

市场邻近、供给邻近与企业生产率

席强敏 孙瑞东*

摘 要 新经济地理理论强调市场邻近和供给邻近带来的市场潜能提高将产生集聚效应，促进生产率的提高，“新”新经济地理理论则在考虑企业异质性后提出选择和类分效应的存在。本文证实了市场与供给邻近是影响企业生产率的重要因素，市场邻近带来的生产率优势略优于供给邻近；进一步识别出由市场和供给邻近带来的生产率优势来源于集聚、选择和类分效应，其中选择效应体现在更高的低效率企业淘汰风险，类分效应则体现在更多的高效率企业进入。

关键词 市场邻近，供给邻近，“新”新经济地理

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.04.15

一、引 言

新经济地理学（New Economic Geography, NEG）在垄断竞争模型基础上，通过把规模报酬递增、不完全竞争和交易成本纳入企业区位选择分析后得出：规模报酬递增促进企业集中在少数能够实现利润最大化的地区进行生产，而运输成本的存在驱动企业邻近客户和供应商。规模报酬递增和运输成本的同时存在驱使企业在市场潜能高的地区进行集中生产，其中市场潜能包括基于需求或者后向关联的市场邻近性和基于生产成本或者前向关联的供给邻近性（Krugman and Venables, 1995; Markusen and Venables, 2000）。市场邻近和供给邻近带来的市场潜能提高将通过规模报酬递增和交易成本下降，提高企业利润率（Brackman *et al.*, 2004），使得企业能够支付更高的工资进而吸引劳动力的集聚，进一步扩大最终消费市场，产生循环累积效应。NEG 模型证实了市场潜能高的地区具有生产率优势，且将这种优势的来源普遍归结为集聚经济效应。

在 NEG 理论基础上，“新”新经济地理理论（NNEG）引入企业异质性，认为不同效率的企业受集聚区的影响并不相同。在市场潜能大的集聚区，企业间竞争程度更加激烈，优胜劣汰的市场机制更容易使低效率企业退出市场，

* 席强敏，中国人民大学应用经济学院；孙瑞东，暨南大学经济学院。通信作者及地址：席强敏，北京市海淀区中关村大街中国人民大学明德主楼 735A 室，100872，电话：(010) 82509643，E-mail: xqm815@126.com。本文得到中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费资助）面上项目（2020030106）的资助。感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见，文责自负。

NNEG 将其称为选择效应 (Melitz, 2003)。与此同时,高效率企业更愿意选择在集聚区布局,类分效应对集聚区的生产率优势具有重要贡献 (Gaubert, 2018)。选择效应和类分效应提高了集聚区内高效率企业的比例,并降低了低效率企业的比例,忽略两种效应的存在将高估集聚效应对集聚区生产率的促进作用,这已被 Baldwin and Okubo (2006) 的理论模型所证明。

市场邻近与供给邻近可以促进企业降低交易成本,获得规模经济,是提升企业生产率的重要驱动力。虽然 NEG 和 NNEG 已为此构建了重要的理论基础,但仍缺乏足够的实证研究支撑。现实中市场邻近与供给邻近是否可以带来企业生产率优势?如存在,哪种邻近占主导地位,以及生产率优势的主要来源是哪些?这些问题仍然扑朔迷离,是本文研究的重点。中国制造业全要素生产率 (TFP) 相比于发达国家仍处于较低水平,对于过去三十年经济增长的贡献率较低 (杨汝岱, 2015),制造业 TFP 水平的提高对于实现中国经济的高质量发展非常关键。从市场和供给邻近的视角对中国制造业企业生产率的影响因素进行实证研究,可以为进一步理解制造业生产率提升的影响机制和引导制造业提质增效提供新的认识。

与本研究相关的文献主要包括两方面:一方面是市场和供给邻近对企业生产率影响的相关研究;另一方面则是大市场区 (供给区) 企业生产率优势来源相关研究。本文在对这两方面已有文献进行整理和总结的基础上,进行了扩展和创新。

一方面,市场邻近、供给邻近对企业生产率的重要性已具有成熟的理论支撑,但仍缺乏全面系统的实证研究。从实证模型的被解释变量来看,现有研究主要关注的是市场和供给邻近对产业空间分布、人均收入、劳动生产率和房价增长率等变量的影响 (Ottaviano and Pinelli, 2006),缺乏对企业全要素生产率影响的实证研究。Krugman (1991) 模型认为最终需求市场邻近是企业生产率的主要驱动因素,Venables (1996) 模型则强调基于产业前后向联系的中间需求市场和中间投入品供给邻近性的重要性。然而现有研究大部分专注于验证 Krugman 模型所反映的最终消费品的市场邻近对产业集聚的作用 (Hanson and Xiang, 2004; 席强敏等, 2016),较少文献探究 Venables 模型所反映的由中间投入产出关联所决定的市场与供给邻近对产业集聚的影响。赵墨等 (2012) 虽然探讨了靠近上下游产业生产和靠近最终消费市场对产业空间分布的影响,但该研究的空间尺度仅停留在省级单元层面,没有考虑省内各城市间空间距离对市场和供给邻近带来的变化,且未考虑企业异质性对市场邻近和供给邻近作用机制的影响。

因此,本文对市场和供给邻近影响企业生产率的相关研究的拓展主要体现在:①在制造业分城市、分行业尺度上将中间需求、最终需求市场邻近和中间投入品供给邻近统一纳入实证模型中,考虑了行业间投入产出关联强度的差异性和城市间的产品贸易,并探讨了靠近市场和靠近供给对企业生

产率提高的相对重要性，以及比较了最终消费市场邻近和中间需求市场邻近带来的生产率优势大小，弥补了已有的基于新经济地理学的实证研究的不足。^②纳入了企业异质性，从企业进入和退出的视角探讨了市场和供给邻近对异质性企业区位选址带来的不同影响。

另一方面，NNEG 理论提出之后，越来越多的城市 and 区域经济学家实证探究了集聚效应、选择效应和类分效应对集聚区生产率优势的作用。Combes *et al.* (2012a) 提出了“无条件分布特征—参数对应”分析方法，其认为集聚效应会使集聚区企业生产率分布整体右移，而选择效应使得生产率分布在左侧发生截断，因此可以通过企业分布特征差别来识别集聚效应和选择效应，并以法国为例进行了实证检验。但在实证研究中关于选择效应存在与否尚无一致定论，有学者实证证明选择效应带来了大城市 (Arimoto *et al.*, 2014、张国峰等, 2017)、集群县市 (刘海洋等, 2015)、大市场地区 (李晓萍等, 2015) 或开发区 (王永进和张国峰, 2016) 的生产率提升；也有实证研究表明选择效应并不存在或作用微弱 (Combes *et al.*, 2012a；余壮雄和杨扬, 2014)。关于类分效应的作用形式同样没有统一的结论，Baldwin and Okubo (2006)、陈强远等 (2016)、Gaubert (2018) 等学者认为高效率企业从集聚区中获得的集聚效益更大，更愿意留在集聚区，表现为集聚区的高效率企业比例更高，而 Fukao *et al.* (2011)、Forslid and Okubo (2015)、张国峰等 (2017) 的研究得出相反的结论，高效率企业更倾向于选择在人口密度低的小城市布局。

目前关于集聚区生产率优势识别的实证研究中除了对开发区这类具有明确空间指向的区域研究以外，都采取本地的人口密度、就业密度或者企业密度等指标反映集聚规模，进而划分集聚区与非集聚区，其中有两处有待改进：^①随着区域间交易成本的下降，区域间产业联系日益紧密，本地人口或者就业规模并不能全面反映其市场规模，需要加入周边市场的潜能；^②每个行业的上下游行业不尽相同，故其面临的中间需求与供给规模不能统一用整个区域的经济指标来衡量。在对集聚区各行业生产率优势的识别中，应充分考虑行业异质性，根据每个行业的潜在市场或者供给规模来划分大小市场区（供给区）。针对以上两点不足，本文首次在 NNEG 模型的基础上，采用包含城市内部和外部的市场邻近与供给邻近指标衡量市场潜能，并按照企业所处行业的市场和供给邻近来判定企业是否处于大市场区（供给区），并在实证过程中考虑了外部市场对大小市场区划分的影响和不同行业面临的中间需求与供给的异质性。

