

DOI:10.3876/j.issn.1671-4970.2023.03.011

跨省域一体化对共同富裕的影响研究 ——来自长三角的经验证据

周 耿^{1,2}, 申 泉², 王宇伟^{1,2}

(1. 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心, 江苏 南京 210093; 2. 南京大学商学院, 江苏 南京 210093)

摘要:在全面建设社会主义现代化国家、大力推进区域一体化战略的背景下,能否实现共同富裕是通过更大范围的跨省域一体化来推动经济高质量发展的关键,但目前鲜有文献指出它们之间的关系。将共同富裕分解为益贫式增长率和地区收入差距两个维度,通过百度搜索大数据和社会网络分析方法,构建了一种一体化水平的全新度量方式。在计算长三角 41 座城市 2011—2020 年跨省域一体化水平的基础上,分析跨省域一体化对于共同富裕的影响。研究结果表明,跨省域一体化对于共同富裕有着显著的正向促进作用,长三角跨省域一体化程度的提高有助于提升益贫式增长率,降低地区收入差距;跨省域一体化对于共同富裕的促进作用主要是通过对于农村地区及欠发达地区的拉动来实现的,对城市地区和发达地区的作用则相对较弱,跨省域一体化中的“扩散效应”而不是“集聚效应”在起着主导作用。在采用了更换自变量、更换因变量、工具变量检验后,结论依然稳健。基于主要结论,提出针对性的政策建议:一是扩大跨区一体化的范围,实现更大范围共同富裕;二是引导资本节约型技术进步的发展,促进劳动生产率的提高;三是鼓励要素向区域内欠发达地区迁移,助推区域一体化的扩散效应。

关键词:高质量发展;共同富裕;跨省域一体化;益贫式增长;长三角

中图分类号:F061.5;F207 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2023)03-0118-15

一、引言

共同富裕是中国人民自古以来的理想追求,也是社会主义制度的本质特征。习近平总书记指出:“共同富裕是社会主义的本质要求,是人民群众的共同期盼。我们推动经济社会发展,归根结底是要实现全体人民共同富裕。”^[1]从改革开放 40 多年的实践来看,中国实现共同富裕的主要路径是“使一部分地区、一部分人先富起来,先富带动后富”,也即华盛顿共识提出的“涓滴效应”。然而,实际数

据表明,无论是先富地区还是先富个人,其“涓滴效应”都呈现出一定的局限性(图 1)。以 GDP 总量第一的广东省 21 市为例,2019 年珠三角 9 市的人均 GDP 是非珠三角 12 市人均 GDP 的 3 倍多,且这种倍数近年来呈现出高位震荡的趋势,这说明,在珠三角省域内一体化的模式下,区域内并未充分地向区域外释放“涓滴效应”。对于区域“内外有别”的这种现象,一些学者的解释为地方政府以分割市场的方式追求经济增长^[2],地理相邻城市间形成以邻为壑的生产率增长模式^[3]。因此,适当扩大区域

引用本文:周耿,申泉,王宇伟. 跨省域一体化对共同富裕的影响研究——来自长三角的经验证据[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2023,25(3):118-132.

基金项目:国家自然科学基金面上项目(72173063);江苏省社会科学基金项目(20EYB013)

作者简介:周耿(1980—),男,副教授,博士,主要从事经济大数据研究。E-mail:zhougeng@nju.edu.cn

协调的范围,将有助于涓滴效应的发挥,实现共同富裕。

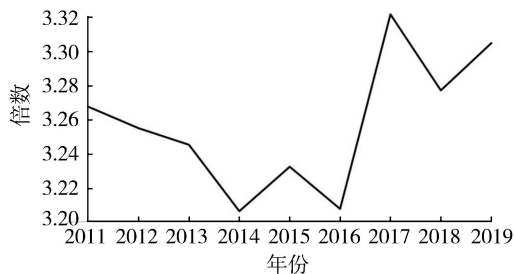


图1 2011—2019 年珠三角地区相对广东其他地区人均 GDP 的倍数

与珠三角省域内的一体化发展模式不同,长三角区域从概念诞生伊始就具备跨省域的区域协调特征。自1982年提出“以上海为中心建立长三角经济圈”以来,长三角地区不断扩容壮大,到了2018年,长三角区域一体化不再仅是地方政策,而是升级成为国家级战略。如今,该地区已经由最初的上海周边的10座城市扩容至涵盖上海、江苏、浙江、安徽全域41座城市的城市群。因此,作为跨省域的长三角一体化,需要协调和整合更多的资源和利益关系,需要克服更多的省域障碍和困难。从理论上来看,这种更大范围跨省域一体化的发展模式可以促进资源更充分地流动,提高区域内企业的效率和竞争力,实现经济的发展。近年来,欧洲出现了英国“脱欧”等一系列“逆一体化”现象,这说明随着欧盟等地区一体化程度的加深,不仅没有带来共同富裕程度的提高,反而导致了社会的贫富分化和地区间收入差距的扩大^[4]。因此,从国外实践来看,理论所预期的一体化推动经济发展伴随贫富差距扩大,一体化没有带来真正意义上的高质量发展。

2022年4月,中共中央、国务院发布了《关于加快建设全国统一大市场的意见》,对中国经济高质量发展进行了部署。其中,文件特别强调全国统一大市场的建设完成之前,要鼓励京津冀、长三角、粤港澳大湾区以及成渝地区双城经济圈、长江中游城市群等区域,优先开展区域市场一体化建设工作,积极总结并复制推广典型经验和做法。这意味着,如果跨省域一体化不能带来共同富裕,那么它将难以成为可推广的经验,导致全国市场一体化难以完成。因

此,从国内的实践需求来看,能否实现共同富裕也是通过更大范围的跨省域一体化来推动经济高质量发展的关键。

基于此,以2011—2020年长三角41座城市为研究样本,从理论和实证两个层面系统论证了跨省域一体化对共同富裕所产生的影响,试图回答以下问题:跨省域一体化是否能够影响共同富裕?跨省域一体化对于共同富裕的影响呈现出怎样的异质性?针对上述问题,本研究拓展了跨省域一体化影响共同富裕领域的研究,为探索新时代中国特色社会主义共同富裕道路提供了新的研究视角,可能的边际贡献主要体现在以下3方面:第一,在全面建设社会主义现代化国家、全面推进中华民族伟大复兴的时代背景下,我国正在大力推动跨省域一体化、促进全体人民的共同富裕,本研究从理论和实证层面论证了跨省域一体化对于共同富裕的作用,确认跨省域一体化是实现高质量发展的可行之路。第二,将跨省域一体化对城镇和农村、发达地区和欠发达地区、大城市和中小城市共同富裕的异质性进行分析,发现区域一体化对城镇、发达地区和大城市的共同富裕不明显,并提出了可能的原因。第三,创新了一种区域一体化指数的度量方法,即通过使用大数据和社会网络分析方法,利用百度搜索指数构造了全新的长三角一体化指数。相较于传统的度量方式,该指数具有精度高、时效性强、度量全面等特点,为度量一体化水平提供了全新的思路与方法。

二、文献综述和研究假设

从经济学来看,区域一体化指的是将包括商品和要素自由流动在内的、阻碍经济有效运行的人为因素加以消除,通过相互协作与统一,创造最适宜的区域经济结构^[5]。区域一体化概念在不断延伸,定义的视角越来越多元,除了区域经济一体化,还包括文化融合^[6]、生态文明^[7]等非经济方面的一体化,政治、经济、文化、生态等方面协调合作,推动资源整合,从而促进区域的协调发展。将阻碍各国之间或者一国之内各地区经济最有效运行的人为因素加以消除,形成统一的市场的过程,就被称为区域经济一体化^[8]。统一的市场能够产生更大的市

场规模和更加充分的市场竞争,经济要素可以更加自由地流动,使得交易成本下降,从而带来资源配置效率的提高。同时,区域一体化可以促进产业集聚,从而影响各地区经济发展并产生福利分配效应^[9]。从经济内涵来说,共同富裕指的是全体人民的共同富裕、共享发展成果、共同过上幸福美好的生活,包括总体富裕水平和发展成果分配水平两个维度,其中,发展成果分配水平涉及人群、区域和城乡共3个层次的差异^[10]。也有学者从分配水平和分配结构两个维度分析苏南地区的共同富裕现状^[11],益贫式增长的内涵契合了共同富裕的内在要求,即有利于全体人民的共同富裕,是衡量共同富裕的合适指标^[12]。

