

城乡劳动生产力是否走向趋同

——基于中国31个省际面板数据

董宇哲, 柳建平

西北师范大学管理学院, 甘肃 兰州

收稿日期: 2025年3月21日; 录用日期: 2025年3月31日; 发布日期: 2025年5月9日

摘 要

本文基于2000~2021年中国31个省际面板数据, 采用柯布-道格拉斯生产函数测算三次产业劳动力边际生产力。研究发现, 我国城乡劳动力边际生产力差距呈倒“U”型关系。数据包络分析进一步揭示, 城乡生产力差距主要源于技术进步和资本深化程度差异。但边际报酬递减规律导致第一、二产业资本深化对劳动生产率的贡献下降, 促使城乡劳动力边际生产力差距缩小。为进一步推动城乡劳动力生产力趋同和城乡经济一体化, 本文建议: 深化市场化改革, 促进要素双向流动; 强化农业现代化支撑, 提升内生增长动力; 加大农村人力资本投资, 培育均衡发展基础。

关键词

城乡二元经济结构, 劳动力边际生产力, 劳动生产率变化分解

Whether Urban-Rural Labor Productivity Is Converging

—Evidence from Provincial Panel Data of 31 Chinese Provinces

Yuzhe Dong, Jianping Liu

School of Management, Northwest Normal University, Lanzhou Gansu

Received: Mar. 21st, 2025; accepted: Mar. 31st, 2025; published: May 9th, 2025

Abstract

This paper utilizes panel data from 31 Chinese provinces spanning the years 2000 to 2021 and employs the Cobb-Douglas production function to measure the marginal productivity of labor across the primary, secondary, and tertiary industries. The study finds that the urban-rural gap in marginal

labor productivity in China exhibits an inverted “U”-shaped relationship. Data Envelopment Analysis (DEA) further reveals that the urban-rural productivity gap primarily stems from differences in technological progress and the degree of capital deepening. However, the law of diminishing marginal returns has led to a decline in the contribution of capital deepening to labor productivity in the primary and secondary industries, thereby promoting the narrowing of the urban-rural marginal labor productivity gap. To further advance the convergence of urban-rural labor productivity and urban-rural economic integration, this paper proposes the following recommendations: deepen market-oriented reforms to facilitate the bidirectional flow of production factors; strengthen support for agricultural modernization to enhance endogenous growth drivers; and increase investment in rural human capital to build a foundation for balanced development.

Keywords

Urban-Rural Dual Economic Structure, Labor Marginal Productivity, Decomposition of Labor Productivity Change

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

实现覆盖巨大人口规模的共同富裕，是中国特色社会主义的本质特征和长期奋斗目标。在此背景下，城乡劳动力边际生产力趋同被视为达成共同富裕的关键条件之一，其进展体现为城乡经济结构趋向一元化以及劳动力实际工资水平的逐步靠拢。因此，评估城乡劳动力边际生产力是否走向趋同，对于观察共同富裕的实现进程，并为制定旨在缩小城乡差距的相关政策提供实证依据，具有重要意义。

改革开放以来，中国经济实现举世瞩目的高速增长。1978年至2021年，GDP增长高达310倍，跃居全球第二大经济体。人口红利和要素市场化改革是重要驱动力，劳动力质量提升、高储蓄率、资源再配置等因素共同促进了经济腾飞。伴随经济结构转型，劳动力加速由传统部门向现代部门转移。数据显示，传统部门劳动力占比从2000年的50%降至2021年的22.87%，现代部门则升至77.13%。劳动力跨部门流动提升了传统部门生产力，并为现代部门提供了廉价劳动力和投资扩张的利润，推动现代部门规模扩张、技术创新和经济快速发展。基于边际生产力、剩余劳动力和工资上涨等指标，众多学者认为中国已跨越刘易斯第一转折点。剩余劳动力大量转移，城市化率从2000年的36%提升至2021年的64%。传统部门劳动生产率也显著提升。然而，2010年后，人口结构变化逆转，人口红利逐渐消退，中国经济发展步入高质量增长阶段。城乡二元结构依然显著，2021年城乡居民收入倍差仍达2.5倍，二、三产业劳动生产率远高于第一产业，城乡一体化仍面临挑战。

本文旨在探究中国城乡劳动力边际生产力是否走向趋同。文章将基于刘易斯-拉尼斯-费模型、新古典经济增长模型和内生增长理论，分析影响城乡劳动力边际生产力趋同的作用因素。并利用2000~2020年中国省际面板数据，测算三次产业劳动力边际生产力。研究发现，第一产业与第二、三产业的劳动力边际生产力差距呈现倒“U”型关系，并分析了其成因。

2. 文献综述

关于区域收入是否趋同，不同理论模型存在分歧。刘易斯二元经济模型认为，工业扩张和农业劳动力转移最终将实现城乡劳动力边际生产力平衡，促使二元经济结构消失，走向经济一体化[1]。拉尼斯和

费景汉补充强调, 农业生产率提高产生剩余产品是劳动力转移的前提, 需提升农业生产力以解放劳动力, 最终实现经济一元化[2]。新古典增长理论则认为, 要素报酬递减规律导致后发地区经济增速高于发达地区, 区域收入将趋同[3]。库兹涅茨倒 U 型曲线理论认为, 经济发展初期收入差距扩大, 工业化后期城乡差距缩小, 收入趋于平等[4]。然而, 内生增长理论将技术创新等内生变量纳入模型, 认为人力资本、技术创新等可能扩大城乡收入差距[5]。Lucas 也指出, 初始发展水平和人力资本差异可能导致区域间收入差距长期存在, 不存在绝对趋同[6]。蔡昉和都阳的研究亦表明人力资本差异是地区差距的重要原因[7][8]。

