

# 中国收入差别变动趋势总体考察: 从“先富”到“共富”<sup>\*</sup>

陈宗胜 张杰

**摘要:**本文以近三十年来中国分省数据检验“公有经济收入分配倒U理论”。同前期相关时序数据研究比较,本文以更翔实的数据和更全面的计量分析,研究了以公有制为主体的中国特色社会主义市场经济中主要制度变量和发展变量的影响。研究结果显示,中国居民总体收入差别及作为其主要构成部分的城乡收入差别,在经济发展过程中均程度不同地呈现先升后降的变化,其中总体收入差别最为显著,从而以更全面数据证实了“公有经济收入分配倒U理论”的有效性,进而证明从部分“先富”到全民“共富”的中国式现代化道路是成功的。

**关键词:**收入分配 基尼系数 城镇化率 劳动差别 “倒U”曲线

## 一、引言及文献综述

本文基于近三十年(1990—2019年)的中国居民收入数据,检验陈宗胜(1991)提出的“公有经济收入分配倒U理论”(以下简称“公有倒U理论”),以期更深入地考察其客观有效性。“公有倒U理论”自提出后,学术界一直试图检验其可行性或有效性,肯定者有之,否定者亦有之。但总体来说,前期因时间过短及资料有限,很多检验并不充分。而从2010年前后至今,中国居民总体收入差别进入下降阶段,对其进行整体实证检验便具备了实践基础。不少学者利用比较充分的多侧面时序资料,已经先后进行过深入研究和证实,有称之为“中国收入差别的伟大转折”<sup>①</sup>。一些全面的综述文章已经对此做过总结,这里不再重述。<sup>②</sup>

同时,另一些学者也利用日益丰富的面板数据做过大量研究,作为本文的重要参考,以下略做述介。其中一些研究是针对城乡差别这一中国总体差别最重要构成部分的。如刘兴华(2021)使用2005—2017年省级面板数据证明,外商投资对本地及邻接地区城乡差距的边际贡献不断递减,即在长期发展中外资有利于缩小城乡差别;李成友等(2021)使用2008—2018年地级以上城市的面板数据,测得我国财政支出通常会将有限资源集中分配于城市高技能劳动力,从而扩大城乡收入差距;匡浩宇(2021)使用2003—2019年地级市面板数据验证了个人所得税具有非线性再分配调节功能,即2010年之前的个人所得税征收扩大了城乡差别,之后则变为负效应;陈工和何鹏飞(2016)利用2007—2012年省级面板数据证明,分权式财政支出总体上会缩小城乡收入差距,尽管其内部各分项的影响正负不一;刘欢(2020)使用2001—2016年中国流动人口省级面板数据,证明工业智能化技术发展显著扩大了城乡收入差距;谢莉娟等(2021)基于2006—2018年省级面板数据,发现流通业公有制经济发展有助于缩小城乡收入差距;刘呈庆和任玲(2021)使用2002—2018年地级市面板数据证明,房价

<sup>\*</sup> 陈宗胜,南开大学中国财富经济研究院,邮政编码:300071,电子邮箱:zschen@nankai.edu.cn;张杰,重庆工商大学经济学院、南开大学中国财富经济研究院,邮政编码:400067,电子邮箱:251492645@qq.com。基金项目:南开大学中国财富经济研究院重大专题基金项目。感谢王勇博士等对修改完善本文的建议,文责自负。

①可参阅 Kanbur et al (2021)、万广华等(2018)、陈宗胜等(2018)。

②可参阅万广华等(2018)、陈宗胜和高玉伟(2012a、b)、王勇等(2018)、罗楚亮等(2021)的有关总结评议文章。

趋高会通过抑制城镇化而扩大城乡收入差距;侯新烁和黄素萍(2021)使用2004—2015年的地级市面板数据,证明高铁开通后一线大城市人口密度的提升缩小了城乡差距,二线城市通过人口流入扩大了城乡收入差距,而三四线城市通过人口流出缩小了城乡差距;张华(2020)利用2000—2014年中国2009个县域的面板数据,发现西部大开发对城乡差距变动具有先增后减的“倒U”效应。

另外一些利用面板数据的研究主要针对地区差别或行业差别变动,仅有个别涉及总体差别。如万广华等(2005)使用1987—2001年省级面板数据证明,全球化扩大了地区间收入差距并且有逐步加强的趋势;王佳莹和张辉(2021)基于161个国家和地区1998—2018年的面板数据证明,国际旅游对地区收入差距具有显著负向影响,且入境游与地区差距可能存在一定的“倒U”型关系。还有些研究是针对行业差别变动的,如邓翔和黄志(2019)利用2003—2016年行业面板数据研究证实,人工智能对行业收入差距的影响呈先扩大后缩小的趋势;李昕等(2019)认为教育投入对我国行业收入差距呈“倒U”型影响,由受教育程度决定的高技能劳动力相对占比是其中的关键;胡立君和郑艳(2019)通过分析1992—2017年中国省级面板数据,发现产业结构调整将扩大中国行业收入差距,但同时会扩大东部地区城乡收入差距,而缩小中西部地区城乡收入差距。此外,也有个别利用面板数据的研究是针对总体收入差别变动的,如赖先进(2021)利用2009—2015年62个国家的面板数据证明,改善营商环境不会扩大全社会收入差距。

综上所述,首先,可以看到近些年进行面板数据的研究日益增多,所涉及的数据范围已经由省级层面扩展到地市级,甚至是县级层面,显著增加了研究的样本量,但涉及年限较短且多数仅包含少数省市的数据(有些是国别资料);其次,所涉及解释变量主要是易于获取数据的,如外资规模、教育年限、技术进步率、财政支出、人口流动以及高铁里程等,几乎没有讨论制度变量影响的;再次,所针对被解释变量多数是单一的城乡差别,或地区差别、行业差别,少有涉及总体差别,更无进行多侧面差别综合研究的,其中有几个涉及单一因素单一差别的研究发现了“倒U”型变化,值得重视但仍需更充分的论证。

鉴于使用面板数据研究的上述状况,以及时序研究已比较充分,本文基于近三十年(1990—2019年)涵盖全国的省级面板资料,包括体现了重点制度变量和发展变量的数据,试图从更全面的角度检验“公有倒U理论”及其相关假说。

## 二、检验模型及变量选取

### (一)理论基础

为提高实证检验的针对性,以下根据相关著作陈宗胜(1991)、陈宗胜等(2018)对“公有倒U理论”的基本内容作一概述。从逻辑上可以发现,“公有倒U理论”的基本假设条件是植根于公有制为主体、多种所有制经济共同发展,按劳分配为主体、多种分配方式并存及相应的社会主义市场经济体制等,即中国特色社会主义基本经济制度:第一,在中国公有主体经济中,城镇实行国有为主、多种所有制经济并存,农村实行土地集体所有农户承包经营,城乡二元劳动市场、保障制度、户籍制度长期存在并制约居民收入分配;第二,在公有经济范围内实行按劳分配制度,劳动者按所付有效劳动量在相应范围取得报酬,在非公有经济范围内实行按要素分配制度,即由市场按要素贡献分配;第三,中国公有经济长期处于社会主义初级发展阶段,国家实施赶超型体制及高积累制度,并通过功能分配比例调节居民个人收入分配;第四,国家基于公有主体经济对没有劳动能力者(如学生、残疾人、因病退出劳动队伍者)及未实现就业者实行基本生计保障制度。基于中国公有制为主体的所有制结构及由其决定的收入分配制度<sup>①</sup>,并进一步引入经济发展及结构转换因素<sup>②</sup>,探讨居民收入差别及其影响因素在

<sup>①</sup>马克思在《政治经济学批判(1857—1858年手稿)》的导言中指出了所有制对于收入分配的基础性地位,认为“分配本身是生产的产物”,“一定的生产决定一定的消费、分配、交换和这些不同要素相互间的一定关系”。参见《马克思恩格斯全集》(第30卷),人民出版社1995年版,第36、40页。

<sup>②</sup>本文主要考察公有制为主体的二元经济向现代经济转换过程中居民收入差别的变动轨迹。传统农村一元经济属古典经济学研究范畴,而现代城镇化一元经济应归于发达经济学范畴,均不属于本文研究范围。

经济发展中的变动,进而推导出“公有经济收入分配倒U理论”,其中包含如下几个可检验的假说:

1. 关于主要制度变量。在公有经济为主体的城乡两部门内部,公有资本积累和保障性生计收入都是单调负向制约收入差别缩小的因素,而按劳分配所依据的劳动差别则可能是正向非单调(先升后降)地制约收入差别的变动程度,由此可能内生地决定中国城乡内部呈低收入差别特征;而民营资本积累及市场化因素作为中国特色社会主义基本经济制度中的另一制度变量,可能单调正向扩大差别,但影响程度受制于其经济地位。

2. 关于城乡内部收入差别变动。由上述若干变量制约,中国城乡内部收入差别在经济发展过程中可能程度不同地呈初期扩大而后缩小的非单调变动。但受城镇国有主体和乡村集体主导的不同公有制形式的影响,农村内部收入差别通常大于城镇内部收入差别。而城乡民营经济及市场化制度改革,可能加剧城乡内部收入差别的变动程度,但不会影响主体变量的方向。

3. 关于城乡间收入差别及城镇化变动。体现不同比较生产率的城乡差别在结构转换中可能呈非单调先升后降的变动,而基于城乡不同公有制形式及二元制度的制约,可能呈现更大的收入差别并制约总体收入差别变动。<sup>①</sup> 同时与城乡收入差别紧密相关的城镇化过程,以户籍、常住及非农人口差异反映了中国城镇化特色,可能导致城乡收入差别及总体收入差别呈现更显著的“倒U”型变化。<sup>②</sup>

