

# 全要素生产率产业差异如何影响中国城乡收入差距：基于收敛性的视角

林立，陆文聪

## 作者简介：

1.林立，浙江大学中国农村发展研究院、公共管理学院博士研究生；

2.陆文聪（通信作者），浙江大学中国农村发展研究院、公共管理学院教授，博士生导师。

研究领域：数量经济分析及农业发展与政策研究。

通讯地址：浙江省杭州市西湖区余杭塘路 866 号浙江大学紫金港校区西区公共管理学院大楼 830

联系电话：0571-56337047

邮箱：wenclu@zju.edu.cn

# 全要素生产率产业差异如何影响中国城乡收入差距：

## 基于收敛性的视角

**摘要：**逐步缩小城乡收入差距是乡村振兴战略和共同富裕目标下的必然要求。本文以全要素生产率产业差异为切入点，基于 2000—2019 年省区面板数据，使用非参数 Malmquist 指数方法和泰尔指数分别测算中国工业与农业、服务业与农业全要素生产率产业差异及城乡收入差距，并通过 CV 系数和双向固定效应分别对二者进行 $\sigma$ 收敛和 $\beta$ 收敛检验的基础上，最后采用系统广义矩估计（SYS-GMM 方法）实证考察了全要素生产率产业差异收敛性对城乡收入差距收敛性的影响。结果显示，绝大部分省区的全要素生产率产业差异较 2000 年都在缩小，各省区的城乡收入差距泰尔指数整体呈现“倒 U 型”变化趋势；全要素生产率产业差异和城乡收入差距皆存在明显的收敛性，且后者的收敛强度更大；全要素生产率产业差异是影响城乡收入差距收敛的关键因素，其中服务业越发展，产业差异导致的城乡收入差距会更大；同时产业结构优化、环境规制和对外开放能加速城乡收入差距的收敛，而人力资本水平的提高则扩大了城乡收入差距。

**关键词：**城乡收入差距；全要素生产率；产业差异；收敛性

### 一、引言

共同富裕是我国全面建设社会主义现代化国家的重大战略目标。习近平总书记在中央财经委员会第十次会议上指出，共同富裕是社会主义的本质要求。共同富裕要求整体的经济发展达到一个较高水平，既要重视经济增长等效率问题，也要重视收入差距等公平问题。在二元经济背景下，中国总体收入差距中的主要成分正是城乡间的收入差距（李实等，2005），因此要特别关注城乡之间收入差距的问题。虽然新时代以来我国城乡居民收入差距正在逐步缩小，但依然处于较高水平。2021 年中国城镇和农村人均可支配收入分别为 47412 元和 18931 元，城乡收入比超过 2.5，高于世界公认的 2.5 倍收入差距警戒线。城乡居民收入差距长期处于较高水平，是我国发展“不平衡不充分”的充分体现。因此，缩小城乡收入差距，是实现共同富裕战略目标的必然要求。

城乡差距本质上体现的城乡居民从事不同产业的收入差距，城市居民从事工业和服务业，农村居民主要从事农业产业。城乡分割的二元经济结构下，高自然依赖性，人多地少水缺，资源环境约束趋紧是中国的基本农情，也导致农业生产率常年处于较低的水平。虽然近年农业生产率有一定的提高，特别是“刘易斯拐点”之后甚至高于工业和服务业，但是期间起伏徘徊使得这个速度整体上没有跑赢工业和服务业生产率提高速度，也未能显著缩小农业和非农产业生产率的差异。2021 年，农业劳动生产率仅为 4.87 万元，远比工业和服务业的 20.77 万元和 17.00 万元要低，使得城镇居民和农村居民的收入差距进一步扩大。但农业劳动生产率不仅是城乡融合发展的基础，更是缩小城乡收入差距的重要抓手，而提高的劳动生产率最显著、最显著和最可持续的源泉则是全要素生产率（蔡昉，2013），不同群体的收入差距来源于其所在产业的差异，而所在产业的差异也来自于全要素生产率上的不同（孙宁华等，2009）。全要素生产率能解释中国收入差距的主要部分，但产业间生产率差异在多大程度上影响城乡收入差距，应该引起我们的关注和讨论。作为第一产业的农业，受到人多地少、劳动者对现代农业科技的掌握有限、机械化程度低等因素困扰，农业生产率提升缓慢，远远低于工业和服务业，使得城镇居民和农村居民的收入差距进一步扩大，不利于共同富裕目标的实现。因此，有必要从全要素生产率产业差异的视角着手分析我国城乡收入差距问题。

有关于城乡收入差距的问题及其成因，几十年来学术界做了大量关于城乡收入差距的研

究。有学者认为历史遗留是扩大城乡收入差距的主要因素，赵红军、孙楚仁（2008）认为，城乡二元结构体制首先通过影响人口在城乡之间的自由流动，即由于人口在城乡之间自由流动的制度门槛较高，导致农村人口城市融入难，进而扩大了城乡收入差距；也有部分学者认为，城镇化能够带来全要素生产率的快速提升，拉动国内消费需求，助力“双循环”、推动经济增长的同时消除城乡差异，最终缩小城乡收入差距（程开明、李金昌，2007；闫东升等，2021；万广华等，2022）。政府部门城市偏向的教育经费投入政策导致城乡教育资源分配不均，进而影响到居民人力资本水平投资回报，使得城镇居民人力资本高于农村居民，拉大了城乡收入差距（陈斌开等，2010）。另外，周国富、陈菡彬（2021）指出，产业结构升级与城乡收入差距之间存在明显的非线性关系，前者对后者的影响具有显著的双门槛效应，合理的产业结构能够直接缩小城乡收入差距，也能够通过就业结构间接缩小城乡收入差距（肖维泽等，2022）。

在此基础上，也有一些学者研究了城乡收入差距的敛散性，例如杨竹莘（2015）根据协整检验理论选取 1956—2013 年中国 28 个省市人均 GDP 的面板数据，研究发现中国东、中、西部三大地区的收入水平呈现发散趋势，在剔除了直辖市后，三大区域间也依旧不存在收敛；也有一部分学者支持收入差距的演变呈现“U 型”的观点，如曾国平、王韧（2006）构建了四部门的双二元递推理论模型来描述中国收入差距变动的总体特征和基本趋势，结果发现较大城乡收入差距的存在使得中国总体居民收入差距呈现“倒 U 型”趋势，且这一趋势是呈动态的，并要受经济开放的影响。陈斌开和林毅夫（2013）对 1978—2008 年中国城乡收入差距变动特征的研究发现，该时期收入差距呈现出较为明显的先下降、后上升的“U 型”规律，与库兹涅茨假说恰好相反，库兹涅茨“倒 U 型”曲线在中国不成立，经济发展本身并不是城乡收入差距扩大的原因，因此也不能期待城乡收入差距会随着经济发展而自动弥合；还有一部分研究认为中国地区城乡收入差距具有收敛的特征，例如江一涛（2010）利用泰尔指数衡量国内总体及各省的城乡收入差距，并利用动态面板模型的 GMM 估计验证了国内城乡收入差距具有缩小趋势下的收敛性，若宏观环境保持不变，泰尔指数最终会缩小 27%。不难发现，已有对城乡收入差距的动态变化趋势或敛散性研究，得出了我国城乡收入差距存在发散、收敛或呈现“倒 U”型变化等不同特征的研究结论，但并没有研究同时将城乡收入差距的敛散性与全要素生产率产业差异的敛散性纳入同一个框架进行对比分析。

十多年来国内学术界关于全要素生产率问题的研究，不少学者采用不同的方法，实证估计我国不同产业部门的全要素生产率及其省区差异，实证分析了产生这种差异形成的原因。例如，匡远凤、彭代彦（2020）使用随机 VRS 前沿参数分解技术和核密度估计法，实证估计了中国 1979—2017 年全国和分地区农业全要素生产率的增长水平，指出影响中国农业全要素生产率表现出明显的时段、地区差异性的最关键的因素是农民务农积极性的高低。董旭等（2021）本文基于 1991—2017 年中国省级面板数据，使用空间杜宾模型和地理加权回归方法对中国工业全要素生产率及其地区差异进行研究，发现资本（或劳动）要素的配置不足（或过度）不仅阻碍了中国工业全要素生产率的提高，同时也是导致区域间工业全要素生产率差异扩大的重要因素。随着研究的深入，全要素生产率的省区差异收敛性问题也逐渐受到关注。例如，彭国华（2005）使用 1982—2002 年中国 28 个省区数据对全要素生产率进行了收敛性检验，结果表明全国范围内只存在条件 $\beta$ 收敛，不存在绝对 $\beta$ 收敛，收入差距在逐渐拉大，发散速度为每年 0.9%，我国东、中、西部三大地区中只有东部地区存在俱乐部收敛现象。余泳泽（2017）从地区异质性的视角重新对 1978—2012 年中国省际全要素生产率进行了测度，发现自 1978 年以来的大部分年份全要素生产率都呈现正增长，且无论是加入还是未加入空间因素的条件 $\beta$ 收敛，结果都显示省际全要素生产率存在较为明显的收敛趋势。高帆（2015）利用 DEA-Malmquist 指数法分析了 1992—2012 年我国 31 个省区农业全要素生产率的演变趋势，发现各省区的农业全要素生产率不存在 $\sigma$ 收敛，全要素生产率累积增长率

