城市产业专业化与经济效率的空间机制

李泽辰[1]，张 帅[2]，骆东奇[3]

（1. 重庆工商大学川渝经济区发展研究院，重庆 400067；2. 重庆工商大学工商管理学院，重庆 400067；
3. 重庆工商大学发展规划处，重庆 400067）

摘要：基于中国城市化进程中城市规模分化与区域协调发展并存的现实背景，从“规模-模式-效率-空间”的统一框架出发，考察产业专业化、多样化与城市经济效率之间的关系。利用1999—2014年277个地级市面板数据，分别构建面板门槛回归模型和径向嵌套空间杜宾模型，对城市规模门槛及不同专业化类型的空间作用边界进行识别。研究发现：城市规模显著改变产业模式对经济效率的影响方向和强度。以产值结构衡量时，人口门槛约为183万人和637万人；以就业结构衡量时，对应门槛约为214万人和649万人。低人口规模城市更适宜围绕比较优势推进高浓度产值专业化，以实现资源聚焦和局部规模经济；超大城市则更多依靠多样化通过异质知识重组、跨行业协同和风险分散提升效率；处于两个门槛之间的中等规模城市，更适合采取“主导产业专业化＋关联产业多样化”的过渡型路径。空间效应进一步表明，就业专业化在150 km以内更易诱发要素争夺与同质化扩张，从而产生负向溢出；产值专业化则在300～500 km范围内通过产业链分工、功能互补和制度协同形成更明显的正向溢出。据此提出面向不同规模城市和不同空间半径的分类治理思路。

关键词：专业化；多样化；面板门槛回归模型；径向嵌套空间杜宾模型

中图分类号：F061.5 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)10－0282－14

改革开放以来，中国快速且大规模的城市化进程，是国家现代化转型的核心动力，深刻重塑了经济地理格局与区域发展的路径。随着各类生产要素加速向城市大规模集聚，城市已成为企业创新的核心载体，而如何充分发挥城市在创新中的引领作用，成为推动经济发展方式转型、建设创新型国家的关键环节[1]。然而，这一进程并非平衡协调统一推进的，其规模分化的趋势日益加剧。国内大城市经济实力雄厚，而地方中小城市在资源环境承载力和公共服务供给方面的短板更为突出[2-3]。与此同时，土地供需尖锐矛盾与产业空心化问题又进一步压缩了其转型空间[4-5]。尤其是地区间的失衡加剧，如城乡二元的割裂与创新要素极化进一步扩大空间的不平等[6]。与此同时，政府普遍推行主导的强制性城市化虽加速空间扩张，却易诱发“被动移民”与“城市化无增长”困局[7-8]，并且以此推行的土地城市化对缩小城乡差距的作用微乎其微[9]。

围绕城市产业组织形态与经济绩效的关系，既有研究主要沿着“专业化外部性”与“多样化外部性”两条路径展开。专业化外部性强调同一产业内部的分工深化、专业劳动力市场共享以及中间投入品匹配，有助于降低交易成本并提高生产效率[10]。后续经验研究也表明，部门相关性、空间外部性与产业集聚能够对就业增长和生产率改善产生促进作用[11-13]。与此相对，多样化外部性强调异质知识碰撞、跨产业学习和需求互补，能够促进创新并增强城市对外部冲击的吸收能力[14]。来自俄罗斯与跨国企业微观选址的研究进一步表明，Jacobs[14]型多样化在失业调整、企业区位选择和城市活力形成中具有重要作用[15-16]。在中国语境下，多样化集聚对经济集聚和创新效率的促进作用，也已得到地级市层面的经验支持[17-18]。近年来，相关研究进一步指出，专业化与多样化的相对效应并非固定不变，而会随着城市发展阶段、空间结构演化和能力基础变化而发生转换[19-20]。特别是在中国城市体系中，数字经济扩散与城市功能重组并行推进，使不同规

收稿日期：2026-03-04

基金项目：重庆市人文社会科学重点研究基地项目(23SKJD103)

作者简介：李泽辰(2000—)，男，江苏南京人，硕士研究生，研究方向为区域经济学；张帅(2001—)，女，辽宁大连人，硕士研究生，研究方向为企业管理；通信作者骆东奇(1972—)，男，四川大竹人，教授，硕士研究生导师，研究方向为区域经济规划、区域生态环境治理、农村土地政策等。

模城市所面临的要素约束、功能定位和增长机制呈现更强的异质性[21]。因此,专业化与多样化并不是简单的替代关系,而是在特定规模条件、制度约束和空间联系下具有不同适用边界的两类产业组织方式。

然而,现有研究仍存在两方面不足。一是关于“何种城市规模更适配何种产业组织模式”,多数研究仍停留在定性判断或区域比较层面[22-23];少数研究虽从小中城市发展、产业集聚质量增长和技术多样化等角度提供启示[24-25],但对专业化与多样化发生效应转换的规模门槛仍缺乏清晰识别,因而难以为分层分类施策提供量化依据。二是关于空间溢出边界,已有研究在数字经济全要素生产率、绿色全要素生产率和绿色创新效率等议题上识别出明显的正向扩散效应[26-28]。也有研究从农业数字化、县域工业集聚和空间定向再开发等角度发现,空间效应可能呈现负向外溢、资源虹吸或显著不对称[29-31]。此外,基于数字经济空间不对等溢出和制造业专业化-多样化比较的研究还表明,空间边界会随集聚类型和区域条件而变化[32-33]。但不同类型专业化究竟在何种距离范围内表现为竞争性外溢、在何种距离范围内转化为互补性外溢,仍缺乏统一而可检验的经验解释。基于此,以 1999—2014 年 277 个地级市为样本,构建“规模-模式-效率-空间”分析框架,结合面板门槛回归模型与径向嵌套空间杜宾模型,分别识别城市规模对产业模式效应的门槛转换,以及不同专业化维度的空间作用半径,以期为差异化产业政策和跨区域协同治理提供更具可操作性的经验证据。

1 理论框架

城市经济学领域的研究长期关注专业化与多样化效应、城市规模经济及空间溢出效应机制对区域发展的影响。本文基于已有文献,从这三个维度系统梳理相关研究成果,探讨其内在逻辑,为城市发展和政策制定提供理论参考。

城市经济活动的集聚模式始终围绕专业化与多样化的争议展开。Marshall[10]强调专业化带来的规模经济,认为共享劳动力、中间投入品和技术外溢是效率提升的重要来源;Jacobs[14]提出,多样化城市能够通过产业间知识溢出激发创新。围绕这一经典分歧,后续研究从城市活力、集聚经济和区域创新等角度不断加以拓展。Dogan 等[19]从城市形态视角指出,多样性和连通性是城市活力的重要来源。李金滟等[17]基于中国地级市数据发现,多样化比专业化更能有效促进经济集聚。刘乃全等[18]表明,不同区域对专业化和多样化的依赖程度并不一致。Knaap 等[20]对美国大都市区空间结构演变的研究进一步发现,多中心化背景下就业中心的产业构成仍可能持续专业化。因此,专业化与多样化并非简单的替代关系,而会随着地区发展阶段、政策环境和空间结构变化呈现不同的组合方式[34]。

从城市生命周期视角看,城市形成、扩张与重构本质上是要素在不同空间尺度上重新配置的过程。微观层面,劳动力和企业在迁移成本、市场机会与局部生产率差异的约束下不断进行区位选择,由此形成集聚与扩散并存的空间格局[35];宏观层面,土地制度、政府治理方式和都市边缘扩展又会改变专业化与多样化的实现条件[36-38]。近年来,相关研究进一步表明,国家创新政策、路径依赖与空间溢出会共同影响地区技术专业化或多样化方向[39],而地区向新职业和新产业扩展的过程,也受相关产业、相关职业及地区情境约束[40-41]。这意味着,城市规模并不是单纯的人口累积变量,而是与基础设施供给、制度协调能力、生态承载边界和创新网络密度共同演化的综合结果。数字经济扩散和城市收缩并存的现实,也进一步强化了不同规模城市增长路径的分化[21]。规模较小的城市往往更依赖围绕既有比较优势形成相对集中的产业结构,以降低配套不足造成的交易成本;规模较大的城市则更可能通过跨产业协作、复合型需求和知识重组获得新的效率来源[42-43]。因此,讨论专业化与多样化的优劣,不能脱离城市生命周期、制度约束和空间联系单独展开,而应将三者置于统一框架中加以考查。

