

老龄问题研究

照料老年父母对城镇已婚中青年女性 就业的影响

马焱¹, 李龙²

- (1. 全国妇联 妇女研究所, 北京 100730;
2. 中国人民大学 社会与人口学院, 北京 100872)

摘要: 本文使用第三期中国妇女社会地位调查数据和 Logistic 回归模型, 探讨了城镇已婚中青年女性照料老年父母对其就业状况的影响, 并借助倾向值加权的方法对回归模型进行了稳健性检验。结果表明, 在城镇已婚中青年女性群体中, 老年照料提供者更难以进入劳动力市场, 与非照料者相比, 照料者的就业概率会降低 29.6%。而男性是否从事有收入工作则不会受到是否照料老年父母的显著影响。本文认为, 老年照料既是家庭成员的义务, 也是政府和社会的责任; 女性参与社会劳动既是个人的权利, 也是促进经济发展和社会文明进步的要求。统筹协调两者关系, 既应把女性视为“责任主体”, 也应将她们视为“权利主体”。

关键词: 人口老龄化; 老年照料; 中青年女性就业

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2014) 02-0039-09

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2014.02.005

The Impact of the Care-giving for Elderly Parents on the Employment of Young and Middle-aged Urban Married Women

MA Yan¹, LI Long²

- (1. Women's Studies Institute of China, ACWF, Beijing 100730, China;
2. School of Sociology and Population Studies, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Relying on the data of the Third Wave Survey on the Social Status of Women in China (2010), this paper studies the impact of the care-giving for elderly parents on the employment of young and middle-aged urban married women using Logistic Regression Models. We use propensity score weighting for robustness tests. The results show that the probability of the young and

收稿日期: 2013-10-26; 修订日期: 2014-01-10

基金项目: 2011 年度国家社会科学基金青年项目“老年家庭照料对城市中青年女性职业发展的影响”(11CRK009); 国家社会科学基金重大项目“新时期中国妇女社会地位调查研究”(10@ZH020)。

作者简介: 马焱, 法学博士, 全国妇联妇女研究所副研究员; 李龙, 中国人民大学社会与人口学院硕士研究生。

middle-aged urban married women who bear the eldercare labors engaged in paid employment is lower, and the probability will be reduced by 29.6%, while whether men are engaged in paid employment isn't influenced significantly. Care-giving for the elderly is not only the obligation of the family, but also the responsibility of the government and the society. Women's labor-market participation is not only the individual rights, but also the necessity of promoting economic development and social progress. On the basis, the policy implications are discussed in the paper.

Keywords: aging; care-giving for the elderly; employment of young and middle-aged women

一、引言

我国即将迎来人口老龄化高速度、大范围到来的时期。老年人口数量的迅猛增加,导致老年生活照料需求日益凸显。在深受儒家思想影响、传统孝道文化源远流长、“男主外女主内”传统性别文化观念根深蒂固的中国社会,成年子女尤其是成年女性后代往往成为老年照料的主要承担者。与此同时,在过去30余年经济转轨和社会转型的进程中,单位体制逐渐解体,原来由国家承担的部分养老保障责任逐渐转嫁给家庭,老年照料所能获得的国家支持力度相对弱化。加之人口转变带来家庭规模的不断缩小,老年家庭照料资源也逐渐减少。如此一来,以女性为主体的老年照料者负担明显加重。

就业是实现女性经济独立的基础,是推进社会性别平等的关键。男女平等基本国策的落实和精神文明程度的提高,推动了女性逐渐由传统家庭照料者的单一角色向现代社会建设者的多重角色转变。然而,囿于传统性别文化规范和固有角色分工定位,女性并未因其越来越多地扮演职业者的社会角色而使其扮演的家庭角色有所减弱,两者之间的冲突日益加剧。老年父母照料因此成为影响女性就业状况的重要影响因素。平衡与老龄化形势亦步亦趋的老年照料危机同与妇女解放发展紧密相关的市场劳动参与之间的矛盾,应该成为政府改善民生、加强社会建设的一项重要内容。

