

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*

陈璐 范红丽

【内容摘要】人口老龄化背景下女性照料者的家庭照料负担日益加重。文章基于中国健康与营养调查 2009 年数据,利用两阶段残差介入法探讨从事家庭老年照料活动对女性劳动参与决策的影响。结果表明,家庭老年照料与女性劳动参与决策之间存在内生性,忽略内生性会低估照料责任对劳动参与率的负向影响;两阶段最小二乘法和两阶段预测值替代法会高估照料父母公婆对女性劳动参与率的负向影响程度;两阶段残差介入法是解决非线性模型内生性的有效且一致的估计方法,女性从事家庭老年照料活动使劳动参与率显著下降 12.46%;这种对就业决策产生的负面影响在城镇女性、与父母公婆同住以及兄弟姐妹数量少的女性中表现的更为严重。文章的结论为我国制定支持家庭老年照料的相关政策提供科学依据。

【关键词】家庭老年照料;劳动参与率;两阶段残差介入法

【作者简介】陈璐(通讯作者),南开大学金融学院副教授;范红丽,南开大学金融学院博士研究生。天津:300350

Does Family Elderly Care Reduce Female Employment? A Two-Stage Residual Inclusion Approach

Chen Lu Fan Hongli

Abstract: The family care burden for female caregivers is becoming heavier with the population aging. Using data of the 2009 China Health and Nutrition Survey, this paper identifies the influence of family care on female labor force participation rate with a two-stage residual inclusion (2SRI) model. There is an endogeneity problem which leads to an underestimate of the influence of family care on female labor force participation rate, and the two-stage least squares and two-stage predictor substitution would overstate the negative effect on labor force participation. The 2SRI estimator is consistent and effective to solve endogeneity in nonlinear models. The family elder care significantly reduces female labor force participation rate by 12.46%. In addition, the impact on labor force participation is greater among women living in rural areas, living with parents and having few siblings.

Keywords: Family Elderly Care, Labor Force Participation Rate, Two-stage Residual Inclusion

Authors: Chen Lu is Associate Professor, Fan Hongli is PhD Student, School of Finance, Nankai University. Email: chenlu@nankai.edu.cn

* 本研究受 2014 年教育部人文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”(项目编号:14YJC790012)和天津市 2013 年哲学社会科学规划课题“人口老龄化视角下家庭照料与劳动力市场供给研究——基于结构方程模型”(项目编号:TJYY13-048)的资助。

1 引言

人口老龄化是中国不可逆转的常态现象,它正在改变着国家的经济和社会基础。前所未有的剧烈的家庭结构变迁正在挑战着中国传统的家庭养老范式,尽管如此,家庭养老依然是我国目前和未来一段时间的主流养老模式,而照料者是家庭养老的主力军。关注并研究家庭照料者群体,实际上就是在关注和研究家庭养老模式的可持续性,这是积极应对不可逆转的人口老龄化形势的重要路径之一。家庭照料不仅是子女向老年长辈尽义务,而且也是在承担社会责任;照料行为不仅在法律、伦理、代际支持上值得肯定和弘扬,而且是有成本的。其中满足老年人口生活需求所支付的各种费用属于显性成本;处于工作年龄的子女由于照料老人占用了时间从而对自身劳动就业造成的影响属于机会成本。人口老龄化和少子化带来的是老年照护需求的增加和家庭照护供给的减少,那么家庭照料是否对照料者劳动参与决策造成影响?影响的程度有多大?我国今后如何从国家和社会层面给予家庭老年照料者支持?这些都是本文要深入研究并准确回答的问题。

国际上对于家庭老年照料和照料者就业关系的研究开始于 20 世纪 80 年代(Soldo, 1983; Brody, 1986)。Carmichael 和 Charles(1998)把产生的影响分为外延边际和内涵边际两个方面,其中外延边际是指照料活动对照料者劳动参与决策的影响;内涵边际是指照料活动对照料者劳动时间和劳动收入的影响。文献指出照料老人对于劳动参与率的影响存在两种相反的效应,其中“替代效应”是指由于时间的稀缺性,为了满足照料需求,照料者减少工作时间,甚至退出劳动力市场;而“收入效应”是指照料者选择把更多的时间投入工作,目的是获得收入以应对老年照料所需的大量费用支出。以上两种效应共同作用下的净效应就是家庭老年照料对就业决策的真实影响。

