

郝瑞彬. 基于 RLI 的粮食单产变化因素分解模型及实证研究——以河北省为例[J]. 江苏农业科学, 2016, 44(10): 579–582.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2016.10.163

基于 RLI 的粮食单产变化因素分解模型及实证研究 ——以河北省为例

郝瑞彬

(唐山师范学院资源管理系, 河北唐山 063000)

摘要:为了揭示河北省粮食单产变化的时序特征及其决定因素, 利用 1993—2013 年相关数据, 基于改进的拉氏因素分解方法, 构建粮食单产变化的因素分解模型, 从作物和区域的角度对河北省粮食单产变化进行定量分解。结果表明: 河北省粮食单产呈明显上升趋势, 但单产变化的稳定性降低; 从单产变化的作物贡献看, 小麦和玉米的单产变化效应最大, 对河北全省单产变化的平均贡献率达 108.91%; 从单产变化的区域贡献看, 邯郸、沧州、邢台和保定发挥主导作用, 其中邯郸市对河北全省粮食单产变化的贡献最大; 从生产力效应和结构效应的综合作用看, 生产力效应是粮食单产变化的主导因素, 平均贡献率达 76.43%, 而粮食结构效应贡献相对较小, 平均贡献率为 23.57%。

关键词:河北省; 粮食单产; 因素分解; 实证研究; 拉氏因素分解法(RLI)

中图分类号: F326.11 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2016)10-0579-04

粮食安全一直是政府和学术界关注的热点问题^[1-2], 对我国而言, 粮食安全的核心就是有效供给问题。2015 年中央一号文件提出要“不断增强粮食生产能力”, 这是我国在农业资源短缺、开发过度、污染加重的资源环境约束下保障粮食有效供给的必然选择, 而不断提升单产则是不断增强粮食生产能力的主攻方向^[3]。

粮食单产决定于特定区域不同粮食作物单产和粮食种植结构 2 个因素, 区域粮食单产的变化可以理解为由各作物单产水平变化和作物结构变化共同作用的结果。理解粮食单产的变化, 需要对导致粮食单产变化的 2 个因素进行分解, 才可以解释单产变化在多大程度上源于各作物自身单产水平的变化、作物结构的变化, 再定量把握 2 个因素对单产变化的作用方向和强度, 为区域粮食生产决策提供科学依据。相关分析^[4]、回归分析^[5]、主成分分析^[6]、灰色关联分析^[7]等“间接”定量分析方法无法对这 2 个因素进行分解, 而因素分解技术则可以。因素分解是研究事物变化机理的一种分析技术, 它通过数学恒等式的形式变换, 将目标变量分解成若干关键因素, 进而将目标变量的变化分解成若干部分, 与相应关键因素一一对应, 再定量分离各因素对总指标变化的贡献^[8]。

目前, 应用相对成熟的因素分解方法有对数平均迪氏分解法(log mean Divisia index method, LMDI)和改进的拉氏因素分解法(refined Laspeyres index method, RLI), 2 种方法各有其适用条件和限制因素^[9], 共同点是可实现完全分解, 不存在残差的“剩余”问题, 已经在能源和环境等领域得到广泛应用^[10-12]。

朱晶等就粮食内部种植结构变化对粮食产量变动的影响做过分解分析, 分析中涉及粮食作物的单产效应和结构效应,

但是分解方法尚有待探讨^[13]; 刘玉等将 LMDI 方法应用于区域粮食生产变动的分解研究中, 取得了较好的效果, 但是由于适用性的限制, LMDI 技术无法应用到粮食单产变化的因素分解中^[14-15]; 金涛等利用 RLI 方法对江苏省粮食单产的空间差异进行研究, 实现了单产变化 2 种效应的分解^[16], 但是利用该方法对省域粮食单产变化的作物贡献、区域贡献及时空差异的研究还鲜有报道。

