

技术进步能否抑制城乡收入差距： 基于空间溢出效应视角的检验

孙悦¹, 赵庆^{2,3}

(1.东北财经大学马克思主义学院,辽宁 大连 116025;2.中国大连高级经理学院,辽宁 大连 116086;
3.上海交通大学安泰经济与管理学院,上海 200230)

摘要:理论上,技术进步对于城乡收入差距存在“双刃剑效应”,即通过技术进步可以促进公平发展、推进经济公平、保障分配公平等;但同时由于我国“城乡二元结构”导致的对于科技资源的不公平占有,技术越发展反而越可能加大城乡收入差距。采用动态空间滞后模型和动态空间误差模型,实证检验技术进步对城乡收入差距的影响,结果表明:各省域间城乡收入差距差异较大,从时间维度看,具有明显的路径依赖特征,表现出“马太效应”;从空间维度看,呈现出显著的地域依赖特征,存在正向的空间溢出效应,表现出各省域间联动现象。随着时间因素、空间因素以及控制变量的逐步引入,技术进步能够显著地抑制城乡收入差距扩大,而城乡收入差距的缩小又能够促进技术进步,二者是一种“交替反作用”关系。

关键词:技术进步;城乡收入差距;空间溢出效应;动态空间计量模型

中图分类号:F 061.5

文献标识码:A

文章编号:1000-260X(2019)02-0065-09

一、引言

改革开放以来,我国各行业技术取得了突飞猛进的发展,但与此同时,城乡收入差距也在逐步扩大。党的十九大报告中指出:“我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。”不断扩大的城乡收入差距是“不平衡不充分发展”的表现之一。那么技术进步对城乡收入差距是否会产生影响?如果产生影响,究竟是抑制还是加重了城乡收入差距?理论上,技术进步对于城乡收入差距可能存在

“双刃剑效应”:从抑制角度而言,通过技术进步可以促进公平发展在各领域更好更快实现,如通过技术创新,提升市场竞争活力,推进经济公平;通过技术进步完善社会保障制度,保障分配公平;通过技术扩散,使得知识的可获得性和流动性增加,推动知识公平等等,而这些领域的公平发展都会提升农村居民收入,从而抑制我国城乡收入差距扩大。从加重角度而言,主要是源于我国“城乡二元结构”导致的对于科技资源的不公平占有,技术越发展反而越可能会加剧这种不公平,因此在知识经济时代,城乡技术的二元结构很可能导致城

收稿日期:2018-11-20

基金项目:中宣部马工程项目、国家社会科学基金特别委托项目子课题“辽宁老工业基地新一轮全面振兴的重点任务和动力系统”(2016MSJ007);辽宁省社科规划基金一般委托项目“通过供给侧结构性改革促进辽宁老工业基地新旧动力转换研究”(L17WTB018)、“东北振兴背景下技术进步对城乡收入差距影响机理及实证研究”(L17WTB023)

作者简介:孙悦,管理学博士,东北财经大学马克思主义学院讲师、硕士生导师,主要从事公共治理与公共政策研究;赵庆(通讯作者),金融学博士,中国大连高级经理学院、上海交通大学管理学博士后,主要从事区域经济与技术创新研究。

乡收入二元结构的进一步强化。但在实际生活中,技术进步对城乡收入差距的影响,可能并不像理论分析的那样简单明了,系统检验技术进步对城乡收入差距的抑制或加重作用,具有较强的理论和现实意义。

二、文献综述

众多学者基于不同视角对城乡收入差距的影响因素进行了深入研究,并将其归纳为6大类:城市化因素、政策因素、经济因素、人力资本因素、金融因素和对外开放因素。城市化作为传统二元经济向现代一元经济转换的重要途径,成为中国经济发展方式转变的重要手段之一,但城市化因素对城乡收入差距的影响却存在一定争议,大多数学者认为提高城市化水平有助于抑制城乡收入差距^{[11][2]},但也有部分学者认为城市化水平的提升将加大城乡收入差距^[3],还有学者认为二者之间并非简单的线性关系,而是呈现出“倒U型”曲线关系^[4]。政策因素包括国家和地方制定的各项政策和发展战略。由于政策的复杂性和差异性,不同政策产生的效果也不同^{[5][6][7]}。经济因素主要包括经济发展水平、经济发展模式和产业结构等,而从不同视角出发对经济因素影响城乡收入差距效果展开的研究所得结论却截然相反:大部分学者认为经济发展能够抑制城乡收入差距^{[8][9]},而产业结构升级在短期内则会加重城乡收入差距^[10]。人力资本因素主要指劳动力的状况,大部分学者认为人力资本提升能够抑制城乡收入差距扩大^{[11][12][13][14]}。金融因素对城乡收入差距的影响具有多重性和不确定性,刘玉光等^[15]认为金融发展能够扩大城乡收入差距,但其效应会随着经济发展而逐步减弱;杨楠和马绰欣^[16]认为金融发展与城乡收入差距之间存在“倒U”关系,同时地区间存在不确定性差异。对外开放因素对城乡收入差距的影响具有不确定性,研究结论存在较大争议^{[17][18]}。与此同时,近年来随着科技发展,技术进步对城乡收入差距的影响也逐渐引起学者的重视,但尚未得出一致结论,主要观点可总结如下:一是加剧论,认为技术进步会加剧城乡收入差距^[19];二是抑制论,认为技术进步能够抑

