

市场分割与区域创新溢出

邱洋冬

(暨南大学 产业经济研究院, 广州 510632)

摘要:通过估算2001—2016年29个省区市的市場分割指数,结合区域创新指数和区域經濟特征数据,采用空间计量方法研究了市場分割对地区创新绩效的直接影响与间接影响。研究结果表明,整体上,区域技术创新存在显著的空间正相关关系,省份内市場分割的直接效应、省份间市場分割的间接效应以及两者的总效应对区域创新均表现出显著的抑制作用,并且本地市場分割对创新指数提升的抑制作用大于省份间市場分割的间接作用。

关键词:市場分割;区域创新绩效;溢出效应;空间计量

中图分类号:F064.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)2—0164—07

改革开放四十周年给中国带来了经济快速增长的丰硕果实,中国凭借着逢山开路、遇水架桥的闯劲正在不断迈向引领时代的新一步征程。然其背后是长期的原始创新与集成创新能力匮乏的经济粗放型发展模式,技术创新不足、尤其是核心技术仍然受制于人,美国先后对我国中兴和华为两大科技企业的制裁便是这一情况的现实反映。与20世纪70年代美国针对日本半导体行业引发的贸易战类似,美国针对中国两大科技巨头的制裁,无疑是对我国科技领域的一种沉重打击与巨大挑战。正当经济转轨之际,美方行为敲响了国人科技创新的警钟,如何提升研发创新能力、摆脱核心技术命脉受他人牵制的窘境,已经成为当下中国必须考虑的一个重要政策选项,正如习近平总书记在考察北京大学时曾谈及,“重大科技创新成果是国之重器、国之利器,必须牢牢掌握在自己手上,必须依靠自力更生、自主创新”。

市場分割是否会阻碍区域研发创新应当引起社会各界的广泛关注。始于20世纪80年代初的央地关系调整主要围绕着“分权让利”的主线展开,其中中央向地方政府的分权主要包括财政分权以及经济管理权限的下放^[1-2]。事权与财权的下放赋予了地方政府更多的决策空间与决策权力,增强了政府对地方经济发展的影响力与控制力^[3]。在中国这种类似“试用期”任职的制度背景下,地方政府之间形成了“晋升锦标赛”,使得地方政府在晋升压力中有更强的激励去创造优质的政绩^[4]。然而,地方政府围绕晋升这一零和博弈的背后,可能引致地方政府对当地经济的过度干预,形成各省份间的贸易壁垒和市場分割。2014年9月夏季达沃斯论坛上李克强总理便提出要在960万平方公里土地上掀起“大众创业”“草根创业”的新浪潮,形成“万众创新”“人人创新”的新势态。那么,地区市場分割是否会抑制区域创新绩效的提升是一个亟待检验的问题,具有重要的学术价值与实践意义。

厘清市場分割与区域创新绩效之间的关系,不仅有助于丰富我们对市場分割与区域创新的理论与经验认识,更重要的是有助于我国更好地透过区域间的联动关系实现区际间的分工协作与溢出效应。本文通过估算2001—2016年29个省区市的市場分割指数,并结合区域创新指数和区域經濟特征数据,采用空间计量方法研究了市場分割对地区创新绩效的直接影响与间接影响。研究结果表明,整体上,区域技术创新存在显著的空间正相关关系,市場分割的直接效应、间接效应以及两者的总效应对区域创新均表现出显著的抑制作用,并且本地市場分割对创新指数提升的抑制作用大于省份间市場分割的间接作用。

本文可能的贡献有两点:第一,现有关于城市创新力的研究大都集中在区域创新溢出以及影响因素上,且大都关注人力资本、外商直接投资以及创新要素集聚等因素对区域创新的影响^[5-8],缺乏对市場分割因素的关注。不同于现有文献,一方面,本文采用创新指数衡量区域创新相较于专利数量更具有合理性;另一方面,本文重点检验了市場分割对区域创新的影响结果,丰富了区域创新与市場分割的相关文献。第二,本文研究结论能够为拔高区域创新力提供新的政策见解。近年来美国频繁地对我国电子芯片、操作系统等行业

收稿日期:2019—11—25

基金项目:国家自然科学基金面上项目“知识溢出影响创新地理的理论机制和实证研究”(71673114)

