



论文

极端天气气候事件影响我国农业经济产出的实证研究

刘杰^{①②*}, 许小峰^③, 罗慧^④

① 国家气象中心, 北京 100081;

② 中国气象科学研究院灾害天气国家重点实验室, 北京 100081;

③ 中国气象局, 北京 100081;

④ 陕西省西安市气象局, 西安 710015

* E-mail: liujie_sc@qq.com

收稿日期: 2011-06-16; 接受日期: 2012-02-03

国家重点基础研究发展计划(编号: 2004CB418300)、全国统计科研计划项目(编号: 2011LY033)、国家自然科学基金(编号: 70901043, 71171115)和教育部人文社科基金(编号: 09YJC630130)资助

摘要 本文选取对天气气候变化敏感并且脆弱性较高的农业经济领域为研究对象, 将计量经济学与气象学相耦合, 以经典的柯布-道格拉斯生产函数为基础, 建立一个新的气候经济模型. 采用百分位法定义了极端天气气候事件的阈值, 并计算得到了逐年极端高温、极端低温、极端降水和干旱四个因子的天数. 运用计量经济学方法定量分析了气候变化背景下 1994~2006 年极端天气气候事件对中国农业经济产出的影响. 结果表明: 极端天气气候事件是造成农业经济产出变化的格兰杰原因. 极端天气气候对不同地理区域的影响大小不同, 但主要以负面影响为主. 在七个地理区域中, 华北和华南的农业经济产出受极端天气气候影响最大. 在四个极端天气气候因子中, 极端降水和干旱是影响农业经济最显著的因子. 极端天气气候事件与农业经济产出之间的长期均衡关系十分显著, 极端高温、极端低温、极端降水和干旱的天数每增加 1%, 我国农业经济产出分别减少 0.112%, 0.031%, 0.033% 和 0.047%.

关键词

极端天气气候
农业经济产出
弹性
长期均衡
短期波动

在全球变暖的大背景下, 极端天气气候事件发生的频率和强度都有显著的变化. 由于极端天气气候直接威胁到人类赖以生存的生态环境, 制约着社会经济的可持续发展, 气候变化问题, 特别是极端天气气候及其影响已经成为各国政府和国际机构关注的热点问题. 政府间气候变化专门委员会(IPCC)第四次评估报告^[1](AR4)指出, 全球强降水、干旱、极端高温和极端低温等极端天气气候事件的强度和频率

都发生了显著的变化, 并对人类社会经济系统的诸多领域产生了很大的影响. 其中的不利影响居多, 严重阻碍了社会经济的可持续发展. 英国著名经济学家斯特恩^[2]领导编写的《斯特恩回顾: 气候变化经济学》采用经济学模型, 对北美、欧洲以及澳大利亚等地区气候变化对经济和粮食产量的影响进行了详细的评估. 结论指出, 不论是发达国家还是承载能力较弱的发展中国家, 气候变化对全球经济系统产生的

英文引用格式: Liu J, Xu X F, Luo H. An empirical research on the impacts of extreme weather and climate events on agricultural economic output in China (in Chinese). *Sci Sin Terrae*, 2012, 42: 1076–1082

影响多为负面的。

天气气候影响社会经济表现在两个方面,一是天气气候变化对经济发展的影响,比如利用天气气候信息减少灾害损失;二是以天气气候信息为手段,通过市场需求获利^[3]。随着人们对气候变化科学认识的不断加深,气候变化已经演变成一个多学科交叉的综合研究领域。Dutton^[4]认为农业、交通、能源、零售业、制造业以及建筑业都对天气气候变化敏感。美国经济产出的三分之一具有天气气候风险。Demuth 等^[5]将社会科学的概念和方法引入气象科学,建立了天气与社会经济这一跨学科领域的研究框架,实施了天气与社会经济相耦合的研究计划 WAS*IS (Weather and Society*Integrated Studies),并展望了该领域的未来研究前景。国外开展天气气候的经济学影响研究已经深入到社会经济的方方面面,涵盖了农业、商品零售业、建筑业、服务业等经济部门,取得了非常显著的社会经济效益^[6~11]。Larsen 等^[12,13]采用加入温度和降水的计量经济模型,对美国十一个经济行业进行了天气敏感性研究,结论认为受天气因子变化影响的美国农业经济产出值的比率为 12.09%。