多数研究认为,受“财政分权”及“晋升锦标赛”影响,中国地方政府出于竞争的需要会建立地方行政壁垒,阻碍经济一体化进程^[13-14],从而间接导致资源配置效率低下和劳动者收入份额下降^[15]。理论上而言,跨省域一体化程度的提高对益贫式增长的促进作用主要体现在以下几方面:首先,一体化水平提高能够提升区域内信任水平与群体身份认同,增加区域间技术合作与学习,带来技术溢出和学习模仿效应,从而促进区域内企业的技术水平及生产效率,提高生产要素边际产出^[16],劳动者报酬也能得到增加^[17];其次,市场分割削弱了企业优胜劣汰的市场机制,生产效率较低的企业由于地方保护得以存活,导致市场效率的损失和劳动者收入水平的停滞^[18],而一体化程度的提高则有利于淘汰低效率企业,提高区域经济活力,带来更多的就业机会和更高的收入水平;再次,有助于促进区域内基本公共服务的均等化^[19],保障区域内低收入人群也能享受较充足的社会福利、医疗及教育等资源,促进益贫式增长;最后,强化了区域内人们的文化归属感,有利于区域核心区域向外围区域扩散效应放大,提升外围区域的市场获得,有利于缩小不同地区和行业的收入差距^[20]。由以上分析可知,跨省域一体化水平的提升可以在一定程度上削弱行政壁垒,加强政府间合作,减少“以邻为壑”现象,促进生产要素合理配置,并在微观层面提高底层劳动者的收入水平,从而实现“先富带

动后富”。基于此,提出假设1:

H1 跨省域一体化水平的提高有助于促进益贫式增长,推动共同富裕。

新经济地理学理论指出,区域经济系统中同时存在着“集聚效应”和“扩散效应”两种机制:集聚效应指的是由于规模经济、技术优势等原因,资源要素从中小城市向大城市集聚的现象;扩散效应是指由于比较优势、政策原因等因素,产业、人口、要素由大城市向中小城市扩散的现象。通常,在区域一体化发展的初期,集聚效应起主导作用,大城市对中小城市起着“虹吸作用”,会扩大地区间的收入差距;而在区域一体化程度较高时,扩散效应则发挥主要作用,资源会从大城市向中小城市溢出^[21-23]。因此跨省域一体化一旦越过初期的萌芽、协调阶段,达到较高水平的合作、深化阶段后^[24-25],扩散效应发挥主导作用。资源从先发展地区的大城市流向后发展地区的中小城市,将有助于缩小地区收入差距。基于此,提出假设2:

H2 跨省域一体化水平的提高有助于减小地区收入差距。

跨省域一体化往往涵盖经济发展水平不同的地区。例如,长三角涵盖三省一市,各地之间的经济基础、产业结构、要素禀赋有较大差异,既有上海、苏南等发达地区,也有苏北、安徽等发展程度相对落后的地区。因此,既要探究跨省域一体化对共同富裕的影响,也有必要探究这种影响在不同地区是否具有异质性,特别是在城镇和农村、大城市和小城市分别呈现怎样的特点。关于一体化程度的提高对于区域内城市所产生的影响,主要有两派不同观点:一方面,根据中心—外围理论,城市群由中心城市及其附带的外围城市所构成,由于外部规模经济、本地市场效应的存在,优势资源会向发达中心城市集中,再通过“溢出效应”带动欠发达的外围城市发展,即“先富带动后富”^[26],从而有助于推动共同富裕的实现。具体而言,随着区域一体化程度的提高,市场分割现象得以减轻乃至消除,要素和产品可以更加自由地在区域间流动,这不仅会带来资源配置效率的提高^[27],也扩大了各省市的市场范围。除了本地要素积累外,农村和小城市可以依赖大城市资源的“溢出”,促

进本地的经济增长和居民收入提高^[28],从而带来益贫式增长和地区收入差距的缩小。

另一方面,也有学者指出,在实践中溢出效应并不一定会自然发生,区域内各城市非协调发展的态势在不断扩大^[29],这种非协调发展现象说明中心城市的发展可能是以牺牲外围地区的发展为代价的^[30-31]。区域一体化水平的提高在消除人为壁垒的同时,也可能会带来“虹吸效应”,即由于大城市等相对发达地区相对于中小城市和农村地区具有区位优势,产业、生产要素、消费等将主要向大城市转移,导致对农村和中小城市等相对落后的地区带来不利影响^[32-33]。现有研究对虹吸效应的产生原因做出了如下解释:一是城市等发达地区在积累优势资源后,由于规模经济的影响,会继续吸引外围欠发达地区的劳动力、资本、技术等资源,从而产生一定的路径依赖和锁定效应^[34];二是增长极理论假定中心城市对外围城市通过补偿机制而实现溢出效应,即在经济发展初期,外围城市集中资源协助中心城市发展,后期,中心城市对外围城市进行补偿。然而,由于不同发展阶段,不同主体对经济资源的价值有不同的判断标准,这会带来补偿环节的失效,由此导致虹吸效应持续发生^[35]。虹吸效应不仅发生在中心城市和外围城市之间,在大城市与县城、城市与农村之间也存在。如, Faber 通过研究中国高速公路网络建设对区域一体化的影响发现,高速公路在加快区域中心城市与县城市场整合、提高区域一体化水平的同时,也使得区域中心城市呈现虹吸效应,导致边缘县域经济的发展相对缓慢^[36]。

综上,跨省域一体化可能对城市和农村、大城市和小城市的共同富裕产生不对称的影响。基于此,分别从城乡和城市规模两个方面提出以下两组竞争性假设:

H3a 跨省域一体化对城乡益贫式增长的影响存在差异,跨省域一体化对城市益贫式增长的影响更大;

H3b 跨省域一体化对城乡益贫式增长的影响存在差异,跨省域一体化对农村益贫式增长的影响更大。

H4a 跨省域一体化对不同规模城市共同富裕的影响存在差异,跨省域一体化对大城市共

同富裕的影响更大;

H4b 跨省域一体化对不同规模城市共同富裕的影响存在差异,跨省域一体化对小城市共同富裕的影响更大。

三、指标构建、模型设计及数据说明

1. 共同富裕的度量

共同富裕是一个复合概念,学术界大多数都从多个方面衡量共同富裕的水平^[10-11]。结合以往的文献,本研究认为就地理范围而言,探讨共同富裕至少应该考虑两个维度:一个地方内部居民的收入差距以及地区间的收入差距,其中,前者可以使用益贫式增长来衡量,唯有这两种收入差距都得以缩小,共同富裕才能更好地实现。

(1) 益贫式增长率

促进益贫式增长对实现共同富裕具有重要作用^[12],因此使用益贫式增长率来度量一个城市内部的共同富裕水平。现有研究中,大部分学者都使用家庭调查数据度量贫困及不平等问题^①,但是大多数家庭调查数据都是不连续的,且大都仅抽取全国少数特定地区做统计。限于数据可得性以及此次研究范围,参考现有研究对益贫式增长水平的测度方法^[37-38],选择使用上海、江苏、浙江和安徽三省一市统计局公布的抽样调查并汇总之后的城镇及农村居民家庭,按收入五等分的人均可支配收入计算益贫式增长率。假设 t 时期 i 地区的个体收入为 x_{it} ,其分布函数为 $F(x_{it})$, p 为贫困人口所占的比重,则 $x_{it}(p) = F^{-1}_i(p)$ 表示按升序排列的分组收入水平。 t 时期 i 地区的贫困人口的收入分布洛伦兹曲线为:

$$L_{it}(p) = \frac{1}{\omega_{it}} \int_0^p x_{it}(q) dq \quad (1)$$

式中: $\omega_{it} = \int_0^1 x_{it}(q) dq$ 表示 t 时期全社会的平均收入水平。根据益贫式增长定义可知,低收入群体的收入增长率高于社会平均增长率时,可定义为益贫式增长^[39]。根据洛伦兹曲线定

