

基于信息熵的产业结构与土地利用结构优化的相关性分析

——以呼和浩特市为例

田桐羽, 玉梅, 苏虹 (内蒙古师范大学地理科学学院, 内蒙古呼和浩特 010022)

摘要 以呼和浩特市市域为研究区域, 结合 2009—2015 年该市土地利用变更数据及产业经济相关的统计年鉴数据, 采用信息熵模型研究法和线性回归分析法, 对土地利用结构动态变化的信息熵及其与产业投资结构、产业产值结构的相关性进行分析。结果表明: 第一、二、三产业投资水平与土地利用信息熵变化间的相关性依次为强负相关、弱负相关和强正相关, 而三次产业产出水平与土地利用信息熵变动间的相关性依次表现为强负相关、强正相关和弱正相关。研究成果对提高区域土地利用结构的均质性和利用效率具有重要意义。

关键词 土地利用; 产业结构; 相关性分析; 信息熵; 呼和浩特市

中图分类号 F301.2 **文献标识码** A **文章编号** 0517-6611(2018)07-0006-04

Correlation Analysis of the Industrial Structure and Optimization of the Land Use Structure Based on Information Entropy—A Case Study of Hohhot

TIAN Tong-yu, YU Mei, SU Hong (Geographical Institute of Inner Mongolia Normal University, Hohhot, Inner Mongolia 010022)

Abstract Taking the administrative region of Hohhot as the study area, combined with the change data of land use of Hohhot and the statistical data of industrial economy during 2009-2015, based on information entropy method and linear model research, we analyzed information entropy of land use structure dynamic change and its correlation with the structure of industrial investment and the structure of industrial output value. The results showed that: The correlation between the investment level of the first, second and third industry and the land use information entropy respectively was obvious negative correlation, obscure positive correlation and obvious positive correlation, meanwhile the correlation between the output benefit level of the three industries and the information entropy of regional land use respectively was obvious negative correlation, obvious positive correlation and obscure positive correlation. The research results are of great significance to improve the uniformity and efficiency of the regional land use structure.

Key words Land use; Industrial structure; Correlation analysis; Information entropy; Hohhot

区域土地利用的规模扩缩和性质转变是一个自然因素和经济因素相互作用、相互联系的过程。土地资源的自然要素赋予用地的功能布局的可能性和合理性, 而经济要素才是决定土地利用范围、结构的关键因素, 特别是产业结构对土地利用结构的发展特征有着导向性的作用^[1]。因此, 进行土地利用结构重新配置和优化决策时必须着重分析国民经济各行业部门的生产效率及其与不同类型用地的对应关系。

呼和浩特市是以工业为主体、以高新技术产业、商业贸易、旅游业等为主导产业的综合性城市^[2]。从区域土地利用结构优化的研究意义上来看, 当前该市的经济产业结构发展仍处于第二产业向第三产业转型升级的关键时期, 迫切需要优化原有工矿用地结构, 逐步消除粗放式、分散式的工业用地布局现象, 合理制定三大产业用地优化政策, 促进农用地特别是耕地面积的长期稳定和城市建设用地利用效率的提升^[3]。笔者首先采用信息熵建模法对 2009—2015 年呼和浩特市市域土地利用结构中各用地类型的转化程度进行分析和概括, 再借助 Excel 数据分析工具将产业结构中各类产业的产值、固定投资完成额与土地利用结构的信息熵值进行线性回归分析, 得出影响土地利用结构转变的主要产业因素。

1 研究方法与数据来源

1.1 研究方法

1.1.1 信息熵模型法。信息熵用来表示对某一随机现象发

生过程所产生的信息量或信息速率的度量结果^[4]。相应地, 土地利用结构的信息熵就是指能够度量某一区域一定时期内各种土地利用类型的数目多少和规模均匀程度的方法, 即熵值越大, 说明区域各类用地的规模相差越小, 用地类型越丰富, 土地利用结构越显得成熟完善^[5]。其计算公式具体表述如下^[4,6]:

$$H = - \sum_{i=1}^n P_i \ln P_i \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

