

# 农民工养老保险参与决策： 一个 OLG 模型的考察

许秀川, 张卫国, 刘新元

(西南大学 经济管理学院/农村经济与管理研究中心, 重庆 北碚 400715)



**摘要** 通过构建一个农民工追求跨期效用最大化的 OLG 模型, 理论分析了均衡条件下农民工收入及风险偏好因素对其养老保险参与决策的影响; 基于全国 31 个省市的调查数据, 利用双变量 Probit 模型实证分析了个人与家庭特征、收入与土地、务工状况与预期等因素对农民工养老保险参与决策的影响。结果表明: 务工与务农收入对农民工参与养老保险决策的影响并不显著, 而恩格尔系数和非收入性因素却大多显著地影响了农民工的参保决策。为此, 一方面, 要提高农民工的收入水平、生活宽裕程度和支付能力, 使之更有意愿和能力参与养老保险; 另一方面, 要增强农民工对未来生活确定性的预期和安全感, 使之参与养老保险的水平得以提高。

**关键词** 农民工; 养老保险; 参保决策; 世代交叠模型; 双变量 Probit 模型

**中图分类号:** F 328; C979 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2018)01-0088-11

**DOI 编码:** 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2018.01.011

养老金是企业为退休员工提供的终身收入保障<sup>[1]</sup>, 养老金有两个基本目的, 一是平滑一生的消费, 二是对长寿风险起到保险的作用, 对政府而言, 养老金还具有扶贫和收入再分配的功能<sup>[2]</sup>。我国不仅人口老龄化发展快、规模大, 而且由于人口政策的调整导致家庭保障功能弱化非常严重<sup>[3]</sup>。随着人口老龄化的不断发展, 养老问题不仅涉及社会的公平正义、经济的平稳发展, 还关系到每一个公民的切身利益。目前我国养老保险体系正在发生剧烈的变动<sup>[4]</sup>, 养老保险原先主要由城镇居民基本养老保险、农村居民基本养老保险(新农保)、城镇与农村一体化的城乡居民基本养老保险、职工基本养老保险、政府机关和事业单位退休金制度构成, 2015 年国务院决定改革机关事业单位工作人员退休保障制度, 建立和企业职工相同的社会化养老保险体系, 即俗称的“养老保险并轨”, 同时, 城乡居民基本养老保险合并, 农民工被纳入城镇职工基本养老保险范畴。自从 2009 年人力资源和社会保障部推出《城镇企业职工基本养老保险关系转移接续暂行办法》以及 2014 年国务院颁布《国务院关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》以来, 名义上我国初步实现了养老保险的全覆盖, 目前城乡居民基本养老保险的参保人数已达 5.05 亿。但郑功成指出, 由于我国农民养老保险缺乏激励功能, 出现了农民参保“泡沫化”的现象——虽名义上有 5 亿多农民参与了养老保险, 其实大多数人只是每年缴费 100 元的象征性参保, 还有一部分人是只缴过一次费用的“一次性参保者”<sup>[3]</sup>。《中国社会保障发展报告 2017》显示, 截至 2015 年底, 职工和城乡居民基本养老保险参保人数合计达到 8.58 亿人, 其中 2.39 亿人领取基本养老金。在我国人口总数中, 剔除 16 岁以下少年儿童和在校学生等群体, 符合参保条件的人数约为 10.50 亿人, 粗算全民参保率达到 81.71%。而国家统计局公布的最新数据显

收稿日期: 2017-05-10

基金项目: 国家社会科学基金重大招标项目“中国新型城镇化包容性发展的路径设计与战略选择研究”(12&ZD100); 重庆市社会科学规划重点项目“新常态下重庆山地循环农业发展动力研究”(2017ZDGL14); 中央高校基本科研业务费专项资金项目“新型农业现代化下新型农业社会化服务主体构建研究”(2362015xk03)。

作者简介: 许秀川(1980-), 男, 副教授, 博士; 研究方向: 城镇化、农村劳动力转移、农村人口老龄化研究。

① 见《2015 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》: [http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/dongtaixinwen/bunciyao-wen/201605/t20160530\\_240967.html](http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/dongtaixinwen/bunciyao-wen/201605/t20160530_240967.html)

示,2014年,农民工参加基本养老保险的比例为16.70%,在老龄农民工聚集的建筑行业,养老保险的参保率仅为3.90%<sup>①</sup>。可见,虽然城乡养老保险统筹改革已启动,农民与城镇居民实质参保的差距仍存在巨大的鸿沟,要建立统一的城乡居民养老保险制度,首先要提高农民和农民工的实质参保水平。

## 一、文献概述

目前,统筹城乡养老保险制度的实质性改革还处于起步阶段,除了历史遗留的体制性障碍以外,根据消费者行为理论,在市场经济条件下,农民参与养老保险的决策应遵循效用最大化原则,并且受到自身偏好的影响和经济能力的制约。已有研究侧重从宏观体制上分析我国城乡养老保险参与水平的差距与统筹,而在农民或农民工参与养老保险微观决策机制方面的研究则相对欠缺。

在宏观与制度研究层面,王晓军等认为,自20世纪90年代养老保险制度改革开始,我国就一直存在统筹层次过低、退休年龄过早、历史债务和职责不清,个人账户亏空、养老金偿付能力不足等问题<sup>[5]</sup>。郑功成指出,1995年改革方案中财政分灶、社保分割的管理体制进一步强化了低水平的统筹,即使是职工基本养老保险,由于地区分割,也存在不同省份的实际缴费水平相差悬殊、最高与最低缴费率相差达3倍以上的现象<sup>[3]</sup>。席恒等提出,应从制度结构统一、项目类别统一、基本费率统一、待遇趋同和公平等四个方面去构建更公平和统一的养老保险制度<sup>[6]</sup>。袁志刚等从就业率、人口增长率和劳动生产率与资本利率的关系出发,研究了城镇化过程中最优的养老模式<sup>[7]</sup>。Blake总结了养老保险计划类型,主要包括贝弗里奇(Beveridgean)模式和俾斯麦(Bismarckian)模式,前者只帮助参保者维持在温饱线上,后者则较为慷慨,能使参保者保持一定的生活水平,美国和英国采用贝弗里奇模式,而德国、意大利和法国等则采用俾斯麦模式<sup>[2]</sup>。Palacios等指出,相较于发达国家,发展中国家税基较低,养老金支出及管理成本形成更严重的财务负担,多轨制并存导致的分配不公平将持续很长的时间<sup>[8]</sup>。郑雄飞认为,目前我国养老保险建设困境主要在于“身份识别”的不到位或缺失<sup>[4]</sup>。中国社会科学院经济研究所社会保障课题组指出,现有研究偏向于顶层设计,忽略了我国养老保障体系转型还处于起步阶段的事实,偏好城市养老保险制度分析而忽略了农村的相关研究。事实上,纳入新农保和城镇居民养老保险的人员主要为其他养老保险项目“撇奶油”所剩下的老弱群体,就业于城镇非正规部门的农民工基本上失去了制度化的养老保障<sup>[9]</sup>。李先德等认为,在政府职能转变与公共财政建立的基础上,即使以较高的支出方案实现农村社会保障项目全覆盖,未来我国的财政能力也是可以承受的<sup>[10]</sup>。赵强社的观点颇有不同,认为目前我国农村养老模式应以家庭养老为基础的多元化养老模式为主,只有当经济发展到一定水平,农民向社区集中、土地规模集中、产业向园区集中以后,长期内才可能实现建立统一养老保障制度的目标<sup>[11]</sup>。

