

市场分割影响城市 经济增长的新经济地理解释

孙博文

摘要 廓清市场分割的经济增长机制及外部约束条件,是科学制定打破地区封锁以及推动区域市场一体化政策的前提。作者基于拓展的新经济地理自由企业家模型,对市场分割影响经济增长的复杂机制进行了一般均衡分析并提出了相关命题假设,进一步利用2000—2013年长江经济带主要城市数据与中国工业企业数据库微观匹配数据,采用空间杜宾模型对相关命题进行了实证检验。结论如下:(1)市场分割对城市经济增长存在显著的促进效应,但这一效应并不可持续,限于样本时间与区域特征属性,其影响经济增长的先促进、后抑制的“倒U型”关系不显著;(2)在简化对称均衡分析情景下,不同城市市场分割存在空间策略互动行为,市场分割促进了本地经济增长的同时,还实现异地经济增长的“携手并进”,但这一结论在高市场分割水平下的灾变式集聚状态中可能不存在;(3)从微观机制来看,市场分割通过补贴效应这一地方保护机制扩大了本地市场优势,但不利于城市全要素生产率增长;(4)新经济地理视角下市场分割对经济增长的影响依赖于市场潜力与行业集中度水平,市场潜力弱化了市场分割的经济增长效应,行业集中度则进一步强化了市场分割的经济增长促进效应。最后,作者结合新经济地理视角下的相关实证结论,针对性地提出了一系列打破市场分割的政策建议。

关键词 市场分割 经济增长 新经济地理学 机制 自由企业家模型
[中图分类号] F014; F272 [文献标识码] A [文章编号] 2095-851X(2020)03-0003-26

【基金项目】 国家社会科学基金青年项目“环境规制对僵尸企业形成影响机制与异质性研究”(批准号:19CJY028);中国社会科学院“登峰战略”重点学科建设项目“环境技术经济学”(批准号:2017-ZXKHJ)。

【作者简介】 孙博文(1988-),中国社会科学院数量经济与技术经济研究所、中国社会科学院环境与发展研究中心助理研究员,邮政编码:100732。

致谢: 本文的主要成果曾在2017年中国区域科学协会学术年会(RSAC2017)暨“新地缘格局下经济地理重塑理论与实践”主题研讨会上汇报并获评优秀论文。感谢对外经济贸易大学邓慧慧教授、上海财经大学孙聪副教授的建设性意见以及匿名审稿专家的建议,当然文责自负。

一、问题提出

我国经济已经从高速增长阶段转变为高质量发展阶段。实现经济高质量发展除了依赖于高质量的生产要素投入,也需要高质量的制度供予以保障,在此背景下,通过进一步清除市场壁垒和要素流动制度障碍,对于持续深化地区专业化分工、发挥超大规模市场优势以及促进经济长效增长意义重大。除此之外,打破区域封锁以及推动区域经济一体化,也是新时代推动我国区域协调发展以及形成优势互补、高质量发展的区域经济布局的基本诉求(蔡之兵,2020)。党的十八大以来,国家出台了一系列消除市场分割的政策保障措施,2017年国家多部委联合发布《2017—2018年清理现行排除限制竞争政策措施的工作方案》,旨在打破“条条块块”政策性分割、构建公平有序统一大市场。2020年4月国务院出台《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,为进一步深化要素市场化改革以及推动要素市场一体化提供战略引领。随着改革的不断深入推进,中国商品市场一体化已经取得了阶段性的进展(付强,2017;Naughton,2003)。但现实是,新制度供给与制度成本的清除并非一日之功,在地方税收竞争、政治晋升、社会负担的多重激励下,地方保护以及市场分割问题依然突出(周黎安,2007;孙博文、孙久文,2019),主要表现在两个方面:一是市场分割出现从显性壁垒向隐性壁垒转变的态势;二是,虽然商品市场分割问题得到了很大缓解,但劳动力、土地与资本市场分割问题依然突出,新时期打破要素市场分割成为要素市场改革的重点(周黎安,2007;陆铭、陈钊,2009;张宇,2018)。在我国,市场分割的存在具有深层次的制度动因,诸多学者从经济增长的视角探讨了市场分割的福利效应及机制,为揭示地方分割市场的行动逻辑提供了证据。与本文相关的文献可分为如下两支。

一支关注市场分割的经济增长效应。从国际贸易视角来看,Feenstra(2004)较早地基于国际贸易模型分析了征收关税这一分割市场行为的经济后果,证实了市场分割对国际贸易以及不同国家的经济福利的抑制作用。在经典的Krugman(1991)的新经济地理核心-边缘(CP)模型中,以运输成本为代表的空间市场分割对地区“集聚租”存在先促进后抑制的“倒U型”关系影响。Poncet(2003)较早地研究了中国市场分割的后果,发现市场分割不利于本地经济增长。赵永亮和刘德学(2008)基于中国12个城市的商品市场分割指数测算,发现地方壁垒下的省际市场分割抑制了本地经济增长绩效。类似的研究中,盛斌和毛其淋(2011)从市场一体化的视角证实了消除市场分割对经济增长的促进作用。景维民和张景娜(2019)基于地区发展不平衡的视角检验了市场分割的经济增长效应,发现整体上市场分割抑制了地区经济增长,但欠发达地区的负面效应要高于发达地区。另外,还有学者发现两者存在非线性影响关系,陆铭和陈钊(2009)证实了市场分割存在影响经济增长的“倒U型”关系,市场分割水平较低的时候有助于促进本地经济增长,但若超过某一临界水平则

不利于经济增长，并且其发现 96% 以上的样本位于“倒 U 型”曲线的拐点以左，表现出对经济增长的促进作用。宋冬林等（2014）证实了市场分割对经济增长的非线性关系，且存在东中西部地区的异质性，亦即，东部与中部地区符合“倒 U 型”关系特征，但西部地区表现出“U 型”曲线特征。还有的学者考虑到了市场分割的空间策略互动因素，发现分税制改革之前市场分割对地方经济的直接效应与溢出效应都为正，而分税制改革之后的 1994—2009 年的以上两种效应均为负，且在整个样本中表现出对经济增长的抑制作用（刘小勇，2013）。

另一支关注市场分割影响经济增长的微观机制。诸多学者认为市场分割最直接的后果是阻碍了商品与要素的自由流动，通过加剧了要素市场扭曲以及降低资源配置效率而抑制了经济增长（郑毓盛、李崇高，2003；李健等，2020；Hsieh and Klenow, 2009；Bian et al., 2019）。在比较分析了探讨中国市场分割经济效应的相关研究之后，付强和乔岳（2011）认为市场分割对经济增长的促进作用仅表现为一种显性统计关系，是脱离了“一般均衡”分析之后的“局部均衡”结果，并且通过阻碍全要素生产率进步不利于即期经济增长。陆铭（2017）也认为市场分割仅仅是通过地方保护作用促进了跨区域的“贸易转移”和经济增长。毛其淋和盛斌（2012）发现市场整合对全要素生产率的促进证据，间接证实了市场分割对全要素生产率的负面作用。与以上研究不同的是，徐保昌和谢建国（2016）则基于中国企业微观数据，证实了市场分割对全要素生产率的非线性“倒 U 型”关系，认为市场分割促进全要素生产率增长的机制是存在的，因为较低强度的市场分割通过对企业研发、技术引进、扩大规模等生产率提升行为的激励促进了本地企业生产率的提升。邓慧慧和杨露鑫（2019）也证实了市场分割对地区全要素生产率的影响存在“倒 U 型”关系，发现大部分样本位于曲线的左侧且表现出对全要素生产率的促进作用。另外，胡向婷和张璐（2005）则认为市场分割不利于产业结构的优化升级，阻碍了长期经济增长，原因在于，地方政府通过设置贸易壁垒保护地方企业，进一步加大了两地区贸易成本，促使资本流向缺乏比较优势的地区。考虑地区之间的互动联系之后，市场分割可能具有显著的空间负外部性，单一地区的地方保护与市场分割行为会因触发其他地区的效仿而使经济增长整体陷入“囚徒困境”，不利于其他地区的经济增长，破坏了市场规模效应的发挥以及损害了长期经济可持续发展的潜力（张宇，2018）。孙博文和雷明（2018）则详细总结了市场分割影响经济增长内在机理的三组辩证关系，分别是直接效应与间接效应、局部效应与整体效应、短期效应与长期效应，为揭示市场分割的经济增长机理提供了一个全景框架。

总结可知，当前对市场分割的经济增长效应探讨，大都基于经典 Feenstra（2004）关税模型或垄断竞争框架下的古诺竞争模型，分析区域贸易关税这一制度分割因素对经济福利的影响机制。少量研究从新经济地理视角探讨了运输成本这一地理分割因素对“集聚租”的影响机理，但缺乏相应的微观实证研究（孙博文、雷明，2018）。本文的边际贡献在于：一是基于拓展新经济地理自由企业家模型（Footloose

Entrepreneur Model, FE), 引入了规模递增、垄断竞争、运输成本以及非对称市场分割税, 探讨了市场分割对地区经济增长的一般均衡结果, 是对付强和乔岳 (2011) 所言“局部均衡”的进一步拓展; 二是将市场分割的空间策略互动纳入到分析框架, 基于空间杜宾模型探讨市场分割的空间经济增长效应, 体现了市场分割的空间竞争后果; 三是实证上利用长江经济带城市与中国工业企业数据库微观数据的匹配数据, 对市场分割的经济增长效应、空间策略互动以及微观机制进行实证检验, 具有重要时代背景与现实意义。本文的研究有助于深化认识市场分割对经济空间的塑造机制, 也有助于为打破市场分割以及促进经济长效增长提供政策建议。

