

引用格式:李国平,石涵予. 退耕还林生态补偿与县域经济增长的关系分析——基于拉姆塞-卡斯-库普曼宏观增长模型[J]. 资源科学, 2017, 39(9): 1712-1724. [Li G P, Shi H Y. The relationship between GTGP and regional economic growth based on Ramsey-Cass-Koopmans Modeling[J]. *Resources Science*, 2017, 39(9): 1712-1724.] DOI: 10.18402/resci.2017.09.10

# 退耕还林生态补偿与县域经济增长的关系分析 ——基于拉姆塞-卡斯-库普曼宏观增长模型

李国平, 石涵予

(西安交通大学经济与金融学院, 西安 710061)

**摘要:**已有关于生态补偿的研究,较少从宏观视角考虑生态补偿资金规模对区域经济增长的影响。本文在拉姆塞-卡斯-库普曼宏观增长模型的基础上,纳入生态补偿提供资金和生态效益的过程,从理论上分析生态补偿资金投入对经济增长的影响,表明生态补偿资金通过提高资本的增长率进而推动经济增长。再利用陕西省79个退耕还林县的统计数据实证研究。首先,采用二步聚类法对陕西省内各县的退耕还林规模加以分类,并以此作为解释变量进行面板回归,分析退耕还林规模对县域经济增长的平均影响,结果表明退耕还林促进县域经济增长,且高退耕还林规模对县域经济增长的促进作用更大。然后,采用分位数回归方法分析在不同经济增长率条件下,退耕还林规模对经济增长的边际影响,结果表明,县域经济增长率越高,退耕还林生态补偿对经济增长的作用越大;无论县域经济增长率如何变化,退耕地还林对县域经济增长的促进作用都大于荒山荒地造林和封山育林。

**关键词:**生态补偿;退耕还林;经济增长;县域模型;拉姆塞-卡斯-库普曼宏观增长模型;陕西

DOI: 10.18402/resci.2017.09.10

## 1 引言

生态补偿是为了实现对生态系统服务的保护和可持续利用而实施的一种以经济手段调节利益相关者关系的制度安排<sup>[1]</sup>。根据补偿金的支付主体不同,可分为政府主导的生态补偿和市场主导的生态补偿<sup>[2]</sup>。中国开展的大多数实践是以政府为主导的生态补偿<sup>[3]</sup>。以政府为主的生态补偿实践,通常是国家向生态系统服务的提供者提供补偿资金,以弥补他们的经济损失、激励他们从事生态友好的生产生活活动。从宏观视角来看,政府出资进行生态建设也可以看作是政府调控经济的重要手段,目的是改善民生、转变经济发展方式和改善地区投资经营环境,最终实现经济增长和经济发展。

退耕还林生态补偿是中国生态补偿制度的重要实践,从宏观经济角度可以看作是中国扩张性财政政策的重要组成部分,是拉动国民经济增长的有

效措施之一<sup>[4]</sup>,这可以从退耕还林工程启动和暂停的时间与同时期国家经济形势之间的同步程度得到印证。1999年首次启动退耕还林工程时,中国经济受亚洲金融危机带来的猛烈冲击,出现了物价水平下跌、市场需求不足的现象<sup>[5]</sup>。退耕还林生态补偿通过减少粮食种植面积和提供钱粮补助,可以解决粮食过剩问题、提高农民收入及活跃农村市场<sup>[6]</sup>。2007年国家全面暂停新增退耕还林任务,舆论认为此番政策调整是在考虑守住18亿亩耕地红线和巩固退耕还林成果后作出的决定<sup>[7]</sup>,本文认为这也有可能当时国家经济发展大背景有一定的关系。当时中国经济处于高速增长时期,尤其是2007年第二季度以来经济增长明显地由偏快转向过热<sup>[8]</sup>,从某种程度上讲,暂停新增退耕还林可能有利于给经济“降温”。2014年国家重启新一轮退耕还林工程以及2016年决定扩大退耕还林还草规模,同时期中

收稿日期:2016-12-21;修订日期:2017-03-02

基金项目:国家社会科学基金重大攻关项目(12 & ZD072)。

作者简介:李国平,女,四川宜宾人,教授、博士生导师,研究方向为资源环境与生态补偿。E-mail: laogplee@126.com

通讯作者:石涵予, E-mail: shihanyu\_xjtu@163.com

2017年9月

国则经历了全球经济危机和经济调整,国民生产总值增速连续回落,经济处于新常态时期。2015年《关于扩大新一轮退耕还林还草规模的通知》(财农[2015]258号)明确指出,退耕还林工程将有助于改善生态环境、解放农村劳动力和实现农民增收,最终推动产业结构升级和经济增长。可见,退耕还林工程的启动与刺激经济复苏之间联系紧密,在中国经济增长寻求突破的时期启动退耕还林工程,有助于刺激经济增长;反之,在经济有过热趋势之时暂停新增退耕还林工程,有利于稳定经济波动。

目前,关于生态补偿的研究主要集中在补偿前阶段的补偿标准和受偿意愿等方面,较少涉及补偿后阶段的经济效应<sup>[9]</sup>。关于生态补偿的经济效应的研究,一是从微观视角研究生态补偿对农户收入和生计的影响,二是从宏观视角研究生态补偿对区域经济的影响,现有的研究大多针对前者。以退耕还林为例,由于研究的方法、调研地点和时间不同,关于退耕还林是否有助于农户福利改进的最终结论不尽相同。例如赵丽娟等运用倍差法对河北省平泉县退耕还林农户的研究表明,退耕还林对农户收入、收入结构和就业都产生积极影响<sup>[10]</sup>;而谢旭轩等运用倍差法、匹配法和匹配倍差法对贵州省毕节地区退耕农户调研的实证分析表明,退耕还林生态补偿并没有对退耕农户总收入造成显著影响<sup>[11]</sup>。李惠梅研究表明,三江源地区牧户限制放牧后虽然收入水平受到影响,总体福利水平却略有提升<sup>[12]</sup>。李树苗等在可持续分析框架下对陕西省周至县退耕还林农户调研的实证研究表明,退耕还林对退耕农户生计的影响取决于家庭结构,对于有小孩但没有老年人的家庭,总体收入水平下降,对于其他家庭结构的家庭,总体收入水平没有显著变化<sup>[13]</sup>。

从宏观视角上,学者们大多立足于考察环境质量与区域经济增长之间的关系,大致梳理为以下三类。一是用生态现代化理论分析生态环境建设对经济增长的促进作用。生态现代化理论认为,生态环境与经济增长之间具有兼容性,经济增长是推动环境治理的重要因素和机制。陈涛用生态现代化理论分析了皖南兴村生态建设对区域经济的影响,表明开展水环境保护工作后当地水质变好,大闸蟹养殖业得到发展和壮大,进而促进当地经济发

展<sup>[14]</sup>。洪大用认为中国的生态现代化进程还面临技术条件不足、经济发展不充分、经济发展不均衡等方面的困境<sup>[15]</sup>。二是利用环境库兹涅茨曲线讨论中国区域经济发展水平与环境质量之间的关系。环境库兹涅茨曲线指出,区域经济发展与环境污染之间呈倒U关系,随着区域经济的发展,环境质量与经济发展之间将由相互冲突关系转变为相互协调关系。李志涛等研究表明,鄱阳湖水环境质量与经济发展处于相“冲突”阶段,应对生态脆弱地区实施生态补偿<sup>[16]</sup>。巩芳模拟分析了内蒙古草原地区的环境库兹涅茨曲线,表明草原生态补偿能够缩短到达曲线峰值的时间,降低曲线峰值的高度,具有优化曲线形态的作用。三是实证研究各种生态环境指标与经济增长的关系<sup>[17]</sup>。梅艳等分析了GDP与生态足迹之间的协整关系,结果表明林地足迹对江苏省经济增长有促进作用<sup>[18]</sup>。肖强等分析了人均GDP与人均能源消耗量、废气排放量等生态环境指标之间的协整关系,表明重庆渝东南地区的经济增长主要依靠资源拉动<sup>[19]</sup>。诸大建等分析发现全球124个国家和地区的生态福利绩效与经济增长之间存在U型关系,随着人均GDP的增加,消耗1单位自然资源带来的福利先减少后增加<sup>[20]</sup>。

