

气候风险对中国农业经济发展的影响

——异质性及机制分析

丁宇刚 孙祁祥

(广东外语外贸大学金融开放与资产管理研究中心/金融学院, 广东广州 510006;
北京大学经济学院, 北京 100871)

摘要:科学评估气候风险的经济影响是管理气候风险的第一步。本文利用气象站数据和各地区农业经济数据,实证分析了气候风险对我国农业经济发展的影响,并重点分析了该影响的异质性和相关机制。结果显示,气候风险较高地区的农业经济发展要显著慢于其它地区,且该结果在多种模型设定下以及不同衡量变量下都保持一致。异质性分析表明,气候风险对同一地理区域内人均收入水平较低地区的影响更加显著;对农业保险保障水平较高或农业现代化水平较高地区的影响则较小,说明农业保险的发展和农业现代化水平的提高可以降低气候风险对农业经济的负面影响。机制分析表明,从农业投入和产出关系来看,气候风险直接作用于农业经济产出,而非通过影响投入再作用于产出;从气候风险和自然灾害关系来看,气候风险会通过增加自然灾害严重程度对农业经济发展产生不利影响,同时也会直接对农业经济造成负面影响。本文研究为管理气候风险、促进现代农业经济发展和保障粮食供给安全提供了有益启示。

关键词:气候风险;农业经济;自然灾害;农业保险;农业现代化

JEL 分类号: O13, Q54, O47 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2022)09-0111-21

一、引言

“民以食为天”。党中央、国务院高度重视农业经济,始终把解决人民吃饭问题作为治国安邦的首要任务。党的十九大报告更是明确提出,农业农村农民问题是关系国计民

收稿日期:2021-11-12

作者简介:丁宇刚,经济学博士,讲师,广东外语外贸大学金融开放与资产管理研究中心、金融学院,
E-mail:yg_ding@126.com.

孙祁祥(通讯作者),经济学博士,教授,北京大学经济学院,E-mail:qusun@pku.edu.cn.

* 本文是国家自然科学基金资助项目(72203052)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

生的根本性问题,必须始终把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重,要加快推进农业农村的现代化。

农业经济的发展受到各种因素的制约,而气候风险对农业经济的负面影响无疑是最为直接和显著的。特别是随着全球气候变暖不断加剧、气候风险持续上升¹,气候风险的经济影响越来越受到人们的重视。有关气候风险对农业经济发展的研究,特别是气候风险对农业经济的影响在不同地区的差异以及影响机制的研究,具有重要的理论和现实意义。只有明确了影响的异质性和机制,才能采取有针对性的措施来应对气候风险,为我国健全气候风险评估及应对机制、促进现代农业经济发展和保障粮食供给安全提供参考。

现有研究从微观和宏观角度分析了气候风险对农业经济的影响。微观层面的文献研究了气候风险对农户和农业相关企业的影响(周曙东和朱红根, 2010; 侯玲玲等, 2016; Welch et al., 2010)。宏观层面的研究主要分析了气候变化风险对地区农业经济产出的影响(Dell et al., 2012; Chen et al., 2016)。这些研究普遍发现,气候风险会对农业经济发展造成显著负面影响。另外,现有研究从收入和气温水平进行了异质性分析,发现该影响主要集中在收入水平较低或者气温较高地区(Dell et al., 2012; Burke et al., 2015; Kalkuhl and Wenz, 2020)。关于气候风险对经济影响的机制研究,现有文献只是把机制变量作为因变量进行了单独分析,而未将经济变量、机制变量和气候风险变量放入统一框架进行系统的实证分析。比如,有研究发现气候风险会增强自然灾害的频率和损失(Kossin et al., 2020),也有研究发现自然灾害会对经济发展造成显著负面影响(Cavallo et al., 2013),但这些研究并没有区分气候风险对经济的直接影响和通过增强自然灾害再对经济造成的影响。

在现有文献的基础上,本文利用气象站数据和地区经济数据,研究了气候风险对我国农业经济发展的影响,并重点分析了该影响的异质性和机制。首先,气候风险会显著降低农业经济产出增速:气候风险较高地区的农业经济产出增速平均每年要比其它地区低约 1.05 个百分点。其次,气候风险对人均收入水平较低地区的影响更大,对农业保险保障水平较高或农业现代化水平较高地区的影响较小。这说明农业保险可以通过风险转移和损失补偿功能,降低气候风险对农业经济的负面影响,进而突出了金融产品在对应对气候风险中的重要性。同时,农业现代化水平的提高可有效降低气候风险对农业经济的不利影响。最后,机制分析表明,气候风险对农业生产投入的影响不显著,也就是说,气候风险是直接作用于农业产出的,而不是通过影响农业投入再作用于产出的;从气候风险和自然灾害的关系来看,气候风险会通过增加自然灾害严重程度来影响农业经济,同时也会直接对农业经济造成不利影响。

本文的边际贡献体现在以下两个方面:第一,虽然关于气候风险对经济影响,以及自

¹ 从 1900 年到 2020 年,全球相对平均气温由约 0.2 摄氏度上升到约 1.2 摄氏度;相对平均气温是指与 1850 - 1990 年(一般被称为“前工业化时期数据”)平均气温的相对值。数据来源于 Met Office: <https://www.metoffice.gov.uk>。

然灾害对经济影响均有一些研究,但是还未有研究将这两块内容结合起来分析,从而无法有效区分气候风险对经济的直接影响和间接影响,不能准确估计气候风险和自然灾害的经济后果。本文将气候风险对经济的影响和自然灾害对经济的影响进行了区分,有助于更好地理解气候风险如何作用于经济发展。第二,在探讨气候风险对农业经济影响的异质性时,现有文献主要关注不同收入和不同气温水平地区的差异,而本文从农业保险保障和农业现代化的角度分析异质性,有助于理解金融市场和农业技术在应对气候风险中的作用¹。

二、气候风险对农业经济发展影响的理论分析和研究假设

本文基于农业经济学中的农业“总需求 - 总供给”理论和考虑气候风险的新古典增长理论,针对气候风险对农业经济发展影响的机制进行理论分析²。整体来看,气候风险及其相关自然灾害会对农业产量造成损失,同时也会增加农业生产的边际成本,使农业总供给曲线往左或往上移动。根据宏观经济学理论(总需求 - 总供给模型),上述总供给曲线的变动会对均衡农业产出造成显著的负面影响。整体影响又可进一步分为以下几个方面:

首先,气候风险上升会对农业经济产生直接影响。农业是人类直接利用生物、太阳能、土壤、气候等自然力的生产活动。也就是说,气候条件是农业生产的直接投入要素之一,因此,气候变化会对农业经济造成直接影响。农业一般包括种植业和养殖业。对于种植业,气候风险上升将提高农作物小穗不育的可能性并降低同化物积累,从而导致农作物产量下降、对农业经济造成损失(周曙东和朱红根,2010; Welch et al., 2010)。对于养殖业,气候风险增加则会影响牲畜的发育和繁殖,从而减少牲畜及相关产品产量(Amundson et al., 2006; Bryant et al., 2007)。因此,气候风险上升会直接对农作物和牲畜的生长和繁殖造成直接不利影响。

其次,气候风险上升会增加相关自然灾害的发生概率和严重程度,进而对农业经济造成负面影响。灾害经济学模型的结果显示,气候变化会增加自然灾害风险分布的均值、方差和相关度,也即会增加自然灾害的发生概率和损失程度(Stott, 2016);相关实证研究的结果也表明,全球气候变暖与旱灾、洪灾等自然灾害的发生概率和严重程度存在显著的正相关关系(张强等,2015; Bellprat, 2019)。关于自然灾害对经济的影响,新古典增长模型早就指出,自然灾害会直接损坏产出品,从而最终会对经济造成负面影响(Albala - Bertrand, 1993)。对于农业经济,自然灾害会直接造成农作物的损害和牲畜的死亡,进而给农业经济带来巨大的损失(高云等,2013; Felbermayr and Gröschl, 2014)。在农业部门的总需求和总供给模型之中,自然灾害导致的产量损失会使得农业总供给曲线向左移动,

