

生态保护能力异质性、信号发送与生态补偿激励

——以国家重点生态功能区转移支付为例

张文彬, 李国平

摘要: 生态转移支付是中央政府激励地方政府保护生态环境的重要措施。以国家重点生态功能区转移支付为例, 探讨生态转移支付实施未达到预期目标的原因。通过构建中央政府是否考虑县级政府生态保护能力异质性的信号发送模型, 分析生态保护能力异质性的影响, 认为中央政府根据县级政府生态保护能力的异质性提供相应的国家重点生态功能区转移支付有利于充分发挥其激励效应, 并选用陕西省国家重点生态功能区转移支付数据进行了实证分析。

关键词: 能力异质性; 生态补偿; 信号发送模型; 国家重点生态功能区

中图分类号: F205 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2015)03-0019-09

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2015.03.003

一、引言

国务院 2010 年出台的《全国主体功能区规划》按开发内容将我国国土分为城市化地区、农产品主产区和重点生态功能区, 并指出随着人民生活水平的提高, 人们对生态产品的需求不断增强, 这要求国家必须把生态产品提供作为经济社会发展的重要内容, 把增强生态产品生产能力作为国土空间开发的重要任务。为解决国家重点生态功能区的保护成本和生态效益及区域利益错配问题, 财政部分别于 2009 年、2011 年和 2012 年发布、改进的《国家重点生态功能区转移支付办法》(以下简称《办法》), 从国家角度规定了对重点生态功能区所在区域进行补助的办法, 以激励县级政府加大生态环境保护投入。而国际经验也已表明, 财政转移支付是内部化生态环境保护利益溢出的恰当工具。到目前为止, 巴西、德国和葡萄牙等多个国家已经实施生态财政转移支付, 用来补偿保护区地方政府的保护成本。其实施方式是根据保护区具体状况和地方政府发展状况, 规定从相应地区企业和居民应缴税收中直接减免用于生态保护的部分, 或者将保护单位的生态指标纳入财政分配的指标中^{[1][P21][2][3]}。

2000 年以来, 关于生态补偿问题的一个研究趋势就是对信息问题的关注, 设计激励机制也即生态补偿契约来解决生态环境和补偿问题已成为资源、环境以及生态保护等领域的研究热点^{[4][5][6][7]}。李国平等对国家重点生态功能区转移支付的资金分配机制、补偿效果及补偿机制设计

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“完善生态补偿机制研究”(12&ZD072); 国家社会科学基金项目“土地使用权流转背景下矿产资源开采地居民持续受益机制研究”(14BJL108)

作者简介: 张文彬, 西安交通大学经济与金融学院博士研究生(陕西 西安 710061); 李国平, 西安交通大学经济与金融学院教授、博士生导师

和效率等问题进行了系列研究,结果都表明《办法》的实施虽然取得了一定的效果,但并未达到中央政府的预期目标^{[8][9]}。财政部预算司 2011 年度国家重点生态功能区转移支付奖惩情况的通报证实了资金使用中的问题。2011 年全国享有国家重点生态功能区转移支付的 451 个县中,生态环境质量明显改善的地区占比 7.1%,有 32 个县;轻微改善的地区占比 5.76%,有 26 个县;基本不变的地区占比达 84.04%,有 379 个县;轻微变差的地区占比 2.66%,有 12 个县;明显变差的地区占比 0.44%,有 2 个县。生态补偿转移支付资金的使用虽然遏制住了我国生态环境质量恶化的趋势,但与预期的生态环境保护和生态建设目标还有一定距离。因此,提高生态转移支付效率成为我国生态补偿机制迫切需要解决的问题。本文认为造成该问题的原因在于《办法》的规定忽视了县级政府生态保护能力的异质性。“一刀切”的转移支付政策在一定程度上节约了交易成本,易于操作,但其代价是生态补偿效率下降,进而降低生态保护效果,同时该政策没有考虑县级政府方面的差异性,使得补偿分配有失公平,这种无差别的生态补偿转移支付方式应该得到改进^[10]。

信号理论起源于 20 世纪 70 年代众多学者对信息不对称条件下逆向选择问题的研究,而 Spence 也因其于 1973 出版的著作《劳动力市场信号发送》中提出的信号发送模型获得 2001 年的诺贝尔经济学奖。本文采用信号发送模型,以县级政府提供的生态效益产出作为信号,分析信息不对称条件下生态保护能力异质性对生态保护效果的影响,以期进一步挖掘国家重点生态功能区转移支付效果不佳的原因,并提出巩固和推进转移支付激励效果的政策建议。