河北省是全国 13 个粮食主产省(区)之一, 在全国粮食生产格局中占有重要地位。1990—2013 年河北省粮食产量由 2 356.75 万 t 增长到 3 857.86 万 t, 增加了 1 501.11 万 t, 其中单产、播种面积的贡献量分别为 1 672.72 万、-171.60 万 t, 贡献率分别为 111.43%、-11.43%, 可见稳定并提高单产是河北省粮食生产发展的关键。鉴于此, 本研究尝试以河北省为例, 在单产时序变化特征分析的基础上, 采用 RLI 方法, 从作物和区域 2 个层面对粮食单产变化进行定量分解, 探究单产变化的直接动力来源, 试图为其他区域的相关研究和河北省粮食生产决策提供参考。

1 研究方法与数据来源

1.1 研究方法

本研究用 Sun 提出的 RLI 模型^[17]。以 2 因素系统为例, 模型推导过程如下: 假设系统 $v = xy$, 则 v 在时期 $t = 0$ 到 t 的变化公式:

$$\Delta v = v_t - v_0 = x_t y_t - x_0 y_0 = (x_0 + \Delta x)(y_0 + \Delta y) - x_0 y_0 = y_0 \Delta x + x_0 \Delta y + \Delta x \Delta y。$$

式中: $y_0 \Delta x$ 、 $x_0 \Delta y$ 分别为时期 $t = 0$ 到 t 因素 x 、 y 的变化对 Δv 的影响; $\Delta x \Delta y$ 为残差。Sun 针对残差“剩余”问题提出“联合创造和平均分配”原理(jointly created and equally distributed), 通过将 $\Delta x \Delta y$ 平均分配给因素 x 、 y , 解决了因素分解过程中的“剩余”问题^[17]。

由此, 系统 $v = xy$ 变化的完全分解模型可表示为 $\Delta v =$

收稿日期: 2015-08-28

基金项目: 河北省社会科学基金(编号: HB15YJ013)。

作者简介: 郝瑞彬(1975—), 男, 河北承德人, 硕士, 副教授, 研究方向为区域农业发展、粮食安全。E-mail: haorbyz@sina.com。

$$v_i - v_0 = x_{\text{eff}} + y_{\text{eff}}, x_{\text{eff}} = y_0 \Delta x + \frac{1}{2} \Delta x \Delta y, y_{\text{eff}} = x_0 \Delta y + \frac{1}{2} \Delta x \Delta y。$$

式中: x_{eff} 、 y_{eff} 分别为因素 x 、因素 y 的变化对 Δv 的贡献。

1.2 粮食单产变化因素分解模型

由于一个区域的粮食总产量是该区域内各粮食作物单产与相应作物播种面积乘积之和, 所以该区域的粮食单产则为各粮食作物单产的加权平均值, 权重就是相应粮食作物的种植份额, 即:

$$\bar{p} = \sum p_i c_i。 \quad (1)$$

式中: \bar{p} 为区域粮食加权平均单产, kg/hm^2 ; p_i 为粮食作物 i 的单产, kg/hm^2 , c_i 为粮食作物 i 的种植份额。

由式(1)可知, 粮食单产提高的途径有 2 条: 一是各作物自身单产水平的提高; 二是作物种植结构的变化, 由于不同粮食作物单产水平存在差异, 通过高产作物替代低产作物的种植, 可以在各作物自身单产水平不变、甚至降低的情况下实现平均单产的提高^[13]。据此, 可以将区域粮食平均单产的变化分解为各作物单产变化的效应和作物种植结构变化的效应, 本研究分别称之为作物生产力效应和作物结构效应。根据 RLI 模型, 区域粮食平均单产变化的完全分解模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta \bar{p} &= \bar{p}_t - \bar{p}_0 = p_{\text{eff}} + c_{\text{eff}}; \\ p_{\text{eff}} &= \sum \Delta p_i c_i^0 + \frac{1}{2} \sum \Delta p_i c_i; \\ c_{\text{eff}} &= \sum \Delta c_i p_i^0 + \frac{1}{2} \sum \Delta p_i c_i。 \end{aligned}$$