本文后续部分安排如下：第二部分提出本文的理论框架，第三部分介绍数据处理与变量测度过程，第四部分实证检验市场和供给邻近对于企业全要素生产率的影响，第五部分识别了市场和供给邻近带来生产率优势的主要来源，第六部分简要总结。

二、理论框架

借鉴 Venables (1996), Amiti and Javorcik (2008) 以及 Combes *et al.* (2012a) 的研究, 构建本文的理论框架。假定某国家内有 n 个城市, 城市中有农业和制造业两个产业部门, 农业部门只为城市内部生产和提供农产品。制造业部门的每个企业生产差异化产品, 生产需要的要素投入为劳动力 L 、资本 K 和来自制造业部门其他行业生产的中间投入品 Z 。使用下标 i, j 代表城市, u, d 分别代表上、下游行业, 那么城市 i 行业 d 代表性企业的生产函数为:

$$L_{i,d}^{\delta} K_{i,d}^{1-\delta-\mu} Z_u^{\mu} = f + \beta x_{i,d}, \quad (1)$$

其中, f 为固定成本, β 为可变成本, $x_{i,d}$ 为厂商产量。

则企业的利润函数为

$$\pi_{i,d} = p_{i,d} x_{i,d} - w_{i,d}^{\delta_d} r_{i,d}^{1-\delta_d-\mu_d} \prod_u P_{i,u}^{\mu_u} (f + \beta x_{i,d}), \quad (2)$$

其中, $w_{i,d}$ 为工资率, $r_{i,d}$ 为其他要素价格, $P_{i,u}$ 是定义为 CES 函数形式的一系列中间投入品的价格指数, 由来自本地和外地的中间投入品组成:

$$P_{i,u} = \left[\sum_{j=1}^n m_{j,u} (p_{j,u} t_{ij,u})^{1-\sigma_u} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_u}}, \quad (3)$$

其中, $t_{ij,u}$ 为将单位产品从城市 j 运输到城市 i 的冰山成本, 该成本大于或等于 1, 当中间投入品来源于城市 i 内部时, $t_{ij,u} = 1$ 。 σ 为任意一对产品间的替代弹性, 假定 $\sigma > 1$ 。

企业利润最大化条件下可得产品均衡价格为:

$$p_{i,d} = w_{i,d}^{\delta_d} r_{i,d}^{1-\delta_d-\mu_d} \prod_u P_{i,u}^{\mu_u} \beta \frac{\sigma_u}{\sigma_u - 1}. \quad (4)$$

从需求侧来看, 城市 i 行业 d 每个企业的产品不仅作为最终产品销售给城市内部和其他城市的消费者, 同时也作为中间投入品销售给这些地区的下游企业, 那么城市 j 对行业 d 的需求 $c_{j,d}$ 由对本地和外地的需求量共同决定:

$$c_{j,d} = \left[\sum_{i=1}^n (c_{ij,d} / t_{ij,d})^{\frac{\sigma_d-1}{\sigma_d}} \right]^{\frac{\sigma_d}{\sigma_d-1}}. \quad (5)$$

预算约束为:

$$c_{j,d} p_{j,d} = E_{j,d}, \quad (6)$$

其中 $E_{j,d}$ 为消费者和下游行业对行业 d 的总消费支出, 则在效用最大化条件下, 可推导出城市 j 对城市 i 行业 d 的产品需求为:

$$c_{ji,d} = (p_{i,d})^{-\sigma_d} (t_{ij,d})^{1-\sigma_d} (P_{j,d})^{\sigma_d-1} E_{j,d}. \quad (7)$$

将所有消费需求加总起来, 得出市场出清条件下 i 城市 d 行业产量为:

$$x_{i,d} = (p_{ij,d})^{-\sigma_d} \left[\sum_{j=1}^n (t_{ij,d})^{1-\sigma_d} E_{j,d} (P_{j,d})^{\sigma_d-1} \right]. \quad (8)$$

由于劳动力需求仅与可变成本和工资相关，因此城市 i 行业 d 代表性厂商的劳动力需求可定义为关于两者的函数： $l_{i,d}(\beta, \omega)$ 。

那么城市 i 行业 d 代表性企业劳动生产率的自然对数即为：

$$\varphi_{i,d}(\beta) = \ln\left(\frac{x_{i,d}(\beta)}{l_{i,d}(\beta)}\right) = \ln(x_{i,d}(\beta)) - \ln(l_{i,d}(\beta, \omega)). \quad (9)$$

将式 (4)、(8) 代入式 (9) 中，则可以得到：

$$\begin{aligned} \varphi_{i,d}(\beta) = & -\sigma_d \delta_d \ln \omega_i - \ln l_{i,d}(\beta, \omega_{i,d}) - \sigma_d (1 - \delta_d - \mu_d) \ln r_i - \sigma_d \ln \beta \\ & - \sigma_d \ln \frac{\sigma_u}{\sigma_u - 1} - \sigma_d \mu_u \ln P_{i,u} + \ln \left[\sum_{j=1}^n (t_{ij,d})^{1-\sigma_d} E_{j,d} (P_{j,d})^{\sigma_d-1} \right]. \end{aligned} \quad (10)$$

上式中，倒数第二项中 $\ln P_{i,u}$ 为一系列中间投入品的价格指数，其系数 $-\sigma_d \mu_u$ 小于 0，表明较低的中间投入品价格指数会带来生产率的提高，但由于现实中，各行业的价格指数难以测度，本文借鉴 Amiti and Javorcik (2008) 的方法，通过测度邻近潜在供给者的程度 SA 逆向反映价格指数，那么较高的供给邻近便会对企业生产率产生正向影响。最后一项 $\ln \left[\sum_{j=1}^n (t_{ij,d})^{1-\sigma_d} E_{j,d} (P_{j,d})^{\sigma_d-1} \right]$ 表达了其他厂商和消费者对产品的需求，越靠近消费者和下游企业，越能获得更大的市场潜能，进而提高企业的生产率，因而生产率表达式可以写为：

$$\varphi_{i,d}(\beta) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \omega_i + \gamma_2 \ln r_i + \gamma_m \ln MA + \gamma_s \ln SA. \quad (11)$$

由式 (10) 可得 $\gamma_m > 0$ ， $\gamma_s > 0$ 。企业越靠近其上游产业，即中间投入品市场，能够降低运输成本；越靠近消费市场，会有越多的消费者购买其产品，获得规模经济。因此本文提出假说 1。

假说 1：市场和供给邻近可以促进企业生产率提高。

进一步来看，结合 NNEG 理论和已有相关文献判断，集聚效应、选择效应和类分效应是市场和供给邻近带来的生产率优势的来源。同类产业集聚产生马歇尔外部性，通过中间投入品共享、劳动力市场蓄水池和知识溢出机制带来生产率的提高，多样化产业集聚产生的雅各布斯外部性也会通过知识溢出促进创新，进而提升生产率。这两种类型的集聚经济均会使企业生产率水平获得普遍性的提升，表现为大市场区（供给区）企业的生产率分布整体右移。选择效应使大市场区（供给区）的低效率企业在激烈的市场竞争下退出市场，表现为企业生产率分布呈现“左截断”特征；高效率企业从大市场区（供给区）的集聚经济中获益更大，更趋向于在大市场区（供给区）集聚，在类分效应的作用下，大市场区（供给区）企业生产率分布呈现“右拖尾”特征。因此，本文提出假说 2。

