

## 互联网使用与农村居民的性别角色观念

王卫东 王术坤 刘晓红 张林秀\*

**内容提要** 传统社会强调“男主外、女主内”的家庭分工观念，这种观念的持续制约了女性的个人发展。在性别角色观念逐渐转变的过程中，现代信息技术在其中扮演了何种角色，并未有研究对该问题进行揭示。本研究基于2010-2017年中国综合社会调查（CGSS）数据发现，中国农村居民的性别角色观念呈现出向现代化迈进的趋势。其中，男性性别角色观念较之于女性、低教育程度比高教育程度的个体更为保守。同时，互联网使用促进了农村居民性别角色观念从传统走向现代，而这种影响在女性、低人力资本及未婚群体中更为可观。本文进一步实证论证了互联网使用带来个体就业机会增多，从而促进农村居民性别角色观念转型这一机制。本文的研究有助于判断中国农村性别角色观念的变动趋势，不仅丰富了中国性别角色观念形成机制的研究，而且能够为制定促进性别平等的公共政策提供参考。

**关键词** 互联网使用 农村居民 性别平等 性别角色观念

### 一 引 言

实现性别平等是2015年联合国制定的17个全球发展目标之一。然而，就目前而言，这一目标的实现仍旧任重道远。世界银行的数据显示，男性在政治席位、就业参

\* 王卫东，北京林业大学经济管理学院，电子邮箱：wangwd2019@bjfu.edu.cn；王术坤，中国社会科学院农村发展研究所，电子邮箱：wangshukun@cass.org.cn；刘晓红（通讯作者），北京大学中国农业政策研究中心，电子邮箱：xhliu2017@nsd.pku.edu.cn；张林秀，中国科学院地理科学与资源研究所、联合国环境署国际生态系统管理伙伴计划，电子邮箱：lxzhang.ccap@igsrr.ac.cn。本研究得到四川省农村发展研究中心资助项目“信息技术普及对农村居民性别角色观念的影响及其作用机制研究”（项目编号：CR2103）以及中央高校基本科研业务费专项资金项目“我国农村居民职业代际传承研究”（项目编号：BLX201945）的资助。

与、收入等诸多领域占据优势地位<sup>①</sup>。在中国，性别平等问题也引起了社会各界的广泛关注。越来越多的研究者通过实证分析，探讨了在中国劳动力市场中存在的针对女性的就业歧视问题（王美艳，2005；郭凯明、颜色，2015），以及在家务劳动中男性缺位等问题（佟新、刘爱玉，2015）。造成上述问题的原因除了劳动力市场缺陷外，还有相当一部分能够被传统的性别角色观念所解释（刘爱玉等，2015；卿石松，2019）。

性别角色观念（gender role attitudes）是有关男女应当遵从怎样的社会角色分工、社会规范、性别关系模式及行为模式等的观念（Williams & Best, 1990）。大量研究表明，发达国家和发展中国家的居民均普遍持有“男性应重视养家糊口，女性应更多地照顾家庭及抚养孩子”的观念（Amato & Booth, 1995；Fortin, 2005；van Egmond et al., 2010；Dhar et al., 2019）。Cotter et al.（2011）总结了美国 20 世纪七十年代到九十年代中叶性别角色观念从传统向现代平等的转变，发现世代更迭解释了观念转变的一半。性别角色观念引起人们重视的实证依据在于，其对于女性的教育、职业发展以及家庭婚姻幸福感等有很强的预测作用（Amato & Booth, 1995；Johnston et al., 2014）。比如，持有平等的性别角色观念的女性个体，其就业概率、工作时长及所获得的收入会更高（Fortin, 2005；Corrigall & Konrad, 2007）。在美国，妻子性别角色观念现代化不利于其婚姻质量的改善，而丈夫性别角色观念的现代化则会对婚姻质量有积极影响（Amato & Booth, 1995）。也有研究表明，如果母亲持有更平等的性别角色观念，女儿会接受更多的教育，以更高的概率参与劳动并工作更长的时间，儿媳妇也会更多地开展就业活动（Johnston et al., 2014）。

中国传统文化一直强调“男主外、女主内”的性别角色分工观念，而这种传统观念在中国的农村地区更为盛行（杨菊华等，2014）。更值得注意的是，中国性别角色观念似乎出现了向传统回归的趋势（许琪，2016；刘爱玉，2019）。有研究从个体承担家务劳动的视角发现，在 2010 年中国女性在绝大多数家务劳动中处于主导地位，女性做家务的时间是男性的 2.4 倍；同时，男性也开始逐渐介入家务劳动，出现了约 1/3 的夫妻合作模式，其中性别角色观念显著地影响了家庭的家务劳动合作模式（佟新、刘爱玉，2015）。与国际上的研究类似，来自中国的证据也表明更平等的性别角色观念对中国女性劳动力的就业参与、收入与职业发展具有显著的正向影响（李春玲，1996；王春凯，2019；张川川、王靖雯，2020）。同时丈夫的性别角色观念也会显著影响到女性

<sup>①</sup> 比如世界银行的数据显示，在 2020 年国家议会中妇女席位的比例仅为 25.2%。15 岁以上女性的劳动参与率为 46.9%，男性的劳动参与率为 74.0%。

的就业参与及收入 (Ye & Zhao, 2018)。传统的性别角色观念也会导致结婚率下降以及初婚年龄推迟, 还可能扭曲就业行为 (续继、黄娅娜, 2018)。此外, 性别角色观念也会影响到性别工资差异, 其对性别工资差距的解释力度高达 60%, 影响路径主要包括个体的受教育年限、劳动时间以及劳动参与等 (卿石松, 2019)。

性别角色观念的演变及其影响引起了众多学者的关注。那么, 什么决定了居民的性别角色观念呢? 未来推进性别平等的过程中有什么可选择的路径呢? Cotter et al. (2011) 总结发现, 世代更迭、社会结构变化 (受教育水平提升、生育率下降以及女性劳动参与率提升)、自由化的意识形态环境以及第二轮女性运动等共同促进了美国 1970 年代及 1980 年代性别角色观念的转变。国内外的研究发现, 如果个体是女性, 父母受教育程度较高, 或出生队列靠后, 就会有更平等的性别角色观念 (Du et al., 2021; Kane & Kyyrö, 2001; 王鹏、吴愈晓, 2019)。教育、就业机会、个人职业、政治身份等因素对个体形成现代化的性别角色观念也有相当重要的影响 (刘爱玉、佟新, 2014; Piotrowski et al., 2019; 周东洋、吴愈晓, 2019)。Li (2021) 发现女性技能导向型的工作机会越多的国家, 性别角色观念越平等。也有研究表明, 性别角色观念存在明显的代际传承 (卿石松, 2018; Dhar et al., 2019)。此外, 政府开展的妇女解放运动也对促进性别角色观念转变具有重要的意义 (张川川、王靖雯, 2020)。

