

# 新冠疫情冲击下农业对非农失业的缓冲作用： 农业劳动力蓄水池功能的再思考\*

孙婧芳<sup>1</sup> 蔚金霞<sup>2</sup> 杜凤莲<sup>3,4</sup>

**摘要：**本文将新冠疫情视为劳动力市场的外来冲击，采用双重差分模型，从非农就业、失业和务农的视角分析农村劳动力在面临非农失业冲击时的就业选择。研究发现：疫情严重地区的农村劳动力在新冠疫情冲击发生之后的非农就业概率显著下降，但务农概率并未显著变化。这说明，农民工在冲击下失去非农就业机会之后并未转向农业就业，而是选择了失业，其就业选择呈现非农就业常态化的特征。在新冠疫情冲击下，农村劳动力也难以提高农业收入，且存在较大的刚性支出和住房贷款压力，这强化了农村劳动力保持及获得非农就业的需求。本文得到如下启示：在中国当前的农业生产条件和家庭收入结构下，农业的劳动力蓄水池功能在应急性和共济性方面弱化，难以充分吸纳遭遇非农失业的农村劳动力以缓解外来冲击下非农就业的下降；农业收入的有限性也使得农业在农村居民家庭遇到外来冲击时难以起到抵御风险的作用；需要更加关注农民工的非农失业问题。

**关键词：**农民工 外来冲击 非农就业 非农失业 劳动力蓄水池

**中图分类号：**F323.6 **文献标识码：**A

## 一、引言

自“民工潮”发生以来，中国的农民工规模持续扩大，2023年农民工规模已经高达2.98亿人，占全国就业人员的比重达到40.18%<sup>①</sup>，是劳动力市场中不可或缺的组成部分。与此同时，农村居民家庭可支配收入中工资性收入占比伴随着农村劳动力向城市的迁移也持续提高，2023年该比例已达到42.24%，工资性收入成为农村居民家庭最重要的收入来源<sup>②</sup>。无论是从劳动力市场规模和结构来看，

\*本文研究得到国家社会科学基金重点项目“财税政策支持高质量充分就业的机制和路径优化研究”（编号：24AJY020）的支持。感谢匿名评审专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：蔚金霞。

<sup>①</sup>资料来源：《中华人民共和国2023年国民经济和社会发展统计公报》，[https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202402/t20240228\\_1947915.html](https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202402/t20240228_1947915.html)。

<sup>②</sup>资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

还是从农村居民家庭收入构成来看，非农就业对于农村劳动力获得收入都具有举足轻重的作用。在以往观念中，当农民工难以获得非农就业机会时，会返回农村从事务农活动，学者们极少关注农民工在难以实现非农就业时亦可能处于失业状态。一方面，这是因为在中国经济快速发展的背景下，“民工荒”成为劳动力市场中的主要特征，在农民工供给难以满足需求的情况下，农民工的失业问题相对而言并不凸显。另一方面，农民工在农村依然有土地可以耕种，农业成为农民工暂时找不到非农工作时的退路。在农地制度的分析框架里，农业亦被视为农民工的一种失业保险（姚洋，2000），农村劳动力会根据非农就业的情况调节劳动供给（蔡昉，2007），并非直接呈现为失业的状态。因此，农民工失业以及失业保障缺位的事实尽管存在，但并不凸显。党的二十大召开之后，《人力资源社会保障部 国家发展改革委 财政部 农业农村部 国家乡村振兴局关于进一步支持农民工就业创业的实施意见》提出，要着力从稳定就业、引导外出、促进创业和强化就业服务保障等方面促进农民工就业水平提高。提高农民工就业质量，既包括鼓励就业，也包括保障失业。由此，就外来冲击下农业对非农失业缓冲作用开展研究，不仅对于认识劳动力市场的变化具有重要意义，还有助于启发农民工失业保障制度和公共服务供给政策的完善。

失业是劳动力市场中不可避免的现象，并不会因为劳动力市场中农民工的供需结构特征和农民工持有土地的特征而完全消失。从“民工潮”爆发至今，农民工的城乡流动已经持续了三十多年，农民工的规模越来越大，其就业模式也发生了变化，从起初的在非农就业与务农之间转换，转变为在非农就业、失业和务农之间转换。从农业生产特征来看，农业生产具有季节性和周期性的特征，外来冲击的时间和农业耕种的时间难以准确匹配。同时，随着农业规模化和现代化的发展，以及土地流转政策的实施，还存在土地流转期间承包地使用权与承包户分离的情况，即使农民工因非农失业返回农村，也可能面临无地可种的局面。外来冲击下的农民工在一定时间内转向农业生产的客观可能性不足。那么，当农民工遭遇外来冲击并面临失业问题时，在家庭主要收入来源缺失而刚性支出依旧的情况下，他们会做出何种就业选择？是选择回到农村从事农业，还是处于失业状态之中等待再次从事非农就业的机会？亦即农业依然具有劳动力蓄水池功能，还是农民工呈现非农就业常态化的特征<sup>①</sup>？这两种不同的状态对应着不同的缓解农民工失业困境的政策思路。明确外来冲击下农村劳动力就业状态的变化，能够更好地促进其就业。

新冠疫情（以下简称“疫情”）暴发是劳动力市场面临的重大外来冲击，使全球各国就业状况出现了不同程度的恶化（Coibion et al., 2020; Lemieux et al., 2020）。Borjas and Cassidy（2020）基于美国就业率的研究发现，疫情对移民劳动力的冲击尤其严重。失业保障和就业促进政策及其效果也成为研究的重要内容，包括常规性的失业保险、应对周期性失业的失业救助、稳定就业岗位、直接转移

---

<sup>①</sup>本文中“非农就业常态化”是指正处于非农就业状态中的农民工的就业模式和就业特征更加类似于城镇职工，非农就业是他们最主要的就业形式，且当他们失去非农就业机会时，主要处于非农失业状态，而不是回到农村务农。虽然随着年龄的增长，农民工会逐渐返乡务农，但这是就业形式在生命周期中的变化，类似于城镇职工随着年龄增长从高收入职业转入低收入职业。这种就业形式的变化并不是农民工在拥有非农就业能力时的主要选择。

支付等多项政策（Han et al., 2020; Meghir et al., 2022; Fang et al., 2022; Giulia et al., 2022）。疫情对中国劳动力市场的冲击呈现为猛烈的短期冲击，疫情引起的失业呈现明显的周期性特征（都阳，2020）。中国庞大的农民工群体在疫情期间受到了比城市本地劳动力更大的冲击（蔡昉等，2021），疫情暴发将外来冲击下农民工的失业及失业保障问题凸显出来。已有研究借助疫情冲击分析并讨论了农村劳动力的就业情况及农业的劳动力蓄水池功能，研究发现，农业部门对疫情带来的非农就业冲击具有缓冲作用，家庭耕地更多的农民工更可能在非农失业后返回农业部门，农业的劳动力蓄水池功能依然存在（李小云等，2022；白云丽等，2022；张锦华等，2023）。

然而，这些文献依然存在有待深入的空间。一方面，现有研究使用的数据仅来自部分省份，仅涉及吉林省、江苏省、河北省、陕西省和四川省五省，且样本规模较小（白云丽等，2022）。从疫情严重程度来看，这五个省份并非疫情最为严重的地区，基于这五个省份数据的研究，对于疫情下农村劳动力就业行为研究的代表性不足。另一方面，白云丽等（2022）和张锦华等（2023）使用的是2020年的数据，这使得他们对疫情后农民工就业状态的分析无法明确证明是由疫情引起的，也可能是之前农民工就业形势转变的延续，因为即使没有疫情这一外来冲击，随着农民工年龄的增长，他们也会退出非农就业，返回农村从事农业。然而，这种因为年龄增长而返回农村从事农业的现象，并不意味着农业发挥了劳动力蓄水池功能，这仅是农村居民没有退休的一种表现。此外，2019年底疫情暴发正值农民工春节返乡时期，此时农民工返乡务农更可能是为了帮助家庭中原本务农的劳动力分担农业生产任务，而非将农业视为吸纳就业的选择。在这种情况下，农业的劳动力蓄水池功能是没有真正发挥的。在白云丽等（2022）的分析中，家庭承包地规模和年龄对农民工退出非农就业、返乡务农具有显著且稳定的影响，这更倾向于反映农村劳动力无退休的特征，而非说明农民工在外来冲击下面临非农失业时农业仍具备劳动力蓄水池功能。