二、理论分析

通过对《办法》的解读发现,中央政府和县级政府之间存在生态补偿转移支付契约关系,二者分别为委托人和代理人,后者根据生态补偿契约规定选择自己最优的生态保护投入,前者根据后者提供的生态效益产出(EI 指数)对县级政府的行为进行考核和奖罚。在信息状况方面,中央政府不能准确掌握县级政府的行为选择信息,二者之间存在信息不对称。同时,在生态补偿契约执行期间,县级政府的生态保护投入、生态保护能力和一些其他随机事件共同决定生态效益产出,中央政府和县级政府都在客观条件约束下做出最有利于自身收益最大化的行为选择。由于委托代理双方信息的不对称和其他不确定性因素的影响,中央政府无法确定生态效益产出的变化在多大程度上是由县级政府的生态保护投入引起的。

本文按县级政府生态保护能力的异质性将其分为高生态保护能力和低生态保护能力两类,分别用 h 和 l 表示。县级政府的保护能力类型是私有信息,中央政府不能掌握,但有关县级政府生态保护能力类型的先验概率对中央政府来说是已知的,假定县级政府两类保护能力的先验概率分别为 p 和 $1-p$ 。此时,县级政府和中央政府之间存在信息不对称现象,县级政府需要向中央政府发送信号,以便中央政府有效甄别出不同县级政府的保护能力类型。

基于对《办法》的解读可知,政府是根据县级政府提供的生态效益产出来决定对县级政府下一年的生态补贴转移支付金额,因此可以将县级政府的生态效益产出作为发送的信号。为便于分析,假设县级政府的生态效益产出是由生态保护能力与生态保护投入决定的。

(一) 不考虑保护能力异质性的模型分析

由于不考虑县级政府生态保护能力的异质性,假设由县级政府生态保护能力决定的投入系数都为 1,也即在不考虑生态保护能力异质性的条件下,生态效益产出函数中生态保护努力的系数为 1。因此,两类县级政府的生态效益产出函数形式是相同的,存在:

$$y_i = k_i + \varepsilon \quad i = h, l \quad (1)$$

式中, y_i 表示县级政府生态效益产出; k_i 表示县级政府生态保护投入; ε 表示其他不确定因素

对县级政府生态效益产出的影响, 为外生变量。

根据经典的委托代理模型中关于代理人成本函数的设定, 代理人的成本会随努力水平的增加而加速上升, 也即成本函数的一阶导数和二阶导数都大于 0。此外, 生态保护投入的成本系数对本文理论模型分析、推导以及结论不产生决定性影响, 也即只要成本系数大于 0, 本文的理论模型分析、推导以及结论都是一样的, 仅是在数值量上有所差别, 因此本文将其设定为 1。最终将县级政府生态保护的成本函数设定为:

$$c_i = (k_i - k_i^*)^2 / 2 \quad i = h, l \quad (2)$$

式中, k_i^* 表示县级政府在没有国家重点生态功能区转移支付条件下的生态保护基本投入规模, 该规模由系统外生决定; 并且县级政府的这两类生态保护投入规模满足 $k_h^* > k_l^*$, 也即在未获得生态补偿转移支付的条件下, 生态保护能力高的县级政府的生态保护基本投入规模会较大, 从而能够获得更大的综合效益和竞争优势。

中央政府根据县级政府提供的生态效益产出来判断县级政府的生态保护能力类型, 从而决定对县级政府的生态保护转移支付 $e_i (i = h, l)$ 。为简化分析, 将县级政府的生态保护收入函数设定为*:

$$\pi_i = e_i - c_i = e_i - (k_i - k_i^*)^2 / 2 \quad i = h, l \quad (3)$$

本文这里仅考虑信息不对称条件下中央政府和县级政府的信号发送模型。在信息不对称条件下, 中央政府不能直接甄别县级政府的生态保护能力, 只能够根据县级政府发送的信号来判断。因此, 低生态保护能力的县级政府为获得更多的生态补偿转移支付将会模仿高生态保护能力的县级政府信号, 而高生态保护能力的县级政府也会注意低生态保护能力的县级政府的模仿冲动, 会选择一个相对更高的生态效益产出, 使自己能够与低生态保护能力的县级政府相区分, 从而获得高的生态补偿转移支付。这样的信号发送机制会导致分离均衡和混合均衡两种结果, 接下来将分别进行讨论。