空间溢出效应是理解区域间经济互动和政策影响传递的关键机制,其存在意味着任何一个地区的经济活动和发展状况都不是孤立的,而是会受到邻近或相关地区的影响。通过技术扩散、区域一体化促进的资源共享,高创新效率区域带动周边提升[26]。高效率国家(如新加坡)通过技术转移和环境规制协同产生正向溢出[27]。这种正向的知识与技术溢出还在其他领域得到证实。石柔刚和徐维祥[28]发现新质生产力的发展不仅能提升本地区的绿色创新效率,其正向的空间溢出效应还能有效带动邻近地区绿色创新的进步。同样,刘荣军和王慧[29]证实农业数字化水平的提升和数字经济的发展也能够跨越行政边界,分别对邻近省份的农民收

入增长和人类福祉碳强度降低 产生积极的推动作用。然而,空间溢出并非总是正向和互惠的。部分研究揭示了其潜在的负面影响或“虹吸效应”。一项针对成渝地区双城经济圈的研究发现,县域的工业集聚虽然显著推动了本地区经济高质量发展,但对周边县域产生负向的空间溢出效应[30]。更为直接的证据来自对美国“授权区”这类空间的针对性再开发计划的评估,研究发现,这些计划在实施后,邻近或经济上相似的地区反而出现商业数量和就业机会的显著下降 ,表明政策优惠可能导致资源从周边地区向目标地区转移[31]。除了方向上的正负之分,空间溢出的强度和分配也可能是不对等的。李田田等[32]通过对长江经济带城市的研究发现,邻近城市的空间溢出虽然总体上促进了本地区经济高质量发展,但存在明显的不对称性,数字经济发达的中心城市能够通过“回波效应”获得更多的溢出红利。此外,叶云岭等[33]发现长江经济带的自然资源禀赋对专业化集聚的影响不显著,但对多样化集聚有轻微的负向影响。因此,在制定和评估区域发展政策时,必须超越对目标区域的单一关注,充分考虑其对周边地区可能产生的正向、负向及不对称的溢出效应,以促进更广泛区域的协调与共赢。

基于上述文献梳理,城市规模通过改变要素供给条件、市场容量和知识网络密度,进而影响专业化与多样化的相对收益。处于成长早期或资源约束较强的城市,更可能从高浓度专业化中获得效率收益;进入成熟阶段、功能高度分化的超大城市,则更可能依赖多样化获取创新回报与风险分散收益。与此同时,空间溢出并不遵循适用于所有产业组织形式的单一线性衰减规律。基于就业结构的专业化更容易在近邻尺度上表现为要素竞争与同质化挤出,而基于产业链分工的专业化则可能在中等距离范围内形成跨城市互补。这正是本文试图通过门槛模型与径向嵌套空间模型加以检验的核心命题。如图 1 所示。

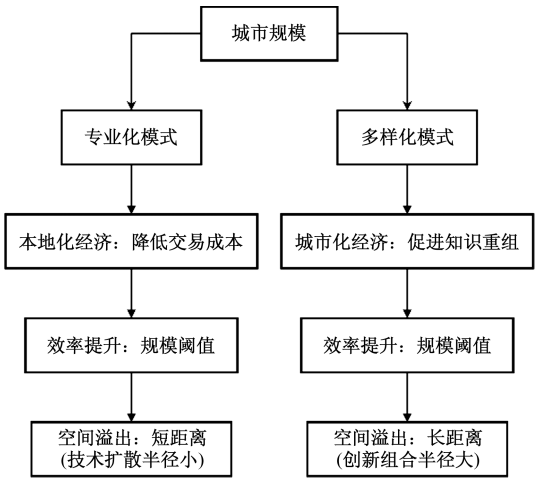


图 1　城市专业化与多样化对比

2　指标体系构建与测算方法说明

2.1　被解释变量

2.1.1　模型设定

将全要素生产率(TFP)作为衡量经济效率(EcoPerf)的关键指标,为规避传统普通最小二乘法(OLS)估计的同步性偏差,使用 Levinsohn-Petrin(LP)半参数估计法[44]展开测算。LP 法通过引入中间投入(通常是能源消耗)作为生产率的代理变量,解决传统方法的内生问题。通过柯布-道格拉斯生产函数的变形,模型设定为

$$\ln Y_{it}=\beta_0+\beta_l\ln L_{it}+\beta_k\ln K_{it}+\beta_m\ln M_{it}+\omega_{it}+\eta_{it} \quad (1)$$

式中:Y_{it}为产出;L_{it}为劳动力投入;K_{it}为资本投入;M_{it}为中间投入。结合城市层面数据可得性与 LP 法对中间投入代理变量的要求,以城市运行过程中的资源使用与物流投入综合表征中间投入,具体采用社会总供水量与总货运量进行刻画。ω_{it}为预估的全要素生产率;η_{it}为随机误差。

2.1.2　变量处理

为消除量纲影响并确保数值稳定性,对所有投入与产出的数据值进行对数化,具体指标如表 1 所示,各变量描述性统计如表 2 所示。各指标的详细计算如下所示。

(1)投入变量分别为资本投入(K_{it})和劳动力投入(L_{it})。其中,资本投入采用 i 地区 t 时期的固定资产投资存量衡量,劳动力投入采用 i 地区 t 时期的全社会从业人数衡量。

(2)中间投入(M_{it})主要用于刻画城市生产运行过程中与资源使用和物流组织相关的投入强度。考虑到地级市层面统计口径的可得性,采用社会总供水量 (W_{it})与总货运量 (H_{it})共同进行表征。

(3)产出(Y_{it})以地区实际经济产出水平衡量。结合经济效率测算目的,采用地区生产总值与从业

表 1　全要素生产率评价体系

指标类型	一级指标	二级指标	指标符号
投入	资本投入	固定资产投资额/万元	K_{it}
	劳动力投入	全社会从业人员数/人	L_{it}
中间投入	能源消耗	总供水量/t	W_{it}
		总货运量/t	H_{it}
产出	经济产出	人均地区生产总值/元	Y_{it}

表 2　描述性统计

类型	名称	符号	均值	标准差
投入	固定资产投资额	K	1 245.52	1 984.80
	全社会从业人员数	L	453 698.20	626 738.90
中间投入	总供水量	W	110 581.05	2 999 540.16
	总货运量	H	14 302.67	6.56
产出	人均地区生产总值	Y	26 254.86	34 732.73

人数匹配后形成的人均产出口径进行处理,以更好地反映单位劳动投入对应的经济产出水平。

2.1.3　估计步骤

首先对固定资产投资额进行处理,实际资本存量通过永续盘存法进行计算。

$$K_{it}=I_{it}+(1-\delta)K_{i,t-1} \tag{2}$$

式中:I_{it} 为当年固定投资额(平减至 1999 年价);折旧率 δ 取 9.6%[45]。

拟合条件期望函数,估计 $\phi(\ln K_{it},\ln M_{it})$。

$$\ln Y_{it}=\beta_l \ln L_{it}+\phi(\ln K_{it}\cdot \ln M_{it})+\eta_{i,t} \tag{3}$$

假设 ω_{it} 服从一阶马尔可夫过程如式(4)所示,有矩条件如式(5)所示。

$$\omega_{it}=g(\omega_{i,t-1})+\xi_{it} \tag{4}$$

$$E(\xi_{it}K_{it})=0 \tag{5}$$

最后通过 GMM 估计计算得出相应的 β_k 估计值,通过式(6)计算得到 TFP。

$$\mathrm{TFP}_{it}=\exp(\ln Y_{it}-\hat{\beta}_l \ln L_{it}-\hat{\beta}_k \ln K_{it}-\hat{\beta}_m \ln M_{it}) \tag{6}$$

