

同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响

王卫东 张同龙

摘要：性别角色观念作为重要文化规范是否会影响女性劳动力的非农就业，对于促进性别平等与社会经济和谐发展具有重要意义。本研究采用多期中国综合社会调查（CGSS）数据，实证分析同辈性别角色观念如何影响农村女性劳动力非农就业。研究发现，同辈性别角色观念平等化能够促进农村女性劳动力非农就业。机制分析表明：同辈性别角色观念平等化主要通过塑造个体性别角色观念、减轻家庭束缚以及强化同辈群体非农就业倾向，促进农村女性劳动力非农就业；其中，强化同辈群体非农就业倾向、塑造个体性别角色观念以及减轻家庭束缚在解释同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业影响中的贡献依次降低。异质性分析结果表明，同辈性别角色观念平等化对文化水平较低和已婚的农村女性劳动力，以及对处于社会经济深化发展时期的农村女性劳动力的非农就业，具有更加突出的影响。进一步分析显示，同辈性别角色观念平等化能够提升农村女性劳动力的就业质量。本研究旨在为促进农村女性劳动力非农就业的政策制定提供决策参考。

关键词：同辈群体 性别角色观念 农村女性劳动力 非农就业

中图分类号：F328; F061.3 **文献标识码：**A

一、引言

性别平等是联合国提出的可持续发展目标，中国在促进性别平等的实践上取得了长足进步。世界银行的数据显示，中国成年女性的识字率从 1982 年的 51% 提升至 2020 年的 95%，全国人民代表大会中妇女席位的比例从 1998 年的不足 22% 提升至 2024 年的近 27%^①。世界经济论坛发布的《全球性别差距报告》显示，中国在“经济参与和机会”领域的性别差距显著缩小，全球排名从 2006 年的第 53 位提升至 2024 年的第 39 位^②。但是，中国在性别平等这一可持续发展目标上仍任重道远，尤其是劳

【资助项目】 教育部人文社会科学研究一般项目“工业机器人应用与农村劳动力高质量充分就业研究”（编号：24YJC790179）。

【作者信息】 王卫东，北京林业大学经济管理学院，电子邮箱：wangwd2019@bjfu.edu.cn；张同龙（通讯作者），海南大学国际商学院，电子邮箱：ztl3@sina.com。

^①资料来源：世界银行，<https://data.worldbank.org/indicator>。

^②资料来源：Global Gender Gap Report 2024，<https://www.weforum.org/publications/global-gender-gap-report-2024/>。

动力市场上的性别差距较大且持续存在，已成为社会各界普遍关注的问题。例如，罗楚亮等（2019）发现，女性工资与男性工资之比从1995年的84%下降至2007年的74%，尽管在2013年略有回升，但性别工资差距依然显著。此外，农村劳动力在就业市场上的性别差距尤为突出。有研究表明，1981年农村男性劳动力和女性劳动力参与非农就业的比例分别为27.3%和4.2%，2015年分别为79.4%和59%，差距持续保持在20%以上（Zhang et al., 2018）。与此同时，中国面临劳动力短缺问题，适龄劳动力人口在2011年达到顶峰并开始下滑。特别是在中国社会接近深度老龄化^①的当下，如何有效挖掘劳动力潜力以支撑社会经济高质量发展已经成为核心难题（Li et al., 2017；蔡昉，2022）。由此可见，如何提升农村女性劳动力非农就业水平，缩小农村劳动力在就业市场上的性别差距，既是中国长期发展面临的挑战，也是当前经济领域急需补齐的短板。

文化规范往往是诸多领域性别差距的根源（Alesina et al., 2013），大量文献探讨了文化规范对个体劳动力市场表现的影响（Fernández, 2011；Giavazzi et al., 2013）。源于农业社会“男尊女卑”或“男主外、女主内”的性别角色观念是中国传统文化的重要特点，很多文献以此入手，重点关注性别角色观念对就业的影响。其中，一支文献探讨个体性别角色观念如何影响女性劳动力就业，并发现女性个体或配偶的性别角色观念越平等，女性劳动力就业中断时长越短且受雇概率越大（Fortin, 2015；Stertz et al., 2017）、女性劳动力收入水平及其在家庭内部的相对收入水平越高（Ye and Zhao, 2018；Zhao et al., 2022）。与本研究更为密切相关的另一支文献则关注国家、地区（或社区）层面的性别角色观念对女性就业的影响，并试图揭示区域文化观念如何影响女性个体劳动参与。然而，这支文献的结论并不一致。其中，有研究发现，在性别角色观念更平等化的地区，女性有更高的劳动参与率、更快地返岗复工、更长的工作时间以及更高的收入（Bernhardt et al., 2018；张川川和王靖雯，2020；Boelmann et al., 2025）。也有研究发现，地区的性别角色观念对女性劳动力就业参与、劳动时间均没有显著的影响（Uunk and Lersch, 2019）。以上两支文献在实证方面均面临挑战：一是个体自身的性别角色观念具有明显的内生性；二是地区层面的性别角色观念往往无法从地区固定效应中剥离，解释其具体作用机制更是困难重重。因此，寻求一个既能精准捕捉文化规范的微观传播机制，又能有效规避上述方法论困境的分析视角，就显得尤为迫切。

同辈群体所承载的性别角色观念，为理解文化规范（包括性别规范）如何影响个体就业决策提供了一个极具洞察力的窗口。相较于个体自身观念的内生性，同辈观念可被视为一种相对外生的环境因素；相较于宏观的地区文化，同辈群体代表了更贴近个体生活实践、互动更为频繁且能产生直接示范与规范压力的微观社会环境。因此，聚焦于同辈性别角色观念，不仅有助于突破现有研究的方法论瓶颈，更能深入揭示群体文化规范作用于个体的劳动参与行为的微观机理。尤其是在中国农村这一典型的“熟人社会”情境下，同辈群体的影响力尤为凸显。农村地区往往具有紧密的血缘、地缘联系，社会网络高度重叠且互动频繁，信息传播速度快，文化规范的约束力强。个体深嵌于由亲属、邻里、同

^①根据联合国的划分标准，当一个国家或地区65岁以上人口占比超过7%、14%或21%，则分别被视为进入轻度老龄化、中度老龄化和深度老龄化。

龄人构成的强关系网络中，其行为决策不仅受个人意愿驱动，更深受地区内普遍认同的规范和群体压力的形塑。例如，劳动经济学领域已有丰富的证据表明，农村劳动力迁移决策显著受到“村庄迁移网络”的影响，这种网络通过信息共享、降低迁移风险以及示范效应，有效促进了劳动力外出务工（Zhao, 2003；郭云南和姚洋，2013）。同样，根植于农村的“宗族网络”也通过内部共享的信任机制和规范约束，显著影响个体就业选择（陈斌开和陈思宇，2018）。无论是村庄迁移网络还是宗族网络，其核心运作机制都离不开内部嵌入的共享文化规范与观念认同，这些规范正是通过同辈群体间的日常互动得以传递、强化并最终影响个体行为。值得注意的是，传统的宗族文化本身往往内含着父权制的血统传承逻辑，并可能强化特定的性别角色观念（如“男主外、女主内”），对女性发展构成制约（张川川和马光荣，2017；韩雷和李舜，2022）。教育经济领域关于同伴效应的研究也提供了佐证，表明班级同辈的家庭背景（如同辈父母的受教育程度）、群体目标（如消除贫困）能显著塑造个体的学习态度、偏好及学业表现（殷戈等，2020；王一平等，2023）。农村劳动力在决定是否流向城市非农部门时，其决策过程表现出明显的群体依赖性，且这种依赖效应随着信息交流的深入而增强。国外研究也初步印证了同辈性别角色观念对女性就业的重要性。例如，Cavapozzi et al.（2021）基于英国数据，发现同辈性别角色观念平等化显著提升了女性（尤其是受教育程度低的女性）的受雇概率以及工作时间份额^①，为理解文化规范影响个体的劳动力市场表现提供了跨国证据。

将同辈性别角色观念这一视角应用于中国农村女性劳动力非农就业研究，具有独特的理论价值和现实紧迫性。一方面，相较于英国等发达国家，中国社会（尤其是农村）的性别角色观念更为传统，“男主外、女主内”的分工模式根深蒂固。在这种传统规范具有较强影响力的背景下，同辈群体内部观念的变迁及其对个体就业决策的作用机制可能更为复杂和关键。另一方面，伴随中国快速的现代化和社会主义实践的深入，农村地区的社会经济结构经历了剧烈转型，传统的性别观念虽仍占主导，但平等化趋势已日益显现（刘爱玉和佟新，2014；Ye and Zhao, 2018）。因此，深入探究中国农村情境下同辈群体性别角色观念的平等化如何影响农村女性在劳动力市场上的表现，不仅能够弥补现有文献在机制阐释和方法论上的不足，更能为理解社会文化变迁与女性经济赋权的互动关系提供重要的本土化洞察。

