

# 共同富裕背景下生产性服务业对 城乡收入差距的影响

## ——基于生产要素的空间计量和门槛效应分析

梁坤丽<sup>1, 2</sup> 刘维奇<sup>11</sup>

(1. 山西财经大学 经济学院, 山西 太原 030006;

2. 晋中学院 经济管理系, 山西 晋中 030600)

**【摘要】:** 文章基于 2005—2019 年省域面板数据, 采用空间计量、门槛效应检验生产性服务业影响城乡收入的要素和区域差异。研究表明: 生产性服务业劳动和资本投入对城乡收入差距的影响均呈现“U”型, 且存在显著的空间溢出效应; 门槛效应检验表明, 随着市场化程度的增强, 生产性服务业劳动投入对城乡居民收入差距存在显著的二重门槛效应, 但资本投入不存在显著门槛效应; 机制及异质性检验中, 随着私营经济活跃度的增加, 南方地区生产性服务业劳动和资本投入对城乡收入差距均呈现负向影响, 但北方地区资本对城乡收入差距呈现负向影响, 劳动对城乡收入差距呈正向影响并逐步降低。研究结果有助于优化生产性服务业要素投入数量和结构, 为共同富裕的实现提供一定参考。

**【关键词】:** 生产性服务业 生产要素 空间效应 城乡收入差距 市场化程度

**【中图分类号】:** F719; F124.7 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1007-5097 (2022) 10-0079-11

### 一、引言

《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》的第四十八章“优化收入分配结构”中提出, “持续提高低收入群体收入、扩大中等收入群体, 更加积极有为地促进共同富裕”。城乡收入差距缩小可以作为衡量共同富裕实现的指标之一。2020 年我国人均 GDP 已超 1 万美元, 高于世界中等收入国家平均水平<sup>[1]</sup>; 但是 2020 年我国城乡居民收入比仍达 2.56, 同时存在较大的区域差异, 如 2020 年浙江省和江苏省城乡居民收入比分别是 1.96 和 2.19, 而青海和甘肃则高达 2.88 和 3.27。虽然近年来我国城乡收入差距呈不断缩小的趋势, 但是城乡收入差距仍较大, 推进共同富裕的任务艰巨。

实现共同富裕, 缩小城乡差距, 关键在于增加农民的收入, 提高他们的增收能力。生产性服务业衔接城市和农村, 是一二三

<sup>1</sup>**作者简介:** 梁坤丽 (1987—), 女, 山西平遥人, 讲师, 博士研究生, 研究方向: 城乡统筹; 刘维奇 (1975—), 男, 山东潍坊人, 教授, 博士, 研究方向: 城乡统筹。

**基金项目:** 教育部人文社会科学研究规划基金项目“空间非均衡视域下城乡融合高质量发展的动力机制及研究”(21YJA790040); 山西省高等学校哲学项目“高质量发展视域下制造业服务化对产业升级的影响机理与政策设计”(2020W181); 晋中学院学术创新团队资助项目“环境与经济高质量发展学术创新团队”(jzxyxscxtd202105)

产业的粘合剂<sup>[2]</sup>。生产性服务业的发展不仅可以增加城市和农村居民收入，而且随着其规模扩大，可以进一步促进生产要素在产业间和城乡间流动。根据刘易斯二元经济理论，若生产要素能自由流动，城乡劳动生产率便会趋同，最终将消除城乡居民收入差距。因此，基于生产要素角度研究生产性服务业对城乡收入差距的影响，对促进共同富裕有重要的现实意义。

已有研究表明，生产性服务业是乡村振兴的新引擎<sup>[2]</sup>，通过产业兴旺助力乡村振兴<sup>[3]</sup>，有利于城乡融合<sup>[4,5]</sup>。但是生产性服务业发展能够缩小城乡收入差距吗？这是本文关注的焦点。

现有文献已关注到农业生产性服务业能促进农民增收<sup>[6]</sup>，缩小城乡收入差距<sup>[7]</sup>，存在空间溢出效应；随着城镇化的推进，城乡收入差距将呈现先缩小后扩大的趋势<sup>[8]</sup>。这些文献均基于中观产业层面，采用农业生产性服务业产值或占比分析其对城乡收入的影响，但从微观要素视角切入的研究较少。

生产要素是决定经济运行的基础<sup>[9]</sup>，也是分析城乡收入差距的抓手。目前关于城乡收入差距原因的研究主要集中于两个视角：一是要素投入类，如劳动、资本、土地及技术等；二是非要素类，如政策、制度或市场等<sup>[10,11]</sup>。前者研究要素投入对城乡收入差距的直接影响；后者则是非要素原因引起要素配置变化导致要素相对收入的变化，间接影响城乡收入差距。两者均会导致城乡要素配置差异，在影响城乡收入的众多因素中，要素配置差异对城乡收入起决定性作用<sup>[11]</sup>。