对于照料和劳动参与决策关系的研究面临计量方法的挑战,即反向因果关系引起模型的内生性问题,也就是说究竟处于劳动年龄的照料者是因为向年迈的父母提供照护不得不放弃了工作,还是由于其自身原因在劳动力市场难以找到就业机会而主动选择成为家庭照护的提供者?如果不克服上述内生性,会导致估计结果有偏和非一致,无法发现老年照料对照料者劳动参与决策产生的真正影响。因此,采用严谨的计量方法处理模型的内生性成为近年来文献研究的重点,使用的方法主要包括联立方程模型和工具变量(Van Houtven et al. 2013; Bolin et al. 2008; Heitmueller et al. 2010; 黄枫 2012; 蒋承、赵晓军 2010)。联立方程模型用于表现多个变量间互为因果的联立关系,但由于使用该方法时需要进行方程识别,模型结果的准确性依赖方程识别所选取的排除变量的合理性(Heitmueller et al., 2010),因此会使研究具有一定的局限性。Wolf 和 Soldo(1994),Boaz 和 Muller(1992)分别利用美国家庭和居住调查数据(National Survey of Families and Households, NSFH)和美国非正式照料调查数据(Informal Caregivers Survey, ICS),通过联立方程模型表明从事老年照料会显著降低照料者的劳动参与率。Crespo(2006)通过双变量 Probit 联立模型发现在欧洲从事老年照料活动使劳动参与率显著下降 30%~40%。

工具变量法也是解决内生性的主要方法,可以采用两阶段最小二乘法(Two-stage Least Squares, 2SLS)、两阶段预测值替代法(Two-stage Predictor Substitution, 2SPS)和两阶段残差介入法(Two-stage Residual Inclusion, 2SRI)来实现。大多数现有文献利用两阶段最小二乘法(2SLS)解决内生性问题(Ettner, 1996; Bolin et al. 2008; Heitmueller, 2007; 黄枫 2012)。其中 Bolin 等(2008)基于 2004 年欧洲健康、年龄及退休数据(Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe, SHARE),采用 2SLS 方法,研究发现照料父母公婆使女性劳动参与率显著下降,忽略内生性会低估照料活动对劳动参与率的负向影响程度。

在劳动经济学和卫生经济学领域的研究中,被解释变量往往是受限因变量、计数变量或者是偏态分布,因此非线性模型逐渐替代线性模型成为该领域的主要研究模型。针对非线性模型,现有文献主

要通过两阶段预测值替代法(2SPS)解决非线性模型内生性(Heitmueller, 2007; Liu et al. 2010; 蒋承、赵晓军, 2010; 范红丽、陈璐, 2015)。尽管2SPS是2SLS在非线性模型中的扩展,但是它的局限性在于估计并不是一致有效的。而两阶段残差介入法(2SRI)是解决非线性模型内生性的一致有效估计方法(Terza, 2005; Terza et al. 2008),该方法被广泛应用于卫生经济学研究领域(DeSimone, 2002; Baser et al. 2004; Norton and Van Houtven, 2006; Gibson et al. 2006; Shea et al. 2007; Shin and Moon, 2007; Lindrooth and Weisbrod 2007; Stuart et al. 2008)。De Simone(2002)采用2SLS和2SRI方法,研究法发现美国青年女性非法用药显著降低女性劳动参与率,并且结论表明2SRI的估计是一致的。Stuart等(2008)研究了美国门诊处方药物的使用对住院频率和住院支出的影响,并利用2SRI解决Probit模型和非线性指数模型的内生性,得出了一致且有效的结论。Lindrooth和Weisbrod(2007)采用2SRI方法,研究美国老年人医疗保障制度中补偿变化对老年照料机构的影响,并进一步证实2SRI方法的一致性和有效性。

本文从两个方面推进了家庭老年照料与照料者劳动参与决策的研究。一方面,本文创新性的应用两阶段残差介入法(2SRI)处理照料与就业决策的非线性模型中存在的内生性,克服两阶段最小二乘法(2SLS)和两阶段预测值替代法(2SPS)的非一致性问题,以期厘清照料老人的责任与照料者劳动参与决策之间的关系。另一方面,本文从居住地区、居住方式及兄妹数量三个角度进一步分析子女的异质性对回归结果的影响,不仅使研究结论更加稳健,而且使研究内容更符合现实的多样性。

2 模型与方法

2.1 两阶段最小二乘法(2SLS)

传统的工具变量法一般通过两阶段最小二乘法(2SLS)来实现(陈强, 2014),该方法主要通过两个阶段的回归解决线性模型的内生性,该模型可以表示为:

$$x_{es} = w\alpha_s + x_{us} \quad s = 1, \dots, S \quad (1)$$

$$\hat{x}_{es} = r_s(w\hat{\alpha}_s) \quad s = 1, \dots, S \quad (2)$$

$$y = \hat{x}_e\beta_e + x_o\beta_o + x_u\beta_u + e^{2SLS} \quad (3)$$

其中 x_e 、 x_o 和 x_u 分别为内生变量、外生变量和不可观测变量, e 为随机误差项。 $w = [x_o \quad w^+]$, $w^+ = [w_1^+, \dots, w_{s^+}^+]$ 为工具变量。

2.2 两阶段预测值替代法(2SPS)

两阶段预测值替代法(2SPS)是2SLS在非线性模型中($M(\cdot)$)的进一步拓展,其变量定义和估计方法与2SLS一致,第一阶段用内生变量对工具变量进行非线性回归,第二阶段用被解释变量对第一阶段的拟合值进行非线性回归以解决内生性,模型表达式为:

$$\hat{x}_{es} = r_s(w\hat{\alpha}_s) \quad s = 1, \dots, S \quad (4)$$

$$y = M(\hat{x}_e\beta_e + x_o\beta_o) + e^{2SPS} \quad (5)$$

2.3 两阶段残差介入法(2SRI)

