

流动人口与本地人口就业质量差异研究： 现状、来源与成因

杨超, 张征宇

(上海财经大学 经济学院, 上海 200433)

摘要:当前流动人口特别是农业转移人口的市民化已成为城镇化的重要任务,而在城镇化进程中,公平对待流动人口,缩小流动人口和本地人口就业质量的差距是流动人口市民化的关键问题。文章基于2014年、2016年和2018年的中国家庭追踪调查数据,从就业收益、环境、保障和感受四个维度构建了劳动者层面的就业质量指标体系。对城城流动人口与本地劳动者、乡城流动人口与本地劳动者的就业质量进行对比分析和差异分解。研究发现:(1)流动人口的劳动者就业质量显著低于本地人口,乡城流动人口与本地劳动者的就业质量差距较大且逐年增大。城城流动人口与本地劳动者的就业质量差距较小。(2)就业质量的组间差距主要来源于就业环境、保障和感受,就业收益的差异并不显著。(3)本地人口与流动人口的就业质量差异主要是由中等就业质量人群的差异引起的。(4)人力资本是导致劳动者就业质量组间差异的最主要原因,但也有着明显的地区户籍分隔和城乡户籍分隔因素。文章的研究为流动人口政策制度提供了实证经验,也可为流动人口政策的评估提供参考。

关键词: 就业质量; 流动人口; 差异分解

中图分类号:F241.4 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2022)04-0019-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20211218.401

一、引言

城镇化是我国社会历史巨变中的核心议题,当前流动人口特别是农业转移人口的市民化已成为城镇化的重要任务。人口流动可为产业结构升级提供劳动力保障,有利于社会整体劳动生产率的提升,并且促进经济发展。据国家卫计委发布的《中国流动人口发展报告2017》,流动人口与城镇就业人员月平均收入从2011年的73%增至2016年的80%,收入差距逐步缩小。但不可忽视的是流动人口相对于本地人口在劳动强度、就业稳定性和社保等方面仍差异较大。以2014年、2016年和2018年的中国家庭追踪调查数据(CFPS)为例,在劳动时长、社保参与率、合同参与率^①方面,城镇本地劳动者与流动人口差异明显,从图1中可以看到,城镇本地劳动者的平均

收稿日期:2021-05-14

基金项目:上海财经大学研究生创新基金资助项目(CXJJ-2020-353);国家自然科学基金面上项目(71873080);国家社科基金重大项目(21&ZD082)

作者简介:杨超(1986-)(通讯作者),女,河北石家庄人,上海财经大学经济学院博士研究生;
张征宇(1981-),男,上海人,上海财经大学经济学院教授,博士生导师。

^①劳动时长是劳动者的周工作小时数,社保参与率以劳动者拥有五险中的任意一项的比例进行测度,合同参与率以签订劳动合同的比例来测度。

劳动时长最短,平均社保参与比例和合同参与比例最高。而流动人口存在很大差距,特别是乡城流动人口。^①三个劳动者群体的就业状况分层明显。流动人口尤其是农民工群体可能就业层次较低,就业不是很稳定,仅利用就业收入单一指标可能会以偏概全。

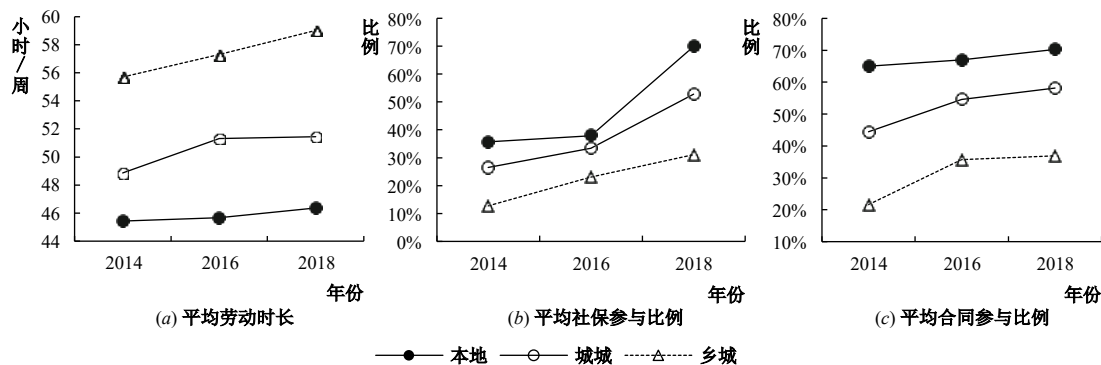


图1 平均劳动时长、社保参与比例和合同参与比例

流动人口的就业质量水平可对其健康、居住、家庭抚养、子女教育产生直接的影响(张妍和韩嘉玲,2012)。流动人口与本地人口就业质量差距不仅影响流动人口自身的生存境遇和生活质量,还关系到他们的获得感和归属感,影响其留居意愿和入户决策(聂伟和风笑天,2016),进而对城镇化进程产生影响。公平对待流动人口,缩小流动人口和本地人口就业质量的差距是关键问题。因此,本文尝试对乡城流动人口、城城流动人口与本地人口之间的就业质量差距进行对比研究,分析他们之间就业质量差距的现状和成因。在上述三个群体就业质量差距的细分研究中,借助分解方法考察劳动者特征差异和户籍分隔效应对就业质量差异的影响,为我国城镇化进程的推进以及相关政策的制定与完善提供更有针对性的参考依据。

与本文相关的文献首先包括就业质量的测度研究。国内外学者从多个角度构建了就业质量的指标体系(Morton,2004;Leschke和Watt,2014;刘素华,2005等),对于劳动者就业质量综合指标的计算,目前文献中广泛使用的是用等权重加权平均方法来合成指数(明娟和曾湘泉,2015;周春芳和苏群,2018;邓睿,2020;毛宇飞和胡文馨,2020等),此方法是先对所有基础指标进行同向化和标准化处理,然后对标准化后的所有指标进行算术平均得到就业质量指数。这部分文献在对就业质量进行测度时,选择测度指标存在随意性,且在对指标体系确定权重时使用等权重或者其他形式的主观赋权,无法突出有效信息,具有强烈的主观性。

其次是流动人口与城镇本地人口在劳动力市场差异方面的文献。众多实证研究关注了我国流动人口与城镇劳动者存在显著工资差异(Meng和Zhang,2001;Zhang等,2016;王美艳,2005)。部分研究关注了流动人口内部的工资差异现象(陈传波和阎竣,2015)。此外,也有研究关注了流动人口和本地人口在劳动力市场上的劳动时长(杨菊华,2011)、社会保险参与状况(秦立建等,2015)、成为工会会员概率(纪雯雯和赖德胜,2019)和主客观社会地位(许琪和陈烨,2020)方面的差异。以上文献十分具有启发性,但研究多集中于流动人口与城镇职工的对比或两类流动人口之间的对比,研究对象多为工资或者劳动时间等单一指标差异的研究,而就业质量不仅有就业收入提升,还包括就业环境的改善、就业保障水平的提高以及职业层次的提升等多方面。同时在对流动人口和城镇本地劳动者进行就业质量的比较研究时,应考虑流动人口群体中的城城流动人口与乡城流动人口的差异性。

