张世龙，陈杨洋．子女数量对农村妇女非农就业的影响——基于中国妇女社会地位调查的分析［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2023，22（4）：114-124.
ZHANG Shilong，CHEN Yangyang. The influence of the number of children on rural women：analysis based on the survey of Chinese women's social status［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2023，22（4）：114-124.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2023.04.010

子女数量对农村妇女非农就业的影响
——基于中国妇女社会地位调查的分析

张世龙，陈杨洋
（浙江海洋大学 经济与管理学院，浙江 舟山 316022）

摘 要：基于第三期“中国妇女社会地位调查”数据，运用倾向得分匹配（PSM）模型，从个体特征、家庭特征维度实证研究具有不同子女数量的家庭对农村妇女非农收入的差异化影响。研究发现：在控制了年龄、受教育程度、健康状况、技能、照料帮助、地区效应等变量外，子女数量依然严重影响农村妇女的非农收入。组群差异结果表明：子女数量增加对农村妇女非农收入的提高有显著的抑制作用，独生子女家庭的农村妇女收入是多个子女家庭的1.57倍；多子女家庭的农村妇女非农收入比独生子女家庭的低14.27～16.14个百分点，两个子女家庭比独生子女家庭低12.61～13.34个百分点；每增加一个子女，农村妇女非农收入下降8.7个百分点，两个子女家庭比独生子女家庭低7.3个百分点。

关键词：子女数量；农村妇女非农就业；倾向得分匹配；个体特征；家庭特征
中图分类号：F323 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2023）04-0114-11

随着农业生产率的提高，农业劳动力需求降低，农村劳动力向非农产业转移已是必然趋势。据第二次全国农业普查（2008）主要数据公报显示，在农村劳动力总量中女性占49.2％，在实现转移的剩余劳动力中，女性占36％。尽管在农村剩余劳动力的转移中，女性非农劳动参与率略低于男性，但已成为不可忽视的力量。虽然传统中国素以“男主外、女主内”的家庭角色分工模式而著称[1]，但随着妇女生育观念的改变，这种传统格局开始被打破。女性开始由“主内”转变为同时承担着家庭抚幼和社会劳动的“内—外”劳作模式。

传统的性别分工使女性肩负着照料家庭和外出就业的双重责任，其非农就业时间因受家务时间的挤压使其在劳动力市场中处于不利地位。除上述原因导致使女性在向非农产业转移时受到更多约束条件的限制外，生育所造成的职业中断也进一步强化其在劳动力市场中的不利地位。尽管普遍流传“生男生女都一样”的生育观，但在农村还是存在因强烈的男孩偏好而多生育的现象。可以说，由于多生育带来的照料负担是农村妇女劳动参与率较低的一个重要因素。当农村外出就业的妇女既面临照料负担，又面临工作压力时，家庭与工作的双重角色冲突的矛盾开始被激化[2]。根据角色冲突理论，一个人在承担各种角色时，不同角色之间会有影响，故而照料子女的角色一定会对女性外出就业的角色产生影响[3]。

关于二者之间的关系，根据众多学者展开的经验研究发现，随着子女数量的增多，女性劳动参与率在逐渐降低[4-5]。究其原因是女性在家中承担着幼儿照料的主要责任而降低了外出就业的可能性和劳动时间[6]。因此，本研究试图从子女数量的不同实证探究其对农村妇女非农就业的影响，以期为缓解女性照料子女的压力、促进女性

收稿日期：2022-08-18 **修回日期：**2022-09-21
基金项目：国家社会科学基金项目“中国城市群发展战略研究”（18BJL093）
作者简介：张世龙，研究方向：农业经济与管理。

剩余劳动力转移和推动我国城镇化的发展提供贴切实际的建议。

一、相关研究文献评述

已有文献中，围绕微观层面的研究很好地解释了女性非农就业所面临的矛盾。一方面，从个人禀赋看，女性就业与其自身人力资本的条件是密不可分的。现有研究证明，年龄、受教育水平、健康水平、掌握的技能等特征变量对女性从事非农就业的影响有显著差异[7-8]。比如，年龄与劳动参与率呈现倒“U”型关系[9]，青年女性受教育程度和健康水平越高时越容易实现非农转移。另一方面，虽然个人禀赋的提升可以促进女性非农就业，但家庭责任却仍是其外出就业道路上的最大障碍[10-11]。在整个社会对角色期待的差异化和农村女性化背景下，家庭内部性别角色分工并不平等。女性为了便于照料家庭，会阶段性地退出劳动力市场，或者选择时间更为灵活的工作。部分学者从“资源多寡视角”、“时间可及视角”、“女性策略理论视角”等解释为什么女性愿意接受这种分工[12]。

