

中国农村妇女就业的政策效应

——基于劳动力转移与释放的视角

孙广亚 孙亚平*

内容提要 农村妇女是脱贫攻坚的重点工作对象和重要力量，推动农村妇女就业不仅能够缩小城乡收入差距，也有助于促进社会平等与进步。本文基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据，以 2015 年全国妇联实施的“巾帼脱贫行动”为切入点，运用双重差分法和三重差分法，从劳动力转移视角考察了“巾帼脱贫行动”对农村妇女就业的影响。实证结果发现，“巾帼脱贫行动”使农村妇女非农就业的概率提高了 3.32 个百分点，该行动促使农村妇女劳动力从家庭内农业劳动转移至非农就业。进一步研究发现，“巾帼脱贫行动”的实施对贫困家庭和低保家庭妇女的非农就业促进效应更大，起到了帮扶贫困妇女的效果，但对中西部地区和无学历妇女的非农就业效应不显著。“巾帼脱贫行动”在一定程度上缓解了劳动力短缺压力，激活了劳动力存量，具有较好的就业效应。

关键词 农村妇女 就业政策 非农就业 农业就业

一 引言

由于中国经济的长期高速发展和城乡发展不平衡，大量农村男性劳动力外出打工，导致中国农村妇女劳动力占农村总劳动力的 65% 以上（宋秀岩，2016）。妇女不仅是农

* 孙广亚，浙江财经大学经济学院、浙江财经大学数量经济研究中心，电子邮箱：sun0108@zufe.edu.cn；孙亚平（通讯作者），浙江财经大学经济学院，电子邮箱：1872616965@qq.com。作者感谢国家自然科学基金面上项目“工具变量分布处理效应：前沿理论与应用研究”（项目编号：71873080）的资助。

业生产经营的主力军（刘欣，2015），也是推动美丽乡村建设和乡村振兴的中流砥柱（吴亦明，2011；沈跃跃，2019）。然而，中国农村妇女在就业市场却存在文化水平低、劳动技能单一、创业能力和抗市场风险能力较弱等劣势（宋秀岩，2016）。不仅如此，农村妇女还承担照顾老人和抚育子女的重任，高强度的劳动导致精神压力和生活负担较重（许传新，2010），严重抑制了农村妇女的就业。根据2014年全国妇联对14个集中连片特困地区贫困妇女生存状况调查，只有43.2%的农村贫困妇女具有小学学历，其中24.9%的妇女需要照顾病人或残疾人，61.5%需要照顾孩子。在这样的大环境下，关心和重视农村妇女群体，开拓多样化高质量就业，不仅关系他们自身发展，也关系脱贫攻坚整体进程和社会健康发展。

2020年10月，在联合国大会纪念北京世界妇女大会25周年会议上，习近平主席发表重要讲话，强调妇女是人类文明的开创者、社会进步的推动者，在各行各业书写着不平凡的成就，并将保障妇女权益上升到国家意志。会上习近平主席提出四点主张：帮助妇女摆脱疫情影响、让性别平等落到实处、推动妇女事业走在时代前列、加强全球妇女事业合作。习近平主席的讲话展现了中国积极推动全球妇女事业发展的责任担当，为加强全球妇女事业合作带来强大推动力。妇女事业发展是一项系统工程，既需要加强社会服务，也需要充分发挥政府作用（潘锦棠，2002）。特别是农村贫困妇女，生活韧性较为脆弱，可能导致贫困代际传递，更需外部的支持和引导（聂常虹、王雷，2019）。

作为全球妇女事业的响应者和推动者，中国已经在推动性别平等和支持女性教育、就业创业等多方面取得显著成就。从建立全面保障妇女权益的法律体系，到基本消除义务教育性别差距，再到全社会就业人员中女性占比超过4成，中国妇女事业发展成就有目共睹。与此同时，2015年农村建档立卡贫困人口中妇女仍占45.8%^①，大量农村妇女仍需脱贫。妇女脱贫关系脱贫攻坚整体进程，一方面为了贯彻习近平总书记关于扶贫工作的重要指示，另一方面为了调动贫困妇女积极性，激发其脱贫内生动力，促进农村妇女事业健康快速发展。2015年全国妇联深入集中连片特困地区密集调研摸底，决定实施“巾帼脱贫行动”。

根据国际经验，减贫的主要措施可以归为三类：转移支付、工作和就业支持、减免和补贴，其中工作和就业支持不仅有助于从根源上摆脱贫困，也能促进经济增长。2015年12月发布的《全国妇联关于在脱贫攻坚战中开展“巾帼脱贫行动”的意见》

^① 参见 https://www.women.org.cn/art/2017/5/2/art_783_150666.html。

中提出七项任务，其中有五项任务直接或间接与促进农村妇女就业相关^①。对农村妇女而言，非农就业是其发展的主要方式。然而，传统的家庭分工不仅使农村妇女向非农转移受到约束，而且生育也中断了其事业发展。发展中国家农村妇女的非农就业普遍低于农村男性（Boserup, 1990; Agesa & Agesa, 1999），中国也同样如此（刘晓昀等，2003）。根据中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据，我们计算了农村妇女和男性的农业就业和非农就业比例。图 1 为 2011 - 2018 年农村妇女和男性就业变化的趋势图，可以看出，农村男性的农业就业率和非农就业率都高于女性。这很可能是农村妇女主要从事家庭劳务、照料小孩和老人等劳动。同时，图 1 也显示，从 2011 - 2018 年农村居民的农业就业在不断下降，而非农就业在不断上升。这是由于农业工业化、机械化加速了农村劳动力的非农转移，但是，农村妇女的人力资本水平较低，在技术和技能型就业等方面仍处于劣势地位。

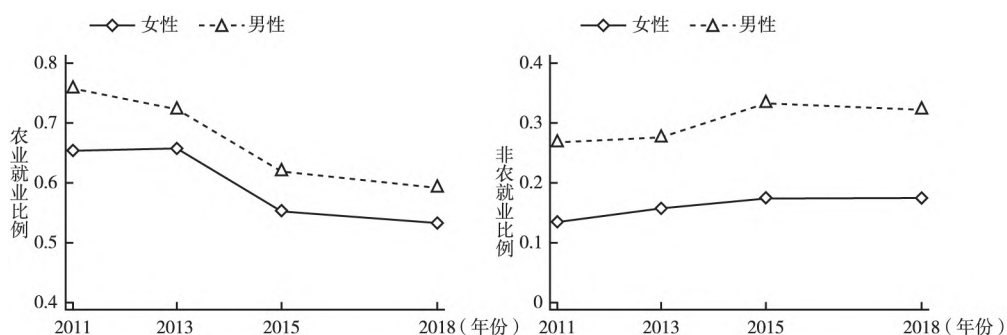


图 1 农村妇女和农村男性的就业变化趋势

资料来源：根据 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

2015 年是中国农村劳动力转移的关键转折点，同期，中国全面推行了与精准扶贫相关的政策，其中“巾帼脱贫行动”就是针对农村妇女的重要举措。众多文献关注了精准扶贫的政策效应（胡联、汪三贵，2017；张全红、周强，2019；王立勇、许明，2019；李芳华等，2020；尹志超、郭沛瑶，2021）。然而，作为一项针对农村妇女事业发展的扶贫政策，“巾帼脱贫行动”却未引起学者注意，更鲜有学者关注农村贫困妇女脱贫情况。从关注农村妇女的既有文献来看，大部分文献集中考察了农村妇女就业和劳动力供给的因素（陈银娥、秦静，2005；任晓静，2009；张原，2011；Mu & van de

① 具体内容参见表 1。

Walle, 2011), 未涉及农村妇女相关的政策效应。本文试图弥补这一空白, 从“巾帼脱贫行动”这个扶贫政策作为切入点, 考察促进农村妇女及农村贫困妇女事业发展的政策效应。

各地妇联通过动员妇女参与种养业、传统手工业、乡村旅游、家政服务和农村电商等产业脱贫, 组织贫困妇女参与技能培训和职业教育, 以及鼓励女能人与贫困妇女结对帮扶等, 最终实现妇女劳动力的转移就业, 提高了妇女精准脱贫的参与率。因此, 本文基于中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 2011 - 2018 年微观数据, 采用双重差分法的研究设计, 重点从农业就业和非农就业两个方面, 考察了“巾帼脱贫行动”对农村妇女的就业效应。