2.2　核心解释变量

2.2.1　专业化指数(Spec)

采用赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index, HHI)[46-47]作为衡量产业专业化程度的指标。HHI 通过计算各产业份额的平方和,反映某一地区产业的集中度。HHI 越高,表明产业集中度越高,专业化程度越强。通过 i 地区 t 时期 k 产业(分别为第一、二、三产业)的总产值和就业人数分别计算 HHI 用以比较最终结果。

$$\mathrm{HHI}_{it}=\sum_{k=1}^{3}\left(\frac{S_{itk}}{S_{it\,\mathrm{total}}}\right)^2 \tag{7}$$

2.2.2　多样化指数(Div)

i 地区 t 时期多样化指数 Div_{it} 通过计算 1−HHI_{it}[式(7)]得到。该指标反映地区产业的多样性程度,值越高,表明产业多样化程度越高。

2.3　门槛变量

城市规模是影响经济效率的重要因素之一,以统计口径的总人口数量(Pop_{it})的自然对数作为城市规模的代理变量如式(8)所示。采用对数形式能够有效缓解人口规模的极端值对模型估计的干扰,同时符合经济学中规模报酬递减的假设,并且为了避免人口为 0 时对数无定义进行加一处理。

$$\mathrm{Size}_{it}=\ln(\mathrm{Pop}_{it}+1) \tag{8}$$

2.4　控制变量

2.4.1　人力资本(Edu)

人力资本是经济增长的关键因素,以高校在校生数($\mathrm{CollegeStu}_{it}$)与总人口(Pop_{it})的比值即高等教育密度作为人力资本的代理变量。该指标能够反映地区教育资源的投入水平和潜在的人才储备能力,进而衡量人力资本对经济效率的贡献。

$$\mathrm{Edu}_{it}=\ln\frac{\mathrm{CollegeStu}_{it}}{\mathrm{Pop}_{it}} \tag{9}$$

2.4.2　基础设施(Infra)

基础设施是区域经济发展的基础条件,以人均道路面积作为基础设施的代理变量。人均道路面积能够反映地区交通基础设施的完善程度,进而影响企业的运输成本和市场可达性。

$$\mathrm{Infra}_{it}=\ln\frac{\mathrm{Road}_{it}}{\mathrm{Pop}_{it}} \tag{10}$$

2.5　空间权重矩阵

考虑到物理距离的衰减效应[48],采用经济地理嵌套矩阵作为空间权重矩阵,用于捕捉地区之间的空间相关性和经济联系。经济地理嵌套矩阵综合考虑了地理距离和经济联系强度,能够更准确地反映地区之间的空间交互效应。

2.5.1　地理距离矩阵($\boldsymbol{W}^{\mathrm{geo}}$)

地理距离矩阵用以衡量城市 i 与 j 的距离,计算公式为

$$w_{ij}^{\mathrm{geo}}=\begin{cases}\dfrac{1}{d_{ij}^{\alpha}}, & d_{ij}\leqslant D\\ 0, & d_{ij}\geqslant D\end{cases} \tag{11}$$

式中:d_{ij} 为城市 i 与 j 的球面距离,km;衰减参数 α 取值为 1。此外,为考虑地区距离的递减,带宽阈值分别取 150、300、500 km 三组。

2.5.2　经济距离矩阵($\boldsymbol{W}^{\mathrm{eco}}$)

经济差异矩阵用以衡量城市 i 与 j 之间的经济差异,计算公式为

$$w_{ij}^{\mathrm{eco}}=\frac{1}{|\overline{\mathrm{GDP}_i}-\overline{\mathrm{GDP}_j}|+\varepsilon} \tag{12}$$

式中:$\overline{\mathrm{GDP}}$为样本期间城市平均 GDP;ε 为极小常数(取 $\varepsilon=0.000\,1$),避免分母为 0。

2.5.3　嵌套矩阵合成

当两地地理邻近且经济水平相似时说明两者的经济往来频繁,而当地理与经济任一条件不满时

权重则迅速衰减，计算公式为

$$w_{ij}^{\text{mix}}=w_{ij}^{\text{geo}}\times w_{ij}^{\text{eco}} \tag{13}$$

为使空间滞后项为相邻城市的加权平均影响，并且确保空间自回归系数稳定在－1～1，需要对嵌套矩阵进行标准化。

$$w_{ij}^{\text{std}}=\frac{w_{ij}^{\text{mix}}}{\sum_{j=1}^{N}w_{ij}^{\text{mix}}} \tag{14}$$

2.6　变量定义与数据来源

各变量的具体计算方法前文已作说明。为便于阅读，将变量定义、度量方式及描述性统计汇总于表 3。选取 1999—2014 年全国 285 个地级市为研究样本，剔除全部年份关键数据缺失的城市后，最终保留 277 个地级市，共 4 432 个城市-年份观测值；对个别年份缺失值，采用插值法进行补充。考虑到地区产业专业化既可由就业结构刻画，也可由产值结构刻画，而两种口径在经济含义上存在差异，分别构造就业结构专业化指数（Spec1）和产值结构专业化指数（Spec2）进行比较分析。

表 3　变量的定义与描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	均值	标准差
被解释变量	经济效率	EcoPerf	0.744 5	0.527 6
核心解释变量	专业化指数 1	Spec_1	0.463 2	0.274 8
	专业化指数 2	Spec_2	0.414 1	0.068 2
门槛变量	城市规模	Size	5.839 7	0.702 3
控制变量	人力资本	Edu	12.230 0	0.723 7
	基础设施	Infra	89.676 6	5 512.916 0
空间权重矩阵	经济地理嵌套矩阵	$\boldsymbol{W}_d$		

2.7　基础面板模型设定

为检验城市规模对专业化与多样化经济效率影响的门槛效应，构建基础固定效应模型。

$$\text{EcoPerf}_{it}=\alpha+\beta_1\text{Spec1}_{it}+\beta_2\text{Spec2}_{it}+\gamma\text{Size}_{it}+\varphi X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{15}$$

式中：μ_i 为城市的固定效应，即控制不随时间变化的城市特征；λ_t 为时间固定效应，为控制宏观经济周期冲击；X_{it} 为控制变量（人力资本 Edu、基础设施 Infra）。

基于 Hansen[49] 的方法，为检验城市规模是否存在最优阈值 τ，构建方程如下。

$$\text{EcoPerf}_{it}=\begin{cases}\alpha_1+\beta_1\text{Spec}_{it}^{*}+\gamma_1X_{it}+\varepsilon_{it}, & \text{Sizei } t\leqslant\tau\\ \alpha_2+\beta_2\text{Spec}_{it}^{*}+\gamma_2X_{it}+\varepsilon_{it}, & \text{Sizei } t\geqslant\tau\end{cases} \tag{16}$$

为捕捉产业模式的空间溢出及其地理边界，构建径向嵌套空间杜宾模型。

$$\text{EconPerf}_{it}=\rho\sum_{d=1}^{D}w_d\text{EconPerf}_{jt}+\beta_1\text{Spec}_{1it}+\beta_2\text{Spec}_{2it}+\theta X_{it}+\delta_1\sum_{d=1}^{D}w_d\text{Spec}_{1i,t}+\delta_2\sum_{d=1}^{D}w_d\text{Spec}_{2it}+\mu_i+\lambda_t+u_{it} \tag{17}$$

式中：w_d 为带宽为 d 的经济地理嵌套矩阵元素[$d\in\{150,300,500\}$km]；ρ 为空间自相关系数。

3　实证结果

3.1　相关性分析

3.1.1　主要变量的相关性分析

相关性分析用于初步考察变量之间的线性相关方向与强度。如表 4 所示，除了 Edu 与 Size 之间的相关系数较高，其余变量之间的相关系数绝对值总体较低，说明大多数解释变量之间不存在明显的线性依赖关系。进一步结合表 5 的 VIF 检验结果可以发现，各变量 VIF 均小于 10，表明模型不存在严重多重共线性问题，因而可以继续进行基准回归分析。

