

就业机会户籍歧视对收入差距的影响*

吴彬彬 章 莉 孟凡强

【摘 要】在中国城镇劳动力市场,农民工和城镇职工的就业分布和收入差距长期存在。文章利用 2002 和 2018 年中国家庭收入调查(CHIP)横截面数据分析了中国城镇劳动力市场上就业机会户籍歧视的程度、变化趋势及其对农民工与城镇职工收入差距的影响。研究表明:(1)2018 年与 2002 年相比,农民工与城镇职工的就业分布差距、收入差距均有所缩小;(2)2018 年农民工在城镇劳动力市场面临的收入户籍歧视已不明显;(3)就业机会户籍歧视程度在 2002~2018 年呈弱化趋势,但其绝对水平仍然很高;(4)就业机会户籍歧视的存在,阻碍了农民工与城镇职工收入差距的缩小,并且这一作用在 2002~2018 年呈强化趋势,同时就业机会户籍歧视还会通过社会保障获取间接扩大农民工和城镇职工的收入差距。

【关键词】就业机会 户籍歧视 收入差距

【作 者】吴彬彬 北京师范大学经济与工商管理学院,博士研究生;章 莉 南京财经大学经济学院,教授;孟凡强 广东财经大学国民经济研究中心,副研究员。

一、引 言

20 世纪 90 年代中期以来,随着市场化改革的推进,劳动力市场打破了改革开放前的刚性分割,大量农业剩余劳动力流入城市,一方面为中国经济持续高速发展贡献了大量的人口红利,另一方面非农就业收入也显著提高了农村居民的家庭收入。截至 2019 年年末,进城农民工达 1.35 亿人,占全部城镇就业人口的 30.51%^①。但长期以来的户籍分割使城镇户籍身份在就业、收入、社会福利等多方面存在优势,农民工在城镇劳动力市场上仍面临就业、收入、社会保障、市民待遇等方面的平权问题(Deng 等,2012;Démurger 等,2017)。

* 本文为国家社会科学基金一般项目“新型城镇化背景下农民工歧视、反歧视与福利影响研究”(编号:17BJY109)的阶段性研究成果。

① 《2019 年农民工监测调查报告》(http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html)。

有研究发现,农民工不仅与城镇劳动者存在收入差距,而且面临比较严重的“同工不同酬”形式的收入户籍歧视(Démurger 等,2009;Wang 等,2015)。市场是对抗歧视的最有效机制(Becker,1957),随着人口年龄结构的变动及劳动力市场的转型,市场机制可能缓解收入户籍歧视(李实、吴彬彬,2020)。但如果市场化转型不畅,也有可能无法缓解,甚至加剧这一现象(Zhu,2016)。

由于不具有城镇户籍,农民工不仅在收入上面临“同工不同酬”,而且在就业机会获取上也与城镇本地劳动者存在差距(Meng 等,2001)。虽然 2003 年以来中国政府陆续出台一些政策,逐步清理针对农民工的歧视性就业规定,并从不同方面为农村劳动力进城就业提供制度性保障。但在市场作用受限的资源稀缺领域(如垄断部门、保障水平较高的正规就业岗位)仍存在一定的门槛^①(田丰,2010)。2008~2019 年,农民工一直集中在以体力劳动为主的建筑业、制造业、生活服务业等行业(见图)。2019 年,在上述行业就业的农民工占 77.3%,而这些行业往往存在收入低、就业稳定性差、劳动强度大的工作特征。现有研究表明,虽然农民工在城镇就业市场中进入高层次部门、选择高端职业的机会有所增加,但农民工与城镇劳动者的行业、职业分布等仍存在明显的差距,城镇户籍的就业优势依然存在,农民工仍面对就业机会的户籍歧视(吕炜等,2019;李实、吴彬彬,2020),甚至有观点认为,就业机会户籍歧视呈恶化趋势(Ma,2018)。

劳动者的收入必然受就业机会的影响,但关于就业机会户籍歧视在多大程度上影响农民工与城镇劳动者的收入差距尚无定论。有研究认为,就业机会户籍歧视是造成农民工和城镇劳动者收入差距的主要原因(吴晓刚、张卓妮,2014);也有观点认为,“同工不同酬”的收入户籍歧视才是二者收入差距的主要原因(Ma,2018)。还有学者认为,就业部门的分布差距不仅不会扩大农民工与城镇劳动者的收入差距,反而在一定程度上减小差距(Démurger 等,2009)。

