

【农业经济】

人情关系与农村劳动力市场的工资决定

梁海兵, 张福顺

(兰州大学 经济学院, 甘肃 兰州 730000)

摘 要:在农村劳动力大规模持续性转移进程中,农村发展呈现两个明显变化:以利益交换为特征的农村劳动力市场逐渐形成和以人情关系为纽带的乡土社会人情信任日益缺失。如何理解这两个变化及其内在关联?本文试图从考察农村劳动力市场的工资决定及人情关系在其中的作用来回应该一问题。结果表明,人情关系具有显著降低农村劳动力市场工资的短期影响,但这一作用在农村劳动力市场的生命历程中呈现逐渐弱化的动态变迁。此外,人情关系对男性工资的抑制作用较女性大且显著,而女性相较于男性更关注市场工资的高低,并在农村劳动力市场中显著排斥人情的在场;人均耕地越多,人情关系的作用越显著,而人均耕地较少时,人情关系的作用相对较弱且不显著。

关键词:农村劳动力市场;工资决定;人情关系

中图分类号:F321.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2022)02-0159-12

一、引言

20 世纪 50 年代的“三驾制度马车”,即统购统销制度、人民公社制度和户籍制度,形成了我国城乡二元结构的发展格局。经过 20 世纪 70 年代末的改革开放,再到 90 年代初的市场经济改革,生产要素特别是劳动力的流动在强势助推城市经济发展的同时,也显著拉低了农村经济的发展速度^[1]。一方面,从劳动力视角来看,既有研究虽然给予劳动力市场较多的关注,但重点主要在城市劳动力市场^[2-3],而缺乏充分考察农村劳动力市场发展及其特殊性的尝试;另一方面,从农村市场研究来看,大多学者颇为重视农村土地市场和农村金融市场^[4-6],而农村劳动力市场作为农村要素市场的重要组成部分,依然没有得到应有的重视^[7-9]。党的十九大提出乡村振兴战略,强调人才振兴是基础,因此,回归农村劳动力市场的研究具有重要的现实意义:其一,农民作为农村市场最具能动性和活跃性的因素,是助推乡村振兴的主体^[10];其二,农村劳动力市场的发展是联结农村土地市场和资本市场的重要力量^[11];其三,农村劳动力市场的繁荣是实现城乡融合的重要途径^[12-13]。

在农村劳动力市场早期的短期雇佣行为中,普遍存在不收取货币或实物报酬的零工资现象,但是随着市场经济的发展,零工资现象逐渐消失^[14]。早期不收取工资的现象并非真正意义上的免费,而是另一种形式的工资——人情工资^[5]。因此,想要厘清农村劳动力市场的发展逻辑,人情关系的作用至关重要。已有研究尽管意识到熟人社会是达成农业雇工行为的主要信息传递渠道,基于熟人社会差序格局下的人情关系,无论是对雇工行为的达成,还是市场工资的产生,都起着不可忽略的影响^[15],但人情关系到底如何影响农村劳动力市场的工资决定,尚需进一步完善其内在机理和检验其影响效应。为此,本研究拟从人情关系视角深入考察农村劳动力市场的工资决定。

收稿日期:2021-03-03

基金项目:兰州大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“农村劳动力市场演进与农村人居信任变迁:复线互动及检验”(2019jbkyjc001)

作者简介:梁海兵,男,兰州大学经济学院副教授,硕士生导师;张福顺,男,兰州大学经济学院硕士生。

二、农村劳动力市场:概念界定、阶段特征与人情关系作用机理

(一) 概念界定

农村劳动力市场以农村从事农业生产非自雇活动人群为研究对象,基于劳动力季节性需求与土地结构性失调而产生,具有优化农村劳动力资源配置的功能。在雇佣形式上,有按天付费的短期雇佣和按具体农活付费的包干雇佣两种形式。具体到本文研究中,参与农村劳动力市场的人员主要是农村留守人员,从事的主要农业生产活动包括:农忙时的庄稼收割、土地整理等;农闲时的花卉绿植栽种和护理等。

农村劳动力市场的基本特征为:(1)人力资本较低。参与者往往受教育程度较低,大多为小学及以下受教育程度。(2)市场进入门槛低。大部分农业生产活动主要是体力劳动,部分农业生产活动即使需要一定的经验,也能够“在干中学”中快速实现。只要劳动者能够从事农业生产即可,几乎没有劳作年龄和受教育年限的要求。(3)具有典型的农业生产季节性,市场供求行为主要发生在农作物成熟季节。(4)缺乏规范的市场规则,劳动合同的普及率几乎为零。

(二) 阶段特征

依据人情关系在农村劳动力市场发展的阶段性差异,本研究将农村劳动力市场发展历程划分为三个阶段:

第一阶段(1978—1992年):以人情关系为主导的劳动交换。1978年国家开始实施家庭联产承包责任制,虽然农户具有配置劳动力资源的自主权,但是此时的市场经济体系尚未建立,价格机制还未形成。具体来说:一方面,计划经济的路径依赖尚未消除。倡导不计报酬的劳动供给行为对经济利益的反应缺乏弹性,单纯依靠价格机制无法满足交易的有效需求,交易双方凭借原有的路径依赖选择熟人社会中的人情关系作为资源调节的机制。传统农村小农经济的封闭性和人员的低流动性共同形成熟人社会中道德与声誉的约束机制,这一互惠互利式的公共规则促成供求双方在这种环境中达到一种重复博弈的均衡。另一方面,在市场经济制度不完善、就业机会缺乏、劳动力价格低廉的情况下,对不确定性的人情工资的诉求明显大于确定性的货币或实物工资,人情关系主导着帮工行为。这一时期的劳动交换行为并不是以经济利益而是以人情关系为纽带进行的,进而形成以人情关系为主导的零工资。

