

市场分割与地区生产率：作用机制与经验证据*

黄贇琳, 姚婷婷

(上海财经大学 财经研究所, 上海 200433)

摘要: 文章利用1998—2016年中国省级面板数据, 运用动态空间面板模型和中介效应模型实证研究了商品市场分割和要素市场分割对地区生产率的影响及其作用机制。结果表明, 中国劳动力市场分割程度最强, 其次是商品市场, 资本市场分割程度最弱。商品市场分割与地区生产率呈倒U形关系, 即较低强度的商品市场分割促进了地区生产率的提升, 而超过一定强度的市场分割则会产生阻碍作用, 且当前中国大多数省份的商品市场分割水平处于提升地区生产率的阈值内; 而要素市场分割抑制了地区生产率提升。进一步的影响渠道检验发现, 不同类型的市场分割对地区生产率的传导路径存在差异: 市场竞争、需求规模和技术溢出均是商品市场分割影响地区生产率的重要途径, 且需求规模起主导作用; 资源配置效率和市场进入退出壁垒是要素市场分割影响地区生产率的传导机制, 其中资源配置效率起主要作用。

关键词: 商品市场分割; 要素市场分割; 地区生产率; 动态空间面板; 中介效应

中图分类号: F061.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)01-0096-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.01.007

一、引言

学术界关于市场分割对地区生产率的影响存在较大分歧。一部分研究认为, 市场分割阻碍市场机制在资源配置中发挥决定性作用, 降低资源配置效率, 从而导致地区生产率下降(宋马林和金培振, 2016), 在一定程度上制约了我国国民经济的运行(黄贇琳和王敬云, 2006)。另一部分研究认为, 市场分割与企业生产率存在非线性关系(徐保昌和谢建国, 2016), 市场分割在一定条件下会促进区域经济增长(陆铭和陈钊, 2009), 而这也正是市场分割长期存在的重要原因之一。在当前消除市场壁垒、清理和排除限制竞争政策日益推进的情境下, 中国不同类型的市场分割程度如何? 市场分割通过什么途径影响地区生产率? 准确回答上述问题, 有助于深化理解市场分割和地区生产率之间的关系, 加快推动中国依靠技术进步实现经济结构调整和高质量发展。

如何提升地区生产率一直以来都是学术界和地方政府关注的焦点。有关市场分割的研究比较丰富, 但普遍存在两方面问题: (1) 多数文献仅从单一视角研究商品或要素市场分割对生产率的影响, 较少关注这种影响的传导机制和差异。但现实中两种分割同时并存且对分割政策的敏感度不同。(2) 现有研究忽视空间效应在市场分割影响生产率过程中的作用。基于此, 本文以1998—2016年中国29省市为样本, 实证研究不同类型市场分割在各种传导渠道中对地区生产率

收稿日期: 2019-05-12

基金项目: 国家社会科学基金项目(16BJL098); 上海市决策咨询项目(2019-8C)

作者简介: 黄贇琳(1976—), 女, 福建泉州人, 上海财经大学财经研究所研究员, 博士生导师;

姚婷婷(1989—)(通讯作者), 女, 湖北荆门人, 上海财经大学财经研究所博士研究生。

的作用大小和作用方向,考察引起地区生产率变化的市场分割因素及其主要传导路径。本文的探索在于:一是首次从商品和要素市场分割两个维度,比较分析了不同类型的市场分割对地区生产率的影响,并探究商品市场分割和要素市场分割影响地区生产率的具体传导机制;二是考虑地区生产率的空间溢出效应和路径依赖性,从空间经济的视角构建了包含地区生产率的时间滞后效应、空间滞后效应和时空滞后效应的动态空间面板模型,运用系统广义矩估计方法(SGMM)检验市场分割和其他关键因素对地区生产率的影响,并首次采用空间中介效应模型对市场分割影响地区生产率的传导机制进行逐一识别。

二、理论分析与研究假说

在地方政府竞争的背景下,市场分割成为地区间生产效率差异的重要因素。地方政府主要通过行政手段来限制外地商品进入本地市场或限制本地区资源流出,与之相对应的分割类型分别是商品市场分割与要素市场分割,它们分别作用于生产活动的末端与源头,对地区生产率的作用路径存在差异。图1揭示了不同类型的市场分割对地区生产效率的影响机制。

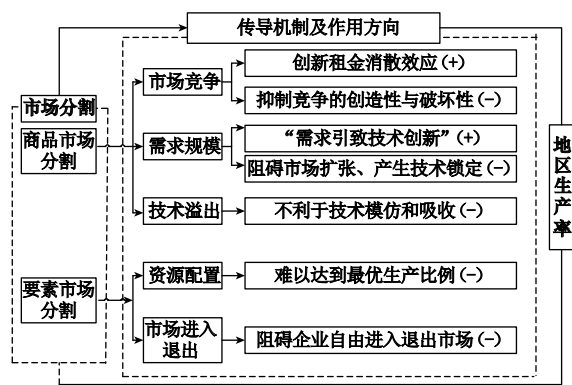


图1 市场分割影响地区生产率的传导机制

(一)商品市场分割对地区生产率的影响机制。商品市场分割具体表现为地方政府通过增加行业壁垒、准入审批、进入障碍等方式阻止外来产品进入本地市场,以促进本地企业发展。

第一,市场竞争是商品市场分割影响地区生产率的重要传导因素。较低程度的商品市场分割会通过市场竞争效应促进地区生产率的提升,这是因为市场竞争具有创新租金消散效应。“熊彼特假说”认为市场竞争会使企业创新获得的经济租金被更多地耗散掉,降低企业创新的积极性。当一个地区存在商品市场分割时,本地市场竞争程度的弱化能减少企业创新租金的耗散,激励企业采取研发、扩大生产规模、技术引进等提升生产率行为,促进地区生产率提高。然而,较高的商品市场分割并不能带来地区生产效率的持续提升,相反,将呈现负向影响。这是因为:市场竞争的“创造性”和“破坏性”对地区生产率具有重要的推动作用(简泽等,2017),而市场竞争的弱化会助长企业的“创新惰性”,不利于地区生产率的提高(胡彬和万道侠,2017)。

第二,需求规模是商品市场分割影响地区生产率的另一个重要路径。一个地区采取商品市场分割策略时,会限制外地商品跨区域销售,为本地企业和行业提供市场保护。适度的商品市场分割会对地区生产率产生正向作用。一方面,“本土市场效应”理论和斯密的“市场范围”假说都认为,市场规模的扩大将促进分工和专业化生产,进而提升地区生产率。另一方面,依据“需求引致技术创新”理论,当市场规模扩大时,市场需求也随之提高,企业为追求更大的利润会积极进行技术革新,促进地区生产率的提高。但是当一个地区的市场分割程度较高时,对地区生产率的阻碍作用将占据主导。原因在于:区域间“行政性贸易壁垒”会影响企业的市场扩张选择,不仅会降低本地企业进入跨区域市场的概率(叶宁华和张伯伟,2017),还会导致企业在市场扩张时更多地选择国际低端市场,而非国内高端市场,对技术水平产生锁定效应,不利于地区生产率提高(张杰等,2011)。

第三,技术溢出是商品市场分割作用于地区生产率的一个重要渠道。非本地企业会通过水平溢出和直接溢出对本地产业产生显著的技术外溢效应(Bloom等,2013)。一方面,商品市场分割在限制外地企业进入本地市场时,遏制了企业通过消费和生产行为模仿并吸收隐藏在消费品或中间品中的先进技术,阻碍了技术外溢对本地生产率的促进作用,且这种阻碍作用随市场分割程度的提高而加深(徐保昌和谢建国,2016)。另一方面,商品市场分割越严重意味着政府对关键资源的定价权和分配权越大,导致企业将更多的资源转向与政府官员建立政治联系等非生产性寻租活动,不仅挤出了企业的研发投入,也会助长企业的技术引进惰性(张杰等,2011)。

