

# 农业劳动力转移与化肥施用存在要素替代关系吗？<sup>\*</sup>

## ——来自我国粮食主要种植省份的经验证据

栾 江

(中共天津市委党校 天津行政学院 天津 300191)

**摘 要:** 在城乡差异较大、劳动力机会成本较高背景下,农业劳动力非农转移将持续存在;而在传统农业生产方式下,非农转移导致的劳动力短缺及其成本上升必然引发农业生产中的要素替代。基于 2004—2015 年我国粮食主要种植省份的面板数据,对农业劳动力非农转移引致的农业生产要素替代问题及其影响进行研究,并分析农业劳动力转移与化肥施用过量的内在联系,研究表明:目前我国三大粮食生产中的化肥施用量均已超过了经济意义上的最优施用量,存在“经济过量”问题;由于劳动力成本增长远高于化肥价格增长,劳动力非农转移是导致农民化肥施用过量的重要原因,农业劳动力转移与化肥施用之间存在要素替代关系。因此,只有转变农业生产经营方式和优化农业生产经营主体,才能从根本上解决农业劳动力转移导致的化肥过量施用和农业生产要素低效配置问题。

**关键词:** 化肥施用量;经济过量;农业劳动力转移;化肥过量施用;农业生产要素配置;要素替代;粮食生产;劳动力机会成本

中图分类号: F323.22; F224.0

文献标识码: A

文章编号: 1674-8131(2017)04-0012-10

### 一、引言

随着工业化和城镇化的快速推进,我国大量农村剩余劳动力向城市和非农部门转移。根据国家统计局数据,2016 年,我国常住人口城镇化率(城镇人口占总人口比重)已达到 57.35%<sup>②</sup>,同时农民工总量增至 28171 万人<sup>③</sup>。然而,随着农村劳动力的大规模转移,“无限供给”的农村剩余劳动力业已转移殆尽(大部分研究认为我国已经跨过“刘易斯拐

点”);但由于还存在较大的城乡差距,且农民工从事非农产业的收入通常远高于其从事农业生产的收入,农村劳动力的非农专业还将在较长时期继续存在;因此,农业劳动力短缺以及老龄化问题日益突出,并成为制约农村经济发展和农业生产效率提高的重要因素。

与此同时,农业生产中化肥、农药等污染性要素的投入量急速增加。以化肥为例,根据《中国统计年鉴》数据,自 20 世纪 80 年代广泛使用以来,我

\* 收稿日期: 2017-04-05; 修回日期: 2017-05-30

基金项目: 中共天津市委党校校级科研课题(DXKY1618); 国家自然科学基金青年项目(70803005)

作者简介: 栾江(1987—),男,山东烟台人;副教授,博士,在中共天津市委党校经济学教研部任教,主要从事农业经济、劳动经济研究。

② 参见《2016 年中国城镇化率达到 57.35%》,国家统计局网站(2017-01-20)。

③ 参见《2016 年农民工监测调查报告》,国家统计局网站(2017-04-28)。

国农用化肥施用量迅速从 1980 年的 1269.40 万吨增加到 2015 年的 6022.6 万吨, 增长 4.74 倍; 单位播种面积化肥施用量同期从 86.72 kg/hm<sup>2</sup> 增加到 361.99 kg/hm<sup>2</sup>, 增长 3.17 倍。在化肥施用量不断提高的同时, 我国化肥利用率却仍然十分低下。由农业部组织专家完成的《中国三大粮食作物肥料利用率研究报告》显示, 目前我国水稻、玉米、小麦的氮肥、磷肥和钾肥当季平均利用率分别为 33%、24%、42%, 远远低于世界发达国家水平<sup>①</sup>。化肥的大量、不合理施用不仅带来了面源污染等环境问题, 而且造成了严重的资源浪费, 对农业生产贡献的边际效应也已经很小(史常亮等 2015; 栾江等 2016)。

作为农业生产中的一项重要支出, 对农户来说, 化肥投入的增加同时也就意味着生产成本的增加。因此, 作为经济理性人的农民, 基于成本—收益的考虑, 在不影响农产品产量的情况下, 理应选择减少化肥用量。但现实并非如此。大量研究表明, 目前我国农户化肥施用不仅超过了国际上为防止水体污染而设置的 225 kg/hm<sup>2</sup> 的化肥安全施用上限, 而且也已经超过了其经济意义上的最优施用量(张林秀等, 2006; 林源等, 2013; 仇焕广等, 2014; 史常亮等, 2016a; 纪月清等, 2016)。还有一些学者引入技术效率的概念对粮食生产中的化肥投入效率进行测算, 结果发现, 在维持现有产量及其他投入要素不变的情况下, 完全可以在目前技术条件下节约一半以上的化肥(杨增旭等, 2011; 史常亮等, 2015), 也说明我国农民过量施用化肥现象普遍并且严重。

那么, 为什么农民会过量施用化肥? 其中一个很关键的原因是, 绝大部分农民并没有发现自己化肥施用过量(马骥, 2006)。而这又很可能与缺乏完善的农技推广系统来指导农民合理施肥有关。由于缺乏技术指导, 农民往往不知道施用多少数量的化肥和何时施肥最好, 只能凭自己的传统经验和习惯施肥(何浩然等, 2006)。倘若农民能够及时获得科学施肥的相关信息, 则有可能改变其施肥方法, 减少化肥施用量(Huang et al, 2008)。在一项有关农业技术培训对农民氮肥施用行为影响的干预试验中, 研究者发现技术培训减少了样本农户 23% 的氮肥用量(项诚等, 2012)。

