李飞，尹宁，汤珺扬．女性就业收入与家庭权利：来自欠发达地区的经验证据［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2023，22（5）：115-124.
LI Fei，YIN Ning，TANG Junyang. Women's employment income and family powers：empirical evidence from less developed areas［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2023，22（5）：115-124.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2023.05.013

女性就业收入与家庭权利：来自欠发达地区的经验证据

李飞，尹宁，汤珺扬
（湖南农业大学 经济学院，湖南 长沙 410128）

摘 要：女性就业赋能有助于减缓女性权利贫困、提高扶贫资源利用效率和阻断贫困代际传递。基于女性在家庭中的经济贡献和非经济贡献，构建了女性家庭地位的无差异曲线及其家庭贡献的可能性边界，从理论层面探讨了女性收入增长对其家庭地位提升的影响机理；随后利用欠发达地区女性就业的微观数据，在“家庭”框架内以“女性是否有收入”为依据构建处理组和对照组，采用倾向得分匹配方法实证检验了女性收入对其家庭决策权的影响。研究表明：女性收入改善具有显著的“增权效应”，能使女性的家庭总体决策权、家庭日常决策权和家庭重大决策权分别提高0.308、0.152和0.156个单位。最后，探讨了基于“女性赋权”的新时期贫困治理体系和治理能力现代化建设思路。

关键词：赋权；议价能力；家庭决策；倾向得分匹配
中图分类号：F327 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2023）05-0115-10

一、问题的提出

经济发展与女性赋权是一种双向关系[1]。改革开放40多年来，以经济增长为导向的发展观和以效率优先的公共政策价值取向创造了经济发展的“中国奇迹”，这在一定程度上缓解了性别不平等。但目前我国性别不平等程度与经济发展水平极不匹配。据2020年全球性别差距（Global Gender Gap）年度报告：在本年度收集的153个国家性别差距数据中，中国总体排名第106名，继2011年第61名后呈现快速持续下降趋势①。中国的性别不平等存在明显的城乡差异，农村妇女权益呈现“形式平等”的尴尬局面[2]，而且这种性别不平等在欠发达地区、民族地区更严重。一是受到落后的经济发展和传统文化规范局限。在“男主外，女主内”传统家庭分工、父权制规范以及相对资源差异等因素共同影响下，欠发达地区家庭权利分化，女性权利长期被忽视。二是现有“三农”政策（包括扶贫政策）制度设计中存在“性别盲视”。政策覆盖往往以“户”或“家庭”为单位，对家庭内部的性别不平等关注不足，未考虑社会性别差异下的发展需求，女性逐步弱势化、边缘化、缺权化[3]。女性在家庭中的决策地位通常是指女性掌握和管理家庭事务等方面的话语权[4-5]，是性别平等的重要构成。阿玛蒂亚·森认为权利的缺失对陷入贫困具有直接影响和决定作用[6]。因此，女性在家庭中的权利缺失和家庭地位不高是导致女性贫困的主要诱因，女性权利缺失导致家庭资源分

① 数据来源：https://www.sohu.com/a/364210120_475836。

收稿日期：2023-03-23 **修回日期：**2023-05-05
基金项目：国家自然科学基金青年项目“欠发达地区妇女就业的减贫效应：基于‘扶贫车间’的准实验研究”（72103063）；湖南省自然科学基金青年项目“武陵山集中连片特困地区女性经济赋权的减贫效应：基于一项准自然实验的研究”（2021JJ40264）；湖南省自然科学基金青年项目“新型农业经营主体带动小农户采纳绿色农业技术的内在机理与实现机制研究”（2021JJ40265）
作者简介：李飞，研究方向：贫困问题和行为发展经济学。

配不均，严重影响女性健康和发展，甚至导致“消失的女人”现象[7]。因此，提高社会性别意识，改善贫困家庭的权利结构，有助于提高扶贫政策瞄准度和有效性，是促进经济发展和缓解贫困的有效途径[8-9]。在个人层面，通过外部干预帮助实现女性赋权（Woman Empowerment），挖掘内在潜能，增强其面对及解决问题的能力，有助于提升个人的生存权和发展权[10]。在家庭层面，提高女性的家庭地位，改善家庭权利结构，家庭贫困脱贫，尤其是提高家庭人力资本水平具有重要作用。研究表明：改善女性家庭地位能使一些生育难控制的家庭生育更加理性[11]，母亲更愿意增加对女孩的投入[12-13]，不发达地区普遍存在的“男孩偏好”和营养不良等现象得到有效改善[14-15]。此外，在子女教育方面表现也更积极。如上学到课率[16]、学习成绩[17-18]、子女培养质量等指标都得到显著提高[19]，这对贫困家庭从根本上阻断贫困代际传递至关重要。

