

DOI: 10.19361/j.er.2021.06.08

国内市场潜力推动城市经济增长的效应演化和机制分析

郭进 兰叶凡*

摘要: 本文实证检验了国内市场潜力推动城市经济增长的效应演化,并从产业结构变迁、贸易成本下降和市场分割制约三个视角阐述了其间的作用机制。研究发现:伴随着国内市场潜力的持续提升,其对城市GDP增长率的促进作用却呈现出不断减弱的趋势,且在中心-外围城市的分样本回归和多重稳健性检验中依然得到了证实。这一现象背后的作用机制是,中心城市的产业结构由工业化向去工业化变迁、外围城市在贸易成本下降过程中所面临的市场竞争加剧。尽管市场分割也会限制国内市场潜力对经济增长的促进作用,但是,由于我国的市场分割状况整体上趋于改善,这一作用机制并不成立。本文从警惕城市过早和全面去工业化、推进新型工业化和服务贸易发展、推动城市间产业互补以缓解市场竞争等角度,对进一步发挥超大规模国内市场优势、促进城市经济稳步增长提出了政策建议。

关键词: 国内市场潜力;经济增长;产业结构;贸易成本;市场分割

一、引言

中国得天独厚的巨大国内市场一直被视为应对国际冲击的重要屏障,也是塑造经济韧性的重要来源(蓝海林等,2011)。在抗击新冠肺炎疫情的过程中,各城市的经济发展相继从“暂停键”快速切换至“全面复工复产”,再一次彰显了国内市场在修复产业链、激发消费潜力等方面的巨大优势。然而,仅从经济增长的角度来看,改革开放以来在经历长达三十余年的市场红利期后,国内市场对城市经济增长的促进作用开始不断减弱。借鉴韩峰等(2020)的方法,采用市场潜力^①来刻画各城市对国内市场的可接近性,图1显示2000—2018年各城市所具有的国内市场潜力不断提升,但更大的国内市场潜力并没有带来更高的经济增长率,而是经历了明显的倒U型转变。

*郭进(通讯作者),南京师范大学商学院,邮政编码:210023,电子信箱:guojin0901@njnu.edu.cn;兰叶凡,南京师范大学商学院,邮政编码:210023,电子信箱:1425654859@qq.com。

本文是国家自然科学基金青年项目“多目标约束下产城融合的耦合机理与优化路径研究”(项目编号:71803086)的阶段性成果,同时受到江苏高校哲学社会科学重大项目“公众参与视角下江苏环境治理体系构建与治理能力现代化研究”(项目编号:2020SJZDA053)、南京市社会科学基金专项项目“社会组织参与南京环境治理的路径和效应研究”(项目编号:21YB08)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议。作者文责自负。

①采用Harris(1954)的方法测算市场潜力,其计算公式为: $MP_{it} = \sum_j \frac{GDP_{j,t}}{d_{ij}^\gamma}$, 具体介绍详见式(13)。

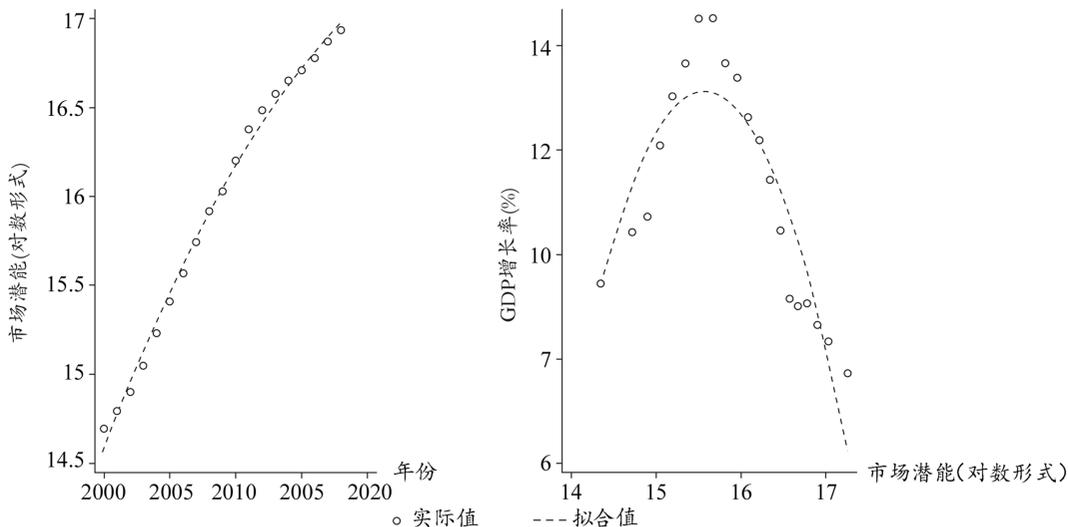


图1 国内市场潜力与城市 GDP 增长率的分箱散点图及拟合曲线

国内市场潜力与城市 GDP 增长率之间的倒 U 型关系仅仅是两个独立事件的某种巧合，还是具有显著的因果关联？若二者间的因果关系成立，那么是什么因素造成了这种倒 U 型转变？与此同时，受经济成熟度和空间相对位置的影响，不同城市对国内市场的可接近性必然存在差异，那么这种差异是否会带来国内市场潜力的经济增长效应在城市层面出现分异？就政策启示而言，一个更加值得思考的问题是，这种倒 U 型转变是否意味着国内市场潜力对于城市经济增长而言变得不再重要，甚至可以缺位？作为制造业大国和世界工厂，在拉动经济增长的“三驾马车”中出口即国际市场的作用被广泛关注，而国内市场的地位长期以来并未得到足够重视。因此，在内需不断扩大的背景下，回答上述问题也是对国内市场影响中国城市经济增长机制和效应的一次梳理和探讨。在国际市场更加复杂多变的今天，本文的研究对进一步推动中国市场整合、提高抵御外部风险能力并促进城市经济可持续发展都具有重要的理论和现实意义。

本文基于我国 2000—2018 年地级及以上城市的数据样本，实证检验国内市场潜力推动城市经济增长的效应演化、在城市层面的分异及其作用机制。本文的创新之处主要体现在：(1) 采用长周期、宽截面的数据样本，引入国内市场潜力来衡量各城市对国内市场的可接近性，厘清了中国超大规模国内市场影响城市经济增长的路径演化，拓展了有关市场红利与城市经济增长、城市经济增长模式等的相关研究；(2) 区分中心城市和外围城市，从产业结构变迁、贸易成本下降和市场分割制约三个视角对国内市场潜力与城市 GDP 增长率之间的倒 U 型关系进行了解释，拓展了有关产业结构、贸易成本、市场分割影响市场潜力的经济增长效应的相关研究；(3) 本文还回答了国内市场是否重要、能否缺位，以及如何进一步发挥超大规模国内市场优势来促进城市经济可持续发展等意义重大的现实问题，从城市层面对加快构建国内大循环的新发展格局提出了政策建议。本文的核心观点指出，近二十年以来，伴随着国内市场潜力的持续提升，其对城市 GDP 增长率的促进作用却呈现出不断减弱的趋势。中心城市的产业结构由工业化向去工业化变迁、外围城市在贸易成本下降过程中所面临的市场竞争加剧，是这一现象背后的原因，而市场分割的作用机制并不成立。需要强调的是，国

国内市场潜力的经济增长效应虽然减弱但依然显著为正,同时考虑到超大规模国内市场在抵御外部风险、激发内需潜力等方面所担当的重要功能,本文认为国内市场的地位不仅不能缺失,反而需要进一步加强。

本文接下来的结构安排为:第二部分进行文献综述,第三部分构建理论模型,第四部分开展实证研究,第五部分探讨作用机制,第六部分总结结论并提出政策建议。

二、文献综述

经济体的全部产出只有完成出清才具有推动经济增长和增进社会福利的意义,由此可见,市场规模至关重要。Harris(1954)关注了市场规模对生产活动的影响并提出了市场潜力的概念。他将市场潜力定义为“与市场可能接触强度的抽象指数”,并基于市场购买力或GDP的地理距离加权进行测算,因此被后来学者称为名义市场潜力(nominal market potential)。在随后的新经济地理学框架下,市场潜力被纳入空间一般均衡模型中,其定义也进一步拓展为实际市场潜力(real market potential)并基于双边贸易数据进行测算(Redding and Venables,2004)。经验研究层面,市场潜力在促进区域经济发展中的重要性已被广泛证实(Liu and Meissner,2015)。针对中国的代表性研究中,程名望等(2019)指出1978—2015年间市场潜力对中国经济增长的贡献率为34.55%,仅次于资本的贡献率(34.86%),远高于TFP(22.03%)和劳动力(8.56%);潘文卿(2012)的研究也指出市场潜力对地区人均GDP增长率的弹性为0.47,超过了固定资产投资增长的弹性值。但是,他们均没有考察国内市场潜力的经济增长效应是否发生了变化。

