人力资本、社会资本与农村已婚男女非农就业

方黎明，谢远涛
（对外经济贸易大学 保险学院，北京 100029）

摘　要：农村已婚男女在非农部门实现稳定就业是解决我国农村剩余劳动力向非农部门转移的关键。文章基于 2008 年中国综合社会调查数据，通过建立多重选择 MLM 模型及二元 Probit 模型考察了农村已婚男女实现非农就业的决定因素及性别差异。研究发现，人力资本、社会资本和地理因素在农村已婚男女从事非农工作及维持非农工作的稳定性中发挥着关键作用。具体而言，受教育程度高、健康状态好、拥有城镇户口、靠近城镇增加了他们从事非农工作的机会，降低了其失去非农工作的风险；已婚男性非农工作机会远高于女性，失去非农工作的风险远低于女性。

关键词：人力资本；非农就业；户籍制度；农村劳动力；MLM 模型

中图分类号：F323.6　**文献标识码：**A　**文章编号：**1001-9952(2013)08-00122-11

一、问题的提出

新型工业化、城镇化和农业现代化是中共十八大为实现中华民族复兴提出的重大战略部署。三者均与农村剩余劳动力向非农产业转移密不可分。现代农业生产技术的大规模推广应用将减少对农业劳动力的需求，大量农村剩余劳动力要转移出农业部门；新型工业化的发展需要农村提供源源不断的高素质劳动力；而城镇化首先是人的城镇化，即从农村转移出来的农民能够在城镇安居乐业。在此过程中，农村已婚男女能否在非农部门实现稳定就业尤为关键。同未婚男女相比，一方面，已婚男女可能因为照顾老人儿童等家庭责任而不得不放弃非农工作，这对已婚女性影响尤为显著；另一方面，已婚男女因为家庭开支增加需要获取更多的非农收入。同时，已婚男女是农村剩余劳动力的最主要构成部分。因此，解决农村已婚男女在非农部门的稳定就业问题是实现新型工业化、城镇化和农业现代化的重点和难点。在实现向非农部门转移及稳定就业的过程中，农村已婚男女受教育程度、技能水平、健康状态等

收稿日期：2013-05-20
基金项目：教育部人文社会科学研究青年基金项目(12YJC840006)；北京市哲学社会科学规划青年项目(11JGC23)
作者简介：方黎明(1978－)，男，湖北咸宁人，对外经济贸易大学保险学院副教授；
谢远涛(1982－)，男，湖北随州人，对外经济贸易大学保险学院副教授。

人力资本因素,以及他们拥有的社会关系网络和社会身份等社会资本因素尤为关键。它们不仅影响农村已婚男女非农工作机会的获得,而且可能影响他们非农工作岗位的稳定性和收入水平,从而影响城镇化过程。因此,对人力资本和社会资本在农村已婚男女实现向非农部门转移和稳定就业过程中的作用机制进行深入而细致的定量分析,具有重要意义。

国内针对农村劳动力非农就业问题的研究文献可谓汗牛充栋。影响非农就业的因素主要分为四类:(1)地理因素,主要分析地区因素及离城镇距离对非农就业的影响(陈宗胜等,2006;等);(2)人口特征及家庭因素,主要分析性别、婚姻状况、家庭规模、家庭抚养需要等因素对非农就业的影响(程名望和潘烜,2012;李实,2001;汪伟,2010;辛岭和蒋和平,2009;周春芳,2012;等);(3)人力资本因素,主要分析教育、培训、健康状况等对非农就业的影响(蔡昉,2007;刘妍和脱继强,2008;邢春冰,2006;张锦华和沈亚芳,2012;等);(4)社会资本因素,主要分析社会关系网络如社会交往、党员或干部身份对非农就业的影响(陈瑛等,2012;等)。

这些文献深化了对农村居民非农就业决策机制的认识,但仍存在下列局限性:(1)大多以农民个人的非农就业决策为分析的出发点。农民个人就业决策往往不仅仅受其自身特征的影响,还会受其家庭其他成员就业选择尤其是其配偶的影响,因而更多地表现为一种家庭集体决策结果。李实(2001)虽然注意到了家庭成员的非农就业决策表现出相互依存性,但在实证分析中却采用了单独估计的方法。艾春荣和汪伟(2010)通过使用多重选择 Logit 模型,对农村夫妻非农就业多种方式进行了开创性的研究,但他们在单独考察夫妻一方就业决策中仍没有考虑到配偶就业状态的影响。(2)主要分析农村劳动力调查时的非农就业状况,而实际上调查时很多未从事非农工作的农村劳动力曾有非农就业经历,深入分析哪些因素导致他们失去非农工作,对促进农村劳动力非农就业稳定性亦具有重要意义。(3)样本存在选择性偏差。以往研究文献使用的样本通常在农村地区采集,而实际上农村剩余劳动力向非农部门转移有两种类型,即“离土不离乡”式转移和“离土又离乡”式转移。① 在农村地区采集的调查数据忽略了正在城镇从事非农工作的农村劳动力,这种样本选择性偏差可能导致模型估计偏差,不能准确反映我国农村劳动力非农就业的决策机制。