有学者从宏观视角研究退耕还林与区域经济增长的关系。在理论分析方面,刘东生等提出了经济增长与退耕还林的理论框架,认为经济起飞催生了人们对改善生态环境的需求,促成了林业由毁林开荒到退耕还林的变迁,退耕还林改变了农村土地利用结构,对于尚且面临贫困与发展问题的国家,耕地和林地之间存在利用冲突,需要依靠经济增长来解决农村贫困问题,才能实现生态环境的改善<sup>[21]</sup>。在实践方面,学者们主要是通过观察农村经济发展数据的时间变化来判定退耕还林对区域经济的影响,例如张有鹏观察到甘肃省正宁县的第一产业人口减少、第三产业人口增加、外出劳务人数和外出劳务收入增加等现象,认为退耕还林显著提高了当地的经济效益<sup>[22]</sup>;姚文秀等发现陕西省吴起县的耕地面积减少,林地和牧草面积增加,一方面导致农村剩余劳动力转移,另一方面促进了当地草畜产业发展,说明退耕还林工程促进了吴起县的经济发

通过文献梳理可知,无论是在数据选择和覆盖范围上,还是在分析问题的切入点上,现有研究都有待于进一步加强和拓展。第一,微观视角的研究受限于数据采集、地域等因素,在退耕还林能否增收、改善生计和福祉的问题上难以形成统一的结论,这充分地展现了退耕还林生态补偿对农户的多元化影响,也为宏观分析提供了基础。第二,当前从宏观视角的研究基点主要是生态效益与经济增长之间的关系,而政府主导的生态补偿不仅有利于改善生态环境,还提供了大量的补偿资金,却鲜见生态补偿与区域经济增长之间的关系的计量分析。第三,退耕还林造成的生态环境改善、生产方式改变和劳动力转移等最终都表现为区域经济的变化。然而,在退耕还林对区域经济影响的问题上,已有的理论研究仅停留在退耕还林生态补偿与经济增长关系的框架探究上,缺乏从宏观经济学上的理论模型分析,同时现行实践分析大多也只是个案研究和数据的陈述和罗列,缺乏面向地区的定量的实证研究。

退耕还林不仅有利于保护环境和维护生态安全,也是稳增长、促改革、调结构、惠民生的有效手段。尤其是现在中国经济已进入新常态时期,经济增长从高速转为中高速,经济结构正在发生重大转折性变化,在当前的经济环境大背景下,研究退耕还林对区域经济增长的影响具有重要现实意义。因此,本文在拉姆塞-卡斯-库普曼宏观增长模型的基础上,以生态补偿资金和生态效益的形式引入政府主导的生态补偿,从理论上分析生态补偿资金对区域经济增长的作用,并以陕西省79个退耕还林县作为研究对象进行实证分析,以期加深对生态补偿与经济增长之间关系的理解。

## 2 研究方法与数据来源

### 2.1 考虑生态补偿投入的RCK模型

拉姆塞-卡斯-库普曼(Ramsey-Cass-Koopmans, RCK)模型是具有微观基础的宏观经济增长模型,该模型描述的是一个封闭经济系统。假定整个经济系统内包括厂商和家庭两个部门,竞争性厂商利用劳动和资本进行生产活动,永续家庭提供劳动、持有资本并进行消费和储蓄,在每个时点上,家庭将其收入在消费与储蓄之间进行分配,以最大其终

身效用。

#### 2.1.1 模型的基本假定和描述

在RCK模型的基础上,本文把人力资本和环境要素纳入经济增长模型中,重点考察环境因素对经济增长的作用。首先,按照Lucas人力资本积累是经济增长的根源的观点<sup>[24]</sup>,将人力资本作为一种生产要素纳入生产函数。其次,考虑到生态系统可以直接提供清洁水、沃土等环境生产要素,把环境消耗 $R$ 当作一种特殊的生产要素纳入生产函数。最后,鉴于生态系统可以提供防风固沙、控制水土流失、改善小气候等生态系统服务,满足人们的休闲和精神需求,把生态系统提供的环境要素 $E$ 纳入消费者的效用函数中。因此,生产过程包括劳动 $L$ 、资本 $K$ 、人力资本 $H$ 和环境消耗 $R$ 四种投入要素,生产函数为:

$$Y(t) = L(t)^{\alpha} \times K(t)^{\beta} \times H(t)^{\gamma} \times R(t) \quad (1)$$

式中 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 分别代表各生产要素产出的弹性系数,时间 $t$ 通过投入要素间接引入生产函数中。

与RCK模型一致的是,假设 $L$ 和 $H$ 以指数增长,增长速度分别为 $n$ 和 $\delta$ ,其演化过程分别为 $\dot{L}(t) = nL(t)$ ,  $\dot{H}(t) = \delta H(t)$ 。

在RCK模型的基础上,将生态补偿资金纳入经济增长所需的资本要素中。假设地方经济增长所需的投资增量不仅包括 $t$ 期产出减去消费的部分 $Y(t) - C(t)$ ,还包括国家向地方提供的开展退耕还林工作的投资 $M(t)$ ,且不存在资本折旧,那么 $K$ 的演化过程表示为:

$$\dot{K}(t) = Y(t) - C(t) + M(t) \quad (2)$$

将生态补偿带来的生态系统服务纳入经济增长所需的环境要素中。假设环境初始水平为 $E(0)$ ,一方面生态系统自身以指数增长进行自我修复,修复速度为 $\mu$ ,另一方面生态补偿提供的生态系统服务增量为 $\theta M(t)$ , $\theta$ 是退耕还林工程资金投入的转化效率。那么, $E$ 的演化过程表示为:

$$\dot{E}(t) = \mu E(t) + \theta M(t) - R(t) \quad (3)$$

RCK模型的效用函数仅考虑了商品消费的效用 $U(C(t)) = C(t)^{1-\sigma}/(1-\sigma)$ ,其中 $\sigma$ 是相对风险厌恶系数。本文还考虑了环境消费的效用,假设消费和环境存量带来的效用可加可分,用 $\omega$ 表示消费者对环



2017年9月

境消费的偏好程度,则家庭的瞬时效用函数为:

$$u(C, E) = \frac{C(t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{E(t)^{1+\omega}}{1+\omega} \quad (4)$$

### 2.1.2 稳态经济增长率

本文的目标是在各生产要素演化过程的约束下,最大化全社会的福利水平,最终得到稳态经济增长率。此动态优化问题表示为:

$$\max_{C, K} \int_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} u(\cdot) dt \quad (5)$$

式中  $\rho$  是贴现率,反映消费者对当期消费和未来消费的偏好。

为了求解这个优化问题,定义汉密尔顿函数:

$$H = u(\cdot) + \lambda_1 \dot{L} + \lambda_2 \dot{K} + \lambda_3 \dot{H} + \lambda_4 \dot{E} \quad (6)$$

对  $H$  函数关于控制变量  $C$  和  $R$  求偏导数,取对数得:

$$\ln C = \frac{\ln Y - \ln R - \ln \lambda_4}{\sigma} \quad (7)$$

将公式(1)带入公式(7)中,关于  $t$  求导数,得到消费增长率  $g_C$ , 即稳态经济增长率  $g_Y$ ,

$$g_Y = \frac{1}{\sigma} (\alpha n + \beta \frac{Y-C+M}{K} + \gamma \delta) \quad (8)$$

