

# 农民工养老保险的覆盖率:传统保障还起作用吗?<sup>\*</sup>

● 王 震

(中国社会科学院 经济研究所 北京 100836)

**摘 要:** 本文基于五城市的农民工调查数据,对农民工养老保险的覆盖率及其影响因素进行了研究。结果显示,依靠家庭和土地的传统养老保障对农民工城市养老保险获得没有显著影响;这一结果表明传统养老保障对农民工的保障作用正日渐消失。子女对农民工养老保险获得的影响存在性别差异。工资与农民工养老保险获得之间存在正向关系。此外,农民工的就业正规化程度以及所在企业的特征也显著影响了他们的养老保险覆盖率。

**关键词:** 农民工; 养老保险; 覆盖率; 传统养老保障

中图分类号: F842

文献标识码: A

文章编号: 1004-5465(2010)05-049-08

## The Coverage Rate of Old Age Insurance for Rural – Urban Migrant Workers in China——Is Traditional Protection Still in Action?

WANG Zhen

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China)

**Abstract:** Based on the survey data of rural – urban migrant workers in five cities, the paper attempts to study coverage rate of rural – urban migrant workers' old age insurance in China. The paper also studies those factors affecting the coverage rate of urban old age insurance, such as wage, employment characteristics, and employers' characteristics. The results show that there is no significant effect of the traditional old age security on the coverage rate of migrant workers' urban old age insurance, which implies that the traditional old age security has very little support for migrant workers' old age life. There is gender difference about the effect of the children on the coverage of old age insurance. There is positive relationship between wages and coverage of old age insurance, which means that these migrant workers with higher wages have higher probability to be covered. Moreover, the formalization of the employment, as well as the employers' characteristics, affects significantly the coverage rate of old age insurance of migrant workers.

**Key words:** rural – urban migrant workers; old age insurance; coverage rate; traditional old age security

近年来,农民工的养老保障问题逐渐凸显出来。作为从农村进入城市就业和工作的劳动群

体,农民工一方面虽然离开了农村,但还与农村有千丝万缕的联系,另一方面虽然在城市就业和生

\* 收稿日期: 2010-08-10

基金项目: 本文为朱玲研究员、魏众研究员主持的“中国社科院国情调研重大课题: 收入分配成果改革”(510408)的研究成果之一。

作者简介: 王震(1977—),男,山东潍坊人,助理研究员,经济学博士,研究方向: 收入分配、社会保障。

活,但却没有获得城市居民的户籍身份,无法真正融入城市。这一特点也在他们的养老保障问题上表现出来。那么,诸如家庭、子女和土地等传统的养老保障方式对农民工是否还存在保障功能?传统养老保障与农民工在城市的养老保险获得之间存在什么样的关系?有哪些因素影响了农民工在城市获得养老保险?对这些问题的回答,不仅关系到下一步农民工养老保险政策的调整,还关系到对农民工城市化程度的判断。本文将在中国社会科学院经济研究所2006年农民工调查数据基础上,讨论传统养老保障与农民工城市养老保险获得的关系,并分析影响农民工养老保险覆盖率的诸多因素。

## 一、农民工养老保险已有经验研究述评及需深化的问题

农民工可以通过三种途径在城市获得养老保险:第一种方式是参加城镇企业职工基本养老保险。多数城市规定农民工和城镇职工一样,可以参加当地的城镇职工基本养老保险,例如广州、武汉、大连等地;第二种方式是参加单独为农民工设立的养老保险,例如上海和成都的综合保险制度,以及重庆的农民工养老保险制度;第三种方式是参加流出地的农村社会养老保险。随着新型农村社会养老保险的推行,可以预计通过第三种方式获得养老保险的农民工将会增多。2009年人力资源和社会保障部发布了《农民工参加基本养老保险(征求意见稿)》,提出将农民工纳入到城镇职工基本养老保险的思路。此外,还有一些农民工自费购买了商业性养老保险,但是通过这种途径获得养老保险的农民工极少,而且商业养老保险与社会养老保险在性质上是不同的,因此在本文的分析中,不包括商业养老保险。

