

附录*

附录1 线性设计的粮食生产奖励下的县级政府效用

假设中央政府对粮食生产的财政奖励为 $\sigma_i Y$ ，且该奖励是关于县粮食产量的线性转移支付。县级政府的预算约束设定则为：

$$E_i + P_i + \delta_i Y_i = S_i + \sigma_i Y_i \quad (\text{A1})$$

将(A1)式代入(1)式后可得：

$$U_i = Y_i + \lambda \ln(S_i + \sigma_i Y_i - P_i - \delta_i Y_i), \quad S_i + \sigma_i Y_i - P_i - \delta_i Y_i > 0 \quad (\text{A2})$$

令(A2)式对粮食产量 Y_i 求一阶偏导并等于0，可得县级政府最优的粮食产量：

$$Y_i^* = \frac{P_i - S_i}{\sigma_i - \delta_i} - \lambda \quad (\text{A3})$$

由(A3)式可知，由于 $Y_i^* > 0$ ，有如下三种情况：①当 $Y_i \leq \hat{Y}$ 时， $Y_i^* = (S_i - P_i) / \delta_i - \lambda$ ，即县级政府的生产性支出会控制在小于财力性转移支付的范围内，当 δ_i 越大， Y_i^* 会越小；②当 $Y_i > \hat{Y}$ 时，若 $\delta_i < \sigma_i$ ，有 $Y_i^* = (S_i - P_i) / (\delta_i - \sigma_i) - \lambda$ ，即若中央政府给予某县的粮食生产奖励系数较低时，县级政府的生产性支出也会控制在小于财力性转移支付的范围内，只有当中央财政在粮食生产上对某县的财力支持程度越大，即 σ_i 越接近于 δ_i ，最优粮食产量 Y_i^* 越大；③当 $Y_i > \hat{Y}$ 时，若 $\delta_i > \sigma_i$ ，有 $Y_i^* = (P_i - S_i) / (\sigma_i - \delta_i) - \lambda$ ，此时某县获得的转移支付更多，可将生产性支出安排在大于财力性转移支付的范围内，而当 σ_i 越大， Y_i^* 反而越小，这意味着某县不需要付出较大的粮食生产努力就可获得最大的效用。

附录2 主要变量的描述性统计结果

附表1

2005—2020年主要变量的描述性统计

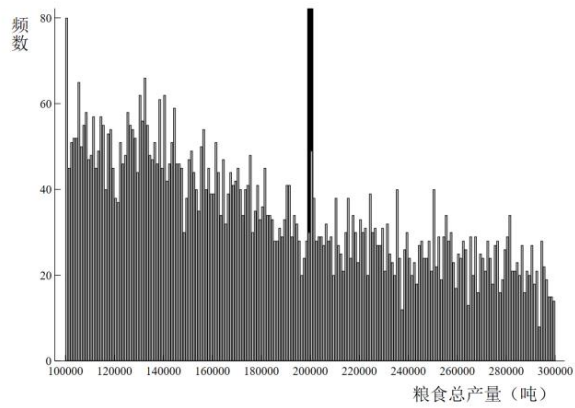
变量名称	单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
粮食产量	吨	34100	254372.00	300487.87	0.00	3640712.00
农作物总播种面积	千公顷	19727	68.31	63.55	0.00	594.30

*附录由作者提供，文责自负。

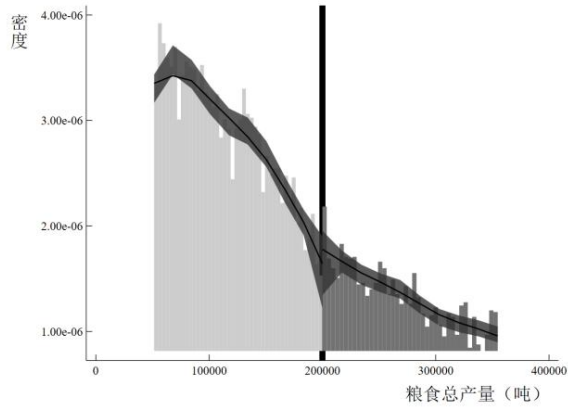
附表 1 (续)

农业机械总动力	万千瓦	29894	37.59	38.12	0.00	336.00
常用耕地面积	公顷	17010	42126.53	46835.28	2.00	498250.00
农林牧渔业从业人员数	人	20101	109421.60	89164.31	428.00	595141.00
农业增加值	万元	13186	132470.452	120049.05	4.000	1132368.00
第一产业增加值	万元	36450	196869.27	186617.69	1.00	2096700.00
贫困县	—	40496	0.20	0.40	0.00	1.00
财政收支缺口	万元	37914	-130657.90	142244.14	-2911171.00	2193796.00