¹ 有研究从农业保险保障的角度研究了自然灾害对农业经济影响的异质性(丁宇刚和孙祁祥,2021),而本文关注的是气候风险影响的异质性。

² 限于篇幅并基于气候变暖的大背景,本文仅以气候变暖风险为核心解释变量。如无特别说明,本文“气候风险”就是气候变暖风险。具体请见“数据和变量”处的详细说明。

最终导致均衡的农业经济产出水平和增速降低。

最后,气候风险及相关自然灾害还可能影响农业生产要素投入并最终对农业经济造成负面影响。根据新古典经济增长理论,气候风险及相关自然灾害除了直接对产出造成损失外,还会对土地利用、资本存量、劳动力数量和效率等造成不利影响,从而增加了农业生产的边际成本,对农业经济发展造成负面影响。例如,气候风险上升会导致水资源减少,而这既会直接影响农业生产,也会给农产品储存造成负面影响(Piao et al., 2010)。再如,气候风险上升会降低劳动力的效率。有证据表明,气候风险上升会导致受气候风险影响较大行业(包括农业)劳动时长降低(Zivin et al., 2018);气候风险上升导致的制造业劳动效率下降而造成的损失,为制造业总产值的 3.95% - 4.73% (Limskul, 2018)。虽然目前没有研究专门分析气候风险对农业劳动力效率的影响,但是农业属于经济的重要部分,从已有相关研究的结论可以推断,气候风险上升会降低农业劳动力效率,并最终将会影响农业产出。上述由气候风险所增加的农业生产边际成本,会使得农业总供给曲线上移,最终导致均衡的农业产出降低。

综上所述,本文提出如下待检假设:

假设 1:气候风险会对农业经济发展造成负面影响。

假设 2:气候风险可能通过影响农业投入环节对农业经济发展造成负面影响。

假设 3:气候风险可能通过增强自然灾害对农业经济发展造成不利影响。

另外,气候风险对农业经济发展的影响存在异质性。现有研究主要根据人均收入和气温水平进行了异质性分析。一方面,因为人均收入水平较低地区的农林水利基础设施建设相对不完善,而且应对气候风险的意识和能力都相对有限,所以气候风险对收入水平较低地区有更大影响(Dell et al., 2012; Kalkuhl and Wenz, 2020);另一方面,因为大部分收入水平较低地区位于温度较高的地区,更会受到气候风险的负面影响(Burke et al., 2015)。因此,需要在相近气温的区域内比较气候风险对不同收入水平地区的影响,否则会将收入和气温效应相混淆。在本文研究中,同一地理区域内各地区的气温差异较小,同时人均收入水平较低地区应对气候风险的资金和能力相对有限,因此,气候风险对它们的影响可能较大。基于此,本文提出如下假设:

假设 4:在同一地理区域内,气候风险对人均收入水平较低(高)地区农业经济发展的负面影响可能更大(小)。

此外,根据风险管理理论,不同地区气候风险管理水平的差异也会使气候风险对地区农业经济发展的影响不同。本文从农业保险保障和农业现代化的角度分析该异质性。农业保险是重要的农业风险(包括气候风险)管理工具,它能够在时间和空间上对气候风险进行分散,并通过损失补偿功能保证农业再生产的顺利进行(叶朝晖,2018),从而可降低气候风险的负面影响。类似地,农业现代化水平的提高也意味着应对气候风险能力的提升。随着现代农业的快速发展,农业信息化和农业技术水平在不断提高,有利于农业的增产和增质(姚延婷等,2014;黄红光等,2018),因此,农业现代化水平的提高可有效降低气候风险对农业经济的不利影响。据此,本文提出如下待检验假设:

假设5:气候风险对农业保险保障水平较高(低)地区农业经济发展的影响更小(大)。

假设6:气候风险对农业现代化水平较高(低)地区农业经济发展的影响更小(大)。

三、气候风险对中国农业经济发展影响的实证分析

(一)数据和变量

1. 农业经济发展数据和变量

本文被解释变量为农业经济发展。根据国家统计局的划分,农业经济部门包括第一产业的农业、林业、畜牧业和渔业,因此,本文用第一产业的增加值衡量农业经济产出。因为增长速度是衡量经济发展的最直接指标,参考现有文献(王向楠,2011),在主要回归中用农业经济产出增速(*PriG*)衡量农业经济发展。如表1所示,农业经济产出增速的均值为8.50%。

另外,农业经济发展的内涵除了发展速度之外,还包括农业经济的绝对发展水平和发展质量或效率。因此,本文在稳健性分析中,将进一步用农业经济产出(*Pri*)衡量农业经济的绝对发展水平,并用人均农业经济产出(*PriPop*)和单位面积农业经济产出(*PriAcr*)衡量农业经济发展的质量或效率(行伟波和张思敏,2021)。在回归时,为了增强序列的平稳性和减轻异常值的影响,将对这三个变量进行对数处理。

2. 气候风险数据和变量

根据“气候相关财务信息披露工作组”(TCFD)的定义,广义的气候风险是指极端天气、自然灾害、全球变暖等气候因素及社会向可持续发展转型对经济金融活动带来的不确定性,包括物理风险和转型风险。但限于篇幅并考虑全球气候变暖的大背景,本文仅以气候变暖风险为核心解释变量¹。因为气候变暖风险主要是指平均气温的变化,所以本文在主要回归中用气温构造其衡量变量(Dell et al., 2012; Choi et al., 2020)。气温(也包括降水)数据来自美国国家气候数据中心(NCDC)的公开FTP服务器²。本文选取了中国大陆区域的观测站点数据。由于1973年之前的观测站点数量较少且缺失数据较多,因此,本文仅使用1973年及之后的数据,并保留存续时长不少于30年的气象站共647个。在此基础上,本文按照各个观测点的经纬度和各城市边界经纬度,确定气象站点的行政区域归属,得到各城市在各年的平均气温³。

1 全球气候变暖不断加剧,以其为核心解释变量意义明显,且现有研究也基本是以气候变暖风险为核心解释变量。根据本文理论部分的分析,气候变暖和自然灾害存在本质差异,且前者是加强后者的因素,因此本文将自然灾害作为机制变量之一。后文为了丰富回归结果并检验其稳健性,也会将“低分位标准化气温”作为其它解释变量,但核心解释变量依然是用“高分位标准化气温”衡量的气候变暖风险。

2 数据来源网址:ftp://ftp.ncdc.noaa.gov/pub/data/noaa/isd-lite/。NCDC隶属于美国国家海洋及大气管理局(NOAA)。

3 如果该城市没有气象站点,则取距离该城市最近的四个气象站的均值作为该市的气温、降水值。

现有文献主要用气温水平、气温区间和极端气温衡量气候变暖风险 (Deschênes and Greenstone, 2007; Dell et al., 2012)。因为气温受地理位置影响较大,所以如果直接用原始气温来刻画气候风险,将无法区分“地理位置”与“气候变暖风险”的影响;且气候变暖的表现是当地气温相对于该地历史平均气温的变化,因此,近年来越来越多文献用气温异常(或标准化气温)来衡量气候变暖风险 (Hong et al., 2019; Choi et al., 2020)。本文也用这种方法衡量气候风险。标准化气温 (*SdTemp*) 是指,某地区的年平均气温和该地区历史参照期 (1973 年—1982 年) 的平均气温之差,再除以参照期气温的标准差¹,衡量的是气温相对当地历史水平的偏差或异常。如表 1 所示,*SdTemp* 的均值为 0.07,标准差为 0.11,这说明在样本期内平均气温比参照期要高。本文也用相同的方法构建了标准化降水(作为控制变量)。如表 1 所示,降水的均值为 78.41 毫米,而标准化降水 (*SdPrec*) 的均值为 -0.13,这说明在样本期内各地区平均降水要比参照期少。

