

# 共同富裕的测度与驱动机制研究

龚斌磊 钱泽森 李 实\*

**摘要:**本文提出了一个共同富裕的测度框架,该框架在综合考虑三大差距的基础上,能与已有的共同富裕指标相互配合,测度共同富裕的整体推进情况,弥补各类共同富裕指标只能进行地区间两两比较,而无法体现整体共同富裕推进情况的局限。在此基础上,本文建立了共同富裕驱动因素模型,以厘清各类可能的驱动因素对“共同”和“富裕”的影响。本文选取代表性的收入相关指标作为案例,说明如何利用本文的测度框架进行分析。基于2008~2019年的县域面板数据,本文发现地区间、城乡间的收入差距实现了优化型收敛,且各指标的收敛速度随时间明显加快,共同富裕正在逐步实现。随后,利用共同富裕驱动因素模型,本文进一步讨论了数字普惠金融在“共同”和“富裕”实现的过程中所发挥的作用。研究发现,数字普惠金融有效避免了“数字鸿沟”的问题,不但能提高地区平均收入水平(特别是农村地区)并缩小城乡收入差距,还能显著加快地区间的收敛,即同时促进“共同”和“富裕”,其作用显著优于传统金融,但是其在直接缩小地区内部收入不平等方面的作用较为有限。基于本文所提出的分析框架,后续研究能够选取其他指标及可能的驱动因素进行分析,以期为中国共同富裕的实现提供更多的政策参考。

**关键词:**共同富裕 地区差距 收入差距 收敛性分析 数字普惠金融

**中图分类号:**F126 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-3894(2023)12-0005-22

**DOI:**10.13653/j.cnki.jqte.20231018.003

## 一、引言

“治国之道,富民为始。”“共富”是中华民族文化基因的重要组成部分,是中国人民为实现美好发展前景的共同期待。马克思主义理论中也指出,“在人人都必须劳动的条件下,人人也都将同等地、愈益丰富地得到生活资料、享受资料、发展和表现一切体力和智力所需的资料”。由此可见,新时代的共同富裕目标既是对马克思主义重要思想的继承,也是立足中国特色社会主义以及新时代发展需求的实践和创新。自改革开放以来,中国在经济快速增长方面取得了巨大的成就,但是在收入分配方面却没有实现良好的绩效(罗楚亮等,2021)。全国城乡收入比从1983年的1.82提高到2008年的3.11,基尼系数从2003年的0.479提高到2008年的0.491。由此带来的弊端和矛盾逐渐显现,并开始制约中国经济的长期发展。政府开始关注这些问题并出台一系列相关举措,旨在缩小收入差距,并

\* 龚斌磊,长聘教授,浙江大学中国农村发展研究院、公共管理学院,电子邮箱:gongbinlei@zju.edu.cn;钱泽森,博士研究生,浙江大学经济学院,电子邮箱:qzs@zju.edu.cn;李实(通讯作者),文科资深教授,浙江大学公共管理学院,电子邮箱:lishi9@zju.edu.cn。本文获得国家自然科学基金国际合作项目(72161147001)、国家自然科学基金面上项目(72173114)、国家社会科学基金重大项目(21&ZD092)和浙江大学国际合作专项的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

初见成效:到2019年,全国城乡收入比回落至2.64,基尼系数降低至0.465。然而,城乡收入比表征的是城乡收入差距,基尼系数表征的是地区内部收入差距。共同富裕的核心难题和重点是三大差距如何缩小,除了城乡差距和收入差距,还包括地区差距<sup>①</sup>。从地区差距来看,城乡收入差距最高省与最低省的比值,从2003年的2.42下降到2008年的1.78,再上升到2019年的1.81<sup>②</sup>,这说明不同地区城乡收入差距的平均水平在缩小,但是地区间差距在最近几年似乎又呈现扩大的趋势。由此可见,对共同富裕的讨论,既需要关注城乡差距和收入差距的平均水平,也需要关注两类差距在地区间的收敛情况。那么,如何综合考虑三大差距,全面测度共同富裕进程?值得本文研究。

同时,学界的关注点也从早期的仅关注经济增长及其影响因素,逐渐开始兼顾收入分配问题,从追求“富裕”,逐步转向对“共同”或“共享”问题的关注。然而,已有研究主要聚焦在以城乡收入比表征的城乡收入差距和以基尼系数表征的地区内收入差距的影响因素分析。其结果是,只能分析相关因素的平均影响,无法分析该因素是扩大还是缩小了地区差距。以近几年较受关注的数字普惠金融为例,现有研究主要分析数字普惠金融对各类收入指标水平的平均影响,即主要从“富裕”的视角进行讨论,另外还有部分研究分析了数字普惠金融对收入差距指标的“平均”影响,在这类研究中,一部分是直接分析数字普惠金融对城乡收入差距、基尼系数等收入差距指标的影响,另一部分是通过分组的方式,分析数字普惠金融对不同收入群体的影响差异。虽然城乡收入差距和基尼系数等收入差距指标,以及分组的分析方式都属于“共同”的视角,但是这部分研究只关注了三大差距中的城乡差距和收入差距,而忽视了地区差距。换言之,这部分研究更关注数字普惠金融对城乡收入差距等相关收入差距指标的“平均”影响,即数字普惠金融是否会直接提升或降低相关收入差距指标的平均水平,而忽视其对相关收入指标在地区之间差距的影响。正如前文所提及的,共同富裕的实现,三大差距的缩小缺一不可,因此,如何科学构建共同富裕驱动因素及其机制的实证框架,系统分析包括数字普惠金融在内的驱动因素对“共同”和“富裕”的影响?也值得进行深入探讨。

更具体的,目前学界对“共同”和“富裕”两者的实证研究存在以下几方面的局限:第一,对“共同”的测度方法尚有缺漏。“共同”的实现重点是各类差距的缩小,主要包括三大差距,即地区差距、收入差距和城乡差距(李实和朱梦冰,2022)。而现有的指标体系已经涵盖依托官方统计指标下的中国以及各地区内部的收入差距和城乡差距的统计指标,但目前科学衡量三大差距变化情况的数据和方法尚有缺漏,首先,在官方统计体系下,主要是用各地区的城乡收入差距和省级层面的基尼系数来分别反映城乡差距和收入差距,但是对于三大差距中的地区差距,官方统计体系中一直缺少合理的衡量方式,一种方式是,将两个地区的相关指标直接进行对比,但是这种方式只能进行地区间的两两比较,而无法研判整体的地区差距变动情况。其次,已有不少文献分别尝试对城乡差距、收入差距和地区差距进行实证研究,并寻找可能对这三大差距产生影响的因素,但是已有文献往往只关注三大差距中的单个或两个维度,而忽视其他维度,即无法把三个维度同时纳入考虑,且缺乏成熟的分析地区差距驱动因素的方法。因此,需要构建能够系统、准确判断三大差距变化的测度框架。

第二,缺乏系统分析“共同”和“富裕”及其驱动因素的测度框架。一方面,现有的指标体系研究

<sup>①</sup> 2021年1月11日,习近平在省部级主要领导干部学习贯彻党的十九届五中全会精神专题研讨班开班式上的讲话中提到“要统筹考虑需要和可能,按照经济社会发展规律循序渐进,自觉主动解决地区差距、城乡差距、收入差距等问题”。《中共中央 国务院关于支持浙江高质量发展建设共同富裕示范区的意见》中强调推动共同富裕要“以解决地区差距、城乡差距、收入差距问题为主攻方向”。因此,本文提到的“三大差距”指在推动共同富裕的进程中,中央政府希望缩小的地区差距、城乡差距和收入差距。

<sup>②</sup> 数据来源于国家统计局。

仅能测度某地区自身的“共同”和“富裕”的发展程度(刘培林等,2021;陈丽君等,2021),从而进行地区之间的两两比较,以分析该地区的共同富裕程度和其他地区相比处于怎样的一个水平,以及该相对水平在过去的一段时间里是在提升还是降低。但这类方法的局限在于无法研判中国共同富裕整体推进的情况,即在过去十余年间,中国内部各地区之间的各类差距是在缩小还是扩大。另一方面,已有研究无法同时分析相关驱动因素对“共同”和“富裕”的影响,且容易偏向“富裕”视角的分析。现实中存在诸多因素,包括户籍制度改革、土地制度改革、基本公共服务均等化等,既可能影响“富裕”,即相关指标的直接提升,也可能影响“共同”,即相关指标在不同人群、地区之间差距的缩小。但现有文献尚无法同时解答这些因素将对“共同”和“富裕”分别产生怎样的影响以及影响的程度。实际上,收入分配的改善和收入差距的缩小,不仅局限于地区内部和城乡之间,也存在于地区之间,而偏向于“富裕”视角的研究,仅能够分析驱动因素对相关收入指标的“平均”影响,无法判断其对“共同”的影响。因此,有必要建立能够同时分析驱动因素对“共同”和“富裕”的影响的实证框架,从而量化、比较各类驱动因素在共同富裕的作用。以数字普惠金融为例,已有文献发现它在缩小城乡收入差距、提高收入流动性(Kapoor,2014;李建伟,2017;彭澎和周力,2022)等方面可能产生积极作用,从而成为传统金融很好的补充。但是,作为两种不同的金融工具,传统金融和数字普惠金融在促进“共同”和“富裕”、缩小地区内收入差距和地区间收入差距等方面,其作用是否存在差异?差异又具体表现在哪些方面?另外,在数字经济发展的过程中,“数字鸿沟”问题是一个关注重点,学者们认为各类群体对数字技术在可及性和使用上存在差异,导致不同群体之间存在“数字鸿沟”(陈梦根和周元任,2023;尹志超等,2023),那么,从地区层面来看,数字鸿沟在地区之间是否存在?数字普惠金融是否在相对富裕的江浙地区显著地缩小城乡收入差距,但在落后的西部地区无法发挥效果?数字普惠金融是否导致“强者更强、弱者更弱”,落后地区是否“被平均”了?在共同富裕的背景下亟待研究分析。