进一步可以得到粮食单产变化的作物贡献分解模型, 各作物的贡献也包括生产力效应和结构效应 2 个部分, 其测算公式:

$$\begin{aligned} p_{\text{eff-sec}} &= \Delta p_i c_i^0 + \frac{1}{2} \sum \Delta p_i \Delta c_i; \\ c_{\text{eff-sec}} &= \sum \Delta c_i p_i^0 + \frac{1}{2} \sum \Delta p_i \Delta c_i; \end{aligned}$$

同理, 由于一个区域的粮食总产量也是该区域内各辖区粮食平均单产与粮食作物播种面积乘积的和, 所以该区域粮食单产也可以表示为各辖区粮食平均单产的加权平均值, 权重就是相应辖区粮食作物的种植份额, 即:

$$\bar{p} = \sum \bar{p}_i d_i; \quad (2)$$

式中: \bar{p} 为区域粮食加权平均单产, kg/hm^2 ; \bar{p}_i 为辖区 i 粮食的平均单产, kg/hm^2 ; d_i 为辖区 i 粮食作物的种植份额。据此, 可以得到粮食单产变化的区域贡献分解模型:

$$\begin{aligned} \Delta \bar{p} &= \bar{p}_t - \bar{p}_0 = \bar{p}_{\text{eff}} + d_{\text{eff}}; \\ \bar{p}_{\text{eff}} &= \sum \Delta \bar{p}_i d_i^0 + \frac{1}{2} \sum \Delta \bar{p}_i \Delta d_i; \\ d_{\text{eff}} &= \sum \Delta d_i \bar{p}_i^0 + \frac{1}{2} \sum \Delta \bar{p}_i \Delta d_i。 \end{aligned}$$

同样, 各辖区的贡献也包括生产力(平均单产)效应和结构效应 2 个部分, 其测算公式:

$$\begin{aligned} \bar{p}_{\text{eff-sec}} &= \Delta \bar{p}_i d_i^0 + \frac{1}{2} \sum \Delta p_i \Delta d_i; \\ d_{\text{eff-sec}} &= \sum \Delta d_i \bar{p}_i^0 + \frac{1}{2} \Delta p_i \Delta d_i。 \end{aligned}$$

1.3 数据来源

研究中所用河北省及其下辖各市粮食产量、粮食作物播种面积数据均取自相应年份的《河北省经济年鉴》, 限于数据

获取条件, 只选取 1993—2013 年数据进行分析; 本研究中以各地级市数据为准, 各市数据相加得到全省数据; 根据河北省内各市粮食统计数据特征, 本研究将粮食作物划分为小麦、玉米、稻谷、大豆、薯类和其他共 6 类, 其中其他类粮食作物数据由河北全省粮食总产量和总播种面积减去 5 大类粮食作物的产量和播种面积获得。

2 结果与分析

2.1 河北省粮食单产变化的时序特征

1993—2013 年河北省粮食单产变化在年际间略有波动, 总体呈上升趋势。1993 年粮食单产为 3 660.53 kg/hm^2 , 2013 年增长至 6 094.95 kg/hm^2 , 年均增长率为 2.70%; 20 年中有 6 年增长率为负, 14 年增长率为正, 波动幅度为 -4.79% ~ 10.36%。为了进一步了解粮食单产的稳定性状况, 此处引入

离差系数进行评价, 其计算公式: $C_v = \frac{S}{\bar{X}} = \frac{1}{\bar{X}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n-1}}$ 。

式中: C_v 为离差系数; S 为标准差; X_i 为某年粮食加权平均单产, kg/hm^2 ; \bar{X} 为研究期粮食加权平均单产的均值, kg/hm^2 ; n 为年数。离差系数反映数据间离散程度, 离差系数越小, 数据间的离散程度越小, 波动性越弱, 稳定性越强, 反之亦然^[18]。

