到广泛应用, 近些年开始在管理学和经济学相关研究中得到推广。其基本思路是以下几个模型:

$$Minv_u = \alpha_1 + \beta_1 Hp_u + \xi_1^T X_u + \varepsilon_u \quad (13)$$

$$Lcost_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Hp_{it} + \xi_2^T X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$Minv_{it} = \alpha_3 + \beta_3 Hp_{it} + \delta Lcost_{it} + \xi_3^T X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中 i 表示省份截面单元, $Minv_{it}$ 为各省制造业区位布局情况, $Lcost_{it}$ 为地区劳动力成本(实际工资), Hp_{it} 为地区实际房价, X_{it} 为除房价和劳动力成本外影响制造业区位布局的其他控制变量。方程(13)的系数 β_1 为地区房价对地区制造业影响总效应; 方程(14)的系数 β_2 为房价对当地劳动力成本的影响效应; 方程(15)的系数 δ 是在控制了房价影响后劳动力成本对制造业的影响效应, 系数 β_3 是在控制了劳动力成本的影响后房价对制造业影响的直接效应。系数 β_2 与 δ 的乘积为经过劳动力成本传输的房价对制造业影响的中介效应。

此外, 理论分析还表明, 房价上涨经由劳动力成本对地区制造业区位布局的影响存在非线性特征。基于 Hansen^[38], 本文构建如下固定效应面板门槛模型, 实证检验房价对地区制造业区位布局的影响是否存在非线性的区制转换效应, 以及在不同房价水平下, 房价如何经由劳动力成本影响制造业区位布局。

$$Minv_{it} = \alpha_i + \beta_1 Lcost_{it} I(Hp_{it} \leq \gamma) + \beta_2 Lcost_{it} I(Hp_{it} > \gamma) + \delta Z_{it} + \eta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中 t 为时间, γ 为未知的房价门槛值, Z_{it} 为影响制造业区位布局的其他控制变量; η_i 为地区非观测效应, φ_t 为时间非观测效应; $I(\cdot)$ 为指示函数, 满足括号内条件时, 有 $I=1$; 反之, 则 $I=0$ 。

固定效应面板门槛模型的估计主要有三步: 先对计量方程采用固定效应模型进行参数估计, 求取门槛值 γ ; 再检验门槛效应的显著性; 最后检验门槛值并构建相应的置信区间。门槛效应可能存在多个, 在确定存在一个门槛效应基础上, 依次检验是否存在多个门槛效应, 从而确定有几个门槛值^③。

(二) 数据说明与关键变量定义

本文使用 1999—2016 年中国 30 个省级行政区面板数据^④, 以各省制造业新增固定资产投资额作为被解释变量测度制造业区位布局^⑤。核心解释变量是各地区劳动力成本(实际工资)和房价水平, 分别选用各省城镇就业人员平均劳动报酬和房地产开发企业商品房平均销售价格衡量。其中各地年度新增固定资产投资额数据经地区固定资产投资价格指数(以 1998 年为基期)平减, 地区劳动力工资和房价数据经相应年份地区居民消费价格指数(以 1998 年为基期)平减。数据来源于 2000—2017 年各年度《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》和《中国房地产统计年鉴》。

理论推导表明集聚经济是影响制造业区位布局的重要因素, 集聚经济也是区域经济研究关注的焦点之一^[39]。学者们从城市产业多样化经济与地方产业专业化经济角度进行实证检验, 发现城市多样化经济(尤其在大城市)和服务业集聚经济比产业层面的专业化经济对企业选址影响更大。参考 Glaeser *et al.*^[40] 和 Henderson *et al.*^[41], 本文构建了制造业专业化经济和多样化经济两个集聚经济指标。

制造业专业化经济使用省级层面城镇单位制造业就业人数份额与全国制造业就业人数份额之比来测度:

$$Loc_{mr} = \frac{s_{mr}}{s_m} \quad (17)$$

其中 s_{mr} 表示 r 省制造业的从业人数占该省非农产业从业人员总数的份额, s_m 表示制造业的从业人数占全国非农产业从业人员总数的份额。该指标数值越大意味着相对于全国其他省份而言, r 省制造业具有相对比较优势。

