

先富地区带动了其他地区共同富裕吗

——基于空间外溢效应的分析

覃成林, 杨霞

[摘要] “让一部分地区先富裕起来,然后带动其他地区共同富裕”,是中国在改革开放之初所做出的一项重大区域战略安排。迄今,该战略第一阶段的目标早已实现,一部分地区已经率先富裕起来了,但是,第二阶段的目标是否已经实现却是需要探讨的问题。本文认为,除了财政转移支付和对口支援等途径之外,在市场经济条件下,先富地区带动其他地区共同富裕的主要途径是其经济增长的空间外溢。据此,本文构建包含空间外溢的区域经济增长收敛模型,以该战略第一阶段目标的实现年1999年为时点确定先富地区,运用1999—2013年285个地级及以上市行政区的面板数据,考察先富地区是否带动了其他地区共同富裕。结果显示,先富地区通过经济增长的空间外溢带动了部分邻近的其他地区共同富裕,这种带动作用的有效范围有限,而且其程度也存在差异。这说明,先富地区带动其他地区共同富裕的作用具有明显的局域性和差异性。因此,从实现共同富裕考虑,一方面,需要继续促进先富地区经济发展,同时改善先富地区的空间外溢条件,扩大其带动其他地区共同富裕的空间范围;另一方面,对于先富地区带动作用所不能及的其他地区,则需要依据增长极理论设计新的区域战略及政策,促使其富裕起来。

[关键词] 区域经济增长; 空间外溢; 区域经济

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)10-0044-18

一、引言

“让一部分地区先富裕起来,然后带动其他地区共同富裕”^①,这是中国在改革开放之初对全国区域经济发展所做出的重大战略安排。该战略的实施过程分为两个阶段。第一阶段,运用政策倾斜手段,支持一部分有条件的地区率先发展和富裕起来。第二阶段,依靠先富裕起来的地区带动其他地区共同富裕。时至今日,这个战略第一阶段的目标已经毫无争议地实现了(孙红玲,2009)。在改革

[收稿日期] 2017-04-16

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“基于多极网络空间组织的区域协调发展机制深化及创新研究”(批准号17AJL011);国家社会科学基金重大项目“高铁快速发展背景下区域经济协调发展及相关政策研究”(批准号&ZD159)。

[作者简介] 覃成林(1962—),男,湖北来凤县人,暨南大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士;杨霞(1988—),女,湖南泸溪县人,暨南大学经济学院博士研究生。通讯作者:杨霞,电子邮箱:pangpangyang.cn@163.com。本文获得了暨南大学经纬粤港澳经济研究中心、广东产业发展与粤港澳大湾区区域合作研究中心的资助。感谢匿名评审专家和编辑部给予的宝贵意见,当然文责自负。

^① 邓小平. 邓小平文选(第三卷)[M]. 北京:人民出版社,1993,111页。

开放初期就享受了国家给予的对外开放和体制改革倾斜政策的地区已经率先发展起来,成为了先富地区^①。2015年,这些先富地区的人均GDP均值达到了79737元^②,相当于联合国贫富国家划分标准中的中上等收入水平。但是,这个战略安排的第二阶段——先富地区带动其他地区共同富裕的目标是否实现了呢?这是社会广为关注和存在异议的问题,因为事关区域协调发展及区域公平这两个重大的区域发展问题。

目前,鲜见专门讨论先富地区是否带动了其他地区共同富裕的学术文献。笔者注意到,部分文献研究了中国区域之间经济增长的空间外溢现象及与之相关的带动关系。但是,这些文献并不是专门讨论先富地区带动其他地区共同富裕这个问题的。因为,其所分析的区域格局分别是东部、中部、西部、大经济区、省区和城市等,而不是先富地区与其他地区。而且,所得到的相关结论也并不一致。部分文献在这些区域格局上发现存在区域之间的经济增长空间外溢现象,因而间接地提供了区域之间存在带动关系的证据(Ying,2000;Brun et al.,2002;Groenewold et al.,2008;柯善咨,2009;Chen and Partridge,2013;Li et al.,2016)。而另一些文献所得的结论却是相反的(潘文卿和李子奈,2008;Herrerías et al.,2011;Herrerias and Ordoñez,2012;Zhang and Zou,2012;蒙慧,2013;Sun et al.,2015)。由此可见,仅就现有文献,尚不能肯定地回答先富地区是否带动了其他地区共同富裕。鉴于此,本文旨在专门研究先富地区是否带动了其他地区共同富裕,如果存在这种带动作用,本文将进一步分析先富地区在多大的空间范围内带动了其他地区共同富裕,后一个问题涉及到先富地区的带动作用究竟是全局性的还是局限性的。在此基础上,本文将讨论未来先富地区带动其他地区共同富裕的可行性及相关的政策启示。

根据国家关于先富地区带动其他地区共同富裕的战略安排,本文认为,先富地区带动其他地区共同富裕有两种主要途径。一种是先富地区对其他地区的经济增长产生空间外溢,从而带动后者经济增长,走向富裕。另一种是先富地区在中央政府的统一安排下,通过财政转移支付、对口支援等方式,帮助其他地区发展经济,推动其逐步走向富裕。比较而言,在市场经济条件下,前一种途径是先富地区带动其他地区共同富裕的主要途径,后一种途径则是其补充。因此,本文选择从空间经济学的视角重点考察第一种途径。在空间单元选择方面,与已有相关文献选择东中西三大经济地带、东中西及东北四大区域,以及省区为空间单元不同,本文选择了地级及以上市行政区作为分析的空间单元,以求更细致地揭示先富地区带动其他地区共同富裕的事实。本文以上述先富地区带动其他地区共同富裕战略安排第一阶段目标的实现年1999年为时点,确定先富地区^③(即在1999年达到该战略所预计的富裕标准的区域)。同时,由于本文的分析重点是先富地区是否带动了其他地区共同富裕,因此,将分析的时段设定为1999—2013年^④。本文构建了一个包含空间外溢变量的区域经济增长收敛检验模型,以反映先富地区对其他地区的带动作用。运用该模型,考察在市场经济条件下,先富地区是否通过经济增长的空间外溢带动了其他地区共同富裕,如果存在这种带动作用,

① 为了表述方便,本文需要对在文中使用的第二类区域进行说明。第一类区域是“先富地区”,即在改革开放之初国家在对外开放和经济体制改革两大领域采用倾斜政策支持其先富裕起来的区域。第二类是“其他地区”,即除了先富地区之外的所有区域。具体的区域划分标准见第四部分。

② 该数值是按照省级的居民消费价格指数进行调整后的实际人均GDP。具体的先富地区名单请登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载附件。

③ 关于该战略第一阶段目标实现时点的依据,详见本文第二部分的有关分析。

④ 由于本文数据主要来源于《中国区域经济统计年鉴》,而该年鉴最新版的数据目前截至2013年,所以,本文将研究时段定为1999—2013年。

则进一步分析它所能达到的空间边界,从而回答先富地区究竟是带动了全部还是部分其他地区共同富裕。

本文的研究结果显示,先富地区通过经济增长的空间外溢带动了部分邻近的其他地区共同富裕。就空间范围而言,这种带动作用在由先富地区向外的390公里范围内具有统计上的显著性,先富地区经济增长10%可以对该范围内其他地区的经济增长产生约3.4%的带动作用。而且,这种带动作用在空间上也不是均等的,表现在先富地区对其他地区中经济发展水平相对较高的地区的带动作用要明显大于经济发展水平较低的地区。这意味着,迄今为止,在市场经济条件下,先富地区带动其他地区共同富裕的战略在距离先富地区390公里的空间范围内是有效的,并且对不同发展水平的其他地区的带动作用存在差异的。这个发现的政策含义是,尽管随着空间外溢条件的改善,这种带动作用的空间范围有可能进一步扩大,但是,根据距离衰减规律,先富地区带动其他地区共同富裕的空间范围终究是有限的。因此,对于那些不在这个空间范围内的众多其他地区而言,或许不能指望经由先富地区的带动走向富裕,而是需要有新的区域战略或政策的帮助。同时,对于在这个空间范围内的其他地区而言,如何增强对先富地区经济增长空间外溢的利用能力也是值得重视的。