关于子女对农村妇女在劳动力市场中就业的影响机制主要有以下三种观点：一种观点认为是子女数量的增加影响了妇女就业[13-14]。另一种观点认为子女对妇女就业的影响主要集中在孩子的年龄上，还有一种观点表明女性照料子女与就业的变化趋势难以确定，子女年龄与子女数量的变化可能同时对女性子女照料和外出就业产生影响[15]。本研究认为，子女数量的增加会拉长整个家庭的抚幼时间，二者密不可分。一方面，从子女数量来看。数量的增多会带来两方面效应，一是经济效应。养育成本的增加迫使夫妻更加积极工作，女性收入增加既有利于改善子女的生活水平，又有助于提升子女的教育质量[16]。二是约束效应。妇女不得不减少劳务时间以照料子女，还可能因为无法专心照料而降低子女教育质量。另一方面，从子女年龄来看。随着年龄增长，儿童对应的受教育阶段也在相应改变，不同受教育阶段对妇女就业的影响也不同。例如，韩叙和夏显力将子女受教育程度细分为6个阶段，农村已婚妇女非农就业概率随着子女教育阶段的每次提升而相应增加约6%，女性会在子女处于中学阶段后重新回归劳动力市场[17]。基于此，对于青年女性而言，生育及与此相应的家务负担会降低其在劳动力市场中的竞争优势，变成非农产业转移的最大障碍[18]。

此外，造成农村妇女在劳动力市场上处于竞争弱势的原因，学术界还有以下几种说法：一是文化说：在受传统封建思想文化影响较深的偏远农村，女性因为受到“重男轻女”生育观念的影响而多生育，降低了其非农就业的参与率、劳动时间和收入。邱红等指出，促进社会性别平等有利于促进农村妇女向非农产业转移，提高社会地位[19]。二是资源说：农村家庭规模较大导致教育资源被稀释，女性整体文化水平较低，就业范围遭到限制，在核心家庭经济贡献中处于劣势，因此女性为了提高相对资源优势往往主动承担起家庭责任[20]。杨菊华也提出女性将家务当作是经营婚姻、维持家庭和睦的一种资源，将其定义为农村已婚女性维护家庭和婚姻的一种自我保护[1]。三是性别差异说。Becker提出，生物学上的性别差异首先决定了家庭内的性别分工。女性天生所具有的生理特征使其被赋予生产和喂养孩子的义务，并且较于男性来讲，女性拥有更高的照料意愿和照料技巧，故而承担照料子女的主要责任。整个社会在“男主外女主内”固化的性别分工模式下，女性在求职时面临更多隐形门槛[21]。

调查显示，农村已婚女性非农就业有如下几个特征：第一，虽然劳动参与率较高，但仍然低于男性。第二，劳动收入不稳定，差距较大。第三，工作之余承担着生育、照料孩子的家庭责任。

表1呈现了中国妇女社会地位调查数据关于“最后一个孩子3岁以前白天主要由谁照顾”的主要指标。发现现阶段我国农村妇女非农就业参与率较低的原因在于：女性是家庭中子女的主要照料者，比配偶照料高约74%。其次是配偶父母，可能是配偶父母起到了配偶的“照料补偿”作用。这一事实意味着存在通过缓解已婚妇女对子女的照料而解放其劳动生产力的可能。与2020年国家公布的统计数据中，农村非农就业女性比例为39.5%，比2010年提高15.4个百分点，与男性相比依然处于劣势；母亲照料占63.7%，比2010年降低11.7个百分点，由此可知女性家庭照

料负担重、公共服务支持不足的现状并没有发生颠覆性的改善，依然是影响非农就业的主要原因，2010年调查数据仍具有一定的代表性。

表1 女性是孩子的主要照料者

最后一个孩子3岁以前白天主要由谁照顾	频数	占比（%）
本人	4832	75.39
配偶	115	1.79
本人父母	371	5.79
配偶父母	1018	15.88
其他亲戚	47	0.73
保姆/家政工	10	0.16
托儿所/幼儿园	10	0.16
家人共同照顾	2	0.03
其他	4	0.06
总计	6409	100.00

在非农就业的农村妇女中，子女数量对其影响存在异质性。独生子女家庭妇女就业群体密度明显高于多子女家庭（见图1），年龄集中在40岁左右，年轻女性外出就业率较高。根据《劳动法》对退休年龄的规定，可以理解在50和55岁时骤降的劳动参与率，受影响的主要集中在正规部门。随着子女年龄的增加和学业的完成，且非农工作就业门槛较低，部分女性又重新回到劳动力市场，故在55岁之后出现了参与非农就业的小高峰。此外，从多子女家庭特征来考虑，在房价、物价和嫁娶成本不断上涨的情况下，多子女家庭承受的经济压力也在加重，很有可能促使妇女退休后重返劳动力市场以增加收入。

国内关于妇女就业和生育的文献虽然很丰富，但直接关注子女数量对农村妇女就业影响的研究十分有限且存在以下问题：第一，忽略了家庭生育决策是内生的，一些不可观测的因素（如年龄、收入和地位等）会同时影响生育的子女数量以及是否非农就业。第二，将有孩家庭作为整体进行分析，没注意独生子女家庭和多子女家庭的选择性偏误问题。第三，没有区分不同收入水平下，子女数量对农村妇女非农就业的影响程度。基于此，本研究包含了所有有过婚姻的有孩妇女，分别对比独生子女和多个子女对其非农就业的影响。更为重要的是，本研究打破常规，研究子女数量在从多到少的状态下对农村妇女非农就业的影响，旨在定性分析的基础上，得出更精确的定量结果。

