

宗族网络、保险制度与农村女性外出就业*

——基于 CFPS 数据库的空间计量实证分析

朱铭来¹ 郑先平¹ 李涛²

(1. 南开大学金融学院 天津 300350)

(2. 青岛大学经济学院 山东青岛 266071)

摘要: 本文在相对劳动力供给概念的基础上,通过时间配置最优化理论模型,利用2014年中国家庭追踪调查数据(CFPS),借助空间Tobit模型实证检验宗族网络和保险制度对农村女性外出就业的影响。研究表明:(1)以宗族网络为代表的非正式制度及以保险制度为代表的正式制度,对农村女性外出就业影响显著。(2)本地宗族网络规模越大,人情往来产生的经济压力和情感道德牵绊越强,女性外出就业阻力越大;邻近地区宗族网络规模越大,“传帮带”的先驱效应越强,女性外出就业可能性越高;本地和邻近地区宗族网络强度越大,对网络内家庭补充保障作用越好,能在更大程度上消减女性外出就业决策时对家庭照料的顾虑,促进女性外出就业。(3)社会保险已经实现制度全覆盖,但待遇可携带性差,阻碍女性外出就业;商业保险可提供多层次补充保障,针对性更强,信息传递机制更加灵活高效,所以本地和邻近地区商业保险发展均显著促进女性外出就业。

关键词: 宗族网络 保险制度 农村女性 外出就业 相对劳动供给

中图分类号: F842 JEL: G22 J22 J61

一、引言

促进农村劳动力转移就业是党和政府的重要关切,是我国乡村振兴战略的核心要义。2017年10月18日,习近平总书记在党的十九大报告中强调,农业农村农民问题是关系国计民生的根本性问题,必须始终把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重。2018年1月,《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》(2018年中共中央一号文件,以下简称《意见》)中提出:“促进农民工多渠道转移就业”,明确要求拓宽农民就业渠道和提高农民就业质量,增加农民收入。在《意见》的要求和指引下,2018年9月中共中央国务院印发《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》,再次强调“拓宽农村劳动力转移就业渠道,引导农村劳动力外出就业”,助推乡村振兴战略。

农村劳动力转移就业大军中,女性是一股不可忽视的重要力量。改革开放以来,越来越多的农村女性劳动力从田间地头走进城市,参与到社会主义现代化建设过程中,为我国

* 本文受到国家社科基金项目“职工基本医疗保险个人账户改革研究”(项目编号:18BGL199)的资助。特别感谢匿名审稿人提出的宝贵修改意见,感谢何玉洁、林宗建博士的点评和建议,文责自负。

社会经济发展做出了重要贡献。数据显示, 2014年至2017年, 全体农民工中女性年平均增速达到2.92%, 男性为0.79%, 其中, 外出农民工^①中女性年平均增速为1.04%, 男性为0.57%, 农民工总数中女性农民工和外出农民工中女性农民工增速都高于男性。不过, 从规模来看, 无论是农民工总量中还是外出农民工中, 女性农民工都仅占1/3左右, 绝对数量远小于男性。详见表1。

表1 2014—2017年全国农民工总量、外出农民工人数及性别构成

年份	2014年	2015年	2016年	2017年	年均增长率
农民工总量(万人)	27 395	27 747	28 171	28 652	1.51%
其中: 男	18 355	18 424	18 452	18 796	0.79%
女 _a	9 040 (33.0%)	9 323 (33.6%)	9 719 (34.5%)	9 856 (34.4%)	2.92%
外出农民工(万人)	16 821	16 884	16 934	17 185	0.72%
其中: 男	11 606	11 616	11 566	11 806	0.57%
女 _b	5 215 (31.0%)	5 268 (31.2%)	5 368 (31.7%)	5 379 (31.3%)	1.04%

注: 根据《农民工监测调查报告(2014—2017)》数据整理; “女_a”行中圆括号内数据为女性农民工占同年度农民工总数的百分比, “女_b”行中圆括号内数据为外出农民工中女性占同年度外出农民工的百分比。

女性农民工规模之所以较小, 主要是因为女性外出就业决策与男性相比有很大不同。一方面, 女性在家庭中往往具有争取收入和照料家庭的双重身份(刘靖, 2008), 女性在外出就业决策时, 既要考虑就业能够给家庭带来的经济收益, 还要顾忌外出可能给家庭照料带来的负面影响。另一方面, 在“女主内, 男主外”家庭分工模式(Becker, 1981; 姚先国和谭岚, 2005; 孙良媛等, 2007)的影响下, 男性会更多更主动地参与各类社会活动, 通过人情交换(边燕杰和张文宏, 2001)获得比女性更多的外出就业信息和机会, 而女性生活范围小、社会关系单一、参与社会互动少, 存在较为严重的信息贫困(information poverty)问题(Devine 和 Kiefer, 1991), 导致女性外出就业机会减少。可见, 农村女性外出就业不单是个人行为, 更是综合考虑家庭所面临的潜在风险后, 家庭集体决策的结果, 同时还受到社会保障制度及社会关系网络的影响。因此, 在讨论社会制度对农村女性外出就业作用和影响时, 应同时考虑正式制度和非正式制度。

本文基于2014年中国家庭跟踪调查数据(CFPS), 借助空间计量技术分析了宗族网络和保险制度^②对农村女性外出就业的影响。与已有研究相比, 本文主要创新和边际贡献可能在于: 第一, 从经济学角度提出相对劳动力供给的概念, 并将其作为度量农村女性外出就业变化的代理变量, 通过时间配置最优化理论模型进行实证分析, 丰富了就业相关理论研究; 第二, 在回顾分析现有相关研究文献的基础上, 将宗族网络和保险制度两大制度因素同时纳入实证模型, 综合考虑非正式制度和正式制度对农村女性外出就业的影响, 具有

