

农业部门就业缓冲作用的再认识*

——来自新冠肺炎疫情前后农村劳动力就业的证据

白云丽¹ 曹月明^{1,2} 刘承芳^{3,4} 张林秀^{1,2}

摘要：新冠肺炎疫情暴发致使全球劳动力市场遭受重创，疫情对农村劳动力就业的影响及其复苏情况是政策制定者和学者关注的焦点。本文基于中国农村发展调查 2018 年和 2020 年跨越疫情前后的面板数据，在厘清新冠肺炎疫情对农村劳动力非农就业影响的基础上，系统分析了疫情期间农业部门的就业缓冲作用。研究表明，疫情暴发后的一年内，18% 的农村劳动力失去了其非农就业岗位；即便是那些保住非农就业岗位的劳动力，其就业时长缩短了 5.7%，年工资收入减少了 5.3%。农业部门在疫情中发挥了巨大的就业缓冲作用。在疫情中失去非农就业的农村劳动力中，有 61.2% 返回农业部门。家庭承包耕地面积以及耕地转入行为对劳动力失去非农就业后返回农业部门有显著的正向影响。异质性分析结果表明，疫情期间农业部门的就业缓冲作用具有包容性，对年长、文化程度较低和西部地区农村劳动力的就业缓冲作用更明显。这些结果说明，新时期农业部门依然是农村劳动力的“蓄水池”。

关键词：新冠肺炎疫情 农业部门 农村劳动力 非农就业 缓冲作用

中图分类号：F24 **文献标识码：**A

一、引言

新冠肺炎疫情致使全球劳动力市场遭受重创，对发展中国家的影响尤甚。据国际劳工组织（ILO）（2021）估计，疫情导致部分劳动者失业或退出劳动力市场，2020 年全球总就业人数比 2019 年减少 1.14 亿。分国别看，2020 年 2—3 月，美国就业人数减少了 7%（Coibion et al., 2020）；2—4 月期间，加拿大就业人数减少了 15%，20~64 岁工人的周工作时长减少了 32%（Lemieux et al., 2020）；3—4 月期间，澳大利亚居民的月工作时长减少了 9.5%（Borland and Charlton, 2020）。与 2019 年相比，2020 年 3—5 月印度居民的周平均收入下降了 57%，周工作时长减少了 73%（Lee et al., 2020）。与 2020 年 2 月相比，4 月份加纳疫情封锁地区工人就业人数减少了 34.3%，8 月和 9 月的周平均收入分别下降

*本文研究受到国家自然科学基金青年项目“农户兼业行为的动态演变及其影响因素研究”（编号：71903185）、国家自然科学基金杰出青年项目“农村教育管理与政策”（编号：71925009）的资助。本文通讯作者：刘承芳。

了 25.8% 和 34.9% (Schotte et al., 2021)。中国 2020 年 2 月城镇就业人数比 2019 年 12 月减少约 16% (7000 万人), 总工作时间减少 30% 以上 (Kemp and Spearritt, 2021), 城镇失业率上升至 6.2%, 创 2018 年 1 月以来的最高纪录 (都阳, 2020)。

新冠肺炎疫情对中国农村劳动力的就业冲击更大。具体表现在两方面: 一是农民工工资下降, 不利于巩固脱贫攻坚成果。Zhang et al. (2021) 基于 2018 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据开展模拟研究, 发现疫情期间 70% 的农民工工资出现不同程度的减少。芦千文等 (2020) 基于网络调查数据的研究显示, 76.8% 的农户预计自己全年收入将减少 5% 以上。Luo et al. (2020) 基于对长期追踪调查农户的电话回访数据发现, 疫情暴发后 7.1% 的非贫困户认为自己可能会陷入贫困, 23% 的脱贫户认为自己面临返贫风险。二是由于封闭式管理、隔离等防疫措施, 农民工滞留农村或失业返乡。截至 2020 年 6 月底, 中国失业率高达 11%, 远超出其他年份的同期水平 (蔡昉等, 2021)。2020 年农民工数量比 2019 年减少 517 万人, 下降了 1.8%^①。

农业部门作为劳动力的“蓄水池”在非农就业市场受到冲击时发挥了重要的缓冲作用。基于亚洲国家的实证研究结果显示, 农村劳动力面临外生冲击时会从非农部门转移到农业部门 (Fallon and Lucas, 2002; Huang et al., 2011)。在 20 世纪末的亚洲金融危机期间, 泰国和印度尼西亚等国的农业部门在短期内吸纳了大量非农部门的下岗劳动力 (Fallon and Lucas, 2002; Frankenberg et al., 2003)。就中国而言, Zhang et al. (2001) 基于 1988—1996 年苏北地区农户调查数据, 研究发现随着 GDP 增速放缓, 企业用工减少, 退出非农就业的农村劳动力返乡务农, 对维护社会稳定和保障农户生计起到了重要的就业缓冲作用。此外, 受 2008 年全球金融危机影响, 中国大量农村外出劳动力长时间没有工作, 其中 56% 回到农业部门, 外出务工人员的平均月收入比上一年减少 2.4%, 但农业部门的就业缓冲作用使他们得以快速调整就业策略 (Huang et al., 2011)。

农村劳动力返乡务农离不开农业生产要素, 尤其是耕地资源。近年来, 中国农业生产组织方式发生了很大改变, 农村劳动力与其他农业生产要素分离, 一定程度上增加了非农就业的农村劳动力返回农业部门就业的不确定性。一方面, 随着农业社会化服务体系的不断完善, 农业生产的某些或全部环节对劳动力的需求降低 (钟真等, 2020)。截至 2019 年底, 中国共有农机、农资、销售等合作社 20 余万个^②, 再加上众多农业社会化服务主体, 可以提供农业生产托管等多种社会化服务, 农业生产对劳动力的需求有所下降。另一方面, 随着农地流转市场的不断规范, 农村劳动力难以像以前一样在农业部门与非农部门之间随时转换。截至 2019 年底, 全国流转耕地面积占承包耕地总面积的 34%, 其中有流转合同的耕地面积占总流转耕地面积的 65.6%^③。农业社会化服务的发展与农地流转市场的规范化, 在客观上使得非农就业的劳动力难以在短期内返回农业生产活动中。

新冠肺炎疫情期间农业部门是否依然对农村劳动力发挥了就业缓冲作用? 该缓冲作用有多大? 该

^①参见《2020 年农民工监测调查报告》, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202104/t20210430_1816933.html。

^②数据来源: <http://zdscxx.moa.gov.cn:8080/nyb/pc/index.jsp>。

^③数据来源: <http://zdscxx.moa.gov.cn:8080/nyb/pc/frequency.jsp>。

缓冲作用对于不同区域、不同类型的农村劳动力有什么不同？回答这些问题对于后疫情时代的分类施策、精准施策具有重要意义。为此，本文利用2018年和2020年跨越疫情前后的农村劳动力个人及其家庭和村庄的一手面板数据，在分析新冠肺炎疫情对中国农村劳动力非农就业冲击的基础上，重点从家庭耕地禀赋和耕地流转视角，考察农业部门在疫情期间的就业缓冲作用及其地域和群体异质性，以期相关部门决策提供依据^①。

二、理论分析与研究假说

二元经济结构理论认为，劳动力在农业部门与非农部门间流动以追求效用最大化（Fei and Ranis, 1967）。对于农村劳动力而言，其就业状态大体可分为在农村从事农业活动、在农村非农就业和在城市非农就业。鉴于农业部门与非农部门之间的生产效率差异和城市工资溢价（黄季焜和史鹏飞, 2021；胡雯和张锦华, 2021），农村劳动力在城市非农就业的经济收益大于务农的经济收益。同时，农村劳动力退出城市的成本可以忽略不计。由于中国特有的户籍制度，农民工在打工城市无法平等享受医疗、养老保险及儿童教育等基本公共服务，大部分农民工选择独自进城务工（卢海阳等, 2015），退出城市的成本相对较低。因此，当劳动力在宏观经济波动期间骤然失去非农工作时，通常面临两种选择：一是继续留在城镇或返回农村寻找非农工作。这部分劳动力可能会因为工资下降进而选择长期待业或转为非正规就业（Huang et al., 2011）。二是返回农村从事农业生产。这部分劳动力可能由于长期失业、没有工资收入而返回农业部门从事农业生产活动。

农村劳动力从非农部门返回农业部门从事生产活动离不开土地资源，而中国的土地制度和土地规模经营政策可能为此提供契机。一方面，中国的土地制度保障了农民对土地的实际控制能力。家庭联产承包责任制明确规定农民享有土地承包权和经营权。尽管参与非农就业的农村劳动力可能会转出土地经营权或者选择兼业化生产方式（钟甫宁, 2021），但仍保有土地承包权，对土地具有一定的实际控制能力。另一方面，中国致力于促进土地流转市场发展，出台了一系列奖励和补贴政策，着力培育专业大户、家庭农场等新型农业经营主体，给非农就业市场受到冲击而失业的农村劳动力提供了一个实现农业再就业的政策、市场环境（李江一和秦范, 2022）。基于此，本文提出研究假说1。

H1：当受到新冠肺炎疫情冲击时，农村劳动力在退出非农就业后返回农业部门的可能性与其家庭耕地面积和耕地流转行为相关。具体而言，家庭承包耕地面积越大，其成员在退出非农就业后返回农业部门的可能性越高；家庭转入（转出）耕地的可能性越大，其成员在退出非农就业后返回农业部门的可能性越高（低）。

劳动力从非农部门返回到农业部门，其本质是一个就业选择的过程，不同特征劳动力的就业情况迥异。Low（1986）在其农户模型中指出，农户内部各个劳动者获得工资收入的能力存在显著差异，在存在劳动力、土地等要素市场的条件下，农户参与市场需要其成员在务农和非农活动之间做出选择。该模型说明农户能够灵活适应各种不同的假设前提，并且针对可能面临的各种环境做出调整。当非农