甚至呈现显著的发散态势。显然,上述这些研究的重点是关注中国整体全要素生产率或单一产业全要素生产率的收敛问题,没有深入研究全要素生产率的产业差异及其敛散性。

也有个别研究关注全要素生产率与城乡收入差距的关系问题,例如孙华臣、焦勇(2019)构建了城乡收入差距演变机制的系统性解释框架,并结合全要素生产率测算分析了城乡收入差距的演变特征和地区差异,发现城乡收入差距缩小与全要素生产率提高基本同步,并指出随着体制机制改革的不断深入,城乡收入差距将进一步缩小,但该研究并没有深入分析全要素生产率或产业生产率差异对城乡收入差距的影响。虽然此前有学者,例如范建双等(2018)利用空间面板数据模型实证检验了城乡收入差距对全要素生产率增长的影响,发现城乡收入差距的缩小对全要素生产率的增长具有促进效应。郭福春、许嘉扬(2015)采用中国29个省级地区1991—2012年面板数据,利用面板协整和面板误差修正模型考察了全要素生产率对中国城乡收入差距的影响,发现全要素生产率的提高会加剧城乡收入差距的扩大,而与金融发展的协同效应能在一定程度上抑制城乡收入差距的加剧。

综上所述,现有研究大多是关于全要素生产率与城乡收入差距两者的互动关系,并没有文献实证分析全要素生产率产业差异对城乡收入差距影响。从城乡间的产业特性与产业结构差异的变化来看,城乡收入差距的逐渐拉大与全要素生产率产业差异之间有其内在的必然性。城乡差距本质上体现的是产业差距,或者说城乡二元结构的差距。城乡之间的产业特征与差异十分明显,城镇经济相对发达,且产业结构主要以工业和服务业为主,促进生产要素向城镇回流或聚集,从而形成对农村的“低端锁定”,形成“中心—外围”现象,拉大城乡居民收入差距(景守武、陈红蕾,2017);而农村产业结构主要以农业为主,由于单一且简单的经济结构加上农产品需求弹性比较小等特点,且农业生产率提升所带来的福利多被非农消费者获取。一般而言,农产品消费市场的消费者多为城镇居民,他们在享受城镇工业或服务业全要素生产率提升带来福利的同时还占有农业全要素生产率提升带来的消费者剩余,由此导致城乡收入差距进一步扩大(李政、杨思莹,2016)。长此以往发展,农业增长会滞后于工业和服务业,发展与以工业和服务业为主的城镇相比也必然处于劣势。随着农业与非农业之间差距的不断扩大,农民增收的速度也必然会慢于城镇居民收入的增长速度,农民收入水平与城镇居民收入水平相比也会逐渐拉大,进一步拉大城乡居民收入差距(傅振邦、陈先勇,2012)。因此,城乡收入差距的产生归根到底是由于城镇和农村之间产业生产率差异所导致的,要想促进城乡收入差距的收敛,势必要缩小全要素生产率的产业差异,因此本文研究全要素生产率而非劳动生产率对城乡收入差距的影响。

本文基于2000—2019年中国31省区三大产业的面板数据,采用非参数Malmquist指数方法来测算中国工业、农业和服务业全要素生产率及其产业差异,使用泰尔指数方法来衡量城乡收入差异,并基于CV系数和双向固定效应模型,分别检验全要素生产率产业差异和城乡收入差距的 $\sigma$ 收敛和条件 $\beta$ 收敛,以揭示全要素生产率差异与城乡收入差距的变化趋势。在此基础上,通过系统广义矩估计(SYS-GMM方法)实证分析全要素生产率产业差异收敛对城乡收入差距收敛的影响程度,并进行估计结果的稳定性检验。

与现有研究相比,本文的贡献主要体现在三个方面:第一,不仅是分析单一或整体全要素生产率的敛散性,而是对三大产业间的(为表述简单,下文将三大产业分别简称为农业、工业和服务业)全要素生产率产业差异进行收敛检验和分析;第二,同时将全要素生产率产业差异和城乡收入差距的敛散性相结合,并两者的收敛速度和生命周期进行比较分析;第三,不再单纯研究全要素生产率对城乡收入差距缩小或扩大的影响问题,而是将研究视角从全要素生产率细化到全要素生产率产业差异的收敛性,并实证分析缩小全要素生产率产业差异对城乡收入差距的收敛程度。

## 二、研究方法和数据

### (一) 全要素生产率产业差异、城乡收入差距的测算

### 1. 全要素生产率及全要素生产率产业差异的测算方法

基于面板数据的全要素生产率测算方法，学术界常用的方法主要有随机前沿分析（SFA）和数据包络分析（DEA）。前者是一种以动态随机前沿生产函数为基础的参数方法，后者为非参数化的确定性生产前沿分析方法。Van Biesebroeck（2007）认为，若截面之间技术异质性小和数据测量误差较大，基于 SFA 方法的全要素生产率估计准确性较高，但在数据测量误差较小、截面之间技术存在异质性和可变规模报酬的情况下，应优先考虑采用 DEA 方法来估计全要素生产率。田友春等（2017）亦认为，对于宏观的分行业数据，数据包络分法是较优的测算方法，原因是参数方法中对行业之间生产技术相同的假设不甚合理。因此，本文采用 DEA-Malmquist 方法来测算农业、工业和服务业的全要素生产率。目前有关非参数 Malmquist 指数方法测算原理的介绍，已有不少文献，在此不再赘述。在 DEA 模型中，产出变量采用各省区农业、工业和服务业的 GDP 来反映；投入变量考虑各产业的资本存量和劳动投入。

在测算出农业、工业和服务业全要素生产率的基础上，本文采用工业全要素生产率与农业全要素生产率的比值及服务业全要素生产率与农业全要素生产率的比值，来分别定义工业与农业的全要素生产率产业差异和服务业与农业的全要素生产率产业差异。

### 2. 城乡收入差距的测算方法

衡量城乡收入差距可以采用泰尔指数、基尼系数、变异系数（CV 法）或城乡收入之比等指标。由于基尼系数在不同人口分布和人口变动率的假设下计算结果差异较大，而城乡收入之比则忽略了人口因素。泰尔指数是泰尔用信息理论中的熵概念计算城乡收入差距，能够衡量组内差距和组间差距对总差距的贡献，而且综合考虑了人口变动的因素，在衡量城乡收入差距中得到了广泛的运用，该数值越大表明收入差距越大。参考 Shorrocks（1980）和王少平、欧阳志刚（2008），泰尔指数可以表达为：

$$\text{Theil}_t = \sum_{j=1}^2 \left( \frac{P_{jt}}{P_t} \right) \ln \left( \frac{P_{jt}/N_{jt}}{P_t/N_t} \right) = \left( \frac{P_{1t}}{P_t} \right) \ln \left( \frac{P_{1t}/N_{1t}}{P_t/N_t} \right) + \left( \frac{P_{2t}}{P_t} \right) \ln \left( \frac{P_{2t}/N_{2t}}{P_t/N_t} \right) \quad (1)$$

其中， $j = 1, 2$  分别表示城镇和农村地区， $N_{jt}$  表示  $t$  时期城镇（ $j = 1$ ）或农村（ $j = 2$ ）人口数量， $N_t$  表示  $t$  时期的城乡总人口； $P_{jt}$  表示  $t$  时期城镇（ $j = 1$ ）或农村（ $j = 2$ ）的总收入（用相应的人口和人均收入之乘积表示）， $P_t$  表示  $t$  时期的城乡总收入。

#### （二）收敛性分析

要分析全要素生产率产业差异收敛对城乡收入差距收敛的影响，首先需要全要素生产率产业差异和城乡收入差距是否各自收敛，以及各自的演变趋势。本节通过  $\sigma$  收敛和条件  $\beta$  收敛对全要素生产率产业差异和城乡收入差距的敛散性进行检验。