二、理论机制与命题假设

(一) 基本假设

本研究的基础模型是新经济地理学自由企业家模型 (Forslid and Ottaviano, 2003), 将市场分割引入模型后有如下基本假设。(1) 存在地区 A 与地区 B 两个地区, 两地区消费偏好、技术以及资源禀赋都无差异, 每个地区包括两个生产部门, 分别为农业部门 A 以及工业部门 M ; 两种生产要素, 包括企业家人力资本 H 以及普通劳动力 L 。(2) 存在两地区政府 G_A 以及 G_B , 地方政府能够通过分割市场的税收政策影响异地产品的销售价格, 地区 A 对地区 B 实施市场保护与分割政策, 通过对地区 B 交易产品征收从价税来实现, 税率为 t_1 , 同理地区 B 对地区 A 的产品征收从价税, 税率为 t_2 。(3) 工业部门。具有规模收益递增和垄断竞争的特征, 生产差异化的产品; 每个企业的固定投入为 1 单位的企业家人力资本, 则固定成本为企业家人力资本名义回报率 π , 每单位产出需要 a_m 单位的劳动力, 工人的名义工资为 w_L , 企业的产出量为 x , 则企业的成本函数为 $\pi + w_L a_m x$; 工业品存在冰川运输成本 τ ($\tau \geq 1$), 区域内部无交易成本。(4) 农业部门。具有规模报酬不变与完全竞争的市场结构且产品同质。农业部门仅使用劳动力 L 作为投入要素, 单位农产品需要 a_A 单位的劳动, 单位劳动的名义工资为 w_L , 因此单位农产品成本为 $w_L a_A$ 。(5) 企业家人力资本可以自由流动。人力资本的空间分布 s_H 是一个内生变量, 假设地区 A 与地区 B 的企业家人力资本水平分别为 H 与 H^* , 总人力资本水平为 H^o , 因此就有 $s_H = H/H^o$, 在长期均衡条件下, 地区 A 企业家人力资本真实回报率 ω 与地区 B 企业家人力资本真实回报率 ω^* 相等。

(二) 代理人行为分析

1. 消费端

每个地区的消费者都存在两类代表性的效应函数, 包括工业品 C_M 与农产品消费 C_A 的柯布-道格拉斯函数型效应, 如式 (1) 所示; 第二层效用为差异化工业品不变替代弹性 (CES) 的效用函数, 如式 (2) 所示; 消费者效用最大化问题采用经典两步处理法, 第一步考虑消费者消费某种工业品组合 C_M 的支出最小, 如式 (3) 所示; 第二步则考虑消费者在农产品与工业品组合之间的选择。

$$U = C_M^\mu C_A^{1-\mu} \quad (1)$$

$$C_M = \left[\int_{i=0}^{n+n^*} c_i^\rho di \right]^{1/\rho} = \left[\int_{i=0}^{n+n^*} c_i^{1-1/\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)}, (0 < \mu, \rho < 1, \sigma > 1) \quad (2)$$

$$E_M = \int_{i=0}^{n+n^*} p_i c_i di \quad (3)$$

$$Y = P_M C_M + P_A C_A \quad (4)$$

其中 C_M 与 C_A 表示差异化工业品组合及农产品的消费； n 和 n^* 分别表示地区 A 与地区 B 产品种类数量， n^w 表示总的产品种类； μ 为工业品支出份额； c_i 为消费者对第 i 种工业品的消费； ρ 代表消费者多样化消费偏好，越接近 1 则多样性偏好越弱，反之则越强； σ 代表 CES 函数中工业品消费的替代弹性，两者满足 $\rho = 1 - 1/\sigma$ 的关系；消费者总收入用 Y 表示； P_M 代表差异化工业品组合的价格指数；由于不考虑储蓄，则收入水平 Y 等于支出水平 E 。基于经典 CP 模型公式 (1) 至公式 (4) 的推导，可以推出某一工业品 i 的消费量 c_i 以及产品的价格指数 P_M ，如下：

$$c_i = \mu E \frac{p_i^{-\sigma}}{P_M^{1-\sigma}} \quad (5)$$

其中定义 $\Delta n^w = P_M^{1-\sigma} = \int_0^{n^w} p^{1-\sigma} di$ ，理论上地区 A 产品来源于本地企业生产的产品以及地区 B 贸易产品加总；设定地区 B 企业的产品在本地与地区 A 销售的价格分别为 \bar{p}^* 与 \bar{p} ，另外假设地区 A 与地区 B 均采用非对称的市场分割政策，对异地贸易商品征收从价税而实施地方保护，政府 G_A 对地区 B 产品征收 t_1 的保护税，政府 G_B 对地区 A 产品征收 t_2 的保护税，因此地区 A 有 $\Delta n^w = np^{1-\sigma} + n^* [(1+t_1) \bar{p}^*]^{1-\sigma}$ ；同理地区 B 有 $\Delta^* n^w = n^* \bar{p}^{*(1-\sigma)} + n [(1+t_2) \bar{p}]^{1-\sigma}$ 。

2. 生产端

根据假设，企业的生产成本包括固定成本与可变成本的加总，因此可以推出北部地区企业总收益函数，如公式 (6) 所示，其中 R 为总收益水平， p_i 为工业品 i 的价格， π 为企业家人力资本收入水平， H 为企业家人力资本总数， w_L 为普通劳动力工资， a_M 为单位产品边际劳动力数量， c_i 为消费者对第 i 种工业品的均衡消费 [见式 (5)]。

$$R = p_i c_i - \pi H - w_L a_M c_i \quad (6)$$

基于 FOC 条件求 R_{\max} ，可以推出均衡价格 p 的表达式：

$$p = \frac{w_L a_m}{1 - 1/\sigma} \quad (7)$$

不难推出企业家人力资本回报率 π 的表达式为：

$$\pi = \frac{p x_i}{\sigma} \quad (8)$$

生产产品 x_i 的企业包括本地市场需求 c_i 及外地市场需求 c_i^* ，因此假设运输成本为冰山运输成本 τ ，则生产产品 x_i 的表达式为：

$$x_i = c_i + \tau c_i^* \quad (9)$$

本文将运输成本 τ 与市场分割 t 整合到市场一体化指数 φ 之中，在运输成本一致但存在非对称的税率前提下， A 与 B 两地区市场一体化与商品的运输方向有关，因此定义地区 B 至地区 A 的市场一体化指数 $\phi_1 = [\tau(1+t_1)]^{1-\sigma}$ ，同理定义地区 A 至地区 B 市场一体化指数 $\phi_2 = [\tau(1+t_2)]^{1-\sigma}$ ，进一步标准化 $w_L = w_L^* = 1$ ，得出如下地区 A 人力资本回报公式：

$$\pi = \frac{\mu}{\sigma} \frac{E^w}{n^w} \left[\frac{s_E}{s_n + \phi_1(1-s_n)} + \phi_1 \frac{(1-s_E)}{\phi_2 s_n + (1-s_n)} \right] \quad (10)$$

(三) 一般均衡分析

1. 短期均衡

短期均衡的条件是企业总支出 E^w 与总收入 $n\pi + n^* \pi^* + w_L L^w$ 相等，地区 A 支出水平 E 与收入 $n\pi + w_L L$ 相等，因此可以推出短期均衡 s_E 与 s_n 的 EE 关系曲线：

$$s_E = \left(1 - \frac{\mu}{\sigma} \right) s_L + s_n \frac{\mu}{\sigma} \left[\frac{s_E}{s_n + \phi_1(1-s_n)} \right] \quad (11)$$

2. 长期均衡

企业长期均衡的条件是地区 A 企业家人力资本真实回报率 ϖ 与地区 B 企业家人力资本真实回报率 ϖ^* 相同。

$$\varpi = \pi P = \varpi^* = \pi^* P^* \quad (12)$$

因此可以计算出长期 s_E 与 s_n 的 nm 关系曲线：

$$1 = \frac{\frac{s_E}{s_n + \phi_1(1-s_n)} + \phi_1 \frac{(1-s_E)}{\phi_2 s_n + (1-s_n)}}{\phi_2 \frac{s_E}{s_n + \phi_1(1-s_n)} + \frac{(1-s_E)}{\phi_2 s_n + (1-s_n)}} \times \left[\frac{s_n + \phi_1(1-s_n)}{\phi_2 s_n + (1-s_n)} \right]^{\frac{\mu}{\sigma-1}} \quad (13)$$

新经济地理学的一个特征是难以求解出均衡解，需要计算机辅助模拟解释相应的关系，参数较多且数量关系复杂，成为制约相关领域开展实证研究的关键。由于引入空间策略互动条件下短期 EE 关系曲线与长期 nm 关系曲线都会经过对称均衡点，因此本文考虑选择对称均衡点的简化模型，探讨市场分割对地区收益的影响，这一处理不仅能够保留自由企业家模型一般结论，而且能够大大避免繁杂的数值模拟，为研究提供一个清晰的分析路径。根据经典 Krugman (1991) 的数值模拟分析，选择这一均衡点进行分析的前提是贸易自由度 ϕ 较高且市场分割水平低于某一

水平 \bar{t} ，存在 $t_1, t_2 < \bar{t}$ ，否则空间均衡将呈现经济活动全部集中于 A 地区 $(1, 0)$ 或者 B 地区 $(0, 1)$ 的灾变式集聚状态。故而将地区 A 企业家人力资本回报公式简化为公式 (14)；同理，可得地区 B 企业家人力资本回报公式为公式 (15)，分别如下：

$$\pi = \frac{\mu}{\sigma} \frac{E^w}{n^w} \left[\frac{1}{1 + \phi_1} + \frac{\phi_1}{\phi_2 + 1} \right], (\phi_1 = [\tau(1 + t_1)]^{1-\sigma}, \phi_2 = [\tau(1 + t_2)]^{1-\sigma}) \quad (14)$$

$$\pi^* = \frac{\mu}{\sigma} \frac{E^w}{n^w} \left[\frac{\phi_2}{1 + \phi_1} + \frac{1}{\phi_2 + 1} \right], (\phi_1 = [\tau(1 + t_1)]^{1-\sigma}, \phi_2 = [\tau(1 + t_2)]^{1-\sigma}) \quad (15)$$

根据替代弹性 $\sigma > 1$ 的条件，可知市场一体化指数对市场分割的偏导系数均小于 0，因此有 $\frac{\partial \phi_1}{\partial t_1} = \tau^{1-\sigma} (1 - \sigma) (1 + t_1)^{-\sigma} < 0$ 以及 $\frac{\partial \phi_2}{\partial t_2} = \tau^{1-\sigma} (1 - \sigma) (1 + t_2)^{-\sigma} < 0$ ，说明两地区之间商品运输成本越高、商品贸易征税越大则越不利于市场一体化的形成。