照料老年父母对女性就业状况的影响是当前老龄化研究与社会性别研究的交叉领域。老龄化研究中多数过于关注老年人本身的问题,而照料者的问题却往往会被研究者忽视;社会性别研究大都突出强调育儿对女性就业状况的影响,而老年照料的影响因素却较少得到重视。鉴于此,本研究将使用第三期中国妇女社会地位调查数据和 Logistic 回归模型探讨老年照料与承担照料责任的城镇已婚中青年女性就业之间的关系。为降低样本选择性偏差的影响,有效控制老年照料与女性就业之间的内生性,本研究还采取倾向值加权的方法检验回归模型的稳健性,从而确保回归结果更为精确可信。本研究量化城镇已婚中青年女性照料老年父母对其就业状况的影响程度,不仅有利于对中青年女性在提供老年照料方面的付出和贡献做出准确判断和公正评价,更有利于深化人口老龄化与妇女社会地位内在联系的研究,从而为全面把握人口老龄化带来的挑战,制定具有性别平等意识的家庭帮扶政策,建设具有性别平等意识的养老服务体系提供依据。因此,本研究不仅具有较强的理论意义,而且具有十分重要的现实意义。

二、文献回顾

从20世纪80年代开始,关于老年家庭照料与照料者的劳动参与率之间关系的研究逐渐增多。对于两者的具体关系,各国学者观点各异,但基本达成了一个共识:男女老年照料者总体上相比非照料者有较低的劳动参与率,女性老年照料者的劳动参与率普遍低于男性老年照料者。美国的大部分研究显示,处于工作年龄的女性老年照料者劳动参与率在50%左右^[1~2];而男性照料者的劳动参与率较

高，在 57% ~ 77% 之间^[3]。英国的一些研究显示，女性老年照料者的劳动参与率在 64% 左右，男性照料者的劳动参与率高于女性，在 70% ~ 82% 之间^[4-5]。基廷（Keating）的研究发现，1996 年加拿大的女性老年照料者和男性老年照料者的劳动参与率分别是 62% 和 78%^[6]。

斯通（Stone）和肖特（Shart）使用嵌套的多项 Logit 模型分析了老年照料者的就业决策。研究发现，老年照料对照料者的就业具有巨大的负向影响，承担照顾职责的人更倾向于选择停薪假期、减少工作时间或者重新安排工作计划等，这样他们才能更好地承担起照料责任^[7]。穆里宁（Muurinen）的研究得出同样的结论，他针对向美国临终癌症病人提供无偿照料的照料者的研究发现，提供照料工作对照料者的劳动市场参与率有显著的负面影响^[8]。然而，这些研究受到方法的限制，都未能解决老年照料的内生性问题，没有在照料老年父母和就业决策之间建立较为“干净”的因果关系。

1990 年代以前的研究，基本上把照料老人和就业决策之间的关系看成是外生的。变量往往存在选择性偏差问题，内生性问题可能导致统计有偏和结论有误^[9-10]。老年照料者的劳动参与率低，并不一定是照料本身造成的，很可能是因为照料者在承担照料工作之前的劳动参与状况不乐观才选择了照料。从沃尔夫（Wolf）、索尔多（Soldo）和斯特恩（Stern）等学者的研究开始，学术界开始比较严格地探讨老年照料与照料者就业之间的因果关系。

