

政府主导、地方政府竞争与城乡收入差距

——基于面板分位数模型的经验证据

邓金钱 何爱平

【摘要】文章基于中国经济增长的特征事实,对政府主导、地方政府竞争影响城乡收入差距的制度背景和理论机制进行梳理,并采用面板分位数回归模型进行实证考察。研究发现:(1)中国式分权改革中形成的“增长型激励”导致地方政府主导辖区经济增长,这一经济特征通过资源配置和经济政策的城镇偏向扩大了城乡收入差距;(2)地方政府为发展辖区经济而展开竞争,引导外商直接投资向城镇和非农产业集聚,城乡收入差距也因此而加大;(3)政府主导、地方政府竞争对城乡收入差距的影响轨迹均呈明显的倒“U”形;(4)政府主导与地方政府竞争的协同效应可以显著缩小城乡收入差距,即政府主导会降低地方政府竞争对城乡收入差距影响的边际贡献,同样地方政府竞争也会降低政府主导对城乡收入差距影响的边际贡献。因此,缩小城乡收入差距、实现城乡共享发展必须对地方政府行为做出制度规范和激励约束。

【关键词】政府主导 地方政府竞争 城乡收入差距 地区经济增长

【作者】邓金钱 西北大学经济管理学院,博士研究生;何爱平 西北大学经济管理学院,教授。

一、问题的提出

改革开放以来,中国经济持续快速增长,被誉为世界经济增长史中的“中国奇迹”,但是,其背后存在的许多结构性矛盾不可忽视,中共十九大报告指出,目前城乡区域发展和收入分配差距依然较大。根据国家统计局公布的数据,自1994年起中国基尼系数一直处于0.4的国际警戒线之上,虽然2009年之后逐渐下降,但2016年仍为0.465。1978年中国城乡居民收入比为2.57:1,2009年为3.33:1,达到历史最高值,随后出现逐年下降的趋势,2016年这一比值为2.72:1。如果从绝对量上看,1978年城乡收入的绝对差距为209.8元,2016年为21 253元,与1978年相比增长了101倍,如果考虑到实物收入和补贴等隐性因素,城乡收入差距将更为严重。

对中国城乡收入差距变化的研究应基于中国经济增长的特征事实,大量文献对“中

国奇迹”的根本原因进行探讨,并且诸家立说,争议不断,但中国式分权下的“政府主导”或“政府推动”成为学界的一个共同认知(刘瑞明、白永秀,2007),政府通过控制投资方向和投资规模主导经济运行,并成为国家经济建设的发动者和组织参与者(冯新舟、何自力,2015)。中国式分权体制中地方政府成为辖区“经济剩余”的分享者,“为增长而竞争”成为财政资源配置扭曲的激励来源(傅勇,2008),地方政府为追求辖区经济增长而采取的城市偏向型财政再分配政策和由此衍生的一系列政府干预政策是城乡收入差距扩大的根本原因(陆铭、陈钊,2004;雷根强、蔡翔,2012);Fan(2011)的研究证实了政府对市场扭曲的不作为和对经济的过度干预会加剧城乡收入差距。但部分学者基于转型经济体的研究发现,政府支出的增加能够显著缩小城乡收入差距,而且财政支出分权显著降低了中国的城乡收入差距水平(Khan等,2015;陈浪南等,2016)。郭平、卢玲玲(2015)采用三阶段DEA模型研究发现中国地方财政支出调节城乡收入差距的综合效率较低。

中国式财政分权体制和政府间的竞争激励驱动地方政府展开“标尺竞争”,并通过改进基础设施和优化制度环境来吸引外商直接投资以促进辖区经济增长,对外商直接投资的竞争成为地方政府竞争的主要表现形式(张军等,2007)。由于城镇等发达地区在基础设施和制度环境方面具有先发优势,地方政府竞争必然导致外商直接投资向城镇集聚,加剧城乡发展失衡和城乡收入差距(Atkinson等,2003;沈颖郁、张二震,2011)。然而,部分学者认为,地方政府对外商直接投资的竞争只要充分利用农村剩余劳动力,并引导外商直接投资流向“三农”领域,农村居民能够从地方政府竞争中获得比城镇居民更多的收益,降低城乡收入差距水平(赵晓霞、李金昌,2009;景守武、陈红蕾,2017)。另外,何枫、徐桂林(2009)以库兹涅茨基本模型为基础,研究发现外商直接投资与城乡居民收入差距之间存在显著的倒“U”形关系,阚大学、罗良文(2013)进一步发现外商直接投资对城乡收入差距的影响受人力资本水平约束而呈现非线性特征。

对上述文献的梳理发现,已有关于地方政府行为与城乡收入差距关系的研究不仅结论不一,而且对“政府主导型经济增长模式下地方政府竞争”这一典型特征事实考虑不够充分,仅从地方政府单一行为出发探究城乡收入差距变迁问题,对地方政府主导和竞争双重协同效应影响城乡收入差距的研究并不多见。鉴于此,本文考虑到地方政府为追求辖区经济增长而竞争的特征事实,探究政府主导和政府竞争对城乡收入差距影响的理论逻辑和经验证据。本文主要从研究设计与实证策略两个方面进行拓展:(1)在城乡收入差距的分析框架中纳入政府主导和地方政府竞争协同这一特征事实,不仅考虑政府主导、地方政府竞争对城乡收入差距影响的单一效应,也考虑其协同效应;(2)有别于已有实证研究,本文选择面板分位数回归模型,刻画政府主导、地方政府竞争对城乡收入差距影响的动态轨迹,以期获得更为稳健的研究结论。

