

# 粮食安全省长责任制对地方“粮食—经济” 发展平衡性的影响研究

钟若希,韦 锋,漆雁斌\*

(四川农业大学 经济学院,四川 成都 611130)



**摘要** 落实粮食安全省长责任制既是夯实粮食安全根基、保障粮食安全的重要手段,也是推动国家治理体系和治理能力现代化的重要探索。在此背景下,构建多任务委托代理模型,分析中央绩效考核如何影响地方官员在经济发展绩效与粮食安全保障间的治理决策,并利用2010—2020年全国地级市面板数据,通过双重差分模型分析粮食安全省长责任制对“粮食—经济”发展不平衡性的影响。研究发现,粮食安全省长责任制能显著缓解地方“粮食—经济”发展失衡问题,这一结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。地方比较优势异质性分析显示,这种缓解效应受到自然、技术以及市场因素的差异化影响,在地形平缓、农业社会化服务水平高、新型农业经营主体数量多的地区更明显。官员风险成本异质性分析则发现,这一缓解效应在粮食安全工作相对风险小、官员风险厌恶程度低的地区更突出。因此,应进一步下沉粮食安全保障责任,制定差异化的粮食安全绩效考核权重,完善粮食安全配套政策以提升各地种粮抓粮积极性。

**关键词** 粮食安全省长责任制;“粮食—经济”空间偏离程度;中央绩效考核;多任务委托代理模型

**中图分类号:**F302.2    **文献标识码:**A    **文章编号:**1008-3456(2025)04-0022-12

**DOI编码:**10.13300/j.cnki.hnwxb.2025.04.003

“国以农为本,民以食为天”。粮食安全事关国家发展大局,在当前全球粮食危机加剧的背景下,全方位夯实粮食安全根基已成为推进农业农村现代化的题中应有之义。然而,随着我国城镇化和工业化的快速推进,粮食产业所具有的经济效应持续弱化,经济发展对粮食安全资源空间的挤占现象愈发严重。特别是我国全面取消农业税后,二者发展的不平衡性不断加剧,部分地区甚至出现“经济驱赶粮食”的极端现象<sup>[1]</sup>。改革开放后,中央实行以GDP为核心的绩效考核机制<sup>[2]</sup>。在这种“为增长而竞争”模式下,地方官员往往倾向于短期经济行为,对农业公共基础设施、粮食安全保障等方面必要的投入不足。因此,要缓解“粮食—经济”发展失衡问题,关键在于优化设置中央目标任务,调整绩效考核机制,引导地方官员转变治理决策,切实履行粮食安全保障责任。中央政府的目标任务具有多元化和动态性特征,为确保地方政府高效完成各阶段任务,央地间形成了“政治集权、行政分权”的行政发包制治理模式<sup>[3]</sup>。在这一复杂的治理模式下,委托代理理论为理解央地关系提供了新视角。该理论关注委托方如何通过激励机制使代理方行为与自身利益保持一致。实践中,中央政府通过绩效考核机制激励地方官员,后者则根据考核要求调整治理决策,在追求高绩效的同时,确保中央目标任务有效落实,从而实现政策目标与执行效果的一致性。

粮食安全省长责任制(以下简称责任制)的实施属于典型的委托代理行为。中央政府通过出台

收稿日期:2025-01-18

基金项目:国家自然科学基金青年项目“长江上游地区农业绿色发展绩效跟踪评估及提升路径研究”(22CJY046);国家自然科学基金项目“大熊猫国家公园原住居民生计转型及实现路径研究”(20BSH107)。

\*为通讯作者。

《国务院关于建立健全粮食安全省长责任制的若干意见》(国发[2014]69号)和《国务院办公厅关于印发粮食安全省长责任制考核办法的通知》(国办发[2015]80号),将地方官员任务由经济发展调整为兼顾粮食安全与经济发展。考核指标突出两方面:一是确保耕地稳定、粮食生产可持续发展;二是保护种粮积极性,通过财政投入和政策支持提升粮食产业收益。这种双指标考核体系向地方官员释放出“粮食—经济”平衡发展有利于晋升的信号,促使地方政府在推动经济增长的同时,更加重视保障粮食安全这一长期目标,从而实现“粮食—经济”平衡发展。但粮食安全绩效考核周期长、受自然和市场因素影响大,政绩稳定性较差,使得地方官员,尤其是风险厌恶型官员更倾向优先完成经济发展任务<sup>[4]</sup>。本文将责任制嵌入央地多任务委托代理模型,重点考察:当中央考核指标从单一经济指标转向兼顾粮食安全与经济发展时,能在多大程度上激励地方官员调整决策以缓解“粮食—经济”发展失衡?这种激励效应是否因地区比较优势和官员风险成本而异?本文的研究结论将为中央优化绩效考核、推动“粮食—经济”平衡发展提供政策依据,同时为新时代背景下中央设计优化官员治理模式、推进国家治理体系与治理能力现代化提供理论支持。

本文基于2010—2020年全国地级市面板数据,将责任制的实施视为中央调整委托任务和绩效考核的起点,将“粮食—经济”发展不平衡性作为地方政府治理决策的结果,采用双重差分模型分析责任制对“粮食—经济”发展不平衡性的影响,进而探讨中央绩效考核转变下地方官员的治理决策调整机制。本文可能的贡献在于:首先,聚焦中央政府绩效考核调整对官员治理决策的影响,评估了责任制对“粮食—经济”发展不平衡性的缓解作用,为中央调整绩效考核引导地方治理决策转向粮食安全提供现实证据。其次,研究发现责任制对“粮食—经济”发展不平衡性的缓解作用要在地区具备一定比较优势时才能有效发挥,这为官员治理模式构建提供了比较优势异质性的证据。最后,从理性经济人出发,考察了地方官员风险成本对责任制缓解“粮食—经济”发展不平衡性的异质性影响,丰富了绩效考核调整影响官员治理决策的研究,为中央政府进一步完善保障粮食安全的政策举措提供了新思路。

## 一、理论分析研究假说

### 1. 多任务委托代理模型介绍

多任务委托代理模型由Holmstrom等提出<sup>[5]</sup>,用于研究如何设计激励机制使代理人在多任务中既完成委托人目标又实现自身收益最大化。与单任务不同,多任务下代理人的努力水平难以完全观测,且各任务的潜在收益与实施难度存在差异,可能导致某些任务被忽视。因此,需要建立合理的激励机制,既激励代理人同时增加对多个任务的努力投入,又引导其优先完成关键任务,以实现委托人总体目标。

