

中国经济增长的空间分异为何存在？

——一个空间经济学的解释*

邓仲良 张可云

内容提要：要素在产业与空间上的错配造成中国经济增长的空间分异，并影响了区域协调发展向更深层次推进。本文在空间经济学框架下构建了一个经济增长的理论模型，利用2004—2014年中国277个地级市及以上城市面板数据，分别从全国层面、四大区域、不同发展阶段、不同城市规模以及考虑空间关联性角度对经济增长空间分异的理论机制进行验证。研究表明经济增长的空间分异来源于要素结构与产业关联、城市规模与产业结构、市场规模与产业选择的三个匹配机制。要素结构与产业关联的正效应在劳均资本相对占优时才会发生，城市规模则通过相对最优城市规模“门槛效应”影响了与产业关联的正效应，市场规模与产业结构“服务化”正相关。发展生产性服务业是大城市提高经济比重的关键，中小城市则应重点构建符合本地优势的工业体系。本文从要素空间匹配的视角为区域协调发展、经济空间优化和城市产业分工提供了理论依据与经验证据，也为地区经济转型提供了政策启示。

关键词：经济增长 空间分异 产业关联 要素结构 集聚

一、研究背景

经济活动呈现空间集聚是一般的经济现象，如何降低经济增长空间分异及提高增长均衡性一直是学术界和政策制定者所关注的焦点问题，这对改善大国经济的不均衡和不充分发展至关重要。要回答这个问题，必须准确认识造成经济增长空间分异的症结到底是什么。

改革开放后伴随中国城镇化进程加快，“城市作为经济增长引擎”作用日益凸显，劳动力、资本等要素逐步向城市中制造业和服务业转移，在这个转移过程中，要素集聚的不均衡和不充分引发了要素在城市空间和产业部门的错配，形成并加剧了经济空间分异。学术界将要素在产业和空间上的不匹配关系定义为空间错配（spatial mismatch），主要指城市内企业或产业部门存在要素配置未达到最优投入产出结构而导致经济增长偏离、TFP下降、市场价格失准等现象，空间错配主要存在于劳动力与企业（Helsley & Strange, 1990）、劳动力与产业部门（Hsieh & Klenow, 2009）、劳动力与城市（Amiti, 2005; Behrens et al., 2014）、产业规模与城市规模（Mori & Smith, 2015）等。具体又可归纳为两个方面：第一，企业或产业部门层面的要素结构错配问题；第二，要素分布空间不均衡与产业集聚的空间不匹配，即要素错配效应具有产业与空间的“双重异质性”。已有研究大多针对企业或产业部门（Hsieh & Klenow, 2009; Restuccia & Rogerson, 2013; Behrens et al., 2014），较少涉及

* 邓仲良，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，邮政编码：100028，电子信箱：dengzl@cass.org.cn；张可云（通讯作者），中国人民大学应用经济学院区域与城市经济研究所，邮政编码：100872，电子信箱：zkeyun@ruc.edu.cn。本研究得到“中央在京高校重大成果转化项目：京津冀协同一体化发展研究”（2015010017）、中国社会科学院创新工程项目“释放城镇化改革红利的领域与对策研究”（RKSCX2017014）和中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金）项目（16XNH053）资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议，感谢孙久文、魏后凯、陆铭等教授的评议意见，感谢云南大学杨孟禹、中共中央党校蔡之兵等老师对本文的修改建议，当然文责自负。

要素的空间错配现象及产生机理。本文研究逻辑就在于理清不均衡的要素分布和产业集聚之间的关系^①以及二者究竟如何影响地区经济增长。^②

已有对经济增长空间分异的相关研究主要涉及了增长、集聚、要素错配等方面。新古典与新增长理论、发展经济学都揭示了技术变迁和资本累积影响经济增长趋同或趋异的基本原理,但经济联系还受到“空间成本”影响(比如产品运输、要素流动、信息交流的成本等),由此引起影响经济增长的因素在空间上逐步分化(覃成林和李敏纳,2010),并造成了经济效率的空间差异,而这种差异形成取决于集聚效应是否有效发挥。以集聚理论为基础的空间经济学对经济增长空间分异形成有两种不同的观点。一种观点认为集聚效应会通过城市规模效应增强市场竞争力,挤出低效率的企业与劳动力。大城市通过对企业和劳动力的分类与选择效应而具有较高生产率(Combes et al., 2012; Behrens et al., 2014),进而引起经济效率差异。^③另一种观点则认为大城市对异质性企业和劳动力具有同等吸引力,城市中不同技能劳动力可实现互补(Eeckhout et al., 2014)。^④低技能劳动力(陆铭,2012)和低效率企业(余壮雄和杨扬,2014;张国峰等,2017)更受益于与高技能劳动力和高效率企业的共同集聚(coagglomeration,也有学者译为结对集聚),这样前者引起的分类与选择效应(sorting and selection effect, sorting也有国内学者译为群分或类分)会被要素互补性抵消,这反过来又进一步强化了集聚趋势。但已有研究并未明确分类选择效应和互补效应如何转变及如何统一于集聚理论。

集聚效应来源于共享(sharing)、匹配(matching)和学习(learning)三个微观机制(Duranton & Puga, 2004),共享机制主要指马歇尔外部性的中间供应商联系、劳动力共享、技术外溢等,学习机制则指集聚引起的人与人面对面交流有利于知识产生、扩散和累积,二者分别从资金外部性和技术外部性阐述了集聚的正外部性。^⑤匹配则指集聚效应中生产组织的要素配置效率(Helsley & Strange, 1990),要素结构与投入产出是存在相对最优关系的(Behrens et al., 2014)。这表明集聚是有度的,当其超过产业结构所决定的相对城市规模后,拥挤效应会造成集聚有效性降低和规模不经济(Brinkman, 2016)。对“要素错配”的相关研究成果分别体现在企业和城市空间结构层面(Hsieh & Klenow, 2009; Behrens et al., 2014),主要为产业或企业间的外延性错配^⑥(Banerjee & Moll, 2010),错配效应被假设为造成要素与产品价格升高的一种价格附加税,但这种假定隐匿了引发错配的作用机制。尽管集聚可降低要素结构错配,但对集聚成长期的劳动密集型产业错配效应纠偏较难(季书涵和朱英明,2017);同时产业或企业集聚也受到市场需求等外部性因素影响,异质性市场需求会降低劳动力流动预期,导致劳动力的非均衡分布(Picard & Okubo, 2012),进而加剧要素空间错配。从引起错配效应的来源来看,市场与非市场的因素都有可能造成要素错配。非

① 由于要素有限性和成本效应,当然不可能所有城市都具有同等规模,但通过降低要素错配,实现增长效率逐步改善,促使单中心城市向多中心城市体系发展,再成长为具有多个多中心的空间经济增长网络,这种变化是可能发生的,因此本文所关注的是在现有经济发展空间格局下的一种相对均衡状态,即可以通过纠偏错配效应达到的城市增长相对最优结构。

② 生产要素的不完全流动及不完全可分性、产品和服务的不完全流动性是影响经济活动集聚的重要因素,但伴随二者的发展,规模经济、产业内与产业间集聚将更显著地影响集聚有效性,故本文主要研究“第二自然”如何更加有效地发挥。

③ 关于集聚引发选择与分类效应(高强度竞争导致高效率企业存活,挤出了低效率企业)的检验结果并不一致。李晓萍等(2015)等学者认为选择分类效应存在,高效率企业选择大城市,低效率企业选择中小城市。Combes et al. (2012)并未在法国企业数据中检测到选择效应。利用中国工业企业数据,余壮雄等(2014)和张国峰等(2017)也认为选择效应不存在,高效率 and 低效率企业选择中小城市,大城市反而集聚中等效率企业。这些研究结论差异都表明,集聚微观机制是复杂的,作用机制是非单一的。

④ 生产函数为 $A_j F(m_1, m_2, m_3) = A_j [(m_1^\lambda y_1 + m_3^\lambda y_3)^\lambda + m_2^\lambda y_2]$, A_j 为全要素生产率,当 $\lambda > 1$ 时,则存在异质性劳动力 m_1 和 m_3 互补,反之则互补性较差(Eeckhout et al., 2014)。

⑤ 资金外部性(pecuniary externalities)指纯粹来自于市场关联的外部性,仅对那些参与影响价格机制市场经济活动的企业产生作用;技术外部性(technological externalities)可不经过市场而直接对生产函数产生影响。

⑥ 外延型错配体现在产业内和产业间的要素再分配,即便要素具有等边际效用,通过要素再配置仍可提高TFP和产出。

市场因素主要来自政府过度干预(Restuccia & Rogerson, 2013) ,但纯粹市场机制下要素自由流动也会引起规模不经济(Behrens et al., 2014) 。此外,经济外部性还会引起“空间溢出效应”(潘文卿 2012) ,但其外溢范围受回流效应制约(柯善咨 2009) 。

本文的创新与贡献有几个方面。第一,拓展了要素错配理论内含,将要素的空间错配效应纳入分析框架。除要素在产业部门的错配问题之外,作者认为要素的空间错配也是造成经济增长空间分异的主要原因。第二,构建了一个两区域、三产业的空间一般均衡模型,整合了产业结构、集聚效应与要素结构三个层面的影响因素,讨论了不同因素在同一分析框架下的作用机理。第三,为更好界定城市产业与要素结构,本文借鉴陈栋生(2013),将城市产业划分为主导产业、关联产业以及基础产业,研究表明随着产业关联性增加,劳动力和资本逐渐向关联产业和基础产业转移,且劳动力在产业间流动速度大于资本。

后续篇章结构安排如下:第二部分以典型事实为基础构建考虑要素和产品流动的空间一般均衡模型。第三和第四部分为计量模型及变量指标选择。第五部分是主要实证结果和稳健性检验。第六部分概括本文主要结论,并讨论其政策含义。