表 4　相关系数结果

变量	EcoPerf	Spec_1	Spec_2	Size	Edu	Infra
EcoPerf	1					
Spec_1	−0.074 5*	1				
Spec_2	0.267 3*	−0.095 1	1			
Size	0.372 3*	−0.034 9	−0.258 3*	1		
Edu	0.241 3*	−0.016 4	−0.357 1*	0.913 5*	1	
Infra	−0.105 0	0.001 3	−0.016 3	0.002 0	0.002 8	1

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

表 5　多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
Spec_1	1.01	0.986 120
Spec_2	1.09	0.919 883
Size	6.08	0.164 449
Edu	6.06	0.164 893
Infra	1.00	0.999 726

3.1.2　空间相关性分析

通过莫兰指数（表 6）可以看出，城市经济效率存在显著的正向空间关系。所有年份的莫兰指数都大于 0 且只有 1999 年未通过 10%的显著性水平检验，2000—2004 年未通过 5%的显著性水平检验，剩余年份均通过 1%的显著性水平检验，各年份莫兰散点图如图 2 所示。综上，城市经济效率存在显著的正向空间关系，因此可以使用空间计量模型进一步分析。

3.2　模型的选择

3.2.1　固定效应模型检验

通过表 7 的检验结果可以看出，无论主要解释

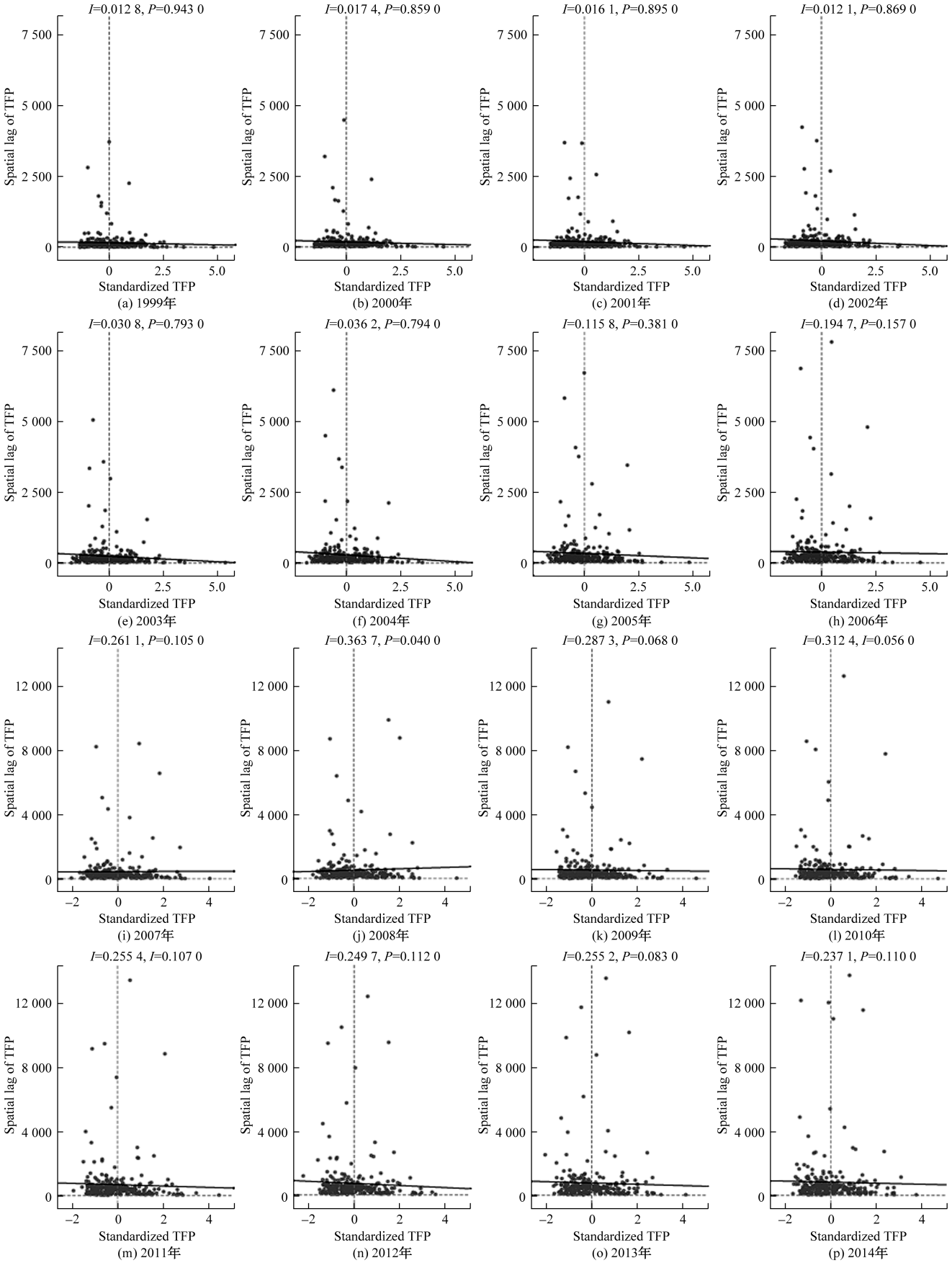


图 2　1999—2014 年莫兰散点图

表 6　各年份莫兰指数

年份	Moran's I	P	年份	Moran's I	P
1999	0.045	0.107	2007	0.107	0.000
2000	0.061	0.030	2008	0.109	0.000
2001	0.058	0.039	2009	0.104	0.000
2002	0.059	0.035	2010	0.138	0.000
2003	0.069	0.015	2011	0.115	0.000
2004	0.065	0.022	2012	0.116	0.000
2005	0.078	0.006	2013	0.108	0.000
2006	0.096	0.001	2014	0.088	0.002

表 7　模型检验结果

变量	F 检验		BP 检验		Hausman 检验	
	$Spec_2$	$Spec_1$	$Spec_2$	$Spec_1$	$Spec_2$	$Spec_1$
统计量	267.52	235.02	0.00	0.00	1 184.27	1 592.19
P	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0	0.000 0	0.000 0

变量取 $Spec_1$ 还是 $Spec_2$，F 检验均拒绝混合效应模型，Hausman 检验也显著拒绝随机效应模型，说明固定效应设定更适合本文样本。考虑到城市间存在难以观测且相对稳定的制度环境、历史路径和区位禀赋差异，采用双向固定效应模型有助于降低遗漏变量偏误。

3.2.2　空间计量模型检验

表 8 报告了 $Spec_1$ 和 $Spec_2$ 在不同设定下的 LM 检验结果。可以发现，当核心解释变量为 $Spec_1$ 时，LM-error 及其稳健形式显著，说明模型存在较明显的空间相关性；当核心解释变量为 $Spec_2$ 时，LM 检验本身未表现出充分显著性。但考虑到被解释变量已通过莫兰指数检验表限定的空间依赖特征，且表 9 的 LR 检验表明空间杜宾模型不能退化为 SAR 或 SEM，表 10 的 Hausman 检验又支持采用双固定效应设定，因此对空间模型的选择并非单独依据某一项初步检验，而是基于多项检验结果的综合判断。总体来看，双固定效应空间杜宾模型更适合用于识别不同专业化类型的空间作用边界及其溢出机制。

LR 检验用于考查空间杜宾模型（SDM）是否可以退化为空间滞后模型（SAR）或空间误差模型（SEM），检验结果如表 9 所示。各项统计量的 P 均小于 0.01，说明应拒绝模型退化的原假设，即 SDM 不能简化为 SAR 或 SEM。由此可见，在分析产业专业化影响经济效率时，同时考虑解释变量的空间滞后和误差相关是必要的。

表 8　LM 检验结果

检验类型	$Spec_1$		$Spec_2$	
	统计量	P	统计量	P
LM-error	4.869	0.027	1.447	0.229
R LM-error	11.967	0.001	1.132	0.287
LM-lag	0.396	0.529	0.359	0.549
R LM-lag	7.459	0.006	0.044	0.833

