

基于 IE-GC-VAR 方法的河流城市 土地利用变化及其驱动因素分析

——以江西省德兴市为例

袁菊红¹, 胡绵好², 周早弘²

(1. 江西财经大学 环境与植物科学研究所, 江西 南昌 330032; 2. 江西财经大学 鄱阳湖生态经济研究院, 江西 南昌 330032)

摘要: [目的] 对快速城市化的河流城市——江西省德兴市的土地利用结构变化及其影响因素进行研究, 为河流城市土地利用结构的调整和我国正在经历快速城市化的河流城市发展提供科学依据。[方法] 基于德兴市 2000—2014 年遥感影像的土地利用数据, 应用信息熵模型和灰色关联方法分析其土地利用结构信息熵变化与各相关因素之间的关联度, 并以此为基础进一步运用向量自回归模型, 以脉冲响应函数和方差分解解释了德兴市土地利用结构信息熵变化与主要因素的动态相关性。[结果] (1) 2000—2014 年德兴市耕地、林地、草地、水域、其他用地类型面积下降, 建设用地面积上升; 土地利用结构朝无序方向发展, 土地利用类型的均衡性增强, 但单一类型的优势度降低。(2) 基于 VAR 模型的脉冲响应函数和方差分解分析还表明, 长期人口总数、城市化和粮食总产量对德兴市土地利用结构信息熵变化基本呈现正向效应, 且随着时间滞后期数的递增, 冲击效应逐步减弱, 最终趋向稳定状态; 其中人口总数和城市化水平对德兴市土地利用结构信息熵变化有促进作用, 但粮食总产量对其方差贡献度却随时间推移作用减弱。[结论] 2000—2014 年德兴市土地利用程度不高, 土地利用结构朝无序方向发展; 人口总数、粮食总产量和城市化水平是影响其土地利用结构信息熵的主要因素。

关键词: 德兴市; 土地利用结构; 信息熵; 灰色关联理论; 向量自回归

文献标识码: A

文章编号: 1000-288X(2017)02-0313-08

中图分类号: TP79, S159.2

文献参数: 袁菊红, 胡绵好, 周早弘. 基于 IE-GC-VAR 方法的河流城市土地利用变化及其驱动因素分析[J]. 水土保持通报, 2017, 37(2): 313-320. DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2017.02.048; Yuan Juhong, Hu Mianhao, Zhou Zaohong. Land Use Change and Its Driving Factor Analysis of River Urban Based on IE-GC-VAR Methods[J]. Bulletin of Soil and Water Conservation, 2017, 37(2): 313-320. DOI:10.13961/j.cnki.stbctb.2017.02.048

Land Use Change and Its Driving Factor Analysis of River Urban Based on IE-GC-VAR Methods

—A Case Analysis at Dexing City of Jiangxi Province

YUAN Juhong¹, HU Mianhao², ZHOU Zaohong²

(1. Institute of Environment and Plant Science, Jiangxi University of Finance and

Economics, Nanchang, Jiangxi 330032, China; 2. Institute of Poyang Lake

Eco-economics, Jiangxi University of Finance & Economics, Nanchang, Jiangxi 330032, China)

Abstract: [Objective] Land use change and its influence factor analysis of river urban—Dexing City of Jiangxi Province in the process of rapid urbanization were explored, in order to provide scientific basis for the land use structure adjustment of river city and the development of similar river city experiencing rapid urbanization in

收稿日期: 2016-07-19

修回日期: 2016-09-02

资助项目: 国家自然科学基金项目“基于景观格局演变的鄱阳湖典型流域水环境响应及其优化模型研”(21367013), 活性官能团导向的芦苇生物炭对富硒耕地中复合重金属吸附行为的调控机制研究”(21407069); 江西省自然科学基金项目(20142BAB203024, 20151BAB203034); 江西省高校人文社科项目(JC1420); 江西财经大学优秀学术人才支持计划项目(K00292025); 国家留学基金项目(201509805005)

第一作者: 袁菊红(1975—), 女(苗族), 湖南省绥宁县人, 博士, 讲师, 主要从事生态环境植物资源开发利用等研究。E-mail: yuanjuhong@ sina.com。

通讯作者: 胡绵好(1976—), 男(苗族), 湖南省麻阳县人, 博士, 副教授, 主要从事区域环境污染控制及经济分析评价研究。E-mail: yankeul@163.com。

China. [Methods] Based on the land use change data of remote sensing image of Dexing City from 2000 to 2014, the association degree between information entropy change of land use structure and related factors in Dexing City were analyzed using entropy model and grey correlation analysis. And on this basis, the dynamic correlations between information entropy change of land use structure and the main factors in Dexing City were further explained using impulse response function and variance decomposition of vector autoregressive model. [Results] (1) The areas of construction land, forest land, grassland, water, and other land-use types was decreasing, on the contrary, construction land area was rising. Moreover, the land use structure was in a disorderly development state, and the equilibrium of land use type was enhanced but the dominance of a single type was reduced. (2) According to the results of the impulse response function and variance decomposition analysis of VAR model, long-term total population, gross output of grain and urbanization level had positive effects on information entropy change of land use structure in Dexing City, and the impact effects gradually diminished and finally tended to be stable with time lag increased. Thereinto, total population and urbanization level had promoting effects on the information entropy change of land use structure in Dexing City, but the role of gross output of grain contributing to the degree of variance was declined with time going by. [Conclusoin] The degree of land use in Dexing City was not high. The land use structure was in a disorderly development state from 2000 to 2014. Total population, gross output of grain and urbanization level were the main factors influencing information entropy of land use structure.