第二阶段(1993—2006年):由人情向市场转变的零工经济。1992年国家开始实行市场化改革,尽管农村劳动力市场基于血缘的交易成本很低,但人们的商品意识渐浓,进而对经济报酬的敏感度提升,原来不计报酬的人情效益利他式交易行为逐渐减少^[16]。在这一阶段,外出打工的农村家庭依旧保留耕地并进行农业生产,从而产生对从事农业生产劳动力的需求,并促进农村劳动力市场由人情交易向市场交易的演变。究其原因:一方面,伴随农村剩余劳动力的逐渐转移,农村劳动力呈现老龄化与弱质化的现象,对于外出务工的家庭,留守劳动力已经不能满足土地耕作的需要^[10]。另一方面,随着农村人口流动性的加剧,以及交易域由血缘、地缘向业缘的扩展,熟人社会声誉机制的约束逐渐弱化,仅靠人情关系维持交易的成本大幅上升,农户对人情关系回报模糊的风险厌恶性增强,从而增加了对及时结算的货币工资的需求^[17]。更重要的是,劳动力市场工资水平伴随劳动力资源配置优化而提升,人情工资与货币工资的等价性逐渐缺失,市场价格机制的作用开始显现^[8]。

第三阶段(2007年至今):以劳动工资为导向的零工经济。2006年全国统一取消农业税,标志着农民从土地束缚中解脱出来。这一阶段农村熟人社会非正式制度的约束进一步减弱,特别是市场经济发达的农村地区空心化严重,基于人情关系的等质交换与市场经济运行的冲突日益尖锐,农村社区逐渐演变成以价格机制为主导的契约社会。一方面,农村社区成员的高度流

动加剧了人情关系下雇工劳动延时、模糊回报的负面特征,市场经济对当场清算的呼吁越来越高;另一方面,随着刘易斯拐点的到来,农村劳动力不再过剩^[18],甚至还在城乡工资差异的影响下变得稀缺,劳动力由买方市场逐渐变成卖方市场。外部机会的凸显诱致市场原则在熟人之间普及,人情关系下等质交换造成的利益损失强化了人们对人情的抵触心理,情感因素弱化下的经济利益逐渐成为市场诉求的核心^[19]。此时,农户在农村劳动力市场上的诉求逐渐锁定在市场工资的波动上,并基于价格机制建立交易行为,人情关系的作用进一步减弱。随着农村非正式制度结构向正式制度结构的转变,熟人社会的泛家族化特征越来越突出,使得原有的公共规则与道德基础对人行为的约束力逐渐丧失^[4]。尽管人情效应在一定程度上起到抑制监督成本及道德风险的作用^[20],但在市场经济下,农户需要为基于人情关系的求工行为付出一定的人情成本。农户无论是出于成本的考虑还是方便的需要,越来越倾向于规避人情的直接雇工^[21]。

(三) 人情关系作用机理

人情关系何以影响农村劳动力市场工资的决定?要回答这一问题,需要厘清两个问题:其一,需要区分人情关系调节机制与价格机制的异同。无论是人情关系调节的雇工行为,还是价格机制支配的劳动力市场,其本质都是一种交换行为。市场中的交换以等价原则进行,人情中的交换以等质原则为核心;等价交换重物轻人讲究的是资本与劳动力的回报,等质交换重人轻物,更看重情与义的联系。这两者表面上异质,实质上同构,都要求一个“等”字^[22],只是二者的价值取向不一样。市场经济注重眼下的利益,人情关系更多的是考虑人与人之间的联系。其二,需要理解人情关系交换的特殊性。以人情为基础的交换行为并不是一种精确即时的交换,人情关系的非当场清算性恰恰是人情关系运行的关键^[23]。礼尚往来的中国文化隐含式地强调受施者要对施者予以回报,否则受施者便会受到声誉机制的抨击,其社会行动必然会触碰无形的人情之壁^[19]。有别于市场经济的交换,个体在给他人送人情的时候,不能在明面上要求对方给予回报,此外对受施者什么时候回报以及以何种形式回报也没有明确的预期,基于人情关系的回报即交换存在着较大的不确定性,这种交换是一种延时的交换、模糊的交换、基于道德约束的交换,是熟人社会中特殊主义的交换^[18]。这种交换是在熟人社会封闭的系统中运行的,交换的稳定性至少需要两次以上的循环,才能实现重复博弈的均衡^[24]。

从农村劳动力市场的生命历程来看,早期经济学意义上的农村劳动力市场并不存在,因为短期帮工行为之间没有劳动力与货币利益的交换。但是随着市场经济的发展,以利益交换为特征的劳动力市场逐渐形成。对此,已有研究指出,市场的调节机制除价格机制外,还应包括人情机制^[25]。工资由人情关系支配的人情工资与价格机制支配的货币工资组成^[5]。人们对人情关系与市场价格的选择取决于两者收益的差异,选择人情工资的机会成本是价格机制中货币工资的最高收益。从显示偏好的角度分析,农户之所以选择不确定性的人情工资,是因为其效用大于确定性的货币工资。

结合上述机理分析,本文提出如下三个假说:

假说 1:人情关系对农村劳动力市场工资具有显著的抑制作用。

假说 2:人情关系对市场工资的抑制作用是通过人情工资的替代效应达成的。

假说 3:人情关系在价格机制的竞争下对农村劳动力市场工资的长期影响呈现逐渐弱化的动态变迁。

三、数据来源、模型构建与变量选择

(一) 数据来源

本文数据来自课题组于 2020 年 5 月收集的入村调研数据。为保证数据的代表性和典型

性,课题组采用随机分层抽样的方法进行取样,具体包括三个步骤:第一,在中国东部、西部、北部、南部和中部地区随机挑选一个省份,分别为浙江省、甘肃省、吉林省、云南省和河南省;第二,在每个省随机挑选两个县(区),分别是诸暨市大唐区和绍兴市越城区、渭源县和宁县、大安市(县)和朝阳县、师宗县和峨山彝族自治县、郸城县和淅川县;第三,在每个县随机抽取一个自然村,分别为澄泽村和永兴村、西关村和白公村、同顺村和章吉营子村、足法村和清香村、张寨村和小河南村。考虑到农村劳动力普遍转移的实际情境,调研采取部分与整体相结合的取样策略:如果取样自然村留守劳动力超过 100 人,那么实际调研样本数至少为 100;如果取样自然村留守劳动力低于 100 人,那么将采取整村调研。根据调研员的预调情况反馈,课题组按照上述取样策略总计发放问卷 880 份,回收 796 份,其中有效问卷 774 份,有效问卷率为 87.95%。

