

横向生态补偿能缩小城乡收入差距吗?

张益豪 郭晓辉

内容提要:中国横向生态补偿已经历了十多年的实践探索,试点范围逐年扩大,准确分析横向生态补偿对受偿地区城乡收入差距产生的影响具有重要的现实意义。本文使用2007—2019年县级面板数据,利用多期双重差分模型实证分析横向生态补偿对县级行政区城乡收入差距的影响。研究结果表明,横向生态补偿能够缩小城乡收入差距。机制分析结果表明,横向生态补偿能够通过优化就业结构降低城乡收入差距。异质性分析结果表明,横向生态补偿在农村居民可支配收入和工业化程度相对较低的地区能产生更明显的影响;在中央政府提供配套资金的情况下政策效果更好,且随着制度的持续实施,其发挥的作用也更强。基于研究结论,本文从进一步完善横向生态补偿制度、充分发挥财政资金在生态补偿中的作用以及重视横向生态补偿的异质性影响三个方面提出相关的政策建议。

关键词:横向生态补偿 城乡收入差距 就业结构 农村居民可支配收入 工业化

中图分类号:F124.7

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)06-0003-16

一、问题提出

改革开放四十多年来,中国经济实现了快速增长。但与此同时,生态环境也因早期粗放式的发展模式而遭到了破坏。党的十八大以来,中国在生态环境治理方面取得了巨大的进展,但也应该注意到,生态环境保护的结构性、根源性、趋势性压力尚未根本缓解。以水污染治理为例,中国水资源丰富,流域分布广泛,跨界水污染的治理是水污染治理问题中的重点和难点。

由于流域生态环境天然具有外溢性特征,若仅依靠上游地区承担流域生态治理的责任,会导致环境保护收益与生态治理成本之间的不对称。为实现跨界水污染的有效治理,解决流域上下游地区成本与收益错位的难题,中国在长期的实践探索中逐步建立了横向生态补偿制度。《国务院关于印发2007年工作要点的通知》(国发[2007]8号)和《国务院关于印发节能减排综合性工作方案的通知》(国发[2007]15号)以及《关于开展生态补偿试点工作的指导意见》(环发[2007]130号)提出要建立生态环境补偿机制并积极推进横向生态补偿试点工作的展开,对横向生态补偿试点工作做出具体的部署和要求。2011年,中国第一个跨省流域横向生态补偿协议签订。此后,各部委先后出台《关于加快建立流域上下游横向生态保护补偿机制

收稿日期:2024-01-18;修回日期:2024-04-15

基金项目:国家社会科学基金青年项目“人口老龄化对中国财政政策效果的影响机制和应对”(22CJY022)

作者简介:张益豪 中国财政科学研究院博士研究生,通信作者,北京,100142;

郭晓辉 中国财政科学研究院助理研究员。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

的指导意见》(财建[2016]928号)、《关于印发建立市场化、多元化生态保护补偿机制行动计划的通知》(发改西部[2018]1960号)等重要文件,鼓励地方政府加快建立上下游横向生态补偿机制。根据生态环境部2022年1月例行新闻发布会的数据,已有18个省份签订了13个跨省流域横向生态补偿协议,其中多个流域横向生态补偿协议实施超过一轮。试点开展以来,跨界断面水质稳步提高,上下游政府间的协同治理能力明显加强,受偿地区绿色发展的效果开始显现。

横向生态补偿在跨界水污染治理中发挥了越来越关键的作用,但也增大了受偿地区环境保护和经济发展之间的矛盾。从中国流域整体的发展情况来看,流域上游是主要的受偿地区,同时也是经济发展相对落后的区域,虽然受偿地区实现水质达标后会收到来自下游地区和中央政府的补偿和奖励资金,但这部分资金远远小于受偿地区在环境保护中的投入。受偿地区所面临的生态环境保护与经济发展之间的矛盾对受偿地区居民的生产和生活状况产生了重要的影响。一方面,生态环境保护的约束限制了工业等产业发展,同时,有限的财政资金将更加偏向于环境保护方面,受偿地区财政压力增大,导致可用于其他方面公共产品供给以及引导社会经济发展和产业转型的财政资金减少;另一方面,受偿地区的生态环境保护行为在短期内对工业发展、生态资源开发等相关产业发展的限制使得就业机会和就业岗位减少,劳动力面临着自身劳动技能与产业转型需求之间的不匹配,同时,农村地区还将面临居民生产生活空间和生态保护空间高度重合的问题,进一步导致农村居民收入减少和城乡收入差距扩大。到目前,中国横向生态补偿已经历了十多年的实践探索,试点范围逐年扩大,横向生态补偿制度对受偿地区城乡收入差距产生的影响值得深入研究。

关于生态补偿问题的早期研究集中于生态补偿理论、补偿机制设计、补偿标准确定、具体案例分析以及相应的法律法规建设等方面^[1-6]。随着近年来对环保问题的重视度越来越高,生态补偿的环境收益问题逐渐成为研究热点,景守武和张捷(2018)^[1]、曲超等(2019)^[7]、王慧杰等(2020)^[8]、曾等人(Zeng et al., 2021)^[9]和夏勇等(2023)^[10]对生态补偿环境收益的分析都基本得出了积极结论。然而,有一些研究指出,环境政策也可能加剧环境保护与经济社会发展之间的矛盾。于是,生态补偿能否实现环境收益与经济收益的双赢成为学者们关注的焦点。关于生态补偿经济收益的研究可以分为两个方面。一部分学者关注生态补偿在经济发展方面的作用,认为纵向生态补偿能够通过产业结构升级^[11]、生产率提高^[12]等途径促进受偿地区经济发展。另一部分学者关注生态补偿政策在缩小收入差距和减贫方面的作用^[13-17]。卢文秀和吴方卫(2022)利用城市面板数据,以新安江流域、九洲江流域、汀江-韩江流域和东江流域四个横向生态补偿协议签订作为外生政策冲击研究横向生态补偿对城乡收入差距的影响,发现横向生态补偿在缩小城乡收入差距中发挥了积极的作用^[18]。但也有部分学者持相反的观点。亚当斯等(Adams et al., 2004)^[19]、穆拉迪安等(Muradian et al., 2013)^[20]认为减少收入不平等和消除贫困并不是生态补偿制度的主要政策目标,若刻意兼顾生态补偿制度的环境收益和经济收益,会导致环境收益的损失和低效。张晖等(2019)研究发现由于第二产业发展受阻的同时第三产业未能形成规模,生态补偿降低了受偿地区的经济发展水平^[21]。林诗贤和祁毓(2021)研究发现生态补偿在增加财政环保支出的刚性的同时抑制了财政收入,导致公共产品供给水平下降,并对经济增长造成负向影响^[22]。刘聪和张宁(2021)研究发现更高的环境治理标准导致企业退出会抑制地区经济发展^[23]。

