

新农保非携带性对农村劳动力流动的 锁定效应*

——兼论对新农合锁定效应的替代

于新亮 申宇鹏 李红波

摘要：本文理论分析了新农保对农村劳动力流动的锁定效应，并利用2016年“中国劳动力动态调查”（CLDS）数据进行实证检验，同时对比分析新农合和新农保对农村劳动力流动锁定效应的关系。本文发现，新农保使得农村劳动力流动概率降低了56.82%，使得农村劳动力跨乡镇流动的概率降低了58.04%。新农保对青年和盛年劳动力的锁定效应强于老年劳动力。参加新农保的本地农民工流动到外地成为外出农民工的概率降低了34.03%。此外，对未参加新农保的农村劳动力而言，新农合对其流动性依然产生一定的锁定效应，但参加新农保后，新农合的锁定效应几乎被新农保完全替代。本文研究表明，在当前加快新型城镇化建设的趋势下，调整以新农保为代表的农村养老保险的非携带性显得尤为重要。

关键词：新农保 非携带性 农村劳动力流动 锁定效应

中图分类号：F840.61 **文献标识码：**A

一、引言

2009年9月1日，国务院颁布《关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》（以下简称《指导意见》），逐步实行并建立新型农村社会养老保险制度（以下简称“新农保”）。截至2017年底，中国基本养老保险覆盖人数已经超过9亿人，然而农民工参加养老保险的人数仅为6202万人^①，参保比

*本文研究得到国家自然科学基金青年科学基金项目“灾难性卫生支出风险识别、致贫路径与精准保障研究”（项目编号：71804090）、国家社会科学基金青年项目“农村失能老人家庭照料的社会支持研究（项目编号：19CSH073）”和泰山学者工程专项经费“保险风险优化控制策略研究”（项目编号：tsqn20161041）的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见，当然文责自负。

^① 数据来源：人力资源与社会保障部网站，http://www.mohrss.gov.cn/gkml/zhgl/jytabl/tadf/201812/t20181205_306338.html。

例为 21.95%^①，不仅低于城镇人口，甚至低于农村其他人群。

农民工养老保险覆盖率较低的现实与中国各类基本养老保险间难以顺利转移接续的状况是分不开的。虽然 2014 年人力资源和社会保障部、财政部实施了《城乡养老保险制度衔接暂行办法》，使得各类养老保险间实现了理论层面上的转移接续，但对于已经参加新农保的农村劳动力，依然存在从新农保转移为城镇职工养老保险的实际障碍，使新农保具有较强的非携带性，具体体现为：第一，当工作所在地与原户籍地不一致时，只有在工作所在地缴费满 10 年才能享受当地养老待遇，否则养老关系需要返回原户籍地，而农民工很难在一个参保地连续缴纳 10 年保费，当农民工到达一定年龄满足养老保险领取条件时，就不得不返回户籍所在地提出申领请求，从而增加流动成本；第二，新农保转移为城镇职工养老保险虽然理论上具有可操作性，即将新农保个人账户余额并入城镇职工养老保险，但由于新农保原缴费额远远低于城镇职工养老保险，并入后缴费年数将大打折扣，难以满足 15 年最低缴费年限和养老保险领取年限的要求，降低了农民工参保养老保险的预期净收益。

新农保的非携带性已逐渐成为抑制农村劳动力流动的潜在因素。2013~2017 年，农民工规模增长速度出现严重下滑，本地农民工规模增速高于外出农民工规模增速，外出农民工比重逐年降低^②，使得沿海发达地区出现“用工荒”，阻碍新型城镇化的进程（樊纲，2011；李波平、田艳平，2011）。因此，研究新农保对农村劳动力流动可能产生的锁定效应及其作用机制具有较高的理论价值和现实意义。

根据相关学者研究，以新农合为代表的非携带性医疗保险对农村劳动力流动也具有锁定效应（贾男、马俊龙，2015）。但是，相关研究未考虑新农保非携带性对农村劳动力流动的影响。而且，同时加入新农保和新农合对农村劳动力流动产生了叠加作用还是替代作用？这都需要进行严谨的验证。

为此，本文理论分析了新农保非携带性下农村劳动力流动问题，并就新农保对农村劳动力流动可能产生的锁定效应以及新农保与新农合锁定效应之间的关系进行实证检验。本文剩余内容安排如下：第二部分回顾相关研究文献；第三部分建立理论模型，提出相关研究假说；第四部分建立计量模型，介绍相关数据；第五部分定量分析新农保对农村劳动力流动的锁定效应；第六部分定量分析新农保和新农合二者的相互作用；第七部分为结论和政策启示。

二、文献综述

劳动力是生产力要素的重要组成部分，劳动力的流动会加快城镇化进程，促进地区经济协调快速发展。现实中有很多因素影响劳动力的自由流动。学者对影响劳动力流动的因素进行了系统分析，具体包括：①经济因素，胡斌（1996）认为农村劳动力流动实际上就是农村劳动力在追求经济利益最大化的动机驱使下所采取的一种资源配置行为。王格玮（2004）利用第五次全国人口普查数据对农村劳动力流动的影响因素进行了经验分析，发现地区间人均收入差距和流动距离对劳动力流动有显著的影响。程名望等（2006）运用动态宏观经济学的递归方法并结合推拉理论建立 Logit 模型验证得出，城

^① 数据来源：《2017 年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201804/t20180427_1596389.html。

^② 数据来源：《2017 年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201804/t20180427_1596389.html。

镇的拉力，特别是城镇工业技术进步，是农村劳动力流动的根本动因。②教育因素，赵耀辉（1997）对四川省农村劳动力流动进行研究后发现，教育显著促进了劳动力从农业流动到非农产业。此外，随迁子女教育政策的改革，也会增加农民工家庭的迁移距离（李超等，2018）。③社会因素，庞丽华（2001）通过建立多层次 Logit 模型，发现相对于没有流动传统的社区，有流动传统的社区的劳动力发生省际流动的概率更高。盛来运（2007）发现对于家庭所在的社区来讲，一个基础条件好和社会资本丰富的社区有利于推动农民外出，但过高的非农产业发展水平会降低本地劳动力外出的可能性。④制度因素，孙文凯等（2011）利用双重差分模型和农业部定点调查数据库，对 2003~2006 年中大城市户籍制度改革效果进行检验，发现户籍制度改革在引导农民工流动方面的作用有限。宁光杰（2012）运用 2008 年农村住户调查数据，发现对于低技能的农村中老年劳动力来说，外出就业仍可获得可观收益，但一些制度约束使得他们的外出意愿下降。

此外，社会保障制度因素也逐渐纳入劳动力流动的影响因素中，医疗保险的非携带性就是其中之一。Gruber and Madrian（1994）发现个人在离职后的一段时期内仍可通过前雇主购买健康保险的政策能够显著增加劳动力的流动性。贾男、马俊龙（2015）以新农合为例研究了非携带性医保对农村劳动力流动产生的锁定效应，发现其限制了参保人的自由流动。秦雪征等（2014）检验了城乡二元医疗保险结构对农民工流动产生的“拉回效应”和“吸纳效应”，发现新农合增强了农民工的返乡意愿，而城镇职工医疗保险的吸纳效应却不强。