式中, H 是信息熵, 单位为比特, 熵值高低代表用地类型的丰富程度和各类用地面积分布的均匀程度^[7]; n 是用地类型总数量; P_i 为某类型用地面积占土地利用总面积的百分比。

1.1.2 多元线性回归分析法。多元回归建模分析是指对存在相关关系的多个要素之间建立函数表达方程式并分析其各要素间的数量关系特征。多元回归建模分析的过程包含 3 个步骤, 即建立回归模型、检验统计量值、诊断模型合理性等^[8]。在建模的过程中, 对于非线性数据模型应通过合理的转化关系变为线性模型, 且多元线性回归模型的近似方程式表现为^[9]:

$$\hat{y} = a + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_m x_m$$

式中, m 为自变量个数; b_1, b_2, \dots, b_m 为偏回归系数项; a 为常数项。对 F 值、 t 值等统计量值的检验是诊断模型和总结问题的关键步骤, 由此可推知回归模型的合理性和原始数据的真实性。该研究以信息熵 H 为参数因变量估计值, 且以三次产业各产业产值及其固定资产投资完成额为自变量来进行线性回归和相应统计量检验。

1.2 数据来源 该研究所采用的数据涵盖了土地利用变更和经济产业结构调整等发展领域统计资料, 其中呼和浩特市土

基金项目 内蒙古师范大学研究生科研创新基金资助项目(CXJJS17098)。

作者简介 田桐羽(1993—), 女, 河北石家庄人, 硕士研究生, 研究方向: 城市地理与地理信息系统。

收稿日期 2017-11-30; **修回日期** 2017-12-07

地利用变更状况数据主要来自于 2009—2015 年呼和浩特市土地利用变更调查数据,而产业结构发展方面的数据主要来自同期的《内蒙古统计年鉴》和《呼和浩特经济统计年鉴》。

2 结果与分析

2.1 基于信息熵的土地利用结构动态变化分析

区域土地利用结构是该区域不同产业部门或职能部门在有限空间内因地制宜对土地资源予以配置的表现,且随着区域的经济、政治、文化和社会的全方位发展,不同性质、功能用地之间相互影响、相互转换,使区域土地利用结构呈现出持续动态的发展过程^[10]。因此,对土地利用结构进行动态变化分析需要以土地利用的定性分类为基本依据,根据《土地利用现状分类标准》(GB/T 21010—2007)一级类的用地名称和研究区域土地利用现状,划分为农用地、建设用地和其他用地三大类,且这三大类用地及其具体部门用地之间在用地规模与用地性质方面均会产生相互作用、转化的现象,从而带动整体土地利用结构逐步实现优化完善。

在定性划分依据的基础上进行 2009—2015 年单一用地占比变化趋势分析的定量分析。就农用地、建设用地和其他用地三大类用地占比的变化态势而言,如图 1 所示,农用地占比最大,达到 89% 左右,并自 2009 年以来呈逐年缓慢波动减少的发展趋势,这是由农用地的具体单一类型用地的变化趋势来决定的。如表 1 所示,其中除了发展经济作物、供应制造业原材料的园地规模有较大增长幅度外,其他农用地如耕地、林地、草地均呈波动减少的变动态势;建设用地所占比重虽然目前维持在 5%~7%,但其逐年平均增长幅度较大,特别是城镇及工矿用地的比重自 2009 年以来一直呈现快速增长的态势,而交通运输用地在 2014、2015 年才呈现出高速扩张的趋势,预计建设用地占比在未来仍将保持大幅上升的态势。同时,在用地面积总比重一定的前提下,建设用地整体规模占比的上升与农用地规模占比的减少趋势形成鲜明对比,这说明为顺应社会经济发展的需要而使部分农用地逐步转化为建设用地,尤其是林地和草地的转化数量较大。值得注意的是,包括未利用地在内的其他用地占比有逐步缓慢增加的变化态势,2009—2015 年增加了 0.12 个百分点,达到 4.72%,并有进一步扩大的趋势,这种现象表明现阶段对土地利用尚不合理,存在土地污染、退化的问题,其在很大程度上是由于传统式工业生产、建设用地粗放式的利用方式等人为不当的经济活动造成的。因此,为了保护土地的生态环境,完成农用地特别是耕地的基本保有量目标,需要对建设用地的总量扩张予以严格的控制,对低效闲置的建设用地进行科学规划和再利用。

