

日照市生态足迹与经济增长关系的计量分析

杨凯齐, 李俊莉, 曹金秋, 曲彩媛, 孙文佳, 王英楠

(曲阜师范大学 地理与旅游学院, 山东 日照 276826)

摘要: [目的] 测算日照市 1994—2013 年生态足迹构成及其承载状况, 剖析生态足迹与经济总量以及 3 次产业之间的关系, 为日照市生态城市建设提供理论借鉴。[方法] 综合应用生态足迹、协整理论和误差修正模型。[结果] 1994—2013 年日照市人均生态足迹的变化呈现波动中增长的态势, 年均增长率 7.23%; 人均生态足迹构成中, 化石地所占比例最高; 人均生态承载力不能满足人均生态足迹的需求, 表现出生态赤字, 研究期内生态压力指数增长了 3.42 倍; 生态足迹的 GDP 弹性为 0.489 5, 其 3 次产业的弹性依次为 0.651 5, 0.624 2, -0.378 6。[结论] 日照市经济增长方式属于资源消耗型, 生态足迹与 GDP, 3 次产业之间存在长期稳定关系, 为使资源、环境与经济、产业之间协调发展, 提高资源利用效率、发展循环经济、升级第三产业势在必行。

关键词: 生态足迹; 生态承载力; 协整理论; 误差修正模型

文献标识码: A

文章编号: 1000-288X(2017)02-0302-06

中图分类号: F290

文献参数: 杨凯齐, 李俊莉, 曹金秋, 等. 日照市生态足迹与经济增长关系的计量分析[J]. 水土保持通报, 2017, 37(2): 302-307. DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2017.02.046; Yang Kaiqi, Li Junli, Cao Jinqiu, et al. Econometric Analysis of Relationship Between Ecological Footprint and Economic Growth in Rizhao City [J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2017, 37(2): 302-307. DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2017.02.046

Econometric Analysis of Relationship Between Ecological Footprint and Economic Growth in Rizhao City

YANG Kaiqi, LI Junli, CAO Jinqiu, QU Caiyuan, SUN Wenjia, WANG Yingnan

(College of Geography and Tourist, Qufu Normal University, Rizhao, Shandong 276826, China)

Abstract: [Objective] The constitution of ecological footprint and condition of ecological carrying capacity in Rizhao City were measured during 1994—2013. The relationship between the ecological footprint and Rizhao's GDP, the ecological footprint and the three industries was analyzed to provide theoretical suggestion for ecological construction. [Methods] Based on theories of the ecological footprint, co-integration, error correction model, the constitution of ecological footprint. [Results] There was an increasingly tendency in the fluctuating of the per capita ecological footprint, an average annual growth rate of 7.23%. Fossil energy land accounted for the highest proportion of the per capita ecological footprint. The per capita ecological carrying capacity could not meet the needs of the per capita ecological footprint, which revealed the ecological deficit obviously, ecological pressure index increased by 3.42 times during study period. The GDP elasticity of ecological footprint was 0.489 5, and the three industries elasticity of ecological footprint were 0.651 5, 0.624 2, -0.378 6 separately. [Conclusion] The economic development in Rizhao City relied on consumption of substantial resources in a long run, there was long-term and stable relationship among ecological footprint, Rizhao's GDP and the three industries. In order to promote coordinative development of resource, environment, economy and industry of Rizhao City, improving the efficiency of resource utilization, developing circular economy and upgrading the third industry are imperative.

Keywords: ecological footprint; ecological carrying capacity; co-integration; error correction model

作为一种新发展观, 可持续发展已成全球共识。适时、准确地测度可持续发展的状态和程度是可持续

发展研究的重要内容。生态足迹 (ecological footprint) 理论自 1992 年由 Wackernagel 和 Rees 提出以

收稿日期: 2016-09-01

修回日期: 2016-10-02

资助项目: 国家自然科学基金项目“国家可持续发展实验区转型机理与途径研究”(41601613); 日照市科技局应用技术研究与开发项目(2014SZPT002); 国家级大学生创新训练计划项目(201510446010)

第一作者: 杨凯齐(1993—), 男(汉族), 山东省滕州市人, 硕士研究生, 研究方向为生态经济研究。E-mail: ykqyouxiang@163.com.

通讯作者: 李俊莉(1976—), 女(汉族), 陕西省富平市人, 博士, 副教授, 主要从事环境与可持续发展方面的研究。E-mail: qfljl@163.com.