除医疗保险外，国外学者早在 20 世纪 70 年代就开展了养老保险制度对劳动力流动的影响研究。大量研究认为，有养老保险的个体流动性更低，养老保险具有明显的锁定效应（Borjas and Bartel, 1977; McCormick and Hughes, 1984）。而关于养老保险对劳动力流动产生锁定效应的具体机制，相关研究出现不同的看法：一是非携带性理论。养老保险可得性、福利性和便携性方面的弱点阻碍了劳动力流动（Choate and Linger, 1986）。Turner（1993）认为，提高养老保险可携带性将提高劳动力的退休福利，而现实养老保险的非携带性导致辞职率下降，进而降低生产率，因此应以立法提高养老保险可携带性。二是补偿溢价理论。Gustman and Steinmeier（1993）认为，提供养老保险的工作也能够提供更高的报酬，正是这种补偿溢价导致劳动力流动性降低。在实证上，Lazear and Moore（1988）将最佳退休年龄时养老保险现值与实际退休年龄时养老保险现值之间的差额定义为养老保险期权价值，并发现养老保险期权价值对劳动力流动具有很强的锁定效应，而取消养老保险将使劳动力流动概率翻一番。Allen et al.（1991）通过建立养老保险覆盖范围和流动概率的可转换双变量选择模型得出，拥有雇主提供的养老保险与劳动力流动负相关，主要原因是养老保险非携带性带来的收益损失，其他原因还包括自我选择和补偿溢价。然而上述文献并未克服养老保险参保的内生性问题。Andrietti（2000）利用英国家庭调查数据在离散时间风险概率模型框架内研究二级养老保险计划对劳动力自愿流动的影响，发现参加养老保险的劳动力的流动概率明显降低，但当加入工具变量克服养老保险内生性时，这一结果不再显著。Lluberas（2008）通过倾向得分匹配方法进一步研究了不同养老保险对劳动力流动的影响，发现与参加确定收益型养老保险的劳动力相比，参加确定缴费型养老保险的劳动力的流动概率更高。

中国学者对养老保险锁定效应的研究，大多集中在城镇职工养老保险，如阳义南和连玉君（2015）

利用中国综合社会调查数据建立 Probit 模型, 研究发现有养老保险的员工辞职率平均降低 11.24%, 进一步使用倾向得分匹配双重差分模型发现获得养老保险员工后续离职率降低 17.30%。但目前尚无文献直接研究新农保对农村劳动力流动的影响, 而对医疗保险锁定效应的研究也忽视了养老保险的作用。

三、理论模型

在托达罗人口流动模型中, 实际城乡工资差异和在城市部门获得工作的概率是影响劳动力流动的主要因素 (Todaro, 1969)。假设农村劳动力流动到城市期望获得与自身人力资本水平相一致的城市职工平均收入, 此处的城市职工平均收入包括工资、津贴以及社会保险等福利, 劳动力是否流动基于下式给出:

$$W(a) = \int_{t=a}^n [p(t)E_u(t) - E_C(t)]e^{-r(t-a)} dt - C(a) \quad (1)$$

在 (1) 式中, a 表示当前年龄, t 表示未来的某一年龄, $W(a)$ 表示农村劳动力在当前年龄进行流动所获得的净收益, $E_u(t)$ 表示农村劳动力 t 岁在城市工作的收入, $p(t)$ 表示其在城市找到工作的概率, $E_C(t)$ 表示农村劳动力 t 岁在农村工作的收入, r 为利率水平, $C(a)$ 表示人口流动成本。

在此模型基础上, 为探究新农保对农村劳动力流动的影响, 本文引入城市和农村养老保险 (以城镇职工基本养老保险和新农保为代表) 的收益, 进而分析农村劳动力参保决策对农村劳动力流动的影响。本文建立参加养老保险之后的收益模型:

$$E = \int_{t=a}^T Y(t)e^{-(t-a)r} dt - \int_{t=a}^T A(t)e^{-(t-a)r} dt + \int_{i=T}^{T+m} \frac{\int_{t=a}^T A(t)(1+r)^{T-t-a} dt}{m} e^{-(i-a)rp} dt di + \int_{i=T}^n B_i e^{-(t-a)r} dt \quad (2)$$

在 (2) 式中, T 表示退休年龄, i 表示领取个人账户养老金领取的年龄; m 表示达到领取养老金条件后, 个人账户养老金领取的时间; $Y(t)$ 表示第 t 岁的原始收入, $A(t)$ 表示第 t 岁的养老保险保费支出, $\frac{\int_{t=a}^T A(t)(1+r)^{T-t-a} dt}{m}$ (个人账户养老金) 和 B_i (基本养老金) 为 t 岁养老保险的预期收益。因此, 当前参加养老保险的净收益可表示为贴现总收入减去贴现养老保险保费支出, 再加上贴现养老保险预期收益。而农村劳动力流动到城市并加入城镇职工基本养老保险的收益模型与劳动力留守农村并加入新农保的收益模型均为 (2) 式的具体扩展, 下文分别加以讨论。

首先, 考虑农村劳动力流动到城市并加入城镇职工基本养老保险的情况。假设农村劳动力成为城镇职工到达退休年龄后其收入来源仅依靠养老金的发放, 同时假设农村劳动力 t 岁在城市获得的原始收入仍为 $Y_u(t)$ 。因为参加城镇职工基本养老保险需一直缴纳保费至退休, 那么在城市工作的农村劳动力除去养老保险保费支出后的收入为 $Y_u(t)(1-8\%)$ ^①。而根据相关政策, 参加城镇职工基本养

^① 2005 年 12 月, 国务院《关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》规定: 从 2006 年 1 月 1 日起, 为与做实个人账

老保险达到退休年龄后，其个人账户养老保险金会分 10 年逐步返还^①，因此个人账户预期养老保险金

为 $\frac{\int_{t=a}^T Y_u(t) \cdot (8\%) \cdot (1+r)^{T-t} dt}{10}$ 。另外，预期基本养老金为 $B_u(t)$ ，是外生变量，取决于社会平均工资。

对相关收益和支出加以贴现并进行积分，可以得到农村劳动力在城市工作并参加城镇职工基本养老保险的期望收益：

$$E_u(Y_u(t), B_u(t), T, a, r) = \int_{t=a}^T Y_u(t)(1-8\%)e^{-(t-a)r} dt + \int_{t=T}^{T+10} \frac{\int_{t=a}^T Y_u(t) \cdot (8\%) \cdot (1+r)^{T-t} dt}{10} e^{-(i-a)r} dt + \int_{t=T}^n B_u(t)e^{-(t-a)r} dt \quad (3)$$

其次，考虑农村劳动力留守农村并参加新农保的情况。考虑到农村务农的长期性与中国农村现状，本文假设农村留守劳动力在达到城市退休标准后仍可从事农业活动，即 60 岁之后的收入来源为务农收入与养老保险收益之和。另外，新农保按每年 100~1200 元 12 个档次自主缴纳，缴费年限为 15 年， A 表示其所选缴费档次。根据《指导意见》，参加新农保并持续缴费 15 年，当达到 60 岁后，新农保参保个体的个人账户养老保险金会分 139 月^②逐步返还。其他情况与城镇职工基本养老保险类似。因此，劳动力留守农村并参加新农保的期望收益为：

$$E_c(Y_r(t), A, B_r(t), n, a, r) = \int_{t=a}^n Y_r(t)e^{-(t-a)r} dt - \int_{t=a}^{a+15} Ae^{-(t-a)r} dt + \int_{t=60}^n B_r(t)e^{-(t-a)r} dt + \int_{t=60}^{60+139/12} \frac{\int_{t=a}^{a+15} A(1+r)^{60-t} dt}{139/12} e^{-(i-a)r} dt \quad (4)$$

