

李忠良,张余庆,陈 成. 西藏农业产值影响因子敏感性分析[J]. 江苏农业科学,2021,49(2):209-217.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2021.02.037

西藏农业产值影响因子敏感性分析

李忠良¹, 张余庆², 陈 成³

(1. 南京信息工程大学地理科学学院, 江苏南京 210044; 2. 淮阴师范学院, 江苏淮安 223001;

3. 南京信息工程大学大气科学学院, 江苏南京 210044)

摘要:通过建立经济-气候模型探究西藏自治区农业产值的影响要素并量化其贡献率,分析各影响要素对农业总产值的敏感性。结果表明,1990—2016 年农作物播种面积、农业机械总动力、年均气温对西藏农业总产值的贡献表现为正向作用,农业机械能提高土地的精耕程度,增加单位面积产值;温度升高能提高农作物的光合作用能力,同时可扩大适宜种植面积;而劳动力数量、化肥施用量、年降水量则表现为负向作用,可能是由于市场经济条件下劳动力和化肥的成本相对较高,而农作物的经济收益相对较低,导致其对西藏农业总产值的贡献率为负。年降水量增加,可能是因为降水过多时云量增多,而辐射减少,当地的土壤含水量过高会导致土壤实际蒸散发变大,这样会使近地面的温度降低,农作物光合作用能力降低而不利于产量提高。另外,年降水量对产量若是正向影响,而市场需求是一定的,可能导致单价的降低,从而导致总产值下降。农作物播种面积(A)、农业机械总动力(M)、劳动力数量(L)和年平均气温(T)是敏感参数,化肥施用量(F)和年降水量(P)为不敏感参数,这与各要素变化影响农业总产值的贡献程度相吻合。该结果对西藏地区农业生产和经济发展规划具有指导意义和政策价值。

关键词:Cobb-Douglas 模型;Extend FAST;气候变化;农业产值;影响因子;敏感性;西藏

中图分类号:F323.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2021)02-0209-08

农业作为社会的发展源泉,为人类的生存和社会的发展提供基础的物质资料,是支撑整个国家经济不断发展的保障。我国作为农业大国,在国民经济的发展中农业起着至关重要的作用^[1-3]。农业产值的变化受很多要素的影响,因此在全球气候变化背景下研究各要素对农业产值的影响具有积极意义,可为指导农业生产和农业格局的调整提供参考^[3-5]。西藏地处高寒气候区,独特的气候下形成特殊的农业结构,农业产值受气候和社会经济影响显著^[6]。近年来,气候变化已是不争的事实,联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)第5次报告指出,自19世纪后期以来,全球平均升温 $0.85\text{ }^{\circ}\text{C}$ ($0.65\sim1.06\text{ }^{\circ}\text{C}$)^[7],与1951年相比,全球陆面过程的平均降水量减少,而极端的降水事件表现为增加趋势。已有研究结果表明,西藏地区的增温幅度

明显高于全球及我国平均水平^[8-10];1986—2015 年年均气温、年均最高气温和年均最低气温均表现为线性上升趋势^[11],每10年的增温幅度约为 0.60 、 0.69 、 $0.68\text{ }^{\circ}\text{C}$;年降水总体增多,波动较大^[12]。目前针对西藏全区农业产值影响因子的研究较少,而西藏具有特殊的地理环境和垂直气候带,同时农作物播种面积、农业机械、劳动力等社会生产要素也对农业产值有极其重要的影响^[13-14]。现阶段关于粮食产值的研究多着重于研究其影响要素,并取得了丰硕的成果,但是仍存在部分局限性,主要体现在现有研究大多立足于单变量和农业产值的关系分析,未考虑多变量共同作用的影响,这增加了研究结果的不确定性。此外,现有研究大多数未综合考虑气候要素和社会生产要素对农业产值的影响。因此,气候要素和独特气候环境下的农业生产对农业产值的影响研究对区域的农业生产和经济发展规划具有指导意义和政策价值。本研究分析1990—2016年西藏地区的气候变化趋势,建立经济-气候模型探究区域气候变化对研究区农业产值的影响和各要素的贡献率,通过敏感性分析模型分析各要素的敏感性系数。

收稿日期:2020-01-15

基金项目:江苏省普通高校研究生科研创新计划(编号:CXZZ13_0524);国家自然科学基金青年基金(编号:41907384)。

作者简介:李忠良(1986—),男,山东临沂人,博士研究生,主要从事3S集成与气象应用研究。E-mail:doctorlizl@126.com。

通信作者:张余庆,讲师,主要从事流域水文模拟与气候诊断研究。

E-mail:8201711019@hytc.edu.cn。

1 研究区概况与研究方法

1.1 研究区概况与数据

西藏自治区地处我国西南部,位于 $26^{\circ}50' \sim 36^{\circ}53'N, 78^{\circ}25' \sim 99^{\circ}06'E$, 总的地势由西北向东南倾斜,地形复杂多样,景象万千;受地形和海拔影响气候类型多样,藏南藏北气候差异较大。

本研究使用的气象数据获取于国家气象科学数据中心 (<http://data.cma.cn/>), 选取西藏区域 1990—2016 年地面气象观测站的逐日气象数据, 包括日平均气温、日降水量。农业相关数据来自《西藏统计年鉴》。

1.2 研究方法

1.2.1 线性倾向估计 用 x_i 表示样本量为 n 的气候要素变量, t_i 表示 x_i 所对应的时间, 采用一元线性回归方程建立 x_i 与 t_i 之间关系: $\hat{x}_i = a + bt_i$ 。回归方程可认为是线性回归最简单的特殊形式, 通过一条合理的直线表征 x_i 与其时间 t_i 之间的关系。其中 a 为回归常数, b 为回归系数 (即弹性系数), a 和 b 采用最小二乘法估算, 其对应的最小二乘法估计为

$$\begin{cases} b = \frac{\sum_{i=1}^n x_i t_i - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^n x_i) (\sum_{i=1}^n t_i)}{\sum_{i=1}^n t_i^2 - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^n t_i)^2} \\ a = \bar{x} - b \bar{t} \end{cases} \quad (1)$$

