气候变化对中国粮食生产的影响*

——基于县级面板数据的实证分析

陈 帅1 徐晋涛2 张海鹏3

内容提要:本文基于 1996~2009 年中国县级层面农作物产量、灌溉、气象和社会经济数据,并结合不同地区农作物的生长周期,采用经济学方法,考察了气候变化对中国水稻和小麦生产的影响。研究发现:气温、降水和日照等气候变量对中国水稻和小麦单产的影响都存在"先增后减"的非线性关系,存在最优拐点。预计到本世纪中期,气候条件将越过最优拐点,对中国水稻和小麦生产产生明确的负面影响;不仅如此,由于非线性关系的存在,气候变化在未来的长期危害将会急剧增大。到本世纪末,气候变化将导致中国水稻单产降低 2%~16%、小麦单产降低 3%~19%。这意味着,需要及早出台更为积极有效的气候政策,才能有效减轻气候变化对中国粮食生产的不利影响。关键词:气候变化 粮食安全 "反事实"预测

一、引言

中国政府始终坚持立足国内实现粮食基本自给,把切实保障国家粮食安全放在各项经济工作的首位。虽然在过去几十年中,中国比较成功地解决了"谁来养活中国"的问题,但是,影响中国粮食生产的负面因素也在不断地累积。特别是,中国耕地面积逐年减少,后备土地资源严重不足,今后扩大粮食种植面积、增加国内供给的空间已经相当有限^①;与此同时,由于全球粮食供求长期趋紧,中国能够利用的国际市场空间非常狭窄^②;更为重要的是,农业科技的突破和推广也越来越受到气候条件的制约(刘彦随等,2010)。

从中国三大粮食作物生产情况来看,水稻和小麦作为中国最主要的口粮,种植面积减少的形势非常严峻。1990~2010年间,中国水稻种植面积减少了10%,其中,早稻和晚稻的减幅都超过了36%;小麦种植面积也减少了21%,其中,春小麦的减幅高达65%(图1a)。虽然技术进步和农业生产条件改善显著提升了粮食单产,但由于粮食供需缺口不断加大,中国粮食安全指数在逐年降低(图1b),国内粮食供求仍然只是维持着紧平衡状态。

^{*}本文研究得到国家自然科学基金面上项目"中国南方集体林区林权改革模式和绩效的实证分析"(编号:70773001)、国家自然科学基金青年科学基金项目"中国耕地复种指数的时空变化及其社会经济影响因素研究——基于县级面板数据的实证分析"(编号:71403291)以及中国博士后科学基金面上项目"气候变化、国家粮食安全与社会福利"(编号:2015M580900)的资助。

[®]《发展改革委关于落实全国人大常委会对国家粮食安全工作情况报告审议意见的报告(2011)》指出,目前中国耕地面积仅约为 18.26 亿亩,比 1997 年的 19.49 亿亩减少了 1.23 亿亩,仅为世界平均水平的 40%。中国 18 亿亩耕地的"红线"已经岌岌可危,全国宜耕荒地资源仅为 1360 万公顷。参见: http://www.chinanews.com/gn/2011/02-25/2868514.shtml。 [®]2012 年,世界谷物库存消费比已接近近 30 年以来的最低水平。参见: http://www.fao.org/statistics/en/。

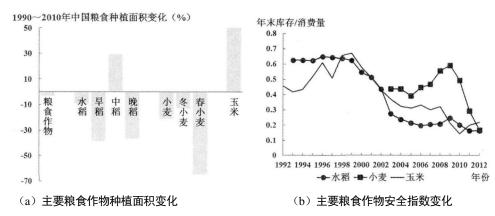


图 1 中国主要粮食作物种植情况与粮食安全指数

注:粮食安全指数指粮食年末库存量与全年消费量之比;粮食种植面积数据来源于国家统计局数据库(http://data.stats.gov.cn/);粮食安全指数根据中国汇易网(www.chinajci.com)提供的历年中国农作物供需平衡表计算得到。

农业是受气候变化影响最直接、最脆弱的部门。中国气候变化的速率又明显快于全球甚至北半球的平均水平^①。近 100 年来,气候变化正在改变中国气候资源的时空格局:北方气温增幅明显高于南方,而南方日照减幅则明显大于北方,"南涝北旱"的降水差异继续加大(潘根兴等,2011);不仅如此,近 20 年来,中国的极端气候事件明显增多,其人为影响的证据在不断积累(李学勇等,2007)。鉴于中国农业特别是粮食生产的基础性地位及发展瓶颈,以及日益严峻的气候变化形势,未来中国粮食生产对气候条件的依赖程度势必加深,气候变化的诸多影响还将进一步凸显。

气候变化对农业生产影响的议题属于交叉学科,农学和经济学对此都十分关注。由于研究起点和研究方法的差异,不同学科的研究结论存在争议,即使在各个学科内部,研究结论也尚未达成一致。农学研究气候变化对农业生产的影响主要采用农作物生长模拟模型(crop-simulation model),该模型通过精确控制农作物生长所需的全部要素(温度、湿度、光照、土壤和肥料等),根据所有生生长要素的实验参数,考察气候要素变化对农作物生长、发育和产量的影响。例如,林而达等(2006)利用气象因素与农作物生长相结合的模型的模拟结果表明,气候变化可能导致中国农业减产,幅度在5%~30%之间;但 Cline(2007)在气候变化对农业影响的国别报告中指出,未来气候变化可能导致中国农业小幅增产。潘根兴等(2011)模拟了温度升高、光照减少、降水变化以及气象灾害对中国主要粮食作物生产的影响。结果表明,未来气候变化对中国玉米和大豆生产的不利效应明显,其影响程度主要取决于气象灾害;但对水稻和小麦生产的影响是正负效应共存,表现出极大的波动性。农学研究结果的不确定性,给中国应对气候变化的决策带来了困难。

农作物生长模拟模型的核心是实验参数,但不考虑经济因素和人类行为,因而对社会经济影响的解释力有限(Schlenker et al., 2006; Lobell et al., 2011)。经济学方法则基于人类理性行为,构建土地价值指标(land value)或借助于农作物单产来衡量农业生产,利用大量的统计数据考察气候要素与农业生产之间的关系,同时控制或剥离技术进步、经济因素和人类行为的共同影响。但是,经

[®]近 100 年来,中国地表年均气温增幅为 0.5~0.8°C,比同期全球均值(0.6 ± 0.2 °C)略高;最近 50 年,中国地表年均气温上升了 1.1°C,增温速率为 0.22°C/10 年,明显高于全球甚至北半球的平均速率(李学勇等,2007)。