现有文献围绕女性家庭决策展开了丰富的研究。一是女性家庭决策权界定。一般认为若女性拥有日常事务决策主导权，则她在家庭中更有实权。如中国妇女社会地位调查课题（2001）采用个人事务决策的自主权作为衡量标准。也有部分学者认为日常家庭事务决策权不能完全佐证女性的家庭权力，应以其掌握的家庭重大决策权作为女性家庭实权的测量指标[20]。在女性家庭决策权界定方面，一般将家庭决策权分解若干子决策权，并赋权各子决策权，从而构建能表征女性家庭决策地位的数量关系[2, 21-23]。拥有的决策权数量越多，女性家庭地位越高。二是女性家庭决策权的因素影响。（1）就业或收入对女性家庭决策权的影响。“男流女守”的新型劳动分工模式有利于农村妇女家庭角色的转变，提高留守妇女的家庭决策权[24]，使女性由次要角色向主要角色转变，家庭决策平权化趋势增强[25]。农村女性外出务工，经济独立性增强，父权制家庭约束减弱，妇女在家庭中的地位和作用逐渐提高，具体表现为在家庭事务决策中由“丈夫决策”向“夫妻共同决定”方向转变[26]。当然，女性收入增长带来的家庭生活方式改变，冲击着原有夫妻和代际的权力关系，但是否增加女性家庭事务决策权，需要一个协商的过程[27]。（2）子女性别对女性家庭决策权的影响。在农村地区，普遍受男孩偏好（Boy Preference）的传统生育观念影响，生育男孩对女性家庭决策权具有重要影响[21, 28]。（3）娘家资源支持对女性家庭决策权的影响。家庭权利结构不仅受男性或女性自身的特征或优势影响，而且成婚前家庭资源也是重要的因素。钟涨宝等研究发现姻亲的长期经济支持越多，女性的家庭权力越大；而宗亲的近期经济支持越多，女性的家庭权力越小[20]。许多国外学者探讨了娘家彩礼（Dowry）对女性家庭地位的影响[29-30]。除此之外，如农村性别比例失调[31]等宏观环境及政府政策也会对女性家庭决策产生重要影响[32-33]。

现有扶贫政策体系中很少有专门针对欠发达地区女性就业的帮扶措施，近年来“扶贫车间”逐步在欠发达地区兴起，大量当地女性劳动力由于价格优势获得了工作机会，实现了市场选择下的女性本地就业。这种基于“工作—家庭”的女性就业方式为本研究构建了一个准实验（Quasi-experiment）研究场景，通过构建处理组和对照组，采用倾向得分匹配方法实证检验欠发达地区女性收入与家庭地位的动态关系，以期为“女性赋权”提供经验支撑。

二、理论基础和研究方法

家庭地位或家庭决策权本质上体现的是一种夫妻双方在家庭内的议价能力（Bargaining Power）。根据相对资源理论，家庭决策权主要是由双方的比较资源和对婚姻的贡献等结构性资源决定[34]。随着女性在经济发展中参与度的不断提高，女性在家庭中的议价能力提高，改善了父权制家庭文化构建中女性的弱势地位，传统权力区域分隔原则和家庭角色权力会发生变化。拥有更多经济资源使得女性在夫妻相对资源的博弈中处于有利地位，有助于增强其家庭决策权。

本研究借鉴李晓莉的研究成果[35]。首先，构建女性家庭地位的无差异曲线。假定女性的家庭决策地位由其家庭经济贡献和非经济贡献决定。家庭经济贡献具有基础性地位，从根本上决定着女性的家庭地位高低，但又不能完全决定女性在家庭中的地位高低。通常，家庭经济贡献较高的女性对生活资料的优先享用权、分配权等享有支配地位。女性对家庭的非经济贡献主要表现在家

庭中的角色或身份，或者说母亲的身份本身就是一种家庭地位。这种身份不是由经济因素决定的，而是由家庭本身性质和特点派生出来的自然属性。

根据上述论述，假定女性家庭地位为（S）由其对家庭的经济贡献（E）和家庭非经济贡献（F）决定，并建立女性家庭地位的函数关系：

$$S=F(E,F) \quad (1)$$

为简化分析，假定家庭地位具有完全可排序性，在同一条曲线上的点具有相同家庭地位，无差异曲线离开原点越远代表的家庭地位水平越高，并且任意两条女性家庭地位无差异曲线不相交。

由于函数$S=F(E,F)$是连续的，因此可以根据S水平高低做出更多的家庭地位无差异曲线。女性家庭地位的变化表现为无差异曲线的移动，如从S_1移动到S_2再到S_3，体现女性家庭地位逐步提高的过程；反之，则下降（如图1所示）。

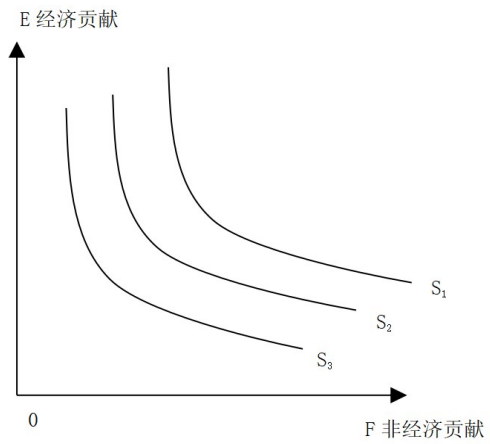


图1 女性家庭地位无差异曲线

其次，女性家庭贡献的可能性边界。通常，受劳动和时间等资源约束，女性对家庭的经济贡献和非经济贡献总是有限的，她们将在经济活动（市场就业）和非经济活动（家务活动）进行资源有效配置，本研究采用女性家庭贡献的可能性边界PP'来表示（如图2所示）。A点、B点、C点分别表示在女性家庭贡献可能性边界上、下方和之上的水平。