作者简介:邱洋冬(1994—),男,江西赣州人,暨南大学产业经济研究院博士研究生,研究方向:区域产业发展研究。

技术进行了掐制,警醒国人必须加强自主研发,走中国特色的创新强国道路。然而本文发现市场分割是阻碍区域创新绩效提升的重要因素。因此,本文认为,提升区域间创新不能受限于当地的资源禀赋与市场结构,更应当严防地方保护主义行为,扩大地区市场竞争,从而更好地进行区域间的分工协作,充分发挥区域间的技术创新溢出效应。

一、理论框架与研究假说

市场分割对创新绩效的影响途径大致包含以下三个方面。第一,市场分割的长期存在不利于区际间的分工与协作,降低了区域的专业化分工程度^[9]。与传统的集聚经济相反,地方保护主义行为使得地区经济行为限定在一个既定的范围,不利于制造业行业的集聚以及更好地发挥规模经济效应。同时市场分割也将使得区域间的分工合作受到了极大的限制,阻碍了企业的跨区域合作以及研发人员的跨区域流动,从而不利于发挥专业技术以及知识的溢出效应。此外,要素的自由流动受阻也将使得当地劳动力与原材料等生产要素的相对价格提升,从而导致企业生产成本的提高,很大程度上抵消了由限制竞争性企业的进入换取的竞争性收益^[10]。白俊红和蒋伏心^[11]也进一步发现营造良好的研发要素空间流动环境,有助于促进区域创新的空间外溢以及城市创新力的提升。

第二,地方保护主义提升了地区间的贸易壁垒与市场准入门槛,阻碍了产品与要素的区际间自由流动,导致资源配置效率降低与有效需求不足。外部需求的降低最终将不利于企业实现规模经济,降低了企业的盈利水平。由于研发创新是一项投入大、周期长的风险性投资活动,企业进行研发创新投资需要承担巨大的研发成本与风险压力,因此市场分割引致的企业盈利水平下降将间接地影响企业的风险承担能力以及风险承担意愿,从而降低企业的研发投资积极性^[12]。这一点也可以从Schmookler^[13]提出的“需求引致创新假说”中得到印证,“需求引致创新假说”强调市场导向与有效需求对创新的拉动作用,因此市场分割引致的有效需求不足将可能最终导致企业的自主创新能力下降。

第三,地方保护虽然名义上是为了保护当地经济发展,但实质上却限制了区域间竞争,降低了地区企业的竞争压力。限制竞争性企业的进入阻碍了外地企业异地交流与知识溢出的同时,也降低了当地市场活力与竞争压力。根据张杰等^[14]的研究结论,竞争能有效地促进中国企业的创新研发,特别是对于民营企业创新活动具有重要的激励作用;相反国有企业在政策扶持与竞争压力低的双重庇佑下可能进行垄断低效率生产,因此一个国有经济占比相对较高的地区,其整体生产效率与创新绩效可能相对其他地区更低^[15]。这表明以限制竞争性企业进入的地方保护行为将最终导致地区经济活力的下降与创新动力的损失。此外市场分割不利于本地区创新创业,各地区生产要素的自由流动受阻与本地区生产要素价格上涨等因素抬高了本地企业的创新创业成本,抑制了本地区创新创业动机。范欣等^[16]指出,其他地区可能会因为本地区的市场分割行为而采取同样的策略式的措施加以应对,因此市场分割具有区域间的联动效应,而这种联动效应将导致我国整体创新绩效的损失。

二、实证研究设计

(一)计量模型的设定

基于上述理论分析,为了考察市场分割对区域创新绩效的影响,必须考虑区域之间可能存在的空间依赖性与溢出效应,忽略这种效应将导致计量结果出现偏误。基于此,本文拟构建空间计量模型来对区域关联溢出问题进行研究。异于传统计量模型,空间计量模型考虑了经济主体之间的空间互动效应,包含空间滞后模型与空间误差模型^[17]。空间滞后模型(SAR)将因变量的滞后项纳入模型中分析,其空间依赖关系主要由内生交互效应解释。SAR模型不仅可以检验区域创新的空间溢出效应,也可以通过计算间接效应考察其他地区市场分割对本地创新绩效的影响,具体模型设定如式(1)所示。空间误差模型(SEM)的空间依赖关系主要由误差项之间存在的交互效应解释,具体模型设定如式(2)所示。

$$Innov_{it} = \alpha_0 + \eta WInnov_{it} + \alpha_1 Segmc_{it} + \alpha_2 Soe_{it} + \alpha_3 Open_{it} + \alpha_4 Gover_{it} + \alpha_5 Fdi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\begin{cases} Innov_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Segmc_{it} + \alpha_2 Soe_{it} + \alpha_3 Open_{it} + \alpha_4 Gover_{it} + \alpha_5 Fdi_{it} + \mu_{it} \\ \mu_{it} = \lambda W\mu_{it} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (2)$$