沃尔夫、索尔多、斯特恩、卡迈克尔（Carmichael）和查尔斯（Charles）等是研究老年照料与照料者就业之间因果关系的典型代表。他们改进了研究方法，或者使用两阶段工具变量的方法，或者使用两次选择模型来控制老年照料的内生性问题，以探讨老年照料与就业决策之间的因果关系。沃尔夫和索尔多利用 1987 年的 NSFH 的数据与两次选择模型的方法，控制老年照料的内生性问题，发现老年照料对工作时间有负向影响但不显著^[11]。斯特恩采用工具变量的方法来估计老年照料对工作时间的的影响，结果发现，女性比男性更可能照顾父母，相比男性而言，女性更可能面临工作、家务和老年照料之间的冲突^[12]。卡迈克尔和查尔斯利用英国 1990 年的 GHS 数据，对男女照料者进行对比分析发现，老年照料对男女照料者都会带来就业影响，其中女性照料者的就业损失更大，男性参与在老年照料中相对不足，应采取鼓励性政策措施促进男性在照料中的参与^[13]。

三、数据与模型

1. 数据来源

本研究所使用的数据来源于全国妇联和国家统计局 2010 年面向全国除港、澳、台以外的 31 个省（自治区、直辖市）开展的第三期中国妇女社会地位调查。调查按照地区发展水平的不同对调查地点进行分层，采用三阶段、概率与规模成比例（PPS）抽样的方法选取样本。在此基础之上，个人问卷的调查采用主卷与专（附）卷相结合的方式，主卷面向居住在家庭户内的 18 ~ 64 岁男女两性中国公民开展，专（附）卷则针对儿童、老年、大学生、受流动影响人员以及高层次人才等五个典型群体实施。个人问卷主卷记录了 26171 名调查对象的个人基本情况、受教育经历、工作/劳动经历、社会保障状况、政治参与水平、婚姻家庭状况、健康水平、生活方式、认知态度等方面的诸多信息。其中，女性为 13509 人，约占 51.6%，男性为 12662 人，约占 48.4%。13708 人居住在城镇，约占 52.4%，12463 人居住在农村，约占 47.6%。本研究主要关注 25 ~ 59 岁的城镇已婚中青年女性。为了更好地揭示照料老年父母对就业状况的影响机制，探讨其中的性别差异，本研究将同年龄段的城镇已婚中青年男性作为对比群体纳入实证模型。剔除缺失变量之后，最终共获得有效样本量 6712 个，其中女性 3383 个，男性 3329 个。

2. 模型构建

本研究使用 Logistic 回归模型研究照料老年父母对城镇已婚中青年特别是女性就业状况的影响。模型的被解释变量就业状况是二分类变量,目前在从事有收入的工作的人取值为 1,未从事有收入的工作的人取值为 0。在 Logistic 回归模型中,设从事有收入工作的发生概率为 p ,未从事有收入工作的发生概率则为 $1-p$ 。核心解释变量则采用是否为老年父母提供照料这一二分类变量来加以度量,定义在照料父母为 1,未照料父母为 0。由此本研究使用的模型可以表示为:

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 care_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\frac{p}{1-p} = \exp(\beta_0 + \beta_1 care_i + \gamma X_i + \varepsilon_i) \quad (2)$$

其中, $\frac{p}{1-p}$ 为发生比; $care_i$ 为核心解释变量是否照料老年父母; X_i 为控制变量。控制变量是在借鉴以往研究的基础上,基于个人特征和家庭特征两方面加以选取。其中,个人特征主要包括性别、年龄、受教育程度、政治面貌、自评健康状况,家庭特征主要包括配偶的支持状况、个人收入占夫妻收入比例、家庭常住人口数、有无 6 岁及以下子女、所在省份。以上控制变量的具体定义如表 1 所示。

表 1 模型控制变量说明

变量名称	变量类型	变量含义及赋值
个人特征		
性别	二分类变量	0 = 男, 1 = 女
年龄	连续型变量	单位: 岁
受教育程度	多分类变量	0 = 小学及以下, 1 = 初中, 2 = 高中/中专/中技, 3 = 大专及以上
政治面貌	二分类变量	0 = 非党员, 1 = 党员
自评健康状况	多分类变量	0 = 好, 1 = 一般, 2 = 差
家庭特征		
配偶支持状况	二分类变量	0 = 否, 1 = 是
个人收入占夫妻收入比例	连续型变量	单位: %
家庭常住人口数	连续型变量	单位: 人
有无 6 岁及以下子女	二分类变量	0 = 无, 1 = 有
所在省份	多分类变量	略