两阶段残差介入法(2SRI)最初由Hausman(1978)提出,Blundell和Smith(1989)最先将其应用在二元离散选择变量模型的回归中,随后Newey(1987)利用两阶段估计模型和Amemiya's广义最小二乘估计模型(Generalized Least Squares, GLS),Rivers和Vuong(1988)利用两阶段条件极大似然估计模型(Two-stage Conditional Maximum Likelihood, 2SCML)验证了对于非线性模型的内生性2SRI是一致估计和渐进有效估计。Terza et al. (2008)进一步利用数理推导模型及数据模拟的方法证明2SRI是针对非线性模型的有效估计,它是2SLS在非线性模型中的一致性拓展。

两阶段残差介入法的第一阶段是对内生变量进行非线性估计,进而用被解释变量对第一阶段的

残差拟合值进行回归^①,模型表达式表示为:

$$\hat{x}_{es} = r_s(w\hat{\alpha}_s) \quad s = 1, \dots, S \quad (6)$$

$$\hat{x}_{us} = x_{es} - r_s(w\hat{\alpha}_s) \quad s = 1, \dots, S \quad (7)$$

$$y = M(x_e\beta_e + x_o\beta_o + \hat{x}_u\beta_u) + e^{2SR1} \quad (8)$$

其中 \hat{x}_u 为第一阶段回归方程计算的残差拟合值。

本文基于两阶段最优化估计(Two-stage Optimization Estimation)证明两阶段残差介入法的一致性(Newey and McFadden, 1994; Wooldridge, 2002)。为了简化证明过程,我们假定模型仅存在一个内生变量($S=1$),因此有唯一的辅助方程($x_e = r(w\alpha) + x_u$),可以通过非线性模型得到 α 的一致估计量。

根据最优化理论 $\lambda = [\lambda_e, \lambda_o, \lambda_u]$ 是方程(9)最优化的估计值,如果两阶段残差介入法的估计量 β 是一致有效的,则 $\beta = \lambda$ 。由两阶段残差介入法的模型(8)可知,式(10)成立,所以 β 能使方程(11)达到最优化(Goldberger, 1991),从而证明 $\beta = \lambda$,也即两阶段残差介入法是一致和有效的。

$$E[(y - M(x_e\lambda_e + x_o\lambda_o + (x_e - \gamma(w\alpha))\lambda_u))^2] \quad (9)$$

$$E[y | x_e, w, x_u] = M(x_e\beta_e + x_o\beta_o + x_u\beta_u) \quad (10)$$

$$E[y - M(x_e\beta_e + x_o\beta_o + (x_e - \gamma(w\alpha))\beta_u)^2] \quad (11)$$

本文研究家庭老年照料对照料者劳动参与决策的影响,其中劳动参与决策为二元虚拟变量,我们通过两阶段残差介入法解决非线性模型内生性,具体的表达式为:

$$P(CG_i = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 W_i) \quad (12)$$

$$P(LFP_i = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 CG_i + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 \hat{x}_{ui}) + e^{2SR1} \quad (13)$$

照料者的劳动参与率为 LFP_i ,如果个体 i 工作则 LFP_i 取值为 1,否则为 0;如果个体 i 为父母(公婆)提供照料,则 CG_i 取值为 1,否则为 0; X_i 表示控制变量,主要包括个人特征及家庭特征; W_i 为工具变量。

工具变量的选取一般需要满足以下三个条件:一是工具变量与内生变量(家庭老年照料)高度相关;二是工具变量在劳动参与方程中是外生的,与扰动项无关;三是工具变量个数不能少于内生变量的个数。“老年照料需求”和“兄弟姐妹数量”被以往文献证实是比较可靠的工具变量(Wolf & Soldo, 1994; Ettner, 1996; Bolin et al., 2008; Van Houtven et al., 2013; 蒋承和赵晓军, 2010; 刘岚等, 2010; 黄枫, 2012)。这是因为,一方面老人照料需求与子女的家庭照护决策密切相关,它只是通过子女家庭照料活动渠道影响其劳动参与决策;另一方面兄弟姐妹之间可以彼此分担照料老人的责任,它与个体是否从事照料活动有关,而与劳动参与决策不直接相关。因此,本文选取“父母(公婆)是否需要照料”和“兄弟姐妹数量”作为工具变量,检验并控制家庭老年照料与劳动参与率之间可能存在的内生性,更为严谨和准确地研究二者之间的关系。