(四) 均衡结果分析与命题假设

基于一般均衡分析结果，本文将对市场分割的经济增长效应及影响机制进行分析。需要说明的是，新古典经济增长中要素之间存在替代效应使得人力资本回报率并不能代替经济增长率，在本文引入垄断竞争、规模递增以及运输成本的新经济地理学分析框架中，由于农业部门仅使用普通劳动力 L 且无法自由流动，这就使得工业部门企业家人力资本回报率构成了地区“集聚租”的核心表征变量，可将其作为探讨新经济地理内生增长的常用代理变量。因此，本文分别求解了地区 A 企业家人力资本回报 π 对地区 A 市场分割 t_1 以及地区 B 市场分割 t_2 的一阶偏导，分别为 $\frac{\partial \pi}{\partial t_1}$ 与 $\frac{\partial \pi}{\partial t_2}$ ；同理求解了地区 B 企业家人力资本回报 π^* 对地区 A 市场分割 t_1 以及地区 B 市场分割 t_2 的一阶偏导，分别为 $\frac{\partial \pi^*}{\partial t_1}$ 与 $\frac{\partial \pi^*}{\partial t_2}$ ，如下：

$$\frac{\partial \pi}{\partial t_1} = \frac{\partial \pi}{\partial \phi_1} \frac{\partial \phi_1}{\partial t_1} = \frac{\mu}{\sigma} \frac{E^w}{n^w} \frac{\partial \phi_1}{\partial t_1} \frac{(\phi_1 + 1 + \sqrt{1 + \phi_2})(\phi_1 + 1 - \sqrt{1 + \phi_2})}{(1 + \phi_1)^2 (1 + \phi_2)} \quad (16)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial t_2} = \frac{\partial \pi}{\partial \phi_2} \frac{\partial \phi_2}{\partial t_2} = \frac{\mu}{\sigma} \frac{E^w}{n^w} \frac{\partial \phi_2}{\partial t_2} \left[\frac{-\phi_1}{(\phi_2 + 1)^2} \right] \quad (17)$$

$$\frac{\partial \pi^*}{\partial t_1} = \frac{\partial \pi^*}{\partial \phi_1} \frac{\partial \phi_1}{\partial t_1} = \frac{\mu}{\sigma} \frac{E^w}{n^w} \frac{\partial \phi_1}{\partial t_1} \left[\frac{-\phi_2}{(1 + \phi_1)^2} \right] \quad (18)$$

1. 市场分割对本地经济增长的非线性影响

已知 $\frac{\partial \phi_1}{\partial t_1} < 0$ 和 $\frac{\partial \phi_2}{\partial t_2} < 0$ ，据式 (16) 可判断市场分割对本地经济增长存在非线性关系：若 $\phi_1 \in [0, -1 + \sqrt{1 + \phi_2}]$ 时 $\frac{\partial \pi}{\partial t_1} > 0$ ，可推出 $t_1(\phi_1) > t_2(\phi_2)$ ，反之不

成立,本地市场分割的经济增长效应依赖其分割水平的大小,较高的市场分割水平是经济增长的“必要不充分条件”,可以将其视为本地维持市场分割的“激励效应”,但市场分割若高到一定程度可能会给经济增长带来负面影响;若 $\phi_1 \in [-1 + \sqrt{1 + \phi_2}, \infty]$ 时 $\frac{\partial \pi}{\partial t_1} < 0$, 方程解并不唯一,存在 $t_1(\phi_1) < t_2(\phi_2)$ 和 $\bar{t}_1(\phi_1) > \bar{t}_2(\phi_2)$ 两种情况,可知 $t_1(\phi_1) < t_2(\phi_2)$ 是本地市场分割不利于经济增长的“充分不必要条件”^①,可以视为本地维持低市场分割的“惩罚效应”。基于以上分析可得命题1。

命题1:市场分割对本地经济增长具有非线性影响关系,一定程度的市场分割是经济增长的“必要不充分条件”,随着市场分割突破临界点,则可能不利于本地经济增长。

2. 市场分割与总体经济增长

通过加总A与B两地区人力资本回报对市场分割的偏导,可以求得市场分割对两地总经济增长的影响 $\frac{\partial \pi}{\partial t} = \frac{\partial \pi}{\partial t_1} + \frac{\partial \pi}{\partial t_2} + \frac{\partial \pi^*}{\partial t_1} + \frac{\partial \pi^*}{\partial t_2}$, 有如下表达式:

$$\frac{\partial \pi}{\partial t} = \frac{\mu}{\sigma} \frac{E^w}{n^w} \frac{(\phi_1 + \phi_2 + 2)}{[(1 + \phi_2)^2(1 + \phi_2)^2]} (1 + \phi_2)(\phi_1 - \phi_2) \left[\phi'_1 - \phi'_2 \frac{(1 + \phi_1)}{(1 + \phi_2)} \right] < 0 \quad (19)$$

由于存在一阶导数 $\phi' = \tau^{1-\sigma} (1 - \sigma) (1 + t)^{-\sigma} < 0$, 所以市场一体化 ϕ 是市场分割 t 的减函数; 又因为二阶导数 $\phi'' = \tau^{1-\sigma} (1 - \sigma) (-\sigma) (1 + t)^{-\sigma-1} > 0$, 所以 ϕ' 是 t 的增函数。所以当 $\phi_1 > \phi_2$ 时, 可知 $t_1 < t_2$, 进而可推出 $\phi'_1 < \phi'_2$, 因此 $\frac{\partial \pi_{\text{总}}}{\partial t} < 0$ 恒成立; 如果 $\phi_1 < \phi_2$, 可知 $t_1 > t_2$, 进而可推出 $\phi'_1 > \phi'_2$, 同理也可推出 $\frac{\partial \pi_{\text{总}}}{\partial t} < 0$ 恒成立, 说明市场分割的存在虽然可能会对局部地区经济增长有一定的促进作用, 但可能不利于要素的自由流动以及损害规模效应的发挥, 不利于总体经济增长。因此有命题2。

命题2:市场分割抑制了企业与人力资本自由流动和集聚规模效应发挥, 不利于企业全要素生产率的增长。

3. 市场分割的空间策略互动行为

市场分割不仅会对本地经济增长产生影响, 还通过空间策略互动对异地经济增长

^① 由于市场一体化指数 ϕ 的非线性, 从函数 $[\tau(1+t_1)]^{1-\sigma} = \sqrt{[\tau(1+t_2)]^{1-\sigma}} - 1$ 难以直接求出市场分割 t_1 和 t_2 的解析解, 但可以基于计算机数值模拟的方式计算函数数值解存在的条件, 研究尝试给出一个简化分析的例子, 已知 $\sigma > 1$, 研究假设 $\sigma = 2$ 意味着消费者存在商品的多样性偏好 $\rho = 1/2$ 时, 则方程退化为二次函数 $t_2^2 - 2(\tau + 1)(t_1 + 1)t_2 - \left[t_1 \left(\frac{1}{\tau} + 2 \right) + \frac{1}{\tau} + 1 \right] = 0$, 可证明方程存在两个实数根, 其对称轴为 $t_2 = (\tau + 1)(t_1 + 1)$ 。

产生影响，产生空间溢出效应。由于本研究基于一般均衡分析结果选择了对称均衡点的分析场景，因此不同地区市场分割的政策选择落入 $t_1, t_2 < \bar{t}$ 的临界区间，以防止出现经济全部集中于 A 地区 (1, 0) 或者 B 地区 (0, 1) 的灾变式集聚的空间状态。

在此情境下，基于理论模型的一般均衡结果可知道，直接推断 $\frac{\partial \pi}{\partial t_2} > 0$ ，意味着本地市场分割实际上促进了异地经济增长。在当前地方绩效考核体制下，地方政府会通过一定的地方保护和市场分割促进本地经济增长，本文发现，在新经济地理模型中考虑地区之间的企业家人力资本互动关系之后，单一地区的保护行为还会因触发其他地区的效仿而促使地方政府之间陷入竞相分割市场的“囚徒困境”。当然，这一“囚徒困境”的存在依赖于市场分割的经济增长促进效应。如果市场分割突破临界点 $t_1, t_2 > \bar{t}$ 出现灾变式集聚 (1, 0) 的情况，市场分割将使得经济要素全部从 B 地区流向 A 地区，很显然将会得出 $\frac{\partial \pi}{\partial t_2} < 0$ ，这意味着一地区的市场分割政策将会对异地经济增长产生较大的破坏作用。因此提出命题 3。

命题 3：一定程度的市场分割实现了本地与异地经济增长的“携手并进”，导致地方之间陷入市场分割的“囚徒困境”，但若市场分割超过一定程度，则会对异地经济增长产生负面作用。

4. 市场潜力与行业集中调节机制

基于式 (16) 的变形式 (20) 可知，市场分割对经济增长的影响依赖于本地市场需求规模 μE^w ，地区产品替代性 σ 和企业数目 n^w ，一般情况下，产品替代性越高以及企业数目越多，则意味着更高的行业竞争水平和更低的行业集中度。根据式 (20) 可知，本地市场分割对经济增长的影响还依赖于市场需求规模以及行业集中度。一方面，市场需求规模越大，则本地经济与其他地区经济联系强度越高，市场分割的机会成本也就越高，则市场规模的扩大在一定程度上抑制了市场分割的经济增长效应。另一方面，地方行业集中度越高则地方垄断水平越高，强化了地方保护行为，有助于为市场分割的经济增长效应发挥创造外部条件，行业集中度强化了市场分割的经济增长效应。据此，可得出命题 4。

$$\frac{\partial \pi}{\partial t_1} = k \frac{\mu E^w}{\sigma n^w} \frac{\partial \phi_1}{\partial t_1}, k = \frac{(\phi_1 + 1 + \sqrt{1 + \phi_2})(\phi_1 + 1 - \sqrt{1 + \phi_2})}{(1 + \phi_1)^2 (1 + \phi_2)} \quad (20)$$

命题 4：市场潜力不利于市场分割的经济增长效应发挥，行业集中度则强化了市场分割的经济增长效应。

三、研究设计

(一) 模型设定

基于陆铭和陈钊 (2009)、孙博文和孙久文 (2019) 的研究模型设定，本文选择

空间计量模型对相关命题进行实证检验,如下:

$$pgr_{it} = \alpha + \lambda_1 seg_{it} + \lambda_2 sqseg_{it} + \alpha_1 Wseg_{it} + \alpha_2 Wgr_{it} + WX_{it}\theta_i + M_{it}\delta + a_i + v_i + \xi_{it} \quad (a)$$

$$seg_{it} = \alpha + \alpha_1 Wseg_{it} + WX_{it}\theta_i + M_{it}\delta + a_i + v_i + \xi_{it} \quad (b)$$