在微观与实证研究层面,吴罗发采用调查数据实证研究表明,农民的教育程度、收入水平、劳动力比重、承包地数量等对其参与养老保险的意愿均有显著影响,从而在制度设计中,除了考虑保障水平和缴费能力,还应考虑农户的个人、家庭特征和生产特征等因素<sup>[12]</sup>。王翠琴等实证分析发现,年龄、工龄、企业帮助参保以及家人是否已参保等4个因素是影响农民工参加养老保险的显著因素<sup>[13]</sup>。穆怀中等研究表明,新农保主要吸引了低收入、低学历、低健康水平和要求参保回报时间短的人群<sup>[14]</sup>。黄宏伟等研究了收入水平、成员结构对新农保参加行为的影响,得出家庭条件越好参保率越低的结论<sup>[15]</sup>。程令国等用跟踪调查数据研究指出,新农保提高了老人的经济独立性,降低了其对子女的依赖,对传统的养老模式产生了重要影响<sup>[16]</sup>。杨斌等研究了农村丧偶老年妇女养老保障方式,认为做好顶层制度设计、增加养老资源投入和促进养老工作服务发展是加强农村养老保障的重要途径<sup>[17]</sup>。赵静等利用城镇住户调查数据分析了缴费率对员工和企业逃避社保缴费的影响,发现较高的保费率使企业的参保率显著下降,但员工的参保率不受影响,中小企业和民营企业逃避社保缴费的倾向更强。由于农民工主要就职于中小企业和民营企业,其对缴费率上升的反应可能更敏感<sup>[18]</sup>。胡翠等用

① 数据来源:国家统计局网站 [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201504/t20150429\\_797821.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201504/t20150429_797821.html)。注:2016年国家统计局公布的《农民工监测报告》中无农民工的参保数据,2017年《农民工监测报告》尚未公布。

CHIP 数据研究表明,农村家庭储蓄率随老龄化的上升而下降,但城镇家庭储蓄随老龄化的上升而上升。由于养老保险与储蓄存在替代关系,其含义是收入差距使农村与城镇居民的风险防范策略显著不同<sup>[19]</sup>。马双等指出,全国各地养老金企业缴费比例平均约为 20%左右,而企业员工缴费比率约占 4%,同时,由于产业结构以劳动密集型为主,对劳动力成本变化较敏感,较高的缴费比率给企业造成了较大的生存压力<sup>[20]</sup>。Gruber 等研究显示,政府强制企业为员工提供养老金缴费比率每增加 1%,则显著挤出工资的 0.5%,可见羊毛出在羊身上,最终的缴费负担实质落在了员工身上<sup>[21]</sup>。

文献在宏观层面对统筹城乡养老保险的体制、政策、改革方向等方面做了丰富的探讨和在微观层面对农民工参保影响因素、参保效果、风险规避与缴费压力等方面的实证研究为本文提供了很好的逻辑起点,而已有研究的不足之处主要包括:(1)关于农民工养老保险参与决策过程的理论模型并不多见,实证研究主要基于简单的理论假设,对于变量影响机理的分析相对不足;(2)已有研究较少考虑农民工在城乡之间两栖流动、在打工与务农之间兼业的微观经济基础;(3)已有研究主要针对农民参与新农保的影响因素进行实证分析,少见完全针对农民工的研究。为此,本文拟在已有研究的基础上,构建一个农民工打工与务农兼顾条件下的世代交叠(OLG)模型,在农民工追求跨期效用最大化的假设下,通过模型的均衡条件,分析风险偏好和收入因素对农民工养老保险最优决策的影响,最后在城镇化的背景下,同时考虑转户意愿与养老保险参与决策,采用双变量 Probit 模型对农民工参保决策的主要影响因素展开实证研究。另外,本文的理论模型和实证研究设计都聚焦于同时打工与务农的兼业农民工,研究也是基于 2015 年养老金并轨改革后展开的,且研究农民工参与任何一种养老保险,并不局限于新农保或城镇职工基本养老保险。

## 二、理论模型

### 1. 跨期效用最大化与均衡

考虑一个代表性农民工只存活两期的世代交叠(OLG)模型,下标 1 和 2,分别代表年轻和年老时期。农民工一生的效用函数<sup>①</sup>为两期效用之和:

$$u(c_{1,t}, c_{2,t+1}) = \ln(c_{1,t}) + \beta \ln(c_{2,t+1}) \quad (1)$$

其中  $\beta \in [0, 1]$  为时间贴现率。

假设农民工年轻时有  $l_t = 1$  单位劳动,用  $\varphi \in [0, 1]$  比例的劳动务农,  $1 - \varphi$  比例劳动打工,耕地面积为  $k_t$ ,务农生产函数为 CD 函数形式,设产出即为净收益,则农民工的农业收入  $in_A$  为:

$$in_A = (\varphi l_t)^\alpha k_t^{1-\alpha} \quad (2)$$

其中  $\alpha \in (0, 1)$ 。假设农民工进入城镇务工的年收入为  $\omega_t$ ,则非农收入  $in_N$  为:

$$in_N = (1 - \varphi) l_t \omega_t \quad (3)$$

设购买养老保险的缴费为  $p_t$ ,注意到劳动已标准化,  $l_t = 1$ ,农民工年轻时的预算收入为:

$$c_{1,t} + p_t = in_A + in_N = \varphi^\alpha k_t^{1-\alpha} + (1 - \varphi) \omega_t \quad (4)$$

农民工年老后,不能再务工,靠领取养老保险生活,保险金的收益率为  $r$ ,则年老时的预算约束为:

$$c_{2,t+1} = (1 + r) p_t \quad (5)$$

用预算约束方程约去目标函数中的消费,可得到无约束的目标函数:

$$\max_{\varphi, p_t} \{ u = \ln[\varphi^\alpha k_t^{1-\alpha} + (1 - \varphi) \omega_t - p_t] + \beta \ln[(1 + r) p_t] \} \quad (6)$$

