

公民共同生产行为的影响因素研究*

——基于环境治理的多层次分析

□ 吴结兵 钱倩严慧

内容提要 推动公民参与共建共治共享,是降低公共服务成本、提高社会治理效能的重要方面,因此,探究公民共同生产行为的影响因素对坚持和完善共建共治共享的社会治理制度具有基础性的意义。本文构建了一个公民环境共同生产行为的多层分析框架,基于CGSS2010和CGSS2013数据,采用HLM多层线性回归模型检验了地区层面因素和个体层面因素对公民共同生产行为的影响。研究发现,公民共同生产行为同时受益于地区和个体两个层面的贡献:在地区层面,地方政府的环境宣传教育对公民的环境共同生产行为产生了直接的正向影响;在个体层面,个体的共同生产能力与共同生产心理都正向作用于共同生产行为,相较于能力因素,个体的心理因素对共同生产行为的影响更强。研究结果在理论上扩充了共同生产激励因素的解释框架,在实践中有助于政府部门有针对性地制定相关激励政策,推进共建共治共享的治理创新。

关键词 共同生产 环境治理 影响因素 多层次分析

作者吴结兵,博士,浙江大学公共管理学院教授,浙江大学城市治理研究所所长;通讯作者钱倩严慧,浙江大学公共管理学院博士研究生,云南中医药大学人文与管理学院讲师。(杭州310058)

DOI:10.14167/j.zjss.2022.05.010

一、问题提出

党的十九大报告提出构建政府为主导、企业为主体、社会组织和公众共同参与环境治理体系,党的十九届四中全会进一步强调要坚持和完善共建共治共享的社会治理制度,建设人人有责、人人尽责、人人享有的社会治理共同体。激励公民参与共建共治共享是重要的理论和现实问题,尤其在环境治理领域,没有公民的配合和参与,政府和市

场都难以完成环境公共产品的有效供给^①。作为降低政府治理的成本、减少由于政府失灵和市场失灵造成资源损失的互补性选择,推动公民参与环境共同生产是降低公共服务成本、提高环境治理效能的重要方面。

共同生产理论是目前全球公共行政改革的基石之一(Osborne et al.,2016)。共同生产强调公共部门和公民共同参与公共服务(Nabatchi et al.,2017)。一方面,公民在公共服务中的共同生产行

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“加快推进市域社会治理现代化研究”(20ZDA082);国家自然科学基金面上项目“我国社会组织‘国家-市场’二元性与组织能力建设研究”(71774139);浙江省哲学社会科学规划“高质量发展建设共同富裕示范区”重大招标课题“共同富裕现代化基本单元建设研究”。

为可以促进公共服务的质量和效益;另一方面,通过发动公民参与共同生产,公共服务将不再依赖政府的高昂财政投入,却也能够获得同等甚至更高的服务成效(Brudney,1984;Bovaird and Loeffler,2012)。公民参与公共服务的共同生产也已经引起了政策制定者的广泛关注,生态环境部、中央文明办、教育部、共青团中央、全国妇联2018年联合发布的《公民生态环境行为规范(试行)》中列明了公民的十条环境行为规范,强调公民应提高生态环境意识、积极践行环保行为,共建天蓝、地绿、水清的美丽中国。

尽管以共同生产的方式提供环境公共产品已经成为了政府和学者的普遍共识,但是在现实表现中公民参与共同生产的实践并不理想。《公民生态环境行为调查报告(2019年)》和《公民生态环境行为调查报告(2020年)》都显示,公民在环境行为的践行上普遍表现出“高认知度、低践行度”的现象。然而,相比环境治理中的公民参与,政府部门、学者似乎更关注企业的环境行为以及政府与企业环境治理中的多重博弈均衡(参见唐国平等,2013;王斌,2013;金刚、沈坤荣,2018),关于如何激励公民从事环保行为这一重要议题缺乏必要的理论关注。并且,长期以来我国环境治理体系呈现出自上而下的行政主导模式,在促进公民个人环保行为方面的方式方法亟待突破创新。为此,探讨哪些因素会影响公民参与环境的共同生产显得尤为必要。通常关于公民参与共同生产的价值规范被假设是理所当然的(Ianniello et al.,2019),而事实上公民并非会自动加入共同生产的行列,在不回避这个隐含假设的情况下,本文从个体层面和地区层面探讨公民参与环境共同生产行为的影响因素。

二、理论背景与研究假设

迄今为止,有关共同生产影响因素的大多数定量研究主要集中在公民参与公共服务的个体层面因素上(Alford and Yates,2016;Bovaird et al.,2015),如公民的内在价值观、团队激励、自我效能感等(Alford,2002;2009;Alonso et al.,2019)。此外,诸如教育、性别、年龄和居住地等社会人口属性在相关文献中也通常被认为是公民从事共同生产行为的潜在因素(Alford and Yates,2016;Bo-

vaird et al.,2016)。这些研究促进了我们对公民共同生产行为的激励因素和潜在障碍的理解,但是需要结合更广泛的研究框架来实证探讨对公民共同生产行为有贡献的其他变量(Bovaird and Loeffler,2012)。

值得注意的是,公共服务共同生产理论指出了促进或阻碍公民参与公共服务的地区层面因素的重要性(Voorberg et al.,2015)。尽管研究关于公民参与公共服务共同生产的学者与日俱增,但很少有研究系统地考察个人和地区因素对公民共同生产行为的影响(Alonso et al.,2019)。对此,本文构建了一个公民环境共同生产行为的多层分析框架,探讨地区和个体两个层面因素对公民共同生产行为的影响,力图从多层次的视角更加全面地分析公民共同生产行为的影响因素。

(一)影响个体环境共同生产行为的个体层面因素

在有关公民参与的议题中,其参与的基本要素是公民有时间和有能力去进行相关投入(Manes-Rossi et al.,2021),不少学者也曾提出公民对公共服务生产的投入取决于他们在拥有共同生产资源方面的能力(Alford,2002;Whitaker,1980;Percy,1984)。热衷于为共同生产做出贡献的公民可能会由于任务太难或缺乏必要的能力而难以行动,这意味着公民需要具备一定的共同生产能力,例如与共同生产相关的知识、金钱、时间、技能、材料、社会资本等。即使在最简单的任务中,共同生产也需要利用客户的“隐性知识”,与组织进行互动。例如目睹交通事故的公民可以提供急救和引导救护车到现场,这就需要他们具备一定的急救技能以及如何报告事故的知识,如果公民有一定的工具或设施,他们的投入对共同生产的贡献往往会增加,如呼叫救护车需要使用电话和电话网络。Sundeen(1988)论证了受教育程度对共同生产的重要性,接受过高中及以上教育的公民会更了解社区需求,也更能表达自己的需求。公民的共同生产可能还取决于他们有多少时间可以利用(Marschall,2004;Percy,1984),人们不得不睡觉、工作、照顾孩子、做家务等等,这给公民可参与共同生产的时间造成了限制。同理,身体健康状况也是公民共同生产能力的体现,它是其他生活能力、学习能力、工作能力的前提与基础。尤其是在

