

就业户籍歧视的变化及其对收入差距的影响：2002 - 2013 年

章 莉 吴彬彬*

内容提要 在中国城镇劳动力市场，农民工和城镇职工之间的就业分布和收入差异长期存在。本文利用 CHIP 2002 年和 CHIP 2013 年两年的横截面数据，采取 Logit 回归和非线性 Oaxaca-Blinder 分解，考察中国城镇劳动力市场上就业户籍歧视（农民工选择进入垄断行业、白领职业和国有企业时面对的户籍壁垒）的程度和变化趋势；进而使用线性 Oaxaca-Blinder 分解和微观模拟分解，分析就业户籍歧视对收入不平等的影响。实证分析结果显示：与 2002 年相比，2013 年农民工面对的就业户籍歧视程度整体呈恶化趋势；同期农民工面临的收入户籍歧视程度整体上降低，从受歧视转为受优待；就业机会的不平等将扩大城镇职工与农民工的收入差距。

关键词 就业户籍歧视 非线性 Oaxaca-Blinder 微观模拟

一 引言

过去 40 年的经济改革促使中国城镇劳动力市场产生了剧烈变化。2018 年，外出农民工达到 17266 万人，同比增长了 0.50%，占全部城镇就业人口总量的 39.80%^①，即在城市就业的 10 个劳动力中有 4 个是从乡镇以外流入本地的农业户籍劳动力。但是在中国

* 章莉，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱：1245209366@qq.com；吴彬彬（通讯作者），北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱：wbbiabia@163.com。本研究得到中国博士后科学基金第 55 批面上资助项目“城镇职工养老保险制度和农民工经济能力匹配性研究”（项目编号：2014M550650）、国家哲学社会科学基金一般项目“社会保障权利平等促进农民工收入分配平等的机制和效果研究”（项目编号：18BJY045）、广东省自然科学基金项目“户籍制度改革背景下的劳动力市场户籍歧视问题研究”（项目编号：2016A030310297）的资助。

① 来自国家统计局《中华人民共和国 2018 年国民经济和社会发展统计公报》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190228_1651265.html。

城镇劳动力市场上，农民工群体在城市中属于“二等公民”，他们不能享有就业机会公平、同工同酬、社会保障公平和社会服务公平的权利，受到了不平等对待，因而面对着劳动力市场上的各种户籍歧视（李实，2014）。本文的研究重点是劳动力市场上的就业户籍歧视和收入户籍歧视。

20世纪90年代中期以来，中外学者广泛使用线性 Oaxaca-Blinder 方法（Oaxaca, 1973; Blinder, 1973）测度中国农民工遭受的收入户籍歧视程度，并积累了丰富的研究成果（王美艳，2003；姚先国、赖普清，2004；邓曲恒，2007；邢春冰，2008；Lee, 2012；Deng & Li, 2012；Li et al., 2015）。在大量关于收入户籍歧视的实证研究中，一部分学者证实城镇本地职工和农民工之间巨大的工资差异主要是由歧视等不可解释因素引起的，歧视的解释作用大于人力资本的解释作用（谢嗣胜、姚先国，2006）。不过，随着中国城镇劳动力市场的发展，歧视程度呈现减弱的趋势（王美艳，2007；赵海涛，2015）。王美艳（2007）利用五个城市的劳动力调查数据，研究发现收入户籍歧视程度从2001年的49.13%降低到2005年的47.57%。同样地，赵海涛（2015）使用中国家庭收入调查（CHIP）2002年和2007年数据分析发现，中国城镇劳动力市场上的收入户籍歧视程度从2002年的26.50%下降到2007年的5.57%。湛文婷和李昭华（2015）对2000-2011年的中国健康与营养调查（CHNS）数据进行了比较分析，其结果显示：户籍歧视所导致的工资差异占城市职工与农民工工资总差异的比重在逐年减少，由歧视造成的工资差异从2000年的11.27%下降到2011年的7.65%。