(二) 模型构建与变量选择

考虑到受访农户并不是每个人都参与农村劳动力市场,农户选择是否参与农村劳动力市场是一个自选择而非随机的结果,为此,研究拟选用以解决存在样本选择偏差的 Heckman 两阶段估计模型。

第一阶段:分析农户参与农村劳动力市场的意愿及其影响因素。农户是否参与市场除了受人情关系影响外,还包括但不限于以下三个方面:(1)个体特征因素。包括参与者的年龄、受教育程度、性别、健康状况等。(2)家庭特征因素。拟选取家庭人均收入和资源禀赋对此进行控制。(3)村庄特征因素。主要包括村庄外出务工人口、村庄距县城的距离。

基于上述分析,识别农户参与农村劳动力市场意愿的 *Probit* 模型如下:

$$Probit(Y=1)=\beta_{10}+\beta_{11}Relation+\beta_{1i}X_{1i}+\mu_1 \quad (1)$$

其中, Y 表示农户是否参与农村劳动力市场,若是,则 $Y=1$,反之,则 $Y=0$; $Relation$ 表示人情关系, β_{10} 表示待估常数项, β_{11} 表示人情关系的回归系数, X_{1i} 表示控制变量的集合, $\beta_{1i}(i$ 取 2,3,…) 表示各控制变量的回归系数, μ_1 表示模型的随机误差项。下文中的回归系数 β 、随机误差项 μ 和控制变量 X 的标号含义同此。该模型可利用 *Probit* 模型计算出农户参与农村劳动力市场的概率,并进一步计算逆米尔斯比率。

第二阶段:为了考察农村劳动力市场工资的决定因素,本文拟以学术界比较认同的 *Mincer* 方程作为基准模型。在工资决定模型中引入逆米尔斯比率,以校正农村劳动力市场工资决定因素的影响效果。经典的 *Mincer* 方程如下:

$$W=\beta_{20}+\beta_{21}Edu+\beta_{22}Exp+\beta_{23}Exp^2+\beta_{2i}X_{2i}+\mu_2 \quad (2)$$

其中, W 、 Edu 与 Exp 分别表示市场工资、个体的受教育程度和工作经验。

考虑到农村劳动力市场的特殊性,本文拟将 *Mincer* 方程的基准模型作如下修正:(1)农业生产的技术性较低,更多是体力劳动,对工作经验的要求也不高,忽略工作经验对工资的影响。同时,考虑到农村留守人员大多文化水平偏低,受教育程度对工资的影响可能并不明显,仅在第一阶段考虑受教育程度对参与农村劳动力市场选择偏差的影响。(2)引入性别、年龄、健康、人均收入、居住村距县城距离等影响因素。(3)引入本文研究的核心因素——人情关系,并考察其作用效果。本文拟用调查问卷中“您主观感觉村里人情关系如何?(即个人主观感受到的村内人情氛围)”的回答结果对人情关系进行测度,备择选项包括“好”“一般”和“差”。鉴于农户选择“一般”时大多是隐含对当前人情关系的某些不满,研究将其与“差”选项进行合并,并赋值为 0(总计比例为 49%);反之,选择人情关系“好”的赋值为 1(占比 51%)。这表明农村人情关系将近一半出现问题,这既影响农村人情关系的进一步发展,也影响其竞争性因素——价格机制,在农村劳动力市场中的作用。修正后的 *Mincer* 方程如下:

$$W=\beta_{30}+\beta_{31}Relation+\beta_{3i}X_{3i}+\mu_3 \quad (3)$$

变量选择及其含义,以及描述性统计如表 1 所示。农村劳动力市场人均日工资 86.93 元,人

情关系喜忧参半(平均值 0.49),参与者的平均年龄为 50.06 岁,男性占比 54.00%,受教育程度集中在小学与初中水平(平均值 1.74),健康状况较好(平均值 2.45),人均年收入 2.02 万元,居住村庄距离最近县城的平均距离为 34.97 公里。

表 1 变量选择及其基本描述

变量分组	变量名称	变量含义	描述性统计		
			最大值	最小值	平均值
被解释变量	市场工资	2019 年参与市场获取的真实工资水平	200	40	86.93
核心解释变量	人情关系	主观感受村内人情关系好 = 1,人情关系差 = 0	1	0	0.49
控制变量					
个体特征	年龄	岁	90	18	50.06
	受教育程度	小学及以下 = 1,初中 = 2,高中 = 3,大学 = 4	4	1	1.74
	健康状况	较差 = 1,一般 = 2,较好 = 3	3	1	2.45
	性别	男性 = 1,女性 = 0	1	0	0.54
家庭特征	人均年收入	家庭总收入与家庭总人口的比值	25	0	2.02
	资源禀赋	人均耕地偏离均值 1 亩 = 1,反之 = 0	1	0	0.73
村庄特征	村庄到县城的距离	村庄到最近一个县城的距离	60	2.2	34.97
	村庄外出务工人口	2019 年村庄外出务工总人数	355	36	166.85

四、实证结果与讨论

为了探讨农村劳动力市场的工资决定及人情关系在其中的作用,本文实证环节拟探讨如下两个问题:一是分析当前农村劳动力市场工资的决定因素,以考察人情关系对农村劳动力市场工资的短期影响;二是讨论生命历程视角下农村劳动力市场工资的动态变迁,以阐释人情关系对农村劳动力市场工资的长期影响。

(一) 当前农村劳动力市场工资的决定因素

1. 基准回归结果

表 2 中第(1)(2)(3)列分别报告了两阶段 OLS、Heckman 最大似然估计与 Heckman 最小二乘估计的结果。

表 2 基准回归结果

变量	回归方程		
	(1) Reg-twostep	(2) Heckman(MLE)	(3) Heckman(LES)
人情关系	-0.22 * * * (0.075)	-0.11 * * * (0.012)	-0.31 * * (0.13)
逆米尔斯比	0.83 * * * (0.19)		