来就以简明而综合的特点受到国内外学者的广泛关注,已成为研究区域可持续发展状态的得力工具之一^[1]。该方法通过生产性土地面积测算经济主体的资源消费和废物吸收水平,反映某区域经济发展对资源的需求和利用状况^[2]。目前关于生态足迹与经济发展关系的研究已取得了诸多成果,基于国家^[3-4]、省域^[5]、区域^[6-7]等不同层面的研究表明,生态足迹与经济发展之间存在较强的相关性,经济发展是生态足迹变化的重要驱动力^[5]。已有研究多强调生态可持续性,经济发展指标多采用国内生产总值(GDP),虽然便于探究经济发展与生态足迹各子系统之间的关系,但却忽视了产业结构变化对生态足迹的影响^[7];揭示生态足迹与经济发展之间关系的数学方法多采用相关分析与回归分析,虽可描述变量之间联系的紧密程度,却无法解析变量之间的相互作用机制,协整理论为此类问题的解决提供了新视角。本研究选用协整分析方法对日照市生态足迹与经济发展总量以及三次产业产值之间的相互作用关系进行剖析,旨在寻找生态系统与社会经济系统之间的内在联系,提出促进生态环境与社会经济协调、可持续发展的建议,既可为日照市生态城市建设提供理论借鉴,又可为生态足迹与经济发展关系的研究增加市域研究案例。

1 研究区概况

日照市位于山东半岛南翼,北连青岛、潍坊市,南接连云港市,西靠沂蒙山区,东临黄海,与日本、韩国隔海相望;属暖温带半湿润季风区大陆性气候,四季分明,冬无严寒,夏无酷暑,环境优美,1999年被科技部批准为国家可持续发展实验区。该市总面积 5 310 km²,总人口 280 万,2015 年实现地区生产总值(GDP)1 670.8 亿元,是“十一五”末的 1.63 倍,按可比价格计算,比上年增长 7.5%;日照市三次产业结构比例为 8.4:48.7:42.9,第三产业比重比上年提高 1.5%,该市经济呈现“总体平稳、稳中有进”的发展趋势。但因日照市于 1989 年升格为地级市,发展起步晚,综合经济实力较弱,2015 年 GDP 排名在山东省 17 地市中居第 16 位;同时,伴随着工业化与城市化的不断推进,人均收入水平的不断提高,对各种资源的需求量急剧增加,而日照市资源短缺与资源浪费现象却普遍存在,致使生态环境优势不断面临新的挑战,如何实现经济发展与资源节约、生态环境保护多赢成为日照可持续发展面临的核心问题。

2 研究方法 with 数据来源

2.1 生态足迹模型与生态压力指数

生态足迹理论是通过估算特定区域内消费及吸

收废弃物排放所需要的生态生产性面积(生态足迹),并与该区域能够提供的生态生产性面积(生态承载力)进行比较,来衡量区域经济发展的可持续状况^[1,6]。其中,生态足迹代表经济活动对生态环境的需求,即从消费角度描述经济活动占用的资源量,记为 EF,生态承载力则代表生态系统对经济活动的最大承受能力,即从供给角度考虑生态系统能够负担的经济活动,记为 EC。EF 和 EC 的计算模型^[1]分别为:

$$EF = N \cdot ef = N \sum_{i=1}^n (a_i \cdot r_i) = N \sum_{i=1}^n (c_i / p_i) \cdot r_j \quad (1)$$

$(i=1,2,3,\dots,n; j=1,2,3,\dots,6)$

$$EC = N \cdot ec = N \cdot \sum_{j=1}^6 a_j \cdot r_j \cdot y_j \quad (2)$$

$(j=1,2,3,\dots,6)$

式中:EF——总生态足迹;ef——人均生态足迹;N——人口数;*i*——消费的物质类型;*j*——生物生产面积类型;*a_i*——第*i*种物质人均占用的生物生产面积;*r_j*——均衡因子;*c_i*——第*i*种物质的人均消费量;*p_i*——第*i*种物质的世界平均生产能力;EC——生态承载力;ec——人均生态承载力;*a_j*——第*j*类生物生产性土地的实际总面积;*y_j*——产量因子。

人均生态赤字的计算公式为:

$$ed = ef - ec \quad (3)$$

式中:ed——人均生态赤字(或生态盈余)。当人均生态承载力小于人均生态足迹,即 $ed > 0$ 时,出现人均生态赤字;人均生态承载力大于人均生态足迹,即 $ed < 0$ 时,则产生人均生态盈余。生态赤字大小代表了供给经济活动的生态基础的短缺程度,意味着生态系统对经济发展存在制约作用;生态盈余则代表生态容量足以支持经济活动负荷,意味着区域消费模式具有相对可持续性。