Keywords: Dexing City; land use structure; information entropy; grey relation theory; vector autoregressive

土地利用变化对区域生物多样性、实际和潜在初级生产力、土壤质量、河川径流和沉积速率等具有重要影响,是区域乃至全球气候变化的主要驱动力之一^[1]。一个地区不同时期内的土地利用结构的置换与更替,是实现区域土地利用动态优化配置的重要前提与途径^[2]。因此,对区域土地利用结构动态变化规律研究是区域自然条件、资源和社会经济发展结构及其优化配置研究的重要前提和途径,对区域土地利用及其产业布局具有一定的指导意义。城市河流具有供应水源、提供绿地、保护环境、旅游娱乐、交通运输、文化教育等多项生态服务功能^[3],对城市发展起着至关重要的推动作用,但也是人类活动与自然过程共同作用最为强烈的地带之一。城市化进程在有效推动社会经济发展同时,也显著改变了城市河流的物质生产及其循环、信息传递和能量流动等系列常态过程^[4],最终改变了城市河流生态系统原有的稳定结构,影响了城市河流生态系统的持续健康发展^[5-7]。近年来,随着人类活动范围的扩大和程度的加剧,河流城市的土地利用变化对河流水文循环、水土流失、气候变化及生物多样性的影响越来越大,严重威胁城市河流的生态安全^[8],已成为区域土地利用变化研究的热点问题之一^[9]。研究区江西省德兴市在快速城市化发展过程中,城市土地利用改变了洎水河的物质能量流动而使其水环境发生剧烈的改变,其发展演变对洎水河的水环境产生了深远影响。近年来,随着德兴市工业化、城市化的快速推进,土地供需矛盾日益突出。在以洎水河为城市轴线,构建“一河两岸”城市

发展框架,打造现代化新型生态城市的战略和坚持惟德乃兴、致力经济转型升级的过程中,如何合理优化土地资源配、调整土地利用结构,提高河流城市土地资源对当地社会经济可持续发展的保障能力,是德兴市亟待解决的一道难题。基于此,根据 2000—2014 年的 4 期遥感影像数据,先利用信息熵方法(information entropy, IE)研究河流城市—德兴市的土地利用结构动态变化规律,再运用灰色关联方法(grey correlation, GC)定量分析影响其信息熵动态变化的相关因素,并以此为基础进一步运用向量自回归方法(vector auto-regression, VAR),以脉冲响应函数和方差分解来解析信息熵与其主要影响因素相关性的动态变化,以期为河流城市土地资源的可持续利用、管理及其土地利用结构调整、产业结构转型升级和德兴市新一轮土地利用总体规划提供科学理论依据。

1 研究区概况及数据来源

1.1 研究区概况

德兴市(117°58'E, 28°96'N)位于江西省上饶市北部,乐安河中上游,其东接浙江省开化县,东南与上饶县、玉山县毗邻,南和横峰县、弋阳县相接,西接乐平市,北连婺源县。德兴市属于中亚热带湿润季风区,具有气候温暖、雨量充沛、光照充足、四季分明和昼夜温差大,无霜期较长等山区小气候特点。德兴市境内长度在 5 km 以上的河流有 87 条,均属饶河水系。乐安河是境内主干河流,发源于赣皖边境,由北部入境,流经海口、泗洲 2 镇,境内流长 51 km。流入德兴市境内的面积在 150 km² 以上的河流有 5 条支

流,自东南流向西北后注入乐安河,其中洎水河为乐安河上游的一条较大支流,流域总面积 557 km²,流经德兴市境内达 501 km²,是德兴市境内的第 2 条大河,又被称为德兴的母亲河。近年来,随着德兴市围绕夯实建设全国百强县,不断推进新型工业化、新型城镇化和农业产业化建设,以致该市国民经济呈现跨越式发展势头,国民经济总量不断扩大,经济增长加快,总体经济实力和人均水平均不断提高。2014 年全市国内生产总值平均以每年 10.7% 的速度增长(不含德兴铜矿主业),比改革开放前的年平均增长速度高出 4%。根据《德兴市土地利用总体规划(2006—2020 年)》,德兴市土地总面积 2.08×10^5 hm²,根据最新土地利用变更调查数据,该市耕地面积为 2.05×10^4 hm²,基本农田面积为 1.60×10^4 hm²,建设用地总规模 1.23×10^4 hm²。由于社会经济和城镇发展布局方向的重大变化,且随着一大批重点项目的落地,土地资源特色优势没有得到充分发挥,土地利用结构面临了新的形势和挑战。