公共服务领域,我们有理由相信个体在健康的基础上才会从事更多的利他行为。因此,我们认为个体健康状况可能是公民兑现共同生产承诺的因素之一。以往的研究也发现,个体环境知识会对个体环境共同生产行为产生显著的影响(Hadler, 2011),环境素养理论认为环境知识是环境素养的最基础层次,个体的环境行为的发生是个体具备一定的环境知识、环境意识之后进行的相关行动,已有研究证实了环境知识与环境行为存在正相关关系(施生旭、甘彩云,2017;王琰,2015)。基于以上研究和经验证据,我们认为以下个体能力与个体的共同生产行为存在积极效应:

H1a:个体的身体健康状况与个体的环境共同生产行为呈正相关关系。

H1b:个体的环境知识状况与个体的环境共同生产行为呈正相关关系。

具备共同生产能力的公民并不意味着必然会加入共同生产的行列,例如“环境知识并不一定能转化为环境行为”(曾昭鹏,2004),既有研究指出公民参与的一个主要障碍是并非所有人都对公共事务感兴趣并希望参与(Pateman,2012),我们猜测公民是否致力于共同生产还有很大程度取决于公民是否愿意做出有助于实现公共价值的努力。采取积极的行动往往需要自发的行为,这些行为依赖于公民的贡献意愿。既有的共同生产文献已经关注到了公民参与共同生产的动机和心理(Alford,2009;Van Eijk and Steen,2016),这些心理可能受到不同激励因素的驱动。传统的经济学家认为公民之所以参与共同生产,在于他们可以从中获得物质利益,并且只有在收益超出成本的时候才会参与共同生产。而Alford(2009)认为这些利益是多元化的,公民参与共同生产的激励因素可以是物质型的(如用以换取社区服务的抵用券)也可以是非物质型的(成为邻里守望的一员从而获得更安全的邻里环境)。如果是涉及简单任务的共同生产,物质奖励可能更合适,而涉及复杂问题或持续性共同生产时,非物质的内在奖励可能是更强有力的激励因素。Alford(2002;2009)还提出了三种非物质激励:有效行动增加的自信心,为公共事业做出贡献的愿望,关于社会问题的规范性信念或价值观。

不难看出,公民参与共同生产的心理因素可

能是复杂多变的,这类激励因素的重要程度会根据不同的公共服务场景以及人们对它的理解和感知程度而有所不同。并且,这些因素并非单独发挥作用,不同的共同生产情景可能有不同的机制组合发生作用。在环境领域,哪些心理类型的因素可能会影响公民从事环境共同生产行为呢?既有研究给出了一些建议。公民环境保护的行动是否发生取决于很多因素,但必要的环境关心水平是行动发生的前提,公民对环境的关注程度可以看作一种基于对环境状况的心理状态,个体越关心环境问题,越对良好的环境这一公共产品有更高的期待,从而更愿意从事环保行为(郑思齐等,2013)。而Bandura指出“除非人们相信他们可以通过自己的行动产生预期的效果并阻止不想要的效果,否则他们几乎没有采取行动的动机”。在一些共同生产的定量研究中,自我效能因素也成为个人和集体共同生产的关键驱动因素(Loeffler et al.,2008;2016;Parrado et al.,2013;Bovaird et al.,2016)。公民的自我效能感(Bandura,1997)即公民认为自己可以通过有意义的方式影响公共服务并有所作为的程度。自我效能感越强的公民越容易对公共利益产生共鸣从而激发其参与公共服务的内在动机,先前的实证研究也支持这一观点,关于欧洲五个国家在公共安全、环境和健康问题上的居民调查数据支持了具有更高自我效能感的个体更有可能共同生产(Parrado et al.,2013),Alford和Yates(2016)也预期公民的自我效能感是促进共同生产的一个普遍因素。基于以上研究和经验证据,我们假设以下个体的共同生产心理与个体的共同生产行为存在积极效应,具体假设为:

H2a:个体的环境关注度与个体的环境共同生产行为呈正相关关系。

H2b:个体的自我效能感与个体的环境共同生产行为呈正相关关系。

H2c:个体的环境共同生产意愿与个体的环境共同生产行为呈正相关关系。

(二)影响个体环境共同生产行为的地区层面因素

公共部门的制度设计会影响公民参与共同生产(Andfossen,2020),这个因素主要涉及制度允许公民参与生产过程的程度,可以看作是在给定背景下塑造“游戏规则”。例如,体制安排可能限制在

生产过程中使用公民投入,而政府倡议可能会增加公民的共同生产。公共组织是否在共同生产方面具有兼容性也被认为会影响公民的共同生产,这里的兼容性是指政府在多大程度上激励公民参与并创造适合互惠和交流的条件,以及是否存在与公民沟通的基础设施(Voorberg et al., 2015)。

在环境领域,Guagnano等学者(1997)提出的环境行为预测的ABC理论认为环境行为(B)是个人的环境态度变量(A)和外部条件(C)相互作用的结果。政府环境行为、环境污染状况等作为外部条件或对环境行为产生直接或间接的影响。关于环境质量与公民环境行为,污染驱动假说认为公民感受到环境遭受污染会促使他们从事环境保护行为(王琰, 2015),这意味着环境质量越差,公民从事环境共同生产行为的可能性越高。再看其他外部条件(C),政府环境行为不仅包括为规范市场主体环境行为提供制度安排、为环境治理及保护事业进行财政支出等硬性措施,还包含对公民进行广泛的环境保护宣传、向公民普及必要的环境知识及环境行为规范等软性措施。既有研究指出了公民的环境行为在一定程度上受政府投入的影响,但对于这些影响是正向的还是负向的仍存在争议。例如,有研究发现当地政府治理环境投入越多公民实施的环境友好行为反而越少(高孟菲、郑晶, 2019),我们认为,政府资源直接介入环境并向该领域投入能够向公民表明对环境保护的力度和决定,同时也会为公民起到示范和带头作用,从而激励公民参与到环境的共同生产活动中。此外,政府采取多种形式的软性措施,开展环境知识及环境行为规范培训,组织策划环境保护宣传活动,动员群众积极投身于环境保护事业,理论上有利于公民的环境意识向环境行为转化,促成公民环境共同生产行为的发生。

基于以上研究和经验证据,我们把地方政府环境治理投入、当地环境质量以及政府对公民在环境保护上组织的宣传教育纳入到地区层面的影响因素进行考量。并且,由于共同生产发挥效用需要确保公共服务组织和公民都能够做出有效的贡献,我们猜测以上因素并非单独发生作用而是与个体层次的影响因素混合发生作用。对此,我们提出地区层面因素对个体共同生产行为存在以下效应:

H3:政府环境治理投入与个体的环境共同生产行为呈正相关关系。

H4:地区环境质量与个体的环境共同生产行为呈负相关关系。

H5:政府对公民的环保宣传教育与个体的环境共同生产行为呈正相关关系。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文使用的区域层面数据来自2005—2013年《中国统计年鉴》、《中国科技统计资料汇编》、《中国民政统计年鉴》以及《中国环境统计年鉴》中各省的环境治理相关指标。个体层面数据则来自中国人民大学社会学系主持的“2010年中国综合社会调查(CGSS2010)”和“2013年中国综合社会调查(CGSS2013)”,该调查采用多阶分层概率抽样完成。CGSS2010的最终样本量为11783个,剔除因变量应答缺失的个体样本,进入本研究的有效样本量为来自31个省级行政区的3615个样本。CGSS2013的最终有效样本量为11438个,剔除因变量应答缺失的个体样本,进入本研究的有效样本量为来自28个省级行政区(CGSS2013本身不含新疆、海南、西藏的数据)的11328个样本。

(二)变量测量及操作化

1. 因变量

本文的因变量为个体的环境共同生产行为(CB),在CGSS2010数据中我们使用与之相关的6个问题来衡量环境治理中个体的共同生产行为:“您经常会特意将玻璃、铝罐、塑料或报纸等进行分类以方便回收吗?”、“您经常会特意购买没有施用过化肥和农药的水果和蔬菜吗?”、“您经常会特意为了环境保护而减少开车吗?”、“您经常会特意为了保护环境而减少居家的油、气、电等能源或燃料的消耗量吗?”、“您经常会特意为了环境保护而节约用水或对水进行再利用吗?”、“您经常会特意为了环境保护而不去购买某些产品吗?”,这些问项与大部分关于个体环境共同生产行为的研究测量相一致(Loeffler et al., 2008; Alford and Yates, 2016; Alonso et al., 2019)。经过数据清洗和反向赋值(总是=3;经常=2;有时=1;从不、缺失值=0),题项数据通过了KMO检验和Bartlett球形检验,可靠性检验的内部一致性系数为0.74,具有较好的

同质性,适宜进行量表累加,于是我们对6个题项的作答情况根据赋值进行加总来衡量个体环境共同生产行为,数值越大表示个体在过去从事的环境共同生产行为越多。

对于CGSS2013数据,我们同样使用问卷中与之相关的9个问题来衡量环境治理中个体的共同生产行为:“我们了解一下,在最近的一年里,您是否从事过下列活动或行为?1:垃圾分类投放;2:与自己的亲戚朋友讨论环保问题;3:采购日常用品时自己带购物篮或购物袋;4:对塑料包装袋进行重复利用;5:为环境保护捐款;6:积极参加政府和单位组织的环境宣传教育活动;7:积极参加民间环保团体举办的环保活动;8:自费养护树林或绿地;9:积极参加要求解决环境问题的投诉、上诉”。题项数据通过了KMO检验和Bartlett球形检验,可靠性检验中9个题项的内部一致性系数为0.75,与CGSS2010数据处理方式一样,我们对9个题项进行加总来表征个体的环境共同生产行为。

2. 自变量

(1)地区层面变量(level 2)

①政府的环境治理支出。地方政府对本地区生态环境负总责,环境污染治理支出反映了政府用于环境保护管理事务、环境监测与监察、污染防治、污染减排、监管调查等方面的支出,其变化幅度能更好地体现政府环境治理行为的决心和力度(徐顺青等,2018)。鉴于地区经济发展水平会影响到政府财政对当地环境保护的支持,我们用2010年、2013年政府环境污染治理投入的GDP占比来分别衡量2010、2013年地方政府环境治理的投入情况。②环境质量指数。该指标隶属于我国科技部建立的科技进步统计检测级综合评价制度的范畴,用来表征自然环境污染危害的情况以及自然环境质量的优劣程度,我们用2010年、2013年各省级行政区平均环境质量指数作为该地区环境状况的代理变量。③政府的环境宣传教育情况。为加强对公民的生态环境保护宣传教育,增强全社会生态环境意识,地方政府每年都会组织形式多样的环境宣传活动,我们用2010年政府开展的社会环境宣传教育活动次数、2013年政府开展的社会环境宣传教育活动人数来作为该地区地方政府环境宣传教育的代理变量。

(2)个体层面变量(level 1)

①共同生产能力。a.身体健康状况(health):采用CGSS2010、CGSS2013中题项为“您觉得您目前的身体健康状况是?”来进行衡量。b.环境知识(EK):CGSS2010和CGSS2013的问卷中都设计了10个判断题来对公民的环境知识掌握情况进行测量,题项为:“1:汽车尾气对人体健康不会造成威胁;2:大气中二氧化碳成分的增加会成为气候变暖的因素;3:含磷洗衣粉的使用不会造成水污染;4:含氟冰箱的氟排放会成为破坏大气臭氧层的因素;5:酸雨的产生与烧煤没有关系;6:物种之间相互依存,一个物种的消失会产生连锁反应;7:空气质量报告中,三级空气质量意味着比一级空气质量好;8:单一品种的树林更容易导致病虫害;9:水体污染报告中,V类水质意味着要比I类水质好;10:大气中二氧化碳成分的增加会成为气候变暖的因素”。通过对正确答案赋值后的数据进行可靠性检验,得到CGSS2010和CGSS2013题项数据的Cronbach's α 系数分别为0.795和0.819,具有较好的内部一致性,于是我们对受访者回答正确的次数进行加总来衡量个体的环境知识掌握情况。

②共同生产心理。a.个体环境关注度(EC):在CGSS2010中我们用“总体上说,您对环境问题有多关注?”来衡量,在CGSS2013中我们用“最近一年里是否主动关注广播、电视和报刊中报道的环境问题和环保信息”来衡量。b.自我效能感:采用CGSS2010中题项为“像我这样的人很难为环境保护做什么”来衡量,根据题项涵义,我们对答项进行了反向赋值。c.环境共同生产意愿:采用CGSS2010中“为了保护环境,您在多大程度上愿意支付更高的价格/缴纳更高的税/降低生活水平?”来衡量,3个题项的数据通过了KMO检验和Bartlett球形检验,内部一致性系数为0.837,量表题项具有较好的同质性,适宜进行量表累加,我们对3个题项的作答情况进行加总来衡量个体环境共同生产的意愿,数值越大表示个体从事的环境共同生产的意愿越强。

(3)控制变量

此外,公民的社会人口属性也会影响公民是否参与共同生产。本文引入性别(女=0;男=1)、年龄、政治面貌(非共产党员=0;共产党员=1)、受教育程度、居住类型(农村=0;城市=1)做为该研究的