在人口老龄化日益凸显的背景下,保持劳动力的有效供给是经济持续健康

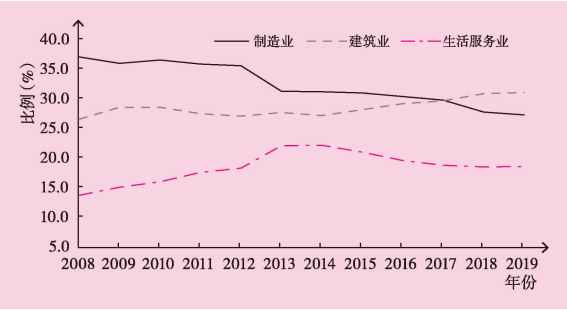


图 2008~2019 年农民工在制造业、建筑业和生活服务业中就业的比例

注:图中农民工包含外出农民工和本地农民工。
生活服务业包括批发和零售业、住宿和餐饮业、居民服务、修理和其他服务业。

资料来源:历年《农民工监测调查报告》。

① 在部分城市,非本地生源(即非本市户籍)的往届本科生没有资格报考教师编制(<http://www.ccutu.com/230934.html>)。

发展的先决条件。而劳动力市场的户籍壁垒阻碍农民工在不同岗位间的流动,抑制农民工的劳动积极性,影响劳动力市场资源配置效率的提升,这是当前需要深入研究的问题。已有文献关于户籍对收入差距贡献度的研究较多,对就业机会差异贡献度的研究较少。限于数据可得性,缺少长时间、跨时期的对比研究。在考察收入时,多数研究会忽略社保福利的作用。鉴于此,本文试图分析农民工在城镇劳动力市场遭受就业机会户籍歧视的程度及其变化趋势,并考察就业机会户籍歧视对农民工和城镇职工收入差距的影响。

二、数据、变量和方法

(一) 数据来源

本文使用2002和2018年中国家庭收入调查(CHIP)中的城镇住户调查数据和外来务工住户调查数据^①。根据研究需要,选用城镇住户调查数据和外来务工住户调查数据中处于就业状态、就业身份为雇员、年龄在16~65岁、小时工资大于0的样本。在删除信息错误和缺失的样本后,最终使用的2002年数据中城镇职工样本9169个,农民工样本1501个;2018年数据中城镇职工样本11497个,农民工样本2886个。

(二) 变量设定

本文采用就业选择方程、工资决定方程的因变量设定为:(1)就业分类。本文将就业在3个维度上进行分类。首先,根据李强(2012)对职业声望的分类,将工作的职业划分为白领和其他两大类,其中白领职业包括:单位(部门)负责人、专业技术人员、办事人员和有关人员、军人。其次,参照岳希明等(2010)的方法,将工作的行业分为垄断行业和其他两大类,其中垄断行业包括:采矿业、电力、燃气及水的生产和供应业、交通运输、仓储和邮政业、信息运输、软件和信息技术服务、金融业。最后,根据所有制性质,划分为国有单位和其他两大类,其中国有单位包括:党政机关团体、事业单位、国有(控股)企业。本文将垄断行业、白领职业和国有单位的就业界定为一级市场上的“好工作”。(2)收入水平。考虑到农民工劳动时间较长,而和就业相关的社保福利待遇较差,本文采用“小时工资”和“折算社保小时工资”。以2018年为例,“小时工资”=[2018年工作收入总额(工资性收入)+实物性伙食补贴+实物性住房福利(包住或住房补贴)]÷年工作小时数。“折算社保小时工资”将劳动者在工作中获得的社保福利折算计入“小时工

① 在CHIP2018数据中,城镇住户和外来务工住户使用相同的问卷。参照国家统计局关于“进城农民工”的定义,CHIP2018中农民工指户籍地与现住地不在同一个街道,农业户籍或农业转非的就业人员。

资”^①。此外,本文参考 Brandt 等(2006)的方法构建 2002 和 2018 年城镇物价平减指数控制省际生活水平差异对收入的影响。为了保证跨期研究结果的可比性,本文将 2002 年设定为计算指数的基准年。

(三) 模型与方法

1. 就业分布差距的非线性分解。本文计划对行业、职业和所有制 3 个维度的就业分布差距进行分析。使用 Logit 模型估计个体就业选择的分布概率。由于就业选择是离散变量,本文农民工和城镇职工的就业分布差距分析基于 Fairlie(2005)提出的扩展的非线性 Blinder-Oaxaca 分解:

$$\bar{k}^u - \bar{k}^m = [E_{\delta^*}(k^u | Z^u) - E_{\delta^*}(k^m | Z^m)] + [E_{\delta^*}(k^u | Z^u) - E_{\delta^*}(k^u | Z^u)] + [E_{\delta^*}(k^m | Z^m) - E_{\delta^m}(k^m | Z^m)] \quad (1)$$

