

权利认知对农民工就业质量的影响及其异质性 ——基于样本选择分位数回归的分析

刘长全

(中国社会科学院 农村发展研究所 北京 100732)

摘要: 首先构建包括收入水平、劳动权益、劳动强度、劳动安全、就业稳定性、社会保障等6个维度的农民工就业质量指数,然后分别采用Heckman两步法及Buchinsky控制方程法和A & B连接方程法两种样本选择分位数估计方法,实证分析了权利认知对农民工就业质量的作用及其分布特征。研究表明,关于劳动合同和最低工资的权利认知对农民工就业质量都有显著促进作用;权利认知的作用随着就业质量分位的下降而上升,这与劳动力市场特征及相关制度的兜底性质是一致的;在用A & B连接方程法控制样本选择问题的异质影响后,权利认知的作用有所下降;尤其是对最低工资的权利认知,其在低分位上对就业质量的积极作用因对就业率的较大不利影响不再显著。基于实证分析结论进一步探讨了相关政策启示。

关键词: 农民工; 就业质量; 权利认知; 样本选择; 分位数估计; 异质性

中图分类号: F323 **文献标识码:** A **文章编号:** 1674 - 1668(2022)03 - 0002 - 13

Awareness of Workers' Rights on Job Quality of Rural Migrant Workers and its Heterogeneity: Empirical Analysis by Quantile Selection Methods

LIU Chang-quan

(Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

Abstract: This paper first constructs rural migrant workers job quality index, which has indices on six aspects of job status including income, rights, intensity, safety, stability and social security. Then by employing the methods of Heckman two-step regression, Buchinsky control function quantile regression and A & B copula-based quantile regression methods, the paper analyzes the effects of awareness of workers' rights (AWR) of labor contract and minimum wage on job quality of rural migrant workers. Results show that AWR has positive effects on job quality of rural migrant workers and the effects are higher at lower quantile of migrant workers; after controlling heterogeneous sample selection in percentiles, the effects of AWR will be lower, especially for the effect of awareness of minimum wage in bottom percentile, its effect on job

收稿日期: 2021 - 07 - 29; 修订日期: 2021 - 10 - 14

基金项目: 国家社科基金重大项目“新形势下中国农民工问题研究”(2016MZD023)、中国农业科学院基本科研业务费专项(Y2020YJ06)、财政部和农业农村部: 国家现代农业产业技术体系项目(CARS - 36)。

作者简介: 刘长全(1975—), 男, 中国社会科学院农村发展研究所研究员。

quality is not significant because of being offset by its negative effect on job participation.

Finally some policy implications are discussed based on the results of the empirical analysis.

Key words: Rural Migrant Worker; Job Quality; Awareness of Worker's Rights; Sample Selection; Quantile Regression; Heterogeneity

1 前言

改革开放 40 多年,大规模农村劳动力转移不仅是中国发展奇迹的重要动力,其本身也是结构转型的重要组成部分。但是,虽然在此过程中城乡劳动力市场已逐步从分割转向统一,农民工却长期面临就业质量低的问题,表现在工资水平低、工作时间长、就业稳定性差、福利待遇缺失、工作安全性低及职业发展空间受限等诸多方面(高文书 2006;明娟、曾湘泉 2015)。当前,在全面建成小康社会、打赢脱贫攻坚战的背景下,提高农民工就业质量关系到消除绝对贫困成果的巩固及新型城镇化与乡村振兴战略目标的实现,是第二个百年奋斗目标新征程中的重要问题。2017 年党的十九大报告、2018 年《乡村振兴战略规划(2018-2022 年)》、2020 年《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》等重要文件都提出就业质量问题,要求让农民工实现更高质量和更充分就业。同时,从综合的就业质量角度,而不仅仅是从工资收入或社会保障等某个方面,去认识农民工就业问题,也是农民工日益分化背景下的必然要求。农民工就业在不同发展阶段面临不同的主要问题,但是,在农民工日益分化的情况下,每个农民工面临的具体问题可能是其在不同问题之间权衡取舍的结果。因为价值观念与行为方式的分化,在就业上有人更看重收入因而选择高强度、高收入的工作,有人因更看重生活质量、闲暇而选择强度更低但收入也更低的工作,也有人选择收入更低但就业时间更灵活、自由的工作,等等。面对更加多元、更加分化的农民工群体,单从收入或某一个维度去评价农民工就业状况就可能得出有偏的结论。

近年,农民工多维就业质量问题在国内得到越来越多关注,相关研究主要分为三个方面内容:一是构建多维指标体系对就业质量的测度,这些研究在就业质量指标体系构成上不尽相同,总体上都是覆盖了工资水平、工作强度、工作安全性与工作稳定性等方面的全部或部分特征(明娟、曾湘泉 2015;李中建、袁璐璐, 2017;陈万明、徐国长等 2019;罗文剑、张晓晨等 2018;周春芳、苏群 2018;高梅、吴义刚 2017)。二是对就业质量影响因素的实证研究,主要分析了工作转换(明娟、曾湘泉 2015;周春芳、苏群等 2019;明娟 2018)、务工距离(李中建、袁璐璐 2017)、流入地城市规模(胡斌红、杨俊青 2019)、组织(王秀燕、付金存等 2020;邓睿 2020)、社会资本(沈诗杰、2018;邓睿 2020;倪中烨、余康 2020)、社会融入(郭庆 2020)、教育培训(肖小勇、黄静等 2019;樊茜、金晓彤 2018)、职业技能(王琼、黄维乔 2020)、子女随迁(邓睿、冉光和 2018)、劳务派遣(聂伟 2015)等因素的影响。三是关于就业质量对农民工相关影响的实证研究,包括对农民工的获得感和幸福感(卢海阳、杨龙等 2017;聂伟、2020)、落户与市民化意愿(章洵、陈宁等 2018;龚紫钰 2017;聂伟、风笑天 2016)及健康(徐延辉、李志滨 2019;朱慧劼、风笑天 2019)等方面的影响。

伴随着代际更替及教育水平等的分化,权利意识的提升及群体间分化也是农民工最重要的变化之一。权利意识的提升可以表现在两个方面,首先是权利认知的提升,即更关注和更准确知道自己享有什么权利;其次是用行动维护自己权利的意识提升,即更积极地对权利提出主张或在权利受损时利用司法与劳动仲裁等手段维护合法权利。显然,这两个方面对农民工的薪酬收入、劳动权益等,进而对整体的就业质量都可能具有重要影响。但是,从现有文献看,关于农民工权利意识对其就业质量的影响仍缺乏关注和研究。权利认知是权利意识的基础,并影响权利意识其他方面发挥作用,本文将围绕权利认知对农民工就业质量的影响从两个方面丰富现有研究:(1)构建农民工就业质量指数,然后使用 Heckman 回归方法,在控制样本选择问题的基础上分析权利认知对农民工就业质量的影响。(2)进一步使用 Buchinsky 控制方程法和 A & B 连接方程法两种样本选择分位数估计方法,分析权利认知对不同就业质量农民的差异化影响。