结果显示, “巾帼脱贫行动”能够将农村妇女非农就业的概率提高 3.32%, 但未能显著影响农村妇女的农业就业。进一步分析发现, “巾帼脱贫行动”将农村妇女从事自家农业劳动的概率降低了 3.05%, 表明“巾帼脱贫行动”促使农村妇女劳动力从农业自雇转向了非农就业。从差异性角度来看, “巾帼脱贫行动”显著提升了农村贫困妇女的非农就业和农业受雇, 而这些劳动供给主要通过从自家农业劳动转移而来。同时, “巾帼脱贫行动”也促使了农村低保家庭妇女从农业就业向非农就业转移, 其中从农业转移出来的劳动力主要来自自家的农业劳动。“巾帼脱贫行动”对农村贫困家庭和低保家庭妇女的就业效应都更为显著, 然而对中西部地区妇女和无学历妇女的非农就业效应还不显著, 中西部地区妇女和无学历妇女仍是未来扶贫的重点对象。总体而言, “巾帼脱贫行动”对中国农村妇女特别是农村贫困和低保妇女的就业起到了很好的促进作用。

与以往研究相比, 本文可能的边际贡献有四点: 首先, 本文关注了脱贫攻坚战中的“巾帼脱贫行动”政策, 该政策是针对农村妇女特别是农村贫困妇女的脱贫政策, 弥补了对农村妇女扶贫政策研究的空白, 研究结论对中国精准扶贫和农村妇女事业发展能够提供有益参考。其次, 现有研究主要关注了农村妇女的非农就业, 较少将农业就业和非农就业结合在一起讨论, 本文则从劳动力转移和释放、农业自雇和农业受雇双视角, 发现了“巾帼脱贫行动”对农村妇女劳动力作用的流动机制, 为农村妇女劳动力的引导和释放提供了参考。再次, 本文聚焦了农村建档立卡家庭贫困妇女和低保家庭贫困妇女, 补充了对贫困妇女群体的相关研究。最后, 本文为促进农村妇女事业发展提供新视角, 对促进性别平等和中国妇女事业发展有重要参考价值。本文余下部分内容安排如下: 第二部分回顾农村妇女就业等相关的文献; 第三部分介绍“巾帼脱贫行动”的政策背景; 第四部分为数据来源和变量介绍; 第五部分为基准回归分析; 第六部分为异质性分析; 第七部分为基准回归的稳健性检验; 第八部分为结论和政策建议。

二 文献综述

相对城镇，中国农村女性劳动力主要从事农业生产和照料家庭，由于文化水平等原因，她们的发展受到了较多限制。微观层面上，农村妇女若拥有较高技能，其劳动参与不仅能够帮助家庭摆脱贫困，也有助于缩小性别收入差异和城乡收入差距（李实，2001）。宏观层面上，农村妇女的非传统的劳动参与有助于延缓人口红利的消失，削弱人口老龄化问题，保持经济快速增长（Lee et al., 2012; 熊瑞祥、李辉文，2017）。因此，农村妇女的劳动供给和就业问题得到了学者的普遍关注。

从农村妇女的劳动力供给来看，任晓静（2009）关注了中国农村的已婚妇女，考察了影响该群体农业劳动供给的影响因素。张原（2011）关注了中国农村留守妇女的劳动力供给模式。Mu & van de Walle（2011）则考察了中国农村妇女的劳动力分配情况。从农村妇女的就业情况来看，农村妇女的劳动参与方式有两种：一是从事农业相关的生产经营活动，即农业就业；二是从事个体或私营等非农工作，即非农就业。此外，大多数文献都考察了影响农村妇女非农就业的因素。从家庭层面而言，从妇女生育开始，接着照看小孩再到照料老人，这些都抑制了农村妇女的非农就业（Stone & Short, 1990; Boaz & Muller, 1992; Brewster & Rindfuss, 2000; Budig, 2003; 刘岚等，2010; 汪伟，2010; 周春芳，2013; 范红丽、辛宝英，2019）。从农村农业的特点来看，农村的社会环境、农地的转出和非农化生产都影响了农村妇女的非农就业（李实，2001; 蔡荣等，2018）。

人力资本理论认为经济增长是人力资本积累的结果（Schultz, 1961），通过识字率、入学率和教育质量等指标对人力资本进行衡量的结果也表明，人力资本是经济增长的重要因素（Mankiw et al., 1992; 蔡昉、都阳，2000）。然而，中国农村妇女劳动力却普遍存在文化水平较低和技能单一等欠缺人力资本等现象，导致农村妇女常常出现结构性的失业，影响中国经济的持续增长。因此，中国也实施了各种促进农村妇女事业发展的相关政策。

目前的文献主要从两个方面出发：一部分文献关注直接影响妇女事业发展的政策，比如技能培训政策和产业扶贫政策。职业教育和技能培训可以直接提升职业技能和就业能力，降低结构性失业和摩擦性失业，进而增加就业和工作满意度（刘万霞，2013）。孙良媛等（2007）针对农村失地妇女的考察也发现，教育和培训都可以提高女性就业，且培训的贡献远高于教育。因此，职业教育和技能培训是中国政府大力支持的扶贫措施。《全国妇联关于在脱贫攻坚战中开展“巾帼脱贫行动”的意见》中提出

要通过强化技能培训，帮助贫困妇女提高脱贫能力^①。

另一部分文献关注了影响妇女就业的政策因素。潘振飞和黄爱先（2005）认为，户籍制度的逐步松动促进了农村已婚妇女的外出非农就业。陈琳（2010，2011）则关注了生育保险公共政策，发现随着中国经济和社会水平的发展，生育保险制度对中国女性就业的影响逐渐增强。熊瑞祥和李辉文（2017）发现，提供儿童照管类公共服务有助于将农村妇女劳动力从农业部门中释放出来。然而，这些政策都不是针对农村妇女甚至是农村贫困妇女的政策。

上述考察农村妇女就业的相关文献中，部分关注了农村妇女就业的影响因素，但没有涉及农村妇女就业的政策效应。而另一部分涉及了农村妇女就业的政策影响，比如户籍政策和生育政策等，但是这些政策都不是针对农村妇女事业发展的政策。“巾帼脱贫行动”是一项旨在帮助农村妇女事业发展的扶贫政策，却未引起学者的关注。这可能是由于“巾帼脱贫行动”是在2016年才开始全面实施的政策，实施的时间较晚，其政策效应尚未得到及时评估。本文借助大型微观数据库，通过双重差分法的研究设计，识别了“巾帼脱贫行动”对农村妇女农业就业和非农就业的影响，并进一步探讨了农村妇女非农就业劳动力的来源和异质性差异。

三 政策背景

为保障妇女合法权益，促进男女平等，充分发挥妇女在社会主义现代化建设中的作用，中国在1992年颁布实施了《中华人民共和国妇女权益保障法》。1995年在北京举行的联合国第四次世界妇女大会上，通过了《北京宣言》和《行动纲领》。为了更好地维护妇女权益，提高妇女整体素质，加快实现男女平等的进程，发挥广大妇女在社会主义现代化建设中的重要作用，同年，中国制定并发布了《中国妇女发展纲要（1995-2000年）》。可以看出，1995年是中国妇女发展的关键点。2001年中国继续制定并发布了《中国妇女发展纲要（2001-2010年）》，确定了妇女与经济、教育、健康、法律和环境等领域的目标和措施。

上述保障妇女权益和促进妇女发展的政策侧重于宏观层面，尽管涉及了妇女经济、权益、健康和教育等众多方面，但没有一项政策针对性地帮扶农村妇女的发展，特别是针对农村贫困妇女就业。2015年11月党中央召开扶贫开发工作会议，印发《中共中

^① 详见表1中“巾帼脱贫行动”的第2项主要任务。

央国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》。要打赢脱贫攻坚战，就必须把贫困妇女的积极性和主动性充分调动起来，激发其脱贫的内生动力与活力。因此，全国妇联深入集中连片特困地区密集调研摸底，决定实施“巾帼脱贫行动”。全国妇联党组在打赢脱贫攻坚战中充分发挥妇女半边天作用和妇联组织独特作用的工作思路，确定了实施“巾帼脱贫行动”的工作载体，提出了 7 项重点任务。具体任务及措施如表 1。容易看出，7 项主要任务中，有 5 项直接或间接涉及提高妇女的就业。2015 年 12 月，《全国妇联关于在脱贫攻坚战中开展“巾帼脱贫行动”的意见》正式出台。

