

# 人口结构红利、财政支出偏向与中国城乡收入差距<sup>\*</sup>

李成友 孙涛 王硕

**摘要:**对影响城乡收入差距的关键因素进行准确识别,是有效解决党的十九大报告和党的十九届五中全会公报中“我国城乡区域发展和收入分配差距较大”这一现实问题的前提条件。本文使用2008—2018年间我国284个地级及以上城市的面板数据,借助不变替代弹性(CES)生产函数和代表性家庭的瞬时效用函数,建立城乡收入差距的动态一般均衡模型,使用多种计量方法考察人口结构红利、财政支出偏向对城乡收入差距的影响。研究发现:(1)随着以人口城镇化为核心的新型城镇化战略的不断推进,人口结构红利的作用凸显,有助于进一步缩小城乡收入差距;(2)财政支出具有城市偏向性特征,会将有限资源集中分配给城市高技能劳动力,不利于要素市场对劳动力资源的合理配置,从而可能扩大城乡收入差距;(3)人口结构红利通过对财政支出偏向的调节效应负向影响到城乡收入差距,该调节效应使得人口结构红利削弱了财政支出偏向对城乡收入差距的促进作用。

**关键词:**城乡收入差距 人口结构红利 财政支出偏向 调节效应

## 一、引言

2020年10月26日至29日中国共产党第十九届中央委员会第五次全体会议指出“当期和今后一个时期我国发展不平衡不充分问题仍然突出,城乡区域发展和收入分配差距较大”,因此,改善收入分配不仅是完善市场经济体制的重心,也是“十四五”时期我国宏观政策的基本导向,是绕不开的紧迫任务,经济社会发展面临的重大课题。缩小城乡收入差距作为改善收入分配的重要方面备受各方关注,然而不可否认的是,影响我国城乡收入差距的因素众多而复杂,只有准确识别其关键因素,才能有的放矢地为缩小我国城乡收入差距制定科学合理的政策建议(杨新铭,2012),才能到2035年基本实现社会主义现代化重要远景目标,即使得城乡区域发展差距和居民生活水平差距显著缩小。

大量研究指出,政府实施的城市偏向性政策以及城乡分割的行政管理制度是影响城乡收入差距最主要的因素(蔡昉、王美艳,2009;Li et al,2019)。一方面,在城市偏向性政策视角下,学者们认为城市偏向性政策提高了城市居民福利水平,阻碍了农村居民共享城市发展成果从而影响城乡收入差距(Blanchard & Giavazzi,2003;孙华臣、焦勇,2019)。政府倾向实施偏向城市的经济和社会政策,然而这些政策的顺利展开离不开政府财政的大力支持,这必然促使财政支出带有城市偏向性,影响城乡居民收入的均衡增长(雷根强、蔡翔,2012)。目前,针对城市偏向财政支出对城乡收入差距的影响,学者们主要从财政支出规模和财政支出结构进行分析(Su et al,2019)。从财政支出规模对城乡收入差距的影响来看,部分学者认为政府过分追求经济效益而忽视城乡协调发展的大规模城市偏向财政支出会恶化城乡收入分配(骆永民、樊丽明,2019);而Subarna & Cerf(2009)则认为对

<sup>\*</sup> 李成友,山东财经大学金融学院、山东大学经济研究院,邮政编码:250014,电子邮箱:lichengyou1987@163.com;孙涛、王硕,山东大学经济研究院,邮政编码:250100,电子邮箱:tao\_sun@sdu.edu.cn;shweung@163.com。基金项目:国家社会科学基金青年项目“要素市场化配置对城乡收入差距‘倒U型’演变新趋势的影响研究”(20CJY017);广西中华民族共同体意识研究院重大项目“铸牢中华民族共同体意识的经济基础研究”(2020GXMGY0103);山东省自然科学基金面上项目“年龄结构、人口迁移和养老金地区差异研究”(ZR2020MG063)。感谢匿名审稿人的建议,文责自负。

于转型中的发展中国家而言,提高政府财政支出规模能够显著缩小城乡收入差距。关于财政支出结构如何影响城乡收入差距,现有文献主要分析了不同性质的财政支出对城乡收入差距的影响(Sicular et al,2007)。研究表明,基础设施建设财政支出一般情况下会对城乡收入差距产生显著的影响(陈斌开等,2010;Ye et al,2018),但财政农业支出通常对城乡收入差距的作用不显著(沈坤荣、张璟,2007)。

另一方面,基于城乡分割的行政管理体制视角,研究认为在人口城镇化推进过程中,城乡分割的户籍制度所形成的潜在甄别和筛选机制,阻碍劳动力自由流动,城市居民率先享受到人口城镇化推进过程中就业机会增加、资本流入等资源聚集效应。这在扩大城市居民社会需求、带动生产规模经济以及促进城市经济水平不断提升的同时,显著增加了城市居民的工资性收入和财产性收入,且相比农村居民,城市居民的生活和工作能够得到更有效的保障,享受到更好的社会福利,这使得城市居民收入水平要明显高于农村居民,从而加深了城乡收入不平等的程度(向书坚、许芳,2016)。但是,随着户籍制度改革的积极推进,人口流动限制逐渐放宽,剩余劳动力加速从传统的农村向现代化的城市部门转移并参与城市部门生产过程,导致城市人力资本的增加,这将提高城市劳动力市场的竞争性,使得城市就业工资水平趋于下降,流向城市的人力资本也将获得高于单纯从事农业生产的工资。与此同时,农村剩余劳动力将不断减少,推动农业机械化发展,农业生产效率提高,农民收入水平增加,这有助于促进城乡劳动报酬均等化,对缓解城乡收入差距起积极作用(Boffy-Ramirez & Moon,2018)。

总结既有文献成果不难发现,相关研究已经取得了很多有价值的结论,为本文提供了重要的研究基础与经验借鉴。然而,现有研究仍有待进一步补充完善:(1)已有研究多是单独从财政支出或人口结构角度出发,探究它们对城乡收入差距产生的影响,且在构建理论模型时多局限于静态分析,往往因结构不完整而未达到真正的一般均衡。比如莫亚琳、张志超(2011)将财政支出引入巴罗的内生增长模型,在探讨一般均衡时未考虑消费者因素;孙宁华等(2009)仅将劳动力扭曲因素纳入动态一般均衡模型分析劳动力市场对城乡收入差距的影响。很少有研究从政策和制度的角度,将人口结构、财政支出放入同一理论分析框架,构建理论模型分析人口结构红利、财政支出偏向对城乡收入差距影响的内在机理,并进一步分析人口结构红利会使得财政支出偏向对城乡收入差距的影响产生何种调节作用。(2)已有研究大多研究城乡收入差距扩大、“倒U”型、“U”型变化现象。很少有研究分析最近十多年来我国城乡收入差距“持续缩小”这种新演变趋势,也缺少对这种新趋势影响因素的经验研究。(3)已有研究所使用的数据多是省级层面数据,而省级内部不同城市间在人口结构红利和财政支出偏向以及城乡收入差距方面均存在很大差异,这导致难以准确识别和刻画所关注问题的内在因果效应。

同已有研究相比而言,本文研究发现人口结构红利不仅直接影响城乡收入差距,而且还作为调节因素,间接影响财政支出偏向对城乡收入差距的影响。具体来看,本文贡献主要包括以下几方面:(1)从城市偏向性政策以及城乡分割的行政管理体制两个角度出发,借助不变替代弹性(CES)生产函数以及代表性家庭的瞬时效用函数,建立城乡收入差距的动态一般均衡模型,来揭示人口结构红利、财政支出偏向影响城乡收入差距的内在机制,并分析人口结构红利对财政支出偏向影响城乡收入差距的调节机理。(2)聚焦于最近十多年来我国城乡收入差距“持续缩小”这种新演变趋势,实证研究人口结构红利、财政支出偏向对城乡收入差距的影响,并从经济环境、文化环境、市场化环境和政策环境角度对样本进行异质性分析。(3)基于人口结构红利、财政支出偏向对城乡收入差距影响的理论分析,并结合使用我国地级及以上城市数据所得到的估计结果,关注发生在中国城市层面的城乡收入差距问题。

## 二、理论模型及相关推论

从动态一般均衡的角度出发,假如城乡两部门的政策、制度安排使资源配置趋于均衡,劳动力、资本等要素在城乡之间自由流动,此时劳动力、资本等要素市场使得同质要素收益均等化,不会存在

城乡收入差距。然而从实际经济运行来看,在城乡劳动力之间存在显著的工资差距,表明存在阻碍劳动力合理配置的因素,比如政策偏向和制度障碍致使城乡两部门在提高人力资本、获取社会福利等方面出现差异特征。

本文假设两部门由于政策偏向和制度障碍彼此分割。借鉴 Krugman(1991)核心—边缘处理方法,不同部门劳动力数量分别代表各部门人口数量,劳动要素完全出清,社会不存在失业。