##### 1. $\sigma$ 收敛

$\sigma$  收敛能够阐明不同省区或区域之间全要素生产率产业差异和城乡收入差距变化的水平趋势，也能够反映其离散程度。本文采用变异系数 CV，即标准差与平均数的比值来衡量全要素生产率产业差异和城乡收入差距的  $\sigma$  收敛情况，以克服可能存在的收入转移效应（李谷成，2009）。如果伴随着时间的变化，该指标数值降低，则表明中国全要素生产率产业差异和城乡收入差距各自存在收敛性，否则为发散。

##### 2. 条件 $\beta$ 收敛

本部分借鉴新古典增长理论的  $\beta$  收敛模型判定我国全要素生产率产业差异和城乡收入差距的收敛状况。 $\beta$  收敛分为绝对收敛和条件收敛，其中条件  $\beta$  收敛是在绝对  $\beta$  收敛的基础上放松假设条件，假定区域间存在差异性，不同区域具有不同经济特征和稳态值，较绝对收敛更为合理。

在条件  $\beta$  收敛的检验方法上，一般采用面板数据固定效应模型，因为随机效应模型假定不可观测的个体异质性与解释变量不相关，而固定效应模型则不需要考虑这一严格假设，它

允许个体异质性与解释变量存在相关关系。另外，由于面板数据的固定效应项对应着不同经济体各自不同的稳态条件，因此也不需再加入额外的控制变量。借鉴彭国华（2005）的研究思路，分别构建检验全要素生产率产业差异和城乡收入差距条件 $\beta$ 收敛的方程，表达式如下：

$$\ln(\text{tfpg}_{n,t}) - \ln(\text{tfpg}_{n,t-1}) = \alpha_0 + \beta \ln(\text{tfpg}_{n,t-1}) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln(\text{theil}_{n,t}) - \ln(\text{theil}_{n,t-1}) = \alpha_0 + \beta \ln(\text{theil}_{n,t-1}) + \epsilon_{it} \quad (3)$$

公式（2）和（3）中， $\alpha_0$ 是常数项，对应不同地区各自的稳态条件。 $\beta$ 为收敛系数，若 $\beta$ 显著为负，则表明存在条件 $\beta$ 收敛。进一步，当模型检验结果显示收敛时，根据所估计的收敛系数 $\beta$ 的估计值，还可计算收敛所达到的稳态值 $\varphi$ 、收敛速度 $\theta$ 以及收敛的半生命周期 $\tau$ ，具体计算公式： $\varphi = \alpha_0 / (1 - \beta)$ ， $\theta = -\ln(1 + \beta) / t$ ， $\tau = \ln(2) / \theta$ 。其中，半生命周期是指在当前经济发展条件下，差距较大和差距较小的地区之间，以当前的差距或差异收敛速度消除一半发展差距所消耗的时间； $t$ 为样本期所包含的年份数。

### （三）全要素生产率产业差异收敛性对城乡收入差距收敛性的影响研究

全要素生产率对提高居民收入和缩小贫富差距都具有显著的效应，而且全要素生产率对城乡收入差距的变化有长期效应（胡德龙，2011）。城乡收入差距的影响因素十分复杂，除了全要素生产率产业差异还可能受到很多其他因素的影响。库兹涅茨曾指出随着经济发展水平的提高，收入差距会呈现先迅速扩大，接着是短暂稳定，然后再逐步缩小的“倒U型”变化模式。蔡昉（2003）认为，引起城乡收入差距的根本原因是农村居民与城市居民人力资本差距的不断拉大。陆铭等（2005）认为，教育资源分配不均，人力资本水平的地区、城乡差异明显，是影响我国城乡收入差距的重要因素。此外，城市化、产业结构优化也会对城乡收入差距产生显著影响（陆铭、陈钊，2004；陈斌开、林毅夫，2012）。

除经济发展水平、人力资本水平、城镇化和产业结构等因素以外，也有学者关注对外开放和环境规制等政策环境因素对城乡收入差距的影响问题。例如，Hanson（1997）认为FDI与对外贸易显著加剧了收入不平等；Chao等人（2012）认为，环境规制带来的就业损失和就业创造，会伴随着劳动力市场的调整而影响到劳动者的收入分配，进而对地区收入差距产生影响。

基于上述理论考察，本文选择人力资本水平、城镇化水平、产业结构优化、经济发展水平及其平方项、对外开放程度和环境规制作为控制变量，建立以下计量模型来分析全要素生产率产业差异收敛性对城乡收入差距收敛性的影响：

$$\text{con\_t}_{it} = \beta_1 \text{con\_tfpg}_{it} + \beta_2 \ln \text{edu}_{it} + \beta_3 \ln \text{urb}_{it} + \beta_4 \text{sdev}_{it} + \beta_5 \ln \text{pgdp}_{it} + \beta_6 \ln \text{pgdp}_{it}^2 + \beta_7 \ln \text{open}_{it} + \beta_8 \text{env}_{it} + \mu_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $i$ 和 $t$ 分别代表地区和时间；被解释变量为 $\text{con\_t}_{it}$ ，表示 $i$ 地区 $t$ 期城乡收入差距的收敛性；核心解释变量为 $\text{con\_tfpg}_{it}$ ，表示 $i$ 地区 $t$ 期全要素生产率产业差异的收敛性，包括工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性和服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性，分别记为 $\text{con\_tfpg1}$ 和 $\text{con\_tfpg2}$ ； $\beta_n$ 为第 $n$ 个核心解释变量的回归系数； $\mu_{it}$ 表示控制不随时间变化的个体效应； $\epsilon_{it}$ 表示与解释变量无关的随机扰动项；其余控制变量的选择及含义见表1。

为了解决式（4）动态面板模型可能存在的内生性问题，我们采用在存在内生性情况下更为有效的广义矩阵法——GMM方法。广义矩阵法又分为差分广义矩阵法（DIF-GMM）和系统广义矩阵法（SYS-GMM），由于差分广义矩阵法需要消除掉不随时间变化的变量，这会减少样本量，同时当 $T$ 较大时，会产生很多的工具变量，从而容易出现弱工具变量的问题，而系统广义矩阵法（SYS-GMM）则是将差分广义矩阵法与水平广义矩阵法两者结合起来，可以克服差分广义矩阵法的缺点，因此本文采用系统广义矩阵法对式（4）进行估计

以解决内生性问题 (Manuel and Olympia, 1995), 并获得更有效的估计结果 (王永进等, 2010)。

#### (四) 数据的定义、处理与来源

首先, 在全要素生产率及全要素生产率产业差异的测算中, 选取一个产出变量和两个投入变量进行估计:

(1) 产出变量: 本文以不变价格的 GDP 作为衡量经济增长产出的基本指标, 采用 31 个省 (市、区) 1999—2019 年三大产业 GDP 来衡量经济产出, 并以 1978 年为基期的 GDP 价格指数来进行平减。相关数据来源于国家统计局、《中国国内生产总值核算历史资料 1952—2004》以及 2005—2020 年 31 个省 (市、区) 统计年鉴。

#### (2) 投入变量

①资本存量: 综合张军等 (2004)、单豪杰 (2008) 有关资本存量构建方法的优点和缺点, 根据永续盘存法  $K_t = (1 - \delta) \cdot K_{t-1} + I_t$  计算资本存量, 取对数。具体来看, 先通过徐现祥等 (2007) 的投资缩减指数构造方法计算本文三大产业投资数据的价格平减指数; 然后根据宗振利、廖直东 (2014) 的方法计算分省经济折旧率  $\delta$  和基期资本存量  $K$ 。其中, 选择农业固定资产折旧率作为农业固定资产折旧率, 取值 5%; 以采掘业、各类制造业、建筑业折旧率的平均值作为工业折旧率, 取值 10%; 其他行业平均折旧率为服务业折旧率, 取值 7%; 基期资本存量, 用初始年份投资额与 10% 的比值作为基期资本存量。1999—2002 年三大产业的固定资本形成总额数据来自于《中国国内生产总值核算历史资料 1996—2002》, 2003—2019 按行业分的固定资产投资数据来自于《中国固定资产投资统计年鉴 (2004—2020)》, 其中 2013 年数据缺失来自于《中国统计年鉴 2014》。

②劳动投入: 选取 31 个省 (市、区) 2000—2019 年各产业的从业人口数作为劳动投入变量, 取对数。其中, 1999—2008 数据来自于《新中国 60 年统计资料汇编》, 2009 年以后数据来自于 31 个省 (市、区) 统计年鉴及历年《中国人口与就业统计年鉴》、国民经济和社会发展统计公报以及 EPS 数据库, 西藏缺失数据根据线性插值法补齐。