最后，女性家庭决策地位均衡的形成及其变动（如图3所示）。假定女性家庭经济贡献较少，非经济贡献较多时的家庭贡献可能性边界为BC曲线，与家庭地位无差异曲线为S_1相切于H_1，即

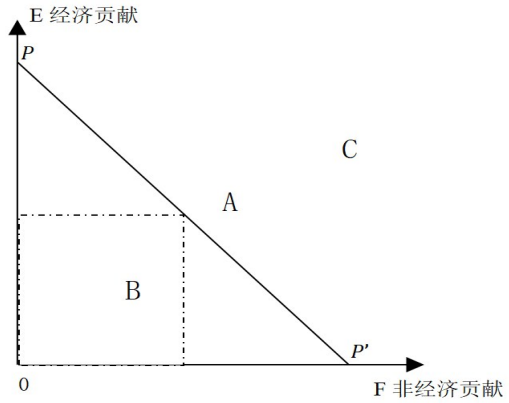


图2 女性家庭贡献的可能性边界曲线

此状态下女性家庭决策地位的均衡点为H_1。若女性把更多的时间、精力和资源投入到对家庭的经济贡献中，扩大了其对家庭的经济贡献，与此同时，她的非经济贡献将减少。但因经济活动和非经济活动效率差异，该状态下女性的家庭贡献可能性边界调整为AD曲线。与BC曲线相比，AD曲线的斜率更大，AD曲线与更高女性家庭地位的S_2曲线相切于H_2点，表明女性家庭地位的均衡点由H_1变动到H_2。该过程说明：女性通过调整资源配置，扩大了其对家庭的经济贡献，从而使女性的家庭决策地位得到提高，改善了家庭权利结构。

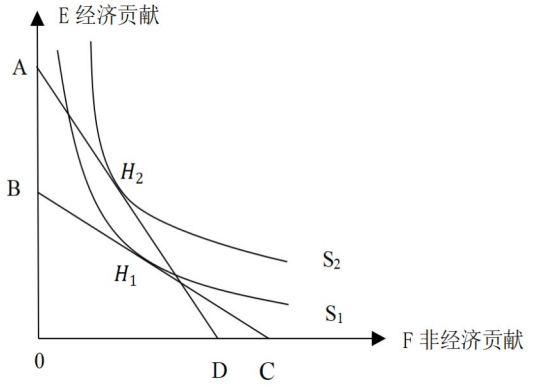


图3 女性家庭地位均衡的形成及其变动

三、研究设计

（一）数据来源

本研究所使用的数据来源于2020年8月10日至19日由中国人民大学中国扶贫研究院和湖南农业大学经济学院联合组织的“欠发达地区女性就业与减贫”的问卷调查。调研选取了隶属燕山—太行山片区的河北省阜平县和滇桂黔石漠化片区

的广西壮族自治区天等县两个深度贫困县，实地共调查了11个乡镇中的56家扶贫车间[①]。问卷内容包括女性及配偶就业、女性时间配置、女性风险偏好、子女教育、家庭决策和社会排斥等方面。

具体抽样步骤如下：一是县选取。由省级扶贫办推荐本省扶贫车间产业发展较好的贫困县。二是乡镇选取。调研组根据扶贫车间在全县发展的数量和规模等指标，分别在每个县选取5～6个发展较好的乡镇；三是扶贫车间选取。选择2019年之前建立、近几年发展较好，且带动贫困户较多的扶贫车间；四是问卷对象确定。问卷对象为在扶贫车间就业的20～50周岁的女性（包括建档立卡户和非建档立卡户）以及在家务农的符合年龄要求的建档立卡女性。扶贫车间就业女性的调查对象主要采用随机抽取的方式，每个车间选取5～10名问卷对象。为尽量克服地理环境因素和文化因素对样本选择的影响，调查员根据已调查的就业女性样本所在村的分布，随机选择在家务农的建档立卡女性样本。最终本次调查总获取958个样本，经整理，去除问卷回答中缺失值较多的样本，最终获得945个有效样本，有效样本回收率为98.64%。根据研究需要，本研究选取其中774户作为研究样本。

（二）变量选取及描述性统计

1. 被解释变量

本研究的被解释变量为女性家庭决策权。在调查问卷中选取了8个代表性问题作为决策权的代理变量。这8个问题包括家庭日常生活用品购买、家庭耐用品购买、农业生产、子女教育、家庭购房等大额开支、家庭投资或借贷、主管家里的钱财、生育决策等等（如表1所示）。与问题对应的决策主体包括丈夫、本人、夫妻共议、女方父母、男方父母、其他人。为客观评价女性的家庭决策数量，本研究在借鉴陶涛等[23]研究的基础上，将决策主体为女性“本人”取值为1，将“夫妻共议”或“女方父母”决策取值为0.5；将丈夫、男方父母或其他三类决策视为女性不参与决策，取值为0。因此，对每个女性家庭决策得分取值范围为0～8分，得分越高说明女性在家庭中拥有更高的决策权，更能在家庭事务中发挥决策权力。并进一步将家庭总体决策权（*woman_d*）分解为家庭日常决策（*woman_nd*）和家庭重大决策（*woman_id*）两部分。其中家庭日常决策包括家庭日常生活用品购买、家庭耐用品购买、农业生产、子女教育决策等，家庭重大决策包括家庭购房等大额开支、家庭投资或借贷、主管家里的钱财、生育决策等。