假说 2：市场和供给邻近带来的生产率优势是由集聚效应、选择效应和类分效应共同作用的结果。

三、计量模型与指标设定

(一) 计量模型

根据上文的理论分析,并结合中国实践和微观数据的特点,本文将式(11)拓展为包含其他控制变量的实证估计模型:

$$TFP_{i,d,t} = \gamma_0 + \gamma_m \ln MA_{i,d,t} + \gamma_s \ln SA_{i,d,t} + \gamma_X X_{i,d,t} + \mu_i + \mu_d + \mu_t + \epsilon_{i,d,t}, \quad (12)$$

其中, $TFP_{i,d,t}$ 为城市 i 行业 d 在 t 年的全要素生产率, $\ln MA_{i,d,t}$ 和 $\ln SA_{i,d,t}$ 分别为市场邻近和供给邻近的对数值,是本文关注的核心解释变量。 $X_{i,d,t}$ 为一列城市和控制变量。 μ_i 、 μ_d 、 μ_t 分别表示城市、行业和时间固定效应, $\epsilon_{i,d,t}$ 为服从标准正态分布的随机误差项。

(二) 指标设定

1. 数据处理

本文涉及的制造业企业数据均来源于中国工业企业调查数据库。借鉴 Brandt *et al.* (2012、2017) 的方法,对数据库中的异常值进行后又进行了如下处理:①城市代码核准。以城市代码对数据库中企业所在城市进行识别,但由于行政区划调整,数据库中存在个别行政区划代码沿用旧制的情况,均以国家统计局发布的行政区划代码为标准进行了核准。②行业代码调整。在测度市场和供给邻近时需采用《中国投入产出表》中的行业间投入产出数据,故将中国工业企业调查数据库中的制造业两位码统一调整为《中国投入产出表》中的行业分类标准。

基于此,本部分构建了 2002—2007 年中国 276 个地级及以上城市¹、17 个制造业行业共计 28 152 个观测值的三维面板数据。

2. 变量说明

(1) 企业全要素生产率。对企业层面的全要素生产率的估计通常基于 Cobb-Douglas 生产函数 (C-D 生产函数) 构建模型,本文采用 Olley and Pakes (1996) 的方法 (简称 OP 法),引入企业的当期投资作为不可观测的生产率冲击的代理变量来解决同时性偏差,估计以下模型测算企业全要素生产率:

$$\ln Y_{f,t} = \theta_0 + \theta_k \ln K_{f,t} + \theta_l \ln L_{f,t} + \theta_a age_{f,t} + \epsilon_{f,t}, \quad (13)$$

¹ 与 2001 年相比,2002 年地级市数目有较大调整,而此后调整较少,故将 2002 年作为起始年份;2008 年之后的中国工业企业调查数据库存在一定程度的质量问题,因此与大多学者的时间段选取范围一致,将 2007 年作为截止年份。删除数据严重缺失的拉萨市。

其中，自变量为企业的工业增加值的对数 $\ln Y_{f,t}$ ，代理变量为企业投资的对数 $\ln I_{f,t}$ ，状态变量为企业资本存量的对数 $\ln K_{f,t}$ 和企业年龄 $age_{f,t}$ ，自由变量为劳动力数量的对数 $\ln L_{f,t}$ ，退出变量则根据企业的营业状态确定， f 、 t 分别代表企业和年份。借鉴 Brandt *et al.* (2012) 的方法对 2002—2007 年各企业样本实际资本存量 and 投资进行估算，进而估计得出微观企业的全要素生产率 tfp ，然后使用企业的工业增加值在本市本行业增加值的占比作为权重，加权得到城市-行业层面的全要素生产率 TFP 。除此之外，本文还将分别采取分行业估算资本和劳动力弹性的 OP 法、LP 法和 ACF 法测算得出城市-行业层面的全要素生产率 TFP_{opd} 、 TFP_{lp} 和 TFP_{acf} ，作为被解释变量进行稳健性检验²。

(2) 市场邻近和供给邻近。基于 Harris (1954) 的引力模型，并借鉴 Amiti and Javorcik (2008) 的构造思路，纳入中间需求系数和中间投入系数作为市场潜能的权重，测算市场邻近 MA 和供给邻近 SA 。其中，市场邻近由两部分相加得出：城市内部的市场邻近 $MA(I)$ 和城市外部的市场邻近 $MA(O)$ ，分别衡量来自本地和周边的市场需求规模及其通达性，且市场需求不仅来自将本行业产品作为中间投入品的下游产业，还来自将其作为最终消费品的最终消费市场。

$$MA(I)_{i,d,t} = \left(\sum_{u=1}^m output_{du} y_{i,u,t} + output_d c_{i,t} \right) / D_{ii},$$

$$MA(O)_{i,d,t} = \sum_{u=1}^m output_{du} \sum_{j \neq i}^n \frac{y_{j,u,t}}{D_{ij}} + output_d \sum_{j \neq i}^n \frac{c_{j,t}}{D_{ij}}, \quad (14)$$

其中 i 、 j 代表城市， n 为城市个数； u 、 d 代表行业， m 表示行业数量。 $y_{i,u,t}$ 为城市 i 行业 u 增加值， $c_{i,t}$ 为各城市社会消费品零售总额，代表本地居民消费的相对规模； $output_{du}$ 代表行业 d 与行业 u 之间的中间需求系数， $output_d$ 代表行业 d 总产出中由居民消费的比例。³ D_{ii} 表示城市 i 的内部距离，取各城市半径的 2/3 作为内部距离。 D_{ij} 是城市 i 与城市 j 之间的距离。本文使用国家测绘局公布的中国 1:400 万地形数据库整理得出 D_{ii} 和 D_{ij} 。

供给邻近由两部分相加得出：①城市内部供给邻近 $SA(I)$ ，衡量企业与城市内部中间投入品之间的通达性；②城市外部供给邻近 $SA(O)$ ，衡量与其他城市中间投入品的邻近性。

$$SA(I)_{i,d,t} = \sum_{u=1}^m input_{du} y_{i,u,t} / D_{ii}, \quad SA(O)_{i,d,t} = \sum_{u=1}^m input_{du} \sum_{j \neq i}^n \frac{y_{j,u,t}}{D_{ij}}, \quad (15)$$

² 具体测度方法见第四部分“稳健性检验”。

³ 受《中国投入产出表》编制年份限制，本文分别使用 2002、2005、2007 年投入产出系数测算 2002 与 2003 年、2004 与 2005 年、2006 与 2007 年的市场和供给邻近。

其中 $input_{du}$ 代表行业 d 与 u 之间的中间投入系数。

(3) 其他控制变量。为控制城市和行业特征变量对研究结论的影响, 结合既有文献的做法, 本文设定如下控制变量:

城市特征变量包括: ①人均地区生产总值 $lnpgdp_{i,t}$, 衡量各城市要素资源的集聚程度; ②外商直接投资 $fdi_{i,t}$, 用外商直接投资额占 GDP 的比例衡量; ③城市环境治理状况 $env_{i,t}$, 用城市财政支出中环境治理投资的比重衡量; ④城市间沟通的技术溢出 $lncs_{i,t}$, 衡量城市间各类人才沟通的可能性。借鉴韩峰和赖明勇 (2016) 的方法, 测度城市间的技术溢出:

$$lncs_{i,t} = \ln \left(\sum_{j \neq i}^n \frac{h_{i,t}}{D_{ij}} / \sum_{j \neq i}^n \frac{e_{i,t}}{D_{ij}} + \frac{h_{i,t}}{D_{ii}} / \frac{e_{i,t}}{D_{ii}} \right), \quad (16)$$

其中 h 为专业技术人才数, 用信息传输、计算机服务和软件业人数及科技服务业从业人数近似衡量, e 为城市就业总人数, 数据来源于 2003—2008 年《中国城市统计年鉴》。

城市-行业特征的解释变量包括: ①劳动力成本 $lnw_{i,d,t}$, 用劳均工资水平衡量; ②行业的市场化程度 $stapec_{i,d,t}$, 用国有企业增加值占行业增加值的比重反向度量; ③行业的市场对外开放程度 $forepec_{i,d,t}$, 用外资企业增加值占行业增加值的比重衡量。表 1 描述了主要变量的基本统计特征。

