

基本公共服务支出对地区收入水平的影响*

——基于劳动力结构的研究

贾婷月 司继春 胡映洁

【摘要】文章使用中国 1998~2020 年省级面板数据,实证检验基本公共服务支出是否通过改变劳动力市场结构对地区收入水平产生影响,尤其是对地区制造业和服务业收入水平的异质性影响。研究发现:(1)地方政府加大基本公共服务的投入力度能显著提高地区收入水平,相比服务业,这一增长效应在制造业中更为明显。(2)2009 年以后,基本公共服务支出的提高对制造业收入的增长效应显著增强;文化、体育与传媒、教育、医疗与社会保障支出对制造业增长效应更为明显;而科技支出则需要更长时期的积累才能提高制造业的收入水平。(3)劳动力结构的改变在其中发挥了重要作用,尤其在 2009 年以后,基本公共服务的提升显著提高了劳动力的人力资本水平,逐渐形成劳动力的“素质红利”,从而带动地区制造业收入增长。(4)社会保障支出的提升不仅能在长期提高地区内的制造业收入水平,还能明显提高区域间制造业的收敛速度,从而促进区域间经济的协调发展。

【关键词】基本公共服务 人力资本 地区收入水平 制造业 服务业

【作者】贾婷月 上海社会科学院应用经济研究所,助理研究员;司继春 上海对外经贸大学统计与信息学院,讲师;胡映洁 上海社会科学院应用经济研究所,副研究员。

随着中国经济实现了经济总量的跨越式增长,地区收入增长相对缓慢、区域间收入水平失衡的矛盾也逐渐显现。在“双循环”发展的新格局下,财政作为国家治理的基础和重要支柱,其收支行为无疑是改善地区收入水平的重要力量。随着中国进入人口老龄化和产业结构深度调整的新时期,传统的物质资本投资对经济增长的拉动作用开始放缓,人力资本已逐渐成为经济增长的新动力。基本公共服务作为一种“以人为本”的财政支出政策始终贯穿着经济发展与转型的全过程。然而,基本公共服务供给对地区人力资本水平

* 本文为国家社会科学基金青年项目“‘双循环’新格局下政府投资转型对制造业结构升级的影响机制研究”(编号:21CJY021)的阶段成果。

和劳动力结构的作用如何?地区基本公共服务支出的提升能否提高地区收入水平、改善区域间发展的不平衡和不充分现象?回答这些问题对“十四五”时期培育中国经济新增长点、消除相对贫困具有重要意义。

一、文献回顾

目前关于基本公共服务支出对地区收入水平直接影响的研究尚不充分。国内的研究更聚焦城乡基本公共服务对贫困人口收入水平的影响,并且大多数的结论认为基本公共服务能够有效提高贫困人口的收入水平(Yang等,2020;Hwang等,2020)。虽然现有研究无法提供基本公共服务直接影响地区收入水平的理论支撑,但我们仍然可以从经典理论中找到地区基本公共服务供给间接影响地区收入水平的证据。

首先,基本公共服务水平是劳动力结构的重要影响因素,主要表现在对劳动力流动的“拉力”作用和改变劳动力人力资本水平上,因而理论上存在间接提高地区收入水平的可能性。早在1956年的蒂伯特“用脚投票”理论中就指出,在人口自由流动的前提下,劳动力可以通过“用脚投票”的方式选择基本公共服务满足其效用水平的辖区(Tiebout, 1956),为后续基本公共服务影响劳动力迁移决策的相关研究奠定基础。随后,Binet(2003)研究指出法国17个市政府通过提供更好的公共品与公共服务吸引外来人口。在中国,基本公共服务往往是地方政府竞争人才的重要政策手段,并能够带来明显的高学历移民的增加(付文林,2007)。与低人力资本水平劳动力相比,高人力资本水平的劳动力在迁移时更关注地区公共服务供给和基础设施建设水平(Diamond, 2016)。高春亮、李善同(2019)发现,理性人会以提高人力资本水平为目的进行区位选择,进而改变了城市人力资本存量。加大对教育的投入和促进公共服务均等化是提高人力资本回报率的重要战略,同时,若能打破人口流动的障碍、发挥人力资本的外部性,则有利于实现收入可持续增长并跨越中等收入陷阱(陆铭,2016)。陈飞、苏章节(2021)认为,教育投资的增加能够提升动态工资溢价,这与陆铭(2016)的研究结论基本一致。而公共服务形成的城市间人口再配置还会通过人力资本的“结构效应”对城市生产率发挥作用(胡彬等,2022)。

其次,新古典经济理论认为人力资本能够持续推动地区收入增长。其中,以Lucas(1988)为代表的研究认为,人力资本积累作为一种重要的生产要素内生地推动经济持续增长。在此基础上,Romer(1990)研究指出,现有人力资本存量通过影响创新能力带动经济发展。因此,由人力资本增长带来的经济可持续增长能够带动地区实际收入水平的提高。此后,越来越多的研究认为人力资本能够拉动消费升级和自主创新。其中,陈斌开、张川川(2016)认为,高技术劳动力具有更高的购买力和商业服务业需求,从而推进城镇化的发展。而高技术劳动力还能够通过知识外溢促进科技创新,对制造业劳动生产率产生长期影响(Hornung, 2014),从而形成收入增长的良性循环。人力资本的这两个影

