

家庭老年照料与农村妇女非农就业

——来自中国微观调查数据的经验分析

范红丽¹ 辛宝英^{2, 3}

摘要：本文使用中国健康与营养调查（CHNS）2000~2015年面板数据，采用面板固定效应模型与工具变量方法，定量研究农村妇女从事家庭老年照料对其非农就业的阻碍作用，并在此基础上考察农村养老基础设施在缓解这一阻碍作用中所扮演的角色。本文研究发现，从事家庭老年照料对农村妇女非农就业有负向影响，这一负面作用随着妇女从事老年照料强度的增加而不断提高，对30~52岁妇女和贫困家庭妇女非农就业的阻碍作用更为明显；此外，从事家庭老年照料也会影响农村妇女非农就业结构，限制其成为自我创业者；但是，养老院等养老基础设施和服务的可获得性有利于缓解这一阻碍作用。本文的研究意味着现阶段农村仍然存在大量女性劳动力因为照料老人而从事农业劳动，养老基础设施和公共服务的完善能够释放这些劳动力，支持农村产业升级，助力乡村振兴战略的实施。

关键词：老年照料 非农就业 农村妇女

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

乡村振兴战略是党的十九大为实现农业农村现代化所作出的统领“三农”工作的重大战略部署。“实施乡村振兴战略”要求发展农村综合生产力，全面振兴农村二三产业，促进农民增收，并完善公共服务和民生保障。这一系列工作部署与农村劳动力向非农产业转移密不可分。全面振兴农村产业体系需要将农村劳动力转移出农业部门，为第二和第三产业尤其是乡镇企业和自主创业的发展提供充足劳动力。在该过程中，农村家庭中男性和女性劳动力能否在非农业部门实现稳定就业尤为关键。截止到2017年底，中国农民工总量达到2.86亿人，虽然与2016年相比增长1.7%，但增速呈现多年持续下降趋势，支撑中国经济高速发展的“人口红利”正在逐渐消减（马俊龙、宁光杰，2017）。面对这一现状，众多学者开始围绕中国是否已经到达“刘易斯转折点”进行了一系列讨论，但尚未达成一致意见，也没有充分考虑“中国农村男女劳动力外出就业概率存在明显差异”这一重要事实。2000

年以来农村女性外出务工人员数仅有男性外出务工人员数的1/2左右^①，这意味着中国农村地区存在大幅释放女性劳动力从事非农就业以推迟“刘易斯拐点”到来的可能性，进一步利用人口红利为推动乡村振兴提供发展空间。

已婚男女是农村剩余劳动力最主要的构成部分，但是照顾老人和儿童等家庭责任可能导致他们在面临家庭和就业角色冲突时不得不放弃非农工作，而农村已婚妇女面临的冲突可能更为严重。图1的微观调查数据显示，现阶段已婚女性承担家庭老年照料责任是其非农就业参与率远落后于已婚男性的重要原因，照料老人的农村已婚妇女平均非农就业率（19.25%）不足已婚男性非农就业率的一半（39.80%），且两者的差异具有统计显著性，而在本文的样本中，约有34.42%的已婚女性需要承担家庭老人照料责任。家庭老年照料通常指由配偶、成年子女或其他亲属等向老年人提供的非支付性、无组织的照料行为。女性的代际支持作为中国老年人生活照料的主要来源，人口老龄化程度的持续加深将大幅提高女性家庭老年照料责任。此外，中国的老龄化呈现城乡倒置特点，与城市相比农村老龄化问题更加突出（魏后凯，2017），农村社区和机构照料明显不足，导致农村养老依然依赖传统的家庭子女养老，这会进一步阻碍已婚女性非农劳动参与。而农村养老基础设施和公共服务作为家庭照料的替代资源，可以通过减轻农村女性照料老人的压力，改善老年照料活动对非农就业的不利影响，进一步扩大中国农村劳动力潜在的转移空间，释放农村经济的增长潜力。此外，女性从事非农就业能够进一步提高家庭收入，优化家庭内部资源配置，提高女性自身和子女的福利水平，推进乡风文明建设。

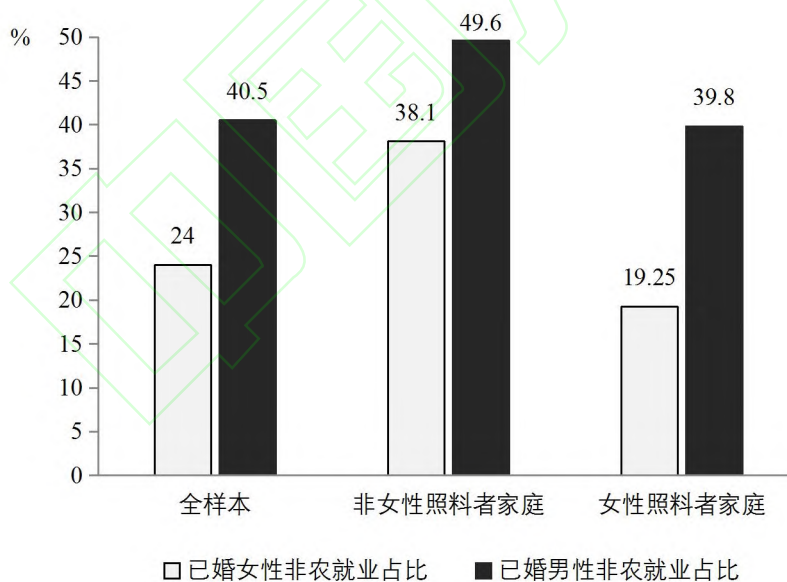


图1 照料老人对农村妇女非农就业的阻碍作用

资料来源：根据2000~2015年CHNS数据整理。

^①国家统计局（编）：《全国农民工监测调查报告》（2009~2017年，历年），<http://www.stats.gov.cn/>。

基于此, 本文采用中国健康与营养调查(CHNS) 2000~2015年微观层面的面板调查数据, 对从事照料老人活动对农村妇女非农就业的影响开展实证分析, 并进一步探究这一影响的异质性和存在的内在机制, 然后考察农村养老院等养老基础设施和公共服务在减轻这一阻碍效应中所发挥的作用。本文的主要边际贡献是, 首次运用中国农户层面的微观面板数据系统研究了照料老人对农村妇女非农就业的影响, 并运用面板固定效应模型和工具变量法克服研究中存在的内生性问题; 文章进一步通过区分样本分析女性年龄和家庭收入的异质性对回归结果可能产生的影响, 使研究更具现实意义; 此外, 本文检验了养老基础设施等在缓解家庭老年照料活动对农村妇女非农就业阻碍作用中扮演的角色。本文接下来的内容安排如下: 第二部分进行理论分析和文献回顾; 第三部分介绍本文的数据、模型和变量; 第四部分为计量结果与分析; 第五部分是研究结论及政策启示。