本文利用更大的样本和更干净的识别方法，借助疫情暴发分析农村劳动力面对劳动力市场冲击时的就业选择及其背后的作用机制。首先，本文采用覆盖全国范围的中国家庭金融调查（China household finance survey，简称CHFS）2017年、2019年和2021年的数据，相较于现有研究更具有普遍性，且具有较强的代表性，同时该调查是针对家庭的追踪调查，这为分析外来冲击前后农民工就业行为的变化提供了可靠的研究基础。其次，本文将疫情暴发给劳动力市场带来的外来冲击视作对劳动力市场冲击的准自然实验，构造双重差分模型，能够更加准确地识别当农村劳动力面临非农失业时的就业选择行为。最后，2021年调查的数据能够更加充分地体现疫情暴发之后的就业情况，有助于更加清晰地识别农民工是否因非农失业而返回农村务农，从而避免将失业返乡务农与因“非农就业退休”返乡务农混淆；同时，也避开了疫情严格封控期间农民工因外出受限而分担家庭内部农业生产任务的务农行为，从而能够更加准确地识别农业在外来冲击导致农民工非农失业情况下的就业承接作用。

本文的贡献主要体现在以下两方面：第一，本文从微观层面深入分析外来冲击下农村劳动力的就业行为，从而丰富非农失业问题的研究，并据此对农民工非农就业是否处于常态化进行判断，为进一步提高农民工就业质量、推动城市化发展奠定微观研究基础。第二，本文从家庭收入和消费支出两个层面分析外来冲击下农村劳动力就业选择的作用机制。关于作用机制的分析，一方面为外来冲击下农

村劳动力的就业选择行为提供解释，另一方面为了解当前农村劳动力家庭收入和消费支出习惯提供基础。这一分析有助于重新审视农业作为劳动力蓄水池的传统观念，并深刻认识农民工在失业保障方面面临的挑战。

## 二、理论分析

劳动力的就业行为选择依赖于家庭的资源禀赋特征，是家庭现有资源条件下的最优行为选择。本部分从农村居民家庭的土地特征和消费习惯视角出发，分析外来冲击下农业对非农失业的缓冲作用以及相关的作用机制。本文中提到的外来冲击主要是指具有突发性特征且难以被劳动者提前预判到的事件。这类外来冲击会给劳动力的非农就业带来较大影响，增加劳动力非农失业的风险，例如经济危机、突发性公共事件等。疫情暴发不仅具有突发性、难以预期的特征，而且具有一定的广泛性，受影响的样本量充足，为研究农民工遭遇非农失业风险时就业选择的一般性特征提供了可能。相较其他外来冲击，疫情影响广泛，受到疫情影响的企业较多，农村劳动力的非农就业机会也相对更加难寻。在这种情况下，对农业的劳动力蓄水池功能的需求也更加迫切，更加需要农业吸纳非农失业的劳动力，或为其提供相应的收入以渡过失业难关。由此，本文以疫情暴发作为切入点，研究农业对非农失业的缓冲作用。

### （一）农业劳动力蓄水池功能的界定

农业的劳动力蓄水池功能的核心在于，农业为农村劳动力在务农与非农就业之间灵活转换提供了缓冲，使农村劳动力能够根据外部非农就业环境的变化来调节自身的非农劳动力供给。基于中国农村的土地性质，每个农村居民家庭都有承包的土地，这就意味着农村居民家庭中的每个劳动力都有务农的机会。当在城镇从事非农就业的农民工不再继续从事非农就业时，他们可以回到农村从事农业生产。从这个层面来说，土地的失业保险功能是显而易见的，并且农业的劳动力蓄水池功能也不会丧失（姚洋，2000）。或者说，对于有地可种的农村劳动力来说，土地是其拥有的要素禀赋，对其就业具有兜底的作用，务农是一种天然存在的就业备选项。从劳动力流动现有理论来看，农业吸收劳动力的能力是许多劳动力流动模型中隐含的假设，即农村剩余劳动力在等待非农就业机会的时候可以在农业部门就业，农村家庭可通过吸纳家庭成员参与农业生产活动来缓解其受到的非农失业冲击（Rosenzweig and Binswanger, 1993; Zhang et al., 2001）。

然而，值得注意的是，如果将农业的劳动力蓄水池功能与农村劳动力就业结合起来，则至少可以从两个维度对其进行拆解。首先是长期与短期，其次是充分与不充分。就长期与短期而言，以中国农民工目前的劳动力生命周期来看，农村劳动力在年轻时进城务工，从事非农就业，在年老时返回农村老家务农养老，农民工根据自身的身体状况以及劳动力市场的需求，通过土地调节自身的非农劳动力供给。在这种长期规划中，农民工可以有一定的预期，通过已有的信息来做出非农就业与否的决定。此时，农业的劳动力蓄水池功能是始终存在的。从短期来看，一种是农民工的季节性迁移，在农忙的时候返回农村务农，特别是抢种抢收时期。这一行为并非典型意义上的农业劳动力蓄水池功能的体现，因为其并非对非农失业的吸纳，而是对农业生产高峰期家庭劳动力短缺的有效补充，以确保家庭农业

生产的连续性和农业收入的稳定性，更多地体现了家庭成员对农业生产责任的共同承担，而非失业后的就业替代选择。当农忙返乡务农需要放弃的非农就业收入逐渐高于所能获得的农业收入时，农民工因农忙而进行季节性迁移也逐渐减少。这种短期返回农业的行为是损失的非农就业收入和获得的农业收入之间权衡的结果，而非农业劳动力蓄水池功能的典型性体现。另一种是非农就业受到了外来冲击。在这种情境下，农民工受到的冲击是突然的、难以预期的，非农失业的风险在外来冲击下会大幅提高。此时，农业难以发挥出很强的劳动力蓄水池功能。这是因为，农业生产具有较强的周期性，外来冲击的时间与农业生产周期恰好重合的可能性极低。应对这样突如其来的冲击，农业难以提供相应的就业岗位来吸纳遭遇非农失业的农民工。可见，农业劳动力蓄水池功能的应急性较弱，甚至处于缺失的状态。

就充分和不充分而言，在农村本身就存在剩余劳动力的情况下，留在农业部门等待非农就业机会的劳动力即使能够从事农业生产，其本身也难以实现充分就业。由此，从就业不充分的角度来看，农业的劳动力蓄水池功能虽然是始终存在的，但是其功能却存在一定的有限性。遭遇非农失业的劳动力回到农村务农同样面临隐性失业问题，而且从事非农就业的劳动力返回农村务农还面临劳动生产率损失。此外，农业的劳动力蓄水池功能的另一个体现是家庭共济，家庭内部通过不同成员之间的互助，为非农失业提供缓冲，避免遭遇非农失业的个人陷入贫困。但值得注意的是，随着农业收入占家庭可支配收入比重的下降，家庭内部通过农业收入提供的共济十分有限，这进一步削弱了农业的劳动力蓄水池功能。