式(1)中, u 和 m 分别表示城镇职工和农民工。以行业为例, k 表示不同的行业 ($k=1$, 垄断行业; $k=0$, 其他行业)。影响个体行业选择的人口禀赋因素为 Z 。 δ 是就业(行业)选择方程的 Logit 估计系数。 δ^* 表示无歧视行业分布的估计系数^②; $E_{\delta^*}(k^u | Z^u)$ 为 k^u 的条件期望,表示城镇职工可观测的行业分布情况; $E_{\delta^*}(k^u | Z^u)$ 为城镇职工在无歧视行业分布的估计系数下的反事实分布;农民工的情形与之相同。 $\bar{k}^u - \bar{k}^m$ 为城镇职工与农民工群体总的行业分布差异。式(1)等号后第二项和第三项表示就业机会的户籍歧视程度;第一项是源于人口禀赋差异的合理行业分布差距^③。

2. 工资差距的 Appleton 分解。本文利用 Mincer(1974)工资方程分别对农民工和城镇职工的工资水平进行估计。Blinder-Oaxaca 方法(Blinder, 1973; Oaxaca, 1973)假设劳动者的行业、职业和所有制变量都是外生的。但就业选择会受人口禀赋的影响,将“行业”“职业”和“所有制”作为工资方程的外生控制变量会遇到内生性问题(郭继强等, 2011)。因此,本文以“行业”为例,采用 Appleton 分解方法(Appleton 等, 1999),探究收入户籍歧视、就业机会户籍歧视对农民工和城镇职工工资差距的影响:

① 参照李实等(2017)的处理过程,本文首先粗略计算 CHIP 基准工资 = 工资 ÷ [1 - 0.28 × (拥有养老保险) - 0.09 × (拥有医疗保险) - 0.03 × (拥有失业保险) - 0.01 × (拥有工伤保险) - 0.01 × (拥有生育保险) - 0.20 × (拥有住房公积金)]。然后,折算 CHIP“五险一金”的工资 = 基准工资 + 0.28 × 基准工资 × (拥有养老保险) + 0.09 × 基准工资 × (拥有医疗保险) + 0.03 × 基准工资 × (拥有失业保险) + 0.01 × 基准工资 × (拥有工伤保险) + 0.01 × 基准工资 × (拥有生育保险) + 0.20 × 基准工资 × (拥有住房公积金)。值得注意的是,现行趋势是降低保险缴费比例,给企业减负,所以本文的折算会高估企业负担,即高估职工的福利收入。

② 为克服指数基准问题,采用 Jann(2008)提出的全样本分解方法可以获得全样本系数。

③ 该扩展的非线性 Blinder-Oaxaca 方法还能够对来自人口禀赋差异的合理就业分布差距进一步分解,从而获得某一具体禀赋特征差异对合理就业分布差距的贡献。具体可参见 Fairlie(2005)的方法介绍。

$$\begin{aligned}
\overline{\ln w}^u - \overline{\ln w}^m &= \sum_{k=1}^K P^{u,k}(\bar{X}^{u,k} \beta^{u,k}) - \sum_{k=1}^K P^{m,k}(\bar{X}^{m,k} \beta^{m,k}) \\
&= \sum_{k=1}^K P^{*,k}(\bar{X}^{u,k} - \bar{X}^{m,k}) \beta^{*,k} + \sum_{k=1}^K P^{*,k} \bar{X}^{u,k} (\beta^{u,k} - \beta^{*,k}) + \sum_{k=1}^K P^{*,k} \bar{X}^{m,k} (\beta^{*,k} - \beta^{m,k}) \\
&\quad + \sum_{k=1}^K (P^{*,u,k} - P^{*,k})(\bar{X}^{u,k} \beta^{u,k}) + \sum_{k=1}^K (P^{*,k} - P^{*,m,k})(\bar{X}^{m,k} \beta^{m,k}) \\
&\quad + \sum_{k=1}^K (P^{u,k} - P^{*,u,k})(\bar{X}^{u,k} \beta^{u,k}) + \sum_{k=1}^K (P^{*,m,k} - P^{m,k})(\bar{X}^{m,k} \beta^{m,k}) \quad (2)
\end{aligned}$$

