

人口老龄化视角下家庭照料与城镇 女性就业关系研究^{*}

黄 枫^{1,2}

(1. 上海财经大学 高等研究院, 上海 200433;

2. 上海财经大学 数理经济学重点实验室, 上海 200433)

摘 要:随着我国人口老龄化, 女性在家庭劳动与职业劳动之间的角色冲突日益凸显。文章利用 1991—2009 年“中国营养与健康调查”(CNHS)数据及面板数据分析和工具变量方法, 实证检验了老人家庭照料责任对城镇女性职业劳动参与决策的影响, 以期为女性就业、养老政策的制定提供科学依据。研究发现, 照料老人显著降低了女性的劳动参与率, 尤其是长时间、高强度的照料活动。与无照料责任的女性相比, 与父母(公婆)同住、有照料责任的女性劳动参与率将下降 0.215; 高强度照料活动对女性劳动参与的影响更大, 劳动参与率将下降 0.695。

关键词:家庭照料; 女性劳动参与; 人口老龄化

中图分类号:F063.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2012)09-0016-11

一、引 言

女性通过参与职业劳动担负着家庭以外的社会责任, 中国是世界上女性劳动参与率最高的国家之一。但我国在“十二五”时期将出现第一个老年人口增长高峰, 60 岁以上老年人口将由 1.78 亿增加到 2.21 亿, 老年人口比重将由 13.3% 上升至 16%,^① 预计到 2050 年我国老龄人口将达到峰值 4.37 亿,^② 占总人口的三分之一(曾毅等, 2006)。可见, 随着我国人口老龄化, 需要照料的老人将大幅增加, 而计划生育政策使子女数量骤减, 家庭将担负重要的老人照料责任。作为家庭劳动的主要提供者, 女性在家庭劳动与职业劳动之间的角色冲突日益凸显。目前, 中国已经出现女性劳动参与率下降的趋势, 那么老人家庭照料活动究竟会对女性就业产生怎样的影响? 这一影响的幅度有多大? 不同照料方式的影响是否相同? 公共政策应如何帮助女性平衡家庭和社

收稿日期: 2012-01-17

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71203133); 教育部人文社会科学研究青年基金项目(12YJC790067); 上海市教育委员会和上海市教育发展基金会“晨光计划”(11CG38); 上海市重点学科建设项目(B801)

作者简介:黄 枫(1981—), 女, 天津人, 上海财经大学高等研究院、数理经济学重点实验室助理研究员。

会责任?这些都是本文要回答的问题。

本文从两个方面推进了家庭照料与女性劳动参与研究。第一,现有研究大多从宏观经济、家庭收入、生育保险政策等角度探讨我国女性劳动参与率的变化,而本文结合我国人口老龄化趋势,将老人家庭照料责任引入女性劳动参与决策,从而丰富了现有相关研究。第二,虽然我国不乏劳动就业或老年人口的微观调查数据,但是劳动就业调查数据一般缺乏家庭照料信息,老年人口调查数据又不包括子女相关信息,从而这些数据对于研究家庭照料与女性劳动就业关系是不适合的。更重要的是,使用老年人口调查数据研究子女劳动参与行为可能产生样本选择偏误。本文利用1991—2009年“中国营养与健康调查”(CHNS)数据,采用子女和父母的匹配样本,避免了可能产生的样本选择偏误。本文希望通过研究家庭照料与女性就业关系,为女性就业、养老政策的制定提供科学依据。

二、制度背景与文献回顾

(一)制度背景

人口老龄化、慢性病发病率上升等使老年人口的护理需求增加,其中既包括正规的机构护理也包括非正规的家庭照料。家庭照料通常由子女、亲属等非专业人士无偿提供,每个人在一生中都有可能成为非正规护理者。在英国,14%的适龄劳动人口担负着非正规照料责任(Heitmueller,2007)。在我国35—52岁已婚女性中,超过12%的照料父母或公婆(Liu等,2010)。“中国营养与健康调查”(CHNS)数据显示,近年来我国老年人口照料需求呈增长趋势,照料父母或公婆的女性占适龄劳动女性的比例不断上升,从1991年的6%上升至2009年的14%,而且每周平均照料时间也大幅增加,2009年为21个小时,比1991年翻了一番。这表明家庭照料对女性劳动供给、职业生涯的影响日益显著。^③

