

家庭老年照料对女性非正规就业的影响效应研究

吴燕华^{1,2}, 李金昌³, 刘波³

(1. 浙江工商大学统计与数学学院, 浙江杭州 310018; 2. 浙江农林大学浙江省农民发展研究中心, 浙江杭州 311300; 3. 浙江财经大学数据科学学院, 浙江杭州 310018)

摘要: 利用1993-2011年“中国健康与营养调查”数据, 在控制内生性的条件下研究中国家庭老年照料对女性非正规就业选择和非正规就业工资收入的影响效应。研究发现, 家庭老年照料会降低女性从事正规就业的可能性而提高其从事非正规就业的可能性, 并且老年照料的强度越高(每周照料时间超过10小时), 女性劳动者非正规就业倾向越大。家庭老年照料对女性非正规就业工资收入的负面影响随着照料强度的增加而减弱, 对女性正规就业工资收入的负面影响随着照料强度的增加而增加。据此, 文章认为, 当女性要承担家庭照料责任时, 非正规就业为她们提供了兼顾老年照料与就业的平衡, 既解决了自身的就业问题、增加了家庭收入, 又节省了老年照料家庭支出。基于实证结果, 本文提出了相应的政策建议。

关键词: 家庭老年照料; 女性非正规就业选择; Probit 模型

中图分类号: F241.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2018)03-0047-11

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2018.03.004

The Impact of Informal Care on Women's Informal Employment

WU Yan-hua^{1,2}, LI Jin-chang³, LIU Bo³

(1. School of Statistics and Mathematics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;
2. Center for Peasants' Development Research of Zhejiang Province, Zhejiang Agriculture and Forestry University, Hangzhou 311300, China; 3. School of Data Science, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Based on the panel data of China Health and Nutrition Survey from 1993 to 2011, this paper investigates the impact of informal care on women's behaviors of choosing the informal employment and women's income by controlling endogeneity. In general, informal care decreases the probability of formal employment but increases the probability of informal employment. And the more hours (≥ 10 h per week) of care women provide, the more apt they are to choose informal employment. Moreover, informal care has negative effects on women's income of informal employees, but the effects will be weakened by the increase of care-giving intensity. On the contrary, the effects will be strengthened by the increase of care-giving intensity to formal employees. Thus, informal employment not only provides a balance between informal care and work, but also increases family income. Based on the empirical results, the corresponding policy recommendations are proposed.

Key words: informal care; women's informal employment; Probit model

收稿日期: 2017-09-18

基金项目: 国家社会科学基金项目“基于SAM框架的非正规经济宏观效应统计研究”(17CTJ001); 全国统计科学研究重点项目“非正规经济社会核算矩阵编制及在居民收入分配分析中应用”(2016LZ10); 浙江省哲学社会科学规划项目“非正规经济对居民收入的影响效应及作用路径研究”(17NDJC165YB); 杭州市哲学社会科学规划项目“家庭老年照料对女性非正规就业选择的影响——以杭州为例”(Z17JC094)

作者简介: 吴燕华, 女, 讲师, 博士研究生, 主要从事人口统计和经济统计研究; 李金昌, 男, 教授, 博士生导师, 主要从事统计理论、方法与应用研究; 刘波, 男, 讲师, 主要从事经济统计研究。

一、问题的提出

在发展中国家,非正规就业是女性就业的主要渠道之一。国际劳工组织 ILO(2012)^[1]在48个发展中国家的最新调查数据显示,8个亚洲国家有32.6%~84.7%的女性从事非正规就业,女性非正规就业比重大部分高于男性,其中,在印度和印度尼西亚,女性的非正规就业比重分别为84.7%和72.9%。在中国,吴要武(2009)^[2]利用2005年1%人口抽样调查数据估算出城镇非农部门劳动者中非正规就业者占52.5%,其中女性非正规就业比重为53.3%。那么,是哪些女性群体进入了非正规就业岗位呢?大部分文献从人力资本或者劳动者收入的角度解释女性非正规就业的选择,也取得了有益的研究成果。然而,根据劳动经济学理论,劳动者就业决策的微观基础是家庭的理性决策行为,劳动者选择正规就业市场还是非正规就业市场与家庭自身情况密不可分。

目前,随着我国人口老龄化程度的加剧,家庭老年照料的责任绝大部分落在了受传统家庭性别角色分工影响的女性身上。而绝大多数从事家庭老年照料的女性仍处于就业年龄,她们面临着照料老人和正规就业的矛盾。国内外研究成果表明,从事家庭老年照料活动对女性就业具有显著负向影响,会降低其劳动参与率(Ettner,1996;Heitmueller,2007;Bolin等,2008;Liu等,2010;Casado-Marín等,2011;蒋承和赵晓军,2009;黄枫,2012;陈璐和范红丽,2016;吴燕华等,2017)^[3-11]。国内外文献均是研究家庭老年照料对女性就业的影响,而没有对不同的就业类型进行研究,本文的研究思路是在就业的女性群体中,家庭老年照料会不会改变女性就业从正规市场就业向非正规市场就业转变。在发达国家,许多女性因为个人或家庭原因自愿选择了非正规就业,非正规就业被认为是协调工作和家庭照料责任的重要方式,能够更好地满足女性的自我需求^[12]。在中国,由于受传统的“孝道文化”等观念的影响,子女承担照顾老人并为父母养老的责任,否则会受到社会舆论的谴责;再加上中国的社会保障体系尚未完善以及养老产业的发展还欠发达,可能是导致中国家庭老年照料者从事非正规就业增多的重要因素。因此研究中国家庭老年照料与女性非正规就业的关系具有重大的意义。首先,非正规就业的女性更能满足老年人的照料需求。调查显示,大部分老年人选择与子女共同居住在环境熟悉的社区,在选择养老机构的意愿上,城镇老年人选择养老机构的比例2010年仅为11.3%,农村老年人为12.5%^[13]。可见“家庭养老”的意愿始终占据主流。相比于正规就业,从事非正规就业的女性不仅有助于老年人在熟悉的环境中由亲人照料,更有助于减轻家庭对老年照料的经济负担。其次,非正规就业对女性灵活就业有利,由于非正规就业较为弹性,能够兼顾老年照料责任,有助于减少老年照料者完全退出劳动力市场的可能性。对于因老年照料而退出劳动力市场的失业者而言,从事非正规就业提高了他们的收入,满足了他们的需求,增加了他们的福利。最后,如果女性由于承担老年照料责任自愿选择进入非正规部门就业,那么对于整个国家而言,非正规就业促进了劳动力资源的有效配置,有利于缩小收入分配差距。从生产活动的角度看,非正规经济也促进了经济增长。虽然在经验上家庭老年照料对女性非正规就业选择具有影响,但该影响在统计意义上是否显著,影响程度有多少依然有待检验。本文试图回答的问题是:家庭老年照料对女性非正规就业选择有怎样的影响?不同强度的照料在非正规就业选择上是否存在异质性?不同就业市场上家庭老年照料是否会对女性工资收入产生影响?影响有多大?探求这些问题对于客观揭示女性非正规就业选择的行为机理以及政府促进灵活就业等公共政策具有重要意义。