1. 分离均衡分析。分离均衡也即两类县级政府会选择不同的生态保护投入规模, 从而实现分离。假设此时的分离均衡解为 $(k_h = k', k_l = k_i^*)$, 分离均衡的解应满足高生态保护能力的县级政府选择 k' 的收益不低于被模仿情况下的收益; 而低生态保护能力的县级政府选择 k' 的收益不高于不模仿情况下的收益, 该分离均衡的不等式可表示为:

$$\begin{cases} e_h - (k' - k_h^*)^2 / 2 \geq e_l \\ e_h - (k' - k_l^*)^2 / 2 \leq e_l \end{cases} \quad (4)$$

求解上述不等式可得:

$$k_l^* + \sqrt{2(e_h - e_l)} \leq k' \leq k_h^* + \sqrt{2(e_h - e_l)} \quad (5)$$

为使分离均衡的解有意义, 并区分完全信息条件下的均衡解, 假定两类县级政府的基本生态保护投入差距不能太大, 也即存在 $k_h^* - k_l^* < \sqrt{2(e_h - e_l)}$ 。这是因为在不考虑中央政府生态补偿转移支付条件下, 基本保护投入差距过大会造成低生态保护能力的县级政府模仿高生态保护能力的县级政府的成本过大, 出现明显的非理性结果, 同时也造成高生态保护能力的县级政府没有动力扩大自己的生态保护投入规模。

接下来采用剔除劣策略的标准进一步精炼均衡解。通过分析可知, 对于低生态保护能力的县级政府来说, 选择 k' 的收益显然低于不模仿 (选择 $k_l = k_l^*$) 的收益, 因此, 中央政府观察到 $k' \in$

* 县级政府的生态保护很难带来实际的经济收入, 这也是县级政府缺乏生态保护动力的现实原因。本文这里假设生态保护不能给县级政府增加经济收入, 县级政府的生态保护收入仅为中央政府的生态转移支付。

$[k_i^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}, k_h^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}]$ 时, 该县级政府不可能是低生态保护能力的县级政府。此外, 参照高生态保护能力的县级政府的目标函数, 可以发现当生态保护投入 $k' \in [k_i^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}, k_h^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}]$ 时, 高生态保护能力县级政府的收益 π 是单调递减的*, 因此, 高生态保护能力县级政府生态保护投入的最优选择为 $k' = k_i^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}$ 。所以, 这时的唯一分离均衡解为:

$$(k_h^* = k_i^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}, k'_i = k_i^*) \tag{6}$$

$$e = \begin{cases} e_h & k_i \geq k'_i \\ e_l & k_i < k'_i \end{cases}$$

这个分离均衡表明, 在信息不对称条件下, 中央政府的国家重点生态功能区生态补偿转移支付提高了高生态保护能力县级政府的生态保护投入, 而低生态保护能力县级政府的生态保护投入不变**, 总体上来说是可以增加生态效益的产出水平, 改善环境质量的。

2. 混合均衡分析。混合均衡也即两类县级政府会选择相同的生态保护投入规模。此时两类县级政府的生态保护能力无法被区分, 中央政府生态补偿转移支付无法达到最初的目标。当生态保护能力强的县级政府先验概率非常小时, 中央政府的混合均衡最优策略是给二者相同的生态补偿转移支付 e_l , 此时两类县级政府的最优决策是 $e_h = e_h^*$ 和 $e_l = e_l^*$, 这与混合均衡相矛盾, 不存在混合均衡解。相反, 当生态保护能力高的县级政府先验概率足够大时, 信号发送模型存在混合均衡 ($k'_h = k'_i = k'$), 该均衡满足不等式:

$$\begin{cases} e_h - (k' - k_h^*)^2/2 \geq e_l \\ e_h - (k' - k_i^*)^2/2 \geq e_l \end{cases} \tag{7}$$

