

共同富裕：涓滴效应在中国的再检验*

郑新业 肖寒 韩奕

摘要：新近研究发现，多数国家经济增长的成果并不能通过市场机制从高收入群体惠及低收入群体，即“涓滴效应”并不显著。中国是否存在“涓滴效应”，以实现“先富带动后富”？本文使用2012—2018年的微观数据研究发现：高收入者人均实际可支配收入的增加显著降低了农村低收入群体的贫困概率，表明中国存在显著的“先富带动后富”现象。机制研究表明，财政转移支付和国有企业在其中起着关键作用：政府通过建立亲贫财政体系，在不盲目扩张债务的前提下将来自高收入者的税收转化为对低收入者的转移支付和公共服务，从而带动低收入者脱贫；为电力、铁路交通、通信网络提供基础设施的国有企业通过提供服务满足高收入者的需求进行盈利，同时以提供普遍服务或降价的方式为低收入群体提供基础设施，保证其获得基础设施接入的权利，从而带动低收入者脱贫。本文为理解我国“先富带动后富”的机制和实现共同富裕的路径提供了新的思考和证据。

关键词：共同富裕 涓滴效应 减贫 中央转移支付 国有企业

一、引言

习近平总书记指出，共同富裕是社会主义的本质要求，是中国式现代化的重要特征，要坚持以人民为中心的发展思想，在高质量发展中促进共同富裕。^①目前针对共同富裕的研究达成了以下的基本共识，即坚持以按劳分配为主体、加大再分配工具的调节力度、更好地发挥第三次分配在缩小收入与财富差距中的作用，在“做大蛋糕”的同时“分好蛋糕”。但是，共同富裕的实现不仅依赖收入分配政策与工具，在经济增长的同时通过有效手段使经济增长的红利更多地向低收入人群倾斜、在动态中实现“先富带动后富”仍然是兼顾效率与公平的重要思路。进入扎实推动共同富裕的新阶段，从我国实践经验中提炼先富起来的人群通过何种机制使穷人受益从而实现“共同富裕”的目标，对以高质量发展促进共同富裕具有十分重要的意义。

确保经济增长是“分好蛋糕”的物质基础，也是实现共同富裕的前提。我国改革开放以来不断完善市场经济制度，实现了“使一部分人先富起来”的目标，部分地区已经达到世界银行最新标准定义的富裕水平。西方发达国家认为经济增长带来的成果能够通过市场机制从高收入群体不断惠及至低收入群体，即发挥“涓滴效应”(trickle-down effect)，“库兹涅茨曲线”也隐含着“经济增长会自动解决收入分配问题”这一假设。但是从过去各国经济的实际表现来看，仅凭借市场制度无法扭转收入差距和财富差距不断扩大的趋势，社会中的低收入群体和弱势群体的保障工作仍然是各国治理中的

* 郑新业，中国人民大学应用经济学院，邮政编码：100872，电子邮箱：zhengxinye@ruc.edu.cn；肖寒，中国社会科学院数量经济与技术经济研究所，邮政编码：100732，电子邮箱：xiaohan@cass.org.cn；韩奕（通讯作者），中国人民大学应用经济学院，邮政编码：100872，电子邮箱：yihanecon@ruc.edu.cn。基金项目：研究阐释党的二十大精神国家社会科学基金重大项目“统筹推进‘双碳’目标与经济社会协同发展的中国经济学理论与政策研究”(23ZDA110)；中国社会科学院经济大数据与政策评估实验室(2024SYZH004)。感谢匿名评审专家的意见，文责自负。

①《在高质量发展中促进共同富裕 统筹做好重大金融风险防范化解工作》，《人民日报》2021年8月18日。

重要问题。虽然各类收入分配政策在收入差距调节方面具有重要作用,但是从长期来看,低收入群体的收入提高不仅依赖于二次分配,也依赖于他们是否具有基本的发展权利,包括接受教育和医疗服务的权利、接入基础设施的权利等,是影响低收入群体实现富裕的重要因素。

我国改革开放以来的实践经验中,中央财政转移支付和供给基础设施的国有企业在实现“先富带动后富”的过程中发挥了重要的作用。第一,中央财政转移支付除了直接针对个体发放补助以外,还通过促进“公共服务均等化”为低收入群体提供教育、医疗等基本的发展权利,兼顾了“授人以鱼”和“授人以渔”,具有明显的“亲贫”属性。从“先富带动后富”的动态视角来看,保证中央财政发挥以上作用的基础是经济快速增长过程中高收入群体贡献的税收收入,使国家在不需要大规模扩张债务的情况下保障了低收入群体的发展权利,有效避免了由于“福利赶超”而导致的“增长陷阱”。第二,国有企业在电力、铁路交通和通信网络基础设施行业中具有主导地位,这些企业承担“准政府”职能,以“普遍服务”或降价的形式对偏远地区和低收入群体提供电力、交通和网络服务,赋予弱势群体接入基础设施的基本发展权利。从“先富带动后富”的动态视角来看,电力、铁路交通和通信网络基础设施的收入弹性为正,即居民的需求随着收入的上升而持续上升,高收入群体的消费需求为电力、铁路交通、通信网络基础设施行业的国有企业提供了基本盈利空间,使之有能力对偏远地区和低收入群体发挥“公益性”作用,从而实现“先富带动后富”。

基于上述分析,本文以“先富带动后富”为切入点,实证检验了我国2012年以来中央财政转移支付和国有企业这两个机制在实现“涓滴效应”中的作用。本文首先总结了典型的建档立卡脱贫户的特征,然后对应阐述具有“亲贫”特点的中央财政转移支付与国有企业如何对农户脱离贫困产生影响,最后建立回归模型进行实证分析。实证研究结果表明,先富确实能够带动后富,高收入群体的收入增长对农户脱离贫困具有显著的贡献。机制检验结果显示,城镇居民收入水平的提高显著增加了中央财政转移支付水平和国有企业对电力、铁路交通、通信网络基础设施的建设水平,然后惠及低收入群体,从而降低贫困发生的概率。

本文的边际贡献主要体现为以下三个方面:第一,本文从微观家庭数据出发,考察了在中国社会主义市场经济条件下高收入者收入的增长对农村低收入弱势群体贫困概率的影响,对“涓滴效应”进行了再检验,对以往关于“涓滴效应”的讨论进行了有效补充。第二,文章深入探讨了财政体系和国有企业在低收入弱势群体获得发展权利方面的决定性作用。研究表明,亲贫财政体系和国有企业为电力、交通、通信等基础设施提供的服务,不仅满足了高收入群体的需求,而且也确保了低收入群体的发展权利,从而帮助他们脱贫。第三,本文对“先富带动后富”这一动态过程进行了细致的分析,展现了如何通过中央财政转移支付和国有企业提供的公共服务实现共同富裕,特别是在不盲目扩张债务的前提下,政府如何有效地利用高收入者的税收来支持低收入群体,带动他们实现富裕。

二、文献基础与国际经验

(一)“涓滴效应”与不同的反贫困思路

从理论研究与各国减贫实践来看,两种不同的反贫困思路占据主流地位。第一种认为经济增长带来的成果能够通过市场机制从高收入群体不断惠及至低收入群体,即发挥“涓滴效应”。这一思路延续了库兹涅茨假说提出的关于经济增长与贫困关系的见解:经济发展与收入差距存在“倒U”型关系,随着收入水平的上升收入不平等程度增加,到达某一拐点后收入不平等程度下降,政策含义是在经济发展到一定水平后可自发缩小收入差距、减少贫困(Kuznets, 1955)。美国前总统里根被认为是“涓滴经济学”的主要创始人之一,他主张降低企业税并减少政府干预,可使高收入的纳税人率先受到政策优惠,从而创造更多工作岗位、提高工资水平,能够通过市场机制自发地完成涓滴的过程。Aghion & Bolton(1997)、Beladi(1990)、Blackburn & Bose(2003)等学者也从宏观层面阐释了经济增长通过金融市场、要素市场、资本市场的发展惠及至穷人群体。从全球来看,贫困人口确实曾经从经

济增长中受益:近50个发展中国家20世纪80—90年代数据表明,收入的“减贫弹性”为-2.5,即平均收入上升1%,贫困人口减少2.5%(Ravallion,2001);最低收入人群的平均收入与全体居民的收入基本等比例增长,这表明穷人从经济发展中的获益程度与富人相当(Dollar & Kraay,2000)。

另一种思路强调反贫困过程中政府干预的作用,倡导使用转移支付、社会救助等政策对贫困人口实施帮扶(高强,2020;Khoo,2012)。与之伴随的是社会和学界对“涓滴效应”能否实现不断质疑,尤其是在富人群体收入不断上升但贫困减缓的速度持续下降的现象出现后。斯蒂格利茨等(2018)指出二战后全球经济的迅速发展并没有使穷人受益,底层人民的财富并未有明显的增加,经济增长的减贫效应并未得到广泛的认可。20世纪后半叶开始西方国家的最高收入份额持续增加,占有的社会财富份额远远超过人口份额(Atkinson et al.,2011)。针对美国的研究发现,虽然累进税率减少了财富的不平等,但是最高工资的激增导致了最高收入份额的不断增长,财富仍然集中于富人阶层(Piketty & Saez,2003)。针对其他国家的研究显示,拉丁美洲经济增长的同时没有带来贫困率下降的主要原因在于一国内极端不平等的存在阻碍了“涓滴效应”的发挥(Bruno & Pleskovic,1995),印度在发展中也并未出现“涓滴效应”(Basu & Mallick,2008),而加拿大在1973—1995年间的经济增长减少贫困发生率的主要机制是政府提供了大量的转移支付(Zyblock & Lin,2000)。但是,在共同富裕的背景下针对我国是否存在“涓滴效应”的讨论较少,对其实现机制的探索仍有不足。