现有研究对生态补偿问题进行了深入细致的探讨,为本文的研究内容奠定了丰富的理论和实证分析基础,但也留下了可进一步研究的空间。相较于已有研究,本文的边际贡献在于:(1)从研究数据来看,本文通过使用更加微观的县级数据较好地解决了处理组和控制组划分的问题。已有研究多使用地级市层面的数据,而当地级市仅有部分县级行政区处于流域之内时,如安徽省宣城市仅有绩溪县位于新安江流域内,使用

地级市层面的数据不能对处理组和控制组进行很好的划分,会造成估计结果的偏误。(2)从研究对象来看,本文的研究对象包括所有已实施的跨省流域横向生态补偿协议,研究结论更加具有普适性和一般性,对政策推广具有较好的参考价值。中国各个流域横向生态补偿试点之间既存在着相同点,也存在一定的差异,现有关于横向生态补偿的研究大多关注新安江流域或部分签订时间较早的典型补偿协议,其研究结论具有一定的局限性。(3)本文对跨省流域横向生态补偿的作用机制进行了分析,并从不同农村居民收入水平、地区工业化水平、政策实施的轮次以及中央政府是否提供配套资金等方面对横向生态补偿的异质性影响进行了讨论,有助于更好地理解跨省流域横向生态补偿与城乡收入差距之间的关系,为跨省流域横向生态补偿制度的进一步优化与调整提供经验证据。

二、理论分析和研究假设

跨省流域横向生态补偿能够通过直接效应和间接效应两条途径对城乡收入差距产生影响。直接效应方面,政府在横向生态补偿制度的实施过程中以现金、实物或通过设置护林员等公益性岗位的方式对横向生态补偿受偿地区的居民进行补贴或补偿。这一方式具有较强的指向性,能够直接提高居民收入水平。

间接效应方面,跨省流域横向生态补偿在宏观和微观两个层面都对城乡收入差距产生影响。在宏观层面,跨省流域横向生态补偿能够影响受偿地区原有的经济发展模式和经济结构,发展模式的优化和产业结构的转型升级能够对城乡居民收入差距产生影响。首先,在跨省流域横向生态补偿协议的约束下,绿色可持续发展的经济发展模式成为受偿地区推动经济社会发展的最优选择,绿色经济发展模式能够实现生产要素和资源的节约与高效使用,提高社会生产力水平^[24],推动经济高质量发展,进而缩小城乡收入差距。其次,在农村居民生产生活空间和生态保护空间高度重合的客观条件下,受偿地区会提高农村地区绿色基础设施和环保设备投入,推动农村地区绿色技术应用,并引导社会资本流入相关产业,在降低生态农业、绿色旅游等产业相关成本的同时提升农村地区生产效率,提高农村居民收入水平。再次,跨省流域横向生态补偿带动了生态旅游、农村电商、农产品深加工等绿色新兴产业的发展,产业结构的转变带动更多的劳动力从低生产率的初级农业生产转向生产率和报酬更高的产业,进而提高农村居民收入水平。最后,跨省流域横向生态补偿通过上下游地区之间的对口协作、产业整合与转移、劳动力培训、绿色技术研发等方式带动区域间的协调发展,实现受偿方与偿付方之间经济发展的良性互动,带动受偿地区居民收入水平提高。

在微观层面,跨省流域横向生态补偿制度能够通过改变劳动参与者的行为影响城乡居民收入差距。生态保护地区实施更加严格的生态保护标准,可能会对本地区居民就业产生多种影响:在受制于高环境保护标准而导致本地区经济发展受限的情况下,本地区居民可能选择外出就业;而在本地区经济发展预期较好的情况下,本地区居民既有可能留在本地区并转向从事生态种植业、生态农产品加工等绿色农业产业,也有可能选择流向生态旅游、现代服务业等非农业产业。此外,生态环境保护的重点地区往往也是贫困人口的聚集地区^[13],生态环境保护和绿色生产等相关技术培训则提高了居民的教育水平和劳动技能。当农村居民从农业转向非农业生产且劳动技能增加时,他们往往能够获得更高的报酬。而生态农业等产业由于获得政府鼓励与扶持,从而能够降低生产经营成本,因此劳动者能获得更高的劳动报酬。最后,高生态环境标准促进了高污染行业的转型与退出,劳动者从高污染行业转向绿色产业从事劳动,生产劳动环境得到了极大的改善,提高了劳动者的就业安全性,减少劳动伤害发生和相关医疗支出。

根据上述理论分析,本文提出以下假设。

假设 1: 横向生态补偿能够缩小受偿地区的城乡收入差距。

假设 2: 横向生态补偿通过优化县级行政区就业结构缩小城乡收入差距。

三、研究设计

(一) 模型构建

本文将跨省流域横向生态补偿协议的签订看作一次准自然实验,使用 2007—2019 年县级面板数据,通过构建引入双向固定效应的多期双重差分模型进行实证分析,具体的实证模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_0 policy_{it} + \sum \gamma X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 是本文的被解释变量,下标 i 、 t 分别表示县级行政区和年份, $policy_{it}$ 是本文的核心解释变量,其系数 β_0 是本文关注的重点, X_{it} 是一系列对被解释变量产生影响的控制变量, μ_i 是个体固定效应, φ_t 是时间固定效应, ε_{it} 是随机误差项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

参考洪源等(2016)^[25]、李永友和王超(2020)^[26]的方法,本文的被解释变量城乡收入差距以城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入之比进行衡量。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是跨省流域横向生态补偿协议签订的政策虚拟变量,用 $policy_{it}$ 表示。其中,河北省承德市 11 个县(区)同时受到 2016 年河北省与天津市签订的《引滦入津上下游横向生态补偿实施方案》和 2018 年河北省与北京市签订的《密云水库上游潮白河流域水源涵养区横向生态保护补偿协议》的影响,参考已有研究的处理方法,本文使用更早的时间点作为承德市 11 个县(区)样本的政策时点。

3. 控制变量

参考已有研究的同时结合研究需要,本文控制变量包括:(1)人口密度($density$),使用地区总人口数与面积的比值表示,单位为人/平方公里;(2)产业结构($first$),本文使用第一产业占地区生产总值的比重表示;(3)政府财政支出($fiscal$),使用一般公共预算支出与地区总人口数的比值表示,人均一般公共预算支出的增加意味着公共产品供给数量增加,有利于推动城乡居民收入差距的减小;(4)金融发展水平($finance$),使用金融机构贷款余额与地区总人口数的比值表示,单位为万元/人;(5)基础教育水平($educate$),使用普通小学在校生人数占地区总人口数的比重表示,基础教育能够显著降低贫困发生的可能性,有助于就业和收入增长;(6)基础设施水平($phone$),使用固定电话用户数占地区总人口数的比重表示。