一个需要注意的典型事实是, 在过去一段时间内, 以互联网为核心的信息与通讯技术在中国快速发展。《中国互联网发展报告 2020》数据显示, 截止到 2020 年 3 月, 中国网民规模为 9.04 亿。其中, 农村居民仅占 28.2%。即便如此, 互联网还是在农村居民的生活里扮演了重要的角色。有研究已经表明, 互联网使用能够显著促进农村居民非农就业并缩小城乡收入差距 (程名望、张家平, 2019; Ma et al., 2020; 苏岚岚、孔荣, 2020; 宋林、何洋, 2020)。互联网使用能够让农村居民, 尤其是女性, 获得更多的就业机会以及更加广泛的关于性别平等的信息, 进而可能影响到农村居民的文化观念。然而, 截至目前, 并未发现有研究基于实证数据探讨互联网使用对农村居民文化观念的影响。更为具体地, 未发现有研究实证分析互联网使用对农村居民性别角色观念的影响及影响机制。

本研究基于多期中国综合社会调查 (CGSS) 数据发现, 在中国农村地区, 无论男性还是女性, 不同出生队列的农村居民的性别角色观念都日趋现代化。但是, 整体而言, 男性的性别角色观念较之于女性更加保守。互联网的发展促进了农村居民性别角色观念从传统走向现代。该影响在男性与女性中均存在, 而女性受到的影响要明显大于男性。同时, 该影响在低人力资本及未婚群体间更显著。进一步探究机制发现, 互

联网使用会增加女性的就业机会并拓宽居民的信息渠道,使得农村居民能够感受到更多的社会支持。本研究有以下几方面贡献:首先,本研究对中国农村居民性别角色观念的现状进行了系统的描述,丰富了关于中国性别角色观念现状的研究,也有助于与世界其他国家的研究进行更为细致的对比。其次,本研究实证验证了现代信息技术的普及对于传统性别角色观念的解放作用,丰富了性别角色观念形成的研究。最后,本研究能够为制定促进性别平等的公共政策提供决策参考。本文接下来的安排如下:第二部分将进行理论分析并提出研究假设;第三部分介绍研究所采用的数据及变量;第四部分开展实证分析;第五部分进行机制探讨;第六部分为研究结论与政策启示。

## 二 理论分析与研究假说

根据经济学理论以及世界各国的经验证据,互联网的广泛使用对提升工作效率、缩短失业期限以及提升工资率有积极的影响(Krueger, 1993; Kuhn & Mansour, 2014)。女性在家庭生活中承担了大量的家务劳动,更加需要富有弹性的工作(Herr & Wolfram, 2012)。有研究表明,近年来中国农村女性的非农就业充分性低于农村男性(王卫东、张林秀, 2020)。2019年农民工监测报告显示,46.1%的农民工在建筑业及制造业这类对身体素质要求较高的部门从事非农工作,相当数量的农村女性劳动力被排除在外。在中国农村地区以互联网为代表的信息技术的发展以及扩散,对农村劳动力的就业状态产生了诸多影响。比如电子商务在中国农村地区获得了飞速发展,大量的农村居民在淘宝、京东等平台上开网店售卖农产品并开展其他就业活动(Liu et al., 2020)。这对于多样化农村居民收入具有重要作用,同时使得没有身体素质优势的农村女性劳动力能够有更多的渠道从事灵活多样的非农工作。此外,互联网使用也使得农村居民尤其是女性可以更多地接触到外界的就业信息,缓解信息约束,促进其非农就业。由于互联网的使用拓宽了农村女性的就业渠道,使得女性能够为家庭做更多的经济贡献,进而起到了为女性赋权的作用。

除了非农就业创造功能外,互联网在相当程度上降低了信息获取的成本,使农村居民突破时间以及空间限制,更广泛快捷地获取外界信息,与当前外界社会形成更为深入的互动。尤其是,互联网技术进步与社交媒体的发展,使得人们获取信息的平台发生了重要转变。互联网使用会对居民的主观意识、思想观念等产生一定的影响(周冬, 2016)。较之过去,更多的关于女性主义的议题进入普通民众的视野(盛婉婷, 2020),尤其是女性精英在互联网上起到了很好的模范作用。互联网上广泛且频繁的互

动，使得现代化的性别角色观念深入人心，从而促进农村居民性别角色观念的转型。基于此，提出研究假说1（图1）：

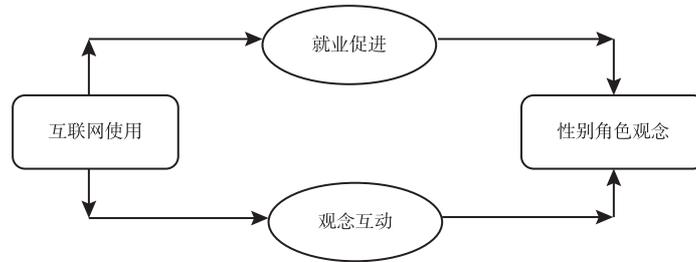


图1 互联网使用影响个体性别角色观念示意图

研究假说1：互联网使用会促进农村居民性别角色观念从传统走向现代。

中国传统社会强调“男主外、女主内”的性别角色分工。目前农村居民性别角色观念走向平等化的意涵，更多是改善社会公众对于女性角色的认知，即维护女性群体的权益，拓展女性个体的发展边界，并促进性别平等。因此，本研究预期互联网使用对女性的性别角色观念转变的影响要大于男性。基于此，提出研究假说2：

研究假说2：互联网使用对女性性别角色观念的影响大于男性。

此外，对已婚的女性个体而言，互联网使用带来就业机会并促进个体与外界形成更多互动，使其自身能够看到更多职业发展的可能性，会促进自身形成更加平等的性别角色观念。当女性做出更多家庭经济贡献并进一步与男性进行观念互动时，家庭中已婚男性会给予女性更多的认可、支持与尊重，从而改善男性的性别角色观念。然而，已婚家庭个体性别角色观念的转型会更多地受到家务劳动、家庭责任等制约。未婚个体，尤其是未婚女性，则不必担心因为就业带来的家务活分担问题以及子女照料等问题（Li, 2021），未婚女性因而得以更加频繁地使用互联网，接触到更多的信息，所以互联网使用应对未婚女性的影响更大。基于此，提出研究假说3：

研究假说3：互联网使用对未婚女性的影响要大于已婚女性。

高教育水平的农村劳动力可能会更加频繁地使用互联网，因此，互联网使用对高教育水平的劳动力非农就业的促进作用可能会更大。同时，农村居民使用互联网，其对个体性别角色观念的影响更多来自就业促进效应还是观念互动效应，并不明晰。尽管如此，高教育水平的个体具备更加平等的性别角色观念，此时，在控制其他个体特征的条件，互联网使用对于这一类群体的性别角色观念的边际影响可能会相对较小。