在对 2009—2015 年各类用地占比变化趋势定量分析的基础上,运用信息熵模型得出关于历年整体用地结构的信息熵,以此进行区域整体土地利用结构发展的完善程度的研究。如图 2 所示,对 2009—2015 年土地利用结构信息熵值的变化趋势进行分析,从宏观角度来看历年熵值均处于 1.40~1.50,并呈缓慢波动提升的趋势,表明现期熵值仍然较低,土地利用结构均质度尚待进一步提升。但就其微观的变化而

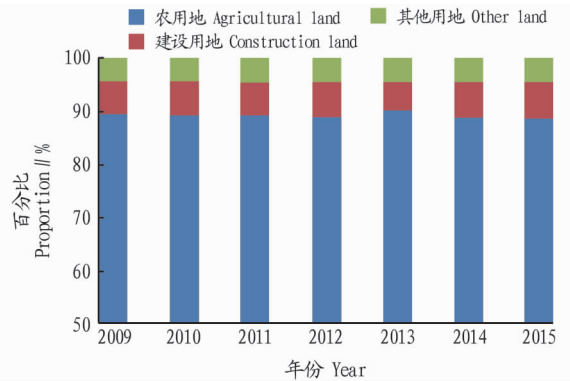


图 1 2009—2015 年呼和浩特市农用地、建设用地和其他用地土地利用结构变化

Fig. 1 Agricultural land, construction land and other land in Hohhot during 2009 - 2015

言呈现出缓升—急降—急升—缓升的连续 V 形的态势,2009—2012 年间信息熵值由 1.457 升至 1.472,土地利用结构的均质度逐渐提高,耕地、林地等农用地向城镇用地、交通运输用地有序转换,而 2012—2013 年熵值异常下降至 1.427,出现了建设用地向农用地大量反补的现象,如图 1 和表 1 所示,建设用地占比降至 5.28% 而农用地的占比增至近 90.00%,农用地的各类型用地面积占比均明显增加而建设用地类型中的交通运输用地占比锐减至 0.10%,说明现期土地利用结构发展的稳定性和土地利用总体规划的预见性有所欠缺。2013—2015 年信息熵值再提升至 1.479,建设用地占农用地的面积大幅增加,使得土地利用结构的均匀性日益凸显,但对于各类建设用地合理布局仍有待深入的规划和调整。

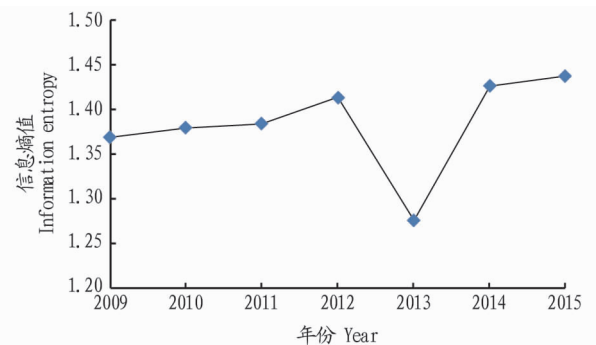


图 2 2009—2015 年呼和浩特市土地利用结构变化信息熵值变化

Fig. 2 Changes of information entropy of land use structure in Hohhot during 2009 - 2015