在众多经济学经典模型中,收敛性分析是分析地区之间差距变动情况的常用方法之一,因此是理想的共同富裕基础模型。新古典增长理论认为,在资本边际收益递减的情况下,人均收入相对较低的地区,其增长速度会越快,从而缩小与收入相对较高地区之间的差距,这也被称为 $\beta$ 收敛(Barro和Sala-i-Martin,1992;Yuan等,2021),但是,在中国这一特殊语境下,已有部分研究发现20世纪80年代以来中国省际的经济增长没有实现收敛,这可能是中国经济没有满足新古典增长理论中实现 $\beta$ 收敛的基本假设,如完全竞争、要素相互替代、无外部性等(刘强,2001;刘夏明等,2004;李光泗和徐翔,2008;戴觅和茅锐,2015)。但是,目前已有的收敛性研究更多集中于省际层面的经济发展,而在国土广袤的中国,即使在同一省际内部,不同的地市或区县之间的资源禀赋、市场发展情况以及技术引进情况等方面可能存在较大差异。正如新古典增长理论的条件收敛理论所指出的,若考虑到不同地区之间资源禀赋、技术条件等方面的差异,不同地区可能具有不同的“稳态”,而离“稳态”较远的地区会具有较快的增长速度,实现向“稳态”的收敛(龚斌磊,2022)。由上可知,在省际层面的收敛性研究,可能忽视了省际内部各地区的发展条件差异,从而导致收敛的真实情况被掩盖(张毅,2010)。因此,有必要在县域层面作更进一步的细化分析,以揭示中国最近几年的收敛情况,这也是本文的一个重要贡献。

同时,大多数收敛性的相关研究,驱动因素往往以解释变量的角色进入条件 $\beta$ 收敛检验方程(刘强,2001;戴觅和茅锐,2015;李彦龙,2018;辛冲冲和陈志勇,2019;杨晓军和陈浩,2020),该方法仅能研究该驱动因素对被解释变量增长率的直接影响,而无法准确分析该因素是否对收敛存在显著影响及其影响的方向。以人均收入的收敛性分析为例,将驱动因素作为解释变量进入方程,只能测度其对平均收入的影响,即对“富裕”的影响,而无法识别不同地区的相对变化,即无法刻画对“共

同”的影响。因此,亟须在收敛性分析的基础上,根据共同富裕的新特征构建新模型,以分析特定驱动变量对相关指标收敛的影响及其方向。

基于此,本文在收敛性分析的基础上提出一个全新的共同富裕分析框架:一方面,基于收敛性分析提出一套分析中国共同富裕整体推进情况的系统性实证框架,该框架能与已有的各类共同富裕指标体系相匹配,在综合考虑三大差距的基础上,系统评估各类指标的变动情况。值得指出的是,该框架还可以嵌入三大差距以外的其他视角,例如行业、性别、体制、户籍等方面的差距。在本文中,重点关注收入分配问题,即地区和城乡收入水平和收入不平等两类共同富裕代表性指标的变化情况。另一方面,通过改进收敛性分析模型,准确分析各类驱动因素对“共同”和“富裕”两者的影响,从而全面分析驱动因素对共同富裕整体推进的影响,并厘清其驱动机制,为加速推进共同富裕提供学术支撑。

实证方面,本文基于2008~2019年的县域面板数据,以收入和收入不平等指标为例,介绍如何利用本文提出的测度框架评估过去十余年中国共同富裕的进程。随后,利用本文所提出的分析共同富裕驱动因素的新模型,本文对近几年讨论较多的数字普惠金融在“共同”和“富裕”中所发挥的作用进行了再讨论,并进一步探讨了数字普惠金融可能存在的局限,对已有的研究进行了有效补充。本文对数字普惠金融的再讨论,也为后续研究利用本文的新模型分析特定驱动因素对共同富裕的影响机制提供了案例参考。

实证结果表明,2008~2019年,地区间、城乡间的收入差距(包括收入均值差距和收入不平等程度差距)均实现了优化型收敛,尤其是2013年后,各指标的收敛速度明显加快,共同富裕正在逐步实现。另外,数字普惠金融不但显著提高地区平均收入水平(特别是农村地区)同时缩小城乡收入差距,还能显著加快地区间的收敛,即同时促进了“共同”和“富裕”。作为对比,传统金融不但无法显著提升收入水平,还减缓了地区间城乡收入差距的收敛速度,即无法促进“富裕”,还阻碍了“共同”。综上所述,数字普惠金融在地区层面也不会产生“强者更强,弱者更弱”的问题,帮助相对落后地区实现了更好的发展,其在地区之间的普惠性和包容性进一步得到了验证。

本文可能的创新之处在于:一是提出基于收敛性分析、综合考虑三大差距并可与各类共同富裕指标体系相匹配的共同富裕测度框架,弥补了目前各类共同富裕指标只能进行地区间的两两比较,无法体现整体共同富裕推进情况的局限,从而更加全面地测度中国共同富裕的进程;二是构建基于条件 $\beta$ 收敛的新模型,能够同时厘清各种驱动因素对“共同”和“富裕”的影响,探寻实现共同富裕的驱动机制与最优路径。

另外,本文可能存在以下几个读者容易产生混淆的问题,特此进行说明:首先,本文的首要目标是提出一个新的共同富裕测度框架,和目前学界已有的以及未来可能会新增的各种共同富裕指标配合使用,以弥补目前各类共同富裕指标只能进行地区间的两两比较,无法体现整体共同富裕推进以及地区间差距缩小情况的局限。由于本文主要关注收入分配问题,限于篇幅,本文以共同富裕相关指标中最具代表性的收入水平以及收入不平等指标为例,来说明如何利用本文所提出的测度框架,分析各种共同富裕指标在地区间差距的整体变动情况。除了收入指标以外,本文的测度框架同样适用于其他共同富裕的指标。其次,在本文的实证分析中,代表收入不平等的基尼系数指标,存在县级层面样本量较小的局限,这也是目前学界普遍难以解决的问题,Xie和Zhou(2014)指出目前国内各种数据来源计算的基尼系数均存在不同程度的差异。本文已在现有条件下尽可能提高基尼系数估计的精度。在某种程度上,样本量的限制可能会影响本文实证案例分析的准确性,但正如前文所提出的,本文最重要的目标是使用与收入相关的实证案例(收入均值和基尼系数),介绍如何利

用本文提出的共同富裕测度框架,与目前已有的共同富裕指标体系相互配合,分析中国共同富裕进程及可能的驱动机制。而在以收入相关指标为案例进行说明时,基尼系数是较为重要且无法忽视的一个指标,因此本文引入基尼系数,只是为了保证案例说明的完整性,基尼系数的样本量限制并不直接影响本文的最终目标。同时,我们也采用了一系列稳健性检验证明了本文基尼系数相关检验结论的稳健性。未来的研究需要在获取更加准确的县级层面基尼系数方面进行更多探索,这对于共同富裕的研究至关重要。我们也期待在将来获取更为准确的基尼系数后,可以和本文所提出的分析框架相结合,为中国推进共同富裕提供重要的参考。

## 二、研究框架与模型设定

### (一)共同富裕测度的框架构建

全面衡量共同富裕涉及众多指标,刘培林等(2021)提出的测度共同富裕的指标体系包括人均可支配收入、人均财富、基本公共服务支出、基本公共服务绩效、城乡人口预期寿命等。但共同富裕的关键在于同时实现“共同”和“富裕”,最主要的切入点是“提低扩中”,即在增加社会总体财富和扩大中等收入群体的基础上实现共同富裕,收入水平的提升以及收入分配的改善是实现共同富裕的核心。同时,中央强调缩小三大差距推动共同富裕,其中就包括收入差距。因此,本文选取各种共同富裕指标体系中最具代表性的收入和收入不平等指标作为实证案例,示范说明如何将本文提出的测度框架与目前文献中已经建立的各种共同富裕测度指标体系相互配合,达到更为完整地测度共同富裕进程的目的。值得指出的是,虽然本文重点关注收入指标,但该测度框架同样适用于目前已有的共同富裕指标体系中的其他指标,如消费支出、基本公共服务绩效、财富水平、教育水平等。换言之,本文提出的共同富裕测度框架和各类共同富裕指标体系并不矛盾,而是相互匹配的。在已有共同富裕指标体系的基础上,本文构建的测度框架,既可以识别各共同富裕相关指标的直接提升路径,也可以刻画相关指标地区差距的整体动态变化,有效弥补了目前各类指标只能进行地区间两两比较的局限,在将三大差距纳入综合考量的基础上,更为全面地分析共同富裕的进程。

如前文所述,目前官方数据和相关研究都缺乏对地区差距的准确测量。因此,本文提出的共同富裕测度框架首要目标是测度地区差距的变化情况。同时,由于本文重点关注收入指标,因此测度框架聚焦地区间收入差距。在共同富裕的背景下,收入指标的关注点既包括收入均值的持续提升,还包括地区内部的合理分配,即地区内部收入不平等程度的逐渐下降。换言之,对某一地区而言,对其收入情况的分析既要包括地区的收入均值,又要包括地区内部的收入不平等情况。因此,本文提出的测度框架将同时对两者进行比较。

本文研究的收入均值指标包括三个层次:一是各地区整体收入均值,用各地区全体居民人均可支配收入表示,基于该指标的收敛性分析可以比较收入均值在地区间的差异及其变化;二是将各地区分为城乡两部分,分别用城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入表示,基于这两项指标的收敛性分析分别比较城镇收入均值的地区间差距和农村收入均值的地区间差距;三是比较各地区城乡收入差距,用城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入的比值来表示,基于该指标的收敛性分析可以比较城乡收入差距在各地区之间的差异及其变化,从而全面分析城乡、地区、收入三大差距的情况。

收入不平等方面,目前学术界最常用的衡量方法有基尼系数、变异系数、泰尔系数等(吴万宗等,2018)。基尼系数能够全面衡量各收入层的相对收入差距及其变化,以反映“提低”、“扩中”和“调高”三种缩小收入差距的手段的实际效果(李实,2021)。基于此,本文使用基尼系数来衡量地区

的收入不平等程度。与地区收入均值类似,地区间在收入不平等方面的差距也包括地区整体收入不平等程度、城市内部收入不平等程度和农村内部收入不平等程度。同时,如果城镇内部的居民收入不平等程度和农村内部的居民收入不平等程度差距过大,也不利于地区整体以及城乡居民收入差距的缩小,因此,与城乡收入差距类似,本文通过计算城市收入不平等程度和农村收入不平等程度的比值来衡量城市和农村收入不平等程度的差异。综上,本文分别使用各地区整体基尼系数、城镇基尼系数和农村基尼系数、城乡基尼系数比来表示与收入均值对应的三层次指标。

