

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

范红丽，陈璐

(南开大学 经济学院，天津 300071)

摘要：随着我国人口老龄化和高龄化，家庭老年照料责任与女性参与劳动之间的矛盾日益突出。本文运用中国营养与健康调查 2009 年数据和工具变量分析方法，实证检验了承担家庭老年照料责任对女性劳动参与率的影响，以期为公共政策的制定提供科学依据。结果表明，老年照料对女性劳动参与存在替代效应，造成对就业的负面影响。为父母提供照料帮助的女性劳动力参与率下降了 23.8%，其中与父母公婆同住的女性，照料责任使其劳动参与率下降 49.08%，农村女性照料活动使其劳动参与率下降 28.1%。

关键词：家庭老年照料；劳动参与率；女性

中图分类号：F240 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-4149 (2015) 01-0091-08

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2015.01.009

Substitution or Income Effect ? : The Impact of Family Care for Elderly Parents on the Female Employment in China

FAN Hongli, CHEN Lu

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: As the population is aging in China, the conflict of women between family elder care and labour force participation is increasingly prominent. Based on the data of CHNS 2009, this paper estimates the impact of family parental care on women's labour force participation by instrumental variables method in order to provide scientific basis for the establishment of the aging and labour policy. It shows that the substitution effect between elderly care and female labour participation exists significantly, causing negative effects on employment. The elder care

收稿日期：2014-07-09；修订日期：2014-09-03

基金项目：2013 年教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“老龄化对中国经济发展的影响及应对策略研究”（13JZD005）；2014 年教育部哲学社会科学规划青年项目“人口老龄化趋势下家庭老年照料与子女就业关系研究”（14YJC790012）；天津市 2013 年哲学社会科学规划课题“人口老龄化趋势下家庭老年照料与劳动力市场供给研究——基于结构方程模型”（TJYY13-048）；南开大学亚洲研究中心项目（AS1201）。

作者简介：范红丽，南开大学经济学院博士研究生；陈璐（通讯作者），经济学博士，南开大学经济学院副教授。

significantly reduces the female labour force participation rate by 23.8%. For women who live with parents or parents in-law, care responsibility reduces the probability of labour participation by 49.08%, and women's care activities decreases labour participation rate by 28.1% in rural China.

Keywords: family elder care; labor force participation rate; women

一、引言

人口老龄化已经成为 21 世纪长期深刻影响人类社会发展的重大现实问题。2010 年第六次全国人口普查结果显示,我国 65 岁及以上人口为 1.19 亿人,占总人口比重为 8.87%,比 2000 年上升 1.9 个百分点。按照联合国最新的人口预测,到 2030 年我国 65 岁及以上人口规模将达到 2.3 亿,2050 年将达到 3.31 亿^①。随着老龄人口的增加,患有心脑血管疾病、关节病和老年痴呆等慢性疾病的老年人比重不断增长。中国老龄科学研究中心指出,截至“十二五”末我国部分失能和完全失能老人将达 4000 万人,占老年人口的 19.5%^②。因此,老年人的长期照料问题就成为今后老龄工作的重点和难点。中国社会承袭家庭养老传统,“男主外,女主内”的传统性别文化观念根深蒂固,导致成年子女尤其是成年女性成为家庭老年照料责任的主要承担者。而绝大多数从事老年照料的女性仍处于工作年龄,面临着照护父母公婆与劳动就业之间的两难选择。

卡迈克尔 (Carmichael) 和查尔斯 (Charles) 认为家庭老年照料与子女劳动参与率之间可能存在替代效应和收入效应^[1-2]。替代效应 (substitution effect) 是指由于时间的稀缺性,老年照料活动会导致劳动参与率的下降;收入效应 (income effect) 是指子女在进行老年照料时需要大量费用支出^③,为了避免退出劳动力市场造成的收入减少,子女会选择在照料老人的同时继续工作。因此严格地讲,家庭老年照料对子女就业的影响取决于替代效应或收入效应作用的结果。只有搞清楚影响的方向,才能为制定公共政策,帮助工作年龄子女平衡家庭老年照护和工作责任提供科学依据。本文采用“中国营养与健康调查”(CHNS) 2009 年的截面数据,在控制内生性的基础上,应用线性概率及离散选择 Probit 模型检验家庭老年照料和女性劳动参与率之间存在替代效应还是收入效应。