二、理论分析与文献综述

当前, 国内针对农村劳动力非农就业问题的研究较为丰富, 许多文献对农村劳动力进入非农产业的决策、影响因素, 非农就业对家庭增收和促进农村经济发展的作用等方面进行了研究(Zhao, 1999; Hare, 2002; 周其仁, 1997; 刘晓昀等, 2003)。其中, 有关农村劳动力非农就业影响因素的问题, 众多学者从地理因素、人力资本因素、社会资本因素和家庭因素四个方面进行考察(李实, 2001; 陈宗胜等, 2006; 蔡昉, 2007; 程名望、潘焜, 2012; 张锦华、沈亚芳, 2012; 陈瑛等, 2012)。这些文献深化了对农村居民非农就业影响因素的认知, 但相关研究并没有重视劳动参与中的性别结构问题。事实上, 中国农村家庭中男女劳动力非农就业存在巨大差异, 中国农村女性外出务工人员数仅为男性外出务工人员数的50%左右(熊瑞祥、李辉文, 2016)。

农村妇女作为家务劳动和家庭照料活动的主要承担者, 往往面临更为严峻的工作与家庭冲突, 因此, 一些文献开始关注农村女性非农就业决策, 从家庭层面研究农村女性非农就业决策的影响因素(王弘钰等, 2013; 刘越、姚顺波, 2016)。在诸多影响因素中, 也有研究特别关注农村已婚女性在家庭中承担老年照料对其非农就业的影响。汪伟(2010)采用2007年针对山东省肥城市农户的调查数据, 发现家中75岁以上老人和6岁以下儿童人数的增加会降低女性非农就业率; 周春芳(2013)利用2008~2012年江苏省的农户调查数据发现, 已婚女性承担赡养老人和抚养孩子的家庭责任也会明显阻碍她们从事非农就业。上述文献均侧重研究总体的家庭照料负担对非农就业的影响, 并没有单独考察老年照料或者儿童照管角色的影响, 本文则区分二者的影响, 重点关注家庭老年照料对农村妇女非农就业的影响。

从经济学角度看, 家庭老年照料尽管无需付费, 但并不意味着没有成本, Fast et al. (1999)提出家庭老年照料存在“隐性成本”, 即子女由于照料老人而面临劳动参与率下降和收入损失的机会成本。照料老人会从外延边际和内涵边际两个方面影响子女的就就业行为, 其中外延边际影响是指照料活动会影响照料者是否工作的劳动参与决策, 内涵边际影响则指工作的照料者是否会因为照料老人而调整自己的工作时间。本文关注照料行为的外延边际影响, 考察照料父母或公婆对农村妇女非农就业的影响。Carmichael and Charles (1998)提出家庭老年照料与劳动参与之间可能存在替代效

应,即照料老人作为一种劳动和时间密集型活动,可能导致照料者时间稀缺性提高,使其在时间约束条件下无法平衡工作和照料双重负担,从而减少工作时间甚至退出劳动力市场。另一方面,照料老人而产生的生理和心理紧张感会导致照料者焦虑、失眠、内分泌失调、血压升高等问题,对照料者的健康产生负面影响(Vitaliano et al., 2003; Kim and Knight, 2008; Zverova, 2012),进一步降低其劳动参与率。养老院等基础设施和公共服务作为家庭养老的替代资源,能够减轻家庭照料负担,帮助照料者更好地平衡非农就业与老人照料负担。在中国农村地区,照料活动主要由家庭成员尤其是成年女性提供,农村妇女背负着沉重的家庭责任,面临外出从事非农就业和老人照料负担的农村妇女如何在两者之间做出平衡或者取舍?养老基础设施或公共服务的可获得性能否缓解农村妇女面临的老年照料需求和非农就业角色产生的冲突,以释放农村妇女劳动力?目前这个问题还没有得到研究者的足够关注,本文采用中国健康与营养调查(CHNS)面板数据,在控制内生性的基础上,检验农村妇女非农就业和照料老人是否存在替代效应,并考察养老设施和养老服务发挥的作用。

针对家庭老年照料对照料者劳动参与的影响,众多学者的研究发现照料老人和就业之间确实存在“替代效应”。在时间约束下,因为照料老人而无法平衡照料和工作冲突,使得女性不得不减少劳动时间甚至退出劳动力市场(Ettner, 1996; Carmichael and Charles, 1998; Crespo, 2006; Heitmueller, 2007; Van Houtven et al., 2013)。Ettner (1996)基于美国数据, Crespo (2006)基于OECD国家数据, Heitmueller (2007)基于英国数据, Lilly et al. (2010)基于加拿大数据,研究发现从事照料老人活动会显著降低女性的就业概率,并且高强度照料活动的负面影响更大。目前老年照料和劳动供给的研究多集中于英国、美国等发达国家,针对中国的相关研究还处于起步阶段。国内与照料老人对照料者劳动参与率影响相关的文献主要有7篇(蒋承、赵晓军, 2009; 刘岚等, 2010; 黄枫, 2012; 马焱、李龙, 2014; 范红丽等, 2015; 刘岚等, 2016; 陈璐等, 2016)。基于研究选取的样本可以把国内相关文献分为三类。第一类研究利用全部样本进行分析,并未区分城乡差异。蒋承、赵晓军(2009), 范红丽等(2015), 陈璐等(2016)以城市和农村在内的全部样本,在控制内生性的基础上检验了照料老人对子女劳动参与率的影响。第二类研究重点关注城镇地区照料者,黄枫(2012), 马焱、李龙(2014)以及刘岚(2016)利用中国城镇样本进行实证分析,其中马焱、李龙(2014)和刘岚(2016)给出了照料老人对劳动参与影响的性别差异,但刘岚(2016)的样本仅为40~59岁的中年人群。第三类是针对农村样本的研究,目前仅有刘岚等(2010)以农村妇女为研究样本,但考察的是照料父母对农村已婚妇女农业劳动时间分配的影响,并未关注劳动参与率。已有文献针对不同年龄阶段的照料者,利用不同计量方法分析照料老人对照料者劳动参与的影响,但大多数研究并未考虑城乡二元结构体制下城市和农村的差异,针对农村妇女的研究相对有限,尤其缺乏考察照料老人对非农就业影响的研究。鉴于此,本文基于中国健康与营养调查2000~2015年面板调查数据,利用面板固定效应和工具变量法克服内生性以定量研究农村妇女照料老人对其非农就业的准确影响,并分析不同的照料强度对农村妇女非农就业的“门槛效应”,以及针对不同人群的异质性。此外,本文还研究了照料老人对农村妇女非农就业结构的影响,并探究其影响机制。在此基础上进一步考察农村养老基础设施和公共服务在缓解这一阻碍作用中所扮演的角色。