### 2. 基于多任务委托代理模型的央地粮食安全治理分析框架

考虑只有一个委托人(中央政府)和一个代理人(地方官员)的简化场景:责任制实施后,地方官员根据本地实际情况在经济发展与粮食安全两个工作中分配努力水平形成治理决策,中央政府考核其治理绩效并以此决定晋升(图1)。

(1)地方官员代理人视角。假设地方官员的粮食安全与经济发展绩效分别为 $q_1, q_2$ ,粮食安全绩效函数为 $q_1 = \pi e_1 + \epsilon_1$ ,经济发展绩效函数为 $q_2 = e_2 + \epsilon_2, \pi > 0$ 。 $\pi$ 是地方官员在粮食安全工作中拥有的比较优势, $\pi$ 越大,表明比较优势越大,产出效率越高。 $e_1$ 和 $e_2$ 分别是地方官员在粮食安全和经济发展工作上付出的努力,中央政府无法直接观察到地方官员的努力水平 $e_1$ 和 $e_2$ ,只能基于可观测的 $q_1$ 与 $q_2$ 决定地方官员是否晋升。 $\epsilon_1$ 和 $\epsilon_2$ 是随机误差,分别表示粮食安全与经济发展工作受到的风险冲击,二者服从均值为0,方差为 $\sigma_1^2$ 和 $\sigma_2^2$ 的独立同分布。中央政府对地方官员的考核函数为 $w(q_1, q_2) = a + r_1 q_1 + r_2 q_2, a$ 是地方官员的固定绩效。 $r_1$ 和 $r_2$ 分别表示中央政府对粮食安全绩效和经济发展绩效的奖励。中央政府对某类工作的绩效奖励越多,越容易激励地方官员去完成这类工作。因此, $r_1$ 和 $r_2$ 也可以理解为中央政府对粮食安全工作和经济发展工作的激励程度。地方官员作

为风险规避者<sup>[5]</sup>,其努力成本包括两类,第一是确定性努力成本  $C(e_1, e_2) = \frac{1}{2}\beta(e_1^2 + e_2^2)$ ,  $C' > 0$ ,  $C'' > 0$ ,  $\beta > 0$ ;第二是不确定性风险成本  $\frac{1}{2}\rho(r_1^2\sigma_1^2 + r_2^2\sigma_2^2)$ <sup>①</sup>,  $\rho$  是地方官员的风险厌恶程度,  $r_1^2\sigma_1^2$  和  $r_2^2\sigma_2^2$  分别是粮食安全工作和经济发展工作的收益不确定性。地方官员的效用函数  $U(e_1, e_2) = -e^{-\rho[w(q_1, q_2) - C(e_1, e_2)]}$ ,那么其确定性等价收益为:

$$CE_{local}(e_1, e_2) = a + r_1\pi e_1 + r_2 e_2 - \frac{1}{2}\beta(e_1^2 + e_2^2) - \frac{1}{2}\rho(r_1^2\sigma_1^2 + r_2^2\sigma_2^2) \quad (1)$$

(2)中央政府委托人视角。在地方官员努力水平不可观测的情况下,中央政府需要通过改变激励,即调整 $\{a, r_1, r_2\}$ 来实现自身利益最大化。中央政府的收入函数为  $v(q_1, q_2) = q_1 + q_2$ 。由于中央政府为风险中性<sup>[5]</sup>,那么针对地方官员的激励机制可表示为:

$$\text{Max } \pi e_1 + e_2 - a - r_1\pi e_1 - r_2 e_2 \quad (2)$$

$$\text{s.t. } a + r_1\pi e_1 + r_2 e_2 - \frac{1}{2}\beta(e_1^2 + e_2^2) - \frac{1}{2}\rho(r_1^2\sigma_1^2 + r_2^2\sigma_2^2) \geq \bar{U} \quad (3)$$

$$(e_1, e_2) \in \arg \max \left\{ a + r_1\pi e_1 + r_2 e_2 - \frac{1}{2}\beta(e_1^2 + e_2^2) - \frac{1}{2}\rho(r_1^2\sigma_1^2 + r_2^2\sigma_2^2) \right\} \quad (4)$$

其中,式(2)是中央政府期望收益最大化的目标。式(3)是参与约束(*IR*),该约束强调地方官员存在保留收益水平  $\bar{U}$ ,如果地方官员的确定性等价收益小于  $\bar{U}$ ,则不会对中央政府的委托任务产生响应。式(4)是激励相容约束(*IC*),该约束强调中央政府收益最大化必须以地方官员收益最大化为基础。

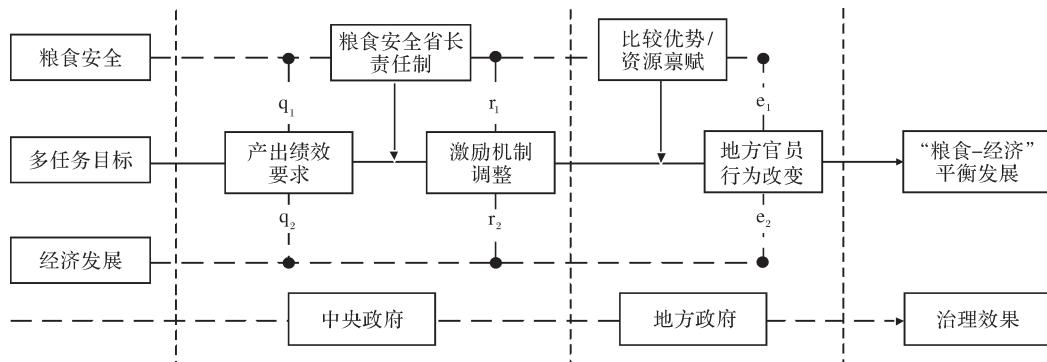


图 1 分析框架

### 3. 多任务委托代理下央地粮食安全治理的均衡策略分析

(1)地方官员完成委托任务的激励条件。根据激励相容原则,代理人必先最大化自身收益后才会考虑委托任务,因此需要先对式(4)求解,得到实现地方官员收益最大化的最优努力水平为:

$$e_1^* = \frac{r_1\pi}{\beta}, e_2^* = \frac{r_2}{\beta} \quad (5)$$

式(5)表明当地方官员在两类工作中投入的努力水平分别达到  $e_1^* = \frac{r_1\pi}{\beta}$  和  $e_2^* = \frac{r_2}{\beta}$  时,可以实现自身收益最大化。本文聚焦于中央政府如何通过调整粮食安全工作的相对激励水平,引导地方官员增加粮食安全工作的努力投入,从而缓解“粮食-经济”发展不平衡性。因此,地方官员实现收益最大化时,在粮食安全工作中投入的最优努力水平可以化简为<sup>②</sup>:

① 风险规避型地方官员的期望效用为:  $E(-e^{-\rho[w(q_1, q_2) - C(e_1, e_2)]}) = (-e^{-\rho[a + r_1\pi e_1 + r_2 e_2 - C(e_1, e_2)]})E(-e^{-\rho[r_1 e_1 + r_2 e_2]})$ , 可解得  $E(-e^{-\rho[r_1 e_1 + r_2 e_2]}) = (-e^{\rho \frac{1}{2}(r_1^2\sigma_1^2 + r_2^2\sigma_2^2)})$ , 则不确定性风险成本为  $\frac{1}{2}\rho(r_1^2\sigma_1^2 + r_2^2\sigma_2^2)$ 。

②  $r$  表示相对于经济发展工作,粮食安全工作的激励水平,  $r = \frac{r_1}{r_2}$ 。由于本文更关心地方官员在粮食安全工作中的努力水平,因此未分析  $e_2^*$ 。

$$e_1^* = \frac{r_2 \pi r}{\beta} \quad (6)$$

将式(6)对  $r$  求偏导后可以得到:  $\frac{\partial e_1^*}{\partial r} = \frac{r_2 \pi}{\beta} > 0$ , 意味着当中央政府对粮食安全工作的相对激励水平  $r$  提高时, 地方官员会增加对粮食安全工作的努力投入  $e_1$ , 从而缓解“粮食—经济”发展不平衡性。基于此, 本文提出以下假设:

$H_1$ : 责任制实施后, 中央政府会提高对粮食安全工作的相对激励水平, 激励地方官员增加对粮食安全工作的努力投入, 进而缓解“粮食—经济”发展不平衡性。

(2) 地方政府完成委托任务的影响因素。当地方官员的最优努力水平  $\{e_1^*, e_2^*\}$  确定后, 中央政府在此基础上调整  $\{a, r\}$ 。根据式(3)可得到:

$$a = \bar{U} - [r_1 \pi e_1 + r_2 e_2 - \frac{1}{2} \beta (e_1^2 + e_2^2) - \frac{1}{2} \rho (r_1^2 \sigma_1^2 + r_2^2 \sigma_2^2)] \quad (7)$$

将式(6)、式(7)代入式(2), 得到地方官员实现自身收益最大化的粮食安全工作最优努力水平为:

$$e_1^* = \frac{\pi^3}{\beta \pi^2 + \beta^2 \rho \sigma_1^2} \quad (8)$$

式(8)表明  $e_1^*$  由努力成本系数  $\beta$ 、粮食安全工作比较优势  $\pi$ 、粮食安全工作绝对风险  $\sigma_1^2$  和地方官员风险厌恶程度  $\rho$  共同决定。当前研究已证明  $\beta$  与  $e_1^*$  呈负相关<sup>[4]</sup>, 因此本文仅关注其他三个因素的作用。本文认为地方官员更加关注粮食安全工作的相对风险, 其在粮食安全工作中的最优努力水平可以进一步化简为<sup>①</sup>:

$$e_1^* = \frac{\pi^3}{\beta \pi^2 + \beta^2 \rho \sigma_1^2} \quad (9)$$

将式(9)分别对  $\pi$ 、 $\sigma^2$  和  $\rho$  求偏导可得到:  $\frac{\partial e_1^*}{\partial \pi} > 0$ ,  $\frac{\partial e_1^*}{\partial \sigma^2} < 0$ ,  $\frac{\partial e_1^*}{\partial \rho} < 0$ 。意味着粮食安全工作的比较优势越小、相对风险越大、官员风险厌恶程度越高, 地方官员付出的努力  $e_1$  越小。首先, 粮食安全工作比较优势越大, 产出效率越高, 地方官员更愿意从事粮食安全工作。其次, 在相同风险厌恶程度下, 官员会评估粮食安全与经济发展的相对风险, 减少高风险工作的投入以实现收益最大化。最后, 当各地粮食安全风险相同时, 由于高努力意味着高风险, 官员出于风险厌恶会维持现状甚至降低努力程度。由此本文提出以下假设:

$H_2$ : 责任制对“粮食—经济”发展不平衡性的缓解作用, 因地方粮食安全工作比较优势的差异而存在异质性。

$H_3$ : 责任制对“粮食—经济”发展不平衡性的缓解作用随着地方粮食安全工作相对风险的提升而下降。

$H_4$ : 责任制对“粮食—经济”发展不平衡性的缓解作用随着地方官员风险厌恶程度的提升而下降。

## 二、研究设计

### 1. 模型设定

为利用责任制这一外生政策冲击来识别中央绩效考核转变对地方官员治理决策的影响, 本文构建如下双重差分模型:

$$GF_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_t \times Cropland_i + \theta Control_i \times \alpha_t + \gamma_i + \alpha_t + \epsilon_{it} \quad (10)$$

其中,  $GF_{it}$  表示城市  $i$  在第  $t$  年的“粮食—经济”空间偏离程度, 数值越大表明“粮食—经济”发展不平衡性越严重。 $Post_t$  表示责任制实施前后这一时间虚拟变量, 2015 年之前,  $Post_t$  取值为 0, 2015 年

①  $\sigma^2$  表示相对于经济发展工作, 粮食安全工作的不确定性, 即粮食安全工作的相对风险成本,  $\sigma^2 = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ 。

及之后,  $Post_t$  取值为 1。 $Cropland_i$  表示高耕地面积占比地区这一分组虚拟变量, 以 2013 年<sup>①</sup>耕地占行政面积比例的中位数为界, 高于中位数的地区定义为高耕地面积占比地区, 取值为 1; 反之则为低耕地面积占比地区, 取值为 0。 $\beta_0$  是常数项,  $\beta_1$  是本文关注的系数, 当  $\beta_1$  大于 0 时, 说明责任制会加剧地方“粮食—经济”发展不平衡性; 反之, 则会弱化。 $Control_i$  表示控制变量, 为避免事后变量导致估计系数一致性无法满足的问题, 本文参照 Li 等的方法, 在设置控制变量时, 引入事前变量和时间固定效应的交互项, 以控制责任制实施前不同地区可能存在的时间趋势差异<sup>[6]</sup>。 $\theta$  是控制变量的回归系数,  $\gamma_i$  和  $\alpha_t$  分别表示城市固定效应与时间固定效应,  $\epsilon_{it}$  是随机扰动项。