2 农民工就业质量状况

1996年,国际劳工组织提出“体面劳动”概念,认为体面劳动是就业相关愿望的总和,包括合理收入、工作安全、社会保护、发展前景、社会融合、参与决策等^①。以体面劳动的内涵为基础,本文的就业质量指与农民工就业直接相关的权利和愿望的实现情况,是农民工就业状况的综合水平。在农民工更加多元、更加分化的背景下,基于农民工因价值观念和偏好不同在不同的愿望之间权衡并做出不同选择这一假设,本文通过构建就业质量指数对农民工就业质量进行测度。具体来说,参照国内外多维就业质量指数框架(Leschke& Watt 2014; 明娟、曾湘泉 2015),本文构建的就业质量指数包括收入水平、劳动权益、劳动强度、劳动安全、就业稳定性、社会保障等6个维度8个指标。通过以上对现有研究的梳理可以看出,这6个维度涵盖了与农民工就业直接相关的权利和愿望的主要方面。

2.1 数据来源与样本特征

本文中农民工的标准为农村户籍、跨乡镇居住和务工就业的人。数据来源于国家社科基金重大项目“新形势下中国农民工问题研究”课题组2019年在北京、山东青岛、四川成都等地开展的问卷调查。数据按照调查方法由两部分构成,第一部分课题组采用了与结构成比例的配额抽样与分层随机抽样相结合的方法。第一步,课题组按2018年国家卫健委流动人口动态监测数据中农民工就业构成确定抽样的目标就业结构;第二步,课题组选择了代表东部中心城市的北京、山东青岛和代表西部中心城市的四川成都,这三个城市都是农民工大量流入的代表性城市;第三步,在北京的大兴区和西城区、青岛的城阳区和李沧区、成都的新都区、青羊区和温江区按照就业结构比例,采用入企业和街头随访的方式随机抽样调查。这部分样本总共为1076人。第二部分是由覆盖其他劳动力流出大省的调查员利用春节对返乡农民工做抽样调查,这部分样本总共346人,覆盖安徽、河南、贵州等12个省区市。最后,整个数据的样本总量为1422人,覆盖15个省区市。

表1 调查样本基本特征

类别	人数	比重	类别	人数	比重
总样本	1422		性别构成	1404	
代际构成	1421		男	829	59.0
70前	302	21.3	女	575	41.0
70后	378	26.6	所在单位类型	1235	
80后	418	29.4	机关、事业单位	46	3.7
90后	323	22.7	社会团体	10	0.8
就业状态	1404		国有企业	122	9.9
在业	1327	94.6	集体企业	19	1.5
无业失业	77	5.5	股份企业	101	8.2
就业类型	1270		私营企业	549	44.5
雇主	77	6.1	个体工商户	351	28.4
雇员	984	77.5	港澳台独资企业	6	0.5
自营劳动者	166	13.1	外商独资企业	22	1.8
家庭帮工	10	0.8	中外合资企业	9	0.7
打零工	24	1.9			
其他	9	0.7			

样本农民工在性别构成、代际构成、就业状态等方面主要有以下特征(见表1):(1)在性别方面,男性占总样本的59.0%。(2)在代际方面,按出生年份将1422个人分为“70前”、“70后”、“80后”和“90后”,其中,“70前”指出生于1970年之前的人,依此类推。总样本中,“80后”最多,占了29.4%;其次是“70后”,占26.6%;“70前”和“90后”都占22%左右。(3)在就业状态方面,处于在业状态的1327人,占94.5%,处于失业无业状态的占5.5%。(4)在就业类型方面,本调查将农民工的就业分为雇主、雇员、自营劳动者、家庭帮工和打零工5种形式。其中,雇员最多,占到77.5%;其次是自营劳动者,占13.1%;雇主占6.1%,打零工的占1.9%,家庭帮工和其他就业形式分别占0.8%和0.7%。(5)在所在单位类型方面,私营企业占比最高,达到44.5%;其次是个体工商企业,占28.4%;国有企业和股份企业分别占9.9%和8.2%。

^①<https://www.ilo.org/global/topics/decent-work/lang-en/index.htm>

2.2 就业质量指数的构建

2.2.1 指标选择与赋值

(1) 收入水平。收入是就业的最主要目标,是就业质量的重要表现。本研究调查了农民工的月平均收入。该指标的计算分为四步,第一步是将农民工的收入按1%的比例在首尾两端截断,即剔除最高1%和最低1%的样本,以控制异常值的影响。经处理后,样本农民工月收入的均值为4433元。第二步是按流入地将所在省份样本少于20个的农民工剔除。第三步是将农民工的月收入按流入地分省做五等分。第四步是根据五等分的结果为该收入指标赋值,其中,最高收入组为1、中高收入组为0.75、中等收入组为0.5、中下收入组为0.25、最低收入组为0。

(2) 劳动权益。农民工劳动权益问题一直备受关注,本文用两个指标来衡量。一个是农民工是否签订书面劳动合同,这是农民工最基本的权利,也是其他相关权益的重要依据和保障。根据劳动合同法,是否签订合同也可以被看作正规就业与非正规就业的划分依据。如果签订了书面合同该指标得分为1,否则为0。雇主、自营劳动者和家庭帮工由于不存在签订劳动合同问题,所以这个指标的得分都是1;打零工也不存在签订劳动合同的情况,但是该指标的得分为0。在1015个农民工雇员中,71.4%签订了合同,在签订合同的人中合同期限为2年及以上(包括无固定期限合同)的占50.1%。另一个指标是农民工在当前工作中是否曾被拖欠或克扣工资,如果未曾被拖欠或克扣工资得分为1,否则为0。雇主、自营劳动者与家庭帮工也不存在被拖欠、被克扣工资的问题,该指标得分都为1。按时、足额取得劳动报酬是农民工的基本权益,但是也是农民工经常遇到的权益问题。根据调查数据,有10.7%的农民工在当前工作中遇到过工资被拖欠或克扣的情况。

(3) 社会保障。社会保障为农民工提供养老、失业和工伤等方面的必要保障,在一些城市还是农民工获得保障住房等方面资格的必要条件。该维度用农民工在流入地是否入社保来衡量,如果入了社保得分为1,否则得分为0。根据调查数据,在全部样本中仅49.2%在流入地入了社保。

(4) 劳动强度。过度劳动是影响农民工健康、职业发展及其他经济社会活动的重要因素,正得到越来越多的关注(祝仲坤,2020;郭凤鸣,2020)。本文用两个指标来衡量农民工的劳动强度,一个是日均劳动时间,如果不超过8小时,得分为1;如果在8~10小时之间,得分为0.75;如果在10~12小时之间,得分为0.5;如果在12~14小时之间,得分为0.25;如果超过14小时,得分为0。“基础工资+加班费”或“底薪+计件报酬”是农民工常见计薪方式^①,由于基础工资或底薪很低,大量农民工需要靠长时间的加班来增加收入。根据调查数据,日工作时间超过8小时的农民工占到58.2%。另一个指标是周均休息时间,如果不少于2天,得分为1;如果在1~2天之间,得分为0.75;如果在0.5~1天之间,得分为0.5;如果有休息但不足0.5天,得分为0.25;如果基本无休息,得分为0。