围绕中国城乡差距和刘易斯转折点, 学术界已展开大量研究。2010 年前后“民工荒”时期, 关于中国是否跨越刘易斯第一转折点的讨论尤为集中。学者们采用不同标准进行判断: 如蔡昉等测算剩余劳动力数量[9]; 侯东民、都阳和王美艳等关注农业剩余劳动力工资上涨[8][10]; Minami、吴海民等则考察劳动力边际生产力是否大于零[11][12]。研究普遍认为, 中国可能在 2005 年前后已跨越“刘易斯第一拐点”, 劳动力供给由充裕转为有限。然而, 由于城乡差距依然显著, 关于中国是否跨越刘易斯第二转折点的研究相对较少。马晓河等基于比较劳动率分析认为城乡劳动生产率尚未趋同[13], 杨俊青等预测约 2035 年跨越第二转折点[14]。

尽管对第二转折点的讨论尚早, 但城乡差距和农业与非农部门发展差距是否缩小仍具现实意义。马晓河等基于城乡居民相对收入变化发现城乡收入差距呈倒 U 型趋势[13], 但绝对差距仍在扩大。秦佳等基于三次产业劳动生产率分析也发现第一产业与二、三产业差距呈倒 U 型变化[15]。

本文创新之处在于, 采用劳动力边际生产力这一刘易斯模型关键指标衡量城乡发展差距, 评估城乡发展差距是否缩小。该指标能有效判断发展阶段、衡量工资差异、聚焦劳动要素贡献。本研究旨在丰富对城乡发展差异的理解, 并为政策提供参考。

3. 理论分析

3.1. 推测劳动力边际生产力绝对趋同的理论

3.1.1. 二元经济结构模型

二元经济模型认为, 发展中国家经济分为传统(农业)和现代(工业)部门。发展过程是农业剩余劳动力向现代部门转移, 现代部门扩张。模型包含三个阶段: 阶段一, 劳动力无限供给。农业剩余劳动力充足, 边际产出近零, 城乡工资差距小, 现代部门易获劳动力。阶段二, 剩余劳动力减少。农业剩余劳动力减少, 但仍有“伪装失业”, 现代部门需提薪吸引劳动力。阶段三, 劳动力市场一体化。农业劳动力按边际产出获报酬, 与工业劳动力无异, 工资市场化, 农业现代化。城乡边际产出相等时, 劳动力转移停止, 二元结构消失。刘易斯-拉尼斯-费模型强调, 城乡边际生产力差异是劳动力流动的根本原因。边际报酬递减规律下, 劳动力转移降低现代部门边际生产力, 提升传统部门边际生产力, 最终促使城乡生产力趋同。

3.1.2. 新古典经济增长理论

根据索洛模型, 我们假设经济是封闭的, 生产要素不能自由流通, 产出只取决于资本存量 K 的劳动力 L 而不涉及技术进步, 则:

$$Y = F(K, L) \quad (1)$$

进一步假设生产函数为柯布道格拉斯生产函数形式, 并且具有不变规模报酬即:

$$Y = AL^\alpha K^\beta \quad (2)$$

式中 A 为常数, α 为劳动力的生产弹性, β 为资本存量的生产弹性, 且 $\alpha + \beta = 1$ 。

我们对方程两边同时乘 $1/L$, 得到

$$\frac{Y}{L} = F\left(\frac{K}{L}, 1\right) \quad (3)$$

其中 Y/L 代表人均产出, 我们用 y 表示, K/L 为人均资本量, 我们用 k 表示, 因此我们可以把式(3)写为:

$$Y = f(k) \quad (4)$$

式中, 我们定义 $f(k) = F(k, 1)$ 。

在该模型中, 产品的需求来自消费和投资, 因此可以推得储蓄就等于投资, 我们假设人们的储蓄率为固定值 s , 资本存量的折旧率为 δ 则

$$I = sy = sf(k) \quad (5)$$

$$\Delta k = i - \delta k = sf(k) - \delta k \quad (6)$$

该模型表明随着时间的推移, 人均资本存量 k 和人均产出会到达稳定状态, 即当 $\Delta k = 0$ 时, 资本存量 k 于产出 y 到达稳定水平, 我们把 k^* 称为稳定状态资本水平, y^* 为稳定状态产出水平。这时

$$\delta k^* = sy^* = sf(k^*) \quad (7)$$

我们对式(6)两边同时除以 k , 再根据式(7) (2)可推导得到人均资本增长率的计算公式:

$$\frac{\Delta k}{k} = s \cdot \frac{y^*}{k^*} \left[\left(\frac{k^*}{k} \right)^{1-\beta} - 1 \right] \quad (8)$$

其中 $\Delta k/k$ 为人均资本的增长率, 从式中我们可以看出, 如果 $k < k^*$ 则人均资本存量增加, 并且越低于稳态水平, 人均资本的增长率越快。

劳动力边际生产力/劳动力边际生产力的增产率 = Δ 劳动力边际生产力/劳动力边际生产力, 根据式(2)劳动力边际生产力的计算公式推导如下:

$$MPL = \frac{\partial Y}{\partial L} = A\alpha L^{\alpha-1} K^\beta = A\alpha L^{\alpha-1} K^\beta = A\alpha K^\beta \quad (9)$$

$$\frac{\Delta MPL}{MPL} = \frac{MPL_{t+1} - MPL_t}{MPL_t} = \left(\frac{k_t + \Delta k}{k_t} \right)^\beta - 1 = \left(1 + \frac{\Delta k}{k_t} \right)^\beta - 1 \quad (10)$$

该式说明人均资本增长率与劳动力边际生产力的增长率成正比, 因此劳动力边际生产力同人均物质资本增长率一样存在着边际报酬递减规律。

综上分析, 由于生产要素存在边际报酬递减规律, 所以当生产要素不流动等假设条件成立时, 随着时间的推移, 落后地区(乡村)劳动力边际生产力的增长率会快于发达地区(城镇), 即城乡的劳动力边际生产力会趋同, 最终相等。

3.2. 推测劳动力边际生产力条件趋同或趋异的理论

Lucas R、Romer、Alvarezetal 等人进一步将人力资本、技术进步等变量内生于经济增长的模型中, 形成了内生增长理论[5][6][16]。内生增长理论不同于索洛模型, 它将技术进步内生化, 并且劳动力不再是同质的, 而是取决于人力资本。人力资本投入越多, 劳动力的边际产出通常也会越多。