我国农民受教育水平普遍较低, 科学施肥技术推广难度大, 也被认为是导致化肥严重过量施用的一个重要因素。马骥(2006)研究表明, 农业劳动力文化程度与粮食作物单位面积化肥施用量显著负相关; 李海霞等(2008)调查发现, 随着农民受教育程度的提高, 其对于化肥的了解也在加深, 从而能够做到科学施肥。然而, 也有研究认为, 由于受较多教育的农户更有可能采用新技术或者可能更早接受新技术, 反而可能会增加化肥的施用量(张林秀等, 2008)。因此, 无法确定提高农民受教育水平是否会降低化肥施用量(何浩然等, 2006; 史常亮等, 2016a)。

农民对化肥的施用还取决于他们规避风险的态度。作为风险相对较高的行业, 农业对自然条件的依赖性很强, 自然灾害所带来的减产损失与收入不确定性对农民的化肥投入决策有很大影响。有研究认为, 农民由于担心农业风险而不断增加化肥投入, 以求得生产平稳(何浩然等, 2006)。仇焕广等(2014)研究发现, 具有风险规避者态度的农户在生产中更倾向于施用更多化肥以避免潜在的产量损失。史常亮等(2016a)基于省级面板数据的检验表明, 粮食作物的受灾程度与其生产中的化肥过量施用程度显著正相关, 说明农民在化肥施用上具有风险规避偏好。

综上所述, 多项研究表明中国化肥施用浪费严重, 效率低下。但是, 已有研究对于农民为何过量施用化肥还存在着争议。有学者将农民的这种“不理性”行为视为是农民“经济理性人”的冲突, 从外部性、风险规避、要素价格扭曲等角度来解释农民的过量施肥行为(葛继红等, 2012; 仇焕广等, 2014); 也有学者将造成化肥施用水平过高的原因归咎于农民缺乏科学施肥的知识和技能(Huang et al, 2008; 项诚等, 2012), 认为农民在化肥施用上是“理性而无知”的(纪月清等, 2016), 在“施肥越多产量越高”的错误观念引导下, 化肥越施越多。

已有关于农民为何过量施用化肥的研究大多聚焦于农民个体差异。但是, 正如有文献所强调指出, 由于农业种植决策具有较强的模仿性, 因此, 尽管在短期内会有个别农民因知识不足而不合理施肥, 但在长期内农民会通过与其他农民的比较、模

<sup>①</sup> 参见《中国三大粮食作物肥料利用率研究报告》, 农业部网站(2013-10-15)。

仿来积累足够的施肥知识,从而在不断的“试错”中把化肥施用量调至最优水平(纪月清等,2016)。也就是说,个体特征差异造成的农民化肥施用量差异在长期中会弱化。这就需要我们z从更宽广的视角来看待农民过量施用化肥这一问题,将之放置于当前中国农村变革大背景下,考察外部环境变化(比如农业劳动力非农转移)给农民化肥施用,甚至整个农业生产方式带来的影响。

过去30多年来,我国制造业的快速发展吸引了成千上万的劳动力离开农村进入城市打工,这给我国农业生产带来了深刻的影响。随着大量青壮年特别是男性劳动力的流出,农村只剩下妇女和老人从事农业生产,由此导致传统的以大量劳动力投入为特征的农业生产方式难以为继。为了弥补劳动力短缺对农业产出的影响,农民倾向于采用一些节约劳动投入的技术和手段,而最普遍、可行的就是增加化肥的施用量(周密等,2013)。因此,农村劳动力非农转移所造成的农业劳动力减少和劳动力成本上升,有可能是导致化肥过量施用的一个重要原因。

农业劳动力大规模向非农部门转移,一方面,打破了传统精耕细作的农业生产方式,一些合理的农事操作程序和施肥方法被丢弃,为了节约劳动力成本,农户倾向于采取少次多量的施肥方式,造成化肥施用量增加(史常亮等,2016b);另一方面,在劳动力非农转移造成农业劳动力短缺的同时,不但劳动力成本增长远高于化肥价格增长<sup>①</sup>,而且劳动力机会成本也日益增长。农户为追求自身利益最大化,根据各投入要素的相对价格变化来对要素进行重新配置,也倾向于选择减少劳动力投入而更多投入化肥(胡浩等,2015)。因此,本文承认农民的“经济理性”,认为化肥施用过量是农民在现有的要素约束条件下做出的看似非理性的“最优”选择,并立足于农业劳动力大规模向非农产业转移这一现实背景,从要素替代这一角度对农民的过量施肥行为进行解释。这不仅有助于丰富和加深我们对“理性”农民为何过量施用化肥的认识,重新审视农业劳动力转移导致的要素替代问题,而且也可以为促