其次, 在全要素生产率产业差异收敛性对城乡收入差距收敛性的影响研究中, 有以下主要变量:

#### (1) 被解释变量

被解释变量为城乡收入差距的收敛性, 借鉴宋建和王静 (2018) 方法以城乡收入差距的增长率进行度量, 核算公式为 (本期泰尔指数 - 上一期泰尔指数) / 上一期泰尔指数, 记为  $con\_t$ 。相关数据来源于 CEIC 数据库、2000—2020 年《西藏统计年鉴》和《重庆统计年鉴》。

#### (2) 核心解释变量

核心解释变量为全要素生产率产业差异的收敛性。其中, 工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性: 以 31 个省 (市、区) 2000—2019 年工业与农业全要素生产率比值的增长率进行度量, 核算公式为: (本期全要素生产率产业差异 - 上一期全要素生产率产业差异) / 上一期全要素生产率产业差异, 记为  $con\_tfpg1$ ; 服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性: 以 31 个省 (市、区) 2000—2019 年服务业与农业全要素生产率的增长率进行度量, 核算公式同上, 记为  $con\_tfpg2$ 。

#### (3) 控制变量

1) 人力资本水平: 以 6 岁及以上人口的人均受教育年限衡量, 即把文盲、小学、初中、高中、大专及其以上的教育年限设定为 0 年、6 年、9 年、12 年、16 年, 将各阶段受教育年限视为不同受教育阶段的权重。具体计算公式: (文盲人数 \* 1 + 小学学历人数 \* 6 + 初中学历人数 \* 9 + 高中和中专学历人数 \* 12 + 大专及以上学历人数 \* 16) / 6 岁以上人口总数, 记为  $edu$ 。数据来源于 2001—2020 年《中国劳动统计年鉴》、《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》。

2) 城镇化水平: 以 31 个省(市、区) 2000—2019 年年末城镇人口与总人口的比值衡量, 记为 *urb*。数据来源于 2001—2020 年《中国农村统计年鉴》。

3) 产业结构优化: 借鉴于春晖等(2011) 研究, 用广义熵衡量产业结构偏离度, 记为 *sdev*。具体计算公式:  $sdev = \sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_i}{Y}\right) \ln \left(\frac{Y_i/Y}{L_i/L}\right)$ ,  $i = (1,2,3)$ 。其中,  $Y$  和  $L$  分别代表产出和就业人数,  $i$  代表三大产业。当产业处于均衡状态时, *sdev* 指数为 0, 数值越大表明产业结构越不合理。相关数据来源于《中国五十五年统计资料汇编》和 2006—2020 年《中国统计年鉴》。

4) 经济发展水平: 以 2000—2019 年的人均 GDP 衡量, 记为 *pergdp*。数据来源于 2001-2020 年《中国统计年鉴》。

5) 对外开放程度: 以 2000—2019 年进出口贸易总额与当年 GDP 的比值衡量, 并将美元表示的进出口总额根据同期汇率换算成人民币, 记为 *open*。相关数据来源于各省(市) 统计年鉴和 EPS 数据库。

6) 环境规制: 借鉴叶琴等(2018) 的研究计算环境规制强度综合指数, 以各省单位产值工业废水排放量、单位产值工业 SO<sub>2</sub> 排放量以及单位产值工业烟尘排放量计算所得环境规制强度综合指数衡量, 记为 *env*。环境规制强度综合指数越大表示污染排放越多, 环境规制强度越弱。数据来源于 2001—2020 年《中国城市统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》。

在估计具体模型时, 为提高变量的平稳性并减少异方差的影响, 变量 *edu*、*urb*、*pgdp*、和 *open* 均取自然对数。所有研究变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 研究变量的描述性统计

类型	变量名称	符号	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
产出变量	农业总产值	lngdp1	651	4.679	1.075	2.010	6.421
	工业总产值	lngdp2	651	7.073	1.405	2.261	9.859
	服务业总产值	lngdp3	651	6.437	1.100	3.238	9.029
投入变量	农业资本存量	lnk1	651	4.580	1.188	1.819	7.449
	工业资本存量	lnk2	651	7.769	1.498	3.562	11.351
	服务业资本存量	lnk3	651	7.642	1.225	4.252	10.445
	农业就业人数	lnl1	651	6.435	1.122	3.613	8.179
	工业就业人数	lnl2	651	5.972	1.153	1.866	7.869
被解释变量	服务业就业人数	lnl3	651	6.407	0.893	3.229	8.125
	泰尔指数的收敛性	con_t	620	0.175	2.420	-0.692	56.909
	工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性	con_tfp1	620	0.001	0.104	-0.481	0.928
核心解释变量	服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性	con_tfp2	620	0.002	0.088	-0.546	0.878
控制变量	人力资本	lnedu	620	2.117	0.169	1.098	2.548
	城镇化	lnurb	620	-0.737	0.320	-1.645	-0.110
	产业结构优化	sdev	620	0.259	0.155	0.018	0.932
	经济发展水平	lnpgdp	620	10.073	0.840	7.923	11.994
	经济发展水平的二次项	(lnpgdp) <sup>2</sup>	620	102.165	16.792	62.768	143.855

对外开放	lnopen	620	-1.726	0.987	-4.360	0.537
环境规制	env	620	0.515	0.535	0.000	2.585

### 三、实证分析与检验

#### (一) 全要素生产率的产业差异

表 2 给出了在通过 DEA-Malmquist 指数法测算的中国及各省区全要素生产率产业差异基础上,计算的 2019 年较初始年份中国及各省区全要素生产率产业差异的变化。整体来看,研究期内全要素生产率产业差异呈现缩小的趋势。

从全国层面来看,与 2000 年相比,2019 年工业与农业全要素生产率产业差异和服务业与农业全要素生产率产业差异的变化率皆为-0.93%;从省区层面来看,2019 年,部分省区的工业与农业全要素生产率产业差异较 2000 年在扩大,而服务业与农业全要素生产率产业差异在缩小,例如天津和辽宁;工业与农业全要素生产率产业差异变化率分别为 0.1%和 2.3%,而服务业与农业全要素生产率产业差异的变化率分别为-10.8%和-3.1%。另外,也有部分省区的工业与农业全要素生产率产业差异和服务业与农业全要素生产率产业差异都在扩大,例如吉林、黑龙江、上海、江苏和海南等。

表 2 2000-2019 年中国及各省区全要素生产率产业差异的变化

省区	全要素生产率产业差异		省区	全要素生产率产业差异	
	工业与农业	服务业与农业		工业与农业	服务业与农业
全国	-0.093	-0.093	河南	-0.195	-0.161
北京	-0.007	-0.129	湖北	-0.156	-0.138
天津	0.001	-0.108	湖南	-0.101	-0.100
河北	-0.036	-0.112	广东	-0.068	-0.058
山西	-0.078	-0.135	广西	-0.040	-0.044
内蒙古	-0.025	-0.072	海南	0.362	0.338
辽宁	0.023	-0.031	重庆	-0.153	-0.088
吉林	0.078	0.033	四川	-0.205	-0.140
黑龙江	0.107	0.069	贵州	-0.216	-0.148
上海	0.116	0.083	云南	-0.247	-0.189
江苏	0.118	0.091	西藏	-0.229	-0.185
浙江	-0.166	-0.080	陕西	-0.203	-0.183
安徽	-0.225	-0.149	甘肃	-0.173	-0.170
福建	-0.216	-0.134	青海	-0.141	-0.169
江西	-0.208	-0.134	宁夏	-0.113	-0.164
山东	-0.207	-0.151	新疆	-0.089	-0.160

注:作者计算所得。

#### (二) 城乡收入差距

从全国层面来看,泰尔指数的变动轨迹大致可分为 2000—2004 年、2004—2007 年和 2007—2019 年三个阶段,并呈现出“先扩大后逐渐缩小”的变化趋势,其中,2004 年泰尔指数比 2000 年提高了 29.84%,达到 0.161,此后出现持续性的下降趋势;2019 年泰尔指数下降到 0.081,达到历史新低,这表明我国近 15 年的经济发展已使城乡收入差距缩小一半。

