

# 非农就业对黄河流域中上游地区 农户种植结构的影响\*

畅倩<sup>1</sup> 张聪颖<sup>2</sup> 王林蔚<sup>1</sup> 金博宇<sup>1</sup> 赵敏娟<sup>1</sup>

**摘要：**本文从是否退出农业生产、复种次数与粮食作物种植比例三个方面，剖析非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响，并关注农业生产环节外包在非农就业对农户种植结构影响中的间接效应，以及不同家庭收入类型与不同耕地经营规模下非农就业对农户种植结构影响的异质性。研究表明：①非农就业会促使农户退出农业生产、降低农户复种次数、提升农户粮食作物种植比例，且该结论在控制内生性之后依然稳健。②非农就业不仅直接影响农户种植结构，还通过影响农户购买农业生产环节外包服务间接影响农户种植结构。具体而言，非农就业通过促进农户购买农业生产环节外包服务减弱了其在降低农户复种次数中的部分效用，通过促进农户购买粮食作物生产环节外包服务提升了其在提高农户粮食作物种植比例中的效应。③非农就业对农户种植结构的影响在不同家庭收入类型与不同耕地经营规模下存在差异。可见，非农就业程度提升虽暂未导致农户种植结构“去粮化”，但易引发农户离农风险与农作物减产风险，而强化劳动力转移背景下农业生产环节外包对保障粮食安全具有重要作用。

**关键词：**粮食安全 种植结构 非农就业 黄河流域 外包

**中图分类号：**F325.15 **文献标识码：**A

## 一、引言

提高中国粮食产业质量效益和竞争力，需要科学认识国内外发展的新变化，全方位多角度分析和研判新形势下面临的新要求（韩一军、赵霞，2020）。尤其是中国农业发展在取得巨大成就的同时，耕地质量下降、污染等状况愈演愈烈，中国粮食产业正面临日趋增强的资源环境硬约束，保障国家粮食安全的重大任务变得更加迫切。黄河流域中上游地区作为中国主要的农业生产经济带（王铮等，2021），承担着重要生态安全屏障与农产品生产的双重压力（杨永春等，2020），直接关系着国家粮食安全（于法稳、方兰，2020）。但黄河流域中上游地区正面临两个突出问题：一是资源环境的高强度、超负载

\*本研究得到国家自然科学基金项目“西北地区耕地资源保护政策体系评价与完善：多目标协同与公众支持”（项目编号：72173097）的资助。本文通讯作者：赵敏娟。

是其长期、基本状态（赵一玮等，2020）；二是土壤水资源匮乏与非点源污染严重，导致土地产出率不高且农户非农就业比例较大（杨胜天等，2003；李家科等，2021）。那么，在资源环境硬约束日趋增强的背景下，黄河流域中上游地区农户种植结构现状如何？非农就业是否影响了黄河流域中上游地区农户种植结构？该影响的内在机理是什么？这些都是值得深入探讨的问题。

立足劳动力外流与保障粮食安全的现实约束，非农就业与农户种植结构的关系一直是学术界研究的热点（钟甫宁等，2016），但现有研究对两者之间关系的探讨仍未取得一致结论。进一步梳理发现，既有研究结论可概括为以下三点：一是部分学者支持非农就业会导致农户种植结构“去粮化”的观点，认为非农就业带来收入提升与收入来源多元化，可能导致农户目标函数发生转变，从而转向种植收益较高的经济作物（例如 Taylor and Yunez-Naude, 2000）；二是部分学者做出非农就业会导致农户种植结构“趋粮化”的判断，认为非农就业带来务农机会成本上升，可能导致农户转向种植机械化程度高、易于要素替代的粮食作物（例如薛庆根等，2014）；三是部分学者基于诱致性变迁理论，认为非农就业导致劳动力成为稀缺要素，促使农户种植“劳动节约型”作物，其种植结构不拘于“去粮化”或“趋粮化”特征，其本质是“去劳动化”（例如郑阳阳、罗建利，2019）。

从现有文献来看，既有研究重点聚焦在非农就业对农户粮食作物种植比例或经济作物种植比例的影响分析，为本文开展相关研究奠定了基础，但仍存在以下不足。首先，农户种植结构调整涵盖多个方面，不仅是粮食作物（或经济作物）种植比例的改变，还包括农作物复种次数的调整（杨万江、王绎，2013），甚至关乎农户离农还是务农的选择（王翌秋、陈玉珠，2016）。现有研究基于单一视角的考察并不能完全反映非农就业对农户种植结构的影响。其次，现有研究主要从劳动力再配置视角分析了非农就业对农户种植结构的直接影响，忽视了农业生产环节外包在这一过程中的间接作用。最后，现有研究较少考虑非农就业对农户种植结构影响中存在的内生性，可能导致既有研究结论存在偏差。

基于此，本文拟利用黄河流域中上游地区 1667 户农户的抽样调查数据，以家庭为基本分析单位，从是否退出农业生产、复种次数和粮食作物种植比例三个方面，剖析非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响，并进一步分析农业生产环节外包在这一过程中的作用机理，以及不同家庭收入类型与不同耕地经营规模下非农就业对农户种植结构影响的异质性。本研究具有区域针对性，研究结论可用于判断区域农户种植结构调整的趋势，引导农业生产区域性合理布局，为政府部门应对粮食安全危机、保障国家粮食安全提供决策参考，并为学术界探索黄河流域中上游地区生态保护与农业高质量发展协同路径提供研究基础。

## 二、理论分析与研究假说

随着城镇化、市场化的推进，农户非农就业现象普遍、并将长期存在（叶兴庆，2018）。非农就业已逐步成为影响农户在农业生产领域配置资源的关键因素（高明等，2012）。从现实情况来看，在面对非农就业带来的生产要素变动时，农户对种植结构的调整响应具体表现为退出农业生产、调整复种次数以及改变作物种植比例三个方面。首先，粮食作物（或经济作物）种植比例的变化从劳动力配置与农作物相对收益耦合视角反映了非农就业对农户种植结构的影响；其次，复种次数的调整从劳动

力配置与实际播种面积耦合视角反映了非农就业对农户种植结构的影响；最后，是否退出农业生产的决策反映了劳动力流动与分配视角下农户潜在的离农风险。

从理论上讲，非农就业是农户为达到家庭总福利效应最大化的理性决策，其实是农户生产要素的重新配置（Stark and Bloom, 1985）。随着农户非农就业程度的增加，一方面，农户收入水平提升且收入来源呈现多元化，可能导致其农业生产预算约束线上移与农业收入依赖性转移（Yin et al., 2016）；另一方面，家庭青壮年劳动力转移到非农领域的数量增加，可能引起农业劳动力数量与质量的双重流失（Taylor et al., 2003；张露、罗必良, 2018）。基于上述逻辑，非农就业可能重新配置农户用于农业生产的资金与劳动力要素，并促使农户兼顾生产要素可得性与生产成本来调整种植结构（杨芳, 2019），从而匹配其务工连续性的需求。因此，当从事非农生产的收益高于兼业或仅从事农业生产所产生的收益时，就可能导致农户家庭劳动力持续外流于非农产业，从而增加农户的离农风险。基于此，本文提出如下研究假说。

