

风险规避、社会资本对农民工务工距离的影响*

仇焕广 陆岐楠 张崇尚 曲晓睿

摘要: 社会资本是影响农民工务工距离的重要因素,而风险规避与社会资本存在较强的相关性,不考虑这一相关性会导致社会资本对务工距离影响的估计结果产生较大偏误。本文选择农民工所在家族外出务工人数和家族是否有祠堂两个指标来衡量社会资本,利用实验经济学的方法测度农民工的风险规避程度,并将两者同时引入有序 Probit 模型,基于全国 8 省 24 县的农户调查数据,分析了风险规避和社会资本对农民工务工距离的影响。研究表明:风险规避程度越强的农民工,其务工距离越近;外出务工具有“同群效应”,农民工所在家族外出务工人数越多,其远距离务工的概率越高;家族祠堂具有“社会网络效应”,家族有祠堂的农民工倾向于远距离务工。

关键词: 农民工 风险规避 社会资本 务工距离 实验经济学

中图分类号: F304.6 **文献标识码:** A

一、引言

在中国,20 世纪 80 年代开展的农村改革消除了劳动力流动的障碍,劳动力大规模从乡村向城市流动。有研究指出,过去 30 多年间,农民工持续不断地向城市流动,带动 GDP 年均增长的份额在 10%以上(都阳,2014)。不仅如此,从乡村向城市的劳动力流动在促进经济持续增长和反贫困方面也扮演着日益重要的角色。虽然从目前来看大多数农民工选择外出务工,但是,一个不可忽视的现象是,越来越多的农民工选择就近务工。《2015 年全国农民工监测调查报告》显示,虽然 2015 年外出农民工数量仍然占农民工总量的 61%,但是,从数量增长情况看,2015 年,本地农民工数量增加了 289 万,而外出农民工数量只增加了 163 万;此外,2010~2015 年,本地农民工数量年均增长 4.4%,而外出农民工数量年均仅增长 2.2%^①。这表明,近年来,农民工的务工距离呈现缩短的趋势。

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“农地流转合约选择的机制分析及其对农业生产效率的影响研究”(编号:71673290)、国家自然科学基金面上项目“土地流转背景下农地经营投资行为与耕地质量提升研究”(编号:71573262)和中国农业科学院科技创新工程(编号:ASTIP-IAED-2017-03)的资助。感谢审稿专家的建设性意见。文责自负。陆岐楠为本文通讯作者。

^①数据来源:国家统计局:《2015 年全国农民工监测调查报告》, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201504/t20150429_797821.html#。在该报告中,本地农民工指在户籍所在乡镇地域以内从业的农民工,外出农民工指在户籍所在乡镇地域以外从业的农民工。

研究农民工的务工距离决策，具有重要的现实意义。一方面，劳动力是驱动经济增长的重要生产要素，农民工务工距离的变化可能会影响到不同区域的潜在经济增长。另一方面，农民工务工距离越远，寻找到更好的工作机会和获得较高收入的机会越大（杨肖丽、景再方，2010）；钱文荣、郑黎义（2010）的研究表明，农民工外出务工对粮食生产具有显著的负向影响。

影响农民工务工决策的关键因素之一是其所拥有的社会资本。学界关于社会资本对农民工务工决策的影响已经积累了不少文献（例如 Munshi, 2003；蒋乃华、卞智勇，2007；Zhang and Zhao, 2015；Tegegne, 2015）。但是，对于农民工而言，外出务工成本在不同行政区域层级上存在明显差异。例如，农民工在邻近的村、乡或县更容易运用其在当地的社会关系网络找到工作；而在外省，由于语言、文化等诸方面的差异，外出农民工更难融入当地社会，所承受的外出务工成本会更高。郭云南、姚洋（2013）的研究表明，宗族网络（社会资本）越强的农民工，越倾向于外出就业。尽管该研究表明有必要对农民工的务工距离进行区分，然而，仅用“是否外出务工”这一分类变量难以准确反映农民工务工距离。

此外，社会资本与风险规避存在较强的相关性，不考虑这一相关性可能会导致在估计社会资本对务工距离的影响时产生较大偏误。Attanasio et al.（2012）和 Pirinsky（2012）都指出，个体的风险规避程度可能影响其社会资本的形，具体表现为有相同风险规避程度的个体更有可能形成一个关系亲密的团体；并且，Nielsen et al.（2013）发现，社会资本作为重要的风险分担机制，可能会影响个体的风险规避程度，具体表现为近亲的社会网络越广，个体的风险规避程度越低。因此，在估计社会资本对农民工务工距离的影响时，不将风险规避纳入分析框架，会因遗漏重要变量导致内生性问题，进而使得社会资本对务工距离影响的估计结果有偏。

由于缺乏较好的微观数据的支撑，国内已有相关研究较少考虑风险规避对农民工务工距离的影响。在现实生活中，因为短时间内研究者难以观察到个体真实的风险规避程度，所以，测量农民工风险规避程度的难度较大。仅韩雪、张广胜（2014）做出了尝试，但该研究仅以被访者自我预期的形式来测量农民工的风险规避程度，缺乏针对风险特征的细致、准确刻画。

为了研究农民工务工距离决策这一重要问题，本文按照如下思路展开：首先，建立理论模型，将风险规避和社会资本同时纳入分析框架，以解决遗漏重要变量所导致的内生性问题；然后，利用全国8个省农民工实地调查数据展开实证分析；最后，得出研究结论并提出相关政策启示。