二、文献回顾

对于家庭老年照料与女性非正规就业选择的关系研究,国内外文献较少。对于女性非正规就业选择的影响因素研究,大致可以归纳成三类:第一类是人口学特征因素,包括年龄、婚姻状况、户籍制度等。刘妍和李岳云(2007)^[14]发现随着年龄的增长,女性进入非正规就业岗位的可能性将提高。吴要武和蔡昉(2006)^[15]发现非农业户口由于受到制度性优待,具有更高的保留工资和更高的岗位要求,对非正规就业具有负向的影响。第二类是人力资本水平,包括教育程度和健康状况等。Marc等(2009)^[16]研究教育程度

对拉丁美洲国家非正规就业的影响,将教育程度分成初等(小学)、中等(初中和高中)和高等(大学及以上),结果发现高等学历的劳动者从事非正规就业的可能性较低且十年来比例相对稳定在11%左右,而初等学历的劳动者从事非正规就业的可能性较高而且比例从1996年的61.6%上升到2005年的65.1%,说明教育程度越低劳动者越倾向于从事非正规就业。国内一些学者如吴要武和蔡昉(2006)^[15]、胡凤霞和姚先国(2011)^[17]利用微观数据也得出了劳动者从事非正规就业的概率随着教育水平的提高而显著下降的结论。第三类是家庭特征,包括家庭人口数量、子女数量、老人数量、家庭收入等。Julie和Alexandra(2002)^[18]利用印度尼西亚的数据研究发现,家中是否有婴儿和儿童对男性参与正规或非正规就业没有影响,但会显著降低女性从事正规就业的可能性从而提高其从事非正规就业的概率可能性。刘妍和李岳云(2007)^[14]利用南京市城市外来农村劳动力就业问卷调查数据,建立Probit模型研究个人特征变量及家庭特征变量对不同性别农村劳动力在城市非正规就业的不同影响。结果表明,家庭抚养率(家庭中0~14岁和65岁及以上人口数与15~64岁人口数的比值)对外来农村女性非正规就业的影响为正,意味着儿童和老人的存在促进了女性非正规就业的选择。袁霓(2010)^[19]利用1997-2006年CHNS数据,将家中是否有65岁以上老人及不同年龄段的小孩数引入模型,考察男女非正规就业选择的影响因素,结果发现,6岁以上小孩的存在会加大女性从事非正规就业的可能性,但6岁以下小孩和65岁以上老人的存在对女性非正规就业选择没有显著影响。刘波和徐嵩婷(2014)^[20]利用2009年CHNS数据研究家庭收入对居民非正规就业选择的影响,结果表明居民选择非正规就业的概率与其家庭收入具有U型关系,即低收入家庭和高收入家庭居民更容易选择非正规就业,而中等收入家庭居民则倾向于正规就业。

在家庭老年照料与工资收入的相关研究方面,Carmichael和Charles(1998,2003)^[21-22]分别利用1985和1990年英国普通家庭调查(GHS)数据研究家庭老年照料与工资收入的关系,得出了家庭老年照料对女性工资收入具有显著的负向影响的结论,并且高强度照料会使女性工资收入下降更多。Heitmueller和Inglis(2007)^[23]利用英国照料者和非照料者数据进行对比发现,照料者的工资系统性地处于劣势,其与非照料者的工资差距也逐年扩大。Van Houtven等(2013)^[24]利用1992-2008年美国健康和退休调查(HRS)数据研究发现相对于没有提供家庭老年照料的女性,家庭老年照料使女性的工资收入减少3.1%。国内文献方面相关研究仅2篇,刘柏惠(2014)^[25]利用2002和2005年中国老年人口健康长寿跟踪调查(CLHLS)数据研究发现提供家庭老年照料者的工资水平低于非照料者,并且这种差距因为隐性的“工资惩罚”在逐年扩大。陈璐等(2016)^[26]利用1991-2011年CHNS数据研究发现家庭老年照料对女性每月劳动收入具有负向影响,照顾父母或公婆会使女性劳动收入显著减少7.21%。

纵观国内外文献,家庭老年照料与女性非正规就业选择之间关系的实证研究较少,对女性非正规就业选择的影响因素中,更多的是从人力资本和人口学特征去解释,对于家庭老年照料的角度,也仅涉及是否有老人的存在,而没有考虑该老人是否有照料需求及女性是否对其进行了照料活动;在家庭老年照料与工资收入的相关研究中,所有文献都是对就业工资的影响,而没有划分对不同就业市场工资的影响,如正规就业市场和非正规就业市场,不同市场是否存在异质性。因此,在老龄化日益加剧的背景下,本文从家庭老年照料的视角出发,研究其对女性非正规就业选择和工资收入的影响,以填补该方面研究的空白。本文的创新在于:第一,在控制内生性的条件下首次从家庭老年照料角度研究女性非正规就业选择;第二,将照料强度分成低、中、高三种类型,考察照料强度是否具有“门槛效应”以及对女性非正规就业选择是否存在异质性;第三,首次从家庭老年照料角度解释女性在不同就业市场上工资收入的差异。

三、模型与数据说明

(一) 模型设定

本文使用多元回归分析,从两个角度考察家庭老年照料对女性劳动供给决策的影响,一是对非正规就业选择(Informal Employment, IE)的影响,二是对每月工资收入(Income)的影响。一般化的劳动力供给决策模型如下:

$$IE_{it} = f(Oldcare_{it}, X_{eit}, \delta_i, \varepsilon_{it}) \quad (1)$$

$$\ln(Income_{it}) = f(Oldcare_{it}, X_{eit}, \delta_i, \varepsilon_{it}) \quad (2)$$