同样，中国农民工也遭受就业机会的户籍歧视。吴晓刚和张卓妮（2014）认为在城镇劳动力市场中，农民工和当地工人根据先赋的和自致的特征，被筛选进入不同的职业之中。章莉等（2016a）一方面利用直观的 Duncan 系数显示城镇职工和农民工的就业岗位存在显著差异^①，若与城镇职工具有相同的分布，40%~90%的农民工需要更换工作。另一方面，通过 Mlogit 模型中的城镇户籍虚拟变量系数也揭示了城镇户籍的确赋予城镇职工就业优势。例如，2002年和2007年，城镇职工获得白领工作的机会分别是农民工的2.60倍和4.60倍（章莉等，2016a）。除此之外，张冬平和郭震（2014）通过反事实预测也证实了农民工是行业低层岗位的主体，在2012年若按照城镇职工的就业影响因素和农民工的个体特征来预测，中高层岗位农民工有明显增加的行业有建筑业、邮电通信业、餐饮业、零售业以及科教业，差异度超过了100%。

^① Duncan 系数计算公式为： $D = 0.5 \sum |u_i - m_i|$ ，其中 u_i 和 m_i 分别表示城镇职工和农民工在第 i 个岗位上的就业比例。

尽管劳动者收入会受到就业岗位的影响，但就业分布差异究竟对收入产生多大程度影响，现有研究结论并不一致。王美艳（2005）采用 Brown 方法对 2000 年第五次人口普查和城市劳动力抽样调查数据进行研究，测算出就业岗位分布不平等对收入差异的贡献值为 26.93%。但是，Démurger et al.（2009）用微观模拟方法分解 CHIP 2002 年数据，结果发现就业部门分布对城镇职工和农民工收入差异的贡献率为 -2%，即如果农民工按照城镇职工的就业规则分配工作岗位，收入反而会下降。而章莉等（2016b）使用同样的方法研究 CHIP 2007 年数据，发现这一贡献率也仅为 1.02%，他们认为高人力资本水平的农民工在面对公共部门进入壁垒时主动选择自我雇佣以获得更多收入，减缓了就业户籍壁垒对收入的影响。

现有研究通常侧重于关注收入的户籍歧视，即关注户籍特征对农民工和城镇职工收入差距的贡献，而对于就业机会的户籍歧视，即户籍特征对两个群体就业岗位分布差距的贡献研究不足。尽管一些现有研究发现就业机会的户籍不平等对收入的户籍不平等影响甚微，但是本文作者并不认为就业机会不平等不重要。“机会向所有人开放”是市场经济公平竞争的基本准则，其本身就具有值得追求的目的价值，而且机会不平等必然会以直接或间接的方式影响结果不平等。现有关于就业机会户籍不平等的研究停留在使用 Duncan 系数进行描述性分析，或用 Logit、Mlogit 模型估计户籍变量的系数以显示源于户籍差异的就业分布概率差异，但上述研究都没能直接揭示户籍特征对两个群体就业分布差距的具体贡献度。因此，本文首先计划使用非线性的 Oaxaca-Blinder 分解方法测算户籍对就业分布差异的具体贡献度，从而揭示就业机会的户籍歧视程度；其次，本文还将运用线性的 Oaxaca-Blinder 模型测算收入的户籍歧视程度；最后，运用微观模拟分析方法测算就业分布差异对收入差异的贡献度，更新已有研究结果，展示户籍收入效应和就业机会效应的变化趋势。

二 定义和数据

（一）数据来源

本文所使用的数据来源于 CHIP 2002 年和 CHIP 2013 年中的城镇住户调查数据和外来务工人员调查数据。CHIP 数据追踪了中国家庭收入分配的动态情况，是目前关于全国性家庭住户收入情况的权威数据之一。中国家庭收入调查已经相继进行了 5 次入户调查，分别编号为 CHIP 1988 年、CHIP 1995 年、CHIP 2002 年、CHIP 2007 年和 CHIP 2013 年。调查由中外研究者共同组织，是“中国收入和不平等研究”的组成部分，得到国家统计局大力的协助。所有的 CHIP 数据均包含针对城镇和农村住户的调查，在