式中: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$; $\bar{t} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i$, 根据回归系数和相关系数间的关系计算得到时间 t_i 与变量 x_i 之间的相关系数

$$r = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n t_i^2 - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^n t_i)^2}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} (\sum_{i=1}^n x_i)^2}} \quad (2)$$

1.2.2 曼 - 肯德尔法 曼 - 肯德尔 (Mann - Kendall) 法作为非参数统计检验方法, 也被称为无分布检测方法。这种方法的优点是检验样本不须要遵循指定的分布规律, 样本中存在的少数异常值不会影响检验结果, 非常适用于顺序变量和类型变量。假设时间序列 x 的样本大小为 n , 构造秩序列

$$s_k = \sum_{i=1}^k r_i, k=2, 3, \dots, n. \quad (3)$$

其中

$$r_i = \begin{cases} 1, & x_i > x_j \\ 0, & x_i \leq x_j \end{cases} \quad j=1, 2, \dots, i. \quad (4)$$

式中: 秩序列 s_k 的含义为时间点 i 对应的数值大于

时间点 j 对应的数值的累积数量。假设时间序列符合随机独立分布, 定义统计量

$$UF_k = \frac{[s_k - E(s_k)]}{\sqrt{var(s_k)}}, k=1, 2, \dots, n. \quad (5)$$

式中: $UF_1 = 0$; $E(s_k)$ 、 $var(s_k)$ 表示累计数 s_k 的均值和方差, 可以通过公式 (6) 计算得到; 在 x_1, x_2, \dots, x_n 是相互独立且具有相同的连续分布情况下,

$$\begin{cases} E(s_k) = \frac{k(k-1)}{4} \\ var(s_k) = \frac{k(k-1)(2k+5)}{72} \end{cases}, k=2, 3, \dots, n. \quad (6)$$

UF_i 称作标准正态分布, 它是根据给定时间序列 x 的顺序 x_1, x_2, \dots, x_n 计算得到的统计序列。对于给定显著性水平 α 的情况下, 如果 $|UF_i| > U_\alpha$ (即 95% 置信水平), 就表示该序列具有显著变化趋势。对时间序列进行逆序排列, 得到其逆序列 x_n, x_{n-1}, \dots, x_1 , 重复上述的计算过程, 同时使 $UB_k = -UF_i$ ($k=n, n-1, \dots, 1$), $UB_1 = 0$ 。

1.2.3 Cobb - Douglas 模型 研究技术进步的经典理论是 Cobb - Douglas 生产函数以及索洛模型。C - D 模型是 $Y = A_0 e^{gt} K^\alpha L^\beta$, 索洛模型是 $Y = A(t) f(K, L)$ 。这 2 种理论认为资本投入、劳动投入以及技术投入是作用于经济增长的要素。基于 C - D 生产函数, 其一般形式表现为 $Y = Ae^{gt} K^\alpha L^\beta M^\gamma$ 。其中, $\alpha + \beta + \gamma$ 表现为生产函数的规模报酬水平。如果 $\alpha + \beta + \gamma > 1$, 即为规模报酬递增; 如果 $\alpha + \beta + \gamma < 1$, 则为规模报酬递减; 当 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ 时, 则表示规模报酬不变。根据索洛模型 $Y = A(t) f(K, L, M)$ 得到 $\frac{\Delta Y}{Y} = \alpha \frac{\Delta K}{K} + \beta \frac{\Delta L}{L} + \gamma \frac{\Delta M}{M} + \varepsilon$, 即 $y = \alpha k + \beta l + \gamma m + \varepsilon$ 。据此, 可以进一步计算技术进步指标对经济增长产生的贡献率是 $E_A = (y - \alpha k - \beta l - \gamma m) / y$, 资本投入、劳动投入和土地投入对经济增长的贡献率分别为 $E_K = \alpha k / y$, $E_L = \beta l / y$, $E_M = \gamma m / y$ 。

农业生产是光照、温度、水分和气 (CO_2) 等自然要素和人类活动共同作用的共同体。为了量化研究气候要素和人类活动影响农业产值的程度, 分别选取气候要素、农业投入要素 2 类指标作为因变量, 具体指标为年平均气温、年总降水量、年累积温度、农作物播种面积、农业机械总动力、化肥使用量、劳动力数量, 最终得到概念模型如下

$$AGR = f(A, M, F, L, P, T, AT). \quad (7)$$

式中: AGR 表示农业总产值; f 表示各个要素的函数; A 表示农作物播种面积; M 表示农业机械总动

力; F 表示化肥施用量; L 表示劳动力数量; P 表示年总降水量; T 表示年平均气温; AT 表示年累积气温 (即 $\geq 10^\circ\text{C}$ 的积温)。假设农作物播种面积和影响产量的规模符合报酬不变, 对柯布 - 道格拉斯生产函数进行适当变形, 使用农业总产值为因变量, 其形式如下

$$AGR = Ae^{r_1} X_1^{a_1} X_2^{a_2} X_3^{a_3} X_4^{a_4} X_5^{a_5} X_6^{a_6} X_7^{a_7} \quad (8)$$

对于非线性模型的对数表达式为

$$\ln AGR = a_0 + a_1 (\ln X_1) + a_2 (\ln X_2) + a_3 (\ln X_3) + a_4 (\ln X_4) + a_5 (\ln X_5) + a_6 (\ln X_6) + a_7 (\ln X_7) + \mu \quad (9)$$

式中: $a_i (i=1, 2, \dots, 7)$ 的经济意义是变量 $X_i (i=1, 2, \dots, 7)$ 的产出弹性系数, $0 \leq a_i \leq 1$, a_0 表示常数虚拟变量, $a_0 = \ln A + r + t$ 包含了技术进步、政策、制度等要素产生的难以量化的影响; μ 表示描述变量之外的外界因素对模型干扰的随机误差项, 它属于噪

声项。

2 结果与分析

2.1 1990—2016 年西藏地区各要素变化趋势分析

由图 1 可知, 1990—2016 年西藏地区的农业总产值显著增加, 2005 年后增长显著; 年平均气温波动上升, 1990—2007 年年平均气温上升趋势明显, 2008—2016 年年平均气温变化不明显; 年累积气温也表现出与年平均气温一致的变化趋势, 呈现为波动增加; 年降水量幅度波动较大, 总体表现为下降趋势, 1990—2000 年年降水量增加, 2001—2016 年年降水量显著减少; 近 27 年来西藏农作物播种面积有所增加, 其中 2001—2007 年稍有波动; 农业机械总动力增多, 2000 年以后增加显著; 化肥施用量的变化在 2000 年以前呈减少趋势, 而 2000 年以后增加明显; 劳动力数量在波动中平稳增加。