二、典型事实与理论模型

(一) 典型事实

不同城市主导产业不同,已有研究大多遵循产业单一性假定(Amiti, 2005; 柯善咨等 2014) ,但城市产业结构并非单一的“单产业”或“两产业”,还存在卫生、教育等基础产业。同时城市产业中劳动力、资本的要素配置结构也不同,构建理论模型前需进一步验证产业中要素配置结构是否稳定。本文研究表明,除农业就业人员流失较大和 2005 年后中国制造业和金融业劳动力份额略微降低外,其余产业的要素结构基本稳定。本文还依据 2005 年以来的历次投入产出表计算了不同年份的感应度系数和影响力系数,结果表明绝大多数产业的中间产品投入结构变化较小,这进一步验证了产业部门内要素结构基本稳定的典型事实。另外,尽管要素在产业部门的错配效应早已被证实(Hsieh & Klenow, 2009) ,但要素结构是否是造成错配的唯一因素还需进一步分析。根据中国规模以上工业产值与要素结构关系,要素结构对工业产值呈现弱线性正相关关系,调整 R^2 和相关系数并不高,这表明除要素结构外,还存在影响产业产出效率的其他因素。^①

(二) 模型基本框架

假定经济体中存在两个区域或城市($k = r, s$)^②,每个城市中存在主导产业(d)、关联产业(m)和基础产业(b)^③,前两者为不完全竞争产业,规模收益递增,主导产业提供最终产品,关联产业仅为主导产业提供中间产品和服务;城市间产品贸易为主导产业制成品,中间产品和基础产业仅本地消费。主导产业使用资本 K 、劳动力 L 及关联产业提供的中间品,关联产业和基础产业使用资本 K 和劳动力 L ,允许要素在城市和产业间转移。假定技术短期不变,同一城市内劳动力成本与资本回报率相同,则城市经济总量来源于主导产业和关联产业的产业增加值;基础产业规模收益不变,其产品和服务也影响消费者区位偏好。对产业内要素结构而言,假设经济体中城市 k 的对基础产业的要素分配 λ_k^b 满足 $\lambda_k^b = L_k^b / (L_k^b + L_k^m + L_k^d) = K_k^b / (K_k^b + K_k^m + K_k^d)$, $k = r$ 或 s ,并假定两区域的基础产业中劳动力和资本比重相同,则城市 s 或其余城市的要素比例份额为 $1 - \lambda_r^b$ 。假设城市为 Alonso

① 本文利用《中国统计年鉴》计算了 2005—2015 年的产业增加值与要素投入变化率的关系。限于篇幅,计算图表未列出。

② 理论模型中的两区域也可看作城市,这是对实际情况的一种默认假定,可参见 Behrens et al. (2014) 等。

③ 主导产业是指具有地区比较优势的产业,一般为工业品;关联产业则指为主导产业的上下游环节提供中间产品及一般消费品的产业,如运输业、零售业、金融业、科研技术服务业等;基础产业指城市基础设施(电力、热力、燃气及水生产和供应业与水利、环境与公共设施管理、交通运输)、教育、卫生与社会工作、公共管理、社会保障组织等产业,基础产业产品主要供本地消费。

单中心线性结构,每居住在 x 的劳动力拥有单位 1 土地,提供单位时间劳动,单位距离通勤成本为 $2\theta_k$,则与城市 k 中心 CBD 距离 x 区位的劳动力供给 $s_k(x)$ 为:

$$s_k(x) = 1 - 2\theta_k |x| \quad x \in [-N_k/2, N_k/2] \quad k = r, s \quad (1)$$

其中 λ_k^b 为城市 k 基础产业 (b) 的要素份额, $k = r$ 或 s ; N_k 为城市常住人口,则城市 k 的有效劳动力供给 L_k 如下,也表明了劳动力供给 L_k 与常住人口 N_k 的关系。

$$L_k = \int_{-N_k/2}^{N_k/2} s_k(x) dx = N_k - \theta_k N_k^2 / 2 \quad k = r, s \quad (2)$$

(三) 偏好和需求

假定不同城市消费者的偏好相同,城市居民消费最终消费品和基础产品,则效用函数为:

$$U_r = (C_r^d)^\mu (C_r^b)^{1-\mu} \quad (3)$$

主导产业产品间具有不变替代弹性 (CES),产品替代弹性 $\sigma_d > 1$,则城市 r 消费产品(既包括本区域 r 生产的制成品,也包括区域 s 生产并运输到 r 地的制成品)为:

$$C_r^d = \left\{ \sum_{i=1}^{N_r^d} [C_{rr}^d(i)]^{(\sigma_d-1)/\sigma_d} + \sum_{i=1}^{N_s^d} [C_{rs}^d(i)/\tau_d]^{(\sigma_d-1)/\sigma_d} \right\}^{\sigma_d/(1-\sigma_d)} \quad (4)$$

以城市 r 为例,消费者面临预算约束为:

$$\sum_{i=1}^{N_r^d} p_r^d C_{rr}^d(i) + \sum_{i=1}^{N_s^d} p_s^d C_{rs}^d(i) + P^b C_r^b = Y_r \quad (5)$$

当对最大消费效用进行求解,可知城市 r 最终产品的需求量为:

$$X_r^d(i) = \mu [p_r^d(i)]^{-\sigma_d} \left[(G_r^d)^{\sigma_d-1} Y_r + (G_s^d)^{\sigma_d-1} \tau_d^{1-\sigma_d} Y_s \right] \quad (6)$$

$$G_r^d = \left\{ \sum_{i=1}^{N_r^d} p_r^d(i)^{1-\sigma_d} + \sum_{i=1}^{N_s^d} [p_s^d(i) \tau_d]^{1-\sigma_d} \right\}^{1/(1-\sigma_d)} \quad (7)$$

其中 C_r^d 为城市 r 最终产品消费量, C_r^b 为城市 r 的基础产业消费量, μ 为产品消费份额, C_{rr}^d 为消费者在城市 r 消费本城市生产的最终制成品, C_{rs}^d 为消费者在城市 r 消费城市 s 生产制成品, τ_d 为城市 r, s 之间最终产品运输冰山成本 ($\tau_d > 1$),仍采用 Samuelson 形式; p_r^d, p_s^d 分别为城市 r, s 中主导产业最终产品价格, G_r^d 为城市 r 主导产业制成品价格指数。

(四) 供给与一般均衡

参考 Amiti (2005),假设不考虑储蓄,城市 r 收入 Y_r 主要为劳动力工资收入和资本收益,当短期均衡时,则 $Y_r = w_r L_r + r_r K_r$,城市主导产业中的企业 i 的生产和成本函数为:

$$Y_k^d(i) = [K_k^d(i)]^{\alpha_d} [L_k^d(i)]^{1-\alpha_d-\eta} (C_k^m)^\eta \quad k = r, s \quad (8)$$

$$TC_r^d = w_r(i)^{1-\alpha_d-\eta} r_r(i)^{\alpha_d} (G_r^m)^\eta [f^d + \beta^d \varphi_r^d X_r^d(i)] \quad (9)$$

其中 $\alpha_d, 1-\alpha_d-\eta, \eta$ 分别为主导产业中资本、劳动力、中间产品的投入量, w_r, r_r 分别为城市 r 的劳动力工资、资本利息, G_r^m 为中间品价格指数; φ^d 为城市内生产组织的边际成本 (Amiti 2005), φ^d 值可以理解为在城市内劳动力移动、通信联系等生产组织成本; f^d 为固定成本。则可求得企业 i 在城市 r 的主导产业最终制成品价格:

$$p_r^d(i) = \beta^d \varphi_r w_r(i)^{1-\alpha_d-\eta} r_r(i)^{\alpha_d} (G_r^m)^\eta \sigma_d / (\sigma_d - 1) \quad (10)$$

利用城市 r 中的要素市场出清条件 $L_r = L_r^d + L_r^m + L_r^b$ 和 $K_r = K_r^d + K_r^m + K_r^b$,要素成本等于相应产业中企业生产成本,则可求得城市 r 中主导产业与关联产业的要素结构为:

$$L_r^d = \frac{(1-\lambda_r^b)(1-\alpha_d-\eta)}{1-\alpha_d-\eta\alpha_m} L_r \quad L_r^m = \frac{(1-\lambda_r^b)(1-\alpha_m)\eta}{1-\alpha_d-\eta\alpha_m} L_r \quad (11)$$

$$K_r^m = \frac{\lambda_r^b \alpha_m \eta}{\alpha_m \eta + \alpha_d} K_r \quad K_r^d = \frac{\lambda_r^b \alpha_d}{\alpha_m \eta + \alpha_d} K_r \quad (12)$$

为进一步衡量经济增长空间差异,根据 Venables (1996) 的方法,采用城市 r 和城市 s 的相对产

出水平 $v^d = S_r^d / S_s^d$ 来反映城市间的经济增长差异：

$$v^d = n^d (\delta^d)^{\frac{\eta(1-\sigma_d)}{1-\sigma_m}} [(\rho_k)^{-\sigma_d + \frac{\eta\alpha_m\sigma_m}{1-\sigma_m}(\rho_w)}]^{1-\sigma_d} (\gamma^d)^{1-\sigma_d} \left(\frac{N_r - \theta_r N_r^2/2}{N_s - \theta_s N_s^2/2}\right)^{\frac{\eta(1-\sigma_d)}{1-\sigma_m}} \frac{\phi^d + \tau_d^{1-\sigma_d}}{1 + \tau_d^{1-\sigma_d} \phi^d} \quad (13)$$