表 1 主要变量的基本统计特征

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$TFP_{i,d,t}$	19 905	3.976	0.830	-1.254	8.435
$TFP_{opd_{i,d,t}}$	19 905	3.901	0.879	-1.410	8.738
$TFP_{lp_{i,d,t}}$	19 905	6.371	1.063	0.000	11.492
$TFP_{acf_{i,d,t}}$	19 905	4.366	0.814	-0.685	8.688
$lnMA_{i,d,t}$	28 152	6.786	0.845	3.795	9.516
$lnSA_{i,d,t}$	27 048	5.857	0.843	2.338	8.838
$lnpgdp_{i,t}$	28 067	9.378	0.702	7.415	11.502
$fdi_{i,t}$	27 302	0.026	0.033	0.000	0.420
$env_{i,t}$	27 013	0.008	0.009	0.000	0.093
$lncs_{i,t}$	28 152	-3.103	0.493	-4.355	-1.915
$lnw_{i,d,t}$	24 027	2.383	0.539	-1.705	4.963
$stapec_{i,d,t}$	27 685	0.172	0.272	0.000	1.000
$forepec_{i,d,t}$	27 859	0.156	0.251	0.000	1.000

四、实证检验

（一）基准回归

使用固定效应模型回归结果见于表 2。第（1）—（5）列的结果均显示核心解释变量 $\ln MA$ 和 $\ln SA$ 的回归系数在 1% 水平显著为正，印证了市场和供给邻近是决定制造业全要素生产率的重要因素。第（1）列中将 $\ln MA$ 和 $\ln SA$ 同时纳入回归模型中，结果显示 $\ln MA$ 的回归系数略大于 $\ln SA$ ，表示靠近市场比靠近供给对企业全要素生产率的提高有更大的影响。由于市场邻近和供给邻近之间具有较强相关性，因此第（2）和第（3）列中将两个变量分开进行回归，回归系数大于将两个变量放在一起回归的系数，结果同样显示市场邻近的系数略大于供给邻近。由此可以解释为何中国资源加工业在资源需求集中的东部的份额远高于资源供给富集的中西部的份额，例如，2016 年西部地区石油加工、炼焦和核燃料加工业的产值占全国的份额仅为 17.5%，该行业 57.6% 的产值都来自东部地区。企业在东部地区生产能具有更好的市场邻近，可以获得更多的生产率优势。第（1）—（3）列中我们控制了城市与行业固定效应，为排除随时间变化的非观测因素对企业生产率的影响，在第（4）、（5）列中同时控制了城市、行业与年份固定效应， $\ln MA$ 和 $\ln SA$ 的正向影响依然存在且显著。

表 2 面板固定效应模型回归结果

被解释变量： $TFP_{i,d,t}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln MA_{i,d,t}$	0.145*** (0.055)	0.256*** (0.042)		0.368*** (0.105)	
$\ln SA_{i,d,t}$	0.132*** (0.047)		0.217*** (0.036)		0.254*** (0.063)
$\ln pgdp_{i,t}$	0.252*** (0.069)	0.309*** (0.066)	0.294*** (0.065)	0.361*** (0.080)	0.358*** (0.080)
$fdi_{i,t}$	1.322*** (0.358)	1.223*** (0.352)	1.234*** (0.354)	1.034*** (0.374)	0.958** (0.372)
$env_{i,t}$	0.645 (0.889)	0.798 (0.891)	0.711 (0.885)	0.431 (0.938)	0.347 (0.932)
$\ln cs_{i,t}$	0.076*** (0.012)	0.093*** (0.013)	0.072*** (0.012)	-0.034 (0.066)	-0.033 (0.065)

(续表)

被解释变量: $TFP_{i,d,t}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln w_{i,d,t}$	0.383*** (0.029)	0.389*** (0.029)	0.385*** (0.029)	0.391*** (0.030)	0.387*** (0.030)
$stapec_{i,d,t}$	-0.195*** (0.044)	-0.198*** (0.044)	-0.198*** (0.044)	-0.193*** (0.044)	-0.193*** (0.045)
$forepec_{i,d,t}$	0.067 (0.052)	0.067 (0.052)	0.065 (0.052)	0.071 (0.052)	0.070 (0.052)
样本数	18 148	18 198	18 148	18 198	18 148
R^2	0.395	0.392	0.395	0.401	0.404
F 统计值	207.3	234.9	233.4	9.707	9.913

注: 第 (1) — (3) 列控制了城市与行业固定效应, 第 (4)、(5) 列进一步控制了城市、行业与年份固定效应; 括号内为聚类于城市层面的标准误; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。

从控制变量的回归结果来看: ①企业在人均 GDP 高的城市可以享受到更多由良好的基础设施水平和成熟的管理水平带来的外部性, 制造业企业的全要素生产率水平较高。②工资的回归系数均显著为正, 与 NEG 的理论和实证研究结果相吻合 (Head and Mayer, 2006), 一方面, 工资水平的提高将吸引大量劳动力向该地区集聚, 劳动力的集聚将扩大最终消费市场规模, 进而使得企业面临更大的本地市场, 给企业带来更多的赢利机会。另一方面, 企业愿意支付高工资的工人往往具有更高的劳动生产率, 促进了企业全要素生产率的提高。③城市间沟通的技术溢出 $\ln cs$ 的回归系数在大多数模型中显著为正, 一定程度上表明城市内部和城市间技术溢出带来的集聚效应对生产率具有明显的促进作用。④城市 FDI 比重和行业外资企业占比均显著为正, 说明对外开放程度越高的城市和行业能够紧密参与外贸、接受外资, 进而显著促进企业 TFP 的提高。⑤国有企业占比越高, 越不利于行业生产率的提高, 表明国有企业的生产率相对较低, 与现有大多数研究的结论一致 (杨汝岱, 2015; Chen *et al.*, 2017)。

市场邻近和供给邻近促进制造业企业生产率的提高, 而制造业生产率高的城市能够进一步吸引企业集聚, 生产的集中将扩大 MA 和 SA, 形成循环累积效应, 由此带来联立性偏误; 与此同时, 式 (12) 中可能遗漏了部分难以准确观测的变量, 带来内生性问题。因此, 需要用工具变量加以控制。本文选取了衡量各地级城市“地理中心度”的指标 gc_i 作为市场邻近 (MA) 和供给邻近 (SA) 的工具变量, 其计算公式为:

$$gc_i = \sum_{j \neq i}^n d_{ij}^{-1}. \quad (17)$$

地理中心度不随时间而变化，为了反映动态特征，本文用城镇居民家庭人均可支配收入指数的滞后一期对其进行调整，得到工具变量 $igc_{i,t}$ 。地理中心度较高的城市拥有更通达的区域网络，由此产生相对较高的市场潜能，且这一地理指标严格外生，不受制造业生产率水平的影响。此外，本文使用识别不足检验（Underidentification test）（Angrist and Pischke, 2009）和弱识别检验（Weak identification test）（Stock and Wright, 2000）进行了工具变量的有效性检验，2SLS 的估计结果显示 igc 通过了检验，表明其统计上有效。

表 3 报告了使用工具变量后的两阶段最小二乘法（2SLS）的回归结果。面板 a 的被解释变量分别是市场邻近和供给邻近，从回归结果可以看出地理中心度与市场 and 供给邻近高度相关，结合弱识别检验的检验结果可以排除弱工具变量的可能性。识别不足检验的检验结果有效拒绝了工具变量识别不足的假定。面板 b 的回归结果显示如果不放入市场邻近和供给邻近，地理中心度对 TFP 具有显著的促进作用。面板 c 汇报的第二阶段回归结果显示市场邻近和供给邻近显著提升了企业的全要素生产率，且市场邻近带来的生产率优势强于供给邻近，这与表 2 的估计结果一致。比较 2SLS 和 OLS 估计得出的市场邻近和供给邻近回归系数可以发现，使用工具变量之后得出的系数略小，其中可能的原因是式（13）中遗漏了自然资源禀赋、制度等对企业生产率具有正向影响的变量，进而导致 OLS 估计偏高。