在引入 (3) 式和 (4) 式后，(1) 式可同时扩展为：

$$W(a) = \int_{t=a}^n [p(t)E_u(Y_u(t), B_u(t), T, a, r) - E_c(Y_r(t), A, B_r(t), n, a, r)]e^{-r(t-a)} dt - C(a) \quad (5)$$

通过 (5) 式可以发现，参加城镇职工基本养老保险与新农保对农村劳动力在两地的预期收益有着直接的影响。参加城镇职工基本养老保险与农村劳动力在城市的预期收益正相关，吸引农村劳动力向城市流动或者定居于城市，对农村劳动力有着“吸纳效应”；而参加新农保与农村留守劳动力的预期收益也呈现正相关关系，吸引农村劳动力返乡或者加强留守劳动力的留守意愿，对农村劳动力有着“锁定效应”。

虽然《城乡养老保险制度衔接暂行办法》等相关政策的出台使得新农保和城镇职工基本养老保险

户相结合，基本养老保险个人账户的规模统一由本人缴费工资的 11% 调整为 8%。

^① 数据来源：劳动和社会保障部办公厅《职工基本养老保险个人账户管理暂行办法》，<http://law.51labour.com/lawshow-96958-1.html>。

^② 数据来源：《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》，http://www.gov.cn/zhengce/content/2009-09/04/content_7280.htm。

实现了理论层面上的相互转化，但对于已经参加新农保的农村劳动力，依然存在从新农保转化为城镇职工基本养老保险的实际障碍，使新农保具有较强的非携带性。新农保的非携带性增加了农村劳动力流动成本，降低了农村劳动力流动的意愿，因此形成对农村劳动力流动的锁定。新农保实行碎片化的属地管理，统筹层次不高，这意味着农村劳动力一旦流动到新农保统筹区域外成为外出农民工，将面临更大的流动成本，因此参加新农保的农村劳动力更倾向于在新农保统筹区域内流动。随着新农保养老金领取金额的提高，农村老年劳动力的基本养老需求逐步得到满足，使得农村老年劳动力在竞争力不足情况下倾向于继续留在农村从事农业劳动，而农村青壮年劳动力即使已经流出到城镇，也可能由于新农保远远不能满足其在城镇地区养老的最基本需要，迫于经济压力选择流回农村生活和养老。基于以上分析，本文提出如下研究假说：

- 假说 1：新农保对农村劳动力流动具有锁定效应；
- 假说 2：相比于本地农民工，新农保对外出农民工流动的锁定效应更大；
- 假说 3：新农保的锁定效应依农村劳动力年龄阶段存在差异。

四、计量模型设定与数据描述

(一) 计量模型

由于农村劳动力是否流动是一个离散选择变量，本文用 Probit 模型来描述这一选择的决定过程，即：

$$\text{Probit}(y_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 NRSEI_i + \beta_2 OEI_i + \sum a_m X_i^m + \lambda_k + \varepsilon_i \quad (6)$$

各变量的下标 i 表示农村劳动力个体， k 表示农村劳动力所在地区；被解释变量 y 表示是否流动的虚拟变量； $NRSEI$ 和 OEI 分别为是否参加新农保和其他养老保险的虚拟变量； β_1 、 β_2 分别为是否参加新农保和其他养老保险的估计系数，若大于 0，则表示相应养老保险会提高农村劳动力流动概率，若小于 0，则表示相应养老保险会降低农村劳动力流动概率； X^m 表示影响劳动力流动的控制变量组，包括个人和家庭特征，主要控制变量为：性别、年龄及其二次项、婚姻状况、工资水平、受教育水平、健康水平、是否接受培训、是否有未成年人、是否有老人等， a_m 为相应的估计系数；模型中加入了地区固定效应 λ ，以此来控制不可观测因素在地区上对农村劳动力流动的影响； β_0 为常数项； ε_i 为随机扰动项。

在 (6) 式中，被解释变量 y 和解释变量 $NRSEI$ 均表征个体的选择行为，通常假设为标准正态分布 $N(0, 1)$ 。本文研究的是参加新农保对农村劳动力流动的影响，然而，农村劳动力流动也会影响到其是否参加新农保，即是否参加新农保与是否流动可能是相互影响的。基于以上分析，为克服双向因果关系，本文进一步建立了工具变量选择模型，即在 (6) 式基础上补充建立另一个模型：

$$\text{Probit}(NRSEI_i = 1) = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \sum \theta_m X_i^m + \lambda_k + \delta_i \quad (7)$$

其中， Z_i 是工具变量，它与农村劳动力是否参加新农保相关，与农村劳动力是否流动无关。 δ_i 为

随机扰动项，并且与 ε_i 相关，即 $Cov(\varepsilon_i, \delta_i) \neq 0$ 。本文采用极大似然估计法（MLE）估计以上参数。

（二）数据选取、变量设定与描述性统计

本文选用的数据来源于中山大学社会科学调查中心 2016 年“中国劳动力动态调查”（China Labor-force Dynamics Survey, CLDS）数据。本文利用该数据进行实证分析，有如下几点原因：第一，该调查以家庭主要劳动力为对象，主要调查内容包括劳动力流动的情况及个人拥有的养老和医疗保障类型，还有其他详细的劳动力个人统计特征、家庭和社区结构等信息，能够满足本文研究内容的需要；第二，该调查采用分阶段、多层次、与劳动力规模成比例的整群抽样等科学方法，调查范围涉及全国（除港澳台、西藏、海南外）29 个省（市、区），共完成了 401 份村居社区问卷，14226 份家庭问卷，21086 份劳动力人口个体问卷，调查样本既具有全国代表性和省级代表性，又可以用来系统地观察劳动力、家庭和社区的相互影响；第三，该调查数据被众多养老和医疗保障领域研究所使用，研究成果众多，如阳义南和肖建华（2018）等。

本文保留了持有农村户口的样本数据，在剔除了遗漏重要信息的样本观测值后，本文最终获得 11700 个有效样本观测值。主要变量的统计性描述见表 1。

表 1 主要变量统计性描述

变量	变量赋值	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
是否流动	在“本村居”工作=0，在“本乡镇的其他村居”“县（区）内的其他乡镇（不含县（区）城）”“县（区）城”或“本县（区）以外”工作=1	11700	0.2978	0.4573	0	1
养老保险：						
新农保	未参加任何养老保险=0，参加新农保而未参加其他养老保险=1	11700	0.4421	0.4967	0	1
其他养老保险	未参加任何养老保险=0，参加其他养老保险而未参加新农保=1	11700	0.2307	0.4213	0	1
个人特征：						
性别	女=0，男=1	11700	0.5426	0.4982	0	1
年龄	调查年份（2016 年）实际年龄（岁）	11700	47.0485	12.8474	15	96
年龄二次项	年龄的平方	11700	2378.599	1206.284	225	9216
婚姻状况	未婚、丧偶或离异=0，初婚、再婚或同居=1	11700	0.8843	0.3199	0	1
工资水平	上年度税后工资性收入取自然对数	11700	5.2074	5.0189	0	14.5087
受教育水平	没上过学=0，小学=1，初中=2，高中=3，本科=4，研究生=5	11700	1.8621	1.165	0	5
健康水平	个人对自身健康状况的评价：非常不健康=1，比较不健康=2，一般=3，健康=4，非常健康=5	11700	3.6008	0.9782	1	5
是否接受培训	两年内未接受过为期至少 5 天专业培训=0，两年内接受过为期至少 5 天专业培训=1	11700	0.5514	0.4974	0	1
家庭特征：						
是否有未成	没有 18 周岁以下成员=0，否则=1	11700	0.482	0.4997	0	1

