

脱钩收入补贴对小麦生产率有影响吗？*

——基于农户的微观证据

高 鸣

摘要：脱钩收入补贴对粮食生产是否会产生影响，是国内外学术界长期争论的问题之一。本文使用 2003~2014 年全国农村固定观察点的微观数据，通过实证分析，试图回答脱钩收入补贴是否会影响小麦生产率。为使研究更细致、更严谨，本文选用 EBM 模型和 GML 指数来分析河南省小麦生产率的变化，使用较前沿的 IVQR 模型进行回归估计，并利用相关工具变量和 2SLS 模型对估计结果进行稳健性检验。研究发现：2009~2014 年，脱钩收入补贴对小麦生产技术效率具有积极作用，而对小麦全要素生产率作用不大；受资金约束，小麦全要素生产率较低的农户无法扩大小麦生产规模。此外，本文较有意义的发现是，脱钩收入补贴主要通过改进小麦生产技术影响小麦生产率，而非影响小麦生产的投入产出比。这意味着，中国的脱钩收入补贴不仅符合 WTO 规则的要求，而且对提高农民收入、促进小麦生产技术进步具有重要意义。

关键词：脱钩收入补贴 技术效率 全要素生产率 小麦 IVQR 模型

中图分类号：F304.4 **文献标识码：**A

一、引言

进入 21 世纪以来，中国取消了农业税，并构建了农业补贴制度。与此同时，全国粮食总产量实现了“十二年连增”。据统计，全国农业补贴额由 2004 年的 145 亿元增长到 2014 年的 1535 亿元；中国粮食总产量由 2004 年的 46946.95 万吨增长到 2014 年的 60702.61 万吨（陈锡文，2013）。在世界贸易组织（WTO）的通报中，农业补贴被分为“黄箱”补贴和“绿箱”补贴。前者又被称为挂钩补贴，后者被称为脱钩收入补贴（程国强、朱满德，2012）。无论是挂钩补贴政策还是脱钩收入补贴政策，都是农业支持政策的主要表现形式。由于挂钩补贴的发放受种植面积或粮食收储和销售价格

*本文研究受到国家社会科学基金项目“农业支持政策对新型农业经营主体种粮行为的影响研究”（编号：16CJY049）、国家社会科学基金项目“一带一路背景下农业对外合作风险防范与政策设计研究”（编号：17CGJ016）、国家自然科学基金项目“执行偏差视角下的国内农业支持政策机制创新研究”（编号：71703158）和清华大学中国农村研究院项目“稻谷最低收购价制度改革与补贴政策研究”（编号：CIRS2017-8）的共同资助。文责自负。

等因素的影响，易导致市场扭曲，因此，WTO 鼓励世界各国削减挂钩补贴，增加脱钩收入补贴。此外，国内外众多学者认为，脱钩收入补贴不仅为增加农民收入提供了政策保障，且不受自由贸易制度的约束，是一项较具普惠性的农业支持政策（钟甫宁等，2008；Goodwin and Mishra, 2006）。尽管对于脱钩收入补贴是否会影响农业生产这一问题存在争议，但是，国内外学者一致认为，脱钩收入补贴对保障农民收入具有现实作用（Hennessy, 1998）。值得思考的是，脱钩收入补贴对粮食供给保障是否起到了积极作用呢？这类补贴政策对粮食生产技术效率和粮食生产率是否会产生影响？如果有影响，其影响机制是什么？回答这些问题，对促进粮食生产率的提高具有指导和借鉴意义。

当前，关于脱钩收入补贴政策效应的研究较为丰富。例如，Kazukauskas et al. (2013) 以欧盟的 15 个国家为例，分析了欧盟共同农业政策对粮食生产的影响，认为脱钩补贴增加了农民收入，从而使部分农民选择退出粮食生产。孙大光（2002）认为，收入补贴不仅对促进关贸总协定的达成具有显著作用，而且是农业支持政策改革的方向，并认为收入补贴在中国的实施不仅能满足国际农产品贸易和流通的需要，而且对支持中国农业发展具有现实意义。沈淑霞、佟大新（2008）通过分析吉林省粮食直接补贴的政策效应发现，该项政策的实施对粮食供给能力、国有粮食企业的市场化改革以及农民增收都起到了一定的积极作用，但这种作用呈现边际效应递减的趋势。李鹏、谭向勇（2006）以安徽省 5 个县为研究区域的分析表明，粮食直接补贴政策的实施对提高农民种粮净收益具有一定作用，但是，由于补贴额较小，这种作用并不大。同时，部分学者进一步分析了脱钩收入补贴对粮食生产的影响机制。例如，Burfisher et al. (2000) 以美国、加拿大和墨西哥为例，使用 CGE 模型分析了风险溢价变化情况下脱钩收入补贴对粮食产量的影响，认为部分农户得到农业补贴后会购买农业保险、扩大生产，从而增加粮食产量。Goodwin and Mishra (2006) 在农户的资产期望效用最大化假设下展开的实证分析表明，美国的脱钩收入补贴可以提高玉米、大豆和小麦产量，并会促使农户扩大农地规模。高鸣等（2017）认为，粮食直补（脱钩收入补贴）可以显著减少粮食生产效率损失，且能缓解农户的生产资金约束，从而提高粮食生产率。

综上所述，国内外学者在脱钩收入补贴对粮食生产的影响方面虽然做了一些研究和探索，但还主要存在以下不足：①前人的研究大多基于政策解读的视角来分析脱钩收入补贴的作用，而分析脱钩收入补贴对粮食生产率的影响机制的研究还不多；②少有文献正视脱钩收入补贴政策对粮食生产率影响的内生性问题，易导致估计结果有偏；③少有研究基于农户微观面板数据和大样本信息来分析脱钩收入补贴对粮食生产率的影响机制等。对此，本文将做出如下改进：第一，构建脱钩收入补贴对粮食生产率影响的理论框架；第二，选用工具变量，使用改进后的工具变量分位数回归方法（instrument variable quantile regression, IVQR）分析脱钩收入补贴对粮食生产率的影响；第三，使用 2003~2014 年全国农村固定观察点河南省数据，以小麦生产为例，基于农户微观面板数据和大样本信息展开实证分析。

