

抑制或促进? 劳动力外流对农村人情消费的影响研究

朱月季, 杨琦, 刘玲

(海南大学管理学院, 海南海口 570228)



摘要 人情消费是中国乡村维持社会联系的重要传统, 如今却愈发成为农村家庭沉重的经济负担, 农村劳动力外流可能对原有社会人情关系产生不确定性影响。文章首先从人情关系网络视角出发分析中国乡村人情消费独特的内在逻辑以及在此逻辑下不同务工类型(就近务工和离乡务工)可能对乡村社会人情关系带来的冲击; 继而基于中国家庭追踪调查(CFPS)微观数据, 采用多值处理效应模型实证分析不同务工类型对农民家庭人情消费的实际影响, 并进一步从地区和农户异质性两个方面讨论劳动力外流对农民家庭人情消费的影响差异。研究表明, 不同务工类型对农民家庭的人情消费的影响各异, 表现为就近务工对农民家庭的人情消费的影响并不显著, 而离乡务工对人情消费有显著的抑制作用, 意味着离乡务工可能会瓦解或重塑农户原有的乡村社会人情关系, 并可能会改变人情消费的方式。此外, 农民务工对人情消费的作用效果在不同经济发展水平的区域也存在差异; 离乡务工对人情消费的抑制作用在年轻一代的农民家庭中表现更为明显; 受教育程度越高的农户, 其表现出的抑制效应也越大。

关键词 劳动力外流; 人情消费; 多值处理效应模型; 社会网络

中图分类号: F328 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2022)05-0136-12

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.05.014

乡村振兴战略实施不仅要提高农村的生活水平, 更要注重农民的文化生活需求。乡风文明建设有助于推动乡村振兴战略实施, 是实现乡村振兴的软件基础。当前, 中国农村愈发高涨的人情消费已经逐渐成为乡风文明建设中的突出问题。长期以来的农耕文明塑造了中国乡村围绕农业生产合作与生活互助衍生出的特有的人情关系社会, “礼尚往来”反映着中国乡村社会互帮互助的痕迹。信任与合作是乡村社会人际往来的基础, 人情消费作为乡村社会人际交往的一种重要方式^[1], 在农民家庭维系和发展良好的乡村社会关系中发挥着难以替代的作用。人情消费不仅体现了重要的社会文化, 也具有非常明显的经济特征^[2]。然而, 近年来中国农村人情消费水平不断攀升, 人情消费逐渐“变了味儿”, 陷入“人人不情愿却不得不硬着头皮维持”的怪圈, 给农村家庭造成了沉重的经济负担, 人情消费所带来的幸福感呈显著的倒“U”型^[1]。2018年的调查显示, 中国农村年平均人情消费支出达4200元^①, 占消费总支出的21.30%, 占家庭总收入的16.30%。中国农村居民收入中的很大一部分被转化为人情消费支出, 人情消费支出很可能挤掉人们的正常消费, 但同时人情消费支出降低了收入不确定性的风险^[3]。值得关注的是, 近十多年农村劳动力向城镇自由流动促进了要素市场的有效配置。根据调查, 2019年农民工总量为29077万人, 比上年增加241万人, 增长0.80%^②。农村劳动力在

收稿日期: 2021-08-05

基金项目: 国家自然科学基金项目“有限知识视角下农户技术采纳决策的动态仿真与实证研究”(71863006); 国家社会科学基金项目“城市移民乡土情结、‘反哺’行为与宅基地退出障碍研究”(19BGL217)。

① 数据来源于中国家庭追踪调查数据(CFPS), 北京大学中国社会科学调查中心, 2018。

② 数据来源于2019年中国农民工监测调查报告, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html。

城乡之间的自由流动改变了农民的发展空间^[4],也势必对长期稳定的中国乡村社会关系结构产生不可逆的冲击,劳动力外流对中国农村维系社会关系的人情消费存在不确定性影响。一方面,农村劳动力转移改变了农村家庭的收入结构,劳动力外流能有效增加农村家庭收入,提高农村家庭生活水平,从而有可能促使农村家庭增加人情消费支出的金额;另一方面,随着流动的农村劳动力适应能力和社会见识的不断增长,农村家庭应对各类风险的能力也在提高,维系原有乡村社会关系的成本变得高昂,可能使得新一代农民群体脱离由传统人情消费构建起来的社会联系,从而淡化乡村人情消费传统。因此,厘清中国农村人情消费的内在逻辑,并深入探究农村劳动力外流是否会淡化乡村人情消费传统,将有助于把握当前中国乡村的社会关系变迁趋势,适时推进农村乡风文明建设,构建和谐健康的新型乡村社会关系。