^①城城流动人口是指城镇户籍的跨区县城镇流动人口;乡城流动人口是指农业户籍的跨区县城镇流动人口;本地人口是指流入地城镇居民。在文中分别简称为城城流动人口、乡城流动人口和本地人口。

本文使用 CFPS2014 年、2016 年和 2018 年数据,构建基于劳动者层面就业质量评价指标体系,测度了劳动者就业质量,分析了流动人口与本地人口就业质量差异的现状和来源。测度结果表明流动人口与本地人口就业质量存在显著差距,并且此差距主要来源于就业环境、保障和感受,其中本地人口和乡城流动人口的就业质量差距大于本地人口与城城流动人口的就业质量差距。为探寻和改善就业质量组间差距的路径,本文借助差异分解方法分析了组间差异的成因。具体而言,我们从两方面讨论劳动者人力资本差距和户籍分隔效应对就业质量差距的影响。第一,利用 Heckman 样本选择模型对各类型劳动者的就业质量方程进行估计,针对劳动者组群之间差异的 Oaxaca-Blinder 分解。结果表明,反映户籍分隔效应的特征回报率差异占比较小,而特征差异占比较大。进一步使用 Firpo 等(2018)的无条件分位数回归的分解方法发现,在就业质量分布的各分位点上,特征效应都是导致就业质量差异的更主要原因。第二,从就业结构来看,不同组群劳动者的职业和其工作的所有制企业差异很大,考虑到可能存在基于户籍差异的职业及所有制企业的排斥问题。我们使用 Brown 分解方法分别对职业和所有制因素进一步分解。因此存在基于户籍差异的职业和不同所有制企业的进入障碍,劳动者在所有制企业的选择上,具有更大的户籍分隔效应。

本文的边际贡献可能体现在:(1)有别于以往关于就业质量测度的研究,本文选用了四个维度下的 18 个指标构建劳动者层面的就业质量指标体系,使用分层次的第一主成分赋权方法,对就业质量的四个维度指标以及总指标进行测度。保障了权重赋值的客观性,并且最大程度上提取了各基础指标的信息,使得测度更科学、更可靠。(2)本文根据城镇和农村户籍、本地和外地户籍两个维度,区分本地人口、城城流动人口与乡城流动人口三个组群,从而厘清不同户籍差异性对就业质量差距的净影响,为评估我国流动人口政策效果提供了一个新的视角。(3)在进行就业质量的差异分解时,本文将 Neumark(1988)改进的 OB 分解方法与 Heckman 选择模型相结合,在分解方法上进行了一些理论改进。

本文的结构如下:第二部分是计量方法的说明;第三部分是数据介绍、劳动者就业质量指标体系的构建、就业质量测度方法和结果的介绍以及理论分析;第四部分是流动人口与本地人口就业质量差距的现状、来源和成因的实证分析;最后是本文的结论和建议。

二、计量方法说明

(一) Heckman 样本选择模型

个体选择是否参与就业并不是完全随机的,而可能与自身特征、人力资本特征等方面有关,根据 Heckman 样本选择模型,首先在劳动者就业质量方程设定中考虑参与决策的影响以消除样本选择性偏差。劳动参与方程设定为:

$$P_i^* = \delta Z_i + v_i \quad (1)$$

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{if } P_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } P_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$\lambda_i = \phi(\delta Z_i) / \Phi(\delta Z_i) \quad (3)$$

其中,(1)式为个人选择方程,这个方程决定个体是否参与就业,下标*i*表示第*i*个个体。 Z_i 为影响个体进行选择的变量, δ 为系数, v_i 为随机误差项。 P_i^* 为不可观测的潜变量,如果 $P_i^* > 0$,那么个体选择进入劳动力市场,否则选择不就业。 P_i 表示个体就业的状态,1表示就业,0表示不就业。 λ_i 为逆米尔斯比率。对于包含样本选择的就业质量方程,本文采用两步法进行估计。第一步:使用 Probit 模型估计(1)式,得到 δ 的估计值,进而求得选择偏差修正项(3)式。第二步:估计带有选择修正项的就业质量方程(4)式,修正可能存在的选择性偏差。加入了选择性偏差修正项后的就业

质量方程表示为:

$$EQ_i = \beta X_i + \gamma \lambda_i + \epsilon_i \quad (4)$$

其中, EQ 为就业质量 (*Employment Qualify*)。 X 表示解释变量, 包括年龄、年龄的平方、性别、婚姻状况、受教育年限和健康状况, 同时控制了职业、行业、所有制和地区固定虚拟变量。如果 λ 的系数显著, 表明存在显著的样本选择问题, 普通最小二乘法估计得到的结果将是有偏的, 而采用 Heckman 样本选择模型可获得系数一致的估计结果, 这对于分析特征回报率以及差异分解十分重要。

(二)改进的 Oaxaca-Blinder 分解方法

使用改进的 Oaxaca-Blinder 分解方法 (简称 OB 分解) 分析本地人口和流动人口劳动者就业质量差距的构成因素。在本文的研究环境下, Neumark(1988)改进版 OB 分解可表达为:

$$\overline{EQ}_A - \overline{EQ}_B = (\overline{X}_A - \overline{X}_B) \hat{\beta}^* + \overline{X}_A (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}^*) + \overline{X}_B (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_B) \quad (5)$$

其中, \overline{EQ}_A 和 \overline{EQ}_B 分别表示组群 A 和组群 B 在劳动力市场上的平均就业质量, \overline{X}_A 和 \overline{X}_B 分别表示组 A 和组 B 特征的均值矩阵, $\hat{\beta}_A$ 和 $\hat{\beta}_B$ 分别表示组 A 和组 B 的劳动者就业质量回归方程的系数估计值向量。 β^* 表示无歧视回归系数, 等号右边第一项是由于个体特征差异导致的就业质量的差异, 即构成效应。第二项是 A 组特征回报率被高估所形成的反向歧视, 第三项是 B 组的特征回报率被低估而形成的差异。第二、三项合起来称为不可解释的结构效应。Oaxaca 和 Ransom(1994) 对 Neumark(1988)的改进方法表述成矩阵加权形式: $\beta^* = W\beta_A + (1 - W)\beta_B$, $\hat{W} = (X_A'X_A + X_B'X_B)^{-1}X_A'X_A$ 。 相比其他改进方法来说, Neumark 方法更好。同时本文的回归方程含有选择性偏差项, 因此本文采用如下处理方法:

$$\overline{EQ}_A - \overline{EQ}_B = (\overline{X}_A - \overline{X}_B) \hat{\beta}^* + \hat{\gamma}_B (\overline{\lambda}_A - \overline{\lambda}_B) + \overline{X}_A (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}^*) + \overline{X}_B (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_B) + (\hat{\gamma}_A - \hat{\gamma}_B) \overline{\lambda}_A \quad (6)$$

其中, 前两项为特征差异导致的就业质量差异, 后三项为特征变量系数导致的就业质量差异。同时, 考虑到本文的回归模型中包括婚姻状况、职业、行业、所有制等虚拟变量, 我们使用 Yun(2005)的标准化系数方程控制虚拟变量系数识别的问题。^①