二、文献综述

20 世纪 80 年代,索尔多 (Soldo) 等与布洛迪 (Brody) 等开创了老年家庭照料和子女劳动参与关系的研究^[3-4]。早期研究主要假定照料活动为外生变量,忽视可能存在的内生性。斯通 (Stone) 和肖特 (Short) 利用 1982 年美国国家非正式照护者调查数据 (NICS),研究表明家庭照料对女性就业具有显著负影响,与父母同住的女性,照料责任使其劳动参与率降低 21.1%^[5]。波阿斯 (Boaz) 和米勒 (Mueller) 采用美国 1982 年国家长期护理调查 (NLTC) 数据发现家庭老年照料对女性的兼职工作没有影响,但显著降低其全职工作的概率^[6]。卡迈克尔和查尔斯利用 1998 年英国普通家庭调查 (GHS) 数据研究得出每周从事照料活动 10 小时以下的子女劳动参与率高于没有照料活动的样本,但每周从事 10 小时以上的照料活动会显著降低劳动参与率^[2]。莉莉 (Lilly) 等利用 2002 年加拿大普通社会调查 (GSS) 数据发现女性提供一般照料活动对劳动参与率没有显著影响,但对于主要照料者 (Primary Caregiver) 有影响,使其劳动参与率显著降低^[7]。

① 资料来源:联合国经济和社会事务部 2013 年发布的《世界人口展望:2012 年修订版》。

② 参见中国老龄科学研究中心发布的《全国城乡失能老年人状况研究》报告。

③ 例如:特威格 (Twigg) 和阿特金 (Atkin) 1994 年提到额外的费用支出包括适合老年人家具、饮食和外出交通设施。参见:TWIGG J, ATKIN K. Carers perceived: policy and practice in informal care [M]. Buckingham: Open University Press, 1994: 42。

近些年,越来越多的研究者采用严谨的计量方法(工具变量、面板数据)控制老年照护和工作之间可能存在的内生关系。沃尔夫(Wolf)和索尔多利用美国1987-1988年国家家庭调查(NSFH)数据通过联立方程控制照护和就业之间的内生性,研究发现已婚女性的照料责任对劳动参与影响为负,但在统计上没有显著性^[8]。埃特内(Ettner)同样运用NSFH数据采用工具变量发现与父母同住的女性照料责任对就业具有明显的负向影响,女性从事照料活动会使每周工作减少12小时^[9]。海特米勒(Heitmueller)利用英国国家家庭调查(BHPS)1991-2002年的数据,结合工具变量及面板模型研究发现如果忽略内生性问题会低估照料责任对就业的影响^[10]。波林等(Bolin)采用2004年欧洲健康、年龄及退休数据(SHARE),选择父母健康状况、年龄及兄妹数作为工具变量以控制内生性问题,分析得出从事照料活动会显著降低男女的劳动参与率^[11]。范豪特文(Van Houtven)等利用美国健康和退休调查数据(HRS)发现女性照料者与劳动参与之间不存在内生性,从事照料活动并不影响女性工作状态^[12]。