进化肥减量施用和优化农业生产要素配置提供一个新的视角。

## 二、研究方法 with 数据处理

### 1. 化肥过量施用及测算模型

本文中的化肥过量是相对于“最优”施用量而言的,这里的“最优”并非是指可以让农户达到效用最大化的最优,而是符合西奥多·舒尔茨假定下,理性农民的最优化肥施用量。根据该假定,农户是有效率的经济单位,其化肥施用遵循边际产值等于市场价格的规律。因此,可以通过比较化肥的边际产品价值(value of the marginal product, VMP)与化肥价格比值的大小(即化肥的边际生产率)来判断农民是否过量施用化肥。为了计算化肥的边际生产率,需要首先估计农业生产函数。这里采用形式相对灵活的超越对数生产函数,设定如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln F_{it} + \beta_3 \ln O_{it} + \beta_4 (\ln L_{it})^2 + \beta_5 (\ln F_{it})^2 + \beta_6 (\ln O_{it})^2 + \beta_7 \ln L_{it} \ln F_{it} + \beta_8 \ln F_{it} \ln O_{it} + \delta_i + \gamma_t + u_{it}$$

其中,  $Y_{it}$  表示省份  $i$  在  $t$  年的粮食产量;  $L_{it}$ 、 $F_{it}$ 、 $O_{it}$  分别表示省份  $i$  在  $t$  年的劳动、化肥和其他投入;  $\delta$  为省份虚拟变量,用以反映和控制不同省份间存在的异质性;  $\gamma$  为年度虚拟变量,用以控制国家政策、宏观经济环境等随时间变化因素的影响;  $\mu_{it}$  为随机误差项。根据粮食生产函数估计结果,进一步用  $\partial \ln Y_{it} / \partial \ln F_{it}$  可以得到化肥的投入产出弹性,进而可计算出化肥的边际生产率,即边际产品价值(VMP, 每增加1单位化肥施用量所增加的产出)与化肥价格( $P_f$ )的比值:

$$\frac{VMP_f}{P_f} = \varepsilon_f \frac{Y'_{it} \times P_y}{F_{it} \times P_f}$$

其中,  $\varepsilon_f = \partial \ln Y_{it} / \partial \ln F_{it}$  为化肥的产出弹性,  $Y'_{it}$  为根据生产函数预测的粮食产量,  $P_y \times Y'_{it}$  是期望产值,  $F_{it} \times P_f$  是实际化肥支出。由于最优施肥量取决于  $P_f = VMP_f$  的点,因此,如果  $VMP_f / P_f < 1$ ,则意味着农民增加的化肥支出高于其所带来的收益,即化肥投入存在“经济过量”。

① 根据全国农产品成本收益资料,2004—2015年,三种粮食平均雇工工价从22.51元/工日增加到112.39元/工日,上涨399.3%,年均增长15.7%;而同期化肥价格从3.73元/kg增加到5.48元/kg,上涨46.7%,年均增长3.5%。

## 2. 化肥过量施用的影响因素模型

利用  $VMP_f/P_f=1$  测算出化肥最优施用量后,可进一步计算出化肥过量施用量(实际施用量减去最优施用量),并建立多元线性回归模型分析造成化肥过量施用的主要因素。借鉴已有研究,本文的计量模型设定为:

$$OFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 M_{it} + \varphi Z_{it} + \delta_i + \gamma_t + \nu_{it}$$

其中,被解释变量  $OFP_{it}$  为亩均化肥过量施用百分比(过量施用量/实际施用量);核心解释变量  $M_{it}$  为省份  $i$  在第  $t$  年的劳动力非农转移率,用乡村从业人员数减去农林牧渔业从业人员再除以乡村从业人员数衡量;  $Z_{it}$  为一系列控制变量,包括:农民收入水平,用剔除物价因素后的农村居民家庭人均纯收入衡量,以反映收入对农民化肥支出的约束;种植规模,用农户均稻谷(小麦、玉米)播种面积衡量;农民获得的技术培训,参照杨增旭和韩洪云(2011)的做法,用各省平均每个乡镇的农业技术人员数衡量;农民受教育程度,用农村劳动力人均受教育年限衡量<sup>①</sup>;农业补贴政策,用财政支农支出占财政总支出比重衡量;受灾率,用受灾面积占农作物播种

总面积的比重衡量。本研究感兴趣的是劳动力非农转移率  $M_{it}$  的系数  $\alpha_1$ ,如果  $\alpha_1 > 0$  且通过了相应的显著性统计检验,则说明农村劳动力非农转移促进了粮食生产中的化肥过量施用。

## 3. 数据来源与处理

本文选择小麦、水稻<sup>②</sup>和玉米三大粮食生产进行研究。粮食生产函数中各变量定义如下:产出为各作物的每亩主产品产量,用工数量为“标准劳动日”,化肥用量为实际施用的各种化肥按氮、磷、钾含量折纯后的加总量,其他投入用农业生产资料价格指数折算为2004年不变价,产出品价格为小麦、水稻、玉米的每50 kg主产品平均销售价格,化肥价格由各类作物每亩化肥费用除以化肥用量得到(为其混合平均价)。

本文用于分析的基础数据主要来自历年《全国农产品成本收益资料汇编》《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》,研究区间设定为2004—2015年<sup>③</sup>;由于我国各地自然条件差异较大,不同作物在各省份的生长分布情况也不相同,本文选取每种粮食作物的主要种植省份作为研究对象(见表1)。

表1 小麦、水稻和玉米三种粮食作物的主要种植省份

作物	主要种植省份
水稻	河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、安徽、山东、河南、湖北、云南、宁夏,共13个省份
小麦	河北、山西、内蒙古、黑龙江、江苏、安徽、山东、河南、湖北、四川、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆,共15个省份
玉米	河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、安徽、山东、河南、湖北、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆,共20个省份