二、理论分析

从相关研究（例如匡远凤，2012）可知，小麦生产率的高低与生产要素投入有关，包括生产资

金投入、机械使用、农资（化肥、农药等）投入、人力资本投入、土地经营规模等。根据 WTO 通报准则，脱钩收入补贴是提高农户收入、缓解农户生产资金约束的有效政策之一。根据研究需要，本文将脱钩收入补贴的目标人群分为两类：一类是种麦农户，一类是不种麦农户。对不种麦农户来说，直接从政府获得补贴，有利于改善其收入状况；对种麦农户来说，脱钩收入补贴能直接提高其对农资的购买力，从而有利于小麦生产。脱钩收入补贴政策对小麦生产率的作用路径见图 1。

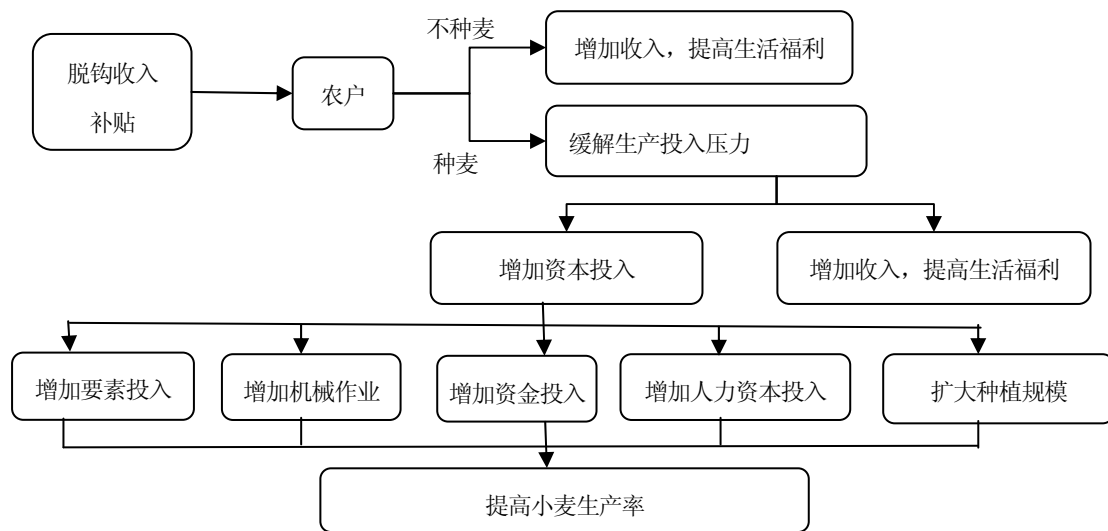


图 1 脱钩收入补贴政策对小麦生产率的作用路径

脱钩收入补贴对小麦生产率的影响主要通过改变农户的生产要素投入来实现。从生产要素的角度，可以分要素价格不变和要素价格可变两种情况来分析。当要素价格不变时，农户获得脱钩收入补贴后，将有更多资金购买种植小麦所需要的农资，从而提高小麦生产的要素贡献率（吴清华等，2015）。如果农户不将脱钩收入补贴用于购买生产要素，而用来扩大小麦种植规模，则有利于提升小麦生产的规模效率。假设生产要素价格可变，在生产要素价格上涨时，脱钩收入补贴能在一定程度上抵消生产要素价格上涨所导致的生产要素成本上升，即小麦生产要素价格的上涨可以部分地由脱钩收入补贴来抵消，从而稳定甚至提高小麦生产率；在生产要素价格下降时，农户的小麦生产成本减少，脱钩收入补贴有利于提高农户收入，于是，小麦种植农户既可能有能力扩大小麦种植规模，也可能增加购买农机服务等以提高小麦生产率（石晓平、郎海如，2013）。

从资金投入的角度来看，脱钩收入补贴主要通过缓解小麦生产中的资金约束来影响小麦生产率，这主要表现在以下三个方面：第一，通过要素投入的增加产生影响（高鸣、宋洪远，2015）。正如前文所分析的，无论小麦生产要素价格是不变还是变化，脱钩收入补贴都有利于提高小麦生产率。第二，通过提高小麦生产的机械化水平产生作用。当前，小麦已经在不少环节实现了机械化生产，而脱钩收入补贴可用来支付小麦生产中的机械使用费，有利于提高小麦生产的机械化水平，进而推动

小麦生产率的整体提高(高帆, 2008)。第三, 通过增加人力资本投资产生作用(徐建国、张勋, 2016)。农户获得脱钩收入补贴后, 可以通过接受继续教育、参与小麦生产相关技能培训等提升家庭成员的人力资本水平。

三、研究方法 with 变量选取

在方法设计和模型构建之前, 需要对小麦生产率进行界定。小麦生产率主要是指单位要素投入所带来的小麦产出, 是投入和产出的比率。在 DEA 方法下, 小麦生产率主要指决策单元的实际产出水平与前沿面的距离。从测定方法来看, 小麦生产率可以分为小麦生产技术效率和小麦全要素生产率。在沿用这一界定的基础上, 为更精确地分析脱钩收入补贴政策对小麦全要素生产率的影响, 本文还结合小麦产出增长率和小麦全要素生产率, 将小麦产出增长率分解成 4 个主要贡献因素(人力资本变化、效率变化、技术进步和要素投入变化), 相关概念请参照匡远凤(2012)。

(一) 方法设计与估计模型

要分析脱钩收入补贴政策对小麦生产率的影响, 首先要计算出小麦生产技术效率和小麦全要素生产率, 然后对小麦产出增长率进行要素分解, 并选用估计模型来分析这一影响。对此, 本文将做如下工作: 第一, 使用最新技术 epsilon based measure (简称“EBM”)模型估算小麦生产技术效率; 第二, 使用 global Malmquist-Luenberger (简称“GML”)指数计算小麦全要素生产率, 然后根据分解方法将小麦产出增长率分解成 4 个部分; 第三, 选用 IVQR 模型估计脱钩收入补贴政策对小麦生产率的影响; 第四, 选用 2SLS 估计方法和相关工具变量进行稳健性检验。由于版面有限, 关于 2SLS 模型的解释可参考张晓玫、罗鹏(2013)。