三、数据、模型和变量

(一) 数据来源

本文所用数据来源于中国疾病预防控制中心营养与食品安全所和美国北卡罗莱纳大学的卡罗莱纳州人口中心联合开展的中国健康与营养调查(CHNS)。该追踪调查项目的调查范围涉及中国东北部、南部和中西部的15个省、市的城镇和农村家庭户及其家庭成员。调查自1989年开始已进行了9次调查,并于2018年5月份公开2015年第10次追踪调查数据,调查内容覆盖受访者的特征、就业与收入以及照料老人等多方面信息。本文中关于照料老人信息来自CHNS对“52岁以下已婚女性与父母公婆关系”的补充调查,因此,本文限定样本为18~52岁已婚女性。本文研究农村妇女的非农就业,因此只采用农村户籍的已婚女性样本,经过整理,去除关键变量的数据缺失,最终得到2000~2015年共六个调查年度的6859个有效样本。

(二) 模型设定

本文通过建立面板数据工具变量模型刻画照料老人对农村已婚女性非农就业的阻碍作用,以更好地识别两者的关系:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Care_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \gamma_p + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中, Y_{it} 代表已婚女性*i*在*t*时期的非农劳动参与决策, $Care_{it}$ 为个体*i*在*t*时期是否为家里老人提供照料及其照料强度。 X_{it} 为个体*i*在*t*期的个人特征、家庭特征和地区特征, μ_i 是不随时间变化的个体固定效应,用以解决不随时间而变的个体遗漏变量问题, λ_t 为时间固定效应,可以解决不随个体而变的遗漏变量问题, γ_p 为省份虚拟变量, ε_{it} 为时变误差。照料老人作为一项自我选择行为,个人会视自身能力、性格偏好和所处的社会文化环境等因素决定是否提供照料,遗漏这些不可观测变量会导致照料变量与随机误差项 ε_{it} 相关,产生内生性问题。因此,本文选择面板固定效应控制不随时间变化的未观测到的遗漏变量,同时寻找合适的工具变量修正遗漏了随时间变化的个体异质性和双向因果关系导致的内生性。

理论上,工具变量方法能够有效解决内生性问题(陈云松、范晓光,2010),但该方法的有效性依赖于寻找合适的工具变量,该工具变量要与照料老人的决策相关,而且在非农就业方程中需要具有外生性。目前大部分学者采用父母年龄和健康状况、兄弟姐妹数量(Wolf and Soldo, 1994; Ettner, 1996; Bolin et al., 2008)以及家庭成员的健康状况(Heitmueller, 2007; Ciani, 2012)作为照料老人的工具变量,该类文献可以视作一个不断寻找和完善“照料老人”工具变量的过程。一般来说,老年人在高龄或者身体健康状况较差的情况下更需要子女的照料,因此,父母的年龄或者健康状况被认为与照料活动密切相关,但老年人的照料需求往往与子女的劳动供给没有直接关系,仅是通过子女照料活动这个唯一的途径间接影响其就业状态。此外,考虑到中国的现实情况,对于有较多兄

弟姐妹的女性，其兄弟姐妹能够有效分担父母的照料责任，从而影响农村妇女照料老人的状态，但兄弟姐妹数一般与个体的非农就业无直接关系。因此，父母的健康状况、照料需求和兄弟姐妹数与个体照料老人的决策高度相关，而与其劳动决策没有直接关系，满足工具变量“相关性”和“外生性”的特征。本文选取父母或公婆是否需要照料、父母公婆身体健康状况和兄弟姐妹数作为工具变量，利用面板固定效应模型和工具变量方法同时修正上述内生性偏误。考虑照料老人变量的内生性问题后，本文的模型修正为以下（2）～（3）式：

$$Care_{it} = \beta_0 + \beta_1 Z_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \gamma_p + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{Care}_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \gamma_p + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

（2）式中， Z_{it} 代表工具变量；（3）式中， \hat{Care}_{it} 为第一阶段回归求得的照料老人的预测值。本文关注照料老人对非农就业的边际影响，考虑到面板二值选择的固定效应模型因为“伴生参数问题”可能无法对固定效应进行一致估计，从而“污染”变量系数的估计，导致对变量系数的不一致估计（陈强，2010），因此，本文选择线性概率模型，利用面板固定效应的工具变量法对农村妇女劳动参与决策方程进行回归。

（三）变量定义

本文被解释变量“非农就业”来自CHNS中对受访者目前主要职业的调查，也包括从事一些家庭小手工业和小型家庭商业的样本。“照料老人”来自受访者对于“您是否照顾父母公婆日常起居”的回答，如果受访者提供照料，赋值为1，否则赋值为0。在全部6859个农村妇女样本中，无照料责任者4498人，承担照料责任者2361人，约34.42%的农村妇女照料老人，且周平均照料时间为14.86小时。表1描述性统计表明，未从事老年照料活动的农村妇女非农就业率为28.04%，照料老人的农村妇女非农就业率为19.21%，比非照料者低了8.83%。在实证分析部分，本文还将照料老人的时间和照料老人的人数作为照料强度的衡量，考察不同照料强度对农村妇女非农就业的影响。基于已有研究，本文选择个体特征、家庭状况和地理因素作为控制变量（陈宗胜等，2006；魏宁、苏群，2013）。

农村妇女的个体特征包括年龄、婚姻状况、教育程度和健康状态。根据人力资本理论，年轻人在体能、适应能力等方面具有一定的优势，外出的预期收益较高，因此年龄跟非农就业呈现负相关关系。本文将年龄设定为四组独立的虚拟变量，以考察不同年龄阶段的影响。农村妇女样本的平均年龄在39岁左右，年轻妇女的非农就业率相对较高，其中18～24岁、25～34岁、35～44岁和45～52岁从事非农就业的妇女占比分别为33.68%、39.05%、35.73%和19.88%；教育和健康水平则反映了人力资本因素对非农就业的影响（方黎明、谢远涛，2013）。由于农村妇女的受教育程度偏低，因此将妇女的教育程度采用三组虚拟变量予以刻画，分别是小学毕业及以下、初中毕业、高中毕业及以上，三组样本的非农就业比例分别为16.72%、35.32%和62.90%。健康状况选取过去四周患病率和慢性病率衡量，健康状况良好的妇女从事非农就业的概率较高。此外，与未从事照料老人的妇女相比，照料老人的农村妇女年龄偏大，受教育程度较高，但健康状况较差。