其中: i 和 t 分别表示地区与时间维度;被解释变量 $Innov$ 为区域创新绩效指标;核心解释变量 $Segmc$ 为市场分割程度;控制变量包括国有经济占比 Soe 、开放度 $Open$ 、政府干预程度 $Gover$ 以及外商直接投资 Fdi ,为随机干

扰项,服从 $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$; W 为空间权重矩阵,具体包含地理相邻空间权重矩阵和地理距离空间权重矩阵; η 表示空间自相关系数,若 $\eta > 0$,则表明区域创新存在正向溢出效应,反之则为负向空间相关; λ 表示空间误差系数,若 $\lambda > 0$,则表明地区创新的残差项对其他地区创新存在扩散效应。估计方法选择上,上述空间计量模型不再满足经典的计量假定,使用 OLS 估计将产生有偏或者无效的估计结果,因此本文采用最大似然估计方法对上述空间计量模型进行估计。

(二) 变量描述与数据说明

1. 区域创新指数

如何衡量区域创新仍然是国内外创新经济学研究中的一大问题,如一些学者采用专利数量来衡量区域创新绩效^[18-20],这主要是基于专利数据可获取性以及专利数量可比性的考虑。但是,区域层面专利数量的加总衡量区域创新绩效仍然存在一些不足,因为各个行业之间的专利价值不可比较,甚至每个专利的价值都可能不同,因此单纯地将专利数量直接加总至城市层面不能很好地衡量区域创新绩效。幸运的是,寇宗来和刘学悦在《中国城市和产业创新力报告 2017》中提出了基于 Pakes 和 Schankerman^[21]的专利更新模型的城市和产业创新构建方法,通过借助计量统计分析方法以及微观专利数据,计算出 2001—2016 年城市创新指数,该指数展示了中国的创新全景图,能够为有效落实创新驱动发展战略、促进中国经济转型升级提供依据。此外,由于本文研究采用省级层面样本,因此将城市创新指数加总到省级,从而计算得到省级层面的创新指数^[22]。

表 1 展示了 2016 年中国区域创新指数分布情况,

表 1 2016 年省级创新指数

从表 1 中可以清晰地发现,东部地区的城市创新力明显高于中部和西部地区,其中京津冀的北京,长三角地区的江苏、上海、浙江,珠三角的广东,这五个省(市)的创新程度一直处于领先地位,主要可能得益于沿海的区位优势;可见中国创新行为在区域上极不平衡,且呈现出东部聚集的演变格局。此外,本文还对中国区域创新进行了空间分布椭圆分析,并且发现区域创新呈现出东部聚集演变格局,具体地,2001 年区域创新指数的空间分布呈现“南(偏西)-北(偏东)”格局,2016 年区域创新指数的空间分布呈现“南(偏东)-北(偏东)”格局。总体来看,2011—2016 年,区域创新空间向东南方向移动,东西方向与南北方向均出现收缩,呈现出收缩密集化态势。

省份	创新指数 2016	省份	创新指数 2016	省份	创新指数 2016
广东省	1109.7121	陕西省	159.4539	贵州省	41.5598
北京市	1061.3715	天津市	133.7951	江西省	36.9556
江苏省	773.6592	福建省	128.6904	甘肃省	29.4641
上海市	541.3323	河南省	122.9032	内蒙古	21.3138
浙江省	521.4229	黑龙江	96.0135	新疆	17.9449
山东省	355.8100	重庆市	90.8078	海南省	12.4452
四川省	216.8476	河北省	89.8097	宁夏	8.3352
安徽省	203.0713	广西	72.5787	青海省	4.7844
湖北省	181.4030	吉林省	58.7130	西藏	1.4159
辽宁省	172.8894	山西省	57.4463		
湖南省	163.8796	云南省	52.5537		

2. 市场分割

基于“冰川成本”假设,商品在贸易过程中将产生部分交易成本,产品价值如同冰川融化而损耗一部分,因此两地相对价格在一定区间内存在波动^[23]。假使在两地商品相对价格波动表现为收敛态势,则说明两地交易摩擦在不断降低,市场整合程度被不断提高,反之则表明市场分割程度加大^[24]。沿用桂琦寒等^[25]的做法,以地区相对价格方差 $Var(P_i/P_j)$ 反映两地商品相对价格波动程度,据此测算出我国 2001—2016 年的区域市场分割程度。具体测算方法如下:

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln(P_{it}^k) - \ln(P_{jt}^k) \quad (3)$$

$$Var(q_{ijt}^k) = Var(|\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta Q_{it}^k|) \quad (4)$$

相对价格方法是基于三维面板数据($t \times m \times k$)展开的一种区域市场分割指数测度方法,其中 t 表示时间维度,本文考察的样本数据时间跨度为 2001—2016 年; m 表示地区,在此鉴于数据可得性与统计口径差异,剔除西藏、海南和中国港澳台地区,将地区限定在其他 29 个省、自治区和直辖市; k 为商品种类,为使测量更加细致和精确,本文选取了粮食、鲜菜、饮料烟酒、服装鞋帽等十类商品^①。公式(3)中 P 为零售价格指数,由(3)式生成 10 类商品 406 组区域对 16 年共 64960 个相对价格差异 ΔQ_{ijt}^k ,为了更精确地估算相对价格方差,我

① 10 类商品具体包括粮食、鲜菜、饮料烟酒、服装鞋帽、文化办公用品、日用品、体育娱乐用品、中西药品及医疗保健用品、书报杂志与电子出版物以及燃料。

们采用去均值的方法以消除系统性偏误,如式(4)所示,其中 q_{ijt}^k 为消除系统性偏误后得到的仅与市场分割有关的随机因素。经过MATLAB数据处理,得到6496个观测值,由此采用均值法计算出各地区每年的市场分割指数 $Segmc$,进而计算2001—2016年全国市场分割指数。需要指出的是,基于稳健性考虑,本文还依据相邻省份的商品零售价格信息估算出基于相邻地区的市场分割指数 $xlSegmc$ 。

如图1所示,相邻市场分割指数 $xlSegmc$ 与全国市场分割指数 $Segmc$ 总体上具有一致的变动趋势,且除2004年和2008年以外的其他年份整体上具有明显的下降趋势^②,说明中国市场分割程度在不断缩小,市场逐步趋于整合。此外,从区域市场分割指数的空间分布来看,京津冀地区、上海、江苏、浙江、广东等沿海地区地区的市场整合程度相对较低,可能的原因是这些地区受到更多的政府与政策干预,加剧了地方保护。相反中西部地区的市场分割程度相对更低,可见中国市场化进程存在显著地区域性差异,这与既有研究结果相对一致^[26-27]。

3. 其他控制变量

在模型的控制变量选择上,主要沿袭陈敏等^[28]、刘瑞明^[29]的做法,选取国有经济占比 Soe 、开放度 $Open$ 、政府干预程度 $Gover$ 以及外商直接投资 Fdi 作为控制变量。其中国有经济占比以地区总就业人员中的国有单位就业人员占比衡量,地区开放度以进出口总额与地区GDP的比值衡量,政府干预程度以财政支出(剔除科教文卫与国防支出)与地区GDP的比值衡量,外商直接投资则由实际利用外资与地区GDP的比值表示。

4. 数据说明

囿于数据的可得性和经济体制差异的考虑,本文剔除了西藏、海南和中国港澳台地区,将地区限定在其他29个省、自治区和直辖市,样本区间限定为2001—2016年。其中区域创新指数数据来源于《中国城市和产业创新力报告2017》,市场分割指数基础数据来源于《中国统计年鉴》与WIND数据库,控制变量的数据主要来源于历年各省份《统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》以及中经网数据库。本文主要变量的描述性统计分析见表2。