就本文的研究内容而言,相关的文献有两支:第一支文献探讨了市场潜力推动区域经济发展的作用机制。这方面的研究亦可归纳出两类观点:一类观点将市场潜力与贸易引力相联系,即市场潜力的提升意味着产品需求市场的扩大。例如,尹靖华和韩峰(2019)指出市场潜力是推进城市就业增长的重要因素。Head和Mayer(2011)利用1965—2003年全球贸易数据,评估了不同国家面临的国际市场潜力大小,并探讨了其与人均收入的因果关系,研究结论指出市场潜力是人均收入增长的强大动力。从产业链攀升的角度,韩峰等(2020)的研究发现,与国际市场潜力相比,国内市场潜力更有助于提升制造业出口的国内附加值率,但易先忠等(2016)的研究却认为中国国内市场规模对本土企业出口竞争力的贡献度低。另一类观点将市场潜力与经济集聚、空间外部性等相关联,即市场潜力的提升意味着生产要素的跨区域流动性和技术溢出效应得到了加强。例如,乔彬等(2019)对我国高速铁路建设的经济效应进行了评估,研究指出高铁开通不仅促进了区域市场潜力的提升,还通过“要素整合效应”提升了生产性服务业的集聚程度,并强化了区域间的空间溢出效应。从资源配置角度,孔令池等(2017)的研究指出国内市场开放优化了资源配置,同时塑造了区域之间的产业结构差异。概括而言,第一支文献在市场潜力与区域经济发展的因果推断方面做出了重要论证,但并未从历史视角出发来评估和分析市场潜力的地位和作用呈现出怎样的演化轨迹。本文尝试在这一方面做出补充和完善,以21世纪经济发展最迅速、区域间发展差异更立体的中国为例,构建长周期、宽截面的数据样本展开实证研究。

第二支文献着重关注了市场潜力对不同经济体影响效应的差异性,并探讨了其间的作用机制。例如,Redding和Venables(2004)、Jacks和Novy(2018)基于实际市场潜力的视角,

相继探讨了跨国之间制造业工资和人均国内生产总值存在差异的原因。文献指出,即使不同国家之间的生产技术是相同的,但市场潜力较低的国家由于面临更高的贸易成本惩罚,因而压缩了制造业企业的工资支付,进而转化为较低的人均国内生产总值。基于市场潜力提升带来的溢出效应和虹吸效应,蔡之兵和满舰远(2016)通过比较京、沪与周边区域的市场潜力结构指标,揭示了京、沪与周边区域的经济水平存在较大差异的原因。Brülhart 等(2020)选择了全球5个新兴经济体和3个成熟经济体,研究指出在新兴经济体中,高市场潜力地区的经济增长最为强劲,而成熟经济体则恰好相反。针对这种现象,他们从脱离农业的产业结构转型和跨区域贸易成本下降两个层面进行了解释。沿着 Brülhart 等(2020)的分析思路,本文区分中心城市和外围城市,探讨造成国内市场潜力的经济增长效应不断减弱的原因。不同的是,本文考虑了包含工业品在内的所有产品类型,这为分析产业结构变迁的作用机制提供了更加直观的分析思路;同时,鉴于我国仍处于统一市场化建设进程中,跨地区贸易在一定程度上依然面临着市场分割带来的影响,因此本文还关注到了市场分割对国内市场潜力的制约,这相对于 Brülhart 等(2020)的研究而言是一个重要的补充和完善。

三、理论模型

本文的理论模型基于 Redding 和 Venables(2004)构建的包含多个区域的新经济地理学模型展开,并根据研究内容的需要进行了如下拓展:(1)为了考察产业结构变迁带来的影响,本文考虑了包含工业品在内的所有产品类型,并将产业结构的去工业化简化为可贸易产品种类的减少;(2)市场潜力转化为实实在在的市场规模往往受到市场分割的制约,因此本文还关注了市场分割在市场潜力推动区域经济增长过程中所发挥的调节效应。

(一) 生产与贸易

考虑由一个中心城市和 $R-1$ 个外围城市组成的城市体系^①,采用下标 j 表示中心城市,下标 i 表示任一外围城市。为简化分析,假设每个城市生产两类产品:以工业品为代表的可贸易产品和以农产品、服务商品为代表的不可贸易产品。以 n_{it} 表示 t 时期外围城市 i 生产的产品种类数,采用替代弹性为 σ 的 CES 函数来表征中心城市 j 的效用函数:

$$U_j = \left[\sum_i^R \int_1^{n_{it}} x_{ij}(z)^{(\sigma-1)/\sigma} dz \right]^{\sigma/(\sigma-1)} = \left[\sum_i^R n_{it} x_{ij}^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)}, \sigma > 1 \quad (1)$$

式(1)中: $x_{ij}(z)$ 为 t 时期中心城市 j 对外围城市 i 生产的产品 z 的需求函数。根据对称性原理,均衡条件下中心城市 j 对外围城市 i 生产的每一种产品的需求量是一样的,因此可以去掉对产品 z 的积分,简化为产品种类数 n_{it} 与每一类产品需求量 x_{ij} 的乘积。

采用 p_{ij} 表示外围城市 i 生产的产品在中心城市 j 的价格,因此可以将中心城市 j 中所有产品的综合价格 G_j 表示为:

$$G_j = \left[\sum_i^R \int_1^{n_{it}} p_{ij}(z)^{1-\sigma} dz \right]^{1/(1-\sigma)} = \left[\sum_i^R n_{it} p_{ij}^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (2)$$

采用 E_j 表示 t 时期中心城市 j 的支出总额,基于谢泼德引理得到中心城市 j 对外围城市生产的产品 z 的需求函数 x_{ij} :

^①需要说明的是,本文的理论模型并不排斥开放经济,跨国城市间的贸易成本依然可以采用冰山贸易成本进行刻画,且不会对理论模型的结论造成影响。感谢审稿专家的修改建议。

$$x_{ij} = p_{ij}^{-\sigma} E_j G_j^{\sigma-1} \quad (3)$$

从产品种类的角度对式(3)进行求和,得到中心城市 j 对外围城市 i 的进口函数或外围城市 i 对中心城市 j 的出口函数:

$$n_{ii} p_{ii} x_{ij} = n_{ii} p_{ii}^{1-\sigma} G_j^{\sigma-1} E_j T_{ij}^{1-\sigma} \quad (4)$$

式(4)表明,中心城市 j 对外围城市 i 的进口函数由中心城市 j 的市场容量 $E_j G_j^{\sigma-1}$ 、外围城市 i 的供给能力 $n_{ii} p_{ii}^{1-\sigma}$ 以及它们之间的贸易成本 $T_{ij}^{1-\sigma}$ 三方面因素共同决定。

对于外围城市 i 的企业而言,采用价格为 G_{ii} 的中间产品、价格为 w_{ii} 的劳动力以及价格为 v_{ii} 的资本,并基于柯布-道格拉斯的生产技术生产产品 x_{ii} ,其利润函数可以表述为:

$$\pi_{ii} = \sum_j^R \frac{p_{ij} x_{ij}}{T_{ij}} - G_{ii}^\alpha w_{ii}^\beta v_{ii}^\gamma c_i (F + x_{ii}) \quad (5)$$

式(5)中: α 、 β 和 γ 分别为三种要素的产出弹性系数。 c_i 衡量了生产一单位产品的边际要素需求,其中 $c_i F$ 为固定成本, $c_i x_{ii}$ 为可变成本。 T_{ij} 为冰山贸易成本,因此有 $p_{ij} = p_{ii} T_{ij}$,其中 p_{ii} 为外围城市 i 生产的产品在本城市的价格。