图1总结了上述共同富裕测度框架。该测度框架纳入了共同富裕所关注的地区、收入和城乡三大差距,能够较为完整地分析共同富裕的进程。值得重申的是,该框架也适用于其他共同富裕相关指标的测度,比如行业差距、性别差距、体制差距、户籍差距等。具体而言,可以把本文框架中的城乡收入差距相应地替换为工业和农业的收入差距、男女收入差距、公有制和私有制的收入差距、城市户籍和农村户籍的收入差距等,进而测度各类差距“平均”水平的缩小情况,各类差距在地区之间的收敛情况以及可能的驱动因素分析。当然,这些指标存在其各自的特殊性,如何与本文提出的框架进一步结合分析,有待后续的研究。

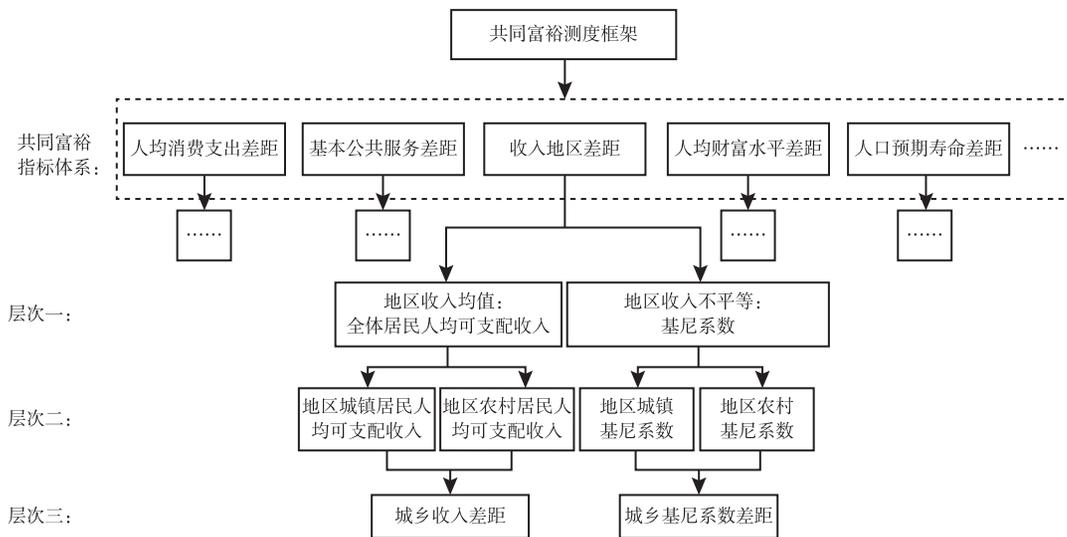


图1 共同富裕测度框架

(二)共同富裕测度的模型设定

在上述框架下,本文以 $\beta$ 收敛分析为基础,构建共同富裕测度模型。 $\beta$ 收敛是根据新古典经济学中的经济趋同理论所提出,意味着随时间推移,相对落后地区由于具有更高的增长率,会实现对相对发达地区的追赶。根据是否加入控制变量, $\beta$ 收敛又可以分为绝对 $\beta$ 收敛和条件 $\beta$ 收敛(Barro和Sala-i-Martin,1992)。本文同时使用这两种收敛检验,以测度中国过去十几年来共同富裕的进程。本文首先使用 $\beta$ 收敛模型来测度中国各地区共同富裕的推进情况,即地区间核心指标差距的变化情况。 $\beta$ 收敛检验的具体模型为:

$$\Delta Y_{it} = \beta_1 L.Y_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中, $Y_{it}$ 为上述框架中所提出的八个指标,分别为*i*地*t*期全体居民人均可支配收入( $income_{it}$ )、城镇居民人均可支配收入( $cincome_{it}$ )、农村居民人均可支配收入( $rincome_{it}$ )、城乡居民人均可支配收

入比值( $incomeratio_{it}$ )、整体基尼系数( $gini_{it}$ )、城镇基尼系数( $cgini_{it}$ )、农村基尼系数( $rgini_{it}$ )、城乡基尼系数比值( $giniratio_{it}$ )。以全体居民人均可支配收入为例, $\Delta Y_{it}$ 代表全体居民人均可支配收入的增长率, $L.Y_{it}$ 代表滞后一期的全体居民人均可支配收入, $\gamma_i$ 代表地区固定效应(在区县层面的回归中, $\gamma_i$ 代表区县固定效应,在城市层面的回归中, $\gamma_i$ 代表城市固定效应), $\delta_t$ 代表年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 代表随机扰动项。对于 $\gamma_i$ 和 $\delta_t$ 我们采用两种处理方式:一是在式(1)中不包括地区固定效应 $\gamma_i$ ,这种处理是真正意义上的“绝对 $\beta$ 收敛检验”,即检验在不考虑地区自身特征以及政策差异的情况下,各指标在地区间的收敛情况<sup>①</sup>。以全体居民人均可支配收入为例,绝对 $\beta$ 收敛意味着全体居民人均可支配收入水平相对较低的地区,相比于全体居民人均可支配收入水平相对较高的地区具有更快的增长速度,因此各地区之间的全体居民人均可支配收入的差距在逐渐缩小。二是在式(1)中依次加入年份固定效应 $\delta_t$ 和地区固定效应 $\gamma_i$ ,这种处理虽然没有直接加入控制变量,但控制了不随时间变化的地区特征以及不随地区变化的时间特征,因此属于条件 $\beta$ 收敛检验,用以检验各地区是否向各自的稳态水平收敛。 $\beta$ 检验关注重点是系数 $\beta_1$ ,若 $\beta_1$ 显著为负,说明上一期全体居民人均可支配收入越低的地区,本期的增长率越高,地区之间的全体居民人均可支配收入差距会缩小,存在 $\beta$ 收敛趋势。同时,若 $\beta_1$ 显著为负,则 $\beta_1$ 绝对值越大,收敛的速度越快<sup>②</sup>。

### (三)共同富裕驱动机制的模型设定

前文提出了一个共同富裕测度的框架,能够较为完善地分析中国共同富裕进程,但更为重要的是,我们能否干预并加速这一进程呢?各种驱动因素又分别如何影响“共同”和“富裕”?这一问题需要进一步识别共同富裕的驱动机制。已有收敛性分析的文献通常将驱动因素作为解释变量放入条件收敛方程,即将驱动因素 $X$ 作为控制变量加入式(1),从而衡量驱动因素 $X$ 对指标 $Y$ 增速的影响,例如对地区人均收入增速的影响(Madsen, 2007; Gong, 2020)。加入 $X$ 后的条件 $\beta$ 收敛检验模型为:

$$\Delta Y_{it} = \beta_1 L.Y_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3' Z_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)在式(1)的基础上,进一步引入被解释变量的驱动因素 $X_{it}$ ,以及其他可能会影响被解释变量的一系列控制变量 $Z_{it}$ 。 $\beta_2$ 代表驱动因素 $X_{it}$ 对被解释变量的直接作用和平均影响。比如,当被解释变量为人均收入增速时,即考察驱动因素对“富裕”的影响。若 $\beta_2$ 为正,代表该因素促进富裕;若 $\beta_2$ 为负,代表该因素导致贫穷。

在追求经济高速增长的发展阶段,研究影响指标 $Y$ 增速(例如,人均收入增速)的驱动因素确实能够满足现实需求和政策目标,但在中国开始追求高质量发展和推进共同富裕的背景下,我们不只关注“富裕”问题,即经济增长和收入水平的提高,也关注“共同”(共享)问题,即地区、城乡、收入三大差距的缩小。因此,在模型中,我们不仅需要关注式(2)中驱动因素 $X$ 对指标 $Y$ 增长速度的直接影响 $\beta_2$ ,也需要关注驱动因素 $X$ 对指标 $Y$ 地区间收敛速度的影响,本文在式(2)的基础上引入驱动因素 $X_{it}$ 和 $Y_{it}$ 滞后项的交互项 $X_{it} \times L.Y_{it}$ (Qian等, 2021),具体模型为:

$$\Delta Y_{it} = \beta_4 L.Y_{it} + \beta_5 X_{it} + \beta_6' Z_{it} + \beta_7 X_{it} \times L.Y_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

对式(3)中的 $L.Y_{it}$ 求偏导可得:

$$\partial \Delta Y_{it} / \partial L.Y_{it} = \beta_4 + \beta_7 X_{it} \quad (4)$$

① 绝对 $\beta$ 收敛是比较强的收敛概念,意味着不管地区自身特征存在怎样的差异,相对落后的地区都会比相对发达的地区实现更快的增长。

② 根据收敛系数 $\beta$ ,可以计算出收敛速度 $\lambda$ ,公式为 $\lambda = -\ln(1 + \beta)/T$ ,可知 $\beta$ 绝对值与收敛速度成正比。

式(4)代表指标  $Y$  在地区间的收敛速度,  $\beta_7$  代表驱动因素  $X$  每提高一单位, 对被解释变量  $\Delta Y_{it}$  收敛速度产生的影响。若  $\beta_7$  显著为负, 说明驱动因素  $X$  的提升, 能够显著加速指标  $Y$  在地区间的收敛。另外, 驱动因素  $X$  的边际影响为  $\partial \Delta Y_{it} / \partial X_{it} = \beta_5 + \beta_7 L.Y_{it}$ , 则驱动因素  $X$  对被解释变量  $\Delta Y_{it}$  的平均影响为  $\beta_5 + \beta_7 L.\bar{Y}_{it}$ , 其中  $L.\bar{Y}_{it}$  为滞后一期的人均收入。值得指出的是,  $\beta_5 + \beta_7 L.\bar{Y}_{it}$  对应式(2)中的  $\beta_2$ , 代表驱动因素  $X_{it}$  对被解释变量的平均影响。若  $\beta_5 + \beta_7 L.\bar{Y}_{it}$  为正, 代表该因素促进富裕; 若  $\beta_5 + \beta_7 L.\bar{Y}_{it}$  为负, 代表该因素导致贫穷。综上所述,  $\beta_2$  (或  $\beta_5 + \beta_7 L.\bar{Y}_{it}$ , 后文省略) 代表驱动因素  $X$  的平均影响, 反映其对“富裕”的影响;  $\beta_7$  代表驱动因素对收敛的影响, 反映其对“共同”的影响。  $\beta_2$  和  $\beta_7$  的不同正负组合, 代表了驱动因素  $X$  的作用机制(见表 1)。