对养老保险覆盖率的经验研究,一般使用Probit或Logit模型,以观察包括收入、个人和家庭特征变量以及企业特征等对养老保险覆盖率的作用。都阳、高文书<sup>[1]</sup>使用2003年五城市农民工调查数据,估计了农民工医疗保险、工伤保险和养老保险覆盖率的Probit模型。他们使用的解释变量包括工资、性别、年龄、教育等个人特征,以及所在企业的行业、所有制性质等变量,结果发现工资和教育水平对农民工养老保险覆盖具有显著的正向作用;但是,比较而言,个人特征对参保概率的

影响较小,企业或社会的因素是决定他们能否获得保障的主导因素。王冉、盛来运<sup>[2]</sup>使用国家统计局2006年城市农民工专项调查数据,对农民工参加养老保险、医疗保险和工伤保险的影响因素进行了分析。他们使用的解释变量包括性别、年龄、教育水平、健康状况、收入等个人特征,以及行业、企业所有制性质等变量,结果发现不仅行业、所有制类型和区域等企业或社会因素对农民工参加社会保险影响很大,而且农民工的个人特征也有显著影响。这一结果表明,城市农民工在是否参加社会保险的问题上并不是一个被动的接受者,农民工在获取社会保险上具有一定的主动权。胡央娣<sup>[3]</sup>使用2006年国家统计局农民工调查数据中的浙江省数据,通过Logistic模型,估计了农民工养老保险覆盖率的影响因素,结果发现单位特征和个人特征对农民工参加养老保险都具有显著作用。

但是,已有研究还存在如下需要进一步讨论的问题。第一,对养老保险覆盖率的分析使用了与医疗保险、工伤保险相同的解释变量;而养老保险和医疗保险以及工伤保险在性质上是不同的:养老保险除了保险功能外,还包含储蓄功能,而医疗和工伤保险并不具备储蓄功能。第二,没有考虑养老保险与工资收入之间的内生性问题。雇主提供的养老保险和工资都是对工人劳动的补偿,二者是同时决定的<sup>[4][5][6]</sup>(Schiller and Weiss, 1980; Montgomery, et al., 1990; Gustman, et al., 1994)。这种联立性可能会导致回归中的内生性,造成估计偏误。第三,没有关注传统养老保障对农民工城市养老保险获得的影响。作为迁移劳动者,农民工还没有彻底脱离农村传统的养老保障。从理论上分析,传统养老保障可能会对农民工的养老保险选择产生影响。这也正是农民工养老保险与城镇职工养老保险最重要的差别之一。

针对上述问题,本文将主要关注传统养老保障对农民工城市养老保险获得的影响,并通过两阶段Probit模型判断和解决养老保险获得与工资收入之间的内生性问题。

## 二、数据描述与变量定义

本文数据来源于中国社会科学院经济研究所2006年在大连、武汉、重庆、深圳和上海的农民工调查。本次调查进入企业进行抽样,因此没有包含自我雇佣类型的农民工,但是可以获得相关企

业特征的信息。数据清理后共有样本 2 398 个。

在调查中,农民工获得养老保险的途径包括单位购买、个人与单位共同负担和个人购买三类。个人与单位共同负担的比例最高,为 12.92%,其次是单位购买。也有部分农民工是个人购买的养老保险,但是比例只有 2.38%。三项合计的养老保险覆盖率为 22.78%。农民工通过个人购买的养老保险基本上是商业养老保险,有别于本文讨论的社会养老保险,因此我们将个人购买养老保险的样本删去,并将单位购买和个人与单位共同负担合并为一类。这样,得到养老保险覆盖的二值变量。全部样本社会养老保险的覆盖率为 20.9%,其中大连的覆盖率最高,为 65.56%,上海的覆盖率最低,只有 7.44%。不同年龄段农民工养老保险的覆盖率存在明显差异。随着年龄增长,养老保险覆盖率也逐渐增长,在 25 岁到 30 岁年龄段,覆盖率最高,达到了 35.28%。之后随着年龄的增长,养老保险覆盖率呈逐步下降的趋势。

对于农民工而言,他们虽然在城市就业和工作,但是他们还没有得到“市民”身份,还与农村有着千丝万缕的联系。农业社会依靠土地和子女的养老保障模式对于难以获得城市养老保险的农民工而言,不失为一个可以“兜底”的选择。从理论上分析,风险规避的家庭成员在参加社会养老保险时,若存在较高的交易成本,传统的家庭养老模式就成为风险分散的最优场所(Kotlikoff and Spivak, 1981)。传统养老保障与社会养老保险之间存在着一种相互替代的关系。从这一分析出发,我们不仅可以判断传统养老保障对农民工城市养老保险获得的影响,而且还可以判断传统养老保障对农民工是否还存在保障作用。基于此,有如下推断:

如果传统养老保障变量对农民工城市养老保险获得有显著影响,那么农民工对农业社会的传统养老保障就还有较强的依赖性;如果传统养老保障变量对农民工城市养老保险获得没有显著影响,则表明传统养老保障对他们的意义不大,影响其在城市获得养老保险的主要是其他因素。

我们使用三个变量来表示传统养老保障:第一个是子女的数量<sup>①</sup>,这是研究家庭养老保障的常用变量<sup>[7]</sup>。鉴于儿子和女儿在传统养老保障中的不同地位,我们将子女数量区分为儿子的数量和女儿的数量。第二个是家庭其他人的收

入<sup>②</sup>表示家庭“安全网”的抗风险能力<sup>[8]</sup>;第三个是老家土地的数量。

影响农民工养老保险参与的一个重要因素是工资收入<sup>③</sup>。工资收入影响养老保险参与有两个方面:从需求方面,收入低者需要首先满足当前生计,而收入高者更有能力为老年进行储蓄,即低收入者的内部贴现率更高,从而倾向于不参加保险<sup>[9]</sup>;从供给方面,养老保险作为附加福利与工资共同构成对工人的补偿,二者存在替代关系<sup>[10]</sup>。参加养老保险可能会替代工资补偿,从而降低养老保险的参保概率。具体结果如何还依赖于经验验证。

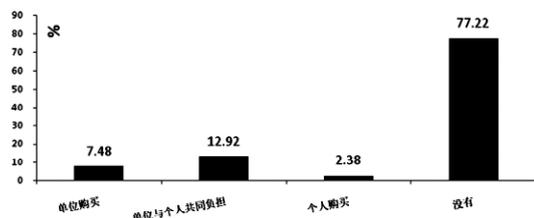


图1 农民工获得养老保险的途径

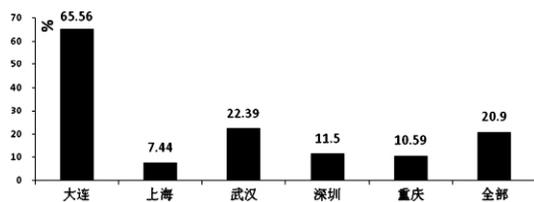


图2 不同城市农民工养老保险覆盖率

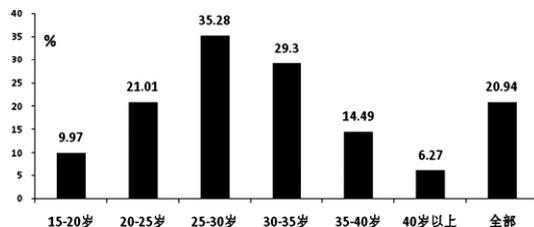


图3 分年龄段养老保险覆盖率

个人特征也会影响农民工养老保险获得。年龄因素是影响养老保险参与的重要个人特征变量。从理论上推断,随着年龄增长,参加养老保险的概率会增加,但是增加的速度具有递减的趋势<sup>[11]</sup>。此处我们使用年龄、年龄的平方、性别和婚姻状况表示农民工的个人特征。

人力资本积累高的工人更有能力配置其各期的收入以平滑生命周期的支出,因此人力资本积累水平较高的农民工更有可能参加养老保险<sup>[9]</sup>。

此处我们使用农民工的受教育年限表示其人力资本积累。

表1 解释变量定义与描述统计

名称	定义	均值或百分比	名称	定义	均值或百分比
boy	儿子个数	0.40	ownersh	所有制性质	%
girl	女儿个数	0.30	ownersh_1	国有	10.11
faminc	家庭其他人收入(元/月)	410.45	ownersh_2	集体	6.93
hland	老家土地(亩)	1.65	ownersh_3	私营	46.53
wage	小时工资(元)	4.51	ownersh_4	外资及合资	25.27
gender	性别(男性=1)	48.02% (男性)	ownersh_5	其他股份制	11.15
age	年龄(岁)	29.12	sec	行业	%
agesq	年龄平方	917.49	sec_1	农林牧渔业及 采掘业和建筑业	7.17
marr	婚姻状况 (已婚=1)	58.47% (已婚)	sec_2	制造业	60.26
edu	教育年限(年)	9.40	sec_3	商业及服务业	32.57
tenure	本单位工作月数	34.23	size	企业规模	%
cont	劳动合同 (签订=1)	65.44% (签订)	size_1	大型企业	18.46
occu	职业	%	size_2	中型企业	34.71
occu_1	管理层	8.23	size_3	小型企业	46.83
occu_2	办事人员	5.64	city	城市	%
occu_3	技术工人	37.21	city_1	大连	15.26
occu_4	非技术工人	48.92	city_2	上海	22.64
hcins	医疗保险 (有=1)	33.32%	city_3	武汉	19.43
injins	工伤保险 (有=1)	46.69%	city_4	深圳	20.77
unempins	失业保险 (有=1)	8.32%	city_5	重庆	21.89