本文构建了两个重要模型对相关命题进行实证检验。其中模型(a)用以检验市场分割对经济增长的非线性关系以及空间经济增长效应。其中 pgr_{it} 代表城市 i 在 t 年的人均GDP增长率。变量 seg_{it} 与 $sqseg_{it}$ 分别为市场分割指数以及平方项,用以检验市场分割对经济增长的非线性关系。 W 为 $n \times n$ 空间权重矩阵, n 代表城市个数。构建空间权重矩阵的方法比较多,常见的空间权重矩阵包括如下三类:(1)空间毗邻权重矩阵 W_c ,若城市之间空间相邻则矩阵元素 w_{ij} 赋值为“1”,否则赋值为“0”;(2)地理距离权重矩阵 W ,权重采用城市之间欧几里得球面距离的倒数表示,矩阵元素 $w_{ij} = 1/d_{ij}$;(3)经济距离权重矩阵 W_e ,权重采用经济差距或者经济距离的倒数占比来表示,矩阵元素 $w_{ij} = (1/|x_i - x_j|) / (\sum (1/|x_i - x_j|))$ 。本文以典型的地理距离权重矩阵进行空间计量模型的基准分析,进一步将空间毗邻权重矩阵以及经济距离权重矩阵估计结果视为稳健性检验。此外, α_1 表示市场分割的空间经济增长效应,反映了异地市场分割对本地的经济增长影响。 α_2 为经济增长空间滞后项系数。另外,模型(b)用以检验不同地区之间市场分割的策略互动与“囚徒困境”,其系数 α_1 若显著,则证实策略互动效应存在。另外,模型中 a_i 表示城市固定效应, v_i 表示时间固定效应,用以控制随时间与地区变动的不可观测变量的影响,缓解内生问题, ξ_{it} 为残差扰动项。

具体的变量计算中:(1)核心被解释变量为:城市经济增长率 $GROWTH$,以2000年为基期进行消胀处理;(2)核心解释变量为:市场分割指数 SEG ,基于桂琦寒等(2006)“价格法”进行计算。计算步骤如下。

第一,计算相对价格绝对值。由于获得价格数据是环比数据,因此应该对价格比取对数处理并且进行一阶差分,因此价格绝对值 $|\Delta Q_{ijt}| = \ln(P_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k/P_{jt-1}^k)$,其中 P 代表环比价格指数, i 与 j 代表具体城市, t 为具体年份, k 代表商品类别。

第二,消除商品固定效应。假设 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 包括仅仅与 k 商品本身的固定属性有关的 a^k 以及与不同城市的市场环境有关的 ε_{ijt}^k 两个部分,进一步分别计算出 k 种商品 t 年的相对价格离差 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 。然后分别对每一种商品相对价格离差在不同的城市对之间求均值 $|\Delta Q_t^k|$,再分别用城市对数据减去平均值,消除固定效应,因此就有 $|\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta Q_t^k| = (a^k - \bar{a}^k) + (\varepsilon_{ijt}^k - \bar{\varepsilon}_{ijt}^k)$,所以影响城市对相对价格波动的非商品因素可以表示为 $q_{ijt} = (\varepsilon_{ijt}^k - \bar{\varepsilon}_{ijt}^k) = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta Q_t^k|$ 。

第三,计算市场分割指数。通过计算相对价格变动部分 q_{ijt} 的方差 $\text{Var}(q_{ijt}^k)$,来衡量市场分割及其他随机相关因素。在城市之间相对价格方差的计算过程中,基于各城市商品消费价格指数数据,构造城市对数据,剔除每一种商品的固定效应之后,基

于 C_{105}^2 个城市对数据求解每一个城市对应的相对价格离差，具体目标城市的相对价格离差用含此城市的所有城市对数据平均值表示，最终可求解不同商品的相对价格方差 $\text{Var}(q_{ij}^k)$ ，视为市场分割指数的代理变量，为方便数值观察，结果乘以 1000 进行处理。

其他控制变量有：(3) 城市就业人口 *LABOR*。采用市区就业总人口表示；(4) 物质资本存量 *CAPITAL*。基于永续盘存法进行计算，经济折旧率采用张军等（2004）对全国各省份估计所采用的 9.6% 的水平，固定资产投资价格指数采用零售价格指数来替代；(5) 人力资本 *HUMAN*。由于数据的缺失，研究仅考虑全市小学人数、普通中学人数、普通高等学校人数。一般来讲，小学、初中、高中以及高等学校的教育年限为 6 年、9 年、12 年、16 年，由于统计数据并没有将初中与高中分开，所以研究对中学受教育年限取平均值 10.5 年计算。因此人力资本水平可以表示为 $HUMAN = 6 \times prime + 10.5 \times middle + 16 \times university$ 。*prime*、*middle* 以及 *university* 分别代表全市小学人数、全市普通中学人数（初高中）以及全市普通高等学校人数；(6) 对外开放 *OPEN*。采用进出口贸易总额与 GDP 的比值计算；(7) 到省会距离 *CAPDIS*。到省会城市欧几里得球面距离的算术平均值。

两个重要调节机制变量为：(8) 市场潜力 *MP*，反映地区的市场需求规模大小，采用了 Harris（1954）的市场潜力指标进行计算，表示式为 $MP_i = \sum_j^R \frac{GDP_j}{d_{ij}}$ ，反映了所有周边城市 GDP 的加权平均值，而权重则是地理距离的倒数；(9) 行业集中度 *HHI*，采用经典的赫芬达尔 - 赫希曼指数（Herfindahl-Hirschman Index）表示，本文基于中国工业企业数据库中四位数行业数据进行计算，计算步骤是：首先计算各个企业的销售收入占其所在四位数产业销售收入合计的份额，然后在四位数层面上加总企业层面市场份额的平方，赫芬达尔 - 赫希曼指数（*HHI*）等于特定市场上所有企业的市场份额的平方和，公式为 $HHI = \sum_{i=1}^N \left(\frac{X_i}{X} \right)^2$ ，其中 N 表示行业内企业数量， X_i 表示第 i 个企业规模， X 表示市场总体规模。行业集中度越高则垄断程度越大，反之则竞争度越高。

（二）数据来源与描述性统计

考虑到微观数据的时间窗口及数据可得性，本文的数据来自于 2000—2013 年中国工业企业数据库微观数据与长江经济带 105 个城市数据库匹配数据。长江经济带覆盖江、浙、沪、湘、鄂、赣、皖、川、渝、滇、黔 9 省 2 市，横贯东中西部地区，人口和生产总值均超过全国的四成，具有独特优势与巨大发展潜力，因此推动长江经济带市场一体化建设，对于促进经济增长与区域协调发展有重要的示范带头作用。考虑到安徽省巢湖市在 2011 年被撤销，为保持统计口径一致，依照行政区划调整，研究将 2011 年之前巢湖市辖区以及庐江县的相关统计数据划入合肥市，将和县以及含山县的相关统计数据划入到马鞍山市，将无为县的相关统计数据划入

到芜湖市。最后研究剔除了湖北省神农架林区,与天门、潜江和仙桃三个湖北省直管县。对于缺失数据研究采用插值法、趋势外推法进行处理,对于连续缺失的商品价格数据,研究采用当年的居民消费价格指数进行替代。主要变量的描述性分析如表1所示。

表1 描述性统计

变量	样本	单位	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GROWTH</i>	1470	%	11.46	4.814	-18.24	19.99
<i>SEG</i>	1470	—	0.0680	0.0451	0.00666	0.231
<i>LABOR</i>	1470	万人	43.92	59.11	6.380	752.3
<i>CAPITAL</i>	1470	万元	2.170e+07	3.570e+07	196005	3.310e+08
<i>HUMAN</i>	1470	受教育年限	3622	2642	276	22283
<i>OPEN</i>	1470	%	2.414	4.088	0.00243	37.15
<i>CAPDIS</i>	1470	米	8.314e+06	1.338e+06	6.424e+06	1.390e+07
<i>MP</i>	1470	亿元/公里	0.1972	0.1352	0.0237	0.8258
<i>HHI</i>	1470	—	0.1865	0.1362	0.0094	0.9044

资料来源:作者整理。

四、实证结果讨论

(一) 市场分割对城市经济增长的影响

表2基于空间杜宾模型对市场分割的非线性经济增长效应和空间策略互动进行了检验^①,主要控制变量取对数处理以消除异方差,另外,为确保研究结论的科学性及稳健性,本研究分别基于地理距离权重矩阵、空间毗邻权重矩阵以及经济距离权重矩阵对相关命题进行了分析。列(1)与列(2)为不考虑市场分割空间关联效应的面板估计模型,视为基准参照。列(3)至列(5)则为考虑了市场分割、经济增长以及其他控制变量空间关联特征的空间杜宾模型,并基于地理距离权重矩阵进行了计量分析。考虑到不同权重矩阵设定下的回归结果在符号以及显著性方面的稳健性,本文重点对地理距离权重矩阵设定下的回归结果进行分析。

^① 对于市场分割经济增长效应检验的空间模型的选择而言,市场分割与经济增长率局部和全局Moran指数均通过1%的显著水平检验,证实了空间计量模型的合理性。进一步研究对模型进行了LR与Wald检验,结果显示空间滞后模型LM lag与Robust LM lag值分别为834.12以及12.20,均通过1%的显著水平检验;空间误差模型的LM error与Robust LM error值分别为860.71和38.79,均通过1%显著水平检验,说明SDM模型要优于SAR与SEM模型,选择空间杜宾模型能够比较合适。

在对命题 1 市场分割非线性经济增长效应检验中，若不考虑市场分割 $\ln SEG$ 平方项，列 (1) 与列 (3) 结果表明市场分割系数均显著为正，市场分割显著促进了本地经济增长，而且列 (6) 与列 (9) 的市场分割系数同样显著为正。这一效应的存在，很大程度上成为了地方制造贸易壁垒、分割市场以及地方保护的制度动因。但理论上，市场分割破坏了区域规模效应的发挥以及地区专业化分工，存在对经济增长不利的因素，说明市场分割对经济增长促进作用力量强于抑制力量，在多种力量的权衡下两者很有可能存在非线性的影响关系。