### (一)模型的建立

1. 生产者行为。城市经济的运行离不开企业发展,城市也是各种要素出清的重要场所。本文假设城市经济系统是由一个统一的生产部门所组成,需要低技能劳动力和高技能劳动力合理配置并参与生产。并且,劳动力的差异性主要来源于教育水平差距和技术水平差距两部分。那么,城市部门生产函数采用不变替代弹性(CES)生产函数:

$$U_t = [\varphi(G_L A_t n L_t)^\alpha + (1 - \varphi)(G_H A_t H_t)^\alpha]^{1/\alpha} \quad (1)$$

式(1)中, $U_t$ 为城市部门产出, $A_t$ 为城市平均技术水平, $\varphi$ 为生产要素份额, $L_t$ 为农村部门和城市部门的低技能劳动力总量, $n$ 为低技能劳动力 $L_t$ 在城市部门中的份额, $H_t$ 代表城市部门中高技能劳动力。 $G_L$ 代表城市财政支出对城市部门低技能劳动力的积极影响, $G_H$ 代表城市财政支出对城市部门高技能劳动力的积极影响。本文构建了城市偏向的财政支出指标,以 $G = G_H / G_L$ 衡量城市偏向财政支出。对于城市部门而言,不仅需要大量的高技能劳动力,例如战略性新兴产业属于知识和技术密集型产业,需要大量高水平的研发人员与技术人员,也需要低技能劳动力从事大量的生活性服务业,从而促使城市发展满足“熵减”状态。因此,政府为了满足特定的发展战略,将会在财政支出上对不同产业有所侧重,最终传导到不同产业的就业人员之中,形成对不同技能水平的劳动力异质性的支出水平,进而带来城市偏向财政支出。根据 CES 生产函数的性质,要素替代弹性 $\epsilon = 1/(1 - \alpha)$ ,外生技术进步率 $\dot{A}_t / A_t = g_U$ ,其中, $\dot{A}_t$ 是指一定时间内 $A$ 的变化量,下文类同。

对于农村部门而言,农业生产构成最重要的经济活动,并且农业生产最为重要的投入是低技能劳动力。鉴于农村传统落后的生产方式,本文假设农业产出是低技能劳动力的线性函数,因此农村部门生产函数可以设为:

$$R_t = B_t(1 - n)L_t \quad (2)$$

式(2)中, $R_t$ 为农村部门产出, $B_t$ 为农村部门技术水平,( $1 - n$ )是低技能劳动力在农村部门的比重,外生技术进步率 $\frac{\dot{B}_t}{B_t} = g_R$ 。

2. 消费者行为。考虑居民消费过程中产品类型的变化特征,本文拓展了 Kongsamut et al(2001)考虑结构转变的效用函数,代表性家庭的瞬时效用函数为:

$$U(C_{R,t}, C_{U,t}) = \begin{cases} \int_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \frac{C_{R,t}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} dt & , C_{R,t} \leq \bar{R} \\ \int_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \frac{[(C_{R,t} - \bar{R})^\theta (C_{U,t})^\gamma]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} dt & , C_{R,t} > \bar{R} \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中,效用函数将代表性家庭消费分为农产品 $C_{R,t}$ 和非农产品 $C_{U,t}$ 消费, $\rho$ 为主观时间贴现率, $\sigma$ 为相对风险规避系数, $\theta$ 和 $\gamma$ 均为正数且 $\theta + \gamma = 1$ 。 $\bar{R}$ 为满足家庭基本生活需要的农产品。当农村部门最终产品总量不足以满足人们生活的基本需要 $\bar{R}$ 时,生产要素将集中在农村部门。当农村部门最终产品总量能够满足人们的生活基本需要 $\bar{R}$ 时,生产要素将从农村部门转移至城市部门来生产非农产品,此时存在: $\bar{R} < L_t B_t$ 。

3. 系统均衡决策。系统均衡的最大化条件是代表性家庭效用最大化,并且约束条件为预算约束,即工资收入在农产品和非农产品之间优化配置。因此,代表性家庭效用的最优化问题可以表述

为式(4)的约束条件下的最优均衡:

$$\max U(C_{R,t}, C_{U,t}) = \frac{[(C_{R,t} - \bar{R})^\theta (C_{U,t})^\gamma]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \quad (4)$$

$$\text{s. t. } p_R C_{R,t} + C_{U,t} = I_t \quad (5)$$

式(5)中,给定价格向量 $\{p_R, p_U\}$ ,非农产品价格 $p_U$ 标准化为1,工资收入为 $I_t$ , $C_{R,t}$ 和 $C_{U,t}$ 分别为 $t$ 时期农产品和非农产品的消费,通过定义拉格朗日函数可求出代表性家庭效用最大化的系统均衡解为 $\{C_{R,t}, C_{U,t}\}_{t=0}^\infty$ 的一组策略组合。

$$C_{R,t} = \theta \frac{I_t - p_R \bar{R}}{p_R} + \bar{R} \quad (6)$$

$$C_{U,t} = \gamma(I_t - p_R \bar{R}) \quad (7)$$

式(6)中,代表性家庭将收入份额中的 $\theta$ 用于农产品的消费,式(7)表示代表性家庭对非农产品的消费占收入的份额为 $\gamma$ 。所以,非农产品的需求收入弹性大于农产品,体现居民对农产品和非农产品消费在不同时期的变化特征,从侧面反映出当居民的基本消费得到满足后,劳动力将从农村部门流向城市部门的基本现实。

### (二)模型动态均衡解

在动态条件下,消费者效用最大化的目标函数式(8)及约束条件式(9)满足:

$$\max U(C_{R,t}, C_{U,t}) = \int_{t=0}^\infty e^{-\rho t} \frac{[(C_{R,t} - \bar{R})^\theta (C_{U,t})^\gamma]^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} dt \quad (8)$$

$$\text{s. t. } \dot{E} = I_t + rE_t - p_R C_{R,t} - C_{U,t} \quad (9)$$

在式(9)中,给定价格向量 $\{p_R, p_U, r\}$ ,非农产品价格 $p_U$ 标准化为1, $\dot{E}$ 表示资产的动态变化, $E_t$ 为代表性家庭净资产且 $E_0=0$ ,定义汉密尔顿函数并根据一阶条件,可得到关于消费的欧拉方程:

$$\frac{\dot{(C_{R,t})}}{C_{R,t} - \bar{R}} = \frac{\dot{C}_{U,t}}{C_{U,t}} = \frac{r - \rho}{\sigma} \quad (10)$$

在产品市场均衡条件中,假定农村部门和城市部门产出全部用于消费。那么存在: $R_t = C_{R,t}, U_t = C_{U,t}$ 。利用两部门生产函数对时间求导,可获得广义各部门产出的增长速度:

$$\frac{\dot{(R_t)}}{R_t - \bar{R}} = \frac{\dot{U}_t}{U_t} = g_U \quad (11)$$

综合式(10)和式(11)以及产品市场均衡条件,可知消费的增长率与产出的增长率相等,因此利率: $r^* = \sigma g_U + \rho$ 。城市部门常住人口工资率为 $w_u$ ,农村剩余人口工资率 $w_s$ 和农村转移人口工资率 $w_t$ 差异程度为一外生给定变量 $g_w$ ,综合式(1)和式(2)可以得到:

$$w_t = \varphi U_f^{\frac{1}{\epsilon}} (G_L A_t)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} (nL_t)^{-\frac{1}{\epsilon}} = w_s g_w = P_R B_t g_w \quad (12)$$

$$w_u = (1 - \varphi) U_f^{\frac{1}{\epsilon}} (G_H A_t)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} H_t^{-\frac{1}{\epsilon}} \quad (13)$$

将式(2)、式(6)和式(7)代入式(12)可以得到隐函数:

$$(1 - n)L_t - \theta g_w [nL_t + (\varphi^{-1} - 1)(H_t G)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} (nL_t)^{\frac{1}{\epsilon}}] - \frac{\bar{R}}{B_t} = 0 \quad (14)$$

式(14)存在唯一的 $n^* \in (0, 1)$ 满足市场出清的均衡条件, $n^*$ 是均衡状态时农村劳动力的配置。假设农村剩余人口工资率 $w_s$ 和农村转移人口工资率 $w_t$ 加权平均可得农村居民人均工资 $w_r$ ,那么

利用式(12)可得:

$$w_r = \frac{1+n^*(g_w-1)}{g_w} w_t \quad (15)$$

本文进一步采用城乡收入比刻画城乡收入差距  $incg$ , 由式(13)和式(15)可知:

$$incg = \frac{w_u}{w_r} = \frac{(1-\varphi)(n^*)^{\frac{1}{\epsilon}}}{\varphi} \frac{g_w}{1+n^*(g_w-1)} (G)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \left(\frac{H_t}{L_t}\right)^{-\frac{1}{\epsilon}} \quad (16)$$