## 2. 变量选取

(1) 被解释变量。本文的被解释变量为对数化的“粮食—经济”空间偏离程度, 借鉴封志明等的方法, 通过粮食地理集中度与经济地理集中度的比值来构建该指标<sup>[7]</sup>。这两个集中度既能反映粮食与经济的集聚特征, 又能体现不同时期二者在区域发展中的地位差异, 其比值可有效衡量粮食安全与经济发展的空间偏离程度<sup>[1]</sup>。具体计算如下:

$$FOOD_{it} = Food_{it} / \sum_{i=1}^n Food_{it} \times GDP_{it} = GDP_{it} / \sum_{i=1}^n GDP_{it} \quad (11)$$

$$FG_{it} = \left| \frac{FOOD_{it}}{GDP_{it}} - 1 \right| \quad (12)$$

其中,  $Food_{it}$ 、 $GDP_{it}$ 、 $FOOD_{it}$ 、 $GDP_{it}$  和  $FG_{it}$  分别表示  $i$  地区第  $t$  年的粮食总产量、生产总值、粮食地理集中度、经济地理集中度和“粮食—经济”空间偏离程度。根据公式,  $FG_{it}$  的取值范围为  $[0, +\infty)$ , 当  $FG_{it}$  等于 0 时, 表示地区粮食安全与经济发展达到平衡; 当  $FG_{it}$  大于 0 时, 表明地区粮食安全与经济发展不平衡,  $FG_{it}$  值越大, 二者不平衡性越严重。

(2) 核心解释变量。本文以时间虚拟变量“责任制实施前后”与分组虚拟变量“高耕地面积占比地区”的交互项为核心解释变量。由于责任制在全国同步实施, 未形成天然实验组和对照组。本文参照许红梅等的做法, 按照责任制实施强度来人为划分<sup>[8]</sup>。为消除行政区域面积等因素干扰, 本文以耕地面积占比衡量实施强度, 高于中位数地区为高实施强度(实验组), 低于中位数为低实施强度(对照组)。

(3) 机制变量。根据前文理论分析, 责任制实施后, 会增加地方官员在粮食安全工作中投入的努力, 进而降低“粮食—经济”发展不平衡性。结合甘林针等和杨义武等的做法<sup>[9-10]</sup>, 本文选择地级市与所在省政府工作报告中, 粮食安全相关词汇<sup>②</sup>出现频次的比值来表示努力水平。政府工作报告作为地方政府进行资源配置和精力投入的核心依据, 能够真实反映地方政府未来一年的工作重点和战略部署, 具有绝对的权威性和代表性。

(4) 控制变量。为控制其他因素对地区粮食安全和经济发展的影响, 本文参考梁志会等和 Chen 等的做法, 从四个维度选取控制变量<sup>[11-12]</sup>。一是社会经济, 包括产业结构、人口城镇化、财政压力、农业发展条件以及金融发展水平; 二是气候条件, 包括温度、温度平方、降水量、降水量平方; 三是地理条件, 包括海拔和地形起伏度; 四是相关规划, 包括高标准基本农田示范县、国家级贫困县、106 个重点城市周边永久基本农田划定和国家自然资源督察制度设立四个政策事件。

## 3. 数据来源

本文以 2010—2020 年全国 271 个地级市为初始研究样本(剔除数据缺失严重的地级市)。“粮食—经济”空间偏离程度由式(11)与(12)计算得到。耕地面积占比来自武汉大学杨杰等团队发布的全国土地覆盖数据(CLCD)<sup>[13]</sup>。社会经济类控制变量来自《中国城市统计年鉴》和各地级市统计年

① 为防止耕地面积因粮食安全责任制的实施发生较大变化, 且避免预期效益, 本文使用粮食安全省长责任制实施前两年(2013 年)的耕地面积数据。

② 本文在政府工作报告中, 选择了 5 类与粮食安全相关的词汇来提取。一是直接描述粮食本身, 搜索词汇为“粮食”; 二是不同粮食种类, 搜索词汇为“谷”“稻”“麦”“玉米”“薯”“豆”“青稞”; 三是耕地类, 搜索词汇为“耕地”“农田”“灌溉”; 四是种子类, 搜索词汇为“种业”“种子”“种质”“种源”; 五是其他类, 搜索词汇为“米袋子”。

鉴;年均温度和降水量数据来自国家气象科学数据共享服务平台;海拔数据来源于ASTER Global Digital Elevation Model V003<sup>①</sup>提供的全球30米分辨率的数字高程模型(DEM);地形起伏度数据来源于游珍等<sup>[14]</sup>;相关规划的名单分别来自《全国土地整治规划(2011—2015年)》<sup>②</sup>《全国832个贫困县名单》<sup>③</sup>和《城市周边永久基本农田划定情况专项督察工作方案》<sup>④</sup>;国家自然资源督察力度数据来自百度地图<sup>⑤</sup>。为避免异方差性,对社会经济维度和相关规划维度的控制变量(除永久基本农田划定专项督察对象外)取对数。降水量及其平方项同样取对数处理,缺失值通过线性插值法填补。主要变量的描述性统计见表1。

表1 主要变量描述性统计 N=2981

变量	定义	单位	均值	标准差
<b>被解释变量</b>				
“粮食—经济”空间偏离程度	由式(11)和式(12)计算得到	—	1.3419	1.9137
<b>核心解释变量</b>				
责任制实施前后	2015年之前=0;2015年及之后=1	—	0.5455	0.4980
高耕地面积占比地区	2013年地区耕地面积占比是否高于中位数?是=1;否=0	—	0.5018	0.5001
<b>社会经济维度控制变量</b>				
产业结构	2013年地区第二产业增加值×100/GDP	%	50.6564	9.8728
人口城镇化	2013年地区城镇人口×100/总人口	%	51.2485	15.7034
财政压力	2013年(地区财政一般预算支出—财政一般预算收入)/GDP	—	0.1263	0.1558
农业发展条件	2013年地区有效灌溉面积/乡村人口	万公顷/人	0.0021	0.0132
金融发展水平	2013年地区年末金融机构各项贷款余额	亿元	0.2437	0.4894
<b>气候条件维度控制变量</b>				
温度	地区年均温度	摄氏度	14.5609	5.1573
温度平方	地区年均温度的平方	—	238.6095	144.4300
降水量	地区年均降水量	米	0.3079	0.1554
降水量平方	地区年均降水量的平方	—	0.1189	0.1072
<b>地理条件维度控制变量</b>				
海拔	地区平均海拔高度	米	378.2030	767.8882
地形起伏度	地区地形起伏度	—	0.6814	0.7456
<b>相关规划维度控制变量</b>				
高标准农田示范县占比	地区高标准基本农田示范县数量/地区县域总数量	—	0.1268	0.1737
脱贫区县占比	地区每年摘帽的国家级贫困县数量/地区县域总数量	—	0.0374	0.1554
永久基本农田划定专项督察对象	地区是否属于永久基本农田划定专项督察重点城市?是=1;否=0	—	0.1711	0.3766
国家自然资源督察力度	国家自然资源督察局到其辖区内各地市政府的地理距离	百千米	0.9406	2.0649

① ASTER Global Digital Elevation Model V003:<https://search.earthdata.nasa.gov/search>.

