

金融集聚、房价上涨对产业结构 升级的空间溢出效应

徐敬红^{1, 2} 廉东¹ 耿健伦¹¹

(1. 东北师范大学 经济与管理学院, 长春 130117;

2. 长春人文学院, 长春 130117)

【摘要】: 利用 2004–2019 年中国的省级面板数据, 构建两种空间权重矩阵, 通过空间杜宾模型检验金融集聚、房价上涨对产业结构升级的空间溢出效应。结果表明, 金融集聚、房价上涨促进了本地区产业结构升级且存在空间溢出效应, 但本地金融集聚、房价上涨抑制了周边地区产业结构升级。伴随房价上涨, 金融集聚会弱化本地区产业结构升级的促进作用, 增强对周边地区产业结构升级的抑制作用。与第三产业相比, 金融集聚、房价上涨对第二产业影响及空间溢出效应更大。信息化水平的提高刺激了周边地区的产业结构调整, 过多的政府干预阻碍了本地区和周边地区的产业结构升级。

【关键词】: 金融集聚 产业结构升级 空间溢出效应

【中图分类号】: F425 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006–2912(2021)07–0112–11

一、引言

近年来, 中国经济逐步向高质量发展过渡, 在此过程中, 人口红利逐渐消失, 寻求新的核心动力成为经济转型增长的重要议题, 在此背景下, 产业结构的调整与升级越来越受到人们的关注。

产业结构升级, 意味着主导产业风险增加, 此时需要调整金融结构以满足其更多的资金需求(Krugman, 1999^[1], Maksimovic, 2005^[2])。金融结构应该和产业规模结构相匹配, 金融机构可以通过集聚效应在一定程度上解决企业在产业结构升级过程中面临的资金困难问题(Kindleberger, 1974^[3])。近年来, 市场型的金融机构极大的促进了中国制造业的发展(龚强等, 2014^[4])。

改革开放后, 金融业在中国东部地区形成空间集聚, 金融集聚促进了中国东部地区的产业结构调整, 同时推动了特大城市和大城市的产业结构升级(于斌斌, 2017^[5])。金融集聚能够形成规模经济和范围经济(Park & Essayad, 1989^[6]), 已成为经济持

作者简介: 徐敬红(1986–), 女, 四川泸州人, 东北师范大学经济与管理学院博士研究生, 长春人文学院商学院讲师, 研究方向: 金融风险;

廉东(1977–), 男, 辽宁丹东人, 东北师范大学经济与管理学院硕士生导师、博士, 研究方向: 宏观金融;

耿健伦(1994–), 男, 吉林长春人, 东北师范大学经济与管理学院硕士研究生, 研究方向: 宏观金融。

基金项目: 吉林省教育厅重点项目“借鉴南部地区经验提高吉林省中小企业融资效率研究”(JJKH20201298SK), 项目负责人: 徐敬红; 吉林省科技发展计划项目“以要素合理流动推动吉林省供给侧结构性改革路径研究”(20170418053FG), 项目负责人: 廉东; 吉林省社会科学基金项目“疫情常态化下吉林省支持中小微企业生存与发展的财政金融政策研究”(2020C027), 项目负责人: 徐敬红

续增长和产业结构升级的主要动力来源(赵晓霞, 2014^[7])。

与此同时, 金融集聚推动经济增长, 促进房价提高(刘颜和邓若冰, 2017^[8]), 房价的上涨又进一步影响产业结构升级。一方面, 房价上涨阻碍高房价区域劳动力积累, 劳动力向低房价区域转移, 高房价区域的企业缺工现象明显(Rabe & Taylor, 2010^[9]), 推动该地区产业价值链从低端升级到高端, 促进产业结构升级(高波等, 2012^[10]); 另一方面, 房价上涨极大影响金融市场的资金流向(Keotter & Poghosyan, 2010^[11]), 对产业结构升级产生空间溢出效应。

总体来看, 金融集聚、房价提高都会推动产业结构升级, 但金融集聚和房价亦会相互作用, 这可能对产业结构升级产生新的影响。但目前国内外学者更关注金融集聚、房价上涨与产业结构升级的两两关系。因此本文采用中国省级面板数据, 建立空间面板杜宾模型, 研究金融集聚、房价上涨对产业结构升级的空间溢出效应, 同时考虑金融集聚与房价上涨的综合影响。

二、金融集聚、房价上涨对产业结构升级空间溢出效应机制分析

(一) 金融集聚对产业结构升级空间溢出效应的机制分析

金融集聚通过外部规模经济、资源优化配置、信息交流、创新激励以及累计循环实现对产业结构升级的空间溢出: 首先, 金融机构及相关配套产业往往集聚在某个区域, 这个区域的金融服务通过提供有效的支付系统, 为产业结构调整提供资金支持; 其次, 金融机构可以将更多的资金分配给创新产业, 减少对落后产业的资金供给, 提高金融资源利用效率, 加速金融服务专业化, 实现产业结构升级效果(Schumpeter, 1911^[12]); 再次, 金融网络中的金融机构和其他企业通过合作互信, 减少金融产品和服务在业务流程中的信息不对称, 减少要约执行和监督的成本; 此外, 在金融集聚过程中, 金融知识、产业技术借助丰富的创新资源并通过金融体系和区域网络产生外溢效应, 加快信息流转速度、提高创新效率; 最后, 金融集聚通过影响储蓄与投资, 改变资金流动方向, 使生产要素分配更加合理, 为企业提供更多研发资金, 促进产业结构升级, 同时, 产业结构升级引导金融服务朝多元化方向发展, 企业对金融服务的需求推动金融运营模式转变, 促进金融集聚, 实现产业结构高级化。