农民工为实现一生效用最大化,需要对务工与务农的劳动力分配、购买保险的数量进行决策,由

① 为简单起见,本文采用对数效用函数形式,该效用函数是不变风险规避(CRRA)效用函数  $\mu(c_t) = \frac{c_t^{\frac{1}{\theta}} - 1}{1 - \frac{1}{\theta}}$  的特殊形式,  $\theta$  为跨期

替代弹性,当  $\theta \rightarrow 1$  时,  $u(c_{1,t}, c_{2,t+1}) = \ln(c_{1,t}) + \beta \ln(c_{2,t+1})$ ,  $\beta \in [0, 1]$  意味着消费者在不同时期消费数量变动率与消费品价格变动率之间的反应程度相同。

$\frac{\partial u}{\partial \varphi} = 0$  和  $\frac{\partial u}{\partial p_t} = 0$  两个一阶条件决定。由  $\frac{\partial u}{\partial \varphi} = 0$  可得  $\alpha \varphi^{\alpha-1} k_t^{1-\alpha} = w_t$ , 该等式的含义为务工的边际收入等务农的边际收入<sup>①</sup>, 解得  $\varphi = k_t \left( \frac{\alpha}{w_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$ , 即务农时间与耕地拥有量成正比, 与工资的  $\frac{1}{1-\alpha}$  次方成反比。由  $\frac{\partial u}{\partial p_t} = 0$  可得  $\ln(c_{2,t+1}) = \beta(1+r)\ln(c_{1,t})$ , 该等式的含义为年老时的效用与年轻时效用的比率为  $\beta(1+r)$ 。

### 2. 时间、风险偏好对参保的影响

假设一生的效用为  $u$ , 年轻时为  $u_1$ , 年老时为  $u_2$ , 则  $u = u_1 + u_2$ , 代入一阶条件  $u_2 = \beta(1+r)u_1$ , 可解得  $u_1 = \frac{u}{1+\beta(1+r)}$ ,  $u_2 = \frac{\beta(1+r)}{1+\beta(1+r)}u$ 。如果不考虑个人的时间偏好, 即  $\beta=1$ , 且养老保险收益率为 0, 即  $r=0$  时, 则  $u_1 = u_2 = \frac{u}{2}$ , 此时,  $c_{1,t} = c_{2,t+1}$ , 即农民工将消费在年轻与年老时期平摊。而如果农民工是短视的, “只顾眼前”的生活与消费,  $\beta=0$ , 则农民工不会为老年生活购买任何保险。另一种特殊情况, 则是农民工的时间偏好与养老金的报酬率恰好具有完全替代性, 互相抵消, 即  $\beta = \frac{1}{1+r}$ , 从而  $\beta(1+r) = 1$ , 同样得到  $u_1 = u_2 = \frac{u}{2}$ ,  $c_{1,t} = c_{2,t+1}$  的结果。除了以上几种特殊情况之外, 对一般的情形, 容易求出,  $\frac{\partial u_1}{\partial \beta} < 0, \frac{\partial u_1}{\partial r} < 0, \frac{\partial^2 u_1}{\partial r \partial \beta} = \frac{\partial^2 u_1}{\partial \beta \partial r} < 0$ ; 而  $\frac{\partial u_2}{\partial \beta} > 0, \frac{\partial u_2}{\partial r} > 0, \frac{\partial^2 u_2}{\partial r \partial \beta} = \frac{\partial^2 u_2}{\partial \beta \partial r} > 0$ , 一阶偏导数和混合偏导数的经济学含义是: 随着对当前时间偏好的下降或未来保险投资收益的上升, 农民工会减少年轻时的消费, 增加养老保险的购买, 以增加老年阶段的效用。时间偏好与未来收益对年轻时期消费的影响是互相替代的, 而对养老保险的购买和老年消费的影响则是互补的。总体上, 随着保险收益率的增加及对当前消费偏好的下降, 农民工将增加养老保险的购买, 提高老年消费<sup>②</sup>。

### 3. 收入对参保的影响

假设农民工所拥有的土地面积不随时间变化,  $k_t = \bar{k}$ , 如果农民工是非短视而为老年生活筹谋的, 将  $\varphi$  代入(4)得:

$$c_{1,t} + p_t = \bar{k} \left( \frac{\alpha}{w_t} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} + (1-\bar{k} \left( \frac{\alpha}{w_t} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}) w_t \tag{7}$$

整理可得:

$$p_t = A w_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} + w_t - c_{1,t} \tag{8}$$

其中,  $A = (\alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} - \alpha^{\frac{1}{1-\alpha}}) \bar{k}$ 。由  $\frac{\partial p_t}{\partial w_t} = 1 - \frac{\alpha}{1-\alpha} A w_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}-1}$ , 可得当  $w_t > \left[ \frac{\alpha}{(1-\alpha)} A \right]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$  时,  $\frac{\partial p_t}{\partial w_t} > 0$ , 反之, 则  $\frac{\partial p_t}{\partial w_t} < 0$ 。其经济学含义是, 只有当务工年收入超过  $\left[ \frac{\alpha}{(1-\alpha)} A \right]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$  时, 农民工购买养老保险的数量才会上升, 当务工收入不足  $\left[ \frac{\alpha}{(1-\alpha)} A \right]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$  时, 农民工购买养老保险的数量是下降的。而  $\frac{\partial^2 p_t}{\partial w_t^2} = \frac{\alpha}{(1-\alpha)^2} A w_t^{\frac{\alpha}{1-\alpha}-2} > 0$ , 说明购买养老保险的数量与工资收入呈凸函数关系。综上所述, 理论上, 农民工购买养老保险的最优数量随着务工收入的变化是先递减后递增的, 呈正 U 型关系。其经济学含义

① 我们不考虑角点解的情况, 即如果务工边际收入远大于务农 ( $l_t = 1$ ), 则  $\varphi \in [0, 1]$ , 此时农民工已完全离土离乡, 在城市常住, 实质已转化为市民。

② 现实中, 时间与风险偏好具有较强的实证性, 与具体农民工的教育程度、对待风险的态度、拥有的资产多寡、对未来通货膨胀和收入不确定性的预期等因素有关, 论文的实证部分将对影响农民工参保决策的相关因素进行分析和检验。



是,而从消费能力的角而言,当一个人收入较低时,随着收入的增加,个人可能更愿意将资金用到急需的消费支出,只收入增长到一定程度,手头有一定宽裕之后,购买养老保险的数量才会增加。