表1 GSS2010 来源变量的均值、标准差与 Pearson 相关系数

层面	变量名称	个案数	平均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
个体层面 Level 1	1.环境共同生产行为(CB)	3615	5.65	3.71	1	0.09**	0.36**	0.34**	0.27**	0.28**	0.02	-0.06**	0.30**	0.31**
	2.健康状况(health)	3615	3.64	1.09	0.09**	1	0.18**	0.07**	0.09**	0.01	0.08**	-0.38**	0.24**	0.07**
	3.环境知识(EK)	3615	5.17	2.74	0.36**	0.18**	1	0.20**	0.26**	0.14**	0.11**	-0.23**	0.49**	0.31**
	4.环境关注度(EC)	3615	3.67	0.99	0.34**	0.07**	0.20**	1	0.26**	0.33**	0.06**	-0.08**	0.22**	0.13**
	5.自我效能感(SE)	3615	3.08	1.23	0.27**	0.09**	0.26**	0.26**	1	0.21**	0.03	-0.15**	0.27**	0.17**
	6.环境共同生产意愿(CI)	3615	8.90	2.81	0.28**	0.01	0.14**	0.33**	0.21**	1	0.04*	-0.03*	0.11**	0.07**
	7.性别(sex)	3615	0.47	0.50	0.02	0.08**	0.11**	0.06**	0.03	0.04*	1	0.06**	0.12**	-0.02
	8.年龄(age)	3615	47.21	15.71	-0.06**	-0.38**	-0.23**	-0.08**	-0.15**	-0.03*	0.06**	1	-0.38**	-0.06**
	9.受教育程度(edu)	3615	5.00	3.02	0.30**	0.24**	0.49**	0.22**	0.27**	0.11**	0.12**	-0.38**	1	0.40**
	10.居住类型(resident)	3615	0.65	0.48	0.31**	0.07**	0.31**	0.13**	0.17**	0.07**	-0.02	-0.06**	0.40**	1
2.环境质量 指数(EQI)	1.环境污染治理投入(EPI)	31	1.36	0.61	1	-0.13	0.09							
	2.环境质量指数(EQI)	31	61.55	6.13	-0.13	1	-0.16							
	3.环境宣传教育(GPE)	31	5.39	1.24	0.09	-0.16	1							

表2 CGSS2013 来源变量的均值、标准差与 Pearson 相关系数^①

层面	变量名称	个案数	平均值	标准差	1	2	3	4	5	6	7	8
个体层面 Level 1	1.环境共同生产行为(CB)	11328	13.54	2.94	1	0.15**	0.36**	0.51**	-0.01	-0.16**	0.38**	0.29**
	2.健康状况(health)	11328	3.71	1.08	0.15**	1	0.25**	0.11**	0.06**	-0.39**	0.27**	0.13**
	3.环境知识(EK)	11328	4.69	2.86	0.36**	0.25**	1	0.35**	0.12**	-0.33**	0.52**	0.34**
	4.环境关注度(EC)	11328	1.62	0.70	0.51**	0.11**	0.35**	1	0.07**	-0.13**	0.34**	0.24**
	5.性别(sex)	11328	0.50	0.50	-0.01	0.06**	0.12**	0.07**	1	0.02	0.12**	0.00
	6.年龄(age)	11328	48.55	16.39	-0.16**	-0.39**	-0.33**	-0.13**	-0.02	1	-0.45**	-0.10**
	7.受教育程度(edu)	11328	4.91	3.05	0.38**	0.27**	0.52**	0.34**	0.12**	-0.45**	1	0.40**
	8.居住类型(resident)	11328	0.61	0.49	0.29**	0.13**	0.34**	0.24**	0.00	-0.10**	0.40**	1
地区层面 Level 2	1.环境污染治理投入(EPI)	28	1.60	0.68	1	-0.13	-0.31					
	2.环境质量指数(EQI)	28	82.30	5.94	-0.13	1	-0.38*					
	3.环境宣传教育(GPE)	28	13.14	1.34	-0.31	-0.38*	1					

控制变量。

四、实证分析

从事环境共同生产行为的公民是具有独立特征的个体,更是嵌入到具体制度环境中的个体,加之本文所使用的数据是在多阶分层概率抽样的架构下所抽取的个体样本,这就使得个体的环境共同生产行为受到区域层面特征的影响,表现出巢状、内嵌的样本特征。在该情况下使用传统 OLS 分析将不同层级变量置于单一的多元回归中,将会违背变量相互独立的假设(Randenshush and Bryk, 2002)。若将高层次的分析结果推演至较低层次的现象,易高估了低层次的结论,产生生态谬误(Ecological Fallacy);反之,若将个体层次的分

析结果推演至地区层次,即会产生原子谬误(Atomistic Fallacy),现有统计模型中,HLM(Hierarchical Linear Modelling)可以满足我们的分析需求,为了同时考察个体层面和地区层面变量对公民环境共同生产行为的影响,我们使用多层线性回归模型(HLM)依次检验零模型、随机系数回归模型、完整模型的实证结果。

零模型(Null Model)有助于我们捕捉不同省份之间公民环境共同生产行为是否有显著差异或非独立的情况。这一模型可以允许我们计算出组内相关系数(Intra-Class Correlation Coefficient,以下简称 ICC(1)),该系数越高表明组间差异更能解释总方差)。我们设置零模型如式(1-1)、(1-2)所述:

$$\text{Level-1 Model: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (1-1)$$

$$\text{Level-2 Model: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \quad (1-2)$$

$$\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\mu_{0j} \sim N(0, \tau_{00})$$

零模型分析结果显示,CGSS2010 和 CGSS2013 中公民环境共同生产行为的 ICC(1)值分别为0.142 和 0.163,呈高度组内相关^②,组与组的数据之间不具有独立性特征。ICC(2)值均大于 0.9,信度较高,综合以上两个条件,我们认为 2010 年和 2013 年的数据均具备跨层次分析的统计合理性和必要性。随即我们采用仅纳入个体层面变量的随机系数回归模型(公式略),来检验环境共同生产行为为个体层面因素的影响,而后纳入个体层面和地区层面变量,设置环境共同生产行为的完整模型来同时检验环境共同生产行为为个体层面和地区层面因素的影响,完整模型如式(2-1)……(2-11)所述。

Level-1 Model

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{health}_{ij}) + \beta_{2j}(\text{EK}_{ij}) + \beta_{3j}(\text{EC}_{ij}) + \beta_{4j}(\text{SE}_{ij}) + \beta_{5j}(\text{CI}_{ij}) + \beta_{6j}(\text{sex}_{ij}) + \beta_{7j}(\text{age}_{ij}) + \beta_{8j}(\text{edu}_{ij}) + \beta_{9j}(\text{resident}_{ij}) + r_{ij} \quad (2-1)$$