由式(16)求解城乡收入差距关于人口结构红利  $spop = \frac{H_t}{L_t}$  的一阶导数, 获得:

$$\frac{\partial incg}{\partial spop} = -\frac{(1-\varphi)(n^*)^{\frac{1}{\epsilon}}}{\epsilon\varphi} \frac{g_w}{1+n^*(g_w-1)} (G)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \left(\frac{H_t}{L_t}\right)^{-\frac{1+\epsilon}{\epsilon}} \quad (17)$$

式(17)中参数项  $\frac{(1-\varphi)(n^*)^{\frac{1}{\epsilon}}}{\epsilon\varphi} \frac{g_w}{1+n^*(g_w-1)} > 0$ , 变量项  $(G)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \left(\frac{H_t}{L_t}\right)^{-\frac{1+\epsilon}{\epsilon}} > 0$ , 因此城乡收入差距关于人口结构红利的偏导数为  $\frac{\partial incg}{\partial spop} < 0$ , 由此得到推论 1。

推论 1: 人口结构红利有助于缩小城乡收入差距。

推论 1 表示, 随着高技能劳动力越来越多地集聚到城市部门并参与生产, 将带来城市部门的人口结构从低技能劳动力密集走向高技能劳动力密集。第一种典型经济事实是处于农村部门的未成年人通过接受高等教育离开本土, 在完成高等教育实现高技能劳动力的人力资本累积后, 考虑到个人职业发展等因素, 更大的可能性是留在城市。第二种典型经济事实是从农村流动到城市的低技能劳动力, 通过长时间“干中学”所累积的经验和诀窍, 实现从低技能劳动力向高技能劳动力的转变, 在政府不断降低“城市落户”的各项限制条件后, 存在较为强烈的意愿希望留在城市部门。因此, 导致城市部门的人口结构红利愈发成为促进城市内生发展的重要推动力量, 城市成为人发挥主观能动性的重要空间, 并通过吸纳农村低技能、低报酬的劳动力提高其获得更高收入的可能, 进而缩小了城乡收入差距。

$G$  表示城市偏向财政支出, 是“政府看得见的手”在财政支出结构上的侧重。最终这一有偏的财政支出情况将会传导至城市和农村收入之中, 形成对城乡收入差距的影响。为此, 本文继续求解城乡收入差距关于城市偏向财政支出的一阶导数, 可得:

$$\frac{\partial incg}{\partial G} = \frac{(\epsilon-1)(1-\varphi)(n^*)^{\frac{1}{\epsilon}}}{\epsilon\varphi} \frac{g_w}{1+n^*(g_w-1)} (G)^{-\frac{1}{\epsilon}} \left(\frac{H_t}{L_t}\right)^{-\frac{1}{\epsilon}} \quad (18)$$

式(18)中, 参数项  $\frac{(\epsilon-1)(1-\varphi)(n^*)^{\frac{1}{\epsilon}}}{\epsilon\varphi} \frac{g_w}{1+n^*(g_w-1)} > 0$ <sup>①</sup>, 变量项  $(G)^{-\frac{1}{\epsilon}} \left(\frac{H_t}{L_t}\right)^{-\frac{1}{\epsilon}} > 0$ , 因此:

$\frac{\partial incg}{\partial G} > 0$ , 由此得到推论 2。

推论 2: 城市偏向财政支出会推动城乡收入差距扩大。

推论 2 表示, 无论是高技能劳动力还是低技能劳动力, 收入主要有两个方面: 一是“市场体现”的劳动报酬或者技能溢价(李成友等, 2018); 二是政府补贴所获得的转移性收入。当政府将更多资源配置给城市高技能劳动力, 也就是说为了特定产业发展而推出的有所偏向的财政支出结构, 将会改变自由竞争市场所形成的要素市场出清条件, 推动城市高技能劳动力获得超额收入, 同时高技能劳动力在城乡之间分布不均衡加剧了城乡收入差距扩大。

结合基础模型中人口结构红利对中国城乡收入差距的影响, 本文需要继续考察人口结构红利除

① 参考李飞跃(2011)的做法, 高技能劳动力与低技能劳动力之间替代弹性大于 2 符合中国情况。

了缩小城乡收入差距这一直接效应之外,是否会对城市偏向财政支出产生一定的调节影响。在现实情况中,城市偏向财政支出的对象仍然以人为主体,对不同人群的财政支出产生分化,产生结构性不一致的水平,也就构成了城市偏向财政支出的根本来源。所以,模型中继续考察人口结构红利因素与城市偏向财政支出对城乡收入差距的影响。通过对式(18)进一步求关于人口结构红利的导数,获得人口结构红利对城市偏向财政支出扩大城乡收入差距的边际效应的影响:

$$\frac{\partial^2 incg}{\partial G \partial spop} = \frac{(1-\epsilon)(1-\varphi)(n^*)^{\frac{1}{\epsilon}}}{\epsilon^2 \varphi} \frac{g_w}{1+n^*(g_w-1)} (G)^{-\frac{1}{\epsilon}} \left(\frac{H_t}{L_t}\right)^{-\frac{1+\epsilon}{\epsilon}} \quad (19)$$

在式(19)中,参数项为  $\frac{(1-\epsilon)(1-\varphi)(n^*)^{\frac{1}{\epsilon}}}{\epsilon^2 \varphi} \frac{g_w}{1+n^*(g_w-1)} < 0$ , 变量项为  $(G)^{-\frac{1}{\epsilon}} \left(\frac{H_t}{L_t}\right)^{-\frac{1+\epsilon}{\epsilon}} > 0$ ,

因此  $\frac{\partial^2 incg}{\partial G \partial spop} < 0$ , 由此得到推论 3。

推论 3: 人口结构红利削弱了城市偏向财政支出对城乡收入差距的促进作用。

推论 3 表示,虽然城市偏向财政支出导致了城乡收入差距的扩大,但是,考虑到城市部门人口结构红利因素的存在,将会降低城市偏向财政支出的影响程度。这是因为更多从农村部门流入的人口能够获得城市部门的发展红利,进而反哺于农村发展,缩小城乡收入差距,即人口结构红利弱化了城市偏向财政支出对城乡收入差距的影响。

从影响机理看,城市偏向财政支出反映了政府将有限资源集聚使用的事实。同时,这种政策导向也会加快更多农村地区的低技能劳动力通过教育和“干中学”获得技能与溢价,在城市偏向财政支出中获得收益。所以,城市偏向财政支出反映政府对“蛋糕”如何分割的问题,那么人口结构红利的上升,使得低技能劳动力获得了这部分权利,势必削弱了城市偏向财政支出对城乡收入差距的正向影响。

### 三、模型构建、变量选取与数据来源

#### (一) 模型构建

为检验上文的研究推论,本文分别探讨人口结构红利和财政支出偏向对城乡收入差距的影响,构建基准模型如式(20)所示。

$$incg_{it} = \beta_1 + \beta_2 spop_{it} + \beta_3 G_{it} + \sum \beta_k X_{k,it} + \epsilon_{it} \quad (20)$$

在式(20)中, $i$ 表示城市, $t$ 表示年份。 $incg_{it}$ 代表城乡收入差距; $\beta_1$ 代表截距项, $\beta_2 - \beta_k$ 代表各解释变量的系数; $spop_{it}$ 代表人口结构红利; $G_{it}$ 代表财政支出偏向; $X_{k,it}$ 为若干控制变量,反映城市的重要经济和社会特征; $\epsilon_{it}$ 为随机扰动项。

然后,为探讨人口结构红利对财政支出偏向影响城乡收入差距边际效应的调节作用,本文在式(20)基础上加入人口结构红利和财政支出偏向的交互项  $spop \times G_{it}$ ,通过检验该交互项系数的显著性来检验其调节效应,如式(21)所示。

$$incg_{it} = \beta_1 + \beta_2 spop_{it} + \beta_3 G_{it} + \beta_4 spop \times G_{it} + \sum \beta_k X_{k,it} + \epsilon_{it} \quad (21)$$

调节效应的分析首先要识别出调节变量,通常情况下,调节变量是一个系统地改变解释变量与被解释变量之间关系强度或者方向的变量。在式(21)中,人口结构红利  $spop_{it}$  是调节变量,虽然从形式上来看,人口结构红利  $spop_{it}$  和财政支出偏向  $G_{it}$  在统计上是对称的,但二者在理论意义上却是不同的。

#### (二) 变量选取

1. 被解释变量。城乡收入差距( $incg$ )。城乡收入差距作为城镇和农村差异的基本方面,其度量标准多样。本文综合考虑我国显著的城乡二元经济结构以及所构建的理论模型中变量的形式,参照

马红旗等(2017)的做法,采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比度量城乡收入差距。该指标为一项正向指标,且具有良好的连续性和可比性,数值越大说明城镇居民与农村居民收入分配越不平等。