国内关于家庭老年照料对子女劳动就业影响的研究相对缺乏。蒋承和赵晓军利用2005年中国老年人健康长寿跟踪调查数据,采用工具变量和两部分模型发现老年照料对于成年子女的就业概率具有显著负向影响^[13]。刘岚等利用CHNS混合面板数据,研究侧重考察照料父母公婆对农村已婚妇女不同劳动时间分配的影响^[14]。黄枫运用CHNS面板数据与工具变量方法,研究发现与父母公婆同住的城镇女性从事照料活动使得其劳动参与率下降21.5%^[15]。马焱和李龙使用中国妇女地位调查2010年的截面数据,研究发现在家庭照护视为外生变量时,女性就业概率减少29.6%^[16]。本文从两个方面推进了家庭老年照料与女性劳动参与的研究。第一,现有国内研究多直接假定家庭老年照料具有内生性,但缺乏严格的内生性检验,本文通过内生性检验(例如Durbin-Wu-Hausman和Simth-Blundell),证明女性照料活动存在内生性,进而利用工具变量方法克服存在的内生性,避免了可能产生的内生性偏误。第二,在对于样本总体研究的基础上,本文进一步从居住方式和居住地区角度划分子样本,深入探讨样本的异质性对家庭老年照料与女性劳动就业之间关系的影响。

三、研究设计

1. 模型与方法

贝克尔(Becker)认为传统劳动经济学中个体在有限的时间约束下分配工作和闲暇以最大化自身的效用^[17]。扩展的劳动力—照护模型进一步研究家庭老年照料活动对就业的影响。由于时间的稀缺性,子女需要在为父母提供照护和自身工作之间分配时间来最大化自身效用。本文利用多元统计分析研究从事家庭照料活动对子女劳动决策的影响,模型如下:

$$LFP_i = f(\alpha + \beta_1 CG_i + \beta_2 X_{ci} + \beta_3 X_{hi} + \varepsilon_i) \quad (1)$$

被解释变量 LFP_i 是女性劳动参与状况,如果工作则取值为1,否则为0。 CG_i 是家庭照料活动,如果为父母公婆提供照料则取值为1,否则为0。 X_{ci} 表示人口特征, X_{hi} 表示家庭特征, i 代表不同个体。因此,劳动参与决策是关于老年照料活动、个人人口特征和家庭情况的函数 $f(\cdot)$ 。根据回归模型的不同,函数 $f(\cdot)$ 的具体形式也不相同。线性概率模型的函数形式如(2)式,其扰动项服从两点分布。

$$LFP_i = \alpha + \beta_1 CG_i + \beta_2 X_{ci} + \beta_3 X_{hi} + \varepsilon_i \quad (2)$$

离散选择模型主要适用于被解释变量为离散、非连续变量的回归分析,Probit模型的函数形式为标准正态的累积分布函数,其表达形式如(3)式。本文利用线性概率模型(OLS)及离散选择Probit模型研究女性提供照料活动对劳动参与率的影响。

$$P(LFP_i = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 CG_i + \beta_2 X_{ci} + \beta_3 X_{hi})$$

(3)

评价照料父母公婆对劳动参与决策影响需要解决可能存在的内生性问题。内生性主要来源于照料父母公婆与劳动参与之间的反向因果关系，即面临较少工作机会或者失业的女性会更地把时间分配给家庭，主动承担照料父母的责任。在截面数据中解决内生性的有效方法是运用工具变量法进行估计^[1-2,9-10]。工具变量应该满足两个条件：第一，工具变量与内生变量（从事照料活动）高度相关；第二，工具变量是外生的，即与扰动项无关，只能通过照料活动影响劳动参与决策。本文采用父母公婆是否需要照料和兄弟姐妹数量两个变量作为工具变量。老人是否需要照料与子女从事照料活动密切相关，同时该变量只能通过照料活动影响劳动参与决策。此外对于有较多儿女的老人，彼此可以分担照料责任，因此，兄弟姐妹数是我们选择的第二个工具变量。本文首先在外生假设下运用 OLS 和 Probit 模型分析女性照料活动对劳动参与决策的影响，然后进一步放松假设，在内生性条件下，通过 F 统计量和 Sargan 统计量进行工具变量检验，然后利用工具变量通过两阶段最小二乘法（2SLS）和工具变量 Probit 模型估计劳动参与决策方程。