① 外出农民工是指在户籍所在乡镇地域外从业的农民工。

② 为表述简洁, 本文以“保险制度”指代社会保险和商业保险两类保险制度安排。其中, 社会保险包括新型农村养老保险(简称“新农保”)和新型农村合作医疗(简称“新农合”)两个项目。

重要的现实意义和政策价值；第三，考虑到相邻地区居民外出就业行为可能存在一定的空间交互效应，本文采用空间 Tobit 计量模型对农村女性就业进行实证检验，丰富了女性就业实证研究方法。

二、文献综述

女性是推动社会文明进步和国家经济发展的重要力量。随着女性社会地位的提升，女性就业问题受到国内外学者广泛关注。相比男性，女性就业影响因素更多更复杂，除去家庭收入、教育培训、个人保留工资等常见因素之外，甚至还有相貌和身材（江求川和张克中，2013）的影响。许多学者还从家庭照料与女性就业关系入手展开研究。国外学者 Heitmueller（2007）及 Van Houtven 等（2013）等通过实证研究发现家庭照料会显著降低女性劳动参与率。国内学者陈璐等（2016）利用中国健康与营养调查数据证实，为父辈提供家庭照料的女性劳动力供给受到显著抑制。熊瑞祥和李辉文（2016）对农村已婚女性研究发现，照看儿童会明显阻碍已婚女性就业。李勇辉等（2018）则利用全国流动人口监测数据研究发现，子女随迁会对女性就业产生负作用，造成女性“隐性失业”。家庭照料之所以会降低女性外出就业的可能性，不仅源于传统家庭分工模式的影响（Becker, 1981；姚先国和谭岚，2005；孙良媛等，2007），还因为家庭服务支持体系的缺失（Heitmueller, 2007；陈璐等，2016），导致女性对家庭潜在风险冲击产生顾虑。理论上，这一问题可以通过社会制度调整如宗族网络或保险制度等来进行改善。

宗族网络属于社会学概念，引入到经济学领域后得到更为广泛的应用。现有研究表明，宗族网络在风险分担（Munshi 和 Rosenzweig，2009）、乡村经济发展（阮荣平和郑风田，2013）、乡村治理（Tsai，2004；郭云南等，2012）等领域发挥重要作用。部分学者重点考察了宗族网络在劳动力流动和就业促进方面的作用。郭云南和姚洋（2013）对我国经济转型期宗族网络与农村劳动力流动展开研究，发现有祠堂或家谱的家庭外出打工可能性更大，认为宗族网络强度有助于促进农村劳动力外流，而宗族网络规模影响不明显。陈斌开和陈思宇（2018）研究了宗族网络文化对移民就业的作用，发现宗族文化显著提高移民进入低端服务业的概率，对进入高端服务业影响有限。章元和陆铭（2009）则从社会网络概念出发，认为在具有较高竞争性的城市劳动力市场，社会网络主要在农民工工作配给或增强流动方面发挥作用。边燕杰和张文宏（2001）认为主要由亲属和朋友关系构成的社会网络对职业流动的促进，主要以提供人情为主、以信息传递为辅。谭华清等（2017）基于 2008 年农村住户调查（CHIP 2008）数据分析发现，早期农民工^①越多的地区，当地农民外出概率也越高，即城乡劳动力转移中存在“传帮带”的先驱效应。虽然国内研究对宗族网络或社会网络与就业促进多得出正面结论，但国外学者研究后却发现，过于强大的宗族网络可能会降低女性和年轻人的劳动参与率，减少劳动力流动（Alesina 和 Giuliano，2015）。

与宗族网络不同的是，社会保险和商业保险都属于正式的社会制度安排，是我国广义社会保障体系的主体与核心。潘锦棠（2002）通过案例研究方法分析后认为，健全的社会保障制度有利于保证就业市场公平性和保障女性就业权益。袁霓（2013）基于性别差异视角研究中国女性非正规就业，发现流动人口特别是女性农民工的社会保障水平普遍偏低，

^① 谭华清等（2017）在其研究中将外出时间在 1984 年到 1992 年之间的农民工定义为早期农民工。

且女性非正规就业类型与社会保障水平相关。目前我国农村社会保障水平较低是客观事实，商业保险作为重要补充，可以满足农村居民不同层次的保障需求，减轻家庭经济负担和提高抗风险能力，有效减轻女性对于家庭面临潜在风险冲击的顾虑。江波（2017）从定性的角度分析，由政府、商业保险和慈善机构组成的社会保障体系，以及家庭保障的可靠性即以宗亲血缘为纽带形成的经济社会关系，能够提升女性劳动参与率和就业质量。这也是为数不多的同时考虑非正式制度和正式制度对女性就业影响的研究。

以上研究对女性就业做了十分有益和深入的探究。通过文献分析，本文发现：第一，现有研究基于社会学理论的较多，而基于经济学理论的较少，因此本文尝试提出“相对劳动供给”经济理论模型，并以相对劳动供给变化作为衡量女性就业变化的代理变量。第二，现有研究多将正式制度（如社会保险）与非正式制度（如宗族网络或社会网络）进行单独考察，虽然研究的针对性更强，但也在一定程度忽略了不同形式社会制度对女性就业影响的完整性，有鉴于此，本文将二者同时纳入实证检验模型。第三，现有研究重点关注了宗族网络或保险制度在本地区的信息传导作用，没有考察宗族网络或保险制度信息传递功能所蕴含的空间交互效应，而本文对于这一点也给予了充分考虑。