年人						
是否有老人	没有 60 周岁以上成员=0, 否则=1	11700	0.0993	0.2991	0	1

注：无论政策上还是实际生活中，各类养老保险重复参保率很低，据本文统计，农村劳动力既参加新农保又参加其他养老保险的比例不足 2%。为准确估计新农保和其他养老保险对农村劳动力流动的影响，本文将这部分重复参保样本删除。因此新农保变量设定为只参加新农保而未参加其他任何养老保险。

本文按年龄段对全样本和农村留守劳动力样本进行了划分，如图 1 所示。农村劳动力全样本的平均年龄为 44.8 岁，其中 15~35 岁、36~45 岁、46~55 岁、56~65 岁以及 66 岁以上农村劳动力分别占总样本的 25.33%、18.09%、28.18%、23.25%以及 5.15%。而农村留守劳动力样本的平均年龄为 48.8 岁，其中 15~35 岁、36~45 岁、46~55 岁、56~65 岁以及 66 岁以上农村留守劳动力分别占农村留守劳动力样本的 13.69%、19.73%、33.39%、24.22%以及 8.97%。由此可以看出，农村留守劳动力的平均年龄高于全体农村劳动力的平均年龄，其年龄分布更偏向老龄化，这可能与新农保保障农村居民老年基本生活有关。但新农保是否对农村留守劳动力流动产生影响需要做进一步的研究。

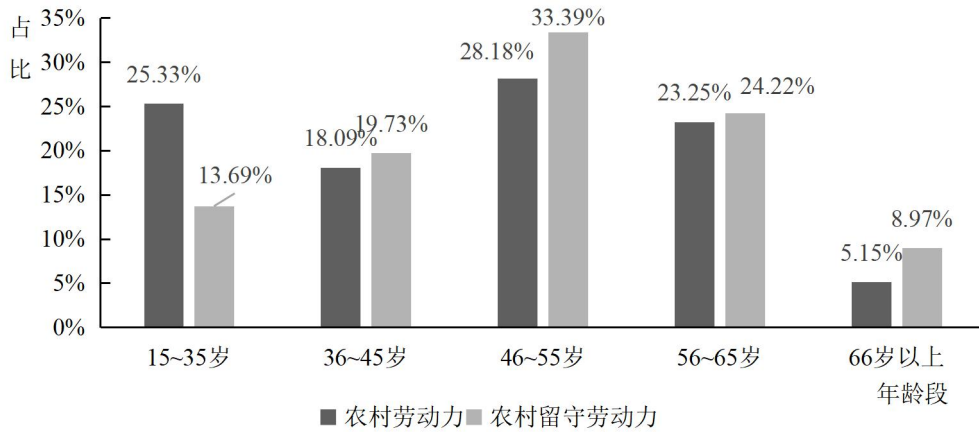


图 1 各年龄段农村劳动力占比

结合国家统计局对农民工的定义^①，以及农村劳动力现工作地点与户籍所在地的差异，本文将农村劳动力进行如下划分：现工作地点与户籍所在地处于同一村居的为农村留守劳动力；现工作地点处于本乡镇其他村居的为本地农民工；现工作地点与户籍所在地不属于同一乡镇的为外出农民工，其中又可划分为属于同一县区的跨乡镇外出农民工以及不属于同一县区的跨县区外出农民工，其分布状况如表 2 所示。可以看出，农村劳动力中，农村留守劳动力占 69.4%，本地农民工占 8.7%，外出农民工占 21.9%，其中在跨乡镇外出农民工占 14.2%，跨县区外出农民工占 7.7%。

表 2 农村劳动力依流动距离的样本分布

	留守	本地农民工	外出农民工		合计
			跨乡镇	跨县区	

^① 国家统计局将在户籍地所在乡镇工作的农民工定义为“本地农民工”，在本乡镇之外工作的定义为“外出农民工”。

新农保非携带性对农村劳动力流动的锁定效应

样本量	8114	1020	1657	909	11700
占比	69.4%	8.7%	14.2%	7.7%	100%

以上各类农村劳动力参加养老保险的状况有着较大差异，本文将“养老保险覆盖率”定义为参加了城镇职工养老保险、城镇居民社会养老保险和新农保 3 类主要社会养老保险的农村劳动力人数占农村劳动力总数的比例，“新农保覆盖率”为参加了新农保的农村劳动力人数占农村劳动力总数的比例，相关统计结果如图 2 所示。可以看出，新农保覆盖率和养老保险覆盖率二者差异不大，说明新农保为农村劳动力参加养老保险的主要方式。另外，养老保险覆盖率和新农保覆盖率由于劳动力的流动距离增加而出现明显的下降。当未发生流动时，农村留守劳动力的养老保险覆盖率为 42.40%，其中新农保覆盖率为 36.85%；发生流动后，在本地农民工中，养老保险覆盖率为 4.65%，其中新农保覆盖率为 2.46%；在跨乡镇外出农民工中，养老保险覆盖率为 7.66%，其中新农保覆盖率为 2.57%；在跨县区外出农民工中，养老保险覆盖率为 4.05%，其中新农保覆盖率为 1.79%。由此可见，以新农保为代表的养老保险与农村劳动力流动选择具有一定的相关关系。