中国从 20 世纪 90 年代初开始进行气候变化的影响研究,主要研究领域集中在水资源、农业、陆地生态系统和近海生态系统,研究方向主要集中在物理影响方面,而与此相关的社会经济影响评估较少开展^[14]。近几年,随着不同学科进一步的交叉融合,运用经济学方法和模型定量分析天气气候的经济学影响的研究成果不断涌现。张永勤和缪启龙^[15],路琮等^[16]利用投入-产出模型分析了天气气候变化造成的农业总产值的损失,以及对国民经济其他部门的影响。丑洁明等^[17]和 Dong 等^[18]将降水因子引入 C-D 生产函数构建新的气候经济模型,用东北粮食产量验证了模型的合理性。罗慧和李良序^[19]采用加入温度和降水因子的 C-D 生产函数构建计量经济学模型,细致评估了陕西各经济行业对气象条件变化的敏感性。孙宁和李廉水^[20]建立多变量结构向量自回归模型 SVAR,通过脉冲响应函数来考察气温对南京市工业经济的动态影响。

与国外研究进展相比,国内研究才刚刚起步,研究方法还存在较多的不确定性;研究范围仅限于个别地区和站点;选取的气象因子多是温度、降水量和风速等常规气象因子,并没有抓住影响经济系统显著的异常天气气候事件。从 1996 年开始,我国就致

力于气候异常对国民经济影响评估业务系统的研究,完成了“气候异常对国民经济影响的综合业务评估系统”的总体框架、系统结构以及基本业务流程的设计,初步建立了气候影响的综合业务评估系统。由于系统的研究内容涉及范围广大,要建立一个完善的业务综合系统,还需要进一步加强研究和优化,才能发挥实际的社会经济效益^[21,22]。因此,国内研究成果尚且不能满足我国对天气气候经济学影响科学认识的需求。中国位于东亚季风区,是受极端天气气候事件影响严重的国家之一,每年都会遭受较大程度的经济损失和人员伤亡,这些影响主要集中在脆弱性较高的农业领域。运用计量经济分析方法对高敏感和高脆弱的农业经济产出受极端天气气候的影响展开实证研究。一方面可以揭示二者之间的长期均衡和短期波动关系,另一方面可以知道不同区域农业经济产出受哪种极端天气气候因子影响显著,从而为防灾减灾提供科学依据,减缓异常天气气候造成的经济损失,促进农业经济的可持续发展。图 1 表示的是天气气候与农业经济产出之间的相互作用关系。

1 资料

本文使用的资料包含社会经济统计资料和气象资料两部分。社会经济数据来源于《中国城市统计年鉴》,包括 1994~2006 年 83 个地级市的农业经济产出值(GDP)、固定资本投入(Capital)与农村劳动力人数(Labor)。以 2006 年不变价格计算,将农业经济产出从名义值转换成实际值,以消除价格变化因素的影响^[23]。将数据取自然对数,经过对数变换的数据可以削弱数据的异方差性,同时也可以缩小数据取值范围,减少异常值的影响。

气象数据采用的是国家气候中心 1994~2006 年 83 个地级市的逐日温度资料、逐日降水资料以及逐日综合气象干旱指数 CI。基于逐日气象资料计算的极端天气气候因子包括:逐年极端高温事件(T_{max})、逐年极端低温事件(T_{min})、逐年极端降水事

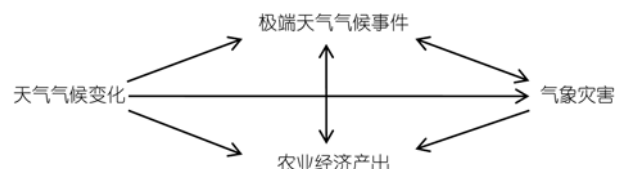


图 1 天气气候与农业经济产出的相互作用关系

件(Precip.)以及逐年干旱天数(Drought).