二、制度背景与理论分析

(一) 制度背景

财政分权理论内含政府参与经济活动的假设,这一假设完全符合转型经济体的发展实践。中国经济体制转型中财政体制改革起到了至关重要的作用,1978~1993年的财政分权改革以“分灶吃饭”、“财政包干”为基本特征,经济权限的下放给予地方政府“经济剩余”的分享权,极大地调动了地方政府参与辖区经济活动的积极性。1994年的分税制改革,采取“市场维护性财政联邦主义”,被认为是中国经济转型成功的根本性原因(Qian等,1997)。中国式分权结合了“政治集权”和“经济分权”的优势,体制上集中的政治威权使中央政府有足够的能量来对地方政府行为进行奖惩,导致地方官员不得不追随中央政府的政策导向。“经济分权”把经济体从整体上分解为众多具有独立决策权和效用目标的小型地方经济体,创造了地方政府为经济增长而竞争的“激励”条件(Li等,2005;Liu,2014)。因此,地方政府为追求辖区经济增长,不仅通过控制公共财政资源的投资方向和投资规模主导经济运行,而且积极寻求一切可能的资源进行投资、推动辖区经济增长,其中对外商直接投资的竞争是其主要表现之一。

中国城乡收入差距的产生和变化是综合性制度安排的结果,政府主导型经济模式下中央政府为实现特定的战略意图,推行的城市偏向型制度安排深刻影响着城乡收入差距的变化(陈斌开、林毅夫,2013)。改革开放前城市偏向型制度安排主要表现为通过巨大的工农产品价格“剪刀差”,过度抽取农村资源以满足优先发展重工业的资金投入。改革开放后的市场化改革和资源配置的市场化调节并未消除制度安排的城市偏向,1994年的分税制改革进一步强化了地方政府发展辖区经济的激励,城市偏向依然是政府的理性选择,财政性公共资源配置的偏城市化倾向,导致“三农”投资长期不足,损害了农业经济增长和农村社会建设,城乡收入也因此而扩大。

(二) 理论机制与研究假说

1. 政府主导下公共资源配置的城镇偏向与城乡收入差距。中国式分权体制下地方政府成为具有相对独立经济利益和效用目标的市场主体,可以基于自身偏好,通过公共财政资源的配置来实现其特定的行政意图(郁建兴、高翔,2012)。由于农业生产具有投资周期长、投资风险大等天然弱质属性,逐渐成为现代经济增长的边缘性产业,而城市非农产业成为现代经济增长的主要源泉,因此,在政府主导型经济中“增长共识”的激励约束下,地方政府施政的最佳选择是经营城镇和非农产业,农业农村发展则被长期忽视,城乡收入差距被显著扩大(孙宁华、姚燕,2013;张建波等,2016)。虽然自2004年起政府出台了一系列惠农政策,但由于农民缺乏有效的偏好表达机制,政府主导型经济中

财政金融支农资金存在明显的“精英俘获”特征(邢成举、李小云,2013),使惠农政策目标偏离、功能错位,未能对农业农村发展和农民增收产生良好的效果。另外,政府主导型经济中城镇偏向的交通、教育、医疗等支出必然导致市场中初次分配偏向城镇,而具有再分配性质的社会保障类财政支出也具有城镇偏向特征,必然导致城乡收入差距的进一步加剧(雷根强、蔡翔,2012)。2015年中国财政支农支出规模达17 380.49亿元,占财政总支出的9.88%,而1994年这一比例为10.21%,可以看出分税制改革后财政支农支出所占份额非但没有增加,而且在降低,地方政府投资“三农”的激励不足。基于上述分析,结合本文的研究目的,提出假说1:受激励制度约束,政府主导型经济中公共财政资源配置存在显著的城镇偏向,涉农业务投资严重不足,导致城乡收入差距被显著扩大。

2. 地方政府竞争外商直接投资与城乡收入差距。中国式分权的制度安排中地方政府有充足有效的工具和路径参与竞争,其中“招商引资”,尤其是竞相引进外商直接投资无疑成为最有效的竞争形式之一(张军等,2007)。外商直接投资作为开放型经济的一个重要资金来源被中央政府寄予推动技术进步和经济发展的厚望,但地方政府为增长而进行的“标尺竞争”,将重心纷纷落在具有良好基础设施和投资环境的城镇地区,不仅带来物质资本、技术人才等经济性生产要素的城镇集聚,而且外商直接投资的逐利属性,必然向非农产业和城镇地区集聚,农业和农村地区的投资相对较少,直接加剧了城乡收入差距(Figlio等,2000;沈颖郁、张二震,2011)。另外,地方政府竞争外商直接投资会出现“过度竞争”,导致其成本显著高于正常水平,影响外商直接投资带来的经济绩效,甚至不足以弥补其竞争成本。张晏(2007)研究证实地方政府通过减税等措施对外商直接投资的过度竞争将导致“囚徒困境”,影响外商直接投资发挥良好的经济效应。2015年中国“三农”实际利用外商直接投资153 386万美元,占全国实际利用外商直接投资额的1.21%,可见,在地方政府竞争下外商直接投资在区域分布和产业选择上存在明显的城镇和非农倾向,这必然会导致城乡收入差距的进一步扩大。因此本文提出假说2:在中国式分权的制度安排下,地方政府对外商直接投资的竞争会扩大城乡收入差距。