3.2.1. 卢卡斯模型

卢卡斯模型强调人力资本是经济增长的核心引擎, 并具有显著的正外部性(溢出效应)。该模型认为,

个体通过教育和“干中学”积累的人力资本不仅能提高自身生产力,也能通过知识交流和技能示范提升周围人群的生产效率。在城乡二元结构背景下,这一机制具有重要意义。城镇地区通常集聚了更高水平的教育资源和更多样化的产业,有利于人力资本的快速积累和知识溢出,形成“人力资本洼地”效应,加速城镇生产力增长。相比之下,农村地区人力资本积累速度较慢,且优秀人才倾向于流向城镇,可能导致人力资本外部性在城乡间分布不均。因此,单纯依靠市场机制,人力资本因素可能引致城乡生产力的持续分化而非趋同。只有当农村人力资本积累达到一定水平,或城乡间知识溢出渠道畅通时,人力资本才可能成为推动趋同的力量。

3.2.2. 罗默模型

罗默模型将技术进步视为内生的经济活动结果,特别是 R&D 投入和知识积累的结果。知识作为一种非竞争性、部分排他性的生产要素,具有显著的溢出效应:一个创新主体的知识成果能够被其他主体学习和利用,从而提高整个经济的生产效率。该模型解释了为何技术进步往往呈现集聚效应。城镇地区,特别是高技术产业集聚区,拥有更多的研发机构、企业和人才,更容易产生和扩散新知识、新技术,形成技术创新的正反馈循环,享受规模报酬递增带来的好处。农业部门的技术进步虽然也在发生,但其创新模式、扩散速度和对经济增长的驱动力可能与工业和服务业存在差异。如果城乡之间在技术研发投入、知识吸收能力和扩散机制上存在显著差距,技术进步的内生性特征就可能导致城乡生产力差距的固化甚至扩大。

3.3. 基于中国实际的理论分析

根据以上理论模型,本小节我们将从中国实际出发分别从资本深化、人力资本、技术进步以及其他因素对城乡生产力的影响进行理论分析。

3.3.1. 资本深化对城乡生产力趋同的影响

改革开放后,中国资本深化加速,但对城乡生产力趋同的影响呈阶段性变化。初期,资本主要投向第二产业,显著提升工业生产率,第一产业受益小,第三产业起步晚,导致第二产业与一、三产业差距扩大。随后,市场化改革和加入 WTO 推动第三产业资本深化,服务业生产率快速提升。然而,资本边际报酬递减显现,第二产业增速放缓,第三产业资本深化效应增强,进一步拉大与第一产业差距,二、三产业差距缩小。高质量发展阶段,技术创新受重视,但贸易保护主义制约第二产业。第二产业面临产能过剩和报酬递减,资本深化效果减弱,增速放缓,或缩小与第一产业差距。第三产业,尤其高技术服务业,持续受益于资本深化,生产率保持高增速,与一、二产业差距继续扩大。

3.3.2. 人力资本差异对城乡生产力趋同的影响

城乡人力资本差异对生产力趋同构成阻碍。劳动力从农村向城镇转移,理论上应提升农村边际生产力、降低城镇边际生产力。然而,农村劳动力转移以中青年为主,留守农村多为老龄劳动力,质量远低于城镇劳动力,老龄化趋势和人力资本质量下降制约了农村生产力提升。此外,城乡教育观念和资源差距导致城镇居民更倾向于人力资本投资,拥有更高质量的人力资本,进一步拉大了城乡劳动力边际生产力差距。

3.3.3. 技术进步差异对城乡生产力趋同的影响

城乡技术进步速度差异也阻碍生产力趋同。城镇企业更易于进行技术和管理创新,而农业技术进步主要依赖经验积累和政府、学校的研发推广,创新速度相对较慢。城镇企业更高的投资额也促进了“干中学”效应和知识溢出,加速技术进步和生产力提升,而农村地区在技术进步和溢出效应方面相对滞后。

3.3.4. 其他因素对城乡生产力趋同的影响

城乡间生产要素流动并非完全符合新古典理论假设。农村储蓄倾向于流向城镇现代产业而非本地传统产业,这与城乡消费观念和产业政策导向有关。要素流动的非均衡性也可能对城乡生产力趋同产生复杂影响。

综上所述,关于城乡劳动力边际生产力(MPL)是否趋同,理论上存在不同的预测。刘易斯-拉尼斯-费模型和新古典增长理论(索洛模型)强调要素边际报酬递减规律,预示着随着劳动力从传统部门向现代部门转移以及资本在现代部门的深化,城乡 MPL 差距最终会缩小,实现趋同。然而内生增长理论则突出了人力资本外部性、技术进步的内生性和知识溢出效应,认为这些因素可能导致城乡 MPL 差距持续存在甚至扩大,趋同是有条件的。本文旨在实证检验中国城乡劳动力边际生产力是否走向趋同,并深入分析其内在机制。

4. 边际生产力测算

4.1. 边际生产力测算模型

对于劳动力边际生产力的测算,本文采用生产函数法。应用 2000 年~2020 年中国 31 个省的面板数据进行回归分析,进而对生产函数中的未知参数进行估算。通过各产业当年的产值 Y_t 对当年该产业的劳动力数量 L_t 求偏导,来求得当年各产业的劳动边际生产力劳动力边际生产力。

柯布-道格拉斯生产函数作为学术界最常用的生产函数形式,其理论与现实意义极为丰富,本文采用 C-D 函数的扩展形式来对三次产业的生产函数进行估计。具体形式为:

$$Y = A(HL)^\alpha K^\beta \quad (11)$$

这里, Y 是总产出; L 是劳动投入; K 为物质资本的存量; H 为劳均人力资本存量; α 、 β 分别是劳动力与物质资本的产出弹性; A 为全要素生产率。

该模型的对数形式为:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln(HL) + \beta \ln K \quad (12)$$

考虑到区域经济的差异性,我们根据统计局的划分标准,将 31 个省份划分为东部、中部、西部和东北部四个不同的区域。为了控制不同经济区域对生产效率的影响,我们引入虚拟变量 D_{ijt} ($j=1,2,3$) 所要估计的函数形式为:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln(HL) + \beta \ln K + \sum \sigma_j D_{ijt} + \lambda t + \mu \quad (13)$$