对上述不等式变形整理并求解可得:

$$k_h^* - \sqrt{2(e_h - e_l)} \leq k' \leq k_i^* + \sqrt{2(e_h - e_l)} \tag{8}$$

这里本文假定 $k_h^* - k_i^* < \sqrt{2(e_h - e_l)}$, 也即两类县级政府基本生态保护投入之间的差异比较小, 则可以直接根据观察提出劣策略 $k' \in [k_h^* - \sqrt{2(e_h - e_l)}, k_h^*]$, 因此, 信号发送模型的混合策略均衡解为:

$$k'_h = k'_i = k' \in [k_h^* - \sqrt{2(e_h - e_l)}, k_h^*] \tag{6}$$

$$e = \begin{cases} e_h & k_i \geq k' \\ e_l & k_i < k' \end{cases}$$

可以看出, 在混合均衡条件下, 为获得中央政府的生态转移支付, 两类县级政府的生态保护投入均高于基本保护投入, 这种情况下, 中央政府的生态转移支付能够提高地方政府的生态效益产出, 改善整体的环境质量。

通过对不考虑县级政府环境保护能力异质性情况下的均衡分析可知, 在信息不对称条件下, 中央政府的生态转移支付都会带来县级政府生态保护投入的增加, 改善生态环境质量, 但混合均衡条件下的效果要好于分离均衡条件下的效果。

(二) 考虑保护能力异质性的模型分析

在考虑县级政府生态保护能力异质性条件下, 假设高生态保护能力县级政府的投入系数仍为 1, 但低生态保护能力县级政府的投入系数为 $\lambda (0 < \lambda < 1)$, 也即县级政府生态效益产出系数为:

$$y_h = k_h + \epsilon_h$$

* π 在 $k_h = k_h^*$ 时取极大值, 由于本文假设 $k_h^* - k_i^* < \sqrt{2(e_h - e_l)}$, 因此存在 $k_h^* < k_i^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}$ 。

** 这与本文假设 $k_l = k_i^*$ 有关, 实际上低生态保护能力的县级政府的生态保护投入也会增加。

$$y_i = \lambda k_i + \varepsilon_i \quad \lambda \in (0, 1)$$

由假设可知, 由于县级政府生态保护能力的异质性, 县级政府发送给中央政府的信号也即生态效益产出与生态保护投入之间的关系存在差异, 为了发送相同的信号 y , 低生态保护能力的县级政府需要更多的生态保护投入。模型的其他假设与未考虑生态保护能力异质性条件下的信号发生模型假设一致, 接下来分析信息不对称条件下的分离均衡和混合均衡解。

1. 分离均衡分析。假定此时存在的分离均衡 $(k_h = k', k_l = k_l^*/\lambda)$ 满足不等式:

$$\begin{cases} e_h - (k' - k_h^*)^2/2 \geq e_l \\ e_h - (\lambda k' - k_l^*)^2/2 \leq e_l \end{cases} \quad (10)$$

求解不等式可得:

$$[k_l^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}]/\lambda \leq k' \leq k_h^* + \sqrt{2(e_h - e_l)} \quad (11)$$

为使分离均衡解有意义, 并不同于完全信息条件下的均衡解, 同样假定两类县级政府基于自身效益最大化的基本生态保护投入差异不能太大, 也即存在 $\lambda k_h^* - k_l^* < \sqrt{2(e_h - e_l)}$ 。可以发现, 在考虑县级政府生态保护能力异质性条件下, 两类县级政府之间的基本生态保护投入之间的差异可以扩大, 扩大的差异取决于二者生态保护能力异质性决定的投入系数差异。该系数越大, 两者基本生态保护投入规模的差异限制越宽松。同样采用严格剔除劣战略的提炼方法对现有范围进行处理, 得到在考虑县级政府生态保护能力异质性条件下信号发送模型的分离均衡解为:

$$(k_h' = [k_l^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}]/\lambda, k_l' = k_l^*/\lambda) \quad (12)$$

$$e = \begin{cases} e_h & k_i \geq k_h' \\ e_l & k_i < k_h' \end{cases}$$

比较该均衡解与未考虑县级政府生态保护能力异质性条件下的均衡解可以发现, 要实现生态效益产出最优, 两类县级政府的生态保护投入规模均大于未考虑生态保护能力异质性条件下的最优投入规模。更为重要的是, 两类县级政府生态保护能力异质性越大 (λ 越小), 达到相同生态效益产出所需要的生态保护投入就越多。也就是说, 在分离均衡条件下, 中央政府考虑县级政府生态保护能力异质性, 对不同类型的县级政府提高不同的转移支付, 能够促使两类县级政府增加生态保护投入水平, 这更有利于生态效益产出的提高。