三、理论模型

本文基于农村女性“个人时间配置最优化”构建理论模型。假设女性时间配置主要包括：日常生活消遣时间 C ，照顾子女和老人时间 H 以及劳动时间 L 。日常生活消遣的价格为 P ，每单位劳动时间的工资率为 w_1 ，照料子女和老人的潜在劳动的工资率为 w_2 。另外，需要考虑宗族网络和保险制度能够给农村女性提供一定的就业信息，这种信息无疑会降低农村女性的就业成本，以及保障功能会缓解农村女性外出就业的顾虑。引入社区所有女性平均劳动时间 \bar{L} ，则农村女性就业的相对劳动供给可以表示为 L/\bar{L} 。再设 u_0 为宗族网络保障效用， b 为保险费， e 为人情投入， r 为各项投入后所降低的就业成本，则女性个人时间最优化配置可以表示为：

$$\max C^\alpha H^\beta \left(\frac{L}{\bar{L}} \right)^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{s.t. } PC &\leq w_1 L + w_2 H + r\bar{L} \\ (b+e)\bar{L} &= u_0 \end{aligned} \quad (2)$$

根据（1）式和（2）式构建拉格朗日方程：

$$\mathcal{L} = C^\alpha H^\beta (L/\bar{L})^{1-\alpha-\beta} + \lambda(w_1 L + w_2 H + r\bar{L} - PC) + \mu(u_0 - (b+e)\bar{L}) \quad (3)$$

根据库恩-塔特定理，情况一：当 $\mu = 0$ 且 $u_0 - (b+e)\bar{L} \neq 0$ 时，（3）式的一阶条件为：

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial H} = (1-\beta)C^\alpha H^{\beta-1} (L/\bar{L})^{1-\alpha-\beta} + \lambda w_2 = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L} = (1-\alpha-\beta)C^\alpha H^\beta \left(\frac{L}{\bar{L}} \right)^{-\alpha-\beta} (1/\bar{L}) + \lambda w_1 = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C} = \alpha C^{\alpha-1} H^\beta \left(\frac{L}{\bar{L}} \right)^{1-\alpha-\beta} - \lambda P = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \bar{L}} = (1-\alpha-\beta)C^\alpha H^\beta \left(\frac{L}{\bar{L}} \right)^{1-\alpha-\beta} \left(-\frac{1}{\bar{L}^2} \right) + \lambda r = 0 \quad (7)$$

由 (6) 式和 (7) 式可得:

$$C/\bar{L} = P(1-\alpha-\beta)/r\alpha \quad (8)$$

由 (4) 式和 (5) 式可得:

$$H/\bar{L} = (1-\beta)(L/\bar{L})/(1-\alpha-\beta)(w_2/w_1) \quad (9)$$

由 (8) 式和 (9) 式可得农村女性的相对劳动供给:

$$\left(\frac{L}{\bar{L}}\right) = P(1-\alpha-\beta)^2(w_2/w_1)(H/C)/r\alpha(1-\beta) \quad (10)$$

情况二: 当 $\mu \neq 0$ 且 $u_0 - (b+e)\bar{L} = 0$ 时, (3) 式的一阶条件可以表示为:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial H} = (1-\beta)C^\alpha H^{\beta-1}(L/\bar{L})^{1-\alpha-\beta} + \lambda w_1 = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial L} = (1-\alpha-\beta)C^\alpha H^\beta \left(\frac{L}{\bar{L}}\right)^{-\alpha-\beta} (1/\bar{L}) + \lambda w_2 = 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C} = \alpha C^{a-1} H^{1-\beta} \left(\frac{L}{\bar{L}}\right)^{1-\alpha-\beta} - \lambda P = 0 \quad (13)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \bar{L}} = (1-\alpha-\beta)C^\alpha H^{1-\beta} \left(\frac{L}{\bar{L}}\right)^{1-\alpha-\beta} \left(-\frac{1}{(\bar{L})^2}\right) + \lambda r - \mu(b+e) = 0 \quad (14)$$

按照情况一中的解法, 结合情况二中 (11) — (14) 式可得相对劳动为:

$$\left(\frac{L}{\bar{L}}\right)' = P(1-\alpha-\beta)^2(w_2/w_1)(H/C)/(\lambda r - \mu(b+e))\alpha(1-\beta) \quad (15)$$

由 (10) 式和 (15) 式可得:

$$\left(\frac{L}{\bar{L}}\right)' \left(\frac{L}{\bar{L}}\right) = r/(\lambda r - \mu(b+e)) \quad (16)$$

当 $r/(\lambda r - \mu(b+e)) > 1$ 且 $\lambda > 1$ 时, $(\lambda-1)/\mu < (b+e)/r$ 即宗族网络和保险制度减少的农村女性就业成本的影子价格^①与其所带来保障的影子价格之比, 小于两者成本之比^②时, 农村女性相对劳动供给会提高, 从而促进农村女性总体转移就业增加; 反之, 当 $r/(\lambda r - \mu(b+e)) < 1$ 且 $\lambda > 1$ 时, $(\lambda-1)/\mu < (b+e)/r$ 即宗族网络和保险制度减少农村女性就业信息成本的影子价格与其所带来保障的影子价格之比, 大于两者成本之比时, 农村女性相对劳动供给会降低, 从而农村女性总体就业下降; 当 $r/(\lambda r - \mu(b+e)) = 1$ 且 $\lambda > 1$ 时, $(\lambda-1)/\mu = (b+e)/r$, 此时农村女性相对劳动供给保持不变, 农村女性总体就业情况不变。