H1：非农就业会促使农户退出农业生产。

进一步地，如果农户仍从事农业生产，则可能选择调整复种次数或粮食作物种植比例来应对非农就业导致的农业生产要素变化。从劳动力配置与实际播种面积耦合视角来看，非农就业导致的劳动力流失状况可能是农户调整复种次数的主要原因（陈风波、丁士军, 2006）。当农户非农就业程度较低时，家庭劳动力较为充裕，农户可以兼顾农业生产与非农生产，非农就业对农户复种次数的影响有限；反之，当农户非农就业程度较高时，家庭农业劳动力流失严重，农户可能通过减少复种次数以降低农业劳动力需求，从而保证其务工连续性。

从劳动力配置与农作物相对收益耦合视角来看，非农就业程度增加可能会促使农户根据要素替代难易程度来调整其粮食作物种植比例，以缓解家庭劳动力的不足（齐元静、唐冲, 2017）。一方面，粮食作物的生产环节更具明显的季节性与一致性，从而在机械化生产上具有比较优势，要素替代的可能性较大（段培, 2018）；另一方面，经济作物的生产环节机械化程度较低，生产成本较高，且生产技术性较强、要求较高，因而要素替代的可能性较小。因此，随着非农就业程度的增加，农户可能更倾向于提高粮食作物种植比例以缓解家庭劳动力的不足。基于此，本文提出如下研究假说。

H2：非农就业会降低农户复种次数。

H3：非农就业会提升农户粮食作物种植比例。

上文基于劳动力再配置视角分析了非农就业对农户种植结构的直接影响。更进一步地，本文从生产环节外包切入，解析非农就业作用于农户种植结构调整的可能路径。以索罗和斯旺等为代表的新古典经济学家认为，技术进步是经济增长的决定性因素。作为技术创新中管理创新的“软技术进步”，生产环节外包在农业生产中发挥着越来越重要的作用。一方面，农业生产环节外包能够缓解农业劳动力短缺并改善农户福利水平（Hess, 2011），已逐渐成为农户在面临非农就业的高收入与低保障导致的自身要素禀赋不足时的“理性”选择（纪月清、钟甫宁, 2013；黄祖辉、高钰玲, 2012）；另一方面，农业生产环节外包能通过技术外溢效应降低生产成本和生产风险（罗必良, 2017），实现农业生产的规模经济与范围经济（芦千文, 2019），从而在促进农业生产中发挥重要作用。基于此，非农就

业可能会通过影响农户购买农业生产环节外包服务进而影响其种植结构。

具体来看，一方面，农户可通过购买农业生产环节外包服务弥补因非农就业导致的农业劳动力缺位，并降低农户从事农业生产的机会成本，从而降低农户退出农业生产的概率，抑制农户复种次数的下降。另一方面，粮食作物和经济作物在生产特性、监督管控难度和要素替代程度等方面存在显著差异，导致不同作物生产过程与农业生产环节外包服务的匹配度不同（檀竹平等，2019），且相对于经济作物，粮食作物在农业生产环节外包上更具比较优势（段培，2018），可能会促使农户在劳动力再配置过程中倾向于通过增购粮食作物生产环节外包服务进而提升粮食作物种植比例（罗必良、仇童伟，2018；钟甫宁等，2016）。基于此，本文提出如下研究假说。

H4：非农就业会通过促进农户购买农业生产环节外包服务间接降低农户退出农业生产的概率，提高农户复种次数。

H5：非农就业会通过促进农户购买粮食作物生产环节外包服务间接提高农户粮食作物种植比例。

### 三、数据来源、变量选取与模型设定

#### （一）数据来源与样本基本特征

本文分析所用数据来自西北农林科技大学经济管理学院于2020年8月在黄河流域中上游地区开展的“黄河流域生态保护与农业农村高质量发展”实地调查。本次调查采用多阶段抽样方法。首先，在综合考虑黄河流域中上游地区地形、流经面积、农业经济发展等因素的基础上，采用分层抽样与典型抽样相结合的方法，共选取13个县（区、旗）。其次，在综合考虑各乡（镇、苏木）土地规模、种植作物种类、人口等因素的基础上，采用分层抽样与随机抽样相结合的方法，在每个县（区、旗）随机抽取3~4个乡（镇、苏木）。再次，采用随机抽样方法，在每个乡（镇、苏木）中随机抽取3~4个行政村（嘎查）。最后，采用随机抽样方法，在每个村（嘎查）随机抽取12~15户农户（牧户）。通过访谈和结构化问卷调查，此次调查样本覆盖青海、宁夏、内蒙古、陕西、山西、河南6个省（区）、13个县（区、旗）、44个乡（镇、苏木）、182个村（嘎查），共获取2362份农户（牧户）问卷。结合本文研究主题，本文筛选了以畜牧业生产为主的青海牧户样本<sup>①</sup>、家庭无劳动力样本以及关键信息缺失样本，最终获得1667个有效样本。

从样本分布特征来看，有效样本在宁夏、内蒙古、陕西、山西以及河南的分布比例分别为32.57%、20.28%、27.35%、9.48%和10.32%；以内蒙古呼和浩特市托克托县（经度为111.18°，纬度为40.27°）为黄河上游与中游的分界点，属于黄河流域上游地区和中游地区的样本比例分别为33.11%和66.89%。从样本农户的基本特征来看，户主年龄集中在45岁以上，户主受教育程度以初中及以下水平为主，样本农户的家庭规模以3~4人为主，女性占比集中在25%~50%之间，赡养比例超过50%的农户有31.56%，耕地经营面积小于2公顷的农户占比为83.44%，从事兼业生产的农户数量超过样本总数的一

<sup>①</sup>由于黄河流域内蒙古范围主要是农业区和商品粮基地，所选择的样本以农业生产为主，没有辐射到牧户。而黄河流域青海范围主要以畜牧业生产为主，因此筛选的牧户样本主要集中在青海。

半。样本农户基本特征符合中国现阶段的现实情况，即农村劳动力趋向老龄化、弱质化，农民受教育程度低、兼业化程度高，农地经营面积小。因此，本文的样本具有较好的代表性。

(二) 变量选取

1.被解释变量——农户种植结构。本文使用是否退出农业生产、复种次数与粮食作物种植比例三个指标从不同视角反映农户种植结构。首先，农户退出农业生产是指其家庭部分成员或全部成员仍拥有农村集体土地产权且在农村居住，但2019年未种植农作物（包括抛荒和土地转出）。其次，复种次数使用农户复种指数表征，即农户2019年总播种面积与耕地经营面积的比。最后，粮食作物种植比例使用农户2019年小麦、玉米和水稻三大主粮作物播种面积与总播种面积的比来表示。需要说明的是，在复种次数与粮食作物种植比例分析中，本文剔除了退出农业生产的农户样本。