1. EBM 模型下小麦生产技术效率的测算。在 DEA 方法中, EBM 方法是较为前沿的方法, 该方法主要从混合的角度即从非径向和径向的角度评价技术效率。该方法的公式为:

$$\begin{aligned} \gamma^* &= \min \theta - \varepsilon_x \sum_{i=1}^m \frac{w_i^- s_i^-}{x_0} \\ \text{s.t. } &\left\{ \theta x_0 - X \lambda - s_i^- = 0; Y \lambda \geq y_0; \lambda \geq 0, s_i^- \geq 0 \right\} \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中, γ^* 表示 EBM 模型下的小麦生产技术效率值, θ 为径向角度下的效率值, s_i^- 表示非径向的松弛值, w_i^- 表示径向的松弛值, λ 表示相对参照权重, ε_x 是非径向角度下松弛值的估计参数, X 是径向约束下的要素投入, Y 表示非期望产出量, x_0 和 y_0 分别表示径向约束下的投入和产出, i 表示第 i 种生产要素。

2. 基于 GML 指数的小麦全要素生产率测算方法。测算小麦全要素生产率的方法较多, 而 GML 指数基于全域视角来评价全要素生产率, 可以解决可能存在的非径向要素变动导致效率评价有偏的问题, 因此, 本文将选用这一方法。其公式为:

$$\begin{aligned}
 GML_t^{t+1} &= (ML_i^t \times ML_i^{t+1})^{\frac{1}{2}} \\
 &= \left\{ \frac{[1 + D_i^{t+1}(x^t, y^t, b^t, g^t)]}{[1 + D_i^t(x^t, y^t, b^{t+1}, g^t)]} \times \frac{[1 + D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^t, g^{t+1})]}{[1 + D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}, g^{t+1})]} \right\}^{\frac{1}{2}} \\
 &\quad \times \left\{ \frac{1 + D_i^t(x^t, y^t, b^t, g^t)}{1 + D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}, g^{t+1})} \right\} \\
 &= TC \times EC
 \end{aligned} \tag{2}$$

(2) 式中， x^t 表示 t 时期小麦生产要素投入， y^t 表示 t 时期小麦产出水平， b^t 表示非径向变动的产出， g^t 表示 t 时期的技术水平。 GML 指数值为测算出的小麦全要素生产率水平，而 TC 为分解得到的技术进步， EC 为分解得到的效率变化。结合 (2) 式和小麦产出增长率，参考匡远凤 (2012)，可以将小麦产出增长率分解成：

$$\begin{aligned}
 \frac{y_{t+1}}{y_t} &= \frac{e_{t+1}}{e_t} \times \left(\frac{\hat{sf}_t'}{\hat{sf}_t} \times \frac{\hat{sf}_{t+1}'}{\hat{sf}_{t+1}} \right)^{\frac{1}{2}} \times \left(\frac{\hat{sf}_{t+1}'}{\hat{sf}_t} \times \frac{\hat{sf}_{t+1}'}{\hat{sf}_t} \right)^{\frac{1}{2}} \times \frac{J_{t+1}}{J_t} \\
 &= EC \times TC \times IC \times JC
 \end{aligned} \tag{3}$$

(3) 式中， y_{t+1}/y_t 表示小麦增长率，即当期小麦产量与上期小麦产量的比值；根据新经济增长理论模型， e_{t+1}/e_t 为效率变化 (EC)；根据拓展的索罗模型， J_{t+1}/J_t 是人力资本增长率 (JC)， \hat{sf}_t 和 \hat{sf}_{t+1} 是最优劳动生产率。根据费雪理想式，可求出人力资本增长率和要素投入增长率 (IC)。

3. 工具变量分位数回归模型。分位数回归模型是以因变量的条件分布来拟合自变量与因变量关系的线性回归模型。相比于最小二乘法，该估计方法可以较好地考察自变量对各阶段因变量水平影响的差异，从而使估计结果更加稳健和可靠。但是，标准分位数回归无法正视和解决内生性问题，对此，Chernozhukov and Hansen (2008) 在标准分位数回归模型的基础上提出了工具变量分位数回归模型。标准分位数回归模型为：

$$Y_D = q(D, n_i, U_D) \tag{4}$$

(4) 式中， $q(\bullet)$ 表示分位数方程，参数 D 表示二元参数， n_i 为分位点 i 下的自变量向量， U_D 为内生性问题所导致的不可被分离出来的误差。假设 Z 是未被考虑的工具变量，此时，参数 D 的方程式是：

$$D = \delta(N, Z, V) \tag{5}$$

(5) 式中， $\delta(\bullet)$ 是一个未知形式的方程， N 是自变量向量， Z 是工具变量向量， V 表示所有未被考虑进方程且完全独立于 U 的解释变量。该方程式的线性表达式可写为：

$$q(d, n_i, \tau) = d' \alpha(\tau) + n_i' \beta(\tau) \tag{6}$$

(6) 式中， $q(\bullet)$ 是关于 τ 的严格递增函数， d 是待估计参数。参数的估计结果可定义为：

$$q(d, n_i, \tau) - q(d^0, n_i, \tau) \quad (7)$$

(7) 式中，未被观测的变量异质性 U_D 被固定于 τ 。由于 D 和 U 之间存在内生性问题，分位数回归求出的估计参数 $\theta(\tau)$ 有偏，此时，需要引入工具变量来解决该问题。可将引入工具变量后的IVQR模型的目标方程表达式定义为：

$$p[Y_D \leq q(d, n, \tau) | z, n_i] = \tau \quad (8)$$

通过(8)式就可以估计出参数 $\theta(\tau)$ 和所有样本下的分位数方程。另外， $Y_D \leq q(d, n_i, \tau)$ 也可以表示为 $U \leq \tau$ ，因此，将(8)式展开，可以写为：

$$\arg \min_{\theta(\tau)} E(\rho_{\tau}[y - d'\alpha(\tau) - n_i'\beta(\tau) - z'\gamma(\tau)]) \quad (9)$$

(9) 式就是IVQR的目标函数，通过引入工具变量 Z ，可以使内生性问题得到正视。

(二) 变量选取与数据来源

1. 小麦生产率评价指标。小麦生产率的产出指标为农户当年的小麦产量(单位：千克)；小麦生产率的投入指标为小麦播种面积(单位：亩)、小麦生产中的物质费用(单位：元)和劳动力人数(单位：人)。