^①由于新冠肺炎疫情还在持续，本文中的“疫情后”指疫情暴发一年内的情形，即2020年。

就业市场面临外生冲击时，农户内部家庭成员也会根据各自不同的特征或能力做出就业调整。

首先，在性别方面，由于中国“男耕女织”“男主外、女主内”的传统，在退出非农就业后，男性更倾向于返回农业部门从事农业生产活动，而女性则更多从事家务活动（Huang et al., 2011）。但也有研究表明，在耕地资源有限、人口众多的发展中国家，农业劳动力女性化现象十分明显，女性已然成为农业经营的主体（De Brauw et al., 2013; Neog and Sahoo, 2020）。因此，在非农就业机会缩减的情形下，农业部门对男性和女性就业缓冲作用的差异有待开展实证研究。基于上述分析，本文提出研究假说 2。

H2: 家庭承包耕地面积、耕地流转情况对男性和女性返回农业部门的影响不存在显著差异。

其次，对于被迫返乡的农村劳动力而言，从事农业生产还需要具备“务农意愿”和“务农技能”。然而，已有研究表明，农村年轻劳动力，尤其是“90 后”或更年轻的劳动力，既缺少“务农意愿”又缺乏“务农技能”（黄季焜和靳少泽, 2015; 曾俊霞等, 2020）。因此，即使在非农就业机会短缺的情形下，家庭耕地经营情况对他们返回农业部门的影响也较小。

最后，受教育程度高的农村劳动力更容易获得非农就业机会（Wang et al., 2019），疫情对他们非农就业的影响更可能是一种短暂现象，他们更倾向于等待非农再就业机会。此外，疫情暴发后，封闭式管理等防疫措施，客观上对外出非农就业劳动力的影响比对就近非农就业劳动力的影响更大。西部地区就近非农就业机会有限，失去非农工作的农村劳动力更有可能返回农业部门。因此，家庭耕地经营情况对他们返回农业部门的影响可能较大。基于上述分析，本文提出研究假说 3。

H3: 家庭承包耕地面积、耕地流转情况对某些弱势群体（年长、受教育程度低、西部地区农村劳动力）返回农业部门的影响更大。

三、数据来源、模型设定与变量选取

（一）数据来源

本文采用的数据来自笔者所在课题组多年来开展的中国农村发展调查（China Rural Development Survey, CRDS）所形成的面板数据库。CRDS 始于 2005 年，截至 2019 年已经开展过 6 轮面对面跟踪调查，调查年份分别是 2005 年、2008 年、2012 年、2014 年、2016 年和 2019 年，每轮调查均收集了上一年度的信息。最近一轮（即第 7 轮）调查是在 2021 年 4 月，受疫情影响，调查采取电话访谈形式。2005 年首轮调查基于分层随机抽样的方法，抽取 5 个省 100 个村 2000 户农户作为样本。抽样步骤如下：首先，根据农业生态条件及社会经济发展特征，将中国大陆省份除去 4 个直辖市外的 27 个省份划分为五大区域，分别为东北地区（黑龙江省、吉林省和辽宁省）、东部沿海地区（山东省、江苏省、浙江省、福建省、广东省和海南省）、北部和中部地区（河北省、河南省、湖北省、安徽省、湖南省和江西省）、西北黄土高原地区（山西省、陕西省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、甘肃省、青海省、新疆维吾尔自治区）、西南地区（四川省、贵州省、云南省、广西壮族自治区、西藏自治区）。在每个区域随机抽取 1 个样本省，共抽取吉林省、江苏省、河北省、陕西省和四川省 5 个样本省。其次，按照人均工业总产值将省内所有县（市）降序排列，然后使用等距抽样法抽取 5 个县。在每个样

本县，先将各乡镇按照人均工业总产值降序排列，并分为高低两组，在每组随机抽取1个乡镇作为样本乡镇。在每个样本乡镇，按照人均纯收入将行政村分为两组（高收入组和低收入组），在每组内随机选取1个行政村^①。在每个样本村，调查员根据农户花名册随机抽取20户。最终调查对象为2000户农户（5省×5县×2乡镇×2村×20户）。2008年4月、2012年4月、2016年4月和2019年4月，对2005年抽取的2000户进行了4轮跟踪调查，每轮跟踪调查均采用问卷调查的方式收集信息^②。若样本户因家庭成员过世、分家、外嫁或外迁，且经过努力无法成功追踪调查时，调查员将在该村剩余农户中，重新随机选取相应数量的替补户，从而保证每个村的样本户为20户。最终，1200户（不含替补户）参加了前期4轮（2008年、2012年、2016年和2019年）的面对面问卷调查（以下简称“前期4轮调查”），即能形成4期平衡面板数据。2021年电话调查时，受资金和电话访谈方式的限制，课题组从这1200户中，随机抽取了800户进行一对一电话访谈。

按照上述抽样过程，本文将样本农户分为3类：参加过前期4轮调查和2021年电话访谈的800户（子样本A），参加过前期4轮调查但未参加2021年电话访谈的400户（子样本B），和参加过2019年调查但未参加2021年电话访谈的1200户（子样本C）。通过比较3类样本农户2018年时的基本特征，发现除户主受教育年限，其余10个特征在3类农户之间不存在显著差异（见表1），表明用于本文分析的800户基本能够代表原样本农户。

表1 农户样本特征差异（2018年）

农户样本特征统计指标	子样本A 均值	子样本B 均值	子样本C 均值	差异1 (A-B)	差异1的 p值	差异2 (A-C)	差异2的 p值
非农就业劳动力占比(%)	64.63	62.82	62.65	1.81	0.382	1.97	0.222
非农就业小时数(小时/年·户)	4261.85	4397.91	4219.52	-136.06	0.515	42.33	0.795
承包地面积(亩)	8.21	8.48	7.96	-0.28	0.651	0.25	0.591
是否转入耕地(是=1, 否=0)	0.19	0.19	0.19	-0.01	0.982	0.00	0.871
是否转出耕地(是=1, 否=0)	0.20	0.23	0.22	-0.03	0.378	-0.02	0.368
户主性别(男=1, 女=0)	0.92	0.91	0.92	0.01	0.927	0.00	0.719
户主受教育年限(年)	7.64	6.85	7.16	0.79	0.000	0.48	0.003
户主年龄(周岁)	42.95	43.64	43.01	-0.68	0.305	-0.06	0.911
村庄到乡镇的距离(公里)	5.96	5.70	5.73	0.26	0.442	0.24	0.353
村里企业数量(个)	9.18	9.40	8.99	-0.22	0.919	0.19	0.905
村人均可支配收入(元/年)	11859.79	12081.60	12363.58	-221.81	0.591	-503.79	0.126

本文使用调查收集的农户个体、家庭和村庄层面的部分信息进行分析。个体层面信息包括：家庭成员基本状况（如年龄、性别、是否在校生、受教育年限、是否为村干部等）；家庭成员上一年度每个月的非农就业状况，包括是否非农就业、非农就业天数、每天非农就业小时数、非农就业所属行业、工资及奖金收入。CRDS的7轮调查还收集了家庭成员1998—2018年及2020年就业史信息，包括是

^①本文使用“人均可支配收入”测度农村居民收入水平。

^②2014年4月仅针对农地流转问题随机选取了部分样本县的农户进行了问卷调查。

否非农就业、非农就业类型等。家庭层面信息包括：农户耕地经营情况，如承包耕地面积、耕地转入转出状况等。在调查中，大多数受访者是户主。当户主不在家时，由最了解家庭情况的其他家庭成员担任受访者。村庄层面信息包括：年人均可支配收入、村庄到乡镇的距离、村内企业数量等。本文主要用到 2019 年和 2021 年这两轮调查收集的信息，其中，2019 年收集的信息代表疫情之前的情况，2021 年收集的信息代表疫情之后的情况。

如何定义本文的研究对象即农村劳动力？现实生活中中国农村地区很少有“退休”一说，大量超过正规部门规定退休年龄的农村居民仍从事农业或非农生产活动。本文按照国际通用的适龄劳动力定义，将劳动力定义为 16~64 周岁、有劳动能力且不上学的群体。照此定义，同时参加过 2019 年和 2021 年两轮调查的劳动力有 1871 个。如果农村劳动力从事了务农（包括自家的和受雇的）之外的自雇佣或挣工资活动，本文就视其为参与了非农就业。2018 年非农就业劳动力有 1246 个（占 66.6%），这 1246 人即为本文的研究对象（见图 1）。在这 1246 人中，2020 年仍非农就业的有 1019 人（占 81.8%），其中，835 人是给人打工（以下称“挣工资”），184 人是自己干（以下称“自雇佣”）；其余 227 人（占 18.2%）在 2020 年已经退出非农就业市场。