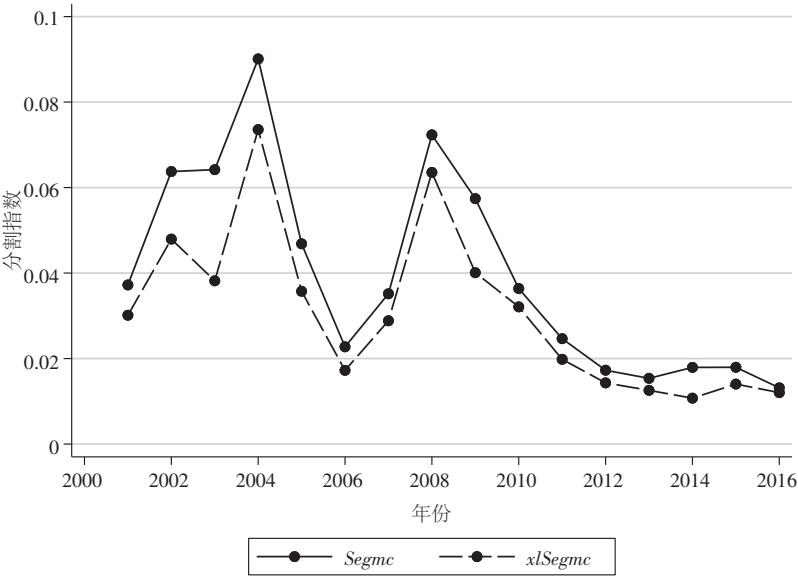


图1 全国市场分割水平演变趋势

表2 描述性统计分析

变量	名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Innov</i>	区域创新指数	464	0.604	1.356	0.002	11.100
<i>Segmc</i>	市场分割指数	464	0.040	0.032	0.008	0.324
<i>Soe</i>	国有经济占比	464	0.107	0.050	0.044	0.392
<i>Open</i>	开放度	464	0.319	0.397	0.032	1.721
<i>Gover</i>	政府干预程度	464	0.147	0.070	0.055	0.499
<i>Fdi</i>	外商直接投资	464	0.025	0.022	0.001	0.146

三、实证结果与分析

(一)空间相关性分析

理论上区域之间存在着紧密的关联关系,某一地区的创新不仅取决于本地因素的影响,而且受到其他关联地区创新的溢出效应。基于此,在进行回归之前,首先通过计算莫兰指数(Moran' I)来解释区域创新的空间相关性,Moran' I 指数的取值范围为 $[-1,1]$,大于0表示区域创新存在正的空间相关性,等于0表示区域创新分布处于随机状态,小于0表示区域创新存在负的空间相关性。图2反映了2001—2016年区域创新的Moran' I 指数变动情况。从图中可以清晰地发现区域创新的Moran' I 指数均大于0,并且均通过5%的显著性检验,说明区域创新之间存在空间相关性。同时可以发现,Moran' I 指数在逐年上升,说明区域创新之间的关联效应越来越强。因此,考虑区域创新的空间相关性显得格外的重要,普通面板数据回归可能导致结果偏误,应采用空间

② 2004年和2008年市场分割指数剧增的原因主要与当时的税制改革和金融危机有关^[16]。

计量模型进行估计。

(二) 基准模型回归结果

考虑到区域创新存在显著的空间正相关性,本文基于上文的模型设定,构建空间滞后模型与空间误差模型来检验区域创新的空间溢出效应,并重点考察市场分割对本区域创新的直接影响以及间接影响。首先利用混合效应 OLS 对式(1)进行估计,结果如表 3 第(1)列所示。市场分割系数估计值为-3.198,且通过 5% 置信水平下的显著性检验,可以初步判定市场分割可能对区域创新具有抑制作用。表 3 中第(2)、(3)列分别为基于地理相邻空间权重矩阵的空间滞后模型以及空间误差模型的估计结果,第(4)和(5)列分别为基于地理距离空间权重矩阵的空间滞后模型以及空间误差模型的估计结果,其拟合优度明显高于混合效应回归,再次验证了考虑空间效应的必要性。根据 Anselin 和 Florax^[30]提出的判别准则,本文重点分析空间滞后模型的估计结果,并以空间误差模型的估计结果为对照,判断基准结果是否稳健。

首先重点观察空间效应回归中的主解释变量系数,与混合效应回归估计结果类似,模型(2)~模型(5)中市场分割的系数估计值为负,且在 1% 的显著性水平下显著。由此说明市场分割对区域创新具有抑制作用。合理的解释是有三点:第一,市场分割的长期存在不利于区际间的分工与协作,降低了区域的专业化分工程度;第二,市场分割降低了地区企业的竞争压力,最终导致地区经济活力的下降与创新动力的损失;第三,市场分割不利于本地区创新创业,各地区生产要素的自由流动受阻与本地区生产要素价格上涨等因素提升了本地企业的创新创业成本,抑制了本地区创新创业动机。其次,观察各模型中的空间滞后系数,第(2)列与第(4)列的空间滞后系数为正且在 1% 的显著性水平下显著,意味着区域创新一方面取决于本地自变量的影响,另一方面还受到其他地区经济活动的正向加权影响,侧面反映出地理相邻以及地理距离越近的地区之间越容易产生区域创新的溢出效应。