公式(8)有以下两个含义。第一,影响经济增长率的因素包括劳动、资本和人力资本的产出弹性  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\gamma$ , 以及劳动、资本和人力资本的增长率  $n$ 、 $(Y-C+M)/K$  和  $\delta$ , 它们都与经济增长率呈正向关系。第二,在模型中引入生态补偿这个因素后,稳态经济增长率  $g_Y$  从  $1/\sigma(\alpha n + \beta(Y-C)/K + \gamma \delta)$  变为现在的  $1/\sigma(\alpha n + \beta(Y-C+M)/K + \gamma \delta)$ , 差值为  $\beta M/K$ 。造成此差值的原因是投资增量由原来的  $(Y-C)$  变为现在的  $(Y-C+M)$ 。把这种稳态增长率的变化称为生态补偿对经济增长的作用强度  $S_M$ , 有  $S_M = g_{Y, M \neq 0} - g_{Y, M=0} = g_{K, M \neq 0} - g_{K, M=0} = \beta M/K$ 。这意味着补偿资金  $M$  通过提高投入资本的增长率推动了地区的经济增长,且补偿资金  $M$  对经济增长的作用强度与资本产出的弹性系数  $\beta$ 、资本要素的存量水平  $K$  有关。

根据要素产出弹性的定义,有  $\alpha n = Y_L/Y$ ,  $\gamma \delta = Y_H/Y$ , 代入  $g_Y > 0$  的均衡增长路径中。若  $\dot{K}(t) > 0$ , 在不等式  $g_Y > 0$  两边同时乘以  $Y/\sigma$ , 整理可得  $Y_L + Y_K + Y_H > 0$ , 这意味着当劳动、资本和人力资本的边际产出之和为正时,产出的增长是可持续

的。进一步,考虑生态补偿后的投资增量由  $\dot{K} = Y - C$  变为  $\dot{K} = Y - C + M$ , 则在生产函数为增函数的情况下,资本的边际产出  $Y_K > Y_{K_0}$ , 这说明考虑生态补偿以后,补偿资金的增加提高了资本的边际产出,进而提高了最优增长率。

## 2.2 面板回归和分位数回归分析

为了全面刻画退耕还林规模与县域经济增长的关系,下文先后采用面板回归和分位数回归分析退耕还林规模对县域经济增长的平均效应和边际效应。面板回归描述了解释变量与被解释变量的均值之间的关系,即退耕还林对县域经济增长的平均效应。分位数回归描述了解释变量对被解释变量的分布规律的影响,即退耕还林对县域经济增长的边际效应。

### 2.2.1 面板回归分析

标准的跨区域增长回归分析框架为:

$$\gamma = A + BX + EZ + \varepsilon \quad (9)$$

式中  $\gamma$  为经济增长率,是被解释变量;  $X$  为研究中需要重点考察的解释变量;  $Z$  为影响经济增长的一组常规解释变量,又称为控制变量;  $A$ 、 $B$ 、 $E$  分别为变量系数<sup>[25]</sup>。在此分析框架下采用面板数据回归分析,可得到一单位自变量的变化造成的经济增长率的平均变化。面板数据的结构中包含了截面数据和时间序列数据,能够同时反映截面数据的共性和样本个体的特殊性。利用面板数据进行计量分析,具有处理遗漏变量、增加观测值和提高估测精度等优势。已经有大量研究采用面板数据分析县域经济增长的影响因素<sup>[26-29]</sup>, 学者们选取的主要自变量可概括为资本、劳动、人力资本和经济结构四类,比如崔长彬等选取的被解释变量是县域从业人员人均产出,解释变量包括人均固定资产净值年平均余额、外商投资企业与港澳台商投资企业总产值占规模以上工业企业中产值的比重、人力资本溢出效应、人口密度、城镇化率和工业化率<sup>[29]</sup>。

在本文理论模型分析的基础上,综合借鉴学者们的变量和指标选取方法,采用面板数据回归方法,选取陕西省内退耕还林县为样本,建立 2004-2012 年共 9 年的面板数据,实证检验退耕还林程度高低对县域经济增长的平均影响。样本剔除了陕西省内 108 个县中的 25 个区,以及数据不完整的 4

个县,最后得到79个退耕还林样本县。因此,根据公式(9)建立考虑退耕还林程度的县域经济增长回归模型:

$$Y'_{it} = \alpha + \beta D + \eta_1 FIX_{it} + \eta_2 FIN_{it} + \eta_3 SAVE_{it} + \eta_4 EM_{it} + \eta_5 SCH_{it} + \eta_6 SEC_{it} + \eta_7 URP_{it} + \varepsilon \quad (10)$$

式中被解释变量是人均GDP增长率,用 $Y'$ 表示, $Y'_{it} = (Y_{it} - Y_{it-1})/Y_{it-1}$ 。核心解释变量是退耕还林程度,用 $D$ 表示, $D=1$ 代表高退耕还林程度, $D=0$ 代表低退耕还林程度,退耕还林程度高意味着补助资金总水平高( $D$ 的选取采用二步聚类法,具体步骤在“2.3.1退耕还林程度的测度”中详述)。控制变量包括社会投资水平 $FIX$ 、政府投资水平 $FIN$ 、储蓄发展水平 $SAVE$ 、劳动投入 $EM$ 、人力资本投入 $SCH$ <sup>1)</sup>、工业化水平 $SEC$ 和人口的社会结构 $URP$ 。预期结果是退耕还林促进地区经济增长,高退耕还林程度地区的人均GDP增长率更高; $\eta$ 为各变量的系数。

需要说明的是,公式(10)中采用虚拟变量 $D$ 主要是由于林业部门只提供了1999-2006年间退耕还林累计面积数据,也难以通过新闻、政府文件和已有文献等渠道整理得到各县退耕还林投资额或退耕还林面积的时间序列数据,所以在公式(10)中采用虚拟变量作为反映县域退耕还林情况的关键变量。若以2007年为截面进行计量分析,则可以直接以林业部门提供的退耕还林面积作为关键解释变量。于是,在下文中进一步以2007年的截面数据进行分位数回归分析。若面板回归分析与分位数回归分析的结果一致,都能得到退耕还林对县域经济增长的促进作用,则可以表明在获取有限数据的情况下,使用虚拟变量进行面板分析并不影响“退耕还林有助于地方经济增长”这一结论的稳健性。

### 2.2.2 分位数回归分析

Koenker最早提出分位数回归<sup>[30]</sup>。与线性回归假设方差齐性和正态性不同,分位数回归考虑了异方差性,弥补了均值回归的不足,能够更好地处理离群值,估计解释变量对整个分布的微小影响。可以说,分位数回归是均值回归的拓展,是一种更一般化的回归分析。

假设某变量 $x$ 的分布函数为 $F(x)$ ,该分布函数下的第 $p$ 分位数 $x^{(p)}$ 满足 $F(x \leq x^{(p)}) = p$ ,称函数 $x^{(p)}$ 是 $F(x)$ 的分位数函数。对于任何 $p \in (0, 1)$ , $x$ 与特定分位数 $q$ 之间的绝对距离为:

$$d_q(x, q) = \begin{cases} (1-p)|x - q|, & x < q \\ p|x - q|, & x \geq q \end{cases} \quad (11)$$