方程(1)为女性非正规就业决策模型,方程(2)为女性工资收入模型。被解释变量 IE_{it} 是女性 i 在 t 时期非正规就业决策变量,非正规就业取值1,正规就业取值0; $\ln(Income_{it})$ 是女性 i 在 t 时期月工资的对数。核心解释变量 $Oldcare_{it}$ 是女性 i 在 t 时期是否从事家庭老年照料,照料父母(公婆)取值1,否则取值0。 X_{eit} 是外生变量,包括女性个人特征、人力资本水平、家庭特征等。 δ_i 是不随时间变化的不可观测的随机变量, ε_{it} 是随个体与时间而改变的扰动项。内生性主要来自以下两个方面,一方面是家庭老年照料与就业类型决策可能存在双向交互影响(或者同时受其他变量的影响),可以通过寻找家庭老年照料的工具变量方法解决。另一方面是存在遗漏变量,且遗漏变量与解释变量相关,遗漏变量通常是由于不可观测的个体差异或“异质性”造成的,如果这种个体差异不随时间而改变,可以通过面板数据模型解决。因此,本文为了得到稳健的估计结果,采用面板数据和工具变量法来消除内生性问题。

$$Oldcare_{it} = f(X_{eit}, z_{it}, \delta_i, \varepsilon_{it}) \quad (3)$$

z_{it} 为工具变量。有效的工具变量应该满足两个条件:一是工具变量与内生解释变量相关;二是工具变量是外生变量。借鉴 Eitner(1996)^[3] 的思路,将父母或公婆的照料需求与兄弟姐妹数量作为工具变量。并满足工具变量的以上两个条件:一是父母或公婆的照料需求和兄弟姐妹数量与内生变量(家庭老年照料)高度相关,二是父母或公婆的照料需求和兄弟姐妹数量是外生决定的,对女性就业选择没有直接影响,只能通过家庭老年照料活动间接影响女性就业选择。此外,不同的照料强度对女性非正规就业选择的影响可能存在差异,本文将照料强度分成三个强度变量,进一步检验并控制照料强度与女性非正规就业选择可能存在的内生性,以便考察照料强度是否存在“门槛效应”。因此,本文首先假定家庭老年照料是一个随机选择或外生决定的过程,在控制时间和地区虚拟变量的基础上用二元选择 Probit 模型估计方程(1),用线性概率模型(OLS)估计方程(2)。然后,我们放松假设条件,认为家庭老年照料是内生的情况下,通过 IV Probit 模型估计家庭老年照料对女性非正规就业选择以及两阶段最小二乘法(2SLS)估计家庭老年照料对女性工资收入的影响,并对家庭老年照料变量进行了内生性检验。

(二) 数据来源

本文数据采用的是由美国北卡罗来纳大学的人口中心和中国疾病控制和预防中心的国家营养和食品安全所联合发起的中国健康与营养状况调查数据(CHNS)。CHNS 始于1989年,采用多阶段分层随机整群抽样调查了9个省份(辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、河北、湖南、广西和贵州)的农村和城镇地区190个社区,共计约16000人。由于从1993年 CHNS 开始对已婚女性照料父母或公婆的相关信息进行调查,本文采用1993-2011年共七个调查年度横跨18年的面板数据,样本为52周岁以下的已婚且有工作的女性,并只考虑城市调查点,样本数为1750个。虽然 CHNS 数据进行劳动力市场问题研究存在一定的局限性,但是与其他数据相比,CHNS 提供了具有相当长时间跨度的一个面板数据,并且 CHNS 提供了非常详细的家庭照料、人口学等特征,是本文分析家庭老年照料与女性非正规就业选择关系不可多得的数据来源。目前可获得的最新数据为2011年。

(三) 变量测定

1. 被解释变量。本文的被解释变量有两个,一是非正规就业决策变量,用虚拟变量表示(非正规就业为1,正规就业为0);二是女性每月工资收入,用对数表示。非正规就业最初是由国际劳工组织(ILO)界定的,意指那些不受国家管理和支持的小规模企业以及小商、小贩和维修工等职业。但在2003年第17届国际劳动统计会议上重新定义了非正规就业并推荐了区分非正规就业的统计标准(Hussmanns, 2004)^[27]。将正规就业定义为“带有相关福利条款,如带薪休假以及养老权益的就业,而所有其他形式的就业(包括自雇者)都是非正规的”。将非正规就业分为非正规部门里的各种就业以及正规部门中的非正规工作,如临时工、非全日制就业以及劳务派遣等就业形式。其中,非正规部门是指在个体经营户、家庭手工业户、公益性劳动组织以及其他自负盈亏的自营劳动者。而判断“非正规性质”的依据是“没有签订正式的劳动合同或虽签订了劳动合同但没有享受社会保险待遇”^[28-30]。结合上述定义并根据 CHNS 问卷调查中的工作职位类型和工作单位类型,本

文将长期工以及在私营、个体企业、三资企业的合同工定义为正规就业者,将有雇工的个体经营者、无雇工的个体经营者、自营劳动者、临时工、领取工资的家庭工人、无报酬的家庭帮工以及在政府机关、国有企事业单位或集体企业的合同工定义为非正规就业者,并剔除无雇工的个体经营者所包括的农民部分。

2. 解释变量。核心解释变量是家庭老年照料,来自问卷中“是否照顾父母或公婆”的回答。关于照料强度对女性就业的影响,国外文献设置了每周10(Ettner, 1996)^[3]、15(Lily, 2010)^[31]、20(Heitmueller, 2007^[4]; Lily, 2011^[32])或28(Casado-Marín, 2011)^[7]小时,并发现了超过此临界值后女性会从就业转向失业状态,即超过一定强度的照料活动对女性劳动参与率产生负面的影响。国内文献黄枫(2012)^[9]和陈璐等(2016)^[26]发现每周提供照料20小时以上的高强度照料会使女性难以兼顾照料和工作,产生“门槛效应”,劳动参与率会显著下降。但是本文研究的是家庭老年照料会不会改变女性就业状态从正规就业向非正规就业转变,照料强度是否具有非正规就业选择的“门槛效应”,显然有别于以上文献。通常来说,正规就业转向非正规就业的照料强度“门槛”应该低于就业转向失业的“门槛”。结合国内外文献及本文数据模拟,设定每周照料时间5小时、10小时、15小时以上为低、中、高三个照料强度变量来检验“门槛效应”。