制城乡收入差距^[20];三是时间节点阶段论,认为技术进步在中期内会加剧城乡收入差距,但在长期内会缩小差距^[21];四是发展节点阶段论,认为技术进步差异对城乡收入差距会产生非线性影响^[22]。

进一步分析已有研究成果发现,上述文献在研究方法上较多假设地区间城乡收入不会产生相互影响,但实际上,自由贸易、技术扩散、人员流动等均会导致地区间城乡收入产生相互影响,存在空间溢出效应,这一事实已引起部分学者关注进而采用静态空间计量模型进行相关研究^{[23][24][25]},但城乡收入差距的往期活动对现期活动的影响,即城乡收入差距的“路径依赖”问题,则仍在一定程度上被忽略了。本研究基于技术进步视角,直接分析技术进步对城乡收入差距的影响作用,扩展地区间城乡收入差距不会相互产生影响的假设,同时关注城乡收入差距的“路径依赖”问题,以更加符合经济活动实际情况。

本研究主要有3个可能创新点:一是在研究视角上,以往研究中直接探讨技术进步对城乡收入差距影响的文献较少,并且研究结论也不一致,本文则以直接影响为视角,期望在这方面加以弥补。二是在研究方法上,已有研究文献较多假设各省域间城乡收入不会相互影响,即未充分考虑“空间溢出效应”,虽然部分学者注意到该问题而采用静态空间计量经济模型,但对城乡收入的“路径依赖”问题有所忽略,本文在城乡收入差距的“空间溢出效应”基础上,解决其“路径依赖”问题,采用动态空间计量经济模型展开实证分析。三是在部分变量的度量方式上,与已有大多数研究对技术进步的度量方法不同^{[25][26]},本文以纯技术效率作为自变量,避免技术进步过程中规模因素的干扰;同时借鉴库兹涅茨曲线(EKC)方法分析城乡收入差距与经济发展间的“U型”和“N型”曲线关系;并且检验其他因素对城乡差距的影响效应。

三、技术进步与城乡收入差距测算

(一)技术进步测算

效率测算方法主要有两类,即数据包络分析方法(DEA)和随机前沿分析方法(SFA)。与SFA相

比较,DEA 因无需设定生产函数具体形式而被较多使用,但在已有的使用 DEA 测算技术创新效率的研究中,多未区别纯技术效率与技术效率^{[25][26]},故本文借鉴 Kumar 等人的方法,排除规模因素干扰,将技术效率区分为规模效率与纯技术效率^[27]。但同时 DEA 会忽略非期望产出,而科技创新过程中的非期望产出又不可忽略,而 Tone 提出的 SBM 模型能够解决实际经济活动中的非期望产出问题^{[28][29]}。有鉴于此,本文以 SBM 模型计算各省技术进步的技术效率、规模效率和纯技术效率,采取纯技术效率代理技术进步,以排除规模因素和非期望产出对技术进步的影响。

借鉴苏治和徐淑丹^[25]、王俊和胡雍^[26]的思路和方法,本文将技术进步投入指标分为人力和资本两项。人力投入采用人员全时当量(万人)测算,但历年《中国统计年鉴》分地区数据仅统计了城镇就业人员;资本存量借鉴陈宇峰和朱荣军^[30]的处理方式,采用永续盘存法进行核算。对于技术进步的产出应以城镇生产总值度量,但考虑数据可获得性,只能以第二产业增加值(亿元)和第三产业增加值(亿元)反映综合产出,这与我国城乡经济二元结构的实际情况也比较相符。

(二)城乡收入差距测算

目前广泛使用的计算城乡收入差距的方法主要有两种:一种是以城镇人均可支配收入与农村人均纯收入之比度量^[31];另一种是采用泰尔指数^[2]。我国城乡经济呈现显著的二元结构,农村人口早期占有绝对大的比重并显著变化,采用第一种方法不能反映城乡人口所占比重的变化。泰尔指数不仅能够反映收入比,而且还能够揭示城乡人口的变化特征。另外泰尔指数作为度量群体、个体或各地区之间城乡收入差距的指标,对高收入阶层及低收入阶层的收入变化较为敏感,符合我国城乡收入差距主要体现在高收入与低收入两端变化的现状。因此,本研究选择泰尔指数度量我国省域城乡收入差距^①。