基于此，进一步提出如下研究假说：

研究假说 4：互联网使用对低受教育程度个体的影响要大于高受教育程度个体。

### 三 数据与变量

#### （一）数据介绍

本研究采用的数据来自中国综合社会调查（Chinese General Social Survey, CGSS）。该调查收集了详细的社会、社区、家庭、个人多个层次的信息，对于总结社会变迁的趋势、探讨相关理论和现实议题具有重要的意义。数据收集工作从 2003 年开展，之后每年或每两年对中国各省份 10000 多户城乡居民开展一次横截面调查，目前公开数据已更新至 2017 年。结合研究问题，本研究采用 2010 年、2012 年、2013 年、2015 年以及 2017 年数据。需要说明的是，本研究仅选取具备农村户籍的样本进行分析<sup>①</sup>。5 期总样本量为 31579 人。

#### （二）变量

本研究的被解释变量为个体的性别角色观念变量。之前有研究采用 CGSS 数据或中国妇女社会地位调查等数据测度过性别角色观念。比如有研究采用个体对“男人以社会为主，女人以家庭为主”的看法测度性别角色观念（贾云竹、马冬玲，2015）。之后有研究为了说明结果的可靠性，基于“男人以社会为主，女人以家庭为主”以及“干得好不如嫁得好”两个题项分别测度性别角色观念（许琪，2016）。张川川和王靖雯（2020）使用 2010 年 CGSS 数据，着重用对“男人以事业为重、女人以家庭为重”的看法测度个体的性别角色观念。“男人以事业为重、女人以家庭为重”题项指标的广泛应用，反映了学界对使用该指标测度性别角色观念的认可。因此，本研究也将重点基于该指标开展分析。具体而言，本文采用个体对“男人以事业为重、女人以家庭为重”这种观点的认可程度，测度其性别角色观念。在调查数据中该问题有五种回答：“非常不认同”=1、“比较不认同”=2、“无所谓认同不认同”=3、“比较认同”=4、“非常认同”=5。在分析过程中，为了简便起见，如果个体

<sup>①</sup> 区分标志是个体上一年度的户口类型。在调查数据中户口类型分为“农业户口”、“非农业户口”、“蓝印户口”、“居民户口（以前是农业户口）”、“居民户口（以前是非农业户口）”、“军籍”以及“没有户口”几种类型。本研究中仅将户口类型明确为农业户口的个体作为研究对象。

回答“非常不认同”或“比较不认同”则认为个体具有现代化的性别角色观念，并将其赋值为1。如果个体未选择上述两个答案，则说明其具有传统的性别角色观念，将其赋值为0。

根据表1，中国农村居民性别角色观念呈现出从传统向现代化平等观念过渡的趋势，持有现代性别平等观念的个体的比例从2010年的16.6%提升至2017年的28.3%。不论男性还是女性，其性别角色观念都呈现出从传统向现代转变的趋势。与之前的研究一致，男性比女性性别角色观念更加传统。基于出生队列的分析发现，几乎所有出生队列的性别角色观念都呈现出由传统向现代化转变的特征，个体出生队列越靠后，其性别角色观念的转变越快。这与基于中国妇女社会地位调查数据中的城乡综合样本得出的研究结论并不一致（许琪，2016），中国农村地区性别角色观念并未出现向传统回归的态势。进一步将样本按照个体受教育程度进行区分，可以看出不同受教育程度的个体的性别角色观念均呈现出逐渐向现代化转型的态势。同时，个体受教育程度越低，其性别角色观念越传统，但是性别角色观念随时间的转变越快。

表1 农村居民持有现代性别角色观念的比例（%）

年份	所有样本	性别		出生年份					受教育程度		
		女性	男性	1949前	1950-1959	1960-1969	1970-1979	1980-2000	小学及以下	初中	高中及以上
2010	16.6	17.2	15.9	10.7	12.5	13.4	19.0	30.8	10.1	21.3	33.9
2012	18.6	19.2	18.1	13.8	14.1	16.7	19.4	30.8	13.3	22.3	32.0
2013	21.5	22.1	20.8	14.6	18.2	18.5	22.2	33.2	15.1	24.7	36.5
2015	23.6	24.7	22.4	15.1	17.7	19.3	25.5	39.0	16.1	26.7	43.5
2017	28.3	30.5	25.7	19.2	17.0	22.5	29.9	47.7	18.5	32.5	50.6

资料来源：根据CGSS数据计算得到。

本研究的核心解释变量为个体的互联网使用状况。借鉴之前的研究，本研究采用个体在被调查年度是否上网来度量其互联网使用状况（吕明阳等，2020；宋林、何洋，2020）<sup>①</sup>。根据图1可以看出，中国农村居民使用互联网的比例从2010年的17.94%提升至2017年的45.2%，并且男性上网的比例高于女性。

对个体使用互联网情况与个体性别角色观念进行交叉分析发现（见表2），对所有

① 如果个体使用手机移动上网或电脑上网则判定为使用互联网。

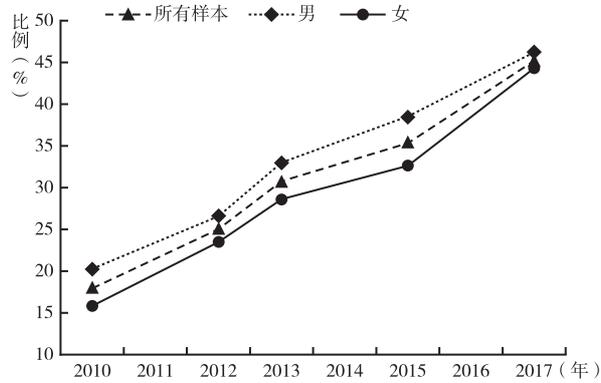


图 2 过去一年中国农村居民使用互联网上网的比例

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

样本而言，过去一年使用互联网的居民比未使用互联网的居民持有性别平等观念的比例更高，并且二者之间的差距整体上呈现上升的趋势。尤其对于女性而言，二者之间的差距更大。男性中二者间的差距也存在，但相对较小。

表 2 农村居民不同互联网使用情况下持有现代平等的性别角色观念的比例 (%)

样本	互联网使用情况	2010	2012	2013	2015	2017
所有样本	使用	31.2	29.3	31.7	35.6	40.7
	不使用	13.4	15.1	16.8	17.1	17.9
	差距	17.9	14.2	14.9	18.5	22.8
女性	使用	40.8	34.6	37.5	42.2	47.5
	不使用	12.8	14.5	15.9	16.2	17.0
	差距	28.0	20.1	21.6	25.9	30.5
男性	使用	23.0	24.7	26.5	29.0	33.4
	不使用	14.1	15.6	17.8	18.2	19.1
	差距	8.9	9.0	8.7	10.8	14.3