### 三、实证策略与计量分析

#### 1. 实证策略与模型设定

在理论模型中,各因素对农民工购买养老保险的决策影响是连续型的,现实中由于目前我国经济发展阶段和特殊的城乡二元经济结构,农民工养老保险的参与率较低,农民工参与养老保险的决策主要体现在参与与否,而不是购买多少上。同时,理论模型虽然分析了风险偏好对农民工参与养老保险决策的影响,但并没有涉及具体风险偏好的影响因素,因此,在已有研究及前文理论分析的基础上,本文把农民工参与任何一种养老保险与否(不含象征性或“一次性”的参保)作为被解释变量,通过调查数据,分析农民工个人与家庭的人口学特征、经济收入与土地资产、务工和务农状况、对未来的预期等具体的收入与风险偏好因素对农民工参与养老保险决策的影响。此外,理论模型只考虑了收入和风险偏好等因素对养老保险参与决策的影响,然而,在劳动力两栖流动和城镇化不断发展的过程中,农民工面临的环境更为复杂,需要做出的选择也更多。其中一个重要的影响因素是:随着在城镇打工及生活经历日渐丰富,对城镇生活的熟悉与依赖,对自己农民与市民身份认知、认同与归属感的变化,农民工面临着一个重要抉择——是否将户口迁入城镇,完成市民身份的转变?如果有意愿进行转户,面对原来聊胜于无的象征性参保或“一次性”参保,是否需要在城镇参与长期的养老保险?可见,转户意愿与参与养老保险的决策很可能是相关的,为了充分利用数据信息,避免有偏的或无效率的估计,本文采用双变量 Probit 模型对转户意愿与养老保险参与行为进行同时估计。

同时考虑两个决策变量,双变量 Probit 模型有以下形式:

$$\begin{cases} y_1^* = x_1' \beta_1 + \varepsilon_1 \\ y_2^* = x_2' \beta_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \quad (9)$$

其中  $y_1^*$ 、 $y_2^*$  为潜变量,误差项  $\varepsilon_1$  和  $\varepsilon_2$  服从联合二维正态分布:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \sim N \left\{ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right\} \quad (10)$$

可观测的决策变量  $y_1$ 、 $y_2$  由以下方程决定:

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{若 } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{若 } y_1^* \leq 0 \end{cases}, y_2 = \begin{cases} 1 & \text{若 } y_2^* > 0 \\ 0 & \text{若 } y_2^* \leq 0 \end{cases} \quad (11)$$

由决策变量  $y_1$ 、 $y_2$  取值的四种组合(1,1),(1,0),(0,1)和(0,0),根据联合正态概率分布构造极大似然函数,可对参数向量  $\beta_1$  和  $\beta_2$  进行极大似然估计。以  $y_1 = y_2 = 1$  的组合为例,极大似然函数为:

$$\begin{aligned} P(y_1 = 1, y_2 = 1) &= P(y_1^* > 0, y_2^* > 0) \\ &= P(\varepsilon_1 < x_1' \beta_1, \varepsilon_2 < x_2' \beta_2) \\ &= \int_{-\infty}^{x_1' \beta_1} \int_{-\infty}^{x_2' \beta_2} \varphi(z_1, z_2, \rho) dz_1 dz_2 \\ &= \Phi(x_1' \beta_1, x_2' \beta_2, \rho) \end{aligned} \quad (12)$$

方程组(9)的两组解释变量可以相同也可以不同,当它们完全相同时( $x_1 = x_2$ ),模型实质为似不相关回归的离散选择版本,而当相关系数  $\rho = 0$  时,模型退化为两个独立的 Probit 模型。

#### 2. 数据来源说明

本文的数据来源于笔者主持的国家社会科学基金课题组于 2016 年 1—2 月对我国大陆地区 31 个省、市、自治区的农民工调查。在 2015 年小规模预调查与问卷修订的基础上,利用农民工春节返乡过年的时间,对回家过年的农民工进行了抽样调查。调查采取调查员和被访对象面对面交谈并由调查员代为填写问卷的方式进行,所有调查员均经过严格的培训,并对问卷需要注意的各项细节有充分的理解,对被访对象提出的问题进行了耐心解释,调查问卷回收后由课题组仔细核查,问卷中设计了

若干前后逻辑关联的甄别题目,回答前后逻辑不一致或有矛盾的问卷均视为无效问卷,最终确保了问卷质量与有效性。调查共发放问卷 2 500 份,回收有效问卷 2 044 份,有效问卷分布情况见表 1。

表 1 有效问卷的样本地区分布

地区	样本数	地区	样本数	地区	样本数	地区	样本数
安徽	22	辽宁	35	河北	44	四川	187
北京	40	内蒙古	80	河南	88	天津	20
福建	65	宁夏	41	黑龙江	44	西藏	66
甘肃	8	青海	97	湖北	64	新疆	39
广东	213	山东	60	湖南	35	云南	89
广西	48	山西	87	吉林	5	浙江	77
贵州	73	陕西	44	江苏	118	重庆	144
海南	15	上海	35	江西	61	合计	2 044

### 3. 变量设定与描述性统计

如前所述,本文用农民工的转户意愿与参与养老保险的决策作为被解释变量,解释变量则来源于问卷的四个方面:①个人和家庭的人口学特征,反映个人与家庭因素对农民工转户及养老保险参与决策的影响,根据经济学理论,个人和家庭特征是农民工风险偏好的重要来源,该部分的解释变量主要包括年龄、性别、教育程度、婚姻状况,以及家人是否随务工者一同进城生活等;②收入状况与土地资产数量,解释变量包括农民工的务工月收入、务农年收入、恩格尔系数、家庭拥有的耕地面积数量等,用以反映理论模型中经济因素对被解释变量的影响。为检验务工收入与参与养老保险数量的正 U 型关系,我们加入了务工月收入的平方项;③务工、务农的状况与预期,由理论分析可知,时间偏好、对未来不确定性预期的考虑等,是影响农民工风险偏好及参与养老保险决策的重要因素,这部分解释变量包括务工年限、工资发放的及时性、参与免费在职培训的意愿、同工同酬的情况、务工期间耕地的处置方式、返乡意愿和对务工所在地房价的满意度等;④务工的地区、城市大小与行业等控制变量,其中,地区虚拟变量为东部和中部,以西部为参照;城市虚拟变量分为外省大城市、外省中小城镇和本省大城市,以本省小城镇为参照;行业虚拟变量分为制造与建筑业、批发零售业和餐饮服务业,以其他行业为参照。具体的变量定义和描述性统计见表 2。