生态压力指数(EPI)指区域内人均生态足迹与人均生态承载力的比值,反映了区域生态环境的承压程度。EPI 越大,区域的生态压力越大,生态安全性越差^[8]。计算公式为:

$$EPI = ef / ec \quad (4)$$

2.2 协整理论与误差修正模型

协整理论由 Granger^[2]于 1987 年首次提出,目前已成为分析非平稳变量之间数量关系的最主要工具之一。该理论建立在非平稳序列基础上,是指若两个或多个非平稳序列组合形成的变量是平稳序列,则称这些非平稳序列之间存在长期的均衡关系,即协整关系。其定义为:设随机向量 X_t 中所含分量均为 *d* 阶单整,记为 $X_t \sim I(d)$ 。如果存在一个非零向量 β ,使得随机向量 $Y_t = \beta X_t \sim I(d, b)$, $b > 0$,则称随机向量 X_t 具有 *d, b* 阶协整关系,记为 $X_t \sim CI(d, b)$,向量

β 被称为协整向量。其中, y_t 和 x_t 为随机变量, 并且 $y_t, x_t \sim I(1)$, 当 $y_t = k_0 + k_1 x_t \sim I(0)$, 则称 y_t 和 x_t 是协整的, k_0, K_1 称为协整系数。若一组非平稳序列不存在协整关系, 尽管回归模型有很高的 R^2 值和 t 值, 但 OLS 的参数估计值却是非一致的, 这种看似很好但却毫无意义的回归被 Granger 称为“伪回归”, 而对变量之间的协整关系进行检验是避免伪回归的有效方法。

协整检验首先是平稳性检验, 即确定变量序列是否符合同阶单整或是否平稳; 其次是协整关系检验, 即确定变量之间的长期稳定关系; 再次是因果关系检验, 即确定变量之间的协整关系是否构成单向的因果关系; 最后, 为了弥补变量之间长期稳定的均衡关系, 在短期可能出现某种失衡的缺陷, 将短期行为与长期值相联系, 对失衡部分通过引入误差修正项做出纠正, 以反映变量的长期均衡对短期波动的影响^[2]。显然, 协整理论的作用在于正确解释了变量之间的定量规律, 目前该方法已逐渐成为分析非平稳经济变量之间数量关系的最主要工具之一, 而误差修正模型在区分变量之间的长期均衡关系和短期波动关系方面具有重要意义, 该模型刻画了变量之间的线性调整机制。

2.3 数据来源

原始数据主要来自历年《日照市统计年鉴》, 其中耕地面积、生物产量等部分数据来自《中国城市统计年鉴》。因受地级城市统计资料的限制, 生态足迹计

量时生物消费指标用产量数据近似代替消费数据, 会导致计算的生态足迹值较实际值偏大, 但因计算时不可能囊括所有的消费品, 又会抵消部分偏大的生态足迹值, 所以最终计算得到的生态赤字虽还存在误差但有一定的参考价值。文中选取的数据年份时段为 1994—2013 年。

3 生态足迹与生态压力的变化趋势分析

3.1 生态足迹计量

生态足迹的计量主要从生物消费和能源消费两方面进行统计, 按照生物生产性土地类型的划分方法, 生物消费依次分为耕地(粮食作物、蔬菜、猪肉、禽蛋等用地)、草地(畜牧业用地)、林地(林产品用地)和水域(水产品用地)4 类用地类型共计 19 种产品; 能源消费分为化石燃料用地(原煤、焦炭、柴油、燃料油等)和建筑用地(电力)两类用地类型共计 7 种产品^[9]。由于不同用地类型的生产能力存在较大差异, 需要引入均衡因子和产量因子进行折算。考虑到结果的科学性和可比性, 在计算历年的生态足迹和生态承载力时, 世界平均产量借鉴了联合国粮农组织(FAO)的研究成果^[10]; 均衡因子采用了 Wachernagel 等^[11]对中国的研究结果; 产量因子和其它系数则参照类似地区的取值^[12]; 生态承载力的计算中扣除了 12% 的生物多样性保护面积^[13]; 生态压力指数按公式计算。各个项目的计算结果详见表 1。