表 3 2SLS 回归结果

	(1)	(2)
面板 a：第一阶段	$\ln MA_{i,d,t}$	$\ln SA_{i,d,t}$
$igc_{i,t}$	3.177*** (0.136)	3.591*** (0.176)
F 统计值	1 569.42	1 679.11
R^2	0.977	0.959
面板 b：reduced	$TFP_{i,d,t}$	$TFP_{i,d,t}$
$igc_{i,t}$	0.693*** (0.263)	0.697*** (0.262)
F 统计值	232.08	227.89
R^2	0.390	0.393
面板 c：第二阶段	$TFP_{i,d,t}$	$TFP_{i,d,t}$
$\ln MA_{i,d,t}$	0.218*** (0.082)	

(续表)

	(1)	(2)
面板 c: 第二阶段	$TFP_{i,d,t}$	$TFP_{i,d,t}$
$\ln SA_{i,d,t}$		0.194*** (0.072)
Underidentification test (LM statistics)	66.354	59.348
p -value	0.000	0.000
Weak identification test (K-P F statistics)	549.426	415.682
样本数	18 198	18 148
R^2	0.392	0.395
F 统计值	234.0	234.2

注：限于篇幅，仅报告关键解释变量回归结果。括号内为聚类于城市层面的标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。

(二) 稳健性检验

接下来本文通过将市场和供给邻近分解为城市内部和外部、将市场邻近分解为中间需求和最终需求市场邻近，以及更改 TFP 估计方法进行稳健性检验。

1. MA 和 SA 替换为分解指标

基准回归中假定城市间完全不存在贸易障碍，即式 (18) 中的 $\beta_{SA(O)} = \beta_{MA(O)} = 1$ 。然而现实中城市间的要素并不能完全流动，存在一定的市场分割 (Poncet, 2005)，故市场和供给邻近并不能简单地将城市内部潜能和外部潜能直接相加。

$$\begin{aligned} SA_{i,d,t} &= SA(I)_{i,d,t} + \beta_{SA(O)} SA(O)_{i,d,t}, \\ MA_{i,d,t} &= MA(I)_{i,d,t} + \beta_{MA(O)} MA(O)_{i,d,t}. \end{aligned} \quad (18)$$

对市场和供给邻近范围的高估可能会对实证结果产生重要影响，故为验证结论的稳健性，我们还在另两种情景假定下进行了实证估计：①假定城市间存在无穷大的贸易障碍，即 $\beta_{SA(O)} = \beta_{MA(O)} = 0$ ，仅在城市内部获得中间投入品和进行销售，结果见表 4 列 (1) 和列 (3)，显示城市内部市场和供给邻近的回归系数显著为正。②假定企业仅在城市外部获得中间投入品和进行销售，将外部市场（供给）邻近放入模型中，列 (2) 和列 (4) 的回归结果显示城市外部市场（供给）邻近的回归系数大小均弱于列 (1) 和列 (3) 中城市内部市场（供给）邻近的回归系数。由此得出本地和外地需求（供给）规模均能带动企业生产率的提高，本地需求（供给）规模对企业生产率的促进效应相对更强，其中可能的原因是存在由市场分割带来的城市间贸易障碍，或者由市场和供给邻近带来的生产率优势随空间范围的扩大呈现衰减态势。

表 4 将市场和供给邻近进行分解后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln MA (I)_{i,d,t}$	0.399** (0.163)					
$\ln MA (O)_{i,d,t}$		0.270*** (0.102)				
$\ln SA (I)_{i,d,t}$			0.321*** (0.109)			
$\ln SA (O)_{i,d,t}$				0.188*** (0.070)		
$\ln MAV_{i,d,t}$					0.174*** (0.065)	
$\ln MAK_{i,d,t}$						0.272*** (0.103)
样本数	18 198	18 198	18 140	18 148	18 198	18 198
R^2	0.384	0.391	0.401	0.394	0.392	0.391
F 统计值	206.51	233.73	279.52	233.10	237.84	232.85

注：限于篇幅，仅报告关键解释变量回归结果。括号内为聚类于城市层面的标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。

由于对劳动力流动性的假定不同，Krugman (1991) 和 Venables (1996) 在 NEG 模型中分别强调了最终消费市场 and 中间投入品规模对企业效率的影响。无论是哪种市场邻近对企业效率的作用占主导，都有可能对前文将两者直接相加的实证结果产生影响。因此我们将市场邻近分解为中间需求邻近 (MAV) 和最终消费市场邻近 (MAK)：

$$\begin{aligned}
 MAV_{i,d,t} &= \sum_{u=1}^m output_{du} y_{i,u,t} / D_{ii} + \sum_{u=1}^m output_{du} \sum_{j \neq i}^n \frac{y_{j,u,t}}{D_{ij}}, \\
 MAK_{i,d,t} &= output_d c_{i,t} / D_{ii} + output_d \sum_{j \neq i}^n \frac{c_{j,t}}{D_{ij}}.
 \end{aligned} \quad (19)$$

由表 4 中第 (5) 和 (6) 列结果可知， $\ln MAV$ 和 $\ln MAK$ 的回归系数均显著为正，且通过系数的对比还发现最终消费市场邻近对企业生产率的提升效应更为突出。

2. 替换 TFP 估计方法

进一步分别使用三种不同方法估算的全要素生产率作为企业生产率的替代变量。第一，每家企业面临的约束条件不同，进而采用的生产技术都有差异，很难用统一的生产函数来刻画企业的生产行为（杨汝岱，2015）。因此，为尽可能真实反映企业的技术水平，假设同行业企业的生产模式较为相似，

采用 OP 法分行业估计资本和劳动弹性,进而测度生产率。第二,除 OP 法中采用的用投资额作为代理变量外,Levinsohn and Petrin (2003)提出可以采用中间投入等指标作为代理变量,以此避免 OP 法中存在的投资额为零的企业样本被删除可能带来的统计偏误,本文采用此 LP 方法重新估计了企业生产率。第三,Akerberg and Benkard (2007)提出的 ACF 测算方法认为企业中间投入依赖于资本、劳动和生产率,这可能导致 OP 法和 LP 法在估计上的不可识别和内生性问题,其放松了 OP 法和 LP 法的假设条件,提高了估计的准确性。因此本文也采用了 ACF 方法测算生产率。

使用上述三种方法估算的 TFP 进行回归的结果表明 $\ln MA$ 和 $\ln SA$ 的回归系数均显著为正,且 $\ln MA$ 的回归系数略大于 $\ln SA$ (见表 5)。市场邻近和供给邻近是决定制造业全要素生产率的重要因素,靠近市场比靠近供给对企业全要素生产率的提高有更大的影响。

表 5 多种 TFP 估计方法下的回归结果

	使用 OP 法分行业估计		使用 LP 法估计		使用 ACF 法估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln MA_{i,d,t}$	0.240*** (0.082)		0.168* (0.101)		0.136* (0.078)	
$\ln SA_{i,d,t}$		0.210*** (0.072)		0.147* (0.089)		0.122* (0.068)
样本数	18 198	18 148	18 198	18 148	18 198	18 148
R^2	0.470	0.473	0.329	0.333	0.387	0.389
F 统计值	226.30	224.78	207.27	201.99	227.06	229.56