当 $E|y - q|$ 达到最小值时, $q$ 便是 $x$ 的第 $p$ 分位数。对于样本 $x = (x_1, \dots, x_n)$ ,第 $p$ 样本分位数是平均加权距离达到最小值时的 $q$ ,即:

$$q = \arg \min \left( (1-p/n) \sum_{x_i < q} |x_i - q| + p/n \sum_{x_i \geq q} |x_i - q| \right) \quad (12)$$

在定义了分位数及其绝对距离之后,即可建立分位数回归模型。分位数回归模型的一般形式为:

$$y_i = \alpha^{(p)} + \beta^{(p)} x_i + \varepsilon_i^{(p)} \quad (13)$$

式中 $p$ 为数值小于第 $p$ 分位数的比例。估计参数时,最小化残差 $y_i - \hat{y}_i$ 的总和,并向正向残差和负向残差分别赋权重 $p$ 和 $1-p$ ,即最小化 $\sum_{i=1}^n d_p(y_i - \hat{y}_i)$ 时的系数是第 $p$ 条件分位数对应的系数 $\hat{\alpha}^{(p)}$ 和 $\hat{\beta}^{(p)}$ 。

利用前文面板数据回归中的控制变量和被解释变量,建立以下两个分位数回归的计量模型:

模型一:

$$y'_{it} = \beta^{(p)} TG_{it} + \eta^{(p)} X + \varepsilon_{it}^{(p)} \quad (14)$$

模型二:

$$y'_{it} = \beta^{(p)} T TG_{it} + \eta^{(p)} X + \varepsilon_{it}^{(p)} \quad (15)$$

这两个回归模型的不同之处在于解释变量。模型一中的解释变量为 $TG_{it}$ ,代表面向农户的退耕还林投资规模,用各县第一轮退耕还林工程的退耕地还林面积表示。模型二中的解释变量为 $TTG_{it}$ ,代表退耕还林工程的总投资规模,用各县第一轮退耕还林工程的退耕还林总面积(退耕地面积、荒山荒地造林面积和封山育林面积之和)表示。 $TG_{it}$ 和 $TTG_{it}$ 的单位都是万亩。两个模型中的 $X$ 都是控制变量,同表1所示, $p$ 为特定分位数, $\varepsilon_{it}^{(p)}$ 为分位数 $p$ 下的随机误差项,待估计量为 $\beta^{(p)}$ 和 $\eta^{(p)}$ 。

1)如果严格按照理论的要求,人力资本的度量通常包括教育人力资本和健康人力资本,其中教育人力资本用各县就业人员受教育年限来衡量,健康人力资本用地区卫生条件来衡量。但由于缺乏必要的县级统计资料,本文只考虑了教育人力资本,用反映地区教育规模(即教育资本)的指标替代教育人力资本。

2017年9月

## 2.3 变量说明与数据来源

### 2.3.1 退耕还林程度的测度

退耕还林政策不仅包括退耕地还林,还包括荒山荒地造林和封山育林。退耕地还林时,农户将原本种植农作物的坡地转变为种植林木,国家对此类农户提供钱粮补助和种苗费。荒山荒地造林和封山育林是退耕还林的配套政策,中央和省市财政对县域内的荒山荒地造林和封山育林的主体提供种苗费。退耕地还林直接影响广大农民的利益,相比之下,荒山荒地造林和封山育林则涉及较少部分农民或机构,每亩补助较少。无论是退耕地还林,还是荒山荒地造林和封山育林,它们都向行动主体按土地面积提供补偿资金,向生产部门提供环境生产要素,向消费者提供生态系统服务。因此,在测算县域的退耕还林程度时,选取与退耕地还林面积、荒山荒地造林面积和封山育林面积有关的指标。

聚类算法可以根据特征变量将样本分为具有相似特征的类别,和系统聚类、K均值聚类 etc 常用聚类算法相比,二步聚类可以自动选择最适宜的聚类数。本文采用二步聚类法对陕西省内参与退耕还林的79个县的退耕还林情况进行聚类。选取以下两个特征变量:一是1999-2006年各县的累计退耕地还林面积,用 $TG$ 表示;二是1999-2006年各县的累计退耕还林总面积,即退耕地还林面积、荒山造林面积和封山育林面积三者之和,用 $TTG$ 表示。 $TG$ 和 $TTG$ 的单位是万亩。数据来自陕西省林业厅<sup>1)</sup>。经对数变换后的两个特征变量分别是 $x_1$ 和 $x_2$ ,它们均满足非共线性和正态分布的前提假设。然后,以对数相似值作为距离测度的判据,以 $AIC$ 最小信

息准则作为聚类的判据,通过二步聚类后得到两类退耕还林县。结果表明,第一类中包括40个样本县,它们的 $x_1$ 和 $x_2$ 的均值分别为0.85和1.30,第二类中包括39个样本县,它们的 $x_1$ 和 $x_2$ 的均值分别为1.39和1.74。可见,第二类县的退耕地还林面积和退耕还林总面积都更高。因此,称第一类县为低退耕还林程度县,第二类县为高退耕还林县。

### 2.3.2 面板回归分析的数据选取

控制变量的选取和预期效应如表1所示,数据来自历年《陕西区域统计年鉴》<sup>[31]</sup>、《中国区域统计年鉴》<sup>[32]</sup>和《中国县域统计年鉴》<sup>[33]</sup>。地区生产总值、城乡居民储蓄存款余额、财政支出和固定资产投资根据GDP缩减指数进行折算。

### 2.3.3 分位数回归分析的数据选取

本文选取2007年陕西省79个退耕还林县的截面数据。以2007年为例,主要是考虑到自2007-2014年期间,中央暂停新增退耕还林计划,直至2015年国务院批准实施新一轮退耕还林生态补偿,2007年标志着第一轮退耕还林生态补偿的结束。表2给出了所有自变量的描述性统计特征。其中,陕西退耕还林程度最低的县域是武功县,退耕地还林面积为0,退耕还林总面积是466.67hm<sup>2</sup>。退耕还林程度最高的县域是吴起县,退耕地还林面积为62 653.33hm<sup>2</sup>,退耕还林总面积是123 580hm<sup>2</sup>。

表2还给出了各自变量的偏度、峰度和Jarque-Bera统计量。经检验,除地区教育水平 $SCH$ 以外,其余自变量都不来自正态总体。尤其是退耕地还林面积 $TG$ 和退耕还林总面积 $TTG$ 这两个变量,它们的Jarque-Bera检验值分别为233.864 8和

表1 控制变量及其指标选取

Table 1 The selection of control variables and indexes

变量	经济含义	代表指标	预期效应
$FIX$	社会投资水平	全社会固定资产投资占地区生产总值的比重	正
$FIN$	政府投资水平	政府财政支出占地区生产总值的比重	正
$SAVE$	储蓄发展水平	城乡居民储蓄存款余额占地区生产总值的比重	正
$EM$	劳动投入量	地区就业总人数(城镇就业人数+乡村就业人数)	负
$SCH$	地区教育水平	普通中学在校学生数占总人口的比重	正
$SEC$	工业化水平	第二产业增加值占地区生产总值的比重	正
$URP$	人口的社会结构	乡村人口占总人口的比重	负

1)该数据来自陕西省林业厅退耕还林办公室“1999-2006年陕西省各县退耕还林工程落实任务情况表”,是未公开政府统计数据,如读者需要,请与本文作者联系。



表2 自变量的描述性统计

Table 2 The descriptive statistics of independent variables

变量	均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度	Jarque-Bera统计量
FIN	0.204 1	0.129 3	0.035 5	0.621 3	1.474 1	4.952 5	40.639 2***
SAVE	0.679 2	0.294 3	0.086 0	2.073 1	1.071 6	8.040 5	97.499 4***
SEC	0.442 8	0.231 5	0.079 6	1.064 6	0.833 8	2.742 7	9.253 7***
SCH	0.077 0	0.015 8	0.047 0	0.109 3	0.107 0	2.154 6	2.472 0
FIX	0.529 4	0.250 3	0.123 6	1.623 9	1.803 4	7.631 7	112.001 6***
EM	13.968 7	8.788 5	1.090 3	41.080 1	0.985 1	3.911 6	15.318 6***
URP	0.833 3	0.074 6	0.604 9	0.983 7	-1.026 2	4.046 5	17.249 9***
TG	11 424.47	10 907.18	0	62 653.33	2.409 3	9.981 4	233.864 8***
TTG	27 389.31	20 469.13	466.666 7	123 580.00	2.061 1	8.581 3	156.467 6***