(二)共同富裕相关研究

关于我国共同富裕的研究,现有文献主要聚焦于三个方向:第一,从收入分配角度讨论实现共同富裕的路径并考察我国共同富裕程度,我国社会保障制度通过调节收入分配对共同富裕的实现产生了积极的影响(杨穗、赵小漫,2022;王震,2022;李实、朱梦冰,2022;唐高洁等,2023;陈宗胜、张杰,2023),而收入差距、财产差距和公共服务不均等问题仍然是实现共同富裕的挑战(李实、朱梦冰,2023)。第二,我国共同富裕指标体系的构建与测度,以及对共同富裕的进程和变化趋势的总结和梳理。龚斌磊等(2023)提出一个共同富裕测度框架并发现2008—2019年期间我国地区间、城乡间的收入差距实现了优化型收敛,共同富裕正在逐步实现。陈宗胜和杨希雷(2023)构建的共同富裕进展评价指标体系将共同富裕分解为共享程度和富裕程度,发现目前进展中共享程度约占60%左右,富裕程度约占40%,从贡献程度来看,富裕程度的上升对共同富裕指数的贡献更高。第三,研究其他重要因素对共同富裕的促进作用,包括数字经济(陈梦根、周元任,2023;叶堂林、王雪莹,2023;林海等,2023)、基础设施(亢延锟等,2023;王亚飞等,2023)等。此外,新近研究也聚焦于产业结构与要素分配(林淑君等,2022)、最低工资标准(彭刚等,2024)等对共同富裕的影响。整体来看,具有普惠性质或针对低收入弱势群体的政策工具对共同富裕的实现均具有积极作用。

三、基本事实与研究假说

(一)贫困人口特征事实

本部分首先使用贫困人口微观追踪数据刻画一个典型的脱贫农村家庭情况。贫困人口微观追踪数据包含了精准扶贫以来农村建档立卡贫困户的各项统计信息与致贫原因,为进一步了解脱贫户特征提供了基础。总体来看,建档立卡脱贫户在未脱贫之前具有以下两个显著的特征:

第一,人力资本水平较低,其中88%的脱贫人口受教育水平为初中及以下,且9.73%的贫困户因学致贫;脱贫户的健康情况较差,28.17%的脱贫户因病致贫,导致家庭的医疗负担较重。因此,通过提供教育、医疗等公共服务是促进脱贫人口人力资本水平提高的重要手段。

第二,脱贫户不仅收入水平较低,而且收入结构不均衡。2014年精准扶贫政策大规模实施之前,一个位于中部山区的建档立卡脱贫户人均纯收入为2640元,远低于农村居民平均收入10489元。其中,脱贫户工资性收入占比高达73.89%,远高于农村居民平均工资性收入占比为38.73%,主要是由于农村劳动力向城镇转移所导致;脱贫户的经营性净收入也远低于农村居民平均水平。因此,通过基础设施的建设为脱贫户提供接入市场的机会是提高经营性收入水平、改善收入结构

的重要途径。

对于脱贫家庭而言,由于其收入水平较低,难以有足够的资金从市场购买高额的教育医疗服务和基础设施接入服务,以上需求主要依赖政府和国有企业提供。因此,本文进一步分析中央财政转移支付和提供电力、铁路交通、网络通信基础设施的国有企业如何从以上方面促进农村低收入群体脱离贫困,并提出待检验假说。

(二)以中央财政转移支付主导的“亲贫”财政体系

财政转移支付提高居民收入的渠道可分为两类:第一,以现金方式为主的转移性支付,包括低保金、五保金以及各类政策性补助,可直接提高其可支配收入,从而达到减贫的效果(解垚,2020)。第二,以财政收入保障医疗、教育等公共服务支出,从而提高人力资本和健康资本水平,促进农村居民脱离贫困(汪三贵,2008;李丹等,2019;高跃光、范子英,2021)。

以上两种减贫方式的实现离不开强大的中央转移支付。分税制改革以来,中国不断优化财税体制,初步建立了适应社会主义市场经济体制的财政税收体系,中央财政在保障低收入群体和弱势群体发展权利方面的重要作用,具有“亲贫”的显著特点。从现金转移支付来看,中央财政占据主导地位,并且对低收入群体的转移性收入支持力度较大。以农村低保为例,我国农村低保制度在全国范围内的确立主要归功于中央转移支付作为主体承担低保补助金,尤其是对欠发达地区进行了大力财政支持,近年来中央财政支出占农村低保的财政总支出比重不断上升,占比最高时达到75.63%(夏珺、李春根,2018)。

从公共服务提供来看,通过提供教育、医疗、养老等方面的公共服务保障困难群体、弱势群体的生存权益,推动困难群体摆脱贫困,是中央财政转移支付的重要目标之一。高收入群体可使用现金购买私人服务以部分代替公共服务(如高端私人医疗服务、私立教育服务等),而对于低收入群体而言,由政府提供的公共服务几乎是这类人群能够获得可持续发展权利的唯一途径。2006年《中共中央关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》中明确提出“完善公共财政制度,逐步实现基本公共服务均等化”,将财政制度作为保障社会公平的重要手段。在公共服务提供的过程中,中央财政的大规模转移支付是推动公共服务项目在地方落实的重要抓手,中央财政主导的公共服务项目在实施效果方面具有显著的优势(金刚等,2023)。城乡居民社会养老保险制度、农村义务教育学生营养改善计划、农村义务教育薄弱学校改造等政策均在中央财政对地方的大力支持下获得显著效果。

本文聚焦于来自中央财政的转移支付而非地方转移支付的原因在于,地方政府在财政支出方面的目标与中央政府并不完全一致。地方政府偏好会影响本地的财政支出结构和公共服务支出比例,地方官员可能为了晋升激励而扭曲中央财政期望的政策目标(周雪光,2008;陈钊、徐彤,2011;金刚等,2023),并不能完全反映中央转移支付的意图、造成政策执行的偏差。因此,本文聚焦于来自中央的转移支付而非地方转移支付或者二者的加总,是为了识别中央转移支付对低收入群体的发展权利保障作用和兜底作用。

从“先富带动后富”的动态视角来看,现金转移支付和公共支出需要依靠税收收入来支撑,先富人群对税收的巨大贡献是现金转移支付和公共支出得以惠及低收入群体的必要条件,也是政府能够长久持续提供高质量公共服务的重要前提。税收和福利分别作为收入端和支出端,二者必须是顺向匹配的(贾康、苏京春,2012)。“财政不可能三角”理论指出,减税、增加公共福利支出、控制政府债务与赤字水平三大目标难以同时实现(贾康、苏京春,2012;郑新业、张力,2017)。虽然政府可以通过增加赤字、扩张负债在短时间内增加公共服务的提供,但是从长期来看,为了提高福利支出而大规模举债可能导致一系列严重的经济和社会后果。来自拉美国家的教训是,20世纪80年代巴西等发展中国家使用高额政府支出为低收入群体提供公共基础设施和服务形成“福利赶超”,虽然在短期内减少了贫困和不平等(张浩森,2022),但是由于国家没有雄厚的政府财政基础作为支撑,其后果是高昂的公共服务供给成本难以为继,导致国家财政赤字过大、引发债务危机和金融危机,最终使国家经济再

次陷入停滞(樊纲、张晓晶,2008)。

综上,本文得到第一个可检验的假说:

假说1:高收入群体收入水平的增长筑牢国家财政基础,在中央转移支付的主导下使农村低收入群体受益。

(三)提供电力、铁路交通、网络通信基础设施的国有企业

为电力、铁路交通、网络通信行业提供基础设施的企业主要为大型国有企业,对共同富裕的实现具有重要的作用。从提高低收入群体的收入和福利水平的角度来看,以往研究对电力、铁路交通、网络通信基础设施对摆脱贫困、提高收入水平的正面作用得到了较为一致的结论(Salmon et al.,2016;汪三贵、王彩玲,2015;魏下海、韦庆芳,2023)。

国有企业体现了社会主义制度“全国一盘棋”的特点,能够持续为偏远地区和低收入群体提供接入公共基础设施的服务。我国国有企业决策目标并不总是利润最大化(王宇澄等,2018),在决策中往往具有多重目标的考量(谢伦裕等,2021)。电力、铁路交通、通信网络基础设施行业的固定成本较高、投资规模大且具有一定的自然垄断属性,仅依赖市场机制难以以为建设运营成本高的偏远地区和低收入群体提供接入基础设施的机会,难以保障生存与发展权利。为了满足低收入者对电力、交通、网络通信等基础性服务和产品的需求,国有企业在行业中承担了一定的公益属性,在政府的主导下为无法负担高价格的低收入群体提供了普遍服务,使偏远和贫困地区的居民以可接受的低价接入电力、交通、网络基础设施。虽然针对低收入群体和偏远地区的业务在短期和局部是亏损的,但是针对高收入群体和发达地区的业务仍然能够盈利,保证了国有企业主体能够持续地为偏远地区居民提供服务。

以电网基础设施为例,图1展示了各地区输电线长度与居民电价的关系,从省级层面来看,人均35kV及以上输电线路越长的地区的建设与运营成本显然更高,但是居民生活用电价格却并没有高于人均线路短的地区,反而有下降的趋势,反映出生活用电价格中实际上包含了隐形的转移支付,电网国有企业的定价政策使低收入群体受益。