表 1 “巾帼脱贫行动”的主要任务及措施

主要任务	具体措施
1. 搞好宣传发动，引导贫困妇女坚定脱贫志向	教育引导贫困妇女发扬自尊自信自立自强精神，克服“等、靠、要”思想，激发贫困妇女求富裕求发展的内生动力。通过动员妇女积极参与种养业、传统手工业、乡村旅游、家政服务和农村电商等产业脱贫，积极参与转移就业、异地搬迁等实现脱贫，提高妇女精准脱贫的参与率。
2. 强化技能培训，帮助贫困妇女提高脱贫能力	逐步提高贫困妇女在各级各类普惠性培训中的比例，组织动员更多贫困妇女积极参与政府各项实用技能培训和职业教育。根据建档立卡贫困妇女底数，掌握贫困妇女现实需求，坚持实际实用实效的原则，开展种植养殖、家政服务、手工编织、农村电商等适合贫困妇女特点的培训项目。
3. 用好小额贷款，助力贫困妇女创业脱贫	推动妇女小额担保贷款财政贴息政策重点向贫困地区贫困妇女倾斜。积极与扶贫部门合作，推动建档立卡贫困妇女争取扶贫小贷支持，增强妇女小额担保贷款财政贴息政策和扶贫小额信贷政策的叠加效应，提高贫困妇女贷款的可获得性。
4. 发展妇女手工，组织贫困妇女巧手脱贫	结合当地实际引导贫困妇女突出区域特点、文化特色和民族特质，依靠妇女手工增加经济收入。依托各地建立的协会、商会，争取政府政策、项目和资金支持，加强技能培训，提高手工产品附加值。重点发展一批妇女手工龙头企业，引领带动更多贫困妇女实现灵活就业、脱贫致富。
5. 能人示范引领，带动贫困妇女互助脱贫	依托已有的巾帼现代农业科技示范基地、手工编织基地、三八绿色工程基地中的女负责人、女能人、女带头人，发挥她们的致富、帮富、带动作用，发展种植养殖、农产品加工、手工编织、农村电商等具有当地特色的扶贫优势产业。鼓励女能与贫困妇女结对帮扶，发展各种形式的互助组、合作社。
6. 加大“两癌”免费检查力度，解决贫困妇女因病致贫的困扰	面向贫困地区妇女大力宣传“两癌”免费检查政策，开展“健康与美丽同行”宣传活动，提高妇女政策知晓率和群众参与面。协调相关部门，加大对适龄贫困妇女“两癌”免费检查力度，做到应检尽检、早诊早治。
7. 凝聚社会力量，为贫困妇女儿童献爱心	充分发挥所属公益平台的作用，面向贫困妇女儿童开展创业培训、生产帮扶、心理辅导、法律援助、健康教育等针对性服务。依托已有的“春蕾计划”“贫困地区儿童营养改善项目”等品牌优势，瞄准重点地区、重点群体，确保最贫困的妇女儿童得到优先扶持。

资料来源：根据《全国妇联关于在脱贫攻坚战中开展“巾帼脱贫行动”的意见》整理得到。

紧接着，从2016年开始，各地区妇联开始组织实施具备地区特色的女性脱贫活动。例如陕西省妇联组织与扶贫办共同开展了“三秦巾帼脱贫行动”，内蒙古自治区妇联开展了“草原巾帼脱贫行动”，山西省在全省58个贫困县中实施了“三晋巾帼脱贫行动”项目等等。表2为部分地区开展的巾帼脱贫活动、时间点和相应的措施。容易看出，各地区的措施都依照《全国妇联关于在脱贫攻坚战中开展“巾帼脱贫行动”的意见》的具体要求，结合当地实际情况，实施具有地区特色的帮扶行动，而且这些措施都关注了农村妇女的就业和创业。

表2 各地区实施“巾帼脱贫行动”的情况（部分）

地区	政策行动	实施时间	主要特色举措
甘肃省	陇原妹走出去、陇原巧手干起来	2015年	开展家政脱贫工作、打造陇原妹巾帼家政品牌。强化妇女劳务培训和省政府劳务办劳务品牌培训项目的结合。做实巧手产业，实现居家就业。做好小额贷款，扶持创业就业。
陕西省	三秦巾帼行动	2016年	开展“春风行动”，营造脱贫致富良好氛围。设立贫困妇女培训专项资金开展各类培训。把妇女手工和巾帼家政作为贫困妇女脱贫的两大产业。用好妇女小额担保财政贴息贷款和扶贫小额信贷政策。
内蒙古自治区	草原巾帼脱贫行动	2016年	开展自治区巾帼脱贫基地创建，创新发展巾帼家政，公益项目向贫困地区倾斜。实施草原巾帼暖心行动，加大“两癌”免费检查救助力度。
山西省	三晋巾帼脱贫行动	2016年	在全省58个贫困县中实施了“三晋巾帼脱贫行动”项目，开展贫困妇女就业创业技能培训项目和贫困妇女就业创业示范基地扶贫项目。
河南省	“巧媳妇”工程	2016年	结合特色产业优势，与省服装协会联合开展服装加工“巧媳妇”工程，推动“巧媳妇”工程向服装服饰、手工制品、种植养殖、农家乐旅游、电子商务等方面拓展。
广西壮族自治区		2016年	组建一万多支“桂姐姐宣讲队”，打造“金绣球”巾帼工作品牌。发挥“巾帼脱贫示范基地”引领作用，培育新型职业女农民，启动“巾帼家政服务到家”行动。
贵州省		2013年	打造妇女特色手工产业“锦绣计划”，实施“创新创业巾帼行动”、“巾帼家政助脱贫行动”，联合扶贫办等部门实施“三女培育工程”，实施“巾帼扶助公益行动”。

资料来源：根据各地区妇联相关信息整理得到。

在第三个国家扶贫日来临之际，2016年10月在甘肃陇南召开了全国的“巾帼脱贫行动”现场推进会。全国妇联主席沈跃跃发表深入学习贯彻习近平总书记扶贫开发重要论述，要求各级妇联充分发挥妇联独特作用，切实扛起帮助贫困妇女脱贫的重任。根据全国妇联的数据统计，自2015年实施“巾帼脱贫行动”到2016年10月，全国妇

联帮助 60.8 万贫困妇女实现创业增收^①。然而此时，中国仍有 832 个贫困县 2485 万名建档立卡贫困妇女，占建档立卡贫困总人口的 46.5%^②，妇女脱贫任务依然艰巨。

贫困妇女的受教育程度低、健康状况差、发展资源欠缺，脱贫面临的难度更大。为此，2017 年，全国“巾帼脱贫行动”专题培训班在四川凉山州西昌市开班，进一步推进“巾帼脱贫行动”在基层落地落实。同时，2018 年为在乡村振兴战略中充分发挥妇联组织独特作用和妇女“半边天”作用，全国妇联决定开展“乡村振兴巾帼行动”。这一系列部署都以贯彻落实习近平总书记扶贫工作重要论述为主线，围绕目标、发挥优势、精准发力，带领广大妇女在打赢脱贫攻坚战中发挥作用。在 2019 年 10 月甘肃省出台了《关于深化“巾帼脱贫行动”促进贫困妇女脱贫的意见》，指出将以提高就业技能和发展能力为目标，进一步加大支持力度，深化“巾帼脱贫行动”，确保建档立卡贫困妇女如期脱贫。帮助贫困妇女脱贫，不仅关系到自身生存与发展，还关系到阻碍贫困的代际传递，关系到家庭的和谐幸福。

四 数据说明和研究设计

（一）数据说明

本文采用北京大学国家发展研究院主持、北京大学中国社会科学调查中心与北京大学团委共同执行的大型跨学科调查数据库——中国健康与养老追踪调查（CHARLS）。该数据库的基线调查于 2011 年开展，覆盖 150 个县级单位，450 个村级单位，总计 1.24 万户家庭中的 1.9 万名受访者，样本每两到三年追踪一次。CHARLS 问卷内容包括个人基本信息、家庭结构和经济支持、健康状况和医疗保险、工作、退休和养老金情况、收入、消费和资产、社区基本情况等信息。该样本能够有效代表中国 45 岁及以上中老年人家庭和个人，能够较好用于对农村妇女问题的研究。

2015 年 11 月，全国妇联深入集中连片特困地区密集调研摸底，决定实施“巾帼脱贫行动”。2015 年 12 月，全国妇联在妇联系统下发了《全国妇联关于在脱贫攻坚战中开展“巾帼脱贫行动”的意见》。紧接着，从 2016 年开始，各地区妇联开始组织实施具备地区特色的“巾帼脱贫行动”。因此，本文采用 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年四年的面板数据，将 2016 年前作为政策实施前，2016 年后作为政策实施后。在本文

