

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2016.06.002

欢迎按以下格式引用:褚清华. 农民工内部工资差异研究[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2016(6):10-21.

Citation Format: CHU Qinghua. Wage differentials within rural migrant workers[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2016 (6):10-21.

农民工内部工资差异研究

褚清华

(桂林理工大学 人文社会科学学院,广西 桂林 541004)

摘要:文章运用均值分解和分位数回归分解方法考察了受雇型农民工内部因所有制、行业和区域等分割因素所导致的市场分层和工资差异。研究发现,所有制、行业和区域等分割性因素解释农民工内部工资歧视的占比超过人力资本等特征因素所解释的工资差异占比。分位数回归分解显示,农民工基于所有制和行业分层的收入差异存在“天花板效应”,基于区域分层的收入差异存在“粘地板效应”。前者与经济结构调整导致行业间的工资分化有关,后者与区域经济发展差距、区域间最低工资标准差异以及就业区域选择的累积效应等因素密不可分。而且,同一所有制或行业内部的农民工存在明显的区域收入差距,呈现东高西低特征。农民工内部“工资歧视”只是城市社会对农民工群体歧视的另一种表现形式。

关键词:受雇型农民工;工资差异;分位数回归分解**中图分类号:**F244.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2016)06-0010-12

一、问题的提出

在城市劳动力市场,由于制度环境差异及群体禀赋水平偏低,农民工被迫在一个分割或分层的劳动力市场就业,同时接受了低于其边际劳动生产率的劳动工资。在分割的劳动力市场环境下,与城市工人相比,由于户籍、所有制、地域、就业门槛等导致对农民工群体普遍的就业歧视或工资歧视^[1-3],这种歧视甚至还存在着动态演变的特征^[4]。针对农民工群体内部收入差异的研究主要集中在禀赋差异^[5]、性别差异^[6-7],很少有研究探讨群体内部可能存在由于行业、所有制分割等体制性因素以及就业区域等非体制性因素可能导致的收入差距或歧视。

现实中,虽然农民工整体上经济、社会地位偏低,群体的社会流动面临巨大的社会障碍,群体的生活质量和工作环境不容乐观,但不容否认的是,一小部分农民工开始出现“去体力化和去农民工化”特征^[8],实现了向上的职业流动。可以设想:如果农民工所受到的歧视没有显著性差别,只存在与城市工人的群体性差异,那么能够突破阻碍实现向上流动只能是一种“纯粹的意外”,群体向上的社会流动将完全被屏蔽或阻塞。如果针对农民工的外部性歧视对农民工群体内部影响存在一定的差异,即存在能力发展处于群体上层的一小部分农民工在歧视性相对较弱的部门和行业中率先突破阻碍实现向上社会流动的可能,那么农民工群体内部的差异只能是城市社会对农民工群体歧视的进一步体现。

修回日期:2016-06-18**基金项目:**国家自然科学基金面上项目“经济转型中的农民工能力发展与社会融合”(71173240);广西教育厅项目“西南民族地区农民工上升通道与社会融合研究”(Ky2015lx138);国家自然科学基金项目“基于可持续生计的长期保障与农民工市民化研究”(71540031);教育部人文社科基金项目“经济转型期农民工职业垂直流动与市民化研究”(15YJC790088)**作者简介:**褚清华(1979-),男,安徽巢湖人,经济学博士,桂林理工大学人文社会科学学院讲师,硕士研究生导师,主要从事人口与区域可持续发展研究,E-mail: 17721768@qq.com。**致谢:**衷心感谢匿名审稿人有益的评论和建议!当然文责自负。

为从另外一种视角来考察城市社会对农民工群体的歧视,更好理解农民工内部的分层与流动,本文拟在对工资歧视及相关研究方法梳理基础之上,利用原国家计生委 2011 年流动人口动态监测数据,采用工资差异的均值分解和分位数回归分解方法,考察受雇型农民工内部工资差异的特征及背后的原因。

二、文献回顾与研究设计

(一) 文献回顾

歧视是研究劳动力市场结构与效率的重要议题之一。从相对狭义的理解看,歧视一般被定义为在保持劳动生产率一致的情况下,仅仅由于性别、种族、宗教等不同而导致的就业或工资差异^[3]。从更为一般的理解看,歧视可被视为在保持劳动生产率一致的情况下,包括但不限于宏观经济政策、地区合作、教育制度、户籍制度以及性别、种族等人口学因素所导致的就业或工资差异。本文采用更为一般意义上的概念,比如,区域间推行的经济一体化进程,会促进区域内居民由于享受同一语言的便利、互惠政策而改善就业环境,同时导致对来自区域外移民的就业冲击^[9];政府推行的财政政策通过引导投资的分配引起公共部门就业对私人部门就业的挤出,从而影响公共部门和私人部门的劳动力供给结构,导致不同部门工资水平的差异^[10];教育发展或者教育的过度供给导致受教育程度较低的群体失业风险增加或被迫接受较低的工资水平^[11];城市规模代表人口和资本的集聚程度,城市规模以及与大都市的距离会影响不同城市的就业分布和工资水平^[12]。这些都属于存在就业歧视的情况。

为准确度量劳动力市场由于歧视而形成的工资差异,产生了很多工资差异的分解方法。工资差异分解的基本思想是寻找一个没有歧视状态下的“反事实工资”方程或分布,然后对比寻找差异大小以及差异的来源结构。为构建反事实工资分布,产生了均值分解和分布分解两种思路^①。均值分解由 Oaxaca - Blinder^[13-14]首创。这一方法起初是用来分解性别工资差异,其基本思想是首先估计男性和女性的 Mincer 工资方程:

$$\ln w_i = X_i \beta_i + \mu_i, i = m, f \quad (1)$$

其中, $\ln w$ 为对数小时工资, X 代表解释变量, β 代表估计系数, i 分别代表男性(m)和女性(f)。根据式(1)估计的工资方程,假定女性的工资结构“无歧视”,则性别的条件工资差异可分解为:

$$\bar{\ln w}_m - \bar{\ln w}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \beta_f + (\beta_m - \beta_f) \bar{X}_m \quad (2)$$

式(2)中,等号右边第一项代表特征差异,可以由诸多体现人力资本等反映个体禀赋或职业特征的变量来体现,称之为可解释部分;等号右边第二项代表系数差异,即由不可观测的因素所解释,通常称之为不可解释部分。根据研究需要,不可解释中的部分或全部可归结为歧视的结果。如果假定男性的工资结构“无歧视”,则性别的条件工资差异可分解为:

$$\bar{\ln w}_f - \bar{\ln w}_m = (\bar{X}_f - \bar{X}_m) \beta_m + (\beta_f - \beta_m) \bar{X}_f \quad (3)$$

