

中国女性劳动参与率下降的新解释： 家庭结构变迁的视角^{*}

沈可 章元 鄢萍

【内容摘要】基于 2002 年中国东部 9 省的家庭调查数据 ,文章分别考察了家庭结构对女性与男性劳动参与率及工作时间的影 响及其机制 ,并采用工具变量方法克服内生性问题后发现 :多代同堂的家庭结构明显改善 了女性的劳动参与率和工作时间 ,但没有显著改善男性的劳动参与。其背后的机制在于 :多代同堂家庭中老年父母尽力协助女儿料理家务 ,有助于她们投入更多的工作时间。由此可见 ,近 20 年来多代同堂家庭比例的下降对女性的劳动参与构成了一股抑制力量 ,这为女性劳动参与率相对于男性劳动参与率更快速下降的现象提供了一种新的解释 ,并为制定相应的干预政策提供了实证基础。

【关键词】劳动参与率; 家庭结构; 多代同堂家庭

【作者简介】沈可 ,复旦大学社会发展与公共政策学院讲师; 章元 ,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心副教授 ,上海: 200433; 鄢萍 ,北京大学国家发展研究院助理教授。北京: 100871

Family Structure and Female Labor Force Participation in China

Shen Ke Zhang Yuan Yan Ping

Abstract: Employing the 2002 household survey data in 9 provinces in East China , this paper examines the effect of family structure on female and male labor force participation. Constructing regression models with instrument variables to correct for the endogeneity of family structure , our results indicate that intergenerational coresidence significantly increases female labor force participation and weekly working time , while it has no effect on male labor supply. A major reason is that coresidence help to reduce female housekeeping burden through their parents' assistance , which frees up time for work in labor market. These results suggest that decline in intergenerational coresidence in the past two decades could contribute to the more rapid decrease in female labor force participation in China.

Keywords: Labor Force Participation , Family Structure , Intergenerational Household

Authors: Shen Ke is Lecturer , School of Social Development and Public Policy , Fudan University. Zhang Yuan is Associate Professor , China Center for Economic Studies , Fudan University , Shanghai , 200433. Yan Ping is Assistant Professor , National School of Development , Peking University , Beijing 100871. Email: shenke@fudan.edu.cn

^{*} 本研究为国家自然科学基金青年项目(项目批准号:70903004)和面上项目(项目批准号:71273001)的阶段性成果。

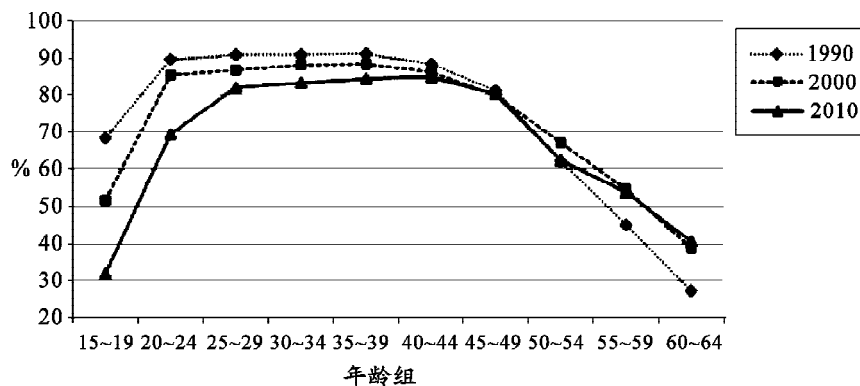
1 引言

劳动力是经济增长的核心投入要素,所以劳动参与率也是影响经济增长与社会发展的重要变量。对于劳动者而言,参与劳动是满足其自身经济、社会和心理多方面需求的必要条件。与男性相比,女性劳动参与率的提高对社会与家庭具有更为广泛而深远的意义。例如,社会学家和经济学家研究表明:女性劳动参与率的提高不仅能改善她们的收入,有效提升她们在家庭中的决策权与议价能力(Anderson and Eswaran 2009),同时对于降低生育率、提高女婴存活率、增加对子女的教育投资等都有积极的影响(Gleason 2003; Kalwij 2003; Alfano et al. 2010)。因此,研究中国女性劳动参与率的变动趋势和影响因素,具有重要的理论意义和现实价值。

观察中国的劳动参与率数据可以发现,在改革开放之前,女性劳动参与率高于90%,超过了日本、韩国等其他亚洲国家。然而在改革开放以后,中国的女性劳动参与率却呈下降趋势。例如,图1描绘了1990、2000和2010年3个年份分年龄段的女性劳动参与率(不分城乡),从中可以看出:大多数年龄段的女性劳动参与率都随着时间的推移呈下降趋势;特别值得注意的是,25~49岁黄金劳动年龄女性的劳动参与率下降明显:1990年该年龄段女性的劳动参与率约为91%,2000年下降到87.6%,2010年则进一步下降到83.2%。如果将男性和女性的劳动参与率进行对比(见图2),我们还可以观察到另外一个现象:女性劳动参与率的下降幅度明显超过男性。25~49岁黄金年龄段男性的劳动参与率大体保持稳定,从1990~2010年仅下降了2个百分点。

图1 1990、2000和2010年分年龄段的女性劳动参与率

Figure 1 Female Labor Force Participation Rate by Age in China, 1990, 2000, and 2010