附录 3 1997—2004 年县域粮食产量分布与密度检验



(a) 频数分布



(b) 密度检验

附图 1 1997—2004 年县域粮食产量频数分布与密度检验

注：右图中呈现的是采用 Cattaneo 稳健误差修正法的密度检验结果，使用 2 阶多项式估计概率密度，使用 3 阶多项式估计偏差，制度断点左、右侧带宽分别为 49505.65、51575.624，核函数为三角核，经偏差校正的稳健统计量 t 值为 0.38， p 值为 0.71，故不能拒绝 20 万吨断点两侧密度相等的原假设。

由附图 1 可知，本文并未发现 1997—2004 年间县域粮食产量分布上存在群聚现象及相关的密度检验证据。正文中图 3 与附图 1 相互支撑，初步验证了政策冲击的存在，很大程度上说明常规产粮大县奖励政策实施引发了县级政府在 20 万吨粮食产量附近的“提升”行为。

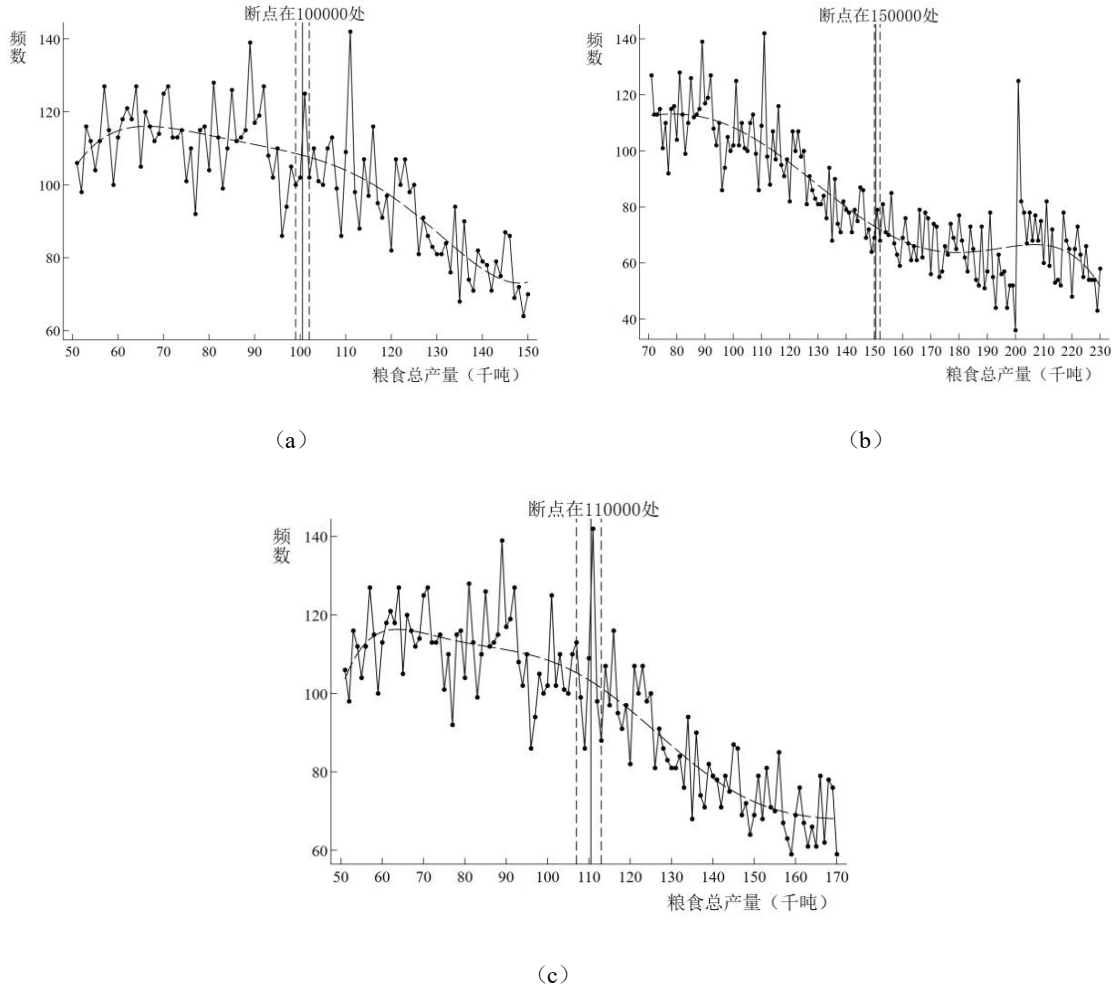
附录 4 稳健性检验：更换箱宽、更改多项式阶数、更换次优操纵区间

附表 2 更换箱宽、更改多项式阶数、更换次优操纵区间的稳健性检验

	(1) 缩小格子宽度	(2) 放大格子宽度	(3) 调高多项式最高阶数
格子宽度	500	2000	1000
最优阶数	8	3	7
操纵区间	[188500, 210000]	[188000, 210000]	[186000, 210000]
群聚量 B	135 ^{***} (32.65)	133 ^{***} (33.24)	142 ^{***} (31.50)
群聚量 B 占比 (%)	21.05	20.62	22.32
ITT	0.059 ^{***} (0.013)	0.072 ^{**} (0.032)	0.053 ^{***} (0.018)
操纵区间内观测值	1398	1423	1548
	(4) 调低多项式最高阶数	(5) 更换次优操纵区间	(6) 更换次优操纵区间
格子宽度	1000	1000	1000
最优阶数	5	6	6
操纵区间	[186000, 210000]	[188000, 210000]	[186000, 2080000]
群聚量 B	166 ^{***} (28.93)	135 ^{***} (31.83)	128 ^{***} (26.17)
群聚量 B 占比 (%)	27.19	21.09	24.97
ITT	0.038 ^{**} (0.017)	0.053 ^{***} (0.017)	0.038 ^{***} (0.012)
操纵区间内观测值	1548	1667	1413