表2给出了2004年、2015年三种粮食作物的投入产出情况。2004—2015年,水稻亩均化肥用量从23.01 kg增加到27.49 kg,增长19.47%;小麦亩均化肥用量从19.12 kg增加到24.74 kg,增长29.39%;玉米亩均化肥用量从20.67 kg增加到25.10 kg,增长21.43%。样本期间,三大粮食作物平均化肥用量

分别为381.6 kg/hm<sup>2</sup>、334.05 kg/hm<sup>2</sup>、340.35 kg/hm<sup>2</sup>,均远远高于225 kg/hm<sup>2</sup>的化肥施用安全上限。在化肥施用强度不断增加的同时,化肥产出率<sup>④</sup>却在下降。2004年,每施用1kg化肥可以分别生产23.27 kg水稻、16.98 kg小麦和21.31 kg玉米,而到

① 人均受教育年限等于各级文化程度人口比重乘以该级受教育年限系数,各级受教育年限系数按照不识字或很少识字、小学、初中、高中、中专、大专及以上依次取值1、6、9、12、12、16年。

② 水稻品种多样,包括早籼稻、中籼稻、晚籼稻和粳稻4种,这里选取最具有代表性的粳稻进行分析。

③ 2004年是我国劳动力价格进入迅速上升态势的一个重要转折点,分析和研究该阶段劳动力转移对化肥过量施用的影响更具针对性。

④ 化肥产出率指每单位化肥投入所对应的农产品产量,在计算上等于作物单产除以化肥施用强度(周芳等,2016)。



2015 年,这一数字已分别下降至 21.71 kg 水稻、15.80 kg 小麦和 19.48 kg 玉米。从亩均化肥用量与投工量的比值来看,2004 年水稻为 2.09、小麦为 2.75、玉米为 1.94,到 2015 年上述数字已经分别增

加至 4.19、7.95 和 4.18。上述数据表明,随着劳动力价格相对化肥价格的走高,我国粮食生产方式越来越倾向于以化肥投入节约劳动投入。

表 2 2004 年和 2015 年三种粮食作物的化肥和劳动力投入情况(亩均)

变量	变量定义(单位)	水稻		小麦		玉米	
		2004 年	2015 年	2004 年	2015 年	2004 年	2015 年
Y	主产品产量(kg)	506.06	579.81	311.37	370.39	423.28	485.47
L	用工数量(工日)	12.14	7.23	8.14	4.89	11.55	7.36
F	化肥折纯用量(kg)	23.01	27.49	19.12	24.74	20.67	25.10
O	其他投入(2004 年不变价,元)	182.00	233.24	135.89	167.11	107.05	148.13

### 三、实证分析结果

#### 1. 化肥是否过量施用的判别

在处理面板数据时,首先需要确定是使用混合 OLS、固定效应还是随机效应模型。对所有粮食 Translog 生产函数回归的面板设定 F 检验和 BP-LM 检验均拒绝了“不存在个体效应”的原假设,说明不宜使用混合 OLS 回归;进一步的稳健 Hausman 检验<sup>①</sup>在 1%显著性水平上拒绝了“模型中个体效应与解释变量不相关”的原假设,说明应该选择固定效应模型。在不同作物估计中,年度虚拟变量的联合 Wald 检验均强烈拒绝了“所有系数都为零”的原假设,因此,在模型中同时包括了时间效应,即应进行双向固定效应估计(Two-way FE)。同时,考虑到本文所使用的数据结构属于“截面不大、时序不长”的方块面板类型,进行组间异方差的 Modified Wald 检验和组间截面相关的 Pesaran 检验,结果均强烈拒绝原假设,即存在组间异方差和组间截面相关。为此,本文采用带有 Driscoll-Kraay 标准误的固定效应估计方法(即 XTSCC 模型)进行实证估计,结果见表 3<sup>②</sup>。

得到粮食生产函数估计结果后,可以计算出三大粮食作物生产中各年的化肥投入产出弹性,如图 1 所示。2004—2015 年,小麦生产的化肥投入产出弹性呈先升后降趋势,在 2008 年达到峰值;玉米生产的化肥投入产出弹性在 2004—2011 年相对平稳,其后开始下降;水稻生产的化肥投入产出弹性在研究期间表现为增加趋势。平均来看,三大粮食生产中的化肥投入产出弹性都很低,介于 0.04 到 0.12 之间,其中小麦为 0.12%,水稻为 0.06%,玉米为 0.04%。该结果与史常亮等(2016a)使用 C—D 生产函数估计得到的结果十分接近,说明本文分析结果具有稳健性。利用估计得到的化肥产出弹性,进一步计算得到化肥的边际生产率,在样本中值处,水稻、小麦和玉米生产每增加 1 元化肥投入所增加的收入分别为 0.62 元、0.73 元和 0.29 元,均在 1%显著性水平上小于 1(表 3 最后一行检验  $VMP/P_f$  是否显著异于 1 的 T 检验统计量的概率值均小于 0.01)。这意味着,三种粮食作物生产中的化肥投入均存在“经济过量”问题,即目前我国粮食生产中确实存在化肥过量施用的现象。

① 标准 Hausman 检验是建立在个体效应与误差项为独立同分布的强假设基础之上的,但这一假设条件在实证研究中经常难以被满足,通常使用稳健 Hausman 检验来进行固定或随机效应模型的选择。