2. 核心解释变量。(1)人口结构红利(*spop*)。人口结构有诸多衡量标准,有学者分别从人口空间结构、人口自然结构以及社会经济结构等不同角度来衡量人口结构,也有学者将三者结合通过构建人口结构综合指数的方式来刻画人口结构。但是,上述指标无法直接体现城市间的人口迁移流动。加之随着城乡分割的二元经济体制逐步破除,人口流动限制逐渐放宽,农村劳动力加速流入城市部门,通过完成高技能劳动力人力资本积累后留在城市部门。因此,本文放宽户籍限制,选取能够反映劳动力流动信息的城镇劳动力就业人口占总就业人口的比重对人口结构红利进行刻画(向书坚、许芳,2016)。

(2)财政支出偏向(*G*)。经济增长的主要推动力来自城市部门,具有城市偏向的财政支出在驱动城市经济发展的同时,对城乡发展的不平衡性也产生重要影响,进而使得不同人群的收入水平产生分化,影响到城乡收入差距。本文结合理论模型部分,选取对高低技能劳动力存在明显差别,且与民生密切相关并带有明显城市偏向的社会保障和就业支出在财政支出中所占比重作为财政支出偏向的代理变量(雷根强、蔡翔,2012)。

3. 控制变量。(1)金融发展水平(*fia*)。金融发展对城乡收入差距的影响具有两面性,一方面,金融发展能有效缓解农村地区融资困境,推动该地区企业成长,并进一步提高对农村劳动力需求与工资支付水平,进而引起农村部门家庭收入增加,缩小城乡收入差距。另一方面,金融发展因个体财富水平差异产生进入金融市场的财富门槛,这一门槛将推动更多地资金流向城市,并限制农村地区的融资渠道和融资水平,对缩小城乡收入差距产生不利影响。鉴于目前我国金融市场表现为银行业规模在金融行业中占比较大的特征,故本文选用金融机构贷款余额与GDP之比作为金融发展水平代理变量。

(2)经济开放程度(*fdi*)。外商直接投资能够很好地衡量地区经济开放程度,其通过产业布局、人口流动等渠道影响城乡收入差距。本文选取各地区实际利用外商直接投资总额与GDP的比值对经济开放程度进行衡量,其中各地区实际利用外商直接投资总额用年均汇率将美元单位折算为人民币单位。

(3)人口生育率(*csl*)。人口生育率与其他影响城乡收入差距的因素相比显得更为基础。这主要是由于传统生育观受到现代观念的冲击,以及养育孩子的成本等问题使得人口生育率成为影响城乡收入分配的一个重要因素,故本文选取人口出生率这一指标对人口生育率进行刻画。

(4)居民消费价格指数(*cpi*)。消费价格变动会对居民收入实际水平产生十分重要的影响,导致城乡收入分配产生明显差异,进而影响到城乡收入差距(Adam & Tzamourani,2016),因此,本文选取居民消费价格指数(*cpi*)作为控制变量。

(5)人力资本存量(*hum*)。劳动力可以通过自身教育投资促进人力资本形成从而获得更高的技能溢价,改变低报酬状态。但是,在城乡教育机会不平等和教育资源分配不均的情况下,城乡人力资本投资回报存在差异进而影响到城乡收入差距(陈斌开等,2010)。高等教育水平是衡量人力资本投资的重要指标,因此,本文选取各地级市历年高校在校生数与年末总人口的比值衡量人力资本存量。

表1 变量的描述性统计分析

指标	符号	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
城乡收入差距	<i>incg</i>	3124	2.5106	0.5805	1.2770	2.4243	8.9116
人口结构红利	<i>spop</i>	3124	0.3305	0.1869	0.0202	0.2798	0.9958
财政支出偏向	<i>G</i>	3124	0.1297	0.0471	0.0021	0.1235	0.4199

续表 1

指标	符号	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
金融发展水平	<i>fia</i>	3124	2.5821	2.0896	0.5600	1.9692	38.2369
经济开放程度	<i>fdi</i>	3124	0.0181	0.0182	0.000002	0.0125	0.2101
人口生育率	<i>cs1(‰)</i>	3124	11.1660	2.7721	3.8400	11.1000	53.0000
居民消费价格指数	<i>cpi</i>	3124	1.0258	0.0184	0.9765	1.0221	1.1009
人力资本存量	<i>hum</i>	3124	0.0163	0.0205	0.00003	0.0090	0.1311

### (三)数据的中心化处理

由于在计量模型中引入了交互项  $spop \times G_u$ , 在核心解释变量  $spop_u$  和  $G_u$  与交互项  $spop \times G_u$  之间会产生较为严重的多重共线性问题。因此, 需要对变量进行相应处理以避免或减少引入交互项后引发的多重共线性问题。借鉴 Robinson & Schumacker(2009)的研究, 在做调节效应分析时, 首先要对核心解释变量和调节变量做中心化处理即对变量进行线性变换, 以削弱单变量和变量交互项之间的共线性。对变量的中心化处理过程如下: 首先分别对  $spop_u$  和  $G_u$  取平均, 得到均值  $\overline{spop_u}$  和  $\overline{G_u}$ ; 其次分别用  $spop_u$  和  $G_u$  的原始值减去各自的均值, 得到离差  $dspop_u$  和  $dG_u$ ; 最后将离差相乘即得到中心化处理后的交互项。

### (四)数据来源

历年《中国城市统计年鉴》为本文提供了基础数据, 部分缺失数据通过查阅《中国区域经济年鉴》、各地级市统计年鉴以及政府工作报告补齐, 极少数缺失数据采用线性插值法予以补充。经过严格筛选以及汇总, 本文剔除了考察期内发生过行政区划变动的样本, 如撤销地级巢湖市设为县级市, 增设贵州省铜仁和毕节市、海南省三沙和儋州市、青海省海东市、新疆吐鲁番和哈密市以及西藏自治区五个地级市(日喀则、昌都、林芝、山南和那曲), 并不再将数据缺失严重的拉萨市纳入样本, 加之深圳地区没有农村, 最终选取了 2008—2018 年中国城市面板数据, 包含了 284 个地级及以上城市 11 年的样本集, 共计样本量 3124 个, 供本文分析使用。

## 四、实证结果、稳健性检验及异质性分析

### (一)基准回归结果

在基准模型中, 本文分析人口结构红利和财政支出偏向对城乡收入差距的影响。经 Hausman 检验, 基准回归模型选用固定效应(FE), 具体回归结果如表 2 所示。

表 2 中的回归结果显示, 人口结构红利( $spop$ )的回归系数在式(1)~(6)中均在 1% 的水平上显著为负。这表明人口结构红利能够有效降低城乡收入差距, 本文推论 1 得到验证。这说明随着人口城镇化进程的加快, 城乡之间的劳动力加速流动使得越来越多的农村劳动力集聚到城市部门, 并通过教育、经验积累提高农村劳动力技能水平, 改善低收入状态。不仅如此, 由于城乡之间人口流动的限制条件不断放宽, 城市在吸引农村劳动力进城务工提高收入水平的同时, 也提高了其留在城市部门的可能性, 这使得人口结构红利进一步凸显, 进而充分发挥了其在降低城乡收入差距方面的作用。同时, 财政支出偏向( $G$ )的回归系数在式(1)~(6)中均为正值, 且在 1% 或 10% 的水平上显著。这表明城市偏向的财政支出显著扩大了城乡收入差距, 本文推论 2 也得到验证。这说明城市偏向的财政支出结构加剧了城乡资源分配不均等的状况, 改变了自由竞争市场所形成的要素市场出清条件, 不利于要素市场对劳动力资源的合理配置, 使得城乡收入出现不平衡的增长, 进而加剧了城乡收入差距的扩大。

在控制变量方面, 金融发展水平( $fia$ )变量的回归系数在 1% 的水平上显著为正, 说明金融发展水平的提高不利于城乡收入差距的缩小。其原因可能在于, 城市部门中知识与技术密集型产业居多, 而农村部门则主要为劳动密集型产业, 致使前者所需投入的资本量远远大于后者。因此, 金融发



展将通过解除融资瓶颈更大程度地推动城市部门的产业发展,扩大城乡收入差距。经济开放程度(*fdi*)变量的回归系数显著为负值,这说明外资引入与城乡收入差距呈负相关关系。这主要是因为中国在国际贸易中出口更多劳动密集型产品而不是知识与技术密集型产品,依据要素价格机制,这必然引发对低技能劳动力的需求高于对高技能劳动力的需要,进而通过价格的同向变动缩小城乡劳动力收入差距。人口生育率(*csl*)和人力资本存量(*hum*)变量的回归系数结果均显示与城乡收入差距呈显著正相关关系。可能的原因是由于城市部门的人力资本积累率在相对高于农村部门的同时,人口生育率却低于农村部门,致使城乡居民人力资本水平拉大,不利于城乡收入差距的缩小。最后,居民消费价格指数(*cpi*)变量的回归系数显著为正值,这说明居民消费价格水平的提高扩大了城乡收入差距。这可能是由于城乡居民对消费价格指数变动的反应不同,在相同的价格变动区间下,农村居民实际收入的下降幅度更大,致使城乡收入差距进一步恶化。