针对现有文献的不足,本文将在三方面做出贡献:(1)在考察农村夫妻非农就业决策以及非农就业的性别差异过程中,重视家庭因素的影响和夫妻之间的相互作用。(2)考察哪些因素导致有非农工作经历的已婚男女失去非农工作及性别差异。(3)避免了样本选择性偏差。本文使用中国综合社会调查数据,该数据覆盖全国 28 个省(市),具有较好的全国代表性,调查对象既包括居住在农村地区的样本,亦包括居住在城镇地区的农村户籍样本,从而为准确反映农村劳动力非农就业的整体状况奠定了坚实的数据基础。

二、数据来源与变量定义

本文使用的数据来自 2008 年“中国综合社会调查”,该调查是中国人民大学社会学系于 2008 年 10—12 月在除青海、西藏和海南外的 28 个省(市)进行的大型抽样调查项目。调查访问对象是根据随机抽样的方法,采用分层四阶段不等概率抽样,即区(县)、街道(镇)、居委会(村委会)和住户,然后在每个被选中的居民户中随机选取 1 名 18 岁及以上家庭成员作为受访者。调查采用入户面对面访问、念读问卷的访问形式。该调查在农村地区共获得 2 018 个样本,在城镇地区共获得3 982 个样本。本文选择了 18—65 岁目前居住在农村地区的 1 727 个已婚(有配偶)样本及目前居住在城镇地区的 519 个已婚农村户籍样本,共计 2 246个农村已婚样本。样本分布情况及主要变量定义见表 1。其中,描述性统计及模型分析采用了统计软件 Stata 12.0,均根据抽样概率进行了加权调整。

表 1　主要变量描述性统计和定义

变量	均值	标准差	定义
就业类型	3.15	1.14	1=夫妻均非农(12%),2=丈夫独自非农(23%),3=妻子独自非农(3%),4=夫妻均未非农(62%)
现从事非农工作	0.21	0.41	1=现从事非农工作(21%),0=现未从事非农工作(79%)
失去非农工作	0.49	0.50	1=失去非农工作(49%),0=仍从事非农工作(51%)
地区	1.99	0.79	1=西部(32%),2=中部(37%),3=东部(31%)
居住位置	2.10	0.66	1=居住在城镇(17%),2=靠近集镇 5 公里内农村(56%),3=距集镇 5 公里外农村(27%)
汉族	0.90	0.30	1=汉族(90%),0=少数民族(10%)
家庭规模	4.00	1.53	家庭规模(人)
丈夫年龄	44.46	10.77	丈夫年龄(岁)
妻子年龄	42.67	10.70	妻子年龄(岁)
家有儿童	0.22	0.42	1=家有 6 岁学龄前儿童(22%),0=没有(78%)
丈夫教育	7.75	3.03	丈夫受教育年数(年)
妻子教育	5.90	3.75	妻子受教育年数(年)
健康状况	0.20	0.40	1=自评健康状况较差(20%),0=健康不差(80%)
亲密朋友	0.61	0.49	1=有亲密朋友(61%),0=无亲密朋友(39%)
丈夫党员	0.09	0.29	1=丈夫是党员(9%),0=丈夫非党员(91%)
妻子党员	0.01	0.12	1=妻子是党员(1%),0=妻子非党员(99%)
城镇户口	0.11	0.31	1=夫妻至少 1 人城镇户口(11%),0=夫妻均非城镇户口(89%)

注:括号内为该类别占样本的比例;上述变量中,除失去非农工作的均值计算中仅包括目前从事非农工作或曾经从事非农工作的 1 061 个样本,其余变量的均值计算中包括所有农村已婚样本。

因变量包括夫妻就业类型、现在是否从事非农工作以及有非农工作经历者是否失去非农工作。夫妻就业类型包括四种,即夫妻均从事非农工作、丈夫独自从事非农工作、妻子独自从事非农工作以及夫妻均未从事非农工作,分别占总样本的 12%、23%、3%和 62%,可见,在农户从事非农工作安排中主要采用“男主外女主内”的模式。就已婚男女单独而言,目前约有 21%的已婚样本正从事非农工作;在 1 061 个有非农工作经历(含正从事非农工作)的样本中,约 49%有非农工作经历的已婚样本失去了非农工作。

根据现有研究,本文主要从地理因素、人口特征及家庭因素、人力资本因素以及社会资本因素四方面选择自变量。从地理因素看,东、中、西部三个区域的样本均约占总样本的 30%;从居住位置看,居住在城镇、距离最近集镇 5 公里范围内农村以及居住在距离集镇 5 公里以外农村的样本分别约占 17%、