针对空间计量模型究竟采用固定效应还是随机效应，在构建经济地理嵌套矩阵 W 后进一步进行 Hausman 检验，结果如表 10 所示。检验统计量均在 1%的水平上显著，说明应选择空间杜宾双固定效应模型。

表 9　LR 检验结果

变量	$Spec_1$		$Spec_2$	
	SDM 相对 SAR	SDM 相对 SEM	SDM 相对 SAR	SDM 相对 SEM
统计量	18.83	18.38	21.96	22.03
P	0.004 5	0.005 3	0.001 2	0.001 2

表 10　Hausman 检验结果

变量	$Spec_1$	$Spec_2$
统计量	97.61	614.09
P	0.000 0	0.000 0

3.3　结果与分析

3.3.1　基准回归分析

如表 11 所示，以就业结构测算的专业化指数 $Spec_1$ 在基准回归中未表现出稳健显著性，而以产值结构测算的专业化指数 $Spec_2$ 在模型（2）和模型（4）中均显著为正。这表明，并非任何形式的产业集中都能够稳定转化为经济效率提升；相较而言，与产业链分工深化、优势环节沉淀和本地配套完善更为接近的产值型专业化，更可能对城市全要素生产率产生持续促进作用。其经济逻辑在于，当城市围绕优势产业形成较清晰的产值结构时，企业更容易共享中间投入、专业服务和供应链网络，固定成本得以在更大范围内分摊，资源错配程度随之下降，最终表现为效率改善。

此外，城市规模在多数模型中显著为正，说明在控制城市固定效应和时间固定效应后，同一城市随着人口规模扩大，其市场容量、分工深度和要素匹配效率通常同步提升，从而带来更高的经济效率。不过，这种正向关系并非无条件线性成立，后续门槛回归结果进一步表明，不同规模区间对应的更优产业组织方式并不相同。Edu 系数显著为负，并不意味教育投入本身抑制效率，更可能反映代理变量口径与当期有效人力资本之间存在偏差。一方面，高校在校生占比具有培养周期和转化时滞；另一方面，地级市普遍存在“在地培养、异地吸纳”的人才流动现象，因此教育资源未必能在当期完全

表 11　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	EcoPerf	EcoPerf	EcoPerf	EcoPerf
$Spec_1$	0.002 (0.154 4)		0.004 (0.273 7)	
$Spec_2$		1.315*** (9.711 8)		1.263*** (9.396 2)
Size	0.047 (1.483 8)	0.064** (3.119 7)	0.094*** (4.434 8)	0.108*** (5.132 8)
Edu			−0.151*** (−8.719 2)	−0.143*** (−8.363 0)
Infra			0.000 (0.633 8)	0.000 (0.692 8)
常数项	0.005 (0.027 8)	−0.600*** (−4.563 7)	1.573*** (7.350 1)	0.914*** (4.097 6)
CITY 固定效应	YES	YES	YES	YES
YEAR 固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	4 432	4 432	4 432	4 432
R^2	0.752	0.758	0.757	0.762

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为 t 值。

转化为本地 TFP 提升。Infra 系数未达到显著水平,则说明基础设施的经济效应并不必然由数量扩张直接决定,人均道路面积更偏向刻画设施规模,难以充分反映路网连通性、物流组织效率及其与产业结构的适配程度。总体而言,基准回归传递出的核心信息是:城市效率提升更依赖于稳健且具有产业链支撑的专业化,而非笼统意义上的产业集中。

3.3.2　门槛回归分析

如表 12 所示,城市规模显著改变了专业化对经济效率的作用方式。如表 13 所示,就就业结构专业化($Spec_1$)而言,单门槛效应不显著,但双门槛模型通过 1%的显著性水平检验,对应门槛值约为 214 万和 649 万人;就产值结构专业化($Spec_2$)而言,单门槛与双门槛均显著,其中双门槛值约为 183 和 637 万人,说明后者的规模分层特征更为稳健。这表明,城市规模并非一般性的背景控制变量,而是影响产业组织模式效用的重要约束条件。结合城市生命周期可以推断:在人口规模较小阶段,城市市场容量有限、配套能力不足、创新网络尚未充分形成,围绕既有比较优势形成相对集中的产业布局,更可能带来资源聚集和协调成本下降;当城市进入中等规模阶段后,单一专业化的边际收益开始减弱,相关产业拓展和功能补充的重要性逐步上升;当城市跨越较高门槛后,功能分化、知识交互和复合型需求的重要性进一步增强,城市更可能需要借助相关多样化、跨行业协作与知识重组来维持效率提升。因此,这些门槛值可以理解为城市由“规模积累型增长”向“网络协同型增长”过渡的经验临界区间。

进一步看,门槛检验结果的经济含义并不在于简单地将城市划分为“小城市适合专业化、超大城市适合多样化”,而在于揭示不同规模阶段下效率来源的变化方向。对小城市而言,资源总量有限意味着“做少做精”通常优于“门类齐全但强度不足”;对中等规模城市而言,继续依赖单一产业虽然仍可能获得一定规模收益,但也更容易面临路径锁定与抗冲击能力不足的问题,因此更适合沿着主导产业延链、补链、强链的方向,逐步培育相关多样化;对规模较大的城市而言,产业门类、人才结构和市场需求的复杂化,使其更容易通过跨行业知识重组、专业服务外包和创新平台耦合释放更高层次的效率收益。

为进一步识别城市规模跨越不同门槛后核心解释变量边际效应的变化,在门槛检验基础上进一步报告分区间回归系数,结果如表 13 所示。可以发现,就业结构专业化($Spec_1$)在低规模和中等规模城市中均表现为负向影响,而在高规模城市中转为显著正向,说明其经济后果具有明显的规模异质性。相比之下,产值结构专业化($Spec_2$)在三个规模区间内均显著为正,且系数随城市规模扩大而持续上升,表明与产业链分工深化和价值创造能力提升更为相关的专业化形式,在大城市中更容易转化为经济效率收益。两类专业化对应的门槛值似然比统计量如图 3 所示。

表 12　门槛回归分析结果(门槛变量为 Size)

核心解释变量	门槛数	门槛值	P	F	F 临界值			BS 次数
					1%	5%	10%	
$Spec_1$	单门槛	5.365 9	0.133 8	204.99	210.298 1	225.305 3	256.420 0	800
	双门槛	6.475 1	0.008 8	182.81	138.065 9	151.887 3	179.831 5	800
$Spec_2$	单门槛	5.209 3	0.001 3	375.57	197.574 6	219.636 1	252.717 5	800
	双门槛	6.456 7	0.002 5	305.83	149.236 9	167.358 7	210.849 7	800