[®]农作物生长模拟模型的代表文献包括 Jones and Thornton(2003)、Fischer et al.(2005)、林而达等(1997; 2006)、熊伟等(2005; 2008)、Cline(2007)、潘根兴等(2011)。鉴于本文更关注经济学实证研究,故后文只集中介绍农作物生长模拟模型应用于模拟中国粮食作物生长、发育及最终产量的几个代表性成果。

济学家对实证策略的选择却一直存在激烈的争论(Deschênes and Greenstone, 2007; Fisher et al., 2012)。不过,通过梳理最具代表性的文献,仍然能够清晰地看出经济学方法演进的脉络: 研究视角从衡量农地价值(例如 Mendelsohn et al., 1994)逐渐转向考察具体农作物单产(例如 Welch et al., 2010; Lobell et al., 2011); 实证分析技术逐步从传统截面回归(例如 Mendelsohn et al., 1994; Deschênes and Greenstone, 2007)向面板空间计量演进(例如 Schlenker et al., 2006; Schlenker and Roberts, 2009; Chen et al., 2016)。

近年来,中国学者也尝试将国外相关领域的经济学实证策略引入气候变化对中国农业生产影响的研究,并根据研究需要进行了拓展。Liu et al.(2004)与 Wang et al.(2009)均采用李嘉图模型(Richard Model)构建了土地价值指标,考察气候变化对农业土地价值的影响,但是,由于数据来源和样本选择的不同,他们的研究结论并不一致。Chen et al.(2016)将研究视角转向考察农作物单产,基于中国县级面板数据的空间计量分析发现:气候要素与玉米、大豆单产之间均存在"先增后减"的非线性关系,气候条件偏离最优拐点越远,其负向影响越大;预计到本世纪末,气候变化将导致中国玉米单产减少3%~12%,大豆单产减少7%~19%。由于玉米和大豆并非中国的主要口粮,因而 Chen et al.(2016)的研究结论不足以代表中国粮食生产面对气候变化所遭受的影响。为弥补以上不足,Chen et al.(2014)和陈帅(2015)同样基于中国县级面板数据,分别考察了气候变化对中国水稻和小麦产量的影响。结果表明,尽管气候变化对水稻和小麦生产的影响依农作物生长阶段不同而有所不同,但总体上看,已经观测到的气候变化确实导致了中国水稻和小麦减产。Chen et al.(2014)和陈帅(2015)通过细分农作物生长阶段,建立起不同生长阶段的气候条件与农作物单产之间的关系,但他们的实证分析模型只反映了气候要素与农作物单产之间的线性拟合关系,而没能捕捉潜在的非线性关系,因而其估计系数不具备长期预测能力^①。

有鉴于此,本文研究旨在前人研究的基础上,基于高质量的数据,采用经济学实证分析方法,科学地判断气候变化对中国粮食生产的影响,为政策制定者提供源自经济学领域的学术参考。为实现研究目标,首先,本文构建面板空间误差模型,甄别气候要素对中国最主要的两大口粮——水稻和小麦单产的边际影响,着重考察气候要素与粮食单产之间是否存在可以拟合的非线性关系;其次,利用回归估计系数,结合未来可能的气候变化方案,预测气候变化对中国粮食生产的中长期影响;最后,基于本文研究结果,讨论未来气候变化对中国粮食安全的影响。

二、实证分析框架

(一) 甄别气候要素对粮食单产的边际影响

本文关注气候要素对中国水稻和小麦单产的边际影响。经济学文献(例如 Braulke, 1982; Chen et al., 2015)显示,粮食单产可以表示为自然条件(气候、土壤等)、人类行为(品种、灌溉、技术进步等)和经济信号(耕作投入等)的函数。因此,除了本文实证研究所关注的气候要素外,还必须控制既与气候相关,又影响粮食单产的内生因素,以避免遗漏变量偏误(WelchW et al., 2010)。不仅如此,还需要采用恰当的实证策略以剥离这些内生因素对粮食单产的共同影响,才能甄别出气候要素的边际影响。借鉴现有文献的变量设定(参见 Schlenker and Roberts, 2009),本文构建如下

- 4 -

[©]线性预测的基本原理是借助过去的趋势拟合未来,随着预测时间拉长,预测结果的可信度降低。其原因是,Welch et al. (2010)和 Chen et al. (2014)的研究中,无论是模型设定还是变量构造,本质上都是估计气候要素与水稻单产之间的线性拟合关系,没有反映可能存在的非线性关系。尽管他们的研究已经明确观测到未来短期的气候变化会导致样本地区水稻减产,但要实现准确的长期预测,还需进一步考察气候要素与农作物单产之间潜在的非线性关系。

实证分析模型:

$$Y_{r,t} = H_{r,t}\beta_0 + Z_{r,t}\beta_1 + A_{r,t}\beta_2 + \alpha_r + \lambda_t + \varepsilon_{r,t}$$
(1)

$$\mathcal{E}_{r,t} = \rho \sum_{r'} W_{r,r'} \mathcal{E}_{r',t} + \eta_{r,t}$$
 (2)

(1)式中,r 和t 分别表示县和年; $Y_{r,t}$ 表示粮食单产; $H_{r,t}$ 衡量粮食作物在生长周期内所吸收的热量,反映气温的影响; $Z_{r,t}$ 表示其他气候变量,包括粮食作物生长周期内降水总量和日照时长; $A_{r,t}$ 表征经济信号和人类行为,其中,经济信号表现为耕作收益与成本的比较关系,而灌溉和排灌面积占耕地面积的比重,则被认为是衡量人类应对气候变化行为的一个良好代理(Deschênes and Greenstone,2007);地区固定效应 α_r 控制海拔、土壤等不随时间变化的因素,时间固定效应 λ_t 捕捉技术进步等不随地区改变的因素 $^{\circ}$ 。

由于经济信号和人类行为与粮食单产之间存在双向因果关系,因此 $A_{r,t}$ 是明显的内生变量,必须处理其内生性问题。本文借鉴 Roberts and Schlenker (2013)的方法,使用滞后一期的气候变量 $Z_{r,t-1}$ (以及极端天气)作为当期 $A_{r,t}$ 的工具变量。这一做法的理由是,上年的气候条件和极端天气很可能冲击上年的粮食生产,进而改变农民对当年耕作收益与成本的预期,也很有可能改变当年的灌溉或排灌条件,但是,上年的气候变异与当年的农作物单产(或模型的残差)之间却没有直接的联系。