1.2 数据来源及处理

以 2000,2005,2010,2014 年 4 期的德兴市 Landsat TM 30 m 遥感影像(美国地质勘探局,简称

USGS,http://glovis.usgs.gov/)的土地利用数据为基础对德兴市进行研究,其中 2000—2010 年数据为 Landsat-5 TM 影像,2014 年数据为 Landsat-8 TM 影像。为了研究方便,结合遥感影像图和研究区实际情况,突出土地利用变化的主要类型,对土地利用类型进行了重新分类,将研究区的土地利用类型划分为:耕地(包括旱地、水田等)、林地(包括林地、园地、少量草地等)、水域(包括河流、湖泊、水塘、水库等)、建设用地(包括城镇用地、农村居民点等)和其他用地(包括滩涂、裸地、沙地等)5 种类型(附图 8),其面积情况详见表 1。研究区矢量边界范围、影像校正参考数据和土地利用变更调查数据来源于江西省国土资源厅勘测规划院。在使用德兴市土地利用/覆被信息数据前,为了保证遥感影像数据的校正及其解译在允许误差范围之内,必须对遥感影像校正、解译的土地利用数据进行客观的精度校验,本研究利用吴建平^[10]对遥感影像解译数据的计算方法得出德兴市 2000,2005,2010,2014 年 4 期的 Landsat TM 遥感影像的分类精度均达 85% 以上,符合本研究要求。2000—2014 年社会经济数据来源于《江西统计年鉴》和《德兴市国民经济和社会发展统计公报》。

表 1 遥感影像分类结果

hm²

土地利用类型	2000 年面积	2005 年面积	2010 年面积	2014 年面积
耕地	24 445.66	24 332.60	24 331.10	24 224.92
林地	169 025.60	168 635.50	167 913.93	167 672.90
水域	3 267.00	3 250.77	3 252.11	3 189.34
建设用地	10 501.63	11 026.04	11 792.27	12 227.53
其他用地	1 069.07	1 067.80	1 043.99	1 018.67
总计			208 333.36	

2 研究方法

2.1 土地利用动态度模型

土地利用类型动态度,即土地利用类型变化率,是某研究区一定时间范围内某种土地利用类型的数量变化情况,可定量描述区域土地利用变化的速度,其表达式为^[11]:

$$K = \frac{U_b - U_a}{U_a} \times \frac{1}{T} \times 100\% \quad (1)$$

式中:K——研究时段内某一种土地利用类型动态度;U_a,U_b——研究期初和研究期末某一种土地利用类型的数量(hm²);T——研究时段长度,当T的时段设定为年时,K的值就是该研究区某种土地利用类型年动态度(或变化率)。如果K>0,则表示研究期内土地利用类型面积增加;K<0,表示研究期内土地

利用类型面积减少;K=0,表示研究期内土地利用类型面积没有变化。

2.2 土地利用程度模型

土地利用程度反映土地利用的广度和深度,它不仅反映了土地利用中土地本身的自然属性,同时也反映了人类因素与自然环境因素的综合效应。根据樊玉山等^[12]提出的土地利用程度综合分析方法,依据土地自然综合体在各种社会因素影响下的自然平衡状态将各种土地利用程度划分为若干级,并赋予分级指数,在此基础上再给出土地利用程度综合指数和土地利用程度变化模型的表达式。

土地利用程度综合指数模型为^[13]:

$$D = \sum_{i=1}^n (A_i \cdot C_i) \times 100 \quad (D \in [100, 400]) \quad (2)$$

式中:D——某区域土地利用程度综合指数;A_i——

区域内第 i 级土地利用程度分级指数, C_i ——区域内第 i 级土地利用程度分级面积百分比; n ——某区域土地利用程度分级数。

土地利用程度变化模型为^[14]:

$$\Delta D_{b-a} = D_b - D_a = \left\{ \left(\sum_{i=1}^n A_i \cdot C_{ib} \right) - \left(\sum_{i=1}^n A_i \cdot C_{ia} \right) \right\} \times 100$$

$$(D \in [100, 400]) \quad (3)$$

$$R = \frac{\sum_{i=1}^n (A_i \cdot C_{ib} - \sum_{i=1}^n (A_i \cdot C_{ia}))}{\sum_{i=1}^n (A_i \times C_{ia})} \times 100 \quad (4)$$

式中: ΔD_{b-a} ——土地利用程度变化量; R ——土地利用程度变化率; D_a 和 D_b ——时间 a 和时间 b 的研究区域土地利用程度综合指数; A_i ——第 i 级土地利用程度分级指数; C_{ia}, C_{ib} ——时间 a 和时间 b 第 i 级土地利用程度面积百分比。如果 $\Delta D_{b-a} > 0$ 或 $R > 0$, 则该区域土地利用处于发展期; 否则处于调整期或衰退期。

结合研究区特点及研究的目的, 依据土地利用程度分级标准^[15], 本研究将未利用或难利用土地归为未利用土地级, 分级指数为 1; 林地、草地、水体归为林、草、水用地级, 分级指数为 2; 耕地、园地、人工草地归为农业用地级, 分级指数为 3; 建设用地、城镇用地、居民点用地、工矿用地、交通用地归为城镇聚落用地级, 分级指数为 4。