一、文献综述

国内外有关人情消费的研究主要分为社会学和经济学两类研究视角。从社会学范式出发的研究主要源于莫斯关于人情关系的论述,莫斯将原始社会所信奉的“礼物之灵”视为人们进行礼物交换的原因,即在收到礼物之后必须要回礼,礼物的一个重要作用就是用来联系人与人之间的情感关系^[5]。而在莫斯的“礼物之灵”一说之前,马林诺斯基提出基于“互惠原则”的礼物交换背后的逻辑,即礼物交换过程会持续运转是因为人们期待回报,付出回报是为了避免终止回报^[6]。列维·斯特劳斯与马林诺斯基持相同观点,他指出在群体和个人之间存在一种交换体系,即社会生活,而互惠原则发挥着调节作用^[7]。戴门则认为在互惠原则下,人们相互之间可以进行库拉圈交换^[8]。西方称这种礼物交换为社会交换,在中国亦称作人情往来。中国人处世不仅要符合逻辑,更要合乎人情^[9]。中国乡村社会更是一个靠熟人建立、靠人情发展的社会。在中国乡村社会中,人际关系网络是以自己为中心,依据血缘、亲缘、地缘逐级向外扩散的“差序格局”状^[10]。同时,中国的人际关系由“人缘”“人情”“人伦”三个方面构成,其中“人情”是核心的一面,人情是血缘关系和伦理思想的延伸,可作为一种社会资源进行交换^[11]。特别地,人情关系网络也是在传统的礼物交换中发展起来。人情往来在中国社会发挥了互惠、社会支持、社会保障、维持人际关系及政治上的润滑剂等功能^[7]。而随着农民外出务工机会的增多、家庭收入的快速提高,建立在人情消费基础上形成的农村社会人情关系网络作为社会保障的功能可能会被削弱或替代。如今,随着传统礼物逐渐货币化,对人情消费的经济算计也渗透到乡村人际交往中。“礼尚往来”是一个礼金在人情关系的群体中反复流动的过程,这可能存在往来“不平衡”的风险,如关系断裂导致礼金的回报终止。另外,礼金支出可能会挤占、甚至抑制农村家庭的日常消费^[3]。基于非正式制度的考虑,交易费用视角下的农村人情消费的运作机理更加表明农村人情往来需要控制在合理的范围内^[12]。农村人情往来不仅是农民彼此之间感情的增强剂,更是农村社会和谐稳定发展的助推器。但近年来,中国农村家庭人情交往活动繁多、礼金金额繁重^[13],不断攀升的人情消费水平对农村经济发展带来的负面影响较为明显^[14]。农民之所以会陷入人情交往怪圈,可能是因为构建或发展人情圈时必须遵循集体一致性原则,而有农民跳出人情怪圈,是因为随礼活动已脱离了原本的意义^[15]。造成农村人情负担重的原因可能是乡村社会扩大开放程度带来了农民的社会网络的扩大^[16],同时礼金在社会关系中的工具性又会助长人情消费水平^[17]。

鼓励农村劳动力流动,发挥市场机制有助于缩小城乡收入差距和改善农民福祉。但劳动力持续外流可能对农村家庭传统人情关系网络及其维系方式带来影响。已有学者关注到劳动力外流给农村生活带来的各种影响。外出务工曾经对农村降低贫困率具有促进作用,但现阶段也给农村带来诸多负面影响^[18]。另外,由于个体之间存在差异,即劳动力存在异质性,农村劳动力外流带来的是家庭收入差距的扩大^[19]。农村劳动力在离开农村之前,其社会关系主要是基于地缘和血缘关系而形成的;在离开农村之后,在原生社会关系基础上,他们可能会摒弃没有价值的关系网络或再开拓具有“工具”意味的关系网络^[20]。这些“离土离乡”的农民,对地缘、血缘关系的社会网络的依赖程度较大,通过这些关系网络可以有效降低搜寻社会资源的成本^[21]。中国经济迅速发展使得农民在城镇就业机会

增多,相比传统小规模耕作带来的微薄收入,外出务工已然成为绝大部分青壮年农村劳动力的更优选择。大批量的劳动力外流为农民带来更多收入的同时,会否打破乡村社会人情关系的网络联结,劳动力外流会削弱农民维系人情消费的积极性吗?

通过梳理文献发现,尽管学者们分别对人情消费和劳动力外流两个话题做了较多研究,但鲜有文献关注两者之间关联的理论逻辑,尤其在中国特有的乡村文化传统与劳动力流动的情境下显得更加具有研究的独特性。本研究拟从以下两个方面展开探索:第一,从中国乡村特有的人情关系网络视角出发,阐述农村家庭维持人情消费传统的内在逻辑以及劳动力外流对农村家庭人情消费的冲击,考虑到不同的务工类型可能对人情消费产生异质性影响,本研究将劳动力外流划分成就近务工和离乡务工,采用多值处理效应模型实证分析劳动力外流对农村家庭人情消费支出的影响效应;第二,本研究依据地区经济发达程度和受访农户的教育水平、年龄等特征对样本进行重新分组,进一步分析了劳动力外流对人情消费支出影响的地区异质性效应与农户异质性效应。

二、理论分析

1. 乡村人情消费的内在逻辑

人情消费是为维持人际关系而支付给他人的支出,亦称作随礼^[22]。在一定的文化背景和社会结构条件下,人情消费是为建立和维持关系而进行的人情往来的礼仪性消费,包括礼金消费、礼品消费和劳务交换^[23]。本研究将农村的人情消费定义为农村家庭为了维系社会关系而发生的人情往来支出,支出方式包括实物和现金的形式。人情往来是中国乡村社会构成的“粘黏剂”,也是农村家庭生活互助合作的重要机制。作为一种非正式制度的社会规范,人情关系对乡村社会生活起到隐性的且强有力的约束作用。人情消费支出是人们为了显示社会地位、追求社会认同与互助的一个重要方式,同时它作为社会资本的一个重要方面,通过双方礼金的交换能有效降低农村家庭的脆弱性^[3],促进农村居民基于社会网络的互动。在中国农村地区,人情消费支出是家庭必不可少的一项消费,传统的人情往来模式展示了乡村社会文化的重要一面^[24]。

从人情关系网络的视角出发,人情消费是中国乡村社会重要的人际合作契约的物化表征,对传统农业生产与生活产生了积极作用。首先,在传统小农经济的农村社会,最初的人情关系网络是基于亲缘、地缘关系而发展起来的,并逐渐扩大到业缘关系网络,季节性强是农业生产活动的一个显著特征,在作物生长的适宜时期需要“抢种抢收”,农户之间的合作互助变得尤为重要。农村家庭需要建立或维持良好的人情关系网络,以此获得生产生活的人力与物质资源互助。欠发达的小农经济生产状态使得农村社会与外部的联系相对少,内部人情关系网络发达,并且这种人情关系可以在代际传递。在代际持续的“一来一往”中,人情消费在长期中可能会达到“均衡”状态。其次,适当的人情往来会带来农村家庭社会交往在情感上的满足,人情消费所承载的不仅是物质资本的转移,更承载了浓郁的人情味。人是社会化动物,人情往来可以促进人们沟通和表达情感,减轻精神压力,并可以调节心理^[16-17,24]。再者,人情往来中的礼金具有很强的金融属性,收礼方可以通过举办仪式在短时内获得大量流动性资金,回收部分之前付出的人情礼并能弥补举办仪式所消耗的成本,人情消费也是一种变相的延迟消费或投资行为。最后,中国乡村典型的“熟人社会”不断将“外人”内化为“自己人”,同时也是逐渐建立信任的过程^[25]。由于农村社会中缺乏完善的社会保障制度和信贷体系,农村家庭更加依赖于人情互动建立的社会网络来抵御未来可能的风险冲击。尽管维系人情关系的社会网络需要耗费大量的交易成本,但建立在自愿原则上的人情互惠行为仍然能改善互动双方的福利。