注:限于篇幅,仅报告关键解释变量回归结果。括号内为聚类于城市层面的标准误;*、**、***分别表示在 10%、5%、1%显著性水平下显著。

五、市场和供给邻近带来的生产率优势的来源识别

从前文分析已经得出市场和供给邻近可以促进制造业企业全要素生产率的提高,接下来我们将进一步讨论这一影响背后的机制。

参照 Combes *et al.* (2012a) 的研究,依据 $\ln MA$ ($\ln SA$) 的中位数将城市划分为两类,高于中位数的城市界定为大市场区(供给区),低于中位数的城市则定义为小市场区(供给区)。考虑到每个行业的上下游行业不同,其面临的中间需求与供给规模不能统一用整个区域的经济指标来衡量,本文以企业所处行业对应的 $\ln MA$ ($\ln SA$) 的中位数为分界点来判定企业处于哪个类型的市场区(供给区)。图 1 显示了大、小市场区和大、小供给区的企业全要素生产率的核密度图,可以看出大市场区(供给区)企业的生产率分布在小

市场区（供给区）的基础上整体向右偏移，大市场区（供给区）企业全要素生产率平均值明显较高，并且存在“左截断”和“右拖尾”的现象。

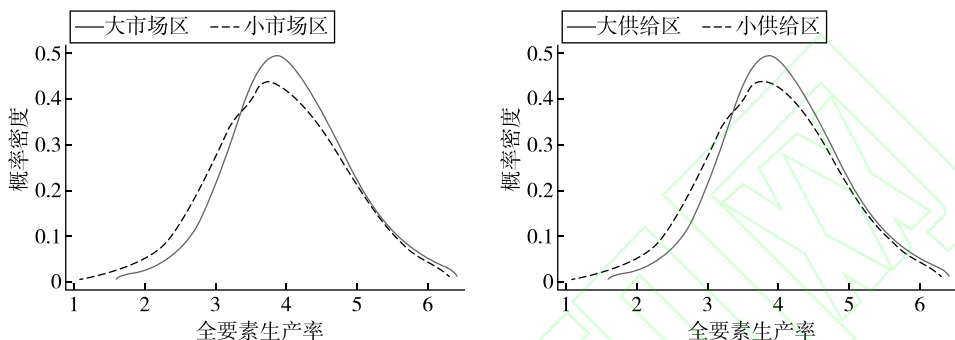


图1 大、小市场区/供给区企业生产率核密度分布

注：样本剔除了大、小市场区/供给区前后各1%的观测值。

（一）生产率优势来源识别

借鉴 Combes *et al.* (2012a, 2012b) 提出的“无条件分布特征—参数对应”方法，验证市场和供给邻近带来的生产率优势是否来源于集聚效应、选择效应和类分效应。该方法的估计过程不依赖于其他控制变量，可以避免遗漏变量带来的估计偏误，更好地解决内生性问题。假定 λ_i 和 λ_j 分别表示大、小市场区（供给区）企业的生产率分布，分布 λ_i 中任意一点均可通过线性转化为分布 λ_j ，则大市场区（供给区）在 u 处的分位数可以表示为⁴：

$$\lambda_i(u) = D\lambda_j(\underline{S} + (1 - \underline{S} - \bar{S})u) + A, \quad u \in \left[\max\left(0, \frac{-\underline{S}}{1 - \underline{S} - \bar{S}}\right), \min\left(1, \frac{1 - \underline{S}}{1 - \underline{S} - \bar{S}}\right) \right]. \quad (20)$$

由于定义域中包含参数，不能直接进行估计，将上式转化为可估计的表达式：

$$m_\theta(u) = \lambda_i(r(u)) - D\lambda_j(\underline{S} + (1 - \underline{S} - \bar{S})u) + A, \quad u \in [0, 1]. \quad (21)$$

同理，考虑到两个区域生产率分布的对称性，小市场区（供给区）的生产率分布可以写为：

$$\lambda_j(u) = \frac{1}{D}\lambda_i\left(\frac{u - \underline{S}}{1 - \underline{S} - \bar{S}}\right) - \frac{A}{D}, \quad u \in [\max(0, 1 - \underline{S}), \min(1 - \bar{S}, 1)]. \quad (22)$$

同样进行转换，可得：

$$m'_\theta(u) = \lambda_j(r'(u)) - \frac{1}{D}\lambda_i\left(\frac{r'(u) - \underline{S}}{(1 - \underline{S} - \bar{S})}\right) + \frac{A}{D}, \quad u \in [0, 1]. \quad (23)$$

⁴ 详尽推导过程见 Comebes *et al.* (2012b)。

将 $m_{\theta}(u)$ 与 $m'_{\theta}(u)$ 的平方和最小化, 可得到 $\theta=(A, D, \underline{S}, \overline{S})$ 的估计值, 即 $\theta=\arg \min _{\theta} M(\theta)$, 其中,

$$M(\theta)=\int_0^1\left[m_{\theta}(u)\right]^2 d u+\int_0^1\left[m'_{\theta}(u)\right]^2 d u . \quad (24)$$

其中, u 为生产率分布的分位点, A 和 D 分别衡量大市场区生产率分布相对于小市场区生产率分布的平移和伸缩, $A>0$ 表明大市场区 (供给区) 的生产率分布曲线发生了向右平移, 表明集聚效应更强; $D>1$ 表明大市场区 (供给区) 生产率分布曲线发生了拉伸, 意味着高效率企业在大市场区 (供给区) 受益更大。 $\underline{S}$ 和 $\overline{S}$ 分别表示生产率分布的左截尾和右截尾参数, $\underline{S}>0$ 表明大市场区 (供给区) 生产率分布左截尾更明显, 低效率企业比重更低。 $\overline{S}>0$ 表明大市场区 (供给区) 生产率分布右截尾更明显, 高效率企业占比更低; 反之则表明存在右拖尾, 高效率企业占比更高。

表 6 显示的基准估计结果可以看出: A 估计值大于 0, 且在 1% 的置信水平下显著, 表明与小市场区 (供给区) 相比, 大市场区 (供给区) 的生产率分布右移幅度更大, 企业平均生产率更高, 具有更强的集聚效应, 进一步验证了前文的结论; D 估计值显著小于 1, 意味着低效率企业从大市场区 (供给区) 集聚效应中获益更大; $\underline{S}$ 估计值显著大于 0, 表明大市场区 (供给区) 内企业间的竞争更为激烈, 优胜劣汰的市场机制使部分低效率企业退出市场, 存在较强的选择效应; 而 $\overline{S}$ 估计值显著为负, 与图 1 中大市场区 (供给区) 生产率分布呈现“右拖尾”的特征相符, 表明在市场和供给邻近的驱动下, 高效率企业的区位选择趋向于从小市场区 (供给区) 转移到大市场区 (供给区)。

表 6 大市场区 (供给区) 生产率优势来源识别

		A	D	$\underline{S}$	$\overline{S}$	样本数	R^2	
基准估计	大市场区	0.939***	0.781***	0.010***	−0.054 *	409 389	0.965	
		(0.022)	(0.008)	(0.013)	(0.010)			
	按中位数 划分	大供给区	0.943***	0.777***	0.012 *	−0.056 *	409 390	0.950
			(0.015)	(0.007)	(0.016)	(0.010)		
不同的 划分标准	大市场区	0.941***	0.776***	0.008	−0.052	409 389	0.970	
		(0.031)	(0.011)	(0.009)	(0.014)			
	按均值 划分	大供给区	0.935***	0.775***	0.011	−0.062	409 389	0.954
			(0.013)	(0.007)	(0.019)	(0.011)		
	大市场区	0.458***	0.886***	0.001	−0.017	409 388	0.978	
		(0.015)	(0.008)	(0.026)	(0.025)			
	按 3/4 分位数 划分	大供给区	0.934***	0.766***	0.018	−0.078	409 390	0.831
			(0.009)	(0.004)	(0.016)	(0.008)		

(续表)

