

高质量发展视角下收入差距变动 对全要素生产率的影响分析

孙云鹏, 黄凤羽

(天津商业大学, 天津 300134)

摘要: 高质量发展一方面要求缩小收入差距以实现共享发展, 另一方面则要求提高全要素生产率以实现创新发展, 问题是缩小收入差距与提高全要素生产率可以同时实现吗? 就基于人力资本积累的视角, 从供给角度分析了收入差距变动对全要素生产率的影响, 并进行了实证检验。研究发现, 收入差距在不同水平值下, 对不同阶层人力资本积累的影响是不同的: 低收入阶层人力资本积累与收入差距具有负相关关系, 而高收入阶层人力资本积累与收入差距具有正相关关系。进一步的理论和经验分析发现, 基于人力资本的中介作用, 居民收入差距与全要素生产率之间总体上具有倒 U 型关系。这就意味着, 收入差距的适度缩小有利于全要素生产率提升和经济的高质量发展。因此, 为了更好地提升全要素生产率和实现高质量发展, 从合理调整居民收入差距、加大教育投资、扩大开放程度和提高市场化水平等角度提出相应的对策建议。

关键词: 高质量发展; 收入差距; 人力资本积累; 全要素生产率

中图分类号: F061.3

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)12-0205-14

Impact of income gap change on total factor productivity from the perspective of high quality development

SUN Yunpeng, HUANG Fengyu

(School of Economics, Tianjin University of Commerce, Tianjin 300134, China)

Abstract: This article is based on the perspective of human capital accumulation, and for the first time analyzes the impact of income inequality on the total factor productivity from a supply perspective, and conducts empirical tests. Research has found that the impact of income inequality on human capital accumulation varies among different social classes at different levels: the accumulation of human capital among low-income groups is negatively correlated with income inequality, while the accumulation of human capital among high-income groups is positively correlated with income inequality. Further theoretical and empirical analysis reveals that, based on the mediating role of human capital, there is an overall inverted U-shaped relationship between income inequality among residents and total factor productivity. This means that the moderate narrowing of the income gap is conducive to the improvement of total factor productivity and high-quality economic development. Therefore, in order to better improve total factor productivity and achieve high-quality development, this article proposes corresponding countermeasures and suggestions from the perspectives of adjusting the income gap of residents reasonably, increasing education investment, expanding openness, and improving marketization level.

Key words: High Quality Development; income gap; human capital accumulation; total factor productivity

收稿日期: 2024-09-18 修回日期: 2024-12-10

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“双支柱政策对绿色发展的影响与对策研究”(23CJY082)。

作者简介: 孙云鹏(1989—), 男, 天津人, 博士, 天津商业大学经济学院副教授, 研究方向为绿色金融、技术创新、可持续发展。通信作者: 黄凤羽。

一、问题提出与文献综述

近年来,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,发展的内外部环境 and 条件均发生了重要变化^[1-3]。2023 年 12 月 11 日到 12 日召开的中央经济工作会议明确指出,必须把高质量发展作为新时代的硬道理,完整、准确、全面贯彻新发展理念,推动经济实现质的有效提升和量的合理增长。而高质量发展作为贯彻新发展理念的根本体现,是创新成为第一动力,共享成为根本目的的发展。党的二十届三中全会指出,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,必须以新发展理念引领改革,并且要以促进社会公平正义、增进人民福祉为出发点和落脚点。这就意味着在缩小收入差距(共享发展)以实现公平的同时,也必须要提高全要素生产率(创新发展)以实现效率,反之亦然。问题是公平和效率作为高质量发展的题中应有之义,到底能够在多大程度上同时实现。进一步来说,如果缩小收入差距和提高全要素生产率能够同时实现,那么政府就可以只关注其中一个指标(比如缩小收入差距),那么另一个指标(比如提高全要素生产率)就可以自动实现。但是如果缩小收入差距和提高全要素生产率不能够同时实现,那么政府就需要在这两个指标之间进行权衡取舍以找到最佳的结合点。本文的研究则表明,高质量发展不是也不能一蹴而就,其必须在公平(促进共同富裕)与效率(提高全要素生产率)之间寻找到一个恰当的平衡点,在最大限度地做大总体经济“蛋糕”的同时更合理也更科学地分好“蛋糕”,从而让广大居民特别是低收入家庭能够更好地分享经济发展的成果^[4-5]。由此可见,研究收入差距与全要素生产率之间的关系对于政府政策制定和高质量发展的顺利实现具有重要的理论和现实意义。但遗憾的是,在以往的研究中,学者们主要关注全要素生产率或者技术进步对于总体收入差距^[6-7]、性别收入差距^[8]、年龄收入差距^[9]、行业工资差距^[10]、劳动收入份额^[11]以及城乡收入差距^[12]等的影响,而较少关注收入差距对于全要素生产率的影响。因此,为了推进该领域的相关理论和经验研究并为政府

相关决策提供科学依据,本文将基于人力资本积累的视角系统分析收入差距对于全要素生产率的影响。这也是本文的主要边际贡献之所在。

从经济史的角度来看,收入差距与全要素生产率息息相关。当创新企业比传统生产企业具有更大生产力优势时,收入差距的扩大有利于创新企业提高对创新产品的定价从而提升全要素生产率;而当生产力优势较小时,收入差距的缩小而非扩大才有利于市场规模的扩张和全要素生产率的增长^[13]。尽管已有研究对于我们从需求角度理解收入差距与全要素生产率之间的关系具有重要意义:有效需求规模假说就指出,收入差距对一国研究投入和全要素生产率有着十分重要的决定性影响^[14]。但是现有文献却鲜有从供给角度对居民收入差距与全要素生产率之间关系进行分析。实际上,已有研究表明高度不平等会影响人力资本积累,从而影响全要素生产率^[15-16]。遗憾的是,我们对于收入不平等如何影响人力资本积累进而影响全要素生产率还知之甚少。而与此相关的经济现实则表明收入差距扩大与人力资本积累之间可能存在着非线性关系。一方面,改革开放之后,中国人力资本积累的提高一直伴随着收入差距的持续扩大,这表明收入差距的扩大可能是有利于人力资本积累的。另一方面,美国收入差距的持续扩大却对人力资本的积累产生了不利影响。从 20 世纪 70 年代开始,在经济全球化、新兴市场国家挑战、技术进步以及制度和政策再分配功能持续弱化等多种因素的影响下,美国迎来了长达 40 年的收入差距扩大时期。与此同时,从 20 世纪 70 年代到 2000 年,收入处于顶层 5% 的美国家庭,对每个孩子的教育投资增加了 155%,而收入处于底层 20% 的美国家庭仅增加了 55% (如果扣除通货膨胀因素,其实际增加的比例很可能是负的),鉴于低收入家庭的数量远远高于高收入家庭的数量,因此美国收入差距的扩大显然是不利于总体人力资本积累的。由此可见,收入差距扩大与人力资本积累之间的确存在着某种非线性关系,而且这种非线性关系很可能通过对不同收入阶层教育投资和消费的异质性影响来实现的。