表 2 市场分割与经济增长的非线性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	基准估计		地理距离权重矩阵		
	<i>GROWTH</i>	<i>GROWTH</i>	<i>GROWTH</i>	<i>GROWTH</i>	$\ln SEG$
$\ln SEG$	0.00678 *** (0.00146)	0.00239 ** (0.00105)	0.00551 *** (0.00157)	0.00478 * (0.00254)	—
$\text{sqln}SEG$	—	-0.00146 (0.00155)	—	-0.000682 (0.00150)	—
$\ln LABOR$	-0.0193 *** (0.00514)	-0.0192 *** (0.00511)	-0.00417 (0.00343)	-0.0427 *** (0.0129)	0.00708 (0.0810)
$\ln CAPITAL$	0.0199 *** (0.00228)	0.0198 *** (0.00228)	0.0107 *** (0.00288)	0.0107 *** (0.00288)	0.0182 (0.0234)
$\ln HUMAN$	0.00199 (0.00428)	0.00204 (0.00425)	0.00916 *** (0.00310)	0.0283 (0.00310)	0.00416 * (0.00224)
<i>OPEN</i>	-0.000718 (0.000598)	-0.000713 (0.000598)	-0.000614 (0.000467)	-0.00101 (0.00170)	0.0121 *** (0.00117)
$\ln CAPDIS$	-0.00990 (0.0123)	-0.00994 (0.0123)	-0.0259 (0.0180)	0.126 * (0.0714)	0.0444 (0.530)
$W \times \ln LABOR$	—	—	-0.0417 *** (0.0127)	-0.00411 (0.00343)	-0.0466 (0.0223)
$W \times \ln CAPITAL$	—	—	-0.00222 (0.00371)	-0.00213 (0.00371)	-0.0278 (0.0195)
$W \times \ln HUMAN$	—	—	-0.0288 * (0.0175)	-0.00923 *** (0.0175)	-0.0943 (0.124)
$W \times OPEN$	—	—	-0.00103 (0.00170)	-0.000611 (0.000467)	-0.00930 (0.00323)
ρ	—	—	0.838 *** (0.0362)	0.838 *** (0.0363)	0.963 *** (0.00709)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	基准估计		地理距离权重矩阵		
	<i>GROWTH</i>	<i>GROWTH</i>	<i>GROWTH</i>	<i>GROWTH</i>	lnSEG
lgt_theta	—	—	1.477 *** (0.409)	1.475 *** (0.409)	0.614 *** (0.205)
sigma2_e	—	—	0.00155 *** (6.00e-05)	0.00155 *** (6.00e-05)	0.0574 *** (0.00221)
Constant	0.0702 (0.193)	0.0587 (0.191)	-0.957 (0.946)	-0.956 (0.946)	1.461 (7.027)
Observations	1470	1470	1470	1470	1470
R-squared	0.1026	0.1030	0.131	0.134	0.158

变量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	空间毗邻权重矩阵			经济距离权重矩阵		
	<i>GROWTH</i>	<i>GROWTH</i>	lnSEG	<i>GROWTH</i>	<i>GROWTH</i>	lnSEG
lnSEG	0.00363 ** (0.00164)	0.00175 ** (0.00087)	—	0.00495 *** (0.00170)	0.00330 *** (0.00120)	—
sqlnSEG	—	-0.000301 (0.00156)	—	—	-0.000264 (0.00162)	—
lnLABOR	-0.00842 ** (0.00338)	-0.00843 ** (0.00338)	0.00897 (0.0232)	-0.0100 *** (0.00350)	-0.0101 *** (0.00350)	0.0164 (0.0239)
lnCAPITAL	0.0155 *** (0.00320)	0.0155 *** (0.00320)	0.00101 (0.0222)	0.0151 *** (0.00321)	0.0151 *** (0.00321)	-0.0129 (0.0223)
lnHUMAN	-0.00297 (0.00314)	-0.00295 (0.00314)	-0.00433 (0.0231)	-0.00397 (0.00324)	-0.00397 (0.00324)	0.00644 (0.0238)
OPEN	-0.00107 ** (0.000448)	-0.00107 ** (0.000447)	-0.00193 (0.00315)	-0.000996 ** (0.000453)	-0.000995 ** (0.000453)	-0.00458 (0.00315)
lnCAPDIS	-0.00733 (0.00950)	-0.00734 (0.00949)	-0.0464 (0.0722)	0.000419 (0.00983)	0.000366 (0.00983)	0.0269 (0.0742)
$W \times \lnLABOR$	-0.0164 ** (0.00704)	-0.0162 ** (0.00709)	0.0430 (0.0445)	-0.0277 *** (0.00749)	-0.0275 *** (0.00755)	0.0165 (0.0463)
$W \times \lnCAPITAL$	-0.00367 (0.00365)	-0.00370 (0.00365)	-0.0389 (0.0238)	-0.000140 (0.00366)	-0.000157 (0.00366)	-0.0264 (0.0236)
$W \times \lnHUMAN$	0.00485 (0.00640)	0.00470 (0.00645)	-0.0133 (0.0434)	0.0178 *** (0.00681)	0.0177 ** (0.00688)	-0.0181 (0.0448)
$W \times OPEN$	0.00186 (0.00131)	0.00185 (0.00131)	-0.00361 (0.00908)	0.00432 *** (0.00147)	0.00432 *** (0.00147)	0.0102 (0.0101)
ρ	0.484 *** (0.0355)	0.484 *** (0.0355)	0.909 *** (0.00919)	0.354 *** (0.0399)	0.354 *** (0.0399)	0.909 *** (0.00938)

续表

变量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	空间毗邻权重矩阵			经济距离权重矩阵		
	<i>GROWTH</i>	<i>GROWTH</i>	<i>lnSEG</i>	<i>GROWTH</i>	<i>GROWTH</i>	<i>lnSEG</i>
<i>lgt_theta</i>	1.721 *** (0.497)	1.723 *** (0.497)	0.847 *** (0.241)	1.611 *** (0.458)	1.613 *** (0.459)	0.741 *** (0.226)
<i>sigma2_e</i>	0.00170 *** (6.64e-05)	0.00170 *** (6.64e-05)	0.0681 *** (0.00266)	0.00183 *** (7.07e-05)	0.00183 *** (7.07e-05)	0.0714 *** (0.00279)
Constant	-0.214 (0.373)	-0.214 (0.372)	-4.479 (2.813)	0.00894 (0.488)	0.0115 (0.488)	-1.429 (3.690)
Observations	1470	1470	1470	1470	1470	1470
R-squared	0.132	0.132	0.195	0.138	0.138	0.202

注：***、**、* 分别表示系数通过 1%、5% 与 10% 显著水平检验，括号内为标准误。

为了检验市场分割影响经济增长的非线性关系，列（2）与列（4）均将市场分割的二次项 sqlnSEG 放入了估计模型中，结果显示，不论是否考虑空间关联效应，市场分割变量的一次项系数均显著为正，但加入市场分割平方项之后，系数显著性有所降低，并且，市场分割变量的二次项系数均为负，但均不显著。这意味着市场分割与经济增长之间的确存在先促进、后抑制的“倒 U 型”关系，但在统计意义上并不显著。原因可能是，在“倒 U 型”曲线中，绝大多数的样本未能突破市场分割的“拐点”。通过“拐点”计算不难发现，列（2）中“倒 U 型”曲线的“拐点”等于 $-0.00239 / (-2 \times 0.00146) = 0.8185$ ，同理列（4）中“倒 U 型”曲线的拐点等于 $-0.00478 / (-2 \times 0.000682) = 3.504$ ，两者均大于研究样本中市场分割的最大值，意味样本均位于“倒 U 型”曲线的左侧，亦即，市场分割在样本中对经济增长存在单调的促进作用。同理，列（7）与列（10）中市场分割的平方项为负但不显著，可分别计算其“倒 U 型”曲线拐点为 2.91 以及 6.25，表明本文长江经济带的城市市场分割水平尚未突破“拐点”而表现出对经济增长的促进作用，证实了不同空间权重矩阵设定下的结论稳健性。

综合分析可知，本研究证实了新经济地理模型命题 1 的推论，市场分割可能与经济增长存在非线性关系，但仅发现了市场分割对经济增长的促进效应的证据。究其原因，根据自由企业家模型的均衡解可知，本地市场分割的经济增长效应依赖于其分割水平的大小，较高的市场分割水平是经济增长“必要不充分条件”，可以视为本地维持市场分割的“激励效应”，与此同时，较低的市场分割水平是本地市场分割不利于经济增长的“充分不必要条件”，可以视为本地维持低市场分割水平的“惩罚效应”。随着市场分割突破拐点，可能不利于本地经济增长，但综合既有的研究可知，大量的省级层面数据证实了“拐点”的存在，比如陆铭和陈钊（2009）证实了 96% 的省级样本处于拐点以左，可能是因为省级层面的市场壁垒更加显性，更加容易清除，但更

小地理或者行政单元的分割行为难以识别的缘故。结果,本文未能在城市层面发现有样本突破“拐点”而抑制经济增长的证据,说明样本期间内(2000—2013年),市场分割依然是长江经济带主要城市促进经济增长的占优策略。

(二) 市场分割的空间经济增长与策略互动

基于命题3的相关推论,市场分割还有可能具有空间经济增长效应与策略互动行为。列(4)结果显示,市场分割除了对本地经济增长有显著的促进作用,在考虑空间竞争与溢出效应之后,本地市场分割还对异地经济增长也有显著的影响,交互项 $W \times \ln SEG$ 系数微弱显著为正,通过了10%的显著水平检验。这一结论也比较容易解释,考虑全局样本中市场分割位于“拐点”以左,表现出对经济增长的单调促进关系,因此市场分割很有可能具有空间策略互动行为,使得本地市场分割强化了异地分割市场的行为,造成了不同地区市场分割“你追我赶”的“囚徒困境”,列(5)中以市场分割为被解释变量, ρ 显著为0.963且通过1%显著水平检验,进一步证实了不同城市竞争的“囚徒困境”的存在。与此同时,这一研究结论看似与本文的“囚徒困境”下的“携手增长”以及“整体增长”是矛盾的,但若考虑到研究对象的更小地理单元特征,这一结论可能仅体现出局部均衡特征。不同于模型中的两地区假设,在长江经济带更小的地理单元(城市维度)激烈的地方政府竞争下,市场分割实现了经济增长($A \uparrow$)的同时,也促进了其内部地区 $A1 \uparrow$ 与 $A2 \uparrow$ 的经济增长“携手并进”也是可能的。一方面,与省级层面的全国经验证据相比,长江经济带这一区域发展战略经济较为发达且市场化水平较高,由于市场分割与对外开放存在较强的替代性(毛其淋、盛斌,2012),其地方市场分割可能损害了全国性的规模效应,但却有助于长江经济带自身城市总体经济增长,体现了市场分割促进经济增长的“局部均衡”而非“整体均衡”。另一方面,在长江经济带样本平均意义上,市场分割尚突破“拐点”对经济增长产生抑制作用,在2013年之前通过分割市场发展经济依然是长江经济带主要城市的占优策略。

(三) 市场分割经济增长的微观机制:保护效应抑或是全要素生产率增长?