注：因变量为县域粮食单产对数值；10 万~30 万吨范围内观测值在各列均为 12683；***、**分别表示在 1%、5% 水平上显著。

附录5 稳健性检验：伪断点处的反事实估计检验



附图2 伪断点处的反事实分布

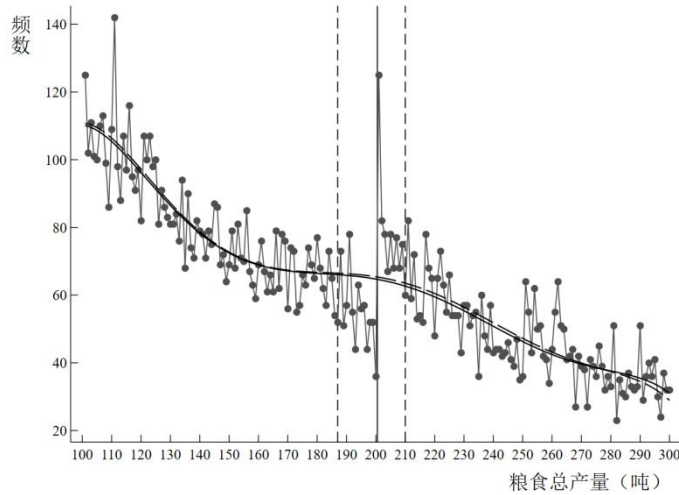
注：基于完全数据驱动法，计算得到：在图（a）中，最优阶数为5，操纵区间为[98000, 102000]，群聚量 B 为11，标准误为13.69，操纵区间内共429个县，5万~15万吨范围内观测值为10171， \widehat{ITT}_Y 为0.012，Bootstrap 标准误为0.018；在图（b）中，最优阶数为5，操纵区间为[149000, 152000]，群聚量 B 为3，标准误为15.16，操纵区间内共216个县，7万~23万吨范围内观测值为13096， \widehat{ITT}_Y 为0.004，Bootstrap 标准误为0.005；在图（c）中，最优阶数为6，操纵区间为[103000, 113000]，群聚量 B 为20，标准误为15.42，操纵区间内共1046个县，5万~17万吨范围内观测值为11567， \widehat{ITT}_Y 为0.021，Bootstrap 标准误为0.019。

附录6 稳健性检验：控制整数效应

严谨起见，本文进一步在（5）式中控制整数效应并重新估计，即：

$$C_j = \sum_{h=0}^q \theta_h (Y_j)^h + \sum_{i=Y_L}^{Y_U} \varphi_i d(Y_j = i) + \sum_{r \in R} \psi d\left(\frac{Y_j}{r} \in N\right) + \varepsilon_j$$

上式右侧第三项 $d\left(\frac{Y_j}{r} \in N\right)$ 即为控制的整数效应项，用以吸收真实分布曲线中整数位置的异常波动。其中， N 代表自然数集， r 为待控制的整数，其取值范围为 R 。本文选取 $r = 5000$ 吨， $d\left(\frac{Y_j}{r} \in N\right)$ 表示当 Y_j 为 r 的整数倍时取 1，反之取 0。



附图3 控制整数效应后的县域粮食产量的反事实频数分布

注：作为对比，图中黑色实线平滑曲线与图5中一致，黑色长虚线平滑曲线为控制整数效应后重新估计得到的县域粮食产量的反事实频数分布。

在控制整数效应后，重新估计的反事实频数分布附图3与图5高度相似，且未在整5000吨、整10000吨的位置上表现明显的波动，且新估计的群聚量 B 为 133， ITT_Y 为 0.049，均在 1% 水平上显著，与表1（1）列结果差异较小。