2. 脱钩收入补贴对小麦生产率影响的变量选择。根据研究需要，本文将引入模型的解释变量分为三类：核心解释变量、控制变量和工具变量。

(1) 核心解释变量。脱钩收入补贴变量选用的是粮食直接补贴额。这是因为：第一，2004~2015年中国实行粮食直接补贴政策，这一补贴额与农户承包地面积有关，而与种植结构、粮食价格和产量无关，属于脱钩收入补贴中的一种；第二，在WTO通报中，粮食直接补贴被明确定义为脱钩收入补贴；第三，尽管2016年中央政府将粮食直接补贴、农作物良种补贴和农资综合补贴合并为农业支持保护补贴，但本文脱钩收入补贴变量的数据期限为2009~2014年，不涉及2016年的农业补贴改革。

(2) 控制变量。①户主性别。前人的研究(例如黄季焜等, 2011)发现，在粮食生产过程中，户主性别的差异会导致粮食生产率的不同，尤其会导致粮食全要素生产率的差异。②户主年龄。不同年龄的户主在技术采纳、生产方式等方面的表现有所不同。③户主文化程度。户主文化程度越高，采纳新技术的能力就越强，从而越有利于小麦生产。④农业技术培训。农业技术培训是提升劳动力人力资本水平的主要方式之一，而人力资本又是提高小麦生产率的主要因素，因此，是否受过农业技术培训是影响小麦生产率的因素之一。⑤农业固定资产投资额。农业固定资产投资额的增加有利于改善农业基础设施，从而有利于小麦生产。⑥农业机械总动力。农业机械的使用既可以减少小麦生产与收获中的损失，又有利于提高小麦生产的技术效率。

(3) 工具变量。本文使用的工具变量有两个：①小麦历史产量。小麦历史产量和当前的脱钩收入补贴额、小麦产量没有直接关系，但是，农户会基于小麦历史产量对小麦未来产量作出预期，然后调整其生产行为，从而使小麦产量受到间接影响。Weber and Key (2012)使用油籽的历史产量作

为工具变量，选用 2SLS 模型来分析美国的脱钩收入补贴对油籽产量的影响。随后，该工具变量的选用得到了国际学界的认可，并多次被其他学者在研究中应用（例如 Borowiecki, 2013; Glaeser et al., 2015）。因此，本文选用该变量来检验脱钩收入补贴对小麦生产率的影响。由于本文被解释变量所使用的数据是 2009~2014 年的小麦产量，因此，文中选用 2003~2008 年农户的小麦历史产量为对应工具变量，即基于 2009 年数据拟合的模型中使用的工具变量是农户 2003 年的小麦产量，依次类推。

②非劳动力人数。本文在进行稳健性检验时选用该变量为（替代的）工具变量^①。家庭非劳动力虽然不参与农业生产，但家庭农业生产的决策者会考虑他们的生活消费需求等。虽然不直接对粮食生产产生作用，但这一变量会间接影响农户的粮食生产情况。另外，脱钩收入补贴额与家庭的非劳动力人数无关。因此，该变量常被作为工具变量来解释农业政策与农业生产之间的关系（例如 Chau and Gorter, 2005）。综上，本文选用这一变量为工具变量，来识别脱钩收入补贴与小麦生产技术效率、小麦全要素生产率和小麦产出增长率分解要素间的真实关系。

3.数据来源。本文使用的是 2003~2014 年河南省农村固定观察点的样本农户数据。河南省作为小麦生产第一大省，是中国最典型的粮食种植大省，所以，本文研究以河南省小麦生产为例。自 1986 年至今，全国农村固定观察点对农户生产、消费、经营和投资等方面的情况进行了跟踪调查。河南省农村固定观察点共有 1000 户农户，剔除无效样本后，本文研究获得有效样本（种麦农户）756 户，有效样本率为 75.6%。上述变量的描述性统计分析结果见表 1。

表 1 各变量的含义与描述性统计分析

类别	变量名称	含义和单位	均值	标准差
核心解释变量	脱钩收入补贴	农户获得的粮食直接补贴额（元/户）	221.99	2.20
	户主性别	男=1，女=0	0.94	0.24
控制变量	户主年龄	户主当年的年龄（周岁）	55.93	11.92
	户主文化程度	户主受教育年限（年）	6.86	2.86
	农业技术培训	户主是否受过农业技术培训？是=1，否=0	0.06	0.24
	农业固定资产投资额	年度生产性固定资产投资额（万元）	0.21	0.15
	农业机械总动力	农业生产性机械动力数（万千瓦）	4e-4	1.06
工具变量	非劳动力人数	家庭大于 60 岁和小于 16 岁的人数（人）	3.85	1.77
	小麦历史产量	2003~2008 年农户小麦产量（千克）	1357.05	1029.73

四、河南省小麦生产率的测算与分析

（一）小麦生产技术效率和小麦全要素生产率分析

本节采用投入导向下规模可变和规模不变两种视角，具体分析小麦生产技术效率和小麦全要素

^①在稳健性检验中，将“非劳动力人数”代替“小麦历史产量”作为工具变量来检验估计结果的有效性。

生产率的年度差异，结果详见表 2。

由表 2 可知，2009~2014 年，河南省小麦生产技术效率值基本在逐年提高。2009 年，河南省不变规模下的小麦生产技术效率值仅为 0.385，是 2009~2014 年间的最低值。2014 年，该指标增长到 0.506。同样，可变规模下的小麦生产技术效率值从 2009 年的 0.428 增长到 2014 年的 0.635。通过比较发现，河南省小麦生产存在规模效应，即可变规模下的小麦生产技术效率值大于不变规模下的小麦生产技术效率值。可能的原因是：第一，小麦播种面积扩大。有效样本农户的小麦平均播种面积由 2009 年的 4.05 亩提升到 2014 年的 4.87 亩，土地流转使农户的小麦播种面积增加。第二，机械化水平提升。据统计，河南省农业机械总动力由 2009 年的 9817.84 万千瓦增长到 2014 年的 11476.81 万千瓦，年均增长率为 2.41%。此外，大中型农用拖拉机也由 2009 年的 24.69 万台增长到 2014 年的 37.81 万台，年均增幅达 5.78%^①。