2.核心解释变量——非农就业。本文以家庭为基本分析单位，使用农户2019年参与非农就业的人数占家庭总劳动力人数<sup>①</sup>的比例（即家庭非农就业率）表征农户的非农就业状况。

3.中介变量——农业生产环节外包。本文使用农户2019年购买农业生产环节外包服务的费用<sup>②</sup>表示农户的农业生产环节外包参与程度，定义为“农业生产环节外包”变量。使用农户2019年购买粮食作物生产环节外包服务的费用表示农户的粮食作物生产环节外包参与程度，定义为“粮食作物生产环节外包”变量。

4.控制变量。参考已有研究（郑旭媛、徐志刚，2017；闫周府等，2021），本文选取可能影响农户种植结构的控制变量，涉及户主个人特征、农户家庭特征、农业生产经营特征和区域特征4个方面。变量的含义及描述性统计见表1。

表1 变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	样本数	均值	标准差
被解释变量				
是否退出农业生产	是=1；否=0	1667	0.181	0.385
复种次数	农户2019年总播种面积与耕地经营面积的比（%）	1366	91.965	31.219
粮食作物种植比例	农户2019年小麦、玉米和水稻三大主粮作物播种面积与总播种面积的比（%）	1366	43.516	44.457
核心解释变量				
非农就业	农户2019年参与非农就业的人数占家庭总劳动力人数的比例（%）	1667	44.780	39.309
中介变量				
农业生产环节外包	2019年农户购买农业生产环节外包服务的费用（元），加1后取对数处理	1366	4.791	3.877
粮食作物生产环节外包	2019年农户购买粮食作物生产环节外包服务的费用（元），加1后取对数处理	1366	2.628	3.536

<sup>①</sup>家庭总劳动力人数指年满16周岁、不上学且有劳动能力的成员数量。

<sup>②</sup>购买农业生产环节外包服务的费用包括机械服务费、雇工费等。

非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响

控制变量				
年龄	户主年龄（岁）	1667	56.607	10.999
受教育年限	户主受教育年限（年）	1667	7.272	3.477
家庭规模	家庭人口总数（人）	1667	3.735	1.542
家庭收入	家庭年总收入（元），加1后取对数处理	1667	10.622	1.213
住宅到公路的距离	农户在村庄内的住宅到最近的县级及以上公路的距离（里），加1后取对数处理	1667	1.524	1.054
生产性固定资产	2019年家庭生产性固定资产估值（元），加1后取对数处理	1667	7.928	2.560
耕地经营面积	2019年家庭耕地经营面积（亩），加1后取对数处理	1667	2.252	1.272
耕地细碎化程度	2019年家庭耕地经营块数（块）。块数越多，表明耕地细碎化程度越高	1667	6.378	6.157
劳动力价格	农户所在村（嘎查）2019年农忙时的劳动力价格（元/天），加1后取对数处理	1667	4.895	0.275
农作物相对价格	2019年农户所在镇（苏木）高价值经济作物平均价格与三大主粮作物平均价格的比值	1667	13.499	53.136
耕地稳定性	截止到2019年年底，农户承包地调整的次数。次数越多，表明耕地稳定性越差	1667	1.086	0.914
村庄地形	山地=1；丘陵=2；平原=3。赋值越大，表明农户种植结构调整的难度越小	1667	2.365	0.796
省份虚拟变量 （以河南为对照组）				
宁夏	宁夏=1；其他=0	1667	0.326	0.469
内蒙古	内蒙古=1；其他=0	1667	0.203	0.402
陕西	陕西=1；其他=0	1667	0.274	0.446
山西	山西=1；其他=0	1667	0.095	0.293

### （三）模型设定

1. 非农就业对农户种植结构的影响。本文参考董小菁等（2020）、许庆等（2020）的研究方法，构建计量模型分析非农就业对农户是否退出农业生产、复种次数和粮食作物种植比例的影响。基准模型设定如下：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 N_i + \delta Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

（1）式中， $Y_i$  表示第  $i$  个农户的种植结构，包括是否退出农业生产、复种次数和粮食作物种植比例； $N_i$  表示第  $i$  个农户的非农就业情况； $Z_i$  表示影响第  $i$  个农户种植结构的控制变量向量； $\beta_0$  表示常数项； $\varepsilon_i$  表示随机扰动项， $\beta_1$ 、 $\delta$  分别表示待估计参数与参数矩阵。需要说明的是：当被解释变量为农户是否退出农业生产时，属于二分类变量，选择 Probit 模型进行估计；当被解释变量为复种次数时，属于不包含 0 值的左截尾变量，采用 Tobit 模型进行估计；当被解释变量为粮食作物种植比例时，属于包括 0 值的截堵变量，选择 Tobit 模型进行估计。

2. 农业生产环节外包在非农就业与农户种植结构关系中的中介效应检验。借鉴温忠麟、叶宝娟(2014)的中介效应检验流程改进方法, 本文构建如下检验模型, 验证农业生产环节外包对非农就业与农户种植结构关系的影响:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 N_i + \delta Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$O_i = \zeta_0 + \beta_2 N_i + \chi Z_i + \mu_i \quad (3)$$

$$Y_i = \beta'_0 + \beta_3 N_i + \beta_4 O_i + \tau Z_i + v_i \quad (4)$$

(2)~(4)式中,  $O_i$ 为第*i*个农户的生产环节外包变量, 即中介变量, 包括农业生产环节外包和粮食作物生产环节外包两方面;  $\zeta_0$ 、 $\beta'_0$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ 、 $\chi$ 、 $\tau$ 为待估计参数或参数矩阵;  $\mu_i$ 、 $v_i$ 表示随机扰动项; 其余变量和符号与上文保持一致。

#### 四、实证结果及分析

##### (一) 基准回归分析

本文运用 Stata14 软件, 分别估计非农就业对黄河流域中上游地区农户是否退出农业生产、复种次数与粮食作物种植比例的影响。表 2 汇报了模型的估计结果。

回归 1 是非农就业对农户是否退出农业生产影响的回归结果。从估计结果来看, 非农就业在 1% 的显著性水平上正向影响农户是否退出农业生产, 即随着非农就业程度的提升, 农户退出农业生产的概率增大。这说明, 家庭非农就业成员占家庭劳动力的比重越大, 家庭生产经营活动的重心越倾向于非农劳动, 从而增加了农户的离农风险。受教育年限、家庭规模与耕地经营面积对农户是否退出农业生产有显著的负向影响, 家庭收入与耕地细碎化程度对农户是否退出农业生产具有显著的正向影响。