当 $v^d > 1$ 时，则城市 r 具有经济比较优势，反之则反。 n^d 为主导产业相对集聚水平 $n^d = C_r^d / C_s^d$ ； δ^d 为城市非基础要素相对份额 $\delta^d = (1 - \lambda_r^b) / (1 - \lambda_s^b)$ ； ρ_k 为城市劳均资本相对比值 $\rho_k = k_r / k_s$ ； ρ_w 为劳动力工资相对比值 $\rho_w = w_r / w_s$ ； γ^d 为城市生产组织相对成本 $\gamma^d = \varphi_r^d / \varphi_s^d$ 。 ξ 为城市相对规模比值 $\xi = (N_r - \theta_r N_r^2/2) / (N_s - \theta_s N_s^2/2)$ ； ϕ^d 为城市相对市场规模 $\phi^d = [(G_r^d)^{\sigma_d - 1} Y_r] / [(G_s^d)^{\sigma_d - 1} Y_s]$ 。

(五) 作用机理

从上式可知，除部分恒正变量外（[+]为恒正常数项），城市的经济比较优势受到三个匹配机制的影响。

第一，要素结构与产业关联。从要素结构 ρ_k 和产业关联 η 来看，当城市 r 以劳动力为主时，即城市 r 的劳均资本小于其他城市，城市 r 的经济优势随 η 增加而降低；当城市 r 以资本为主时，即城市 r 劳均资本大于其他城市时，城市 r 经济效率与 η 正相关，如图 1。随着要素结构超过临界值，产业关联 η 对城市经济增长的作用机制可能发生逆转，该机制表明了产业内要素结构稳定性偏好与不同城市的要素不均衡分布存在匹配关系。据此提出本文假说 I：要素结构与产业关联存在最优匹配关系，当城市劳均资本不具比较优势时，将扭转产业关联提升城市经济相对比重的正效应。

$$\frac{\partial v^d}{\partial \rho_k} = [+] \underbrace{(1 - \sigma_d)}_{<0} \left(-\sigma_d + \frac{\eta\alpha_m\sigma_m}{1 - \sigma_m} \right) = \begin{cases} < 0 & \eta > \sigma_d(1 - \sigma_m) / \alpha_m\sigma_m \\ > 0 & \eta < \sigma_d(1 - \sigma_m) / \alpha_m\sigma_m \end{cases} \quad (14)$$

第二，城市规模与产业关联。对城市相对经济总量 v^d 对 η 求导发现，产业关联 η 与城市规模相互耦合，如图 2。在其余参数不变前提下，当城市相对规模较大时，产业关联与城市经济总量正相关，即产业关联性越高，则城市经济总量的优势越明显，如图 2 中当 $\eta = 2$ 时经济差异明显大于当 $\eta = 1$ 时经济差异值。当城市相对规模较小时，提高产业关联反而拉低其对城市经济贡献效率。由此，提出本文假说 II：增加城市人口规模有利于提高城市经济比重，但存在相对最优城市规模，当城市规模突破其相对最优值时，城市规模与产业关联的匹配机制对经济增长才具有明显正效应。

$$\frac{\partial \ln v^d}{\partial \eta} = \underbrace{\frac{1 - \sigma_d}{1 - \sigma_m} \ln(\delta^d)}_{<0 \text{ 和 } >0} + \underbrace{\frac{(1 - \sigma_d)\alpha_m\sigma_m}{1 - \sigma_m} \ln(\rho_k)}_{>0} + \underbrace{\ln\left(\frac{N_r - \theta_r N_r^2/2}{N_s - \theta_s N_s^2/2}\right) \frac{1 - \sigma_d}{1 - \sigma_m}}_{\substack{\text{若 } N_r < N_s \text{ 则小于 } 0; \text{ 若 } N_r > N_s \text{ 则大于 } 0}} \quad (15)$$

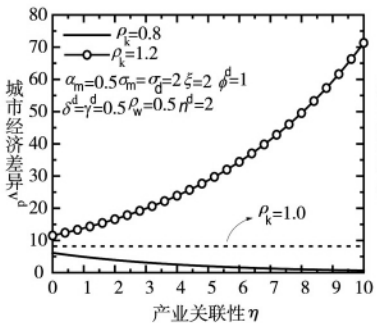


图 1 产业关联与要素结构

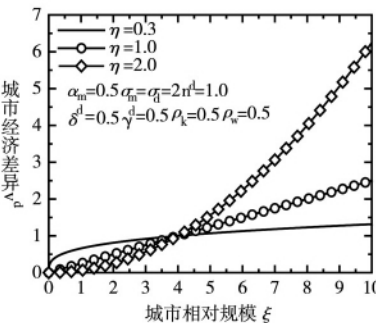


图 2 产业关联与城市相对规模

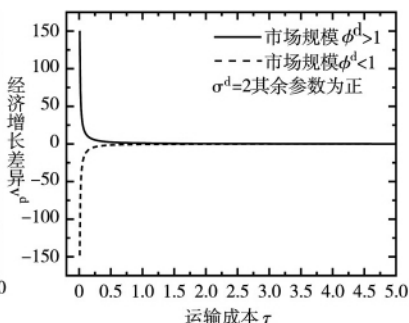


图 3 市场规模与产业选择

数据来源：作者根据本文研究公式(14) — (16) 计算。

第三,市场规模与产业选择。对市场规模 ϕ^d 求偏导 $\partial v^d / \partial \phi^d > 0$, 市场规模扩大有利于提高本地经济总量, 但市场规模 ϕ^d 正向效应还受产品运输成本 τ 影响, 二者关系如式(16)。当本地市场规模占优时($\phi^d > 1$) 经济增长空间分异与运输成本 τ 呈反向关系。这意味着本地市场规模较大时, 消费本地工业制成品(τ 较小) 将强化本地市场规模, 进一步加大经济增长空间分异, 而消费较远城市(τ 较大) 所提供的消费品可以降低经济空间分异。当外地市场规模占优时($\phi^d < 1$) 运输成本 τ 越大, 则经济空间分异程度越小, 这表明通过与市场较大区位进行最终品贸易(τ 较大) 有利于缩小经济增长空间差距, 而消费本地产品(τ 较小) 将降低经济增长效率(图3中 $\phi^d < 1$ 的负向关系, 随运输成本增加, 经济相对差异反而减小) 故本地市场规模较小的地区, 不适宜发展最终消费品产业, 而应发展适宜本地优势的工业。在此提出本文假设 III, 市场规模与产业选择存在匹配关系, 当市场规模都较小时, 最终品消费型服务业过度发展将不利于提升经济比较优势。

$$\frac{\partial v^d}{\partial \tau_d} = [+] \frac{\tau_d^{1-\sigma_d}(1-\sigma_d)}{\tau_d(1+\tau_d^{1-\sigma_d}\phi^d)^2} [1 - (\phi^d)^2] = \begin{cases} > 0 & \phi^d > 1 \\ < 0 & \phi^d < 1 \end{cases} \quad (16)$$

此外, 提升城市规模和非基础产业要素投入能够提高产业关联的正效应, 但其也受到要素结构影响, 当城市中劳均资本较大时, 产业关联正向效应增强; 反之当劳均资本较低时, 非基础产业要素投入与城市规模的产业关联正效应将被削弱。^① 对效用函数进行分析还可确定要素集聚与产业关联的关系,^② 劳动力集聚可归因为价格指数效应、市场规模效应和基础产业效应。产业集聚引起的价格指数效应降低了最终消费品价格, 高工资与较大市场规模加剧了劳动力集聚, 同时劳动力流动还受到基础设施、教育、卫生和公共管理水平影响。产业关联变动也会引发产业间的要素结构变化。^③ 产业关联增加促使劳动力、资本等要素由主导产业向关联产业和基础产业转移, 但要素在不同产业部门间的集聚效率不同, 劳动力对这种影响的敏感度更高。

三、计量模型设定及技术选择

将各个城市指标与全国平均水平对比, 同时对式(13) 取对数便可得到计量检验的基准模型; 经济增长也受往期影响, 将被解释变量滞后一期也加入自变量中形成动态模型。考虑数据获得性, 本文采用户籍人口和就业人口分别度量城市规模(常住人口采用了2010—2013年地级市层面数据)。当利用城市户籍或常住人口时, 城市规模存在二次项,^④ 本文计量基准模型分别为:

$$\ln v_i^d = \beta_0 + \beta_1 \ln v_{i-1}^d + \beta_2 \ln n_i^d + \beta_3 \eta_i \ln \delta_i^d + \beta_4 \ln \rho_{ki} + \beta_5 \eta_i \ln \rho_{ki} + \beta_6 \ln \rho_{wi} + \beta_7 \ln \gamma_i^d + \beta_8 f(\eta_i, \xi_{N_i}, \xi_{N_i}^2) + \beta_9 f(\phi_i^d, \pi_i) \quad (17)$$

其中 β_0 为常数项 β_1 为被解释变量的一阶滞后项系数 $\beta_2 - \beta_9$ 为各变量系数, 其中 β_5 、 β_8 和 β_9 分别对应了假设 I—III 的匹配效应检验系数, 当其为正时, 则表明该类匹配机制发挥作用; 反之则表明存在该类空间错配。在进行交互项分析时, 通常还需引入一次项, 故在计量模型中加入了产业关联和城市规模等一次项。

① 除所列影响因素外, 其余模型指标正负效应恒定。如 $\partial v^d / \partial n^d > 0$ 可知, 产业规模与城市经济总量正相关; 当城市内联系成本 φ^d 越大时, 则导致该城市经济总量下降, 因为 $1 - \sigma^d < 0$, 则 $\partial v^d / \partial \varphi^d < 0$ 。 $\partial v^d / \partial \rho_w < 0$ 表明劳动力成本具有负效应。

② 城市 r 的消费者相对间接效用 $v^r = V_r / V_s = (w_r / w_s) \cdot [(1 + r_r \cdot k_r / w_r) / (1 + r_s \cdot k_s / w_s)] \cdot (C_s^d / C_r^d)^\mu \cdot (P_s^b / P_r^b)^{1-\mu}$ ($0 < \mu < 1$) P_r^b 、 P_s^b 分别为城市 r 和城市 s 的基础产业价格指数, 其余指标同前文。