求解利润最大化问题,得到产品的均衡价格 \bar{p}_{ii} 及均衡产出 \bar{x}_{ii} :

$$\bar{p}_{ii} = G_{ii}^\alpha w_{ii}^\beta v_{ii}^\gamma c_i \sigma / (\sigma - 1) \quad (6)$$

$$\bar{x}_{ii} = (\sigma - 1) F \quad (7)$$

将式(6)和式(7)代入式(3),得到 Fujita 等(1999)命名的工资方程(wage equation):

$$[G_{ii}^\alpha w_{ii}^\beta v_{ii}^\gamma c_i \sigma / (\sigma - 1)]^\sigma (\sigma - 1) F = \sum_j^R E_j G_j^{\sigma-1} T_{ij}^{1-\sigma} \quad (8)$$

(二) 市场潜力与经济增长

外围城市 i 所具有的市场潜力 MP_{ii} ,即城市体系对城市 i 产品的需求总和,可以定义为:

$$MP_{ii} = \sum_i^R E_j G_j^{\sigma-1} T_{ij}^{1-\sigma} \quad (9)$$

将式(9)代入式(8),得到:

$$\begin{aligned} (w_{ii}^\beta v_{ii}^\gamma c_i)^\sigma (\sigma - 1) F &= \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right)^\sigma \left[\sum_i^R \frac{n_{ii}}{(\bar{p}_{ii} T_{ij})^{\sigma-1}} \right]^{\alpha\sigma/(\sigma-1)} MP_{ii} \\ &= GDP_{ii} = \tau \times SA_{ii}^{\alpha\sigma/(\sigma-1)} \times MP_{ii} \end{aligned} \quad (10)$$

式(10)中: $(w_{ii}^\beta v_{ii}^\gamma c_i)^\sigma$ 衡量了剔除中间产品投入后,外围城市 i 生产一单位产出所创造的增加值,因此 $(w_{ii}^\beta v_{ii}^\gamma c_i)^\sigma (\sigma - 1) F$ 可以理解为外围城市 i 在 t 时期的地区生产总值 GDP_{ii} 。 $\tau = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right)^\sigma$ 为一正常数。 $SA_{ii} = \sum_i^R \frac{n_{ii}}{(\bar{p}_{ii} T_{ij})^{\sigma-1}}$ 衡量了考虑贸易成本时城市 i 的产品供给能力。

基于式(10), t 时期外围城市 i 的地区生产总值增长率 $RGDP_{ii}$ 可以表述为:

$$RGDP_{ii} = \frac{SA_{ii}^{\alpha\sigma/(\sigma-1)} \times MP_{ii} - SA_{ii-1}^{\alpha\sigma/(\sigma-1)} \times MP_{ii-1}}{SA_{ii-1}^{\alpha\sigma/(\sigma-1)} \times MP_{ii-1}} \quad (11)$$

(三) 假设与推论

1.假设中心城市的支出总额大于外围城市的支出总额,因此式(9)中 $E_j > E_{ii}$,这意味着当贸易成本 T_{ij} 出现下降时,外围城市相对于中心城市将获得更大幅度的市场潜力的提

升。于是,本文得到如下推论:

推论 1:初始市场潜力较大的中心城市,在随后的发展中其市场潜力的增长幅度出现了放缓,不及初始市场潜力较小的外围城市。

2.假设产业结构在中心城市和外围城市都经历了由工业化到去工业化的变迁,这意味着中心城市和外围城市的可贸易产品供给能力 SA_{it} 在下降。于是,本文得到如下推论:

推论 2:市场潜力对中心城市和外围城市经济增长率的影响还会受到产业结构变迁的调节作用,表现为产业结构的去工业化会弱化市场潜力的经济增长效应。

3.假设跨城市贸易成本 T_{ijt} 不断下降,此时中心城市和外围城市市场潜力 MP_{it} 都将进一步提升。与此同时,贸易成本的下降也会带来中心城市和外围城市产品供给能力 SA_{it} 的提高,从而加剧市场竞争。于是,本文得到如下推论:

推论 3:贸易成本下降对中心城市和外围城市经济增长率的影响方向不确定,取决于市场潜力提升对经济增长的正效应与市场竞争加剧对经济增长的负效应的净效应。

4.假设市场分割的加剧带来贸易成本 T_{ijt} 的上涨,中心城市和外围城市所具有的市场潜力 MP_{it} 都会下降。于是,本文得到如下推论:

推论 4:市场潜力对中心城市和外围城市经济增长率的影响还会受到市场分割的调节作用,表现为市场分割程度的加剧会弱化市场潜力的经济增长效应。

四、实证研究

(一)模型与变量

本文分别以各城市的经济增长率 $RGDP_{it}$ 和对数形式的国内市场潜力 $\ln MP_{it}$ 及其二次项为被解释变量和核心解释变量,构建如式(12)所示的计量模型:

$$RGDP_{it} = \alpha + \beta_1 \ln MP_{it} + \beta_2 (\ln MP_{it})^2 + \theta X_{it} + \nu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

式(12)中: X_{it} 为一组控制变量,包括劳动力和资本存量两类生产要素,并控制各城市在经济外向性、集聚经济外部性、基础设施建设和创新能力等方面的差异。为尽可能地降低异方差和非线性因素对回归结果带来的偏差,各控制变量均以对数形式纳入模型, θ 为控制变量的回归系数。 ν_i 为城市固定效应, μ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

本文构造了 2000—2018 年 215 个地级及以上城市的长周期、宽截面数据样本^①。同时,为了探讨国内市场潜力的经济增长效应在城市层面的分异,本文将城市样本划分为中心城市和外围城市两个部分^②。各城市的经济增长率数据来源于《中国城市统计年鉴》。对于缺失值,从各城市对应年份的统计公报中提取数据进行补充。为保证回归结果的稳健性,本文还将选取各城市的平均地理坡度和地理中心度作为工具变量来缓解内生性问题,并进一步采用夜间灯光遥感数据替换统计数据开展稳健性检验。

①由于本文研究的时间跨度较长,造成了部分城市在 GDP 增长率、外贸出口额等方面的数据缺失,或行政区划出现了调整,造成了样本删除。尽管如此,从观测样本总量、样本代表性、模型自由度等方面来看,本文的研究样本依然是充足且合适的。感谢审稿专家的修改建议。

②本文将中心城市界定为直辖市、省会城市和计划单列市,其余为外围城市。这种分类不仅与国内市场潜力既考虑经济规模又考虑地理中心度的测算方法相统一,而且综合考虑到了中心城市本身的经济代表性以及中心城市在一定的地理范围内对外围城市的影响和辐射。感谢审稿专家的修改建议。

由于无法获得城市间的双边贸易流量矩阵,因而无法测算出各城市的实际国内市场潜力。基于此,本文采用 Harris(1954)的方法测算各城市的名义国内市场潜力^①,其测算公式为:

$$MP_{it} = \sum_j \frac{GDP_{j,t}}{d_{ij}^\gamma} \quad (13)$$

式(13)中: d_{ij} 为城市*i*与城市*j*之间的地理距离,城市内部的地理距离为 $d_{ii} = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{area_i}{\pi}}$, $area_i$ 为城市*i*的面积。 γ 为地理距离对贸易成本的衰变参数,引入该参数的意义主要体现在两个方面:(1)当采用地理距离来刻画贸易成本时, γ 可以用于缓解地理距离与国内市场潜力间的非线性关系;(2)由于城市间的地理距离不变,因此在第五部分的机制检验中,可以通过改变 γ 的参数值大小来刻画贸易成本下降的情景。Disdier和Head(2008)对一百余篇相关文献进行整理发现, γ 的参数值在-0.04~2.33之间,平均值为0.91。基于此,本文在主回归部分将 γ 的值设定为0.90,而在机制检验部分将 γ 的值下调至0.80。

控制变量方面,在将劳动力规模 L_{it} 和资本存量 K_{it} 两类生产要素纳入模型的基础上,进一步选取外贸出口额占城市GDP的比重 $Export_{it}$ 用以控制海外市场需求的冲击,选取城市人口密度 $Density_{it}$ 用以控制集聚经济外部性的影响,选取人均道路面积 $Road_{it}$ 、三类专利授权量 $Patent_{it}$ 来分别控制各城市在基础设施建设和创新能力方面的差异。