2.2 土地利用结构与产业结构的相关性研究

2.2.1 土地利用结构信息熵与产业投资结构的相关性

不同产业用地的配套生产环境对于提升产业市场竞争力和土地利用效率具有重要意义,而产业投资是反映不同性质用地所附资源的价值以及加速三次产业所属的不同功能用地合理布局与集约利用的关键要素^[11]。为了简化自变量的数目和增加相关性分析结果的直观度,将根据 20 大类国民经济行业部门分的固定投资完成额的统计数据按克拉克产业分类内容归纳到三次产业中^[12],构建关于三次产业的投

表1 2009—2015年土地利用结构变更情况

Table 1 Changes of land use structure in Hohhot during 2009—2015

%

年份 Year	农用地 Agricultural land				建设用地 Construction land		其他用地 Other land			
	耕地 Cultivated land	园地 Garden	林地 Woodland	草地 Grassland	城镇及工矿用地 Towns, industrial and mining land	交通运输用地 Land for transportation	水域及水利设施用地 Water and water conservancy facilities	设施农用地 Facilities farmland	未利用地 Unused land	
2009	32.895	0.221	21.513	34.630	4.911	1.233	3.057	0.228	1.313	
2010	32.884	0.220	21.477	34.557	4.978	1.246	3.047	0.278	1.313	
2011	32.852	0.218	21.432	34.509	5.025	1.297	3.036	0.181	1.449	
2012	32.681	0.287	21.384	34.490	5.094	1.357	3.029	0.350	1.327	
2013	33.091	0.290	21.654	34.924	5.173	0.103	3.067	0.354	1.344	
2014	32.590	0.284	21.344	34.450	5.221	1.386	3.026	0.380	1.318	
2015	32.622	0.280	21.321	34.313	5.313	1.428	3.021	0.407	1.296	

资结构,即把农、林、牧、渔业归入第一产业中;将采矿业,制造业,电力、热力、燃气及水生产和供应业,建筑业4个工业经济部门归入到第二产业中;将批发和零售业、交通运输、仓储和邮政业、住宿和餐饮业、信息传输、软件和信息技术服务业、金融业、房地产业等14个商业服务业经济部门归入第三产业中^[13-14],从而形成与三次产业产值结构相对应的固定投资结构。在对2009—2015年各国民经济部门固定资产投资完成额按三次产业汇总的基础上,做2009—2015年土地利用结构信息熵与三次产业固定投资完成额的线性回归分析,并得出如下回归分析方程式:

$$\hat{H} = 1.469\ 669\ 48 - 0.000\ 738\ 77u_1 - 0.000\ 071\ 31u_2 + 0.000\ 140\ 75u_3$$

式中, \hat{H} 表示土地利用结构信息熵的估计值; u_1 、 u_2 、 u_3 分别表示第一、二、三产业固定投资完成额。从模型统计量值检验的角度来看,就回归系数的个体显著性而言,回归系数 u_1 、 u_2 、 u_3 的 t 统计量值分别为 $t_{u_1} = -2.277$ 、 $t_{u_2} = -0.481$ 、 $t_{u_3} = 2.172$,当显著性水平 $\alpha = 0.15$ 、临界值 $t_{0.15,3} = 1.924$ 时,第一产业 t_{u_1} 和第三产业 t_{u_3} 的绝对值大于临界值 $t_{0.15,3}$ 且置信度分别达到89.28%和88.17%,说明回归系数 t_{u_1} 和 t_{u_3} 具有较高显著性和可靠性;而第二产业 t_{u_2} 的绝对值大于临界值 $t_{0.70,3} = 0.424$ 、小于临界值 $t_{0.65,3} = 0.502$ 且其置信度仅为33.63%,表明回归系数 t_{u_2} 有着较高的共线性和偶然性。通过观察对比上述 t 值检验结果和回归系数值的大小及其正负性,可初步推断出以下结论:第一产业固定投资额与土地利用结构变更间具有相当显著的负相关性;第二产业固定投资额与土地利用结构变化间呈现较模糊的负相关性;第三产业固定资产投资额与土地利用结构变化间呈现有相对显著的正相关性。即第一、三产业固定投资额的变化对土地利用结构空间均质性发展的影响最为凸显,形成这种经济现象的可能原因在于区域农用地土地资源质量下降、开始注重农用地集中投资建设与集约化利用,以及商业和服务业发展前景、投资环境日益优越,均使得农用地占地面积明显减少并大量转换为城镇用地和交通运输用地。