响机制恰恰是“双循环”新格局下推动中国收入水平可持续增长的重要动力。

最后,人力资本还会影响区域间收入差距。地区人力资本存量不仅取决于本地就业者,还取决于区域间的劳动力流动,而劳动力流动是影响区域间收入差距的重要因素。新古典经济增长理论指出,劳动力流动会使区域间经济加速趋同(Lucas,1988),但沈坤荣、唐文健(2006)基于中国的数据发现,大规模劳动力流动并没有促进新古典意义上的区域经济协调发展。钟笑寒(2006)认为,劳动力的流入促使地区工资差异扩大的前提是地区存在教育与技术水平的差距,从而为中国的异质性劳动力结构影响区域收入差距的研究拉开序幕。赵伟、李芬(2007)基于新经济地理理论研究发现高技术劳动力的集聚能力明显高于低技术劳动力,从而会扩大人口流入地与其他地区的经济差距,体现出劳动力流动对区域收入差距极强的异质性影响。张文武、梁琦(2011)更为直接地指出了人力资本对地区收入水平和区域间收入差距的影响,即人力资本存量的提高虽然能够提升地区收入水平,但人力资本在省份上的分布不均匀可能导致地区收入差距的扩大。孙久文、张皓(2021)认为,改革开放以来,中国区域发展差距经历了先缩小、后扩大、再缩小的阶段,新时代区域差距已进入缩小的平缓期,发挥政府引导与市场主导两方面的积极性继续推进区域差距向最优化发展十分必要。

目前关于地区收入水平的研究还存在以下局限:(1)现有研究缺少逻辑一致的框架解释财政基本公共服务支出通过劳动力结构影响地区收入水平的内在机制。尤其是中国区域收入分配格局的演变不仅来自劳动力在产业部门的分配,还来自劳动力技术结构的升级,在这一背景下,研究基本公共服务支出对地区收入水平的影响必须考虑与中国产业结构转型联动发展的劳动力技术结构的演化,而以这一视角考察上述三者逻辑关系的研究尚未成熟。(2)制造业与服务业的就业结构和行业性质存在显著差异,因此,基本公共服务支出通过改变劳动力结构对行业收入的影响也可能存在异质性,但鲜有研究揭示基本公共服务支出对地区收入水平经济效应的行业异质性。

鉴于此,本文试图分析基本公共服务支出对地区制造业和服务业收入水平影响的行业异质性和时期特征,并依据地区收敛的新古典经济理论,实证检验各类基本公共服务支出对制造业、服务业及整体收入水平的影响机制和地区收敛效应。

二、变量选择与数据来源

本文被解释变量使用《中国劳动统计年鉴》中的分地区、分行业城镇单位就业人员的工资总额,计算出各地区的平均工资、制造业平均工资和服务业平均工资,以此度量地区平均收入水平、制造业收入水平和服务业收入水平^①。其中,服务业全行业的工资水

^① 地区平均工资实际值、制造业平均工资实际值、服务业平均工资实际值、基本公共服务支出实际值均使用1978年为基期的CPI消除价格因素,并取自然对数进行处理。

平较难获取,本文使用 14 个主要细分行业的总工资除以总就业人口计算得出,具体包括:(1)批发和零售业;(2)交通运输、仓储和邮政业;(3)住宿和餐饮业;(4)信息传输、软件和信息技术服务业;(5)金融业;(6)房地产业;(7)租赁和商务服务业;(8)科学研究和技术服务业;(9)水利、环境和公共设施管理业;(10)居民服务、修理和其他服务业;(11)教育;(12)卫生和社会工作;(13)文化、体育和娱乐业;(14)公共管理、社会保障和社会组织。本文核心解释变量为财政人均基本公共服务支出的自然对数值。基本公共服务总支出使用《中国统计年鉴》里财政一般预算支出中最为重要的五类支出的加总度量,包括:(1)文化、体育与传媒支出;(2)教育支出;(3)科技支出;(4)医疗卫生支出;(5)社会保障支出,并进一步除以地区年末总人口计算人均值,再取对数处理。本文分别使用人均基本公共服务总支出和上述五类人均基本公共服务子支出进行实证检验。

本文的控制变量包括:(1)地区固定资产投资占比,用地区全社会固定资产投资额占地区生产总值的比重度量;(2)对外开放程度,用地区进出口总额占 GDP 的比重表示;(3)公路密度,用各地区公路里程除以土地面积表示;(4)人口密度,用地区年末常住人口除以地区面积再取对数衡量;(5)产业结构,用第三产业增加值与第二产业增加值比重度量;(6)滞后一期地区人均 GDP 的自然对数值。