(二) 房价上涨对产业结构升级空间溢出效应的机制分析

1. 劳动密集型产业迁出。

在产业结构升级中, 劳动力是一种起决定性作用的生产要素, 住房价格的变动加速了劳动力在不同区域间的流动。随着房价的上涨, 中低端产业逐渐向租金低廉的经济欠发达地区扩散, 中低端产业的工人也不得不流动到周边经济欠发达地区, 这导致经济发达地区劳动密集型企业招工。同时, 房价的提高和劳动力的流动迫使企业提高劳动力工资水平, 劳动密集型企业生存日益艰难, 被迫迁出经济发达地区。

2. 资本和技术密集型产业涌入。

资本技术密集型产业往往拥有相对较高的生产水平和经济效益, 能够支付更高的工资和租金, 因此经济发达地区技术人员的聚集使得高端产业更倾向于迁入该地区, 从而促进资本技术密集型产业在经济发达地区的集聚。住房价格的提高促进了劳动力供给结构的优化, 加速了资本技术密集型产业向经济发达地区聚集, 最终实现产业结构的高级化。

(三) 金融集聚和房价上涨对产业结构升级综合影响的机制分析

1. 外部融资受限。

产业结构升级的实质是技术进步，技术进步的关键是研发活动，企业的研发活动需要创新投资的资金支持。但是创新投资的投入高、风险高，内部融资并不能达到研发活动资金需求，企业需要从金融市场获得外部融资。而金融市场与房地产市场之间关系密切，经济向好、房价上涨时，大量资金从金融市场流入房地产市场，金融资本配置不合理，企业外部融资被挤压。长期来看，企业难以维持现有研发活动，致使技术进步效率趋缓，制约产业结构调整升级。

2. 资金配置扭曲。

住房价格与金融体系之间的相互作用影响企业的资金使用，改变企业创新投资和技术升级资金的规模，影响区域产业结构的升级。由于房地产是资金密集型产业，随着房价上涨，企业将大量资金投入房地产市场，这将极大地挤压创新投资和技术升级资金的规模，抑制企业创新和技术升级活动，阻碍产业结构调整升级。

三、金融集聚、房价上涨对产业结构升级空间溢出效应实证分析

(一) 变量选取与数据说明

1. 变量选取。

产业结构升级 (cy), 借鉴朱玉杰和倪晓然 (2014)^[13] 的做法, 使用第三产业与第二产业产值的比值进行衡量。金融集聚度 (agg), 采用孙晶和李涵硕 (2012)^[14] 的方法, 选取区位熵指数来衡量金融集聚度, 因为区位熵指数可以有效减少金融业企业规模对金融

集聚水平测量的影响: $agg = \frac{(f_s/s_i)}{(f_s/s)}$, 其中 f_s 、 s 表示全国金融业从业人数和全国各行业从业人数总数, f_{s_i} 、 s_i 表示 i 省份金融业从业人数和 i 省份各行业从业人数总数。房价 (hp), 房价分为商品房价格和住宅商品房价格, 其中住宅商品房与消费者关系更为密切, 借鉴余泳泽和张少辉 (2017)^[15] 的做法, 使用住宅商品房销售价格来衡量房价水平, 并按所在省份的 CPI 指数进行平减处理。信息化水平 (inf), 信息化可以在短时间内推动产业结构升级, 助力金融业发展。借鉴刘生龙和胡鞍钢 (2010)^[16] 的做法, 采用信息化水平的替代变量人均用电量进行计算。人力资本 (edu), 人力资本水平通过提升管理效率和创新效率影响产业结构升级和金融集聚, 借鉴刘建江和罗双成 (2018)^[17] 的做法, 选取高校毕业生与在校生数比值作为人力资本的替代变量。外商直接投资 (fdi), 外商直接投资增加本地区资本存量, 并通过技术空间溢出影响产业结构升级, 因此, 本文以 FDI (按历年人民币汇率平均价格折算) 与 GDP 之比反映一省的外商直接投资水平。基础设施 (bas), 改善基础设施能够提高生产要素和产品运输效率, 形成范围经济和规模经济, 因此, 本文采用人均城市道路占有面积作为基础设施替代变量 (于斌斌&金刚, 2014)^[18]。政府干预 (gov), 政府干预会影响地区经济发展, 适当的政府干预能够有效抑制市场的负外部效应, 但是过多的政府干预反而容易形成地方保护, 不利于空间溢出, 因此以财政收入与 GDP 之比反映政府干预程度。经济发展水平 (dev), 用人均 GDP 指标衡量经济发展水平, 因为与经济欠发达地区相比, 经济发达地区产业结构调整速度更快, 这种极化效应致使经济发达地区的产业结构更高级。

2. 数据来源与处理。

本文选取 2004-2019 年中国省级面板数据, 数据来源于中国国家统计局及《中国统计年鉴》。

(二) 空间权重矩阵设定

选用两种空间权重矩阵: 地理距离倒数平方矩阵 W(1)、地理距离矩阵 W(2)。具体设定如下:

$$W(1) : W_{ij,d} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2, & d_{ij} < d \\ 0, & d_{ij} \geq d \end{cases} \quad (1)$$

$$W(2) : W_{ij,d} = \begin{cases} 1, & d_{ij} < d \\ 0, & d_{ij} \geq d \end{cases} \quad (2)$$