综上所述,当商品市场分割程度较低时,市场竞争效应和需求规模效应会对地区生产率产生正向作用;分割程度较高时,这两种效应对地区生产率的影响以负向作用为主。商品市场分割还会限制地区间的技术溢出,对地区生产率提升产生持续的阻碍作用。因此,商品市场分割对地区生产率的作用方向主要取决于市场分割程度较低时,竞争效应和需求规模效应的正向作用与遏制技术溢出的负向作用之间的力量对比。由于地区间技术外溢只能提高本地区生产效率,且技术模仿成本高、时滞性强,竞争效应与需求规模效应将发挥更大的作用。因此,在商品分割程度较低时,对地区生产效率总体上呈正向作用;而当商品分割程度较高时,则呈负向作用,即商品市场分割和地区生产率之间呈倒U形关系。据此,本文提出以下假说。

假说1a:在其他影响因素不变时,商品市场分割和地区生产率之间呈倒U形关系。

假说1b:市场竞争、需求规模和技术溢出均是商品市场分割影响地区生产率的传导机制。

(二)要素市场分割对地区生产率的影响机制。要素市场分割指政府运用行政手段对本地资源实现管制,阻止要素资源流出本地,具体表现为要素流动障碍和要素价格扭曲(张杰等,2011)。

第一,要素市场分割通过改变资源配置效率影响地区生产率。要素市场分割导致要素价格扭曲(要素价格偏离于要素的边际回报),市场价格机制的失灵阻碍市场在资源配置中发挥决定性作用。一方面,要素市场不够发达或行政干预过多会阻碍生产要素在地区间自由流动,造成资源的边际产出在地区间不相等,导致企业生产的资源配置难以达到最优生产比例,从而降低生产率,导致产出结构不合理,最终阻碍经济增长(罗德明等,2012; Bollard等,2014)。另一方面,要素市场分割在一定程度上能够阻止欠发达地区生产要素涌入要素回报率较高的发达地区,有效避免了资源分配的“马太效应”,为技术弱省实现“技术追赶”提供机会。但是,出现这种结果的可能性极小,因为市场分割是一种策略互动行为,如果一个地方采取市场分割策略时,而另一方没有实施,则会使自身在博弈中处于劣势风险(陆铭和陈钊,2009)。因此,各地都实施不同程度的要素市场分割可以视为一个成本收益的权衡,最终所有地方都会实行市场分割。

第二,要素市场分割通过影响企业进入退出市场行为作用于地区生产率。要素市场分割极易引发企业的寻租行为(余明桂等,2010),当前中国正处于“新兴+转型”发展阶段,关键性资源的配置仍控制在政府手中。企业与政府间的政治关联通常被视为企业质量的一种“信号显示”,会直接影响企业的资源获取,比如常见的银行信贷随政府导向而为。因此,当存在要素市场分割时,一些效率较低但通过寻租获得政治关联优势的国有企业,更易获得成本相对较低的要素,比如以更低的利息获得更多的银行长期贷款、支付更低的销售费用(曹春方等,2018)。而一些效率更高但与政府政治联系较弱的企业(如民营和外资企业),在要素可得性和要素价格方面处于劣势,无法真正进入市场。所以,要素市场分割阻碍了企业自由进入和退出市场,导致该地区高效率企业的比重下降,不利于地区生产率的提高。基于此,本文提出以下假说。

假说2a:在其他影响因素不变时,要素市场分割会对地区生产率产生负向作用。

假说2b:资源配置效率和市场进入退出壁垒是要素市场分割影响地区生产率的作用机制。

三、模型设定与实证检验

(一) 计量模型设定。经济系统运行具有显著的惯性作用, 知识和技术也具有明显的累积性和路径依赖性, 某地区当期生产率会受前期生产率水平的影响, 故设定模型时要考虑前期生产率水平。根据前文研究假设, 商品市场分割与地区生产率之间可能存在非线性关系, 故需将其二次项也纳入模型。特别地, 在信息、交通技术飞速发展的知识经济时代, 地区间的经济联系日趋频繁, 技术溢出已成为地区生产率提升的重要途径。技术在空间上的溢出效应已为大量文献所证实(Bloom 等, 2013), 即一个地区的生产率会受相邻地区生产率水平的影响。技术溢出虽难以度量, 但根据空间计量经济理论, 技术溢出反映了地区间技术进步的空间相关性, 表现为空间依赖特征或空间扰动特征, 因此可以构建空间滞后模型或空间误差模型来加以解释。基于此, 本文借鉴 Elhorst(2012)的做法构建如下基本模型形式:

$$TFP_{it} = \theta TFP_{it-1} + \rho W_{ij} TFP_{jt} + \gamma \sum_j W_{ij} TFP_{jt-1} + \alpha_0 segcom_{it} + \alpha_1 segcom_{it}^2 + \alpha_2 segcap_{it} + \alpha_3 seglab_{it} + \alpha_4 X_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$TFP_{it} = \theta' TFP_{it-1} + \xi \mu_{it-1} + \lambda W_{ij} \mu_{jt} + \beta_0 segcom_{it} + \beta_1 segcom_{it}^2 + \beta_2 segcap_{it} + \beta_3 seglab_{it} + \beta_4 X_{it} + \varphi_{it} \quad (2)$$

方程(1)和方程(2)分别为动态空间面板模型的空间滞后和空间误差形式。其中: TFP_{it} 为 i 地区 t 时期的生产率; $segcom$ 、 $segcap$ 和 $seglab$ 分别表示商品、资本和劳动力的市场分割; μ_{it} 和 φ_{it} 为随机误差项; W_{ij} 为空间权重, X_{it} 为控制变量, 其他变量为待估计参数。

(二) 数据处理与指标选择。

1. 被解释变量。衡量地区生产率常用的指标有劳动生产率和全要素生产率, 在劳动密集型发展模式下, 采用劳动生产率可能会产生向下低估的偏误。全要素生产率是在各种生产要素投入水平既定条件下所达到的额外生产效率。故选择全要素生产率作为地区生产率的衡量指标。全要素生产率的测度方法主要有数据包络分析(DEA)、索洛余值法(SRA)和随机前沿法(SFA)三种。相较而言, DEA 方法中投入和产出指标选择的主观性可能使测算存在偏差。而 SRA 将要素投入以外的部分全部归结为技术进步, 忽略资本利用效率和劳动力努力程度的影响, 会高估技术进步。包含随机扰动的前沿模型在测度生产者最优技术的同时, 考虑了各种环境和制度因素的影响, 更加符合现实。因此, 本文采用随机前沿法来测度地区生产率这一核心变量。用随机前沿生产函数测度全要素生产率的关键就在于生产函数的设定。较为常用的有超越对数和柯布一道格拉斯两种, 前者形式简单, 后者放宽了技术中性和产出弹性固定的假定, 两者各有优劣。因此, 本文同时选择上述两种生产函数来测算地区全要素生产率, 分别用 TFP_1 和 TFP_2 表示。^① 具体来讲, 采用超越对数和柯布一道格拉斯生产函数时的随机前沿模型分别为:

$$\ln Y_{it} = \alpha + \alpha_k \ln K_{it} + \alpha_L \ln L_{it} + \frac{1}{2} \alpha_{kL} \ln K_{it} L_{it} + \frac{1}{2} \alpha_{kk} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \alpha_{LL} (\ln L_{it})^2 + v_{it} - u_{it} \quad (3)$$

$$\ln Y_{it} = \beta + \beta_k \ln K_{it} + \beta_L \ln L_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (4)$$