① 参见 http://www.gov.cn/xinwen/2016-10/17/content_5120262.htm。

② 参见 http://www.gov.cn/xinwen/2016-10/14/content_5119254.htm。

的数据处理过程中，将样本控制在农村，并且将四年中仅出现一次的样本删除。

（二）变量说明及描述

本文重点关注农村妇女的就业问题。首先，农村居民就业可以从两方面考虑——农业就业和非农就业^①。其次，为了分析农村妇女的劳动力转移问题，并结合农村居民劳动的具体情况，我们将农业就业分为农业自雇和农业受雇^②。根据相关文献，从以下几个方面进行变量控制：个人特征变量、家庭特征变量、时间固定效应和个体固定效应。根据 CHALRS 问卷的变量信息，本文选取的个人特征变量包括年龄、婚姻、教育年限和健康状况；家庭特征变量包括家庭老人数量、孩子数量（熊瑞祥、李辉文，2017）、兄弟姐妹数（陈璐等，2016）、孩子照料（Heckman, 1974; Kimmel & Connelly, 2007）和家庭收入（姚先国、谭岚，2005）。各变量的具体定义见表3。

表3 变量定义及说明

变量类别	变量名称	具体含义	定义	
因变量	就业	农业就业	从事农业生产经营	过去一年，从事农业生产经营活动记为1，否则记为0
		非农就业	从事非农业的工作	从事挣工资、个体或私营等非农工作记为1，否则记为0
	农业	农业自雇	为自家农业工作	过去一年，从事自家农业生产经营记为1，否则记为0
		农业受雇	为其他农户打工	过去一年，为其他农户打工挣钱记为1，否则记为0
	未就业	未就业	不从事任何劳动	过去一年，未从事非农就业和农业就业记为1，否则记为0
关键变量	性别	农村居民的性别	男性记为0，女性记为1	
个人特征变量	年龄	被调查者年龄	调查年份减去出生年份	
	教育年限	受到多少年的教育	将学历转化为受教育年限	
	婚姻状况	是否结婚	已婚记为1，其余记为0	
	健康状况	自评健康状况	1为很好，5为很不好	
家庭特征变量	孩子数量	活着的孩子数量	现在仍活着的孩子数量	
	老人数量	健在老人数量	现在仍健在的老人数量	
	兄弟姐妹数	兄弟姐妹数量	拥有的兄弟姐妹数量	
	孩子照料	是否照看孩子	照看孙子女或外孙子女记为1，否则记为0	
	家庭成员收入	家庭其他成员收入	家庭其他成员的收入之和，单位为万元	

资料来源：根据2011年、2013年、2015年和2018年CHARLS问卷整理得到。

- ① 从就业特点看，农业就业为非正式就业，劳动灵活且劳动地点离家较近；非农就业多为工厂工作，工作地点较为固定，常离家较远甚至是外出务工。
- ② 农业自雇是指为自家的农业生产进行劳动。农业受雇是指以收入为目的，被其他人雇用从事农业相关的劳动。

表 4 为各变量的描述性统计结果。容易看出,在中国农村居民中,有 64.14% 从事了农业相关的劳动,只有 20% 左右从事非农就业,有 27.76% 没有从事任何劳动活动。说明中国农村居民不仅从事农业就业的比重仍旧偏高,而且仍存在部分未利用的劳动力,有必要继续推进农村劳动力向非农就业转移。

表 4 变量的描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
农业就业	20520	0.6414	0.4796	0	1
非农就业	7161	0.2007	0.4005	0	1
农业自雇	13933	0.5962	0.4908	0	1
农业受雇	13943	0.0424	0.2015	0	1
未就业	20520	0.2776	0.4478	0	1
性别	20520	0.4953	0.5000	0	1
年龄	20520	62.6751	9.8809	45	108
教育年限	20520	4.7427	4.2512	0	21
婚姻状况	20520	0.7590	0.4277	0	1
健康状况	20520	3.0790	0.9708	1	5
孩子数量	20520	3.1085	1.5345	0	14
老人数量	20520	0.5944	0.9196	0	4
兄弟姐妹数	20520	3.2366	1.9775	0	25
孩子照料	20520	0.3828	0.4861	0	1
家庭成员收入	20520	6.7807	174.4772	0	5000

注:本文涉及的因变量有 5 个,5 个因变量对应的样本量并不相同。此处报告的描述性统计结果依据了农业就业的样本量,一方面考虑到农业就业的样本量最大,另一方面考虑到其他因变量对应样本量的描述性结果与其近似。

资料来源:根据 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

(三) 研究思路

为了估计“巾帼脱贫行动”对农村妇女就业的影响,我们通过双重差分法来估计“巾帼脱贫行动”的政策效应。首先,通过比较同一农村居民在“巾帼脱贫行动”政策实施前和政策实施后的就业差异,排除不随时间变化的个体异质性特征对“巾帼脱贫行动”政策以及就业的影响;其次,通过控制时间趋势可以排除不实施“巾帼脱贫行动”政策时,就业可能出现的时间趋势性上升或下降;最后,将农村男性作为对照组,农村妇女作为处理组,用农村男性的政策前后的就业差异来近似农村妇女的未受

“巾帼脱贫行动”政策影响时前后的就业差异，这种近似可以排除其他扶贫政策对农村妇女的影响。最终的双重差分结果就能识别出“巾帼脱贫行动”政策对农村妇女就业的影响。

本文的重要假设是在未受政策影响时，农村男性的劳动力供给趋势近似于农村女性的劳动力供给趋势。为了增加这一假设的可靠性，一方面通过增加控制变量来控制影响男女就业的因素，保证事前男女的就业具有条件共同趋势，比如控制家庭的孩子数、老人数量等。另一方面，面对农村男性和女性之间的差异，在稳健性检验中，我们又采用了PSM-DID方法进行检验，匹配出与女性特征相似的群体来作为女性的对照组，来降低两性就业的差异。

“巾帼脱贫行动”从2015年末开始，之后各地区妇联相继展开行动，将2011年、2013年和2015年作为政策实施前，将2018年作为政策实施后。利用面板数据和双重差分法设计如下模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Gender_i \times Post_t + \gamma X_{it} + \mu_t + v_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标*i*代表农村居民，*t*代表时间年份。 Y_{it} 表示农村居民*i*在第*t*期的被解释变量，包括农业就业、非农就业、农业自雇、农业受雇和未就业。 $Gender_i$ 表示农村居民*i*的性别，将农村妇女设为1，农村男性设为0； $Post_t$ 表示在*t*年是否实施了“巾帼脱贫行动”，如果是2018年，则 $post_t = 1$ ，如果是2011年、2013年或者2015年，则 $post_t = 0$ ， β 为“巾帼脱贫行动”对农村妇女就业的影响系数； X_{it} 为控制变量，包括个人特征变量和家庭特征变量。 μ_t 为年份固定效应， v_i 为个体固定效应， ϵ_{it} 为误差项。

五 基准回归分析

表5为“巾帼脱贫行动”对农村妇女就业影响的基准回归结果。第(1)列和第(2)列为“巾帼脱贫行动”对农村妇女农业就业的影响，其结果均为正值却不显著，说明“巾帼脱贫行动”未能提升农村妇女的农业就业。第(3)列和第(4)列为“巾帼脱贫行动”对农村妇女非农就业的影响，其结果均在5%的水平上显著为正，第(4)列非农就业的系数显著为0.0332。总体而言，“巾帼脱贫行动”将农村妇女从事非农就业的概率提升了3.32%，未能显著影响农村妇女从事农业就业的概率。

表 5 “巾帼脱贫行动”对农村妇女就业的影响

变量	农业就业		非农就业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别 × 巾帼脱贫行动	0.0011 (0.0125)	0.0031 (0.0125)	0.0353 ** (0.0165)	0.0332 ** (0.0165)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	20520	20520	7161	7161
R ²	0.0373	0.0418	0.0267	0.0289

注：括号内为聚类到农村居民个人层面的标准误；*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；限于篇幅，控制变量和固定效应结果略去。

资料来源：根据 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

“巾帼脱贫行动”增加了农村妇女非农就业的概率，那么农村妇女非农就业劳动力的来源是什么？是从农业相关的就业转移而来，还是从未就业的劳动力释放出来？本文将继续讨论“巾帼脱贫行动”对农村妇女的农业相关劳动和未就业的影响。

结合样本具体信息，将农业就业分为农业自雇和农业受雇，同时根据农业就业信息 and 非农就业信息计算出未就业变量。表 6 列举了“巾帼脱贫行动”对农村妇女农业自雇、农业受雇和未就业的影响。容易看出，第 (1) 列和第 (2) 列为农业自雇的回归结果都在 5% 的水平上显著为负，表明“巾帼脱贫行动”显著降低了农村妇女为自家农业劳动的概率。第 (3) 列至第 (6) 列中农业自雇和未就业的回归系数都不显著，表明“巾帼脱贫行动”未能增加农村妇女为其他农户工作的概率，也未能增加未工作农村妇女去寻找工作的概率。