各变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 各变量的描述性统计结果

变量	单位	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
RGDP	%	4 085	11.2030	4.0576	-14.0000	32.3000
lnMP	-	4 085	15.9424	0.8134	13.4596	17.6541
L	万人	4 085	58.9632	91.3424	4.0500	986.8700
K	亿元	4 085	3789.2470	5597.6540	49.8350	66405.1200
Export	%	4 085	13.8973	24.2758	0.0008	291.9542
Density	人/平方千米	4 085	471.2832	335.7724	22.9288	2706.7800
Road	平方米/人	4 085	4.3738	5.9030	0.0452	73.0424
Patent	件	4 085	3210.5140	9037.4330	2	139740

注:外贸出口统计的是产品产值,GDP统计的是增加值,因此造成了部分城市外贸出口额占城市GDP的比重大于100%的现象。

(二) 实证结果分析

表2报告了国内市场潜力对城市GDP增长率的影响效应。其中,模型(2)相对于模型(1)同时控制了城市固定效应和年份固定效应。无论从回归系数的显著性还是从模型的拟合优度来看,模型(2)的回归结果都显著优于模型(1)。与此同时,Hausman检验结果亦指出需要对模型的个体固定效应和时间固定效应进行控制。模型(2)的回归结果显示,国内市场潜力显著推动了城市经济增长率的提高($\beta_1 = 29.5493$),这与现有文献大都对市场潜力的经济增长效应持肯定观点的研究结论相一致(潘文卿,2012;程名望等,2019)。

^①本文同时采用2017年《中国地区投入-产出表》中省内间接使用、省内最终消费、省外流出(不含国际出口)等数据替换Harris(1954)的方法开展了稳健性检验,详细资料备索。感谢审稿专家的修改意见。

表2 国内市场潜力对城市 GDP 增长率的影响效应

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
lnMP	0.2125 (0.74)	29.5493*** (8.09)	74.8016*** (12.82)	45.3209*** (8.09)	
(lnMP) ²			-2.3809*** (-12.99)	-0.5216*** (-3.46)	
ΔlnMP					123.9112*** (10.47)
lnL	0.5338** (1.97)	-0.1924 (-0.61)	0.6160*** (2.78)	0.1455 (0.47)	-0.0792 (-0.23)
lnK	-0.5727** (-2.22)	-0.7874** (-2.14)	-0.7427*** (-2.88)	-0.5780 (-1.63)	0.0019 (0.01)
lnExport	0.9402*** (9.38)	0.3576*** (2.98)	0.6993*** (7.57)	0.3696*** (3.05)	0.2431** (2.07)
lnDensity	0.6200*** (2.96)	-2.0779** (-2.05)	0.4139** (2.13)	-1.6384* (-1.79)	0.8476 (1.11)
lnRoad	0.1789 (1.25)	-0.0450 (-0.23)	0.2206* (1.66)	-0.0610 (-0.30)	-0.0157 (-0.08)
lnPatent	-0.9799*** (-6.04)	0.0220 (0.13)	-0.3018 (-1.57)	0.1741 (0.97)	0.2672 (1.58)
常数项	10.9520*** (2.86)	-408.2915*** (-7.71)	-573.2314*** (-12.52)	-533.2240*** (-8.80)	-8.7946 (-1.63)
固定城市	否	是	否	是	是
固定年份	否	是	否	是	是
拟合优度	0.1997	0.5880	0.3310	0.5916	0.6564
样本量	4 085	4 085	4 085	4 085	3 870

注:括号中的数值为z统计量,***、**、*表示分别通过了1%、5%和10%的显著性检验。

在模型(3)和模型(4)中,本文进一步引入了国内市场潜力的二次项,其回归结果均展示了国内市场潜力与城市 GDP 增长率之间的倒 U 型关系。以采用双固定效应的模型(4)为例,国内市场潜力一次项的回归系数依然显著为正,而二次项的回归系数显著为负($\beta_2 = -0.5216$),意味着随着国内市场潜力的持续提升,其对城市 GDP 增长率的促进作用反而出现了减弱。

针对模型(4)的回归结果,一个值得辨析的问题是,国内市场潜力的经济增长效应的减弱是否意味着当前阶段国内市场对于城市经济增长而言不再重要? 本文认为这种判断扭曲了上述实证分析的结论,理由是:首先,以模型(4)的回归系数为依据,当国内市场潜力(lnMP)超过 43.45 时^①,国内市场潜力的进一步增强才会制约城市的经济增长,而在本文的观测样本中,尚没有城市的国内市场潜力超过这一门槛,即所有观测样本均处于倒 U 型曲线的左侧,国内市场潜力的进一步提升依然对城市经济增长产生显著的促进作用;其次,在模型(5)中,本文以国内市场潜力的变化量(ΔlnMP)为解释变量,其回归系数显著为正,再次验证了国内市场潜力的提升有利于城市 GDP 增长率的提高;最后,需要说明的是,本文实证分析的被解释变量为城市 GDP 增长率,而非 GDP 本身。毫无疑问,拥有广阔的国内市场对于城市维持一定规模的生产总值、抵御外部风险而言不可或缺。

综合而言,正确地理解国内市场潜力与城市 GDP 增长率之间的倒 U 型关系需要把握两

①根据模型(4)的回归结果绘制抛物线,通过求解抛物线的对称轴和极值点计算得到。

点,一是国内市场潜力依然显著地促进了城市经济增长率的提高,但促进作用出现了下降;二是不应否定国内市场的作用和地位,而是要探讨造成国内市场潜力的经济增长效应出现减弱的原因。

在理论模型部分,本文提出了推论1,即初始市场潜力较大的中心城市,在随后的发展中其市场潜力的增长幅度出现了放缓,不及初始市场潜力较小的外围城市。那么,国内市场潜力与城市GDP增长率之间的倒U型关系是否会在中心城市和外围城市中出现分异呢?对此,表3进行了检验。模型(8)和模型(9)的回归结果显示,国内市场潜力一次项的回归系数均显著为正,且二次项的回归系数均显著为负,即不论在中心城市中还是在外围城市中都出现了国内市场潜力与城市GDP增长率之间的倒U型关系。与此同时,本文关于国内市场潜力的测算结果也显示,2000—2018年间中心城市的国内市场潜力年平均增幅为13.41%,与外围城市13.35%的年平均增幅基本持平,未如预期那样显著低于外围城市,因此并不支持推论1的假设。另外,与表2的观点一致,模型(10)和模型(11)的回归结果也同样表明,国内市场潜力依然显著地促进了中心城市和外围城市GDP增长率的提高,但其经济增长效应出现了下降。

表3 国内市场潜力的经济增长效应在城市层面的分异

变量	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)	模型(11)
	中心城市	外围城市	中心城市	外围城市	中心城市	外围城市
$\ln MP$	14.6620** (2.24)	34.1170*** (8.14)	37.3163*** (4.67)	47.9983*** (6.91)		
$(\ln MP)^2$			-0.7784*** (-5.22)	-0.4575** (-2.33)		
$\Delta \ln MP$					74.5987*** (4.19)	139.6817*** (10.23)
$\ln L$	0.2641 (0.42)	-0.1407 (-0.40)	0.6175 (1.05)	0.1627 (0.46)	-0.2276 (-0.39)	-0.0131 (-0.03)
$\ln K$	-0.1054 (-0.17)	-1.1447*** (-2.65)	-0.1750 (-0.33)	-0.8973** (-2.06)	-0.3185 (-0.60)	-0.0037 (-0.01)
$\ln Export$	0.9536** (2.37)	0.2461** (2.16)	0.9321** (2.39)	0.2553** (2.20)	0.7832** (2.03)	0.1494 (1.37)
$\ln Density$	-1.9143** (-2.59)	-1.1505 (-0.80)	-1.1808* (-1.71)	-0.8525 (-0.57)	-0.7745 (-1.17)	2.4138* (1.96)
$\ln Road$	0.1879 (0.31)	-0.0976 (-0.45)	-0.2445 (-0.48)	-0.0821 (-0.38)	0.0883 (0.14)	-0.0191 (-0.10)
$\ln Patent$	-0.3113 (-0.43)	-0.0071 (-0.04)	0.2095 (0.30)	0.1141 (0.62)	0.2794 (0.43)	0.2203 (1.28)
常数项	-194.1282** (-2.14)	-479.1293*** (-7.87)	-367.4276*** (-3.80)	-589.1072*** (-8.13)	8.1823 (1.50)	-19.3551** (-2.44)
固定城市	是	是	是	是	是	是
固定年份	是	是	是	是	是	是
拟合优度	0.6528	0.5912	0.6674	0.5936	0.7241	0.6604
样本量	665	3 420	665	3 420	630	3 240