生产性服务业通过要素投入改变城乡要素配置，如劳动力质量提升、资本深化、技术创新、技术和资本替代效应等，进而改变农业和非农业部门的居民收入<sup>[12,13,14]</sup>，这一过程对城乡收入差距的影响通常会有双重效应。一方面，生产性服务业要素投入会缩小城乡收入差距。要素投入通过提高农业效率和产出，较大增加农业部门收入而缩小城乡收入差距。另一方面，生产性服务业要素投入会扩大城乡收入差距。要素投入和集聚对农业部门要素产生虹吸效应、高级要素对低级要素产生替代和挤出效应等，增加非农业部门收入进而扩大城乡收入差距。

然而，现有文献仍存在以下不足：一是结论显性，农业生产性服务业直接服务于农业<sup>[6,8,15]</sup>，可快速提高农民收入，缩小城乡收入差距；二是忽视其影响城乡收入差距的深层原因，更不能从生产性服务业要素投入数量和结构优化方向给出针对性建议。

基于以上分析，本文对已有文献进行以下拓展：一是以生产要素为研究视角，从理论上分析生产性服务业对城乡收入差距的非线性影响；二是明确影响机制的要素差异和区域差异。

## 二、理论分析与研究假设

在要素流动存在障碍的发展经济学理论上<sup>[16,17]</sup>，假定经济结构中存在农业、非农业和生产性服务业三个部门，且每个部门仅投入劳动和资本。农业分布在农村，非农业分布在城市，生产性服务业在城市和农村均有分布。其中，生产性服务业内部分低端和高端部门1，其差异主要表现为资本深化程度，居民收入则由劳动收入和资本收入构成。生产性服务业部门可看作城乡融合的中间部门，除自身发展需要要素投入外，还为农业与非农业提供要素转移服务<sup>[16]</sup>。该部门的服务具有外部性，会加速或减缓生产要素的转移。若要素集聚引起生产性服务业集聚而产生外部经济，会进一步加速生产要素的流动；若存在市场摩擦则会减缓生产要素转移。生产要素流动的差异会引起经济结构的差异，进而导致收入差异。

### （一）生产性服务业生产要素投入对城乡收入差距的非线性影响

首先，城乡居民劳动收入变化非线性。不同产业由于技术差异和产品替代弹性差异，劳动力转移方向有差异。如果产品间替代弹性大于1，随着经济发展，劳动力技术增长慢的部门会转型到技术增长快的部门，反之则是相反的转移<sup>[16]</sup>。农业与非农产业相比，技术水平低，产品间替代弹性较大，劳动力从农业向非农产业转移，城乡劳动收入差距扩大<sup>[18]</sup>；但生产性服务业内部，产品间替代弹性相对较小，劳动力更容易转移到低端生产性服务业，而低端的生产性服务业多分布于农村<sup>[19]</sup>，城乡劳动收入差距缩

小。劳动力存在异质性，农村更多为低技能劳动力，而城市更多为高技能劳动力，非农业及生产性服务业的高端部门对劳动力的需求，更偏向高技能，从而进一步扩大城乡劳动收入差距。

其次，城乡居民资本收入变化非线性。无论是否存在资源错配，居民资本收入占比均呈现“倒U”型趋势<sup>[20]</sup>。非农产业较农业资本深化水平更高，城镇居民资本收入更高；生产性服务业内部，城市更偏向高端生产性服务业部门，即资本深化水平更高的部门，企业会使用成本较低的资本。随着生产性服务业发展，其集聚和虹吸效应会加剧农业部门资本短缺，挤出农业资本，农民资本收入进一步降低，城市居民资本收入进一步增加，扩大城乡资本收入差距。另外，城市资本积累又带来了异质劳动力流动性差异，间接扩大城乡收入差距<sup>[21]</sup>。

最后，根据收入需求效应，随着城市居民收入增加，对生产性服务的需求越多，生产性服务业将生产要素更多地配置在城市，进一步扩大了城乡收入的差距。

从以上三个方面分析得出：生产性服务业生产要素投入导致的城乡收入差距并非线性扩大或缩小，而是呈非线性。

基于以上分析，本文提出假设 1。

H1：生产性服务业生产要素投入对城乡收入差距影响呈非线性，考虑劳动和资本对城乡收入差距的影响不同，城乡收入差距的非线性影响存在要素差异。

## （二）市场化程度异质性影响

生产性服务业的集聚实质是要素空间的集聚，要素集聚除受初始禀赋的制约<sup>[22]</sup>，还受市场化程度、城镇化水平、政策、营商环境等的影响<sup>[2]</sup>，这些因素影响生产要素流动，进而改变要素空间分布规模和结构，最终影响要素收益率。以市场化程度为例，市场化程度存在区域差异，生产要素在流动中面临的制约不同，导致生产要素在城乡间规模、结构和收益率方面存在差异，这些差异会因城乡居民所拥有的要素种类和份额不同进一步分化，即市场的不完全导致城乡生产要素不能自由流动和组合，最终不能实现要素报酬趋同<sup>[23]</sup>，若考虑要素资源配置的区域和要素差异性<sup>[24, 25]</sup>，最终导致城乡收入差距变化会存在区域和要素差异。