表2 基准回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>spop</i>	-0.844*** (0.048)	-0.921*** (0.050)	-0.766*** (0.052)	-0.570*** (0.056)	-0.585*** (0.057)	-0.670*** (0.063)
<i>G</i>	0.512*** (0.197)	0.549*** (0.195)	0.277* (0.160)	0.693*** (0.182)	0.708*** (0.181)	0.776*** (0.174)
<i>fia</i>		0.043*** (0.008)	0.044*** (0.006)	0.048*** (0.008)	0.047*** (0.008)	0.043*** (0.008)
<i>fdi</i>			-6.582*** (0.524)	-6.414*** (0.539)	-6.186*** (0.533)	-6.485*** (0.552)
<i>csl</i>				0.045*** (0.007)	0.044*** (0.007)	0.043*** (0.007)
<i>cpi</i>					5.922*** (1.972)	5.906*** (1.972)
<i>hum</i>						1.726*** (0.464)
常数项	2.979*** (0.049)	2.921*** (0.050)	3.050*** (0.042)	2.440*** (0.103)	-3.833* (2.082)	-3.797* (2.082)
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
adj_R <sup>2</sup>	0.179	0.193	0.232	0.270	0.273	0.275
N	3124	3124	3124	3124	3124	3124

注:括号内数值为稳健标准误;\*、\*\*和\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的水平上显著。

## (二) 稳健性检验

1. 稳健性检验:处理内生性问题。为克服内生性问题,通常做法是寻找满足相关性和正交性两个条件的变量作为工具变量,因此本文拟选用核心解释变量的一期、二期时间滞后项作为工具变量。从表3中三个统计量的结果来看,本文选取的工具变量不存在识别不足、弱工具变量以及过度识别问题。从表3中式(1)和式(2)可以看出,在内生性问题得到处理以后,显著性水平与基准回归高度一致。尽管如此,本文还使用有限信息最大似然估计法(LIML法)进行估计。通过对比后发现,表3中式(3)和式(4)的结果与两阶段最小二乘法(2SLS法)的估计结果并无本质区别,这表明内生性问题未对本文研究结论产生显著影响,因此本文基准回归结果具有良好的稳健性。

表3 稳健性检验:工具变量的回归结果

解释变量	2SLS		LIML	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>spop</i>	-0.771*** (0.052)	-0.644*** (0.069)	-0.771*** (0.054)	-0.644*** (0.064)
<i>G</i>	0.667* (0.387)	1.105*** (0.394)	0.668*** (0.250)	1.106*** (0.258)
<i>fia</i>		0.038*** (0.007)		0.038*** (0.006)
<i>fdi</i>		-5.959*** (0.631)		-5.958*** (0.567)
<i>csl</i>		0.037*** (0.007)		0.037*** (0.004)
<i>cpi</i>		-7.357** (3.084)		-7.355** (2.887)
<i>hum</i>		2.208*** (0.501)		2.209*** (0.560)
常数项	2.854*** (0.060)	9.965*** (3.188)	2.506*** (0.050)	9.436*** (2.948)
Kleibergen-Paaprk LM	139.919 (0.000)	116.461 (0.000)		
Kleibergen-Paaprk Wald F	22.980 (7.560)	17.378 (7.560)		
Hansen J	5.783 (0.056)	4.450 (0.108)		
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes
adj_R <sup>2</sup>	0.136	0.220	0.136	0.220
N	2556	2556	2556	2556

注:Kleibergen-Paaprk LM 统计量括号内对应识别不足检验的 p 值, Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量括号内对应 Stock-Yogo 弱识别检验的 10% 临界值, 其余括号内数值为稳健标准误; 显著性水平同表 2。

2. 稳健性检验: 变换和增加变量。(1) 变换被解释变量。现有研究一般采用城乡收入比对城乡收入差距进行衡量, 但也有文献将福利性因素考虑进去, 比如城市居民的养老保障、失业保险等, 使用城镇和农村居民人均消费比(*rcon*)度量城乡收入差距, 故本文使用城乡消费比对城乡收入比进行替换。(2) 变换核心解释变量。为将人口流动信息纳入人口结构红利指标, 学者们选取不同的代理变量, 除选取城市劳动力就业人口占总就业人口比重来表示外, 还包括采用城镇常住人口占比和从业人员占比的方式进行刻画, 由于从业人员更能充分反映人口流动信息, 故本文采用从业人口占年末总人口比重(*labor*)对人口结构红利指标进行替换(铁瑛、张明志, 2017)。(3) 增加控制变量。在市场优化资源配置的情况下, 产业结构调整将通过改变要素边际报酬影响城乡收入差距。已有研究表明, 第三产业的快速发展通过劳动力市场对城镇和农村居民收入产生影响(吕炜、高飞, 2013)。因此, 本文添加产业结构作为控制变量, 采用第三产业增加值与 GDP 比值(*inds*)来衡量产业结构。

表 4 稳健性检验:变换和增加变量的回归结果

解释变量	变换被解释变量	变换核心解释变量	增加控制变量	变换被解释变量 和核心解释变量	变换被解释变量 和增加控制变量	变换核心解释变量 和增加控制变量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>spop</i>	-0.261*** (0.091)		-0.674*** (0.063)		-0.248*** (0.093)	
<i>labor</i>		-1.050*** (0.110)		-0.572*** (0.113)		-1.115*** (0.110)
<i>G</i>	1.378*** (0.327)	0.459** (0.215)	0.762*** (0.175)	1.234*** (0.315)	1.387*** (0.330)	0.423* (0.220)
<i>fia</i>	-0.009 (0.011)	0.044*** (0.009)	0.039*** (0.008)	-0.008 (0.011)	-0.005 (0.010)	0.038*** (0.008)
<i>fdi</i>	-2.833*** (0.633)	-6.321*** (0.561)	-6.618*** (0.565)	-2.630*** (0.623)	-2.696*** (0.621)	-6.481*** (0.574)
<i>cs1</i>	0.006 (0.007)	0.050*** (0.007)	0.042*** (0.006)	0.008 (0.007)	0.007 (0.007)	0.049*** (0.007)
<i>cpi</i>	3.890* (2.088)	4.901** (2.005)	6.005*** (1.965)	3.571* (2.094)	3.823* (2.096)	5.070** (1.994)
<i>hum</i>	3.308*** (0.509)	0.564 (0.434)	1.223** (0.489)	3.073*** (0.514)	3.880*** (0.570)	-0.152 (0.457)
<i>inds</i>			0.287** (0.126)		-0.348** (0.158)	0.450*** (0.130)
常数项	-1.490 (2.216)	-2.846 (2.120)	-3.980* (2.077)	-1.172 (2.222)	-1.326 (2.232)	-3.139 (2.111)
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
adj_R <sup>2</sup>	0.197	0.266	0.276	0.198	0.198	0.269
N	3092 <sup>①</sup>	3124	3124	3092	3092	3124

注:括号内数值为稳健标准误;显著性水平同表 2。

通过表 4 可以看出,在变换和增加变量后,核心解释变量的估计结果与基准回归结果相比在影响方向上并未发生改变,仅在显著性水平大小上有所变动,这印证了理论分析的推论并验证了基准回归结果的稳健性。从增加控制变量的结果来看,在以城乡收入比衡量城乡收入差距(*incg*)时,产业结构(*inds*)回归系数至少在 5%的水平上显著为正,对城乡收入差距起扩大作用。当城乡收入差距的代理变量变换为城乡消费比(*rcon*)时,产业结构回归系数的符号发生变化且在 5%的水平上显著,对城乡收入差距的影响为缩小作用。其原因可能在于随着第三产业比重的逐步提高及其销售和服务体系的完善,农村居民的消费意识逐渐提升,越来越重视消费的品类和品质,并开始追求多元化消费,一定程度上缩小了城乡居民之间的消费差距。

3. 稳健性检验:排除异常值。为了排除特殊地区、特殊年份所带来的少量异常值对计量模型的干扰,需要通过双边缩尾和双边截尾处理异常值。故本文结合城市面板数据的特点,对城乡收入差距(*incg*)在 1%分位上进行双边缩尾和双边截尾处理。通过表 5 不难发现,核心解释变量系数符号

<sup>①</sup>由于部分城市 2008—2018 年间城乡人均消费数据均存在缺失,线性插值也无法将其补全,因此在进行替换被解释变量检验时,样本数为 3092 个。