二、文献评述

如上所述,本文认为,在市场经济条件下,区域经济增长的空间外溢是先富地区带动其他地区共同富裕的主要途径。从这个角度看,部分学者的研究涉及了先富地区是否带动了其他地区共同富裕这个问题。这些学者以沿海与内地为大的区域划分,分别分析了4种不同区域格局的空间外溢情况。第一种区域格局是东部、中部和西部。Zhang and Felmingham(2002)考察了1984—1998年中国东中西部三大经济区之间的空间外溢,结果显示,东部对中西部地区、中部对西部地区的经济增长都存在空间外溢效应。Groenewold et al.(2007)考察的时间更长。他们用1953—2003年东、中、西部实际人均GDP的时间序列数据,构建VAR模型和脉冲响应函数进行分析,发现东部对中部和西部、中部对西部均具有积极的空间外溢,并认为鼓励东部发展的政策能间接有效地促进中西部的经济发展。第二种区域格局是大经济区域。Groenewold et al.(2008)基于1953—2003年的数据,在进一步把中国划分为长江流域、黄河流域、东南、东北、西北和西南六大经济区时发现,长江流域、黄河流域、西北地区的经济增长能够对其他地区产生较大的带动作用,而东南与东北地区的空间外溢基本集中在其区域内部,对其他地区的带动作用很微弱。潘文卿(2015)把中国划分为东北、京津、北部沿海、东部沿海、南部沿海、中部、西北和西南八大经济区,以1997年和2007年的投入产出表构建模型进行分析,发现经济发达的沿海地区对各个地区都有着相对较大的溢出性影响,尤以东部和南部沿海的贡献最大,以京津冀、山东为主体的环渤海地区在进入21世纪以来对全国经济增长的带动作用也越来越显著,东北、西北、西南等内陆相对欠发达的地区则越来越受到其他地区经济发展的带动性影响。第三种区域格局是省区。Ying(2000)运用ESDA方法考察了1978—1994年中国30个省区经济增长的空间外溢情况,发现个别沿海发达省份已能够通过空间外溢对其他省区产生一定程度的带动作用。但是,仅在沿海地区实行对外开放的区域政策阻挡了内陆地区获得发展的机会,导致这种带动作用基本集中在沿海地区内部,对内陆地区则产生了强劲的极化效应。不过,洪银兴(2004)指出,随着东部沿海地区对外开放程度的加深,其逐渐降低了对中西部地区资源要素等的依赖,使这种极化效应受到削弱,同时也弱化了对中西部地区的带动作用。Brun et al.(2002)用1981—1998年中国28个省份的面板数据进行分析,发现沿海地区内部的经济增长带动作用非常

显著,同时,沿海地区对其他内陆地区也有一定的带动作用,但是远没有达到足以消除沿海与内陆地区之间巨大的经济差异的程度。第四种区域格局是城市。柯善咨(2009)基于增长极理论从城市层面探讨了中国2000—2005年东部和西部经济增长的溢出作用,发现东部和中部中心城市,尤其是东部中心城市的经济增长对西部中心城市和县级市具有明显的扩散作用。许政等(2010)基于城市面板数据的实证研究发现,距离区域性大城市越近,越有利于城市经济增长。Chen and Partridge(2013)考察了2000—2007年中国不同层级城市之间经济增长的扩散与回波效应,发现不同层级城市之间的经济增长外溢存在差异,省会城市对所在省份的县级城市具有积极的扩散作用,对邻近的省会城市也会产生类似的作用。

总体而言,上述学者的研究分别在经济地带、大经济区域、省区、城市等4种区域格局中发现了区域之间存在经济增长空间外溢的现象,部分区域之间通过空间外溢而存在经济增长的带动作用。这可以视作先富地区带动其他地区共同富裕的积极证据。但是,也有一些学者的研究提供了相反的证据。潘文卿和李子奈(2008)基于1997年和2007年的投入产出表构建投入—产出模型,考察了沿海与内陆地区间的经济发展关系,认为沿海地区经济增长对内陆地区的带动作用不明显。其中,环渤海、长三角、珠三角三大增长极对内陆地区经济增长的带动程度只达10.9%,而且,这种作用基本集中在中部地区,对东北、西北及西南地区的影响则十分有限。Wang(2008)在以2004年截面数据分析中国人口转移区域差异的研究中指出,经过改革开放30多年的发展,沿海地区并没有对其他地区产生预期中的涓滴效应。Zhang and Zou(2012)在其关于1952年以来区域经济非均衡的文献综述中指出,富裕地区引导贫困地区实现追赶的空间外溢非常弱小,先富带动后富政策没有达到预期的效果。Andersson et al.(2013)基于1978—2009年中国29个省份的研究,Cheong and Wu(2013)基于1997—2007年中国县级区域的研究,都支持了Zhang and Zou(2012)的观点。蒙慧(2013)也认为,从市场角度看,先富地区带动其他地区共同富裕的效果不显著,“‘先富’地区并未成为带动后富的主体”。此外,Herrerías et al.(2011)利用分布动态方法分析1952—2005年中国28个省份人均GDP是否存在收敛时发现,区域之间存在显著的空间外溢,有助于缩小沿海富裕地区和其他地区之间的差距,但沿海地区未能完全带动内陆地区实现发展。Herrerias and Ordoñez(2012)基于1952—2008年省级面板数据的研究也支撑了沿海地区未能完全带动内陆地区实现快速发展的结论。Sun et al.(2015)在以环渤海经济区为例的研究中也发现,沿海地区的发展并不是有利于所有内陆地区的,其所产生的积极影响仅限于环绕在沿海地区的周边区域。

综观上述文献,不难发现,关于先富地区是否带动了其他地区共同富裕仍是一个有待专门探讨的问题。本文认为,除了没有文献采用先富地区与其他地区的区域格局划分来专门研究先富地区是否带动了其他地区共同富裕之外,部分相关文献没有提供先富地区带动其他地区共同富裕的积极证据,有以下3个方面的原因:一是现有文献所选择的区域格局有可能掩盖了先富地区带动其他地区共同富裕的真实事实。本文认为,如果以沿海地区与内陆地区、东中西部、大经济区域、省区等作为研究的单元,都有可能因为区域规模偏大而“遗漏”了在较小的空间层面上所存在的局部性的先富地区带动其他地区共同富裕的事实。二是现有文献所选择的研究时段也有可能“错过”了发现先富地区带动其他地区共同富裕的时间。例如,有的文献分析的时间是在20世纪末之前(Ying, 2000; Brun et al., 2002; Zhang and Felmingham, 2002)。然而,先富地区带动其他地区共同富裕战略第一阶段的目标——“让一部分地区先富裕起来”的实现时间是20世纪末(蒙慧, 2013; 孙红玲, 2009)。那么,该战略第二阶段的目标的实现时间应该主要是进入21世纪之后。也就是说,合理的研究时段应该选择在1999年以后。三是部分文献采用的分析方法没有考虑到空间外溢的作用。本文

认为,这可能是其没有发现先富地区带动其他地区共同富裕证据的另一个重要原因。从空间经济学的视角看,空间关系对理解复杂的区域经济增长特别重要(Gallo and Fingleton,2014),空间邻近性是影响区域经济增长的一个关键因素(Brun et al.,2002)。因此,若不采用空间经济学的分析方法,就没有从空间外溢角度发现先富地区是否带动了其他地区共同富裕的可能。