产业多样化经济使用省级层面城镇单位非农产业就业人数赫芬达尔指数的倒数来测度:

$$Div_r = \frac{1}{\sum_i s_{ir}^2} \quad (18)$$

其中 s_{ir} 表示 r 省第 i 个非农产业的从业人数占该省非农产业从业人员总数的份额。多样化外部性指标数值越大表明 r 省产业多样性越强。文中制造业从业人数数据、非农产业从业人数和各非农产业从业人数数据均来源于《中国劳动统计年鉴》(2000—2017年)。除集聚经济因素外,国内外有关制造业布局的研究还发现地区经济发展水平、交通基础设施建设情况等因素对制造业区位选择也有着重要影响。而这些因素对地区的房价也有着关键性的影响。因此,本文选取各省人均GDP和地区单位面积(平方公里)内公路加铁路里程数(公里)表示的路网密度为控制变量进行分析。数据来源于《中国统计年鉴》(2000—2017年)。变量描述性统计结果见表1。

表1 变量描述性统计(1999—2016年)

变量	变量名及说明	均值	标准差	最小值	最大值
制造业区位分布	$Minv$: 经固定资产投资价格指数平减后的各省制造业企业固定资产投资额(亿元)	1 722.51	2 521.78	7.560 6	16 400.04
商品房价格	Hp : 经居民消费价格指数平减后的各省商品房平均销售价格(元/平方米)	3 303.23	2 463.80	831.6	19 641.3
劳动力成本	$Lcost$: 经居民消费价格指数平减后的各省城镇单位制造业就业人员平均工资(元)	24 123.25	13 729.58	5 973.9	85 665.3
专业化经济	Loc : 各省城镇单位制造业就业人数份额占全国制造业就业人数份额之比	0.889	0.305	0.312	1.773
多样化经济	Div : 各省城镇单位非农产业就业人数赫芬达尔指数的倒数	14.970	3.446	9.036	25.135
地区经济实力	$GDPpp$: 经居民消费价格指数平减后的各省人均GDP(元/人)	22 144.62	16 465.68	2 464.4	84 429.5
交通基础设施	$TraDen$: 各省铁路及公路路网密度(公里/平方公里)	0.702	0.493	0.021	2.763

注:观测值均为540个。

五、实证检验结果及分析

(一) 房价、劳动力成本与制造业区位布局的中介效应分析

考虑到制造业投资决策的滞后性,也为了消除同期反向因果关系引致的内生性,所有解释变量均相对于被解释变量滞后一期。为判断劳动力成本是否起到了中介变量的作用,本文采用 bootstrap 法反复抽样 1000 次来构建 95% 置信度水平下检验系数乘积($\beta_2\delta$)的置信区间。式(13)~(15)的回归结果见表2。结果表明,劳动力成本的中介效应显著,意味着房价可通过影响地区劳动力成本间接影响地区制造业区位布局。劳动力成本所起中介效应占总效应比约为 39%,意味着房价对地区制造业区位布局的总影响中有近 39% 是通过劳动力成本来实现的。房价对地区制造业区位布局的影响可以通过供给侧和需求侧等多渠道实现,而通过劳动力成本这一渠道所施加影响占所有可能渠道的影响比重是较高的。这一分析结果验证了假设 1,即房价通过影响地区劳动力成本作用于制造业区位布局。

表2 中介效应检验结果

被解释变量	方程(13): $Minv$	方程(14): $Lcost$	方程(15): $Minv$
商品房价格 Hp	-0.696 *** (-11.03)	1.911 *** (19.13)	-0.430 *** (-5.31)
劳动力成本 $Lcost$			-0.139 *** (-5.06)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
样本数	510	510	510
R^2	0.637	0.963	0.654
	均值	95% 置信区间下限	95% 置信区间上限
中介效应	-0.269	-0.372	-0.164
直接效应	-0.425	-0.585	-0.273
总效应	-0.694	-0.822	-0.574
中介效应占总效应之比	0.388	0.327	0.468

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内为 t 统计量值。

(二) 房价对地区制造业区位布局的门槛效应结果及分析

基于前述分析和方程(16),本部分采用固定效应面板门槛回归模型对数据进行分析,考察房价经由劳动力成本这一渠道对制造业产生的影响。同前,所有解释变量依旧相对于被解释变量滞后一期。第一步需要检验门槛效应是否存在以及有几个门槛值。表3汇报的门槛效应检验结果显示,房价对制造业区位布局的影响存在单一门槛效应。