基于此，本文试图回答以下问题：在中国，同辈性别角色观念平等化是否对农村女性劳动力非农就业产生影响？如果存在，其背后的作用机制是什么？上述影响在不同特征的群体间是否存在差异？同辈性别角色观念平等化又是否会影响农村女性劳动力的就业质量？本文基于多期中国综合社会调查数据，围绕上述问题开展实证研究，以期能够为促进农村女性劳动力非农就业提供决策参考。

本文可能的边际贡献主要体现在以下方面。首先，本文基于中国情境，系统考察同辈性别角色观念平等化对农村女性劳动力非农就业的影响，为理解文化规范在微观社会网络层面的传导机制及其经济后果提供重要的本土化证据。其次，本文超越了仅关注“是否就业”的单一维度，提供更全面的就业影响图景，并为制定更具针对性（如面向特定群体或特定地区）的促进农村女性劳动力非农就业的

^①工作时间份额是指女性每周在有薪工作中的工作时间除以女性与其配偶的总工作时间。

政策提供更精确的经验依据，拓展对文化规范如何影响就业结果的理解。再次，区别于现有文献多聚焦于同辈就业行为对个体就业的影响（Mota et al., 2016; Nicoletti et al., 2018），本文建立同辈持有的文化规范与个体就业结果之间的因果桥梁，并采用严谨的工具变量法进行因果识别。最后，本文不仅实证检验同辈性别角色观念平等化影响农村女性劳动力非农就业的多重渠道，也量化比较各机制的贡献大小，为理解文化规范影响女性就业的复杂路径提供更精细的解析。

二、文献回顾与研究假说

文化既体现为特定群体所共享的社会习俗与信念（Greif, 1994），也内化于个体的价值观念与偏好之中（Akerlof and Kranton, 2005）。个体的行为决策不仅受其自身态度和观念驱动，也深刻嵌入其所处的文化情境，特别是受到其日常互动频繁的社会网络中他人（尤其是参照群体）所持有的态度、价值观及社会规范的影响（Cialdini and Trost, 1998; Uunk, 2015）。在这些参照群体中，年龄、受教育程度、社会背景、所处地域等相近的同辈群体对个体观念的塑造往往具有显著的作用（Manski, 1993）。个体若偏离了其所属同辈群体普遍认同的行为规范，可能面临不同程度的社会制裁成本（Uunk, 2015）。具体而言，在一个以平等化性别角色观念为主导的同辈群体中，女性个体若选择从事与群体规范期望一致的活动（如追求事业成功），则其面临群体认同削弱、社会支持减少以及群体排斥的可能性将下降，这将有助于促进农村女性劳动力非农就业。基于上述分析，本文提出如下研究假说。

H1：同辈性别角色观念平等化会促进农村女性劳动力非农就业。

这种促进作用主要通过以下三种机制实现。首先，同辈性别角色观念通过塑造女性个体的性别角色观念，增强其就业偏好，从而促进农村女性劳动力非农就业。根据偏好形成理论，个体偏好并非完全外生，而是在社会化过程中通过观察、学习和内化参照群体的态度与行为而逐步塑造的（Akerlof and Kranton, 2005; Platt and Polavieja, 2016）。在这一框架下，同辈群体作为关键参照对象，其性别角色观念通过两个互补机制塑造个体性别角色观念。一是社会学习与内化机制。个体通过持续观察同辈群体对性别分工的实践（如女性参与非农就业）、倾听其对性别平等的讨论，并感知群体内普遍的态度倾向，逐渐调整自身对性别角色的认知。当同辈群体整体上持性别平等的观念时，个体倾向于将“女性应积极参与就业”的观念内化为自身偏好。二是规范约束松弛机制。在以传统性别角色观念为主导的同辈环境中，个体若持有现代性别角色观念^①，就可能面临规范性惩罚；而当同辈性别角色观念转向平等化时，个体所面临的规范性惩罚成本显著降低（Uunk, 2015）。这一规范约束的放松进一步加速了平等观念的内化。个体对就业的偏好是其劳动供给决策的核心驱动力（Hakim, 1991）。当农村女性受同辈影响形成更强的非农就业偏好时，其突破传统角色束缚的心理成本降低，更倾向于参与非农就业。基于上述分析，本文提出如下研究假说。

H2：同辈性别角色观念平等化通过促进个体性别角色观念平等化，促进农村女性劳动力非农就业。

^①现代性别角色观念强调男女平等，打破性别传统分工，女性进入公共领域，两性共同承担社会与家庭责任（刘爱玉和佟新，2014）。

其次，同辈性别角色观念有可能会影响到个体的婚姻和生育决策，从而从家庭束缚角度影响农村女性劳动力非农就业。已经有研究表明，女性个体初婚年龄的推迟有利于其非农就业，且这种影响在女性进入职业生涯的中晚期更大（程怡璇和何晓波，2017）。与之相对应的是，较早步入婚姻意味着女性个体生育孩子的数量也可能较多（Nahar et al., 2013），更有可能受到家庭事务的牵绊，进而受到更为严重的母职惩罚，不得不面临就业中断、收入锐减以及退出劳动力市场的风险增加等不利处境。当同辈持有平等性别角色观念时，个体会更加重视自身的职业发展。尤其是当同辈在婚育选择上持有晚婚少育的观念时，农村女性会通过社会学习、模仿或社会遵从，从而调整自身婚育选择行为，如推迟初婚年龄并减少生育子女数量，去追求自身在劳动力市场上的成就。也就是说，同辈性别角色观念平等化驱动的婚育观念转型（晚婚、少育），可以降低女性家庭照料负担，减轻家庭束缚，使其可支配劳动时间增加。这一转变直接增强了女性满足非农就业岗位时间要求的能力，拓宽其就业选择空间，最终促进其非农就业。基于上述分析，本文提出如下研究假说。

H3：同辈性别角色观念平等化会推迟个体的初婚年龄、减少生育数量，进而减轻农村女性的家庭束缚，有利于促进农村女性劳动力非农就业。

最后，同辈性别角色观念可能通过影响同辈的非农就业，进一步影响农村女性劳动力的非农就业。同辈性别角色观念平等化直接削弱传统文化规范对女性的约束，显著降低个体就业面临的社会制裁风险（Uunk, 2015），推动同辈群体整体非农就业参与率上升。当同辈群体中活跃于就业市场的比例较高时，个体在就业决策方面有了更多的参照，可能通过模仿和社会学习等方式参与非农就业。同时，同辈群体通过彼此形成的社会网络来分享更多的就业信息，进一步降低个体的工作搜寻成本，从而有可能促进农村女性劳动力非农就业。基于上述分析，本文提出如下研究假说。

H4：同辈性别角色观念平等化通过提高同辈群体的非农就业比例，促进农村女性劳动力非农就业。

三、数据说明与识别策略

（一）数据介绍

本文研究采用的数据来自中国综合社会调查（Chinese General Social Survey, CGSS）。该调查始于2003年，是中国最早的全国性、综合性、连续性的学术调查项目之一。截至目前，该调查已经开展了10余期，形成了具有全国代表性的多期截面数据集，已成为研究中国社会问题的权威数据集合之一。限于指标的可得性，本研究采用2010年、2012年、2013年、2015年、2017年、2018年和2021年共7期的数据开展分析。研究仅保留那些户籍在农村^①、出生于1949年以后、年龄在16~64^②岁的农村女性样本，同时将变量值缺失、在校读书、丧失劳动能力的样本删除，最终保留16221个样本。

^①需要说明的是，样本中户口类型包括农村户口、城镇户口和居民户口。本文仅将户口类型为农村户口的样本纳入分析，未将那些因经历了户籍制度改革统一登记为居民户口的样本纳入分析。

^②国际上通常将15~64岁定义为劳动适龄范围。但《中华人民共和国劳动法》第十五条规定，禁止用人单位招用未满十六周岁的未成年人。因此，本文将16~64岁作为劳动力年龄的限定。

（二）变量介绍

1.被解释变量。本文关注的被解释变量为农村女性劳动力的非农就业状态。具体而言，根据调查问卷中个体对自身当前工作情况的描述，本文参照之前的研究（Zhang et al., 2018），将从事非农受雇类工作和非农自雇类工作定义为非农就业。