在计划经济时期统包统配的劳动就业制度下,我国是世界上女性劳动参与率最高的国家之一(潘锦棠,2002)。改革开放以来,宏观经济及家庭、个人等因素从正反两个方向影响着女性劳动参与行为。一方面,蔡昉和王美艳(2004)利用2000年第五次人口普查和2002年五个城市调查数据研究发现,在我国经济转轨时期失业导致劳动参与率下降,年龄偏大、教育水平偏低的劳动者被挤出了劳动力市场。姚先国和谭岚(2005)基于1988年、1995年和2002年五省一市城市住户调查的研究指出,女性劳动参与率下降与其说是配偶收入提高后家庭劳动分工的自主选择结果,不如说是严峻就业形势所迫。虽然上述宏观经济周期和劳动力市场状况等因素在短期内抑制了劳动参与,但随着经济环境的改善,这些因素不会持续负向影响女性劳动参与行为。另一方面,少儿抚养比的下降、受教育水平的普遍提高、健康状况的改善等将促

进女性劳动参与。但老年人口照料需求在中长期将迅速增加,而计划生育政策使子女数量骤减,家庭照料责任必然成为制约女性劳动参与的重要因素。CHNS 数据显示,在各调查年度,有照料责任的女性劳动参与率始终低于无照料责任的女性。特别地,老人家庭照料对女性劳动参与的负向影响将随着人口老龄化和家庭小型化而不断加强,因而政府需充分重视,提早谋划,以便从容应对。

(二)文献回顾

国外学者自 20 世纪 90 年代开始探讨老人照料与就业之间的因果关系(Wolf 和 Soldo,1994;Stern,1995;Ettner,1996)。在新近研究中,Heitmueller(2007)利用英国 1991—2002 年家庭调查数据,发现父母照料对就业的负向影响存在于特定类型的照料中,而且忽略照料变量的内生性问题将高估这一负向影响。Bolin 等(2008)利用欧洲健康、老龄和退休调查数据考察了家庭照料责任与就业、劳动时间和工资之间的关系,同样发现了父母照料对女性就业的负向影响,但没有发现显著的国别差异。

关于我国家庭照料者劳动参与的研究文献较少,而且大多从宏观经济、家庭收入、生育保险政策等角度探讨我国女性劳动参与率的变化(蔡昉和王美艳,2004;姚先国和谭岚,2005;陈琳,2011)。与本文最相关的研究有蒋承和赵晓军(2009)及 Liu 等(2010)。蒋承和赵晓军(2009)利用 2005 年“中国老年人口健康影响因素跟踪调查”的截面数据,采用两部模型和工具变量方法分析了老人照料对子女劳动参与率和工作时间的影响。该研究使用以老年人口为调查对象的数据考察非调查对象(子女)的劳动参与决策,估计结果存在样本选择偏误。Liu 等(2010)利用 1993—2006 年 CHNS 数据,发现已婚女性照料公婆对其劳动参与和工作时间产生负向影响,但照料自己父母对其工作无显著影响。本文将使用不同的工具变量对模型进行识别。

三、研究设计

(一)模型与方法

理论上,劳动者会选择工作和闲暇(包括旅游休闲、操持家务、照料家人等)时间以最大化自身效用。劳动参与决策既受到个人保留工资、家庭收入及性别、年龄等个人特征的影响,也受到社会经济环境如宏观经济景气水平、就业机会、社会保障水平等因素的影响。参照现有文献,我们将老人照料活动引入女性劳动参与决策方程,使用多元回归分析考察老人照料活动对城镇女性劳动供给的影响。

老人照料活动设定为 C_{it} ,如果女性 i 在 t 时期从事老人照料活动,则 C_{it} 取值为 1,否则为 0。被解释变量 P_{it} 反映城镇成年女性的劳动参与状况,如果女性 i 在 t 时期从事职业劳动,则 P_{it} 取值为 1,否则为 0。于是,女性劳动参与

和老人照料活动及其他影响因素的关系可以设定为:

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 C_{it} + X'_{it} \alpha_2 + \text{Prov} + Y_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, X_{it} 为向量, 包括女性的个人和家庭特征及健康状况等。Prov 和 Y_t 分别为省份和年份虚拟变量, 反映地区差异和宏观经济变动对女性劳动参与的影响。 ϵ_{it} 是随机误差项。 μ_i 表示不可观测且不随时间变化的个人特征, 如劳动偏好、利他动机等, 可能同时影响女性劳动参与和照料活动。 μ_i 与解释变量相关会导致参数估计偏误。在弱外生性假设下, 我们可以利用一阶差分消除回归方程中的个体异质性。

$$\Delta P_{it} = \alpha_1 \Delta C_{it} + \Delta X'_{it} \alpha_2 + \Delta Y_t + \Delta \epsilon_{it} \quad (2)$$

如果模型的内生性问题仅来源于不随时间变化的个人特征, 即 $E(\mu_i | X_{it}) \neq 0$, 则差分模型可得到时变解释变量系数的无偏、一致估计。但解释变量也可能与随机误差项 ϵ_{it} 相关, 即 $E(\epsilon_{it} | X_{it}) \neq 0$, 此时差分估计无法解决此类内生性问题。我们需要寻找工具变量 Z_{it} , 工具变量须满足以下两个条件: 第一, 与家庭照料决策相关; 第二, 在劳动供给方程中是外生的, 即 $E(\epsilon_{it} | Z_{it}) = 0$ 。老人在生活不能自理或身体不佳时需要子女照料, 所以老人的健康状况即照料需求与子女家庭照料决策密切相关; 而老人照料需求并不直接影响子女劳动供给, 只是通过影响子女照料活动间接影响其劳动参与。此外, 对于有较多儿女的老人, 儿女可以分担照料责任, 所以女性的兄弟姐妹数量(包括配偶的兄弟姐妹)与其照料父母公婆的决策相关, 而与其劳动供给无关。因此, 我们以受访者父母公婆的照料需求及其兄弟姐妹数量作为工具变量, 利用面板数据工具变量方法同时修正上述两类内生性偏误。

不同强度的照料活动对女性劳动参与的影响可能存在差异, 为了进一步考察高强度照料的影响, 我们在劳动参与决策方程中设置了高强度照料虚拟变量 Intensive C_{it} (若每周照料 20 小时以上, 则取值为 1, 否则为 0)。

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Intensive}C_{it} + X'_{it} \alpha_2 + \text{Prov} + Y_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

对于截面数据, 我们大多利用线性概率模型和非线性离散选择模型来分析劳动参与决策。由于本文主要关注变量的边际效应, 而采用非线性固定效应模型对参数的一致估计未必可得到对边际效应的一致估计, 我们采用线性概率模型。

(二)数据来源

本文数据来自“中国营养与健康调查”(CHNS), 该项调查涵盖家庭及个人的人口、社会、经济及医疗卫生、健康等信息, 在劳动经济、卫生经济研究领域被广泛使用。

CHNS 是适合研究老人家庭照料与女性劳动参与问题的全国性跟踪调查之一。首先, CHNS 记录了 52 岁以下成年女性与其父母公婆的照料关系。该项调查询问了其父母公婆是否健在、居住在何处, 如果父母公婆年龄在 50

岁以上,则询问是否需要人照顾、上周是否照顾过父母以及照顾时间。其次,CHNS 以各年龄段成年人作为调查对象,记录了研究劳动力供给所需的个人和家庭详细信息,从而避免了使用老年人口调查数据研究子女就业问题可能导致的样本选择偏误。最后,CHNS 是跟踪调查,我们可以直接使用面板数据分析方法修正内生解释变量偏误。

家庭照料责任可以从外延和内涵两个方面在边际上影响照料者的劳动供给,其中外延边际上的影响是指照料者是否工作,内涵边际上的影响是指工作的照料者是否调整其工作时间,如从全职转为兼职。本文考察照料父母公婆的家庭责任对女性劳动参与决策的影响,即外延边际上的影响。考虑到自我雇佣的农业劳动在时间上具有自主性和弹性,而且照料责任对劳动的影响主要是内涵边际上的,本文样本不包括农村劳动力。此外,我们剔除了学生、军警、残疾人以及父母公婆亡故无赡养责任的受访者。本文样本最终包括 2 372 名受访者 1991—2009 年的 7 887 个观测值,其中近 10% 的成年女性承担着照料父母或公婆的责任。