表 2 2009~2014 年河南省小麦生产技术效率值和小麦全要素生产率

类型	年份	不变规模				可变规模			
		最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差
小麦生产技术效率	2009	1.000	0.040	0.385	0.117	1.000	0.090	0.428	0.222
	2010	1.000	0.024	0.431	0.107	1.000	0.067	0.535	0.156
	2011	1.000	0.030	0.455	0.119	1.000	0.001	0.555	0.167
	2012	1.000	0.095	0.451	0.111	1.000	0.067	0.538	0.155
	2013	1.000	0.043	0.453	0.116	1.000	0.079	0.607	0.163
	2014	1.000	0.055	0.506	0.147	1.000	0.114	0.635	0.149
小麦全要素生产率 (GML 指数值)	2010	2.426	0.207	0.986	0.259	2.901	0.089	1.193	0.341
	2011	1.938	0.193	1.031	0.306	2.239	0.002	0.513	0.443
	2012	2.350	0.068	1.061	0.370	1.901	0.052	1.020	0.960
	2013	1.544	0.229	1.043	0.421	1.614	0.023	1.041	0.946
	2014	2.355	0.252	1.065	0.363	2.743	0.133	1.163	0.904

注：表中的均值和标准差都以每年样本农户的效率值计算结果取均值求得。小麦全要素生产率指数模型以 2009 年为基期，然后计算出 GML 指数值，因此，本表仅呈现了 2010~2014 年小麦全要素生产率指数值。

从表 2 中的结果可知，河南省小麦全要素生产率水平有了很大程度的提升。2010~2014 年间，河南省小麦 GML 指数值大于 1 的情况出现了 4 次，占比 80%。该指数大于 1，说明小麦全要素生产率相比前一年得到了改进；相反，则表明较前一年恶化。上述结果表明，河南省小麦全要素生产率在总体上有了较大的提高。可能的原因是：第一，2009~2014 年间，河南省农资补贴额逐年递增，与此同时，农户农资投入也在增加。例如，样本农户获得的农资综合补贴由 2009 年的每户 277.47

^①数据来源：国家统计局（编），2016：《中国统计年鉴 2016》，北京：中国统计出版社。

元增加到 2014 年的每户 330 元；同时，在不考虑通胀的情况下，小麦生产中所投入农资的费用由 2009 年的每户 143.31 元增加到 2014 年的 158.29 元。第二，农业基础设施改善。样本农户 2009 年对农业生产性用房的平均投入为 686.15 元/户，而 2014 年该指标增加到 2186.74 元/户。此外，样本农户的农业基础设施投资也由 2009 年的 78.12 元/户增加到 2014 年的 217.33 元/户。

(二) GML 指数下的小麦产出增长率要素分解

为便于比较分析，此处对规模不变下的小麦产出增长率进行要素分解，结果详见表 3。从结果可知：第一，2010~2014 年间，河南省小麦生产中人力资本变化的平均值大于 1，说明人力资本的提升对小麦产出增长率的提高具有显著的正向作用。其最大值为 2011 年的 1.059，最小值为 2014 年 1.037。第二，2010~2014 年间，小麦生产的效率变化值的贡献较大，在小麦产出增长中也起到了重要作用。2010~2014 年，河南省小麦生产的效率变化最大值为 2013 年的 3.779，最小值为 2012 年的 0.973，其余年份均大于 1。第三，2010~2014 年间，河南省小麦产出增长率中技术进步的贡献较小。在表 3 中，技术进步的贡献最大值为 2012 年的 2.630，最小值为 2013 年的 0.303。第四，2010~2014 年间，要素投入变化是小麦产出增长中最重要的贡献因素。以 2010 年为例，要素投入变化值为 1.584，大于人力资本变化值的 1.056、效率变化值的 1.373、技术进步值的 0.857；同样，2014 年要素投入变化值也远远大于其他 3 个因素的贡献值。

表 3 GML 模型下的小麦产出增长率要素分解结果

	人力资本变化					效率变化				
	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年
平均值	1.056	1.059	1.044	1.052	1.037	1.373	1.020	0.973	3.779	1.213
最大值	5.956	5.211	8.933	5.211	6.292	13.701	21.519	23.594	24.703	23.590
最小值	0.010	0.010	0.010	0.010	0.010	0.078	0.005	0.012	0.123	0.112
标准差	0.641	0.602	0.669	0.560	0.586	4.767	1.158	22.440	3.288	1.057
	技术进步					要素投入变化				
	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年
平均值	0.857	0.551	2.630	0.303	0.971	1.584	3.565	1.515	1.365	1.788
最大值	4.633	5.465	6.827	5.759	6.497	22.035	28.222	10.228	9.950	21.387
最小值	0.489	0.153	0.350	0.110	0.428	0.029	0.157	0.040	0.061	0.051
标准差	0.177	0.227	1.186	0.128	0.194	2.275	17.528	1.464	1.213	2.235

注：表中的均值和标准差都以每年样本农户的效率值计算结果取均值求得。

五、脱钩收入补贴对小麦生产率影响的实证分析

(一) 脱钩收入补贴对小麦生产技术效率的影响

借鉴前人的研究经验和成果（例如 Li et al., 2011; Fattouh et al., 2005），此处选用 4 个分位点将小麦生产技术效率分为 5 个段位，分别是 0.2、0.4、0.6、0.8。某一分位点表示因变量（小麦生产

技术效率)数值低于该分位点的样本数占总体的比例。而分位点为 1 的结果是基于所有样本的数据进行回归得出的。选用小麦历史产量为工具变量,利用 Stata 12.0 软件,采用 IVQR 模型进行回归估计,所得到的估计结果见表 4。

在分析脱钩收入补贴政策对小麦生产率的影响之前,需对工具变量进行检验。结果表明,小麦历史产量这一工具变量的 Cragg-Donald Wald F 统计量为 18.933,远远大于 10%统计水平的临界值 16.38,因此,该工具变量通过了弱工具变量检验。此外,对该工具变量进行是否过度识别检验,其 Anderson canon. corr. LM 统计值为 18.802,通过了 1%统计水平的显著性检验,因此,不存在过度识别问题。