为了避免上述文献的不足,本文拟分别做如下3个方面的改进:一是在区域格局方面,根据基础数据的可获得情况,本文选择地级行政区作为分析的空间单元,以便从更小的区域层面上观察先富地区是否带动了其他地区共同富裕,避免因采用沿海与内地、东中西部三大经济地带、大经济区域、省区等大尺度空间单元而不能发现在小尺度区域层面上存在的先富地区带动其他地区共同富裕现象的缺陷。二是在分析时段选择方面,本文以1999年为起点。这是因为,根据邓小平在1988年提出的“两个大局”的思想^①,到20世纪末一部分地区要率先达到富裕水平,所以,可以认为这个时点是“让一部分地区先富裕起来”的第一阶段目标的实现年^②。之后,才进入先富地区“带动其他地区共同富裕”第二阶段目标的实现期。三是基于新经济地理学及空间经济学的理论及研究(Baldwin et al.,2001;López-Bazo et al.,2004),本文认为,空间外溢是市场经济条件下先富地区带动其他地区共同富裕的主要途径,因此,本文采用空间计量方法分析先富地区是否带动了其他地区共同富裕。同时,根据空间距离衰减原理,空间外溢应该存在空间边界,所以,本文将重点考察先富地区带动其他地区共同富裕究竟是全局性的还是局域性的?如果是后者,本文将试图发现其具体的空间边界,从而揭示出先富地区在多大的空间范围内带动了其他地区共同富裕。除了这三点改进之外,本文还将根据先富地区带动其他地区共同富裕的战略及改革开放等方面的政策倾斜对象,筛选出哪些区域是先富地区,以便于准确地分析先富地区与其他地区的生长关系。因为,已有文献虽然涉及先富地区与其他地区的关系,但并没有明确划分出哪些是先富地区,哪些不是。所以,严格地讲,它们所分析的不是先富地区带动其他地区共同富裕的问题。事实上,这也不是它们的研究主题。从这点看,本文与已有文献不同。本文的研究主题是先富地区是否带动了其他地区共同富裕。本文认为,专门讨论这个问题之所以有着重要的现实意义是因为学术界和社会对“让一部分地区先富裕起来,然后带动其他地区共同富裕”的第二步战略构想的有效性存在持续的争议甚至质疑。

三、基本假设及研究方法

1. 基本假设

空间经济学与新经济地理学的研究已经证实,一个区域的经济增长不仅取决于其自身的要素禀赋和要素投入,也依赖于其邻居区域的经济增长(Fujita et al.,1999;Anselin,2003;López-Bazo et al.,2004;Ertur and Koch,2007;Yu and Lee,2012)。突出表现在,邻居区域所产生的增长空间外溢成为一个区域经济增长的重要源泉(覃成林等,2012;朱国忠等,2014)。因此,先富地区可以通过其经济增长的空间外溢这个途径带动其他地区共同富裕。换言之,在市场经济条件下,先富地区带动其他地区共同富裕的机制是其经济增长的空间外溢。于是,本文提出:

假设1:在市场经济条件下,先富地区通过其经济增长的空间外溢带动其他地区共同富裕。

同时,空间外溢服从距离衰减规律,表现出显著的距离衰减特征。即,空间外溢的强度随着空间距离的增大而减小。这意味着,空间外溢的作用范围是有限的(Feser and Isserman,2005;符淼,2009;Sun et al.,2015)。基于此,本文推断,先富地区通过空间外溢带动其他地区共同富裕的作用可

^① 邓小平. 邓小平文选(第三卷)[M]. 北京:人民出版社,1993,277-278页、373-374页。

^② 1999年国家制定和实施西部大开发战略,被理解为是全国经济发展从第一个大局向第二个大局的转换。

能是局域的而非全局的。也就是说,先富地区通过空间外溢仅能带动一定空间范围内的其他地区共同富裕。于是,本文提出:

假设2:受距离衰减规律的约束,先富地区通过空间外溢带动其他地区共同富裕是局域的而非全局的。

空间外溢的本质是外部性。在空间外溢一定的情况下,受其影响的若干区域之间的经济增长有可能存在差异。其原因之一是,区域之间对既定的空间外溢的利用能力存在差异(龚维进和徐春华,2017)。依此可以推断,先富地区通过空间外溢带动其他地区共同富裕的程度不可能是完全一致的,而更有可能表现出差异性的变化。而且,根据中心—外围理论,向心力与离心力的共同作用促使区域经济增长在空间上表现出中心—外围结构。一方面,区域分工深化引致的规模经济、成本降低等促使经济活动向具有区位优势的区域集聚,这时,向心力发挥主要作用,中心区域逐渐形成。另一方面,与集聚相伴随的是中心区域出现生活成本效应、拥挤效应等,促使部分经济活动向外围区域迁移。随着与中心区域的地理距离增大,离心力将逐渐发挥主要作用,于是,区域经济形成中心—外围结构。在这个演进过程中,外围区域的经济增长往往表现出差异性。这可以理解为是外围区域在空间外溢利用能力方面的差异所致。故本文提出:

假设3:因在其他地区中存在对先富地区空间外溢的利用能力差异,先富地区通过空间外溢带动其他地区共同富裕的作用在空间上是非均等的。

本文后续部分将通过构建实证模型,采用空间计量方法,对以上三个假设进行实证检验,以证明是否存在先富地区带动其他地区共同富裕的现象,以及这种现象的空间表现。

2. 实证模型设定

从现象上看,先富地区如果带动了其他地区共同富裕,最直接的表现就是二者均保持经济持续增长的同时,相互之间的经济差异趋于缩小。因此,本文拟根据区域经济增长收敛假说(Barro et al.,1991;Barro and Sala-I-Martin,1992),选择区域经济增长的 β 收敛模型作为实证分析的基本模型。考虑到区域之间存在显著的空间相关性,为了检验先富地区是否通过空间外溢带动了其他地区共同富裕,本文在区域经济增长收敛模型中引入空间外溢变量^①。具体地,本文参考有关学者的做法(López-Bazo et al.,2004;Fingleton and López-Bazo,2006;Ertur and Koch,2007;覃成林等,2012),将空间外溢变量引入区域经济增长收敛模型,构建包含空间外溢的区域经济增长收敛检验模型,检验先富地区是否带动了其他地区共同富裕。该模型的具体形式如下:

$$g_{it} = C + \beta \ln y_{i0} + \rho W g_{jt} + \gamma W \ln y_{j0} + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中, g_{it} 、 y_{i0} 分别表示区域*i*的经济增长率与期初经济水平; g_{jt} 、 y_{j0} 则分别表示区域*j*的经济增长率与期初经济水平,用于测度邻居区域对本区域经济增长的影响; C 为常数; W 为描述区域空间关系的 $n \times n$ 阶权重矩阵, n 为区域数量; ε 为误差项; β 为收敛系数; ρ 为空间外溢系数, γ 为邻居区域期初经济水平估计系数。在式(1)中,若 β 显著为负,说明区域之间经济增长是收敛的;若 ρ 显著为正,说明经济增长具有显著的正向空间外溢,空间外溢是影响区域经济增长的重要因素;若 γ 显著为正,说明邻居区域期初水平对目标区域的经济增长具有正向的影响。

众所周知,对于一个区域的经济增长而言,除了物质资本投入和技术进步之外,人力资本、对外开放,以及邻居区域的这些因素,都会对其经济增长产生不可忽视的影响。为了真实地反映分析时段内样本区域经济增长的主要影响因素,保证模型估计结果的稳健性,本文在式(1)中引入区域的

^① 朱国忠等(2014)的研究指出,经济增长的空间外溢是影响地区经济增长收敛的重要因素之一,忽视空间外溢的回归所得到的结果是有偏的。

物质资本(K)、人力资本(Hr)、技术水平($Tech$)和对外开放($Open$),以及邻居区域的这些因素作为控制变量,构建空间杜宾模型^①,考察在控制这些因素的影响后,先富地区带动其他地区共同富裕与否的稳健性。于是,得到如式(2)所示的实证检验模型。

$$g_{it} = C + \beta \ln y_{i0} + \rho W g_{it} + \gamma W \ln y_{j0} + \theta_a X_{it} + \psi_a W X_{jt} + \varepsilon_{it}$$

$$(X=K, Hr, Tech, Open; a=1, 2, 3, 4) \quad (2)$$

式(2)中,权重 W 的设置以其他地区与先富地区之间的地理距离来反映其空间关系^②。为检验估计结果的稳健性,本文还分别设置距离倒数 $W(1)$ 、距离倒数的平方 $W(2)$,以及负指数 $W(3)$ 三种空间权重进入模型检验。这三种权重都经过标准化处理后进入模型运算。同时,以设定不同距离阈值的方式,将距离 d 以内的地区逐渐从权重中剔除,从而在不考虑该距离以内的地区空间关系的基础上,识别出区域经济增长的空间外溢,以进一步检验先富地区带动其他地区共同富裕究竟是全局性的还是局域性的。