② 同时利用似然比(LR)检验对所有生产函数的估计结果进行了交互项和二次项的联合显著性检验,其中水稻在 5%显著性水平、小麦和玉米在 1%显著性水平上拒绝了“二次项和交互项系数全部为零”的原假设,支持 Translog 生产函数的设定。

表 3 粮食 Translog 生产函数估计结果

变量	水稻	小麦	玉米
投工量	-1.004 ( 0.764)	1.543 <sup>***</sup> ( 0.380)	0.866 <sup>***</sup> ( 0.269)
化肥用量	-2.182 <sup>**</sup> ( 0.778)	4.939 <sup>**</sup> ( 1.669)	-1.093 <sup>**</sup> ( 0.519)
其它投入	-0.226 ( 0.804)	-0.775 ( 1.335)	2.089 <sup>**</sup> ( 0.739)
投工量×化肥用量	0.074 <sup>***</sup> ( 0.019)	-0.251 <sup>***</sup> ( 0.050)	0.196 <sup>*</sup> ( 0.115)
投工量×其它投入	0.137 <sup>***</sup> ( 0.043)	-0.163 <sup>**</sup> ( 0.068)	-0.226 <sup>***</sup> ( 0.056)
化肥用量×其它投入	0.067 <sup>***</sup> ( 0.018)	-0.791 <sup>**</sup> ( 0.264)	-0.158 ( 0.115)
投工量平方	0.010 ( 0.049)	0.019 ( 0.013)	-0.046 <sup>**</sup> ( 0.016)
化肥用量平方	0.269 <sup>***</sup> ( 0.085)	-0.084 ( 0.157)	0.233 ( 0.151)
其它投入平方	-0.013 ( 0.071)	0.390 <sup>*</sup> ( 0.186)	-0.096 ( 0.087)
常数项	10.904 <sup>***</sup> ( 3.281)	-2.281 ( 4.019)	1.106 ( 1.544)
个体效应	已控制	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制	已控制
组间 R <sup>2</sup>	0.545 0	0.508 6	0.488 3
样本数	156	180	240
稳健 Hausman 检验	417.403 [0.000 0]	70.308 [0.000]	70.092 [0.000 0]
Modified Wald 检验	265.09 [0.000 0]	500.37 [0.000 0]	563.63 [0.000 0]
Pesaran 检验	2.037 [0.041 6]	5.320 [0.000 0]	7.109 [0.000 0]
化肥的产出弹性	0.060 3	0.114 6	0.041 0
期望产值/化肥用量( 样本中值)	20.411 6	14.895 6	19.951 9
化肥的边际生产率( VMP/P <sub>f</sub> )	0.622 6 [0.000 0]	0.730 4 [0.000 0]	0.290 0 [0.000 0]

注: ( ) 内数值为 Driscoll-Kraay 标准误, [ ] 内数值为相应检验统计量的概率 P 值, <sup>\*\*\*</sup>、<sup>\*\*</sup> 和 <sup>\*</sup> 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

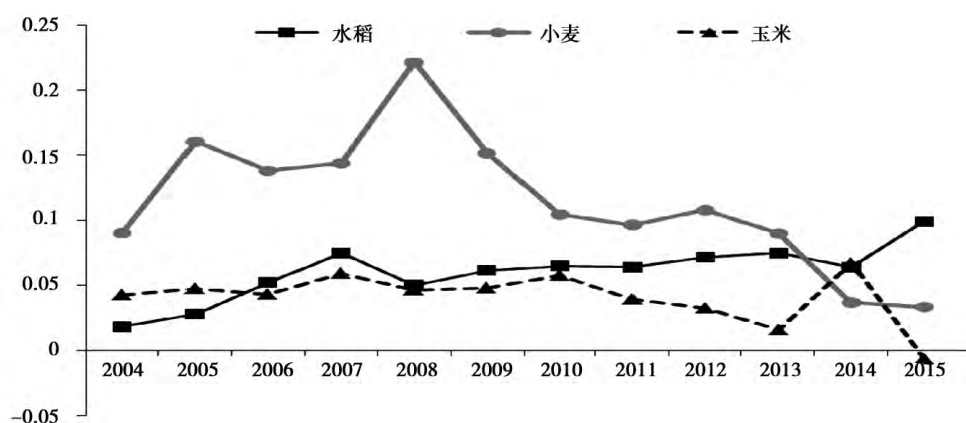


图 1 三大粮食生产的化肥产出弹性变化( 2004—2015 年)

## 2. 劳动力转移对化肥过量施用的影响

农民过量施用化肥显然不符合经济理性人假设,但从本文计量结果以及相关文的研究结论来看,农民过量施用化肥已经成为一种常态。那么,

作为经济理性人的农民,为什么会过量投入化肥?下面对造成化肥过量施用的原因进行分析,并重点检验劳动力非农转移对化肥过量施用的影响。根据模型设定检验结果,采用 XTSCC 模型分别对小麦、水稻和玉米进行估计,结果见表 4。