四、数据、变量与计量模型

(一) 数据来源与变量选取

本文所使用数据来自 2014 年北京大学中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 数据库。2014 年 CFPS 数据涵盖个体、家庭、社区三个层面的数据, 能够较为真实地反映中国社会、经济、人口、教育和健康特征。为更加有效利用调查数据信息, 本文

① 理论模型中, λ 为宗族网络和保险制度给农村女性带来的就业成本减少额度的影子价格, 即 r 的影子价格; μ 为宗族网络和保险制度所带来的保障功能的影子价格, 即 $(b+e)$ 的影子价格。

② 两者成本之比是指, 保费投入与情感投入的成本之和与减少的就业信息成本之比, 即 $(b+e)/r$ 。

对三个层次的数据进行了匹配。

由于本文重点考察宗族网络和保险制度对农村女性相对劳动供给的影响，因此，结合理论模型分析，本文选取农村家庭所在社区女性外出就业比例作为被解释变量，用以刻画女性相对劳动力供给变化，同时选取该地区女性本地就业比例作为参照。本文核心解释变量包括宗族网络和保险制度两个方面。在考察宗族网络作用时，同时考虑宗族网络规模和网络强度两个维度。宗族网络规模主要是指姓氏宗族人口规模，反映宗族网络的广泛性（陈斌开和陈思宇，2018），通常采用大姓占比衡量（郭云南和姚洋，2013；阮荣平和郑风田，2013）；宗族网络强度主要是指宗族网络的组织性或凝聚力，具体指标往往采用“是否有祠堂或者族谱来度量”（Tsai，2004；郭云南和姚洋，2013）。借鉴已有研究并结合数据可及性，本文使用“家庭所在地区大姓占比”作为宗族网络规模的代理变量，选用“家庭成员是否参加祭祖扫墓”作为度量宗族网络强度的代理变量。^①保险制度变量同样从社会保险和商业保险两个维度选取。由于农村社会保险主要包括新农保和新农合两个基本保障项目，因此选择使用社区家庭中参加两项社会保险制度的人数之和，作为衡量社会保险程度的代理变量；用家庭商业保险支出除以家庭人口规模，得到“家庭人均商业保险保费支出”，作为度量农村家庭商业保险程度的指标。

控制变量方面，选取社区家庭人均收入作为家庭经济特征变量；选取现代社会互动方式“家庭通过电视获取信息的程度”，以及民主互动方式“是否参与选举投票”，作为衡量社区家庭社会互动的代理变量；选取社区公共服务支出作为社区特征指标。考虑到商业保险承办城乡居民大病保险，并且大病保险制度所产生的效应存在一定滞后以及数据的可及性，本文选取2016年各地区人均大病保险赔付支出作为衡量大病保险保障程度的指标，借助家庭商业保险程度与地区大病赔付支出的交互项，做进一步的稳健性检验。此外，考虑到家庭人情往来是提高社会成员之间社会信任感的重要手段，所以选取的样本都是存在人情支出的家庭。相关变量赋值及单位见表2。

表2 各变量、赋值及单位

变量	赋值	单位
女性外出就业	农村社区女性外出就业比例	%
女性本地就业	农村社区女性本地就业比例	%
宗族网络规模	农村社区大姓占比	%
宗族网络强度	农村社区家庭是否祭祖扫墓：1是，0否	
社会保险程度	农村社区家庭拥有新农保人数+家庭拥有新农合人数	人
商业保险程度（取对数值）	家庭人均商业保险支出：农村家庭商业保险支出/家庭规模	元
大病保险保障程度（取对数值）	农村家庭所在统筹区人均大病赔付	元
人均收入（取对数值）	农村社区家庭纯收入/家庭规模	元
电视作为信息渠道的重要程度	从1到5越来越大	
是否参与选举投票	1是，0否	
社区公共服务支出（取对数值）	社区用于公共服务总支出/户籍人口	元

① 2014年CFPS数据中有“您村/居地界是否有家族祠堂”，但经过整理后多数样本该项数据显示“不适用”，可及性差，故舍去。

(二) 计量模型设定

1. Moran I 检验

空间计量经济学是计量经济学的重要分支,能够考察不同区域经济单位经济行为的空间依赖性问题。本文通过能够体现空间相关性的 Moran I 和进一步的空间计量模型对其进行检验。Moran I 分为全域 Moran I 和局部 Moran I 。本文采用全域 Moran I 作为农村女性就业空间相关性的预检验,具体公式如下:

$$Moran I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (17)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 表示农村女性就业行为, n 表示地区家庭的样本个数, W_{ij} 为地区邻接权重矩阵中的元素。全域 Moran I 值一般介于 -1 和 1 之间, Moran I 大于 0 表明邻接地区女性就业行为存在正的空间相关性,越大空间的相关性越强; Moran I 小于 0 表明邻接地区女性就业行为不存在相似的属性; Moran I 为 0 表明邻接地区女性就业行为不存在空间相关性。

2. 空间计量模型设定

空间计量模型经过快速发展,已经出现了空间计量横截面模型、空间计量静态面板模型和空间计量动态面板模型。考虑到本文使用的是截面数据,所以重点对空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)的设定进行考察。

空间滞后模型(SAR)主要考察被解释变量的空间相关性:

$$y = \rho Ky + X\beta + u \quad (18)$$

空间误差模型(SEM)重点考察误差项的空间相关性,即不可预测冲击的空间相关性:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + u \\ u &= \lambda Mu + \varepsilon \end{aligned} \quad (19)$$