变量	选择方程		
	(1) Reg-twostep	(2) Heckman(MLE)	(3) Heckman(LES)
人情关系	-0.42 * * * (0.15)	-0.45 * * * (0.030)	-0.42 * * * (0.15)
似然比统计量(LR)	72.22		
相关性统计量		2.38 * * * (0.033)	
误差统计量		-1.00 * * * (0.20)	
逆米尔斯比			0.54 * (0.31)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	585	585	585

注:(1) * p<0.1, * * p<0.05, * * * p<0.01;(2) 括号内为标准误;(3) 基于简洁性考虑,控制变量结果不再展示。下同。

第(1)列中,逆米尔斯回归系数在 1%的水平上通过显著性检验,表明农户参与农村劳动力市场的行为确实存在自选择问题,即本文选取 Heckman 模型处理自选择效应符合预期。第(2)—(3)列中的回归结果显示,无论是最大似然估计还是最小二乘估计的结果都基本一致,在 Heckman 模型的选择方程中,人情关系对农户参与农村劳动力市场意愿具有显著的负向影响,这说明现阶段农户在注重人情的氛围中并不愿意参与市场,具有回避人情在场的典型特征。其次,在 Heckman 模型的回归方程中,人情关系显著负向影响农村劳动力市场工资,这表明那些注重人情关系的农户在农村劳动力市场中往往获得相对较低的市场工资,即人情关系具有显著降低货币工资的效应。总体而言,人情关系不仅显著抑制农户参与农村劳动力市场的意愿,而且具有显著降低市场工资的效应。这表明:一方面农户是追求经济利益的理性个体,另一方面以人情关系为纽带的人情工资仍对市场均衡工资的选择具有不可忽视的影响。

2.人情关系的机制检验

关于人情关系的运行机制,本文认为人们对人情关系与市场价格机制的选择取决于两者收益的差异,农户在放弃货币工资的同时,必然有人情工资的补偿,即人情关系通过提高人情工资,再经人情工资对市场工资产生抑制作用。具体的人情机制识别策略是:如果人情工资确是人情关系主要的作用机制,人情工资将对人情关系的作用产生较大的挤出效应。当考察人情工资时,人情工资负向显著,人情关系不显著;反之,如果人情关系负向显著,人情工资不显著,则表明人情工资不是人情关系的作用机制。如果出现两者都显著的情况,则说明除了人情工资以外,人情关系对市场工资的影响可能还存在其他的作用机制。为此,本文拟选用“在有困难时是否获得别人帮助”“是否愿意为有困难的农户提供帮助”作为获得或支付人情工资的代理变量。首先,从市场供求双方的视角验证人情关系对人情工资的作用;其次,借鉴吕朝凤等^[26]的思路,以半简化回归的思想对机制进行识别。

如表 3 第(1)—(2)列所示,无论是对于获得还是支付人情工资,人情关系对两者都有显著的促进作用,从而证明了人情关系确实具有提高人情工资的作用。表 3 第(3)—(6)列结果显示,当考虑人情工资并进行半简化回归时,回归结果中所有的人情关系系数都不再显著,而人情工资对市场工资呈显著的抑制性。这表明人情工资是人情关系主要的作用机制,人情关系通过提高人情工资,进而通过人情工资对货币工资的替代效应达到抑制市场工资的结果。上述人情工资是人情关系影响市场工资的作用机制得到验证。

表 3 机制检验结果

变量	Probit 模型		变量	回归方程(MLE)		回归方程(LES)	
	(1) 获得	(2) 支付		(3) 获得	(4) 支付	(5) 获得	(6) 支付
人情关系	0.31 *	0.90 * * *	人情关系	-0.019(0.028)	0.030(0.030)	-0.17(0.15)	-0.083(0.12)
标准误	0.14	0.18	人情工资	-0.21 *(0.12)	-0.17 * * *(0.079)	-0.23 *(0.15)	-0.11 *(0.062)
			变量	选择方程(MLE)		选择方程(LES)	
				(3) 获得	(4) 支付	(5) 获得	(6) 支付
			人情关系	-0.42 * * *(0.050)	-0.42 * * *(0.062)	-0.42 * * *(0.15)	-0.42 * *(0.15)
			相关性统计量	-0.13 * * *(0.035)	-0.52 * * *(0.059)		
			误差统计量	-1.17 * * *(0.13)	-1.65 * * *(0.14)		
			逆米尔斯比			0.43 * * *(0.12)	0.22 *(0.13)
样本量	586	585	样本量	577	585	577	577

3.人情关系作用的进一步分析

(1)基于性别异质性的分析。传统农村社会中的家庭伦理观形成男主外女主内的思想,农村人情之间的往来大多是以男性为主导,男性相对于女性更注重人情的往来,在这种伦理观念

中塑造的人情关系及其对市场工资的影响应该存在性别差异。基于此,本文首先考察了人情关系与性别的交互作用。表 4 第(1)列显示,人情关系与性别的交互作用在 1%的水平上显著为负,表明男性相较于女性更有强化人情关系的倾向,进而人情关系在男性群体中的影响更大。其次,第(3)—(4)列性别分样本结果表明,男性样本中人情关系显著负向影响市场工资,而女性样本中人情关系的系数虽然为负数但并不显著,由此可知人情关系对男性市场工资的抑制作用比女性大且显著,这与当前农村人情关系与家庭伦理的基本认知相一致。同时,男性样本参与市场并不排斥人情关系,与之相对,女性样本则显著排斥,这表明在现阶段农村劳动力市场中女性相较于男性更关注市场工资的高低,在市场交易中显著排斥人情的在场。

(2) 基于人地资源禀赋的异质性。有无耕种压力是影响农户参与农村劳动力市场的重要原因,雇主的雇工需求多因缺乏劳动力而产生,而受雇者的供给更多是为了获取经济收入。若以人均耕地的多寡作为分组依据,则实际上是区分了市场上潜在的需求方与供给方:人均耕地越多,则单个家庭完成农业生产越困难,进而产生更大概率的用工需求;人均耕地越少,则会更加倾向于提供劳动供给。人地资源禀赋的差异可能导致人情关系作用于市场供求,进而表现出异质性。为此,本文首先考察了人情关系与人地资源禀赋的交互作用,以考察禀赋差异造成的影响;其次,以人均耕地的均值作为分界线,进行分组对比回归。实证结果显示,人情关系与人地资源禀赋的交互作用在 1%水平上显著为负,表明当人均耕地大于均值时,人情关系的作用越明显,即市场的需求方更强调人情关系的作用。在第(5)—(6)列分组对比的结果中,人均耕地越多,人情关系的作用越显著;而人均耕地较少时,人情关系的作用相对较弱且不显著。