而与此相关的理论问题是,在影响全要素生产率特别是教育投资和人力资本积累的诸多因素中,为什么收入差距变动的影响是重要甚至是关键性的。其背后的逻辑并不难理解,虽然表面上来看,人力资本积累作为(间接性)投资行为,其与收入水平而非收入差距存在更直接的关系。但是从更深的层次来看,收入差距才是决定教育投资和人力资本积累的关键性因素。这是因为,在收入水平不变的前提下,收入差距的扩大意味着低收入阶层收入的减少和高收入阶层收入的提高,在不同阶层间收入差距较低从而使得阶层之间的跨越可以通过教育投资来实现的情况下,低收入阶层固然会因为收入的减少而降低教育投资和人力资本积累,但是为了实现阶层跨越,其会更多减少直接性消费以部分弥补教育投资的减少,与此同时,高收入阶层不仅会因为收入的提高而增加教育投资,也会为了保持自身的阶层地位和防止低收入阶层的赶超而将更多的收入用于教育投资。因此,在收入差距较低从而阶层之间的跨越可以通过教育投资实现的情况下,整体社会的教育投资将会增加,从而提高人力资本积累水平和全要素生产率。相反,在不同阶层之间收入差距过大从而使得阶层跨越难以通过教育投资来实现时,低收入阶层不仅会因为收入的降低而减少教育投资,还会将原本计划用于教育投资的部分收入用于直接消费(这也是目前“教育无用论”和“上大学无用论”等观点日益盛行的经济社会根源之所在),与此同时,高收入阶层固然会由于收入提高而增加教育投资,但是由于低收入阶层已经不可能通过教育投资来实现阶层跨越,因此其新增收入中用于教育投资的部分(净增量)就会减少,从而使得整体社会的教育投资和人力资本积累下降,并最终导致全要素生产率下降。这就意味着,随着收入差距的扩大,社会整体的人力资本积累水平和全要素生产率将呈现倒U型变动,而倒U型曲线拐点出现的根源就在于过大的收入差距使得低收入阶层已经不能够通过教育投资和人力资本积累实现阶层的跨越。此时,即使低收入阶层的收入水平提高了,其也不会增加教育投资。

因此,相对于收入水平来说,收入差距才是决定教育投资和人力资本积累的关键性因素。

事实上,根据《中国住户调查年鉴》给出的数据,我国收入差距变动与教育支出之间的关系也开始呈现出某种程度的非线性特征。2018年之前,全国居民人均可支配收入基尼系数与人均教育消费支出之间确实呈现出同向增长的趋势,即收入差距扩大能够促进居民教育支出,但是2018年之后,这一趋势却发生了逆转:2019年,全国居民人均可支配收入基尼系数从0.468下降至0.465,而全国居民人均教育消费支出却从1398.3元上升至1664.5元;2020年,全国居民人均可支配收入基尼系数从0.465上升至0.468,而全国居民人均教育消费支出却从1664.5元下降至1463.2元;2021年,全国居民人均可支配收入基尼系数从0.468下降至0.466,而全国居民人均教育消费支出却从1463.2元上升至1953.2元。由此可见,即使从中国本身收入差距变动与居民教育消费支出之间的统计关系来看,其也呈现出明显的非线性关系。

因此,本文尝试以人力资本积累作为中介变量,从供给角度分析居民收入差距对全要素生产率的影响,以期从理论和经验两个维度推动该领域相关研究的发展,并在此基础上提出相应的政策建议。具体来说,本文的边际贡献主要体现在以下两个方面。一是从供给角度对收入差距与全要素生产率之间的关系进行系统的理论分析。已有研究普遍认为需求是引致创新的主要动力,但是需求往往是短期的,而以人力资本为代表的供给因素则会在长期内对全要素生产率产生重要影响,因此本文尝试从供给角度对收入差距与全要素生产率之间的关系进行系统的理论分析。二是从经验角度探讨收入差距与全要素生产率之间的非线性关系,并进行相应的机制检验。已有经验研究普遍认为收入差距与全要素生产率之间是线性关系,但如果两者的关系是正向的(即收入差距越大,那么全要素生产率从而使得经济增长就越快),那么目前我国所实施的旨在缩小收入差距的共同富裕就是不利于全要素生产率提升的,因此

共同富裕的可行性就会受到质疑;相反,如果两者关系是负向的(即收入差距越小,那么全要素生产率从而经济增长就越快),那么我国不断扩大的收入差距与持续高速的经济增长就不可能并存。因此,本文尝试在理论分析的基础上,对收入差距与全要素生产率之间的非线性关系进行经验探讨和机制检验。

二、理论分析与假说提出

根据有效需求规模假说,收入差距对一国研发投入和全要素生产率有着十分重要的决定性影响。但是这个假说主要是从市场需求的视角分析收入差距与全要素生产率之间的关系。本部分将构建一个数理模型以讨论居民收入差距、人力资本积累和全要素生产率之间的关系。基于引言对相关经济现实的分析,本文认为居民收入差距对于人力资本积累的影响很可能是通过对不同阶层教育投资消费的异质性影响来实现的。因此为简化分析,假定社会中有两个收入阶层:高收入阶层和低收入阶层,其中低收入阶层人均收入为 w_1 ,高收入阶层人均收入为 w_2 ,人数占总人口的比重分别为 $1-\delta$ 和 δ 。设收入差距为 ine ,可以表示为: $ine = w_2/w_1$ 。由于本文研究的主要是收入差距变动与技术进步之间的关系,因此引入 ine 可以较好地反映收入差距的缩小或者扩大。与此同时,也正是因为 ine 代表收入差距,因此这里的高收入阶层与低收入阶层是相对的,其中当然也包括中产阶层。换言之,相对于更高的收入阶层而言,中产阶级属于低收入阶层;而相对于更低的收入阶层而言,中产阶级则属于高收入阶层。本文重点关注的不是哪一个收入阶层,而是不同收入阶层之间的收入差距变动。因此,当存在两阶层的收入转移 Tr 时,收入差距可以进一步表示为 $ine = [w_2 - (1/\delta)Tr]/\{w_1 + [1/(1-\delta)]Tr\}$ 。这意味着居民收入差距与阶层间收入转移呈负相关关系。这里借助阶层间收入转移将多阶层分析转化为单一变量分析,将静态分析转化为动态分析,极大地降低了分析的难度。

消费可以带来当期的满足,而教育投资消费可以带来未来收入的提高,以提升未来的消费水平,个体通过对产品消费和教育投资消费的权衡

取舍,以实现个人效用的最大化^[17-19]。在此基础上,假定个体效用是商品消费和教育投资消费的函数,并且函数形式为 Cobb-Douglas 形式。因此低收入个体的消费决策可以表示为:

$$\max u_1 = c_1^\alpha e_1^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$\text{S. t. } c_1 + e_1 = b_1(w_1 + 1/(1-\delta)Tr) \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, c_1 为低收入阶层产品消费; e_1 为其教育投资消费; b_1 为低收入阶层平均消费倾向。

根据(2)式,个体的总消费从左边看是产品消费和教育投资消费的加总,从右边看是个体的平均消费倾向与个人收入的乘积,低收入阶层个体收入是其初始收入和收入转移的加总。在求解一阶条件的基础上,进一步使用 e_1 对收入差距 ine 进行求导,可得:

$$\begin{aligned} \partial e_1 / \partial ine &= (\partial e_1 / \partial Tr)(\partial Tr / \partial ine) = \\ (1-\alpha)b_1[1/(1-\delta)](\partial Tr / \partial ine) &< 0 \end{aligned} \quad (3)$$

根据式(3),低收入阶层教育投资消费与收入差距呈负相关关系。当发生收入转移使得收入差距缩小的时候,低收入阶层的收入增加,增加的收入会有一部分用于教育投资,最后低收入阶层个人教育投资消费上升。

需要注意的是,高收入阶层与低收入阶层在消费决策上有所区别:高收入阶层的消费水平不低于低收入阶层的消费水平,高收入阶层希望通过消费水平传递其所在阶层的相关信息,以获得更多的信息或者便利。为分析方便,在引入消费距离和固定差额的基础上,假定高收入阶层与低收入阶层在消费数量上存在比例距离 $\omega(\omega > 1)$,个体希望继续留在高收入阶层,就必须与低收入阶层的消费数量保持比例距离。