本文进一步基于2000—2013年长江经济带城市面板数据库与中国工业企业微观数据库的匹配数据,通过检验市场分割对企业利润水平、企业补贴以及企业全要素生产率的影响,考察市场分割影响经济增长的微观机制(见表3)。表3中列(1)至列(4)分别检验了市场分割对企业利润水平、企业补贴以及企业全要素生产率的影响。核心解释变量是市场分割 $\ln SEG$,被解释变量为企业利润率 $PRATE$,采用企业利润与销售额之比表示;企业补贴 SUB ,采用政府补贴数额计算,反映了地方保护水平;企业全要素生产率 $TFPOP$,基于Olley和Pakes(1996)提出的半参数估计法进行测算,OP法不仅解决了要素投入的内生问题,也考虑了企业的动态化进入退出所带来的样本选择谬误。为缓解变量的异方差性,本文进一步对主要变量进行取对数处理。考虑到微观企业样本无法刻画企业之间的空间关联属性,研究采用双向固定效应模型对机制检验,为了缓解估计的内生性,除了控制企业固定效应Firm FE与年份固定效应

Time FE 之外，本文还控制了时间与城市固定效应的交互项 Time × City FE，以缓解城市层面随时间变动不可观测变量的内生问题。

表 3 市场分割经济增长的微观机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>PRATE</i>	<i>PRATE</i>	<i>lnSUB</i>	<i>lnSUB</i>	<i>lnTFPOP</i>	<i>lnTFPOP</i>
<i>lnSEG</i>	0.00233 *** (0.000322)	0.00894 *** (0.00134)	0.140 *** (0.0204)	0.346 *** (0.0804)	-0.0470 *** (0.00515)	-0.0320 (0.0220)
<i>sqlnSEG</i>	—	0.00104 *** (0.000205)	—	0.0321 *** (0.0121)	—	-0.00234 (0.00336)
<i>lnLABOR</i>	-0.0111 ** (0.00436)	-0.0111 ** (0.00430)	-0.191 ** (0.0887)	-0.193 ** (0.0861)	-0.212 *** (0.0416)	-0.212 *** (0.0415)
<i>lnCAPITAL</i>	0.0354 *** (0.00371)	0.0353 *** (0.00369)	0.0176 (0.0904)	0.0138 (0.0898)	0.461 *** (0.0636)	0.461 *** (0.0636)
<i>lnHUMAN</i>	-0.0213 ** (0.00910)	-0.0214 ** (0.00916)	-0.127 (0.186)	-0.132 (0.185)	-0.0710 (0.110)	-0.0706 (0.110)
<i>OPEN</i>	-0.00113 ** (0.000566)	-0.00112 ** (0.000558)	-0.0242 (0.0151)	-0.0237 (0.0149)	0.00211 (0.00584)	0.00209 (0.00592)
Firm FE	有	有	有	有	有	有
Time FE	有	有	有	有	有	有
Time × City FE	有	有	有	有	有	有
Constant	-0.176 (0.150)	-0.163 (0.155)	8.445 ** (3.724)	8.898 ** (3.602)	-0.663 (1.838)	-0.693 (1.877)
Observations	1500126	1500126	201196	201196	484926	484926
R-squared	0.040	0.040	0.071	0.071	0.082	0.082

注：***、**、* 分别表示系数通过 1%、5% 与 10% 显著水平检验，标准误进行城市聚类。

结果发现：一方面，列（1）中市场分割显著促进了企业利润水平的提升，构成了市场分割促进本地经济增长的重要微观来源，这一机制很有可能来自于本地市场保护下的资源偏袒效应。因为市场分割加剧了地方保护水平，为本地企业提供更多的补贴支持以及信贷资源倾斜，提高了本地企业的市场优势。列（3）发现市场分割显著提高了本地企业的补贴水平，证实了政府对本地企业的政策支持作用。列（2）与列（4）则分别检验了市场分割对企业利润与补贴收入的非线性影响，结果发现市场分割对两者均存在先抑制、后促进的“U型”关系。进一步的计算可知，列（2）中市场分割影响企业利润的“U型”曲线拐点是 $-0.00894 / (2 \times 0.00104) = -4.30$ ，有 94.5% 的样本位于拐点右侧，表现为对企业利润的促进作用；同理，列（4）中市场分割影响企业补贴收入的“U型”曲线拐点是 $-0.346 / (2 \times 0.0321) = -5.40$ ，则意味着几乎全部样本位于拐点的右侧，表现为对企业补贴收入的促进效应。综上可

知,考虑到新经济地理模型中市场分割表现为对异地商品征税的特征事实,可以推断市场分割的经济增长效应很有可能来自于本地保护与异地征税“以邻为壑”的政策叠加效应。

另一方面,列(5)与列(6)则分别对市场分割对全要素生产率以及非线性影响进行了检验。列(5)发现市场分割对企业全要素生产率有显著的抑制效应,两者之间存在“倒U型”关系却不显著。与徐保昌和谢建国(2016)利用省级层面的市场分割数据不尽相同,本研究采用城市层面市场数据,未发现市场分割促进全要素生产率增加的证据,间接证实城市维度的市场分割比省级层面更为严重。这一效应意味着,虽然相应的政策行为短期内会促进本地经济增长,但却付出了规模效应的损失代价,不利于企业人力资本的跨区域流动以及集聚效应的发挥,不仅阻碍了非本地市场的生产要素流入本地市场,降低了资源配置效率,还抑制了产业集聚技术溢出效应的发挥,损害了企业的全要素生产率。综上可知,市场分割虽然可能一定阶段通过本地保护或者“以邻为壑”的政策实现经济增长,促进了企业补贴收入以及利润的短期增长,但实质上却破坏了本地集聚规模效应和抑制了企业长期生存的根本动力源泉——全要素生产率,势必将损害企业以及地区长期可持续发展能力。

(四) 市场潜力与行业集中度调节机制检验

基于命题4的相关推论,市场分割对于经济增长的影响有可能依赖于地区市场规模以及行业集中度的影响。在表4中,列(1)至列(4)基于地理距离权重矩阵设定下的空间杜宾模型对相关命题进行实证检验,其中列(1)与列(3)未将市场分割平方项加入到回归模型中,列(2)与列(4)则在回归中考虑到了市场分割对经济增长的非线性影响关系,总体上发现市场潜力 MP 以及行业集中度 HHI 变量估计系数较为稳健。此外,列(8)至列(12)则进一步分别基于空间毗邻权重矩阵以及经济距离权重矩阵,对市场潜力与行业集中度的调节效应进行了检验。为缓解多重共线问题,对交互项 $\ln MP \times \ln SEG$ 、 $HHI \times \ln SEG$ 中的变量进行了中心化处理(Dalal and Zickar, 2012)。考虑到不同权重矩阵设定下的回归结果在符号以及显著性方面的稳健性,本文重点对地理距离权重矩阵设定下的回归结果进行分析。

1. 市场潜力

对于市场潜力 $\ln MP$ 而言,列(1)与列(2)中市场潜力对经济增长的影响系数均显著为正,说明市场规模的扩大显著促进了本地经济增长,基于其他空间权重矩阵设定的列(5)—列(6)以及列(9)—列(10)估计结果具有稳健性。可能的解释是,在自由企业家模型中,市场规模的扩大具有“本地市场效应”以及“价格指数效应”,分别通过扩大本地市场需求以及提高产品多样性降低本地市场价格指数对经济增长有促进作用。本研究关注的核心是市场分割与市场潜力的交互项 $\ln MP \times \ln SEG$ 系数,列(1)与列(2)估计结果显示,交互项系数均显著为负,均微弱通过10%的显著水平检验。这意味着,市场潜力不利于本地市场分割经济增长效应的发挥,市场潜力越大,则本地市场分割对经济增长的促进效应越低。原因在于,市场

需求规模越大，则本地经济与其他地区经济联系强度越高，市场分割的机会成本也就越高，那么本地政府采取分割市场促进经济增长的激励就越低。现实中，一体化水平更高的沿海以及东部地区，市场整合程度较高以及产业网络关系更为密切，局部地区的分割政策很可能“牵一发而动全身”，对全局经济增长潜力造成较大伤害。随着我国对于区域营商环境的不断重视，分割市场的“惩罚成本”越来越高，地方政府通过制造市场壁垒保护本地经济的激励越来越弱。但与之相对的是，在市场机制不健全、市场发育不完全的落后地区，政府干预力量较强，地方保护与市场分割的激励依然较大。而且，在其他空间权重矩阵设定的列（5）—列（6）以及列（9）—列（10）中，变量 $\ln MP$ 以及交互项 $\ln MP \times \ln SEG$ 系数符号同样具有稳健性，证实了研究的可靠性。