不仅如此,(1) 式中没有被自变量所捕捉的其他影响因素,将全部进入残差($\varepsilon_{r,t}$),这些因素特别是区域农作制度、区域自然灾害、区域二氧化碳浓度等,既与当地气候高度相关,又影响到粮食单产,因而也会影响估计结果的一致性。为了弥补潜在的遗漏变量偏误,本文允许样本县之间存在空间相关性,利用相邻县的残差($\varepsilon_{r,t}$)解释特定县的残差($\varepsilon_{r,t}$),以捕捉所有具有区域特征的遗漏变量(参见 Schlenker et al.,2006)^②,表示为(2)式。(2)式中, $W_{r,r}$,为空间加权矩阵,规定了空间相关影响的范围,本文采用空间邻接矩阵(spatial contiguity matrix)来反映样本空间相关性,即先验地认为相邻的样本县之间存在着空间相关影响,但不相邻的样本县之间则不再具有空间相关性^③;相邻样本县之间的空间相关程度则由估计系数 ρ 所反映。(1)式和(2)式构成了本文的面板空间误差模型(panel spatial error model),在剥离 $\varepsilon_{r,t}$ 的空间相关性之后, $\eta_{r,t}$ 是实证分析模型

[®]本文实证分析模型实质上是一个决定农作物单产的生产函数,农作物生长所需的投入包括以气候矩阵($H_{r,t}$ 或 $Z_{r,t}$)、经济矩阵($A_{r,t}$)以及固定效应(α_r 和 λ_t)所表征的全部变量。

[®]空间误差模型能够纠正遗漏变量偏误的基本思想是:凡是不能被回归模型中自变量所捕捉的因素,都将进入模型残差项($\varepsilon_{r,t}$);但是,一旦无法观测的遗漏变量具有共同的空间区域特征(即特定县与相邻县共同的区域特征,例如区域农作制度、区域自然灾害、区域品种及土壤类型等),那么,使用相邻县的残差($\varepsilon_{r',t}$)作为额外的自变量来解释特定县的农作物单产($Y_{r,t}$),相邻县的残差($\varepsilon_{r',t}$),就可以反映所有共同的区域特征。参见 Elhorst(2014)。

[®]空间邻接矩阵是一个要素取值为(0,1)的方阵。如果样本县域相邻,则取值 1;如果不相邻,则取值 0。出于三个方面的考虑,本文选择空间邻接矩阵为基准情形,一是与现有文献(例如 Schlenker et al.,2006;Schlenker and Roberts,2009)保持一致;二是已有研究(例如 Schlenker et al.,2006;Chen et al.,2016)证实,虽然不同空间加权矩阵的选择会影响空间相关程度指标 ρ 的大小,但不会显著地改变实证分析模型所关注的气候变量的系数估计值;三是本文的样本量巨大,软件实现方面要求简化空间加权矩阵(比如,对于水稻方程的回归来说,空间加权矩阵是一个 19565×19565 的方阵)。此外,在面板数据情形中,通常假定空间相关影响的范围和程度(即空间加权矩阵 $W_{r,r}$)不随时间变化(Elhorst,2014)。

的真实残差项^①。

至此,本文所关注的气候要素系数 eta_0 和 eta_1 的经济意义为: 在其他条件($A_{r,t}$ 、 α_r 和 λ_t)不变的前提下,单位气候要素($H_{r,t}$ 或 $Z_{r,t}$)变化对农作物单产($Y_{r,t}$)的边际影响。

(二)未来气候变化影响的"反事实"预测

通过估计本文的面板空间误差模型,能够得到气候要素对粮食单产的边际影响,即 β_0 和 β_1 的 系数估计值。由于气候变化是所有气候要素整体变化的过程,因此,评估气候变化的影响需要考虑气温、日照和降水同时变化的综合作用;不仅如此,为了识别气候变化的真实影响,还需要剥离经济信号和人类行为对粮食单产的共同作用。Schlenker and Roberts(2009)和 Chen et al.(2016)提出了一个"反事实"(counter-factual)评估策略:在保持其他所有条件不变的前提下,考察仅仅源于气候变化的单产变化,尽管这种情形在真实世界中不可能出现,但这种单产变化精确地反映了气候变化的净影响。其基本模型为:

$$\delta_{r,t} = \frac{E(Y_{r,t+n} | H_{r,t+n}, Z_{r,t+n}, A_{r,t}|) - E(Y_{r,t}, Z_{r,t}, A_{r,t})}{E(Y_{r,t} | H_{r,t}, Z_{r,t}, A_{r,t})}$$
(3)

(3)式的基本思想是,保持经济信号和人类行为($A_{r,t}$)在基年(第t年)水平不变(本文选择 2009 年作为基年),仅源于未来(第t+n年)气候要素改变($H_{r,t}$ 变为 $H_{r,t+n}$,或 $Z_{r,t}$ 变为 $Z_{r,t+n}$)的粮食单产变化率 δ 。进一步地,利用前面的回归估计系数,可将(3)式转化成:

$$\hat{\delta} = \frac{\sum_{r} \left[\hat{\beta}_{0} \left(H_{r,t+n} - H_{r,t+n} \right) + \hat{\beta}_{1} \left(Z_{r,t} - Z_{r,t} \right) \right]}{\sum_{r} E\left(Y_{r,t} \mid H_{r,t}, Z_{r,t}, A_{r,t} \right)}$$
(4)

基于(4)式的"反事实"预测所需的必要条件除了回归估计系数外,还有未来可能的气候变化方案(即 $H_{r,t+n}$ 或 $Z_{r,t+n}$ 的取值)。联合国政府间气候变化专门委员会(Intergovernmental Panel on Climate Change,IPCC)第四次评估报告提供了 6 种标准排放情形下,未来中期(2040~2060 年)和长期(2090~2099 年)可能的气候变化方案(B1、B2、A1B、A1T、A2 和 A1FI)(IPCC,2007),本文将依此进行预测。还需指出的是,虽然本文所采用的预测方法的基本思想与农作物生长模拟模型以及其他情景分析(例如数学规划)完全一致,但是,此处 β_0 和 β_1 的估计值已不再是实验参数,而是通过模型回归得到的一致估计量:在估计 β_0 和 β_1 的实证分析模型(1)式和(2)式中,已经控制或剥离了技术进步、经济信号和人类行为等内生因素的共同影响。因此,借助于 β_0 和 β_1 的估计值所得到的预测结果,同样也排除了这些内生因素的影响。

- 6 -

[®]尽管空间误差模型(2)式可以保证(1)式中变量估计系数的一致性,但真实残差 $\eta_{r,t}$ 仍然可能存在异质性和序列相关性。本文进一步处理 $\eta_{r,t}$ 的程序参见 http://www.trfetzer.com/conley-spatial-hac-errors-with-fixed-effects/。