(三)基于 RIF 回归的分位数分解

Firpo 等(2009)提出的再中心化影响函数回归可以得到解释变量对被解释变量 Y 的无条件分布统计量的边际影响。当 Y 的无条件分布统计量为其某一分位数时, 对应的 RIF 回归称为无条件分位数回归。分布统计量 $v(F_Y)$ 的影响函数 $IF(Y; v, F_Y)$ 表示单个可观测值对该分布统计量的影响, 定义为 $IF(Y; v, F_Y) = \min_{t \in [0, 1]} \frac{v(F_{t, \Delta_Y}) - v(F_Y)}{t}$, 其中 $F_{t, \Delta_Y} \equiv (1 - t)F + t\Delta_Y$ 表示分布函数 F 和在 y 处的一个退化分布 Δ_Y 的加权平均。对于第 τ 分位的分位数统计量 q_τ , 相应的影响函数为 $IF(y; q_\tau, F_Y) = \frac{\tau - 1 \{y \leq q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)}$ 。其中 $f_Y(\cdot)$ 是 Y 的密度函数, 再中心化的影响函数 (RIF) 定义为分布统计量本身加上它的影响函数:

$$RIF(y; q_\tau, F_Y) = q_\tau + \frac{\tau - 1 \{y \leq q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} \quad (7)$$

可以推出 $E[RIF(y; q_\tau, F_Y)] = q_\tau$ 。 然后我们把 $RIF(y; q_\tau, F_Y)$ 的条件期望构造关于解释变量的线性函数 $E[RIF(y; q_\tau, F_Y)|X] = X\beta$ 。 因此可以对两个群体分位数的差异进行 OB 分解:

$$q_\tau(F_Y^A) - q_\tau(F_Y^B) = [q_\tau(F_Y^A) - q_\tau(F_Y^C)] + [q_\tau(F_Y^C) - q_\tau(F_Y^B)] \quad (8)$$

① 虚拟变量的构成效应和结构效应会因为基准组选择的不同而相异, 从而导致分解结果的模糊性(郭继强, 2011)。

其中, $q_r(Y_C)$ 表示反事实分布的第 r 分位数, 使用 DiNardo 等 (1996) 的重置权重法 (*reweighting approach*) 估计反事实分布 F_Y^C , 进而求出统计量 $q_r(F_Y^C)$ 。该反事实分布的构造逻辑是 A 组的特征回报率, 但是具有 B 组的个体特征。那么 $[q_r(F_Y^A) - q_r(F_Y^C)]$ 即为构成效应, $[q_r(F_Y^C) - q_r(F_Y^B)]$ 为结构效应。

(四) Brown 分解方法

考虑到职业、所有制等工作特征在就业质量决定中具有重要的作用, 如果仅通过 OB 型分解, 把职业等作为解释变量进行控制, 本质上假定了不同组群劳动者的职业分布是外生的, 这将把职业进入过程中的组间差异都认为是可解释的特征差异, 这会带来户籍分隔效应的低估 (Brown 等, 1980)。以所有制分隔为例, Brown 分解方法将两组劳动者的就业质量差异表示为:

$$\overline{EQ}_A - \overline{EQ}_B = \sum_j P_j^B \beta_j^A (\overline{X}_j^A - \overline{X}_j^B) + \sum_j P_j^B X_j^B (\beta_j^A - \beta_j^B) + \sum_j \overline{eq}_j^A (P_j^A - P_j^B) + \sum_j \overline{eq}_j^A (P_j^B - P_j^B) \quad (9)$$

其中, P_j^A 和 P_j^B 分别为组群 A 和组群 B 劳动者进入 j 所有制单位的概率, 在实证中使用多元概率选择模型进行估计, \overline{X}_j^A 和 \overline{X}_j^B 分别为所有制 j 两组劳动者特征均值, \overline{eq}_j^A 为 A 组劳动者在所有制 j 的平均就业质量。分别估计在各类所有制下两组劳动者的就业质量方程, 其系数为 β_j^A 和 β_j^B , \overline{P}_j^B 为假定 B 组有着与 A 组样本同样的所有制分布, 其处于 j 所有制单位的概率。这样就把两组劳动者的平均就业质量差异分为四部分: 式 (9) 右边第一项为所有制内特征差异带来的可解释部分, 第二项为所有制内户籍分隔效应, 第三项为由特征不同导致的不同所有制分布带来的职业间就业质量差异, 第四项为所有制间的户籍分隔效应。

三、数据、变量与机制分析

(一) 数据来源

本文使用的数据来自中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据库。为更全面地测度就业质量, 本文使用 2014 年、2016 年和 2018 年的数据。将样本限定在 16—65 岁的劳动年龄人口, 剔除从事农业工作就业人员以及变量严重缺失的样本后, 最终可用样本量为 31 193 个。工资收入水平根据 Brandt 和 Holz (2006) 提供的各省城镇居民消费者价格指数进行调整, 以 2014 年全国价格水平为基准。

根据李代和张春泥 (2016) 的做法, 通过家庭成员数据库、家庭经济数据库和个人自答数据库三个口径界定流动人口: 第一, 家庭成员数据库中个人离家原因为外出打工且与原家庭所在地不在同一区县的离家者。第二, 家庭经济数据库中家庭成员中的外出打工者, 且其打工区域与原家庭不在同一区县的人。第三, 个人自答数据库中户口所在地与调查时的居住地不在同一区县的人。将上述三个群体的并集界定为流动人口。以上获取路径同时包括了流出地和流入地样本, 弥补了遗漏居住在非家庭户中流动人口的问题和难以捕捉全家外出情况的问题。

(二) 变量选取

本文关注的被解释变量为劳动者就业质量指标以及四个维度指标。核心解释为劳动者类型: 城城流动人口虚拟变量, 如果是取值为 1, 否则取值为 0; 乡城流动人口虚拟变量, 如果是取值为 1, 否则取值为 0。控制变量包括性别 (男性为 1, 女性为 0)、年龄、教育年限、婚姻状况 (有配偶为 1, 其他为 0)、健康状况 (1 为不健康, 2 为一般, 3 为比较健康, 4 为很健康和 5 为非常健康)、职业、所在行业、所有制性质以及所在地区。职业类型和行业划分变量的设置主要根据受访者的具体职业和行业编码进行归类整理得到。本文将职业划分为两类: 管理人员和非管理人员。行业

划分为四类:建筑行业、制造行业、服务行业和其他行业。所有制类型分为三类:国有企业政府机构、私营企业、个体企业及其他。

(三)就业质量评价指标体系的构建

就业质量是反映劳动者在整个就业过程中就业状况的概念,它有着丰富的内涵。表1列出了劳动者层面的就业质量指数所使用的全部指标。年工作总收入包括工资、奖金、现金福利和实物补贴,扣除税和五险一金。职业发展分项指标使用是否获得工作晋升来评价,获得过晋升为1,未获得过晋升为0。工作环境使用工作场所来衡量,把户外工作赋值为1,运输工具内或车间工作赋值为2,办公室或家里工作赋值为3。社会保障包括养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险和住房公积金六项,有为1,无为0。劳资关系包括合同参与和工会参与。签订劳动合同为1,未签订劳动合同为0,是工会成员为1,非工会成员为0。工作满足感使用劳动者对工作的主观满意程度来衡量,非常不满意为1,不太满意为2,一般为3,比较满意为4,非常满意为5。工作胜任度使用胜任工作的教育程度与自身教育程度是否一致来衡量,若胜任工作的教育程度与自身一致为1,否则为0。工作获得感选择职业声望、主观社会地位和主观经济地位进行衡量,职业声望使用唐启明(Treiman, 1977)的标准国际职业声望量表(SIOPS)来测度。主观社会地位用劳动者对自己在本地的社会地位打分来测度。主观经济地位用劳动者对自己的收入在本地的位置打分来测度,1分表示很低,5分表示很高。