其中, $i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, m; n \neq m$ 。

(三)空间自相关性检验

1. 全局空间自相关。

计算 2004-2019 年两种空间权重矩阵下各省(市、区)金融集聚度、房价及产业结构升级的 Moran' sI 值, 检验金融集聚度、房价及产业结构升级的空间自相关性。

表 1 两种空间权重矩阵下全局空间自相关

Year	W(1)			W(2)		
	lnagg	lnhp	lncy	lnagg	lnhp	lncy
2004	0.121*	0.022	-0.083	0.112**	-0.054	-0.032
2005	0.242***	0.178**	-0.145	0.216***	0.081*	-0.052
2006	0.323***	0.180**	-0.190**	0.270***	0.079*	-0.103
2007	0.344***	0.153**	-0.179*	0.286***	0.030	-0.094
2008	0.258***	0.145**	-0.207**	0.225***	0.011	-0.121
2009	0.258***	0.230***	-0.164*	0.246***	0.085*	-0.094
2010	0.238***	0.182**	-0.162*	0.161***	0.055	-0.126
2011	0.182**	0.183**	-0.154	0.078*	0.068	-0.119
2012	0.209**	0.221***	-0.160*	0.066	0.095*	-0.128
2013	0.198**	0.208***	-0.158	0.059	0.066	-0.123
2014	0.279***	0.174**	-0.180*	0.074*	0.024	-0.125
2015	0.325***	0.229***	-0.195**	0.115**	0.081*	-0.120
2016	0.266***	0.236***	-0.189*	0.130**	0.068*	-0.100
2017	-0.259**	0.201**	-0.133	-0.196**	0.035	-0.093
2018	0.434***	0.168**	-0.094	0.240***	0.021	-0.073

2019	0.467***	0.064	-0.018	0.273***	0.057	-0.043
------	----------	-------	--------	----------	-------	--------

如表 1 所示，在空间权重矩阵 W(1)下，金融集聚度、房价的 Moran' sI 指数值大都显著为正，说明中国各省金融集聚、房价皆呈现正空间自相关。在空间分布上，金融集聚和房价并非完全随机，而是趋于集聚。而产业结构升级的 Moran' sI 指数大多显著为负，表明中国各省产业结构具有负空间自相关性。

在空间权重矩阵 W(2)下，金融集聚度的 Moran' sI 指数大都通过了 10%水平下的显著性检验且为正，说明中国省间金融集聚具有正空间自相关。房价的 Moran' sI 指数部分显著为正，说明中国省市之间的房价也具有正空间自相关。而产业结构升级虽然 Moran' sI 为负，但不显著，说明超出一定地理距离中国省间产业结构的空间相关性并不明显，这可能是由于地理距离矩阵所设置的带宽并不能反映出产业结构的空间相关性。

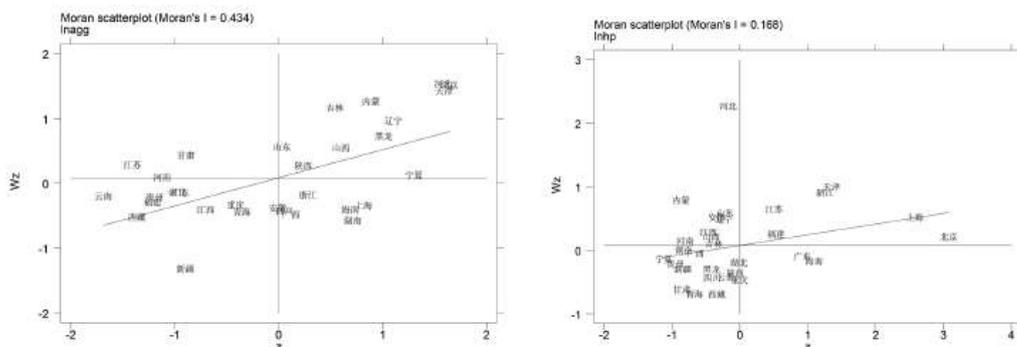
2. 局部空间自相关。

全局 Moran' sI 指数旨在从全局视角衡量金融集聚、房价上涨及产业结构升级的空间相关性。若从局部探讨各地区之间金融集聚、房价上涨及产业结构升级的空间相关性，则可借助 Moran' sI 散点图来实现。本文做出了 2004-2019 年金融集聚度、房价及产业结构升级的 Moran' sI 散点图，限于篇幅只显示了 2018 年 W(1)矩阵下的结果。

如图 1 所示，在空间权重矩阵 W(1)下，金融集聚度的观测点大多数分布在第一、第三象限，各省市金融集聚水平呈现出高-高或低-低集聚特征。证实金融集聚度具有鲜明空间相关性，且区域间具有显著正向溢出效应。其中，金融集聚区主要集中于东部地区，但上海的变量观测点分布在第四象限，说明上海作为中国金融中心，虽然自身的金融集聚度较高，但其对周边地区的空间溢出效应不高，辐射力不强。

房价的观测点大多数分布在第一、第三象限，各省市房价水平呈现出高-高或低-低集聚的特征。这说明房价也存在着很明显的空间相关性，且区域间具有明显的正向溢出效应，东部地区房价较高，北京、上海房价最高。