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

在进行实证分析的过程中，本研究也进一步加入个体的性别、出生队列、受教育程度、宗教信仰、身体健康状况及婚姻状态作为控制变量。同时在模型中加入省份虚拟变量，以控制地区不可观测因素的影响。除此之外，为了控制性别角色观念的时间变化趋势，也在模型中加入了年份虚拟变量。各变量的描述性统计如表 3 所示。

表3 变量描述性统计

变量	变量解释	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
是否持有性别平等角色观念	1 = 是; 0 = 否	31486	0.218	0.413	0	1
过去一年是否使用互联网	1 = 是; 0 = 否	31555	0.312	0.463	0	1
是否为男性	1 = 是; 0 = 否	31597	0.480	0.500	0	1
年龄	岁	31595	47.936	16.125	16	95
受教育状况						
小学及以下	1 = 是; 0 = 否	31574	0.522	0.500	0	1
初中	1 = 是; 0 = 否	31574	0.346	0.476	0	1
高中及以上	1 = 是; 0 = 否	31574	0.132	0.339	0	1
是否为少数民族	1 = 是; 0 = 否	31563	0.103	0.304	0	1
是否有宗教信仰	1 = 是; 0 = 否	31595	0.297	0.457	0	1
身体健康状况						
非常差	1 = 是; 0 = 否	31583	0.046	0.210	0	1
比较差	1 = 是; 0 = 否	31583	0.180	0.384	0	1
一般	1 = 是; 0 = 否	31583	0.212	0.409	0	1
比较好	1 = 是; 0 = 否	31583	0.342	0.474	0	1
非常好	1 = 是; 0 = 否	31583	0.219	0.413	0	1
是否在婚	1 = 是; 0 = 否	31584	0.807	0.394	0	1
调查年份						
2010	1 = 是; 0 = 否	31597	0.191	0.393	0	1
2012	1 = 是; 0 = 否	31597	0.198	0.399	0	1
2013	1 = 是; 0 = 否	31597	0.200	0.400	0	1
2015	1 = 是; 0 = 否	31597	0.196	0.397	0	1
2017	1 = 是; 0 = 否	31597	0.214	0.410	0	1

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

## 四 实证分析

### (一) 互联网使用对性别角色观念的影响

考虑到本研究的被解释变量为二分变量，即个体是否持有现代平等的性别角色观念，本文首先采用线性概率模型（LPM）进行估计。具体地，模型设定如下：

$$Y_i = \alpha + \beta internet_i + \gamma X_i + \mu_p + year + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， $Y_i$  为个体是否持有平等的性别角色观念。 $internet_i$  为个体是否使用互联网。 $X_i$  为其他控制变量，包括前文所述的性别、年龄、民族、身体健康状况、婚姻状态、

宗教信仰、教育程度等。 $\mu_p$  为省份固定效应。 $year$  为年份虚拟变量。 $\varepsilon_i$  为随机误差项。

表 4 中 (1)~(3) 列报告了最小二乘法 (OLS) 估计的结果, 当不放入其他控制变量时, 个体使用互联网会使自身持有平等性别角色观念的概率提高 19%。进一步加入其他控制变量后, 该影响明显下降。进一步加入省份固定效应以及年份虚拟变量后, 个体使用互联网仍旧使得个体持有平等的性别角色观念的概率提高 8.3%。回归估计的结果也印证了男性较之于女性具有更加传统的性别角色观念。同时, 个体年龄越大, 越可能具有传统的性别角色观念。回归结果也表明, 受教育程度高、身体健康状况好的个体更可能具有现代性别角色观念。随着年份的推移, 个体性别角色观念也日趋现代化。如果个体处于婚姻关系之中, 其性别角色观念明显更加传统。进一步地, 本文也基于 Probit 模型重新进行了估计 ((4)~(6) 列), 边际效应结果与 LPM 估计的结果基本一致。

表 4 是否上网对性别角色观念的影响

解释变量	因变量: 是否持有现代平等的性别角色观念 (1 = 是; 0 = 否)					
	LPM (线性概率模型)			Probit (边际效应)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
互联网使用	0.190 *** (0.005)	0.101 *** (0.007)	0.083 *** (0.007)	0.172 *** (0.004)	0.088 *** (0.006)	0.070 *** (0.006)
男性		-0.040 *** (0.005)	-0.039 *** (0.005)		-0.037 *** (0.005)	-0.036 *** (0.005)
年龄		-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)		-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
初中		0.064 *** (0.006)	0.062 *** (0.006)		0.067 *** (0.006)	0.065 *** (0.006)
高中及以上		0.169 *** (0.009)	0.166 *** (0.009)		0.161 *** (0.009)	0.158 *** (0.009)
少数民族		-0.010 (0.007)	0.001 (0.009)		-0.010 (0.008)	0.001 (0.010)
信教		0.036 *** (0.005)	0.001 (0.007)		0.034 *** (0.005)	0.000 (0.007)
身体健康比较差		0.020 ** (0.010)	0.022 ** (0.010)		0.023 * (0.012)	0.025 ** (0.012)
身体健康一般		0.024 ** (0.010)	0.026 ** (0.010)		0.028 ** (0.012)	0.029 ** (0.012)
身体健康比较好		0.028 *** (0.010)	0.029 *** (0.010)		0.032 *** (0.012)	0.032 *** (0.012)
身体健康很好		0.024 ** (0.011)	0.025 ** (0.011)		0.028 ** (0.012)	0.028 ** (0.012)

续表

解释变量	因变量：是否持有现代平等的性别角色观念（1 = 是；0 = 否）					
	LPM（线性概率模型）			Probit（边际效应）		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
已婚		-0.032 *** (0.006)	-0.031 *** (0.006)		-0.025 *** (0.006)	-0.023 *** (0.006)
2012			0.016 ** (0.007)			0.018 *** (0.007)
2013			0.034 *** (0.007)			0.037 *** (0.007)
2015			0.054 *** (0.007)			0.056 *** (0.007)
2017			0.089 *** (0.009)			0.090 *** (0.009)
省份虚拟变量	未控制	未控制	控制	未控制	未控制	控制
截距项	0.159 *** (0.002)	0.207 *** (0.016)	0.205 *** (0.033)			
观测值	31447	31363	31363	31447	31363	31361
R 平方	0.046	0.067	0.075			

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误。

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

## （二）异质性分析

互联网技术的使用对不同性别农村居民的性别角色观念的影响是否存在差异呢？接下来，本文将采用分样本回归的方式对该问题进行实证检验。估计结果表明（见表 5），无论是农村男性还是农村女性，互联网使用都会显著地促使其形成现代平等的性别角色观念。同时，互联网使用对女性性别角色观念的影响远大于男性。具体而言，当女性使用互联网时，其持有现代性别角色观念的可能性将显著提高 11.6%。当男性使用互联网时，其持有现代性别角色观念的可能性显著提高 4.8%。这也说明了，互联网信息技术的扩散与普及会起到明显的赋权女性的作用。