(三)测算结果

本研究所用数据来源于历年中国统计年鉴和

国家统计局数据库。由于数据缺失,剔除港澳台地区,2003~2016 年 31 个省市自治区的平均技术进步和城乡收入差距如图 1 所示^②。

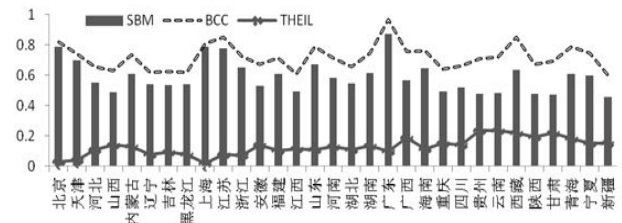


图 1 2003~2016 年省域平均技术进步和城乡收入差距

由图 1 可见:第一,无论采用 SBM 还是 BCC 模型计算,我国省域技术进步差异均较大,北京、上海、广东、天津、江苏地区的技术进步水平较高,而西藏、新疆、甘肃、青海、宁夏则较低,技术进步呈现出显著的区域不平衡发展状态;第二,采用 SBM 模型计算的技术进步要低于 BCC 模型计算值,也就是说,在考虑了非期望产出之后,我国各省实际的技术进步水平降低,其中新疆、西藏、青海、宁夏所受影响最大。第三,我国城乡收入差距同样呈现出显著的区域不平衡发展状态,相对落后地区的城乡收入差距较大,其中贵州、云南、西藏、陕西和甘肃是城乡收入差距最大的 5 个地区。第四,将技术进步与城乡收入差距结合分析,技术进步程度较低省份的城乡收入差距较大,如西藏、甘肃等地区;技术进步水平较高省份的城乡收入差距较小,如北京、上海、天津、江苏等地区。据此初步推算技术进步与城乡收入差距之间存在负相关。

四、城乡收入差距的空间相关性检验

在建立空间计量模型前,首先要对因变量(城乡收入差距)进行空间相关性检验,确定其是否存在空间溢出效应^[32],若不存在则采用其他方法。

(一)城乡收入差距全局空间自相关检验

空间相关性检验前要设定空间权重矩阵,本文采用城乡收入差距距离阈值法的距离空间权重矩阵^③。2003~2016 年城乡收入差距的全局空间自

相关检验结果如表 1 所示^④。

表 1 城乡收入差距全局空间自相关检验

时间	2003	2004	2005	2006
Moran's I	0.742	0.73	0.742	0.713
均值	-0.035	-0.043	-0.025	-0.029
标准差	0.177	0.18	0.178	0.177
Z 值	4.395	4.29	4.308	4.198
P 值	0.001	0.001	0.001	0.001
时间	2013	2014	2015	2016
Moran's I	0.672	0.699	0.699	0.705
均值	-0.04	-0.039	-0.022	-0.028
标准差	0.177	0.173	0.182	0.178
Z 值	4.034	4.254	3.972	4.125
P 值	0.001	0.001	0.001	0.001

注:随机性检验采用 999permutations。

由表 1 可见,Moran's I 指数显著为正且数值较大,说明城乡收入差距存在显著的正向全局空间相关性,较高的具有相似性的属性集聚在一起。Moran's I 指数整体呈递减趋势,表明省域之间的空间集聚差距在逐步缩小,城乡收入差距的空间溢出效应在降低。

(二)城乡收入差距局域空间自相关检验

Moran 散点图可以检验变量及其空间滞后变量之间的相关关系,常用来进行局域空间自相关检验以研究区域空间的不稳定性,2016 年城乡收入差距的局域空间自相关检验 Moran 散点图如图 2 所示^⑤。

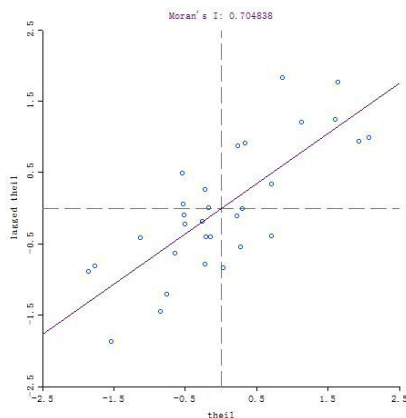


图 2 2016 年城乡收入差距的局域空间自相关检验

由图 2 可见,我国省域城乡收入差距集聚现象

明显,呈现出显著的、正向的局域空间自相关性。

通过全局空间自相关和局域空间自相关检验可知,我国省域城乡收入差距存在正向的空间溢出效应,具有显著的地域依赖特征,故需将空间因素纳入模型分析。

五、技术进步对城乡收入差距的空间计量检验

(一)构建动态空间计量模型

基于空间相关性检验结果,将城乡收入差距的空间依赖特征和空间误差特征纳入模型,构建静态空间滞后/误差模型(SLM/SEM):

$$THEIL_{it} = C + \alpha_1 TEC_{it} + \alpha_2 X_{it} + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} THEIL_{jt} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$THEIL_{it} = C + \beta_1 TEC_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon'_{it}, \varepsilon'_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \varepsilon'_{jt} + \mu_{it}, \mu_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