并未发生改变且均通过显著性检验,这表明在对城乡收入差距进行1%分位的双边缩尾和双边截尾处理后,核心解释变量对城乡收入差距的影响效应依然与基准回归保持高度一致。

表5 稳健性检验:排除异常值的回归结果

解释变量	双边缩尾		双边截尾	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>spop</i>	-0.824*** (0.049)	-0.654*** (0.056)	-0.716*** (0.048)	-0.552*** (0.056)
<i>G</i>	0.512*** (0.157)	0.767*** (0.153)	0.439*** (0.160)	0.665*** (0.157)
<i>fia</i>		0.043*** (0.005)		0.039*** (0.005)
<i>fdi</i>		-6.328*** (0.499)		-6.080*** (0.481)
<i>csl</i>		0.042*** (0.003)		0.038*** (0.003)
<i>cpi</i>		5.731*** (1.645)		4.567*** (1.611)
<i>hum</i>		1.659*** (0.507)		1.366*** (0.491)
常数项	2.959*** (0.040)	-3.618** (1.744)	2.876*** (0.040)	-2.409 (1.707)
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes
adj_R <sup>2</sup>	0.187	0.285	0.163	0.258
N	3124	3124	3062	3062

注:括号内数值为稳健标准误;显著性水平同表2。

### (三)异质性分析

1. 经济环境异质性分析。为检验人口结构红利和财政支出偏向对城乡收入差距的影响效应是否因地区经济发展程度不同而存在异质性。本文综合经济意义与数据的可得性,借鉴聚类分析的基本思路,采用“降维”法把面板数据纳入分析,通过地区生产总值、地方财政一般预算收入、社会消费品零售总额、全社会固定资产投资和进出口总额指标综合刻画地区经济发展程度,最终将284个地级市划分为发达地区、次发达地区和欠发达地区三类,并分别对其进行分析,结果如表6所示。此外,由于上述指标均为总量指标,本文选用年末总人口对其进行平均以排除人口规模因素并通过z-score方法对数据进行无量纲化处理。

表6 经济环境异质性的估计结果

解释变量	发达地区		次发达地区		欠发达地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>spop</i>	0.568*** (0.117)	0.727*** (0.190)	0.091 (0.085)	-0.068 (0.085)	-1.204*** (0.078)	-1.041*** (0.082)
<i>G</i>	1.262 (1.114)	1.276 (1.071)	2.535*** (0.392)	2.879*** (0.369)	0.095 (0.188)	0.403** (0.184)
<i>fia</i>		0.092*** (0.033)		-0.015 (0.013)		0.052*** (0.007)

续表 6

解释变量	发达地区		次发达地区		欠发达地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>fdi</i>		8.707*** (2.321)		-3.499*** (0.624)		-7.205*** (0.716)
<i>csi</i>		0.062*** (0.018)		0.042*** (0.006)		0.035*** (0.004)
<i>cpi</i>		-10.196 (7.805)		-2.635 (2.770)		7.498*** (2.026)
<i>hum</i>		-3.900 (4.063)		2.481*** (0.625)		2.432** (0.994)
常数项	2.026*** (0.169)	11.293 (8.302)	2.128*** (0.068)	4.634 (2.926)	3.193*** (0.048)	-5.229** (2.149)
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
adj_R <sup>2</sup>	0.271	0.504	0.137	0.273	0.202	0.280
N	66	66	627	627	2431	2431

注:括号内数值为稳健标准误;显著性水平同表 2。

表 6 结果显示,由于地区之间经济发展程度存在较大差异,人口结构红利(*spop*)和财政支出偏向(*G*)对城乡收入差距的影响效应存在异质性。具体来讲,人口结构红利在发达地区在 1% 的水平上显著为正,在次发达地区作用方向并不稳定且未通过显著性检验,而在欠发达地区则显著为负值。这意味着,从经济发展程度的视角来看,人口结构红利对城乡收入差距的缩小作用主要表现在欠发达地区,而在发达地区则表现为加剧城乡收入差距的扩大。相比之下,人口结构红利在次发达地区的作用并不明显。这可能是由于,相较于欠发达地区,发达地区对高技能劳动力更具吸引力,导致“虹吸”效应加剧,使其农村部门要素资源加速外流,最终表现出人口结构红利扩大城乡收入差距的特征。而欠发达地区由于经济发展程度和城市化水平较低,此时城市部门对农村劳动力的吸收不仅能够使其参与城市部门生产过程,一定程度改善其低收入状态,而且农村劳动力通过“干中学”形成人力资本积累较大程度地提高其收入水平,从而有利于城乡收入差距的缩小。财政支出偏向无论在发达地区、次发达地区还是欠发达地区均表现为加剧城乡收入差距的扩大且在次发达和欠发达地区作用较为显著。这说明随着地方政府对次发达和欠发达地区财政支持力度的增加,将不断加剧城乡两部门资源分配不均的现象,显著扩大城乡收入差距。

2. 文化环境异质性分析。随着区域发展战略的稳步推进,区域经济差距总体呈现出收敛趋势,但我国南北地区因地域跨度较大,居民生活习惯、思想观念等方面存在较大文化差异,这种文化差异并未在交融过程中失去其独特性(盛来运等,2018)。鉴于此,研究新时代合理利用人口结构红利和财政支出偏向消弭城乡收入差距,形成南北地区差异化的城市带动农村共同发展的格局,是值得重点关注的话题。本文遵从传统的南北分界(即秦岭—淮河线为界)划分方式,将我国 284 个城市分为南北地区,进行异质性分析,结果如表 7 所示。

表 7 文化环境异质性的估计结果

解释变量	南部地区		北部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>spop</i>	-0.452*** (0.075)	-0.111 (0.093)	-1.233*** (0.069)	-1.159*** (0.076)

解释变量	南部地区		北部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>G</i>	1.411*** (0.212)	1.079*** (0.199)	-1.158*** (0.258)	-0.425 (0.271)
<i>fia</i>		0.062*** (0.010)		0.029*** (0.007)
<i>fdi</i>		-7.438*** (0.725)		-6.193*** (0.744)
<i>csl</i>		0.060*** (0.005)		0.027*** (0.005)
<i>cpi</i>		5.408** (2.485)		10.533*** (2.587)
<i>hum</i>		-0.176 (0.795)		2.237*** (0.691)
常数项	2.742*** (0.056)	-3.613 (2.630)	3.360*** (0.061)	-8.225*** (2.745)
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes
adj_R <sup>2</sup>	0.199	0.313	0.242	0.322
N	1683	1683	1441	1441

注:括号内数值为稳健标准误;显著性水平同表 2。

表 7 结果显示,人口结构红利(*spop*)和财政支出偏向(*G*)对城乡收入差距的影响呈现出南北差异。具体来讲,人口结构红利的系数无论是在南方地区还是北方地区均为负值,但影响程度不同,北方地区在数值上高于南方地区。相比于南方地区,北方地区官本位、等级观念相对突出,崇尚“学而优则仕”,导致劳动力过度流向国有部门及事业单位,阻碍了人力资本差异转化为工资差距。因此,人口结构红利对城乡收入差距的影响最终在北方地区表现得更显著。同时,财政支出偏向在南方地区加剧了城乡收入差距的扩大,而在北方地区反而从某种程度上表现为缩小城乡收入差距。可能的原因是,南方地区财政支出偏向于“扶优扶强”领域,这种财政支出偏向有利于具有创新能力和高生产效率企业的快速发展,进而传导到居民收入层面,促进城市居民收入水平的快速提高,但对农村居民收入水平的提升作用有限,进而导致了城乡收入差距的扩大。北方地区财政支出偏向于“扶贫扶弱”领域,且财政支出偏向更加倾向于均等思想,这能够使城市的农民工获得更多收入,进而缩小城乡收入差距。

3. 市场化环境异质性分析。中国的市场化改革内容丰富,可以通过诸多方面对城乡收入差距产生影响,且市场化程度不同导致决定城乡居民收入差距的因素之间存在差异。为此,本文以市场化指数作为划分依据,对地区市场化指数在时间维度上取均值,并将小于等于市场化均值中位数的地区定义为低市场化地区,其余地区定义为高市场化地区。

表 8 市场化环境异质性的估计结果

解释变量	高市场化地区		低市场化地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>spop</i>	-0.073 (0.048)	0.010 (0.059)	-1.562*** (0.078)	-1.338*** (0.103)

解释变量	高市场化地区		低市场化地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>G</i>	0.724*** (0.159)	0.921*** (0.164)	-0.133 (0.247)	0.231 (0.243)
<i>fia</i>		0.016** (0.006)		0.043*** (0.008)
<i>fdi</i>		-2.478*** (0.435)		-11.925*** (1.337)
<i>csl</i>		0.023*** (0.003)		0.045*** (0.008)
<i>cpi</i>		-0.075 (1.907)		-0.688 (2.880)
<i>hum</i>		0.807 (0.525)		1.658* (0.847)
常数项	2.482*** (0.037)	2.304 (2.015)	3.653*** (0.069)	3.791 (3.071)
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes
adj_R <sup>2</sup>	0.175	0.218	0.328	0.392
N	1870	1870	1254	1254