4. 关于总体收入差别变动。在公有制为主体的经济条件下,由二元经济转向现代经济的发展过程中,城乡内部收入差别受制于公有主体经济中劳动差别、公有积累和生计保障,以及民营经济中非公积累和市场化的影响,其与城乡二元制度差异以及特色城镇化等各种因素共同作用,可能使中国社会总体收入差别呈现更显著的“倒U”型变化。

上述几点依据以公有制为主体的中国特色社会主义经济制度导出的理论假说,包括制度因素和发展因素及其可能的变动、总体收入差别及其主要构成部分的变动趋势。在使用时序资料的有关研究中已有检验,但是否具有一般的普遍意义,仍待更丰富的面板数据验证。下面,本文将利用面板数据资料,针对这些基本假说和内容,首先设定其检验模型,然后选择变量指标和确定代理变量,并分析所用资料的统计特征。

## (二)模型的设定

由于本文考察的是公有经济各个侧面的收入差别变动,因此可将回归检验模型设定为三类:

1. 农村与城镇内部收入差别变动趋势及制约变量的检验模型。

$$Gini_{i(u,r)} = \alpha_0 + \beta y_{it} + \gamma y_{it}^2 + \delta LGini_{it} + \rho SJ_{it} + \omega JL_{it} + \vartheta PM_{it} + \sum_{k=1}^K \lambda_k X_{kit} + \eta_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)代表检验农村或城镇内部收入差别变动趋势的两种模型,括号中下标  $u, r$  分别代表城镇和农村。被解释变量  $Gini_{i(u,r)}$  为  $i$  省份  $t$  年的城镇或农村的基尼系数,解释变量多数相同,其中  $y_{it}$  为农村居民人均纯收入或城镇居民人均可支配收入;  $LGini_{it}$  为城乡各自内部的劳动差别;  $SJ_{it}$  为城乡各自的生活收入;  $JL_{it}$  为城乡各自的公有积累;  $PM_{it}$  为城乡各自的私营经济比重及市场化程度;另外因土地是农村中最重要的生产资料,在农村地区加入人均耕地面积作为制度变量。影响城乡内部收入差别的控制变量的选择有所不同,其中农村的控制变量有第一产业产值、农村地区外贸依存度等;城镇的控制变量有第二产业从业劳动力占总从业人员的比重、城镇 GDP 增长率、外贸依存度等。另外,  $\alpha_0$  为常数项,  $\eta_i, \nu_t$  分别表示省区固定效应、年份固定效应,  $\epsilon_{it}$  为扰动项(下同)。

①若以城乡收入比或基尼系数分别测度,则两曲线的形状会有差异,理论上城乡收入差别基尼系数拐点会先于城乡收入比。

②理论上,设若城镇化不与城乡收入差别结合便不可能改变总体收入差别。如假定城乡收入差别为 0,则城乡人口比率无论如何变化都不会改变总体收入差别,但在二元转换现实中总是存在城乡收入差别,所以城镇化过程一定会影响总体收入差别,且城乡收入差别越大则城镇化的影响也越大,城镇化的阶段变化甚至会影响总体收入差别的变动方向(陈宗胜,1991)。

2. 城乡间收入差别变动趋势及其制约变量的检验模型。

$$G_{it} = \alpha_0 + \beta gdp_{it} + \gamma gdp_{it}^2 + \theta DC_{it} + \omega Jgfdc_{it} + \vartheta Urban_{it} + \sum_{k=1}^K \lambda_k X_{kit} + \eta_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中因变量  $G_{it}$  为  $i$  省份  $t$  年的城乡收入差别基尼系数或城乡收入比。解释变量  $gdp_{it}$  为人均GDP,  $DC_{it}$  为城乡二元对比系数,  $Jgfdc_{it}$  为工农产品价格剪刀差指数,  $Urban_{it}$  为城镇化率。  $X_{kit}$  为控制变量, 包括物价指数和外贸依存度等。前文理论分析表明, 在以公有制为主体的中国特色社会主义基本经济制度下, 特别在城乡两种不同主体公有制及其制约的二元制度基础上, 城乡间收入差别可能构成总体差别的重要组成部分。故本文专门就城乡间收入差别的变动趋势设立检验模型。

3. 全国居民总体收入差别变动趋势及制约变量的检验模型。

$$Gini_{it(t)} = \alpha_0 + \beta gdp_{it} + \gamma gdp_{it}^2 + \theta LGini_{it} + \omega SJ_{it} + \rho JL_{it} + \zeta G_{it} + \psi Urban_{it} + \vartheta PM_{it} + \sum_{k=1}^K \lambda_k X_{kit} + \eta_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$Gini_{it(t)} = \alpha_0 + \beta Urban_{it} + \gamma Urban_{it}^2 + \theta LGini_{it} + \omega SJ_{it} + \rho JL_{it} + \zeta G_{it} + \psi gdp_{it} + \vartheta PM_{it} + \sum_{k=1}^K \lambda_k X_{kit} + \eta_i + \nu_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(3)和式(4)中因变量  $Gini_{it(t)}$  为  $i$  省份  $t$  年居民总体收入差别基尼系数。式(3)与式(4)的差异在于主要解释变量有别、二次项不同。式(3)中主要解释变量为人均GDP  $gdp_{it}$ 、劳动差别  $LGini_{it}$ 、生计收入  $SJ_{it}$ 、资本积累  $JL_{it}$ 、城乡收入比  $G_{it}$ 、城镇化率  $Urban_{it}$ 、私营经济比重及市场化程度  $PM_{it}$  和人均耕地面积, 控制变量  $X_{kit}$  包括物价指数、外贸依存度、二产从业人员占比、人均税收、人均储蓄率、抚养比等; 而式(4)中主要解释变量为  $i$  省份  $t$  年的城镇化率  $Urban_{it}$ , 其是一个融合制度与发展因素的综合变量, 其他解释变量及控制变量  $X_{kit}$  的选择与式(3)大致相同。

(三) 指标选取及说明

一些变量的代理指标可能不止一种, 需要斟酌选择并确定必要的计算方法。以上各检验模型中的因变量都是不同范围的居民收入差别, 按惯例大多都以基尼系数作为衡量指标, 比如农村和城镇内部收入差别以及总体收入差别均以基尼系数度量, 而城乡间收入差别以城乡收入比和城乡差别基尼系数两种指标测度。这里, 基尼系数的测算因资料口径不同、测度范围不同等, 所选取的测算方法也不同, 测算精确度可能略有差异。

各检验模型中的核心解释变量的代理指标可分为如下三类。第一类是直接制约城乡内部收入差别的制度变量指标。劳动差别是公有经济中制约收入差别的重要因素, 预期其与城乡居民收入差别呈非单调正向相关关系。劳动差别的测度通常忽略劳动者体力差别, 而主要测度脑力差别的不同和变化, 因此, 一般以受教育程度衡量, 计算公式为:

$$edu = \frac{\sum_i^n p_i y_i}{\sum_i^n p_i} \quad (5)$$

其中,  $p_i$  为全体人口中接受不同阶段教育的人口数,  $y_i$  为在不同教育阶段的受教育年数<sup>①</sup>。首先, 以受教育程度代理劳动差别, 内在机理是教育决定不同技能劳动力占比先升后降的“倒U”型变动, 从而正向制约劳动差别及劳动收入的非单调变化。这一规律性现象已得到多项研究的证实(李昕等, 2019)。其次, 公有经济积累是公有经济中制约收入差别的另一重要制度因素, 预期其与城乡居民收入差别负向相关, 其代理指标可直接从统计年鉴中公布的各种积累和投资数据中换算得出。

①具体教育阶段的划分按国家教委规定和统计年鉴中的类别分为学前0年(或文盲)、小学6年、初中9年(含中职)、高中12年(含高职)、大学16年(含大专)、研究生19年。数据主要来源于历年《中国人口和就业统计年鉴》, 其中6岁及以上为受教育人口数, 从而假定6岁以前为学前0年。另外, 全国总体受教育人口数据的时间跨度为1990—2019年(其中1992年数据缺失, 以内插法补充, 1995年为每十万人受教育程度人口数); 按城乡分别统计的受教育人口数据的时间跨度为1996—2019年, 其中1990—1995年数据为通过推算获得。

其中,城镇公有积累以城镇国有和集体经济中固定资产投资衡量(不包括私营经济积累);农村公有积累以农村集体经济固定资产投资额及人均耕地衡量;全国总体公有积累为城镇公有经济和农村集体经济固定资产投资之和。<sup>①</sup>再次,生计保障收入也是公有经济中制约收入差别变动的重要制度变量,预期其与城乡居民收入差别负向相关。经过比较测算,城镇居民生计收入以城镇居民最低生活保障水平占其可支配收入比重衡量,农村生计收入以农村居民食物消费支出和最低生活保障水平加权<sup>②</sup>,而全国总体生计保障收入以城市和农村生计收入加权得到。最后,民营经济比重及市场化程度是公有主体市场经济中影响收入差别的重要制度变量,本文选取非公经济从业人员占比衡量,<sup>③</sup>预期其与收入差别正向相关。即不论以何种指标衡量的私营及个体非公有经济比重的上升,都意味着经济中市场化程度的上升,表明私有资本积累对部分人的收入和财富产生影响,即促进收入差别扩大;反之则反是。