其他解释变量分三类:第一类是人口学特征因素,包括年龄、婚姻状况、户籍;第二类是人力资本因素,包括教育程度、健康状况;第三类是家庭特征因素,包括是否照料6岁以下儿童、是否与父母或公婆同住、家庭人口数、丈夫收入。需要注意的是,由于目前非正规就业中存在一部分高技能、高素质人群,如自由职业者,自我雇佣者。为了检验教育程度与非正规就业选择是否具有“U型”或“倒U型”关系,本文通过“U型检验”(Utest)^[33]来判断以确定模型中是否引入教育程度平方项。此外,为考虑区域差异和时间因素对女性非正规就业选择的影响,本文还设置了省份和年份虚拟变量。各变量的名称和描述性信息见表1。

表1 变量名称及描述性统计

变量名称	定义	全样本		非正规就业		正规就业		t 检验
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
非正规就业	1 = 非正规就业	0.37	0.48	1	0	0	0	
每月工资收入	连续变量	1432	1933	1252	1540	1751	2266	***
家庭老年照料	1 = 是	0.23	0.42	0.24	0.43	0.21	0.41	***
低照料强度	1 = 每周照料时间5小时及以上	0.17	0.37	0.58	0.49	0.13	0.34	***
中照料强度	1 = 每周照料时间10小时及以上	0.11	0.31	0.36	0.48	0.08	0.28	***
高照料强度	1 = 每周照料时间15小时及以上	0.08	0.26	0.26	0.44	0.06	0.23	***
年龄	连续变量	39.55	7.51	38.39	6.98	38.71	7.17	
教育程度	离散变量	10.22	3.40	9.71	3.08	11.70	3.28	***
婚姻	1 = 在婚; 0 = 离婚或丧偶	0.95	0.22	0.95	0.23	0.95	0.22	
户籍	1 = 城市; 0 = 农村	0.76	0.43	0.70	0.46	0.90	0.30	***
健康状况	1 = 过去四周生病	0.14	0.45	0.13	0.34	0.13	0.47	
照料儿童	1 = 照料6岁及以下儿童	0.22	0.42	0.21	0.41	0.21	0.41	
与父母或公婆同住	1 = 是	0.34	0.47	0.39	0.49	0.36	0.48	
父母或公婆照料需求	1 = 是	0.16	0.36	0.12	0.33	0.18	0.38	***
兄弟姐妹数	离散变量	5.46	2.96	5.36	3.03	4.76	2.71	***
家庭人口数	离散变量	3.64	1.19	3.78	1.27	3.52	1.11	***
丈夫年收入/10000	连续变量	2.80	3.32	2.62	2.80	3.20	3.73	***

注: *、**和***表示 t 检验在10%、5%和1%显著性水平存在差异。

表1显示,在女性就业群体中,37%的女性从事非正规就业,23%的女性在家庭中承担照料老人的责任,22%的女性在家庭中承担照料儿童的责任。在承担家庭老年照料责任上,有24%的非正规就业女性承担了家庭老年照料责任,而正规就业群体只有21%,两者有显著差异。在工资收入上,非正规群体每月工资收入为1252元,仅为正规就业者的71.5%。我们的结论与吴要武和蔡昉(2006)^[15]是一致的,非正规就业者的平均收入水平是正规就业者平均收入水平的64%,均反映了非正规就业者与正规就业者收入差距较大,

且非正规就业女性处于收入的最底端。在教育程度上,非正规就业者受教育年限平均为9.71年,正规就业者受教育年限平均为11.70年,正规就业者的教育程度要显著高于非正规就业者,这在一定程度上反映了人力资本的配置向正规就业倾斜,表明受教育程度较低是决定女性劳动者从事非正规就业的一个重要因素。在户籍特征上,虽然本文样本选择的地区是城镇地区,但随着地域间的人口流动,特别是农村劳动力的转移,使更多的农村户口女性选择了非正规就业,其中非正规就业者农村户口占了30%,而正规就业者仅占10%。在丈夫的年收入上,非正规就业女性的丈夫年收入为2.62万元,显著低于正规就业女性丈夫年收入0.58万元。总之,虽然非正规就业群体在年龄、婚姻状况、自身健康状况、照料儿童、居住方式(与父母或公婆同住)上并无明显差异,但是非正规就业女性具有工资收入低、教育程度较低、丈夫收入相对较低等特点,很有可能是其进入非正规市场就业的重要影响因素。

四、实证结果及分析

(一) 家庭老年照料对女性非正规就业选择的影响

表2给出了在外生和内生假设下家庭老年照料对女性非正规就业选择影响的 Probit 模型和 IV Probit 模型的估计结果,并报告了工具变量的有效性和模型内生性的检验结果。