注: 性别变量仅在包含全体样本的回归模型中使用。

四、描述分析与实证结果

1. 描述分析

数据显示,城镇已婚中青年女性中照料老年父母的比例约为 12.5%,而男性则只有 2.6%。城镇已婚中青年的就业比例约在八成左右,相对较高。但女性低于男性近 20 个百分点,仅超七成女性参与劳动力市场。照料老年父母的女性就业比例明显不及未照料老年父母的女性 ($P=0.000$),前者只有 57.0%,后者则为 73.5%,后者高出前者约 17 个百分点。这说明照料老年父母对女性的就业状况有着较为突出的影响。相比于女性,男性的就业状况受是否照料老年父母的影响则不甚显著 ($P=0.058$),照料老年父母的男性就业比例仅仅高出未照料老年父母的男性约 6 个百分点。

从表 2 中还可以看出,城镇已婚中青年女性和男性在个人特征与家庭特征上存在着诸多差异。女性的受教育程度更低,接受过高等教育的比例低于男性 5 个百分点;女性的自评健康状况更差,认为自身健康状况好的比例低于男性 9 个百分点;女性的配偶支持力度更弱,配偶给予支持的比例低于男性 2 个百分点;女性甚至在政治面貌等方面也未表现出优势,党员的比例低于男性 12 个百分点。虽

然女性的平均年龄略低，但女性更低的人力资本存量和社会资本存量也是造成其就业比例不高的重要因素。

表 2 分老年照料状况的个人特征和家庭特征描述

主要变量		全体		照料老年		未照料老年	
		女性	男性	女性	男性	女性	男性
就业状况	从事有收入的工作	0.71	0.89	0.57	0.84	0.74	0.90
	未从事有收入的工作	0.29	0.09	0.43	0.16	0.27	0.10
个人特征							
	年龄(岁)	41.43	42.76	43.72	45.46	41.11	42.69
受教育程度	小学及以下	0.10	0.06	0.14	0.07	0.09	0.06
	初中	0.31	0.31	0.32	0.39	0.31	0.31
	高中/中专/中技	0.33	0.32	0.38	0.36	0.32	0.32
	大专及以上	0.26	0.31	0.16	0.18	0.28	0.31
政治面貌	党员	0.17	0.29	0.14	0.19	0.18	0.29
	非党员	0.83	0.71	0.86	0.81	0.82	0.71
自评健康状况	好	0.65	0.74	0.55	0.74	0.67	0.74
	一般	0.29	0.22	0.34	0.25	0.28	0.22
	差	0.06	0.05	0.11	0.01	0.06	0.05
家庭特征							
配偶支持状况	是	0.94	0.96	0.91	0.94	0.95	0.96
	否	0.06	0.04	0.09	0.06	0.05	0.04
个人收入占夫妻收入比例		0.43	0.67	0.39	0.64	0.43	0.67
家庭常住人口数(人)		3.10	3.15	3.06	3.20	3.11	3.15
有无6岁及以下子女	有	0.18	0.19	0.11	0.11	0.19	0.20
	无	0.82	0.81	0.89	0.89	0.81	0.80
所在区域	东部	0.41	0.43	0.38	0.52	0.42	0.42
	中部	0.36	0.37	0.39	0.27	0.35	0.38
	西部	0.23	0.20	0.22	0.21	0.23	0.20

2. 回归结果

表 3 即为使用 Logistic 回归模型对城镇已婚中青年就业状况影响因素进行估计的结果，模型的虚拟 R 方显示模型的拟合效果较好。其中，第一列数字呈现了全体样本的情况，第二列数字即为女性的估计结果，第三列数字则是作为比较对象的男性的估计结果。