考虑到我国不同区域的气候特征差别较大, 本文采用相对阈值的方法计算极端气候阈值, 进而计算了 1994~2006 年逐年的极端温度事件和极端降水事件发生天数. 极端温度和极端降水阈值采用百分位定义法^[24], 即认为极端天气气候事件是某一特定时期内发生在统计分布之外的小概率事件, 通常分布在统计分布曲线两侧各 10% 的范围内. 图 2 表示的是极端温度事件的诊断方法. 取 1971~2000 年为气候标准期, 采用百分位法定义极端阈值, 从而检测 2006 年北京市极端高温事件和极端低温事件. 当逐日最高温度超过高温阈值时, 即认为发生了一次极端高温事件. 逐日最低温度低于低温阈值时, 即认为发生了一次极端低温事件. 另外, 利用 1994~2006 年逐日综合气象干旱指数 CI, 统计出逐年干旱发生的总天数. 综合气象干旱指数既反映短时间尺度(月)和长时间尺度(季)降水量气候异常情况, 又反映短时间尺度(影响农作物)水分亏缺情况. 该指标适合适时气象干旱检测和历史同期气象干旱评估^[25].

2 方法

2.1 气候经济模型的构建

农业经济产出与极端天气气候因子之间是非线性关系. 研究极端天气气候因子对农业经济产出的影响, 必须将极端天气气候因子看作是决定经济产出的一个变量. 经典的 Cobb-Douglas 生产函数以经济学理论为基础, 由数学家柯布(Cobb C W)和经济学家道格拉斯(Douglas P H) 共同探讨投入和产出的关系时创造的生产函数, 并运用于宏观经济分析^[26].

在计量经济学领域经过多年的应用和发展, 证明了其科学性与合理性. 因此, 本文将极端天气气候因子与固定资本投入和农村劳动力等常规社会经济因子一起引入柯布-道格拉斯生产函数, 构建一个新的气候经济模型:

$$Q = f(K, L, E, \bar{W}), \quad (1)$$

式中的 $Q, K, L, E, \bar{W}$ 分别代表农业经济产出、固定资本投入、农村劳动力、能源消耗和极端天气气候因子的向量式. 将公式(1)改写成经典生产函数的指数乘积形式为

$$Q = Ae^{\delta t} K^{\beta_K} L^{\beta_L} E^{\beta_E} \bar{W}^{\beta_W}, \quad (2)$$

式(2)中的 $\beta_K, \beta_L, \beta_E$ 和 β_W 为模型参数, $e^{\delta t}$ 代表科技进步的动态变化对经济产出的影响, A 代表影响经济产出的常数项. 其中 β_W 又称为极端天气气候因子的产出弹性, 其计算表达式如下:

$$\beta_W = \frac{\partial \ln(Q)}{\partial \ln(W)} = \frac{\partial Q/Q}{\partial W/W}. \quad (3)$$

弹性的经济含义为, 在保持其他因子不变的条件下, 极端天气气候因子每变化 1% 将造成农业经济产出变化 β_W %. 弹性的大小可以代表农业经济产出对极端天气气候因子变化的敏感性. 指数乘积形式的生产函数是非线性模型, 模型的参数具有明确的经济学含义. 加入极端天气气候因子拓展了模型的应用领域, 将经济学与气象学有机地耦合进行跨学科领域的交叉研究.