基于以上分析，本文提出假设 2。

H2：生产要素对城乡收入差距的影响因区域市场化程度而呈现异质性。

# 三、研究设计

## （一）数据来源

本文选取 2005—2019 年我国 30 个省份（不包括西藏和港澳台地区）面板数据为研究对象，其原始数据来源于国家统计局数据中心、各省份统计年鉴、EPS 数据库、《中国劳动统计年鉴》《中国第三产业统计年鉴》等。其中，不同地区 GDP、城乡收入、固定资产投资均以 2005 年为基期，根据 GDP 平减指数、城市和农村 CPI 及固定资产投资价格指数折算为实际水平。

## （二）模型选择与设定

### 1. 模型选择

本文基于生产要素研究生产性服务业的城乡收入分配效应，由于生产性服务业发展的空间溢出效应，因此采用考虑空间交互作用的空间计量模型更适合。目前，常用的空间计量模型有三种形式，分别为空间误差模型（SEM）、空间滞后模型（SAR）和空间杜宾模型（SDM），三者在一定条件下可以相互转化，三者的差异在于分别考量了误差滞后项、被解释变量的滞后项以及解释变量和被解释变量的空间效应。

本文借鉴王西贝、马薇（2019）<sup>[26]</sup>的方法，同时考虑经济权重和地理权重，构造经济地理权重矩阵。具体方法是将经济权重矩阵和地理权重矩阵按照 1：1 比例相加得到经济地理矩阵，其中，经济权重矩阵为 2005—2019 年两地人均 GDP 平均值之差的绝对值的倒数，地理权重矩阵为两地之间地理距离的倒数。具体构造方法如下：

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|\bar{x}_i - \bar{x}_j|}, & i \neq j; \\ 0, & i = j \end{cases}$$

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & i \neq j; \\ 0, & i = j \end{cases}$$

## 2. 模型设定

为分析生产性服务业生产要素投入对城乡收入差距的影响及非线性关系，建立空间计量模型 1 和模型 2（模型 2 是在模型 1 的基础上引入解释变量的二次项），具体如下：

$$\begin{aligned} \text{Gap}_{it} = & \rho W \text{Gap}_{it} + \beta_1 \ln \text{PF}_{it} + \beta_2 \text{Con}_{it} + \\ & \theta_1 W \ln \text{PF}_{it} + \theta_2 W \text{Con}_{it} + \mu_i + \\ & v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Gap}_{it} = & \rho W \text{Gap}_{it} + \beta_1 \ln \text{PF}_{it} + \beta_2 \ln^2 \text{PF}_{it} + \\ & \beta_3 \text{Con}_{it} + \theta_1 W \ln \text{PF}_{it} + \theta_2 W \ln^2 \text{PF}_{it} + \\ & \theta_3 W \text{Con}_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中：Gap、PF 分别为城乡收入差距和生产要素（production factor）； $\mu_i$ 、 $v_t$  为空间固定效应和时间固定效应； $\varepsilon_{it}$  为随机误差项；W 为空间权重矩阵。

为了检验生产性服务业生产要素对城乡收入差距的影响机制，借鉴温忠麟、叶宝娟（2014）<sup>[27]</sup>的方法构建中介效应模型，具体如下：

$$\begin{aligned} \text{Gap}_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{PF}_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j \text{Con}_{it} + \\ & \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} M_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{PF}_{it} + \sum_{j=2}^n \beta_j \text{Con}_{it} + \\ & \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \text{Gap}_{it} = & \delta_0 + \delta_1 \ln \text{PF}_{it} + \delta_2 M_{it} + \sum_{j=3}^n \delta_j \text{Con}_{it} + \\ & \eta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

---

其中： $\eta_i$ 为个体固定效应； $\gamma_t$ 为时间固定效应。

### （三）变量选择

#### 1. 被解释变量

本文采用学者使用较多的城乡居民人均可支配收入之比来衡量城乡收入差距，需要说明的是，2013年前使用农村居民家庭人均纯收入，之后由于不再统计该指标，使用农村居民人均可支配收入替代。