注:括号中的数值为z统计量,***、**、*表示分别通过了1%、5%和10%的显著性检验。

(三) 稳健性检验

针对国内市场潜力与城市GDP增长率之间的倒U型关系,本文从两个方面开展了稳健性检验:其一,考虑到国内市场潜力与城市GDP增长率之间可能存在的内生性问题,本文以

各城市的平均地理坡度和地理中心度作为工具变量开展了2SLS回归。其中,地理中心度采用各城市距离十大港口^①最近的地理距离来衡量。另外需要说明的是,由于地理坡度和地理中心度是城市截面数据,因此本文借鉴孙传旺等(2019)的处理办法,将地理坡度、地理中心度与年度虚拟变量的交乘项作为工具变量引入模型,回归结果如表4的模型(12)—(14)所示。其二,本文还采用了夜间灯光遥感数据替代统计数据^②,重新计算了各城市的GDP增长率及国内市场潜力,回归结果如表4的模型(15)—(17)所示。总体而言,表4的稳健性检验结果显示,国内市场潜力二次项的回归系数均显著为负,进一步证实了国内市场潜力与城市GDP增长率之间的倒U型关系。

表4 稳健性检验结果

变量	模型(12) 全部城市	模型(13) 中心城市	模型(14) 外围城市	模型(15) 全部城市	模型(16) 中心城市	模型(17) 外围城市
lnMP	78.0917*** (8.08)	27.0311*** (3.40)	121.9973*** (9.19)	0.0401** (2.34)	0.0522* (1.81)	0.0397* (1.83)
(lnMP) ²	-2.4797*** (-7.43)	-0.6336** (-2.28)	-3.9955*** (-8.85)	-0.0142*** (-2.83)	-0.0201** (-2.23)	-0.0128** (-2.08)
lnL	0.6046** (2.40)	0.6583 (1.44)	0.6373** (2.21)	-0.0028 (-0.62)	-0.0007 (-0.08)	-0.0046 (-0.90)
lnK	-1.1884*** (-4.44)	-1.8379*** (-3.74)	-0.9840*** (-3.04)	-0.0041 (-0.89)	-0.0105 (-0.91)	-0.0051 (-0.97)
lnExport	0.9136*** (6.83)	1.4314*** (5.49)	0.8212*** (5.88)	-0.0012 (-0.77)	-0.0013 (-0.38)	-0.0016 (-0.87)
lnDensity	3.9036*** (3.74)	-0.1398 (-0.16)	8.5838*** (4.85)	-0.0072** (-2.14)	-0.0062 (-0.87)	-0.0078** (-1.98)
lnRoad	0.6199*** (3.02)	0.3886 (0.80)	0.6836*** (3.09)	-0.0082*** (-4.06)	-0.0103* (-1.81)	-0.0104*** (-4.29)
lnPatent	0.3805** (2.49)	0.3555 (0.94)	0.3705** (2.27)	0.0012 (0.47)	0.0065 (0.91)	0.0009 (0.34)
常数项	0.6046** (2.40)	0.6583 (1.44)	0.6373** (2.21)	0.0849*** (4.73)	0.0979** (2.17)	0.0966*** (4.19)
LM 统计量的 p 值	0.005	0.001	0.000	-	-	-
Wald F 统计量	13.577	13.662	15.786	-	-	-
固定城市	是	是	是	是	是	是
固定年份	否	否	否	是	是	是
拟合优度	-	-	-	0.3785	0.4608	0.3847
样本量	4 085	665	3 420	2 782	455	2 327

注:括号中的数值为 z 统计量,***、**、*表示分别通过了1%、5%和10%的显著性检验。针对工具变量的检验显示LM统计量的p值小于0.1,且Wald F统计量超过了Stock-Yogo给出的10%的临界值(9.48),表明工具变量通过了不可识别检验和弱工具变量检验,但地理坡度、地理中心度与年度虚拟变量的交乘项过多,导致模型存在一定程度的过度识别问题。为此,本文每间隔五年选择了2000年、2006年、2012年和2018年的交乘项作为工具变量。本表只报告了2SLS第二阶段回归结果。

①大连港、唐山港、天津港、青岛港、连云港、上海港、宁波港、厦门港、广州港、钦州港。

②多篇文献指出了夜间灯光遥感数据在某些方面相对于统计数据的优势(Henderson et al.,2012;徐康宁等,2015)。目前可获得的夜间灯光遥感数据有两种格式,DMSP/OLS格式(2000—2013年)和NPP/VIIRS格式(2013—2018年)。由于两类格式基于不同的算法展开,因此本文选择时间跨度更长的DMSP/OLS格式的夜间灯光遥感数据进行稳健性检验。

五、机制检验

接下来,本文着重探讨造成国内市场潜力与城市 GDP 增长率之间呈现倒 U 型关系的原因,以及其间的作用机制。根据理论模型的推论 2、推论 3 和推论 4,本文着重关注三个方面的因素,分别是产业结构变迁、贸易成本下降和市场分割制约。

(一) 产业结构变迁

1. 作用机制与检验策略

配第-克拉克定理指出,一个地区的产业发展大体上沿着由第一产业向第二产业、再向第三产业的方向演进。如图 2 所示,我国各城市的产业发展也基本印证了这一趋势,且中心城市去工业化进程走在外围城市之前。在三大产业中,以规模经济和可贸易性为特征的第二产业对国内市场潜力的依赖性更强,而第一产业受土地资源的限制、第三产业受弱贸易特征的约束,则更加依赖城市内部的市场规模。

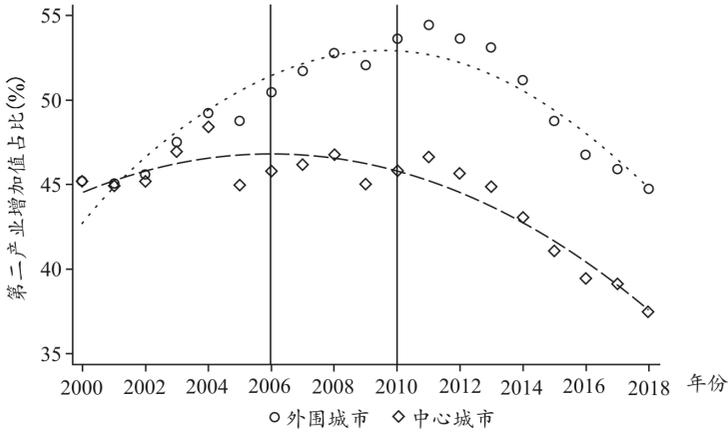


图 2 2000—2018 年各城市第二产业增加值占比的分箱散点图

为了检验产业结构变迁的作用机制,本文以第二产业增加值占 GDP 的比重构造了产业结构变迁的调节变量 $Industry_{it}$,并构建了如式(14)所示的调节效应模型:

$$RGDP_{it} = \alpha + \beta_1 \ln MP_{it} + \beta_2 (\ln MP_{it})^2 + \eta Industry_{it} + \gamma_1 Industry_{it} \times \ln MP_{it} + \gamma_2 Industry_{it} \times (\ln MP_{it})^2 + \theta X_{it} + \mu_t + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

式(14)中:本文纳入了第二产业增加值占比与国内市场潜力的一次交互项 $Industry_{it} \times \ln MP_{it}$ 和二次交互项 $Industry_{it} \times (\ln MP_{it})^2$,回归系数 γ_1 和 γ_2 联合报告了产业结构调节效应的方向和大小。其他变量的含义同式(12)。对于包含一次交互项和二次交互项的式(14)而言,考察国内市场潜力对城市 GDP 增长率的边际效应,还需要计算式(15)所示的偏导数(Brambor, 2006; Law et al., 2018)。

$$\left. \frac{\partial RGDP_{it}}{\partial \ln MP_{it}} \right|_{Industry_{it}} = \beta_1 + 2\beta_2 \ln MP_{it} + \gamma_1 Industry_{it} + 2\gamma_2 Industry_{it} \times \ln MP_{it} \quad (15)$$

2. 检验结果分析

表 5 报告了产业结构变迁作用机制的检验结果。在仅纳入第二产业增加值占比与国内市场潜力一次交互项的模型(18)和模型(19)中,针对中心城市和外围城市的回归系数均为