56%和27%。从人口特征及家庭因素看，汉族样本约占90%，家庭平均规模约为4.0人，丈夫和妻子平均年龄分别约为44.5岁和42.7岁，约22%的样本有6岁及以下学龄前儿童。

本文以受教育程度和自评健康状况作为人力资本的代理变量。其中，受教育程度以受教育年数来衡量。[②] 丈夫和妻子的平均受教育年数分别约为8年和6年，可以看出绝大部分夫妻样本受教育水平在初中及以下。大量研究表明，自评健康状况能够较好地反映调查对象的实际健康状态(Ben-yamini等，2003；Hunt等，1980)。从表1可以看出，约有20%的样本自我评价健康状况较差或很差。

社会资本有三个层次：(1)微观层次的社会资本，即个人和家庭在水平层面上建立的社会关系网以及关系网背后潜在的价值规范，这种关系网帮助人们获得所需的资源，如信息、工作机会、知识、影响、社会支持以及长期社会合作等；(2)中观层次的社会资本，主要关注群体间纵向和横向的社会关系网络，它影响群体在社会资源获取中的地位；(3)宏观层次的社会资本，关注的则是制度性和政治性环境，它影响国家的经济社会行动及国家治理的质量(Grootaert 和 Van Bastelaer，2002)。人们通过投资和利用社会资本，期望在市场中得到回报。

本文以是否有亲密朋友、是否中共党员以及夫妻一方是否拥有城镇户籍[③] 分别作为农村已婚男女微观、中观和宏观不同层次社会资本状况的代理变量。本文之所以把是否拥有城镇户口作为社会资本宏观代理变量，是因为户籍身份塑造了城乡居民不同形态和特征的社会网络。户籍身份的不同导致了城乡居民在社会结构中的不同地位，从而在资源可获得性和占有上存在巨大差异。这种城乡二元体制性障碍不利于农村劳动力非农工作机会的获取和非农工作的稳定性。从已婚样本看，约有61%的样本至少有一个亲密朋友，被调查者中分别有9%的丈夫和1%的妻子是中共党员，约有11%的夫妻至少一人拥有城镇户口。

三、计量模型

农户夫妻就业有四种不同选择，四种选择之间没有自然的排序，因此，我们需要构建多重选择 Logistic 模型(MLM)来分析。假设因变量包含 k+1 个可能的取值，且这些取值之间没有自然的顺序(伍德里奇，2007)，形式如下：

$$\log(\Pr(Y=i|x)/\Pr(Y=k+1|x))=x_i\beta;i=1,2,\cdots,k \quad (1)$$

其中，β 为参数向量，x 是解释变量矩阵，如果解释变量包含有因子，对应的是设计矩阵。在给定 x 的情况下，可以计算出边际概率 $\Pr(Y=i)$ 和 $\Pr(Y=k+1)$。

本文同时考察各种因素对农村已婚男女现在从事非农工作的影响差异，分析哪些因素导致曾有非农工作经历的农村已婚男女失去非农工作，并通过建立二元 Probit 模型来分析。当因变量为二值变量时，若采用 Abbot 公式，则有：

$$\Phi^{-1}[(p-C)/(1-C)]=x\beta \quad (2)$$

其中，β为待估系数，Φ是标准正态分布的累积分布函数，x是解释变量矩阵，如果解释变量包含有因子，对应的是设计矩阵，p是因变量的概率，C是自然(阈值)响应率。对应的Probit方程为：

$$p=\Pr(Y=1)=C+(1-C)\Phi(x\beta) \tag{3}$$

无论是多重选择Logistic模型还是Probit模型，都可写成广义线性模型：

$$\Pr(Y=i|x)\equiv p(x)=h(x\beta) \tag{4}$$

其中，$g(\cdot)=h^{-1}(\cdot)$称为连接函数。

对于Logistic模型，$h(\cdot)$取Logistic函数；对于Probit模型，$h(\cdot)$取正态分布的累积分布函数。实证分析中我们往往需要计算偏效应，即边际概率。对于某一个连续解释变量x_j，其偏效应为：

$$\partial p(x)/\partial x_j=h'(x\beta)\beta_j \tag{5}$$

对于某一个离散解释变量x_j，为了简化，我们假定其为二值解释变量(事实上，一切k分类变量总可以转化为k－1个二值变量)，其偏效应为：

$$h(\beta_1+\beta_2x_2+\cdots\beta_{j-1}x_{j-1}+\beta_j+\beta_{j+1}x_{j+1}+\cdots+\beta_kx_k)-h(\beta_1+\beta_2x_2+\cdots+\beta_{j-1}x_{j-1}+\beta_{j+1}x_{j+1}+\cdots+\beta_kx_k) \tag{6}$$