2002年、2007年和2013年数据中增加了农民工群体的数据。

CHIP 2002年覆盖了全国12个省及直辖市，分别是北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南以及甘肃，CHIP 2013年在此基础上增加了山东和湖南两个省。本文将样本地区分布划分为东、中、西3个地区。CHIP问卷内容丰富，不仅包括性别、出生年份、婚姻状况、民族以及受正规教育的年数等个人信息，而且还涵盖了工作时间、就业身份、工作类型、行业、职业以及收入总额等社会经济状况。根据本文主题的需要，留取了就业身份是雇员、年龄在15~65岁、小时收入大于0的样本。在删除信息错误和缺失数据的样本后，最终使用的CHIP 2002年数据中有城镇职工样本5852个，农民工样本1208个；CHIP 2013年数据中有城镇职工样本7492个，农民工样本778个。

（二）变量设定

本文模型中变量设定如下：第一，收入。本文收入模型的因变量是小时收入。对受雇工人而言，工资性收入包括各种货币补贴，其收入数据主要来源于国家统计局提供的居民调查记账。对国家统计局资料中收入值缺失或者为零的样本，用CHIP调查中对应的值来代替。本文还使用更新至2013年的Brandt & Holz（2006）的城镇省级物价平减指数，以调整不同省份之间生活水平差异对收入产生的影响。为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。

第二，人口禀赋。人口禀赋差异既是收入差距的重要来源，同时也影响着就业岗位的分布。在本文的收入方程中，人口禀赋变量包括年龄、受教育年限、工作经验、性别、汉族、婚否、就业分布变量以及地区虚拟变量。在就业选择方程中，人口禀赋变量包括年龄、受教育年限、工作经验、地区虚拟变量、性别、汉族以及婚否。

第三，就业分类。根据本文研究就业机会户籍歧视的需要，将就业在三个维度上进行分类。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个大类，其中白领职业包括国家机关党群组织、企事业单位负责人、专业技术人员以及办事人员和有关人员。其次，遵循岳希明等（2010）的方法，将工作的行业分为垄断行业和其他两个大类，其中垄断行业包括电力、燃气及水的生产和供应业、交通运输、仓储和邮政业、金融业、信息运输、计算机服务以及软件业。最后，根据企业所有制性质，将企业所有制划分为国有企业和其他两个大类，其国有企业包括国有独资企业、国有控股企业、国有控股的合资企业、党政机关以及国家和集体的事业单位。本文将垄断行业、白领职业和国有企业提供的就业界定为一级市场上的“好工作”，因为与其他类型工作相比具备收入水平高、职业声望高、工作稳定和福利待遇完备等优点（章莉等，2016a）。由于岗位不足，垄断行业、白领职业和国有企业往往存在进入门槛。

(三) 描述性统计

表1显示了城镇职工和农民工2002年和2013年收入和个人特征的变化。第一,城镇职工和农民工的小时收入差距呈现缩小的趋势。具体来说,2002年城镇职工小时收入均值为4.999元,是农民工小时收入(2.871元)的1.741倍。而在2013年,城镇职工小时收入均值只是农民工的1.306倍。这意味着农民工的收入增长速度快于城镇职工。

第二,和城镇职工相比,农民工群体呈现出年纪轻、男性比例较高、已婚率低的特征。具体而言,首先农民工群体的平均年龄从2002年的33.144岁增加到2013年的35.869岁,而同期城镇职工只增加了不足1岁,不过农民工群体的年轻优势正在逐步消失。其次,农民工群体的男性比例从2002年的57.37%增加到2013年的58.87%,而城镇职工的男性比例降低了0.95个百分点。最后,2002年农民工群体的已婚率比城镇职工低3.42个百分点,而在2013年这个差异进一步扩大到7.58个百分点。

第三,农民工群体的人力资本与城镇职工的差距正在缩小。2002年,农民工的平均受教育年限(8.372年)比城镇职工(10.937年)低了2.565年,2013年这一差距缩小到2.204年。相比而言,两个群体的工作经验差距缩小的程度更加显著,从2002年的13.521年下降到2013年的6.479年,缩小了近一半,这是因为本文使用的工作年限是当前职业的工作年限。由于劳动力市场化改革打破了城镇职工的“铁饭碗”,增加其职业的转换频率,从而使得2013年职业的工作年限和2002年相比有显著下降。且与2002年比较,2013年农民工群体人力资本有所提高,但是教育水平低和工作经验缺乏的绝对劣势依然存在,这势必影响其就业机会和收入水平。