回归 2 是非农就业对农户复种次数影响的回归结果。从估计结果来看, 非农就业对农户复种次数具有负向影响, 但不显著。年龄、耕地经营面积与耕地稳定性对农户复种次数具有显著的负向影响, 村庄地形对农户复种次数具有显著的正向影响。

回归 3 是非农就业对农户粮食作物种植比例影响的回归结果。从估计结果来看, 非农就业在 1% 的显著性水平上正向影响农户粮食作物种植比例。这说明, 随着非农就业程度的增加, 农户粮食作物种植比例增大。年龄、耕地细碎化程度对农户粮食作物种植比例具有显著的正向影响, 家庭规模、家庭收入、耕地经营面积、劳动力价格、农作物相对价格对农户粮食作物种植比例具有显著的负向影响。

表 2 非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构影响的回归结果

	回归 1: 是否退出农业生产		回归 2: 复种次数		回归 3: 粮食作物种植比例	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
非农就业	0.013***	0.001	-0.040	0.033	0.135***	0.032
年龄	-0.004	0.005	-0.323***	0.124	0.195*	0.112

非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响

受教育年限	-0.033**	0.016	-0.541	0.340	0.019	0.320
家庭规模	-0.118***	0.041	-0.207	0.915	-1.550*	0.809
家庭收入	0.130**	0.055	1.484	1.178	-4.804***	1.119
住宅到公路的距离	0.018	0.051	-1.069	1.214	1.378	1.063
生产性固定资产	-0.012	0.020	0.459	0.450	-0.427	0.475
耕地经营面积	-0.876***	0.054	-5.055***	1.251	-5.121***	1.242
耕地细碎化程度	0.036***	0.008	-0.045	0.164	0.725***	0.170
劳动力价格	-0.072	0.208	-7.353	5.160	-10.660**	4.587
农作物相对价格	0.001	0.001	-0.516	0.380	-0.123***	0.035
耕地稳定性	-0.049	0.066	-3.029**	1.394	-1.488	1.312
村庄地形	0.095	0.120	5.697**	2.858	-1.465	2.147
常数项	-0.983	1.317	141.332***	30.385	121.818***	27.544
似然比	828.48***		147.77***		483.79***	
对数似然值	-372.996		-3666.981		-6879.204	
调整的 R <sup>2</sup>	0.526		0.020		0.034	
观测值	1667		763		1366	

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②模型已通过多重共线性检验；③省份虚拟变量的估计结果略。

## （二）内生性讨论

在家庭劳动力配置过程中，非农就业决策可能与农户种植决策是同时进行的，由此可能导致在识别非农就业对农户种植结构的影响时，非农就业变量具有内生性。基于此，本文拟采用 Roodman (2011) 提出的条件混合过程 (conditional mixed process, CMP) 方法，并选择合适的工具变量处理可能的内生性问题。其中，CMP 方法属于两阶段回归分析：第一阶段寻找核心解释变量的工具变量，并评估其相关性；第二阶段将工具变量代入模型进行回归，并根据内生性检验参数 (atanrho\_12) 检验核心解释变量的外生性。若内生性检验参数显著异于 0，说明模型存在内生性问题，则 CMP 方法的估计结果较优；若内生性检验参数不显著异于 0，则参考 Probit 模型或 Tobit 模型的估计结果即可。

选择工具变量必须满足以下条件：一是工具变量必须与农户非农就业变量相关；二是工具变量对农户种植结构（是否退出农业生产、复种次数、粮食作物种植比例）没有直接影响。按照这种逻辑，本文在借鉴既有研究 (Hu, 2012; Kung, 2002) 的基础上，选择“迁移网络”（2019 年除该农户以外本村其他样本农户的平均非农就业率）作为非农就业的工具变量（下文同）。之所以选择“迁移网络”作为工具变量是因为非农就业行为的发生往往严重依赖于迁移网络 (Stark and Bloom, 1985)。理论上，同一村庄内从事非农生产的其他农户可能会向有意愿外出就业的农户分享工作信息、机会或帮助其减少外出就业的前期成本，则迁移网络越强的村庄，村内农户选择外出就业的倾向越大。但是，农户是否调整其种植结构是家庭内部分工所形成的家庭联合决策，并不会直接受到外部农户非农就业的影响。综上，本文在基准模型的基础上，采用 CMP 方法并选择“迁移网络”作为工具变量进行联立似然估计，估计结果如表 3 所示。

回归4~回归6分别是非农就业对农户是否退出农业生产、复种次数与粮食作物种植比例影响的CMP估计结果。回归4~回归6第一阶段的估计结果均显示, 迁移网络对农户非农就业的影响在1%的水平上具有统计显著性, 满足工具变量相关性条件。进一步地, 内生性检验参数  $atanrho\_12$  分别在5%、1%和1%的水平上显著不为0, 说明非农就业变量在模型估计中存在内生性。从第二阶段的回归结果来看, 在纠正可能的内生性偏误后, 非农就业对农户是否退出农业生产的影响仍具有显著的正向作用, 对农户复种次数的影响仍具有显著的负向作用, 对农户粮食作物种植比例的影响仍具有显著的正向作用。控制变量的结果与前文基本保持一致, 篇幅所限, 并未一一呈现。

结合基准回归与内生性讨论的估计结果, 可以认为, 非农就业会促使农户退出农业生产、降低农户复种次数、提升农户粮食作物种植比例。研究假说H1、H2、H3得到了验证。

表3 非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构影响的CMP估计结果

	回归4: 是否退出农业生产		回归5: 复种次数		回归6: 粮食作物种植比例	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
非农就业		0.026*** (0.004)		-0.963** (0.374)		1.806*** (0.536)
迁移网络	0.386*** (0.056)		0.262*** (0.067)		0.262*** (0.067)	
$atanrho\_12$	-0.596** (0.238)		0.874*** (0.283)		-1.165*** (0.263)	
Wald 值	653.74		66.86		232.67	
观测值	1667		1366		1366	

注: ①\*\*\*、\*\*分别表示1%和5%的显著性水平; ②括号中的数字是标准误; ③模型已通过多重共线性检验; ④控制变量和省份虚拟变量的估计结果略。

### (三) 影响机制分析

本文以从事农业生产的农户为研究对象, 进一步分析农业生产环节外包在非农就业影响黄河流域中上游地区农户复种次数与粮食作物种植比例中的作用机理<sup>①</sup>。农户非农就业决策是家庭成员为实现家庭效用最大化而共同商议的结果, 其决策过程会受到农户特征的影响, 而这些特征也可能影响农户的农业生产环节外包决策, 因而农户非农就业与农业生产环节外包之间可能存在内生性问题。本文参考既有研究(张丽娟, 2021; Zhao, 2003), 采用“所在村非农劳动力占比”作为农户非农就业的工具变量。一方面, 所在村非农劳动力占比越高, 农户越有可能在熟人的推荐与帮助下获得非农就业信息或非农工作, 降低了农户寻找非农工作的成本支出, 增加了其参与非农就业的可能性, 一定程度上满足工具变量的相关性要求。另一方面, 从直观上看, 农户所在村非农劳动力占比不会直接影响农户的农业生产环节外包决策, 也满足工具变量的外生性要求。