本文数据来源包括相关年份《中国劳动统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》《中国统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》,以及中国知网的中国经济社会大数据研究平台和各省统计年鉴。由于地级市层面难以获取较长时期的社会保障、文化、体育与传媒等财政支出的相关数据信息,

表 1 变量的描述性统计(N=690)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
地区平均工资(元)	38451	29186	5329	178178
地区制造业平均工资(元)	34096	25220	4856	148777
地区服务业平均工资(元)	59373	28696	19604	184370
人均基本公共服务总支出(元)	1121	1257	11.37	8464
人均文化、体育与传媒支出(元)	52.40	55.12	1.357	417.2
人均科技支出(元)	63.86	121.6	0.185	1169
人均医疗卫生支出(元)	203.8	249.5	1.923	1773
人均社会保障支出(元)	345.9	383.2	1.350	1999
人均教育支出(元)	455.4	503.2	5.897	3511
进出口总额占 GDP 比重	0.294	0.361	0.00765	1.722
公路密度(公里/平方公里)	0.788	1.207	0.0197	13.79
人口密度(人/平方公里)	568.9	1001	6.976	5072
产业结构	1.076	0.554	0.527	5.297
固定资产投资占 GDP 比重	0.609	0.258	0.210	1.480
地区人均 GDP(万元)	3.378	2.876	0.230	16.49

注:地区服务业平均工资的观测数为 420,其余变量均为 690。

不能全面反映现阶段高质量基本公共服务的内涵,因而本文使用中国 30 个省份(西藏、港澳台地区除外)1998~2020 年的面板数据。分省数据不仅可以更全面地反映基本公共服务支出的信息,还可以保证样本时期够长,有助于甄别区域、行业工资演变的时间特征,但由于中国多次改变国民经济行业分类,为保证服务业的行业分类前后统计口径一致,服务业地区平均工资仅使用 2007~2020 年数据。变量描述性统计如表 1 所示。

三、基准回归与稳健性检验

(一) 基准回归

本文首先采用固定效应模型估计基本公共服务支出对地区实际收入水平的综合效应：

$$\ln prw_{it} = \alpha_1 \ln prpse_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \mu_{it} \tag{1}$$

其中, i 为省份, t 为年份, 因变量 $\ln prw$ 为地区实际收入水平的对数, 本文分别考察地区平均收入、地区制造业平均收入与地区服务业平均收入 3 个维度; 核心解释变量 $\ln prpse$ 表示地区基本公共服务支出水平对数。 Z_{it} 是控制变量集合, μ_{it} 是误差项, γ_i, λ_t 为省份和年份固定效应。

表 2 中未加入控制变量的最小二乘回归(模型 1)显示, 基本公共服务总支出的增加对地区平均收入水平具有显著的增长效应, 回归系数在 1% 的水平上显著为正; 加入控制变量后, 核心解释变量回归系数仍在 1% 的水平显著为正(模型 2), 说明总体来看, 政府增加基本公共服务投入能够显著促进地区平均收入水平的提高。

表 2 基准回归:基本公共服务支出对地区平均收入水平的影响(N=690)

变 量	最小二乘回归		工具变量回归			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
基本公共服务总支出	0.327*** (0.034)	0.290*** (0.043)	0.458*** (0.046)	0.452*** (0.122)	0.408*** (0.032)	0.457*** (0.049)
对外开放程度		0.167*** (0.045)	0.129** (0.053)	0.130** (0.059)		0.129** (0.053)
公路密度		-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)		-0.008*** (0.002)
人口密度		0.155** (0.073)	0.155* (0.079)	0.155* (0.079)		0.155* (0.079)
产业结构		0.042 (0.026)	0.071*** (0.024)	0.070** (0.033)		0.071*** (0.024)
固定资产投资		0.060 (0.040)	0.042 (0.038)	0.042 (0.041)		0.042 (0.038)
滞后一期人均 GDP 对数		0.064* (0.035)	-0.035 (0.041)	-0.031 (0.073)		-0.034 (0.041)
Cragg-Donald Wald F 值			80.848	518.463	324.893	324.893
Hansen' J 检验(P 值)					0.182	0.955
R ²	0.991	0.992	0.989	0.989	0.989	0.989

注: 括号内数据为聚类到省份的标准误; 回归控制了时间和地区固定效应; 基本公共服务支出进行了标准化处理; 为节省篇幅, 未列出最小二乘回归的常数项; 其中模型 3 的工具变量为当年全国人均财政支出乘以地区人口, 模型 4 的工具变量为相邻省份的平均支出, 模型 5 和模型 6 同时使用了以上两个工具变量; 工具变量的第一阶段回归系数均显著为正; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

普通最小二乘回归会存在内生性问题。由于回归严格控制了固定效应和控制变量, 且因变量的变异较小, 模型 2 拥有较大的 R^2 , 根据 Oster(2019) 的结论, 由遗漏变量所带来的偏误较小。但 OLS 回归也可能存在其他内生性问题。一是潜在的反向因果关系。地区财政一般预算收入与地区收入水平相关, 而基本公共服务支出会受到财政一般预算收入的影响。但根据中国财政预算的编制流程, 编制预算前需要根据经济发展趋势并结合历年预算收支规律对本年度的预算收支情况进行预测, 再进行下一年的财政预算。因此