Level-2 Model

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{EPI}_{ij}) + \gamma_{02}(\text{EQI}_{ij}) + \gamma_{03}(\text{GPE}_{ij}) + \mu_{0j} \quad (2-2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \mu_{1j} \quad (2-3)$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \mu_{2j} \quad (2-4)$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30} + \mu_{3j} \quad (2-5)$$

$$\beta_{4j} = \gamma_{40} + \mu_{4j} \quad (2-6)$$

$$\beta_{5j} = \gamma_{50} + \mu_{5j} \quad (2-7)$$

$$\beta_{6j} = \gamma_{60} \quad (2-8)$$

$$\beta_{7j} = \gamma_{70} \quad (2-9)$$

$$\beta_{8j} = \gamma_{80} \quad (2-10)$$

$$\beta_{9j} = \gamma_{90} \quad (2-11)$$

上述公式中, Y_{ij} 、 health_{ij} 、 EK_{ij} 、 EC_{ij} 、 SE_{ij} 、 CI_{ij} 、 sex_{ij} 、 age_{ij} 、 edu_{ij} 、 resident_{ij} 分别为 i 地区 j 个体的公民环境共同生产行为、健康状况、环境知识、环境关注度、自我效能感、环境共同生产意愿、性别、受教育程度、居住类型; EPI_{ij} 、 EQI_{ij} 、 GPE_{ij} 分别为该地区的地方政府环境治理投入、环境质量指数、政府环境宣传教育情况; β_{ij} 和 γ_{ij} 为待估参数项, r_{ij} 和 μ_{ij} 为随机误差项,多层线性回归模型分析结果如表 3 所示,模型采用 Robust 标准误差来处理残差的异方差性。

表 3 零模型分析结果

变量	d.f.	τ_{00}	σ^2	ICC(1)	ICC(2)
CB2010	29	1.942	11.716	0.142	0.929
CB2013	27	1.410	7.217	0.163	0.984

随机系数回归模型和完整模型的分析结果显示,无论是 CGSS2010 还是 CGSS2013 的数据中,个体层面的共同生产能力和共同生产心理均对环境共同生产行为具有显著的正向影响,地区层面变量中政府的环境宣传教育活动对个体环境共同生产行为具有显著的正向影响,其余地区层面变量不显著。

表 4 多层线性回归结果

变量	模型	随机系数回归模型		完整模型	
		CB ₂₀₁₀	CB ₂₀₁₃	CB ₂₀₁₀	CB ₂₀₁₃
	γ_{00}	-2.42*** (0.39)	9.20*** (0.30)	-1.53 (1.74)	5.87* (2.46)
地区层面	$\gamma_{01}EPI$			-0.11 (0.21)	-0.12 (0.16)
	$\gamma_{02}EQI$			-0.03 (0.02)	0.02 (0.02)
	$\gamma_{03}GPE$			0.22* (0.09)	0.16 [†] (0.08)
个体层面	$\gamma_{10}health$	0.15* (0.06)	0.09** (0.03)	0.15* (0.06)	0.09** (0.03)
	$\gamma_{20}EK$	0.25*** (0.02)	0.13*** (0.02)	0.24*** (0.02)	0.13*** (0.02)
	$\gamma_{30}EC$	0.66*** (0.06)	1.56*** (0.09)	0.66*** (0.06)	1.57*** (0.09)
	$\gamma_{40}SE$	0.29*** (0.06)		0.30*** (0.06)	
	$\gamma_{50}CI$	0.19*** (0.03)		0.19*** (0.03)	
控制变量	$\gamma_{60}sex$	-0.25** (0.09)	-0.48*** (0.05)	-0.25** (0.09)	-0.47*** (0.05)
	$\gamma_{70}age$	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)	0.01** (0.00)
	$\gamma_{80}edu$	0.03 (0.03)	0.12*** (0.01)	0.03 (0.03)	0.12*** (0.01)
	$\gamma_{90}resident$	0.99*** (0.19)	0.17* (0.08)	0.98*** (0.19)	0.17* (0.08)
	μ_0	1.20 (38.98)	129*** (17087)	1.21 (38.61)	129*** (15867)
	$\mu_1health$	0.25** (51.57)	0.13*** (67.52)	0.25** (50.61)	0.13*** (67.52)
	μ_2EK	0.06 (30.12)	0.08*** (13778)	0.06 (30.01)	0.08*** (13764)
	μ_3EC	0.16 (31.60)	0.42*** (15028)	0.17 (31.59)	0.41*** (14974)
	μ_4SE	0.20** (52.69)		0.20** (52.65)	
	μ_5CI	0.10* (47.18)		0.10* (47.13)	
	组内方差 σ^2	9.07	5.05	9.07	5.05
	组间方差 τ_{00}	1.44	1.68	1.48	1.67

注:括号内数值为固定效应(γ_{ij})中的标准误差 S.E 或随机效应(μ_{ij})中的卡方值 Chi-square,***、**、*、[†] 分别表示 0.1%、1%、5%、10%置信度下显著。

具体来看,在个体的共同生产能力方面,健康状况 ($\gamma_{10(2010)}=0.15, p<0.05; \gamma_{10(2013)}=0.09, p<0.01$)、环境知识 ($\gamma_{20(2010)}=0.25, p<0.001; \gamma_{20(2013)}=0.13, p<0.001$) 对个体环境共同生产行为的影响显著为正, H1a、H1b 假设在 CGSS2010 和 CGSS2013 数据中皆得到支持。在环境共同生产的心理方面,环境关

心($\gamma_{30(2010)}=0.66, p<0.001; \gamma_{30(2013)}=1.56, p<0.001$)、自我效能感($\gamma_{40(2010)}=0.29, p<0.001$)、环境共同生产意愿($\gamma_{50(2010)}=0.19, p<0.001$)对环境共同生产行为的影响也都显著为正, H2a 假设在 CGSS2010 和 CGSS2013 数据中皆得到支持, H2b、H2c 假设在 CGSS2010 数据中得到支持。同时, 我们意外的发现, 在个体层面共同生产心理的影响效应普遍大于共同生产能力的影响效应。

在地区层面, 地方政府环境污染治理投入、环境质量对个体环境共同生产行为的影响并不显著, H3、H4 假设未得到支持。政府的环境宣传教育活动($\gamma_{01(2010)}=0.22, p<0.05; \gamma_{01(2013)}=0.16, p<0.1$)对个体环境共同生产行为回归系数显著为正, H5 假设在 CGSS2010 和 CGSS2013 数据中皆得到支持。

数据分析还表明, 在社会人口特征中个体的环境共同生产行为呈现明显的人群差异, 具体体现在女性、年长者、受教育程度越高的公民参与环境共同生产的倾向越高。在这些因素中, 居住类型似乎是影响环境共同生产行为的特别强的决定因素。与前人的研究一致(Bovaird et al., 2015), 居住类型被认为是影响个体共同生产行为的统计显著因素, 即与农村相比, 城市居住者更可能在从事环境共同生产行为。