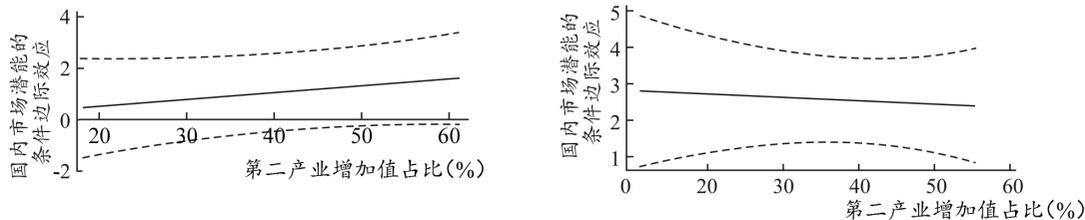
正,说明产业结构向第二产业集中能够提高国内市场潜力对城市 GDP 增长率的贡献。由于我国中心城市和外围城市的产业结构变迁均出现了不同程度的去工业化趋势,因此上述结论意味着产业结构的去工业化是造成国内市场潜力的经济增长效应下降的一个重要原因。然而遗憾的是,模型(18)和模型(19)中一次交互项的回归系数虽然为正,但未能通过显著性检验。

表 5 产业结构变迁的作用机制检验

变量	模型(18)	模型(19)	模型(20)	模型(21)
	中心城市	外围城市	中心城市	外围城市
$\ln MP$	12.5488 (1.60)	28.7072*** (6.36)	-174.6210*** (-3.21)	105.5765*** (7.02)
$Industry$	0.3362 (0.63)	0.6399*** (3.56)	-48.2882*** (-5.04)	5.3729*** (3.63)
$Industry \times \ln MP$	0.0271 (1.50)	0.0053 (0.74)	3.0354*** (3.54)	-0.2983 (-0.70)
$(\ln MP)^2$			2.7365*** (2.67)	-1.5673** (-2.30)
$Industry \times (\ln MP)^2$			-0.0943*** (-3.53)	0.0092 (0.68)
控制变量	是	是	是	是
固定城市	是	是	是	是
固定年份	是	是	是	是
拟合优度	0.6669	0.6165	0.6880	0.6177
样本量	665	3 420	665	3 420

注:括号中的数值为 z 统计量,***、** 表示分别通过了 1%和 5%的显著性检验。

在实证分析部分,本文考虑了国内市场潜力对城市 GDP 增长率的非线性影响,因此在模型(20)和模型(21)中进一步纳入了第二产业增加值占比与国内市场潜力的二次交互项。为了便于直观考察,本文进一步绘制了不同的第二产业增加值占比下,国内市场潜力对城市 GDP 增长率的条件边际效应及 95%的置信区间,如图 3 所示。针对中心城市的回归结果及条件边际效应图显示,尽管二次交互项的回归系数显著为负,但在第二产业增加值占比的可选区间内,一次交互项和二次交互项的联合效应依然证实产业结构的去工业化造成了国内市场潜力对中心城市经济增长效应的下降。然而,该作用机制仅在中心城市中成立,在外围城市中一次交互项和二次交互项的回归系数均未通过显著性检验,且其条件边际效应也并不支持产业结构的去工业化造成了国内市场潜力对外围城市经济增长效应的下降。至于其中的原因,可能是由于各外围城市在工业化和去工业化进程上不一致等因素造成的。



注:两条虚线之间为 95%的置信区间。

(a) 中心城市

(b) 外围城市

图 3 不同产业结构下国内市场潜力对城市 GDP 增长率的条件边际效应

(二) 贸易成本下降

1. 作用机制与检验策略

新经济地理学关于贸易成本与经济活动空间分布的“钟型关系”(Henderson et al., 2018)指出:当贸易成本极端高时,经济活动的空间分布倾向于分散,此时市场潜力并无过多的实际意义;随着贸易成本下降,集聚经济的优势开始呈现并得到强化,此时市场潜力的提升给中心城市带来不成比例的好处,外围城市将面临更加激烈的市场竞争以及来自中心城市的虹吸效应。尽管本文无法对我国城市间贸易成本的下降进行准确测算,但这一趋势从我国长期保持高位的交通基础设施建设中就可见一斑(刘晴、邵智,2018);进入21世纪以来,我国牢牢把握以交通基础设施建设服务国家重大战略的基本定位,全面铺开“五纵五横”综合运输大通道的建设,不断完善以高速铁路、普通铁路、高速公路为骨干,以普通国道、省道等为基础的综合交通运输网络。

为了检验贸易成本下降的作用机制,本文考虑了两种检验手段:一是将地理距离对贸易成本的衰变参数 γ 由实证研究部分的0.9下调至0.8,用以刻画贸易成本下降对城市间地理距离产生的时空压缩效应。在此基础上,重新测算贸易成本下降情景下各城市的国内市场潜力;二是采用交通基础设施“单位里程货运量的增加”来刻画贸易成本的下降。为此,本文计算了2000—2018年铁路、公路、水路的单位里程货运量,并以它们各自货运量占总货运量的比例为权重进行求和,以取倒数后的值作为新的衰变参数。

2. 检验结果分析

表6报告了贸易成本下降的作用机制检验结果。其中, $\Delta \ln MP_a$ 代表将衰变参数 γ 下调至0.8时国内市场潜力的变化量, $\Delta \ln MP_b$ 代表采用单位里程货运量来刻画贸易成本下降时国内市场潜力的变化量。在针对中心城市的模型(22)、(24)中, $\Delta \ln MP_a$ 和 $\Delta \ln MP_b$ 的回归系数均未通过显著性检验,而在针对外围城市的模型(23)、(25)中, $\Delta \ln MP_a$ 和 $\Delta \ln MP_b$ 的回归系数均显著为负。上述回归结果表明,贸易成本下降引致的国内市场潜力变化显著降低了外围城市的GDP增长率。结合新经济地理学关于贸易成本与经济活动空间分布的论述,本文认为贸易成本下降不仅仅带来了外围城市国内市场潜力的提升,同时也加剧了城市之间为争夺市场空间而产生的竞争效应,甚至强化了中心城市对外围城市的虹吸效应。至于贸易成本下降为何没有给中心城市GDP增长率带来显著影响,可能的原因是贸易成本下降虽然加剧了中心城市所面临的市场竞争,但也强化了中心城市的集聚经济优势。

表6 贸易成本下降的作用机制检验

变量	模型(22)	模型(23)	模型(24)	模型(25)
	中心城市	外围城市	中心城市	外围城市
$\Delta \ln MP_a$	-41.7887 (-0.95)	-180.3201*** (-5.76)		
$\Delta \ln MP_b$			-54.6553 (-0.94)	-217.4999*** (-6.61)
控制变量	是	是	是	是
固定城市	是	是	是	是
固定年份	是	是	是	是
拟合优度	0.6731	0.5895	0.6728	0.5942
样本量	665	3 420	665	3 420

注:括号中的数值为 z 统计量,***表示通过了1%的显著性检验。

考虑到贸易成本下降对地理距离所产生的时空压缩效应主要体现在跨城市之间。因此,在表7中,本文剔除了贸易成本下降对城市内部市场潜力带来的影响,仅关注了各城市之间的外部市场潜力的变化。模型(27)和模型(29)关于外围城市的回归结果依然验证了贸易成本下降的作用机制,但在中心城市中该作用机制仍然没有得到证实。

表7 剔除城市内部市场潜力变化后贸易成本下降的作用机制检验

变量	模型(26)	模型(27)	模型(28)	模型(29)
	中心城市	外围城市	中心城市	外围城市
$\Delta \ln MP_a$	-3.7809 (-0.29)	-2.5524* (-1.73)		
$\Delta \ln MP_b$			-4.3916 (-0.11)	-2.1883* (-1.82)
控制变量	是	是	是	是
固定城市	是	是	是	是
固定年份	是	是	是	是
拟合优度	0.6760	0.5686	0.6765	0.5682
样本量	665	3 420	665	3 420

注:括号中的数值为z统计量,*表示通过了10%的显著性检验。

(三) 市场分割制约

1. 作用机制与检验策略

市场分割会带来地方保护和行政垄断,限制国内市场潜力对城市经济增长的促进作用(王明涛、谢建国,2020)。改革开放之后,随着市场经济体制的逐步建立,我国统一市场化进程不断推进,但跨地区贸易在一定程度上依然面临着市场分割带来的制约(黄贇琳、姚婷婷,2020)。为了检验市场分割的作用机制,本文测算了市场分割指数 $Segment_{it}$ 并以此为调节变量,构建了如式(16)所示的调节效应模型:

$$RGDP_{it} = \alpha + \beta_1 \ln MP_{it} + \beta_2 (\ln MP_{it})^2 + \xi Segment_{it} + \lambda_1 Segment_{it} \times \ln MP_{it} + \lambda_2 Segment_{it} \times (\ln MP_{it})^2 + \theta X_{it} + \mu_i + \nu_i + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