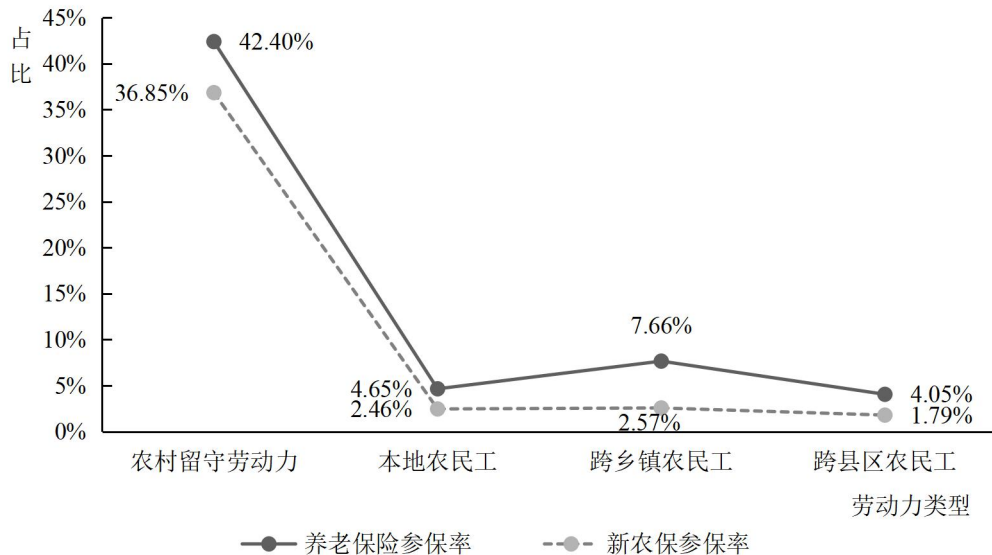


图 2 养老保险和新农保覆盖率

另外，本文也统计了医疗保险和新农合在农村劳动力中的覆盖情况，同样地，本文将“医疗保险覆盖率”定义为参加了城镇职工基本医疗保险、城镇居民基本医疗保险和新农合 3 类主要社会医疗保险的农村劳动力人数占农村劳动力总数的比例；而“新农合覆盖率”为参加了新农合的农村劳动力人数占农村劳动力总数的比例。可以发现，新农合覆盖率和医疗保险覆盖率二者差异不大，说明新农合为农村劳动力参加医疗保险的主要方式。医疗保险覆盖率和新农合覆盖率由于劳动力的流动距离增加而出现明显的下降。其中，当未发生流动时，农村留守劳动力的医疗保险覆盖率为 63.24%，其中新农合覆盖率为 55.63%；发生流动后，在本地农民工中，医疗保险覆盖率为 7.06%，其中新农合覆盖率为 4.68%；在跨乡镇外出农民工中，医疗保险覆盖率为 12%，其中新农合覆盖率为 5.04%；在跨县区外出农民工中，医疗保险覆盖率为 6.69%，其中新农合覆盖率为 3.96%。新农合与农村劳动力流动似乎

具有一定的相关性，新农保和新农合对农村劳动力流动的作用关系有待进一步的实证研究。

五、估计结果

针对上文提出的三个研究假说，本文进行了实证检验，相关实证结果如下。

（一）新农保对农村劳动力流动的锁定效应

首先，本文对农村劳动力是否流动进行了 Probit 模型回归，回归过程中，分别考虑了农村劳动力是否流动以及流动到何处的自我决策。由于单纯的 Probit 模型回归系数无法确定解释变量对被解释变量的边际影响，因此需要进一步计算解释变量的边际效应，即解释变量的边际变动引起被解释变量的边际变化。同时，考虑到距离因素，将农民工流动距离作为一个有序多分类变量，运用 Order Probit 模型进行回归作为稳健性检验。回归结果如表 3 所示。（1）列为全样本农村劳动力是否流动的估计结果。从中可以看出：新农保的系数为负，且在 1% 统计水平上显著，说明新农保使农村劳动力的流动概率降低 4.92%，新农保对农村劳动力流动产生了锁定效应。而其他养老保险的系数为正，且在 1% 统计水平上显著，说明若有其他养老保险可供选择，农村劳动力的流动概率会显著提高 5.48%，其他养老保险，特别是城镇职工养老保险对农村劳动力流动产生了正向激励作用。（2）列为将农村劳动力流动距离序数作为被解释变量的 Order Probit 模型回归结果，可以看出，新农保的系数为负，且在 1% 统计水平上显著，说明新农保会使农民工流动距离增大的概率降低 0.55%。而其他养老保险的系数为正，且在 1% 统计水平上显著，说明其他养老保险会使农民工流动距离增大的概率提高 0.37%。

进一步地，表 3（3）~（6）列为对农民工流动到不同地点进行的分组回归，分别为本地流动和外出流动，本县区流动和跨县区流动，其中，本地流动变量设定为在本村居工作=0，在本乡镇的其他村居工作=1；外出流动变量设定为在本村居工作=0，在本乡镇以外地区工作=1；本县区流动变量设定为在本村居工作=0，在本县区其他村居工作=1；跨县区流动变量设定为在本村居工作=0，在本县区以外地区工作=1。结果显示，新农保的系数都显著为负，而其他养老保险的系数都显著为正，其中，农村劳动力在本地流动、外出流动、在本县区流动和跨县区流动的概率因参加新农保分别显著降低了 0.43%、5.44%、4.30%和 2.08%。

表 3 新农保对农村劳动力的锁定效应（边际效应）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	是否流动	流动距离	本地流动	外出流动	本县区流动	跨县区流动
新农保	-0.0492*** (0.0080)	-0.0055*** (0.0008)	-0.0043* (0.0067)	-0.0544*** (0.0079)	-0.0430*** (0.0080)	-0.0208*** (0.0065)
其他养老保险	0.0548*** (0.0092)	0.0037*** (0.0009)	0.0236*** (0.0078)	0.0525*** (0.0088)	0.0567*** (0.0090)	0.0116* (0.0074)
性别	0.0563*** (0.0069)	0.0054*** (0.0007)	0.0226*** (0.0058)	0.0545*** (0.0067)	0.0461*** (0.0069)	0.0315*** (0.0055)
年龄	-0.0069*** (0.0003)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0030*** (0.0003)	-0.0064*** (0.0003)	-0.0050*** (0.0003)	-0.0048*** (0.0003)

新农保非携带性对农村劳动力流动的锁定效应

年龄二次项	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)	-0.0000*** (0.0000)
婚姻状况	-0.0123 (0.0112)	-0.0013 (0.0010)	-0.0033 (0.0094)	-0.0092 (0.0107)	0.0071 (0.0112)	-0.0138* (0.0082)
工资水平	0.0242*** (0.0071)	0.0024*** (0.0001)	0.0126*** (0.0007)	0.0202*** (0.0007)	0.0221*** (0.0007)	0.0010*** (0.0001)
受教育水平	0.0248*** (0.0039)	0.0027*** (0.0004)	0.0002 (0.0029)	0.0277*** (0.0038)	0.0263*** (0.0039)	0.0078** (0.0031)
健康水平	0.0063* (0.0039)	0.0009** (0.0004)	-0.0002 (0.0040)	0.0074* (0.0038)	0.0049 (0.0026)	0.0024 (0.0030)
是否接受培训	0.0169** (0.0109)	0.0017* (0.0010)	0.0034 (0.0097)	0.0194* (0.0101)	0.0110 (0.0108)	0.0232*** (0.0079)
是否有未成年人	-0.0173** (0.0072)	-0.0019*** (0.0007)	-0.0048 (0.0060)	-0.0184*** (0.0071)	-0.0105 (0.0102)	-0.0121** (0.0058)
是否有老人	0.0080 (0.0070)	0.0007 (0.0006)	0.0104* (0.0058)	0.0039 (0.0067)	-0.0022 (0.0071)	0.0124** (0.0054)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本值	11700	11700	9224	10728	10833	9119

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号中数字为标准误；表中变量流动距离为等级变量，工作所在地“本村居”、“本乡镇的其他村居”、“县（区）内的其他乡镇（不含县（区）城）”“县（区）城”和“本县（区）以外”分别赋值为1~5。

此外，性别的系数显著为正，说明男性农村劳动力发生流动的概率更高。年龄及其二次项的系数显著为负，说明随着年龄增大，农村劳动力流动的概率明显下降。工资水平的系数显著为正，说明工资水平对农村劳动力流动具有明显的正向效应。同时，受教育水平对农村劳动力流动有显著的正向影响，并且，其对外出劳动力流动影响更大。整体上，健康水平高、接受培训会对外出农村劳动力流动概率产生正向效应，而家庭有未成年人则会产生显著的负向影响。另外，家庭有老人对农村劳动力本地和跨县区流动有一定的正向效应，婚姻状况仅对跨县区流动有一定负面影响。