3. 政府主导和地方政府竞争的协同与城乡收入差距。中国经济体制改革的成功离不开政府的主导和推动,政府主导型经济增长模式下地方政府对发展辖区经济有独特偏好,不仅通过财政工具直接参与经济活动,而且对外商直接投资展开激烈竞争,这种协同效应影响城乡收入差距的变化。一方面,政府主导模式下地方政府对外商直接投资的竞争不仅可以引导外商直接投资的流向,而且可以充分发挥外商直接投资的涓滴效应,直接或间接促进农村剩余劳动力向非农产业转移,提升农民的收入水平,降低城乡收入差距(景守武、陈红蕾,2017)。另一方面,地方政府对外商直接投资的竞争可以缓解自身的财政困境,拿出更多的财政资源进行涉农业务投资和民生项目建设,激活农业农

村发展潜力,缩小城乡收入差距。据此,本文提出假说3:政府主导和地方政府竞争的协同效应会促进城乡收入差距显著缩小。

三、指标、数据与实证策略

(一) 指标选择

1. 被解释变量。城乡收入差距:考虑到中国城乡人口结构的变化,本文选择泰尔指数测度城乡收入差距。具体计算公式为:

$$theil_{i,t} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{I_{ij,t}}{I_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{I_{ij,t}}{I_{i,t}} \frac{P_{ij,t}}{P_{i,t}} \right) \quad (1)$$

其中, *theil* 表示测度城乡收入差距的泰尔指数, *j* 表示区域(城镇 =1、农村 =2), *i* 表示省份, *t* 表示时间, *I* 表示收入水平, *P* 表示人口数量。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量为政府主导和地方政府竞争。(1)政府主导:中国地方政府通过控制公共财政资源的投资方向和投资规模主导辖区经济运行(冯新舟、何自力,2015)。因此,本文选择地方财政支出与地区生产总值的比值(*gov*)作为政府主导的代理变量(邓金钱,2017),这一比值反映了地方政府的经济参与度和地方政府对经济资源配置的控制力,而且这一比值内含政府偏向城市的财政资源配置倾向,比值越大说明政府主导程度越强。(2)地方政府竞争:中国式分权不仅创造了地方政府间典型的“标尺竞争”,而且吸引外商直接投资的主导战略成为地方政府竞争的集中体现(张军等,2007)。因此,本文参照任志成等(2015)的做法,选择地区人均实际利用外商直接投资额的对数值(*lnfdi*)作为地方政府竞争的代理变量,一个地区人均实际利用外商直接投资数额越大,说明该地区地方政府竞争力越强。

3. 其他控制变量。为使实证考察更加切合经济发展实际,必须尽量控制影响城乡收入差距的其他因子,本文选择地区经济增长水平、非农产业发展程度、人力资本存量水平、地区金融发展规模、城镇化率及对外开放程度作为控制变量。其中地区经济增长水平(*lngdp*)用实际人均GDP的对数测度;非农产业发展程度(*stru*)用生产总值中二三产业所占份额测度;人力资本存量水平(*hum*)用6岁以上人口平均受教育年限测度;金融发展水平(*fis*)以年末金融机构贷款余额与生产总值的比值测度;城镇化(*urb*)用按户籍计算的非农业人口占总人口的比重测度;对外开放程度(*open*)用进出口贸易总额与生产总值的比值测度。

(二) 数据说明

为了样本数据可比,考虑到数据的完整性和可获得性,本文实证分析选择1997~2014年中国省级面板数据,由于西藏部分数据缺失,故在实证分析中剔除西藏样本。所有原

始数据均来源于《中国财政统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》、各省统计年鉴,缺失数据用中国经济与社会发展统计数据库、中国社会科学院金融统计数据库进行补充。样本变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

变 量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	观测值	截面单元
城乡收入差距(theil)	0.1211	0.1173	0.2936	0.0189	0.0568	540	30
政府主导(gov)	0.1680	0.1532	0.4022	0.0512	0.0721	540	30
地方政府竞争(lnfdi)	5.8545	5.8862	11.9105	1.8839	1.6415	540	30
经济增长水平(lngdp)	9.6990	9.6871	11.5639	7.7187	0.8619	540	30
非农产业发展(stru)	0.8062	0.8085	0.9600	0.5630	0.0822	540	30
人力资本存量水平(hum)	8.1825	8.1689	12.0284	4.6926	1.0840	540	30
金融发展水平(fis)	1.0301	0.9846	2.2597	0.4335	0.3241	540	30
城镇化(urb)	0.4339	0.4053	0.9033	0.1718	0.1669	540	30
对外开放程度(open)	0.3105	0.1254	1.7222	0.0152	0.3909	540	30

(三) 实证策略与方法

为了分析政府主导、地方政府竞争对城乡收入差距的影响关系,本文在实证模型中加入政府主导和地方政府竞争的交互乘积项,检验二者协同对城乡收入差距变迁的影响。本文构建的实证分析模型为:

$$theil_{it}=\beta_0+\beta_1gov_{it}+\beta_2lnfdi_{it}+\beta_3gov\times lnfdi_{it}+\sum_{j=1}\lambda_jx_{ijt}+\varepsilon_{it}\quad (2)$$

其中, i 表示省份, t 表示时间, $gov\times lnfdi_{it}$ 表示政府主导和地方政府竞争的交叉项, x_{ijt} 为一组控制变量, ε_{it} 为残差项。

为了刻画政府主导、地方政府竞争对城乡收入差距影响的动态轨迹,本文基于 Koenker(2004)提出的面板分位数回归方法,借鉴 Powell(2014)的 Stata 程序进行估计。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