表1 2002年和2013年城镇职工和农民工的基本情况

指标	2002年				2013年			
	城镇职工		农民工		城镇职工		农民工	
	均值或百分比	标准差	均值或百分比	标准差	均值或百分比	标准差	均值或百分比	标准差
小时收入(元)	4.999	4.384	2.871	2.320	12.510	10.490	9.577	6.115
年龄(岁)	40.226	9.046	33.144	9.032	40.644	9.853	35.869	9.777
男性(%)	56.972	—	57.368	—	56.020	—	58.869	—
汉族(%)	96.548	—	90.894	—	95.555	—	95.373	—
已婚(%)	87.355	—	83.940	—	85.598	—	78.021	—
受教育年限(年)	10.937	2.799	8.372	2.693	12.096	3.236	9.892	2.977
当前职业的工作年限(年)	20.289	9.571	6.768	5.328	12.654	10.165	6.175	5.838
样本量	5852	—	1208	—	7492	—	778	—

资料来源:根据CHIP 2002年和CHIP 2013年数据计算得到。

表 2 呈现了城镇职工和农民工就业分布及工作特征分布。首先，两个群体的就业分布呈现明显的差异。一般情况下，垄断行业、白领职业和国有企业会提供待遇更好、保障更全且更加稳定的工作，这些就业岗位是劳动者所偏爱的，如表 2 所示，这三种就业岗位的小时收入较高。其次，2013 年农民工在进入这些工作岗位时仍然面临进入壁垒。具体来看，首先白领的农民工只占自身群体的 24.94%，而城镇职工中近一半是白领职业（49.60%）；垄断行业的农民工（12.34%）比城镇职工（17.26%）低 4.92 个百分点；农民工群体中只有 13.24% 的个体进入国有部门，这与近一半的城镇职工（48.17%）相比差异相当明显。再次，从趋势上看，两个群体间的就业分布差距逐渐缩小。垄断行业的分布差距从 12.82 个百分点下降到 4.92 个百分点；白领职业的分布差距基本没有变化，维持在 24 个百分点左右；国有所有制的分布差距从 40.97 个百分点下降到 34.93 个百分点。最后，表 2 中 Duncan 系数也显示，尽管在两个年份的不同就业维度上，若想和城镇职工具有相同的分布，4.92%~40.97% 的农民工需要更换工作，但是 2013 年行业和所有制的 Duncan 系数有较明显的下降。

综上所述，农民工和城镇职工群体在收入、就业分布以及个人禀赋上都存在着显著差异。但是，描述性统计无法揭示就业分布和收入差异中有多少可以由禀赋差异解释，又有多少不可以由禀赋差异解释。为了回答这些问题，我们需要对城镇职工和农民工的收入差异和就业分布差异进行分解。

表 2 2002 年和 2013 年城镇职工和农民工的样本分布和小时收入情况

类别		2002 年				2013 年			
		分布/%		小时收入/元		分布/%		小时收入/元	
		城镇职工	农民工	城镇职工	农民工	城镇职工	农民工	城镇职工	农民工
地区	东部	42.071	45.530	5.656	2.946	43.073	48.072	14.225	9.648
	中部	33.066	30.712	4.359	2.829	35.037	35.219	11.039	9.427
	西部	24.863	23.758	4.739	2.783	21.890	16.710	11.491	9.686
行业	垄断行业	18.694	5.877	6.286	4.271	17.258	12.339	15.730	11.054
	其他行业	81.306	94.123	4.703	2.784	82.742	87.661	11.839	9.369
	Duncan 系数	12.817	—	—	—	4.919	—	—	—
职业	白领	41.336	17.053	6.088	3.890	49.600	24.936	15.073	10.722
	其他职业	58.664	82.947	4.231	2.662	50.400	75.064	9.988	9.196
	Duncan 系数	24.283	—	—	—	24.664	—	—	—
所有制	国有	57.280	16.308	5.472	2.920	48.171	13.239	14.338	10.667
	其他所有制	42.720	83.692	4.364	2.862	51.829	86.761	10.812	9.410
	Duncan 系数	40.972	—	—	—	34.932	—	—	—