表 2 变量定义与描述性统计

变量分类	变量名	描述	均值	标准差
被解释变量	转户意愿	愿意将户籍迁入城镇=1;不愿意=0	0.457 4	0.498 3
	养老保险参与	已参与养老保险=1;未参与=0	0.366 4	0.481 9
个人与家庭特征	年龄	单位:岁	35.730 0	11.820 0
	性别	男=1;女=0	0.589 5	0.492 0
	教育水平	小学=6;初中=9;高中=12;大专/本科=16	10.190 0	3.350 0
	婚姻状况	已婚=1;其他=0	0.688 4	0.463 3
	家人务工随同	务工子女/父母随同进城=1;未随同=0	0.396 3	0.489 2
收入与土地数量	务工月收入	单位:千元	3.345 6	1.582 5
	务农年收入	单位:万元	1.133 7	1.187 8
	恩格尔系数	月支出中食品支出所占比率	0.506 6	0.181 1
	家庭耕地面积	单位:亩	5.720 2	8.101 3
务工、务农状况与预期	务工年限	第一次进城务工至现在的年数	12.570 0	9.670 0
	工资发放	经常拖欠=1;偶尔或不拖欠=0	0.050 4	0.218 8
	培训意愿	愿意参与公益组织/政府提供的免费职业培训=1;不愿意参与=0	0.864 5	0.342 4
	同工同酬	同样的工作,感觉自身是否享有与城市职工同样的待遇,否=1;是=0	0.512 2	0.500 0
	务工时耕地处置	进城务工时,农村的土地如何处置,出租/委托亲友/自己兼业=1;闲置=0	0.886 5	0.317 3
	返乡意愿	收入相近时返乡工作的愿望,非常愿意=5;比较愿意=4;一般=3;不太愿意=2;很不愿意=1	3.588 1	1.132 3
	房价满意度	对所居住的城市目前房价,满意=5;基本满意=4;不了解=3;不满意=2;很不满意=1	2.677 1	1.030 8

续表 2

变量分类	变量名	描述	均值	标准差
地区与行业控制变量	东部省份	在东部省份务工=1;其他=0	0.375 7	0.484 4
	中部省份	在中部省份务工=1;其他=0	0.214 8	0.410 8
	外省大城市	在外省大城市务工=1;其他=0	0.272 0	0.445 1
	外省中小城镇	在外省中小城镇务工=1;其他=0	0.130 1	0.336 5
	本省大城市	在本省大城市务工=1;其他=0	0.229 5	0.420 6
	制造与建筑业	在制造与建筑业务工=1;其他=0	0.368 9	0.482 6
	批发零售业	在批发零售业务工=1;其他=0	0.078 3	0.268 7
	餐饮服务业	在餐饮服务业务工=1;其他=0	0.269 6	0.443 8

#### 4. 模型估计、稳健性检验与结果分析

由表 2 可知,愿意转户的农民工比例为 45.74%,而已参与养老保险的农民工比例为 36.64%。基于理论模型和实证研究设计,利用调查数据对农民工的转户意愿和养老保险的参与决策进行双变量 Probit 估计,结果见表 3。其中,模型 1 是所有解释变量和控制变量均纳入回归的结果,由于理论模型显示家庭耕地面积与务农收入密切相关,而恩格尔系数实质是从不同侧面反映了农民的总收入水平,因此,本文依次将家庭耕地面积和恩格尔系数剔除,得到模型 2 和模型 3。

表 3 双变量 Probit 模型估计结果

N=2 044

变量	模型 1		模型 2		模型 3	
	转户意愿	参保决策	转户意愿	参保决策	转户意愿	参保决策
年龄	0.017 7 (0.014 2)	0.022 6** (0.011 1)	0.018 4 (0.014 1)	0.024 8** (0.010 9)	0.018 8 (0.014 2)	0.025 5** (0.011 0)
年龄的平方	-0.000 354 (0.000 168)	-0.000 162 (0.000 121)	-0.000 256 (0.000 167)	-0.000 173 (0.000 120)	-0.000 266 (0.000 168)	-0.000 188 (0.000 121)
性别	-0.032 6 (0.065 7)	-0.137 0** (0.068 5)	-0.022 5 (0.065 3)	-0.114 0* (0.068 1)	-0.025 0 (0.065 3)	-0.116 0* (0.067 6)
教育水平	0.007 2 (0.011 0)	0.113 0*** (0.011 5)	0.006 5 (0.011 0)	0.111 0*** (0.011 5)	0.007 1 (0.011 0)	0.110 0*** (0.011 4)
婚姻状况	-0.273*** (0.084 8)	-0.310*** (0.087 6)	-0.275*** (0.084 7)	-0.316*** (0.087 3)	-0.269*** (0.084 6)	-0.305*** (0.086 6)
家人务工随同	0.273*** (0.061 5)	0.298*** (0.063 7)	0.278*** (0.061 4)	0.311*** (0.063 4)	0.295*** (0.061 0)	0.349*** (0.062 6)
务工月收入	0.243 0*** (0.091 5)	-0.029 8 (0.094 5)	0.249 0*** (0.091 4)	-0.013 2 (0.094 4)	0.258 0*** (0.091 3)	0.017 5 (0.093 7)
务工月收入的平方	-0.026 5** (0.011 4)	0.005 9 (0.011 8)	-0.027 5** (0.011 4)	0.003 2 (0.011 8)	-0.028 4** (0.011 4)	0.000 1 (0.011 7)
务农年收入	-0.044 0* (0.025 2)	0.012 0 (0.026 1)	-0.037 3 (0.024 8)	0.026 9 (0.025 7)	-0.036 1 (0.024 8)	0.030 4 (0.025 6)
恩格尔系数	-0.491*** (0.161)	-1.081*** (0.171)	-0.510*** (0.160)	-1.136*** (0.169)		
家庭耕地面积	0.005 8 (0.003 56)	0.014 0*** (0.004 39)				
务工年限	-0.001 49 (0.004 60)	0.008 91* (0.004 75)	-0.002 13 (0.004 58)	0.007 21 (0.004 71)	-0.001 55 (0.004 57)	0.008 10* (0.004 68)
工资发放	-0.121 (0.134)	-0.203 (0.148)	-0.122 (0.134)	-0.201 (0.148)	-0.130 (0.133)	-0.213 (0.145)
培训意愿	0.250 0*** (0.086 5)	0.074 6 (0.091 3)	0.244 0*** (0.086 3)	0.066 1 (0.090 8)	0.239 0*** (0.086 2)	0.058 2 (0.090 0)
同工同酬	-0.026 4 (0.059 4)	-0.325 0*** (0.061 3)	-0.024 7 (0.059 3)	-0.318 0*** (0.061 2)	-0.034 2 (0.059 2)	-0.328 0*** (0.060 7)
务工时耕地处置	0.293*** (0.093 8)	0.193* (0.099 1)	0.300*** (0.093 6)	0.210** (0.098 8)	0.306*** (0.093 5)	0.215** (0.097 3)
返乡意愿	-0.241 0*** (0.026 7)	-0.069 7** (0.027 1)	-0.242 0*** (0.026 7)	-0.073 1*** (0.027 0)	-0.241 0*** (0.026 7)	-0.070 2*** (0.026 8)