①应用大型微观调查数据(或称单元数据)对贫困问题的分析已非常成熟,有基于 Stata 的程序包 DASP 可以计算多种贫困指数及分解,可参见: <http://dasp.ecn.ulaval.ca>。

义可知,贫困人口收入分布表示为相对收入与贫困人口比重的乘积,即:

$$L_{ii}(p)=\left(\frac{\omega_{ii}^p}{\omega_{ii}}\right)p \tag{2}$$

式中: $\omega_{ii}^p=\frac{1}{p}\int_0^px_{ii}(q)dq$ 表示贫困人口的平均收入水平。对式(2)两边取对数差分,可得贫困人口收入增长率为:

$$g_{ii}(\omega_{ii}^p)=\ln\omega_{ii}^p-\ln\omega_{ii-1}^p=\ln\omega_{ii}-\ln\omega_{ii-1}+\ln L_{ii}(p)-\ln L_{ii-1}(p) \tag{3}$$

式中: $\ln\omega_{ii}-\ln\omega_{ii-1}$ 为全局平均收入增长率, $\ln L_{ii}(p)-\ln L_{ii-1}(p)$ 为贫困人口收入分布变化率,两者之和即为贫困人口的人均收入增长率。

根据式(2)和式(3)以及广义洛伦兹曲线的经济含义,得出全局益贫式增长率表示形式:

$$PROG_{ii}=\int_0^1g_{ii}(\omega_{ii}^p)dp=\ln\omega_{ii}-\ln\omega_{ii-1}+\int_0^1[\ln L_{ii}(p)-\ln L_{ii-1}(p)]dp \tag{4}$$

式中: $\int_0^1[\ln L_{ii}(p)-\ln L_{ii-1}(p)]dp$ 表示全社会收入分布变化率。由洛伦兹曲线的定义可知,当 $p=L(p)$ 时,全社会收入完全平等。于是,根据收入不平等的概念可定义 t 时期的社会不平等指数为:

$$\ln D_{ii}=2\int_0^1[\ln p-\ln L_{ii}(p)]dp \tag{5}$$

将式(5)代入式(4),得出全局益贫增长率为:

$$PROG_{ii}=g_{ii}-(\ln D_{ii}-\ln D_{ii-1})=g_{ii}-\Delta\ln D_{ii} \tag{6}$$

由式(6)可知,益贫式增长率等于全社会平均收入水平增长率 g_{ii} 与全局收入不平等变化率 $\Delta\ln D_{ii}$ 之差。

鉴于长三角许多城市并未公布五等分分组收入数据,参考赵锦春等的做法^[38],使用省级层面的城镇、农村人均可支配收入五等分收入组收入比重分别与城市的城镇、农村人均可支配收入数据相乘,近似获得城市的城镇居民收入五等分分组数据,再利用上述公式计算得到城市层面的城镇和农村益贫式增长率 $PORG_{ii}$,其中, i 表示地区, t 表示时期,样本时间为2011—2020年。

(2)地区收入差距

地区收入差距的计算更加简便,指标丰富,学界常使用基尼系数、泰尔指数等来衡量地区收入差距。但在实证研究中,此类指标多用于分解地区收入差距的内部要素,分析不同影响因素的贡献度,然而,这类指标在面板数据的实证分析方面应用较少,对跨省际层面的地区分解不太有效。因此,学术界通常使用绝对和相对两类指标分析地区收入差距^[40]:绝对值是指如人均GDP、工资收入等绝对数值的差值^[41];相对值是指如目标城市与区域内所有城市人均GDP之比等^[42]。由于绝对指标还会受经济发展、物价水平等其他因素的影响,本研究将选用相对指标来衡量地区收入差距。

2. 基于百度指数的长三角跨省域一体化指数构建

目前,一体化指数的定量测度中较常使用贸易量法、综合测度法、社会网络分析法、生产法、价格法等。其中,社会网络分析法相对而言度量更加精准,能够反映区域经济发展的空间关联和溢出效应,不受其他经济因素的干扰,且更加符合经济直觉,有助于从整体上把握长三角区域经济一体化发展的全局特征。然而,令人遗憾的是,目前使用社会网络分析法来度量一体化指数的文献仍然较少,且大多是采用GDP、人口数等相对宏观的指标度量,度量精度不够^[43]。为解决上述度量方法的缺陷,通过搜索引擎大数据与社会网络分析方法来构建长三角一体化指数。搜索引擎是人们在信息社会获取信息最主要的途径之一,目前世界上比较常见的搜索引擎指数主要有谷歌趋势(Google Trend)和百度指数(Baidu Index),其是搜索引擎巨头将海量网民搜索行为数据聚合而成的,能够准确反映不同地区人们的行为模式随时间的变化。鉴于百度搜索引擎在中国大陆市场的垄断地位^①,百度指数已成为研究中国网民搜索行为最佳的数据来源,受到国内外众多研究者的青睐^[44-46]。

① 根据全球网站通讯流量监测机构 StatCounter 的数据,按网站流量计,2022年6月百度在中国搜索引擎市场占有率超过75%。

本研究根据百度指数收录情况,并结合日常生活中的高频搜索场景,选取了长三角地区与城市名称相关的词汇 1 215 条。选取规则如下:根据 41 座城市以及下辖区县名称加上衣食住行相关的“天气”“美食”“酒店”“地图”等 12 条通用词汇(如“南京美食”和“金华地图”等)。相对于采用城市名作为关键词的做法^[45],本研究选取的搜索词范围更广,具有更高的搜索量和稳定性,不易受到突发新闻事件的影响。通过对百度指数相关搜索词搜索来源地的分类,剔除本地搜索的来源后,跨地区的搜索量可以反映城市之间的经济关联性。如图 2 所示,当南京的网民搜索关键词“杭州天气预报”时,这意味着南京和杭州即将产生一次经济与社会联系,联系的方向为南京到杭州,这种联系可能是探亲访友、个人旅游、商务出差、劳务输出、人员迁徙等。

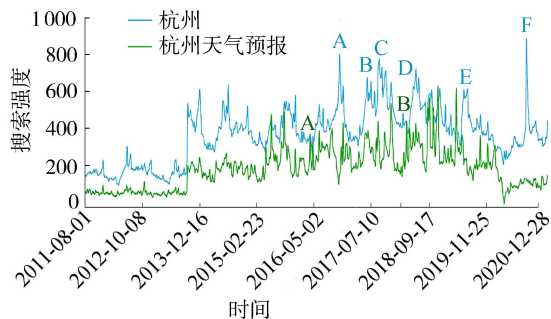


图 2 江苏南京搜索“杭州”和“杭州天气预报”的百度指数(2011—2020 年)

由于中国的互联网市场规模呈现出不断增长的趋势,虽然百度搜索引擎在中国大陆市场处于绝对领先地位,但仍然存在 360 搜索、搜狗搜索等竞争者。因此,百度指数的搜索量可能受到行业的发展和百度本身市场份额的影响。参考沈悦等的做法^[47],选取百度搜索排名前 100 的成语搜索量均值代理百度搜索总量,将搜索词来源地的搜索量均值和全国排名前 100 的成语搜索量均值之比作为搜索热度来反映地区间经济联系的强度,以控制互联网搜索市场扩大和百度市场份额波动的影响。

相邻节点往往倾向于创建相对紧密联系的群体^[48],而群聚系数是用来描述图中的顶点之间集结成紧密联系群体程度的系数。图 3 反映了城市 X 与周边城市关系的 3 个例子,其中 X

均处于中心位置,用度中心度衡量的指标是完全相同的,但从区域一体角度来看,显然左边 X 的一体化程度更高,中间次之,右边最差。群聚系数可以很好地解决部分网络指标只能反映个体而不能反映群体的缺陷,用来度量区域一体化发展程度较为贴切。