五、结论与讨论

环境的公共产品属性及其外部性特征导致市场在提供环境公共服务时面临市场失灵的风险, 政府作为公共利益受托人对环境保护有着天然职责, 而传统单一行政中心的公共服务提供模式已不能满足公民的有效需求, 加之政府在环境保护与治理上面临着持续的财政压力, 促使我们需要以更经济的方式来保护和治理环境, 公民参与环境的共同生产不失为财政约束条件下提高治理效能的互补性选择。公众参与已经成为我国环境治理体系的重要组成部分, 生态环境保护的共建共治共享格局有赖于公民的积极参与, 探究公民共同生产行为的影响因素更显必要。本文构建了一个包含地区因素和个体因素的多层分析框架, 运用 HLM 模型验证了一些影响公民从事共同生产行为的因素, 主要结论包括:

首先, 本文尝试将共同生产能力和共同生产心理的分析框架应用于个体层面环境共同生产行

为的研究, 研究发现公民从事共同生产行为是个体的共同生产能力与共同生产心理同时作用的结果。正如 Alford(2009)在理论上指出的那样, 公民参与共同生产的两个关键先决条件是有能力和有意愿为改善公共服务做出贡献, 我们的实证研究表明个体的能力和心理与公民的环境共同生产行为紧密相关, 能力因素和心理因素都会对共同生产行为产生显著的正向影响。从共同生产的能力方面看, 健康状况良好、环境知识掌握情况好的公民更倾向于从事环境共同生产行为。我们发现是否具备共同生产的能力是影响公民共同生产行为重要因素的同时, 个人的共同生产心理也对公民的共同生产行为产生着正向影响, 实证中主要体现在对环境关注度高、自我效能感高以及共同生产意愿强的公民更倾向于践行环境共同生产行为。由此可以确定的是, 在一项公民参与的共同生产活动中, 公民具备一定的能力和心理成为发生共同生产行为的基本要素。

其次, 相较于能力因素, 个体的心理因素对共同生产行为的影响更强。能力通常被视为个体一种稳定的特性, 相较于心理短期内不易改变, 而个体的心理则相对带有不确定性。然而, 通过以上实证结果我们发现, 无论是 CGSS2010 还是 CGSS2013 的数据, 心理因素的影响系数均大于能力因素的影响系数, 这在某种程度上表明, 相较于个体能力的大小, 公民是否从事共同生产行为似乎与个体心理有着更强的关联。这一研究结果为强调内在激励的共同生产理论提供了支持, 与个人态度相关的内在激励可能对人们的共同生产行为更有价值。鉴于此, 未来有必要关注和理解公民参与共同生产的心理或行为方法(Voorberg et al., 2018), 从动机激励的角度探讨公民参与共同生产的有效策略。

最后, 除了检验可能影响共同生产行为的个体层面因素外, 本文还试图检验地区层面因素是否可以进一步解释公民参与环境共同生产活动的可能性。通过把多个地区层面变量纳入多层次模型, 我们发现政府对公民环境宣传教育的投入有助于解释公民参与环境的共建共治共享, 政府环境宣传教育活动越多的地区人们从事环境共同生产行为的可能性更大, 这也完善了既有文献对影响共同生产行为的地区层面变量的解释。尽管许多共同生产文献都强调了地区层面因素的重要性

(Voorberg et al., 2015; Alonso et al., 2019),但很少有研究系统地评价地区层面因素与公民共同生产活动之间的联系。我们的分析表明,公民共同生产行为同时受到个体和地区两个层面因素的影响。

这些发现也为我国政策制定者带来一些启示。环境成果共建共治共享的实现路径离不开对公民参与能力的培育,同时,外部环境政策只有转化为行动者的自觉意识,才有可能切实体现在行动的改变上。鉴于政府环境教育对公民共同生产行为的积极影响,政府应更加重视对公民生态环境理念、环境友好行为的培育,加大全社会环境保护的政策导向。更重要的是,让有共同生产能力却对政策议题不了解或不感兴趣的人参与共同生产、或是让了解和关心政策议题却参与能力不足的人参与共同生产都会浪费宝贵的个人资源和公共资源(Loeffler, 2021)。很多实证研究已经发现,在共同生产中政府可以通过向公民提供相关资源,或减少对公民参与共同生产的能力限制,或颁布激励公民共同生产的政策举措来增加公民共同生产的潜力,如在组织内部建立邀请公民参与的组织结构和程序(Bovaird and Loeffler, 2012; Sicilia et al., 2016),建立和完善与公民沟通的相关基础设施(Thomas, 2013; Meijer and Torenvlied, 2014),以及更好的沟通也会增强公众参与共同生产的动力(Lember et al., 2019),这为政府制定激励共同生产的政策提供了启示,政府在激励公民的共同生产行为时需要同时考虑个体能力因素和心理因素,在提高公民环境保护知识、增强个体环境保护共同生产能力的基础之上,更要注重与公民的沟通对话,营造环境保护共同生产氛围,激发公民关注环境治理,提升公民参与环境治理的效能感和意愿。

注释:

①第一次全国污染源普查公报(2010)显示,生活污染源约占污染源总数的1/4。第二次全国污染源普查公报(2020)显示,生活污染源约占污染源总数的1/5。从水污染排放情况来看,生活源污染排放远远高于工业源污染排放量。

②ICC(1)的值由 $\tau_{00} \div (\sigma^2 + \tau_{00})$ 计算得到。根据Raudenbush和Bryk对ICC(1)数值的划分:ICC(1)<0.059为低度组内相关;0.059<ICC(1)<0.138为中度组内相关;ICC(1)>0.138为高度组内相关。

参考文献:

- Osborne, S. P. Radnor, Z. Strokosch, K., "Co-production and the co-creation of value in public services: A suitable case for treatment?". *Public Management Review*, Vol. 18, No. 5-6, 2016, pp. 639-653.
- Nabatchi, T. Sancino, A. Sicilia, M., "Varieties of participation in public services: The who, when, and what of coproduction". *Public Administration Review*, Vol. 77, No. 5, 2017, pp. 766-776.
- Brudney, J. L., "Local coproduction of services and the analysis of municipal productivity". *Urban Affairs Quarterly*, Vol. 19, No. 4, 1984, pp. 465-484.
- Bovaird, T. Loeffler, E., "From engagement to co-production: The contribution of users and communities to outcomes and public value". *Voluntas*, Vol. 23, No. 4, 2012, pp. 1119-1138.
- 唐国平、李龙会、吴德军:《环境管制、行业属性与企业环保投资》,《会计研究》2013年第6期。
- 王斌:《环境污染治理与规制博弈研究》,首都经济贸易大学2013年版。
- 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》,《管理世界》2018年第12期。
- Ianniello, M. Silvia, I. Paolo, F. et al., "Obstacles and solutions on the ladder of citizen participation: A systematic review". *Public Management Review*, Vol. 21, No. 1, 2019, pp. 21-46.
- Alford, J. Yates, S., "Co-production of public services in Australia: The roles of government organisations and co-producers". *Australian Journal of Public Administration*, Vol. 75, No. 2, 2016, pp. 159-175.
- Bovaird, T. Van Ryzin, G. G. Loeffler, E. et al., "Activating citizens to participate in collective co-production of public services". *Journal of Social Policy*, Vol. 44, No. 1, 2015, pp. 1-23.
- Alford, J., "Why do public-sector clients coproduce? Toward a contingency theory". *Administration & Society*, Vol. 34, No. 1, 2002, pp. 32-56.
- Alford, J., *Engaging Public Sector Clients: From Service-Delivery to Co-Production*. London: Palgrave Macmillan, 2009.
- Alonso, J. M. Andrews, R. Clifton, J. et al., "Factors influencing citizens' co-production of environmental outcomes: A multi-level analysis". *Public Management Review*, Vol. 21, No. 11, 2019, pp. 1620-1645.
- Bovaird, T. Stoker, G. Jones, T. et al., "Activating collective co-production of public services: Influencing citizens to participate in complex governance mechanisms in the UK". *International Review of Administrative Sciences*, Vol. 82, No. 1, 2016, pp. 47-68.
- Voorberg, W. H. Bekkers, V. J. J. M. Tummers, L. G., "A systematic review of co-creation and co-production:

Embarking on the social innovation journey". *Public Management Review*, Vol. 17, No. 9, 2015, pp. 1333~1357.

16. Manes-Rossi, F. Brusca, I. Orelli, R. L. et al., "Features and drivers of citizen participation: Insights from participatory budgeting in three European cities". *Public Management Review*, 2021, pp. 1~23.

17. Whitaker G. P., "Coproduction: Citizen participation in service delivery". *Public Administration Review*, Vol. 40, No. 3, 1980, pp. 240~246.

18. Percy, S. L., "Citizen participation in the coproduction of urban services". *Urban Affairs Review*, Vol. 19, No. 4, 1984, pp. 431~446.

19. Sundeen, R. A., "Explaining participation in coproduction: A study of volunteers". *Social Science Quarterly*, Vol. 69, No. 3, 1988, pp. 547~568.

20. Marschall, M. J., "Citizen participation and the neighborhood context: A new look at the coproduction of local public goods". *Political Research Quarterly*, Vol. 57, No. 2, 2004, pp. 231~244.

21. Hadler, M. Haller, M., "Global activism and nationally driven recycling: The influence of world society and national contexts on public and private environmental behavior". *International Sociology*, Vol. 26, No. 3, 2011, pp. 315~345.

22. 施生旭、甘彩云:《环保工作满意度、环境知识与公众环保行为——基于CGSS2013数据分析》,《软科学》2017年第11期。

23. 王琰:《我国居民绿色消费影响因素的多层次分析:基于CGSS2010的实证研究》,《南京工业大学学报》(社会科学版)2015年第2期。

24. 曾昭鹏:《环境素养的理论及测评研究》,南京师范大学2004年版。

25. Pateman, C., "Participatory Democracy Revisited". *Perspectives on Politics*, Vol. 10, No. 1, 2012, pp. 7~19.

26. Van Eijk, C. Steen, T., "Why engage in co-production of public services? Mixing theory and empirical evidence". *International Review of Administrative Sciences*, Vol. 82, No. 1, 2016, pp. 28~46.

27. 郑思齐、万广华、孙伟增等:《公众诉求与城市环境治理》,《管理世界》2013年第6期。

28. Bandura, A., *Self-Efficacy: The Exercise of Control*. New York: Freeman, 1997.

29. Parrado, S. Van Ryzin, G. G. Bovaird, T. et al., "Correlates of co-production: Evidence from a five-nation survey of citizens". *International Public Management Journal*, Vol. 16, No. 1, 2013, pp. 85~112.

30. Loeffler, E., Bovaird, T., Parrado, S., & Van Ryzin, G., "If you want to go fast, walk alone: If you want to go far, walk together": Citizens and the co-production of public services. *Report to the EU Presidency*. Paris: Ministry of Finance, Budget and Public Services, 2008.

31. Loeffler, E., "Commentary: Coproduction of public outcomes: where do citizens fit in?". *Public Administration Review*, Vol. 76, No. 3, 2016, pp. 436~437.

32. Bovaird, T. Van Ryzin, G. G. Loeffler, E. et al., "Activating citizens to participate in collective co-production of public services". *Journal of Social Policy*, Vol. 44, No. 1, 2016, pp. 1~23.

33. Andfossen, N. B., "Co-production between long-term care units and voluntary organizations in Norwegian municipalities: A theoretical discussion and empirical analysis". *Primary Health Care Research & Development*, Vol. 21, No. e33, 2020, pp. 1~8.

34. Voorberg, W. H. Bekkers V. J. J. M. Tummerts, L. G., "A systematic review of co-creation and co-production: Embarking on the social innovation journey". *Public Management Review*, Vol. 17, No. 9, 2015, pp. 1333~1357.

35. 高孟菲、郑晶:《经济发展、政府投入与公众环境友好行为——基于CGSS 2013数据的实证分析》,《福建农林大学学报》(哲学社会科学版)2019年第6期。

36. 徐顺青、逯元堂、陈鹏等:《2012—2016年中央财政生态环境保护支出分析》,《中国环境管理》2018年第6期。

37. Raudenbush S. W. Bryk A. S., *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods (2nd ed)*. Thousand Oaks, CA: Sage, 2002.

38. Voorberg, W. Jilke, S. L. Tummerts, L. et al., "Financial rewards do not stimulate coproduction: Evidence from two experiments". *Public Administration Review*, Vol. 78, No. 6, 2018, pp. 864~73.

39. Loeffler, E., *Co-Production of Public Services and Outcomes*, Switzerland: Palgrave Macmillan, 2021.

40. Guagnano, G.A. Stern, P. C. Dietz, T., "Influences on attitude-behavior relationships". *Environment & Behavior*, Vol. 27, 1995, pp. 699~718.

41. Sicilia, M. Guarini, E. Sancino, A. et al., "Public services management and co-production in multi-level governance settings", *International Review of Administrative Sciences*, Vol. 82, No. 1, 2016, pp. 8~27.

42. Thomas, J. C., "Citizen, customer, partner: rethinking the place of the public in public management", *Public Administration Review*, Vol. 73, No. 6, 2013, pp. 786~796.

43. Meijer, A. J. Torenvlied, R., "Social media and the new organization of government communications: an empirical analysis of twitter usage by the Dutch police", *American Review of Public Administration*, Vol. 46, No. 2, 2014, pp. 143~161.

44. Lember, V. Brandsen, T. T?nurist, P., "The potential impacts of digital technologies on co-production and co-creation", *Public Management Review*, Vol. 21, No. 11, 2019, pp. 1665~1686.