续表 3

变量	模型 1		模型 2		模型 3	
	转户意愿	参保决策	转户意愿	参保决策	转户意愿	参保决策
房价满意度	0.078 6*** (0.028 7)	0.031 0 (0.029 7)	0.081 7*** (0.028 7)	0.036 3 (0.029 5)	0.084 7*** (0.028 6)	0.040 5 (0.029 3)
东部省份	0.212 0*** (0.073 0)	-0.054 0 (0.077 2)	0.212 0*** (0.072 9)	-0.056 4 (0.077 0)	0.202 0*** (0.072 8)	-0.081 6 (0.076 2)
中部省份	0.098 2 (0.079 6)	-0.010 3 (0.082 1)	0.104 0 (0.079 5)	0.006 4 (0.081 7)	0.109 0 (0.079 2)	0.021 8 (0.080 7)
外省大城市	-0.104 (0.086 2)	-0.157* (0.092 4)	-0.111 (0.086 0)	-0.173* (0.092 2)	-0.112 (0.085 9)	-0.177* (0.091 0)
外省中小城镇	-0.181 0* (0.099 4)	-0.069 3 (0.105 0)	-0.191 0* (0.099 1)	-0.097 2 (0.105 0)	-0.186 0* (0.098 8)	-0.094 8 (0.103 0)
本省大城市	0.093 0 (0.082 9)	0.041 4 (0.085 4)	0.087 5 (0.082 8)	0.022 4 (0.085 0)	0.081 7 (0.082 7)	0.010 3 (0.084 2)
制造与建筑业	0.131 0* (0.076 3)	-0.034 4 (0.079 6)	0.135 0* (0.076 3)	-0.024 7 (0.079 4)	0.136 0* (0.076 2)	-0.018 1 (0.078 7)
批发零售业	0.122 (0.118)	-0.131 (0.123)	0.120 (0.118)	-0.135 (0.123)	0.122 (0.118)	-0.123 (0.122)
餐饮服务业	-0.047 9 (0.079 2)	-0.098 0 (0.081 8)	-0.042 5 (0.079 1)	-0.091 0 (0.081 6)	-0.050 4 (0.079 0)	-0.110 0 (0.081 2)
常数项	-0.439 (0.388)	-1.353*** (0.377)	-0.428 (0.387)	-1.322*** (0.375)	-0.734* (0.375)	-1.981*** (0.361)
	0.065 2* (0.039 1)		0.070 5* (0.039 0)		0.090 3** (0.038 7)	
Wald- $\chi^2$	494.24***		482.81***		437.15***	
对数似然值	-2 472.86		-2 479.71		-2 506.74	

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著, 括号内为标准差, 下同。

比较模型 1、模型 2 和模型 3 可知, 依次剔除家庭耕地面积和恩格尔系数后, 双变量 Probit 模型各变量参数大小、显著性等变化均不大, 相关系数  $\rho$  的显著性由 10% 上升至 5%, 说明模型具有一定的稳健性。为进一步分析估计结果的可靠性, 采用单变量 Probit 模型进行重新估计, 并分别将转户意愿和购险决策作为交叉控制变量纳入模型的估计, 新的估计结果见表 4。

表 4 稳健性检验: 单变量 Probit 模型估计结果

N = 2 044

变量	模型 4		模型 5		模型 6	
	转户意愿	参保决策	转户意愿	参保决策	转户意愿	参保决策
参保决策	0.113* (0.064 7)		0.120* (0.064 4)		0.146** (0.063 7)	
转户意愿		0.101 (0.063 5)		0.109* (0.063 3)		0.142** (0.062 6)
年龄	0.016 9 (0.014 2)	0.022 2** (0.011 1)	0.017 4 (0.014 1)	0.024 4** (0.010 9)	0.017 5 (0.014 2)	0.024 9** (0.011 0)
年龄的平方	-0.000 249 (0.000 169)	-0.000 156 (0.000 121)	-0.000 250 (0.000 167)	-0.000 166 (0.000 120)	-0.000 257 (0.000 169)	-0.000 178 (0.000 121)
性别	-0.027 4 (0.065 7)	-0.136 0** (0.068 6)	-0.017 9 (0.065 4)	-0.113 0* (0.068 2)	-0.019 2 (0.065 4)	-0.115 0* (0.067 6)
教育水平	0.002 80 (0.011 3)	0.113 00*** (0.011 5)	0.001 86 (0.011 3)	0.110 00*** (0.011 5)	0.001 43 (0.011 3)	0.110 00*** (0.011 4)
婚姻状况	-0.261*** (0.085 0)	-0.300*** (0.087 9)	-0.262*** (0.085 0)	-0.306*** (0.087 6)	-0.254*** (0.084 8)	-0.292*** (0.086 9)
家人务工随同	0.262*** (0.061 8)	0.288*** (0.064 0)	0.266*** (0.061 8)	0.300*** (0.063 8)	0.278*** (0.061 5)	0.334*** (0.063 1)