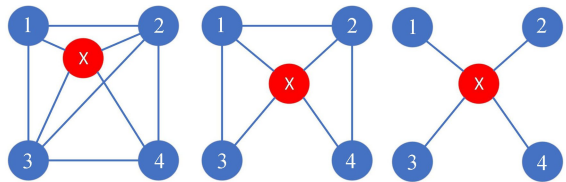


图 3 不同网络结构下的区域一体化示例

然而,在社会网络的研究中,群聚系数一般是针对无向且无权重的网络图,定义为:

$$C_u = \frac{2T(u)}{\deg(u) [\deg(u) - 1]} \quad (7)$$

式中: $T(u)$ 为网络中经过 u 的三角形的数量; $\deg(u)$ 为 u 的度数。

对于无向带权重的网络图,一些学者提出了不同改进的方法^[49],如将标准化的三角形边的权重替换了三角形的数量:

$$C_u = \frac{1}{\deg(u) [\deg(u) - 1]} \sum_{vw} \hat{w}_{uw} \hat{w}_{vw} \hat{w}_{uv}^{\frac{1}{3}} \quad (8)$$

权重标准化的定义为 $\hat{w}_{uv} = w_{uv} / \max(w)$,即将图中的边的最大值定义为标准化的分母。对于有向带权重的图,同时为了反映同样的网络节点随时间变化的情况,在上式基础上加以改进,将 $\hat{w}_{uv}$ 定义为 $\text{mean}(w) / \max(w)$,同时参考 Fagiolo 的研究^[50],将指数设计为:

$$C_u = \frac{1}{\deg^{\text{tot}}(u) [\deg^{\text{tot}}(u) - 1] - 2 \deg^{\leftrightarrow}(u)} \sum_{vw} \hat{w}_{uv} \hat{w}_{uw} \hat{w}_{vw}^{\frac{1}{3}} \quad (9)$$

式中: $\deg^{\text{tot}}(u)$ 和 $2 \deg^{\leftrightarrow}(u)$ 分别为经过节点 u 加总权重和双向对等权重。

在对百度指数数据进行上述一系列处理后,得到 41 座城市的一体化发展指数。通过汇总平均可得到长三角一体化发展的年度指数,以及上海、江苏、浙江和安徽在内的 41 座城市各自相对应的一体化发展指数。

省级层面以及长三角总体的一体化指数测算结果如表 1 所示:从纵向来看,长三角整体及三省一市的一体化水平虽然在某些年份有一定

波动,但总体处于上升趋势,这说明随着经济关联日益密切、人员流动增加以及许多一体化促进政策的出台,长三角区域的一体化程度日益加深;从横向来看,上海市一体化程度在长三角区域遥遥领先,这说明上海市与长三角其他城市的联系最为密切,是长三角的中心城市,其次分别是江苏省、浙江省和安徽省,三者之间的一体化水平差距不大,且差距呈现波动缩小的趋势。

表 1 长三角跨省域一体化年度指数的测算结果

年份	上海	江苏	浙江	安徽	长三角
2011	10.145 8	5.053 9	4.192 1	4.147 3	4.593 1
2012	8.971 7	4.481 6	3.783 6	3.736 8	4.113 2
2013	9.694 3	4.294 1	3.510 3	3.113 8	3.754 9
2014	13.171 9	5.983 9	4.539 8	3.761 1	4.904 3
2015	16.653 2	7.607 4	5.756 8	4.753 9	6.218 0
2016	14.979 4	6.715 9	5.220 7	4.108 4	5.498 7
2017	15.177 8	6.874 0	5.175 3	3.972 3	5.488 4
2018	16.942 3	7.742 3	5.757 7	4.628 2	6.219 0
2019	19.355 2	9.227 1	7.038 4	5.894 0	7.586 2
2020	22.899 0	11.621 6	9.058 7	8.276 4	9.903 6

数据来源:作者通过对百度指数数据整理、计算得出。

3. 计量模型与数据说明

(1) 计量模型

参考已有研究成果,设定如下的计量模型以进行实证检验:

$$cpros_{it} = \beta_0 + \beta_1 inte_{it} + \beta_2 controls_{it} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

式中: $cpros_{it}$ 表示样本 i 在 t 年的共同富裕程度,分别使用益贫式增长率($porg$)和地区收入差距($disp$)来衡量; β_0 为常数项; β_1 为待估计核心解释系数; $inte_{it}$ 表示样本 i 在 t 年的长三角跨省域一体化指数; $controls_{it}$ 为一系列控制变量; λ_i 和 δ_t 分别表示地区固定效应和时间固定效应; ε_{it} 表示随机误差项。

(2) 研究样本

在研究样本的选择上,选取长三角 41 座城市 2011—2020 年的数据,这主要是因为百度只公布了 2011 年及之后年份的搜索指数,同时,有部分城市 2021 年之后的部分宏观指标尚未公布。此外,2010 年 5 月国务院正式批准实施了长三角区域规划,此后又陆续推出了《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》等重要政策文件。因此,将研究时间限定在 2011—2020 年有助于更好地探究长三角一体化所带来的政策效应。

4. 变量选择与数据来源

被解释变量。共同富裕程度($cpros$)分别

使用益贫式增长率($porg$)和地区收入差距($disp$)来衡量。其中,益贫式增长率($porg$)的计算由式(6)所示,分为城镇益贫式增长率和农村益贫式增长率;地区收入差距($disp$)通常使用两个城市间经济指标的比值来度量^[51]。在实际研究过程中,大部分文献使用人均 GDP 衡量地区间的收入差距^[52],因此,将长三角 41 座城市两两配对,使用两座城市之间人均 GDP 的比值作为地区间收入差距的代理变量。

核心解释变量。跨省域一体化水平($inte$)通过百度搜索指数结合社会网络分析来度量。

控制变量。参考现有研究^[12,36,53],在研究跨省域一体化对共同富裕的影响时,针对益贫式增长率,选取经济增长率($gdprate$)、物价水平(cpi)、产业结构($ms2rate$)、社会保障资源(soc)、教育资源(edu)、医疗资源(hlh)等控制变量。针对城市收入差距,选取城市人口之比($rpop$)、公用设施之比($rinfr$)、财政支出之比($rfin$)、开放水平之比($ropen$)等控制变量。

所有变量的说明、计算方式和数据来源见表 2,描述性统计见表 3。

四、实证分析

1. 基准回归

使用面板固定效应和随机效应检验跨省域一体化水平对于益贫式增长率和地区收入差距分别产生的影响,表 4 和表 5 展示了式(10)的回归结果。

具体而言,表 4 汇报了跨省域一体化水平对于益贫式增长率的影响。从被解释变量和样本范围来看,列(1)(2)的被解释变量是全样本的益贫式增长率,而列(3)(4)(5)(6)的被解释变量分别是城镇和农村的益贫式增长率;从回归模型来看,列(1)(3)(5)使用了面板固定效应,列(2)(4)(6)使用了面板随机效应。就模型选择而言,从表 4 可以看出,不论是在方向还是显著性程度上,面板固定效应和随机效应模型的回归结果都十分相近,这说明模型的选择对结论产生的影响较为有限。从列(1)(2)可知,不管是使用固定效应还是随机效应,在加入控制变量,同时固定住年份效应的情况下,核心解释变量的回归系数均在 5% 以上的水平上

表 2 变量含义、指标说明及数据来源

变量	变量指标	变量含义	计算方式	数据来源
被解释变量	<i>porg</i>	益贫式增长率	全社会平均收入水平增长率与全局收入不平等变化率之和	人均可支配收入来自长三角各省市统计年鉴,经作者计算所得
	<i>disp</i>	地区收入差距	两座城市间人均 GDP 之比	长三角各城市统计年鉴
核心解释变量	<i>inte</i>	跨省域一体化水平	长三角各城市在网络中的群聚系数	根据百度搜索指数构建的社会网络计算所得
控制变量	<i>gdprate</i>	经济增长率	GDP 增长率	各省市统计年鉴、万得、国泰安数据库等
	<i>cpi</i>	物价水平	居民消费价格指数	
	<i>ms2rate</i>	产业结构	二产增加值占 GDP 比重	
	<i>soc</i>	社会保障资源	社会保障经费支出占公共财政支出比重	
	<i>edu</i>	教育资源	教育经费支出占公共财政支出比重	
	<i>hlh</i>	医疗资源	医疗经费支出占公共财政支出比重	
	<i>rpop</i>	城市人口之比	两城市间常住人口之比	
	<i>rinfr</i>	公用设施之比	两城市间市政公用设施的人口密度之比	
	<i>rfin</i>	财政支出之比	两城市间地方公共财政支出占 GDP 的比重之比	
	<i>ropen</i>	开放水平之比	两城市间实际使用外资金额占 GDP 的比重之比	