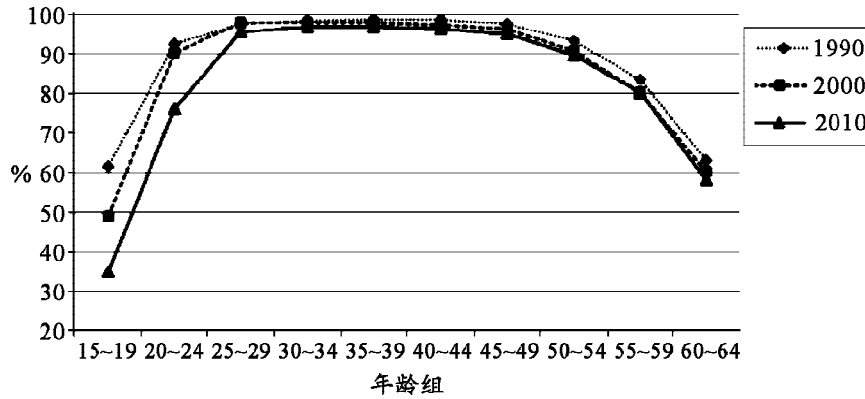
女性劳动参与率的下降以及她相对于男性劳动参与率的更快速下降,引起了劳动就业部门与学者们的关注。现有研究普遍将这一现象视为市场化改革的结果(姚先国和谭岚,2005;李春玲和李实,2008)。与以往文献不同,本文则从家庭结构变迁的视角对中国女性劳动参与率的下降补充了一个新的解释。近20年来,随着生育率走低、城市化加速和传统观念的改变,中国传统的家庭结构正在发生改变:直系家庭(成年子女与其老年父母组成的家庭)比例趋于下降,核心家庭(夫妇及其未成年子女组成的家庭)比例逐年上升。例如,中国城乡老年人口状况追踪调查显示:2000年60岁以上城、乡老人与子女同住比例分别为56.7%和61.6%,2006年则分别下降至47.8%和60.1%(曲嘉瑶和孙陆军,2011)。随着愈来愈多中青年女性与老年父母分居,老年父母在孙子女看护、家务料理等方面对女儿的协助必然会减少,这会使女性的家务劳动时间增加和市场劳动供给下降。

为了检验本文提出的新解释,我们将基于2002年中国东部9省65岁以上老年人及其成年子女的配对数据分别考察多代同堂家庭结构对女性与男性劳动参与率以及工作小时数的影响,然后进一步

剖析其影响机制^①。

图 2 1990、2000 和 2010 年分年龄段的男性劳动参与率

Figure 2 Male Labor Force Participation Rate by Age in China, 1990, 2000, and 2010



数据来源《中国 1990 年人口普查资料》、《中国 2000 年人口普查资料》和《中国 2010 年人口普查资料》。

注:女性劳动参与率 = 女性经济活动人口 / 女性劳动年龄人口,其中经济活动人口包括就业人口、失业人口和失去工作但正在找工作的失业人口。

2 文献综述

针对中国市场化改革后女性劳动参与率明显下降这一现象,现有文献主要从体制转型和就业政策调整的视角给出了解释。例如,潘锦棠(2002)以及姚先国和谭岚(2005)认为过剩就业和隐形失业随着经济体制改革的深入逐渐释放,使得本在劳动力市场上处于不利竞争地位的女性更容易失业,也难以实现再就业。李春玲和李实(2008)则认为,改革开放后政府推行性别平等政策的力度明显弱化,政府不再扮演女性劳动者的保护人,从而削弱了女性在劳动力市场的竞争力并导致其劳动参与率下降。

然而,市场化改革和性别平等政策的弱化并不能完全解释女性劳动参与率下降速度更快这一现象。如果这两个因素足够重要,那么我们就应该能观察到 45 岁以上中老年女性劳动参与率的下降幅度大于 30~39 岁的年轻女性,因为前者不具备年龄优势,受教育程度也比后者更低,当缺乏就业保护或就业竞争加剧时,中老年女性在劳动力市场中可能会处于更劣势的地位。然而 1990、2000 和 2010 年人口普查的数据却并没有显示出这样的结果。因此,我们还需要从微观视角对于女性劳动参与率下降更快的原因做进一步的研究。

综述国内文献可以发现,很少有研究注意到家庭结构的变迁对于中国女性劳动参与率的影响。对女性而言,不同的家庭结构意味着不同的家庭责任,而家庭责任显然是影响女性劳动参与的重要微观因素(Van De Lippe and Van Dijk 2002)。根据新古典家庭分工理论,家庭中每个成员都会根据自身的比较优势进行分工以最大化家庭的产出(Becker, 1981)。当女性与父母同住时,赋闲的老年父母的

^① 由于使用的是横截面数据,因此本文并非直接分析家庭结构变化对男女性劳动参与率变动的影响,而是分析家庭结构对男女性劳动参与的不同影响。本文的实证结果发现,多代同堂家庭结构促进了女性劳动参与,但并没有改善男性劳动参与。这一结论意味着,多代同堂家庭比例降低这一趋势明显抑制了女性的劳动参与,从而验证了本文提出的新解释,即家庭结构变迁是女性劳动参与率相对于男性更快速下降的重要因素。