2.3 土地利用结构信息熵模型

区域土地利用结构信息熵可综合反映该区域在一定时段内各种土地利用类型的动态变化及转化程度, 对区域土地利用结构调整具有一定指导意义^[16]。

(1) 土地利用结构信息熵。采用自然对数, 其计算公式为^[17-18]:

$$H = - \sum_{i=1}^N P_i \ln P_i \quad (5)$$

式中: H ——土地利用结构信息熵; P_i ——研究区各类土地面积占该区域土地总面积的百分比; N ——区域土地利用类型数量。

(2) 均衡度和优势度。基于土地利用结构信息熵公式, 可以构建区域土地利用结构的均衡度(J)^[19]:

$$J = H / H_{\max} = \frac{- \sum_{i=1}^N P_i \ln P_i}{\ln N} \quad (6)$$

式中: H_{\max} ——土地利用结构信息熵的最大值; 由于 $H \leq H_{\max}$, 故 J 区的变化区间为 $[0, 1]$, J 值越大, 表明区域中不同职能的土地利用类型越多, 各类用地的相差越小, 土地利用结构的均衡性越强。

(3) 基于均衡度的概念, 可以构建土地利用结构的优势度(I)^[18]:

$$I = 1 - J \quad (7)$$

式中: I ——土地利用的集中度 ($0 \leq I \leq 1$), 它是实际信息增量与最大信息增量之比, 反映了区域一种或几种土地类型支配该区域土地类型的程度, 与均衡度的意义相反。

3 结果与分析

3.1 德兴市土地利用结构动态变化

3.1.1 土地利用结构数量动态变化分析 从表 2 可知, 15 a 来德兴市其他用地面积快速减少, 建设用地面积则显著增加。从 2000—2005 年, 耕地、林地、水域、其他用地的土地利用类型动态度(K)均小于 0, 说明其面积在持续下降, 面积分别减少了 0.09%, 0.05%, 0.16% 和 0.02%; 而建设用地的 K 值大于 0, 说明面积在逐渐上升, 面积增幅达 1%。从 2005—2010 年, 耕地、林地和其他用地的 K 值均小于 0, 说明面积持续下降, 其减幅分别为 0.01%, 0.09% 和 0.45%, 且其他用地面积的下降速度在加快; 而水域和建设用地的 K 值大于 0, 说明面积上升, 其面积分别增加了 0.07% 和 1.39%, 其中建设用地面积的增加较上阶段的增加要迅速。从 2010—2014 年, 耕地、林地、水域、其他用地的 K 值表现趋势与第 1 阶段相似, 均小于 0, 说明其面积还在继续下降, 但面积降幅较第 2 阶段较小, 其面积减幅分别为 0.09%, 0.03%, 0.39% 和 0.49%; 而建设用地面积仍然呈现增长的趋势, 递增 0.74%。从 2000—2014 年来看, 耕地、林地、草地、水域、其他用地类型的 K 值均小于 0, 面积呈下降趋势, 而建设用地的 K 值大于 0, 其面积持续上升, 这可能与德兴市近年来加大对民生项目的用地和道路等基础设施等用地建设有关。

表 2 德兴市 2000—2014 年土地利用动态变化

土地利用类型	2000—2005 年		2005—2010 年		2010—2014 年	
	面积变化量/hm ²	动态度/%	面积变化量/hm ²	动态度/%	面积变化量/hm ²	动态度/%
耕地	-111.518	-0.09	-13.025 08	-0.01	-106.174 393	-0.09
林地	-386.932	-0.05	-736.061 752	-0.09	-241.003 67	-0.03
水域	-25.906	-0.16	11.029 413	0.07	-62.766 067	-0.39
建设用地	524.375 6	1.00	766.342 608	1.39	435.260 409	0.74
其他用地	-1.261 76	-0.02	-23.821 425	-0.45	-25.316 278	-0.49

3.1.2 土地利用程度动态变化分析 土地利用程度综合指数模型主要反映土地利用的广度和深度,同时能够反映区域土地利用的集约经营程度,适用于土地利用程度的综合评价。土地利用程度及其变化可以定量的表达该地区土地利用的综合水平和变化趋势。根据模型(2)~(4),计算出德兴市 2000,2005,2010,和 2014 年土地利用程度综合指数,从而得到 15 a 其土地利用程度变化值(表 3)。由表 3 可知,德兴市

2000,2005,2010 和 2014 年的土地利用综合指数分别为 221.30,221.75,222.50,222.87,低于全国平均水平的 231.92^[20-21],表明德兴市的土地利用程度不高。由表 3 还可知,德兴市在 2000—2014 年的土地利用程度变化量(ΔD_{b-a})和土地利用程度变化率(R)均大于 0,表明其土地利用处于发展时期。由此可知,从总体上来看德兴市土地利用处于快速发展时期。