式(2)中, $P^{u,k}$ 、 $P^{m,k}$ 分别表示可观测样本中城镇职工、农民工位于行业 k 的比例。 $P^{*,k}$ 表示农民工和城镇职工混合样本中劳动者位于行业 k 的比例。 $P^{*,u,k}$ 、 $P^{*,m,k}$ 分别表示利用对农民工和城镇职工混合样本进行 Logit 回归得到的行业分布估计系数, 计算城镇职工、农民工在行业 k 就业的反事实比例。 $\bar{X}^{u,k}$ 、 $\bar{X}^{m,k}$ 分别表示在行业 k 中影响农民工和城镇职工收入水平的人口禀赋均值。 $\beta^{u,k}$ 、 $\beta^{m,k}$ 分别表示在行业 k 中农民工和城镇职工工资决定方程的估计系数。 $\beta^{*,k}$ 表示对行业 k 中农民工和城镇职工混合样本进行 OLS 回归得到的工资决定方程估计系数。 $\overline{\ln w}^u - \overline{\ln w}^m$ 为城镇职工与农民工对数小时工资均值的总差异。式(2)等号后第二项 $\sum_{k=1}^K P^{*,k} \bar{X}^{u,k} (\beta^{u,k} - \beta^{*,k})$ 与第三项 $\sum_{k=1}^K P^{*,k} \bar{X}^{m,k} (\beta^{*,k} - \beta^{m,k})$ 之和、第六项 $\sum_{k=1}^K (P^{u,k} - P^{*,u,k})(\bar{X}^{u,k} \beta^{u,k})$ 与第七项 $\sum_{k=1}^K (P^{*,m,k} - P^{m,k})(\bar{X}^{m,k} \beta^{m,k})$ 之和分别为工资结构效应、就业选择效应, 表示同一就业岗位上的收入户籍歧视(简称“收入户籍歧视”)、就业机会的户籍歧视对农民工和城镇职工收入差距的影响。

三、变量的描述性统计

(一) 基本特征分布

表 1 显示了 2002 和 2018 年城镇职工、农民工的收入和人口禀赋特征的变化。一是城镇职工和农民工的纯小时工资差距呈缩小的趋势。具体来说, 2002 年城镇职工的小时工资均值为 5.66 元, 比农民工的平均小时工资(2.69 元)高 1.1 倍。2018 年, 城镇职工的小时工资均值只比农民工高 14.51%。二是社保福利的户籍差异会扩大城镇职工和农民工的小时工资差距。早年的户籍不平等突出表现为就业、收入权利不平等。但农民工参加城镇职工社会保障仍存在绝对水平低、相对不平等情况较为严重的问题^①。Currie

① 国家统计局历年《农民工监测调查报告》的数据显示, 2008~2014 年外出农民工参加城镇职工养老保险的比例仅从 9.8% 上升到 16.4%, 远低于同期城镇就业人员 60% 左右的参保水平; 情况最好的工伤保险参保率也仅从 24.1% 上升到 29.7%。

表 1 2002、2018 年城镇职工与农民工的基本情况

变 量	2002 年			2018 年		
	城镇职工	农民工	差异(%)	城镇职工	农民工	差异(%)
小时工资(元)	5.66	2.69	110.55	17.97	15.69	14.51
折算社保小时工资(元)	10.11	2.86	254.04	34.57	25.03	38.12
受教育年限(年)	11.54	8.21	40.55	11.98	10.93	9.59
年龄(周岁)	40.58	33.80	20.08	41.63	37.99	9.59
潜在工作经验(年)	23.05	19.59	17.66	23.66	21.07	12.30
男性(%)	55.87	58.09	-2.22	56.55	54.95	1.59
汉族(%)	96.10	90.41	5.69	95.38	95.46	-0.08
已婚(%)	88.16	84.81	3.35	84.74	84.34	0.41
党员(%)	30.29	4.00	26.29	20.74	6.38	14.36
家庭学生数量(人)	0.61	0.37	63.09	0.58	0.59	-1.64
家庭规模(人)	3.16	2.66	18.93	3.59	3.35	7.14
样本量	9169	1501	—	11497	2886	—

等(1992)指出忽略员工福利将导致对劳动报酬歧视的估计出现较大偏差。因此,本文将农民工和城镇职工在工作中获得的社会保障福利折算计入小时工资。结果显示,折算社保后,2018 年城镇职工与农民工的小时工资差距从 14.51%扩大到 38.12%。三是农民工群体的人力资本水平与城镇职工的差距有所缩小。2002 年城镇职工的 average 受教育年限(11.54 年)比农民工(8.21 年)高 40.55%,2018 年这一差距缩小到 9.59%。相比而言,两个群体的潜在工作经验差距的缩小程度略低^①,从 2002 的 17.66%下降到 2018 的 12.30%。与 2002 年相比,2018 年农民工群体的人力资本水平有所提高,但和城镇职工之间的差距依然存在,这势必影响其就业机会和收入水平。