2.核心解释变量。本文关注的核心解释变量为同辈性别角色观念。借鉴 Cavapozzi et al.（2021）的研究，本文所限定的同辈群体是与被关注的个体来自同一省份、处于同一出生组别、具有相同受教育水平的群体。这样的处理方式是考虑到个体的行为更可能受到来自相同地域、具有相似年龄以及相似认知水平的个体的影响。本文将样本按照出生年份划分为 1950—1959 年、1960—1969 年、1970—1979 年、1980 年后 4 个出生组别^①。同时，按受教育程度将样本划分为小学及以下、初中、高中及以上 3 个受教育水平。相较于主要关注个体自身性别角色观念对就业影响的文献（卿石松，2019；王乙杰和杨大利，2021），这种基于群体特征构建的同辈性别角色观念具有更强的外生性。

传统性别角色观念的核心内容是“男主外、女主内”，体现了公私领域分明的角色分工（刘爱玉和佟新，2014）。因此，本文参照 Ye and Zhao（2018）的研究，采用个体对“男人以事业为重，女人以家庭为重”这一看法的认同程度来度量其是否持有平等的性别角色观念。具体地，如果个体回答“非常不同意”或“比较不同意”，则赋值取值为 1，表征个体持有平等的性别角色观念；如果回答为“无所谓同意不同意”“比较同意”“非常同意”，则赋值为 0，表征个体持有传统性别角色观念。进一步计算与个体来自同一省份、处于同一出生组别、具有同一受教育水平的其他农村女性中持有平等的性别角色观念的比例，即本文的核心解释变量。

3.控制变量。基于已有的研究，本文选取的控制变量包括农村女性的年龄、年龄的平方、受教育程度、健康状况、是否少数民族、是否在婚^②等个体特征变量（Uunk and Lersch, 2019；张川川和王靖雯，2020）。此外，本文还控制了宏观层面劳动力需求端的变量，包括省级层面的人均地区生产总值、第二产业增加值占比、第三产业增加值占比。

4.机制变量。本文选取的机制变量主要包括个体性别角色观念、同辈非农就业比例、个体初婚年龄和生育数量。

（三）变量描述

表 1 显示，农村女性劳动力样本的非农就业比例为 29.2%，同辈持有平等性别角色观念的比例为 28.7%，这两项指标均有较大的提升空间。样本平均年龄为 42.5 岁，受教育程度为小学及以下的占比近 50%，汇报自身身体比较健康和很健康的占比为 58.2%，少数民族样本占比为 10.1%，处于在婚状态的样本占比为 85.9%。机制变量的描述性统计分析结果显示，个体持有平等性别角色观念的比例为 28.7%，平均初婚年龄为 21.1 岁，平均生育孩子数量约为 2 个，同辈非农就业比例为 29.2%。

^①出生组别的划分主要考虑所处年代以及样本分布情况。其中，出生组别为 1950—1959 年、1960—1969 年、1970—1979 年、1980 年后的样本占比分别为 19.51%、28.61%、23.66%、28.22%。

^②本文中，在婚包括初婚和再婚；对应的非在婚则包括未婚、非婚同居、离异、丧偶。

表 1 变量的含义及描述性统计结果

变量名称	变量含义及赋值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
非农就业状态	农村女性劳动力是否参与非农就业：是=1，否=0	16221	0.292	0.455	0	1
核心解释变量						
同辈性别角色观念	同辈群体中持有平等的性别角色观念的比例	16221	0.287	0.180	0	1
控制变量						
年龄	农村女性劳动力的年龄（岁）	16221	42.500	12.449	16	64
年龄的平方	农村女性劳动力年龄的平方除以 100	16221	19.612	10.383	2.560	40.960
小学及以下	受教育程度是否为小学及以下：是=1，否=0	16221	0.498	0.500	0	1
初中	受教育程度是否为初中：是=1，否=0	16221	0.355	0.478	0	1
高中及以上	受教育程度是否为高中及以上：是=1，否=0	16221	0.148	0.355	0	1
健康状况						
很不健康	健康状况自评为很不健康：是=1，否=0	16221	0.038	0.191	0	1
比较不健康	健康状况自评为比较不健康：是=1，否=0	16221	0.164	0.370	0	1
一般	健康状况自评为一般：是=1，否=0	16221	0.216	0.411	0	1
比较健康	健康状况自评为比较健康：是=1，否=0	16221	0.359	0.480	0	1
很健康	健康状况自评为很健康：是=1，否=0	16221	0.223	0.416	0	1
是否少数民族	农村女性劳动力是否为少数民族：是=1，否=0	16221	0.101	0.302	0	1
是否在婚	农村女性劳动力是否处于在婚状态：是=1，否=0	16221	0.859	0.348	0	1
人均地区生产总值	省级人均地区生产总值（元），以 1978 年为基期平减	16221	1587.462	656.479	624.579	4303.416
第二产业增加值占比	省级第二产业增加值占 GDP 的比重（%）	16221	43.049	7.019	16.545	60.082
第三产业增加值占比	省级第三产业增加值占 GDP 的比重（%）	16221	46.853	8.128	32.463	83.091
机制变量						
个体性别角色观念	农村女性个体是否持有平等的性别角色观念：是=1，否=0	16221	0.287	0.453	0	1
初婚年龄	农村女性劳动力的初婚年龄（岁）	13941	21.140	23.025	16	55
生育数量	农村女性劳动力生育子女的数量（个）	13892	1.861	0.899	0	8
同辈非农就业比例	同辈群体参与非农就业的比例	16221	0.292	0.223	0	1

（四）识别策略

在基准回归分析中，本文采用线性概率模型估计同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响，具体模型设定如下：

$$Y_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 GR_{ipt} + \mathbf{X}'\boldsymbol{\eta} + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

（1）式中， Y_{ipt} 为被解释变量，表示省份 p 第 t 年调查的女性个体 i 的非农就业状态。 GR_{ipt} 为核心解释变量，表示同辈群体中持有平等性别角色观念的比例。 $\mathbf{X}$ 为一组控制变量，包含个体的年龄、

受教育程度、健康状况、是否少数民族、是否在婚以及人均地区生产总值、第二产业增加值占比和第三产业增加值占比。 α_0 为截距项, η 表示由控制变量的回归系数构成的一组向量, ε_{ipt} 为随机扰动项。 α_1 为本文核心关注的参数, 表征同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的总体影响。此外, 本文在模型中还加入省份固定效应、年份固定效应以及二者的交互项。

传统的关注同伴效应的研究中存在同辈群体构成并非随机分配的问题。在本文研究中, 由于个体无法选择出生地点和出生年份, 而且很难认为个体自身的非农就业状况会影响同辈性别角色观念, 这使得本文可以不必过多考虑反向因果关系带来的内生性问题。在开展因果识别的过程中, 本文需要重点处理的是由遗漏变量带来的内生性问题。例如, 个体与同辈群体可能具有相似的不可观测的特征或相似的生存环境, 这会影响农村女性同辈性别角色观念, 也会影响个体在劳动力市场上的就业选择。鉴于上述原因, 本文进一步采用工具变量法 (IV) 来估计同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响。参照 Cavapozzi et al. (2021) 的研究, 本文通过构造同辈群体中其他女性个体在其 14 岁时母亲 (以下简称“同辈母亲”) 的非农就业比例, 作为核心解释变量的工具变量。一方面, 由于同辈母亲很难与某一特定女性个体直接产生互动与联系, 同辈母亲的非农就业状态不太可能直接影响该女性个体的非农就业状态, 因此工具变量满足外生性的要求。另一方面, 同辈母亲的非农就业比例越高, 个体了解到的与性别平等相关的信息就越多, 这有助于促进同辈女性群体性别角色观念的平等化, 因此工具变量满足相关性的要求。两阶段最小二乘回归 (TSLS) 模型的具体设定如下:

$$GR_{ipt} = \beta_0 + \beta_1 IV + \mathbf{X}'\eta + \omega_{ipt} \quad (2)$$

$$Y_{ipt} = \lambda_0 + \lambda_1 \widehat{GR}_{ipt} + \mathbf{X}'\eta + \delta_{ipt} \quad (3)$$

(2) 式中, 被解释变量为个体 i 的同辈性别角色观念, IV 表示同辈母亲非农就业比例, 作为同辈性别角色观念 (GR_{ipt}) 的工具变量。(3) 式中, λ_1 为本文最为关注的参数, 表示同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响。

考虑到后续需要对机制变量的贡献进行分解, 本文在机制分析部分仍采用最小二乘法进行估计, 具体的模型设定与 (1) 式类似, 即:

$$M_{ipt} = \theta_0 + \theta_1 GR_{ipt} + \mathbf{X}'\eta + \xi_{ipt} \quad (4)$$