其中 THEIL 为城乡收入差距;C 为常数项;TEC 为技术进步;X 为影响因素; α 、 β 为待估参数; ε 、 μ 为服从正态分布的随机误差项, ε' 也为随机误差项; ρ 为空间回归系数; λ 为空间误差系数; ω_{ij} 为空间权重矩阵。其余相同。

Elhorst^[32]通过构建动态空间面板模型,认为某些变量的空间依赖关系不仅体现在当期地区之间的相互影响,还可能受到本地区之前一些因素的影响;且动态空间面板模型考虑了因变量的动态效应,可以有效避免变量的内生性问题。城乡收入情况本身具有存量特征,其调整过程具有明显的滞后性^[33]。因此,对城乡收入差距的时间滞后效应即路径依赖问题进行考察具有实际意义。借鉴邵帅等^[34]局部调整模型的思路,将式(1)、(2)推导为:

$$THEIL_{it} = C + \theta THEIL_{i(t-1)} + \alpha_1 TEC_{it} + \alpha_2 X_{it} + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} THEIL_{jt} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

$$THEIL_{it} = C + \varphi THEIL_{i(t-1)} + \beta_1 TEC_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon'_{it}, \varepsilon'_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \varepsilon'_{jt} + \mu_{it}, \mu_{it} \sim N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

其中 θ 、 φ 为时间滞后系数,表示时间滞后效应的大小,用以检验城乡收入差距的路径依赖。其余相同。

(二)控制变量选取及数据来源

城市化因素(URB)以城镇人口数/总人口数度量^[4];政策因素(GOV)以地方政府财政支出/GDP 度量^[6];经济因素选择两个指标,即产业结构优化升级和经济发展水平。多项研究表明,产业结构优

化升级会对城乡收入差距产生影响,并且卢冲等^[33]认为第一产业能够抑制城乡收入差距,而第二、三产业则会加重城乡收入差距,产业结构优化对于城乡收入的总作用效果则取决于二者的合力。为全面反映产业结构升级的内涵,本文将三次产业均包含在内,并借鉴郑万吉和叶阿忠^[10]的方法构造产业结构升级指数。已有研究表明经济发展水平能够显著抑制城乡收入差距,但与以往不同,本文借鉴环境库兹涅茨曲线(EKC)理论及模型,考察城乡收入差距与经济发展水平之间的“U型”曲线和“N型”曲线关系问题,以人均地区生产总值(元/人)度量经济发展水平(GDP);人力资本因素(HUM)以每10万人口高等学校平均在校生数(人)度量^[18];金融因素(FIN)以省域金融业增加值/GDP度量。金融发展对城乡收入差距的影响是复杂的,既可能通过小额信贷为城乡贫困居民特别是农村居民提供金融服务,进而缩小城乡收入差距;又可能因为倾向于城市部门,而扩大城乡收入差距;也可能在二者共同作用下效果并不显著^[35]。对外开放因素(FDI)以进出口贸易总额/GDP度量。

实证数据时间与前文相同,来源于历年《中国统计年鉴》和国家统计局数据库。其中为了去除异方差和波动趋势,经济发展水平(GDP)和人力资本(HUM)取对数,符号未变。

(三)实证分析

对动态空间滞后/误差模型(DSLM/DSEM)估计参数前,需进行Robust LM(lag/error)Lagrange、Multiplier(lag/error)检验^[34],四个统计量均在1%水平下显著(未报告,备索),实证结果如表2和表3所示^⑥。

1.城乡收入差距

从时间维度来看,城乡收入差距的时间滞后系数(θ/φ)在DSLMDSEM中均在1%的水平下显著为正,表明城乡收入差距具有明显的路径依赖特征,当期城乡收入差距如果处于较高水平,那么下一期将可能继续走高,从而表现出“马太效应”,强者愈强,弱者愈弱。从空间维度来看,城乡收入差距空间滞后系数 ρ 在1%水平下显著,进一步说明各省域城乡收入差距存在显著的溢出效

应;空间误差系数 λ 也在1%的水平下显著为正,说明相邻省份的城乡收入差距情况对本省的城乡收入差距影响显著,并且方向为正。

表2 动态空间滞后模型(DSLM)估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
C	0.357*** (3.840)	0.940** (2.115)	0.360*** (3.863)	0.349*** (3.477)
θ	0.839*** (50.043)	0.839*** (50.059)	0.839*** (49.900)	0.838*** (49.469)
TEC	-0.008*** (-2.874)	-0.008*** (-2.801)	-0.008*** (-2.916)	-0.008*** (-2.718)
URB	-0.024*** (-2.643)	-0.024*** (-2.616)	-0.024*** (-2.620)	-0.023** (-2.346)
GOV	-0.010*** (-2.679)	-0.010*** (-2.697)	-0.009*** (-2.644)	-0.010*** (-2.663)
INS	0.019*** (2.631)	0.019*** (2.702)	0.021** (2.353)	0.019** (2.421)
HUM	-0.005** (-2.278)	-0.004** (-2.260)	-0.005** (-2.314)	-0.005** (-2.280)
GDP	-0.061*** (-3.417)	-0.237 (-0.935)	-0.063*** (-3.430)	-0.060*** (-3.141)
GDP ²	0.003*** (3.064)	0.020 (0.804)	0.003*** (3.076)	0.003*** (2.785)
GDP ³		-0.001 (-0.696)		
FIN			-0.014 (-0.421)	
FDI				-0.001 (-0.211)
ρ	0.044*** (3.292)	0.043*** (3.217)	0.044*** (3.314)	0.044*** (3.276)
R ²	0.981	0.981	0.981	0.981
对数似然值	1364	1364	1364	1364
AIC 统计值	-2707	-2706	-2706	-2705
SC 统计值	-2667	-2662	-2662	-2661