当年的财政一般预算支出水平反映的是往年的财政一般预算收入,也就意味着应该与往年的地方收入水平相关,因此这一反向因果关系较弱,当然这也不能完全排除反向因果的可能。二是地方政府的执行效率有差别,导致基本公共服务支出与实际的“效率”基本公共服务支出之间并不相等,可能存在度量误差,从而估计的系数存在向中型偏误。为了解决上述问题,本文使用当年全国人均财政支出乘以当年地区人口,计算一个假设人均财政支出均等化条件下的地区财政支出。由于全国的人均财政支出不由单独一个省决定,因而对于每个省而言,该变量是外生的。同时借鉴地方政府财政竞争理论,计算与本地区相邻省份的平均基本公共服务支出,由于相邻省份的基本公共服务支出不会直接影响本地区的收入水平,因而也满足外生性条件。本文使用上述两个变量作为工具变量,进一步使用二阶段最小二乘法进行回归。

模型3至模型6结果显示,基本公共服务的回归系数均在1%的水平上显著为正,再次说明基本公共服务支出增加能显著提高地区收入水平。其中,工具变量的估计结果在数值上均大于OLS的估计结果,这与我们对核心解释变量可能存在度量误差的猜测一致。第一阶段回归工具变量均显著为正,且Cragg-Donald的F统计量表明两个工具变量无论是单独使用还是联合使用,均不存在弱工具的问题;而Hansen的J检验不显著,表明两个工具变量的结果并无矛盾。两个信息来源不同工具变量的结果之间可以相互印证,在工具变量外生性方面具有一定的稳健性。

表3使用上述两个工具变量检验五类子支出对地区平均收入、制造业平均收入与地区服务业平均收入水平的经济效应。在地区平均收入的回归中,各类支出的系数均在1%的水平上显著为正,说明政府提高上述五类民生领域的支出均能提高地区平均收入水平。

本文重点关注各类支出对制造业与服务业地区平均收入的影响,回归结果呈现出

表3 基准回归:结构效应及行业异质性(IV-2SLS)

变 量	文化、体育与传媒	科技	医疗卫生	社会保障	教育
地区平均收入(N=690)					
基本公共服务子支出	0.789*** (0.246)	0.524*** (0.087)	0.765*** (0.150)	0.301*** (0.028)	0.437*** (0.051)
R ²	0.989	0.956	0.967	0.988	0.988
地区制造业平均收入(N=690)					
基本公共服务子支出	0.697*** (0.219)	0.461*** (0.079)	0.675*** (0.129)	0.266*** (0.029)	0.386*** (0.049)
R ²	0.949	0.962	0.971	0.986	0.988
地区服务业平均收入(N=420)					
基本公共服务子支出	0.138 (0.091)	-0.014 (0.095)	0.120* (0.060)	0.343 (0.224)	0.142* (0.065)
R ²	0.978	0.983	0.983	0.974	0.984

注:括号内数据为聚类到省份的标准误;回归控制了控制变量、时间和地区固定效应;基本公共服务支出进行了标准化处理;为节省篇幅,未列出最小二乘回归的常数项;*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

较为明显的异质性特征。在制造业的回归中,基本公共服务的五类子支出的回归系数均在 1%的水平上显著为正,表明政府扩大任意一类基本公共服务的投入,均会提高地区制造业的收入水平。对于服务业,教育和医疗在长时期表现出较为显著的增长效应,但显著性和系数大小均低于制造业的回归结果。说明基本公共服务支出对服务业收入水平的增长效应低于其对制造业收入水平的增长效应。此外,除了教育和医疗在长时期具有提高服务业收入水平的影响外,没有证据表明文化、体育与传媒、社会保障和科技支出能促进服务业收入增长。

(二) 稳健性检验

本文采用 3 种方法对基准回归进行稳健性检验:(1) 替换原本的地区平均工资指标,使用城镇居民全年人均可支配收入实际值作为被解释变量。(2)考虑政策的滞后性及可能的反向因果,本文使用滞后一期的基本公共服务总支出变量替换原有核心解释变量。(3)删除 2003、2008 和 2020 年的样本,因为 2003 年非典时期医疗卫生设施和人员数均有所扩张;2008 年为全球金融危机时期,政府制定扩张型财政政策刺激经济,可能会挤出政府对基本公共服务领域的投入;2020 年政府为应对新冠肺炎疫情不得不增加财政支出,并出台相应的减税降费政策。因此,这 3 年财政收支会受到明显的外生冲击。上述回归均使用工具变量的两阶段最小二乘法(见表 4)。

表 4 稳健性检验(IV-2SLS)