空间杜宾模型(SDM)主要考察解释变量的空间交互效应:

$$y = X\beta + \delta WX + u \quad (20)$$

以上(18)至(20)式中, y 表示被解释变量, X 为解释变量, β 表示解释变量的回归系数; u 表示误差项, ε 为 u 的扰动项; K 、 M 和 W 分别为被解释变量 y 、误差项 u 和解释变量 X 的空间权重矩阵;而 ρ 、 λ 及 δ 则分别表示 y 、 u 和 X 的空间相关系数, ρ 、 λ 及 δ 取值为 0 时,(18)至(20)式均简化为一般的线性回归模型。需要注意,(20)式中解释变量 X 与 WX 之间可能会存在多重共线性,需要进行技术处理。

如果将(20)式与(18)式,即将空间杜宾模型与空间自回归模型相结合,可得:

$$y = \rho Ky + X\beta + \delta WX + u \quad (21)$$

(21)式也被称为空间杜宾模型,与(20)式的空间杜宾模型不同的是,(21)式同时考察被解释变量和解释变量的空间相关性。

本文中选取的被解释变量为家庭所在农村女性在本地和外地的就业比例,样本数据分布于 0~1 之间。当女性就业比例为 0 时,所带来的效用为负,考虑到邻近地区女性就业存在空间相关性,应采用空间 Tobit 模型,因为空间 Tobit 模型是衡量因变量服从一个截尾分布的空间交互行为的有效方法(勒沙杰和佩斯,2014)。空间 Tobit 模型除了能够有效估

计 0~1 之间分布的被解释变量外, 其他方面与一般空间计量模型没有差别, 同样可分为空间 Tobit 滞后模型、空间 Tobit 误差模型和空间 Tobit 杜宾模型。

3. 空间权重矩阵设定

空间权重矩阵的设定关系到空间计量模型回归是否精确。空间权重矩阵可以划分为空间邻近权重矩阵、空间距离权重矩阵、空间经济权重矩阵、空间技术权重矩阵以及空间资源权重矩阵。为更好考察不同农村社区女性就业之间的空间交互效应, 本文空间权重矩阵设定模式为空间邻近权重矩阵。具体权重矩阵设定的依据是不同农村社区的县级行政区划代码是否相同, 如果相同视为相邻, 设定为 1; 如果不同则视为不相邻, 设定为 0。为避免出现前述多重共线性问题, 对空间权重矩阵做行标准化处理。空间权重矩阵设定为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{邻近} \\ 0, & \text{非邻近} \end{cases} \quad (i \neq j)$$

五、实证分析

(一) 空间依赖性检验

表 3 中模型 (1) 至模型 (4) 的 Moran I 检验结果显著为正, 并且空间 Tobit 滞后模型、空间 Tobit 误差模型和空间 Tobit 杜宾模型对 OLS 的 LR 检验, 显著拒绝利用 OLS 回归的原假设, 说明采用空间计量模型是有必要的。从空间 Tobit 滞后模型和空间 Tobit 误差模型的 LM 检验和稳健的 LM 检验来看, 均显著拒绝不存在空间相关性的原假设, 无法判断采用哪一个模型。在此情况下, 为更准确地估计空间计量回归结果, 应该使用空间 Tobit 杜宾模型, 因为空间杜宾模型相对于空间滞后模型和空间误差模型是一个较为一般的模型 (虞义华, 2015)。此外, 空间 Tobit 杜宾模型能够将本地区相关解释变量 X 以及邻近地区相关解释变量 WX 与被解释变量的相关性分别进行报告。综上分析, 本文最终选用 (21) 式设定模型所对应的空间 Tobit 杜宾模型。

表 3 空间依赖性检验

空间依赖性检验	女性		男性	
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
Moran I	0.8603*** (0.0000)	0.9370*** (0.0000)	0.7501*** (0.0000)	0.9422*** (0.0000)
LR 检验 (SAR 对 OLS)	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
LR 检验 (SEM 对 OLS)	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
LR 检验 (SDM 对 OLS)	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
LR 检验 ($WX's = 0$)	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
LM Lag	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
LM Error	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
LM Lag (Robust)	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
LM Error (Robust)	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]

注: *、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著, 圆括号内数值为标准差, 方括号内数值为 P 值; 模型 (1) 和 (2) 为女性就业空间依赖性检验, 模型 (3) 和 (4) 为男性就业空间依赖性检验。

(二) 实证结果分析

表 4 中模型 (1) 和模型 (2) 分别表示解释变量 X 和 WX 对农村女性外地就业影响估计和本地就业影响估计, 模型 (3) 和模型 (4) 则表示解释变量 X 和 WX 对农村男性外地就业影响估计和本地就业影响估计。从模型 (1) 可以看出, 本地宗族网络强度、商业保险程度、人均收入、电视信息渠道强度、参与选举投票及社区公共服务支出对本地女性外出就业促进作用显著, 邻近地区宗族网络规模、宗族网络强度、商业保险程度、人均收入、电视信息渠道强度对本地女性外出就业促进作用同样显著, 参与选举投票不显著。模型 (2) 显示, 多数解释变量对女性本地就业促进作用不显著。