（二）稳健性检验

根据表3回归结果，新农保对农村劳动力流动具有显著的锁定效应，但估计结果可能因参加新农保的内生性问题产生偏差。首先，农村劳动力流动和是否参加新农保之间可能存在双向因果，即选择不流动的农村劳动力也更倾向参加新农保。其次，农村劳动力流入城市后可能无法获得城镇职工基本养老保险而被迫加入新农保，尤其是对中老年劳动力，其自身健康水平的下降以及其他因素造成在劳动力市场缺乏竞争力，而在农村却拥有自己的土地（范煜、陈云，2017），因此更可能会自主选择地留在农村。最后，还可能存在农村与城市间或者不同城市间频繁流动，虽然参加城镇职工基本养老保险，但最后只能转回新农保的情况。以上三种情况均未纳入理论分析框架内，实证分析结果可能在一定程度上低估了新农保对农村劳动力流动的锁定效应。为此，本文引入工具变量，建立工具变量选择模型

(IVProbit 模型) 进行回归。

理论上, 工具变量的选择需要满足 $Cov(Z_i, NRSEI_i) \neq 0$, 即工具变量与是否参加新农保相关, 同时 $Cov(Z_i, y_i) = 0$, 即工具变量与是否流动无关。由于中国劳动力动态调查数据在全国抽取了若干个县区, 又在县区抽取了 401 个村庄, 借鉴贾男、马俊龙 (2015) 工具变量的设计, 本文将劳动力个人、家庭和村居样本数据合并之后, 构造了劳动力居住村庄所在县的其他村庄新农保平均参保率和劳动力居住县区所在市的其他县区新农保平均参保率两个工具变量。同一乡镇或者市的新农保政策会有很大的同质性, 因此劳动力参保决策会受到邻近村居或者邻近县区的劳动力的影响, 但是劳动力是否流动并不受邻近村居和邻近县区劳动力参保决策的影响, 因此对于整体模型而言, 这两个工具变量的是合理的。

表 4 为引入两个工具变量后的 IVProbit 模型回归结果。在汇报回归结果前, 本文分析工具变量选取的有效性, 即进行相关性、可识别性和弱工具变量检验。检验结果表明, 本文选取邻近村居和邻近县区新农保平均参保率作为工具变量是有效的。

(1) 列是重新计算的新农保边际效应, 可以看出, 新农保的系数仍在 1% 统计水平上显著为负, 且绝对值远大于表 3 (1) 列 Probit 模型的回归结果。这说明在考虑了内生性之后, 新农保对农村劳动力的锁定效应更强, 从 4.92% 上升到了 56.82%。另外, 从流动的不同地点的角度看, 新农保的系数都在 1% 统计水平上显著为负, 其降低农村劳动力流动的概率分别为 43.92%、58.04%、55.31%、46.34%, 远大于表 3 中的 0.43%、5.44%、4.30% 和 2.08%, 说明就流动到不同地点而言, 新农保对农村劳动力的锁定效应显著增强了。

进一步地, 从表 4 的回归结果可以看出, 就流动到不同地点而言, 新农保对农村劳动力流动的锁定效应是不一致的, 从边际效应可以看出, 虽然新农保在绝大多数区域实行“县级统筹”^①, 但是新农保对农村劳动力跨县区流动的锁定效应并不是最强的, 外出农民工所受到的新农保的锁定效应为 58.04%, 大于跨县区流动农民工所受到的锁定效应 46.34%, 也大于本地农民工所受到的锁定效应 43.92%, 说明只要农村劳动力跨出了乡镇, 其受到的锁定效应就明显增强了。

综上所述, 新农保对农村劳动力流动具有显著的锁定效应, 并且, 农村劳动力流动到外地成为外出农民工所受到的锁定效应远大于流动到本地成为本地农民工所受到的锁定效应, 以上结论验证了假说 1 和假说 2。

表 4 新农保对农村劳动力的锁定效应 (IVProbit: 边际效应)

	(1) 新农保	工具变量		(4) 相关系数 ρ
		(2) 邻近村参保率 (系数)	(3) 邻近县区参保率 (系数)	

^① 《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》规定, “试点阶段, 新农保基金暂实行县级管理, 随着试点扩大和推开, 逐步提高管理层次; 有条件的地方也可直接实行省级管理”。遵循《指导意见》, 绝大多数新农保试点地区都实施了县级统筹。

新农保非携带性对农村劳动力流动的锁定效应

是否流动	-0.5682***	0.1646***	0.1088***	0.8797***
本地流动	-0.4392***	0.1636***	0.1794***	0.8177***
外出流动	-0.5804***	0.1578***	0.0843**	0.8994***
本县区流动	-0.5531***	0.1705***	0.1179***	0.8828***
跨县区流动	-0.4634***	0.1608***	0.1214***	0.8330***

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著；限于篇幅，农村劳动力个人特征、家庭特征变量回归结果没有报告。

（三）异质性分析

本文将农村劳动力划分为四个年龄段：青年（15~35岁）、盛年（36~45岁）、中年（46~55岁）、老年（56岁及以上），进行分组回归，具体回归结果如表5所示。整体而言，新农保对各年龄段农村劳动力流动都具有锁定效应，对盛年劳动力的锁定效应最强，其次为青年。在流动成为本地或者外出农民工的决策上，新农保对青年、盛年、中年、老年农村劳动力流动到本乡镇的锁定效应分别为46.08%、56.61%、32.30%和40.89%，而跨乡镇流动的锁定效应分别为72.91%、72.44%、55.13%和36.78%。结合表5中农民工跨县区流动所受到的锁定效应可以发现，总体上对青年和盛年劳动力而言，不管流动距离远近，这两个年龄段受到新农保的锁定效应更强。原因可能在于两个方面：一方面，对于青壮年而言，新农保转移到城镇职工基本养老保险的成本较高。2017年，全国职工平均工资为67569元^①，按照城镇职工基本养老保险8%的缴费比例，若参加城镇职工基本养老保险平均每年需缴纳5405.52元，而根据相关政策，新农保每年缴费标准分为100~1200元12个档次，总计需缴纳15年，多缴多得，即使按照1200元缴费标准，新农保参保4年多只能折合为城镇职工基本养老保险1年，因此农民工流动到其他地区时新农保转移成本太高，而青壮年相对于中老年而言工资较高，意味着青壮年参与城镇职工基本养老保险的缴费额将会更高，进而增加新农保的转移成本，导致新农保对青壮年的锁定效应更强。另一方面，新农保制度实行时，已经年满60周岁并且未享受城镇职工基本养老保险的，可不用缴费，按月领取基础养老金，但是符合参保条件的子女必须参保缴费^②，这一规定也导致新农保对青壮年的锁定效应要高于老年人。

表5 新农保对不同年龄段农村劳动力的锁定效应（IVProbit：边际效应）

	青年	盛年	中年	老年
是否流动	-0.7168***	-0.7240***	-0.5057***	-0.4641***
本地流动	-0.4608**	-0.5661***	-0.3230*	-0.4089***
外出流动	-0.7291***	-0.7244***	-0.5513***	-0.3678**
本县区流动	-0.6928***	-0.6814***	-0.4829***	-0.4654***

^① 数据来源：国家统计局人口和就业统计司、人力资源和社会保障部规划财务司（编）：《中国劳动统计年鉴（2017）》，北京：中国统计出版社。

^② 具体参见《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》，http://www.gov.cn/zhengce/content/2009-09/04/content_7280.htm。

新农保非携带性对农村劳动力流动的锁定效应

跨县区流动	-0.4456*	-0.6865***	-0.5906***	-0.3392
-------	----------	------------	------------	---------

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著；限于篇幅，农村劳动力个人特征、家庭特征等控制变量回归结果没有报告。