第二类是直接影响城乡收入差别并推及总体收入差别的制度变量指标。首先是二元对比系数,其从比较生产率变动角度体现了我国二元制度中不同公有制实现形式和二元管理体制对城乡收入差别变动的影响,以农业与非农业比较劳动生产率之比衡量,其数值越大表明城乡之间劳动生产率差异越小,从而城乡收入差别就越小;反之则反是。二元对比系数在经济发展过程中通常呈先降后升的变动趋势,预期其与收入差别非单调负相关。其次是工农产品价格剪刀差指数,旨在反映基于两种公有制实现形式的城乡二元管理体制对城乡居民收入差别变动的影响。本文以工农产品综合比价指数与工农劳动生产率比较指数之积衡量剪刀差指数,预期其与城乡差别正向相关。最后是城镇化率,有不同口径、不同含义的三种指标,其中城镇户籍人口比率主要体现二元制度现状,工业化人口比率主要反映二元结构转换进程,而本文选用城镇常住人口占年末总人口比重,其既能够反映二元制度制约,也能够体现二元经济转换对城乡差别的影响。

第三类是经济发展变量指标,其是综合制约收入差别的最重要非制度性因素,本文以经济发展水平测度。本文按数据可得性分别使用全国人均GDP水平、城镇人均可支配收入和农村人均纯收入,并按通常做法经过价格指数处理换算为相同基期(1990年)的可比数据。预计经济发展水平的一次项和二次项与居民收入差别的变动分别呈正、负相关关系。

最后,各检验模型还涉及若干控制变量指标。在上述回归模型设定中已有说明,包括第二产业劳动力占比、经济增长速率、外贸依存度,以及人均税收、人均储蓄率、抚养比、物价指数。这些指标含义明确。作为控制变量,其与居民收入差别的制约关系多数并不确定。

#### (四)数据处理及统计特点

本文所用各变量指标的时间为1990—2019年,数据来源于全国各省份历年统计年鉴、统计公报以及《中国统计年鉴》《中国教育年鉴》《中国人口和就业年鉴》《中国固定资产投资年鉴》等(缺失值以插值法估算)。各变量数据的统计性描述结果显示所有变量数据观察值都处于合理范围,没有异常值。其中,收入差别的面板数据统计特征与时序资料基本相同,其时间轨迹都不同程度地从上升转而下降,总体差别尤其显著。1990—2019年中国农村和城镇收入基尼系数、城乡收入差别基尼系数、城乡居民收入比及全国总体收入差别基尼系数的面板数据均值的变动趋势,总体上与全国时序资料呈现的“倒U”型变动非常接近,可以说基本一致。其中,城镇内部收入差别和城乡收入差别、城

<sup>①</sup>数据来源于《中国固定资产投资统计年鉴》中各地区全社会按经济类型划分和各地区城镇按登记注册类型划分的城镇和乡村固定资产投资,其中城镇投资包括城镇国有和集体经济固定资产投资之和(余下的为个体民营经济投资)。另外,农村固定资产投资中的部分缺失数据根据各省统计年鉴得到。

<sup>②</sup>因农村居民最低生活保障水平数据缺失较多,本文使用农村居民食物消费支出与推算的农村居民最低生活保障水平进行加权,得到农村居民的平​​均生计收入数据。

<sup>③</sup>本文以非公经济从业人员占比衡量城镇及全国的私营经济比重及市场化程度;而农村中使用非承包土地收入与承包土地收入之比并通过农村市场价格指数校正,以测度农村承包体制中居民使用集体与非集体生产资料的程度及市场化程度。关于市场化程度的测算指标有多种,但往往测算非连续,无法用于计量分析。

乡居民收入比这两类数据所呈现的趋势几乎重合,而在考虑了区域差别调整后,两类资料所显示的农村和全国总体收入差别的趋势也非常接近。就核心解释变量的变动轨迹来看,直接体现劳动差别的劳动工资差别呈由扩大转而缩小的变动趋势,这在面板和时序资料中均大致相同,且得到多项研究的关注和证明(Kanbur et al,2021;万广华等,2018)。总之,从统计特征分析来看,各变量的省级面板数据均值同全国时序值的趋势均十分吻合,个别略有差异可能与加总方法有关,即本文所用近30年全国各省份的面板资料是可靠的。

### 三、实证检验及结果分析

本文使用经过 Hausman 检验的固定效应模型(FE)作为下文回归分析的基础,鉴于所使用的面板数据可能存在异方差及序列相关问题,本文使用两种不同估计方法予以解决,即一方面主要使用具有稳健标准差的固定效应回归模型进行计量分析,另一方面利用广义最小二乘法(GLS)验证回归结果的稳健性。

#### (一)农村与城镇内部收入差别变动趋势及影响因素的计量分析

表1和表2中分别为农村与城镇内部收入差别变动的影响因素估计结果。两表中的列(1)和列(5)检验农村与城镇内部收入差别分别在城乡经济发展水平提高过程中的变化趋势;列(2)和列(6)检验城乡不同公有制形式下劳动差别、生计收入和公有积累的变动对农村和城镇内部收入差别的影响;列(3)和列(7)是在列(2)和列(6)的基础上,加上制度改革因素,如私营经济比重及市场化、人均承包土地(农村)和控制变量后的回归结果,检验其分别对农村与城镇内部收入差别的影响;列(4)和列(8)综合检验城乡经济发展中各主要变量及其他因素分别对城乡收入差别的影响。

表1 农村内部收入差别(基尼系数)变动趋势检验结果

	FE				GLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
农村发展水平( <i>inc_r</i> )	3.1403*** (1.0710)			6.1134 (4.7121)	3.5627*** (0.2751)			4.8990*** (0.5273)
人均收入平方( <i>inc_r<sup>2</sup></i> )	-0.1885** (0.0719)			-0.4791 (0.3448)	-0.2301*** (0.0184)			-0.3181*** (0.0338)
劳动差别( <i>eduy_r</i> )		0.0219* (0.0107)	0.0070 (0.0103)	0.0138 (0.0109)		0.0031 (0.0096)	0.0131 (0.0099)	0.0067 (0.0091)
生计收入( <i>sj_r</i> )		-0.1231 (0.0746)	-0.5010*** (0.1158)	-0.2284 (0.1847)		-0.0782*** (0.0194)	-0.0371 (0.0257)	-0.0199 (0.0359)
公有积累( <i>jl_r</i> )		-0.0220 (0.0198)	-0.0367 (0.0234)	-0.0409* (0.0228)		-0.0334*** (0.0063)	-0.0026 (0.0068)	-0.0007 (0.0064)
私营比重及市场化( <i>pm_r</i> )			0.0012 (0.0008)	0.0011 (0.0009)			0.0020** (0.0009)	0.0012 (0.0008)
人均承包土地( <i>land</i> )			-0.0130 (0.0273)	-0.0086 (0.0266)			-0.0394*** (0.0053)	0.0380*** (0.0050)
控制变量			是	是			是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	780	464	455	455	780	464	455	455
包括省份	27	27	27	27	27	27	27	27
R <sup>2</sup>	0.2025	0.0441	0.1089	0.1482				

注:(1)FE估计结果中括号里的数值为稳健标准差,GLS估计结果中括号里的数值为标准差;(2)\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下同。

表2 城镇内部收入差别(基尼系数)变动趋势检验结果

	FE				GLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
城镇发展水平( <i>inc_u</i> )	2.4683*** (0.4829)			6.1821*** (2.0389)	5.5897*** (0.3724)			5.9747*** (0.5952)
人均收入平方( <i>inc_u<sup>2</sup></i> )	-0.1148*** (0.0291)			-0.3501*** (0.1161)	-0.3176*** (0.0230)			-0.3596*** (0.0349)

	FE				GLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
劳动差别( <i>eduy_u</i> )		0.0651*** (0.0126)	0.0345*** (0.0108)	0.0313** (0.0134)		0.0227*** (0.0086)	0.0025 (0.0094)	0.0202** (0.0089)
生计收入 ( <i>sj_u</i> )		-3.1075*** (1.0159)	-2.0020* (1.0147)	-4.3539*** (1.2436)		-0.2287 (0.2944)	-1.0234*** (0.3085)	-1.5644*** (0.3388)
公有积累 ( <i>jl_u</i> )		-0.9024*** (0.1557)	-0.7044*** (0.1542)	-0.5903*** (0.1407)		-0.3372*** (0.0592)	-0.3113*** (0.0659)	-0.3231*** (0.0616)
私营比重及市场化( <i>pm_u</i> )			0.2873*** (0.0800)	0.4490*** (0.1135)			0.1941*** (0.0619)	0.6301*** (0.0681)
控制变量			是	是			是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	782	593	588	588	782	593	588	588
包括省份	27	27	27	27	27	27	27	27
R <sup>2</sup>	0.6196	0.3025	0.3855	0.4145				

表 1 和表 2 中的估计结果表明:

1. 农村和城镇内部的收入差别在经济发展中均大致呈“倒 U”型。列(1)(4)(5)(8)中的二次项系数均为负号,证明无论在城镇还是农村的不同公有制实现形式下,居民收入差别均伴随着经济发展呈先扩大后缩小的显著变化;根据估计系数可以确定其变动轨迹上都存在最高拐点,其中,农村收入差别拐点处的基尼系数平均为 0.3397,对应的人均纯收入平均为 2310 元;城镇收入差别顶点处的基尼系数平均为 0.3369,对应的人均可支配收入平均为 16083 元。两相比较,农村的收入差别曲线高于城镇。前文中的理论假说 2 得到证实。