上述模型都可以使用极大似然法来估计参数。

四、结果分析

(一)农户夫妻就业选择实证分析。下文通过匹配调查对象的夫妻相关信息来考察农户就业类型选择。在农户夫妻的四种不同就业选择中，本文把夫妻均不从事非农工作作为对比组，通过建立多重选择Logit概率模型，在控制地理和人口特征因素的前提下，考察人力资本和社会资本因素对农户夫妻就业选择的影响(见表2)。

表2　农户夫妻多重选择Logistic概率模型估计结果

	夫妻均非农		丈夫独自非农		妻子独自非农	
	系数	边际概率	系数	边际概率	系数	边际概率
中部	－0.694*** (0.190)	－0.039	0.180(0.136)	0.037	0.775* (0.337)	0.020
西部	－0.961*** (0.219)	－0.041	－0.449** (0.162)	－0.069	0.153(0.393)	0.008
靠近集镇	0.850** (0.267)	0.039	0.405** (0.140)	0.063	－0.051(0.310)	－0.005
居住城镇	3.084*** (0.288)	0.268	1.628*** (0.189)	0.185	1.347*** (0.375)	0.009
汉族	0.801(0.431)	0.035	－0.226(0.221)	－0.050	－0.399(0.471)	－0.010
规模	－0.131* (0.060)	－0.004	－0.161*** (0.040)	－0.026	－0.310** (0.098)	－0.006
丈夫年龄	－0.085*** (0.011)	－0.004	－0.052*** (0.008)	－0.008	－0.062*** (0.017)	－0.001
家有儿童	－0.476* (0.231)	－0.024	0.050(0.169)	0.015	－0.006(0.354)	0.000
丈夫教育	0.147*** (0.036)	0.006	0.109*** (0.024)	0.018	－0.029(0.053)	－0.002
妻子教育	0.149*** (0.032)	0.007	0.066*** (0.019)	0.009	0.249*** (0.052)	0.005
丈夫党员	－0.109(0.292)	－0.008	0.183(0.197)	0.036	0.103(0.467)	0.001
妻子党员	0.761(0.548)	0.061	－0.153(0.504)	－0.042	0.120(0.843)	0.002
城镇户口	1.396*** (0.228)	0.086	0.893*** (0.191)	0.144	0.511(0.422)	0.003
样本量＝2 246		Prob＞χ^2＝0.0000			Pseudo R^2＝0.1989	

注：因夫妻年龄相关系数高达0.99，为了避免共线性，模型中仅包含丈夫年龄；因调查数据不包含调查对象配偶的健康及是否有亲密朋友的信息，模型中未包含这两个自变量；括号内为标准误；***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，下表同；东部地区为参照组；居住在距离集镇5公里外农村为参照组，下表同。

从人力资本因素看，夫妻受教育程度对农户就业选择影响甚巨。相比夫妻均不从事非农工作组，丈夫受教育年数每增加一年，夫妻均从事非农工作的概率增加约0.6%，丈夫独自从事非农工作的概率增加约1.8%，但丈夫受教育程度对妻子独自从事非农工作没有显著影响；妻子的受教育年数每增加一年，夫妻均从事非农工作的概率增加约0.7%，丈夫单独从事非农工作的概率增加约0.9%，妻子单独从事非农工作的概率增加约0.5%。从社会资本因素看，夫妻是否党员并未显著增加夫妻任何一方从事非农工作的概率。相比夫妻均不参加非农工作组，夫妻任何一方拥有城镇户口夫妻均从事非农工作的概率增加约8.6%，丈夫单独从事非农工作的概率增加约14.4%，而拥有城镇户口尽管增加了妻子单独从事非农工作的概率，但这一影响不显著。

在控制变量地理因素中，同东部农户相比，中西部地区的农户夫妻均从事非农工作的概率分别减少约3.9%和4.1%，中部地区丈夫单独从事非农工作的概率比东部地区少6.9%，但中部地区农户妻子单独从事非农工作的概率反而比东部地区高出2%，不过两者仅在10%水平上具有显著差异。居住位置靠近城镇显著增加农户夫妻非农工作概率。同居住在距离集镇5公里外农村相比，居住在距离集镇5公里内农村或居住在城镇的农户夫妻均从事非农工作的概率分别高出3.9%和26.8%，丈夫单独从事非农工作的概率分别高出6.3%和18.5%，居住在城镇的农户妻子单独从事非农工作的概率比距离集镇5公里外的高出9%，但农户妻子单独从事非农工作的概率在居住在距离集镇5公里内外的农村没有显著差异。可见，居住在东部地区、城镇或靠近城镇的农户夫妻更易同时获得非农工作机会。