进一步将不同性别的农村居民按照婚姻状态进行区分，形成未婚男性与女性、已婚男性与女性四组，分别进行回归。根据表 6 的回归结果发现，互联网使用对未婚和已婚个体的性别角色观念均有显著的影响。即，互联网使用显著提升了四类群体持有现代化性别角色观念的概率。同时，互联网使用对性别角色观念的影响在未婚群体中更为突出。无论在未婚还是已婚群体内部，互联网使用对个体持有现代性别角色观念的影响均在女性中更强。

表 5 互联网使用对不同性别居民性别角色观念的影响

解释变量	因变量：是否持有现代平等的性别角色观念	
	女性 (1)	男性 (2)
互联网使用	0.116 *** (0.010)	0.048 *** (0.010)
其他控制变量	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制
截距项	0.275 *** (0.044)	0.108 ** (0.049)
观测值	16294	15069
R 平方	0.125	0.037

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误。  
资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

表 6 互联网使用对不同性别居民性别角色观念的影响

解释变量	因变量：是否持有现代平等的性别角色观念			
	未婚		已婚	
	女性 (1)	男性 (2)	女性 (1)	男性 (2)
互联网使用	0.241 *** (0.034)	0.086 *** (0.028)	0.107 *** (0.011)	0.044 *** (0.011)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
截距项	0.241 *** (0.075)	-0.005 (0.090)	0.153 *** (0.056)	0.124 ** (0.060)
观测值	3146	2884	13148	12185
R 平方	0.282	0.072	0.081	0.029

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误。  
资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

有研究表明，互联网使用对不同人力资本状况的居民的就业参与及收入具有差异化影响。比如吕明阳等（2020）发现，互联网使用对低受教育程度老年人的就业参与的影响小于对高受教育程度老年人的影响。马俊龙和宁光杰（2017）基于农村劳动力的分析也证实了这一点。这些研究认为，受教育程度高的居民能够对互联网上的就业信息等形式形成更多的有效需求。区别于关注劳动力就业，本研究聚焦于农村居民的观念革新。那么，互联网使用对不同人力资本群体的性别角色观念是否有差异化影响呢？

分样本回归结果表明（见表7），互联网使用对低人力资本的居民的影响更为显著。具体地，互联网使用会使小学及以下和初中文化程度的居民持有现代化性别角色观念的概率分别显著提高9.9%及6.3%，而互联网使用对高中及以上文化程度居民的性别角色观念并无显著的影响。这也彰显了互联网使用在观念革新方面的益贫属性。

表7 互联网使用对不同受教育程度居民性别角色观念的影响

解释变量	因变量：是否持有现代平等的性别角色观念		
	小学及以下 (1)	初中 (2)	高中及以上 (3)
互联网使用	0.099*** (0.012)	0.063*** (0.011)	0.010 (0.023)
其他控制变量	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制
截距项	0.037 (0.054)	0.333*** (0.060)	0.526*** (0.091)
观测值	16324	10877	4162
R平方	0.022	0.034	0.076

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为稳健标准误。

资料来源：根据CGSS数据计算得到。

### （三）稳健性检验

#### 1. 变换被解释变量

张川川和王靖雯（2020）曾采用个体对“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”和“在经济不景气时，应该先解雇女性员工”以及“夫妻应该均等分摊家务”五个问题的看法的得分进行加总来度量性别角色观念。然而，卿石松（2017）认为“夫妻应该均等分摊家务”这一问题的信度系数较低，不宜纳入度量。因此，其将前四个问题的得分加和作为性别角色观念的指标。本文也进一步将CGSS调查数据中的前四个问题加和作为衡量性别角色观念的主要变量以进行稳健性估计<sup>①</sup>。核密度图的初步描述结果显示（见图3），使用互联网的农

<sup>①</sup> 针对调查数据中的四个问题（即在张川川和王靖雯（2020）研究中的前四个问题），均存在五种回答：“非常不认同”=1、“比较不认同”=2、“无所谓认同不认同”=3、“比较认同”=4、“非常认同”=5。该数值大小为四个问题得分的加和，加和后的数据大小范围为4到20。该指标在问卷中数值越大代表性别角色观念越传统。为了更便于解释，本研究将该数值减去24，然后取绝对值，变为正向指标。即分值越大，代表性别角色观念越平等。

村居民的性别角色观念得分较之于未使用互联网的居民更多分布在图的右侧。即，初步看，使用互联网的个体有更高的性别角色观念得分。

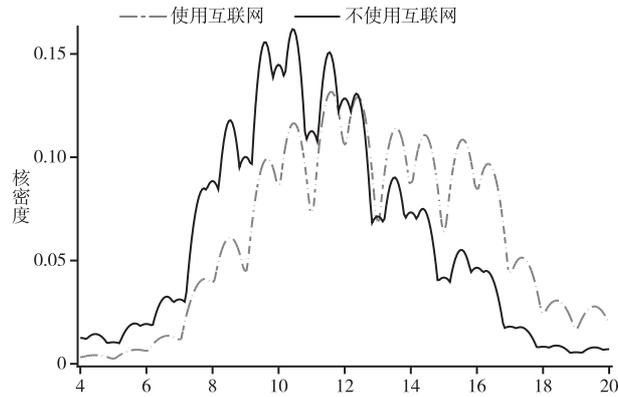


图 3 是否上网与性别角色观念得分的核密度图

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

基于 OLS 的估计结果验证了描述性分析的结论（见表 8）。具体而言，当不放入其他控制变量时，个体使用互联网会使其性别角色观念得分显著提升 1.758 分。进一步加入其他控制变量，该影响有所下降。当进一步控制省份固定效应以及时间趋势后，农村居民使用互联网会使其性别角色观念得分显著增加 0.791 分。

表 8 互联网使用对居民性别角色观念得分的影响

解释变量	因变量：性别角色观念得分		
	(1)	(2)	(3)
互联网使用	1.758 *** (0.039)	0.867 *** (0.050)	0.791 *** (0.052)
其他控制变量	未控制	控制	控制
年份虚拟变量	未控制	未控制	控制
省份虚拟变量	未控制	未控制	控制
截距项	11.199 *** (0.021)	11.585 *** (0.121)	12.293 *** (0.247)
观测值	30759	30696	30683
R 平方	0.067	0.099	0.111

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误。

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

同时，本文也分别采用每一个指标度量性别角色观念，开展稳健性分析<sup>①</sup>。表9的估计结果表明，互联网使用令农村居民反对“男性能力天生就比女性强”、“干得好不如嫁得好”以及“经济不景气时应该首先解雇女性员工”等传统看法。即，采用其他分项指标表征个体性别角色观念时，互联网使用仍表现出促进农村居民持有现代平等性别角色观念的作用。