表2 家庭老年照料对女性非正规就业选择的影响

	全样本		低照料强度		中照料强度		高照料强度	
	Probit	IV Probit	Probit	IV Probit	Probit	IV Probit	Probit	IV Probit
家庭老年照料	0.045 (0.081)	0.329** (0.025)	1.534 (0.427)	2.494 (1.764)	1.263*** (0.150)	3.707*** (0.240)	1.273*** (0.138)	3.979*** (0.304)
年龄	-0.006 (0.005)	0.002 (0.008)	0.001 (0.010)	-0.006 (0.014)	-0.000 (0.009)	-0.014 (0.010)	-0.002 (0.009)	-0.027*** (0.010)
教育程度	-0.127*** (0.012)	-0.127*** (0.016)	-0.125*** (0.022)	-0.092** (0.040)	-0.131*** (0.020)	-0.089** (0.038)	-0.132*** (0.020)	-0.073** (0.036)
婚姻	-0.165 (0.150)	-0.204 (0.220)	-0.069 (0.266)	-0.226 (0.391)	-0.093 (0.250)	-0.279 (0.284)	-0.061 (0.251)	-0.214 (0.283)
户籍	-0.343*** (0.095)	-0.228* (0.120)	-0.121 (0.175)	-0.077 (0.223)	-0.090 (0.167)	0.123 (0.166)	-0.089 (0.165)	0.164 (0.166)
健康状况	-0.042 (0.077)	-0.057 (0.104)	0.063 (0.130)	0.242* (0.134)	0.082 (0.113)	0.274*** (0.101)	0.078 (0.112)	0.269*** (0.101)
照料儿童	0.022 (0.102)	0.134 (0.133)	0.086 (0.184)	-0.027 (0.255)	0.026 (0.174)	0.082 (0.172)	-0.011 (0.172)	-0.045 (0.172)
与父母或公婆同住	-0.232** (0.099)	-0.188 (0.128)	-0.042 (0.169)	0.012 (0.252)	0.016 (0.161)	-0.096 (0.176)	0.057 (0.161)	-0.082 (0.176)
家庭人口数	0.117*** (0.046)	0.095* (0.053)	0.104 (0.073)	0.096 (0.110)	0.114 (0.069)	0.108 (0.078)	0.098 (0.069)	0.104 (0.077)
丈夫年收入/10000	-0.032*** (0.011)	-0.031** (0.015)	-0.029 (0.023)	-0.065 (0.040)	-0.040* (0.022)	-0.038 (0.029)	-0.042* (0.022)	-0.042 (0.029)
常数	-0.118 (1.093)	-0.159 (1.650)	-1.849 (1.872)	-2.572 (2.683)	-0.699 (1.788)	-1.984 (1.780)	-0.161 (1.759)	-0.028 (1.769)
N	1750	1750	1750	1750	1750	1750	1750	1750
Pseudo R ²	0.150	0.088	0.347	0.099	0.263	0.061	0.246	0.065
Wald		179.01*** (0.00)		67.03*** (0.00)		55.01*** (0.00)		55.96*** (0.00)
F-test		3.65*** (0.00)		2.77*** (0.00)		1.64** (0.02)		1.76* (0.01)
Hausman-test		18.33*** (0.00)		17.93*** (0.00)		189.57*** (0.00)		440.90*** (0.00)

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下拒绝原假设,括号里的数字为系数的稳健标准差,但Wald、F-test和Hausman-test下括号内为对应的p值。(2)Wald是对模型整体的显著性检验;F检验是工具变量的有效性检验,原假设为两个工具变量的系数同时为0;Hausman检验是对解释变量内生性的检验,原假设为所有解释变量均是外生的。

在全样本模型下,第一阶段F统计量的P值 $<1\%$ 说明工具变量在第一阶段具有良好的预测性;Wald检验对应P值小于 1% 表明模型整体拟合显著;Hausman检验对应P值小于 1% 说明家庭老年照料具有内生性,以上结果表明IV Probit模型的估计结果是稳健的。表2结果显示,家庭老年照料对女性从事非正规就业的概率显著为正,说明家庭老年照料提高了女性从事非正规就业的可能性,并且如果忽视内生性问题会低估家庭老年照料对女性非正规就业选择的正向影响。这一结果说明,承担家庭老年照料责任的女性往往受此牵绊而更难以进入正规就业市场,更倾向于非正规就业市场。因为在“男主外、女主内”传统家庭分工观念下,女性通常在家庭生活、子女和老人照料等方面承担较多的责任和时间投入,并且我国的家政服务业发展各地不平衡,女性在工作之余通常还要承担许多家务劳动、儿童照料和老人照料等责任,所以女性在就业时会对岗位要求和家庭责任两方面进行考虑。相比于正规就业,非正规就业具有工作时间灵活、进入与退出相对自由的特点,使得女性能够在工作和照料家庭之间获得平衡,从而更好满足女性的自我需求。另一方面,从减轻家庭经济负担的角度来讲,女性更希望能够通过参与就业来增加收入,改善家庭的经济状况,非正规就业成为女性寻求工作的唯一出路。

在低、中、高照料强度模型下,工具变量的有效性和模型内生性的检验结果均表明IV Probit模型估计结果是稳健的。表2结果显示,家庭老年照料的强度越高,女性劳动者从事非正规就业的概率越大。分强度来看,在低照料强度模型中,家庭老年照料增加了女性从事非正规就业的可能性,但回归结果统计上不显著。在中强度照料模型中,家庭老年照料对女性从事非正规就业的概率显著为正,回归系数为3.707。在高强度照料模型中,家庭老年照料仍然对女性从事非正规就业的影响显著为正,但回归系数增加到了3.979。通过系数对比,我们发现“门槛效应”出现在中照料强度模型中,照料强度对女性非正规就业的选择从正向影响转向显著正向影响,即当照料强度每周增加到10小时及以上时,兼顾正规就业与家庭老年照料变得比较困难,许多女性转而选择时间、地点比较灵活的非正规市场就业,从而使工作和家庭责任得到了兼容,并且为了应对家庭老年照料的费用开支,女性未必要退出就业市场,而是选择了非正规就业来弥补家庭开支。另外,高照料强度模型的回归系数大于中照料强度模型的回归系数进一步说明,随着照料强度的加大,每周照料时间超过10小时,女性从事非正规就业的概率越大。

对于其他解释变量,Utest结果表明教育程度与女性非正规就业选择不存在“U型”的非线性关系,表2结果显示,教育程度与女性非正规就业选择具有显著的负线性关系,说明随着教育程度的提高,女性劳动者越不倾向于从事非正规就业,意味着人力资本水平是影响非正规就业选择的显著变量,是劳动力进入正规部门的重要影响因素。这与吴要武和蔡昉(2006)^[15]、Marc等(2009)^[16]、胡凤霞和姚先国(2011)^[17]的研究结论一致。虽然目前存在一些高素质高学历人群以个体形式参与到非正规就业的经济活动中,成为自由职业者,但这部分人群在我国庞大的非正规就业队伍中所占比重小,从事家庭老年照料的比重更小,在本文采用的样本数据中,该部分人群在非正规就业队伍中仅占 0.5% 。因此,教育程度越高,越不可能从事非正规就业对于总体来说依然是符合逻辑的。除此之外,户籍制度因素也是影响女性劳动者是否从事非正规就业的重要因素。表2说明拥有城市户籍的女性越不倾向于从事非正规就业,这与国内一些学者的研究结论相符。刘妍和李岳云(2007)^[14]研究表明由于受户籍制度的约束以及自我就业技能欠缺等原因,绝大多数女性农民工处于非正规就业的状态。照料6岁及以下儿童会提高女性劳动者从事非正规就业的概率,这主要是因为受传统两性家庭分工的影响,照料儿童的责任大部分落在女性身上,非正规就业在某种程度上使女性在工作 and 家庭矛盾中达到了一种平衡。这与国外的研究学者得出的结论具有一致性。Julie和Alexandra(2002)^[18]认为女性从事非正规就业可以让女性在工作 and 家庭责任之间兼容,由此政府应该支持女性从事非正规就业。丈夫收入水平对女性劳动者非正规就业选择的影响为负,意味着丈夫收入越高,女性劳动者越不倾向于从事非正规就业。