(三)变量说明

除了被解释变量是否参与劳动 P_{it} 和核心解释变量是否照料父母公婆 C_{it} 之外,其他解释变量包括人口特征、人力资本和经济状况等变量。其中:(1)在人口特征变量中,年龄是影响劳动参与的重要因素。我们将年龄划分为 18—24 岁、25—34 岁、35—44 岁和 45—52 岁 4 组,设置了 4 个虚拟变量,并以 45—52 岁作为参照组,将其他 3 个引入模型。随着年龄的增长,劳动能力一般是减弱的,所以我们预期其他年龄组的劳动参与率高于参照组。CHNS 没有询问女性配偶对双方父母的照料情况,我们将借助婚姻状况来部分控制配偶照料因素。照料儿童也是女性最重要的家庭劳动之一,我们采用“是否照料 6 岁及以下儿童”来控制。(2)人力资本变量主要包括女性的受教育水平和自评健康状况。我们采用受正规教育年限来衡量受教育水平,并预期受教育水平对女性就业有积极影响。健康状况是衡量人力资本的另一个重要指标,健康状况越好,劳动参与率越高。我们选取 4 类自评健康状况,分别设置 4 个虚拟变量来表示。(3)劳动者的收入由劳动收入和非劳动收入构成,女性的非劳动收入主要受到家庭因素的影响,我们采用其他家庭成员收入(以 2009 年价格计算)来表示。此外,家庭规模可以反映对女性家庭劳动的需求,大家庭中需要照顾的孩子或老人较多,从而影响女性的职业劳动参与。

除上述因素外,劳动力市场状况也会影响劳动参与决策,我们使用社区男性、女性以及家庭保姆的平均工资等来反映。此外,考虑到地区差异和宏观经济变动对女性劳动参与的影响,我们还控制了省份和年份虚拟变量。

表 1 给出了样本的描述性统计。成年女性劳动参与率总体来看约为 79%,照料父母或公婆的女性劳动参与率仅为 70%,明显低于无照料责任的

女性。样本中绝大多数女性已婚,平均年龄约为 38 岁,从事照料活动的女性较年长,平均年龄超过 40 岁。此外,从事照料活动的女性的家庭其他成员收入较高,受正规教育年限略长,但自评健康状况不好的比例高于无照料责任的女性。两个工具变量与照料活动高度相关,从事照料活动的女性的父母公婆需要照料比例高达 67%,明显高于无照料活动的女性(仅为 12%),而且照料者的兄弟姐妹较少。

表 1 样本描述性统计

	全样本		从事照料活动		无照料活动	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
劳动参与率	0.787	0.409	0.701	0.458	0.797	0.402
是否从事照料活动	0.099	0.299	1	0	0	0
年龄	37.863	7.318	40.290	7.080	37.596	7.295
已婚	0.978	0.148	0.974	0.158	0.978	0.147
是否照料 6 岁及以下儿童	0.211	0.408	0.150	0.357	0.218	0.413
受教育年限	8.636	3.532	8.982	3.417	8.598	3.543
自评健康:非常好	0.087	0.282	0.074	0.263	0.088	0.284
自评健康:好	0.335	0.472	0.371	0.483	0.331	0.471
自评健康:一般	0.165	0.372	0.203	0.402	0.161	0.368
自评健康:不好	0.018	0.133	0.026	0.158	0.017	0.130
家庭其他成员收入	21455	29255	23740	29937	21218	29176
家庭人数	3.945	1.297	3.797	1.160	3.962	1.310
与父母(公婆)同住	0.320	0.467	0.360	0.480	0.316	0.465
社区普通男工日收入	21.204	14.398	24.246	14.597	20.870	14.338
社区普通女工日收入	16.978	11.776	19.729	13.441	16.676	11.540
社区家庭保姆日收入	12.016	14.010	13.466	15.286	11.856	13.855
兄弟姐妹数量	6.631	2.851	6.494	2.749	6.646	2.862
父母公婆是否需要照料	0.175	0.380	0.669	0.471	0.120	0.326
样本量	7 887		780		7 107	