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著,括号内为z统计值。

(2)GDP²、GDP³为GDP平方项、立方项。以下各表注释均相同。

2.技术进步(TEC)的影响作用

综合表2和表3中时间、空间及控制变量逐步引入后的分析结果,可见TEC系数基本在1%水平下显著为负(除模型8),说明技术进步确实能够显著抑制城乡收入差距。技术进步可以加速知识的传播,促进社会各阶层,特别是农村贫困阶层掌握知识和技术,进而农民可以通过技术提高第一产业生产效率,或通过电子商务等渠道提高收入水平。这对于丰富对城乡收入差距影响因素的认识以及加深对技术进步的理解将有所帮助。

表3 动态空间误差模型(DSEM)估计结果

	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
C	0.368*** (3.862)	1.482* (1.744)	0.370*** (3.880)	0.399*** (3.936)
φ	0.867*** (60.773)	0.867*** (60.825)	0.868*** (60.397)	0.868*** (60.565)
TEC	-0.008*** (-2.871)	-0.008*** (-2.789)	-0.008*** (-2.895)	-0.009** (-2.063)
URB	-0.018** (-1.989)	-0.018* (-1.948)	-0.018** (-1.967)	-0.022** (-2.179)
GOV	-0.009*** (-2.617)	-0.009*** (-2.638)	-0.009*** (-2.604)	-0.009** (-2.454)
INS	0.020*** (2.932)	0.020*** (3.024)	0.022** (2.480)	0.017** (2.206)
HUM	-0.005** (-2.473)	-0.005** (-2.459)	-0.005*** (-2.499)	-0.004** (-2.226)
GDP	-0.063*** (-3.407)	-0.399 (-1.561)	-0.064*** (-3.410)	-0.068*** (-3.517)
GDP ²	0.003*** (3.006)	0.036 (1.428)	0.003*** (3.011)	0.003*** (3.135)
GDP ³		-0.001 (-1.319)		
FIN			-0.013 (-0.365)	
FDI				-0.002 (-0.886)
λ	0.264*** (5.651)	0.267*** (5.733)	0.264*** (5.667)	0.267*** (5.733)
R ²	0.983	0.983	0.983	0.983
对数似然值	1373	1374	1373	1374
AIC 统计值	-2728	-2728	-2726	-2727
SC 统计值	-2692	-2688	-2686	-2687

3.其他影响因素的效应

URB 基本在 5%水平下显著为负(除模型 6),说明提升城镇化水平能够显著抑制城乡收入差距;GOV 基本在 1%水平下显著为负(除模型 8),说明政策支持能够抑制城乡收入差距;INS 在 5%水平下显著为正,说明 INS 会显著加剧城乡收入差距。这主要是因为我国目前加快产业结构优化升级的主要策略是促进第二、三产业发展,而根据已有研究,第二、三产业的发展会加重城乡收入差距^[33]。因此,在产业结构优化升级的同时还应该采用其他手段,避免进一步加大城乡收入差距;HUM 显著为负,说明提升人力资本能够有效抑制城乡收入差距的扩大;借鉴 EKC 理论及模型,考察 GDP 及其平方项对城乡收入差距的影响(模型 1 和 5),各系数均在 1%水平下显著,其中 GDP 系数为负、平方项系数为正,说明经济发展水平对城乡收入差距的影响是“U 型”曲线关系,而非简单的线性关系:在“拐点”之前,随着经济增长,城乡收入差距下降,经济发展水平对城乡收入差距起到

抑制作用;超过“拐点”之后,经济增长开始加重城乡收入差距程度。但随着 GDP 立方项的引入(模型 2 和 6),经济发展对城乡收入差距的影响不再显著,结合其系数符号说明二者之间不存在“N 型”曲线关系;FIN 系数呈负向但不显著(模型 3 和 7),这与已有结论基本相同^{[21][35]};FDI 系数为负,但未通过显著性检验(模型 4 和 8),说明对外开放程度对城乡收入差距的抑制作用不显著。

4.稳健性检验

为保证结论稳健可靠,笔者不仅在上述实证过程引入控制变量,同时又采用其他两种方法进行稳健性检验:一是在原实证数据的基础上,采用 k 临近法重新构建距离空间权重矩阵,实证结果与上述结论基本相同^⑦;二是置换部分变量,采用城镇人均可支配收入与农村人均纯收入之比度量城乡收入差距,并采用由 BCC 模型计算的纯技术效率度量技术进步,实证结果如表 4 所示^⑧。