(二) 家庭老年照料对女性不同就业市场工资收入的影响

表3给出了家庭老年照料对女性不同就业市场工资收入影响的回归结果。在全样本模型中,DWH检验结果均表示在工资收入影响模型中,家庭老年照料变量不具有内生性;在低、中、高照料强度模型下,F检验的结果均表示工具变量并不是有效的。因此,表3中各模型结果均无法拒绝家庭老年照料在工资收入影

响模型中是外生变量的原假设,我们仅汇报出 OLS 结果。

表3 家庭老年照料对女性不同就业市场工资收入的影响

	全样本		低照料强度		中照料强度		高照料强度	
	非正规	正规	非正规	正规	非正规	正规	非正规	正规
家庭老年照料	-0.013* (0.002)	-0.037* (0.009)	-0.016 (0.126)	-0.035 (0.055)	-0.012 (0.133)	-0.040 (0.067)	-0.004 (0.137)	-0.076 (0.075)
年龄	0.021 (0.051)	0.018 (0.027)	0.129 (0.084)	0.019 (0.027)	0.130 (0.086)	0.019 (0.027)	0.130 (0.084)	0.018 (0.027)
教育程度	0.050*** (0.000)	0.077*** (0.000)	0.038* (0.005)	0.061*** (0.002)	0.039* (0.006)	0.077*** (0.007)	0.039* (0.006)	0.077*** (0.007)
婚姻	0.116 (0.150)	0.030 (0.083)	0.238 (0.293)	0.028 (0.083)	0.242 (0.295)	0.028 (0.083)	0.241 (0.293)	0.027 (0.083)
户籍	-0.085 (0.080)	0.039 (0.065)	-0.198 (0.162)	0.040 (0.065)	-0.198 (0.163)	0.039 (0.065)	-0.199 (0.162)	0.038 (0.065)
健康状况	0.137 (0.093)	-0.016 (0.034)	-0.120 (0.173)	-0.017 (0.034)	-0.122 (0.174)	-0.017 (0.034)	-0.123 (0.174)	-0.016 (0.034)
照料儿童	0.188* (0.105)	0.038 (0.054)	0.069 (0.199)	0.041 (0.054)	0.069 (0.200)	0.040 (0.054)	0.068 (0.200)	0.042 (0.054)
与父母或公婆同住	0.157 (0.095)	0.082 (0.056)	0.189 (0.159)	0.077 (0.057)	0.185 (0.161)	0.079 (0.057)	0.183 (0.161)	0.075 (0.057)
家庭人口数	-0.097*** (0.037)	-0.014 (0.025)	-0.142** (0.06)	-0.012 (0.025)	-0.141** (0.063)	-0.013 (0.025)	-0.141** (0.063)	-0.012 (0.025)
常数	6.102*** (1.165)	4.635*** (0.593)	8.924*** (1.898)	4.599*** (0.592)	8.917*** (1.890)	4.620*** (0.591)	8.901*** (1.871)	4.621*** (0.590)
N	599	1151	599	1151	599	1151	599	1151
R ²	0.681	0.481	0.536	0.246	0.638	0.073	0.653	0.054
F-test	3.994** (0.02)	9.484*** (0.00)	2.108 (0.70)	2.283 (0.10)	2.407 (0.15)	1.625 (0.20)	2.053 (0.14)	1.139 (0.32)
Sanrgan	0.699 (0.40)	0.685 (0.31)	7.895*** (0.00)	0.290 (0.59)	6.193** (0.01)	0.083 (0.77)	7.649*** (0.01)	0.042 (0.84)
DWH	0.049 (0.82)	2.338 (0.13)	0.001 (0.98)	2.883* (0.09)	0.380 (0.54)	3.273* (0.07)	0.360 (0.55)	3.409* (0.06)

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下拒绝原假设,括号里的数字为系数的稳健标准差,但F-test、Sanrgan和DWH检验下括号内为对应的p值。(2)F检验是工具变量的有效性检验,原假设为两个工具变量的系数同时为0;Sargan检验是过度识别检验,原假设为所有工具变量的都是外生的;DWH是对解释变量内生性的检验,原假设为所有解释变量均是外生的。

在全样本模型中,相对于没有照料活动的样本,家庭老年照料会使非正规就业的女性工资收入显著减少,正规就业的女性工资收入也显著减少,显著性水平为10%,意味着家庭老年照料对女性工资收入具有负向的影响。根据贝克尔的时间分配理论可以用来解释,由于人的精力是有限的,在家庭老年照料上所花的时间越多,在工作上的时间将会减少,进而工资也会降低。这与国外的研究学者得出的结论具有一致性。Carmichael和Charles(2003)^[22]发现在英国提供家庭老年照料比未提供家庭老年照料的女性工资收入减少3%。Van Houtven等(2013)^[24]也发现相对于没有提供家庭老年照料的女性,家庭老年照料使美国女性的收入减少3.1%。虽然以上文献并没有区分正规就业和非正规就业,但是家庭老年照料与工资收入的负向影响与本文结论是一致的。

在低、中、高照料强度模型中,虽然没有通过显著性检验,但我们可以发现随着照料强度的增加,家庭老年照料对非正规就业的女性工资收入的负面影响逐渐减弱。主要是由于非正规就业具有时间上的灵活

性和空间上的便利性等特点,能够满足老人照料的需求,因此,照料强度对收入的影响会逐渐削弱。对于这一结果,Carmichael和Charles(1998)^[21]给出的解释是:为了满足家庭照料需求,家庭老年照料者倾向于从事收入更低但时间和地点相对灵活的工作,即存在“收入惩罚”。与本文的结论相一致,非正规就业刚好满足了家庭照料的需求。反之,照料强度对正规就业的女性工资的负面影响却是逐渐提高的过程,因为相对于非正规就业,正规就业更难使女性在老年照料和工作之间得到平衡。因此,家庭老年照料对女性非正规就业工资收入的负面影响要小于其对正规就业工资收入的影响。