表 1 日照市 1994—2013 年人均生态足迹及其生态承载状况

年份	人均生态足迹(hm ² /人)						ef	ec	ed
	耕地	草地	林地	水域	化石地	建筑地			
1994	0.642 8	0.108 5	0.030 4	0.777 5	0.085 8	0.001 7	1.646 7	0.473 7	1.173 0
1995	0.854 3	0.126 5	0.036 1	0.936 5	0.093 6	0.001 8	2.048 8	0.470 4	1.578 4
1996	0.949 1	0.190 1	0.040 6	0.979 6	0.105 6	0.002 0	2.267 1	0.476 6	1.790 5
1997	0.736 7	0.087 3	0.030 4	1.057 9	0.117 5	0.002 2	2.031 8	0.474 8	1.557 0
1998	0.808 4	0.097 0	0.028 6	1.143 0	0.128 6	0.002 3	2.208 1	0.473 1	1.735 0
1999	0.827 7	0.107 8	0.035 5	1.194 4	0.139 9	0.002 5	2.307 7	0.471 4	1.836 3
2000	0.878 4	0.115 9	0.039 1	1.208 8	0.139 5	0.002 6	2.384 3	0.471 1	1.913 2
2001	0.836 4	0.114 2	0.031 9	1.242 7	0.436 6	0.003 7	2.665 5	0.470 5	2.195 0
2002	0.842 5	0.121 5	0.031 8	1.272 3	0.451 5	0.004 2	2.723 9	0.470 2	2.253 7
2003	0.855 3	0.147 6	0.042 6	1.322 6	0.492 3	0.004 8	2.865 3	0.470 5	2.394 8
2004	0.900 9	0.079 4	0.037 1	1.500 8	0.677 1	0.006 4	3.201 6	0.469 1	2.732 5
2005	0.959 4	0.149 4	0.028 8	1.592 0	0.861 6	0.007 9	3.599 1	0.467 9	3.131 2
2006	0.973 7	0.154 7	0.030 4	1.658 9	1.048 7	0.009 4	3.875 8	0.467 8	3.408 0
2007	0.914 3	0.105 2	0.032 0	1.653 6	0.955 3	0.010 9	3.671 3	0.467 8	3.203 5
2008	0.918 7	0.095 7	0.031 1	1.122 4	1.430 4	0.023 1	3.621 4	0.466 2	3.155 2
2009	0.983 6	0.102 8	0.036 2	1.155 0	2.320 3	0.034 3	4.632 1	0.489 6	4.142 5
2010	1.085 0	0.114 1	0.038 4	1.169 1	2.241 6	0.034 1	4.682 4	0.487 2	4.195 2
2011	1.069 1	0.111 6	0.037 3	1.241 2	2.395 5	0.040 7	4.895 3	0.484 9	4.410 4
2012	1.064 4	0.115 4	0.038 8	1.314 8	2.537 5	0.043 7	5.114 6	0.490 3	4.624 3
2013	1.182 7	0.118 7	0.047 6	1.345 7	3.075 2	0.046 2	5.816 2	0.488 5	5.327 7

注: ef, ec, ed 分别为人均生态足迹、人均生态承载力和人均生态赤字(或生态盈余)。

3.2 计量结果分析

由图 1 可知,1994—2013 年日照市人均生态足迹除 1997,2007,2008 年略有下降外,其余年份均呈现较快的增长趋势,年均增长率 7.23%;人均生态足迹构成中,化石地、水域和耕地 3 项所占比例较高,2013 年分别达到 52.87%,23.14%和 20.33%,研究期内 3 项与人均生态足迹的相关系数分别为 0.976 3,0.455 5,0.914 8。显然,自 20 世纪 90 年代以来,在“工业强市”战略的引领下,伴随着一批大项目的建成投产,日照市经济持续快速增长的同时,对化石能源的消耗日益加剧,目前化石能源足迹已成为促升生态足迹增长的首要因素,说明日照市经济发展方式仍然比较粗放,节能减排任务日益艰巨。此外,据表 1,研究期内日照市人均生态承载力不能满足人均生态足迹的需求,表现出生态赤字。

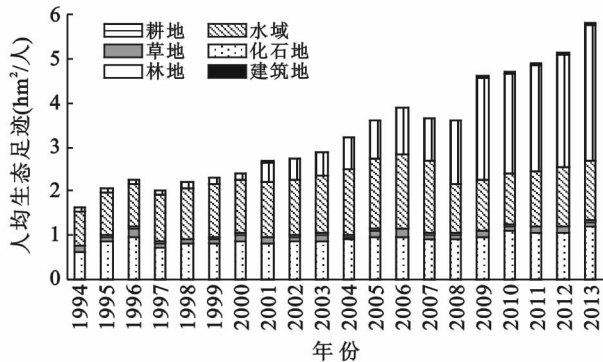


图 1 日照市 1994—2013 年人均生态足迹

图 2 显示了 1994—2013 年日照市人均生态足迹 (ef)、人均生态承载力 (ec)、人均生态赤字 (ed) 和生态压力指数 (EPI) 的变化趋势。根据图 2,从人均生态承载力来看,1994—2008 年呈下降趋势,2008 年降至最低值 0.466 2,之后波动增长,2012 年达到最高值 0.490 3,研究期内浮动值不足 0.03,基本保持稳定。因人均生态承载力的微弱变化,一方面使人均生态赤字随人均生态足迹的增长而增长,研究期内人均生态赤字从 1994 年的 1.173 0 $\text{hm}^2/\text{人}$ 增至 2013 年的 5.327 7 $\text{hm}^2/\text{人}$,增加了约 4.54 倍,并且人均生态赤字和人均生态足迹之间呈现极其明显的同步变化趋势,相关系数高达 0.999 9;另一方面使生态压力指数也随人均生态足迹的增长而增长,研究期内增长了 3.42 倍。由此可见,10 a 来,虽然日照市生态系统基本保持稳定,但伴随着人类活动对自然环境的影响逐年增加,导致生态足迹与生态承载力之间的矛盾凸显,生态赤字与生态压力愈来愈大,致使生态安全面临严峻考验,生态经济系统处于不可持续状态。