式(16)中:本文纳入了市场分割指数与国内市场潜力的一次交互项 $Segment_{it} \times \ln MP_{it}$ 和二次交互项 $Segment_{it} \times (\ln MP_{it})^2$, 回归系数 λ_1 和 λ_2 联合报告了市场分割调节效应的方向和大小。其他变量的含义同式(12)。

针对市场分割指数的测算,本文采用了 Parsley 和 Wei(2001)开发的“相对价格法”。该方法以“一价原理”和“冰山贸易成本”为理论基础,已经被广泛地应用于研究各国和地区的市场分割状况,展现了良好的适用性。有关“相对价格法”的详细介绍和操作步骤可参考陆铭和陈钊(2009)等学者的文献,限于篇幅不再赘述,仅作如下说明:

其一,选取食品、粮食、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、家用电器及音像器材、书报杂志及电子出版物、中西药品及医疗保健共计八类零售商品价格指数来测算市场分割指数,受数据可得性和连续性的限制,测算的时间跨度为2004—2018年,市场分割指数的整体变化趋势如图4所示。其二,由于缺失地级市层面的零售商品价格指数,本文测算的市场分割指数是省级层面的。考虑到行政区划的影响,本文认为同一省份内部不同城市间的市场整合程度较高,而跨省份的城市间市场分割相对严重。基于这样的思路,本文将省级层面的市场分割指数匹配到地级市层面。

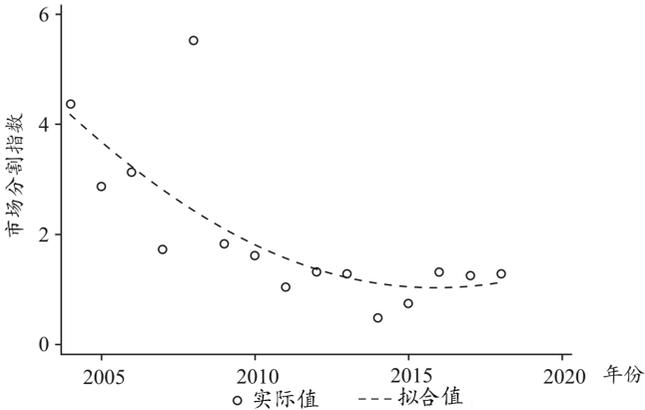


图4 2004—2018年市场分割指数的分箱散点图

2. 检验结果分析

表8报告了市场分割作用机制的检验结果。在仅纳入市场分割指数与国内市场潜力一次交互项的模型(30)、(31)中,该一次交互项的回归系数为正,且在中心城市样本中通过了显著性检验。在模型(32)、(33)中,进一步纳入了市场分割指数与国内市场潜力的二次交互项,针对中心城市的回归结果中两个交互项的回归系数均未通过显著性检验,而针对外围城市的回归结果中,一次交互项系数显著为正,但二次交互项系数显著为负。为了便于直观考察,本文进一步绘制了不同的市场分割程度下国内市场潜力对城市GDP增长率的条件边际效应及95%的置信区间,如图5所示。通过图5可以看出,随着市场分割程度的加剧,国内市场潜力对中心城市GDP增长率的条件边际效应并未带来明显影响,但却明显降低了国内市场潜力对外围城市的经济增长效应。然而,由于我国的市场分割指数整体上呈现下降趋势,如图4所示,市场分割程度的改善将有利于提高国内市场潜力的经济增长效应,因此市场分割的作用机制并不成立。

表8 市场分割制约的作用机制检验

变量	模型(30)	模型(31)	模型(32)	模型(33)
	中心城市	外围城市	中心城市	外围城市
$\ln MP$	20.7840*** (3.09)	39.3566*** (8.95)	78.0872*** (9.53)	76.0831*** (10.32)
$Segment$	-1.2757** (-2.05)	-0.5683 (-0.75)	-26.2408 (-0.29)	-70.1882*** (-4.41)
$Segment \times \ln MP$	0.0835** (2.12)	0.0495 (1.05)	1.6870 (1.14)	4.4966*** (3.21)
$(\ln MP)^2$			-0.5766* (-1.94)	0.0491 (0.17)
$Segment \times (\ln MP)^2$			-0.0538 (-1.13)	-0.1427*** (-3.19)
控制变量	是	是	是	是
固定城市	是	是	是	是
固定年份	是	是	是	是
拟合优度	0.7413	0.6646	0.7467	0.6661
样本量	525	2 700	525	2 700

注:括号中的数值为z统计量,***、**、*表示分别通过了1%、5%和10%的显著性检验。

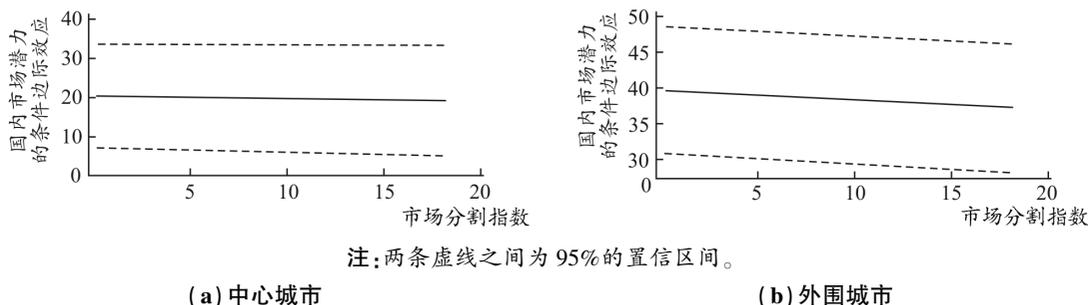


图5 不同市场分割程度下国内市场潜力对城市GDP增长率的条件边际效应

六、结论与政策建议

(一) 结论

本文以市场潜力来衡量各城市对中国超大规模国内市场的可接近性,研究了国内市场潜力推动城市经济增长的效应演化,并从产业结构变迁、贸易成本下降和市场分割制约三个视角阐述了其间的作用机制。研究结论指出:2000—2018年间,尽管各城市所具有的国内市场潜力不断提升,但更大的国内市场潜力并没有一直带来更高的经济增长率,其经济增长效应呈现出不断减弱的趋势。在区分中心城市和外围城市的实证分析中,国内市场潜力与城市GDP增长率均经历了明显的倒U型转变,且在采用工具变量法缓解内生性问题以及采用夜间灯光遥感数据替换统计数据的稳健性检验中依然得到了证实。

针对国内市场潜力的经济增长效应不断减弱的原因,本文提出了三种推论:(1)产业结构由工业化向去工业化的变迁对国内市场潜力的经济增长效应产生了负向的调节作用。该作用机制在中心城市中得到了证实,但在外围城市中却并不显著。(2)贸易成本下降所引致的国内市场潜力提升加剧了城市之间的市场竞争。该作用机制在外围城市中得到了证实,但在中心城市中却并未被发现。(3)市场分割制约了国内市场潜力对经济增长有效性的发挥。尽管市场分割的确限制了国内市场潜力对经济增长的促进作用,但由于我国的市场分割状况整体上趋于改善,市场分割的作用机制并不成立。

(二) 政策建议

正确地理解国内市场潜力与城市GDP增长率之间的倒U型关系需要把握两点,一是国内市场潜力依然显著地促进了城市经济增长率的提高,但促进作用出现了下降;二是产业结构由工业化向去工业化变迁以及贸易成本下降所引致的市场竞争加剧,是造成国内市场潜力的经济增长效应下降的原因。基于此,本文从城市层面就进一步推动国内市场发展、充分挖掘超大规模国内市场对经济增长的促进作用,提出如下三点政策建议:

第一,针对产业结构变迁造成国内市场潜力的经济增长效应减弱的问题,本文认为需要从两个方面进行调整:一是需要防止各城市过早的去工业化、全面的去工业化。制造业是立国之本、强国之基。进入21世纪后,一些发达经济体相继制定了重返制造业的发展战略,如德国“工业4.0”战略、美国制造业复兴战略等。当前,国内很多学者对中国城市过早和全面的去工业化发展状况提出了担忧(魏后凯、王颂吉,2019;黄群慧,2020),我国政府也适时制定了“中国制造2025”行动纲领。产业结构向第三产业演进是经济发展的普遍规律,但过早的去工业化、全面的去工业化将影响到城市经济增长的基础,应当引起足够重视。二是需要积极培育新业态,尤其是新一代信息技术与制造业深度融合后的新型工业。另外,当今世界

服务贸易正快速发展。2020年我国政府颁布了《全面深化服务贸易创新发展试点总体方案》,中国超大规模国内市场无疑也将为服务贸易的发展壮大提供土壤和平台,但仍需要各城市积极探索和培育。

第二,针对贸易成本下降造成国内市场潜力的经济增长效应减弱的问题,本文认为需要从推动城市间产业互补的角度来缓解市场过度竞争对外围城市的不利影响。贸易成本的下降改善了城市对国内市场的可接近性,提升了城市所面临的国内市场潜力,在获得更多发展机遇的同时,也让城市的经济发展,尤其是外围城市的经济发展遭遇了更加激烈的市场竞争,甚至让外围城市进一步暴露在中心城市的虹吸效应之下。伴随着交通基础设施的完善和制度体制障碍的破除,贸易成本下降的趋势还将继续,各城市必须积极地思考如何在城市群和都市圈中获得自己的发展空间、展示自己的比较优势。本文认为,在区域一体化背景下,外围城市需要在与中心城市的错位发展中寻找国内市场潜力给自己带来的独特发展机遇,例如在中心城市核心产业链上做延伸。与此同时,相邻的外围城市之间也需要结合自身的资源禀赋和比较优势培育特色产业,避免产业过度同构带来的低水平同质竞争,共同分享中国市场体量不断增长所带来的发展红利。

第三,尽管市场分割不是造成国内市场潜力的经济增长效应减弱的原因,但市场分割却限制了国内市场潜力转化为实实在在的国内市场规模。当前阶段,区域一体化和全国统一市场的建设进程快速推进,我国的市场分割状况不断改善,但仍存在很多问题。例如,我国跨城市贸易的成本依然较高。以国际上衡量物流成本的通用指标来看,2018年我国社会物流总费用与GDP的比率为14.8%,与发达国家8%~9%的比率相比还存在很大的降低空间。与此同时,地方保护和制度壁垒在一些地方依然非常严重,推进市场整合进入到了“深水区”和体制机制层面,更加依赖中央政府的顶层设计和地方政府之间的相互协调。因此,未来我国还需要进一步解决造成城市间市场分割的基础设施短板和体制机制障碍,以市场整合为途径,推动国内市场潜力向实实在在的国内市场规模转变,切实发挥超大规模国内市场在促进城市经济健康发展等方面的巨大潜力。

参考文献:

1. 蔡之兵、满舰远,2016:《中国超大城市带动区域经济增长的效应研究》,《上海经济研究》第11期。
2. 程名望、贾晓佳、仇焕广,2019:《中国经济增长(1978—2015):灵感还是汗水?》,《经济研究》第7期。
3. 韩峰、庄宗武、李丹,2020:《国内大市场优势推动了中国制造业出口价值攀升吗?》,《财经研究》第10期。
4. 黄群慧,2020:《“十四五”时期深化中国工业化进程的重大挑战与战略选择》,《中共中央党校(国家行政学院)学报》第2期。
5. 黄晶晶、姚婷婷,2020:《市场分割与地区生产率:作用机制与经验证据》,《财经研究》第1期。
6. 孔令池、高波、黄妍妮,2017:《中国省区市场开放、地方政府投资与制造业结构差异》,《财经研究》第7期。
7. 蓝海林、李铁瑛、黄婵丽,2011:《中国经济改革的下一个目标:做强企业与统一市场》,《经济学家》第1期。
8. 刘晴、邵智,2018:《交通基础设施的贸易成本效应:基于二元经济框架的理论分析与中国经验》,《世界经济研究》第2期。
9. 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。
10. 潘文卿,2012:《中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应》,《经济研究》第1期。
11. 乔彬、张蕊、雷春,2019:《高铁效应、生产性服务业集聚与制造业升级》,《经济评论》第6期。
12. 孙传旺、罗源、姚昕,2019:《交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据》,《经济研究》第8期。
13. 王明涛、谢建国,2020:《中国出口企业“低加成率悖论”:基于市场分割的再检验》,《经济评论》第5期。
14. 魏后凯、王颂吉,2019:《中国“过度去工业化”现象剖析与理论反思》,《中国工业经济》第1期。
15. 徐康宁、陈丰龙、刘修岩,2015:《中国经济增长的真实性和全球夜间灯光数据的检验》,《经济研究》第9期。
16. 易先忠、晏维龙、李陈华,2016:《国内大市场与本土企业出口竞争力——来自电子消费品行业的新发现

及其解释》，《财贸经济》第4期。

17. 尹靖华、韩峰, 2019:《市场潜力、厚劳动力市场与城市就业》,《财贸经济》第4期。
18. Brambor, T. 2006. "Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses." *Political Analysis* 14(1): 63-82.
19. Brühlhart, M., K. Desmet, and G. P. Klinke. 2020. "The Shrinking Advantage of Market Potential." *Journal of Development Economics* 147(102529).
20. Disdier, A. C., and K. Head. 2008. "The Puzzling Persistence of the Distance Effect on Bilateral Trade." *Review of Economics and Statistics* 90(1): 37-48.
21. Fujita, M., P. Krugman, and A. Venables. 1999. *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. Cambridge: MIT Press.
22. Harris, C. 1954. "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States." *Annals of the Association of American Geographers* 44(4): 315-348.
23. Head, K., and T. Mayer. 2011. "Gravity, Market Potential and Economic Development." *Journal of Economic Geography* 11(2): 281-294.
24. Henderson, J. V., A. Storeygard, and D. Weil. 2012. "Measuring Economic Growth from Outer Space." *American Economic Review* 102(2): 994-1028.
25. Henderson, J. V., T. Squires, A. Storeygard, and D. Weil. 2018. "The Global Distribution of Economic Activity: Nature, History and the Role of Trade." *Quarterly Journal of Economics* 133(1): 357-406.
26. Jacks, D. S., and D. Novy. 2018. "Market Potential and Global Growth over the Long Twentieth Century." *Journal of International Economics* 114: 221-237.
27. Law, S. H., A. M. Kutan, and N. A. M. Naseem. 2018. "The Role of Institutions in Finance Curse: Evidence from International Data." *Journal of Comparative Economics* 46(1): 174-191.
28. Liu, D., and C. M. Meissner. 2015. "Market Potential and the Rise of US Productivity Leadership." *Journal of International Economics* 96(1): 72-87.
29. Parsley, D. C., and S. J. Wei. 2001. "Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: A Price Based Approach." NBER Working Paper 8468.
30. Redding, S., and A. J. Venables. 2004. "Economic Geography and International Inequality." *Journal of International Economics* 62(1): 53-82.

The Effect Evolution and the Mechanisms of the Potential of Domestic Market Promoting Urban Economic Growth

Guo Jin and Lan Yefan

(Business school of Nanjing Normal University)

Abstract: This paper empirically tests the effect evolution of domestic market potential in promoting urban economic growth, and expounds its mechanisms from the perspectives of industrial structure changes, trade costs decline, and market segmentation constraints. The results indicate that with the continuous improvement of the domestic market potential, its role in promoting urban GDP growth rate shows a declining trend, which is still confirmed in the sub-sample regression and multiple robustness tests of central-peripheral cities. The mechanisms behind this phenomenon is that the change of industrial structure from industrialization to de-industrialization in central cities and the intensification of market competition faced by peripheral cities in the process of reducing trade costs. Although market segmentation will also limit the role of domestic market potential in promoting economic growth, this mechanism is not established due to the improvement of China's market segmentation. From the perspective of alerting to premature and comprehensive deindustrialization of cities, advancing the development of new industrialization and service trade, and promoting complementarity among cities to alleviate market competition, this article puts forward policy suggestions for further exerting the advantages of super-large-scale domestic market and promoting the steady growth of urban economy.

Keywords: Domestic Market Potential, Economic Growth, Industrial Structure, Trade Cost, Market Segmentation

JEL Classification: F16, R12

(责任编辑:陈永清)