(三) 数据来源与描述性统计分析

本文使用的是 2007—2019 年县级面板数据,包括市辖区、县级市、县(旗)、自治县(旗)等各类县级样本。参照已有研究,本文对原始数据作以下处理:首先,由于行政级别的不同,本文剔除了北京、天津、上海三个直辖市的所有样本,保留了重庆市下辖的县级样本;其次,对样本期内曾改名或进行撤县设区、县改县级市的地区名称进行了统一;最后,剔除管辖区域大小发生变动的样本,如 2014 年设立的茂名市电白区是由茂港区和电白县合并而来,2015 年设立的无锡市梁溪区是由已撤销的崇安区、南长区、北塘区合并而来,本文对此类样本逐一进行剔除。

本文所使用的数据中,城镇和农村居民人均可支配收入数据来源于北京福卡斯特信息技术有限公司

EPS 数据库,核心解释变量 $policy_{it}$ 的数据通过从各级政府网站公开的相关文件手工收集整理汇总得到,其余数据来源于历年《中国县域统计年鉴》和香港环亚经济数据有限公司 CEIC 数据库。

表 1 汇报了主要变量的描述性统计结果。

表 1 主要变量描述性统计

变量	衡量指标	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>gap</i>	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	14 413	2. 506 5	0. 794 5	0. 914 0	9. 889 0
<i>policy</i>	是否为跨省流域横向生态补偿受偿地区的政策虚拟变量	31 551	0. 020 4	0. 141 4	0	1
<i>density</i>	地区总人口数/地区总面积	28 107	450. 812 7	1 292. 258 5	0. 113 5	30 550. 000 0
<i>first</i>	第一产业增加值/地区生产总值	28 712	11. 711 1	1. 187 6	3. 583 5	14. 279 0
<i>fiscal</i>	一般公共预算支出/地区总人口数	29 080	0. 672 1	0. 772 9	0. 005 8	39. 503 0
<i>finance</i>	金融机构贷款余额/地区总人口数	26 878	2. 101 1	3. 798 7	0. 000 1	198. 329 0
<i>phone</i>	固定电话用户数/地区总人口数	26 491	0. 133 3	0. 119 8	0. 000 1	4. 125 0
<i>educate</i>	普通小学在校生人数/地区总人口数	28 383	0. 072 2	0. 025 1	0. 000 5	0. 292 0

四、实证结果与分析

(一) 基准模型估计结果

表 2 汇报了基准模型估计结果,其中列(1)是未加入控制变量的估计结果,列(2)是考虑了控制变量的估计结果。列(2)中核心解释变量 $policy$ 的系数在 5% 的显著性水平上显著,说明相较于非受偿地区,跨省流域横向生态补偿受偿地区的城乡收入差距得以缩小,假设 1 得到验证。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>policy</i>	-0. 067 3 *** (0. 023 2)	-0. 057 2 ** (0. 024 1)
控制变量	未控制	控制
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
样本量	14 064	12 660
$\overline{R^2}$	0. 859 9	0. 856 8

注: **、* 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著,括号内为聚类到县级层面的聚类稳健标准误。后表同。

(二) 平行趋势检验

使用双重差分模型需满足两个基本的条件。首先是政策冲击的外生性,本文将跨省流域横向生态补偿协议的签订看作一次外生的政策冲击,原因在于:一方面,跨省流域横向生态补偿协议签订的主要目的是实现交界处流域的水质提升以及生态环境保护等目标;另一方面,跨省流域横向生态补偿协议的签订均是由中央政府引导签订或由省一级政府牵头协商签订,而本文所研究的对象聚焦于县级行政区。因此,跨省流

域横向生态补偿协议的签订满足政策外生性条件。双重差分模型还需满足平行趋势检验,若不能满足平行趋势假设,则说明本文基准回归的结果有偏。对此,本文参考王文举和钱新新(2024)^[27]的方法,设定如下模型进行平行趋势检验:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_k \sum_{k \geq -10}^8 policy_{it}^k + \sum \gamma X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $policy_{it}^k$ 表示以政策发生当期作为参照生成的政策实施虚拟变量, $k < 0$ 表示跨省流域横向生态补偿协议签订前的第 k 期, $k = 0$ 表示跨省流域横向生态补偿协议签订的当期, $k > 0$ 表示跨省流域横向生态补偿协议签订后的第 k 期, 处理组的政策实施虚拟变量 $policy_{it}^k$ 赋值为 1, 控制组的政策实施虚拟变量 $policy_{it}^k$ 赋值为 0, 本文使用样本的第一期作为基期。其他变量的设定与本文基准回归模型(1)一致。若跨省流域横向生态补偿协议签订前的系数 β_k 不显著, 则说明基准回归模型满足平行趋势假设, 当 $k \geq 0$ 时, 系数 β_k 表示了跨省流域横向生态补偿协议的动态效应。

图 1 汇报了本文的平行趋势检验结果。可以看出, 在跨省流域横向生态补偿协议签订前, 核心解释变量的系数 β_k 处于 0 附近且均不显著, 表明处理组和控制组在生态补偿协议签订前并不存在显著差异, 满足平行趋势假设; 而跨省流域横向生态补偿协议签订之后, 系数 β_k 显著异于 0 且为负, 同时跨省流域横向生态补偿协议签订具有一定的持续性影响。

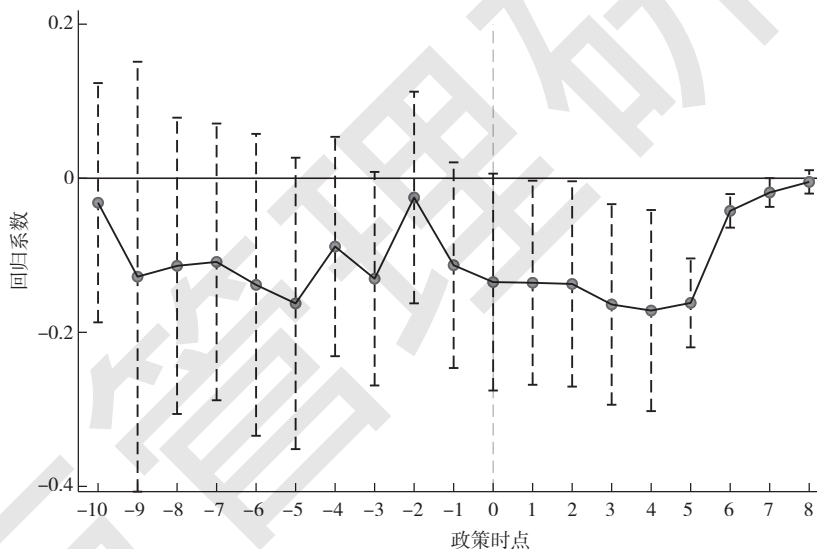


图 1 平行趋势检验结果

注: 图中为 90% 的置信区间。

(三) 安慰剂检验

基准回归结果可能受到其他一些随机因素或未被考虑的政策的影响, 为排除随机因素或未被考虑政策影响基准回归结果的可能性, 本文使用安慰剂检验方法进行检验。首先, 保持跨省流域横向生态补偿协议签订的时间不变, 在基准回归样本中随机抽取相同数量的个体作为虚拟处理组。然后, 根据虚拟处理组和政策时间生成相应的虚拟政策变量, 其余个体作为虚拟控制组。最后, 使用基准回归模型(1)进行估计。重复上述过程 1 000 次, 最终得到 1 000 个虚拟政策变量的估计系数和相应的 P 值。估计结果如图 2 所示。其中, 横坐标表示虚拟政策变量估计系数, 左侧纵坐标表示核密度, 右侧纵坐标表示 P 值。10% 的显著性水平用水平虚线表示。垂直虚线代表本文基准回归所得到的核心解释变量 $policy$ 的真实估计系数。从图中可以看出, 绝大多数“伪政策虚拟变量”的估计系数集中在 0 附近且 P 值大于 0.1, 本文基准回归模型(1)得到的估计系数是一个独立于安慰剂检验结果之外的显著异常值, 说明本文基准回归得到的结果未受到其他政策或者随机因素的影响, 基准估计结果稳健。