#### 2. 解释变量

解释变量分别是生产性服务业的劳动、资本投入及要素平方项。由于目前缺乏该行业资本存量投入的具体数据，本文借鉴张军等（2004）<sup>[28]</sup>的方法，使用永续盘存法计算省域资本存量，并按所涉及各细分行业固定资产投资加总占全社会固定资产投资比重来表示资本投入。为消除量纲，对解释变量取对数处理。考虑要素所产生的非线性影响，引入要素的平方项。

#### 3. 控制变量

控制变量分别为非农产业发展、政府行为、区域开放程度和教育差距，这些因素均从不同角度影响城乡居民收入。其中，反映开放程度的各年份进出口总额全部按照2019年度平均汇率予以折算。

## 四、实证分析

### （一）空间自相关检验与计量模型选择

为分析生产性服务业中生产要素投入对城乡收入差距的空间效应，通常使用莫兰指数（Moran's I）进行检验，包括全域自相关检验和局域自相关检验。

其一，城乡收入差距存在显著的全域空间相关性。全域Moran's I均大于0且通过1%显著性检验，表明省域层面的城乡收入差距呈现正向空间集聚性，即各地区城乡收入差距对周边地区有显著的空间溢出效应，但呈递减趋势。

其二，省域层面城乡收入差距存在局域正向相关性。如图1所示，2019年，只有重庆、广西、四川、湖北和河南五省位于第二象限，其他地区均落在第一、三象限，表明我国省域城乡收入差距存在显著正向空间相关性。

省域层面城乡收入差距存在局域差异性。城乡收入差距较小的是北京、天津、上海、江苏和浙江等区域，而城乡收入差距较大的是甘肃、贵州、青海、宁夏和云南等区域。从图1可以看出，2005年和2019年，城乡居民收入差距，在其他省域有局部变化，但在上述两大极端区域分布并未发生明显变动。

综上，基于全域Moran's I和局部Moran's I散点图可知，各省域城乡收入差距存在显著的正向空间溢出效应。因此，可以采用空间计量模型进行实证检验。

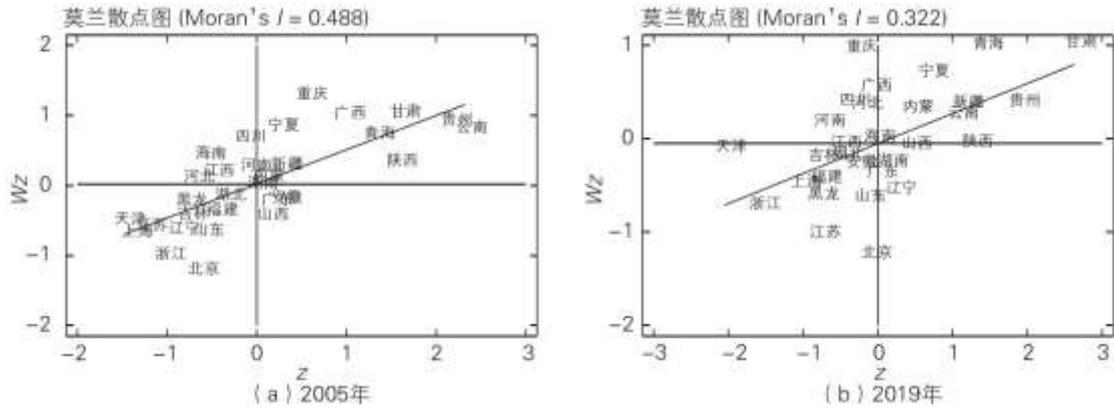


图 1 2005 年、2019 年全国城乡居民收入差距局部 Morans 散点图

对于空间计量模型的选择，首先根据 LM 和 LMLR-robust 检验，选择空间效应模型，结合 LR、Wald 检验结果，SDM 模型不能退化为 SAR 和 SEM 模型；其次根据 Hausman 检验，拒绝了随机效应的原假设，应选择具有固定效应的空间计量模型；最后进行联合显著性检验，拒绝了时间固定效应和个体固定效应。因此，本文最终选择时间固定和空间固定的 SDM 模型。

## (二) 空间计量模型估计结果

首先，通过 Fisher-PP 和 IPS 方法对变量进行平稳性检验，然后，通过 pedroni、Kao 进行协整检验，结果显示，各变量一阶平稳且解释变量与被解释变量间存在协整关系。

### 1. 基准模型估计结果分析

模型 1 显示，生产性服务业劳动力投入对城乡收入差距的影响不显著，但引入劳动力投入的二次项后，劳动力投入和资本投入的一次项系数均为负，二次项系数均为正，且通过了 5% 的显著性水平检验。由此表明，生产性服务业劳动力投入和资本投入与城乡收入差距之间均存在“U”型非线性关系，初步证实了 H1。