2.2 变量平稳性检验

为避免对非平稳时间序列进行参数估计时产生虚假回归问题, 需要进行变量的平稳性检验. 平稳

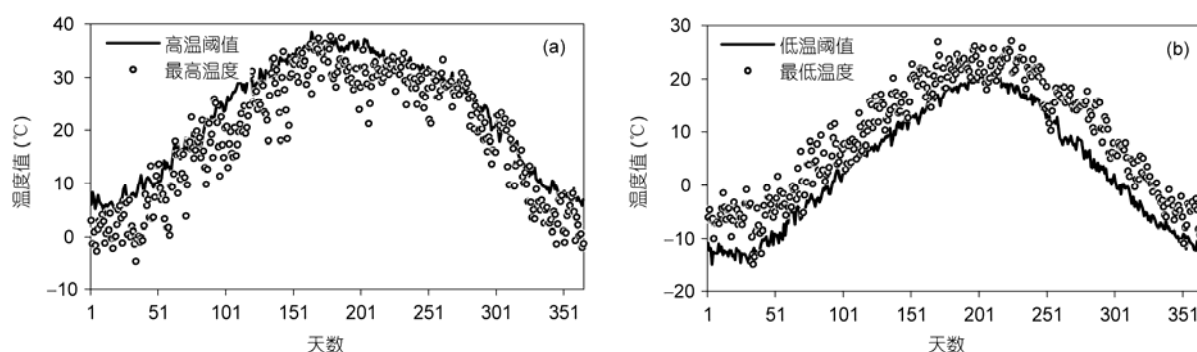


图 2 极端高温事件(a)和极端低温事件(b)诊断图

性检验最常用的统计学方法是单位根检验(ADF)方法^[27]. 假设一个变量的时间序列为 y_t , 其 AR(p)自回归形式表示为

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \mu_t. \quad (4)$$

通过加减相应的项, 合并同类项, 将上式变换成单位根检验表达式为

$$\Delta y = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu_t, \quad (5)$$

$$\Delta y = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu_t, \quad (6)$$

$$\Delta y = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \mu_t. \quad (7)$$

ADF 检验的三种类型分别为无均值(式(5))、有均值(式(6))以及同时有均值和时间趋势项(式(7))三种类型. 零假设和备择假设分别为

$$\begin{aligned} H_0: \rho = 0 \text{ (} y_t \text{非平稳)}, \\ H_1: \rho < 0 \text{ (} y_t \text{平稳)}. \end{aligned} \quad (8)$$

Tau 统计量的显著性检验结果接受零假设, 就认为变量是非平稳序列; 反之, 变量则为平稳序列.

以北京市 1994~2006 年时间序列数据为例进行单位根检验. 变量的平稳性 Tau 统计量检验结果(表 1)表明, 农业经济产出、固定资本投入、劳动力以及四个极端天气气候因子的自然对数时间序列数据都是非平稳数据, 但是经过一阶差分后变成平稳数据. 变量经过一阶差分后为平稳序列, 满足进行回归分

析的条件.

2.3 格兰杰因果关系检验

极端天气气候事件对农业经济产出的影响具有滞后效应, 即从发生极端天气气候事件到农业经济产出受到影响, 有一个滞后期. 为了证明极端天气气候事件是影响农业经济产出的原因, 本文采用衡量变量之间因果关系应用最为广泛的格兰杰因果检验(Granger causality test)进行实证分析^[28]. 格兰杰因果检验的基本思路是: 如果极端天气气候因子 $\bar{w}$ 的历史信息有助于改善农业经济产出 Q 的预测精度, 则认为 $\bar{w}$ 对 Q 存在格兰杰因果关系. 检验的具体方法是建立两变量的自回归模型:

$$Q_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Q_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i \bar{w}_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (9)$$

对模型中的参数进行估计, 并对 β_i 进行显著性检验. 原假设为“ $\bar{w}$ 不是引起 Q 变化的格兰杰原因”. 如果拒绝原假设, 就可以得出极端天气气候因子对农业经济产出存在格兰杰因果关系的结论. 卡方检验结果(表 2)在 0.01 显著性水平下拒绝原假设, 表明极端高温、极端低温、极端降水和干旱四个因子是我国农业经济产出变化的格兰杰原因, 在一定程度上影响了农业经济产出的变动.

2.4 长期均衡与短期波动理论

农业经济产出、固定资本投入、农村劳动力以及四个极端天气气候因子被一个经济系统联系在一起, 从长远来看这些变量应该具有长期均衡关系. Engle 和 Granger^[29]指出, 两个或多个非平稳时间序列的线性组合可能是平稳的, 假如这样一种平稳的线性组合存在, 这些非平稳时间序列之间被认为具有长期均衡关系. 本文建立的模型中的变量是非平稳数据, 一阶差分之后满足平稳性, 可以对极端天气气候因子与农业经济产出的长期均衡关系展开定量分析.