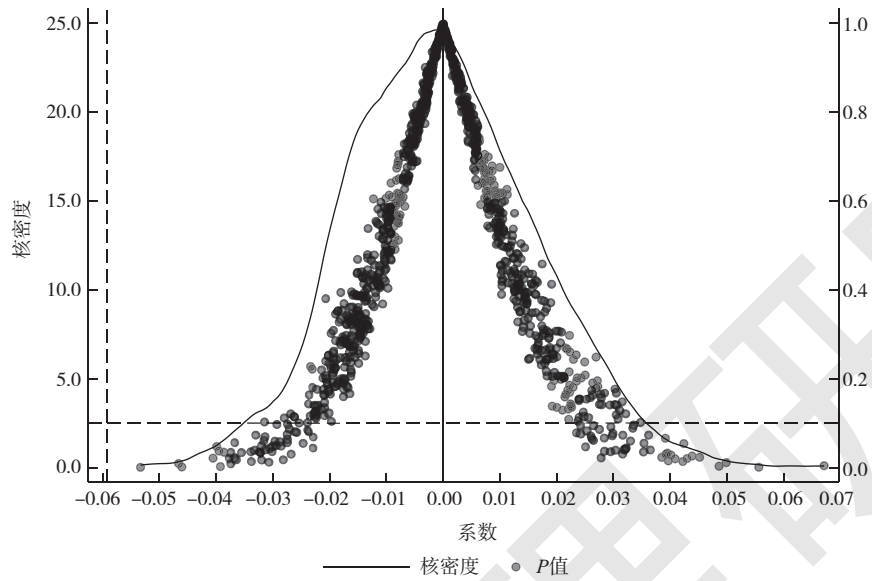


图2 安慰剂检验结果

(四) 稳健性检验

1. 进一步筛选样本

本文在基准回归中将受到跨省流域横向生态补偿协议签订影响的县级行政区作为处理组,其余县级行政区作为控制组,但是县一级存在多种不同的管理模式,为剔除控制组选择中可能存在的样本选择偏差,本文对基准回归样本进行以下处理:(1)剔除市辖区样本,一方面市辖区整体的经济发展水平较高,导致城乡收入差距较小,另一方面,相较于其他县级行政区,市辖区受到地级市政府的影响更多,行政独立性较弱;(2)在上一步的基础上进一步剔除省直管县和县级市,省直管县由省级政府直接管理,受到地级市政府的影响较小,而与市辖区类似,县级市的整体经济发展水平也更好,因此将上述两类样本予以剔除;(3)考虑到长期以来对民族自治地方的政策扶持力度更大,为剔除这一影响,本文进一步剔除自治县(旗)的样本。具体的估计结果如表3列(1)—列(3)所示,可以看出,进一步筛选样本后的结论与本文基准回归的结论一致,基准模型估计的结果并未受到影响。

2. 倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)检验

参考王慧玲和孔荣(2019)^[28]、胡洁等(2023)^[29]的方法,利用PSM-DID进行估计。首先需要确定匹配变量,参考已有研究使用人口密度、产业结构、政府一般公共预算支出、金融发展水平、基础教育水平和基础设施水平作为匹配变量。其次,采用马氏距离匹配和1:3近邻匹配进行匹配。本文对匹配结果进行了平衡性检验,结果显示,在匹配后,匹配变量之间不存在显著的系统性差异,标准化偏差显著降低,且匹配后的 t 值均不显著,这说明在匹配后处理组和控制组之间的系统性差异被有效消除,匹配结果稳健。最后利用匹配后的样本使用双重差分模型估计跨省流域横向生态补偿协议对受偿地区城乡收入差距影响的净效应。如表3列(4)、列(5)所示,基准模型估计的结果并未受到影响。

3. 剔除异常值的影响

为剔除异常值对本文基准回归结果的影响,对基准回归所使用样本中的连续变量在1%和99%分位进行缩尾(winsorize)处理。如表3列(6)所示,基准模型估计的结果并未受到影响。

4. 剔除受到多个生态补偿协议影响的样本

本文在基准回归中将承德市下辖 11 个县(区)的政策时点设置为 2016 年,但这些县(区)同时受到两个生态补偿协议的影响,选择 2016 年作为政策时点的问题在于忽视了这部分样本受到后一个生态补偿协议的影响。此处稳健性检验将这部分样本予以剔除。如表 3 列(7)所示,基准模型估计的结果并未受到影响。

表 3 稳健性检验结果(一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>policy</i>	-0.057 4** (0.025 6)	-0.055 2** (0.025 9)	-0.064 9** (0.028 4)	-0.057 2** (0.024 1)	-0.051 6** (0.024 4)	-0.061 1** (0.024 2)	-0.055 5** (0.026 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	11 771	9 020	8 490	12 660	10 474	12 660	12 604
$\overline{R^2}$	0.853 9	0.852 4	0.855 8	0.856 8	0.866 7	0.875 7	0.856 7

注:列(1)—列(3)分别剔除市辖区样本,进一步剔除省直管县和县级市样本,再进一步剔除自治县(旗)样本;列(4)和列(5)分别为使用马氏距离匹配和 1:3 近邻匹配的 PSM-DID;列(6)剔除异常值的影响;列(7)剔除受到多个生态补偿协议影响的样本。