注:1)\*\*\*和\*分别表示1%和10%的置信水平。2)EM的单位为万人,TG和TTG的单位为公顷。

154.4676,即样本总体极度集中,存在极端值。对于偏态分布和存在极端值的分布,与其采用均值回归反映集中趋势,更加适合采用分位数回归捕捉位置的变化。

### 3 结果分析

#### 3.1 面板回归的结果分析

为确保建模估计结果的有效性,避免经济时间序列趋同变化造成的伪回归,先用LLC单位根检验面板数据的平稳性。若变量为平稳序列,则可以进行多元回归分析。单位根检验结果如表3所示,各序列的滞后长度依据参照SIC准则确定,结果表明,被解释变量和控制变量均拒绝存在单位根的原假设,说明各序列是平稳的。考虑到经济增长率受到国家政策和全球经济环境外部冲击,且外部冲击存在时间变化,本文选择为时点个体固定效应模型,采用广义最小二乘法(GLS)进行逐步回归,回归结

表3 变量时间序列的单位根检验结果

Table 3 The unit root test of time series variables

变量	LLC检验	变量	LLC检验
Y'	-39.4010***	EM	-15.1505***
FIX	-21.5173***	SCH	-3.4201***
FIN	-9.3248***	SEC	-20.9616***
SAVE	-8.6641***	URP	-19.4128***

注:\*\*\*表示1%的置信水平。

果如表4所示。

回归分析的结果表明:

最为关注的是退耕还林程度D的回归系数。由回归6可知,D的回归系数是0.0157,且在5%的置信水平上显著,这表明高退耕还林程度县的人均GDP增长率比低退耕还林程度县的平均高1.57%。和其他变量的回归系数相比,回归系数0.0157不算大,看似退耕还林生态补偿对促进地方经济增长的作用力度不大,实则不然。这是因为陕西省内几乎

表4 对人均生产总值增长率回归的结果

Table 4 The regression results of per capital GDP growth rate

变量	回归1	回归2	回归3	回归4	回归5	回归6
$\alpha$	0.236 2***	0.138 9***	0.139 0***	0.183 9***	0.251 1***	0.232 8***
FIN	0.092 1***	0.113 1***	0.113 0***	0.030 7	-0.028 0	0.022 0
SAVE	-0.086 2***	-0.096 4***	-0.097 1***	-0.089 7***	-0.063 4***	-0.065 6***
SEC	0.118 4***	0.101 9***	0.101 2***	0.090 9***	0.109 4***	0.105 6***
SCH	-	1.511 4***	1.507 0***	1.577 6***	1.598 0***	1.711 7***
FIX	-	-	0.001 6	0.003 7	-0.016 4	-0.015 6
EM	-	-	-	-0.002 0***	-0.003 4***	-0.003 2***
URP	-	-	-	-	-0.309 3***	-0.304 4***
D	-	-	-	-	-	0.015 7**
修正 $R^2$	0.278 9	0.302 4	0.299 3	0.305 0	0.334 3	0.342 6
样本量	711	711	711	711	711	711

注:\*\*\*、\*\*分别表示1%、5%的置信水平。

2017年9月

所有县域都不同程度地参加了退耕还林,本文的退耕还林程度虚拟变量不是以退耕或非退耕加以区分的,而是以高退耕还林程度和低退耕还林程度加以区分的。在控制其他变量的情况下,高退耕还林程度县的人均GDP增长率更高,反映了退耕还林生态补偿能够促进地方经济增长。

对于其他控制变量而言,以下从变量的显著性水平、回归系数数值和重要控制变量上加以说明:

(1)从变量的显著性上看,在单个回归模型中,储蓄发展水平 *SAVE*、工业化水平 *SEC*、地区教育水平 *SCH*、劳动力投入量 *EM* 和人口的社会结构 *URP* 都在1%的置信水平上显著影响县域经济增长,政府投资水平 *FIN* 仅在回归1、回归2和回归3中显著,社会投资 *FIX* 对县域经济增长的作用不显著。造成固定资产投资低效率的主要原因有二:①陕西省内服务业的固定资产投资集中于房地产行业,造成投资结构与产业结构不相匹配;②近年来,部分行业的固定资产投资出现了重投入、轻效益的问题,制约了产业结构的优化升级<sup>[34]</sup>。

(2)从变量的回归系数符号上看,除储蓄发展水平 *SAVE* 以外,其余控制变量的回归系数符号与前文所述的预期效应一致。实证结果中,储蓄发展水平 *SAVE* 与县域经济增长率 *Y'* 呈负相关,这是因为县域内储蓄转化为投资的效率不足。中国大部分的县域经济以中小企业居多,但是中小企业普遍面临着融资难、融资成本高的困境。据2014年陕西省统计局发布的《陕西实体经济借(贷)情况调查报告》显示,中小企业资金短缺的达87.5%、资金缺口在50%以上的占15%、资产负债率50%以上的占32.5%<sup>[35]</sup>。金融体系为企业提供的有效融资不足,不利于企业扩大生产规模、更新设备和工艺等。另一方面,县域内农村人口众多,但农户面临着存款易、贷款难的“金融排斥”问题。据李春霄对陕西省13个县472位农户的调查统计,69.49%的农户没有受到储蓄排斥,但是62.5%的农户受到贷款排斥,主要表现为农户无法全额得到申请的贷款和贷款产品利率过高<sup>[36]</sup>。可见,在县域经济中,从企业到个人都面临着储蓄存款多、经济建设资金少的“一多一少”问题,导致储蓄没能发挥促进县域经济增长的作用。

(3)从变量的回归系数的绝对值大小上看,地区教育水平的回归系数基本在1.5左右,是所有回归系数中最大的,这说明了当前的教育基础比较薄弱,教育的边际收益较高,间接说明了人力资本对县域经济增长的促进作用最强。本结论与已有相关研究在全国、省域和县域层面上的实证分析结果一致,例如,李德煌等把人力资本存量引入索洛模型,实证分析表明人力资本是中国经济增长的主要因素<sup>[37]</sup>;钱晓烨等利用省级数据实证分析表明人力资本通过创新间接影响经济增长<sup>[38]</sup>;刘儒等测算得出陕西省44个贫困县中人力资本对经济增长的贡献率显著,且人力资本较高的县域拥有较高的经济增长<sup>[39]</sup>。由于陕西省退耕还林县中不乏贫困县,因此大力发展退耕还林县的教育工作,是促进退耕还林县经济增长的有效措施。

(4)人口的社会结构和劳动投入量的回归系数为负,说明当前的城镇化进程和农村劳动力转移是阻碍县域经济增长的主要原因。由于陕西省内绝大部分县域以农村人口为主,农村人口又以从事农业生产为主,且农业生产的边际产出远低于第二、第三产业的边际产出,所以农村人口比重和农业人口比重较大的县域的经济增长率较小。根据拉尼斯-费景汉的“经济发展三阶段论”,当城市实际工资高于农业的边际收益时,农村剩余劳动力将转移至城市,农业劳动力减少后,农业部门的边际生产率开始提升,进而促进县域经济增长。然而,中国的二元户籍制度和二元土地制度在一定程度上制约了城镇化进程,城市下岗失业情况严重也不利于农村劳动力转移。