面板分位数回归的核心在于考察解释变量对被解释变量整个条件分布的影响,估计结果更稳健。作为参照,本文同时进行稳健性面板固定效应模型的估计,在面板分位数估计中选择具有代表性的10%、25%、40%、50%、60%、75%、90%等 7 个分位点,表 2 给出了估计结果。从平衡面板固定效应均值回归的结果来看,政府主导和地方政府竞争对城乡收入差距的估计系数为 1.658 和 0.026,即政府主导和地方政府竞争均直接扩大了城乡收入差距,而政府主导和地方政府竞争交互项的估计系数显著为负,即政府主导和地方政府竞争的协同会缩小城乡收入差距,本文前面的假说得到验证。

为进一步考察政府主导、地方政府竞争对城乡收入差距影响的动态轨迹,对面板分位数回归的结果进行分析。政府主导对城乡收入差距的估计系数在各分位点均为正,且在1%的水平上显著,表明政府主导程度的提升会显著扩大城乡收入差距,主要原因在于中国式分权体制对地方政府产生“增长型激励”,导致地方政府更加关注辖区经济增长,而非调节城乡收入差距,公共资源配置和经济政策的城镇偏向成为辖区经济发展的制度安排,构成城乡收入差距变迁的制度根源;观察各分位点的估计系数不难发现其存在明显的倒“U”形变化轨迹,即政府主导对城乡收入差距的影响因其函数分布而存在差异,在城乡收入差距处于低水平时,地方政府必然把公共财政资源集聚到能够带来政治明星效应的非农产业或城镇地区,城乡收入差距随之扩大,终会成为经济可持续增长和社会稳定的约束条件,地方政府就开始调节城乡收入差距,其加剧城乡收入差距的影响力会逐渐减弱。

地方政府竞争对城乡收入差距的估计系数在各分位点均显著为正,这种显著的正向效应表明地方政府竞争会扩大城乡收入差距,这可能是由于地方政府往往通过良好的基础设施和优惠政策来竞争外商直接投资,城镇地区具有先发优势,加之外商直接投资的“逐利”本性,必然向城镇等发达地区集聚,城乡外资分布的非均衡必然导致城乡的发展差距和城乡收入差距;通过对各分位点估计系数的观察发现其也呈倒“U”形变化轨迹,即在城乡收入差距处于低水平时,外商直接投资因地方政府竞争而向非农产业和城镇集聚,城乡收入差距因此而加剧,影响经济增长的可持续性,一方面地方政府会引导外商直接投资流向“三农”,缓解“三农”的资本困境,另一方面外商直接投资的就业外溢效应开始凸显,农村居民也能获得地方政府竞争的收益,地方政府竞争对城乡收入差距变迁的影响力也会逐渐减弱。

政府主导与地方政府竞争的交互乘积项对城乡收入差距的估计系数在各分位点均为负,且在1%的水平上显著,说明政府主导和地方政府竞争的协同效应会显著缩小城乡收入差距,即随着政府主导程度的加强会降低地方政府竞争对城乡收入差距影响的边际贡献,同样地方政府竞争程度的提升也会降低政府主导对城乡收入差距影响的边际贡献;观察各分位点估计系数可以发现政府主导和地方政府竞争的协同效应每提升1%,城乡收入差距将会显著缩小0.218%~0.339%。

从控制变量的估计结果看,地区经济增长水平对城乡收入差距的估计系数在10%~50%分位点为正,在60%~90%分位点为负,而且仅在10%、50%、90%分位点显著,说明地区经济增长并不必然缩小城乡收入差距,农村居民并未公平的分享经济增长的成果,中国城乡共享发展实践“任重而道远”。非农产业发展对城乡收入差距的估计系数在各分位点均显著为正,即非农产业发展并未促进城乡收入差距收敛,这种效应在城

乡收入差距较高的地区表现更为明显。人力资本存量水平对城乡收入差距的估计系数在各分位点均显著为负,说明社会人力资本存量的提升会显著缩小城乡收入差距。地区金融发展水平对城乡收入差距的估计系数在各分位点均显著为负,说明考察期内金融发展对城乡收入差距存在显著的收敛效应,这与当下包容性金融、普惠制金融发展实践相符合。城镇化对城乡收入差距的估计系数在各分位点显著为负,即考察期内城镇化的发展显著降低了城乡收入差距水平。对外开放程度对城乡收入差距的估计系数在 40% 和 60% 分位点为正,在其余分位点为负,而且仅在 10% 和 50% 分位点显著,说明对外开放程度对城乡收入差距未能产生显著影响。

(二) 稳健性检验

1. 考虑制度变迁时间差的估计。伴随着中国经济的持续高速增长和结构性矛盾的凸显,以“牺牲农业支持工业、牺牲农村支持城市”的城镇偏向型制度安排逐渐得到矫正。2002 年,十六大报告指出,中国城乡发展进入“以工补农、以城带乡”的新阶段,中央一号文件自 2004 年起持续关注“三农”,财政支农规模逐渐扩大,并于 2006 年起全面取

表 2 基准估计(N=540)