数据来源:根据 1991—2009 年 CHNS 数据整理得到。

需要注意的是,在女性劳动参与决策中家庭照料可能是内生的,原因在于女性就业状态与家庭照料可能存在双向因果关系,女性可能是因缺少合意的工作机会而担负起家庭照料责任,而不是为了履行照料责任而放弃工作或缩短工作时间。为此,我们比较了照料者和非照料者滞后一期的平均劳动参与率,发现两者无显著差别,^④表明就业状态不大可能构成女性下一期是否承担照料责任的原因。

四、实证结果与分析

(一)老人照料对女性劳动参与的影响

我们依据是否与父母(公婆)同住将样本划分为两组,分别对女性劳动参

与方程进行估计,结果见表 2。我们首先得到混合最小二乘估计结果。当解释变量与误差项($\mu_i + \epsilon_{it}$)不相关时,混合 OLS 参数估计是无偏的和一致的。考虑到同一受访者的观测误差可能存在序列相关,我们使用了面板聚类稳健标准差。与我们的预期一致,承担老人照料责任使照料者的劳动参与率显著降低,而且与父母(公婆)同住的女性劳动参与率下降的幅度明显高于不同住的女性(见列(1)和列(2))。

为了解决个体异质性带来的内生性问题,我们进一步运用一阶差分工具变量方法进行估计,选取照料者父母(公婆)健康状况和兄弟姐妹数量这两个指标作为工具变量,结果见表 2 列(3)和列(4)。回归模型通过了弱工具变量检验,Wald 检验 F 统计值分别为 75.73 和 56.24,表明工具变量与内生解释变量高度相关,满足工具变量的第一个条件。对于第二个条件即工具变量在劳动供给方程中是外生的只能借助经济理论进行推断,而无法通过检验直接验证。当工具变量数大于内生解释变量数时,我们可以利用过度识别检验来间接考察工具变量的外生性。Hansen 检验 J 统计值分别为 2.008(p 值为 0.157)和 0.065(p 值为 0.799),在 10%的水平上无法拒绝原假设,表明在控制了照料变量后,工具变量对女性劳动参与没有预测能力从而是有效的。估计结果显示,对于同住的女性,照料责任使其劳动参与率下降 0.215,降幅较大(样本平均劳动参与率为 78.7%);对于不同住的女性,照料责任的负向影响较小且统计上不显著。

与 45—52 岁的女性相比,25—34 岁、与父母(公婆)同住的女性劳动参与率上升 5.6 个百分点,35—44 岁、与父母(公婆)不同住的女性劳动参与率上升 3 个百分点。家庭其他成员收入每增加 10%,女性劳动参与率上升 0.48,考虑到人均收入增长速度,这一影响很小。家庭人数多通常意味着家中需要照料的老人和儿童较多,从而女性的家庭照料责任较重,估计结果证实了这一推断。当家中有 6 岁及以下儿童需要照料时,女性劳动参与率将下降 6 个百分点。高学历女性具有明显的就业优势,与小学毕业女性相比,高中毕业女性的就业率高出约 15 个百分点,大学毕业女性则高出近 25 个百分点。社区普通女工日工资对与父母同住的女性劳动参与在边际上有小幅负向影响。年份虚拟变量系数为负,表明我国女性的劳动参与率呈下降趋势。

表 2 老人照料对女性劳动参与的影响

	OLS		FD IV	
	不同住(1)	同住(2)	不同住(3)	同住(4)
从事照料活动	-0.033* (0.020)	-0.090*** (0.029)	-0.069 (0.072)	-0.215** (0.097)
18—24 岁	0.071 (0.065)	-0.038 (0.043)	-0.022 (0.073)	0.012 (0.056)