农民工的就业特征对养老保险获得产生的影响,通过如下几个变量表示:一个是农民工在本单位工作的月数。从企业方面而言,为工人提供养老保险可以减少工人的流动,因此在本单位工作的时间越长,越有可能被养老保险覆盖<sup>[12]</sup>(Allen, et al., 1993)。第二个是农民工是否与所在企业签订了劳动合同。是否签订劳动合同是农民工就业正规化与否的重要标志,而越是正规化的就业,其参加社会养老保险的概率就越高。在我们的调查中,没有签订劳动合同的比例超过了三分之一<sup>④</sup>。这部分没有签订劳动合同的农民工的就业具有明显的非正规就业特征,很难通过企业

参加养老保险。第三个是农民工的职业。根据我们的研究目的,我们将农民工的职业分为四类:第一类是进入管理层的农民工,包括部门主管、经理以及专业技术人员等;第二类是办事人员。这两类属于“白领职业”。第三类是技术工人,第四类是非技术工人。这两类则属于“蓝领职业”。

在一些地区,养老保险参保是与其他三类保险(工伤保险、医疗保险和失业保险)捆绑参加的。为了控制这类捆绑式参保对养老保险参与的影响,我们将是否参加工伤保险、医疗保险和失业保险作为控制变量。

农民工参加养老保险需要通过企业,因此不同类型的企业对农民工参保概率也有影响。我们使用三个变量刻画农民工所在企业特征:第一个是企业的所有制性质,分为国有企事业单位、集体企业、私营企业、合资及外资企业和其他股份制企业五类;第二个是企业所在的行业,分为农林牧渔业及采掘业和建筑业(行业1)、制造业(行业2)、商业及服务业(行业3);第三个是企业规模,分为大型企业、中型企业和小型企业<sup>⑤</sup>。

此外,为了控制不同地区之间的政策差异,我们还加入了不同城市的变量。上述解释变量的定义及描述统计见表1。

### 三、方法和估计结果

本文使用 Probit 模型估计农民工养老保险的覆盖率。Probit 模型设定如下:

$$P(y = 1 | x) = \Phi(\beta_0 + X\beta),$$

$$\Phi(z) = \int_{-\infty}^z \varphi(v) dv,$$

$\Phi(z)$  为标准正态密度函数  $\varphi(v) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-v^2/2)$ ;  $X$  为解释变量  $y = 1$  表示有养老保险。

为了检验工资收入与养老保险覆盖之间的内生性,我们使用“如果不外出打工在老家能够挣得的年收入”作为小时工资的工具变量。这一变量与农民工的小时工资高度相关,但对农民工的养老保险覆盖没有显著影响,应该是一个较为合适的工具变量。我们使用 Wooldridge<sup>[13]</sup> 给出的检验方法(Wald test of exogeneity)来检验工资与养老保险覆盖之间的内生性。如果检验结果支持工资收入与养老保险覆盖之间存在内生性,那么我们就接受工具变量 Probit(IVprobit) 的估计结果,如果检验结果不支持二者之间的内生性,就接受

普通 *Probit* 的估计结果。传统养老保障可能对不同性别、不同婚姻状况以及不同年龄组的农民工的养老保险获得有不同的影响,为了分析这种影响,我们还估计了分性别的、分婚姻状况的和分不同年龄组(30岁以下年龄组和30岁以上年龄组)的养老保险覆盖率模型。对这些模型我们都进行了 *Wald* 外生性检验,结果发现只有30岁以上年龄组的模型不能拒绝内生性,因而使用了 *LVprobit* 的估计结果;其他模型都接受普通 *Probit* 模型的估计结果。表2给出了这些模型估计的结果。有如下结果值得注意:

(一) 表示传统养老保障的家庭其他人的收入和老家的土地数量对农民工养老保险覆盖率没有显著影响。家庭其他人的收入影响不显著可能是由于数据中家庭人口的定义导致的。因为在问卷中定义的家庭人口是在打工地的家庭人口,而单身外出打工的农民工占到了全部样本的61.18%。老家土地对农民工养老保险覆盖率没有显著影响,表明土地对农民工的养老保障作用已经很微弱了。根据前文的分析,可以判断,随着中国城市化和工业化的进展,农民工市民化程度的不断提高,传统农业社会的养老保障对农民工的保障作用已经不明显了。

儿子和女儿个数在全部样本回归中对农民工养老保险覆盖率没有显著影响。但是,已婚农民工、30岁以下农民工和男性农民工的回归中,儿子和女儿个数有显著影响。估计结果显示,儿子和女儿作为传统家庭养老保障的重要因素,对农民工养老保险获得的影响存在明显的性别差异:儿子个数对已婚农民工和30岁以下农民工参加养老保险存在显著的负向影响(边际效应为-0.0208和-0.0163);女儿对男性农民工参加养老保险存在显著的正向影响(边际效应为0.0270)。这一结果表明,对于已婚农民工和30岁以下的农民工而言,在选择养老保障方式上,首先还是倾向于依靠儿子养老,而不是参加社会养老保险。而女儿作为家庭养老保障的作用则非常不明显,甚至还有负向作用。对于男性农民工而言,女儿提高了他们参加社会养老保险的概率。也就是说,有女儿的农民工并不倾向于依靠女儿养老,而是倾向于参加社会养老保险。儿子则相反,有儿子的农民工倾向于依靠儿子,而不是参加养老保险。当然,这也可能是因为养育儿子的支出较高,

限制了他们参保缴费的能力,从而降低了参保概率,但对儿子的高支出也是因为儿子带来的“高回报”,而养老则是这一回报的主要内容<sup>[7]</sup>。

(二) 农民工的工资收入对其养老保险覆盖率有显著的正向影响,工资越高的农民工被养老保险覆盖的概率越高。这说明工资收入越高的农民工越有能力为自己的未来进行储蓄,而工资低的农民工需要首先解决当前的生计问题,缺乏为未来进行储蓄的能力。这一结果还表明,对农民工而言,工资补偿与养老保险的补偿之间不存在替代关系,而是一种补充关系。工资越高的农民工越容易通过企业获得养老保险。如果小时工资高的农工具具有比工资低的农民工更高的生产率,那么这一结果也表明企业希望通过养老保险吸引具有高生产力的农民工。

(三) 年龄对养老保险覆盖率具有显著的正向影响,年龄越大的农民工参加养老保险的概率越高;但是这一正向效应具有递减趋势。这与理论分析结果相一致。教育年限对农民工获得养老保险具有显著的正向影响,教育年限越高的农民工其参保概率越高。

(四) 从就业特征变量来看,影响最为明显的是签订劳动合同变量。在所有的估计模型中,签订劳动合同对农民工获得养老保险都具有显著的正向影响,在全部样本回归中,签订劳动合同的边际影响为0.0543。这表明用工制度的正规化对农民工获得养老保险具有重要意义。在本单位工作的时间对农民工参保具有显著的正向影响。职业类别对农民工参加养老保险则没有显著影响。

(五) 从企业特征来看,企业规模对农民工养老保险覆盖率的影响最为显著。相比于大型企业,中型企业和小型企业农民工养老保险的覆盖率都显著降低了。出现这种结果,一方面是因为大型企业在工人参保上具有的规模经济<sup>[6]</sup>;另一方面则是因为大型企业的正规化程度更高,更有可能遵守相关的参保规定。从行业特征来看,则进入制造业工作的农民工有更高的概率获得养老保险,进入采掘业和建筑业的农民工以及进入商业和服务业的农民工,被养老保险覆盖的概率较低。进入农林牧渔业、采掘业和建筑业以及商业和服务业的农民工大多数属于非正规就业和季节性就业,而进入制造业工作的农民工就业较为稳定,从而参保的概率更高。企业的所有制性质对农民工获得