表 1 驱动因素  $X$  的作用机制的四种情况

	$\beta_7$ 为正	$\beta_7$ 为负
$\beta_2$ (或 $\beta_5 + \beta_7 L.\bar{Y}_{it}$ ) 为正	两极分化型富裕	共同富裕
$\beta_2$ (或 $\beta_5 + \beta_7 L.\bar{Y}_{it}$ ) 为负	两极分化型贫穷	共同贫穷

如表 1 所示, 以平均收入的收敛方程为例, 主要有以下四种情况<sup>①</sup>: 第一,  $\beta_2$  和  $\beta_7$  均显著为正, 说明驱动因素  $X$  能够促进各地区人均收入的提升, 但驱动因素  $X$  也将扩大地区差距, 即实现了“富裕”但未能实现“共同”, 因此导致“两极分化型富裕”。第二,  $\beta_2$  显著为正,  $\beta_7$  显著为负, 说明驱动因素  $X$  能够加快人均收入增长, 同时也能促进地区间收入趋同, 从而同时实现“共同”和“富裕”, 因此导致“共同富裕”。第三,  $\beta_2$  显著为负,  $\beta_7$  显著为正, 说明驱动因素  $X$  会遏制人均收入的上升, 也将扩大地区间差距, 既未实现“共同”又未实现“富裕”, 因此导致“两极分化型贫穷”。第四,  $\beta_2$  和  $\beta_7$  均显著为负, 说明驱动因素  $X$  阻碍了人均收入的增长, 但能够缩小地区间差距, 因此导致“共同贫穷”。值得注意的是, 上述的“两极分化型贫穷”和“共同贫穷”中的贫穷是相对于是否存在驱动因素  $X$  而言的, 而不是绝对水平的下降, 举例来说, 假设不存在驱动因素  $X$  时, 地区全体居民人均可支配收入在 2020 年可增长 5%, 而存在驱动因素  $X$  时, 全体居民人均可支配收入在 2020 年只能增长 4%, 意味着驱动因素  $X$  使得 2021 年地区全体居民人均可支配收入相对降低, 此时我们便认为驱动因素  $X$  使地区陷入“贫穷”。

在上述四种情况中, 第一种情况是在追求经济高速增长阶段常见的模式, 也导致了中国在改革开放经济腾飞过程中出现三大差距扩大的弊端; 第二种情况是高质量发展和共同富裕时期应该追求的最理想状态, 应该大力探索这类驱动因素; 第三种情况是最不理想的, 唐代诗人杜甫描绘的“朱门酒肉臭、路有冻死骨”的安史之乱时期就属于这种情况; 第四种情况是在共同富裕背景下需要警惕的, 不能搞整齐划一的平均主义, 不能搞“杀富济贫”和“共同贫穷”。值得指出的是, 上述分析的前提是  $Y$  变量越大越好(例如, 人均收入水平), 而当  $Y$  变量越小越好时(例如, 城乡收入差距),  $\beta_2$  为负代表“富裕”,  $\beta_7$  为负仍代表“共同”。显然, 第三、四种情况是不理想的, 第一种情况是在追求经济高速增长阶段常见的模式, 而最理想的情况是第二种, 即驱动因素能够同时促进指标  $Y$  的提升和地区间差距的缩小, 从而在促进“富裕”的同时实现“共同”。

<sup>①</sup> 此处仅考虑  $\beta_2$  和  $\beta_7$  均显著的情况, 实际上有可能存在  $\beta_2$  或  $\beta_7$  不显著的情况, 此处不再一一列举。

## (四)共同富裕驱动机制模型的应用:对数字普惠金融的再讨论

在构建上述共同富裕驱动机制模型后,需要寻找一个合适的案例对上述模型进行实证说明。而正如已有研究普遍指出的,阻碍中国共同富裕实现的主要痛点在于,中等收入群体比例较低,城乡及地区间的收入差距较大、收入分配不平等等,而这些痛点在过去十几年的发展中长期存在,要解决这些问题,一方面需要对目前中国已有的分配体制和政策体系进行改革和完善,另一方面也需要借助新兴技术的发展实现破局,依托于大数据和互联网实现快速发展的数字经济,便是近年来中国新兴技术的典型之一,而数字普惠金融又是数字经济的一个重要内容。实际上,在众多影响共同富裕进程的因素中,数字普惠金融越来越受到学者关注。正如前文所提及的,已有研究指出中国自20世纪80年代以来,在省际层面没有实现收敛,可能是因为未能满足新古典理论中的一些基本前提假设,劳动力迁移障碍、要素配置扭曲、技术壁垒等问题均可能阻碍地区之间的收敛(刘强,2001;蔡昉等,2001;李光泗和徐翔,2008)。而作为普惠金融和互联网的结合体,数字普惠金融具有低成本、普惠性、广覆盖和包容性等特性,这些特性一方面放宽了劳动力迁移的资金和激励约束,优化了要素配置,另一方面也推动了地区实现产业发展和技术扩散(郭峰等,2020;唐建军等,2022;戴魁早等,2023)。因此,在新古典分析框架下,数字普惠金融可能有效缓解上述障碍,进而促进地区间的收敛。除此之外,数字普惠金融在降低贫困发生率(Demirguc-Kunt 和 Klapper,2012)、改善收入分配(李建军和韩珣,2019)、促进经济增长并缩小城乡收入差距(Kapoor,2014;李建伟,2017)等方面可能产生积极作用。数字普惠金融通过运用数字技术,有效降低了传统普惠金融对物理网点的依赖性,显著提升了普惠金融的触达能力,并降低其运作成本,从而为弱势群体提供更便捷、成本更低的金融服务,这将有利于中低收入群体的收入提升,改善收入分配不平等的现状。综上所述,以数字普惠金融作为案例,来说明如何利用本文的模型分析可能促进共同富裕的驱动因素,具有重要的理论意义和现实意义。

目前在县级层面进行的关于数字普惠金融的研究较少,且已有的研究主要关注数字普惠金融在低收入群体增收(周利等,2021)、缩小城乡收入差距(宋晓玲,2017)等方面的作用,即主要分析了其对地区内部差距或城乡之间收入差距的影响。换言之,已有研究主要从三大差距中的单个维度出发进行研究,且主要关注三大差距中的城乡差距或收入差距,但忽略了其对地区差距的影响,实际上,收入分配的改善和收入差距的缩小,不仅局限于地区内部和城乡之间,也存在于地区之间,因此,有必要进一步分析数字普惠金融对地区间差距的影响,即“共同”的影响。而本文所提出的分析框架,便为同时从三大差距的视角出发,分析数字普惠金融在中国共同富裕进程中所扮演的角色提供了可能。基于以上理由,本文应用前述综合考虑三大差距的共同富裕驱动机制模型,对数字普惠金融在“共同”和“富裕”中的作用进行了再讨论,这也为后续研究利用本文的共同富裕驱动机制模型,分析其他可能驱动因素提供了参考。本文在式(2)和式(3)基础上,引入数字普惠金融指数  $puhui_{it}$  作为驱动因素  $X_{it}$ ,同时,本文也引入传统金融发展变量  $finance_{it}$ ,以比较数字普惠金融和传统金融在共同富裕进程中的作用差异。为了减弱反向因果的可能性,同时更好地反映滞后影响,将数字普惠金融指数和传统金融发展均滞后一期。引入数字普惠金融和传统金融的条件收敛模型如下所示:

$$\Delta Y_{it} = \beta_1 L.Y_{it} + \beta_{21} L.puhui_{it} + \beta_{22} L.finance_{it} + \beta'_3 Z_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \Delta Y_{it} = & \beta_4 L.Y_{it} + \beta_{51} L.puhui_{it} + \beta_{52} L.finance_{it} + \beta'_6 Z_{it} + \beta_{71} L.puhui_{it} \times L.Y_{it} \\ & + \beta_{72} L.finance_{it} \times L.Y_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

式(5)中的  $\beta_{21}$  和  $\beta_{22}$  对应式(2)中的  $\beta_2$ ,分别反映了数字普惠金融和传统金融对指标  $Y$  增速的直

接影响,即测度对“富裕”的影响。式(6)中的 $\beta_{71}$ 和 $\beta_{72}$ 对应式(3)中的 $\beta_7$ ,分别反映了数字普惠金融和传统金融对指标 $Y$ 收敛速度的影响,即测度对“共同”的影响。若 $\beta_{21}$ 或 $\beta_{22}$ 显著为正,说明数字普惠金融或传统金融发展程度的提升能够直接促进指标 $Y$ 的增长。若 $\beta_{71}$ 或 $\beta_{72}$ 显著为负,说明数字普惠金融或传统金融发展程度的提升,能够显著加快指标 $Y$ 在地区间的收敛。

### 三、数据来源与描述统计

本文利用2008~2019年中国区县面板数据实证评估地区间共同富裕发展进程,并利用同期中国地级市的非平衡面板数据作为县级数据的稳健性检验。人均收入变量方面,城镇和农村居民人均可支配收入均来源于《中国县(市)社会经济统计年鉴》;城乡收入差距由城镇居民人均可支配收入除以农村居民人均可支配收入得到;另外,由于《中国县(市)社会经济统计年鉴》中没有提供各区县的全体居民人均可支配收入,本文使用(城镇居民人均可支配收入 $\times$ 城镇人口+农村居民人均可支配收入 $\times$ 农村人口)/(城镇人口+农村人口)计算得到各区县的全体居民人均可支配收入。所有的收入数据均以1999年为基期,使用CPI指数进行缩减,并做取对数处理。