如表 1 所示, 时序区间 I 表明河北省粮食单产变化存在不太明显的“强—弱—强—弱”周期性波动, 离差系数最大差值 0.150 0; 时序区间 II 则表明河北省粮食单产离散程度随时间变化有增大的趋势。粮食单产波动的直接原因即单产变化的作物生产力效应和作物结构效应, 以下将通过因素分解对此进行深入分析。

表 1 1993—2013 年河北省粮食单产离差系数变化

时序区间 I	离差系数	时序区间 II	离差系数
1993—1997 年	0.188 4	1993—1997 年	0.188 4
1998—2002 年	0.040 5	1993—2002 年	0.190 2
2003—2007 年	0.047 4	1993—2007 年	0.219 4
2008—2013 年	0.038 4	1993—2013 年	0.248 7

2.2 河北省粮食单产变化的因素分解

2.2.1 河北省粮食单产变化的作物贡献 依据单产变化的作物贡献分解模型, 计算 1993—2013 年河北省小麦、玉米、稻谷、大豆、薯类和其他等 6 类粮食作物各自单产变化和种植比例变化对全省平均单产变化的贡献, 计算结果(表 2、表 3)显示: (1) 从各作物效应的作用方向看, 1993—2013 年小麦、玉米和薯类 3 类作物的单产变化效应为正值, 合计提升区域粮食单产 2 671.15 kg/hm^2 ; 其他 3 类作物的单产变化效应为负值, 合计降低区域粮食单产 236.72 kg/hm^2 , 6 类作物综合作用使单产提高 2 434.43 kg/hm^2 。

(2) 从各作物效应的绝对贡献量看, 6 类作物生产力效应对粮食单产变化的贡献大小顺序是小麦 > 玉米 > 薯类 > 其他 > 大豆 > 稻谷, 作物结构效应的贡献大小顺序是玉米 > 其他 > 大豆 > 薯类 > 小麦 > 稻谷, 因各作物效应作用方向不同, 综合效应贡献大小顺序则是玉米 > 小麦 > 其他 > 大豆 > 稻谷 > 薯类。其中玉米和小麦效应作用方向与全省平均单产变动方向一致, 且贡献的绝对数量最大, 在区域粮食平均单产变化中起绝对的主导作用, 平均贡献率达 108.91%。因此, 稳

表 2 粮食单产变动作物因素分解——生产力效应的时序特征

时序区间	单产变化总效应 (kg/hm ²)	作物生产力效应 (kg/hm ²)							生产力效应贡献率 (%)
		小麦	玉米	稻谷	大豆	薯类	其他	合计	
1993—1998 年	1 112.63	503.32	245.20	11.46	26.08	45.38	49.30	880.74	79.16
1998—2003 年	-44.43	24.64	-127.55	-30.39	5.45	-10.70	-16.57	-155.11	349.11
2003—2008 年	959.71	207.84	511.00	23.15	16.68	34.67	7.68	801.03	83.47
2008—2013 年	406.51	209.60	77.11	1.50	-0.94	30.08	16.54	333.88	82.13
1993—2013 年	2 434.43	945.40	705.77	5.72	47.27	99.44	56.95	1 860.55	76.43

表 3 粮食单产变动作物因素分解——作物结构效应的时序特征

时序区间	单产变化总效应 (kg/hm ²)	作物结构效应 (kg/hm ²)							结构效应贡献率 (%)
		小麦	玉米	稻谷	大豆	薯类	其他	合计	
1993—1998 年	1 112.63	81.45	275.56	23.14	-37.45	-14.35	-96.45	231.89	20.84
1998—2003 年	-44.43	-129.14	343.69	-50.50	-36.75	21.44	-38.07	110.68	-249.12
2003—2008 年	959.71	32.82	285.62	5.49	-37.05	-82.89	-45.31	158.68	16.53
2008—2013 年	406.51	-62.22	172.27	2.05	-27.06	-3.72	-8.70	72.63	17.87
1993—2013 年	2 434.43	-77.08	1 077.14	-19.82	-138.32	-79.52	-188.52	573.88	23.57