表1 劳动者就业质量指标评价体系及描述性统计

维度 指标	分项指标	基础指标	属性	2014年			2016年			2018年		
				本地人口	城城流动	乡城流动	本地人口	城城流动	乡城流动	本地人口	城城流动	乡城流动
就业 收益	薪酬福利	就业收入	+	10.050	9.969	9.887	10.090	10.057	9.859	10.363	10.233	10.063
	职业发展	晋升情况	+	0.111	0.085	0.045	0.124	0.112	0.077	0.120	0.108	0.077
就业 环境	工作环境	工作场所	+	2.201	2.156	1.765	2.246	2.085	1.786	2.273	2.057	1.802
	工作强度	工作时间	-	45.263	48.758	55.807	45.527	51.240	57.094	46.235	51.483	58.862
		通勤时间	-	24.236	27.889	21.053	24.927	23.403	20.944	24.683	23.734	20.152
就业 保障	社会保障	养老保险	+	0.597	0.369	0.118	0.620	0.384	0.164	0.670	0.477	0.208
		医疗保险	+	0.617	0.370	0.119	0.632	0.376	0.168	0.662	0.474	0.212
		失业保险	+	0.491	0.322	0.084	0.515	0.334	0.132	0.585	0.416	0.176
		工伤保险	+	0.433	0.338	0.155	0.481	0.360	0.229	0.577	0.456	0.268
		生育保险	+	0.323	0.239	0.068	0.370	0.282	0.115	0.508	0.382	0.166
		住房公积金	+	0.462	0.260	0.048	0.499	0.274	0.088	0.556	0.284	0.109
	劳资关系	合同参与	+	0.650	0.445	0.217	0.670	0.546	0.357	0.703	0.582	0.369
	工会参与	+	0.068	0.028	0.005	0.360	0.172	0.043	0.367	0.159	0.046	
就业 感受	工作满足感	工作满意度	+	3.510	3.444	3.376	3.430	3.425	3.352	3.675	3.669	3.573
	工作胜任度	教育程度匹配度	+	0.478	0.369	0.294	0.551	0.583	0.511	0.879	0.746	0.736
	工作获得感	职业声望	+	41.108	39.394	34.125	43.018	39.575	34.812	43.819	40.061	35.697
		主观社会地位	+	2.814	2.723	2.751	2.693	2.571	2.598	2.928	2.850	2.875
	主观经济地位	+	2.548	2.447	2.622	2.551	2.442	2.484	2.845	2.876	2.853	

注:“属性”一栏中的+(-)表示当指标为正(负)指标时,对劳动者来说数值越大(小)越好。

(四)测度方法与测度结果

面对指标体系构建中的关于指标间独立性与全面性的两难选择,本文使用第一主成分分析

的方法来确定权重,解决了人为赋权的主观性,并在最大程度上综合了原始数据的信息。处理过程如下:(1)正向化和标准化;(2)变量间偏相关 *KMO* 检验和巴特利特球形检验,检验结果表明研究数据是适合使用主成分分析;(3)使用第一主成分的单位特征向量作为基础指标的权重,最大化综合原始数据信息的能力(钞小静和任保平,2011;吕承超和崔悦,2020),并求得各分项指标得分;(4)对四个分项指标再次使用主成分方法计算各分项指标的权重,最终获得劳动者的就业质量指标。

本文依据表1的指标评价体系,采用第一主成分方法对2014年、2016年和2018年本地人口、城城流动人口和乡城流动人口的四个维度以及综合就业质量水平进行测算。表2报告了测算结果。可以看出,测度结果与基础指标所反映的特征相一致,本文所用方法既有效测度了就业质量又达到了降维的目的。

表2 2014—2018年本地人口、城城流动人口和乡城流动人口就业质量及组间差异

测算结果		就业收益	就业环境	就业保障	就业感受	就业质量	
2014年	本地人口	均值	0.003	0.054	0.981	0.027	0.560
		标准差	0.168	0.181	2.099	0.253	1.193
	城城流动	均值	0.009	0.050	0.031	-0.021	0.232
		标准差	0.205	0.188	2.194	0.242	1.301
	组间差异(本地-城城)		-0.005	0.004	0.950***	0.049***	0.328***
	乡城流动	均值	-0.034	-0.064	-1.144	-0.085	-0.568
标准差		0.132	0.161	1.347	0.189	0.880	
组间差异(本地-乡城)		0.037***	0.118***	2.125***	0.112***	1.128***	
2016年	本地人口	均值	0.028	0.067	1.322	0.053	0.804
		标准差	0.257	0.181	2.209	0.269	1.274
	城城流动	均值	0.038	0.026	0.264	-0.006	0.191
		标准差	0.432	0.186	2.283	0.257	1.375
	组间差异(本地-城城)		-0.010	0.041***	1.057***	0.059***	0.613***
	乡城流动	均值	-0.029	-0.055	-0.803	-0.082	-0.471
标准差		0.143	0.164	1.639	0.209	0.983	
组间差异(本地-乡城)		0.057***	0.122***	2.125***	0.136***	1.275***	
2018年	本地人口	均值	0.071	0.073	1.693	0.137	1.061
		标准差	0.220	0.184	2.302	0.250	1.331
	城城流动	均值	0.043	0.018	0.658	0.069	0.497
		标准差	0.204	0.187	2.341	0.235	1.367
	组间差异(本地-城城)		0.028***	0.055***	1.035***	0.068***	0.564***
	乡城流动	均值	-0.001	-0.048	-0.602	-0.003	-0.307
标准差		0.164	0.167	1.837	0.209	1.088	
组间差异(本地-乡城)		0.072***	0.121***	2.295***	0.139***	1.368***	

注:组间差异使用*t*检验,***表示在1%的水平上显著。

(五)就业质量差异的来源及成因的机制分析

部分地方政府出于本地就业保护等因素的考虑,会通过向企业提供补贴的方式促进本地居民就业(袁志刚等,2005)。城城流动人口和乡城人口一样,并不具备本地户籍,一般也难以享受当地的保护和优惠政策。根据本文所使用数据,乡城流动人口的就业质量以及各维度指标低于本地人口,城城流动人口与本地人口之间的差距小于乡城流动人口与本地人口之间的差距。从