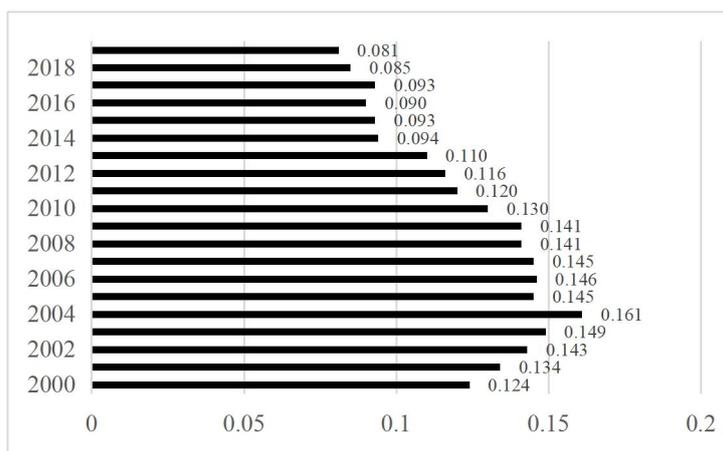


图1 2000-2019年中国城乡收入差距泰尔指数

从省区层面来看，与2000年相比，2019年共有8个省区的泰尔指数变化率大于40%，分别是天津、浙江、重庆、四川、云南、西藏、陕西和新疆，天津和西藏的变化率甚至高于60%。其中西藏的泰尔指数变化率最大，高达60.4%，泰尔指数变化率最小的省区是河北，降幅仅为0.077，而上海、江苏两个省区的泰尔指数值则在扩大，泰尔指数分别上涨了14.2%和2.7%。

表3 2000-2019年各省区城乡收入差距泰尔指数的变化

省区	泰尔指数			省区	泰尔指数		
	2000年	2019年	变化率		2000年	2019年	变化率(%)
全国	0.124	0.081	-0.347	河南	0.087	0.074	-0.153
北京	0.041	0.031	-0.224	湖北	0.097	0.067	-0.304
天津	0.049	0.020	-0.600	湖南	0.133	0.091	-0.311
河北	0.080	0.074	-0.077	广东	0.100	0.064	-0.356
山西	0.102	0.087	-0.146	广西	0.159	0.097	-0.392
内蒙古	0.103	0.085	-0.168	海南	0.098	0.075	-0.231
辽宁	0.074	0.066	-0.101	重庆	0.176	0.071	-0.598
吉林	0.086	0.062	-0.277	四川	0.155	0.088	-0.431
黑龙江	0.077	0.053	-0.311	贵州	0.208	0.146	-0.296
上海	0.019	0.021	0.142	云南	0.254	0.136	-0.466
江苏	0.050	0.052	0.027	西藏	0.349	0.138	-0.604
浙江	0.071	0.041	-0.427	陕西	0.196	0.108	-0.449
安徽	0.123	0.083	-0.321	甘肃	0.183	0.158	-0.136
福建	0.085	0.062	-0.271	青海	0.187	0.117	-0.378
江西	0.091	0.073	-0.194	宁夏	0.135	0.092	-0.319
山东	0.098	0.072	-0.265	新疆	0.190	0.103	-0.458

注：作者计算所得。

如图2所示，各省区在2000—2019年研究期内城乡收入差距泰尔指数整体呈现“倒U型”变化趋势，在2010年前后出现拐点，在拐点出现之前，城乡收入差距泰尔指数呈现上升趋势；在拐点出现之后，城乡收入差距泰尔指数表现下降趋势。

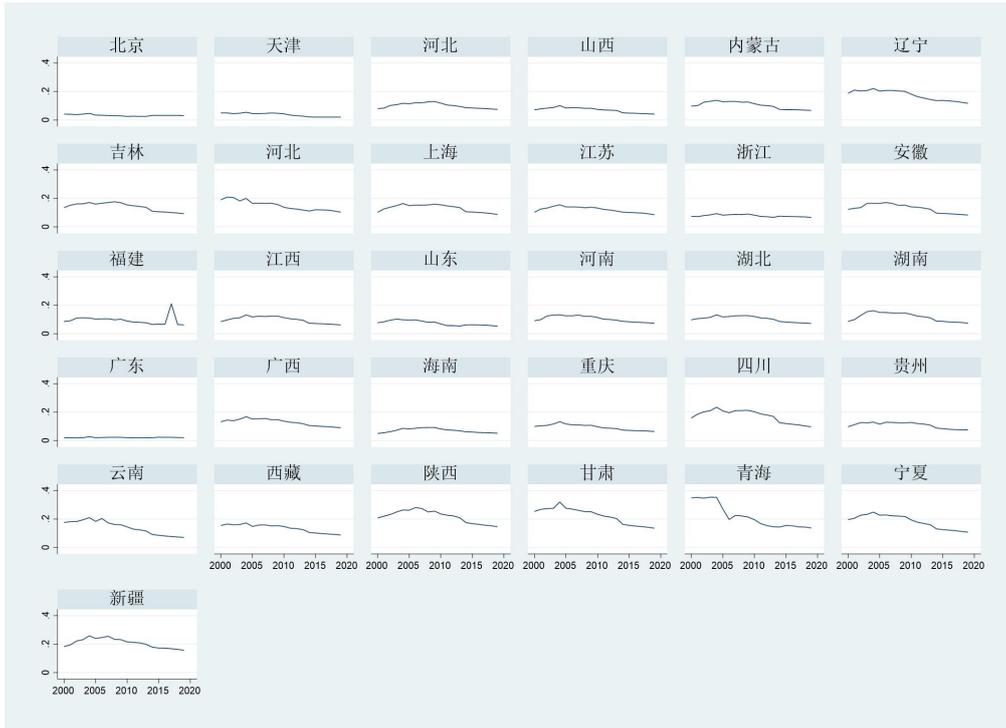


图 2 2000-2019 年各省区泰尔指数变化趋势图

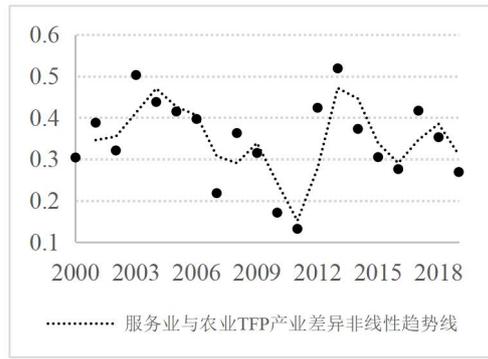
### (三) 全要素生产率产业差异、城乡收入差距收敛分析

#### 1. $\sigma$ 收敛性检验

图 3(a)和(b)展示了 2000—2019 年工业与农业、服务业与农业的全要素生产率产业差异 CV 系数的变化趋势图。2000 年工业与农业全要素生产率产业差异的 CV 系数值低于服务业与农业全要素生产率产业差异，CV 系数分别为 0.112、0.304，两者的差值为 0.192。另外，从(a)和(b)CV 系数趋势线的波动幅度也能看出，服务业与农业全要素生产率产业差异 CV 系数趋势线的波动幅度、下降幅度比工业与农业全要素生产率产业差异要更大。随着时间推移，2019 年两者的差值缩小至 0.132，尽管服务业与农业全要素生产率产业差异仍比工业与农业全要素生产率产业差异要大，但两者在样本期间内皆存在 $\sigma$ 收敛。

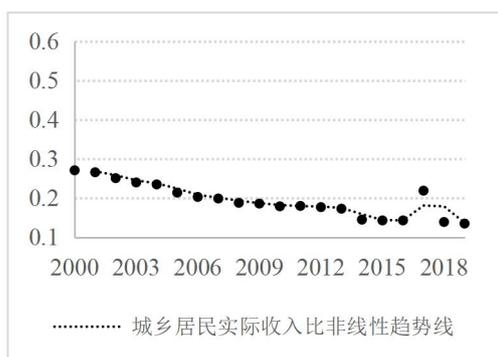


(a)工业与农业 TFP 产业差异 CV 系数

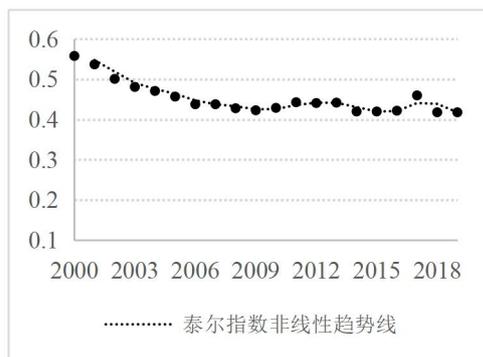


(b)服务业与农业 TFP 产业差异 CV 系数

图 3(c)和(d)展示了分别以城乡居民实际收入比及泰尔指数表示城乡收入差距的 CV 系数的变化趋势。两者 CV 系数值总体上也呈现下降趋势，存在 $\sigma$ 收敛。在 2000—2019 年，城乡居民实际收入比的 CV 系数值从 0.271 下降为 0.135，差距持续缩小；泰尔指数的 CV 系数值从 0.558 下降至 0.418，也显示出城乡收入差距逐渐缩小的趋势。从城乡居民实际收入比及泰尔指数趋势线的下降幅度来看，两者的波动和降幅都比较一致，这也从侧面说明了本文使用计算的泰尔指数作为城乡收入差距的替代指标是较为合理的。