在控制变量人口特征中，民族因素对农户就业决策没有显著影响，但家庭人口每增加1人，夫妻双方同时从事非农工作的概率减少约0.4%，丈夫单独从事非农工作的概率减少约2.6%，妻子单独从事非农工作的概率减少约0.6%。年龄对农户夫妻工作选择影响显著，相比夫妻都不从事非农工作组，丈夫年龄增大10岁，夫妻同时从事非农工作的概率下降4%，而丈夫独自从事非农工作的概率下降约8%，妻子单独从事非农工作的概率下降约1%。相比夫妻均不从事非农工作组，家有6岁及以下学龄前儿童的夫妻同时从事非农工作的概率减少约2.4%，夫妻一方单独从事非农工作的概率也有所减少但不显著。

（二）从事非农工作的性别差异。表3通过建立二元Probit模型，在控制地理和人口特征及家庭因素的情况下，考察了人力资本因素和社会资本因素对已婚男女现在从事非农工作的影响差异。就男女样本一起分析而言（见表3列(1)），自身及配偶受教育水平高增加了已婚男女从事非农工作的概率，而健康状态差则降低了这一概率；在社会资本因素中，自身是党员和有亲密朋友尽管增加了已婚男女从事非农工作的概率，但这一影响并不显著；而夫妻一方拥有城镇户口及配偶从事非农工作均可大大增加已婚男女从事非农工作的概率。

表 3 已婚男女现在从事非农工作的二元 Probit 估计结果

	(1)男女合计		(2)已婚男性		(3)已婚女性	
	系数	边际概率	系数	边际概率	系数	边际概率
中部	−0.153(0.101)	−0.033	0.015(0.145)	0.005	−0.347**(0.143)	−0.049
西部	−0.220*(0.117)	−0.046	−0.145(0.147)	−0.044	−0.292(0.180)	−0.041
靠近集镇	0.243**(0.115)	0.052	0.272*(0.146)	0.082	0.165(0.174)	0.024
居住城镇	0.971***(0.129)	0.281	1.080***(0.186)	0.391	0.878***(0.181)	0.185
汉族	0.126(0.169)	0.026	0.093(0.228)	0.028	0.141(0.249)	0.020
家庭规模	0.017(0.030)	0.004	0.029(0.037)	0.009	0.004(0.051)	0.001
男性	0.986***(0.123)	0.222				
年龄	0.054*(0.031)	0.012	0.011(0.048)	0.003	0.120**(0.059)	0.018
年龄平方	−0.075**(0.036)	−0.016	−0.019(0.052)	−0.006	−0.164**(0.078)	−0.025
家有儿童	0.082(0.123)	0.018	0.209(0.179)	0.067	0.012(0.169)	0.002
自身教育	0.056**(0.018)	0.012	0.060**(0.025)	0.018	0.066**(0.027)	0.010
配偶教育	0.030**(0.015)	0.007	0.039**(0.019)	0.012	−0.000(0.030)	0.000
健康状况	−0.399**(0.131)	−0.076	−0.516**(0.176)	−0.136	−0.310(0.199)	−0.042
自身党员	0.202(0.168)	0.048	0.144(0.200)	0.046	0.431(0.343)	0.085
配偶党员	−0.048(0.244)	−0.010	−0.480(0.417)	−0.120	0.065(0.247)	0.010
亲密朋友	0.131(0.089)	0.028	0.195(0.127)	0.058	0.091(0.121)	0.014
配偶非农	0.852***(0.104)	0.222	1.164***(0.159)	0.420	0.647***(0.127)	0.106
城镇户口	0.294**(0.125)	0.072	0.464**(0.190)	0.159	0.181(0.176)	0.030
样本量	2 246		1 033		1 213	
Wald χ^2	300.08		193.72		175.25	
Prob>χ^2	0.0000		0.0000		0.0000	
R^2	0.278 6		0.278 2		0.268 1	

就男女性别对比而言,同已婚女性相比,男性现在从事非农工作的概率高出 22.2%。在人力资本因素中,对已婚男性而言,自身及妻子受教育程度高均能显著增加自身从事非农工作的概率;健康状态差则显著降低了自身从事非农工作的概率,同健康状态好及一般者相比,健康状态差的已婚男性从事非农工作的概率减少了约 13.6%。对已婚女性而言,受教育程度高能够增加自身从事非农工作的概率,但丈夫受教育程度高对已婚女性从事非农工作没有显著影响;女性健康差也降低了自身从事非农工作的概率,不过这一影响不显著。这可能是男女农村劳动力从事的非农工作性质差异造成的。男性农村劳动力通常活跃于对体力要求较高的建筑、装修和交通等行业,健康状态差难以有效承担工作负荷;而女性通常从事服务行业,这些行业对体力要求相对较低,健康较差并不会严重影响其工作。

在社会资本因素中,自身或配偶是否党员及是否有亲密朋友对男女从事非农工作的概率均无显著影响。这可能是由于上述社会关系资源扎根于农村,主要在农村社区内部发挥作用,一旦农民脱离乡土,这种社会关系资源并不能在维持其非农工作中发挥有效的作用(马九杰和孟凡友,2003)。同夫妻均无城镇户口农户相比,丈夫或妻子一方拥有城镇户口的农户中丈夫非农就业概率高出 15.9%,城镇户口虽然增加了已婚女性从事非农工作的概率,但不显著。配偶从事非农工作增加了已婚男女自身从事非农工作的概率。这进一步证明了农村已婚夫妻就业是夫妻集体决策。