三、数据来源与变量构造

(一) 样本分布与数据来源

1.县级种植结构与气象数据。本文的研究样本包括中国所有水稻和小麦生产县(市),使用了覆盖全国的气象观测信息。其中,县级数据库包括中国所有县级行政区主要农作物种植面积和产量以及县域灌溉(和排灌)面积和耕地面积数据[©];气象数据库包括覆盖全国的820个气象观测站所记录的日值气象数据,包括每天最高气温、最低气温、平均气温、24小时降水量和日照时长[©]。本文根据县域中心点坐标与气象观测站点坐标,按照空间距离最短原则,实现了县级数据库与气象数据库的连接[®]。最终的匹配结果是:中国有1505个水稻生产县(市),对应554个气象观测站;有1420个小麦生产县(市),对应625个气象观测站。

2.地区农作物生长周期信息。由于全国各地气候、土壤、农作物品种和耕作制度悬殊很大,不同地区水稻和小麦的生长周期与熟制都有所不同。中国农业部种植业管理司提供的"分省农时数据库"[®]记录了省级主要农作物播种、生长、发育和收获的详细时点,精确到农作物各个生长阶段的月份和旬。在本文研究时段内(1997~2009 年),各省水稻和小麦生长周期记录完整,这为本文考察粮食作物生长周期内气候要素与粮食单产之间的关系,提供了关键的信息。

3.省级社会经济数据。本文采用相对价格衡量耕作成本与收益的比较关系。价格数据源于国家统计局数据库^⑤,包括各省主要农产品生产价格指数,为反映每省每年农业生产者出售农产品价格变动趋势及幅度的相对数;以及农业生产资料价格指数,为反映各省每年农业生产资料价格变动趋势和程度的相对数。

(二) 变量构造及其描述性统计

1.区间积温变量。由于气候变化的主要表现是全球变暖,因此,关键变量的设定是要建立起气温与粮食单产之间的关系(由 $H_{r,t}$ 所表示)。农学使用积温指标衡量粮食作物在其生长周期内所吸收的热量,从强度和作用时间两个方面反映气温对粮食作物生长和发育的影响(例如 Baskerville and Emin 1969;Ritchie and NeSmith,1991)。积温也被经济学相关实证研究所广泛采用。本文使用正弦拟合方法(sine curve)计算区间积温(参见 Schlenker and Roberts,2009;Chen et al.,2016),其公式如下:

$$H_{r,t} = \int_{\theta_t}^{\theta_2} g(\theta) \varphi_{r,t}(\theta) d\theta \tag{5}$$

(5) 式中, $\varphi_{r,t}(\theta)$ 表示气温在某一天的密度函数,随地区r 和时期t 而有所不同; $g(\theta)$ 是气温为 θ 时粮食作物的生长函数;气温的下界 θ ,和上界和 θ ,规定了计算积温的气温区间[®]。(5)式衡

^①县级农作物生产数据来源于农业部种植业管理司的中国种植业信息网县级农作物数据库(http://zzys.agri.gov.cn/ nongqingxm. aspx)。

^②数据来源:中国气象数据共享网(http://cdc.cma.gov.cn)。

[®]县级数据库与气象数据库连接的结果是:平均来说,3个县会共享1个气象观测站的信息。由于中国气象观测站的位置并非均匀分布——在人类活动频繁的地区,气象站点也相对密集(气象站点的设定显然不是随机的),这在客观上提高了对粮食生产县(即本文研究样本)的气象条件的测量精度。

[®]参见: http://zzys.agri.gov.cn/nongshi.aspx。

^⑤国家统计局数据库: http://data.stats.gov.cn/。

[®]农学通常认为,10℃ 以上的积温为活动积温;但对具体农作物来说,其生长时期内有效温度的总和为有效积温。有效积温的气温上下界的选择依不同农作物而不同,甚至同一种农作物因不同品种的抗旱、耐寒程度不同都有所区别。由于计算有效积温的气温区间[θ_1 , θ_2]的选择是有争议的,选择积温变量的优势正好在于,可以根据研究需要设定气温上下界。

量了某一天介于气温区间[θ_1 , θ_2]的积温水平,再将每天的积温按照当地粮食作物的生长周期进行加总,得到该气温段的区间积温变量。本文借鉴 Schlenker and Roberts(2009)分段定义区间积温的思想,将气温划分成详尽、连续的气温段: 在 $0\sim40^{\circ}$ C 范围内,每 5° C 气温区间计算一个区间积温($IGDD0-5^{\circ}$ C, $IGDD5-10^{\circ}$ C,……, $IGDD35-40^{\circ}$ C)。实证分析模型估计所有区间积温变量对粮食单产的影响,通过区间积温的边际影响,间接建立起对应的气温水平与粮食单产之间的映射关系^⑤。

2.其他气候变量。对于 $0\sim40^{\circ}$ C 范围之外的极端气温,本文利用低温冻害和高温热浪在粮食作物生长周期内的累计次数加以控制:冻害频率($CDD0^{\circ}C-$)定义为连续 3 天及以上的日最低气温在 0° C 以下,算作一次冻害;热浪频率($HDD40^{\circ}C+$)定义为连续 3 天及以上的日最高气温在 40° C 以上,算作一次热浪 $^{\circ}$ 。其他类型的气候变量还包括粮食作物生长周期内降水总量(PRE)和日照时长(RAD),以及它们的平方项,以反映可能的非线性关系。

3.经济信号和人类行为变量。本文借鉴已有文献的做法,构造反映经济信号和人类行为的代理变量($A_{r,t}$)。其中,滞后一期的农产品生产价格指数可视为当期耕作的预期收益(Braulke,1982),而当期的农业生产资料价格指数则衡量当期面临的耕作成本[®],这两个价格指数之比,即预期收益/耕作成本(INPUT),比值越高表明耕作收益越大(Welch et al.,2010);灌溉比例,即灌溉面积/耕地面积(IRRI),反映了人们对气候条件的调整行为(Deschênes and Greenstone,2007)。

表1列出了本文实证分析部分所使用的全部变量及其描述性统计结果。从表1可以看出,中国小麦生产县比水稻生产县更容易发生低温冻害(4.126 次/年>0.200 次/年);在生长周期内,水稻县的平均积温水平较小麦县高,水稻县的区间积温集中分布于 15°C~30°C(区间积温>10 天),而小麦县的区间积温集中分布在 0°C~20°C;水稻县的平均降水总量 3 倍于小麦县,但小麦县的平均日照时长比水稻县多出 339 小时;水稻县的平均灌溉(和排灌)比例超过小麦县。这些差异主要反映了水稻和小麦不同的生长习性及其分布地区的气候资源。