就业质量的各具体方面来看,苏丽锋(2013)的研究发现,由于流动人口群体在私营企业主和个体户等职业中的比例较高,乡城流动人口与本地人口的劳动收入差异很小,而城城流动人口的收入已经超过本地人口。另外,随着各项劳动保护政策的出台,在同工同酬原则的贯彻执行下,流动人口和本地人口在就业收入方面差异很小,在有些年份差异已不显著。而在劳动强度、劳动保障、就业稳定性等方面,三个组群之间还存在较大差距(杨菊华,2011;秦立建等,2015)。因此,本文提出假说:

假说 1: 在平均水平上,本地人口就业质量大于城城流动人口就业质量,而城城流动人口就业质量大于乡城流动人口就业质量。

假说 1a: 本地人口和流动人口就业质量差异主要来源于就业环境、保障和感受方面,而就业收益的差异不显著。

关于就业质量在三组劳动者间差异的成因,在已有研究的基础上,本文认为人力资本的差异反映在人力资本回报率上的户籍分割效应,而基于户籍差异的就业选择壁垒可能是产生就业质量差异的重要机制。首先,人力资本的差异。劳动者的知识技能、受教育水平等人力资本因素无疑是决定就业质量的重要因素,更高的教育水平提升了个人综合能力,进而影响就业质量(张抗私和史策,2020)。在本文所使用的样本中,城城流动人口的受教育年限略低于本地人口,乡城流动人口平均受教育年限在 9 年左右,明显低于其他两组。劳动者禀赋特征的组间差异会带来就业质量的差异。其次,反映在人力资本回报率上的户籍分割效应。社会保险的覆盖状况呈显著的户籍类型差异,由于外来流动人口大多在次级劳动力市场就业,其中乡城流动人口各项社保的参与率和合同参与率显著低于城城流动人口,其面临较大的社会风险,工作的稳定性较低(秦立建等,2015)。而人力资本回报率的差异也将导致就业质量的差异。最后,基于户籍差异的就业选择壁垒。对于流动人口,可以自由进入的工作岗位可能是有限的,流动人口可能集中于某些职业、行业 and 所有制单位。根据拥挤理论假说(Bergmann, 1974),他们的大量供给会造成这些职业、行业、所有制企业的工资福利、社会保障、就业环境等方面的下降,而流动人口可能很难进入由本地劳动者主导的职业、行业 and 所有制企业,从而导致了职业、行业 and 所有制间的就业质量差异,进而造成了不同组群劳动者之间就业质量的差异。根据以上分析,本文提出以下假说:

假说 2: 本地人口与流动人口的就业质量差异中,特征差异引起的就业质量差异大于特征回报率差异引起的就业质量差异。

假说 2a: 人力资本差异是特征差异的主要部分。其中,人力资本差异在本地人口与乡城流动人口就业质量差异中的贡献更大。

假说 2b: 年龄回报率差异、教育回报率差异是特征回报差异的主要部分。其中,年龄和教育的特征回报率差异在本地人口与乡城流动人口就业质量差异中更大。

假说 2c: 存在基于户籍性质所导致的职业、行业、所有制企业的进入障碍,即存在就业选择上的地区户籍分隔和城乡户籍分隔。

在就业质量差异的异质性分布方面,考虑到我国是以市场经济为主的经济体制,对于个人条件优越者,户籍对其就业质量影响是有限的。如果劳动者拥有更多的人力资本,那么将获得更多的就业回报,这是市场机制作用的结果(常进雄和王丹枫,2010)。因此推测就业质量的差异存在分位数效应,在就业质量分布的较高分位点上,组间就业质量差异值较小,在就业质量分布较低分位点上的就业者也是一样。而对于在就业质量分布中间部分的就业者中,城镇本地企业往往更倾向于聘用本地员工,一方面在政策上可保证本地人口就业率,另一方面本地员工生活压

力更小，离职意愿更低，并且熟悉当地语言和文化。在控制其他条件不变的情况下，在就业质量分布的中间部分的劳动者中就业质量的差异应该更大。据此提出假说：

假说 3：处于就业质量分布的中间部分，本地人口与流动人口的差距最大，而在就业质量分布的高端和低端的差距较小。

四、实证检验及分析

(一) 劳动者就业质量差异的现状

首先构建多元线性回归方程，来考察流动人口和本地劳动者就业质量差距的变动趋势，本地人口和流动人口就业质量差距的方程表达式为：

$$EQ_i = \alpha + \beta_1 migrant1_i + \beta_2 migrant2_i + \gamma X_i + \epsilon_i \quad (10)$$

其中，式(10)中的核心解释变量 $migrant1$ 表示城城流动人口虚拟变量， $migrant2$ 表示乡城流动人口虚拟变量。待估计参数 β_1 代表了本地人口和城城流动人口间的就业质量差异， β_2 代表本地人口和乡城流动人口间的就业质量差异。分别使用每个年份样本以及三年混合样本进行计量模型(10)回归，结果见表 3。控制其他特征后，在 2014—2018 年期间，本地人口与流动人口就业质量差异显著，其中本地人口和乡城流动人口的就业质量差距大于本地人口与城城流动人口之间的差距。本地人口和乡城流动人口的就业质量差距逐年增大，从 2014 年的 0.387 扩大到 2016 年的 0.485，进一步扩大到 2018 年的 0.492。本地人口与城城流动人口的就业质量在 2014 年差异较小，2016 年城城流动人口就业质量显著低于本地人口，到 2018 年有所改善。综上所述，假说 1 得到验证。此外，混合样本的回归结果显示，2016 年的系数和 2018 年系数均显著，表明在 2014—2018 年期间我国城镇劳动力市场的就业质量水平不断提高。

表 3 本地人口和流动人口劳动者就业质量差异的变动趋势

	2014年	2016年	2018年	混合样本
城城流动人口	-0.103 [*] (0.059)	-0.300 ^{***} (0.062)	-0.191 ^{**} (0.082)	-0.199 ^{***} (0.044)
乡城流动人口	-0.387 ^{***} (0.077)	-0.485 ^{***} (0.084)	-0.492 ^{***} (0.080)	-0.453 ^{***} (0.072)
其他解释变量	控制	控制	控制	控制
2016年				0.173 ^{***} (0.018)
2018年				0.343 ^{***} (0.017)
R^2	0.460	0.493	0.533	0.499
F值	815.86 ^{***}	337.09 ^{***}	2252.26 ^{***}	3104.90 ^{***}
样本量	5045	4786	5167	14998

注：括号内为省份聚类标准差；***、**和*分别表示系数在1%、5%和10%的水平上显著；所有回归均控制地区、职业、行业 and 所有制虚拟变量，下同。混合样本回归中，控制了年份虚拟变量。

接下来分别从就业质量的四个维度进行回归分析，考察就业质量差距来源于哪些方面，表 4 报告了回归结果。从劳动者就业收益来看， $migrant1$ 和 $migrant2$ 的回归系数均不显著，这表明流动人口和本地人口在就业收益方面的差异并不显著。从就业环境来看，城城流动人口显著低于本地劳动者，乡城流动人口虚拟变量的回归系数显著为负且绝对值更大，这表明乡城流动人口就业环境水平低于城城流动人口以及本地劳动者。从就业保障来看，情况相似。从就业感受来看，城城流动人口比本地劳动者低，而乡城流动人口与本地劳动者没有显著差异。综上所述，在控制了职业、行业、所有制、地区虚拟变量的条件下，城城流动人口与本地劳动者就业质量的差异主要来源于就业环境、保障和感受方面，乡城流动人口与本地劳动者就业质量差异更大，主要来源于就业环境和保障两个方面。假说 1a 得到验证。