此外，有必要对非农失业进行说明。本文将“没有工作”定义为农村劳动力处于非农失业状态<sup>①</sup>。从农业劳动力蓄水池功能的核心定义以及经典模型中的假设来看，农业可以吸纳没有找到非农就业机会的群体，非农就业和务农之间的衔接是顺畅的，不存在“没有工作”的情况，“没有工作”情况的存在对非农就业和务农之间的衔接形成了阻碍，从而表现出农业蓄水池功能弱化的特征。

基于此，本文所讨论的农业劳动力蓄水池功能的意涵更侧重于农业在应对非预期突发性事件带来非农失业时的作用。下文将进一步结合现阶段中国农业生产特征和家庭收入结构来分析突发外来冲击下，农业吸纳更多劳动力的可能性以及家庭农业收入的共济性水平，从而讨论农业在该条件下的劳动力蓄水池功能。

## （二）农业劳动力蓄水池功能的应急性和共济性弱化

从农村居民家庭收入层面来看，当农民工遭遇非农失业时，损失的非农就业收入的可替代收入来源于失业保险收入或者是农业经营收入。然而，农民工中参与失业保险的比例仅有三分之一左右（王

---

<sup>①</sup> “没有工作”并不一定是失业，也可能是退出了劳动力市场。由于数据的限制，本文不能区分失业群体和退出劳动力市场的群体。而将退出劳动力市场的群体也作为失业群体，会低估外来冲击对非农失业造成的影响。一般而言，外来冲击下的失业是暂时性的，随着经济复苏，失业将会得到缓解，但是，如果外来冲击造成劳动力退出劳动力市场，则不仅损失了劳动生产率，还损失了劳动参与率。基于此，本文使用“没有工作”来体现非农失业，使对农业劳动力蓄水池功能的讨论更具有可信性。

震，2020），他们难以通过失业保险来弥补非农失业时的收入损失（朱玲和何伟，2022）。一般而言，农业被视为农民工的失业保障，这也是农业劳动力蓄水池功能的重要体现。基于此，本部分从失业保险的特征出发，结合中国现阶段的农业生产特征和农业收入特征，分析农业作为农民工失业保障的不足，并据此提出本文关于疫情冲击下农业对非农就业缓冲作用的基本假说。

国际劳工组织在社会保障底线的倡议中，将失业保险作为其中的一个关键要素（ILO，2017）。失业保障借助社会共济性为失业者提供收入补偿，以避免个人及其家庭陷入贫困之中，同时通过就业促进计划来促进劳动力重新就业，通过提升技能和能力的方式为劳动力在劳动力市场变迁过程中获得就业提供帮助。可见，失业保险需要具备两个基本的特征，一是具有社会共济性，二是具有应急性，从而能够在更大程度上发挥其应有的功能。然而，当前中国农村居民拥有的土地难以满足失业保险应该具有的特征。

首先，在家庭联产承包责任制下，农村居民获得土地使用权和经营权是家庭层面的，几乎不具有社会共济性。虽然土地承包期限不断延长，使土地使用权和经营权的稳定性持续增强，但这更侧重于家庭内部纵向的稳定性增强，而对于家庭之间社会层面的互助共济则鲜有效用。此外，即使从家庭内部层面的共济性来看，农业生产所能带来的收益也十分有限，难以在家庭内部实现失业保险的共济性。此外，农村居民的家庭收入结构已经从经营性收入为主转变为工资性收入为主，而且经营性收入的绝对值较低。2023年，农村居民家庭的工资性收入和经营性收入占比分别为48.87%和39.64%<sup>①</sup>。经营性收入既包括务农收入，也包括农村居民从事非农自我雇佣的收入，仅由务农提供的收入则更加有限。而且，农业人口老龄化提高了农户退出农业生产的可能性，农地被抛荒或流转（仇童伟和彭嫦燕，2023）。2022年本文课题组对四川省成都市的调研结果显示，四川省人均耕地面积较小，但是其流转过程中的租金较高，平均而言，农村居民每人拥有1.2亩承包地，每户4口人，如果按每年每亩租金1000元来计算<sup>②</sup>，每年每户的土地流转租金为4800元，大约是2019年贫困标准的1.5倍。这意味着，土地流转租金尚不足以为家庭中失业的农民工提供失业保障。

其次，随着中国农业现代化的发展以及农民工非农就业过程的持续推进，农业难以满足失业保障所需要的应急性功能。农业机械化和现代化的发展，大幅降低了对劳动力的需求。土地随着农村劳动力的非农转移呈集中态势（展进涛等，2023）。本文课题组在成都市的调研发现，成都平原地区的土地流转非常普遍，部分地区土地流转的面积甚至超过了95%，土地流转集中至一些种粮大户手中。就种粮户而言，平均每个种粮大户的耕种规模为200~300亩，而主要的经营者往往只是夫妻二人，其年龄也都在50岁以上。在农忙的时候，这些大户会雇用一些临时的短工，这些短工主要是本村的老年居民，年龄都在60岁以上，几乎没有年轻人。开展高标准农田建设之后，农业生产更加节约劳动力，农业生产的各个环节都由机器来完成，劳动力更侧重于管理和查缺补漏。农业在应急性方面难以

<sup>①</sup>资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

<sup>②</sup>资料来源：根据本文课题组2022年6月在四川省成都市的调查得到。在成都市土地流转过程中，每亩土地获得的流转收入是400千克黄谷的当年价格，大约是1000元。

起到劳动力蓄水池的功能。此外，流出土地的农户不太可能突然中断流转而转为自己耕种；同时，伴随着土地的不断流转，原来农户承包地的边界不断模糊，土地流出的农户甚至难以准确地找到自家承包地的位置。这意味着，通过务农来应对失业几乎不具有应急性，难以起到失业保障应有的作用。

总体来说，从当前农业收入结构和农业生产条件来看，农民工在面对外来冲击时难以回到农业，更多处于失业状态，农业的劳动力蓄水池功能已大幅减弱。基于此，本文提出假说 H1 和假说 H2。

H1：在应对外来冲击所导致的非农失业时，农业难以吸纳更多就业，难以充分发挥其劳动力蓄水池功能。

H2：在外来冲击下，农村居民家庭的农业收益和农业投入难以增加，农业的劳动力蓄水池功能减弱。

### （三）支出的棘轮效应与非农就业

本部分从农村居民家庭消费支出的视角，基于家庭消费支出约束和消费惯性，分析外来冲击下农村劳动力就业选择行为背后的作用机制，并探讨该机制下的就业选择行为。

诸多研究发现，消费不仅仅是消费者个人的理性决策，而且具有一定惯性，即消费具有棘轮效应（Deaton, 1992; Kueng and Yakovlev, 2014）。棘轮效应更多地强调习惯形成与消费之间的关系。习惯具有固有观念的特征，一旦形成则难以在短时间内快速转变，因此，虽然消费习惯和消费观念对当期消费的影响是不断变化的，但相对而言，习惯的改变需要一定的时间和空间。Havranek et al. (2017) 研究发现，消费习惯形成具有更强的长期效应，在一定时期内的表现则较弱。这在一定程度上意味着，消费习惯一旦形成，在一定时期内则难以改变，消费者会依据之前的消费习惯进行消费。中国城镇居民和农村居民的消费都具有显著的习惯性特征，存在着显著的棘轮效应（王小华等，2016；臧旭恒和陈浩，2019）。

与消费习惯类似，家庭的当期支出同样也受到之前支出行为的影响。中国农村的居住消费具有明显的消费习惯性特征（吴学品和李荣雪，2021）。另外，从中国居民的家庭财富结构来看，房产净值占比接近七成，2018 年家庭财富增长中超过九成来自房产净值增长<sup>①</sup>。根据《2023 年金融机构贷款投向统计报告》，个人住房贷款余额占住户贷款余额的比例高达 47.65%<sup>②</sup>。住房借款的还款额是一项长期性的大额支出，不仅受到之前支出行为的影响，而且具有较强的刚性，即使家庭受到了外在的冲击，依然需要按时还款。在一定时期内，家庭难以对家庭财富结构进行调整，更倾向于保持原来的财富结构，特别是像房产这类财产。因此，农村居民家庭更可能保持原来的住房<sup>③</sup>消费支出。