在测算过程中, 总产出 $\ln Y_{it}$ 为各省实际 GDP 的对数, 总投入为各省折旧后的物质资本存量的对数 $\ln K_{it}$ 和就业人数 L_{it} 。资本存量采用永续盘存法测算, 并根据现有指标的完备性, 将产出和资本调整为以 2000 年为基期的实际价格。根据上式, 利用极大似然估计方法测算。

2. 核心解释变量。本文借鉴桂琦寒等(2006)的“价格法”对市场分割予以测度。价格法的理论基础是“冰川成本”模型, 认为两地间商品(要素)流通会产生交易成本使其价值在贸易过程中

^① 限于篇幅, 文中未列出随机前沿生产函数的计算过程和检验结果, 备索。

有所损耗。设同一商品(要素)在两地的价格分别为 P_i 和 P_j , 交易成本为价格的一定比例 $c(0 < c < 1)$, 只有当一个地区的价格扣除交易成本后高于另一地区的价格, 即满足 $P_i(1-c) > P_j$ 或 $P_j(1-c) > P_i$ 时, 套利行为才会发生, 两地之间才会进行交易。若两地间的相对价格方差 $var(P_i/P_j)$ 随时间变化而收窄, 说明套利区间也收窄, 阻碍市场整合的因素在减弱。具体步骤如下:

首先用商品(要素)环比价格指数的一阶差分求出跨区域商品(要素)相对价格 $|\Delta Q_{ij}^k|$, 也即:

$$|\Delta Q_{ij}^k| = \left| \ln\left(\frac{P_{it}^k}{P_{jt}^k}\right) - \ln\left(\frac{P_{it-1}^k}{P_{jt-1}^k}\right) \right| = \left| \ln\left(\frac{P_{it}^k}{P_{it-1}^k}\right) - \ln\left(\frac{P_{jt}^k}{P_{jt-1}^k}\right) \right| \quad (5)$$

相对价格采用绝对值形式是为了使地区间置换顺序不影响相对价格的方差值。差分形式是因为可获得数据是价格环比指数。这里需要时间、省份、商品或生产要素种类这三维数据。

其次剔除商品(要素)的“异质效应”, 计算相对价格的相对变动部分 q_{ij}^k 。地区间商品(要素)的相对价格一部分取决于市场分割的程度, 一部分受商品(要素)本身特性的影响。如果不考虑商品或要素的“异质效应”, 则会高估市场真实的分割程度, 故采用去均值法剔除“异质效应”。首先求出给定商品(要素)在给定年份里所有相邻地区相对价格的平均值 $\overline{\Delta Q_i^k}$, 再分别用相邻地区的相对价格减去该均值。具体计算公式为:

$$q_{ij}^k = |\Delta Q_{ij}^k| - \left| \overline{\Delta Q_i^k} \right| \quad (6)$$

此时, q_{ij}^k 只反映市场分割程度, 不再包括商品或要素自身特性。

最后计算各类商品(要素)相对变动部分的方差 $var(q_{ij}^k)$, 并将相邻省份间的指数按省合并, 得到每一个省份与相邻省份的市场分割指数 Seg_{ij} , 如北京的市场分割指数是将北京与天津、北京与河北之间的市场分割指数取均值。

$$Seg_{ij} = \overline{var(q_{ij}^k)}, j \text{ 与 } i \text{ 相邻} \quad (7)$$

此处还有两点需要说明: 一是原始数据为中国 1998—2016 年 29 个省份的环比价格指数。海南省和其他省份都不相邻, 不包括在样本中, 西藏地区部分数据缺失故被剔除, 最终共有 63 组相邻省份。另外, 中国于 1997 年底通过了《中华人民共和国价格法》, 该政策对全国市场一体化进程产生重要影响, 故样本以 1998 年作为起始年份。二是商品市场分割用各类商品价格指数来测算, 考虑到价格指标统计的完整性和商品在居民消费中的占比, 本文选择食品、饮料烟酒、服装鞋帽、家用电器及音像器材、日用品、中西药品及医疗保健用品、书报杂志及电子出版物和燃料 8 类商品。资本市场分割用固定资产投资价格指数来测算, 固定资产投资品包括建筑安装工程、设备和器具及其他资本品。劳动力市场分割用职工实际工资指数来测算, 职工工资包括国有单位、城镇集体和其他单位职工平均工资。

由图 2 描绘的市场分割走势可以看出:
 (1) 不同类型市场分割程度存在显著差异, 中国的劳动力市场分割程度最突出, 其次是商品市场, 资本市场分割程度最低, 这与李善同等(2004)的调查结果一致。经济政策的偏向性导致中国存在严重的劳动力市场分割, 尤其是城乡分割, 例如在户籍政策的影响下, 农村劳动者在进入城镇劳动力市场时存在门槛, 城乡就业机会和劳动报酬差异较大。
 (2) 中国的市场分割程度在逐渐减弱, 市场整

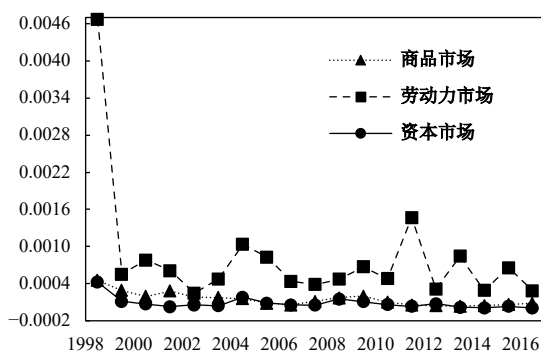


图 2 全国不同类型市场分割的走势

合趋势明显,但劳动力市场改革进程明显滞后于资本市场和商品市场方面的改革。其中,商品市场和资本市场的分割程度呈波动下降趋势,2008年后尤为显著,表明中国推行的《国务院关于禁止在市场经济活动中实行地区封锁的规定》和《中华人民共和国反垄断法》等一系列市场化改革举措成效显著。相比之下,劳动力市场分割呈现震荡波动走势。随着劳动力流动政策从有限制的转移向允许流动再到鼓励和引导流动转变,劳动力跨区域流动性持续增强,1998年后劳动力市场分割程度骤降,逐步建立起规范、有序的劳动力市场。但现阶段我国的就业市场仍然存在着性别歧视、行业分割、户籍壁垒(主要是与户籍挂钩的公共服务)、关系网络和最低工资法等多重扭曲,在一定程度上阻碍了劳动力资源的有效合理配置,这使转型时期中国的劳动力市场分割现象依旧突出(刘瑞明等,2017)。

商品和要素市场分割存在明显的地区差异。就商品市场而言,平均分割程度最高的依次为北京、天津和上海,一个可能的解释是这些地区为直辖市,地方政府在制定政策时具有较高的自主权和灵活性。资本品市场分割走势特征并不突出,浙江、江苏为代表东部地区一直处于较低水平,这是因为东部沿海地区的金融市场更加完善,资本能够更自由地流动以追逐更高的利润率,资本市场一体化程度更高。在劳动力市场,北京、上海、广东等特大城市以及内蒙、新疆、青海等西部省份的市场分割比其他地区更严重。究其原因,特大城市更为严格的户籍制度导致北京、上海、广东的劳动力市场分割程度较高。此外,蔡昉等(2001)认为劳动力流动效果取决于劳动力市场发育水平,劳动力流动不畅会反过来阻碍劳动力市场发育。因此,在转移机会较少、劳动力市场发育水平较低的西部地区,劳动力市场分割程度也比较突出。

3. 控制变量。参考现有文献,本文从研发投入、技术创新、经济基础、自然禀赋和市场环境方面选择如下控制变量:研发投入包括研发投入强度 rd 和研发人员规模 re 。资金支持是影响地区生产率的重要因素,研发人员是掌握和运用技术的主体。研发经费和人员投入在很大程度上受制于经济体量,本文用研发投入强度及研发人员在全国占比来反映各地区研发经费和人员投入在全国的相对值。