<sup>①</sup>受所用截面数据的限制, 本文无法拟合农业生产环节外包与农户是否退出农业生产间的关系。因此, 在机制分析部分, 本文未实证检验农业生产环节外包在非农就业与农户退出农业生产关系中的间接效用。

按照温忠麟、叶宝娟（2014）的中介效应检验流程，表 4 汇报了农业生产环节外包在非农就业影响农户复种次数中的间接效应。其中，回归 7 是检验非农就业对农户购买农业生产环节外包服务影响的回归结果；回归 8 是检验在控制了非农就业对农户复种次数的直接影响后，农业生产环节外包对农户复种次数影响的回归结果。回归 7 第一阶段的估计结果显示，所在村非农劳动力占比对农户非农就业的影响在 5%的水平上具有统计显著性；回归 8 第一阶段的估计结果显示，迁移网络对农户非农就业的影响在 1%的水平上具有统计显著性，满足工具变量相关性条件。进一步地，回归 7~回归 8 的内生性检验参数  $atanrho\_12$  均在 1%的水平上显著不为 0，说明非农就业变量在模型估计中存在内生性。从第二阶段的回归结果来看，在纠正可能的内生性偏误后，非农就业对农户购买农业生产环节外包服务具有显著的正向影响（见回归 7），在控制了非农就业对农户复种次数的直接影响后，农业生产环节外包对农户复种次数具有显著的正向影响（见回归 8）。这说明，非农就业通过影响农户购买农业生产环节外包服务进而影响农户复种次数的间接效应显著。非农就业对农户复种次数的直接影响仍具有显著的负向作用（见回归 8），说明非农就业对农户复种次数的直接效应也显著。

同时，对比以上回归结果中非农就业直接影响的系数（-0.908）与非农就业间接影响的系数（ $0.171 \times 1.028$ ）的符号，发现非农就业对农户复种次数的间接影响和直接影响的方向相反，即存在遮掩效应。基于上述逻辑，非农就业对农户复种次数的综合影响为-0.963（见回归 5），因此在控制农业生产环节外包的遮掩效应后，非农就业对农户复种次数的影响应为-1.139<sup>①</sup>。由此可见，非农就业虽然会降低农户复种次数，但也会通过促进农户购买农业生产环节外包服务，降低非农就业导致的农业劳动力流失约束，从而间接提高农户复种次数。即非农就业会通过促进农户购买农业生产环节外包服务减弱其在降低农户复种次数中的部分效用。研究假说 H4 部分得到验证。

表 4 非农就业对黄河流域中上游地区农户复种次数的影响机制分析

	回归 7: 农业生产环节外包 (CMP 方法)		回归 8: 复种次数 (CMP 方法)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
非农就业		0.171** (0.087)		-0.908** (0.361)
农业生产环节外包				1.028** (0.361)
所在村非农劳动力占比	0.080** (0.034)			
迁移网络			0.259*** (0.067)	
$atanrho\_12$	-1.333*** (0.430)		0.839*** (0.284)	
Wald 值	199.88		80.61	
观测值	1366		1366	

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中的数字是标准误；③模型已通过多重共线性检验；④控制变量和省份虚拟变量的估计结果略。

表 5 汇报了粮食作物生产环节外包在非农就业影响农户粮食作物种植比例中的间接效应。其中，回归 9 是检验非农就业对农户购买粮食作物生产环节外包服务影响的回归结果；回归 10 是检验在控

<sup>①</sup>非农就业对农户复种次数的影响的计算式为： $-0.963 - (0.171 \times 1.028) = -1.139$ 。

制了非农就业对农户粮食作物种植比例的直接影响后，粮食作物生产环节外包对农户粮食作物种植比例影响的回归结果。回归 9 第一阶段的估计结果显示，所在村非农劳动力占比对农户非农就业的影响在 5%的水平上具有统计显著性；回归 10 第一阶段的估计结果显示，迁移网络对农户非农就业的影响在 1%的水平上具有统计显著性，满足工具变量相关性条件。进一步地，回归 9~回归 10 的内生性检验参数  $atanhrho\_12$  均在 1%的水平上显著不为 0，说明非农就业变量在模型估计中存在内生性。从第二阶段的回归结果来看，在纠正可能的内生性偏误后，非农就业对农户购买粮食作物生产环节外包服务的影响具有显著的正向作用（见回归 9），在控制了非农就业对农户粮食作物种植比例的直接影响后，粮食作物生产环节外包对农户粮食作物种植比例的影响仍具有显著的正向作用（见回归 10）。这说明，非农就业通过促进农户购买粮食作物生产环节外包服务进而提升农户粮食作物种植比例的间接效应显著。非农就业对农户粮食作物种植比例的直接影响具有显著的正向作用（见回归 10），说明非农就业对农户粮食作物种植比例的直接效应也显著。

对比以上回归结果中非农就业直接影响的系数(1.271)与非农就业间接影响的系数(0.242×6.171)的符号，发现非农就业对农户粮食作物种植比例的间接影响和直接影响的方向相同，即存在部分中介效应。其中，粮食作物生产环节外包的中介效应占总效应的比例为 82.69%<sup>①</sup>。可见，非农就业通过促进农户购买粮食作物生产环节外包服务间接提高了农户粮食作物种植比例。研究假说 H5 得到验证。

表 5 非农就业对黄河流域中上游地区农户粮食作物种植比例的影响机制分析

	回归 9: 粮食作物生产环节外包 (CMP 方法)		回归 10: 粮食作物种植比例 (CMP 方法)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
非农就业		0.242** (0.103)		1.271*** (0.459)
粮食作物生产环节外包				6.171*** (0.785)
所在村非农劳动力占比	0.080** (0.034)			
迁移网络			0.235*** (0.067)	
$atanhrho\_12$	-1.684*** (0.415)		-1.080*** (0.297)	
Wald 值	110.45		782.86	
观测值	1366		1366	

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中的数字是标准误；③模型已通过多重共线性检验；④控制变量和省份虚拟变量的估计结果略。

#### （四）异质性分析

为了进一步细化非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响，本文分别考察了不同家庭收入类型与不同耕地经营规模下两者关系的异质性。

1.不同家庭收入类型下非农就业对农户种植结构影响的异质性。参考既有研究（王艳、周曙东，2014），本文以样本农户务工收入占家庭总收入的比例为划分依据，将农户家庭收入类型划分为以农