变 量	替换因变量	替换核心解释变量			剔除 3 年样本的工具变量估计		
	地区平均	地区平均	制造业	服务业	地区平均	制造业	服务业
基本公共服务总支出	0.260*** (0.034)				0.448*** (0.040)	0.380*** (0.040)	0.145 (0.107)
滞后一期基本公共服务		0.463*** (0.049)	0.460*** (0.050)	0.084 (0.062)			
观测数	690	660	660	420	600	600	360
R ²	0.988	0.988	0.987	0.984	0.990	0.989	0.982

注:同表 3。

表 4 将因变量替换为城镇人均可支配收入后,基本公共服务支出的回归系数仍在 1%的水平上显著为正,与上文的基本公共服务支出能够带动地区人均收入水平提高这一结论一致。在替换核心解释变量为其自身滞后一期后,地区平均收入与制造业平均收入的回归中其系数仍在 1%的水平上显著为正,而服务业地区收入对滞后一期基本公共服务支出的回归不显著。剔除 2003、2008 和 2020 年样本后发现,基本公共服务支出的回归系数在地区平均收入与地区制造业平均收入中仍显著为正,在服务业平均收入的回归中同样不显著,再一次验证了基本公共服务支出对地区制造业收入的增长效应大于服务业。与表 2 和表 3 中相比,表 4 的回归结果与基准回归基本一致,即基本公共服务支出



对地区平均收入与地区制造业收入的增长效应更为明显,可以证明回归结果的稳健性。

四、扩展性分析

(一) 时间阶段特征

2008 年修改后的《中华人民共和国劳动合同法》加强了对农民工等外来务工人员的劳动保护,改善了劳动者的福利。《劳动合同法》的修改倒逼企业增加了人力资本投资的投入程度(孙中伟等,2018),尤其是人力资本密集度较高的企业更专注于加强专用人力资本的投资,从而提高企业全要素生产率(廖冠民、宋蕾蕾,2020)。若基本公共服务支出能改变劳动力结构进而影响地区收入,这一效应在 2008 年《劳动合同法》修改前后应有所差别。基于此,本文进一步分时间阶段进行实证检验。由于《劳动合同法》的经济效应可能存在一定的滞后性,因此本文在《劳动合同法》生效的下一年,即 2009 年作为时间节点分时间段进行回归(见表 5)。

表 5 显示,总体来看,基本公共服务总支出主要带动制造业的收入增长,并且这一影响发生在 2009 年以后,但对于服务业收入水平的增长效应在 2009 年前后均不明晰。对于制造业,《劳动合同法》修改后基本公共服务支出回归系数从 0.122 增加至 0.324,回归系数由不显著变为在 1%的水平上显著,说明 2009 年后基本公共服务总支出对地区制造业收入水平的积极影响更为突出。此外,2009 年后对制造业收入有显著正影响的子支出分别为文化、体育与传媒、医疗卫生、社会保障和教育支出,其中科技支出的回归

表 5 基本公共服务支出对地区行业收入水平的时间阶段特征(IV-2SLS)						
变 量	总支出	文化、体育与传媒	科技	医疗卫生	社会保障	教育
地区制造业平均收入						
基本公共服务支出						
2009 年前	0.122 (0.082)	-0.061 (0.102)	0.070 (0.055)	0.320 (0.253)	0.051 (0.036)	0.129 (0.088)
2009 年后	0.324*** (0.096)	0.164* (0.089)	-0.059 (0.072)	0.351*** (0.112)	0.429* (0.244)	0.269*** (0.062)
地区服务业平均收入						
基本公共服务支出						
2009 年前	0.308 (0.274)	-0.133*** (0.030)	1.900 (2.633)	0.228 (0.248)	0.237 (0.210)	0.941 (0.864)
2009 年后	0.092 (0.129)	0.065 (0.118)	-0.007 (0.101)	0.094 (0.125)	0.149 (0.253)	0.065 (0.077)

注:2009 年以前的样本量不包括 2009 年,2009 年以后的样本量时期为 2009~2020 年;2009 年前、后为分组回归;为节省篇幅,未列出各组 R²、控制变量和时间、地区固定效应;制造业观测值 2009 年前为 330,2009 年后为 360;服务业观测值 2009 年前为 60,2009 年后为 360。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

后制造业对财政科技支出的回归不再显著,主要原因是财政科技支出的社会收益大于行业收益,具有较强的正外部性,对科技创新发挥作用往往是一个长期过程。其次,表 3 中核心解释变量变异的来源主要是 1998~2020 年的长期比较,而表 5 中单独的 2009 年前、后由于变异不大,未能表现出明显的增长作用。基本公共服务支出对收入水平的增长作用是一个长期积累的过程,短期内的影响较难体现,这也同样解释了为什么教育和医疗支出在服务业分时间阶段回归中结果不显著。