收入基尼系数变量方面,借鉴陈纯槿和李实(2013)、甘犁等(2018)的方法,使用2010~2018年中国家庭追踪调查(CFPS)的家庭人均收入数据在县级层面和地市级层面进行计算。CFPS中包含家庭人均收入和个人收入(仅包含工资性收入)两类数据,家庭人均收入数据的优势在于同时包含工资性收入、经营性收入、转移性收入和财产性收入,在除工资外的收入对总收入以及收入差距的贡献率不断提高的背景下(陈纯槿和李实,2013),使用家庭人均收入数据计算基尼系数更为准确。本文中的地区基尼系数使用地区全部样本的收入数据进行计算,城镇基尼系数和农村基尼系数则分别使用CFPS中的城镇样本和农村样本的收入数据进行计算,最后得到2010~2018年共计5期,覆盖25个省的各类基尼系数。城乡基尼系数比是由城镇基尼系数除以农村基尼系数得到的。

本文主要关注两个核心解释变量,分别为数字普惠金融发展指数和传统金融发展程度。其中数字普惠金融指数采用“北京大学数字普惠金融指数”中公布的数字普惠金融总指数,由于原指数数值较大,我们将原指数除以100。传统金融发展程度使用各区县年末金融机构各项贷款余额占地区生产总值之比表示(陈诗一和陈登科,2018)。为更准确地识别数字普惠金融和传统金融发展的影响,本文还收集了以下控制变量:政府财政支出强度( $gov$ ),用政府一般预算支出除以地区GDP表示;地区经济发展水平( $gdpp$ ),用人均实际GDP取对数来表示;产业结构水平,用第二产业增加值占GDP比重( $ratio2$ )、第三产业增加值占GDP比重( $ratio3$ )来表示;地区基础设施水平( $infras$ ),用固定电话用户与总人口之比来表示;地区社会福利程度( $benefit$ ),用各种社会福利收养性单位床位数的对数来表示;地区资本积累情况,用储蓄率( $saving$ ),即城乡居民储蓄存款余额与地区生产总值之比来表示;人力资本( $student$ ),用在校学生数与总人口之比来表示,本文中所有和价格有关的变量均缩减为1999年可比价。上述县级面板数据和地级市面板数据基本来自历年《中国县(市)社会经济统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》以及各省统计年鉴。其中部分数据有缺失,本文使用国泰安数据库和Wind数据库进行补充。2008~2019年中国县级层面主要变量的描述性统计结果详见附表1<sup>①</sup>,具体不再赘述。

<sup>①</sup> 本文附录详见《数量经济技术经济研究》杂志网站,下同。

## 四、实证结果分析

(一)中国共同富裕进程的测度结果:以收入和收入不平等为例

## 1. 收入均值的收敛情况

本文首先根据式(1)进行检验,表2报告了各类收入指标的 $\beta$ 收敛检验结果。列(1)报告了未控制固定效应的检验结果,为绝对 $\beta$ 收敛检验结果。列(2)报告了控制年份固定效应的检验结果,列(3)则报告了同时控制年份固定效应和县级固定效应的检验结果,这两列均为条件 $\beta$ 收敛检验结果。

表2的Panel A汇报了各地区全体居民人均可支配收入的收敛情况。结果显示,全体居民人均可支配收入滞后一期的系数[式(1)中的 $\beta_1$ ]显著为负,这说明人均可支配收入相对较低的地区增长率相对较高,从而实现对收入均值相对较高地区的赶超。换言之,地区间的收入均值存在 $\beta$ 收敛,收入差距进一步缩小。与Panel A类似,表2中Panel B和Panel C分别分析了各地区城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入的收敛情况。结果显示,各滞后项的系数均显著为负,说明地区间城镇居民收入和农村居民收入均实现了 $\beta$ 收敛。Panel D则考察了城乡居民收入差距的收敛情况。结果显示,地区间城乡收入差距也实现了 $\beta$ 收敛,即地区间城乡收入差距正在趋同。

表2 各类收入 $\beta$ 收敛检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
Panel A. 因变量( $\Delta Y$ ):全体居民人均可支配收入变化率			
$L.Y$	-0.039*** (0.002)	-0.047*** (0.002)	-0.405*** (0.017)
样本量	9317	9317	9317
R <sup>2</sup> 值	0.040	0.102	0.250
Panel B. 因变量( $\Delta Y$ ):城镇居民人均可支配收入变化率			
$L.Y$	-0.056*** (0.001)	-0.045*** (0.003)	-0.334*** (0.018)
样本量	14554	14554	14554
R <sup>2</sup> 值	0.152	0.196	0.308
Panel C. 因变量( $\Delta Y$ ):农村居民人均可支配收入变化率			
$L.Y$	-0.034*** (0.001)	-0.030*** (0.001)	-0.265*** (0.011)
样本量	20612	20612	20612
R <sup>2</sup> 值	0.090	0.133	0.243
Panel D. 因变量( $\Delta Y$ ):城乡收入差距变化率			
$L.Y$	-0.016*** (0.001)	-0.017*** (0.001)	-0.074*** (0.006)
样本量	13262	13262	13262
R <sup>2</sup> 值	0.074	0.082	0.136
年份固定效应	否	是	是
县级固定效应	否	否	是

注:\*,\*\*,\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为稳健标准误,标准误聚类到县一级。

资料来源:《中国县(市)社会经济统计年鉴》。

2. 收入不平等的收敛情况

在共同富裕的背景下,地区内部和地区之间的收入不平等同样值得关注,收入不平等的改善不仅体现在地区内部,也体现在收入不平等程度在各地区之间差距的缩小,这也是新时期共同富裕中缩小地区差距的一个重要内容。本文使用基尼系数衡量地区整体、城镇以及农村内部的收入不平等情况。表3报告了地区间基尼系数指标的 $\beta$ 收敛检验结果。与表2类似,三列依次加入年份固定效应和地区固定效应。同样地,Panel A从整体层面出发考察各地区全体居民基尼系数收敛情况,Panel B和Panel C进一步分城、乡讨论,分别研究城镇基尼系数和农村基尼系数的收敛情况,Panel D则关注城乡间收入不平等程度的差距,分析城乡基尼系数比值的收敛性。回归结果表明,地区间的整体基尼系数、城镇基尼系数、农村基尼系数和城乡基尼系数比值均实现了 $\beta$ 收敛,说明地区间收入不平等程度的差距在缩小。当然,虽然收入不平等程度在地区之间的差距正在缩小,但是这并不意味着地区内部的收入不平等程度也同样实现了缩小,后文将对这一问题做进一步的分析。

表3 各类基尼系数 $\beta$ 收敛检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
Panel A. 因变量( $\Delta Y$ ): 全体居民基尼系数变化率			
<i>L.Y</i>	-1.377*** (0.121)	-1.371*** (0.120)	-2.345*** (0.118)
样本量	519	519	519
R <sup>2</sup> 值	0.500	0.499	0.502
Panel B. 因变量( $\Delta Y$ ): 城镇居民基尼系数变化率			
<i>L.Y</i>	-1.816*** (0.162)	-1.782*** (0.161)	-2.903*** (0.174)
样本量	485	485	485
R <sup>2</sup> 值	0.506	0.502	0.508
Panel C. 因变量( $\Delta Y$ ): 农村居民基尼系数变化率			
<i>L.Y</i>	-1.172*** (0.147)	-1.156*** (0.146)	-2.305*** (0.152)
样本量	415	415	415
R <sup>2</sup> 值	0.514	0.499	0.522
Panel D. 因变量( $\Delta Y$ ): 城乡基尼系数差距变化率			
<i>L.Y</i>	-0.695*** (0.094)	-0.650*** (0.094)	-1.183*** (0.086)
样本量	376	376	376
R <sup>2</sup> 值	0.472	0.476	0.482
年份固定效应	否	是	是
县级固定效应	否	否	是

注:同表2。

资料来源:2010~2018年中国家庭追踪调查(CFPS)。

表2和表3的结果表明,2008~2019年,地区间整体乃至城镇、农村的收入均值和收入不平等程度都实现了显著收敛。同时,收入水平和收入不平等程度的城乡差距在地区间也存在趋同的现

象,即使在控制地区自身特征后,各地区的收入水平、收入不平等以及城乡差距等指标仍能够收敛于自身的稳态水平,呈现出强烈的条件收敛趋势。综上,过去十余年中国地区、城乡、收入三大差距正在缩小。

### 3. 收敛方向:优化型还是恶化型

值得注意的是,虽然表2和表3的结果表明,地区间收入均值和不平等均实现了收敛,但这种趋同是“共同富裕”还是“共同贫穷”仍需要进一步研究。实际上,以全体居民人均可支配收入为例,其在地区间的收敛有两种方向,一种是优化型收敛,即人均可支配收入相对较低的地区和相对较高的地区的收入水平同时增长的收敛<sup>①</sup>。二是恶化型收敛,即人均可支配收入相对较低的地区和收入相对较高的地区收入水平同时降低的收敛。显然,只有优化型收敛才有利于各地区发展和实现共同富裕。

图2汇报了人均收入和基尼系数随时间的变化趋势,以此判断收敛的方向:图2(a)给出县级层面全体居民人均可支配收入、城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入均值的变化趋势,结果显示均呈现持续上升趋势,因此地区间人均收入实现了优化型收敛;图2(b)给出县级层面整体基尼系数、城镇基尼系数和农村基尼系数均值的变化趋势,结果显示2012年后均呈现波动式下降,这说明收入不平等程度有所改善,也属于优化型收敛。值得指出的是,虽然各类基尼系数均呈现下降趋势,但总体仍处于较高水平,这也与罗楚亮等(2021)给出的2008年后中国居民收入差距呈现高位波动趋势这一结论基本一致。