资料来源：根据 CHIP 2002 年和 CHIP 2013 年数据计算得到。

(四) 模型与方法

首先看小时收入差异的线性分解。本文的收入决定方程的基础是 Mincer (1974) 的工资方程, 表示为:

$$\ln w_g = X_g \beta_g + u_g \quad (1)$$

其中, w_g 表示属于 g 群体的个人获得的小时收入, X_g 是影响收入的人口禀赋, β_g 是相应的参数, 也被称为收入结构系数, u_g 是误差项。在以下的基础模型中, g 代表不同群体 (本文以 u 和 m 分别指城镇职工和农民工)。

本文农民工和城镇职工小时工资差异的分解基于经典的 Oaxaca-Blinder 模型^①。利用最小二乘法 (OLS) 关于残差均值为零的性质, 我们可以得到这两个组群的工资差异均值:

$$\ln \bar{w}_u - \ln \bar{w}_m = \bar{X}_u \beta_u - \bar{X}_m \beta_m \quad (2)$$

将式 (2) 进行变换可得:

$$\ln \bar{w}_u - \ln \bar{w}_m = (\bar{X}_u - \bar{X}_m) \beta^* + \bar{X}_u (\beta_u - \beta^*) + \bar{X}_m (\beta^* - \beta_m) \quad (3)$$

其中 β^* 指无歧视的劳动力市场收入结构系数^②。分解方法的关键在于进行反事实估计。比如式 (3) 中 $\bar{X}_m \beta^*$ 就是农民工收入的反事实估计, 可解读为: 如果劳动力市场没有户籍歧视, 那么农民工在无歧视的劳动力市场收入结构系数 β^* 下所获得的平均收入。据此, $\bar{X}_m (\beta^* - \beta_m)$ 即为农民工因遭受户籍歧视而减少的收入, 而 $\bar{X}_u (\beta_u - \beta^*)$ 则是城镇职工源于受到户籍偏爱而多得的收入, 两项之和就是由于收入结构系数不同导致的“同工不同酬”的不合理的收入差距, 用来表示户籍歧视的贡献; 与不合理的收入差距相对应的是, $(\bar{X}_u - \bar{X}_m) \beta^*$ 为源于人口禀赋差异的合理收入差距。

其次看就业分布差异的非线性分解。本文就业分布差距包括行业、职业和所有制三个维度的就业分布差距。下面仅以职业为例介绍模型:

$$y_g = Z_g \delta_g + \eta_g \quad (4)$$

式 (4) 中, 职业是二元虚拟变量: 白领 ($y_g = 1$) 和其他职业 ($y_g = 0$)。影响职业选择的个人禀赋因素为 Z_g , δ_g 是影响职业分布的估计系数。通常使用 Logit 模型估计个人职业选择的分布概率:

$$P(y_g = 1 | Z_g) = \frac{\exp(Z_g \delta_g)}{1 + \exp(Z_g \delta_g)} \quad (5)$$

① 虽然对于工资差异的分解, 微观模拟方法比 Oaxaca-Blinder 模型更加精确, 但是本文着重关注歧视变化的趋势, 这在一定程度上会抵消分解方法本身的缺陷。

② 关于本文无歧视的劳动力市场收入结构系数和无歧视的就业分布系数的选择, 可参阅章莉等 (2014) 关于指数基准问题的详细讨论。

这是一个非线性模型，故可以使用最大似然法（MLE）估计系数。由于就业分布是离散变量，本文农民工和城镇职工就业分布差异的分解只能基于非线性的 Oaxaca-Blinder 模型 (Sinning et al., 2008)。在非线性的情况下以条件期望的形式重新表述：

$$\begin{aligned} \bar{y}_u - \bar{y}_m = & \{E_{\delta^*}(y_u | Z_u) - E_{\delta^*}(y_m | Z_m)\} + \{E_{\delta_u}(y_u | Z_u) - E_{\delta^*}(y_u | Z_u)\} \\ & + \{E_{\delta^*}(y_m | Z_m) - E_{\delta_m}(y_m | Z_m)\} \end{aligned} \quad (6)$$