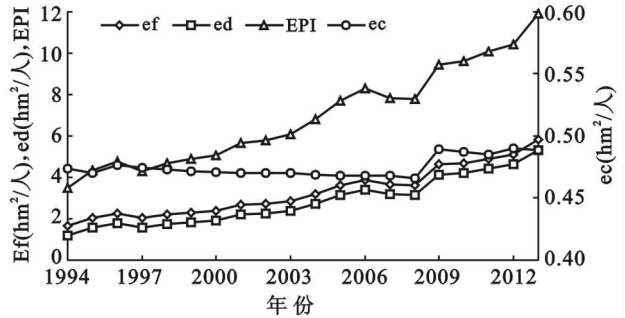


图 2 日照市 1994—2013 年人均生态赤字与生态压力

4 生态足迹与经济增长的协整关系分析

4.1 原数据处理

从统计年鉴中可以获得按当年价格计算的国内生产总值 (GDP) 和三次产业产值数据,为了剔除物价变动的影响,将各年度数据按照基期年 (1994 年) 的不变价格进行折算,以反映日照市 1994—2013 年的真实 GDP 和产业结构的变化特征;为克服数据中的异方差,对以不变价折算后的 GDP、三次产业产值和生态足迹共 5 个变量分别取对数处理,记为 LGDP, LPI, LSI, LTI 和 LEF。

4.2 平稳性检验

变量之间协整关系分析的前提是对数据进行平稳性检验,平稳性检验的常用方法是单位根检验法和图示法。本文采用 ADF 单位根检验^[14],在残差存在自相关的前提下,最佳滞后阶数根据 AIC 和 SC 最小准则判定,返回结果为 ADF 统计量和给定显著性水平下 ADF 统计量的临界值。若 ADF 统计量比临界值的值小,则可在该显著性水平下,拒绝原序列存在单位根的原假设,即原序列是平稳的,结果详见表 2。据检验结果可知,在 5% 和 10% 的显著性水平下,各序列 ADF 检验统计量均大于相应临界值,表明上述 5 个变量的水平序列存在单位根,为非平稳序列;一阶差分后,各序列的 ADF 检验统计量均小于 5% 显著水平下的临界值,表明该 5 个序列已经平稳,是一阶单整序列即 I(1) 序列,以此为基础,可以检验各序列之间是否存在长期均衡关系。

4.3 协整关系检验

协整关系检验与估计的模型有 Engk-Granger 两步法和 Johansen 极大似然法^[14-15]。为了明确生态足迹与国内生产总值及其三次产业产值之间的内在关系,首先,用 EG 两步法,对 LEF 和 LGDP 进行回归,得到回归方程为 (括号内是 t 统计量):

$$\text{LEF} = 3.978\ 9 + 0.489\ 5\text{LGDP} \quad (5)$$

(38.563 9) (27.279 1)

$$R^2=0.9764, F=744.1506$$

自相关检验值:DW=1.8670

显然,在 EF 与 GDP 的长期均衡中,二者的变化呈现明显的正相关关系,GDP 的增长对日照市生态足迹的增长有一定的促进作用,其系数为 0.4895,意味着 GDP 的对数值每提高 1%,生态足迹的对数值相应提高

$$\text{LEF}=2.938+0.6515\text{LPI}+0.6242\text{LSI}-0.3786\text{LTI} \quad (6)$$

(3.1994) (1.5383) (1.5732) (-1.1291)

$$R^2=0.9819, F=289.4256, DW=1.9899$$

表 2 平稳性检验的单位根检验结果

变量	检验形式 (C,T,N)	ADF 检 验统计量	5% 临界值	10% 临界值	结论
LEF	(C,0,0)	-0.5906	-3.03	-2.655	非平稳
LGDP	(C,0,1)	-0.2543	-3.0404	-2.6606	非平稳
LPI	(C,T,0)	-1.9882	-3.6736	-3.277	非平稳
LSI	(C,T,0)	-2.8518	-3.6908	-3.2869	非平稳
LTI	(C,T,0)	-1.1051	-3.6908	-3.2869	非平稳
DLEF	(C,0,1)	-5.8894	-3.0522	-2.6666	平稳
DLGDP	(C,0,4)	-3.3033	-3.0989	-2.6904	平稳
DLPI	(C,0,0)	-3.9156	-3.0404	-2.6606	平稳
DLSI	(C,0,0)	-3.0879	-3.0404	-2.6606	平稳
DLTI	(C,0,0)	-3.7115	-3.0404	-2.6606	平稳