表 3 德兴市土地利用程度变化量和变化率

指标	2000 年	2005 年	2010 年	2014 年	2000—2005 年	2005—2010 年	2010—2014 年
D_a	221.30	221.75	222.50	222.87	—	—	—
ΔD_{b-a}	—	—	—	—	0.45	0.45	0.37
R	—	—	—	—	0.20	0.34	0.17

注: D_a 为时间 a 的研究区域土地利用程度综合指数; ΔD_{b-a} 为土地利用程度变化量; R 为土地利用程度变化率。

3.2 德兴市土地利用结构信息熵动态变化

3.2.1 信息熵总体变化分析 土地利用信息熵的高低可以反映土地利用的均衡程度,熵值越高表明土地利用的类型越多,各土地利用类型面积的相差值越小^[22]。根据公式(5)~(7),对德兴市 2000—2014 年土地利用结构信息熵、均衡度和优势度进行计算,结果详见表 4。由表 4 可知,研究期内德兴市土地利用结构信息熵最低值为 0.663 9 Nat(2000 年),最高值为 0.681 4 Nat(2014 年),年均增长率为 0.18%;均衡度也呈波动上升态势,优势度却逐年降低。由此表

明,研究期内德兴市土地利用结构朝无序方向发展,土地利用类型的均衡性增强,单一类型的优势度降低。这可能是由于研究期内德兴市在耕地、林地、水域和其他用地的减少(分别减少 0.1%,0.65%,0.04%和 0.02%),而建设用地大幅增加(增长 0.83%)所致,这也是德兴市城市化和工业化带来的直接后果。然而,与全国土地利用结构信息(1.607 Nat)和均衡度(0.731)^[23]相比,发现前者明显低于后者。这说明德兴市土地利用系统的有序性高于全国,结构性强于全国土地利用系统。

表 4 2000—2014 年德兴市土地利用结构信息熵、均衡度和优势度

年份	土地利用结构/%					信息熵(H)/ Nat	均衡度(J)	优势度(I)
	耕地	林地	水域	建设用地	其他用地			
2000	11.73	81.13	1.57	5.04	0.51	0.663 9	0.412 5	0.587 5
2005	11.68	80.95	1.56	5.29	0.51	0.669 4	0.415 9	0.584 1
2010	11.67	80.60	1.56	5.66	0.50	0.678 7	0.421 7	0.578 3
2014	11.63	80.48	1.53	5.87	0.49	0.681 4	0.423 4	0.576 6

3.2.2 基于 GC 方法分析信息熵变化的驱动因素 土地利用结构信息熵和均衡度的变化,归根到底是土地利用结构的变化,因此有必要进一步对影响德兴市土地利用结构信息熵变化的驱动因素进行分析,从而了解其土地利用的变化机制,为区域土地利用结构的调整和优化服务,以实现土地资源的可持续利用。

影响土地利用结构变化的原因既包括自然驱动力和人为驱动力。在较短的时间尺度上,自然驱动力有着累积性效应,相对较为稳定,人为驱动力则相对较活跃^[24]。由于短时间内土地利用结构变化大都是人类通过各种土地利用活动造成的,因而分析土地利用结构变化的社会经济因素更为重要。本论文在坚持指标选取的科学性、系统性、主导性、目的性、可操

作性及数据可获取性等原则基础上,根据德兴市自然及社会经济发展状况,选取总人口数(X_1)、城市化水平(%)(X_2)、全社会固定资产投资总额(X_3)、财政收入(X_4)、社会消费品零售总额(X_5)、农村居民人均可支配收入(X_6)、人均 GDP(X_7)、第一产业产值(X_8)、第二产业产值(X_9)、第三产业产值(X_{10})、粮食总产量(X_{11})共 11 个指标对其土地利用结构信息熵的驱动因素进行灰色关联分析,通过比较子因素与信息熵因素间关联度的大小,以判断引起德兴市土地利用结构信息熵动态变化的主要因素与次要因素^[25]。

根据灰色关联分析的计算步骤和在最小信息原理下取分辨系数 $\rho=0.5$ 基础上^[25-26],将土地利用结构信息熵序列组 X_0 作为参考序列,社会经济等影响

因素序列组 X_i 作为比较序列,关联度用 γ_{oi} 表示,分析结果见表 5。由表 5 可知,2000—2014 年各驱动因素与德兴市土地利用结构信息熵的关联度由大到小依次为:人口总数>粮食总产量>城市化水平>第一产业增加值>农村居民人均可支配收入>第二产业

增加值>人均 GDP>社会消费品零售总额>第三产业增加值>财政收入>全社会固定资产投资。按照灰色关联度强中弱^[27]分析原则,与德兴市土地利用结构信息熵最密切的因素为粮食总产量、人口总数和城市化水平 3 个因素。

表 5 德兴市 2000—2014 年土地利用结构信息熵、关联度及其强弱排序

指标	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	X_{11}
关联度	0.979 0	0.933 0	0.501 2	0.513 7	0.575 9	0.660 6	0.587 2	0.678 8	0.633 1	0.554 1	0.971 0
排序	1	3	11	10	8	5	7	4	6	9	2