各变量的下标 i 和 j 分别代表 31 个省份和 4 个区域。 t 是年份代表时间趋势。 σ_j ($j=1,2,3$), λ 为参数, u 为随机误差项。

4.2. 数据说明

本文所选的数据是 2000 年至 2020 年共 21 年的省际面板数据。数据主要来源于《中国统计年鉴》《新中国 60 年统计资料汇编》《中国农村统计年鉴》与各省统计年鉴。以 2000 年为基期,并对其中部分缺失数据进行必要调整。

对于各省三次产业的生产总值 Y , 本文以 2000 年为基期计算各省每年的不变价生产总值。劳动力数量 L 研究采用各省当年分三次产业就业人数。其中对于固定资本存量 K 的估计, 本文参考张军, 徐现祥等和宗振利等学者对资本存量的计算方法[17]-[19], 测算两部门资本存量数据。对于劳均人力资本参考李仁君的算法进行测度[20]。

4.3. 测算结果与分析

4.3.1. 第一产业生产函数的估计结果与劳动边际生产力计算

表 1 展示了基于公式(3)的回归估计结果。整体来看，劳动力和物质资本存量的生产弹性均显著，分别为 0.244 和 0.280，表明两者对第一产业产出贡献相近。地区虚拟变量显示，西部地区农业发展水平显著落后于东部地区，中部和东北部地区差异不显著。

分时段回归分析显示，要素生产弹性随时间变化：2000~2006 年，劳动力生产弹性(0.631)显著高于物质资本存量的弹性(0.100)，表明初期劳动力贡献更大。2007~2013 年，劳动力弹性降至 0.218，物质资本存量弹性升至 0.316，反映劳动力贡献下降，资本作用增强。这可能归因于农村劳动力转移导致劳动力质量下降，以及机械技术进步提升了其生产力。2014~2020 年，两要素弹性系数与上一阶段相近，表明机械设备发展速度放缓。地区虚拟变量方面，西部地区始终显著为负，但系数逐年上升(从-0.642 升至-0.502)，表明西部农业发展水平相对于东部有所提升，但差距依然存在。中部地区仅在 2000~2006 年间显著为负，之后年份差异不显著。总而言之，回归结果表明，物质资本存量在第一产业生产中的作用日益重要，可能与劳动力转移和技术进步有关。西部地区农业发展水平与东部地区仍有差距，但差距呈现缩小趋势。

Table 1. Estimation results for the primary industry production function

表 1. 第一产业生产函数的估计结果

时间段	(1)	(2)	(3)	(4)
	2000~2020	2000~2006	2007~2013	2014~2020
劳动力的生产弹性 α	0.244*** (3.86)	0.631*** (8.10)	0.218*** (3.18)	0.372*** (4.27)
物质资本存量的生产弹性 β	0.280*** (3.15)	0.100* (1.74)	0.316*** (4.38)	0.249** (2.40)
中部虚拟变量	-0.032 (-0.13)	-0.339** (-2.29)	-0.101 (-0.38)	-0.101 (-0.45)
西部虚拟变量	-0.501* (-1.81)	-0.642*** (-3.97)	-0.526* (-1.91)	-0.502** (-2.05)
东北部虚拟变量	0.091 (0.48)	-0.017 (-0.15)	0.087 (0.44)	0.027 (0.16)
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
常数项	2.386*** (3.92)	1.209*** (3.58)	2.365*** (4.25)	1.577** (2.42)

注：(1) 括号内为根据稳健性标准误差计算的 z 值；(2) *、**、***分别表明在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

测算出劳动力的生产弹性系数后我们即可计算出劳动力的边际生产力，根据公式(2)计算可得，劳动力边际生产力 = $\partial Y/\partial L = \alpha Y/L$ ，即农村劳动力的边际产品价值(或边际生产力) = 劳动力的生产弹性系数 $\times$ 农村剩余劳动力的平均产品价值。计算的具体结果如表 2 所示。

从表 2 中可以发现，从 2000 年后中国第一产业劳动力边际生产力始终大于 0 并处于上升趋势，并且从 2004 年后上升速度显著增加，因此可以认为中国第一产业的刘易斯第一拐点在 2004 年左右出现。

Table 2. Marginal productivity of labor (MPL) in the primary industry
表 2. 第一产业劳动力边际生产力

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
边际生产力(元/人年)	994.66	1010.91	1031.38	1068.55	1178.52	1289.71	1414.53
年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
边际生产力(元/人年)	1522.03	1643.72	1770.64	1909.29	2098.62	2272.80	2527.28
年份	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
边际生产力(元/人年)	2801.97	3040.88	3217.16	3445.62	3708.14	3999.08	4342.45

注：这里 α 取整体时间段所估算的值 0.244。

接下来我们再对劳动力的边际生产力的增长率进行计算，计算方法为：(当年劳动力边际生产力 - 上一年劳动力边际生产力)/上一年劳动力边际生产力，所得结果见表 3。从测算结果可以发现，在 2001 年~2004 年中国第一产业劳动力边际生产力的增长率持续升高，从 1.63% 涨到了 10.29%，这也正是我国出现民工潮的时段，这段时间农村的劳动力大量转移，使得劳动力边际生产力高速增长，而在这之后一直到 2015 年，增长率都一直维持在 9% 左右，但到 2016 年后劳动力边际生产力的增长速率有明显下降，维持在 7% 左右。

Table 3. Growth rate of MPL in the primary industry
表 3. 第一产业劳动边际生产力的增长率

年份	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
增长率(%)	1.63	2.02	3.60	10.29	9.43	9.68	7.60
年份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
增长率(%)	8.00	7.72	7.83	9.92	8.30	11.20	10.87
年份	2015	2016	2017	2018	2019	2020	
增长率(%)	8.53	5.80	7.10	7.62	7.85	8.59	