注:LGDP,LPI,LSI,LTI 和 LEF 分别为以不变价折算后的 GDP、三次产业产值和生态足迹等 5 个变量分别取对数处理;D 表示一阶差分,C,T,N 分别代表单位根检验模型中的截距、时间趋势和滞后阶数。

表 3 Johansen 极大似然法检验结果

特征根	似然比	显著性(5%)	协整关系个数
0.9057	72.2147	47.8561	没有
0.6320	29.7053	29.7971	至多 1 个
0.4443	11.7118	15.4947	至多 2 个
0.0612	1.13757	3.8415	至多 3 个

该方程体现了日照市生态足迹与第一、二、三产业之间的长期稳定关系。从方程可以看出,生态足迹与第一、二产业正相关,与第三产业负相关,说明第一、二产业对生态足迹的增长呈现促进作用,其系数

0.4895%。然后,用 Johansen 极大似然法检验 LEF 和 LPI,LSI,LTI 之间的协整关系,结果详见表 3。

根据表 3,似然比统计量大于 5%显著水平下的临界值,第一个原假设被拒绝,说明有且仅有一个协整关系,协整方程是唯一的,协整方程为(括号内是 t 统计量):

分别是 0.6515 和 0.6242,即若第一、二产业产值的对数值增加 1%时,会使生态足迹的对数值分别提高 0.6515%和 0.6242%,其中,第一产业对生态足迹的促进作用最大,第二产业的促进作用次之。第三产业对生态足迹的增长呈现一定抑制作用,第三产业产值的对数值增加 1%时,生态足迹的对数值降低 0.3786%。究其原因,相对于第一、二产业而言,第三产业占用的生态资源比例最低,伴随着日照市“生态立市、旅游富市”等战略的实施,以生态旅游为主导的第三产业必然成为“无重量”产业。

4.4 因果关系检验

根据协整检验结果,LEF 与 LGDP 以及 LEF 与 LPI,LSI,LTI 之间存在协整关系,但这种关系是否有意义,是否构成因果关系,还需进一步验证。采用格兰杰(Granger)因果检验来检验变量之间的因果关系^[14],结果详见表 4。从表 4 可以看出,在 5%的显著水平下,LEF 与 LGDP 之间、LEF 与 LPI,LSI,LTI 之间存在单向的因果关系,这意味着 GDP、第一、二产业产值的增加是生态足迹增长的 Granger 原因,而不是生态足迹增长的 Granger 结果。说明日照市生态足迹的增加以第一、二产业及其 GDP 的增长为支撑,即大量的资源、能源消耗促长了日照市的经济,而这势必增加了日照市生态环境的压力。此外,第三产业产值的减少是生态足迹增长的 Granger 原因,而不是生态足迹增长的 Granger 结果,说明第三产业产值的增加会减缓生态足迹增长的速度。

表 4 Granger 因果关系检验结果

变量关系	零假设	滞后阶数	F 统计量	零概率	检验结论
LEF-LGDP	LGDP 不是 LEF 的原因	1	17.9946	0.0006	拒绝
	LEF 不是 LGDP 的原因		0.0019	0.9655	不拒绝
LEF-LPI	LPI 不是 LEF 的原因	1	14.8777	0.0014	拒绝
	LEF 不是 LPI 的原因		0.3487	0.5631	不拒绝
LEF-LSI	LSI 不是 LEF 的原因	1	16.5350	0.0009	拒绝
	LEF 不是 LSI 的原因		0.9385	0.3471	不拒绝
LEF-LTI	LTI 不是 LEF 的原因	1	8.1959	0.0113	拒绝
	LEF 不是 LTI 的原因		3.7259	0.0715	不拒绝

4.5 误差修正模型

根据协整理论,任何一组相互协整的序列都存在误差修正机制,反映短期调节行为^[5]。根据 LEF 与 LGDP 之间的回归方程建立如下误差修正模型(括号内是 t 统计量):

$$DLEF=0.5282DLGDP-1.0315ECM(-1) \quad (7)$$

(5.1184) (-4.4437) $R^2=0.55$

对数似然函数值(Loglikelihood)=28.2043

AIC=-2.7583, SC=-2.6589

根据 LEF 与 LPI,LSI,LTl 之间的回归方程建立的误差修正模型(括号内是 t 统计量)为:

$$DLEF=0.3821DLPI+0.4370DLSI-0.0827DLTI-1.2421ECM(-1) \quad (8)$$

(0.9903) (1.1224) (-0.2283) (-4.9207)