(4) 式中, M_{ipt} 为机制变量, 分别表示女性个体 i 的性别角色观念、初婚年龄与生育数量, 以及同辈非农就业比例。 θ_0 为截距项, θ_1 为本文核心关注的参数, 表征同辈性别角色观念对各机制变量的影响。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 2 报告了基于 (1) 式的基准回归结果。其中, (1) 列的估计结果表明, 同辈群体中持有平等

性别角色观念的比例提升 10 个百分点，则农村女性劳动力参与非农就业的概率提升 6.46 个百分点。加入个体层面的控制变量后，（2）列的估计结果显示，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，会使得农村女性劳动力参与非农就业的概率提升 1.48 个百分点。当进一步控制省份与年份固定效应的交互项后，（3）列的估计结果显示，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，农村女性劳动力参与非农就业的概率提升 1.5 个百分点。上述结果均在 1% 的水平上显著。

（2）列和（3）列的结果显示，年龄与农村女性劳动力的非农就业概率之间呈现倒 U 型关系。女性个体的受教育程度越高，其参与非农就业的概率就越高。具体地，以（3）列结果为例，与受教育程度为小学及以下的农村女性劳动力相比，受教育程度为初中以及高中及以上的农村女性劳动力参与非农就业的概率分别高出 10.8 个百分点和 16.3 个百分点。少数民族以及处于在婚状态的农村女性劳动力参与非农就业的概率较小。身体健康状况越好，农村女性劳动力参与非农就业的概率会越大。

表 2 同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响

变量	被解释变量：非农就业状态					
	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
同辈性别角色观念	0.646***	0.022	0.148***	0.044	0.150***	0.044
年龄			0.036***	0.002	0.036***	0.002
年龄的平方			-0.048***	0.002	-0.048***	0.002
受教育程度：以小学及以下为参照						
初中			0.108***	0.009	0.108***	0.009
高中及以上			0.164***	0.017	0.163***	0.017
是否少数民族			-0.078***	0.013	-0.080***	0.013
是否在婚			-0.074***	0.010	-0.071***	0.011
健康状况：以很不健康为参照						
比较不健康			0.006	0.012	0.008	0.012
一般			0.060***	0.013	0.062***	0.013
比较健康			0.106***	0.013	0.106***	0.013
很健康			0.124***	0.014	0.123***	0.014
人均地区生产总值					1.243	1.141
第二产业增加值占比					0.037	0.091
第三产业增加值占比					0.062	0.133
年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
省份固定效应	已控制		已控制		已控制	
年份固定效应×省份固定效应	未控制		未控制		已控制	
观测值数	16221		16221		16221	
R ²	0.167		0.223		0.236	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③人均地区生产总值取对数。

（二）稳健性检验

1.调整解释变量的测度方式。为了缓解核心解释变量可能存在的测量误差所带来的内生性问题，本文对同辈群体进行重新界定。上文在对同辈群体的界定中，将受教育程度划分为小学及以下、初中、高中及以上三个层次，此处将受教育程度划分为两个层次，具体采用两种划分办法：一是划分为初中以下和初中及以上；二是划分为高中以下和高中及以上。然后在重新划分受教育程度的基础上，本文按照前文同样的方法对同辈性别角色观念进行重新测度。表3的估计结果显示，无论如何调整同辈群体的划分，同辈性别角色观念平等化对农村女性劳动力非农就业均有显著的促进作用。这表明，基准回归结果具有稳健性。

表3 同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响：对同辈群体重新界定

变量	被解释变量：非农就业状态					
	受教育程度划分为初中以下和初中及以上			受教育程度划分为高中以下和高中及以上		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
同辈性别角色观念	0.748*** (0.023)	0.229*** (0.049)	0.237*** (0.049)	0.644*** (0.023)	0.201*** (0.050)	0.203*** (0.050)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	16221	16221	16221	16221	16221	16221
R ²	0.171	0.224	0.237	0.161	0.224	0.237

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量与表2一致，估计结果略；④年份固定效应、省份固定效应以及二者交互项在各列回归中均已控制。

此外，为了消除对性别角色观念测度准确性的担忧，本文进一步参照卿石松（2017）的研究，基于个体对“男人以事业为重，女人以家庭为重”“男性能力天生比女性强”“干得好不如嫁得好”“在经济不景气时应该首先解雇女员工”4个表述的看法，生成个体维度的性别角色观念得分。具体地，个体从“非常不同意”“比较不同意”“无所谓同意不同意”“比较同意”“非常同意”5个选项中进行选择。首先，本文对上述5个选项进行如下赋值：“非常不同意”为5分，“比较不同意”为4分，“无所谓同意不同意”为3分，“比较同意”为2分，“非常同意”为1分。其次，将个体对4个看法的得分加总，计算得到个体性别角色观念得分，分数越高表征个体的性别角色观念越平等。最后，计算得到同辈性别角色观念的平均得分，并将其作为新的核心解释变量再次回归。

表4显示，同辈性别角色观念平等化对农村女性劳动力非农就业仍有显著的正向影响。具体而言，（1）列显示，当仅控制年份固定效应以及省份固定效应时，同辈性别角色观念得分提升1分，农村女性劳动力参与非农就业的概率提高7.8个百分点。当进一步控制个体层面的控制变量后，（2）列显示，同辈性别角色观念得分提升1分，农村女性劳动力参与非农就业的概率提高2.5个百分点。进一步控制年份和省份固定效应的交互项后，（3）列显示，同辈性别角色观念得分提升1分，农村女性劳动力参与非农就业的概率提高2.6个百分点。

表 4 同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响：对性别角色观念重新测度

变量	被解释变量：非农就业状态					
	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
同辈性别角色观念得分	0.078***	0.002	0.025***	0.005	0.026***	0.005
控制变量	未控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
省份固定效应	已控制		已控制		已控制	
年份固定效应×省份固定效应	未控制		未控制		已控制	
观测值数	16221		16221		16221	
R ²	0.177		0.224		0.237	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③控制变量与表 2 一致，估计结果略。

2. 区分非农就业类型。非农就业类型包括非农受雇类和非农自雇类。有研究表明，非农自雇可能是失业的替代（解垚，2012），其本身是劳动力受迫维持生计的手段，不具发展性。如果同辈性别角色观念平等化依然能促进农村女性劳动力从事非农受雇类工作，那么就意味着本文的基准回归结果具有稳健性。表 5 的估计结果显示，同辈性别角色观念对农村女性劳动力从事非农受雇类工作有显著的影响，但是对其从事非农自雇类工作的影响并不稳健。

表 5 同辈性别角色观念对农村女性劳动力不同非农就业类型的影响

变量	被解释变量：非农就业状态					
	非农受雇类			非农自雇类		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
同辈性别角色观念	0.567*** (0.021)	0.124*** (0.042)	0.124*** (0.042)	0.079*** (0.012)	0.024 (0.029)	0.026 (0.029)
控制变量	未控制	已控制	已控制	未控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应×省份固定效应	未控制	未控制	已控制	未控制	未控制	已控制
观测值数	16221	16221	16221	16221	16221	16221
R ²	0.163	0.193	0.207	0.015	0.043	0.056

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量与表 2 一致，估计结果略。

具体而言，（1）～（3）列的结果显示：当仅控制省份固定效应以及年份固定效应时，同辈持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，农村女性劳动力从事非农受雇类工作的概率提升 5.67 个百分点。进一步控制个体层面的控制变量后，同辈持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，会使得农村女性劳动力从事非农受雇类工作的概率提升 1.24 个百分点。当进一步控制省份与年份虚拟变量的交互项后，核心解释变量的系数并没有变化。上述结果均在 1% 的水平上显著。而（4）～（6）列的结果显示，尽管当仅控制省份和年份固定效应时，同辈性别角色观念平等化对农村女性劳动力从

事非农自雇类工作具有显著的促进作用，但是当加入更多的控制变量后，上述影响不再显著。这表明，同辈性别角色观念平等化主要通过促进受雇类非农就业，驱动农村女性劳动力参与非农就业。

3.采用工具变量法。本文基于（2）式和（3）式，采用工具变量法估计同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响，结果如表6所示。第一阶段的估计结果显示，同辈母亲的非农就业比例越高，同辈性别角色观念越趋向于平等化。该影响在采用不同的同辈性别角色观念测度方式下均在1%的水平上显著，且第一阶段的F检验显著拒绝了工具变量对同辈性别角色观念没有影响的原假设，满足了选取工具变量相关性的要求。同时，Cragg-Donald Wald F统计量远大于10这一经验数值，较好地排除了“弱工具变量”的问题。第二阶段结果显示，同辈性别角色观念越平等，农村女性劳动力参与非农就业的概率就越大。该结论与基于英国的样本数据所得结论保持一致^①。具体而言，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提升10个百分点，农村女性劳动力参与非农就业的概率显著提升3.47个百分点；同辈性别角色观念得分每提升1分，农村女性劳动力参与非农就业的概率显著提升5.2个百分点。考虑到样本中农村女性劳动力参与非农就业的比例不足30%，同辈性别角色观念平等化对农村女性劳动力非农就业的提升效果足够可观。