式(2)和式(3)所反映的差别就是 Oaxaca - Blinder 分解中存在的所谓“指数问题”(Index Problem),即选择谁为“无歧视”的工资方程。围绕指数问题的争论,Neumark^[15]提出使用男性和女性全部样本的回归系数作为没有“歧视”的工资结构,Cotton^[16]提出使用男性和女性回归系数的加权平均作为没有“歧视”的工资结构。

但均值分解不能反映不同分布上的工资差异。如果工资分布的高端存在相对均值更大的性别差异,称之为“天花板效应”(Glass Ceiling Effects),如果工资分布的低端存在相对均值更大的性别差异,称之为“粘地板效应”(Sticky Floor Effects)^[17]。

分布分解建立在分位数回归的理论基础之上。分位数回归由 Koenker 和 Bassett^[18]首次提出,其基本形式可表示如下:

$$\ln w_i = X_i \beta_{\theta_i} + \mu_{\theta_i}, i = m, f \quad (4)$$

其中, $\theta \in (0, 1)$ 为分位数。 β_{θ} 为第 θ 分位数回归的系数,可以通过加权的最小绝对离差和法(weighted least absolute deviation, WLAD)进行估计,即通过求目标函数的最小值获得。具体公式为:

①分解方法更详细的评述请参见:Nicole Fortin, Thomas Lemieux & Sergio Firpo. “Decomposition Methods in Economics”, Handbook of Labor Economics. 2011, 4(A):1-102. 郭继强,姜佃,陆利丽. 工资差异分解方法述评[J]. 经济学(季刊),2011(2):363-414。(后一篇文献是在前一篇文献基础之上的拓展,前一篇文献正式发表前曾以工作论文形式在网站上提前发布。)

$$\beta_{\theta} = \text{Min} \left[- \sum_{u_j < 0} (1 - \theta) \mu_{\theta j} + \sum_{u_j \geq 0} \theta \mu_{\theta j} \right], j = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

与均值分解类似,建立在分位数回归基础上的分解首先要构造反事实的工资分布。目前普遍采用的一种分布分解方法由 Machado 和 Mata^[19](简称 M-M 方法)提出。M-M 方法的基本思想是利用概率积分变换定理和条件分位函数与总体分位函数的一致性,形成带有协变量的工资边际密度函数,用于构造所需的反事实工资分布。仍以性别工资差异分解为例,基本步骤为:抽取服从 $U[0,1]$ 均匀分布、大小为 n 的随机样本,然后分别估计男性和女性的 n 个分位数回归系数 $\beta_{\theta ij} (i = m, f; j = 1, 2, \dots, n)$,通过对解释变量矩阵 X_i 进行有放回地重新抽样,对男性和女性分别生成一个大小为 n 的随机样本并在男性回归系数的基础上模拟女性的工资分布,重复进行 n 次,生成反事实的女性工资分布 $X_i^f \beta^m (j = 1, 2, \dots, n)$ 。Melly^[20]在 M-M 方法上进一步发展,提出通过在解释变量集中进行条件分布积分的方法来获得非条件分布的估计方法,具体将第 θ 分位上的工资差异做如下分解^[7]:

$$q_{\theta}(\text{Ln}w_m) - q_{\theta}(\text{Ln}w_f) = q_{\theta}(X_m \beta_m) - q_{\theta}^*(X_m \beta_f) + q_{\theta}^*(X_m \beta_f) - q_{\theta}(X_f \beta_f) \quad (6)$$

由于 Melly 编写了基于上述方法的 Stata 操作文件,他的方法在具体的实证研究中被很多学者采用^②。

在明确了工资差异分解的工具方法之外,还需要关注两个问题:一是歧视的原因。有两种比较有代表性的观点,一种是以 Becker^[21]为代表的偏好歧视理论,强调雇主对特定群体(如黑人、女性)的厌恶偏好;另一种是以 Aigner 和 Cain^[22]、Autor^[23]为代表的统计歧视理论,强调在信息不对称条件下,雇主依靠特定标识(如性别、肤色、种族)作为甄别雇员生产能力的信号,如根据全社会黑人的平均生产能力来支付黑人雇员的工资,从而对生产能力超过平均水平的黑人产生歧视。二是歧视的研究视角。对劳动力市场是否存在就业歧视以及就业歧视程度的研究,一般从个体、职业、行业三个层面展开^[24]。Brown 等^[25]批评了很多有关工资歧视研究中不区分职业类工资差异和职业间工资差异的做法。为分析简化及受数据限制,本文从个体角度分析农民工内部可能存在的就业拥挤现象,不具体从职业分割视角分析工资差异。

(二) 研究设计

数据对比发现^③,农民工与城镇就业人员的就业分布存在明显差异。从所有制结构看,农民工在私营企业、三资企业中就业以及从事个体工商户的比重都明显高于城镇就业人员。农民工在私营企业就业的占比为 38.79%,高出城镇就业人员 19.54 个百分点;农民工从事个体工商户占比 33.3%,高出城镇就业人员 18.75 个百分点。从行业结构看,农民工在制造业、住宿餐饮等行业就业占比明显高于城镇就业人员,但在教育、卫生、社会服务、金融房地产等行业占比明显低于城镇就业人员,反映农民工群体主要集中在一些劳动密集型产业实现就业,进入体制内就业的机会有限。从区域结构看,约八成的农民工主要集中在东部就业,而东部城镇就业人员只占全国城镇就业人员的四成,农民工的就业流向也呈现明显的“东南飞”态势。

显然,这种就业分布差异与两类群体之间的工资差异是相吻合的。那么户籍制度及相关的所有制、行业、区域等通常的歧视性因素是否会进一步导致农民工内部工资存在显著性差异呢?或者说,所有制、行业、区域等通常的歧视性因素是否会导致农民工内部产生工资歧视呢?

从所有制看,国有企业近 20 年改革的基本方向是收缩战线、突出重点、提高效益、增强掌控。国有企业的雇佣门槛不仅没有降低,甚至有逐步提升的趋势。同时,国有企业用人机制市场化和规范化趋势进一步明晰。对农民工群体而言,进入国有企业就业仍存在诸多障碍。一方面,国有企业的就业筛选机制使得整体受教育程度较低的农民工难以进入国有企业就业;另一方面,各地政府针对国有企业就业人员的户籍管制仍然存在,导致即使进入国有企业就业的农民工也基本以劳务派遣制、临时工等就业形式存在。后一种雇佣形式符合国有企业压缩成本、增加效益的目的,导致国有企业内部正式员工与劳务派遣制员工、临时工之间普遍存在较大的收入差距^④。但即便如此,在国有企业就业的农民工在合同签订率、社会保险参与率、收入水平等方面也明显高于群体的平均水平。

②Melly 方法的具体推导及 Stata 操作文件详见:http://www.econ.brown.edu/fac/Blaise_Melly/codes.html。

③选取年份为 2011 年,当年城镇就业人员分布来自《中国统计年鉴 2012》,农民工就业分布数据来自 2011 年流动人口动态监测数据,只选取统计了农业户籍的流动人口。