表 4 化肥过量施用影响因素估计结果

变量	水稻		小麦		玉米	
	XTSCC	IV-GMM	XTSCC	IV-GMM	XTSCC	IV-GMM
劳动力非农转移率	0.349 *** ( 0.118)	0.593 *** ( 0.205)	1.812 *** ( 0.236)	2.393 *** ( 0.616)	0.097 ** ( 0.045)	0.295 *** ( 0.078)
户均播种面积	-1.231 *** ( 0.427)	-0.647 *** ( 0.208)	-2.126 *** ( 0.095)	-1.915 ** ( 0.902)	-0.506 *** ( 0.097)	-0.298 ** ( 0.034)
农民人均纯收入(对数)	18.336 * ( 11.003)	20.459 * ( 10.873)	42.648 *** ( 12.521)	58.923 ** ( 28.768)	16.836 *** ( 3.836)	11.506 ** ( 4.623)
农民平均受教育年限	-3.622 ( 3.779)	-2.853 ( 4.865)	-0.298 ( 6.985)	-0.473 ( 7.029)	3.809 ( 7.865)	1.941 ( 1.605)
乡镇农技人数	0.126 * ( 0.067)	0.163 ( 0.093)	0.527 ** ( 0.256)	0.788 ** ( 0.401)	2.015 *** ( 0.689)	2.221 ** ( 0.599)
财政支农比重	0.210 ( 0.176)	0.092 ( 0.667)	0.305 ( 0.377)	0.523 ( 0.548)	0.144 ( 0.181)	0.555 ( 0.195)
受灾率	0.018 *** ( 0.004)	0.031 *** ( 0.005)	0.048 *** ( 0.011)	0.012 ** ( 0.006)	0.022 ** ( 0.008)	0.030 ** ( 0.015)
常数项	208.869 * ( 6.383)	—	282.452 ** ( 111.11)	—	-76.835 *** ( 24.922)	—
个体效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
组间 R <sup>2</sup> 或中心化 R <sup>2</sup>	0.697 4	0.739 2	0.488 3	0.371 8	0.634 6	0.585 8
样本数	156	130	180	150	240	200
稳健 Hausman 检验	227.143 [0.000 0]		33.592 [0.000 0]		64.576 [0.000 0]	
Modified Wald 检验	50.44 [0.000 0]		261.86 [0.000 0]		127.74 [0.000 0]	
Pesaran 检验	18.328 [0.000 0]		9.192 [0.000 0]		14.866 [0.000 0]	
DWH 检验	8.647 [0.015 8]		13.657 [0.002 5]		7.534 [0.006 1]	
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	11.397 [0.003 4]		13.327 [0.001 3]		17.908 [0.000 1]	
Kleibergen - Paap rk Wald F 统计量	109.527 { 19.93}		106.515 { 19.93}		63.703 { 19.93}	
Hansen' J 检验	0.002 [0.966 8]		0.240 [0.623 9]		1.221 [0.269 2]	

注:( )内数值为 Driscoll-Kraay 标准误或聚类稳健标准误,[ ]内数值为相应检验统计量的概率 P 值,{ }内数值为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值,\*\*\*、\*\*和\* 分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。

可以看到,在对三种粮食作物的估计中,核心解释变量劳动力非农转移率的回归系数都是正的,并且至少在 5% 水平上显著,说明农村劳动力的非农转移确实在某种程度上导致了农民对化肥的过量施用。这与已有研究结论一致,也符合当前农业生产的实际情况。一方面,劳动力非农转移后,农业劳动力的减少使得农民不可能像过去那样精耕细作,一些合理的农事操作程序和施肥方法被丢弃。特别是在劳动力成本快速上升的背景下,为了节约劳动力成本,农户倾向于选择少次多量的施肥方式(如把原先整个生长期的化肥施用量都拿到播种期一次性施用),从而导致化肥施用量增加。另一方面,化肥作为促进作物生长的投入要素,与劳动投入之间具有替代性,农民增施化肥可以在一定程度上弥补田间管理劳动强度下降带来的减产损失,这也会造成化肥的超量施用。于是,农户无法或不再遵循化肥边际产值等于化肥市场价格的理性投入行为,从而导致了化肥施用的“经济过量”。

以上分析仅仅考虑了劳动力转移对化肥施用量的影响,但也可能存在反向因果关系。因为与有机肥相比,化肥肥效迅速并且只需要较少的劳动力,其使用大大提高了农业劳动生产率,将大批劳动力从土地上解放了出来,从而为劳动力向非农产业转移奠定基础(史常亮等,2016b)。这种联立性偏误将会导致劳动力非农转移率变量具有内生性。通过 DWH 检验发现,至少在 5% 显著性水平上拒绝“劳动力非农转移率是外生”的原假设,说明劳动力非农转移与化肥过量施用之间的确存在内生性。为此,本文使用劳动力非农转移率的一至二阶滞后项作为工具变量,采用对异方差稳健的两阶段广义矩(GMM)估计方法进行重新检验。表 4 报告了使用工具变量法进行的两阶段 GMM(IV-GMM)估计结果<sup>①</sup>。采用 IV-GMM 方法控制了联立内生性问题后,劳动力非农转移率的系数仍然显著为正(在 1%

或 5% 水平上);并且与 XTSCC 估计结果相比,该变量的系数估计值都有所增大,说明内生性问题可能导致低估劳动力转移对化肥过量施用的影响。

上述计量结果表明,劳动力非农转移是导致农民化肥过量施用的一个重要原因。但由于回归方程设定的不确定,回归系数还不能很好地反映化肥与劳动力二者之间的替代程度(胡浩等,2015)。为此,本文基于超越对数生产函数估计结果,进一步计算各粮食生产中“化肥—劳动力”的技术替代弹性<sup>②</sup>。结果发现:水稻、小麦和玉米三种粮食生产中的“化肥—劳动力”技术替代弹性值均大于 0,分别为 0.682、0.713 和 0.067,表明我国粮食生产中的化肥与劳动力投入之间已经形成一种明显的替代关系。这与上文分析结论一致。其中,小麦和水稻的“化肥—劳动力”技术替代弹性值要远远高于玉米,表明小麦和水稻生产中化肥对劳动力的替代作用更强。这也与上文计量分析结果相印证,进一步支撑了“在大量农业劳动力非农转移背景下,农民在粮食生产中以化肥替代劳动力,导致化肥投入不断增加乃至化肥施用经济过量”的观点。