在中国广大农村地区，男性劳动力普遍选择外出打工，将大量农业劳动留给妇女，出现了“农业女性化”现象。这是农村社会的家庭分工和女性非农就业的局限性导致的，体现了中国农村妇女非农转移的明显滞后性，长期形成了女性在就业中的弱势地位。上文结果显示，“巾帼脱贫行动”通过降低农村妇女从事自家农业生产经营的概率，增加了农村妇女从事非农就业的概率。即“巾帼脱贫行动”削弱了“农业女性化”现象，促进农村妇女从自家农业劳动中解放出来，向非农劳动转移。在中国农村剩余劳动力不断减少 (Cai & Wang, 2008; Islam & Yokota, 2008)，甚至早已达到刘易斯拐点 (Cai et al., 2007; Zhang et al., 2011) 的背景下，尽管“巾帼脱贫行动”还没有将农村闲置劳动力释放，但显著促进了农村妇女劳动力的流动和转移。在人口红利消失和老龄化加剧的趋势下，“巾帼脱贫行动”不仅有力地促进了农村妇女事业的发展，也缓解了中国社会的劳动力短缺。

表6 “巾帼脱贫行动”对农村妇女农业就业和未就业的影响

变量	农业自雇		农业受雇		未就业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
性别×巾帼 脱贫行动	-0.0305** (0.0154)	-0.0305** (0.0153)	0.0088 (0.0094)	0.0077 (0.0095)	0.0009 (0.0119)	-0.0013 (0.0119)
控制变量		控制		控制		控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	13933	13933	13943	13943	20520	20520
R ²	0.1014	0.1074	0.0040	0.0051	0.0387	0.0439

注：括号内为聚类到农村个人层面的标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；限于篇幅，控制变量和固定效应结果略去。

资料来源：根据2011年、2013年、2015年和2018年CHARLS数据计算得到。

六 异质性分析

(一) 异质性分析：贫困家庭

根据《全国妇联关于在脱贫攻坚战中开展“巾帼脱贫行动”的意见》的具体要求和“巾帼脱贫行动”的实际行动，各地区妇联与扶贫办共同开展“巾帼脱贫行动”，旨在重点帮扶农村贫困妇女。那么，“巾帼脱贫行动”对农村妇女就业的影响是否存在贫困的异质性？是否重点帮扶了贫困妇女？本文将采用三重差分模型来考察“巾帼脱贫行动”政策效应的贫困异质性，在模型(1)的基础上设计如下模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta \text{Gender}_i \times \text{Post}_t \times \text{Poor}_{it} + \gamma X_{it} + \mu_t + v_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中， Poor_{it} 表示第 t 年农村妇女 i 所在家庭是否为建档立卡贫困户，如果第 t 年农村妇女 i 所在家庭为建档立卡贫困户，则 $\text{Poor}_{it} = 1$ ，否则等于0。

表7为“巾帼脱贫行动”对农村贫困妇女就业影响的结果。第(1)列和第(2)列结果显示，“巾帼脱贫行动”降低了农村贫困妇女的农业劳动，但结果未通过显著性检验，然而，“巾帼脱贫行动”显著增加了农村贫困妇女的非农就业概率。这表明与其他妇女相比，“巾帼脱贫行动”对农村贫困妇女的政策效应更大，显示了较好的就业扶贫效果。继续观察第(3)列至第(5)列的回归结果，“巾帼脱贫行动”可能降低了农村贫困妇女的自家农业劳动，但结果未通过显著性检验。而农业受雇回归系数在10%的水平上为正，说明“巾帼脱贫行动”提高了农村贫困妇女从事其他农业劳动增

加收入的概率。最后，未就业的回归系数为正但也未通过显著性检验。

总体来看，“巾帼脱贫行动”显著提升了农村贫困妇女的非农劳动供给和通过农业劳动增加收入的劳动供给，这些劳动供给可能是通过降低自家农业劳动转移而来。不仅如此，与基准回归结果相比，“巾帼脱贫行动”对农村贫困妇女的政策效应更大，较好地帮扶了贫困妇女。

表 7 “巾帼脱贫行动”对农村贫困妇女的就业影响（异质性分析）

变量	就业		农业就业		未就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	农业就业	非农就业	农业自雇	农业受雇	未就业
性别 × 巾帼脱贫行动 × 贫困户	-0.0417 (0.0293)	0.0419** (0.0210)	-0.0396 (0.0365)	0.0346* (0.0187)	0.0273 (0.0282)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	20517	7161	13930	13940	20520
R ²	0.0419	0.0281	0.1069	0.0052	0.0440

注：括号内为聚类到农村个人层面的标准误；*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；限于篇幅，控制变量和固定效应结果略去。

资料来源：根据 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

（二）异质性分析：低保家庭

在中国的扶贫机制中，农村居民最低生活保障（低保）和建档立卡两种制度都用于识别贫困家庭。农村低保的保障对象主要是绝对贫困人口，主要是对无法依靠产业扶持和就业帮助脱贫的家庭，实施政策性的保障兜底，兜底保障是打赢脱贫攻坚战的重要组成部分，是一项底线制度安排。从多维贫困角度来看，农村低保的瞄准率有所提高，但覆盖率仍然较低（朱梦冰、李实，2017）。

截至 2020 年底，全国共有 2004 万建档立卡贫困人口纳入低保或特困人员救助范围，其中，1852 万人纳入低保，152 万人纳入特困救助^①。脱贫攻坚以来，农村低保标准从 2015 年的 3177.6 元提高到 2020 年的 5841.7 元^②。那么，“巾帼脱贫行动”对农村低保家庭妇女的政策效应如何？下面我们结合问卷的具体信息，通过问题“您家过去一年得到低保了吗？”来判断农村家庭的低保情况，借此考察“巾帼脱贫行动”对农

① 参见 <http://brisbane.mofcom.gov.cn/article/jmxw/202011/20201103018117.shtml>。

② 参见 http://www.gov.cn/xinwen/2020-11/24/content_5563661.htm。

村低保家庭妇女的就业影响，设计与模型（2）相似的重重差分法模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Gender_i \times Post_t \times Dibao_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $Dibao_{it}$ 表示第 t 年农村妇女 i 所在家庭是否收到政府低保，如果在 t 年妇女 i 所在家庭得到了低保，则 $Dibao_{it} = 1$ ，否则等于 0。

表 8 为“巾帼脱贫行动”对农村低保家庭妇女就业的影响。从第（1）列结果可以看出，“巾帼脱贫行动”显著降低了农村低保家庭妇女农业劳动的概率，这一结果在 10% 的水平上显著。第（2）列的结果表明，“巾帼脱贫行动”显著增加了农村低保家庭妇女非农就业的概率，并且在 1% 的水平上显著。继续观察第（3）列的回归结果，“巾帼脱贫行动”显著降低了农村低保家庭妇女参加自家农业劳动的概率，该结果在 5% 的水平上显著。最后，观察第（4）列和第（5）列的结果发现，“巾帼脱贫行动”对农村低保家庭妇女的农业受雇和非就业的结果都不显著。

总体来看，“巾帼脱贫行动”促使农村低保家庭妇女从农业相关的劳动向非农劳动转移，其中从农业转移出来的劳动力来自自家的农业劳动。即“巾帼脱贫行动”使农村低保家庭妇女减少了自家的农业劳动，通过从事更多的非农劳动来增加收入。不仅如此，相对于其他农村妇女，“巾帼脱贫行动”政策对农村低保家庭妇女的就业效应更大，真正做到了将低保家庭的劳动力进行转移的效果。

表 8 “巾帼脱贫行动”对农村低保家庭妇女的就业影响（异质性分析）

变量	就业		农业就业		未就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	农业就业	非农就业	农业自雇	农业受雇	未就业
性别 × 巾帼脱贫行动 × 低保	-0.0504 [*] (0.0296)	0.0673 ^{***} (0.0232)	-0.0921 ^{**} (0.0384)	0.0162 (0.0192)	0.0335 (0.0298)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	20160	6934	13804	13816	20160
R ²	0.0429	0.0290	0.1079	0.0050	0.0448

注：括号内为聚类到农村个人层面的标准误；*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；限于篇幅，控制变量和固定效应结果略去。