表1 家庭决策权组成

序号	家庭决策权及组成		决策定义	均值	标准差
1	家庭总体决策	家庭日常决策	家庭日常生活用品购买	0.922	0.240
2			家庭耐用消费品购买，如冰箱，电视机等	0.488	0.314
3			农业生产，如农资购买和土地流转等	0.379	0.388
4			子女教育	0.736	0.314
5		家庭重大决策	购房、建房、买车等大额开支	0.418	0.253
6			家庭投资或借贷	0.437	0.254
7			主管家里的钱财	0.581	0.366
8			生育决策	0.518	0.156

2. 核心解释变量及协变量

本研究核心解释变量定义为“女性是否有收入”的分类变量。文中女性收入是指其在本地扶贫车间或小微企业从事非农就业赚取相对稳定的工资收入，或在农民专业合作社、农业企业等从事农业活动获取收入。基于现实情况，如简单将“女性是否就业”或“是否有收入”作为分类依据，而不考虑“家庭”框架内其他成员，尤其是丈夫收入，则可能存在偏误，或出现分组混乱。因为“女性有收入”的前提下，丈夫的收入情况存在两种可能（有或没有），当与“女性没有收入”群体进行对比时，势必要区分其丈夫收入情况，需要增加分组，这可能会减少各处理组或控制组对应关系上的样本数量。因此，本研究仅从

① 调研中涉及的扶贫车间包括县级以上人社部门审定挂牌的“扶贫车间”，以及带动了一定数量建档立卡贫困户就业，但未授牌的小微企业或手工车间。

中选取两类样本构建处理组和对照组：一是女性有收入且丈夫有收入（即“女有男有”），作为处理组（$D=1$）；二是女性无收入且丈夫有收入（即“女无男有”），作为对照组（$D=0$），并假定处理组和对照组中丈夫收入差距忽略不计[①]。

女性的家庭决策权还受到很多因素影响，本研究在借鉴已有相关研究的基础上，选取女性个人特征、丈夫个人特征和家庭特征定义为模型的协变量。具体而言：（1）女性个体特征。包括受访女性的年龄（*age_f*）、健康状况（*health_f*）、受教育年限（*education_f*）；（2）丈夫个人特征。包括丈夫健康状况（*health_h*）和丈夫收入（*ln_income_h*）；（3）家庭特征。包括家庭人口数量（*popnum*）、生育男孩数量（*boysnum*）、家庭总收入（*ln_income*）和家庭土地面积（*land_total*）；（4）区域特征。北方地区赋值为1，其他为0。

上述变量的描述性统计如表2所示。

表2 变量界定及描述性统计

变量名称	处理组（$D=1$）		对照组（$D=0$）		总体样本	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
家庭总体决策（*woman_d*）	4.578	1.304	4.438	1.245	4.480	1.264
家庭日常决策（*woman_nd*）	2.578	0.802	2.503	0.744	2.525	0.762
家庭重大决策（*woman_id*）	2.000	0.707	1.936	0.712	1.955	0.711
女性受教育年限（*education_f*）	7.438	2.651	7.039	2.881	7.319	2.726
女性年龄（*age_f*）	39.840	6.058	39.440	6.882	39.720	6.314
女性健康状况（*health_f*）	1.074	0.436	1.203	0.683	1.112	0.525
丈夫健康状况（*health_h*）	1.112	0.533	1.143	0.537	1.121	0.534
丈夫月均收入对数（*ln_income_h*）	8.140	0.485	8.031	0.488	8.107	0.488
家庭人口总数（*popnum*）	4.864	1.050	4.844	1.052	4.858	1.050
生育男孩数量（*boysnum*）	1.076	0.598	1.013	0.676	1.057	0.622
家庭总收入（*ln_income*）	11.160	0.519	11.070	0.588	11.130	0.542
家庭土地面积（*land_total*）	2.754	3.402	2.895	3.949	2.797	3.577
样本量（*N*）	231		543		774	

由表2可知：与对照组相比，处理组中女性在家庭总体决策、家庭日常决策和家庭重大决策权存在明显差异。总体看来，处理组中女性拥有的家庭总体决策、家庭日常决策和家庭重大决策比对照组分别高0.14、0.075和0.064。但值得注意的是，无论是处理组还是对照组，女性均拥有比较高的家庭决策地位，她们拥有的家庭总体决策权数量均超过一半。可能的原因，一是8个决策问题的决策主体包括丈夫、本人、夫妻共议、女方父母、男方父母、其他人，选择可能性较多，分散了本属于“丈夫”的决策角色；二是在家庭决策权衡量中将“夫妻共议”和“女方父母”分别赋予女性拥有0.5个单位决策，可能在一定程度上扩大了女性拥有的决策权数量。