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量标识	单位	水稻县样本	均值 (标准差)	小麦县样本地	均值(标准差)
农作物单产	Yield	公斤/公顷	6681	(1459)	3798	(1707)
冻害频率	$CDD0^{\circ}C$ $-$	累计次数	0.200	(0.713)	4.126	(2.959)
区间积温0~5°C	IGDD0-5° C	累积天数	1.515	(2.760)	13.10	(5.663)
区间积温5~10℃	<i>IGDD</i> 5-10° <i>C</i>	累积天数	4.395	(4.599)	15.21	(4.756)
区间积温10~15℃	<i>IGDD</i> 10-15° <i>C</i>	累积天数	9.550	(5.755)	15.33	(4.541)
区间积温15~20°C	IGDD15-20° C	累积天数	16.48	(6.185)	12.80	(4.408)
区间积温20~25°C	$IGDD20-25^{\circ}C$	累积天数	19.23	(6.634)	7.204	(3.913)
区间积温25~30°C	<i>IGDD</i> 25-30° <i>C</i>	累积天数	10.52	(5.964)	2.634	(2.196)

[®]构造区间积温变量除了可以回避有关先验地选择积温区间 $[\theta_1,\;\theta_2]$ 的争议,更重要的是,借助连续而详尽的区间积温变量及其估计系数,能够间接地建立起气温水平与农作物最终单产之间的映射关系,后验地找出对农作物生长有效的气温区间、有害的气温区间、以及气温对农作物单产边际影响的拐点(Schlenker and Roberts,2009)。

^②高温热浪和低温冻害的定义源于气象学术语。世界各国对二者温度量值的标准有所不同,但都有连续天数(3天或5天及以上)作为预警标准。参见百度百科: http://baike.baidu.com/view/。

[®]以相对价格衡量耕作成本与收益的关系,其中暗含价格接受者的假定。本文所使用的价格指数是省级面板数据,数据来源于国家统计局数据库(http://data.stats.gov.cn)。

(续表1)				
区间积温30~35℃	IGDD30-35°C	累积天数	2.542 (2.068	0.558 (0.787)
区间积温35~40°C	<i>IGDD</i> 35-40° <i>C</i>	累积天数	0.153 (0.260	0.046 (0.176)
热浪频率	$HDD40^{\circ}C +$	累计次数	0.014 (0.147	0.014 (0.232)
降水总量	PRE	千毫米	0.948 (0.458	0.296 (0.144)
日照时长	RAD	千小时	1.207 (0.314	1.546 (0.662)
价格比例	INPUT	比值	1.086 (0.155	1.067 (0.144)
灌溉比例	IRRI	比例	0.592 (0.271	0.547 (0.307)
样本总量		_	19565	18460

注:①观测值由中国 1505 个水稻生产县(市)、1420 个小麦生产县(市)以及 1997~2009 年的平衡面板数据构成。②农作物单产=农作物产量/农作物种植面积;③所有气候变量数据均根据各地区不同农作物生长周期内的日值气象观测值加总得到,其中所有"区间积温"变量的原始单位都是累积小时,此处统一转化为累积天数;④价格比例=滞后一期水稻(或小麦)的生产价格指数/当期农业生产资料价格指数;⑤灌溉比例=灌溉面积/耕地面积,本文中灌溉面积既包括灌溉面积,也包括排灌面积,不对两者进行区分。

四、估计结果及解释

(一) 变量及样本相关性检验

表 2 显示了本文主要自变量之间相关性检验的结果。可以看到,无论是水稻还是小麦,经济信号(价格比例)和人类行为(灌溉比例)都与当地气候条件(气温、降水和日照)高度相关(p<0.05)。一旦价格比例或灌溉比例也对粮食单产具有显著影响,那么,遗漏 $A_{r,t}$ 将无法避免气候变量与残差($\varepsilon_{r,t}$)出现相关性,导致遗漏变量偏误。但是,目前在气候变化对农业生产影响的经济学研究中,学术界对回归方程中是否应该包括经济信号和人类行为变量($A_{r,t}$)还存有争议^①。鉴于此,本文将同时提供不包括 $A_{r,t}$ 的估计结果(marginal effects),以及包括 $A_{r,t}$ 并处理其内生性的估计结果(partial effects),两者互为稳健性检验。

表 2

变量相关性检验结果

	水稻			小麦				
	GDD0°C+	PRE	RAD	INPUT	GDD0°C+	PRE	RAD	INPUT
PRE	0.2385*	1	_	_	-0.2150*	1	_	_
RAD	0.6098*	-0.0940*	1	_	0.6067*	-0.3187*	1	_

 $^{^{\}circ}$ 主张包括 $A_{r,t}$ 的学者认为,经济信号和人类行为都对农业生产具有显著影响,并且与气候要素高度相关,符合遗漏变量定义(例如 Welch et al.,2010; Chen et al.,2016);反对包括 $A_{r,t}$ 的学者认为,经济信号和人类行为都是人类对气候条件的反应,其本身也源于气候变量的影响(例如 Schlenker and Roberts,2009),额外控制 $A_{r,t}$ 只是分走了气候变量的部分影响。此外,针对 $A_{r,t}$ 的内生性问题,Roberts and Schlenker(2013)证实,滞后期的气候变量(以及极端天气)是当期经济因素与人类行为的有效工具变量,因而 $A_{r,t}$ 本身也是反映气候变量的部分影响。从理论上说,工具变量(IV)估计结果都应该被解释成局部效应(partial effects)而非边际影响(marginal effects)(参见 Imbens and Wooldridge,2007)。以本文为例:内生变量($A_{r,t}$)对因变量($Y_{r,t}$)的解释程度(第二阶段),取决于工具变量($H_{r,t-1}$ 和 $Z_{r,t-1}$)对内生变量($A_{r,t}$)的冲击程度(第一阶段)。

1	<i>L</i> ++	\sim	1
(びせる	1	

INPUT	-0.0251*	-0.0179	-0.0200*	1	-0.0620*	-0.0049	-0.0881*	1
IRRI	-0.0572*	0.1731^{*}	-0.0118	0.0370^{*}	0.2166*	-0.3413*	0.2219^*	-0.0160

注:①所有变量去除时间趋势与地区差异之后,再检验其相关性。具体步骤是:首先,分别将每个变量对时间固定效应(λ_i)和地区固定效应(α_r)进行回归,记录其残差预测值;然后,使用残差预测值进行相关性检验(参见 Welch et al.,2010)。② $GDD0^{\circ}C$ +表示农作物生长周期内0°C以上的积温,即本文所有区间积温变量之和;其他变量名称对应于表1。③*表示5%的显著性水平。

表 3 提供了本文研究样本之间空间相关性的检验结果。所有检验指标一致表明,无论如何选择空间加权矩阵,样本之间都存在着显著的空间相关影响,传统的面板固定效应模型即(1)式不足以处理空间相关性问题,其估计结果不但有偏,而且会极大地高估变量的显著性水平(Schlenker et al., 2006),偏误实质上是源于遗漏空间因素。这是本文实证分析模型引入空间计量方法的有力证据。