			A	D	$\underline{S}$	$\overline{S}$	样本数	R^2
不同的 tfp 估计方法	OP 法 分行业 估计	大市场区	0.921*** (0.025)	0.776*** (0.008)	0.015** (0.010)	-0.069* (0.014)	409 390	0.926
		大供给区	0.934*** (0.035)	0.770*** (0.015)	0.019* (0.015)	-0.076* (0.016)	409 390	0.918
		大市场区	0.976*** (0.002)	0.851*** (0.002)	0.001 (0.015)	-0.025 (0.008)	409 790	0.773
		大供给区	0.973*** (0.002)	0.850*** (0.002)	0.001 (0.008)	-0.028 (0.008)	409 790	0.704
	LP 法 估计	大市场区	0.945*** (0.032)	0.794*** (0.009)	0.008* (0.012)	-0.050 (0.020)	412 024	0.969
		大供给区	0.949*** (0.026)	0.792*** (0.008)	0.010 (0.011)	-0.054 (0.018)	412 022	0.956
	ACF 法 估计	大市场区	0.934*** (0.014)	0.799*** (0.005)	0.015** (0.006)	-0.049* (0.006)	409 345	0.956
		大供给区	0.929*** (0.021)	0.791*** (0.010)	0.014** (0.005)	-0.080 (0.027)	409 389	0.969
	以本地 市场和 供给邻 近划分	大市场区	0.934*** (0.014)	0.799*** (0.005)	0.015** (0.006)	-0.049* (0.006)	409 345	0.956
		大供给区	0.929*** (0.021)	0.791*** (0.010)	0.014** (0.005)	-0.080 (0.027)	409 389	0.969
		大市场区	0.934*** (0.014)	0.799*** (0.005)	0.015** (0.006)	-0.049* (0.006)	409 345	0.956
		大供给区	0.929*** (0.021)	0.791*** (0.010)	0.014** (0.005)	-0.080 (0.027)	409 389	0.969

注：括号内为 Bootstrap 标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

为了验证结论的稳健性，本文分别从调整大市场区（供给区）的划分标准、采取不同的生产率估计方法以及仅考虑本地市场（供给）邻近三方面进行检验（表 6）。

鉴于大小市场区（供给区）的划分标准可能会对实证结论产生重要影响，我们选取 $\ln MA$ 和 $\ln SA$ 的均值作为划分的分界点进行了重新估计。另外，中国企业主要集聚在大市场区（供给区），故为控制小市场区（供给区）企业数量太少可能带来的估计偏误，本文参照 Arimoto *et al.* (2014)、李晓萍等 (2015) 的处理方法，选取了 $\ln MA$ 和 $\ln SA$ 的 3/4 分位数作为划分的分界点。估计结果显示上述两种划分标准得出的 A 、 D 、 $\underline{S}$ 、 $\overline{S}$ 估计值符号均与基准估计一致。基于 OP 法分行业估计、LP 法和 ACF 法测算的全要素生产率的估计结果与基准估计结果相近，结论比较稳健。另外，本文测度的市场（供给）邻近包含本地和外部市场（供给）邻近，没有考虑城市间的贸易障碍，在一定程度上会高估市场潜能，对大市场区（供给区）的集聚效应和选择效应可能会产生一定的影响，因此本文在仅考虑本地市场（供给）邻近的情形下对模型进行了重新估计，得出的结果仍然与基准估计结果一致，结论依然稳健。

(二) 企业进入退出视角下选择效应与类分效应的机制研究

本小节进一步从企业进入退出视角验证选择效应和类分效应的作用机制。选择效应方面,考察 *MA* 和 *SA* 对在位企业生存概率的影响,即大市场区(大供给区)拥有较高生产率水平的一个重要原因在于处于其中的低效率企业更容易被淘汰掉。采用“序贯识别法”进行企业样本匹配,获得 2002—2007 年内每一年淘汰的企业样本。定义企业关闭或低于工业企业数据库统计规模为失败事件,失败事件发生为 1,反之为 0。当企业直到 2007 年仍未失败时,无法判断该企业发生失败事件的具体时间,所以样本存在右断尾的特点。另外,企业生存时间通常不满足正态分布特征,使用 Cox 风险模型估计企业的淘汰概率,模型为:

$$h(t | X) = h_0(t) \exp(X'\eta), \quad (25)$$

其中, η 是待估计系数向量, $h_0(t)$ 表示其他变量同时为零时的基本危险率函数, $\exp(X'\eta)$ 为相对风险, X 是影响企业淘汰概率的一系列解释变量:核心解释变量为企业的全要素生产率 (*tfp*);其他解释变量包括企业规模 (*lnemp*)、税收负担 (*tax*)、企业资产负债率 (*debt*)、管理成本 (*mana*)、是否为国有企业 (*stat*)、是否为高技术制造业 (*hitech*)。与上文一致,按照 *MA* (*SA*) 中位数划分为大、小市场(供给)区,分别估计大小市场区和大小供给区的企业淘汰概率,结果见表 7。

总体而言,企业效率对企业淘汰概率有负向影响,低效率企业更容易被淘汰;相较于小市场区(小供给区),位于大市场区(大供给区)的企业效率对淘汰概率的负向作用更大。企业全要素生产率每降低 1 个百分点,大市场区和小市场区的企业淘汰概率分别上升 0.53 和 0.38 个百分点,即在大市场区(大供给区)的低效率企业更容易“关闭或退出”,验证了上文的选择效应。

表 7 企业效率对其淘汰概率的影响

	大市场区	小市场区	大供给区	小供给区
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>tfp</i>	-0.530*** (0.023)	-0.379*** (0.050)	-0.524*** (0.023)	-0.397*** (0.051)
样本数	775 455	157 855	772 168	161 142

注:受篇幅限制,未报告控制变量的回归结果。括号内为聚类到城市层面的标准误;*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著水平下显著。

在类分效应方面,考察新生企业效率对其区位选择的影响,探讨拥有较高效率水平的新生企业是否会更倾向于选择较大的市场(供给)区。选取 2003—2007 年每一年的新生企业是否位于大市场(供给)区作为被解释变量,

核心解释变量为企业的全要素生产率，为提高稳健性，分别使用全样本估计的 $tfp1$ 和分行业估计的 $tfp2$ 进行估计，控制变量与上文一致。为克服互为因果造成的内生性，所有解释变量使用滞后一期数据，采用 Probit 模型进行估计，结果报告于表 8。估计结果表明新生企业的全要素生产率对其区位选择有显著影响，拥有较高效率的新生企业主动选择大市场区（大供给区）的概率更高，验证了类分效应，即新生企业在区位选择上存在“水往高处流”的现象（陈强远等，2016）。

表 8 新生企业效率对其区位选择的影响

	是否选择大市场区	是否选择大市场区	是否选择大供给区	是否选择大供给区
	(1)	(2)	(3)	(4)
$tfp1$	0.060*** (0.023)		0.057** (0.023)	
$tfp2$		0.051** (0.023)		0.042* (0.023)
样本数	20 357	20 316	20 319	20 316

注：限于篇幅，仅报告关键解释变量回归结果。括号内为聚类于城市层面的标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。

六、结论及政策含义

本文在新经济地理理论和“新”新经济理论框架的基础上，利用中国工业企业调查数据库和中国城市统计数据构建了 2002—2007 年中国地级及以上城市制造业分行业的三维面板数据，从多个维度实证分析了市场和供给邻近对制造业全要素生产率的影响，运用“无条件分布特征—参数对应”方法识别了由市场和供给邻近带来的生产率优势的主要来源，并从企业进入退出视角检验了选择与类分效应的作用机制。主要结论和启示如下：

(1) 市场邻近和供给邻近通过降低交易成本，带来规模效应，进而显著地促进制造业企业全要素生产率的提高。该结论在各种稳健性检验中仍然成立。由此可以解释为何中国给中西部地区提供了一系列产业承接优惠政策和大量财政转移支付，但制造业由东向西转移的效果并不显著。当与上下游企业邻近对生产率促进的效应大于生产要素成本下降带来的促进效应时，中西部和东北地区较低的生产要素成本并不足以吸引东部地区的企业牺牲邻近东部地区市场和供给带来的生产率优势。因此为缓解区域发展不平衡，中西部和东北地区在降低企业生产成本之外，还应积极扩大本地市场需求以改善市场邻近，因地制宜地选择和发展配套产业以改善供给邻近，加强与周边地区上、