2. 混合均衡分析。参考未考虑县级政府生态保护能力异质性条件下的混合均衡解, 假设存在混合均衡解 $k_h' = k_l' = k'$ 满足不等式:

$$\begin{cases} e_h - (k_h^* - k')^2/2 \geq e_l \\ e_h - (\lambda k' - k_l^*)^2/2 \geq e_l \end{cases} \quad (13)$$

对不等式进行变形整理并求解可得 $k_h^* - \sqrt{2(e_h - e_l)} \leq k' \leq [k_l^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}]/\lambda$, 同样假设县级政府基本保护投入之间的差异较小, 也即存在 $\lambda k_h^* - k_l^* < \sqrt{2(e_h - e_l)}$, 因此, 此时的信号发送模型的混合均衡解为:

$$k_h' = k_l' = k' \in [k_h^*, [k_l^* + \sqrt{2(e_h - e_l)}]/\lambda] \quad (14)$$

$$e = \begin{cases} e_h & k_i \geq k' \\ e_l & k_i < k' \end{cases}$$

与分类均衡类似, 在考虑县级政府生态保护能力异质性条件下, 混合均衡最优保护投入也大于未考虑生态保护能力异质性条件下的均衡投入, 同样有利于生态效益产出的增加。

结合上述信号发送模型的讨论, 本文提出理论分析结论也即待检验的命题:

命题 1: 在县级政府生态保护能力存在异质性的条件下, 中央政府根据县级政府生态保护能力

的异质性提供相应的国家重点生态功能区转移支付有利于显著发挥国家重点生态功能区转移支付的激励效应, 促使县级政府提供更多的生态效益产出。

三、实证分析

本部分以陕西省国家重点生态功能区转移支付为研究样本, 分析转移支付对生态效益产出的影响效应。

(一) 模型设定

《办法》中规定的国家重点生态功能区所在县级政府的生态环境质量指数实际上测算的是前一年的生态环境质量, 如 2013 年测度的国家重点生态功能区所在县级政府的生态环境质量实质上是 2012 年该县的生态环境质量, 因此, 本文将生态环境质量的影响因素均采用滞后一期的数据。实证模型设定为:

$$\ln EI_{nt} = C + \theta_1 \ln TR_{nt-1} + \theta_2 \times d_n \times \ln TR_{nt-1} + \omega Z_{nt} + \epsilon_{nt} \quad (15)$$

上式中, EI_{nt} 表示国家重点生态功能区所在的 n 县 t 年的生态效益产出水平, 采用《办法》中规定的国家重点生态功能区生态环境质量指数表示, 《办法》中详细规定了该测度指标的构成及测度方法, 这里不再赘述。 TR_{nt-1} 表示 n 县 $t-1$ 年获得的国家重点生态功能区转移支付额, 该变量用来表示中央政府对县级政府生态环境保护的激励水平*。 d_n 表示二元虚拟变量, $d_n=1$ 表示该县处于高生态保护能力组; $d_n=0$ 表示该县处于低生态保护能力组。因此, 当不考虑县级政府生态保护能力异质性时, 国家重点生态功能区转移支付的激励系数为 θ_1 ; 当考虑县级政府生态保护能力异质性时, 低保护能力县级政府的激励系数为 θ_1 , 高保护能力县级政府的激励系数为 $(\theta_1 + \theta_2)$ 。 Z_{nt-1} 表示 n 县 $t-1$ 年的其他控制变量, 主要包括各地区人均 GDP 及人均 GDP 的二次方、第二产业增加值占 GDP 的比重、城乡收入差距 (采用各县城镇居民可支配收入和农村居民纯收入之比表示) 和县域耕地面积 (采用各县年末常用耕地面积表示), 为保证数据的平稳性和收敛, 各数据均采用自然对数表示; C 为常数项; ϵ_{nt} 为误差项。相关数据来源于《陕西省统计年鉴》(2009—2013)、《中国区域统计年鉴》(2009—2013) 以及陕西省环保厅、财政厅调研数据。