2. 制度变量劳动差别、公共积累、生计收入、私营经济占比及市场化对城乡内部收入差别的影响符合预期。列(2)(4)(6)(8)的结果表明,无论在国有经济为主体的城镇经济中或是土地集体公有主导的农村经济中,劳动差别、私营经济及市场化均与城乡内部收入差别均显著正相关,公有积累、生计收入则与城乡内部收入差别显著负相关。这表明在公有主导混合经济中存在复杂的变量关系,其中私营经济积累及市场化可能是单纯扩大收入差别的因素,但其变动受到公有制为主体和按劳分配制度的制约:一方面会受到主体变量劳动差别的影响,其正向制约收入差别变化,但劳动差别本身在一定发展阶段后的缩小可能产生重要抑制作用;另一方面也受到与收入差别负向相关的两个因素,即伴随发展水平而提高的生计保障变量及与长期追赶型战略相适应的高积累率的双重抑制。此外,农村中人均承包土地也大致符合预期地与收入差别负相关,这是因为现行家庭联产承包责任制基本实行按人口平均承包,且土地集体所有抑制了土地集中(一个正值可能与其他变量的加入有关)。所以,在公有制为主体的城乡经济中收入差别呈现“倒 U”型,实际上是几种因素相互作用后公有制因素主导的结果。两表中列(3)(4)(7)(8)的结果均表明,当估计中加入其他控制因素后,仅略微改变了系数大小,而对制度变量的方向和显著性几乎没有影响。这进一步证明,在我国公有制为主体的经济中城乡内部收入差别不可能很大,其属于制度性低差别型(基尼系数 0.4 以下)。由此,理论假说 1 得到证明。

3. 综合多种因素与城乡内部收入差别的“倒 U”型关系进一步得到证明。列(4)和列(8)将各种因素统一于一个综合模型,考察其对因变量的影响。结果表明,关于城乡内部收入差别的两种方法的估计结果均非常相似,从而相互校正并共同说明,在公有经济为主体的条件下劳动差别和发展水平是制约中国农村与城镇收入差别大致呈“倒 U”型的关键因素,公共积累和生计收入制度则是降低城乡内部收入差别的重要因素,这些因素合力抑制了私营经济及市场化导致收入差别扩大的程度,即在综合模型中城乡制度变量和发展变量的方向和显

著性均没有改变,表现出高度稳健性,在经济发展过程中共同形塑了城乡内部收入差别的先升后降。

(二)城乡间收入差别变动趋势及其影响因素的计量分析

表3是以两种指标衡量的城乡收入差别变动及其影响因素的估计结果。其中,3A部分是以城乡收入差别基尼系数为因变量的回归结果,3B部分是以城乡收入比为因变量的回归结果。A、B两部分中的列(1)和列(4)分别以两种方法检验城乡收入差别在经济发展中的变化趋势;两部分中的列(2)和列(5)分别以两种方法检验主要制度变量及加入控制变量后对城乡收入差别变动程度和趋势的制约;而两部分中的列(3)和列(6)则分别以两种方法综合检验各主要因素在经济发展中对城乡收入差别变化趋势的影响。

表3 城乡差别变动趋势的检验结果

3A:城乡收入差别基尼系数						
	FE			GLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人均 GDP( <i>gdp</i> )	0.1820*** (0.0522)		0.5874*** (0.0585)	0.1768*** (0.0170)		0.6704*** (0.0234)
人均 GDP 平方( <i>gdp</i> <sup>2</sup> )	-0.0118*** (0.0034)		-0.0353*** (0.0036)	-0.0104*** (0.0009)		-0.0388*** (0.0014)
二元对比系数( <i>dual</i> )		-0.1391** (0.0617)	-0.1876*** (0.0328)		-0.2440*** (0.0210)	-0.2602*** (0.0151)
工农价格剪刀差( <i>scissors</i> )		0.0002*** (0.0001)	0.0002*** (0.0001)		0.0002*** (0.0001)	0.0002*** (0.0001)
城镇化率( <i>urban</i> )		0.1633*** (0.0570)	0.2262*** (0.0785)		0.0157 (0.0211)	0.0428** (0.0194)
控制变量		是	是		是	是
年份固定效应	是			是		
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	810	696	696	810	696	696
包括省份	27	27	27	27	27	27
R <sup>2</sup>	0.6798	0.2485	0.6100			

3B:城乡收入比						
	FE			GLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人均 GDP( <i>gdp</i> )	1.4203** (0.6142)		3.0211*** (0.7159)	1.4904*** (0.1958)		3.4617*** (0.2433)
人均 GDP 平方( <i>gdp</i> <sup>2</sup> )	-0.0776** (0.0361)		-0.1843*** (0.0435)	-0.0800*** (0.0110)		-0.1994*** (0.0143)
二元对比系数( <i>dual</i> )		-2.5027*** (0.4898)	-2.8041*** (0.4885)		-3.2737*** (0.1668)	-3.4301*** (0.1583)
工农价格剪刀差( <i>scissors</i> )		-0.0005 (0.0005)	0.0017*** (0.0005)		0.0017*** (0.0001)	0.0022*** (0.0002)
城镇化率( <i>urban</i> )		0.8233** (0.3110)	1.3163*** (0.4043)		0.1731 (0.1542)	0.3589** (0.1769)
控制变量		是	是		是	是
年份固定效应	是			是		
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	810	696	696	810	696	696
包括省份	27	27	27	27	27	27
R <sup>2</sup>	0.0651	0.3650	0.4724			



表 3 的估计结果表明:

1. 不同指标衡量的城乡收入差别均在经济发展中呈现出显著的“倒 U”型趋势。A、B 两部分中列(1)和列(4)的结果均表明城乡收入差别变动曲线在经济发展中有最高拐点,其中城乡收入差别曲线拐点处以基尼系数衡量平均为 0.2087,对应的人均 GDP 为 5425.91 元;而以城乡收入比表示的城乡差别曲线拐点处坐标分别是比值 3.0153 和人均 GDP 为 7513.61 元。两相对比,城乡收入差别基尼系数的“倒 U”型转折先于城乡收入比而发生,即理论假说 3 得到证明。

2. 制度变量二元体制对比系数、工农产品价格剪刀差及城镇化程度同城乡收入差别的相关关系均符合理论预期。A、B 两部分中列(2)和列(5)的负向二元对比系数表明,我国城乡两种不同实现形式的公有制及二元体制严重制约了比较生产率,从而导致城乡差别过大,其自身在经济发展中由缩小转向增大的变动,负向影响了城乡收入差别先升后降呈“倒 U”型变化。工农产品价格剪刀差也是由城乡不同公有制实现形式及二元体制决定的,其多数与城乡收入差别正向相关,表明在二元体制下价格剪刀差越大,则城乡收入差别越大。城镇化进程也与城乡收入差别正相关,说明我国二元制度依然显著存在,仍处在二元经济转换促使城乡收入差别扩大的时期。以上均证明我国城乡两种公有制实现形式及其制约的二元制度,是我国城乡收入差别过大的基础原因,也是制约其变动的主要因素,从而进一步证实了理论假说 3。

3. 综合多种因素与城乡内部收入差别的关系,主要二元制度变量在经济发展过程中对城乡收入差别变动的的影响依然稳健。列(3)和列(6)的综合模型估计结果再次证明了控制变量的加入并未影响结果的稳健性,进一步证明在以公有制为主体的中国特色社会主义市场经济条件下,城乡收入差别受制于二元制度因素和发展水平的制约,并呈大致现出先升后降的“倒 U”型趋势。

### (三) 中国居民总体收入差别变动趋势及其影响因素的估计结果

表 4 为检验中国居民总体收入差别变化趋势及其影响因素的估计结果。其中,列(1)和列(6)(7)(8)检验总体收入差别在经济发展中的变动,以及各制度变量、发展变量和控制变量对收入差别的影响;列(2)(3)(4)检验城镇化进程中全国总体收入差别的变化,以及各制度变量、发展变量和加入其他各种因素后相互间及综合地对收入差别的影响;列(5)侧重检验制度变量及加入控制变量后的影响程度,及对全国总差别的影响。

表 4 全国居民总体收入差别(总体基尼系数)变动趋势及其主要影响变量的检验结果

	FE							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
人均 GDP( $gdp$ )	1.2456*** (0.3516)					0.4770** (0.2300)	0.6064*** (0.1718)	0.6676*** (0.1849)
人均 GDP 平方( $gdp^2$ )	-0.0645*** (0.0208)					-0.0272** (0.0116)	-0.0353*** (0.0086)	-0.0372*** (0.0096)
劳动差别( $eduy_t$ )			0.0287 * (0.0142)	0.0207 * (0.0102)	0.1531** (0.0644)	0.0255 (0.0155)	0.0086 (0.0107)	0.0220** (0.0096)
劳动差别平方( $eduy_t^2$ )					-0.0086 * (0.0044)			
生计收入( $sj_t$ )			-0.0723 (0.0731)	-0.0877 (0.0724)	-0.0913 (0.0753)	-0.0938 (0.0688)	-0.0748 (0.0661)	-0.0780 (0.0779)
公有积累( $jl_t$ )			-0.0776 (0.0580)	-0.0071 (0.0535)	-0.0064 (0.0511)	-0.0579 (0.0659)	-0.0090 (0.0508)	-0.0127 (0.0509)
私营占比及市场化( $pm_r$ )				0.1827*** (0.0509)	0.1350** (0.0599)		0.1556** (0.0589)	0.1813*** (0.0525)
城乡二元比( $income_{ur}$ )			0.2554*** (0.0222)	0.2771*** (0.0198)	0.2868*** (0.0223)	0.2659*** (0.0200)	0.2891*** (0.0220)	0.2817*** (0.0204)
城镇化率( $urban$ )		1.2559 * (0.7131)	0.3457 (0.3111)	0.6245** (0.2312)	-0.1883 (0.1305)		-0.1451 (0.1298)	-0.1012 (0.1251)