表 4 脱钩收入补贴对小麦生产技术效率的影响

自变量	对小麦生产技术效率(规模不变)的影响					对小麦生产技术效率(规模可变)的影响				
	0.2	0.4	0.6	0.8	1	0.2	0.4	0.6	0.8	1
脱钩收入补贴	0.0008*** (0.0000)	0.0016*** (0.0000)	0.0013*** (0.0000)	0.0076*** (0.0000)	0.0014*** (0.0000)	-0.0066*** (0.0000)	0.0008*** (0.0000)	0.0046*** (0.0000)	0.0066*** (0.0000)	0.0022*** (0.0000)
户主性别	-0.0005 (0.0275)	0.0066 (0.0438)	0.0655** (0.0329)	0.1510 (0.196)	0.0307 (0.0339)	-0.0472 (0.1720)	0.0186 (0.0257)	0.1750* (0.1040)	0.1030 (0.1700)	0.0632 (0.0521)
户主年龄	-0.00168*** (0.0006)	-0.0032*** (0.0008)	-0.0016** (0.0007)	-0.0009 (0.0040)	-0.0024*** (0.0007)	0.0012 (0.0035)	-0.0005 (0.0005)	-0.0036* (0.0021)	0.0000 (0.0035)	-0.0040*** (0.0011)
户主文化程度	-0.0099*** (0.0026)	-0.0124*** (0.0036)	-0.0069** (0.0031)	-0.0104 (0.0183)	-0.0085*** (0.0032)	0.0099 (0.0161)	-0.0044* (0.0024)	-0.0152 (0.0097)	-0.0059 (0.0159)	-0.0162*** (0.0049)
农业技术培训	0.0028 (0.0626)	-0.0464 (0.0885)	-0.0562 (0.0750)	0.0272 (0.4470)	-0.0421 (0.0772)	0.0192 (0.3930)	-0.0651 (0.0585)	-0.0465 (0.2370)	0.0736 (0.3880)	-0.1280 (0.1190)
农业固定资产投资额	-0.0319*** (0.0047)	-0.0341*** (0.0066)	-0.0292*** (0.0056)	-0.0084 (0.0335)	-0.0249*** (0.0058)	-0.0285 (0.0294)	-0.0296*** (0.0044)	-0.0215 (0.0178)	-0.0079 (0.0291)	-0.0242*** (0.0089)
农业机械总动力	0.1400 (0.4200)	0.1500 (0.6000)	-0.1300 (0.5000)	-0.0600 (3.0100)	-0.0200 (0.5200)	0.0001 (2.6400)	0.5000 (0.3900)	0.7400 (1.5900)	0.4300 (2.6100)	0.7200 (0.8000)
常数项	0.1880 (0.1340)	0.3740** (0.1890)	0.4140*** (0.1600)	-0.0866 (0.9570)	0.3920** (0.1650)	0.7050 (0.8410)	0.4480*** (0.1250)	0.2470 (0.5070)	-0.0542 (0.8310)	0.6360** (0.2540)

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著;括号中的数字为估计的标准误。

结合分析表 4 中的结果,可以发现,脱钩收入补贴对小麦生产技术效率的影响较为显著。表 4 中的结果显示,脱钩收入补贴对小麦生产技术效率高的农户作用更大。例如,在规模不变的情况下,脱钩收入补贴对 0.4 分位点上样本农户小麦生产技术效率的影响系数为 0.0016,而对 0.8 分位点上样本农户小麦生产技术效率的影响系数为 0.0076。规模可变情况下脱钩收入补贴对样本农户小麦生产技术效率的影响也呈现出同样的变化趋势。在规模可变的条件下,在 0.4 分位点上脱钩收入补贴的

系数为 0.0008，而在 0.8 分位点上脱钩收入补贴的系数为 0.0066。其原因可能是，脱钩收入补贴额度较低，对技术效率较低的农户的激励作用不明显。例如，0.2 分位点上的样本农户在小麦生产中所投入农资的费用仅为 803.21 元/户，远远小于全部样本农户的平均水平（1025.46 元/户）。对技术效率较低的农户来说，其经营规模小，获得的脱钩收入补贴少（仅 10~30 元/亩），无法刺激其提高小麦生产技术效率。而对于小麦生产技术效率相对较高的农户来说，脱钩收入补贴可以缓解其在生产资金上受到的约束，也可以增加其生产投入，从而有利于提高小麦生产技术效率。

（二）脱钩收入补贴对小麦全要素生产率的影响

利用 Stata 12.0，分析脱钩收入补贴对小麦全要素生产率的影响，所得到的具体结果见表 5。

表 5 脱钩收入补贴对小麦全要素生产率的影响

自变量	分位点				
	0.2	0.4	0.6	0.8	1
脱钩收入补贴	-0.0211*** (0.0000)	-0.0399*** (0.0000)	0.0000 (0.000)	0.0283*** (0.0000)	-0.0094 (0.0144)
户主性别	-0.2300 (0.6610)	-0.8150 (1.0210)	0.0375 (0.2760)	0.2090 (0.8530)	0.3300 (0.3830)
户主年龄	0.0013 (0.0133)	0.0132 (0.0206)	0.000 (0.0056)	0.0015 (0.0172)	0.0084 (0.0207)
户主文化程度	0.0215 (0.0619)	0.0981 (0.0957)	0.0000 (0.0259)	-0.0069 (0.0800)	0.0279 (0.0796)
户主是否受过农业 培训	-0.0093 (1.5730)	0.4970 (2.4320)	-0.0446 (0.6580)	-0.2350 (2.0310)	-2.3880*** (0.6800)
农业固定资产投资 额	-0.0079 (0.1070)	-0.0070 (0.1660)	0.0001 (0.0449)	0.0339 (0.1390)	0.1580*** (0.0571)
农业机械总动力	-0.6700 (-9.6400)	-3.0300 (14.9000)	-0.5500 (4.03..)	-0.2100 (12.4000)	-1.2900 (4.3400)
常数项	1.6470 (3.3570)	2.2090 (5.1900)	1.0520 (1.4030)	0.1810 (4.3340)	6.7430*** (2.0250)

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著；括号中的数字为估计的标准误。

首先，脱钩收入补贴政策对总体样本小麦全要素生产率影响不显著。从表 5 中分位点为 1 的估计结果看，脱钩收入补贴对小麦全要素生产率的影响没有通过显著性检验。这和前人的研究结果一致。例如，McCloud and Kumbhakar（2008）指出，农业补贴对北欧奶牛业生产效率的影响并不显著。脱钩收入补贴对小麦全要素生产率影响不显著的原因可能是：第一，户均获得的脱钩收入补贴额较少。样本农户获得的脱钩收入补贴额平均为 185.23 元，远远低于全部样本农户的户均小麦生产中所投入农资的费用（1025.46 元，不包括人工费用），前者仅为后者的 18.06%。第二，脱钩收入补贴政