2. 数据和变量

本文采用中国健康与营养调查（CHNS）2009 年的截面数据，该调查是由中国疾病预防控制中心营养与食品安全所与美国北卡罗莱纳州大学合作，在随机收集样本基础上，对中国的黑龙江、辽宁、山东、河南、江苏、湖北、湖南、贵州和广西 9 个省份进行调查所得。该调查的范围包括人口年龄、健康、医疗保险、家庭收入等多方面的信息。

本文使用的与照料父母公婆有关的变量来自 CHNS 对于 52 岁以下女性与父母公婆关系的补充调查，因此，我们的样本为 18-52 岁女性。经过上述限定，剔除缺失值之后，我们的分析对象包括 2242 个已婚女性，其中无照料活动和从事照料活动的个体分别为 1910 个和 332 个。主要解释变量为“是否工作”，来自受访者对调查问卷“现在是否有工作”的回答，主要自变量为“是否照顾父母公婆”，工具变量为兄弟姐妹数及父母公婆是否需要照料。控制变量主要分为二类：第一类是女性的个体特征，包括年龄、婚姻状况、教育程度及健康水平。第二类是家庭特征，包括照顾 6 岁及以下儿童、与父母公婆同住、家庭成员人数和丈夫每月收入（按 2009 年不变价格进行调整）。变量的具体定义见表 1。

表 1 变量名称及定义

	变量名称	变量描述
劳动参与 照料活动 工具变量	劳动参与（LFP）	1 = 工作；否则为 0
	照料父母公婆（CG）	1 = 照护父母公婆；否则为 0
	父母公婆需要照料	1 = 父母公婆需要照料；否则为 0
	兄弟姐妹数	该变量为连续变量
个体特征	年龄：	
	18-24 岁	1 = 年龄在 18-24 岁；否则为 0（参照组）
	25-34 岁	1 = 年龄在 25-34 岁；否则为 0
	35-44 岁	1 = 年龄在 35-44 岁；否则为 0
	45-52 岁	1 = 年龄在 45-52 岁；否则为 0
	婚姻	1 = 在婚；0 = 离婚或丧偶
	教育：	
	小学毕业及以下	1 = 小学毕业及以下；否则为 0（参照组）
	初中毕业	1 = 初中毕业；否则为 0
	高中毕业	1 = 高中毕业；否则为 0
	大学毕业及以上	1 = 大学毕业及以上；否则为 0
	健康状况	1 = 过去四周生病或受伤，患有慢性病或急性病；否则为 0
家庭特征	居住地	1 = 城市；0 = 农村
	照顾 6 岁以下儿童	1 = 照顾 6 岁以下儿童；否则为 0
	与父母（公婆）同住	1 = 与父母（公婆）同住；否则为 0
	家庭成员人数	该变量为连续变量
	丈夫每月收入	该变量为连续变量（按 2009 年不变价格调整）

表 2 给出了全部样本、从事家庭照料活动及无照护责任样本的描述性统计。全样本的劳动参与率为 70.5%，平均年龄为 39 岁，且 97.7% 是在婚妇女。是否承担照料责任的样本在人口特征和家庭情况方面存在明显差异。与无照料责任女性相比，照料父母公婆的女性年龄偏大，以 45 – 53 岁年龄段居多 ($p < 0.01$)，而且教育水平较高，照护 6 岁及以下儿童的概率小 ($p < 0.01$)，家庭人口数也较少 ($p < 0.01$)。照料活动与工具变量高度相关，承担照料责任的女性，父母公婆需要照料的比例高达 48.2% ($p < 0.01$)，明显高于无照料活动的女性。