全体样本的估计结果显示，在控制其他变量的情况下，相对于未照料老年父母者，照料老年父母的城镇已婚中青年从事有收入工作的概率会降低 27.9%，这一差异在 0.01 的统计水平上显著。进一步分性别比较可以发现，照料老年父母会对女性从事有收入工作产生极为显著的负面影响。在女性中，相比没有为老年父母提供照料的人群，照料者的就业概率会降低 29.6%。与此同时，男性是否从事有收入的工作则不会受到是否照料老年父母的显著影响。这一估计结果说明，承担照料老年父母重任的城镇已婚中青年女性往往会受此牵绊而更难以进入劳动力市场，更倾向于回归家庭。改善老年照料仅仅局限在家庭的状况以及减轻老年父母照料者的照料负担，对于激励女性劳动参与、释放女性就业潜力更有突出的意义。

除此之外，模型估计结果还进一步显示，个人的年龄、受教育程度、政治面貌、自评健康状况和家庭中个人收入占夫妻收入比重、常住人口数、有无 6 岁及以下子女都会对就业状况产生较为显著的影响。对于女性而言，年龄的增长、受教育程度的提高、自评健康状况的改善甚至于在政治面貌方面成为党员，都将促进其从事有收入的工作。而当个人收入占比越小、家庭人口规模越大、拥有 6 岁及以下子女需要看护时，女性劳动参与的阻力就会增大，就业概率也会相应降低。男性是否从事有收入

的工作也与其个人特征和家庭背景密切相关,但与女性存在着影响机制上的一定差异。

表3 城镇已婚中青年就业状况影响因素的 Logistic 回归模型估计结果

主要变量	全体发生比率	女性发生比率	男性发生比率
照料老年父母 (未照料 = 0)	0.721 **	0.704 **	0.688
个人特征			
性别 (男 = 0)	0.369 ***		
年龄 (岁)	0.857 ***	0.857 ***	0.850 ***
受教育程度 (参照组: 小学及以下)			
初中	0.734 *	0.699 *	0.833
高中/中专/中技	0.930	0.961	0.897
大专及以上	2.824 ***	3.276 ***	2.323 **
政治面貌 (非党员 = 0)	1.787 ***	2.305 ***	1.389 +
自评健康状况 (参照组: 好)			
一般	0.588 ***	0.630 ***	0.484 ***
差	0.246 ***	0.379 ***	0.120 ***
家庭特征			
配偶支持状况 (否 = 0)	1.273	1.264	1.307
个人收入占夫妻收入比例	31.065 ***	40.508 ***	21.782 ***
家庭常住人口数 (人)	0.885 ***	0.906 *	0.845 *
有无6岁及以下子女 (无 = 0)	0.292 ***	0.248 ***	0.484 *
所在省份	略	略	略
Constant	1379 ***	265.7 ***	6854 ***
样本量	6712	3383	3329
虚拟 R 方	0.329	0.298	0.310

注: ***p < 0.001, **p < 0.01, *p < 0.05, +p < 0.1, 下同。

3. 实证检验

上述回归估计结果并未考虑内生性问题,其潜在假定为照料老年父母是一个随机选择或外生决定的过程。但事实上,城镇已婚中青年女性照料老年父母和从事有收入的工作往往受到诸多因素的共同影响。其中既包括女性健康水平、6岁及以下子女状况等已被观测到的因素,也包括老年父母生活自理状况、女性与老年父母的协商关系以及女性个人意愿偏好等未被观测或不可观测的因素。这些错综复杂的因素导致了照料老年父母和就业之间的内生性问题,从而使得回归估计结果可能是有偏的。为了对照料老年父母的干预效应作出更为准确和稳健的测度,本研究采用倾向值加权(propensity score weighting)的方法来对内生性加以控制。