3.2.3 基于 VAR 模型的信息熵变化与主要驱动因素的动态相关性分析 根据德兴市 2000—2014 年相应数据,选取上述指标中关联度高且具有代表性的因子(即人口总数 X_1 ,城市化水平 X_2 ,粮食产量 X_{11} 3 个因子)与土地利用结构信息熵(H),通过 VAR 模型进一步确定德兴市土地利用结构变化与社会经济的相互关系。

(1) 数据平稳性检验。由于对时间序列数据进行自然对数变换不会改变数据的特征,却能使数据趋势线性化并一定程度上消除时间序列中的异方差,因此本研究在实证分析时采用各变量的对数值,分别表示为 LNH, LNX_1, LNX_2 和 LNX_{11} 。采用 Eview 8.0 软件对上述数据进行的处理与分析。然而,以时间序列数据为依据建立 VAR 模型,首先要保证变量是平稳的,

否则将产生“伪回归”现象。因此,本研究采用 ADF (augmented dickey-fuller) 检验方法对 LNH, LNX_1, LNX_2 和 LNX_{11} 进行单位根检验。如果 p 值大于 0.05 (或者 0.1, 或者 1%, 5%, 10% 水平下的临界值小于假设的 Augmented Dickey-Fuller 的值,则说明不能拒绝原假设,说明不平稳。反之,则拒绝原假设,说明平稳^[28])。采用 Eview8.0 软件检验的结果为时间序列 LNH, LNX_1, LNX_2 和 LNX_{11} 都为非稳定序列 (p 值大于 0.05),对一阶差分后的 4 个时间序列进行 ADF 检验,都是平稳序列,则说明 LNH, LNX_1, LNX_2 和 LNX_{11} 为一阶单整序列(表 6)。因此,本研究建立关于 $DLNH, DLNX_1, DLNX_2$ 和 $DLNX_{11}$ 的 VAR 模型来分析人口总数、城市化水平、粮食总产量与德兴市土地利用结构信息熵之间的动态关系。

表 6 变量的 ADF 检验结果

变量	检验形式 (c, t, k)	ADF 检验 统计值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	p 值	结果
LNH	($c, t, 0$)	-0.171 9	-4.057 9	-3.119 9	-2.701 1	0.920 5	不平稳
LNX_1	($c, t, 0$)	0.093 1	-4.004 4	-3.098 9	-2.690 4	0.952 7	不平稳
LNX_2	($c, t, 0$)	-2.430 2	-4.004 4	-3.098 9	-2.690 4	0.151 7	不平稳
LNX_{11}	($c, t, 0$)	-1.762 6	-4.004 4	-3.098 9	-2.690 4	0.381 6	不平稳
$DLNH$	($c, t, 1$)	-5.671 5	-4.057 9	-3.119 9	-2.701 1	0.000 7	平稳
$DLNX_1$	($c, t, 0$)	-3.609 1	-4.057 9	-3.119 9	-2.701 1	0.021 7	平稳
$DLNX_2$	($c, t, 0$)	-3.359 5	-4.057 9	-3.059 9	-2.701 1	0.033 3	平稳
$DLNX_{11}$	($c, t, 0$)	-3.420 8	-4.057 9	-3.119 9	-2.701 1	0.030 0	平稳

注:检验形式中 c, t 和 k 分别为单位根检验方程的常数项、时间趋势项和滞后阶数, D 为对应变量的一阶差分。

(2) VAR 模型脉冲响应函数及方差分解。脉冲响应函数 (impulse response function, IRF) 用来衡量来自随机扰动项的一个标准冲击对内生变量当前和未来取值的影响,能直观地刻画出变量之间的动态交互作用及其效应^[29]。首先对 $DLNH$ 与 $DLNX_1, DLNX_2, DLNX_{11}$ 建立 VAR 模型,并以此为基础模拟作脉冲响应函数曲线,结果如图 1 所示,横轴代表响应函数追踪期数(设定为 20 a),纵轴代表因变量对解释

变量的响应程度。 $DLNH$ 对其自身的一个标准差扰动具有明显的正向效应,由第 1 期最大值 0.000 78 后迅速下降到第 2 期的 0.000 15,随后开始上升再下降,上升下降波动几次后,到第 15 后才开始稳定但仍然呈现正向效应。 $DLNX_1$ 对 $DLNH$ 标准差的扰动一直呈现正向效应,在第 1 期达到最大值 0.000 9 后又迅速下降到第 4 期的 0.000 3,随后开始上升再下降,上升一下降趋势波动几次到第 15 后才开始逐渐

稳定但仍为正向效应。DLNX₂ 对 DLNH 标准差的扰动一直呈现正向效应,其变化趋势与 DLNH 对其自身的标准差扰动相似。DLNX₁₁ 对 DLNH 标准差的扰动基本呈正向效应,由第 1 期 0.000 1 迅速上升到第 3 期的 0.000 8,随后迅速下降到第 4 期的 -0.000 05,随后又上升到第 5 期的 0.000 4,然后再下降,到第 15 后这种上升一下降的变化逐渐减弱但仍为正向效应。这表明,长期人口总数、城市化和粮食总产量对德兴市土地利用结构信息熵变化基本呈现正向效应。