本研究的边际贡献主要体现在两方面：一方面，利用倾向得分匹配法（PSM），较好地解决了独生子女家庭和多子女家庭的样本自选择和异质性问题。另一方面，从收入水平和文化程度探讨子女数量对非农就业的农村妇女的组群差异。

二、子女数量对农村妇女非农就业影响的模型构建与数据描述

（一）数据来源与变量描述

本研究采用的数据来源于第三期中国妇女社会地位调查数据，该调查收集了有关人口、就业、收入、政治参与等信息，已是当前可获得的最新数据。由于考虑到农村女性就业的工作性质多为“非正式”，故没有严格按照《劳动法》规定的女性退休年龄进行筛选，而是保留了所有的

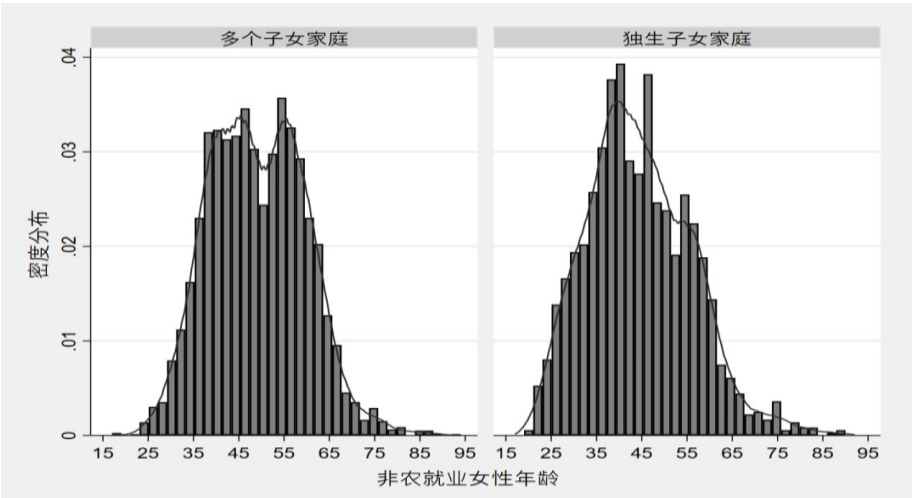


图1 非农就业女性年龄的概率分布

非农就业样本。在全部7323个非农就业的样本中，女性就业比例占53.87%。在删掉了变量的无效、空白、拒绝回答等缺失值和明显逻辑错误数值后，本研究选取了有过婚姻的、配偶有收入的、且有一个及以上孩子的农村妇女（以下均符合此条件），共获得河北、山西、江苏、浙江、上海等包含31个省或直辖市的有效样本5702个，其中在有孩的家庭中独生子女家庭占31.23 %，在停止生育的家庭中最后一胎为男孩的家庭有63.94%。

（二）变量界定与描述性统计

被解释变量为农村妇女非农就业的收入。根据调查问卷将劳动收入、其他财产性收入、租赁收入、离退休金、养老金及相关补贴、失业保险金、三农补贴、最低生活保障金等进行加总作为定量变量。核心解释变量为子女数量。将独生子女赋值为1，多个子女赋值为0。控制变量包括个体特征变量和家庭特征变量。在个体特征变量中：年龄采用了连续变量；受教育程度划分为小学、初中、高中/中专/中技、专科/本科及以上五个阶段，在该阶段则为1，否则取0；在健康状况中，若是回答很好、较好、一般则取1，较差、很差则取0；是否拥有专业技能中，是则为1，否为0。家庭特征变量包括是否有除本人以外的其他照料帮助，有则取1，没有取0，并通过加入一系列省份虚拟变量进行控制。

由表2可知，全样本观测值平均年龄在48岁左右，平均受教育程度在小学和初中，平均年收入为0.753万元，自评健康状况较好，子女数量超过一个且多为本人照料。进一步分析表明，农村妇女未非农就业的家庭有478户，占比8.38%；在非农就业的家庭中独生子女家庭有1583户，占比27.76%，多个子女的家庭有3641户，占比63.86%。由此可知，未非农就业的家庭数量较少，且多子女家庭比独生子女家庭数量更多。从非农就业的样本收入来看，独生子女家庭的收入是多个子女家庭的1.56倍，二者差值0.4万元，意味着子女数量少的家庭妇女赚取的平均收入会更高。从年龄来看，独生子女家庭妇女会更早的参与就业，平均年龄比多个子女家庭小4.6岁。从各个阶段受教育程度来看，独生子女家庭妇女均高于多个子女家庭，妇女的文化水平更高。从妇女的健康状况来看，独生子女家庭最高，多个子女的家庭次之，最后是未非农就业家庭，由此可知，可能健康程度越好，收入也会越高。农村妇女未参与非农就业的家庭，所受到的照料帮助也越少，其次是多个子女的家庭，受照料帮助最多的家庭是独生子女家庭，这可能是因为家里大