二、理论分析

刘易斯的两部门剩余劳动力理论模型是关于劳动力转移的经典模型之一，在该模型中，传统的农业部门存在大量剩余劳动力，城市部门拥有不变的工资率，只要农业部门存在剩余劳动力，城市部门便会通过扩大再生产吸收农业剩余劳动力（Lewis, 1954）。然而，在城市部门存在失业、农业剩余劳动力仍持续流入城市部门的双重背景下，刘易斯模型的解释力较弱。托达罗引入了“城市期望收入”（为城市真实收入与就业概率之乘积）的概念，认为只要农村劳动力在城市的期望收入大于在农村的收入，迁移就会继续，因而，移民不仅要考虑城市部门的真实收入，还要考虑就业概率（Harris

and Todaro, 1970)。Newbery and Stiglitz (1983) 进一步将就业概率概念化为就业风险。作为就业风险的直接承担者，个体的风险规避程度是影响劳动力转移决策的重要因素，因此，逐步有研究将个体的风险规避程度纳入分析框架（例如 Heitmueller, 2005; Leonard, 2012; Nowotny and Krol, 2014）。

结合中国农民工务工距离决策的实际情况，本文将社会资本与风险规避同时纳入分析框架。按照新古典主义的分析范式，做出如下假设：

第一，农民工的收入由两部分构成：一部分是务工期间的收入 ω_s^i （ i 表示某一务工距离）。农民工在外务工过程中，可能处于就业状态（ $s=1$ ），也可能处于失业状态（ $s=2$ ）。假设就业状态下的收入为 ω_1^i ，失业状态下的收入为 ω_2^i ，且 $\omega_1^i > \omega_2^i > 0$ ，其在失业状态下的收入来源为转移性收入或亲朋好友的接济。另外一部分是其他收入 ε ，例如农业补贴收入，不妨假设它是固定的。

第二，农民工在某一务工地点务工时，处于就业状态下的概率为 $p(c)^i$ ，处于失业状态下的概率为 $1 - p(c)^i$ ， $p(c)^i$ 是社会资本 c 的函数。因为国内已有研究（例如蒋乃华、卞智勇，2007；周晔馨，2013）表明，社会资本越高，农民工实现就业的概率越高，所以，本文假设，农民工的社会资本越高，其处于就业状态下的概率越高。家族外出务工人员 and 宗族网络都是体现农民工社会资本的重要方面。前者在降低务工信息不对称程度以及减少摩擦性失业方面起着重要作用，能大幅提高农民工的就业概率；后者的作用主要体现在提供非正式的社会保障方面。

第三，农民工在近距离就业时，因为对近距离的劳动力市场较为熟悉，假设其对某一时期在近距离劳动力市场上是就业还是失业是已知的。

基于上述假设，设定农民工务工距离决策的效用方程为：

$$u(\varepsilon, \omega_s^i) = \frac{(\varepsilon + \omega_s^i)^{1-\theta}}{1-\theta} \quad (1)$$

(1) 式中， θ 为风险规避程度， $\theta > 0$ 且 $\theta \neq 1$ ，当 $\theta \rightarrow 1$ 时， $u(\varepsilon, \omega)$ 收敛于 $\ln(\varepsilon + \omega)$ 。另外，由于农民工外出务工期间可能处于就业状态，也可能处于失业状态，所以，农民工于 t 期在 i 务工地点务工的期望效用为：

$$E(u(\varepsilon, \omega_s^i, p(c)^i)) = p(c)^i \frac{(\varepsilon + \omega_1^i)^{1-\theta}}{1-\theta} + (1 - p(c)^i) \frac{(\varepsilon + \omega_2^i)^{1-\theta}}{1-\theta} \quad \forall t \quad (2)$$

(2) 式可以转换成一个以货币单位表示的等价形式，做出这样等价变换的优势在于用货币单位形式表示更便于比较。(2) 式的等价形式如 (3) 式所示：

$$CE_t^i = \left[p(c)^i (\varepsilon + \omega_1^i)^{1-\theta} + (1 - p(c)^i) (\varepsilon + \omega_2^i)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} - \varepsilon \quad (3)$$

由第三点假设可知，农民工在近距离务工地点 h 就业还是失业是已知的，所以，在任意 t 期，其期望效用都为：

$$CE_t^h = (\varepsilon + \omega_s^h) - \varepsilon = \omega_s^h \quad (4)$$

考虑到农民工到远距离地点务工一般都存在一定的交易成本 F^i ，例如交通费用，不妨假设它是固定的。将农民工远距离务工的净收益折现之后求和，得到：

$$\Pi_t^i = \sum_{t=0}^T \frac{CE_t^i - CE_t^h}{(1+r)^t} - F^i \quad (5)$$

农民工的理性决策为最大化 Π_t^i ，从而能够推导出： $\frac{\partial \Pi_t^i}{\partial c} > 0$ ，即社会资本越高的农民工，其从远距离务工中获益越大，因此，其远距离务工的可能性越大。此外，还可以推导出： $\frac{\partial \Pi_t^i}{\partial \theta} < 0$ ，即农民工风险规避程度越低，其从远距离务工中获益越大，因此，其远距离务工的概率越高^①。

三、数据与模型

（一）数据来源

本文研究的数据来源为课题组于 2013 年在 8 个省开展的农户抽样调查。考虑到地区代表性，该调查从东北、西北、中部、东部和西南地区共抽取了 8 个省，分别是吉林省、甘肃省、陕西省、河南省、山东省、浙江省、四川省和湖南省，并采用多阶段随机抽样方法在样本省内依次抽取了样本县（区、市）、样本乡镇、样本村庄和样本农户。具体而言，在每个省随机抽取 3 个县（区、市），在每个县（区、市）随机抽取 2 个乡镇，在每个乡镇随机抽取 2 个村，在每个村随机抽取 12 户农户，总共调查了 24 个县（区、市）48 个乡镇 96 个村的 1152 户农户。