(二) 就业分布与收入差异

一般情况下,垄断行业、白领职业和国有单位待遇更好、保障更全、更加稳定。表 2 显示,2018 年农民工就业于垄断行业、白领职业、国有单位所获得的小时工资分别为 19.73 元、18.83 元、18.36 元,均高于平均水平(15.69 元);若折算三类部门的较高社保福利,农民工的折算社保小时工资分别高达 34.92 元、34.29 元、39.23 元。2018 年农民工与城镇职工的就业分布存在明显差距。垄断行业的农民工(15.32%)比城镇职工(18.05%)低 2.73 个百分点;白领职业的农民工只占自身群体的 40.75%,而城镇职工中超过一半是白领职业(53.62%);农民工群体中只有 13.37%的个体进入国有单位,与城镇职工(36.82%)相比差距较大。从趋势上看,两个群体间的就业分布差距逐渐缩小,就

^① 2018 年数据中没有直接的工作经验变量,只能计算当前主要职业的工作年限;2002 年数据中直接的工作经验变量含有较多缺失值。综合考虑,本文参考李实、邢春冰(2016)的做法,用年龄减去受教育年限再减 6 年获得样本的“潜在工作经验”,对于工作经验小于 0 的,以 0 代替。

表 2 2002、2018 年城镇职工与农民工就业分布、小时工资

就业维度	就业分布			小时工资			折算社保小时工资		
	城镇职工 (%)	农民工 (%)	差异 (%)	城镇职工 (元)	农民工 (元)	差异 (%)	城镇职工 (元)	农民工 (元)	差异 (%)
2002 年									
行业									
垄断行业	15.60	6.20	9.40	6.12	3.80	60.83	11.98	4.25	181.80
其他行业	84.40	93.80	-9.40	5.57	2.61	113.25	9.77	2.76	253.36
职业									
白领职业	54.96	14.72	40.23	6.76	3.72	81.86	12.16	4.20	189.47
其他职业	45.04	85.28	-40.23	4.31	2.51	71.87	7.61	2.62	190.06
所有制									
国有单位	69.62	14.46	55.16	6.20	2.76	124.82	11.39	3.15	261.40
其他所有制	30.38	85.54	-55.16	4.41	2.67	64.70	7.17	2.81	155.68
2018 年									
行业									
垄断行业	18.05	15.32	2.73	20.68	19.73	4.78	42.68	34.92	22.23
其他行业	81.95	84.68	-2.73	17.38	14.96	16.12	32.78	23.24	41.07
职业									
白领职业	53.62	40.75	12.87	21.77	18.83	15.60	46.56	34.29	35.79
其他职业	46.38	59.25	-12.87	13.58	13.54	0.34	20.71	18.66	10.98
所有制									
国有单位	36.82	13.37	23.44	22.35	18.36	21.74	51.43	39.23	31.09
其他所有制	63.18	86.63	-23.44	15.42	15.28	0.89	24.75	22.84	8.37

业部门内的农民工和城镇职工收入差距也在缩小。例如,2002 到 2018 年,两个群体间垄断行业的分布差距从 9.40 个百分点下降到 2.73 个百分点,小时工资差距从 60.83%下降至 4.78%;两个群体间白领职业的分布差距从 40.23 个百分点下降到 12.87 个百分点,小时工资差距从 81.86%下降至 15.60%;两个群体间国有单位的分布差距从 55.16 个百分点下降到 23.44 个百分点,小时工资差距从 124.82%下降至 21.74%。

综上所述,农民工和城镇职工群体在收入、就业分布、人口禀赋上都存在一定的差异。然而,上述统计量描述无法揭示就业分布、收入差距中有多少可以由禀赋差异解释,又有多少是由“户籍”因素引起的。为了回答这些问题,本文利用回归与分解方法对城镇职工和农民工的就业分布、收入差距进行分析。

四、就业机会户籍歧视的估计与分解

(一) 就业分布的 Logit 估计

通过将户籍变量加入就业分布的方程估计,可以得到户籍因素对就业分布的影响,

从而判断是否存在就业机会户籍歧视。表 3 列出了 2002 和 2018 年城镇户籍系数的估计值,如果该系数的值大于 0,表明相对于其他部门,城镇职工进入垄断行业、白领职业、国有单位的机会比农民工多。“相对发生比”表示相对于其他部门,城镇职工与农民工进入垄断行业、白领职业、国有单位的几率比。