表 2 样本描述性统计

变量	全样本		无照料活动		从事照料活动		<i>t</i> -test
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
劳动参与	0.705	0.456	0.704	0.010	0.711	0.025	
照料父母（公婆）	0.148	0.355	0.000	0.000	1.000	0.000	
父母（公婆）需要照料	0.169	0.375	0.115	0.007	0.482	0.027	0.000 ***
兄弟姐妹数	6.079	2.931	6.056	0.068	6.219	0.156	
年龄：	39.354	7.546	39.032	0.173	41.209	0.402	0.000 ***
18 – 24 岁	0.047	0.211	0.049	0.005	0.030	0.009	
25 – 34 岁	0.227	0.419	0.238	0.010	0.169	0.021	0.005 ***
35 – 44 岁	0.452	0.498	0.455	0.011	0.434	0.027	
45 – 53 岁	0.272	0.445	0.255	0.010	0.364	0.026	0.000 ***
婚姻	0.977	0.151	0.979	0.003	0.964	0.010	0.089 *
教育：							
小学毕业及以下	0.220	0.414	0.230	0.010	0.162	0.021	0.009 ***
初中毕业	0.475	0.499	0.479	0.012	0.450	0.029	
高中毕业	0.142	0.349	0.137	0.008	0.172	0.022	
大学毕业及以上	0.163	0.369	0.154	0.009	0.215	0.024	0.008 **
健康状况	0.107	0.309	0.101	0.007	0.142	0.019	0.024 **
居住地	0.312	0.464	0.288	0.010	0.449	0.027	0.000 ***
照顾 6 岁以下儿童	0.226	0.418	0.238	0.010	0.160	0.020	0.002 ***
与父母（公婆）同住	0.344	0.475	0.341	0.011	0.364	0.026	
家庭成员人数	4.083	1.478	4.126	0.034	3.839	0.078	0.001 ***
丈夫每月收入	1617.79	3648.14	1645.88	145.56	1469.37	137.45	
样本数	2242		1910		332		

注：***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，*p* 值是对各变量进行两组差别的 *t* 检验得到的。

四、实证结果及分析

1. 家庭老年照料对女性劳动参与的影响

表 3 的第（1）和（2）列是在外生假设下普通最小二乘法（OLS）和离散选择 Probit 模型的回归结果。为了进行模型比较，我们给出了 Probit 的边际效应回归结果。结果显示从事照料活动对女性劳动参与具有负面影响，但在统计上不显著。年龄及教育程度的提高均能显著提高女性就业的概率，而照顾 6 岁及以下儿童会降低劳动参与率。

为了检验和解决内生性问题，我们运用两阶段最小二乘法（2SLS）和工具变量 Probit 模型估计照料责任对劳动参与的影响。在第一阶段的回归中，内生变量是工具变量及外生变量的线性方程，结果见表 3 的第（3）和（4）列。施泰格（Staiger）和斯托克（Stock）认为如果第一阶段回归检验的 *F* 统计量大于 10，则不必担心弱工具变量的问题^[18]，本文第一阶段的 *F* 统计值分别为 126.97 和 43.64，说明工具变量与内生变量高度相关，满足工具变量的第一个条件。在工具变量个数大于内生变量的个数时，需要进行“过度识别检验”，Sargan 统计量表明工具变量是外生的，符合工具变量的