产业结构升级的观测点大多数分布在第二、四象限，各省市产业结构的水平呈现出低-高或高-低集聚的地理分布特征。这说明产业结构存在着很明显的空间相关性，但区域间具有明显的负向溢出效应，即产业结构较高的地区被低值区的其他省市所包围，或较低的地区被高值区的其他省市所包围。北京、上海的变量观测点分布在第四象限，说明北京和上海虽然自身产业结构水平较高，但二者对周边省市的辐射效应有限，空间溢出效应不高。这可能是由于周边地区配套基础设施的相对落后，无法实现经济发达地区优势产业的转移造成的。



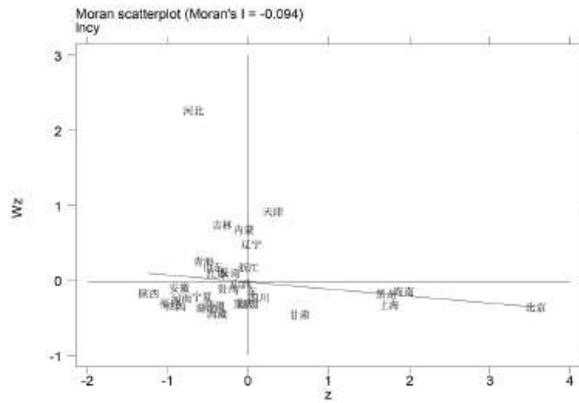


图 1 2018 年 W(1)矩阵下的 Moran' sI 散点图

(四) 模型选择

表 2 LM 检验和稳健的 LM 检验

	W(1)	W(2)
LMLag	18.21***	285.41***
RobustLMLag	2.02	18.19***
LMEError	37.67***	535.26***
RobustLMEError	21.48***	268.04***

根据 LM 检验和稳健的 LM 检验结果(表 2), 构建如下空间杜宾模型(SDM):

$$\begin{aligned}
 lncy_{it} = & \rho Wlncy_{it} + \beta_1 lnagg_{it} + \beta_2 lnhp_{it} + \beta_3 lnagg_{it} \\
 & \times lnhp_{it} + \beta_4 lnX_{it} + \beta_5 Wlnagg_{it} + \beta_6 Wlnhp_{it} + \beta_7 Wlnagg_{it} \\
 & \times lnhp_{it} + \beta_8 WlnX_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)
 \end{aligned}$$

其中, $lncy_{it}$ 为 i 省份在 t 时间的产业结构升级, $lnagg_{it}$ 为金融集聚度, $lnhp_{it}$ 为房价, $lnagg_{it} \times lnhp_{it}$ 为金融集聚度与房价的交互项, $\mu_i, \theta_t, \varepsilon_{it}$ 分别为地区效应、时间效应和随机扰动项, lnX_{it} 为控制变量, ρ 为空间滞后系数, W 为上文设置的两种 31×31 阶的空间权重矩阵。

(五) 实证检验与结果分析

1. 空间溢出效应估计结果。

本文采用极大似然法进行估计, 并给出 OLS 估计结果作为参照。

OLS 回归得到房价系数显著为正，表明房价的提高会推动产业结构升级。(表 3)金融集聚度为正但不显著，而金融集聚度与房价的交互项为负也不显著，说明金融集聚、金融集聚与房价的交互作用对产业结构升级的作用并不明显，这可能是因为传统面板模型忽略了变量间的空间相关性。

两种空间权重矩阵下，空间滞后系数 ρ 都显著为负，说明引入空间模型是必要的。金融集聚度、金融集聚度与房价交互项的空间滞后项系数均显著，证明金融集聚对产业结构升级产生的空间溢出效应受房价上涨因素的影响。控制变量方面，两种空间权重矩阵下，政府干预空间滞后项均显著为负，表明政府干预对产业结构升级有明显的负向空间溢出。

直接效应方面，两种空间权重矩阵下，金融集聚度和房价显著为正，二者交互项显著为负。表明金融集聚以及房价上涨会加快该地区产业结构升级进程，但房价上涨会弱化金融集聚对产业结构升级的促进作用。原因是房价的上涨使得金融市场的大量资金流向房地产市场，公司用于创新投资和技术升级的资金减少，导致生产率提高较慢，从而抑制了产业结构升级。控制变量方面，信息化水平、人力资本以及外商直接投资均不显著，而政府干预、经济发展显著为负，说明这些因素未能有效促进本地区的产业结构升级。

间接效应方面，两种空间权重矩阵下，金融集聚度显著为负，金融集聚度与房价的交互项显著为正，说明本地区的金融集聚抑制了周边地区的产业结构升级，而房价的提高使金融集聚对周边地区产业结构升级的抑制作用增强；而房价不显著，表明房价提高并未对周边产业结构升级带来显著效果。控制变量方面，两种空间权重矩阵下，信息化水平显著为负，说明信息化水平提高对周边地区产业结构升级没有起到促进作用，主要是因为信息化水平虽然一直处于不断提高的过程中，但其运行效率和外部效应尚未得到有效发挥；经济发展水平显著为正，表明地区经济发展能够加快推进周边产业结构升级。空间权重矩阵 W(2) 下，政府干预程度显著为负，说明政府干预不仅未能促进本地区的产业结构升级且阻碍了周边地区的产业结构升级。原因在于过多的政府干预容易形成地方保护主义，不利于市场良性竞争，降低生产要素配置效率。