从“先富带动后富”的动态角度来看,支撑国有企业盈利的群体主要是高收入群体。随着收入水平的不断提高,居民对电力、交通、网络通信产品和服务的需求不断增加。使用不同国家和时期的数据测算的结果均表明居民对电力、交通和网络的需求随着收入的上升显著增加,即这三类基础设施的收入弹性为正(Röller & Waverman,2001;Goel et al.,2006;Fouquet,2012;Van der Kroon et al.,2013;Zhou & Teng,2013)。高收入群体不断增长的需求确保国有企业具备盈利能力,为偏远地区和低收入群体的普遍服务提供了财力支持,从而实现了“先富带动后富”。

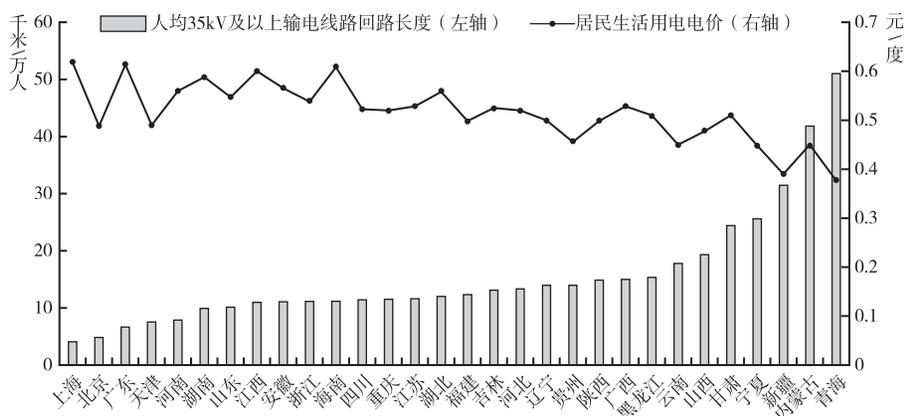


图1 各地区输电线长度与居民电价

资料来源:《中国统计年鉴》与各地发改委文件。

综上,本文得到第二个可检验的假说:

假说2:国有企业在满足高收入群体对电力、铁路交通、网络通信基础设施需求的同时,以相对低廉的价格为低收入群体提供电力、铁路交通、网络通信基础设施的接入机会,促进低收入群体的收入水平提升。

综上所述,本文的理论框架可由图2概括。随着高收入群体的收入水平不断提高,两种“涓滴效应”在减贫中发挥作用:第一,经典的市场机制即通过金融市场、生产要素市场、产品市场与劳动力市场的成熟与健全使得低收入群体从市场中获益从而提高收入,是资本主义国家缓解贫困的主要方式。第二,通过“亲贫”的中央财政转移支付和国有企业提供基础设施这两大特色机制实现高收入群体对低收入贫困群体的“帮扶”,从而完成“先富带动后富”的过程、达到“共同富裕”的目标。

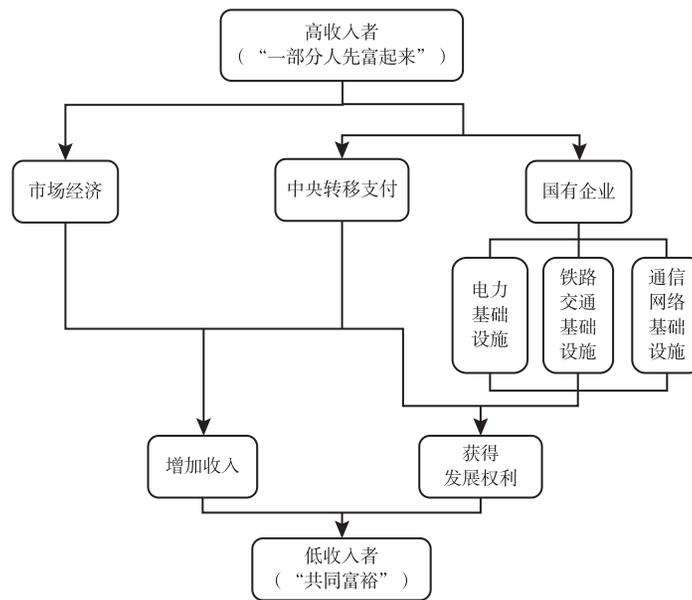


图2 涓滴效应实现机制

四、研究设计

(一) 回归模型构建

基于以上分析,本文借鉴 Papyrakis & Gerlagh(2007),邵帅和齐中英(2008)的实证方法识别富人收入增长通过中央财政转移支付与国有企业两大机制影响贫困发生概率的机制。基本回归模型如下:

$$poor_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(urbaninc_{jt}) + M_{jt}'\beta_2 + \beta_3 Z_{it} + \beta_3 X_{jt} + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中,被解释变量 $poor_{ijt}$ 为第 j 省(自治区、直辖市)第 i 个农村家庭第 t 年是否为贫困状态,若家庭人均收入低于当年的贫困线,则判断家庭处于贫困状态, $poor$ 取值为 1; 否则家庭处于非贫困状态, $poor$ 取值为 0。核心解释变量 $\ln(urbaninc_{jt})$ 为第 j 个省(自治区、直辖市)第 t 年的城镇居民人均实际收入的对数, M_{jt} 为一系列机制变量组成的向量,包括中央财政转移支付与国有企业这两类变量。其中,中央财政转移支付变量选取各地区的一般公共预算收支决算总表的“中央补助收入”决算数(取对数) ($\ln(transfer)$), 衡量中央对地方的财政补助程度。国有企业机制包含电力基础设施、交通基础设施、网络基础设施,其中电力基础设施的指标选取参考刘生龙和胡鞍钢(2010)的做法,选择农村人均电力消费量(取对数) ($\ln(elecons)$) 作为农村地区电力基础设施的代理变量。交通基础设施选取各地区铁路长度(取对数) ($\ln(railway)$) 作为度量指标,网络基础设施选取农村地区宽带接入户数与农村人口之

比(*band*),数据来自各地区统计年鉴。需要指出的是,我国农村与城镇地区的基础设施水平差距较大,为了将位于农村地区的电力和网络基础设施与位于城镇地区的基础设施区分开来,本文选取的电力消费和宽带接入户数与人口之比均为农村地区的度量指标。回归模型中的 μ_{ij} 为不随时间变化的家庭固定效应, ϵ_{ijt} 为同时随时间和家庭变化的误差项。根据模型(1)的设定,待估系数 β_1 衡量的是富人群体收入增长对贫困发生概率的直接作用,即文献中提到的传统“涓滴效应”。机制变量的系数组成的向量 β_2 估计的是富人群体收入增长通过中央转移支付和电力、交通、网络基础设施建设惠及低收入群体的效应。

此外,模型(1)还包含一系列控制变量,分为家庭层面(*Z*)与省层面(*X*)的控制变量,其中家庭层面变量包括一系列人口统计学特征,包含65岁以上人口占比(*old_ratio*)、15岁以下人口占比(*child_ratio*)、户主教育水平(*headedu*)、户主年龄(*headage*)及平方(*headage*²);影响家庭贫困状态的变量,如家庭贷款金额(*finance_hh*)、农村家庭固定资产金额(*fix_asset*)、农村家庭土地价值(*land_asset*)。因为省层面的变化不会直接影响家庭层面的贫困状态,所以省级控制变量主要选取人均GDP水平(*GDP_per*)度量本省的经济水平,以及流动人口的比例(*migranratio*)反映本省内流动人口的相对规模。

(二)数据来源与描述性统计

本文使用的数据包括家庭层面的微观数据和省层面数据。其中,家庭层面的微观数据来自北京大学中国社会调查中心的中国家庭追踪调查(CFPS)数据库,该数据从2010年开始隔年进行一次家庭调查,覆盖全国25个省/自治区/直辖市的家庭和个人样本。本文选取2012年、2014年、2016年与2018年的家庭微观数据中的农村家庭样本,且去掉收入水平远高于贫困线的农村家庭,共选取10553个家庭样本。本文所关注的被解释变量“是否贫困”是从家庭层面进行测度,通过对比家庭当年的人均收入与贫困线可知这一家庭是否处于贫困状态。其中,每个年份的贫困线标准数据来自国家统计局历年农村贫困监测报告。此外,本文根据CFPS中的个人信息、家庭经济信息测算了家庭中65岁以上人口占比、15岁以下人口占比、家庭贷款金额、农村家庭固定资产金额、户主占比教育水平、户主年龄及平方等一系列家庭层面的特征。

本文的核心解释变量和机制变量均为省层面数据,其中城镇居民人均收入来自CFPS数据库,各省(自治区、直辖市)的人均中央转移收入来自历年《中国财政年鉴》;各省(自治区、直辖市)的农村地区人均电力消费量来自《中国电力年鉴》与《电力工业统计资料汇编》;各省(自治区、直辖市)的铁路长度和农村网络基础设施变量来自历年各省(自治区、直辖市)统计年鉴。此外,各省(自治区、直辖市)的人均GDP、人口迁移变量来自《中国统计年鉴》与各地统计年鉴。

机制变量使用省层面变量的主要原因在于,本文所研究的“涓滴效应”实现机制中亲贫的财政政策指的是中央对地方的财政政策,所以选取变量为中央对各省级行政单位的财政补助。由于各地级市政府收到的上级财政补助已经由省级机构进行过分配,无法反映由中央政府主导的财政资金分配信息,因此,使用省层面的财政补助变量进行回归分析是必要的。同理,保障国计民生的电力、铁路、网络基础设施的建设往往从全国层面进行规划,由省级机构进行进一步的规划和建设,市级政府主要负责规划的执行和实施。因此,本文的机制变量选取的是省级层面的变量。表1报告了主要变量的描述性统计。