表 4 农村女性和男性就业空间 Tobit 杜宾模型估计结果

被解释变量 解释变量	女性		男性	
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
宗族网络规模	-0.2034969*** (0.0305638)	-0.0040737 (0.0138726)	0.1448591*** (0.0333689)	-0.016442 (0.0214696)
宗族网络强度	0.0579503*** (0.0209991)	0.0106833 (0.0134368)	0.0563343* (0.0301313)	0.0315698** (0.0137399)
社会保险程度	-0.040646*** (0.0150093)	0.0024 (0.00827)	-0.0189011 (0.0236332)	0.0009801 (0.0089289)
商业保险程度	0.0821033*** (0.0250621)	0.0061224 (0.0154363)	-0.0837694** (0.0344491)	-0.0036102 (0.0159265)
人均收入	0.0612782*** (0.0049838)	0.0052069 (0.0036772)	-0.0581683*** (0.0110463)	-0.0028551 (0.0041417)
电视作为信息渠道的 重要程度	0.0473871*** (0.0106688)	0.0069499 (0.0060738)	-0.0215535* (0.0129984)	0.0020965 (0.0056837)
是否参与选举投票	-0.0345976* (0.0200844)	-0.055263*** (0.0121707)	0.0085179 (0.0272695)	-0.0167843 (0.0126202)
社区公共服务支出	0.1448161*** (0.0183616)	0.0840331*** (0.0069974)	-0.1034122*** (0.0136401)	-0.0799703*** (0.0065508)
W^* 宗族网络规模	0.2924512*** (0.0335694)	0.0055539 (0.0186928)	-0.1677541*** (0.0351622)	0.009131 (0.0185818)
W^* 宗族网络强度	0.0727328*** (0.0264403)	0.0412419*** (0.0159354)	0.0312903 (0.0430055)	0.0172397 (0.0192199)
W^* 社会保险程度	-0.0229194 (0.0221812)	-0.0063024 (0.0115872)	0.0464045 (0.0393357)	0.0190896 (0.0126733)
W^* 商业保险程度	0.064501*** (0.0234201)	0.0006965 (0.0133741)	-0.0794924** (0.0319105)	-0.0027122 (0.0169022)
W^* 人均收入	0.0814875*** (0.0056398)	0.0055004 (0.0047586)	-0.1335658*** (0.0154947)	-0.0021261 (0.0059754)
W^* 电视作为信息渠道的 重要程度	0.0420953*** (0.0131774)	0.0026215 (0.006814)	-0.0333717** (0.0167393)	0.0063789 (0.0076555)
W^* 是否参与选举投票	-0.0294225 (0.0285239)	-0.0586858*** (0.0180117)	-0.068778* (0.041546)	-0.0875502*** (0.0201256)

续表 4

被解释变量 解释变量	女性		男性	
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)
W^* 公共服务支出	-0.1313451*** (0.0190612)	-0.0834209*** (0.0071543)	0.0995873*** (0.014473)	0.0779987*** (0.0074478)
ρ	0.6476658*** (0.0465045)	0.889426*** (0.0267173)	0.4194502*** (0.0762888)	1.07549*** (0.031057)
R^2	0.0739	0.2293	0.3598	0.0151

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著，圆括号内数值为标准差。

具体来看模型 (1)，宗族网络强度能够提升农村家庭潜在风险抵御能力 (Munshi 和 Rosenzweig, 2009)，消减女性心理顾虑，从而促进女性外出就业，这与郭云南和姚洋 (2013) 观点一致。但与其“宗族网络规模对家庭外出打工影响不大”结论不同的是，本文发现本地宗族网络规模过大会阻碍女性外出就业，而邻近地区宗族网络规模越大，越能促进本地女性外出就业。这可能是由于，宗族网络作用发挥是建立在网络内成员人情交换的基础上 (边燕杰和张文宏, 2001)，网络成员在享受本地宗族网络带来帮扶的同时，还必须承担人情支出的经济压力和接受网络所派生出来的道德和情感上的牵绊约束，加上家庭照料多由女性提供，尤其是家庭中有老人需要照料时，女性受到的牵绊更强 (陈璐等, 2016)。因此，本地宗族网络规模与女性外出就业负相关，该结论与 Alesina 和 Giuliano (2015) 研究结论一致。邻近地区宗族网络规模虽然也会产生人情支出和道德牵绊，但由于存在一定的空间距离，所以作用程度相对较小；同时邻近地区宗族网络规模越大，所提供的就业信息量越大，可接受度提升，“传帮带”的先驱效应作用增强 (谭华清等, 2017)，从而促进女性外出就业增加，甚至会引起特定时间和空间上的集中外出就业。上世纪 80 年代从我国沿海城市开始流行的“打工妹”一词，便是这一作用的真实写照。

保险制度方面，考虑到不同地区经济发展水平差异和管理的便利性，现阶段我国农村社会保险主要采取属地化管理模式，待遇享受与户籍制度紧密关联。劳动力跨统筹区^①流动时，社会保险待遇无法及时转移接续，可携带性差，甚至存在保障中断的风险。因此，本地区社会保险水平越高，女性外出就业意愿越小；邻近地区社会保险程度与女性外出就业关系为负但不显著，进一步说明当前社会保险制度设计影响农村劳动力流动。而商业保险相对社会保险来讲，保障针对性更强、水平更高，且不受户籍制度限制，对抵御和防范家庭潜在风险作用更强；另外，商业保险个人代理销售模式更灵活，就业信息共享功能更强。因此，无论是本地区还是邻近地区商业保险发展均显著促进农村女性外出就业。

本地和邻近地区人均收入水平与女性外出就业关系显著，说明经济收入仍是女性外出就业最终目的，并且在宗族网络、保险制度的作用下表现出空间交互特征。电视信息渠道^②对于信息贫困的农村女性而言，能在一定程度上扩充农村女性就业信息来源，因此本地及邻近地区电视信息渠道均显著促进农村女性外出就业。由于农村选举制度尚不完善，农村女性难以通过民主制度获得就业信息和外出就业保障，所以参与本地区选举投票与农村女性外出就业显著为负；邻近地区居民参与选举投票情况只与当地有关，自然与本地女性外出