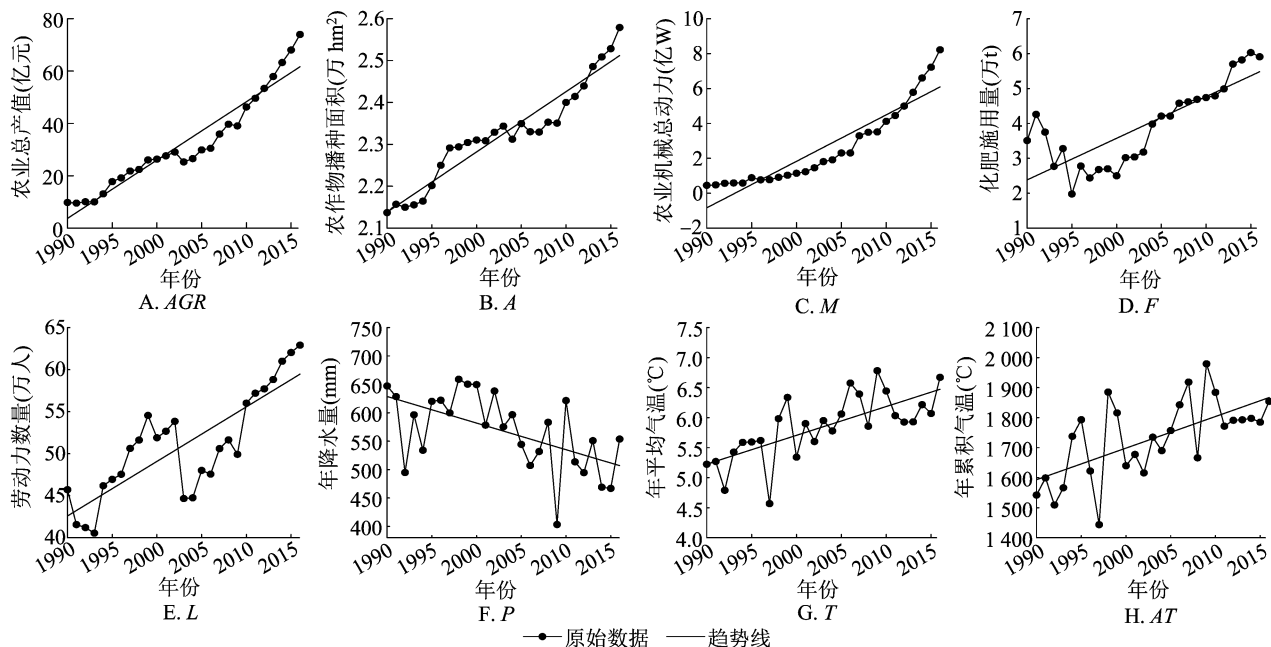


图1 1990—2016 年西藏自治区各要素变化趋势

统计小提琴图作为箱形图以及核密度图的组合图形, 箱线图展示了分位数的位置, 小提琴图可以确认密度较高或较低的数据分布位置。小提琴图属于非参数检验范畴, 它可以展现不同密度的位置, 盒型的范围表示数据的下四分位点至至上四分位点的数值区间, 中间细线为中位数, 竖直的细线表示须, 外部形状是核密度的估计值, 用于估计数据分布的未知密度函数。根据各要素的小提琴图形状 (中间大两头小, 图 2) 可知, 西藏地区各统计要素分布不均匀, 劳动力要素的分布较集中, 其次是化

肥施用量, 其他要素的分布则较分散。根据图中上侧的须或下侧须的长度可知各要素是否存在较明显的离散值可知, 劳动力数量无离散值, 农业总产值、农业机械总动力、年降水量 3 个要素的离散值较明显。

2.2 1990—2016 年西藏地区各要素 MK 检验

图 3 可知, 根据各要素的 UF 值和 UB 值是否大于 0 可以判断各要素的上升或下降趋势。如果其值超过临界线阈值就说明时间序列呈现出显著的上升或下降趋势, 超过临界线的范围被标识为发生突