$R^2=0.70$, Loglikelihood=32.2018, AIC=-2.9686, SC=-2.7698

上述模型中,误差修正项系数值为负,说明误差修正作用是反向的,即将 EF 与三次产业的短期波动拉回到长期均衡状态时的修正力度是-1.2421。从回归系数可知,DLEF 与 DLPI,DLSI 之间是同向关系,其系数分别为 0.3821 和 0.4370,说明第一、第二产业的短期波动会对生态足迹产生正向冲击,且第二产业的短期影响强于第一产业;DLEF 与 DLTl 的回归系数是反向关系,说明第三产业的短期波动对生态足迹产生负向冲击,意味着第三产业的波动对生态足迹产生缓解抑制作用。

5 结论与建议

1994 年以来,日照市经济的持续增长对资源环境基础有很强的依赖性,作为重要的生产要素和战略物资,化石燃料(能源足迹)和农产品(耕地足迹)对日照市经济的持续增长发挥着巨大的推动作用,同时也对生态环境带来了巨大的压力;由于日照市生态足迹与 GDP、三次产业之间存在长期均衡关系,且 2015 年日照市三次产业结构比例为 8.4:48.7:42.9,生态足迹与三次产业之间的协整方程系数依次为 0.6515,0.6242,-0.3786,说明第一产业虽然在经济总量中占的份额最少,但却对生态足迹的贡献最大,其次是第二产业,第三产业则对生态足迹产生抑制作用;由于第一、二产业占经济总量的约 60%,相应地生态资源消耗不断加剧,致使生态足迹不断增大,而生态承载力的微弱变化必然导致生态赤字不断增大。

为消除生态赤字,实现日照市资源、环境与经济之间的协调、可持续发展,提高资源利用效率、发展循环经济、升级第三产业势在必行,主要对策措施为:(1) 适度控制用地规模尤其是建筑用地规模,提高各类土地尤其是化石燃料用地、水域和耕地的利用效率及生产效率,适当增加草地和林地的规模,有效增加

生态足迹的短期波动可分为两部分:一部分是短期生态足迹波动的影响,一部分是偏离长期均衡的影响^[2]。

该模型中误差修正系数为负,符合反向修正机制,表明短期波动偏离长期均衡时,系统将以(-1.0315)的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态。

该修正模型的回归系数为 0.5282,说明 DLGDP 与 DLEF 呈同向关系,意味着经济的短期波动会对生态足迹产生正向冲击。

该修正模型的回归系数为 0.5282,说明 DLGDP

$$与 DLEF 呈同向关系,意味着经济的短期波动会对生态足迹产生正向冲击。$$

区域生态承载力的供给。(2) 大力推广新型生态农业模式,形成具有良性循环功能的现代农业生态体系,借此提高区域生态承载力,降低第一产业对生态足迹的影响。(3) 加快升级传统产业,努力构建生态工业网络,着力发展生态循环型产业,降低第二产业的生态足迹需求。(4) 以旅游业为龙头带动第三产业快速发展,同时,引导第三产业积极推行清洁生产、生态化经营和绿色消费方式,有效抑制生态足迹的增长。(5) 积极发展再生资源回收利用业,加快其产业化、规模化、市场化进程,实现社会消费层面物质与能量的循环,提高资源能源利用效率。

[参 考 文 献]

- [1] Wackernagel M. Our Ecological Footprint: Reducing Human Impact on the Earth[M]. Gabriola Island: New Society Publishers,1996.
- [2] 李中才,王广成,关晓吉. 中国生态足迹与经济增长的协整与误差修正[J]. 资源科学,2008,30(2):261-266.
- [3] 刘建兴,顾晓薇,李广军,等. 中国经济发展与生态足迹的关系研究[J]. 资源科学,2005,27(5):33-39.
- [4] 陈六君,毛谭,刘为,等. 生态足迹的实证分析:中国经济增长中的生态制约[J]. 中国人口·资源与环境,2004,14(5):53-57.
- [5] 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.
- [6] 张丽峰,贾卫萍,刘玉川. 环渤海经济圈生态足迹与经济增长关系研究:基于面板数据模型的实证分析[J]. 干旱区资源与环境,2010,24(10):1-7.
- [7] 傅春,陈炜,欧阳莹. 环鄱阳湖区生态足迹与经济产业发展关系的实证研究[J]. 长江流域资源与环境,2011,20(12):1525-1531.
- [8] 郭鹏程,包安明. 基于生态压力指数的新疆生态安全时空动态分析[J]. 中国沙漠,2012,32(1):235-243.