策无法促进土地流转。当前，在中国，脱钩收入补贴按照农户的二轮承包地面积发放，补贴政策没能促进土地流转，这直接限制了规模效应的溢出，导致无法提高小麦生产率。

其次，脱钩收入补贴对小麦全要素生产率相对较高的农户的小麦生产率具有促进作用。从表 5 中的结果可知，脱钩收入补贴对 0.8 分位点上样本农户的小麦生产率有正向影响，其系数为 2.8270，而对 0.2 和 0.4 分位点上样本农户的小麦生产率有负向影响。这说明，小麦生产率较低的农户获得脱钩收入补贴后，不一定会将补贴用于小麦生产。

（三）脱钩收入补贴对小麦产出增长率分解要素的影响

从表 6 中的结果可知，脱钩收入补贴对小麦产出增长率分解要素的影响都不显著。前文的分析发现，脱钩收入补贴对小麦全要素生产率影响不显著，这与脱钩收入补贴对人力资本变化、效率变化、技术进步和要素投入变化的影响都不显著有密切关系。当前，脱钩收入补贴无法在小麦生产过程中推动技术效率提高、促进技术进步、优化要素投入结构、提升人力资本等。

表 6 脱钩收入补贴对小麦全要素生产率分解要素的影响

自变量	人力资本变化	效率变化	技术进步	要素投入变化
脱钩收入补贴	-0.0005 (0.0023)	-0.0635 (0.0835)	-0.0147 (0.0154)	0.0200 (0.0496)
户主性别	0.0973 (0.0603)	1.2450 (2.1120)	0.2750 (0.4100)	-0.4810 (1.1220)
户主年龄	0.0027 (0.0033)	0.0845 (0.1170)	0.0207 (0.0222)	-0.0108 (0.0657)
户主文化程度	-0.1120*** (0.0126)	0.3230 (0.4430)	0.0754 (0.0852)	0.1110 (0.2410)
户主是否受过农业培训	0.1370 (0.1090)	-23.6200*** (3.8370)	-0.1900 (0.7280)	0.5530 (2.1560)
农业固定资产投资额	-0.0007 (0.0090)	1.5370*** (0.3170)	0.1330** (0.0611)	-0.0232 (0.1700)
农业机械总动力	0.1600 (0.6900)	-5.8100 (24.1000)	-1.1400 (4.6400)	-1.7000 (13.0000)
常数项	1.4160*** (0.3380)	53.9200*** (12.0800)	2.6120 (2.1670)	-3.0390 (7.5980)

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著；括号中的数字为估计的标准误。

（四）脱钩收入补贴对小麦生产率影响的稳健性检验

为了检验前文的估计结果是否稳健，本节用 2SLS 估计方法，换用非劳动力人数为工具变量，估计结果见表 7。对工具变量的检验结果表明，非劳动力人数变量的 Cragg-Donald Wald F 统计量为 18.586，远远大于 10%统计水平的临界值 16.38，该变量通过了弱工具变量检验。此外，对该工具变

量进行是否过度识别检验，其 Anderson canon. corr. LM 统计值为 18.411，通过了 1% 统计水平的显著性检验，因此，不存在过度识别的问题。

从表 7 中的结果可知，第一，脱钩收入补贴对小麦生产技术效率具有显著的积极作用。无论小麦生产的规模是否可变，脱钩收入补贴对农户的小麦生产技术效率都具有显著的促进作用，这和前文的估计结果一致。第二，脱钩收入补贴对小麦全要素生产率 GML 指数和小麦产出增长率分解要素的影响均不显著，这也和前文的估计结果一致。可见，本文研究结果具有稳健性，脱钩收入补贴对小麦生产技术效率具有积极作用，而对小麦全要素生产率、小麦产出增长率分解要素的作用都不明显。

表 7 脱钩收入补贴对小麦生产率影响的稳健性检验结果

自变量	小麦生产技术效率		小麦全要素生产率	小麦产出增长率的分解要素			
	规模可变	规模不变	GML 指数	人力资本变化	效率变化	技术进步	要素投入变化
脱钩收入补贴	0.0002** (0.0001)	0.00007*** (0.00001)	-0.0011 (0.0014)	-0.00005 (0.0003)	-0.0069 (0.0065)	0.0001 (0.0005)	-0.0083 (0.0055)
户主性别	0.0321** (0.0133)	0.0422*** (0.0154)	0.1780 (0.2190)	0.0884** (0.0438)	0.2840 (0.9810)	0.0084 (0.0822)	-0.0593 (0.7890)
户主年龄	0.0001 (0.0003)	0.0006* (0.0003)	-0.0030 (0.0048)	0.0021** (0.0010)	0.0090 (0.0216)	8.61e-05 (0.0018)	0.0251 (0.0174)
户主文化程度	-0.0006 (0.0013)	-7.59e-05 (0.0014)	-0.0154 (0.0217)	-0.1140*** (0.0044)	0.0379 (0.0974)	-0.0022 (0.0082)	0.2400*** (0.0780)
是否受过农业培训	0.0137 (0.0297)	-0.0394 (0.0350)	-2.3200*** (0.5180)	0.1420 (0.1040)	-23.01*** (2.3200)	-0.0694 (0.1950)	0.1550 (1.8690)
农业固定资产投资额	-0.0152*** (0.0023)	-0.0127*** (0.0026)	0.1370*** (0.0355)	-0.0012 (0.0071)	1.4100*** (0.1590)	0.0977*** (0.0133)	0.0347 (0.1280)
农业机械总动力	-0.3200 (0.2000)	0.2500 (0.2400)	-0.4800 (3.1800)	0.2100 (0.6400)	-0.6600 (14.2300)	0.2900 (1.1900)	-3.8500 (11.4500)
常数项	0.2810*** (0.0659)	0.4820*** (0.0750)	5.9010*** (1.1140)	1.3640*** (0.2230)	47.59*** (4.9900)	1.1400*** (0.4180)	0.5430 (4.0400)

注：*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著；括号中的数字为估计的标准误。

六、简要结论

以河南省为例，基于 2003~2014 年农村固定观察点数据，本文实证分析了脱钩收入补贴对小麦生产技术效率、小麦全要素生产率及其分解要素的影响。研究发现，脱钩收入补贴对小麦生产技术效率的促进作用较为明显，对小麦全要素生产率的整体作用不明显，但对生产率较高农户的小麦全要素