技术创新包括技术改造 $lnvtr$ 和技术引进 $lnvft$ 。一般而言,提高地方技术水平的途径主要有自主创新和技术引进。技术改造是自主创新的重要保证;技术引进有助于实现技术跨越,进而规避技术路径依赖;这两种方式均是提升地区生产率的重要源泉。本文采用高新技术产业分别用于技术改造和技术引进的经费支出来表示。

经济基础包括经济增长 gr 、人力资本 $human$ 和对外开放 $open$ 。从投入要素的使用效率看,一个地区具有较高的经济发展水平、人力资本和对外开放度,有助于提高该地区的生产率。各地区的经济增长用人均 GDP 来反映,人力资本用人均受教育年限指标来度量,对外开放水平用各地区的进出口总额在地区生产总值中的占比来度量。

自然禀赋包括地理位置 $dummy$ 和资本密集度 $endow$ 。地区生产率的空间效应以地理位置为媒介,地理因素对隐性技术溢出尤为重要。考虑到中国技术前沿地区位于东部沿海,因此,采用地理位置的虚拟变量,东部地区设为1,其他地区为0。资本密集度会影响企业的生产投入决策,为了在市场竞争中获得比较优势,生产者会使用相对丰裕的要素,本文采用资本存量与劳动力之比来度量,其中资本存量以1952年为基期用永续盘存法进行调整。

市场环境由知识产权保护 $unpro$ 来反映。知识产权保护直接影响自主创新与技术模仿,进而作用于地区生产率。借鉴鲁钊阳和廖杉杉(2012)的方法,用专利侵权案件在专利申请和授权中的比重衡量中国各省的知识产权保护程度。

4. 空间权重矩阵设定。本文构建了三种常用形式的空间权重矩阵:一是地理相邻空间权重

矩阵 W_1 , 当两省相邻时, 取值为 1, 否则为 0; 二是经济距离权重矩阵 W_2 , 矩阵元素用地区间人均 GDP 年均值绝对差值的倒数表示; 三是经济和地理距离的嵌套矩阵 W_3 , 矩阵元素为两省省会之间最短公路里程的倒数与省份人均 GDP 占全国人均 GDP 比重的乘积。

本文数据来源于《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》和国家知识产权局官网。

(三)主要变量的描述性统计。表 1 报告了主要变量的描述性统计值。由表 1 可见, 中国地区生产率整体不高, 且存在显著的区域差异。劳动力市场分割最严重, 商品市场次之, 资本市场分割程度最低。本文进一步计算变量的方差膨胀因子, 取值范围为[1.18, 5.26], 说明变量间不存在多重共线性。为了消除异方差, 在回归时, 对经济增长、技术改造和技术引进经费支出取对数。

表 1 主要变量的描述性统计值

变量	指标名称/单位	最大值	最小值	平均值	中位数	标准差	观测值
TFP_1	超越对数函数计算 TFP	0.9733	0.0357	0.3672	0.3204	0.2224	551
TFP_2	CD 函数计算 TFP	0.9721	0.0355	0.3595	0.3066	0.2224	551
$segcom$	商品市场分割程度	0.0031	0.0000	0.0014	0.0007	0.0025	551
$seglab$	劳动力市场分割程度	0.0153	0.0000	0.0082	0.0035	0.0015	551
$segcap$	资本市场分割程度	0.0010	0.0000	0.0008	0.0004	0.0014	551
rd	研发投入强度(%)	6.8335	0.0816	1.3439	1.0500	1.0838	551
re	研发人员在全国占比(%)	15.1632	0.1066	3.4419	2.5906	3.0951	551
$human$	人力资本水平	13.4040	4.9060	8.3860	8.2750	1.2459	551
gr	经济增长(万元/人)	11.8128	0.2301	2.7016	2.0023	2.2771	551
$open$	对外开放	6.3036	0.0152	0.3565	0.1376	0.5524	551
$endow$	资本密集度	33.3651	0.0899	2.5599	1.3293	3.6629	551
$msize$	需求规模(万亿元)	3.4739	0.0071	0.4451	0.2484	0.5303	551
$compe$	高技术市场竞争	5.5100	0.0200	1.0152	0.5400	1.2354	551
vtr	技术改造(亿元)	717.8935	0.7074	97.1486	67.8481	98.2056	551
vdt	技术购买(亿元)	62.5611	0.0004	4.3684	1.6691	6.8923	551
vft	技术引进(亿元)	134.9956	0.0050	12.5135	5.9939	16.8424	551
$unpro$	知识产权保护	1.0000	0.0000	0.1823	0.0894	0.2371	551
$dummy$	是否属于东部地区	1.0000	0.0000	0.3103	0.0000	0.4631	551

(四)计量模型检验。首先对方程(2)和方程(3)进行 LM 检验。表 2 显示, 空间滞后模型明显优于空间误差模型,^① TFP_2 与 TFP_1 的检验结果相同, 故选择动态空间滞后方程(2)作为计量回归的检验模型。接着确定模型的估计方法, 系统广义矩估计方法(SGMM)能够从变量的时间趋势中选取合适的工具变量, 避免外部工具变量选择不恰当(Elhorst, 2012), 故选择 SGMM 对动态面板模型(2)进行参数估计。考虑到 SGMM 估计的滞后项系数应该落在可能导致向上偏倚的混合最小二乘法(POLS)和向下偏倚的固定效应模型(FE)的系数区间内, 故本文还利用 POLS 和 FE 对方程(2)进行稳定性检验。表 3 显示, 与 POLS 和 FE 的估计结果相比, SGMM 估计滞后项系数的显著程度和符号都有较大改善, 说明 SGMM 方法能够较好地控制内生性问题。此外, Sargan 检验和 Arellano-Bond 检验(AR(2))均满足 SGMM 的要求, 表明工具变量选取有效。

① 空间权重矩阵 W_i 首先采用动态空间杜宾模型, 进一步的 Wald 检验表明其可蜕化为动态空间滞后模型, 考虑到篇幅和三种空间权重的一致性, 文中未报告空间权重矩阵 W_i 的动态空间杜宾模型估计结果, 备案。

表 2 空间面板模型的 LM 检验 (TFP_1)

LM 检验	W_1		W_2		W_3	
	χ^2	P 值	χ^2	P 值	χ^2	P 值
No Lag	88.39	0.000	73.99	0.000	63.32	0.000
No Lag(robust)	10.18	0.000	9.99	0.000	9.58	0.000
No Error	88.37	0.000	73.98	0.000	63.31	0.000
No Error(robust)	2.83	0.093	2.50	0.114	2.43	0.119

表 3 市场分割的动态空间面板模型估计结果 (TFP_1)