表 3 变量的描述性统计结果

变量	变量指标	变量含义	观测值	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
被解释变量	<i>porgu</i>	城镇益贫式增长率	410	0.082	0.362	-0.658	0.057	0.914
	<i>porgr</i>	农村益贫式增长率	410	0.127	0.392	-1.128	0.055	1.215
	<i>disp</i>	地区收入差距	8 200	3.830	4.957	0.080	2.269	53.122
核心解释变量	<i>inte</i>	跨省域一体化水平	820	0.058	0.035	0.010	0.050	0.229
控制变量	<i>gdprate</i>	经济增长率	820	108.467	2.755	98.300	108.400	116.000
	<i>cpi</i>	物价水平	820	102.402	1.122	97.000	102.200	106.300
	<i>ms2rate</i>	产业结构	820	0.472	0.074	0.266	0.472	0.747
	<i>soc</i>	社会保障资源	820	0.104	0.024	0.030	0.103	0.184
	<i>edu</i>	教育资源	820	0.175	0.032	0.094	0.174	0.267
	<i>hlh</i>	医疗资源	820	0.086	0.022	0.046	0.084	0.147
	<i>rpop</i>	城市人口之比	8 200	2.117	2.236	0.121	1.463	33.428
	<i>rinfr</i>	公用设施之比	8 200	1.245	0.877	0.177	0.995	7.989
	<i>rfin</i>	财政支出之比	8 200	2.900	4.656	0.147	1.662	55.869
	<i>ropen</i>	开放水平之比	8 183	1.698	2.328	0.000	0.968	32.079

表 4 跨省域一体化水平对益贫式增长率的影响

变量	全样本益贫式增长率		城镇益贫式增长率		农村益贫式增长率	
	(1) 固定效应	(2) 随机效应	(3) 固定效应	(4) 随机效应	(5) 固定效应	(6) 随机效应
<i>inte</i>	2.017 ** (0.853)	0.493 ** (0.248)	0.553 (0.858)	0.223 (0.329)	3.481 ** (1.340)	0.763 ** (0.310)
<i>gdprate</i>	0.030 *** (0.009)	0.027 *** (0.006)	0.034 *** (0.010)	0.037 *** (0.007)	0.025 * (0.014)	0.018 ** (0.009)
<i>cpi</i>	-0.088 *** (0.009)	-0.083 *** (0.008)	-0.073 *** (0.013)	-0.075 *** (0.009)	-0.103 *** (0.015)	-0.090 *** (0.014)
<i>ms2rate</i>	0.667 (0.421)	0.172 * (0.099)	1.504 *** (0.521)	0.169 (0.146)	-0.170 (0.637)	0.175 (0.111)
<i>soc</i>	1.912 * (1.070)	1.468 *** (0.456)	1.032 (1.523)	1.674 ** (0.667)	2.793 * (1.472)	1.262 ** (0.523)
<i>edu</i>	4.462 *** (0.840)	0.975 *** (0.319)	4.886 *** (1.043)	1.243 *** (0.394)	4.037 *** (1.261)	0.707 (0.432)
<i>hlh</i>	-4.481 *** (1.538)	-1.177 ** (0.545)	-6.819 *** (2.318)	-2.431 *** (0.657)	-2.142 (1.810)	0.077 (0.577)
常数项	-11.517 (26.374)	12.228 (12.330)	-110.185 *** (33.803)	-44.526 *** (16.587)	87.152 ** (35.369)	68.982 *** (14.093)
控制城市	是	否	是	否	是	否
控制年份	是	是	是	是	是	是
样本量	820	820	410	410	410	410
<i>R</i> ²	0.094	0.067	0.110	0.073	0.127	0.098

注:括号内数值为标准差。***、**、* 分别表示系数统计值在 1%、5%、10% 的水平上通过显著性检验,下同。

表 5 跨省域一体化水平对地区收入差距的影响

变量	(1) 固定效应	(2) 随机效应	(3) 固定效应	(4) 随机效应	(5) 固定效应	(6) 随机效应
<i>inte</i>	-1.697 *** (0.395)	-1.639 *** (0.393)	-3.503 *** (0.902)	-3.139 *** (0.883)	-3.392 *** (0.894)	-2.317 *** (0.884)
<i>rpop</i>					0.046 * (0.024)	0.141 *** (0.022)
<i>rinfr</i>					0.118 * (0.067)	0.193 *** (0.065)
<i>rfin</i>					0.118 ** (0.051)	0.287 *** (0.048)
<i>ropen</i>					-0.014 ** (0.006)	-0.018 *** (0.006)
常数项	4.028 *** (0.046)	4.021 *** (0.186)	4.202 *** (0.096)	4.168 *** (0.214)	3.617 *** (0.189)	2.711 *** (0.206)
控制城市	是	否	是	否	是	否
控制年份	否	否	是	是	是	是
样本量	8 200	8 200	8 200	8 200	8 183	8 183
<i>R</i> ²	0.076	0.032	0.117	0.032	0.217	0.141

显著为正,即跨省域一体化水平的提高对于益贫式增长率有着显著的正向作用,H1 得到验证。从控制变量来看,经济增长、社会保障资源、教育资源有助于促进益贫式增长,这和现有研究一致^[54-56];物价上涨对益贫式增长起到显著的负面影响,即体现出“通胀是对穷人的掠夺”;医疗经费支出占公共财政支出比重提高会抑制益贫式增长,这可能是因为医疗经费占比提高会挤占社会保障和教育等资源,从而对益贫式增长有一定的不利影响。

为探究跨省域一体化水平对城镇和农村益贫式增长率的影响异质性,将城镇、农村益贫式增长率分别作为因变量进行回归。从列(3)(4)可以看出,不论是固定效应还是随机效应,跨省域一体化对于城镇益贫式增长率都没有显著影响,但是从列(5)(6)可以看出,跨省域一体化水平的提高能够显著地促进农村益贫式增长率水平的提高。因此,列(3)至列(6)的回归结果表明,跨省域一体化水平的提高对城镇和农村益贫式增长率的影响并不相同,存在明显的异质性,跨省域一体化水平对益贫式增长率的正向促进作用主要是通过对农村益贫式增长率的影响来实现的,假设 H3b 得到了支持。

表 5 则汇报了跨省域一体化水平对于地区收入差距的影响。其中列(1)(3)(5)代表着面板固定效应的回归结果,列(2)(4)(6)代表着面板随机效应的回归结果,从左到右依次加入

年份固定效应和控制变量。可以看出,与表 4 结果类似,不论是否控制年份固定效应及控制变量,在方向还是显著性程度方面,面板固定效应和随机效应模型的回归结果都十分相近,这说明模型的选择并不会对结论产生巨大影响。表 5 的计量回归结果表明,在控制住城市和年份固定效应并加入所有控制变量后,核心解释变量的回归系数依然在 1% 的显著性程度下显著,一体化水平与地区收入差距呈现出明显的负相关关系,也即跨省域一体化水平的提高能够显著地减少地区间的收入差距,假设 H2 得证。

2. 稳健性检验

为进一步确定研究结果的稳健性,避免因为指标选取方式产生的偏误,进行如下的稳健性检验:①更换自变量。已有社会网络度量区域一体化文献中,有学者使用城市网络所处的中心度指标来度量^[57-58],包括点度中心度、中间中心度、出入中心度等,本研究将基准回归中的跨省域一体化指数由城市节点的群聚系数替换为出中心度指标进行稳健性检验(表 6)。表 6 中,自变量的方向及显著性程度与表 4 和表 5 的结果一致,一体化程度的提高可以显著促进益贫式增长,并降低地区间收入差距,这说明本研究对自变量指标的构建是稳健的,没有因为构建方式不同而产生不同结果,由此说明基准回归结果的稳健性。②更换因变量。在衡量地区收入差距时,有文献使用人均可支配收入作