表 1 描述性统计

变量	含义	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>PriG</i>	农业经济产出增速 (%)	8.5008	9.5295	7.1306	-20.3686	45.8748
<i>Pri</i>	农业经济产出值 (万亿元)	0.1504	0.1142	0.1093	0.0029	0.4978
<i>PriPop</i>	人均农业经济产出 (万元/人)	0.2607	0.1606	0.2027	0.0351	1.0556
<i>PriAcr</i>	单位面积农业产出 (亿元/km ²)	0.0345	0.0289	0.0244	0.0029	0.1781
<i>Temp</i>	气温 (摄氏度)	14.4353	5.3763	15.1713	-2.0915	26.6824
<i>SdTemp</i>	标准化气温	0.0661	0.111	0.056	-1.1172	1.2816
<i>Prec</i>	降水 (毫米)	78.4087	44.8784	69.8857	0	241.5612
<i>SdPrec</i>	标准化降水	-0.1249	0.2044	-0.115	-1.0988	2.0588
<i>Drought</i>	旱灾受灾面积比例 (%)	15.0637	14.8321	10.4121	0	60.0524
<i>Flood</i>	洪灾受灾面积比例 (%)	8.6188	11.8249	4.1843	0	60.1412
<i>APowG</i>	农业机械总动力变化率 (%)	4.7702	5.1927	4.9339	-26.6263	19.3444
<i>AcreG</i>	农业用地面积变化率 (%)	-0.0151	0.2905	0	-1.0846	2.7036
<i>PopG</i>	人口增长率 (%)	0.7194	1.0443	0.6258	-3.3898	8.4538
<i>FertG</i>	化肥施用量变化率 (%)	2.0752	3.7963	1.7306	-10.339	15.6968
<i>FiscG</i>	涉农财政支出变化率 (%)	20.5623	16.4255	18.0865	-6.3315	75.7583

数据来源:NCDC 气象站观测数据、《中国城市统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》。

除了用标准化气温连续变量刻画气候变暖风险外,本文也参考现有文献的做法,用标准化气温的分位数来衡量气候风险 (Hong et al., 2019; Choi et al., 2020)。每年将标准

¹ 除了用 1973—1982 年作为基期之外,本文在稳健性检验中,还会用 1973—1992 年作为基期,以检验回归结果不受基期选择影响。

化气温大于当年样本 80% 分位数的地区定义为高分位地区 ($HqSdTemp$) ; 同时在稳健性检验中。在 $HqSdTemp$ 的基础上, 再加入低分位变量 (标准化气温小于 20% 分位数的地区, 用 $LqSdTemp$ 表示)¹。用虚拟变量来衡量气候风险的原因: 一是只有当标准化温度高于一定程度后, 才可能对经济产生影响; 二是用虚拟变量可以减轻核心解释变量测量误差带来的内生性问题。

对于自然灾害 (机制变量), 本文主要关心对我国农业经济影响最大的旱灾和洪灾。本文用灾害的受灾面积比例来衡量其风险损失的程度。旱灾受灾面积比例 ($Drought$) 和洪灾受灾面积比例 ($Flood$) 分别为旱灾受灾面积和洪灾受灾面积与农业用地面积的比值。旱灾受灾面积、洪灾受灾面积和农业用地面积数据来自《中国农村统计年鉴》。如表 1 所示, 平均旱灾受灾面积比例为 15.06%, 平均洪灾受灾面积比例为 8.62%。

3. 其它数据和变量

人口、农业机械总动力、农业用地面积、化肥施用量、涉农财政支出等其它经济数据来自于《中国城市统计年鉴》或《中国农村统计年鉴》。将社会经济变量与气候风险变量在城市和年份维度进行匹配, 得到本文的最终样本: 包含 288 个地级及以上行政级别的市、样本跨度为 1995 ~ 2018 年的非平衡面板²。控制变量包括农业机械总动力变化率 ($APowG$)、农业用地面积变化率 ($AcreG$)、人口变化率 ($PopG$)、化肥施用量变化率 ($FertG$)、涉农财政支出变化率 ($FiscG$)。对控制变量的描述性统计见表 1。

(二) 回归模型

研究气候风险的影响需剔除地理环境因素的影响, 而这些因素基本上不随时变化, 适用固定效应模型来分析气候风险的经济影响 (Deschênes and Greenstone, 2007; Dell et al., 2012)。回归模型如 (1) 式所示:

$$y_{i,t} = \alpha Clm_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $y_{i,t}$ 为地区 i 在第 t 年的农业经济产出增速, 定义为第 t 年的农业经济产出对数与第 $t-1$ 年的农业经济产出对数之差。 Clm 为气候风险变量 (包括标准化气温连续变量和高分位虚拟变量); X 是一组控制变量, 包括标准化降水 ($SdPrec$)、人口增长率 ($PopG$)、农业用地面积变化率 ($AcreG$)、农业机械总动力变化率 ($ApowG$)、化肥施用量变化率 ($FertG$)、涉农财政支出变化率 ($FiscG$)。 θ_i 是城市固定效应, λ_t 是年份固定效应; $\epsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。

1 后文也会用 75% (25%) 分位数的进行定义, 以检验回归结果不因分位数的选择而显著变化。

2 (1) 样本中的地级及以上行政级别的城市包括直辖市、副省级市和地级市 (不含中国香港、中国澳门和中国台湾); (2) 2018 年共有 298 个地级及以上城市 (不含中国香港、中国澳门和中国台湾), 而《中国城市统计年鉴》缺失数据的城市有 10 个: 新疆 2 个 (吐鲁番、哈密)、西藏 6 个 (拉萨、日喀则、昌都、林芝、山南、那曲)、海南 2 个 (三沙、儋州); (3) 因为在 1994 年之前的数据中, 第一产业增加值等主要变量缺失较多, 所以本文使用从 1994 年开始的数据; 因为回归中有增速变量, 所以样本从 1995 年开始, 共 6277 个观测值; (4) 2001 年之前的《中国城市统计年鉴》存在较多的数据样本缺失, 而且这期间有地级市行政区划发生了变化 (行政区划发生变化的也为缺失值); 因此, 本文用 2001 年及之后的样本重新进行回归, 得到的结果和基准回归是一致的, 这说明该问题对本文结论没有显著影响。

回归方程(1)中的城市固定效应可以吸收不随时间变化的城市特征的影响,降低内生性问题给回归结果带来的影响。比如,地理位置可能和气候风险相关,也会影响农业经济产出;如果不控制,则会使得气候风险变量的估计有偏;而地理位置不会随时间发生变化,因此,通过城市固定效应就可以有效吸收其影响。此外,年份固定效应可以吸收地区共同趋势和波动的影响。

(三)基准回归结果

城市层面的基准回归结果汇报于表 2。在第(1)列中,本文用标准化气温连续变量(*SdTemp*)衡量气候风险,其估计系数为-2.05,在1%水平下显著;这说明标准化气温上升会显著降低农业经济产出增速。在第(2)列中加入标准化降水连续变量(*SdPrec*)和其他控制变量后,*SdTemp*的估计系数为-1.67,保持统计和经济上的显著性。

在第(3)列中,本文用标准化气温的高分位数(*HqSdTemp*)刻画气候风险,其估计系数为-1.20,在1%水平下显著。该系数表明,标准化气温较高的城市的农业经济产出增速要比其它城市低1.20%,这相当于农业经济产出增速均值的15%。这说明结果具有显著的经济意义。第(4)列在第(3)列的基础上加入了控制变量。此时,*HqSdTemp*的估计系数为-1.05,保持在1%水平下显著。以上结果证明假设1是成立的。

表 2 气候风险对农业经济产出增速的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SdTemp</i>	-2.0487 *** (-2.67)	-1.6653 ** (-2.11)		
<i>HqSdTemp</i>			-1.1967 *** (-2.94)	-1.0502 *** (-2.60)
<i>SdPrec</i>		-0.5063 (-1.05)		0.4973 (0.65)
控制变量	无	有	无	有
城市固定效应	有	有	有	有
年份固定效应	有	有	有	有
<i>N</i>	6277	6277	6277	6277
调整 R^2	0.4158	0.4282	0.4314	0.4372

注:以下信息如无特殊说明,则全文所有的回归结果表格都适用;括号内为t统计量值;标准误在省份和年份进行双向聚类;*、**、***分别表示在10%、5%和1%水平下显著;样本期是1995—2018年。