表9 互联网使用对居民性别角色观念得分的影响（其他分项指标）

解释变量	因变量：不支持=1；支持=0		
	“男性能力天生就比女性强” (1)	“干得好不如嫁得好” (2)	“经济不景气时应该首先解雇女性员工” (3)
互联网使用	0.069 *** (0.008)	0.065 *** (0.008)	0.055 *** (0.008)
其他控制变量	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制
截距项	0.421 *** (0.037)	0.368 *** (0.037)	0.803 *** (0.031)
观测值	31316	31241	30842
R平方	0.059	0.051	0.061

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著；括号内为稳健标准误。

资料来源：根据CGSS数据计算得到。

## 2. 变换解释变量

我们认为，农村居民使用互联网进而影响到个体性别角色观念的过程中，信息扩散以及信息获取发挥了关键的作用。基于此，我们进一步采用个体信息获取的最主要来源是否为互联网作为解释变量，以探究其对个体性别角色观念的影响。具体地，如果个体最主要的信息来源为互联网（包括手机上网），那么该变量赋值为1；如果个体最主要的信息来源为其他渠道（如报纸、杂志、广播、电视等），则赋值为0。我们发现样本中15.82%的农村居民的主要信息来源为互联网。

变换解释变量后的估计结果与前述结果保持了高度一致。具体地，表10的估计结果表明，如果个体最主要的信息获取来源为互联网，那么其持有现代平等的性别角色观念的概率将提高9.6%，其性别角色观念得分也将增加0.720分。进一步探究信息获取主要来源为互联网对其他分项指标的影响，发现估计结果仍旧稳健。

<sup>①</sup> 其他单项指标的界定和个体对“男人以事业为重、女人以家庭为重”这种观点的认可程度指标的构造方式一致。

### 3. 工具变量法估计的结果

考虑到以上回归可能会遗漏一些既影响个体互联网使用又影响个体性别角色观念的变量，进而带来内生性问题，参照之前的研究，我们选用区域层面的互联网普及率作为个体互联网使用的工具变量（马俊龙、宁光杰，2017）。本文在社区层面构造了互联网普及率指标。需要说明的是，2017 年 CGSS 数据仅仅发布了个体所在省份的情况，缺少更为具体的位置信息，因而无法直接构造社区互联网普及率指标。我们将仅采用 2010 年、2012 年、2013 年及 2015 年的数据，基于工具变量法开展实证分析。社区层面的互联网普及率的构造方式具体为：社区互联网普及率 = (社区样本中使用互联网的人数 - 自己使用互联网的情况) / (社区样本人数 - 1)<sup>①</sup>。考虑到同社区内居民间存在示范效应，其他人使用互联网的比例越高，个体也更可能使用互联网，这就很好地满足了工具变量的相关性要求。至于外生性，社区内其他人的互联网使用行为并不会对个体的性别角色观念产生直接影响。

表 10 互联网使用对居民性别角色观念的影响（变换核心解释变量）

解释变量	因变量				
	不支持“男人以事业为重、女人以家庭为重” (1)	性别角色观念得分 (2)	不支持“男性能力天生就比女性强” (3)	不支持“干得好不如嫁得好” (4)	不支持“经济不景气时应该首先解雇女性员工” (5)
信息获取的主要来源为互联网	0.096 *** (0.009)	0.720 *** (0.062)	0.053 *** (0.010)	0.055 *** (0.010)	0.049 *** (0.008)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	0.214 *** (0.033)	12.519 *** (0.246)	0.447 *** (0.037)	0.388 *** (0.037)	0.827 *** (0.031)
观测值	30793	30141	30746	30678	30293
R 平方	0.074	0.107	0.057	0.050	0.059

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误。  
资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

一阶段的估计结果表明（见表 11），社区内的互联网普及率会显著提升个体使用互联网的概率。同时，社区内互联网普及率也会提升个体信息主要来源为互联网的概率。Cragg-Donald Wald F 统计量远高于 Stock-Yogo 弱工具变量检验在 10% 显著性水平上的临界值 16.38。因此，并不存在弱工具变量问题。二阶段的估计结果也充分印证了之前

① 我们也构造了地级市层面的互联网普及率作为个体互联网使用情况的工具变量。估计结果与当前保持一致，限于篇幅，不做汇报。感兴趣的读者可向作者索取。

回归结果的可靠性，互联网使用的确会显著提升农村居民持有现代化性别角色观念的概率以及性别角色观念得分。同时，工具变量估计结果也表明，LPM 估计结果低估了互联网使用对性别角色观念的影响。

表 11 互联网使用对性别角色观念的影响（工具变量法）

第二阶段	是否持有现代平等的性别角色观念 (1)	性别角色观念得分 (2)
互联网使用	0.313 *** (0.078)	3.252 *** (0.607)
第一阶段	因变量：是否使用互联网	
互联网普及率	0.341 *** (0.022)	0.343 *** (0.022)
Cragg-Donald Wald F 统计量	237.94	133.10
观测值	24636	24184

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误；模型均加入个体特征变量、时间趋势变量及省份固定效应。

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

## 五 进一步讨论

在前文的陈述中我们认为，互联网使用对个体性别角色观念的影响主要通过两种途径实现。一方面，互联网使用会拓宽农村女性的就业渠道，提升农村女性在家庭中的经济贡献，进而促进农村居民性别角色观念的转型。另一方面，个体与社会互动的广泛性与深入性的增强，进一步塑造了个体的性别角色观念<sup>①</sup>。我们将进一步对这些机制进行论证与说明。

基于多期数据，我们实证分析了个体互联网使用对劳动力非农就业的影响。基于表 12 的估计结果我们发现，个体使用互联网会使其非农就业概率提升 14.1%。互联网使用对未婚群体非农就业的影响高于已婚群体；同时，互联网使用对高受教育程度群体非农就业的影响要大于低受教育程度群体。可能的原因是这两类群体会以更高的频率使用互联网获取就业信息，降低信息约束，从而提升就业概率。除此之外，互联网技术属于技能偏向型技术，其与高技能群体结合，可能会发挥更大的作用<sup>②</sup>。

① 本文并不去剖析哪种机制在其中发挥了更大的作用。

② 根据 2017 年的调查数据，小学及以下、初中、高中及以上受教育程度的女性会使用网络打开网页的比例分别为 32%、68% 及 91%。

表 12 互联网使用对女性非农就业的影响

解释变量	因变量：是否非农就业					
	整体 (1)	婚姻状况		受教育程度		
		未婚 (2)	已婚 (3)	小学及以下 (4)	初中 (5)	高中及以上 (6)
互联网使用	0.141*** (0.010)	0.177*** (0.031)	0.134*** (0.011)	0.129*** (0.016)	0.144*** (0.017)	0.257*** (0.039)
观测值	16361	3170	13191	9733	4825	1803
R 平方	0.234	0.375	0.212	0.161	0.152	0.174

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误；模型均加入个体特征变量、时间趋势变量及省份固定效应。