不容忽视的是,近年来农村人情消费水平持续攀升,很多家庭在经济上不堪重负,但人情消费在农村社会中被赋予的特殊意义难以被撼动。第一,“礼尚往来”的人情消费存在时间间隔,这种流动的“你来我往”的历史账单不可能在某一时期由单一家庭随意叫停。否则,中止人情消费的一方会迅速失去原有的社会联系,造成农村家庭在生产生活中稳定合作关系的断裂,甚至可能会重造熟人社会秩序^[26],为维持合作关系的农户可能会容忍一定程度不合理的人情消费;第二,在乡村的熟人社会,

社会舆论传播迅速,如若有人打破人情往来的均衡关系,则可能会被贴上“不近人情”的烙印,给农村家庭带来沉重的社会压力;第三,农村家庭短时间内无法找到更优的维持人情关系的替代方式,重塑农村社会人情关系互动的规范需要自然演化的时间。乡村人情消费行为建立在农户寻求良好的社会关系基础之上,它能够持续存在的内在原因既是社会规范的约束,也是农民维系原有社会网络关系的理性选择。

2. 劳动力外流对人情消费“规范”的冲击

由于工业化和城镇化发展迅速,农村劳动力流动改变了原有的生产方式^[27],当前中国处于不平衡不充分的发展阶段,不同地区的经济发展各异。具备良好身体素质或一定技能水平的农民往往选择离乡务工,他们一般在城镇从事非农工作,且在外居住的时间相对较长;也有农民选择就近务工,方便他们往返于务工地点和家庭住址之间,多为临时工,其兼顾家庭的时间会更多。本研究中的劳动力外流指的是农村劳动力离开自家土地,从事能获得报酬的生产性活动,包括就近务工和离乡务工。不同的务工类型可能对农户社会网络产生不同程度的影响,如就近务工对原有社会网络关系的影响可能相对较弱,而离乡务工的影响可能较强。因此,探讨劳动力外流对农村家庭人情消费的作用时,有必要根据离乡远近对务工类型进行区分。

劳动力外流会增加农村家庭的收入,收入增加不仅会提高农村生活水平,也可能会激发农民家庭在社会群体中的攀比心理。在人情面子虚荣心的驱使下,农村家庭的人情消费支出可能会成为社会生活的负担,这可称为劳动力外流对农村人情消费的收入效应或促进作用;另一方面,劳动力外流也可能会促进农民在工作环境中拓展新的社会网络关系,即基于业缘关系而发展的社会网络,同时也可能会使得农民原先基于亲缘、地缘而建立的社会网络受到一定程度的影响。随着农民社会网络的变迁,会直接反映出农民家庭的人情消费支出的变化。在这种情形下,农民的社会见识可能会增加,尤其在年轻的农民群体中,务工经历可能会重塑他们对社会关系的看法,面临着农村人情往来成本高昂的问题,他们有动机脱离原有的社会网络,这可称为劳动力外流对原有社会网络的替代效应或抑制作用。就近务工往往并未打破农民原有的乡村社会关系,其收入效应会否大于替代效应从而使就近务工促进了农民的人情消费支出?相反,离乡务工的农民更有可能发展新的社会关系而摒弃一些他们认为不再具有价值的人情关系网络,其替代效应会否占优从而在一定程度上抑制人情消费支出?本研究将着重探究两种务工类型对农户人情消费可能存在的异质性影响。

三、数据、变量与模型

1. 数据来源

本研究所使用的数据来源于中国家庭追踪调查(Chinese family panel studies, CFPS),该数据是由北京大学中国社会科学调查中心所进行的两年为一期的追踪调查数据,主要收集个体、家庭、社区三个层面的数据。本研究采用2018年CFPS的数据,并根据家庭所属地进行筛选,在剔除关键信息缺漏的数据后,最终得到的农村样本有效数是5578个。

2. 变量选取与描述性统计

(1)被解释变量。本研究所选取的被解释变量是人情消费支出,对应到CFPS2018问卷中,即为农村家庭过去一年支出的人情礼,包括实物和现金,实物折为货币数计入。

(2)核心解释变量。本研究中的核心解释变量是务工类型,对应CFPS2018问卷里的两个问题:过去一年里,您是否为其他农户做农活挣钱和您是否外出打工(如到城市打工)挣钱,作为核心解释变量中就近务工和离乡务工的代理变量。

(3)控制变量。已有研究表明,个人层面和家庭层面的特征对人情消费支出也有一定的影响。本研究选取的控制变量主要分为两类:一是反映个人特征的变量,包括受访者的年龄、性别、受教育程度、婚姻状况和政治面貌;二是反映家庭特征的变量,包括过去一年内家庭是否发生重大事件(如婚丧嫁娶、孩子出生、子女升学等)、家庭总收入和家庭人口规模。变量的具体定义及说明见表1。

(4)描述性统计。样本农户的人情消费支出的年平均值达到4200元,人情消费支出较高。由统计数据可知,就近务工收入年均9750元,离乡务工收入年均35507元,不同家庭务工收入存在较大差异。本次受访家庭的户主平均年龄为52.48岁,家庭总收入的年平均值为47207元,家庭人口数平均为3.96,详见表1。