2. 行业集中度

对于行业集中度 HHI 而言，列（3）与列（4）中行业集中度对经济增长的影响系数为负，表明行业集中度的提升不利于本地经济增长。原因在于，行业集中度表现为产品的多样化（或产品替代性）以及地区企业的数目，体现了本地行业垄断程度^①，行业集中度越高，则越倾向于垄断，不利于通过市场竞争机制的发挥激发地区创新的积极性，损害了经济增长潜力。本研究关注的核心是市场分割与行业集中度的交互项 $HHI \times \ln SEG$ 系数，列（3）与列（4）估计结果显示，交互项系数均显著为正，说明行业集中度促进了市场分割经济增长效应的发挥，城市行业集中度越高，市场分割对本地经济增长的促进效应就越大。这意味着，地方行业垄断很有可能为城市之间市场分割提供了制度环境以及强化了地方分割市场的激励。原因在于，地方垄断强化了本地市场保护行为，不利于地区的专业化分工，带来了严重的产业同构问题，成为了地方市场分割促进经济增长的重要产业媒介（付强，2017）。但与此同时，也形成了“城市内部市场垄断”与“城市之间过度竞争”的局面，不利于区域内外以及全国统一市场的形成。而且，在基于其他空间权重矩阵设定的列（5）—列（6）以及列（9）—列（10）中，交互项 $HHI \times \ln SEG$ 系数同样具有稳健性。

表4 市场潜力与产业集中度调节机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	基准估计	地理距离权重矩阵		
$\ln SEG$	0.00160 * (0.000964)	0.0187 ** (0.00842)	0.00144 * (0.000814)	0.00482 (0.0100)
$sqln SEG$	—	-0.00281 (0.00193)	—	-0.000544 (0.00159)

① HHI 值越大，表明市场集中度越高。当市场处于完全垄断时， $HHI = 1$ ；当市场上有许多企业，且规模都相同时， $HHI = 1/n$ ， n 趋向无穷大， HHI 就趋向 0。

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	基准估计	地理距离权重矩阵		
$\ln MP$	0.0421 *** (0.00998)	0.0423 *** (0.00998)	—	—
$\ln MP \times \ln SEG$	-0.00103 * (0.00058)	-0.00384 * (0.00206)	—	—
HHI	—	—	-0.0139 (0.0123)	-0.0140 * (0.0084)
$HHI \times \ln SEG$	—	—	0.00294 (0.0112)	0.00257 ** (0.00109)
$\ln LABOR$	-0.00358 (0.00340)	-0.00343 (0.00340)	-0.00386 (0.00346)	-0.00378 (0.00346)
$\ln CAPITAL$	0.00982 *** (0.00287)	0.00989 *** (0.00287)	0.00958 *** (0.00309)	0.00955 *** (0.00309)
$\ln HUMAN$	-0.00662 ** (0.00310)	-0.00686 ** (0.00310)	-0.00974 *** (0.00316)	-0.00980 *** (0.00316)
$OPEN$	-0.000573 (0.000462)	-0.000569 (0.000461)	-0.000533 (0.000474)	-0.000531 (0.000474)
$\ln CAPDIS$	0.0654 ** (0.0279)	0.0659 ** (0.0279)	-0.0270 (0.0182)	-0.0271 (0.0182)
$W \times \ln LABOR$	-0.0473 *** (0.0135)	-0.0462 *** (0.0136)	-0.0444 *** (0.0130)	-0.0449 *** (0.0131)
$W \times \ln CAPITAL$	-0.0234 *** (0.00607)	-0.0239 *** (0.00608)	-0.00129 (0.00379)	-0.00123 (0.00380)
$W \times \ln HUMAN$	-0.0145 (0.0181)	-0.0162 (0.0181)	-0.0276 (0.0176)	-0.0274 (0.0176)
$W \times OPEN$	-0.00811 *** (0.00234)	-0.00826 *** (0.00234)	-0.00164 (0.00178)	-0.00162 (0.00178)
ρ	0.834 *** (0.0370)	0.833 *** (0.0370)	0.840 *** (0.0360)	0.840 *** (0.0361)
lgt_theta	1.504 *** (0.420)	1.501 *** (0.419)	1.432 *** (0.397)	1.431 *** (0.396)
sigma2_e	0.00153 *** (5.93e-05)	0.00153 *** (5.92e-05)	0.00155 *** (5.99e-05)	0.00155 *** (5.99e-05)
Constant	1.082 (1.043)	1.117 (1.043)	-1.045 (0.955)	-1.044 (0.955)
Observations	1470	1470	1470	1470
R-squared	0.110	0.118	0.126	0.128

续表

变量	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	空间毗邻权重矩阵				经济距离权重矩阵			
lnSEG	0.0122 *** (0.00431)	0.0354 ** (0.0165)	0.00471 * (0.00253)	0.00459 (0.0114)	0.0133 *** (0.00450)	0.0362 ** (0.0172)	0.00659 ** (0.00263)	0.00801 (0.0118)
sqlnSEG	—	-0.00294 (0.00202)	—	-1.74e-05 (0.00166)	—	-0.00290 (0.00210)	—	-0.000212 (0.00172)
lnMP	0.0237 *** (0.00844)	0.0320 *** (0.0102)	—	—	0.0236 *** (0.00857)	0.0318 *** (0.0104)	—	—
lnMP × lnSEG	-0.00504 ** (0.00238)	-0.00793 ** (0.00310)	—	—	-0.00494 ** (0.00249)	-0.00781 ** (0.00324)	—	—
HHI	—	—	-0.0243 (0.0392)	-0.0242 (0.0412)	—	—	-0.0321 (0.0408)	-0.0337 (0.0429)
HHI × lnSEG	—	—	0.00686 (0.0118)	0.00681 (0.0126)	—	—	0.0101 *** (0.0023)	0.0106 *** (0.0030)
lnLABOR	-0.00642 * (0.00351)	-0.00622 * (0.00351)	-0.00830 ** (0.00339)	-0.00830 ** (0.00339)	-0.00804 ** (0.00359)	-0.00783 ** (0.00359)	-0.00989 *** (0.00352)	-0.00989 *** (0.00352)
lnCAPITAL	0.0148 *** (0.00322)	0.0148 *** (0.00321)	0.0152 *** (0.00328)	0.0152 *** (0.00328)	0.0127 *** (0.00341)	0.0128 *** (0.00340)	0.0147 *** (0.00336)	0.0147 *** (0.00336)
lnHUMAN	-0.00134 (0.00328)	-0.00164 (0.00328)	-0.00306 (0.00314)	-0.00306 (0.00315)	-0.00195 (0.00344)	-0.00226 (0.00344)	-0.00414 (0.00325)	-0.00415 (0.00325)
OPEN	-0.00133 *** (0.000472)	-0.00132 *** (0.000471)	-0.00106 ** (0.000448)	-0.00106 ** (0.000448)	-0.00132 *** (0.000484)	-0.00132 *** (0.000483)	-0.000975 ** (0.000453)	-0.000974 ** (0.000453)
lnCAPDIS	0.00104 (0.0105)	0.00106 (0.0105)	-0.00780 (0.00953)	-0.00780 (0.00953)	0.00730 (0.0106)	0.00736 (0.0105)	-0.000156 (0.00985)	-0.000139 (0.00985)
W × lnLABOR	-0.0117 (0.00732)	-0.0108 (0.00734)	-0.0158 ** (0.00719)	-0.0158 ** (0.00720)	-0.0224 *** (0.00784)	-0.0213 *** (0.00787)	-0.0266 *** (0.00764)	-0.0266 *** (0.00765)
W × lnCAPITAL	-0.00932 ** (0.00443)	-0.00946 ** (0.00443)	-0.00382 (0.00365)	-0.00382 (0.00365)	-0.00458 (0.00408)	-0.00478 (0.00408)	-0.000263 (0.00367)	-0.000257 (0.00367)
W × lnHUMAN	0.00205 (0.00660)	0.00163 (0.00660)	0.00395 (0.00656)	0.00395 (0.00658)	0.0138 * (0.00707)	0.0133 * (0.00707)	0.0167 ** (0.00702)	0.0167 ** (0.00705)
W × OPEN	0.00138 (0.00132)	0.00126 (0.00132)	0.00180 (0.00132)	0.00180 (0.00132)	0.00451 *** (0.00152)	0.00433 *** (0.00153)	0.00427 *** (0.00147)	0.00427 *** (0.00147)
ρ	0.481 *** (0.0355)	0.480 *** (0.0355)	0.483 *** (0.0357)	0.483 *** (0.0357)	0.352 *** (0.0399)	0.351 *** (0.0399)	0.352 *** (0.0400)	0.352 *** (0.0401)
lg_theta	1.698 *** (0.491)	1.704 *** (0.493)	1.724 *** (0.498)	1.724 *** (0.498)	1.587 *** (0.453)	1.598 *** (0.457)	1.621 *** (0.463)	1.621 *** (0.463)
sigma2_e	0.00169 *** (6.60e-05)	0.00169 *** (6.59e-05)	0.00170 *** (6.64e-05)	0.00170 *** (6.64e-05)	0.00182 *** (7.03e-05)	0.00181 *** (7.02e-05)	0.00183 *** (7.07e-05)	0.00183 *** (7.07e-05)
Constant	-0.190 (0.374)	-0.163 (0.374)	-0.195 (0.374)	-0.195 (0.374)	0.000122 (0.494)	0.0268 (0.493)	0.0401 (0.490)	0.0393 (0.490)
Observations	1470	1470	1470	1470	1470	1470	1470	1470
R-squared	0.134	0.137	0.133	0.133	0.140	0.142	0.139	0.139

注：***、**、* 分别表示系数通过1%、5%与10%显著水平检验，括号内为标准误。

五、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

高质量发展背景下,探讨市场分割的经济增长效应及内在机制,将为新时代推动区域经济一体化下的经济高效增长以及区域协调发展格局提供政策指引,还有助于廓清市场分割通过经济增长这一中间机制影响环境污染的机制,为环境经济地理学的制度分析搭建桥梁(孙博文,2020)。本文的贡献在于为探讨市场分割的经济增长效应提供理论新视角,基于拓展新经济地理学自由企业家模型的一般均衡分析,廓清了市场分割对经济增长的影响机制。基于数据可得性,本文利用2000—2013年中国工业企业数据库与长江经济带城市数据库的匹配数据,分别采用地理距离权重矩阵、空间毗邻权重矩阵以及经济距离权重矩阵下的空间杜宾模型对相关命题进行了实证检验并得到了较为稳健的结论。本文得到的主要结论有:第一,市场分割对本地经济增长有显著的促进作用,先促进、后抑制的非线性“倒U型”关系存在但不显著,在长江经济带主要城市样本中,市场分割尚未突破抑制经济增长的“拐点”。第二,不同城市之间的市场分割行为呈现空间策略互动特征,使得本地市场分割的存在加剧了异地政府实行分割市场策略的激励,造成了不同地区市场分割“你追我赶”的“囚徒困境”。限于本文的样本时间与特征属性,市场分割在促进本地经济增长的同时,通过策略互动这一路径也实现了促进异地经济增长的“携手并进”格局。第三,微观层面市场分割对企业利润有一定的促进作用,可能来自于政府补贴带来的本地市场优势,但不利于企业全要素生产率增长。第四,市场分割的城市经济增长效应与本地市场潜力和行业集中度有关,市场潜力弱化了市场分割的经济增长效应,行业集中度则进一步强化了市场分割的经济增长促进效应。