表2 描述性统计分析

变量名称	全样本			未非农就业家庭		独生子女非农就业家庭		多个子女非农就业家庭	
	平均值	中位数	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差
被解释变量：									
非农就业收入（万元）	0.753	0.460	1.30	—	—	1.095	1.760	0.703	1.089
核心解释变量：									
子女数量	0.312	0.000	0.463	0.586	0.493	—	—	—	—
个人特征变量：									
年龄	47.685	47.000	10.988	46.921	12.212	44.545	11.201	49.150	10.416
受教育程度									
小学	0.326	0.000	0.469	0.259	0.439	0.250	0.433	0.367	0.482
初中	0.377	0.000	0.485	0.456	0.499	0.509	0.500	0.309	0.462
高中、中专、中技	0.093	0.000	0.290	0.117	0.322	0.138	0.345	0.070	0.255
专科、本科及以上	0.009	0.000	0.097	0.015	0.120	0.022	0.147	0.003	0.057
健康状况	0.897	1.000	0.304	0.862	0.345	0.943	0.233	0.882	0.323
是否有专业技能	0.469	0.000	0.499	0.347	0.477	0.529	0.499	0.459	0.498
家庭特征变量：									
是否有除本人以外的照料帮助	0.248	0.000	0.432	0.149	0.356	0.310	0.462	0.235	0.424
样本数	5702			478		1583		3641	

人多孩子少，人均分担的照料帮助较多，更有利于农村妇女非农就业，获得更高收入。

（三）模型设定

$$Income_i = \alpha + \beta children_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (1)$$

其中，参数β表示在给定其他控制变量X条件下，子女数量对农村妇女非农收入的边际效应。式中被解释变量是农村妇女非农就业的收入状况，用$Income_i$表示，核心解释变量为子女数量，用$children_i$表示，如果是多子女则取1，独生子取0。此外，我们还控制了个人特征、家庭特征与地区特征，用向量X_i表示；α，β和γ为待估计的参数，μ_i表示随机扰动项。

三、子女数量对农村妇女非农就业影响的实证结果分析

（一）基准回归结果分析

本研究考察子女数量对农村妇女非农就业的影响，同时进行稳健性检验和倾向值得分匹配。先采用OLS模型分析子女数量对农村妇女非农就业的影响，基准回归结果如表3所示。表3的模型（1）结果显示，独生子女家庭的农村女性非农就业率更高，子女数量的增加确实会显著抑制农村妇女的非农就业。模型（2）中加入了年龄、受教育程度、和健康状况的控制变量。模型（3）中加入了是否拥有专业技能和是否有除本人以外的照料帮助的控制变量。模型（4）中，在控制了个人特征变量和家庭特征变量基础上加入了省份虚拟变量。从（2）（3）（4）可以发现核心就是变量的系数符号和显著性没有变化，虽然在控制了更多的变量后系数值和显著水平逐步下降，但依然有显著的正向影响，这充分说明子女数量对农村妇女非农就业的影响有一部分是通过上述因素作用的，除了子女数量因素以外的其他影响因素也很重要。

估计结果中，子女数量的增加对提升农村妇女非农收入有显著抑制作用。随着子女数量增加农村妇女的照料负担也在增加，无法把更多的时间精力放在工作上，对促进农村妇女非农收入的增加有着明显抑制作用。在个体特征方面，估计结果中年龄的系数为负，表明农村妇女非农就业的收入随年龄的增长会降低。受教育程度中，文化程度处于文盲和小学对农村妇女非农就业没有影响，相比于文盲来说，初中、高中、中专和中技、专科、本科及以上均有显著的正相关关系，且随着年纪的增加系数也逐渐增大。这说明受教育程度越高越有利于促进农村妇女的非农就业增收。健康状况也有显著的正相关关系，与预期一致。是否拥有专业技能在1%水平上通过了正相关的显著性检，说明掌握一门专业技能会使农村妇女更易获得更高的薪资。

在家庭特征方面，估计结果中是否有除本人以外的照料帮助上，有照料帮助的农村女性比只有本人照顾的农村妇女非农就业率平均增加31%。可见，有人分担照料责任会极大程度上促进于农村妇女非农就业。

（二）分位数回归结果分析

在回归模型中，因收入差距较大，本研究选用分位数回归模型探究在不同收入水平下，子女数量对其非农就业的影响程度。为了更好的研究子女数量对不同水平收入的农村妇女的影响，本研究选择了以下五个较有代表性的分位点作进一步分析。对不同分位数回归结果的影响系数相比较（见表4），回归结果中50%、75%和90%分位点均显著，在75%分位点回归影响系数最高。其中，子女数量对中等收入水平农村妇女的影响是－8.96%，通过1%显著水平检验，对中高收入水平农村妇女的影响是－12.6%，通过1%显著水平检验；对高收入水平的农村妇女的影响是－9.7%，通过5%显著水平检验。说明对于中等收入水平、中高收入水平和高收入水平的农村妇女来说子女数量越多对增收更有抑制作用。