4.3.2. 第二产业生产函数的估计结果与劳动边际生产力计算

表 4 是根据式(6)回归估计所得到的结果，我们首先将 2000~2020 年这 21 年作为整体进行估算，在表第 1、2 列我们发现劳动力的生产弹性 α 与物质资本存量的生产弹性 β 都是显著的。劳动力的生产弹性 $\alpha = 0.415$ ，物质资本存量的生产弹性 $\beta = 0.345$ 。表中 3、4、5 列分别是以东部地区虚拟变量 σ_0 为基准所测算的其他三个地区的地区虚拟变量系数。其中东北虚拟变量 σ_3 是不显著的，而中部虚拟变量和西部虚拟变量在统计上都是显著为负的， $\sigma_1 = -0.379$ ； $\sigma_2 = -0.547$ ，这说明西部地区以及中部地区的第二产业的发展与东部有着明显的差距，其中西部地区与东部地区的差距要比中部地区更大。其次与第一产业做法相同，我们将这 21 年分为三个时间段分别进行回归分析，发现各系数显著性与正负号均未发生变化，并且数值也并未有较大差别。

Table 4. Estimation results for the secondary industry production function
表 4. 第二产业生产函数的估计结果

时间段	(1)	(2)	(3)	(4)
	2000~2020	2000~2006	2007~2013	2014~2020
劳动力的生产弹性 α	0.415*** (7.27)	0.433*** (7.42)	0.193*** (3.11)	0.326*** (4.50)

续表

物质资本存量的生产弹性 β	0.345*** (15.73)	0.252*** (5.92)	0.507*** (8.68)	0.286*** (6.02)
中部虚拟变量	-0.379*** (-3.61)	-0.377*** (-2.77)	-0.353*** (-2.79)	-0.369** (-2.45)
西部虚拟变量	-0.547*** (-3.66)	-0.636*** (-2.69)	-0.691*** (-3.86)	-0.670*** (-3.20)
东北部虚拟变量	0.003 (0.02)	0.025 (0.13)	-0.149 (-0.74)	-0.080 (-0.42)
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
常数项	2.382*** (6.64)	2.886*** (5.13)	2.579*** (5.23)	3.692*** (5.18)

与第一产业相同,我们利用公式劳动力边际生产力 $= \partial Y / \partial L = \alpha Y / L$,来对劳动力的边际生产力进行计算。计算的具体结果如表 5 所示,第二产业的边际生产力持续上升,从 2000 年的 11,688 元上升到 2020 年的 49,246.37 元。

Table 5. Marginal productivity of labor (MPL) in the secondary industry
表 5. 第二产业劳动力边际生产力

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
劳动力边际生产力(元/人)	11,688.00	12,668.73	14,412.34	15,988.19	16,938.54	17,862.92	19,055.71
年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
劳动力边际生产力(元/人)	20,520.51	22,137.05	23,805.18	25,888.71	27,769.72	29,202.18	31,649.08
年份	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
劳动力边际生产力(元/人)	34,038.77	36,713.79	39,537.54	42,882.92	46,229.34	48,761.40	49,246.37

4.3.3. 第三产业生产函数的估计结果与劳动边际生产力计算

同一、二产业相同,本文进行回归分析得到第三产业的生产函数。首先将 2000~2020 年这 21 年作为整体进行估算,在表 6 第 1、2 列我们发现劳动力的生产弹性 α 与资本的生产弹性 β 都是显著的。劳动力的生产弹性 $\alpha = 0.195$,物质资本存量的生产弹性 $\beta = 0.230$ 。表 6 中 3、4、5 列分别是以东部地区虚拟变量 σ_0 为基准所测算的其他三个地区的地区虚拟变量系数。其中东北虚拟变量、中部虚拟变量和西部虚拟变量在统计上都是显著为负的, $\sigma_1 = -0.423$; $\sigma_2 = -1.035$, $\sigma_3 = -0.324$ 。这说明在第三产业上,东部地区与其他地区都有着明显的经济差距。其次我们将这 21 年分为三个时间段分别进行回归分析,发现各系数显著性与正负号均未发生明显变化,并且数值也并未有较大差别。

Table 6. Estimation results for the tertiary industry production function
表 6. 第三产业生产函数的估计结果

时间段	(1)	(2)	(3)	(4)
	2000~2020	2000~2006	2007~2013	2014~2020
劳动力的生产弹性 α	0.195*** (3.77)	0.276*** (3.06)	0.176*** (2.74)	0.150** (2.04)

续表

物质资本存量的生产弹性 β	0.230*** (5.69)	0.222*** (2.77)	0.301*** (4.25)	0.261*** (5.89)
中部虚拟变量	-0.423** (-2.16)	-0.388** (-2.13)	-0.440** (-2.27)	-0.445** (-2.11)
西部虚拟变量	-1.035*** (-3.82)	-0.916*** (-3.24)	-0.991*** (-3.68)	-1.109*** (-4.02)
东北部虚拟变量	-0.324 (-1.51)	-0.262 (-1.20)	-0.339* (-1.68)	-0.35 (-1.62)
时间固定效应	Y	Y	Y	Y
常数项	4.371*** (8.78)	3.867*** (5.70)	3.974*** (4.67)	4.575*** (9.29)

根据回归结果,可以测算得到第三产业的劳动力边际生产力。具体结果如表 7 所示,从结果可以看出,从 2000 年起第三产业的劳动力边际生产力持续上升,从 2000 年的 3933.35 元上升到 2020 年的 13,181.40 元。

Table 7. Marginal productivity of labor (MPL) in the tertiary industry

表 7. 第三产业劳动力边际生产力

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
劳动力边际生产力(元/人)	3933.35	4263.33	4532.14	4815.83	5041.82	5492.32	6085.83
年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
劳动力边际生产力(元/人)	6988.37	7510.26	7985.15	8599.26	9119.75	9740.26	9890.97
年份	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
劳动力边际生产力(元/人)	10,161.89	10,595.28	11,181.33	11,764.55	12,372.63	13,018.73	13,181.40

4.3.4. 三次产业劳动力边际生产力对比分析

为分析中国城乡劳动力边际生产力是否趋同,我们将三次产业的劳动力边际生产力曲线置于同一图中进行比较结果见图 1。并计算第二、三产业与第一产业劳动力边际生产力之比,以考察趋同趋势。比值结果见表 8。