采用面板单一门槛模型对数据进行回归,得到结果见表4。回归得到平减之后(1998年为基期)的房价门槛值为5273.7,2015年该值对应的30个省份的平均房价约为7519元。当房价低于门槛值时,劳动力成本对地区制造业区位布局影响并不显著,因而房价通过劳动力成本对制造业产生的间接作用也不显著。当房价高于门槛值时,劳动力成本对地区制造业区位布局呈现出显著的抑制作用。结合其他控制变量的回归结果可见,当房价低于门槛值时,无论地区劳动力成本是否存在差异,制造业更倾向于向制造业专业化程度高、地区经济实力强、交通基础设施好的区域聚集。而当房价上涨到突破门槛值,房价的进一步上涨将通过提升劳动力成本间接引致制造业向房价低的区域转移。这意味着,房价上涨通过推高本地劳动力成本对区域内制造业区位布局具有显著的间接挤出性影响,且这种影响存在非线性区制效应。

为进一步分析不同房价地区劳动力成本对制造业区位布局影响是否存在差异,本文依据房价是否达到门槛值,将样本分为两类:一类为房价高于门槛值的高房价地区,另一类为房价低于门槛值的低房价地区。采用不含房价做解释变量的固定效应模型分别对两类子样本进行回归^⑥。结果显示,劳动力成本对低房价地区的作用不明显,但对高房价地区的制造业区位布局具有显著的负作用。这可以在一定程度上解释中国部分房价高企的一线城市制造业外迁的原因,即房价上涨通过拉高区域内劳动力成本致使制造业企业生产成本过高,从而向房价较低区域迁移。

(三) 对不同技术水平制造业的进一步分析

创新驱动发展背景下,无论是东部发达地区还是西部欠发达地区,各级各地政府都努力制定多领域技术创新产业扶持政策,吸引科技创新企业落户。部分欠发达地区还希望通过实施创新驱动发展战略,避开梯度转移的跟随式发展模式,实现“弯道超车”。显然,相较于欠发达地区,发达地区拥有更强的高技术产业“向心力”。那么,发达地区房价上涨这一“离心力”能否引导高技术水平制造业向房价水平较低的中西部地区迁移?从前述分析可知,房价可通过作用于劳动力成本间接作用于制造业区位布局。而中低技术水平和高技术水平制造业对劳动成本敏感度不同,房价上涨对其影响是否有差异?本部分将检验这一命题。问题的答案将有助于评价现今中国部分欠发达地区提出的“反梯度”创新驱动发展策略。

参考Feng and Ke^[42]将制造业划分为高技术产业制造业和非高技术(中低技术)产业制造业两

表3 房价对制造业区位分布影响的门槛效应检验

	F 值	p 值	10%	5%	1%
单一门槛	101.02	0.006	58.961	72.987	93.451
双重门槛	38.28	0.120	40.812	46.809	64.204

注:p 值和各临界值均为采用 bootstrap 方法反复抽样 1000 次得到。

表4 面板固定效应门槛模型回归结果

变量	系数(t 统计量)
劳动力成本 <i>Lcost</i>	
当商品房价格 $H_p < 5273.7$	-0.032 (-1.32)
当商品房价格 $H_p > 5273.7$	-0.103*** (-4.73)
专业化经济 <i>Loc</i>	5358.79*** (8.39)
多样化经济 <i>Div</i>	-218.45*** (-5.35)
地区经济实力 <i>GDPpp</i>	0.123*** (8.09)
交通基础设施 <i>TraDen</i>	2547.46*** (8.48)
年份固定效应	是
省份固定效应	是
样本数	510
R ²	0.548

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,括号内为 t 统计量值。

类,并分别对两类不同技术水平制造业的区位布局进行分析,分析思路与前面一致。但针对高技术水平制造业的分析中,制造业专业化经济指标替换成高技术产业专业化经济指标,劳动力实际工资替换成高技术产业劳动力实际工资,以便更符合模型内涵。高技术水平制造业年度固定资产投资数据源自《中国高技术产业统计年鉴》(2000—2017年)。