时间机会成本较低,并且更熟谙家务料理与孙子女看护。为了最大化家庭福利,父母会协助女性看护孩子、操持家事,从而放松女性的时间约束并增加她们的市场劳动供给。有不少研究提供了来自其他国家的证据。例如,Ogawa and Ermisch(1996)基于1990年日本16~49岁已婚妇女的调查数据研究发现,与父母或配偶父母同住显著提高了女性参加工作(尤其是全职工作)的可能性。Sasaki(2002)基于1993年日本1500名25~34岁已婚妇女的调查数据展开研究,得出了与Ogawa and Ermisch(1996)相一致的结论。Oishi and Oshio(2006)则进一步将家庭结构细分为与自己父母同住、与丈夫父母同住以及与老人分开居住后的研究发现,与自己父母同住显著增加了已婚妇女的劳动参与率,而与丈夫父母同住对女性劳动参与的促进作用则更为明显。另外,Kolodinsky and Shirey(2000)基于美国1982~1992年收入动态跟踪调查数据中有至少一位存活父母的25~64岁女性样本进行研究,同样发现与父母同住显著增加了女性就业的可能性。

当然,研究家庭结构对女性劳动参与率的影响还有两个复杂的问题需要考虑:

第一,在多代同堂家庭中,父母能够分担女儿的家务,但女儿也可能因此承担照料父母的责任,后者会抑制女性市场劳动供给。因此,家庭结构对于女性劳动参与率的净效果在理论上是不确定的。实际上,现有实证研究确实没有发现一致的证据。例如,Ettner(1996)以及Pezzin and Schone(1999)基于美国老年人及其成年女儿的配对数据进行实证研究,发现与老年父母同住降低了女儿的劳动参与率,虽然系数并不显著。另外,国内学者如杜凤莲(2008)和吴愈晓(2010)探讨了女性承担的家庭责任对其劳动参与的影响,但她们并没有直接检验家庭结构对女性劳动供给的影响,因此本文能够为该问题的实证研究补充来自中国的证据。

第二,针对这一命题的实证研究还面临着自选择和联立内生性问题,即家庭结构与劳动供给决策可能是同时做出并相互影响的。例如,当老年父母健康状况欠佳时,女性会更倾向于与父母同住,而同时她可能会减少工作时间以更多地照顾父母。或者,工作繁忙的女性更愿意与父母同住以帮助自己照顾家庭。在实证研究中如果忽略了家庭结构的内生性问题则会导致估计结果偏误,因此我们将采用外生的工具变量克服家庭结构的内生性问题。

3 理论假说与研究方法

在中国传统的文化背景下,男性投入较多时间于家庭外部的生产活动,女性更多承担家务劳动,而多代同堂的家庭结构便于父母为女性提供家务料理和子女照料方面的帮助,从而有效改善女性的劳动参与率和工作时间投入;但是,由于男性在家庭分工中承担较少家务,与父母同住并不能有效提高男性的市场化劳动参与程度。基于此,我们提出如下3个待检验的理论假说:

假说1:多代同堂家庭结构有助于提高女性的劳动参与率,但不会提高男性的劳动参与率。

假说2:多代同堂家庭结构有助于提高女性的周工作小时数,但不会提高男性的周工作小时数。

假说3:在多代同堂的家庭中,老年父母会协助女性料理家务,减轻她们的家务负担,从而有助于提高她们的劳动参与率和非家务工作时间。

为了检验第一个假说,我们建立Probit模型进行回归估计,被解释变量为女性或男性是否就业。核心自变量为家庭结构,即是否与父母同住;其他控制变量包括一系列女性(或男性)与其父母特征的变量。

前文的文献综述已经指出,家庭结构与就业决策可能是同时做出或是相互影响的,所以,是否与父母同住这一变量具有内生性问题,我们需要为它寻找工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。基于以往的文献与中国的传统,本文选取的工具变量有两个:第一个是女性是否有存活的兄弟。根据中国养儿防老的传统习惯,在家中有儿子的情况下,女儿与父母同住的概率会明显下降;同时,兄弟的存在并不会直接影响她们的就业概率。第二个工具变量是该女性在家中的排行是否最小。

在中国的家庭结构演变中,最小的孩子离开父母并独立的时间通常是最晚的,因而他们与父母同住的可能性更高;Kessler(1991)等学者的研究也验证了出生次序对女性的就业概率没有显著影响,因此我们认为第二个工具变量也不会直接影响她们的就业决策。

为了检验假说 2,我们需要探讨家庭结构对女性和男性每周工作小时数的影响。回归模型的被解释变量工作小时数是非负连续变量,采用 OLS 估计的结果是有偏的,所以我们将运用最大似然法估计 Tobit 模型。由于同样要考虑家庭结构的内生性问题,我们拟采用工具变量的 Tobit 模型(IV Tobit)。

最后,为了验证假说 3,我们分别选择“过去一年是否接受父母在家务上的协助”,以及“女性每周做家务时间”作为被解释变量,衡量女性家务负担。由于家庭结构的选择与家务负担可能是相互影响的,因此我们仍采用两阶段最小二乘法进行估计。

4 数据来源与变量描述

4.1 数据来源

本文使用的数据来源于 2002 年中国老年健康影响因素调查(CLHLS)以及 2002 年中国家庭动态社会调查(PSFD)。CLHLS 基线调查始于 1998 年,并于 2000、2002、2005 年进行跟踪调查。1998 年基线调查时,在 22 省份随机抽取了 631 个县、县级市和市辖区。1998 和 2000 年的调查对象是 80 岁及以上的高龄老人。自 2002 年开始,该调查又新增了 65~79 岁的低龄老人,因此被访对象为 65 岁及以上的老年群体。PSFD 调查对象为 CLHLS 2002 年调查的 9 个东部省市(辽宁、北京、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和广西)被访老人的一位成年子女^①,子女的年龄在 35~65 岁之间。如果老人有多名子女,则随机抽取一名子女(不包括儿媳或女婿)作为 PSFD 调查的对象。PSFD 调查涵盖了子女的人口特征、居住安排、就业情况、家庭收支等信息。将 PSFD 数据与 CLHLS 数据按照老年人的 ID 号进行匹配,我们可以得到 4364 份成年子女与其父母的配对数据。基于本文的研究目的,我们进一步对样本作如下清理:(1)剔除不属于潜在劳动力的样本,即残疾、正在上学和已经退休的 594 个样本;(2)剔除与父母分开居住、但与配偶父母同住的 92 个样本,这样处理的原因在于 CLHLS 或 PSFD 数据中均未提供配偶父母的信息;(3)删除关键变量有缺失值的 20 个样本。最终,我们获得的女性样本量为 971 个,男性样本量为 2687 个。