2009 年后整体服务业回归不显著的另一个原因是服务业 14 个细分行业的异质性较强,各类基本公共服务支出对服务业细分行业的影响存在明显差异。例如,财政科技支出的提高能够提升信息传输、软件和信息技术服务业及公共管理、社会保障和社会组织这两个行业收入水平,但会降低住宿和餐饮业收入水平;文化、体育与传媒支出提高了批发和零售业、交通运输、仓储和邮政业、住宿和餐饮业、信息传输、软件和信息技术服务业、金融业的收入水平;教育和医疗卫生支出的增加能够提高金融业和信息传输、软件和信息技术服务业、交通运输、仓储和邮政业、批发和零售业、住宿和餐饮业与租赁和商务服务业收入水平,但同样会降低公共管理、社会保障和社会组织行业的收入水平^①。由于各类公共服务支出对服务业细分行业收入水平的影响有正有负,对部分行业的影响不显著,从而综合来看表 5 呈现出不显著的特征。从服务业细分行业对公共服务子支出的回归结果看,基本公共服务支出主要带动大部分生产性服务业收入水平的增长,对除了住宿和餐饮业外的其他生活性服务业收入水平的影响均不显著。生产性服务业恰恰是贯穿于制造业上下游、促进工业技术进步、产业升级和提高生产效率的行业,这一结果强化了基本公共服务支出对提高制造业生产效率、推动实体经济向更高质量发展进而提高地区收入的积极作用。

(二) 劳动力结构的影响机制分析

为了验证基本公共服务支出是否通过改善了地区劳动力市场结构,并进一步影响地区收入水平这一理论假设,本文首先将劳动力结构按照受教育程度划分为义务教育和中、高等教育两类,并使用以下公式进行实证检验:

$$skill_{it} = \beta_1 \ln prpse_{it} + \beta_2 Z_{it} + \gamma_i + \lambda_t + u_{it} \tag{2}$$

$$\ln prw_{it} = \delta skill_{it} + \delta_1 \ln prpse_{it} + \delta_2 Z_{it} + \gamma_i + \lambda_t + e_{it} \tag{3}$$

其中, $skill_{it}$ 为技能劳动力占比,用中、高受教育程度的劳动力占比表示,本文定义受教育程度为义务教育的劳动力为非技能劳动力,其他变量意义与上文相同,回归仍然使用 1998~2020 年省级面板数据,其中 2000 年分教育结构的劳动力数据缺失,数据来自《中国劳动统计年鉴》。结果如表 6 所示。

① 因篇幅限制,14 个细分服务业对各类公共服务支出的回归结果未列出。

表 6 劳动力技术结构的机制分析

变 量	固定效应				工具变量	
	义务教育	中、高等教育	制造业	服务业	制造业	服务业
2009 年以前						
基本公共服务总支出	0.018 (0.012)	-0.011 (0.010)	0.071* (0.035)	0.145 (0.163)	0.190* (0.106)	0.467 (0.309)
中、高等教育劳动力占比			0.202 (0.146)	-0.700 (0.661)	0.236 (0.155)	-0.914 (0.880)
R ²	0.923	0.948	0.986	0.997	0.979	0.896
2009 年以后						
基本公共服务总支出	-0.072** (0.034)	0.077** (0.036)	0.095** (0.046)	0.078 (0.056)	-0.286 (0.181)	0.103 (0.151)
中、高等教育劳动力占比			0.433*** (0.101)	-0.195 (0.128)	0.663*** (0.179)	-0.210 (0.140)
R ²	0.958	0.960	0.984	0.988	0.967	0.978

注:2009 年以前,服务业回归的观测数为 60,其他模型观测数为 300;2009 年以后所有模型观测数均为 360。括号内数据为聚类到省份的标准误;回归控制了控制变量、时间和地区固定效应;基本公共服务支出进行了标准化处理;为节省篇幅,未列出最小二乘回归的常数项;第一阶段回归工具变量均显著为正;*,**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

技术劳动力占比的回归系数也不显著,表明 2009 年以前人力资本的机制效应不显著。2009 年以后发生了明显的变化。首先,非技能劳动力与技能劳动力占比对基本公共服务支出的回归发现,基本公共服务总支出增加,会降低非技能劳动力占比,并提高技能劳动力占比,回归系数均在 5%的水平上显著,表明2009 年后,基本公共服务总支出规模的扩张改善了劳动力受教育结构,促进了“素质红利”的形成。其次,制造业的工具变量回归显示,中、高技术劳动力占比的回归系数为 0.663,且在 1%的水平上显著,控制了该变量后,基本公共服务总支出的回归系数不再显著,说明基本公共服务支出通过提高技能劳动力占比促进制造业收入水平的提高,但在 2009 年以后服务业的回归中技能劳动力的回归系数均不显著,表明服务业的回归中劳动力结构的机制检验不显著。

表 6 结果显示,基本公共服务支出改善劳动力技术结构,并主要提高制造业收入水平。其具体原因可以归结为产业升级进程中行业要素需求的转变。目前中国制造业已逐渐向数字化、智能化和网络化转型升级,制造业和生产性服务业对技能人才的需求更迫切。地区基本公共服务支出带来的地区的人力资本水平的提升直接提高企业生产效率,对整体制造业的影响也更大。而对于服务业,由于其行业构成相对复杂,除了生产性服务业外还包括各类生活性服务业,具有较强的异质性,基本公共服务支出带来的人力资本水平的提高对生活性服务业收入的影响缺乏有力的经验证据。