养老保险没有显著影响。这一结果至少说明进入国有企事业单位的农民工在养老保险的参与方面没有明显优势。这与国有企事业单位内部的劳动力市场分割有关: 国有企事业单位的农民工大多从事低级工作, 没有获得国有企事业单位的编制, 处于边缘状态。

(六) 医疗保险和失业保险与养老保险之间存在显著的正向关系。这表明了在一些地方社会保险捆绑参加的事实。我们在一些城市的调查表明, 如果农民工要参加医疗保险, 那么他们必须先参加养老保险。

表 2 农民工养老保险覆盖率 Probit 模型估计结果

	Total	Female	Male	Married	Unmarried	Under 30	Above 30
boy	-0.2398	-0.353	-0.1433	-0.3614**	1.1222	-0.7933*	-0.2431
	0.1479	0.278	0.1985	0.1658	0.8829	0.4296	0.2192
girl	0.1496	-0.3508	0.4315**	0.0226	0.8779	0.1709	0.1945
	0.1502	0.3208	0.1968	0.1777	0.5537	0.4121	0.2207
faminc	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0000	0.0001	0.0001
	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002	0.0001	0.0001
hland	0.0093	0.0626	-0.0498	0.0477	-0.0492	0.0195	-0.0194
	0.037	0.0542	0.0695	0.0531	0.0578	0.0459	0.0859
wage	0.0535*	0.1150***	-0.0127	0.0393	0.1484**	0.0926*	0.6521**
	0.0273	0.0437	0.0393	0.033	0.0655	0.05	0.2716
gender	-0.2584**	—	—	-0.1467	-0.2448	-0.4423**	-0.392
	0.1309	—	—	0.1796	0.2402	0.1978	0.3326
marr	-0.1893	-0.2336	-0.0107	—	—	-0.0446	-0.0363
	0.2037	0.3569	0.2896	—	—	0.3048	0.5136
age	0.1477**	0.1906	0.1249	0.1519	0.1118	-0.022	-0.1869
	0.0709	0.1353	0.0966	0.1128	0.0997	0.2509	0.2451
agesq	-0.0022**	-0.0028	-0.0021	-0.0024	-0.0027	0.0012	0.0021
	0.0011	0.0022	0.0014	0.0016	0.0017	0.0053	0.0032
edu	0.0898***	0.1133**	0.1182***	0.0934**	0.1212*	0.1015**	0.0225
	0.0306	0.0536	0.0431	0.0392	0.0664	0.0495	0.0636
tenure	0.0059***	0.0156***	0.0025	0.0045**	0.0190***	0.0099**	0.0018
	0.0016	0.0033	0.0023	0.0018	0.0056	0.0041	0.0029
cont	0.9500***	1.2178***	0.7437***	0.9621***	1.1876***	1.0183***	1.2255***
	0.1934	0.3841	0.25	0.2627	0.3458	0.2881	0.3734
hcins	0.9290***	1.1304***	1.1047***	1.0276***	1.0366***	0.8962***	0.8979***
	0.1389	0.2721	0.2014	0.1822	0.279	0.2137	0.2957
injins	0.2357*	0.3975	0.0923	0.3171*	0.115	0.4025*	-0.3371
	0.1423	0.2485	0.1963	0.189	0.2573	0.2157	0.3198
unempins	1.7425***	1.3768***	2.2131***	1.8388***	2.0604***	1.8771***	1.5637***
	0.2225	0.3584	0.3329	0.3	0.3792	0.3366	0.485
occu							
occu_2	-0.5104	-0.4702	-0.2734	-0.0022	-1.2048*	-1.3777***	1.9638**
	0.3104	0.5615	0.4203	0.3921	0.6204	0.5134	0.808
occu_3	-0.0322	0.5177	-0.0745	0.1056	-0.1935	-0.2831	1.8319**
	0.2167	0.462	0.2749	0.288	0.3907	0.3334	0.7272
occu_4	-0.2664	0.1509	-0.2572	-0.31	0.0266	-0.1675	1.6665*
	0.2356	0.4773	0.3123	0.3166	0.4102	0.3587	0.889
ownersh							
ownersh_2	1.1118***	1.0708*	1.7886***	0.8233	1.7028***	1.2612**	1.044

(续表 2)