下游行业的产业联系。

(2) 市场邻近带来的生产率优势略优于供给邻近。该结论在稳健性检验中依然成立。由此可以解释为何仍有相当高比例的能源加工企业选择在能源相对匮乏但能源需求集中的东部进行生产以获得更大的市场份额。更进一步来看, 最终消费市场邻近对企业生产率的提升效应优于中间需求市场邻近。因此各级政府在推进制造业提质增效的过程中, 应重点推进市场的培育, 尤其是要加快扩大最终消费市场规模, 将市场潜能真正转化为市场需求。

(3) 市场和供给邻近带来的生产率优势同时来源于集聚效应、选择效应和类分效应。中国制造企业的区位选择存在显著的选择与类分效应, 主要体现在低效率企业在选择效应的作用下从竞争激烈的大市场区 (供给区) 退出, 高效率企业则在类分效应的作用下趋向于选择大市场区 (供给区)。政府在制定产业政策时不应过于强调集聚效应对企业生产率溢价的贡献, 还应考虑异质性企业区位选择的偏好。

参 考 文 献

- [1] Akerberg, D., and L. Benkard, "Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes", *Handbook of Econometrics*, 2007, 6a (7), 4171-4276.
- [2] Amiti, M., and S. Jayorick, "Trade Cost and Location of Foreign Firms in China", *Journal of Development Economics*, 2008, 85, 129-149.
- [3] Angrist, J. D., and J. S. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [4] Arimoto, Y., K. Nakajima, and T. Okazaki, "Sources of Productivity Improvement in Industrial Clusters: The Case of The Prewar Japanese Silk-Reeling Industry", *Regional Science & Urban Economics*, 2014, 46 (1), 27-41.
- [5] Baldwin, R. E., and T. Okubo, "Heterogeneous Firms, Agglomeration and Economic Geography: Spatial Selection and Sorting", *Journal of Economic Geography*, 2006, 6 (3), 323-346.
- [6] Brackman, S., H. Garretsen, and M. Schramm, "New Economic Geography in Germany: Testing the Helpman-Hanson Model", *Journal of Regional Science*, 2004, 44, 437-466.
- [7] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97, 339-351.
- [8] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, L. Wang, and Y. Zhang, "WTO Accession and Performance of Chinese Manufacturing Firms", *Cepr Discussion Papers*, 2017, 107 (9), 2784-2820.
- [9] Combes, P. P., G. Duranton, L. Gobillon, and S. Roux, "The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection", *Econometrica*, 2012a, 80 (6), 2543-2594.
- [10] Combes, P. P., G. Duranton, L. Gobillon, and S. Roux, "Sorting and Local Wage and Skill Distributions in France", *Regional Science and Urban Economics*, 2012b, 42, 913-930.
- [11] 陈强远、钱学锋、李敬子, "中国大城市的企业生产率溢价之谜", 《经济研究》, 2016 年第 3 期, 第 110—122 页。

- [12] Chen, C., W. Tian, and M. Yu, "Outward FDI and Domestic Input Distortions: Evidence from Chinese Firms", CCER Working Paper, 2017.
- [13] Forslid, R., and T. Okubo, "Which Firms Are Left in the Periphery? Spatial Sorting of Heterogeneous Firms with Scale Economies in Transportation", *Journal of Regional Science*, 2015, 55 (1), 51-65.
- [14] Fukao, K., K. Ikeuchi, Y. G. Kim, and H. U. Kwon, "Do More Productive Firms Locate New Factories in More Productive Locations? An Empirical Analysis Based on Panel Data of Japan's Census of Manufactures", RIETI Discussion Paper, 2011, No. 11068.
- [15] Gaubert, C., "Firm Sorting and Agglomeration", *American Economic Review*, 2018, 108 (11), 3117-3153.
- [16] Hanson, G. H., and C. Xiang, "The Home-Market Effect and Bilateral Trade Patterns", *American Economic Review*, 2004, 94 (4), 1108-1129.
- [17] 韩峰、赖明勇, "市场邻近、技术外溢与城市土地利用效率", 《世界经济》, 2016年第1期, 第123—151页。
- [18] Harris, C., "The Market as a Factor in the Location of Industry in the United States", *Annals of Association of American Geographers*, 1954, 44, 315-348.
- [19] Head, K., and T. Mayer, "Regional Wage and Employment Responses to Market Potential in the EU", *Regional Science and Urban Economics*, 2006, 36, 573-594.
- [20] Krugman, P., "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 1991, 99, 483-499.
- [21] Krugman, P., and A. J. Venables, "Globalization and the Inequality of Nations", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110, 857-880.
- [22] Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 2003, 70, 317-341.
- [23] 刘海洋、刘玉海、袁鹏, "集群地区生产率优势的来源识别: 集聚效应抑或选择效应?", 《经济学》(季刊), 2015年第14卷第3期, 第1037—1092页。
- [24] 李晓萍、李平、吕大国等, "经济集聚、选择效应与企业生产率", 《管理世界》, 2015年第4期, 第25—37页。
- [25] Markusen, J. R., and A. J. Venables, "The Theory of Endowment, Intra-Industry and Multinational Trade", *Journal of International Economics*, 2000, 52, 209-234.
- [26] Melitz, M. J., "The Impact of Trade on Intra-Industry Relocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 2003, 71 (6), 1695-1725.
- [27] Olley, S., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 1996, 64, 1263-1297.
- [28] Ottaviano, G. I., and D. Pinelli, "Market Potential and Productivity: Evidence from Finnish Regions", *Regional Science and Urban Economics*, 2006, 36, 636-657.
- [29] Poncet, S., "A Fragmented China: Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration", *Review of International Economics*, 2005, 13 (3), 409-430.
- [30] Stock, J. H., and J. H. Wright, "GMM with Weak Identification", *Econometrica*, 2000, 68 (5), 1055-1096.
- [31] Venables, A. J., "Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries", *International Economic Review*, 1996, 37, 341-359.
- [32] 王永进、张国峰, "开发区生产率优势的来源: 集聚效应还是选择效应?", 《经济研究》, 2016年第7期, 第58—71页。

- [33] 席强敏、陈曦、李国平,“中国生产性服务业市场潜能与空间分布——基于面板工具模型的实证研究”,《地理科学》,2016年第1期,第1—9页。
- [34] 杨汝岱,“中国制造业企业全要素生产率研究”,《经济研究》,2015年第2期,第61—74页。
- [35] 余壮雄、杨扬,“大城市的生产率优势:集聚与选择”,《世界经济》,2014年第10期,第31—51页。
- [36] 张国峰、李强、王永进,“大城市生产率优势:集聚、选择还是群分效应”,《世界经济》,2017年第8期,第167—192页。
- [37] 赵翌、石敏俊、杨晶,“市场邻近、供给邻近与中国制造业空间分布——基于中国省区间投入产出模型的分析”,《经济学》(季刊),2012年第11卷第3期,第1059—1078页。

Market Access, Supplier Access and Firm-Level Productivity

QIANGMIN XI*

(Renmin University of China)

RUIDONG SUN

(Jinan University)

Abstract New Economic Geography emphasizes that the market access (MA) and supplier access (SA) can form agglomeration effect and promote firm productivity. By considering the firm heterogeneity, “New” New Economic Geography proposes the existence of the selection effect and sorting effect. Our study confirms that the MA and SA are both important factors of TFP. Furthermore, we identify that agglomeration, selection and sorting effect are the sources of productivity advantage caused by the MA and SA. The selection effect is reflected in the high elimination risk of low-productivity firms, while the sorting effect is reflected in more high-productivity firms entering.

Key Words market access, supplier access, “New” New Economic Geography

JEL Classification R12, R11, L60

* Corresponding Author: Qiangmin Xi, School of Applied Economics, Renmin University of China, Haidian District, Beijing, 100872, China; Tel: 86-10-82509643; E-mail: xqm815@126.com.