① 我国农村社会保险项目，即新农保和新农合多为县级统筹。

② 受数据可及性影响，未能获得互联网信息渠道利用或智能手机使用情况的相关数据。

就业关系不显著。本地完善的公共服务体系有助于消减女性顾虑，促进女性外出就业；但公共服务同样受到户籍制度约束，所以邻近地区公共服务与女性外出就业负相关。

模型（2）为农村女性本地就业估计结果。结果显示，无论是所在地区还是邻近地区家庭的社会保险保障程度、家庭商业保险程度都与女性本地就业不显著，这是因为女性在本地就业时，可以在一定程度上兼顾家庭照料，且不影响本地社会保险待遇享受，再次说明户籍制度影响劳动力流动。由于社会互动能够促进女性对外交流增加、就业机会增加，所以参与投票与女性本地就业关系显著。本地社区公共服务投入越大、越完善，女性照顾家庭压力越小，增加相对劳动供给的可能性越高。另外，估计结果中 ρ 都显著为正，同样说明在社会制度的互动作用下，农村女性相对劳动供给确实存在一定的空间交互效应。

（三）异质性检验

模型（3）和模型（1）对比显示，宗族网络规模对农村男性和女性外出就业作用存在性别差异，即本地区宗族网络规模显著促进农村男性外出就业，邻近地区宗族网络规模显著阻碍男性外出就业。这可能是因为男性信息获取能力强于女性，能够从本地宗族网络获得足够的就业信息，同时男性一般较少承担家庭照料责任，因此本地宗族网络规模对男性的道德约束作用弱，从而促进男性外出就业。从宗族网络强度来看，本地宗族网络强度越大，越能够消除男性心理顾虑，从而促进其外出就业，这与女性结果一致；不同的是，邻近地区宗族网络强度对男性外出就业作用为正但不显著，而女性为正且显著，进一步说明女性对邻近地区宗族网络强度依赖程度高于男性，即邻近地区宗族网络强度对农村劳动力外出就业作用也存在明显性别差异。

从保险制度因素来看。本地社会保险程度与男性外出就业关系为负但不显著，而女性为负且显著，说明相比女性而言，男性对保障水平较低的社会保险依赖性弱；邻近地区为正但不显著，同样是由于社保待遇与户籍制度关联所致，这点与女性分析结论相同。本地和邻近地区商业保险程度与农村男性外出就业关系均显著为负，即减少了男性的相对劳动供给，存在显著性别差异。这可以解释为：第一，男性劳动人口身心素质普遍强于女性，对商业保险需求程度弱于女性，限制商业保险保障功能发挥；第二，男性对外交流和信息获取能力强于女性，通过宗族网络等就能获得充分的就业信息，商业保险信息传递功能被削弱。

本地和邻近地区人均收入水平与本地男性外出就业关系显著为负，是因为男性一般是农村家庭收入来源的主体，在与女性同等收入水平下，收入对农村男性外出就业的吸引力会降低。本地和邻近地区电视信息渠道与农村男性外出就业显著负相关，同样是由于男性存在通过宗族网络获取信息的优势产生的替代作用所致。男性外出就业与本地公共服务负相关，与邻近地区公共服务正相关，原因在于男性受到家庭束缚较弱，在同等公共服务水平下，周边公共服务水平对男性相对劳动供给增加作用更显著。男性外出就业与本地是否参与投票不显著、与邻近地区是否参与投票负相关，同女性回归结果一致。

对比模型（4）与模型（2）可知，宗族网络和保险制度对本地就业影响的性别差异较小，不再赘述。结合上述分析，进一步说明社会制度会更多地影响农村女性外出就业。

（四）稳健性检验

长期以来大病风险都是造成重大经济损失、影响人们正常经济活动的主要风险形式。对农村家庭而言，一旦发生大病风险，不仅削弱家庭风险抵御能力，还会加重女性外出就业时的心理负担。大病保险作为基本医保的“拓展和延伸”，与商业保险一起对城乡居民

起到重要补充保障作用。与基本医保不同,我国大病保险采取委托商业保险承办模式。因此,选择将“商业保险程度”与“地区大病赔付支出”的交互项纳入模型进行稳定性检验,科学合理且符合现实意义。空间依赖性检验^①结果显示,采用空间 Tobit 模型最为妥当。

引入交乘项后的回归结果^②中主要变量回归系数并未发生显著变化,说明模型整体稳健。唯一不同的是,在纳入大病保险后,商业保险程度对所在地区的女性外出就业的影响与之前相比有所下降,邻近地区的商业保险程度对本地区女性外出就业影响不显著。原因在于:第一,地区大病赔付支出也意味着家庭所需要承担的疾病风险损失更大,因此本地区商业保险对农村女性外出就业的影响程度也就相应下降;第二,商业保险只是承担大病保险其中的管理服务,大病保险待遇享受仍然受到户籍制度影响,从而导致邻近地区商业保险与大病保险的交乘项对本地女性外出就业影响变得不显著。

六、结论与政策建议

“三农”问题的核心是农民问题,农民问题的核心是劳动力转移就业与收入增加问题。女性劳动力作为农村劳动人口的重要组成部分,同时扮演着家庭经济收入创造者和家庭照料服务提供者的双重角色,为促进社会经济发展与维护社会和谐稳定做出了突出贡献。在当前我国城市劳动力供给总量持续下降、农村女性剩余劳动人口有所增加的大背景下,从社会制度角度分析农村女性外出就业的主要影响因素,探讨消除或减轻相关因素影响的思路与对策,进一步拓宽农村女性外出就业渠道,提升女性劳动价值,增加农村家庭收入,就显得十分必要和紧迫。本文研究结果表明,宗族网络整体上能够促进农村女性外出就业,但本地宗族网络规模过大,人情往来压力和照料家庭的道德牵绊会阻碍女性外出就业。由于农村社会保险水平偏低,待遇可携带性差,不利于农村女性外出就业;商业保险补充保障灵活、针对性强、信息传递高效,有利于农村女性外出就业。本文主要结论对我国农村正式和非正式社会制度建设具有重要启示。