### 3.2 分位数回归的结果分析

在计算过程中,本文选择使用X-Y对自举法(X-Y pair bootstrap)估计系数方差协方差矩阵,重复抽样1000次,用核函数(Kernel)估计稀疏函数,用“Hall-Sheather”计算带宽,汇报0.2、0.5、0.7、0.9这四个分位点下的分位数回归结果,如表5所示。通过分位数回归方法得到的控制变量系数与面板模型回归大体相似,这里不再重复解释。表5列出解释变量的系数变化。

表5中的全样本OLS结果可知,变量退耕地还林规模 *TG* 和退耕还林总规模 *TTG* 对县域经济增长



表5 分位数回归模型的估计结果

Table 5 The regression results of quantile regression

回归模型	解释变量	全样本OLS	0.2分位	0.5分位	0.7分位	0.9分位
模型一	<i>TG</i>	0.011 0*** (0.002 6)	0.002 9 (0.003 5)	0.007 2** (0.002 7)	0.007 4 (0.005 5)	0.030 3*** (0.010 1)
	修正的 $R^2$	0.585 8	—	—	—	—
	<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup>	—	0.075 7	0.236 1	0.378 3	0.544 2
模型二	<i>TTG</i>	0.005 4*** (0.001 6)	0.002 2*** (0.001 4)	0.003 3* (0.001 4)	0.004 0 (0.002 4)	0.011 8** (0.004 8)
	修正的 $R^2$	0.560 6	—	—	—	—
	<i>Pseudo R</i> <sup>2</sup>	—	0.090 6	0.211 0	0.353 9	0.490 2

注:\*\*\*, \*\*, \*分别表示1%, 5%, 10%的置信水平;括号内数值为标准差。

的促进作用显著, *TG* 的回归系数是 0.0110, 大于 *TTG* 的回归系数 0.0054, 即退耕地还林面积每增加 1 万亩<sup>1)</sup>, 经济增长率平均增加 1.10%, 退耕还林总面积每增加 1 万亩, 经济增长率平均增加 0.54%。可见, 退耕还林对经济增长有促进作用, 且直接面向广大农户的退耕地还林对经济增长的促进作用更大。

从分位数回归模型一的结果可以看出(表5), 退耕地还林规模和退耕还林总规模对经济增长率的贡献的确随着经济增长率的提高而变化。具体来说, 随着经济增长率的提高, 退耕地还林规模对县域经济增长的贡献越来越大, 而退耕还林总规模对县域经济增长的贡献越来越小。对于陕西省内经济增长率最低的 20% 的县域, 退耕地还林规模增加 1 万亩, 经济增长率平均增加 0.39%, 对于经济增长率最高的 10% 的县域, 退耕地还林规模增加 1 万亩, 经济增长率平均增加 3.03%。也就是说, 同时提高 1 万亩退耕地还林规模, 经济增长率最高的 10% 的县域比经济增长率最低的 20% 的县域高出 2.74% 的经济增长率。这就意味着在县域层面上, 开展退耕地还林产生的经济效益差异巨大, 应该在不同县域间实施多样化的林业作业, 避免“一刀切”的补偿标准, 合理确定退耕还林规模, 充分发挥退耕还林对县域经济增长的促进作用。

退耕还林总规模对县域经济增长的贡献与退耕地还林规模的趋势基本相同, 但绝对数值较低。从分位数回归模型二的结果可以看出(表5), 对于经济增长率最低的 20% 的县域, 退耕还林总规模增加 1 万亩, 经济增长率平均增加 0.22%, 对于经济增长率居中的县域, 退耕还林总规模增加 1 万亩, 经济

增长率平均增加 0.33%, 对于经济增长率最高的 10% 的县域, 退耕还林总规模增加 1 万亩, 经济增长率平均增加 1.18%。这就意味着, 荒山荒地造林和封山育林对经济增长的作用有限, 合理增加此类活动的补助标准才有助于更大程度地促进县域经济增长。

对比普通最小二乘回归和中位数回归的结果。对于模型一, 普通最小二乘回归中 *TG* 的斜率是 0.0110, 中位数回归中 *TG* 的斜率是 0.0072, 普通最小二乘回归中 *TG* 的斜率更大。对于模型二, 普通最小二乘回归中 *TTG* 的斜率是 0.0054, 中位数回归中 *TTG* 的斜率是 0.0033, 普通最小二乘回归中 *TTG* 的斜率更大。这也从侧面说明了普通最小二乘估计方法对离群值敏感, 而中位数回归的结果更稳健。

退耕还林对县域经济的促进作用可以从以下两个方面解释。一方面, 退耕地还林促进农民增收, 进而推动县域经济增长。退耕地还林生态补偿弥补了农户的土地损失, 改变了农民的土地利用方式, 增加了农村剩余劳动力向非农产业转移的机会, 有助于改善农户收入水平<sup>[10, 37, 38]</sup>。另一方面, 包括荒山荒地造林和封山育林在内的整体工程, 极大地改善了县域的生态环境质量, 提高了农业生产和农民生活抵御自然灾害的能力, 为县域经济增长提供了坚实基础。

需要说明的是, 理论分析表明退耕还林补偿资金对县域经济增长的作用强度是  $\beta/K$ , 则在实证分析中  $\beta/K$  对应的是补偿资金  $M$  为关键变量的回归分析的回归系数。由于模型二中使用退耕地还林、荒山荒地造林和封山育林的总面积 *TTG* 作为补偿

1) 1 万亩退耕地平均约占县域退耕地面积的 7.7%。

2017年9月

资金  $M$  的替代变量进行的实证分析, 可以将  $TTG$  的回归系数近似地看作  $\beta/K$ 。 $\beta/K$  的理论值为正, 且  $TTG$  的回归系数为正, 这均表明了补偿资金的作用强度与  $\beta/K$  有关。

## 4 结论与讨论

### 4.1 结论

许多文献从微观视角研究退耕还林生态补偿的经济效应, 由于研究方法和调研地点的不同, 关于退耕还林是否有助于农户改进的结论不尽相同。本文从宏观视角出发, 将生态补偿因素引入 RCK 模型, 构建起一个稳态经济增长模型, 探寻生态补偿对县域经济增长的影响机理, 并据此构造回归方程, 利用陕西省 1999-2006 年的退耕还林累计面积数据和 2004-2012 年的县级经济数据, 分别采用面板回归和分位数回归进行实证分析。结果表明:

(1) 模型分析显示, 国家主导的生态补偿向地方提供了经济增长所需的资本要素和环境要素, 对地方经济增长有促进作用, 且作用强度与资本产出的弹性系数、资本存量水平有关。

(2) 面板回归分析表明, 高退耕还林程度县的年人均 GDP 增长率比低退耕还林程度县的平均高 1.57%, 即高退耕还林程度对县域经济增长的作用强度更大; 控制变量中, 地区教育水平对县域经济增长的促进作用最强, 储蓄的促进作用不足, 城镇化进程和劳动力转移则阻碍了县域经济增长。

(3) 分位数回归分析表明, 退耕地还林面积(或退耕还林总面积)每增加 1 万亩, 县域的经济增长率平均增加 0.72%(或 0.33%), 即退耕地还林规模和退耕还林总规模都显著促进地方经济增长, 且退耕地还林的促进作用更强; 县域内开展退耕还林产生的经济效应差异巨大, 退耕地还林规模和退耕还林总规模对县域经济增长的促进作用随当地经济增长率的提高而增强。