调查中，本文研究对“农民工”的定义是“户籍仍在农村，在本地从事非农产业或外出从业 1 个月及以上的劳动者”。在所有农户样本中，有部分农户没有家庭成员务工，也有部分农户有超过 1 位家庭成员务工，所以，本文实际获得的农民工样本为 1314 个。在调查时，首先，由样本农户住家的家庭成员完成问卷的主要部分，并提供外出农民工的部分信息；其次，调查员对外出农民工进行电话访谈，获取其风险规避程度等重要信息。这种调查方法较好地解决了样本代表性和数据有效性的问题。样本农民工的具体分布情况如表 1 所示。

表 1 调查样本的地区分布情况

	东北地区	西北地区		西南地区	东部地区		中部地区		合计
	吉林省	甘肃省	陕西省	四川省	山东省	浙江省	河南省	湖南省	8
	大安市、 榆树市、 东丰县	皋兰县、 会宁县、 镇原县	白水县、 千阳县、 宜川县	新都区、 乐至县、 岳池县	曹县、 平度市、 诸城市	慈溪市、 开化县、 桐庐县	博爱县、 方城县、 伊川县	宁乡县、 桃源县、 武冈市	24
样本量	135	137	215	107	106	189	225	200	1314

^①限于篇幅，本文省略了理论模型详细的推导过程。读者如有兴趣，可与本文作者联系索要。

农户调查问卷的主要内容包括：第一，农户基本特征，包括家庭耕地面积、社会资本状况、所在家族信息等；第二，家庭成员特征，包括成员年龄、性别、受教育水平、健康状况、宗教信仰等个人信息；第三，农民工务工信息，包括是否外出务工、外出务工地点、是否接受过非农技术培训等；第四，农户风险行为，包括测度农民工风险规避程度的行为实验的有关内容。除农户问卷外，课题组对每个样本村还开展了村级问卷调查，本文研究主要使用了村级问卷中的“全村人均纯收入”“全村人均外出务工纯收入”这两个变量，由此可以推算出“全村人均当地纯收入”。

(二) 测度风险规避程度的实验设计

已有研究采取了不同方法来度量个体的风险规避程度(例如 Holt and Laury, 2002; Chetty, 2006; Outreville, 2014)。本文对 Holt and Laury (2002) 所设计的方法进行了适当简化, 以确保调查对象能够理解并有效参与实验。这一实验通过在暗箱中放入 9 个除了编号不同外其他都相同的乒乓球, 以“抽球”的方式进行。实验步骤是: 第一步, 调查员向调查对象介绍游戏方案和规则, 并让调查对象根据自己的理解对游戏方案进行复述。这一步的关键是使调查对象明白抽球是随机的, 调查对象只能通过选择不同的风险方案来影响其所获得的奖金。第二步, 调查员向调查对象提供 9 套游戏题, 每套题包括低风险和高风险两套方案, 调查对象分别从这 9 套题目中选择低风险或高风险方案。这一步的关键是使调查对象明白其对风险方案的选择会影响其最终所能获得的奖金, 以确保游戏能够反映出调查对象真实的风险规避程度。第三步, 调查对象在 9 道游戏题中通过“抓阄”选定其中一道题, 按照其在第二步中选择的方案进行“抽球”游戏, 根据游戏结果给调查对象发放奖金^①。本实验将调查对象的风险选择方案与其所能获得的奖金收益关联起来, 实验中两种方案的期望奖金收益分别是 18 元和 20 元。该游戏平均能在 20 分钟之内完成, 对于农民工来说, 在 20 分钟内获得一笔可观的奖金收入, 这能刺激调查对象认真对待该游戏, 从而有利于真实反映出调查对象的风险规避程度。

如表 2 所示, 从第 1 道题到第 9 道题, 风险程度不断降低, 调查对象选择高风险方案的比例持续上升。依据实验结果, 本文通过以下公式计算调查对象的风险规避程度: 风险规避程度=1-(选择高风险方案的个数/9)。风险规避程度等于 0, 表示调查对象是极度的风险偏好者; 风险规避程度等于 1, 表示调查对象是极度的风险规避者。

表 2 风险规避程度测度的实验设计及结果

题号	低风险方案	高风险方案	选择高风险方案的样本比例 (%)
1	20 元 如果抽到①	35 元 如果抽到①	11.33
	16 元 如果抽到②③④⑤⑥⑦⑧⑨⑩	5 元 如果抽到②③④⑤⑥⑦⑧⑨⑩	

^①对于不住家的农民工, 方案选择环节由其在电话调查中完成, 抓阄确定题号和抽球则由其家人代为完成。抓阄和抽球都是随机的, 不影响前面通过调查对象选择方案来反映其风险规避程度。

2	20元	如果抽到①②	35元	如果抽到①②	17.41
	16元	如果抽到③④⑤⑥⑦⑧⑨⑩	5元	如果抽到③④⑤⑥⑦⑧⑨⑩	
3	20元	如果抽到①②③	35元	如果抽到①②③	22.76
	16元	如果抽到④⑤⑥⑦⑧⑨⑩	5元	如果抽到④⑤⑥⑦⑧⑨⑩	
4	20元	如果抽到①②③④	35元	如果抽到①②③④	33.39
	16元	如果抽到⑤⑥⑦⑧⑨⑩	5元	如果抽到⑤⑥⑦⑧⑨⑩	
5	20元	如果抽到①②③④⑤	35元	如果抽到①②③④⑤	49.92
	16元	如果抽到⑥⑦⑧⑨⑩	5元	如果抽到⑥⑦⑧⑨⑩	
6	20元	如果抽到①②③④⑤⑥	35元	如果抽到①②③④⑤⑥	62.15
	16元	如果抽到⑦⑧⑨⑩	5元	如果抽到⑦⑧⑨⑩	
7	20元	如果抽到①②③④⑤⑥⑦	35元	如果抽到①②③④⑤⑥⑦	72.81
	16元	如果抽到⑧⑨⑩	5元	如果抽到⑧⑨⑩	
8	20元	如果抽到①②③④⑤⑥⑦⑧	35元	如果抽到①②③④⑤⑥⑦⑧	80.66
	16元	如果抽到⑨⑩	5元	如果抽到⑨⑩	
9	20元	如果抽到①②③④⑤⑥⑦⑧⑨	35元	如果抽到①②③④⑤⑥⑦⑧⑨	85.45
	16元	如果抽到⑩	5元	如果抽到⑩	