表3

样本空间相关性检验结果

-,,,,	THE THE STATE OF T				
	水稻县()	N=1505)	小麦县(N=1420)		
检验指标	空间邻接矩阵	空间距离矩阵	空间邻接矩阵	空间距离矩阵	
	(W)	(W ')	(W)	(W ')	
Moran-I $N(0, 1)$	15.63	20.26	16.80	20.95	
LM-ERR $\chi^2(1)$	237.09	395.54	274.49	424.15	
LRatio $\chi^2(1)$	269.40	413.89	342.93	488.21	
Walds $\chi^2(1)$	3673.68	11799.33	6218.86	17413.59	
空间相关系数(ρ)	0.1229	0.1979	0.1619	0.2709	

注:本文实证分析部分选择空间邻接矩阵(W)作为反映样本空间相关性的基准矩阵,空间邻接矩阵的定义与正文一致;表中利用空间距离矩阵(W)作稳健性检验,即先验地规定空间距离最近的两个县之间存在着空间相关性,空间距离更远的县之间则不再具有空间相关性。

(二)回归结果及其解释

根据面板空间误差模型(1)式和(2)式的设定,本文分别考察了气候要素对中国水稻和小麦单产的影响,得到了表 4 所示的回归结果。表 4 中,方程 1 只包括了所有气候变量,方程 2 进一步加入了经济信号和人类行为的代理变量——价格比例和灌溉比例。方程 2 利用两阶段工具变量估计在面板空间误差模型中的实现方法^①,处理了价格比例和灌溉比例的变量内生性。表 4 显示,水稻方程回归和小麦方程回归的第一阶段 F 统计量都高于 30,这证实了本文所选工具变量的有效性。方程 1 和方程 2 自变量的显著性及估计系数趋于一致,互为稳健性检验。表 4 揭示了三个关键的结果:

首先,极端天气(CDD0°C-和HDD40°C+)显著地导致水稻和小麦减产,而且对水稻生产的负向边际影响更大,但实际危害却更小。结合本文变量描述性统计结果(见表 1),小麦样本县的平均冻害频率是 4.13,因而冻害导致中国小麦单产平均减少 52.30~72.37 公斤/公顷;水稻样本县的平均冻害频率是 0.20,因而冻害导致中国水稻单产平均减少 5.38~5.62 公斤/公顷。同理,热浪导致中国小麦单产平均减少 0.26~0.29 公斤/公顷,但导致水稻单产平均减少 1.41~1.49 公斤/公顷。

其次,气温水平与粮食单产之间存在着"先增后减"的非线性关系。尽管气温并不直接进入回归模型,但是,表3借助区间积温的估计系数,间接地建立起了"气温水平—区间积温—粮食单产的边

[®]由于篇幅所限,实现过程及其证明没有放入正文,有兴趣的读者可向笔者索取。

际影响"三者之间的映射关系。区间积温变量的显著性水平和系数估计值显示,接近气温两端的区间积温将导致粮食减产: 低于 20° C 和高于 30° C 的区间积温导致水稻减产; 低于 20° C 和高于 35° C 的区间积温则导致小麦减产。由此可见,气温与粮食单产之间大致呈现"倒 U 型"非线性关系。更关键的是,高温范围的区间积温对粮食单产的损害远超过低温范围的区间积温对粮食单产的损害。例如,在中国水稻生长周期内, $30\sim35^{\circ}$ C 的区间积温($IGDD30-35^{\circ}$ C)每增加 1 天,将导致水稻单产平均降低 $44\sim55$ 公斤/公顷;相比之下, $5\sim10^{\circ}$ C 区间积温($IGDD5-10^{\circ}$ C)每增加 1 天,仅致使水稻单产平均减少 $20\sim21$ 公斤/公顷。小麦方程的回归结果也显示出同样的规律。由于气候变化主要表现为平均气温升高,未来高温范围的区间积温势必持续累积增加,导致中国水稻和小麦都减产。

表 4

回归结果: 面板空间误差模型 (SEM)

	水	//	麦	
	方程 1	方程 2	方程 1	方程 2
INPUT	_	890.238***	_	605.124***
	_	(4.69)	_	(2.60)
IRRI	_	258.631**	_	234.450**
	_	(2.16)	_	(2.17)
CDD0°C –	-26.886*	-28.074*	-17.541***	-12.676***
	(-1.85)	(-1.92)	(-6.37)	(-4.74)
IGDD0-5°C	-19.889**	-21.155**	-38.268***	-22.730***
	(-2.09)	(-2.20)	(-12.70)	(-7.63)
$IGDD5-10^{\circ}C$	-36.186***	-33.186***	-6.691**	-4.034
	(-5.96)	(-5.34)	(-2.21)	(-1.33)
<i>IGDD</i> 10−15° <i>C</i>	-12.828***	-12.894 ^{***}	4.458	-3.147
	(-3.06)	(-2.90)	(1.42)	(-0.97)
$IGDD15-20^{\circ}C$	-13.131***	-14.518***	-12.216***	-27.127***
	(-3.48)	(-3.67)	(-2.78)	(-6.07)
<i>IGDD</i> 20−25° <i>C</i>	5.254	5.195	52.571***	38.883***
	(1.35)	(1.32)	(5.51)	(3.93)
IGDD25 – 30°C	22.552**	16.156 [*]	-51.410***	-67.459***
	(2.47)	(1.93)	(-2.68)	(-3.32)
<i>IGDD</i> 30−35° <i>C</i>	-54.627***	-44.184**	-58.283	-16.723
	(-2.72)	(-2.16)	(-1.48)	(-0.40)

[©]本文借鉴 Schlenker and Roberts(2009)的方法,利用区间积温变量的系数估计值,间接地建立起对应的气温水平与粮食单产之间的映射关系。这种方法的好处在于,根据积温影响的估计结果,可以确定对粮食作物生长有效的气温区间和有害的气温区间,以及气温对粮食单产影响的拐点。笔者进一步缩小积温区间(例如每 3° C 划分为一个积温区间)进行估计,研究发现,中国水稻单产的气温拐点出现在 32° C(32° C 以后,区间积温对水稻单产的边际影响全都小于0);而小麦单产的气温拐点出现在 27° C。鉴于篇幅限制,基于更小积温区间的估计结果没有报告。感兴趣的读者可向笔者索取。