4.2 变量定义

(1) 劳动参与。度量劳动参与程度的变量有两个:一是目前是否有工作;二是每周的工作小时数。在 PSFD 调查中,凡是符合以下三项条件中任意一项则被视为有工作:从事任何有报酬的活动、在家族企业或自有企业每周工作 15 小时以上的无报酬劳动、参加农业生产劳动。

(2) 家庭结构。对家庭结构采用三种度量方式:第一种方式是成年子女与父亲、母亲或双亲同住,即多代同堂家庭,赋值为 1;而与父母亲分开居住,即夫妇核心家庭或标准核心家庭,则赋值为 0。在我们的样本中,处于直系家庭的女性比例为 24%,明显低于男性的比例 55%(见表 1)。考虑到传统的家庭内部分工原则,通常由母亲帮助子女分担家务,因此我们还将采用第二种家庭结构的度量方式:与母亲同住,赋值为 1,仅仅与父亲同住或者与父母分开居住,赋值为 0。基于本文的样本,14%的被访女性与母亲同住,而 30%的男性与母亲同住。另外,还有一些研究者指出,子女与父母不同住在一

^① 基于这一抽样设计,PSFD 调查的成年子女均至少有 1 位存活的父母。这是适合本文研究设计的,一方面,对于父母双亡的子女,他们只能选择单独居住。因此针对这一群体则无法探讨是否与父母同住对个人劳动参与的影响;另一方面,我们在分析家庭结构对女性/男性劳动参与的影响时控制了父母的年龄、健康状况等,而双亲已故的女性或男性则缺失这些信息。Sasaki(2002)针对日本女性探讨这一问题时,同样剔除了双亲均已去世的女性样本。

个屋檐下、但居住距离很近时,双方的代际联系仍比较紧密(杜凤莲,2008),因此我们还将采用了第三种度量方式:与父母同住或者住在同一村(小区),赋值为1;不住在同一村或小区,赋值为0。样本中60%的女性与父母都住在同一村或同一小区中,男性的这一比例则高达89%。

(3) 工具变量。根据前文的阐述,本文为家庭结构选择了两个工具变量:一是是否有存活的兄弟;二是子女在家中的排行,排行最小赋值为1,否则赋值为0。

(4) 家务负担。为了度量被访者的家务负担,我们选用两个变量:一是过去一年中父母是否帮助料理家务;二是被访者每周从事家务劳动的小时数。

表1 变量的统计描述

Table 1 Descriptive Statistics of Variables

变量、特征	女性样本		男性样本	
	均值	标准差	均值	标准差
因变量				
目前是否有工作(无工作=0)	0.74	0.44	0.91	0.28
每周工作小时数	32.26	23.29	42.18	21.29
过去一年父母是否帮助料理家务(否=0)	0.14	0.34	0.22	0.41
每周做家务的小时数	21.06	13.29	10.06	10.02
关键自变量				
是否与父母同住(否=0)	0.24	0.42	0.55	0.50
是否与母亲同住(否=0)	0.14	0.35	0.30	0.46
是否与父母同住在一个村/小区(否=0)	0.60	0.49	0.89	0.31
成年子女特征				
年龄	48.27	8.43	49.56	8.28
是否居住在城镇(农村=0)	0.41	0.49	0.35	0.48
是否有配偶(无配偶=0)	0.89	0.31	0.91	0.29
配偶月均收入(千元)	0.72	0.82	0.45	0.45
是否具有高中及以上学历(初中及以下=0)	0.20	0.40	0.22	0.41
子女个数	2.16	1.31	2.16	1.29
是否有16岁以下的孩子(无=0)	0.20	0.40	0.21	0.40
老年父母特征				
年龄	80.95	10.82	83.05	10.80
是否有养老保险(无=0)	0.28	0.59	0.20	0.43
生活能否自理(不能自理=0)	0.82	0.39	0.78	0.41
认知功能是否完好(受损=0)	0.75	0.44	0.70	0.46
工具变量				
是否至少有一个存活兄弟(无=0)	0.76	0.43	0.75	0.43
排行是否最小(否=0)	0.48	0.50	0.45	0.50

(5) 其他控制变量。除了以上关键变量外,根据现有的相关研究(Ogawa and Ermisch, 1996; Oishi and Oshio, 2006),我们还控制了一系列影响被访者劳动参与的变量,分为三类:第一类为个人的社会人口特征,包括年龄、是否居住在城镇和受教育程度。第二类代表其家庭负担,包括婚姻状态、配偶收入^①、孩子个数以及是否有16岁以下的孩子。这一方面反映其经济压力,例如,配偶收入较低者面临更重的经济压力,从而有动力投入更多的工作时间;另一方面反映其时间约束,例如,孩子数更多或者

① 对于没有配偶的样本,配偶收入视为0。

有年幼的孩子,意味着被访者将抽出较多时间用于子女看护,从而被迫减少工作量。第三类为父母特征,包括父母的年龄、是否有养老保险、生活自理能力和认知能力。这反映了被访者面临的照料负担,这对其就业决策也会产生重要影响。