依照式(16)将解释变量相对于被解释变量滞后一期进行面板门槛回归,结果见表5。对中低技术制造业样本数据的回归结果表明:在5%的显著性水平下,房价小于门槛值时,房价的上涨会对地区中低技术制造业产生挤出效应,当其超越门槛值时,这种挤出效应增大的同时也变得更为显著。相比制造业总体,中低技术制造业对劳动力成本的上升更为敏感,劳动力成本的增加会显著影响中低技术制造业区位的选择,房价上涨会通过抬高本地劳动力成本,削弱本地区对中低技术制造业投资的吸引力。

对高技术制造业样本数据的回归结果显示:房价经由高技术产业劳动力成本对地区高技术水平制造业区位布局具有双重门槛作用。但是无论在哪个房价区间,高技术制造业劳动力成本对高技术产业的发展均具有显著的促进作用,表明高技术产业人才待遇越好的地区对高技术制造业的吸引力越大。当房价上涨到超越门槛2,这种吸引力显著减弱,但仍具有促进作用。就现阶段中国而言,省级平均房价涨幅并没有达到推动高技术产业迁往房价较低区域的离心力水平,房价越高地区对高技术产业的吸引力依然越大。如房价涨势最为迅猛的东部沿海地区,经济基础较好,薪酬待遇高,吸引高技术人才流入,高端人才储备充足,具有较强的经济集聚外部性,其科技创新发展水平也遥遥领先于中、西部地区,对高科技产业具有很强的吸引力。实证研究发现这些地区房价上涨暂时还无法形成足够的劳动力高成本离心力引致高技术产业向较低房价水平地区迁移。这表明通过优先发展高技术产业的“反梯度”发展模式能否普遍适用于广大的中西部地区值得思考。

六、稳健性检验与内生性分析

(一) 稳健性检验

为了检验本文实证结果的可靠性,本文对1999—2016年中国30个省份制造业固定资本存量进行估算,并使用制造业资本存量数据对基础模型进行稳健性检验^⑦。1951年Goldsmith就提出用永续盘存法来估算固定资本存量。此后,该法逐渐成为国际上较为通用的用于估计固定资本存量的方法。张军等^[43]和单豪杰^[44]采用永续盘存法估算了全国和省际资本存量,在此基础上,柯善咨和向娟^[45]进一步对地级及以上城市固定资本存量进行了细致测算,黄勇峰等^[46]则应用该法估计了1985—1995年间中国制造业分部门的资本存量,但还未有可直接使用的各省制造业固定资本存量数据。参考柯善咨和向娟^[45]的做法,本文采用永续盘存法测算各省制造业固定资本存量:

表5 不同技术水平产业面板固定效应门槛模型回归结果

变量	中低技术产业	高技术产业
门槛值	门槛: 5 104.5 ***	门槛 1: 4 737.20 *** 门槛 2: 5 104.5 **
高技术产业 劳动力成本 <i>Lcost</i>	当 $H_p < \text{门槛} 1$ -0.047 ** (-2.02)	0.012 *** (5.09)
	当 $\text{门槛} 1 < H_p < \text{门槛} 2$	0.048 *** (13.49)
	当 $H_p > \text{门槛} 2$ -0.117 *** (-5.48)	0.006 ** (2.13)
专业化经济 <i>Loc</i>	4143.87 *** (7.11)	310.32 *** (6.78)
多样化经济 <i>Div</i>	-163.14 *** (-4.40)	-11.32 * (-1.85)
地区经济实力 <i>GDPpp</i>	0.129 *** (9.01)	0.011 *** (4.78)
交通基础设施 <i>TraDen</i>	2134.45 *** (8.23)	304.66 *** (6.81)
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
样本数	510	510

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内为*t*统计量值。

$$K_{it} = (1 - \delta_{it})K_{it-1} + I_{it} \quad (19)$$

式中 K_{it} 和 K_{it-1} 分别是 i 省在 t 年和 $t-1$ 年的制造业固定资本存量 δ_{it} 为资本折旧率 I_{it} 为该省当年制造业新增固定资产投资。