#### (1) 核心解释变量。

首先，生产要素投入的一次项系数为负，意味着随着生产性服务业生产要素投入的增加，城乡收入差距是缩小的；而生产要素的平方项为正，说明随着生产性服务业的增加，城乡收入差距是扩大的，由于  $|-0.317| > |0.018|$ 、 $|-0.425| > |0.025|$ ，一次项系数的绝对值大于平方项系数的绝对值，说明当生产要素投入较小时，线性关系占主导，要素投入能缩小城乡收入差距；而随着生产要素投入的增大，平方项占主导，即此时生产要素投入会扩大城乡收入差距。其次，分别计算转折点，可得劳动力投入转折点为 8.806。根据样本数据，劳动力平均数为 10.50，最大值为 12.462，最小值为 6.236，能覆盖转折点；资本投入的转折点为 8.500，根据样本数据，资本投入平均数为 7.402，最大值 9.178，最小值为 4.354，也能覆盖拐点。由此再次表明，生产性服务业劳动力投入和资本投入与城乡收入差距之间均存在“U”型非线性关系。

#### (2) 控制变量。

控制变量各系数符号基本符合预期，非农产业结构、政府支农行为和区域开放度均能一定程度上缩小城乡收入差距，这些因素通过不同途径提高农民的农业和非农收入，从而缩小城乡收入差距；教育差距的增加会扩大城乡居民收入差距，教育主要通过

人力资本质量来影响居民收入，农村较城市集聚更多低学历低技能的群体。

## 2. 空间溢出效应分析

某地区城乡收入差距不仅受本地相关因素的直接影响，还受到具有经济地理联系的周边地区相关因素的间接影响。空间滞后系数显著且为正，说明本地生产性服务业生产要素投入对经济地理联系紧密的区域有显著的空间溢出效应。

(1) 生产性服务业劳动力投入对城乡居民收入差距的效应不尽相同。劳动力投入一次项系数远大于平方项各系数，一次项虽有负向直接效应，但总体上是不利于缩小本地区及周边地区城乡收入差距的，原因可能是农村资本的缺乏，农村劳动力流动受限、质量不高等，这一情况在经济和地理联系紧密的区域趋同。

(2) 同理，生产性服务业资本投入的一次项和平方项对城乡收入差距有显著的负向直接效应和正向溢出效应，即资本投入能缩小本地城乡收入差距。但由于要素的集聚效应，对经济和地理联系紧密地区的生产要素形成虹吸效应，不利于这些地区城乡收入差距的缩小。

(3) 控制变量中，区域开放程度和教育差距对城乡收入差距缩小具有空间溢出效应，即增加区域开放程度能有效缩小本地和周边地区城乡收入差距。但是教育差距不仅不利于本地区的城乡收入差距缩小，还会制约周边地区城乡收入差距的缩小；政府支农水平仅在本地直接效应显著，即本地政府支农水平提高仅能缩小本地城乡收入差距。非农产业结构对城乡收入差距影响均不显著。

## 3. 稳健性和内生性检验

其一，稳健性检验。为确保实证结果的可靠性，本文分别采用了以下方法进行检验：一是基准模型更换空间权重矩阵，采用邻接矩阵和地理矩阵作为空间权重矩阵进行再次分析；二是使用泰尔指数作为被解释变量，基于经济地理权重进行回归。结果可知。与基准模型 2 相比，其核心解释变量影响结果基本一致，系数大小有些许差异。控制变量对被解释变量的影响一致，但不同的空间权重矩阵下显著性有差异，总体上能说明基准模型 2 比较稳健。

其二，内生性问题。为缓解内生性问题，一是借鉴梁向东、阙启越（2021）<sup>[4]</sup>的方法，引入被解释变量的一阶滞后项再次分析，各变量的符号和显著性与基准模型一致，各解释变量系数均不同程度下降，再次说明基准模型比较稳健。也不难发现：一是滞后一期系数为 0.746，说明当期城乡收入差距受上一期的影响较大，城乡居民收入差距存在连续性和长期性<sup>[7]</sup>；二是政府支农的影响系数较小且不显著（-0.123），即直接政府支农行为为解决城乡收入差距问题不会立竿见影；三是资本的一次项系数较政府支农的系数大且显著，因此政府应更多实施影响城乡生产要素配置的政策。

### （三）进一步探讨：影响机制和异质性分析

上文已证明了生产性服务业要素投入对城乡收入差距的影响呈现非线性，根据理论分析，这种非线性变化的原因是生产要素的边际收益和边际成本的变化，其中市场化程度差异、城镇化水平等均能引起生产要素流动，进而影响其边际收益和边际成本。因此，下面将着重探讨这种非线性变化如何通过市场化程度和城镇化水平来体现。