（三）模型设定及研究方法

$$y_{k,i}=\alpha_i+\beta_1 D_i+\beta_2 X_i+\varepsilon_i \quad (2)$$

上式中，y表示被解释变量，本研究定义为女性家庭决策地位，$k=1$，2，3分别表示女性家庭总体决策权、家庭日常决策权、家庭重大决策权；D为核心解释变量，当$D=1$，表示“女有男有”家庭；当$D=0$，表示“女无男有”家庭。X为一系列控制变量（协变量），ε_i为随机扰动项。

显然，在模型（2）的设定上可能存在两个问题。一是遗漏变量导致的内生性问题。可能忽略了一些同时影响女性是否就业（D_i）和家庭决策权（$y_{k,i}$）的因素。例如：个人能力、性格、家庭环境等，这些共同因素（Common Factors）往往不可观测或无法获取数据。因此，这些遗漏的共同因素都会体现在随机扰动项中，使得D_i与ε_i相关，采用传统多元回归将导致β_1高估。为解

① 为尽可能剥离处理组和对照组因丈夫收入差距过大对女性家庭决策权的影响，本研究忽略他们收入的差距，实际上由描述性统计可知，样本中丈夫的收入差距较小。此外，女性收入仅统计就业收入，忽略自家农业生产收益。

决该问题，增加解释变量是一个可行的方法，可以缓解一些内生性问题从而减少有偏估计。但多元线性回归的无偏估计依赖于Y与X函数形式的正确设定，否则就会产生函数形式错误设定（FFM）问题，导致有偏估计。二是样本选择性偏差问题。女性是否就业可能是自选择或被选择的结果。例如某些能力强或个性强势的女性，敢于应对“挑战”和接受“新事物”，她们参加就业的可能性更高，而这类女性本身可能在家庭地位就较高，拥有较多的家庭决策权。此外，问卷调查仅选取了20～50周岁的女性，这也导致可能存在样本选择问题。如果不考虑这些因素将会导致估计系数可能存在偏误，这会影响女性就业对家庭决策权的客观性，甚至可能得出错误的研究结论。为尽量克服以上问题，本研究将选用基于反事实分析的倾向得分匹配法（PSM），一方面有效克服对函数形式设定的依赖，缓解FFM问题；另一方面为克服处理组和对照组样本非随机选择导致估计结果有偏，根据影响女性就业的可观察特征找出最为相似的个体，控制一些可观察的异质性因素，从而缓解非随机试验中样本自选择而带来的内生性问题①。

四、实证结果及稳健性检验

（一）基准回归结果

1. 倾向得分匹配结果

本研究采用PSM近邻（一对一）匹配法进行基准检验，用以发现处理组和对照组之间家庭决策的差异，估计结果如表3所示。根据表3可知：总体而言，改善女性收入具有显著的“增权效应”，增权幅度在家庭日常决策和重大决策上差异较小。具体而言，一是在家庭总体决策方面。匹配前处理组和对照组中的女性平均拥有家庭决策权数量为4.586和4.440，差值为0.145，但在统计上不显著。匹配后处理组和对照组的女性平均拥有家庭决策权数量为4.696和4.388，差值为0.308，并在5%水平上显著。这说明假定其他因素不变，女性参与就业获得收入后能促使其家庭总体决策权数量提高0.308个单位。二是在家庭日常决策方面。匹配前处理组和对照组中的女性平均拥有家庭日常决策权数量为2.588和2.507，差值为0.081，但在统计上不显著。匹配后处理组和对照组的女性平均拥有家庭日常决策权数量为2.652和2.5，差值为0.152，并在10%水平上显著异于零。这说明排除其他因素的影响，参与就业获得收入后能促使女性的家庭日常决策权数量提高0.152个单位。三是在家庭重大决策方面。匹配前处理组和对照组中的女性平均拥有家庭重大决策权数量为1.998和1.933，差值为0.064，但在统计上不显著。匹配后处理组和对照组的女性平均拥有家庭重大决策权数量为2.044和1.888，差值为0.156，并在10%水平上显著异于零。这说明排除其他因素的影响，参与就业获得收入后能促使女性的家庭重大决策权数量提高0.156个单位。

表3 倾向得分匹配估计结果（一对一匹配）

决策变量	样本	处理组	对照组	差值	标准误	T统计量
家庭总体决策	匹配前	4.586	4.440	0.145	0.100	1.450
	匹配后	4.696	4.388	0.308	0.147	2.095**
家庭日常决策	匹配前	2.588	2.507	0.081	0.060	1.340
	匹配后	2.652	2.500	0.152	0.087	1.747*
家庭重大决策	匹配前	1.998	1.933	0.064	0.057	1.130
	匹配后	2.044	1.888	0.156	0.085	1.835*

注：匹配后的标准误采用自抽样法反复抽样500次得到。***、**、*分布表示在1%、5%和10%水平上显著

2. 平衡性检验

为了检验结果的可靠性，本研究进一步对解释变量进行平衡性检验（如表4所示）②。由表4可知，匹配后绝大部分变量的标准化偏差下降，变量的标准化偏差减少幅度较大；绝大部分控制变量T检验的P值均增加，除个别变量外，大部分变量的两组差异均变得不显著，这表明处理组和控制组之间不存在系统性差异。因此，本研究在使用倾向得分匹配方法之后，匹配结果较好地