③ 劳动力在城市产业间配置情况: $L_r^d / L_r^m = (1 - \alpha_d - \eta) / [(1 - \alpha_m) \cdot \eta]$; $L_r^d / L_r^b = \{ [\mu \eta (1 - \alpha_m) + (1 - \alpha_d - \eta) \cdot \mu] / (1 - \alpha_d - \eta \alpha_m) \} \cdot \{ (1 - \alpha_d - \eta) / [(1 - \mu) \alpha_b] \}$; 资本在城市产业间配置情况: $K_r^d / K_r^m = \alpha_d / \alpha_m \eta$; $K_r^d / K_r^b = \{ [\mu \eta (1 - \alpha_m) + (1 - \alpha_d - \eta) \cdot \mu] / [\alpha_b (1 - \eta)] \} \cdot [\alpha_d / (\alpha_m \eta + \alpha_d)]$ 。由于篇幅限制, 本文对理论部分做了较多压缩, 感兴趣的读者可来信索取完整版。

④ 就业人口 L_c 与常住人口 N_c 存在着 $L_c = f(N_c, N_c^2) = N_c - \theta_c N_c^2 / 2$ 关系, 见式(2)。

(1) 对于模型中采用就业人口：

$$V_1 = \ln v_{it}^d = \beta_0 + \beta_1 \ln v_{t-1}^d + \beta_2 \ln n_{it}^d + \beta_3 \eta_{it} + \beta_4 \eta_{it} \ln \delta_{it}^d + \beta_5 \ln \rho_{kit} + \beta_6 \eta_{it} \ln \rho_{kit} + \beta_7 \ln \rho_{wit} + \beta_8 \ln \gamma_{it}^d + \beta_9 \ln \xi_{Lit} + \beta_{10} \eta_{it} \ln \xi_{Lit} + \beta_{11} \ln \varphi_{it}^d + \beta_{12} \ln \tau_{it} + \beta_{13} \ln \varphi_{it}^d \tau_{it} + \sum Z_m + \varepsilon_{it} + u_i + e_t \quad (18)$$

(2) 对于模型中采用常住或户籍人口：

当利用常住或户籍人口而非就业人口来度量城市规模时，城市相对规模对数值的二次项与产业关联是耦合的，可通过泰勒展开化解^①：

$$f(\eta \xi_{Nt} \xi_{Nt}^2) = \eta \ln \frac{N_r}{N_s} + \eta \ln \frac{1 - \theta_r N_r / 2}{1 - \theta_s N_s / 2} \approx 2\eta \ln \frac{N_r}{N_s} = \eta \ln \xi_N^2 \quad \xi_N = N_r / N_s \quad (19)$$

$$V_2 = \ln v_{it}^d = \beta_0 + \beta_1 \ln v_{t-1}^d + \beta_2 \ln n_{it}^d + \beta_3 \eta_{it} + \beta_4 \eta_{it} \ln \delta_{it}^d + \beta_5 \ln \rho_{kit} + \beta_6 \eta_{it} \ln \rho_{kit} + \beta_7 \ln \rho_{wit} + \beta_8 \ln \gamma_{it}^d + \beta_9 \ln(\xi_{Nt}^2) + \beta_{10} \eta_{it} \ln(\xi_{Nt}^2) + \beta_{11} \ln \varphi_{it}^d + \beta_{12} \ln \tau_{it} + \beta_{13} \ln \varphi_{it}^d \tau_{it} + \sum Z_m + \varepsilon_{it} + u_i + e_t \quad (20)$$

其中 Z_m 为控制变量， μ_i 、 e_t 为城市和时间固定效应， ε_{it} 为扰动项。由于多变量交互影响，本文中对于多目标指标来选取合适的工具变量具有极大挑战性。为从方法上消除内生性、组内自相关及异方差等因素影响，本文借鉴了 Roodman (2009) 的思路，选取 GMM 与混合 OLS、固定效应面板模型 (FE) 对比求证的思路。因为混合 OLS 和固定效应面板模型 (FE) 通常存在估计偏误，混合 OLS 一般会高估被解释变量滞后项系数，而由于滞后项自变量与误差项存在负相关，FE 面板滞后项估计值会下偏，即混合 OLS 和 FE 面板估计可分别确定被解释变量一阶滞后项参数的上下限。当 GMM 估计被解释变量滞后项位于此区间内，则 GMM 估计有效。这也是目前在多变量下处理内生性问题的简便思路。考虑样本偏误和异方差问题，本文采取一步系统 GMM 方法增加矩条件来提高估计精度，并使用 robust 稳健标准误差；工具变量选取被解释变量的 2—4 阶滞后项。以防遗漏变量偏误，还控制了城市与时间固定效应。

四、城市指标、变量选取及面板数据

中国于 2004 年明确了“西部大开发、东北振兴、中部崛起、东部率先”的区域发展总体战略。为揭示经济空间均衡性改善下的新问题，也考虑数据可获得性，本文使用 2004—2014 年中国 277 个城市的面板数据^②，主要数据来源于《中国城市统计年鉴》，2010—2013 年城市常住人口数据来源于《中国区域经济统计年鉴》，GDP 价格指数来自《中国统计年鉴》。

(一) 城市产业划分

城市主导产业和基础产业通常易于识别，本文选制造业中电力、热力、燃气及水生产和供应业、服务业中的水利、环境与公共设施管理业、居民服务、修理和其他服务业、教育、卫生与社会工作、文化、体育和娱乐业、公共管理及社会保障组织作为基础产业部门，则非基础产业要素占比 δ^d 采用了这类产业劳动力就业比重的全国相对水平 δ^b 的扣除数 ($\delta^d = 1 - \delta^b$) 来衡量。关联产业通常难以精确界定，已有研究大多采用投入产出表的消耗系数、同一地区出口产品的条件概率、关联产业与主导产业增加值的比值等方法 (Hidalgo et al., 2007; 陈国亮和陈建军, 2012; 江曼琦和席强敏,

① 利用泰勒展开即可证明，限于篇幅，证明从略。读者也可通过理论公式利用城市统计年鉴数据直接计算验证。

② 为保证指标统一性和数据完整性，本文剔除了以下城市：固原市、巢湖市、拉萨市、海东市、丽江市、普洱市、临沧市、定西市、陇南市、崇左市、中卫市、毕节市、铜仁市及 2014 年后新成立的其他地级市，也未包括香港、澳门、台湾地区。

2014)。^① 根据典型事实,在满足要素投入结构稳定条件下,本文利用投入产出表计算的影响力系数与感应度系数平均值来确定关联产业,选取租赁与商务服务、交通运输、仓储与邮政业、科学技术研究、金融业、信息传输与软件和技术服务业作为城市关联产业,^②本文产业关联 η 取上述关联产业的就业人数与城市总就业人数比值。2004年和2014年城市产业关联核密度分布如图4,可见中国城市间产业关联差异逐步缩小。

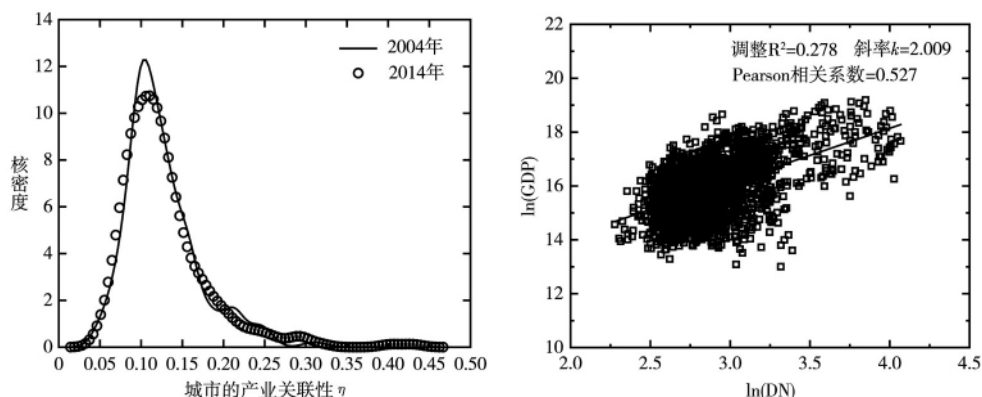


图4 城市产业关联核密度估计(2004年和2014年) 图5 中国夜间灯光灰度值与城市GDP关系(2004—2013年)

注:夜间灯光数据采用的DMSP-OLS格式。

(二) 其余变量选取

被解释变量是各个城市相对于全国水平的城市经济总量 v^d 。本文关注城市经济总量差异,^③故选取市辖区范围的经济指标。本文还使用夜间灯光数据来作为城市GDP的代理变量,一般地,夜间灯光数据有两个变量用来衡量经济增长,灯光灰度平均值和相对面积,^④在本文中选取前者作为城市GDP的替代变量,如图5。

为保证和理论模型一致,本文采用归一化后劳均资本存量的相对水平来衡量城市相对要素结构(单位劳动力资本比值 ρ_k) $\rho_{ki} = (K_i/L_i) / (K/L) = (K_i/K) / (L_i/L)$,当 $\rho_{ki} > 1$,该城市*i*相对资本集聚水平大于人口集聚水平;反之,则该城市相对资本集聚水平小于人口集聚水平。劳动力就业人数相对比值(L_i/L)选取《城市统计年鉴》中年末从业人员数目与全国总就业人数的比值。资本选用城市固定资本存量,由于初始资本存量、价格指数、折旧率等差异,我国始终没有公布每个城市的固定资本存量,因此需估算。参考柯善咨等(2014),考虑3年城市平均建设周期、不同部门折旧年限以及固定资产投资实际交付率(或称作新增固定资本存量)以及价格修正,并假定城市固定资产投资价格指数与省级相同,选2000年为基期,第*t*期城市固定资本存量 K_t :

$$K_t = K_{t-1}(1 - \zeta) + (I_t/d_t + I_{t-1}/d_{t-1} + I_{t-2}/d_{t-2})/3 \quad (21)$$