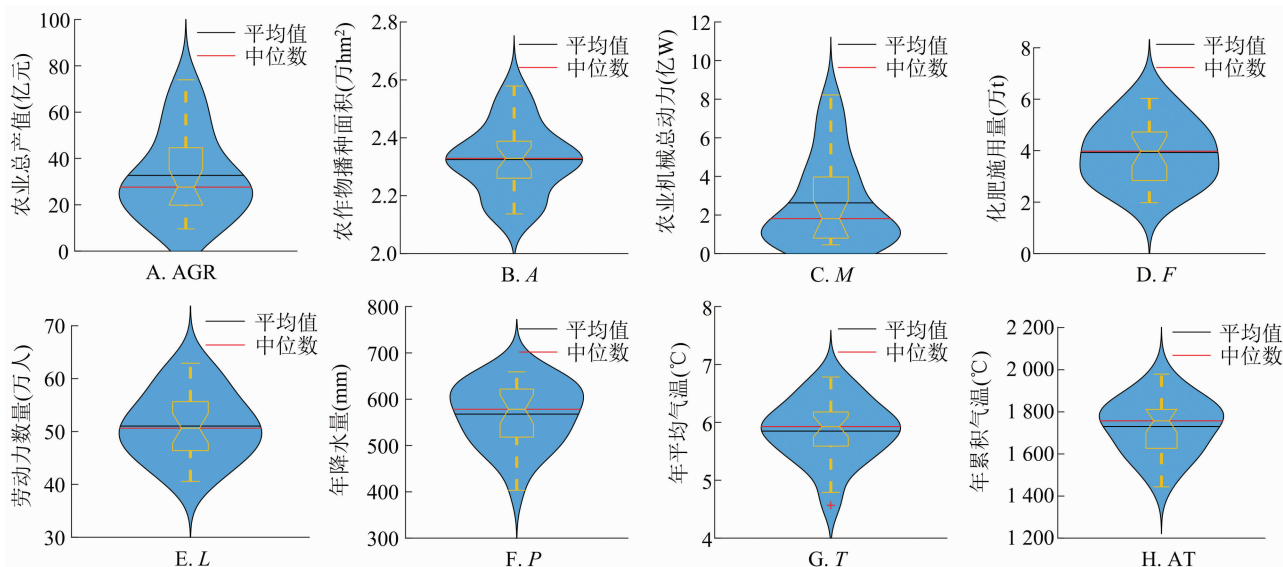


图2 1990—2016 年西藏自治区各要素统计分布情况

变的时间区域。若 UF 和 UB 2 条曲线在临界线范围内出现交点,就把相应的时刻作为突变的开始时间。各要素的突变检验图表明,西藏地区 1990—2016 年的农业总产值有所增加,2003 年以后增加尤为显著,未发生突变;农作物播种面积总体呈增加趋势,1990—1995 年增加,1996—2007 年变化很小且呈波动减少趋势,2008—2016 年增加,2010 年发生了突变;农业机械总体呈显著增加趋势,其中 1990—1995 年波动减少,1996—2016 年增加,未发生突变,2003 以后增加显著;化肥施用量总体增多,1990—1995 年波动减少,1996—2016 年增加,在

2010 年发生突变;劳动力数量总体呈显著增加趋势,其中 1992—2002 年增速较快,2003—2004 年则减少,2005—2006 年变化不大,2007—2016 年增加,1997 年以后增加明显,未发生突变;年降水量总体呈减少趋势,1990—1999 年波动增加,2000—2016 年减少,在 2004 年发生突变,2009 年后显著减少;平均气温总体呈升高趋势,升温不显著,未发生突变;年累积气温总体呈增加趋势,1990—1998 年波动较大,2005 年以后增温显著,2003 年发生了突变。

2.3 Cobb - Douglas 模型建立及分析

2.3.1 模型的建立 在进行建模之前,须要先对各

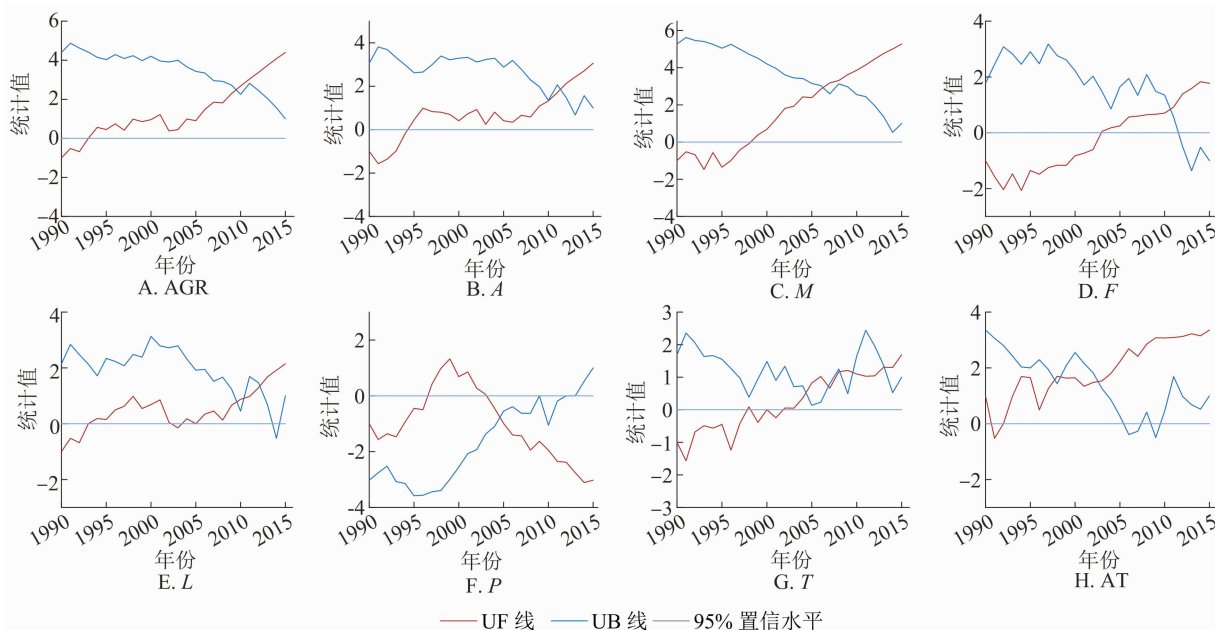


图3 1990—2016 年西藏自治区各要素 MK 趋势突变检验

个要素数据进行单位根和协整检验,确定变量是否为平稳时间序列,以及变量间是否存在伪回归。其中,单位根检验使用的 ADF (augmented dickey - fuller)方法。在 5% 置信度水平下,各变量的 ADF 统计量均低于 5% 的临界水平,说明数据为平稳时间序列。而在协整检验中,时间序列的 ADF 统计量同样小于 5% 的显著性水平,说明变量之间协整关系显著,这样得到的回归结果真实可信。利用 OLS 方法,通过回归分析得到影响西藏农业总产值多变量的输出结果及其显著性指标(表 1)。在回归过程中,发现年累积气温 AT 变量的显著性检验无法通过 95% 置信度检验,故剔除年累积气温变量。

表 1 回归分析后的影响要素及其显著性

变量	弹性系数	标准差	P 值
常数	-1.744 7	4.359 1	0.000 7
ln A	4.881 8	0.928 9	0.000 0
ln M	0.483 5	0.061 6	0.000 0
ln F	-0.261 2	0.070 6	0.001 4
ln L	-0.098 8	0.057 3	0.000 1
ln P	-0.145 0	0.037 5	0.004 3
ln T	0.225 6	0.079 7	0.003 7

2.3.2 模型的检验 在显著性水平 $\alpha=0.05$ 时,模型通过 F 检验,其调整后的 R^2 达到 99.13%,说明表面模型的拟合优度良好(表 2)。