(二) 数据分组

财政部于 2008 年首次对国家重点生态功能区所在县级政府提供转移支付, 并于 2009 年首次测算各县的生态环境质量指数 (EI), 因此, 本文将研究样本的时间范围定为 2008—2013 年。鉴于数据的可获得性和完整性, 本文选取陕西省 2008—2013 年连续获得国家重点生态功能区转移支付的 33 个县为研究样本。为考察县级政府生态保护能力异质性的影响, 本文按照 2008—2012 年单位人均国家重点生态功能区转移支付的生态效益产出将县级政府分为高生态保护能力和低生态保护能力两类。分类状况如表 1 所示。

(三) 实证检验

在进行面板回归之前, 要对数据的平稳性和协整关系进行检验, 以避免伪回归结果的出现。本文采用 LLC 检验、Breitung 检验、IPS 检验、F-ADF 检验和 F-PP 检验五种常用的面板单位根检验

* 国家重点生态功能区转移支付具有保护生态环境和改善民生双重目标, 并以保护生态环境为主。作者所在课题组对柞水、镇安等县进行调研时, 政府人员提供的转移支付使用情况表明, 改善民生的转移支付主要用于生态保护工作人员的工资、设备购买等方面, 转移支付在直接提高生态环境质量的同时, 也通过改善民生间接提高生态环境质量。因此本文假定所有转移支付均用于生态环境保护是合理的。

表 1 陕西省国家重点生态功能区县级政府生态保护能力分类

分类	县域
高保护能力组	吴堡县、丹凤县、佳县、镇安县、凤县、清涧县、商南县、绥德县、太白县、旬阳县、米脂县、勉县、柞水县、宁强县、洛南县、子洲县
低保护能力组	山阳县、西乡县、略阳县、南郑县、洋县、岚皋县、石泉县、镇巴县、汉阴县、紫阳县、白河县、城固县、平利县、留坝县、佛坪县、宁陕县、镇平县

方法进行平稳性检验, 检验结果表明所有面板数据都是一阶单整的^{*}。关于协整检验, 本文采用基于残差的检验方法, 通过分析因变量和自变量之间的残差是否平稳来检验是否存在协整关系, 主要的检验方法有 Kao 和 Pedroni 两种方法。检验结果如表 2 所示。

表 2 面板数据协整检验

统计量	Kao 检验		Pedroni 检验					
	ADF	Panel v-Stat	Panel rho-Stat	Panel PP-Stat	Panel ADF-Stat	Group rho-Stat	Group PP-Stat	Group ADF-Stat
lnTR	4.032***	2.328**	-2.621***	-28.353***	-4.658***	1.141	-20.027***	-7.273***
人均 GDP	2.807***	1.992**	-2.906***	-22.171***	-5.179***	0.726	-18.960***	-7.531***
第二产业比重	3.251***	1.533*	-2.168**	-15.887***	-2.377***	0.776	-18.238***	-14.134***
城乡收入差距	5.196***	1.570*	-2.798***	-25.159***	-6.140***	0.196	-22.093***	-15.667***
耕地面积	5.742***	1.906**	-2.626***	-21.524***	-3.457*	1.138	-18.399***	-7.349***

注:***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过显著性检验, 拒绝不存在协整关系的原假设。

各自变量的检验值表示该自变量和因变量之间的残差是否存在协整关系的检验值, 可以看到, 在 5%的显著性水平下, 除 Group rho-Statistic 统计量未通过显著性检验外, 其他统计量均通过显著性检验。因此可以认为生态环境质量与其他自变量之间存在协整关系, 可以直接对实证模型进行回归分析, 而回归结果不存在伪回归现象。

同时, 动态面板数据相对于静态面板数据能够有效避免因自变量内生性问题带来的参数估计偏误和组内估计变量的非一致性, 因此, 本文构建动态面板回归模型, 并采用系统 GMM 估计方法。回归结果如表 3 所示。

表 3 回归估计结果

变量	方程 (1)	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)	方程 (5)	方程 (6)
lnEI _{t-1}	0.5274*** (8.988)	0.5189*** (5.678)	0.5189*** (7.211)	0.5544*** (8.822)	0.5399*** (8.372)	0.5175*** (7.120)
lnTR _{t-1}	0.0166*** (13.941)	0.0140*** (7.628)	0.01359*** (2.665)	0.1279*** (8.672)	0.0130*** (3.651)	0.0112*** (3.724)
d×lnTR _{t-1}		0.0269*** (4.187)	0.2291** (3.159)	0.0262** (2.982)	0.0163* (1.658)	0.0184*** (4.674)
人均 GDP			-0.1359*** (-3.640)	-0.0215* (-1.749)	-0.0260* (-1.999)	-0.0365** (-2.359)
人均 GDP 的平方			0.0060 (0.431)	0.0031 (0.253)	0.0035 (0.522)	0.0013 (1.194)
第二产业比重				-0.0118** (-2.622)	-0.0338* (-1.919)	-0.0190* (-1.594)