（三）倾向值得分匹配模型

1. 模型设定

在关于生育行为对农村妇女非农就业影响的研究中，选择性偏误（selection bias）是学者们不得不面对的难题[22]。女性可能会因为生育过多无法就业，也可能为了更好就业而少生育。因而子女的数量可能是父母在生育之前衡量了生育子女所付出的成本和能获得的收益，并考虑了对自身可能带来的影响之后所预先做出的决策。换句话说，独生子女和多个子女的家庭之间可能有各种能观测到或不能观测到的差异，而这些差异通过在截面数据中直接加入控制变量的方法往往难

表3 基准回归结果

变量	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS
子女数量	−0.320*** (0.044)	−0.182*** (0.044)	−0.164*** (0.043)	−0.091** (0.046)
年龄		−0.005*** (0.001)	−0.006*** (0.001)	−0.006*** (0.001)
受教育程度				
小学		0.063 (0.039)	0.032 (0.040)	0.081** (0.038)
初中		0.231*** (0.048)	0.195*** (0.048)	0.272*** (0.048)
高中、中专、中技		0.519*** (0.080)	0.451*** (0.079)	0.531*** (0.080)
专科、本科及以上		1.042*** (0.223)	0.863*** (0.222)	0.991*** (0.209)
健康状况		0.286*** (0.028)	0.273*** (0.028)	0.259*** (0.029)
是否有专业技能			0.145*** (0.036)	0.133*** (0.037)
是否有除本人以外的照料帮助			0.310*** (0.051)	0.290*** (0.053)
地区				已控制
常数项	0.973*** (0.040)	0.681*** (0.084)	0.612*** (0.083)	0.539*** (0.158)
观测值数量	5702	5702	5702	5702

注：括号内数值为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平下显著

表4 分位数回归结果

变量名称	10%	25%	50%	75%	90%
子女数量	0.0039 (0.0062)	−0.0107 (0.0176)	−0.0896*** (0.0217)	−0.1260*** (0.0321)	−0.0960* (0.0497)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	−0.0282 (0.0187)	−0.0486 (0.0415)	0.0988 (0.0731)	0.4800*** (0.1050)	1.011*** (0.3040)
样本容量			5702		

注：括号内数值为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平下显著

以排除。为此，本研究选择使用倾向值得分匹配方法（PSM），在研究设计上将分别讨论，独生子女家庭（处理组）与多子女家庭（对照组），独生子女家庭（处理组）与两个子女家庭（对照组）这两对类型差异对农村妇女非农就业的影响。

PSM是Rosenbaum&Rubin（1983）提出的一种通过找到与处理组（Treated Group）主要特征尽可能相似的控制组（Comparison Group），比较两者之间的差异效应，从而更加客观地评价不同子女数量带来的影响差异与效果[23]。该方法不仅能有效控制样本选择偏差，而且通过引入反事实框架的基本思想，构造无法被观察的反事实结果。在本研究中，比较同一个家庭在“独生子女”与“多个子女或两个子女”两种状态下农村妇女的非农就业收入差异时，由于是同一个家庭农村妇女在不同子女数量状态下的差异，因而可以确认这种差异是子女数量引起的。以i代表家

庭，c代表是否独生子女，非独生子女家庭为1，独生则为0。$income$为非农收入，$income^1$和$income^0$分别表示在是否独生子女情况下农村妇女的非农收入，则子女数量对农村妇女的影响可以写为：

$$diff = E\left(income_i^1 - income_i^0 | c_i = 1\right)$$
$$= E\left(income_i^1 | s_i = 1\right) - \left(income_i^0 | c_i = 1\right) \quad (2)$$

其中$E\left(income_i^1 | c_i = 1\right)$表示多子女家庭农村妇女的非农收入，而$E\left(income_i^0 | c_i = 1\right)$表示多子女家庭如果不是多子女时的农村妇女的非农收入。

在匹配之前先判断影响孩子数量的因素，即匹配变量或共同影响因素，并将匹配变量进行回归，可以得到每一个变量的系数，进而可以计算出每一个家庭是否独生的倾向得分（propensity score）。按照每个家庭农村妇女的得分，可以将得分相近的农村妇女进行匹配。为保证研究结果的稳健性，使用四种常见的倾向得分匹配法，对两组家庭的农村妇女非农就业收入进行估计。其中，最近邻匹配中k设定为4，使用默认的核函数与带宽。

表5是基于$Logit$模型的家庭子女数量倾向得分的估计结果。妇女年龄、受教育程度、健康状况和是否有除本人以外的照料对家庭子女数量倾向得分产生显著影响。因边际影响对虚拟变量是指从0（独生子女）到1（多个子女）的离散变化。所以，妇女的年龄对子女数量的减少有负向影响，年龄越大越会多生育，户主每增加一岁，生育超过一孩的倾向就高0.6%。受教育的各个程度、健康状况、是否有除本人以外的照料帮助对子女数量增加有负向影响，说明教育程度越高、身体越健康、越有照料帮助越不会多生育。是否有专业技能对子女数量倾向得分的估计结果没有显著影响。故本文选用妇女年龄、受教育程度、健康状况和是否有除本人以外的照料帮助作为匹配变量。