表1 变量定义及描述性统计

N=5578

变量名称	变量定义	变量赋值说明	均值	标准差
lnRE	人情消费支出/元	过去一年人情消费支出的对数	7.79	1.06
MWT	务工情况	不务工=0;就近务工=1;离乡务工=2	1.14	0.96
Age	年龄	受访者实际年龄	52.48	13.58
Sex	性别	男=1;女=0	0.60	0.49
Education	受教育程度	受访者教育实际年数	2.33	4.31
Marriage	婚姻状况	在婚=1;其他=0	0.85	0.35
Party Member	政治面貌	党员=1;其他=0	0.01	0.08
Event	重大事件	过去一年内家庭有婚丧嫁娶等重大事件发生=1;否则=0	0.16	0.36
lnIncome	家庭总收入/元	过去一年家庭总收入的对数	10.32	1.00
Family Size	家庭人口规模	家庭人口数	3.96	1.94

3. 模型选择

由于外出务工是农户的自选择行为而不是随机行为,如果忽视这一自选择行为,可能会导致由于非随机分布特征所带来的样本选择偏差问题。倾向得分匹配法(PSM)和内生转换回归(ESR)模型都用来处理这一问题,但它们的处理变量要求必须是二值变量。然而,本研究中的处理变量(即劳动力外流,包括不务工、就近务工和离乡务工三种情形)是多值变量,如果使用二值变量的模型来分析可能会导致信息缺失以及估计效率损失^[28]。因而,本研究选择多值处理效应模型来消除内生性,以期得到无偏估计。基于多值处理效应模型,假设农户自行选择是否务工以及就近务工还是离乡务工。对于每个农户*i*,其随机向量 $Z_i=(Y_i, T_i, X_i)$ 是可以被观测到的,其中 Y_i 是结果变量(即人情消费支出), T_i 是一个多值处理变量,它表示不同的务工类型, T_i 的取值范围在 $0, 1, \dots, t$ 之间,即 $T_i=\{0, 1, \dots, t\}$ 。在本研究中, $t=0$ 表示不务工(NMW); $t=1$ 表示就近务工(AMW); $t=2$ 表示离乡务工(NAMW)。 X_i 是一个农户*i*可观测的解释变量的向量。 $D_{it}(t)$ 表示农户*i*是否选择 T_i :

$$D_{it}(t) \begin{cases} = 1, & T_i = t \\ = 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (1)$$

对于每一个农户,都有一个潜在的结果 $(Y_{i1}, \dots, Y_{it}, \dots, Y_{ij})$ 。而每个农户在每个时期下只能选择一种务工方式,因此只能观测到一种情况下的人情消费支出。根据Uysal的观点可知,每个观察到的结果 Y_i 可以用处理变量指标 $D_{it}(t)$ 和潜在结果变量 Y_{it} 表示^[29]:

$$Y_i = \sum_{t=1}^j D_{it}(t) Y_{it} \quad (2)$$

因此,不务工组和就近务工组、离乡务工组的个体水平上的处理效应可以表示为这两种潜在结果的差值如式(3)^[29]:

$$\zeta = E(Y_{im} - Y_{in}), \forall m, n \in T_i \quad (3)$$

由于在同一时期内,农户要么不务工,要么就近务工,要么离乡务工,只能观察到农户*i*的一种情况下的人情消费支出 Y_{im} 或 Y_{in} ,因此,在没有其他假设的情况下,从观测到的数据中无法得到式(3)中定义的处理效应。多值处理效应模型只有满足了条件独立假设(conditional independence assumption, CIA)和无空值假设(overlap assumption, OA),才能达到进行因果推断的随机分布条件。

首先,根据Imbens可知,条件独立假设(CIA)可以表示为式(4)^[30]:

$$D_{it}(t) \perp Y_{it} | X_i \quad (4)$$

本研究在控制了与人情消费支出相关的解释变量 X_i 之后,劳动力外流与人情消费支出不存在直

接相关关系,也即务工的选择通过 X_i 间接地与人情消费相联系,满足条件独立假设。

其次,无空值假设(OA)也称作重叠假设^[31-32],即对于每一个可能的协变量 X_i ,个体 i 被分配到任何一个处理组的概率严格为正,无空值假设(OA)可被表示为:

$$0 < Pr(T_i = t | X_i = x_i), \forall t \in T_i \quad (5)$$

根据上述假设,由接受处理 t 的个体的观测结果的条件期望值可以确定处理组 t 的潜在结果的条件期望值,如下:

$$E(Y_{it} | X_i) = E(Y_{it} | T_i = t, X_i) = \varphi_{0t} + X_i' \varphi_{1t} \quad (6)$$

式(6)中, $\varphi_t = [\varphi_{0t}, \varphi_{1t}]'$ 为待估参数。由于 X_i' 包含众多因素,直接估算 $E(Y_{it})$ 较为困难。Imbens提出广义倾向得分匹配法(GPS)能够估计每个农户选择务工类型的概率^[30],广义倾向值 r_i 可以定义为^[31]:

$$r_i = Pr(T = t | X_i = x_i) = E(D_{it}(t) | X_i = x_i) \quad (7)$$

式(7)为加入了协变量 X_i 之后,估算个体 i 进入第 t 个处理组的概率。那么在给定倾向得分 r 时, Y_{it} 的条件期望即可表示为:

$$\gamma(t, r) = E\{Y_{it} | D_{it}(t) = t, r[D_{it}(t), X_i] = r\} = E[Y_{it} | r(t, X_i) = r] \quad (8)$$

在估算式(6)中的 φ_t 后,则可以对处理状态 T_i 从 n 到 m 时的平均处理效应 ATE_{mn} 进行估算,表达式如下:

$$ATE_{mn} = (\varphi_{0m} - \varphi_{0n}) + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i (\varphi_{1m} - \varphi_{1n}) \quad (9)$$