倾向值加权首先将多个维度的信息浓缩成一个得分因子,即倾向值($\hat{e}(x)$)。在本研究中,倾向值可以被理解为在给定一系列可能影响因素的情况下城镇已婚中青年女性成为老年照料提供者(其被视为接受干预)的条件概率。倾向值需要通过以是否照料老年父母为因变量的二分类 Logistic 回归模型加以预测获得,倾向值加权就是基于这一估计的倾向值计算出相应的权重,进而在保留全部原始样本的前提下对照料老年父母的女性(干预组)和未照料老年父母的女性(控制组)进行再加权并开展多元分析。这一方法可以使得干预组和控制组的成员更好地代表研究总体,同时也为解决模型内生性问题、实现样本数据平衡提供了一种可以借鉴的思路。

当需要观察照料老年父母对任意城镇已婚中青年女性的影响,即对于全部女性估计平均干预效应(average treatment effect, ATE)时,倾向值加权的方法对权重作出如下定义:

$$\omega(w, x) = \frac{W}{\hat{e}(x)} + \frac{1 - W}{1 - \hat{e}(x)}$$

其中, $W = 1$ 时为照料老年父母的女性,根据这一定义, $\omega(w, x) = \frac{1}{\hat{e}(x)}$ 即为权重。 $W = 0$ 时为未

照料老年父母女性，根据这一定义， $\omega(w, x) = \frac{1}{1 - \hat{e}(x)}$ 即为权重。而当我们仅仅考虑那些已经承担老年照料重任的女性，就可以估计干预组的平均干预效应（average treatment effect on the treated, ATT）。这时，对权重作出如下定义：

$$\omega(w, x) = W + (1 - W) \frac{\hat{e}(x)}{1 - \hat{e}(x)}$$

同理， $W = 1$ 时为照料老年父母的女性，根据这一定义， $\omega(w, x) = 1$ 即为权重。 $W = 0$ 时为未照料老年父母的女性，根据这一定义， $\omega(w, x) = \frac{\hat{e}(x)}{1 - \hat{e}(x)}$ 即为权重。现有的研究中对 ATT 关注较少，但 ATE 和 ATT 分析对象的背景明显不同。ATE 的分析对象是全部女性，相应的干预效应也是针对任意一个女性的。但在实际上，有些女性并不存在需要照料的老年父母，承担老年照料重任的可能性不大，而估计 ATE 时包含了这些女性，这也是其缺陷所在。因此，讨论 ATT 就更有其现实意义。在本研究中，ATT 的具体含义是，如果已经承担老年照料重任的女性未照料其老年父母的话，会对其就业带来多大的影响。

倾向值加权之前，往往需要进行数据平衡检验（Data Balancing）。如果照料老年父母的女性和未照料老年父母的女性在可观测的变量上存在显著不同（即数据是不平衡的），就可以认为数据存在选择性偏差。这时，就需要对数据进行处理以改善数据的平衡性，消除选择性偏差问题。数据处理前检验数据的平衡性，通常是看是否照料老年父母这一变量与其余个人特征和家庭特征等自变量进行统计检验，个人特征和家庭特征的变量若为连续变量时使用独立样本 t 检验，个人特征和家庭特征的变量若为分类变量时使用双变量卡方检验，统计检验中若 P 值较小，则说明选择性偏差存在。在倾向值加权中检验数据的平衡性，可以采用将是否照料老年父母作为唯一自变量对其余包含个人特征和家庭特征的变量（此时其作为因变量）进行加权简单线性回归或加权简单 Logistic 回归的方式来进行，其中个人特征和家庭特征的变量若为连续变量时使用线性回归，若为分类变量时则使用 Logistic 回归。