(5) 劳动安全。工作环境的安全性及与之相关的工伤、职业病等是长期以来农民工就业面临的重要问题。本文用农民工的工作环境是否存在致残致死风险、化学毒物、烟尘粉尘、过量负重或噪音等问题来衡量,如果存在得分为0,否则为1。根据调查数据,22.2%的农民工表示存在相关问题。

(6) 就业稳定性。就业稳定性也是农民工就业长期受到关注的问题。从就业本身来说,稳定性高意味着农民工与就业岗位之间实现较好匹配(周闯、刘敬文,2020)。就业稳定性将直接影响到农民工收入、人力资本积累及市民化决策等诸多方面(黄乾,2009;邵敏、武鹏,2019;袁方、安凡所,2019)。本文用农民工在当前工作的从业时间来衡量就业稳定性,如果达到或超过5年得分为1;如果从业时间在3~5年之间,得分为0.75;如果在2~3年之间,得分为0.5;如果在1~2年之间,得分为0.25;如果不足1年,得分为0。根据调查数据,剔除打零工的人后,当前工作从业时间在3年及以上的稳定就业人口占到全部农民工的57.1%。

^①在调查数据中,按这两种方式计薪的农民工合计占农民工总数36.3%。

2.2.2 权重

权重是计算指数的一个关键问题,专家打分法、主成分分析法、均权法等赋权法都是确定权重的常用方法。其中,以主成分分析法为代表的客观赋权方法有更加客观的优势,但是因为以主成分对方差的解释程度为权重,后者与经济社会意义上的重要性之间并不具有必然联系,所以使用该方法确定权重在经济社会意义上也值得商榷。本文在强调各个维度对就业质量都很重要的情况下,选择均权法确定权重,这也是国内外相关研究普遍选择的方法。那么,收入水平、劳动权益等6个维度的权重都是1/6,农民工就业质量指数是各维度得分的加权平均值。另外,劳动权益和劳动强度2个维度各由两个指标构成,这两个维度的得分也由各自的两个指标按均权(各1/2)计算加权平均值得到。剔除个别指标存在缺失值的农民工,最终在全部1422个农民工中得到1104人的就业质量指数。

表2 就业质量指数各维度之间相关系数

	收入水平	劳动权益	劳动强度	工作环境	就业稳定性	社会保障
收入水平	1.000					
劳动权益	0.103***	1.000				
劳动强度	-0.068*	0.064*	1.000			
工作环境	-0.063*	0.221***	0.018	1.000		
就业稳定性	0.061*	0.225***	-0.058*	0.038	1.000	
社会保障	0.072*	0.358***	0.285***	0.105***	0.162***	1.000

2.3 农民工就业质量的基本特征及群组比较

首先,就业质量指数各维度之间的相关性分析支持了农民工在就业的不同愿望、不同问题之

间权衡取舍这一基本判断(见表2)。其中,最突出的是农民工收入水平与劳动强度得分(得分高意味着劳动强度低)、工作环境得分(得分高意味着工作环境安全)之间存在显著的负向关系,表明有的农民工通过过度劳动或通过承担不安全的劳动来换取更高的收入。另一个特点是劳动强度得分与就业稳定性负相关,即劳动强度低的农民工反而就业不稳定。这一与直观感觉相悖的发现突显了农民工就业质量低或缺乏高质量就业的机会,劳动强度低则收入水平也低,农民工无法同时兼顾劳动强度、收入水平和就业稳定性。

农民工就业质量指数的均值和中位数分别为0.629和0.646。根据本文对农民工就业质量内涵的界定,构成就业质量指数的各个维度对应的都是农民工就业的基本愿望或应得到保障的权益。就业质量指数低于1都意味着农民工某方面的愿望未能达成,或某方面的权益受损,0.629的均值表明,平均而言农民工仍面临较明显的就业质量问题。就业质量指数呈左偏分布,其中,指数低于0.2和0.5的农民工分别占1.5%和24.5%,也就是说,仍有很大一部分农民工面临比较严重的就业质量问题。

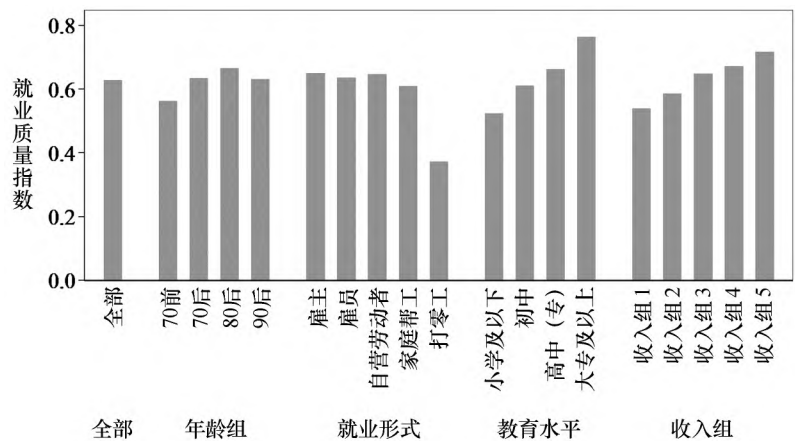


图1 农民工就业质量指数及群组差异

由于偏好不同,农民工在就业质量的不同维度取舍平衡以达到个人效用的最大化,有的农民工在个别维度上可能出现较为极端的选择,但是综合所有维度来看又是均衡理性的。一个直接的推论是,综合各个维度信息的就业质量指数的总体差异小于各个维度上的差异。统计结果也支持这一判断。就业质量指数的变异系数为0.301。在构建指数的8个指标中,除了拖欠工资指标的变异系数(为0.300)略小

于总体指数的变异系数,其他指标的变异系数都更高,分布在0.381~1.009之间,并且基本都在0.5以上。其中,是否有社保、劳动强度中的月休息情况以及收入水平三个指标的变异系数最大,分别达到1.01、0.92和0.77。

虽然与各指标相比就业质量指数的总体差异更小,但是群组间的差异依然明显。分代际来看,“80后”就业质量最高,指数均值为0.666,“70前”就业质量最低,指数均值为0.563。分就业形式看,雇主、雇员、自营劳动者和家庭帮工的就业质量比较接近,均值都在0.6以上;打零工农民工的就业质量最低,指数均值仅为0.372。分教育水平看,就业质量随着受教育水平的提高而提高,“大专及以上”农民工就业质量指数均值达到0.764,“小学及以下”农民工的均值则仅有0.524。分收入组看,农民工就业质量随着收入组的上升而提高,最高收入组就业质量指数均值为0.718,最低收入组降至0.540。