表 2 Cobb - Douglas 模型的检验结果

检验指标	数值
赤池信息准则 (akaike info criterion, AIC)	-2.61
施瓦兹准则 (schwarz criterion, SC)	-2.28
汉南 - 奎因准则 (Hannan - Quinn criter)	-2.51
德宾 - 瓦特逊检验 (Durbin - Watson stat)	1.97
R^2	0.99
调整后的 R^2	0.99
F 值	496.83
P 值	0.000

根据上述统计假设检验结果可知, R^2 、调整后的 R^2 、F 值、汉南 - 奎因准则、德宾 - 瓦特逊检验值均满足统计检验要求,因此得到的模型是合理的。对回归模型采用 White 异方差检验,检验结果位于 $\alpha=0.05$ 的显著区间内, F 值为 0.48,对应的 P 值为 0.82; Breusch - Godfrey LM 检验统计量的值为 3.38,其对应的 P 值为 0.76,表明回归方程不存在异方差性。

2.4 模型结果分析

西藏地区农业总产值及其影响因素之间的回归方程为

$$\ln Y = -1.745 + 4.882 (\ln A) + 0.483 (\ln M) - 0.261 (\ln F) - 0.099 (\ln L) - 0.145 (\ln P) + 0.226 (\ln T) + \mu。$$

对回归方程进行逆变换得到西藏地区 1990—2016 年的动态 C - D 生产函数为

$$AGR = -1.745 \times A^{4.882} \times M^{0.483} \times F^{-0.261} \times L^{-0.099} \times P^{-0.145} \times T^{0.226}。$$

根据上述方程可知,土地的弹性系数为 4.882,农业机械总动力的弹性系数为 0.483,劳动力数量的弹性系数为 -0.261,化肥施用量的弹性系数为 -0.099,年降水量的弹性系数为 -0.145,年平均气温的弹性系数为 0.226,因此,模型生产弹性的综合系数为 $4.882 + 0.483 - 0.261 - 0.099 - 0.145 + 0.226 = 5.086$,说明目前西藏农业仍处于收益递增阶段,利用技术扩大生产规模来增加产出是有利的。根据各个要素的弹性系数可知,农作物播种面积提高 1%,西藏的农业总产值增加 4.882%;农业机械总动力提高 1%,西藏的农业总产值增加 0.483%;劳动力数量增加 1%,西藏的农业总产值减少 0.261%;化肥施用量增加 1%,西藏的农业总产值减少 0.099%;降水增加 1%,西藏的农业总产值减少 0.145%;平均气温增加 1%,西藏的农业总产值增加 0.226%。

2.5 贡献率的测算

1990—2016 年西藏农业各要素的变化及其对农业总产值的贡献率差异较大,近 27 年西藏地区各研究要素变化率最大的是农业机械总动力,达 12.50%;其次是劳动力数量,增加了 10.43%;农业总产值的增长率为 8.65%;变化率最小的是年降水量,化肥施用量的增长率高于年平均气温及农作物播种面积的增长率,其中年平均气温的变化率高于农作物播种面积的变化率。对于农业总产值,各要素的贡献率根据弹性系数乘以变化率求得,因此西藏地区各要素对其农业总产值的贡献率见表 3。

由表 3 可知,农作物播种面积、农业机械总动力、年平均气温对农业总产值的贡献表现为正向作用,农业机械总动力对西藏农业总产值的绝对贡献率最大,达 6.04%,农作物播种面积的绝对贡献率次之,为 3.56%;年平均气温对西藏农业总产值的绝对贡献率为 0.32%;而劳动力数量、化肥施用量、年

降水量则表现为负向作用,其中,劳动力数量的负向贡献率最高,为 2.72%,年降水量对西藏农业总产值的负向贡献率最小,为 0.05%,化肥施用量的负向贡献率为 0.39%。综上可知,各因素对西藏地区农业总产值的负向贡献率排名为农业机械总动力>农作物播种面积>劳动力数量>化肥施用量>年平均气温>年降水量。

表 3 西藏地区 1990—2016 年各要素的变化率
及其对农业总产值贡献率

变量	变化率 (%)	贡献率 (%)
AGR	8.65	8.65
A	0.73	3.56
M	12.50	6.04
F	10.43	-2.72
L	3.30	-0.39
P	0.33	-0.05
T	1.43	0.32

3 敏感性分析

3.1 模型介绍

Extend FAST(extend fourier amplitude sensitivity test)是基于 FAST 方法改进后,结合 Sobol 方法的优点定量分析变量全局敏感性的方法。它具有鲁棒性、要求样本数量少和计算效率高的特点。该方法将模型的敏感性划分为单个变量的敏感性和多个变量间相互作用的敏感性^[15]。对于单个要素独立作用的敏感度采用主要敏感度(main effect)进行度量,而多个要素间的独立和交互作用的参数总敏感性使用总敏感度(total effect)来衡量。

FAST(fourier amplitude sensitivity test)方法的核心是利用周期函数的曲线搜索参数的多维空间,采用傅立叶变换计算参数的振幅,其幅度越大,说明参数对于模型越敏感。假设模型 $y=f(x_1,x_2,\cdots,x_n)$ 。存在 n 个参数,输入参数的值域范围限制为一个超立方体; $\mathbf{K}^n=(X|0\leq x_i\leq 1;i=1,\cdots,n)$ 内,定义 s 为独立变量,引入 $s\rightarrow X$ 的映射; $x_i=G_i(s),i=1,2,\cdots,n$ 。其中, G_i 表示搜索曲线函数。若 x_i 服从均匀分布, s 的取值范围为 $[-\pi/2,\pi/2]$ 。如果 s 发生变化,所有参数在 \mathbf{K}^n 空间中都随着某条曲线而改变。对于函数 G_i ,各参数 x_i 的振荡频率为 ω_i ,模型的输出展示了不同振荡周期函数的组合。参数变量对模型输出的影响与频率 ω_i 振幅的变化成正比,二者

同方向变化。利用傅立叶公式对模型结果进行变换,通过计算频率 ω_i 和更高谐振 $p\omega_i$ 的谱,得到由参数变量发生改变而导致的输出方差 $\hat{D}_i=\sum_{p\in Z^0}A_{p\omega_i}$ 。其中, A 表示傅立叶变换谱; Z^0 表示 0 以外的整数, $Z^0=\{-\infty,\cdots,-1,1,\cdots,+\infty\}$ 。