总体来看，在消费习惯和住房借款长期性的影响下，农村劳动力即使在面临外来冲击所带来的非农失业时，依然会尽可能地寻求从事比农业收入水平更高的非农就业或者等待非农就业机会，而不是回到农业就业。

<sup>①</sup>资料来源：《〈中国家庭财富调查报告（2019）〉发布》，[http://paper.ce.cn/jjrb/page/1/2019-10/30/15/2019103015\\_pdf.pdf](http://paper.ce.cn/jjrb/page/1/2019-10/30/15/2019103015_pdf.pdf)。

<sup>②</sup>资料来源：《2023 年金融机构贷款投向统计报告》，<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/5221508/index.html>。

<sup>③</sup>本文中提及的农户的住房，指的是在城镇所购置的房产，不包括农村宅基地上的自建房。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

本文所使用的数据来源于中国家庭金融调查（CHFS）2017年、2019年和2021年的调查数据。中国家庭金融调查是由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织实施的追踪调查，从2011年基线调查开始，每两年追踪一次，目前已完成六轮调查。调查地区涵盖29个省份、355个县（市、区），具有全国代表性。调查内容涵盖人口特征、就业、收入与支出、资产与负债、保险与保障等多个方面，为本文的研究提供了丰富翔实的数据基础。

本文主要的研究对象是农业户籍人口，即户口类型为农业户口或获得统一居民户口之前为农业户口的群体，以及其中从事非农就业的农民工子样本。在原始数据的基础上，保留未在读且年龄处于17~64岁的个体，剔除解释变量存在缺失值的样本，剔除在样本期间内只出现一期的未成功追踪或在冲击发生后的2021年未追踪到的样本，确保每个个体在冲击前后至少各有一期数据。筛选清理之后的样本包含农村劳动力观测值共21698个，其中，农民工观测值10257个。

#### （二）变量选择

1.被解释变量。本文使用农村劳动力是否非农就业、是否务农、是否有工作作为主要的被解释变量。本文关注的核心问题是外来冲击下农村劳动力就业状态的变化，涉及非农就业、失业和务农三种状态。基于此，本文选取全部农村劳动力样本作为分析对象<sup>①</sup>，进而讨论在外来冲击前后全部农村劳动力在非农就业、失业和务农三种就业状态之间的变化。根据问卷中“去年最主要工作性质”这一问题来判断农村劳动力是否为农民工，问卷中此题选项设置包含“受雇于他人或单位”“雇主、自营劳动者、家庭帮工等工商业经营”“灵活就业”“务农”。具体而言，若农村劳动力上一年最主要工作性质为务农，则将农村劳动力的就业选择定义为务农；若农村劳动力上一年最主要工作性质为其他类型，则将农村劳动力的就业选择定义为非农就业。

失业是本文关注的三种就业状态中的一种，根据失业的定义可知，失业群体包含两个核心条件，一是没有工作，二是在寻找工作。然而，一方面，由于CHFS调查在2019年的问卷中关于“是否在寻找工作”的问题只涉及城镇人口中的受访者，且各年度调查中对于这一问题都询问的是受访者接受调查当时的工作状态，而非调查上一年的失业情况，再加上2021年疫情形势转好，经济恢复良好运行后，也无法再观察到因疫情冲击引起的失业现象。因此，从变量口径统一的角度和充分体现疫情冲击引起失业现象的目标来看，本文将“没有工作”作为农村劳动力失业状态的代理变量。这一指标通过问卷中“去年，这位家庭成员是否有工作？包括务农，在家庭成员或亲戚经营的公司、企业或生意中从事没有报酬的生产或服务，军人，实习，在职未在岗，但不包括家务劳动和义务的志愿劳动”这一问题体现。另一方面，如前文中界定农业劳动力蓄水池功能时所述，“没有工作”更加契合本文关于农业劳动力蓄水池功能再思考的研究目的。如果农村劳动力“没有工作”的情况在疫情冲击后显著

<sup>①</sup>农村劳动力是指年龄为17~64岁、非在校学生、非因残障或疾病丧失劳动能力的农业户籍人口。



增加，则意味着农业劳动力蓄水池功能的弱化。基于此，本文将全部农村劳动力样本分为有工作和没有工作两类，有工作的农村劳动力又可以分为非农就业和务农两类。

2.核心解释变量。本文以2020年1月底各城市累计确诊病例数和疫情冲击前后时间虚拟变量的交互项作为核心解释变量。经典的双重差分设定要求部分个体没有被处理，当处理在同一时间发生，无法找到天然的处理组和控制组时，可通过处理强度进行识别（Nunn and Qian, 2011）。本文基于国家卫生健康委、中国疾控中心以及各省份卫生健康委平台的疫情数据，以2020年1月底各城市累计确诊病例数据作为疫情冲击强度的代理变量。将划分处理组和控制组的时间节点定为2020年初的原因包括三个方面：第一，2020年初是疫情最为严重的时点，初期疫情最严重的地区会采取更加突出的防控政策，同时考虑到防控政策不会在短时间内产生变化，那么，初期疫情更为严重、防控政策更为突出的地区将会受到更为突出和更长时间的持续性影响。第二，CHFS问卷中关于家庭成员的工作和收入、家庭收入和消费支出等本文重点关注的信息，均是针对“上一年”的情况进行询问，而CHFS最新调查年度为2021年，即本文能够获得的是个体或家庭2020年全年的工作和收入信息，因此，只有把划分处理组和控制组的参考时间节点定在2020年初，才能更加明确地将2021年调查得到的个体或家庭信息定义为处理之后的结果。若把划分处理组和控制组的时间节点定在2020年期中或期末，则无法确定2020年全年的调查信息是处理之前的结果还是处理之后的结果。第三，2020年初疫情形势受人口流动的影响较小，相对更加外生。同时，考虑到处理时间节点选择变化可能会对结论产生影响，本文也通过改变处理时间节点的方式进行稳健性检验，即使用各城市在2020年3月底的累计确诊病例数据作为疫情冲击强度的代理变量。本文将2019年个体接受调查时所在的城市作为识别个体所受疫情冲击强度的地点指标，若个体在2019年接受调查时所在的城市在2020年初的累计确诊病例更多，则认为个体受到了更大强度的疫情冲击。这一做法来自两重考量：一是因为双重差分方法要求个体的处理状态应具有稳定性，不应在处理组和控制组之间穿梭，而个体的流动会导致不同调查时点个体所在城市的变动。为了保持个体处理状态的稳定性，本文选定疫情发生之前的2019年个体所在城市作为识别个体所受疫情冲击强度的地点指标。二是因为疫情发生在2019年底和2020年初，2019年个体接受调查时所在地点基本为冲击发生时个体所在地点，以2019年个体所在城市进行识别，也具有较强的可信性。从实际数据来看，样本观测期间内个体接受调查时所在城市发生变动的个体也很少，本文也将此类个体排除，以进行稳健性检验。此外，本文也通过改变疫情冲击强度的衡量方式进行稳健性检验，即使用人均累计确诊病例数作为疫情冲击强度的代理变量。

3.控制变量。本文还选择了一系列控制变量，包括个体的年龄、受教育程度、婚姻状况、健康状况，家庭是否有6岁以下儿童、是否有65岁以上老人，以控制个体和家庭层面的因素对个体就业选择的影响。此外，在回归中也纳入个体和年份双向固定效应。

4.机制变量。为了验证疫情冲击下就业选择的发生机制，本文选取了一系列机制变量。通过家庭人均农业收入、家庭人均农业资产和家庭人均土地资产<sup>①</sup>此类与家庭农业生产相关的变量，衡量农业