为代理变量^[59-60],本研究参考这一做法,对因变量进行更换,并对基准模型进行再次回归(表7)。从表7可知,更换因变量后的计量结果和基准回归结果依然保持高度一致,跨省域一体化对地区收入差距的影响依然显著为负,这说明本研究在基准回归中得出的结果是可靠和稳健的,并不会因为因变量的选取方式不同而影响结论。

表 6 更换自变量的稳健性检验

变量	益贫式增长率			地区收入差距
	(1) 全样本	(2) 城镇	(3) 农村	(4)
<i>inte_out</i>	0.087 ** (0.043)	0.011 (0.008)	0.143 ** (0.056)	-0.015 ** (0.006)
常数项	-6.682 *** (1.628)	-5.588 *** (1.561)	-8.038 *** (2.692)	3.339 *** (0.181)
控制变量	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是
控制年份	是	是	是	是
样本量	820	410	410	8183
<i>R</i> ²	0.436	0.463	0.542	0.061

表 7 更换因变量的稳健性检验

变量	地区收入差距	
	(1) 固定效应	(2) 随机效应
<i>inte</i>	-0.382 *** (0.095)	-0.344 *** (0.092)
常数项	1.561 *** (0.020)	1.540 *** (0.029)
控制变量	是	是
控制城市	是	否
控制年份	是	是
样本量	8183	8183
<i>R</i> ²	0.308	0.307

3. 异质性分析

前文的基准回归证实了跨省域一体化的提高对于共同富裕的显著正向促进作用,但长三角横跨四省市,区域内部具有较为丰富的多样性,不同省市间存在着不同的经济、社会、文化等差异:从经济发展水平来看,既有上海、苏南等全国领先的经济发达地区,也存在着安徽、苏北等发展程度相对落后的地区;从人口规模来看,既有上海这样的超大型城市,也有铜陵、舟山等中小城市。因此,跨省域一体化对各地共同富裕的影响可能有所差异。为检验这种影响是否具有异质性及具有怎样的异质性,本研究将对跨省域一体化对共同富裕的影响进行异质

性分析。具体而言,从两个维度(人均 GDP 和常住人口)进行分类,将各市人均 GDP 和常住人口分别从低到高排序,中位数以上的列入发达地区,以下的列入欠发达地区,对全样本、城镇和农村的益贫式增长率以及地区收入差距分别进行分样本回归,探究在经济发展程度、城市规模不同的地区跨省域一体化对共同富裕的影响有何异质性。

表8汇报了按照人均 GDP 分类的异质性分析结果。列(1)至(6)可以看出,跨省域一体化水平的提高对欠发达地区的益贫式增长率起到显著的正向促进作用,对发达地区的影响则并不明显。同时,进一步将样本细分为城镇和农村,与基准回归得出的结论一致,异质性分析的结果表明,当前跨省域一体化水平主要是对农村的益贫式增长率起到了促进作用,无论是发达地区还是欠发达地区,对于城镇共同富裕的影响都不明显。可能的原因在于,发达地区和城镇的发展更多地受到与长三角一体化趋势几乎同步的新一轮技术革命(如 ChatGPT 和工业机器人为代表的人工智能)引发的劳动节约型技术进步的影响,不利于城镇中低收入群体收入的增长,而农村和欠发达地区受到的影响相对较小。从地区收入差距来看,结论也是类似的,列(7)和(8)结果显示,跨省域一体化对于地区收入差距的抑制作用也是集中在欠发达地区,对于发达地区没有显著影响。基于该特点,在推动长三角经济一体化战略的进程中,应注意引导发展资本节约型技术进步(如零工经济等提高劳动效率的新业态),让发达地区和城镇地区的贫困群体也能机会均等地享受到跨省域一体化带来的劳动生产率提升,同时要注意各地区之间劳动生产率的均衡提升,逐步缩小地区收入差距。

表9展示了按照常住人口分类的异质性分析结果,其中,列(1)(2)是跨省域一体化对益贫式增长率的异质性影响结果。可以看出,跨省域一体化水平的提升主要是对小城市的益贫式增长率起显著的正向促进作用,而对于大城市则没有显著影响,假设 H4b 得到了初步验证。从城镇和农村的益贫式增长率来看,与基准回归的结果类似,主要是促进农村益贫式增

表 8 按照人均 GDP 分类的异质性分析回归结果

变量	益贫式增长率						地区收入差距	
	全样本		城镇		农村		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	欠发达地区	发达地区	欠发达地区	发达地区	欠发达地区	发达地区	欠发达地区	发达地区
<i>inte</i>	7.836 ^{***}	0.308	2.832	-0.518	12.840 ^{***}	1.135	-5.670 ^{***}	1.326
	(1.985)	(1.028)	(2.284)	(1.200)	(2.601)	(1.467)	(1.152)	(1.154)
常数项	26.395	-9.407	-68.771 [*]	-126.249 ^{**}	121.561 ^{**}	107.436 ^{***}	4.591 ^{***}	2.259 ^{***}
	(34.603)	(33.807)	(39.497)	(53.229)	(50.053)	(36.670)	(0.336)	(0.159)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是	是	是	是	是
控制年份	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	410	410	205	205	205	205	4100	4083
<i>R</i> ²	0.175	0.057	0.245	0.059	0.171	0.130	0.242	0.067

表 9 按照常住人口分类的异质性分析回归结果

变量	益贫式增长率						地区收入差距	
	全样本		城镇		农村		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	小城市	大城市	小城市	大城市	小城市	大城市	小城市	大城市
<i>inte</i>	6.422 ^{***}	0.240	3.347 [*]	-0.994	9.497 ^{***}	1.474	-3.626 ^{***}	-1.621 [*]
	(1.590)	(1.081)	(1.766)	(1.282)	(2.146)	(1.412)	(1.330)	(0.931)
常数项	21.845	-24.863	-101.454 [*]	-98.821 ^{**}	145.143 ^{**}	49.096 [*]	4.427 ^{***}	2.709 ^{***}
	(43.213)	(26.934)	(51.570)	(44.940)	(58.332)	(27.874)	(0.353)	(0.138)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是	是	是	是	是
控制年份	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	410	410	205	205	205	205	4088	4095
<i>R</i> ²	0.082	0.147	0.107	0.147	0.115	0.199	0.048	0.084

长,对于城镇的影响则相当有限,假设 H3b 也得到了进一步的支持。列(7)至(10)则汇报了跨省域一体化对于地区收入差距的影响结果,可以看出,不论是对小城市还是大城市,跨省域一体化水平的提高都能显著地减小地区间的收入差距。然而,两者之间也存在一定的异质性,不论是从系数还是显著性程度来说,跨省域一体化的发展都对小城市的地区收入差距抑制作用更强,假设 H4b 得到了进一步支持。这一结果也提供了一定的启示,即当前长三角一体化水平的提高对于中小城市而言是非常有利的,既可以减小城市内部的贫富分化现象,也可以抑制与别的城市之间的收入差距,有助于提升发展的公平性和普惠性。

4. 内生性分析

在基准回归阶段,本研究已经将可能影响益贫式增长率和地区收入差距的经济变量纳入控制变量,且进行了更换自变量和因变量的稳健性检验,证明了跨省域一体化水平对益贫式

增长率存在显著的正向促进作用,对于地区收入差距存在显著的负向抑制作用。然而,考虑到本研究使用的是长三角 41 座地级市层面的数据,完整数据的可获得性相对省级数据更差,在回归中可能会存在因遗漏变量、双向因果等造成的内生性问题。为解决可能存在的内生性问题,引入长三角 41 座城市与上海的距离以及与 4 座省会城市的最远距离这两个外生变量分别作为跨省域一体化程度的工具变量,并使用两阶段最小二乘模型(2SLS)对跨省域一体化与益贫式增长率、地区收入差距的关系进行实证检验。一方面,与上海的距离以及与 4 座省会城市的最远距离数据是客观不变的,其本身不对益贫式增长率和地区收入差距产生直接的经济影响,具有足够的外生性;另一方面,由于一体化程度和与中心城市的距离密切相关^[61],上海市是长三角经济圈的核心城市,省会城市通常也是一省的政治、经济、文化中心,与上海的距离以及与上海、南京、杭州、合肥 4 座中心(或副