3 数据及描述性统计

3.1 数据

本文数据来自于美国北卡罗莱纳大学和中国预防科学研究院开展的国际合作调查项目——中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS) 2009 年的数据,该调查涉及黑龙江、山东、湖北和广西等 9 个省份,涵盖家庭结构、个体的人口、社会、收入及医疗卫生、健康等多方面信息。本文利用 CHNS 调查中涉及 52 岁以下女性与父母公婆关系的补充问卷,因此样本年龄段限定为 18~52 岁的女性,删除缺失值之后,样本数为 2954 个,有近 14.78% 的成年女性在家庭中承担照料老人的责任。

① 第二阶段的残差若是显著的,则说明模型存在内生性,利用两阶段残差介入法能够有效解决模型内生性。

3.2 描述性统计

本文的被解释变量为“是否工作”(LFP_i)，核心解释变量为“是否从事家庭照料”(CG_i)，其他解释变量包括人口特征、家庭特征等变量。其中：(1) 女性的人口特征包括年龄、婚姻状况、教育程度及健康水平。年龄是影响劳动参与的重要因素，我们设定 4 组相互独立的虚拟变量，用以区分不同年龄阶段的影响(18~24 岁、25~34 岁、35~44 岁和 45~52 岁)。教育水平和健康状况是人力资本的重要因素，我们利用女性最高教育程度来衡量其教育水平，采用“过去四周患病率”来衡量健康状况。(2) 家庭特征包括是否照顾 6 岁及以下儿童、是否与父母(公婆)同住、家庭人口数和丈夫每月收入(按 2009 年不变价格进行调整)。样本的描述性统计(见表 1)显示 67.69% 的成年女性从事劳动活动。样本中已婚女性平均年龄为 39 岁，与不从事照料的女性相比，照料父母(公婆)的女性年龄较大(以 45~52 年龄段居多)，教育程度较高、一般与父母(公婆)同住，但照顾 6 岁及以下儿童的比例较低，家庭人数较少。此外，对于照料父母(公婆)的女性，其父母(公婆)需要照料的比例为 48.33%，比无照料责任女性高出 37 个百分点(为 11.48%)，且在 0.1% 水平上显著。

表 1 主要变量的描述性统计及有无照料活动样本的 t 检验
Table 1 Descriptive Statistics of Variables and t Test by Caregiver Status

变 量	全样本		无照料活动		从事照料活动		t - 检验
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
劳动参与率(LFP)	0.6769	0.4677	0.7046	0.4563	0.7099	0.4544	0.4210
照料父母(公婆)(CG)	0.1478	0.3549	0.0000		1.0000		
年龄(岁)	39.1421	9.1627	39.0306	7.5366	40.4297	7.4543	0.0000***
18~24*	0.1043	0.3057	0.0497	0.2175	0.0302	0.1714	0.0602*
25~34	0.1987	0.3991	0.2368	0.4252	0.1662	0.3728	0.0046***
35~44	0.3741	0.4839	0.4552	0.4981	0.4273	0.4979	0.7852
45~52	0.3229	0.4676	0.2583	0.4378	0.3564	0.4796	0.0002***
教育							
小学毕业及以下*	0.2128	0.4093	0.2301	0.4209	0.1622	0.3693	0.0087***
初中毕业	0.4534	0.4979	0.4793	0.4997	0.4503	0.4984	0.3524***
高中毕业	0.2578	0.4375	0.2358	0.4246	0.2815	0.4504	0.0885*
大学毕业及以上	0.0760	0.2651	0.0547	0.2275	0.1059	0.3082	0.0007***
健康状况	0.1033	0.3044	0.1008	0.3011	0.1424	0.3500	0.0238**
照顾 6 岁及以下儿童	0.2056	0.4042	0.2381	0.4260	0.1601	0.3672	0.0018***
与父母(公婆)同住	0.3525	0.4778	0.3405	0.4740	0.3655	0.4823	0.0000***
家庭人数	4.0116	1.4857	4.1153	1.4677	3.8231	1.3987	0.0008***
丈夫每月收入	2523.39	4301.29	2668.18	4815.79	2083.06	1336.53	0.1405
父母(公婆)需要照护	0.1693	0.3751	0.1148	0.3188	0.4833	0.5004	0.0000***
兄弟姐妹数	6.1840	2.9951	6.0566	2.9531	6.2291	2.7992	0.3286
样本数	2954		2623		331		