② 500个高标准基本农田示范县:[https://www.mnr.gov.cn/dt/ywbb/201810/t20181030\\_2262157.html](https://www.mnr.gov.cn/dt/ywbb/201810/t20181030_2262157.html).

③ 832个贫困县:[http://nrra.gov.cn/art/2014/12/23/art\\_343\\_981.html](http://nrra.gov.cn/art/2014/12/23/art_343_981.html).

④ 106个永久基本农田划定专项督察城市:[https://www.mnr.gov.cn/gk/tzgg/201609/t20160914\\_1991859.html](https://www.mnr.gov.cn/gk/tzgg/201609/t20160914_1991859.html).

⑤ 本文参考金浩等的做法,利用百度地图获取国家自然资源督察局及其辖区内各地市政府的经纬度,计算出二者的地理距离生成变量“国家自然资源督察力度”,以表示国家自然资源督察局对地级市土地利用与管理的监管力度,地理距离越远监管力度越小<sup>[15]</sup>。

### 三、回归结果分析

#### 1. 基准回归结果与机制检验

本文利用双重差分模型进行回归的结果如表 2 所示。表 2(1)~(4)列汇报了逐步加入控制变量后,责任制对“粮食—经济”空间偏离程度的回归结果。本文将(4)列作为基准回归结果进行分析,核心解释变量的系数为-0.3073,且在5%的水平上显著。从经济意义来看,保持其他因素不变,相较于低耕地面积占比地区,责任制实施后高耕地面积占比地区的“粮食—经济”空间偏离程度显著下降了30.73%。表2(5)列是粮食安全工作努力水平的机制作用检验结果。结果表明,在实施责任制后,地方官员的粮食安全工作努力水平上升了25.02%,在5%的水平上显著。 $H_1$ 得到验证。

表2 基准回归结果

N=2981

变量	“粮食—经济”空间偏离程度				粮食安全工作 努力水平 (5)
	(1)	(2)	(3)	(4)	
责任制实施前后×高耕地面积占比地区	-0.2591** (0.1179)	-0.3478** (0.1436)	-0.3430** (0.1417)	-0.3073** (0.1407)	0.2502** (0.0963)
产业结构×时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
人口城镇化×时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
财政压力×时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
农业发展条件×时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
金融发展水平×时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
海拔×时间固定效应		控制	控制	控制	控制
地形起伏度×时间固定效应		控制	控制	控制	控制
温度			0.2691**(0.1316)	0.2021(0.1268)	-0.0464(0.1010)
温度平方			-0.0035(0.0047)	-0.0015(0.0045)	0.0003(0.0040)
降水量			-0.3608*(0.2081)	-0.2977(0.2041)	-0.3638*(0.2037)
降水量平方			-0.1380**(0.0636)	-0.1146*(0.0611)	-0.0989(0.0718)
高标准农田示范县占比				-0.3721(0.3977)	-0.0944(0.2333)
脱贫区县占比				-0.2930**(0.1300)	-0.1206(0.1181)
永久基本农田划定专项督察对象				0.2342(0.1436)	-0.0068(0.0805)
国家自然资源督察力度				0.2194**(0.1027)	0.0086(0.0616)
常数项	0.2446(1.6335)	0.16561.6206)	-2.5937(1.8965)	-1.7404(1.7761)	5.0636***(1.4417)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.1411	0.1466	0.1529	0.1648	0.1123

注:括号内为城市层面异方差稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

#### 2. 平行趋势检验

对照组和实验组满足平行趋势检验是政策评估有效的重要前提条件。本文参考张宽等的做法,利用事件分析法对双重差分法进行平行趋势检验<sup>[16]</sup>,具体公式如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{n=-4}^5 \beta_n D_{t_0+n} \times Cropland_i + \theta Control_i \times \alpha_t + \gamma_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, $D_{t_0+n}$ 代表责任制实施前后第n年的虚拟变量; $\beta_n$ 是处理效应系数,表示第n期的责任制实施效果;其他变量与式(10)相同。为避免多重共线性,将研究窗口第一期(2010年)视为基期。表3显示,责任制实施前“粮食—经济”空间偏离程度没有出现显著降低,在责任制实施后才开始出现显著的额外降低,进一步说明责任制对“粮食—经济”空间偏离程度具有显著的负向影响。

#### 3. 稳健性检验

(1)改变变量测度方法。本文将核心解释变量改为连续变量“2013年耕地面积占比”、分组虚拟

变量“是否属于粮食主产区”分别与时间虚拟变量“责任制实施前后”的交互项。既能捕捉责任制实施强度细微改变所引起的“粮食—经济”空间偏离程度变化,又能避免主观设定实验组与对照组带来的偏差。结果显示,更改后的核心解释变量系数依旧显著为负,表明基准回归结果是稳健的。

(2)改变样本区域。由于直辖市行政级别与发展水平均高于普通地级市,前者的地方官员面临的晋升激励与后者有较大差异,不具备可比性。因此本文剔除4个直辖市后再回归<sup>[17]</sup>,核心解释变量的系数大小和显著性没有发生较大改变,证明基准回归结果具有良好的稳健性。

(3)改变模型设定。为进一步控制责任制实施前不同地区可能存在的时间趋势差异,保证条件独立性假设成立,本文将控制变量与时间固定效应的交互项更换为控制变量与时间趋势项的交互项,重新构造基准模型。结果显示,核心解释变量的系数依旧显著为负,与基准回归结果一致。

(4)安慰剂检验。为进一步排除随机扰动对基准回归结果的影响,参考Lu等的做法,对全样本随机抽样1000次生成“假的”责任制实施高强度和低强度名单,并用基准模型重新估计,得到错误的系数估计值<sup>[18]</sup>。结果表明,随机生成的错误系数估计值呈正态分布且接近于0,绝大部分都未通过10%的显著性水平检验,进一步证实了基准回归结果的稳健性。