^① 例如,Hidalgo et al.(2007)使用同一地区出口产品的条件概率来定义产业关联;陈国亮和陈建军(2012)借鉴投入产出表的消耗系数原理定义了产业关联性指标 $Link_i = a \cdot P/M$ μ 为修正系数 P 和 M 分别为生产性服务业和制造业的产业增加值。

^② 为综合考虑产业的前向和后向拉动动力,以2007年、2012年中国投入产出表计算影响力系数和感应度系数的平均值来选择关联产业种类。本文默认城市中的关联产业类别与全国是相同的,在欠缺城市层面投入产出表的条件下,这是一种折衷处理方法。

^③ 需要指出本文未采用人均GDP作为经济增长的相对指标,其原因有两个,第一,劳均资本与人均产出呈正相关,即人口较多、资本较少的城市人均产值肯定较低,而人口较少、资本较高的城市人均产值也会较高;但在实际情况下也会存在人口和资本都较多,或人口与资本同时都较少的情况,其劳均资本可能相同,实际人均GDP的差异却不会太大,但实际经济总量却会差别较大,这将导致无法分清资本和劳动力影响错配机制的作用路径。第二,由于人均GDP和要素结构 K/L 都含有劳动力要素,这也会造成因变量和自变量耦合问题。

^④ 利用美国国家海洋和大气管理局(NOAA)提供2004—2013年夜间灯光数据(DMSP-OLS)依据中国各地级市行政边界裁剪,以全国平均亮度值的中位数为基准调整各地级市灯光灰度值,并剔除亮度小于6的灯光值。

其中，初始资本存量 $K_0 = I_0 / (g + \zeta)$ ， I_0 为初始基期的固定资产不变价投资额， ζ 为年均资本重置率，参照张军等（2004）取 9.6%； I_t 为第 t 年固定资产形成额或固定资产投资额； g 为不变价 I_t 的平均增长率。限于篇幅，2004—2014 年各城市固定资本存量估算值未全列出。

城市主导产业规模 n^d 采取规模以上工业企业数来测度，并折算成当年相对全国水平；城市相对劳动力成本 ρ_w 则用城市劳动力工资与全国平均工资比值来表示，城市劳动力工资选取城镇职工平均工资来表示。由于城市生产组织和联系成本受到城市内交通状况的影响，本文选取城市道路面积与全国水平比值来衡量城市相对生产组织成本 γ^d 。城市相对市场规模 ϕ^d 为各城市的社会销售额与全国平均水平比值；运输成本 τ 没有直接数据测度，本文采用城市货运总量相对值的倒数来间接度量，货运总量包括公路、水运和民用航空货运量，货运总量越大，则表示运输成本越低。

现有大多数研究都采取“服务业占比”来衡量城市产业结构，本文也采取第三产业与第二产业产值的比值来度量城市发展的阶段化特征（phase characteristics of urban development, CPUD），以此来衡量城市发展到到底是处于工业化阶段，还是处于城市化阶段。考虑产业结构高端化也会产生影响经济空间效率，本文还进一步讨论了产业结构高端化对大、中、小城市的影响。城市常住人口是衡量城市人口规模的最佳指标，但《中国城市统计年鉴》中城市人口为户籍人口指标，不能直接反映流动人口的影响；考虑数据获得性，采用各城市“从业人员期末人数”与全国总就业人口的比值作为城市相对规模的补充变量，并用《中国区域经济统计年鉴》公布的 2010—2013 年地级市常住人口数据进行补充验证。

另外，为检验结论的稳健性，还需控制城市层面的经济特征，如城市开放水平和政府政策等，考虑城市数据获得性，引入城市行政等级、各城市实际使用外资金额的全国水平相对值、政府公共预算支出中科学技术占比等指标作为控制变量。各变量定义及描述性统计详见表 1。

表 1 各变量定义及描述性统计量

变量符号	指标	最大值	最小值	均值	标准差	面板估计区间
v_{it}^d	城市相对经济总量	-3.054	-8.210	-6.058	0.871	2004—2014 年每年值
n_{it}^d	城市相对企业规模	-2.880	-9.762	-6.238	1.081	2004—2014 年每年值
η_{it}	城市产业关联	2.843	0.002	0.126	0.070	2004—2014 年每年值
δ_{it}^d	城市非基础产业要素占比	0.346	-8.217	-0.219	0.211	2004—2014 年每年值
ρ_{kit}	劳均资本相对比值	1.656	-2.731	-0.095	0.479	2004—2014 年每年值
ρ_{wit}	城市职工平均工资相对值	2.014	-1.057	-0.183	0.243	2004—2014 年每年值
γ_{it}^d	城市道路面积相对值	-2.636	-10.175	-6.133	0.940	2004—2014 年每年值
N_{it1}	城市户籍人口相对值	-3.623	-8.858	-5.858	0.691	2004—2014 年每年值
N_{it2}	城市就业人口相对值	-2.406	-7.919	-5.995	0.784	2004—2014 年每年值
N_{it3}	城市常住人口相对值	-3.112	-9.289	-5.219	0.711	2010—2013 年每年值
ϕ_{it}^d	城市相对市场规模	-3.068	-8.985	-6.147	0.971	2004—2014 年每年值
τ_{it}	城市货运量相对值倒数	-1.181	2.207	16.721	1.015	2004—2014 年每年值
$CPUD_{it}$	城市发展阶段指标	3.757	0.094	0.785	0.381	2004—2014 年每年值
$Open_{it}$	城市对外开放	0.0983	0.001	0.0057	0.0132	2004—2014 年每年值
$Inno_{it}$	政府创新公共投入	0.120	8.83e-5	0.0052	0.0150	2004—2014 年每年值
DN_{it}	夜间灯光灰平均值	4.068	2.121	2.845	0.256	2004—2013 年每年值

注：除产业关联、城市发展阶段、对外开放以及城市创新公共投入等控制变量指标外，其余指标均为对数值。因城市数据为全国水平的相对值，故取对数后存在负值。城市行政等级定义直辖市为 1，副省级省会城市为 2，副省级城市为 3，其余为 4。

五、实证结果与分析

本文使用中国 277 个城市 2004—2014 年面板数据,数据平稳性和协整关系均通过检验。^①

(一) 基本回归分析

基准回归结果见表 2,^②首先对比了 GMM 估计的解释变量一阶滞后项系数与混合 OLS、面板 FE 系数值,系统 GMM 的被解释变量一阶滞后项系数(分别为 0.846、0.895)位于面板 FE 估计(分别为 0.629、0.624)与混合 OLS(分别为 0.935、0.924)的估计范围内,这表明 GMM 估计是有效的。其次,Arellano-Bond 检验在 10% 置信水平下拒绝了一阶差分自相关 AR(1),而接受了 AR(2),则接受了不存在二阶序列自相关的原假设。Hansen 检验结果 V_1 模型($p = 0.396$); V_2 模型($p = 0.272$),可知 GMM 工具变量的过度识别是有效的。

基本检验结果表明:第一,城市要素结构 ρ_{kt} ($\ln\rho_{kt}$ 一次项系数为正)与城市经济增长 v_t^d 显著正相关,即劳均资本存量愈大,则越有利于城市经济增长,但由于 $\rho_k < 1$ 的城市占比 69.52%,即全国层面上城市个体的劳均资本不具有比较优势,要素结构 ρ_k 与产业关联 η_t 的交互项对城市经济增长呈负效应(交叉项 $\eta_t \times \ln\rho_{kt}$ 系数为负),产业关联与要素结构存在不匹配,使城市经济优势随产业关联 η_t 增加而降低,这与假说 I 一致。第二,从城市规模与产业关联的匹配关系来看,除产业关联 η_t 一次项系数为负外, ξ_{L_t} 、 ξ_{N_t} 一次项系数和与产业关联的交互项系数均为正,但交互项系数不显著。这表明提高就业人口与城市规模总体有利于城市经济增长,但就全国整体的城市规模影响不大,实际检验结果为正且不显著,这意味着增加城市产业关联性提升经济增长的正效应不显著,如图 2 和表 2。作者认为基本检验中部分变量系数不显著的原因主要有:(1)城市规模指标选取问题。通常选用常住人口来衡量城市规模是较为客观和准确的,后续研究将采用 2010—2013 年的常住人口数据作为城市规模替代变量。(2)尽管城市规模效应能够促进产业关联提高,但二者协同效果并未充分发挥,导致了显著性水平仍然不高,表明中国城市整体经济规模集聚效应不足。另外,从市场规模与产业选择的匹配关系来看,市场规模具有明显的经济增长效应,但在全国水平上无法验证假说 III,需针对不同区域和不同规模的城市进一步识别。

表 2 计量模型 V_1 、 V_2 固定面板 FE、混合 OLS 和系统 GMM 回归结果

$\ln v_t^d$	模型 V1-1	模型 V2-1	模型 V1-2	模型 V2-2	模型 V1-3	模型 V2-3
	FE 就业	FE 户籍	混合 OLS 就业	混合 OLS 户籍	系统 GMM 就业	系统 GMM 户籍
$\ln v_{t-1}^d$	0.629*** (45.83)	0.624*** (48.74)	0.935*** (38.16)	0.924*** (51.71)	0.846*** (24.96)	0.895*** (32.80)
$\ln n_t^d$	0.0813*** (11.01)	0.0851*** (12.01)	0.00725** (2.01)	0.00756* (1.81)	0.0212** (2.50)	0.0197** (2.36)
η_t	-0.992 (-0.31)	-0.352*** (-4.17)	-0.0629 (-0.18)	-0.111* (-1.84)	-1.777 (-0.86)	-0.203* (-1.83)
$\eta_t \times \ln \delta_t^d$	0.0441 (1.29)	0.0572 (0.94)	0.0813* (1.80)	0.0815* (1.86)	0.180*** (2.88)	0.117*** (2.99)
$\ln \rho_{kt}$	0.0242*** (7.48)	0.0233** (2.39)	0.0289*** (3.97)	0.0273** (1.98)	0.0554*** (3.09)	0.0488** (2.13)