表 1 变量单位根检验^{a)}

变量	Tau 统计量	检验形式(c,t,k)	结论
log(GDP)	-2.66	(c,0,0)	非平稳
log(Capital)	0.30	(c,0,0)	非平稳
log(Labor)	-0.97	(c,0,0)	非平稳
log(Tmax)	-2.80	(c,0,0)	非平稳
log(Tmin)	-0.01	(0,t,0)	非平稳
log(Precip.)	-3.30	(c,t,0)	非平稳
log(Drought)	-3.28	(c,t,0)	非平稳
∇log(GDP)	-3.73*	(c,0,0)	平稳
∇log(Capital)	-3.25*	(c,0,0)	平稳
∇log(Labor)	-3.24*	(c,0,0)	平稳
∇log(Tmax)	-5.74**	(c,0,0)	平稳
∇log(Tmin)	-9.62**	(0,t,0)	平稳
∇log(Precip.)	-5.43**	(c,t,0)	平稳
∇log(Drought)	-4.35*	(c,t,0)	平稳

a) 检验类型中字母含义: c 为常数项, t 为时间趋势项和 k 为滞后阶数; ∇为一阶差分算子; *和**分别表示在 $P < 5\%$ 和 $P < 1\%$ 的显著水平下拒绝原假设, 认为序列是平稳的

表 2 格兰杰因果关系检验

原 假 设	卡方检验	概率
Capital 非 GDP 的 Granger 原因	5.05	0.0246
Labor 非 GDP 的 Granger 原因	79.29	<.0001
Tmax 非 GDP 的 Granger 原因	22.08	<.0001
Tmin 非 GDP 的 Granger 原因	29.38	<.0001
Precip. 非 GDP 的 Granger 原因	31.57	<.0001
Drought 非 GDP 的 Granger 原因	25.73	<.0001

长期均衡的表达式如下:

$$\log(Q) = \sum_{i=k}^{\bar{w}} \beta_i \nabla \log(X_i) + \mu_t. \quad (10)$$

在短期内, 因为季节影响或随机干扰, 农业经济产出有可能偏离长期均衡状态. 公式(10)表述的是农业经济产出与极端天气气候因子的长期均衡关系, 而实际经济数据却是由短期波动过程组成的. 因此, 需要用数据的短期波动过程来逼近经济产出的长期均衡过程. 反映极端天气气候对农业经济产出短期波动影响的公式如下:

$$\nabla \log(Q_t) = \alpha \mu_{t-1} + \sum_{i=k}^{\bar{w}} \beta_i \nabla \log(X_i) + \mu_t, \quad (11)$$

式中等号右边第一项为误差修正项, 反映了农业经济产出在第 $t-1$ 时点的短期偏离; α 为误差修正项系数, 通常称为调整系数, 表示在 $t-1$ 时点对农业经济产出偏离长期均衡状态的调整速度. 从短期看, 农业经济产出的变动是由较稳定的长期趋势和短期波动所决定的, 短期内对于均衡状态的偏离程度的大小直接导致经济产出波动振幅的大小. 从长期看, 长期均衡关系式起到引力线的作用, 将非均衡状态调整到均衡状态^[30].

3 极端天气气候事件的产出弹性

我国不同区域气候特征不同, 农业经济产出受极端天气气候事件影响的大小存在差异. 将全国划分为七个区域, 计算得到不同区域极端天气气候因

子对农业经济的产出弹性(表 3, 统计检验不显著的因子已略去). 弹性的经济含义为, 在其他因子保持不变的条件下, 极端天气气候因子变化 1%, 农业经济产出变化百分率的大小.

极端高温影响农业经济产出显著的区域有华北、东北和华南, 且极端高温事件发生天数每增加 1%, 东北农业经济产出减少 4.075%, 华南农业经济产出减少 0.850%, 而华北农业经济产出增加 0.009%. 极端低温影响农业经济产出显著的地区有华北、西北、华东以及华南. 华北、西北和华东极端低温的产出弹性为负值, 分别为-0.025, -1.028 和-0.476, 华南极端低温的产出弹性为 0.595. 除西北地区外, 其他地区农业经济产出受极端降水影响显著. 东北、华中、华东和华南地区产出弹性为负值, 分别为-1.727, -2.608, -1.158 和-0.867; 华北和西南地区产出弹性为正值, 分别为 0.005 和 0.039. 干旱对华北、华东、西南、以及华南地区农业经济的产出弹性均为负值, 分别为-0.039, -1.665, -0.022 和-0.770.