重复式(1)~式(3)的过程,可得:

$$\begin{aligned} \partial e_2 / \partial ine &= (\partial e_2 / \partial Tr)(\partial Tr / \partial ine) = \\ - (1-\alpha)b_2(1/\delta)(\partial Tr / \partial ine) &> 0 \end{aligned} \quad (4)$$

根据式(4),高收入阶层教育投资消费与收入差距呈正相关关系。当发生收入转移使得收入差距扩大的时候,高收入阶层的收入增加,增加的收入会有一部分用于教育投资,最后个人教育投资消费上升。

社会总教育投资消费 E 为低收入阶层和高收入阶层教育投资消费之和:

$$E = (1 - \delta)e_1 + \delta e_2 = (1 - \delta)(1 - \alpha)b_1 w_1 + \delta(1 - \alpha)b_2 w_2 + (1 - \alpha)Tr(b_1 - b_2) \quad (5)$$

在使用 E 对收入差距 ine 求导的基础上,可以求解得出 b_1 和 b_2 的关系式如下:

$$\frac{b_2}{b_1} = \omega \frac{w_1 + 1/(1 - \delta)Tr}{w_2 - (1/\delta)Tr} = \frac{\omega}{ine} \quad (6)$$

根据式(6),并基于收入差距 ine 与比例距离 ω 的大小关系就会出现以下 3 种情况。

情况一:当 $ine > \omega$ 时, $b_2 < b_1$, $\partial E/\partial ine = (1 - \alpha)(b_1 - b_2)(\partial Tr/\partial ine) < 0$ 。这种情况下,社会总教育投资消费与收入差距呈负相关关系。对这种情况的解释是,当收入差距大于比例距离时,高收入阶层可以通过低于低收入阶层的平均消费倾向来保持比例距离,进而实现传递其所在阶层的相关信息等目的,这也符合平均消费倾向递减规律。这时候 $b_2 < b_1$, 同样一单位收入,低收入阶层用于教育投资消费的比重将会更高,所以当产生收入转移使得收入差距缩小的时候,社会总教育投资消费会上升。

情况二:当 $ine < \omega$ 时, $b_2 > b_1$, $\partial E/\partial ine = (1 - \alpha)(b_1 - b_2)(\partial Tr/\partial ine) > 0$ 。在这种情况下,社会总教育投资水平与收入差距呈正相关关系。对这种情况的解释是,当收入差距小于比例距离时,高收入阶层需要通过高于低收入阶层的平均消费倾向来保持比例距离,一方面可以实现传递其所在阶层的相关信息等目的,另一方面可以通过增加教育投资消费,增加其未来收入,使得在未来能够以较低的平均消费倾向来保持与低收入阶层的消费距离。这时候 $b_2 > b_1$, 同样一单位收入,高收入阶层用于教育投资消费的比重将会更高,因此当产生收入转移使得收入差距扩大的时候,社会总教育投资消费会上升。

情况三:当 $ine = \omega$ 时, $b_2 = b_1$, $\partial E/\partial ine = (1 - \alpha)(b_1 - b_2)(\partial Tr/\partial ine) = 0$ 。在这种情况下,社会总教育投资水平与收入差距无相关关系。对这种情况的解释是,当收入差距等于比例距离时,高收入阶层需要通过等于低收入阶层的平均消费

倾向来保持比例距离,这时候 $b_2 = b_1$, 同样一单位收入,两个阶层用于教育投资消费的比重一样,因此由于收入转移而导致的收入差距的变化并不会引起社会总教育投资消费的变化。

综上所述,得到命题 1。

命题 1:当 $ine > \omega$ 时,收入差距的扩大会增加社会总教育投资消费;当 $ine < \omega$ 时,收入差距的扩大会降低社会总教育投资消费;当 $ine = \omega$ 时,收入差距的变化不会影响社会总教育投资消费。

接下来进一步分析总教育投资消费的提升所带来的社会资本水平的提高对全要素生产率的影响。这部分借鉴罗默的内生增长模型进行分析。罗默用 H 代表人力资本且将社会人力资本水平视为固定,为避免与汉密尔顿函数符号混淆,用 S 来表示, S_0 代表社会总人力资本。教育投资是个体提升人力资本以提升未来收入的有效方式,因此这里将社会总人力资本 S_0 设为社会总教育投资消费 E 的增函数,即 $\partial S_0(E)/\partial E > 0$ 。

由于 S 可以用于生产最终产品 Y 或提高全要素生产率 A ,所以我们有 $S_Y + S_A = S_0$ 。另一方面,全要素生产率 A 不固定。可以通过把人力资本 S_A 投入到研究并应用现存的全要素生产率 A 来以如

下的方式创造: $\dot{A} = \sigma S_A A \Rightarrow \frac{\dot{A}}{A} = \sigma S_A$ 。其中, σ 是研究成功参数。需要注意的是,研究活动被假设为人力资本密集的,没有任何的资本和普通非技术劳动力参与。

这里直接引入生产函数:

$$Y = S_Y L_0^\beta A \left(\frac{K}{\gamma A}\right)^{1-\alpha-\beta} = S_Y L_0^\beta A^{\alpha+\beta} K^{1-\alpha-\beta} \gamma^{\alpha+\beta-1} = (S_Y A)^\alpha (L_0 A)^\beta K^{1-\alpha-\beta} \gamma^{\alpha+\beta-1} \quad (7)$$

式(7)中, γ 表示 γ 单位的资本才能生产一单位任何类型的生产方案。

净投资是未消费的产出,又因为 $S_Y = S_0 - S_A$,所以我们有:

$$\dot{K} = Y - C = \gamma^{\alpha+\beta-1} A^{\alpha+\beta} (S_0 - S_A)^\alpha L_0^\beta K^{1-\alpha-\beta} - C \quad (8)$$

通过引入不变弹性效用函数 $U(C) = \frac{C^{1-\theta}}{1-\theta}$

($0 < \theta < 1$) 和求解效用最大化的规划以及建立现值汉密尔顿函数 $H_c = \frac{C^{1-\theta}}{1-\theta} + \lambda_A(\sigma S_A A) + \lambda_K(X - C)$, 同时使用 λ_A 和 λ_K 分别代表 A 和 K 的影子价格, 并基于共态变量的运动方程, 可以得出在稳态中:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{K}}{K} = \frac{\dot{C}}{C} = \frac{\dot{A}}{A} = \sigma S_A \quad (9)$$

利用刻划稳态的关系 $\dot{\lambda}_K/\lambda_K = \dot{\lambda}_A/\lambda_A$, 求解出 S_A 与 S_0 的关系:

$$S_A = \frac{\sigma(\alpha + \beta)S_0 - \alpha\rho}{\sigma(\alpha\theta + \beta)} \quad (10)$$

由此可得用参数和 S_0 表示的稳态增长率:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{K}}{K} = \frac{\dot{C}}{C} = \frac{\dot{A}}{A} = \frac{\sigma(\alpha + \beta)S_0 - \alpha\rho}{\alpha\theta + \beta}$$

进一步对稳态情况的全要素生产率求导, 可得:

$$\frac{\partial(\dot{A}/A)}{\partial S_0} = \frac{\sigma(\alpha + \beta)}{\alpha\theta + \beta} > 0 \quad (11)$$