表 3 显示,绝大部分城镇户籍变量系数在 1%的水平上显著,说明户籍对就业机会存在影响。在行业维度上,2002 和 2018 年城镇户籍变量的相对发生比为 3.20 和 1.21,这说明城镇户籍在一定程度上赋予了城镇职工就业优势,但这种优势在减弱;在职业维度上,与从事收入较低的其他职业相比,2002 年城镇职工获得白领工作的几率是农民工的 1.40 倍,2018 年下降为 1.12 倍;在所有制维度上,相对于就职于其他企业,城镇职工进入国有单位的可能性在 2002 和 2018 年均比农民工高,2018 年这种优势大幅度降低。由此可见,无论是行业维度、职业维度还是在所有制维度,户籍因素对就业机会的影响均在减弱,这也意味着就业机会户籍歧视在 2002~2018 年呈弱化趋势。

(二) 就业分布差异的非线性分解

表 3 Logit 回归结果初步验证了表 2 描述性统计揭示的信息:“户籍”可能是导致农民工和城镇职工就业分布差距的原因之一,且随时间推移该因素对两个群体间行业、职业和所有制分布的差异的影响呈下降趋势。本文进一步使用扩展的非线性

表 3 2002、2018 年城镇户籍对就业机会的影响(Logit 回归)

就业维度	类别 1- 类别 2	城镇户籍系数	相对发生比
2002 年			
行业准入	垄断行业 - 其他行业	1.16***	3.20***
职业获得	白领职业 - 其他职业	0.34***	1.40***
所有制准入	国有单位 - 其他所有制	1.88***	6.53***
2018 年			
行业准入	垄断行业 - 其他行业	0.19***	1.21***
职业获得	白领职业 - 其他职业	0.12**	1.12**
所有制准入	国有单位 - 其他所有制	0.92***	2.51***

注:Logit 回归的控制变量为受教育水平、年龄、年龄平方、男性、汉族、已婚、党员、学生数量、家庭规模、东部地区、西部地区。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

Blinder-Oaxaca 分解方法(Fairlie, 2005)测算就业分布差距中户籍因素的贡献度。

表 4 中不可解释部分的数据显示,2018 年,户籍壁垒仍在一定程度上阻碍农民工进入高收入、工作环境较好、福利待遇较高的垄断行业、白领职业和国有单位。尽管如此,与 2002 年相比,2018 年农民工在劳动力市场上面对的就业机会的户籍歧视程度呈减弱趋势。具体而言,行业分布差距中的户籍歧视程度(即不可解释部分贡献率)从 116.64% 下降到 93.85%;所有制分布差距中的户籍歧视程度从 64.31%下降到 50.81%。仅职业分布中的就业户籍歧视程度从 9.53%上升到 17.41%,但在 2002 和 2018 年户籍因素对职业获得机会的影响程度与行业、所有制相比均处于较低水平。据此可以得出,虽然就业机会户籍歧视程度在 2002~2018 年呈减弱趋势,但其绝对水平仍较高,尤其是在行业分

表 4 2002、2018 年农民工和城镇职工就业分布差异的非线性 Blinder–Oaxaca 分解

变 量	2002 年			2018 年		
	行业分布	职业分布	所有制分布	行业分布	职业分布	所有制分布
总差异	0.0940	0.4023	0.5516	0.0273	0.1287	0.2344
可解释部分	-0.0156	0.3640	0.1969	0.0017	0.1063	0.1153
贡献率(%)	-16.64	90.47	35.69	6.15	82.59	49.19
受教育水平	0.0037	0.2813***	0.1311***	0.0144***	0.0817***	0.0630***
年龄	-0.0074	0.0314***	0.0406***	-0.0044***	0.0062***	0.0225***
男性	-0.0023***	0.0007**	-0.0005**	0.0004	0.0003***	0.0000
汉族	0.0007	-0.0016	-0.0015	-0.0000	0.0000	0.0000
已婚	0.0003	0.0006	0.0016**	-0.0001	0.0001	0.0006
党员	-0.0065***	0.0516***	0.0281***	-0.0080***	0.0200***	0.0332***
学生数量	-0.0057***	-0.0014	0.0011	-0.0001	0.0002	0.0000
家庭规模	0.0007	-0.0020	-0.0100***	-0.0012	-0.0028***	-0.0037***
地区	0.0009	0.0031***	0.0064***	0.0006**	0.0006**	-0.0001
不可解释部分	0.1096	0.0384	0.3547	0.0256	0.0224	0.1191
贡献率(%)	116.64	9.53	64.31	93.85	17.41	50.81

注：可解释部分代表各项特征差异对就业分布差距的贡献绝对值，而不是贡献率。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

布差距中其贡献率高达 93.85%。

五、就业机会户籍歧视的收入效应

本文采用 Appleton 分解考察就业机会户籍歧视对城镇职工与农民工收入差距的影响,结果如表 5 所示。在行业、职业、所有制维度下,2002 年工资结构效应(收入户籍歧视的影响程度)分别占总收入差异的 35.00%、37.63%、51.74%;2018 年工资结构效应的贡献率转为负值,分别为 -119.10%、-126.76%、-132.04%。这意味着,2018 年户籍因素不仅没有拉大相同就业岗位上的农民工与城镇职工的收入差距,反而缩小了二者的收入差距。