变 量	FE	QR10	QR25	QR40	QR50	QR60	QR75	QR90
gov	1.658*** (11.03)	2.528*** (26.37)	2.630*** (10.23)	2.818*** (10.96)	3.677*** (8.06)	2.805*** (10.32)	2.690*** (20.24)	2.702*** (12.28)
lnfdi	0.026*** (5.16)	0.025*** (27.40)	0.035*** (9.74)	0.038*** (13.83)	0.036*** (7.67)	0.041*** (9.01)	0.033*** (7.22)	0.035*** (11.37)
gov × lnfdi	-0.172*** (-11.86)	-0.218*** (-20.92)	-0.230*** (-8.57)	-0.249*** (-9.62)	-0.339*** (-7.05)	-0.248*** (-8.52)	-0.235*** (-17.45)	-0.238*** (-11.06)
lngdp	-0.016* (-1.83)	0.018*** (8.18)	0.001 (0.08)	0.001 (0.11)	0.023* (1.67)	-0.006 (-0.62)	-0.002 (-0.20)	-0.007* (-1.82)
stru	0.362*** (8.56)	0.091*** (18.47)	0.114*** (9.76)	0.123*** (9.13)	0.144*** (9.56)	0.174*** (13.88)	0.206*** (18.63)	0.273*** (24.13)
hum	0.014*** (3.98)	-0.024*** (-27.90)	-0.022*** (-16.45)	-0.023*** (-12.73)	-0.022*** (-17.83)	-0.024*** (-15.76)	-0.025*** (-24.69)	-0.030*** (-23.38)
fis	-0.019*** (-3.98)	-0.015*** (-6.99)	-0.015*** (-3.63)	-0.019*** (-5.04)	-0.014** (-2.49)	-0.023*** (-4.20)	-0.016*** (-5.63)	-0.011*** (-2.99)
urb	-0.111*** (-6.91)	-0.096*** (-81.65)	-0.102*** (-19.01)	-0.110*** (-11.65)	-0.139*** (-14.79)	-0.123*** (-20.04)	-0.140*** (-23.91)	-0.141*** (-21.50)
open	0.008 (1.07)	-0.007*** (-4.10)	-0.003 (-0.42)	0.001 (0.04)	-0.015** (-1.98)	0.001 (0.07)	-0.002 (-0.36)	-0.001 (-0.08)
常数项	-0.313*** (-9.05)	-0.226*** (-12.40)	-0.155** (-2.04)	-0.164*** (-2.80)	-0.381*** (-3.21)	-0.130 (-1.59)	-0.114** (-2.12)	-0.071* (-1.88)

注:括号内数据为 t 统计量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

消农业税。那么这些城乡经济政策调整是否会对前文基准估计结果产生实质性的影响?为此,本文进一步引入时间虚拟变量(dum)进行估计,1997~2003年赋值为0,2004~2014年间赋值为1。估计结果如表3所示。

政府主导对城乡收入差距的估计系数在各分位点均为正,只有在50%、60%两个分位点不显著,说明政府主导在1997~2014年显著扩大了城乡收入差距,这与基准估计结果一致;而2004~2014年的估计系数在各分位点均为负,只有40%、75%分位点不显著,说明随着党和国家对“三农”的持续关注和城乡社会变革的推进,政府主导会逐渐纠

表3 考虑制度变迁的估计(N=540)

变 量	QR10	QR25	QR40	QR50	QR60	QR75	QR90
gov	2.170*** (18.05)	0.739** (2.26)	1.029** (2.39)	0.800 (1.47)	0.166 (0.41)	1.160** (2.14)	3.098*** (15.30)
lnfdi	0.017*** (7.83)	0.013** (2.17)	0.003 (0.42)	0.008 (0.89)	0.017** (2.43)	0.001 (0.01)	0.039** (11.27)
gov × lnfdi	-0.182*** (-11.29)	-0.030 (-0.68)	0.001 (0.00)	0.034 (0.50)	-0.113** (-2.17)	-0.029 (-0.43)	-0.512*** (-20.01)
dum × gov	-0.365** (-2.30)	-1.510*** (-4.44)	-0.674 (-1.42)	-0.926* (-1.74)	-1.655*** (-3.54)	-0.480 (-0.88)	-3.940*** (-16.25)
dum × lnfdi	-0.008*** (-2.71)	-0.030*** (-4.16)	0.011 (1.24)	-0.017* (-1.78)	-0.029*** (-3.45)	0.008 (0.85)	-0.043*** (-7.86)
dum × gov × lnfdi	0.032* (1.65)	-0.223*** (-4.96)	-0.140** (-2.30)	-0.177*** (-2.64)	-0.263*** (-4.53)	-0.103 (-1.50)	-0.570*** (-19.94)
dum	0.109*** (4.45)	-0.179*** (-3.26)	0.001 (0.00)	-0.037 (-0.49)	-0.149** (-2.14)	0.008 (0.10)	-0.225*** (-4.69)
lngdp	0.006*** (6.41)	0.010*** (5.93)	0.005** (2.46)	0.003 (1.27)	0.001 (0.21)	0.002 (0.83)	-0.018*** (-9.68)
stru	0.095*** (18.49)	0.151*** (20.47)	0.180*** (30.66)	0.154*** (27.65)	0.171*** (16.55)	0.209*** (17.82)	0.288*** (45.39)
hum	-0.016*** (-15.50)	-0.024*** (-21.13)	-0.026*** (-25.85)	-0.026*** (-18.34)	-0.027*** (-15.76)	-0.028*** (-22.66)	-0.032*** (-62.10)
fis	-0.009*** (-5.79)	-0.022*** (-12.59)	-0.015*** (-5.97)	-0.013*** (-3.76)	-0.016*** (-5.88)	-0.009*** (-5.61)	0.004 (1.36)
urb	-0.108*** (-97.36)	-0.107*** (-50.35)	-0.118*** (-19.25)	-0.125*** (-20.70)	-0.130*** (-29.06)	-0.146*** (-40.92)	-0.129*** (-62.65)
open	-0.008*** (-9.05)	-0.003* (-1.83)	-0.005 (-1.39)	-0.001 (-0.39)	0.004 (0.98)	0.001 (0.32)	-0.007** (-2.17)
常数项	-0.108*** (-6.64)	0.106* (1.96)	0.067 (0.98)	0.141* (1.74)	0.246*** (3.74)	0.109 (1.42)	0.581*** (13.53)