其他控制变量中,国有化程度 *Soe* 的系数显著为负,说明国有经济占比越高,越不利于区域创新指数的提升,与既有研究结论一致^[31];政府干预度 *Gover* 对区域创新活动影响显著为负,而产业结构升级 *ind* 系数显著为正,说明减少政府的不正当干预、促进区域产业结构升级有助于提升区域创新绩效;地区经济发展水平 *gdp* 对区域创新的影响显著为正,说明地区经济发展对创新力提升正发挥着重要的推动作用。外商直接 *Fdi* 估计系数显著为负,说明外商直接投资可能对东道国技术创新产生挤出效应^[32]。

(三) 直接效应、间接效应与总效应

由于空间滞后模型的回归系数并不能直接反映解释变量对被解释变量的影响程度,需要通过计算间接效应考察其他地区市场分割对本地区创新绩效的影响。具体结果见表 4。从总效应结果来看,地理相邻与地理距离两大空间权重矩阵下,市场分割 *Segmc*

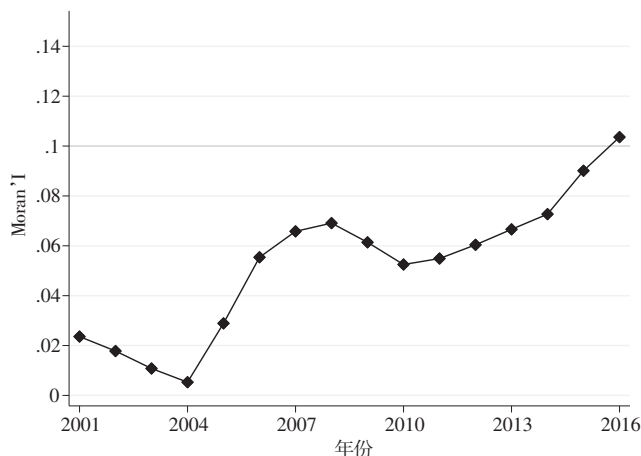


图 2 Moran' I 指数及其变动趋势

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	W_1		W_2	
		SAR	SEM	SAR	SEM
<i>Segmc</i>	-3.198** (-2.048)	-4.017*** (-2.783)	-4.862*** (-3.104)	-4.328*** (-2.944)	-5.850*** (-3.784)
<i>Soe</i>	-0.504* (-1.658)	-1.500*** (-4.157)	-1.607*** (-4.318)	-1.625*** (-4.421)	-1.529*** (-4.086)
<i>Ind</i>	8.508*** (10.278)	7.171*** (7.835)	8.242*** (8.760)	7.283*** (7.914)	7.808*** (8.211)
<i>Gov</i>	-4.976*** (-6.757)	-4.381*** (-3.571)	-4.664*** (-3.712)	-4.691*** (-3.740)	-4.494*** (-3.810)
<i>Gdp</i>	0.703*** (6.948)	0.157 (1.282)	0.180 (1.380)	0.208* (1.646)	0.194 (1.503)
<i>Fdi</i>	-11.830*** (-4.902)	-17.187*** (-5.583)	-15.098*** (-4.863)	-19.389*** (-6.194)	-16.963*** (-5.270)
<i>Edu</i>	-0.202*** (-2.697)	-0.021 (-0.201)	-0.057 (-0.495)	-0.044 (-0.404)	-0.073 (-0.604)
<i>Cons</i>	-6.171*** (-8.464)	0.277*** (5.357)	0.288*** (4.908)	0.178*** (3.688)	0.209*** (3.743)
R^2	0.507	0.599	0.589	0.586	0.579
N	464	464	464	464	464

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表 4 *sgeme* 的直接效应、间接效应与总效应

权重矩阵	效应类别	系数	T	P
地理相邻	直接效应	-4.224917	-2.911577	0.006848
	间接效应	-1.502162	-2.492816	0.018632
	总效应	-5.727078	-2.921526	0.006682
权重矩阵	效应类别	系数	T	P
地理距离	直接效应	-4.329546	-2.889701	0.007227
	间接效应	-0.879204	-2.249973	0.032208
	总效应	-5.208749	-2.918677	0.006729