	FE							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
城镇化率平方( <i>urban</i> <sup>2</sup> )		-0.6325 (0.9340)	-0.6002 (0.3694)	-1.0157*** (0.2655)				
控制变量				是	是		是	是
年份固定效应				是	是		是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	780	780	555	502	502	555	502	502
包括省份	27	27	27	27	27	27	27	27
R <sup>2</sup>	0.3315	0.2134	0.8290	0.8778	0.8678	0.8335	0.8757	0.8793
	GLS							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
人均 GDP( <i>gdp</i> )	1.9585*** (0.1375)					0.5231*** (0.0703)	0.5521*** (0.0679)	0.5865*** (0.0772)
人均 GDP 平方( <i>gdp</i> <sup>2</sup> )	-0.1110*** (0.0079)					-0.0291*** (0.0037)	-0.0320*** (0.0036)	-0.0333*** (0.0038)
劳动差别( <i>eduy<sub>t</sub></i> )			0.0199* (0.0102)	0.0143 (0.0100)	0.1297*** (0.0319)	0.0150 (0.0099)	0.0028 (0.0097)	0.0161 (0.0099)
劳动差别平方( <i>eduy<sub>t</sub></i> <sup>2</sup> )					-0.0076*** (0.0019)			
生计收入( <i>sj<sub>t</sub></i> )			-0.0531 (0.0326)	-0.0666 (0.0427)	-0.0835* (0.0441)	-0.0890*** (0.0310)	-0.0791** (0.0361)	-0.0665 (0.0446)
公有积累( <i>jl<sub>t</sub></i> )			-0.0958*** (0.0309)	-0.0027 (0.0312)	-0.0075 (0.0325)	-0.0706** (0.0276)	-0.0106 (0.0311)	0.0002 (0.0307)
私营占比及市场化( <i>pm<sub>r</sub></i> )				0.1650*** (0.0295)	0.1080*** (0.0271)		0.1342*** (0.0287)	0.1419*** (0.0287)
城乡二元比( <i>income<sub>ur</sub></i> )			0.2598*** (0.0108)	0.2784*** (0.0106)	0.2865*** (0.0113)	0.2645*** (0.0108)	0.2767*** (0.0106)	0.2793*** (0.0106)
城镇化率( <i>urban</i> )		3.1323*** (0.1791)	0.3511*** (0.1230)	0.5739*** (0.1109)	-0.1139 (0.0769)		-0.1063 (0.0766)	-0.0509 (0.0756)
城镇化率平方( <i>urban</i> <sup>2</sup> )		-3.7471*** (0.2135)	-0.6607*** (0.1192)	-0.9260*** (0.1026)				
控制变量				是	是		是	是
年份固定效应				是	是		是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	780	780	555	502	502	555	502	502
包括省份	27	27	27	27	27	27	27	27

1. 中国居民总体收入差别在经济发展中显著呈现“倒 U”型变动。基于两种估计方法的列(1)(6)(7)(8)的结果均表明,总体收入差别在经济发展水平提高过程中显著呈现先扩大后缩小的趋势,在分别加入制度变量和相关控制变量后,该趋势保持不变。由此,假说 4 得到证明。

2. 制度变量在全国总体收入差别的“倒 U”型变化中仍是重要制约因素。基于两种估计方法的列(3)–(8)的结果显示,无论纳入制度变量或是发展变量以及是否纳入控制变量,也无论劳动差别是否采用二次项,均未改变劳动差别、私营经济及市场化对居民收入差别的正向制约。在大多数情况下公共积累、生计保障收入同收入差别保持了负向相关,虽然显著性略变。由此,理论假说 1 和 2 在全国范围内再次得到证明。

3. 城乡二元制度差别是全国总收入差别呈“倒 U”型变动的重要制度变量。城乡二元差别在经

济发展中呈“倒 U”型变动已在前文证实。此处,在全国总体估计的列(3)一(8)中,其作为二元制度变量估计系数全部为正,且均在 1%水平上显著,充分证实了关于城乡二元制度差异制约城乡收入差别从而总体收入差别呈“倒 U”型变动的理论假说 3。

4. 城镇化是影响中国居民总体收入差别呈“倒 U”型变动的重要因素。基于两种估计方法的列(2)一(4)均显示城镇化的二次项为负,表明总体收入差别伴随城镇化率提高而先升后降,且在 GLS 估计中均在 1%的水平上显著。但城镇化一次项的系数方向并不统一,可能反映了我国城镇化的某种阶段性特征,或者与反映我国城镇化的几个不同指标的差异有关,如常住人口率能否既代表二元制度差异又反映二元结构变动。此外,其也可能与我国的城镇化同过大的城乡差别相结合的特征有关。<sup>①</sup> 无论如何,在加入其他制度变量或控制相关变量后,均没有改变估计结果,从而再次证实了理论假说 3 和 4。

5. 从总体上来看,是各种制度变量和发展因素综合导致了我国总体收入差别呈“倒 U”型轨迹。各种估计结果清楚表明,劳动差别、二元制度差别、城镇化、经济发展水平等均是导致总体收入差别先升后降的关键变量;私营经济及市场化正向影响总体收入差别;公共积累、生计收入则负向影响总体收入差别。正是这些主要制度变量及发展因素的相互制约和影响,共同导致了颇具特色的中国居民总体收入差别“倒 U”型曲线。基于估计结果,可以计算出总体收入差别变动曲线最高点对应的坐标值为基尼系数 0.4840、人均 GDP 为 18192.95 元。

从以上分析还可以看出,整体并不等于局部之和。在以公有制为主体的中国特色社会主义经济制度基础上,中国居民总体收入差别在经济发展过程中呈显著的“倒 U”型变动。制约城乡内部收入差别的制度变量,如劳动差别、生计收入、公共积累和私营经济及市场化等,仍是制约总体收入差别的重要制度变量,虽然显著程度略有变化。但影响全国整体收入差别的主要因素同影响城乡内部收入差别的因素有所不同;城乡二元制度差异构成了制约全国总体收入差别的更重要制度因素;融合二元制度变革与结构转换的城镇化是影响全国总体收入差别的重要因素。

#### (四)各主要因素对中国居民总体收入差别变化的贡献度

以上计量分析验证了“公有倒 U 理论”中提出的若干假说,证明在以公有制为主体的中国特色社会主义基本经济制度下,相关变量的变动导致了居民收入差别在经济发展过程中呈“倒 U”型轨迹<sup>②</sup>。为了更加确切地测定各变量对总体收入差别的贡献,以下采用 Shapley 值分解法,基于表 4 中列(8)的模型,针对全国总体收入差别进行回归分解,分解式如下:

$$C_k = I(y = a + \sum_{i \in J} b_j x_j + b_k x_k + \epsilon) - I(y = a + \sum_{i \in J} b_j x_j + \epsilon^e) \quad (6)$$

这里,Shapley 值分解法的分解思路是比较在计量模型中加入某个变量前后,收入差别变动值占总体收入差别比例的变动,并视此变动为变量  $k$  对因变量的解释率,即其对因变量的边际贡献。式(6)中, $J$  为不含变量  $k$  的变量集合,不包含变量  $k$  的估计系数则以  $\sigma$  表示。为分析变动特征,本文采取分年度估计并计算平均值,结果见表 5。

考察表 5 中的分解值,首先,平均来看全部核心变量能够解释总体收入差别变动的 85%以上,证明本文模型的构建和变量选择是恰当的和客观的。分别来看,各制度变量解释了约 55%,其中二元差别约 31%多,劳动差别约 12%,生计收入和公共积累约 11%,民营经济及市场化约 5%。各发展变量解释了约 21%,而包含制度和发展因素的城镇化解释了约 10.4%。其次,各制约因素的贡献率

<sup>①</sup>在二元经济中,城镇化只有与城乡收入差别结合才能改变总体收入差别,且城乡收入差别越大则城镇化的影响也越大,甚至可能影响总体收入差别的变动方向(陈宗胜,1991)。

<sup>②</sup>利用估计系数经过简单计算也可比较各变量的影响程度,但前提是数据未做标准化处理。因本文的因变量经过 Scully(2003)的标准化处理,故自变量对总体收入差别的影响需按  $\exp(A)/[1 + \exp(A)]$  转换,其中  $A$  为自变量变动 1 个标准差时对因变量的影响程度。但是鉴于 Shapley 值分解法更具优势(Shorrocks et al, 1982; 万广华, 2004),本文采用 Shapley 值分解法进行回归分解。

即解释程度是变化的,变化程度及趋势同理论分析一致。如生计保障收入大致从6%上升至10%,而公共积累从7%降为4%,对应地民营经济及市场化从5%上升到8%;劳动差别、二元制度差别、城镇化及发展水平对总体收入差别的贡献率,在考察期内都先后不同程度地呈先升后降变动,而这些变量同收入差别均正相关且其总和贡献率占60%以上,证明了这些变量正是总收入差别呈“倒U”型变化的最主要因素。<sup>①</sup>

表5 各变量对总体收入差别变动的贡献率(%)