综上可得, 命题 2。

命题 2: 社会总人力资本水平的提升对全要素生产率起促进作用。

综合命题 1 和命题 2, 可以得到本文的如下假说。

收入差距影响全要素生产率的人力资本假说: 当 $ine > \omega$ 时, 收入差距扩大会抑制全要素生产率; 当 $ine < \omega$ 时, 收入差距扩大会提升全要素生产率; 当 $ine = \omega$ 时, 收入差距的变动不会影响全要素生产率。因此, 收入差距的扩大对全要素生产率具有倒 U 型影响。其中, 人力资本在其中具有重要的中介作用。

三、变量测度与统计分析

(一) 全要素生产率和居民收入差距的测度

本文将 2000—2022 年除港澳台和西藏外我国 30 个省份的面板数据作为研究对象, 以各省 GDP 作为产出, 以相应资本存量 K 和当年各省就业人员数 L 作为投入, 使用计量软件 DEAP 2.1, 运用“数据包络分析”(data envelopment analysis, DEA) 方法来测算全要素生产率环比指数。由于该指数

只能反映全要素生产率相比于上年的变化情况, 为进一步分析的方便, 将全要素生产率环比变动指数转化为以 2000 年为基期全要素生产率值为 1 的累积增长指数, 以此作为各省全要素生产率的值。

在参考单豪杰^[20]以及李景睿等^[21]研究的基础上, 利用 2000—2022 年除港澳台及西藏外我国 30 个省份的面板数据建立指标体系。投入指标: 资本存量 K 和就业人员数 L 。产出指标: 实际 GDP。其中, 实际 GDP 是按 2000 年不变价格进行平减计算获得的。资本存量则是通过对固定资本形成总额进行永续盘存法计算获得。使用永续盘存法主要涉及固定资本形成总额平减、折旧率的选择和基期资本数量的计算这 3 个问题。参考单豪杰等^[20]的研究, 以 2000 年为基期用固定资产投资价格指数对各省每年的固定资本形成总额进行平减, 选择 10.96% 作为平均折旧率, 以 2000 年为基准年份的基年资本存量的确认是采用各省 2001 年的固定资本形成总额比上平均折旧率 10.96% 与 2001—2005 年间投资增长率的平均值之和作为该省的初始资本存量。最后通过公式: 本期资本存量 = 上期资本存量 $\times (1 - 10.96\%)$ + 本期固定资本形成总额, 其中 10.96% 是折旧率, 计算各期资本存量。

综合考虑数据可得性以及平衡面板数据的要求, 本文最终选取了 2000—2022 年除港澳台和西藏外我国 30 个省份的面板数据作为分析对象, 各省份数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、各省《统计年鉴》等。需要注意的是, 计算固定资本存量的原始数据(用作投资指标)各省的“固定资本形成总额”一直以来都是来自于《中国统计年鉴》, 然而 2022 年的大多数年鉴我们都没有找到该指标。2021 年和 2022 年的固定资本形成总额缺失, 因此, 我们不得不通过《中国统计年鉴》里的全国各年固定资本形成总额计算得出全国各年固定资本形成总额平均增长率, 以全国平均增长情况替代地区增长情况, 进而计算出 2021 年和 2022 年的各省固定资本形成总额。

居民收入差距的测度指标比较常见的有城乡收入比、基尼系数和泰尔指数等,基于数据的可获得性和后续实证分析的方便,本文选择城乡收入比作为居民收入差距的衡量指标,具体公式如下:

$$\text{城乡居民收入比率} = \frac{\text{城镇居民收入}}{\text{农村居民收入}} \quad (12)$$

(二) 统计结果分析

根据计算,可以得出以下 3 个统计结果。

第一,除北京、天津、上海等个别省份外,各省全要素生产率整体呈下降趋势。2000—2022 年间,除北京、天津、上海等个别省份外,各省全要素生产率整体呈下降趋势,这表明国内大部分省份全要素生产率对经济增长的贡献越来越弱。

第二,各省收入差距持续震荡上升,近几年普遍略有回落。2000—2022 年各省城乡收入比率持续震荡上升,近几年普遍略有回落。从水平值来看,大部分省份的城乡收入比率常年在 2 以上,西部欠发达省份(如贵州、云南、陕西、甘肃、青海等)甚至在 4 以上,部分发达省份(如北京、天津、上海、山东、浙江等)的城乡收入比明显低于欠发达省份(如贵州、云南、陕西、甘肃、青海等),2016 年后各省的城乡收入比率均有明显回落。

第三,城乡收入比率和全要素生产率之间呈现出明显的倒 U 型关系。2000—2022 年间,各年城乡收入比率均值和全要素生产率均值之间呈现出明显的倒 U 型关系,即随着城乡收入比率逐渐增长,全要素生产率先增加后下降。从二次拟合结果可以看出,单纯的线性关系无法精准的刻画居民收入差距与全要素生产率之间的关系。倒 U 型的结果进一步验证了理论模型的结论。

四、实证分析与机制检验

上文在理论上证明了收入差距通过人力资本对全要素生产率的影响。本节将构建基准回归模型和一组中介效应模型,利用我国 2000—2022 年间除港澳台及西藏外我国 30 个省份的面板数据,采用固定效应检验、中介效应检验、稳健性检验和内生性检验对理论命题进行验证。

(一) 模型构建

基于理论模型的分析,收入差距和全要素生产

率之间可能存在非线性关系的考虑,借鉴 Shin^[22] 的研究思路,针对上述命题构建关于收入差距与全要素生产率的关系的基准回归模型计如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Gap_{it} + \beta_2 Gap_{it}^2 + \sum \lambda_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

式(13)中,下标 i 表示不同的省份, t 表示不同的年份。被解释变量 TFP 表示全要素生产率,本文使用 DEA-Malmquist 指数模型来测度这一指标。解释变量 Gap 表示收入差距,本文将使用城乡收入比(CX)作为衡量指标进行回归。中介变量 HC 表示人力资本水平,本文将使用平均受教育年限作为衡量指标, ε_{it} 为随机扰动项。需要说明的是,模型(13)之所以加入收入差距的二次项,主要是因为理论分析表明收入差距对于全要素生产率具有倒 U 形影响,对于其具体的理论依据,本文在引言中已经进行了详细分析,这里就不再赘述。进一步来看,无论是理论还是现实,都不太可能出现收入差距持续扩大,而人力资本积累和全要素生产率不断提高的情况(可以考虑当所有财富都集中到一个人手中的极端情形),因此当收入差距扩大到一定程度时,人力资本积累和全要素生产率提升必然会出现逆转,这就意味着加入二次项并不会导致过度拟合的问题。

参考 Griliches 等^[23] 的研究,影响全要素生产率的最基本要素是研发投入和地区特征,本文在基准回归模型的基础上加入控制变量,具体包括代表科研资本投入水平的 R&D 经费支出(RD),代表经济开放程度的进出口商品总和与各省 GDP 的比值($OPEN$),代表市场化程度的职工人数中非国有单位职工人数占比(MP),代表城镇化水平的常住城镇人口占总人口的比重(UL),代表基础设施水平的公路网密度(INF),进一步形成以下基准回归模型模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \beta_1 G_{it} + \beta_2 G_{it}^2 + \lambda_1 RD_{it} + \lambda_2 OPEN_{it} + \lambda_3 MP_{it} + \lambda_4 UL_{it} + \lambda_5 INF_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

(二) 变量选择及说明

下面对基础回归模拟中涉及的相关变量进行简单描述。

1. 被解释变量——全要素生产率。全要素生

产率包含了除劳动和资本投入之外所有影响到产出增长的因素,其中既有我们需要的因为技术进步而带来的产出的增长,还有市场化改革、制度优化等因素导致的效率变化对产出的影响^[24-25]。因此,本文采用数据包络分析方法(DEA)进行全要素生产率测算(具体测算过程详见本文第三节“全要素生产率和居民收入差距的测度”部分),并使用前沿技术进步累积指数进行稳健性检验。