其中, N 表示参与到处理组 $T_i = m$ 和 $T_i = n$ 中的所有观测者个数; $m, n \in T_i(0, 1, \dots, t)$ 。

在多值处理效应模型中,有多种估计策略可以用来估计不务工组与就近务工组、离乡务工组的平均处理效应,如回归调整法(regression adjustment, RA),RA估计策略是在对多值处理变量 T_i (即务工类型)的函数形式不作任何假定的情况下进行的估计策略;逆概率加权法(inverse - probability weights, IPW),IPW估计策略是在对结果变量 Y_i (即人情消费支出)的函数形式不作任何假定的情况下进行的估计策略;而增强逆概率加权法(augmented inverse - probability weights, AIPW)和逆概率加权回归调整法(inverse - probability weighted regression adjustment, IPWRA)都同时对处理变量 T_i 以及结果变量 Y_i 的函数形式作了假定,如果选择方程或结果方程的设定是正确的,则估计结果就是一致的^[29, 32],也就是说由这两种方法估计的结果具有双稳健性质^[28]。因此,本研究选择的是AIPW估计策略,并使用IPWRA方法进行稳健性检验。

四、实证结果与分析

1. 多值处理效应模型结果

表2显示了不同务工类型的农户特征统计。根据组间均值统计差异分析可知,不务工的农户人情消费支出年均4307元,就近务工的农户人情消费支出年均4235元,两者均高于离乡务工的农户年均人情消费支出。这初步表明就近务工与不务工农户的人情消费支出几乎无差异,离乡务工农户的人情消费支出低于不务工农户的人情消费支出。此外,受访者年龄、性别、受教育程度、家庭总收入、家庭人口数在不同务工类型的农户中均表现出不同程度的差异。这些差异意味着如果采用OLS估计务工类型对人情消费支出的影响可能是有偏估计,为了达到一致性估计,本研究采用多值处理效应模型来处理由于农户自选择引起的内生性问题。

图1是结果变量($\ln RE$)的核密度分布。它表明在不务工、就近务工和离乡务工三种务工类型中,农户的人情消费支出是存在不同程度的差异的。这与本研究理论分析的预期相一致。

本研究采用Imbens提出的广义倾向得分匹配法(GPS)来估计选择方程的系数^[30]。表3报告了根

据广义倾向得分匹配方法得到的选择方程的估计结果。由于在多值处理效应框架中GPS估计的主要目的是控制观察到的三种不同务工类型的农户的特征分布^[33],而不是用来估计影响外出务工类型选择的效应,因此在这里我们不作详细的解释。表4汇报了不同务工类型的农户人情消费支出的潜在结果和平均处理效应。结果显示,就近务工对人情消费支出的边际效应不显著,离乡务工对人情消费支出的边际效应在1%显著性水平下是显著的。因此,就近务工并未对人情消费支出产生显著影响,可能的原因是乡村关于人情关系维系的社会规范依然对就近务工的农户存在持续的约束。就近务工的农户可能经常往返于务工地点和家庭住所之间,他们一方面无法割裂原有的人情关系网络,另一方面在务工地点拓展新的社会关系是非常有限的。虽然就近务工的农户能够获得相对较高的收入,但这些收入也并未促进农户的人情消费支出,可理解为就近务工的农户依然只是在维持原有的人情关系网络。在中国农村地区,社会规范的约束力量是不容忽视的,由于受到人情消费“规范”的社会压力影响,农户会更加依赖于因地缘、亲缘而产生的社会网络,因而没有农户会擅自打破这一隐性“制度”的均衡,也没有人愿意承担这一“制度”改变带来的相应责任,选择保持跟不务工农户的人情消费水平相同是这些就近务工农户的理性选择。因此,就近务工的农户跟不务工农户的人情消费水平相差无几,也即就近务工并不会显著影响农村家庭的人情消费支出。

表4还显示了离乡务工对人情消费支出的边际效应显著为负,即离乡务工会显著抑制人情消费支出。离乡务工的农户跟村内农户之间的情感联系在一定程度上被物理距离拉远了,这些在城镇务工的农户一般不愿意频繁往返于工作地和家乡,进而可能会造成其人情关系网络的收缩。此外,相对于就近务工所需要的人际信任与合作更多,农户依赖于乡村原有社会网络的程度会有所降低,甚至可能脱离原有社会网络在生产生活上的支持,乡村社会规范对其约束作用也会减弱。同时,随着农村人情往来的消费水平逐年攀升,更进一步打击了离乡务工农户维系原有人情关系的积极性。因此,离乡务工对农村家庭的人情消费支出有显著的抑制作用,甚至有的农户可能会迁出原有的人情圈子,塑造新的社会联系,新的业缘关系对农户原有基于亲缘和地缘的人情关系形成了不可逆转的冲击,从而削弱传统的人情消费。

2. 稳健性检验结果

为了确保前述模型回归结果的可靠性,本研究进一步采用IPWRA估计方法来进行稳健性检验。表5汇报了IPWRA估计方法的稳健性检验结果。结果表明,就近务工和离乡务工的平均处理效应与使用AIPW估计方法得到的结果相一致。因此,可以认为就近务工对农户人情消费支出没有显著影响,而离乡务工对农户人情消费支出的抑制作用在统计意义上是显著的。由此可认为本研究的估计结果是稳健的。

表2 不同务工类型的农户特征统计

变量	不务工 (N=2264)	就近务工 (N=295)	离乡务工 (N=3019)
lnRE	7.75 (1.13)	7.82 (1.06)	7.81 (1.00)
Age	55.63 (13.92)	52.88 (11.71)	50.08 (12.99)
Sex	0.63 (0.48)	0.64 (0.48)	0.58 (0.49)
Education	2.06 (4.24)	1.77 (3.61)	2.59 (4.41)
Marriage	0.84 (0.37)	0.90 (0.30)	0.86 (0.35)
Party Member	0.00 (0.06)	0.01 (0.08)	0.01 (0.09)
Event	0.13 (0.34)	0.13 (0.34)	0.18 (0.38)
lnIncome	10.05 (1.15)	10.16 (1.00)	10.53 (0.81)
Family Size	3.34 (1.79)	3.62 (1.69)	4.46 (1.93)