① 对于面板协整检验,本文采用了 Pedroni 检验结果(假设条件为 $H_0: \rho = 1$,不存在协整关系; $H_1: (\rho_i = \rho) < 1$,存在协整关系),考虑篇幅省去了检验结果,作者留存备案。

② 基准回归结果逐一引入了城市开放条件、城市行政等级及创新投入等控制变量,为节约篇幅,仅显示最终检验结果。

续表 2

$\ln v_t^d$	模型 V1-1	模型 V2-1	模型 V1-2	模型 V2-2	模型 V1-3	模型 V2-3
	FE 就业	FE 户籍	混合 OLS 就业	混合 OLS 户籍	系统 GMM 就业	系统 GMM 户籍
$\eta_t \times \ln \rho_{kt}$	-0.138 [*] (-1.89)	-0.132 (-0.36)	-0.126 (-1.00)	-0.117 (-0.69)	-0.243 (-0.50)	-0.240 (-0.87)
$\ln \rho_{wt}$	0.0574 ^{***} (4.35)	0.0556 ^{***} (4.20)	0.0382 ^{***} (3.58)	0.0376 ^{***} (3.28)	0.0672 ^{***} (3.02)	0.0638 ^{**} (2.21)
$\ln \gamma_t^d$	0.0127 ^{**} (2.48)	0.0157 ^{***} (3.24)	0.00578 (0.73)	0.00568 (1.07)	0.0171 (0.49)	0.00980 (1.29)
$\ln \xi_{Lt}$	0.0992 ^{**} (2.04)	—	0.0739 ^{**} (2.46)	—	0.0232 (1.21)	—
$\ln(\xi_{Nt})^2$	—	0.00747 ^{***} (4.22)	—	0.000732 [*] (1.81)	—	0.00324 [*] (1.83)
$\eta_t \times \ln \xi_{Lt}$	0.00409 (1.08)	—	0.00246 (1.02)	—	0.00386 (1.05)	—
$\eta_t \times \ln(\xi_{Nt})^2$	—	0.00175 (0.66)	—	0.0000910 (0.94)	—	0.00257 (1.43)
$\ln(\phi_t^d)$	0.0195 [*] (1.92)	0.0192 ^{**} (2.05)	0.0268 ^{**} (1.99)	0.0263 ^{***} (2.60)	0.0340 (0.38)	0.0358 (1.26)
$\ln(\phi_t^d \times \tau_{dt})$	0.00544 (1.49)	0.00534 (1.52)	0.0108 ^{***} (3.42)	0.0113 ^{***} (3.76)	0.0648 ^{**} (2.36)	0.0772 ^{***} (2.73)
常数项	-1.319 ^{***} (-9.65)	-1.575 ^{***} (-16.07)	-0.0899 (-1.46)	-0.145 ^{***} (-3.39)	-0.136 (-1.07)	-0.198 ^{***} (-2.67)
城市/时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 统计值	209.14	220.46	25305.35	22657.97	—	—
R2	0.9906	0.9899	0.9928	0.9926	—	—
AR(1) P 值	—	—	—	—	0.070	0.063
AR(2) P 值	—	—	—	—	0.265	0.392
Hansen P	—	—	—	—	0.396	0.272
N	2770	2770	2770	2770	2770	2770

注：括号中的数值为 t 检验结果；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著，下表同。除产业关联 η 外，城市规模 ξ 、市场规模 ϕ^d 的一次项系数均为正，为节约篇幅，后续表格不再单独列出一项，同时考虑篇幅限制，控制变量检验结果也未列出，特此说明。

(二) 考虑“四大区域板块”内不同城市

不同区域的要素、产业集聚程度不同，^①经济增长空间分异机理的显著性不同，如表 3。第一，从要素结构和产业关联的影响机制来看，东部地区城市个体的要素结构的劳均资本效应为正（ $\ln \rho_{kt}$ 系数为正），要素结构与产业关联性较好，二者匹配机制正效应显著。中部地区城市人口基数较大，劳均资本相对比重不高，城市经济相对比重随产业关联增加而降低（交叉项 $\eta_t \times \ln \rho_{kt}$ 系数为负）。西部地区城市个体劳均资本存量也不高，不具有比较优势，故 $\eta_t \times \ln \rho_{kt}$ 系数也为负。东北地区要素结构与产业关联的正效应不显著，不同地区的检验结果基本验证了假说 I。第二，东部和中西部地区的城市规模一次项系数为正（限于篇幅 $\ln \xi_{Lt}$ 和 $\ln(\xi_{Nt})^2$ 系数未列出），城市规模与产业关联的交互项为正，东部地区和中部地区城市规模总体大于相对最优规模，城市规模与产业关联对经

^① 本文计算了 2004—2014 年中国 277 个地级市层面要素结构（劳均资本 K/L ），但限于篇幅，相关图表未列出。

济增长具有正效应;而西部和东北地区城市规模低于其最优相对规模,城市规模与产业关联的交互项为负,这进一步印证了理论假说 II。第三,不同地区的市场规模都具备提升本地经济比重的正效应($\ln\phi_i^d$ 系数为正),但考虑运输成本后,东部和中部地区 $\ln(\phi_i^d \times \tau_{dt})$ 系数仍为正,东北地区市场规模与运输成本交互项系数也为正,但不显著;西部地区 $\ln(\phi_i^d \times \tau_{dt})$ 系数为负,这表明东部和中部地区具备“产品消费区”效应,西部地区市场消费区尚未形成,具有“产品供给区”优势。上述分析验证了本文假说 III。^①

表 3 “四大区域板块”的系统 GMM 回归结果

$\ln v^d$	东部地区		中部地区		西部地区		东北地区	
	就业	户籍	就业	户籍	就业	户籍	就业	户籍
$\eta_i \times \ln \delta_i^d$	0.494 (0.97)	0.431* (1.83)	0.402** (2.12)	0.430 (0.14)	0.0251 (0.51)	0.0347 (0.67)	-0.127 (-0.62)	-0.112 (-0.24)
$\ln \rho_{kt}$	0.0532*** (3.89)	0.0560*** (3.91)	-0.0551 (-0.57)	-0.0832* (-1.69)	-0.0865*** (-3.01)	-0.0821** (-2.19)	0.00359*** (2.90)	0.00225 (0.05)
$\eta_i \times \ln \rho_{kt}$	0.205 (0.52)	0.186*** (2.88)	-0.437** (-2.47)	-0.686* (-1.72)	-0.433* (-1.83)	-0.430** (-2.27)	0.223 (1.22)	0.186 (1.03)
$\eta_i \times \ln \xi_{L_t}$	0.0314 (1.33)	—	0.0341 (1.25)	—	-0.0138** (-2.03)	—	-0.0268* (-1.83)	—
$\eta_i \times \ln(\xi_{N_t})^2$	—	0.0184* (1.91)	—	0.0361 (1.35)	—	-0.0517 (-0.24)	—	-0.0248 (-0.60)
$\ln(\phi_i^d)$	0.0310 (0.52)	0.0291 (0.01)	0.0203 (0.61)	0.0169*** (3.08)	0.0176 (0.99)	0.0198* (1.92)	0.0420 (1.40)	0.0326 (1.40)
$\ln(\phi_i^d \times \tau_{dt})$	0.0159* (1.69)	0.0128** (2.38)	0.0303* (1.90)	0.0289*** (2.64)	-0.0390*** (-3.07)	-0.0359*** (-3.04)	0.0372 (0.11)	0.0456 (0.24)
城市/时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1) P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.049	0.09	0.002	0.002
AR(2) P 值	0.532	0.452	0.307	0.484	0.859	0.581	0.226	0.338
Hansen P	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
N	870	870	800	800	760	760	340	340

注:为节约篇幅,去掉了 ρ_{kt} 、 n_t^d 、 δ_t^d 、 ϕ_t^d 等部分控制变量及常数项的检验结果,下表同。

(三) 考虑不同城市发展阶段

城市发展是具有阶段性的,本文引入工业化阶段($CPUD < 1$)和城市化阶段($CPUD \geq 1$)的虚拟变量,^②回归检验结果如表 4。对工业化阶段的城市 $\eta_i \times \ln \delta_i^d$ 系数为正,这表明提高非基础产业要素配置比例有利于经济增长,但工业化城市劳均资本不具有比较优势,其要素结构与产业关联交互项呈现负效应,这与假说 I 吻合;城市规模一次项系数显著为负,同时其与产业关联交互项系数也为负,这表明工业化阶段城市城市规模通常不高,提高产业关联性不利于经济增长。对城市化阶段城市,城市劳均资本和城市人口规模都具有比较优势,非基础产业要素投入与产业关联表现为负相关,要素结构与城市规模一次项系数显著为正,但 $\eta_i \times \ln \rho_{kt}$ 、 $\eta_i \times \ln \xi_{L_t}$ 和 $\eta_i \times \ln(\xi_{N_t})^2$ 交互项系数都

① 2014 年,东北地区有 34 个地级市,东部地区(87 个)、西部地区(76 个)与中部地区(80 个)。对东北地区而言,尽管通过了内生性检验和工具变量过度识别检验(AR(2) P 值为 0.226 和 0.338, Hansen P 值都为 1.000),但变量系数回归结果大多都不显著。作者认为可能由于东北地区地级市数据样本较小和数据问题。

② 匿名评审专家建议采用生产性服务业与制造业的就业比值来衡量产业结构高端化,本文认为仅用生产性服务业占比无法准确区分城市总体的产业结构和发展阶段,故先采用三产与二产比值来区分城市是否位于工业化和城市化阶段,再利用生产性服务业与制造业就业比值补充分析。