资料来源：根据 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

（三）异质性分析：区域差异

中国存在着严重的地区发展不平衡，中西部发展相对落后，导致中西部成为扶贫

工作的重难点地区。全国的“巾帼脱贫行动”现场推进会选择在甘肃陇南召开，也是基于中西部是“巾帼脱贫行动”重点对象的考虑。那么，“巾帼脱贫行动”的政策效应是否也存在地域差异性？我们设计与模型（2）相似的重重差分法模型继续考察：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Gender_i \times Post_t \times East_{it} + \gamma X_{it} + \mu_t + v_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $East_{it}$ 表示第 t 年农村妇女 i 所在省份是否为东部省份^①，如果在 t 年妇女 i 所在省份为东部，则 $East_{it} = 1$ ，否则等于 0。

表 9 汇报了“巾帼脱贫行动”对东部和中西部地区就业效应的差异。可以看出，第（1）列回归系数在 5% 的水平上显著为正，说明相比于中西部，“巾帼脱贫行动”对东部地区农村妇女的就业效应更明显。结合前文的信息，这可能是因为“巾帼脱贫行动”降低了中西部地区农村妇女从事农业就业的结果，即中西部地区的农村妇女更多的是从农业劳动转移出来。第（2）列至第（5）列的回归系数都不显著。总体而言，“巾帼脱贫行动”在不同地区之间的政策效应差异较小，需要继续加强中西部地区的“巾帼脱贫行动”政策，促进落后地区农村妇女劳动力的解放和转移。

表 9 不同区域农村妇女就业效应的差异（异质性分析）

变量	就业		农业就业		未就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	农业就业	非农就业	农业自雇	农业受雇	未就业
性别 × 巾帼脱贫行动 × 东部	0.0382 ** (0.0172)	-0.0144 (0.0200)	-0.0237 (0.0224)	-0.0120 (0.0147)	-0.0228 (0.0165)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	20520	7161	13933	13943	20520
R ²	0.0423	0.0279	0.1070	0.0051	0.0441

注：括号内为聚类到农村个人层面的标准误；*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；限于篇幅，控制变量和固定效应结果略去。

资料来源：根据 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

（四）异质性分析：教育差异

根据 2014 年全国妇联对 14 个集中连片特困地区贫困妇女生存状况调查显示，农村

① 结合样本的省份信息，本文选择的东部省份有北京、天津、辽宁、吉林、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东。

贫困妇女中具有小学学历的比例只占 43.2%。CHARLS 数据也显示，整个农村妇女中具有小学学历的比例也只有 70% 左右。劳动经济学的经典研究已经表明，教育水平对个人的事业发展起着关键性的作用。那么“巾帼脱贫行动”的政策效应存在怎样的教育异质性？将小学以下定义为无学历群体，小学及以上学历定义为有学历群体^①，通过三重差分法来考察政策效应的教育异质性。设计与模型（2）相似的方程：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Gender_i \times Post_t \times Edu_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中， Edu_{it} 表示第 t 年农村妇女 i 是否有学历，如果在 t 年妇女 i 有学历，则 $Edu_{it} = 1$ ，否则等于 0。

表 10 为“巾帼脱贫行动”对不同教育程度农村妇女就业影响的差异。容易看出，第（1）列至第（5）列回归系数的绝对值都较小且在统计上不显著，表明“巾帼脱贫行动”对农村妇女的政策效应不存在学历的异质性。这可能是因为在政策实施过程中，并未借助学历信息来对农村贫困妇女进行识别和帮扶。

表 10 “巾帼脱贫行动”对不同教育程度农村妇女的就业效应差异（异质性分析）

变量	就业		农业就业		未就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	农业就业	非农就业	农业自雇	农业受雇	未就业
性别 × 巾帼脱贫行动 × 学历	0.0065 (0.0166)	-0.0094 (0.0228)	0.0086 (0.0200)	-0.0041 (0.0130)	-0.0010 (0.0157)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	20639	7206	14012	14022	20639
R ²	0.0417	0.0269	0.1069	0.0049	0.0437

注：括号内为聚类到农村个人层面的标准误；*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；限于篇幅，控制变量和固定效应结果略去。

资料来源：根据 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

七 稳健性检验

上面考察了“巾帼脱贫行动”对农村妇女各种就业形态的影响，为了进一步确认

① CHARLS 数据库面对的调查对象是 45 岁及以上的中老年人，其受教育水平普遍较低，甚至相当一部分人没上过学。如果将初中及以上学历定义为高学历，即便这样高学历者也只占了总人数的 30% 左右。

“巾帼脱贫行动”的就业效应，本文继续从四个方面进行不同形式的稳健性检验。这些检验包括安慰剂检验、改变回归模型、PSM - DID 和改变数据年构和年份。

(一) 安慰剂检验

本文在采用双重差分法进行基准回归时，将农村男性作为控制组，农村女性作为处理组。然而，农村男性和农村女性可能存在系统差异进而造成就业效应的差异。比如，随着经济发展和女性社会地位的提升，女性就业率的自然增长可能高于男性。本文将“巾帼脱贫行动”实施年份分别提前到 2012 年和 2014 年，作为政策效应的安慰剂检验。首先选择 2011 年、2013 年和 2015 年样本，将“巾帼脱贫行动”实施年份分别设定在 2012 年和 2014 年。其次，设计与模型 (1) 相似的双重差分模型进行回归。

表 11 是分别采用 2012 年和 2014 年作为政策实施点的安慰剂检验结果。容易看出，除了农业就业的回归系数显著为正外，其余第 (2) 列至第 (5) 列的回归系数都不显著。有理由相信，农村妇女的非农就业增长和农业自雇降低是“巾帼脱贫行动”的结果。然而，农业就业的回归系数却显著为正，说明相对农村男性，事前农村妇女农业就业呈现出增长趋势。这不难理解，农村男性更多从事非农就业劳动，而农村女性则更多负责家庭的农业劳动。随着经济发展和农业机械化生产，农村女性有更多的农业劳动力可以转移，并将这些农业劳动力进行了转移。

表 11 “巾帼脱贫行动”的就业效应: 安慰剂检验

变量	就业		农业就业		未就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	农业就业	非农就业	农业自雇	农业受雇	未就业
假定政策实施于 2012 年: 性别 × 巾帼脱贫行动	0.0559 *** (0.0127)	0.0242 (0.0209)	0.0134 (0.0148)	0.0145 (0.0119)	-0.0123 (0.0157)
假定政策实施于 2014 年: 性别 × 巾帼脱贫行动	0.0366 ** (0.0143)	0.0054 (0.0214)	-0.0125 (0.0140)	0.0057 (0.0140)	-0.0149 (0.0174)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	12758	3123	7804	7812	12765

注: 括号内为聚类到农村个人层面的标准误; *、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著; 限于篇幅, 控制变量和固定效应结果略去; 表中每列有两个回归结果, 不同回归的 R² 并不相同, 表中省略了 R² 的结果。

资料来源: 根据 2011 年、2013 年和 2015 年 CHARLS 数据计算得到。

(二) 改变回归模型

在前文的基准回归模型 (1) 中，我们采用了简单的线性概率模型 (LPM) 进行估

计。就业是一个二元变量，非农就业和农业就业之间以及农业自雇和农业受雇之间都可能存在相关性。我们借鉴 Mohieldin & Wright (2000)、尹志超等 (2020) 的做法，通过 Biprobit 模型来考察“巾帼脱贫行动”对农村居民农业就业和非农就业的影响，模型设计如下：

$$\begin{cases} \Pr(Y_{Ait} = 1) = \alpha_A + \beta_A Gender_{it} \times Post_t + \gamma_A X_{it} + \epsilon_{Ait} \\ \Pr(Y_{Nit} = 1) = \alpha_N + \beta_N Gender_{it} \times Post_t + \gamma_N X_{it} + \epsilon_{Nit} \end{cases} \quad (6)$$

其中， Y_{Ait} 为农村居民是否为农业就业， Y_{Nit} 为农村居民是否为非农就业， β_A 和 β_N 分别为“巾帼脱贫行动”对农业就业和非农就业的估计系数。其他变量与模型 (1) 相同，扰动项 ϵ_{Ait} 和 ϵ_{Nit} 服从联合正态分布 $BVN(0, 0, 1, 1, \rho)$ 。

表 12 为 Biprobit 模型的回归结果。从整个就业来看，第 (1) 列农业就业的回归系数在 1% 的置信水平上显著为负。这说明“巾帼脱贫行动”显著降低了农村妇女的农业劳动，基准回归结果很可能低估了“巾帼脱贫行动”对农业就业的影响。第 (3) 列至第 (4) 列的结果与表 6 的对应结果完全一致，而且其显著性也增加了，说明本文的回归结果是稳健的。