表4 稳健性检验动态空间滞后模型(DSLM)估计结果

	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
C	-5.496*** (-5.558)	31.711*** (3.986)	31.643*** (3.980)	33.493*** (4.192)
θ	0.393*** (17.782)	0.378*** (17.643)	0.378*** (17.670)	0.375*** (17.521)
TEC	-0.113*** (-2.928)	-0.123*** (-3.262)	-0.115*** (-3.881)	-0.150*** (-3.695)
URB	-0.501*** (-6.306)	-0.521*** (-6.736)	-0.525*** (-6.771)	-0.594*** (-6.800)
GOV	-0.100*** (-2.893)	-0.105*** (-3.102)	-0.103*** (-3.027)	-0.119*** (-3.426)
INS	0.165** (2.365)	0.204*** (2.985)	0.235*** (2.758)	0.269*** (3.469)
HUM	-0.051*** (-2.594)	-0.051*** (-2.647)	-0.053*** (-2.713)	-0.055*** (-2.863)
GDP	-10.008*** (-5.347)	-10.258*** (-4.281)	-10.244*** (-4.278)	-10.899*** (-4.513)
GDP ²	0.051*** (5.486)	1.078*** (4.499)	1.076*** (4.491)	1.148*** (4.743)
GDP ³		-0.038*** (-4.718)	-0.037*** (-4.704)	-0.040*** (-4.974)
FIN			-0.203 (-0.617)	
FDI				-0.036* (-1.735)
ρ	0.701 (26.62)	0.72 (28.382)	0.721 (28.506)	0.726 (28.479)
R ²	0.982	0.983	0.983	0.983
对数似然值	443	453	454	455
AIC 统计值	-865	-885	-883	-886
SC 统计值	-825	-841	-835	-838

由表 4 可见,使用新方法所得结果与上述结

论基本相同,仅有两点差异:第一,稳健性检验中 GDP 立方项在 1%水平下显著(模型 10~12),说明城乡收入差距与 GDP 之间呈现“N 型”曲线关系;第二,稳健性检验中 FDI 在 10%水平下显著(模型 12),但这两点并不影响本文得出的主要结论。

六、结论与启示

鉴于城乡收入差距影响因素的复杂性,国内外学者从不同视角采用不同方法进行了研究,但较多忽略了技术进步对城乡收入差距的影响。虽然近年来这一问题逐渐引起学者重视,但研究结论尚不统一。且目前已有的关于城乡收入差距的研究大多假定各省域间城乡收入情况不会彼此影响,即便注意到该问题的研究也较多忽略了城乡收入的“路径依赖”特征而采用静态空间计量模型。基于此,本文选择从技术进步视角直接研究技术进步对城乡收入差距的影响,放开已有大部分文献关于各省域间城乡收入情况是孤立的这一假设,在该基础上进一步引入城乡收入情况的路径依赖特征即往期对现期的影响,采用动态空间计量模型进行估计;同时采用 SBM 模型计算纯技术效率度量技术进步,避免非期望产出与规模因素的干扰,使得研究更加符合实际。本研究得出的主要结论如下:

第一,在城乡收入差距方面,各省域城乡收入差距较大,从时间维度而言,城乡收入差距具有明显的路径依赖特征,当期城乡收入差距处于较高水平的省份,下一期可能继续走高,从而表现出“马太效应”。从空间维度而言,通过全局空间自相关检验和局域空间自相关检验发现,城乡收入差距呈现出显著的地域依赖特征,存在正向的空间溢出效应,通过 DSLM 和 DSEM 进一步研究表明,相邻省份的城乡收入差距对本省具有显著的正向影响,存在省域间联动现象。

第二,在技术进步对城乡收入差距的影响方面,随着时间因素、空间因素以及控制变量的逐步引入,技术进步能够显著地抑制城乡收入差距扩大,因此不可忽视技术进步对于缩小城乡收入差距的效应。技术进步和城乡收入差距是社会进步

的两个重要议题,一方面,技术进步能够通过促进知识传播和加快技术应用,促使农村居民掌握新知识和应用技术,在知识经济时代下,这将提升农村居民收入水平,有利于抑制城乡收入差距;另一方面,农村居民通过掌握新知识和应用技术可以提升科学素养,这样可以进一步促进技术进步。因此,二者的关系应该是技术进步能够抑制城乡收入差距的扩大,而城乡收入差距的缩小又能够促进技术进步,即二者是一种“交替反作用”关系。