表6 同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响：工具变量法

变量	第二阶段			
	被解释变量：非农就业状态			
	系数	标准误	系数	标准误
同辈性别角色观念	0.347**	0.150		
同辈性别角色观念得分			0.052**	0.022
控制变量	已控制		已控制	
观测值数	16147		16147	
R ²	0.235		0.236	
变量	第一阶段			
	被解释变量：同辈性别角色观念		被解释变量：同辈性别角色观念得分	
	系数	标准误	系数	标准误
同辈母亲非农就业比例	0.487***	0.025	3.276***	0.169
控制变量	已控制		已控制	

^①本文对个体性别角色观念的度量与Cavapozzi et al.（2021）的研究存在一定差异。Cavapozzi et al.（2021）在基于英国数据的研究中，对个体性别角色观念的度量主要基于个体对一系列性别角色相关陈述的态度得分加总。这些陈述包括：“如果母亲工作，学龄前儿童会受苦”“如果母亲全职工作，家庭会受影响”“丈夫和妻子应共同为家庭收入作贡献”“丈夫应赚钱养家，妻子应留在家中”“雇主应帮助母亲兼顾工作与育儿”。基于个体回答情况，该研究计算了个体性别角色观念得分，并计算了同辈性别角色观念得分。该研究发现，同辈性别角色观念的平等化对个体参与劳动以及从事受雇工作的概率、工作时间份额会有显著的正向影响。该研究与本研究共同揭示：无论是在发达国家还是在发展中国家，同辈性别角色观念平等化都会改善女性个体在劳动力市场上的表现。

表 6 (续)

F统计量	391.060	377.450
Cragg-Donald Wald F统计量	1516.015	1064.614
观测值数	16147	16147
R ²	0.828	0.861

注：①***、**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③控制变量与表 2 一致，估计结果略；④年份固定效应、省份固定效应以及二者交互项在各列回归中均已控制。

4.进一步考虑遗漏变量问题。宗族文化是影响劳动力非农就业的重要因素。一方面，宗族网络会显著地促进农村劳动力流动，其背后的风险分担机制发挥了重要作用（郭云南和姚洋，2013）。宗族文化主要通过影响社会信任，促进移民在低端服务业就业，而对移民在高端服务业就业的影响不大（陈斌开和陈思宇，2018）。另一方面，宗族文化所涉及的婚姻、祭祀与居住模式等具体实践，暗含着关于男性与女性分工方面的非正式安排。而家谱是宗族文化传承的重要载体（Peng，2004；张川川和马光荣，2017），因此本文采用家谱数量表征宗族文化，并进一步在模型中控制省份层面的家谱数量^①。

同时，同辈母亲的非农就业状态也可能会影响个体母亲的非农就业状态，而个体母亲的非农就业状态又会通过影响家庭的物质资本、社会资本、风险偏好等进一步影响女性个体的就业状态（Li and Goetz，2019；王卫东等，2020）。如果同辈母亲非农就业水平并不是仅仅通过影响同辈性别角色观念来影响女性个体的劳动供给，那么工具变量的排他性就得不到有效满足，估计结果就可能存在偏误。因此，在进行实证估计的过程中需要进一步将个体母亲的非农就业状态加以控制。具体地，采用个体 14 岁时母亲是否从事非农工作来表征个体母亲的非农就业状态（是=1，否=0）。本文控制家谱数量以及个体母亲非农就业状态变量，并基于（2）式和（3）式对实证模型重新估计。

表 7 的估计结果表明，宗族文化对农村女性劳动力参与非农就业没有显著影响。可能的原因是：宗族网络中嵌入的社会资本等因素有效降低了农村女性劳动力参与非农就业的成本，抵消了宗族文化中对女性劳动力非农就业的限制性影响，从而整体提升了农村女性劳动力参与非农就业的概率。个体 14 岁时母亲如果从事非农工作，农村女性劳动力参与非农就业的概率会更高。需要说明的是，尽管同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响系数较之表 6 略有下降，但是其效应仍然显著，这也证实了前述分析结果的稳健性与可靠性。具体而言，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提高 10 个百分点，农村女性劳动力参与非农就业的概率将显著提高 3.21 个百分点；同辈性别角色观念得分提高 1 分，农村女性劳动力参与非农就业的概率将显著提高 4.7 个百分点。

表 7 同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响：控制个体母亲非农就业状态

变量	被解释变量：非农就业状态			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
同辈性别角色观念	0.321**	0.149		

^①资料来源：王鹤鸣、王澄主编，2009：《中国家谱总目》，上海：上海古籍出版社。

表 7 (续)

同辈性别角色观念得分			0.047**	0.022
个体母亲非农就业状态	0.043***	0.016	0.044***	0.016
家谱总量	-0.374	0.873	-0.466	0.870
控制变量	已控制		已控制	
观测值数	16147		16147	
R ²	0.236		0.236	

注：①***、**分别表示 1%、5% 的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③控制变量与表 2 一致，估计结果略；④年份固定效应、省份固定效应及二者交互项在各列回归中均已控制；⑤在回归中，家谱总量除以 100。

如果在分析过程中尽可能地增加控制变量，核心解释变量的系数仍保持稳定，那么就意味着估计结果稳健可靠。本文进行了遗漏变量检验，检验结果显示，同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响系数比较稳定，这意味着遗漏变量对前文基准估计结果可靠性难以形成有效干扰^①。

(三) 机制分析

本文基于 (4) 式，进一步采用最小二乘法实证检验同辈性别角色观念是否通过形塑个体性别角色观念、减轻家庭束缚、提升同辈非农就业比例来促进农村女性劳动力参与非农就业，估计结果如表 8 所示。

1. 形塑个体性别角色观念。表 8 (1) 列的结果表明，同辈性别角色观念越平等，个体性别角色观念就越平等。具体而言，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提高 10 个百分点，农村女性劳动力持有平等性别角色观念的可能性显著提升 4.89 个百分点。这表明，同辈性别角色观念趋向于平等化的过程中，个体性别角色观念得以转型，内在的观念束缚减轻，进而有利于其非农就业。

2. 减轻家庭束缚。表 8 (2) 列和 (3) 列是基于有婚史的样本进行回归的结果。其中，(2) 列显示，同辈性别角色观念越平等，个体的初婚年龄越推迟。具体而言，同辈持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，个体的初婚年龄推迟 0.344 岁。(3) 列显示，同辈性别角色观念趋向于平等化会使得农村女性生育子女的数量显著下降。这意味着，面对同辈性别角色观念平等化，农村女性劳动力遭受的母职惩罚较小，倾向于推迟初婚年龄以及减少生育子女数量，从而有更长的时间停留在就业市场上，就业中断的可能性也会更小。这表明，同辈性别角色观念平等化能够减轻农村女性劳动力的家庭束缚，有利于农村女性劳动力非农就业。

3. 提升同辈非农就业比例。表 8 (4) 列显示，同辈性别角色观念越平等，同辈非农就业比例就越大。具体而言，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，同辈非农就业的比例显著提升 4.33 个百分点。样本中农村女性劳动力的非农就业比例仅为 29.2%，由此可见，同辈性别角色观念平等化对农村女性劳动力非农就业的促进作用足够可观。这足以表明，同辈性别角色观念平等化能够促进同辈非农就业比例的提升，农村女性劳动力通过社会互动与社会学习等渠道也积极参与非农就业。

^①具体的遗漏变量检验结果可登录中国知网或《中国农村观察》网站查阅本文附录中的附表 1。

表 8 同辈性别角色观念影响农村女性劳动力非农就业的机制检验结果

变量	(1) 个体性别角色观念		(2) 初婚年龄		(3) 生育数量		(4) 同辈非农就业比例	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
同辈性别角色观念	0.489***	0.033	3.444***	0.230	-0.410***	0.064	0.433***	0.012
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	16221		13941		13892		16221	
R ²	0.157		0.111		0.277		0.801	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③控制变量与表 2 一致，估计结果略；④年份固定效应、省份固定效应以及二者交互项在各列回归中均已控制。

4. 机制变量贡献测度。本文验证了同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业影响的多种机制，那么，各个机制在上述影响中的贡献又是怎样的呢？参照之前的研究（Cutler and Lleras-Muney, 2010；程令国等，2015），本文通过逐步加入机制变量的方式计算各机制变量的贡献^①。表 9 显示，在同辈性别角色观念平等化对农村女性劳动力非农就业的影响中，三类机制变量的重要性排序依次为同辈非农就业比例、个体性别角色观念和家庭束缚。同时，三类机制变量能够联合解释同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业影响的 53.6%。