定玉米、小麦单产及其播种面积是未来河北省进一步提高粮食平均单产的重点之一。

(3) 从各作物生产力效应和结构效应的变化趋势看, 6 类作物生产力效应总体上呈倒“U”形变化趋势, 即在 1998—2003 年间生产力效应出现明显滑坡, 但各作物变化(波动)的规律性并不明显, 这体现不同年份、农业生产条件和投入水平, 尤其是农业气象条件对各作物单产的综合影响。

而一个区域内由于各粮食作物间存在直接的争地关系, 某粮食作物种植比例的提升, 必然意味着其他某种作物种植比例的下降, 因此 6 类作物结构效应变化的规律性相对明显。玉米结构效应均为正值, 意味着玉米种植比例总体上是调增的, 对粮食单产起提升作用; 大豆和其他 2 类作物结构效应均为负值, 意味着其种植比例总体上是调减的, 可降低粮食单产。各粮食作物种植比例间的变化体现了相对高、低产作物间的种植替代, 而深层原因则是各作物经济效益的差异, 近期

粮食结构调整对区域粮食单产变化的影响日益显著, 已经成为提升单产、粮食增产的重要途径。

(4) 从研究期作物因素分解效应的平均状况看, 各作物生产力效应和结构效应分别提升区域粮食单产 1 860.55、573.88 kg/hm², 对区域粮食单产增加的贡献率分别为 76.43%、23.57%, 这表明生产力效应对河北省粮食单产变化起主导作用, 也意味着通过农业科技进步、中低产田改造等实现各作物自身单产水平的提高是未来河北省稳定并提高粮食单产的根本。但粮食种植结构调整也是粮食单产变化的直接动力来源之一, 虽然结构效应的平均贡献相对较小, 但不同时期差异较大, 其作用不容忽视。进一步测算粮食结构调整的单产提升潜力、分析其影响, 对区域粮食生产的持续发展有重要意义。

2.2.2 河北省粮食单产变化的区域贡献 依据单产变化的区域贡献分解模型, 计算河北省下辖 11 个地级市平均单产效应(表 4)和结构效应(表 5)对全省粮食平均单产变化的贡献。

表 4 粮食单产变动区域因素分解——平均单产效应的时序特征

时序区间	平均单产效应 (kg/hm ²)										
	石家庄市	唐山市	秦皇岛市	邯郸市	邢台市	保定市	张家口市	承德市	沧州市	廊坊市	衡水市
1993—1998 年	89.19	53.94	16.80	149.02	146.63	192.17	128.78	45.77	139.06	58.38	96.75
1998—2003 年	52.84	79.61	35.87	97.38	107.99	110.66	62.18	101.76	178.90	67.08	61.47
2003—2008 年	52.84	79.61	35.87	97.38	107.99	110.66	62.18	101.76	178.90	67.08	61.47
2008—2013 年	26.78	8.22	-7.49	167.28	53.61	80.14	42.59	-9.97	28.67	3.61	35.79
1993—2013 年	152.87	96.44	21.47	429.80	351.00	341.08	202.13	49.32	370.25	109.39	225.25

表 5 粮食单产变动区域因素分解——作物结构效应的时序特征

时序区间	作物结构效应 (kg/hm ²)										
	石家庄市	唐山市	秦皇岛市	邯郸市	邢台市	保定市	张家口市	承德市	沧州市	廊坊市	衡水市
1993—1998 年	-16.10	-10.59	-1.17	13.00	32.56	-47.94	-13.02	-12.89	15.56	-7.69	44.42
1998—2003 年	11.02	-11.25	-21.03	2.40	-49.25	2.76	-13.33	6.56	70.99	-3.29	8.37
2003—2008 年	11.02	-11.25	-21.03	2.40	-49.25	2.76	-13.33	6.56	70.99	-3.29	8.37
2008—2013 年	-26.89	6.94	0.39	-22.01	1.36	-21.66	4.93	28.77	19.39	-17.10	3.15
1993—2013 年	62.29	-49.06	-21.03	39.62	34.15	-21.37	-43.63	14.02	60.17	-63.85	74.11