由表(3)的参数估计与显著性检验结果可以看出, 极端天气气候事件对不同区域农业经济产出的影响多位负面的, 并且影响的大小差异很大. 一方面是因为不同地理区域的气候特征相差很大, 另一方面是由于不同地区农业经济生产条件的差异所造成. 从纵向看, 华北和华南的农业经济产出受极端天气气候变化影响最大; 从横向看, 极端降水和干旱对我国农业经济产出造成的负面影响更加显著. 极端天气气候对农业经济有显著负面作用的区域, 应提高农

表 3 分区域参数估计与显著性检验^{a)}

变量	华北	西北	东北	华中	华东	西南	华南
Intercept	-71.558** (9.477)	-72.763** (14.012)	-108.028** (24.353)	-42.305** (18.968)	-169.793** (17.592)	-114.527** (6.264)	-170.550** (9.304)
Year	0.035** (0.005)	0.040** (0.007)	0.066** (0.011)	0.037** (0.008)	0.080** (0.008)	0.058** (0.003)	0.087** (0.004)
Log(Capital)	0.135** (0.001)		0.429** (0.193)	0.278** (0.125)	0.510** (0.117)		0.681** (0.112)
Log(Labor)	0.745** (0.008)	-0.331** (0.131)	-6.076** (2.259)	-9.600* (5.617)	5.644** (1.605)		0.446** (0.178)
Log(Tmax)	0.009** (0.001)		-4.075** (1.314)				-0.850** (0.387)
Log(Tmin)	-0.025** (0.001)	-1.028* (0.526)			-0.476** (0.119)		0.595** (0.188)
Log(Precip.)	0.005** (0.001)		-1.727* (1.020)	-2.608** (0.773)	-1.158** (0.209)	0.039** (0.013)	-0.867* (0.453)
Log(Drought)	-0.039** (0.001)				-1.665** (0.135)	-0.022** (0.009)	-0.770** (0.167)
R-Square	0.857	0.988	0.957	0.984	0.990	0.983	0.977

a) *表示 $P < 0.1$, **表示 $P < 0.05$; 括号内的值为参数的标准误差

业经济生产活动关键时期的天气预报或气候预测准确率, 提前预估受天气气候变化影响的可能农业经济产出值, 有利于决策者及时调度资源, 降低农业经济的可能损失.

4 长期均衡和短期波动关系

为进一步研究极端天气气候事件对我国农业经济产出的整体影响, 对农业经济产出与固定资本投入、农村劳动力以及极端天气气候因子的长期均衡关系式进行拟合. 模型的残差序列通过 0.01 显著性水平的 ADF 检验, 即认为极端天气气候因子与农业产出的之间具有显著的长期均衡关系(式(12)). 固定资本投入和农村劳动力的产出弹性为正值. 在其他条件不变的情况下, 资本投入每增加 1%, 农业经济产出增加 0.129%; 劳动力每增加 1%, 农业经济产出增加 0.342%. 劳动力产出弹性大于资本产出弹性, 说明我国农业经济产出方式对劳动力的依赖性更大, 劳动力的投入是增加农业经济产出的主要因素, 符合我国农业经济生产方式的实际情况. 极端天气气候因子对农业经济的产出弹性均为负值, 并且都能通过 0.05 显著性水平的检验. 在其他条件不变的情况下, 极端高温事件天数每增加 1%, 农业经济产出减少 0.112%; 极端低温事件天数每增加 1%, 农业经济产出减少 0.031%; 极端降水事件天数每增加 1%, 农业经济产出减少 0.033%; 干旱天数每增加 1%, 农业经济产出减少 0.047%.

$$\begin{aligned} \log(Q) = & 0.129^{**} \log(\text{Capital}) + 0.342^{**} \log(\text{Labor}) - 0.112^{**} \log(T \max) \\ & (0.010) \quad (0.018) \quad (0.026) \\ & - 0.031^{*} \log(T \min) - 0.033^{*} \log(\text{Precip.}) - 0.047^{**} \log(\text{Drought}), \\ & (0.018) \quad (0.019) \quad (0.017) \\ R^2 = & 0.891, \quad DW = 1.529. \end{aligned} \quad (12)$$

在公式(12)和(13)中, 括号内的值为标准误差, * 和 ** 分别表示参数通过 $P < 5\%$ 和 $P < 1\%$ 的显著性检验.