### 4.2 研究不足与展望

受退耕还林相关数据获取的限制, 仅以陕西省为例进行实证分析, 没能在更大的范围和时间跨度上进行分析; 缺乏历年各县退耕还林的相关数据, 没能分析退耕还林规模与县域经济增长的同步变化和滞后关系。下一步的研究应该将分析扩展到

全国范围内, 更侧重于考察生态补偿资金投入与县域经济增长的动态关系, 进一步地分析退耕还林作为财政政策工具的经济效应。

## 参考文献(References):

- [1] 李文华, 李世东, 李芬, 等. 森林生态补偿机制若干重点问题研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2007, 17(2): 13-18. [Li W H, Li S D, Li F, et al. Discussions on several issues of forest eco-compensation mechanism[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2007, 17(2): 13-18.]
- [2] Wunder S. The efficiency of payments for environmental services in tropical conservation[J]. *Conservation Biology*, 2007, 21(1): 48-58.
- [3] Bennett M T. Market for Ecosystem Service in China: an Exploration of China's "Eco0Compensation" and Other Market-Based Environmental Policies[EB/OL]. (2009-06)[2016-12-21]. [http://indiaenvironmentportal.org.in/files/Markets\\_%20for\\_%20ecosystem%20services%20for%20china.pdf](http://indiaenvironmentportal.org.in/files/Markets_%20for_%20ecosystem%20services%20for%20china.pdf).
- [4] 杨旭东, 李敏, 杨晓勤. 试论退耕还林的经济理论基础[J]. 北京林业大学学报(社会科学版), 2002, 1(4): 19-22. [Yang X D, Li M, Yang X Q. The economic theoretical basis of grain for green project[J]. *Journal of Beijing Forest University (Social Sciences)*, 2002, 1(4): 19-22.]
- [5] 宏观经济研究院宏观经济形势分析课题组. 供需政策双向调控促进经济稳步增长-1999 年宏观经济形势分析及 2000 年展望[J]. 管理世界, 2000, 16(1): 40-48. [Macro-economic Situation Analysis Research Group of Macroeconomic Research Institute. Economic promotion of supply and demand policy regulation-macro-economic analysis in 1999 and prospect in 2000[J]. *Management World*, 2000, 16(1): 40-48.]
- [6] 陶然, 徐志刚, 徐晋涛. 退耕还林, 粮食政策与可持续发展[J]. 中国社会科学, 2004, 25(6): 25-38. [Tao R, Xu Z G, Xu J T. Grain for green project, grain policy and sustainable development[J]. *Social Sciences in China*, 2004, 25(6): 25-38.]
- [7] 李明思. 暂停“退耕还林”背后的耕地保护危机[N]. 法制日报, 2007-09-23(03). [Li M S. Farmland Protection Crisis After the Suspension of GTGP[N]. *Legal Daily*, 2007-09-23(03).]
- [8] 中国社会科学院经济学部中国经济形势分析与预测课题组, 陈佳贵, 刘树成, 等. 中国经济形势分析与预测-2007 年秋季报告[J]. 产业与科技论坛, 2008, 7(1): 3-6. [China Economy Situation Analysis and Forecast Research Group of Economy Division of CASS, Chen J G, Liu S C, et al. China's economy situation analysis and forecast-2007 autumn report[J]. *Industry Science & Technology Forum*, 2008, 7(1): 3-6.]

- [9] 徐大伟, 李斌. 基于倾向值匹配法的区域生态补偿绩效评估研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(3): 34-42. [Xu D W, Li B. Research on regional ecological compensation performance appraisal based on propensity score analysis[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2015, 25(3): 34-42.]
- [10] 赵丽娟, 王立群. 退耕还林后续产业对农户收入和就业的影响分析-以河北省平泉县为例[J]. 北京林业大学学报(社会科学版), 2011, 10(2): 76-81. [Zhao L J, Wang L Q. Impact of follow-up industries of land conversion from farmland back to forestland on farmers' income and employment: taking Pingquan county in Hebei province as an example[J]. *Journal of Beijing Forestry University (Social Sciences)*, 2011, 10(2): 76-81.]
- [11] 谢旭轩, 马训舟, 张世秋. 应用匹配倍差法评估退耕还林政策对农户收入的影响[J]. 北京大学学报(自然科学版), 2011, 47(4): 759-767. [Xie X X, Ma X Z, Zhang S Q. Evaluating income impacts of sloping land conversion program in China: a matching DID model[J]. *Acta Scientiarum Naturalium Universitatis Pekinensis*, 2011, 47(4): 759-767.]
- [12] 李惠梅. 三江源草地生态保护中牧户的福利变化及补偿研究[D]. 武汉: 华中农业大学, 2013. [Li H M. Study on Herdsman's Well-Being Changes and Eco-Compensation in Response of Grassland Ecology Protection in Sanjiangyuan Regions[D]. Wuhan: Huangzhong Agricultural University, 2013.]
- [13] 李树茁, 梁义成, Feldman M W, 等. 退耕还林政策对农户生计的影响研究-基于家庭结构视角的可持续生计分析[J]. 公共管理学报, 2010, 7(2): 1-10. [Li S Z, Liang Y C, Feldman M W, et al. Impact of grain for green program on rural livelihoods in China: Sustainable livelihoods analysis in a perspective of household composition[J]. *Journal of Public Management (Quarterly)*, 2010, 7(2): 1-10.]
- [14] 陈涛. 生态现代化视角下对皖南农村发展的实证研究-兼论当代中国生态现代化的基本特征[J]. 现代经济探讨, 2008, 15(7): 37-41. [Chen T. Empirical study on southern Anhui rural development under the perspective of ecological modernization: features of China's ecological modernization[J]. *Modern Economy Explore*, 2008, 15(7): 37-41.]
- [15] 洪大用. 经济增长、环境保护与生态现代化-以环境社会学为视角[J]. 中国社会科学, 2012, 32(9): 82-99. [Hong D Y. Economic growth, environmental protection and ecological modernization: a perspective from environmental sociology[J]. *Social Sciences in China*, 2012, 32(9): 82-99.]
- [16] 李志涛, 黄河清, 张明庆, 等. 鄱阳湖流域经济增长与水环境污染关系研究[J]. 资源科学, 2010, 32(2): 267-273. [Li Z T, Huang H Q, Zhang M Q, et al. Econometric analysis of the relationship between economic growth and environmental degradation of the Poyang lake basin[J]. *Resources Science*, 2010, 32(2): 267-273.]
- [17] 巩芳. 生态补偿机制对草原生态环境库兹尼茨曲线的优化研究[J]. 干旱区资源与环境, 2016, 30(3): 38-42. [Gong F. Study on ecology and environment Kuznets curve of grassland optimized by ecological compensation mechanism[J]. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2016, 30(3): 38-42.]
- [18] 梅艳, 何蓓蓓, 刘友兆. 江苏省生态足迹与经济增长关系的计量分析[J]. 自然资源学报, 2009, 24(3): 476-482. [Mei Y, He B B, Liu Y Z. Econometric analysis of the relationships among ecological footprint and economic growth in Jiangsu[J]. *Journal of Natural Resources*, 2009, 24(3): 476-482.]
- [19] 肖强, 胡聃, 肖洋, 等. 基于协整理论的经济增长与生态环境变化关系分析-以重庆市渝东南地区为例[J]. 生态学报, 2012, 32(11): 3577-3585. [Xiao Q, Hu D, Xiao Y, et al. Co-integration theory-based analysis on relationships between economic growth and eco-environmental changes: taking the southeast district in Chongqing city as an example[J]. *Acta Ecologica Sinica*, 2012, 32(11): 3577-3585.]
- [20] 诸大建, 张帅. 生态福利绩效及其与经济增长的关系研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 50(9): 59-67. [Chu D J, Zhang S. Research on ecological wellbeing performance and its relationship with economic growth[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2014, 50(9): 59-67.]
- [21] 刘东生, 谢晨, 刘建杰, 等. 退耕还林的研究进展、理论框架与经济影响-基于全国100个退耕还林县10年的连续监测结果[J]. 北京林业大学学报(社会科学版), 2011, 10(3): 74-81. [Liu D S, Xie C, Liu J J, et al. Research advances, theory framework and economic impact of land conversion from farmland back to forestland: based on monitoring results of 10 years in 100 sample counties in China[J]. *Journal of Beijing Forestry University (Social Sciences)*, 2011, 10(3): 74-81.]
- [22] 张有鹏. 实施退耕还林拉动经济增长-正宁县退耕还林工程建设成就[J]. 中国林业, 2010, 17(3): 33-33. [Zhang Y P. Economic promotion due to GTGP implementation: the achievement of GTGP in Zhengning county[J]. *China Forestry*, 2010, 17(3): 33-33.]
- [23] 姚文秀, 王继军. 退耕还林(草)工程对吴起县农村经济发展的影响[J]. 水土保持研究, 2011, 18(2): 71-74. [Yao W X, Wang J J. Influence of grain for green project on rural economic development in Wuyi county[J]. *Research of Soil and Water Conservation*, 2011, 18(2): 71-74.]
- [24] Lucas R E. On the mechanics of economic development[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1): 3-42.
- [25] Barro R J. Economic growth in a cross section of countries[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1989, 106(2): 407-443.
- [26] 杨万江, 朱允卫. 县域经济影响因素的数量经济分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2005, 5(6): 30-34. [Yang W