注:括号内数值为稳健标准误;显著性水平同表 2。

表 8 结果显示,人口结构红利(*spop*)在高市场化地区系数符号不稳定且不显著,而在低市场化地区在 1%的水平上显著为负,对缩小我国城乡收入差距产生积极影响。通常情况下,在市场化程度较低的地区,国有和集体经济比重较大,而国有和集体企业工资管制对高技能劳动力产生工资惩罚,对低技能劳动力产生工资溢价,进而使人口结构红利在低市场化地区表现为显著缩小城乡收入差距。财政支出偏向(*G*)加剧城乡收入差距的扩大主要反映在高市场化地区,而在低市场化地区不显著。这主要取决于财政支出偏向在长期执行过程中所形成的路径依赖。市场化程度越低,推行财政支出均等化发展成为地方官员“次优选择”,这是因为地方官员通过加大“扶优扶强”领域财政支持,很难获得升迁机会,所以地方财政支出偏向均等化属于“不求有功但求无过”的理性行为,这进一步强化了地方财政支出非市场化的偏向。而在高市场化地区地方财政支出更具市场化的偏向,而这种市场化的偏向显然扩大了城乡收入差距。

4. 政策环境异质性分析。诸如中国这样具有特殊城乡二元结构的经济体,其发展过程中面临较大的政策变化,致使城乡收入差距在不同时间段具有某些特定的性质,即存在政策环境异质性问题。为进一步检验人口结构红利和财政支出偏向对城乡收入差距影响存在的政策环境异质性,本文结合黄少安(2018)划分标准,将时间范围划分为 2008—2012 年和 2013—2018 年两个阶段。

表 9 政策环境异质性的估计结果

解释变量	2008—2012 年		2013—2018 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>spop</i>	-1.327*** (0.089)	-0.996*** (0.100)	-0.529*** (0.058)	-0.516*** (0.068)
<i>G</i>	0.759*** (0.222)	0.926*** (0.198)	0.084 (0.246)	0.411 (0.261)

解释变量	2008—2012年		2013—2018年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>fia</i>		0.173*** (0.018)		0.028*** (0.006)
<i>fdi</i>		-7.683*** (0.776)		-4.432*** (0.666)
<i>cs1</i>		0.075*** (0.006)		0.023*** (0.004)
<i>cpi</i>		10.640*** (1.990)		-16.258*** (3.594)
<i>hum</i>		-1.156 (0.945)		2.020*** (0.622)
常数项	3.087*** (0.053)	-9.254*** (2.108)	2.663*** (0.045)	19.049*** (3.686)
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes
adj_R <sup>2</sup>	0.157	0.356	0.062	0.125
N	1420	1420	1704	1704

注：括号内数值为稳健标准误；显著性水平同表 2。

表 9 结果显示,人口结构红利(*spop*)在 2008—2012 年和 2013—2018 年两个阶段均为负值,且在 1%水平上显著。这说明不同时期关于推进城市化进程的战略可能具有阶段性特征,但其连续性与稳定性确保在中长期内人口结构红利能够持续发挥缩小城乡收入差距的作用。财政支出偏向(*G*)在 2008—2012 年间对城乡收入差距有显著正向影响,而在 2013—2018 年间则影响不显著。可能的原因是,伴随着中国经济总体水平的上升和经济发展质量的提升,财政支出改革进程也在逐步深化,2008—2012 年间的财政支出在追逐效率与追求平衡之间更加偏向于追逐效率,财政资金更多用于“扶优扶强”领域,导致财政支出偏向对城乡收入差距的正向影响;而随着新型城镇化战略、乡村振兴战略等国家战略的提出和推进,共享作为新发展理念愈发重要,如何通过财政支出偏向性的调整逐步实现从追逐效率走向效率与公平并举成为政策目标,进而导致财政支出偏向对城乡收入差距的影响变得模糊。

## 五、机制分析

### (一) 机制检验

人口结构红利和财政支出偏向对城乡收入差距的影响并不是独立事件,人口结构红利反映的是人从农村向城市的流动,而财政支出偏向则是有偏政策对城市的更多投入。那么,这两者之间可能存在干扰作用进而影响到城乡收入差距。本文根据理论分析与实证研究设计,在分别探讨人口结构红利和财政支出偏向对城乡收入差距的影响后,继续考察人口结构红利是否会对财政支出偏向产生一定的调节效应,即在基准模型的基础上加入二者交互项,并对中心化处理后的数据进行回归分析。

表 10 调节效应检验结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>spop</i>	-0.843*** (0.051)	-0.918*** (0.051)	-0.759*** (0.052)	-0.574*** (0.053)	-0.588*** (0.053)	-0.662*** (0.059)



续表 10

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>G</i>	0.597*** (0.164)	0.629*** (0.162)	0.361** (0.160)	0.732*** (0.159)	0.744*** (0.159)	0.799*** (0.160)
<i>spop</i> × <i>G</i>	-4.227*** (0.854)	-4.024*** (0.847)	-4.582*** (0.827)	-3.109*** (0.817)	-2.959*** (0.817)	-2.657*** (0.823)
<i>fia</i>		0.042*** (0.006)	0.043*** (0.006)	0.047*** (0.006)	0.047*** (0.006)	0.043*** (0.006)
<i>fdi</i>			-6.733*** (0.523)	-6.524*** (0.511)	-6.304*** (0.515)	-6.553*** (0.522)
<i>csl</i>				0.043*** (0.004)	0.042*** (0.004)	0.041*** (0.004)
<i>cpi</i>					5.566*** (1.724)	5.588*** (1.723)
<i>hum</i>						1.501*** (0.534)
常数项	2.968*** (0.041)	2.912*** (0.042)	3.042*** (0.042)	2.462*** (0.063)	-3.435* (1.828)	-3.444* (1.826)
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
adj_ <i>R</i> <sup>2</sup>	0.185	0.199	0.239	0.273	0.276	0.277
<i>N</i>	3124	3124	3124	3124	3124	3124

注:括号内数值为稳健标准误;显著性水平同表 2。

表 10 结果显示,人口结构红利(*spop*)和财政支出偏向(*G*)的估计系数无论在影响方向还是显著性上,均与前文基准回归结果保持一致。人口结构红利和财政支出偏向的交互项(*spop*×*G*)系数均在 1%的水平上显著。这说明人口结构红利不仅直接影响城乡收入差距,而且还可作为调节因素。具体而言,人口结构红利通过对财政支出偏向的调节效应负向影响到城乡收入差距,使得人口结构红利削弱了财政支出偏向对城乡收入差距的正向影响。这主要得益于加速进城的低技能劳动力从城市偏向财政支出的资源集聚中获利,进而反哺于农村发展,有助于城乡收入差距的进一步缩小。

基于此,本文梳理了影响中国城乡收入差距的关键因素。一方面,财政支出偏向往往通过道路、医疗等基础设施与公共服务设施的形成,提升城市部门的劳动效率,使得城市部门生产的参与者获得更多溢出效应与价值增值,导致城乡收入差距扩大。另一方面,受制于要素报酬差异和要素类型差异的综合作用,城乡两部门之间的劳动报酬差距较大,进而在不断地累积过程中形成了较大的城乡收入差距。但是,伴随着庞大的农村人口大规模流向城市,从低效率的农业劳作走向高效率的工业生产,释放出巨大的人口结构红利,进而缩小了城乡收入差距。

与此同时,本文尝试采用信号传递理论解释财政支出偏向对降低城乡收入差距的积极影响。财政支出偏向其实是政府传递的一种“信号”,这种政府有偏资源配置的“信号”能够被处于低效率的农村部门劳动者所接收,从而推动了令人瞩目的城镇化运动,激励低效率的农村部门劳动者加速向城市部门转移,形成了缩小城乡收入差距的强劲动力。

## (二) 机制估计结果的稳健性检验

表 10 的调节效应检验,依然可能存在内生问题导致测算结果不准确,所以,为进一步验证人口结构红利的调节效应的稳健性,本文采用两阶段最小二乘法(2SLS 法)和有限信息最大似然估计法(LIML 法)进行估计。表 11 估计结果显示,人口结构红利和财政支出偏向的交互项(*spop*×*G*)回归系数依然在 1%水平上显著为负,与表 10 估计结果一致,体现出调节效应的稳健性。并且,从系数值

的大小看来,表 11 中的 2SLS 和 LIML 等方法所估计的系数值更大,说明在排除时间趋势、遗漏信息等因素影响之后,人口结构红利和财政支出偏向的交互项对缩小城乡收入差距的作用变得更强。综上所述表明,人口结构红利通过对财政支出偏向的调节效应对城乡收入差距产生显著影响,推论 3 得到验证。