表 2 多代同堂家庭结构对女性劳动参与率的影响

Table 2 Impact of Intergenerational Co-residence on Female Labor Force Participation

因变量: 就业 = 1	Probit (边际效应)	2SLS		2SLS	2SLS
		一阶段	二阶段	二阶段	二阶段
是否有存活的兄弟		-0.248 ***			
		0.032			
是否排行最小		0.092 ***			
		0.029			
是否与父母同住	0.063 **		0.243 **		
	0.032		0.108		
是否与母亲同住				0.404 **	
				0.181	
是否与父母同住一村/小区					0.355 **
					0.178
女性特征					
年龄	-0.012 ***	0.002	-0.013 ***	-0.015 ***	-0.013 ***
	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
是否居住在城镇	-0.159 ***	0.065 **	-0.160 ***	-0.171 ***	-0.094 **
	0.034	0.030	0.034	0.036	0.042
是否高中及以上学历	0.164 ***	-0.001	0.163 ***	0.183 ***	0.180 ***
	0.032	0.037	0.040	0.041	0.042
是否已婚	0.026	-0.207 ***	0.066	0.070	0.074
	0.049	0.042	0.052	0.054	0.057
配偶月收入	-0.020	-0.008	-0.013	-0.024	-0.006
	0.019	0.017	0.018	0.019	0.020
子女个数	0.021	-0.032 ***	0.026 *	0.024 *	0.024 *
	0.013	0.012	0.014	0.014	0.014
是否有 16 岁以下的孩子	-0.026	0.020	-0.043	-0.049	-0.036
	0.047	0.038	0.041	0.043	0.043
老年父母特征					
年龄	-0.000	0.004 **	-0.002	-0.001	-0.001
	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
是否有养老保险	-0.045 *	0.015	-0.046 *	-0.036	-0.028
	0.025	0.023	0.026	0.026	0.027
日常生活能否自理	0.062	-0.045	0.069 *	0.099 **	0.052
	0.041	0.036	0.039	0.044	0.041
认知功能是否完好	0.055	-0.017	0.063 *	0.058	0.058
	0.039	0.034	0.037	0.038	0.038
弱工具变量检验 F 值		50.6 ***			
过度识别检验 P 值		0.45			
样本量(个)	971	971	971	971	971

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著; 以下同。由于第 3 列和第 4 列工具变量方法的一阶段回归结果与第 2 列的一阶段回归结果基本相同,为了节省篇幅,在这里没有报告。在表 2 和表 3 中采用另一种克服自变量内生性的 biprobit 模型作为稳健性检验,回归结果仍保持稳定,限于篇幅在此没有报告回归系数。

5 实证分析

5.1 多代同堂家庭结构对女性与男性劳动参与率的影响

为了检验假说 1,我们首先利用女性样本进行回归分析。表 2 第 1 列报告了 Probit 模型的回归结果,从中可以看出:与父母同住使女性的就业概率上升了 6.3 个百分点,但由于家庭结构可能存在内生性,Probit 模型的估计结果并不能理解为因果效应。因此我们采用两阶段最小二乘法估计(2SLS)。从表 2 第 2 列的一阶段回归结果可以看出,两个工具变量的系数均在 1% 的水平上显著,有兄弟的女性与父母同住的可能性显著更低,排行最小的女儿与父母同住的概率明显更高,这与理论预期一致。另外,在一阶段回归中,弱工具变量检验和过度识别检验表明:不存在弱工具变量问题,并且两个工具变量都具有足够的外生性。观察二阶段回归结果可以发现,家庭结构的系数明显增大,与父母同住使女性就业率显著增加 24.3 个百分点^①。

在第 3 列的工具变量回归中,我们对家庭结构采用第二种度量方法:与母亲同住赋值为 1,仅与父亲居住或与父母分开居住赋值为 0。结果显示,相对于第 2 列的 2SLS 回归结果,家庭结构的系数明显增加,与母亲同住使女性就业的概率提高 40 个百分点。这也从一个侧面说明了家庭结构对女性劳动参与的影响机制:相对于父亲而言,母亲往往更多地为女儿分担家务,因此与母亲同住对女性劳动参与率的改善作用更强。在第 4 列的工具变量回归中,家庭结构采用第三种度量方法,回归结果显示:与父母住在同一村或同一小区的女性劳动参与率显著上升了 35.5 个百分点。以上结果与 Sasaki (2002) 以及 Oishi and Oshio(2006) 对日本已婚妇女的研究结论相一致。

表 3 多代同堂家庭结构对男性劳动参与率的影响

Table 3 Impact of Intergenerational Co-residence on Male Labor Force Participation

因变量: 就业 = 1	Probit	2SLS		2SLS	2SLS
	(边际效应)	一阶段	二阶段	二阶段	二阶段
是否有存活的兄弟		-0.210 ***			
		0.022			
是否排行最小		0.095 ***			
		0.021			
是否与父母同住	0.004		-0.030		
	0.010		0.048		
是否与母亲同住				-0.014	
				0.069	
是否与父母同住一村/小区					-0.158
					0.237
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
弱工具变量检验 F 值		77.3 ***			
过度识别检验 P 值		0.26			
样本量(个)	2687	2687	2687	2687	2687

注:表 3 中控制变量的回归系数显示:越年轻、农村、已婚、或者父母认知能力完好的男性其劳动参与率显著更高,其他控制变量无显著影响,为了节省篇幅在此没有报告回归系数。