注：t 检验对应的为 p 值，***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；★为参照组。

4 实证分析结果

4.1 家庭老年照料对女性劳动参与率的影响

表 2 给出了女性劳动参与方程在外生和内生假设下的线性概率模型和非线性模型的估计结果,并报告了工具变量的有效性和模型内生性的检验结果。在外生假设下,线性概率模型(Linear Probability Model LPM)和 Probit 模型表明女性从事家庭老年照料的劳动参与率下降 4.82%,但不具有统计显著性。在内生假设下,根据“弱工具变量”的经验判断规则,如果第一阶段的 F 统计量大于 10,则不必担心弱工具变量的问题(Staiger and Stock, 1997),本文的 F 统计量均大于 10,且在 0.01% 水平上显著。Sargan 统计量进一步表明工具变量是外生的($p > 10\%$),因此工具变量满足相关性和外生性条件。在有效工具变量基础上,2SLS 和 2SPS 估计结果表明家庭老年照料活动使得女性劳动参与率分别显著降低 36.35% 和 30.20%。2SRI 第一阶段的残差在 5% 水平上显著,表明非线性模型存在内生性,2SRI 是一致有效估计,家庭老年照料活动使得女性劳动参与率显著降低 12.46%。对比 2SLS、2SPS 和 2SRI 的回归结果,我们发现模型和回归方法的非一致性导致过高估计了家庭老年照料对女性劳动参与率的影响。这一结论佐证了 Terza et al. (2008) 的研究,作者基于 Mullahy (1997) 的数据利用逆 Box-Cox (Inverse Box-Cox) 非线性模型对 2SPS 和 2SRI 进行比较研究,结果发现 2SRI 是一致有效估计,而且 2SPS 会高估回归结果。此外,对比内外生假设下的回归结果,我们的发现与 Heitmueller (2007) 是一致的,研究表明如果忽略模型的内生性问题会低估家庭照料责任对女性劳动参与决策的负向影响。

对于 2SRI 模型中其他解释变量,我们发现年龄和教育水平是影响女性劳动参与率的显著因素,年龄与劳动参与率呈正向关系,与 18~24 岁女性相比,25~34 岁女性、35~44 岁女性和 45~52 岁女性的劳动参与率分别高出 23.93%、29.74% 和 19.50%。教育程度越高的女性劳动参与率越高,与小学毕业女性相比,大学毕业及以上女性劳动参与率显著提高 27.24%。此外,当女性照顾 6 岁及以下儿童时,其劳动参与率下降 9.02 个百分点;丈夫收入增加一万元使得女性劳动参与率降低 8.22 个百分点。

表 2 家庭老年照料对女性劳动参与的影响

Table 2 The Influence of Family Elderly Care on Female Labor Force Participation Rate

	外生假设		内生假设		
	OLS	Probit	2SLS	2SPS	2SRI
照料父母(公婆)	-0.0482 (0.0414)	-0.0485 (0.0440)	-0.3635*** (0.1339)	-0.3020*** (0.0951)	-0.1246** (0.0569)
25-34 岁	0.2698** (0.1077)	0.2125*** (0.0685)	0.3043*** (0.0963)	0.2431*** (0.0808)	0.2393*** (0.0603)
35-44 岁	0.2686** (0.1106)	0.2418*** (0.0921)	0.3193*** (0.0996)	0.2586*** (0.0824)	0.2974*** (0.0854)
45-52 岁	0.1541 (0.1148)	0.1203 (0.0893)	0.2337** (0.1055)	0.1774** (0.0867)	0.1950** (0.0785)
初中毕业	-0.0987** (0.0489)	-0.0943* (0.0485)	-0.0854* (0.0484)	-0.0709 (0.0431)	-0.0697 (0.0491)
高中毕业	0.0223 (0.0481)	0.0254 (0.0481)	0.0340 (0.0498)	0.0318 (0.0441)	0.0467 (0.0489)

续表 2

	外生假设		内生假设		
	OLS	Probit	2SLS	2SPS	2SRI
大学毕业及以上	0.2186*** (0.0473)	0.2520*** (0.0350)	0.2574*** (0.0674)	0.3417*** (0.0790)	0.2724*** (0.0320)
健康状况	-0.0492 (0.0557)	-0.0513 (0.0571)	-0.0572 (0.0545)	-0.0503 (0.0482)	-0.0600 (0.0577)
与父母(公婆)同住	0.0447 (0.0461)	0.0400 (0.0460)	0.0592 (0.0476)	0.0479 (0.0423)	0.0554 (0.0459)
照顾 6 岁及以下儿童	-0.0809 (0.0497)	-0.0831 (0.0528)	-0.0869* (0.0493)	-0.0735* (0.0438)	-0.0902* (0.0526)
家庭人数	-0.0188 (0.0180)	-0.0186 (0.0172)	-0.0220 (0.0177)	-0.0191 (0.0154)	-0.0222 (0.0173)
丈夫月收入/10000	-0.0261 (0.0377)	-0.0264 (0.0338)	-0.0399 (0.0364)	-0.0347 (0.0304)	-0.0822** (0.0410)
常数项	0.5808*** (0.1298)		0.5821*** (0.1201)		
残差					0.1019** (0.0426)
样本数	799	799	793	793	793
adj. R^2	0.0785	0.0747	0.0110	0.0671	0.0805
Wald-test	5.58*** ($p=0.0000$)	68.30*** ($p=0.0000$)	69.44*** ($p=0.0000$)	76.68*** ($p=0.0000$)	77.19*** ($p=0.0000$)
F-test			43.64*** ($p=0.0000$)	56.27*** ($p=0.0000$)	64.12*** ($p=0.0000$)
Sargan statistic			0.19 ($p=0.6664$)	6.00** ($p=0.0143$)	1.51 ($p=0.2189$)
Durbin-Wu-Hausman			6.50** ($p=0.0109$)	5.91** ($p=0.0151$)	