表 3 OLS 和两种空间权重矩阵下估计结果

变量	OLS	W(1)		W(2)		W*lnagg	W*lnhp	W*lninf	W*lnedu	W*lnfdi
		Direct	Indirect	Direct	Indirect					
lnagg	0.338 (0.60)	0.520 (1.23)	0.739* (1.65)	-2.802*** (-3.76)	0.548 (1.36)	0.810* (1.88)	-3.792*** (-3.87)	-3.310*** (-4.06)	-4.825*** (-4.20)	
lnhp	0.494*** (9.51)	0.060 (1.48)	0.063* (1.72)	-0.094 (-1.18)	0.062 (1.53)	0.063* (1.74)	-0.079 (-0.94)	-0.101 (-1.19)	-0.084 (-0.85)	
lnagg×lnhp	-0.057 (-0.90)	-0.059 (-1.20)	-0.083* (-1.64)	0.314*** (3.66)	-0.060 (-1.29)	-0.090* (-1.84)	0.435*** (3.84)	0.371*** (3.96)	0.554*** (4.16)	
lninf	0.070 (3.58)	0.068 (1.43)	0.083 (1.49)	-0.146* (-1.82)	0.052 (1.16)	0.068 (1.31)	-0.190* (-1.91)	-0.150 (-1.63)	-0.220* (-1.82)	
lnedu	0.006 (0.31)	0.007 (0.59)	0.005 (0.35)	-0.005 (-0.22)	0.009 (0.75)	0.007 (0.45)	0.002 (0.09)	-0.010 (-0.30)	0.001 (0.004)	
lnfdi	0.067** (2.16)	-0.021 (-0.97)	-0.021 (-0.95)	0.005 (0.11)	-0.014 (-0.66)	-0.015 (-0.71)	0.025 (0.47)	-0.002 (-0.03)	0.026 (0.40)	

lnbas	0.143** (2.53)	0.039 (0.99)	0.032 (0.81)	0.091 (1.34)	0.050 (1.28)	0.040 (1.05)	0.145 (1.59)	W*lnbas	0.127 (1.53)	0.217* (1.78)
lngov	-0.076 (-1.36)	-0.157*** (-3.98)	-0.158*** (-4.50)	-0.077 (-1.36)	-0.136*** (-3.50)	-0.132*** (-3.74)	-0.158** (-2.22)	W*lngov	-0.158** (-2.31)	-0.279*** (-3.04)
lndev	-0.303*** (-6.20)	-0.693*** (-12.11)	-0.707*** (-12.34)	0.163* (1.84)	-0.700*** (-12.75)	-0.723*** (-13.09)	0.317*** (2.96)	W*lndev	-0.050 (-0.40)	0.105 (0.66)
Constant	-0.210 (-0.32)									
ρ		-0.342*** (-4.78)			-0.426*** (-4.84)					
σ^2		0.012***			0.012***					
R ²	0.366	0.174			0.199					
LogL		383.161			386.985					
N	496	496			496					

2. 分产业空间溢出效应估计结果。

为进一步厘清金融集聚、房价上涨对不同产业的空间溢出效应，分别用第二、三产业增加值替代模型(3)中的被解释变量1，研究金融集聚、房价上涨对二、三产业的影响。结果发现，金融集聚、房价上涨对不同产业的空间溢出效应存在差异性。

表4 空间权重矩阵W(1)下二、三产业估计结果

变量	第二产业			第三产业				第二产业	第三产业
	Direct	Indirect		Direct	Indirect				
lnagg	-0.761** (-2.34)	-0.763** (-2.30)	1.125* (1.64)	-0.233 (0.97)	-0.126 (-0.52)	-1.876*** (-4.18)	W*lnagg	1.109* (1.77)	-2.303*** (-5.00)
lnhp	-0.042 (-1.35)	-0.046* (-1.69)	0.169** (2.28)	0.022 (0.98)	0.018 (0.87)	0.040 (0.85)	W*lnhp	0.168** (2.57)	0.050 (1.05)
lnagg×lnhp	0.089** (2.39)	0.090** (2.39)	-0.119** (-2.51)	0.030 (1.10)	0.018 (0.66)	0.214*** (4.14)	W*lnagg ×lnhp	-0.118* (-1.64)	0.264*** (4.96)
lninf	-0.057 (-1.55)	-0.055 (-1.35)	0.150** (2.12)	-0.016 (-0.61)	-0.016 (-0.51)	0.011 (0.24)	W*lninf	0.156** (2.20)	0.014 (0.26)
lnedu	-0.013 (-1.33)	-0.014 (-1.31)	0.005 (0.22)	-0.003 (-0.48)	-0.004 (-0.54)	-0.004 (-0.26)	W*lnedu	0.002 (0.07)	-0.008 (-0.46)

lnfdi	-0.035** (-2.11)	-0.035** (-2.15)	0.054 (1.23)	-0.053*** (-4.33)	-0.054*** (-4.49)	0.033 (1.21)	W*lnfdi	0.053 (1.31)	0.025 (0.83)
lnbas	-0.098*** (-3.25)	-0.097*** (-3.24)	-0.128** (-1.99)	-0.047** (-2.15)	-0.043** (-1.98)	-0.061 (-1.52)	W*lnbas	-0.131** (-2.03)	-0.084* (-1.83)
lngov	0.111*** (3.68)	0.106*** (4.01)	-0.085 (-1.57)	-0.039* (-1.74)	-0.034* (-1.75)	-0.147*** (-4.45)	W*lngov	-0.089* (-1.72)	-0.189*** (-4.96)
lndev	1.159*** (26.58)	1.158*** (27.07)	-0.016 (-0.19)	0.445*** (13.83)	0.433*** (13.60)	0.199*** (3.68)	W*lndev	-0.001 (-0.06)	0.348*** (5.18)
ρ	-0.347*** (-4.31)			-0.255*** (-3.38)					
σ^2	0.007***			0.004***					
R ²	0.370			0.567					
LogL	518.473			669.746					
N	496			496					