变量 年份	人均 GDP <i>gdp</i>	人均 GDP 平方 <i>gdp</i> <sup>2</sup>	劳动差别 <i>edu_y_t</i>	生计收入 <i>sj_t</i>	公有制积累 <i>jl_t</i>	私有经济及 市场化 <i>pm_r</i>	城镇化率 <i>urban</i>	二元差别 <i>inc_ur</i>	控制 变量
1995	9.85	9.78	7.09	8.33	6.97	5.34	5.89	34.00	是
1996	7.03	6.94	9.93	7.52	4.60	7.82	6.18	44.86	是
1997	8.85	8.67	10.81	6.61	4.94	6.79	6.43	41.93	是
1998	9.27	9.27	13.18	6.09	3.48	2.15	7.57	45.14	是
1999	9.61	9.57	10.87	6.48	5.22	1.50	7.39	44.21	是
2000	12.01	12.25	11.54	8.20	4.90	1.44	7.24	31.40	是
2001	12.03	12.19	11.73	7.81	5.49	1.95	7.94	32.77	是
2002	13.37	13.74	11.23	9.09	4.67	2.54	9.85	27.80	是
2003	11.73	11.96	14.85	9.16	4.32	3.98	10.54	24.60	是
2004	9.87	9.84	13.07	7.24	3.33	4.74	9.81	34.01	是
2005	11.21	11.23	13.66	8.27	2.98	5.64	10.42	29.03	是
2006	10.73	10.68	15.44	7.79	3.68	6.28	10.71	25.58	是
2007	10.38	10.34	12.82	6.84	2.97	5.21	9.97	24.09	是
2008	9.79	9.76	14.24	7.42	3.34	5.66	11.20	25.45	是
2009	9.80	9.77	15.20	8.68	2.70	6.52	13.21	25.30	是
2010	9.25	9.21	13.18	7.90	1.27	6.69	12.14	28.29	是
2011	10.13	10.04	13.67	8.18	1.15	6.16	12.69	29.42	是
2012	9.89	9.76	14.52	7.59	0.87	4.50	12.09	33.21	是
2013	12.16	12.05	14.47	1.09	0.75	4.77	14.00	29.24	是
2014	10.91	10.76	16.13	10.96	1.07	4.69	11.69	22.87	是
2015	11.60	11.54	8.40	10.25	1.47	4.11	12.71	31.07	是
2016	11.11	11.02	7.93	6.95	2.60	4.52	13.06	28.50	是
2017	14.07	13.67	6.30	7.31	1.27	7.32	9.97	31.17	是
2018	10.97	10.75	9.86	7.10	1.57	5.02	16.67	32.15	是
2019	10.28	10.00	13.85	6.64	3.45	8.26	10.39	26.13	是
均值	10.64	10.59	12.16	7.58	3.16	4.94	10.39	31.29	是

总之,各变量贡献率的比较证明,在以公有制为主体的中国特色社会主义经济制度下,导致居民总体收入差别在经济发展中先升后降的重要因素主要是劳动差别、生计收入、公共积累、民营经济及市场化程度、城乡二元制度差异等制度变量。经济发展水平等发展变量、兼具制度变革与发展因素的城镇化变量等,有的本身的变动即与总体收入差别“倒U”型趋势一致,有的则主要是制约总体收入差别的位置及高度,因此,各相关变量的贡献作用均较为重要。总之,本文重点讨论的制度变量和发展变量对收入差别及其变动的的影响基本得到统计验证。

①各制约因素对城乡内部收入差别变动的贡献度略有差异。对城镇内部差别,各核心因素的贡献可以解释63%多,其中各制度因素解释41%多,如劳动差别贡献12%,生计保障和公共积累为7%和11%,民营经济及市场化11%;各经济发展变量解释21%。对农村内部差别,各主要制约因素可解释80%,其中制度因素解释59%,如劳动差别7%,生计保障9%,集体积累和土地分别解释13%和23%,农村个体经营及市场化为7%;而各发展因素解释21%。

### (五)内生性问题与工具变量估计

本文主要考察经济发展中各制度因素等对收入差别变动的影响,因而经济发展水平是否对收入差别呈现预期影响对结论有重要意义。鉴于经济发展水平是一个综合性变量,其与因变量收入差别可能存在互为因果关系,加之任何模型均不可能囊括所有影响收入差别的变量,所以有可能存在内生性问题。为此,以下采用工具变量法检验并解决这一问题。

本文借鉴文献中关于工具变量法的研究思路,并接受多个工具变量比单个变量的估计效果更好的理念(张杰等,2017),故下面检验分析中选取两个工具变量:一是选取相关毗邻省份的城镇人均可支配收入均值、农村人均纯收入均值、总体的人均GDP均值作为目标省份的城镇、农村和总体经济发展水平的工具变量;二是选取相关省份的人口密度作为其城镇、农村、总体经济发展水平的第二个工具变量。这两个工具变量的选取均满足相关性和外生性条件:一方面,毗邻省份间地理区位、制度安排较为相似,市场结构开放水平等较为接近,从而经济发展水平可能较为相似,同时在市场经济条件下人口集聚与经济集聚存在空间一致性(王胜今等,2017),人力资源对经济发展具有很强的促进作用;另一方面,毗邻省份的经济发展对目标省份的收入差别而言较为外生,虽然存在劳动力跨区流动,但占比较小,从而各省平均收入更多还是依赖省内经济发展而非省际市场交流。因此,从工具变量法所要求的条件来看,上述两个变量的选取是合理且合适的。

依据本文既定样本量和选取的两个工具变量,以下具体使用 James H. Stock 等发展的有限信息最大似然估计法(LIML)进行估计,结果如表6所示。可以看到,除列(2)关于农村内部收入差别的工具变量检验未通过以外,其他回归检验中 Kleibergen-Paap 的 LM 统计量均在 1%水平上拒绝了模型不可识别的原假设;弱工具变量检验中 Kleibergen-Paap 的 F 统计量均拒绝了弱工具变量的原假设。整体估计结果表明,排除了内生性问题后,经济发展中的居民收入差别依然在 1%水平上显著呈“倒 U”型变动,而使用工具变量法的估计系数相较此前的估计系数略大,说明未使用工具变量法时估计系数可能存在低估。这也进一步证实了本文结论的稳健性。

表6 工具变量法回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城镇差别	农村差别	城乡差别(比值)	城乡差别 (基尼系数)	总体差别
经济发展水平	6.4362*** (1.5032)	6.5858 (6.0074)	3.8166*** (0.3990)	0.6112*** (0.0355)	0.9610*** (0.1735)
经济发展水平平方	-0.3619*** (0.0868)	-0.5937 (0.4336)	-0.2355*** (0.0245)	-0.0371*** (0.0022)	-0.0327** (0.0129)
劳动差别	0.0352** (0.0137)	0.0192 (0.0138)			0.0425*** (0.0086)
生计收入	-4.7077*** (0.7519)	-0.1131 (0.1827)			-0.1599** (0.0746)
公有积累	-0.6008*** (0.0942)	-0.0452*** (0.0152)			-0.0478** (0.0225)
私营占比及市场化	0.4140*** (0.1015)	0.0012 (0.0010)			0.1232** (0.0581)
二元对比系数			-2.8692*** (0.2232)	-0.1937*** (0.0190)	-0.2942*** (0.0170)
工农剪刀差			0.0023*** (0.0004)	0.0002*** (0.0000)	
城镇化比率			1.6726*** (0.2907)	0.2522*** (0.0291)	0.0591 (0.1158)
控制变量	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	603	455	723	723	633
R <sup>2</sup>	0.5588	0.4526	0.8453	0.8936	0.9352

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	城镇差别	农村差别	城乡差别(比值)	城乡差别(基尼系数)	总体差别
F 值	23.48	22.89	98.76	197.4	291.8
Hansen J 统计量	4.128	0.330	33.00	0	0.858
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	42.68***	5.708*	154.1***	151.2***	43.33***
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	58.62	2.452	177.7	235.5	16.05

(六) 稳健性检验及与时序数据估计结果的比较

以上工作基本验证了本文计量结果的稳健性,但仍有必要再以另外的方法进一步检验本文结论的稳健性,即采用面板门限模型进行检验,并与时序数据估计结果进行比较。

首先,通过面板门限模型进行检验。表 7 中按通用方法确定了门限值,进而依据该门限值进行分组回归,结果如表 8 所示。其中关于城乡内部、城乡间及总体收入差别的估计结果中,绝大多数都支持经济发展水平对居民收入差别存在显著的门限效应:在门限值的左侧,经济发展水平的提高伴随着居民收入差别的拉大;跨过门限值后,这一效应转弱或转而为负。以上结果进一步印证了经济发展中的收入差别“倒 U”理论。需要说明的是,由于面板门限要求数据的强平衡,导致此处估计中的样本损失量较大,从而可能使部分估计结果变得不显著,但这并不影响本文的基本结论。

表 7 门限估计值与单门限效应检验

	门限估计值(95%CI,300个网格)				单门限检验(300次抽样)				
	模型	门限值	下限	上限	F 统计量	P 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
城镇差别	单门限	8.1430	8.1298	8.1430	14.32	0.3800	25.3762	31.4534	45.4968
农村差别	单门限	7.4712	7.4624	7.4889	35.66	0.1167	39.4189	61.2817	81.2184
城乡差别(比值)	单门限	9.1160	9.0813	9.1185	120.28	0.0067	62.6160	73.1312	101.1027
城乡差别(基尼系数)	单门限	7.8334	7.8001	7.8396	202.83	0.0000	70.5477	82.1360	102.5206
总体差别	单门限	7.9478	7.9395	7.9490	52.07	0.0600	38.8172	64.1447	140.4033

表 8 门限效应回归结果(以门限值分段回归)

		城镇差别		农村差别			
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
FE	人均 GDP	0.1479 (0.3725)	-0.0049 (0.1764)	0.3408 (0.3461)	-0.7375 (0.4755)		
	观测值	187	319	300	125		
	R <sup>2</sup>	0.4507	0.3886	0.1979	0.1076		
	常数项	是	是	是	是		
GLS	人均 GDP	0.1068 (0.1022)	-0.3524*** (0.0282)	0.8329*** (0.0663)	-0.1716*** (0.0612)		
	观测值	187	319	300	125		
FE		城乡差别(基尼系数)		城乡差别(比值)		总体差别	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
	人均 GDP	0.0782*** (0.0091)	-0.0364*** (0.0053)	-0.2316* (0.1188)	-0.7944*** (0.1598)	0.0626 (0.1744)	-0.1664*** (0.0424)
	观测值	162	594	480	276	191	619
	R <sup>2</sup>	0.7850	0.2441	0.7852	0.7114	0.8361	0.8595
GLS	人均 GDP	0.0562*** (0.0086)	-0.0008 (0.0042)	0.5012*** (0.0535)	-0.1688** (0.0666)	0.0775 (0.0780)	-0.1304*** (0.0341)
	观测值	162	594	480	276	191	619