因此,模型总方差可通过所有频率的频谱累加得到,其公式为

$$\hat{D}=\sum_{j\in Z^0}A_{ji}=2\sum_{j=1}^{+\infty}A_j\circ\tag{10}$$

输入参数 x_i 关于输出 y 的敏感度 S_i^{FAST} 的计算公式为

$$S_i^{\text{FAST}}=\frac{\hat{D}_i}{\hat{D}}\circ\tag{11}$$

Saltelli 改进了 FAST 方法,引入 Sobol 方法对模型进行分解。Sobol 方法将模型分解为单一参数和多参数交互结合的函数,因此,模型总方差也对应分解为单一参数和多参数组合的函数

$$D=\sum_{n=1}^nD_i+\sum_{i=1}^n\sum_{\substack{j=1\\i\neq j}}^nD_{ij}+\cdots+D_{1,2,\cdots,n}\circ\tag{12}$$

则根据公式(13)计算参数敏感度

$$S_{i_1,\cdots,i_s}=\frac{D_{i_1,\cdots,i_s}}{D}\circ\tag{13}$$

对于参数 x_i 的总敏感度计算,设定 x_i 的频率为 ω_i ,其余各参数的频率为 ω_i' 。计算频率 ω_i' 和频率更高的谐振 $p\omega_i'$ 频谱,得到除参数 x_i 以外的各个参数以及由交互作用的影响而产生的输出方差 $D_{(-i)}$ 。因此,参数 x_i 的总敏感度为

$$S_{T_i}=\frac{D-D_{(-i)}}{D}\circ\tag{14}$$

通过计算参量 i 的频率 ω_i 和频率更高的谐振 $p\omega_i$ 的频谱获取 x_i 的主要敏感度。逐一计算各个参量,再对每个参数的总灵敏度进行归一化计算,从而得到各参数对于模型的贡献率。

3.2 敏感性分析结果

Sobol 模型作为典型的全局敏感性分析方法,依据分解模型的思想,分别计算各个参数的一阶以及高阶敏感度。通常而言,一阶敏感度表征各个变量的主要影响,而高阶敏感度则量化不同参数间相互作用的敏感度。相比于其他敏感性分析模型,Sobol 方法具有采样方法稳定的特性,根据参数对输出方差的贡献率对敏感性进行分级,可以高效量化不同参数及其相互作用的敏感性。

通过计算得到模型中各变量的全局敏感性系数(表 5)。

表 5 西藏地区各要素对于农业产值的敏感性系数

变量	敏感性系数
A	0.660 9
M	0.035 3
L	0.043 7
F	0.004 7
P	0.008 6
T	0.010 7

参考 Tang 等的研究结果^[16], 设定敏感性系数的阈值为 0.01, 即当敏感性系数大于 0.01 时, 说明

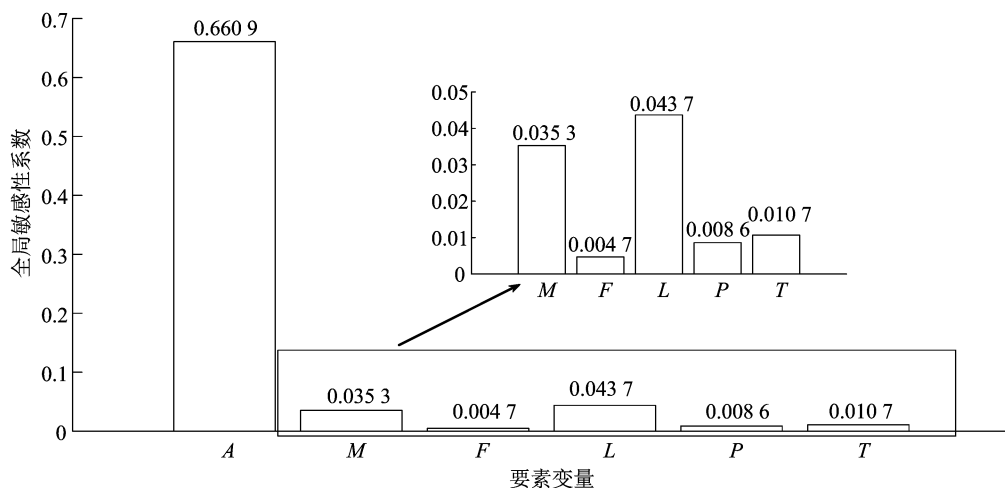


图 4 西藏自治区多要素对于农业产值的敏感性分析

4 结论与讨论

本研究建立经济-气候模型探究西藏农业总产值的影响要素并量化其贡献率, 分析各影响要素对农业总产值的敏感性。结果表明, 1990—2016 年农作物播种面积、农业机械总动力、年平均气温对西藏农业总产值的贡献表现为正向作用, 而劳动力数量、化肥施用量、年降水量则表现为负向作用。过去的 27 年西藏地区农业机械总动力增加了 12.50%, 其对西藏农业总产值的绝对贡献率最大, 达 6.04%。农作物播种面积的绝对贡献率次之, 为 3.56%。农业机械总动力增加有利于扩大农作物的播种面积并提高农业生产效率。年平均气温上升会促进植被光合作用和植被的吸水率, 促进农作物的成长。劳动力数量 (10.43%) 对西藏农业总产值的负向贡献率最大, 为 2.72%, 化肥施用量 (3.30%) 的负向贡献率很小, 仅为 0.39%。这可能

此参数对于模型敏感, 反之亦然。本研究各参数对西藏地区农业总产值的一阶敏感度见图 4。

以西藏地区农业总产值为目标函数时, 化肥施用量 (F) 和年降水量 (P) 的参数敏感度都小于 0.01, 为不敏感参数; 农作物播种面积 (A)、农业机械总动力 (M)、劳动力数量 (L) 和年平均气温 (T) 的参数敏感度都大于 Sobol 方法的敏感性阈值 0.01, 是敏感参数。由此可知, 农作物播种面积 (A)、农业机械总动力 (M)、劳动力数量 (L) 和年平均气温 (T) 对西藏地区农业总产值有重要影响, 而化肥施用量 (F) 和年降水量 (P) 则对西藏地区农业总产值影响很小, 未通过敏感性检验。这和上述研究结果相相吻合, 说明 Sobol 模型适用于农业总产值的相关性研究。