(三) 模型设定与变量选取

1. 模型设定。对于农民工务工距离决策模型，由于务工距离选项分为本乡、本县他乡、本省他县和外省或国外，大体呈现出由近及远的关系，为“排序数据”，本文选择有序 Probit 模型进行估计。定义一个潜变量 y^* ：

$$y^* = X\beta + \varepsilon \quad (6)$$

$$y = \begin{cases} 1, & \text{若 } y^* \leq c_1 \\ 2, & \text{若 } c_1 < y^* \leq c_2 \\ 3, & \text{若 } c_2 < y^* \leq c_3 \\ 4, & \text{若 } y^* > c_3 \end{cases} \quad (7)$$

(6) 式中， y^* 是不可观测的潜变量， X 为解释变量， β 为回归系数， ε 为误差项，设 ε 的分布函数为标准正态分布的累积分布函数 $\Phi(\cdot)$ ；(7) 式中， y 是可观测的因变量， c_1 、 c_2 和 c_3 表示割点，且 $c_1 < c_2 < c_3$ 。可以得到如下有序 Probit 模型：

$$\begin{aligned} p(y=1|X) &= \Phi(c_1 - X\beta) \\ p(y=2|X) &= \Phi(c_2 - X\beta) - \Phi(c_1 - X\beta) \\ p(y=3|X) &= \Phi(c_3 - X\beta) - \Phi(c_2 - X\beta) \\ p(y=4|X) &= 1 - \Phi(c_3 - X\beta) \end{aligned} \quad (8)$$

2. 变量选取与测量。本研究通过上文所述实验经济学方法测量农民工的风险规避程度，并选取“家族是否有祠堂”和“家族外出务工人员数”作为衡量农民工社会资本状况的指标。郭云南、姚洋（2013）的研究表明：宗族网络强度对家庭外出务工决策有重要影响，“家族是否有祠堂”是衡量宗族网络强度的重要指标。因此，本文选择“家族是否有祠堂”作为衡量外出农民工社会资本状况的一个重要指标。

中国祠堂在分布上存在“南多北少”的现象，这种现象可能与不同地区的社会经济发展水平、历史、风俗等因素有关。不控制这些不可观测变量的影响，将导致估计偏误并且使估计量的方差变大。基于上述考虑，本文在回归模型中加入了省份虚拟变量，进而分析农民工所在家族是否有祠堂对其务工距离的影响，以降低估计偏误。在样本中，吉林省家族有祠堂的农民工占该省样本农民工总数的比例最小，为 9.67%，这一指标的 8 省平均值为 15.73%。这一比例虽然相对较小，但已经有足够的变异来估计该变量的影响，这也可以从下文该变量的显著性得到验证。

此外，同一家族外出务工人员可在务工信息上实现共享，在就业过程中相互帮扶，所以，家族外出务工人员数也是衡量农民工社会资本状况的一个重要指标。值得说明的是，为避免内生性，此处的家族外出务工人员数特指在该农民工外出务工之前其所在家族的务工人数。调查中，家族成员的定义是“三代以内有往来的亲戚”。

参照同类研究（例如谢正勤、钟甫宁，2006；展进涛、黄宏伟，2016），本文控制了可能影响农民工外出务工决策的一系列因素，主要包括农民工个体特征和家庭特征两个方面。对于农民工个体特征，本文选择了农民工年龄、性别、健康状况、婚姻状况、“是否是党员”、“是否信教”、“以前是否从事过非农工作”和“是否接受过非农技术培训”这些变量。对于农民工家庭特征，本文选择了家庭老年人及未成年人所占比例和家庭人均耕地面积变量。此外，农民工既可以选择在当地从事农业生产或务工，也可以选择远距离务工。为刻画农民工远距离务工的机会成本，本文参考郭云南、姚洋（2013）的研究，选取了排除全村人均外出务工纯收入之后的全村人均当地纯收入这一变量。在将该变量纳入回归方程时，对其取自然对数。

本文变量的具体解释及描述性统计分析结果如表 3 所示。

表 3 变量的定义与描述性统计结果

变量名称	变量解释与赋值	均值	标准差	最小值	最大值
是否外出务工	没有外出务工=0；外出务工=1	0.501	0.502	0	1
务工距离	本乡=1；本县他乡=2；本省他县=3；外省或国外=4	1.738	1.843	1	4
风险规避程度	取值范围为[0, 1]，0 表示“极度风险偏好”，1 表示“极度风险规避”	0.483	0.253	0	1
家族外出务工人员数	样本农民工外出务工前家族外出务工人员数（人）	3.148	0.572	0	8
家族是否有祠堂	没有=0；有=1	0.157	0.354	0	1

年龄	样本农民工 2013 年时的年龄 (岁)	39.548	13.874	16	74
性别	女=0; 男=1	0.687	0.459	0	1
健康状况	常年病=1; 差=2; 一般=3; 好=4	3.642	0.717	1	4
是否结婚	否=0; 是=1	0.811	0.388	0	1
是否信教	否=0; 是=1	0.061	0.236	0	1
是否是党员	否=0; 是=1	0.090	0.296	0	1
受教育程度	实际受教育年限 (年)	8.486	3.263	0	15
以前是否从事过非农工作	否=0; 是=1	0.876	0.329	0	1
是否接受过非农技术培训	否=0; 是=1	0.223	0.416	0	1
全村人均当地纯收入	全村人均纯收入-全村人均外出务工纯收入 (元)	3842	1645	1082	12341
家庭老年人及未成年人所占比例	65 岁及以上和 18 岁以下人数/家庭人口数	0.228	0.203	0	1
家庭人均耕地面积	家庭实际经营耕地面积/家庭人口 (亩)	2.021	3.843	0	63.60