注:模型(1)为基尼系数低于门限值的回归结果,模型(2)为基尼系数大于等于门限值的回归结果。

其次,有必要将本文面板计量结果与相关时序数据研究陈宗胜(2018)进行对比,从对照中进一步检验本文结论。对比表明,本文所有核心解释变量的符号和显著性与时序分析结果基本吻合。图1中分别以面板数据和时序数据描述了经济发展过程中中国居民总体、城乡内部和城乡之间的收入差别实际变动趋势和拟合变动趋势。虽然各趋势线形态略有不同,但从以A、B、C、D标示的转折拐点(基尼系数最高点及对应的人均美元GDP)的高度和位置对比看,各曲线的大致趋势基本一致。虽然城乡内部收入差别转折不明显,但在各图中总体收入差别曲线及城乡间收入差别曲线都呈明显的“倒U”型,这预示未来一定阶段内总体收入差别的下降可能主要取决于城乡收入差别的缩小。

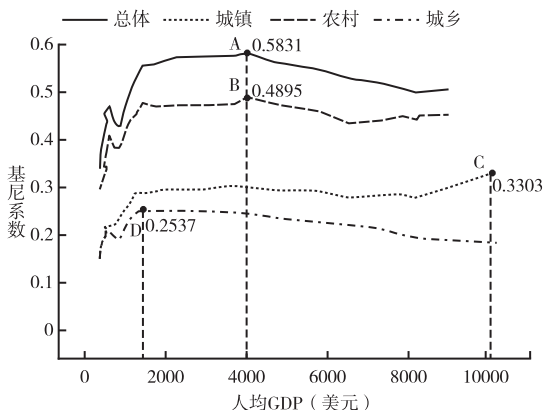


图1-1 中国居民收入差别关于发展水平变动轨迹图(面板值)

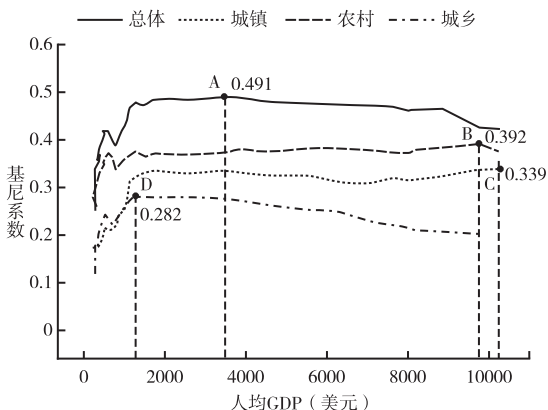


图1-2 中国居民收入差别关于发展水平变动轨迹图(时序值)

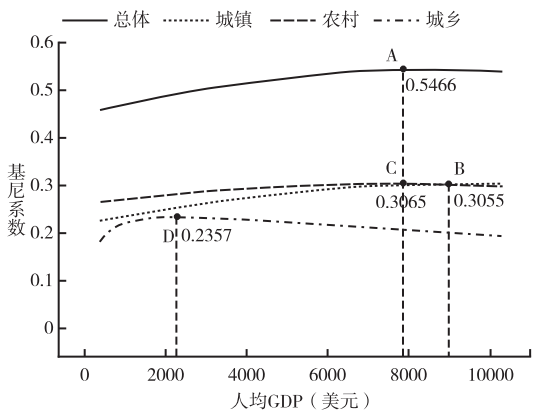


图1-3 拟合的中国居民收入差别关于发展水平变动轨迹图(面板值)

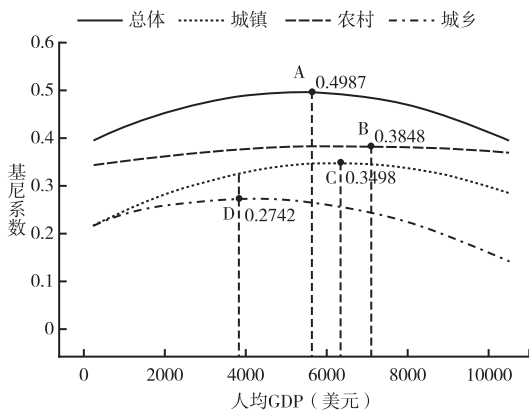


图1-4 拟合的中国居民收入差别关于发展水平变动轨迹图(时序值)

图1 中国居民收入差别关于经济发展水平的实际变动趋势和拟合变动趋势

注:(1)考察期均为1990—2017年。(2)拟合曲线方程均为  $g_i = \alpha + \beta_1 gdp + \beta_2 gdp^2 + \epsilon$ , 其中  $g_i$  分别为全国、农村、城镇及城乡收入差别基尼系数,  $gdp$  为以美元表示的人均GDP,  $\epsilon$  为残差。(3)曲线上符号A、B、C、D分别代表全国、农村、城镇及城乡收入差别基尼系数变动曲线的顶点(坐标为基尼系数和对应的人均GDP)。(4)数据来源同表1。(5)各图中曲线及拐点坐标(基尼系数、人均收入)的说明:图1-1各曲线拐点坐标依次为全国总体收入差别拐点A(0.5831, 4026.84)、农村收入差别拐点B(0.4895, 4026.84)、城镇收入差别拐点C(0.3303, 10069.16)、城乡收入差别拐点D(0.2537, 1454.16);图1-2各曲线拐点坐标依次为全国总体收入差别拐点A(0.491, 3473.10)、农村收入差别拐点B(0.392, 9768.79)、城镇收入差别拐点C(0.339, 10276.44)、城乡收入差别拐点D(0.282, 1288.63);图1-3各曲线拐点坐标依次为全国总体收入差别拐点A(0.5466, 7879.23)、农村收入差别拐点B(0.3055, 8992.40)、城镇收入差别拐点C(0.3065, 7879.23)、城乡收入差别拐点D(0.2357, 2299.19);图1-4各曲线拐点坐标依次为全国总体收入差别拐点A(0.4987, 5636.19)、农村收入差别拐点B(0.3848, 7080.67)、城镇收入差别拐点C(0.3498, 5636.19)、城乡收入差别拐点D(0.2742, 3838.68)。

换言之,比较看来,无论是面板数据还是时序数据显示的实际趋势,或是以两种数据显示的拟合趋势,总体收入差别和城乡收入差别均呈现了大致的“倒U”型轨迹,虽然各曲线的位置、高度及对应

的发展水平略有差异。以各图中全国总体收入差别曲线为例,其最高点处的基尼系数大约在0.50~0.58之间,对应的人均GDP平均在4000~8000美元之间。这亦与2008年前后我国的实际收入水平与分配差别情况相吻合。考虑到各图中使用资料口径和计算方法等的多样性,上述结果已属相当稳健,更进一步证实了本文分析结论的可靠性。

#### 四、简短结论与政策建议

本文使用全国省级面板数据从多个角度进行的实证检验表明,在以公有制为主体的中国特色社会主义经济从较低发展水平迈上中高收入阶段并即将跨入高收入阶段的过程中,我国居民总体收入差别已经越过了最高拐点,进入了整体下降阶段(城乡收入差别略异)。由此,本文以四十多年来中国改革与发展的实践,证实了关于在中国特色公有经济基础上,居民总体收入差别及城乡内部和城乡间收入差别伴随经济发展水平提高而程度不等地呈“倒U”型变动的理论假说,即如有学者所阐明的,证实“公有经济倒U曲线”具有规律性,从理论假说变升为科学论断(陈昕,2019)。

进一步来讲,本文计量分析清楚阐明了“公有经济倒U曲线”作为不同于自然法则的社会规律,既体现了我国基本经济制度的客观制约,如与公有经济相关联的劳动差别、公共积累、生计收入、二元制度等对收入差别的影响,以及经济发展水平或阶段的客观制约,如人均GDP水平、城镇化率、经济结构等对收入差别的影响,也体现了社会因应“客观需求”而推行的体制改革与制度调整的制约,如鼓励非公经济发展、开展市场化改革和分配制度调整等对分配差别的影响。换言之,本文以面板数据测度的我国居民收入差别实际变动中,内在体现了四十多年来以公有制为主体的中国特色社会主义经济发展中实施的分配体制改革效应以及激励制度调整效应,即进一步证明,我国按“先富帮后富、最终实现共同富裕”方针推动的改革开放“故事”是成功的,我国在此过程中既取得经济快速发展的奇迹,又保持了分配公平和社会稳定。

这里社会规律的必然性及客观性,既体现为内在制度机制和发展阶段的客观制约,也体现为相应经济改革与体制调整适应现实社会提出的客观要求。大致看来,改革之初极端平均主义低收入差别抑制了人们的劳动积极性,使国民经济发展陷入停滞,这客观上要求实施分配激励体制改革,允许并激励人们多劳多得,从而刺激经济从停滞中挣脱出来,实现快速发展。而当经济发展中的收入差别趋向于过度扩大时,客观上又必然刺激社会实施公平分配制度,采取收入差别抑制机制。这就是“公有经济倒U曲线”理论的社会体制基础。这进一步说明,中国之所以能够成功实现经济快速发展又避免两极分化、保持收入分配基本公平,正是因为我们实施的体制改革与政策举措符合经济社会发展的客观规律。