(四)稳健性检验

1. 用其他变量衡量农业经济发展

表3报告了用其他变量衡量农业经济发展的回归结果。首先,用农业经济产出的对数衡量农业经济的绝对发展水平。此时,回归结果说明,标准化气温较高地区的农业经济

产出要比其它地区低约 1.89%。接着,用人均农业经济产出的对数衡量农业经济发展的质量(效率)。结果显示,标准化气温较高地区的人均农业经济产出要比其它地区低约 2.86%。最后,用单位面积农业经济产出衡量农业经济发展的效率,得到类似结果。因此,本文从不同方面衡量农业经济发展,得到了一致的结论。

表 3 用其他变量衡量农业经济发展时的回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>HqSdTemp</i>	-0.0189 *** (-3.03)	-0.0286 *** (-2.93)	-0.0177 *** (-2.72)
<i>N</i>	6277	6277	6277
调整 R^2	0.9853	0.9240	0.9776

注:第(1)列用农业经济产出的对数衡量农业经济的绝对发展水平,第(2)(3)列分别用人均农业经济产出的对数、单位面积农业经济产出的对数衡量农业经济发展的质量。所有回归都加入了控制变量、城市和年份固定效应。

2. 不同的气候风险衡量方式

(1) 计算方式。首先,本文用 75% 分位数计算标准化气温的高分位,以检验分位数的选择是否会影响回归结果。如表 4 第(1)列所示,*HqSdTemp* 的估计系数为 -0.89,在 5% 水平下显著。其次,为了验证回归结果在不同基期下保持稳健,本文进一步用 1973—1992 年作为基期来计算标准化气温。此时的回归结果显示,气候风险较高地区的农业经济产出增速要比其它地区低 1.46%。这些与基准回归结果都是一致的。

(2) 数据。除最常见的用气温构造气候(变暖)风险,文献中还有用到两个衡量指标。一是干旱指数。干旱指数来自 CGD 数据中心¹。干旱指数考虑了气温、降水以及土壤的蒸发量和补给量等因素。二是土壤干旱程度。土壤干旱程度数据来自 GLEAM 数据库²。GLEAM 数据库提供的土壤干旱程度数据是根据卫星图像推断出的由 0.25 经度 × 0.25 纬度构成的网格点数据。本文分别对这两个指标进行标准化处理并以标准化指标的高分位数衡量气候风险。如表 4 的第(3)(4)列所示,此时的回归结果和基准回归也是一致的。

表 4 采用不同气候风险衡量方式时的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>HqSdTemp</i>	-0.8935 ** (-2.47)	-1.4624 *** (-3.84)		
<i>HqSdPDSI</i>			-0.9189 *** (-2.59)	

1 数据官网:climatedataguide. ucar. edu/climate - data/palmer - drought - severity - index - pdsi.

2 数据官网:www. gleam. eu.

	续表			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$HqSdSDS$				-0.6475*** (-2.64)
N	6277	6277	6277	6277
调整 R^2	0.4372	0.4379	0.4372	0.4285

注:第(1)列用 75% 分位数计算标准化气温的高分位,第(2)列以 1973-1992 年作为基期计算了标准化气温,第(3)列用标准化干旱指数衡量气候风险,第(4)列用标准化土壤干旱程度衡量气候风险。所有回归都加入了控制变量、城市和年份固定效应。

3. 控制标准化气温的低分位变量

虽然气候变化的主要表现是气温上升,且现有研究也是主要集中研究气温上升风险对社会经济的影响,但在理论上,过低的气温也会让农作物和牲畜出现新陈代谢缓慢、组织冻伤等问题,也不利于农业经济发展(Shannon and Motha, 2015)。也就是说,标准化气温的高分位和低分位变量都可能对农业经济造成不利影响。因此,本文再根据五分位数定义“中高分位”、“中等分位”、“中低分位”、“低分位”4 个虚拟变量,并以中等气温(标准化气温大于 40% 分位数且小于 60% 分位数)作为参照,将其它虚拟变量同时放进回归。得到的回归结果如图 1 所示。标准化气温的高分位和低分位都会降低农业经济产出增速,但高分位的影响更加显著。这里的结果与相关文献的发现是一致的(金刚等, 2020; Burke et al., 2015)。

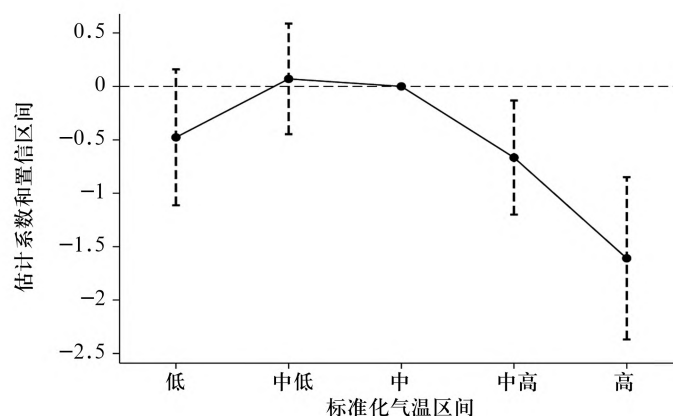


图 1 不同分位区间标准化气温对农业经济发展的影响

注:此图绘制了不同分位区间标准化气温对农业经济发展的影响,黑点为估计系数,竖虚线为 95% 置信区间。

4. 考虑空间溢出效应后的结果

气候风险对农业经济的影响可能存在空间溢出效应。一方面,相近地区的农业经济可能会互相影响;另一方面,本地气候风险对相近地区农业经济可能造成影响。为此,本文用如下空间计量模型进行估计:

$$y_{i,t} = \rho W y_{i,t} + \alpha C l m_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \theta W Z_{i,t} + \theta_i + \mu_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, W 是空间权重矩阵;为了证明回归结果在不同权重矩阵下保持稳健,本文将分别用标准化的相邻矩阵和反距离矩阵作为权重矩阵。 W_y 刻画“相近地区的农业经济的相互影响”, W_Z 刻画“相邻(相近)地区的气候以及其他因素相互作用”。其它变量和符号的含义与回归方程(1)一致。

首先,用相邻矩阵来衡量空间权重的回归结果显示, ρ 显著为正,这说明相邻地区的农业经济相互存在正向影响。这可能是因为,距离越近的地区经济(包括农业经济)关联性可能会越紧密,相互带动经济的可能性就越大,所以某地区的农业经济可能受到和它相近地区农业经济的正向影响。其次,某地区的相邻地区的气候风险对该地区的农业经济产出增速没有显著影响($W \times HqSdTemp$ 的估计系数在统计意义上不显著)。这和针对中国城市进行的相关实证分析结果是一致的(金刚等,2020)。最后,主要效应结果显示,即使在回归模型中考虑了邻近地区的相互影响,本地的气候风险也会显著降低本地的农业经济产出增速。在加入控制变量后,气候风险较高地区的农业经济产出增速要比其它地区低 1.39%。此外,用反距离矩阵来衡量空间权重时,得到的回归结果是一致的¹。

5. 其它稳健性检验

本文进一步从以下几方面考虑结果的稳健性:(1)我国在 2006 年全面取消了农业税,这使得农业生产者的成本在 2006 年前后发生了变化,也会使得气候风险对农业经济的影响由此发生变化。为此,本文先定义“2006 年后”虚拟变量($Post2006$),然后用该虚拟变量与城市虚拟变量进行交乘,以此交互固定效应来控制取消农业税的影响。(2)虽然面板数据是否平衡不会影响估计的无偏性,但为得到更稳健的结论,本文构建了平衡面板数据(即保留样本期内每一年都有观测值的城市样本)进行估计。(3)去掉农业经济占比极低的样本。很多地市的农业经济占比非常小,故实证过程中需考虑这类城市样本带来的估计偏差问题。为此,本文去掉农业经济占比极低的样本(低于样本 10% 分位数),重新进行了回归。(4)考虑到直辖市的特殊性,去掉 4 个直辖市的样本再进行回归。(5)因为在 2001 年之前数据存在相对较多的缺失,而且有少数城市发生了行政区域的变化,所以用 2001 年之后的样本重新进行回归,以样本期间的变化不会影响本文主要结论。(6)参考 Burke et al. (2015),在回归中加入各个城市时间趋势的一次项和二次项。通过控制各个城市时间趋势的一次项和二次项,可有效控制城市层面其它不可观测且随时变的因素,再结合回归中已有的城市固定效应和控制变量,就能在更大程度上减轻遗漏变量的影响。上述几种情形下的回归结果依然保持一致,进而证明了本文结果的稳健性¹。