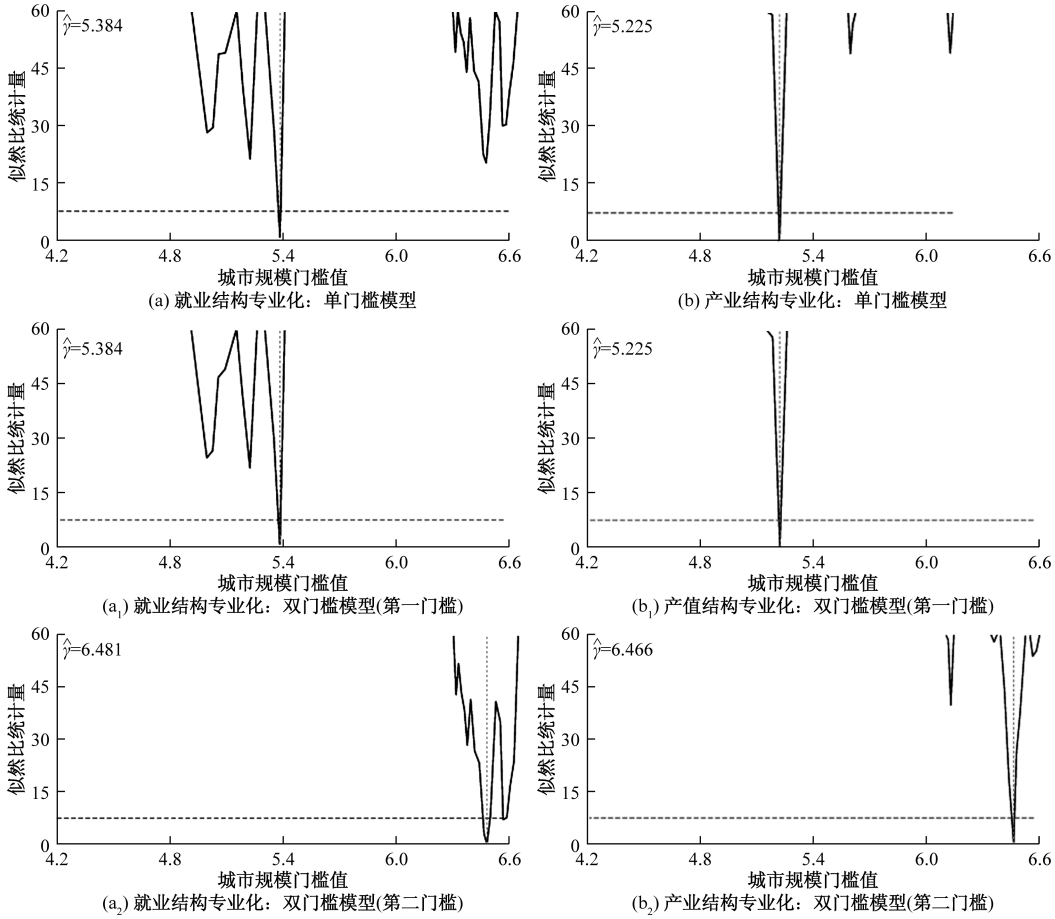


图 3　Spec$_1$(左)和 Spec$_2$(右)各重门槛值似然比统计量

表 13　城市规模门槛下专业化影响经济效率的分段回归结果

变量	Spec$_1$	Spec$_2$
	就业结构专业化	产值结构专业化
低规模城市	−1.232 3***	5.349 0***
Size ≤ τ_1	(−14.727 6)	(17.516 0)
中等规模城市	−0.104 9***	7.072 1***
τ_1<Size ≤τ_2	(−4.033 5)	(24.209 3)
高规模城市	1.332 9***	8.869 8***
Size>τ_2	(11.810 8)	(29.602 0)
人力资本(Edu)	−0.670 6***	−0.505 0***
	(−12.704 2)	(−10.608 1)
基础设施(Infra)	-1.12×10^{-6}***	-3.53×10^{-7}**
	(−7.144 2)	(−2.481 5)
第一门槛值(τ_1)	5.366(约 214 万人)	5.209(约 183 万人)
第二门槛值(τ_2)	6.475(约 649 万人)	6.457(约 637 万人)
观测值	4 432	4 432

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为 t 值。

3.3.3　空间杜宾模型结果分析

如表 14 所示，基于就业结构的专业化(Spec$_1$)对本地经济效率的直接效应不显著，但其间接效应为显著负值，总效应同样为负。这说明，就业向少数行业集中本身并不必然提高本地全要素生产率，问题的关键不在于集中本身，而在于这种集中是否建立在差异化分工和链式互补基础之上。当相邻城市沿着相似产业赛道同步强化就业专业化时，更容易形成竞争性外溢。其机制不宜简单概括为“同质化竞争”，更准确地说，是一种低质量专业化引致的近邻挤出：地方政府围绕相近产业开展重复招商、园区复制和补贴竞争，企业在相邻城市之间争夺有限的技术工人、配套企业和市场订单，导致资源在区域内部被低效率分散使用。由此可见，若就业专业化缺乏产业链分工差异化、功能互补和价值环节错位配置，其空间外溢效应更可能表现为挤出而非协同。

与此不同，基于产值结构的专业化(Spec$_2$)在表 15 中表现出显著的本地直接效应、间接效应与总效应，说明当专业化更多体现为产业链分工深化和价值创造能力提升时，专业化不仅能够改善本地资源配置，还能够通过跨城市分工协作带动周边效率提升。其作用机制主要体现在三个方面：一是围绕优势环节形成更稳定的中间投入供给和专业服

务配套,从而降低交易成本;二是不同城市在研发、制造、物流、销售等环节上的错位布局形成价值链互补,提高整体网络效率;三是链上协作强化了知识扩散和需求传导,使专业化收益不再停留于单城内部,而转化为区域分工体系中的协同收益。因此,本文识别出的正向溢出,本质上更接近于产业链型专业化的空间外化结果,而非同构型集聚的简单复制。

因此,关于空间作用半径的结论不宜概括为笼统的"距离衰减",而应理解为"不同类型专业化具有异质化的空间作用边界"。对就业结构专业化而言,近邻尺度更容易出现竞争性外溢,其核心问题在于要素争夺和产业同构;对产值结构专业化而言,300～500 km 的范围反而更容易观察到正向溢出,其原因在于该距离区间既能够覆盖城市群内部及跨城市群之间的分工联系,又未因距离过远而完全提升协作成本。换言之,空间距离并不直接决定外溢方向,真正起决定作用的是距离背后的组织方式:若城市之间形成链式分工和功能互补,适度扩大的空间半径可以放大协同收益;若城市之间复制相同产业与相同要素需求,距离再近也可能加剧内耗。

3.4 稳健性检验

表 16 的稳健性检验进一步支持了前文判断。$Spec_2$ 在 150 、300、500 km 三种带宽设定下均保持显著正向,且系数由 1.224 增至 1.486,说明产业链

表 14 Spec1 空间杜宾模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	主效应	空间滞后项	空间效应	方差参数	LR 直接效应	LR 间接效应	LR 总效应
$Spec_1$	−0.004 7	−0.063 1***			−0.012 7	−0.200 4***	−0.213 1**
	(0.013 6)	(0.022 3)			(0.015 6)	(0.073 5)	(0.083 8)
Size	0.158 5***	0.637 6***			0.253 6***	2.277 4***	2.531 0***
	(0.021 7)	(0.041 9)			(0.021 8)	(0.105 0)	(0.112 7)
Edu	−0.214 1***	−0.386 6***			−0.280 5***	−1.623 5***	−1.904 0***
	(0.017 8)	(0.43 5)			(0.017 8)	(0.105 5)	(0.111 5)
Infra	0.000 0	−0.000 0			0.000 0	−0.000 0	0.000 0
	(0.000 0)	(0.000 0)			(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
空间自适应系数(rho)			0.684 1***				
			(0.013 1)				
σ^2_e				0.050 3***			
				(0.001 1)			
观测值	4 432	4 432	4 432	4 432	4 432	4 432	4 432
R^2	0.635	0.635	0.635	0.635	0.635	0.635	0.635
城市数	277	277	277	277	277	277	277

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

表 15 Spec2 空间杜宾模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	主效应	空间滞后项	空间效应	方差参数	LR 直接效应	LR 间接效应	LR 总效应
$Spec_2$	2.001 5***	1.889 3***			2.282 2***	6.590 3***	8.872 5***
	(0.013 6)	(0.288 8)			(0.141 0)	(0.473 9)	(0.530 5)
Size	0.160 0***	0.559 0***			0.218 7***	1.422 9***	1.641 6***
	(0.214 0)	(0.041 9)			(0.021 0)	(0.083 8)	(0.090 7)
Edu	−0.200 6***	−0.383 6***			−0.244 1***	−1.086 3***	−1.330 4***
	(0.017 6)	(0.043 2)			(0.017 2)	(0.083 4)	(0.088 7)
Infra	0.000 0	−0.000 0			0.000 0	−0.000 0	−0.000 0
	(0.000 0)	(0.000 0)			(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
空间自适应系数(rho)			0.560 6***				
			(0.017 8)				
σ^2_e				0.048 4***			
				(0.001 0)			
观测值	4 432	4 432	4 432	4 432	4 432	4 432	4 432
R^2	0.702	0.702	0.702	0.702	0.702	0.702	0.702
城市数	277	277	277	277	277	277	277