2.2.2 土地利用结构信息熵与产业产值结构的相关性。与产业投资结构对土地利用结构变化的作用主要和土地原始质量及其生产潜力联系紧密的现象不同,各次产业的产值结构对土地利用结构的影响是产业部门对相应产业用地的利用效率和生产效益的直接反映,即产值结构对土地利用变化

的干预作用主要与土地利用方式有关^[14]。以2009—2015年呼和浩特市第一、二、三产业的产值为自变量,以土地利用结构信息熵为因变量对土地利用结构变更与产值水平作线性回归分析,并得出如下多元线性回归方程式:

$$\hat{H} = 1.374\ 878\ 62 - 0.002\ 570\ 99v_1 + 0.000\ 425\ 78v_2 + 0.000\ 030\ 51v_3$$

式中, \hat{H} 表示土地利用结构的信息熵值, v_1 、 v_2 、 v_3 分别表示第一、二、三产业产值。对于3个回归系数的显著性检验而言,回归系数 v_1 、 v_2 、 v_3 的 t 统计量值分别为 $t_{v_1} = -2.567$ 、 $t_{v_2} = 1.917$ 、 $t_{v_3} = 0.965$,当显著性水平 $\alpha = 0.1$ 、临界值 $t_{0.1,3} = 2.353$ 时,只有第一产业产值的 t 统计量绝对值大于临界值 $t_{0.1,3}$ 且其置信度达到91.73%;又当显著性水平 $\alpha = 0.16$ 、临界值 $t_{0.16,3} = 1.860$ 时,第二产业产值的 t 统计量值大于临界值 $t_{0.16,3}$,同时其置信度可达到84.88%;而只有当显著性水平 $\alpha = 0.41$ 、临界值 $t_{0.41,3} = 0.955$ 时,第三产业产值的 t 统计量值才能大于临界值 $t_{0.41,3}$ 且置信度为59.41%。对上述 t 值检验结果和回归系数值的大小及其正负性进行比较,可以发现三次产业产值回归系数 v_1 、 v_2 、 v_3 中,第一产业产值 v_1 与土地利用结构变化的相关关系最为凸显,呈现出显著的负相关变化趋势,而第三产业产值与土地利用结构发展的相关性较为模糊,呈现出相对笼统或偶然的正相关性,第二产业产值与土地利用结构变化间可呈现出更显著的正相关性。因此,就产值结构对土地利用结构信息熵变化的影响来说,第一、二产业产值增减是土地利用结构空间均匀性发展的主要驱动力因素,而形成这种关系的主要原因在于农业现代化生产技术的大力发展和新兴高新技术工业园区的开发,而使农用地持续补充城镇工矿用地,进而推动各类用地规模和布局的整体均匀程度的提升。

3 结论

(1)对2009—2015年呼和浩特市土地利用结构中单一类型用地动态变化趋势和整体布局均质程度的分析可以发现,耕地、林地、草地等农用地面积的整体减少趋势与城镇及工矿用地、交通运输用地等建设用地面积的总体增加趋势形成相互作用、相互转换的发展关系,同时其他用地的面积也在缓慢增加,促进土地利用结构整体布局均匀度即信息熵的波动上升。

(2)通过对土地利用结构信息熵与三次产业固定投资结构的相关性分析得出,第一、二、三产业固定投资与土地利用

结构变化之间的相关性分别为负相关、负相关和正相关,且第一产业固定投资的增长对土地利用结构均质性发展的影响程度远大于二、三产业固定投资,而第二产业固定投资的增长对土地利用结构信息熵变化的作用力远低于第一、三产业。因此,适当加大第一、三产业的投资额和缩小第二产业的投资额不仅有助于进一步优化产业结构,相应地,第一产业的用地规模将会缩减而第三产业的用地数量会得到补充,对于优化调整土地利用结构也具有重要意义。