表 4 异质性分组结果

变量	回归方程					
	(1)性别交互	(2)资源交互	(3)男性	(4)女性	(5)耕地多	(6)耕地少
人情关系	-0.14*** (0.043)	-0.14*** (0.025)	-0.25* (0.15)	-0.099 (0.062)	-0.19* (11.15)	-0.019 (5.23)
交互项	-0.091*** (0.032)	-0.066** (0.0029)				

变量	选择方程					
	(1)性别交互	(2)资源交互	(3)男性	(4)女性	(5)耕地多	(6)耕地少
人情关系	-0.43*** (0.0024)	-0.30*** (0.072)	-0.36 (0.23)	-0.49*** (0.19)	-0.85*** (0.26)	-0.20 (0.17)
相关性统计量	2.54*** (0.21)	2.73*** (0.0098)	1.86*** (0.63)	1.87*** (0.43)	2.09*** (0.73)	-0.57* (0.33)
误差统计量	-0.76*** (0.17)	-0.76*** (0.19)	-0.78*** (0.29)	-1.21*** (0.15)	3.63*** (0.22)	3.09*** (0.15)
样本量	585	585	320	265	73	427

4.稳健性检验

(1) 更换人情关系的测度方式。在人情关系的测度中,虽然农户选择“一般”时大多隐含对当前人情关系的某些不满,但考虑到本文的人情关系指标是通过被调研者的主观回答测度的,把“一般”“差”选项直接赋值为 0,可能存在一定的局限性。为此,本文拟采用两种方式加以调整以检验回归结果的稳健性。第一种调整方式,令回答“好”“一般”的农户赋值为 1,回答“差”的农户赋值为 0。第二种调整方式,采用人情关系测度的赋值法代替原先的赋值法,即人情关系“好”赋值为 3,“一般”赋值为 2,“差”赋值为 1。表 5 第(1)—(4)列回归结果表明:人情关系对市场工资的影响都显著为负,且人情关系都有降低农户参与农村劳动力市场意愿的作用。

(2) 内生性问题。考虑到受雇者有可能不满意雇主的工资而影响两者之间的人情关系,进而影响下一阶段的雇佣行为的达成,即人情关系可能存在内生性问题。为此,本文选取人居信任作为人情关系的工具变量,并从“是否信任同村人”“是否信任外村人”“是否信任一起工作的人”“是否信任本家族人”四个维度进行测量,采取两阶段最小二乘法进行回归。表 5 第(5)—(7)列结果表明:人情关系对市场工资的影响无论是在哪种测度标准下都显著为负,即人情关

系对市场工资的抑制作用是稳健的。

表 5 测度方法与 IV 检验结果

变量	回归方程 (LES)		回归方程 (MLE)		变量	2SLS (IV)		
	(1) 分值	(2) 好、一般	(3) 分值	(4) 好、一般		(5) 好	(6) 分值	(7) 好、一般
人情关系	-0.22*** (0.084)	-0.28* (0.043)	-0.13*** (0.029)	-0.13*** (0.043)	人情关系	-0.39*** (0.12)	-0.23*** (0.080)	-0.93* (0.53)
变量	选择方程 (MLE)		选择方程 (LES)		逆米尔斯比	0.81*** (0.20)	0.58*** (0.13)	0.23* (0.078)
	(1) 分值	(2) 好、一般	(3) 分值	(4) 好、一般	弱工具变量显著性统计量	11.40**	9.76**	2.04
人情关系	-0.42*** (0.14)	-0.42*** (0.14)	-0.38*** (0.042)	-0.24*** (0.084)	弱工具变量不可识别统计量	22.37***	15.03***	8.10***
相关性统计量			2.51*** (0.27)	2.59*** (0.45)	工具变量过度识别统计量	0.19	0.16	0.19
误差统计量			-0.83*** (0.23)	-0.85*** (0.12)	F 统计量	7.47***	20.42***	9.17***
逆米尔斯比	0.47*** (0.13)	0.23** (0.11)			样本量	586	586	586
样本量	585	585	586	586				

(3) 安慰剂检验。为了控制人情关系的选择偏误,以及其他不可识别的非随机性因素对样本回归的冲击,本文选取 2010 年的人情关系指标对 2019 年的人情关系指标进行替换检验。表 6 第(1)—(3)列展示了最大似然估计在三种不同测度标准下的回归结果,第(4)—(6)列为最小二乘估计在不同测度标准下的回归结果,表明在规避外生冲击以及变量的选择偏差后,人情关系对市场工资的抑制效应是稳健的。

表 6 安慰剂检验检验

变量	回归方程 (MLE)			回归方程 (LES)		
	(1) 好	(2) 分值	(3) 好、一般	(4) 好	(5) 分值	(6) 好、一般
人情关系	-0.22** (0.0094)	-0.20* (0.011)	-0.27** (0.14)	-0.19** (0.078)	-0.13* (0.074)	-0.44* (0.24)
变量	选择方程 (MLE)			选择方程 (LES)		
	(1) 好	(2) 分值	(3) 好、一般	(4) 好	(5) 分值	(6) 好、一般
人情关系	-0.28*** (0.044)	-0.33*** (0.13)	-0.41*** (0.040)	-0.41*** (0.15)	-0.41*** (0.14)	0.41*** (0.15)
相关性统计量	2.31*** (0.60)	1.10*** (0.30)	0.020 (0.25)			
误差统计量	-1.01*** (0.28)	-1.51*** (0.36)	-1.72*** (0.35)			
逆米尔斯比				0.50** (0.23)	0.55*** (0.14)	0.11 (0.13)
样本量	585	585	586	585	585	585