注: 所有模型给出的均为边际效应; 括号内为稳健标准差, ***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

4.2 家庭老年照料的城乡差异分析

我国是典型的城乡二元结构,随着近些年城镇化的速度加快,大量年轻劳动力从农村流向城市,尽管其中大部分人仍是农村户籍,但他们的就业类型和家庭结构已经发生了巨大的变化,因此我们进一步根据居住地划分城镇和农村样本,考察家庭照料责任对女性劳动参与决策的影响。全样本中有 32.63% 的女性居住在城市。表 3 给出了城镇和农村样本中女性劳动参与方程在外生和内生假设下的估计结果。在外生假设下,回归结果不显著,但 2SRI 的估计结果表明家庭照料责任存在内生性,城市女性从事照料父母(公婆)活动使其劳动参与率显著下降 14.48%。而农村女性从事家庭照料活动对劳动参与率无显著影响,我们考虑这主要是因为与城市相比,农村女性劳动弹性较大,可以平衡工

作和老年照料责任,在劳动的同时更能够满足家庭老年照料需求。

表3 家庭老年照料的城乡差异分析

Table 3 The Urban – Rural Differences of Family Elderly Care

	城市		农村	
	Probit	2SRI	Probit	2SRI
照料父母(公婆)	-0.0480 (0.0621)	-0.1448* (0.0864)	-0.0547 (0.1945)	-0.0756 (0.0755)
残差		0.1115* (0.0660)		0.0994** (0.0524)
样本数	348	344	451	449
adj. R^2	0.1626	0.1651	0.0574	0.0681
Wald	71.34*** ($p=0.0000$)	71.89*** ($p=0.0000$)	29.89*** ($p=0.0000$)	35.35*** ($p=0.0000$)
F – test		58.82*** ($p=0.0000$)		116.50*** ($p=0.0000$)
Sargan statistic		1.15 ($p=0.2838$)		2.47 ($p=0.1157$)

注: 本文给出的边际结果; 括号内为稳健标准差, ***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

4.3 家庭老年照料的居住模式差异分析

居住模式是影响女性劳动参与决策的重要微观因素(Van De Lippe and Van Dijk, 2002), 不同的居住安排影响着对老人照料责任的承担, 从而使得对女性劳动参与的影响存在差异(Ettner, 1996; Heitmueller, 2007; Heitmueller et al. 2010; Casado – Marin et al. 2011)。因此我们进一步将样本分为“与父母公婆同住”和“不同住”两组, 回归结果表明对于同住的女性, 劳动参与率显著下降 19.49 个百分点。对于不同住女性, 从事老年照料活动对其劳动参与率的影响程度较小, 且不显著。我们的结论与 Heitmueller(2007)、Heitmueller 等(2010) 和 Casado – Marin 等(2011) 是一致的, 与父母(公婆) 同住的女性承担更多的家庭责任, 更为频繁的照顾父母公婆, 在日常照料和情感慰藉方面给予更多的支持, 从而显著影响其劳动参与状况(见表 4)。

表4 家庭老年照料的居住模式差异分析

Table 4 Differences of Residential Patterns of Family Elderly Caregivers

	同住		不同住	
	Probit	2SRI	Probit	2SRI
照料父母(公婆)	-0.1139 (0.0809)	-0.1949** (0.0949)	-0.0276 (0.0528)	-0.0916 (0.0669)
残差		0.1278* (0.0664)		0.0837* (0.0477)
样本数	276	272	523	521

续表 4

	同住		不同住	
	Probit	2SRI	Probit	2SRI
adj. R^2	0.0786	0.0905	0.0948	0.0985
Wald	26.41 *** ($p=0.0056$)	30.13 *** ($p=0.0027$)	59.41 *** ($p=0.0000$)	61.62 *** ($p=0.0000$)
F - test		74.09 ** ($p=0.0000$)		110.98 *** ($p=0.0000$)
Sargan statistic		2.29 ($p=0.1294$)		0.8761 ($p=0.3492$)

注: 本文给出的边际结果; 括号内为稳健标准差, ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

4.4 家庭老年照料的兄妹数差异分析

考虑到我国多数家庭由子女共同分担老年照料责任, 对于有较多子女的老年人, 每个子女分担的照料责任较轻(黄枫, 2012), 因此我们根据女性的兄弟姐妹数量将样本分为两组做进一步分析。从表 5 可以看出, 兄弟姐妹数大于 3 个的女性照料父母(公婆)使其劳动参与率下降 11.27 个百分点, 而兄弟姐妹数较少(不超过 3 个)的女性从事家庭照料活动对其劳动参与率的负向影响更大, 劳动参与率显著减少 25.14 个百分点。可见, 在以家庭养老为主的社会里, 子女间分担家庭照料责任可以有效降低老年照料活动对女性劳动参与率的负向影响。而我国目前人口结构已经发生巨大变化, 具体表现为高龄少子化, 这会导致家庭成员间彼此分担老年照料责任的可能性大大降低, 使得家庭照料和女性劳动参与之间的矛盾日益严重。