(二) 政策启示

基于以上理论与实证结论的分析,可得到如下政策启示。

1. 加强顶层设计,落实打破市场分割的一组制度安排

本文证实城市维度市场分割具有显著的经济增长促进效应,这构成了地方通过分割市场发展本地经济的重要激励。地方市场分割行为有着深层次的制度动因,在面临着政治晋升、税收竞争以及就业保护的多重目标激励下,地方政府跨区域合作激励不足。在此背景下,一方面,有必要加强顶层设计,加快清除地方市场保护条款以及区域之间商品、要素流动的的制度障碍,针对不同地区的区域合作发展情况,成立不同层级的区域合作工作指导机构。另一方面,不断创新制度安排。深化地方绩效考核制度改革,摒弃传统唯GDP论,探索因地制宜的高质量发展绩效考核体系;深化财税制度改革,提高中央政府在地方公共品供给中的事权支出责任,优化财权事权匹配度,缓解地方财政支出压力;深化要素市场化制度改革,降低要素流动成本。

2. 市场一体化政策要关注更小地理尺度单元，出台精准化的适应性举措

不同层级行政单元之间的市场分割水平存在差异，与省级层面相比，城市维度层面的政府竞争更为激烈。中央与地方政府之间存在的信息不对称问题加剧了地方治理的成本，这一问题在更小地理尺度行政单元层面更为突出。由于行政级别的“下沉”意味着对信息通畅性以及治理能力更高的要求，未来出台推动市场一体化的相关政策安排，要不断推动区域治理体系与治理能力现代化，重视区域治理的精准性、有效性，更关注城市维度市场一体化政策的实施，克服区域治理的信息不对称问题。

3. 提高市场分割的机会成本，促进市场一体化机制内生化和长效化

在新经济地理学的分析框架中，本地市场潜力的扩大对市场分割的经济增长促进效应有一定的抑制作用，其通过发挥“本地市场效应”以及“价格指数效应”提高了地方政府分割市场的“机会成本”。这就要求通过扩大本地需求市场和提高本地市场潜力，实现地方合作与市场一体化机制的内生化和长效化。市场潜力的提升取决于本地市场规模的扩大，以及本地与其他地区之间经济距离的缩短。这就需要：首先，营造良好的营商环境，提高对优质企业的吸引力，扩大本地市场规模。全力打造国际化、法治化、市场化、便利化的一流营商环境，为促进企业家“用脚投票”创造良好的外部环境。其次，加大交通通讯等新型基础设施投资力度，降低区域贸易以及信息沟通成本。再次，深化地区专业化分工以及加强产业一体化合作，提高地方产业链、价值链环节脱离产业合作网络的机会成本。最后，持续深化对外开放，提高本地市场的国际可达性以及本地产品的国际竞争力。

4. 打破微观企业垄断，提高行业竞争度水平

本文发现行业集中度强化了市场分割的经济增长促进作用，这意味着市场分割的经济增长促进效应依赖于一定的行业垄断和产业同构基础。打破行业垄断以及提高地方市场化水平将有助于切断市场分割促进经济增长的传导路径。在我国，国有企业由于承担着就业、税收以及部分公共产品保障的功能，在此背景下，提高行业竞争度水平，重点则是在于深化国有企业改革以及打破国有企业垄断。因此，这就要求积极稳妥推进国有企业混合所有制改革，实现国有资本监管从“管资产”到“管资本”的市场化改革方向转变；要求秉持“竞争中性”原则营造公平市场环境；要求深化地区专业化分工，消除各地区产业同构所带来的重复建设、产能过剩、投资效率下降等问题。

参考文献

蔡之兵（2020）：《高质量发展的区域经济布局的形成路径：基于区域优势互补的视角》，《改革》第8期，第132~146页。

邓慧慧、杨露鑫（2019）：《高质量发展目标下市场分割的效率损失与优化路径》，《浙江社会科学》第6期，第4~14页。

付强（2017）：《市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识》，《经济研究》第3期，

第47~60页。

付强、乔岳(2011):《政府竞争如何促进了中国经济快速增长:市场分割与经济增长关系再探讨》,《世界经济》第7期,第43~63页。

桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊(2006):《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》,《世界经济》第2期,第20~30页。

胡向婷、张璐(2005):《地方保护主义对地区产业结构的影响——理论与实证分析》,《经济研究》第2期,第102~112页。

景维民、张景娜(2019):《市场分割对经济增长的影响:基于地区发展不平衡的视角》,《改革》第9期,第103~114页。

李健、冯山、余龙(2020):《中国城市要素利用质量水平测算与研究:基于要素市场扭曲视角》,《宏观质量研究》第8期,第95~108页。

刘小勇(2013):《市场分割对经济增长影响效应检验和分解——基于空间面板模型的实证研究》,《经济评论》第1期,第34~41页。

陆铭(2017):《城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来》,《经济学(季刊)》第4期,第1499~1532页。

陆铭、陈钊(2009):《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?》,《经济研究》第3期,第42~52页。

毛其淋、盛斌(2012):《对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率》,《经济学(季刊)》第1期,第181~210页。

盛斌、毛其淋(2011):《贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985—2008年》,《世界经济》第11期,第44~66页。

宋冬林、范欣、赵新宇(2014):《区域发展战略、市场分割与经济增长——基于相对价格指数法的实证分析》,《财贸经济》第8期,第115~126页。

孙博文(2020):《环境经济地理学研究进展》,《经济学动态》第3期,第131~146页。

孙博文、雷明(2018):《市场分割、降成本与高质量发展:一个拓展新经济地理模型分析》,《改革》第7期,第53~63页。

孙博文、孙久文(2019):《长江经济带市场一体化的空间经济增长与非对称溢出效应》,《改革》第3期,第72~86页。

徐保昌、谢建国(2016):《市场分割与企业生产率:来自中国制造业企业的证据》,《世界经济》第1期,第95~122页。

张军、吴桂英、张吉鹏(2004):《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第10期,第35~44页。

张宇(2018):《地方保护与经济增长的囚徒困境》,《世界经济》第3期,第147~169页。

赵永亮、刘德学(2008):《市场歧视、区际边界效应与经济增长》,《中国工业经济》第12期,第27~37页。

郑毓盛、李崇高(2003):《中国地方分割的效率损失》,《中国社会科学》第1期,第64~72、205页。

周黎安(2007):《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期,第36~50页。

- Bian, Y., K. Song and J. Bai (2019), “Market Segmentation, Resource Misallocation and Environmental Pollution”, *Journal of Cleaner Production*, 228, pp. 376 – 387.
- Dalal, D. K. and M. J. Zickar (2012), “Some Common Myths about Centering Predictor Variables in Moderated Multiple Regression and Polynomial Regression”, *Organizational Research Methods*, 15 (3), pp. 339 – 362.
- Feenstra, R. C. (2004), *Advanced International Trade: Theory and Evidence*, Princeton: Princeton University Press.
- Forslid, R. and G. I. Ottaviano (2003), “An Analytically Solvable Core-Periphery Model”, *Journal of Economic Geography*, 3 (3), pp. 229 – 240.
- Harris, C. D. (1954), “The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States”, *Annals of the Association of American Geographers*, 44 (4), pp. 315 – 348.
- Hsieh, C. T. and P. J. Klenow (2009), “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *The Quarterly Journal of Economics*, 4, pp. 1403 – 1448.
- Krugman, P. (1991), “Increasing Returns and Economic Geography”, *Journal of Political Economy*, 99 (3), pp. 483 – 499.
- Naughton, B. (2003), “How Much Can Regional Integration Do to Unify China’s Markets?”, *How Far across the River*, pp. 204 – 232.
- Olley, G. S. and A. Pakes (1996), “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64 (6), pp. 1263 – 1298.
- Poncet, S. (2003), “Measuring Chinese Domestic and International Integration”, *China Economic Review*, 14 (1), pp. 1 – 21.

New Economic Geographical Explanation of Market Segmentation Affecting Urban Economic Growth

SUN Bo-wen^{1,2}

- (1. Institute of Quantitative Economics and Technical Economics,
Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;
2. The Centre for Environment & Development of Chinese Academy
of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract: To clarify the economic growth mechanism and external constraints of market segmentation is a prerequisite for scientifically formulating policies to break regional blockades and promote regional market integration. Based on the expanded Footloose Entrepreneur Model, the author conducts a general equilibrium analysis of the complex mechanism of market segmentation affecting economic growth and put forward relevant propositional hypotheses, and further uses the matched data between the cities in the Yangtze River Economic Belt and the Chinese industrial enterprise database from 2000 to 2013, adopting the spatial Durbin model to empirically test related propositions. The conclusions are as follows: (1) Limited to the sample time and regional characteristics, market

segmentation has a significant promoting effect on urban economic growth, but the “inverted U” relationship is not significant. (2) Under the symmetrical equilibrium analysis scenario, the market segmentation of different cities has spatial strategy interaction behaviors. The market segmentation promotes local economic growth through the above path, and at the same time realizes the “hand in hand” economic growth with other places, however, this conclusion may not exist under the catastrophic agglomeration with higher level market segmentation. (3) From the perspective of micro-mechanism, market segmentation has significantly reduced the city’s total factor productivity, while the local protection mechanism of subsidies has expanded local market advantages. (4) The impact of market segmentation on economic growth depends on market potential and industry concentration. Market potential weakens the economic growth effect of market segmentation, while the industry concentration shows the opposite effect. Finally, the author puts forward a series of policy suggestions to break market segmentation combined with relevant empirical conclusions from the perspective of new economic geography.

Key Words: market segmentation; economic growth; new economic geography; mechanism; footloose entrepreneur model

责任编辑：周枕戈