2. 核心解释变量——居民收入差距。中国各地区存在典型的城乡二元经济结构,城乡收入差距是各地区收入差距的重要内容,在很大程度上,城乡收入差距在发展趋势与绝对水平上都可以替代传统收入差距。根据世界 + - * 银行 1997 年的报告显示,在 1984—1995 年间,中国城乡收入差距可以解释中国总体收入差距的一半以上。现有大多数关于收入差距的实证研究也都是将城乡收入差距当做收入差距的主要代理变量,主要包括城乡收入差距的泰尔指数、基尼系数和城乡收入比等。本文将选择城乡收入比(城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入,相关原始数据主要源自相应年份的《中国统计年鉴》)作为居民收入差距的衡量指标。需要说明的是,之所以选择城乡收入差距这一指标,主要是为了与理论分析中不同收入基层之间的收入差距对应起来,虽然基尼系数和泰尔指数也可以很好地测度居民收入差距,但是却不能明确衡量不同阶层之间的收入差距。

3. 中介变量——人力资本。度量人力资本的指标有很多,一般可以分为收入法、支出法和教育指标法(平均受教育年限、识字率、入学率等),这里选用的是教育指标法中的人均受教育年限做为度量指标。需要说明的是,之所以选择人均受教育年限作为人力资本的测度指标,部分是因为收入法和支出法所需要的数据在现实生活中很难获得,更重要的则是因为中国绝大部分个体积累人力资本的主要途径就是接受正规的学校教育,而企业在招聘时也是以学历作为判断人力资本积累水平的主要依据,因此人均受教育年限能够较为准确地对中国各省人力资本积累水平进行测度。

4. 控制变量:需要注意的是,由于收入差距和其他影响全要素生产率的因素可能存在较强的统计一致性,比如发达地区省份的收入差距较小。与此同时,其科研资本投入水平和城镇化水平则较高,所以全要素生产率也较高。这就意味着发达地区较高的全要素生产率可能是由于较高的科研资本投入水平或者较高的城镇化水平导致的,而非是由收入差距导致的。换言之,如果在计量模型中不控制可能影响全要素生产率的其他主要变量,比如科研资本投入水平和城镇化水平等,那么收入差距与全要素生产率之间的关系可能仅仅是统计关系而非是因果关系。因此,为了更加真实可靠地反映和揭示收入差距与全要素生产率之间的因果关系,本文在经验分析中还控制了其他可能影响全要素生产率的变量。这些控制变量主要包括:①科研资本投入水平,科研资本投入是为技术创新打下坚实的物质基础,影响到科研人员收入、研发设备先进程度等重要方面,本文选择各省研发经费支出作为衡量指标;②经济开放程度。经济开放度被认为是影响中国全要素生产率的一个因素,这点从直觉上也比较容易理解,随着产品和资本的跨区域流动,附加于产品上的技术也存在跨区域扩散的趋势,一方面创新产品进入会激发地区内模仿的热情,从而提高技术研发的激励,另一方面向区域外输出的商品附加值往往较高,也要求企业加大技术方面的投入,本文将选择各地区进出口商品总值与各省 GDP 的比值(OPEN)作为衡量指标;③市场化程度,在现有对全要素生产率影响因素的研究中,市场化程度的影响一般被认为是正面的。市场化的引入会提高市场的竞争程度并且使生产要素回报趋于合理化,这会刺激微观主体从事生产的积极性,并愿意付出努力提升自身竞争能力,而改善效率和掌握新技术都有助于这一目标的实现,因此可以推测,市场化进程不论是对效率改善还是对技术进步都应该有促进效应,本文将选择总就业人数中私营与个体就业人数占比作为衡量指标;④城镇化水平,在讨论全要素生产率的文献中,城镇化也是一个常见的考虑因素,现有一些文献的实证结果通常都表明中

国的城市化妨碍了全要素生产率的提高,如张军、金煌,将在新的框架下进一步检测中国城市化对技术进步以及全要素生产率的影响,参考此前的文献^[26-27],本文将选用常驻城镇人口占总人口的比例来衡量各地区的城镇化进程;⑤基础设施水平,在讨论全要素生产率的文献中,基础设施水平也是一个常见的考虑因素,现有的一些研究文献的实证结果也显示,基础设施水平的提高促进了技术的进步,这也很容易理解,因为基础设施水平的高低影响技术进步人才和设备的流通效率。本文将选择公路网密度作为衡量指标。

相关数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》《新中国统计资料汇编》《中国科技统计年鉴等》。综合考虑数据可得性以及平衡面板数据的要求,本文最终选取了2000—2022年间除港澳台及西藏外我国30个省份的面板数据作为分析对象。基于上述分析,实证检验所需的各种变量的名称、变量性质、符号、衡量计算方法等信息如表1所示。

表1 变量说明

变量性质	变量名称	符号	衡量指标及计算方法
被解释变量	全要素生产率	<i>TFP</i>	采用DEA-Malquist指数计算
核心解释变量	收入差距	<i>Gap</i>	城乡收入比率=城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入
中介变量	人力资本	<i>HC</i>	人口平均受教育年限=(小学×6+初中×9+高中×12+中职×12+大专×15+本科×16+研究生×19)÷6岁及以上人口总数
控制变量	科研资本投入	<i>RD</i>	科技经费支出
	经济开放程度	<i>OPEN</i>	各地区进出口商品总值(按经营单位所在地分)/GDP
	市场化程度	<i>MP</i>	私营与个体就业人数/总就业人数
	城镇化水平	<i>UL</i>	常住人口/总人口
	基础设施水平	<i>INF</i>	公路网密度=公路里程数/地区行政区划面积

(三)描述性统计结果分析

本文选取了2000—2022年除港澳台及西藏外我国30个省份的面板数据作为研究对象,在对样本数据进行回归之前,对主要变量先进性描述性统计(见表2)。

根据表2可以看出,全要素生产率*TFP*的均值为0.774,最大值1.927,最小值0.327,标准差0.262,样本间最大值和最小值跨度较大,标准差较高,表明各省份各年份的全要素生产率存在较大差异,波动性较大。收入差距*Gap*的均值为0.118,最大值0.320,最小值0.0188,标注差0.0577,由此可见各单位间收入差距存在,波动性较小。人力资本*HC*的均值为8.544,最大值12.78,最小值5.438,标准差1.093,表明单位间人力资本差异较大,波动性较高。值得注意的是科研资本投入*RD*的均值为277.5,最大值3098,最小值0.786,标准差为442.5,表明各单位间科研资本投入差距很大,波动也很大。

表2 描述性统计结果

变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>TFP</i>	690	0.774	0.294	0.327	1.927
<i>Gap</i>	690	3.866	0.573	1.8451	5.120
<i>HC</i>	690	8.544	1.093	5.438	12.78
<i>RD</i>	690	277.5	442.5	0.786	3,098
<i>OPEN</i>	690	0.306	0.376	0.0127	1.784
<i>MP</i>	690	0.264	0.205	0.0354	2.093
<i>UL</i>	690	0.512	0.152	0.233	0.896
<i>INF</i>	690	0.728	0.480	0.0208	2.126

表3进一步给出了变量之间的相关性分析结果。根据表3,研究变量之间均存在相关性,且相关性较高。除核心解释变量和中介变量外,技术进步与所有控制变量的相关系数均在较高水平下显著,这也说明本文选择的控制变量是合理且有效的。