(5)排除不可观测的时变混淆因子影响。为排除不可观测的时变混淆因子对政策效应的干扰,参考Liu等的研究,采用矩阵完成估计量进行插补<sup>[19]</sup>。结果表明,在政策实施前,平均处理效应在0值附近波动;实施后,效应显著下降至0以下,表明责任制对“粮食—经济”空间偏离程度有负向影响,说明本文的基准回归结果具有较强的稳健性。

(6)排除不可观测因素影响。为排除不可观测因素对回归结果的影响,参考Altonji等人的做法,通过比较核心解释变量在控制变量受约束和不受约束两种情况下的系数差异,来判断不可观测因素是否会对基准回归结果造成较大影响<sup>[20]</sup>。共测算三组系数差异,结果均大于参考值1<sup>[21]</sup>,最小值约为6.3755,平均值约为7.5877。表明不可观测因素至少是目前已控制的可观测因素的6.3755倍,平均7.5877倍,才会对核心解释变量系数造成重大影响。本文认为责任制的负向效应受如此大影响的可能性极低,因此基准回归结果是稳健的<sup>①</sup>。

## 四、异质性检验

### 1. 地区比较优势异质性

前文理论推导表明,地方官员的治理决策受到粮食安全工作比较优势的影响。应瑞瑶等认为在资源禀赋较差地区,粮食生产因“生存空间”受到经济发展挤压出现萎缩现象,削弱了粮食生产相对于经济发展的竞争力<sup>[22]</sup>。这为本文利用适用性资源禀赋表示粮食安全工作的比较优势提供了研究支持。粮食安全包括粮食数量安全和粮食质量安全<sup>[23]</sup>,前者指提供自然资源和技术保障来维持稳定产出并提升效率<sup>[24]</sup>;后者要求建立市场机制提高产品附加值<sup>[25]</sup>。基于此,本文从自然、技术以及市场资源禀赋三个方面分析责任制对“粮食—经济”空间偏离程度的影响异质性。

表3 平行趋势检验结果 N=2981

变量	系数	异方差稳健标准误
责任制实施前4年	0.0507	0.1081
责任制实施前3年	0.0187	0.1523
责任制实施前2年	-0.1127	0.1289
责任制实施前1年	-0.2191	0.1540
责任制实施当年	-0.1818	0.1623
责任制实施后1年	-0.3002*	0.1629
责任制实施后2年	-0.2154	0.1894
责任制实施后3年	-0.3776**	0.1811
责任制实施后4年	-0.5763**	0.2279
责任制实施后5年	-0.5441**	0.2124
常数项	-1.8772	1.7550
控制变量		控制
年份固定效应		控制
城市固定效应		控制
R <sup>2</sup>		0.1703

① 因篇幅原因,稳健性检验结果均略去备索。

(1)自然资源禀赋。粮食安全工作绩效受自然条件影响较大,其中一个关键因素是地形地貌。通常来说,农作物种植的适宜坡度为15°以下,且越平缓越适宜农作物生长<sup>[26]</sup>。基于此,本文结合样本地区平均坡度的分布,以平均坡度中位数10°为界将总样本分为两组,低于中位数的地区纳入“低坡度”组,反之纳入“高坡度”组。回归结果如表4(1)~(2)列,两组的核心解释变量系数均显著为负,但“低坡度”组系数的绝对值是“高坡度”组的近两倍,说明当地区平均坡度较小时,更有利于从事粮食安全工作,责任制对“粮食—经济”空间偏离程度的缓解作用更强。

(2)技术资源禀赋。农业社会化服务可以以农机为载体将新技术引入粮食生产过程中,通过“节约劳动数量”和“提升劳动质量”两种方式提升劳动力与土地等要素的生产效率<sup>[27]</sup>,说明农业社会化服务水平能有效表征技术资源禀赋。本文通过手工搜集“天眼查”网站中各地区的农业社会化服务主体数量并以中位数为界,将总样本分为两组,高于中位数的地区纳入“高社会化服务”组,反之纳入“低社会化服务”组。回归结果如表4(3)~(4)列,“高社会化服务”组的系数显著为负,而“低社会化服务”组的系数在统计上不显著,说明地区的农业社会化服务水平越高,责任制对“粮食—经济”空间偏离程度的缓解作用越强。

(3)市场资源禀赋。新型经营主体是粮食生产的主力军,其数量增加有利于提高粮食产出效率<sup>[28]</sup>,对推动粮食产业市场化、提升粮食产品附加值有着不可忽视的作用。基于此,本文从“天眼查”网站中搜集整理各地区的新型农业经营主体数量并以中位数为界,将总样本分为两组,高于中位数的地区纳入“多新型经营主体”组,反之纳入“少新型经营主体”组。回归结果如表4(5)~(6)列,“多新型经营主体”组的系数显著为负,“少新型经营主体”组的系数在统计上不显著,说明当地区拥有的新型农业经营主体数量越多,责任制对“粮食—经济”空间偏离程度的缓解作用越强。综上,H<sub>2</sub>得到验证。

表4 地区异质性分析结果

变量	低坡度 (1)	高坡度 (2)	高社会化服务 (3)	低社会化服务 (4)	多新型经营主体 (5)	少新型经营主体 (6)
责任制实施前后×高耕地面积占比地区	-0.5887** (0.2514)	-0.3349* (0.1917)	-0.3719** (0.1862)	-0.2185 (0.1986)	-0.4097* (0.2164)	-0.2084 (0.2066)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.0352*** (2.1072)	3.4682 (4.3207)	-2.6309 (3.2970)	-0.0249 (2.5640)	-4.0616 (2.9407)	3.9500 (2.4953)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1452	1529	1491	1490	1491	1490
R <sup>2</sup>	0.1267	0.2612	0.2674	0.1438	0.1642	0.1813

## 2. 官员风险成本异质性

结合前文数理推导结果,官员的努力水平与风险成本密切相关。风险成本由粮食安全工作相对风险和官员风险厌恶程度共同决定。因此,本文从这两个方面探究风险成本与治理决策的关系。

(1)粮食安全工作相对风险。在同等激励下,地方官员会先评估粮食安全工作相对风险。若风险过高,地方官员将降低努力投入以实现收益最大化。由于地方官员的风险评估具有主观性,本文用地区抗风险能力间接衡量。通常来说,地区抗风险能力越强,越能缓解外部冲击,官员感知到的风险也越小<sup>[29-30]</sup>。本文采用产粮大县占比作为地区抗风险能力的代理变量,以间接反映地方官员面临的粮食安全相对风险。一方面,产粮大县通过完善的基础设施建设和技术体系支持,显著提升了粮食综合生产能力,有效降低了生产环节的风险;另一方面,得益于政策支持下的产品流通体系和市场保障机制,产粮大县在应对市场风险方面也具有明显优势<sup>[31]</sup>。因此,产粮大县占比能够较好地衡量地方粮食安全工作的相对风险水平。本文以2009年公布的全国800个产粮大县名单<sup>①</sup>为基础,计算地