以 1998 年为基年, 各省基年制造业固定资本存量可表示为:

$$K_{i0} = I_{i0} \frac{(1 + g_i)}{(g_i + \delta_{i0})} \quad (20)$$

其中 I_{i0} 为 1998 年各省制造业新增固定资产 g_i 为固定资产投资的平均增长率 δ_{i0} 为 1998 年各省制造业固定资本折旧率。

要估算制造业资本存量须知各年各省投资序列 (I_{it})、初始资本存量 (K_{i0})、各省制造业固定资本折旧率 (δ_{it}) 和固定资产投资增长率 (g_i)。其中, 各省制造业新增固定资产投资指标 (I_{it}) 使用各省制造业新增固定资产投资数据。各省制造业固定资产投资平均增长率 (g_i) 取 1998—2016 年各年制造业固定资产投资增长率的平均值, 增长率数据则通过各省各年制造业新增固定资产投资数据计算而得。基于黄永峰等^[46]对制造业固定资本存量的研究结果, 分年度计算各省制造业固定资本折旧率, 进而计算出 1999—2016 年各省制造业固定资本存量。所采用数据均来源于各年度《中国统计年鉴》(1999—2017 年), 且各省新增固定资产投资数据经各年各省固定资产投资价格指数平减, 折算成以基年 (1998 年) 不变价格表示的实际值。

我们将计算所得制造业固定资本存量数据代入基准回归方程, 并比较其回归结果与使用原变量 (年度制造业新增固定资产投资额) 的回归结果时发现, 无论是采用制造业新增固定资产投资还是采用固定资本存量指标表征地区制造业发展情况, 回归结果一致^⑧。

(二) 房价与制造业分布的内生性问题讨论

本文将所有解释变量相对于被解释变量滞后一期, 消除了反向因果关系引致的内生性问题, 但无法完全排除诸如遗漏变量等其他可能存在的内生性问题困扰。为此, 我们采用工具变量两阶段最小二乘法对内生性的影响进行检验。较好的工具变量应能说明地区房价的变化, 且对制造业区位的选择没有显著的直接影响。本文选用两个指标作为房价的工具变量: 一是各省审批的建设用地中住宅用地面积^⑨。中国的地方政府在土地市场上处于垄断地位。为了政绩考核的需要, 各级政府官员展开地区间竞争, 将工业用地以较低的协议价格提供给厂商。工业用地价格与本地住房市场间的联系较弱^[47]。住宅用地审批面积与商品房价格有着直接的关联, 这是因为住宅用地审批面积影响土地价格的波动, 土地价格又会影响房价的波动, 而它并不会影响制造业的区位布局, 满足工具变量的外生性。二是各地金融业从业人员平均工资。房价上涨促使区域产业价值链向高端攀升, 一线城市成为高端服务业的聚集地。不少研究发现, 金融业对房地产投资和房价的上升有着显著的推动作用, 过度的金融支持是形成房地产泡沫的原因之一, 金融集聚程度高的地区, 往往房地产价格水平也较高^[48-49]。因而, 各地金融业发展状况 (金融业从业人员平均工资) 能较好反映当地房价水平, 而金融业从业者的工资与制造业的区位选择并无直接联系, 因此, 选择金融业从业人员平均工资作为第二个工具变量。

我们采用以 1998 年为基期的消费者价格指数对金融业从业人员工资这个工具变量数据进行平减, 然后分别采用面板数据固定效应模型和工具变量两阶段最小二乘法对数据进行回归分析, 回归结果见表 6。结果发现, 固定效应模型和工具变量回归结果基本一致。安德森典型相关 (Anderson canon. corr. LM) χ^2 统计量在 1% 显著性水平上拒绝识别不足的零假设, 表明所选用的工具变量可以识别目标方程。安德森-鲁宾 (Anderson-Rubin Wald) χ^2 统计量也显著拒绝了弱工具变量假定。萨甘 (Sargan) 检验进一步表明工具与扰动项之间独立, 适合作为房价的工具变量。而工具变量内生性检验的豪斯曼 (Hausman) χ^2 统计量值表明地区房价和制造业区位布局间可能的内生性关系对本文的基准回归模型的回归结果影响不大, 可认为前文的估计结果是稳健的。