<sup>①</sup>粮食作物生产环节外包的中介效应占总效应的比例的计算式为： $0.242 \times 6.171 \div 1.806 = 0.8269$ 。即该占比为 82.69%。

业收入为主和以非农收入为主两大类<sup>①</sup>。

表 6 是非农就业对农户是否退出农业生产影响的分样本回归结果。其中,回归 11 是以农业收入为主的样本组的回归结果,回归 12 是以非农收入为主的样本组的回归结果,在纠正可能的内生性偏误后,非农就业对农户是否退出农业生产的影响均具有正向作用,且在 1%的水平上显著。进一步地,从第二阶段的估计系数来看,非农就业对农户是否退出农业生产的影响在以非农收入为主的样本组中较大。这说明,非农就业对农户是否退出农业生产的影响在不同家庭收入类型下存在差异,以非农收入为主的农户存在较大的潜在离农风险。

表 6 非农就业对黄河流域中上游地区农户是否退出农业生产影响的分样本回归结果

	以农业收入为主的样本		以非农收入为主的样本	
	回归 11 (CMP 方法)		回归 12 (CMP 方法)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
非农就业		0.028*** (0.004)		0.034*** (0.004)
迁移网络	0.365*** (0.074)		0.236*** (0.087)	
atanrho_12	-0.641** (0.320)		-1.101** (0.468)	
Wald 值	474.13		400.52	
观测值	996		671	

注: ①\*\*\*、\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平; ②括号中的数字是标准误; ③模型已通过多重共线性检验; ④控制变量和省份虚拟变量的估计结果略。

表 7 汇报了非农就业对农户复种次数影响的分样本回归结果。回归 13 是以农业收入为主的样本组的 CMP 回归结果,内生性检验参数不显著异于 0,则参考 Tobit 模型的估计结果即可。回归 14 的结果显示,非农就业对农户复种次数的影响为负,但不显著。回归 15 是以非农收入为主的样本组的 CMP 回归结果,在纠正可能的内生性偏误后,非农就业对农户复种次数有显著的负向影响。这说明,非农就业对农户复种次数的影响在不同家庭收入类型下存在差异,在以非农收入为主的样本组中更为明显。

表 7 非农就业对黄河流域中上游地区农户复种次数影响的分样本回归结果

	以农业收入为主的样本			以非农收入为主的样本	
	回归 13 (CMP 方法)		回归 14	回归 15 (CMP 方法)	
	第一阶段	第二阶段	(Tobit 模型)	第一阶段	第二阶段
非农就业		-0.757 (0.536)	-0.029 (0.034)		-1.546** (0.770)
迁移网络	0.186** (0.077)			0.295*** (0.101)	
atanrho_12	0.677 (0.435)			1.277*** (0.402)	
Wald 值	59.17			24.62	
似然比				102.21***	
调整的 R <sup>2</sup>				0.012	

<sup>①</sup>将务工收入占家庭总收入的比例小于 50%的农户划分为以农业收入为主的样本组农户,将务工收入占家庭总收入的比例大于或等于 50%的农户划分为以非农收入为主的样本组农户。

非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响

观测值	855	855	511
-----	-----	-----	-----

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中的数字是标准误；③模型已通过多重共线性检验；④控制变量和省份虚拟变量的估计结果略。

表 8 汇报了非农就业对农户粮食作物种植比例影响的分样本回归结果。回归 16 和回归 17 分别是以农业收入为主的样本组和以非农收入为主的样本组的回归结果，在纠正可能的内生性偏误后，非农就业均在 5%的显著性水平上正向影响农户粮食作物种植比例。但从第二阶段的估计系数来看，非农就业对农户粮食作物种植比例的影响在以农业收入为主的样本组中较大。这说明，非农就业对农户粮食作物种植比例的影响在不同家庭收入类型下存在差异，在以农业收入为主的样本组中相对明显。

表 8 非农就业对黄河流域中上游地区农户粮食作物种植比例影响的分样本回归结果

	以农业收入为主的样本		以非农收入为主的样本	
	回归 16 (CMP 方法)		回归 17 (CMP 方法)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
非农就业	2.425** (1.125)		1.602** (0.733)	
迁移网络	0.186** (0.077)		0.295*** (0.101)	
atanrho_12	-1.442*** (0.433)		-0.990*** (0.357)	
Wald 值	104.31		138.97	
观测值	855		511	

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中的数字是标准误；③模型已通过多重共线性检验；④控制变量和省份虚拟变量的估计结果略。

2.不同耕地经营规模下非农就业对农户种植结构影响的异质性。基于中国小农大量且长期存在的基本国情（张露、罗必良，2018），本文进一步分析了非农就业对农户种植结构影响的规模异质性。在规模划分时，本文主要参考两种标准：其一是按照世界银行对小农户标准的界定，将家庭耕地经营面积小于 2 公顷的农户定义为小农户，将家庭耕地经营面积大于或等于 2 公顷的农户定义为规模农户；其二是参考卢华等（2021）的做法，将经营规模小于当地县域平均经营规模的农户定义为小农户，将经营规模大于或等于当地县域平均经营规模的农户定义为规模农户。经研究发现，两种划分方法的估计结果基本一致，由于篇幅所限，这里仅汇报第二种划分方法的回归结果。

表 9 汇报了非农就业对农户是否退出农业生产影响的规模异质性回归结果。其中，回归 18 是小农户样本的 CMP 回归结果，在纠正可能的内生性偏误后，非农就业在 1%的显著性水平上提升了小农户退出农业生产的概率。回归 19 是规模农户样本的回归结果，内生性检验参数不显著异于 0，则参考回归 20 的 Probit 模型估计结果即可。回归 20 的估计结果显示，非农就业在 1%的显著性水平上提升了规模农户退出农业生产的概率。从估计系数来看，非农就业对小农户是否退出农业生产影响的系数值大于非农就业对规模农户是否退出农业生产影响的系数值。这说明，非农就业对农户是否退出农业生产的影响在不同规模农户间存在差异，且小农户的潜在离农风险较大。

表 9 非农就业对黄河流域中上游地区农户是否退出农业生产影响的规模异质性分析

非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响

	小农户样本		规模农户样本		
	回归 18 (CMP 方法)		回归 19 (CMP 方法)		回归 20
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	(Probit 模型)
非农就业	0.026*** (0.006)		0.018 (0.013)		0.014*** (0.003)
迁移网络	0.311*** (0.066)		0.469*** (0.111)		
atanrho_12	-0.629* (0.348)		-0.139 (0.427)		
Wald 值	506.96		79.90		
似然比					74.67***
调整的 R <sup>2</sup>					0.310
观测值	1203		464		464