式（6）中， δ^* 表示无歧视职业分布的估计系数； $E_{\delta_u}(y_u | Z_u)$ 为 y_u 的条件期望，表示城镇职工可观测的职业分布情况； $E_{\delta^*}(y_u | Z_u)$ 为城镇职工群体在无歧视职业分布的估计系数下的反事实情形；农民工的情形与之相同。 $\bar{y}_u - \bar{y}_m$ 为城镇职工与农民工群体总的职业分布差异。与线性分解的分项解释类似，式（6）等号后第二项为农民工遭受户籍歧视所致的就业分布差距；第三项表示城镇职工受户籍优待获得的就业分布差距，两者之和表示就业机会的户籍歧视；与之对应， $\{E_{\delta^*}(y_u | Z_u) - E_{\delta^*}(y_m | Z_m)\}$ 是源于人口禀赋差异的合理职业分布差距。

最后看指数基准问题。指数基准的选择是分解方法运用中的难题。比如，在线性 Oaxaca-Blinder 分解式（3）中，代表可解释部分的 $(\bar{X}_u - \bar{X}_m) \beta^*$ 的大小取决于无歧视收入结构系数 β^* ，但是在现实生活中完全竞争的无歧视收入结构并不存在。尽管现有研究证实 Jann（2008）提供的全样本分解方法可以有效缓解线性 Oaxaca-Blinder 分解中的指数基准问题（章莉等，2014），但在非线性 Oaxaca-Blinder 分解中并没有这样有效的方法，目前只能使用次优的 Omega 分解。

三 就业分布差异非线性分解

（一）城镇职工和农民工关于就业分布的 Logit 估计

本部分首先通过对全样本进行多元 Logit 回归，得到户籍虚拟变量的估计系数，以显示户籍区别对劳动者进入高端工作岗位概率的影响。表 3 列出了 2002 年和 2013 年的城镇户籍系数的估计值^①，如果该系数的值大于 0，便表明相较于就业较差的部门，城镇职工进入较好部门的机会比农民工多，反之反是。相对发生比表示相较于就业较差的部门，城镇劳动者进入较好部门的机会是农民工的多少倍。

^① 限于篇幅，2002 年和 2013 年行业、职业及所有制进入机会的 Logit 回归结果并未列出。

表3 城镇户籍对就业机会的影响

	类别1—类别2	2002年		2013年	
		城镇户籍	相对发生比	城镇户籍	相对发生比
行业准入	垄断行业—其他行业	1.094 ***	2.986	0.317 ***	1.373
职业获得	白领—其他职业	-0.210 *	0.811	0.214 **	1.239
所有制准入	国有—其他所有制	1.227 ***	3.410	0.880 ***	2.410

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

资料来源：根据CHIP 2002年和CHIP 2013年数据计算得到。

由分析表3可知，绝大部分城镇户籍变量系数都在1%的水平上显著，说明户籍状态对就业机会确实有影响。具体而言，在行业维度上，城镇户籍变量系数在2002年和2013年分别为1.094和0.317，这说明城市户籍的确赋予了城镇职工就业优势，但是这种优势在减弱。在职业维度上，相较于收入较低的其他职业，城镇职工获得白领工作的机会相对于农民工而言在2002年至2013年之间有所增加。在所有制维度上，相较于其他就业企业，城镇劳动者进入国有企业的可能性在2002年和2013年都比农民工高，仅是2013年这种可能性略有降低。表3中Logit模型的户籍变量系数估计结果再次确认了表2的描述性统计揭示的信息：户籍是导致农城就业分布差异的重要原因，且随时间流逝，该因素在行业和所有制分布差异上的重要性呈下降趋势。

（二）非线性分解的结果

本文使用非线性Oaxaca-Blinder分解方法测算就业分布差异中户籍的贡献度，以揭示就业机会的户籍歧视。表4列出了3种分解结果^①，分别是：以城镇职工系数为基准的标准分解；以农民工系数为基准的反向分解；以不包括户籍虚拟变量的全样本回归系数为基准的Omega分解。由于Omega分解部分消除了指数基准的影响，在精确度上优于标准分解和反向分解，因此下文仅对Omega分解结果进行经济解释。

表4 就业分布差异的非线性Oaxaca-Blinder分解结果

		2002年			2013年		
		标准分解	反向分解	Omega分解	标准分解	反向分解	Omega分解
行业分布	总差异	0.128	0.128	0.128	0.049	0.049	0.049
	可解释部分	0.034	0.058	0.070	0.012	-0.003	0.015
	贡献率/%	26.204	45.227	54.347	24.970	-7.027	30.372
	不可解释部分	0.095	0.070	0.059	0.037	0.053	0.034
	贡献率/%	73.796	54.773	45.653	75.030	107.027	69.628