系数显著为负,说明总体上地区市场分割将不利于区域创新绩效的提升。从直接效应来看,两大空间权重矩阵下,市场分割 *Segmc* 系数显著为负,说明市场分割对本地创新的作用效果为负,这主要是因为地方保护主义行为将降低本地企业的竞争压力,从而降低了当地企业的研发积极性。从溢出效应结果来看,无论是在地理相邻矩阵还是地理距离矩阵下, *Segmc* 系数均在 5% 的显著性水平下显著为负,说明其他地区的市场分割程度加剧也将抑制本地区创新能力的提升。由此反映出区域间的地方保护主义行为是阻碍区域创新绩效提升的重要因素,因为区域性市场分割将减少区际间的分工与协作,降低区域的专业化分工程度,尤其是地理相邻或者地理距离较近的地区市场分割对本地创新绩效的抑制作用更为显著。

(四)稳健性检验

解释变量的测度是否合理直接决定了本文基准结论的准确性,因此为进一步考察基准结论的稳健性,本文依据相邻省份的商品零售价格信息估算出基于相邻地区的市场分割指数 *xlSegmc*, 然后进行上述模型估计,估计结果见表 5。从表 5 中可以清楚地发现,主解释变量市场分割 *xlSegmc* 的系数估计值均至少在 5% 的显著性水平下显著为负,与基准结论保持一致,市场分割程度的提高将抑制区域创新指数的提升。从直接效应、间接效应以及总效应的估计结果来看,无论是在地理相邻空间权重矩阵下,还是在地理距离空间权重矩阵下,市场分割指数 *xlSegmc* 的总效应、直接效应以及间接效应均至少在 5% 的显著性水平下显著为负,说明创新水平不仅受当地市场分割的影响,而且还受到其他地区市场分割的影响。上述结论与基准结论基本一致,说明本文的研究结论不会因为解释变量的测度方法的改变而产生实质性变化,结论较为稳健。

表 5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	地理相邻			地理距离	
	OLS	SAR	SEM	SAR	SEM
<i>xlSegmc</i>	-3.843**	-4.178***	-5.731***	-4.427***	-6.306***
	(-2.461)	(-2.771)	(-3.266)	(-2.893)	(-3.755)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
<i>R</i> ²	0.509	0.600	0.591	0.587	0.581
<i>N</i>	464	464	464	464	464
变量	地理相邻		地理距离		
	系数	<i>T</i>	系数		<i>T</i>
直接效应	-4.189**	-2.691	直接效应	-4.439***	-2.936
间接效应	-1.501**	-2.287	间接效应	-0.966**	-2.365
总效应	-5.689**	-2.683	总效应	-5.405***	-2.967

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

四、主要结论与政策含义

地方保护主义是影响城市创新力的重要因素之一,本文通过估算出 2001—2016 年 29 个省区市的市場分割指数,并结合区域创新指数和区域经济特征数据,采用空间计量方法研究了市场分割在省内与省份间层面如何影响地区创新。研究结果表明,整体上,省份间创新存在显著的空间正相关关系;省份内市场分割的直接效应、省份间市场分割的间接效应以及两者的总效应对区域创新均表现出显著的抑制作用,并且本地市场分割对自身创新指数提升的抑制作用大于省份间市场分割。因此,市场分割不仅不利于本地区创新力的提升,而且还间接地阻碍了其他地区(尤其是相邻地区或者地理距离较近地区)创新力的提升。

研究结论具有一定的启示意义:第一,提升区域间创新不能受限于当地的资源禀赋与市场结构,更应当严防地方保护主义行为,摒弃“诸侯经济”的思想,增强地区市场竞争,从而更好地进行区域间的分工协作,促进产品与要素的区际间自由流动,充分发挥区域间的技术创新溢出效应;第二,消除市场分割并不能一蹴而就,必须正确认识并处理好政府与市场的关系,坚持市场主导、政府引导的发展模式,使市场在资源配置中起决定性作用;第三,应当改革以往以经济增长为核心指标的政绩考核机制,减少政府对经济活动的非正当干预,使得经济运行更好地适应并符合市场经济发展规律。

参考文献

[1] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004(6): 33-40.

[2] 史宇鹏, 周黎安. 地区放权与效率: 以计划单列为例[J]. 经济研究, 2007(1): 17-28.

[3] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价[J]. 管理世界, 2007(3): 4-12, 22.

[4] 耿曙, 庞保庆, 钟灵娜. 中国地方领导任期与政府行为模式: 官员任期的政治经济学[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(3): 893-916.

[5] 李婧, 谭清美, 白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界, 2010(7): 43-55, 65.

[6] 柴志贤. 工业集聚、城市化与区域创新能力——基于中国省级面板数据的研究[J]. 技术经济, 2008(5): 1-7.