此外,观察其他控制变量的系数我们还可以得出如下结论:第一,年龄越长的女性,其就业率就越低;第二,城镇女性的就业率显著更低,这是因为 PSFD 调查将农业劳动也列入就业的范畴;第三,教育

① Probit 模型的边际效应相对于二阶段回归系数明显低估,原因可能有两个:一是模型中有遗漏变量导致内生性,例如家庭观念较重的女性可能更愿意与父母同住,也更倾向于降低劳动参与而将重心置于家庭;二是家庭结构与女性劳动参与率具有双向因果关系,例如,没有工作的女性更可能与父母同住以照料父母。

水平的提高能够显著增加女性的劳动参与率;第四,婚姻状态以及丈夫的收入水平对女性的劳动参与率均没有显著影响,这是因为市场化改革对中国的婚姻稳定性带来较大冲击,使得女性独立意识不断提高,因此在就业决策中可能会较少受制于配偶的因素(姚先国和谭岚,2005);第五,子女数量越多、父母不享受养老保险的女性参与就业的概率越高,这可能是由抚养子女和赡养父母的经济压力所推动;第六,老年父母生活自理和认知功能正常能够显著提升女性的劳动参与,因为父母健康良好减轻了女性的照料负担,放松了女性面临的时间约束。

下面我们利用男性样本进行类似的检验。如表3的回归结果所示:不论是否考虑家庭结构的内生性,与父母同住对男性的就业率均没有显著影响。而且,家庭结构的其他两种度量方法都不会显著影响男性的劳动参与。由此可见,家庭结构因素在男性就业决策中的作用微乎其微,即验证了假说1。

表4 多代同堂家庭结构对女性周工作小时数的影响

Table 4 Impact of Intergenerational Co-residence on Female Weekly Working Hours

因变量:周工作小时数	Tobit	IVTobit	IVTobit	IVTobit
		二阶段	二阶段	二阶段
是否与父母同住	3.272	18.734**		
	2.380	7.842		
是否与母亲同住			30.831**	
			13.070	
是否与父母同住在一村/小区				28.687**
				13.213
女性特征				
年龄	-0.724***	-0.765***	-0.923***	-0.786***
	0.197	0.203	0.224	0.215
是否居住在城镇	-7.583***	-8.646***	-9.497***	-3.398
	2.364	2.469	2.624	3.117
是否高中及以上学历	8.263***	7.989***	9.554***	9.389***
	2.802	2.865	2.975	3.058
是否已婚	3.933	7.263*	7.539*	8.115*
	3.356	3.785	3.916	4.218
配偶月收入	-1.850	-1.701	-2.532*	-1.072
	1.277	1.307	1.365	1.425
子女个数	0.559	1.135	1.005	1.018
	0.947	1.006	1.013	1.048
是否有16岁以下的孩子	-2.277	-2.655	-3.105	-2.125
	2.905	2.974	3.062	3.131
老年父母特征				
年龄	-0.048	-0.14	-0.054	-0.078
	0.137	0.147	0.143	0.148
是否有养老保险	-4.989***	-5.342***	-4.581**	-3.845*
	1.914	1.957	1.992	2.099
日常生活能否自理	3.71	4.432	6.766**	3.132
	2.804	2.884	3.227	3.018
认知功能是否完好	5.746**	6.208**	5.795**	5.756**
	2.638	2.703	2.754	2.837
样本量(个)	971	971	971	971

注:IVTobit模型的一阶段回归方程与表2相同,为了节省篇幅,在此没有报告。

5.2 多代同堂家庭结构对女性与男性周工作小时数的影响

我们讨论了多代同堂对女性与男性就业决策的影响,但是就业与否并不能全面反映他们的劳动供给,工作时间也是衡量市场化劳动参与程度的一个重要维度,因此需要进一步考察多代同堂对子女周工作小时数的影响。

我们首先基于女性样本进行分析。由于周工作小时数在零处截尾,所以我们采用 Tobit 模型进行回归。表 4 的回归结果显示:与父母同住对女性工作时间的投入有正向影响,但并不显著。但是 Tobit 模型中家庭结构变量可能存在内生性并导致系数的估计偏误,因此我们采用工具变量的 Tobit 模型进一步进行估计。结果表明:与父母同住的女性每周工作时间显著增加了 18.7 个小时,平均增加了 58% (即 18.7/32.3,样本中女性平均每周工作 32.3 个小时)。这一结果可以分解为两个效应:一方面,多代同堂可以直接提高女性的就业率,促使部分女性放弃家庭妇女身份投身于劳动力市场;另一方面,已就业的女性在多代同堂家庭中可以将更多精力投入到非家务劳动中,从而延长了周工作小时数。在表 4 的第 3 列中,家庭结构采用第二种度量方式,从中可以看出:相对于仅与父亲同住或者与父母分开居住的女性,与母亲同住的女性的周工作小时数延长了 30.8 个小时。模型 4 的回归结果则表明:与父母同住在一个村或小区的女性每周工作时间明显延长。根据上述分析可见,多代同堂确实能够显著增加女性的周工作小时数。

我们接下来利用男性样本进行分析,回归结果报告见表 5。从中可以看出,在 Tobit 模型中,家庭结构对男性的周工作小时数没有显著影响;IVTobit 模型中,家庭结构的系数仍然不显著,可见多代同堂并不能有效提高男性的工作时间,即假说 2 无法被推翻。