2017年9月

- J, Zhu Y W. An econometric analysis on influence factors of the development of county economy[J]. *Journal of Northwest A&F University (Social Science Edition)*, 2005, 5(6): 30-34.]
- [27] 林寿富. 考虑环境因素的中部县域经济发展实证分析及发展模式转变研究[D]. 合肥: 中国科学技术大学, 2009. [Lin S F. Empirical Analysis on Central Regional County Level Economic Development and Its Pattern Considering Environment Factor [D]. Hefei: University of Science and Technology of China, 2009.]
- [28] 郭燕燕. 陕西省县域经济影响因素的实证分析[D]. 重庆: 西南大学, 2011. [Guo Y Y. An Empirical Analysis on the Factor in the Development of County Economic in Shaanxi Province[D]. Chongqing: Southwest University, 2011.]
- [29] 崔长彬, 姜石良, 张正河. 河北县域经济影响因素的空间差异分析-基于贝叶斯地理加权回归方法[J]. *经济地理*, 2012, 32(2): 39-45. [Cui C B, Jiang S L, Zhang Z H. The analysis of spatial variability of influencing factors to county economy in Hebei- based on BGWR[J]. *Economic Geography*, 2012, 32(2): 39-45.]
- [30] Koenker R, Bassett G. Regression Quantiles[J]. *Econometrica*, 1978, 46(1): 33-50.
- [31] 陕西省统计局. 陕西区域统计年鉴(2012-2013)[M]. 北京: 中国统计出版社, 2012-2013. [Statistics Bureau of Shaanxi. Shaanxi Statistical Yearbook for Region[M]. Beijing: China Statistics Press, 2012-2013.]
- [32] 国家统计局. 中国区域经济统计年鉴(2005-2013)[M]. 北京: 中国统计出版社, 2005-2013. [National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. China Statistical Yearbook for Regional Economy[M]. Beijing: China Statistics Press, 2005-2013.]
- [33] 国家统计局. 中国县域统计年鉴(2005-2011)[M]. 北京: 中国统计出版社, 2005-2011. [National Bureau of Statistics of the People's Republic of China. China Statistical Yearbook for County[M]. Beijing: China Statistics Press, 2005-2011.]
- [34] 魏四新, 郑娟. 固定资产投资对经济发展影响的研究-基于陕西 1978-2013 年数据分析[J]. *调研世界*, 2014, 22(10): 11-15. [Wei S X, Zheng J. The effects of fixed investment on economy development: data analysis based on 1978-2013 in Shaanxi[J]. *Investigation World*, 2014, 22(10): 11-15.]
- [35] 陕西省统计局. 融资困扰影响陕西实体经济发展——陕西实体经济借(贷)款情况调查报告[EB/OL]. [2014-07-21]. <http://www.shaanxitj.gov.cn/site/1/html/126/131/138/8445.htm>.] Shaanxi Provincial Bureau of Statistics. The financial problems impact real economy development: the real economy lending survey [EB/OL]. [2014-07-21]. <http://www.shaanxitj.gov.cn/site/1/html/126/131/138/8445.htm>
- [36] 李春霄. 农村地区金融排斥研究[D]. 杨凌: 西北农林科技大学, 2013. [Li C X. Study of Financial Exclusion in Rural Areas-evidence from Shaanxi Province[D]. Yangling: Northwest A&F University, 2013.]
- [37] 李德煌, 夏恩君. 人力资本对中国经济增长的影响-基于扩展 Solow 模型的研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2013, 23(8): 100-106. [Li H D, Xia E J. Research on the influence of human capital on China economy growth based on extended Solow model[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2013, 23(8): 100-106.]
- [38] 钱晓桦, 迟巍, 黎波. 人力资本对我国区域创新及经济增长的影响-基于空间计量的实证研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2010, 27(4): 107-121. [Qian X H, Chi W, Li B. The role of human capital in regional innovation activities and economic growth: Spatial economic study[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2010, 27(4): 107-121.]
- [39] 刘儒, 孟书敏, 姜军. 贫困县域人力资本与经济增长相关性的实证分析-基于陕西省 44 个县统计数据[J]. *当代经济科学*, 2014, 36(2): 21-25. [Liu R, Meng S M, Jiang J. The empirical study on the correlation between human capital and economic growth of poor counties[J]. *Modern Economic Science*, 2014, 36(2): 21-25.]

## The relationship between GTGP and regional economic growth based on Ramsey–Cass–Koopmans Modeling

LI Guoping, SHI Hanyu

(Xi'an Jiaotong University, Shaanxi 710061, China)

**Abstract:** Current research has largely overlooked macro perspective analysis of the impact of investment on regional economic growth. Here, we developed a theoretical analysis framework by including the amount of payment for ecosystem service (PES) fund and its ecological outcomes into the Ramsey-Cass-Koopmans model. With the developed theoretical model, the impact of PES fund on regional economic growth was analyzed. Our theoretical analysis shows that investment in PES boosts regional economic growth by raising capital growth rate in that area. To consolidate our theoretical findings, we empirically examined the relationship between Grain to Green Project (GTGP) investment and regional economic growth on data obtained from 79 counties in Shaanxi involved in the GTGP. We first employed a two-step clustering algorithm to categorize selected counties into two groups according to their GTGP participation scale. Then, the obtained cluster result for each county was used as the explanatory variable in panel data analysis to estimate the average impact of GTGP investment on regional economic growth. We found that GTGP scale, quantified by a dummy variable obtained from previous clustering analysis, positively impacts regional economic growth at the country level. Further, the marginal impact of GTGP investment on regional economic growth was investigated by employing quantile regression. The impact of GTGP investment on the regional economy increases with the economic growth rate, quantified by the area of farmland conversion and the total area involved in GTGP respectively. Within the GTGP, the contribution to economic growth is larger in farmland conversion compared to barren wasteland afforestation programs and close hillsides to facilitate afforestation program. This difference persists despite changes in the economic growth rate of a county.

**Key words:** payment for ecological service; GTGP; economic growth; regional model; Ramsey-Cass-Koopmans Modeling; Shaanxi Province