1 限于篇幅,未在正文报告空间溢出效应的结果。相关结果可向作者获取。

1 限于篇幅,未在正文报告稳健性检验的结果。相关结果可向作者获取。

四、气候风险对中国农业经济发展影响的异质性分析

(一) 不同人均收入水平城市之间的异质性

本文用如(3)式所示回归检验假设 4:

$$y_{i,t} = \alpha Clm_{i,t} + \beta Clm_{i,t} \times Poor_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Poor$ 是代表人均收入水平高低的虚拟变量。本文对 $Poor$ 进行两种定义:

- (1) 若城市 i 的人均收入大于当年全国所有城市人均收入的中位数则取值为 1, 否则为 0;
 (2) 若城市 i 的人均收入大于当年所处地理区域的所有城市人均收入的中位数则取值为 1, 否则为 0¹。其它变量和符号的含义与回归方程(1)一致。

表 5 气候风险对农业经济产出增速的影响在人均收入水平较低和较高地区的差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		$Poor = 1$	$Poor = 0$		$Poor = 1$	$Poor = 0$
$HqSdTemp$	-1.0455 ** (-2.14)	-1.4846 * (-1.94)	-1.4317 *** (-2.76)	-0.0534 (-0.13)	-1.5266 *** (-2.98)	0.0483 (0.12)
$HqSdTemp \times Poor$	-0.3710 (-0.45)			-1.3742 ** (-2.22)		
N	6277	3113	3164	6277	3136	3141
调整 R^2	0.4373	0.4349	0.4523	0.4374	0.4361	0.4506
组间系数差异 [p 值]		0.0529 [0.4901]			1.5749 [0.0001]	

注:第(1)~(3)列是根据 $Poor$ 的第 1 种定义进行回归的结果,第(4)~(6)列则是根据 $Poor$ 的第 2 种定义进行回归的结果。最后一行是自举法费舍尔置换检验比较组间系数的结果。所有回归都加入了控制变量、城市和年份固定效应。

回归结果如表 5 所示。总的来说,从全国范围来看,气候风险对农业经济产出增速的影响在人均收入水平较高和较低地区没有显著差异。不过,在同一地理区域之内,气候风险对人均收入水平较低地区的农业经济产出增速的影响较大。在第(4)列中, $HqSdTemp$ 的回归系数为 -0.05, 在统计意义上不显著。而 $HqSdTemp$ 与 $Poor$ 交互项的系数为 -1.37, 在 5% 水平下显著, 这意味着气候风险对同一地理区域内人均收入水平较低的城市有显著负面影响。另外, 为了加强异质性分析结果的稳健性, 本文进一步对人均收入水

1 根据气候、地形等地理因素, 将中国大陆(不含中国香港、中国澳门和中国台湾)划分为七大区域。华北:北京市、天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区; 东北:黑龙江省、吉林省、辽宁省; 华东:上海市、江苏省、浙江省、安徽省、江西省、山东省、福建省; 华中:河南省、湖北省、湖南省; 华南:广东省、广西壮族自治区、海南省; 西南:重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区; 西北:陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。

平较高和较低的城市进行了分组回归。在 *Poor* 的第一种定义下。两组中 *HqSdTemp* 的回归系数的差异为 0.053,该差异在统计意义上不显著(费舍尔检验的 *p* 值为 0.49)。不过,在 *Poor* 的第二种定义下,两组中 *HqSdTemp* 的回归系数的差异为 1.57,该差异在统计意义上显著。总之,气候风险对同一地理区域内人均收入水平较低城市的负面影响更加显著,这证明了假设 4。

(二)不同农业保险保障水平城市之间的异质性

本文用如(4)式所示回归模型检验假设 5:

$$y_{i,t} = \alpha Clm_{i,t} + \beta Clm_{i,t} \times Ins_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,*Ins* 等于 1 代表农业保险保障水平高于样本的中位数,否则为 0。本文用两种方式衡量农业保险保障水平:(1)农业保险深度,即农业保险保费收入与农业经济产出之比;(2)农业保险密度,即人均农业保险保费收入。其它变量和符号的含义与回归方程(1)一致。

表 6 气候风险对农业经济发展的影响在农业保险保障水平较低和较高地区的差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		<i>Ins</i> = 1	<i>Ins</i> = 0		<i>Ins</i> = 1	<i>Ins</i> = 0
<i>HqSdTemp</i>	-1.6175 *** (-3.18)	-0.8704 (-1.50)	-1.5254 ** (-2.24)	-1.6127 *** (-2.97)	-0.7850 (-1.37)	-1.4285 ** (-2.11)
<i>HqSdTemp</i> × <i>Ins</i>	0.3570 ** (2.37)			0.1230 * (1.88)		
<i>N</i>	6277	3136	3141	6277	3141	3136
调整 <i>R</i> ²	0.4383	0.4899	0.3976	0.4374	0.4899	0.3924
组间系数差异[<i>p</i> 值]		-0.6552[0.0501]			-0.6435[0.0602]	

注:第(1)~(3)列是根据 *Ins* 的第(1)种定义进行回归的结果,第(4)~(6)列则是根据 *Ins* 的第(2)种定义进行回归的结果。最后一行是自举法费舍尔置换检验比较组间系数的结果。所有回归都加入了控制变量、城市和年份固定效应。

回归结果如表 6 所示。总的来说,气候风险对农业经济产出增速的影响在农业保险保障水平较低地区更加显著。具体来看,在第(1)列中,*HqSdTemp* 和 *Ins* 交互项的回归系数为 0.36,在 5% 水平下显著,即气候风险对农业保险保障水平较高地区的农业经济产出增速的影响较低。同样,在分组回归中 *HqSdTemp* 的回归系数的差异为 0.66,该差异在统计意义上是显著的。

表 6 的第(4)~(6)列则用 *Ins* 的第二种定义进行回归分析。总的来说,回归结果与用 *Ins* 的第一种定义进行回归的结果一致。在第(4)列中,*HqSdTemp* 的回归系数为 -1.61,在 1% 水平下显著;而 *HqSdTemp* 与 *Ins* 交互项的系数为 0.12,在 10% 水平下显著。在分组回归中,两组中 *HqSdTemp* 的回归系数的差异为 0.65,该差异在统计意义上也

是显著的(费舍尔检验的 p 值为 0.06)。总之,气候风险对农业保险保障水平较高地区的农业经济产出增速的影响较低,这验证了假设 5。

(三)不同农业现代化水平或农业经济占比城市之间的异质性

本文用回归模型(5)检验假设 6:

$$y_{i,t} = \alpha Clm_{i,t} + \beta Clm_{i,t} \times D_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, D 为分组变量,农业现代化水平或农业经济占比高于样本中位数时取值为 1,否则为 0。其它变量和符号的含义与回归方程(1)一致。

首先,按农业现代化水平进行异质性分析。按照农业现代化的最直接的体现是农业机械化,因此,本文参考相关文献,用农业机械深度(即农业机械总动力与农业经济产值之比)衡量农业现代化水平(李丽纯,2013)¹。回归结果如表 7 的第(1)~(3)列所示。在第(1)列中, $HqSdTemp$ 和 HM 交互项的回归系数为 1.38,在 5% 水平下显著。在分组回归中,农业现代化水平较高组的 $HqSdTemp$ 的回归系数为 -0.14, t 值为 -0.18,在统计意义上不显著;农业现代化水平较低组的 $HqSdTemp$ 的回归系数为 -1.64, t 值为 -3.49,在 1% 水平下显著。而且组间系数检验显示二者的差异是显著的。这说明气候风险对农业现代化水平较高地区的农业经济产出增速的影响较低,即农业现代化水平的提高可以有效降低气候风险对农业经济的不利影响。