<sup>①</sup>农业资产包含农业机械、牲畜、留存农产品和应收账款。土地资产为各类土地价值。

是否具有保障性。通过家庭人均居住消费<sup>①</sup>、家庭人均医疗支出、家庭人均教育支出和家庭人均房屋负债<sup>②</sup>等体现家庭所面临的消费支出刚性。此类变量直接来源于 CHFS 提供的家庭在调查当年的上一年的收入、支出和资产负债的综合指标，均进行了双侧 1%的截尾处理。

变量定义及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<b>被解释变量</b>						
是否非农就业	去年最主要工作性质非务农：是=1，否=0	21698	0.473	0.499	0	1
是否务农	去年最主要工作性质为务农：是=1，否=0	21698	0.402	0.490	0	1
是否有工作	去年是否有工作：是=1，否=0	21698	0.876	0.330	0	1
<b>核心解释变量</b>						
疫情冲击强度	2020 年 1 月底城市累计确诊病例数（万例）	21698	0.006	0.031	0	0.322
疫情发生	是否处于疫情之后：是=1，否=0	21698	0.402	0.490	0	1
<b>控制变量</b>						
年龄	个体年龄（岁）	21698	45.408	10.884	17	64
受教育程度	个体受教育程度分类变量，实证模型中以小学及以下为基准组					
小学及以下	是否为小学及以下：是=1，否=0	21698	0.358	0.479	0	1
初中	是否为初中：是=1，否=0	21698	0.439	0.496	0	1
高中	是否为高中：是=1，否=0	21698	0.146	0.353	0	1
大专及以上	是否为大专及以上：是=1，否=0	21698	0.057	0.232	0	1
婚姻状况	个体是否已婚：是=1，否=0	21698	0.897	0.304	0	1
健康状况	个体身体健康状况：非常不好=5，不好=4，一般=3，好=2，非常好=1	21698	2.491	0.972	1	5
是否有 6 岁以下儿童	家庭中是否有 6 岁以下儿童：是=1，否=0	21698	0.138	0.345	0	1
是否有 65 岁以上老人	家庭中是否有 65 岁以上老人：是=1，否=0	21698	0.229	0.420	0	1
<b>机制变量</b>						
家庭人均农业收入	家庭人均农业收入（元/人）	11410	2238.577	5548.968	-7752	46147
家庭人均农业资产	家庭人均农业资产（元/人）	11527	1929.353	5799.303	0	57500
家庭人均土地资产	家庭人均土地资产（元/人）	11532	22598.076	57125.692	0	500000
家庭人均居住消费	家庭人均居住消费（元/人）	11526	594.863	3002.325	0	29400
家庭人均医疗支出	家庭人均医疗支出（元/人）	11526	1612.883	2536.143	0	20217
家庭人均教育支出	家庭人均教育支出（元/人）	11527	1339.006	2245.548	0	13500
家庭人均房屋负债	家庭人均房屋负债（元/人）	11527	4332.063	14976.412	0	130000

注：表中机制变量展示的是原值，除了含有负值的家庭人均农业收入外，后文回归中采用的均是加 1 取对数的值。

<sup>①</sup>居住消费包含房屋的租金、水电燃料费、物业管理费、暖气费、房屋装修和维修支出。

<sup>②</sup>房屋负债包含房屋的贷款、借款和其他住房负债。

(三) 模型设定

本文采用双重差分方法识别疫情冲击对农村劳动力就业选择的影响。具体计量模型设定如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta COVID_i \times post_t + Z'_{it}\gamma + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中：下标代*i*表个体，*t*代表年份。*y<sub>it</sub>*为结果变量，包括是否非农就业、是否务农、是否有工作。在机制分析中，*y<sub>it</sub>*还代表家庭人均农业收入、家庭人均农业资产、家庭人均土地资产、家庭人均居住消费、家庭人均医疗支出、家庭人均教育支出和家庭人均房屋负债等。*COVID<sub>i</sub>*代表疫情冲击强度，*post<sub>t</sub>*代表疫情发生，交互项系数β代表相较疫情较轻的地区，疫情严重地区的个体在受到疫情冲击后就业选择等结果变量的变动效应。*Z'\_{it}*代表控制变量，γ为控制变量的系数。*δ<sub>i</sub>*为个体层面的固定效应，*μ<sub>t</sub>*为年份层面的固定效应，*ε<sub>it</sub>*为随机干扰项。

(四) 描述性统计分析

农村劳动力就业类型在疫情冲击下的分布变动如表 2 所示。本文以累计确诊病例数的最高三分位数为阈值，将累计确诊病例数处于上三分位的样本划分为高疫情冲击强度组，其余划分为低疫情冲击强度组。相较于低冲击强度，高冲击强度下农村劳动力的非农就业概率在疫情冲击后下降得更明显，务农概率没有明显变化，有工作的概率也下降得更明显。

表 2 疫情冲击下农村劳动力的就业类型分布

	疫情冲击强度	冲击之前	冲击之后	差分
非农就业的概率	高冲击强度	0.571 (0.008)	0.544 (0.009)	-0.027** (0.012)
	低冲击强度	0.424 (0.005)	0.439 (0.006)	0.015* (0.008)
务农的概率	高冲击强度	0.304 (0.007)	0.294 (0.009)	-0.010 (0.011)
	低冲击强度	0.461 (0.005)	0.436 (0.006)	-0.025*** (0.008)
有工作的概率	高冲击强度	0.877 (0.005)	0.839 (0.007)	-0.038*** (0.009)
	低冲击强度	0.887 (0.003)	0.876 (0.004)	-0.011** (0.005)

注：①括号内为标准误。②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

农民工子样本在受到疫情冲击后的就业状态变动如表 3 所示。受到更大疫情冲击的个体，其有工作的概率下降更显著，但保持非农就业状态的概率较高，转回务农状态的概率较低。

表 3 农民工子样本在受到疫情冲击后的就业类型分布

	低冲击强度	高冲击强度	差分
非农就业的概率	0.756 (0.008)	0.786 (0.011)	0.030** (0.014)

表3 (续)

务农的概率	0.153 (0.007)	0.102 (0.008)	-0.051*** (0.011)
有工作的概率	0.909 (0.005)	0.888 (0.009)	-0.021** (0.010)

注：①括号内为标准误。②\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。

从受疫情冲击强度更低的个体就业可以看出，其转回农业就业的概率明显更高，即在疫情冲击较小或不存在疫情冲击的情况下，非农就业个体原本就存在着返回农业的趋势。从样本特征来看，这部分返回农业的农民工为年龄明显更大的群体，平均年龄约为50岁，高于非农就业子样本总体约44岁的平均年龄，即农民工的就业生命周期轨迹原本就存在着随着年龄增长而返回农业的趋势。这并非农业劳动力蓄水池功能的体现，而是农民工就业生命周期的自然轨迹。如果忽视这一点，很可能形成对农业劳动力蓄水池功能的高估。在受疫情冲击强度更大的农民工身上，这一返回农业的趋势明显减弱。一方面，疫情防控对流动的限制在一定程度上阻碍了农民工返回农业的趋势；另一方面，受到更大疫情冲击的个体，为了抵抗收入下降，更倾向于继续留在非农就业市场，延续非农就业或等待非农就业机会。农业在此冲击下所发挥的劳动力蓄水池作用相对有限。