(续表4)				
IGDD35 – 40°C	-84.946	-73.089	-166.293*	-156.381 [*]
	(-1.47)	(-1.29)	(-1.76)	(-1.73)
$HDD40^{\circ}C$ +	-100.447**	-106.349**	-20.752**	-18.385**
	(-2.19)	(-2.31)	(-2.41)	(-2.16)
PRE	228.530***	233.678***	1122.725***	614.750***
	(3.29)	(3.23)	(8.31)	(4.57)
PRE^2	-162.708***	-164.155***	-1322.880***	-802.195***
	(-6.66)	(-6.50)	(-8.04)	(-5.03)
RAD	898.534**	836.996**	526.402***	827.923***
	(2.38)	(2.21)	(5.00)	(7.91)
RAD^2	-421.419**	-398.990**	-116.418 ^{***}	-176.174***
	(-2.59)	(-2.44)	(-4.07)	(-6.19)
样本量	19565	19565	18460	18460
第一阶段F统计量	_	32.00	_	56.36

注:①4个方程全部采用空间邻接矩阵(W)来反映空间相关性;②回归同时控制了空间固定效应和时间固定效应;③水稻方程2和小麦方程2均包含了价格比例变量和灌溉比例变量,其内生性问题借助本文的实证分析策略加以处理;④括号内数字是t值;⑤***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

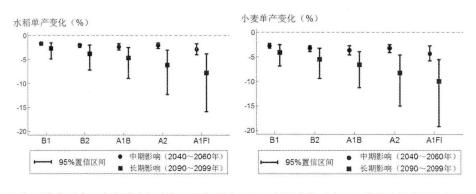
最后,降水和日照与粮食单产之间也存在"倒U型"非线性关系。其中,水稻生长所需的最优降水量是702~712毫米,最优日照时长是1049~1066小时;小麦生长所需的最优降水量是383~424毫米,最优日照时长是2261~2350小时。结合表1中的变量描述性统计结果可知,目前中国水稻种植县在水稻生长周期内的降水总量(948毫米)和日照时长(1207小时)都已超过了最优点;但小麦种植县在小麦生长周期内的降水总量(296毫米)和日照时长(1546小时)却均未达到最优点。这表明,如果"南涝北旱"的趋势继续,中国水稻和小麦产区的降水总量与水稻和小麦的最优需求量之间的差距还将进一步拉大,使得水稻和小麦都减产;而如果日照减少的趋势继续,那么,小麦产区的日照水平偏离其最优需求量也会更远,导致小麦减产。

(三) 未来气候变化影响的中长期预测

本文基于 IPCC(2007)提供的 5 个未来气候变化方案(即 B1、B2、A1B、A2 和 A1FI),分别预测了到本世纪中期(2040~2060年)和末期(2090~2099年)的气温变化对中国水稻和小麦单产的影响。未来不同的气候变化方案对应着现在不同程度的人类排放行为:例如,最温和的气候变化方案(B1)是指,如果人类立即采取积极有效的措施减少温室气体排放,到本世纪中期和末期的时候,气候变化可能的结果;而最激进的气候变化方案(A1FI)则意味着,如果人类继续现在的排放状态,并随着未来经济发展而自然减少排放的过程,那么未来气候变化可能的结果。对不同气候变化方案更详细的解释参见 IPCC(2007)。

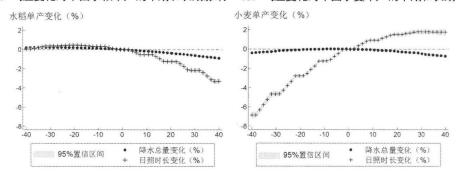
根据(3)式和(4)式的预测原理,借助本文回归模型的估计系数,并结合未来可能的气候变化方案,本文得到了未来气候变化对中国水稻和小麦单产影响的预测结果,如图2所示。结果表明,未来气温变化必将导致中国水稻和小麦均减产(图2(a)和2(b)),而且对小麦生产的危害更加严重。到本世纪中期(2040~2060年),气温变化对中国水稻和小麦的减产效应在5%以内,但是,由于非线性关系的存在,气温变化的长期危害将急剧增大,预计到本世纪末期(2090~2099年),气

温变化将致使中国水稻单产降低 2%~16%,小麦单产降低 3%~19%。结合具体气候变化方案可知,在最温和的气候变化方案(B1)下,长期气温变化对中国水稻的减产效应仅为 2%~5%,对小麦的减产效应是 3%~7%;但在最激进的气候变化方案(A1FI)下,长期气温变化对中国水稻的减产效应增至 4%~17%,对小麦的减产效应则高达 6%~19%。



(a) 气温变化对中国水稻单产的中期和长期影响





(c) 降水和日照变化对中国水稻单产的影响

(d) 降水和日照变化对中国小麦单产的影响

图 2 气候变化对中国水稻和小麦单产的影响预测

注:图形(a)和(b)基于5个未来气候变化方案,预测了未来气温变化对中国水稻和小麦单产的中期影响(2040~2060年)和长期影响(2090~2099年);图形(c)和(d)显示了降水总量和日照时长的区间变化[-40%,40%]对中国水稻和小麦单产的影响及其95%的置信区间。

由于无法得知未来可能的降水和日照变化方案,本文模拟日照时长和降水总量在统一变化一定的幅度(%)之后,中国水稻和小麦单产的变动情况,如图 2(c)和图 2(d)所示。由于中国日照和降水的变化趋势是日照时长减少和"南涝北旱",因此可以判断,日照时长减少的趋势将使中国小麦单产进一步下降,但对水稻单产的实际影响很小(<0.5%);"南涝北旱"将加剧气候变化的不利影响,导致水稻和小麦均减产。尽管如此,降水和日照变化对农业生产的实际影响却很小^①,其理由是:未来降水总量和日照时长的变化幅度要达到[-40%,40%],几乎是不可能的。如果考虑其变化幅度降至[-10%,10%],那么,未来降水和日照变化对中国水稻和小麦单产的影响仅为[-1.5%,1.5%]。因此,未来气候变化对中国农业生产的影响主要源于气温变化,可以将气温变化的影响看作被低估的气候变化的影响,或者说成对未来气候变化综合影响的保守估计。

[©]经济学研究结论倾向于相信未来气候变化对农业生产的影响主要源于气温变化,一旦控制或捕捉了灌溉条件或人类应对气候的行为,降水和日照的真实影响将被削弱。参见 Schlenker and Roberts(2009)、Welch et al.(2010)、Chen et al.(2014)。

五、结论及政策含义

气候变化对粮食生产乃至整个农业生产的影响,将在很大程度上左右中国的气候政策,但是,现有研究结论的不确定性,为中国应对气候变化的决策带来了困难。鉴于此,本文利用中国县级面板数据,采用计量经济学方法,考察了气候变化对中国水稻和小麦两种最主要口粮生产的影响。