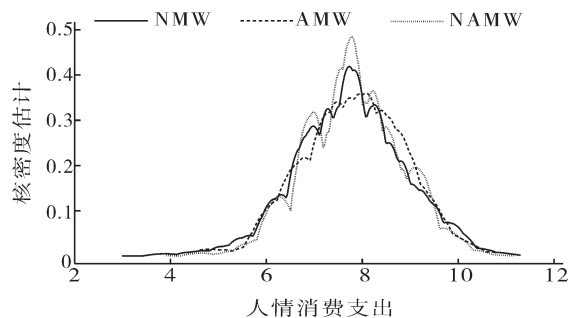


图1 不同务工类型农户人情消费支出的核密度曲线

五、进一步讨论

1. 地区异质性效应

中国不同地区的经济发展水平差异较大,可能使得劳动力外流对农村家庭人情消费的作用呈现异质性。在经济欠发达地区,人情消费主要表现为情感型消费;而在经济较发达地区,人情消费主要表现为工具型消费^[34]。首先,不同地区的礼俗规范为人情消费奠定了基础;其次,社会经济的发展为人情消费水平上升提供了空间,不同地区的生活成本差异也使得人情消费水平本身存在相应的差距。本研究按中国东北、东部、中部、西部四大经济区域对样本重新分组后再回归估计^①。

表6显示,中部和西部地区的离乡务工与人情消费支出之间呈显著负相关关系,这可能是因为中、西部历来是劳务输出的大省,农户更多的是离乡务工,而且中、西部地区经济相对较不发达,对于很多离乡务工的农户,他们有能力在城镇购买住房并安家,在空间上远离了原有的村落,其人情往来的对象可能会收缩为亲缘以内的社会网络关系。离乡务工农户可能受到的人情往来规范的束缚也会减弱,因而在中、西部地区,离乡务工对人情消费支出的抑制作用是显著的。

在东部和东北地区的离乡务工与人情消费之间没有发现显著的相关关系,这可能是因为东部和东北地区农村劳动力流动程度相对较低。东部沿海地区经济发达,该区域农村地区经济发展水平也相对较高;东北地区农业机械化程度高、种植规模大,农户可能不需要离乡务工就能获得较好的生活质量保障。在这两大地区,农户倾向于维持稳定的人情关系网络,保持平稳的人情消费支出。

2. 农户异质性效应

(1) 年龄的效应分析。作为中国乡村独特的社会关系“粘黏剂”,人情消费传统在不同年龄层次的农村家庭可能有不同的反映。对于年轻一代的农户而言,他们更愿意拓展除亲缘、地缘以外的社会网络,并且对乡村原有社会网络的依赖性比老年一代的农户要低;老年一代的农户可能更倾向于维持基于亲缘、地缘而发展起来的乡村

表3 广义倾向匹配得分估计结果

变量	系数	Z值
Age	-0.005*** (0.000)	-11.31
Sex	-0.030*** (0.009)	-3.36
Education	-0.007*** (0.001)	-5.43
Marriage	0.001 (0.007)	0.10
Party Member	0.104* (0.056)	1.84
Event	-0.002 (0.012)	-0.16
lnIncome	0.046*** (0.005)	9.84
Family Size	0.041*** (0.002)	17.24
Constant	0.039 (0.058)	0.68
Observations	5578	
Wald chi2	831.97	
Prob>chi2	0.000	

注: *、**和***分别为10%、5%和1%显著性水平,括号内为标准误,下同。

表4 不同务工类型的潜在结果和平均处理效应的估计结果(AIPW估计)

From <i>n</i> to <i>m</i>	ATE		
	POM	系数	Z值
NMW	7.902*** (0.023)		342.99
AMW vs NMW		-0.050 (0.060)	-0.82
NAMW vs NMW		-0.153*** (0.030)	-5.19

注:POM是潜在结果的平均值;ATE代表平均处理效应,下同。

表5 不同务工类型的潜在结果和平均处理效应的估计结果(IPWRA估计)

From <i>n</i> to <i>m</i>	ATE		
	POM	系数	Z值
NMW	7.905*** (0.023)		342.97
AMW vs NMW		-0.048 (0.060)	-0.80
NAMW vs NMW		-0.157*** (0.030)	-5.32

① 东北地区包括辽宁省、吉林省、黑龙江省;东部地区包括北京市、天津市、河北省等;中部地区包括山西省、安徽省、江西省等;西部地区包括四川省、贵州省、云南省等。

表6 中国四大区域的潜在结果和平均处理效应的估计结果(AIPW估计)

区域	From <i>n</i> to <i>m</i>	ATE		
		POM	系数	Z值
东北	NMW	8.394*** (0.048)		176.18
	AMW vs NMW		-0.070 (0.131)	-0.53
	NAMW vs NMW		-0.024 (0.073)	-0.33
东部	NMW	7.726*** (0.044)		177.41
	AMW vs NMW		-0.076 (0.173)	-0.44
	NAMW vs NMW		-0.074 (0.058)	-1.27
中部	NMW	7.872*** (0.049)		161.15
	AMW vs NMW		0.100 (0.140)	0.72
	NAMW vs NMW		-0.140** (0.060)	-2.34
西部	NMW	7.821*** (0.039)		200.61
	AMW vs NMW		-0.139* (0.081)	-1.71
	NAMW vs NMW		-0.184*** (0.047)	-3.90

社会网络。因此,本研究将样本按户主年龄进行划分做进一步讨论是非常必要的。

表7汇报的是不同年龄段分组后的估计结果。60岁以下青壮年农户可能更有能力也更有意愿离乡务工。青年农户在外务工过程中接受新思想、新理念的速度更快,他们会更加理性的选择人情往来的方式。对60岁以上的农户来说,他们本身离不开“乡愁”,会更愿意维持原有的人情关系网络。所以,年龄较大务工农户的人情消费支出并不会受到外出务工的影响,更多的可能会受到农村社会习俗的影响。而年龄在40岁以下离乡务工的农户的人情消费支出的边际效应高达-0.386,远大于40至60岁离乡务工的农户的人情消费支出的边际效应-0.141,表明越年轻的农户,离乡务工对其人情消费支出的抑制作用越大,并且这种抑制作用会随着务工农户的年龄的增长而下降。