表 12 “巾帼脱贫行动”的就业效应：Biprobit 模型

变量	就业		农业就业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	农业就业	非农就业	农业自雇	农业受雇
性别 × 巾帼脱贫行动	-0.2338 *** (0.0570)	0.2629 *** (0.0922)	-0.1763 *** (0.0280)	-0.0357 (0.0463)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	7157	7157	20827	20827
rho	0.1077 ** (0.0453)		0.1113 *** (0.0223)	
chi2	5.5611		24.4858	

注：括号内为聚类到农村个人层面的标准误；*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；限于篇幅，控制变量和固定效应结果略去。

资料来源：根据 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

(三) PSM-DID

双重差分法的使用需要很强的前提条件，比如实验组和对照组的产生是随机的。农村女性是比较特殊的群体，在个人特征、家庭地位和社会分工等方面都与农村男性

有差异。为了排除这些情况对估计结果的影响，我们借鉴 Heckman et al.(1998) 提出的 PSM-DID 方法^①，进行进一步的稳健性检验。

表 13 为采用 PSM-DID 方法考察“巾帼脱贫行动”对农村妇女就业影响的结果。可以看出，整体结果与表 5 和表 6 保持一致。不仅如此，在进一步排除了男女差异的干扰之后，“巾帼脱贫行动”对农村妇女非农就业和农业自雇的影响系数变大且显著性增强。说明本文的基准回归结果是稳健的，进一步佐证了本文的结论。

表 13 “巾帼脱贫行动”的就业效应：PSM-DID

变量	就业		农业就业		未就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	农业就业	非农就业	农业自雇	农业受雇	未就业
性别 × 巾帼脱贫行动	-0.0150 (0.0160)	0.0660*** (0.0170)	-0.0470*** (0.0150)	0.0140 (0.0090)	0.0170 0.0140
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	20518	7160	13929	13939	20520
R ²	0.0100	0.0200	0.0700	0.0010	0.0200

注：括号内为聚类到农村个人层面的标准误；*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；限于篇幅，控制变量和固定效应结果略去。

资料来源：根据 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

(四) 改变数据结构和年份

“巾帼脱贫行动”发生在 2015 年之后，2011 年、2013 年和 2015 年都是政策实施前，2018 年为政策实施后。因此，前文采用了 2011 - 2018 年四年的 CHARLS 面板数据进行分析，删除了四年样本中仅出现一次的样本。为了表明本文结果存在数据结构和数据年份选择的稳健性，首先，我们随机选择政策实施前三个年份数据中的任何一年或者两年数据进行回归；其次，也选择了保留四年样本中仅出现一次的样本，利用非平衡面板数据进行回归。表 14 汇报了采用非平衡面板数据进行回归的结果^②。可以看出，该结果不仅与表 5 和表 6 的结果的显著性和符号完全一致，其数值也极为接近，表明本文结果是稳健的。

① 这一结果利用的是 Stata 软件的 diff 命令计算得到，匹配方法为核匹配。

② 限于篇幅，此处只代表性汇报了非平衡面板的结果，随机选择事前年份的结果未能汇报。对此感兴趣的读者可以向作者索取。

表 14 “巾帼脱贫行动”的就业效应：非平衡面板

变量	就业		农业就业		未就业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	农业就业	非农就业	农业自雇	农业受雇	未就业
性别 × 巾帼脱贫行动	0.0031 (0.0125)	0.0332 ** (0.0165)	-0.0305 ** (0.0153)	0.0077 (0.0095)	-0.0013 (0.0118)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	27045	15448	20830	20836	27045
R ²	0.0418	0.0289	0.1074	0.0051	0.0439

注：括号内为聚类到农村个人层面的标准误；*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；限于篇幅，控制变量和固定效应结果略去。

资料来源：根据 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

八 结论和政策建议

中国正在通过加快实现性别平等、促进妇女事业发展，来建设一个包容发展、妇女免于歧视的社会。伴随着经济发展和社会结构变革，中国妇女的社会地位已经得到了极大提升。然而，在广大农村地区，特别是农村的贫困地区，因经济发展水平较低和社会文化保守等原因，依然存在大量事业发展受限、社会地位较低的农村妇女。

保障农村妇女就业不仅是脱贫攻坚的内在要求，也是男女平等基本国策在扶贫开发工作中的重要体现。“巾帼脱贫行动”是中国妇女事业发展的重要措施，是帮助农村贫困妇女脱贫的有效举措。因此，如何促进农村妇女就业是政策面临的重要课题。本文借助“巾帼脱贫行动”这项针对农村妇女的政策，探讨了促进农村妇女就业的政策效应。

结果发现，“巾帼脱贫行动”的就业效应显著，特别是促进了农村妇女的非农就业。“巾帼脱贫行动”实施后，中国农村妇女逐渐由从事自家的农业劳动转移到从事非农业相关的劳动，这种劳动形式的转变能够提高农村妇女的收入，促进农村妇女事业的发展。然而，“巾帼脱贫行动”还未能将农村妇女的闲置劳动力释放出来。因此，未来的脱贫行动应重点关注农村妇女的闲置劳动力，激发引导闲置妇女的自尊心和脱贫的自信心，通过宣传典型代表等形式激发贫困妇女的内生动力。

与非贫困家庭妇女相比，“巾帼脱贫行动”对农村贫困家庭妇女非农就业的促进效应更大，对农村贫困家庭妇女非农就业的促进主要是通过降低自家农业劳动转移而来的。不仅如此，“巾帼脱贫行动”也提高了农村贫困家庭妇女的农业受雇的概率，全面激

发了农村贫困妇女劳动的脱贫致富的内生动力，说明以前农村贫困妇女的劳动力尽管没有闲置，但主要花费在自家的农业劳动。因此，“巾帼脱贫行动”应该加强提高贫困家庭的农业机械化生产，来释放农村贫困妇女的劳动力。通过产业扶贫让农村贫困妇女能够找到工作，通过加快农业生产的机械化程度让农村贫困妇女有时间从事非农就业。

相对于农村非低保妇女，“巾帼脱贫行动”政策对农村低保家庭妇女的就业效应也更大，真正做到了将低保家庭的劳动力进行转移的目的。“巾帼脱贫行动”促使农村低保家庭妇女从自家农业劳动向非农劳动转移，但未影响其农业自雇的劳动。农村低保家庭的保障对象主要是绝对贫困人口，常常无法依靠产业扶持和就业帮助来进行脱贫。因此，农村低保家庭更容易因病致贫返贫，应该加强低保妇女的“两癌”免费检查等政策，防止其因病返贫致贫，还可以发挥地区文化特色，发展妇女手工增加收入，进行巧手脱贫。

脱贫重要体现在收入的增加，中西部由于经济落后、产业较少，导致扶贫增收的难度相对较大。中西部地区妇联工作重心应聚焦在农村妇女的增收上，可以与扶贫办进行联合，通过产业扶贫来提高农村妇女的收入水平。“巾帼脱贫行动”未帮扶到低学历贫困妇女群体，这部分群体学历较低、脱贫意愿较弱，导致扶持难度较大。精准扶贫重在精准识别贫困人口（朱梦冰、李实，2017）。各地妇联应结合学历信息精准识别出这部分困难群众，从提高脱贫意愿和提高脱贫技能等措施入手进行精准扶持。

参考文献:

蔡昉、都阳（2000），《中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示》，《经济研究》第 10 期，第 30 - 37 页。

蔡荣、李宁、刘婷（2018），《农地转出对家庭女性就业时间的影响——基于中国居民收入调查（CHIP2013）数据》，《南方人口》第 4 期，第 46 - 56 页。

陈琳（2010），《生育保险、女性就业与儿童发展的研究评述》，《江西财经大学学报》第 6 期，第 53 - 58 页。

陈琳（2011），《生育保险、女性就业与儿童照料——基于中国微观数据的分析》，《经济学家》第 7 期，第 54 - 60 页。

陈璐、范红丽、赵娜、褚兰兰（2016），《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》，《经济研究》第 3 期，第 176 - 189 页。

陈银娥、秦静（2005），《社会资本与妇女农民工就业》，《中南财经政法大学学报》第

5期，第21-27页。

范红丽、辛宝英（2019），《家庭老年照料与农村妇女非农就业——来自中国微观调查数据的经验分析》，《中国农村经济》第2期，第98-114页。

胡联、汪三贵（2017），《我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗》，《管理世界》第1期，第89-98页。

李芳华、张阳阳、郑新业（2020），《精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据》，《经济研究》第8期，第171-187页。