表5 空间权重矩阵W(2)下二、三产业估计结果

变量	第二产业			第三产业				第二产业	第三产业
	Direct	Indirect		Direct	Indirect				
lnagg	-1.016*** (-3.26)	-1.017*** (-3.19)	1.861* (1.91)	-0.396* (-1.71)	-0.310 (-1.33)	-2.457*** (-3.86)	W*lnagg	1.837** (2.06)	-3.050*** (-4.61)
lnhp	-0.042 (-1.33)	-0.045** (-1.65)	0.166*** (2.61)	0.017 (0.72)	0.013 (0.65)	0.034 (0.65)	W*lnhp	0.163** (2.15)	0.042 (0.75)
lnagg×lnhp	1.117*** (3.28)	0.117*** (3.26)	-0.213* (-1.88)	0.049* (1.83)	0.039 (1.48)	0.279*** (3.79)	W*lnagg ×lnhp	-0.210** (-2.03)	0.347*** (4.52)
lninf	-0.062* (-1.79)	-0.060 (-1.57)	0.281*** (2.83)	-0.025 (-0.99)	-0.024 (-0.86)	0.022 (0.36)	W*lninf	0.287*** (3.07)	0.026 (0.38)
lnedu	-0.013 (-1.42)	-0.015 (-1.38)	-0.013 (-0.49)	-0.003 (-0.39)	-0.004 (-0.49)	-0.003 (-0.19)	W*lnedu	-0.016 (-0.57)	-0.007 (-0.35)
lnfdi	-0.040** (-2.41)	-0.040** (-2.45)	-0.010 (-0.18)	-0.053*** (-4.37)	-0.054*** (-4.49)	0.009 (0.28)	W*lnfdi	-0.011 (-0.22)	-0.003 (-0.07)
lnbas	-0.089*** (-2.96)	-0.088*** (-2.99)	-0.148 (-1.54)	-0.039* (-1.75)	-0.036* (-1.67)	-0.070 (-1.19)	W*lnbas	-0.150 (-1.58)	-0.092 (-1.37)

lngov	0.108*** (3.60)	0.103*** (3.90)	-0.009 (-0.12)	-0.019 (-0.88)	-0.018 (-0.92)	-0.139*** (-3.11)	W*lngov	-0.013 (-0.19)	-0.177*** (-3.46)
lndev	1.145*** (27.09)	1.143*** (27.15)	-0.134 (-1.19)	0.424*** (13.53)	0.411*** (13.30)	0.325*** (4.65)	W*lndev	-0.136 (-0.87)	0.486*** (5.66)
ρ	-0.256** (-2.48)			-0.234** (-2.42)					
σ^2	0.007***			0.004***					
R ²	0.341			0.538					
LogL	519.742			669.891					
N	496			496					

如表 4、表 5 所示，第二产业方面，金融集聚度、房价、金融集聚度与房价交互项三者的空间滞后项系数均显著，说明金融集聚、房价上涨对第二产业的发展存在空间溢出效应。控制变量方面，信息化水平的空间滞后项显著，说明这类要素对第二产业的发展存在空间溢出效应。第三产业方面，两种空间权重下，空间滞后回归系数 ρ 皆显著，金融集聚度、金融集聚度与房价交互项二者的空间滞后项系数也显著，说明金融集聚对第三产业也存在空间溢出效应，且这种溢出效应同样受房价影响。但房价空间滞后项系数并不显著。控制变量方面，政府干预、经济发展的空间滞后项均显著，意味着政府干预、经济发展对第三产业的发展存在空间溢出效应。空间权重矩阵 W(2) 下，基础设施的空间滞后项系数变得不再显著，说明超出一定地理距离后该要素的空间溢出效应减弱。

直接效应方面，从第二产业来看，两种空间权重下，金融集聚度、房价显著为负，说明金融集聚、房价上涨抑制了本地地区的第二产业发展。金融集聚度与房价的交互项显著为正，代表着房价的提高使金融集聚对本地区第二产业发展的抑制作用增强。控制变量方面，政府干预程度及经济发展水平均显著为正，二者促进了本地区第二产业发展。从第三产业来看，两种空间权重矩阵下，金融集聚度、房价均为正，金融集聚度与房价的交互项为负，三者均不显著。