附录7 异质性分析：财政激励

考虑到该政策实施后会影响到县财政收支缺口、产业结构高级化，从而导致内生分组问题。本文遵循 Angrist and Pischke（2009）中良好控制变量（分组变量）的选取原则，以分组变量在政策实施前 1997—2004 年的中位数值为划分标准。同样，附表3（5）列、（6）列分组标准产生于 2012 年，故选取 2013—2020 年样本展开估计。同时，通过观察不同组的 \widehat{ITT}_Y 置信区间是否重叠，以判别组间差

异的显著性。

附表 3 常规产粮大县奖励政策实施的异质性效应

	(1) 财政收支缺口大	(2) 财政收支缺口小	(3) 产业结构高级化程度低
<i>ITT</i>	0.079*** (0.006)	0.021** (0.009)	0.066*** (0.006)
95%置信区间	[0.068, 0.090]	[0.002, 0.039]	[0.054, 0.077]
操纵区间内观测值	1033	515	1222
	(4) 产业结构高级化程度高	(5) 贫困县	(6) 非贫困县
<i>ITT</i>	0.019** (0.008)	0.087*** (0.004)	0.065*** (0.006)
95%置信区间	[0.004, 0.034]	[0.080, 0.095]	[0.052, 0.077]
操纵区间内观测值	326	573	204

注：以表 1 (1) 列为基准设定；10 万~30 万吨范围内观测值在 (1) 列~ (4) 列中为 12683，在 (5) 列~ (6) 列中为 5958；***、** 分别表示在 1%、5% 水平上显著。

附录 8 拓展分析：对农业高质量发展的影响

由于《中国县(市)社会经济统计年鉴》《中国县域统计年鉴》中可用于粮食全要素生产率测算的相关指标较少，故仅能构造单位劳动力粮食产量 y_{it} (=粮食产量/农林牧渔业从业人员数，单位：千克/人)、单位劳动力农业机械总动力 k_{it} (=农用机械总动力/农林牧渔业从业人员数，单位：千瓦/人)、单位劳动力农作物总播种面积 m_{it} (=农作物总播种面积/农林牧渔业从业人员数，单位：公顷/人) 三个测算变量。具体地，设定如下 Cobb-Douglas 生产函数对数形式：

$$\ln y_{it} = \ln tfp_{it} + \kappa^k \ln k_{it} + \kappa^m \ln m_{it}$$

其中， $\ln tfp_{it}$ 为增长核算下 i 县 t 年的农业全要素生产率的对数值。

需要说明的是，因为县级层面投入指标数据的匮乏，本文尚无法计算粮食播种面积占农作物总播种面积的比重，从而利用比重系数去大致折算出粮食生产中各生产要素的投入数量，进而得到针对性的粮食全要素生产率。从变量测量误差角度而言，由于粮食生产是农业生产的重要组成部分，粮食全要素生产率也是农业全要素生产率的内涵之一，由附表 4 (1) 列已呈现对农业全要素生产率显著的正向效果，所以可以相信常规产粮大县奖励政策对粮食全要素生产率的积极效果也会具有经济显著性，从而带动整体的农业全要素生产率提高。因此，本部分结果仅作为扩展基准估计结果的探索性分析。本文感谢匿名审稿人指出这一问题。

附表 4 常规产粮大县奖励政策对县农业生产效率的影响		
	(1) 农业全要素生产率对数	(2) 农业劳动生产率对数
<i>ITT</i>	0.008*** (0.000)	0.036** (0.014)
操纵区间内观测值	1548	1548

注：以表 1 (1) 列为基准设定；10 万~30 万吨范围内观测值在各列均为 12683；***、**分别表示在 1%、5%水平上显著。

参考文献

1. Angrist J. D., and J. Pischke, 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, N.J.: Princeton University Press, 47-51.
2. Cattaneo M.D., M. Jansson, and X. Ma, 2018, "Manipulation Testing Based on Density Discontinuity", *The Stata Journal*, 18(1), 234-261.

注：该附录是本刊所发表论文的组成部分，同样被视为作者在本刊公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明引文和下载附件出处。

引用示例：

参考文献引用范例（具体请根据目标投稿期刊对应调整体例）：

- [1] 王术坤、林文声，2023：《高标准农田建设的农地流转市场转型效应》，《中国农村经济》第 12 期，第 23-43 页。

如果研究中使用了未在《中国农村经济》纸质版刊发、但在杂志网站上正式公开发表的数字内容（包括数据、程序、附录文件），请务必在研究成果正文中注明：

某数据（及程序等或其他材料）来自王术坤、林文声（2023），详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）该文的对应附件。