	0.3455	0.5568	0.5255	0.5169	0.5902	0.5105	0.774
<i>ownersh_3</i>	0.0389	-0.4446	0.6448*	0.0744	0.184	0.0026	0.1679
	0.2445	0.453	0.3739	0.3175	0.502	0.4284	0.4414
<i>ownersh_4</i>	-0.0704	0.2438	-0.0148	0.2771	-0.3833	-0.3131	-0.0265
	0.2856	0.454	0.4652	0.4014	0.5125	0.4469	0.6768
<i>ownersh_5</i>	0.4415*	0.5601	0.9425**	0.3952	0.6127	0.5319	0.4159
	0.2489	0.4654	0.3739	0.3186	0.5217	0.4436	0.4516
<i>sec</i>							
<i>sec_2</i>	0.6493**	0.7055	0.5409	0.6272*	1.8249*	2.2088*	1.1828**
	0.3044	0.9069	0.3636	0.3566	0.9803	1.1537	0.5353
<i>sec_3</i>	-0.0126	0.4958	-0.1837	-0.331	1.2515	1.712	0.3473
	0.3108	0.8601	0.3685	0.3649	0.9604	1.1406	0.5877
<i>size</i>							
<i>size_2</i>	-0.4892***	-0.9766***	-0.2974	-0.6619***	-0.3392	-0.7576***	-0.5626
	0.1792	0.2892	0.2906	0.2452	0.3368	0.2756	0.3872
<i>size_3</i>	-0.7879***	-0.8656***	-0.9205***	-0.9347***	-0.6559*	-0.8638***	-0.8961**
	0.1995	0.3407	0.3011	0.2716	0.3699	0.3032	0.4271
<i>city</i>							
<i>city_2</i>	2.5253	0.2575	0.4128	2.4327	-0.2375	-0.141	1.7034
	185.9764	242.8373	0.3959	117.4947	0.5771	0.4486	198.3122
<i>city_3</i>	3.0698	1.8549	0.6873**	2.6385	1.0274**	0.7829**	3.0113
	185.9763	242.8367	0.2829	117.4945	0.4351	0.3179	198.3118
<i>city_4</i>	2.4503	1.3237	-0.1668	1.832	0.3945	0.0493	2.5052
	185.9763	242.8368	0.3812	117.4947	0.4761	0.3589	198.312
<i>city_5</i>	2.3079	0.9782	0.0000	1.8416	0.0000	0.0000	2.3577
	185.9763	242.8366	——	117.4944	——	——	198.3116
<i>_cons</i>	-8.5092	-9.412	-6.0265***	-8.2069	-7.8806***	-5.8578*	-6.4515
	185.9804	242.8472	1.6845	117.5138	2.0624	3.2067	198.3733
<i>N</i>	1470	690	780	885	585	786	635
<i>Pseudo R2</i>	0.5276	0.6451	0.5028	0.5446	0.5909	0.5641	——
<i>Log likelihood</i>	-268.231	-103.808	-135.637	-161.643	-86.8225	-126.308	——
<i>Wald test</i>	0.3932	0.7215	0.8318	0.1326	0.1274	0.1613	0.0081

注: 1. 表中第 2 栏到第 8 栏分别为全部样本、女性、男性、已婚、未婚、30 岁以下年龄组、30 岁以上年龄组的回归结果。

2. *Wald test* 为 *Wald* 外生性检验的 *P* 值。根据检验结果, 前六个模型使用一般的 *Probit* 模型估计, 最后一个使用 *LVprobit* 估计, 工具变量为“如果不外出打工在老家能够获得的年收入”。

3. 表中给出的是估计系数和标准误差, 限于篇幅没有给出边际效应, 有需要者可与作者联系。

4. \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。

## 四、结论

本文利用中国社会科学院经济研究所课题组 2006 年农民工调查数据, 分析了传统养老保障与农民工城市养老保险获得的关系。结果发现, 除子女外, 其他两个表示传统养老保障的变量——家庭其他人收入和老家的土地数量——对农民工在城市获得养老保险没有显著影响; 而在子女的影响上, 则存在明显的性别差异: 儿子个数显著降低了已婚农民工以及 30 岁以下的农民工参加城

市养老保险的概率; 与之相反, 女儿个数则显著增加了男性农民工参保的概率。这一结果表明, 随着我国城市化和工业化进程的推进, 传统养老保障对农民工的老年保障作用几乎消失, 农村老家的土地不再是农民工老年之后获得保障的主要来源。而子女对农民工养老保险获得的影响表明, 传统的性别分工模式和社会性别结构还在左右着他们对养老模式的选择。