5. 排除其他政策的干扰

本文所使用样本的时间范围是 2007—2019 年,在这期间,还有多项政策可能会对结果产生影响。一方面,2018 年印发的《建立市场化、多元化生态保护补偿机制行动计划》(发改西部[2018]1960 号)和 2019 年印发的《生态综合补偿试点方案》两项政策可能会对 2018 年和 2019 年的样本产生影响,因此本文选择删除基准回归后两期的样本后重新进行回归。回归结果如表 4 列(1)所示。另一方面,本文基准回归的样本期正好与脱贫攻坚任务期重合。为保证本文基准回归结果的稳健,本文在基准回归的基础上考虑了脱贫攻坚中具有代表性的两项政策的影响:一是 2012 年划定的全国连片特殊困难地区,二是原国家乡村振兴局于 2014 年划定 832 个国家级贫困县作为扶贫工作的重点区域。上述两个政策涉及的县级行政区与本文基准回归的处理组样本存在不同程度的重合,这无疑会对本文基准回归所得到的结果产生干扰。本文在基准回归的基础上添加连片贫困政策虚拟变量(*policy1*)和国家级贫困县政策虚拟变量(*policy2*)作为解释变量并进行估计。估计结果如表 4 列(2)—列(4)所示。其中列(2)是仅加入连片贫困政策虚拟变量(*policy1*)的估计结果,列(3)是仅加入国家级贫困县政策虚拟变量(*policy2*)的估计结果,列(4)是同时考虑了连片贫困政策虚拟变量(*policy1*)和国家级贫困县政策虚拟变量(*policy2*)的估计结果。可以看出,不论是考虑生态补偿政策的全面推广,或是考虑脱贫攻坚相关政策的影响,基准模型估计的结果并未受到影响。

6. 空间溢出效应

使用双重差分模型的一个重要前提是满足个体处理效应稳定性假设^[30],该假设指的是试点政策只会对样本中的处理组产生影响,而不会对控制组产生影响。当不满足个体处理效应稳定性假设时,说明试点政策对控制组也产生了影响,此时将不再满足个体处理效应稳定性假设^[31]。为检验跨省流域横向生态补偿是否会对邻近地区产生溢出效应,本文参考张国建等(2019)^[32]的方法对基准回归使用的样本进行如下处理:首先删去基准回归中的所有处理组样本,然后根据是否与真实的跨省流域横向生态补偿受偿县级行政区在地理上有共同边界构建新的处理组和控制组,跨省流域横向生态补偿的发生时间与原处理组保持一致;其

次,若某一县级行政区同时与不同批次的真实受偿地区相邻,将其按照最早的跨省流域横向生态补偿时间处理;最后,采用基准回归的方法构建新的政策虚拟变量 *policy3*。县级行政区的原始数据来源于河南汉数信息技术有限公司 CnOpenData 数据库,县级行政区是否邻接的数据通过软件 GoeDa 生成的邻接空间权重矩阵整理获得。空间溢出效应的检验结果如表 4 列(5)所示,基准模型估计的结果并未受到影响。

表 4 稳健性检验结果(二)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>policy</i>	-0.054 4 ** (0.024 6)	-0.067 0 *** (0.024 9)	-0.043 0 * (0.024 3)	-0.055 9 ** (0.025 2)	
<i>policy1</i>		-0.312 0 *** (0.041 7)		-0.295 3 *** (0.042 0)	
<i>policy2</i>			0.169 7 *** (0.017 7)	0.126 6 *** (0.017 2)	
<i>policy3</i>					-0.046 6 (0.071 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	10 202	12 660	12 660	12 660	11 967
$\overline{R^2}$	0.857 9	0.862 5	0.858 3	0.863 3	0.855 0

7. 异质性处理效应

随着对双重差分模型研究的深入,诸多学者发现多期双重差分模型可能会因异质性处理效应问题而对估计结果产生影响^[33-34]。本文参考胡洁等(2023)^[29]的研究进行检验,发现存在 12.86%的负权重。参考刘冲等(2022)^[35]的研究,使用卡拉韦和圣安娜(Callaway & Sant'Anna, 2021)^[36]提出的方法消除异质性处理效应问题。表 5 汇报了具体的估计结果,加总平均处理效应的系数显著为负,说明异质性处理效应问题对本文基准回归所得到的结论没有产生较大的影响,基准回归结果稳健。

表 5 消除异质性处理效应的估计结果

变量	<i>gap</i>
加总平均处理效应	-0.042 4 *** (0.011 6)
控制变量	控制
时间固定效应	控制
个体固定效应	控制
样本量	12 525

(五) 机制检验

受限于数据可得性,本文选取农村居民就业结构作为机制变量分析跨省流域横向生态补偿缩小城乡收入差距的作用机制。具体模型如下:

$$M_{it} = \alpha + \beta_0 policy_{it} + \sum \gamma X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, M_{it} 表示机制变量,即农村居民就业结构,其余变量的设定与基准模型(1)一致。本文使用县级行政区农村非农业从业人数与农村农业从业人员的比值衡量农村就业结构变化(*structure*)。表6汇报了机制检验的估计结果。可以看出,核心解释变量 *policy* 的系数显著为负,说明并未出现劳动力大量转向非农业产业的情况。可能的原因在于:生态补偿政策对于地区工业的发展产生了限制,同时在各流域受偿地区出台了多项政策促进生态种植业和养殖业的发展,并提供相关的劳动技能培训,居民对本地区经济发展的预期较好,吸引了更多的劳动力参与到绿色农业的生产活动中。假设2得以验证。

表6 机制检验结果

变量	<i>structure</i>
<i>policy</i>	-0.1197*** (0.0414)
控制变量	控制
时间固定效应	控制
个体固定效应	控制
样本量	14795
$\overline{R^2}$	0.8204

五、进一步讨论:异质性检验和增收效应分析

(一) 异质性讨论

1. 基于农村居民可支配收入水平的异质性影响

由于跨省流域横向生态补偿协议涉及的受偿县级行政区之间的农村居民人均可支配收入水平存在差异,本文将农村居民人均可支配收入高于中位数的样本作为高农村居民收入地区,低于中位数的样本作为低农村居民收入地区,然后进行分组回归。表7列(1)和列(2)汇报了分组回归的结果,其中列(1)是高农村居民人均可支配收入组,列(2)是低农村居民人均可支配收入组。可以看出,虽然两组回归中核心解释变量 *policy* 的系数均为负,但高农村居民人均可支配收入组的核心解释变量系数并不显著。可能的原因在于:一方面由于基期效应的存在,生态补偿制度相关的政策扶持使低农村居民收入水平地区表现出了更加明显的收入增长;另一方面,低农村居民人均可支配收入地区的劳动力更多地从事基础的农业劳动且剩余劳动力更多,生态补偿政策促使劳动力转向生态农业和生态旅游等高附加值行业,因此,跨省流域横向生态补偿对低收入地区的城乡收入差距影响更大。

2. 基于地区工业化水平的异质性分析

跨省流域横向生态补偿协议的签订必然会对受偿地区的生态环境保护提出更高的要求,这意味着受偿地区要进行更加严格的产业限制和环保措施,通过查找各跨省流域横向生态补偿涉及地区相关资料发现,各地区也出台了相应的措施,对高污染行业企业进行改造升级甚至关停,这无疑会对地区经济发展产生冲击。本文参考陈佳贵等(2006)^[37]的研究,根据第一产业占比将样本划分为高工业发展水平地区、中等工业发展水平地区和低工业发展水平地区,然后分组进行回归。具体的划分标准为:当第一产业增加值占比超过20%时称为低工业发展水平地区,当第一产业增加值占比低于10%时称为高工业发展水平地区,当第一产业增加值占比介于10%~20%之间时则称为中等工业发展水平地区。估计结果如表7列(3)~列(5)所示,分别代表低、中等和高工业发展水平地区的估计结果。可以看出,跨省流域横向生态补偿缩小了低工业发展水平地区的城乡收入差距,但扩大了高工业发展水平地区的城乡收入差距。其可能的原因在于较高的生态环境保护标准会对高工业发展水平地区原有的经济发展模式产生更强的冲击,工业发展的受限导致劳动力收入水平下降甚至部分劳动力退出相关行业。同时,地区经济发展对工业的依赖性较高,经济发展模