从表 6 可以看出,2009 年以前,技能劳动力与非技能劳动力占比对基本公共服务总支出的回归结果均不显著,因此没有证据表明在 2009 年以前增加基本公共服务支出能够改变劳动力结构;在制造业与服务业的回归中,中、高技术

（三）基本公共服务支出对区域经济收敛的影响

新古典经济理论和新经济地理理论均认为劳动力流动会改变区域收入差距。上文已验证基本公共服务支出会改变地区劳动力结构,因此本文认为地区基本公共服务支出可能影响收入的区域间收敛,并使用经济增长的 β 收敛模型检验基本公共服务支出对地区收入差距的影响。

沿袭文献中 β 收敛的一般做法,使用以下公式计算 β 收敛系数:

$$\Delta_{10}prw_{it}=\beta\ln prw_{i,t-10}+u_{it} \tag{4}$$

其中,被解释变量 $\Delta_{10}prw_{it}$ 为当期的地区平均收入与期初即10年前的地区平均收入的年均增长率,解释变量为10年前的地区平均收入的自然对数值,如果估计得到的 $\beta<0$,那么不同地区之间的地区平均收入呈现绝对 β 收敛。

为了讨论基本公共服务支出对于收敛速度的影响,设定:

$$\Delta_{10}prw_{it}=\beta\ln prw_{i,t-10}+\eta\ln prpse_{it}+\delta(\ln prw_{i,t-10}\times\ln prpse_{it})+u_{it} \tag{5}$$

条件收敛系数为 $\beta+\delta\ln prpse_{it}$,即不仅允许地区收入最终收敛在不同的水平,还允许不同公共服务支出水平的地区具有异质性的收敛速度。如果 $\delta<0$,意味着基本公共服务支出促进地区之间的收敛。本文分别对地区整体平均收入、地区制造业平均收入和地区服务业平均收入进行了 β 收敛分析。此外,由于量纲问题,以上回归系数中 δ 往往很小,本文仅给出 $\delta^*=\delta/\beta$,即基本公共服务支出对收敛速度影响的百分比。 β 为负表示收敛,因此 δ^* 为正意味着基本公共服务支出促进了地区之间收敛,本文主要关注 δ^* 的符号,结果如表7所示。

表7结果显示,制造业、服务业与地区平均收入的回归中 β 均显著为负,表现出非常稳健的收敛特征。制造业中除社会保障外其他基本公共服务支出的 η 均为正,表明提高这几类基本公共服务支出会进一步提高制造业的收入增长率。在收敛速度方面,社会保障支出表

表7 基本公共服务支出对地区间平均收入的 β 收敛的回归结果

	总支出	文化、体育与传媒	科技	医疗卫生	社会保障	教育
平均收入						
β	-0.015***	-0.015***	-0.015***	-0.015***	-0.015***	-0.015***
η	0.002***	0.001***	0.001***	0.001***	0.000	0.002***
δ^*	0.0026	0.0158	0.0131	0.0034	0.0301**	-0.0012
制造业						
β	-0.015***	-0.015***	-0.015***	-0.015***	-0.014***	-0.015***
η	0.002***	0.001***	0.001**	0.001***	0.000	0.002***
δ^*	0.0082	0.0197	0.0224	0.0278	0.0458**	0.0084
服务业						
β	-0.009***	-0.014***	-0.015***	-0.016***	-0.015***	-0.015***
η	0.000	-0.000	-0.000	-0.001***	-0.001*	-0.000
δ^*	-0.177	-0.0493	-0.0528**	-0.0912**	-0.0357	-0.0673

注:标准误、时间、地区固定效应的处理同表2;交叉项所涉及变量均已进行去平均处理;地区整体与制造业观测数为390,服务业观测数为120;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

现出加速制造业地区收敛的经济效应($\delta^* > 0$),因此加快了区域间平均收入水平的收敛速度。服务业中科技与医疗卫生支出的 δ^* 小于0,说明随着这两类支出的增加,服务业区域间收敛的速度会降低。总体来看,社会保障支出水平的提高不仅在区域内较长时期中表现出显著提高制造业收入水平的经济效应,还能加速制造业区域间收敛,说明提高社会保障支出从长期上能够有效改善区域间发展的不平衡、不充分。对于服务业,欠发达地区应更重视医疗公共服务并培育科技研发,避免与发达地区形成长期的收入差距。

五、结论与建议

本文研究发现:(1)总体上看,政府对基本公共服务支出的增加能够显著提高地区整体与制造业收入水平。(2)基本公共服务的五类子支出对提高地区制造业收入水平在2009年之后的促进效应明显增强,教育、医疗、社会保障与文化、体育与传媒支出的积极效应尤为明显,科技支出则在更长时期表现出促进效应。对于服务业,基本公共服务支出更大程度地提高生产性服务业的收入水平,对除住宿和餐饮外的生活性服务业的影响不显著,表明基本公共服务支出对制造业产业链的发展起到明显的助推作用。(3)基本公共服务支出对劳动力结构的改变是主要的影响机制。2009年以后,基本公共服务支出水平的提高显著提升地区人力资本水平,形成“素质红利”,从而推进制造业收入水平的提高。(4)从区域间角度看,地区社会保障水平的提高能够加速地区制造业与整体收入的 β 收敛,欠发达地区更应重视医疗水平的进步和科技研发的培育,避免形成与发达地区的持久性差距。