从控制变量看:(1) 户均播种面积的系数符号均为负,且至少在 5% 显著性水平上显著。这与郑鑫(2010)的研究结论相符,证实了化肥投入的规模效应,也说明在劳动力转移背景下,积极推动农村土地流转、扩大农户土地经营规模,有助于降低劳动力转移对化肥过量施用造成的影响<sup>③</sup>。(2) 农民人均纯收入的回归系数都显著为正,说明农民收入水平对化肥过量施用具有正向影响。收入水平提高增强了收入增长预期,农民偏好于通过加大化肥的投入来保持农业收入稳定,从而保持总收入的稳定;同时,收入水平提高也缓解了农民购买化肥的资金约束(朱淀等,2006)。(3) 乡镇农技人数的系数符号都为正,与预期相左。这可能与我国目前的农技推广体系有关。农技推广体系改革以后,由于

① 对工具变量的有效性检验发现,三种作物估计中的 Kleibergen-Paapr LM 统计量的 P 值都小于 0.01,在 1% 显著性水平上拒绝“工具变量识别不足”的原假设;Kleibergen-Paapr Wald F 统计量都大于 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值 19.93,说明不存在弱工具变量问题;Hansen's J 过度识别检验的 P 值均大于 0.1,不能在 10% 显著性水平上拒绝“工具变量过度识别”的原假设,故认为所选工具变量为外生。综上判断,本文所选取的工具变量是有效的。

② 郝枫(2015)认为国内相关研究中基于 Translog 生产函数的要素技术替代弹性计算公式普遍有误,并进行了更正,关于该公式的推导详见其论文。

③ 事实上,相关研究也发现,如果农户土地禀赋充裕,那么其种粮积极性就可以通过扩大种植面积来释放,而不是通过过量施用化肥来释放(彭超,2013)。



得不到足够的运作资金,不得不通过经商获取收入,而其主要的商业活动就包括代售化肥和农药。农户不仅很少或很难从农技推广人员那里获得科学施肥的相关信息,而且农技推广人员还可能引导农民过量施用化肥,导致农技培训对化肥过量施用具有正向影响。(4) 受灾率的系数至少在 10% 水平上显著为正,与预期相符,说明为了规避自然灾害带来的减产风险农民偏好增施化肥,这与仇焕广等(2014)“风险规避程度越高的农户越倾向于过量施用化肥”的观点相一致。(5) 财政支农支出比重的系数在所有模型中都不显著,但一致为正,说明财政支农政策可能在某种程度上促进了化肥过量施用。(6) 农民平均受教育年限也没有通过显著性检验,且回归系数有正有负,因此无法确定提高农民受教育水平是否会降低化肥过量施用量。何浩然等(2006)基于农户调查数据的分析也得到相同结论。

#### 四、结论与启示

本文利用 2004—2015 年我国三大粮食主要种植省份的面板数据,对粮食生产中的化肥施用情况进行分析,并从农业劳动力转移角度研究农民用化肥替代劳动力所导致的化肥施用“经济过量”问题。研究结果发现,相对于化肥市场价格而言,当前三大粮食生产中的化肥投入均存在经济过量问题;而劳动力非农转移是导致农民过量施用化肥的重要原因,劳动力转移提高了农业劳动力投入的机会成本,造成化肥相对价格下降,为实现利润最大化,多投入化肥来替代劳动力就成为农民的“理性”选择。

上述结论的政策含义在于:对化肥过量施用的有效控制,应特别重视社会经济的调控作用,充分考虑劳动力非农转移背景下农业劳动力机会成本上升对农民化肥施用行为的影响。为此,本文提出如下政策建议:一是对那些劳动力转移程度高的农村地区提供相应的技术支持,加强对留在农村的农民科学施肥知识和技能的培训;二是各类化肥减量施用技术的改进和推广(如测土配方施肥)应当以节约劳动投入为基本导向,注意结合目前农村劳动力短缺的实际情况,研究开发能减少劳动强度、适合机械施用的新型肥料和施肥技术;第三,在劳动力转移程度较高的地区应进一步完善农地流转制度,积极推进农业适度规模经营,促进农业生产方

式的专业化、规模化转变以及农业经营主体的职业化,以尽可能地避免或减轻劳动力非农转移对化肥施用的影响。

另外,我们也应该看到,劳动力转移引致的化肥等生产要素对劳动力的替代,并没有很好地弥补农业劳动力流失所带来的农业生产效率损失。尤其是在现代化农业体系尚未建立起来的前提下,仅仅通过提高替代要素的使用量,是远远无法抵消农业劳动力流出带来的消极影响的。鉴于此,本文认为,通过农业生产经营方式的转变以及生产经营主体的优化,建立现代农业生产经营体系,将更有助于从根本上解决农业生产要素低效配置和效率损失问题。