^① 限于篇幅，2002年和2013年行业、职业及所有制进入机会的Logit回归结果并未列出。

续表

		2002 年			2013 年		
		标准分解	反向分解	Omega 分解	标准分解	反向分解	Omega 分解
职业分布	总差异	0.243	0.243	0.243	0.247	0.247	0.247
	可解释部分	0.268	0.132	0.259	0.215	0.129	0.213
	贡献率/%	110.334	54.462	106.826	87.093	52.328	86.544
	不可解释部分	-0.025	0.111	-0.017	0.032	0.118	0.033
	贡献率/%	-10.334	45.538	-6.826	12.907	47.672	13.456
所有制分布	总差异	0.410	0.410	0.410	0.349	0.349	0.349
	可解释部分	0.211	0.076	0.277	0.240	0.115	0.245
	贡献率/%	51.542	18.616	67.619	68.840	32.831	70.123
	不可解释部分	0.199	0.333	0.133	0.109	0.235	0.104
	贡献率/%	48.458	81.384	32.381	31.160	67.169	29.877

资料来源：根据 CHIP 2002 年和 CHIP 2013 年数据计算得到。

表 4 的 Omega 分解结果显示：一方面，农民工在劳动力市场上受到了就业机会户籍歧视；另一方面，和 2002 年相比，2013 年农民工在劳动力市场上受到的就业机会户籍歧视程度有所增加。具体而言，行业分布差异的不可解释部分的贡献率从 2002 年的 45.65% 上升到 2013 年的 69.63%，增加了 23.98 个百分点；职业分布差异的户籍歧视程度从 2002 年的 -6.83% 上升到 2013 年的 13.46%，增加了 20.29 个百分点；仅所有制分布的就业户籍歧视从 32.38% 轻微下降到 29.88%。总体而言，农民工在 2013 年所受到的就业户籍歧视程度比 2002 年更加严重，户籍进入壁垒更加严重地限制着农民工进入高收入、工作环境较好及福利待遇较高的垄断行业、白领职业和国有企业。

四 收入户籍歧视以及就业岗位分布差异对收入差异的影响

为了揭示就业机会不平等对收入不平等的影响，本文还分别使用线性分解方法和微观模拟分解方法，考察收入户籍歧视以及就业分布的户籍差异对收入户籍差异的贡献。

表 5 收入户籍差异的线性 Oaxaca-Blinder 分解结果

对数收入均值差异		2002 年				2013 年			
		标准	反向	Omega	全样本	标准	反向	Omega	全样本
		0.549	0.549	0.549	0.549	0.204	0.204	0.204	0.204
可解释部分	行业/%	4.809	6.208	5.117	5.024	4.035	2.307	3.860	3.898
	职业/%	9.723	9.615	9.856	9.949	17.372	12.124	17.306	17.335
	所有制/%	12.745	-2.450	11.133	10.573	5.371	3.635	5.064	5.764
	总可解释部分	0.469	0.205	0.499	0.456	0.292	0.169	0.277	0.285
	贡献率/%	85.346	37.291	90.842	83.022	143.467	82.999	135.966	140.050

续表

对数收入均值差异		2002 年				2013 年			
		标准	反向	Omega	全样本	标准	反向	Omega	全样本
		0.549	0.549	0.549	0.549	0.204	0.204	0.204	0.204
不可解释部分	行业/%	-0.642	-2.041	-0.950	-0.857	4.334	6.061	4.509	4.471
	职业/%	0.076	0.185	-0.057	-0.150	5.306	10.554	5.372	5.342
	所有制/%	6.048	21.243	7.660	8.221	0.658	2.395	0.966	0.265
	总不可解释部分	0.080	0.344	0.050	0.093	-0.089	0.035	-0.073	-0.082
贡献率/%		14.654	62.709	9.158	16.978	-43.467	17.001	-35.966	-40.050