#### 四、基准回归：外来冲击下非农就业、务农和非农失业的变化

##### (一) 基准回归结果

表4展示了疫情冲击对农村劳动力就业选择的影响。从就业类型来看，由表4(1)列和(2)列可知，疫情冲击使农村劳动力从事非农就业的概率显著下降，从系数大小来看，疫情冲击强度每提升一个标准差，疫情冲击后农村劳动力从事非农就业的概率将下降1.11个百分点。然而，务农的概率并未发生显著变化。疫情冲击下经济活动的减少自然会带来非农就业机会的减少，但是失业的农村劳动力并未如预期那样返回农业，而是维持了不工作的失业状态。如表4(3)列所示，农村劳动力在外来冲击下有工作的概率显著下降，疫情的冲击强度每提升一个标准差，疫情冲击后农村劳动力中有工作的概率将下降1.43个百分点。进一步，为了避免农业就业人员样本对估计结果的影响，本文将分析的样本限定在疫情前样本观测初期就处于非农就业的农民工子样本中，以进一步展示疫情前本就处于非农就业的农村劳动力在受到疫情冲击后的就业选择变化，估计结果如表4的(4)~(6)列所示。与受疫情冲击较轻的农民工相比，受疫情冲击较大的农民工在疫情冲击后没有加剧其减少非农就业、向农业回流的自然趋势，原从事非农就业的农村劳动力在疫情冲击后依旧保持了非农就业状态，返回农业的趋势明显减弱。结合表3的描述性统计分析结果可知，在不受疫情冲击或受疫情冲击较弱的情况下，非农就业个体原本就存在着返回农业的趋势，而在较高强度的疫情冲击下，这一返回农业的趋势明显减弱，因此，在受疫情冲击强度更大的个体身上表现为农业就业概率的显著下降。一方面，在较高强度的疫情防控措施下，农民工面临着回流的阻碍；另一方面，这类面临更大就业冲击的群体可能经历更显著的收入下降，为了缓解收入水平的下降，他们并未选择返回农业，而是留在非农就业市场继续寻找非农就业机会。通常，农村

和农业被视为缺少进城务工机会或相对弱势的农村劳动力的退路和保障（贺雪峰，2022），但在面对疫情冲击时，农村劳动力在外来负向冲击下并未转向农业生产，农业并未能发挥相应的失业保障作用，或者说，在应对突发性外来冲击时，农村劳动力已经不再把农业视为可以缓解非农就业不足的一种方式和在难以从事非农就业时的一条退路。基于此，本文的假说 H1 得以验证。

表 4 疫情冲击对农村劳动力就业选择影响的回归结果

变量	农村劳动力全样本			农民工子样本		
	是否非农就业 (1)	是否务农 (2)	是否有工作 (3)	是否非农就业 (4)	是否务农 (5)	是否有工作 (6)
疫情冲击强度×疫情发生	-0.357*** (0.138)	-0.105 (0.101)	-0.461*** (0.137)	0.077 (0.164)	-0.355*** (0.074)	-0.278* (0.148)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	21698	21698	21698	10443	10443	10443
R <sup>2</sup>	0.004	0.004	0.005	0.164	0.099	0.064

注：①括号内为个体层面的聚类标准误。②\*\*\*和\*分别表示 1%和 10%的显著性水平。

## （二）稳健性检验结果

1. 平行趋势检验和安慰剂检验。双重差分法要求处理组和控制组在处理发生之前具有相同的变动趋势。本文采用事件研究法进行平行趋势检验，以 2019 年为参照组，分别将 2017 年和 2021 年的年份虚拟变量与疫情冲击强度变量进行交互放入回归模型，结果如表 5（1）列、（3）列和（5）列所示。冲击发生之前的处理效应均不显著，而疫情冲击强度与冲击发生后一期 2021 年年份虚拟变量的交互项系数与基准回归一致，说明满足平行趋势假设。此外，本文使用冲击发生之前的样本进行安慰剂检验，将伪处理时间设定在 2017 年和 2019 年之间，以 2017 年为处理前，2019 年为处理后，将此伪处理时间虚拟变量 2017 年年份虚拟变量与疫情冲击强度变量进行交互，估计结果如表 5（2）列、（4）列和（6）列所示。交互项系数都不显著，说明不存在虚假的处理效应，安慰剂检验通过。

表 5 平行趋势检验和安慰剂检验的回归结果

变量	是否非农就业 (1)	是否非农就业 (2)	是否务农 (3)	是否务农 (4)	是否有工作 (5)	是否有工作 (6)
	疫情冲击强度×2017 年 年份虚拟变量	-0.209 (0.197)	-0.147 (0.194)	0.255 (0.172)	0.186 (0.193)	0.058 (0.172)
疫情冲击强度×2021 年 年份虚拟变量	-0.422*** (0.131)		-0.026 (0.110)		-0.443*** (0.143)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	21698	12971	21698	12971	21698	12971
R <sup>2</sup>	0.004	0.005	0.004	0.009	0.005	0.004

注：①括号内为个体层面的聚类标准误。②\*\*\*表示 1%的显著性水平。

2. 重复随机抽取伪处理组。参考 La Ferrara et al. (2012) 和卢盛峰等 (2021) 的做法, 本文进一步通过随机重复抽取 500 次高冲击强度伪处理组个体的方式, 进行稳健性检验。如果通过随机抽取得到的双重差分估计系数不显著, 则说明本文捕捉到的显著处理效应不是由随机因素产生的。随机抽取 500 次并进行双重差分估计后的系数分布如图 1 所示, 图 1 (a) 中的被解释变量为是否非农就业, 图 1 (b) 中的被解释变量为是否有工作。可以看出, 随机抽取伪处理组进行双重差分估计所得的系数集中分布在 0 附近, 且大多都不显著。这说明, 本文的结论不是由随机因素引起的。

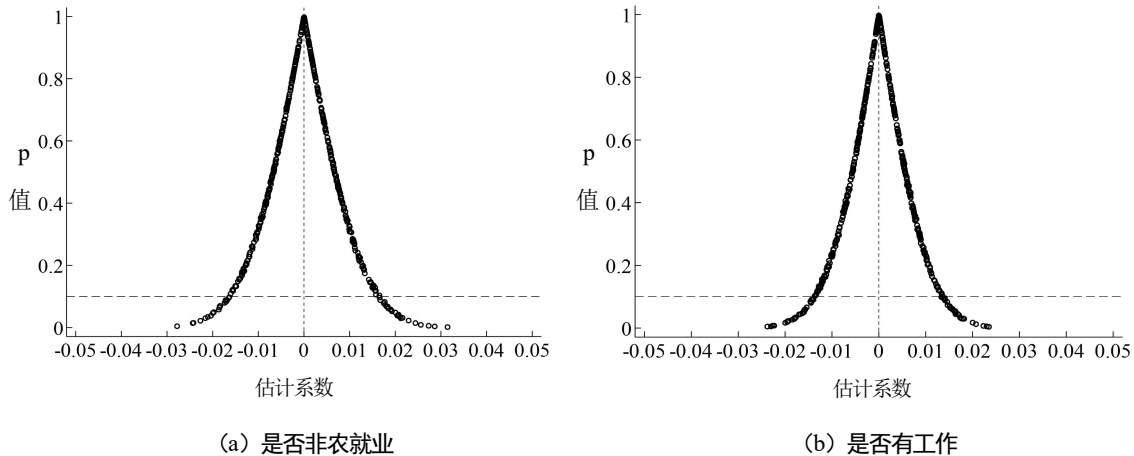


图 1 随机抽取伪处理组进行估计的系数分布

注: 图中垂直虚线对应的估计系数为 0, 水平虚线对应的 p 值为 0.1。

3. 其他稳健性检验<sup>①</sup>。第一, 为了避免样本在观测期间所在地点发生变化, 进而使其处理状态存在不稳定性, 本文识别出观测期内实施调查时所在城市发生变动的样本。从数据来看, 此类样本较少。将此类样本排除后进行估计的结果依然稳健。第二, 为了避免疫情冲击强度时间节点选择对估计结果的影响, 本文选定 2020 年 3 月底疫情累计确诊病例数据作为疫情冲击强度指标进行稳健性检验, 估计结果依然稳健。第三, 本文更换疫情冲击强度的衡量指标, 使用人均确诊病例数作为其替代指标进行稳健性检验, 估计结果依然稳健。第四, 本文进一步增加控制变量, 将家庭抚养负担比纳入回归分析, 估计结果依然稳健。