接着,按农业经济占比(农业经济产出与 GDP 之比)进行异质性分析。回归结果如表 7 的第(4)~(6)列所示。在第(4)列中, $HqSdTemp$ 和 $Agri$ 交互项的回归系数为 -0.75(t 值为 -1.10)。在分组回归中,农业经济比重较高组的 $HqSdTemp$ 的回归系数为 -1.63, t 值为 -2.16;农业经济比重较低组的 $HqSdTemp$ 的回归系数为 -1.05, t 值为 -2.05。二者的差异在 10% 水平下显著。也就是说,气候风险对农业经济比重较高和较低地区的农业经济都有显著影响,不过对比重较高地区的影响稍大。整体来说,上述结果基本验证了假设 6。

表 7 气候风险对农业经济产出增速的影响在农业现代化水平较低和较高地区的差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		$HM = 1$	$HM = 0$		$Agri = 1$	$Agri = 0$
$HqSdTemp$	-1.4512 *** (-3.50)	-0.1404 (-0.18)	-1.6378 *** (-3.49)	-0.9342 ** (-2.00)	-1.6339 ** (-2.16)	-1.0490 ** (-2.05)
$HqSdTemp * D$	1.3811 ** (1.98)			-0.7471 (-1.10)		
N	6277	3135	3142	6277	3099	3164

1 本文还用农业机械密度(即人均农业机械动力)衡量农业现代化水平,得到的结果是一致的。限于篇幅,正文未报告该结果。

						续表
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
调整 R^2	0.4404	0.4085	0.4822	0.4374	0.4472	0.4415
组间系数差异[p 值]	-1.4966[0.0001]				0.5849[0.0911]	

注:第(1)~(3)列是按农业现代化水平进行回归的结果,第(4)~(6)列则是根据农业经济占比进行回归的结果。所有回归都加入了控制变量、城市和年份固定效应。

五、气候风险对中国农业经济发展影响的机制分析

(一) 直接影响产出还是通过影响投入再影响产出

从农业投入和产出的关系来看,气候风险可能直接作用于农业经济产出,也可能通过影响农业投入再作用于产出。比如,部分农业生产者可能事先预计今年的气候风险会很高,所以提前降低了投入,这也可能使最终农业经济产出下降。虽然这两种情形下的后果都是一样的,但影响机制有本质区别,因此需确定到底是哪种机制占主导地位。为了研究气候风险是直接影响产出还是通过影响投入再影响产出,本文以农业经济投入(变化率)为被解释变量,进行如下回归:

$$\Delta \ln Input_{i,t} = \gamma Clm_{i,t} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \tag{6}$$

其中, $\Delta \ln Input_{i,t}$ 是地区 i 在第 t 年的农业经济相关投入的变化率,包括人口增长率($PopG$)、农业机械总动力变化率($ApowG$)、农业用地面积变化率($AcreG$)、化肥施用量变化率($FertG$)、涉农支出变化率($FiscG$)。 $Clm_{i,t}$ 为气候风险变量。 θ_i 是地区固定效应, λ_t 是年份固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。

表 8 气候风险对农业相关投入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	$PopG$	$ApowG$	$AcreG$	$FertG$	$FiscG$
$HqSdTemp$	0.0088 (0.17)	-0.3004 (-1.28)	0.0442 (1.35)	-0.0717 (-0.34)	-0.1302 (-0.14)
N	6277	6277	6277	6277	6277
调整 R^2	0.5101	0.2392	0.4608	0.5247	0.4758

注:所有回归都加入了城市和年份固定效应。

回归结果如表 8 所示。在以人口增长率($PopG$)、农业机械总动力变化率($ApowG$)、农业用地面积变化率($AcreG$)、化肥施用量变化率($FertG$)、涉农支出变化率($FiscG$)为被解释变量时,标准化气温高分位的虚拟变量($HqSdTemp$)的回归系数在统计意义上都不显著,而且系数都非常小,不足以解释气候风险对农业经济产出增速造成的 1.20% 下降。因此,气候风险主要是直接影响农业经济产出,而不是通过影响投入再影响产出。

(二)气候风险、自然灾害与农业经济

1. 中介效应模型设定。从气候风险和自然灾害的关系来看,气候风险可能会通过增加自然灾害严重程度对农业经济发展产生影响,同时也可能直接对农业经济造成显著负面影响,那么这两种渠道的影响占比各是多少呢?进行这一分析的意义在于:一方面,对二者的区分可以更好地理解气候风险对农业经济的影响机制;另一方面,因为我国农业保险主要是针对自然灾害造成的损失进行补偿,所以对这两种影响的区分可以判断在实践中农业保险的保障水平是否足够。如果气候风险主要是通过自然灾害再影响到农业经济,那么我国现有农业保险就可以将这种风险分散转移;但如果主要是直接影响,说明目前的农业保险的保障程度不够,还需要进一步推广指数型农业保险等新型产品来对应气候风险的直接影响。为了估计上述直接和间接影响的比例,本文在回归(1)的基础上,再进行了如下三个回归¹:

$$Disaster_{i,t} = \alpha_1 Clm_{i,t} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$y_{i,t} = \alpha_2 Disaster_{i,t} + \beta X_{i,t} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$y_{i,t} = \alpha_3 Disaster_{i,t} + \alpha_4 Clm_{i,t} + \beta X_{i,t} + \theta_i + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中,*Disaster* 是自然灾害严重程度,用受灾面积来衡量。² 其它变量符号同(1)式一致。

表 9 气候风险、旱灾、洪灾与农业经济产出增速

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被解释变量	<i>PriG</i>	<i>Drought</i>	<i>PriG</i>	<i>PriG</i>	<i>Flood</i>	<i>PriG</i>	<i>PriG</i>	<i>PriG</i>
<i>HqSdTemp</i>	-1.8802 ** (-2.23)	4.3369 ** (2.61)		-1.5259 * (-1.81)	-3.1291 *** (-2.86)		-1.9922 ** (-2.25)	-1.6738 * (-1.86)
<i>Drought</i>			-0.0861 ** (-2.26)	-0.0812 ** (-2.12)				-0.0901 ** (-2.26)
<i>Flood</i>						-0.0204 * (-1.97)	-0.0332 * (-1.73)	-0.0541 ** (-2.46)
<i>SdPrec</i>	0.7932 (0.33)	-14.9263 ** (-2.34)		-0.3592 (-0.14)	22.0431 *** (4.37)		1.4848 (0.64)	0.6689 (0.28)
<i>N</i>	775	775	775	775	775	775	775	775
调整 <i>R</i> ²	0.646	0.543	0.650	0.650	0.516	0.646	0.647	0.653

注:所有回归都加入了控制变量、省份和年份固定效应。

¹ 因为数据限制,只能获取到省级层面的自然灾害受灾面积的数据,所以此处分析在省级进行。

² 我国最主要的和气候变化相关的自然灾害是旱灾和洪灾。在样本期间,旱灾和洪灾的平均受灾面积比例分别为 15.06% 和 8.62%,二者之和占总成灾面积的近 70%。因此,本文主要分析这两种自然灾害的影响。

2. 气候风险、旱灾与农业经济产出。首先分析气候风险对旱灾严重程度的影响。表9第(2)列的回归结果表明, $HqSdTemp$ 的估计系数为4.34,在5%水平下显著,这说明标准化气温较高地区的旱灾受灾面积比例要比其它地区高4.34%。这相当于旱灾严重程度均值的28.79%。接下来,第(3)列的结果显示,旱灾受灾面积(*Drought*)的估计系数为-0.09(*t*统计量值为2.26)¹。其经济意义是,旱灾受灾面积比例每增加1%,会使农业经济产出增速下降0.09%;或者说,旱灾受灾面积比例增加1单位标准差,会使农业经济产出增速相对其均值下降12.49%。最后,通过把气候风险变量和旱灾严重程度变量同时放进回归方程,分析直接效应和间接效应的相对大小。此时,旱灾受灾面积比例的估计系数为-0.08,无论是系数大小还是显著性都保持和第(3)列的结果一致。 $HqSdTemp$ 的估计系数为-1.53,在10%水平下显著,这说明较高的标准化气温会使得农业经济产出增速下降1.53%。该影响小于第(1)列中的 $HqSdTemp$ 的影响(-1.88%),这是因为旱灾“吸收”了气候风险对农业经济的部分影响。这也说明,较高的标准化气温会通过增加干旱严重程度来影响农业经济,同时也会直接对农业经济造成显著负面影响²。