是由于市场经济条件下劳动力和化肥的成本相对较高, 而农作物的经济收益相对较低, 导致其对西藏农业总产值的贡献率为负。年降水量增加 0.33%, 但其对西藏农业总产值的贡献率影响最小, 为 -0.05%。这可能是因为降水过多时意味着云量增多, 阳光辐射量也在减少, 当地的土壤含水量过高会致使土壤实际蒸散发变大, 这样会使近地面的温度降低, 进而导致农作物光合作用能力降低^[17-18], 从而不利于产量增加; 另外, 降水对产量若是正向影响, 产量增加, 而市场需求是一定的, 可能导致单价的降低, 从而导致总产值下降。

本研究基于 Sobol 模型探讨农业各要素的变化对西藏地区农业总产值的影响, 发现农作物播种面积 (A)、农业机械总动力 (M)、劳动力数量 (L) 和年平均气温 (T) 是敏感参数, 化肥施用量 (F) 和年降水量 (P) 为不敏感参数。其中, 农作物播种面积 (A) 敏感性值最大, 其对西藏地区农业总产值有非

常显著的影响。这是由于西藏自治区土地资源丰富,总面积达到 122 万 km^2 ,然而耕地总面积仅为 36 万 hm^2 。西藏土地资源的最大特点是未利用土地占土地总面积的 30.71%,可利用潜力很大^[19]。农作物播种面积的增加能显著提高西藏地区的农业总产值,而其他农业各要素受制于各种条件限制很难起到这种显著的作用。农业机械总动力(M)和劳动力数量(L)的投入能提高土地的精耕程度,增加单位面积产值。年平均气温(T)升高能提高农作物的光合作用能力,同时可扩大适宜种植面积,继而影响西藏地区的农业总产值。而化肥施用量(F)和年降水量(P)对西藏地区农业总产值影响未通过显著性检验,这与各要素变化影响农业总产值的贡献程度相吻合。在气候变化背景下,现代农业生产的脆弱性和敏感性是亟须解决的重要问题^[4,20],本研究能够指导西藏地区高效利用自然资源和社会政策资源,保证土地的可持续利用,适时调整农作物耕作制度,提高农业产量,保证粮食安全。但由于西藏不同地区自然条件差异较大,农作物种植呈分散状^[21-23],因此研究农业各要素的变化对西藏地区农业总产值的影响可为西藏各地农业政策的制定提供参考^[24-26]。

根据农业发达国家的发展经验可知,纯粹依靠扩大耕种面积、大量投入化肥和农药等传统手段对于现代化农业发展的促进作用逐渐削弱,取而代之的是更多依赖于现代农业的科技进步来提高各种资源利用效率和新技术在农业领域的应用广度和深度^[27-29]。同时,要紧紧围绕经济市场的供需关系适时适度地调整种植结构和农业发展方向,才能提高农业生产的经济效益^[30-31]。在现代市场经济条件下,农业产量的提高不一定能保证农业产值的提高,如历史上常常出现的“谷贱伤农”现象,其产生的根本原因就是我国的农业以小农经济为主,规模化、集约化、专业化程度较低。为了提高农业产值,必须提高农业专业化水平,这须要大力发展农业经济合作社,将分散的农民组织起来,扩大农业产业的规模化,提升抵御市场经济风险的能力^[32]。加速西藏农业现代化发展的根本出路就是要实现产业结构的转变,从传统的资源消耗型转换为科技推动型,提高农业生产的科技化水平,加快农业科研产业的发展,提升和推广农业技术体系,还要加快农业机械化进程,转变农业发展方式,使农业由粗放型增长向集约型增长发展,这是农业产值实现可持续增长的必然趋势。

参考文献:

- [1] 陈锡文. 中国农业发展形势及面临的挑战[J]. 农村经济, 2015 (1): 3-7.
- [2] 毛飞, 孔祥智. 中国农业现代化总体态势和未来取向[J]. 改革, 2012(10): 9-21.
- [3] 郭建平. 气候变化对中国农业生产的影响研究进展[J]. 应用气象学报, 2015, 26(1): 1-11.
- [4] 宋建新. 农业气候变化脆弱性及治理研究进展[J]. 生态经济, 2016, 32(10): 164-168.
- [5] Du M, Kawashima S, Yonemura S, et al. Mutual influence between human activities and climate change in the Tibetan Plateau during recent years[J]. Global and Planetary Change, 2004, 41(3/4): 241-249.
- [6] Zhang G, Dong J, Zhou C, et al. Increasing cropping intensity in response to climate warming in Tibetan Plateau, China[J]. Field Crops Research, 2013, 142: 36-46.
- [7] Mastrandrea M D, Katharine J M, Gian-kasper P, et al. The IPCC AR5 guidance note on consistent treatment of uncertainties: a common approach across the working groups[J]. Climatic Change, 2011, 108 (4): 675-691.
- [8] 丁一汇, 王会军. 近百年中国气候变化科学问题的新认识[J]. 科学通报, 2016, 61(10): 1027-1041.
- [9] 杜军, 路红亚, 建军. 1961—2010 年西藏极端气温事件的时空变化[J]. 地理学报, 2013, 68(9): 1269-1280.
- [10] 徐宗学, 孟翠玲, 巩同梁, 等. 西藏自治区气温变化趋势分析[J]. 自然资源学报, 2009, 24(1): 162-170.
- [11] 万运帆, 李玉娥, 高清竹, 等. 西藏气候变化趋势及其对青稞产量的影响[J]. 农业资源与环境学报, 2018, 35(4): 374-380.
- [12] 赤曲. 西藏近 45 年之气候变化特征浅析[J]. 西藏科技, 2017(1): 54-59.
- [13] 杨卫明, 李炳军. 基于灰色组合模型的我国粮食生产影响因素差异分析[J]. 广东农业科学, 2018, 45(9): 151-156, 173.
- [14] 肖体琼, 何春霞, 陈永生, 等. 基于 SPSS 的江苏省农机化发展影响因素多元回归分析[J]. 中国农机化学报, 2014, 35(3): 263-267.
- [15] 李艳, 黄春林, 卢玲. 基于 EFAST 方法的 SEBS 模型参数全局敏感性分析[J]. 遥感技术与应用, 2014, 29(5): 719-726.
- [16] Tang Y, Reed P, Wageneer T, et al. Comparing sensitivity analysis methods to advance lumped watershed model identification and evaluation[J]. Hydrology and Earth System Sciences Discussions, 2007, 3(6): 793-817.
- [17] 王芳, 高永刚, 白鸿祺. 近 50 年气候变化对湿地第一性净生产力的影响[C]//第 32 届中国气象学会年会, 2015.
- [18] Li Y, Liu J, Zhou G, et al. Warming effects on photosynthesis of subtropical tree species: a translocation experiment along an altitudinal gradient[J]. Scientific Reports, 2016, 6: 24895.
- [19] 张晓平, 朱道林, 许祖学. 西藏土地利用多功能性评价[J]. 农业工程学报, 2014, 30(6): 185-194.
- [20] 陈兆波, 董文, 霍治国, 等. 中国农业应对气候变化关键技术研究进展及发展方向[J]. 中国农业科学, 2013, 46(15): 3097-3104.