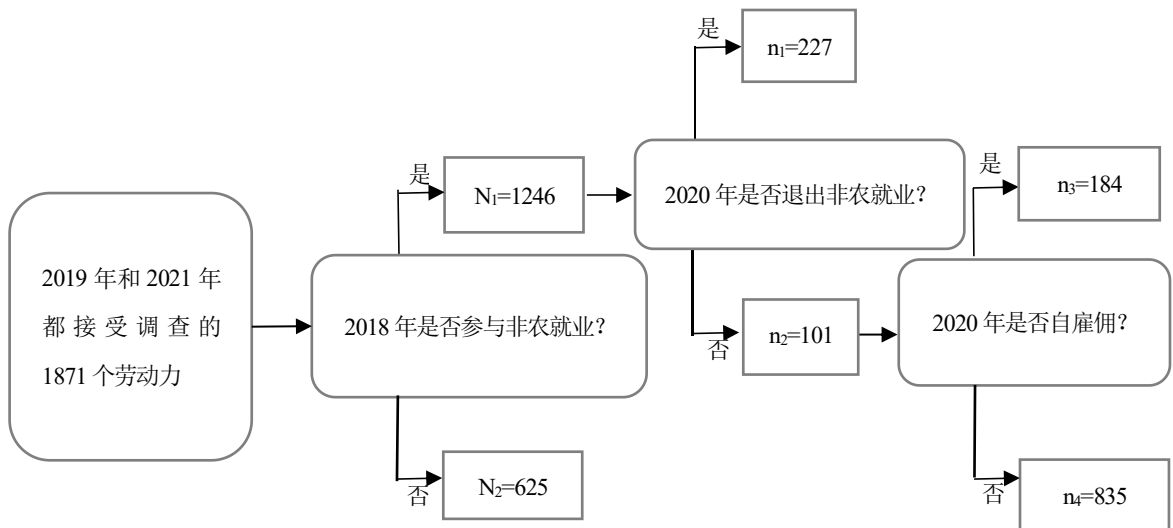


图 1 个体层面的样本量

（二）模型设定

为了考察农村劳动力退出非农就业后返回农业部门就业的影响因素，尤其是家庭经营耕地情况对农业部门就业缓冲作用的影响，需要采取多元回归分析。由于劳动力退出非农就业后是否返回农业部门存在自选择，可能会导致估计系数有偏，因此，本文采用 Heckman Probit 模型进行分析，实证模型设定如下：

$$E_i = \alpha + \beta Land_i + \gamma Land_in_i + \delta Land_out_i + \rho I_i + \sigma F_i + \phi V_i + \theta D_i + \omega S_i + \mu_i \quad (1)$$

$$Y_i = \alpha_0 + \beta_0 Land_i + \gamma_0 Land_in_i + \delta_0 Land_out_i + \rho_0 I_i + \sigma_0 F_i + \phi_0 V_i + \theta_0 D_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(1) 式是选择模型, 其中, E_i 表示劳动力 i 是否退出非农就业, $Land_i$ 、 $Land_in_i$ 和 $Land_out_i$ 分别表示劳动力 i 所在家庭承包耕地面积、是否转入耕地和是否转出耕地, 是本文模型的关键解释变量, I_i 、 F_i 、 V_i 分别是个体、家庭和村庄特征向量, D_i 表示省份虚拟变量, S_i 是一组选择变量, 用以缓解选择偏误导致的内生性问题, μ_i 是误差项。

(2) 式是结果模型, 其中, Y_i 表示劳动力 i 退出非农就业后是否返回农业部门就业, ε_i 是误差项, 其余变量与 (1) 式相同, 标准误在村级层面聚类。

(三) 变量选取

1. 被解释变量。本文将退出非农就业定义为劳动力在 2018 年非农就业, 但 2020 年不再从事非农业生产活动。农村劳动力退出非农就业后大体有四种去向: 务农、做家务、待业和其他。若农村劳动力退出非农就业后从事农业生产活动 (包括自家的和受雇的), 本文则视其为返回农业部门。

2. 解释变量。本文用 3 个变量测量农户耕地经营情况, 即家庭承包耕地面积、是否转入耕地和是否转出耕地。本文将家庭承包耕地面积与耕地流转情况分开加入模型中进行估计。其中, 家庭承包耕地面积是连续变量, 是否转入耕地、是否转出耕地采用二值变量来衡量农户耕地流转情况。

3. 控制变量。根据已有研究, 除了上述解释变量外, 本文还控制了可能影响劳动力是否返回农业部门的个体特征 (I)、家庭特征 (F) 和村庄特征 (V)。其中, I 包括性别、年龄和受教育年限 (Huang et al., 2021); 参照 Wang et al. (2019), F 包含家庭规模、家中是否有村干部、家中是否有 16 岁以下的在校生和家中是否有 65 岁以上的老人; 参照 Bai et al. (2021), V 包含村庄年人均可支配收入、村庄到乡镇的距离以及村内企业数量。此外, 本文还加入了省份虚拟变量 D , 用以控制各省份的差异。

4. 选择变量。由于退出非农就业的农村劳动力是否返回农业部门具有自选择性, 本文还使用了一组影响劳动力是否退出非农就业, 但不直接影响其返回农业部门的选择变量, 用以缓解选择偏误导致的内生性问题。具体以劳动力退出非农就业前是否在制造业就业为参照组, 设定两个虚变量: 劳动力退出非农就业前是否在建筑业就业以及是否在服务业就业。

解释变量、控制变量与选择变量的描述性统计见表 2。

表 2 变量的描述性统计 (2018 年非农劳动力, $N_i=1246$)

变量分类	变量名称	定义 / 单位	均值	标准差	最小值	最大值
家庭耕地经营情况 (关键解释变量)	家庭承包耕地面积	亩	7.30	8.98	0	91.05
	是否转入耕地	是=1, 否=0	0.18	0.38	0	1
	是否转出耕地	是=1, 否=0	0.22	0.42	0	1
个体特征	性别	女=1, 男=0	0.36	0.48	0	1
	年龄	周岁	39.20	11.40	16	62
	受教育年限	年	9.63	3.34	0	19
家庭特征	家庭规模	人	4.79	1.49	1	12
	家中是否有村干部	是=1, 否=0	0.15	0.36	0	1
	家中是否有 16 岁以下的在校生	是=1, 否=0	0.50	0.50	0	1

(续表 2)

	家中是否有 65 岁以上的老人	是=1, 否=0	0.38	0.48	0	1
村庄特征	人均可支配收入	元/年	12729.88	7062.06	1200	35000
	村庄到乡镇的距离	公里	5.81	5.59	0	30
	村内企业数量	个	7.99	11.95	0	110
省份(以“江苏省”为参照组)	四川省	是=1, 否=0	0.20	0.40	0	1
	陕西省	是=1, 否=0	0.22	0.41	0	1
	吉林省	是=1, 否=0	0.18	0.38	0	1
	河北省	是=1, 否=0	0.20	0.40	0	1
选择变量(以“疫情前是否在制造业就业”为参照组)	疫情前是否在建筑业就业	是=1, 否=0	0.19	0.39	0	1
	疫情前是否在服务业就业	是=1, 否=0	0.54	0.50	0	1

四、新冠肺炎疫情对中国农村劳动力非农就业的影响

(一) 对整体就业状况的影响

新冠肺炎疫情暴发后, 虽然非农就业仍是农村劳动力最主要的就业类型, 但有相当比例的劳动力从非农就业流向农业部门或不从事任何生产活动。具体而言, 54.46%的农村劳动力在疫情后仍在非农就业, 有 7.43%、4.70%的农村劳动力分别从非农就业转向只务农、不从事生产性活动。与之形成鲜明对比的是, 仅 2.46%、1.55%的农村劳动力分别从只务农、不从事生产性活动转为非农就业(见表 3)。可见, 新冠肺炎疫情暴发后, 农村劳动力非农就业岗位减少的数量, 远大于疫情期间新增加的非农就业岗位数量。

表 3 2018 年和 2020 年农村劳动力就业转换状况 (N=1871) 单位: %

2018 年就业情况	2020 年就业情况		
	非农就业	只务农	不从事生产性活动
非农就业	54.46	7.43	4.70
只务农	2.46	15.71	4.28
不从事生产性活动	1.55	3.10	6.31

(二) 对非农就业参与率的影响

新冠肺炎疫情暴发后, 中国农村劳动力非农就业参与率相比于疫情之前明显下降。调查数据显示, 2020 年农村劳动力非农就业参与率为 62.7%, 比 2018 年下降了 3.9 个百分点(见图 2)。根据国家统计局乡村人口和人口年龄结构数据推算, 2018 年中国有 3.1 亿农村劳动力^①, 这意味着新冠肺炎疫情暴发后约有 1209 万个农村劳动力失去了非农就业岗位。假设没有新冠肺炎疫情且农村劳动力非农就业参与率保持原有的上升趋势, 2020 年非农就业参与率预计应为 72.5%^②。换句话说, 2020 年实际非

^①数据来源: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^②本文使用 CRDS 数据 2014—2018 年非农就业参与率的年平均增长率, 估计了无疫情情况下 2020 年的非农就业参与率。

农就业参与率比预计水平低约 10 个百分点,即非农就业岗位减少约 3100 万个,远高于叶兴庆等(2020)基于宏观数据预测的水平,以及《2020 年农民工监测调查报告》报告的水平^①。新冠肺炎疫情改变了改革开放 40 年来农村劳动力非农就业参与率持续增长的趋势(Li et al., 2018),其影响超过了 2008 年全球金融危机对中国农村劳动力非农就业参与率的影响(Huang et al., 2011; 陈帅和张海鹏, 2012)。