家庭层面的控制变量包括是否照顾0~6岁儿童、是否与父母或公婆同住、家庭人口数和丈夫人均年收入（按2015年不变价格进行调整）。看护儿童的女性保留工资较高，市场劳动参与率较低，因此照顾6岁以下儿童可能会降低女性非农就业率；居住模式也是影响劳动参与的重要因素，如果老人能够自理并且可以分担部分家务和农活，那么与老人同住的女性从事非农就业的可能性较大；但是如果同住的老人生活不能自理，需要照料则会制约其从事非农就业（周春芳，2013），因此，与父母或公婆同住对农村妇女非农就业的影响并不确定。样本中，照顾0~6岁儿童的妇女不到30%，与老人同住的为31.5%，照料者与父母或公婆同住的比例为36.1%。此外，农村妇女从事非农就业多是为了实现家庭效用最大化，因而家庭人数、丈夫收入也是影响其非农就业的重要因素。本文的样本中农村家庭的人口规模平均为4人左右，照料老人的妇女所在家庭人数较少，丈夫收入水平也偏低。

针对地理因素，一般经济发展水平较高的地区，非农就业的机会较多，因此农村女性的非农就业参与度较高，本文选择省份人均GDP，并将省份按照行政区域划分为东北、东部、中部和西部四个地区，测量地区变量对农村妇女非农就业的影响（马俊龙、宁光杰，2017）。样本中从事非农就业的妇女多生活在东部地区，所在省份的人均GDP较高。

表1 变量的描述性统计

变量	全部样本		无照料责任		承担照料责任		t 检验
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
被解释变量：							
是否从事非农就业（是=1，否=0）	0.240	0.475	0.280	0.403	0.192	0.174	0.035**
解释变量：							
年龄	39.15	7.381	39.02	7.377	39.95	7.370	0.003***
18~24岁（是=1，否=0）	0.129	0.168	0.031	0.174	0.018	0.132	0.010**
25~34岁（是=1，否=0）	0.237	0.426	0.249	0.429	0.204	0.403	0.004***
35~44岁（是=1，否=0）	0.436	0.495	0.433	0.412	0.438	0.471	0.086*
45~52岁（是=1，否=0）	0.198	0.456	0.287	0.453	0.340	0.474	0.000***
婚姻（在婚=1，丧偶或分居=0）	0.984	0.125	0.980	0.122	0.985	0.138	0.303
受教育程度							
小学及以下（是=1，否=0）	0.393	0.488	0.390	0.488	0.406	0.491	0.295
初中（是=1，否=0）	0.408	0.491	0.416	0.493	0.365	0.481	0.001***
高中及以上（是=1，否=0）	0.199	0.371	0.194	0.367	0.229	0.389	0.038**
过去四周是否患病（是=1，否=0）	0.098	0.297	0.092	0.289	0.131	0.338	0.000***
是否患有慢性病（是=1，否=0）	0.348	0.478	0.343	0.479	0.375	0.468	0.030**
是否照管0~6岁儿童 （是=1，否=0）	0.275	0.446	0.276	0.447	0.263	0.440	0.439
是否与父母或公婆同住 （是=1，否=0）	0.315	0.464	0.306	0.461	0.361	0.481	0.000***
家庭人口数	4.161	1.435	4.167	1.441	4.131	1.403	0.211
丈夫月收入（万元）	0.178	0.111	0.181	0.127	0.161	0.148	0.017**

(续表 1)

所在省份人均 GDP (万元)	2.154	1.255	2.106	1.263	2.352	1.218	0.141
工具变量:							
父母或婆婆是否需要照料 (是=1, 否=0)	0.183	0.387	0.143	0.350	0.399	0.490	0.000***
父母或婆婆是否患慢性病 (是=1, 否=0)	0.635	0.482	0.597	0.491	0.643	0.479	0.001***
兄弟姐妹数	6.510	2.950	6.640	2.950	6.170	2.930	0.093*

注: **、**和*分别表示两端t检验在1%、5%和10%的水平上显著。

四、模型估计结果及分析

本文首先利用面板工具变量方法对(3)式进行回归分析,然后进一步考察照料强度对农村妇女非农就业的影响,接着通过年龄和收入分组进一步确认该阻碍作用对农村不同年龄阶段和收入水平的妇女存在的异质性,最后考虑养老院、老年活动中心、老年协会或协助老弱病残组织等基础设施和公共服务在缓解农村妇女非农就业与老人照料角色冲突中发挥的作用。

(一) 照料老人对农村妇女非农就业的影响

表2汇报了对农村妇女非农就业在外生和内生假设下的最小二乘法(OLS)、面板固定效应模型(FE)和面板固定效应工具变量模型(FE+IV)的估计结果。在外生假设下,农村妇女照料老人使得从事非农就业的概率下降8.1%,但不具有统计显著性。表2第(4)列显示,在控制内生性后,照料老人对农村妇女非农就业的负面影响增加为13.5%。对比外生和内生假设下的回归结果,本文发现如果忽略模型的内生性会低估照料老人对农村妇女非农劳动参与的负面影响,而这一发现与Heitmueller(2007)、范红丽等(2015)是一致的。FE+IV的第一阶段回归结果显示,工具变量对照料老人具有显著影响,老人的身体状况越差,照料需求越高,则农村妇女照料老人的可能性越大;而兄弟姐妹越多,能在较大程度上分担老人的照料负担,农村妇女照料老人的可能性越小。工具变量的检验结果显示,D-W-H统计值为4.36($p < 0.05$),表明照料老人在非农就业方程中存在内生性;F统计值和Hansen统计值分别表明工具变量与照料变量高度相关,而且在控制照料老人变量后,工具变量对农村妇女非农就业没有预测能力从而有效的。

表2第(4)列中其他解释变量的符号和含义也与预期保持一致。农村妇女年龄越大,从事非农就业的概率越低;教育程度的提高则能显著提升其非农就业的概率;身体健康状况越差,越不可能从事非农劳动。家庭特征方面,农村妇女照管6岁以下儿童会阻碍其非农就业;丈夫收入并未显著影响农村妇女的非农就业,可能的原因是中国农村家庭中男性一人的收入无法维持整个家庭的支出,这也从侧面反映出农村妇女从事非农工作对于增加中国农村家庭收入的重要意义(熊瑞祥、李辉文,2016);此外,农村妇女所在省份人均GDP的提高会增加非农就业机会,进而提升农村妇女从事非农就业的可能性。