表1 变量描述性统计

变量	含义	观测值	均值	标准差	
被解释变量	<i>poor</i>	是否贫困,是=1,否=0	10553	0.38	0.49
机制变量	<i>urbaninc</i>	城镇居民收入	10553	26961.66	12644.86
	<i>transfer</i>	人均中央转移支付(元/人)	10553	4527.52	1972.71
	<i>elecons</i>	农村地区人均电力消费量(度/人)	10553	1181.48	1315.42
	<i>railway</i>	铁路里程(公里)	10553	4442.58	1200.11
	<i>band</i>	农村接入宽带用户/农村人口	10553	10.30%	7.49%

续表 1

	变量	含义	观测值	均值	标准差
户级特征	<i>old_ratio</i>	65岁以上人口占比	10553	27.19%	34.52%
	<i>child_ratio</i>	15岁以下人口占比	10553	16.05%	17.48%
	<i>headedu</i>	户主受教育水平(年)	10553	4.90	4.16
	<i>headage</i>	户主年龄	10553	53.71	13.94
	<i>fix_asset</i>	农村家庭固定资产(元)	10553	18647	694608
	<i>land_asset</i>	农村家庭土地价值(元)	10553	27867	60304
	<i>finance_hh</i>	家庭贷款金额(元)	10553	2628	18086
省级特征	<i>migranratio</i>	流动人口与常住人口之比	10553	4.29%	10.23%
	<i>GDP_per</i>	人均GDP(元/人)	10553	43112.63	16289.35

(三)内生性问题处理

基准回归存在潜在的内生性问题:第一,遗漏变量问题,存在多种不可观测的因素影响城镇居民的收入水平,很难一一进行控制。这些遗漏的因素在回归中被归入扰动项中,导致扰动项与核心解释变量具有正相关关系,例如,地区的技术水平、创新水平以及居民的平均能力等因素。此外,本文无法准确获得农户家庭获得的转移支付金额,这也是重要的遗漏变量之一。第二,城镇居民收入与农村贫困发生率可能具有反向因果问题。虽然中国城镇地区居民的收入可以通过多种渠道比如转移支付、基础设施投资等多种渠道惠及农村地区的居民,但是农村地区的贫困改善也可能对周围的城镇居民有正向作用,例如,城镇居民受益于附近农村公共基础设施的建设,贫困率下降使农村的商品市场繁荣从而惠及城镇企业及企业工人等。第三,使用居民收入水平作为核心被解释变量存在测量误差问题。居民在入户调查中可能出现无应答(non response)问题和收入低报问题,这两个问题导致高收入的城镇居民不易被取样、居民的调查收入低于真实收入,并且这一测量误差一般与收入水平具有正相关关系:居民收入水平越高,则无应答和低报问题越大(Banerjee & Piketty, 2003; 李实、罗楚亮, 2011),导致模型(1)的估计系数不一致。

为解决上述内生性问题,本文选取高等教育机构招生人数和贸易开放程度这两个变量作为城镇居民收入的工具变量。合适的工具变量需要满足两个条件:第一,外生性,即工具变量和误差项无关;第二,相关性,即工具变量需要与城镇居民收入水平高度相关。本文选取的第一个工具变量是高等教育机构招生人数,从相关性来看,高等教育机构招生人数反映了此地区的人力资本水平和教育资源水平,将影响当地城镇居民的收入水平(倪鹏飞, 2019);从外生性来看,高等教育机构的招生人数主要由高等教育机构的数量以及本年度的考生数量和质量决定,不会直接影响当年农村家庭的贫困状态。第二个工具变量是本地区的贸易开放程度,从相关性来看,贸易的开放水平越高,则劳动力需求越高、外资企业职工收入越高,因此,与城镇居民收入呈现正相关关系。从外生性来看,地区的贸易开放程度以出口额与地区生产总值之比衡量,主要取决于当地的贸易发展水平,也不会直接影响农村居民的收入以及贫困情况(李磊等, 2012)。

五、实证研究结果

(一)基准回归结果

表2报告了回归方程(1)的回归结果,其中列(1)为仅加入核心解释变量 $\ln(\text{urbaninc})$ 的回归结果,城镇居民人均收入的系数在1%的水平上为负值,这表明高收入群体的收入水平增加显著降低了农村家庭陷入贫困的概率。列(2)在列(1)的基础上增加了机制变量 $\ln(\text{transfer})$,其估计系数显著为负,表明中央转移支付对农村家庭脱离贫困具有显著的作用。同时可以看到,核心解释变量 $\ln(\text{urbaninc})$ 的系数虽然仍旧显著为负,但是估计系数的绝对值大幅下降。接下来,列(3)–(5)依次加入三个机制变量 $\ln(\text{elecons})$ 、 $\ln(\text{railway})$ 和 band ,三个变量的估计系数均显著为负,表明电力、交通

和网络基础设施水平的提高显著降低了农村家庭的贫困发生率。

可以观察到,列(2)–(5)中 $\ln(urbaninc)$ 系数的绝对值逐渐变小,并且在同时加入中央转移支付、电力基础设施、铁路交通基础设施、网络通信基础设施变量之后系数绝对值下降至0.07,远低于列(1)的估计系数绝对值,这表明城镇高收入群体通过中央转移支付和国民行业基础设施这两类机制对农村家庭的贫困产生了正向的作用。同时,列(5)中 $\ln(urbaninc)$ 的系数绝对值虽然减小,但是仍然在统计上显著,表明通过市场机制实现的传统“涓滴效应”仍然存在,在“先富带动后富”的过程中仍然具有重要的作用。

此外,从核心解释变量 $\ln(urbaninc)$ 的系数下降幅度来看,中央转移支付的减贫作用最大,在这一变量加入回归后核心解释变量的绝对值减少了0.273,其次是电力基础设施、铁路交通基础设施,最后是网络通信基础设施。

表2 固定效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>
$\ln(urbaninc)$	-0.390*** (0.0142)	-0.117*** (0.0273)	-0.0917*** (0.0272)	-0.0764*** (0.0275)	-0.0747*** (0.0274)
$\ln(transfer)$		-0.894*** (0.0718)	-0.767*** (0.0767)	-0.651*** (0.0847)	-0.497*** (0.106)
$\ln(elecons)$			-0.269*** (0.0599)	-0.210*** (0.0627)	-0.198*** (0.0617)
$\ln(railway)$				-0.226*** (0.0697)	-0.224*** (0.0696)
<i>band</i>					-0.492*** (0.183)
常数项	4.990*** (0.455)	10.95*** (0.642)	10.02*** (0.667)	10.52*** (0.692)	9.084*** (0.913)
家庭特征	是	是	是	是	是
省级特征	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
观测值	10553	10553	10553	10553	10553
R ²	0.107	0.125	0.128	0.129	0.130

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为稳健标准误。下同。

(二)工具变量回归结果

本文首先检验了三个工具变量是否满足外生性与相关性的假设。表3报告了Kleibergen-Paap rk Wald F统计量与Hansen J统计量的P值。如果工具变量不满足外生性,则估计系数仍然是不一致的;如果工具变量不满足相关性,则存在弱工具变量问题,导致估计系数的小样本性质较差且统计推断不准确。在使用稳健标准误的情况下,通常使用Kleibergen-Paap rk Wald F统计量检验是否存在弱工具变量问题,列(1)–(5)显示这一统计量的数值均远超过10,能够在1%的显著水平上拒绝“存在弱工具变量”的原假设。另一方面,由于本文选取了两个工具变量,可使用过度识别检验检验工具变量是否满足外生性。过度识别检验的原假设是工具变量满足外生性,列(1)–(5)过度识别检验报告的Hansen J统计量的P值在1%、5%和10%的显著水平上均不能拒绝原假设,表明这两个工具变量是外生的。

使用工具变量估计的结果如表3所示。在处理内生性后,列(1)的系数显示,高收入群体对农村家庭贫困状态的影响仍然显著为负,估计系数的绝对值较固定效应模型的结果变大,说明线性概率模型的回归结果是向下偏的,这与事实一致,即存在不可观测的因素同时与高收入群体的收入正相

关、与农村家庭贫困发生概率负相关,导致使用线性概率模型估计的 $\ln(urbaninc)$ 系数偏小。在依次加入机制变量后,核心解释变量的估计系数绝对值始终大于线性概率模型得到的系数绝对值。这表明在我国的经济的发展过程中,高收入群体仍然通过传统的市场机制实现了对低收入群体的“涓滴”,惠及了最弱势群体。同时观察到,中央转移支付、电力基础设施、铁路交通基础设施、网络通信基础设施变量依次加入后回归系数均显著为负,这表明高收入群体通过中央财政转移支付与国有企业实现了对穷人的“涓滴”。

表3 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>
$\ln(urbaninc)$	-0.455*** (0.0205)	-0.365*** (0.0512)	-0.338*** (0.0543)	-0.308*** (0.0566)	-0.242*** (0.0566)
$\ln(transfer)$		-0.292** (0.120)	-0.244** (0.118)	-0.219* (0.119)	-0.228* (0.138)
$\ln(elecons)$			-0.159** (0.0618)	-0.135** (0.0630)	-0.126** (0.0613)
$\ln(railway)$				-0.129* (0.0692)	-0.154** (0.0693)
<i>band</i>					-0.324* (0.190)
家庭特征	是	是	是	是	是
省级特征	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	3391.95	1805.53	1604.54	1302.75	1257.05
Hansen J statistic (P 值)	0.278	0.876	0.355	0.519	0.109
观测值	10553	10553	10553	10553	10553
R ²	0.105	0.114	0.117	0.120	0.109