① 产粮大县名单来自《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划(2009—2020年)》。

区的产粮大县占比,以中位数为界将总样本分为产粮大县占比高市与产粮大县占比低市两组并比较其核心解释变量系数。表5(1)列的系数显著为负,而(2)列的系数在统计上不显著,表明责任制对“粮食—经济”空间偏离程度的缓解作用在粮食安全工作相对风险更小地区更强,H<sub>3</sub>得到验证。

(2)地方官员风险厌恶程度。地方官员面临政绩不确定性时,投入的努力越多则风险成本越高。出于风险厌恶,他们会选择维持现状而非创新,以减少潜在负面后果<sup>[32]</sup>。我国干部人事制度改革使年龄成为影响晋升的关键因素。年长官员因晋升机会少、工作模式固化,更倾向稳健决策,注重短期绩效以规避风险<sup>[33-34]</sup>。因此,年长官员比年轻官员面临更大的晋升不确定性,且风险回避倾向更强,用年龄衡量其风险厌恶程度具有合理性。本文根据纪志宏等的研究,以54岁为界<sup>①</sup>,将总样本分为年轻地方官员与年长地方官员两组并比较其核心解释变量系数<sup>[33]</sup>。表6(1)列的系数显著为负,而(2)列的系数在统计上不显著,表明责任制对“粮食—经济”空间偏离程度的缓解作用在年轻地方官员任职地区更强,即责任制对“粮食—经济”空间偏离程度的缓解作用在地方官员风险厌恶程度更低的地区更强,H<sub>4</sub>得到验证。

## 五、结论与建议

本文选取我国2010—2020年地级市面板数据,构建双重差分模型分析粮食安全省长责任制对“粮食—经济”发展不平衡性的影响。结果发现,粮食安全省长责任制显著缓解了“粮食—经济”发展不平衡性,表明中央强化粮食安全工作激励能促使地方官员增加对相关工作的努力投入。地区比较优势异质性结果表明,该缓解效应受自然、技术以及市场资源禀赋的异质性影响,在地形更为平缓、农业社会化服务水平更高、新型农业经营主体数量更多的地区更强。官员风险成本异质性分析进一步发现,这一缓解效应在粮食安全工作相对风险更小、地方官员风险厌恶程度更低的地区更强。

基于上述结论,为夯实粮食安全根基,保障粮食安全,推动国家治理体系和治理能力现代化,提出如下政策建议:(1)深化粮食安全绩效考核,下沉粮食安全保障责任。粮食安全省长责任制可以有效缓解地方“粮食—经济”发展不平衡性,因此要进一步深化粮食安全绩效考核。一是中央政府应构建激励与约束并重的粮食安全考核机制,将粮食产业效益、生产抗风险能力以及产品质量安全等指标纳入考核体系,推进粮食产业与二三产业融合,提升粮食产业经济潜力,缓解粮食安全与经济发展任务间的矛盾。此外,在官员晋升考核中,重点考察粮食安全工作的相对绩效而非绝对水平,以此激发地方官员的良性竞争,持续提升其保障粮食安全的积极性与能力。二是各地方政府要根据中央政府统一部署,深化研究制定符合本地实际的粮食安全保障专项规划,将粮食安全保障任务层层分解,强化各区县及各乡镇的粮食安全责任,实现粮食安全从中央政府到各级地方政府的纵向责任保障。(2)差异化粮食安全绩效考核权重,提升考核科学性与精准性。粮食安全省长责任制对“粮食—经济”发展不平衡性的缓解作用受到地区比较优势的正向影响。因此中央政府可根据各地区的比较优

表5 粮食安全相对风险差异下的异质性分析结果

变量	产粮大县占比高市 (1)	产粮大县占比低市 (2)
责任制实施前后×高耕地面积占比地区	-0.6279**(0.2665)	0.1792(0.1749)
控制变量	控制	控制
常数项	-5.6645***(1.9395)	2.8260(2.8864)
时间固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
样本量	1507	1474
R <sup>2</sup>	0.2999	0.1472

表6 地方官员风险厌恶程度差异下的异质性分析结果

变量	年轻地方官员(1)	年长地方官员(2)
责任制实施前后×高耕地面积占比地区	-0.3042**(0.1423)	0.0082(0.3302)
控制变量	控制	控制
常数项	-1.8187(2.0773)	-0.1255(4.8215)
时间固定效应	控制	控制
城市固定效应	控制	控制
样本量	2332	649
R <sup>2</sup>	0.1826	0.2547

① 年龄数据来自择城网、百度百科等网络公开资料。

势情况,因地制宜探索差异化、层次化考核机制,制定与不同域情相适配的考核方案与考核权重,引导绩效考核向科学化、精准化转变。(3)建立完善利益补偿与全过程考核机制,降低粮食安全工作风险成本。粮食安全省长责任制对“粮食一经济”发展不平衡性的缓解作用在风险成本更低的地区更加突出。因此,中央政府一方面要健全粮食生产利益补偿机制,以提升粮食生产综合能力为导向,按照谁受益谁补偿的原则,建立健全粮食产销区之间、产粮大县与非产粮大县之间的横向发展帮扶机制,加强利益联结,纾解粮食主产区与产粮大县的财政压力,调动其粮食生产积极性。另一方面要探索建立过程与结果并重的粮食安全考核机制,建立数字化考核平台,对粮食安全考核指标的数据实行常态化监控分析,准确研判工作质量,削弱粮食安全绩效获取不确定性对官员晋升的负面影响,缓解地方官员因风险厌恶心理而出现的“趋经避粮”现象,提高粮食安全工作绩效。