表 9 各机制变量在同辈性别角色影响农村女性劳动力非农就业中的贡献测度

	仅加入个体性别角色观念	仅加入家庭束缚	仅加入同辈非农就业比例	同时加入三类机制变量
机制变量贡献率（%）	10.2	4.8	42.1	53.6

（四）异质性分析

同辈的性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响，可能会因个体的文化水平、年龄和婚姻状况以及所处地区的服务业发展水平和社会经济发展阶段的不同，而存在差异。为此，本文进一步采用分样本回归的方式，探讨同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业影响的异质性。

1. 文化水平。同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响在不同文化水平的群体间可能存在差异。文化水平较高的群体由于具有人力资本优势与较强的决策独立性，通常受到的规范约束较弱；而文化水平较低的农村女性则往往同时面临文化规范约束与人力资本短缺（特别是就业信息和认知不足）的双重约束。同辈性别角色观念平等化，一方面通过削弱文化规范约束，降低农村女性劳动力非农就业的阻力；另一方面则通过同辈群体提供的就业示范效应，弥补其人力资本短板中的信息与认知不足，从而帮助其突破就业壁垒。本文将受教育程度为高中及以上的个体划分为文化水平较高的样本，将受教育程度为初中及以下的个体划分为文化水平较低的样本，并在此基础上分析同辈性别角色观念对两类文化水平群体中农村女性劳动力非农就业的影响。表 10（1）列和（2）列的估计结果显示，同辈性别角色观念对文化水平较低的农村女性劳动力非农就业有显著影响。具体而言，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，文化水平较低的农村女性劳动力参与非农就业的

^①详细的实证分析结果与计算的过程描述可登录中国知网或《中国农村观察》网站查阅本文附录中的附表 2。

概率将显著提升 5.12 个百分点。但是，同辈性别角色观念对文化水平较高的农村女性劳动力参与非农就业的影响不显著。这可能是因为，文化水平较高的农村劳动力已经有较高的非农就业水平。这表明，人力资本水平较低的女性群体是未来充分挖掘农村劳动力非农就业的潜力之所在（Zhang et al., 2018）。

2. 年龄。从生命周期的角度看，较之于年轻女性，年长的农村女性劳动力在身体素质和文化水平方面均处于相对劣势，造成她们在劳动力市场上的就业机会受限，因而非农就业比例较低（Zhang et al., 2018）。在此情形下，年轻的女性劳动力可以更多地依赖自身的人力资本来获得非农就业机会，而年长的女性若要获取非农就业机会，则更需要依赖社会资本，包括同辈群体相互联系与互动过程中所形成的社会资本。这使得同辈性别角色观念对年长女性非农就业可能产生重要的影响。

为了揭示同辈性别角色观念对不同年龄的农村女性劳动力非农就业的影响，本文将 45 岁以下的样本划分为年轻劳动力组，将 45 岁及以上的样本划分为年长劳动力组，然后分组回归。表 10（3）列和（4）列的估计结果显示，同辈性别角色观念的平等化显著促进两个年龄组的农村女性劳动力非农就业。具体而言，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，则年轻和年长的农村女性劳动力参与非农就业的概率分别提升 3.81 个和 4.20 个百分点，但是二者之间的差异并不显著^①。

3. 婚姻状态。不同婚姻状态的农村女性劳动力的就业决策可能面临不同的外部约束。在婚女性劳动力面临着“家庭—市场”双重约束。一方面，传统性别角色通常将其束缚于家庭劳动（如育儿、家务），这极大地占用了她们的时间和精力，使其难以兼顾或优先投入非农工作。同辈性别观念平等化会推动家庭内部重新分工（如男性分担家务），降低已婚女性的家庭责任负担，并通过削弱“男主外、女主内”的文化规范性压力，减少她们参与非农就业的心理成本。另一方面，雇主对已婚女性的统计性歧视（如假定其工作效率低）也可能因性别平等观念的普及而减弱。相较之下，未婚女性的就业决策更依赖个人能力、文化水平和市场机会，较少受家庭分工或文化规范的约束，因此同辈性别角色观念对未婚女性参与非农就业的影响甚微。综上所述，婚姻作为一种制度性框架，强化了性别角色观念对女性经济行为的塑造力，而同辈性别角色观念平等化通过缓解处于在婚状态女性面临的“家庭—市场”双重约束发挥作用。表 10（5）列和（6）列的估计结果显示，同辈性别角色观念对处于非在婚状态的农村女性劳动力非农就业并没有产生显著的影响，而对处于在婚状态的农村女性劳动力非农就业有显著的促进作用。具体而言，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，在婚农村女性劳动力参与非农就业的概率将显著提升 5.54 个百分点。这样的估计结果揭示了同辈性别角色观念平等化对处于在婚状态的农村女性劳动力非农就业的促进作用更大。

表 10 同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业影响的异质性分析：个体特征差异

变量	被解释变量：非农就业状态					
	文化水平		年龄		婚姻状态	
	(1) 初中及以下	(2) 高中及以上	(3) 45岁以下	(4) 45岁及以上	(5) 非在婚	(6) 在婚
同辈性别角色观念	0.512*** (0.053)	0.031 (0.085)	0.381*** (0.040)	0.420*** (0.064)	0.018 (0.079)	0.554*** (0.037)

^①组间系数差异检验结果省略，可登录中国知网或《中国农村观察》网站查阅本文附录中的附表 3。

表 10 (续)

控制变量	已控制		已控制		已控制	
观测值数	13826	2395	8473	7748	2292	13929
R ²	0.203	0.294	0.197	0.173	0.350	0.217

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③（3）列和（4）列的控制变量与表 2 一致，（1）列和（2）列的控制变量不包括受教育程度，（5）列和（6）列的控制变量不包括是否在婚，估计结果略；④年份固定效应、省份固定效应以及二者交互项在各列回归中均已控制。

4.服务业发展水平。同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响可能与当地的经济环境相互作用。服务业的快速发展创造了大量女性具有天然比较优势的工作岗位（Goldin, 2006; Ngai and Petrongolo, 2017）。推动农村地区观念转型与地区产业结构转型相结合，可能有助于促进农村女性劳动力非农就业。本文按照各省份历年第三产业增加值占比是否在 45%及以上，将样本所在地区划分为服务业发展水平较高和服务业发展水平较低两个地区。表 11（1）列和（2）列显示，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，服务业发展水平较高和较低地区的农村女性劳动力参与非农就业的概率分别显著提升 4.51 个和 4.13 个百分点，但二者之间的差异并不显著^①。

表 11 同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业影响的异质性分析：宏观环境差异

变量	被解释变量：非农就业状态			
	服务业发展水平		社会经济发展时期	
	低 (1)	高 (2)	转型发展期 (3)	深化发展期 (4)
同辈性别角色观念	0.413*** (0.057)	0.451*** (0.040)	0.337*** (0.046)	0.556*** (0.046)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	6468	9753	8943	7278
R ²	0.171	0.251	0.226	0.235

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量与表 2 一致，估计结果略；④年份固定效应、省份固定效应以及二者交互项在各列回归中均已控制。

5.社会经济发展时期。伴随社会经济不断发展，同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响强弱是否存在差异？从理论上讲，社会经济转型推动非农产业扩张，尤其带动了服务业等对体能依赖度低的行业的兴起，从而增加了女性就业机会。同时，同辈性别角色观念的平等化有助于农村女性劳动力抓住这些新的机遇。此外，社会网络与信息化传播放大了示范效应，女性成功案例通过社交圈层扩散，形成“观念—行为”正反馈。上述原因使得同辈性别角色观念平等化的非农就业促进效应随时间增强。为了验证这一猜想，本文将调查年份在 2010 年、2012 年、2013 年、2015 年的样本归为一组，将其视为社会经济转型发展期，将调查年份为 2017 年、2018 年、2021 年的样本归为另一组，

^①组间系数差异检验结果省略，可登录中国知网或《中国农村观察》网站查阅本文附录中的附表 3。

将其视为社会经济深化发展期，并开展分组回归。表 11（3）列和（4）列的估计结果显示，同辈性别角色观念对处于两个社会经济发展阶段的样本参与非农就业均有显著的影响，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，转型发展期和深化发展期两组样本参与非农就业的概率分别显著提升 3.37 个和 5.56 个百分点。组间系数差异检验结果显示，上述影响差异显著^①。这表明，同辈性别角色观念对处于社会经济深化发展期的农村女性劳动力非农就业的影响更大。