上述三种空间权重矩阵的具体设定如下:

$$W(1): w_{ij,d} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & d_{ij} \geq d \\ 0, & d_{ij} < d \end{cases} \quad (3)$$

$$W(2): w_{ij,d} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2, & d_{ij} \geq d \\ 0, & d_{ij} < d \end{cases} \quad (4)$$

$$W(3): w_{ij,d} = \begin{cases} \exp^{-d_{ij}/d_{min}}, & d_{ij} \geq d \\ 0, & d_{ij} < d \end{cases} \quad (5)$$

四、变量说明及区域划分

1. 变量说明

本文旨在考察先富地区是否带动了其他地区共同富裕,因此,把区域经济增长设为被解释变量,以实际人均 GDP 增长率表示。人均 GDP 采用居民消费价格指数折算为实际人均 GDP,以消除物价因素的影响。关于控制变量,物质资本以固定资产投资占 GDP 的比重表示;人力资本以每万人中普通高等学校在校生人数为代理变量,以对数形式进入模型计算;技术水平以每万人中科研技术就业人员为代理变量,以对数形式进入模型计算;对外开放水平以实际外商直接投资(FDI)占 GDP 的比重表示。其中,FDI 根据各年度美元兑换人民币的平均汇价折算为人民币。

关于区域样本的选取,本文从先富地区带动其他地区共同富裕的战略安排出发,按照国家在制定该战略时对先富地区的基本设想,以及对先富地区达到富裕或小康水平的战略目标要求,综合考虑数据的可得性和排除个别资源型城市数据异常值对样本数据分析的干扰,选定 1999—2013 年为研究时段,以 285 个地级及以上市行政区为区域样本(由于数据缺失比较严重,此样本不包括新疆、青海、西藏、海南的全部及内蒙古、甘肃、云南、黑龙江的部分区域。另外,考虑到中国香港、澳门、台湾与大陆经济体系相差较大,本文对这 3 个地区也不做考虑)。区域样本的数据来自 2000—2014 年

① 构建空间杜宾模型是因为它比空间滞后模型和空间误差模型有更高的优越性(参见 Elhorst, 2014),在后文的实证分析中,将通过相关的统计检验,验证空间杜宾模型是否为最佳拟合模型。具体参见第四部分。

② 两区域间的距离为根据城市中心经纬度计算出来的球面距离。关于空间权重矩阵的详细设置准则及标准化可参见 Elhorst et al.(2010),Kelejian and Prucha(2010),LeSage and Pace (2009)等文献。

的《中国区域经济统计年鉴》和有关省份对应时段的统计年鉴,以及《中国统计年鉴》。对个别缺失数据,用线性插值法进行补齐。样本数据的描述性统计见表1。

表1 样本数据的描述性统计

变量	变量名称	均值	标准差	最大值	最小值
<i>g</i>	经济增长	0.1254	0.0803	0.6640	-0.7660
<i>y</i>	期初经济水平	17330	16689	142400	1195
<i>K</i>	物质资本	0.4960	0.2540	2.4850	0.0532
<i>Hr</i>	人力资本	106.5000	168.8000	1270.0000	0.0000
<i>Tech</i>	技术水平	14.4800	25.1000	682.4000	0.1380
<i>Open</i>	对外开放	0.0211	0.0266	0.2424	0.0000

资料来源:作者计算整理。

2. 区域划分

众所周知,改革开放后,中国区域经济发展的重点由内地转移到东部地区。在“让一部分地区先富裕起来,然后带动其他地区共同富裕”战略及与之配套的一系列对外开放和经济体制改革倾斜政策的支持下,东部地区中的一部分区域快速发展和富裕起来。然而,如前所述,有关研究多是将整个东部地区视为先富地区,没有对究竟哪些区域是“让一部分地区先富裕起来,然后带动其他地区共同富裕”这个战略安排所指的先富地区、它们是否达到了先富的标准等问题作深入的探究。这种做法过于笼统和简单化。特别是以东部、中部和西部或者省区为空间单元的研究,往往掩盖了东部地区中各省份内部所存在的明显的区域发展不平衡(Chen and Partridge, 2013)。因此,本文认为,依据“让一部分地区先富裕起来,然后带动其他地区共同富裕”的战略安排划分出先富地区与其他地区是很有必要的。这是开展本文研究的重要一步。

在改革开放之初,究竟如何让一部分地区先富裕起来?国家的做法是,设立对外经济开放地区,让这些地区在对外开放方面先行先试,依靠对外开放促进经济体制改革,形成对外开放与经济体制改革互动的经济发展动力,从而启动经济快速发展进程。具体的,国家先后设立了经济特区、沿海开放城市、沿海经济开放区等不同类型的对外经济开放地区,通过让这些地区在对外开放、经济体制改革领域先行先试,集中力量促进其率先发展和富裕起来。据此,本文首先将国家先后设立的5个经济特区、14个沿海开放城市,以及长江三角洲、珠江三角洲、闽南三角地区、辽东半岛、胶东半岛和环渤海地区等对外经济开放区作为选择先富地区的基本范围。那么,这些对外经济开放地区是否都是先富地区呢?本文认为,在这些对外经济开放地区中,只有达到了邓小平所指的小康水平的地区才是先富地区。所以,本文再根据1999年这些对外经济开放地区是否达到了小康水平^①(即邓小平在1984年提出的人均800美元这个小康水平标准),最后确定属于先富地区的具体区域。具体而言,本文先将1984年的人均800美元按照当年汇率均价折算为1984年的人民币数值,然后根据人均GDP指数将其折算为1999年的实际人均GDP,以此计算所得的数值作为先富地区的门槛值。将上述对外经济开放地区中高于该门槛值的地区划定为先富地区(共62个地区)^②。

① 中共中央文献研究室. 邓小平年谱(1975—1997)(下)[M]. 北京:中央文献出版社,2004,968页。

② 请登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载附件。

五、实证分析

本部分基于第三部分所构建的空间杜宾模型,依次进行绝对收敛检验和包含空间外溢及控制变量的条件收敛检验,以检验是否存在先富地区通过空间外溢带动其他地区共同富裕的现象。若存在这种现象,则进一步通过将其他地区的样本根据经济水平划分为高经济水平和低经济水平两种类型,采取设置距离阈值的方式,检验先富地区的这种带动作用是全球性的还是局域性的,以及其是否有其他空间经济表现。

1. 对假说 1 的检验

使用区域经济增长绝对收敛模型对样本数据做 OLS-FE 回归,检验在不考虑空间外溢及其他因素影响时,是否存在其他地区对先富地区的追赶效应这个过程。结果见表 2。

变量	OLS(回归)		
C	0.0356(2.6803)***		
β	0.0096(6.7670)***		
R^2	0.0106		
OBS	4275		
	空间相关性检验		
	W(1)	W(2)	W(3)
LM-SAR	2723.1729***	1341.6933***	489.0520***
R-LM-SAR	321.5719***	325.4023***	275.3990***
LM-ERR	2410.4673***	1115.4436***	423.1333***
R-LM-ERR	8.8664***	99.1526***	209.4804***
LR-test	557.4736***	557.4736***	557.4736***

注:表中 C 为常数,括号内数据为 t 统计量;OBS 为样本观察值;*** 表示通过 1% 的显著性检验;LM、R-LM 分别表示 LM 检验与稳健的 LM 检验。

资料来源:作者计算整理。

表 2 显示,样本区域的 β 系数符号为正,且通过了 1% 的显著性检验。这表示,在样本区域之间都不存在绝对收敛现象,亦即不存在其他地区对先富地区的追赶效应这个过程。但值得注意的是,并不能据此得出样本区域中不存在先富地区带动其他地区共同富裕的结论。因为,表 2 中三种空间权重矩阵下显著为正的 LM 和 R-LM 检验值表明,样本区域之间的经济增长存在显著的空间关联。这意味着,如果忽视空间关系对区域经济增长的影响,可能会造成估计结果的偏差(Anselin, 1988; Elhorst, 2003; 朱国忠等, 2014)。