续表 2 老人照料对女性劳动参与的影响

	OLS		FD IV	
	不同住(1)	同住(2)	不同住(3)	同住(4)
25—34 岁	0.063*** (0.018)	0.084*** (0.023)	0.003 (0.025)	0.056* (0.033)
35—44 岁	0.075*** (0.014)	0.078*** (0.024)	0.031** (0.015)	0.039 (0.026)
已婚	-0.033 (0.041)	0.055 (0.083)	-0.121** (0.058)	0.243*** (0.093)
家庭其他成员收入对数	-0.000 (0.006)	0.063*** (0.011)	0.007 (0.007)	0.048*** (0.014)
家庭人数	-0.017** (0.008)	-0.012* (0.007)	-0.011 (0.011)	-0.017 (0.015)
受教育年限	0.015*** (0.002)	0.011*** (0.003)	0.003 (0.005)	0.025*** (0.008)
自评健康:非常好	0.114** (0.050)	0.134 (0.103)	-0.031 (0.049)	-0.019 (0.089)
自评健康:好	0.099** (0.047)	0.154 (0.099)	-0.026 (0.045)	0.043 (0.085)
自评健康:一般	0.073 (0.047)	0.197* (0.101)	-0.004 (0.045)	0.058 (0.089)
是否照料 6 岁及以下儿童	-0.078*** (0.018)	-0.051*** (0.019)	-0.060*** (0.020)	-0.062*** (0.024)
社区普通男工日收入	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)
社区普通女工日收入	0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.004* (0.002)
社区家庭保姆日收入	0.001*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)
Wald 检验 F 统计值			75.730	56.240
Hansen 检验 J 统计值			2.008 (0.157)	0.065 (0.799)
样本量	5 360	2 527	3 869	1 646

注:括号内为 p 值,*、** 和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著;受篇幅限制,表中未报告城市、县城、年份和省份虚拟变量的估计结果。下同。

(二)高强度照料对女性劳动参与的影响

现有研究表明,照料活动对照料者劳动参与率的影响因照料强度而异。如果父母公婆生活不能自理,饮食起居严重依赖他人照料,那么照料者每天要花费大量照料时间,从而工作时间会大幅缩减,劳动参与率明显下降。为了验证这一推断,我们将照料活动分类进行考察。我们将每周照料超过 20 小时的定义为高强度照料者,样本中高强度照料者占全部照料者的 21%。表 3 给出了高强度照料影响女性劳动参与的估计结果。列(4)显示,与父母(公婆)同住、从事高强度照料活动的女性劳动参与率下降幅度高达 69.5%,与 Heit-

mueller(2007)的发现相近。

表 3 高强度照料对女性劳动参与的影响

	OLS		FD IV	
	不同住(1)	同住(2)	不同住(3)	同住(4)
从事高强度照料活动	-0.117*** (0.045)	-0.211*** (0.060)	-0.280 (0.270)	-0.695** (0.329)
样本量	5 360	2 527	3 869	1 646

注:受篇幅限制,表中未报告其他变量的估计结果,下同。

(三)兄弟姐妹数量、老人照料对女性劳动参与的影响

老人照料责任大多由子女分担。给定老人照料需求,如果女性及其配偶有较多兄弟姐妹,则分担的老人照料责任较轻。为了验证这一推断,我们依据样本中兄弟姐妹数量的中位数将样本划分为两组,以考察兄弟姐妹多寡条件下老人照料对女性劳动参与的不同影响。从表 4 可以看出,兄弟姐妹较少(不超过 7 个)的女性从事照料活动使其劳动参与率下降 17.6 个百分点,从事高强度照料活动则下降 52.1 个百分点;而兄弟姐妹较多的女性从事照料活动对其劳动参与的影响甚微且统计上不显著。可见,在我国这样一个以家庭养老为主的社会,照料责任在子女间的分担可以有效降低照料活动对女性劳动参与的负向影响。然而,我国的人口家庭结构正在发生巨大变化,二十世纪五、六十年代生育高峰出生一代的兄弟姐妹较多,可以共同承担照料父母的责任。但生活在城镇的这一代人大多只有 1 个子女,当他们在 2015 年前后步入老年时,其子女提供照料的可能性大大降低,女性照料家庭老人和参与职业劳动的矛盾凸显。

表 4 老人照料对女性劳动参与的影响:按兄弟姐妹数量分

	兄弟姐妹数量≤7	兄弟姐妹数量>7
从事照料活动	-0.176** (0.077)	-0.042 (0.089)
从事高强度照料活动	-0.521** (0.246)	-0.178 (0.394)
样本量	3 695	1 820

五、结论与政策含义

人口老龄化成为当前欧洲国家财政恶化、债务攀升的主要诱因之一。作为一个“未富先老”的发展中国家,中国将面临老龄化带来的更加严峻的挑战。与发达国家相比,我国女性担负着更多的老年人口家庭照料责任。随着我国人口老龄化,对女性家庭照料的需求将持续增加。本文探讨了老人家庭照料对女性劳动参与的影响。研究发现,女性对父母或公婆的照料活动将对其劳动参与产生负向影响,而且影响幅度因照料强度而异。与无照料责任的女性