七、结论及启示

在当前我国地区间房价水平存在较大差异的大背景下,讨论其对制造业区位布局的影响具有重要意义。首先,本文引入房价因素扩展新经济地理理论,从理论上论证了房价变化对制造业区位布局的影响机理:房价可通过影响地区劳动力成本间接作用于地区制造业布局,且该影响存在门槛效应。其次,本文使用1999—2016年间中国省级面板数据,对理论假设进行了实证检验。研究发现:对制造业总体而言,房价可通过影响地区劳动力成本间接作用于制造业区位布局。进一步研究发现,房价对制造业区位布局的影响具有非线性特征,当房价低于门槛值时,劳动力成本对地区制造业区位布局无显著影响;当房价高于门槛值时,劳动力成本对本地制造业产生了显著的挤出作用。这意味着,当房价超过一定门槛值,房价的进一步上涨会通过提升劳动力成本间接引致制造业向房价较低区域转移。当地区房价较低时,无论地区劳动力成本是否存在差异,制造业更倾向于向制造业专业化程度高、地区经济实力强、交通基础设施好的地区聚集。对不同技术水平制造业的进一步分析发现,现阶段房价经由劳动力成本对制造业的挤出作用主要体现在中低技术制造业;而对于高技术制造业,由于高房价地区经济基础较好、高端人才储备充足、具有较强的经济集聚外部性,房价对制造业区位布局表现为促进作用,但随着房价跨越门槛值,这种促进作用明显下降。

本文的研究结论为我国中低技术制造业产业内迁和转移提供了较好解释,也为各地构建房价调控和制造业区位布局政策提供重要启示:经济较发达的高房价地区应努力抑制房价的进一步上涨,强化现有的制造业集聚经济外部优势,努力构建高技术制造业集聚优势,发展高技术制造业;经济欠发达的低房价地区应控制房价上涨趋势和幅度,保持房价稳定,改善地区交通基础设施,为制造业发展营造良好的外部环境,在此基础上,不断提升本地制造业专业化程度,努力构建制造业(尤其是中低技术制造业)集聚优势,形成制造业发展向心力。经济欠发达地区,科技创新发展水平和高技术人才储备都较为落后,优先发展高技术制造业的“反梯度”发展战略对这些地区并非最佳选择。

注释:

①数据来源于各年度《中国房地产统计年鉴》。

②该调查由《世界经理人》策划,共收到超过350份有效问卷。参与调查的企业中,年销售收入超过6000万的企业超过6成;80%的被调查人员是部门经理及以上职位。详情可参考http://www.sohu.com/a/112608215_198937。

③估计方法的详细阐述可参见 Hansen^[38]。

④因为部分数据缺失,本文未包含西藏自治区。

表6 面板固定效应和工具变量固定效应最小二乘回归结果

变量	FE	FE-IV
商品房价格 H_p	-0.386*** (-4.12)	-0.573** (-2.10)
劳动力成本 L_{cost}	-0.091 (-0.110)	-0.051 (-0.79)
专业化经济 Loc	5481.33*** (6.71)	5620.62*** (6.73)
多样化经济 Div	-271.19*** (-5.19)	-283.21*** (-5.19)
地区经济实力 GDP_{pp}	0.102*** (5.37)	0.105*** (5.42)
交通基础设施 $TraDen$	1711.87*** (4.69)	1755.52*** (4.77)
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
R^2	0.611	0.671
Anderson canon. corr. LM χ^2 统计量		41.37***
Anderson-Rubin Wald χ^2 统计量		6.30**
Sargan χ^2 统计量		2.02 (0.16)
Hausman χ^2 统计量		0.55 (0.97)
H_p IV1: 审批住宅用地面积		0.077*** (2.95)
H_p IV2: 金融业从业人员平均工资		0.026*** (5.80)

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著,括号内为t统计量值。样本数为390。

- ⑤制造业新增固定资产投资额包括除房地产开发投资、农户投资外,所有制造业企业固定资产计划总投资额在统计起点以上的投资项目的投资额。1997—2010年统计起点为50万元,自2011年起,统计起点提高到500万元。
- ⑥考虑到篇幅,按房价分样本回归结果未给出,留存备索。
- ⑦感谢审稿人在指标选取方面提出的宝贵建议。
- ⑧考虑到篇幅,未报告稳健性检验回归结果,留存备索。
- ⑨各省住宅用地审批面积数据来自各年度《中国土地资源年鉴》,但该指标从2004年的年鉴(2003年数据)才开始收录,且当年数据缺失较多,因而本文选取了2004—2016年数据检验内生性影响。

参考文献:

- [1]王三兴,董文静.中国制造业的分工地位和国际竞争力研究——基于行业上游度和RCA指数的测算[J].南京财经大学学报,2018(4):44-52.
- [2]王林辉,袁礼.有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局[J].经济研究,2018(11):115-131.
- [3]陆铭,张航,梁文泉.偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J].中国社会科学,2015(5):59-83+204-205.
- [4]HELPMAN E. The size of regions [M]//PINES D, SADKA E, ZILCHA I. Topics in public economics: theoretical and applied analysis. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- [5]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.
- [6]胡草,范红忠.高房价抑制新企业进入了么?——来自于中国工业企业的经验证据[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2017(1):146-153+177.
- [7]刘建江.房价波动影响居民消费的机理及调控研究[M].湖南人民出版社,2015.
- [8]唐志军,徐会军,巴曙松.中国房地产市场波动对宏观经济波动的影响研究[J].统计研究,2010(2):15-22.
- [9]颜色,朱国钟.“房奴效应”还是“财富效应”?——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析[J].管理世界,2013(3):34-47.
- [10]陈斌开,杨汝岱.土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J].经济研究,2013(1):110-122.
- [11]李雪松,黄彦彦.房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率[J].经济研究,2015(9):100-113.
- [12]王国军,刘水杏.房地产业对相关产业的带动效应研究[J].经济研究,2004(8):38-47.
- [13]黄静,屠梅曾.房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据[J].管理世界,2009(7):35-45.
- [14]刘建江,罗双成.房价上涨、要素流动与制造业升级[J].当代经济科学,2018(6):98-106.
- [15]王文春,荣昭.房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究[J].经济学(季刊),2014(2):465-490.
- [16][德]韦伯.工业区位论[M].北京:商务印书馆,1997.
- [17]HEAD K, RIES J, SWENSON D. Agglomeration benefits and location choice: evidence from Japanese manufacturing investments in the United States [J]. Journal of international economics, 1995, 38(3/4):223-247.
- [18]GUIMARAES P, FIGUEIREDO O, WOODWARD D. Agglomeration and the location of foreign direct investment in Portugal [J]. Journal of urban economics, 2000, 47(1):115-135.
- [19]HOLL A. Transport infrastructure, agglomeration economies and firm birth: empirical evidence from Portugal [J]. Journal of regional science, 2004, 44(4):693-712.
- [20]FRIEDMAN J, GERLOWSKI D A, SILBERMAN J. What attracts foreign multinational corporations? Evidence from branch plant location in the United States [J]. Journal of regional science, 1992, 32(4):403-418.
- [21]GABE T M, BELL K P. Tradeoffs between local taxes and government spending as determinants of business location [J]. Journal of regional science, 2004, 44(1):21-41.
- [22]BECKER R, HENDERSON V. Effects of air quality regulations on polluting industries [J]. Journal of political economy, 2000, 108(2):379-421.
- [23]BASILE R, CASTELLANI D, ZANFEI A. Location choices of multinational firms in Europe: the role of EU cohesion policy [J]. Journal of international economics, 2008, 74(2):328-340.
- [24]余珮,孙永平.集聚效应对跨国公司在华区位选择的影响[J].经济研究,2011(1):71-82.