表 3 照料父母公婆对女性劳动参与率的影响

变量	OLS (1)	Probit (2)	IV2SLS (3)	IVprobit (4)
	系数	边际效应	系数	边际效应
照料父母公婆	-0.003 (0.028)	-0.004 (0.027)	-0.238 *** (0.085)	-0.217 *** (0.073)
25 - 34 岁	0.226 *** (0.055)	0.193 *** (0.046)	0.229 *** (0.048)	0.190 *** (0.043)
35 - 44 岁	0.257 *** (0.055)	0.229 *** (0.047)	0.275 *** (0.049)	0.238 *** (0.044)
45 - 52 岁	0.176 *** (0.058)	0.149 *** (0.050)	0.210 *** (0.053)	0.175 *** (0.047)
婚姻	-0.066 (0.060)	-0.069 (0.068)	-0.064 (0.071)	-0.059 (0.071)
初中毕业	-0.064 ** (0.026)	-0.060 ** (0.025)	-0.058 ** (0.026)	-0.052 ** (0.025)
高中毕业	-0.059 * (0.036)	-0.053 (0.033)	-0.056 (0.035)	-0.049 (0.033)
大学毕业及以上	0.163 *** (0.030)	0.187 *** (0.037)	0.171 *** (0.035)	0.187 *** (0.035)
健康状况	-0.002 (0.033)	-0.002 (0.032)	0.008 (0.034)	0.005 (0.032)
居住地	-0.166 *** (0.023)	-0.156 *** (0.022)	-0.150 *** (0.023)	-0.137 *** (0.023)
照顾 6 岁以下儿童	-0.087 *** (0.029)	-0.084 *** (0.027)	-0.097 *** (0.028)	-0.089 *** (0.026)
与父母公婆同住	0.039 (0.028)	0.035 (0.027)	0.052 * (0.029)	0.047 * (0.027)
家庭成员人数	-0.015 (0.009)	-0.015 (0.009)	-0.017 * (0.009)	-0.016 * (0.009)
丈夫每月收入/10000	-0.048 (0.034)	-0.043 (0.032)	-0.0504 (0.042)	-0.045 (0.041)
常数项	0.690 *** (0.088)			0.701 *** (0.094)
样本数	1992	1992	1967	1967
R ² (Pseudo R ²)	0.082	0.070	0.049	
Wald-test		152.43 ***	179.21 ***	176.16 ***
F-test			126.97 ***	43.64 ***
Sargan statistic			0.184 (p = 0.666)	
Durbin-Wu-Hausman			9.451 *** (p = 0.010)	
Simth-Blundell				9.15 *** (p = 0.015)

注：括号内为稳健标准差；***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平。下同。

第二个条件。在有效工具变量的基础上，模型通过 Durbin-Wu-Hausman 及 Simth-Blundell 检验^①，显著拒绝“不存在内生变量”的原假设，说明从事家庭老年照料为内生变量。表 3 中第（3）和（4）列显示，从事照料活动使劳动参与率显著下降 21.7% - 23.8%，下降幅度远大于外生假设的结果。我们的结论与卡萨多（Casado）和波林的研究一致，即如果不考虑内生性会显著低估女性家庭照料责任对劳动参与率的影响^[11,19]。对于其他控制变量的回归结果，相对于 18 - 24 岁女性，25 - 34 岁、35 - 44 岁及 45 - 52 岁的女性的劳动参与率分别上升 22.9、27.5 和 21.0 个百分点。与小学毕业女性相比，大学毕业及以上的女性劳动参与率会提高 17.1%。照顾 6 岁以下儿童对劳动参与率具有显著的负面影响，使得劳动参与率降低 9.7%。回归结果还表明，家庭人口数越多，家务劳动负担越重，会导致女性劳动参与率越低。

2. 是否与父母公婆同住对于女性劳动参与率的影响

为了进一步研究照料父母公婆对于特定人群的影响，我们根据是否与父母公婆同住将样本划分为两组分别进行估计。在表 4 中，通过 Durbin-Wu-Hausman 检验表明区分居住安排后的样本依然存在内生性问题，弱工具变量检验的 F 统计量分别为 20.471 和 24.465，说明工具变量与内生变量高度相关。Sargan 统计量表明工具变量是外生的。线性概率模型和离散选择模型结果类似，由于本文重点关注变量的边际效应，因此只给出线性概率模型回归结果。

回归结果表明，对于同住的女性，照料父母公婆使其劳动参与率显著下降 49.1%，对于不同住的女性，照料父母公婆仅在 10% 的显著性水平下影响其劳动参与率，且负向影响较小。我们的结果