注：①\*\*\*、\*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②括号中的数字是标准误；③模型已通过多重共线性检验；④控制变量和省份虚拟变量的估计结果略。

表 10 汇报了非农就业对农户复种次数影响的规模异质性回归结果。回归 21 是小农户样本的回归结果，回归 22 是规模农户样本的回归结果，在纠正可能的内生性偏误后，非农就业对小农户和规模农户复种次数的影响分别在 5%和 10%的水平上显著为负。从第二阶段估计系数的绝对值来看，非农就业对小农户复种次数的影响效应小于非农就业对规模农户复种次数的影响效应。这说明，非农就业对农户复种次数的影响存在规模异质性，且对规模农户的影响较大。

表 10 非农就业对黄河流域中上游地区农户复种次数影响的规模异质性分析

	小农户样本		规模农户样本	
	回归 21 (CMP 方法)		回归 22 (CMP 方法)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
非农就业	-1.029** (0.491)		-1.059* (0.623)	
迁移网络	0.261*** (0.083)		0.266** (0.117)	
atanrho_12	0.940*** (0.352)		0.925** (0.465)	
Wald 值	41.22		33.77	
观测值	934		432	

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号中的数字是标准误；③模型已通过多重共线性检验；④控制变量和省份虚拟变量的估计结果略。

表 11 汇报了非农就业对农户粮食作物种植比例影响的规模异质性回归结果。其中，回归 23 是小农户样本的回归结果，回归 24 是规模农户样本的回归结果，在纠正可能的内生性偏误后，非农就业均在 5%的显著性水平上正向影响农户粮食作物种植比例。从第二阶段的估计系数来看，非农就业对小农户粮食作物种植比例影响的系数值小于非农就业对规模农户粮食作物种植比例影响的系数值。这说明，非农就业对农户粮食作物种植比例的影响存在规模异质性，且对规模农户的影响较大。

表 11 非农就业对黄河流域中上游地区农户粮食作物种植比例影响的规模异质性分析

	小农户样本	规模农户样本
--	-------	--------

非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响

	回归 23 (CMP 方法)		回归 24 (CMP 方法)	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
非农就业		1.564** (0.619)		2.224** (0.988)
迁移网络	0.261*** (0.083)		0.266** (0.116)	
atanrho_12	-1.011*** (0.330)		-1.507*** (0.429)	
Wald 值	197.59		91.12	
观测值	934		432	

注：①\*\*\*、\*\*分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中的数字是标准误；③模型已通过多重共线性检验；④控制变量和省份虚拟变量的估计结果略。

### (五) 稳健性分析

为了进一步证实本文分析结果的科学性与可靠性，本文通过调整核心解释变量、被解释变量以及采用子样本回归等方法进行稳健性检验。首先，本文使用农户 2019 年的工资性收入占家庭总收入的比例来表征农户非农就业状况，采用替代变量法对模型稳健性进行检验；其次，本文定义了农户种植类别与经济作物种植比例变量，分析非农就业对农户种植类别与经济作物种植比例的影响，从侧面对模型稳健性进行检验；最后，本文删除了 45 岁以下及 65 岁以上的样本，采用子样本回归法对模型稳健性进行检验。经过回归分析发现，三种方法下非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响与上文估计结果基本一致，结论较为稳健。由于篇幅所限，不再一一列示。

## 五、研究结论与政策启示

本文聚焦于兼备生态安全屏障与农产品生产功能的黄河流域中上游地区，从农户退出农业生产、复种次数与粮食作物种植比例三个方面，剖析了非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响，并分析了农业生产环节外包在非农就业与农户种植结构关系中的间接作用，以及不同家庭收入类型与不同耕地经营规模下非农就业影响农户种植结构的异质性。总体来看，非农就业虽暂未引发黄河流域中上游地区农户种植结构“去粮化”，但仍增加了农户的离农风险以及农作物的减产风险，而农业生产环节外包可能是保障国家粮食安全的有效措施之一。具体而言，本文的研究结论主要包括以下三点。

第一，非农就业会促使农户退出农业生产、降低农户复种次数、提升农户粮食作物种植比例，在解决内生性后上述结果仍然稳健。第二，农业生产环节外包在非农就业对农户种植结构影响中发挥了间接效应。一方面，农业生产环节外包会减弱非农就业在降低农户复种次数中的部分效用；另一方面，粮食作物生产环节外包服务会增强非农就业在提高农户粮食作物种植比例中的效应。第三，非农就业对农户种植结构的影响在不同家庭收入类型与不同耕地经营规模下存在差异。首先，非农就业对农户是否退出农业生产与农户复种次数的影响在以非农收入为主样本组中较大；非农就业对农户粮食作物种植比例的影响在以农业收入为主样本组中较大。其次，相对于规模农户，非农就业对小农户是否退出农业生产的影响较大，对小农户复种次数与粮食作物种植比例的影响较小。

基于本文研究结论，可得出如下政策启示：第一，长期来看，要高度重视非农就业程度提升导致

的农户离农风险，尤其是以非农收入为主的农户及小农户；第二，谨防非农就业程度提升导致的农户复种次数降低，从而引致的农作物减产风险，且需重点关注以非农收入为主的农户及规模农户；第三，进一步推动农业生产环节外包服务市场的发育与完善，鼓励并引导农户购买农业生产环节外包服务。

#### 参考文献

- 1.陈风波、丁士军，2006：《农村劳动力非农化与种植模式变迁——以江汉平原稻农水稻种植为例》，《南方经济》第9期。
- 2.董小菁、纪月清、钟甫宁，2020：《农业水价政策对农户种植结构的影响——以新疆地区为例》，《中国农村观察》第3期。
- 3.段培，2018：《农业生产环节外包行为响应与经济效应研究》，西北农林科技大学博士学位论文。
- 4.高明、徐天祥、朱雪晶、汪磊，2012：《兼业背景下贫困地区农户资源配置的特征与效率分析》，《经济社会体制比较》第2期。
- 5.韩一军、赵霞，2020：《构建新时期粮食安全战略政策体系》，《中国科技奖励》第12期。
- 6.黄祖辉、高钰玲，2012：《农民专业合作社服务功能的实现程度及其影响因素》，《中国农村经济》第7期。
- 7.纪月清、钟甫宁，2013：《非农就业与农户农机服务利用》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期。
- 8.李家科、彭凯、郝改瑞、李怀恩、李舒，2021：《黄河流域非点源污染负荷量化与控制研究进展》，《水资源保护》第1期。
- 9.卢华、陈仪静、胡浩、耿献辉，2021：《农业社会化服务能促进农户采用亲环境农业技术吗》，《农业技术经济》第3期。
- 10.芦千文，2019：《中国农业生产性服务业：70年发展回顾、演变逻辑与未来展望》，《经济学家》第11期。
- 11.罗必良，2017：《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》，《中国农村经济》第11期。
- 12.罗必良、仇童伟，2018：《中国农业种植结构调整：“非粮化”抑或“趋粮化”》，《社会科学战线》第2期。
- 13.齐元静、唐冲，2017：《农村劳动力转移对中国耕地种植结构的影响》，《农业工程学报》第3期。
- 14.檀竹平、洪杰尧、罗必良，2019：《农业劳动力转移与种植结构“趋粮化”》，《改革》第7期。
- 15.王艳、周曙东，2014：《花生种植户机械化技术采纳行为实证分析》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期。
- 16.王翌秋、陈玉珠，2016：《劳动力外出务工对农户种植结构的影响研究——基于江苏和河南的调查数据》，《农业经济问题》第2期。
- 17.王铮、丁冠群、吴乐英、田园、翟石艳、周晓芳，2021：《黄河流域区域发展优势与经济带生成可能》，《中国人口·资源与环境》第2期。
- 18.温忠麟、叶宝娟，2014：《中介效应分析：方法和模型发展》，《心理科学进展》第5期。
- 19.许庆、陆钰凤、张恒春，2020：《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗？——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》，《中国农村经济》第4期。
- 20.薛庆根、王全忠、朱晓莉、周宏，2014：《劳动力外出、收入增长与种植业结构调整——基于江苏省农户调查数