四、实证分析结果及解释

(一) 描述性统计分析

1. 不同地区农民工务工距离的统计分析。本文将农民工务工距离划分为 4 类: 本乡、本县他乡、本省他县以及外省或国外。从所调查的 8 个省的平均情况来看, 在省外或国外务工的农民工所占比例为 15.21%, 在本省他县、本县他乡、本乡内务工的农民工分别占 38.99%、29.54%、16.26%。《2012 年全国农民工监测调查报告》显示, 2012 年, 中国农民工总量为 26261 万人, 其中, 外出农民工为 16336 万人, 本地农民工为 9925 万人, 跨省流动的农民工占外出农民工总量的 46.8%^①。根据上述数据推算, 跨省流动的农民工占中国农民工总量的 29.11%, 在本地 (本乡) 务工的农民工所占比例为 37.80%。

与《2012 年全国农民工监测调查报告》中的有关调查结果相比, 本文研究所用数据中跨省流动农民工所占比例偏低, 而在本地 (本乡) 务工的农民工所占比例偏高。可能的原因是: 其一, 上述监测报告将农民工定义为户籍在农村、当年从事非农产业 6 个月以上的劳动者; 本文研究将从事非农产业 1~6 个月的劳动者也涵盖了进来, 而短期从事非农产业的农民工更倾向于在本地务工。其二, 本文研究的样本没有包括举家外出的农民工, 因而低估了跨省流动的农民工数量。但是, 横向对比东部、中部、西部省份在省外务工的样本农民工所占比例, 可以发现, 东部地区 (例如浙江省、山东省) 跨省流动的农民工较少, 中部地区 (例如河南省、湖南省)、西部地区 (例如四川省) 跨省流动的农民工较多, 这与上述监测报告的结论基本一致。

^①数据来源: 国家统计局:《2012 年全国农民工监测调查报告》http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201305/t20130527_12978.html。

从分省情况来看（见图 1），除了甘肃省以外，其他各省在本乡务工的农民工所占比例最高，其中，浙江省、陕西省和山东省在本乡务工的农民工所占比例都超过了 50%。甘肃省在本县他乡务工的农民工所占比例接近 50%；吉林省、陕西省、河南省和湖南省在外省或国外务工的农民工所占比例较高，超过了在本省他县务工的农民工所占比例。

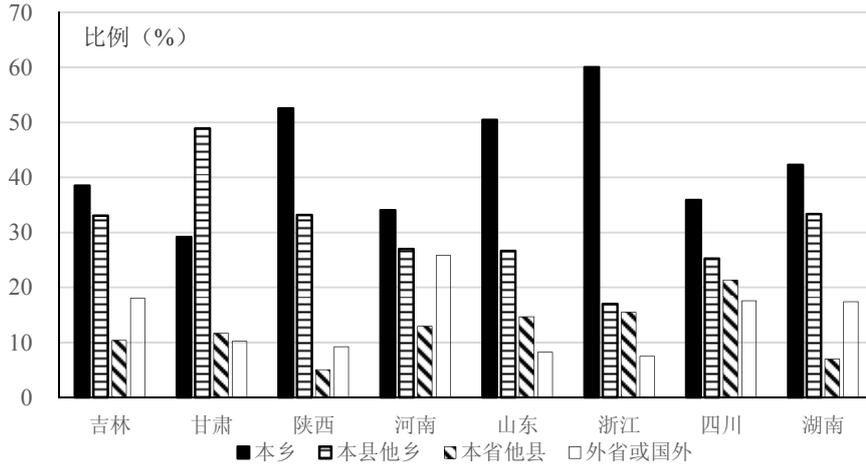


图 1 不同省份样本农民工务工距离的统计结果

2. 务工距离与农民工的风险规避程度。由表 4 可知，风险规避程度和务工距离两者间呈显著的负相关关系，即农民工的风险规避程度越高，其务工距离越近。在本乡与本县他乡务工的农民工的风险规避程度差异较小（0.005），在本县他乡与本省他县务工的农民工的风险规避程度相差相对更大（0.028），在外省或国外与本省他县务工的农民工的风险规避程度也存在一定差异（0.017）。

表 4 务工距离与风险规避程度、社会资本之间的相关关系

	务工距离				相关性	
	本乡	本县他乡	本省他县	外省或国外	相关系数	p 值
风险规避程度	0.499	0.494	0.466	0.449	-0.188	0.007
家族外出务工人数（人）	2.744	3.314	3.505	3.902	0.326	0.009
家族有祠堂的农民工所占比例（%）	10.841	15.126	17.284	17.343	0.314	0.011

3. 务工距离与农民工社会资本。由表 4 可知，家族外出务工人数与农民工务工距离间存在正相关关系，两者的相关系数为 0.326。相比于在本乡务工的农民工，在本县他乡务工的农民工所在家族外出务工人数多出了 0.570 人；相比于在本县他乡务工的农民工，在本省他县务工的农民工所在家族外出务工人数多出了 0.191 人；相比于在本省他县务工的农民工，在外省或国外务工的农民工所

在家族外出务工人员多出了 0.397 人。

随着农民工务工距离的增大，家族有祠堂的农民工所占比例也逐渐提高，两者间呈显著的正相关关系，相关系数为 0.314。相比于在本乡务工的农民工，在本县他乡务工的农民工中，所在家族有祠堂的人所占比例高出了 4.285 个百分点；相比于在本县他乡务工的农民工，在本省他县务工的农民工中，所在家族有祠堂的人所占比例高出了 2.158 个百分点；在本省他县与外省或国外务工的农民工之间，所在家族有祠堂的人所占比例差异较小（0.059 个百分点）。