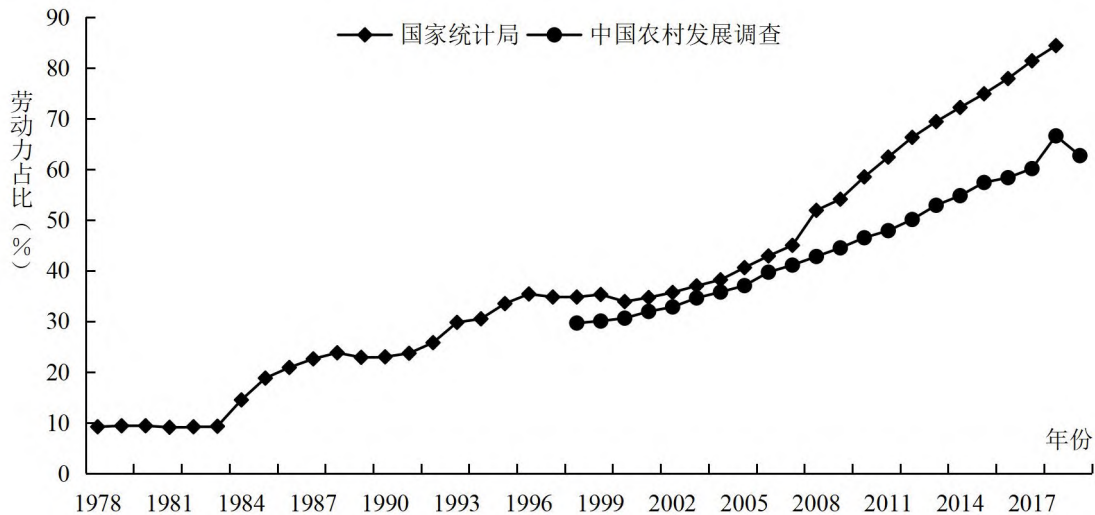


图 2 1978—2020 年中国农村劳动力非农就业参与率

数据来源:“国家统计局”数据计算结果来源于 Li et al. (2021);“中国农村发展调查”数据计算结果来源于本文作者基于 CRDS 数据的整理和计算。

月度就业数据显示,2020 年 1 月份新冠肺炎疫情暴发后,第一季度农村劳动力非农就业参与率明显下降。其中,2020 年 1 月份非农就业参与率仅为 38.72%,比 2018 年同期低 14.38 个百分点(见图 3)。2020 年 2 月份尽管春节假期已结束,但新冠肺炎疫情蔓延导致农村劳动力非农就业参与率进一步下降到 36.45%,仅为 2018 年同期的 69%。从 2020 年 3 月开始,随着中国政府采取多项政策措施促进非农就业,农村劳动力非农就业参与率开始攀升,并于 9 月到达该年最高峰,于 10 月最接近但仍低于 2018 年同期水平。可见,虽然 3 月以来中国农村劳动力非农就业参与率不断恢复,但仍未达到 2018 年同期水平^②。这与蔡昉等(2021)的研究发现一致。据 ILO (2021)估算,截至 2020 年 4 月,全球仅 32%的劳动力未受到疫情期间全面或部分封锁措施的影响。相比之下,中国即使在 2020 年疫情期间农村劳动力非农就业参与率最低的 2 月份,仍有 36.45%的农村劳动力参与非农就业。一定程度上反映了中国对疫情快速反应、积极实施“六稳六保”措施的成效。

^①参见《2020 年农民工监测调查报告》, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202104/t20210430_1816933.html。

^②非农就业参与率恢复指逐步接近 2018 年同期水平。恢复水平指 2018 年与 2020 年非农就业参与率之差,恢复水平越高,二者差异越小。恢复速度与上月相比,非农就业参与率增加速度,即恢复速度 = (当月非农就业参与率 - 上月非农就业参与率) / 上月非农就业参与率。

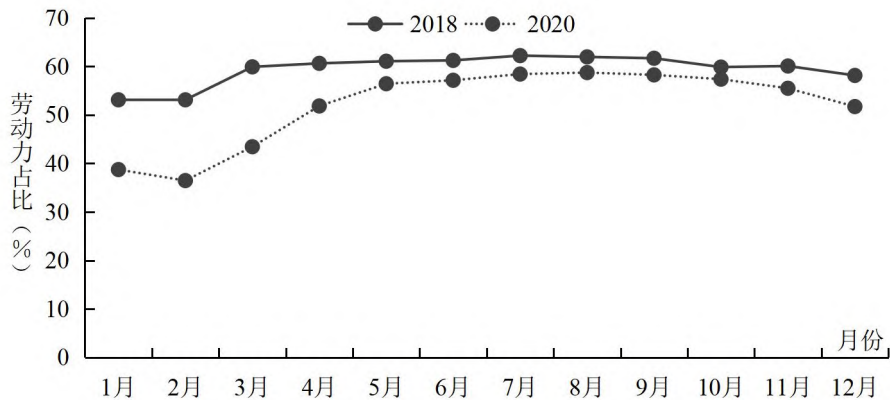


图3 2018年与2020年中国农村劳动力月度非农就业参与率 (N=1871)

疫情期间，中国农村劳动力非农就业参与率恢复状况呈现明显的个体差异。分性别看，女性非农就业参与率恢复速度比男性慢，尤其是在2020年5月之前（见图4）。截至10月份，男性非农就业参与率基本接近2018年同期水平，随后二者差距有所拉大。而2020年各月份女性非农就业参与率始终低于2018年同期水平。可见，疫情所产生的就业冲击，对女性的负面影响更大。这与ILO（2021）的研究发现一致。

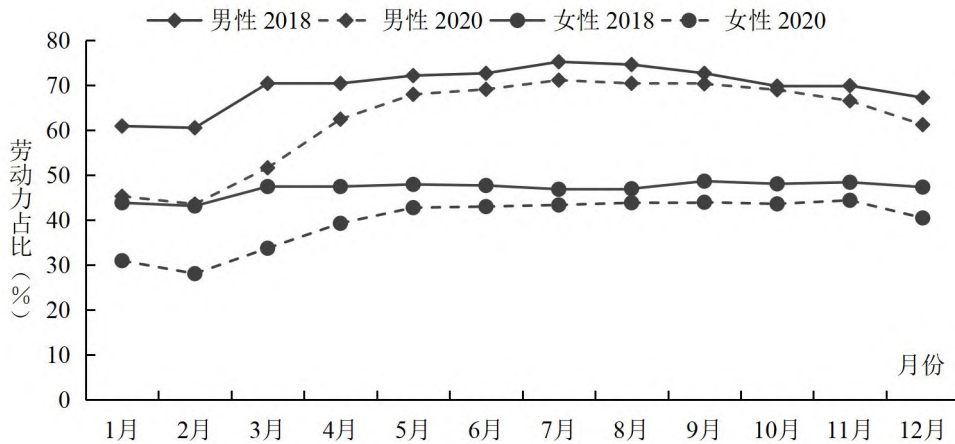


图4 2018年与2020年中国农村劳动力分性别月度非农就业参与率 (N=1871)

分年龄段看，“90后”非农就业恢复速度较快、恢复水平较高。“90后”在2020年4月的非农就业参与率接近2018年同期水平，且4—10月份基本与2018年同期持平，随后二者差距有所拉大（见图5）。相比之下，1990年以前出生的劳动力（下文简称“90前”）非农就业参与率恢复水平较低，在整个2020年中始终未达到2018年同期水平。可见，疫情中30岁以下的中国农村青年劳动力比更为年长的劳动力更具有韧性，其就业恢复力更强劲。这与ILO（2021）报告所提到的“青年更容易在疫情中失业”形成鲜明对比。

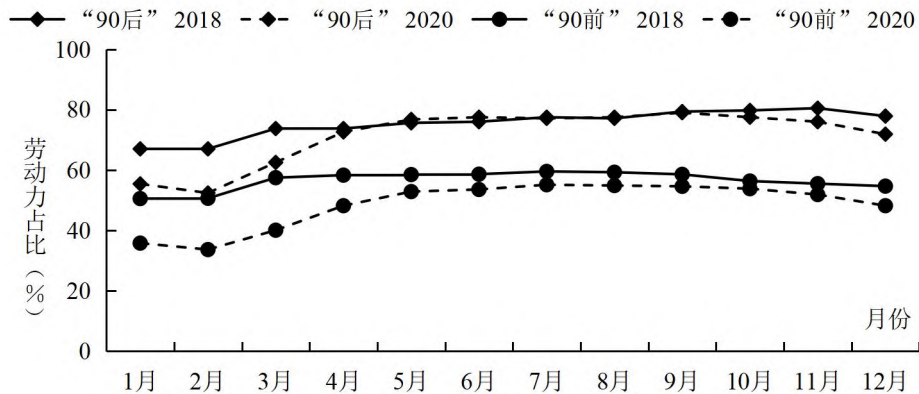


图5 2018年与2020年中国农村劳动力分出生年代月度非农就业参与率 (N=1871)

分受教育程度看，疫情期间大专及以上学历文化程度的农村劳动力，非农就业参与率恢复水平较高，但高中及以下文化程度的劳动力恢复速度较快。大专及以上学历文化程度的劳动力的非农就业参与率在2020年4月已接近2018年同期水平，并在第二季度继续保持接近2018年同期水平，在第三季度甚至超越了后者，在第四季度略有下降（见图6）。但高中及以下文化程度劳动力的非农就业参与率在2—5月份期间快速恢复，直到10月才基本达到2018年同期水平，且随后二者差距有所拉大。

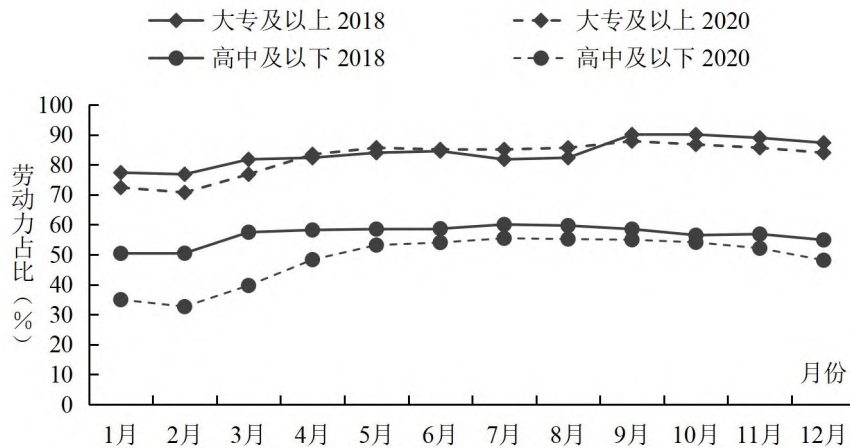


图6 2018年与2020年中国农村劳动力分受教育程度月度非农就业参与率 (N=1871)