注:同表2。

正资源配置和经济政策的城镇偏向,扩大涉农业务投资规模,使城乡收入差距显著缩小。地方政府竞争对城乡收入差距的估计系数在各分位点均为正,表明地方政府竞争扩大了城乡收入差距,这与前文基准估计结果一致,只是显著性水平存在差异;对比 2004 年前后地方政府竞争对城乡收入差距的估计系数可以发现其在 10%、25%、50%、60%、90%分位点均显著为负,在 40%、75%分位点为正但不显著,说明 2004~2014 年地方政府竞争对城乡收入差距的影响因城乡收入差距的函数分布而存在异质性特征,但总体上会缩小城乡收入差距。从政府主导与地方政府竞争交互项对城乡收入差距的影响效应看,仅在 10%、60%、90%分位点显著,说明政府主导和地方政府竞争的协同效应对城乡收入差距的影响因城乡收入差距的函数分布而存在差异;对比 2004 年前后政府主导和地方政府竞争交互乘积项的估计系数可以发现,2004~2014 年在 25%~90%分位点均为负,只在 75%分位点不显著,说明政府主导和地方政府竞争可以彼此降低其对城乡收入差距影响的边际贡献,二者的协同效应可以降低城乡收入差距水平。

2. 基于不同区域的异质性估计。中国幅员辽阔,加之经济社会改革的非均衡特征和各地区要素禀赋的异质性,区域发展极不平衡,特别是在“东部发展、中部崛起、西部开发”的战略抉择和新时代区域发展不平衡不充分的宏观背景下,考虑政府主导、地方政府竞争对城乡收入差距影响的区域异质性具有较大的现实意义。为此本文根据主流文献将中国省域划分为东部、中部及西部 3 个地区,进一步考察政府主导、地方政府竞争对城乡收入差距影响的区域异质性(见表 4)。从政府主导对城乡收入差距的估计系数看,东部地区在 10%~90%分位点均显著为正,而且呈明显的倒“U”形变化轨迹,估计系数为 1.979~3.230,说明东部地区政府主导这一经济特征会显著加剧城乡收入差距,但影响力在 40%~90%分位点呈下降趋势;中部地区政府主导这一经济特征的估计系数在各分位点也显著为正,且呈现出明显的下降趋势,平均而言其估计系数明显大于东部地区,说明政府主导虽会加剧中部地区城乡收入差距,但其影响力高于东部地区;西部地区政府主导这一经济特征的估计系数同样显著为正,估计系数为 1.247~2.243,说明政府主导这一经济特征虽会加剧西部地区城乡收入差距,但其影响力低于东部、中部地区。

从地方政府竞争对城乡收入差距的影响来看,东部地区的估计系数在 10%~90%分位点均显著为正,其估计系数在 0.037~0.058 之间,25%分位点的估计系数达到最大值,说明地方政府竞争会加剧东部地区城乡收入差距,但随着城乡收入差距的扩大,其影响力逐渐降低;中部地区地方政府竞争对城乡收入差距的估计系数显著为正,并且呈显著下降趋势,估计系数在 0.075~0.101 之间,说明中部地区地方政府竞争也对城乡收入差距变迁存在正向影响,但与东部地区相比作用力显著提升;西部地区地方政府竞

表 4 区域异质性估计

变 量	东部(N=198)			中部(N=144)			西部(N=198)		
	QR25	QR50	QR75	QR25	QR50	QR75	QR25	QR50	QR75
gov	2.548*** (6.55)	2.656*** (7.57)	1.998*** (8.75)	4.652*** (29.50)	4.088*** (14.61)	3.140*** (10.70)	2.025*** (14.75)	2.307*** (8.50)	2.120*** (7.62)
lnfdi	0.058*** (20.46)	0.042*** (8.16)	0.038*** (15.53)	0.098*** (27.00)	0.086*** (15.95)	0.085*** (11.03)	0.043*** (10.70)	0.027*** (4.77)	0.035*** (3.85)
gov × lnfdi	-0.238*** (-6.16)	-0.248*** (-7.79)	-0.192*** (-8.24)	-0.497*** (-22.44)	-0.433*** (-14.58)	-0.345*** (-10.31)	-0.172*** (-12.07)	-0.217*** (-7.37)	-0.213*** (-7.09)
lngdp	-0.017*** (-2.98)	-0.002 (-0.27)	-0.002 (-0.28)	-0.038*** (-3.93)	-0.038*** (-2.64)	-0.058*** (-4.14)	-0.026*** (-3.70)	0.006 (0.52)	0.002 (0.13)
stru	-0.079*** (-6.10)	-0.034 (-1.13)	-0.075*** (-8.99)	0.149*** (6.93)	0.189*** (6.59)	0.322*** (12.51)	0.251*** (15.02)	0.257*** (15.21)	0.283*** (13.69)
hum	-0.012*** (-5.76)	-0.007 (-0.82)	-0.005** (-2.18)	0.009*** (3.84)	0.019* (1.86)	0.014*** (3.53)	-0.020*** (-7.71)	-0.018*** (-5.89)	-0.022*** (-7.51)
fis	-0.016*** (-3.31)	-0.038*** (-8.67)	-0.055*** (-28.19)	-0.025*** (-3.11)	-0.030*** (-3.08)	-0.015 (-1.32)	-0.042*** (-7.06)	-0.004 (-0.36)	0.034** (1.97)
urb	-0.099*** (-9.38)	-0.137*** (-9.74)	-0.123*** (-9.63)	-0.199*** (-13.20)	-0.215*** (-24.43)	-0.215*** (-15.60)	-0.118*** (-28.17)	-0.175*** (-25.96)	-0.196*** (-19.36)
open	0.025*** (6.81)	0.029*** (6.72)	0.038*** (19.87)	-0.099*** (-3.25)	-0.102*** (-5.82)	-0.049** (-2.33)	-0.112*** (-4.61)	-0.018 (-1.51)	0.004 (0.19)
常数项	-0.113* (-1.73)	-0.188*** (-3.38)	-0.059 (-0.98)	-0.497*** (-6.57)	-0.418*** (-5.48)	-0.314*** (-3.48)	-0.039 (-0.79)	-0.184* (-1.92)	-0.184 (-1.40)