续表 4

变量	模型 4		模型 5		模型 6	
	转户意愿	参保决策	转户意愿	参保决策	转户意愿	参保决策
务工月收入	0.244 0*** (0.091 5)	-0.038 7 (0.094 7)	0.249 0*** (0.091 4)	-0.023 1 (0.094 6)	0.258 0*** (0.091 3)	0.004 1 (0.094 0)
务工月收入的平方	-0.026 7** (0.011 4)	0.006 8 (0.011 9)	-0.027 6** (0.011 4)	0.004 2 (0.011 8)	-0.028 5** (0.011 4)	0.001 6 (0.011 8)
务农年收入	-0.044 6* (0.025 2)	0.013 6 (0.026 2)	-0.038 5 (0.024 9)	0.028 4 (0.025 7)	-0.037 7 (0.024 9)	0.032 3 (0.025 7)
恩格尔系数	-0.451*** (0.162)	-1.064*** (0.171)	-0.466*** (0.162)	-1.117*** (0.170)		
家庭耕地面积	0.005 32 (0.003 58)	0.013 90*** (0.004 40)				
务工年限	-0.001 80 (0.004 60)	0.008 99* (0.004 75)	-0.002 40 (0.004 58)	0.007 31 (0.004 71)	-0.001 94 (0.004 57)	0.008 21* (0.004 68)
工资发放	-0.115 (0.134)	-0.199 (0.148)	-0.115 (0.134)	-0.197 (0.148)	-0.122 (0.134)	-0.207 (0.145)
培训意愿	0.248*** (0.086 5)	0.065 (0.091 4)	0.242*** (0.086 3)	0.056 (0.091 0)	0.237*** (0.086 2)	0.046 (0.090 2)
同工同酬	-0.014 3 (0.059 9)	-0.324 0*** (0.061 3)	-0.012 0 (0.059 8)	-0.317 0*** (0.061 2)	-0.017 8 (0.059 7)	-0.327 0*** (0.060 7)
务工时耕地处置	0.286*** (0.093 9)	0.182* (0.099 4)	0.292*** (0.093 8)	0.198** (0.099 1)	0.296*** (0.093 7)	0.199** (0.097 6)
返乡意愿	-0.239 0*** (0.026 7)	-0.060 8** (0.027 7)	-0.240 0*** (0.026 7)	-0.063 4** (0.027 6)	-0.238 0*** (0.026 7)	-0.057 6** (0.027 5)
房价满意度	0.077 8*** (0.028 8)	0.028 2 (0.029 8)	0.080 5*** (0.028 7)	0.033 1 (0.029 6)	0.083 0*** (0.028 6)	0.036 2 (0.029 4)
东部省份	0.214*** (0.073 0)	-0.062 (0.077 4)	0.214*** (0.073 0)	-0.065 (0.077 3)	0.206*** (0.072 8)	-0.093 (0.076 5)
中部省份	0.098 5 (0.079 7)	-0.014 1 (0.082 2)	0.104 0 (0.079 5)	0.002 1 (0.081 8)	0.108 0 (0.079 3)	0.015 9 (0.080 9)
外省大城市	-0.098 9 (0.086 3)	-0.153 0* (0.092 5)	-0.104 0 (0.086 1)	-0.169 0* (0.092 3)	-0.104 0 (0.086 1)	-0.171 0* (0.091 1)
外省中小城镇	-0.179 0* (0.099 4)	-0.062 3 (0.105 0)	-0.187 0* (0.099 2)	-0.089 3 (0.105 0)	-0.182 0* (0.098 9)	-0.084 8 (0.104 0)
本省大城市	0.091 2 (0.082 9)	0.038 1 (0.085 5)	0.086 2 (0.082 9)	0.019 0 (0.085 1)	0.080 8 (0.082 8)	0.006 2 (0.084 3)
制造与建筑业	0.132 0* (0.076 4)	-0.039 4 (0.079 7)	0.136 0* (0.076 3)	-0.030 3 (0.079 5)	0.138 0* (0.076 3)	-0.025 5 (0.078 8)
批发零售业	0.127 (0.118)	-0.136 (0.123)	0.126 (0.118)	-0.140 (0.123)	0.129 (0.118)	-0.130 (0.122)
餐饮服务业	-0.043 7 (0.079 3)	-0.096 4 (0.081 8)	-0.038 5 (0.079 2)	-0.089 5 (0.081 7)	-0.044 7 (0.079 1)	-0.107 0 (0.081 2)
常数项	-0.443 (0.388)	-1.392*** (0.378)	-0.433 (0.387)	-1.364*** (0.376)	-0.708* (0.376)	-2.022*** (0.362)
对数似然值	233.19*** -1 292.78	328.56*** -1 178.69	231.04*** -1 293.86	317.42*** -1 184.26	222.75*** -1 298.00	273.46*** -1 206.25

综合比较表 3 与表 4 的估计结果,无论是双变量或单变量的 Probit 估计,当包含耕地面积和恩格尔系数这两个变量时,模型的整体显著性( $\chi^2$  统计量)最强,模型的对数似然值也最大,并且,双变量 Probit 模型的相关系数  $\rho$  显著不为 0。比较模型 1~6 的估计结果可知,解释变量的显著性、估计系数大小、方向等均具有稳健性,综合计量检验与稳健性测试的结果,我们认为双变量 Probit 模型 1 是最优的估计结果,从模型 1 的估计结果可以得知:

(1)在个人与家庭特征方面:①年龄对参与养老保险有显著的正影响,且年龄的平方并不显著,表明随着年龄的增长,农民工参与养老保险的决策显著增加,并且不存在递减规律。年龄对农民工的转户意愿的影响则不明显。②女性参与养老保险的概率比男性显著更大,教育水平的提高也显著地促

进了养老保险的参与。性别与教育水平对转户意愿的影响则不显著。③已婚的农民工转户意愿和参与养老保险的概率均低于未婚或离异的农民工。④家人随同进城务工的农民工转户意愿和参与养老保险的概率均显著更高。可见,年龄、性别、受教育水平、婚姻与家庭状况均显著地影响了农民工的风险偏好和参与养老保险的决策。

(2)在收入状况与土地数量方面:①务工收入显著地提高了农民工的转户意愿,且平方项显著为负,即存在递减规律,但在参与养老保险决策方面,虽然务工收入平方项的系数为正,与理论方向相符,但务工收入及其平方项均不显著,在模型2、模型3中,即使剔除了耕地面积和恩格尔系数等变量后,务工收入及其平方项的显著性仍未发生变化。实证结果并未支持理论模型中务工收入与参保数量呈正U关系的假说,其可能原因是目前的农民工的工资水平尚未越过U型关系的低谷,工资收入水平未达到促进农民工参与养老保险数量上升的阶段。②务农收入对转户意愿的影响显著为负,这是符合直觉与常识的,而务农收入对参与养老保险的决策影响不显著。③较高的恩格尔系数同时显著地降低了转户意愿和参保决策,说明农民工生活的宽裕程度的确会影响其转户意愿和参保决策。④家庭耕地面积的数量对转户意愿的影响不显著,对参保决策则有显著正影响。由理论模型可知,耕地面积既影响农业收入,作为农民工的主要资产,也可能影响其风险偏好,实证结果表明,资产数量与农民工的参保决策呈正相关关系。

(3)在务工、务农的状况与预期方面:①务工年限对转户意愿的影响不显著,但与参保决策呈正相关。②工资发放的及时程度对转户意愿与参保决策影响均不显著,由表2描述性统计可知,工资经常被拖欠的农民工比例只有5.04%,说明当前农民工薪酬发放的状况已得到较大的改善。③参与工作培训的意愿与转户意愿显著正相关,但对参保决策的影响则不显著。④同工不同酬的状况显著地不利于农民工养老保险的购买,其对转户意愿的影响则不显著。表2数据显示,农民工感到同工不同酬的比例高达51.22%,可见务工的不公平感对农民工参与养老保险产生了负面影响。⑤与务工时耕地闲置的农民工相比,将耕地出租、委托亲友耕种或自己兼业的农民工,转户意愿和参保决策均显著更高,而在同等收入条件下更愿意返乡工作的农民工,转户意愿和参保决策均显著更低。对耕地处置方式非闲置可能体现了农民工对未来风险防范意识更强,而返乡意愿则一定程度上体现了农民工对打工生活的满意程度和未来生活地点的预期。⑥农民工对打工地区房价的满意度显著地影响了其转户意愿,但对养老保险参保决策的影响则不显著。

(4)在务工的地区、城市大小与行业方面:①从打工地区看,在东部省份的农民工显著地比在中西部务工的农民工更愿将户口转到城镇,但东、中、西部打工者在参与养老保险的决策上没有显著差异。②从打工城市的大小看,在外省中小城镇务工者更不愿意转户,而在外省大城市打工者则参保数量相对较少。③从打工行业看,从事制造业与建筑业的农民工更愿意转户,而行业的差异对农民工参与养老保险决策的影响则不显著。