第三,在城乡收入差距的其他影响因素方面,城市化因素能够显著抑制城乡收入差距的扩大,因而可以通过城市化进程发挥城市的辐射作用,促进农村地区发展,从而抑制城乡收入差距扩大。政策支持可以抑制城乡收入差距,因此政府可以通过影响初次分配、再分配和投资财政支出等方式缩小城乡收入差距。产业结构优化升级会显著加重城乡收入差距,因此在产业结构优化升级的同时应采用其他手段,避免进一步加大城乡收入差距。人力资本能够有效抑制城乡收入差距的扩大,因此可以通过促进教育公平、组织培训等手段,提高农村居民人力资本水平,缩小城乡收入差距。经济发展水平与城乡收入差距之间是“U 型”曲线关系,而非简单的线性关系,在“拐点”之前,随着经济增长,城乡收入差距下降,经济发展水平对城乡收入差距起到抑制作用;但超过“拐点”之后,经济增长开始加重城乡收入差距的形成,经济发展会促使社会分化。但在实证和稳健性检验中,城乡收入差距与 GDP 是否存在“N 型”曲线关系还存在一定争议,需进一步研究。金融发展能够抑制城乡收入差距的扩大,但效应并不显著,说明金融发展对城乡收入差距的影响具有不确定性。对外开放程度能够抑制城乡收入差距的扩大,但影响的显著性在实证和稳健性检验中存在争议。

(本论文得到中国国家留学基金资助)

注:

- ① 在稳健性检验中采用第一种方法度量城乡收入差距。
- ② 限于篇幅,历年计算数据未报告,备索;本文还采用 BCC 模型(属于经典 DEA)计算纯技术效率来度量技术进步,在下文稳健性检验中使用;关于 BCC 模型可

参看: Banker R D, Charnes A, Cooper W W. Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis [J]. Management Science, 1984, 30(9): 1078-1092。

- ③ 在稳健性检验中选择 k 临近法的距离空间权重矩阵。
- ④ 限于篇幅, 2007~2012 年全球空间自相关检验结果未报告, 备索,
- ⑤ 由于 2002~2015 年结论相似, 限于篇幅未报告, 备索; 另外在图 2 中存在部分地区重叠, 因此图中未显示全部 31 个省份。
- ⑥ 本文对基础动态面板模型采用 OLS 进行估计, 结果表明 DSLM 和 DSEM 的模型在统计参数上优于 OLS, 具体参数未报告, 备索。另外限于篇幅, 表 2、表 3 和表 4 中报告的是从 GDP 和 GDP² 开始逐步引入控制变量的检验结果, 之前的变量 θ 、TEC、URB、GOV、INS 和 HUM 逐步引入过程的检验结果未报告, 备索。
- ⑦ 估计了 3 种模型, 限于篇幅, 未报告, 备索。
- ⑧ 实际也估计了 3 种模型, 两个空间模型的结论基本相同, 但与前文实证结果不同的是, DSLM 模型参数优于 DSEM 和 OLS, 因此另两种模型未报告, 备索。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] 欧阳志刚. 中国城乡经济一体化的推进是否阻滞了城乡收入差距的扩大[J]. 世界经济, 2014, (2): 116-135.
- [3] 余菊, 刘新. 城市化、社会保障支出与城乡收入差距——来自中国省级面板数据的经验证据[J]. 经济地理, 2014, 34(3): 79-84.
- [4] 穆怀中, 吴鹏. 城镇化、产业结构优化与城乡收入差距[J]. 经济学家, 2016, (5): 37-44.
- [5] 丁志国, 赵晶, 赵宣凯, 等. 我国城乡收入差距的库兹涅茨效应识别与农村金融政策应对路径选择[J]. 金融研究, 2011, (7): 142-151.
- [6] 胡晶晶, 黄浩. 二元经济结构、政府政策与城乡居民收入差距——基于中国东、中、西部地区省级面板数据的经验分析[J]. 财贸经济, 2013, 34(4): 121-129.
- [7] 吕炜, 番绍立, 樊静丽, 等. 我国农民工市民化政策对城乡收入差距影响的实证研究——基于 CGE 模型的模拟分析[J]. 管理世界, 2015, (7): 170-171.
- [8] Xie Y, Zhou X. Income inequality in today's China[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2014, 111(19): 6928-6933.
- [9] Christiaensen L, Todo Y. Poverty Reduction During the Rural - Urban Transformation - The Role of the Missing Middle[J]. World Development, 2014, (63): 43-58.
- [10] 郑万吉, 叶阿忠. 城乡收入差距、产业结构升级与经济增长——基于半参数空间面板 VAR 模型的研究[J]. 经济学家, 2015, (10): 61-67.
- [11] Munshi K, Rosenzweig M. Networks and Misallocation: Insurance, Migration, and the Rural-Urban Wage Gap[J]. American Economic Review, 2013, 106(1): 46-98.
- [12] 温涛, 王小华, 董文杰. 金融发展、人力资本投入与缩小城乡收入差距——基于中国西部地区 40 个区县的实证研究[J]. 吉林大学社会科学学报, 2014, (2): 27-36.
- [13] 张伟, 陶士贵. 人力资本与城乡收入差距的实证分析与改善的路径选择[J]. 中国经济问题, 2014, (1): 70-80.
- [14] Chua K K, Limkin L, Nye J, et al. Urban-rural income and wage gaps in the Philippines: measurement error, unequal endowments, or factor market failure? [J]. Philippine Review of Economics, 2015, 52(2): 1-21.
- [15] 刘玉光, 杨新铭, 王博. 金融发展与中国城乡收入差距形成——基于分省面板数据的实证检验[J]. 南开经济研究, 2013, (5): 50-59.
- [16] 杨楠, 马焯欣. 我国金融发展对城乡收入差距影响的动态倒 U 演化及下降点预测[J]. 金融研究, 2014, (11): 175-190.
- [17] 冷艳丽, 冼国明, 杜思正. FDI 与城乡收入差距——基于交通基础设施视角的分析[J]. 云南财经大学学报, 2017, (1): 63-73.
- [18] 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.
- [19] 曾鹏, 吴功亮, 张晓君. 技术进步、城市化与城乡收入差距关系研究——基于中国城市群的经验分析[J]. 华东经济管理, 2016, 30(2): 64-70.
- [20] 马磊. 人力资本结构、技术进步与城乡收入差距——基于中国 2002-2013 年 30 个省区面板数据的分析[J]. 华东经济管理, 2016, 30(2): 56-63.
- [21] 涂涛涛, 李谷成. 中国农业技术进步与城乡收入差距——基于要素报酬视角的解析[J]. 江西财经大学学报, 2017, (4): 73-82.
- [22] 龙少波, 黄林, 胡国良. 技术引进、金融发展与城乡居民收入差距[J]. 经济问题, 2015, (5): 32-38.
- [23] 潘竟虎. 中国地级及以上城市城乡收入差距时空分异格局[J]. 经济地理, 2014, 34(6): 60-67.
- [24] 王建康, 谷国锋, 姚丽. 城市化进程、空间溢出效应与城乡收入差距——基于 2002-2012 年省级面板数据[J]. 财经研究, 2015, 41(5): 55-66.