表 5 家庭老年照料的兄妹数差异分析

Table 5 Number of Sibling of Family Elderly Caregivers

	兄妹数 > 3		兄妹数 ≤ 3	
	Probit	2SRI	Probit	2SRI
照料父母(公婆)	-0.0430 (0.0507)	-0.1127* (0.0615)	-0.1091 (0.1064)	-0.2514* (0.1381)
残差		0.0977 ** (0.0432)		0.1587* (0.0962)
样本数	609	609	503	503
adj. R^2	0.0657	0.0719	0.1711	0.1852
Wald	49.87 ** ($p=0.0202$)	54.25 ** ($p=0.0366$)	34.24 *** ($p=0.0000$)	37.06 *** ($p=0.0004$)
F - test		159.11 *** ($p=0.000$)		26.50 *** ($p=0.000$)
Sargan statistic		0.99 ($p=0.3197$)		1.03 ($p=0.3099$)

注: 本文给出的边际结果; 括号内为稳健标准差, ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

5 结论与建议

由于生育率的下降和预期寿命的延长, 人口老龄化已经成为我们要面对的重大经济、社会和人口问

题。本文基于 CHNS 调查数据,利用两阶段残差介入法探讨了女性从事老年照料对其劳动参与决策的影响。研究表明,第一,家庭老年照料与女性就业决策之间存在内生性,忽略内生性会低估照料责任对劳动参与率的负向影响;第二,由于存在模型和回归方法的非一致性问题,两阶段最小二乘法(2SLS)和两阶段预测值替代法(2SPS)会高估照料父母公婆对女性劳动参与率的负向影响程度;第三,两阶段残差介入法(2SRI)是解决非线性模型内生性的有效估计方法,研究表明女性从事家庭老年照料活动会使劳动参与率下降 12.46%;第四,家庭老年照料对女性劳动的影响存在城乡差异、居住模式及兄妹数量的差异。

我们的研究发现具有重要的政策指导意义,人口老龄化背景下劳动力供给的短缺不仅体现为劳动年龄人口数量的下降,而且老年人口(特别是老龄人口)的增加使得家庭中子女的照料负担加重,特别是对于处于工作年龄的子女,平衡自身劳动就业和老人照料变得越来越困难,有可能造成子女做出退出劳动力市场的选择。因此我们建议政策制定者在支持家庭照料者方面发挥更为积极的作用。一方面,配套建设正规的老年医疗和养老社区保健护理设施,提高老年照护机构的接纳能力。另一方面,建议为照料者提供灵活就业的安排或者提供照料补贴,减少照料者因为从事老年照料活动而退出劳动力市场的可能。

参考文献/References:

- 1 Soldo, B. J. and Myllyluoma, J. 1983. Caregivers Who Live with Dependent Elderly. *The Gerontologist* 23: 605-611.
- 2 Brody, E. M. and Schoonover, C. B. 1986. Patterns of Parent Care When Adult Daughters Work and When They Do Not. *The Gerontologist* 26: 372-381.
- 3 Carmichael, F. and Charles, S. 1998. The Labour Market Costs of Community Care. *Journal of Health Economics* 17: 747-765.
- 4 Van Houtven, C. H., Coe, N. B. and Skira, M. M. 2013. The Effect of Informal Care on Work and Wages. *Journal of Health Economics* 32: 240-252.
- 5 Bolin, K., Lindgren, B. and Lundborg, P. 2008. Your Next of Kin or Your Own Career? Caring and Working Among 50+ of Europe. *Journal of Health Economics* 27: 718-738.
- 6 Heitmueller, A. and Michaud, P. 2010. Informal Care and Employment in England: Evidence from the British Household Panel Survey. IZA Working Paper: 1-55.
- 7 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. *财经研究* 2012; 9: 16-26
Huang Feng. 2012. The Relationship between Family Care and Female Employment in Urban China from the Perspective of Population Aging. *Journal of Finance and Economics* 9: 16-26.
- 8 蒋承, 赵晓军. 中国老年照料的机会成本研究. *管理世界* 2009; 10: 80-87
Jiang Cheng and Zhao Xiaojun. 2007. The Opportunity of Informal Care. *Management World* 10: 80-86.
- 9 Wolf, D. A. and Soldo, B. J. 1994. Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents. *Journal of Human Resources* 29: 259-276.
- 10 Boaz, R. F. and Muller, C. F. 1992. Paid Work and Unpaid Help by Caregivers of the Disabled and Frail Elders. *Medical care* 30: 149-158.
- 11 Crespo, L. 2006. Caring for Parents and Employment Status of European Mid-Life Women. CEMFI Working Paper 0615.
- 12 Ettner, S. 1996. The Opportunity Costs of Elder Care. *Journal of Human Resources* 1: 189-205.
- 13 Heitmueller, A. 2007. The Chicken or the Egg? Endogeneity in Labor Market Participation of Informal Carers in England. *Journal of Health Economics* 26: 536-559.
- 14 Liu, L., Deng X. Y. and Zheng X. Y. 2010. Parental Care and Married Women's Labor Supply in Urban China. *Feminist Economics* 16: 169-192.
- 15 范红丽, 陈璐. 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* 2015; 1: 91-99
Fan Hongli and Chen Lu. 2015. Substitution or Income Effect? The Impact of Family Care for Elderly Parents on the Female Employment in China. *Population & Economics* 1: 91-99.