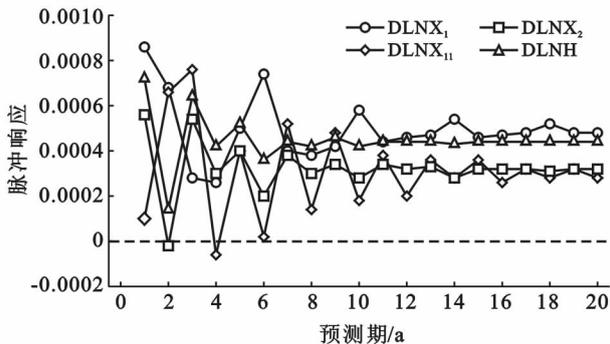


图 1 各驱动因素对 DLNH 的脉冲响应函数

方差分解 (variance decomposition, VD) 是把系统中各内生变量的变动按其成因分解为与方程随机扰动项相关联的各组成部分,从而了解每一个结构冲击对模型中内生变量的相对贡献率,得出不同结构冲击的重要程度^[30]。本文基于 VAR 模型和渐近解析法对 DLNX₁, DLNX₂, DLNX₁₁ 与 DLNH 进行方差分解,结果见图 2,横轴代表响应函数追踪期数(设定为 20 a),纵轴代表因变量对解释变量的方差贡献率(单位:百分数)。由图 2 可知,DLNH 方差受其自身和 DLNX₁ 的影响最大,整个期间的比重都分别保持在 22% 和 31% 以上。DLNX₁ 对 DLNH 的方差影响由第 1 期的 45.68% 上升到第 2 期的 47.43%,之后逐渐下降到第 5 期的 31%,到第 6 期又上升到 36.83%,之后又逐渐下降到第 9 期的 33.82%,随后又逐渐上升直至第 14 期后均稳定在 35% 以上。DLNX₁₁ 对 DLNH 的方差影响由第 1 期的 0.58% 上升到第 3 期的 26.64%,而后逐渐下降且随着时间推移减弱程度有所下降。DLNX₂ 对 DLNH 的方差影响由第 1 期的 19.74% 下降到第 2 期的 12.52%,之后逐渐上升到第 5 期的 17.11%,到第 6 期又下降到 15.63%,之后又逐渐上升,到第 11 期后这种上升一直稳定在 16% 以上。结合前面脉冲响应分析,这说明长期内人口总数和城市化水平对德兴市土地利用结构信息熵变化有促进作用,但粮食总产量对其方差贡献度会随时间推移有所减弱。

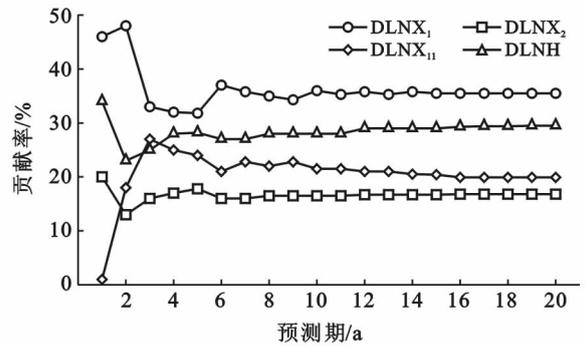


图 2 各驱动因素对 DLNH 的方差分解图

4 结论

(1) 2000—2014 年德兴市耕地、林地、草地、水域、其他用地类型的 K 值均小于 0,而建设用地的 K 值大于 0,土地利用程度变化量和土地利用程度变化率均大于 0,说明德兴市耕地、林地、草地、水域、其他用地类型面积下降,建设用地面积上升,土地利用还处于发展时期;2000,2005,2010 和 2014 年的土地利用综合指数表示为 221.30,221.75,222.50 和 222.87,则说明德兴市的土地利用程度不高。

(2) 德兴市土地利用结构信息熵年均增长率为 0.18%,均衡度呈上升态势,优势度降低,说明研究期内德兴市土地利用结构朝无序方向发展,土地利用类型的均衡性增强,单一类型的优势度降低。

(3) 2000—2014 年各驱动因素与德兴市土地利用结构信息熵的关联度大小为:人口总数 > 粮食总产量 > 城市化水平 > 第一产业增加值 > 农村居民人均可支配收入 > 第二产业增加值 > 人均 GDP > 社会消费品零售总额 > 第三产业增加值 > 财政收入 > 全社会固定资产投资,其中人口总数、粮食总产量和城市化水平是影响德兴市土地利用结构信息熵的主要因素。

(4) 长期来看,人口总数、城市化水平和粮食总产量对土地利用结构信息熵均有一个正向冲击影响作用,这种影响在达到一个高点以后又逐渐降低并趋于稳定;从方差分解可知,土地利用结构信息熵变化有 27% 以上是其自身的贡献获得的,而人口总数、城市化水平和粮食总产量对其变化的贡献率分别在 34.9%,16.1% 和 21.3% 以上。

[参 考 文 献]

- [1] 侯碧屿,曹孟磊,刑哲,等.北京市永定河流域土地利用格局变化及图谱分析[J].林业调查规划,2011,36(6): 5-9.
- [2] 陈国成,张美灵,林翠生.基于景观生态学的区域土地利用结构变化特征:以尤溪县为例[J].山西师范大学学报:自然科学版,2010,24(2):100-104.