(3)就土地利用结构信息熵变化与三次产业产值结构的相关性分析而言,第一、二、三产业产值与土地利用结构空间转化之间分别呈现出负相关、正相关和正相关的相关性,且它们对土地利用结构变化的影响力由第一产业至第三产业渐次减弱。因此,鉴于农用地面积缩小无碍于第一产业产值上升,而建设用地面积的减少则有可能阻碍第二、三产业生产效益的增长,特别是第二产业对用地支撑作用的依赖程度较高,在完成农用地基本保有量目标的基础上适当将农用地转换为建设用地特别是城镇住宅用地、商服用地和交通运输用地,带动第三产业产值发展,而对工矿用地则也可予以适度转换为交通运输用地,以促进整体产业结构优化和生产

效益提升。

参考文献

- [1] 冯年华. 略论产业结构优化与土地利用结构调整[J]. 人文地理, 1995, 10(3): 64-67.
- [2] 郝润梅, 赵明. 呼和浩特市土地利用景观生态系统功能研究[M]. 北京: 中央民族大学出版社, 2012: 41.
- [3] 呼和浩特市人民政府. 呼和浩特市土地利用总体规划[A]. 呼和浩特市国土资源局, 2011-12-10.
- [4] 冯尚友. 信息熵与最大熵原理[J]. 水利电力科技, 1995, 22(3): 24-29.
- [5] 张秋月, 严金明. 东莞市双转型背景下产业结构与土地利用结构关系研究[J]. 经济研究参考, 2013(11): 65-69.
- [6] 耿晓伟. 西安市产业结构与土地利用结构关系研究[J]. 地下水, 2012, 34(1): 173-175.
- [7] 王秀兰, 李雪瑞, 冯仲科. 基于信息熵原理的北京城市扩展研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(3): 89-92.
- [8] 陈彦光. 基于 Excel 的地理数据分析[M]. 北京: 科学出版社, 2010: 20-25.
- [9] 徐建华. 现代地理学中的数学方法[M]. 2版. 北京: 高等教育出版社, 2002: 51.
- [10] 杨于成. 城市土地利用结构与产业结构关系研究: 以柳州市为例[D]. 武汉: 华中农业大学, 2012: 11-13.
- [11] 黄金鑫. 工业园区土地利用综合效益评价理论与实证研究[D]. 重庆: 重庆大学, 2007: 58.
- [12] 李小建. 经济地理学[M]. 2版. 北京: 高等教育出版社, 2006: 174.
- [13] 国家质量监督检验检疫总局, 国家标准化管理委员会. 国民经济行业分类: GB/T 4754—2011[S]. 北京: 中国标准出版社, 2011.
- [14] 孟媛, 张凤荣, 姜广辉, 等. 北京市产业结构与土地利用结构的关系研究[J]. 地域研究与开发, 2011, 30(3): 108-111, 139.

(上接第 5 页)

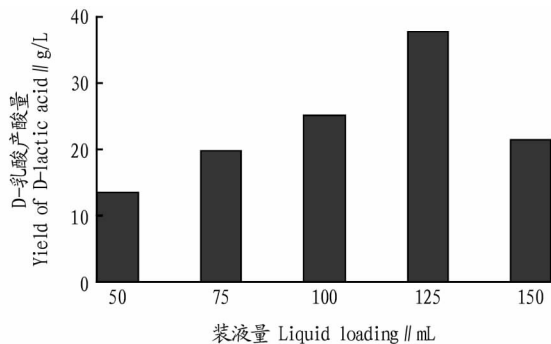


图 5 不同装液量对 D-乳酸产酸量的影响

Fig. 5 Effect of different liquid loading on D-lactic acid production

2.6 不同发酵周期对 D-乳酸产酸量的影响 由图 6 可知,在 72 h 内, D-乳酸的产酸量随着时间的增长而增加,而在 72 h 以后, D-乳酸的产酸量开始减少,故确定 72 h 为最佳发酵周期。