不显著，尽管其系数为正验证了假说 II，但其不显著性需要进一步对样本进行区分研究。

城市化阶段城市主要以服务业为主，存在显著的消费市场的规模效应，但在这些城市中，既存在产业关联较高、城市规模较大的大城市，如北京等，也存在一些产业结构高度“服务业化”、产业关联性较低的城市，如三亚等。本文利用《城市统计年鉴》中分产业生产性服务业与制造业的就业比重来度量产业结构高端化(advance index of industrial structure, 简称 AIIS)，以此作为虚拟变量进一步探究产业结构高端化对不同规模城市经济增长的影响机理^①，限于篇幅，仅汇报了 2010—2013 年常住人口的回归结果。回归结果表明，基本规律仍然符合理论假说，尽管较高的生产性服务业占比体现了产业结构高端化，但大城市与中小城市的匹配机制不同。大城市人口规模较大，劳均资本较高，三种匹配机制正效应均存在。中小城市要素结构不具有比较优势，要素结构与产业关联、城市规模与产业关联的负效应存在($\eta_i \times \ln\rho_{kt}$ 、 $\eta_i \times \ln\xi_{Lt}$ 交互项系数仍为负)，市场规模一次项系数不显著，但考虑运输成本后，其交互项系数显著为正。除部分服务业比重上升较快的城市(如苏州、郑州、宁波等城市)外，大多数工业化城市人口规模不高，多为专业化程度较高的城市，如大同，市场规模与产业选择的匹配优势不显著。此外，中小城市非基础要素投入与产业关联交互项为正，而大城市为负，这表明中小城市具备产品供给区的经济优势，与假说 III 吻合。

表 4 不同城市发展阶段的系统 GMM 回归分析

$\ln v_t^d$	工业化阶段(CPUD < 1)		城市化阶段(CPUD > 1)			产业结构高端化 AIIS	
	就业	户籍	就业	户籍	常住人口	大城市	中小城市
$\ln v_{t-1}^d$	0.620*** (12.10)	0.706*** (21.07)	0.692*** (14.02)	0.748*** (14.59)	0.774*** (14.03)	0.843*** (14.72)	0.742*** (3.34)
$\eta_i \times \ln \delta_t^d$	0.328** (2.25)	0.353** (2.22)	-0.591 (-0.44)	-0.302 (-0.31)	-0.325 (-0.47)	-0.0766 (-0.78)	0.0641 (0.19)
$\ln \rho_{kt}$	-0.0410*** (-5.06)	-0.0451 (-0.29)	0.0592*** (2.60)	0.0352** (2.54)	0.0252*** (2.69)	0.0368** (2.36)	-0.0118*** (-2.86)
$\eta_i \times \ln \rho_{kt}$	-0.271 (-0.42)	-0.104 (-0.49)	0.292 (0.45)	0.173 (0.37)	0.124 (0.44)	0.127 (0.41)	-0.0920** (-2.23)
$\ln \xi_{Lt}$	-0.219*** (-3.69)	-0.172* (-1.65)	0.764*** (3.49)	0.917** (2.08)	1.008*** (3.59)	1.556 (0.64)	-1.444 (-1.02)
$\eta_i \times \ln \xi_{Lt}$	-0.0139 (-0.78)	—	0.0654 (0.45)	—	0.0131 (1.23)	0.00617*** (2.61)	-0.00720 (-1.36)
$\eta_i \times \ln(\xi_{Nt})^2$	—	-0.0260 (-1.27)	—	0.0226 (0.32)	—	—	—
$\ln(\phi_t^d)$	0.0148 (0.03)	0.0124 (0.60)	0.0139** (2.33)	0.0254** (2.45)	0.0272** (2.49)	0.0813** (2.25)	0.0228 (1.45)
$\ln(\phi_t^d \times \tau_{dt})$	0.169** (2.41)	0.169*** (3.07)	0.0912 (0.72)	0.133 (1.01)	0.489 (0.57)	0.0811 (1.20)	0.0265** (2.45)
城市/时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
AR(1) P 值	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.051
AR(2) P 值	0.312	0.511	0.409	0.406	0.425	0.289	0.966
Hansen P	0.403	0.477	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
N	2081	2081	502	502	502	426	566

① 根据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》(国发〔2014〕51号)，本文大城市选取城区常住人口 300 万以上的大城市(100 万—300 万的 II 型大城市数量较少)，中小城市为城区常住人口 100 万以下的城市。产业结构高端化样本选取 AIIS > 0.8 的城市。

(四) 进一步分析: 考虑空间关联性影响

经济增长具有空间外溢效应(柯善咨,2009;潘文卿,2012),2004—2014年中国城市GDP全局Moran指数均正向显著,2014年为0.229,即中国城市经济增长存在显著的空间关联。为补充验证空间关联下经济增长空间分异机理,本文首先利用城市层面的空间统计分析对不同空间关联类别进行划分,然后依据上述分类进行分组检验。利用局部Moran指数进行分类,将中国城市分为高-高、高-低和低-高、低-低与其余局部集聚不显著城市,检验结果见表5。对于高-高(H-H)集聚城市,该组城市人口规模和劳均资本存在都较大,相应 $\ln\xi_{L_t}$ 、 $\ln\rho_{kt}$ 等变量系数为正,这些变量与产业关联的交互项系数也为正。这表明当劳均资本占优和城市相对规模较大时,强化产业关联有助于提高城市经济相对水平;反观高-低(H-L)和低-高(L-H)以及低-低(L-L)与不显著组,由于该类城市劳均资本存量不具有比较优势, $\eta_t \times \ln\rho_{kt}$ 系数为负;对L-L及不显著组,该组样本数较大,城市规模及其与产业关联交互项具有正效应,但不显著($\eta_t \times \ln\xi_{L_t}$ 系数),这与表2的基本回归结论一致,进一步验证了假说I和II。^①

此外,市场规模一次项系数为正,但在市场规模与运输成本的交互项检验中,除高-高(H-H)组外,其余样本考虑运输成本后显著性水平都较高,这表明对应不同地区要素结构,市场规模效应均能通过产品流动带动本地经济增长。

表5 不同空间关联类型区域回归分析

$\ln v_t^d$	高-高(H-H)		高-低(H-L)和低-高(L-H)		低-低(L-L)及其余城市	
	就业	户籍	就业	户籍	就业	户籍
$\ln v_{t-1}^d$	0.719*** (11.20)	0.858*** (7.48)	0.784*** (4.28)	0.813*** (3.18)	0.611*** (4.72)	0.637*** (6.18)
$\eta_t \times \ln \delta_t^d$	0.413*** (2.78)	0.391** (2.32)	-0.482 (-0.60)	-0.328 (-0.77)	-0.181 (-1.49)	-0.117 (-0.62)
$\ln \rho_{kt}$	0.128 (0.42)	0.149 (1.47)	-0.0337*** (-3.47)	-0.0378*** (-2.78)	-0.0472*** (-3.82)	-0.0443*** (-2.88)
$\eta_t \times \ln \rho_{kt}$	0.413 (0.40)	0.440 (0.03)	-0.383*** (-3.44)	-0.323*** (-2.95)	-0.499 (-0.69)	-5.030 (-1.63)
$\eta_t \times \ln \xi_{L_t}$	0.0609** (2.26)	—	-0.0284 (-1.36)	—	0.0414 (0.51)	—
$\eta_t \times \ln(\xi_{N_t})^2$	—	0.0626 (0.87)	—	-0.0295* (-1.89)	—	0.0415 (0.87)
$\ln(\phi_t^d)$	0.0806* (1.80)	0.0813** (2.26)	0.00906* (1.77)	0.00831 (0.72)	0.00611* (1.65)	0.00627 (1.54)
$\ln(\phi_t^d \times \tau_{dt})$	0.0886 (1.56)	0.891 (0.51)	0.0873*** (3.22)	0.0907** (2.28)	0.0157*** (4.03)	0.0208*** (4.03)
城市/时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制

^① 作者利用2015—2017年城市数据进行了比对,还考虑了城市人均GDP指标,划分的经济空间关联分组类别基本保持不变。考虑空间关联下城市分组为:高-高集聚城市有北京、天津、保定、唐山、上海、杭州、嘉兴、苏州、常州、广州、深圳、东莞、济南、青岛、烟台等15市。高-低和低-高集聚城市有张家口、承德、重庆、长沙等15个城市,低-低集聚城市共有52个城市,其余城市不显著。数据未包括台湾、澳门和香港地区。限于篇幅,全局和局部Moran指数的计算图表未列出。

续表 5

$\ln v_i^d$	高-高(H-H)		高-低(H-L)和低-高(L-H)		低-低(L-L)及其他城市	
	就业	户籍	就业	户籍	就业	户籍
AR(1) P 值	0.026	0.034	0.092	0.050	0.005	0.012
AR(2) P 值	0.112	0.112	0.444	0.947	0.192	0.259
Hansen P	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.778
N	86	86	440	440	2138	2138

(五) 稳健性检验

为保障分析结论可靠性,避免内生性对结果的不利影响,本文还进行了以下几项稳健性检验:(1)为规避外部经济冲击影响,改变了数据样本时间区间。以2008年国际金融危机爆发为分界点,将样本时间区间划分为2004—2008年和2009—2014年两个时间段。(2)考虑直辖市和省会城市的政策优势,剔除直辖市和省会城市。(3)考虑人口统计口径问题,采用2010—2013年常住人口数据补充核算。(4)考虑GDP核算误差,采用城市夜间灯光数据灰度平均值替代城市GDP。稳健性检验表明不论改变时间区间,还是替代变量,全国城市层面核心解释变量的系数符号及显著性和表2保持基本一致。受篇幅限制,没有列出稳健性检验结果,有兴趣读者可向作者索取。另外,还考虑了可能会存在变量“反向因果”引发的内生性问题,将所有控制变量滞后1期,回归结果中变量的显著性也未改变。需要提出的是,从不同时间阶段来看,相关匹配类型的系数随着时间推移增大了,这表明伴随城市化进程加快和劳动力流动规模日益增加,当前通过降低要素错配效应来优化经济空间仍非常重要。