## 参 考 文 献

- [1] 谢坤,丁明军,辛良杰,等.中国县域粮食产量的时空格局及其与经济发展的空间关系[J].经济地理,2021(11):167-175.
- [2] 周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,2007(7):36-50.
- [3] 周黎安.行政发包制[J].社会,2014(6):1-38.
- [4] 赵永辉,罗宇.中央绩效考核与地方民生治理:迎风而动还是岿然不动[J].世界经济,2022(10):185-211.
- [5] HOLMSTROM B, MILGROM P. Multitask principal-agent analyses: Incentive contracts, asset ownership, and job design[J]. Journal of law, economics and organization, 1991(7):24-52.
- [6] LI P, LU Y, WANG J. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. Journal of development economics, 2016:18-37.
- [7] 封志明,刘晓娜.中国人口分布与经济发展空间一致性研究[J].人口与经济,2013(2):3-11.
- [8] 许红梅,李春涛.社保费征管与企业避税——来自《社会保险法》实施的准自然实验证据[J].经济研究,2020(6):122-137.
- [9] 甘林针,钱龙,钟钰.成效不彰VS行之有效:粮食安全省长责任制促进了粮食生产吗?[J].经济评论,2024(2):22-35.
- [10] 杨义武,林万龙.省直管县财政改革促进县域粮食生产吗——基于准自然实验的证据[J].中国农村经济,2024(6):152-172, 191-193.
- [11] 梁志会,张露,张俊飚.土地整治与化肥减量——来自中国高标准基本农田建设政策的准自然实验证据[J].中国农村经济,2021(4):123-144.
- [12] CHEN Z G, ZHANG X, HUANG X J, et al. Influence of government leaders' localization on farmland conversion in Chinese cities: A "sense of place" perspective[J]. Cities, 2019:74-87.
- [13] YANG J, HUANG X. The 30 m annual land cover datasets and its dynamics in China from 1985 to 2022[J]. Earth system science data, zenodo, 2023(1):3907-3925.
- [14] 游珍,封志明,杨艳昭.中国1km地形起伏度数据集[J].全球变化数据学报(中英文),2018(2):151-155, 274-278.
- [15] 金浩,陈诗一.地理距离对政府监管企业污染排放的影响效应研究——兼论数据技术监管的作用[J].数量经济技术经济研究, 2022(10):109-128.
- [16] 张宽,雷卓骏,李后建.市场准入管制与企业全要素生产率:来自负面清单的证据[J].世界经济,2023(5):152-176.
- [17] 邓金钱,张娜.数字普惠金融缓解城乡收入不平等了吗?[J].农业技术经济,2022(6):77-93.
- [18] LU Y, TAO Z G, ZHU L M. Identifying FDI spillovers[J]. Journal of international economics, 2017, 107:75-90.
- [19] LIU L, WANG Y, XU Y. A practical guide to counterfactual estimators for causal inference with time-series cross-sectional data[J]. American journal of political science, 2024(1):160-076.
- [20] ALTONJI J G, ELDER T E, TABER C R. Selection on observed and unobserved variables: assessing the effectiveness of catholic schools[J]. Journal of political economy, 2005(1):151-184.
- [21] NUNN N, WANTCHEKON L. The slave trade and the origins of mistrust in Africa[J]. The American economic review, 2011(7): 3221-3252.
- [22] 应瑞瑶,郑旭媛.资源禀赋、要素替代与农业生产经营方式转型——以苏、浙粮食生产为例[J].农业经济问题,2013(12):15-24,110.
- [23] 臧文如,傅新红,熊德平.财政直接补贴政策对粮食数量安全的效果评价[J].农业技术经济,2010(12):84-93.
- [24] 武舜臣,赵策,胡凌啸.转变中的粮食安全观:理论期待与新粮食安全观的构建[J].农业经济问题,2022(3):17-28.
- [25] 侯立军.基于粮食安全视角的粮食行业结构优化研究[J].农业经济问题,2013(4):81-88,112.
- [26] 刘彦随,李进涛.中国县域农村贫困化分异机制的地理探测与优化决策[J].地理学报,2017(1):161-173.
- [27] 杨青,贾杰斐,刘进,等.农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力?——基于农机社会化服务的视角[J].管理世界,2023(12):

106-123.

[28] YANG W, YAN W. Analysis on function orientation and development countermeasures of new agricultural business entities [J]. Journal of northeast agricultural university(English edition), 2016(2):82-88.

[29] 李廷刚,徐鹏,李家缘.不同决策情境下绩劣企业的违规行为研究——基于舞弊三角理论的分析[J].财经论丛,2024(10):103-113.

[30] AUDIA P G, GREVE H R. Less likely to fail: low performance, firm size, and factory expansion in the shipbuilding industry [J]. Management science, 2006(1):83-94.

[31] 伍骏骞,张星民.粮食生产激励能促进农民增收和县域经济发展吗?——基于产粮大县奖励政策的准自然实验[J].财经研究,2023(1):124-138.

[32] BUSHMAN R M, INDJEJIKIAN R J, PENNO M C. Private predecision information, performance measure congruity, and the value of delegation [J]. Contemporary accounting research, 2000(4):562-587.

[33] 纪志宏,周黎安,王鹏,等.地方官员晋升激励与银行信贷——来自中国城市商业银行的经验证据[J].金融研究,2014(1):1-15.

[34] 买忆媛,辜雪娜.工作经验一定有助于创业过程吗:基于工作内嵌入的分析[J].南开管理评论,2011(2):144-149.

## The Impact of Provincial Governor Responsibility System for Food Security on the Balance of “Grain-Economy” Development

ZHONG Ruoxi, WEI Feng, QI Yanbin

**Abstract** Implementing the Provincial Governor Responsibility System for Food Security is not only crucial for consolidating the foundation of food security and ensuring its stability but also serves as an important exploration in advancing the modernization of the national governance system and governance capacity. This paper constructs a multi-task principal-agent model to analyze how central government performance assessment affects local officials' governance decision-making between economic development performance and food security assurance. Utilizing panel data from prefecture-level cities across China from 2010 to 2020, this paper establishes a difference in differences model to examine the impact of the Provincial Governor Responsibility System for Food Security on the imbalance of “Grain-Economy” development. The study finds that the Provincial Governor Responsibility System for Food Security significantly alleviates the imbalance in local “Grain-Economy” development, and this conclusion remains robust after a series of robust tests. Heterogeneity analysis of local comparative advantages suggests that this mitigating effect varies due to differences in natural, technological, and market factors, being more significant in regions with flat terrain, high levels of agricultural socialized services, and a greater number of new agricultural business entities. Heterogeneity analysis of officials' risk costs reveals that this alleviating effect is more prominent in regions where food security work entails relatively lower risk and where officials exhibit lower risk aversion. Therefore, it is recommended to further delegate food security responsibilities, formulate differentiated performance assessment weights for food security, and improve supporting policies for grain security to enhance local enthusiasm for grain cultivation and grain production.

**Key words** provincial governor responsibility system for food security; the spatial deviation degree of “Grain-Economy”; central government performance assessment; multitask principal-agent model

(责任编辑:金会平)