农民工的工资与养老保险获得之间存在显著

的正向关系,工资越高的农民工参加养老保险的概率越高。这不仅表明工资收入高的农民工更有能力为自己的未来进行储蓄,而且也表明企业更倾向于为生产率高的农民工提供养老保险。

农民工的就业特征也影响了他们的养老保险获得。就业正规化程度较高、在本单位工作时间较长的农民工更有可能被养老保险覆盖。在企业特征中,在大型企业中工作的农民工被养老保险覆盖的概率更高。

上述结论的政策含义在于,首先,在传统依靠家庭和土地的养老方式对农民工日渐失去保障作用的情况下,如果不尽快解决他们在城市的养老保障问题,那么一些农民工会在老年之后陷入贫困和无所依靠的境地;其次,子女对农民工养老保险获得影响的性别差异表明,在农民工养老保险政策的制定和执行过程中,社会性别因素是一个不可或缺的因素;第三,为农民工提供社会养老保险需要充分考虑他们的收入水平,设计适当的费率。过高的费率会对他们当前的消费产生“挤出”效应,影响他们的生计<sup>[15]</sup>,最终影响他们的参保积极性。

#### 注 释:

①此处指全部子女数量,包括成年和未成年子女。

②此处家庭其他人口定义为在打工地共同居住并具有血缘或姻缘关系的家庭成员。

③鉴于农民工很少有工资外收入,此处我们仅关注农民工的工资收入对养老保险参与的影响。

④农民工签订劳动合同的情况为:固定期限(一般为一年或半年)劳动合同,55.16%;无固定期限劳动合同,9.23%;季节工,1.05%;没有劳动合同,34.56%。我们将前三项界定为签订了劳动合同。

⑤此处企业规模的划分,参考国家统计局关于区分大中小型企业标准,但是我们仅使用企业人数一个维度。

#### 参 考 文 献

- [1]都阳,高文书. 中国离一元的社会保障体系有多远? [J]. 中国劳动经济学,2005(2):45~60.  
[2]王冉,盛来运. 中国城市农民工社会保障影响因素

[J]. 中国农村经济,2008(9):26~34.

- [3]胡央娣. 农民工参加社会保险的影响因素研究[J]. 统计研究,2009(4):105~108.  
[4]Schiller, B., and R. Weiss. Pensions and Wages: A test for Equalizing Differences [J]. Review of Economics and Statistics, 2009(4): 529~538.  
[5]Montgomery, E., K. Shaw, and M. E. Benedict. Pensions and Wages: an Hedonic Price Theory Approach [R]. NBER Working Paper, 1990, No. 3458.  
[6]Gustman, A. L., O. S. Mitchell, and T. L. Steinmeier. The Role of Pensions in the Labor Market: a Survey of the Literature [J]. Industrial and Labor Relations Review, 1994(3): 417~438.  
[7]Hoddinott, J. Rotten Kids or Manipulative Parents: Are Children Old Age Security in Western Kenya [J]. Economic Development and Culture Change, 1992(3): 545~565.  
[8]Victorio, A. G. Non-market Insurance and Intrafamily Transfers [J]. Applied Economics Letters, 2002(2): 99~102.  
[9]Li, C. A., and J. Olivera. Participation in the Peruvian Reformed Pension System [R]. Economics Discussion Papers No. 592, 2005, Department of Economics of University of Essex.  
[10]Smith, R., and R. G. Ehrenberg. Estimating Wage-fringe Trade-offs: Some Data Problems [R]. NBER Working Paper, 1981, No. 827.  
[11]Dorsey, Stuart B. A Model and Empirical Estimates of Worker Pension Coverage in the U. S., The Southern Economic Journal [J]. 1982(2): 506~520.  
[12]Allen, S., R. L. Clark, and A. A. McDermid. Pensions, Bonding, and Lifetime jobs [J]. Journal of Human Resources, 1993(3): 463~481.  
[13]Wooldridge, J. M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Massachusetts Institute of Technology, 2002. 472~477.  
[14]朱玲. 城镇职工养老保险制度对农村迁移工人生计的影响 [J]. 比较, 2010(44): 1~15.  
[15]刘宁. 农民工养老社会化问题研究 [J]. 兰州商学院学报, 2007(1): 16~20.

(责任编辑:张贡生)