长期均衡关系表达式可以度量固定资本投入、农村劳动力、极端天气气候因子与农业经济产出之间的长期均衡关系, 而短期波动关系式则解释这些变量之间的短期相互作用(式(13)). 符号 ∇ 表示变量的一阶差分算子, 反映了变量的短期波动量. 固定资本投入和农村劳动力的短期波动变化对农业经济的产出弹性分别为 0.34 和 0.606, 并且都能通过 0.01 显著性水平的统计检验. 但是, 四个极端天气气候因子的短期波动

变化对农业经济的产出弹性均不具有统计显著性.

$$\begin{aligned} \nabla \log(Q) = & 0.340^{**} \nabla \log(\text{Capital}) + 0.606^{**} \nabla \log(\text{Labor}) \\ & (0.009) \quad (0.021) \\ & + 0.028 \nabla \log(T \max) - 0.014 \nabla \log(T \min) \\ & (0.020) \quad (0.012) \\ & + 0.008 \nabla \log(\text{Precip.}) - 0.005 \nabla \log(\text{Drought}) \quad (13) \\ & (0.014) \quad (0.010) \\ & - 0.282^{**} \mu_{t-1}, \\ & (0.035) \\ R^2 = & 0.717, \quad DW = 1.925. \end{aligned}$$

从以上分析可知, 极端天气气候因子对农业经济产出的影响表现在长期均衡关系上, 而不存在短期波动影响. 极端温度、极端降水以及干旱对我国农业经济产出具有显著的负面作用.

5 结论和讨论

本文选取对天气气候变化敏感并且脆弱性较高的农业经济领域为研究对象, 将极端天气气候因子引入经典的 Cobb-Douglas 生产函数, 构建一个新的气候经济模型. 运用计量经济学方法, 定量分析了极端天气气候事件对我国农业经济产出的影响. 结果表明: (1) 极端天气气候因子是我国农业经济产出变化的格兰杰原因. (2) 极端天气气候事件对不同区域农业经济的影响差异较大, 且多为负面影响; 华北和华南是受极端天气气候影响最显著的地区; 极端降水和干旱是影响农业经济最显著的因子. (3) 全国平均来看, 极端天气气候因子与农业经济产出之间存在长期均衡关系, 对我国农业经济有显著的负面影响.

值得注意的是, 极端高温对华北农业经济的产出弹性为负值, 而对东北的产出弹性为正值, 这一结果与传统的认识存在一定的差异. 其原因在于模型参数估计方法的选取. 统计验证表明, 华北各地级市农业经济产出之间的差异符合随机效应, 而东北农业经济产出之间的差异符合的固定效应. 对随机效应和固定效应的统计判定, 会影响参数估计方法的选取, 最终使得模型参数的大小、正负值产生变化. 利用模型工具开展定量化研究, 研究结果必然存在一定的不确定性, 从模型的构建到参数估计方法的选择都需要进一步探讨, 促进气象学与经济学这一交叉研究领域的发展.

本文采用百分位法定义的极端天气气候事件属于“相对极端事件”, 与传统的高温热浪、低温冷害和

洪涝事件有一定的区别。以后的研究可以关注某一个区域, 抓住关键的气象灾害因子开展量化研究, 进一步提高研究成果的显著性。

除农业经济部门外, 天气气候变化对工业、交通、服务业、商品零售业、建筑业以及能源供应等经济部门的影响, 今后还需要展开定量的科学研究。随着天气预报和气候预测准确率的提高, 天气预报

预测信息将发挥更大的社会经济价值。评估天气预报和气候预测信息的社会经济影响是我国现在以及未来都亟待加强的研究方向。在减缓异常天气气候的不利影响方面, 随着市场经济的不断完善和成熟, 天气保险与天气衍生品也必将在我国进一步开展, 成为减缓极端天气气候事件不利影响的重要手段。