间接效应方面，即空间溢出效应，从第二产业来看，两种空间权重矩阵下，金融集聚、房价显著为正，说明金融集聚、房价上涨促进了周边地区第二产业发展。二者交互项显著为负，说明房价的提高削弱了金融集聚对周边地区第二产业发展的促进作用。控制变量方面，两种空间权重下，信息化水平显著为正，信息化水平促进了周边地区的第二产业发展；人力资本、经济发展及政府干预程度均未能通过显著性检验，说明这些因素对周边地区的第二产业发展无显著影响。从第三产业来看，两种空间权重下，金融集聚度显著为负，说明金融集聚抑制了周边地区第三产业发展；房价为正但不显著，表明房价提高对周边地区第三产业影响有限；二者交互项显著为正，说明房价上涨进一步增强了金融集聚对周边地区第三产业的抑制作用。控制变量方面，两种空间权重下，经济发展水平显著为正，说明本地经济发展促进了周边地区第三产业发展；政府干预显著为负，说明本地的政府干预不仅抑制本地区产业结构升级，也阻碍周边地区的产业结构调整。同时，信息化水平、人力资本及外商直接投资未能通过显著性检验，说明这些方面对周边地区的第三产业发展无显著影响。

(六) 稳健性检验

为检验估计结果的稳健性，首先设置 0-1 临近矩阵 W(3) 进行模型检验。具体设定如下：

$$W(3):W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻} \\ 0 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (4)$$

其中， $i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, m; n \neq m$ 。

空间权重矩阵 W(3) 下的回归结果如表 6 列 (1) 所示，由于本文重点关注金融集聚、房价上涨对产业结构升级的空间溢出效应，因此只列出金融集聚度、房价、金融集聚度与房价交互项的间接效应以及空间滞后回归系数 ρ 。更换空间权重矩阵后的估计结果在系数符号和显著性方面与前文基本相同。总体来看，金融集聚度、房价显著为负，金融集聚度与房价的交互项显著为正，说明本地区的金融集聚、房价上涨抑制了周边地区的产业结构升级，而房价的提高使得金融集聚对周边地区产业结构升级的抑制作用增强。

表 6 稳健性检验结果

	(1)	(2)		(3)	
	lncy	lncy		lncy	
	W(3)	W(1)	W(2)	W(1)	W(2)
变量	Indirect	Indirect	Indirect	Indirect	Indirect
lnagg	-2.562*** (-3.70)	-1.044** (-2.10)	-1.797*** (-2.74)	-2.577*** (-3.28)	-3.781*** (-3.63)
lnhp	-0.103 (-1.16)	-0.052 (-0.87)	-0.028 (-0.41)	-0.031 (-0.36)	0.004 (0.04)
lnagg×lnhp	0.275*** (3.53)	0.109* (1.91)	0.200*** (2.65)	0.295*** (3.26)	0.442*** (3.64)
lncy _{t-1}		0.719*** (24.94)	0.716*** (24.74)		
ρ	-0.282*** (3.86)	-0.245*** (-4.37)	-0.311*** (-4.52)	-0.334*** (-4.68)	-0.441*** (-4.90)
σ^2	0.125***	0.005***	0.005***	0.014***	0.014***
R ²	0.180	0.574	0.647	0.134	0.154
LogL	378.126	590.341	588.888	344.886	350.499
N	496	465	465	496	496

此外，本文检验了金融集聚、房价上涨对产业结构升级的空间溢出效应，同时，随着地区产业结构的不断升级、高端产业不断进入，要求更高效、更便捷的金融服务与之相匹配，这将加速区域金融集聚。因此金融集聚和产业结构升级可能会相互影

响，产生在内生性问题。构建空间动态面板杜宾模型检验模型结果的稳健性。模型如下：

$$\begin{aligned} \ln cy_{it} = & \alpha \ln cy_{it-1} + \rho W \ln cy_{it} + \beta_1 \ln agg_{it} + \beta_2 \ln hp_{it} + \\ & \beta_3 \ln agg_{it} \times \ln hp_{it} + \beta_4 \ln X_{it} + \beta_5 W \ln agg_{it} + \beta_6 W \ln hp_{it} + \\ & \beta_7 W \ln agg_{it} \times \ln hp_{it} + \beta_8 W \ln X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (5) \end{aligned}$$

其中， $\ln cy_{it-1}$ 为产业结构升级的一阶滞后项， $\ln cy_{it}$ 为 i 省份在 t 时间的产业结构升级， $\ln agg_{it}$ 为金融集聚度， $\ln hp_{it}$ 为房价， $\ln agg_{it} \times \ln hp_{it}$ 为金融集聚度与房价的交互项， μ_i ， θ_t ， ε_{it} 分别为地区效应、时间效应和随机扰动项， $\ln X_{it}$ 为控制变量， ρ 为空间滞后系数， W 为上文设置的两种 31×31 阶的空间权重矩阵。

如表 6 列 (2) 所示，两种空间权重矩阵下，空间动态面板模型与前文估计结果在系数符号和显著性方面基本相同。一阶滞后项系数显著为正，说明产业结构升级的一阶滞后项能有效剥离影响产业结构升级的潜在因素。消除内生性，模型估计结果依然稳健，进一步验证了前文的结论。

为进一步验证结果的稳健性，消除金融业和房地产业自身的影响，本文将金融业和房地产业的产值从产业结构升级量化指标中的第三产业产值中剔除，回归结果如表 6 列 (3) 所示，剔除金融业和房地产业的产值后，在两种空间权重矩阵下，估计结果在系数符号和显著性方面与前文基本相同。空间滞后项均显著，金融集聚度均显著为负，金融集聚度与房价的交互项均显著为正，房价并不显著，说明超出一定地理距离房价上涨对周边地区的产业结构升级无显著影响。原因在于目前中国的产业结构升级并不是真正从量变到质变的转型，更多的是由房地产发展带动的“升级”，房地产与实体经济失衡。