(二) 生命历程视角下农村劳动力市场工资的动态变迁讨论

上述实证结果表明人情关系对农村劳动力市场工资具有显著抑制的短期影响。如果从整个农村劳动力市场的生命历程来看,人情关系对农村劳动力市场工资的长期影响如何? 本文采用的是田野调查获取的截面数据,无法从时间序列的角度直接检验,考虑到人情关系对农村劳动力市场工资的影响与市场化进程密切相关,本文拟从三个侧面进行考察:第一,从市场化的作用距离中检验人情关系对农村劳动力市场工资的长期影响;第二,从市场化的作用时间中检验人情关系对农村劳动力市场工资的长期影响;第三,从农村劳动力市场生命历程中探讨人情关系对农村劳动力市场工资的长期影响。

1. 人情关系对农村劳动力市场工资的长期影响——基于村庄距县城距离的检验

村庄距离县城越远,无论是进城就业的机会成本,还是可获得的市场信息,均不利于发展市

场经济,因而该组村庄与市场经济联系的紧密度越低,人情关系对市场工资的抑制效应更加明显;反之,村庄与市场经济联系的紧密度越高,人情关系的抑制效应越弱。本文选用村庄距县城的距离作为市场化作用的代理变量,考察不同市场发展水平下人情关系对农村劳动力市场工资的长期影响。首先,本文考察了人情关系与地理距离的交互作用,以检验地理距离即市场经济对人情关系的直接作用;其次,以村庄距离县城公里数的平均值作为分组标准,对不同市场经济环境下人情关系作用的差异性作进一步分析。表 7 第(1)列的回归结果显示,交互作用在 1% 的水平上显著为负,表明人情关系的抑制作用随着距离的增加而强化,即市场经济越不发达、人情关系越好,对市场工资的抑制作用越大。表 7 第(3)—(4)列的回归结果表明,在市场经济紧密度高的组,人情关系对市场工资没有显著影响;而在市场经济紧密度低的组,人情关系对市场工资具有显著负向作用,进而使市场的均衡工资逐步偏向人情工资。

2.人情关系对农村劳动力市场工资的长期影响——基于年龄的检验

出生在不同历史时期的农户对人情关系机制的反应弹性受历史环境影响可能存在差异,即出生较早的农户受农村熟人社会的影响较为深刻,进而对人情关系机制弹性的反应比出生较晚的农户要更明显。本文选取年龄作为市场化作用时间的代理变量,进一步考察人情关系对农村劳动力市场工资的长期影响。首先,本文考察了人情关系与年龄的交互作用,检验不同年龄段内人情关系作用的差异;其次,以农户年龄的平均值(50 岁)作为分组依据,对不同年龄段的差异性进行具体分析。以年龄段的差异表征市场不同发展阶段人情关系对工资影响的差异,与地理距离分组相验证以规避选择偏差,进而佐证人情关系的动态变迁对市场工资长期影响的平稳性。表 7 第(2)列交互作用的回归结果在 1% 的水平上显著负向影响市场工资。在分组回归阶段,人情关系对市场工资的影响存在年龄上的显著差异:在高年龄组显著负向影响市场工资水平,但是在低年龄组这一效果并不显著。本文以农户年龄的平均值(50 岁)作为分界线,高年龄组村民受农村传统风俗的熏陶而具有互帮互助的情结,在市场上倾向于对人情关系机制的偏好;而低年龄组村民因其进入农业生产的时间阶段恰好与市场经济改革历程相吻合,受市场经济的影响较大,具有偏好市场经济价格机制的倾向。

表 7 地理距离与年龄回归结果

变量	回归方程					
	(1)距离交互	(2)年龄交互	(3)距离近	(4)距离远	(5)高年龄段	(6)低年龄段
人情关系	-0.071*** (0.0038)	-0.21*** (0.020)	0.055 (0.16)	-0.12* (0.74)	-0.095*** (0.026)	-0.045 (0.059)
交互项	-0.070*** (0.0069)-0.051*** (0.0033)					

变量	选择方程					
	(1)距离交互	(2)年龄交互	(3)距离近	(4)距离远	(5)高年龄段	(6)低年龄段
人情关系	-0.29*** (0.11)	-0.45*** (0.0019)	-0.56* (0.30)	-0.45*** (0.17)	-0.24 (0.31)	-0.046*** (0.18)
相关性统计量	2.11*** (1.50)	2.50*** (0.071)	-1.45* (0.68)	2.89*** (0.51)	-1.24*** (0.95)	-0.10 (0.021)
误差统计量	-0.94*** (0.20)	-0.86*** (0.21)	-1.51*** (0.30)	-0.88*** (0.53)	-1.29*** (0.98)	-1.54*** (0.050)
样本量	585	585	244	344	322	288

3.人情关系对农村劳动力市场工资影响的长期趋势——基于农村劳动力市场生命历程的演进分析

从市场经济改革的视角看,所有改革的本质都是赋予劳动力的流动性与自主性^[7];其一是解放土地对劳动力的束缚,使农户能根据自己的意愿配置劳动力;其二是劳动力流动政策的调整,放松了农村对农业劳动力的束缚,使农户能根据市场机会,把有限的劳动力资源配置在经济收益更高的位置,而刘易斯拐点的到来则是劳动力自由流动的分配结果。农村劳动力的流动必然会使农村劳动力市场上的供需格局发生改变(图 1)。在不同的历史阶段,供给与需求曲线的

斜率不同,其中纵轴 W 表示由人情工资与市场(货币)工资组成的均衡工资水平,横轴 L 表示劳动力转移的数量。在 OL_1 阶段,农村劳动力受劳动力流动政策的严格管制,农村剩余劳动力大量滞留,另受传统人情关系路径依赖的影响,农业雇工需求较少且均衡工资水平较低。人情工资效用大于货币工资。在 L_1L_2 阶段,流动人口政策放宽了对农村剩余劳动力的流动限制,农户为了追求家庭收益的最大化,纷纷选择离乡进城从事非农工作,与之相对的则是农村剩余劳动力的减少,进而农村的农业生产活动雇工需求增加,农村劳动力市场均衡工资随之上涨。在 L_2L 阶段,随着刘易斯拐点的到来,外部机会内化,劳动力主要根据平均利润准则而由市场配置,供给与需求曲线的弹性基本上接近完全竞争市场,均衡工资水平也进一步提高。