因此,本文采用极大似然估计法对包含空间关系因素的式(1)进行估计,检验在考虑了空间关系之后是否存在先富地区带动其他地区共同富裕现象,结果见表 3。为了便于比较,表 3 同时给出了全距离与邻接空间权重矩阵下的样本估计结果^①。

^① 全距离是以所有区域之间的地理距离的倒数为基本元素构建的空间权重矩阵。邻接权重则是,若区域相邻,则权重基本元素设为 1,不相邻则为零。

表 3 空间面板数据的回归结果

变量 \ 模型	SDM-FE 全距离	SDM-FE 邻接	SDM-FE W(1)	SDM-FE W(2)	SDM-FE W(3)
β	-0.1085*** (-14.7039)	-0.1384*** (-17.1330)	-0.0648*** (-9.4800)	-0.0723*** (-10.6811)	-0.0825*** (-12.5506)
ρ	0.9369*** (82.7248)	0.6189*** (42.4457)	0.7449*** (20.3408)	0.6400*** (20.3779)	0.4090*** (23.6016)
γ	0.1113*** (14.6741)	0.1522*** (18.5492)	0.0960*** (11.7280)	0.1065*** (13.9014)	0.1159*** (16.5149)
R ²	0.4349	0.4686	0.2822	0.2945	0.2830
Log-Likelihood	5892.4841	5858.231	5403.5182	5418.5809	5386.694
Hausman	-163.78***	219.5146***	231.8804***	503.2605***	69.7251***
LR-test	557.4736***	557.4736***	557.4736***	557.4736***	557.4736***
OBS	4275	4275	4275	4275	4275

注:括号中的数据为 t 统计量;*** 表示在 1% 的显著性水平上通过显著性检验。

资料来源:作者计算整理。

表 3 显示,考虑空间关系后,样本数据服从包含固定效应的空间杜宾模型(SDM-FE)。不同空间权重矩阵下的 β 估计值在 1% 的显著性水平上都为负。这一点是需要特别注意的。因为,不同于忽略空间关系的绝对收敛检验结果,在控制了经济增长的空间外溢之后, β 系数显著为负。这说明,样本区域的经济增长呈现出了显著的收敛趋势。而且,本文重点关注的 W(1)、W(2)、W(3) 三种空间权重矩阵下的空间外溢系数 ρ 的估计值都在 1% 的显著性水平上为正,这表明,邻居的区域经济增长已经对目标区域的经济增长产生了一定程度的空间外溢。这也说明在样本区域中,空间外溢是促进区域经济增长的一个重要因素。而且,邻居区域的期初经济水平的估计系数 γ 也都在 1% 的显著性水平下显著为正。这说明,相邻区域的期初经济水平越高,对目标区域经济增长的促进作用也越大。据此,可以初步认为,在分析时段内存在先富地区带动其他地区共同富裕的现象。由于表 3 中的 SDM-FE 模型仅考虑了空间外溢的作用,诸如物质资本、人力资本、技术水平、对外开放等因素对区域经济增长可能产生的影响尚未考虑进来。因此,为了验证模型估计结果的稳健性,本文将物质资本、人力资本、技术水平、对外开放,以及邻居区域的这些因素作为控制变量引入式(2)进行回归,分析在控制了这些因素的影响后,是否依然存在先富地区带动其他地区共同富裕的现象。结果详见表 4。

从表 4 可以发现,引入上述控制变量后,样本数据依然服从 SDM-FE 模型,且模型的主要回归系数的符号与表 3 一致,这说明该模型所得结论是稳健的。具体为,一是引入控制变量之后,W(1)、W(2)、W(3) 三种不同空间权重矩阵下的 β 估计值仍显著为负,而且,与表 3 中对应权重矩阵下的 β 估计值相比,其绝对数值都有明显的增大。这表示,在控制了物质资本、人力资本、技术水平、对外开放程度,以及邻居区域的这些因素的影响后,区域经济增长依然呈现出稳定的收敛趋势,而

表 4 引入控制变量后的空间面板数据回归结果

变量	模型	SDM-FE W(1)		SDM-FE W(2)		SDM-FE W(3)	
		估计值	t 统计量	估计值	t 统计量	估计值	t 统计量
β		-0.1224***	-17.3285	-0.1113***	-16.1808	-0.1085***	-16.3536
K		0.0680***	8.1480	0.0730***	8.6886	0.0828***	9.7498
Hr		0.0096***	4.1503	0.0126***	5.4716	0.0264***	12.6074
$Tech$		0.0057*	1.7976	0.0048	1.4918	0.0063*	1.9424
$OPen$		0.0062***	8.7120	0.0070***	9.9122	0.0060***	8.2786
ρ		0.4090***	6.3196	0.3980***	10.0122	0.3380***	18.4260
γ		0.0745***	6.2882	0.0798***	8.0214	0.0914***	11.0293
WK		-0.0330	-0.9726	-0.0280	-1.0603	-0.0107	-0.8350
WHr		0.0593***	6.9550	0.0479***	8.2212	0.0071**	2.1919
$WTech$		-0.0488***	-4.0261	-0.0479***	-4.9046	-0.0277***	-4.7126
$WOpen$		-0.0167***	-9.6727	-0.0099***	-7.3318	-0.0042***	-5.3780
R^2		0.3948		0.3878		0.3559	
Log-Likelihood		5780.9413		5746.5980		5627.6584	
Hausman		251.0154***		417.6353***		210.8102***	
LR-test		653.3786***		653.3786***		653.3786***	
OBS		4275		4275		4275	

注:OBS 为观察值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上通过显著性检验。

资料来源:作者计算整理。

且这种趋势更加明显。二是 W(1)、W(2)、W(3)三种空间权重矩阵下的空间外溢系数 ρ 的估计值都通过了 1%的显著性检验,这同样表明了空间外溢是影响区域经济增长的一个重要因素,即邻居区域经济增长率越高,对该区域的影响越大。需要强调的是,本文是专门考虑先富地区与其他地区的空间关系,因此,这个结果就意味着是先富地区通过空间外溢带动了其他地区共同富裕。三是邻居区域(先富地区)期初经济水平的回归系数也显著为正,说明邻居区域期初水平越高,越有利于目标区域的经济增长。此外,在控制变量中,物质资本、人力资本、技术水平和对外开放程度是影响本区域经济增长的重要因素,邻居区域的人力资本对目标区域经济增长同样具有正向促进作用,但邻居区域的物质资本、技术水平、对外开放程度在 W(1)、W(2)和 W(3)三种空间权重矩阵下的估计系数分别为负,尚未表现出促进区域经济增长的积极作用。由于这不是本文的分析重点,对它们的具体影响本文不做详细分析。

此外,鉴于区域之间的空间外溢是长期存在的,Zhang and Felmingham(2002)基于东中西部的研究和 Ying(2000)、Brun et al.(2002)基于中国省份的研究都从大的区域层面证实在 1999 年之前区域之间已经存在空间外溢现象。那么,在 1999 年之前先富地区在其成长过程中是否就已经对其

他地区产生了有效的带动作用,使其富裕起来了呢?为此,本文根据样本地区数据的可获得情况,构建1994—1998年的面板数据来验证在这一期间先富地区是否带动了部分其他地区实现共同富裕^①。从估计结果可知,考虑空间外溢前后 β 系数都为正。估计结果显示,在W(1)、W(2)、W(3)和三种空间权重矩阵下, β 估计值和空间外溢系数 ρ 都通过了1%的显著性检验。而且, β 估计系数在控制了空间外溢的影响后显著为正。这说明,在这个时段内,尽管区域之间存在显著的空间外溢,但却并不存在先富地区带动其他地区实现共同富裕的经济现象。该结论与Ying(2000)考察1978—1994年和Brun et al.(2002)分析1981—1998年所得的结论类似。这可能是由于在这段时间内,先富地区在逐步富裕起来的过程中其所产生的空间外溢并不足以对其他地区的经济增长产生实质性的带动作用。这也印证了本文以1999年为起点研究先富地区带动其他地区实现共同富裕是较为合理的。