四、结论及政策建议

(一) 结论

本文利用 2004-2019 年省级面板数据，利用地理距离倒数平方和地理距离分别构建两种空间权重矩阵，通过空间杜宾模型，检验金融集聚、房价上涨对产业结构升级的空间溢出效应。研究发现，金融集聚、房价上涨促进了本地区产业结构升级且存在空间溢出效应，但本地金融集聚、房价上涨抑制了周边地区产业结构升级，这主要是因为中国的金融体系不健全，金融资源分配不均衡。而随着房价的上涨，金融集聚对本地区产业结构升级的促进作用逐渐减弱，对周边地区抑制作用却在增强。主要原因是房价的上涨使金融市场的大量资金流向房地产市场，公司用于创新投资和技术升级的资金减少，生产率提高较慢，抑制产业结构升级，信息化水平的提高能够有效刺激周边地区的产业结构调整，过多的政府干预容易阻碍本地区和周边地区的产业结构升级。此外，与第三产业相比，金融集聚、房价上涨对第二产业的影响及空间溢出效应更大。

(二) 政策建议

结合上述结论，提出如下建议：

1. 加强区域协调配合，建立健全投融资体系。

各地区的金融集聚与产业结构升级之间存在着密切的联系，这种相互关系因地区而异。因此，在制定金融政策时，应充分考虑地区金融集聚给周边地区带来的外部性，兼顾多地区发展；深挖空间溢出的正外部性，更好的实现产业结构升级。同时，地区金融业的发展应与区域产业结构相结合，要充分考虑区域差异，因地制宜建立健全投融资体系。

2. 制定合理的房价调控目标，有序引导劳动力流动。

房价上涨增加企业的生产成本的同时也加大了劳动者的生活压力，引发高端产业人才集聚，中低端产业工人外流，并吸引资本技术密集型产业迁入，迫使劳动密集型产业迁出，使地区产业链从低端到中高端转型，促进产业结构升级。

3. 抑制房价过热，引导资金向实体经济流动。

虽然金融集聚、房价上涨推动产业结构升级，但随着房价的上涨，金融集聚对产业结构升级的推动作用会逐渐减弱。因此，地方政府应抑制房价过热，减少金融部门与房价的互动，保持房地产与实体经济平衡发展，促进企业技术创新，推动产业结构升级。

4. 地方政府应加强信息化水平建设。

充分发挥基础设施及经济发展水平对产业结构升级的外溢效应，制定人才引进政策，完善基础设施建设，提高经济发展水平。地方政府应减少政府干预，打破行政区划壁垒，提高市场竞争程度。

参考文献:

- [1] KRUGMAN P. The Role of Geography in Development [J]. International Regional Science Review, 1999, 22 (2) :142-161.
- [2] BECK T, KUNT A D, MAKSIMOVIC V. Financial and Legal Constraints to Growth: Does Firm Size Matter? [J]. Journal of Finance, 2005, 60 (1) :137-177.
- [3] KINDLEBERGER CHARLES P. The Formation of Financial Centers: A Study in Comparative Economic History [M]. Princeton University, 1974.
- [4] 龚强, 张一林, 林毅夫. 产业结构、风险特性与最优金融结构 [J]. 经济研究, 2014, 49 (04) :4-16.
- [5] 于斌斌. 金融集聚促进了产业结构升级吗: 空间溢出的视角——基于中国城市动态空间面板模型的分析 [J]. 国际金融研究, 2017 (2) :12-23.
- [6] PARK Y S, ESSAYYAD M. International Banking and Financial Centers [M]. Kluwer Academic Publishers, 1989:68-84.
- [7] 赵晓霞. 金融集聚视角下的中国大城市经济增长方式探究 [J]. 管理世界, 2014 (5) :174-175.
- [8] 刘颜, 邓若冰. 金融集聚对房地产价格的影响——基于静态与动态面板数据的估计 [J]. 经济问题探索, 2017 (9) :126-134.
- [9] RABE B, TAYLOR M. Differences in Opportunities? Wages, Unemployment and House-Price Effects on Migration [R]. ISER Working Paper, 2010.
- [10] 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.
- [11] KOETTER M, POGHOSYAN T. Real Estate Prices and Bank Stability [J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34 (6) :

1129-1138.

[12]SCHUMPETER J A. The Theory of Economic Development[M].Harvard University Press,1911.

[13]朱玉杰,倪晓然.金融规模如何影响产业升级:促进还是抑制?——基于空间面板 Durbin 模型(SDM)的研究:直接影响与空间溢出[J].中国软科学,2014(4):180-192.

[14]孙晶,李涵硕.金融集聚与产业结构升级——来自 2003—2007 年省际经济数据的实证分析[J].经济学家,2012(3):80-86.

[15]余泳泽,张少辉.城市房价、限购政策与技术创新[J].中国工业经济,2017(6):98-116.

[16]刘生龙,胡鞍钢.基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007[J].经济研究,2010(3):4-15.

[17]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,2018,40(06):98-106,130.

[18]于斌斌,金刚.中国城市结构调整与模式选择的溢出效应[J].中国工业经济,2014(2):31-44.

注释:

1 借鉴刘沛和黎齐(2014)的方法。