在控制变量地理因素中,对已婚男性而言,居住在东、中、西部地区的非农就业概率没有显著差异;但对已婚女性而言,居住在中部地区的非农就业概率比东部地区显著较低。对已婚男性而言,相对于居住在远离集镇的农村地区,居住

在城镇或靠近城镇的农村均能显著增加其从事非农工作的概率;但对已婚女性而言,仅居住在城镇的已婚女性非农就业概率显著较高。在人口特征中,民族、家庭规模和家有学龄前儿童对丈夫及妻子非农就业概率均无显著影响。年龄因素仅对已婚女性有显著影响。已婚女性在 36.6 岁之前从事非农工作的概率随年龄增加而增加,在 36.6 岁之后从事非农工作的概率随年龄增加而降低。④

(三)已婚农民失去非农工作的性别差异。是否失去非农工作反映了农村劳动力非农工作的稳定性和持续性。表 4 通过建立二元 Probit 模型,在控制地理及人口特征因素的情况下,考察了人力资本因素和社会资本因素对有非农工作经历的农村已婚男女失去非农工作的影响。就男女样本一起分析而言(见表 4 列(1)),自身受教育程度高降低了已婚男女失去非农工作的概率,而健康状态差则增加了这一概率;在社会资本因素中,党员身份及是否有亲密朋友对已婚男女失去非农工作均无显著影响;而夫妻一方拥有城镇户口及配偶从事非农工作均显著降低了已婚男女失去非农工作的概率。

表 4　已婚男女失去非农就业的二元 Probit 估计结果

	(1)已婚男女		(2)已婚男性		(3)已婚男性		(4)已婚女性	
	系数	边际概率	系数	边际概率	系数	边际概率	系数	边际概率
中部	0.269** (0.132)	0.107	0.250(0.185)	0.099	0.271(0.185)	0.107	0.293(0.189)	0.114
西部	0.305** (0.152)	0.121	0.443** (0.184)	0.175	0.491** (0.183)	0.194	0.065(0.250)	0.026
靠近集镇	−0.479*** (0.144)	−0.189	−0.509** (0.176)	−0.199	−0.528** (0.175)	−0.206	−0.266(0.237)	−0.105
居住城镇	−0.874*** (0.159)	−0.332	−1.020*** (0.221)	−0.357	−1.048*** (0.218)	−0.364	−0.677** (0.242)	−0.264
汉族	−0.390** (0.190)	−0.015	−0.452* (0.249)	−0.026	−0.416* (0.250)	−0.165	−0.393(0.324)	−0.001
家庭规模	−0.037(0.039)	−0.153	−0.065(0.046)	−0.179	−0.060(0.046)	−0.024	−0.002(0.070)	−0.149
男性	−0.719*** (0.144)	−0.281						
年龄	−0.135*** (0.038)	−0.054	−0.037(0.060)	−0.015	−0.028(0.060)	−0.011	−0.250*** (0.069)	−0.099
年龄平方	0.160*** (0.044)	0.064	0.054(0.065)	0.021	0.049(0.065)	0.019	0.295** (0.091)	0.116
家有儿童	−0.039(0.148)	−0.015	−0.1070.229	−0.042	−0.108(0.230)	−0.042	−0.024(0.202)	−0.009
自身教育	−0.042** (0.021)	−0.017	−0.048(0.030)	−0.019	−0.062** (0.028)	−0.025	−0.072** (0.031)	−0.028
配偶教育	−0.029(0.019)	−0.011	−0.040* (0.023)	−0.016			0.039(0.034)	0.015
健康状况	0.361** (0.166)	0.142	0.373* (0.221)	0.148	0.404* (0.218)	0.160	0.372(0.255)	0.142
自身党员	0.163(0.185)	0.065	0.169(0.219)	0.067	0.153(0.218)	0.061	0.184(0.296)	0.072
配偶党员	−0.154(0.285)	−0.061	0.400(0.452)	0.158	0.382(0.435)	0.152	−0.303(0.306)	−0.120
亲密朋友	−0.080(0.120)	−0.032	−0.013(0.166)	−0.005	−0.009(0.165)	−0.004	−0.221(0.179)	−0.087
配偶非农	−0.532*** (0.127)	−0.210	−0.693*** (0.178)	−0.259	−0.736*** (0.176)	−0.273	−0.459** (0.190)	−0.177
城镇户口	−0.253* (0.150)	−0.100	−0.447* (0.230)	−0.169	−0.483** (0.230)	−0.182	−0.108(0.215)	−0.043
样本量	1 061		589		589		472	
Wald χ^2	157.06		117.13		118.24		67.03	
Prob>χ^2	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
R^2	0.1859		0.2368		0.2314		0.1671	