2. 对假说2和假说3的检验

如前所述,先富地区带动其他地区共同富裕的途径是空间外溢,而空间外溢是服从空间距离衰减规律的。那么,值得思考的是,先富地区通过空间外溢而产生的带动作用是否足以影响所有的样本区域,还是仅限于与之近邻的部分地区呢?本文试图对此问题进行解答。因表4中模型的估计系数 ρ 及其显著性直接反映了空间外溢程度,本文以该系数为依据,以SDM-FE模型为基础,分别按照式(3)、式(4)、式(5)构建的W(1)、W(2)和W(3)三种不同空间权重矩阵的设置方法,采用设定距离阈值的方式,对这个问题进行分析。

在设置距离阈值时,因地理距离相距50公里以下的区域仅有少数几对,本文以50公里为起点,每10公里回归一次,并依次记录回归结果中空间外溢系数 ρ 的估计值及其显著性。结果发现,在设置不同的距离阈值情况下,空间外溢虽然呈现出明显的距离衰减现象(即距离先富地区越远,空间外溢效应越小),但其衰减轨迹并非是线性的,而是呈现出波浪式的递减过程。图1给出了W(1)、W(2)和W(3)三种空间权重矩阵下的空间外溢系数 ρ 与地理距离变化的关系。

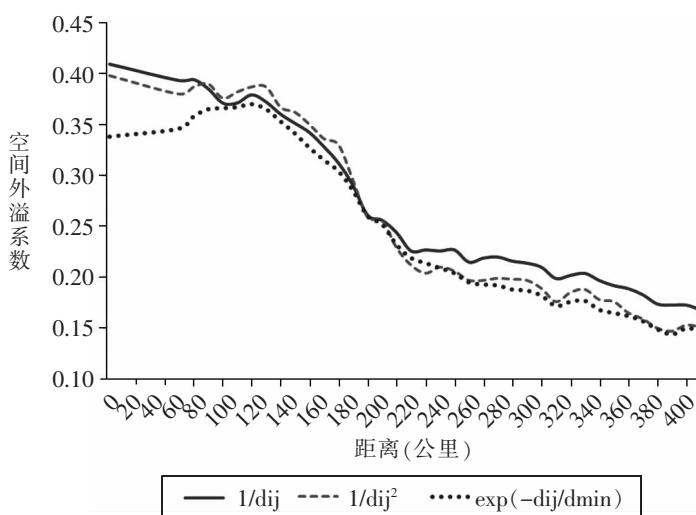


图1 空间外溢的距离衰减曲线

资料来源:作者绘制。

^① 请登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载附件。

从图 1 可知,在三种空间权重矩阵下,空间外溢系数 ρ 的变化轨迹具有高度的一致性,分别在 100 公里、230 公里和 330 公里左右相继出现一定幅度的抬升。根据曲线的走势可以将其划分为三个部分,一是 110 公里范围内的距离区间,这是空间外溢最强的区间;二是在 110 公里至 210 公里的距离区间,空间外溢系数下降至 0.2 左右,是空间外溢大幅减弱的区间;三是 220 公里至 390 公里的距离区间,这是空间外溢的缓慢下降区间。其中,当地理距离增加至 390 公里时,空间外溢系数变得比较小,并且显著性大大降低。超过 390 公里后,尽管系数 ρ 的估计值依然为正,但数值变得很小,显著性水平也很低。空间外溢曲线随距离变化呈现出的这种衰减轨迹说明,先富地区虽然通过空间外溢带动其他地区共同富裕,但这种带动作用是在一定的地理范围内实现的。换言之,在该地理空间范围内,先富地区能够通过空间外溢有效带动其他地区实现较快的增长,而对超出此空间界线的地区,尽管先富地区的空间外溢依然存在,却难以对其经济增长产生实质性的影响。进一步地,本文以 390 公里为截断点,将 390 公里范围内的区域样本分别进行包含 W(1)、W(2)和 W(3)三种不同空间权重矩阵的回归分析,以检验在该范围内是否存在较强的收敛现象和较强的空间外溢。估计结果见表 5。

表 5 390 公里范围内的样本回归结果

变量	模型	SDM-FE W(1)		SDM-FE W(2)		SDM-FE W(3)	
		估计值	t 统计量	估计值	t 统计量	估计值	t 统计量
β		-0.1182***	-13.7357	-0.1155***	-13.4192	-0.1120***	-13.2503
K		0.1047***	9.3101	0.1058***	9.3365	0.1081***	9.4671
Hr		0.0183***	6.0997	0.0203***	6.8579	0.0240***	8.2157
$Tech$		0.0018	0.3991	0.0008	0.1840	0.0007	0.1533
$Open$		0.0069***	8.8238	0.0068***	8.4326	0.0062***	7.7903
ρ		0.3470***	11.4433	0.3450***	12.7593	0.3200***	14.3908
γ		0.0862***	8.3326	0.0815***	7.9731	0.0773***	7.7458
WK		-0.0299	-1.4293	-0.0146	-0.7444	-0.0016	-0.0996
WHr		0.0307***	5.9314	0.0229***	4.7481	0.0134***	3.1354
$WTech$		-0.0461***	-5.0132	-0.0356***	-4.1194	-0.0257***	-3.4091
$WOpen$		-0.0058***	-5.3612	-0.0050***	-4.9085	-0.0038***	-4.1913
R^2		0.3699		0.3666		0.3583	
Log-Likelihood		3495.8715		3484.9772		3464.2840	
Hausman		203.6018***		188.2820***		193.5845***	
LR-test		412.9928***		412.9928***		412.9928***	
OBS		2595		2595		2595	

注:OBS 为观察值;*** 表示在 1% 的显著性水平上通过显著性检验。

资料来源:作者计算整理。

由表5可知,引入物质资本、人力资本、技术水平和对外开放以及邻居区域相应因素等控制变量后,390公里范围内的样本数据也服从包含固定效应的SDM模型。而且,在控制这些因素的影响后,三种空间权重矩阵下的 β 估计系数都在1%的显著性水平下显著为负,这说明,在距离先富地区390公里范围内,先富地区与其他地区之间呈现出明显的收敛现象。同时,空间外溢系数 ρ 也都通过1%的显著性检验。从估计系数上看,在该范围内,邻居地区经济增长提高10%,可以使得本地经济增长提高约3.4%。由此可见,经济增长的空间外溢已经成为影响经济增长的重要因素,而且,距离先富地区越近,接受到的空间外溢的强度越大。尽管如此,经济增长空间外溢的作用范围并不是固定不变的。在将样本划分为1999—2006年和2007—2013年两个子时段时,本文发现,先富地区经济增长空间外溢的作用范围会随着先富地区经济实力的提升而逐步扩大^①,呈现出明显的时间动态演化过程。

基于上述的实证分析可知,先富地区带动其他地区实现共同富裕所呈现出的这种局域性特征与先富地区的经济实力紧密相关,那么,它是否与各个其他地区利用先富地区空间外溢的能力差异也密切相关呢?对此,本文根据其他地区的实际人均GDP均值将研究样本划分为两个子样本,即按照是否高于或低于其他地区人均GDP均值将其他地区划分为样本1和样本2,以检验先富地区对这两种不同发展水平的其他地区的带动作用是否存在差异^②。根据估计结果发现,先富地区对其他地区中经济发展水平较高的地区(样本1)的带动作用要大于对经济发展水平较低的地区(样本2)的带动作用。因为,尽管在W(1)、W(2)和W(3)三种空间权重矩阵下,这两个子样本的 β 系数估计值都显著为负,空间外溢系数 ρ 都显著为正,且都通过1%的显著性检验,但是,从绝对值来看,样本1的 β 系数和空间外溢系数 ρ 的估计值都显著大于对应空间权重下样本2的系数估计值。而且,样本1中的邻居区域期初经济水平的估计系数 γ 也明显大于样本2的邻居区域期初经济水平的估计系数 γ 。这表明,在控制其他变量的情况下,邻居地区经济增长率越高对本地区经济增长率的影响越大;邻居区域的期初经济水平越高越有利于本地区的经济增长。可以认为,在考虑区域空间相关性之后,给定空间外溢程度,经济发展水平较高的其他地区对先富地区空间外溢的利用效果要大于经济发展水平相对较低的地区^③。换言之,先富地区对经济发展水平相对较高的其他地区的带动作用要大于经济发展水平相对较低的其他地区。另外,通过对各地区空间位置的观察发现,在其他地区中经济发展水平较高的地区多数都位于先富地区的周边,或距离先富地区较近。而且,距离先富地区越近,以人均GDP度量的其他地区的经济发展水平就越高。