六、结论与政策含义

为解决当前中国发展不平衡不充分的突出问题,需要立足区域差异大、发展不平衡的基本国情来客观看待经济增长空间分异现象并准确把握区域协调发展的政策导向。本文构建了涵盖产业关联、集聚规模和要素结构的空间一般均衡模型,并利用2004—2014年中国城市数据来进一步验证了要素空间错配效应影响经济增长空间分异的作用机理。研究发现经济增长空间分异来源于三个匹配机制,即要素结构与产业关联、城市规模与产业结构、市场规模与产业选择。实证分析表明:当前中国资本、劳动力要素与产业结构总体尚未达最佳匹配,要素结构与产业关联的匹配程度不高;城市集聚规模效应未充分发挥,造成城市规模与产业结构匹配的正向效应不显著。进一步分析也表明,不同区域和不同发展阶段面临的错配类型是不同的,需因地制宜施策。

2018年9月20日中央深改委第四次会议审议通过并于11月18日正式发布了《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》,要求实现共享均衡有序的空间发展,促进大、中、小城市和小城镇协调发展。本文研究结论的核心观点是,可以通过化解不同地区的空间错配效应来提高经济增长的空间效率,进而促进全国经济均衡发展,这是本文揭示如何降低中国经济增长空间分异的理论逻辑,具有非常明确的政策含义。第一,经济增长既要注重要素结构在产业内的配置效应,也要重视经济外部性的影响,二者不可偏废。前者通过要素结构与产业关联的匹配程度决定了城市生产组织效率,后者通过外部性影响劳动力和资本集聚、市场规模与经济总量的正相关关系。第二,构建区域协调机制应立足于要素结构和产业集聚的匹配关系。东部地区产业关联与要素结构的匹配程度优于中西部和东北地区;中部地区城市人口规模较大,但劳均资本量不高是制约中部地区经济增长的关键;西部地区具有通过提高城市规模来进一步扩大经济优势的潜力。第三,地区经济转型应因地制宜地把握工业化和服务业化的关系。对工业化

阶段城市,要素配置在制造业部门具有明显经济优势,应当通过提高产业关联和优化要素结构形成“有效供给”。对城市化阶段城市,当前大城市经济规模的集聚效应未充分发挥,应注重人力资本累积,提高科学研究等基础产业比重,畅通要素从制造业向生产性服务业转移渠道,进一步释放产业结构升级对经济增长的“结构红利”。第四,由于引发错配的来源可能同时来自市场与非市场因素,所以在制定纠偏政策时应“坚持市场主导和政府引导相结合”,分清错配类型,双向发力。

参考文献

- 陈栋生 2013 《经济布局与区域经济》,中国社会科学出版社。
- 陈国亮、陈建军 2012 《产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国 212 个城市的经验考察》,《管理世界》第 4 期。
- 季书涵、朱英明 2017 《产业集聚的资源错配效应研究》,《数量经济技术经济研究》第 4 期。
- 江曼琦、席强敏 2014 《生产性服务业与制造业的产业关联与协同集聚》,《南开学报(哲学社会科学版)》第 1 期。
- 柯善咨 2009 《中国城市与区域经济增长的扩散回流与市场区效应》,《经济研究》第 8 期。
- 柯善咨、赵曜 2014 《产业结构、城市规模与中国城市生产率》,《经济研究》第 4 期。
- 李晓萍、李平、吕大国、江飞涛 2015 《经济集聚、选择效应与企业生产率》,《管理世界》第 4 期。
- 陆铭、高虹、佐藤宏 2012 《城市规模与包容性就业》,《中国社会科学》第 10 期。
- 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。
- 覃成林、李敏纳 2010 《区域经济空间分异机制研究——一个理论分析模型及其在黄河流域的应用》,《地理研究》第 10 期。
- 余壮雄、杨扬 2014 《大城市的生产率优势:集聚与选择》,《世界经济》第 10 期。
- 张国峰、李强、王永进 2017 《大城市生产率优势:集聚、选择还是群分效应》,《世界经济》第 8 期。
- 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。
- Amiti, M., 2005, “Location of Vertically Linked Industries: Agglomeration versus Comparative Advantage”, *European Economic Review*, 49(4), 809—832.
- Banerjee, A. V., and B. Moll, 2010, “Why Does Misallocation Persist?”, *American Economic Journal Macroeconomics*, 2(1), 189—206.
- Behrens, K., G. Duranton, and F. Robert-Nicoud, 2014, “Productive cities: Sorting, Selection and Agglomeration”, *Journal of Political Economy*, 122(3), 507—553.
- Brinkman, J. C., 2016, “Congestion, Agglomeration, and the Structure of Cities”, *Journal of Urban Economics*, 94, 13—31.
- Combes, P. P., G. Duranton, L. Gobillon, D. Puga, and S. Roux, 2012, “The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection”, *Econometrica*, 80(6), 2543—2594.
- Duranton, G., and D. Puga, 2004, “Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies”, in: J. V. Henderson and J. F. Thisse (eds.), *Handbook of Regional & Urban Economics (Volume 4)*, Amsterdam: North Holland Publishing Co., 2063—2117.
- Eeckhout, J., R. Pinheiro, and K. Schmidheiny, 2014, “Spatial Sorting”, *Journal of Political Economy*, 122(3), 554—620.
- Helsley, R. W., and W. C. Strange, 1990, “Matching and Agglomeration Economies in a System of Cities”, *Regional Science & Urban Economics*, 20(2), 189—212.
- Hidalgo, C. A., B. Klinger, A. L. Barabási, and R. Hausmann, 2007, “The Product Space Conditions the Development of Nations”, *Science*, 317(5837), 482—487.
- Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403—1448.
- Mori, T., and T. E. Smith, 2015, “On the Spatial Scale of Industrial Agglomerations”, *Journal of Urban Economics*, 89(1), 1—20.
- Picard, P. M., and T. Okubo, 2012, “Firms’ Locations under Demand Heterogeneity”, *Regional Science & Urban Economics*, 42(6), 961—974.
- Restuccia, D., and R. Rogerson, 2013, “Misallocation and Productivity”, *Review of Economic Dynamics*, 16(1), 1—10.
- Roodman, D., 2009, “A Note on the Theme of Too Many Instruments”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135—158.
- Venables, A. J., 1996, “Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries”, *International Economic Review*, 37(2), 341—359.

Why Does the Spatial Differentiation of China's Economic Growth Exist? — An Interpretation of Spatial Economics

DENG Zhongliang^a and ZHANG Keyun^b

(a: Chinese Academy of Social Sciences; b: Renmin University of China)

Summary: Since the acceleration of urbanization in China caused by its reform and opening up in 1978, the level of China's economic modernization has constantly improved. However, as in other countries, large regional disparities continue to restrict China's economic development. To solve this problem, an objective analysis of the spatial differentiation of economic growth is necessary to develop policies that promote coordinated regional development.

The origin of economic spatial disparity lies in the spatial distribution of the factors that affect economic growth. This dispersion reduces the effectiveness of the agglomeration economy, creating spatial mismatches. The mismatching factor has dual heterogeneity. Previous studies focus on enterprises or industrial sectors (Hsieh & Klenow, 2009; Restuccia & Rogerson, 2013; Behrens et al., 2014) and rarely consider spatial mismatching and its mechanism. This paper clarifies the relationship between unbalanced distribution and industrial agglomeration, and how it affects regional economic growth.

The paper first develops a model using spatial economics. Then, panel data from 277 Chinese cities (2004 ~ 2014) are used to verify the theoretical model of the spatial differentiation of economic growth at the national level and between four regions. The model considers different urban development stages, different urban sizes, and spatial dependence. To eliminate the effects of endogeneity and other factors, Roodman's (2009) one-step system GMM method is used, which applies a robust standard error to compare the mixed OLS and fixed effect panel model (FE) approaches. The results show that the spatial differentiation is driven by three matching mechanisms: factor structure and industrial linkage, urban scale and industrial structure, and market scale and industrial selection. There is a positive correlation between factor structure and productive service industry proportion when the labor average capital is relatively dominant. Urban size moderates the positive effect of industrial links through the threshold effect. Market size is positively related to service industrialization.

Hence, developing productive services is essential in a metropolis, and it is wise for small and medium-sized cities to establish appropriate industrial systems with relative local advantages. To test the robustness of our findings, we change the time interval of the data samples, eliminate cities with high administrative levels, and use urban night lighting data to replace urban GDP. The results of these tests indicate that our main conclusions are robust and reliable.

This paper makes the following contributions. First, it expands the theoretical understanding of factor mismatch by considering its spatial dimension. Second, it develops a spatial general equilibrium model of two regions and three industries that integrates industrial structure, the agglomeration effect, and factor structure. Third, the paper divides urban industries into three categories (leading industry, related industry, and basic industry), further revealing the mechanisms for transferring labor and capital between industrial sectors.

Our results have clear policy implications. Specifically, the spatial efficiency of economic growth and spatial differentiation could be improved by solving the spatial mismatch effect in different regions. First, the allocation effect of the factor structure in an industry and economic externalities are both significant for economic growth, and neither should be neglected. Second, the construction of regional coordination mechanisms should be based on factor structure and industrial agglomeration. Third, regional economic transformation and upgrades depend on the local relationships between industry and services. Fourth, mismatching may be caused by both market and non-market factors, so policy makers should "adhere to the principle of combining market leading and government guiding" to distinguish and address local types of mismatches.

Keywords: Economic Growth; Spatial Differentiation; Industrial Linkage; Factor Structure; Agglomeration

JEL Classification: G31, Z13, O18

(责任编辑: 昱池) (校对: 晓鸥)