统计分析结果还表明，疫情期间中国农村劳动力非农就业参与率的恢复状况与家庭耕地经营情况相关。首先，将样本农户按照家庭承包耕地面积由小到大排序，并平均分为三组，分别为最小1/3组、中等1/3组和最大1/3组。2018年和2020年家庭承包耕地面积位于最大1/3组的家庭，其劳动力非农就业参与率最低。家庭承包耕地面积处在中等1/3组的家庭，其劳动力2020年月度非农就业参与率恢复最快（见图7）。其次，转入耕地家庭，其劳动力非农就业参与率低于没有转入耕地家庭的劳动力，且2020年月度非农就业参与率恢复较慢。即使在非农就业参与率恢复水平最高的10月，与2018年同期相比仍低5个百分点（见图8）。最后，对比有无耕地转出的家庭，其劳动力非农就业参与率的恢复状况并无明显差异（见图9）。

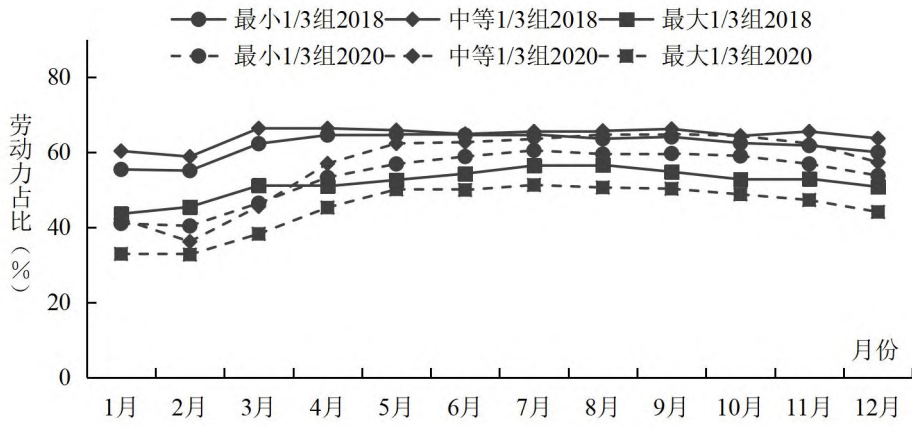


图7 2018年与2020年中国农村劳动力分家庭承包耕地面积月度非农就业参与率 (N=1807)

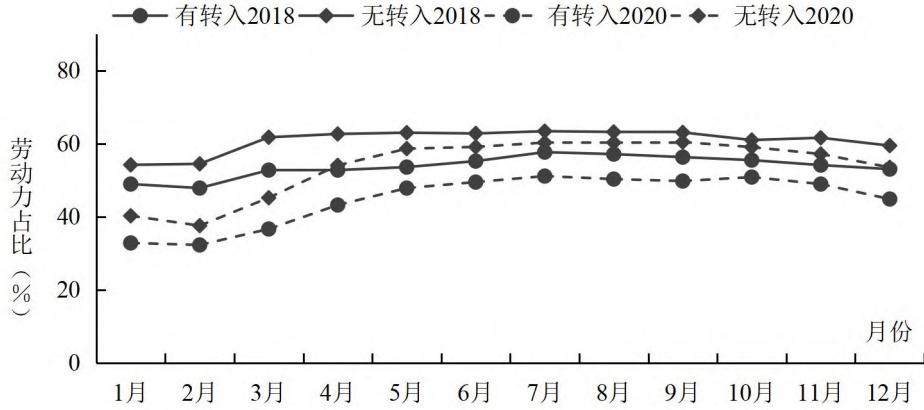


图8 2018年与2020年中国农村劳动力分家庭耕地转入情况月度非农就业参与率 (N=1807)

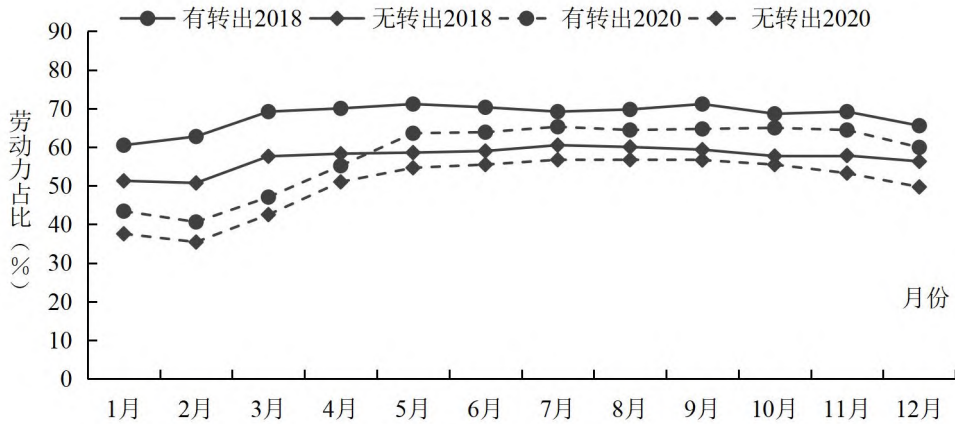


图9 2018年与2020年中国农村劳动力分家庭耕地转出情况月度非农就业参与率 (N=1807)

（三）对非农工作时长的影响

新冠肺炎疫情暴发后，不仅农村劳动力的非农就业参与率下降，即便保住非农就业岗位的那部分农村劳动力，其非农工作时长也明显减少。由于农村劳动力非农就业具有临时性、季节性特征，本文使用劳动力在一年中非农工作小时数衡量其非农工作时长。数据分析结果显示，保住非农就业的农村劳动力，其全年非农工作时长从2018年的2492.46小时下降到2020年的2349.21小时，下降了5.7%（见图10）。按照一个工作日8小时计算，这相当于全年非农工作时长减少了约18个工作日，超过2008年全球金融危机对农村劳动力非农工作时长的影响（陈帅和张海鹏，2012）。然而，这一降幅低于同期全球平均降幅（10.5%），也低于中上等收入国家的平均降幅（8.7%）（ILO，2021）。进一步分就业类型看，挣工资的农村劳动力年平均非农工作时长从2018年的2407小时减少到2020年的2272.55小时，下降了5.6%（约17个工作日）；同一时期自雇佣劳动力的年平均非农工作时长从2918.19小时减少到2715.39小时，下降了6.9%（约25个工作日）。可见，疫情对自雇佣农村劳动力非农工作时长的影响更大。

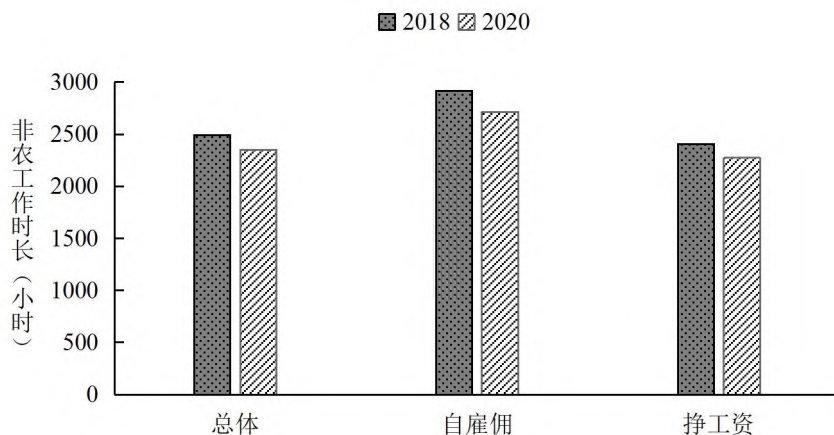


图10 2018年 ($N_1=1246$) 与2020年 ($n_2=1019$) 中国农村劳动力非农工作时长

（四）对工资性收入的影响

受疫情影响，虽然2020年中国农村劳动力非农就业参与率和非农工作时长比2018年有所下降，但疫情对其工资收入（包括工资和奖金）影响较小。从名义工资来看，2020年农村劳动力的年非农工资水平略低于2018年，但月非农工资及小时非农工资水平高于2018年。扣除物价因素后，2020年实际年工资、月工资和小时工资分别比2018年下降了5.28%、1.31%和0.95%（见表4）。需要说明的是，受数据所限，本文仅比较了农村劳动力2020年和2018年的工资状况。但根据《2019年农民工监测调查报告》，2019年农村劳动力非农就业月工资水平比2018年增长了6.5%^①。如果用2019年非农就业工资水平为基数，新冠肺炎疫情对中国农村劳动力非农就业工资水平的影响更大。

^①参见《2019年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html。

	名义工资			按照 2020 年物价计算的工资		
	年平均	月平均	小时平均	年平均	月平均	小时平均
2018 年	39166.85	3843.48	17.97	41310.26	4053.81	18.95
2020 年	39129.02	4000.86	18.77	39129.02	4000.86	18.77
增长百分比 (%)	-0.10	4.09	4.45	-5.28	-1.31	-0.95

五、新冠肺炎疫情期间农业部门的就业缓冲作用

(一) 新冠肺炎疫情期间中国农村劳动力退出非农就业状况及其去向

1. 退出非农就业状况。进一步聚焦 2018 年有非农就业的农村劳动力, 调查数据显示, 2020 年作为新冠肺炎疫情暴发的第一年, 中国大量农村劳动力退出非农就业 (见表 5)。具体而言, 2018 年有非农就业的农村劳动力中, 有 18.22% 在 2020 年退出了非农就业, 该比例高于 2008 年全球金融危机时的长期 (2008 年 10 月—2009 年 4 月) 退出比例 (9.0%) (Huang et al., 2011)。考虑到 2018 年农村劳动力非农就业参与率接近 70%, 18.22% 的退出比例意味着 2020 年约 3900 万农村劳动力失去了非农就业机会。若使用 2019 年非农就业参与率来推测, 估计这个数字会更大。