表5 基于Logit模型的家庭子女数量倾向得分的估计结果

变量名称	系数	标准差	Z值	$P>\|Z\|$
年龄	0.006	0.001	10.90	0.000
受教育程度				
小学	−0.113	0.020	−5.75	0.000
初中	−0.249	0.019	−13.26	0.000
高中、中专、中技	−0.306	0.023	−13.21	0.000
专科、本科及以上	−0.526	0.060	−8.71	0.000
健康状况	−0.052	0.021	−2.44	0.015
是否有专业技能	−0.012	0.011	−1.07	0.283
是否有除本人以外的照料帮助	−0.044	0.013	−3.44	0.001
地区效应	已控制			
样本数	5702			

2. 匹配结果

表6中的ATT指的是平均处理效应（average treatment effect on the treated），也就是处理组和控制组农村妇女非农收入的平均差异。从表6中可以看出，本研究使用的所有匹配方法结果均显示处理组农村妇女的非农就业率高于控制组的，多子女家庭的农村妇女非农收入比独生子女家庭的低14.27～16.14个百分点，两个子女家庭比独生子女家庭低12.61～13.34个百分点，并且各匹配方法T值的绝对值均大于临界值1.96，通过显著水平检验，反映出估计结果的稳定性。由此可知，倾向得分匹配显示的结果与上述回归结论高度一致，多个子女的家庭或两个子女的家庭的农村妇女的非农收入均低于独生子女家庭。

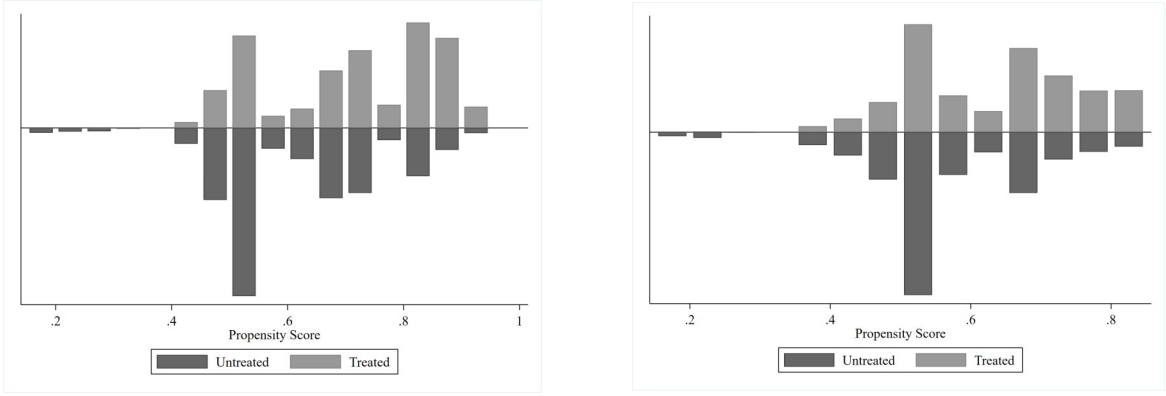
3. 匹配效果检验

图2为共同支撑域检验。采用k近邻匹配（k=4）检验匹配的效果，图2显示大多数观测值均在共同取值范围以内，说明匹配之后的样本质量较好。

在匹配完成后，对五种匹配方法分别进行匹配平衡性假定检验，以检验匹配前后的处理组和控制组之间的差异性，保证样本匹配效果的质

表6 倾向得分匹配结果

匹配方法	控制组	处理组	*ATT*	*S.E*	*T－stat*
	独生子女VS多个子女				
一对一匹配	0.8064	0.6529	－0.1535	0.0581	－2.64
K近邻匹配（k=4）	0.7957	0.6529	－0.1427	0.0593	－2.41
核匹配	0.8106	0.6529	－0.1577	0.0548	－2.88
局部线性回归匹配	0.8143	0.6529	－0.1614	0.0581	－2.78
	独生子女VS两个子女				
一对一匹配	0.8487	0.7258	－0.1228	0.0544	－2.26
K近邻匹配（k=4）	0.8519	0.7258	－0.1261	0.0534	－2.36
核匹配	0.8528	0.7258	－0.1269	0.0520	－2.44
局部线性回归匹配	0.8592	0.7258	－0.1334	0.0544	－2.45



独生子女vs多个子女 **独生子女vs两个子女**

图2 共同取值范围

量。结果如表7所示，匹配后的$Pseudo－R^2$均小于0.01，均值偏差和中位数偏差均呈一定程度降低，B值均小于25%。由此可知，匹配后的处理组和控制组之间无明显差异，匹配结果可靠。

表7 匹配平衡性检验

匹配方法	$Pseudo－R^2$	*LR chi2*	*MeanBias*	*MedBias*	*B*值
	独生子女VS多个子女				
匹配前	0.084	597.01	23.6	23.6	72.8*
一对一匹配	0.000	0.35	0.2	0.1	1.3
K近邻匹配（k=4）	0.000	3.15	0.8	0.6	3.9
核匹配	0.001	15.26	2.5	0.5	8.8
局部线性回归匹配	0.000	0.35	0.2	0.1	1.3
	独生子女VS两个子女				
匹配前	0.051	306.23	17.4	18.4	54.7*
一对一匹配	0.000	0.01	0.4	0.1	0.2
K近邻匹配（k=4）	0.001	5.34	1.1	0.1	6.3
核匹配	0.001	6.55	2.2	1.2	7.0
局部线性回归匹配	0.000	0.01	0.4	0.1	0.2