- [25] 苏治,徐淑丹. 中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角[J]. 中国社会科学, 2015, (7):4-25.
- [26] 王俊,胡雍. 中国制造业技能偏向技术进步的测度与分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (1):82-96.
- [27] Kumar S, Raizada A, Biswas H, et al. Assessing the impact of watershed development on energy efficiency in groundnut production using DEA approach in the semi-arid tropics of southern India[J]. *Current Science*, 2015, 109(10):1831-1837.
- [28] Tone K. Dealing with undesirable outputs in DEA: A slacks-based measure (SBM) approach[R]. GRIPS Research Report Series, 2003.
- [29] 王伟,孙芳城. 高技术产业三阶段创新效率变动研究——基于内部非期望产出的SBM模型与EBM模型[J]. 科技进步与对策, 2018, (3):67-71.
- [30] 陈宇峰,朱荣军. 中国区域R&D资本存量的再估算: 1998-2012[J]. 科学学研究, 2016, 34(1):69-80.
- [31] 王淑英,张水娟,王文坡. R&D投入与区域创新能力关系及溢出效应分析——金融发展的调节作用[J]. 科技进步与对策, 2018, (2):39-46.
- [32] Elhorst J P. Matlab Software for Spatial Panels[J]. *International Regional Science Review*, 2015, 37(3):389-405.
- [33] 卢冲,刘媛,江培元. 产业结构、农村居民收入结构与城乡收入差距[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 163(s1): 147-150.
- [34] 邵帅,李欣,曹建华等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016, (9): 73-88.
- [35] 龙海明,凌炼,谭聪杰等. 城乡收入差距的区域差异性研究——基于我国区域数据的实证分析[J]. 金融研究, 2015, (3):83-96.

【责任编辑:龚紫钰】

Impact of Technological Progress on Urban-Rural Income Gap: A Test Based on Interprovincial Panel Data Dynamic Spatial Econometric Model

SUN Yue¹, ZHAO Qing^{2,3}

(1. College of Marxism, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian, Liaoning, 116025;

2. Dalian College of Business Executives, Dalian, Liaoning 116086;

3. Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiaotong University, Shanghai, 200230)

Abstract: In theory, technological progress has a “double-edged sword effect” on the income gap between urban and rural areas. On one hand, technological progress can promote fair development, promote economic equity, and guarantee distributive justice. On the other, due to uneven distribution of scientific and technological resources resulting from China’s “urban-rural dual structure”, the more developed technology is, the more likely it is to increase the urban-rural income gap. The dynamic spatial lag model and dynamic spatial error model are used to empirically test the impact of technological progress on urban-rural income gap. The findings show that urban-rural income gap varies greatly among provinces. In terms of time, it has obvious path-dependent characteristics and shows “Matthew effect”. In terms of space, it is significantly related to geography, and there is a positive spatial spillover effect, showing the inter-provincial linkage phenomenon. With the gradual introduction of time factors, spatial factors and control variables, technological progress can significantly curb widening urban-rural income gap, and narrowing urban-rural income gap can promote technological progress. The two are in an “alternate counteraction” relationship.

Key words: technological progress; urban-rural income gap; space overflow effect; dynamic spatial econometric model