注:*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

表 16　稳健性结果分析

变量	$Spec_1$			$Spec_2$		
	150 km	300 km	500 km	150 km	300 km	500 km
$Spec_1$	−0.004 (−0.378 7)	−0.001 (−0.095 4)	−0.002 (−0.219 1)			
$Spec_2$				1.224*** (10.122 6)	1.246*** (10.465 0)	1.486*** (12.763 5)
Size	0.096*** (5.142 6)	0.107*** (5.789 9)	0.117*** (6.423 7)	0.115*** (6.169 6)	0.124*** (6.819 7)	0.138*** (7.764 2)
Edu	−0.114*** (−6.778 7)	−0.101*** (−6.107 5)	−0.090*** (−5.539 2)	−0.107*** (−6.438 9)	−0.092*** (−5.598 2)	−0.078*** (−4.906 0)
Infra	0.000 (0.607 4)	0.000 (0.624 1)	0.000 (0.121 1)	0.000 (0.680 6)	0.000 (0.710 2)	0.000 (0.294 7)
空间自适应系数(rho)	0.005 (0.027 8)	0.472*** (29.811 1)	0.536*** (32.854 2)	0.394*** (27.380 6)	0.479*** (30.266 4)	0.556*** (34.680 1)
σ^2_e	0.036*** (45.805 4)	0.034*** (46.295 4)	0.033*** (45.552 4)	0.035*** (45.812 3)	0.033*** (46.224 3)	0.032*** (45.495 8)
CITY 固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR 固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为 t 值。

型专业化的正向影响具有较强稳健性，并在中等距离范围内呈现强化趋势。这并非否定空间摩擦的存在，而是表明随着交通基础设施改善、信息流动加快和制度协调增强，300～500 km 的范围跨城市分工已能够有效转化为效率收益。换言之，在这一距离区间内，城市之间通常已经摆脱了简单的近邻要素争夺，却仍处于可以维持较低协作成本和较强供应链联系的范围内，因此更容易形成“错位分工-协同增效”的格局。相较之下，$Spec_1$ 在不同带宽下均未表现出稳健的正向促进作用，说明单纯的就业集中并不能自然形成可复制的空间协同，其更容易受到近邻竞争、结构同构和要素挤出的约束。

4　结论与启示

4.1　结论

本文基于 1999—2014 年 277 个地级市面板数据，结合面板门槛回归模型与径向嵌套空间杜宾模型，考察了城市产业专业化、多样化与经济效率之间的规模异质性和空间机制。结果表明，城市规模并非单纯的控制变量，而是决定产业组织模式效用的重要分层条件。围绕产值结构测算时，关键门槛约为 183 万和 637 万人；围绕就业结构测算时，关键门槛约为 214 万和 649 万人。这说明随着城市由成长阶段迈向成熟阶段，其效率来源会由资源集中和规模扩张，逐步转向知识重组、功能分化与网络协同。

分规模看，小城市更可能从高浓度专业化中获得效率收益。其原因在于，小城市市场容量有限、人才与资本积累不足、公共服务和专业配套尚不完善，若过早追求产业门类齐全，往往会出现资源分散、配套不足和“小而全”的低效率结构。中等规模城市则处于由单一主导产业向复合型产业体系过渡的阶段，更适宜采取“主导产业做强-关联产业做宽”的渐进式路径。对于规模更大的城市而言，随着产业门类、人才结构和市场需求复杂化程度上升，单一专业化的边际效率优势趋于减弱，城市更可能需要借助相关多样化、跨行业知识交互和高端功能耦合来维持效率提升。

进一步看，专业化的质量差异决定了空间外溢的方向。基于就业结构的专业化并未带来稳健的本地效率提升，其间接效应和总效应呈现负向，说明当专业化主要表现为相似产业对劳动力和政策资源的集中吸附时，更容易形成近邻竞争和要素挤出。相反，基于产值结构的专业化表现出显著正向的直接效应和间接效应，说明以产业链分工深化和价值环节错位配置为特征的高质量专业化，能够同时提升本地效率与区域协同水平。

在空间边界上，本文并未发现适用于所有情形的单一“距离衰减规律”，而是识别出更具解释力的异质化作用半径：就业结构专业化更容易在近邻尺度上表现为竞争性外溢，而产业链型专业化则在 300～500 km 呈现更加明显的正向溢出。这意味

着,城市之间关系是“竞争型邻近”还是“协同型分工”,比物理距离本身更能决定空间效应的方向与强度。

4.2 启示

基于上述结论,产业政策首先应从“一刀切”的结构调整转向“按规模分层”的差异化治理。对于人口规模低于183万人的城市,围绕既有比较优势、市场可达性和要素禀赋遴选少数主导产业,重点完善关键配套、公共服务平台和专业化园区,避免脱离基础条件盲目铺摊子;对于183万~637万人的城市,在做强主导产业的基础上,有序培育与主导产业技术相关、需求相关的配套行业,推动专业化向相关多样化升级;对于超过637万人的超大城市,政策重点支持高端服务业、数字平台、研发设计、科技金融等跨行业耦合领域,通过优化创新网络和功能分工释放多样化红利。

其次,区域产业协同按照不同空间半径实施差异化布局。对近邻城市,特别是150 km左右通勤和物流联系紧密的区域,重点防止同类园区重复建设、相同赛道恶性招商和低水平产能复制,可通过联合制定产业准入清单、建立跨市项目评估与收益分享机制、推进教育培训和用工信息共享等方式,减少低质量专业化带来的内耗。对300~500 km的范围内具有较强交通联系和产业基础互补的城市,鼓励围绕研发-制造-物流-销售等环节开展跨城链式分工,建设跨区域中试平台、供应链协同平台和技术转移网络,使产业链型专业化真正转化为区域效率提升。

最后,政策实施时充分考虑不同区域的资源约束和起点差异。东部和核心城市群中的小城市,可以依托成熟市场和高水平交通网络推进更高层次的特色专业化;中西部和资源约束较强的小城市,则更适合从资源加工、特色制造、节点物流、文化旅游等可形成比较优势的领域切入,逐步培育主导产业,而不宜简单复制东部高技术产业路径。换言之,高浓度专业化并不等同于盲目“押宝”单一新兴产业,而是在本地要素基础、区域分工地位和长期升级能力之间形成可持续匹配。

参考文献

[1] 陈长石,姜廷廷,刘晨晖. 产业集聚方向对城市技术创新影响的实证研究[J]. 科学学研究,2019(1):77-85.

[2] 肖祎平,杨艳琳,宋彦. 中国城市化质量综合评价及其时空特征[J]. 中国人口·资源与环境,2018(9):112-122.

[3] WU W B, YOU W. Should governments promote or restrain urbanization? [J]. Journal of International Economics, 2025, 155: 104084.

[4] 吴宇哲,孙小峰. 改革开放40周年中国土地政策回溯与展望:城市化的视角[J]. 中国土地科学,2018,32(7):7-14.

[5] 张翱,孙久文. 数字经济、城市专业化格局与比较优势[J]. 科学学研究,2022,40(10):1788-1797.

[6] 杨博旭. 城市化、工业化、创新极化与中国创新的未来[J]. 科学学与科学技术管理,2022(4):3-20.

[7] HONG T, YU N N, MAO Z G, et al. Government-driven urbanization and its impact on regional economic growth in China[J]. Cities, 2021, 117: 103299.

[8] 刘承良,李春乙,刘向杰. 中国创新型城市化的空间演化及影响因素[J]. 华中师范大学学报(自然科学版),2021(5):706-716.

[9] JIANG C J, LI J T, LIU J L. Does urbanization affect the gap between urban and rural areas? evidence from China[J]. Socio-Economic Planning Sciences, 2022, 82: 101271.

[10] MARSHALL A. Principles ofeconomics[M]. London: Macmillan, 1890.