(三)分地区异质性检验

不同地区之间的减贫机制存在一定的异质性。我国地区间资源禀赋的差异较大,中部与西部的贫困问题比东部更加严重,并且在发展中的需求也不尽相同。尤其是在本文研究的时期(2012—2018年)内,这一阶段东部农村家庭的平均收入水平已经位于全国农村居民的前列且贫困发生率较低,而中部与西部农村地区仍然存在较大规模的贫困,在国家各类扶持与支撑战略全面实施的基础上仍然面临较大的挑战。中部与西部的农村贫困原因不仅来源于当地资源的匮乏,也来源于改革开放以来现代化进程始终落后于东部地区。在此阶段,以电网、铁路交通和网络通信基础设施企业为代表的大型国有企业不断加强对中西部地区的投资和建设,不仅为中西部地区的经济增长注入了新的动力,农村居民对这类基础设施的需求也得到了极大的满足。

因此,为了识别机制在不同地区产生的涓滴效果是否存在异质性,本文将样本分为东部、中部和西部,然后将代表西部和中部的虚拟变量 *west* 和 *middle* 及其与四种机制变量的交互项加入回归方程(1)中,回归结果如表4列(1)所示。比较 $\ln(transfer)$, $\ln(transfer) \times middle$ 和 $\ln(transfer) \times west$ 的回归系数可知,中央转移支付在东部和中部地区的作用没有显著的差异,但是在西部地区的作用显著低于东部与中部。这表明,在进入脱贫攻坚的深入推进阶段,西部地区脱贫所需要的资源与政策无法完全由现金转移支付和基本公共服务所满足。列(2)展示了使用工具变量处理内生性后的回归结果, $\ln(transfer)$ 的估计系数仍然显著为负,对比与中部和西部地区的交互项系数可知,中央转移支付对西部地区农村家庭的脱贫的正向作用较小,与列(1)估计结果一致。

电力基础设施与中部的交互项 $\ln(elecons) \times middle$ 的估计值显著为负, 这表明电力基础设施的建设在中部地区发挥的作用高于东部与西部地区。这与我国居民用电价格的特征一致, 即中部地区居民用电价格接受的补贴程度高于东部地区。而电力基础设施在西部地区的作用小于东部与中部地区, 可能是由于本文所使用的家庭调查数据中的西部样本较少, 尤其是电力基础设施建设力度最大的西藏、青海地区样本较少。

在网络基础设施方面, 西部地区的估计系数 ($band + band \times west$) 在 10% 的水平上联合显著, 表明网络基础设施的减贫效应主要集中在西部地区的农村家庭。相比于中东部地区, 西部地区与经济发达地区的距离更远、区位条件不具备明显优势, 交易成本、信息搜寻成本更大, 网络基础设施能够突破地理约束以更低廉的成本使居民收益。并且由于当地市场经济发展的有待完善, 西部地区农村居民更加依赖农村电商、网上就业与学习、网上信息搜寻等增收方式, 因此, 网络基础设施在西部地区的作用更为明显。

表 4 分地区异质性检验

变量	(1)	(2)
	固定效应模型	工具变量
	<i>poor</i>	<i>poor</i>
$\ln(urbaninc)$	0.0144 (0.0315)	-0.140* (0.0792)
$\ln(transfer)$	-1.242*** (0.201)	-0.786*** (0.294)
$\ln(elecons)$	-0.361*** (0.0925)	-0.289*** (0.0987)
$\ln(railway)$	-0.411*** (0.105)	-0.304*** (0.112)
<i>band</i>	0.247 (0.300)	0.0845 (0.324)
$\ln(transfer) \times middle$	0.294 (0.209)	0.189 (0.217)
$\ln(elecons) \times middle$	-0.269 (0.241)	-0.427* (0.251)
$\ln(railway) \times middle$	0.209 (0.181)	0.326* (0.188)
<i>band</i> \times <i>middle</i>	0.797 (0.533)	0.796 (0.549)
$\ln(transfer) \times west$	0.970*** (0.220)	0.695*** (0.255)
$\ln(elecons) \times west$	0.164 (0.154)	0.263* (0.158)
$\ln(railway) \times west$	0.0139 (0.113)	-0.0938 (0.121)
<i>band</i> \times <i>west</i>	-0.703 (0.430)	-0.616 (0.440)
家庭特征	是	是
省级特征	是	是
家庭固定效应	是	是
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	无	450.596
Hansen J statistic (P 值)	无	0.7019
观测值	10553	10553
R ²	0.137	0.134

六、机制检验

以上回归验证了中央财政转移支付与国有企业对农村地区居民减贫的正向作用,为了进一步检验这两大机制是否由高收入群体收入水平增长所带动,本部分构建以下回归模型:

$$M_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{urbaninc}_{jt}) + \beta_2 X_{jt} + \delta_j + \nu_{jt} \quad (2)$$

其中, M 为本文所关注的机制变量,仍然选取中央转移支付、电力基础设施、铁路交通基础设施、网络通信基础设施这四个变量。核心解释变量仍然是高收入群体收入水平变量 $\ln(\text{urbaninc})$ 。由于核心解释变量与机制变量均为省层面数据,因此,回归方程(2)是一个省层面的回归。

表5报告了使用固定效应模型得到的回归结果,其中列(1)–(4)的被解释变量分别为四个机制变量。可以看到,列(1)–(4)中 $\ln(\text{urbaninc})$ 的回归系数均显著为正,表明城镇居民收入水平的提高显著提高了中央转移支付水平、电力基础设施水平、铁路交通基础设施水平、网络通信基础设施水平。这一机制的存在证明了城镇居民收入的不断提高确实带动了中央转移支付的水平和国有企业对重要基础设施的建设投入,高收入群体的需求被满足的同时也促进了中央财力的增强和电力、交通、网络基础设施的增加。

表5 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln(\text{transfer})$	$\ln(\text{elecons})$	$\ln(\text{railway})$	band
$\ln(\text{urbaninc})$	1.100*** (0.101)	1.089*** (0.146)	0.857*** (0.0945)	0.360*** (0.0591)
常数项	0.592 (1.325)	-5.543*** (1.853)	-0.387 (1.368)	-3.154*** (0.741)
省级特征	是	是	是	是
省级固定效应	是	是	是	是
观测值	108	108	108	108
R ²	0.919	0.768	0.770	0.704

以上的固定效应模型同样面临内生性挑战,存在不可观测因素同时对各省、自治区、直辖市的中央财政补助、基础设施与城镇居民收入产生正向影响。因此,本部分仍然选取第四部分使用的两个工具变量处理内生性,回归结果如表6所示。在处理内生性后,列(1)–(4)报告的核心解释变量 $\ln(\text{urbaninc})$ 的回归系数仍然显著为正,表明本部分的回归是较为稳健的。此外,以上四个回归的Kleibergen-Paap rk Wald F统计量均大于10,表明工具变量的回归不存在弱工具变量问题;Hansen J统计量的P值均大于0.1,表明使用的两个工具变量满足外生性的要求。以上回归结果证明,高收入人群的收入不断增长增强了我国税基,这一群体对电力、交通、网络基础设施的需求显著带动了农村地区基础设施水平的提升。

表6 使用工具变量的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln(\text{transfer})$	$\ln(\text{elecons})$	$\ln(\text{railway})$	band
$\ln(\text{urbaninc})$	1.128*** (0.0665)	1.516*** (0.221)	1.232*** (0.211)	0.390*** (0.0495)
省级特征	是	是	是	是
省级固定效应	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	19.594	17.131	16.487	20.596
Hansen J statistic (P值)	0.2613	0.2423	0.6087	0.5168

续表 6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln(\text{transfer})$	$\ln(\text{elecons})$	$\ln(\text{railway})$	band
观测值	108	108	108	108
R^2	0.910	0.726	0.707	0.700

七、稳健性检验

为了验证本文回归结果的稳健性,本文使用了以下四种方法进行稳健性检验:第一,将核心解释变量替换为城镇居民中最高收入的四分之一群体;第二,在更换核心解释变量的基础上将被解释变量替换为农村居民的人均收入水平;第三,使用滞后期的解释变量以检验“先富带动后富”的动态效应;第四,进一步排除省际的溢出效应。

(一)更换核心解释变量

首先更换核心解释变量进行回归作为稳健性检验。基准回归中使用城镇居民人均收入水平作为核心解释变量是由于城镇居民收入远高于农村居民收入,在经济体中属于高收入群体。为了更加精确地度量“高收入群体”的收入水平,本部分将核心解释变量 $\ln(\text{urbaninc})$ 替换为城镇居民最高收入的四分之一人群的人均可支配收入 $\ln(\text{highinc})$,这一变量可以反映各地区中最富有群体的收入水平。若前文的结论成立,那么这一变量的回归系数应该显著为负,且系数的绝对值应随着机制变量的依次加入而变小。

回归结果如表 7 所示,Panel A 显示在不加入机制变量时,核心解释变量 $\ln(\text{highinc})$ 的系数为 -0.332 且在 1% 的水平上显著,其系数的绝对值随着机制变量的不断加入逐渐变小,在中央转移支付和电力、交通、网络基础设施机制变量全部加入后,系数绝对值降低到 0.0316。同时观察到,中央转移支付变量的系数显著为负,同样电力、交通、网络基础设施的系数显著为负,表现出较强的减贫效果。这一结论在使用工具变量进行回归后依然成立(Panel B),表明本文的回归结果较为稳健。

表 7 稳健性检验一:更换核心解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	poor	poor	poor	poor	poor
Panel A:固定效应模型					
$\ln(\text{highinc})$	-0.332^{***} (0.0135)	-0.0548^{**} (0.0237)	-0.0414^* (0.0237)	-0.0354 (0.0237)	-0.0316 (0.0237)
$\ln(\text{transfer})$		-0.980^{***} (0.0641)	-0.833^{***} (0.0710)	-0.691^{***} (0.0818)	-0.555^{***} (0.102)
$\ln(\text{elecons})$			-0.259^{***} (0.0574)	-0.190^{***} (0.0595)	-0.180^{***} (0.0590)
$\ln(\text{railway})$				-0.242^{***} (0.0682)	-0.240^{***} (0.0681)
band					-0.443^{**} (0.181)
常数项	5.203^{***} (0.461)	11.28^{***} (0.598)	10.23^{***} (0.631)	10.65^{***} (0.645)	9.363^{***} (0.861)
R^2	0.111	0.136	0.139	0.140	0.141
Panel B:工具变量					
$\ln(\text{highinc})$	-0.452^{***} (0.0210)	-0.362^{***} (0.0540)	-0.335^{***} (0.0561)	-0.263^{***} (0.0635)	-0.192^{***} (0.0680)