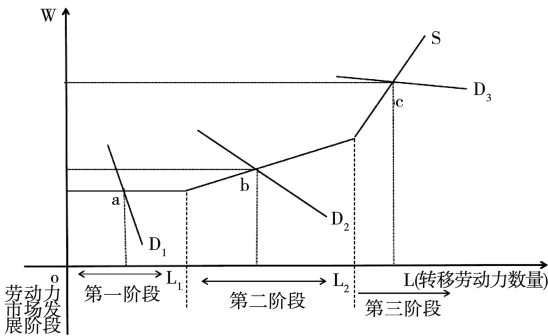


图 1 农村劳动力市场的动态变迁

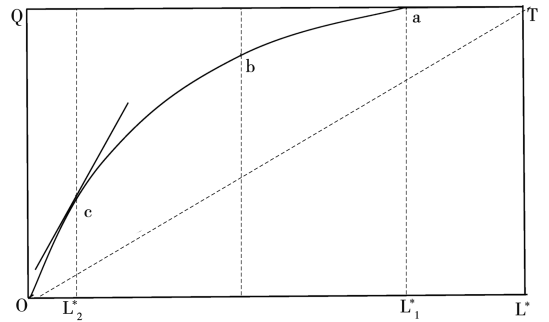


图 2 劳动力转移与人情工资占比变化

农村劳动力市场工资提高及其内在比重变化的原因,不仅是随着经济发展的水涨船高,更是劳动力资源配置优化以及潜在优化配置机会下边际工资提高的理性选择。本文借鉴经典的刘易斯拐点模型,令 OQ 表示人情工资占比, OL^* 表示农村现有劳动力(图 2)。其中 L_1^* 、 L_2^* 分别对应图 1 中的 L_1 、 L_2 , ObT 表示均衡工资收入变化曲线,其形状的凸性表示农业劳动力冗余的边际工资递减性质。在 $L_1^*L^*$ 阶段,农村劳动力大量冗余导致劳动的边际产出为 0,此时城乡之间劳动力流动被严格限制,以货币表示的边际工资为 0,均衡工资完全由人情工资支付。在 $L_1^*L_2^*$ 阶段,市场经济改革逐渐深化,以及由此引致的劳动力流动政策的放缓,农户可获取的外部机会增加,农村剩余劳动力的配置有了更优的选择。在劳动力可以流动的情况下,城乡边际工资的差异必然会引起农村劳动力均衡工资的结构性的上升。市场经济下的边际工资以货币作为支付手段,因而农村劳动力获得的均衡工资中货币工资占的比重随边际工资的提高而增加,但是此时的劳动力流动仍不充分,货币工资与人情工资共同主导着劳动力的均衡工资。在 L_2^*O 阶段,刘易斯拐点的到来引发了农村留守劳动力边际产出的上升,在此基础上,劳动的边际工资也随着劳动力资源配置的优化而进一步升高,农村劳动力均衡工资中货币工资的比重,不仅随着边际工资的提高而改变(即收入效应),还会随着这两者价值的分化,激励理性的农户逐渐放弃人情工资,转而竞逐货币工资(即替代效应)。

五、结论性述评

本文重点探讨了人情关系对农村劳动力市场工资的影响机理。农村劳动力市场均衡工资由人情工资和货币工资两部分组成,分别受人情机制与价格机制的调节。本文将人情工资定性为货币工资的替代物,随着市场经济的发展,人情机制逐渐让位于价格机制,货币工资将占据农村劳动力市场工资的主导地位。实证结果表明,人情关系具有降低当前农村劳动力市场工资的短期影响,稳健性检验的结果也支持这一结论。此外,在人情关系机制的检验中,人情关系是通过提高人情工资,再经人情工资的替代效应以达到抑制市场工资的作用。在长期变化趋势中,与市场经济联系紧密度高的地区,人情关系对农村劳动力市场工资的影响较弱,仅在农户参与

市场的意愿选择上发挥一定作用,再结合年龄等佐证的实证结果,表明人情关系对农村劳动力市场工资的影响与价格机制相比呈现逐渐弱化的动态变迁。

农村劳动力市场工资的调节机制及其转变的本质含义是什么?基于本文的研究结论,这里提出4点讨论:第一,无论是改革开放初期的农民,还是当前的农民,都是理性的,都是追求利益最大化的个体,时间改变的并不是农民的理性,而是农民重视自身利益的表达方式。劳动力市场上的契约作为生产关系与社会经济关系的反映,必然会随着生产关系与经济关系的转变而改变,而利益是这两种关系的连接点。当以人情表达的利益与以货币工资表达的利益不再对等时,理性的农民必然追逐更大的利益而选择价格机制。第二,农村人情信任式微,人情关系的价格效应相应降低,是否说明农村劳动力市场正在逐渐走向正轨?更深层次地,这也意味着农村发展正经历着正式制度对非正式制度的替代过程。当前,在农村劳动力市场的工资定价中,价格机制虽然占据市场的主流,但是农业生产的特殊性以及劳动合同的缺失导致劳动的质量难以识别、雇工劳动存在道德风险,以及事后维权缺乏保障等问题,而人情关系则能在一定程度上起到规避上述问题的作用。小到农村地区,大到全国市场,在这新旧交替之际,旧制度弱化而新制度尚未完善,市场主体难免要经历一个惶恐阶段,市场的改革不能片面地抵制人情,而应理性看待这种非正式制度的作用,生搬硬套的正式制度框架往往徒具其形。第三,人情关系在农村劳动力市场中的作用机制伴随市场经济改革的深化而逐渐弱化,但从未离场。西方经济学认为劳动力是一种商品,但劳动力终究是社会中的人,不仅有生存的需求,还有情感诉求。货币利益可以有效地满足生存需求,但在情感诉求上则显得力有不逮。农村劳动力市场中的人不是一件件没有感情的物品,在利益获取的同时必然伴随着情感的诉求,也正是囿于劳动力资源的特殊性,人情关系协调机制在协调雇工关系时永远不会消失。在研究劳动力市场时,应与其他要素市场有所区别,抛开人的特性而得出的结论难免有失偏颇,这一点在中国农村劳动力市场显得尤为重要。第四,2006年全国统一取消农业税,农村目前种地种田的人大多是自给自足。单纯从农村劳动力市场的需求来看,农村劳动力市场近似于经济学中假设的一种简单模型,即只有一个部门,该部门既负责生产,也负责消费。按照经济学逻辑:一个部门的自产自销也就没有外溢效应,尽管可以实现充分就业,市场出清,但是无法实现经济的长期增长。如何实现农村劳动力市场的外溢效应?首先应打开农村劳动力市场的封闭性,这或许能给国家顶层设计城乡融合战略提供一个较好的理论支撑。