注：限于篇幅，分区域的估计仅给出了 25%、50%、75% 3 个分位点的估计结果。括号内数据为 t 统计量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

争对城乡收入差距的估计系数也显著为正,其变化趋势表现为先升后降再升的“N”形轨迹,说明西部地区地方政府竞争对城乡收入差距的影响也存在显著的正效应,其估计系数基本与东部地区一致。

从政府主导与地方政府竞争交互项对城乡收入差距的影响来看,东部地区的估计系数均显著为负,其绝对值在 0.187~0.302 之间,说明政府主导和地方政府竞争的协同效应每增加 1%,东部地区城乡收入差距会缩小 0.187%~0.302%;中部地区政府主导与地方政府竞争交互项对城乡收入差距的估计系数显著为负,其绝对值在 0.275~0.517 之间,说明中部地区政府主导和地方政府竞争的协同效应每增加 1%,城乡收入差距将缩小 0.275%~0.517%,但随着城乡收入差距水平的提升,这种收敛效应将会显著下降;西部地区政府主导和地方政府竞争对城乡收入差距的估计系数也显著为负,其绝对值在 0.082~0.243 之间,说明西部地区政府主导和地方政府竞争的协同效应每增加 1%,西部地区城乡收入差距会缩小 0.082%~0.243%,其变化呈现为明显的上升趋势

势,即政府主导和地方政府竞争的协同对降低城乡收入差距的影响力会明显增强。因此,政府主导和地方政府竞争二者的协同效应会降低城乡收入差距水平的结论在区域间也成立,但观察其影响程度可以发现,中部地区的收敛效应最强,东部次之,西部最弱。

五、结论与启示

本文得到的主要结论是:(1)中国式分权形成的“增长型激励”导致地方政府对辖区经济增长具有独特偏好,更加关注能够带来政治明星效应的产业和城镇,农业和农村往往处于发展的边缘,公共财政资源配置和经济政策存在明显的城镇偏向,因此政府主导这一经济特征会显著扩大城乡收入差距,而且其影响轨迹呈明显的倒“U”形特征。(2)地方政府为发展辖区经济竞相吸引外商直接投资,城镇地区因其良好的基础设施和制度环境而具有先发优势,外商直接投资向城镇和非农产业集聚,导致城乡发展失衡,因此地方政府竞争会扩大城乡收入差距,其影响轨迹也呈明显的倒“U”形特征。(3)政府主导与地方政府竞争的协同效应可以显著缩小城乡收入差距,即随着政府主导程度的加强会降低地方政府竞争对城乡收入差距影响的边际贡献,同样地方政府竞争程度的提升也会降低政府主导对城乡收入差距影响的边际贡献。(4)伴随一系列惠农政策的实践和新型城乡关系的建设,城镇偏向型制度安排逐渐得到矫正,政府主导、地方政府竞争均会缩小城乡收入差距。另外,政府主导、地方政府竞争对城乡收入差距的影响存在区域异质性特征,对中部地区的影响显著高于东部、西部地区。

本研究结果表明,中国式分权中形成的“增长型激励”导致地方政府不仅主导辖区经济运行,而且为追求辖区经济增长竞相吸引外商直接投资,政府主导、地方政府竞争均会扩大城乡收入差距。但随着中央对“三农”的持续关注和一系列惠农政策的出台,对地方政府行为选择产生制度约束,这对缩小城乡收入差距、实现城乡共享发展具有积极效应。考虑到新时代下中国经济社会双重转型与经济增长动力稳态转换期,“政府主导和竞争”这一特征在短期内将会持续存在,因此,本文提出以下政策建议。

第一,强化对地方政府行为的制度规范和激励约束,充分发挥政府主导和地方政府竞争对缩小城乡收入差距的协同效应。一是改变传统唯经济绩效的官员考核机制,结合新常态下共享发展的新理念,把城乡发展均衡度、公众对官员施政满意度等因子纳入官员的政治考核体系,尽可能纠正由于官员激励机制设计不当造成的城乡资源配置扭曲和发展政策失衡;二是构建合理有序的地方政府竞争模式,在竞争外商直接投资的过程中高度重视外商直接投资的就业效应和外溢效应,积极发挥财政金融的政策引导效应,把外商直接投资通过合理有序的竞争模式引向“三农”领域,加快农业、农村发展进程,缩小城乡收入差距。

第二,考虑到政府主导、地方政府竞争对城乡收入差距的影响轨迹均呈倒“U”形,对地方政府行为的规范和约束必须考虑城乡收入差距的函数分布。在城乡收入差距较低的地区,地方政府发展辖区经济时应该充分关注经济发展的城乡均衡性和协调性,避免因地方政府行为扭曲造成公共资源配置和外商直接投资的城镇集聚;在城乡收入差距的中等水平地区,地方政府应按城乡一体化的发展原则配置公共资源,并加快构建城乡一体化的生产要素市场,优化外商直接投资的城乡分布结构,推动城乡统筹融合发展;在城乡收入差距较高的地区,地方政府应该实施面向“三农”的财政偏向制度,并通过土地、税收等优惠政策引导外商直接投资向“三农”集聚,补齐“三农”短板。