就男女性别差异而言,同已婚女性相比,已婚男性失去非农就业的概率约低 28.1%。在人力资本因素中,已婚男性受教育程度高并未显著降低其失去非农工作的概率;相反,其妻子受教育程度高能够显著降低其失去非农工作的概率。但这是丈夫和配偶受教育程度共线性造成的,在不控制配偶受教育程度时,已婚男性受教育程度高也显著降低了其失去非农工作的概率(见表 4 列(3));对已婚女性而言,自身受教育程度高也显著降低了其失去非农工作的概率,其受教育年数增加 10 年,失去非农工作的概率约减少 28%,丈夫受教育程度对其失去非农工作没有显著影响。健康状态差显著增加了已婚男性失去非农工作的概率,同其他健康状态相比,健康状态差的已婚男性失去非农工作的概

率约高出15%;健康状态差也增加了已婚女性失去非农工作的概率,但不显著。正如前文所述,这可能是男女的工作性质差异造成的。就社会资本因素而言,城镇户籍仍仅对已婚男性发挥作用,同夫妻均无城镇户口农户相比,夫妻任何一方拥有城镇户口的农户中已婚男性失去非农工作的概率减少约17%。

在地理因素中,对已婚男性而言,居住在西部地区失去非农工作的概率显著较高,而中部和东部地区已婚男性失去非农工作的概率没有显著差异;三个地区已婚女性失去非农工作的概率均无显著差异。对已婚男性,相对于居住在远离集镇的农村地区,居住在城镇或靠近城镇的农村均能显著降低其失去非农工作概率;对已婚女性而言,仅是居住在城镇能够显著减少其失去非农工作的概率,而居住在靠近集镇的农村地区并没有显著减少其失去非农工作的概率。在人口特征中,家庭规模和家有学龄前儿童对已婚男女失去非农就业的概率均无显著影响,汉族已婚男性失去非农工作显著较低,但在已婚女性中,汉族和其他民族没有显著差异。年龄仅对已婚女性失去非农工作有显著影响。在42岁之前,已婚女性失去非农工作的概率随年龄增加而减少,在42岁之后,其失去非农工作的概率随年龄增加而增加。[5] 这是因为农村女性主要在服务行业工作,在42岁后,已婚女性在服务行业不具有竞争优势,也可能需要承担更多的家务,从而失去非农工作的概率随着年龄增加而上升。

五、结论与政策含义

本文基于2008年中国综合社会调查中的农户微观调查数据,实证分析了影响我国农村已婚男女非农就业的主要因素及性别差异。就农户夫妻就业集体决策而言,夫妻受教育程度高、拥有城镇户口以及居住在东部地区或靠近城镇增加了夫妻同时从事非农工作的机会,而家庭规模大和有学龄前儿童则减少了夫妻同时从事非农工作的机会。就已婚男女总体而言,受教育程度高、健康状态好、拥有城镇户口以及居住在东部地区或靠近城镇增加了已婚男女从事非农工作的机会,并降低了他们失去非农工作的风险。

就性别差异而言,已婚男性从事非农工作的概率远高于已婚女性,而失去非农工作的风险远低于已婚女性;健康状态差降低了已婚男性从事非农工作的概率,增加了其失去非农工作的风险,但对已婚女性无显著影响;夫妻一方拥有城镇户口对增加已婚男性从事非农工作的概率、降低其失去非农工作的风险具有重要作用,不过对已婚女性无显著影响;年龄因素仅对已婚女性非农工作状况有显著影响,由于承担家务或在非农就业市场不具有竞争力,农村已婚中年妇女从事非农工作的概率随着年龄增加而降低,而失去非农工作的风险随着年龄增加而增加。而受教育程度高、配偶从事非农工作以及居住在城镇或靠近城镇的农村对已婚男女从事非农工作的概率均有显著的正向效果,并均降低了他们失去非农工作的风险。

可见,人力资本因素(包括教育和健康)、宏观社会资本因素(即户籍制度)

以及居住的地理位置在农村夫妻集体就业决策以及已婚男女在获取非农工作机会和维持非农工作的稳定性中发挥着关键作用。而这些因素大多可以通过政府干预施加影响。这为我国政府推进农村劳动力在非农部门实现稳定就业和城镇化战略提供了重要的政策思路。