① 内生性检验的原假设为“模型不存在内生变量，OLS 估计是一致估计”，拒绝原假设表明，回归分析要考虑利用工具变量解决内生性问题。

与现有文献的结论是一致的。海特米勒和黄枫发现与父母同住的女性，照料责任显著降低其劳动参与率，而不同住女性照料责任对劳动参与的负向影响较小，且统计上不显著^[10,15]。可见，居住安排是考察女性照料责任对劳动参与率影响程度的重要因素。

表 4 老人照料按居住安排划分对女性劳动参与的影响

变量	OLS		IV2SLS	
	同住	不同住	同住	不同住
照料父母公婆	-0.108 (0.081)	-0.034 (0.049)	-0.491 *** (0.208)	-0.323 * (0.173)
样本数	276	523	272	521
R ² (Pseudo R ²)	0.092	0.093	0.004	0.034
Wald-test			29.34 ***	52.56 ***
F-test			20.471 (p=0.000) ***	24.465 (p=0.000) ***
Sargan statistic			0.001 (p=0.981)	0.191 (p=0.662)
Durbin-Wu-Hausman			4.283 (p=0.039) **	3.228 (p=0.072) *

3. 家庭老年照料对城镇和农村女性劳动参与的影响

2012 年，世界银行发布的《中国农村老年人口及其养老保障：挑战与前景》报告指出，中国农村与城镇地区老年人口抚养比差距预计将从 2008 年的 4.5% 扩大到 2030 年的 13%^[20]。过高的老年人口抚养比、家庭养老为主的养老模式和老龄化城乡倒置格局^①会使农村女性承担更重的家庭老人照料责任。因此，我们考察城镇和农村女性从事老年照料活动对参与劳动的不同影响。从表 5 可以看出，在考虑内生性情况下，城镇女性从事照料活动使其劳动参与率下降 16.4%，但在统计上不显著。农村女性从事照料活动使其劳动参与率显著下降 28.1%。

表 5 老人照料对女性劳动参与的影响：按居住地区划分对女性劳动参与的影响

变量	OLS		IV2SLS	
	城镇	农村	城镇	农村
照料父母公婆	-0.043 (0.056)	-0.021 (0.060)	-0.164 (0.203)	-0.281 * (0.165)
样本数	348	453	344	450
R ² (Pseudo R ²)	0.164	0.071	0.132	0.031
F-test			13.831 (p=0.000) ***	34.273 (p=0.000) ***
Sargan statistic			0.953 (p=0.328)	2.323 (p=0.128)
Durbin-Wu-Hausman			9.894 (p=0.002) ***	3.019 (p=0.082) *

五、结论与政策建议

本文采用中国营养和健康调查 2009 年的截面数据，在控制人口及家庭特征的基础上分析女性从事家庭老年照料活动对劳动参与率的影响。在外生假设下，女性照料父母公婆对其劳动参与产生负面影响，但在统计上并不显著。本文选取“父母是否需要照护”和“兄弟姐妹数”两个有效工具变量进行两阶段最小二乘估计及工具变量 Probit 回归，通过 Durbin-Wu-Hausman 检验证明内生性确实存在，回归结果表明，女性从事照料活动会使劳动参与率下降 21.7% - 23.8%。在按照居住安排划分样本之后，与父母公婆同住的女性，其家庭照料活动使得其劳动参与率下降 49.08%。居住在农村的女性从事照料活动使其参与劳动的概率下降 28.1%。以上实证结果表明中国家庭老年照料在对女性劳动参与决策影响中替代效应占主导，对劳动参与产生负面影响，而且如果忽略两者的内生性会低估负面效应的程度。

① 《中国人口老龄化发展趋势预测报告》指出，从发达国家的老龄化历程来看，城市人口老龄化水平一般高于农村，而我国恰恰相反，农村人口老龄化水平普遍高于城市，形成了老龄化城乡倒置的格局。