表 4 本地人口和流动人口劳动者就业质量四个维度差异的变动趋势

	因变量: 就业收益	因变量: 就业环境	因变量: 就业保障	因变量: 就业感受
城城流动人口	0.001(0.007)	-0.011 ^{**} (0.005)	-0.527 ^{***} (0.087)	-0.014 ^{***} (0.005)
乡城流动人口	-0.005(0.004)	-0.038 ^{***} (0.005)	-0.938 ^{***} (0.122)	0.005(0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制
R^2	0.161	0.308	0.457	0.479
F值	1093.33 ^{***}	1711.94 ^{***}	1504.19 ^{***}	4749.49 ^{***}
样本量	17350	15674	18958	16615

(二) 劳动者就业质量决定因素分析

在对三者的组间差异进行分解之前,本节首先对各组就业质量进行了选择性偏差修正项模型(4)回归,从而估计解释变量系数的一致估计结果。以 2014 年在东部地区、其他行业、个体及其他企业、无配偶的女性非管理人员为参照组。表 5 展示了回归的结果,其中选择偏差项的系数在 1% 显著性水平下显著,说明样本中存在选择性偏差,用 Heckman 样本选择模型来分析此问题较合理。对比三个回归方程,有以下几个特点:第一,无论是教育回报率还是年龄回报率,乡城流动人口都明显低于其他两组,而城城流动人口与本地人口的回报率差异很小。第二,性别的回归系数显著为正,表示男性就业质量要比女性高,尤其值得注意的是本地人口中的性别就业质量差异更大。第三,已婚劳动者的就业质量要高于未婚者,健康状况仅对乡城流动人口的就业质量有影响,这可能是因为他们很多从事劳动强度较大的建筑、制造行业。因此,本地劳动者、城城流动人口、乡城流动人口三个群体在劳动力特征分布、特征回报率方面都存在差异,使用 OB 型分解方法进行就业质量的差异分析是适合的。

表 5 本地人口、城城流动人口和乡城流动人口就业质量回归结果

	本地人口	城城流动	乡城流动
年龄	0.158 ^{***} (0.023)	0.140 ^{***} (0.026)	0.067 ^{***} (0.009)
年龄平方	-0.002 ^{***} (0.000)	-0.002 ^{***} (0.000)	-0.001 ^{***} (0.000)
性别	0.332 ^{***} (0.041)	0.145 ^{**} (0.062)	0.170 ^{***} (0.027)
婚姻状况	0.167 ^{**} (0.064)	0.528 ^{***} (0.097)	0.208 ^{***} (0.042)
教育年限	0.138 ^{***} (0.007)	0.142 ^{***} (0.017)	0.083 ^{***} (0.005)
健康状况	0.004(0.016)	0.000(0.026)	0.050 ^{***} (0.011)
中部地区	-0.463 ^{***} (0.114)	-0.752 ^{***} (0.125)	-0.295 ^{***} (0.074)
西部地区	-0.494 ^{***} (0.106)	-1.151 ^{***} (0.129)	-0.454 ^{***} (0.082)
东北地区	-0.523 ^{***} (0.124)	-0.795 ^{***} (0.131)	-0.042(0.064)
选择偏差项	0.559 ^{***} (0.081)	2.215 ^{***} (0.422)	1.513 ^{***} (0.191)
常数项	-4.900 ^{***} (0.458)	-6.459 ^{***} (0.966)	-4.704 ^{***} (0.396)
R^2	0.405	0.496	0.325
F值	3070.94 ^{***}	406.09 ^{***}	301.13 ^{***}
样本量	6800	1475	6723

注:表中未列出的控制项包括年份、职业、行业和所有制虚拟变量。

(三) 劳动者就业质量差异的成因

本节针对乡城流动人口、城城流动人口与本地人口之间的就业质量差距进行改进的 OB 分解,把就业质量的差异分解为特征差异和由户籍分隔带来的特征回报率差异,其中特征差异包括人力资本差异和就业分布差异。表 6 是 OB 分解的具体结果。本地人口和城城流动人口就业

质量差距中 75% 的部分可由人力资本因素和就业所有制分布不平等进行解释, 25% 的部分来源于地区户籍分隔效应。本地人口和乡城流动人口就业质量差距中 80% 的部分可由人力资本因素和职业、所有制分布不平等进行解释, 约 20% 的部分来源于户籍分隔效应。在两类流动人口之间, 就业质量差距中 67% 的部分可由人力资本因素和职业、所有制分布不平等进行解释, 33% 的部分来源于城乡户籍分隔效应。本地人口和城城流动人口在平均受教育年限、所有制分布、年龄回报率差异是造成本地人口与城城流动人口就业质量差异的主要因素, 即存在着一定程度的地区户籍分隔效应。而在两类流动人口之间差异分解表明, 城乡户籍分隔效应也是显著存在的。本地人口和城乡流动人口在各职业和所有制的分布、教育水平和教育回报率差异以及年龄回报率差异是造成本地人口与乡城流动人口就业质量差异的主要因素, 说明存在着城乡、地区户籍双重分隔效应。假说 2 和假说 2a、2b 得到验证。

表 6 本地人口与两类流动人口劳动者就业质量差异的分解结果

	本地人口-城城流动人口				本地人口-乡城流动人口				城城流动人口-乡城流动人口			
	CE	SE	总效应	贡献率	CE	SE	总效应	贡献率	CE	SE	总效应	贡献率
年龄	0.005	0.794	0.799	149.57%	0.026	0.942	0.969	76.65%	0.004	0.166	0.169	23.23%
性别	-0.009	0.069	0.060	11.23%	-0.012	0.069	0.057	4.52%	-0.004	0.001	-0.003	-0.39%
婚姻状况	0.002	0.031	0.034	6.30%	0.000	0.067	0.068	5.35%	0.000	0.034	0.034	4.65%
教育年限	0.106	-0.294	-0.188	-35.20%	0.416	0.410	0.826	65.35%	0.251	0.763	1.014	139.01%
健康状况	0.002	-0.133	-0.130	-24.35%	0.003	-0.159	-0.156	-12.35%	-0.002	-0.024	-0.026	-3.55%
职业	0.026	0.003	0.030	5.52%	0.146	0.034	0.180	14.21%	0.135	0.015	0.150	20.57%
行业	0.005	-0.088	-0.084	-15.65%	0.023	-0.065	-0.042	-3.31%	0.009	0.033	0.042	5.72%
所有制	0.233	-0.033	0.200	37.42%	0.376	-0.157	0.219	17.31%	0.104	-0.086	0.019	2.57%
地区	0.006	-0.017	-0.011	-2.06%	0.018	0.030	0.048	3.76%	0.008	0.050	0.059	8.02%
年份	0.020	-0.005	0.015	2.72%	-0.001	0.001	0.000	0.00%	-0.011	-0.003	-0.014	-1.98%
常数项		-0.190	-0.190	-35.51%		-0.903	-0.903	-71.49%		-0.714	-0.714	-97.85%
合计	0.397	0.138	0.534	100.00%	0.994	0.270	1.264	100.00%	0.495	0.235	0.729	100.00%