- 16 Terza , J. V. ,Basu , A. and Rathouz , P. J. 2008. Two-stage Residual Inclusion Estimation: Addressing Endogeneity in Health Econometric Modeling. *Journal of Health Economics* 27: 531-543.
- 17 Terza , J. V. 2005. Endogeneity in Nonlinear Parametric Models: A Guide for Applied Researchers in Health Economics. Working Paper , University of Florida at Gainesville.
- 18 De Simone , J. 2002. Illegal Drug Use and Employment. *Journal of Labor Economics* 20: 952-977.
- 19 Baser , O. ,Bradley , C. J. ,Gardiner , J. C. and Given , C. 2004. Testing and Correcting for Non-random Selection Bias due to Censoring: an Application to Medical Costs. *Health Services and Outcomes Research Methodology* 4: 93-107.
- 20 Norton , E. C. and Van Houtven , C. H. 2006. Inter-vivos Transfers and Exchange. *Journal of Southern Economic* 73: 157-172.
- 21 Gibson , T. B. ,Mark , T. L. ,Axelsen , K. ,Baser , O. ,Ruble , D. A. and McGuigan , K. A. 2006. Impact of Statin Co-payments on Adherence and Medical Care Utilization and Expenditures. *American Journal of Managed Care* 12: 11-19.
- 22 Shea , D. ,Terza , J. ,Stuart , B. and Briesacher , B. 2007. Estimating the Effects of Prescription Drug: Coverage for Medicare Beneficiaries. *Health Services Research* 43: 933-949.
- 23 Shin , J. and Moon , S. 2007. Do HMO Plans Reduce Health Care Expenditure in the Private Sector. *Economic Inquiry* 45: 82-99.
- 24 Stuart , B. C. ,Terza , J. V. and Doshi , J. 2008. Assessing the Impact of Drug Use on Hospital Costs. *Health Services Research* 44: 128-144.
- 25 Lindrooth , R. C. and Weisbrod , B. A. 2007. Do Religious Nonprofit and For-profit Organizations Respond Differently to Financial Incentives? the Hospice Industry. *Journal of Health Economics* 26: 342-357.
- 26 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用. 高等教育出版社 2014; 140-141
Chen Qiang. 2014. *Advanced Econometrics with Stata Applications*. Higher Education Press: 140-141.
- 27 Hausman , J. A. 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46: 1251-1271.
- 28 Blundell , R. W. and Smith , R. J. 1989. Estimation in a Class of Simultaneous Equation Limited Dependent Variable Models. *Review of Economics and Statistics* 56: 37-58.
- 29 Newey , W. K. 1987. Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables. *Journal of Econometrics* 36: 231-250.
- 30 Rivers , D. and Vuong , Q. H. 1988. Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models. *Journal of Econometrics* 39: 347-366.
- 31 Newey , W. K. and Mc Fadden , D. 1994. Large Sample Estimation and Hypothesis Testing. In: Engle , R. F. , Mc Fadden , D. L. (Eds.) *Handbook of Econometrics*. Elsevier Science B. V. , Amsterdam.
- 32 Wooldridge , J. M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press , Cambridge , MA.
- 33 Goldberger , A. S. 1991. *A Course in Econometrics*. Harvard University Press , Cambridge , MA.
- 34 Wolf , D. A. and Soldo , B. J. 1994. Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents. *Journal of Human Resources* 4: 1259-1276.
- 35 刘岚 ,董晓媛 ,陈功 ,赵晓瑛. 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* 2010; 5: 1-15
Liu Lan , Deng Xiaoyuan , Chen Gong and Zhao Xiaoying. 2010. Research on the Relationship between Parental Care and Self-reported Health of Married women in Urban China. *World Economic Papers* 5: 1-15.
- 36 Staiger , D. and Stock , J. H. 1997. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica* 65: 557-586.
- 37 Mullahy , J. 1997. Instrumental-variable Estimation of Count Data Models: Applications to Models of Cigarette Smoking Behavior. *Review of Economics and Statistics* 79: 586-593.
- 38 Van De Lippe , T. and Van Dijk , L. 2002. Comparative Research on Women's Employment. *Annual Review of Sociology* 28: 221-241.
- 39 Casado-Marín , D. ,García-Gómez , P. and López-Nicolás , Á. 2011. Informal Care and Labor Force Participation among Middle-Aged Women in Spain. *SERIEs* 2: 1-19.