#### 1. 基于市场化程度的门限效应分析

本文将市场化指数和城镇化率分别作为门槛，考察生产性服务业生产要素投入对城乡居民收入差距的门槛效应。其中市场化指数选用樊纲指数，2017—2019 年的数据用灰色关联度计算所得。

生产性服务业劳动投入对城乡居民收入差距存在显著的二重门槛效应，即在不同的市场化程度下，生产性服务业劳动投入对城乡居民收入差距存在差异，具体结果见图 2 所示。

当市场化指数小于 4.51 时，劳动力投入系数为 0.061，此时生产性服务业劳动力投入对城乡收入差距有显著的正向影响；当市场化指数处于 4.51~6.25 时，劳动力投入系数为 0.046，生产性服务业劳动力投入对城乡收入差距有显著的正向影响；当市场化指数大于 6.25 时，劳动力投入系数为 0.033，此时生产性服务业劳动力投入对城乡收入差距有正向影响，但不显著。同时，本文也分析了不同市场化指数下，生产性服务业资本投入对城乡收入差距的影响不同，其负向影响显著，并呈现先递减后递增的趋势，但门槛效应不显著。总体上看，随着市场化指数的提高，生产性服务业劳动力投入对城乡收入差距有正向影响，但这种影响在不断递减；生产性服务业资本投入对城乡收入差距有负向影响，即可以缩小城乡收入差距。该实证结果进一步支持了 H2。

此外，以城镇化水平作为门限，生产性服务业中劳动和资本要素投入对城乡收入差距的影响不显著且不具有规律性。

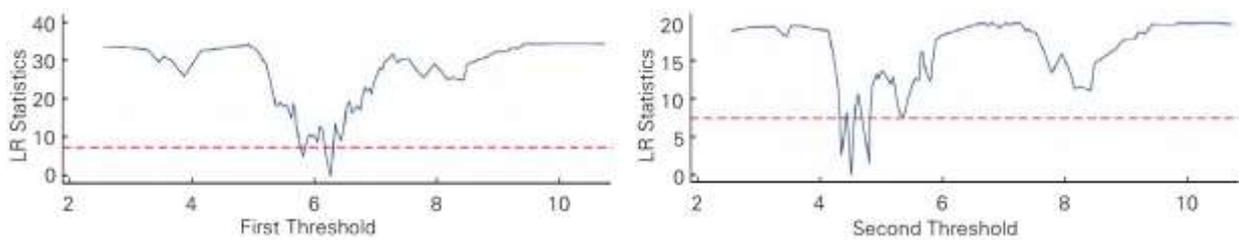


图 2 以劳动投入为解释变量的市场化指数二重门槛估计值

2005—2019 年我国各地区生产性服务业劳动投入的市场化指数门槛值分布情况，若以市场化指数 6.25 为临界，大于 6.25 的地区北方 2 占比仅为 27.35%，可见南北地区市场化程度差异非常明显，那么南北地区生产要素对城乡收入差距的非线性关系也应有所差异。

## 2. 异质性影响机制分析

根据前文分析可知，生产性服务业中要素投入对城乡收入差距的影响呈现非线性，其中市场化程度可有效降低劳动力投入对城乡收入差距的影响，但市场化程度南北差异较大。因此，本文选择市场化指数中非国有经济的发展，进一步检验市场化程度在调节生产要素方面对城乡收入差距的影响机制。同时选择非国有企业就业比率作为非国有经济发展的代理变量（下文称之为私营经济活跃度），分别进行全国、南方和北方地区的影响机制分析所列。

根据全国模型，劳动力投入 Bootstrap 的检验结果显示，置信区间不含 0，且在 1%水平上显著，表明私营经济活跃度在生产性服务业中劳动力投入与城乡收入差距之间的直接效应不显著，但间接效应显著，即只有中介效应；区域差异性，私营经济活跃度仅在北方有中介效应，在南方存在遮掩效应<sup>[29]</sup>。

具体来讲，私营经济活跃度在全国和北方的中介效应表现为：生产性服务业劳动力投入主要通过私营经济活动对城乡收入差距形成影响（系数为正，且分别在降低），通过私营经济活动可以不断降低城乡收入差距扩大的态势；在南方的遮掩效应表现为：在生产性服务业劳动力投入直接缩小城乡收入差距，通过私营经济活动，会进一步加大其对城乡收入差距缩小的影响（系数显著为负，且从 0.021 上升至 0.033）。