④根据香港联交所公布的部分 2011 年已在港上市的国有企业年报数据,正式员工与劳务派遣制员工工资性收入差距在 3 倍左右。按照财务准则,正式员工工资收入列入人工成本,后者列入企业支付的劳务费用。

与所有制区隔相类似,党政机关、事业单位、金融保险房地产、社会服务等正规、垄断、体制内行业的就业门槛普遍存在,农民工跨越这一门槛进入这些行业实现正式就业机会微乎其微,只能以劳务派遣、临时工等方式实现在正规行业内的非正规就业,就业的工种和岗位也往往呈现苦脏累等特征。但由于这些行业的就业岗位一般通过市场化就业渠道获得,进入正规行业从事上述岗位的农民工收入水平也高于其他行业农民工的平均水平。

从区域看,近年来区域差距仍然呈现进一步扩大的趋势。区域差距反映了区域经济发展程度差距,也体现了区域劳动力市场完善程度差异。经济发达区域,劳动力市场相对完善,企业与农民工因信息不对称而延长求职时间和增加就业成本的可能性降低,人力资本更可能成为衡量个体工作能力的良好信号,也就是说,人力资本实际回报率在经济相对发达的区域更加接近真实回报率。虽然自2008年金融危机以来,国际经济环境出现一系列不利因素,沿海出口导向型企业面临诸多困难,在一定范围和特定时间段甚至出现了“民工荒”现象,但“六普”数据显示,东部沿海省份仍然是农民工最主要的流入地。

与理论分析相一致,2011年流动人口动态监测数据显示,在国有企业就业的农民工工资要高于在非国有企业就业的农民工,在党政机关、事业单位、垄断行业及其他体制内行业就业的农民工收入也明显高于其他行业的农民工,在东部就业的农民工收入水平也同样明显高于在中西部就业的农民工。

因此,我们可以假设,歧视性因素的存在,导致农民工群体被迫进入特定的行业、所有制和区域,歧视导致农民工的人力资本效能产生扭曲,进而使人力资本回报率因所有制、行业、区域而有所差异,最终形成了农民工群体内部的工资歧视。而农民工内部的工资歧视多大比重由人力资本等个体特征差异所解释,多大比重由所有制、行业以及区域歧视性因素所解释就成为本文关注的重点。为验证这一假设,本文遵循如下的实证分析思路:从所有制、行业和区域维度对农民工群体进行划分,采用改进后的Mincer工资方程,运用OLS回归和分位数回归分别估计同一维度下两种类型农民工的工资方程,考察农民工在劳动力市场上获取工资性收入的结构差异,然后分别运用Blinder-Oaxaca分解和分位数回归分解对比分析不同类型农民工群体的工资差异。

三、数据来源及描述统计

分析数据来源于原国家人口与计划生育委员会流动人口管理司从2010年开始的全国流动人口动态监测数据。该调查采用多层、分阶段、与规模成比例的PPS抽样方法,从全国31个省(市、自治区)和新疆生产建设兵团共32个省级单位中抽取调查样本,在省级单位分层抽取乡镇街道,然后在抽取的乡镇街道中按照村居委会及流动人口的居住形态抽取具体的被调查流动人口家庭,最后选取该家庭1名16~59岁的流动人口进行调查,获得了流动人口家庭成员人口、职业、流动特征、收入消费、社会交往以及计划生育等相关信息。2010年分上下半年两次分别开展调查,从2011年开始每年均一次性完成。其中,2011年调查在之前监测数据分析基础上,根据各省流动人口数量确定本省的样本数量,最终从全国410个地、县级单位的3200个街道、6400个居委会中获得128000个有效样本。各省样本量分四个等级,广东最多,为10000人,江苏、浙江其次,为6000人,其他24省再次,为4000人,吉林、西藏、青海、宁夏、建设兵团最少,为2000人。从户口性质看,农业户籍人口比例最高,有110055个,占比85.98%;非农业户籍人口17858个,占比13.95%;户籍不明确的有88个,占比0.07%。

考虑到自雇就业的农民工收入具备经营性收入的成分,与受雇型农民工的工资性收入存在一定的差异,本文没有选取自雇就业的农民工样本。根据研究需要,从2011年流动人口动态监测数据中共获得42427个处于就业状态、就业身份为雇员的农民工样本。样本的主要变量统计特征如表1所示。

其中,被解释变量为农民工小时工资的对数。解释变量包括反映个体人力资本、个体特征的两类变量。本文选取受教育年限、是否接受培训、现职工作年限三个指标来综合反映农民工的人力资本状况,选取性别、婚姻状况和代际三个指标来反映农民工的个体特征。控制变量包括反映就业体制环境的所有制、行业和区域因素。

四、分析与讨论

(一) 农民工工资收入的结构差异

表2汇报了从所有制维度对两种类型农民工工资方程的OLS回归和分位数回归结果,并将行业和区域变量作为控制变量引入模型。对比OLS回归与分位数回归结果可以发现,不同分位数上回归结果反映的系

数变化趋势与 OLS 回归存在一定的差异,说明分位数回归结果更能反映不同收入水平农民工所面临的就业环境差异和工资决定差异。

表 1 主要变量含义及描述性统计

变量名称	变量设置	均值	标准差	最小值	最大值
对数小时工资	月小时工资对数	2.144 1	0.483 4	0.498 2	5.257 6
教育年限	未上学 = 0, 小学 = 6, 初中 = 9, 高中 = 12, 中专 = 13, 大专 = 15, 本科 = 16, 研究生 = 19	9.390 3	2.613 8	0	19
培训	接受过培训 = 1, 其他 = 0	0.351 7	0.477 5	0	1
现职工作年限 ⁽¹⁾		4.041 3	3.946 7	1	37
现职工作年限平方		31.908 9	75.619 0	1	1 369
市场化指数 ⁽²⁾		8.285 5	2.281 3	0.38	11.8
性别(女性为参照组)	男性 = 1, 女性 = 0	0.597 5	0.490 4	0	1
婚姻状况(其他为参照组)	未婚 = 1, 其他 = 0	0.305 4	0.460 6	0	1
代际(老一代为参照组) ⁽³⁾	新生代 = 1, 老一代 = 0	0.518 7	0.499 7	0	1
所有制(受雇于个体工商户为参照组)					
国有(机关、国有和集体)	机关、国有和集体 = 1, 其他 = 0	0.116 5	0.320 8	0	1
三资企业	三资企业 = 1, 其他 = 0	0.090 7	0.287 2	0	1
私营企业	私营企业 = 1, 其他 = 0	0.511 8	0.499 9	0	1
行业(农林牧渔、采掘、其他为参照组)					
制造业	制造业 = 1, 其他 = 0	0.348 7	0.476 6	0	1
建筑业	建筑业 = 1, 其他 = 0	0.144 7	0.351 8	0	1
批零住餐社服	批零住餐社服 = 1, 其他 = 0	0.303 1	0.459 6	0	1
金交卫教科党	金交卫教科党 = 1, 其他 = 0	0.086 8	0.281 6	0	1
区域(西部为参照组)					
东部	东部 = 1, 其他 = 0	0.526 1	0.499 3	0	1
中部	中部 = 1, 其他 = 0	0.178 0	0.382 5	0	1
N	样本量	42 427			