注：括号内数值为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平下显著

匹配完成后得到的新的回归结果如表8所示。在回归中依次加入核心解释变量、个人特征变量和家庭特征变量后，各变量的系数和显著性水平均与表4相似，说明结果是稳健的。

表8 匹配后基准回归

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS
子女数量	−0.320***	−0.182***	−0.167***	−0.093**
	(0.044)	(0.044)	(0.042)	(0.046)
年龄		−0.005***	−0.006***	−0.006***
		(0.001)	(0.001)	(0.001)
受教育程度				
小学		0.063	0.049	0.097**
		(0.039)	(0.039)	(0.038)
初中		0.231***	0.213***	0.290***
		(0.048)	(0.047)	(0.047)
高中、中专、中技		0.519***	0.472***	0.553***
		(0.080)	(0.079)	(0.079)
专科、本科及以上		1.042***	0.909***	1.037***
		(0.223)	(0.221)	(0.208)
健康状况		0.286***	0.277***	0.262***
		(0.028)	(0.028)	(0.029)
是否有除本人以外的照料帮助			0.319***	0.297***
			(0.050)	(0.052)
地区效应				已控制
常数项	0.653***	0.499***	0.497***	0.464***
	(0.017)	(0.089)	(0.089)	(0.159)
观测值个数	5702	5702	5702	5702

注：括号内数值为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平下显著

4. 熵平衡法检验

由于控制组和处理组之间存在差异，有影响农村妇女非农收入的可能，为解决传统匹配方法中无法平衡所有协变量导致倾向得分模型被错误指定这一问题，本研究使用海因缪勒（2012）提出的熵平衡法。该方法可以同时控制调整所有协变量的一阶矩、二阶矩和三阶矩，以最大程度的实现控制组与处理组样本协变量的精准匹配，同时控制地区效应，熵平衡匹配后的结果如表9。农村家庭每增加一个子女，农村妇女非农收入下降8.7个百分点，两个子女家庭比独生子女家庭低7.3个百分点，两回归结果均通过显著性检验。

表9 熵平衡法检验结果

	独生子女VS多个子女	独生子女VS两个子女
子女数量	−0.087**	−0.073*
	(0.037)	(0.044)
控制变量	已控制	已控制
控制变量交互项	已控制	已控制
控制变量平方项	已控制	已控制
控制变量三次项	已控制	已控制
地区效应	已控制	已控制
观测值个数	5702	4437

注：括号内数值为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平下显著

四、研究结论及政策启示

本研究使用“中国妇女社会地位调查”第三期数据，运用倾向得分匹配（PSM）模型和分位数回归法，定量研究家庭中具有不同子女数量对农村妇女非农就业的差异化影响，得到以下结论：第一，子女数量多的家庭对农村妇女的非农就业有着负面作用，这一阻碍作用随着子女数量的增加不断增强；对于有非农收入的家庭而言，独生子女家庭的农村妇女收入是多个子女家庭的1.57倍，平均年龄小4.6岁且文化水平更高。第二，分位数回归结果表明子女数量对农村妇女非农就业的影响存在明显的异质性，随着子女数量增加对农村妇女非农就业的抑制作用越显著，尤其是中等收入、中高收入和高收入家庭的农村妇女。第三，倾向得分匹配结果显示多子女家庭的农村妇女非农收入低于独生子女家庭，其中，多子女家庭的农村妇女非农收入比独生子女家庭的低14.27～16.14个百分点，两个子女家庭比独生子女家庭低12.61～13.34个百分点。第四，熵平衡法检验结果表明农村家庭每增加一个子女，农村妇女非农收入就下降8.7个百分点，两个子女家庭比独生子女家庭低7.3个百分点，前文结论稳健。

本研究政策启示在于，现阶段中国农村确实大量存在受“重男轻女”思想影响而过度生育并承担过重的照料责任而无法从事非农就业的妇女。实际上，农村妇女非农就业既有促进经济发展，提高妇女的经济地位，建立更加平等的家庭关系；又有助于农村妇女形成现代生育观念，改善农村地区的男孩偏好，平衡我国男女性别比；还有助于帮助贫困地区脱贫，推动我国城镇化发展。因此，为了缓解农村妇女照料子女的压力，促进女性劳动力从农业部门释放出来，助力乡村振兴战略的发展步伐，可以从三个方面入手：首先，加快教育基础设施的建设，提供儿童照管的公共服务，完善儿童在义务教育阶段之前的教育培养。鼓励村民创办民办幼儿园，建立幼儿托管机构，扩大师资力量将有助于分担农村妇女的照料责任，有利于其兼顾外出就业与照料子女的责任。其次，降低农村妇女的非农就业机会成本，可以通过加强农村已婚妇女的专业技能培训，鼓励乡村企业加大发展实现就近就业，增加农村妇女非农就业机会。最后，如果政府能够在经济落后地区提供基础设施和公共服务（如道路建设、改造电网等）、促进女性劳动力流向经济密度高的地区、促进女性性别意识转变，将对推动消除就业市场中性别歧视问题有积极影响。

参 考 文 献

[1] 杨菊华. 传续与策略：1990—2010年中国家务分工的性别差异[J]. 学术研究，2014（2）：31-41.