然而,就业选择效应与工资结构效应的变化趋势却发生了背离^①。行业、所有制准入的户籍壁垒对农民工和城镇职工收入差距的贡献不仅没有下降,反而有所提升。在行业、

① 本文采用 Roy 模型(Roy, 1951)纠正由不可观测变量引起的选择性偏差。对 2002、2018 年的农民工和城镇职工整体样本的工资方程进行回归,其中变量包括了选择偏差项、交互项“城镇户籍×就业类别(垄断、白领、国有)×2018 年”。结论显示,2002~2018 年,与农民工相比,城镇职工进入好的工作岗位(尤其是垄断行业、国有单位)所获得的工资溢价更高,并且城镇职工一直有就业优势。最终,可以间接判断就业机会的户籍歧视会持续扩大农民工和城镇职工收入差距。

表 5 2002、2018 年城镇职工与农民工小时工资差距的 Appleton 分解

变 量	对数总 差异	就业选择 效应	贡献率 (%)	工资结构 效应	贡献率 (%)	人口禀赋 效应	贡献率 (%)
2002 年							
小时工资							
行业	0.7532	0.0223	2.96	0.2636	35.00	0.4673	62.04
职业	0.7532	-0.0215	-2.85	0.2834	37.63	0.4912	65.22
所有制	0.7532	0.0060	0.79	0.3897	51.74	0.3576	47.47
折算社保小时工资							
行业	1.1895	0.0258	2.17	0.5456	45.87	0.6182	51.97
职业	1.1895	-0.0244	-2.05	0.5812	48.86	0.6327	53.19
所有制	1.1895	0.0127	1.06	0.7330	61.62	0.4439	37.32
2018 年							
小时工资							
行业	0.0556	0.0042	7.57	-0.0663	-119.10	0.1177	211.53
职业	0.0556	-0.0014	-2.60	-0.0705	-126.76	0.1276	229.37
所有制	0.0556	0.0362	65.00	-0.0735	-132.04	0.0929	167.03
折算社保小时工资							
行业	0.1945	0.0075	3.83	-0.0255	-13.09	0.2125	109.25
职业	0.1945	-0.0027	-1.40	-0.0259	-13.32	0.2232	114.73
所有制	0.1945	0.0853	43.83	-0.0641	-32.97	0.1734	89.14

注：工资决定方程的自变量为受教育年限、潜在工作经验、潜在工作经验平方、男性、汉族、党员、东部地区、西部地区；就业选择效应代表就业机会户籍歧视对农民工和城镇职工收入差距的影响，工资结构效应表示收入户籍歧视对农民工和城镇职工收入差距的影响。

所有制维度下，2002 年就业机会的户籍歧视对农民工和城镇职工收入差距的贡献分别为 2.96%、0.79%；2018 年，相应的贡献率分别上升为 7.57%、65.00%。职业选择效应虽然一直为负，但呈上升趋势。工资结构效应明显下降，而就业选择效应依旧存在，且影响有扩大趋势^①。

对于负向工资结构效应，一种可能的解释是农民工社会保障缺失的补偿效应。由于农民工大多不享受城镇职工的社会保障福利待遇，而这种福利待遇会内化在劳动力市场价格上。其结果是与城镇职工同等禀赋的农民工会获得更高的货币工资。为了验证该观点，本文将农民工和城镇职工在工作中获得的社会保障福利折算计入小时工资。如表 5 所示，2018 年城镇职工与农民工的对数小时工资差距从 0.0556 扩大为 0.1945；在行业、职业、所有制维度下，2018 年工资结构效应的贡献率从 -119.10%、-126.76%、-132.04% 分别上升至 -13.09%、-13.32%、-32.97%。同时，就业机会的户籍歧视也会影响农民工

① 本文对二分类的就业部门进行多分类，上述结论均较为稳健。

社会保障的获取,农民工就业分布较少的“好”部门恰是社会保障覆盖率高的部门,这说明就业机会户籍歧视不仅通过收入获得直接影响农民工和城镇职工收入差距,还会通过社会保障获取间接影响农民工和城镇职工收入差距。