解释变量	权重矩阵: W_1			权重矩阵: W_2			权重矩阵: W_3		
	POLS	FE	SGMM	POLS	FE	SGMM	POLS	FE	SGMM
TFP_{t-1}	1.001*** (0.000)	0.998*** (0.000)	0.999*** (0.000)	1.001*** (0.000)	0.995*** (0.000)	0.998*** (0.000)	1.001*** (0.000)	0.995*** (0.000)	0.997*** (0.003)
$w \times TFP$	-0.181* (0.095)	0.546*** (0.083)	0.355*** (0.076)	-1.786*** (0.187)	1.278*** (0.138)	0.302*** (0.073)	-1.569*** (0.302)	1.578*** (0.188)	0.303*** (0.073)
$w \times TFP_{t-1}$	0.181* (0.095)	-0.544*** (0.083)	0.002*** (0.000)	1.793*** (0.187)	-1.277*** (0.139)	0.006*** (0.000)	1.576*** (0.303)	-1.577*** (0.188)	0.006*** (0.000)
segcom	0.668*** (0.224)	0.110*** (0.022)	0.035*** (0.008)	0.671*** (0.194)	0.113*** (0.020)	0.029*** (0.008)	0.663*** (0.193)	0.001 (0.021)	0.030*** (0.008)
(segcom) ²	-154.014 (99.400)	-3.273 (8.690)	-8.584** (3.052)	-166.516* (86.291)	-2.968 (8.357)	-5.992* (3.334)	-163.113* (85.511)	-7.175 (8.496)	-6.945** (3.359)
segcap	-0.451* (0.252)	-0.037* (0.021)	-0.010* (0.006)	-0.452** (0.218)	-0.040** (0.020)	-0.013* (0.007)	-0.387* (0.217)	-0.040** (0.021)	-0.017** (0.008)
seglab	-0.015 (0.031)	-0.005* (0.003)	-0.003*** (0.000)	-0.018 (0.027)	-0.003 (0.002)	-0.009*** (0.001)	-0.021 (0.027)	-0.003 (0.003)	-0.004*** (0.001)
rd	2.463*** (0.383)	0.163*** (0.043)	0.083*** (0.015)	1.951*** (0.329)	0.118*** (0.042)	0.081*** (0.017)	1.836*** (0.333)	0.111*** (0.043)	0.080*** (0.017)
re	0.012*** (0.002)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.007*** (0.002)	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.006*** (0.002)	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.000)
human	1.301*** (0.334)	0.067 (0.061)	0.099*** (0.021)	1.052*** (0.288)	0.015 (0.061)	0.143*** (0.023)	1.119*** (0.300)	0.014 (0.062)	0.146*** (0.023)
gr	0.115*** (0.037)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.001)	0.060* (0.032)	0.012*** (0.003)	0.012*** (0.001)	0.058* (0.033)	0.012*** (0.003)	0.013*** (0.001)
open	2.637*** (0.590)	-0.226*** (0.054)	0.199*** (0.017)	3.302*** (0.560)	-0.186*** (0.053)	0.193*** (0.018)	3.066*** (0.508)	-0.169*** (0.054)	0.194*** (0.018)
endow	-0.318*** (0.104)	0.091*** (0.012)	0.120*** (0.007)	-0.214** (0.091)	0.091*** (0.012)	0.101*** (0.008)	-0.219** (0.090)	0.086*** (0.013)	0.103*** (0.008)
lnvtr	-0.396*** (0.096)	-0.040*** (0.012)	-0.035*** (0.005)	0.083 (0.086)	-0.043*** (0.012)	-0.051*** (0.006)	0.088 (0.084)	-0.049*** (0.012)	-0.053*** (0.006)
lnvft	0.483* (0.292)	0.096*** (0.030)	0.082*** (0.014)	0.975*** (0.255)	0.101*** (0.029)	0.072*** (0.015)	0.962*** (0.251)	0.087*** (0.029)	0.065*** (0.015)
unpro	-0.785*** (0.136)	-0.013 (0.013)	-0.063*** (0.006)	-0.661*** (0.118)	-0.015 (0.012)	-0.067*** (0.006)	-0.714*** (0.116)	-0.014 (0.012)	-0.068*** (0.006)
dummy	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.004*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.002*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.002*** (0.000)
常数项	0.000* (0.000)	0.001*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.003*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.003*** (0.000)
Sargan P			0.572			0.564			0.606

续表 3 市场分割的动态空间面板模型估计结果 (TFP₁)

解释变量	权重矩阵: W_1			权重矩阵: W_2			权重矩阵: W_3		
	POLS	FE	SGMM	POLS	FE	SGMM	POLS	FE	SGMM
AR(2)P			0.769			0.848			0.875
拐点			0.0020			0.0024			0.0021

注: (1)拐点值为商品市场分割的拐点值; (2)***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的统计显著性水平, 括号内为回归系数的标准误, 表 5 和表 6 同。

四、实证结果分析与讨论

(一)市场分割对地区生产率的影响分析。表 3 给出了被解释变量为 TFP_1 的估计结果。结果显示, 在三种不同的空间权重矩阵下, 空间滞后系数 ρ 、时空滞后系数 γ 和时间滞后系数 θ 均显著为正, 再次证明了中国相邻地区的生产率存在明显的空间溢出效应, 时间滞后系数远远大于空间滞后系数和时空滞后系数, 说明经济运行具有明显的惯性作用, 地区生产率的累积和路径依赖效应十分突出。在三种空间矩阵下, 商品市场分割一次项的系数均在 1% 的统计水平上显著为正, 其二次项系数在不同的统计水平上显著为负。也就是说, 较低强度的商品市场分割有利于提升当地生产率, 而超过一定强度的市场分割则会阻碍地方生产率提升, 即商品市场分割与地区生产率呈倒 U 形关系, 验证了假说 1a。Krugman(1980)的核心—边缘模型对这一结论有很强的解释力: 以运输成本为代表的空间市场分割通过影响市场规模、产业集聚的中间机制, 对“集聚租”产生先促进后抑制的倒 U 形关系。具体来说, 当商品市场分割程度较弱时, 市场的价格信号仍能引导有竞争力的商品跨区域流动, 对本地企业具有“筛选”作用, 不仅能加速淘汰本地低效率企业, 使高效率企业实现规模经济, 而且政府为避免地区间产业同构会通过政策引导将企业生产集中在优势产业, 市场竞争和规模经济对地区生产率的正向作用得到有效发挥。但随着商品市场分割程度的不断加深, 一方面会抑制市场竞争“创造性”和“破坏性”对地区生产率的推动作用; 另一方面会降低企业向高端市场或国外市场扩张的可能性, 产生技术锁定, 再加上商品流通的不便阻碍了技术吸收, 最终会对地区生产率产生负向影响。进一步地, 三种空间权重矩阵下市场分割的拐点值在 0.0020-0.0024 之间, 位于商品市场分割的取值范围内。目前绝大多数省份的商品市场分割还处于促进地区生产率提升的阶段, 这不仅解释了市场分割为何长期存在, 而且从地区生产率的视角回答了市场分割促进区域经济增长的特定条件。当然, 长期来看, 商品市场分割会对地区生产率提升起阻碍作用, 这说明要处理好政府和市场的关系, 进一步加快化以市场化为取向的制度环境改革, 推动我国经济依靠生产率提升实现高质量发展。

从表 3 中 SGMM 模型的估计参数可以看出, 在三种权重矩阵设定下, 资本和劳动力这两种要素市场分割的系数均显著为负, 说明要素市场分割对地区生产率提升产生了显著的抑制效应, 这验证了假说 2a。但劳动力市场分割系数的显著程度高于资本市场分割, 其原因主要在于: 一方面, 从现实的制度背景来看, 1998-2016 年, 虽然中国的户籍制度有所松动, 但不同规模城市的松动幅度是有差异的, 尤其是在与户籍制度挂钩的劳动就业、公共教育和医疗卫生等城镇基本公共服务方面, 各地区的申办门槛、附加条件和可享受权益均存在明显差异, 制约了劳动力的自由流动, 导致劳动力市场分割程度远高于资本市场分割程度。中国的货币政策管理体系决定了各省的资本调配自主权受限, 近年来政府公共财政渠道的投资比重逐渐下降, 而企业投资日趋活跃, 意味着资本市场整合趋势明显。相比较而言, 中国劳动力流动的制度化障碍较大, 如户籍制度在劳动权益、入学就医和社会保障等方面实施的差异化政策, 限制了劳动力的跨区域流动。另一方面, 从两种要素本身的特性来看, 资本的流动速度要快于劳动力, 而且工业化和城镇化的快速发展使我国处于劳动追逐资本阶段。严重的劳动力市场分割显著制约了地区生产率提