总的来看,20世纪末以来,先富地区确实带动了与之近邻的部分其他地区实现了共同富裕。这说明,中国在改革开放之初所采取的“让一部分地区先富裕起来,然后带动其他地区共同富裕”的战略安排在一定的空间范围内是有效的,达到了预期的目标。但本文也注意到,相对于全国而言,这个战略的有效性是局域的而不是全局的。截至目前,本文仅发现在以先富地区为中心的390公里空间

① 请登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载附件。

② 请登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载附件。

③ 根据匿名审稿人的建议,本文在公式(2)中通过引入交互项 $\ln y_{i0} \times W g_{it}$ 做了稳健性检验。结果显示,在本文使用的三种权重矩阵下,模型加入交互项之后, β 系数仍显著为负,表明地区之间经济增长是收敛的; ρ 系数仍显著为正,表明空间外溢是影响经济增长的重要因素;虽然在权重W(1)情况下,交互项 $\ln y_{i0} \times W g_{it}$ 的估计系数不显著,但是在权重W(2)和W(3)两种情况下该系数都显著为正,这表明经济增长的空间外溢在其他地区期初经济水平更高的情况下更强。由此可见,包含交互项的模型与此处分样本检验的结果是一致的。回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

范围,该战略安排显示出了局域的有效性。超过这个空间范围,其效果就不大了。这意味着,尚有占全国地级行政区域 50%以上的中西部和东北地区没有明显地受到先富地区的带动。其中的原因,一方面,可能与先富地区的经济规模和经济能力有关。或许,随着先富地区经济规模的扩大和经济能力的增强,其空间外溢边界将随之向外进一步推移,从而能够带动更多的其他地区加快发展。另一方面,可能与其他地区对先富地区空间外溢的利用能力有关。这表明,对于其他地区而言,如何提高对先富地区空间外溢的利用能力也值得重视。

六、结论

中国在改革开放之初制定和实施了“让一部分地区先富裕起来,然后带动其他地区共同富裕”的战略。该战略对全国区域经济格局变化及区域公平等产生了广泛而深远的影响。本文从空间外溢视角对先富地区是否带动了其他地区共同富裕进行了研究。与已有文献不同,本文依据该战略的设计,以地级及以上市行政区作为基本的空间单元,以是否享受国家“让一部分地区先富裕起来”的对外开放和经济体制改革倾斜支持政策,以及截至 1999 年这些地区是否达到了该战略提出的小康水平为根据,划分出先富地区。同时,根据邓小平提出的“两个大局”思想,将 1999 年视为该战略第二阶段目标的起始年,将研究时段定为 1999—2013 年。本文提出了先富地区带动其他地区共同富裕的三个假设,通过在区域经济增长 β 收敛模型中引入空间外溢变量,实证检验先富地区是否带动了其他地区共同富裕。并设置距离倒数(W(1))、距离倒数的平方(W(2))和负指数(W(3))三种空间权重矩阵,以检验模型所得结论的稳健性。同时,还利用 1994—1998 年的样本数据进行了稳健性检验。本文的研究结果表明,先富地区经济增长的空间外溢是其带动其他地区共同富裕的主要途径。在 1999—2013 年的研究时段内,先富地区确实在一定的空间范围内带动了其他地区共同富裕,而且这个结果是稳健的。但是,受距离衰减规律的影响,这种带动作用表现出明显的距离衰减特征。对空间外溢系数随距离衰减轨迹的分析表明,先富地区带动其他地区共同富裕的空间范围的边界约为 390 公里。这说明,先富地区带动其他地区共同富裕是局域的而非全局的,就目前而言,这种带动作用在距离先富地区 390 公里范围内是有效的。此外,先富地区的空间外溢随距离增大而发生非线性的衰减,呈现出一定的波浪式衰减过程,分别在 100 公里、230 公里和 330 公里左右出现明显的抬升。这种格局的形成很可能是由先富地区的经济实力、空间外溢条件,以及其他地区对先富地区空间外溢的利用能力共同决定的。

本文的研究结论提供了一些有益的政策启示:①如果不考虑先富地区经由国家财政转移支付及对口支援等手段对其他地区经济增长所提供的帮助,在市场经济条件下,经由空间外溢这个途径,先富地区带动其他地区实现共同富裕的范围是有限的。也就是说,从空间经济学的角度看,依靠先富地区带动其他地区共同富裕这个战略的有效性仅是局域的而非全局的。在先富地区带动范围之外,还有数量众多的其他地区。现有先富地区在依靠空间外溢来带动它们共同富裕时面临“鞭长莫及”的困难。那么,对于这些其他地区,如何实现共同富裕呢?本文认为,国家需要依据区域增长极理论,制定新的区域发展战略和规划,采取相应的政策措施,让这些地区中有条件的部分地区也先富裕起来,成为新时期的“先富地区”,利用其经济增长空间外溢来带动周围地区走向共同富裕。这是当前及今后国家在制定新的区域发展战略和政策时需要加以考虑的一个重要问题。在这个方面,覃成林等(2016)提出的多极网络空间发展格局构想具有较好的参考价值。他们主张在全国规划建设珠三角增长极、长三角增长极、环渤海增长极、长江中游增长极、中原增长极、成渝增长极、关中增长极等七大国家增长极。这些国家增长极的发展将更好地发挥先富地区带动其他地区共同富裕

的作用。特别是长江中游增长极、中原增长极、成渝增长极、关中增长极这四个国家增长极对于促进中西部地区加快发展、走向富裕意义重大。^②本文所揭示的先富地区带动其他地区共同富裕的作用在390公里范围总体上是有效的,但并不意味着该空间边界是固定不变的。随着先富地区的经济规模增大和经济能力的增强,它们还有可能带动更多的周边地区实现共同富裕。当前,这些先富地区正在进行结构调整和转型升级。随着这个进程的稳步推进,其经济发展水平必将进一步提升,从而可以带动更多的其他地区走向共同富裕。从这个角度看,国家应该加大推动这些先富地区结构调整和转型升级的政策力度,加快其形成新结构和新模式的步伐。^③先富地区空间外溢的距离衰减除了与其经济规模和经济能力相关外,也受区域之间交通条件、贸易和要素流动等方面的制度因素影响。因此,积极改善先富地区与其他地区之间的交通条件,消除限制区际贸易和要素流动的制度障碍,有利于发挥先富地区对其他地区的带动作用。这也是政策制定者需要关注的一个问题。其中,加快建设先富地区与其他地区之间的高速铁路、高速公路及航空网络,可以作为增大先富地区空间外溢范围的一项重要措施。^④对于其他地区而言,如何提高利用先富地区空间外溢的能力,搭上先富地区经济发展的“便车”,是其努力的方向。因为,先富地区的空间外溢作为一种外部性,其他地区只有积极主动地加以利用,才能够发挥出更大的作用。在这个方面,其他地区可以从提升人力资本、改善营商环境、承接产业转移、开展区域合作等多种途径,提高自身利用先富地区空间外溢的能力。

[参考文献]