本文研究发现,气温、降水和日照对中国水稻和小麦单产的影响,都存在"先增后减"的"倒U型"非线性关系,存在最优拐点。寻找到气候要素影响的最优拐点,其经济意义在于:气候条件越接近最优点,越有利于粮食增产;反之,气候条件偏离拐点越远,对粮食单产的负向影响也越大。一旦能够拟合这种非线性关系,对未来特别是长期气候变化影响的预测就更为准确,结论也更加可靠。预测结果显示,在其他条件不变的前提下,未来中期(2040~2060 年)和长期(2090~2099年)气候变化都将导致中国粮食减产。

更为重要的是,本文研究发现,基于未来不同气候变化方案所得到的预测结果相差悬殊,而未 来不同的气候变化方案正好对应着现在不同程度的应对气候变化行为。这个结论表明,采取积极的 气候应对政策能够有效地减轻未来气候变化对粮食生产的危害。不仅如此,由于非线性关系的存在, 未来气候变化的长期危害将远远超过其中期影响,因此,尽早采取有效措施应对气候变化,更容易 把气候变化的不利影响控制在一个较小的范围内,行动越晚则难度越大。

参考文献

- 1 陈帅:《气候变化对中国小麦生产力的影响——基于黄淮海平原的实证分析》,《中国农村经济》2015 年第7期。
- 2.李学勇、秦大河、李家洋:《气候变化国家评估报告》,科学出版社,2007年。
- 3.林而达:《全球气候变化对中国农业影响的模拟》,中国农业科技出版社,1997年。
- 4.林而达、许吟隆、蒋金荷、李玉娥、杨修、张建云、李从先、吴绍洪、赵宗群、吴建国:《气候变化国家评估报告 (II):气候变化的影响与适应.》,《气候变化研究进展》2006 年第 2 期。
- 5.刘彦随、刘玉、郭丽英:《气候变化对中国农业生产的影响及应对策略》,《中国生态农业学报》2010年第18期。
- 6.潘根兴、高民、胡国华、魏钦平、杨晓光、张文忠、周广胜、邹建文:《气候变化对中国农业生产的影响》,《农业环境科学学报》2011年第30期。
- 7.熊伟、许吟隆、林而达、卢志光:《IPCC SRES A2 和 B2 情景下我国玉米产量变化模拟》,《中国农业气象》2005 年第 26 期。
- 8.熊伟、杨婕、林而达、许吟隆:《未来不同气候变化情景下我国玉米产量的初步预测》,《地球科学进展》2008年第23期。 9.赵广才:《中国小麦种植区划研究(一)》,《麦类作物学报》2010年第5期。
- 10.Baskerville, G and Emin, P.: Rapid Estimation of Heat Accumulation from Maximum and Minimum Temperatures, *Ecology*, 50(3): 514-517, 1969.
- 11. Braulke, M.: A Note on the Nerlove Model of Agricultural Supply Response, International Economic Review, 23(1): 241-44, 1982.
- 12. Chen, S.; Chen, X. and Xu, J.: The Economic Impact of Weather Variability on China's Rice Sector, EfD and RFF Discussion
- Paper Series, Environmental for Development (EfD) DP 14-13-REV, http://www.efdinitiative.org/publications/economic-impact-weather-variability-chinas-rice-sector, 2014.
- 13. Chen, S.; Chen, X. and Xu, J.: Impacts of Climate Change on Agriculture: Evidence from China, *Journal of Environmental Economics and Management*, 76(3): 105-124, 2016.
- 14.Cline, W.: Global Warming and Agriculture: Impact Estimates by Country, Peterson Institute, 2007.

- 14 -

15.Deschênes, O. and Greenstone, M.: The Economic Impacts of Climate Change: Evidence from Agricultural Output and Random Fluctuations in Weather, *The American Economic Review*, 97(1): 354-385, 2007.

16. Elhorst, J.: Spatial Panel Data Models, in Elhorst, J.(ed.): Spatial Econometrics, Springer Berlin Heidelberg, 2014.

17. Fischer, G; Shah, M.; Tubiello, F. and Velhuizen, H.: Socio-economic and Climate Change Impacts on Agriculture: An Integrated Assessment, 1990–2080, *Biological Sciences*, 360(1463): 2067-2083, 2005.

18. Fisher, A.; Hanemann, W.; Roberts, M. and Schlenker, W.: The Economic Impacts of Climate Change: Evidence From Agricultural Output and Random Fluctuations in Weather: Comment, *The American Economic Review* 102(7): 3749-3760, 2012.

19.Imbens, G and Wooldridge, J.: What's New in Econometrics? Weak Instruments and Many Instruments, NBER Lecture Notes No. 13, 2007.

20.IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change): Synthesis Report, http://www.ipcc.ch/report/ar4/syr/, 2007.

21. Jones, P. and Thornton, P.: The Potential Impacts of Climate Change on Maize Production in Africa and Latin America in 2055, *Global Environmental Change*, 13(1): 51-59, 2003.

22.Liu, H.; Li, X.; Fischer, G and Sun, L.: Study on the Impacts of Climate Change on China's Agriculture, *Climatic Change*, 65(1-2): 125-148, 2004.

23.Lobell, D.; Bänziger, M.; Magorokosho, C. and Vivek, B.: Nonlinear Heat Effects on African Maize as Evidenced by Historical Yield Trials, *Nature Climate Change*, 1(1): 42-45, 2011.

24. Mendelsohn, R.; Nordhaus, W. and Shaw, D.: The Impact of Global Warming on Agriculture: A Ricardian Analysis, *The American Economic Review*, 84(4): 753-771, 1994.

25.Ritchie, J. and NeSmith, D.: Temperature and Crop Development, Agronomy Monograph, 31(1): 5-29, 1991.

26.Roberts, M. and Schlenker, W.: Identifying Supply and Demand Elasticities of Agricultural Commodities: Implications for the US Ethanol Mandate, *The American Economic Review*, 103(6): 2265-2295, 2013.

27. Schlenker, W.; Hanemann, W. and Fisher, A.: The Impact of Global Warming on US Agriculture: An Econometric Analysis of Optimal Growing Conditions, *Review of Economics and Statistics*, 88(1): 113-125, 2006.

28. Schlenker, W. and Roberts, M.: Nonlinear Temperature Effects Indicate Severe Damages to US Crop Yields under Climate Change, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(37): 15594-15598, 2009.

29. Wang, J.; Mendelsohn, R.; Dinar, A.; Huang, J.; Rozelle, S. and Zhang, L.: The Impact of Climate Change on China's Agriculture, *Agricultural Economics*, 40(3): 323-337, 2009.

30. Welch, J.; Vincent, J.; Auffhammer, M.; Moya, P.; Dobermann, A. and Dawe, D.: Rice Yields in Tropical/subtropical Asia Exhibit Large but Opposing Sensitivities to Minimum and Maximum Temperatures, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(33): 14562-14567, 2010.

(作者单位: ¹北京大学光华管理学院; ²北京大学国家发展研究院; ³中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 小 林)