## 五、机制分析：农业的有限性和支出刚性

前文关于基准回归的分析和稳健性检验结果都说明, 在疫情冲击下, 非农就业机会的丧失并没有使农村劳动力转向农业生产。这可能是因为, 在收入下降的冲击下, 农村劳动力面对较强的家庭支出刚性, 而农业生产已无法提供足够的收入补充, 农村劳动力难以通过农业生产实现增收。本部分将按照前文理论分析的思路, 从农村居民家庭面临的农业失业保障功能缺失和支出刚性两个方面进行机制检验。

<sup>①</sup>篇幅所限, 本文未展示检验结果, 具体见中国知网或《中国农村经济》网站的本文附录。

(一) 农业难以提供失业保险功能

通常情况下，农业和农村被视为非农失业的退路，然而，在疫情冲击下，非农失业且收入下降的农村劳动力并未转向农业生产来维持家庭收入。首先，从回归结果来看，如表 6 (1) 列和 (2) 列所示，家庭人均农业收入在疫情冲击之后并未出现明显的上升，而是呈现为不显著下降的状态。这可能是因为，疫情冲击下的交通阻碍和经济活力降低不利于农业生产的顺利进行，例如生产成本上升、农产品销售困难等，也可能是因为农户家庭并未进行农业生产的扩张。总之，此时的农业生产没有发挥出预期的收入保障作用。其次，从家庭农业生产的投资情况来看，如表 6 (3) 列所示，家庭人均农业资产在疫情冲击后并未出现额外的增长，而是出现了下降，说明农村居民家庭并未增加农业机械、牲畜等农业投资，没有扩大农业生产规模以吸纳非农失业中的农村劳动力。从土地资产的持有情况来看，如表 6 (4) 列所示，在疫情冲击下，农村居民家庭人均土地资产出现了明显的下降，这可能是由于家庭在收入冲击下减少土地流转以降低投资支出，也可能是土地价值在疫情冲击下下降所致。总体来看，农业收入未能发挥收入保障的作用，农村劳动力也未转向农业生产，未增加对土地或农业资产的投入。基于此，本文的假说 H2 得以验证。

表 6 疫情冲击对农村居民家庭农业生产影响的回归结果

变量	家庭人均农业收入		家庭人均农业资产	家庭人均土地资产
	(1)	(2)	(3)	(4)
疫情冲击强度×疫情发生	-2138.753 (2028.100)	-1.642 (1.695)	-0.151 (1.424)	-5.626** (2.544)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	11410	7160	11527	11532
R <sup>2</sup>	0.003	0.029	0.009	0.030

注：①括号内为标准误。②\*\*表示 5% 的显著性水平。③ (1) 列中被解释变量为原值，(2) 列中被解释变量为非负值加 1 后取对数的值。

(二) 农村居民家庭面临刚性支出

农村居民家庭的刚性支出会促使农民工选择继续等待非农就业机会。首先，从消费支出来看，如表 7 (1) ~ (3) 列所示，即便在疫情冲击导致失业增加和非农就业下降的情况下，农村居民家庭的居住、医疗和教育等支出仍未出现明显下降。居住、医疗和教育支出并未随着收入下降而下降，这表明，这三项是必须承担的刚性支出，且这三项支出占据着家庭总支出的较大部分，农村劳动力有强烈的增收需求，以承担家庭刚性支出。

其次，住房和房贷已成为家庭部门最主要的资产和负债构成部分 (孟宪春, 2023)。伴随着农民工的进城务工，在性别比例失衡、婚姻竞争压力增加的背景下，住房作为婚姻市场中男方家庭传递“质量”信号的重要载体 (方丽和田传浩, 2016)，已经成为农村居民家庭不可避免的刚性支出和被动负债。在疫情冲击下，住房贷款支出压力并未减轻，而是必须维持。从回归结果来看，如表 7 (4) 列所

示，在疫情冲击下，农村居民家庭并未在住房负债上做出调整。住房贷款支出是家庭不可变动的刚性支出，住房资产作为一种流动性较低的资产，难以在外来冲击下变现从而为家庭提供相应的流动性。在未来预期充满着不确定性的情况下，农村居民家庭也难以放弃住房资产，尽管具有较高的还贷压力。住房贷款压力的持续存在也迫使农民工尽可能维持非农就业的状态，务农和处于失业都难以满足住房贷款支出的需求。

表 7 疫情冲击对农村居民家庭刚性支出影响的回归结果

变量	家庭人均居住消费	家庭人均医疗支出	家庭人均教育支出	家庭人均房屋负债
	(1)	(2)	(3)	(4)
疫情冲击强度×疫情发生	-0.773 (0.948)	-0.674 (1.442)	2.502 (1.581)	-2.720 (1.803)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	11526	11526	11527	11527
R <sup>2</sup>	0.016	0.037	0.036	0.009

注：括号内为标准误。

## 六、结论与启示

自民工潮爆发以来，农民工规模持续上升，成为劳动力市场中不可或缺亦不能忽视的群体。伴随着经济发展和劳动力市场转型，劳动力市场中农民工持续处于短缺状态，失业并不是农民工群体面临的核心困境。然而，这并不意味着农民工群体不涉及失业问题。农业一直被认为具有劳动力蓄水池的功能，但随着农业发展的变化以及农民工非农就业常态化水平的提高，当农村劳动力遇到外来冲击并面临突发性的非农失业危机时，他们在非农就业、失业和务农之间如何选择？农业和农村是否仍然是农民工应对突发性非农失业的退路？对该问题的研究，对于更加深入理解农民工的就业状态以及城镇化发展具有重要意义。

本文基于新冠疫情这一外来冲击，利用疫情冲击严重程度和冲击前后两个维度的变动构造双重差分模型，估计外来冲击下农村劳动力的就业变动。研究发现，相对于疫情较轻的地区，疫情严重地区的农村劳动力在冲击发生之后的非农就业显著下降，有工作的概率也显著下降，但务农概率并未显著变化。这说明，农民工在疫情冲击下失去非农就业机会之后并未转向农业就业，而是保持了失业的状态。机制分析发现，这主要是因为面对外来冲击时，家庭依然面临居住、教育和医疗等大额刚性支出，尤其是家庭的主要负债——住房贷款依旧有较大的支出压力，农业收入在冲击下并不能满足支出需要，冲击下的农村劳动力并未增加农业资产或转向农业就业，非农就业依然是家庭增收的最重要途径。

根据上述结论，本文得到如下启示：首先，当前中国农业的劳动力蓄水池功能在应对突发性非农失业方面已然弱化，难以满足外来冲击下应对非农失业时对共济性和应急性的要求。改革开放初期，中国农村劳动力主要从事农业生产。但是，伴随着农村劳动力不断向城镇转移并从事非农就业，以及



农业生产方式和资源配置的变化，农业本身所需要的劳动力已经大幅下降，甚至已经不需要农民工在农忙时期返乡帮助农业生产。这从侧面反映出，现阶段在农村务农的劳动力已经可以满足当前农业生产条件下的劳动力需求。本文的研究结论也充分证实，外来冲击下农业难以吸纳非农失业人口，难以对非农就业起到缓冲作用，农业在这种情况下调节非农劳动力供给的功能十分微弱。农业具有劳动力蓄水池功能这一固有观念需要伴随着中国经济社会的发展而发生变化。其次，农业收入的有限性使其难以在农村居民家庭遭遇外来冲击时发挥抵御风险的作用。在新冠疫情冲击前后，农村居民家庭的人均农业收入并没有上升。对于当前中国农村居民家庭以工资性收入为主的特征来讲，农业收入能够起到的共济性是有限的，并不能充分地弥补非农失业导致的收入损失。再次，在农业的劳动力蓄水池功能弱化的情况下，促进农村劳动力非农就业是抵御其失业风险的主要方式，而不是依靠农业发挥劳动力蓄水池功能。最后，需要推动有利于农民工参与并获得相应收益的失业保险。现阶段，中国农民工参与失业保险的比例非常低，失业保险难以完全发挥对农民工的失业保障功能，在受外来冲击时农业难以发挥劳动力蓄水池功能的情况下，失业保险对于农民工的重要性将会越来越凸显。