3 实证研究设计

3.1 模型设定与计量方法

为了认识权利认知对农民工就业质量的影响,以下对就业质量指数做计量分析。需要估计的就业质量指数可以设定为式(1):

$$EQI_i = BX_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, EQI_i 是农民工的就业质量指数, X_i 是解释变量。直接对该模型进行估计可能面临样本选择导致的偏误。我们仅能够观察到正在就业的农民工的就业质量指数,影响农民工是否就业的不可观测因素也可能影响就业质量,这个选择性问题的估计中必须予以考虑,否则得到的参数就存在偏误。为此,设定农民工是否在业的潜在方程为式(2):

$$E_i^* = \gamma Z_i + \eta_i \quad (2)$$

式中, E_i^* 为是否在业的潜在概率, Z_i 是可观测的个人特征, η_i 为不可观测的误差项。当 $E_i^* > 0$ 时,农民工才能被观测到在业,并有就业质量指数。根据限制性约束条件,估计潜在就业方程时, Z_i 中除了包括 EQI_i 的解释变量 X_i ,还要包括其他对是否就业有影响、对就业质量没有直接影响的变量。本文包含了“2015年1月以来是否找过工作”这个变量,该变量符合两个必要条件:一是相关性,该变量反映了农民工就业的意愿和实际寻找工作的行动,对是否在业有非常直接的影响;二是外生性,该变量与农民工的权利认知、人力资本或其他影响就业的条件没有明显关系,对就业质量没有直接影响。

根据式(2),假设式(1)误差项的条件均值为(Winkelmann et al., 2006):

$$E(\varepsilon_i | X_i) = \sum_{k=1}^K \delta_k \lambda^{(k)}(\hat{\gamma} Z_i) \quad (3)$$

式中, $\lambda(\cdot) = \varphi(\cdot) / \Phi(\cdot)$ 是逆米尔斯比率, $\varphi(\cdot)$ 是正态分布的密度函数, $\Phi(\cdot)$ 正态分布的累积分布函数。那么,本文将估计以下样本选择回归模型,并且这个两步法参数估计结果具有一致性(Heckman, 1979)。按照Buchinsky(1998)的建议,本文在第二步的估计中包含逆米尔斯比率的一次项和二次项。

$$EQI_i = BX_i + \sum_{k=1}^K \delta_k \lambda^{(k)}(\hat{\gamma} Z_i) + \mu_i \quad (4)$$

本文还将通过分位数估计认识权利认知对就业质量的影响的分布特征,或者说异质性。对不同就业质量的农民工来说,权利认知的影响可能存在较大差异,理解这种差异在理论上和政策上都有重要的意义。相对于线性回归模型一般关注于平均效应,分位回归模型把条件分位回归描述为可观察的异质性的线性方程(寇恩惠、刘柏惠,2013),可以对条件分布提供更为详尽的描述。直接使用分位数回归方法估计式(1)也会面临样本选择问题,但是Buchinsky(1998)证明,按照参数估计的Heckman两步法,用分位数回归方法估计式(4)的样本选择条件分位回归模型可以得到一致估计。由于这一估计属于控制方程类方法,以下称为Buchinsky控制方程法样本选择分位数估计。

Arellano & Bonhomme(2017a、2017b)认为Buchinsky控制方程法存在依赖可加性假设的问题,并提出更具一般性的基于连接方程(copula-based)的样本选择分位数估计方法,以下称为A & B连接方程法样本选

择分位数估计。设目标变量在给定 X 下的第 τ 分位条件分位函数为:

$$Q(\tau | X) = \beta(\tau) X \quad (5)$$

假设选择方程如式(2) 在 $\gamma Z_i \geq -\eta_i$ 时农民工为在业。假设 η 服从独立于 Z 的正态分布 那么 $\rho(Z) = \Phi(\gamma Z)$ 是服从 $[0, 1]$ 均匀分布的倾向值, $V = \Phi(-\eta)$ 则是决定选择结果的倾向值临界值 且在给定分布下两者具有对应关系。A & B 连接方程法假设分位 τ 与 V 具有独立于 Z 的相关系数 ρ 且两者服从参数为 ρ 的无条件二元正态分布 那么连接方程可以表述为:

$$C(\tau, \rho; \rho) = \Phi_2(\Phi^{-1}(\tau), \Phi^{-1}(\rho); \rho) \quad (6)$$

其中, Φ_2 是二元正态分布函数, τ 是服从 $[0, 1]$ 分布的分位数。 G 是给定 V 的条件连接方程 具体为 $G = \Phi_2(\Phi^{-1}(\tau), \Phi^{-1}(\gamma Z); \rho) / \Phi(\gamma Z)$ 。那么 给定 Z 和在业 目标变量在第 τ 分位的条件分位函数为:

$$Q^s(\tau | Z) = \beta(G^{-1}(\tau, \Phi(\gamma Z); \rho)) X \quad (7)$$

在 A & B 连接方程法设定框架下 相关系数 ρ 大于零则分位大小与倾向值临界值正相关 高分位上通过选择(即在业)的比例越低;反之高分位上通过选择的比例越高。同时,各分位函数又以选择结果为条件,式(7)中上标 s 表示其条件分位函数特征。可以看出, A & B 连接方程法通过考虑不同分位上选择概率的变化对估计结果进行了调整。鉴于其一般性的优势,本文将进一步应用该方法对权利认知的作用进行估计。

A & B 连接方程法样本选择分位数估计分为三步,一是估计选择模型的倾向值。其中解释变量 Z 除了式(1)中的 X ,也需要包括对是否就业有影响、对就业质量没有直接影响的变量。本文依然选择“2015年1月以来是否找过工作”这个变量。二是通过广义矩法(GMM)估计连接方程的参数 ρ 。三是按分位计算各个样本连接方程值,然后用分位数方法估计式(7)的参数值(Arellano & Bonhomme, 2017a、2017b)。应用 A & B 连接方程法仅能得到参数估计值,本文还将结合自举法(Efron & Tibshirani, 1993)来估计相关参数的标准差。