表2 照料老人对农村妇女非农就业的影响

变量名称	OLS	FE	FE+IV	
			第一阶段	第二阶段
照料老人	-0.081 (0.074)	-0.093* (0.052)	— —	-0.135*** (0.040)
年龄 (参照组: 45~52 岁)				
18~24 岁	-0.074** (0.033)	-0.047 (0.034)	-0.038 (0.025)	-0.061* (0.035)
25~34 岁	0.058*** (0.017)	0.073*** (0.018)	-0.024* (0.014)	0.065*** (0.019)
35~44 岁	0.053*** (0.013)	0.050*** (0.013)	-0.009 (0.010)	0.043*** (0.013)
婚姻	-0.207*** (0.044)	-0.146*** (0.045)	0.024 (0.034)	-0.161*** (0.047)
教育程度 (参照组: 小学及以下)				
初中	0.149*** (0.012)	0.136*** (0.013)	0.024** (0.009)	0.138*** (0.013)
高中及以上	0.390*** (0.017)	0.344*** (0.018)	0.059*** (0.013)	0.147*** (0.019)
过去四周是否患病	-0.020 (0.018)	-0.023 (0.021)	0.032** (0.013)	-0.019 (0.017)
是否患有慢性病	0.005 (0.011)	-0.009 (0.013)	0.018** (0.008)	-0.011 (0.011)
是否照顾 0~6 岁儿童	-0.069*** (0.014)	-0.057*** (0.019)	-0.019* (0.011)	-0.053*** (0.014)
是否与父母或公婆同住	0.065*** (0.015)	-0.046* (0.026)	0.056*** (0.013)	-0.051*** (0.017)
家庭人口数	-0.020*** (0.005)	-0.009 (0.008)	-0.015*** (0.004)	-0.018*** (0.005)
丈夫月收入对数	-0.017*** (0.002)	0.004 (0.003)	0.001 (0.001)	0.009 (0.020)
所在省份人均 GDP 对数	0.043*** (0.005)	0.031*** (0.005)	-0.001 (0.003)	0.040*** (0.004)
父母或公婆是否需要照料	—	—	0.284*** (0.010)	—
父母或公婆身体健康状况	—	—	0.071* (0.042)	—
兄弟姐妹数	—	—	-0.083** (0.043)	—
省份虚拟变量	是	是	是	是

(续表 2)

Hausman 检验	—	159.800*** (p=0.000)	156.050*** (p=0.000)
工具变量检验			
F 统计量	—	—	61.481*** (p=0.000)
Hansen 统计量	—	—	2.450 (p=0.166)
D-W-H 统计量	—	—	4.364** (p=0.037)
样本数	6859	6859	6859

注：括号内为稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(二) 照料老人强度对农村妇女非农就业的影响

基本模型结果表明，照料老人对农村妇女非农劳动参与具有显著的负向影响，农村妇女面临照料老人和外出就业的角色冲突。如果该逻辑成立，本文应该观测到照料老人和非农就业存在“时间约束”，家庭中老人的身体状况越差，照料需求越高，照料强度越大，则照料老人与非农就业角色之间的冲突更为明显，照料老人对农村妇女非农就业的阻碍作用也会随着照料老人强度的增加而提高。为了验证这一推断，本文将照料老人活动依据照料时间设定为每周照料5小时、10小时、15小时和20小时及以上，以衡量照料老人的强度对农村妇女非农就业影响的“门槛效应”（Carmichael and Charles, 2003; Lilly et al., 2010; Jacobs et al., 2014）。考虑到照料是一项多任务活动，如果农村妇女存在同时照料多位老人的情况，则对其花费的时间和精力要求更高（余央央等，2017），因此本文还采用照料老人的人数衡量照料强度，其均值为1.59人。表3结果表明，随着照料老人强度的增加，照料老人对农村妇女非农就业的不利影响明显提高。当照护强度增加到每周15小时及以上时，农村妇女可能无法继续兼顾照料责任和非农就业，从而选择退出非农劳动力市场，出现“门槛效应”；每周提供20小时以上照料活动的农村妇女，其非农就业概率显著下降16.5%。随着照料老人数目的增加，照料活动对农村妇女非农就业的负面影响也会在较大幅度上提高，同本文的预期“照料老人对农村妇女非农就业的负面影响随着照料时间和照料人数的增加而提升”基本一致。

表 3 照料老人强度对农村妇女非农就业的影响

	Panel A: 照料老人时间对非农就业的影响			
	照料 20 小时	照料 15 小时	照料 10 小时	照料 5 小时
照料老人	-0.165*** (0.037)	-0.136*** (0.034)	-0.090 (0.098)	-0.087 (0.068)
控制变量	是	是	是	是
Hausman 检验	27.530** (p=0.020)	26.630** (p=0.023)	38.130** (p=0.040)	53.540*** (p=0.000)
工具变量检验				
F 检验	3.675* (p=0.059)	4.231** (p=0.041)	6.302** (p=0.037)	6.285** (p=0.049)

(续表 3)				
Hansen 检验	0.370 (p=0.540)	1.730 (p=0.187)	0.780 (p=0.348)	0.230 (p=0.634)
D-W-H 检验	0.534 (p=0.465)	0.459 (p=0.504)	0.651 (p=0.421)	6.418** (p=0.011)
样本数	2361	2361	2361	2361
Panel B: 照料老人人数对非农就业的影响				
	照料 4 人	照料 3 人	照料 2 人	照料 1 人
照料老人	-0.103 (0.085)	-0.091** (0.039)	-0.051*** (0.017)	-0.033* (0.019)
控制变量	是	是	是	是
Hausman 检验	61.180*** (p=0.000)	62.830*** (p=0.000)	64.240*** (p=0.000)	54.550*** (p=0.000)
工具变量检验				
F 检验	4.305*** (p=0.005)	22.328*** (p=0.000)	9.431*** (p=0.000)	31.329*** (p=0.000)
Hansen 检验	1.120 (p=0.290)	3.740* (p=0.053)	2.530 (p=0.112)	2.270 (p=0.132)
D-W-H 检验	2.134 (p=0.144)	0.361 (p=0.551)	1.238 (p=0.267)	5.893** (p=0.015)
样本数	6859	6859	6859	6859

注：①括号内为稳健标准误，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，其他控制变量同表 2；②考察照料强度对农村妇女非农就业影响的模型中，当每周照料时间超过 10 小时，照护人数超过 2 人时接受“照料强度”为外生变量的原假设，因此本文仅汇报面板固定效应的回归结果。