3. 气候风险、洪灾与农业经济产出。首先,如表9第(5)列所示, $HqSdTemp$ 的回归系数为-3.13,在1%水平下显著;这说明标准化气温较高地区的洪灾受灾面积比例相对其他地区要低。接下来,第(6)列的回归结果显示,洪灾受灾面积(*Flood*)的估计系数为-0.02,在10%水平下显著。然后,分析直接影响和间接影响的相对大小。第(7)列中,洪灾受灾面积比例的估计系数为-0.03,这说明洪灾受灾面积比例每增加1%会使得农业经济产出增速下降0.03%,略大于第(5)列结果中的影响。 $HqSdTemp$ 的估计系数为-1.99,在5%水平下显著,这说明较高的标准化气温会使得农业经济产出增速下降1.99%,略高于第(1)列中的 $HqSdTemp$ 的影响(1.88%)。最后,本文将气温、降水、洪灾、旱灾同时放入回归模型(如表9第(8)列所示)。此时, $HqSdTemp$ 的回归系数为-1.67,且保持统计显著性;这说明即使剥离了通过洪灾和旱灾影响农业经济这两个渠道后,气候风险还会直接影响农业经济³。

总之,本文发现气候风险会通过自然灾害来间接影响农业经济发展,也会直接对农业

1 因为未控制气温和降水(与旱灾严重程度相关的最重要的混杂因子),所以旱灾严重程度变量可能存在内生性问题。本文以气温和降水作为旱灾严重程度的工具变量,该工具变量满足基本条件:(1)与旱灾严重程度高度相关(第一阶段回归的F统计量值为42.56);(2)通过排除法发现,以人口增长率、农业机械总动力变化率、农业用地面积变化率、化肥施用量变化率、涉农支出变化率为被解释变量时,气温和降水的回归系数在统计意义上都不显著,因此,气温和降水主要可能通过旱灾对农业经济发展产生影响(排他性)。同时,工具变量回归得到的结果也是和基准回归一致的。

2 该间接影响占总影响的18.62%。另外,鉴于目前学术界对于心理学研究的中介效应模型存在争议,本文还利用Kohler et al. (2011)提出的KLB方法对上述直接效应和间接效应进行了估计。估计结果显示,气候风险对农业经济产出增速的总影响为-1.67%,其中直接影响为-1.31%,间接影响为-0.36%(占总影响的21.6%)。这与此处的结果基本是一致的。此外,因为中介效应逐步检验法的局限性,此处估计出的间接效应的比例仅作为试探性的证据(江艇,2022)。

3 在同时将标准化气温和降水作为机制变量并用KLB方法进行估计的结果显示,气候风险对农业经济产出增速的总影响为-1.70%,其中直接影响为-1.32%,间接影响为-0.38%(占总影响的22.4%)。结果基本保持一致。

经济造成显著负面影响。这和本文研究假设 3 是一致的。

六、结论和政策含义

农业经济和粮食安全始终是事关我国经济发展和社会稳定的重大问题,要积极采取相应措施,减轻气候风险对农业经济发展的负面影响。评估气候风险的社会经济影响是管理气候风险的第一步。本文研究了气候风险对中国农业经济发展的影响及其机制,得出如下结论:第一,气候风险较高地区的农业经济产出增速要显著比其它地区低,且该结果在多种回归模型设定下以及不同测度下都保持一致。第二,气候风险对同一地理区域内人均收入水平较低的城市有更显著的影响。第三,气候风险对农业保险保障水平较高地区或农业现代化水平较高地区的农业经济发展的影响较低,这说明农业保险的发展和农业现代化水平的提高可降低气候风险对经济的负面影响,也说明利用金融市场和农业技术应对气候风险的有效性。最后,机制分析表明,气候风险直接作用于农业经济产出,而非通过影响投入再作用于产出;气候风险既会通过增加自然灾害严重程度间接影响农业经济,也会直接对农业经济造成显著负面影响,不过直接影响要大于间接影响。

本文的研究结论为管理气候风险、促进现代农业经济发展和保障粮食供给安全提供了有益的政策启示,体现在以下几个方面:首先,本文发现农业保险对气候风险所致农业经济损失具有明显的调节作用,因此,通过发展农业保险可以对气候风险进行有效管理。同时,要提高农业现代化水平(特别是相关农业机械和基础设施水平),有效减轻气候变化对农业经济发展的负面影响。有必要加大对经济发展水平较低、应对气候风险能力不足的地区的政策支持力度。其次,本文发现气候风险对农业经济的直接影响要明显大于其通过自然灾害造成的间接影响,这意味着目前主要赔偿灾害造成损失的农业保险的保障程度尚不够,需进一步推广指数型农业保险等新型产品。最后,因为气候风险会通过增加自然灾害严重程度来影响农业经济,应进一步加强对自然灾害风险的管理。例如,增加农户和相关企业的防灾减灾意识,特别是要提高农民的基本防灾减灾知识和技能;让农户和企业能够运用合理手段管理自然灾害风险;加强农业基础设施建设和建立灾害监测和预警系统等。

参考文献

- [1] 丁宇刚和孙祁祥,2021,《农业保险可以减轻自然灾害对农业经济的负面影响吗?》,《财经理论与实践》第 2 期,第 43 ~ 49 页。
- [2] 高云、詹慧龙、陈伟忠和矫健,2013,《自然灾害对我国农业的影响研究》,《灾害学》第 3 期,第 79 ~ 84 页。
- [3] 侯玲玲、王金霞和黄季焜,2016,《不同收入水平的农民对极端干旱事件的感知及其对适应措施采用的影响——基于全国 9 省农户大规模调查的实证分析》,《农业技术经济》第 11 期,第 23 ~ 33 页。
- [4] 黄红光、白彩全和易行,2018,《金融排斥、农业科技投入与农业经济发展》,《管理世界》第 9 期,第 67 ~ 78 页。
- [5] 江艇,2022,《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第 5 期,第 100 ~ 120 页。