* 由于篇幅限制, 本文未汇报相关结果, 感兴趣的读者可以向作者索要。

续表 3

变量	方程 (1)	方程 (2)	方程 (3)	方程 (4)	方程 (5)	方程 (6)
城乡收入差距					-0.006 4** (-2.290)	-0.001 3* (-1.790)
耕地面积						-0.016 1* (-1.922)
AR(1) p 值	0.000 0	0.002 2	0.001 3	0.000 5	0.000 0	0.000 3
AR(2) p 值	0.991 3	0.869 7	0.854 4	0.943 8	0.851 7	0.898 8
Sargan p 值	0.261 8	0.385 4	0.147 1	0.276 6	0.145 1	0.296 8

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下通过显著性检验;括号中的数值为t统计值;方程截距项的系数在给定条件下都通过了显著性检验,限于篇幅,表中未汇报出截距项的系数和t统计量。

表3表明,在所有回归方程中,AR(1)检验的p值小于0.01,拒绝原假设,即拒绝不存在一阶自相关的假设,AR(2)检验的p值大于0.05,接受原假设,即接受不存在二阶自相关的假设,因此回归模型的残差序列存在一阶自相关而不存在二阶自相关,而Sargan检验的p值同样大于0.05,表明不能拒绝过度识别有效的原假设,同时多数变量在给定的显著性水平下通过t检验,表明本文设定的回归模型较为理想,能够解释大部分现实现象。

可以看到,自2009年以来呈现“基本稳定,逐渐好转”的趋势与国家重点生态功能区的设定和转移支付的激励作用是密不可分的。国家重点生态功能区转移支付对县级政府的生态环境质量改善具有促进作用,但所有弹性系数都较小,表明我国生态环境质量对人均国家重点生态功能区转移支付缺乏弹性。具体来说,当不考虑国家重点生态功能区所在县级政府的生态保护能力异质性时,转移支付对生态效益指数的影响系数为0.0166;当考虑国家重点生态功能区所在县级政府的生态保护能力异质性时,转移支付对高保护能力组和低保护能力组的生态效益指数影响系数分别为0.0409和0.0140,高保护能力组转移支付的贡献要远大于低保护能力组,此时国家重点生态功能区转移支付对县级政府生态效益产出的激励效应也要大于未考虑生态保护能力异质性时的激励效应。因此,当中央政府按照县级政府生态保护能力异质性对不同保护能力的县级政府多支付转移支付时,能够实现生态环境质量改善,命题1得证。

对于其他控制变量来说,人均GDP与生态环境质量存在负相关关系,而人均GDP的二次方在给定的显著性水平下是不显著的,表明对于陕西省的国家重点生态功能区所在县级政府来说,经济增长和生态环境质量之间仅存在负相关关系,二者尚未呈现“U”型曲线的趋势。第二产业比重的增加同样对生态环境质量的改善产生了阻碍作用,这是因为第二产业的资源消耗、污染物排放是造成生态环境质量下降的最主要原因,因此,国家重点生态功能区作为禁止开发区和限制开发区,不允许大规模的城镇化和工业化,有利于生态环境质量的提高,也是保护生态环境的必要选择。城乡收入差距对生态环境质量的提高同样产生显著的负作用,生态环境保护最直接的主体就是农村居民,城乡收入差距的扩大使得农村居民在生产和生活决策时会优先考虑增加收入,而忽视生态环境,这会诱使他们利用自身的地理位置便利,通过打猎、采药以及乱砍滥伐增加收入,这些行为严重破坏了生态环境质量。最后,耕地面积同样也是影响生态环境质量的显著因素,耕地面积的增加必然会造成草地和山地的减少和动植物的破坏,因此退耕还林还草仍然是改善生态环境的一项重要措施。