(三) 异质性分析

上述分析发现，照料老人确实会显著阻碍农村妇女从事非农就业，而且农村妇女从事家庭老人照料对非农就业的影响可能存在一定的异质性。为了进一步理清照料老人对非农就业的影响，本文将样本区分不同年龄阶段和家庭收入水平，利用面板固定效应的工具变量法进行回归分析，之所以选择年龄和家庭收入作为划分标准，是由于年龄、家庭收入往往与农村妇女面临的照料负担和非农就业密切相关。

本文按照年龄阶段将样本分为 18~30 岁青年妇女、30~45 岁青年妇女和 45~52 岁中年妇女，设置照料老人和年龄交互项。从表 4 第 1 列回归结果看，与 18~30 岁青年女性相比，照料老人对非农就业的不利影响在 30~52 岁女性中愈发明显，这是因为 30 岁及以上的妇女比年轻妇女更有可能为老年父母或公婆提供照料（刘岚等，2010），而且 30 岁以上农村妇女是劳动力市场的重要参与者，因提供照料而产生的非农就业损失较高。

本文还对样本按照家庭收入进行三等分分组，设置分类变量，引入照料老人和收入水平的交互项，分析照料老人对非农就业阻碍作用在不同收入阶层的差异，并进一步采用 2011 年底中央扶贫工

作会议确定的贫困线^①（2300元）定义贫困家庭，考察照料老人对农村贫困家庭妇女非农就业的影响。表4第（2）～（3）列回归结果显示，收入水平较低的家庭在面临老年照料需求时，往往无法通过机构养老等途径缓解照料老人的负担，而是更多地依赖儿媳或女儿，导致家庭中女性从事非农就业的概率较低，而且这一阻碍作用在贫困家庭中更为明显，照料老人使得农村贫困家庭妇女从事非农就业的概率显著下降16.4%。本文的研究表明，照料老人会严重阻碍年龄偏高和家庭收入较低的农村妇女从事非农就业，尤其对贫困家庭妇女的阻碍作用更为明显，这可能会限制农民增收，不利于农村家庭脱贫。

表4 照料老人对农村妇女非农就业影响的异质性分析

变量	不同年龄阶段	不同家庭收入水平	贫困家庭
照料老人	-0.118** (0.047)	-0.091*** (0.030)	-0.075*** (0.018)
Panel A: 照料老人×年龄分组			
照料老人×年龄30~45岁	-0.107** (0.050)	—	—
照料老人×年龄45~52岁	-0.052*** (0.019)	—	—
Panel B: 照料老人×收入分组			
照料老人×低收入	—	-0.121** (0.053)	—
照料老人×中等收入	—	-0.098** (0.038)	—
Panel C: 照料老人×贫困家庭	—	—	-0.164*** (0.033)
控制变量	是	是	是
Hausman 检验	66.220*** (p=0.000)	69.840*** (p=0.000)	69.880*** (p=0.000)
样本数	4661	4661	4661

注：括号内为稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，其他控制变量同表2。

（四）进一步讨论

该部分在上文研究得出照料老人阻碍农村妇女非农就业的基础上，将继续讨论照料老人具体如何影响农村妇女非农就业的结构，即照料老人是阻碍了农村妇女成为工资获得者，还是降低了其创业意愿，阻碍其成为自我雇佣者？进一步地，照料老人影响农村妇女非农就业的内在机制是什么？除了因为时间约束造成角色冲突，是否还通过影响照料者的健康水平而降低了非农就业的可能性？

该部分依然采用面板固定效应工具变量法进行回归分析，以更好地控制内在机制分析中照料者照料老人与其自身健康间存在的内生性问题。表5结果表明照料老人不仅降低了农村妇女成为工资获得者的概率，还使得自我创业的概率显著下降10.3%，在更大程度上降低了农村妇女成为自我雇佣者的可能性，进而可能影响农民的自主创业意愿。此外，表5的机制分析发现，从事照料老人活动使得过去四周患病的概率显著增加3.5%，被诊断患有慢性病的概率提高9.8%，而自评健康较差的概率显著提高17.6%，这一结果表明，照料老人会损耗农村妇女的健康，限制其长期健康资本的

^①在实证研究中，本文针对家庭收入和贫困线以2011年为基期按照农村居民消费价格指数进行了平减处理，以消除价格变化的影响。

累积，通过健康渠道影响农村妇女从事非农就业。

表 5 照料老人对农村妇女非农就业结构的影响及内在机制

	被解释变量：非农就业结构		内在机制：健康人力资本		
	工资获得者	自我雇佣者	过去四周患病 (是=1)	患有慢性病 (是=1)	自评健康 (差=1)
照料老人	-0.076** (0.029)	-0.103** (0.043)	0.035* (0.018)	0.098*** (0.005)	0.176** (0.079)
控制变量	是	是	是	是	是
Hausman 检验	38.310** (p=0.011)	40.730*** (p=0.000)	36.690** (p=0.017)	35.270*** (p=0.001)	27.700** (p=0.014)
样本数	6012	4361	6859	6859	4089

注：①括号内为稳健标准误，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，其他控制变量同表 2；②工资获得者、自我雇佣的基准组为务农组别。

（五）养老基础设施及公共服务的作用

上述研究表明，农村存在一定规模的因为需要照料父母公婆，履行孝道义务而被束缚在农业部门从事农业工作的女性劳动力。那么，是否存在某些制度安排可以缓解农村妇女面临的老年照料和非农就业的角色冲突，释放农村剩余女性劳动力，更好地服务农民工返乡创业，促进乡村振兴呢？考虑到农村养老基础设施等公共服务作为家庭养老的可替代资源，会为传统家庭养老模式提供有力支撑，减轻农村女性照料老人的负担，进而使得农村妇女更好地平衡非农就业与老人照料负担。

基于这一思路，本节采用调查数据区分样本以考察农村养老设施和服务在缓解农村妇女非农就业与老人照料角色冲突之间所发挥的作用。由于CHNS社区调查中并未涉及关于养老基础设施和公共服务的相关信息，本文选择其他微观数据进行补充。基于调查数据的全国性、时效性和可及性原则，本文对2000年以来能反映家庭老年照料和社区养老设施服务的全国性调查进行筛选，发现目前只有中国健康与养老追踪调查（CHARLS）既涵盖了女性照料老人的核心内容，也包括了养老设施和公共服务的社区信息。该调查采用多阶段分层抽样方法，覆盖全国28个省区的450个村级单位，收集了丰富的个体、家庭和社区微观数据。此外，相关研究也表明该数据库是研究家庭老年照料的重要数据来源（余央央等，2017；刘亚飞、张敬云，2017；余央央、封进，2018），因此本文选取CHARLS作为本研究的补充数据源，为分析养老基础设施在缓解农村妇女非农就业与老人照料冲突之间所扮演的角色提供较为完整的数据支持，而且不同调查数据之间的相互印证也能提升数据分析和研究结论的准确性和科学性（吴帆、王琳，2017）。