（二）回归结果分析

1.估计结果。本文运用有序 Probit 模型分析了农民工务工距离的影响因素。其中，方程 1 中的解释变量主要包括风险规避程度和社会资本，方程 2 和方程 3 逐步引入个体特征和家庭特征等其他解释变量。由表 5 可以看出，从方程 1 到方程 3，准 R^2 逐步提高，方程 3 的准 R^2 为 0.289。似然比值均在 1% 的统计水平上通过了显著性检验，表明模型整体拟合效果较好。并且，3 个方程中主要变量的系数值基本一致，主要变量的影响方向和显著性水平也没有发生显著变化。这初步表明，模型估计结果整体上具有较强的稳健性。此外，本文还计算了方程 3（最终讨论的回归结果）中各变量的方差膨胀因子，其中最大的方差膨胀因子为 1.43，平均方差膨胀因子为 1.15，都远小于 10，故不存在多重共线性问题^①。

表 5 风险规避程度、社会资本对农民工务工距离影响的模型回归结果

	方程 1		方程 2		方程 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
风险规避程度	-0.803**	0.359	-0.746*	0.423	-0.796**	0.402
家族外出务工人员	0.057*	0.034	0.101***	0.038	0.067**	0.033
家族是否有祠堂	0.472***	0.149	0.455***	0.161	0.434***	0.166
年龄	—	—	-0.087***	0.007	-0.086***	0.007
性别	—	—	0.209*	0.125	0.231*	0.133
健康状况	—	—	-0.103	0.099	-0.082	0.105
是否结婚	—	—	-0.029	0.164	-0.123	0.175
是否信教	—	—	-0.783***	0.282	-0.742**	0.292
是否是党员	—	—	-0.752***	0.253	-0.735***	0.264
受教育程度	—	—	0.074***	0.022	0.084***	0.024
以前是否从事过非农工作	—	—	-0.346*	0.179	-0.335*	0.188
是否接受过非农技术培训	—	—	-0.014	0.142	0.003	0.148
全村人均当地纯收入	—	—	—	—	-0.620***	0.133
家庭老年人及未成年人所占比例	—	—	—	—	0.342	0.337

^①由于对非线性回归模型无法计算方差膨胀因子，该方差膨胀因子是在线性回归模型下使用最小二乘法计算得到的。

风险规避、社会资本对农民工务工距离的影响

家庭人均耕地面积	—	—	-0.051*	0.029
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	
观测值	1314	1314	1314	
准 R ²	0.041	0.226	0.289	
似然比值	131.88	536.29	589.21	

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。

2. 结果分析。(1) 风险规避程度的影响。由方程 3 可知，风险规避程度变量在 5%的统计水平上显著，且系数为负，即风险规避程度越低，农民工务工距离越远。该结果表明，在务工距离决策过程中，作为失业风险的直接承担者，农民工的风险规避程度将显著影响其务工距离。统计结果也表明，在本乡、本县他乡、本省他县和外省或国外务工的农民工，其风险规避程度的平均值分别为 0.499、0.494、0.466 和 0.449，表现出随着务工距离的增大，农民工的风险规避程度逐渐下降的特征。

(2) 家族外出务工人数的影响。由方程 3 可知，家族外出务工人数对农民工务工距离的影响在 5%的统计水平上显著，且系数为正。统计结果也表明，务工距离为本乡、本县他乡、本省他县和外省或国外的农民工，其家族平均外出务工人数分别为 2.744 人、3.314 人、3.505 人和 3.902 人，表现出随着务工距离的增大，家族平均外出务工人数逐渐增多的特征。这一结果表明，农民工外出务工存在“同群效应”，即农民工所在家族外出务工人数越多，其远距离务工的概率越大。对于“同群效应”，社会经济学相关分析认为，在信息不完备的情况下，个体通过观察他人的行为来收集信息，使自身的行为与其他个体的行为趋同，以便在信息不充分的条件下实现自身效用最大化。Bauer et al. (2002) 指出，“同群效应”体现为个体对他人迁移行为的追随，以便减少自身搜寻迁移信息的成本。陆铭等 (2013) 的实证研究也证实了农民工外出务工“同群效应”的存在，随着除本户外的全村外出务工人数在全村劳动力总量中所占比例的上升，农民工外出务工的概率显著提高。

(3) 家族是否有祠堂的影响。由方程 3 可知，“家族是否有祠堂”变量对农民工务工距离的影响在 1%的统计水平上显著，且系数为正。统计结果也表明，在本乡、本县他乡、本省他县和外省或国外务工的农民工中，所在家族有祠堂的人所占比例分别为 10.841%、15.126%、17.284%和 17.343%，表现出随着务工距离的增大，家族有祠堂的农民工所占比例逐渐上升的特征。这一结果表明，家族祠堂具有“社会网络效应”。宗族是中国传统农村社会网络的一个缩影，人际交往通常围绕宗族关系展开 (潘静、陈广汉, 2014)。宗族网络一直是中国农村的非正式社会保障机制之一，有祠堂的同姓宗族的宗族网络强度更强。外出农民工不仅要考虑自身所面临的一系列与务工相关的问题，还要考虑家庭的农业生产、赡养老人和抚养儿童等其他问题。宗族网络的作用表现为：一方面，家族成员在农业生产、照料老人和小孩上相互帮扶；另一方面，宗族内部不同家庭之间的接济或礼金往来，有助于为农民工远距离务工提供保障 (郭云南、姚洋, 2013)。

(4) 控制变量的影响。农民工年龄越大，其务工距离显著越近；性别是男性的农民工，其务工距离显著更远；信教的农民工，其务工距离显著更近；是党员的农民工，其务工距离显著更近；受