式的绿色转型存在更大的难度,因此表现出生态补偿扩大了高工业化地区的城乡收入差距的结果。

表 7 异质性分析结果(一)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>policy</i>	-0.007 9 (0.007 7)	-0.110 5** (0.050 3)	-0.066 5** (0.033 7)	-0.061 5 (0.037 8)	0.064 4*** (0.024 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7 562	4 900	5 351	4 214	2 845
$\overline{R^2}$	0.943 4	0.838 5	0.826 1	0.885 2	0.943 0

注:列(1)和列(2)分别是高农村居民人均可支配收入组和低农村居民人均可支配收入组,列(3)—列(5)分别是低、中等和高工业化发展水平地区。

3. 基于横向生态补偿不同轮次的异质性影响

本文基准回归的样本中,部分跨省流域横向生态补偿协议已经开始了第二轮甚至第三轮的生态补偿工作。跨省流域横向生态补偿协议多轮次的签订与实施一方面意味着这一政策取得了较好的实践效果,补偿方和受偿方的利益诉求均得到了较好的满足,另一方面也意味着这一政策处于持续深化与完善的过程中。以新安江生态补偿为例,为了同时实现生态保护、经济增长以及居民增收的绿色发展目标,在第一轮期间,政府主要通过现金补贴、实物补偿、设置公益性岗位等多种方式对政策涉及地区的农户进行补贴,具体包括养殖户的转产补助、河道网箱退养补贴、发展奖励等形式;而到了第二轮和第三轮,则主要通过基础设施建设、转产转业劳动技能培训、技术补贴、打造特色生态产业基地、扶持生态旅游业等绿色产业等方式。跨省流域横向生态补偿协议不同轮次表现出了不同的特点,第一轮主要以“输血型”补偿为主,即政府通过现金或实物的方式对受到生态补偿政策影响的居民进行补偿,第二、三轮则体现出了“造血型”补偿的特点,政府通过基础设施建设、劳动技能培训和引导产业发展等途径使地区绿色生态经济发展进入良性循环。对此,本文根据跨省流域横向生态补偿协议实施轮次的不同,将处理组样本分为两组,以考察不同轮次对城乡收入差距的异质性影响。表 8 列(1)、列(2)汇报了估计结果,其中列(1)是第一轮样本的估计结果,列(2)是第二、三轮样本的估计结果,可以看出,第二、三轮跨省流域横向生态补偿在缩小城乡居民收入差距中发挥了更大的作用,“造血型”补偿能更好地实现生态环境与人民生活水平共同提升的目标。因此,如何在实现生态环境保护目标的基础上赋予农户必要的生产资源和技能,引导地区绿色产业实现可持续发展与良性循环,既是受偿方政府进一步要解决的问题,也是补偿政策能否持续推进的关键。

4. 中央政府是否提供配套资金的异质性影响

根据中央政府是否提供配套资金可将本文基准回归中的处理组划分为两组。中央政府提供配套资金的主要方式包括提供配套的补偿资金或奖励资金,例如,2014年8月广东省和广西壮族自治区签订的《粤桂九洲江流域跨界水环境保护合作协议》明确提出双方各出资3亿元治理九洲江广西段,2015年9月,九洲江列入国家跨地区生态补偿试点,中央政府提供了6亿元的配套补偿资金。2016年引滦入津上下游横向生态补偿机制建立后,中央政府根据考核目标完成情况确定奖励资金。跨省流域横向生态补偿协议具有契约的

性质,中央政府不论是通过提供配套补偿资金的方式介入,还是通过设置奖励资金的方式介入,都在这份契约中起到了多重作用。首先,中央政府的介入增强了跨省流域横向生态补偿协议的约束力度,中央政府在协议的执行过程中充当了监督者的角色;其次,中央出资参与跨省流域横向生态补偿协议,对生态补偿的受偿方的积极性起到了激励作用,一方面降低了受偿方在生态环境保护中的治理成本,另一方面,受偿方出于政绩需要而提高环境治理和绿色发展的积极性;再次,中央政府的参与起到了指导性的作用,例如国家发展和改革委员会于2013年批准的《千岛湖及新安江上游流域水资源与生态环境保护综合规划》,其内容不仅涉及生态环境保护方面,还包括了统筹城乡与产业发展、生态环境项目投资、相关配套政策的完善等方面,对受偿方实现环境与社会经济发展的系统性治理以及治理方案的规范性、可行性以及系统性等方面提供帮助与指导;最后,中央政府参与能够有效消除跨省流域横向生态补偿协议参与各方之间的信息不对称。因此,跨省流域横向生态补偿对城乡收入差距的影响是否会由于中央政府是否提供配套资金而存在异质性结果值得研究。异质性检验结果如表8列(3)、列(4)所示,其中列(3)是中央政府提供配套资金组的估计结果,列(4)是中央政府未提供配套资金组的估计结果。可以看出,中央政府提供配套资金组的核心解释变量 *policy* 的系数显著为负,而中央政府未提供配套资金组的核心解释变量系数虽然也为负,但并不显著。

表8 异质性分析(二)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>policy</i>	-0.0451** (0.0213)	-0.0686*** (0.0259)	-0.0724** (0.0319)	-0.0241 (0.0308)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	12609	12390	12403	12237
$\overline{R^2}$	0.8569	0.8557	0.8553	0.8565

注:列(1)和列(2)分别是第一轮样本和第二轮、三轮样本,列(3)和列(4)分别是中央政府提供配套资金组和中央政府未提供配套资金组。

(二) 跨省流域横向生态补偿的增收效应

前文已经检验了跨省流域横向生态补偿对城乡收入差距的影响,并针对基准回归结果的稳健性、作用机制和异质性影响进行了分析和讨论。本部分尝试对跨省流域横向生态补偿的增收效应进行分析。

当城镇居民的收入增长速度大于农村居民的收入增长速度时,城乡收入差距呈现扩大的趋势。因此,要缩小城乡收入差距,就要着力提高农村居民的收入水平。对此,本文分析跨省流域横向生态补偿对城镇居民和农村居民收入的影响情况。本文分别以城镇和农村居民人均可支配收入的对数作为被解释变量,使用基准回归模型(1)进行回归。表9的列(1)和列(2)汇报了估计结果。其中列(1)是城镇居民人均可支配收入的对数(*lnurban*)作为被解释变量的估计结果,列(2)是农村居民人均可支配收入的对数(*lnrural*)作为被解释变量的估计结果。可以看出,核心解释变量的估计系数均显著为正,说明跨省流域横向生态补偿对城镇居民和农村居民的可支配收入均产生了正向影响,且跨省流域横向生态补偿对农村居民人均可支配收入的影响高于对城镇居民人均可支配收入的影响。