李实（2001），《农村妇女的就业与收入——基于山西若干样本村的实证分析》，《中国社会科学》第3期，第56-69页。

刘岚、董晓媛、陈功、郑晓瑛（2010），《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》第5期，第1-15页。

刘万霞（2013），《职业教育对农民工就业的影响——基于对全国农民工调查的实证分析》，《管理世界》第5期，第64-75页。

刘晓昀、辛贤、毛学峰（2003），《贫困地区农村基础设施投资对农户收入和支出的影响》，《中国农村观察》第1期，第31-36页。

刘欣（2015），《近40年来国内妇女贫困研究综述》，《妇女研究论丛》第1期，第116-123页。

聂常虹、王雷（2019），《我国贫困妇女脱贫问题政策研究》，《中国科学院院刊》第1期，第51-59页。

潘锦棠（2002），《经济转轨中的中国女性就业与社会保障》，《管理世界》第7期，第59-68页。

潘振飞、黄爱先（2005），《当前农村已婚妇女外出就业动因的社会学分析——以潘村的个案研究为例》，《妇女研究论丛》第2期，第20-25页。

任晓静（2009），《农村已婚妇女农业劳动供给影响因素的实证分析——基于河南省254个样本的调查》，《农业技术经济》第5期，第12-17页。

沈跃跃（2019），《在深入推进“巾帼脱贫行动”现场会上的讲话》，《中国妇运》第8期，第4-9页。

宋秀岩（2016），《在全国“巾帼脱贫行动”现场推进会上的讲话》，《中国妇运》第12期，第30-37页。

孙良媛、李琴、林相森（2007），《城镇化进程中失地农村妇女就业及其影响因素——以广东省为基础的研究》，《管理世界》第1期，第65-73页。

- 汪伟 (2010), 《农民夫妻非农就业决策的微观基础分析——以山东省肥城市为例》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 45 - 54 页。
- 王立勇、许明 (2019), 《中国精准扶贫政策的减贫效应研究: 来自准自然实验的经验证据》, 《统计研究》第 12 期, 第 15 - 26 页。
- 吴亦明 (2011), 《留守妇女在乡村治理中的公共参与及其影响——来自苏、鄂、甘地区的一项研究报告》, 《南京师大学报 (社会科学版) 》第 2 期, 第 52 - 57 页。
- 熊瑞祥、李辉文 (2017), 《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》, 《经济学 (季刊) 》第 1 期, 第 393 - 414 页。
- 许传新 (2010), 《西部农村留守妇女家庭压力及其影响因素分析》, 《人口与经济》第 1 期, 第 73 - 78 页。
- 姚先国、谭岚 (2005), 《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》第 7 期, 第 18 - 27 页。
- 尹志超、郭沛瑶 (2021), 《精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究》, 《管理世界》第 4 期, 第 64 - 83 页。
- 尹志超、郭沛瑶、张琳琬 (2020), 《“为有源头活水来”: 精准扶贫对农户信贷的影响》, 《管理世界》第 2 期, 第 59 - 71 页。
- 张全红、周强 (2019), 《精准扶贫政策效果评估——收入、消费、生活改善和外出务工》, 《统计研究》第 10 期, 第 17 - 29 页。
- 张原 (2011), 《中国农村留守妇女的劳动供给模式及其家庭福利效应》, 《农业经济问题》第 5 期, 第 39 - 47 页。
- 周春芳 (2013), 《儿童看护、老人照料与农村已婚女性非农就业》, 《农业技术经济》第 11 期, 第 94 - 102 页。
- 朱梦冰、李实 (2017), 《精准扶贫重在精准识别贫困人口——农村低保政策的瞄准效果分析》, 《中国社会科学》第 9 期, 第 90 - 112 页。
- Agesa, Jacqueline & Richard Agesa (1999). Gender Differences in the Incidence of Rural to Urban Migration: Evidence from Kenya. *The Journal of Development Studies*, 35 (6), 36 - 58.
- Boaz, Rachel & Charlotte Muller (1992). Paid Work and Unpaid Help by Caregivers of the Disabled and Frail Elders. *Medical Care*, 30 (2), 149 - 158.
- Boserup, Ester (1990). Economic Change and the Roles of Women. In Irene Tinker (ed.), *Persistent Inequalities: Women and World Development*. New York: Oxford University Press, pp. 14 - 24.

- Brewster , Karin & Ronald Rindfuss (2000) . Fertility and Women ’ s Employment in Industrialized Nations. *Annual Review of Sociology* , 26 , 271 – 296.
- Budig , Michelle (2003) . Are Women ’ s Employment and Fertility Histories Interdependent? An Examination of Causal Order Using Event History Analysis. *Social Science Research* , 32 (3) , 376 – 401.
- Cai , Fang & Meiyan Wang (2008) . A Counterfactual Analysis on Unlimited Surplus Labor in Rural China. *China & World Economy* , 16 (1) , 51 – 65.
- Cai , Fang , Yang Du & Changbao Zhao (2007) . Regional Labour Market Integration Since China ’ s WTO Entry: Evidence from Household-level Data. In Ross Garnaut & Ligang Song (eds.) , *China: Linking Markets for Growth*. Canberra: Australian National University Press , pp. 133 – 150.
- Heckman , James (1974) . Effects of Child-care Programs on Women ’ s Work Effort. *Journal of Political Economy* , 82 (2) , S136 – S163.
- Heckman , James , Hidehiko Ichimura & Petra Todd (1998) . Matching as an Econometric Evaluation Estimator. *The Review of Economic Studies* , 65 (2) , 261 – 294.
- Islam , Nazrul & Kazuhiko Yokota (2008) . Lewis Growth Model and China ’ s Industrialization. *Asian Economic Journal* , 22 (4) , 359 – 396.
- Kimmel , Jean & Rachel Connelly (2007) . Mothers ’ Time Choices: Caregiving , Leisure , Home Production , and Paid Work. *Journal of Human Resources* , 42 (3) , 643 – 681.
- Lee , Jong Ha , Eung-Soon Lim & Jinyoung Hwang (2012) . Panel SVAR Model of Women ’ s Employment , Fertility , and Economic Growth: A Comparative Study of East Asian and EU Countries. *The Social Science Journal* , 49 (3) , 386 – 389.
- Mankiw , Gregory , David Romer & David Weil (1992) . A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics* , 107 (2) , 407 – 437.
- Mohieldin , Mahmoud & Peter Wright (2000) . Formal and Informal Credit Markets in Egypt. *Economic Development and Cultural Change* , 48 (3) , 657 – 670.
- Mu , Ren & Dominique van de Walle (2011) . Left behind to Farm? Women ’ s Labor Re-allocation in Rural China. *Labour Economics* , 18 , S83 – S97.
- Schultz , Theodore (1961) . Investment in Human Capital. *The American Economic Review* , 51 (1) , 1 – 17.
- Stone , Robyn & Pamela Short (1990) . The Competing Demands of Employment and Informal

Caregiving to Disabled Elders. *Medical Care* ,28 (6) ,513 –526.

Zhang ,Xiaobo ,Jin Yang & Shenglin Wang (2011) . China Has Reached the Lewis Turning Point. *China Economic Review* ,22 (4) ,542 –554.

The Policy Effect on Women Employment in Rural China: A Perspective of Labor Transfer and Release

Sun Guangya^{1,2} & Sun Yaping¹

(School of Economics , Zhejiang University of Finance and Economics¹;

Center for Quantitative Economics , Zhejiang University of Finance and Economics²)

Abstract: Rural women are the main target and an important force for poverty alleviation. Promoting rural women's employment not only narrows the urban-rural income gap, but also improves women's career development and gender equality. Based on data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS), this article takes the Women's Poverty Alleviation Project (WPAP) implemented by the All-China Women's Federation as the research setting. Using the difference-in-differences method and the triple difference method, the paper examines the effect of WPAP on rural women's employment. The results show that the alleviation effort increases the probability of non-agricultural employment by 3.32 percent for rural women and poverty alleviation liberates rural women's labor from their own agricultural work to turn to non-agricultural employment. Further analysis shows that women's poverty alleviation has a greater effect for women from poor and *Dibao* families. However, the effect on non-agricultural employment is not significant for women in the central and western regions and those without academic qualifications. Under the urgency of winning the fight against poverty and adhering to the basic national policy of gender equality, the WPAP has a good employment promotion effect and has strongly promoted women's social status.

Keywords: rural women, employment policy, non-agricultural employment, agricultural employment

JEL Classification: J16, J21, R38

(责任编辑: 封永刚)