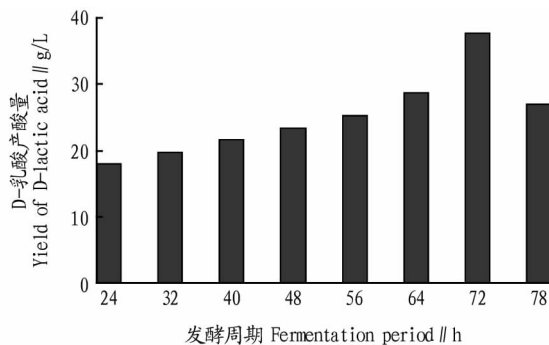


图 6 发酵周期对 D-乳酸产酸量的影响

Fig. 6 Effect of fermentation period on D-lactic acid production

3 结论

通过试验得到产 D-乳酸的德氏乳杆菌保加利亚亚种发酵工艺条件为葡萄糖添加量 7%, 生长温度 42 °C, 发酵周期 72 h, 初始 pH 6.5, 接种量 10%, 装液量 125 mL/250 mL, 此时产酸量最高, 为 37.8 g/L。

参考文献

- [1] CORMA A, IBORRA S, VELTY A. Chemical routes for the transformation of biomass into chemicals [J]. *Chem Rev*, 2007, 107(6): 2411-2502.
- [2] 李媛, 徐书景, 张庆, 等. 采用钠盐调酸发酵生产 D-乳酸的工艺研究[J]. 河北师范大学学报(自然科学版), 2014, 38(3): 297-300.
- [3] 刘联杰, 周安盛, 方聪明, 等. 产 D-乳酸葡萄糖芽孢乳杆菌的诱变及发酵条件研究[J]. 湖北农业科学, 2014, 53(20): 4936-4940.
- [4] 崔小明. 乳酸的生产应用及市场前景[J]. 四川化工与腐蚀控制, 2002, 5(2): 37-41.
- [5] 吕九琢, 徐亚贤. 乳酸应用、生产及需求的现状与预测[J]. 北京石油化工学院学报, 2004, 12(2): 32-36.
- [6] 周丽, 田康明, 陈献忠, 等. 微生物发酵产光学纯度 D-乳酸研究进展[J]. 中国生物工程杂志, 2010, 30(10): 114-124.
- [7] 刘娟, 王刚, 张明磊, 等. D-乳酸产生菌的研究进展[J]. 微生物学杂志, 2016, 36(1): 96-99.
- [8] 王刚, 刘娟, 陈光, 等. 产 D-乳酸假膜明串珠菌生长特性分析[J]. 湖北农业科技, 2016, 55(5): 1239-1241.
- [9] 刘海燕, 李应彪, 徐幸莲, 等. 德氏乳杆菌增殖培养基的优化研究[J]. 现代食品科技, 2008, 24(11): 1160-1163.
- [10] 刘联杰. 产 D-乳酸菌株的选育及发酵过程优化[D]. 武汉: 湖北工业大学, 2014.
- [11] 许婷婷, 柏中中, 何冰芳. D-乳酸研究制备进展[J]. 化工进展, 2009, 28(6): 991-996.
- [12] 于培星. 高产 D-乳酸生产菌株的选育[J]. 中国食品添加剂, 2010(4): 796-800.
- [13] 郑志, 姜绍通, 潘丽军. EDTA 定钙法测定发酵液中乳酸含量的探讨[J]. 食品科学, 2003, 24(3): 102-105.
- [14] 金其荣, 张继民, 徐勤. 有机酸发酵工艺学[M]. 北京: 中国轻工业出版社, 1997: 402-404.
- [15] 李银锦. D-乳酸高产菌株的选育、发酵条件的优化及代谢通量分析[D]. 天津: 天津大学, 2007.
- [16] 王伟. 德氏乳杆菌发酵性能研究及发酵工艺优化[D]. 哈尔滨: 东北农业大学, 2012.