注：第一栏和第二栏中负数表示流动人口具有优势；第三栏中负数表示乡城流动人口具有优势。

下面从特征差异和特征回报率差异引起的就业质量差异来观察差异的特点。^①根据分析结果, 本地人口和乡城流动人口就业质量差异逐年增大, 本地人口和城城流动人口的就业质量差异较小, 呈先增大后降低的趋势, 城城与乡城流动人口间的就业质量差异与此相反。其中由特征差异导致的就业质量差异占 67%—80%, 特征回报率差异导致的就业质量差异占 20%—32%, 表明这三类劳动者的人力资本和就业分布差异是导致就业质量差异的更主要的原因, 由特征回报率差异导致的就业质量差异占比较小。综上所述, 进一步验证了假说 2。

(四) 异质性分析^②

OB 分解是对就业质量均值进行的分解, 接下来本文使用基于 RIF 回归的分位数分解方法对劳动者就业质量分布的不同位置进行分解, 考察就业质量差异在不同就业质量分位数上的异质性特点。首先, 根据就业质量总差距, 处于就业质量分布中位数上的本地人口与城城流动人口的差距最大, 而处于就业质量分布的高端和低端的差距最小。本地人口与乡城流动人口就业质量的总差距在 75% 分位点上差距最大, 流动人口之间的就业质量差异分布与之相似。其次, 根

① 限于篇幅, 分析表格省略, 若有需要可向作者索取。

② 限于篇幅, 分析表格和图省略, 若有需要可向作者索取。

据特征差异和特征回报差异两部分的结构,在各分位点上,特征差异占比总是大于特征回报率差异占比,表明本地人口与流动人口的就业质量差异主要来源于中等就业质量人群的就业质量差异。我们同时也逐年进行了分位数分解,这个特点在三个不同年份里是一致的,因此假说3得到验证。

(五)进一步分析^①

接下来进一步分析职业、所有制分布与就业质量差异。首先,为了反映不同类型劳动者就业隔离程度,用图分析了相应年份的职业、所有制的组间 *Duncan* 指数。^②并使用 *Brown* 方法分别从职业^③和所有制角度分解其就业质量差距,来考察劳动者在职业或所有制企业选择中的户籍分隔效应。从职业分隔角度来看,本地人口与乡城流动人口之间,职业内部的人力资本差距可以解释总差异的86%,即就业质量差距中约80%部分可由人力资本因素进行解释。在本地人口与城城流动人口之间,就业质量差距中的一半可由人力资本因素进行解释。在两类流动人口之间,就业质量差距主要由人力资本差异进行解释,但仍然存在职业间的城乡户籍分隔效应。从所有制分隔角度来看,对于城城流动人口来说,所有制内的歧视和所有制间的进入障碍可以解释总差异的77%。对于乡城流动人口来说,面临更严重的所有制内歧视,这可能与双轨制等用工制度有关。另外,通过 *Brown* 分解结果表明,即使考虑到了职业、所有制的分隔问题,其人力资本差异导致的就业质量差异仍然很大。综上所述,人力资本因素是导致劳动者就业质量组间差异的最主要原因,但也存在着明显的地区户籍分隔和城乡户籍分隔,这在所有制的分布上最为明显。以上分析验证了假说2c。

(六)稳健性检验^④

首先,考察样本选择对实证结果的影响。为了排除极端值的影响,除去每年上下各2.5%分位的样本。然后,本文根据数据库中的个人权重变量,将样本按照权重加权从而进行稳健性检验。最后,我们使用文献中常用的等权重加权平均来重新测度就业质量指数。根据 *OB* 分解的结果,文章的结论是比较稳健的。

五、结论与启示

当前流动人口特别是农业转移人口的市民化已成为城镇化的重要任务,而在城镇化进程中,公平对待流动人口,缩小流动人口和本地人口就业质量的差距是流动人口市民化的关键问题。本文的主要结论如下:第一,本地人口与流动人口的就业质量存在显著差异,乡城流动人口与本地劳动者的就业质量差距较大且逐年增大。城城流动人口与本地劳动者的就业质量差距较小。第二,差距主要来源于就业环境、保障和感受方面。从差异的分布特征来看,差距主要来源于中等就业质量人群的就业质量差异。第三,特征差异引起的就业质量差异大于特征回报差异引起的就业质量差异,教育差异和职业、所有制企业间分布不平等是特征差异的主要原因。第四,人力资本因素是导致劳动者就业质量组间差异的最主要原因。让城镇流动人口和本地人口在劳动力市场中受到公平合理的对待,不仅有利于社会整体劳动生产率提升和经济发展,而且对城镇化进程有着重要的正面影响。

^① 限于篇幅,分析表格和图省略,若有需要可向作者索取。

^② *Duncan* 指数是衡量就业隔离的指数,计算公式为 $\frac{1}{2} \sum_j |a_j - b_j|$, a_j 和 b_j 分别表示两类劳动者在第 j 类职业或者所有制企业的比例。其取值在0到1之间,值越大,表示分隔越严重。

^③ 在从职业角度进行 *Brown* 分解时,我们按照 *CFPS* 数据的统计结果把职业类型重新细分为 *Higher controllers*、*Lower controllers*、*Routine nonmanual*、*Self-employed*、*Manual supervisor*、*Skilled manual* 和 *Semi-unskilled manual* 七类。

^④ 限于篇幅,分析表格省略,若有需要可向作者索取。

基于本文上述研究结论,我们可以得到一些启示。第一,本地人口拥有更高的教育水平,获得了就业质量更高的工作岗位,这是市场机制作用的结果。政府应提高流动人口特别是乡城流动人口的劳动力教育水平。第二,流动人口的就业权益可能得不到保障,因此应进一步完善和落实相应的制度政策,明确要求用人单位必须为其雇佣的劳动者包括农民工缴纳各项职工保险费用,扩大城市流动人口参加城镇社会保险覆盖面,加大对劳动力市场的检查,对未与流动人口劳动者签订劳动合同的企业加大惩处力度。第三,借力户籍改革,有效消除制度性分隔和地域分隔政策,消除不同职业、不同所有制企业的进入壁垒,为流动人口特别是乡城流动人口提供公平竞争的机会。第四,考虑到乡城流动人口教育回报率的差异也是造成乡城流动人口与本地人口就业质量差异的主要因素,政府应当加强对乡城流动人口的就业指导和职业技能培训,提高就业竞争力和职业素质,在保护农村地区人口受教育权利的基础上,促进其教育回报率的提高。考虑到乡城流动人口在我国城镇就业者中占比较大,乡城流动人口与本地人口之间的就业质量差异是城镇劳动力市场就业质量差距的重要来源。综合上述措施,提高乡城流动人口的就业质量水平,无疑会对社会融合产生积极的促进作用。最后,由于户籍制度改革的渐进性,户籍制度的分隔效应完全消除还需要时间,但应持续推进公共服务对常住人口的全覆盖,让流动人口能够在公共服务、子女上学等方面享有同等的社会福利。这样,流动人口才能够通过自己的努力在城市中获得发展机会,更好地融入城市。