第一,加快我国户籍制度与社会保险制度分离改革,建立不同地区尤其是城乡之间社会保险互动联通机制,减少因社会制度设计缺陷造成劳动力自由流动阻碍;同时,进一步配套和完善农村老年儿童托管照护等公共服务机构建设和专业人员配备,消除女性外出就业时对家庭照料的顾虑。第二,由于农村社会保险设计中没有失业保险制度安排,建议借助互联网信息技术,搭建全国性农村劳动力供需信息平台,畅通不同地区不同用人单位用工需求与农村地区劳动力供给信息渠道,消除信息贫困对农村劳动力尤其是农村女性外出就业的影响。第三,通过加大税收优惠力度等措施,鼓励和加快商业保险在服务“三农”领域的发展,同时建议保险企业在设计商业保险相关产品时,要注意与现有社会保险的互动衔接,最大化商业保险与社会保险的合力效应。第四,鼓励传统宗族网络对正式保障制度的补充保障和信息共享作用的发挥,但建议加快农村社会治理体制机制建设,培育乡风文明和提升农村居民精神面貌,消除畸形宗族网络关系与人情往来对农村家庭成员尤其是对女性的桎梏,弘扬乡村新风正气,释放农村女性劳动生产力,助力中国乡村振兴战略。

① 因篇幅所限,本文省略了空间依赖性检验结果,感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

② 因篇幅所限,本文省略了稳健性检验结果,感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

参考文献:

1. 边燕杰、张文宏:《经济体制、社会网络与职业流动》[J],《中国社会科学》2001年第2期。
2. 陈斌开、陈思宇:《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业?》[J],《经济研究》2018年第3期。
3. 陈璐、范红丽、赵娜等:《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》[J],《经济研究》2016年第3期。
4. 郭云南、姚洋、Jeremy Foltz:《正式与非正式权威、问责与平滑消费:来自中国村庄的经验数据》[J],《管理世界》2012年第1期。
5. 郭云南、姚洋:《宗族网络与农村劳动力流动》[J],《管理世界》2013年第3期。
6. 江波:《论家庭与社会保障互补:女性两种就业方式与人的发展选择》[J],《改革与战略》2017年第11期。
7. 江求川、张克中:《中国劳动力市场中的“美貌经济学”:身材重要吗?》[J],《经济学》(季刊)2013年第3期。
8. 李勇辉、李小琴、陈华帅:《流而不工、迁而再守——子女随迁对女性就业的影响研究》[J],《经济科学》2018年第3期。
9. 刘靖:《非农就业、母亲照料与儿童健康——来自中国乡村的证据》[J],《经济研究》2008年第9期。
10. 潘锦棠:《经济转轨中的中国女性就业与社会保障》[J],《管理世界》2002年第7期。
11. 阮荣平、郑风田:《市场化进程中的宗族网络与乡村企业》[J],《经济学》(季刊)2013年第1期。
12. 孙良媛、李琴、林相森:《城镇化进程中失地农村妇女就业及其影响因素——以广东省为基础的研究》[J],《管理世界》2007年第1期。
13. 谭华清、黄昊、张辉等:《城乡劳动力转移中的先驱效应》[J],《南开经济研究》2017年第5期。
14. 熊瑞祥、李辉文:《儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自CFPS数据的证据》[J],《经济学》(季刊)2016年第1期。
15. 姚先国、谭岚:《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》[J],《经济研究》2005年第7期。
16. 虞义华:《空间计量经济学理论及其在中国的实践应用》[M],经济科学出版社,2015年第1版。
17. 袁霓:《中国女性非正规就业研究》[D],首都经济贸易大学,2013年。
18. (美)詹姆斯·勒沙杰、R.凯·佩斯:《空间计量经济学导论》[M],肖光恩、杨勇、魏伟译,北京大学出版社,2014年第1版。
19. 章元、陆铭:《社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?》[J],《管理世界》2009年第3期。
20. Alesina, A.F., Giuliano, P., 2015, “Culture and Institutions” [J], *Journal of Economic Literature*, Vol.53, No.4: 898-944.
21. Becker, G.S., 1981, *A Treatise on the Family*, Cambridge [M], Harvard University Press.
22. Devine, T.J., Kiefer, N.M., 1991, *Empirical Labor Economics: The Search Approach* [M], Oxford University Press.
23. Heitmueller, A., 2007, “The Chicken or the Egg? Endogeneity in Labor Market Participation of Informal Carers in England” [J], *Journal of Health Economics*, Vol.26: 536-559.
24. Munshi, K., Rosenzweig, M., 2009, “Why is Mobility in India So Low? Social Insurance, Inequality and Growth” [D], NBER Working Paper, No.w14850.
25. Tsai, K.S., 2004, “Imperfect Substitutes: The Local Political Economy of Informal Finance and Microfinance in Rural China and India” [J], *World Development*, Vol.32: 1487-1507.
26. Van Houtven, C.H., Coe, N.B., Skira, M.M., 2013, “The Effect of Informal Care on Work and Wages” [J], *Journal of Health Economics*, Vol.32: 240-252.

(G)