注:(1)与通行做法不同,本文选择农民工现职的工作年限来反映人力资本积累,没有采用进城就业后的累计外出务工时间;(2)市场化指数采用樊纲等人编制的各地相对市场化进程指数。本文采用最新发布的 2009 年数据;(3)代际划分参照通行做法,将 1980 年及以后出生的农民工定义为新生代。

1. 人力资本对工资收入差异的影响

从受教育年限所反映的人力资本看,OLS 回归结果显示,非国有部门的教育回报率略高于国有部门。分位数回归也显示,除 0.25 分位数上在国有部门就业的农民工教育回报率略高于在非国有部门就业的农民工,在其他分位数上,在国有部门就业的农民工教育回报率均低于在非国有部门就业的农民工。出现这样的结果似乎与通常的认识有所不同,但这又与农民工的就业状况密切相关。在目前市场环境下,受到保护而获取优势市场地位的国有部门教育回报率一般要明显高于非国有部门,但进入国有部门就业的农民工没有享有这一优势。如前所述,农民工即使进入了国有部门就业,但往往以劳务派遣及其他临时性就业为主,他们虽然只是部分享受了国有部门优势地位所带来的收入“升水”,但已经足以使得教育的作用难以充分体现出来。

从培训所反映的人力资本看,OLS 回归结果显示,国有部门的培训回报率略高于非国有部门。分位数回归则显示,在 0.1 和 0.25 分位数上,在国有部门就业的农民工人力资本回报率要低于在非国有部门就业的

农民工,但在0.5、0.75和0.9分位数上,在国有部门就业的农民工人力资本回报率均明显高于在非国有部门就业的农民工。这是因为,在国有部门就业的农民工,由于部分享受了国有部门优势地位所带来的收益,除直接的工资收入外还更可能获得最低工资保障等各种劳动权益保护,所以在国有部门就业的农民工一般收入起点较高,但接受培训的农民工提高就业技能后能在更大程度上分享国有部门优势地位的额外收益。与国有部门相反,在非国有部门就业的农民工,通过培训增加工资收入、改善自身经济地位作用尤为突出,但在中、高收入水平上,虽然培训的回报率仍处于比较高的水平,但相对国有部门仍略显滞后。

从现职工作年限所反映的人力资本积累看,OLS回归结果显示,非国有部门的工作年限积累回报率明显高于国有部门。不同分位数上的回归结果也表明,在国有部门就业的农民工人力资本回报率明显低于在非国有部门就业的农民工。这种差异反映了不同所有制下农民工的工资提升机制差异。对国有部门的农民工来说,由于大量以劳务派遣及其他临时性就业为主,国有体制内的正常工资提升机制难以覆盖到农民工,即使覆盖到,农民工的工资上升空间也相对有限,结果导致在不同收入水平下同一岗位上工作时间积累对收入的影响均十分有限。但对非国有部门农民工的低收入群体而言,由于就业岗位的稳定性差,同一岗位上工作时间往往难以体现出人力资本的明显积累,伴随进城非国有部门农民工收入增加,既体现为工作的稳定性越高,也体现在同一岗位上的工作时间对人力资本积累的效应越明显,人力资本积累通过市场化手段获取了更高的回报,最终体现在现职工作年限的回报率随收入同步提升。

具体从农民工的人力资本内部构成看,不论在国有部门还是在非国有部门就业,农民工通过培训所形成的人力资本回报率最高,教育的回报率次之,工作年限积累即工龄的回报率最低。

2. 市场环境对工资收入差异的影响

为衡量市场环境对农民工工资收入的影响,本文采用樊纲、王小鲁、朱恒鹏等^[28]编制的各地相对市场化进程指数。该指数从“政府与市场的关系”“非国有经济的发展”“产品市场的发育”“要素市场的发育”以及“市场中介组织和法律制度环境”等五个方面来反映各地市场化的相对进程,可有效衡量农民工在就业过程中所面临的外部市场环境。估计结果显示,在0.5分位数以下,市场化进程对在国有部门就业的农民工工资收入的影响程度要高于在非国有部门就业的农民工,这是因为农民工中的中低收入群体,通过市场化途径进入国有部门就业的人员一般受教育程度要高于进入非国有部门的其他人员,从而间接体现为市场化程度对工资收入的影响力大。但在0.75和0.9分位数上,市场化进程对在国有部门就业的农民工工资收入的影响程度要明显低于在非国有部门就业的农民工,这是因为农民工中的中高收入群体,在国有部门就业时一般难以再通过市场机制获取自身收入的提升,该部分人员的高收入往往与国有部门的优势地位存在较大联系,而在非国有部门就业的农民工正好相反,自身人力资本积累越多,通过市场化手段更能获得工资收入的大幅改善,市场化进程成为促进农民工中的经济精英进一步改善自身经济地位的重要推动力。

行业和区域也是影响农民工工资收入重要的就业市场环境因素。从行业看,以农民工就业占比最高的制造业为例,在国有制造业部门就业的农民工工资收入要低于农林牧渔、采掘业和其他行业的农民工,而且收入水平越高差距越明显。在0.25分位数以下,就业于非国有制造业部门的农民工工资收入要高于农林牧渔、采掘业和其他行业的农民工,但在0.5分位数以上,前者又要低于后者,这反映农民工主要在非国有制造业、低层次职业中就业的现实。

从区域看,区域经济发展水平与区域内农民工的工资收入水平呈显著正向关系,东部地区经济发展程度领先于西部地区,东部地区农民工的收入也因此明显高于西部地区的农民工。但在不同分位数上,所有制因素导致这种领先优势在东部地区的不同部门间存在显著差异。在0.5分位数以下,在东部地区非国有部门就业的农民工工资收入要高于在国有部门就业的农民工,这反映东部地区市场经济相对发展,农民工中的中低收入群体可以在非国有部门更多依赖市场化手段获取相对较高的收入水平。在0.75和0.9分位数上,在东部地区国有部门就业的农民工工资收入又要高于在非国有部门就业的农民工,这反映国有部门的优势地位对在国有部门就业的农民工获取更高的收入水平至关重要,而非国有部门农民工通过市场化手段获取更高收入的努力成效尚难以匹敌国有部门优势地位对工资收入的影响。需要补充的是,相对西部来说,在中部地区就业的农民工工资收入最低,这或许与中部地区经济发展相对“塌陷”有一定的关联。