贾海发,卿 鑫. 西宁市生态文明建设及其耦合协调发展测度[J]. 江苏农业科学,2021,49(2):217-222.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2021.02.038

西宁市生态文明建设及其耦合协调发展测度

贾海发^{1,2},卿 鑫¹

(1. 青海大学土木工程学院,青海西宁 810016; 2. 青海省建筑节能材料与工程安全重点实验室,青海西宁 810016)

摘要:综合评价生态文明建设水平,是有效加强生态文明建设的重要手段。首先运用描述性统计分析法,从经济发展、社会进步和生态环境保护 3 个维度对西宁市生态文明建设整体发展概况进行分析,并构建指标体系,运用熵值法对 2008—2018 年间西宁市生态文明发展水平进行测度与评价。在此基础上借鉴物理学耦合协调度模型,对生态文明各子系统间的耦合协调度及其演变规律进行分析。研究结果表明,2008—2018 年西宁市经济发展实现了大幅度跨越,社会各项事业发展取得了长足进步,生态环境保护取得了新成效,生态文明建设水平跃上了一个新台阶。西宁市生态文明发展水平受经济和社会制约较大。因此,西宁市在未来的生态文明建设过程中,应进一步加强公共服务和基础设施建设,改善人居环境,并着力提升经济社会发展水平。2008—2018 年西宁市生态文明各子系统耦合协调度的变化基本呈现直线上升的趋势。其中 2008—2009 年呈上升趋势,但一直处在严重不协调阶段;2010—2017 年,耦合协调度持续提升,并且一直保持在基本不协调阶段;2018 年,西宁市生态文明各子系统的耦合协调度进一步提升,并达到基本协调阶段。基于熵值法和耦合协调度模型的生态文明测度方法,能够有效挖掘生态文明建设存在的具体问题,适用于生态文明建设水平的评估。

关键词:生态文明;耦合协调;发展测度;西宁市;经济发展;社会进步;生态环境保护

中图分类号: TU984 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2021)02-0217-06

生态文明是可持续发展的前提,更是建设美丽中国的必然选择,我国生态环境脆弱的国情决定了必须要将生态文明建设放在突出地位。自 2007 年生态文明被写入中国共产党全国代表大会报告以

来,关于生态文明尤其是生态文明发展水平的测度与评价引起了学术界诸多领域的广泛和持续关注,并取得了卓有成效的研究成果。

在全国层面,王立盟等从绿色发展、环境治理和生态保护 3 个方面构建生态文明评价指标体系,采用熵权法与变异系数组合赋权计算权重,对全国生态文明发展水平进行实证研究^[1]。在省级层面,张琪等从资源利用、环境保护和经济发展 3 个维度构建生态文明综合评价指标体系,并对甘肃省生态

收稿日期:2020-06-01

基金项目:青海省社会科学规划 2018 年度项目(编号:18005);青海省创新服务平台建设专项(编号:2018-ZJ-T01)。

作者简介:贾海发(1985—),男,青海民和人,博士,副教授,硕士生导师,研究方向为城市与区域规划。E-mail: jiahf2014@qhu.edu.cn。

[21] 余成群,钟志明. 西藏农牧业转型发展的战略取向及其路径抉择[J]. 中国科学院院刊,2015,30(3):313-321.

[22] 徐 瑶,何政伟,陈 涛. 西藏农牧业生态环境现状与可持续发展对策[J]. 广东农业科学,2011,38(13):147-149.

[23] 宋连久,张涪平,孙自保,等. 投入要素对西藏农业经济增长的贡献研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2010(6):52-56.

[24] 刘清元,严昌荣. 西藏农业推广模式的现状、问题及对策[J]. 西藏农业科技,2010,32(4):1-3.

[25] 蒋兵涛,王喜龙,杨晓菊. 合理调整产业结构促进西藏农业发展[J]. 中国园艺文摘,2011,27(1):46-48.

[26] 关树森,巴 果,刘国一. 西藏农牧业发展的障碍因素及解决办法[J]. 西藏农业科技,2011,33(2):45-48.

[27] 高 强,孔祥智. 农业科技创新与技术推广体系研究:日本经验及对中国的启示[J]. 世界农业,2012(8):9-16.

[28] 杨艳丽,马红坤,王晓君,等. 发达国家区域性农业科技创新中心的构建经验及对京津冀区域的启示[J]. 中国农业科技导报,2019,21(11):9-16.

[29] 吴学兵,丁建军. 发达国家农业现代化的主要做法及其启示——以美法日为例[J]. 农业经济,2016(9):10-12.

[30] 冯淑清. 加大农业产业结构调整确保农民稳定增收[J]. 农业工程技术,2019(11):12.

[31] 唐红群,李庆华,彭金波,等. 深化区域农业产业结构调整 推进宜昌农村经济优化升级[J]. 时代金融,2019(3):10-11.

[32] 杨 丹,唐 羽. 合谋视角下的农民合作社绩效与评级[J]. 农业技术经济,2019(3):75-86.