四、结论和政策建议

本文利用信号发送模型,分析了县级政府生态保护能力异质性对国家重点生态功能区转移支付提升生态环境质量效果的影响。分析结果表明,忽视县级政府生态保护能力异质性将高估中央政府生态补偿转移支付的效果,而中央政府在此背景下又会进一步加大生态转移支付力度,造成更大的

信号失真;相反,当考虑生态保护能力异质性时,两种类型县级政府的最优生态保护投入均有所上升,有利于充分发挥国家重点生态功能区转移支付的激励作用,提高生态效益产出。进一步以陕西省国家重点生态功能区转移支付及相关变量为研究样本进行实证研究,结果表明国家重点生态功能区转移支付对提升生态环境质量的作用较小,仍然需要进一步挖掘,但是在考虑生态保护能力异质性条件下,国家重点生态功能区转移支付的激励效果要好于不考虑异质性条件下的转移支付激励效果。尽管还有其他因素造成国家重点生态功能区转移支付的效果未能达到预期目标,但忽视县级政府生态保护能力异质性,采用“一刀切”的转移支付政策是主要原因之一。

本文的政策含义是:中央政府在制定生态补偿转移支付政策时应将县级政府生态保护能力异质性考虑到生态补偿决策中,根据获得的县级政府生态保护能力水平,给予不同的转移支付,避免“一刀切”政策,提高生态补偿转移支付的效率。具体来说:一是降低中央政府和县级政府之间的信息不对称程度,以便中央政府准确掌握县级政府的生态保护能力,从而制定不同的保护策略。中央政府可以凭借其政治主导地位强制要求地方政府对本地区的生态资源状况提交普查统计报告,并对当年的生态环境变化状况进行分析,推测县级政府的生态保护能力水平,提高中央政府对地方资源环境和地方政府保护能力真实信息的掌握程度,根据地方政府的生态保护能力提供最优的转移支付政策,一方面可以加大对低保护能力县级政府固定转移支付,而降低激励性转移支付;另一方面也可以相对加大对低保护能力县级政府的监督检查力度,督促其多投入保护努力,通过努力来弥补能力的不足。二是提高低保护能力县级政府的生态保护能力水平,激励县级政府既要通过自身努力又要通过交流引进高保护能力县级政府的经验和技术的提高生态保护能力,整体上提高各地方政府的生态保护能力,更好发挥转移支付的激励效应。三是提升生态环境质量监测技术,根据县级政府生态保护能力异质性给予生态补偿转移支付必然会加大中央政府的生态保护成本,此时,就需要考虑利用其他外生政策以降低该监测和考核成本,提高监管和考核技术水平成为必要措施。

参考文献

- [1] Grieg-Gran, M. *Fiscal Incentives for Biodiversity Conservation: The ICMS Ecológico in Brazil* [R]. International Institute for Environment and Development, 2000.
- [2] Ring, I. Compensating municipalities for protected areas: Fiscal transfers for biodiversity conservation in Saxony, Germany [J]. *GAIA-Ecological Perspectives for Science and Society*, 2008, (S1).
- [3] Santos, R, I. Ring, P. Antunes, et al. Fiscal transfers for biodiversity conservation: The Portuguese local finances law [J]. *Land Use Policy*, 2012, (2).
- [4] Antle, J. S, Capalbo, S. Mooney, et al. Spatial heterogeneity, contract design, and the efficiency of carbon sequestration policies for agriculture [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, (2).
- [5] 王小龙. 退耕还林: 私人承包与政府规制 [J]. *经济研究*, 2004, (4).
- [6] Ferraro, P. J. Asymmetric information and contract design for payments for environmental services [J]. *Ecological Economics*, 2008, (4).
- [7] Ozanne, A, T. Hogan, D. Colman. Moral hazard, risk aversion and compliance monitoring in agri-environmental policy [J]. *European Review of Agricultural Economics*, 2011, (3).
- [8] 李国平, 张文彬, 李潇. 国家重点生态功能区生态补偿契约设计与分析 [J]. *经济管理*, 2014, (8).
- [9] 李国平, 李潇, 汪海洲. 国家重点生态功能区转移支付的生态补偿效果分析 [J]. *当代经济科学*, 2013, (5).
- [10] Salzman, J. E. Creating markets for ecosystem services: Notes from the field [J]. *New York University Law Review*, 2005, (6).

(责任编辑 朱 蓓)