3. 个体特征对工资收入差异的影响

从性别看,农民工内部也存在明显的性别收入差距,OLS回归结果发现,男性收入普遍高于女性,国有部

门农民工的性别收入差距要高于非国有部门。但随着收入水平上升,不同所有制内部的性别收入差距缩小,呈明显的趋同特征。

表2 按照所有制划分的农民工工资方程 OLS 回归和分位数回归

变量	OLS 回归		分位数回归									
	国有	非国有	q10		q25		q50		q75		q90	
			国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有
受教育年限	0.032 9 *** -13.09	0.034 2 *** -36.92	0.030 3 *** -10.76	0.032 5 *** -18.9	0.035 9 *** -11.14	0.030 8 *** -24.05	0.031 6 *** -13.63	0.032 6 *** -34.88	0.029 8 *** -10.62	0.034 2 *** -35.25	0.035 7 *** -10.46	0.035 8 *** -24.49
培训	0.137 *** -10.23	0.123 *** -25.9	0.135 *** -6.8	0.147 *** -23.14	0.122 *** -7.4	0.138 *** -23.13	0.135 *** -11.52	0.113 *** -17.74	0.140 *** -7.68	0.111 *** -12.78	0.122 *** -4.84	0.112 *** -10.52
现职工作年限	0.007 14 * -1.96	0.030 8 *** -21.09	0.013 7 ** -3.11	0.027 2 *** -10.14	0.008 51 -1.87	0.026 4 *** -11.79	0.008 32 * -2.29	0.029 8 *** -11.65	0.013 7 * -2.52	0.033 1 *** -15.01	0.0126 -1.1	0.039 3 *** -19.27
现职工作年限平方	-0.000 169 -1.04	-0.000 975 *** -12.67	-0.000 637 * -2.28	-0.001 09 *** -7.1	-0.000 311 -1.59	-0.000 846 *** -7.01	-0.000 249 -1.64	-0.000 888 *** -7	-0.000 432 * -2.09	-0.000 96 *** -9.9	-0.000 338 -0.65	-0.001 22 *** -11.39
市场化指数	0.021 9 *** 0.021 9 ***	0.015 8 *** 0.015 8 ***	0.040 6 *** 0.040 6 ***	0.025 3 *** 0.025 3 ***	0.038 9 *** 0.038 9 ***	0.018 4 *** 0.018 4 ***	0.026 7 *** 0.026 7 ***	0.013 7 *** 0.013 7 ***	0.001 66 0.001 66	0.007 87 ** 0.007 87 **	-0.012 4 -0.012 4	0.007 47 ** 0.007 47 **
男性(女性为参照组)	0.276 *** -18.53	0.193 *** -41.74	0.244 *** -11.17	0.168 *** -26.34	0.293 *** -17.92	0.175 *** -33.68	0.288 *** -19.12	0.184 *** -50.23	0.252 *** -12.68	0.210 *** -29.57	0.238 *** -8.24	0.219 *** -28.08
未婚(其他为参照组)	-0.102 *** -5.50	-0.123 *** -21.20	-0.054 1 -1.76	-0.108 *** -10.37	-0.080 2 *** -3.85	-0.114 *** -10.92	-0.076 8 *** -4.75	-0.113 *** -18.59	-0.090 3 ** -3.05	-0.123 *** -17.94	-0.136 *** -3.33	-0.131 *** -14.81
区域(西部为参照组)												
东部	0.085 2 *** -3.68	0.108 *** -13.47	0.028 -1.06	0.125 *** -9.85	0.038 2 -1.03	0.123 *** -12.95	0.081 2 *** -3.58	0.107 *** -9.16	0.164 *** -3.45	0.102 *** -8.54	0.203 *** -3.49	0.097 9 *** -6.97
中部	-0.033 8 -1.75	-0.041 9 *** -6.04	-0.022 6 -0.76	-0.034 0 ** -2.7	-0.018 6 -0.63	-0.035 0 *** -4.26	-0.044 3 * -2.1	-0.042 7 *** -4.34	-0.009 31 -0.31	-0.047 9 *** -6.02	-0.061 2 -1.81	-0.047 7 *** -3.41
行业(农林牧渔、采掘、其他为参照组)												
制造业	-0.144 *** -6.52	-0.022 4 ** -2.81	-0.025 -0.91	0.110 *** -7.32	-0.087 4 *** -4.24	0.058 3 *** -3.7	-0.162 *** -5.93	-0.011 7 -0.91	-0.216 *** -6	-0.082 7 *** -7.2	-0.303 *** -5.37	-0.149 *** -7.67
建筑业	-0.030 6 -1.40	0.108 *** -12.15	0.122 ** -2.69	0.201 *** -9.03	0.028 8 -1.33	0.172 *** -13.5	-0.014 5 -0.52	0.124 *** -11.4	-0.103 ** -3.06	0.052 7 *** -3.9	-0.198 *** -3.93	0.004 42 -0.19
批发住宿餐饮服务	0.290 *** -13.36	-0.145 *** -18.51	-0.210 *** -5.37	-0.079 6 *** -5	-0.270 *** -9.22	-0.108 *** -8.85	-0.311 *** -12.06	-0.153 *** -14.9	-0.369 *** -9.81	-0.182 *** -15.79	-0.406 *** -8.21	-0.197 *** -8.86
全文卫教科	0.060 3 ** -2.75	0.108 *** -10.18	-0.101 * -1.98	0.125 *** -5.17	-0.087 3 * -2.23	0.118 *** -5.35	-0.077 9 ** -3.2	0.111 *** -6.62	-0.062 7 * -1.99	0.101 *** -6.44	-0.055 8 -1.29	0.113 *** -4.67
新生代(老一代为参照组)	0.085 1 *** -5.16	0.038 7 *** -6.96	0.160 *** -6.38	0.047 3 *** -5.38	0.080 5 *** -3.81	0.049 8 *** -5.97	0.050 2 ** -2.94	0.039 7 *** -6.33	0.044 2 -1.71	0.035 0 *** -4.22	0.051 9 -1.47	0.027 8 *** -3.74
截距	1.569 *** -38.66	1.429 *** -100.14	0.834 *** -15.64	0.786 *** -35.04	1.110 *** -27.42	1.118 *** -80.86	1.554 *** -45.07	1.450 *** -92.31	2.052 *** -42.31	1.780 *** -85.94	2.430 *** -32.48	2.048 *** -68.34
N	4 943	37 484	4 943	37 484	4 943	37 484	4 943	37 484	4 943	37 484	4 943	37 484
Adj. R ²	0.227	0.226 6	0.149 5	0.144 3	0.141 6	0.139	0.14	0.128 3	0.132 6	0.121 6	0.121	0.118 6

注:(1)系数显著性表示如下: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$,下同;(2)限于篇幅,没有列出按照行业和区域划分的两种类型农民工工资方程回归结果。