① 在对ATT平均影响进行统计推断时，为了克服潜在的小样本偏误对研究结论造成的影响，本研究采用自抽样法(Bootstrap)获得相关统计量的标准误，进而进行统计推断。

② 表4中协变量的交互项和平方项由STATA外部命令“psestimate”得到。

平衡了数据，能够较大程度消除样本选择性带来的偏差，结果可靠。此外，匹配前 Pseudo R^2 为0.079，匹配后减少到0.031，进一步说明匹配结果可靠。

表4 平衡性检验结果

变量名称	样本	均值		标准偏误（%）	标准误绝对值减少（%）	T检验	
		处理组	对照组			T值	P值
education_f	匹配前	7.01	7.41	−14.50	36.00	−1.85	0.07*
	匹配后	7.07	6.81	9.30		0.92	0.36
land_total	匹配前	2.90	2.76	3.80	30.10	0.49	0.63
	匹配后	2.55	2.65	−2.60		−0.50	0.62
ln_income_h	匹配前	8.03	8.14	−22.90	9.20	−2.87	0.00***
	匹配后	8.05	7.94	20.80		1.90	0.06*
health_f	匹配前	1.21	1.08	22.00	92.70	3.01	0.00***
	匹配后	1.09	1.10	−1.60		−0.19	0.85
age_f	匹配前	39.47	39.77	−4.80	−264.00	−0.61	0.54
	匹配后	39.65	40.78	−17.30		−1.70	0.09*
ln_income	匹配前	11.07	11.15	−15.80	98.40	−2.03	0.04**
	匹配后	11.07	11.07	−0.20		−0.02	0.98
boynum	匹配前	1.01	1.08	−11.70	68.20	−1.50	0.13
	匹配后	1.02	1.04	−3.70		−0.37	0.71
ln_income#age_f	匹配前	437.17	443.34	−8.10	−101.90	−1.06	0.29
	匹配后	439.54	451.99	−16.40		−1.57	0.12
health_f#land_total	匹配前	4.27	2.90	12.70	82.50	1.97	0.05**
	匹配后	2.72	2.95	−2.20		−1.01	0.31
health_f#health_f	匹配前	1.93	1.36	20.20	81.70	2.75	0.01***
	匹配后	1.40	1.50	−3.70		−0.44	0.66
(age_f)^2	匹配前	1605.00	1618.10	−2.60	−599.40	−0.33	0.74
	匹配后	1618.40	1709.90	−18.20		−1.76	0.08
(land_total)^2	匹配前	23.91	19.19	2.80	66.70	0.39	0.70
	匹配后	10.04	11.61	−0.90		−0.93	0.35
(boynum)^2	匹配前	1.46	1.52	−3.90	61.40	−0.50	0.62
	匹配后	1.47	1.49	−1.50		−0.16	0.88
ln_income#health_f	匹配前	13.34	12.04	20.00	90.00	2.72	0.01***
	匹配后	12.10	12.23	−2.00		−0.24	0.81

注：***、**、*分布表示在1%、5%和10%水平上显著

（二）稳健性检验

虽然选用何种方法进行匹配才能获得最优结果学术界尚未达成共识，如果运用多种匹配方法后，获取的结果相似，甚至一致，则意味着匹配结果稳健，样本有效性良好[36]。因此，本研究选取K近邻匹配、半径匹配法、核匹配、局部线性回归匹配等四种匹配方法进一步对匹配结果进行稳健性检验（如表5所示）。根据表5可以发现：（1）在四种不同的PSM方法下，处理组和对照组中的女性收入对其家庭决策权有显著的正向平均处理效应。其中，核匹配方法显示为1%的水平上显著，K近邻匹配、半径匹配法、局部线性回归匹配方法的结果在5%的水平上显著。（2）四种不同匹配方法均表明处理组和对照组中的女性收入对其家庭日常决策权有显著的正向平均处理效应，且均在5%的水平上显著。（3）核匹配方法下，处理组和对照组中的女性收入对其家庭重大决策权在5%的水平上显著的正向平均处理效应。K近邻匹配和局部线性回归匹配下，t值均在1.65附近，在10%的水平上不显

著，而半径匹配法下的t值仅为1.407，也不显著，但处理组与对照组的差值均大于零。因此，可以判断一对一近邻匹配结果具有较好的稳定性。

表5 倾向得分匹配估计结果

决策变量	匹配方法	处理组	对照组	差值	标准误	T值
家庭总体决策	K近邻匹配	4.696	4.451	0.245	0.113	2.171**
	半径匹配	4.696	4.451	0.246	0.113	2.173**
	核匹配	4.696	4.364	0.332	0.104	3.179***
	局部线性回归匹配	4.696	4.364	0.332	0.147	2.256**
家庭日常决策	K近邻匹配	2.652	2.513	0.139	0.068	2.056**
	半径匹配	2.656	2.517	0.139	0.066	2.094**
	核匹配	2.652	2.463	0.189	0.063	2.990**
	局部线性回归匹配	2.652	2.459	0.193	0.087	2.226**
家庭重大决策	K近邻匹配	2.044	1.938	0.106	0.066	1.622
	半径匹配	2.035	1.943	0.092	0.065	1.407
	核匹配	2.044	1.901	0.143	0.060	2.375**
	局部线性回归匹配	2.044	1.906	0.139	0.085	1.641