分组		退出非农就业占比 (N ₁ =1246)	退出非农就业的劳动力去向 (n ₁ =227)			
			务农	做家务	待业	其他
样本总体		18.22	61.23	28.19	5.20	5.38
家庭耕地经营情况						
家庭承包耕地面积	最小 1/3 组	16.55	56.94	33.33	8.33	1.40
	中等 1/3 组	16.13	52.86	25.71	7.14	14.29
	最大 1/3 组	22.55	71.76	25.88	1.18	1.18
是否转入耕地	有	21.78	75.51	10.20	6.12	8.17
	无	17.43	57.30	33.15	5.06	4.49
是否转出耕地	有	17.50	46.94	42.86	4.08	6.12
	无	18.43	65.17	24.16	5.02	5.65
个体特征						
性别	男	12.29	80.37	5.61	6.54	7.48
	女	27.21	44.17	48.33	4.17	3.33
出生年代	“90 前”	20.18	66.34	24.88	3.90	4.88
	“90 后”	9.57	13.64	59.09	18.18	9.09
受教育程度	高中及以下	19.57	63.03	27.01	5.69	4.27
	大专及以上	9.52	37.50	43.75	7.14	11.61
疫情前就业行业	制造业	15.87	62.50	24.53	5.66	7.31
	建筑业	17.08	85.29	9.76	2.44	2.51
	服务业	19.79	54.40	35.34	6.02	4.24
村庄特征						

(续表 5)

村人均可支配收入	低收入组	20.86	62.82	23.08	6.41	7.69
	中等收入组	18.52	68.24	28.24	3.35	0.17
	高收入组	15.50	50.00	34.38	7.81	7.81
省份	江苏	15.69	40.00	45.00	5.00	10.00
	四川	17.86	73.33	15.56	8.89	2.22
	陕西	14.44	69.23	28.21	2.56	0.00
	吉林	20.81	60.87	34.78	4.35	0.00
	河北	22.98	61.40	21.05	5.26	12.29

与非农就业参与率类似，农村劳动力在新冠肺炎疫情期间退出非农就业的行为存在个体和区域差异。首先，家庭耕地经营情况与其劳动力退出非农就业密切相关。家庭承包耕地面积位于最大 1/3 组的家庭，其劳动力退出非农就业的比例是 22.55%，比家庭承包耕地面积位于最小 1/3 组家庭的这一比例高 6 个百分点。转入耕地的家庭，其劳动力退出非农就业的比例为 21.78%，比未转入耕地家庭的劳动力高 4.35 个百分点。而转出耕地的家庭，其劳动力退出非农就业的比例为 17.5%，比未转出耕地家庭的劳动力低 0.9 个百分点。可见，家庭耕地资源丰富的劳动力退出非农就业的可能性更高。一方面，家庭耕地资源丰富的劳动力可能需要分配更多的时间务农，故其非农就业的临时性特征更加明显，当疫情冲击非农就业市场时他们更易受到影响。另一方面，耕地资源是农业生产的核心要素，家庭耕地资源丰富的劳动力在疫情冲击非农就业市场时，更倾向于退出非农就业返回农业部门。这也进一步说明了多元回归分析中解决自选择问题的必要性。

其次，在个体层面，疫情期间女性农村劳动力退出非农就业的比例是 27.21%，是男性的 2.2 倍。这与在全球金融危机、新冠肺炎疫情期间其他国家“女性劳动力就业更易受到冲击”这一发现一致(ILO, 2021; Zhi et al., 2013)。分年龄段看，“90 前”劳动力退出非农就业的比例(20.18%)是“90 后”的 2 倍。从受教育程度来看，大专及以上学历的劳动力退出非农就业的比例不到高中及以下程度劳动力的一半，反映了人力资本在农村劳动力抵御非农就业冲击方面的积极作用。与其他行业相比，就业于服务业的农村劳动力在新冠肺炎疫情期间更容易退出非农就业。这与新冠肺炎疫情对服务业的冲击较大有关，尤其是零售、娱乐和住宿行业(屈小博和程杰, 2020)。

在村庄和区域层面，人均可支配收入较低的村庄，其劳动力退出非农就业的比例较高。具体而言，村人均可支配收入处于最低 1/3 组的村庄，其劳动力退出非农就业的比例为 20.86%，分别高于中等 1/3 组、最高 1/3 组 2.34 个、5.36 个百分点。可见，疫情对低收入组村庄劳动力的非农就业冲击最大。分省来看，农业大省农村劳动力退出非农就业的比例较高，如吉林、河北农村劳动力退出非农就业的比例分别高于江苏 5.12 个、7.29 个百分点。

综上，统计分析结果表明，家庭耕地资源较多、女性、年长、受教育程度较低、来自低收入村庄和农业大省的农村劳动力，在新冠肺炎疫情期间更容易退出非农就业市场，是新冠肺炎疫情冲击就业市场时首当其冲的弱势群体。

2. 退出非农就业后的去向。2018 年非农就业的农村劳动力，他们在 2020 年新冠肺炎疫情期间退出

非农就业后去了哪里? 数据分析结果显示, 他们中返回农业部门、做家务劳动和待业的比例分别为 61.23%、28.19%和 5.20% (见表 5)。基于 CRDS 数据研究发现, 2011—2012 年期间 (疫情之前的经济下行年份), 农村劳动力退出非农就业的比例为 2.88%。在这 2.88% 的农村劳动力中, 返回农业部门比例仅为 31.25%。相比之下, 在 2018 年非农就业的农村劳动力当中, 2020 年新冠肺炎疫情暴发后, 退出非农就业的比例高达 18.22%, 这部分劳动力中返回农业部门的占比为 61.23%。可见, 疫情期间农业部门的就业缓冲作用更加明显。此外, 待业者占整个农村非农就业劳动力的比例不到 1%, 即使将待业和其他选择的群体视为失业劳动力, 疫情期间农村非农就业劳动力的失业率也仅为 1.9%, 远低于 2020 年全球劳动力失业率及发达国家劳动力失业率 (ILO, 2021; Couch et al., 2020)。

农业部门的就业缓冲作用同样存在明显的个体和区域差异。首先, 家庭耕地资源与其劳动力退出非农就业后返回农业部门的可能性相关。具体而言, 家庭承包耕地面积位于最大 1/3 组的家庭, 其劳动力退出非农就业后返回农业部门的比例为 71.76%, 高于家庭承包耕地面积位于最小 1/3 组家庭的劳动力 14.82 个百分点。转入耕地家庭的劳动力退出非农就业后返回农业部门的比例为 75.51%, 比未转入耕地家庭的劳动力高 18.21 个百分点。转出耕地家庭的劳动力退出非农就业后返回农业部门的比例比未转出耕地家庭的劳动力低 18.23 个百分点。可见, 家庭耕地资源丰富的劳动力, 在退出非农就业后更倾向于返回农业部门。

其次, 从个体特征来看, 男性更可能返回农业部门, 而女性更可能做家务。这可能与中国家庭“男主外, 女主内”的传统分工模式有关。这也从侧面反映出就业市场中的性别差异, 即在正常年份, 农村男性劳动力非农就业参与率显著高于女性 (Zhang et al., 2018), 但当非农就业市场遭遇冲击时, 男性劳动力更容易转换到有经济收益的农业部门工作, 而非无经济报酬的家务劳动。分年龄看, “90 前”农村劳动力退出非农就业后, 近 2/3 返回了农业部门; 而“90 后”农村劳动力退出非农就业后, 返回农业部门的比例仅为 13.64%, 他们更倾向于做家务 (59.09%) 或等待非农就业机会 (18.18%)。这可能与“90 后”较低的务农技术水平和务农意愿有关 (黄季焜和靳少泽, 2015; 曾俊霞等, 2020)。分受教育程度看, 大专及以上文化程度的劳动力在退出非农就业后, 返回农业部门的比例约为高中及以下文化程度劳动力的 3/5, 前者退出非农就业后更倾向于做家务和待业。

在村庄和省级区域层面, 来自中等、低收入组村庄的劳动力在退出非农就业后返回农业部门的比例分别为 68.24%、62.82%, 分别比高收入组村庄高 18.24 个、12.82 个百分点。在经济相对发达的江苏, 劳动力退出非农就业后返回农业部门的比例仅为 40%, 远低于其他省份。四川是中国农村劳动力外出务工大省之一, 其劳动力在退出非农就业后返回农业部门的比例最高, 为 73.33%, 甚至高于农业大省吉林和河北。

(二) 农业部门的就业缓冲作用及其异质性

计量模型分析结果显示, 家庭耕地禀赋及流转行为是影响农村劳动力退出非农就业后是否返回农业部门就业的重要因素 (见表 6)。具体而言, 在其他因素不变的情况下, 家庭承包耕地面积每增加 1 亩, 劳动力返回农业部门就业的可能性增加 0.3 个百分点。当控制个人特征、家庭特征、村庄特征及省份虚拟变量时, 其影响上升到 0.5 个百分点, 且在 1% 的统计水平上显著。转入耕地家庭的劳动力在

退出非农就业市场后返回农业部门就业的可能性，比未转入耕地家庭的劳动力高 5 个百分点；当控制其他变量后，该影响为 7.6 个百分点，且在 10% 的统计水平上显著，假设 H1 得以验证。而家中耕地转出情况对其劳动力退出非农就业后返回农业部门就业的影响不显著。