从婚姻状况看,OLS 回归结果显示,未婚的农民工收入要明显低于已婚及处于其他婚姻状态的农民工。从所有制内部看,在 0.9 分位数以下,婚姻状况对非国有部门农民工收入的影响要高于对国有部门农民工的影响,只是在 0.9 分位数上婚姻状况对两种类型农民工的影响趋于一致。

从代际差异看,OLS 回归结果显示,新生代农民工收入水平平均明显高于老一代农民工,这种差异在不同所有制内均呈现明显的一致性,但在不同收入组别存在一定的差异。国有部门新生代农民工收入水平高出老一代农民工的幅度与非国有部门代际间差异的幅度在低收入组中表现最为明显,这或许反映了新生代农民工相对其父辈在受教育状况、职业发展及收入预期等方面的改善。

(二)农民工工资歧视的分解

以所有制为例的分析可以看出,所有制对农民工的工资收入水平存在明显的歧视效应。按照同样的分析方法发现,行业、区域因素同样对农民工内部的工资收入产生歧视效应。表 3 从所有制、行业、区域三个维

度分别汇报了受雇型农民工内部工资差异的 Blinder - Oaxaca 分解结果,其中分别假定国有部门、金(金融保险)交(交通通信)卫(卫生)教(教育)科(科研和技术服务)党(党政机关)、东部的农民工工资方程“无歧视”。

所有制维度的分解结果显示,如果引入行业和区域两个控制变量,两种类型农民工收入差别的 61.48% 可以由人力资本、个体特征以及就业的行业、区域等要素解释,38.52% 为不可解释差异,可归结为歧视的结果。如果不引入行业和区域两个控制变量,可解释差异占比降低至 42.78%,即控制其他因素不变条件下,行业和区域因素引起可解释差异变化 18.7 个百分点。

行业维度的分解结果显示,如果引入所有制和区域两个控制变量,两种类型农民工收入差别的 44.1% 可以由人力资本、个体特征以及就业的所有制、区域等要素解释,55.9% 可归结为歧视所造成的不可解释差异。如果不引入所有制和区域两个控制变量,可解释差异占比降低至 40.93%,即控制其他因素不变条件下,所有制和区域因素引起可解释差异变化 3.17 个百分点。

区域维度的分解结果显示,如果引入所有制和行业两个控制变量,两种类型农民工收入差别的 28.35% 可以由人力资本、个体特征以及所有制、行业等要素解释,71.65% 可归结为歧视所造成的不可解释差异。如果不引入所有制和行业两个控制变量,可解释差异占比降低至 12.44%,即控制其他因素不变条件下,所有制和行业因素引起可解释差异变化 15.91 个百分点。

表 3 受雇型农民工内部工资差异的 Blinder - Oaxaca 分解

类型	所有制(国有部门) ⁽¹⁾		行业(金交卫教科党)		区域(东部)	
	引入 ⁽²⁾	不引入	引入	不引入	引入	不引入
总差异 ⁽³⁾	-0.159 2	-0.159 2	-0.231 3	-0.231 3	-0.173 1	-0.173 1
可解释差异	-0.097 9	-0.068 1	-0.102 0	-0.094 7	-0.049 1	-0.021 5
(%)	61.48	42.78	44.10	40.93	28.35	12.44
不可解释差异	-0.061 3	-0.091 1	-0.129 3	-0.136 6	-0.124 0	-0.151 6
(%)	38.52	57.22	55.90	59.07	71.65	87.56

注:(1)工资差异分解分别从所有制、行业和区域三个维度进行,括号内为分类变量;(2)引入是指在按照所有制分类进行工资差异分解时,引入行业和区域两个控制变量,不引入指不引入行业和区域两个控制变量,依此类推;(3)未汇报稳健标准差。分解的总差异、可解释差异和不可解释差异均通过了 0.001 水平($P > |z|$)的显著性检验。

综合三个维度的均值分解发现,分解的维度不同,人力资本、个体特征等通常影响收入的要素对工资差异的解释力度相差很大,说明不同分割性因素本身对农民工收入的影响程度也不尽一致。但一致的结论是,农民工内部存在就业拥挤所导致的工资歧视,这种歧视是来自于所有制、行业、区域等多种分割性因素的影响。而且,三个维度的均值分解结果显示,特征变异可解释的工资差异比例均小于制度因素等不可解释的歧视性工资差异。说明制度性歧视因素不仅是造成农民工与城市工人之间存在工资歧视的主要因素,也是造成农民工内部工资歧视的主要源泉,农民工内部所面临的劳动力市场也不尽完善。

由于均值分解自身存在的缺陷,分位数分解更好展现了不同收入水平上农民工工资歧视特征。运用 Melly^[23]的方法,表 4、表 5、表 6 分别从所有制、行业和区域维度汇报了农民工工资歧视的分位数回归分解结果。

从所有制维度看,系数差异可解释的工资差异(即歧视可解释的工资差异)占比在不同分位数上呈现倒“U”字型特征,在 0.1 分位数上,系数差异可解释的占比最低,达 30.76%,然后逐渐上升,在 0.5 分位数上升至最高值 45.08%,再逐步降低至 0.9 分位数上的 35.27%,说明农民工内部基于所有制的工资歧视在中等收入群体中表现更为明显,收入两端歧视程度明显缩小,但收入顶端的绝对收入差距明显高于收入低端。在收入低端,农民工由于自身较少的人力资本和社会资本积累,此时即使在国有部门获得的基本权益保障诸如最低工资保障、劳动合同签订等优于非国有部门,收入水平也比较接近群体的保留工资水平,因而内部歧视

的程度相对较小;伴随收入增加,所有制区隔对农民工内部的工资歧视作用逐渐增加,工资歧视比重上升。但在收入高端,农民工跨越户籍等制度性歧视获得与城市工人平均的就业机会和工资收入等还面临诸多障碍,获得与城市工人平等的社会地位需要更多的经济补偿,这种限制对农民工来说是一种集体排斥,因此内部的工资歧视差别趋于缩小。同时,收入顶端的歧视程度略高于收入低端,说明在国有部门就业的农民工更可能利用国有部门的优势地位获得更好的收入机会,甚至在没有实现身份转变时有可能实现与城市工人的“同工同酬”。

表4 受雇型农民工内部所有制收入差别的分位数回归分解

类型	quantile								
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Raw difference(总差异)	0.101 1	0.123 5	0.144 2	0.159 5	0.171 8	0.181 5	0.187 3	0.192 5	0.197 9
Characteristics 差异	0.070 0	0.077 4	0.083 5	0.089 0	0.094 3	0.100 2	0.107 7	0.116 1	0.128 1
(%)	69.24	62.64	57.92	55.78	54.92	55.21	57.49	60.29	64.73
Coefficients 差异	0.031 1	0.046 1	0.060 7	0.070 6	0.077 4	0.081 3	0.079 6	0.076 4	0.069 8
(%)	30.76	37.36	42.08	44.22	45.08	44.79	42.51	39.71	35.27