中心)城市的距离越远,则很有可能偏离一体化核心圈,一体化程度下降。因此,使用与上海的距离以及与4座中心城市的最远距离作为跨省域一体化水平的外生变量具有较高的合理性。

表10分别汇报了以与上海的距离以及与4座省会城市的最远距离作为跨省域一体化水平的工具变量的两阶段最小二乘模型回归结果。可以看出,无论是使用与上海的距离或者与4座省会城市的最远距离作为跨省域一体化的工具变量,进行2SLS回归后,跨省域一体化水平对益贫式增长率依然呈显著的正向促进作用。第1阶段F统计量(Kleibergen-Paap rk Wald F统计量)均远高于10,显示出工具变量与潜在的内生解释变量之间存在明显的相关性。同时,通过了不可识别检验、弱工具变量检验及过度识别检验,说明工具变量具有足够的外生性。工具变量检验对基准回归模型中的内生性问题进行了有效控制,避免了因内生性而引起的估计偏差和不准确性,提高了研究结论的可信度和稳健性。

表 10 工具变量检验结果

变量	益贫式增长率		地区收入差距	
	(1) 与上海 的距离	(2) 与4座中心 城市的最 远距离	(3) 与上海 的距离	(4) 与4座中心 城市的最 远距离
<i>inte</i>	2.821 * (1.638)	7.237 * (4.174)	-0.888 *** (0.068)	-1.243 *** (0.456)
控制变量	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是
控制年份	是	是	是	是
样本量	820	820	8160	8160
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	62.772	25.114	655.435	16.559
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	64.697	12.692	844.046	18.773
Hansen J 统计量	2.702	1.548	0.000	0.000

五、研究结论及政策建议

探索更大范围的跨省域一体化与共同富裕的关系至关重要,这将关系到全国统一大市场的形成,进而影响经济的高质量发展。本研究从理论分析和实证检验两个方面对跨省域一体化与共同富裕之间的关系进行了系统的研究:一方面,使用益贫式增长率和地区收入差距衡量跨省域一体化的共同富裕效应,并通过百度

指数搜索数据和社会网络分析方法度量了长三角41座城市2011—2020年的跨省域一体化水平,使用面板固定效应和随机效应模型实证检验了跨省域一体化对于益贫式增长率和地区收入差距的影响。另一方面,从城乡、城市规模两个角度探讨了跨省域一体化对共同富裕影响的异质性。通过研究得出以下主要结论:①跨省域一体化对于共同富裕有着显著的正向促进作用,从整体而言,长三角跨省域一体化程度的提高有助于提高益贫式增长率,降低地区收入差距。②跨省域一体化对于共同富裕的促进作用主要是通过对于农村地区以及欠发达地区的拉动来实现的,对于城市地区和发达地区作用则相对较弱,跨省域一体化中的“扩散效应”而不是“集聚效应”在起着主导作用。基于上述结论,提出如下政策建议:

第一,不断扩大跨区一体化的范围,实现更大范围的共同富裕。当前,中国正努力开始构建全国统一大市场,进而实现全国层面的全域一体化。此次研究表明,跨省域一体化能够促进区域协调发展,跨省域一体化是从相对小范围一体化走向全国一体化,进而实现高质量发展的可行路径。为此,各地政府应该加强协同配合,不断扩大一体化发展程度较好的珠三角、长三角、京津冀等区域所涵盖的地域范围,尤其需要不断加入更多的欠发达地区,进一步消除各种阻碍要素流动的人为壁垒,实现劳动力等生产要素在更广大的区域内自由流动,提高要素配置效率,从而为实现更高质量的全国市场一体化打下良好的基础。

第二,引导资本节约型技术进步的发展,促进劳动生产率的提高。此次研究表明,可能受到无人工厂等劳动节约型技术进步的影响,当前长三角一体化的益贫效应主要体现在农村,对城市益贫式增长的带动力较弱。因此,政府需要引导推动资本节约型的技术进步。例如,大力发展零工经济,不断促进劳动生产率的提高,避免城镇和发达地区出现“阳光下的阴影”。同时,推进公共服务均等化,确保所有居民都能够机会均等地参与劳动生产率的提升,从而提高他们在跨省域一体化进程中的获得感和幸福感,落实共同富裕的战略目标。

第三,鼓励要素向区域内欠发达地区迁移,助推区域一体化的扩散效应。此次研究表明,跨省域一体化中的“扩散效应”而不是“集聚效应”在起主导作用,因此,政府需顺应这一趋势,将中心城市虹吸效应的负面影响降到最低,在推进资金、产业和要素迁移的过程中,政府可采取一系列税收优惠、补贴、低息贷款等经济激励措施,引导内部发达地区的企业将资金和产业向欠发达地区和农村地区倾斜,让欠发达地区和农村地区的劳动者分享跨省域一体化发展的“蛋糕”,加速实现共同富裕的美好愿景。

参考文献:

[1] 习近平. 关于《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》的说明[N]. 人民日报, 2020-11-04 (002).

[2] 陆铭, 陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护? [J]. 经济研究, 2009, 44(3): 42-52.

[3] 金刚, 沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴? ——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. 管理世界, 2018, 34(12): 43-55.

[4] MILANOVIC B. Why might the rich be indifferent to income growth of their own countries? [J]. Economics Letters, 2016(147): 108-111.

[5] 陈建军. 要素流动、产业转移和区域经济一体化[M]. 杭州: 浙江大学出版社, 2009.

[6] 陈柳, 于明超, 刘志彪. 长三角的区域文化融合与经济一体化[J]. 中国软科学, 2009(11): 53-63.

[7] 席恺媛, 朱虹. 长三角区域生态一体化的实践探索与困境摆脱[J]. 改革, 2019(3): 87-96.

[8] MACHLUP F. A history of thought on economic integration[M]. Berlin: Springer, 1977.

[9] BALDWIN R E, FORSLID R. The core: periphery model and endogenous growth: stabilizing and destabilizing integration [J]. Economica, 2000, 67 (267): 307-324.

[10] 刘培林, 钱滔, 黄先海. 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.

[11] 范从来, 巩师恩. 苏南共同富裕的示范及其推进策略[J]. 江海学刊, 2014(6): 72-78.

[12] 范从来. 益贫式增长与中国共同富裕道路的探索[J]. 经济研究, 2017, 52(12): 14-16.

[13] YOUNG A. The Razor's Edge: distortions and incremental reform in the People's Republic of China [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2000: 1091-1135.

[14] JIN H, QIAN Y, WEINGAST B R. Regional decentralization and fiscal incentives: federalism, Chinese style [J]. Journal of Public Economics, 2005, 89(9-10): 1719-1742.

[15] 王宋涛, 朱腾腾, 燕波. 制度环境、市场分割与劳动收入份额——理论分析与基于中国工业企业的实证研究[J]. 南开经济研究, 2017(3): 70-87.

[16] 毛其淋, 盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(1): 181-210.

[17] 徐保昌, 谢建国. 市场分割与企业生产率: 来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济, 2016, 39(1): 95-122.

[18] 王磊, 张肇中. 国内市场分割与生产率损失: 基于企业进入退出视角的理论与实证研究[J]. 经济社会体制比较, 2019(4): 30-42.

[19] 吉富星, 樊轶侠. 促进区域经济一体化发展的财政制度安排及优化路径[J]. 经济纵横, 2021(12): 83-89.

[20] 赵永亮, 刘德学, 刘钜强. 市场一体化、机会均等化政策与中国工资率差异——基于市场获得的考察[J]. 南开经济研究, 2011(3): 125-142.

[21] 孙斌栋, 丁嵩. 大城市有利于小城市的经济增长吗? ——来自长三角城市群的证据[J]. 地理研究, 2016, 35(9): 1615-1625.