(c)城乡居民实际收入比 CV 系数



(d)泰尔指数 CV 系数

图 3 全要素生产率产业差异及城乡收入差距 CV 系数的演变

## 2. 条件 $\beta$ 收敛检验

根据公式 (2) 和 (3) 进行条件 $\beta$ 收敛检验, 如表 4 所示, 在双向固定效应下工业与农业全要素生产率产业差异和服务业与农业全要素生产率产业差异的 $\beta$ 系数值均为负, 且通过 1% 显著性水平检验, 表明工业与农业全要素生产率产业差异、服务业与农业全要素生产率产业差异存在显著收敛趋势。两者的收敛速度分别为 0.036 和 0.035, 半生命周期分别高达 19.42 年和 19.64 年, 说明产业发展差异较大与较小省区的工业与农业全要素生产率产业差异正在以每年 3.6% 的速度逐渐缩小。在维持当前经济增长趋势不变的前提下, 产业发展差异较大地区与较小地区的工业与农业全要素生产率产业差异若缩小一半, 则需要 19.42 年时间; 而服务业与农业全要素生产率产业差异正在以每年 3.5% 的速度逐渐缩小, 服务业与农业全要素生产率产业差异较大的地区需要花费 19.64 年的时间能够追赶上服务业与农业全要素生产率产业差异较小的地区。

城乡收入实际比和泰尔指数的 $\beta$ 系数值分别为-0.718 和-0.980, 亦在 1% 水平下显著通过检验, 收敛速度分别为 0.067、0.196, 半生命周期分别为 10.27 年和 3.53 年。说明我国城乡收入差距较大与较小地区的城乡收入差距正在以每年 6.7% 和 19.6% 的速度逐渐缩小, 在维持当前经济增长趋势不变的前提下, 城乡收入差距较大与较小地区的城乡收入差距缩小一半的发展差距, 需要的时间分别为 10.27 年和 3.53 年。

通过全要素生产率产业差异和收入差距条件 $\beta$ 收敛检验估计的参数比较, 可以看出城乡收入差距条件 $\beta$ 收敛性的程度比全要素生产率产业差异要更强, 这也表明除了全要素生产率产业差异, 还有其他因素对城乡收入差距产生了影响。

表 4 全要素生产率产业差异和城乡收入差距的条件 $\beta$ 收敛检验

	全要素生产率产业差异		城乡收入差距	
	工业与农业	服务业与农业	泰尔指数	城乡收入实际比
$\ln y(-1)$	-0.488*** (-9.56)	-0.494*** (-11.27)	-0.980*** (-93.43)	-0.717*** (-3.44)
常数项	0.021 (0.79)	0.066 (3.11)	0.093*** (3.42)	0.664*** (3.74)
N	589	589	589	589
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.553	0.537	0.985	0.431
F 值	12.36	18.14	2398.80	5.90
稳态值	0.014	0.047	0.046	0.381
收敛速度	0.036	0.035	0.196	0.067

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 t 值。

#### （四）全要素生产率产业差异收敛性对城乡收入差距收敛性的影响分析

以上测算了全要素生产率产业差异和城乡收入差距在 2000—2019 年的变动情况，并进行了敛散性分析，接下来对全要素生产率产业差异的收敛性对城乡收入差距的收敛性的影响进行全面细致分析。

##### 1. 单位根检验

在进行回归之前使用 LLC、IPS、ADF-Fisher 面板数据单位根检验方法进行平稳性检验，该检验的原假设为存在单位根（即数据为非平稳的）。表 5 显示，用于面板回归分析的被解释变量和核心解释变量皆显著拒绝单位根的假设，数据平稳。其余控制变量水平值在一阶差分后单位根检验的 P 值均远远小于 0.01，拒绝原假设，表明序列是平稳的，可以用于下面的基准回归分析。

表 5 面板单位根检验结果

变量	差分前序列			一阶差分后序列		
	LLC	IPS	ADF-Fisher	LLC	IPS	ADF-Fisher
con_t	-1.005 (1.000)	-1.176 (0.000)	278.929 (0.000)			
con_tfp <sub>1</sub>	-1.457 (0.000)	-2.311 (0.000)	435.807 (0.000)			
con_tfp <sub>2</sub>	-1.416 (0.000)	-1.644 (0.000)	385.417 (0.000)			
lnedu	-0.420 (0.000)	-0.341 (0.000)	41.493 (0.979)	-1.568 (0.000)	-1.902 (0.000)	415.075 (0.000)
lnurb	-0.035 (0.020)	-0.263 (0.989)	35.766 (0.997)	-0.589 (0.000)	-1.472 (0.000)	167.653 (0.000)
sdev	-0.118 (0.305)	-0.375 (0.821)	47.033 (0.921)	-0.938 (0.000)	-1.174 (0.000)	237.234 (0.000)
env	-0.261 (0.010)	-0.144 (0.177)	68.235 (0.274)	-1.342 (0.000)	-1.643 (0.000)	265.887 (0.000)
lnpgdp	-0.040 (0.289)	-0.227 (1.000)	85.983 (0.024)	-0.699 (0.000)	-1.252 (0.000)	89.829 (0.012)
(lnpgdp) <sup>2</sup>	-0.046 (0.540)	-0.207 (1.000)	57.854 (0.626)	-0.682 (0.000)	-1.260 (0.000)	122.388 (0.000)
lnopen	-0.161 (0.200)	-0.723 (0.617)	53.443 (0.772)	-0.747 (0.000)	-1.456 (0.000)	211.024 (0.000)

注：原假设为序列之间存在单位根，括号中的数值为对应的 P 值。

##### 2. 基准回归分析

根据式（4），利用 SYS-GMM 方法估计全要素生产率产业差异收敛性对城乡收入差距的影响，回归结果如下表 6 所示。其中，M1 和 M2 分别是以工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性和服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性作为核心解释变量，其余变量保持不变的估计结果。由 Sargan 检验的 P 值可知 SYS-GMM 估计中的工具变量不存在过度识别问题，这说明本文模型设定是合理的，工具变量是有效的。AR(2)的 P 值结果可以看出，不存在二阶序列相关，证明了估计的有效性，表明 GMM 是适当的，并且由联合显著性 Wald 检验的 P 值可知模型总体线性关系显著。

表 6 系统 GMM 基准回归结果

变量	M1	M2
L2.con_t_1	0.0013*** (4.54)	0.0006* (1.88)
con_tfp1	0.0519* (1.72)	
con_tfp2		0.0533*** (3.04)
lnedu	0.7467*** (7.31)	0.7177*** (7.47)
lnurb	0.3614 (1.62)	0.0800 (0.40)
sdev	-0.3441*** (-2.72)	-0.3179** (-2.18)
env	-0.0123 (-1.50)	-0.0017 (-0.22)
lnpgdp	2.7844*** (6.52)	0.1527 (0.38)
(lnpgdp)2	-0.1491*** (-6.85)	-0.0092 (-0.45)
lnopen	-0.0817*** (-3.67)	-0.1337*** (-5.70)
常数项	-0.0072 (-0.87)	-0.0202*** (-2.69)
N	527	527
Sargan 检验 P 值	0.9836	0.9791
AR(2)P 值	0.7699	0.8167
Wald 的 P 值	0.0000	0.0000

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 t 值。

由表 6 可知，工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性、服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性对城乡收入差距的收敛性影响系数皆为正，其中，服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性对城乡收入差距的收敛性的影响系数要比工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性的影响系数大 0.0014，且分别在 1%和 10%的水平上显著。这意味着工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性每增加一个单位，可使城乡收入差距的收敛性增强 5.19%；服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性每增加一个单位，我国的城乡收入差距的收敛性将增强 5.33%。若产业间全要素生产率产业差异的不断扩大，将加速城乡收入差距的扩大，加剧收入不平等程度；反之则收敛城乡收入差距。具体来看，是产业间的“效率效应”扩大了城乡收入差距。与工业、服务业全要素生产率相比较，农业的全要素生产率更低。科学技术的不断提升会提升产业的产出，整合各方资源，收入分配也就自然会拉大。且由于各产业的就业吸纳能力也是不同的，服务业的就业吸纳能力最强，工业次之，农业最弱。随着经济的发展，各产业的全要素生产率都会提升，而伴随着各产业全要素生产率的提升和产业规模的扩大，工业、服务业与农业的全要素生产率产业差异也会越大，各产业就业吸纳的人数就会出现差异化发展，最终拉大了从事工业、服务业与从事农业居民的收入，城乡间的收入差距也因此会随之扩大。