对于其他解释变量,Utest结果表明教育程度与女性不同就业市场的工资收入均不存在“U型”的非线性关系,表3结果显示,教育程度与工资收入具有显著的正向线性关系,无论是正规就业群体还是非正规就业群体,随着受教育程度的提高,女性工资收入都在稳步提高,这意味着在两个就业群体中,人力资本都得到了正确的回报和激励。所有模型的正规就业估计系数要高于非正规就业的估计系数,意味着正规就业者具有较高的教育回报率,该结果与理论预期一致。

(三) 稳健估计结果及分析

国内外文献均得出了人力资本水平是非正规就业选择及非正规就业者工资收入的重要影响因素,人力资本水平更高的劳动者更有可能竞争到正规就业岗位,具有更高的工资收入水平。为了考查不同教育程度下家庭老年照料对非正规就业选择和工资收入的影响是否存在异质性,我们将教育程度分为低教育程度(初中及以下)、中教育程度(高中及中专)和高教育程度(大专及本科以上),结果如表4和表5所示。

表4 区分不同教育程度考察家庭老年照料对女性非正规就业选择的影响

	低教育程度		中教育程度		高教育程度	
	Probit	IV Probit	Probit	IV Probit	Probit	IV Probit
家庭老年照料	0.052 (0.140)	1.694*** (0.606)	0.133 (0.132)	0.053** (0.140)	-0.045 (0.197)	-2.424*** (0.443)
样本数	612	612	641	641	497	497
Pseudo R ²	0.100	0.125	0.095	0.124	0.154	0.161
Wald	82.74*** (0.00)	40.80** (0.02)	79.13*** (0.00)	80.02*** (0.00)	60.99*** (0.00)	157.58*** (0.00)
F-test		1.94*** (0.00)		2.00*** (0.00)		1.81** (0.01)
Hausman-test		28.92 (0.47)		25.59*** (0.00)		23.87* (0.05)

注:各注释项与表2相同。表4中未列出其他解释变量的估计结果。

表5 区分不同教育程度考察家庭老年照料对女性不同就业市场工资收入的影响

	非正规就业每月工资收入			正规就业每月工资收入		
	低教育程度	中教育程度	高教育程度	低教育程度	中教育程度	高教育程度
家庭老年照料	-0.031 (0.124)	-0.029 (0.128)	-0.011* (0.003)	-0.036 (0.101)	-0.021 (0.071)	-0.051* (0.039)
N	612	612	641	641	497	497
R ²	0.261	0.420	0.500	0.575	0.458	0.527
F-test	1.23 (0.24)	2.50* (0.07)	0.67 (0.16)	8.25*** (0.00)	3.08* (0.06)	1.47 (0.31)
Sanrgan	0.99 (0.48)	0.55 (0.32)	0.07 (0.29)	0.91 (0.56)	2.26 (0.73)	0.00 (0.16)
DWH	1.22 (0.46)	0.01 (0.15)	0.55 (0.29)	0.20 (0.28)	0.76 (0.33)	1.14 (0.41)

注:各注释项与表3相同。表5中未列出其他解释变量的估计结果。

表4给出了家庭老年照料对女性非正规就业选择的 Probit 和 IV Probit 模型的估计结果,各模型均通过了一阶段的 F 统计量和 Hausman 检验,认为家庭老年照料具有内生性。在低教育程度下,家庭老年照料会显著提高女性从事非正规市场就业的可能性;在中教育程度下,家庭老年照料对非正规就业选择的影响依然是正向的,但其影响作用在降低;当教育程度到达大专及本科以上时,家庭老年照料对女性从事非正规市场就业具有显著的负向影响,即大大增加了其在正规市场就业的可能性。这一结论验证了我们在前文得出的教育程度越高,女性越不倾向于从事非正规就业的观点。这也说明提高劳动者的受教育程度是促进就业从非正规市场就业转向正规市场就业的有效途径,是女性劳动力进入优势部门(正规部门)的重要依据,同时可以削弱户籍制度对女性进入正规部门就业造成的影响。

表5给出了家庭老年照料对女性不同就业市场工资收入影响模型的估计结果,由于 DWH 检验无法拒绝家庭老年照料是外生变量的假设,表5仅给出了外生假设条件下的 OLS 模型。结果显示,在非正规就业市场上,家庭老年照料对其工资收入的影响再次验证了前文提出的可能存在的“收入惩罚”结论,但是教育程度越高的女性,家庭老年照料对其工资收入的负向影响越小,可能的解释是,教育程度较高的女性从事非正规市场工作,大多是个体户等创业群体,在时间上更加自由,因此对收入的负向影响也越小;在正规就业市场上,家庭老年照料对工资收入的负向影响依然存在,但是随着教育程度的提高,家庭老年照料对工资收入的负向影响逐渐增强,可能的解释是,正规就业市场,教育程度越高的女性在时间上更不自由,因此对收入的负向影响也就越大。以上结果说明家庭老年照料对女性非正规就业选择和工资收入的影响在教育程度上存在异质性,也证实了前文研究结论是稳健可靠的。

五、结论、建议与展望

本文利用 CHNS 面板数据,在控制内生性的条件下研究家庭老年照料对女性非正规就业选择和工资收入的影响效应,得出以下结论:(1)家庭老年照料与女性非正规就业之间存在内生关系,家庭老年照料会显著提高女性从事非正规就业的可能性而降低其从事正规就业的可能性。(2)每周提供10小时以上强度照料会使女性难以兼顾老年照料和正规就业,产生“门槛效应”,随着家庭老年照料强度的增加,女性劳动者越倾向于在非正规就业市场就业。(3)家庭老年照料对非正规就业的女性工资收入的负面影响随着照料强度的增加而减弱,但是对正规就业的女性工资收入的负面影响随着照料强度的增加而增加。(4)教育显著降低了女性劳动者从事非正规就业的可能性。可见,尽管女性非正规就业者收入低、保障低、门槛低,但没有明显证据表明非正规就业是女性在劳动力市场被边缘化或者是被挤到低级市场的结果,相反,当女性要承担家庭照料责任时,非正规就业为她们提供了兼顾家庭照料活动与工作的平衡,同时也解决了女性就业问题,增加了家庭收入,促进了家庭美满和社会和谐。