[2] 蒙克. “就业—生育”关系转变和双薪型家庭政策的兴起——从发达国家经验看我国“二孩”时代家庭政策[J]. 社会学研究，2017，32（5）：218-241，246.

[3] 赵锋，张增敏，陈增贤. 育儿对已婚女性就业的影响——基于代际分担的调节效用[J]. 西南石油大学学报(社会科学版)，2020，22（1）：26-33.

[4] 刘越，姚顺波. 农村已婚女性就业现状及其影响因素[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版)，2016，16（5）：129-135.

[5] 张川川. 子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响[J]. 人口与经济，2011（5）：29-35.

[6] 周春芳. 儿童看护、老人照料与农村已婚女性非农就业[J]. 农业技术经济，2013（11）：94-102.

[7] 魏宁，苏群. 生育对农村已婚妇女非农就业的影响研究[J]. 农业经济问题，2013，34（7）：30-34.

[8] 陈春霞. 农村女性劳动力外出就业倾向影响因素分析[J]. 农村经济，2006（11）：121-124.

[9] 李勇辉，沈波澜，李小琴. 儿童照料方式对已婚流动女性就业的影响[J]. 人口与经济，2020（5）：44-59.

[10] 王弘钰，崔宏静. 农村女性相对剩余劳动力非农就业的影响因素及对策研究[J]. 人口学刊，2012（1）：78-83.

[11] 乌静. 个人禀赋与家庭责任：青年已婚女性就业的影响因素[J]. 社会发展研究，2019，6（4）：206-220.

[12] 熊瑞祥，李辉文. 儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自CFPS数据的证据[J]. 经济学(季刊)，2017，16（1）：393-414.

[13] 华淑名，陈卫民. 隔代照料支持对青年女性非农就业的影响[J]. 青年研究，2020（1）：60-73.

[14] Bhalla A. Uneven development in the third world：a study of China and India[M]. Springer，1996.

[15] 郭新华，江河. 子女照料、家庭负债与已婚女性就业——基于Becker家庭决策模型的微观实证[J]. 财经理论与实践，2019，40（5）：85-94.

[16] 赵连阁，李旻. 农村妇女非农就业转移对自身及其

子女教育的影响——以辽宁省为例[J]. 中国人口科学，2008（4）：74-80.
[17] 韩叙，夏显力. 子女处于不同受教育阶段对农村已婚女性非农就业的影响[J]. 大连理工大学学报(社会科学版)，2019，40（1）：48-57.
[18] 周宇香，宋健. 中国城镇已婚妇女就业对其生育状况的影响研究[J]. 南方人口，2017，32（1）：58-67.
[19] 邱红，许鸣. 从社会性别视角探析农村妇女向非农产业转移[J]. 人口学刊，2009（5）：54-57.
[20] 风笑天，肖洁. 中国女性性别角色意识的城乡差异研究[J]. 人文杂志，2014（11）：107-116.
[21] 贝克尔，加里·斯坦利. 2005,家庭论[M]. 王献生，王宇，译，北京：商务印书馆.
[22] 穆峥，谢宇. 生育对父母主观幸福感的影响[J]. 社会学研究，2014，29（6）：124-147.
[23] Rosenbaum P R. Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects [J]. Biometrika，1983，70（1）：41-55.

The influence of the number of children on rural women：analysis based on the survey of Chinese women´s social status

ZHANG Shilong，CHEN Yangyang

（*School of Economics and Management*， *Zhejiang Ocean University*， *Zhoushan* 316022，*China*）

Abstract：Based on the data of the third "China Women′s Social Status Survey"，this paper uses the propensity score matching model（PSM）to empirically study the differential impact of families with different number of children on rural women′s non-agricultural income from the dimensions of individual characteristics and family characteristics. The study found that the number of children still seriously affected the non-agricultural income of rural women after controlling such variables as age，education level，health status，skills，care and help，and regional effects. The results of group differences showed that the increase in the number of children significantly inhibited the increase of rural women′s non-agricultural income，and the income of rural women in the single child family was 1.57 times higher than that in the multi child family；The non farm income of rural women in families with more children is 14.27-16.14 percentage points lower than that in families with only children，and that in families with two children is 12.61-13.34 percentage points lower than that in families with only children；For every additional child，rural women′s non farm income decreased by 8.7 percentage points，and the family with two children was 7.3 percentage points lower than that with only one child.

Keywords：Number of children；Rural women′s non-farm employment；Propensity score matching；Individual characteristics；Household characteristics

（编辑：牛晓霞）