续表7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>
$\ln(\text{transfer})$		-0.286** (0.127)	-0.234* (0.126)	-0.308** (0.148)	-0.245* (0.147)
$\ln(\text{elecons})$			-0.167*** (0.0595)	-0.118* (0.0704)	-0.204*** (0.0714)
$\ln(\text{railway})$				-0.223*** (0.0753)	-0.210*** (0.0727)
<i>band</i>					-0.465** (0.214)
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	2672.965	1678.219	1385.722	882.312	887.992
Hansen J statistic (P 值)	0.2851	0.8352	0.3177	0.7876	0.8603
R ²	0.102	0.116	0.120	0.128	0.146
家庭特征	是	是	是	是	是
省级特征	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
观测值	10553	10553	10553	10553	10553

(二)同时更换核心解释变量与被解释变量

第二种方法是替换核心解释变量为城镇居民最高收入四分之一人群的人均可支配收入,并且替换被解释变量为农村家庭的人均可支配收入水平 $\ln(\text{ruralinc})$ 。若本文的研究假设成立,那么“先富带动后富”将表现为城镇的高收入群体收入水平带动农村居民收入水平提高,并且通过机制变量实现减贫的效果,因此,核心解释变量与机制变量的系数应为正。

同时更换核心解释变量与被解释变量后结果如表8所示,其中Panel A展示了固定效应模型回归结果,Panel B为使用工具变量处理内生性后的回归结果,两个模型的回归系数较为一致,证明回归结果较为稳健。Panel A列(1)显示变量 $\ln(\text{highinc})$ 的系数为1.041且显著为正,表明高收入群体的收入提高带动了低收入群体的收入提高,且这种效果是显著的。从估计系数来看,高收入群体的收入提高1%可以带动低收入群体的收入提高1.041%,表明“涓滴效应”不仅在统计上显著,同时也具有较强的经济显著性。

将机制变量纳入回归得到的结果如列(2)–(5)所示, $\ln(\text{highinc})$ 的系数不断下降且机制变量系数均显著,表明“涓滴效应”通过中央转移支付、电力、交通和网络基础设施这四个机制从高收入者惠及至低收入群体。同时,列(5)固定效应与使用工具变量的 $\ln(\text{highinc})$ 估计系数仍然显著为正,表明通过传统市场机制实现的“涓滴效应”仍然存在。

表8 稳健性检验二:同时更换核心解释变量与被解释变量

变量	$\ln(\text{ruralinc})$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: 固定效应模型					
$\ln(\text{highinc})$	1.041*** (0.0320)	0.395*** (0.0617)	0.336*** (0.0605)	0.298*** (0.0601)	0.297*** (0.0599)
$\ln(\text{transfer})$		2.086*** (0.159)	1.806*** (0.167)	1.461*** (0.191)	1.186*** (0.245)
$\ln(\text{elecons})$			0.609*** (0.124)	0.447*** (0.129)	0.424*** (0.127)
$\ln(\text{railway})$				0.648*** (0.156)	0.647*** (0.156)

续表8

变量	ln(<i>ruralinc</i>)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>band</i>					0.843** (0.408)
R ²	0.177	0.200	0.203	0.205	0.205
Panel B:工具变量					
ln(<i>highinc</i>)	1.232*** (0.0429)	1.003*** (0.120)	0.943*** (0.128)	0.863*** (0.131)	0.570*** (0.122)
ln(<i>transfer</i>)		0.733*** (0.279)	0.635** (0.273)	0.498* (0.276)	0.574* (0.310)
ln(<i>elecons</i>)			0.340*** (0.131)	0.251* (0.133)	0.286** (0.127)
ln(<i>railway</i>)				0.452*** (0.153)	0.432*** (0.142)
<i>band</i>					0.677* (0.410)
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	4159.645	1511.563	1380.897	1208.779	984.830
Hansen J statistic (P 值)	0.5993	0.2980	0.2454	0.1855	0.1576
R ²	0.173	0.186	0.189	0.194	0.217
家庭特征	是	是	是	是	是
省级特征	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
观测值	10533	10533	10533	10533	10533

(三)动态效应检验

为了检验高收入群体“涓滴”到低收入群体的动态效应,本部分进一步将核心解释变量替换为滞后期的城镇高收入群体平均收入水平(ln(*highinc*)₂)进行回归。^①回归结果如表9所示,Panel A展示了固定效应模型回归结果,ln(*highinc*)₂的回归系数显著为负,再次表明高收入群体的收入水平增加显著降低了农村家庭陷入贫困的概率,与基准回归结果较为一致。列(2)–(5)依次加入的机制变量系数均显著为负,表明中央转移支付、电力、铁路交通和通信网络基础设施水平的提高显著降低了农村家庭的贫困发生率。Panel B为使用工具变量回归后的结果,回归系数依然稳健。

表9 动态效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>
Panel A:固定效应模型					
ln(<i>highinc</i>) ₂	-0.399*** (0.0159)	-0.106*** (0.0253)	-0.107*** (0.0252)	-0.108*** (0.0253)	-0.103*** (0.0252)
ln(<i>transfer</i>)		-0.914*** (0.0587)	-0.749*** (0.0725)	-0.599*** (0.0863)	-0.482*** (0.107)
ln(<i>elecons</i>)			-0.238*** (0.0567)	-0.175*** (0.0602)	-0.168*** (0.0597)
ln(<i>railway</i>)				-0.229*** (0.0689)	-0.227*** (0.0688)
<i>band</i>					-0.384** (0.183)

^①由于本文所使用的CFPS调查每两年进行一次,因此选择滞后两期的被解释变量,即:对于2012年、2014年、2016年、2018年的被解释变量*poor*,其所对应的滞后两期核心解释变量分别为2010年、2012年、2014年和2016年的城镇高收入群体收入水平。

续表 9

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>
常数项	4.426*** (0.455)	10.61*** (0.596)	9.601*** (0.655)	9.939*** (0.668)	8.841*** (0.887)
R ²	0.111	0.139	0.141	0.142	0.142
Panel B: 工具变量					
ln(<i>highinc</i>) ₂	-0.489*** (0.0232)	-0.228*** (0.0644)	-0.162*** (0.0613)	-0.117** (0.0590)	-0.117** (0.0591)
ln(<i>transfer</i>)		-0.702*** (0.118)	-0.653*** (0.121)	-0.582*** (0.127)	-0.459*** (0.131)
ln(<i>elecons</i>)			-0.239*** (0.0567)	-0.175*** (0.0601)	-0.169*** (0.0598)
ln(<i>railway</i>)				-0.229*** (0.0667)	-0.227*** (0.0667)
<i>band</i>					-0.373* (0.191)
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	4245.875	677.327	744.587	788.609	794.612
Hansen J statistic (P 值)	0.1565	0.7032	0.5345	0.9213	0.5457
R ²	0.101	0.136	0.140	0.142	0.142
家庭特征	是	是	是	是	是
省级特征	是	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是	是
观测值	10553	10553	10553	10553	10553

(四) 溢出效应检验

从宏观层面来看,上文所述的“先富带动后富”的影响也有可能跨越省际边界产生溢出效应,从而降低周围省份贫困率。为了检验是否存在这种空间溢出效应,本部分使用空间杜宾模型对空间溢出效应进行检验。分别使用空间邻接矩阵、地理距离矩阵、经济距离矩阵作为空间权重矩阵。

空间计量模型设定如下:

$$\ln(poverty_{jt}) = \beta_0 + \rho w_j \ln(poverty_{jt}) + \beta_1 \ln(urbaninc_{jt}) + X'_{jt} \beta_2 + w'_j [\ln(urbaninc_{jt}) + X'_{jt}] \delta + \mu_j + \epsilon_{jt} \quad (3)$$

其中,ln(*poverty_{jt}*)为第*j*省第*t*年农村贫困发生率的对数值,数据来自历年《中国农村贫困监测报告》。根据世界银行发布的贫困标准,全球贫困线为1.9美元/天,但中国一直以来根据国情选定贫困线标准并且随着居民生活水平的快速变化也进行了多轮调整,因此,本文选择以2010年贫困标准下测算的中国农村贫困发生率作为衡量贫困的指标。 ρ 和 δ 是空间相关系数, w 为空间权重矩阵, X 为一系列控制变量。表10首先报告了分年份的莫兰指数(Moran's I),结果显示2012—2018年地区的贫困发生率确实具有空间相关性,这与我国贫困地区呈现“集中连片”特征相一致。

表10 分年份莫兰指数

矩阵	2012年	2014年	2016年	2018年
空间邻接矩阵	0.5694 (0.000)	0.5700 (0.000)	0.5523 (0.000)	0.5019 (0.000)
地理距离矩阵	0.3623 (0.000)	0.3568 (0.000)	0.3259 (0.000)	0.2592 (0.002)
经济距离矩阵	0.2432 (0.001)	0.2474 (0.001)	0.2591 (0.001)	0.2431 (0.001)