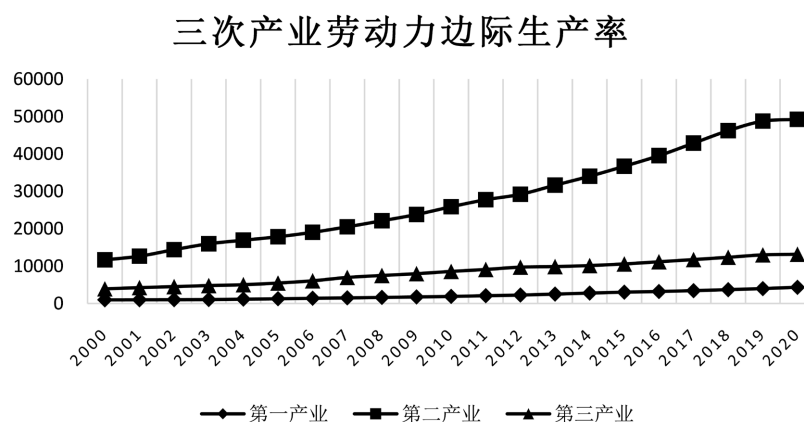


Figure 1. Marginal productivity of labor (MPL) in the three industries

图 1. 三次产业劳动力边际生产力

Table 8. Ratio of MPL in secondary and tertiary industries to MPL in primary industry
表 8. 第二、三产业劳动力边际生产力与第一产业劳动力边际生产力之比

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
第二产业/第一产业	11.75	12.53	13.97	14.96	14.37	13.85	13.47
第三产业/第一产业	3.95	4.22	4.39	4.51	4.28	4.26	4.30
年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
第二产业/第一产业	13.48	13.47	13.44	13.56	13.23	12.85	12.52
第三产业/第一产业	4.59	4.57	4.51	4.50	4.35	4.29	3.91
年份	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
第二产业/第一产业	12.15	12.07	12.29	12.45	12.47	12.19	11.34
第三产业/第一产业	3.63	3.48	3.48	3.41	3.34	3.26	3.04

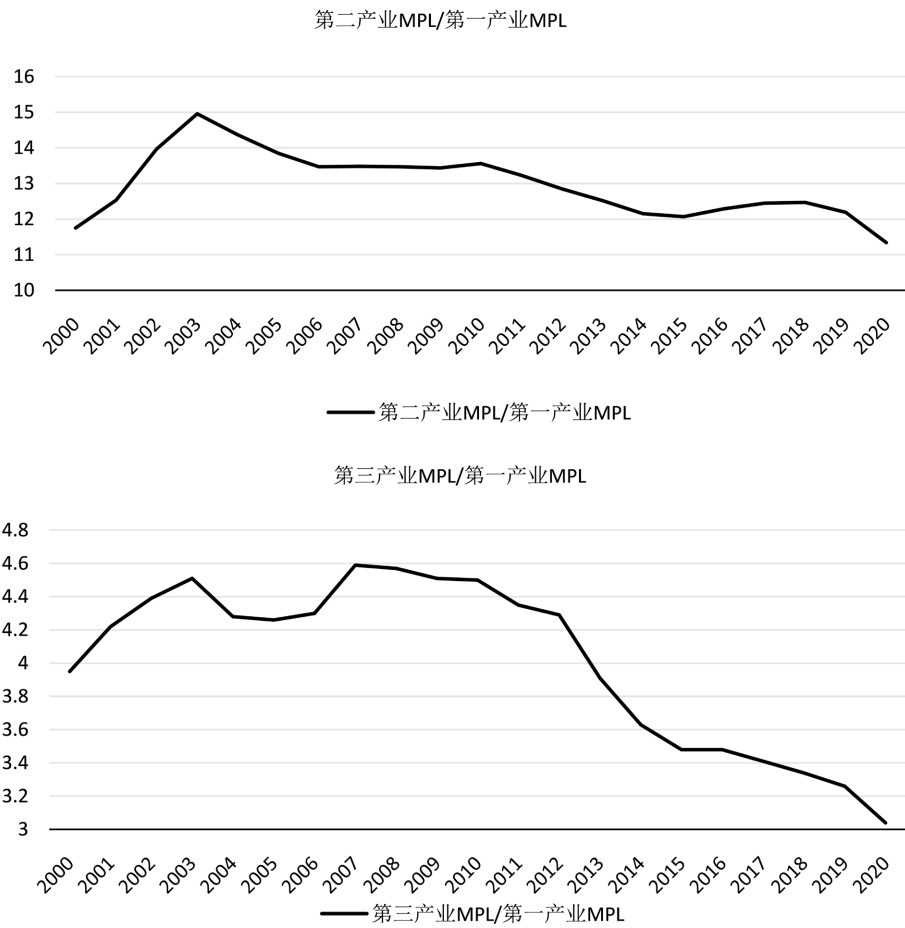


Figure 2. Ratio of MPL in secondary and tertiary industries to MPL in primary industry
图 2. 第二、三产业劳动力边际生产力与第一产业劳动力边际生产力之比

图 1 显示了三次产业边际生产力的变化趋势，可以看到三次产业的边际生产力始终在增长，但第二产业与第三产业增长速度有所下降。如表 8 以及图 2 显示，第二产业与第一产业的比值在 2000~2003 年间上升了 3.21，随后在 2003~2020 年间下降了 3.62。第三产业与第一产业的比值在 2000~2007 年间上升

了 0.64, 之后在 2007~2020 年间持续下降了 1.55。

根据理论分析和测算结果, 这种倒 U 型变化可能源于以下因素: 初期, 资本等要素加速向现代部门集聚, 人均资本快速提升且物质资本回报尚处于递增阶段, 规模经济效应降低了现代部门的生产成本, 从而扩大了与传统部门的生产率差距。然而, 在经济发展后期, 随着资本边际报酬递减效应显现, 单纯依靠资本投入对生产率的提升作用减弱。与此同时, 传统部门可能仍处于资本边际报酬递增阶段。此外, 中国乡村振兴战略对第一产业的政策扶持也可能有效缩小了其与传统部门的生产率差距。