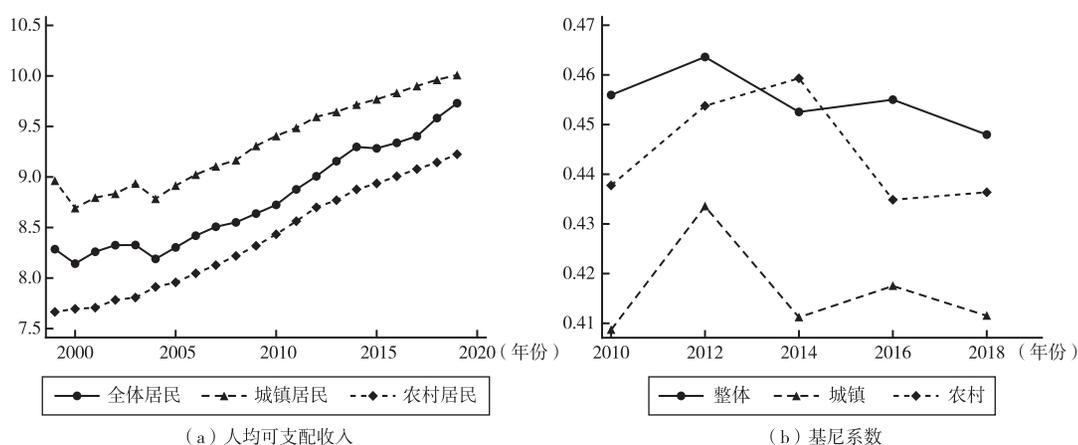


图2 各类指标变化趋势

资料来源:《中国县(市)社会经济统计年鉴》、2010~2018年中国家庭追踪调查(CFPS)。

### 4. 收敛速度:加快还是减缓

前文的分析中已经证明中国在过去十余年间,在收入均值和收入不平等方面均实现了优化型收敛,地区间的差距在不断缩小。但是,除了地区间的收敛以外,收敛的速度也是我们关注的重点,那么,在过去的十余年间,地区之间的收敛速度是在加快还是减缓?为解答这一问题,本小节将样本平均分为前后两个阶段(2008~2013年和2014~2019年),实证考察2014年后中国收入均值优

<sup>①</sup> 这里优化型收敛中的优化是指经济意义上的改善和优化,而非数值本身的上升,比如基尼系数虽然呈现下降的趋势,但其意味着收入不平等的改善。

化型收敛速度的变化情况。具体而言,在前文条件 $\beta$ 收敛的基础上,本文进一步加入虚拟变量 $stage_{it}$ (2014年及以后的样本取1,其余样本取0),以及交互项 $L.Y_{it} \times stage_{it}$ 。若交互项的系数显著为负,说明在第二阶段的收敛速度快于第一阶段。由于基尼系数指标仅有5年的数据,本部分仅对各类人均收入指标进行分阶段分析。

表4汇报了分阶段条件 $\beta$ 收敛检验的结果。结果显示各地区全体居民、城镇居民和农村居民的人均收入,以及城乡差距在2013年后均呈现加速收敛的局势,地区、城乡、收入三大差距进一步缩小。

**表 4** 各类收入分阶段条件 $\beta$ 收敛

变量	城乡比值 (1)	人均可支配收入变化率		
		总体 (2)	城镇 (3)	农村 (4)
$L.Y$	-0.079*** (0.007)	-0.390*** (0.017)	-0.337*** (0.018)	-0.286*** (0.013)
$L.Y \times stage$	-0.038*** (0.004)	-0.045*** (0.007)	-0.038*** (0.005)	-0.059*** (0.004)
$stage$	0.032*** (0.008)	0.855*** (0.067)	0.641*** (0.054)	0.817*** (0.039)
样本量	13262	9317	14554	20612
R <sup>2</sup> 值	0.175	0.256	0.318	0.273
年份固定效应	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是

注:同表2。

资料来源:《中国县(市)社会经济统计年鉴》。

## (二)稳健性检验

### 1.使用地市级层面数据的分析

在基准回归中,本文使用区县层面的数据进行分析,可能存在样本缺失相对较多的问题,因此,本部分使用地市级层面的数据进行稳健性检验,基尼系数也在地市级层面重新进行计算。表5展示了各类收入 $\beta$ 收敛检验在地级市层面的回归结果。另外,我们也检验了地级市层面的各类基尼系数 $\beta$ 收敛情况和分阶段条件 $\beta$ 收敛情况,由于篇幅限制,检验结果分别详见附表2和附表3。可以看到,地级市层面的回归结果和区县层面基本一致,证明了区县层面回归结果的稳健性。

### 2.降低样本量对基尼系数估计精度的影响

由于部分县内的样本数量过少,利用大型微观数据库测算基尼系数可能存在偏误。因此,在稳健性检验中,本文将收入样本量较少的县剔除,以降低样本量过少对基尼系数估计准确性的影响。本文分别按地区总体、城镇和农村三类剔除了每年收入样本量最少的10%的县,调整样本后基尼系数的绝对 $\beta$ 收敛检验结果如表6所示,其余设置条件均与前文的对应部分相同,此处不再展示。由表6的结果可知,在降低收入样本量较少对基尼系数计算精度可能的影响后,相关回归结果和前文基本一致,地区整体、城镇、农村的收入不平等程度仍然实现了显著收敛,收入不平等程度的城乡差

距在地区间也存在趋同的现象,上述结果印证了本文计算的基尼系数的准确性,以及前文相关结论的稳健性。

表5 地市级层面各类收入 $\beta$ 收敛检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
Panel A. 因变量( $\Delta Y$ ):全体居民人均可支配收入变化率			
$LY$	-0.039*** (0.003)	-0.032*** (0.003)	-0.329*** (0.042)
样本量	2726	2726	2726
R <sup>2</sup> 值	0.108	0.176	0.305
Panel B. 因变量( $\Delta Y$ ):城镇居民人均可支配收入变化率			
$LY$	-0.040*** (0.003)	-0.033*** (0.004)	-0.346*** (0.022)
样本量	3845	3845	3845
R <sup>2</sup> 值	0.104	0.155	0.293
Panel C. 因变量( $\Delta Y$ ):农村居民人均可支配收入变化率			
$LY$	-0.033*** (0.002)	-0.025*** (0.002)	-0.202*** (0.020)
样本量	3741	3741	3741
R <sup>2</sup> 值	0.130	0.221	0.290
Panel D. 因变量( $\Delta Y$ ):城乡收入差距变化率			
$LY$	-0.018*** (0.002)	-0.018*** (0.002)	-0.090*** (0.010)
样本量	3715	3715	3715
R <sup>2</sup> 值	0.090	0.118	0.194
年份固定效应	否	是	是
县级固定效应	否	否	是

注:同表2。

资料来源:《中国城市统计年鉴》。

表6 调整后基尼系数的检验结果

变量	基尼系数变化率			
	城乡比值	总体	城镇	农村
	(1)	(2)	(3)	(4)
$LY$	-0.897*** (0.099)	-1.387*** (0.154)	-2.126*** (0.186)	-1.257*** (0.134)
样本量	221	335	313	295

注:同表2。

资料来源:2010~2018年中国家庭追踪调查(CFPS)。

### 3. 替换计算基尼系数的数据库

使用CFPS微观数据库进行估计,可能存在基尼系数计算不够准确的问题,本文也使用目前国

内应用较多的另一个数据库——中国劳动力动态调查数据(CLDS)中的家庭数据来计算基尼系数,计算方法和变量设置均和前文的CFPS数据库一致,并做了相应的收敛性检验,检验结果如表7所示。其中,表7的第(1)列、第(3)列和第(4)列分别展示了整体基尼系数、城镇基尼系数和农村基尼系数的绝对 $\beta$ 收敛检验结果,第(2)列、第(4)列和第(6)列则分别加入了县级固定效应和年份固定效应。结果显示,使用CLDS计算的各类基尼系数均实现了绝对 $\beta$ 收敛,即使是控制县级固定效应和年份固定效应后,也实现了条件 $\beta$ 收敛,和前文使用CFPS数据库所计算的基尼系数的检验结果一致,这进一步证明了本文结论的稳健性。

表7 使用CLDS计算的基尼系数的收敛性检验

变量	基尼系数变化率					
	总体		城镇		农村	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.Y</i>	-1.667*** (0.122)	-2.954*** (0.152)	-1.801*** (0.199)	-3.141*** (0.250)	-1.981*** (0.153)	-2.929*** (0.189)
样本量	587	587	281	281	356	356
R <sup>2</sup> 值	0.628	0.628	0.552	0.556	0.674	0.677
年份固定效应	否	是	否	是	否	是
县级固定效应	否	是	否	是	否	是

注:由于用CLDS计算的基尼系数比值缺失较为严重,本表没有展示基尼系数比值的收敛性检验结果,这也是我们在主回归中使用CFPS数据库来计算基尼系数的重要原因。其余同表2。

资料来源:中国劳动力动态调查数据(CLDS)。

### (三)中国共同富裕进程的驱动机制:对数字普惠金融的再讨论

#### 1. 数字普惠金融的直接效应

上述检验表明,过去十余年中国在缩小地区、城乡、收入三大差距方面取得了明显成效,且这种成效随时间推移越发显著。在新发展阶段,如何进一步加速缩小三大差距,实现共同富裕,需要对其驱动机制进行检验。基于式(5)和式(6),本文以数字普惠金融为例分析其对各地区收入均值和不平等程度收敛的影响,并与传统金融进行比较<sup>①</sup>。基于式(5),表8汇报了数字普惠金融和传统金融对各地区收入均值和不平等程度变化的情况,即两者在影响各收入指标的水平,推动“富裕”实现的过程中分别起到了怎样的作用。其中Panel A展示了两个金融指标对人均收入的影响,Panel B展示了两个金融指标对基尼系数的影响。结果显示,各列滞后项*L.Y*的系数依然显著为负,说明在进一步控制地区特征后,地区间仍呈现显著的条件 $\beta$ 收敛。数字普惠金融对城乡收入差距有显著负向影响,说明其能显著缩小城乡收入差距。同时,数字普惠金融对全体居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入都有显著的正向影响,但对城镇居民人均可支配收入和各类基尼系数均没有显著影响,说明其缩小城乡收入差距的主要途径是通过提高农村居民收入,但平均而言无法直接缩小地区内部的收入不平等程度。反观传统金融,其对提升整体收入、缩小城乡收入差距和地区内收入不平等程度没有显著影响,甚至阻碍了农村居民人均可支配收入的增长。总体而言,数字普惠金

<sup>①</sup> 值得注意的是,由于“北京大学数字普惠金融指数”只公布了县域层面2014~2019年的指数,在引入数字普惠金融进行分析后,相关回归的样本量会出现不同程度的下降,但这并不会影响我们的结论。