表 5 多代同堂家庭结构对男性工作时长的影响

Table 5 Impact of Intergenerational Co-residence on Male Weekly Working Hours

因变量:周工作小时数	Tobit	IVTobit	IVTobit	IVTobit
		二阶段	二阶段	二阶段
是否与父母同住	-0.230	1.390		
	0.918	3.935		
是否与母亲同住			2.411	
			5.730	
是否与父母同住在一村/小区				6.609
				19.487
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量(个)	2687	2687	2687	2687

注:表 5 中控制变量的回归系数显示:越年轻、农村、已婚、子女数越多或者父母无养老金的男性其周工作时间显著更长,其他控制变量无显著影响,为了节省篇幅在此没有报告回归系数。

5.3 多代同堂家庭结构对女性劳动参与的影响渠道

前面两小节检验了多代同堂对男性和女性劳动参与的影响,下面我们进一步检验这种影响的渠道,即理论假说 3。我们在表 6 中报告了两阶段最小二乘法的回归结果,其中第 1~3 列的二阶段回归方程的因变量为过去一年中父母是否协助理家务。从中可以看出:与父母同住时,父母帮助女儿料理家事的可能性显著上升了 22 个百分点,与母亲同住的效果更强,其效应为 35 个百分点;与父母同住一个村或小区,同样显著增加了父母协助女儿从事家务劳动的概率;第 4~6 列二阶段回归方程的因变量为女性每周做家务的小时数,其回归结果表明:在多代同堂家庭中,女性每周做家务的小时数明显减少 5.6 个小时;当女性与其母亲同住时,家务时间可以降低 8.5 个小时,但这一结果在统计上并不显著。相对于与父母分隔较远居住的女性,与父母居住在同一小区的女性的家务时间明显减少

近 10 个小时。上述回归结果表明,多代同堂家庭结构的确增强了父母对女性的家务协助、减轻了女性的家务负担,从而促进女性劳动参与程度的改善,所以本文提出的假说 3 无法被推翻。

表 6 多代同堂对女性劳动参与的影响机制(2SLS 模型)

Table 6 Channels through which Intergenerational Co-residence Affects Female Labor Supply

因变量	过去一年父母是否帮助料理家务			每周做家务小时数		
是否与父母同住	0.224***			-5.584*		
	0.084			3.374		
是否与母亲同住		0.353**			-8.485	
		0.141			5.461	
是否与父母同住一村/小区			0.377**			-9.848*
			0.147			5.455
女儿特征						
年龄	0.000	-0.002	-0.001	0.192**	0.235**	0.200**
	0.002	0.002	0.002	0.086	0.094	0.090
是否居住在城镇	-0.010	-0.018	0.058*	0.908	1.100	-0.853
	0.026	0.028	0.035	1.044	1.091	1.302
是否高中及以上学历	0.048	0.065**	0.066*	-2.71**	-3.15**	-3.170**
	0.031	0.032	0.035	1.237	1.264	1.299
是否已婚	-0.023	-0.022	-0.007	-0.103	-0.077	-0.622
	0.040	0.042	0.047	1.628	1.653	1.790
子女个数	-0.018	-0.028*	-0.010	-0.666	-0.433	-0.885
	0.014	0.015	0.016	0.567	0.583	0.606
是否有 16 岁以下的孩子	-0.014	-0.015	-0.014	-0.143	-0.099	-0.137
	0.011	0.011	0.012	0.427	0.424	0.439
老年父母特征						
年龄	-0.004***	-0.003**	-0.004**	-0.015	-0.042	-0.030
	0.002	0.002	0.002	0.063	0.060	0.063
是否有养老保险	0.007	0.015	0.026	0.388	0.171	-0.101
	0.020	0.021	0.023	0.799	0.803	0.849
日常生活能否自理	0.054*	0.081**	0.038	-6.41***	-7.02***	-6.02***
	0.031	0.035	0.034	1.228	1.353	1.263
认知功能是否完好	0.010	0.005	0.004	1.350	1.447	1.462
	0.029	0.030	0.032	1.153	1.159	1.195
样本量(个)	969	969	969	969	969	969

注:表 6 仅报告了 2SLS 模型的二阶段回归结果,一阶段回归结果与表 2 第 2 列的一阶段回归结果相同,在此省略。我们又采用另一种克服自变量内生性的 biprobit 模型作为第 1~3 列回归的稳健性检验,回归结果仍保持稳定,限于篇幅在此没有报告回归系数。

6 结论与政策含义

本文基于 2002 年中国东部 9 省成年子女及其老年父母的配对数据,提出了三个理论假说,针对这三个假说的实证检验发现:第一,多代同堂家庭结构促使女性的就业概率显著提高了 24.3~40.4 个百分点,但对于男性的就业概率没有显著影响;第二,多代同堂显著增加了女性的周工作小时数,但是对男性的周工作小时数并没有显著影响;第三,多代同堂模式便于老年父母协助女性料理家务,减轻她们的家务负担,从而能有效提高其劳动参与程度^①。

^① 值得注意的是,本文仅是针对东部发达省份的一项研究。中西部地区成年女性的家庭结构可能有别于东部地区,因此不能简单地将东部地区的结论推广至全国。

自 1990 年代以来,随着子女婚后更倾向于与父母分开生活,中国多代同堂家庭比例呈明显下降趋势。65 岁及以上男性和女性老人与子女同住比例从 1990 年的 67.6% 和 74.0% 分别下降至 2000 年的 59.9% 和 68.7%。从本文的实证结果可以推知,多代同堂家庭模式的淡化已成为女性劳动参与的一种重要不利因素。这从家庭结构变迁的视角补充解释了中国改革开放以来女性劳动参与率比男性劳动参与率下降更快的现象。