教育程度越高的农民工，其务工距离显著越远；以前从事过非农工作的农民工，其务工距离显著更近；远距离务工机会成本越高的农民工，其务工距离显著越近；家庭人均耕地面积越大的农民工，其务工距离显著越近。

（三）稳健性检验

在这一节，本文进一步检验表 5 中回归结果的稳健性。具体而言，本文主要通过以下三种方式进行检验：

第一，采取不同的估计方法。本文采用多元线性模型替代有序 Probit 模型，来检验模型估计结果的稳健性。对于排序数据，尽管 OLS 存在一定的缺陷，但其估计结果仍是值得参考的 (Wooldridge, 2002)。OLS 拟合结果如表 6 中方程 4 所示，各变量显著性及系数符号的状况与方程 3 高度一致，表明模型估计结果不会因为采用不同的估计方法而产生较大的变化。

第二，对务工距离采用不同的操作性定义。本文进一步用农民工“是否外出务工”来衡量务工距离：如果农民工外出务工，则定义为远距离务工；如果农民工没有外出务工，则定义为近距离务工。相应地，本文使用二元 Probit 模型替代有序 Probit 模型重新进行拟合，所得结果如表 6 中方程 5 所示。从中可以看出，风险规避程度对农民工务工距离仍具有显著的负向影响，社会资本相关变量对农民工务工距离仍具有显著的正向影响。

第三，对风险规避程度采用不同的测量方法。为探究回归结果对于风险规避程度不同测量方法的敏感性，本文对风险规避程度这一关键解释变量另外采用 5 分法来测量，即将农民工的风险规避程度划分为 5 个层级，5 分表示风险规避程度最高，1 分表示风险规避程度最低。重新拟合得到的结果如表 6 中方程 6 所示。回归结果并没有因为风险规避程度测量方法的不同而产生较大的变化。

综上所述，本文的回归结果稳健，模型的估计结果并没有因为估计方法的不同、被解释变量操作性定义的不同和关键解释变量测度方法的不同而产生较大的变化。

表 6 模型稳健性检验结果

	方程 4: OLS		方程 5: Probit		方程 6: 有序 Probit	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
风险规避程度 (行为实验测量结果)	-0.278**	0.135	-0.459**	0.231	—	—
风险规避程度 (5 分法)	—	—	—	—	-0.119***	0.031
家族外出务工人数	0.019*	0.011	0.038**	0.019	0.063**	0.031
家族是否有祠堂	0.224***	0.058	0.321**	0.138	0.416**	0.166
年龄	-0.023***	0.002	-0.056***	0.005	-0.087	0.007
性别	0.067	0.047	0.161*	0.095	0.247*	0.134
健康状况	-0.025	0.032	-0.027	0.070	-0.072	0.105
是否结婚	-0.201***	0.063	-0.186	0.135	-0.099	0.175
是否信教	-0.172*	0.088	-0.415**	0.198	-0.734**	0.295
是否是党员	-0.160**	0.075	-0.586***	0.178	-0.718***	0.265

风险规避、社会资本对农民工务工距离的影响

受教育程度	0.024***	0.008	0.043***	0.016	0.082***	0.024
以前是否从事过非农工作	-0.118*	0.068	-0.532***	0.150	-0.363*	0.188
是否接受过非农技术培训	0.007	0.052	0.087	0.107	-0.010	0.149
全村人均当地纯收入	-0.178***	0.044	-0.505***	0.091	-0.631***	0.133
家庭老年人及未成年人所占比例	0.123	0.103	0.161	0.228	0.334	0.338
家庭人均耕地面积	-0.011*	0.006	-0.023*	0.012	-0.037*	0.021
省份虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
观测值	1314		1314		1314	
准 R ²	—		0.331		0.275	
似然比值	—		579.3		541.2	

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。方程 4 是线性回归模型，其 R² 为 0.313，F 值为 25.3。

五、结论与启示

风险规避和社会资本是影响农民工务工距离的重要因素。本文选择家族外出务工人数和家族是否有祠堂两个指标来测量农民工的社会资本状况，并通过实验经济学的方法测度了农民工的风险规避程度；在此基础上，基于全国 8 省 24 县的调查数据，实证分析了风险规避、社会资本对农民工务工距离的影响。研究表明，首先，风险规避程度越低，农民工务工距离越远。其次，农民工外出务工具有“同群效应”，即农民工所在家族外出务工人数越多，其远距离务工的概率越高。可能的原因是，家族外出务工人数的增多有利于降低外出务工中的信息不对称，并减少务工过程中的摩擦性失业。再次，宗族祠堂发挥了“社会网络效应”，即家族有祠堂的农民工远距离务工的概率更高。可能的原因是，宗族网络发挥了非正式社会保障的作用。

本文研究结果表明，风险规避和社会资本都会对农民工务工距离决策产生重要影响。基于风险规避对农民工务工距离的负向影响，政府部门可以通过降低农民工外出务工时所面临的风险来促进农民工自由流动。例如，提高外出农民工的失业保险额度，鼓励失业农民工参加再就业培训等。本文研究结果也表明，农民工的社会资本可以通过“同群效应”和“社会网络效应”对其务工距离决策产生影响。这一结论的政策启示是：一方面，政府部门可以通过搭建非农就业信息平台，拓宽劳动力市场就业信息发布渠道，降低农民工外出务工的信息搜寻成本；另一方面，政府部门可以通过不断完善农村社会保障体系，更加有效地为农村留守人员提供基本生活保障，以减少农民工外出务工的“后顾之忧”。

参考文献

1. 都阳，2014：《劳动力市场变化与经济增长新源泉》，《开放导报》第 3 期。
2. 郭云南、姚洋，2013：《宗族网络与农村劳动力流动》，《管理世界》第 3 期。
3. 韩雪、张广胜，2014：《预期就业风险、就业动机与进城务工人员就业选择行为研究》，《人口与经济》第 6 期。
4. 蒋乃华、卞智勇，2007：《社会资本对农村劳动力非农就业的影响——来自江苏的实证》，《管理世界》第 12 期。