[22] 安昀, 胡映洁, 万勇. 中国城市网络关联与经济增长溢出效应——基于大数据与网络分析方法的研究[J]. 地理研究, 2022, 41(9): 2465-2481.

[23] 兰秀娟. 高铁网络促进了城市群经济高质量发展吗? [J]. 经济与管理研究, 2022, 43(6): 106-128.

[24] 刘志彪, 孔令池. 长三角区域一体化发展特征、问题及基本策略[J]. 安徽大学学报(哲学社会科学版), 2019, 43(3): 137-147.

[25] 姚鹏, 王民, 鞠晓颖. 长江三角洲区域一体化评价及高质量发展路径[J]. 宏观经济研究, 2020(4): 117-125.

[26] CHEN Y, WU Y. Regional economic growth and spillover effects: an analysis of China's pan pearl river delta area [J]. China & World Economy, 2012, 20(2): 80-97.

[27] 徐现祥, 李郁. 市场一体化与区域协调发展[J].

- 经济研究,2005(12):57-67.
- [28] 潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应[J]. 经济研究,2012,47(1):54-65.
- [29] 孙志燕,侯永志. 对我国区域不平衡发展的多视角观察和政策应对[J]. 管理世界,2019,35(8):1-8.
- [30] 柯善咨. 中国城市与区域经济增长的扩散回流与市场区效应[J]. 经济研究,2009,44(8):85-98.
- [31] CHEN A, PARTRIDGE M D. When are cities engines of growth in China? Spread and backwash effects across the urban hierarchy [J]. Regional Studies,2013,47(8):1313-1331.
- [32] ALBALADE D,BEL G. High-speed rail: lessons for policy makers from experiences abroad [J]. Public Administration Review,2012,72(3):336-349.
- [33] 张克中,陶东杰. 交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态,2016(6):62-73.
- [34] ARTHUR W B. Competing technologies, increasing returns, and lock-in by historical events [J]. The Economic Journal,1989,99(394):116-131.
- [35] 周密. “极化陷阱”之谜及其经济学解释[J]. 经济学家,2009(3):81-86.
- [36] FABER B. Trade integration, market size, and industrialization: evidence from China's national trunk highway system [J]. Review of Economic Studies,2014,81(3):1046-1070.
- [37] SON H H, KAKWANI N. Global estimates of pro-poor growth [J]. World Development,2008,36(6):1048-1066.
- [38] 赵锦春,范从来. 收入不平等、金融包容性与益贫式增长[J]. 世界经济研究,2020(8):101-116.
- [39] KAKWANI N, PERNIA E M. What is pro-poor growth? [J]. Asian Development Review,2000,18(1):1-16.
- [40] 高春亮,王业强,魏后凯. 公共服务供给与地区收入差距——基于人力资本视角的分析[J]. 中国人口科学,2022(4):44-59.
- [41] 高连水. 什么因素在多大程度上影响了居民地区收入差距水平? ——基于1987—2005年省际面板数据的分析[J]. 数量经济技术经济研究,2011,28(1):130-139.
- [42] 倪鹏飞,刘伟,黄斯赫. 证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角[J]. 经济研究,2014,49(5):121-132.
- [43] 侯赞慧,刘志彪,岳中刚. 长三角区域经济一体化进程的社会网络分析[J]. 中国软科学,2009(12):90-101.
- [44] 俞庆进,张兵. 投资者有限关注与股票收益——以百度指数作为关注度的一项实证研究[J]. 金融研究,2012(8):152-165.
- [45] 熊丽芳,甄峰,王波. 基于百度指数的长三角核心区城市网络特征研究[J]. 经济地理,2013,33(7):67-73.
- [46] LI K, LIU M, FENG Y. Using Baidu search engine to monitor AIDS epidemics inform for targeted intervention of HIV/AIDS in China [J]. Scientific Reports,2019,9(1):1-12.
- [47] 沈悦,郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究,2015(3):160-175.
- [48] HOLLAND P W, LEINHARDT S. Transitivity in structural models of small groups [J]. Comparative Group Studies,1971,2(2):107-124.
- [49] ONNELA J P, SARAMAKI J, KERTESZ J, et al. Intensity and coherence of motifs in weighted complex networks [J]. Physical Review E,2005,71(6):65103.
- [50] FAGIOLO G. Clustering in complex directed networks [J]. Physical Review E,2007,76(2):026107.
- [51] 高波,陈健,邹琳华. 区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J]. 经济研究,2012,47(1):66-79.
- [52] CHAPMAN S A, MELICIANI V. Income disparities in the Enlarged EU: socio-economic, specialisation and geographical clusters [J]. Tijdschrift Voor Economische en Sociale Geografie,2012,103(3):293-311.
- [53] 赵永亮,才国伟. 市场潜力的边界效应与内外部市场一体化[J]. 经济研究,2009,44(7):119-130.
- [54] LOPEZ J H. Pro-growth, pro-poor: is there a tradeoff? [M]. London: World Bank Publications,2004.
- [55] 韩秀兰,李宝卿. 益贫式增长与社会机会分配[J]. 统计研究,2011,28(12):41-48.
- [56] 谢超峰,范从来,王泽亚. 发达地区的益贫式增长:以长江三角洲为例[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2017,54(4):24-38.
- [57] 周灿,曾刚,宓泽锋. 中国城市群技术知识单中心与多中心探究[J]. 地理研究,2019,38(2):235-246.
- [58] 方大春,牛黎光. 长三角城市群中心性效应与一

- 体化提升[J]. 区域经济评论,2020(6):111-118.
- [59] ANDERSON G, HAO T, PITTAU M G. More unequal yet more alike, the changing patterns of family formation, generational mobility and household income inequality in China: a counter-factual analysis [J]. The Journal of Economic Inequality,2019(17):359-378.
- [60] 李富有,黄梦琳. 城乡收入流动预测与收入差距:区域及来源结构分析[J]. 经济问题探索,2020(8):74-86.
- [61] 丁俊崧,孟维福,汪青. 长三角区域一体化、经济增长与地区差异——来自合成控制法的新证据[J]. 软科学,2022,36(7):38-45.
- (收稿日期:2023-03-07 编辑:高虹)

Research on the Impact of Cross-Provincial Integration on Common Prosperity: Empirical Evidence from the Yangtze River Delta/ZHOU Geng^{1,2}, SHEN Quan², WANG Yuwei^{1,2}(1. Yangtze River Delta Economic and Social Development Research Center, Nanjing University, Nanjing 210093, China; 2. School of Business, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Under the background of building a modern socialist country in an all-round way and vigorously promoting the regional integration strategy, whether common prosperity can be achieved is the key to promoting high-quality economic development through a greater range of cross-provincial integration. However, there are few literatures pointing out the relationship between them. This article decomposes common prosperity into two dimensions: the growth rate that benefits the poor and the income gap between regions. Using big data from Baidu searches and social network analysis methods, a new measurement method for the level of integration is explored and applied to calculate the level of cross-provincial integration for 41 cities in the Yangtze River Delta from 2011 to 2020. Empirical evidence is provided to examine the impact of cross-provincial integration on common prosperity. The research results show that cross-provincial integration has a significant positive effect on common prosperity, and increasing the level of cross-provincial integration in the Yangtze River Delta can help increase the growth rate that benefits the poor and reduce the income gap between regions. And the promotion of common prosperity through cross-provincial integration is mainly achieved by pulling up rural and underdeveloped areas, while its effect on urban and developed areas is relatively weak. The “diffusion effect” rather than the “agglomeration effect” in cross-provincial integration is playing a dominant role. After using the replacement of independent variables, replacement of dependent variables, and instrumental variable tests, the conclusions are still robust. Based on the main conclusions, this paper puts forward targeted policy suggestions. The first is to expand the scope of cross-regional integration to achieve a wider range of common prosperity. The second is to guide the development of capital-saving technological progress and promote the improvement of labor productivity. The third is to encourage factors to migrate to the less developed in the region and boost the diffusion effect of regional integration.

Key words: high-quality development; common prosperity; cross-provincial regional integration; pro-poor growth; the Yangtze River Delta