表3 相关性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1) <i>TFP</i>	1	—	—	—	—	—	—
(2) <i>Gap</i>	-0.348 ***	1	—	—	—	—	—
(3) <i>HC</i>	0.315 ***	-0.613 ***	1	—	—	—	—
(4) <i>RD</i>	0.227 ***	-0.372 ***	0.527 ***	1	—	—	—
(5) <i>OPEN</i>	0.644 ***	-0.376 ***	0.507 ***	0.374 ***	1	—	—
(6) <i>MP</i>	0.298 ***	-0.389 ***	0.614 ***	0.621 ***	0.383 ***	1	—
(7) <i>UL</i>	0.499 ***	-0.649 ***	0.866 ***	0.535 ***	0.714 ***	0.631 ***	1
(8) <i>INF</i>	0.118 ***	-0.435 ***	0.581 ***	0.622 ***	0.457 ***	0.521 ***	0.606 ***

注:***、**、*分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。

为了确保所有变量之间不存在多重共线性的问题,接下来进行 VIF 多重共线性分析。如表 4 所示,被解释变量、核心解释变量和控制变量全样本输入检验,VIF 最大值均小于临界值 10,说明各变量之间不存在多重共线性问题。

表 4 共线性分析结果

变量	VIF	1/VIF
<i>Gap</i>	1.81	0.552 527
<i>HC</i>	4.67	0.214 032
<i>RD</i>	2.05	0.488 332
<i>OPEN</i>	2.36	0.424 090
<i>MP</i>	2.12	0.472 707
<i>UL</i>	7.97	0.125 439
<i>INF</i>	2.01	0.497 738
<i>Mean VIF</i>	3.28	—

(四)基准回归模型分析

基于 Hausman 检验,本文选择固定效应模型,实证分析居民收入差距与全要素生产率之间的关系,具体实证结果见表 5。

表 5 基准模型回归结果

变量	(1) 全要素生产率 TFP
<i>gap</i>	0.386 *** (0.092 2)
<i>gap2</i>	-0.054 6 *** (0.013 1)
<i>rd</i>	6.32e-05 *** (2.02e-05)
<i>open</i>	0.078 4 * (0.045 0)
<i>mp</i>	0.052 8 * (0.032 6)
<i>ul</i>	-2.807 *** (0.168)
<i>inf</i>	0.087 5 *** (0.028 8)
<i>Constant</i>	1.446 *** (0.168)
时间效应	是
个体效应	是
<i>Observations</i>	690
<i>Number of pro_</i>	30
<i>R</i> ²	0.621
豪斯曼检验 <i>p</i> 值	0.00

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 时有统计学意义。

表 5 汇报了居民收入差距对全要素生产率的实证分析结果,通过回归分析发现,居民收入差距一次项系数为 0.386,二次项系数为 -0.054 6 小于 0,均在 1% 的显著性水平下显著,这说明居民收入差距对全要素生产率的影响显著呈现先上升后下降的倒 U 型的关系,即在拐点之前居民收入差

距增加能够提升全要素生产率,在拐点之后居民收入差距增加会抑制全要素生产率,在回归结果中本文对个体效应和时间效应均加以控制。以所设定的基础回归模型为基准,可以得到倒 U 型趋势的拐点值 3.535。这一结果可以辅助判断当前居民收入差距对全要素生产率的影响情况。当居民收入差距低于拐点值 3.535 时,这时居民收入差距增加能够促进全要素生产率,高于拐点值时居民收入差距增加会抑制全要素生产率。而根据表 2 的描述性统计结果,城乡收入差距的均值为 3.866,最大值为 5.12,均大于拐点,这说明我国目前的平均城乡收入差距的确存在过大的问题,因此并不利于我国全要素生产率的提升。

对控制变量而言,科研资本投入(*RD*)的系数为 6.32,在 1% 的显著性水平下显著,表明科研资本投入有助于提升全要素生产率。这是因为科研资本投入的增加可以提升研发设备的先进性和研发人员的积极性,对于全要素生产率提升具有重要影响。经济开放程度(*OPEN*)的系数为 0.078 4,在 10% 的显著性水平下显著,表明对外开放有助于提升全要素生产率。这是因为经济开放度的提升有利于各省市与其他国家地区进行贸易往来,可以充分发挥其比较优势,促进资源配置效率的提升,使得技术交流更为频繁,促进技术转移,提升各省的全要素生产率水平。市场化程度(*MP*)的系数为 0.052 8,在 10% 的显著性水平下显著,表明市场化程度的提升有助于提高全要素生产率。这是因为市场化程度的增加意味着经济体中非国有经济比重的提高,使得经济运行以市场经济为主导,全要素生产率提升带来的经济效益对非国有经济体吸引力更大,有助于全要素生产率进步。城镇化水平(*UL*)的系数为 -2.807,在 1% 的显著性水平下显著,表明城镇化水平的提高抑制全要素生产率的增加。这可能是因为我国传统的城镇化过分重视数量和规模扩张,而忽视了质量和效益,因此对全要素生产率进步产生了消极影响,或许正因为如此,我国近年来才开始大力提倡推进新型城镇化。基础设施水平(*INF*)的系数为 0.087 5,在 1% 的显著性水平下显著,估计结果表明基础设施水

平的提高有利于全要素生产率的提升,这是因为基础设施的增加意味着交通更加便利,生活质量得到提高,这有助于引入研发设备,吸引研发人员就业落户,吸引前沿产业投产。

(五) 中介效应检验

对于中介效应检验,论文采用BK逐步法,参考温忠麟等^[28]年针对中介效应模型分析和检验方法,回归分析主要分三步走:第一步检验居民收入差距对技术进步的总效应,如果总效应显著则进行下一步检验;第二步检验居民收入差距对人力资本的效应;如果上述两步骤的回归结果均显著,则进行最后一步,控制人力资本检验居民收入差距对技术进步的效应,这里可以同时检验人力资本对技术进步的效应。如果此次结果不显著则表明存在完全中介;如果此次结果显著性降低,则表明直接效应较为显著,此次变量间检验存在部分中介效应。基于上述分析,现建立中介效应回归检验模型组如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Gap_{it} + \beta_2 Gap_{it}^2 + \sum \lambda_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$HC_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Gap_{it} + \beta_2 Gap_{it}^2 + \sum \lambda_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Gap_{it} + \beta_2 Gap_{it}^2 + \delta HC_{it} + \sum \lambda_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

中介效应第一步检验总效应显著,下面参照基准回归模型分析的方法,选择固定效应模型,进行剩余两步检验,具体分析结果如表6所示。

表6列(1)给出了三步法中第二步的检验结果,居民收入差距与人力资本之间的关系,通过分析发现,收入差距二次项系数显著为负,说明收入差距的二次项与人力资本呈现显著的倒U型的关系,即适当的收入差距的扩大能够促进人力资本的提升,当收入差距达到拐点之后,收入差距的扩大会抑制人力资本的增大,在回归结果中本文对个体效应和时间效应均加以控制。

表6列(2)汇报了中介效应检验三步法中第三步的检验结果,在基础回归模型中引入人力资本进一步对收入差距影响全要素生产率的机制进

行检验,结果发现,居民收入差距一次项系数为0.341,二次项系数为-0.0472小于0,均在1%的显著性水平下显著,居民收入差距与全要素生产率之间依然呈现倒U型的关系,说明中介变量选择的有效性。到这里中介效应检验模型组就全部回归完成,结果显示人力资本的中介效应是显著的,在逻辑上是可以验证的。除此之外还可以看出,人力资本的系数为0.0719,在1%的显著性水平下显著,可以得出人力资本与全要素生产率之间呈现显著的正向关系,说明人力资本的增加能够促进技术进步。