本部分利用CHARLS2011年和2013年^①的追踪调查，根据“过去一年，您自己大约花几周，每周花多少小时照看您的父母或公婆”定义照料变量，根据农村是否有敬老院或养老院、是否有老年

^①CHARLS在2011年和2013年询问了受访者照料老人的情况，在2011年进行了社区调查，文章假定所关注的社区层面变量在2011年和2013年并未发生变化，以进行面板工具变量回归分析。

活动中心或老弱病残协助组织等养老基础设施或公共服务, 设置虚拟变量并引入与照料老人的交互项, 考察养老基础设施或公共服务在缓解照料老人对农村妇女非农就业不利影响中所发挥的作用。表6的第(1)列给出了农村是否配备养老基础设施或公共服务的面板工具变量回归结果, 本文发现照料老人确实会显著阻碍农村妇女从事非农劳动, 但养老院等基础设施或公共服务的存在会显著改善照料老人对非农就业的阻碍作用, 这一改善作用为6.3%。表6第(2)~(3)列进一步区分基础设施和公共服务发挥作用的异质性, 结果表明农村的养老基础设施和公共服务都能有效缓解农村妇女照料老人对其非农就业的阻碍效应, 但目前由于农村养老公共服务水平较低(孔祥智, 2018), 从而表现出敬老院、养老院等养老设施的改善作用更为明显。这表明, 养老院等具有老年照料功能的基础设施或协助老弱病残的公共服务作为家庭老年照料的替代资源, 均可以有效缓解农村妇女面临的照料老人和从事非农就业的角色冲突。

表6 养老基础设施和公共服务发挥的作用

(1)		(2)		(3)	
村庄是否配有养老基础设施或公共服务		村庄是否配有养老基础设施		村庄是否配有养老公共服务	
照料老人×	0.063***	照料老人×	0.057***	照料老人×	0.018***
基础设施或公共服务	(0.016)	基础设施	(0.005)	公共服务	(0.002)
照料老人	-0.171***	照料老人	-0.141***	照料老人	-0.147**
	(0.045)		(0.036)		(0.062)
基础设施或公共服务	0.099***	基础设施	0.056***	公共服务	0.065***
	(0.018)		(0.013)		(0.007)
控制变量	是	控制变量	是	控制变量	是
Hausman 检验	229.710***	Hausman 检验	210.000***	Hausman 检验	205.990***
	(p=0.000)		(p=0.000)		(p=0.000)
样本数	6924	样本数	6924	样本数	6924

注: 括号内为稳健标准误, **、*和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著, 其他控制变量同表2。

五、结论及启示

本文使用中国健康和营养调查2000~2015年面板数据, 采用面板固定效应模型与工具变量方法, 定量研究农村妇女照料老人对非农劳动参与的影响, 并在此基础上考察养老基础设施和公共服务在缓解这一不利影响中所发挥的作用, 得到以下结论: 第一, 在控制内生性之后, 农村妇女照料家庭老人使其非农就业概率显著降低13.5%, 而且这一阻碍作用随农村妇女从事照料活动强度的增加而不断提高。第二, 照料老人对农村妇女非农就业的影响存在明显的异质性, 其对农村30~52岁妇女和贫困家庭妇女的非农就业产生更大程度的负面影响。第三, 照料老人会影响农村妇女的非农就业结构, 在更大程度上限制其成为自我创业者。此外, 照料老人会通过健康渠道阻碍农村妇女的非农就业决策。第四, 养老基础设施和公共服务会缓解照料老人对农村妇女非农就业的不利影响。

本文所得结论的政策启示在于, 现阶段中国农村妇女照料老人确实会阻碍其从事非农就业, 因此, 缓解农村妇女照料家庭内部老人的压力有助于促进农村妇女从事非农就业以支持农村第三产业

的发展和农民自主创业，以加快乡村振兴战略的发展步伐。从可操作性层面来看，缓解农村妇女照料老人负担可以从两个方面入手：一方面，加快农村基础设施的建设步伐，规范养老机构以及老年活动中心的发展，将其服务辐射周边社区，为家庭老年照料提供有效的替代资源；另一方面，完善养老公共服务，发挥社区照料资源对于家庭内部老人照料的延伸和补充作用，鼓励成立协助老弱病残的志愿者组织，缓解农村妇女照料老人的负担和压力，这对于农村妇女平衡照料老人和就业的关系，增加农民收入，推进乡村振兴具有重要意义。

参考文献

1. 蔡昉, 2007: 《中国流动人口问题》, 北京: 社会科学文献出版社。
2. 陈璐、范红丽、赵娜、储兰兰, 2016: 《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》, 《经济研究》第3期。
3. 陈强, 2010: 《高级计量经济学及 Stata 应用》, 北京: 高等教育出版社。
4. 陈瑛、杨先明、周燕萍, 2012: 《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》, 《经济问题》第11期。
5. 陈云松、范晓光, 2010: 《社会学定量分析中的内生性问题——测估社会互动的因果效应研究综述》, 《社会》第4期。
6. 陈宗胜、周云波、任国强, 2006: 《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》, 《财经研究》第5期。
7. 程名望、潘焜, 2012: 《个人特征、家庭特征对农村非农就业影响的实证》, 《中国人口·资源与环境》第2期。
8. 范红丽、陈璐, 2015: 《替代效应还是收入效应? ——家庭老年照料对女性劳动参与率的影响》, 《人口与经济》第1期。
9. 方黎明、谢远涛, 2013: 《人力资本、社会资本与农村已婚男女非农就业》, 《财经研究》第8期。
10. 黄枫, 2012: 《人口老龄化视角下家庭照料与城镇女性就业关系研究》, 《财经研究》第9期。
11. 蒋承、赵晓军, 2009: 《中国老年照料的机会成本研究》, 《管理世界》第10期。
12. 孔祥智, 2018: 《培育农业农村发展新动能的三大途径》, 《经济与管理评论》第5期。
13. 李实, 2001: 《农村妇女的就业与收入——基于山西若干样本的实证分析》, 《中国社会科学》第3期。
14. 刘岚、董晓媛、陈功、郑晓瑛, 2010: 《照料父母对我国农村已婚妇女劳动时间分配的影响》, 《世界经济文汇》第5期。
15. 刘岚、齐良书、董晓媛, 2016: 《中国城镇中年男性和女性的家庭照料提供与劳动供给》, 《世界经济文汇》第1期。
16. 刘晓昀、Terry Sicular、辛贤, 2003: 《中国农村劳动力非农就业的性别差异》, 《经济学(季刊)》第4期。
17. 刘越、姚顺波, 2016: 《农村已婚女性就业现状及其影响因素》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第5期。
18. 马俊龙、宁光杰, 2017: 《互联网与中国农村劳动力非农就业》, 《财经科学》第7期。
19. 马焱、李龙, 2014: 《照料老年父母对城镇已婚中青年女性就业的影响》, 《人口与经济》第2期。