注：K=4；半径匹配法中的半径设置为0.01；***、**、*分布表示在1%、5%和10%水平上显著

五、结论与思考

本研究引入了一个新的视角来分析欠发达地区女性家庭决策权，虽然国内外众多学者对如何提高女性家庭决策权进行了广泛研究，但缺乏关于女性收入与家庭决策权的量化研究。首先，本研究采用经济学分析范式，基于女性在家庭中的经济贡献和非经济贡献，构建了女性家庭地位的无差异曲线及其家庭贡献的可能性边界，从理论上探讨了女性收入增长对其家庭地位变化的影响。然后，利用河北省阜平县和广西壮族自治区天等县的11个乡镇774户农户的微观调研数据，将家庭决策权分解为家庭日常决策和家庭重大决策，并在家庭框架内以“女性是否有收入”为标准设置处理组和对照组，基于样本选择性偏误和内生性问题的考虑，采用倾向得分匹配实证分析女性收入对其家庭决策权的影响。研究表明：女性收入有助于改善家庭权利结构，对其家庭决策权提升具有正向影响。具体而言，女性收入使女性在家庭总体决策权、家庭日常决策权和家庭重大决策权分别提高0.308、0.152和0.156。并经K近邻匹配、半径匹配法、核匹配、局部线性回归匹配等四种匹配方法检验后，结果稳健。

虽然我国在反贫困斗争中取得了举世瞩目的成就，但在现有扶贫政策体系中缺乏社会性别意识的嵌入，针对女性的专项扶贫政策相对较少，对贫困女性人力资源开发不足和对其“工具性”价值认识不够，这势必影响扶贫成效和脱贫持续性。基于此，笔者认为以社会性别为切入点，可将“女性赋权”作为新时期我国贫困治理体系和治理能力现代化的努力方向。有助于打破现有“家庭内贫困分布均等”的理论假设，将精准识别工作进一步下移，关注贫困家庭内部女性权益保障，具有较强的现实意义。甚至可以以此作为未来扶贫政策实施效果的评价维度。

此外，本研究也存在着一定的局限性。一是数据局限。虽然尽量通过控制更多体现女性个体特征、丈夫个体特征和家庭特征等变量来得到一个更好的匹配结果，但截面数据限制了本文研究方法的多样性。若采用追踪数据利用双重差分方法来控制个体不随时间变化的固定效应对女性家庭决策权的影响，可能得到更为精确的结果。二是女性家庭决策权衡量的客观性。在问卷中受访对象为女性，未对丈夫进行调查，很难排除女性在问卷过程中可能存在的隐瞒行动（Hidden Action）对其家庭决策客观性造成的影响[37]。

参 考 文 献

[1] Duflo E. Women empowerment and economic development[J]. Journal of Economic Literature, 2012, 50(4): 1051-1079.