表7 不同年龄段的潜在结果和平均处理效应的估计结果(AIPW估计)

年龄	From <i>n</i> to <i>m</i>	ATE		
		POM	系数	Z值
<40	NMW	8.100*** (0.058)		140.49
	AMW vs NMW		-0.238 (0.162)	-1.47
	NAMW vs NMW		-0.386*** (0.068)	-5.65
40~60	NMW	7.992*** (0.033)		241.49
	AMW vs NMW		-0.012 (0.078)	-0.15
	NAMW vs NMW		-0.141*** (0.040)	-3.55
≥60	NMW	7.647*** (0.038)		200.43
	AMW vs NMW		-0.009 (0.118)	-0.07
	NAMW vs NMW		-0.057 (0.060)	-0.94

(2)教育的效应分析。教育能有效地增加农村家庭的人力资本,它不仅使受教育本人增加知识,也能够通过更好的就业给家庭带来经济收益。同时,教育可以塑造农村家庭成员新的价值观念,改变农户对社会的认知、增加农户的选择权利。对于受教育程度低的农户而言,他们可能没有足够的能力与资本去脱离原有的社会网络;而受教育程度高的农户可以利用社会资源摆脱以往某些已经失去价值的人情关系。因此,本研究认为有必要从农户受教育程度角度对不同务工类型对人情消费支出的影响进行讨论。对受教育程度进行分组后的估计结果如表8所示。结果表明,对受教育程度低的农户而言,就近务工与人情消费支出之间不存在显著的相关关系,而离乡务工对人情消费支出有显著的抑制作用;而对受教育程度高的农户而言,就近务工和离乡务工均对人情消费支出有显著的

抑制效应。并且,相较于受教育程度低的农户,受教育程度高的离乡务工农户的人情消费支出的边际效应更大。

表8 不同受教育程度的潜在结果和平均处理效应的估计结果(AIPW估计)

受教育程度	From <i>n</i> to <i>m</i>	ATE		
		POM	系数	Z值
低教育程度	NMW	7.894***(0.024)		327.42
	AMW vs NMW		-0.030(0.061)	-0.49
	NAMW vs NMW		-0.148***(0.031)	-4.79
高教育程度	NMW	8.042***(0.082)		98.66
	AMW vs NMW		-2.962***(0.208)	-14.21
	NAMW vs NMW		-0.223**(0.105)	-2.12

六、结论与启示

当前,中国农村人情消费的变异不仅给农民家庭带来经济负担与社会压力,也使得社会资源配置缺乏效率与公平。不可否认,合理的人情消费在乡村社会生产生活发挥着积极作用,但乡村人情消费水平不断攀升,严重违背乡村振兴战略对乡风文明建设的要求。从社会进步的视角看,农村劳动力流动可能会打破乡村社会的人情关系网络,影响农村家庭的人情消费。本研究从人情关系网络视角解构农村家庭人情消费的独特逻辑,并使用多值处理效应模型实证分析了劳动力外流可能对人情消费支出的影响,在此基础上进一步讨论了劳动力外流对人情消费支出影响的地区异质性和农户异质性。本研究主要有以下发现:第一,尽管就近务工可能会增加农村家庭的收入,但就近务工可能并未改变农户原有的人情关系网络,因此对农村家庭的人情消费支出不存在促进或抑制作用,就近务工的农村家庭依然会受到农村关于人情“规范”强有力的约束;第二,离乡务工对农村家庭的人情消费支出有抑制效应,离乡务工更有可能塑造新的社会互动方式,对原有人情消费形成替代效果,从而抑制了人情消费支出;第三,离乡务工对农村家庭人情消费支出的抑制作用主要表现在中、西部地区,而在东北和东部地区没有表现出明显的促进或抑制效应。越年轻的农户,离乡务工对其人情消费的抑制作用越明显,并且这种抑制效应会随着农户的年龄的增长而下降。受教育程度越高的农户,越有能力增加离乡务工的就业机会,并且对人情消费支出的抑制作用越大。

中国乡村需要人情往来传统习俗来维系,它是农村生产生活互助的基石,也是乡村文化传承的重要体现。完全根除人情消费是不现实也是不必要的^[21],必须理性看待农村居民的人情消费行为,提倡健康舒适的人情交往方式,切实增加农村居民的幸福感。首先,发挥优秀青年农民、党员干部的模范作用,深入践行移风易俗,培养理性的社交观念,让人情交往建立在各方满意的基础之上,发挥基层政府的引导作用,纠偏不合理的人情消费观念,为乡村提供更多的精神文化产品;其次,增加对农村教育的投入力度,提升农村居民的人力资本质量,增加农民非农就业机会,鼓励返乡青年带回新思想、新理念,培养农民正确的价值观,推进乡风文明的建设;最后,完善健全农村社会保障体系,实施更大力度的惠及民生举措,促进城乡融合发展,缩小城市与农村的鸿沟,从源头上掐断攀比之风的来源,推动人情消费回归理性,实现农村社会的稳定和谐发展。

本研究仍存在一定的局限。例如,在模型选择上可能存在遗漏的不可观测变量造成的内生性问题,尽管本研究已经做了稳健性分析,在今后的研究中仍可以考虑采用不同的模型来消除可能存在的其他的内生性问题。另外,由于篇幅限制,研究尚未对外出务工影响乡村人情消费的机制进行充分的分析和讨论,进一步根据本研究的理论逻辑进行有关机制的实证分析是值得尝试的研究方向。