3.2 变量设置

就业质量指数反映了农民工就业相关权利和愿望的实现情况,本文重点关注的则是权利认知,即农民工对就业相关权利的关注和了解程度,对其就业质量的影响。农民工就业的相关权利是多元的,本文重点聚焦农民工对两个方面权利的认知。一是签订劳动合同的权利。如前所述,这是农民工的最基本权利及其他权利的保障。《中华人民共和国劳动合同法》规定,“建立劳动关系,应当订立书面劳动合同”,“已建立劳动关系,未同时订立书面劳动合同的,应当自用工之日起一个月内订立书面劳动合同”。因此,本文以“是否知道签订书面劳动合同的时间要求”这一指标来衡量农民工对该项权利的认知。具体来说,问卷按照“知道”和“不知道”调查了农民工对签约时间要求的知情情况,并对回答“知道”的农民工进一步调查其知道的时间要求。如果农民工回答出应在1个月或1个月以内签订劳动合同,则视为正确并被计入“知道”的农民工,否则将被视为“不知道”。二是获得不低于最低工资标准的劳动报酬的权利,这也是农民工的最基本权利。根据2004年劳动和社会保障部颁布的《最低工资规定》,最低工资标准是用人单位依法应支付的最低劳动报酬。但是,各地区最低工资标准并不统一。根据《最低工资规定》,各省区市分别制定本地区最低工资标准和调整方案,并且各省区市的不同行政区域可以有不同的最低工资标准。因此,本文以“是否知道最低工资标准”这一指标来作为农民工对该项权利的认知代理变量。问卷按照“知道”、“大致知道”和“不知道”调查了农民工对所在地最低工资标准的知情情况,对回答“知道”的农民工进一步要求填写其知道的标准。然后本研究将回答的最低工资标准与所在地实际标准进行比较,如果农民工回答的标准比实际标准高或低50%以上,则被视为回答不正确并被计入“不知道”的农民工;如果农民工回答的标准比实际标准高或低25%以上但不超过50%,则视为基本正确并被计入“大致知道”的农民工;如果农民工回答的标准比实际标准高或低25%以内,则视为正确并被计入“知道”的农民工。

本文还对农民工个人特征、人力资本、就业形式、流动模式等方面的指标进行了控制。其中,个人特征包

括性别、年龄及年龄的二次项三个指标;人力资本包括受教育水平(包括“小学及以下”、“初中”等4个虚拟变量)和近3年是否曾接受过技术培训两项,前者用于衡量正规教育的作用,后者衡量正规教育以外人力资本投资的作用;就业形式是雇主、雇员、自营劳动者等不同就业形式的虚拟变量;流动模式包括是否跨省流动的虚拟变量及农民工到流入地务工的总时间(年数)。另外,本文通过增加地区虚拟变量对地区固定效应进行了控制,因此没有再单独控制各地区的宏观经济因素。

表3列出了主要解释变量和各控制变量的描述和统计。从结果来看,知道签订劳动合同时间要求的农民工仅占样本农民工的18.6%;仅有17.4%的农民工知道就业地的最低工资标准,另外有20.6%的人大致知道,有高达62.0%的人不知道。在控制变量方面,样本农民工的平均年龄达到39.6岁;20.8%的农民工仅有小学及以下文化,大专及以上学历的占15.9%;36.7%的农民工曾接受过专业技能培训;49.8%的农民工属于跨省流动;所有农民工到流入地的平均时间达到9.2年。

表3 农民工调查样本描述统计

变量类别	变量名称	含义和赋值	均值	标准差
权利认知	<i>kct</i>	是否知道签订劳动合同的法定时间要求: 不知道 = 0; 知道 = 1	0.186	0.390
	<i>kmw</i>	是否了解本地最低工资标准: 不知道 = 0; 大致知道 = 1; 知道 = 2	0.575	0.796
人力资本	<i>edu0</i>	受教育水平: 小学及以下 = 1; 其他 = 0	0.208	0.406
	<i>edu1</i>	受教育水平: 初中 = 1; 其他 = 0	0.432	0.496
	<i>edu2</i>	受教育水平: 高中(专) = 1; 其他 = 0	0.200	0.400
	<i>edu3</i>	受教育水平: 大专及以上学历 = 1; 其他 = 0	0.159	0.366
	<i>ast</i>	近3年是否参加过技术培训: 没有 = 0; 有 = 1	0.367	0.482
个人特征	<i>gender</i>	女 = 0; 男 = 1	0.605	0.489
	<i>age</i>	农民工的年龄	39.566	11.557
	<i>age_sq</i>	农民工年龄的二次项	1698.887	968.160
	<i>married</i>	已婚 = 1; 未婚 = 0	0.783	0.412
就业特征	<i>employer</i>	就业形式: 雇主 = 1; 其他 = 0	0.051	0.219
	<i>employee</i>	就业形式: 雇员 = 1; 其他 = 0	0.782	0.413
	<i>se</i>	就业形式: 自营劳动者 = 1; 其他 = 0	0.123	0.328
	<i>hw</i>	就业形式: 家庭帮工 = 1; 其他 = 0	0.007	0.085
	<i>cl</i>	就业形式: 打零工 = 1; 其他 = 0	0.037	0.189
	流动模式	<i>cpm</i>	是否从外省流入工地: 否 = 0; 是 = 1	0.498
<i>yofs</i>		农民工流入到工地的总时长(年)	9.190	8.274
找工作情况	<i>sfj</i>	2015年1月以来是否找过工作: 否 = 0; 是 = 1	0.616	0.487

4 实证结果

4.1 权利认知的作用

表4列出了实证分析结果。模型(1)是应用OLS方法的估计结果,模型(2)是考虑样本选择问题采用Heckman两步法的估计结果。在控制变量中,两个模型都包括了不同地区、不同就业形式的虚拟变量。模型(2)中 λ 的一阶项和二阶项的系数都在1%水平上显著,明确显示样本选择问题的存在^①。在不同模型设定下,*kct*、*kmw*变量与各控制变量的系数基本都得到显著和比较一致的估计结果。对于本文重点关注的权利认知因素,结果表明其对农民工就业质量有显著的促进作用。根据模型(2)的结果,对于知道签订劳动合同

^①不过,完全通过逆米尔斯比率的系数的显著性来判断是否存在样本选择问题也面临质疑(Guo and Fraser 2009)。模拟研究显示,在存在样本选择的情况下,弱排他性条件或样本量小也会导致逆米尔斯比率的系数不显著(Trevis Certo et al., 2016)。

时间要求与知道最低工资标准的农民工来说,就业质量指数分别平均高 0.047 和 0.034。这个结果与预期一致,由于关心其作为劳动者的权利,农民工在各方面的权利有可能得到更好的保障和维护。具体来说,权利认知可能通过多个途径对农民工就业质量产生影响,一是权利认知影响农民工搜寻工作过程中对权利保障状况的关注,也会促使其选择权利保障水平更高的工作;二是在确立劳动关系过程中,农民工能够更好地依法提出权利主张,就劳动报酬等问题进行谈判;三是农民工会更容易发现就业权利保障面临的问题,并依法维护权利。权利认知两个变量中 *kct* 的系数更大,但是 Wald 检验显示两者间的差异在统计上不显著。值得注意的是,模型(2)第一步估计中 *kmw* 变量的系数显著为负,*kct* 变量的系数也是负值但统计上不显著,这意味着权利认知水平高导致更低的在业比例。如前所述,权利认知影响工作搜寻与选择,希望获得权利得到更好保障的高质量就业,代价则可能是更少的就业选择和更低的就业率。