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

非农自雇佣是农村劳动力非农就业的重要形式（王卫东等，2020）。尽管非农自雇佣通常被认为是失业到受雇之间的一种中间状态（解垚，2012），非农自雇佣的个体仍旧可能在就业过程中为家庭做出经济贡献，发挥自身价值，促进性别角色观念的转变。我们进一步基于个体就业信息，识别出个体是否从事非农自雇佣活动。即，如果个体为老板或者个体自营工商业者，则将其定义为从事非农自雇佣活动，取值为 1。如果个体为其他的就业类型，则取值为 0。表 13 的估计结果显示，互联网使用会使个体非农自雇佣的概率提高 5.1%。该影响在已婚群体中更突出，对未婚群体不显著。此外，互联网使用对不同受教育程度的个体从事非农自雇佣均有积极的影响，对初中文化程度个体非农自雇佣的影响尤其明显。

表 13 互联网使用对女性自我雇佣的影响

解释变量	因变量：是否从事自我雇佣的就业活动					
	整体 (1)	婚姻状况		受教育程度		
		未婚 (2)	已婚 (3)	小学及以下 (4)	初中 (5)	高中及以上 (6)
互联网使用	0.051*** (0.007)	-0.017 (0.019)	0.056*** (0.008)	0.037*** (0.010)	0.078*** (0.012)	0.063** (0.025)
观测值	16362	3170	13192	9733	4826	1803
R 平方	0.049	0.046	0.055	0.046	0.042	0.065

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号内为稳健标准误；模型均加入个体特征变量、时间趋势变量及省份固定效应。

资料来源：根据 CGSS 数据计算得到。

由于个体在互联网上接触到的信息难以收集，无法精准地识别个体的观念如何受互联网信息的影响。关于新媒体与人的现代化的研究表明，个体暴露于新媒体环境下，会促进人观念的转变（高红波，2013）。在此前提下，我们进一步探究个体互联网使用的具体情况，从侧面反映互联网使用会影响到个体的观念转变。2017年CGSS调查数据收集了相对详细的个体互联网使用信息。具体而言，由表14可见，个体使用互联网时，主要用于开展社交活动、获取信息以及进行休闲娱乐，而上述活动均会增进观点的碰撞并促使个体了解到更多的新观念。

表14 个体利用互联网的情况

单位：%

	开展社交活动 (1)	自我展示 (2)	网络行动 (3)	休闲娱乐 (4)	获取信息 (5)
从不	4.8	15.3	43.4	9.1	6.6
很少	11.6	27.8	34.5	13.7	11.3
有时	18.5	29.8	14.7	26.1	21.7
经常	41.9	20.7	5.9	39.1	44.3
总是	23.2	6.5	1.6	12.0	16.3

资料来源：根据CGSS数据计算得到。

同时，表15的结果表明，农村居民认为对信息及社会资源的获取是互联网的重要功能；也有一定比例的居民认为互联网使用对促进社会公平、打破阶层固化有重要的作用。上述证据虽然并未直接显示个体如何基于互联网了解到现代平等的性别观念，但是也能从侧面反映出个体对于互联网的平台功能及信息获取功能的广泛利用及认同。

表15 个体对互联网的看法

单位：%

	“让越来越多的人 获取更多信息” (1)	“使人民获得 更多社会资源” (2)	“促进社会 公平” (3)	“打破阶层 固化” (4)
非常不同意	0.6	1.2	2.7	3.7
不同意	1.5	8.4	20.6	27.5
既不同意也不反对	14.4	22.4	29.5	32.7
同意	58.6	61.5	43.6	33.1
非常同意	24.8	6.5	3.7	3.0

资料来源：根据CGSS数据计算得到。

## 六 研究结论与政策启示

传统性别角色观念强调“男主外、女主内”。伴随着现代化建设的推进，中国居民的性别角色观念也在经历着由传统向现代的转型。基于多期中国综合社会调查数据，本文揭示了中国农村居民的性别角色观念的演进态势以及互联网使用对农村居民性别角色观念的影响，得出以下主要结论：

首先，尽管中国农村居民的性别角色观念仍旧相对传统，尤其是男性更为保守，但是农村居民的性别角色观念的转变是全方位的。不同性别、绝大多数出生队列以及不同受教育程度的农村居民的性别角色观念都在朝着现代化迈进。这是对中国居民性别角色观念现状刻画研究的有效补充，也充分说明了，在中国农村并未出现性别角色观念向传统回归的趋势。其次，互联网使用促进了中国农村居民性别角色观念从传统向现代的转型。最后，这种影响对不同性别的农村居民均显著，且女性受到的影响明显大于男性。同时，互联网使用对低受教育程度或未婚的农村居民的影响更大。进一步验证其中机制发现，互联网使用确实发挥着拓宽就业渠道的作用，促进了农村女性从事非农工作，进而会促进个体性别角色观念的转变。

基于以上结论，本文得出以下政策启示：一方面，进一步多渠道促进农村居民性别角色观念向现代化转型。不仅仅要关注农村女性，还要重视农村男性性别角色观念的转变。另一方面，进一步推动农村互联网基础设施以及互联网使用方法的普及，充分利用好互联网这一媒介，加快农村劳动力转移就业并增强居民观念互动，进而促进农村居民性别角色观念的转型。

### 参考文献：

- 程名望、张家平（2019），《互联网普及与城乡收入差距：理论与实证》，《中国农村经济》第2期，第19-41页。
- 高红波（2013），《新媒体需求与使用对农民现代化观念影响的实证研究——以河南巩义IPTV农村用户为例》，《新闻与传播研究》第7期，第80-99页。
- 郭凯明、颜色（2015），《劳动力市场性别不平等与反歧视政策研究》，《经济研究》第7期，第42-56页。

- 贾云竹、马冬玲 (2015), 《性别观念变迁的多视角考量: 以“男主外, 女主内”为例》, 《妇女研究论丛》第3期, 第29-36页。
- 李春玲 (1996), 《性别观念与中国社会科学院女性的职业发展》, 《社会学研究》第2期, 第48-59页。
- 刘爱玉 (2019), 《男人养家观念的变迁: 1990-2010》, 《妇女研究论丛》第3期, 第42-53页。
- 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。
- 刘爱玉、佟新、付伟 (2015), 《双薪家庭的家务性别分工: 经济依赖、性别观念或情感表达》, 《社会》第2期, 第109-136页。
- 吕明阳、彭希哲、陆蒙华 (2020) 《互联网使用对老年人就业参与的影响》, 《经济学动态》第10期, 第77-91页。
- 马俊龙、宁光杰 (2017), 《互联网与中国农村劳动力非农就业》, 《财经科学》第7期, 第50-63页。
- 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。
- 卿石松 (2018), 《中国性别角色观念代际传递分析》, 《中国人口科学》第6期, 第80-91页。
- 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。
- 盛琬婷 (2020), 《女性主义议题在社交媒体中的传播特征》, 《新闻研究导刊》第3期, 第86页。
- 宋林、何洋 (2020), 《互联网使用对中国农村劳动力就业选择的影响》, 《中国人口科学》第3期, 第61-74页。
- 苏岚岚、孔荣 (2020), 《互联网使用促进农户创业增益了吗? ——基于内生转换回归模型的实证分析》, 《中国农村经济》第2期, 第62-80页。
- 佟新、刘爱玉 (2015), 《城镇双职工家庭夫妻合作型家务劳动模式——基于2010年中国第三期妇女地位调查》, 《中国社会科学》第6期, 第96-111页。
- 王春凯 (2019), 《性别观念、家庭地位与农村女性外出务工》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第54-67页。
- 王美艳 (2005), 《中国城市劳动力市场上的性别工资差异》, 《经济研究》第12期,