#### 参考文献:

- 葛继红,周曙东.2012.要素市场扭曲是否激发了农业面源污染——以化肥为例[J].农业经济问题(3):92-98.
- 郝枫.2015.超越对数函数要素替代弹性公式修正与估计方法比较[J].数量经济技术经济研究(4):88-105.
- 何浩然,张林秀,李强.2006.农民施肥行为及农业面源污染研究[J].农业技术经济(6):2-10.
- 胡浩,杨泳冰.2015.要素替代视角下农户化肥施用研究——基于全国农村固定观察点农户数据[J].农业技术经济(3):84-91.
- 纪月清,张惠,陆五一,等.2016.差异化、信息不完全与农户化肥过量施用[J].农业技术经济(2):14-22.
- 李海霞,任大廷,冉瑞平.2008.农户的化肥使用行为研究——以四川省为例[J].四川农业大学学报 26(3):297-300.
- 林源,马骥.2013.农户粮食生产中化肥施用的经济水平测算——以华北平原小麦种植户为例[J].农业技术经济(1):25-31.
- 栾江,李婷婷,马凯.2016.劳动力转移对中国农业化肥面源污染的影响研究[J].世界农业(2):63-69.
- 马骥.2006.农户粮食作物化肥施用量及其影响因素分析——以华北平原为例[J].农业技术经济(6):36-42.
- 彭超.2013.中国农业补贴政策的影响研究:宏观效果和微观行为[M].北京:中国农业出版社.
- 仇焕广,栾昊,李瑾,等.2014.风险规避对农户化肥过量施用行为的影响[J].中国农村经济(3):85-96.
- 史常亮,朱俊峰,栾江.2015.我国小麦化肥投入效率及其影响因素分析——基于全国 15 个小麦主产省的实证[J].农业技术经济(11):69-78.
- 史常亮,郭焱,朱俊峰.2016a.中国粮食生产中化肥过量施用评价及影响因素研究[J].农业现代化研究,37(4):671-679.

- 史常亮,李赞,朱俊峰.2016b.劳动力转移、化肥过度使用与面源污染[J].中国农业大学学报,21(5):169-180.
- 项诚,贾相平,黄季焜.2012.农业技术培训对农户氮肥施用行为的影响——基于山东省寿光市玉米生产的实证研究[J].农业技术经济(9):4-10.
- 杨增旭,韩洪云.2011.化肥施用技术效率及影响因素——基于小麦和玉米的实证分析[J].中国农业大学学报,16(1):140-147.
- 张林秀,黄季焜,方乔彬,等.2006.农民化肥使用水平的经济评价和分析[M]//朱兆良,David Norse,孙波.中国农业面源污染控制对策.北京:中国环境科学出版社:81-100.
- 张林秀,李强,何浩然,等.2008.中国农田生态系统化肥投入的经济和政策驱动机制[M]//杨林章,孙波.中国农田生态系统养分循环与平衡及其管理.北京:科学出版社:47-85.
- 郑鑫.2010.丹江口库区农户氮肥施用强度的影响因素分析[J].中国人口·资源与环境,20(5):75-79.
- 周芳,金书秦.2016.产出率视角下的农业化肥利用效率国际比较[J].世界农业(4):35-44.
- 周密,徐爱燕.2013.农村劳动力转移的水体环境效应研究——基于生产要素替代与化肥施用量的证据[J].南大商学评论(1):57-69.
- 朱淀,孔霞,顾建平.2014.农户过量施用农药的非理性均衡:来自中国苏南地区农户的证据[J].中国农村经济(8):17-29.
- HUANG J, HU R, CAO J, et al. 2008. Training programs and in-the-field guidance to reduce China's overuse of fertilizer without hurting profitability [J]. Journal of Soil and Water Conservation, 63(5):165-167.

## Does Agricultural Labor Migration Have Substitution Relation with Fertilizer Use?

—Experience and Evidence from China's Main Provinces and Municipalities Planting Crops

LUAN Jiang

(Tianjin Administrative College, Tianjin Communist Party College, Tianjin 300191, China)

**Abstract:** Under the background of big difference between urban and rural areas and high cost of labor opportunity, agricultural labor transfer to non-agriculture continuously exists, however, under the traditional agricultural production mode, the labor transfer causes labor shortage and labor cost rise and finally triggers factor substitution in agricultural production. By using inter-provincial panel data from main provinces and municipalities planting crops during 2004-2015, this paper studies the effects of factor substitution caused by agricultural labor shifting and its influence, and analyzes the internal relation between agricultural labor transfer and fertilizer overuse. The results show that currently in three main grains production in China, the use of fertilizers is over the optimal quantity in economic meaning, there is the problem in "economic excessiveness". Because the labor cost growth is far higher than the growth of fertilizer price, the labor transfer is the important reason for the farmers to overuse fertilizers, as a result, there is factor substitution relation between agricultural labor transfer and fertilizer use. Thus, only by transforming agricultural production and management mode and by optimizing agricultural production and management main body, can the excessive use of fertilizers caused by agricultural labor transfer and low allocation of agricultural production factors be basically solved.

**Key words:** using quantity of fertilizers; economic excessiveness; agricultural labor transfer; fertilizer overusing; agricultural production factor allocation; factor substitution; grain production; labor opportunity cost

**CLC number:** F323.22; F224.0

**Document code:** A

**Article ID:** 1674-8131(2017)04-0012-10

(编辑:夏冬)