表4 权利认知对就业质量的作用

因变量	(1)	(2) Heckman 估计	
	OLS	第一步	第二步
	EQI	Working	EQI
<i>kct</i>	0.046***	-0.051	0.047***
<i>kmw</i>	0.021***	-0.283*	0.034***
<i>edu1</i>	0.040***	-0.303	0.048***
<i>edu2</i>	0.074***	-0.293	0.081***
<i>edu3</i>	0.154***	-0.319	0.165***
<i>ast</i>	0.056***	0.779***	0.023*
<i>gender</i>	-0.008	0.413*	-0.024**
<i>age</i>	0.012***	-0.025	0.014***
<i>age_sq</i>	-0.000***	0.000	-0.000***
<i>married</i>	0.033**	-0.224	0.040***
<i>yofs</i>	0.005***	-0.014	0.004***
<i>cpm</i>	0.012	0.081	0.001
<i>sfj</i>		2.600***	
λ			1.081***
λ^2			2.177***
常数项	0.294***	0.265	0.276***
地区虚拟变量	控制	控制	控制
就业形式虚拟变量	控制	控制	控制
样本数	966	922	846
R-squared	0.366		0.406

注: *、** 和 *** 分别表示通过显著水平为 10%、5% 和 1% 的统计水平检验。下同。由于缺失值原因,三个估计中的样本量存在差异。

等就业质量的其他方面。

4.2 稳健性检验

为检验基准估计结果的稳健性,本文按分性别、是否跨省流动的样本组以及仅包含北京、青岛和成都三地(以下简称“京青蓉”)的样本组,分别做 Heckman 两步法估计,结果见表5模型(1)~模型(5)。为了分析的简洁,表5仅给出本研究重点关注的权利认知因素的估计结果。从中可以看出,各子样本组估计结果与基准模型的结果基本一致,两个方面权利认知对农民工就业质量都有高度显著的促进作用。具体来说,*kct* 变量的系数在京青蓉样本组中的结果稍低,为 0.033,在另外四个样本组中的结果介于 0.042~0.050 之间;*kmw* 变量的系数在跨省流动、省内流动、“京青蓉”及女性四个样本组中的结果基本一致,介于 0.015~0.018

各控制变量的估计结果主要表现出以下特征:教育对就业质量的促进作用随着教育水平的提高而提高,专业技能培训对农民工就业质量有显著的促进作用。年龄对就业质量的作用呈“倒U型”变化,但是因为二次项的系数在经济意义上太少,所以农民工就业质量整体而言随着年龄的增长而提高。农民工流入当前就业地的时间长度与就业质量有显著正向关系。年龄与流入当地的时间长度对就业质量的促进作用都可以从两个方面解释,一是因为就业过程中经验、技能等专用人力资本在积累,二是因为在就业地的社会资本在积累。跨省流动与省内流动的农民工在就业质量上没有显著差别,表明农民工劳动力市场没有明显的地方保护主义或地域歧视,是一个开放的自由市场。模型(2)中女性就业质量指数平均比男性高 0.024,这与劳动力问题相关研究通常发现男性更占优不同,但与胡斌红、杨俊青(2019)基于国家卫健委流动人口动态监测调查数据对农民工就业质量的研究发现一致。对此的一个可能解释是,在就业对农民工体力要求日趋下降的情况下,耐心、细致等女性劳动力更突出的特征可能更有优势。从数据来看,女性劳动力就业稳定性更高,这一优势最终也可能体现到签订合同

之间, 男性样本组的结果略高, 为 0.022。基于似无相关模型的检验(连玉君、廖俊平 2017)表明 *kct*、*kmw* 变量的系数在男性组与女性组之间没有显著差别, 在跨省流动组与省内流动组之间也没有显著差别。

表 5 稳健性分析结果

	(1) 男性	(2) 女性	(3) 跨省流动	(4) 省内	(5) 京青蓉
<i>kct</i>	0.0420**	0.0500**	0.0443**	0.0464***	0.0331**
<i>kmw</i>	0.0222**	0.0178*	0.0168	0.0151*	0.0173**
<i>imr</i>	-1.1137***	-0.5530**	-0.6065**	-1.4591***	-1.2452***
<i>imr_sq</i>	1.7732***	0.7769	1.1085**	3.5236***	2.7228***
<i>Constant</i>	0.4622***	0.0524	0.4675***	0.3666***	0.4146***
其他特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	504	319	353	470	638
<i>R-squared</i>	0.353	0.552	0.364	0.504	0.417

4.3 异质性分析

表 6 列出了 Buchinsky 控制方程法和 A & B 连接方程法两种样本选择分位数估计的结果, 其中 A & B 连接方程法给出的是结合自举法重抽样 300 次的估计结果。根据 Efron & Tibshirani (1993) 给出的自举法经验法则,

对于标准差估计, 通常重抽样 50 次就可以获得较好的结果, 很少需要重抽样超过 200 次。实际上, 本研究通过 300 次重抽样与 100 次重抽样得到的估计结果高度一致。为保持简洁, 本文仅列出重抽样 300 次的估计结果, 同时仅给出重点关注的权利认知因素的结果(见表 6)。

表 6 异质性分析结果

权利认知变量	分位								
	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
Buchinsky 控制方程法									
<i>kct</i>	0.069***	0.059***	0.041**	0.047***	0.037**	0.042**	0.039*	0.031	0.020
<i>kmw</i>	0.050***	0.040***	0.036***	0.034***	0.032***	0.031***	0.028**	0.023**	0.016**
A & B 连接方程法(自举法重抽样 300 次)									
<i>kct</i>	0.068**	0.041*	0.019	0.031	0.027	0.039**	0.027	0.029	0.029
<i>kmw</i>	0.021	0.022	0.025**	0.027***	0.023**	0.022**	0.021*	0.013	0.007

从 Buchinsky 控制方程法估计结果可以得出两点基本判断。首先, 与基准回归结果一致, 两个方面的权利认知对农民工就业质量都有显著的促进作用, *kct* 和 *kmw* 两个变量在各个分位的系数普遍显著大于零。其次, 权利认知对低分位, 即低就业质量的农民工的作用更加突出。两个变量的系数都随着分位的下降明显上升, 其中 *kct* 变量的系数从 0.9 分位的 0.020 升至 0.1 分位的 0.069, *kmw* 变量的系数从 0.9 分位的 0.016 升至 0.1 分位的 0.050。同时 *kct* 变量的系数在就业质量最高的 0.8 和 0.9 分位不显著。这一分布特征与劳动力市场及相关制度的功能属性是一致的。就业质量分位越低, 非正规就业的比例越高, 不签订劳动合同等情况越普遍, 对签订劳动合同权利的关注必然会有更大的作用。相反, 在就业质量最高的分位, 因为正规就业占主体, 签订合同具有普遍性, 那么对签订劳动合同权利的关注也就不会有明显的影响。对最低工资制度来说, 其作用在于保障低收入、非正规就业等各类弱势群体获得不低于法定最低工资标准的收入, 是具有兜底性质的制度安排, 对相关权利的关注和维护在就业质量低分位上的作用更大, 显然也是该制度应有的特点。