表 6 农地经营情况对劳动力退出非农就业后是否返回农业部门影响的模型估计结果

变量名称	劳动力退出非农就业后是否返回农业部门 (是=1, 否=0)							
	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
家庭耕地经营情况								
家庭承包耕地面积	0.010** (0.004)	0.003*** (0.001)	0.013*** (0.005)	0.005*** (0.001)	0.013*** (0.005)	0.005*** (0.001)	0.012** (0.005)	0.005*** (0.001)
是否转入耕地	0.098 (0.119)	0.050* (0.029)	0.183 (0.137)	0.071*** (0.027)	0.184 (0.136)	0.081*** (0.003)	0.177 (0.134)	0.076* (0.042)
是否转出耕地	-0.022 (0.107)	-0.030 (0.023)	-0.020 (0.114)	-0.029 (0.022)	-0.014 (0.114)	-0.032 (0.027)	-0.010 (0.114)	-0.034 (0.026)
个体特征								
性别			0.575*** (0.084)	-0.026* (0.014)	0.566*** (0.084)	-0.026 (0.018)	0.574*** (0.085)	-0.025 (0.020)
年龄			0.032*** (0.004)	0.008*** (0.001)	0.033*** (0.004)	0.009*** (0.001)	0.033*** (0.004)	0.009*** (0.001)
受教育年限			-0.017 (0.014)	-0.003 (0.003)	-0.016 (0.014)	-0.002 (0.004)	-0.015 (0.014)	-0.002 (0.004)
家庭特征								
家庭规模					0.014 (0.035)	-0.003 (0.008)	0.017 (0.034)	-0.002 (0.009)
家中是否有村干部					-0.034 (0.128)	-0.016 (0.037)	-0.045 (0.135)	-0.016 (0.033)
家中是否有 16 岁以下的在校生					0.067 (0.117)	0.033 (0.028)	0.055 (0.121)	0.031 (0.025)
家中是否有 65 岁以上的老人					-0.065 (0.098)	0.010 (0.028)	-0.061 (0.097)	0.012 (0.030)
村庄特征								
人均可支配收入 (取对数)							-0.081 (0.120)	-0.016 (0.031)
村庄到乡镇的距离							0.005 (0.008)	0.001 (0.002)
村内企业数量							-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
选择变量								

(续表 6)

疫情前是否在建筑业 就业	-0.121* (0.066)	0.032 (0.083)	-0.054 (0.111)	-0.062 (0.116)
疫情前是否在服务业 就业	0.116** (0.059)	0.174** (0.072)	0.129* (0.071)	0.125* (0.074)
逆米尔斯比率	已加入	已加入	已加入	已加入
Wald chi ²	30.17	277.98	341.05	379.63
Prob > chi ²	0.000	0.000	0.000	0.000
观测值	1246	1246	1246	1246

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号中为村庄层面的聚类标准误；③（2）、（4）、（6）、（8）列汇报的是边际效应。

Heckman Probit 模型回归结果与统计分析结果一致，即农业部门的就业缓冲作用在家庭耕地资源丰富的劳动力中体现得更加明显。务农和非农就业是农村家庭的两大生计来源，农村家庭在农业部门与非农部门之间分配劳动力资源以实现效用（收入）最大化。当非农就业市场受到冲击时，家庭劳动力转向农业部门获取收入。但无论是农业发展的客观原因还是农村劳动力的主观因素，农业部门不可能吸纳所有退出非农就业的劳动力。对于家庭耕地资源丰富的劳动力而言，返回农业部门后的“耕地—劳动力”资源匹配比家庭耕地资源少的劳动力更加迅速，从而产生较少的资源配置扭曲并可能获取较大的农业生产收益。但对于家庭耕地资源匮乏的劳动力而言，过多的劳动力资源分配到有限的耕地资源上，会导致“劳动力—耕地”资源配置扭曲，产生资源浪费和农业低效经营（Adamopoulos et al., 2022）。

农业部门的就业缓冲作用是否存在个体和区域差异？本文继续采用 Heckman Probit 模型，通过引入家庭耕地经营情况与个体、区域变量的交叉项来分析（见表 7）。虽然统计分析结果显示，农村劳动力在退出非农就业后，男性比女性返回农业部门的比例高，但回归结果发现，家庭承包耕地面积及耕地流转情况对男性和女性返回农业部门的影响不存在显著差异。H2 得以验证。这体现了农业部门就业缓冲作用的性别包容性。

表 7 农地经营情况对劳动力退出非农就业后是否返回农业部门影响异质性的模型估计结果

变量名称	劳动力退出非农就业后是否返回农业部门（是=1，否=0）							
	选择方程		结果方程		选择方程		结果方程	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
家庭承包耕地面积	0.019 (0.009)	0.006** (0.003)	0.012** (0.006)	0.011 (0.002)	0.013*** (0.005)	0.006*** (0.001)	0.009* (0.005)	0.003*** (0.001)
是否转入耕地	-0.054 (0.187)	0.075 (0.097)	0.193 (0.152)	0.184 (0.328)	0.181 (0.145)	0.096** (0.035)	0.356** (0.165)	0.081** (0.041)
是否转出耕地	0.055 (0.158)	-0.049 (0.051)	-0.145 (0.125)	-0.103 (0.237)	-0.034 (0.124)	-0.043 (0.033)	-0.053 (0.161)	-0.006 (0.030)
家庭承包耕地面积 ×性别	0.009 (0.009)	-0.021 (0.023)						

(续表 7)

是否转入耕地×性别	-0.387*	-0.057						
	(0.218)	(0.070)						
是否转出耕地×性别	0.139	0.011						
	(0.206)	(0.058)						
家庭承包耕地面积×“90后”			-0.001	0.007				
			(0.011)	(0.011)				
是否转入耕地×“90后”			-0.487	-0.888**				
			(0.343)	(0.315)				
是否转出耕地×“90后”			0.888***	0.027				
			(0.314)	(0.872)				
家庭承包耕地面积×大专及以上					-0.012	-0.015***		
					(0.014)	(0.005)		
是否转入耕地×大专及以上					0.153	-0.211*		
					(0.390)	(0.110)		
是否转出耕地×大专及以上					-0.074	-0.015		
					(0.422)	(0.072)		
家庭承包耕地面积×西部地区							0.009	0.005*
							(0.016)	(0.003)
是否转入耕地×西部地区							-0.421	0.003
							(0.262)	(0.061)
是否转出耕地×西部地区							0.052	-0.023
							(0.193)	(0.039)
逆米尔斯比率		已加入		已加入		已加入		已加入
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Wald chi ²		81.01		602.21		401.71		358.19
Prob > chi ²		0.000		0.000		0.000		0.000
观测值		1246		1246		1246		1246

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号中为村庄层面的聚类标准误；③（2）、（4）、（6）、（8）列汇报的是边际效应；④四川省和陕西省的样本合并为西部地区样本。

与统计分析结果基本一致，异质性分析结果同样显示，农业部门的就业缓冲作用在“90后”、大专及以上文化程度的劳动力中表现较弱，在西部地区的农村劳动力中表现较强^①。具体而言，在有耕地转入的家庭中，“90后”退出非农就业后返回农业部门的可能性比“90前”低 88.8 个百分点。如前所述，“90后”农村劳动力的务农技术水平及务农意愿较低（黄季焜和靳少泽，2015；曾俊霞等，2020），即使在家庭耕地资源丰富的情况下，其退出非农就业后返回农业部门的可能性也较小，而更多地是处于待业或者做家务的状态，以期不久后回到非农就业市场。

^①本文西部地区包含陕西省和四川省两个样本省。

在相同的家庭承包耕地面积下，大专及以上学历文化程度的劳动力退出非农就业后返回农业部门的可能性比其他文化程度的劳动力低 1.5 个百分点。在有耕地转入的家庭中，大专及以上学历文化程度的劳动力退出非农就业后返回农业部门的可能性比其他文化程度的劳动力低 21.1 个百分点。这可能是由于当前中国非农就业市场中，大专及以上学历文化程度的劳动力一直有着较为可观的教育回报率，而高中及以下文化程度劳动力的教育回报率逐渐下降（Wang et al., 2019）。相对于非农部门而言，农业部门的劳动生产率较低（黄季焜和史鹏飞，2021）。因此，拥有较高人力资本水平的大专及以上学历的劳动力，更倾向于等待时机返回非农部门就业。

在家庭承包耕地面积相同的情形下，西部地区的农村劳动力退出非农就业后返回农业部门的可能性比东部地区高 0.5 个百分点。这可能有两方面的原因。其一，东部地区非农就业机会比西部地区多，东部地区的劳动力在失去非农就业岗位后更倾向于等待非农就业时机。其二，东部省份土地流转市场比较活跃且土地流转的契约化程度较高，客观上增加了退出非农就业的劳动力返回农业部门的成本。综上，假设 H3 得以验证。

六、结论与政策启示

（一）主要结论

本文基于中国农村发展调查 2018 年和 2020 年跨越疫情前后的面板数据，在厘清新冠肺炎疫情对农村劳动力非农就业影响的基础上，系统分析了疫情期间农业部门的就业缓冲作用。研究表明，新冠肺炎疫情暴发后的第一年，有 18% 的非农劳动力在疫情中失去了就业岗位；那些保住非农就业岗位的农村劳动力，其就业时长缩短了 5.7%，实际年工资收入减少了 5.3%。农业部门在疫情中发挥了巨大的就业缓冲作用，在疫情中失去非农就业的农村劳动力有 61.2% 的人返回农业部门。家庭承包耕地面积和转入耕地行为对其劳动力失去非农就业后返回农业部门有显著的正向影响，而转出耕地对其劳动力失去非农就业后返回农业部门没有影响，说明疫情期间农业部门的就业缓冲作用主要体现在耕地资源丰富、有耕地转入家庭的劳动力上。异质性分析结果表明，疫情期间农业部门的就业缓冲作用具有包容性，对年长、文化程度较低和西部地区的农村劳动力作用更明显。

（二）政策启示

随着经济高质量发展和共同富裕的推进，中国更加注重增强发展的包容性。在非农就业市场受到冲击时，农村劳动力面临比城镇劳动力更大的失去就业岗位的风险，中国就业保障制度仍存在明显的城乡鸿沟。农村劳动力非农就业稳定性，直接关系到农民的收入水平，也关系到农业规模化经营进程。稳定和保障农村劳动力非农就业仍是政府工作的重要任务。

总体来看，疫情时代农业部门仍具有重要的就业缓冲作用，仍是农村劳动力的“蓄水池”。农业部门的就业缓冲作用对年长、文化程度较低以及西部地区的农村劳动力更明显，具有包容性，说明农业部门对该类弱势群体的生计保障意义更大。因此，在推进农业规模化经营的过程中，需要重点关注弱势群体的非农就业稳定性；同时，在疫情期间精准施策，重点应对疫情冲击对弱势群体生计的影响。