第三,加快惠农型制度建设,直面“三农”问题。一是在农业生产中引入科技、人力资本等现代经济要素,发展现代绿色农业,提升农业全要素生产率和农民收入水平;二是把城镇发展要素、城市生活方式向农村拓展,让农村具有城市功能,从根本上改变农村发展的落后面貌;三是推动新型城镇化建设,创新农村居民的市民化转型方式,让农村居民公平享受经济增长的成果和现代城市文明。

第四,创新制度供给,构建城乡共享发展的政策体系。深化城乡社会变革,进一步加快农地确权步伐,积极推进土地征收制度改革、集体经营性建设用地入市和宅基地制度改革,逐步消除计划经济体制遗留的制度性障碍,如城乡二元的户籍制度、城乡分割的市场制度、城乡分割的社会保障制度等,构建农村居民收入超常规增长的长效机制,加快推进城乡共享发展的制度体系建设。另外,考虑到中国国情特征和区域异质性,促进城乡收入差距收敛的制度设计应立足中国区域发展的异质性特征,真正做到“因地制宜”。

参考文献:

1. 陈斌开、林毅夫(2013):《发展战略、城市化与中国城乡收入差距》,《中国社会科学》,第4期。
2. 陈浪南等(2016):《中国城乡居民收入差距决定因素的实证研究——基于贝叶斯模型平均(BMA)法》,《经济学报》,第3期。
3. 邓金钱(2017):《政府主导、人口流动与城乡收入差距》,《中国人口·资源与环境》,第2期。
4. 冯新舟、何自力(2015):《中国模式中的市场与政府关系——政府主导下的社会主义市场经济》,《马克思主义研究》,第11期。
5. 傅勇(2008):《中国的分权为何不同:一个考虑政治激励与财政激励的分析框架》,《世界经济》,第11期。
6. 郭平、卢玲玲(2015):《地方财政支出调节城乡收入差距的效率评价——基于三阶段DEA模型的实证分析》,《财经理论与实践》,第6期。
7. 何枫、徐桂林(2009):《FDI与我国城乡居民收入差距之间是否存在倒U形关系》,《国际贸易问题》,第11期。
8. 景守武、陈红蕾(2017):《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》,《世界经济研究》,第10期。

9. 阚大学、罗良文(2013):《外商直接投资、人力资本与城乡收入差距——基于省级面板数据的实证研究》,《财经科学》,第2期。
10. 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。
11. 刘瑞明、白永秀(2007):《晋升激励、宏观调控与经济周期:一个政治经济学框架》,《南开经济研究》,第5期。
12. 陆铭、陈钊(2004):《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》,第6期。
13. 任志成等(2015):《财政分权、地方政府竞争与省级出口增长》,《财贸经济》,第7期。
14. 沈颖郁、张二震(2011):《对外贸易、FDI与中国城乡收入差距》,《世界经济与政治论坛》,第6期。
15. 孙宁华、姚燕(2013):《财政支出倾向、金融市场失衡与城乡收入差距》,《财经问题研究》,第8期。
16. 邢成举、李小云(2013):《精英俘获与财政扶贫项目目标偏离的研究》,《中国行政管理》,第9期。
17. 郁建兴、高翔(2012):《地方发展型政府的行为逻辑及制度基础》,《中国社会科学》,第5期。
18. 张建波等(2016):《城乡收入差距的地方政府因素分析》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》,第1期。
19. 张军等(2007):《中国为什么拥有了良好的基础设施?》,《经济研究》,第3期。
20. 张晏(2007):《财政分权、FDI竞争与地方政府行为》,《世界经济文汇》,第2期。
21. 赵晓霞、李金昌(2009):《对外贸易、FDI与城乡居民收入及差距——基于省际面板数据的协整研究》,《中国人口科学》,第2期。
22. Atkinson A.B., Brandolini A. (2001), Promise and Pitfalls in the Use of "Secondary" Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries as a Case Study. *Journal of Economic Literature*. 39(3): 771-799.
23. Fan S., Kanbur R., Zhang X. (2011), China's Regional Disparities: Experience and Policy. *Review of Development Finance*. 1(1): 47-56.
24. Figlio D.N., Blonigen B.A. (2000), The Effects of Foreign Direct Investment on Local Communities. *Journal of Urban Economics*. 48(2): 338-363.
25. Khan R.E.A., Hashmi B.J. (2015), Fiscal Policy and Income Inequality in Pakistan: An ARDL Approach. *European Journal of Economic Studies*. 13(3): 161-174.
26. Koenker R. (2004), Quantile Regression for Longitudinal Data. *Journal of Multivariate Analysis*. 91(1): 74-89.
27. Li H., Zhou L.A. (2005), Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China. *Journal of Public Economics*. 89(9-10): 1743-1762.
28. Liu Y. (2014), Does Competition for Capital Discipline Governments? The Role of Fiscal Equalization. *International Tax and Public Finance*. 21(3): 345-374.
29. Powell D. (2014), Did the Economic Stimulus Payments of 2008 Reduce Labor Supply? Evidence from Quantile Panel Data Estimation. RAND Labor and Population Working Paper No.7103.
30. Qian Y., Weingast B.R. (1997), Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives. *The Journal of Economic Perspectives*. 11(4): 83-92.

(责任编辑:朱 犁)