注:括号中为P值。

表 11 显示空间计量回归结果较为稳健,使用三种地理矩阵获得的回归结果均显示城镇居民收入对贫困发生率的直接效应显著为负,即城镇居民收入的提高显著降低了本地区的农村贫困发生率;同时,间接效应为负但是不显著,表明跨越地区的空间溢出效应较小。从估计系数来看,使用三种地理矩阵所得到的直接效应规模相近,表明空间计量模型的估计结果是较为稳健的。整体来看,跨地区的溢出效应没有影响本文的基本回归结果,即地区内部的直接影响占有主导作用。

表 11 空间计量回归结果

变量	空间邻接矩阵		地理距离矩阵		经济距离矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
$\ln(\text{urbaninc})$	-0.126** (0.0516)	-0.143 (0.208)	-0.182* (0.0944)	-0.922 (2.025)	-0.129* (0.0697)	-0.619 (0.492)
Spatial rho	0.668*** (0.0715)		0.820*** (0.0715)		0.566*** (0.131)	
控制变量	是		是		是	
省份固定效应	是		是		是	
观测值	124		124		124	
R ²	0.466		0.462		0.542	

从微观层面来看,相邻省份经济发展提供更多就业机会可能直接影响低收入群体的就业选择,从而影响脱贫的速度。相邻省份的经济发展水平越高,提供了更多的就业机会,从而影响本省的流动人口。尤其是对于农村家庭来说,选择外出务工带来非农工资的大幅提高或者在经济发达地区进行非农生产经营活动,均能大幅提高收入。因此,本文在主回归中控制了 j 省(自治区、直辖市)在 t 年的流动人口比例 $migranratio$, 回归结果如表 2 和表 3 所示,并不影响核心解释变量与机制变量的回归系数,本文提出的假说仍然得到验证。

此外,在家庭层面的基准回归中,本文进一步加入了度量家庭外出务工的变量,分别是家庭在省(自治区、直辖市)外务工的总人数 $outprov_num$ 、家庭在省(自治区、直辖市)外进行非农个体经营的总人数 $indivop_out_num$ 。表 12 列(2)和列(3)分别展示了依次加入这两个变量的回归结果,核心解释变量和机制变量的估计系数没有显著的变化,证明了基准回归的稳健性。其中,家庭在省(自治区、直辖市)外务工的总人数 $outprov_num$ 显著为负,表明到外省务工确实显著降低了低收入群体的贫困概率,但是在省(自治区、直辖市)外进行非农个体经营的总人数 $indivop_out_num$ 的系数不显著,可能是由于低收入群体中进行省外个体经营的占比较低、规模较小导致其在统计上不具有显著性。

此外,考虑到在省(自治区、直辖市)内的个体经营活动也可能受到位于省(自治区、直辖市)外的产业上下游影响从而产生溢出效应,因此,列(4)进一步控制了家庭内从事个体经营活动(包括省内和省外)的总人数 $indivop_num$, 核心解释变量和机制变量的估计系数变化均不明显。列(5)展示了加入以上变量的工具变量回归结果,回归结果仍然是稳健的。

表 12 排除溢出效应的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	工具变量
	$poor$	$poor$	$poor$	$poor$	$poor$
$\ln(\text{urbaninc})$	-0.0654** (0.0274)	-0.0643** (0.0273)	-0.0643** (0.0273)	-0.0643** (0.0273)	-0.239*** (0.0560)
$\ln(\text{transfer})$	-0.480*** (0.106)	-0.485*** (0.105)	-0.485*** (0.105)	-0.485*** (0.105)	-0.229* (0.136)
$\ln(\text{elecons})$	-0.202*** (0.0611)	-0.186*** (0.0603)	-0.186*** (0.0603)	-0.186*** (0.0603)	-0.129** (0.0600)

续表 12

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	工具变量
	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>	<i>poor</i>
$\ln(\text{railway})$	-0.219*** (0.0694)	-0.213*** (0.0688)	-0.212*** (0.0688)	-0.213*** (0.0688)	-0.181*** (0.0682)
<i>band</i>	-0.457** (0.183)	-0.481*** (0.182)	-0.481*** (0.182)	-0.481*** (0.182)	-0.355* (0.188)
<i>outprov_num</i>		-0.190*** (0.0174)	-0.190*** (0.0174)	-0.189*** (0.0174)	-0.188*** (0.0183)
<i>indivop_out_num</i>			-0.00806 (0.0757)	-0.0110 (0.0767)	-0.0234 (0.0731)
<i>indivop_num</i>				0.00360 (0.0165)	-0.00849 (0.0164)
其他控制变量	是	是	是	是	是
常数项	8.715*** (0.915)	8.746*** (0.905)	8.745*** (0.905)	8.744*** (0.905)	
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量					1246.458
Hansen J statistic (P 值)					0.1863
观测值	10553	10553	10553	10553	10553
R ²	0.130	0.141	0.141	0.141	0.135

八、结论与政策建议

西方发达国家在 20 世纪 80 年代提出的“涓滴”式增长理论认为穷人可以通过市场机制分享到经济增长带来的成果,但是多个国家的发展历程表明并非如此。在当前我国已经消除绝对贫困的背景下,研究如何通过市场机制以外的工具促进低收入和弱势群体获得发展的权利并提高收入,对实现“共同富裕”具有重要的现实意义。同时,研究我国是否存在“先富带动后富”的现象不仅是站在当前世界经济社会发展阶段对“涓滴效应”理论的再检验,也有利于寻找兼顾效率与公平的政策思路。为此,本文以典型建档立卡脱贫户的特征为出发点,探讨了高收入群体的收入水平不断提高带动穷人脱贫增收的机制,使用家庭层面的微观数据对 2012—2018 年间“先富带动后富”的效果进行评估。

研究结果表明,2012 年以来城镇居民收入水平的提高显著减少了贫困,并且通过中央财政转移支付和电力、铁路交通、网络通信基础设施这四个渠道实现了“先富带动后富”。具体来看,高收入群体的收入不断提高导致中央转移支付不断增长和基础设施水平持续提高,其中中央转移支付增加了农村居民的转移性收入并提高了农村居民的公共服务水平;国有企业在全国范围内负责建设运营的电力、铁路交通、网络通信基础设施,不仅满足了高收入群体的消费需求并获得盈利,还充分发挥国企公益属性使低收入居民获得使用基础设施的权利,从而降低了居民发生贫困的可能性。分地区的异质性分析显示,2012—2018 年期间中央转移支付对低收入农村居民的减贫作用主要体现在东部地区,而对西部居民的减贫作用最小,这表明西部地区脱贫所需要的投入要素不仅限于现金转移支付和公共服务的提供,更大的短板在于基础设施的短缺,仍然需要持续注入能够促进农民生产的要素。同时,基础设施的回归结果也证明了这一点,即电力和网络基础设施在中部地区和西部地区的效果分别显著高于东部地区,表明提供基础设施的国有企业在中西部的作用更为明显。

基于上述研究结果,本文提出以下政策建议:

第一,本文的研究结论表明在共同富裕的目标下,中央财政的主导作用对保障低收入群体脱贫、提高低收入群体收入具有重要的作用,是共同富裕实现的基石。仍需进一步推动财税体制改革,充分发挥具有中国特色的财政体制的作用,保证对低收入和弱势群体的转移支付,并使用财政手段加

强对贫困地区基本公共服务的提供、促进基本公共服务的均等化,补齐公共服务资源欠缺地区的短板。

第二,本文分析了电力、铁路交通、通信网络基础设施行业国有企业的公益属性对共同富裕的重要作用,充分认识这一属性对国有企业改革具有重要的现实意义。我国国有企业虽然存在效率低、创新能力不足、具有垄断地位等问题,但不容忽视的是国有企业的普遍服务和低价政策对低收入群体与弱势群体的发展具有重要作用,电力与铁路交通这两类传统基础设施对保障农村生产和生活具有不可替代的基础性作用,同时随着数字经济的蓬勃发展,网络通信基础设施对农民增收、乡村振兴的重要作用日益增加。因此,在保证国有企业高质量发展的前提下,还应合理保留国有企业对老少边穷地区和弱势群体的相关制度,充分发挥国有企业在保障弱势群体发展权利方面的重要作用。

第三,注重对中西部地区的基础设施建设,尤其是以网络通信为代表的新型基础设施。本文研究表明基础设施在促进中西部地区农村居民脱贫的过程中具有不同于转移支付的作用,保证了低收入群体的基本发展权利,不仅能够改善当地居民生活生产条件、激发内生发展动力,也增强了中西部居民收入的自我造血能力,是实现“授人以渔”的重要渠道。同时,在当前乡村振兴阶段,基础设施也是实现产业振兴、人才振兴的基础。

参考文献:

- 陈宗胜 张杰,2023:《中国收入差别变动趋势总体考察:从“先富”到“共富”》,《经济学动态》第5期。
- 陈宗胜 杨希雷,2023:《论中国共同富裕测度指标和阶段性进展程度》,《经济研究》第9期。
- 陈梦根 周元任,2023:《数字经济、分享发展与共同富裕》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 陈钊 徐彤,2011:《走向“为和谐而竞争”:晋升锦标赛下的中央和地方治理模式变迁》,《世界经济》第9期。
- 樊纲 张晓晶,2008:《“福利赶超”与“增长陷阱”:拉美的教训》,《管理世界》第9期。
- 高强,2020:《脱贫攻坚与乡村振兴的统筹衔接:形势任务与战略转型》,《中国人民大学学报》第6期。
- 高跃光 范子英,2021:《财政转移支付、教育投入与长期受教育水平》,《财贸经济》第9期。
- 龚斌磊 钱泽森 李实,2023:《共同富裕的测度与驱动机制研究》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 贾康 苏京春,2012:《财政分配“三元悖论”制约及其缓解路径分析》,《财政研究》第10期。
- 金刚 尹衍斐 沈坤荣,2023:《国家试点与地方试点的协同:来自学生营养改善计划的证据》,《世界经济》第11期。
- 亢延锬 侯嘉奕 陈斌开,2023:《教育基础设施、人力资本与共同富裕》,《世界经济》第7期。
- 李实 罗楚亮,2011:《中国收入差距究竟有多大?——对修正样本结构偏差的尝试》,《经济研究》第4期。
- 李实 朱梦冰,2022:《推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现》,《管理世界》第1期。
- 李实 朱梦冰,2023:《中国社会保障制度的收入再分配效应:一些新发现》,《社会保障评论》第1期。
- 李磊 刘斌 胡博 谢璐,2012:《贸易开放对城镇居民收入及分配的影响》,《经济学(季刊)》第1期。
- 李丹 裴育 陈欢,2019:《财政转移支付是“输血”还是“造血”——基于国定扶贫县的实证研究》,《财贸经济》第6期。
- 林海 赵路桦 胡雅淇,2023:《数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕》,《中国农村经济》第5期。
- 林淑君 郭凯明 龚六堂,2022:《产业结构调整、要素收入分配与共同富裕》,《经济研究》第7期。
- 刘生龙 胡鞍钢,2010:《基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007》,《经济研究》第3期。
- 倪鹏飞,2019:《货币政策宽松、供需空间错配与房价持续分化》,《经济研究》第8期。
- 彭刚 杨德林 姚星 李宏兵,2024:《最低工资标准与共同富裕:理论逻辑与中国实践》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 斯蒂格利茨 周建军 张晔,2018:《不平等与经济增长》,《政治经济学季刊》第2期。
- 邵帅 齐中英,2008:《西部地区的能源开发与经济增长——基于“资源诅咒”假说的实证分析》,《经济研究》第4期。
- 唐高洁 闫东艺 冯帅章,2023:《走向共同富裕:再分配政策对收入分布的影响分析》,《经济研究》第3期。
- 王宇澄 张莉 郑新业,2018:《“准财政政策”能指望么?——中央投资对地方投资的带动效应评估》,《管理世界》第8期。
- 王亚飞 黄欢欢 石铭 刘静,2023:《新型基础设施建设对共同富裕的影响机理及实证检验》,《中国人口·资源与环境》第9期。
- 王震,2022:《共同富裕背景下医疗保障的公平性:以职工医保为例》,《经济学动态》第3期。
- 汪三贵,2008:《在发展中战胜贫困——对中国30年大规模减贫经验的总结与评价》,《管理世界》第11期。
- 汪三贵 王彩玲,2015:《交通基础设施的可获得性与贫困村劳动力迁移——来自贫困村农户的证据》,《劳动经济研究》第6期。

- 魏下海 韦庆芳, 2023:《通往农村共富之路:网络基础设施建设与相对贫困缓解》,《统计研究》第6期。
- 夏珺 李春根, 2018:《农村最低生活保障中央财政转移支付的均等化效应》,《财政研究》第2期。
- 解垚, 2020:《城镇化与中国农村减贫》,《经济科学》第3期。
- 谢伦裕 王宇澄 晋晶, 2021:《晋升激励、竞争驱动与产能扩张:来自中国电改的证据》,《世界经济》第8期。
- 杨穗 赵小漫, 2022:《走向共同富裕:中国社会保障再分配的实践、成效与启示》,《管理世界》第11期。
- 叶堂林 王雪莹, 2023:《数字经济对协调性均衡发展的影响——兼论共同富裕的实现路径》,《经济学动态》第1期。
- 张浩淼, 2022:《巴西社会保障:从发展中国家典范到深陷泥潭》,《社会保障评论》第4期。
- 周雪光, 2008:《基层政府间的“共谋现象”——一个政府行为的制度逻辑》,《社会学研究》第6期。
- 郑新业 张力, 2017:《财政“不可能三角”之可能》,《探索与争鸣》第9期。
- Aghion, P. & P. Bolton (1997), “A theory of trickle-down growth and development”, *Review of Economic Studies*, 64 (2): 151–172.
- Atkinson, A. et al. (2011), “Top incomes in the long run of history”, *Journal of Economic Literature*, 49(1): 3–71.
- Banerjee, A. & T. Piketty (2005), “Top Indian incomes, 1922–2000”, *World Bank Economic Review*, 19(1): 1–20.
- Basu, S. & S. Mallick (2008), “When does growth trickle down to the poor? The Indian case”, *Cambridge Journal of Economics*, 32(3): 461–477.
- Beladi, H. (1990), “Unemployment, trickle down effects and regional income disparities”, *Regional Science and Urban Economics*, 20(3): 351–357.
- Blackburn, K. & N. Bose (2003), “A model of trickle-down through learning”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27(3): 445–466.
- Bruno, M. & B. Pleskovic (1995), *Annual World Bank Conference on Development Economics*, World Bank.
- Dollar, D. & A. Kraay (2002), “Growth is Good for the Poor”, *Journal of Economic Growth*, 7(3): 195–225.
- Fouquet, R. (2012), “Trends in income and price elasticities of transport demand (1850–2010)”, *Energy Policy*, 50: 62–71.
- Goel, R. et al. (2006), “Demand elasticities for Internet services”, *Applied Economics*, 38(9), 975–980.
- Khoo, B. (2012), *Policy Regimes and the Political Economy of Poverty Reduction in Malaysia*, Springer.
- Kuznets, S. (1955), “Economic growth and income inequality”, *American Economic Review*, 45(1): 1–28.
- Papayrakis, E. & R. Gerlagh (2007), “Resource abundance and economic growth in the United States”, *European Economic Review*, 51(4): 1011–1039.
- Piketty, T. & E. Saez (2003), “Income inequality in the United States, 1913–1998”, *Quarterly Journal of Economics*, 118(1): 1–41.
- Ravallion, M. (2001), “Growth, inequality and poverty: Looking beyond averages”, *World Development*, 29(11): 1803–1815.
- Röller, L. & L. Waverman (2001), “Telecommunications infrastructure and economic development: A simultaneous approach”, *American Economic Review*, 91(4): 909–923.
- Salmon, C. & J. Tanguy (2016), “Rural electrification and household labor supply: Evidence from Nigeria”, *World Development*, 82: 48–68.
- Van der Kroon, B. et al. (2013), “The energy Ladder: Theoretical myth or empirical truth? Results from a meta-analysis”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 20: 504–513.
- Zyblock, M. & Z. Lin (2000), “Trickling down or fizzling out? Economic performance, transfers, inequality, and low income in Canada”, *Journal of Income Distribution*, 9(2): 137–154.
- Zhou, S. & F. Teng (2013), “Estimation of urban residential electricity demand in China using household survey data”, *Energy Policy*, 61: 394–402.

Common Prosperity: Re-examining the Trickle-down Effect in China

ZHENG Xinye^a, XIAO Han^b and HAN Yi^a

(a: Renmin University of China, Beijing, China;

b: Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China)

Summary: Recent research has found that the fruits of economic growth in most countries do not trickle down from high-income to low-income groups through market mechanisms, that is, the “trickle-down effect” is not significant. Does China have a “trickle-down effect” to realize “get-rich-first group driving others to get rich later”? Based on China’s practical experience since the reform and opening-up, this paper proposes two mechanisms for realizing this goal. Firstly, in addition to directly targeting individual subsidies, central financial transfers also provide low-income groups with basic development rights such as education and healthcare through the promotion of “equalization of public services”, which simultaneously ensures the realization of “giving a man a fish” and “teaching a man to fish”. Secondly, state-owned enterprises (SOEs) are dominant in the electricity, rail transportation, and communications network infrastructure sectors, and play a “quasi-government” role in providing services to remote areas and low-income groups in the form of “universal service”, which empowers them to access infrastructure as a fundamental right to development.

This paper uses the China Family Panel Studies (CFPS) database to test the roles of the two mechanisms of central financial transfers and SOEs in realizing the trickle-down effect in China since 2012. This study firstly summarizes the characteristics of typical registered poor households, then explains how the central financial transfers and SOEs with “pro-poor” characteristics have an impact on driving poor households out of poverty, and finally establishes a regression model to carry out empirical analyses. The results of empirical research show that the get-rich-first group can indeed drive the low-income group to get rich, that is, the income growth of the high-income group has a significant contribution to the poverty alleviation of rural households. The mechanism tests show that the increase in the income of urban residents significantly increases the central financial transfers and SOEs’ construction of electric power, railroad transportation, and communication network infrastructure, which then benefits low-income groups and thus reduces the probability of poverty.

The marginal contributions of this paper are mainly reflected in the following aspects. Firstly, this paper examines the impact of the income growth of high-income earners on the probability of poverty of low-income disadvantaged groups in rural areas of China from the perspective of micro-household data, to re-test the “trickle-down effect”, and effectively enrich the discussion on the “trickle-down effect”. Secondly, this paper delves into the decisive role of the fiscal system and SOEs in the access of low-income vulnerable groups to the right to development. This paper finds that the pro-poor fiscal transfers and the services provided by SOEs for infrastructure such as electricity, transportation, and communications not only meet the needs of high-income groups but also ensure the right to development of low-income groups, thus helping them to escape from poverty. Thirdly, the paper provides a detailed analysis of the dynamic process of “get-rich-first group driving others to get rich later”, showing how to achieve common prosperity through financial transfers and public services provided by SOEs, especially how the government can utilize the tax revenues of high-income earners to support the low-income group and bring them to prosperity without blindly expanding its debt.

Keywords: Common Prosperity; Trickle-down Effect; Poverty Alleviation; Central Financial Transfers; Stated-owned Enterprise

JEL Classification: O12, P35, P36

(责任编辑:金 禾)

(校对:木 丰)