## 四、结论与政策建议

根据我国农民工城乡两栖流动的现实,本文构建了一个农民工兼顾打工与务农的世代交叠模型,通过模型的均衡分析,对农民工最大化一生效用条件下,务工、务农决策和参与养老保险决策的风险因素进行了理论探讨。利用全国的大样本调查数据,本文建立了同时考虑农民工转户意愿及参与养老保险决策的双变量 Probit 模型,对农民工转户决策和参与养老保险的决策进行了实证研究。综合理论与实证研究结果,本文主要的结论和政策建议如下:

(1)在个人与家庭生活方面,年龄、性别、教育程度、婚姻、家人的务工随同状况等,均显著地影响了农民工的风险偏好和参与养老保险决策。随着老龄化的发展和农民工受教育水平的不断提高,未来我国农民工参与养老保险的需求将不断上升,在增加了养老压力的同时,对养老保险市场也带来了新机遇,政府应加快相关户籍制度及城乡养老保险统筹政策的改革,规范和引导开发商业性的针对农民工群体养老保险的创新险种,满足日益增长和细分化市场的需求。

(2)在收入与土地方面,务工收入和务农收入对农民工参与养老保险决策的影响均不显著,而恩

格尔系数及土地数量均对农民工参保决策有显著的影响,其政策意义在于,一方面,农民工的总体收入还处于较低水平,人均恩格尔系数 0.51 表明生活还处于由温饱向小康跨越的边缘阶段,政策设计应加大农民工培训及加强农村基础教育投入力度,逐步提高农民工人力资本积累,加快产业升级换代,推动全面小康建设和提高全民收入水平;另一方面,应保护农民耕地权益,盘活农村土地及其他权益性资产的流转市场,提高农民工的财产性收入,从而提高农民工参与养老保险的经济能力。

(3)在工作状况与预期方面,打工经验、培训意愿、同工同酬的感知、返乡工作意愿、对土地的关注程度等,从不同侧面反映了农民工对未来不确定性与风险的预期和防范,这些因素均显著地影响了农民工参与养老保险的决策。应加大城乡统筹改革力度,促进劳动力更自由流动,整治就业歧视,实现同工同酬,提高农民工对未来生活确定性的预期和经济安全感,将有利于提高农民工养老保险的参保水平。

总之,务工与务农收入对农民工参与养老保险决策影响并不显著,而恩格尔系数和非收入性因素却大多显著地影响了农民工的参保决策,表明在收入水平仅维持温饱的条件下,农民工务工与务农的收入差异尚不是影响农民工参与养老保险决策的显著因素,农民工参保决策主要受生活宽裕程度以及个人风险偏好、对未来不确定性的预期等非收入因素的影响。因此,在稳增长、调结构的背景下,一方面,应促进产业结构调整与经济发展转型,提高农民工人力资本积累,全面提高农民工的收入水平、生活宽裕度和支付能力,使之更有意愿和能力参与养老保险;另一方面,政策制定应着重于稳定就业市场,推动新型城镇化的包容性发展,提高农民工对未来经济的信心和生活保障的预期,将有利于提高农民工养老保险的参保水平。

## 参 考 文 献

- [1] BODIE Z. Pension as retirement income insurance[J]. Journal of economic literature, 1990, 28(1): 28-49.
- [2] BLAKE D. Pension economics[M]. Chichester: John Wiley & Sons Limited, 2006: 1-2.
- [3] 郑功成. 深化中国养老保险制度改革顶层设计[J]. 教学与研究, 2013(12): 12-22.
- [4] 郑雄飞. 身份识别、契约优化与利益共享——我国养老保险的制度变迁与路径探索[J]. 社会学研究, 2016(1): 98-122, 244.
- [5] 王晓军, 赵彤. 中国社会养老保险的省区差距分析[J]. 人口研究, 2006(2): 44-50.
- [6] 席恒, 翟绍果. 更加公平可持续的养老保险制度的实现路径探析[J]. 中国行政管理, 2014(3): 11-14.
- [7] 袁志刚, 李珍珍, 封进. 城市化进程中基本养老保险制度的保障水平研究[J]. 南开经济研究, 2009(4): 3-14.
- [8] PALACIOS R, WHITEHOUSE E. Civil-service pension schemes around the world[EB/OL]. (2006-06-02)[2016-12-12]. <http://site.resources.worldbank.org/SOCIALPROTECTION/Resources/SP-Discussion-papers/Pensions-DP/0602.pdf>.
- [9] 中国社会科学院经济研究所社会保障课题组. 多轨制社会保障体系的转型路径[J]. 经济研究, 2013(12): 4-16.
- [10] 李先德, 王士海. 城乡统筹下农村社会保障的资金需求分析[J]. 农业经济问题, 2010(10): 60-66, 111.
- [11] 赵强社. 农村养老: 困境分析、模式选择与策略构想[J]. 农业经济问题, 2016(10): 70-82, 111.
- [12] 吴罗发. 中部地区农民社会养老保险参与意愿分析——以江西省为例[J]. 农业经济问题, 2008(4): 63-66.
- [13] 王翠琴, 韦翠娜. 农民工社会养老保险参保行为及影响因素分析——基于武汉市和南宁市的实地调查[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2015(1): 39-47.
- [14] 穆怀中, 闫琳琳. 新型农村养老保险参保决策影响因素研究[J]. 人口研究, 2012(1): 73-82.
- [15] 黄宏伟, 展进涛. 收入水平、成员结构与农户新农保参加行为——基于全国 30 省(区、市) 4748 户农户数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2012(12): 62-70.
- [16] 程令国, 张晔, 刘志彪. “新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗? [J]. 经济研究, 2013(8): 42-54.
- [17] 杨斌, 丁建定. 农村丧偶老年妇女养老保障方式研究——基于陕西省洛南县 W 村的调查[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2016(3): 90-95.
- [18] 赵静, 毛捷, 张磊. 社会保险缴费率、参保概率与缴费水平——对职工和企业逃避费行为的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2016(1): 341-372.
- [19] 胡翠, 许召元. 人口老龄化对储蓄率影响的实证研究——来自中国家庭的数据[J]. 经济学(季刊), 2014(4): 1345-1364.
- [20] 马双, 孟宪芮, 甘犁. 养老保险企业缴费对员工工资、就业的影响分析[J]. 经济学(季刊), 2014(3): 969-1000.
- [21] GRUBER J, KRUEGER A B. The incidence of mandated Employer-Provided insurance: lesson from worker[R]. Chapters: Nation Bureau of Economic Research, Inc., 1991: 111-144.