表6 中介效应检验结果

检验步骤	(1) 步骤二检验	(2) 步骤三检验
变量	人力资本 HC	全要素生产率 TFP
<i>gap</i>	0.621 *** (0.182)	0.341 *** (0.0923)
<i>gap2</i>	-0.104 *** (0.0257)	-0.0472 *** (0.0131)
<i>hc</i>	-	0.0719 *** (0.0216)
<i>rd</i>	7.03e-05 * (3.98e-05)	5.81e-05 *** (2.01e-05)
<i>open</i>	-0.102 (0.0887)	0.0858 * (0.0446)
<i>mp</i>	0.182 *** (0.0643)	0.0397 (0.0325)
<i>ul</i>	0.284 (0.331)	-2.828 *** (0.167)
<i>inf</i>	-0.0189 (0.0567)	0.0889 *** (0.0285)
<i>Constant</i>	6.151 *** (0.330)	1.003 *** (0.212)
时间效应	是	是
个体效应	是	是
<i>Observations</i>	690	690
<i>Number of pro_</i>	30	30
<i>R</i> ²	0.931	0.629

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 时有统计学意义。

(六) 稳健性检验与内生性检验

为了检验结果的稳健性,本文选择的是使用技术进步的其他衡量指标。本文将被解释变量技术进步的衡量指标由全要素生产率累积指数(TFP)更换为前沿技术进步累积指数(TC)计算,然后再对基础回归模型重新回归分析,实证检验居民收入差距与全要素生产率的关系。表7列(1)给出的检验结果表明,居民收入差距一次项系数为0.163,二次项系数为-0.0233,仍显著为负数,说明居民收入差距与全要素生产率之间仍然呈现倒U型的关系,证明论文研究结果是稳健的。

考虑到影响全要素生产率的变量较多,可能会由于遗漏变量误差造成内生性问题,为此本文借鉴前人的做法,使用滞后一期的居民收入差距作为工具变量,使用两阶段最小二乘法(2SLS)实证检验居民收入差距与全要素生产率之间的关系。表7列(2)给出的结果显示居民收入差距一次项系数为0.455,二次项系数为-0.0647小于0,均在1%的显著性水平下显著,这说明居民收入差距对全要素生产率的影响仍然显著的呈现先上升后下降的倒U型的关系,本文研究结果依然成立,保持稳健。

表7 稳健性和内生性检验结果

检验结果类型	(1) 稳健性检验结果	(2) 内生性检验结果
全要素生产率	全要素生产率 TFP2(TC)	全要素生产率 TFP
<i>gap</i>	0.163 * (0.096 0)	0.455 *** (0.108)
<i>gap2</i>	-0.023 3 * (0.013 6)	-0.064 7 *** (0.015 1)
<i>rd</i>	0.000 147 *** (2.10e-05)	3.43e-05 * (1.87e-05)
<i>open</i>	0.130 *** (0.046 8)	0.008 01 (0.042 2)
<i>mp</i>	0.082 4 ** (0.033 9)	0.024 5 (0.029 5)
<i>ul</i>	-2.307 *** (0.175)	-2.608 *** (0.167)
<i>inf</i>	0.161 *** (0.030 0)	0.101 *** (0.027 5)
<i>Constant</i>	1.566 *** (0.174)	1.241 *** (0.196)
时间效应	是	是
个体效应	是	是
<i>Observations</i>	690	690
<i>Number of pro_</i>	30	30
<i>R</i> ²	0.724	0.594

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.10$ 时有统计学意义。

五、拓展分析

教育投资消费作为人力资本积累的主要途径,在本文的理论分析中占据重要地位。教育投资消费既是一种消费行为,又是一种投资行为。由于其是一项与未来收入水平和社会地位紧密有关的重要支出,个体为了维持和追求更高的社会地位和社会财富,往往会将教育视为一种投资,这种投资贯穿个体的整个生命周期,因此可以将这种影响称为教育投资消费的“投资效应”。与此同时,消费经济学理论认为人们的消费偏好是非独立的,由此产生了消费过程中的“示范效应”和“棘轮效应”。需要注意的是,在实际生活中,“示范效

应”和“棘轮效应”对不同收入阶层的影响是不同的。对高收入阶层而言,“示范效应”使得高收入阶层希望通过比低收入阶层消费更多的商品消费和教育消费而起到“示范作用”,而高端商品和高品质教育作为一种被普遍认同的地位商品,是否对其消费被认为是判断社会地位的重要标准。因此,可以将这种“示范效应”对高收入阶层的影响概括为消费支出的“地位寻求效应”,换言之,无论收入差距如何变化,高收入阶层都希望通过比低收入阶层消费更多的商品和教育,来“展示”自身的社会地位。一般来说,这种效应长期存在,且主要影响高收入阶层。而“棘轮效应”则使得高收入阶层希望在“投资效应”和“地位寻求效应”的双重影响下所确定的商品消费和教育消费水平与低收入阶层的商品消费和教育消费水平保持一定差距,并且这个差距水平相对稳定。

事实上,也正是这个相对稳定的差距水平使得收入差距变动会对不同收入阶层的教育消费投资和人力资本积累进而对整个社会的全要素生产率产生倒U型影响。这种影响也意味着将收入差距缩小至临界值既能够促进共同富裕目标的实现,也能够提升全要素生产率,从而实现中国经济的高质量发展。但不可否认的是,随着收入差距的进一步缩小,共同富裕和全要素生产率之间可能会出现矛盾。因此,从这个角度来说,传统的放任市场经济体制与中国以共同富裕为根本目标的社会主义政治体制是不兼容的。只有在充分发挥市场在资源配置中的决定性作用的同时更好地发挥政府的作用,即将有效市场和有为政府有机结合,才能够在提升全要素生产率的同时逐步实现共同富裕。这同时也意味着,高质量发展不是也不能一蹴而就,其必须在公平(缩小收入差距)与效率(提升全要素生产率)之间寻找到一个恰当的平衡点,在最大限度地做大总体经济“蛋糕”的同时更合理也更科学地分好“蛋糕”,从而让广大居民特别是低收入家庭能够更好地分享经济发展的成果。进一步来说,随着收入差距的不断缩小,中央政府可能会面临着越来越多的“非帕累托改进性质”的政策抉择问题,不同阶层和团体之

间的利益冲突也会逐渐凸显出来。因此,只有进一步加强党的领导核心地位,不断强化人民的历史主体地位,才能保证中国的社会主义现代化建设始终沿着共同富裕的正确方向顺利前进。

六、研究结论与对策建议

(一) 结论

(1)居民收入差距通过教育投资消费影响人力资本积累,而人力资本积累将进一步影响全要素生产率。具体来说,居民收入差距在不同水平值下,其扩大或缩小对不同阶层的教育投资消费决策和人力资本积累的影响是不同的。而社会人力资本水平是影响全要素生产率的重要因素,人才可以减少研发成本,提高研发成功的概率,促进全要素生产率。

(2)居民收入差距与全要素生产率之间存在显著且稳健的倒U型关系。

(3)人力资本的中介效应显著存在。

(二) 建议

全要素生产率提升是高质量发展的核心动力源泉,是经济增长的重要驱动力。而要通过提升全要素生产率驱动高质量发展,这是贯彻新发展理念、破解当前经济发展突出矛盾和问题的关键所在,对于实现在高质量发展中促进共同富裕、实现“两个一百年”奋斗目标、实现中华民族伟大复兴的中国梦至关重要。为了在高质量发展中更好地兼顾公平和效率,根据本文的研究结论,现提出如下的相关政策建议。