- [1]符淼. 地理距离和技术外溢效应——对技术和经济集聚现象的空间计量学解释[J]. 经济学(季刊), 2009,(4): 1549-1566.
- [2]龚维进,徐春华. 空间外溢效应与区域经济增长:基于本地利用能力的分析[J]. 经济学报, 2017,(1): 41-61.
- [3]洪银兴. 允许部分地区先富和统筹区域发展的衔接[J]. 经济学家, 2004,(6): 4-12.
- [4]柯善咨. 东西部经济增长决定因素和扩散与回流的比较研究[J]. 统计研究, 2009,(1): 56-65.
- [5]蒙慧. 从“先富”带动“后富”角度解析区域共同富裕困境[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2013,(4): 36-42.
- [6]潘文卿,李子奈. 三大增长极对中国内陆地区经济的外溢性影响研究[J]. 经济研究, 2008,(6): 85-94.
- [7]潘文卿. 中国区域经济发展:基于空间溢出效应的分析[J]. 世界经济, 2015,(7):120-142.
- [8]覃成林,贾善铭,杨霞,种照辉. 多极网络空间发展格局:引领中国区域经济增长2020[M]. 北京:中国社会科学出版社, 2016.
- [9]覃成林,刘迎霞,李超. 空间外溢与区域经济增长趋同——基于长江三角洲的案例分析[J]. 中国社会科学, 2012,(5): 76-95.
- [10]孙红玲. 论崛起三角向均衡三角的有机扩散——基于“两个大局”战略与大国崛起之路[J]. 中国工业经济, 2009,(1):29-41.
- [11]许政,陈钊,陆铭. 中国城市体系的“中心——外围模式”[J]. 世界经济, 2010,(7): 144-160.
- [12]朱国忠,乔坤元,虞吉海. 中国各省经济增长是否收敛[J]. 经济学(季刊), 2014,(3): 1171-1194.
- [13]Andersson, F. N. G., D. L. Edgerton, and S. Opper. A Matter of Time: Revisiting Growth Convergence in China[J]. World Development, 2013,45(3):239-251.
- [14]Anselin, L. Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity [J]. Geographical Analysis, 1988,20(1):1-17.
- [15]Anselin, L. Spatial Externalities[J]. International Regional Science Review, 2003,26(2):147-152.
- [16]Baldwin, R. E., P. Martin, and G.I.P. Ottaviano. Global Income Divergence, Trade and Industrialization: The Geography of Growth Take-off[J]. Journal of Economic Growth, 2001,6(1):5-37.

- [17]Barro, R. J., X. Sala-I-Martin, O. J. Blanchard, and R. E. Hall. Convergence Across States and Regions[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991,(1):107-182.
- [18]Barro, R. J., and X. Sala-I-Martin. Convergence[J]. *Journal of Political Economy*, 1992, 100(2): 223-251.
- [19]Brun, J. F., J. L. Combes, and M. F. Renard. Are There Spillover Effects Between Coastal and Noncoastal Regions in China[J]. *China Economic Review*, 2002,13(2-3):161-169.
- [20]Chen, A., and M. D. Partridge. When Are Cities Engines of Growth in China? Spread and Backwash Effects Across the Urban Hierarchy[J]. *Regional Studies*, 2013,47(8):1313-1331.
- [21]Cheong, T. S., and Y. Wu. Regional Disparity, Transitional Dynamics and Convergence in China[J]. *Journal of Asian Economics*, 2013,(29):1-14.
- [22]Elhorst, J. P. Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models [J]. *International Regional Science Review*, 2003,26(3):244-268.
- [23]Elhorst, J. P. *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels* [M]. Springer-Verlag Berlin Press, 2014.
- [24]Elhorst, J. P., G. Piras, and G. Arbia. Growth and Convergence in a Multi-Regional Model with Space-Time Dynamics[J]. *Geographical Analysis*, 2010,42(3):338-355.
- [25]Ertur, C., and W. Koch. Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2007,22(6):1033-1062.
- [26]Feser, E., and A. Isserman. *Urban Spillovers and Rural Prosperity* [M]. University of Illinois Urbana - Champaign, 2005.
- [27]Fingleton, B., and E. López-Bazo. Empirical Growth Models with Spatial Effects [J]. *Papers in Regional Science*, 2006,85(2):177-198.
- [28]Fujita, M., P.R. Krugman, and A.J. Venables. *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1999.
- [29]Gallo, J. Le, and B. Fingleton. Regional Growth and Convergence Empirics [A]. Fischer, M. M., and P. Nijkamp, in *Handbook of Regional Science*[C]. Berlin Heidelberg: Springer, 2014.
- [30]Groenewold, N., G. Lee, and A. Chen. Regional Output Spillovers in China: Estimates from a VAR Model[J]. *Papers in Regional Science*, 2007,86(1):101-122.
- [31]Groenewold, N., G. Lee, and A. Chen. Inter-Regional Spillovers in China: The Importance of Common Shocks and the Definition of the Regions[J]. *China Economic Review*, 2008,19(1):32-52.
- [32]Herrerías, M. J., and J. Ordoñez. New Evidence on the Role of Regional Clusters and Convergence in China (1952-2008)[J]. *China Economic Review*, 2012,23(4):1120-1133.
- [33]Herrerías, M. J., V. Orts, and E. Tortosa-Ausina. Weighted Convergence and Regional Clusters Across China[J]. *Papers in Regional Science*, 2011,90(4):703-734.
- [34]Kelejian, H. H., and I. R. Prucha. Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances[J]. *Journal of Econometrics*, 2010,157(1):53-67.
- [35]LeSage, J. P., and R. K. Pace. *Introduction to Spatial Econometrics*[M]. New York: CRC Press, 2009.
- [36]Li, T., J. T. Lai, Y. Wang, and D. Zhao. Long-Run Relationship Between Inequality and Growth in Post-Reform China: New Evidence from Dynamic Panel Model [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2016,(41):238-252.
- [37]López-Bazo, E., E. Vayá, and M. Artis. Regional Externalities and Growth: Evidence from European Regions[J]. *Journal of Regional Science*, 2004,44(1):43-73.
- [38]Sun, C., Y. Yang, and L. Zhao. Economic Spillover Effects in the Bohai Rim Region of China: Is the Economic Growth of Coastal Counties Beneficial for the Whole Area [J]. *China Economic Review*, 2015,(33):

123-136.

- [39]Wang, J. China's Regional Disparity in Demographic Transition: A Spatial Analysis [J]. *The Review of Regional Studies*, 2008,38(3):289-317.
- [40]Ying, L. G. Measuring the Spillover Effects: Some Chinese Evidence[J]. *Papers in Regional Science*, 2000,79(1):75-89.
- [41]Yu, J., and L. Lee. Convergence: A Spatial Dynamic Panel Data Approach [J]. *Global Journal of Economics*, 2012,1(1):1-36.
- [42]Zhang, Q., and B. Felmingham. The Role of FDI, Exports and Spillover Effects in the Regional Development of China[J]. *Journal of Development Studies*, 2002,38(4):157-178.
- [43]Zhang, Q., and H. Zou. Regional Inequality in Contemporary China [J]. *Annals of Economics and Finance*, 2012,13(1):113-137.

Have the Earlier Prosperous Regions Driven the Other Regions to be Rich ——A Perspective of Spatial Spillover Effects

QIN Cheng-lin, YANG Xia

(School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: “Making some regions prosperous first, driving other regions to collective prosperity by the first prosperous regions” is a significant national developing strategy since the beginning of Reform and Opening-up Policy. Thus far, the first goal of this strategy has been realized early and some regions have already been prosperous. However, whether the second goal has been realized is left to be explored. In this paper, we argue that, except for public financial transfer payment and partner assistance, spatial spillover of economic growth is the main mechanism for the realization of collective prosperity in the market-oriented economy. Thus, taking the year 1999 as the realizing time of the first goal and using a panel data of 285 prefecture-level cities from the year of 1999 to 2013, this paper establishes a conditional convergence model, incorporating spatial spillover, to examine whether the first prosperous regions have driven others to be collectively prosperous. The empiric results show that, the valid geographical scope of this driving effect, which the first prosperous regions generate for other regions by spatial spillover of economic growth, is within only 390 kilometers away from the first prosperous regions. The influence of this driving effect on other regions is not even either. These results suggest that this driving effect exhibits characteristics of localization and hierarchization. Therefore, from the perspective of collective prosperity, on the one hand, some measures should be taken to continue promoting the development of the first prosperous regions, and meanwhile to improve the condition of spatial spillover from the first prosperous regions and to extend this driving scope; on the other hand, according to the theory of growth pole, some new policies should be carried out to help regions beyond this driving scope to get prosperous.

Key Words: regional economic growth; spatial spillover; regional economy

JEL Classification: C31 O18 R11

[责任编辑:姚鹏]