六、结论与建议

本文基于 2002 和 2018 年中国家庭收入调查数据,运用非线性 Blinder-Oaxaca 分解考察了农民工在城镇劳动力市场遭受的就业机会户籍歧视程度及其变化趋势,并进一步运用 Appleton 分解方法分离出就业机会的户籍歧视对收入差距的贡献。主要结论为:(1)2018 和 2002 年相比,农民工与城镇职工的就业分布差距缩小,就业部门内的农民工和城镇职工收入差距也在缩小。(2)2018 和 2002 年相比,城镇户籍在就业选择中的优势在逐渐降低,农民工在劳动力市场上面对的就业机会户籍歧视程度略有降低,但绝对水平仍较高。(3)2018 和 2002 年相比,城镇职工与农民工小时工资差距的 Appleton 分解表明收入户籍歧视的影响明显下降,而就业选择效应依旧存在,且影响有扩大趋势。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:(1)加强农民工的就业权益保障。取消劳动行政管理部门对外来劳动力的行业、工种实行的分类控制、禁止企事业单位在招聘时附加户籍条款、规范企业的用工行为等。(2)加强农民工的就业信息服务,提高农民工的就业质量。通过多种渠道向农民工群体传递就业信息,打破可能存在的就业路径依赖。(3)加快推进城市社会保障体系对农民工群体的覆盖,严格监管企事业单位依法为农民工缴纳各项保险。同时,打破城乡二元社会保障体系,畅通社会保障的异地转移通道。(4)坚持加大农民工的人力资本培训的力度,增强农民工参与就业机会竞争的能力。

参考文献:

1. Démurger Sylvie、章莉(2017):《中国农民工和城镇劳动者的收入差距》,载于《中国收入分配格局的最新变化——中国居民收入分配研究 V》,中国财政经济出版社。
2. 郭继强等(2011):《工资差异分解方法述评》,《经济学(季刊)》,第 2 期。
3. 李强(2012):《农民工与中国社会分层(第二版)》,社会科学文献出版社。
4. 李实、邢春冰(2016):《农民工与城镇流动人口经济状况分析》,中国工人出版社。
5. 李实、吴彬彬(2020):《中国外出农民工经济状况研究》,《社会科学战线》,第 5 期。
6. 李实等(2017):《中国城镇地区的工资增长和工资差距:基于 CHIP 1995~2013 的实证分析》,载于《中国收入分配格局的最新变化——中国居民收入分配研究 V》,中国财政经济出版社。
7. 吕炜等(2019):《农民工能实现与城镇职工的工资同化吗?》,《财经研究》,第 2 期。
8. 吴晓刚、张卓妮(2014):《户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等》,《中国社会科学》,第 6 期。

9. 田丰(2010):《城市工人与农民工的收入差距研究》,《社会学研究》,第2期。
10. 岳希明等(2010):《垄断行业高收入问题探讨》,《中国社会科学》,第3期。
11. Appleton S., Hoddinott J., Krishnan P. (1999), The Gender Wage Gap in Three African Countries. *Economic Development and Cultural Change*. 47(2):289-312.
12. Becker G.S. (1957), *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
13. Blinder A.S. (1973), Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*. 8(4):436-455.
14. Brandt L., Holz C.A. (2006), Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications. *Economic Development and Cultural Change*. 55(1):43-86.
15. Currie J., Chaykowski R. (1992), Male Jobs, Female Jobs, and Gender Gaps in Benefits Coverage. NBER Working Paper 4106.
16. Démurger S., Gurgand M., Li S., Yue X. (2009), Migrants as Second-class Workers in Urban China? A Decomposition Analysis. *Journal of Comparative Economics*. 37(4):610-628.
17. Deng Q., Li S. (2012), Low-paid Workers in Urban China. *International Labour Review*. 151(3):157-171.
18. Fairlie R.W. (2005), An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models. *Journal of Economic and Social Measurement*. 30(4):305-316.
19. Jann B. (2008), The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models. *The Stata Journal*. 8(4):453-479.
20. Ma X. (2018), Labor Market Segmentation by Industry Sectors and Wage Gaps between Migrants and Local Urban Residents in Urban China. *China Economic Review*. 47:96-115.
21. Meng X., Zhang J. (2001), The Two-Tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai. *Journal of Comparative Economics*. 29(3):485-504.
22. Mincer J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.
23. Oaxaca R. (1973), Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*. 14(3):693-709.
24. Roy A.D. (1951), Some Thoughts on the Distribution of Earnings. *Oxford Economic Papers*. 3(2):135-146.
25. Wang H., Guo F., Cheng Z. (2015), A Distributional Analysis of Wage Discrimination against Migrant Workers in China's Urban Labour Market. *Urban Studies*. 52(13):2383-2403.
26. Zhu R. (2016), Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Urban China during 2002-2007: A Distributional Analysis. *China Economic Review*. 37:2-14.

(责任编辑:李玉柱)