融发展对缩小地区城乡收入差距,提升地区中农村的收入均值有一定作用,其对收入的改善和提升作用要明显优于传统金融。

表 8 数字普惠金融和传统金融的直接效应

变量	城乡比值 (1)	总体 (2)	城镇 (3)	农村 (4)
Panel A. 人均收入				
<i>L.Y</i>	-0.177*** (0.014)	-0.817*** (0.033)	-0.765*** (0.064)	-0.752*** (0.019)
<i>L.puhui</i>	-0.050*** (0.008)	0.033*** (0.013)	-0.005 (0.005)	0.054*** (0.006)
<i>L.finance</i>	-0.000 (0.005)	-0.020 (0.013)	0.004 (0.004)	-0.008** (0.003)
样本量	4215	2468	4267	4900
R <sup>2</sup> 值	0.325	0.559	0.450	0.654
Panel B. 基尼系数				
<i>L.Y</i>	-1.405*** (0.167)	-3.089*** (0.231)	-3.097*** (0.336)	-2.848*** (0.218)
<i>L.puhui</i>	-0.576 (0.393)	-0.065 (0.213)	-0.201 (0.312)	0.025 (0.235)
<i>L.finance</i>	-0.115 (0.178)	-0.025 (0.117)	0.016 (0.183)	0.045 (0.123)
样本量	134	141	135	140
R <sup>2</sup> 值	0.707	0.793	0.725	0.766
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
县级固定效应	是	是	是	是

注:同表2。

资料来源:《中国县(市)社会经济统计年鉴》、中国家庭追踪调查(CFPS)、北京大学数字普惠金融指数。

## 2. 数字普惠金融对各类指标收敛的影响

表8的结果仅反映了数字普惠金融和传统金融对各指标增长率的直接影响,反映了其在“富裕”中的作用,而无法分析两者对各指标在地区间收敛速度的影响,即对“共同”的作用。基于式(6),表9汇报了数字普惠金融和传统金融对各地区收入均值和不平等程度收敛速度的边际影响,其中Panel A和Panel B分别分析了收入均值和收入不平等程度。结果显示,数字普惠金融可以显著加速各项指标(包括人均收入和基尼系数)在地区间的收敛速度。而传统金融仅能够促进城乡基尼系数比值和城镇基尼系数在地区间的收敛,且作用和显著性相对较小,甚至还减缓了地区间城乡收入差距和农村居民人均收入的收敛。因此,无论是对收入均值和不平等程度的影响还是对两者收敛性的影响而言,数字普惠金融的作用均显著优于传统金融。由此可见,在地区层面,数字鸿沟的问题相对较弱,数字普惠金融避免了“强者更强,弱者更弱”的问题,有效帮助相对落后地区实现更为快速的发展,缩小与相对发达地区之间的差距,从而推动“共同”的实现。

表 9 条件 $\beta$ 收敛检验结果

变量	城乡比值 (1)	总体 (2)	城镇 (3)	农村 (4)
Panel A. 人均收入				
$L.puhui \times L.Y$	-0.080*** (0.009)	-0.074*** (0.017)	-0.031** (0.013)	-0.085*** (0.008)
$L.finance \times L.Y$	0.024** (0.011)	-0.033 (0.030)	0.010 (0.008)	0.016* (0.010)
样本量	4215	2468	4267	4900
R <sup>2</sup> 值	0.406	0.571	0.452	0.680
Panel B. 基尼系数				
$L.puhui \times L.Y$	-1.702*** (0.375)	-3.385*** (0.857)	-4.517*** (0.599)	-3.410*** (0.612)
$L.finance \times L.Y$	-0.613*** (0.194)	0.012 (0.370)	-0.629* (0.340)	-0.205 (0.460)
样本量	134	141	135	140
R <sup>2</sup> 值	0.827	0.858	0.886	0.847

注:表中所有回归均控制了 $L.Y$ 、 $L.puhui$ 、 $L.finance$ 、其他控制变量、年份固定效应和县级固定效应。其余同表2。

资料来源:《中国县(市)社会经济统计年鉴》、中国家庭追踪调查(CFPS)、北京大学数字普惠金融指数。

### 3. 进一步的稳健性检验

对于引入数字普惠金融和传统金融后的回归,本文也进行了一系列稳健性检验,以证明结论的稳健性。限于篇幅,这部分内容仅在附录中展示。本部分主要进行了以下几个稳健性检验:首先,使用工具变量回归法解决可能存在的内生性问题。考虑到可能存在同时影响地区收入水平、收入不平等、传统金融和数字普惠金融发展的第三方因素,如地理条件,中央或上级政府的政策支持等,这些因素将会导致真实的因果效应被高估。另外,也可能存在地区收入水平和地区收入不平等对传统金融以及数字普惠金融发展的反向因果影响,传统金融和数字普惠金融的发展,依赖于当地的基础设施条件、互联网发展程度等因素,而地区经济发展程度越高,收入均值越高,可能会促进地区基础设施条件以及互联网发展程度的提升,进而促进传统金融和数字普惠金融的发展。因此,本文借鉴 Fisman 和 Svensson(2007)、周茜等(2020)的思路,选取了同一市内其他区县的数字普惠金融指数平均值作为该区县数字普惠金融指数的工具变量,同理,也使用同一市内其他区县的传统金融发展程度的平均值作为该区县传统金融发展程度的工具变量。此外,我们也使用上述工具变量和各类指标滞后项的交互项  $L.iv_{it} \times L.Y_{it}$ , 作为数字普惠金融和各类指标滞后项交互项  $L.puhui_{it} \times L.Y_{it}$ , 以及传统金融和各类指标滞后项交互项  $L.finance_{it} \times L.Y_{it}$  的工具变量。工具变量法的回归结果见附表 4, 回归结果和基准回归基本一致,证明了本文结论的稳健性。其次,使用前文在地级市层面估计的基尼系数重新进行条件 $\beta$ 收敛检验,结果和区县层面的一致(详见附表 5 和附表 6)。再次,替换数字普惠金融指标。前文主要以数字普惠金融指数为例进行研究,重点关注中国数字金融的发展情况及其对共同富裕进程的影响。但数字技术,特别是互联网的发展,在很大程度上影响了数字普惠金融的作用。因此,本文借鉴赵涛等(2020)的方法,将数字普惠金融指数替换为数字经济发展综合指数进行研究,把互联网发展程度纳入考虑范围,回归结果进一步证明了本文结论的稳健性(详见附表 7)。最后,使用消费数据替换收入数据。本部分也进一步考察了使用消费数据替换收入数据后的条件 $\beta$ 收敛检验结果,结论基本一致(详见附表 8)。

## 五、结论及政策建议

本文基于收敛性分析构建了综合考虑三大差距的共同富裕测度框架与驱动机制模型,并重点关注收入分配问题,以目前已有的共同富裕指标体系中最具代表性的收入和收入不平等指标作为实证案例,介绍如何将本文构建的测度框架与目前已有的指标体系配合使用,以更好地测度共同富裕进程。随后,本文还利用所提出的共同富裕驱动因素分析框架,对数字普惠金融在“共同”和“富裕”当中的作用进行了再讨论,这也为后续研究利用本文模型分析其他可能的驱动因素提供了案例参考。具体而言,本文使用2008~2019年中国区县层面的非平衡面板数据,在使用所提出的测度框架与驱动机制模型的基础上,实证研究了过去十余年中国共同富裕的进程,探讨、对比了数字普惠金融和传统金融在“共同”和“富裕”中的作用。本文的主要结论如下:①过去十余年间,地区、城乡、收入三大差距均实现了优化型收敛,这种收敛随着时间的推移日益增长,说明中国正在加速实现共同富裕的目标。另外,虽然基尼系数在地区间实现了收敛,但其整体平均水平仍然处于高位波动的状态。②数字普惠金融能够显著缩小地区间、城乡间在收入水平和收入不平等上的差距,同时促进“共同”和“富裕”。数字普惠金融相对于传统金融的普惠性和包容性的特征在本文中也得到了验证,不管是对“共同”还是“富裕”,数字普惠金融所发挥的作用均优于传统金融。③虽然数字普惠金融相比于传统金融的优越性已经得到了证明,但是其在直接缩小地区内部收入不平等方面的作用较为有限。

基于上述结论,本文提出以下三条政策建议。

第一,加快数字普惠金融的发展速度,加强对金融机构,尤其是中小型金融机构的数字化转型投入,以及对相关数字化设施长期、持续的维护更新,形成高效、可持续的数字普惠金融发展环境。随着共同富裕的推进逐渐迈入深水区,改善收入分配的过程更加复杂和困难,在此背景下,数字普惠金融直接缩小收入差距的作用依然存在一定局限,因此,需要进一步提升数字普惠金融的包容性和普适性,加强其对弱势群体的覆盖度和作用力度。一方面,政府部门需要统筹数字新基建布局,尤其要加强农村地区的数字基础设施建设。加大在农村、偏远地区的资金投入,扩张数字技术和相关信息服务的覆盖面积,从而使数字技术惠及更多偏远地区或农村的弱势群体。另一方面,也要注重加强弱势群体的金融素养,在发挥线上宣传教育优势的同时,也坚持派遣专业人员下乡普及数字普惠金融知识,培养农村居民使用数字普惠金融相关工具的能力,提高农村居民对数字普惠金融的认知度和信任度。

第二,进一步构建公平与效率兼具的收入分配制度,保障弱势群体的增收。已有较多研究证明,近几年来中国收入差距在高位波动的两个很重要的原因分别是在初次分配阶段形成的不合理收入差距,以及收入再分配政策力度的欠缺。因此,要解决中国整体收入差距一直在高位徘徊的问题,既需要构建合理和效率相兼容的初次分配制度,缓解生产要素市场不完善所带来的分配严重不均的问题,也需要加强公共转移支付的再分配功能和社会保障制度。在公共转移支付方面,要改善税收结构,通过适当增加部分直接税的征收强度,降低部分间接税的比重,从而加强税收在调节收入分配中所扮演的角色。在社会保障制度方面,要提高社保的施效面积、支撑力度,推动实现社保的全国统筹,从而有效避免缴费比例和发放额度多轨制所造成的再分配不均的问题,增加对弱势群体的转移支付力度。另外,也需要探索能够帮助低收入人群或相对贫困人口进行有效增收的影响因素与作用机制,促进经济社会的包容性发展。