已有研究表明导致大中城市出现用工荒的原因很大程度在于社会保障的缺乏，本文研究可为此提供一定的数据支持。在上文分析基础上，本文分析了新农保对本地农民工流动到外地成为外出农民工概率的影响，如表 6 所示。总体而言，参加新农保的本地农民工流动到外地的概率降低了 34.03%。而青年、盛年、中年和老年本地农民工流动到外地的概率分别降低了 41.95%、39.36%、35.13%和 28.32%。因此，新农保在相当大的程度上锁定了农民工流动，即参加了新农保的农民工更倾向于在本地务工，而非流动到较远的地区，这在一定程度上解释了当前本地农民工占比不断上升，而外出农民工占比不断下降的趋势。

表 6 新农保对本地农民工跨乡镇流动的锁定效应（边际效应）

	全样本	青年	盛年	中年	中老年
外出农民工 (本地农民工=0)	-0.3403***	-0.4195***	-0.3936***	-0.3513***	-0.2832***

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著；限于篇幅，农村劳动力个人特征、家庭特征等控制变量回归结果没有报告。

另外，表 5 和表 6 的结果均表明，新农保对老年劳动力流动的锁定效应是最小的，探究其原因，可能是老年劳动力年龄大、体力差、工作效率低，竞争水平下降使其难以在外地找到工作，便更多地选择留在本地，因此相比于中青年劳动力，老年劳动力的流动决策带有更大的自选择效应，而这种自选择效应已被本文建立的 IVProbit 模型剔除，从而降低了新农保对老年劳动力流动的锁定效应。

综上所述，无论是对农村劳动力是否流动，还是对农民工是否外出，新农保的锁定效应均依年龄阶段存在差异，从而验证了假说 3。

六、新农保与新农合锁定效应的对比分析

根据贾男、马俊龙（2015）的研究，新农合对农村留守劳动力的流动产生了锁定效应，但是其在分析过程中未考虑新农保作为一种非携带性养老保险对劳动力流动产生的影响，其估计结果可能产生偏差。而本文前面研究也仅考虑了新农保的作用，未将新农合作为解释变量加入到模型之中，估计结果也可能产生一定的偏差。为克服这种估计偏差，并探究新农合和新农保对农村劳动力流动的综合锁定效应，本文进行了如下实证检验：首先，按是否参加新农合分组，将是否参加新农保作为核心解释变量进行 Probit 回归；其次，按是否参加新农保分组，将是否参加新农合作为核心解释变量进行 Probit 回归。回归结果如表 7 所示。

从表 7 可以看出，对于未参加新农合子样本而言，新农保的系数在 1%统计水平上显著为负，说明未参加新农合的农村劳动力发生流动的概率因参加新农保而显著降低了；对于参加新农合子样本而

言，新农保的系数依然显著为负，参加了新农合的农村劳动力发生流动的概率因参加新农保显著降低了 10.44%，说明新农保对参加新农合的农村劳动力流动依然具有锁定效应。另一方面，对于未参加新农保子样本而言，新农合的系数在 1%统计水平上显著为负，说明未参加新农保的农村劳动力发生流动的概率因参加新农合而显著降低了；而对于参加新农保子样本而言，新农合的系数为正但不显著，说明参加新农保后，农村劳动力发生流动的概率不再受新农合的影响。综合以上结果，无论是否参加新农合，新农保对农村劳动力均产生了锁定效应，而新农合仅对未参加新农保的农村劳动力产生锁定效应，一旦农村劳动力参加了新农保，新农合的锁定效应就消失了。据此本文推断，新农保对农村劳动力流动的锁定效应替代了新农合对农村劳动力流动的锁定效应。

表 7 新农保、新农合对劳动力流动的锁定效应

	未参加 新农合子样本	参加 新农合子样本		未参加 新农保子样本	参加 新农保子样本
新农保	-0.3877***	-0.1044**	新农合	-0.2193***	0.0648
其他养老保险	0.2006***	0.0882	其他医疗保险	0.1135**	0.1106

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；表中结果为未加入工具变量的 Probit 模型回归结果；限于篇幅，农村劳动力个人特征、家庭特征等控制变量回归结果没有报告。

为验证结果的稳健性，本文将单独参加新农保、单独参加新农合和同时参加以上两种保险作为核心解释变量重新进行 Probit 回归，并计算其边际效应，相关检验结果如表 8 所示。结果显示，农村劳动力发生流动的概率因单独参加新农保降低了 8.60%，因单独参加新农合降低了 6.32%，因同时参加以上两种保险降低了 9.86%，说明无论是单独加入新农保或者新农合，还是同时加入新农保和新农合，均对农村劳动力流动产生了锁定效应。为进一步探究新农保和新农合锁定效应的关系，本文对新农保、新农合的单独效应与二者综合效应的大小关系进行了 Wald 检验。首先，本文对新农保、新农合的单独效应之和等于二者的综合效应原假设进行 Wald 检验，得出其 χ^2 统计量的值为 3.35，对应 P 值为 0.0671，在 10%统计水平上拒绝原假设，即新农保、新农合的单独效应之和大于二者的综合作用（因为 $8.60\%+6.32\%-9.86\%>0$ ）。原因可能是同时参加新农保和新农合两种保险时，其中一种保险的锁定效应替代了另一种保险的锁定效应。其次，本文对新农保的单独效应等于新农保和新农合二者的综合效应原假设进行 Wald 检验，得出其 χ^2 统计量的值为 0.23，对应 P 值为 0.6280，在 10%统计水平上接受原假设，即虽然新农保的单独效应在数值上略小于新农保和新农合二者的综合效应（ $8.60\%<9.86\%$ ），但在统计意义上并不存在显著差异，新农保的单独效应几乎等同于新农保和新农合二者的综合效应，其原因可以进一步推断为新农保的锁定效应替代了新农合的锁定效应。最后，本文对新农合的单独效应等于新农保和新农合二者的综合效应原假设进行 Wald 检验，得出其 χ^2 统计量的值为 15.51，对应 P 值为 0.0001，在 1%水平上拒绝原假设，即新农合的单独效应小于新农保和新农合二者的综合效应（因为 $6.32\%-9.86\%<0$ ），说明新农合的锁定效应并不能完全替代新农保的锁定效应，进而支持了上文推断。综上所述，对未参加新农保的农村劳动力而言，新农合会对其流动性依然产生一定锁定效应，但参加新农保后，新农合的锁定效应几乎被新农保的锁定效应完全替代。

表 8 新农保、新农合的单独效应和二者的综合效应

	只加入新农保	只加入新农合	同时加入
系数	-0.3759***	-0.2766***	-0.4311***
边际效应	-0.0860***	-0.0632***	-0.0986***

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；表中结果为未加入工具变量的 Probit 模型回归结果；限于篇幅，农村劳动力个人特征、家庭特征等控制变量回归结果没有报告。