女性劳动参与率的下降不仅会影响她们自身的福利和发展,而且还会通过代际传递效应对下一代的教育与成长产生负面影响,因此中国女性劳动参与率的下降问题尤其值得关注。我们认为政府可以通过两方面的政策提高中国女性的劳动参与程度:第一,通过购房优惠等经济激励措施,推动多代同堂家庭比例的增加,或者鼓励子女和父母居住在同一住宅楼或者同一小区内,例如,我们的研究验证了与父母同住一个小区/村的模式同样能显著提高女性的劳动供给。在这一方面,其他国家已有相应政策可供中国借鉴,比如新加坡建屋发展局专门设计适合多代同堂的户型,并在购房价格上给予优惠;如果子女选择在父母居住的小区申购另一套住房,将有权优先挑选楼层户型,并享受一定幅度的价格优惠。第二,政府可以提供更充足的、多样化的学前教育机构,例如,公办幼儿园、育儿所、放学后托管机构等;鼓励用人单位为女性职工提供更多家庭友好政策,如哺乳期的弹性工作制;同时鼓励男性职工更多地分担家庭责任,例如,已在北欧广泛实施的男性产假。上述政策可以缓解女性在家庭责任和劳动参与之间的冲突,降低女性就业的机会成本。

感谢:北京大学老龄健康与家庭研究中心提供的“中国老年健康影响因素调查”以及“家庭动态社会调查”数据。

参考文献/References:

- 1 杜凤莲. 家庭结构、儿童看护与女性劳动参与: 来自中国非农村的证据. 世界经济文汇, 2008; 2: 1-12
Du Fenglian. 2008. Household Structure, Child Care and Female Labor Force Participation: Evidence from the Urban China. World Economic Papers 2: 1-12.
- 2 李春玲, 李实. 市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释. 社会学研究, 2008; 2: 94-117
Li Chunling and Li Shi. 2008. Rising Gender Income Gap and Its Dynamics in China: Market Competition or Sex Discrimination. Sociological Studies 2: 94-117.
- 3 潘锦棠. 经济转轨中的中国女性就业与社会保障. 管理世界, 2002; 7: 59-68
Pan Jintang. 2002. Female Labor Force Participation and Social Security in the Transitional Chinese Economy. Management World 7: 59-68.
- 4 曲嘉瑶, 孙陆军. 中国老年人的居住安排与变化: 2000~2006. 人口学刊, 2011; 2: 40-45
Qu Jiayao and Sun Lujun. 2011. Living Arrangement and its Changes of the Elderly in China, 2000 - 2006. Population Journal 2: 40-45.
- 5 吴愈晓. 影响城镇女性就业的微观因素及其变化: 1995 年与 2002 年比较. 社会, 2010; 6: 136-155
Wu Yuxiao. 2010. Impacts of Individual Factors on Women's Employment in Urban China: Comparison of 1995 and 2002. Chinese Journal of Sociology 6: 136-155.
- 6 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. 经济研究, 2005; 5: 18-27
Yao Xianguo and Tan Lan. 2005. Family Income and Labor Force Participation of Married Women in Urban China. Economic Research Journal 5: 18-27.
- 7 Alfano, Marco, Wiji Arulampalam and Uma Kambhampati. 2010. Female Autonomy and Education of the Subsequent Generation: Evidence from India. IZA Working Paper.
- 8 Anderson, Siwan and Mukesh Eswaran. 2009. What Determines Female Autonomy? Evidence from Bangladesh. Journal of Development Economics 2: 179-291.

- 9 Becker, Gary S. 1981. Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place. *Economica* 48: 1-15.
- 10 Ettner, Susan L. 1996. The Opportunity Costs of Elder Care. *Journal of Human Resources* 1: 189-205.
- 11 Gleason, Suzanne M. 2003. Publicly Provided Goods and Intrafamily Resource Allocation: Female Child Survival in India. *Review of Development Economics* 1: 71-85.
- 12 Kalwij, Adriaan S. 2003. The Effects of Female Employment Status on the Presence and Number of Children. *Journal of Population Economics* 2: 369-387.
- 13 Kessler, Daniel. 1991. Birth Order, Family Size and Achievement: Family Structure and Wage Determination. *Journal of Labor Economics* 4: 413-426.
- 14 Kolodinsky, Jane and Lee Shirey. 2000. The Impact of Living with An Elder Parent on Adult Daughter's Labor Supply and Hours of Work. *Journal of Family and Economic Issues* 2: 149-175.
- 15 Ogawa, Naohiro and John F. Ermisch. 1996. Family Structure, Home Time Demands, and the Employment Patterns of Japanese Married Women. *Journal of Labor Economics* 4: 677-702.
- 16 Oishi, Akiko S. and Takashi Oshio. 2006. Coresidence with Parents and a Wife's Decision to Work in Japan. *The Japanese Journal of Social Security Policy* 5: 35-48.
- 17 Pezzin, Liliana E. and Barbara Steinberg Schone. 1999. Intergenerational Household Formation, Female Labor Supply and Informal Caregiving: A Bargaining Approach. *The Journal of Human Resources* 3: 475-503.
- 18 Sasaki, Masaru. 2002. The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women. *The Journal of Human Resources* 2: 429-440.
- 19 Van De Lippe, Tanja and Liset Van Dijk. 2002. Comparative Research on Women's Employment. *Annual Review of Sociology* 28: 221-241.

(责任编辑:宋 严 收稿时间:2012-09)