- 5.陆铭、蒋仕卿、陈钊、佐藤宏, 2013:《摆脱城市化的低水平均衡——制度推动、社会互动与劳动力流动》,《复旦学报(社会科学版)》第3期。
- 6.潘静、陈广汉, 2014:《家庭决策、社会互动与劳动力流动》,《经济评论》第3期。
- 7.钱文荣、郑黎义, 2010:《劳动力外出务工对农户水稻生产的影响》,《中国人口科学》第5期。
- 8.谢正勤、钟甫宁, 2006:《农村劳动力的流动性与人力资本和社会资源的关系研究——基于江苏农户调查数据的实证分析》,《农业经济问题》第8期。
- 9.杨肖丽、景再方, 2010:《农民工职业类型与迁移距离的关系研究——基于沈阳市农民工的实证调查》,《农业技术经济》第11期。
- 10.周晔馨, 2013:《社会资本在农户收入中的作用——基于中国家计调查(CHIPS2002)的证据》,《经济评论》第4期。
- 11.展进涛、黄宏伟, 2016:《农村劳动力外出务工及其工资水平的决定:正规教育还是技能培训?——基于江苏金湖农户微观数据的实证分析》,《中国农村观察》第2期。
12. Attanasio, O., A. Barr, J. C. Cardenas, G. Genicot, and C. Meghir, 2009, "Risk Pooling, Risk Preferences, and Social Networks", *American Economic Journal Applied Economics*, 4(4): 134-167.
13. Bauer, T. K., G. S. Epstein, and I. N. Gang, 2002, "Herd Effects or Migration Networks? The Location Choice of Mexican Immigrants in the U.S.", IZA Working Paper 551, <http://anon-ftp.iza.org/dp551.pdf>.
14. Chetty, R., 2006, "A New Method of Estimating Risk Aversion", *American Economic Review*, 96(5): 1821-1834.
15. Harris, J. R., and M. P. Todaro, 1970, "Migration, Unemployment & Development: A Two-sector Analysis", *American Economic Review*, 60(1): 126-142.
16. Heitmueller, A., 2005, "Unemployment Benefits, Risk Aversion, and Migration Incentives", *Journal of Population Economics*, 18(1): 93-112.
17. Holt, C. A., and S. K. Laury, 2002, "Risk Aversion and Incentive Effects", *Social Science Electronic Publishing*, 92(5): 1644-1655.
18. Leonard, M. D. L., 2012, "Risk Preferences and Expected Utility: Evidence from Labor Supply Data", *Economic Inquiry*, 50(1): 264-276.
19. Lewis, W. A., 1954, "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor", *Manchester School*, 22(2): 139-191.
20. Munshi, K., 2003, "Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U. S. Labor Market", *Quarterly Journal of Economics*, 118(2): 549-599.
21. Newbery, D. M. G., and J. E. Stiglitz, 1983, "The Theory of Commodity Price Stabilization: A Study in the Economics of Risk", *The Economic Journal*, 93(369): 230-243.
22. Nielsen, T., A. Keil, and M. Zeller, 2013, "Assessing Farmers' Risk Preferences and Their Determinants in a Marginal Upland Area of Vietnam: A Comparison of Multiple Elicitation Techniques", *Agricultural Economics*, 44(3): 255-273.
23. Nowotny, K., and H. Krol, 2014, "Cross-border Commuting and Migration Intentions: The Roles of Risk Aversion and Time Preference", *Contemporary Economics*, 8(2): 137-156.

24. Outreville, J. F., 2014, "Risk Aversion, Risk Behavior and Demand for Insurance: A Survey", *Journal of Insurance Issues*, 37(2): 158-186.

25. Pirinsky, C., 2012, "Social Norms and Individual Borrowing Decisions", paper submitted to the Third Miami Behavioral Finance Conference, December, <http://bus.miami.edu/docs/UMBFC-2012/sba-ecommerce-50413e6f7ebe1/Snorm.pdf>.

26. Tegegne, M. A., 2015, "Immigrants' Social Capital and Labor Market Performance: The Effect of Social Ties on Earnings and Occupational Prestige", *Social Science Quarterly*, 96(5): 1396-1410.

27. Wooldridge, J., 2002, *Econometrics Analysis of Cross Sectional and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.

28. Zhang, J., and Z. Zhao, 2015, "Social-family Network and Self-employment: Evidence from Temporary Rural-urban Migrants in China", *Journal of Labor & Development*, 4(1): 1-21.

The Effect of Risk Aversion and Social Capital on the Working Distance of Migrant Workers

Qiu Huanguang Lu Qinan Zhang Chongshang Qu Xiaorui

Abstract: Social capital is an important factor that influences the working distance of migrant workers. Previous studies show a strong correlation between risk aversion and social capital. Without considering this correlation, the estimated effect of social capital on the working distance may be in error. This article use the experimental economics method to measure the degree of risk aversion, and chooses two variables to measure social capital, namely, the number of family members working outside and whether there is a clan ancestral hall. The study employs an ordered probit model to analyze the effect of risk aversion and social capital on the working distance of migrant workers, based on rural survey data from 24 counties. Empirical results show that the higher the degree of risk aversion is, the shorter the working distance is. Moreover, working outside of the hometown shows a peer effect, which means the migrant workers whose clan has more migrant workers prefer long-distance employment-related migration. Furthermore, the existence of a clan ancestral hall demonstrates a social network effect, which means the migrant workers whose families have an ancestral hall prefer long-distance employment-related migration.

Key Words: Migrant Workers; Risk Aversion; Social Capital; Working Distance; Experimental Economics

(作者单位: 中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 陈秋红)