5. 劳动生产率的三重分解

为了进一步探究造成三次产业劳动生产率差异的因素, 我们参考杨文举[21]的研究, 将劳动生产率增长率分解为技术效率变化、技术进步资本深化带来的增长效应。所用模型如下:

$$fy_t = \frac{y_t}{e_t}, fy_{t+1} = \frac{y_{t+1}}{e_{t+1}} \quad (14)$$

$$\frac{y_{t+1}}{y_t} = \frac{e_{t+1}}{e_t} \left[\frac{fy_{t+1}(k_{t+1})}{fy_t(k_t)} \times \frac{fy_t(k_t)}{fy_t(k_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \times \left[\frac{fy_t(k_{t+1})}{fy_t(k_t)} \times \frac{fy_{t+1}(k_{t+1})}{fy_{t+1}(k_t)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (15)$$

式(14)左边的项度量的是经济体的劳动生产率的相对变化情况, 右边的第一项度量的是经济体的技术效率变化对劳动生产率变化的影响;第二项度量的是经济体技术进步情况对劳动生产率变化的影响;第三项度量的是经济体资本深化情况对劳动生产率变化的影响, 劳动生产率的相对变化就被分解成技术效率的变化、技术进步和资本深化所引起的三个部分。

这部分数据我们依旧使用上个章节测算劳动力边际生产力时所使用的数据, 即 2000~2021 年期间中国 31 个省份的实际生产总值 Y 、劳动力 L 以及估算出的资本存量 K , 使用的计量软件为 DEAP2.1, 具体结果如下。

Table 9. Average annual labor productivity growth and its triple decomposition for Chinese Provinces (2000~2020)

表 9. 中国省份劳动生产率的年平均增长及其三重分解结果(2000~2020 年)

	劳动生产率	技术效率	技术进步	资本深化
第一产业	4.39	0.94	1.09	4.96
第二产业	6.44	0.78	1.67	5.30
第三产业	7.07	0.56	1.37	9.86

注: REC、RTC 和 RKC 分别表示技术效率的变化、技术进步和资本深化对劳动生产率增长的贡献, RLPC 代表劳动生产率的平均增长, 下同。

表 9 展示了 2000 年至 2020 年中国三次产业劳动生产率的平均增长率, 以及技术效率、技术进步和资本深化对其增长的分解贡献。对比可见, 第二、三产业劳动生产率增速显著高于第一产业。分解结果显示, 第一产业在技术进步和资本深化方面的贡献均低于第二、三产业, 表明资本和技术进步要素更多地流向现代部门, 传统部门的技术进步相对滞后。从技术效率来看, 三次产业均呈现技术效率下降趋势。这可能与研究期间技术进步显著, 生产者间技术差距扩大, 导致生产实践偏离前沿面有关。第一产业由于技术进步相对缓慢, 技术效率下降幅度也相对较小。

为深入考察不同时期技术效率、技术进步和资本深化对劳动生产率增长影响的差异, 我们自 2001 年起逐年对三次产业劳动生产率进行三重分解, 结果如图 3 所示。分析表明, 第一产业自 2006 年以来, 技术效率、技术进步和资本深化的贡献总体趋于稳定, 对劳动生产率增长的拉动作用变化不大。而第二、三产业,

资本深化对劳动生产率增长的贡献呈现明显下降趋势，反映出现代部门资本要素边际报酬递减的特征，这可能是促使传统部门与现代部门劳动力边际生产力趋同的原因之一。技术进步的贡献则相对保持稳定。