第 35 - 44 页。

王鹏、吴愈晓 (2019), 《社会经济地位、性别不平等与性别角色观念》, 《社会学评论》第 2 期, 第 55 - 70 页。

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。

王卫东、张林秀 (2020), 《非农就业充分性视角下的中国农村劳动力市场演进》, 《农业技术经济》第 5 期, 第 70 - 81 页。

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。

许琪 (2016), 《中国人性别观念的变迁趋势、来源和异质性——以“男主外, 女主内”和“干得好不如嫁得好”两个指标为例》, 《妇女研究论丛》第 3 期, 第 33 - 43 页。

续继、黄娅娜 (2018), 《性别认同与家庭中的婚姻及劳动表现》, 《经济研究》第 4 期, 第 136 - 150 页。

杨菊华、李红娟、朱格 (2014), 《近 20 年中国人性别观念的变动趋势与特点分析》, 《妇女研究论丛》第 6 期, 第 28 - 36 页。

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。

周冬 (2016), 《互联网覆盖驱动农村就业的效果研究》, 《世界经济文汇》第 3 期, 第 76 - 90 页。

周东洋、吴愈晓 (2019), 《地区经济发展、非农就业与中国农村居民性别观念转型》, 《贵州社会科学》第 4 期, 第 79 - 85 页。

Amato, Paul & Alan Booth (1995). Changes in Gender Role Attitudes and Perceived Marital Quality. *American Sociological Review*, 60 (1), 58 - 66.

Corrigall, Elizabeth & Alison Konrad (2007). Gender Role Attitudes and Careers: A Longitudinal Study. *Sex Roles*, 56 (11 - 12), 847 - 855.

Cotter, David, Joan Hermsen & Reeve Vanneman (2011). The End of the Gender Revolution? Gender Role Attitudes from 1977 to 2008. *American Journal of Sociology*, 117 (1), 259 - 289.

Dhar, Diva, Tarun Jain & Seema Jayachandran (2019). Intergenerational Transmission of Gender Attitudes: Evidence from India. *The Journal of Development Studies*, 55 (12),

2572 – 2592.

- Du, Huichao, Yun Xiao & Liqiu Zhao (2021). Education and Gender Role Attitudes. *Journal of Population Economics*, 34 (2), 475 – 513.
- Fortin, Nicole (2005). Gender Role Attitudes and the Labour-market Outcomes of Women across OECD Countries. *Oxford Review of Economic Policy*, 21 (3), 416 – 438.
- Herr, Jane & Catherine Wolfram (2012). Work Environment and Opt-Out Rates at Motherhood across High-Education Career Paths. *ILR Review*, 65 (4), 928 – 950.
- Li, Jie (2021). Women Hold up Half the Sky? Trade Specialization Patterns and Work-related Gender Norms. *Journal of International Economics*, 128, 103407.
- Liu, Min, Qian Zhang, Song Gao & Jikun Huang (2020). The Spatial Aggregation of Rural E-Commerce in China: An Empirical Investigation into Taobao Villages. *Journal of Rural Studies*, 80, 403 – 417.
- Johnston, David, Stefanie Schurer & Michael Shields (2014). Maternal Gender Role Attitudes, Human Capital Investment, and Labour Supply of Sons and Daughters. *Oxford Economic Papers*, 66 (3), 631 – 659.
- Kane, Emily & Else Kyyrö (2001). For Whom Does Education Enlighten? Race, Gender, Education, and Beliefs about Social Inequality. *Gender & Society*, 15 (5), 710 – 733.
- Krueger, Alan (1993). How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984 – 1989. *Quarterly Journal of Economics*, 108 (1), 33 – 60.
- Kuhn, Peter, & Hani Mansour (2014). Is Internet Job Search Still Ineffective? *The Economic Journal*, 124 (581), 1213 – 1233.
- Ma, Wanglin, Peng Nie, Pei Zhang & Alan Renwick (2020). Impact of Internet Use on Economic Well-Being of Rural Households: Evidence from China. *Review of Development Economics*, 24 (2), 503 – 523.
- Piotrowski, Martin, Akiko Yoshida, Lauren Johnson & Rick Wolford (2019). Gender Role Attitudes: An Examination of Cohort Effects in Japan. *Journal of Marriage and Family*, 81 (4), 863 – 884.
- van Egmond, Marcel, Janeen Baxter, Sandra Buchler & Mark Western (2010). A Stalled Revolution? Gender Role Attitudes in Australia, 1986 – 2005. *Journal of Population Research*, 27 (3), 147 – 168.
- Williams, John & Deborah Best (1990). *Measuring Sex Stereotypes: A Multination Study*.

Newbury Park, CA: Sage.

Ye, Bing & Yucong, 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.

## Internet Use and Gender Role Attitudes among Rural Residents

Wang Weidong<sup>1</sup>, Wang Shukun<sup>2</sup>, Liu Xiaohong<sup>3</sup> & Zhang Linxiu<sup>4,5</sup>

(School of Economics and Management, Beijing Forestry University<sup>1</sup>;

Institute of Rural Development, Chinese Academy of Social Sciences<sup>2</sup>;

China Center for Agricultural Policy, Peking University<sup>3</sup>;

Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences<sup>4</sup>;

International Ecosystem Management Partnership, United Nations Environment Programme<sup>5</sup>)

**Abstract:** Traditional society defines family division of labor as “husbands being responsible for external affairs while wives in charge of household chores”, and the persistence of such a conception restricts women’s individual development. There are few studies on how modern information technology take effects in the process of gender role attitudes transformation. Based on the Chinese General Social Survey (CGSS) data from 2010 to 2017, this study reveals that the gender role attitudes in rural China are showing a modernizing trend, and the use of internet plays an important role in promoting the transformation among rural residents. The effect of internet use is even more significant among women and those less educated. This paper further empirically demonstrates that internet use has brought about an increase in non-agricultural employment opportunities, and thus promoted the transformation of rural residents’ gender role attitudes. According to the results, we believe that the spreading of internet infrastructures and internet use skills is of great significance to the advancement of gender equality.

**Keywords:** internet use, rural residents, gender equality, gender role attitudes

**JEL Classification:** J16, O18, O33

(责任编辑: 合 羽)