主要参考文献:

- [1]常进雄,王丹枫. 我国城镇正规就业与非正规就业的工资差异[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (9): 94-106.
- [2]钞小静,任保平. 中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析[J]. 经济研究, 2011, (4): 26-40.
- [3]陈传波,阎竣. 户籍歧视还是人力资本差异?——对城城与乡城流动人口收入差距的布朗分解[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2015, (5): 9-16.
- [4]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): 52-68.
- [5]纪雯雯,赖德胜. 工会能够维护流动人口劳动权益吗?[J]. 管理世界, 2019, (2): 88-101.
- [6]李代,张春泥. 外出还是留守?——农村夫妻外出安排的经验研究[J]. 社会学研究, 2016, (5): 139-163.
- [7]李宁,徐荣华. 就业质量统计相关问题研究[J]. 统计研究, 2016, (2): 111-112.
- [8]刘素华. 建立我国就业质量量化评价体系的步骤与方法[J]. 人口与经济, 2005, (6): 34-38.
- [9]吕承超,崔悦. 中国高质量发展地区差距及时空收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, (9): 62-79.
- [10]毛宇飞,胡文馨. 人工智能应用对人力资源从业者就业质量的影响[J]. 经济管理, 2020, (11): 92-108.
- [11]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.
- [12]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.
- [13]秦立建,惠云,王震. 流动人口的社会保险覆盖率及其影响因素分析[J]. 统计研究, 2015, (1): 68-72.
- [14]苏丽锋. 我国新时期个人就业质量研究——基于调查数据的比较分析[J]. 经济学家, 2013, (7): 41-51.
- [15]王美艳. 城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究[J]. 中国社会科学, 2005, (5): 36-46.
- [16]许琪,陈焯. 双重分割视角下城市流动人口的主客观社会地位获得研究[J]. 江苏社会科学, 2020, (1): 51-60.
- [17]杨菊华. 城乡差分与内外之别——流动人口劳动强度比较研究[J]. 人口与经济, 2011, (3): 78-86.
- [18]袁志刚,封进,张红. 城市劳动力供求与外来劳动力就业政策研究——上海的例证及启示[J]. 复旦学报(社会科学版), 2005, (5): 202-211.

- [19]张抗私,史策.高等教育、个人能力与就业质量[J].中国人口科学,2020,(4):98-112.
- [20]张妍,韩嘉玲.北京市本地与流动妇女就业质量的比较研究[J].人口与发展,2012,(5):84-90.
- [21]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.
- [22]周世军,周勤.户籍制度、非农就业“双重门槛”与城乡户籍工资不平等——基于CHNS微观数据的实证研究[J].金融研究,2012,(9):101-114.
- [23]Bergmann B R. Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race or sex[J]. *Eastern Economic Journal*, 1974, 1(2): 103-110.
- [24]Blinder A S. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates[J]. *The Journal of Human Resources*, 1973, 8(4): 436-455.
- [25]Brandt L, Holz C A. Spatial price differences in China: Estimates and implications[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2006, 55(1): 43-86.
- [26]Brown R S, Moon M, and Zoloth B S. Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials[J]. *The Journal of Human Resources*, 1980, 15(1): 3-28.
- [27]DiNardo J, Fortin N M, Lemieux T. Labor Market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach[J]. *Econometrica*, 1996, 64(5): 1001-1044.
- [28]Firpo S, Fortin N M, Lemieux T. Unconditional quantile regressions[J]. *Econometrica*, 2009, 77(3): 953-973.
- [29]Firpo S, Fortin N M, Lemieux T. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions[J]. *Econometrics*, 2018, 6(2): 28.
- [30]Heckman J J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models[J]. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1976, 5(4): 475-492.
- [31]ILO. Decent work: Report of the director-general[R]. Geneva: ILO, 1999.
- [32]Leschke J, Watt A. Challenges in constructing a multi-dimensional European job quality index[J]. *Social Indicators Research*, 2014, 118(1): 1-31.
- [33]Meng X, Zhang J S. The two-tier labor market in urban China: Occupational segregation and wage differentials between urban residents and rural migrants in Shanghai[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29(3): 485-504.
- [34]Morton P. Job quality in micro and small enterprises in Ghana: Field research results[R]. SEED Working Paper No.68, 2004.
- [35]Neumark D. Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination[J]. *The Journal of Human Resources*, 1988, 23(3): 279-295.
- [36]Oaxaca R L. Male-female wage differentials in urban labor markets[J]. *International Economic Review*, 1973, 14(3): 693-709.
- [37]Oaxaca R L, Ransom M R. On discrimination and the decomposition of wage differentials[J]. *Journal of Econometrics*, 1994, 61(1): 5-21.
- [38]Schroeder F K. Workplace issues and placement: What is high quality employment?[J]. *Work*, 2007, 29(4): 357-358.
- [39]Treiman D J. Occupational prestige in comparative perspective[M]. New York: Academic Press, 1977.
- [40]Yun M S. A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions[J]. *Economic Inquiry*, 2005, 43(4): 766-772.
- [41]Zhang L, Sharpe R V, Li S, et al. Wage differentials between urban and rural-urban migrant workers in China[J]. *China Economic Review*, 2016, 41: 222-233.

Research on Employment Quality Differences between Migrant Population and Local Population: Status Quo, Sources and Causes

Yang Chao, Zhang Zhengyu

(School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Summary: China is currently in the period of accelerated urbanization development, and the peasant citizenization of the current migrant population has become an important task in urbanization. To treat the migrant population fairly and to narrow the gap between the employment quality of the migrant labor and the local labor are the key to citizenization and social integration in the process of urbanization.

Based on the CFPS data in 2014, 2016 and 2018, this paper constructs an employment quality index system from four dimensions of employment income, employment environment, employment security and employment feeling, and uses the principal component analysis to measure the employment quality of workers. Oaxaca-Binder decomposition, Brown decomposition and Recentered influence function regression decomposition are used to compare and decompose the employment quality of urban migrant population and local workers, and of rural migrant population and local workers, respectively. The results show that: Firstly, the employment quality of migrant workers is significantly lower than that of local workers. The employment quality gap between rural migrant workers and local workers is large and increases year by year. The difference is mainly reflected in employment environment, employment security and employment feeling. There is a small gap between urban migrant workers and local workers in employment quality, which is mainly reflected in employment environment and employment security. Secondly, the gap in the median distribution of employment quality between urban migrant workers and local workers is the largest. The difference between rural migrant workers and local workers is the largest in the 50% and 75% quantiles of the distribution. Thirdly, the human capital factor is the main reason for the difference in employment quality. However, there is also obvious discrimination of non-local household registration and rural household registration. This is the most obvious in the division of ownership. The difference of human capital and the unequal distribution among different ownership groups are the two main reasons for the gap of employment quality.

Therefore, merely transferring the census register of migrant population to the destination cannot improve employment quality, and it is difficult to let the migrant population settle down. It is suggested to improve the human capital of migrant population and eliminate the entry barriers of enterprises of different ownership to help to promote the urbanization process.

Key words: employment quality; migrant population; decomposition method

(责任编辑 顾 坚)