第三,利用本文提出的分析框架,研判共同富裕其他纬度的推进情况,并进一步探索除数字普惠金融以外的其他驱动因素,助力共同富裕的实现。共同富裕丰富的内涵以及影响因素的多元化,是研判共同富裕发展情况并推动共同富裕的主要难点。本文以收入指标为例,初步展示了如何利

用本文所构建的研究框架分析共同富裕的进程,并探讨了数字普惠金融这一因素在共同富裕进程中的作用。而收入只是共同富裕进程中较为重要的一部分,未来的相关研究及政策制定者可以在本文所提出的分析框架的基础上,将分析范围进一步拓展到其他共同富裕指标(例如,家庭财富、公共服务、就业机会等),从而全面、准确地研判共同富裕推进情况。同时,也可以基于本文所提出的驱动因素分析框架,探索除数字普惠金融以外其他能够同时推动“共同”和“富裕”的驱动因素(例如,区域一体化政策和城乡一体化政策等),以期政策的制定与政策的评估提供更多的参考。

### 参考文献

- [1]蔡昉,王德文,都阳.劳动力市场扭曲对区域差距的影响[J].中国社会科学,2001,(2):4~14+204.
- [2]陈纯槿,李实.城镇劳动力市场结构变迁与收入不平等:1989~2009[J].管理世界,2013,(1):45~55+187.
- [3]陈丽君,郁建兴,徐钦娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021,(4):5~16.
- [4]陈梦根,周元任.数字经济、分享发展与共同富裕[J].数量经济技术经济研究,2023,40(10):5~26.
- [5]陈诗一,陈登科.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究,2018,(2):20~34.
- [6]陈宗胜,沈扬扬,周云波.中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定[J].管理世界,2013,(1):67~75+77+76+187~188.
- [7]戴魁早,黄姿,王思曼.数字经济促进了中国服务业结构升级吗?[J].数量经济技术经济研究,2023,40(2):90~112.
- [8]戴觅,茅锐.产业异质性、产业结构与中国省际经济收敛[J].管理世界,2015,(6):34~46+62+187.
- [9]甘犁,赵乃宝,孙永智.收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J].经济研究,2018,(12):34~50.
- [10]龚斌磊.中国农业技术扩散与生产率区域差距[J].经济研究,2022,57(11):102~120.
- [11]郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(4):1401~1418.
- [12]李光泗,徐翔.技术引进与地区经济收敛[J].经济学(季刊),2008,(3):983~996.
- [13]李建军,韩珣.普惠金融、收入分配和贫困减缓——推进效率和公平的政策框架选择[J].金融研究,2019,(3):129~148.
- [14]李建伟.普惠金融发展与城乡收入分配失衡调整——基于空间计量模型的实证研究[J].国际金融研究,2017,(10):14~23.
- [15]李实.共同富裕的目标和实现路径选择[J].经济研究,2021,56(11):4~13.
- [16]李实,朱梦冰.推进收入分配制度改革促进共同富裕实现[J].管理世界,2022,38(1):52~61+76+62.
- [17]李彦龙.税收优惠政策与高技术产业创新效率[J].数量经济技术经济研究,2018,35(1):60~76.
- [18]刘培林,钱滔,黄先海,董雪兵.共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J].管理世界,2021,37(8):117~129.
- [19]刘强.中国经济增长的收敛性分析[J].经济研究,2001,(6):70~77.
- [20]刘夏明,魏英琪,李国平.收敛还是发散?——中国区域经济发展争论的文献综述[J].经济研究,2004,(7):70~81.
- [21]罗楚亮,李实,岳希明.中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J].中国社会科学,2021,(1):33~54+204~205.
- [22]彭澎,周力.中国农村数字金融发展对农户的收入流动性影响研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(6):23~41.
- [23]宋晓玲.数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J].财经科学,2017,(6):14~25.
- [24]唐建军,龚教伟,宋清华.数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角[J].中国农村经济,2022,(7):81~102.
- [25]吴万宗,刘玉博,徐琳.产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据[J].管理世界,2018,34(2):22~33.
- [26]辛冲冲,陈志勇.中国基本公共服务供给水平分布动态、地区差异及收敛性[J].数量经济技术经济研究,

2019, 36(8): 52 ~ 71.

[27] 杨晓军, 陈浩. 中国城乡基本公共服务均等化的区域差异及收敛性[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(12): 127 ~ 145.

[28] 尹志超, 文小梅, 栗传政. 普惠金融、收入差距与共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(1): 109 ~ 127.

[29] 张毅. 中国县域经济差异变化分析[J]. 中国农村经济, 2010, (11): 15 ~ 25.

[30] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65 ~ 76.

[31] 周利, 廖婧琳, 张浩. 数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据[J]. 经济科学, 2021, (1): 145 ~ 157.

[32] 周茜, 许晓芳, 陆正飞. 去杠杆, 究竟谁更积极与稳妥?[J]. 管理世界, 2020, 36(8): 127 ~ 148.

[33] Barro R. J., Sala-i-Martin X., 1992, *Convergence* [J], *Journal of Political Economy*, 100 (2), 223 ~ 251.

[34] Demirguc-Kunt A., Klapper L. F., 2012, *Measuring Financial Inclusion: The Global Index Database* [R], World Bank Policy Research Working Paper, No. 6025.

[35] Fisman R., Svensson J., 2007, *Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence* [J], *Journal of Development Economics*, 83 (1), 63 ~ 75.

[36] Gong B., 2020, *Agricultural Productivity Convergence in China* [J], *China Economic Review*, 60, 101423.

[37] Kapoor A., 2014, *Financial Inclusion and the Future of the Indian Economy* [J], *Futures*, 56, 35 ~ 42.

[38] Madsen J. B., 2007, Technology Spillover through Trade and TFP Convergence: 135 Years of Evidence for the OECD Countries [J], *Journal of International Economics*, 72(2), 464 ~ 480.

[39] Qian Z., Yuan L., Wang S., Zhang Q., Gong B., 2021, *Epidemics, Convergence, and Common Prosperity: Evidence from China* [J], *China & World Economy*, 29 (6), 117 ~ 138.

[40] Xie Y., Zhou X. 2014, *Income Inequality in Today's China* [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111 (19), 6928 ~ 6933.

[41] Yuan L., Zhang S., Wang S., Qian Z., Gong B., 2021, *World Agricultural Convergence* [J], *Journal of Productivity Analysis*, 55, 135 ~ 153.

## Measurement and Driving Mechanism of Common Prosperity

GONG Binlei<sup>1</sup> QIAN Zesen<sup>2</sup> LI Shi<sup>1</sup>

(1.School of Public Affairs, Zhejiang University;

2.School of Economics, Zhejiang University)

**Summary:** Common prosperity is the shared aspiration of the Chinese to achieve a more promising developmental trajectory. While China has witnessed remarkable strides in rapid economic growth since the advent of reform and opening-up, commensurate success in terms of income distribution has proven elusive. The primary challenge in pursuing common prosperity lies in the imperative to narrow the three principal divides, encompassing not only urban-rural and income disparities but also regional disparities. While there exist established methodologies within the academic and governmental spheres for gauging urban-rural and income disparities, the accurate measurement of shifts in regional disparities remains a lacuna. Therefore, discussions on common prosperity should center on both the average levels of urban-rural and income disparities and the ongoing development of innovative approaches to scrutinize the convergence of these dual disparities across regions. Addressing the three major disparities holistically and

assessing the trajectory of common prosperity necessitates a measurement framework. This study proposes such a framework, designed to comprehensively account for the triad of gaps. By aligning with existing common prosperity indicators, this framework facilitates the measurement of overall progress in common prosperity. Building on this foundation, the study constructs a model elucidating the drivers of common prosperity to discern the nuanced impact of various potential catalysts on the constituents of “common” and “prosperity.” Using county panel data from 2008 to 2019, representative income metrics and indicators of income inequality are selected as illustrative case studies. These cases demonstrate the practical application of the proposed measurement framework in the analytical context. Furthermore, through the deployment of a model dissecting the drivers of common prosperity, the study delves into the role of digital financial inclusion in the realization of “common” and “prosperity.” The study finds the following. First, over the past decade, the three primary disparities—between regions, urban and rural areas, and income groups—have exhibited optimal convergence, with this trend intensifying over time. This suggests that China is expediting its endeavors to attain the objective of common prosperity. Additionally, while the Gini coefficient has experienced convergence across regions, its overall mean remains in a state of fluctuation. Second, digital inclusive finance has emerged as a potent force in diminishing the divides between regions and urban–rural areas in terms of income levels and income inequality. Simultaneously, it acts as a catalyst for advancing both “common” and “prosperity.” The inclusive attributes of digital inclusive finance, as compared to traditional finance, were empirically supported in this study. It demonstrates that digital inclusive finance outperforms traditional finance in fostering both “common” and “prosperity.” Third, despite the established superiority of digital inclusive finance over traditional finance, its direct impact on reducing intra–regional income inequality appears to be limited. Drawing from these conclusions, the study proposes several policy implications. First, there is a need to expedite the transition from traditional finance to digital inclusive finance and address the existing constraints of the latter. Second, it is important to promote the development of an income distribution system that harmonizes equity and efficiency, ensuring an increase in income for individuals in lower income brackets. Lastly, future research endeavors can utilize the analytical framework introduced in this study to scrutinize the progress in other dimensions of common prosperity. Furthermore, exploring alternative driving factors beyond digital inclusive finance to contribute to the realization of common prosperity is an avenue for future investigations. This study has two possible innovations. First, it puts forth a common prosperity measurement framework grounded in convergence analysis, accounting for the three major gaps and aligning with diverse common prosperity indicator systems. This framework addresses the limitation of existing indicators, which only allow for two–to–one comparisons between regions and fail to reflect the overall progress in common prosperity. Second, the construction of a novel model based on conditional  $\beta$ -convergence serves to elucidate the simultaneous impact of various driving factors on “prosperity” and “common.” It delves into the driving mechanisms and optimal pathways for achieving common prosperity.

**Keywords:** Common Prosperity; Regional Disparity; Income Disparity; Convergence Test; Digital Inclusive Finance

**JEL Classification:** D31; O10; P21

(责任编辑:李兆辰)