- [7] 鲁钊阳, 廖杉杉. FDI 技术溢出与区域创新能力差异的双门槛效应[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 29(5): 75-88.
- [8] 余泳泽. 创新要素集聚、政府支持与科技创新效率——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 经济评论, 2011(2): 93-101.
- [9] 韩峰, 柯善咨. 追踪我国制造业集聚的空间来源: 基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角[J]. 管理世界, 2012(10): 55-70.
- [10] 刘凤委, 于旭辉, 李琳. 地方保护能提升公司绩效吗——来自上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济, 2007(4): 21-28.
- [11] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015, 50(7): 174-187.
- [12] HILARY G, HUI K W. Does religion matter in corporate decision making in America?[J]. Journal of financial economics, 2009, 93(3): 455-473.
- [13] SCHMOOKLER J. Invention and economic growth[M]. Boston: Harvard University Press, 1966.
- [14] 张杰, 郑文平, 翟福昕. 竞争如何影响创新: 中国情景的新检验[J]. 中国工业经济, 2014(11): 56-68.
- [15] 白重恩, 杜颖娟, 陶志刚, 等. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J]. 经济研究, 2004(4): 29-40.
- [16] 范欣, 宋冬林, 赵新宇. 基础设施建设打破了国内市场分割吗?[J]. 经济研究, 2017, 52(2): 20-34.
- [17] ANSELIN L. Spatial econometrics: Methods and models[J]. Economic Geography, 1988, 65(2): 160-162.
- [18] BETTENCOURT L M A, LOBO J, STRUMSKY D. Invention in the city: Increasing returns to patenting as a scaling function of metropolitan size[J]. Research Policy, 2007, 36(1): 107-120.
- [19] 温军, 冯根福. 异质机构、企业性质与自主创新[J]. 经济研究, 2012, 47(3): 53-64.
- [20] 郑烨, 阎波. 高新技术企业认定促进了区域创新绩效吗? ——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 经济体制改革, 2019(1): 174-180.
- [21] PAKES A, SCHANKERMAN M. The rate of obsolescence of patents, research gestation lags, and the private rate of return to research resources in R&D, patents, and productivity[M]. American: University of Chicago Press, 1984.
- [22] 寇宗来, 刘学悦. 中国城市和产业创新力报告 2017[R]. 上海: 复旦大学产业发展研究中心, 2017.
- [23] SAMUELSON P A. Theoretical notes on trade problems[J]. Review of Economics & Statistics, 1964, 46(2): 145-154.
- [24] PARSLEY D C, WEI S J. Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations[J]. Quarterly Journal of Economics, 1996, 111(4): 1211-1236.
- [25] 桂琦寒, 陈敏, 陆铭, 等. 中国国内商品市场趋于分割还是整合: 基于相对价格法的分析[J]. 世界经济, 2006(2): 20-30.
- [26] 范爱军, 李真, 刘小勇. 国内市场分割及其影响因素的实证分析——以我国商品市场为例[J]. 南开经济研究, 2007(5): 111-119.
- [27] 陆铭, 陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?[J]. 经济研究, 2009, 44(3): 42-52.
- [28] 陈敏, 桂琦寒, 陆铭, 等. 中国经济增长如何持续发挥规模效应? ——经济开放与国内商品市场分割的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2008(1): 125-150.
- [29] 刘瑞明. 国有企业、隐性补贴与市场分割: 理论与经验证据[J]. 管理世界, 2012(4): 21-32.
- [30] ANSELIN L, FLORAX R J G M. Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: Some further results in new directions in spatial econometrics[M]. Berlin: Springer Berlin Heidelberg, 1995.
- [31] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 经济研究, 2012, 47(3): 15-27.
- [32] 石大千, 杨咏文. FDI 与企业创新: 溢出还是挤出?[J]. 世界经济研究, 2018(9): 120-134, 137.

Market Segmentation and Regional Innovation Spillover

Qiu Yangdong

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

Abstract: By estimating the market segmentation index of 29 provinces, districts, and cities from 2001 to 2016, and combined with the regional innovation index and regional economic characteristics data, the direct and indirect effects of market segmentation on regional innovation performance were studied using a spatial measurement method. The research results show that, on the whole, there is a significant spatial positive correlation between regional technological innovations. The direct effects of market segmentation within provinces, the indirect effects of market segmentation between provinces, and the total effect of the two have shown significant inhibitory effects on regional innovation. Moreover, the restraint effect of local market segmentation on the improvement of innovation index is greater than the indirect effect of market segmentation between provinces.

Keywords: market segmentation; regional innovation performance; spillover effect; spatial measurement