土地整理项目的 0.130 4,这与庆阳市 20 个项目区总体状况基本相符,良好地反映了研究区域的土地整治规划环境影响,对政府决策有一定的借鉴作用。

(2) 各个项目区的综合指标基本在 0.150 0~0.250 0 浮动,处于差与较差之间,说明庆阳市 20 个项目区土地规划环境影响评价综合价值相对较低,说明研究区域生态环境提升潜力大,能更好地发挥生态效益。因此,要对土地整治规划管理措施进行完善,提高监督水平;建立相应的预警机制,要实时、确切地记录下在具体的土地整治规划实施中生态环境所发生的一系列变化;同时还要建立相应的公共参与机制与专家领导咨询机制,使公众也能了解到土地整治规划,提高规划的科学与公众的认可度。

(3) DPSIR 模型其全面考虑驱动力、压力、状态、影响和响应 5 个方面,并在每个方面具有突出指标,可为规划是提供参考依据。但是,目前运用 DPSIR 模型对土地整治规划对环境的影响进行评价的应用较少,在指标建立是具有片面性以及有些指标的原始数据具有一定的主观性,因此在指标的合理建立方面需进一步的研究。

[参 考 文 献]

- [1] 陈光建. 土地利用总体规划环境影响评价指标体系研究:以邛崃市土地利用总体规划为例[D]. 四川 成都:中国科学院研究生院,2006.
- [2] 国土资源部土地整理中心. 土地开发整理标准[S]. 北京:中国计划出版社,2000.
- [3] 李岩. 土地整理的区域生态环境影响及其综合效益评价研究:以山东宁阳县土地整理为例[D]. 山东 泰安:山东农业大学,2007.
- [4] 翟小娟,申文金,田磊. 土地整理规划环境影响评价研究[J]. 国土资源科技管理,2011,28(2):18-22.
- [5] 王军,罗明,龙花楼. 土地整理生态评价的方法与案例[J]. 自然资源学报,2013,18(3):363-367.
- [6] 范金梅,王磊,陈原. 关于中国农地整理中预测性环境影响评价问题[J]. 农业工程学报,2005,21(10):74-77.
- [7] 蒋一军,于海英,王晓霞. 土地整理中生态环境影响评价的理论探讨[J]. 中国软科学,2004(10):131-134.
- [8] 艾东,朱道林,赫晓霞. 土地整理与生态环境建设关系初探[J]. 生态环境,2007,16(1):257-263.
- [9] 胡廷兰,杨志峰. 农用土地整理的生态效益评价方法[J]. 农业工程学报,2004,20(5):275-280.
- [10] 李文慧,李振国,李朝奎,等. 基于生态足迹理论的土地整理规划可持续性评价:以湖南省韶山市为例[J]. 安徽农业科学,2010,38(1):300-302,305.
- [11] 安晨,刘世梁,李新举,等. 景观生态学原理在土地整理中的应用[J]. 地域研究与开发,2009,28(6):68-74.
- [12] 曹顺爱,余万军,吴次芳,等. 农地整理对土地景观格局影响的定量分析[J]. 中国土地科学,2006,20(5):32-37.
- [13] 王瑗玲,赵庚星,王瑞燕,等. 区域土地整理生态环境评价及其时空配置[J]. 应用生态学报,2006,17(8):1481-1484.
- [14] 高中贵,彭补拙. 农地整理生态环境风险综合分析与评价:以广西柳州市融安县为例[J]. 资源科学,2007,27(2):45-50.
- [15] 董雾红,卞正富,狄春雷. 土地开发整理的生态安全评价:以江苏黄河故道为例[J]. 地域研究与开发,2006,25(1):106-110.
- [16] 喻光明,胡秀丽,张敏,等. 土地整理的生态风险评价[J]. 安全与环境学报,2007,7(6):83-88.
- [17] 蔡玉梅,谢俊奇. 2000 年以来中国土地利用规划研究综述[J]. 中国土地科学,2006,20(6):58-61.
- [9] Granger C W J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification[J]. Journal of Econometrics, 1981,16(1):121-130.
- [10] FAO. FAOSTAT[EB/OL]. <http://faostat.fao.org/site/567/default.aspx#ancor>, (2004-10-11)[2011-3-22].
- [11] Wackernagel M, Onisto L, Bello P, et al. Ecological Footprints of Nations [M]. Commissioned by the Earth Council for the Rio-5 Forum-Toronto; International Council for Local Environmental Initiatives, Toronto, 1997.
- [12] 唐晓城. 基于生态足迹的青岛市可持续发展定量研究[J]. 中国石油大学学报:社会科学版,2014(5):31-36.
- [13] 世界环境与发展委员会著,王之佳,柯金良译. 我们共同的未来[M]. 吉林 长春:吉林人民出版社,1997.
- [14] 李子奈. 计量经济学[M]. 北京:高等教育出版社,2000.
- [15] 张世英,樊智. 协整理论与波动模型[M]. 北京:清华大学出版社,2005.

(上接第 307 页)