#### 参考文献

- 1.白云丽、曹月明、刘承芳、张林秀，2022：《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》，《中国农村经济》第6期，第65-87页。
- 2.蔡昉，2007：《中国经济面临的转折及其对发展和改革的挑战》，《中国社会科学》第3期，第4-12页。
- 3.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。
- 4.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。
- 5.方丽、田传浩，2016：《筑好巢才能引好凤：农村住房投资与婚姻缔结》，《经济学（季刊）》第2期，第571-596页。
- 6.贺雪峰，2022：《立足城乡差异的共同富裕之路——关于共同富裕的社会学命题》，《特区实践与理论》第5期，第5-15页。
- 7.李小云、林晓莉、徐进，2022：《小农的韧性：个体、社会与国家交织的建构性特征——云南省勐腊县河边村疫情下的生计》，《农业经济问题》第1期，第52-64页。
- 8.卢盛峰、董如玉、叶初升，2021：《“一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据》，《中国工业经济》第3期，第80-98页。
- 9.孟宪春，2023：《房价对家庭债务和财富分布的影响：理论机制与应对策略》，《经济研究》第4期，第171-189页。
- 10.仇童伟、彭嫦燕，2023：《农业人口老龄化对农地配置与种粮决策的影响：来自中国家庭金融调查的证据》，《中国农村观察》第4期，第129-150页。
- 11.王小华、温涛、朱炯，2016：《习惯形成、收入结构失衡与农村居民消费行为演化研究》，《经济学动态》第10期，第39-49页。
- 12.王震，2020：《新冠肺炎疫情冲击下的就业保护与社会保障》，《经济纵横》第3期，第7-15页。

13. 吴学品、李荣雪, 2021: 《中国农村居民消费习惯的动态效应研究——基于不同收入地区面板 ELES 模型的视角》, 《宏观经济研究》第 5 期, 第 92-103 页。
14. 姚洋, 2000: 《中国农地制度: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第 2 期, 第 54-65 页。
15. 臧旭恒、陈浩, 2019: 《习惯形成、收入阶层异质性与我国城镇居民消费行为研究》, 《经济理论与经济管理》第 5 期, 第 20-32 页。
16. 展进涛、朱菊隐、纪月清, 2023: 《近百年来中国农户家庭经营的变迁逻辑》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 2-19 页。
17. 张锦华、刘小瑜、陈博欧, 2023: 《突发公共卫生事件、农民工流动与农业蓄水池——基于中国家庭追踪调查数据的微观证据》, 《财经研究》第 8 期, 第 64-78 页。
18. 朱玲、何伟, 2022: 《脱贫农户的社会流动与城乡公共服务》, 《经济研究》第 3 期, 第 25-48 页。
19. Borjas, G. J., and H. Cassidy, 2020, "The Adverse Effect of the COVID-19 Labor Market Shock on Immigrant Employment", NBER Working Paper 27243, <https://www.nber.org/papers/w27243>.
20. Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and M. Weber, 2020, "Labor Markets During the COVID-19 Crisis: A Preliminary View", NBER Working Paper 27017, <https://www.nber.org/papers/w27017>.
21. Deaton, A., 1992, "Saving and Income Smoothing in Cote d'Ivoire", *Journal of African Economies*, 1(1): 1-24.
22. Fang, L., J. Nie, and Z. Xie, 2022, "A Quantitative Analysis of CARES Act Unemployment Insurance", Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper 2020-13c, <https://doi.org/10.29338/wp2020-13c>.
23. Giulia, G., L. Camille, and L. Alice, 2022, "Should We Insure Workers or Jobs During Recessions?", *The Journal of Economic Perspectives*, 36(2): 29-54.
24. Han, J., B. D. Meyer, and J. X. Sullivan, 2020, "Income and Poverty in the Covid-19 Pandemic", NBER Working Paper 27729, <https://www.nber.org/papers/w27729>.
25. Havranek, T., M. Rusnak, and A. Sokolova, 2017, "Habit Formation in Consumption: A Meta-analysis", *European Economic Review*, Vol. 95: 142-167.
26. ILO, 2017, "Unemployment Protection: A Good Practices Guide and Training Package Experiences from ASEAN", [https://www.ilo.org/asia/publications/WCMS\\_571465/lang--en/index.htm](https://www.ilo.org/asia/publications/WCMS_571465/lang--en/index.htm).
27. Kueng, L., and E. Yakovlev, 2014, "How Persistent Are Consumption Habits? Micro-Evidence from Russia's Alcohol Market", NBER Working Paper 20298, <http://www.nber.org/papers/w20298>.
28. La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea, 2012, "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil", *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.
29. 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.
30. Meghir, C., A. M. Mobarak, C. Mommaerts, and M. Morten, 2022, "Migration and Informal Insurance: Evidence from a Randomized Controlled Trial and a Structural Model", *The Review of Economic Studies*, 89(1): 452-480.
31. Nunn, N., and N. Qian, 2011, "The Potato's Contribution to Population and Urbanization: Evidence from A Historical Experiment", *Quarterly Journal of Economics*, 126 (2): 593-650.

32. Rosenzweig, M. R., and H. P. Binswanger, 1993, "Wealth, Weather, Risk, and the Composition and Profitability of Agricultural Investments", *The Economic Journal*, 103(416): 56-78.

33. Zhang, L. X., S. Rozelle, and J. K. 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.

(作者单位：<sup>1</sup> 中国社会科学院经济研究所；  
<sup>2</sup> 中国社会科学院大学经济学院；  
<sup>3</sup> 内蒙古大学经济管理学院；  
<sup>4</sup> 内蒙古大学时间利用与调查研究中心)  
(责任编辑：胡 祎)

## The Buffering Effect of Agriculture on Non-agricultural Unemployment Under COVID-19: Rethinking the Labor Reservoir Function of Agriculture

SUN Jingfang YU Jinxia DU Fenglian

**Abstract:** This paper uses the COVID-19 epidemic as an external shock to the labor market, and uses the Difference-in-Differences model to analyze the employment choices of rural laborers facing non-agricultural unemployment shock from the perspective of non-agricultural employment, unemployment, and farming. We find that the probability of non-agricultural employment in rural laborers in severely affected areas significantly decreases after the epidemic, but the probability of farming does not change significantly. This indicates that migrant workers do not turn to agriculture after losing their non-agricultural employment under the shock, but choose to be unemployed. Their employment choices show the characteristic of normalization of non-agricultural employment. Under the shock, it is also difficult for the rural laborers to increase the agricultural income, and there is significant rigid expenditure and housing loan pressure, which strengthens the demand for rural laborers to maintain and obtain non-agricultural employment. This paper has the following implications. Under the current agricultural production conditions and household income structure in China, the labor reservoir function of agriculture in terms of emergency and mutual aid is weakened, making it difficult to fully absorb the rural laborers that have encountered non-agricultural unemployment to alleviate the decline in non-agricultural employment under external shocks. The limited agricultural income also makes it difficult for rural households to resist risks when facing external shocks. More attention needs to be paid to the issue of non-agricultural unemployment among migrant workers.

**Keywords:** Rural Migrant Workers; External Shocks; Non-agricultural Employment; Non-agricultural Unemployment; Labor Reservoirs