表9 拓展性讨论结果

变量	(1)	(2)
<i>policy</i>	0.0218*** (0.0056)	0.0303*** (0.0099)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
样本量	13242	20750
\bar{R}^2	0.9697	0.9774

注:列(1)和列(2)分别以城镇人均可支配收入的对数和农村居民人均可支配收入的对数作为被解释变量。

六、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

本文将跨省流域横向生态补偿协议的签订作为准自然实验,使用2007—2019年县级面板数据,通过构建包含双向固定效应的多期双重差分模型分析跨省流域横向生态补偿对城乡收入差距的影响。研究发现:(1)跨省流域横向生态补偿能够降低城乡收入差距,多种稳健性检验结果表明基准回归结论稳健;(2)跨省流域横向生态补偿能够通过优化就业结构减小城乡收入差距;(3)进一步讨论发现,跨省流域横向生态补偿在缩小农村居民可支配收入较低的地区和低工业化程度地区城乡收入差距中能产生影响,随着跨省流域横向生态补偿实施的轮次增加以及政策深化,生态补偿缩小城乡收入差距的效应会增强,中央政府是否提供配套资金决定了跨省流域横向生态补偿能否对城乡收入差距产生影响;(4)跨省流域横向生态补偿对城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入均产生了正效应,但对农村居民人均可支配收入的正效应更强。

(二) 政策建议

第一,生态环境保护和经济发展之间的关系是辩证统一、相辅相成的。要进一步完善横向生态补偿制度以更好地发挥其在缩小城乡收入差距中的作用。首先,要在巩固现有跨省流域横向生态补偿试点改革成果的基础上,改进调整不足之处,进一步健全相关制度和机制设计,拓宽补偿资金来源,积极探索市场化、多元化的补偿机制;同时,要推广成熟可行的相关做法。其次,对于涉及范围广泛的流域和重要生态区域,中央政府和省一级政府要在生态补偿机制建立中予以支持和引导,提高横向生态补偿协议的实施效果,在保障其生态环境治理效果的基础上推动生态产业发展,实现生态富民。最后,鼓励地方探索多种横向生态补偿的补偿方式,如上下游地区之间的对口协作、产业整合与转移、共建园区、劳动力培训、绿色技术研发、购买生态产品和服务等,一方面减轻受偿方因环境治理产生的经济发展压力,丰富居民增收技能,拓宽居民收入来源,另一方面也能够实现受偿方与偿付方之间经济发展的良性互动,推动生态保护地区绿色产业发展,

助力绿色经济转型。

第二,充分发挥财政资金在生态补偿中的作用,推动实现绿色可持续的良性发展循环。首先,受偿方要充分把握生态补偿的契机,发挥财政资金的引导作用,积极探索地区经济发展模式和产业的绿色转型,扶持绿色产业发展,以绿色发展缩小城乡收入差距;其次,在生态补偿的初期加大财政资金的投入,积极拓宽融资渠道,充分发挥财政资金的托底作用,通过提高补偿标准、设置公益性岗位等方式保障居民收入稳定,避免因生态保护而返贫;最后,生态补偿缩小城乡收入差距的效果实现是一个长期过程,要做好补偿政策之间的协同与衔接问题。在保障“输血型”补偿政策的基础上,更要重视“造血型”补偿政策,充分发挥财政资金的杠杆作用,撬动社会资金积极参与基础设施建设、绿色技术创新与应用、企业绿色改造与转型以及劳动力培训等方面,为产业绿色发展和转型提供基础设施保障和劳动力保障。关注政策实施效果,建立相关补贴政策动态调整机制和退出机制,平稳推动地区经济绿色转型升级。

第三,重视跨省流域横向生态补偿的异质性影响。首先,缩小城乡收入差距需要更多的高质量劳动力,地方政府不能为了实现生态保护而将劳动力全部转型到第二、三产业,导致农村的凋敝与衰落以及产业发展不协调等问题出现,而是要积极开展劳动力培训,为劳动力转型就业创造技能保障,同时扶持种植、农产品深加工等相关生态产业,促进农业的绿色化和数字化发展,实现生态保护与居民增收的双重目标^[38]。其次,受偿方不能对工业产业实行“一刀切”关停政策,工业发展与生态保护之间并不是非此即彼的关系,要针对不同的行业制定不同的绿色转型升级策略,既要关停“小、散、乱”的污染企业,也要引进和扶持绿色发展项目,推动企业的绿色升级。一方面可以通过加快建立产业园区、相关产业集中搬迁等方式以实现污染的集中治理,也可以通过补贴等方式实现生产设备的改造升级;另一方面通过扶持污染治理企业发展,实现污染物的无害化处理和资源的有效利用。最后,通过顶层制度设计,出台生态补偿的规范性制度,明确生态补偿协议涉及各主体的权利、义务和责任,包括协议磋商、协议内容、监督主体、执行主体、资金分配和用途、保障措施、补偿标准等方面,保障各主体的利益,为生态补偿协议的高效实施提供制度保障。

参考文献:

- [1]景守武,张捷. 新安江流域横向生态补偿降低水污染强度了吗? [J]. 中国人口·资源与环境,2018,28(10):152-159.
- [2]毛显强,钟瑜,张胜. 生态补偿的理论探讨[J]. 中国人口·资源与环境,2002(4):40-43.
- [3]李文华,刘某承. 关于中国生态补偿机制建设的几点思考[J]. 资源科学,2010,32(5):791-796.
- [4]杜群. 生态补偿的法律关系及其发展现状和问题[J]. 现代法学,2005(3):186-191.
- [5]李国平,李潇,萧代基. 生态补偿的理论标准与测算方法探讨[J]. 经济学家,2013(2):42-49.
- [6]陈冠宇,巩宜萱. 跨省流域横向生态补偿何以实现? ——以汀江-韩江流域治理为例[J]. 公共管理学报,2023,20(1):97-105.
- [7]曲超,刘艳红,董战峰. 基于 DID 模型的流域横向生态补偿政策的污染——贵州省赤水河流域实证研究[J]. 生态经济,2019,35(9):194-198.
- [8]王慧杰,毕粉粉,董战峰. 基于 AHP-模糊综合评价法的新安江流域生态补偿政策绩效评估[J]. 生态学报,2020,40(20):7493-7506.
- [9]ZENG Q M, BROUWER R, WANG Y R, et al. Measuring the incremental impact of Payments for Watershed Services on water quality in a transboundary river basin in China[J]. Ecosystem Services, 2021, 51: 101355.