生产率具有一定的积极作用。这一发现较具有现实意义，脱钩收入补贴政策对小麦全要素生产率和小麦产出增长率分解要素的整体影响均不显著，说明脱钩收入补贴并不会造成市场和贸易的扭曲。

参考文献

- 1.陈锡文, 2013:《当前我国农村改革发展面临的几个重大问题》,《农业经济问题》第1期。
- 2.程国强、朱满德, 2012:《中国工业化中期阶段的农业补贴制度与政策选择》,《管理世界》第1期。
- 3.高帆, 2008:《中国农业生产率提高的优先序及政策选择》,《经济理论与经济管理》第8期。
- 4.高鸣、宋洪远、Michael Carter, 2017:《补贴减少了粮食生产效率损失吗?——基于动态资产贫困理论的分析》,《管理世界》第9期。
- 5.高鸣、宋洪远, 2015:《生产率视角下的中国粮食经济增长要素分析》,《中国人口科学》第1期。
- 6.黄季焜、王晓兵、智华勇、黄珠容、Scott Rozelle, 2011:《粮食直接补贴和农资综合补贴对农业生产的影响》,《农业技术经济》第1期。
- 7.匡远凤, 2012:《技术效率、技术进步、要素积累与中国农业经济增长——基于 SFA 的经验分析》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- 8.李鹏、谭向勇, 2006:《粮食直接补贴政策对农民种粮净收益的影响分析——以安徽省为例》,《农业技术经济》第1期。
- 9.沈淑霞、佟大新, 2008:《吉林省粮食直接补贴政策的效应分析》,《农业经济问题》第8期。
- 10.石晓平、郎海如, 2013:《农地经营规模与农业生产率研究综述》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 11.孙大光, 2002:《直接收入补贴改革与我国农业国内支持政策》,《中国农村经济》第1期。
- 12.吴清华、冯中朝、何红英, 2015:《农村基础设施对农业生产率的影响:基于要素投入的视角》,《系统工程理论与实践》第12期。
- 13.徐建国、张勋, 2016:《农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展》,《管理世界》第7期。
- 14.张晓玫、罗鹏, 2013:《中长期信贷、国有经济与全要素生产率——基于省级面板数据的 IV-2SLS 实证研究》,《经济学家》第12期。
- 15.钟甫宁、顾和军、纪月清, 2008:《农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应——江苏省农业税减免、粮食直补收入分配效应的实证研究》,《管理世界》第5期。
- 16.Borowiecki, K. J., 2013, "Geographic Clustering and Productivity: An Instrumental Variable Approach for Classical Composers", *Journal of Urban Economics*, 73(1): 94-110.
- 17.Burfisher, M. E., S. Robinson, and K. Thierfelder, 2000, "North American Farm Programs and the WTO", *American Journal of Agricultural Economics*, 82(3): 768-774.
- 18.Chau, N. H., and H. D. Gorter, 2005, "Disentangling the Consequences of Direct Payment Schemes in Agriculture on Fixed Costs, Exit Decisions, and Output", *American Journal of Agricultural Economics*, 87(5): 1174-1181.
- 19.Chernozhukov, V., and C. Hansen, 2008, "Instrumental Variable Quantile Regression: A Robust Inference Approach", *Journal of Econometrics*, 142(1): 379-398.

- 20.Fattouh, B., P. Scaramozzino, and L. Harris, 2005, “Capital Structure in South Korea: A Quantile Regression Approach”, *Journal of Development Economics*, 76(1): 231-250.
- 21.Glaeser, E. L., S. P. Kerr, and W. R. Kerr, 2015, “Entrepreneurship and Urban Growth: An Empirical Assessment with Historical Mines”, *Review of Economics and Statistics*, 97(2): 498-520.
- 22.Goodwin, B. K., and A. K. Mishra, 2006, “Are ‘Decoupled’ Farm Program Payments Really Decoupled? An Empirical Evaluation”, *American Journal of Agricultural Economics*, 88(1): 73-89.
- 23.Hennessy, D. A., 1998, “The Production Effects of Agricultural Income Support Policies under Uncertainty”, *American Journal of Agricultural Economics*, 80(1): 46-57.
- 24.Kazukauskas, A., C. Newman, D. Clancy, and J. Sauer, 2013, “Disinvestment, Farm Size, and Gradual Farm Exit: The Impact of Subsidy Decoupling in a European Context”, *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5): 1068-1087.
- 25.Li, H., S. Y. Park, and J. H. Seo, 2011, “Quantile Elasticity of International Tourism Demand for South Korea Using the Quantile Autoregressive Distributed Lag Model”, *Tourism Economics*, 17(5): 997-1015.
- 26.McCloud, N., and S. C. Kumbhakar, 2008, “Do Subsidies Drive Productivity? A Cross-country Analysis of Nordic Dairy Farms”, *Bayesian Econometrics*, 23(8): 245-274.
- 27.Weber, J. G., and N. Key, 2012, “How Much Do Decoupled Payments Affect Production? An Instrumental Variable Approach with Panel Data”, *American Journal of Agricultural Economics*, 94(1): 52-66.

(作者单位: 农业部农村经济研究中心)

(责任编辑: 薇 洛)

The Impact of Decoupled Income Support on Wheat Productivity: Evidence from Micro Data

Gao Ming

Abstract: Whether decoupled income support may have an impact on grain productivity is one of the controversial topics. This article uses the RCRE data and conducts an empirical analysis to answer this question. It chooses an EBM model and a GML index model to analyze the technology of wheat production in Henan Province from 2009 to 2014. It further uses an IVQR model to analyze the impacts of decoupled income support on wheat productivity. The conclusions are as follows. The decoupled income subsidy has a positive impact on the technical efficiency of wheat production, and has little effect on the total factor productivity of wheat. The farmers who have lower productivity levels are subject to constraints of funds, being unable to expand the scale of wheat production, thus the total factor productivity of wheat appears to be low. In addition, decoupled income support can improve the technical progress in total factor productivity of wheat, which means decoupled income support can meet the WTO rules and can promote the technology.

Key Words: Decoupled Income Support; Technical Efficiency; Total Factor Productivity; Wheat; IVQR Regression