相比,与父母(公婆)同住、有照料责任的女性劳动参与率将下降 0.215,高强度照料活动对女性劳动参与的影响更大,劳动参与率将下降 0.695。

本文的研究结论具有重要的政策含义。现代女性肩负着家庭劳动和社会劳动双重责任,加之老人的子女数量减少,削弱了家庭提供非正规长期护理的能力,从而急需政府配套较正规的社会、社区老年保健护理及福利,提高老年护理机构的接纳能力。此外,应将家庭护理作为不同类型、不同层次护理服务的延展和补充,培训家庭护理者的技能,出台支持、鼓励家庭护理的政策,如为照料者提供补贴或安排灵活就业等。这不仅有助于失能老人在熟悉的环境中由亲人照料,也有助于减少照料者完全退出劳动市场的机率。

* 本文还得到上海财经大学“211 工程”重点学科建设项目的资助。

注释:

①参见《中国老龄事业发展“十二五”规划》。

②参见 <http://politics.people.com.cn/GB/99014/12787250.html>。

③当然,老人照料需求增加是人口总体变化和样本变化共同作用的结果。也就是说,一方面,人口老龄化、慢性病发病率上升等使老年人口照料需求增加;另一方面,随着样本中受访者的父母或公婆年龄增长,身体健康状况逐渐恶化,照料需求也随之增加。在实证分析中我们通过控制年龄和时间趋势排除样本变化的干扰。感谢匿名审稿人的指正。

④如有需要,比较结果可向作者索取。

参考文献:

- [1]蔡昉,王美艳.中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义[J].中国社会科学,2004,(4): 68—79.
- [2]陈琳.生育保险、女性就业与儿童照料——基于中国微观数据的分析[J].经济学家, 2011,(7):54—60.
- [3]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.
- [4]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,(7):59—68.
- [5]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, (7):18—27.
- [6]曾毅,李玲,顾宝昌,等.21 世纪中国人口与经济发展[M].北京:社会科学文献出版社, 2006.
- [7]曾毅,等.老年人口家庭、健康与照料需求成本研究[M].北京:科学出版社,2010.
- [8]Bolin K,Lindgren B,Lundborg P. 2008. Your next of kin or your own career? Caring and working among 50+ of Europe[J]. Journal of Health Economics,2008,27: 718—738.
- [9]Ettner S. The opportunity costs of elder care[J]. Journal of Human Resources,1996,31: 189—205.
- [10]Heitmueller A. The chicken or the egg? Endogeneity in labour market participation of informal carers in England[J]. Journal of Health Economics,2007,26: 536—559.

- [11]Liu L,Dong X,Zheng X. Parental care and married women's labor supply in urban China[J]. *Feminist Economics*,2010,16: 169—192.
- [12]Stern S. Estimating family long-term care decisions in the presence of endogenous child characteristics[J]. *Journal of Human Resources*,1995,30: 551—580.
- [13]Wolf D,Soldo B. Married women's allocation of time to employment and care of elderly parents[J]. *Journal of Human Resources*,1994,29: 1259—1276.

On the Relationship between Family Care and Female Employment in Urban China from the Perspective of Population Aging

HUANG Feng^{1,2}

(1. *Institute for Advanced Research, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*; 2. *Key Laboratory of Mathematical Economics(SUFE), Ministry of Education, Shanghai 200433, China*)

Abstract: As the population is aging in China, the role conflict of women between family labor and occupational labor is increasingly prominent. Based on the data of CHNS from 1991 to 2009, this paper makes an empirical analysis of the effect of parental care on urban female employment by panel data analysis and instrumental variables method, in order to provide a scientific basis for the policy-making of female employment and family support for the elderly. It shows that elder care, especially long and high-intensity care, significantly reduces the probability of female participant in occupational labor. In comparison to women with no caring responsibility, the labor participant rate of women who live with their parents or parents-in-law and take the caring responsibility reduces by 0.215. High-intensity care has a greater effect on the probability of female participant in occupational labor which decreases by 0.695.

Key words: family care; female labor market participation; population aging
(责任编辑 康健)