根据资本投入 Bootstrap 的检验结果，置信区间不含 0，且在 1%水平上显著，资本投入系数在三个方程中均显著。由此可以

判断，在全国层面，私营经济活跃度在生产性服务业中资本对城乡收入差距之间的直接效应显著，并存在部分中介效应。虽然中介效应较小，只有 9.33%，但资本仍然通过私营经济活跃度减少了对城乡收入差距的影响。区域差异性方面，南方同全国的结果一致，私营经济活跃度在生产性服务业中资本对城乡收入差距的直接效应显著，并存在部分中介效应；但北方私营经济活跃度表现为中介效应。北方（25.38%）的中介效应远高于南方（4.37%）和全国（9.33%）平均水平，即北方的资本通过私营经济活动较大地减少了对城乡收入差距的影响。

根据影响机制分析，可以再次验证 H2，同时不难发现：一是生产性服务业劳动力投入通过私营经济活跃度能缩小城乡收入差距，但影响存在区域差异。在南方，劳动力投入系数为负，显著缩小城乡收入差距，通过私营经济活跃度能显著降低城乡收入差距扩大的态势；在北方，劳动力投入对城乡收入差距的影响为正，但通过私营经济活动，该系数在降低，因此，北方可进一步提高私营经济活跃度以缩小城乡收入差距。二是资本投入能缩小城乡收入差距，但是随着私营经济活跃度的增加，这种递减趋势在减弱，这一点在北方体现得更为明显。

## 五、结论与启示

### （一）结论

本文基于 2005—2019 年中国省域面板数据，从生产要素角度采用空间计量模型分析生产性服务业对城乡收入差距的影响。首先从理论上分析了影响机理；其次从实证角度验证了生产性服务业生产要素投入对城乡收入差距的非线性影响；最后探讨了非线性关系的影响机制，并对生产要素和区域异质性予以考察。得到如下结论：①中国省域城乡收入差距存在显著的空间溢出效应。②生产性服务业劳动力投入和资本投入与城乡收入差距之间均存在“U”型关系。③随着市场化程度的提高，劳动力对城乡收入差距的正向影响不断递减，资本对城乡收入差距的负向影响呈现先递减后递增的趋势。④机制检验发现：生产性服务业劳动力和资本投入通过私营经济活跃度均能缩小城乡收入差距，但影响存在区域差异和要素差异。在南方，劳动力投入直接缩小城乡收入差距；但在北方，劳动力投入会降低城乡收入差距扩大的趋势。而资本投入，在南方和北方均能直接缩小城乡收入差距，但通过私营经济活跃度城乡差距缩小的趋势在下降。

### （二）启示

进一步提高非农产业比重、加大政府财政支农力度、增加区域间的开放程度以及缩小教育差距，均能不同程度缩小城乡收入差距，但从生产要素角度看，生产性服务业缩小城乡收入差距的政策措施主要有：

第一，继续完善生产要素市场。增加生产要素的流动性，特别是促进农村资本市场建设，吸引资本下乡，加大农村生产性服务业的投资力度，提高资本深化水平，同时建立投资事前、事中和事后监测，防止投资行为快进快出。值得注意的是，农村生产性服务业资本深化水平的提高，确实有利于缩小城乡收入差距，但投资行为在私营部门的扩张速度不能太快，否则会适得其反。此外，农村生产性服务业除受资本市场制约，还面临用地难、技术进步缓慢等问题。因此，生产要素市场完善还包括农村土地利用制度的完善<sup>[30]</sup>。

第二，提高农村劳动力质量。缩小城乡收入差距，关键在于提高农村低收入群体增加收入的能力。具体来讲：长期持续完善农村教育体系，包括基础教育和职业教育，从根本上提升劳动力质量；短期举办适应市场和行业需要的各类职业培训，提高农村劳动力干中学的能力。

第三，提高生产要素的市场化程度，尤其是北方的劳动力市场。一是破除体制机制障碍，如逐步解除影响劳动力流动的户籍制度、社保制度、公共服务不足等，提升生产要素市场的活跃度，减少劳动力市场制度摩擦；二是配套土地要素市场改革制度，促进农村剩余劳动力的转移；三是加大舆论营造，解放思想束缚，鼓励高素质劳动力选择私营部门就业。

---

第四,政府机构要不断完善和提升放管服水平。促进政策中性、服务中性及竞争中性,提高生产性服务业私营经济的活跃度,做好企业发展的店小二<sup>[31]</sup>。鉴于各区域生产性服务业发展水平的差异、生产要素禀赋及私营经济活跃度的差异,各地区应有差别地实施相关政策以促进生产要素流动,进而缩小城乡收入差距。