A & B 连接方程法估计结果总体上支持以上两点判断, 但是与 Buchinsky 控制方程法估计结果仍有三点明显差别: 一是各分位的系数普遍更小(见图 2); 二是 *kct* 变量在 0.3 - 0.9 分位的系数基本都不显著(除了 0.6 分位), 且系数变动趋势更不明显; 三是 *kmw* 变量在 0.1 - 0.2 分位上的系数明显低且不显著, 而且也低于该变量在 0.3 - 0.5 分位的估计值, 与低分位上作用更大的总体趋势存在偏离。这些差别是控制因分位而

异的样本选择问题的结果。首先,因为可以更好地控制样本选择问题,即更充分考虑对就业率的不利影响,A & B 连接方程法消除了 Buchinsky 控制方程法存在的向上偏误并使估计值向下变动。其次,本文 A & B 连接方程法估计结果中相关系数 ρ 为 -0.303 ,意味着低分位上样本选择问题更大,消除样本选择导致的偏误必然使估计值在低分位上出现更大下降。A & B 连接方程法引起的估计结果的这两点变化,与 Arellano & Bonhomme(2017a)的研究发现是一致的。需要注意的是,本文中后一变化机制对 Kmw 变量估计结果的影响更加突出,这同样也是劳动力市场与最低工资制度的特点和功能属性决定的。低分位上的农民工一方面生产率普遍更低,另一方面在其所处的劳动力市场更缺乏议价能力,对获取法定最低工资权利的认知和主张确实可能对其中部分农民工的就业质量带来更大促进作用,但是也会有更大比例的农民工因为企业或劳动购买者愿意支付的工资低于最低工资标准而面临失业。低分位上权利认知的积极作用与对就业率的不利作用相互冲抵,最终结果是权利认知在低分位上对就业质量的作用不显著。总体来看,在控制对样本选择问题的异质影响后,权利认知对就业质量的净效应表现出以下特征:两方面权利认知对就业质量都有显著促进作用,权利认知的作用随着分位的上升而下降,在中低分位的作用更大,在高分位的作用更小甚至不显著。

5 总结与启示

虽然农民工就业质量问题在学界得到越来越多关注,但是关于权利认知对农民工就业质量的影响依然缺少研究。本文利用在北京、山东青岛、四川成都等地通过问卷调查收集的 1422 个农民工数据,首先构建指标体系对农民工就业质量进行测度,然后以“是否知道签订书面劳动合同的时间要求”、“是否知道最低工资标准”两个变量作为权利认知的代理变量,分别采用 Heckman 两步法及 Buchinsky 控制方程法和 A & B 连接方程法两种样本选择分位数估计方法,实证分析了权利认知对农民工就业质量的作用及其异质性。研究表明,在控制样本选择问题后,权利认知对农民工就业质量有显著促进作用;权利认知的作用随着就业质量分位的下降而上升,这与劳动力市场特征,即就业质量低分位上非正规就业和低收入群体的占比更高,及相关制度的兜底性质是一致的;但是,考虑到样本选择问题在不同分位上的差异并加以控制后,权利认知的作用有所下降;尤其是对获取法定最低收入权利的认知,其在低分位上对就业质量的积极作用因对就业率不利影响的冲抵不再显著;综合来看,权利认知的作用随着分位的上升而下降,在中低分位的作用更大。

以上研究结论有重要的启示意义:首先,客观认识农民工就业状况是相关学术研究和政策研究的起点,在农民工日益分化的背景下,要把综合反映农民工薪资收入、劳动强度、就业环境、社会保障等各方面状况的就业质量作为评价农民工就业的依据。由于农民工偏好的分化,以及不同偏好的农民工在不同就业问题之间的权衡取舍,单从收入或劳动强度或其他任何单个维度去评价农民工就业状况都可能是有偏差的。其次,要着力提高农民工权利意识,尤其是提高就业质量处于中下水平的弱势农民工群体的权利意识,提高农民工对劳动合同法、最低工资制度和最低工资标准等相关制度的认识,促进农民工依法主张和维护就业相关权利。再次,弱势农民工群体因为同时面临生产率低和在劳动力市场上议价能力低的双重约束,对获取法定最低工资等权利的主张可能要以就业率的更大牺牲为代价。短期来看,公共政策不可避免要面临充分维护农民工权利与保障农民工充分就业的权衡取舍。在这个意义上,个别方面就业权利不能得到充分保障的非正

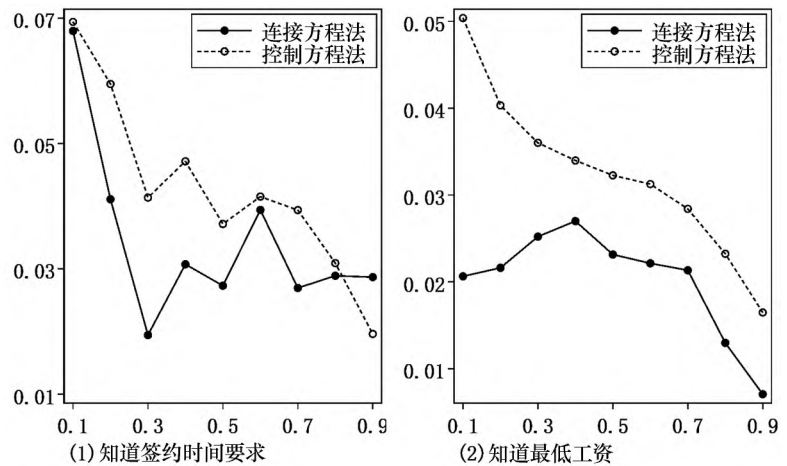


图2 权利认知在不同分位对就业质量的作用

规就业市场恰恰是为最弱势的农民工群体提供了生存空间。但是,这不意味着非正规就业市场上弱势农民工就业权力得不到保障的问题应该放任,而是说就业权力相关的公共政策需要更多考虑这样一种两难困境,为弱势农民工就业权力的实现提供必要支持。同时,从长远来看,提升弱势农民工的人力资本与技能,以提高其就业能力、弱化维护权力与保证就业之间的冲突,是全面提高农民工就业质量的根本保障。

参考文献:

- Arellano M. & Bonhomme S. Quantile Selection Models With an Application to Understanding Changes in Wage Inequality [J]. *Econometrica* 2017 85(1): 1-28.
- Arellano M. & Bonhomme S. "Sample selection in quantile regression: A survey [M]. *Handbook of Quantile Regression* 2017: 209-224.
- Buchinsky M. The Dynamics of Changes in the Female Wage Distribution in the USA: A Quantile Regression Approach [J]. *Journal of Applied Econometrics* 1998, 13, 1-30.
- Certo S. T., Busenbark J. R., Woo H. S., & Semadeni M. Sample selection bias and Heckman models in strategic management research [J]. *Strategic Management Journal* 2016 37(13): 2639-2657.
- Efron B. & Tibshirani R. J. An introduction to the bootstrap [M]. *Monographs on statistics and applied probability series(57)*, Springer ScienceBusiness Media Dordrecht, 1993.
- Frllich M. and B. Melly. Unconditional Quantile Treatment Effects Under Endogeneity [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2013 31(3): 346-357.
- Frllich M. and B. Melly. Estimation of Quantile Treatment Effects with Stata [J]. *Stata Journal* 2010 10(3): 423-457.
- Guo S. & Fraser M. W. Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications [M]. Sage Publications: Thousand Oaks, CA, 2009.
- Heckman J. Sample selection bias as a specification error [J]. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1979 47(1): 153-161.
- Leschke J. and A. Watt. Challenges in constructing a multi-dimensional European job quality index [J]. *Social indicators research*, 2014 118(1): 1-31.
- Winkelmann R. and Stefan B. Analysis of microdata [M]. Springer Science & Business Media 2006.
- 陈万明,徐国长,戴克清,谢嗣胜. 新生代农民工就业质量评价体系 [J]. *江苏农业科学* 2019 (20): 311-315+327.
- 邓睿. 多维就业质量视角下农民工社会资本的就业效应评估——来自中国劳动力动态调查的证据 [J]. *浙江社会科学* 2019, (12): 47-56+156.
- 邓睿. 工会会员身份提高了农民工的就业质量吗? ——来自流动人口专题调查的证据 [J]. *当代经济科学* 2020 (3): 117-128.
- 邓睿. 社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量? [J]. *经济学动态* 2020 (1).
- 邓睿. 身份的就业效应——“城市人”身份认同影响农民工就业质量的经验考察 [J]. *经济社会体制比较* 2019 (5): 52-68.
- 邓睿,冉光和. 健康自评和社会网络资本对农民工就业质量的影响 [J]. *城市问题* 2018 (2): 58-66.
- 邓睿,冉光和. 子女随迁与农民工父母的就业质量——来自流动人口动态监测的经验证据 [J]. *浙江社会科学* 2018 (1): 66-75.
- 樊茜,金晓彤,徐尉. 教育培训对新生代农民工就业质量的影响研究——基于全国11个省(直辖市)4030个样本的实证分析 [J]. *经济纵横* 2018 (3): 39-45.
- 高梅,吴义刚. 进城农民工就业质量新指标体系的构建与测算 [J]. *安徽农业大学学报(社会科学版)* 2017 (1): 57-64.
- 高文书. 进城农民工就业状况及收入影响因素分析——以北京、石家庄、沈阳、无锡和东莞为例 [J]. *中国农村经济* 2006 (1): 28-34+80.
- 龚紫钰. 就业质量、社会公平感与农民工的市民化意愿. *福建论坛(人文社会科学版)* [J] 2017 (11): 137-146.
- 郭凤鸣. 农民工过度劳动变动及影响因素分析 [J]. *人口学刊* 2020 (5): 98-112.
- 郭庆. 社会融入与新生代农民工就业质量差异 [J]. *华南农业大学学报(社会科学版)* 2020 (4): 56-66.

- 胡斌红, 杨俊青. 农民工为何“偏爱”大城市? ——基于城市规模与农民工就业质量的研究[J]. 学习与实践, 2019, (6): 24 - 34.
- 寇恩惠, 刘柏惠. 城镇化进程中农民工就业稳定性及工资差距——基于分位数回归的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2013, (7): 3 - 19.
- 李中建, 袁璐璐. 务工距离对农民工就业质量的影响分析[J]. 中国农村经济, 2017, (6): 70 - 83.
- 连玉君, 廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异[J]. 郑州航空工业管理学院学报, 2017, (12): 97 - 109.
- 卢海阳, 杨龙, 李宝值. 就业质量、社会认知与农民工幸福感[J]. 中国农村观察, 2017, (3): 57 - 71.
- 罗文剑, 张晓晨, 吕华. 新常态背景下中部地区农民工就业质量评价——基于 D - AHP 的实证研究[J]. 劳动经济评论, 2018, (2): 165 - 180.
- 明娟. 工作转换对农民工就业质量影响的实证分析——基于工作原因、行业、城市转换维度[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2018, (1): 38 - 45.
- 明娟, 曾湘泉. 工作转换与受雇农民工就业质量: 影响效应及传导机制[J]. 经济学动态, 2015, (12): 22 - 33.
- 倪中焯, 余康. 熟人介绍对农民工就业质量的影响[J]. 资源开发与市场, 2020, (6): 622 - 625.
- 聂伟. 就业质量、获得感对农民工入户意愿的影响[J]. 农业技术经济, 2020, (7): 131 - 142.
- 聂伟. 劳务派遣工与非派遣工就业质量的比较——基于珠三角和长三角农民工的问卷调查[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2015, (5): 59 - 65.
- 聂伟, 风笑天. 就业质量、社会交往与农民工入户意愿——基于珠三角和长三角的农民工调查[J]. 农业经济问题, 2016, (6): 34 - 42 + 111.
- 沈诗杰. 心理资本调节下新生代农民工就业质量影响因素研究——基于吉林省调查数据的分析[J]. 学习与探索, 2018, (6): 42 - 51.
- 王琼, 黄维乔. 职业技能与农民工就业质量提升——来自劳动力动态调查的证据[J]. 湖北经济学院学报, 2020, (3): 49 - 61.
- 王秀燕, 付金存, 董长瑞. 何种组织提升农民工就业质量: 工会还是自组织? [J]. 财经论丛, 2020, (2): 12 - 20.
- 肖小勇, 黄静, 郭慧颖. 教育能够提高农民工就业质量吗? ——基于 CHIP 外来务工住户调查数据的实证分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2019, (2): 135 - 143 + 169.
- 徐延辉, 李志滨. 就业质量、城市社会包容与农民工健康研究[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2019, (5): 2 - 10 + 235.
- 袁方, 安凡所. 就业稳定性、市民化意愿与农民工消费[J]. 中国劳动关系学院学报, 2019, (3): 96 - 111.
- 章洵, 陈宁, 石人炳. 就业质量对农民工城市落户意愿影响及其代际差异[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2018, (1): 61 - 66.
- 周春芳, 苏群. 我国农民工与城镇职工就业质量差异及其分解——基于 RIF 无条件分位数回归的分解法[J]. 农业技术经济, 2018, (6): 32 - 43.
- 朱慧劼, 风笑天. 代际差异视角下就业质量与农民工的心理健康[J]. 经济体制改革, 2019, (2): 92 - 98.
- 祝仲坤. 过度劳动对农民工社会参与的“挤出效应”研究——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据[J]. 中国农村观察, 2020, (5): 108 - 130. ▲