第一,合理调整居民收入差距。根据本文的理论模型和实证分析可以得知居民收入差距与全要素生产率之间呈现显著的倒U型关系,在拐点之前与之后,居民收入差距对全要素生产率的影响截然相反,而国内不同省份之间的居民收入差距差异较大,因此各省相关部门首先要根据当地实际情况,判断本省居民收入差距是在拐点前还是拐点后,然后因地制宜完善收入分配制度,优化政府转移支付结构,及时调整政府税收政策,综合运用财政、货币以及各项经济调节手段,调整居民收入差距水平。当居民收入差距在拐点之前时,政府应适度增加收入分配向资本等要素的倾

斜力度,提高资本收入所占份额,从整体看这时候高收入阶层收入水平的增加会促进教育投资消费,进一步促进社会整体全要素生产率水平;当居民收入差距在拐点之后时,政府应适度增加收入分配向劳动要素的倾斜力度,提高劳动收入所占份额,从整体看这时候低收入阶层收入水平的增加会促进教育投资消费,进一步促进社会整体全要素生产率水平。

第二,加大教育投资。社会整体教育水平决定了社会中技术知识的存量和人力资本水平,进一步也决定了企业进行技术研发的成本以及成功额概率,因此教育水平直接决定着全要素生产率的水平。尽管中国的整体教育水平呈现逐年上升的态势,但仍然存在较多领域需要改进。基础教育方面,关注偏远地区基础教育的建设,更新换代基础教育的教学设备,提高教师的薪资待遇,鼓励优秀的教师队伍到农村地区教学,在此基础上加快基础教育的网络传播,实现优质资源的共享。高等教育方面,不断深化高等教育体制改革,积极推进产学研的结合;健全学生资助制度,加大奖助学金覆盖范围及力度,鼓励贫困学生继续深造。

第三,增加科研资本投入,特别是以政府为主体的科研资本投入。科研资本投入是为技术创新打下坚实的物质基础,影响到科研人员收入、研发设备先进程度等重要方面。尽管政府科研投入可能对私人部门产生挤出效应,但不可否认的是政府科研投入解决了私人资本不愿进入的资金耗费巨大且收益迟滞性长的技术研发项目,有助于革命式技术进步的迅速出现,弥补了私人资本时可能会存在的正向外部性无法得到补偿的问题,另一方面,政府科研投入可以对私人科研投入起到较好的信号传递作用,帮助投资公司更好地对不同企业进行评价,减少信息搜集和处理成本,更有助于将资本投入有潜力的研发企业。

第四,扩大经济开放程度。支持各省市与其他国家地区进行的贸易往来,引进外商直接投资,充分发挥各地比较优势,促进资源配置效率的提升,使得技术交流更为频繁,在交流中促进技术转移,提升各省的全要素生产率水平。首先,加强与

各国的战略合作,减少外商直接投资与进出口贸易中不必要的行政审批,降低市场准入壁垒,鼓励外商投资和进出口产业。其次,对外商直接投资的质量进行甄别,通过引进高质量的外商企业,学习其先进的生产技术与管理经验,提高自身的技术研发能力。

第五,提高市场化水平。私营经济正在成为中国科技进步和转型升级的重要力量,私营企业主要靠市场竞争取的生存和发展,因此它们下市场经济环境下运用创新规律方面更有优势。正因如此,国家要在政策层面要不断加强对创新的私营企业的政策支持,完善税收激励政策,加快完善公共技术创新服务体系,引导科技创新人才想私营企业聚集,使得私营企业迸发更大的创新活力。

参考文献:

- [1]任保平.新发展阶段我国区域经济高质量发展的理论逻辑、实践路径与政策转型[J].四川大学学报:哲学社会科学版,2023(3):81-90.
- [2]姚树洁,汪锋.高质量发展、高品质生活与中国式现代化:理论逻辑与实现路径[J].改革,2023(7):11-20.
- [3]孙久文,蒋治,胡俊彦.新时代中国城市高质量发展的时空演进格局与驱动因素[J].地理研究,2022(7):1864-1882.
- [4]周慧琨,傅春杨,龚六堂.就业政策如何影响收入分配?:基于量化空间一般均衡模型的理论分析[J].管理世界,2024(1):38-63.
- [5]辛鸣.共同富裕的中国逻辑[J].中国社会科学,2024(1):4-24.
- [6]张云,柏培文.数智化如何影响双循环参与度与收入差距:基于省级—行业层面数据[J].管理世界,2023(10):58-83.
- [7]李建伟,顾天安,王骁,等.居民人力资本的差异化分布与收入分配不平等[J].管理世界,2023(10):1-22,73,23.
- [8]孙宁,李明真,李达,等.人工智能技术创新缩小了性别收入差距吗?:基于中国家庭追踪调查的经验分析[J].技术经济,2023(10):38-48.
- [9]叶迪,史青,陈启斐.贸易开放与年龄收入差距:基于双重技能要素禀赋视角[J].世界经济,2023(10):3-32.
- [10]巩师恩,赵嘉欣.中国工业结构变迁与行业工资差距[J].经济论坛,2023(8):47-62.
- [11]李增刚,王典.对外直接投资能否提升劳动收入份额?[J].商业研究,2023(4):65-74.
- [12]袁玉青,丁建军.农村劳动力转移、农业技术进步与城乡收入差距:基于PVAR模型的实证分析[J].河北农业科学,2023(3):94-99.
- [13]关筱谨,任碧云,赵彦庆.金融结构优化能促进共同富裕吗?[J].国际金融研究,2023(7):50-60.
- [14]范红忠.有效需求规模假说、研发投入与国家自主创新能力[J].经济研究,2007(3):33-44.
- [15]黄平,李奇泽.新自由主义对英美等国收入不平等的影响[J].中国社会科学,2023(9):144-166,207-208.
- [16]FOELLM R, ZWEIMÜLLER J. Is Inequality harmful for innovation and growth? price versus market size effects[J]. Journal of evolutionary economics, 2017, 27(2):359-378.
- [17]宋弘,罗吉罡,黄炜.教育扶贫与人力资本积累:事实、机制与政策含义[J].世界经济,2022(10):3-27.
- [18]李思龙,全菲菲,韩阳阳.公共教育投资、人力资本积累和区域创新能力[J].财经研究,2022(9):94-108.
- [19]姜恒,刘李俪,张永林.家庭教育投入结构与代际人力资本成长[J].中央财经大学学报,2023(4):78-89.
- [20]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(10):17-31.
- [21]李景睿,邓晓峰.适度收入差距对需求驱动型技术进步的影响研究:基于金砖国家面板数据的实证分析[J].国际贸易问题,2014(4):58-66.
- [22]SHIN Inyong. Income inequality and economic growth[J]. Economic modelling, 2012, 29(5): 2049- 2057.
- [23]GRILICHES Z, ARIEL P, BRONWYN H H, The value of patents as indicators of inventive activity [R]. NBER (National Bureau of Economic Research) Working Paper, 1986,2083:1-30.
- [24]亢梅玲,韩依航,吴碧瑶,等.人口年龄结构变动会影响创新吗?[J].中国软科学,2024(3):201-211.
- [25]付强.规制型政府竞争框架下结构性减速的形成机制分析:基于重工业产能过剩的视角[J].中国软科学,2023(10):190-204.
- [26]简新华,黄锬.中国城镇化水平和速度的实证分析与前景预测[J].经济研究,2010(3):28-39.
- [27]顾海峰,卞雨晨.财政支出、金融及FDI发展与文化产业增长:城镇化与教育水平的调节作用[J].中国软科学,2021(5):26-37.
- [28]温忠麟,叶宝娟.有调节的中介模型检验方法:竞争还是替补?[J].心理学报,2014(5):714-726.

(本文责编:希文)