五、进一步讨论：同辈性别角色观念平等化能否促进农村女性高质量就业

同辈性别角色观念平等化对农村女性劳动力非农就业的促进作用，不仅仅体现在就业参与这一维度，还有可能同时伴随就业质量的提升。考虑到女性在获取较高层级职位方面普遍面临的困难，以及文献中广泛讨论的女性晋升难题（Hsieh et al., 2019），对这一问题的进一步探究非常有意义。基于此，接下来本文将从农村女性劳动力是否从事体面职业以及收入情况两个维度，揭示同辈性别角色观念是否会促进农村女性劳动力高质量就业。

（一）基于农村女性劳动力从事体面职业的分析

基于调查数据，本文将调查时发现的符合以下任一情况的职业定义为从事体面职业：一是在党政机关工作；二是在事业单位工作；三是在企业从事管理活动，或从事具有管理属性的非农自雇类工作。本文将是否从事体面职业（是=1，否=0）作为被解释变量，进行实证分析。表 12 的描述性分析结果显示，从事体面职业的农村女性劳动力占比为 5.99%。

表 12	从事体面职业的样本占全样本的比例分布情况			单位：%
管理属性	党政机关	事业单位	企业受雇或非农自雇	
只管理他人	0.00	0.01	1.61	
既管理他人也受他人管理	0.07	0.39	1.98	
无管理权限	0.21	1.72	—	

表 13 显示，同辈性别角色观念越平等，农村女性劳动力从事体面职业的概率越大。具体而言，（1）列的估计结果中，同辈持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，农村女性劳动力从事体面职业的概率显著提升 1.02 个百分点。（2）列的估计结果与（1）列一致。这表明，同辈性别角色观念趋向于平等化不仅影响农村女性劳动力非农就业的参与，还会影响农村女性劳动力非农就业的质量。

表 13	同辈性别角色观念对农村女性劳动力从事体面职业的影响			
变量	被解释变量：是否从事体面职业			
	（1）		（2）	
	系数	标准误	系数	标准误
同辈性别角色观念	0.102***	0.029		
同辈性别角色观念得分			0.019***	0.003

^①组间系数差异检验结果省略，可登录中国知网或《中国农村观察》网站查阅本文附录中的附表 3。

表 13 (续)

控制变量	已控制	已控制
观测值数	16221	16221
R ²	0.102	0.103

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③控制变量与表 2 一致，估计结果略；④年份固定效应、省份固定效应以及二者交互项在各列回归中均已控制。

(二) 基于农村女性劳动力收入情况的分析

本文进一步探讨同辈性别角色观念对农村女性劳动力的年总收入、职业或劳动收入的影响。表 14 的估计结果表明，同辈性别角色观念平等化促进了农村女性劳动力收入的显著提升。具体而言，(1) 列和 (3) 的估计结果显示，同辈群体中持有平等性别角色观念的比例提升 10 个百分点，则农村女性劳动力的年总收入、职业或劳动收入将分别显著增加 853 元和 831 元。(2) 列和 (4) 列的估计结果显示，同辈性别角色观念的平均得分提高 1 分，农村女性劳动力年总收入、职业或劳动收入均显著提升超过 100 元，这与前述分析结果保持了高度一致。

表 14 同辈性别角色观念对农村女性劳动力收入的影响

变量	被解释变量							
	被解释变量：年总收入（万元）				被解释变量：职业或劳动收入（万元）			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
同辈性别角色观念	0.853***	0.175			0.831***	0.168		
同辈性别角色观念得分			0.110***	0.020			0.104***	0.020
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	16038		16038		15844		15844	
R ²	0.252		0.252		0.247		0.247	

注：①***表示 1% 的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③年总收入、职业或劳动收入为调查年度上一年的收入，并按照上下 1% 进行缩尾处理；④控制变量与表 2 一致，估计结果略；⑤年份固定效应、省份固定效应以及二者交互项在各列回归中均已控制。

六、结论与政策启示

本文基于多期 CGSS 数据，实证分析同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响及其作用机制。研究结果表明，同辈性别角色观念趋向于平等化显著提升农村女性劳动力参与非农就业的概率。上述影响主要通过农村女性劳动力自身平等的性别角色观念塑造、同辈非农就业比例提升以及家庭束缚减轻三条路径实现。其中，同辈非农就业比例提升、个体性别角色观念塑造以及家庭束缚减轻三类机制变量在同辈性别角色观念影响农村女性劳动力非农就业中的贡献依次降低。异质性分析结果显示，同辈性别角色观念对农村女性劳动力非农就业的影响会因个体的文化水平、婚姻状况以及所处社会经济发展阶段的不同而存在差异。具体而言，同辈性别角色观念平等化对文化水平较低、在婚的

农村女性劳动力以及对处于社会经济深化发展期的农村女性劳动力的非农就业，具有更为突出的促进作用。进一步分析的结果显示，同辈性别角色观念平等化在提升农村女性劳动力非农就业参与概率的同时，促进了农村女性劳动力的高质量就业。

基于上述结论，本文提出如下几点政策启示。第一，推进农村地区女性观念重塑机制的构建。可以考虑将性别平等观念的教育嵌入乡村振兴人才培养体系，在新型职业农民培育中增加性别平等意识模块。同时，依托农村社区建立性别平等对话机制，通过同辈群体示范效应加速观念传播。尤其是可以考虑通过性别平等培训项目助推女性性别角色观念转型，提升政策工具效果。第二，促进农村女性社会网络激活。构建劳动力信息共享平台，重视在社区层面传播不同群组女性劳动力就业结果，构建从事与未从事非农就业农村女性劳动力的社会网络连接机制。通过依托媒体宣传、实施乡村就业女性带头人计划等方式树立职业榜样，引领女性劳动力非农就业。第三，优化家庭支持政策。可尝试将托育服务纳入村级公共服务清单，推行互助育儿模式。鼓励企业提供能够兼顾家庭责任的工作岗位。加强对老年人和幼儿的社会照管支持，有利于缓解年长、已婚女性群体的“母职惩罚”，更加显著地促进农村女性劳动力非农就业。当然，也需要科学认识观念转型与农村女性婚育行为相互交织的关系，需认识到推动性别平等与促进婚育并非零和博弈，其关键在于降低女性在劳动力市场与家庭再生产之间的制度性权衡成本。此外，未来研究也应致力于探讨干预措施、教育普及等如何塑造个体性别角色观念，以为政策制定提供更具前瞻性的建议。

参考文献

1. 蔡昉，2022：《人口红利：认识中国经济增长的有益框架》，《经济研究》第10期，第4-9页。
2. 陈斌开、陈思宇，2018：《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业？》，《经济研究》第3期，第35-49页。
3. 程令国、张晔、沈可，2015：《教育如何影响了人们的健康？——来自中国老年人的证据》，《经济学（季刊）》第1期，第305-330页。
4. 程怡璇、何晓波，2017：《初婚年龄、女性就业与家庭地位：基于1990、2000、2010年的调查数据》，《产业经济评论》第6期，第60-76页。
5. 郭云南、姚洋，2013：《宗族网络与农村劳动力流动》，《管理世界》第3期，第69-81页。
6. 韩雷、李舜，2022：《宗族文化能够化解“少子化”现象吗？——基于CFPS2014数据的经验检验》，《世界经济文汇》第6期，第99-118页。
7. 刘爱玉、佟新，2014：《性别观念现状及其影响因素——基于第三期全国妇女地位调查》，《中国社会科学》第2期，第116-129页。
8. 罗楚亮、滕阳川、李利英，2019：《行业结构、性别歧视与性别工资差距》，《管理世界》第8期，第58-68页。
9. 卿石松，2017：《性别角色观念、家庭责任与劳动参与模式研究》，《社会科学》第11期，第91-100页。
10. 卿石松，2019：《中国性别收入差距的社会文化根源——基于性别角色观念的经验分析》，《社会学研究》第1期，第106-131页。