责任编辑 余越

Abstract: The common point of view in academic and practical circles is that the judicial review of administrative promise is an action of performance of responsibility based on the recognition of administrative promise as unilateral administrative act and the separation of promise itself and fulfillment of promise. Cui Longshu v. Feng County People's government's administrative promise case published in the communique by the Supreme People's court in 2017, the court broke the dichotomy review framework of administrative promise based on the legitimacy of administrative act, identified the administrative promise as an administrative agreement directly, and then applied the relevant rules of administrative agreement to review. Thus, the court formed a model of one part law review based on administrative legal relationship. Administrative promise has something in common with administrative agreement, so it has its applicable logic to examine its contractual nature according to the relevant provisions of administrative agreement. It is more appropriate for the court to examine the administrative promise by the way of the legal relationship of administrative promise—the action of performing obligations, which can better safeguard the legitimate rights and interests of the opposite party, balance the legal status of both parties of administrative promise, and achieve the public service or administrative management objectives of administrative promise. Under this review path, the theory of the first judgment right of the administrative organ does not become an obstacle for the court to determine the establishment of the legal relationship of the administrative promise; in the judgment of performance of promise obligation, the specific content of the court judgment depends on whether there is discretion space and the size of the discretion space.

Key words: administrative promise; legal duty; administrative legal relationship; administrative agreement

From Technology Empowerment to System Reconstruction: Innovation of Emergency Management Institution and Mechanism in the Digital Era (66)

Yu Jianxing¹, Chen Shaohui²

(1. *Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018*; 2. *School of Public Affairs, Zhejiang University, Hangzhou 310058*)

Abstract: Under the dual background of risk society and digital era, the application of digital technology to enhance emergency management capacity and promote institutional innovation have become the obvious choice. Most researches and practices have been conducted from the perspective of technology empowerment, neglecting the change of governance model and institutional remodeling behind the improvement of emergency management capacity. On the one hand, digital technology has the key characteristics of massive data aggregation, algorithm model-driven, open source ecological construction, etc. It is helpful to form the thinking of “holistic and intelligent governance” in practical application and promote the adaptation of digital technology and traditional mechanisms, leading to “clear governance”, “advanced prevention”, “open sharing” and other model innovations. On the other hand, in order to eliminate the contradiction between digital development and the obsolete institutional system, the governments should follow the platform logic to promote institutional remodeling. The platform can build a flexible system, which is more adaptive and growth-oriented, based on adaptive power structures, flexible division of labor reorganizations and more inclusive forms of participation. On this basis, the platform can promote the structural transformation of emergency management information and collaboration mechanism.

Key words: digital era; emergency management; innovation of institution and mechanism; platform organization

Factors Influencing Citizens' Coproduction: A Multi-level Analysis on Environmental Behavior (76)

Wu Jiebing¹, Qian Qianyanhui²

(1. *School of Public Affairs, Zhejiang University, Hangzhou 310058*; 2. *School of Humanities and Management, Yunnan University of Chinese Medicine, Kunming 650500*)

Abstract: Promoting citizens' participation in co-construction, co-governance and sharing is considered as an important aspect of reducing the cost of public services and improving the efficiency of social governance. Therefore, exploring the factors influencing citizens' co-production behavior is fundamental to improve the social governance system of co-construction, co-governance and sharing. Based on CGSS2010 and CGSS2013 data, this paper uses a hierarchical linear modeling (HLM) to examine the influence of organizational factors and individual factors on coproduction behavior of citizens. The results show that the strategies to promote coproduction behavior benefit from both individual and organizational contributions. At the orga-

nizational level, the environmental publicity and education from government has a direct positive impact on coproduction behavior of citizens. At the individual level, individual capacity and motivation both affect coproduction behavior. Especially, the impact of individual motivation to behavior is more stronger than capacity does. This research addresses a sizeable gap in coproduction research and deepen our understanding of citizens' behavior on environmental coproduction. It also provides a basis through to explore how to motivate citizens' participation in co-construction, co-governance and sharing in practice.

Key words: coproduction; environmental behavior; influencing factors; multi-level analysis

“Social Market”+Digitization: A Path to Common Prosperity
——Based on the Practice of “Watermelon Farmers over the World” in Huangyan (86)

Feng Ting

(Department of Sociology and Culture Study, Zhejiang Provincial Party School, Hangzhou 311121)

Abstract: The abolition of the market or completely laissez-faire market, cannot lead to common prosperity. Conscious of the market “embedded” in society, and the positive and negative nature of the market, the Huangyan District administration and the Melon Farmers' association, on the one hand, respect the rights of melon farmers as market agents and do not interfere with their rational choices in the market according to their own will, on the other hand, by providing them with services such as resolving barriers to entry into the market, obtaining the necessary market information, to overcoming possible market risks, resolving social disputes, etc., turn a spontaneous market into an inclusive “Social market”, so as to minimize the negative effects of the spontaneous market, such as cannibalism, differentiation and exclusion, and maximize the positive functions of market, in discovering, creating, and sharing wealth opportunities. Digitalization empowers this “Social market”. The realization of common prosperity needs the cooperation of primary distribution, secondary distribution and tertiary distribution, but the key is the primary distribution dominated by market mechanism. As an active and positive way to common prosperity, the path of “social market+ digitalization” presented by “Watermelon Farmers over the World” provides a model for reference.

Key words: social market; digitalization; common prosperity; “watermelon farmers over the world”

Nature as Path——On Heidegger's Conception of Nature (94)

Chen Yong

(School of Humanities, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200240)

Abstract: During the development of Heidegger's philosophy, there is also a Kehre (turn) in his conception of Nature. In his early thoughts, nature is considered as a part of the life-world, which is in accordance with the practical turn of metaphysics in Kant's philosophy. Both philosophers stand against the conception of nature in modern metaphysics and nature science. However, in Heidegger's later thoughts, his conception of nature returns to its original meaning physis, which he interprets as emergence and path. Heidegger's later thoughts and Chinese philosophy share a consensus that nature is a way of being, nevertheless there are also big differences between them.

Key words: Heidegger; physis; world; path

Three Patterns of Marx Life Subject (101)

Gao Binliang

(School of Marxism, Huaqiao University, Xiamen 361021)

Abstract: In all the past times, including the capitalism, the real life subject of human life was covered by all kinds of life theories. Therefore, life subject was marginalized and instrumentalized in the fictional life world. When observing human life world, Marx, holding on to the core question of “human”, revealed what is true life subject from the levels of daily life, real social life and ideal life. Starting from “real man”, Marx revealed the three patterns of life with man as subject. The first pattern is the “real man” as the carrier of daily life, when the common life subject is observed from macro historical perspective. The second pattern is “class stamped man” who shouldered historical mission, when capitalist social life subject was observed from real life. The third pattern is “all-round free man”, when idea life creator was observed from frontier theory. Marx's profound enunciation of life patterns not only consisted of the theoretical basis of Xi Jinping thought about “Promoting all-round human development and all-round social progress”, but also provided theoretical guidance for creating a better life by people.

Key words: Marx; life view; life subject; subject pattern