- 20.汪伟, 2010:《农民夫妻非农就业决策的微观基础分析——以山东省肥城市为例》,《中国农村经济》第3期。
- 21.魏后凯, 2017:《新常态下我国城乡一体化的推进战略》,《中国乡村发现》第1期。
- 22.魏宁、苏群, 2013:《生育对农村已婚妇女非农就业的影响研究》,《农业经济问题》第7期。
- 23.吴帆、王琳, 2017:《中国学龄前儿童家庭照料安排与政策需求——基于多源数据的分析》,《人口研究》第6期。
- 24.熊瑞祥、李辉文, 2016:《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》,《经济学(季刊)》第1期。
- 25.余央央、邹文玮、李华, 2017:《老年照料对家庭照料者医疗服务利用的影响——基于中国健康与养老追踪调查数据的经验研究》,《劳动经济研究》第6期。
- 26.余央央、封进, 2018:《家庭照料对老年人医疗服务利用的影响》,《经济学(季刊)》第3期。
- 27.张锦华、沈亚芳, 2012:《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》,《中国农村经济》第4期。
- 28.周春芳, 2013:《儿童看护、老人照料与农村已婚女性非农就业》,《农业技术经济》第11期。
- 29.周其仁, 1997:《机会与能力——中国农村劳动力的就业和流动》,《管理世界》第5期。
- 30.Bolin, K., B. Lindgren, and P. Lundborg, 2008, "Your Next of Kin or Your Own Career? Caring and Working among the 50+ of Europe", *Journal of Health Economics*, 27(3): 718-738.
- 31.Carmichael, F., and S. Charles, 1998, "The Labour Market Costs of Community Care", *Journal of Health Economics*, 17(6): 747-765.
- 32.Carmichael, F., and S. Charles, 2003, "Benefit Payments, Informal Care and Female Labor Supply", *Apply Economic Letter*, 10(7): 411-415.
- 33.Crespo, L., 2006, "Caring for Parents and Employment Status of European Mid-life Women", CEMFI Working Paper0615, <http://cemfi-server.cemfi.es/wp/0615.pdf>.
- 34.Ettner, S., 1996, "The Opportunity Costs of Elder Care", *Journal of Human Resources*, 31(1): 189-205.
- 35.Fast, J. E., D. L. Williamson, and N. C. Keating, 1999, "The Hidden Cost of Informal Elderly Care", *Journal of Family and Economic Issues*, 20(3): 301-326.
- 36.Hare, D., 2002, "The Determinants of Job Location and Its Effect on Migrants' Wages: Evidences from Rural China", *Economic Development and Cultural Change*, 50(3): 557-579.
- 37.Heitmueller, A., 2007: "The Chicken or the Egg? Endogeneity in Labor Market Participation of Informal Carers in England", *Journal of Health Economics*, 26 (3): 536-559.
- 38.Jacobs, C. J., A. Laporte, C. H. Van Houtven, and P. C. Coyte, 2014, "Caregiving Intensity and Retirement Status in Canada", *Social Science & Medicine*, 102(2): 74-82.
- 39.Kim J. H., and B. G. Knight, 2008, "Effects of Caregiver Status, Coping Styles, and Social Support on the Physical Health of Korean American Caregivers", *Gerontologist*, 48(3):287-299.
- 40.Lilly, M. B., A. Laporte, and P. C. Coyte, 2010, "Do They Care Too Much to Work? The Influence of Caregiving

Intensity on the Labor Force Participation of Unpaid Caregivers in Canada”, *Journal of Health Economics*, 29 (6): 895-903.

41. van Houtven, C. H., N. B. Coe, and M. M. Skira, 2013, “The Effect of Informal Care on Work and Wages”, *Journal of Health Economics*, 32 (1): 240-252.

42. Vitaliano, P. P., J. Zhang, and J. M. Scanlan, 2003, “Is Caregiving Hazardous to One’s Physical Health? A Meta-analysis”, *Psychological Bulletin*, 129(6):946-972.

43. Wolf, D. A., and B. J. Soldo, 1994, “Married Women’s Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents”, *Journal of Human Resources*, 29(4):1259-1276.

44. Zhao, Y. H., 1999, “Labor Migration and Earnings Differences: The Case of Rural China”, *Economic Development and Cultural Change*, 47(4): 767-782.

45. Zverova M., 2012, “Frequency of Some Psychosomatic Symptoms in Informal Caregivers of Alzheimer’s Disease Individuals. Prague’s Experience”, *Neuro Endocrinology Letters*, 33(5):565-567.

(作者单位: ¹山东财经大学保险学院;

²山东管理学院新型城镇化研究所;

³南京航空航天大学经济与管理学院)

(责任编辑: 午言)

Elderly Care and Rural Women’s Non-farm Employment in China: Micro Data Evidence from China

Fan Hongli Xin Baoying

Abstract: This article analyzes the effect of elderly care on married women’s non-farm employment in rural areas and explores the role of community infrastructure for elderly care and public services on reducing the adverse effect, by using a fixed effect model and instrument variable method based on data of the CHNS collected from 2000 to 2015. The results indicate that elderly care has a significantly negative effect on rural married women’s non-farm labor force participation. The more hours or the more recipients care is provided for, the greater the negative impact on non-farm labor force participation. Moreover, the negative impact seems bigger for the married women aged 30-52 and for those from poor families. Also, elderly care can influence the structure of non-farm labor force participation, restricting the married women from choosing self-employment. The availability of infrastructure for elderly care and services can help reduce the negative effect. The results reveal that there is still rich supply of female labor force participation on farm owing to elderly care, while infrastructure for elderly care and public services provision can help transfer them to the non-farm sector, which may support the upgrading of rural industries and promote the implementation of rural revitalization strategy.

Key Words: Elderly Care; Non-farm Employment; Rural Married Women