(1) 从表 4 的平均单产效应看, 除秦皇岛市和承德市在 2008—2013 年间粮食单产出现小幅度下滑之外, 其余 9 个市粮食平均单产均呈持续增长趋势, 但是增长速度明显降低。从总体状况看, 邯郸市、沧州市、邢台市和保定市 4 个市在全省平均单产提高过程中起主导作用, 贡献率达 63.52%。各

地级市平均单产效应的综合作用使河北省粮食平均单产提高 2 349.00 kg/hm²。

(2) 从表 5 的作物结构效应看, 石家庄市、邯郸市、邢台市、承德市、沧州市和衡水市为正值, 说明这 6 个地级市的粮食播种面积增速高于河北全省播种面积平均增速, 从而提升

河北全省平均单产;其他5个地级市粮食结构效应均为负值,表明其粮食播种面积增速低于河北全省播种面积平均增速,从而降低河北全省平均单产。各地级市结构效应综合作用使河北省粮食平均单产提高85.42 kg/hm²。

(3)从平均单产效应和结构效应的综合作用看,11个地级市均为正值,变化方向与全省平均状况相同,可提升河北全省粮食平均单产。从各地级市平均单产效应和结构效应绝对数量看,邯郸市对河北全省粮食平均单产的影响最大,其次分别是沧州市、邢台市、保定市、衡水市、石家庄市、张家口市、承德市、唐山市、廊坊市,影响最小的是秦皇岛市。各市综合效应大小反映各市粮食平均单产高低及变化幅度、各市粮食播种面积占全省比例及变化幅度的综合影响。

3 结论及讨论

(1)1993—2013年间河北省粮食单产略有波动,呈明显上升趋势,平均单产提高2 434.43 kg/hm²,但从单产数据的离差系数看,单产的稳定性有所降低。

(2)从单产变化的作物贡献角度看,小麦和玉米的单产变化效应对全省粮食单产变化起主导作用,平均贡献率达108.91%。

(3)从单产变化的区域贡献角度看,邯郸市、沧州市、邢台市和保定市起主导作用,尤其是邯郸市对全省粮食单产变化的平均贡献率最大。

(4)从生产力效应和结构效应的综合作用看,生产力效应是粮食单产变化的主导因素,贡献率达76.43%,但粮食结构效应的贡献不容忽视。

定量分解粮食单产变化的生产力效应和结构效应,可以进一步明确单产变化的2个直接动力来源,除为区域粮食生产决策提供科学依据外,对与粮食单产有关的其他研究也有一定的理论意义。在区域耕地的投入—产出分析、耕地集约利用评价等理论研究中,粮食单产通常被用作耕地产出水平的重要测度指标之一,当单位耕地上投入发生变化时,产出(单产)通常也要发生变化,要准确评价单位投入变化量的产出变化量,必须将粮食作物种植结构变化导致的产出变化(结构效应)去除,笼统地使用平均单产进行相关测算必然导致结果出现偏差^[19-20]。

参考文献:

- [1]刘忠,李保国.基于土地利用和人口密度的中国粮食产量空间化[J].农业工程学报,2012,28(9):1-8.
- [2]樊闽,程锋.中国粮食生产能力发展状况分析[J].中国土地科学,2006,20(4):46-51.
- [3]党安荣,阎守邕,王世新. GIS 在中国粮食单产空间变化研究中的应用[J]. 地理科学,1999,19(3):205-210.
- [4]高金兰,马晓群,张庆国,等. 安徽省粮食单产趋势变化及主要经济因素影响分析[J]. 中国农学通报,2013,29(3):108-115.
- [5]谢彦明,高淑彬. 粮食单产影响因素的计量分析[J]. 新疆农垦经济,2005(12):5-8,20.
- [6]朱晓磊,辛存林,卢李朋,等. 山西省粮食生产的时空变化和驱动因子分析[J]. 中国农学通报,2014,30(8):82-88.
- [7]王亚伟,韩珂. 河南省粮食单产变化趋势及影响因素分析[J]. 干旱地区农业研究,2012,30(4):242-247.
- [8]刘玉,高秉博,潘瑜春,等. 基于 LMDI 模型的黄淮海地区县域粮食生产影响因素分解[J]. 农业工程学报,2013,29(21):1-10.
- [9]Ang B W. Decomposition analysis for policymaking in energy: which is the preferred method? [J]. Energy Policy,2004,32(9):1131-1139.
- [10]陈东景. 我国工农业水资源使用强度变动的区域因素分解与差异分析[J]. 自然资源学报,2012,27(2):332-343.
- [11]史红亮,陈凯. 我国钢铁业能源消耗强度变动及因素分析——基于分解模型的实证分析[J]. 软科学,2012,26(1):36-41.
- [12]李艳梅,张雷,程晓凌. 中国碳排放变化的因素分解与减排途径分析[J]. 资源科学,2010,32(2):218-222.
- [13]朱晶,李天祥,林大燕,等. “九连增”后的思考:粮食内部结构调整的贡献及未来潜力分析[J]. 农业经济问题,2013(11):36-43.
- [14]刘玉,高秉博,潘瑜春,等. 基于 LMDI 模型的中国粮食产量变化及作物构成分解研究[J]. 自然资源学报,2014,29(10):1709-1720.
- [15]金涛,陶凯刚. 江苏省粮食生产时空变化的耕地利用因素分解[J]. 资源科学,2013,35(4):758-763.
- [16]金涛,张森,陆建飞. 江苏省粮食单产空间差异的因素分解[J]. 地理与地理信息科学,2014,30(5):48-53.
- [17]Sun J W. Changes in energy consumption and energy intensity: a complete decomposition model [J]. Energy Economics, 1998, 20(1):85-100.
- [18]何秀丽,张平宇,刘文新. 东北地区粮食单产的时序变化及影响因素分析[J]. 农业现代化研究,2006,27(5):360-363.
- [19]邵晓梅,王静. 小城镇耕地集约利用评价方法比较研究——以浙江省慈溪市为例[J]. 长江流域资源与环境,2008,17(1):93-97.
- [20]张金萍,秦耀辰. 县域粮食单产及其生产投入因素的空间异质性——以河南省为例[J]. 自然资源学报,2011,26(3):373-381.

(上接第430页)

- [6]Chen Q S, Zhao J W, Fang C H, et al. Feasibility study on identification of green, black and Oolong teas using near-infrared reflectance spectroscopy based on support vector machine (SVM) [J]. Spectrochimica Acta, Part a, 2007, 66(3):568-574.
- [7]蔡健荣,刘兵,李永平,等. X射线成像技术判别蚕茧性别[J]. 农业工程学报,2012,28(8):275-279.
- [8]杨丹,赵海滨,龙哲,等. MATLAB 图像处理[M]. 北京:清华大学出版社,2013.
- [9]MATLAB 中文论坛. MATLAB 神经网络 30 个案例分析[M]. 北京:北京航空航天大学出版社,2010.
- [10]马啸,袁洪福,宋春风,等. 衰减全反射红外光谱法快速分类和识别多种食用油的方法[J]. 光谱学与光谱分析,2015,35(7):1879-1884.
- [11]岳田利,彭帮柱,袁亚宏,等. 基于主成分分析法的苹果酒香气质量评价模型的构建[J]. 农业工程学报,2007,23(6):223-227.
- [12]Zhang J H, Qi L J, Ji R H, et al. Cotton diseases identification based on rough sets and BP neural network [J]. Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering, 2012, 28(7):161-167.