从行业维度看,系数差异可解释的工资差异占比接近一条向右上方倾斜的直线,分位数越高,即随着收入水平增加,农民工内部工资歧视由行业因素所解释的歧视性因素占比不断增加。此外,伴随收入上升,行业间绝对收入差距趋于扩大,说明各行业农民工的保留工资都比较接近,但要获得更高的收入机会,行业因素的重要性将逐渐凸显。经济转型时期的非均衡经济发展战略与国有经济的结构性调整使国有经济主导的部分行业以及其他体制内行业继续保持了在市场经济中的优势地位,这种行业间的市场地位差异是农民工行业工资歧视的深层次原因。

表5 受雇型农民工内部行业收入差别的分位数回归分解

类型	quantile								
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Raw difference(总差异)	0.129 4	0.160 3	0.186 6	0.207 9	0.230 3	0.252 7	0.276 4	0.300 9	0.333 4
Characteristics 差异	0.092 1	0.092 7	0.093 8	0.095 7	0.098 7	0.102 0	0.105 4	0.108 1	0.111 6
(%)	71.21	57.86	50.29	46.03	42.85	40.38	38.14	35.92	33.49
Coefficients 差异	0.037 3	0.067 5	0.092 8	0.112 2	0.131 6	0.150 7	0.171 0	0.192 8	0.221 7
(%)	28.80	42.14	49.71	53.97	57.15	59.62	61.86	64.08	66.51

从区域维度看,系数差异可解释的工资差异占比在不同分位数上同样呈一条向右上方倾斜的直线,在0.5分位数以上,区域收入差异可完全由系数差异所解释。但值得注意的是,区域间绝对收入差距随收入上升而趋于缩小。出现上述情形是由各地区经济发展差异所决定的。由于区域间经济发展的差异,农民工在各区域间的保留工资存在一定的差异,这种差异与各地最低工资标准保持一致^⑤。伴随收入缓慢上升,这种由区域保留工资标准导致的工资歧视逐渐缩小。同时,区域间对农民工的就业限制等其他深层次歧视安排又基本相同,农民工中的高收入精英群体的经济地位在区域间趋于一致,但这并不妨碍区域经济发展以及劳动力市场发育程度差异所导致的歧视增加。

总的看,所有制和行业分割下的工资分布高端存在相对均值更大的差异,存在“天花板效应”,区域分割下的工资分布低端存在相对均值更大的差异,存在“粘地板效应”。

值得说明的是,在农民工的高收入群体中(如0.9分位数上),由所有制和行业因素所导致的绝对收入差距趋于扩大,而区域因素所导致的绝对收入差距趋于缩小,但区域因素完全解释了这一收入水平上的全部工资歧视,所有制和行业因素解释同一收入水平上工资歧视的占比明显低于区域因素。这是因为:一方面,同一所有制或行业的农民工在不同区域的收入也存在明显差距,所有制和行业收入差距也存在明显的东高

^⑤对比2011年全国各省最低工资标准可以发现,最低工资标准呈现由东向西的递减特征。按进城务工人员收入排序,在0.2分位数上,各省进城务工人员平均工资与所在省的最低工资标准(全日制工资标准和非全日制小时工资标准)相关系数分别为0.541和0.442。

西低特征。样本数据统计也证实了这一点。从所有制看,无论在个体工商户、私营企业、三资企业、机关事业单位和国有集体企业中工作,还是土地承包者或无单位及其他,在东部就业的农民工平均小时工资均高于在中西部就业的农民工;从行业看,除采掘业、党政机关和社会团体两个行业中在东部就业的农民工平均小时工资略低于在中部就业的农民工外,其他行业中在东部就业的农民工平均小时工资也普遍高于在中西部就业的农民工。另一方面,区域因素在解释农民工内部收入歧视中的占比最高。这又可能来自以下几个因素的综合影响:一是东部沿海省份经济发展水平相对要高,劳动力市场相对完善,人力资本回报率高于中西部地区。同时,地方经济发达,当地生活成本较高也会推动工资水平的上升;二是与地方经济发展水平相适应的最低工资保障制度虽然难以全覆盖到农民工,但最低工资标准对保障农民工中的低收入群体发挥重要的导向作用;三是农民工的自选择。通过自身人力资本或社会资本优势进入东部就业的农民工由于在初期享受了区域因素所带来的人力资本溢价以及其他优势,从而导致享有累积效应优势的一部分农民工扩大了与其他区域同类人员的收入差距。因此,农民工能否获得高收入,既与所有制、行业密切相关,也与区域选择密不可分,进入东部、国有部门、金(金融保险)交(交通通信)卫(卫生)教(教育)科(科研和技术服务)党(党政机关)等垄断行业或其他体制内行业的农民工最有可能实现这一目标。

表6 受雇型农民工内部区域收入差别的分位数回归分解

类型	quantile								
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Raw difference(总差异)	0.265 8	0.233 2	0.205 3	0.180 4	0.158 6	0.140 5	0.125 8	0.114 3	0.105 0
Characteristics 差异	0.083 3	0.061 2	0.043 3	0.025 3	0.008 8	-0.01	-0.03	-0.04	-0.06
(%)	31.33	26.25	21.09	14.02	5.52	-5.78	-20.42	-38.05	-57.68
Coefficients 差异	0.182 5	0.172 0	0.162 0	0.155 1	0.149 9	0.148 6	0.151 5	0.157 8	0.165 6
(%)	68.67	73.75	78.91	85.98	94.48	105.78	120.42	138.05	157.68

此外,对比两种分解方法的结果可以发现更多有益的结论。从均值分解的三个维度看,区域因素对农民工内部收入差距的解释程度最高,行业因素次之,所有制因素排位最低。从分位数分解的三个维度看,在0.1分位数上,区域因素对农民工内部收入差距的解释程度仍然最高,但所有制因素上升至次席,行业因素排位最低;在0.5分位数上三类因素排序与均值分解一致;但在0.9分位数上,区域因素排位未变,行业因素超过所有制因素位居次席。这说明在不同的分位数上,即不同的收入分组中,解释农民工内部收入歧视的所有制、行业和区域三个因素重要性不是一成不变的。

五、结论

为迂回考察城市社会对农民工群体内部的歧视差异,本文运用2011年流动人口动态监测数据,采用均值分解和分位数回归分解方法,主要考察了受雇型农民工内部普遍存在因所有制、行业和区域等体制性因素所导致的市场分层与工资差异,发现了一些有益的结论。

第一,工资方程的OLS回归结果显示,反映个体人力资本的受教育年限、培训状况、现职工作年限对工资的影响因所有制、行业和区域而异。以所有制为例,非国有部门农民工的受教育年限、现职工作年限的回报率高于国有部门,而国有部门农民工的培训回报率高于非国有部门,说明所有制分割造成了人力资本的效能变异。均值分解发现,特征变异可解释的工资差异比例均小于制度因素等不可解释的歧视性工资差异。说明制度性歧视因素不仅是造成农民工与城市工人之间存在劳动力市场分割与工资歧视的主要因素,也是造成农民工内部劳动力市场进一步分割和工资歧视的主要源泉。