人力资本水平在 M1 和 M2 中对城乡收入差距收敛性的影响系数分别为 0.7467、0.7177，皆在 1%的置信水平上通过了显著性检验，扩大了城乡收入差距。相对于城市来说，农村地区拥有较高的生育率和低人力资本积累率，从而导致农民增收困难（郭剑雄，2005）。在农村劳动力向城市转移时，政府在教育方面的城市倾向政策、农村人力资本单向外流的城市溢出效应、城市劳动力市场对农村劳动力的歧视等方面，使得农村劳动力转移过程中出现人力资本外溢的情况，农村劳动力转移新增价值存在着庞大价值转移，因此显著拉大了城乡收入差距。

产业结构优化在 1%和 5%水平显著缩小了城乡收入差距，无论是服务发展带动的产业升级，还是高新技术产业发展带动的产业结构调整，都使得这些产业的生产率、工资收入等普遍高于农业和传统制造业，将吸引更多优质生产要素流入，促进技术创新和产业发展，也进一步拉大了产业间的收入差距。经济发展水平对城乡收入差距收敛性的回归系数为正，经济发展水平二次项的回归系数为负，城乡收入差距会出现先扩大、后缩小，即经济发展水平对城乡收入差距收敛的影响呈现先扩大后缩小的“倒 U 型”态势。

对外开放对经济增长的效应使得整体劳动力价格得到提高，且由于其扩散效应，即城市的发展带动农村的发展，工业和服务业发展带动农业的发展，从而缩小了地区之间和产业之间的收入差距；城镇化的系数为正，表明在其他条件不变的情况下，城镇化进程扩大了城乡居民收入差距。从户籍人口城镇化的渠道看，无论是通过子女升学、购房还是通过近郊农村“村改居”，这部分实现“农转非”的农民平均收入水平显著高于其他农村人口，即城镇化进程中较富裕的农民首先转变为城市居民，而城市的要素集聚效应、财政支出政策的城市偏向以及城市户口的种种附加福利使得原本平均收入较高的城市居民收入水平得到进一步保障和强化，从而持续扩大了城乡收入差距；环境规制虽然加速了城乡收入差距的收敛，但影响不显著。

### 3.稳健性检验：

#### （1）更换被解释变量

为检验基准模型的稳健性，本文采用城乡实际收入比的增长率来代替泰尔指数的增长率作为被解释变量城乡收入差距收敛性的替代变量，其余变量保持不变，同样利用 SYS-GMM 方法进行回归检验。如表 7 所示，其中 M3 和 M4 分别表示以工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性和服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性作为核心解释变量分别进行估计。从回归结果看，当被解释变量为城乡实际收入比的增长率时，核心解释变量工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性和服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性的系数符号均未发生改变，且均在 1%的水平上显著为正，全要素生产率产业差异越大导致了城乡收入差距的显著扩大，也验证了上文的基准回归结果具有稳健性。

#### （2）调整样本时间区间

更改样本的研究区间，将 2000—2019 年调整为 2000—2009 年重新进行估计检验。如表 7 所示，M5 和 M6 同采用不同的核心解释变量，即工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性和服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性。估计结果显示，工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性在 5%水平下显著为 0.2001，服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性检验结果在 1%水平下显著为 0.9695，全要素生产率产业差异越大，城乡收入差距也会随之扩大的这一关系依然存在，与基准回归结果吻合，说明本文所得结论具有可靠性。

表 7 TFP 产业差异收敛性影响城乡收入差距收敛性的稳健性检验

变量	M3	M4	M5	M6
con_tfp1	0.2642*** (2.70)		0.2001*** (4.37)	
con_tfp2		0.2104**		0.9695***

		(1.98)		(3.22)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.0507*	-0.0425**	-0.0109	-0.2013***
	(-1.95)	(-2.18)	(-0.86)	(-3.09)
N	527	527	217	248
Sargan 检验 P 值	0.9814	0.6656	0.1217	0.1800
AR(2)P 值	0.3860	0.3366	0.2092	0.2396
Wald 的 P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 t 值。

### (3) 分地区回归

考虑到地域发展的差异性，本文将样本细分为东部地区和中西部地区，分别进行稳健性检验，结果如表 8 所示。M7 和 M8 分别为东部地区工业与农业全要素生产率产业差异的收敛和服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛对城乡收入差距收敛的回归结果；M9 和 M10 为中西部地区工业与农业全要素生产率产业差异的收敛和服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛对城乡收入差距收敛的回归结果。表 8 的结果显示，回归结果与前面基准模型回归结果基本一致，结论具有稳健性。其中，工业与农业全要素生产率产业差异的收敛和服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛在不同地区皆加快了城乡收入差距的收敛。其中，东部地区全要素生产率产业差异的收敛对城乡收入差距收敛的影响比中西部地区要更大，工业与农业全要素生产率产业差异的收敛性和服务业与农业全要素生产率产业差异的收敛性的影响系数分别 7.6457 和 14.8188，在 1%水平下显著加速了东部地区城乡收入差距的扩大。

表 8 分地区回归的稳健性检验

变量	东部地区	东部地区	中西部地区	中西部地区
	M7	M8	M9	M10
con_tfp1	7.6457*** (2.65)		0.1053** (2.50)	
con_tfp2		14.8188*** (2.69)		0.0687** (2.01)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-4.7074*** (-2.73)	-5.8644*** (-2.79)	0.0324 (1.16)	-0.0139 (-1.00)
N	187	187	360	320
Sargan 检验 P 值	1.0000	1.0000	0.9900	0.9680
AR(2)P 值	0.1810	0.1061	0.4819	0.1910
Wald 的 P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 t 值。

## 四、研究结论及建议

本文以全要素生产率产业差异为新的切入视角，在测算中国 31 省级层面三大产业全要素生产率和城乡收入差距（泰尔指数）的基础上，首先采用 CV 系数和双向固定效应模型实证检验了全要素生产率产业差异和城乡收入差距的收敛性，然后基于 SYS-GMM 方法实证考察工业与农业全要素生产率产业差异和服务业与农业全要素生产率产业差异扩大对城乡收入差距的收敛影响。研究发现：

(1) 绝大部分省区的工业与农业全要素生产率产业差异和服务业与农业全要素生产率产业差异较 2000 年都在缩小，而天津和辽宁的工业与农业全要素生产率产业差异在扩大；也有部分省区的工业与农业全要素生产率产业差异和服务业与农业全要素生产率产业差异

两者都在扩大,例如吉林、黑龙江、上海、江苏和海南等;各省区的城乡收入差距泰尔指数整体呈现“倒U型”变化趋势。其中,泰尔指数值下降幅度最大和最小的省区分别是西藏和河北,而上海、江苏两个省区的泰尔指数值则在扩大。

(2) 全要素生产率产业差异和城乡收入差距皆存在明显的收敛趋势。从收敛性的角度来看,全要素生产率产业差异收敛的半生命周期长于城乡收入差距,但城乡收入差距的收敛强度要大于全要素生产率产业差异,这也表明城乡收入差距的变化不仅受到全要素生产率产业差异的影响,还可能受到其他因素的影响;

(3) 全要素生产率产业差异越大,城乡收入差距也会越大。其中,服务业与农业全要素生产率产业差异对城乡收入差距收敛的影响要更大,尤其是东部地区,这意味着服务业的快速发展将可能导致城乡收入的扩大;

(4) 除了受到全要素生产率产业差异的影响以外,产业结构、经济增长和对外开放程度等因素对城乡收入差距也会产生收敛效应,而人力资本和城镇化水平则扩大了城乡收入差距,其中,城镇化的影响不显著。

本文研究结论对进一步缩小全要素生产率产业差异,加速收敛城乡收入差距有以下几点启示:

从产业层面来看,如何加快提高农业全要素生产率,缩小其与工业、服务业全要素生产率的差异,是缩小城乡收入差距的关键。为此,要完善土地流转的价格形成机制,加快土地的有序流转与集中,实现农业土地的规模化经营,提高农业生产率水平。与此同时,在农业内部大力开展农业资源的综合经营,实现小规模农户和现代农业发展的有机衔接,延长农业产业链,提高农业附加值,进一步提高农业内部的生产率水平。

从区域层面来看,要加快缩小区域性全要素生产率产业差异,需继续实施工业反哺农业,城市反哺农村的发展战略。同时,政府需重点扶持产业差异大的省区,营造有利于各省区长期可持续发展的政策和体制环境,为农业劳动力提供更多的非农就业机会。加强农业的产业融合,提升农业的现代化水平,进一步提高农业生产率,以实现农业生产率超常规的增长,以缩小省区的城乡收入差距。