- [25]刘庆林,汪明珠,韩军伟.市场关联效应与跨国企业选址——基于中国数据的检验[J].财贸经济,2011(11):127-135.
- [26]余珮,陈继勇.新经济地理学框架下跨国公司在华分层区位选择研究[J].世界经济,2012(11):31-58.
- [27]颜银根.FDI区位选择:市场潜能、地理集聚与同源国效应[J].财贸经济,2014(9):103-113.
- [28]徐瑛,陈澍.中国工业劳动力蓄水池现状及其对新建企业选址的影响[J].中国人口科学,2015(3):44-54+126-127.
- [29]周浩,陈益.FDI外溢对新建企业选址的影响[J].管理世界,2013(12):78-88.
- [30]张莉,何晶,马润泓.房价如何影响劳动力流动? [J].经济研究,2017(8):155-170.
- [31]邵朝对,苏丹妮,邓宏图.房价、土地财政与城市集聚特征:中国式城市发展之路[J].管理世界,2016(2):19-31+187.
- [32]余运江,高向东.市场潜能、住房价格与劳动力流动——基于新经济地理学的视角[J].产业经济研究,2017(6):117-126.
- [33]邵挺,范剑勇.房价水平与制造业的区位分布——基于长三角的实证研究[J].中国工业经济,2010(10):24-32.
- [34]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.
- [35]KRUGMAN P. History and industry location: the case of the manufacturing belt [J]. American economic review, 1991, 81(2):80-83.
- [36]BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic and statistical considerations [J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6):1173-1182.
- [37]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
- [38]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2):345-368.
- [39]CAROD J M A, LIVIANO S D, MANJÓN A M. Empirical studies in industrial location: an assessment of their methods and results [J]. Journal of regional science, 2010, 50(3):685-711.
- [40]GLAESER E L, KALLAL H D, SCHEINKMAN J A, et al. Growth in cities [J]. Journal of political economy, 1992, 100(6):1126-1152.
- [41]HENDERSON V, KUNCORO A, TURNER M. Industrial development in cities [J]. Journal of political economy, 1995, 103(5):1067-1090.
- [42]FENG P, KE S Z. Self-selection and performance of R&D input of heterogeneous firms: evidence from China's manufacturing industries [J]. China economic review, 2016, 41(12):181-195.
- [43]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000 [J].经济研究,2004(10):35-44.
- [44]单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952—2006年 [J].数量经济技术经济研究,2008(10):17-31.
- [45]柯善咨,向娟.1996—2009年中国城市固定资本存量估算[J].统计研究,2012(7):19-24.
- [46]黄勇峰,任若恩,刘晓生.中国制造业资本存量永续盘存法估计[J].经济学(季刊),2002(1):377-396.
- [47]范剑勇,莫家伟.地方债务、土地市场与地区工业增长[J].经济研究,2014(1):41-55.
- [48]梁云芳,高铁梅.中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J].经济研究,2007(8):133-142.
- [49]HOLLY S, PESARAN M H, YAMAGATA T. The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK [J]. Journal of urban economics, 2011, 69(1):2-23.

(责任编辑:雨 珊)

Housing prices , labor cost and location of manufacturing industry: theory and evidence

FENG Ping¹ , LIU Jianjiang¹ , LUO Shuangcheng²

(1. School of Economics and Management , Changsha University of Science and Technology , Changsha 410114 , China;

2. School of Economics , Nankai University , Tianjin 300071 , China)

Abstract: By incorporating housing prices factor into the New Economic Geography (NEG) model , this paper analyzes the effects and mechanisms of how housing prices affect the location of manufacturing theoretically. Using 1999—2016 panel data of Chinese 30 provinces , the paper empirically tests the hypothesis proposed by the NEG extending model and finds that in general , the rise of housing prices will indirectly affect the location of manufacturing by affecting labor costs and this kind of influence has a nonlinear structure with the level of housing prices. The impact of housing prices level on the location of manufacturing has a significant single threshold pattern. When the price below the threshold value , labor cost has no significant effects on the development of manufacturing. When the housing prices rise above the threshold , labor cost will impose crowding-out effects on manufacturing development. The further study on the data of the high-tech manufacture industry shows that the crowding-out effects of housing price on manufacturing only show in the low-medium tech industry. For high-tech industry the crowding-out effects have not yet appeared till now. This provides a good explanation for the causes of the inward migration and transfer of some manufacturing industries in China , and also provides important enlightenment for the construction of housing price control and manufacturing development policies in various regions.

Key words: housing price; labor cost; manufacturing location; new economic geography theory; panel threshold regression

(上接第 75 页)

Environmental regulation , product quality and Chinese firms' upgrading in global value chain

WANG Jie¹ , DUAN Ruizhen² , SUN Xuemin³

(1. School of Economics , Henan University of Economics and Law , Zhengzhou 450046 , China;

2. Enterprise Research Center , Zhengzhou University , Zhengzhou 450001 , China;

3. Business School , Zhengzhou University , Zhengzhou 450001 , China)

Abstract: This paper uses the data of China's micro-enterprises to invest the influences of environmental regulation on export product quality and upgrading of global value chain (GVC) from the perspective of product quality. The results show that: First , environmental regulation has a positive effect on firms' export product quality; with the improvement of the product quality , environmental regulation is conducive to the promotion of firms' embedding degree and position in the GVC. Second , the impacts of environmental regulation on the quality of firms' export products and the upgrading of GVC are different due to the differences in trade patterns , concentration of factors and degree of pollution. Third , environment regulation has a negative impact on the duration of enterprises' participation in GVC , but with the improvement of product quality , environment regulation reduces the risk rate of firms' participation in GVC and effectively extends the duration of firms' participation in GVC.

Key words: environmental regulation; product quality; GVC participation; GVC position; GVC time duration