七、结论与启示

本文研究了新农保的非携带性对农村劳动力流动产生的锁定效应，并对比分析了其与新农合锁定效应的关系，主要结论如下：①参加新农保对农村劳动力流动产生了显著的负面影响，使其流动概率下降了 56.82%，而其他养老保险对农村劳动力流动产生了促进作用；②新农保对农村劳动力流动到不同地点具有不同的锁定效应，只要农村劳动力跨出了乡镇，其受到的锁定效应就明显增强了，具体表现为农村劳动力成为本地农民工的概率因参加新农保降低了 43.92%，而成为外出农民工的概率因参加新农保降低了 58.04%；③新农保对不同年龄段农村劳动力流动的影响不同，对青年和盛年劳动力而言，不管流动距离远近，新农保对其流动的锁定效应更强，而对老年劳动力流动的锁定效应较弱；④参加新农保的本地农民工流动到外地成为外出农民工的概率降低了 34.03%，新农保在相当大程度上锁定了农民工的流动，即加入了新农保的农民工更倾向于在本地务工，而非流动到较远的地区，这在一定程度上解释了当前本地农民工占比不断上升，而外出农民工占比不断下降的趋势；⑤对未参加新农保的农村劳动力而言，新农合会对其流动性依然产生一定的锁定效应，但参加新农保后，新农合的锁定效应几乎被新农保完全替代。

本文结论对相关政策制定具有一定的启示意义。结论表明新农保对农村劳动力流动的锁定效应很大程度上受其非携带性的影响，在当前加快新型城镇化建设的趋势下，若期望更多的农村劳动力流动到城市，那么调整以新农保为代表的农村养老保险的非携带性显得尤为重要，因此政府部门需进一步加强基本养老保险制度的建设，切实提高“城乡二元”养老保险转移接续的可行性。另外，要注重医疗保险和养老保险的协同合作，完善相关机制设计消除限制农村劳动力流动的壁垒。

本文的理论研究尚待完善，新农保对农村劳动力流动的作用机制是复杂而庞大的体系，需要更加系统的理论分析，以便进行深入研究。另外，限于数据，本文未探讨新农保的长效影响机制，需要进一步完善。

参考文献

- 1.程名望、史清华、徐剑侠，2006：《中国农村劳动力转移因与障碍的一种解释》，《经济研究》第 4 期。
- 2.樊纲，2011：《民工荒悖论：滞后的城市化》，载中国经济体制改革研究会（编）：《当前形势与改革座谈会论文集》。
- 3.范煜、陈云，2017：《中国的老龄化状况与就业问题》，《中国劳动》第 10 期。
- 4.胡斌，1996：《农村劳动力流动动机及其决策行为——兼析外出与不外出打工劳动力收入逆差的形成》，《经济研究》

第9期。

- 5.贾男、马俊龙, 2015:《非携带式医保对农村劳动力流动的锁定效应研究》,《管理世界》第9期。
- 6.李波平、田艳平, 2011:《两轮“民工荒”的比较分析与启示》,《农业经济问题》第1期。
- 7.李超、万海远、田志磊, 2018:《为教育而流动——随迁子女教育政策改革对农民工流动的影响》,《财贸经济》第1期。
- 8.宁光杰, 2012:《自我雇佣还是成为工资获得者?——中国农村外出劳动力的就业选择和收入差异》,《管理世界》第7期。
- 9.庞丽华, 2001:《多层次分析方法在人口迁移研究中的应用——省际劳动力迁移的多层次分析》,《中国农村观察》第2期。
- 10.秦雪征、周建波、辛奕、庄晨, 2014:《城乡二元医疗保险结构对农民工返乡意愿的影响——以北京市农民工为例》,《中国农村经济》第2期。
- 11.盛来运, 2007:《农村劳动力外出的动因》,《中国统计》第8期。
- 12.孙文凯、白重恩、谢沛初, 2011:《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》,《经济研究》第1期。
- 13.王格玮, 2004:《地区间收入差距对农村劳动力迁移的影响——基于第五次全国人口普查数据的研究》,《经济学(季刊)》第1期。
- 14.阳义南、连玉君, 2015:《社会保险能降低员工辞职率吗?——中国综合社会调查的双重差分模型估计》,《经济管理》第1期。
- 15.阳义南、肖建华, 2018:《参保职工真的都反对延迟退休吗?——来自潜分类模型的经验证据》,《保险研究》第11期。
- 16.赵耀辉, 1997:《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用——以四川省为基础的研究》,《经济研究》第2期。
- 17.Allen, S. G., R.L. Clark, and A. A. McDermed, 1991, “Pensions, Bonding, and Lifetime Jobs”, National Bureau of Economic Research, <http://www.nber.org/papers/w3688>.
- 18.Andrietti, V., 2000, “Occupational Pensions and Interfirm Job Mobility in the European Union: Evidence from the ECHP Survey”, ISER Working Paper Series, <http://www.econstor.eu/handle/10419/91946>.
- 19.Borjas, G. J., and A. P. Bartel, 1977, “Middle-Age Job Mobility: Its Determinants and Consequences”, National Bureau of Economic Research, <http://www.nber.org/papers/w161>.
- 20.Choate, P., and J. K. Linger, 1986, *The High-flex Society: Shaping America's Economic Future*, New York: Alfred A. Knopf.
- 21.Gruber, J., and B. C. Madrian, 1994, “Health Insurance and Job Mobility: The Effects of Public Policy on Job-lock”, *ILR Review*, 48(1):86-102.
- 22.Gustman, A. L., and T. L. Steinmeier, 1993, “Pension Portability and Labor Mobility: Evidence from the Survey of Income and Program Participation”, *Journal of Public Economics*, 50(3):299-323.
- 23.Lazear, E. P., and R. L. Moore, 1988, “Pensions and Turnover”, in Z. Bodie (eds) *Pensions in the US Economy*, Chicago : University of Chicago Press, pp. 163-190.

24.Lluberas, R., 2008, “The Effect of Pensions on Job Mobility: Empirical Evidence for the UK”, *Towers Watson Technical Paper*, 25(3):1-23.

25.McCormick, B., and G. Hughes, 1984, “The Influence of Pensions on Job Mobility”, *Journal of Public Economics*, 23(1-2):183-206.

26.Todaro, M. P., 1969, “A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries”, *The American Economic Review*, 59(1): 138-148.

27.Turner, B. S., 1993, *Citizenship and Social Theory*, Newbury Park, Calif: SAGE Publications.

(作者单位: 山东财经大学保险学院)

(责任编辑: 曙光)

The Lock-in Effect of Non-Portability of New Rural Social Endowment Insurance's on Rural Labor Mobility: An Alternative for the Lock-in Effect of New Rural Cooperative Medical System

Yu Xinliang Shen Yupeng Li Hongbo

Abstract: This article theoretically analyses the lock-in effect of New Rural Social Endowment Insurance (NRSEI) on rural labor mobility, and uses the data of China Labor dynamic survey (CLDS) in 2016 to make an empirical test. It also comparatively analyses the relationship between the New Rural Cooperative Medical System (NRCMS) and NRSEI on the lock-in effect of rural labor mobility. The study finds that participating in NRSEI reduces the probability of rural left-behind labor flow by 56.82%, and reduces the probability of rural labor flow across towns by 58.04%. The lock-in effect of NRSEI on young and middle-aged labor force is stronger than that of old-aged labor force. The probability that local migrant workers migrate to other places decreases by 34.03%. In addition, for the rural labor force who does not participate in NRSEI, the NRCMS still has a certain lock-in effect on its mobility, but after participating in NRSEI, the lock-in effect of the NRCMS is almost completely replaced by NRSEI. The study shows that in the current trend of accelerating the construction of new urbanization, it is particularly important to adjust the non-portability characteristics of rural old-age insurance represented by NRSEI.

Key Words: New Rural Social Endowment Insurance; Non-Portability; Rural Labor Mobility; Lock-in Effect