- 11.王卫东、白云丽、罗仁福、张林秀, 2020: 《自营工商业的代际传承——基于全国 5 省 100 村 2000 户调查数据的实证研究》, 《中国农村观察》第 2 期, 第 47-67 页。
- 12.王一平、王非、黄炜, 2023: 《脱贫共富对人力资本的同侪提升效应——基于随机分班微观数据检验》, 《经济学(季刊)》第 6 期, 第 2174-2193 页。
- 13.王乙杰、杨大利, 2021: 《性别角色观念对创业行为性别差异的影响》, 《人口与经济》第 4 期, 第 126-142 页。
- 14.解垚, 2012: 《中国非农自雇活动的转换进入分析》, 《经济研究》第 2 期, 第 54-66 页。
- 15.殷戈、黄海、黄炜, 2020: 《人力资本的代际外溢性——来自“别人家的父母”的证据》, 《经济学(季刊)》第 4 期, 第 1491-1514 页。
- 16.张川川、马光荣, 2017: 《宗族文化、男孩偏好与女性发展》, 《世界经济》第 3 期, 第 122-143 页。
- 17.张川川、王靖雯, 2020: 《性别角色与女性劳动力市场表现》, 《经济学(季刊)》第 3 期, 第 977-994 页。
- 18.Alesina, A., P. Giuliano, and N. Nunn, 2013, “On the Origins of Gender Roles: Women and the Plough”, *Quarterly Journal of Economics*, 128(2): 469-530.
- 19.Akerlof, G. A., and R. E. Kranton, 2005, “Identity and the Economics of Organizations”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(1): 9-32.
- 20.Bernhardt, A., E. Field, R. Pande, and N. Rigol, 2018, “Male Social Status and Women’s Work”, *AEA Papers and Proceedings*, 108: 363-67.
- 21.Boelmann, B., A. Raute, and U. Schönberg, 2025, “Wind of Change? Cultural Determinants of Maternal Labor Supply”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 17(2): 41-74.
- 22.Cavapozzi, D., M. Francesconi, and C. Nicoletti, 2021, “The Impact of Gender Role Norms on Mothers’ Labor Supply”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 186: 113-134.
- 23.Cialdini R. B., and M. R. Trost, 1998, *Social Influence: Social Norms, Conformity, and Compliance*, The Handbook of Social Psychology, New York: McGraw-Hill, 151-192.
- 24.Cutler, D. M., and A. Lleras-Muney, 2010, “Understanding Differences in Health Behaviors by Education”, *Journal of Health Economics*, 29(1): 1-28.
- 25.Fernández, R., 2011, *Does Culture Matter?*, Handbook of Social Economics, Amsterdam: North Holland, 481-510.
- 26.Fortin, N. M., 2015, “Gender Role Attitudes and Women’s Labor Market Participation: Opting-Out, Aids, and The Persistent Appeal of Housewifery”, *Annals of Economics and Statistics*, 117/118: 379-401.
- 27.Giavazzi, F., F. Schiantarelli, and M. Serafinelli, 2013, “Attitudes, Policies, and Work”, *Journal of the European Economic Association*, 11(6): 1256-1289.
- 28.Goldin, C., 2006, “The Quiet Revolution That Transformed Women’s Employment, Education, And Family”, *American Economic Review*, 96(2): 1-21.
- 29.Greif, A., 1994, “Cultural Beliefs and The Organization of Society: A Historical and Theoretical Reflection on Collectivist and Individualist Societies”, *Journal of Political Economy*, 102(5): 912-950.
- 30.Hakim, C., 1991, “Grateful Slaves and Self-Made Women: Fact and Fantasy in Women’s Work Orientations”, *European Sociological Review*, 7(2): 101-121.

- 31.Hsieh, C. T., E. Hurst, C. I. Jones, and P. J. Klenow, 2019, "The Allocation of Talent and US Economic Growth", *Econometrica*, 87(5): 1439-1474.
- 32.Li, M., and S. J. Goetz, 2019, "The Intergenerational Persistence of Self-Employment Across China's Planned Economy Era", *Journal of Labor Economics*, 37(4): 1301-1330.
- 33.Li, H., P. Loyalka, S. Rozell, and B. Wu, 2017, "Human Capital and China's Future Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 31(1): 25-48.
- 34.Manski, C. F., 1993, "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem", *The Review of Economic Studies*, 60(3): 531-542.
- 35.Mota, N., E. Patacchini, and S. Rosenthal, 2016, "Neighborhood Effects, Peer Classification, and The Decision of Women to Work", IZA Discussion Paper No. 9985, <https://www.econstor.eu/handle/10419/142424>.
- 36.Nahar, M. Z., M. S. Zahangir, and S. M. S. Islam, 2013, "Age at First Marriage and Its Relation to Fertility in Bangladesh", *Chinese Journal of Population Resources and Environment*, 11(3): 206-234.
- 37.Nicoletti, C., K. G. Salvanes, and E. Tominey, 2018, "The Family Peer Effect on Mothers' Labor Supply", *American Economic Journal: Applied Economics*, 10(3): 206-234.
- 38.Ngai, L. R., and B. Petrongolo, 2017, "Gender Gaps and The Rise of The Service Economy", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(4): 1-44.
- 39.Peng, Y. S., 2004, "Kinship Networks and Entrepreneurs in China's Transitional Economy", *American Journal of Sociology*, 109(5): 1045-1074.
- 40.Platt, L., and J. Polavieja, 2016, "Saying and Doing Gender: Intergenerational Transmission of Attitudes Towards The Sexual Division of Labour", *European Sociological Review*, 32(6): 820-834.
- 41.Stertz, A. M., T. Grether, and B. S. Wiese, 2017, "Gender-Role Attitudes and Parental Work Decisions after Childbirth: A Longitudinal Dyadic Perspective with Dual-Earner Couples", *Journal of Vocational Behavior*, 101: 104-118.
- 42.Uunk, W., 2015, "Does The Cultural Context Matter? The Effect of A Country's Gender-Role Attitudes on Female Labor Supply", *European Societies*, 17(2): 176-198.
- 43.Uunk, W., and P. M. Lersch, 2019, "The Effect of regional Gender-Role Attitudes on Female Labour Supply: A Longitudinal Test Using The BHPS, 1991-2007", *European Sociological Review*, 35(5): 669-683.
- 44.Ye, B., and Y. Zhao, 2018, "Women Hold Up Half The Sky? Gender Identity and The Wife's Labor Market Performance in China", *China Economic Review*, 47: 116-141.
- 45.Zhang, L., Y. Dong, C. Liu, and Y. Bai, 2018, "Off-farm Employment over The Past Four Decades in Rural China", *China Agricultural Economic Review*, 10(2): 190-214.
- 46.Zhao, Y., 2003, "The Role of Migrant Networks in Labor Migration: The Case of China", *Contemporary Economic Policy*, 21(4): 500-511.
- 47.Zhao, Y., B. Ye, and J. Shi, 2022, "Gender Identity, Preference, and Relative Income Within Households", *China Economic Review*, 71, 101741.

The Impact of Gender Role Attitudes among Peers on Off-Farm Employment of Rural Female Labor Force

WANG Weidong¹ ZHANG Tonglong²

(1.School of Economics and Management, Beijing Forestry University;

2.International Business School, Hainan University)

Summary: Whether gender role attitudes, as an important cultural norm, affect the off-farm employment of female labor force is of great significance for promoting gender equality and socio-economic harmonious development. However, few studies have explored this issue from the perspective of peer gender role attitudes, focusing on rural areas in China characterized by a close-knit community, and revealing its impact on rural women, a group that is significantly disadvantaged in the labor market.

Based on this, this paper conducts an empirical analysis using data from the Chinese General Social Survey. The empirical analysis results show that the trend towards equalization of peer gender role attitudes significantly increases the probability of off-farm employment of rural female labor force. The mechanism analysis results indicate that the equalization of peer gender role attitudes mainly affects the off-farm employment of rural female labor force by shaping individual attitudes, delaying the age of first marriage, reducing the number of children, and strengthening the off-farm employment tendency of the peer group. The results of the heterogeneity analysis indicate that the influence of peer gender role attitudes on the off-farm employment of rural female laborers is more prominent among those with lower education levels, those in marital status, those in regions with higher levels of service industry development, and during periods of deepening socio-economic development. Further analysis shows that the equalization of peer attitudes will improve the employment quality of rural female labor force.

The policy implications are as follows. First, promoting the establishment of mechanisms for reshaping gender role perceptions among rural women. Gender equality education could be integrated into the rural revitalization talent training system, with modules on gender equality awareness added to the cultivation of new-type professional farmers. Second, activating rural women's social networks. A labor information-sharing platform should be developed to disseminate employment outcomes of female labor across different groups at the community level, fostering connections between women engaged in off-farm employment and those who are not. Role models can be highlighted through media campaigns and initiatives such as the "Rural Female Employment Leader Program" to inspire off-farm career choices. Third, optimizing family support policies. Childcare services could be incorporated into the list of village-level public services, and mutual childcare models could be promoted. Enterprises should be encouraged to offer family-friendly job positions. Strengthening social care support for the elderly and young children will help alleviate the gender penalty faced by older, married female groups, thereby more significantly promoting off-farm employment among the rural female labor force.

Keywords: Peer Group; Gender Role Attitudes; Rural Female Labor; Off-Farm Employment

JEL Classification: J16; J24; O15

(责任编辑：黄 易)