[11] LIU Y L, ZHANG X H, PAN X Y, et al. The spatial integration and coordinated industrial development of urban agglomerations in the Yangtze River Economic Belt, China[J]. Cities, 2020, 104: 102801.

[12] 卢飞,刘明辉,孙元元. 集聚、全要素生产率与产业增长[J]. 科学学研究,2018,36(9):1575-1584.

[13] BISHOP P, GRIPAIOS S. Spatial externalities, relatedness and sector employment growth in Great Britain[J]. Regional Studies, 2010, 44(4): 443-454.

[14] JACOBS J. The death and life ofGreat American cities [M]. New York: Random House, 1961.

[15] OLGA D, ALENA K, FRANCESCO P. Marshallian vs Jacobs effects: which is stronger? evidence for Russia unemployment dynamics[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2020, 55: 244-258.

[16] BO B N, CHRISTIAN G A, CECILIE D W, et al. Marshall vs Jacobs agglomeration and the micro-location of foreign and domestic firms[J]. Cities, 2021, 117: 103322.

[17] 李金滟,宋德勇. 专业化、多样化与城市集聚经济——基于中国地级单位面板数据的实证研究[J]. 管理世界,2008(2):25-34.

[18] 刘乃全,吴友,赵国振. 专业化集聚、多样化集聚对区域创新效率的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 经济问题探索,2016(2):89-96.

[19] DOGAN O, LEE S. Jane Jacobs's urban vitality focusing on three-facet criteria and its confluence with urban physical complexity[J]. Cities, 2024, 155: 105446.

[20] KNAAP E, REY S. Measuring two decades of urban spatial structure: the evolution of agglomeration econo-

mies in American metros[J]. Computers, Environment and Urban Systems, 2024, 110: 102116.

[21] LI Z, YAO L, WANG M M, et al. Does the digital economy catalyze the emergence of urban shrinkage? empirical evidence from Chinese prefecture-level cities[J]. Cities, 2024, 154: 105363.

[22] 蒋媛媛. 中国地区专业化促进经济增长的实证研究: 1990—2007年[C]//上海: 上海学术报告(2012—2013年), 2015: 53-54.

[23] 朱纪广, 李小建. 产业集聚对区域经济高质量增长的影响效应——基于空间溢出效应视角[J]. 经济地理, 2022, 42(10): 1-9.

[24] JULIO A B, ISIDRO S. Small and medium cities and development of Mexican rural areas[J]. World Development, 2018, 107: 277-288.

[25] 覃柳婷, 王秋玉, 曾刚. 长三角技术多样化、外部创新合作对城市非典型知识组合产出的影响[J]. 长江流域资源与环境, 2022, 31(10): 2122-2133.

[26] 曹希广, 潘晨昱. 市域数字经济全要素生产率的空间分异特征及溢出效应[J]. 经济地理, 2025, 45(3): 109-118.

[27] 令狐大智, 杨许晨, 武新丽. 中国—东盟绿色全要素生产率动态演进及时空溢出效应[J]. 经济地理, 2025, 45(10): 30-37.

[28] 石柔刚, 徐维祥. 新质生产力对绿色创新效率的影响机制与空间溢出效应——来自中国284个地级及以上城市的经验证据[J]. 中国环境科学, 2025, 45(5): 2941-2951.

[29] 刘荣军, 王慧. 农业数字化、空间溢出与农民收入增长[J]. 中国农业资源与区划, 2026, 47(1): 223-234.

[30] 章晓英, 陆文平. 成渝地区双城经济圈县域工业集聚对经济高质量发展的影响——基于空间溢出效应视角[J]. 长江流域资源与环境, 2024, 33(10): 2127-2139.

[31] HANSON A, ROHLIN S. Do spatially targeted redevelopment programs spillover? [J]. Regional Science and Urban Economics, 2013, 43(1): 86-100.

[32] 李田田, 张源野, 李黎, 等. 数字经济对经济高质量发展的非线性影响——基于空间不对等溢出视角[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(12): 193-204.

[33] 叶云岭, 邓洲, 魏继石. 长江经济带制造业集聚水平影响因素研究——基于专业化集聚与多样化集聚的比较视角[J]. 经济纵横, 2022(7): 85-96.

[34] LEE J Y. A multi-scale perspective on production of space: a critical review of urban design[J]. Cities, 2022, 121: 103497.

[35] FIASCHI D, RICCI C. The spatial evolution of economic activities and the emergence of cities[J]. Journal of Economic Theory, 2025, 224: 105971.

[36] MARQUES A L, ALVIM T B, et al. Metropolitan fringes as strategic areas for urban resilience and sustainable transitions: insights from Barcelona Metropolitan Area[J]. Cities, 2024, 150: 105018.

[37] SORENSEN A. Periurbanization as the institutionalization of place: the case of Japan[J]. Cities, 2016, 53: 134-140.

[38] ABRAMSON D B. Periurbanization and the politics of development-as-city-building in China[J]. Cities, 2016, 53: 156-162.

[39] LIU K, REN Y, YANG F. Do national innovation policies lead to technological specialization or diversification? the role of path dependence and spatial spillovers[J]. Economic Analysis and Policy, 2024, 84: 499-520.

[40] DEEGAN J, BROEKEL T, HAUS-REVE S, et al. How regions diversify into new jobs: from related industries or related occupations? [J]. Regional Studies, 2024, 58(11): 1965-1980.

[41] RUSNÁK J, KULLA M, HORŇÁK M. Related variety, region-specific context, and regional economic performance: empirical evidence from post-socialist Slovakia[J]. Norsk Geografisk Tidsskrift-Norwegian Journal of Geography, 2024, 78(1): 20-39.

[42] MATSIUK N, DOLOREUX D, SHEARMUR R. Beyond "buzz": knowledge interactions, innovation and neighborhood characteristics[J]. Journal of Economic Geography, 2024, 24(6): 821-842.

[43] BROEKEL T, KNUEPLING L, MEWES L. Boosting, sorting and complexity: urban scaling of innovation around the world[J]. Journal of Economic Geography, 2023, 23(5): 979-1016.

[44] LEVINSOHN J, PETRIN N. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70(2): 317-341.

[45] 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.

[46] HERFINDAHL O C. Concentration in the U. S. steel industry[D]. New York: Columbia University, 1950.

[47] HIRSCHMAN A O. National powerand the structure of foreign trade[M]. Berkeley: University of California Press, 1945.

[48] TOBLER W R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region[J]. Economic Geography, 1970, 46(S1): 234-240.

[49] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

Spatial Mechanisms of UrbanIndustrial Specialization and Economic Efficiency

LI Zechen[1], ZHANG Shuai[2], LUO Dongqi[3]

(1. Institute For Chengdu-Chongqing Economic Zone Development, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China; 2. School of Business Administration, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China; 3. Development Planning Office, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China)

Abstract: Amid intensifying scale differentiation and regional imbalance in China's urbanization, how industrial specialization and diversification affect urban economic efficiency within a unified "scale-mode-efficiency-space" framework was investigated. Using panel data for 277 prefecture-level cities from 1999 to 2014, a panel threshold regression model and a radial nested spatial Durbin model were estimated to identify the population thresholds and spatial boundaries associated with different industrial modes. The results show that urban scale significantly reshapes the efficiency effects of industrial organization. When specialization is measured by output structure, the population thresholds are about 1.83 million and 6.37 million. When measured by employment structure, the corresponding thresholds are about 2.14 million and 6.49 million. Smaller cities benefit more from high-concentration specialization based on comparative advantage, whereas megacities rely more on diversification through knowledge recombination, cross-sector collaboration and risk dispersion. Medium-sized cities are better suited to a transitional path that combines leading-industry specialization with related diversification. Spatially, employment-based specialization tends to generate negative spillovers within 150 km through factor competition and industrial homogenization, while output-based specialization produces more pronounced positive spillovers within 300～500 km through value-chain division of labour, functional complementarity and institutional coordination. An empirical basis is provided for differentiated industrial governance across city-size classes and spatial radii.

Keywords: specialization; diversification; panel threshold regression; radial nested spatial durbin model