表 4 倾向值加权后的自变量平衡检验和预测倾向值的 Logistic 回归模型

主要变量	独立样本 t 检验/ 双变量卡方检验 P 值	倾向值加权回归系数的 P 值		Logistic 发生比率
		ATE	ATT	
个人特征				
年龄（岁）	0.000 ***	0.591	0.884	1.029 ***
受教育程度（参照组：小学及以下）	0.000 ***			
初中		0.670	0.872	0.790
高中/中专/中技		0.432	0.905	0.904
大专及以上		0.581	0.937	0.560 **
政治面貌（非党员 = 0）	0.072 +	0.780	0.961	0.950
自评健康状况（参照组：好）	0.000 ***			
一般		0.370	0.929	1.314 *
差		0.951	0.956	1.591 *
家庭特征				
配偶支持状况（否 = 0）	0.008 **	0.773	0.873	0.682 +
个人收入占夫妻收入比例	0.000 ***	0.235	0.870	0.347 ***
家庭常住人口数（人）	0.585	0.998	0.967	1.069
有无 6 岁及以下子女（无 = 0）	0.000 ***	0.517	0.897	0.760
所在省份	略	略	略	略

表 4 报告了使用倾向值加权的方法处理数据前后的数据平衡情况。从中可以看出，处理数据前，整个样本在包含个人特征和家庭特征的各个自变量上几乎都是不平衡的。这种不平衡性说明样本选择

偏差较为显著地存在。倾向值加权的方法较好地改善了数据结构,使数据在各个自变量上变得更为平衡。表4还展示了用于预测倾向值的Logistic回归估计结果,年龄、受教育程度、自评健康状况以及配偶支持力度、个人收入占比等都会对老年父母照料产生强度不一的显著影响,这也佐证了女性在照料老年父母这一问题上存在样本选择性。加权后的相关回归模型估计结果(见表5)基本验证了原模型得出的结论:照料老年父母会对城镇已婚中青年女性就业产生较为显著的负面影响。ATE显示原模型估计的干预效应对于全部女性而言存在高估,但ATT却表明在已经承担老年照料重任的女性中照料老年父母的负向作用实际上更为强烈,原模型在一定程度上低估了这种干预效应:相对于未照料老年父母的女性,照料老年父母的女性从事有收入工作的概率会降低31.3%,这比原模型高出1.7个百分点。

五、结论与讨论

家庭中的照料重任与市场中的就业状况紧密相关,已婚中青年女性的劳动参与比例相对不高,老年家庭照料劳动对其产生着极大的限制作用。本研究使用第三期中国妇女社会地位调查数据以及Logistic回归模型估计了照料老年父母与城镇已婚中青年女性从事有收入工作的关系,并借助倾向值加权的方法克服变量的内生性,对其作出了准确性和稳健性的评估。研究结果发现,承担老年照料责任的女性就业比例更低,女性照料老年父母会对其就业带来显著的负面影响。

作为比较,城镇已婚中青年男性的就业状况则几乎不为照料老年父母所影响。这其中的原因可能是,男性在照料老年父母的过程中,获得来自其他家庭成员乃至社会等方面的支持与帮助比女性要多,因而其就业状况所受的影响相对较小。在“男主外女主内”传统性别文化观念的影响下,女性承担照料责任通常被认为是天经地义的分内之事,而男性的主要职责通常被认为是挣钱为老人提供经济支持,一旦男性承担起照料重任,则会被认为是干了“分外”之事,因而更有可能得到外来的支持和帮助。

女性在履行家庭责任的同时,参与市场劳动,追求经济独立,实现自我发展,承担社会责任,是社会文明进步的重要标志,也是当今时代不可逆转的国际潮流。当前,女性并没有因为其扮演越来越多的社会角色而使照料负担有所减轻,而是在老龄化形势日趋严峻、家庭规模不断萎缩、市场化改革使福利服务更多转向家庭的背景下,自身发展和社会地位的提高将要经受更多考验,面临更大挑战。女性因为承担照料重任而难以充分就业不仅会降低其经济独立性和自主性,而且从人的生命周期视角看,女性照料者中青年时期劳动权益受损将导致其老年期处于更加不利的境地,甚至会陷入老年贫