参 考 文 献

- [1] 吴清华,冷晨昕,祝仲坤.人情消费与农村居民的幸福感——来自2015年CSS的经验证据[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(4):128-136,172-173.
- [2] 邹宇春,茅倬彦.人情支出是家庭负担吗——中国城镇居民的人情支出变化趋势与负担假说[J].华中科技大学学报(社会科学版),2018,32(3):46-54.
- [3] 周广肃,马光荣.人情支出挤出了正常消费吗?——来自中国农户数据的证据[J].浙江社会科学,2015(3):15-26,156.
- [4] 赵晶晶,李放.外出务工经历能改变农村老人的养老观念吗?[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020,20(3):48-59.
- [5] 马塞尔·莫斯.礼物——古式社会中交换的形式与理由[M].汲喆,译.上海:上海人民出版社,2002.
- [6] 马林诺斯基.西太平洋的航海者[M].梁永佳,李绍明,译.北京:华夏出版社,2002.
- [7] 阎云翔.礼物的流动[M].李放春,刘瑜,译.上海:人民出版社,2000.
- [8] 计颖迪,王军.结构交换论视野下的库拉交换[J].经济研究导刊,2010(6):13-14.
- [9] 林语堂.中国人[M].上海:学林出版社,2000.
- [10] 费孝通.乡土中国[M].上海:三联书店,1985.
- [11] 翟学伟.人情、面子与权力的再生产——情理社会中的社会交换方式[J].社会学研究,2004(5):48-57.
- [12] 田学斌,闫真.农村人情消费中的非正式制度:一个交易费用理论框架[J].消费经济,2011,27(3):85-89.
- [13] 陈云,顾海英,史清华.礼金成重负:农村人情礼往行为的经济学分析[J].消费经济,2005(6):60-63.
- [14] 金晓彤,陈艺妮,王新丽.我国农村居民人情消费行为的特征与基缘——以豫南杨集村为例[J].吉林大学社会科学学报,2010,50(3):123-129,160.
- [15] 黄玉琴.礼物、生命仪礼和人情圈——以徐家村为例[J].社会学研究,2002(4):88-101.
- [16] 胡杰成.理性或非理性?——试析目前农民人情消费之风[J].调研世界,2004(12):38-40.
- [17] 杨洋,李煜.理性视角下的农民人情消费研究[J].中国集体经济,2009(10):14-15.
- [18] 赵曼,程翔宇.劳动力外流对农村家庭贫困的影响研究——基于湖北省四大片区的调查[J].中国人口科学,2016(3):104-113,128.
- [19] 甄小鹏,凌晨.农村劳动力流动对农村收入及收入差距的影响——基于劳动异质性的视角[J].经济学(季刊),2017,16(3):1073-1096.
- [20] 曹子玮.民工的再建构社会网与网内资源流向[J].社会学研究,2003(3):99-110.
- [21] 李培林,李炜.近年来农民工的经济状况和社会态度[J].中国社会科学,2010(1):119-131.
- [22] 刘军.农村人情消费的经济学思考[J].消费经济,2004(4):17-20.
- [23] 俞杰龙.人际关系对人情消费行为的影响[M].北京:中国社会科学出版社,2017.
- [24] 朱晓莹.“人情”的泛化及其负功能——对苏北一农户人情消费的个案分析[J].社会,2003(9):28-30.
- [25] 杨宜音.“自己人”:信任建构过程的个案研究[J].社会学研究,1999(2):3-5.
- [26] 杜鹏.“面子”:熟人社会秩序再生产机制探究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2017(4):63-72,147-148.
- [27] 陆五一.农村劳动力外出务工对我国粮食生产的影响研究[M].北京:经济管理出版社,2017.
- [28] 蔡荣,汪紫钰,杜志雄.示范家庭农场技术效率更高吗?——基于全国家庭农场监测数据[J].中国农村经济,2019(3):65-81.
- [29] UYSAL S D. Doubly robust estimation of causal effects with multivalued treatments: an application to the returns to schooling[J]. Journal of applied econometrics, 2015, 30(3):763-786.
- [30] IMBENS G W. The role of the propensity score in estimating dose-response functions[J]. Biometrika, 2000, 87(3):706-710.
- [31] CATTANEO M D. Efficient semiparametric estimation of multi-valued treatment effects under ignorability[J]. Journal of econometrics, 2010, 155(9):138-154.
- [32] LINDEN A, Uysal S D, Ryan A, et al. Estimating causal effects for multivalued treatments: a comparison of approaches[J]. Statistics in medicine, 2016, 35(4):534-552.
- [33] MA W L, RENWICK A, BICKNELL K. Higher Intensity, higher profit? Empirical evidence from dairy farming in New Zealand [J]. Journal of agricultural economics, 2018, 69(3):739-755.
- [34] 于铁山.家庭人情消费的地区分化研究——基于CFPS(广东)2010调查数据[J].华南理工大学学报(社会科学版),2015,17(6):41-49.

Inhibitory or Contributory? Study of the Impact of Labor Mobility on Expenditure on Social Relations in Rural China

ZHU Yueji, YANG Qi, LIU Ling

Abstract Expenditure on “Renqing” (social relations) is an important tradition of maintaining social ties in rural China, but it has become a heavy economic burden for contemporary rural families. Farmers’ migrant work may have uncertain effects on the original social relationships. From the perspective of the social network of “Renqing” relationship, this paper first analyzes the unique internal logic of China’s rural “Renqing” expenditure, and the impact of different types of labor emigration (nearby work and migrant work) on rural social relations. Then, based on the micro data of Chinese Family Panel Studies (CFPS), a Multivalued Treatment Effects Model was used to empirically analyze the actual impact of different types of labor emigration on the “Renqing” expenditure of farmers, and this paper further discusses the different effects of labor emigration on “Renqing” expenditure in terms of regional heterogeneity and farmers’ heterogeneity. The results of this study show that different types of labor emigration have different effects on the “Renqing” expenditure. It shows that working in the vicinity of farmers’ households does not significantly affect the “Renqing” expenditure, while working far from their households has a significant inhibitory effect on “Renqing” expenditure. It means that migrant work may disintegrate or reshape the original rural social relations of farmers and may change the form of “Renqing” expenditure. In addition, the effect of labor emigration on “Renqing” expenditure is also different in regions with different economic development levels; and the inhibitory effect of migrant work on “Renqing” expenditure is more obvious in the younger group; education may increase the inhibitory effect of migrant work on “Renqing” expenditure.

Key words labor mobility; expenditure on social relations; multi-valued treatment effects model; social network

(责任编辑:陈万红)