第二,分位数回归分解发现,农民工基于所有制和行业分割的收入差异存在“天花板效应”,经济结构调整导致了行业间收入分化;基于区域分割的收入差异存在“粘地板效应”,区域经济发展差距、区域间最低工资标准东高西低以及就业区域选择的累积效应是形成这一结果的基础。

第三,同一所有制或行业的农民工在不同区域的收入也存在明显差距,所有制和行业收入差距也存在明显的东高西低特征。在同一收入分组中,区域因素对农民工内部收入歧视的解释程度最高。在不同收入分组中,所有制和行业因素对农民工内部收入歧视的相对解释程度出现相对动态调整特征。

第四,农民工内部劳动力市场也存在因所有制、行业和区域所导致的市场分层,这种分层导致农民工的人力资本随所有制、行业和区域而不断变化甚至扭曲,阻碍了群体在城市经济地位的获取。这种市场分层是否对农民工在城市社会地位的获取产生影响还有待数据进一步验证。

上述研究结论表明,在城市就业的农民工群体内部尚未建立统一的劳动力市场,其一源于城市社会对农民工群体的歧视存在一些体制性差异,其二源于不同区域的经济差距。隐含的政策含义在于,促进农民工群体与城市工人之间、农民工群体内部的收入公平,重点在于消除城乡二元的体制性障碍,还农民工群体以国民待遇。同时,统筹区域经济发展,缩小区域差距必不可少。当然,仅仅推进农民工内部劳动力市场统一不是目的,它只是消除城市社会对农民工制度性歧视、打通农民工上升通道的必然结果。

参考文献:

- [1] 杨云彦,陈金永. 转型劳动力市场的分层与竞争——结合武汉的实证分析[J]. 中国社会科学,2000(5):28-38.
- [2] XIN M,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,2001,29:485-504.
- [3] 章元,王昊. 城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视:基于人口普查数据的研究[J]. 管理世界,2011(7):42-51.
- [4] 章元. 分层劳动力市场、农民工就业歧视与工资歧视:一个分解方法及其基于中国数据的应用[R]. 复旦大学中国社会主义市场经济研究中心工作论文,2013.
- [5] 张世伟,赵亮,万相显. 人力资本对农村迁移劳动力收入的影响研究[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2009(1):20-23.
- [6] 李实,杨修娜. 农民工工资的性别差异及其影响因素[J]. 经济社会体制比较,2010(5):82-89.
- [7] 王震. 基于分位数回归分解的农民工性别工资差异研究[J]. 世界经济文汇,2010(4):51-63.
- [8] 符平,唐有财,江立华. 农民工的职业分割与向上流动[J]. 中国人口科学,2012(6):75-82.
- [9] BARRY F,GÖRG H,STROBL E. Foreign direct investment and wages in domestic firms in Ireland: Productivity spillovers versus labour-market crowding out[J]. International Journal of Economics of Business,2005,12(1):67-84.
- [10] PEDRO M,GOMES Sr. Fiscal policy and the labor market: The effects of public sector employment and wages[R]. IZA Discussion Paper, 2013, No. 5321. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1712628>.
- [11] GESTHUIZEN MAURICE,WOLBERS M H J. Employment transitions in the Netherlands,1980-2004: Are low educated men subject to structural or cyclical crowding out?[J]. Research in Social Stratification and Mobility,2010,28(4):437-451.
- [12] VIÑUELA-JIMÉNEZ A,RUBIERA-MOROLLÓN F,CUETO B. An analysis of urban size and territorial location effects on employment probabilities: The Spanish case[J]. Growth and Change,2010,41(4):495-519.
- [13] OAXACA R. Male-female wage differentials in urban labor markets[J]. International Economic Review,1973,14(3):693-709.
- [14] BLINDER A S. Wage discrimination: Reduced form and structural estimates[J]. Journal of Human Resources,1973,8(4):436-455.
- [15] NEUMARK D. Employer's discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination[J]. Journal of Human Resources,1988,23(3):279-295.
- [16] COTTON J. On the decomposition of wage differentials[J]. The Review of Economics and Statistics,1988,70(2):236-243.
- [17] ALBRECHT J,BJORKLUND A,VROMAN S. Is there a glass ceiling in Sweden?[J]. Journal of Labor Economics,2003,20(1):145-177.
- [18] KOENKER R,BASSETT G B. Regression quantiles[J]. Econometrica,1978,46(1):33-50.
- [19] MACHADO J,MATA J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression models[J]. Journal of Applied Econometrics,2005,20(4):445-465.
- [20] MELLY B. Applied quantile regression[D]. St. Gallen:University of St. Gallen,2006.
- [21] BECKER G. The economics of discrimination[M]. Chicago:The University of Chicago Press,1957.
- [22] AIGNER D J,CAIN G G. Statistical theories of discrimination in labor market[J]. Industrial and Labor Relations Review,1977,30(2):175-187.
- [23] AUTOR D H. The economics of discrimination theory[J]. Lecture Note of Labor Economics,2003,MIT 14:661.

- [24] SORENSEN E. The crowding hypothesis and comparable worth[J]. *The Journal of Human Resources*, 1990, 25(1): 55 – 89.
- [25] BROWN R S, MOON M, ZOLOTH B S. Incorporating occupational attainment in studies of male – female earnings differentials[J]. *The Journal of Human Resources*, 1980, 15(1): 3 – 28.
- [26] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2011.

Wage differentials within rural migrant workers

CHU Qinghua

(*School of Humanities and Sciences, Guilin University of Technology, Guilin 541004, P. R. China*)

Abstract: Utilizing mean decomposition and quantile regression decomposition methods, this paper analyzes the market stratification and wage differentials among employed rural migrant workers, which are caused by some segmentation factors such as ownership, industry and region. Study found that proportion of wage discrimination revealed by above-mentioned factors within rural migrant workers exceeded more than these indicated by characteristics differentials such as human capital. Quantile regression decomposition shows that “glass ceiling effect” exists when wage differentials is caused by ownership or industry stratification, while regional wage disparities bring about “sticky floor effect”. The former is related closely to inter-industry wage differentials as adjusting the economic structure, while the latter are inseparable with regional economic development gap, inter-regional differences in the minimum wage and the cumulative effects as selecting the employment area so on. Moreover, there is significant regional income gap for rural migrant workers working in the same ownership or industry, and the wages in the eastern is higher than these in the western. “Wage discrimination” within rural migrant workers only is another form in which urban society discriminates against the rural migrant workers.

Key words: employed rural migrant workers; wage differentials; quantile regression decomposition

(责任编辑 傅旭东)