#### 参考文献:

- [1]国家统计局. 沧桑巨变七十载民族复兴铸辉煌——新中国成立 70 周年经济社会发展成就系列报告之一[EB/OL]. (2019-07-01) [2021-12-20]. [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201907/t20190701\\_1673407.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201907/t20190701_1673407.html).
- [2]芦千文. 中国农业生产性服务业: 70 年发展回顾、演变逻辑与未来展望[J]. 经济学家, 2019(11):5-13.
- [3]刘同山, 尤思琦. 以产业兴旺推动乡村振兴: 基于农业及农业农村服务业视角[J]. 新疆农垦经济, 2019(11):16-25.
- [4]梁向东, 阙启越. 要素配置视角下生产性服务业与城乡融合发展——基于空间杜宾模型的分析[J]. 宏观经济研究, 2021(4):113-127.
- [5]赵天娥, 刘鸿. 城乡融合视域下农业生产性服务业发展对策研究[J]. 经济研究导刊, 2021(20):11-14.
- [6]张世花. 我国农业生产性服务业发展对农民收入的影响研究[D]. 重庆: 重庆工商大学, 2019.
- [7]鲁钊阳. 农业生产性服务业发展对城乡收入差距的影响[J]. 南京社会科学, 2013(2):23-29.
- [8]张荐华, 高军. 发展农业生产性服务业会缩小城乡居民收入差距吗?——基于空间溢出和门槛特征的实证检验[J]. 西部论坛, 2019, 29(1):45-54.
- [9]盛斌, 黎峰. 经济全球化中的生产要素分工、流动与收益[J]. 世界经济与政治论坛, 2021(5):1-22.
- [10]龚明远, 周京奎, 张朕. 要素禀赋、配置结构与城乡收入差距[J]. 农业技术经济, 2019(6):57-69.
- [11]苏华, 陈伟华, 陈文俊. 要素生产率和要素配置作用下的中国城乡收入差距[J]. 经济地理, 2012, 32(4):44-49.
- [12]胡祎, 张正河. 农机服务对小麦生产技术效率有影响吗?[J]. 中国农村经济, 2018(5):68-83.
- [13]冀名峰. 农业生产性服务业: 我国农业现代化历史上的第三次动能[J]. 农业经济问题, 2018(3):9-15.
- [14]兰晓红. 农业生产性服务业与农业、农民收入的互动关系研究[J]. 农业经济, 2015(4):41-43.
- [15]郝爱民. 农业生产性服务业对农业的影响——基于省级面板数据的研究[J]. 财贸经济, 2011(7):97-102, 136.
- [16]解栋栋. 中国经济结构变动与要素再配置研究[D]. 上海: 复旦大学, 2010.
- [17]DARON A, GUERRIER V. Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth[J]. Journal of Political Economy, 2008(3):467-498, 116.

---

[18] FOELLM R, JOSEF Z. Income Distribution and Demand Induced Innovations[J]. Review of Economic Studies, 2006, 73(4):941-960.

[19] 郭淑芬, 裴耀琳, 吴延瑞. 生产性服务业发展的产业结构调整升级效应研究——来自中国 267 个城市的经验数据[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(10):45-62.

[20] 杨志才, 柏培文. 要素错配及其对产出损失和收入分配的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(8):21-37.

[21] 马红旗, 黄桂田, 王韧. 物质资本的积累对我国城乡收入差距的影响——基于资本—技能互补视角[J]. 管理世界, 2017(4):32-46.

[22] 曾小溪, 汪三贵. 城乡要素交换: 从不平等到平等[J]. 中州学刊, 2015(12):39-44.

[23] 刘明辉, 卢飞. 城乡要素错配与城乡融合发展——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 农业技术经济, 2019(2):33-46.

[24] 柏培文, 杨志才. 中国二元经济的要素错配与收入分配格局[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(2):639-660.

[25] 张屹山, 胡茜. 要素质量、资源错配与全要素生产率分解[J]. 经济评论, 2019(1):61-74.

[26] 王西贝, 马薇. 空间计量视角下的中国经济收敛状态分析[J]. 数量经济研究, 2019, 10(2):19-33.

[27] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5):731-745.

[28] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10):35-44.

[29] 范长煜. 遮掩效应与中介效应: 户籍分割与地方城市政府信任的中间作用机制[J]. 甘肃行政学院学报, 2016(3):98-110.

[30] 薛宝贵. 我国城乡居民收入差距问题研究[D]. 西安: 西北大学, 2016.

[31] 盛朝迅. 构建现代产业体系的瓶颈制约与破除策略[J]. 改革, 2019(3):38-49.

#### 注释:

1 本文将生产性服务业划分为: 交通运输、仓储和邮政业, 租赁和商务服务业, 批发和零售业, 信息传输、软件和信息技术服务业, 金融业, 科学研究和技术服务业共 6 类, 其中前 3 类为低端部门, 后 3 类为高端部门[19]。

2 北方地区包括黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、北京、天津、山西、陕西、宁夏、甘肃、青海、新疆 13 个省份, 其他地区为南方地区。