尽管本研究通过较为丰富的实证方法从收敛性的视角探讨了全要素生产率产业差异如何影响城乡收入差距,但囿于数据限制,其中身体素质和思想道德素质的数据难以获取和衡量,因此本文使用了平均受教育年限作为人力资本水平的代理变量,这一指标关注的是人力资本的存量而非增量,无法体现人力资本水平的质量,且平均水平可能会忽略各级教育的不同影响。在未来的研究中可以进一步完善,使用各级教育质量、教育经费或者人力资本增量的相关变量作为人力资本水平的代理变量。

#### 参考文献:

- [1] 李实,魏众,丁赛. 中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析[J]. 经济研究, 2005(6): 4- 15.
- [2] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学, 2013(1): 56- 71+ 206.
- [3] 孙宁华, 堵溢, 洪永淼. 劳动力市场扭曲、效率差异与城乡收入差距[J]. 管理世界, 2009, (9): 44- 52+ 187.
- [4] 赵红军, 孙楚仁. 二元结构、经济转轨与城乡收入差距分化[J]. 财经研究, 2008, 34(3): 121- 131.
- [5] 程开明, 李金昌. 城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(7): 116- 125.
- [6] 闫东升, 孙伟, 陈东等. 长江三角洲城镇化率与城乡收入差距的关系研究[J]. 中国人

- 口·资源与环境, 2021, 31(5): 28- 36.
- [7] 万广华, 江葳蕤, 赵梦雪. 城镇化的共同富裕效应[J]. 中国农村经济, 2022(4): 2- 22.
- [8] 陈斌开, 张鹏飞, 杨汝岱. 政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J]. 管理世界, 2010(1): 36- 43.
- [9] 周国富, 陈菡彬. 产业结构升级对城乡收入差距的门槛效应分析[J]. 统计研究, 2021, 38(2): 15- 28.
- [10] 肖维泽, 王景景, 赵昕东. 产业结构、就业结构与城乡收入差距[J]. 宏观经济研究, 2022(9): 78- 86, 96.
- [11] 杨竹莘. 中国区域收入差距收敛性分析[J]. 财经问题研究, 2015(12): 132- 137.
- [12] 曾国平, 王韧. 二元结构、经济开放与中国收入差距的变动趋势[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(10): 15- 25.
- [13] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013(4): 81- 102+ 206.
- [14] 江一涛. 中国省际城乡收入差距的收敛性及其非线性——基于动态面板模型和门限面板模型的研究[J]. 当代财经, 2010(6): 19- 25.
- [15] 匡远凤, 彭代彦. 中国农业经济增长绩效、来源与演化[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(12): 45- 65.
- [16] 董旭, 杨亚丽, 赵晓梦. 空间效应作用下资源错配与中国工业全要素生产率及其地区差异研究[J]. 学习与实践, 2021(4): 45- 56.
- [17] 彭国华. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J]. 经济研究, 2005(9): 19- 29.
- [18] 余泳泽. 异质性视角下中国省际全要素生产率再估算:1978—2012[J]. 经济学(季刊), 2017, 65(3): 1051- 1072.
- [19] 高帆. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(5): 3- 19, 53.
- [20] 孙华臣, 焦勇. 制度扭曲与中国城乡收入差距:一个综合分解框架[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 130- 146.
- [21] 范建双, 虞晓芬, 周琳. 城镇化、城乡差距与中国经济的包容性增长[J].数量经济技术经济研究, 2018, 35(4): 41- 60.
- [22] 郭福春, 许嘉扬. 金融发展、全要素生产率与城乡收入差距——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 社会科学战线, 2015(7): 36- 43.
- [23] 景守武, 陈红蕾. FDI、产业结构升级对我国城乡居民收入差距的影响:基于省际面板数据分析[J]. 世界经济研究, 2017(10): 55- 64+ 122+ 136.
- [24] 李政, 杨思莹. 创新强度、产业结构升级与城乡收入差距——基于 2007-2013 年省级面板数据的空间杜宾模型分析[J]. 社会科学研究, 2016(2): 1- 7.
- [25] 傅振邦, 陈先勇. 城市化、产业结构变动与城乡收入差距——以湖北省为例[J]. 中南财经政法大学学报, 2012(6): 8- 14+ 142.
- [26] Biesebroeck J V. Robustness of Productivity Estimates[J]. Journal of Industrial Economics, 2007, 55(3): 529- 569.
- [27] 田友春, 卢盛荣, 靳来群. 方法、数据与全要素生产率测算差异[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(12): 22- 40.
- [28] F. Shorrocks, The Class of Additive Decomposable Inequality Measures, Econometrica, 1980, 48, pp. 613- 625.
- [29] 王少平, 欧阳志刚. 中国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应[J]. 中国社会科学, 2008(2): 54- 66+ 205.

- [30] 李谷成. 中国农业生产率增长的地区差距与收敛性分析[J]. 产业经济研究, 2009(2): 41-48.
- [31] 胡德龙. TFP 对收入增长及差距缩小的贡献研究[J]. 经济问题, 2011(2): 44- 48.
- [32] 蔡昉. 城乡收入差距与制度变革的临界点[J]. 中国社会科学, 2003(5): 16- 25+ 205.
- [33] 陆铭, 陈钊, 万广华. 因患寡,而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响[J]. 经济研究, 2005(12): 4- 14+ 101.
- [34] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004(6): 50-58.
- [35] 陈斌开, 林毅夫. 金融抑制、产业结构与收入分配[J]. 世界经济, 2012, 35(1): 3- 23.
- [36] Hanson F G H. Foreign direct investment and relative wages: Evidence from Mexico's maquiladoras[J]. Journal of International Economics, 1997, 42: 371- 393.
- [37] Chao C, Laffargue J, Sgro P M. Environmental control, wage inequality and national welfare in a tourism economy[J]. International Review of Economics & Finance, 2012, 22(1): 201- 207.
- [38] Manuel Arellano, Olympia Bover. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. Journal of Econometrics, 1995, 68(1) : 29-51.
- [39] 王永进, 李坤望, 盛丹. 契约制度与产业集聚:基于中国的理论及经验研究[J]. 世界经济, 2010, 33(1): 141- 156.
- [40] 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.
- [41] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算:1952~2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17- 31.
- [42] 徐现祥, 周吉梅, 舒元. 中国省区三次产业资本存量估计[J]. 统计研究, 2007, 24(5): 6-13.
- [43] 宗振利, 廖直东. 中国省际三次产业资本存量再估算: 1978-2011[J]. 贵州财经大学学报, 2014(3): 8-16.
- [44] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4- 16+ 31.
- [45] 宋建, 王静. 人口迁移、户籍城市化与城乡收入差距的动态收敛性分析——来自 262 个地级市的证据[J]. 人口学刊, 2018, 40(5): 86- 99.
- [46] 叶琴, 曾刚, 戴劲劼等. 不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于 285 个地级市面板数据[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(2): 115- 122.
- [47] 郭剑雄. 人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛[J]. 中国社会科学, 2005(3): 27-37.

### **How Does Industry Differences in Total Factor Productivity Affect Urban-Rural Income Gap: From the Perspective of Convergence**

**Abstract:** Gradually narrowing the urban-rural income gap is an inevitable requirement under the rural revitalization strategy and the goal of common prosperity. This paper takes the industrial differences in total factor productivity as the entry point, based on the provincial and regional panel data from 2000-2019, uses the nonparametric Malmquist index method and the Thayer index to measure the industrial differences in total factor productivity and the urban-rural income gap between industry and agriculture, service industry and agriculture in China, respectively, and conducts CV coefficients and two-way fixed effects on the two respectively by Based on the  $\sigma$ -convergence and  $\beta$ -convergence tests, finally, the impact of the convergence of total factor productivity industry differences on the convergence of the urban-rural income gap is empirically

examined using systematic generalized moment estimation (SYS-GMM model). The results show that the industrial differences in total factor productivity in most provinces and regions are decreasing compared with 2000, and the urban-rural income gap in all provinces and regions shows an "inverted U-shaped" trend; the industrial differences in total factor productivity and the urban-rural income gap both have obvious convergence, and the convergence of the latter is stronger. Industrial differences in total factor productivity are the key factors influencing the convergence of urban-rural income gap, among which the more the service industry develops, the greater the urban-rural income gap caused by industrial differences; at the same time, industrial structure optimization, environmental regulation and opening up can accelerate the convergence of urban-rural income gap, while the improvement of human capital level widens the urban-rural income gap.

**Key Words:** urban-rural income gap; total factor productivity; industrial differences; convergence