升,主要有两个方面的原因:一是现阶段中国劳动力流动主要从农业部门转移到服务业,而服务业的劳动生产率低于制造业,这种劳动力在部门间的“转移效应”对地区生产率产生负向作用(宋建和王静,2018)。二是劳动力市场扭曲不利于总体经济增长,进而导致服务价格上升,服务业“成本病”和劳动再配置效应的综合作用抑制了地区生产率提升。

其他控制变量方面,一般而言,研发投入的加大、经济基础的提升、市场环境的改善和技术创新为提高地区生产率提供了重要条件。表3结果显示,研发经费和人员投入、人力资本、经济增长、对外开放、资本密集度、知识产权保护和地理位置都对地区生产率有显著的正向影响,与预期相符。值得注意的是,不同形式的技术创新对地区生产率的影响方向有显著差异。技术引进与地区生产率显著正相关,说明技术溢出确实是技术进步的重要源泉,从国外或外地引进先进技术,并对其进行模仿与吸收能够有效促进地区生产效率的提高。而技术改造的回归系数显著为负,表明技术改造与革新对地区生产率的促进作用还未充分发挥,提高自主创新能力是当前中国实现技术进步的重要方面。

(二)直接效应和间接效应。当地区生产率存在空间溢出效应时,某地区的生产率不仅来自于本地区的经济要素和市场分割的影响,还受到相邻地区的影响。此时,表3中市场分割的估计系数不能体现商品市场或要素市场分割对地区生产率的边际效应。因此,根据Elhorst(2012)的做法,进一步将市场分割对地区生产率的影响分解为直接效应和间接效应。其中:市场分割对本地区生产率的总体影响为直接效应,这种效应还包含了“反馈效应”,即效应“外溢”至邻近地区又反过来影响本地区生产率;市场分割对其他地区生产率的影响为间接效应。由于本文采用的是动态空间面板模型,根据(1)式,直接效应和间接效应在时间维度上又可以分为长期效应和短期效应,分别反映市场分割对地区生产率的短期即时影响和考虑时间滞后效应的长期影响。上述效应的计算公式为:

$$\text{短期直接效应} = [(I - \rho W)^{-1} (\alpha_{1k} I_N)]^{\bar{d}} \quad (8)$$

$$\text{短期间接效应} = [(I - \rho W)^{-1} (\alpha_{1k} I_N)]^{\overline{rsum}} \quad (9)$$

$$\text{长期直接效应} = \{[(1 - \theta)I - ((\rho + \gamma)W)]^{-1} (\alpha_{1k} I_N)\}^{\bar{d}} \quad (10)$$

$$\text{长期间接效应} = \{[(1 - \theta)I - ((\rho + \gamma)W)]^{-1} (\alpha_{1k} I_N)\}^{\overline{rsum}} \quad (11)$$

其中, I 为单位矩阵; I_N 为 N 阶单位矩阵; α_{1k} 为回归方程(1)中各变量对应的回归系数; \bar{d} 和 \overline{rsum} 分别表示计算矩阵对角线元素均值和矩阵非对角线元素行和平均值的运算符;其他变量含义与前文相同。表4是基于表3中SGMM模型估计结果再计算而得的影响效应分解结果。

总体来看,三种不同权重矩阵设定下市场分割的影响方向是一致的,而且无论是直接效应还是间接效应,长期效应的绝对影响程度均大于短期效应,表明市场分割对地区生产率有长期影响,且长期效应更突出。从直接效应看,商品市场分割对本地区生产率

表4 商品和要素市场分割对地区生产率影响分解结果

权重矩阵	效应	segcom	segcap	seglab
W1	短期直接	0.036	-0.010	-0.003
	短期间接	0.018	-0.005	-0.002
	长期直接	-0.24	-0.069	-0.021
	长期间接	0.338	0.097	0.029
W2	短期直接	0.029	-0.013	-0.009
	短期间接	0.012	-0.006	-0.004
	长期直接	-0.501	-0.225	-0.156
	长期间接	0.596	0.267	0.185
W3	短期直接	0.03	-0.017	-0.004
	短期间接	0.013	-0.007	-0.002
	长期直接	-0.090	-0.051	-0.012
	长期间接	0.188	0.106	0.025

的短期影响为正值,长期影响为负值,而且这种长期的负向效应明显大于短期的正向效应;而资本和劳动力这两种要素的市场分割无论是在短期还是长期条件下,对本地区生产率的影响均为负值。进一步论证了表3中的基本结论:一是在商品市场分割在短期内会促进本地区生产率提升,但长期来看,阻碍作用占据主导;二是要素市场分割对本地区生产率的影响是单向的抑制作用。从间接效应看,商品市场分割的短期间接效应为正值,这是因为商品分割在短期内会正向促进本区域生产率,进而通过地区生产率的空间溢出效应对邻近地区的生产率产生积极影响。值得注意的是,要素市场分割的短期间接效应略小于或接近于0,是因为资本投资具有明显的滞后效应,而户籍制度大大限制了劳动力在区域间的短期自由流动,因此包含劳动和资本的要素市场分割通过技术溢出对其他地区生产率的短期影响甚微。商品和要素市场分割的长期间接效应同样为正,一种可能的解释是,当某地区存在较高级别的市场分割时,意味着该地区的制度性交易成本较高,交易效率越低,越不利于该地区专业化分工和分工网络的拓展。此时,相邻地区会对该地区的经济资源产生明显的“虹吸效应”,进而促进了邻近地区生产率的提升。

(三)市场分割影响地区生产率的机制检验。本文借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)的中介效应方法考虑空间效应的影响,构建了与前文基准模型一致的递归模型来识别传导机制:

$$TFP_{it} = \theta_0 TFP_{it-1} + \rho_0 W_{ij} TFP_{jt} + \gamma_0 \sum_j W_{ij} TFP_{j,t-1} + \alpha'_0 segcom_{it} + \alpha'_1 segcom_{it}^2 + \alpha'_2 segcap_{it} + \alpha'_3 seglab_{it} + \alpha'_4 Z_{it} + \mu_{it} \quad (12)$$

$$M_{it} = TFP_{it-1} + \rho_1 W_{ij} TFP_{jt} + \gamma_1 \sum_j W_{ij} TFP_{j,t-1} + \delta'_0 segcom_{it} + \delta'_1 segcom_{it}^2 + \delta'_2 segcap_{it} + \delta'_3 seglab_{it} + \delta'_4 Z_{it} + \mu_{it} \quad (13)$$

$$TFP_{it} = \theta_2 TFP_{it-1} + \rho_2 W_{ij} TFP_{jt} + \gamma_2 \sum_j W_{ij} TFP_{j,t-1} + \eta'_0 segcom_{it} + \eta'_1 segcom_{it}^2 + \eta'_2 segcap_{it} + \eta'_3 seglab_{it} + \phi M_{it} + \eta'_4 Z_{it} + \mu_{it} \quad (14)$$

第一步对计量方程(12)式进行回归,检验市场分割及其二次项的系数是否显著,如果显著,说明市场分割会影响地区生产率,则进行下一个步骤的回归;第二步对计量方程(13)进行回归,被解释变量 M_{it} 为中介变量,在本文中为市场竞争(*compe*)、需求规模(*lnmsize*)、技术溢出(*lnvdt*)、资源配置效率(*rae*)和企业进入退出市场行为(*eb*),如果此式中市场分割及其二次项系数显著,说明市场分割会对上述中介变量产生影响;第三步对计量方程(14)式进行回归,如果市场分割系数都显著,而且系数的数值与(12)式中的对应值相比有所下降,这就说明存在部分中介效应,如果市场分割的系数不显著,但中介变量系数 ϕ 显著,说明中间变量起完全中介作用。