- [3] 阎水玉,王祥荣.城市河流在城市生态建设中的意义和应用方法[J].城市环境与城市生态,1999,12(6):36-38.
- [4] Coskun H G, Alganci U, Usta G. Analysis of land use change and urbanization in the Kucukcekmece water basin (Istanbul, Turkey) with temporal satellite data using remote sensing and GIS[J]. Sensors, 2008, 8(11): 7213-7223.
- [5] Li Junxiang, Song Chonghe, Cao Lu, et al. Impacts of landscape structure on surface urban heat islands: A case study of Shanghai, China[J]. Remote Sensing of Environment, 2011, 115(12): 3249-3263.
- [6] Zhao Anzhou, Zhu Xiufang, Liu Xianfeng, et al. Impacts of land use change and climate variability on green and blue water resources in the Weihe River basin of northwest China[J]. Catena, 2016, 137: 318-327.
- [7] 李永乐,吴群,舒帮荣.城市化与城市土地利用结构的相关研究[J].中国人口·资源与环境,2013,23(4):104-110.
- [8] 林茂森,王殿武,刘玉珍,等.城市河流健康威胁与生态修复[J].沈阳大学学报:自然科学版,2015,27(3):197-200.
- [9] 刘树坤.城市河流的治理与研究展望[J].水利科技与经济,2012,18(1):1-3.
- [10] 吴建平.遥感影像解译精度的分析[J].遥感信息,1992(2):17-18.
- [11] 秦伟,朱清科,左长清,等.大规模植被重建背景下的黄土高原流域土地利用时空演变[J].水土保持学报,2014,28(5):43-50.
- [12] 樊玉山,刘纪远.西藏自治区土地利用[M].北京:科学出版社,1992.
- [13] 鲁春阳,齐磊刚,桑超杰.土地利用变化的数学模型解析[J].资源开发与市场,2007,23(1):25-28.
- [14] 鲁春阳,罗奇,陈照永.土地利用动态变化的模型分析[J].喀什师范学院学报,2006,27(6):25-28.
- [15] 周雷,宋戈.土地利用结构变化定量分析及预测:以哈尔滨市为例[J].哈尔滨商业大学学报:社会科学版,2008,(6):14-16,24.
- [16] 谭永忠,吴次芳.区域土地利用结构的信息熵分异规律研究[J].自然资源学报,2003,18(1):112-117.
- [17] 黄木易.快速城市化地区的土地利用与景观格局演变特征分析:以杭州市区为例[J].安徽农业科学,2011,39(19):11874-11876,11880.
- [18] 林珍铭,夏斌,董武娟.基于信息熵的广东省土地利用结构时空变化分析[J].热带地理,2011,31(3):266-271.
- [19] 陈彦光,刘继生.城市土地利用结构和形态的定量描述:从信息熵到分数维[J].地理研究,2001,5(2):146-152.
- [20] Zhang Jixian, Liu Zhengjun, Sun Xiaoxia. Changing landscape in the three gorges reservoir area of Yangtze River from 1977 to 2005: Land use/land cover, vegetation cover changes estimated using multi-source satellite data[J]. International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation, 2009, 11(6): 403-412.
- [21] 张靓,曾辉.基于 MODIS 数据的内蒙古土地利用/覆被变化研究[J].干旱区资源与环境,2015,29(1):31-36.
- [22] 樊风雷.珠江三角洲核心区域土地利用时空变化遥感监测及其生态环境效应研究[D].北京:中国科学院研究生院,2007.
- [23] 毛良祥,林燕华.基于信息熵的我国土地利用结构动态变化研究[J].国土资源科技管理,2008,25(6):48-51.
- [24] 刘耀彬,陈志,杨益明.基于信息熵的武汉城市土地利用空间结构变动分析[J].资源开发与市场,2004,20(5):335-337.
- [25] 邓聚龙.灰理论基础[M].湖北武汉:华中科技大学出版社,2002.
- [26] 胡银根,蔡国立,徐小峰,等.基于灰色关联分析的武汉市建设用地扩张驱动力实证研究[J].水土保持通报,2014,34(6):214-218.
- [27] 范建刚.1983—2004年陕西粮食产量和主要投入要素的灰色关联分析[J].干旱地区农业研究,2007,25(3):209-212.
- [28] 李晓兵.我国 CPI 与粮食价格指数的动态关系研究:基于 VAR 模型的实证研究[J].铜陵学院学报,2013(2):33-36.
- [29] 马德,刘岳.基于 VAR 模型的西部地区中小企业信贷融资实证分析:以新疆为例[J].新疆社会科学,2012(6):30-36.
- [30] 黄向梅,夏海勇.人口城市化与经济增长、产业结构间的动态关系:以江苏省为例[J].城市问题,2012(5):60-64.