就教育因素而言,需要进一步巩固中西部地区义务教育的成果,并注重通过提高农村女性受教育水平来缩小男女非农就业机会的性别差异。尤为值得关注的是农村生源大学生的就业难问题。由于农村生源大学毕业生就业更加困难,起薪甚至低于农民工,读书无用论沉渣泛起,这可能影响农村居民对子女教育的投资,在一些地方中小学辍学率甚至出现了反弹迹象,长远来看,这将阻碍我国农村剩余劳动力的顺利转移及城镇化战略的推进。就健康因素而言,需要加大对农村卫生投入,并把已在城镇地区稳定就业的劳动力纳入城镇公共卫生及医疗保障体系。就户籍制度而言,要通过改革甚至取消户籍制度,消除农村劳动力在城镇地区非农部门实现稳定就业和落户的制度性障碍,保障农村居民在城镇地区享受基本公共服务的权益。就地理因素而言,在国家产业布局中,要积极推动东部地区产业向中西部地区转移以及城镇化战略。东部地区第二、三产业向中西部地区转移,既可以降低我国产品成本,继续发挥中西部地区劳动力价格相对低廉的比较优势,亦可在中西部地区就近为农村劳动力提供稳定的非农就业岗位;而城镇化战略的实施,尤其是在中西部地区积极推进城镇化战略,既可以在当地城镇地区就近解决农村劳动力非农就业问题,亦可避免人口大规模跨省流动造成的留守儿童、空巢老人等巨大的社会成本。

注释:

①“离土不离乡”指农村家庭剩余劳动力不进入大城市,而是在离家不远的非农产业工作,仍旧住在农村的家中;“离土又离乡”指农村人口在地域上由农村迁移到城市,在城镇地区从事第二、三产业活动。

②受教育年数估算办法为:未接受过教育、接受过小学教育、初中教育、高中(含职高、中专)、大专、大学本科及以上分别设定其受教育年数为0年、6年、9年、12年、15年和16年。

③在农村地区拥有城镇户口的主要是乡村教师、乡村医生、农业技术人员、因土地征用或购买户口而转变为城镇户口或因城乡人口通婚使一方有城镇户口。

④该模型中年龄自变量呈向上抛物线状,由一阶求导可知其最大值约为36.6岁。

⑤该模型中年龄自变量呈向下抛物线状,由一阶求导可知其最小值约为42岁。

主要参考文献:

[1]艾春荣,汪伟.非农就业与持久收入假说:理论和实证[J].管理世界,2010,(1):8-22.

[2]蔡昉.中国流动人口问题[M].北京:社会科学文献出版社,2007.

[3]陈瑛,杨先明,周燕萍.社会资本及其本地化程度对农村非农就业的影响——中国西部沿边地区的实证分析[J].经济问题,2012,(11):23-27.

[4]陈宗胜,周云波,任国强.影响农村三种非农就业途径的主要因素研究——对天津市农村社会的实证分析[J].财经研究,2006,(5):4-18.

[5]程名望,潘烜.个人特征、家庭特征对农村非农就业影响的实证[J].中国人口·资源与

环境,2012,(2):94－99.

[6]刘妍,脱继强.江苏省农村已婚女性劳动力非农就业的影响因素分析[J].中国人口科学,2008,(2):88－94.

[7]伍德里奇.横截面与面板数据的经济计量分析[M].北京:中国人民大学出版社,2007.

[8]辛岭,蒋和平.农村劳动力非农就业的影响因素分析——基于四川省 1 006 个农村劳动力的调查[J].农业技术经济,2009,(6):19－25.

[9]邢春冰.中国农村非农就业机会的代际流动[J].经济研究,2006,(9):103－116.

[10]张锦华,沈亚芳.家庭人力资本对农村家庭职业流动的影响——对苏中典型农村社区的考察[J].中国农村经济,2012,(4):26－35.

[11]周春芳.经济发达地区农村劳动力非农劳动供给的性别差异分析[J].农业经济问题,2012,(3):43－49.

[12]Benyamini Y,Leventhal E A,Leventhal H.Elderly people's ratings of the importance of health-related factors to their self-assessments of health[J].Social Science and Medicine,2003,56(8):1661－1667.

Human Capital, Social Capital and Non-agricultural Employment of Rural Married Labor

FANG Li-ming, XIE Yuan-tao

(*School of Insurance, University of International Business and Economics, Beijing* 100029, *China*)

Abstract: The stable non-agricultural employment of rural married labor is the key to the solution to the transformation of rural surplus labor to non-agricultural sectors in China. Based on the synthetic sociological survey of China in 2008, this paper analyzes the key factors and gender difference in the non-agricultural employment of rural married labor by the construction of MLM model and Probit model. It reaches the conclusion that human capital, social capital and geographical factor play the key role in the non-agricultural employment of rural married labor and its stability. Specifically speaking, higher education, a good state of health, non-agricultural hukou and a near location for urban areas help rural married labor to get non-agricultural jobs and reduce the risks of losing non-agricultural jobs; the opportunities for men to get non-agricultural employment are far more higher than women, while the risks for men to lose non-agricultural jobs are far more lower than women.

Key words: human capital; non-agricultural employment; household registration system; rural labor force; MLM model （责任编辑　许　柏）