基于上述研究结论,本文得到以下政策启示:(1)稳步推进高质量教育公共服务供给,加强地区人力资本积累,全面提高地区收入水平。政府应重点推进教育向全球领先水平迈进,一方面要推动基础教育的多样化发展以吸引全球高端人才流入;另一方面要加强高等教育的高水平建设,尤其是深化学科建设随产业结构发展不断调整,为当前产业深度转型培养本地人才、提供智力保障。(2)结合各地实际,深化基本公共服务体制机制改革,增强区域间收入的平衡性。发达省份应引领带动高质量公共服务的发展,而中、西部省份则应重点实现基本公共服务项目体系全覆盖;逐步厘清中央和地方尤其是省以下各级政府间的基本公共服务事权和支出责任,建立全国统一的公共服务制度标准和信息平台;中央政府可为中、西部地区设立公共服务建设的专项转移支付,保障财力落后地区基本公共服务建设的平稳推进;打破户籍制度障碍,以优化城乡间、区域间人口分布和城市规划为抓手,提高财政资金使用效率,推动“公共服务随人走”“人随产业走”的制度改革。(3)加强科技创新领域人才梯队建设,促进产业间融合发展,带动区域收入持续增长。一方面,财政科技支出的侧重点应为推进数字经济、人工智能、大数据

与传统制造业的深度融合,加强复合型人才的培养;另一方面要加快推进“新型研发机构”体制改革,通过搭建有效的人才激励机制的科技研发平台,实现科研成果落地化、产业化、商业化,为中国制造业向全球价值链高端攀升奠定基础,从而在新发展格局下,通过发挥人才的“素质红利”培育新的增长点。

参考文献:

1. 陈斌开、张川川(2016):《人力资本和中国城市住房价格》,《中国社会科学》,第5期。
2. 陈飞、苏章节(2021):《城市规模的工资溢价:来源与经济机制》,《管理世界》,第1期。
3. 付文林(2007):《人口流动的结构性障碍:基于公共支出竞争的经验分析》,《世界经济》,第12期。
4. 高春亮、李善同(2019):《人口流动、人力资本与城市规模差距》,《中国人口科学》,第3期。
5. 胡彬等(2022):《公共服务、人口再配置与城市生产率》,《中国人口科学》,第1期。
6. 陆铭(2016):《教育、城市与大国发展——中国跨越中等收入陷阱的区域战略》,《学术月刊》,第1期。
7. 廖冠民、宋蕾蕾(2020):《劳动保护、人力资本密集度与全要素生产率》,《经济管理》,第8期。
8. 沈坤荣、唐文健(2006):《大规模劳动力转移条件下的经济收敛性分析》,《中国社会科学》,第5期。
9. 孙久文、张皓(2021):《新发展格局下中国区域差距演变与协调发展研究》,《经济学家》,第7期。
10. 孙中伟等(2018):《内部劳动力市场与中国劳动关系转型——基于珠三角地区农民工的调查数据和田野资料》,《中国社会科学》,第7期。
11. 张文武、梁琦(2011):《劳动地理集中、产业空间与地区收入差距》,《经济学(季刊)》,第2期。
12. 赵伟、李芬(2007):《异质性劳动力流动与区域收入差距:新经济地理学模型的扩展分析》,《中国人口科学》,第1期。
13. 钟笑寒(2006):《劳动力流动与工资差异》,《中国社会科学》,第1期。
14. Binet M.E.(2003), Testing Fiscal Competition among French Municipalities: Granger Causality Evidence in a Dynamic Panel Data Model. *Papers in Regional Science*. 82:277-289.
15. Diamond R.(2016), The Determinants and Welfare Implications of US Workers' Diverging Location Choices by Skill: 1980-2000. *American Economic Review*. 3:479-524.
16. Hornung E.(2014), Immigration and the Diffusion of Technology: The Huguenot Diaspora in Prussia. *American Economic Review*. 104(1):84-122.
17. Hwang H., Nam S.(2020), Differences in Multidimensional Poverty According to Householders' Gender and Age in South Korea. *Applied Research in Quality of Life*. 15:147-165.
18. Lucas R.E.(1988), On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*. 22(1):3-42.
19. Oster E.(2019), Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*. 37(2):187-204.
20. Romer P.M.(1990), Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*. 98(5):71-102.
21. Tiebout C.M.(1956), A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*. 64(5):416-424.
22. Yang Y., Guo X.(2020), Universal Basic Education and the Vulnerability to Poverty: Evidence from Compulsory Education in Rural China. *Journal of the Asia Pacific Economy*. 25(4):611-633.

(责任编辑:朱 犁)