虽然我国目前总体收入差别已经跨越顶点转而进入下降阶段,但这并不意味着我国收入分配状况会从此总是符合规律地变动,而不存在任何问题。其间仍存在某些不完善之处,比如过大的城乡收入差别依旧是二元制度改革迟缓所致。为此,对存在的问题仍需因应“客观需求”,依据规律实施体制改革与机制调整,从而尽可能延伸“倒U”曲线的下降趋势。至少针对本文研究中所发现的一些问题,可以提出如下一些政策建议。

第一,劳动差别是以公有制为主体的中国特色社会主义制度中制约城镇和乡村内部收入差别的重要因素,是保持城乡内部收入差别始终大致适度的基本制度因素。劳动差别主要由受教育程度差别体现。数据说明我国居民接受教育的机会平等状况已有所改进,但在某些综合计量分析中劳动差别的作用不是很显著,说明按劳分配政策的实施还存在某些扭曲,需要加大治理改革力度,这包括:要坚定贯彻多劳多得、不劳不得的分配制度;在改革中壮大发展城镇国有经济和农村新型集体经济;大力革除某些垄断性或非法非劳动因素的干扰;规范发展各种非公经济。

第二,公有经济积累和保障性生计收入制度均是保持城乡居民适度收入差别、抑制城乡内部收入差别扩大的重要制度因素。计量分析中在部分条件下其作用不够显著,表明相关制度措施需要进一步加强,这包括:应加大从国有企业向社保基金转让股份的力度,推动城乡居民养老等社保水平的



提高,以体现国有制的“全民性”;应适时提高农村居民社会保障水平,特别在2020年实现全面小康后;应明确制定和公布城镇居民统一保障线,或可尽快确定城乡“多维”保障标准;应强化乡村集体积累规模和运用效果,比如联合经营、规模经营等;城镇国有经济积累应在扩大规模中提高民众分享度和受益范围。

第三,私营经济及市场化改革、经济结构等因素对收入差别的影响在计量结果中多数为正,但也有负的,其作用方向和力度并不完全符合预期。这说明这些因素对收入差别的影响很可能在不同发展阶段是变化的,或者仍处于初级阶段,从而需要继续推进。因此,即使在全球化步伐放缓时期,也应当持续深化以民营经济规范发展为主要内容的市场化改革,从其与收入差别变动关系出发,认真研究相关政策实施的时机、力度和作用方向。

第四,城镇化是体现我国二元制度状况从而制约总体收入差别变动的重要因素。未来,中国特色城镇化进程和二元制度改革还应继续加强,主要是改革户籍制度加速人口非农化及城镇常住人口市民化,推动城镇化持续转向“倒U”型曲线下阶段。从方向上看,在城市化步伐放缓阶段,应当加速推进一些地区已成功试行的农村城镇化,特别是撤村并镇、县域小城镇化,以吸收农村过剩人口,而非仅限于转移剩余劳动力。

第五,城乡收入差别构成了我国居民总体收入差别的最重要组成部分,标志着我国城乡二元体制不平衡性仍旧严重,也说明今后规范收入差别除了倚重分配和再分配政策外,还需更多侧重改革与发展政策的结合,比如将国家制定的改革二元制度和乡村振兴战略真正落实为优先促进农村发展,加快城乡一体化改革。制约城乡收入差别缩小的重要因素是比较生产率差异,对此,核心政策应是实施以城补乡、以工补农、城乡财政转移,切实推动农村生产生活基础设施和公共服务向城镇看齐,激活农村最重要的土地要素,提高农村发展基础能力和现代化水平。作为共同富裕的重要标志,逐步降低城乡收入差别将大幅度缩小我国总体收入差别,并延伸其长期下降趋势。

#### 参考文献:

- 《马克思恩格斯全集》(第30卷),人民出版社1995年版。
- 陈工 何鹏飞,2016:《民生财政支出分权与中国城乡收入差距》,《财贸研究》第2期。
- 陈昕,2019:《认识和解决中国居民收入分配问题》,载《出版留痕》,上海人民出版社。
- 陈宗胜,1991:《经济发展中的收入分配》,上海三联书店、上海格致出版社、上海人民出版社。
- 陈宗胜 高玉伟,2012a:《关于公有经济收入差别倒U理论的讨论与验证(上)》,《经济社会体制比较》第2期。
- 陈宗胜 高玉伟,2012b:《关于公有经济收入差别倒U理论的讨论与验证(下)》,《经济社会体制比较》第3期。
- 陈宗胜等,2018:《中国居民收入分配通论:由贫穷迈向共同富裕的中国道路和经验》,上海格致出版社。
- 邓翔 黄志,2019:《人工智能技术创新对行业收入差距的效应分析——来自中国行业层面的经验证据》,《软科学》第11期。
- 郭剑雄,2005:《人力资本、生育率与城乡收入差别的收敛》,《中国社会科学》第3期。
- 侯新烁 黄素萍,2021:《高铁开通对不同等级城市城乡收入差距的影响》,《当代经济研究》第3期。
- 胡立君 郑艳,2019:《中国收入差距与产业结构调整互动关系的实证分析》,《宏观经济研究》第11期。
- 匡浩宇,2021:《个人所得税、居民收入结构与再分配调节——基于省级面板数据的实证检验》,《经济体制改革》第4期。
- 赖先进,2021:《改善营商环境会扩大收入差距吗?——基于跨国面板数据的实证分析》,《云南财经大学学报》第1期。
- 李成友 孙涛 王硕,2021:《人口结构红利、财政支出偏向与中国城乡收入差距》,《经济学动态》第1期。
- 李昕 关会娟 谭莹,2019:《技能偏向型技术进步、各级教育投入与行业收入差距》,《南开经济研究》第6期。
- 刘呈庆 任玲,2021:《城镇化、房价与城乡收入差距》,《经济与管理评论》第4期。
- 刘欢,2020:《工业智能化如何影响城乡收入差距——来自农业转移劳动力就业视角的解释》,《中国农村经济》第5期。
- 刘兴华,2021:《外商投资与城乡收入差距——基于空间效应视角的分析》,《江西财经大学学报》第1期。
- 罗楚亮 李实 岳希明,2021:《中国居民收入差距变动分析(2013—2018)》,《中国社会科学》第1期。
- 万广华 陆铭 陈钊,2005:《全球化与地区间收入差距:来自中国的证据》,《中国社会科学》第3期。
- 万广华 吴婷 张琰,2018:《中国收入不均等的下降及其成因解析》,《劳动经济研究》第3期。
- 王佳莹 张辉,2021:《国际旅游能缩小地区收入差距吗?》,《经济管理》第5期。
- 王胜今 王智初,2017:《中国人口集聚与经济集聚的空间一致性研究》,《人口学刊》第6期。
- 王勇 沈仲凯,2018:《禀赋结构、收入不平等与产业升级》,《经济学(季刊)》第2期。

- 谢莉娟 万长松 武子歆,2021:《流通业发展对城乡收入差距的影响——基于公有制经济调节效应的分析》,《中国农村经济》第6期。
- 张华,2020:《西部大开发降低了城乡收入差距吗?——来自断点回归的证据》,《经济学报》第2期。
- 张杰 郑文平 新夫,2017:《中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新》,《中国工业经济》第10期。
- 张长征 郇志坚 李怀祖,2006:《中国教育公平程度实证研究:1978—2004——基于教育基尼系数的测算与分析》,《清华大学教育研究》第2期。
- Anand, S. & R. Kanbur(1993), “The Kuznets process and the inequality—development relationship”, *Journal of Development Economics* 40(1): 25—52.
- Kanbur, R., Y. Wang & X. Zhang(2021), “The great Chinese inequality turnaround”, *Journal of Comparative Economics* 49(2): 467—482.
- Kuznets, S. (1955), “Economic growth and income inequality”, *American Economic Review* 45(1):1—28.
- Scully, G. W. (2003), “Optimal taxation, economic growth and income inequality”, *Public Choice* 115(3): 299—312.
- Shorrocks, A. (2000), “Inequality decomposition by factor components”, *Econometrica* 50(1):193—211.
- Shorrocks, A. & G. Wan(2008), “Ungrouping income distributions: Synthesising samples for inequality and poverty analysis”, UNU-WIDER Research Paper, No. 2008/16.
- Sundrum, R. M. (1990), *Income Distribution in Less Developed Countries*, London and New York: Routledge.
- Zhao, Y. (1999), “Labor migration and earnings differences: The case of rural China”, *Economic Development and Cultural Change* 47(4):767—782.

## Overall Survey of the Evolutionary Trend of China's Income Inequality: From “First Richness for Partial People” to “Common Prosperity”

CHEN Zongsheng<sup>1</sup> ZHANG Jie<sup>1,2</sup>

(1. Nankai University, Tianjin, China;

2. Chongqing Technology and Business University, Chongqing, China)

**Abstract:** This paper uses the provincial panel data over the past thirty years of China to test the “inverted-U theory of income distribution in the public-ownership economy”. Compared with previous relevant research on time series data, this paper uses more detailed data and more comprehensive econometric analysis to studied the impact of the main institutional variables and development variables in the Socialist Market Economy with Chinese Characteristics, with public ownership as the main body. The research results show that the overall income gap of Chinese residents and the urban-rural income gap as its main component, have shown varying degrees of inverted-U curve changes in economic development, with the overall income gap being the most significant. Thus, it confirmed the effectiveness of the “inverted-U theory of income distribution in the public-ownership economy” with more comprehensive data. Then proving that the Chinese path to modernization up from “first richness for partial people” to “common prosperity” is successful.

**Keywords:** Income Distribution; Gini Coefficient; Urbanization; Labor Difference; Inverted-U Curve

(责任编辑:胡家勇)

(校对:何伟)