表5 倾向值加权后的城镇已婚中青年女性就业状况影响因素 Logistic 回归模型估计结果

主要变量	ATE	ATT
照料老年父母(未照料=0)	0.729*	0.687**
个人特征		
年龄(岁)	0.863***	0.868***
受教育程度(参照组:小学及以下)		
初中	0.706	0.579*
高中/中专/中技	1.071	0.820
大专及以上	6.412***	4.663***
政治面貌(非党员=0)	3.410***	3.069***
自评健康状况(参照组:好)		
一般	0.598***	0.649**
差	0.449**	0.483**
家庭特征		
配偶支持状况(否=0)	1.058	1.175
个人收入占夫妻收入比例	43.25***	44.26***
家庭常住人口数(人)	0.813***	0.844**
有无6岁及以下子女(无=0)	0.259***	0.276***
省份	YES	YES
Constant	150.6***	136.1***
样本量	3347	3347
虚拟R方	0.3375	0.2968

困，从而将加剧未来数十年中国急剧发展的人口老龄化问题的复杂性。

老年照料是家庭成员的义务，也是政府和社会的责任；劳动参与是个人的权利，也是政府和社会的需要。两者关系的统筹协调，要求既突出“老年人的视角”，也强化“照料者的思路”，既把女性视为“责任主体”，又将她们视为“权利主体”。这是女性个人发展的现实需要，也是应对老年照料危机的必然要求。女性不仅是家庭发展政策的执行者，也应成为家庭发展政策的受益者。承担老年照料重任的女性需要得到来自家庭和社会的多方支持和帮助。一方面需要男性家庭成员主动与女性共担老年照料的重任，另一方面更需要在完善社区养老服务体系中，增强社会性别视角，将性别平等意识和对女性老年家庭照料者的支持纳入政府的基本公共服务范畴，加大这方面的公共财政支出和资源投入，并关注低收入家庭的老年照料诉求，向困难妇女群体倾斜，为其提供更为便捷的老年照料服务。

参考文献：

- [1] Stone Robyn and Pamela Short. The Competing Demands for Employment and Informal Caregiving to Disabled Elderly [J]. *Medical Care*, 1990, 28 (6).
- [2] Douglas A. Wolf and Beth J. Soldo. Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents [J]. *Journal of Human Resources*, 1994, 29, (4).
- [3] Ettner, S. The Opportunity Costs of Elder Care [J]. *Journal of Human Resources*, 1996, 31 (1).
- [4] Carmichael, F. and S. Charles. The Opportunity Costs of Informal Care: Does Gender Matter? [J]. *Journal of Health Economics*, 2003, 22 (5).
- [5] Henz, U. The Effects of Informal Care on Paid-work Participation in Great Britain: A Lifecourse Perspective [J]. *Ageing and Society*, 2004, 24 (6).
- [6] Keating, N. C. *Eldercare in Canada: Context, Content and Consequences* [M]. Ottawa, Canada: Statistics Canada, Housing, Family and Social Statistics Division, 1999.
- [7] 同 [1].
- [8] Muurinen, J. M. The Economics of Informal Care: Labor Market Effects in the National Hospice Study [J]. *Medical Care*, 1986, 24 (11).
- [9] Heitmueller, A. The Chicken or the Egg? Endogeneity in Labour Market Participation of Informal Carers in England [J]. *Journal of Health Economics*, 2007, 26 (3).
- [10] Bolin, K., B. Lindgren and P. Lundborg. Informal and Formal Care among Single-living Elderly in Europe [J]. *Health Economics*, 2008, 17 (3).
- [11] 同 [2].
- [12] Stern Steven. Estimating Family Long-term Care Decisions in the Presence of Endogenous Child Characteristics [J]. *Journal of Human Resources*, 1995, 30 (3).
- [13] 同 [4].

[责任编辑 武 玉, 方 志]