首先检验商品市场分割通过市场竞争、需求规模和技术溢出这3条路径对地区生产率的影响。度量市场竞争程度最常用的指标有行业集中度、赫芬达尔-赫希曼指数和区位熵等,区位熵衡量了企业数目和相对规模的差异,是市场势力的重要量化指标。鉴于高技术产业最有可能出现新技术,本文采用高新技术产业的区位熵作为市场竞争程度的测量指标,具体计算公式为 $LQ_{ij} = (q_{ij}/q_i)/(q_j/q)$, q_{ij} 和 q_j 分别为 j 地区高新技术产业和所有产业的相关指标(产值或就业人数), q_i 和 q 分别为全国高新技术产业和所有产业的相关指标,本文选用的相关指标是企业职工数。考虑到数据可得性与技术溢出的隐蔽性,分别用社会消费品零售总额度量需求规模,用各地区高新技术产业购买国内技术在技术总支出中的占比度量技术溢出。表5给出了经济地理嵌套矩阵(W_3)下商品市场分割传导路径的经验结果,^①其中,模型(1)为商品市场分割对地区要素生产率进行回归的结果,商品市场分割的系数通过显著性检验。模型(2)—模型(4)为商品市场分割分别

① 三种不同空间权重设定下,商品与要素市场传导路径检验结果基本一致,限于篇幅,文中只给出经济地理嵌套矩阵的回归结果。

对中介变量市场竞争 *compe*、需求规模 *lnmsize* 和技术溢出 *lnvdt* 回归的结果。模型(5)–模型(7)为逐次加入中介变量后,中介变量和商品市场分割同时对地区生产率回归的结果。结果表明,市场竞争、需求规模和技术溢出均是商品市场分割影响地区生产率的重要传导机制,验证了假说1b。从模型(2)–模型(4)中商品市场分割及其二次项的系数,以及模型(5)–模型(7)中中介变量的系数符号可知,商品市场分割之所以和地区生产率之间存在倒U形关系,是因为商品市场分割与市场竞争、需求规模之间存在非线性关系。而且,在影响地区生产率的3种传导渠道中,需求规模起部分中介作用,即商品市场分割不仅本身会影响地区生产率,还会通过需求规模效应作用于地区生产率。进一步地,通过比较市场竞争效应、需求规模效应和技术溢出效应在总效应中的比重,发现需求规模是影响区域地区生产率更主要的传导路径,说明打破地区封锁和行业垄断,建设区域一体化大市场,不仅是区域经济一体化发展的必要前提,也是我国构建扩大内需长效机制的必要条件。

表 5 商品市场分割的传导路径检验结果 (W₃)

解释变量	<i>TFP_t</i>	<i>compe</i>	<i>lnmsize</i>	<i>lnvdt</i>	<i>TFP_t</i>	<i>TFP_t</i>	<i>TFP_t</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>TFP_{t-1}</i>	1.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	1.000*** (0.000)	1.001*** (0.000)	1.000*** (0.000)
<i>w×TFP</i>	0.007*** (0.001)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)
<i>w×TFP_{t-1}</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<i>segcom</i>	0.614*** (0.201)	0.014*** (0.003)	0.044*** (0.013)	-0.097** (0.044)	0.783*** (0.203)	0.438** (0.197)	0.689*** (0.199)
<i>(segcom)²</i>	-150.278* (89.220)	-2.594** (1.273)	-10.806* (5.583)	29.636 (19.623)	-181.246** (88.365)	-106.903* (62.767)	-173.088** (88.220)
<i>segcap</i>	-0.432* (0.226)	-0.003 (0.003)	-0.034** (0.014)	-0.005 (0.050)	-0.069 (0.223)	-0.105 (0.220)	-0.037 (0.223)
<i>seglab</i>	-0.156*** (0.028)	-0.004 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.007 (0.006)	-0.020 (0.028)	-0.018 (0.028)	-0.011 (0.028)
<i>compe</i>					11.939*** (3.079)		
<i>lnmsize</i>						4.014*** (0.690)	
<i>lnvdt</i>							0.770*** (0.220)
常数项	0.003*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Adj.R²</i>	1.000	0.706	0.705	0.606	1.000	1.000	1.000
<i>Sobel</i> 检验		Z=3.052	Z=2.985	Z=-1.906	显著	显著	显著
中介效应/总效应		0.175	0.287	0.121		部分中介	

根据前文假说,要素市场分割可能通过资源配置 *rae* 和企业进入退出市场行为 *eb* 影响地区生产率,资源配置和企业进入退出市场行为分别用中国分省市场化指数报告中“市场分配经济资源的比重”和“减少政府对企业的干预”来度量。由表6可见,模型(1)为要素市场分割对地区

生产率进行回归的结果,模型(2)和模型(3)分别为要素市场分割对资源配置和企业进入退出市场行为的回归结果,模型(4)–模型(5)为逐次加入中介变量之后,中介变量和要素市场分割同时对地区生产率回归的结果。在要素市场中,资源配置效率和企业进入退出市场行为均是要素市场分割作用于地区生产率的重要传导路径,这为本文的假说 2b 提供了有力支撑。模型(2)和模型(3)中,资本市场分割和劳动力市场分割的回归系数均显著为负,说明要素市场分割有损于资源空间配置效率,给企业的自由进入退出市场带来了壁垒。而模型(4)–模型(5)中,中介变量的系数显著为正,说明要素市场分割通过阻碍资源优化配置与企业自由进入退出市场对地区生产率的提升产生了抑制效应。通过比较模型(1)与模型(4)和模型(5)中资本和劳动力的市场分割系数的绝对值可知,资源配置和企业进入退出市场行为起部分中介作用,意味着要素市场分割对地区生产率的影响一部分通过资源配置和企业进入退出市场起作用,同时其本身也对地区生产率产生直接效应。其中,不论是在资本市场还是劳动力市场,资源配置效应都起主导作用。

表 6 要素市场分割的传导路径检验结果 (W₃)

解释变量	<i>TFP_t</i>	<i>rae</i>	<i>eb</i>	<i>TFP_t</i>	<i>TFP_t</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>TFP_{t-1}</i>	1.001***(0.000)	0.000***(0.000)	0.000*(0.000)	1.000***(0.000)	1.001***(0.000)
<i>w</i> × <i>TFP</i>	-1.777***(0.307)	-0.003(0.009)	-0.115(0.124)	-1.741***(0.285)	-1.719***(0.301)
<i>w</i> × <i>TFP_{t-1}</i>	1.784***(0.307)	0.003(0.009)	0.117(0.124)	1.747***(0.285)	1.725***(0.301)
<i>segcom</i>	0.640***(0.188)	0.017***(0.006)	0.112(0.076)	0.436***(0.176)	0.584***(0.185)
(<i>segcom</i>) ²	-161.340*(82.652)	-7.987****(2.648)	-55.148*(33.437)	-68.059*(40.511)	-133.682*(80.271)
<i>segcap</i>	-0.431***(0.215)	-0.010***(0.005)	-0.010*(0.006)	-0.345*(0.200)	-0.351*(0.210)
<i>seglab</i>	-0.102****(0.027)	-0.001*(0.000)	-0.007*(0.004)	-0.030*(0.017)	-0.093***(0.046)
<i>rae</i>				11.679****(1.372)	
<i>eb</i>					5.015****(1.147)
常数项	0.003****(0.000)	0.000***(0.000)	0.001****(0.000)	0.003****(0.000)	0.002****(0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Adj.R</i> ²	1.000	0.632	0.576	1.000	1.000
Sobel 检验		Z=1.830/Z=1.854	Z=1.707/1.684	显著	显著
中介效应/总效应		0.252/0.280	0.125/0.274	部分中介	部分中介