据的分析》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第6期。

21. 闫周府、吴方卫、袁凯彬, 2021: 《劳动禀赋变化、技术选择与粮食种植结构调整》，《财经研究》第4期。
22. 杨芳, 2019: 《社会网络对农户生产决策的影响研究》，西南大学博士学位论文。
23. 杨胜天、刘昌明、王鹏新, 2003: 《黄河流域土壤水分遥感估算》，《地理科学进展》第5期。
24. 杨万江、王绎, 2013: 《我国双季稻区复种变化及影响因素分析——基于10个水稻主产省的实证研究》，《农村经济》第11期。
25. 杨永春、穆焱杰、张薇, 2020: 《黄河流域高质量发展的基本条件与核心策略》，《资源科学》第3期。
26. 叶兴庆, 2018: 《我国农业经营体制的40年演变与未来走向》，《农业经济问题》第6期。
27. 于法稳、方兰, 2020: 《黄河流域生态保护和高质量发展的若干问题》，《中国软科学》第6期。
28. 张露、罗必良, 2018: 《小农生产如何融入现代农业发展轨道？——来自中国小麦主产区的经验证据》，《经济研究》第12期。
29. 张丽娟, 2021: 《非农就业对农户是否选择购买地下水灌溉服务的影响——基于跨度16年5轮实地追踪调查数据的实证分析》，《中国农村经济》第5期。
30. 赵一玮、李冬、陈楠、吴艺楠, 2020: 《高质量发展要求下黄河中上游煤化工产业环境管理建议》，《中国环境管理》第6期。
31. 郑旭媛、徐志刚, 2017: 《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》，《经济学（季刊）》第1期。
32. 郑阳阳、罗建利, 2019: 《农户缘何不愿流转土地：行为背后的解读》，《经济学家》第10期。
33. 钟甫宁、陆五一、徐志刚, 2016: 《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗？——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》，《中国农村经济》第7期。
34. Hess, Sebastian, 2011, “Outsourcing Decision of Pig Producers in BADEN-WÜRTTEMBERG”, Conference Paper, 51st Annual Conference of the German Association of Agricultural Economists, Germany: Halle, <https://econpapers.repec.org/paper/agsgewi11/114509.htm>.
35. Hu, F., 2012, “Migration, Remittances, and Children’s High School Attendance: The Case of Rural China”, *International Journal of Educational Development*, 32(3): 401-411.
36. Kung, K. S., 2002, “Off-Farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China”, *Journal of Comparative Economics*, 30(2), 395-414.
37. Roodman, D., 2011, “Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Model with CMP”, *The Stata Journal*, 29(2): 159-206.
38. Stark, O., and D. E. Bloom, 1985, “The New Economics of Labor Migration”, *American Economic Review*, 75(2): 173-178.
39. Taylor, J. E., and A. Yunez-Naude, 2000, “The Returns from Schooling in a Diversified Rural Economy”, *American Journal of Agricultural Economics*, 82(2): 287-297.
40. Taylor, J. E., S. Rozelle, and A. de Brauw, 2003, “Migration and Incomes in Source Communities: A New Economics of Migration Perspective from China”, *Economic Development and Cultural Change*, 52(1): 75-101.

41. Yin, N., Q. Huang, Z. Yang, and Y. Wang, 2016, "Impacts of Off-farm Employment on Irrigation Water Efficiency in North China", *Water*, 8(10): 452-467.

42. Zhao, Y. 2003, "The Role of Migrant Networks in Labor Migration: The Case of China", *Contemporary Economic Policy*, 21(4):500-511.

(作者单位: <sup>1</sup>西北农林科技大学经济管理学院;

<sup>2</sup>西南财经大学中国西部经济研究中心)

(责任编辑: 黄 易)

## **The Impacts of Non-agricultural Employment on Farmers' Planting Structure in the Middle and Upper Reaches of the Yellow River Basin**

CHANG Qian ZHANG Congying WANG Linwei JIN Boyu ZHAO Minjuan

**Abstract:** This article analyzes the impact of non-agricultural employment on farmers' planting structure in the middle and upper reaches of the Yellow River Basin from three aspects, namely, the decision to withdraw from agricultural production, multiple-cropping times and grain crop planting proportion. The study also pays attention to the indirect effect of agricultural production outsourcing on the impact of non-agricultural employment on farmers' planting structure, and the heterogeneity of the impacts under different family income types and different land scale. The results show that, first of all, non-agricultural employment can encourage farmers to withdraw from agricultural production, reduce farmers' multiple-cropping times and increase farmers' grain crop planting proportion, and this conclusion is still stable after endogenous problems are controlled. Secondly, non-agricultural employment not only affects farmers' planting structure in a direct way, but also in an indirect way by affecting farmers' purchase of agricultural production outsourcing services. Specifically, by promoting farmers to purchase agricultural production outsourcing services, non-agricultural employment weakens some of its effectiveness in reducing farmers' multiple-cropping times. And by promoting farmers to purchase grain crop production outsourcing services, non-agricultural employment improves its effectiveness in increasing the proportion of farmers' grain crop planting. Thirdly, the impact of non-agricultural employment on farmers' planting structure is heterogeneous under different family income types and different land scale. Although non-agricultural employment has not led to the "replacement of grain", it is easy to lead to the risk of farmers leaving agriculture and the risk of crop production reduction. Moreover, strengthening agricultural production outsourcing plays an important role in ensuring food security under the background of labor transfer.

**Keywords:** Food Security; Planting Structure; Non-agricultural Employment; Yellow River Basin; Outsourcing