- [6] 金刚、沈坤荣和孙雨亭, 2020, 《气候变化的经济后果真的“亲贫”吗》, 《中国工业经济》第9期, 第42~60页。
- [7] 李丽纯, 2013, 《后现代农业视角下的中国农业现代化效益水平测评》, 《农业经济问题》第12期, 第7~14页。
- [8] 王向楠, 2011, 《农业贷款、农业保险对农业产出的影响: 来自2004—2009年中国地级单位的证据》, 《中国农村经济》第10期, 第44~51页。
- [9] 行伟波和张思敏, 2021, 《财政政策引导金融机构支农有效吗? ——涉农贷款增量奖励政策的效果评价》, 《金融研究》第5期, 第1~19页。
- [10] 姚延婷、陈万明和李晓宁, 2014, 《环境友好农业技术创新与农业经济增长关系研究》, 《中国人口·资源与环境》第9期, 第122~130页。
- [11] 叶朝晖, 2018, 《关于完善我国农业保险制度的思考》, 《金融研究》第12期, 第174~188页。
- [12] 张强、韩兰英、郝小翠、韩涛、贾建英和林婧婧, 2015, 《气候变化对中国农业旱灾损失率的影响及其南北区域差异性》, 《气象学报》第6期, 第1092~1103页。
- [13] 周曙东和朱红根, 2010, 《气候变化对中国南方水稻产量的经济影响及其适应策略》, 《中国人口·资源与环境》第10期, 第152~157页。
- [14] Albala - Bertrand, J. M. 1993. “Natural Disaster Situations and Growth: A Macroeconomic Model for Sudden Disaster Impacts”, *World Development*, 21(9): 1417~1434.
- [15] Amundson, J. L., T. L. Mader, R. J. Rasby and Q. S. Hu. 2006. “Environmental Effects on Pregnancy Rate in Beef Cattle”, *Journal of Animal Science*, 84(12): 3415~3420.
- [16] Bellprat, O., V. Guemas, F. Doblas - Reyes and M. G. Donat. 2019. “Towards Reliable Extreme Weather and Climate Event Attribution”, *Nature Communications* 10(1): 1~7.
- [17] Bryant, J. R., N. López - Villalobos, J. E. Pryce, C. W. Holmes and D. L. Johnson. 2007. “Quantifying the Effect of Thermal Environment on Production Traits in Three Breeds of Dairy Cattle in New Zealand”, *New Zealand Journal of Agricultural Research*, 50(3): 327~338.
- [18] Burke, M., S. M. Hsiang and E. Miguel. 2015. “Global non - linear effect of temperature on economic production”, *Nature*, 527(7577): 235~239.
- [19] Cavallo, E., S. Galiani, I. Noy and J. Pantano. 2013. “Catastrophic Natural Disasters and Economic Growth”, *The Review of Economics and Statistics*, 95(5): 1549~1561.
- [20] Chen, S., X. Chen, J. Xu. 2016. “Impacts of Climate Change on Agriculture: Evidence from China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 76(2): 105~124.
- [21] Choi, D., Z. Gao, and W. Jiang. 2020. “Attention to Global Warming”, *The Review of Financial Studies*, 33(3): 1112~1145.
- [22] Dell, M., B. F. Jones and B. A. Olken. 2012. “Temperature Shocks and Economic Growth: Evidence from the Last Half Century”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(3): 66~95.
- [23] Deschênes, O. and M. Greenstone. 2007. “The Economic Impacts of Climate Change: Evidence from Agricultural Output and Random Fluctuations in Weather”, *The American Economic Review*, 97(1): 354~385.
- [24] Felbermayr, G. and J. K. Groschl. 2014. “Naturally Negative: The Growth Effects of Natural Disasters”, *Journal of Development Economics*, 111(7): 92~106.
- [25] Hong, H., F. W. Li and J. Xu. 2019. “Climate Risks and Market Efficiency”, *Journal of Econometrics*, 208: 265~81.
- [26] Limskul, K. 2018. “Climate Change Impact on Labor Productivity in Thai Manufacture”, *Asia - Pacific Journal of Regional Science*, 2(2): 1~15.
- [27] Kalkuhl, M. and L. Wenz. 2020. “The Impact of Climate Conditions on Economic Production. Evidence from A Global Panel of Regions”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 103(5): 1~20.
- [28] Kohler, U., K. B. Karlson and A. Holm. 2011, “Comparing Coefficients of Nested Nonlinear Probability Models,”

- Stata Journal*, 11(3): 420 ~ 438.
- [29] Kossin, J. P., K. R. Knapp, T. L. Olander and C. Velden. 2020, "Global Increase in Major Tropical Cyclone Exceedance Probability over the Past Four Decades," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 117(22): 11975 ~ 11980.
- [30] Piao S, Ciais P, Huang Y. 2010. "The Impacts of Climate Change on Water Resources and Agriculture in China", *Nature*, 7311(467): 43 ~ 51.
- [31] Shannon H D, Motha R P. 2015. "Managing Weather and Climate Risks to Agriculture in North America, Central America and the Caribbean", *Weather and Climate Extremes*, (10): 50 ~ 56.
- [32] Stott, P. 2016, "How Climate Change Affects Extreme Weather Events," *Science*, 352(6293): 1517 ~ 1518.
- [33] Welch, J. R., J. R. Vincent, M. Auffhammer and D. Dawe. 2010. "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.
- [34] Zivin, J. G., S. M. Hsiang and M. Neidell. 2018. "Temperature and Human Capital in the Short and Long Run", *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 5(1): 77 ~ 105.

Impact of Climate Risks on China's Agricultural Economic Development: Heterogeneity and Mechanism Analyses

DING Yugang SUN Qixiang

(School of Finance, Guangdong University of Foreign Studies; School of Economics, Peking University)

Summary: Food is the paramount necessity of the people. The Chinese central government considers the agricultural economy extremely important and has always regarded solving its people's food issues as its primary task. A report delivered at the 19th National Congress of the Communist Party of China clearly indicates that "agriculture, countryside, and farmers" are fundamental to the national economy and are the top priorities of Communist Party of China, and that we must accelerate the modernization of agriculture and rural areas.

The development of the agricultural economy is restricted by various factors, with the negative effects of climate risk being undoubtedly the most direct and significant. As global warming continues to intensify and climate risks continue to increase, the economic impact of climate risks is receiving increasing attention. Hence, the assessment of the effects of climate risks on the development of the agricultural economy, especially the differences in the effects of climate risks on the agricultural economy in different regions and the underlying mechanisms, has important theoretical and practical significance. Only by clarifying the heterogeneity and mechanisms of these effects can we devise targeted measures to deal with climate risks, thereby offering important strategies to improve the climate risk assessment and response systems, promote the development of a modern agricultural economy, and ensure the security of the food supply.

We first conduct a theoretical analysis of how climate risks affect the development of the agricultural economy and propose hypotheses for testing based on the agricultural aggregate demand-aggregate supply theory and the neoclassical growth theory. Overall, climate risks and the associated natural disasters can cause losses in agricultural produce and increase the marginal costs of agricultural production, thereby shifting the aggregate

agricultural supply curve toward the left or upward. According to the aggregate demand-aggregate supply model, the abovementioned changes in the aggregate supply curve may significantly affect the equilibrium of agricultural output in a negative manner. Furthermore, we theoretically analyze why the impact of climate risks on the development of the agricultural economy may differ in regions with different levels of per – capita income, agricultural insurance coverage, and agricultural modernization.

Next, we use the weather station and regional economic data and subject them to the panel fixed – effects model, spatial panel model, and mechanism analysis model to empirically test the above hypotheses. Our empirical results show that climate risks significantly decelerate the growth rate of the agricultural economy. The annual agricultural output growth rate in regions with higher climate risks is approximately 1.05 percentage points lower than that in other regions. Heterogeneity analysis shows that climate risks have a greater impact on regions with lower per – capita income levels. Moreover, climate risks have less impact on regions with higher agricultural insurance coverage levels or higher agricultural modernization levels. This indicates that agricultural insurance can effectively reduce the negative effects of climate risks on the agricultural economy through risk transfer and loss compensation functions, thereby highlighting the importance of financial products in addressing climate risks. Furthermore, improvements in the agricultural modernization levels can effectively reduce the adverse impact of climate risks on the agricultural economy. Finally, mechanism analysis shows that climate risks do not significantly affect agricultural inputs. That is, rather than affecting the output through affecting the input, climate risks directly affect the output. When the severity of natural disasters increases, climate risks directly affect the agricultural economy; moreover, the direct effect is greater than the indirect impact. This indicates that the agricultural insurance coverage, which mainly compensates for the losses caused by direct disasters, is insufficient. Therefore, new products such as agricultural index insurance should be promoted.

Our study makes two major contributions to the literature. First, previous studies assess the economic effects of both natural disasters and climate risks separately; no study provides combined findings for empirical analysis. Because of this disconnect, it is impossible to distinguish between the direct and indirect effects of climate risks on the economy, thereby making it impossible to accurately estimate the economic effects of both climate risk and natural disasters. This paper makes a distinction between the economic effects of climate risk and those of natural disasters, thereby providing a better understanding of how climate risk affects economic development. Second, when discussing the heterogeneity of the impact of climate risks on the agricultural economy, the literature focuses primarily on differences between regions with different incomes and temperature levels. In contrast, our paper examines the heterogeneity from the perspectives of agricultural insurance and agricultural modernization, thereby providing a better understanding of the role of financial markets and agricultural technologies in mitigating climate risk.

Keywords: Climate Risk, Agricultural Economy, Natural Disasters, Agricultural Insurance, Agricultural Modernization

JEL Classification: O13, Q54, O47

(责任编辑:林梦瑶)(校对:ZL)