注: (1)由于资源配置和企业进入退出市场行为的数据截至 2014 年,所以该表使用的数据期限为 1998-2014 年; (2)Sobel 检验和中介效应/总效应中,前者是资本市场分割的对应值,后者为劳动力市场分割的对应值。

(四)稳健性检验。为了保证分析结果的可靠性,本文替换了市场分割这一关键变量的度量方法对上述实证结果进行稳健性检验。具体来说,商品市场分割程度用《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告》和《中国分省份市场化指数报告(2016)》中“产品市场的发育程度评分”的逆向指标来表示,资本市场分割和劳动力市场分割分别用“要素市场的发育程度评分”下“金融业的市场化”和“劳动力市场的流动性”这两项指标的逆向指标度量。稳健性检验结果显示,商品市场分割的一次项系数为正,二次项系数为负,且均通过了显著性检验,与前文基准回归结果一致,印证了商品市场分割与地区生产率之间存在倒 U 形关系。资本市场分割和劳动力市场分割的系数显著为负,说明要素市场扭曲阻碍了地区生产率的提升。^①

① 篇幅有限,稳健性检验结果省略。

五、结论与政策建议

基于以上分析,本文得到以下主要结论:一是不同类型的市场都呈现整合趋势,中国劳动力市场的分割程度最强,其次是商品市场,资本市场的分割程度最弱。二是商品市场分割与地区生产率呈倒U形关系,即较低强度的市场分割促进了地区生产率提升;但长期来看,超过一定强度的市场分割会产生明显的阻碍作用,且当前中国绝大多数省份的商品市场分割处于提升地区生产率的阈值内。而要素市场分割则显著抑制了地区生产率提升。三是不同类型的市场分割对地区生产率的作用机制存在差异。商品市场分割主要通过市场竞争、需求规模和技术溢出作用于地区生产率,其中,需求规模效应最突出;要素市场分割通过资源配置和企业进入退出市场行为影响地区生产率,其中资源配置效应起主要作用。此外,研发投入、经济增长、人力资本、对外开放程度、知识产权保护 and 地理位置均对地区生产率有显著的正向作用。技术引进和技术购买会显著提高地区生产率,而技术改造与地区生产率显著负相关。

以上结论为各地提升地区生产率的路径选择提供了重要的政策启示。首先,正确认识劳动力市场分割对生产率提升的抑制作用,这是产业结构调整 and 向高质量发展转变的必经阶段。政府应该通过构建制度更加完善的劳动力就业市场,消除性别和户籍歧视,妥善解决好行业分割 and 最低工资法带来的影响,同时建立规则型社会,降低“关系”的不良影响,使人力资源各尽其才,形成良性分布。其次,根据不同类型市场分割对地区生产率的作用机制差异,政府在打破地域分割 and 行业垄断、清除市场壁垒中也应采取差别化措施。对商品市场,要规范市场竞争机制,扩大市场规模;对要素市场,一方面要优化市场环境,另一方面要降低政府对资源分配 and 定价的控制权,减少政府对企业进入 or 退出市场行为的干预。最后,中国大部分省份的生产效率仍有很大的提升空间,要充分发挥研发经费 and 人员、经济增长、对外开放、知识产权保护制度等因素的积极作用。技术引进 and 购买是提升地区生产率的重要源泉,相比之下,技术改造 and 革新的作用并未充分发挥。这说明提高自主创新能力是当前地区生产率提升的重要途径,各地区应在区域创新发展战略背景下,努力建设各具特色的区域创新体系,以创新支撑现代化经济建设,按高质量发展要求推动地区经济的持续健康发展。

* 感谢上海财经大学研究生创新基金资助项目(CXJJ-2017-451) and 社科项目(2019110350)的支持。特别感谢匿名评审专家提出的宝贵意见,文责自负。

主要参考文献:

- [1] 蔡昉,王德文,都阳. 劳动力市场扭曲对区域差距的影响[J]. 中国社会科学, 2001, (2): 4-14.
- [2] 曹春方,张婷婷,刘秀梅. 市场分割提升了国企产品市场竞争地位?[J]. 金融研究, 2018, (3): 121-136.
- [3] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京:经济科学出版社, 2011.
- [4] 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.
- [5] 胡彬,万道侠. 产业集聚如何影响制造业企业的技术创新模式——兼论企业“创新惰性”的形成原因[J]. 财经研究, 2017, (11): 30-43.
- [6] 黄贇琳,王敬云. 地方保护与市场分割:来自中国的经验数据[J]. 中国工业经济, 2006, (2): 60-67.
- [7] 简泽,谭利萍,吕大国,等. 市场竞争的创造性、破坏性与技术升级[J]. 中国工业经济, 2017, (5): 16-34.
- [8] 李善同,侯永志,刘云中,等. 中国国内地方保护问题的调查与分析[J]. 经济研究, 2004, (11): 78-84, 95.
- [9] 刘瑞明,亢延锟,黄维乔. 就业市场扭曲、人力资本积累与阶层分化[J]. 经济学动态, 2017, (8): 74-87.
- [10] 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, (3): 42-52.

- [11]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, (5): 75-88.
- [12]罗德明,李晔,史晋川. 要素市场扭曲、资源错置与生产率[J]. 经济研究, 2012, (3): 4-14, 39.
- [13]宋建,王静. “扭曲之手”会加重“成本病”吗——基于经济增长分解框架下的测算与分析[J]. 财贸经济, 2018, (2): 136-152.
- [14]宋马林,金培振. 地方保护、资源错配与环境福利绩效[J]. 经济研究, 2016, (12): 47-61.
- [15]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [16]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.
- [17]徐保昌,谢建国. 市场分割与企业生产率: 来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济, 2016, (1): 95-122.
- [18]叶宁华,张伯伟. 地方保护、所有制差异与企业市场扩张选择[J]. 世界经济, 2017, (6): 98-119.
- [19]余明桂,回雅甫,潘红波. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J]. 经济研究, 2010, (3): 65-77.
- [20]张杰,周晓艳,李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D[J]. 经济研究, 2011, (8): 78-91.
- [21]Bloom N, Schankerman M, van Reenen J. Identifying technology spillovers and product market rivalry[J]. *Econometrica*, 2013, 81(4): 1347-1393.
- [22]Bollard A, Klenow P J, Li H Y. Entry costs rise with development[R]. Working Paper, No.518, 2014.
- [23]Elhorst J P. Dynamic spatial panels: Models, methods, and inferences[J]. *Journal of Geographical Systems*, 2012, 14(1): 5-18.
- [24]Schmookler J. Invention and economic growth[M]. Boston: Harvard University Press, 1996.

Market Segmentation and Regional Productivity: Theoretical Mechanism and Empirical Evidence

Huang Zelin, Yao Tingting

(*Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

Summary: Based on the provincial panel data of China covering the period 1998-2016, this paper analyzes the impact and transmission mechanism of the commodity market segmentation and factor market segmentation on regional productivity by using the dynamic spatial panel model and mediating effect model. The results show that: Labor market segmentation is the strongest, followed by commodity market, and capital market segmentation is the weakest. The commodity market segmentation is inverted U-shaped relationship with regional productivity, namely the low intensity of commodity market segmentation is conducive to regional productivity, but in the long run, more than a certain intensity of it will have an obvious effect. Currently, the commodity market segmentation of most provinces in China is within the threshold value of improving regional productivity. However, factor market segmentation hinders regional productivity growth. Further influence mechanism test finds that different types of market segmentation have different transmission paths for regional productivity: In commodity market segmentation, market competition, demand scale and technology spillover are all important ways to affect regional productivity, and demand scale plays a leading role; factor market segmentation will affect regional productivity through resource allocation and enterprise decision-making behavior, among which the resource allocation effect plays a major role.

Key words: commodity market segmentation; factor market segmentation; regional productivity; dynamic space panel model; mediating effect (责任编辑 许 柏)