[2] 黄艳芳，顾蕊，聂凤英. 妇女赋权对贫困农户食物安

全的影响[J]. 中国食物与营养，2017，23（5）：5-8.
[3] 李卓，左停. 深度贫困地区妇女反贫困的逻辑路径探析——基于社会性别视角的分析[J]. 山西农业大学学报(社会科学版)，2018，17（9）：1-5，17.
[4] 万江红，魏丹. 社会性别视角下闽西农村女性家庭地位分析[J]. 中华女子学院学报，2009，20（1）：76-80.
[5] 吴晓瑜，李力行. 母以子贵：性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据[J]. 经济学(季刊)，2011，10（3）：869-886.
[6] 阿马蒂亚·森. 以自由看待发展[M]. 任赜，于真，译. 北京：中国人民大学出版社，2013.
[7] Calvi R. Why are older women missing in India? The age profile of bargaining power and poverty[J]. Journal of Political Economy，2020，128（7）：2453-2501.
[8] 汪三贵，张伟宾，杨浩，等. 城乡一体化中反贫困问题研究[M]. 北京：中国农业出版社，2016.
[9] 虞崇胜，唐斌，余扬. 能力、权利、制度：精准脱贫战略的三维实现机制[J]. 理论探讨，2016（2）：5-9.
[10] Geetha N. Rural women empowerment through micro-entrepreneurship development：issues and prospects —— a review[J]. IOSR Journal of Economics and Finance，2014，3（2）：18-20.
[11] 金和辉. 农村妇女的生育决策权与生育率[J]. 中国人口科学，1995（1）：33-44.
[12] Imai K S，Annim S K，Kulkarni V S，et al. Women's empowerment and prevalence of stunted and underweight children in rural India[J]. World Development，2014，62：88-105.
[13] Thomas D. Intra-household resource allocation：an inferential approach[J]. The Journal of Human Resources，1990，25（4）：635-664.
[14] Smith L C，Ramakrishnan U，Ndiaye A，et al. The importance of women's status for child nutrition in developing countries[J]. Food and Nutrition Bulletin，2003，24（3）：287-288.
[15] Holland C，Rammohan A. Rural women's empowerment and children's food and nutrition security in Bangladesh[J]. World Development，2019（124）：104648.
[16] De Brauw A，Gilligan D O，Hoddinott J，et al. The impact of bolsa família on women's decision-making power[J]. World Development，2014（59）：487-504.
[17] Bruins M. Women's economic opportunities and the intra-household production of child human capital[J]. Labour Economics，2017（44）：122-132.
[18] Duflo E，Udry C. Intrahousehold resource allocation in Cote D'Ivoire：social norms，separate accounts and consumption choices[J]. NBER Working Paper，[2004-05-01]. DOI:10.3386/W10498.
[19] Liu H M. The impact of women's power on child quality in rural China[J]. China Economic Review，2008，19（1）：101-115.
[20] 钟涨宝，尤鑫. 亲属支持对农村女性家庭权力影响的实证研究——基于CGSS 2006数据的分析[J]. 华中科技大学学报(社会科学版)，2014，28（1）：131-140.
[21] 殷浩栋，毋亚男，汪三贵，等. “母凭子贵”：子女性别对贫困地区农村妇女家庭决策权的影响[J]. 中国农村经济，2018（1）：108-123.
[22] 王群勇，赵玮. 美貌与权利——来自中国家庭的微观证据[J]. 南开经济研究，2019（6）：181-198，218.
[23] 陶涛. 中国农村妇女家庭重大决策参与权的影响因素研究[J]. 妇女研究论丛，2012（5）：17-22，35.
[24] 陈志光，杨菊华. 农村在婚男性流动对留守妇女家庭决策权的影响[J]. 东岳论丛，2012，33（4）：70-76.
[25] 唐永霞，罗卫国. 中国贫困地区农村已婚女性家庭地位调查研究——以甘肃省定西市通渭县为例[J]. 北京科技大学学报(社会科学版)，2014，30（4）：46-55.
[26] 唐永霞，罗卫国. 外出务工对贫困地区农村已婚女性家庭地位影响探究——以甘肃省定西市通渭县为例[J]. 南京航空航天大学学报(社会科学版)，2015，17（1）：56-62，100.
[27] 裴谕新，陈思媚. 电商时代女性创业的性别化历程与家庭决策变革个案研究[J]. 妇女研究论丛，2019（6）：43-57.
[28] Li L X，Wu X Y. Gender of children，Bargaining power，and intrahousehold resource allocation in China[J]. Journal of Human Resources，2011，46（2）：295-316.
[29] Alfano M. Daughters，dowries，deliveries：the effect of marital payments on fertility choices in India[J]. Journal of Development Economics，2017（125）：89-104.
[30] Brown P H. Dowry and intrahousehold bargaining：evidence from China[J]. Journal of Human Resources，2009：44（1）：25-46.
[31] Han W J，Zhang X L，Zhang Z F. The role of land tenure security in promoting rural women's empowerment：Empirical evidence from rural China[J]. Land

Use Policy，2019（86）：280-289.
[32] Du J L，Wang Y Q，Zhang Y. Sex imbalance，marital matching and intra-household bargaining：evidence from China [J]. China Economic Review，2015（35）：197-218.
[33] Stopnitzky Y. No toilet no bride？ Intrahousehold bargaining in male-skewed marriage markets in India [J]. Journal of Development Economics，2017（127）：269-282.
[34] 吴帆. 相对资源禀赋结构中的女性社会地位与家庭地位——基于第三期中国妇女地位调查数据的分析[J]. 学术研究，2014（1）：42-49.
[35] 李晓莉. 女性家庭地位的微观经济分析[J]. 云南财经大学学报，2006（5）：99-102.
[36] 陈强. 高级计量经济学及Stata应用[M]. 北京：高等教育出版社，2010：.
[37] Majlesi K. Labor market opportunities and women's decision making power within households[J]. Journal of Development Economics，2016（119）：34-47.

Women´s employment income and family powers： empirical evidence from less developed areas

LI Fei，YIN Ning，TANG Junyang
（*School of Economics*，*Hunan Agricultural University*，*Changsha* 410128，*China*）

Abstract：Women's employment empowerment can help alleviate women's power poverty and improve resource use efficiency and block the intergeneration transmission of poverty. Based on women's economic and non economic contributions in the family，this paper constructs the indifference curve of women's status and the possibility boundary of women's contribution in the family and discusses the mechanism of the influence of women's income growth on their family status. Then，using micro-level data of female employment in less-developed areas，a treatment group and a control group are constructed based on 'whether women have income'. A propensity score matching method is used to empirically test the influence of women's income on family decision-making power. Results have shown that women's income improvement has a significant 'power-enhancing effect'，which can increase women's overall family decisionmaking power as well as decision-making power on family daily chaos and big issues by 0.308，0.152，and 0.156 respectively. Finally，this paper discusses the ideas of the modernization of the poverty governance system and capacity based on 'women's empowerment' in the new era.

Keywords：Empowerment；Bargaining power；Family decision-making；Propensity score matching

（编辑：程俐萍）