表 11 调节效应的稳健性检验结果

解释变量	2SLS		LIML	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>spop</i>	-0.775*** (0.054)	-0.631*** (0.064)	-0.775*** (0.054)	-0.631*** (0.064)
<i>G</i>	1.011*** (0.261)	1.299*** (0.264)	1.015*** (0.261)	1.302*** (0.264)
<i>spop</i> × <i>G</i>	-6.647*** (1.227)	-5.184*** (1.194)	-6.671*** (1.229)	-5.196*** (1.195)
<i>fia</i>		0.037*** (0.006)		0.037*** (0.006)
<i>fdi</i>		-6.094*** (0.568)		-6.094*** (0.568)
<i>csl</i>		0.035*** (0.004)		0.035*** (0.004)
<i>cpi</i>		-8.181*** (2.893)		-8.181*** (2.893)
<i>hum</i>		1.823*** (0.567)		1.823*** (0.567)
常数项	2.693*** (0.030)	10.785*** (2.989)	2.342*** (0.030)	10.247*** (2.953)
Kleibergen-Paaprk LM	193.369 (0.000)	128.242 (0.000)		
Kleibergen-Paaprk Wald F	691.703 (7.770)	670.238 (12.200)		
Hansen J	8.819 (0.032)	5.376 (0.146)		
<i>year</i>	yes	yes	yes	yes
adj_R <sup>2</sup>	0.136	0.219	0.136	0.219
N	2556	2556	2556	2556

注:括号内数值为稳健标准误;显著性水平同表 2。

## 六、主要结论与政策建议

本文建立城乡收入差距的动态一般均衡模型,在分别考察人口结构红利、财政支出偏向对城乡收入差距影响的基础上,进一步探讨人口结构红利对财政支出偏向影响的调节效应。从理论模型分析和实证检验结果来看:第一,在人口城镇化的推进过程中,人口结构红利作用凸显,不仅体现在越来越多的农村剩余劳动力进入城市部门参与生产过程并获得更高收入,而且也体现在低技能劳动力通过教育、“干中学”等方式进行人力资本积累,改变自身低报酬状态,从而能够显著降低城乡收入差距。第二,财政支出具有城市偏向性特征,加剧了城乡资源分配不均等的状况,不利于要素

市场对劳动力资源的合理配置,使得城乡收入出现不平衡增长,导致城乡收入差距逐步扩大。第三,人口结构红利和财政支出偏向的交互项显著负向影响到城乡收入差距,这说明人口结构红利的上升使得低技能劳动力获得了共享城市发展的权利,削弱了城市偏向财政支出对城乡收入差距的促进作用。

基于以上分析结果,本文提出如下政策建议:第一,实行科学合理的顶层设计,从根源上制定有利于城乡协调发展的政策。这就要求必须深化经济体制改革,特别是社会保障和就业等福利性制度改革,逐步消除城乡两部门之间资源分配不均的局面,实现生产要素在市场机制下的有效配置和城乡收入均衡增长。第二,持续稳步推进人口城镇化,有效引导农村剩余劳动力到城市部门就业,使进入城市部门的农村人口平等地共享城市发展的福利,实现农村人口向城市部门的“高质量”转移。第三,逐步改善政府在财政支出方面的城市偏向,努力推进城乡两部门之间公共服务均等化,带动农村发展和保障农村居民权利,提高社会整体福利水平和生活质量。第四,正确引导地方政府参与经济的行为,考虑到人口结构红利对城乡收入差距的影响主要通过调节财政支出偏向来实现,城市偏向的财政支出改革迫在眉睫。第五,鼓励各地方政府根据自身经济条件加强合作,制定协同发展战略,充分利用规模经济效应带动城市地区以外的农村居民分享发展成果,促进城乡协调发展。

#### 参考文献:

- 蔡昉 王美艳,2009:《为什么劳动力没有缩小城乡收入差距》,《经济学动态》第8期。
- 陈斌开 张鹏飞 杨汝岱,2010:《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》,《管理世界》第1期。
- 黄少安,2018:《改革开放40年中国农村发展战略的阶段性演变及其理论总结》,《经济研究》第12期。
- 雷根强 蔡翔,2012:《初次分配扭曲、财政支出城市偏向与城乡收入差距——来自中国省级面板数据的经验证据》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 李成友 孙涛 焦勇,2018:《要素禀赋、工资差距与人力资本形成》,《经济研究》第10期。
- 李飞跃,2011:《结构变迁与工资差距》,《经济学(季刊)》第2期。
- 骆永民 樊丽明,2019:《宏观税负约束下的间接税比重与城乡收入差距》,《经济研究》第11期。
- 吕炜 高飞,2013:《城镇化、市民化与城乡收入差距——双重二元结构下市民化措施的比较与选择》,《财贸经济》第12期。
- 马红旗 黄桂田 王韧,2017:《物质资本的积累对我国城乡收入差距的影响——基于资本—技能互补视角》,《管理世界》第4期。
- 莫亚琳 张志超,2011:《城市化进程、公共财政支出与社会收入分配——基于城乡二元结构模型与面板数据计量的分析》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 沈坤荣 张璟,2007:《中国农村公共支出及其绩效分析——基于农民收入增长和城乡收入差距的经验研究》,《管理世界》第1期。
- 盛来运 等,2018:《我国经济发展南北差距扩大的原因分析》,《管理世界》第9期。
- 孙华臣 焦勇,2019:《制度扭曲与中国城乡收入差距:一个综合分解框架》,《财贸经济》第3期。
- 孙宇华 堵溢 洪永淼,2009:《劳动力市场扭曲、效率差异与城乡收入差距》,《管理世界》第9期。
- 向书坚 许芳,2016:《中国的城镇化和城乡收入差距》,《统计研究》第4期。
- 杨新铭,2012:《中国城乡收入差距形成的宏观机制分析——中国存在Kuznets倒“U”曲线吗》,《当代经济科学》第1期。
- 铁瑛 张明志,2017:《人口结构、企业出口与加工贸易:微观机理与经验证据》,《财贸经济》第7期。
- Adam, K. & P. Tzamourani(2016), “Distributional consequences of asset price inflation in the Euro area”, *European Economic Review* 89:172—192.
- Blanchard, O. & F. Giavazzi(2003), “Macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods and labor markets”, *Quarterly Journal of Economics* 118(3):879—907.
- Boffy-Ramirez, E. & S. Moon(2018), “The role of China’s household registration system in the urban-rural income differential”, *China Economic Journal* 11(2):108—125.
- Kongsamut, P. et al(2001), “Beyond balanced growth”, *Review of Economic Studies* 68(4):869—882.

- Krugman, P. (1991), "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy* 99(3):483—499.
- Li, J. et al(2019), "Balanced development: Nature environment and economic and social power in China", *Journal of Cleaner Production* 210(10):181—189.
- Robinson, C. & R. E. Schumacker(2009), "Interaction effects: Centering, variance inflation factor, and interpretation issues", *Multiple Linear Regression Viewpoints* 35(1):6—11.
- Sicular, T. et al(2007), "The urban-rural income gap and inequality in China", *Review of Income and Wealth* 53(1):93—126.
- Su, X. H. et al(2019), "Reforms on county-level fiscal governance in China: Impact on urban-rural income inequality", *International Review of Public Administration* 24(2):81—100.
- Subarna, K. & J. G. Cerf(2009), "Income distribution and the effectiveness of fiscal policy: Evidence from some transitional economies", *Journal of Economics and Business* 12(1):29—45.
- Ye, Z. Q. et al(2018), "Financial development, urbanization, and urban-rural income disparity: Evidence based on Chinese provincial data", *Modern Economy* 9(1):31—60.

## Dividend from Demographic Structure, Fiscal Expenditure Bias and Urban-Rural Income Gap in China

LI Chengyou<sup>1, 2</sup> SUN Tao<sup>2</sup> WANG Shuo<sup>2</sup>

(1. Shandong University of Finance and Economy, Jinan, China;

2. Shandong University, Jinan, China)

**Abstract:** Accurate identification of the key factors affecting urban-rural income gap is the prerequisite for effectively solving the practical problem of "the gap between urban and rural development and income level is large" in the Report of the 19th National Congress of the Communist Party of China and the Fifth Plenary Session of the 19th Central Committee. In this paper, a dynamic general equilibrium model of urban-rural income gap is constructed by means of the production function of constant elasticity of substitution (CES) and the instantaneous utility function of representative households, and the effects of demographic dividend and fiscal expenditure bias on urban-rural income gap are investigated with multiple econometric methods by using the panel data of 284 prefecture-level cities in China from 2008 to 2018. The results show that: (1) With the continuous promotion of the new urbanization strategy with the urbanization of rural population as the core, the dividend from demographic structure plays a prominent role, which is conducive to further narrowing the urban-rural income gap. (2) Fiscal expenditure exhibits the feature of urban bias, which tend to allocate limited resources to urban high-skilled labor, which is not conducive to the rational allocation of labor resources in the factor market and could widen the urban-rural income gap. (3) The dividend from demographic structure negatively affects the urban-rural income gap through the moderating effect of fiscal expenditure bias. This moderating effect makes the demographic dividend weaken the widening effect of fiscal expenditure bias on the urban-rural income gap.

**Keywords:** Urban-Rural Income Gap; Dividend from Demographic Structure; Fiscal Expenditure Bias; Moderating Effect

(责任编辑:刘新波)

(校对:刘洪愧)