参考文献

- 1.蔡昉、张丹丹、刘雅玄，2021：《新冠肺炎疫情对中国劳动力市场的影响——基于个体追踪调查的全面分析》，《经济研究》第2期，第4-21页。
- 2.陈帅、张海鹏，2012：《金融危机对中国农村劳动力非农就业的冲击——基于面板双重倍差模型的实证分析》，《中国农村经济》第8期，第28-37页、第45页。
- 3.都阳，2020：《新冠病毒肺炎“大流行”下的劳动力市场反应与政策》，《劳动经济研究》第2期，第3-21页。
- 4.胡雯、张锦华，2021：《密度、距离与农民工工资：溢价还是折价？》，《经济研究》第3期，第167-185页。
- 5.黄季焜、靳少泽，2015：《未来谁来种地：基于我国农户劳动力就业代际差异视角》，《农业技术经济》第1期，第4-10页。
- 6.黄季焜、史鹏飞，2021：《快速和包容的农村经济转型路径、效果和驱动力》，《中国科学基金》第3期，第394-401页。
- 7.李江一、秦范，2022：《如何破解农地流转的需求困境？——以发展新型农业经营主体为例》，《管理世界》第2期，第84-99页、第6页。
- 8.卢海阳、梁海兵、钱文荣，2015：《农民工的城市融入：现状与政策启示》，《农业经济问题》第7期，第26-36页、第110页。
- 9.芦千文、崔红志、刘佳，2020：《新冠肺炎疫情对农村居民收入的影响、原因与构建农村居民持续增收机制的建议》，《农业经济问题》第8期，第12-23页。
- 10.屈小博、程杰，2020：《新冠肺炎疫情对劳动力市场的影响及政策反应》，《河北师范大学学报（哲学社会科学版）》第4期，第126-133页。
- 11.叶兴庆、程郁、周群力、殷浩栋，2020：《新冠肺炎疫情对2020年农业农村发展的影响评估与应对建议》，《农业经济问题》第3期，第4-10页。
- 12.曾俊霞、郜亮亮、王宾、龙文进，2020：《中国职业农民是一支什么样的队伍——基于国内外农业劳动力人口特征的比较分析》，《农业经济问题》第7期，第130-142页。
- 13.钟甫宁，2021：《从要素配置角度看中国农业经营制度的历史变迁》，《中国农村经济》第6期，第2-14页。
- 14.钟真、胡珺祎、曹世祥，2020：《土地流转与社会化服务：“路线竞争”还是“相得益彰”？——基于山东临沂12个村的案例分析》，《中国农村经济》第10期，第52-70页。
- 15.Bai, Y., T. Zhou, Z. Ma, and L. Zhang, 2021, “Does Road Accessibility Benefit Rural Poor? Evidence on the Extent of Household Off-farm Employment from 2004 to 2018”, *China Agricultural Economic Review*, 13(3): 639-672.
- 16.Borland, J., and A. Charlton, 2020, “The Australian Labour Market and the Early Impact of COVID-19: An Assessment”, *Australian Economic Review*, 53(3): 297-324.
- 17.Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia, 2022, “Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China”, *Econometrica*, 90(3): 1261-1282.
- 18.Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and M. Weber, 2020, “The Cost of the COVID-19 Crisis: Lockdowns, Macroeconomic Expectations, and Consumer Spending”, Department of Economics, Institute for Business and

Economic Research Working Paper 8292, https://www.cesifo.org/DocDL/cesifo1_wp8292.pdf.

19.Couch, K. A., R. W. Fairlie, and H. Xu, 2020, “Early evidence of the impacts of COVID-19 on minority unemployment”, *Journal of Public Economics*, 192, 104287.

20.De Brauw, A., J. Huang, S. Rozelle, and L. Zhang, 2013, “The Feminisation of Agriculture with Chinese Characteristics”, *Journal of Development Studies*, 49(5): 689-704.

21.Fallon, P. R., and R. Lucas, 2002, “The Impact of Financial Crises on Labor Markets, Household Incomes, and Poverty: A Review of Evidence”, *World Bank Research Observer*, (1): 21-45.

22.Fei, J., and G. Ranis, 1967, “Development of the Labor Surplus Economy: Theory and Policy”, *The Economic Journal*, 77(306): 480-482.

23.Frankenbergh, E., S. Bondan, and S.Wayan, 2003, “Contraceptive Use in a Changing Service Environment Evidence from Indonesia during the Economic Crisis”, *Studies in Family Planning*, 34(2): 103-116.

24.Huang, J., H. Zhi, Z. Huang, S. Rozelle, and J. Giles, 2011, “The Impact of the Global Financial Crisis on Off-farm Employment and Earnings in Rural China”, *World Development*, 39(5): 797-807.

25.ILO., 2021, “World employment and social outlook: 2021 Trends”, https://www.ilo.org/global/research/global-reports/weso/trends2021/WCMS_795453/lang—en/index.htm.

26.Kemp, J., and M. Spearritt, 2021, “China’s Labour Market: COVID-19 and Beyond”, Bulletin September Quarter, <https://brs.website.rba.gov.au/publications/bulletin/2021/sep/pdf/chinas-labour-market-covid-19-and-beyond.pdf>.

27.Lee, K., H. Sahai, P. Baylis, and M. Greenstone, 2020, “Job Loss and Behavioral Change: The Unprecedented Effects of the India Lockdown in Delhi”, Becker Friedman Institute for Economics, University of Chicago Working Paper 2020-65, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3601979>.

28.Lemieux, T., K. Milligan, T. Schirle, and M. Skuterud, 2020, “Initial Impacts of the COVID-19 Pandemic on the Canadian Labour Market”, *Canadian Public Policy*, 46(S1): S55-S65.

29.Li, S., Y. Dong, L. Zhang, and C. Liu, 2021, “Off-farm Employment and Poverty Alleviation in Rural China”, *Journal of Integrative Agriculture*, 20(4): 943-952.

30.Low, A., 1986, *Agricultural Development in Southern Africa: Farm Household Economics and the Food Crisis*. Portsmouth NH: Heinemann Educational Books, 217.

31.Luo, R., C. Liu, J. Gao, T. Wang, H. Zhi, P. Shi, and J. Huang, 2020, “Impacts of the COVID-19 Pandemic on Rural Poverty and Policy Responses in China”, *Journal of Integrative Agriculture*, 19(12): 2946-2964.

32.Neog, B. J., and B. K. Sahoo, 2020, “Rural Non-farm Diversification, Agricultural Feminisation and Women's Autonomy in the Farm: Evidence from India”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 64(3): 940-959.

33.Schotte, S., M. Danquah, R. D. Osei, and K. Sen, 2021, “The Labour Market Impact of COVID-19 Lockdowns: Evidence from Ghana”, IZA Discussion Paper 14692, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3917307>.

34.Wang, W., Y. Dong, R. Luo, Y. Bai, and L. Zhang, 2019, “Changes in Returns to Education for Off-farm Wage

Employment: Evidence from Rural China”, *China Agricultural Economic Review*, 11(1): 2-19.

35.Zhang, L., S. Rozelle, and J. Huang, 2001, “Off-farm Jobs and On-farm Work in Periods of Boom and Bust In Rural China”, *Journal of Comparative Economics*, 29(3): 505-526.

36.Zhang, L., Y. Dong, C. Liu, and Y. Bai, 2018, “Off-farm Employment over the Past four Decades in Rural China”, *China Agricultural Economic Review*, 10(2): 190-214.

37.Zhang, Y., Y. Zhan, X. Diao, K.Z. Chen, S. Robinson, and Y. Yu. 2021, “The Impacts of COVID-19 on Migrants, Remittances, and Poverty in China: A Microsimulation Analysis”, *China & World Economy*, 29(6): 4-33.

38.Zhi, H., Z. Huang, J. Huang, S. Rozelle, and A. D. Mason, 2013, “Impact of the Global Financial Crisis in Rural China: Gender, Off-farm Employment, and Wages”, *Feminist Economics*, 19(3): 238-266.

(作者单位: ¹中国科学院地理科学与资源研究所;

²中国科学院大学;

³北京大学现代农学院;

⁴北京大学中国农业政策研究中心)

(责任编辑: 柳 荻)

A Recognition on the Buffer Role of the Agricultural Sector: Evidence from Off-farm Employment of Rural Labor Force During the COVID-19 Pandemic

BAI Yunli CAO Yueming LIU Chengfang ZHANG Linxiu

Abstract: The outbreak of the COVID-19 pandemic has severely damaged the global labor market. Its impact on rural labor employment and the recovery of off-farm employment are the focus of policymakers and scholars in China. Based on the panel data of 2018 and 2020, this article examines the buffer role of the agricultural sector in the new stage of rural development based on the analysis of the impact of COVID-19 on off-farm employment of rural labor force. The results show that in the first year after the outbreak of the COVID-19 pandemic, 18% of rural off-farm labor force lost their jobs, the working hours of those who remained off-farm decreased by 5.7%, and their annual wage income decreased by 5.3%. The agricultural sector has played a huge role in buffering employment during the pandemic. 61.2% of rural labor force who lost their off-farm jobs during the pandemic returned to the agricultural sector. Household contracted cultivated land areas and cultivated land transfer behaviors have significant positive impacts on the return of labor to the agricultural sector after their off-farm employment loss. The results of heterogeneity analysis show that the employment buffer role of the agricultural sector was inclusive, and the role was more obvious for the elderly, the less educated and the rural labor force in the western region. These results imply that the agricultural sector is still the “reservoir” of rural labor force in the new era.

Keywords: COVID-19; Agricultural Sector; Rural Labor; Off-farm Employment; Buffer Role