扩大就业是当前中国经济发展的重要问题,非正规经济的发展促进了女性灵活就业,大大提高了女性的就业率。因此,本文提出以下政策建议:

第一,实行积极的妇女劳动培训政策,提升女性人力资本水平。实证研究表明,女性非正规就业者整体素质不高是女性从事非正规就业的重要原因之一。为此,要把提高女性自身素质作为一项基础性工作,提高女性教育水平,积极发展职业教育,提升女性人力资本水平。针对不同群体分类别开展形式多样的培训,对于教育程度较低的女性,重点进行技能培训,实现在就业容量大、门槛低的家政护理等生活性服务业快速上岗;对于教育程度较高的女性,重点进行区域产业相结合的培训或创业培训,推广“慕课”等“互联网+”创业培训新模式,大规模开展开放式在线培训和远程公益创业培训等,帮助他们开拓就业渠道或鼓励其自主创业。

第二,量化无偿家庭劳动价值,为妇女提供照料补贴。女性提供的无偿家庭劳动,包括家务劳动、照料儿童和老年照料等,欧洲各国对家庭劳动的价值核算已经取得了重要的进展,家庭劳动的价值已经占 GDP 相当大的比重。量化家庭劳动的价值,对从事家庭劳动的妇女给予一定的补贴,这样不仅可以补偿其从事非正规就业带来的收入的减少,而且有利于体现女性在家庭劳动中的经济价值,提高女性家庭地位和

经济地位。在西方发达国家,家庭劳动的价值已普遍地被民众所认可。例如荷兰、日本等很多国家,政府都对赡养老人、家务劳动者给予相应的费用或补助。因此,量化无偿家庭劳动价值是尊重每个人和不同类别劳动的体现。

第三,完善社会保障体系,大幅提升灵活就业人员等群体参加社会保险比例。自2003年5月开始,政府把灵活就业人员纳入现行社会保障体系之中,一些地区和城市也出台了针对非正规就业者的社会保险政策,许多种类的非正规就业者需要独立支付社会保险,尽管各地的政策中都有所优惠,但过低的收入和过高的缴费,仍然把非正规就业人员排除在社会保险之外。因此,应设计简便灵活、形式多样、门槛较低的社会保险品种,使非正规就业女性能平等地享有社保的权利。如为非正规就业人员设计、建立唯一的社会保险关系,制定统一的社会关系转续方法,使之能够随就业岗位、就业地区的变化而转移、接续。

本文研究了家庭老年照料对女性非正规就业选择及工资收入的影响效应,并探讨了家庭老年照料对女性非正规就业选择的影响在照料强度方面的异质性。由于男性从事家庭老年照料的群体所占比例较小,本文未对该群体进行分析,但男性从事家庭老年照料活动也是不可忽略的社会现象之一,有必要从性别差异视角分析家庭老年照料对非正规就业的影响效应。此外,女性非正规就业的影响效应主要从微观角度考虑,包括个人、家庭、地区及时间等因素,但对照料供给市场、经济发展、经济结构等宏观因素没有单独加入变量进行分析,这些因素会对女性非正规就业的发展产生较大的影响,目前实证分析只能将此部分放入随机扰动项中。这都是笔者正在努力探讨的问题。

参考文献:

- [1] ILO. Statistical update on employment in the informal economy 2012[R]. Geneva: ILO Department of Statistics, 2012.
- [2] 吴要武. 非正规就业者的未来[J]. 经济研究, 2009(7): 91-106.
- [3] ETTNER S. The opportunity costs of elder care[J]. Journal of Human Resources, 1996, 31(1): 189-205.
- [4] HEITMUELLER A. The chicken or the egg? Endogeneity in labor market participation of informal carers in England[J]. Journal of Health Economics, 2007, 26(3): 536-559.
- [5] BOLIN K, LINDGREN B, LUNDBOR P. Your next of kin or your own career? Caring and working among the 50+ of Europe[J]. Journal of Health Economics, 2008, 27(3): 718-738.
- [6] LIU L, DONG X, ZHENG X. Parental care and married women's labor supply in urban China[J]. Feminist Economics, 2010, 16(3): 169-192.
- [7] CASADO-MARÍN D, GARCIA-GOMEZ P, LÓPEZ-NICOLÁS Á. Informal care and labor force participation among middle-aged women in Spain[J]. Journal of the Spanish Economic Association, 2011, 2(1): 1-29.
- [8] 蒋承, 赵晓军. 中国老年照料的机会成本研究[J]. 管理世界, 2009(10): 80-87.
- [9] 黄枫. 人口老龄化视角下家庭照料与城镇女性就业关系研究[J]. 财经研究, 2012(9): 16-26.
- [10] 陈璐, 范红丽. 家庭老年照料会降低女性劳动参与率吗? ——基于两阶段残差介入法的实证分析[J]. 人口研究, 2016(3): 71-81.
- [11] 吴燕华, 刘波, 李金昌. 家庭老年照料对女性就业影响的异质性[J]. 人口与经济, 2017(5): 12-22.
- [12] CHEN M A, VANEK J, CARR M. Mainstreaming informal employment and gender in poverty reduction: a handbook for policy-makers and other stakeholders[M]. London: Commonwealth Secretariat, 2004: 26-54.
- [13] 国家发展与改革委员会. 人口和社会发展报告 2014——人口变动与公共服务[R]. 北京: 国家发展与改革委员会, 2015.
- [14] 刘妍, 李岳云. 城市外来农村劳动力非正规就业的别差异分析——以南京市为例[J]. 中国农村经济, 2007(12): 20-27.
- [15] 吴要武, 蔡昉. 中国城镇非正规就业: 规模与特征[J]. 中国劳动经济学, 2006(4): 67-84.
- [16] MARC B, EKKEHARD E, JUANA P B. Globalization and informal jobs in developing countries[R]. Switzerland: A Joint Study of the International Labour Office and the Secretariat of the World Trade Organization, 2009.
- [17] 胡凤霞, 姚先国. 城镇居民非正规就业选择与劳动力市场分割——一个面板数据的实证分析[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2011(1): 44-52.