参考文献:

- [1] 蔡昉. 历史瞬间和特征化事实——中国特色城市化道路及其新内涵[J]. 国际经济评论, 2018(4): 9-23.
- [2] 蔡昉, 都阳, 王美艳. 户籍制度与劳动力市场保护[J]. 经济研究, 2001(12): 41-49.
- [3] 沈坤荣, 余吉祥. 农村劳动力流动对中国城镇居民收入的影响——基于市场化进程中城乡劳动力分工视角的研究[J]. 管理世界, 2011(3): 58-65.
- [4] 尚旭东, 朱守银. 家庭农场和专业农户大规模农地的“非家庭经营”: 行为逻辑、经营成效与政策偏离[J]. 中国农村经济, 2015(2): 4-13.
- [5] 陈奕山, 钟甫宁, 纪月清. 为什么土地流转中存在零租金?——人情租视角的实证分析[J]. 中国农村观察, 2017(4): 43-56.
- [6] 刘守英. 城乡中国的土地问题[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2018(3): 79-93.
- [7] 蔡昉. 劳动力迁移的两个过程及其制度障碍[J]. 社会学研究, 2001(4): 44-51.
- [8] 石晓平, 曲福田, Nico Heerink, 等. 农村市场发育与村庄经济研究[J]. 中国农村观察, 2004(1): 44-55.
- [9] 李建伟. 我国劳动力供求格局、技术进步与经济潜在增长率[J]. 管理世界, 2020(4): 96-113.
- [10] 陈坤秋, 王良健, 李宁慧. 中国县域农村人口空心化——内涵、格局与机理[J]. 人口与经济, 2018(1): 28-37.

- [11] 黄祖辉,杨进,彭超,等. 中国农户家庭的劳动供给演变:人口、土地和工资[J]. 中国人口科学, 2012(6): 12-22.
- [12] 黄少安. 改革开放40年中国农村发展战略的阶段性演变及其理论总结[J]. 经济研究, 2018(12): 4-19.
- [13] 向晶,钟甫宁. 农村人口转移、工业化和城镇化[J]. 农业经济问题, 2018(12): 51-56.
- [14] 仇小玲,屈勇. 从“叫人”到“雇人”:关中农村人际关系的变迁[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2008(5): 87-91.
- [15] 石弘华,杨英. 雇工自营制与农户行为效率分析——以湖南省邵阳地区为例[J]. 中国农村经济, 2005(8): 17-20.
- [16] 冯川. 中国村落社会助行为的二重构造——对助行为异化的一个解释框架[J]. 中国农村观察, 2018(11): 41-61.
- [17] 罗杰,黄君慈. 非正式社会结构下民间信用演进与生命周期[J]. 财经研究, 2005(9): 49-59.
- [18] 冯必扬. 人情社会与契约社会——基于社会交换理论的视角[J]. 社会科学, 2011(9): 67-75.
- [19] 黄光国. 人情与面子:中国人的权力游戏[M]. 北京:中国人民大学出版社, 2010.
- [20] 马戎. “差序格局”——中国传统社会结构和中国人行为的解读[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2007(2): 131-142.
- [21] 查金祥,曾令香,许家林. 湖北农业微观经济组织运行现状的调查报告[J]. 中国农村经济, 2001(8): 26-33.
- [22] 王铭铭. 村落视野中的文化与权力[M]. 上海:生活·读书·新知三联书店, 1997.
- [23] 翟学伟. 中国人际关系的特质——本土的概念及其模式[J]. 社会学研究, 1993(4): 74-83.
- [24] 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.
- [25] 刘津. 人情关系重构与乡村善治的路径探索[J]. 重庆社会科学, 2020(3): 131-140.
- [26] 吕朝凤,陈汉鹏, Santos López-Leyva. 社会信任、不完全契约与长期经济增长[J]. 经济研究, 2019(3): 4-20.

(责任编辑:刘浩)

How “Renqing”-relationship Affects Wage Determination in Rural Labor Market

LIANG Haibing, ZHANG Fushun

Abstract: In the process of large-scale and continuous transfer of rural labor force caused by the change of labor mobility policy, there are two obvious changes in rural areas: the rural labor market characterized by interest exchange has gradually taken shape and “renqing”-trust in local society linked by “renqing”-relationship is worsening. How to understand these two changes and their internal relations? This paper tried to answer this question by analyzing how the wage is determined in the rural labor market and the effect of “renqing-relations” on it. On the one hand, we analyzed the static equilibrium of rural labor market in the marketization stage to reveal the short-term impact of “renqing”-relationship on rural labor market wage; on the other hand, we also discussed the dynamic changes of the rural labor market from the perspective of life course, so as to explain the long-term impact of “renqing”-relationship on rural labor market wage. The results showed that “renqing”-relationship had a significant short-term impact on reducing wages in the marketization stage of rural labor market, and this role presented a dynamic change in the life course of the rural labor market. Furthermore, the influence of “renqing”-relationship on the equilibrium wage of rural labor market showed the heterogeneity of gender and human-land resource endowment. The inhibitory effect of “renqing”-relationship on the actual wage obtained by men is greater and more significant than that of women, while women pay more attention to the actual wage than men, and significantly reject the presence of “renqing”-relationship in the rural labor market. The more the cultivated land per capita there is, the more significant the effect of human relationship is, while the effect of “renqing”-relationship is relatively weak and not significant when the cultivated land per capita is less.

Keywords: Rural Labor Market; Wage Determination; “Renqing”-relationship