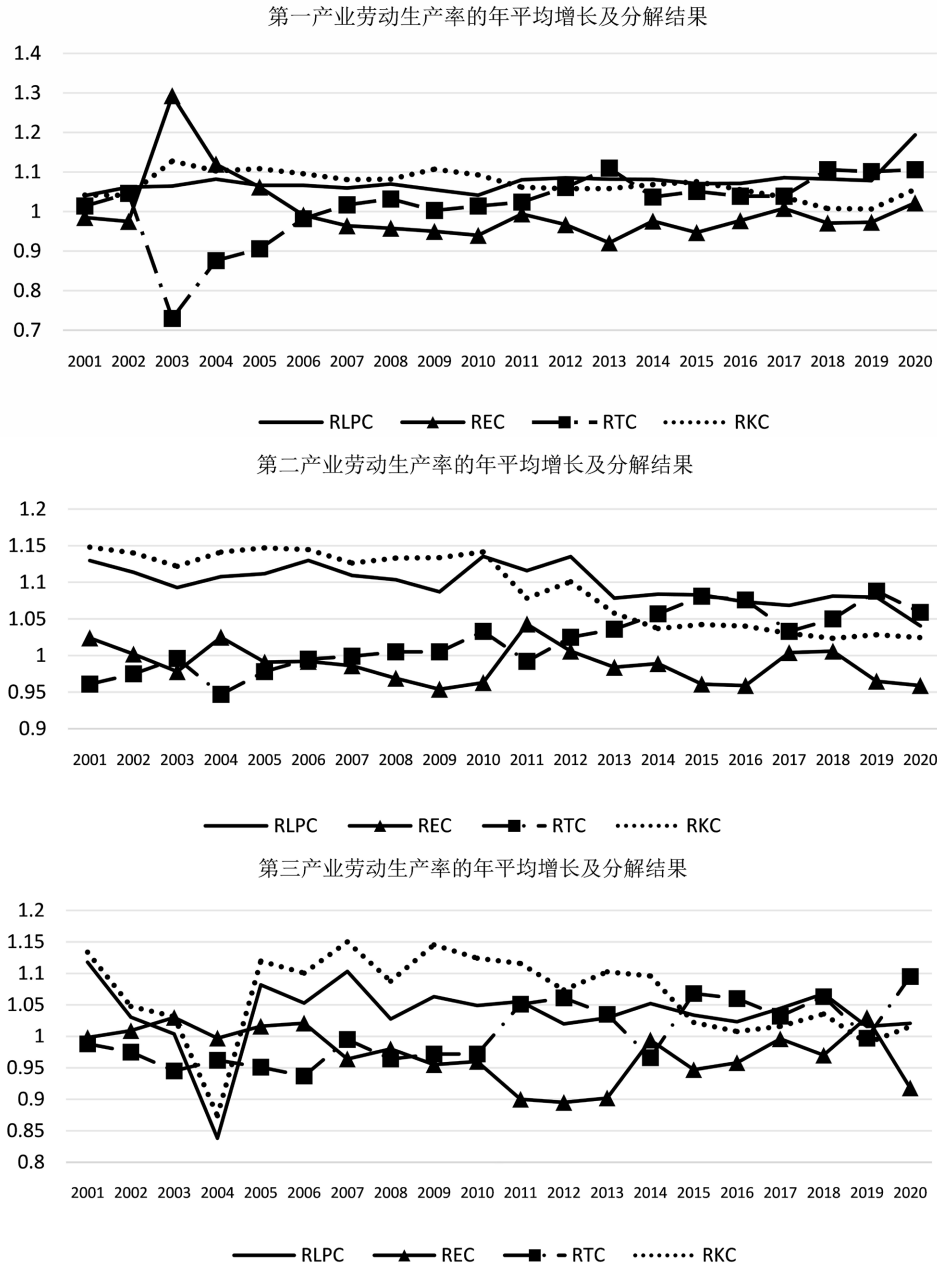


Figure 3. Labor productivity and its triple decomposition in the three industries
图 3. 三次产业劳动生产率及三重分解

6. 政策建议

本文的研究发现城乡劳动力边际生产力差距呈现倒“U”型变化，表明存在趋同趋势，但差距依然显著，且受到资本深化边际效应递减、技术效率和人力资本差异等多重因素影响。为进一步缩小城乡 MPL 差距，促进城乡经济一体化和共同富裕，需要实施一套更具体、更具操作性且考虑可行性的政策组合。

基于本文分析, 提出以下建议:

(1) 深化市场化改革, 促进要素双向流动: 应着力深化户籍、土地和金融制度改革, 破除城乡间要素流动的显性与隐性壁垒。通过放宽落户限制、完善农村产权权能与流转市场、发展普惠金融, 保障劳动力、资本、技术等要素在城乡间更自由、高效地配置, 为生产力趋同奠定市场基础。(2) 强化农业现代化支撑, 提升内生增长动力: 需加大对农业科技研发与推广应用的支持力度, 特别是精准补贴先进适用技术和设备。同时, 通过政策引导和市场机制培育新型经营主体, 发展适度规模经营和社会化服务, 并完善农业支持保护制度, 以此全面提升第一产业的生产效率和竞争力。(3) 加大农村人力资本投资, 培育均衡发展基础: 应持续改善农村教育、医疗卫生等基本公共服务, 重点提升教育质量和劳动力职业技能, 增强农村人口的内生发展能力。同时, 制定并落实吸引人才返乡入乡的激励政策, 促进城乡人才双向交流, 优化农村人力资源结构, 为乡村振兴提供人才保障。

基金项目

本文得到甘肃省高等学校产业支撑计划项目“‘秸秆生物反应堆’有机循环农业技术及其在‘菜果薯药’产业的推广利用”(2021CYZC-44); 甘肃省劳动力数量结构变化对农业绿色发展的影响机理及实现路径研究(25JRZA169)的资助。

参考文献

- [1] Lewis, W.A. (1954) Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. *The Manchester School*, **22**, 139-191. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1954.tb00021.x>
- [2] Fei, J.C.H., Ranis, G. and Kuo, S.W.Y. (1978) Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components. *The Quarterly Journal of Economics*, **92**, 17-53. <https://doi.org/10.2307/1885997>
- [3] Kuznets, S. (1955) Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, **45**, 1-28.
- [4] 罗伯特·M.索罗. 经济增长因素分析[M]. 北京: 商务印书馆, 1991.
- [5] Romer, P.M. (1990) Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, **98**, S71-S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- [6] Lucas, R.E. (2008) Ideas and Growth. *Economica*, **76**, 1-19. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2008.00748.x>
- [7] 蔡昉. 破解农村剩余劳动力之谜[J]. 中国人口科学, 2007(2): 2-7.
- [8] 都阳, 王美艳. 农村剩余劳动力的新估计及其含义[J]. 广州大学学报(社会科学版), 2010, 9(4): 17-24.
- [9] 蔡昉. 刘易斯转折点: 中国经济发展新阶段[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2008
- [10] 侯东民, 王德文, 白南生, 等. 从“民工荒”到“返乡潮”: 中国的刘易斯拐点到来了吗? [J]. 人口研究, 2009, 33(2): 32-47.
- [11] 吴海民. 我国刘易斯拐点的新检验[J]. 贵州财经学院学报, 2012(3): 6-11.
- [12] Minami, R. and Ma, X. (2010) The Lewis Turning Point of Chinese Economy: Comparison with Japanese Experience. *China Economic Journal*, **3**, 163-179. <https://doi.org/10.1080/17538963.2010.511912>
- [13] 马晓河, 杨祥雪. 城乡二元结构转换过程中的农业劳动力转移——基于刘易斯第二转折点的验证[J]. 农业经济问题, 2023(1): 4-17.
- [14] 杨俊青, 王玉博, 靳伟择. 劳动力有限供给条件下的二元经济转化探索[J]. 中国人口科学, 2022(1): 44-58.
- [15] 秦佳, 李雅楠. 生产率差距、城市化与劳动配置效应[J]. 人口与经济, 2014(3): 59-68.
- [16] Alvarez, F.E., Buera, F.J. and Lucas, R.E. (2008) Models of Idea Flows. National Bureau of Economic Research.
- [17] 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(5): 6-13.
- [18] 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.
- [19] 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.
- [20] 李仁君. 中国三次产业的人力资本存量及其指数化测算[J]. 海南大学学报(人文社会科学版), 2010, 28(5): 58-65.
- [21] 杨文举. 技术效率、技术进步、资本深化与经济增长: 基于 DEA 的经验分析[J]. 世界经济, 2006(5): 73-83, 96.