致谢 衷心感谢编辑和审稿专家对本文的评阅以及提出的修改建议。

参考文献

- 1 IPCC. Climate Change 2007: The AR4 Synthesis Report. Geneva: IPCC, 2007: 60–70
- 2 Stern N. The Economics of Climate Change: The Stern Review. Cambridge: Cambridge University Press, 2006. 122–139
- 3 许小峰. “气象经济”概念辨析. 江西气象科技, 2003, 26: 12–14
- 4 Dutton J A. Opportunities and priorities in a new era for weather and climate services. Bull Amer Meteor Soc, 2002, 83: 1303–1311
- 5 Demuth J L, Rebecca E M, Lazo J K, et al. WAS*IS: Building a community for integrating meteorology and social science. Bull Amer Meteor Soc, 2007, 88: 1729–1737
- 6 Kunkel K E, Pielke J R A, Changnon S A. Temporal fluctuations in weather and climate extremes that cause economic and human health impacts: A review. Bull Amer Meteor Soc, 1999, 80: 1077–1098
- 7 NOAA. Economic Impacts of Drought and The Benefits of NOAA's Drought Forecasting Services. NOAA Magazine, 2002
- 8 Starr M M. The Effects of Weather on Retail Sales. Washington, DC: Federal Reserve Board of Governors, 2000
- 9 Teisberg T, Weiher R, Khotanzad A. The economic value of temperature forecasts in electricity generation, Bull Amer Meteor Soc, 2005, 86: 1765–1771
- 10 Weiher R, Sen A. Economic Statistics for NOAA. 5th ed. Washington, DC: NOAA Program Planning and Integration, 2006
- 11 Balstad R. The science and humanity of weather, climate, and society. Wea Climate Soc, 2009, 1: 5–6
- 12 Larsen P H. An evaluation of the sensitivity of U.S. economic sectors to weather. Master Dissertation. Ithaca: Cornell University, 2006
- 13 Larsen P H, Lawson M, Lazo J K, et al. Sensitivity of the U.S. Economy to Weather Variability. Boulder: Research Applications Laboratory, NCAR, 2007
- 14 气候变化国家评估报告编写委员会. 气候变化国家评估报告. 北京: 科技出版社, 2007. 177–306
- 15 张永勤, 缪启龙. 气候变化对区域经济影响的投入产出模型研究. 气象学报, 2001, 59: 633–640
- 16 路琮, 魏一鸣, 范英, 等. 灾害对国民经济影响的定量分析模型及其应用. 自然灾害学报, 2002, 11: 15–20
- 17 丑洁明, 董文杰, 叶笃正. 一个经济气候新模型的构建. 科学通报, 2006, 51: 1735–1736
- 18 Dong W J, Chou J M, Feng G L. A new economic assessment index for the impact of climate change on grain yield. Adv Atmos Sci, 2007, 24: 336–342
- 19 罗慧, 李良序. 气象服务效益评估方法与应用. 北京: 气象出版社, 2009: 249–285
- 20 孙宁, 李廉水. 基于 SVAR 模型的气温变化对南京市工业经济的影响研究. 气象, 2009, 35: 90–96
- 21 孙家明, 高歌. 气候异常对国民经济影响的综合业务评估系统. 地理学报, 2000, 55: 90–97
- 22 项目执行专家组. 气候异常对国民经济影响评估业务系统的研究. 北京: 气象出版社, 2001. 149–192
- 23 国家统计局城市社会经济调查总队. 中国城市统计年鉴. 北京: 中国统计出版社. 1994–2006
- 24 Bonsal B R, Zhang X B, Vincent L A, et al. Characteristic of daily and extreme temperature over Canada. J Clim, 2001, 5: 1959–1976
- 25 邹旭恺, 张强. 近半个世纪我国干旱变化的初步研究. 应用气象学报, 2008, 19: 679–687
- 26 Cobb C W, Douglas P H. A theory of production. Amer Econom Rev, 1928, 18: 139–165
- 27 Dickey D A, Fuller W A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. J Am Stat Assoc, 1979, 74: 427–431
- 28 Granger C W J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometrica, 1969, 37: 424–438
- 29 Engle R F, Granger C W J. Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. Econometrica, 1987, 55: 251–276
- 30 高铁梅. 计量经济分析方法与建模 EvIEWS 应用及实例. 第二版. 北京: 清华大学出版社, 2009. 145–146