本文的研究结论具有重要的政策含义。面对家庭老年照料对子女就业的负面效应，政府应该着手制定公共政策来帮助工作年龄女性平衡家庭老年照料和劳动。建议借鉴 OECD 国家为提供照护者制定的带薪或不带薪的假期，例如美国 1993 年颁布的《家庭和医疗休假法案》（FMLA）中规定，工作一年以上的雇员每年拥有 12 周的不带薪的假期，用来为家庭成员提供照护帮助，在此期间保留休假者的工作岗位，从而减少由于从事家庭照料活动导致工作年龄子女放弃工作的概率。但是，在借鉴国外制度的时候，对于休假的长度和薪酬补贴的程度，应该考虑我国的国情，并且需要进一步检验家庭老年照料对于子女工作时间和每月工资的影响，这也是我们今后进一步研究的方向。

参考文献：

- [1] CARMICHAEL F, CHARLES S. The labour market costs of community care [J]. Journal of Health Economics, 1998, 17: 747 – 765.
- [2] CARMICHAEL F, CHARLES S. The opportunity costs of informal care: does gender matter? [J]. Journal of Health Economics, 2003, 22: 781 – 803.
- [3] SOLDI B J, MYLLYLUOMA J. Caregivers who live with dependent elderly [J]. The Gerontologist, 1983, 23: 605 – 611.
- [4] BRODY E M, SCHOONOVER C B. Patterns of parent care when adult daughters work and when they do not [J]. The Gerontologist, 1986, 26: 372 – 381.
- [5] STONE R I, SHORT P F. The competing demands of employment and informal caregiving to disabled elders [J]. Medical Care, 1990, 28 (6) : 513 – 556.
- [6] BOAZ R F, MUELLER C F. Paid work and unpaid help by caregivers of the disabled and frail elders [J] . Medical Care, 1992, 30 (2): 149 – 158.
- [7] LILLY M B, LAPORTE A , COYTE P C. Do they care too much to work?: the influence of caregiving Intensity on the labor force participation of unpaid caregivers in canada [J]. Journal of Health Economics, 2010, 29: 895 – 903.
- [8] WOLF D A, SOLDI B J. Married women ’ s allocation of time to employment and care of elderly parents [J]. Journal of Human Resources, 1994, 11: 1259 – 1276.
- [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 labor market participation of informal carers in England [J]. Journal of Health Economics, 2007, 26: 536 – 559.
- [11] BOLIN K, LINDGREN B. LUNDBORG P. Your next of kin or your own career? : caring and working among 50 + of Europe [J]. Journal of Health Economics, 2008, 27: 718 – 738.
- [12] VAN HOUTVEN C H, COE N B, SKIRA M M. The effect of informal care on work and wages [J]. Journal of Health Economics, 2013, 32: 240 – 252.
- [13] 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 – 86.
- [14] 刘岚, 董晓媛, 陈功, 郑晓瑛. 照料父母对我国农村已婚妇女劳动时间分配的影响 [J]. 世界经济文汇, 2010 (10): 1 – 15.
- [15] 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.
- [16] 马焱, 李龙. 照料老年父母对城镇已婚中青年女性就业的影响 [J]. 人口与经济, 2014 (2): 39 – 47.
- [17] BECKER G S. A theory of the allocation of time [J]. Journal of Economics, 2009, 75: 493 – 517.
- [18] STAIGER D, STOCK J H. Instrumental variables regression with weak instruments [J]. Econometrica, 1997, 65: 557 – 586.
- [19] CASSDO-MARIN D P, LOPEZ-NICOLAS A. Informal care and labour force participation among middle-aged women in Spain [J]. Journal of the Spanish Economic Association, 2011 (2): 435 – 463.
- [20] CAI Fang, GILES J, O’KEEFEP P, WANG Dewen. The elderly and old age Support in rural China: challenges and prospects [R]. The World Bank, 2012: 22.

[责任编辑 方 志]