- [10] 夏勇,张彩云,寇冬雪. 跨界流域污染治理政策的效果——关于流域生态补偿政策的环境效益分析[J]. 南开经济研究,2023(4):181-198.
- [11] 侯孟阳,席增雷,张晓,等. 国家重点生态功能区的环境质量与经济增长效应评估[J]. 中国人口·资源与环境,2023,33(1):24-37.
- [12] 景守武,张捷. 跨界流域横向生态补偿与企业全要素生产率[J]. 财经研究,2021,47(5):139-152.
- [13] 李一花,李佳. 生态补偿有助于脱贫攻坚吗? ——基于重点生态功能区转移支付的准自然实验研究[J]. 财贸研究,2021,32(5):23-36.
- [14] 庞洁,徐珂,靳乐山. 湿地生态补偿对农户生计策略和收入的影响研究——以鄱阳湖区调研数据为例[J]. 中国土地科学,2021,35(4):72-80.
- [15] ZILBERMAN D, LIPPER L, MCCARTHY N. When could payments for environmental services benefit the poor? [J]. Environment and Development Economics, 2008, 13(3): 255-278.
- [16] 吴乐,靳乐山. 贫困地区不同方式生态补偿减贫效果研究——以云南省两贫困县为例[J]. 农村经济,2019(10):70-77.
- [17] 李军龙,邓祥征,张帆,等. 激励相容理论视角下生态公益林补偿对农户的增收效应——以福建三明为例[J]. 自然资源学报,2020,35(12):2942-2955.
- [18] 卢文秀,吴方卫. 生态补偿横向转移支付能缩小城乡收入差距吗? ——基于2000—2019年中国典型流域生态补偿的经验证据[J]. 财政研究,2022(7):35-51.
- [19] ADAMS W M, AVELING R, BROCKINGTON D, et al. Biodiversity conservation and the eradication of poverty[J]. Science, 2004, 306(5699): 1146-1149.
- [20] MURADIAN R, ARSEL M, PELLEGRINI L, et al. Payments for ecosystem services and the fatal attraction of win-win solutions[J]. Conservation Letters, 2013, 6(4): 274-279.
- [21] 张晖,吴霜,张燕媛,等. 流域生态补偿政策对受偿地区经济增长的影响研究——以安徽省黄山市为例[J]. 长江流域资源与环境,2019,28(12):2848-2856.
- [22] 林诗贤,祁毓. 区位导向型生态环境政策的激励效应及策略选择[J]. 财政研究,2021(6):85-103.
- [23] 刘聪,张宁. 新安江流域横向生态补偿的经济效应[J]. 中国环境科学,2021,41(4):1940-1948.
- [24] ZHANG Y S. Climate change and green growth: a perspective of the division of labor[J]. China & World Economy, 2014, 22(5): 93-116.
- [25] 洪源,王群群,秦玉奇. 城乡二元经济结构下民生财政对城乡居民收入差距的影响[J]. 经济与管理研究,2016,37(1):22-30.
- [26] 李永友,王超. 集权式财政改革能够缩小城乡差距吗? ——基于“乡财县管”准自然实验的证据[J]. 管理世界,2020,36(4):113-130.
- [27] 王文举,钱新新. 试点碳排放权交易市场对中国工业低碳转型的作用机制研究[J]. 经济与管理研究,2024,45(1):16-34.
- [28] 王慧玲,孔荣. 正规借贷促进农村居民家庭消费了吗? ——基于PSM方法的实证分析[J]. 中国农村经济,2019(8):72-90.
- [29] 胡洁,于宪荣,韩一鸣. ESG评级能否促进企业绿色转型? ——基于多时点双重差分法的验证[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(7):90-111.
- [30] 陈昊,王柏皓,谭薇. 扶贫信号释放有助于实现脱贫目标吗? ——来自中国家庭追踪调查的证据[J]. 经济与管理研究,2020,41(12):68-78.
- [31] KOLAK M, ANSELIN L. A spatial perspective on the econometrics of program evaluation[J]. International Regional Science Review, 2020, 43(1/2): 128-153.
- [32] 张建国,佟孟华,李慧,等. 扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J]. 中国工业经济,2019(8):136-154.
- [33] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFÈUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [34] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [35] 刘冲,沙学康,张妍. 交错双重差分:处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究,2022,39(9):177-204.
- [36] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
- [37] 陈佳贵,黄群慧,钟宏武. 中国地区工业化进程的综合评价和特征分析[J]. 经济研究,2006(6):4-15.
- [38] 邓荣荣,吴云峰. 数字基础设施建设对农村居民收入的影响效应[J]. 首都经济贸易大学学报,2023,25(1):21-35.

Can Horizontal Ecological Compensation Narrow the Urban-rural Income Gap?

ZHANG Yihao, GUO Xiaohui

(Chinese Academy of Fiscal Sciences, Beijing 100142)

Abstract: After more than a decade of exploration and practice, the pilot scope of horizontal ecological compensation in China is expanding year by year. Therefore, it is of great practical significance to accurately analyze the impact of the horizontal ecological compensation system on the urban-rural income gap in compensated areas.

Using China's county panel data from 2007 to 2019, this paper employs a multi-period difference-in-differences model to empirically reveal that horizontal ecological compensation in cross-provincial watersheds can reduce the urban-rural income gap. The mechanism analysis indicates that it reduces the urban-rural income gap by optimizing the labor force structure. The heterogeneity analysis shows that it can narrow the urban-rural income gap in areas with lower income levels for rural residents and low industrialization levels. As the number of policy rounds increases, the effect of horizontal ecological compensation in narrowing the urban-rural income gap will be enhanced, and the policy effect will be more significant in areas where the central government provides matching funds. In addition, horizontal ecological compensation in cross-provincial watersheds exerts a stronger positive impact on the per capita disposable income of rural residents.

Compared to existing research, the possible marginal contributions are in three aspects. First, from the perspective of data, this paper utilizes county-level data to enhance the accuracy of dividing the treatment group and the control group in a more microscopic way. Second, from the perspective of research subjects, this paper examines all implemented cross-provincial watershed horizontal ecological compensation agreements, yielding applicable and generalizable research findings. Third, considering income levels of rural residents, regional industrialization levels, rounds of policy implementation, and the provision of supporting funds by the central government, the heterogeneity analysis can help better understand the relationship between horizontal ecological compensation in cross-provincial watersheds and the urban-rural income gap. It also provides empirical evidence for further optimization and adjustment of the horizontal ecological compensation system in cross-provincial watersheds.

Based on the conclusions, this paper draws the following policy implications. First, it should consolidate the existing achievements and actively address the shortcomings, establish a sound horizontal ecological compensation system, broaden the sources of compensation funds, and explore market-oriented and diversified compensation mechanisms. Second, it should fully leverage the guiding role of fiscal funds to drive the development of green industries and simultaneously coordinate and integrate compensation policies. Third, it should pay attention to the heterogeneous impact of cross-provincial watershed horizontal ecological compensation and provide institutional guarantees for the efficient implementation of ecological compensation agreements.

Keywords: horizontal ecological compensation; urban-rural income gap; employment structure; disposable income of rural residents; industrialization

责任编辑:周 斌