资料来源：根据 CHIP 2002 年和 CHIP 2013 年数据计算得到。

表 5 列出了使用 Oaxaca-Blinder 均值分解法得到的 4 组分解结果^①，简略起见，仅对全样本分解结果进行解释。由分析表 5 可知，2002 年与 2013 年相比，农民工在中国劳动力市场上从受到收入户籍歧视转为受到收入户籍优待，具体而言，2002 年总的不可解释部分（即歧视部分）占据总收入差异的 16.98%，而 2013 年歧视部分贡献率转为负值，为 -40.05%。这意味着 2013 年农民工和城镇职工的收入差异主要是由人力资本水平等可观测因素造成的，户籍不仅没有拉大反而缩小了两者的收入差距。这一方面是源于市场化进程加大了劳动者之间的竞争，减少了城镇职工的户籍优势；另一方面可能是因为本文的收入仅考虑了工资性收入或经营性收入，而没有考虑社会福利收入。鉴于农民工参加社会保障的水平极低，假如福利收入占用工成本的份额最高可达到 40%，若将福利收入也考虑进总收入中，收入户籍歧视的测量结果可能有所改变，甚至依然呈现出受到歧视的特征。

然而 2002 年到 2013 年就业岗位分布规则（即就业岗位的户籍壁垒）对收入差距的影响与收入户籍歧视变化的趋势发生背离。2002 年行业、职业和所有制分布规则的户籍差异对收入户籍差距的贡献分别为 -0.86%、-0.15% 和 8.22%，而 2013 年相应的贡献率分别为 4.47%、5.34% 和 0.27%，其中行业和职业的户籍壁垒对收入差距的贡献不仅没有下降而且有所提升。

表 6 微观模拟方法下的行业、职业和所有制的工资效应

工资均值差异		2002 年	2013 年
			2.130
行业效应	贡献值	0.082	0.102
	贡献比例/%	3.829	3.483

① 限于篇幅，2002 年和 2013 年四类小时收入 OLS 回归结果并未列出。表 5 分别使用城镇职工系数、农民工系数、Omega 系数和全样本系数作为无歧视收入结构，依次对应标准（分解）、反向（分解）、Omega（分解）和全样本（分解）。

续表

工资均值差异		2002 年	2013 年
		2.130	2.930
职业效应	贡献值	0.126	0.300
	贡献比例/%	5.921	10.230
所有制效应	贡献值	0.229	0.198
	贡献比例/%	10.751	6.742

资料来源：根据 CHIP 2002 年和 CHIP 2013 年数据计算得到。

由于劳动者收入受其就业岗位影响显著，而就业机会本身也可能存在歧视，因此，在分解收入差距时需要考虑就业分布差异的影响^①。因此，本文还使用微观模拟方法针对性地估算了行业、职业和所有制分布不同带来的收入效应^②。如表 6 所示，以上三类就业岗位户籍壁垒对收入差距的贡献度在 2002 年分别为 3.83%、5.92% 和 10.75%，而 2013 年则为 3.48%、10.23% 和 6.74%。和表 5 中的线性 Oaxaca-Blinder 分解相比，就业分布差异导致的收入户籍效应虽然存在数值大小的差距，但在 2013 年依然保持较大的正值，呈现和收入户籍歧视相反的发展趋势。

五 结论与政策含义

本文运用非线性 Oaxaca-Blinder 方法对 2002 年和 2013 年中国农民工和城镇职工的就业分布差异进行了分解，揭示出户籍差异对两个群体就业分布差异的影响，显示出就业机会户籍歧视的程度。为了考察机会不平等对结果不平等的影响，本文还使用线性 Oaxaca-Blinder 方法对两个群体的小时收入差异进行了分解，并用微观模拟方法着重考察了就业分布差距的收入效应。本文的主要结论包括：首先，从 2002 年到 2013 年农民工在劳动力市场上遭受的就业机会户籍歧视不仅持续存在，而且歧视程度有加深的趋势，除了所有制分布的户籍歧视维持基本不变之外，行业和职业分布的户籍歧视都上升了约 20 个百分点；其次，与之对应，同期农民工所受到的收入户籍差别对待，从“被歧

① 在 Oaxaca-Blinder 分解的基础上，Brown (1980) 致力于将就业机会歧视从收入差距中单独分解出来。不过，在反事实估计劳动者的就业部门分布时，Brown (1980) 仅考虑部门分布规则的改变对不同部门就业者的数量的影响，而忽略了对不同部门就业者构成的影响（章莉等，2016b）。进一步，Démurger et al. (2009) 提出了更为精确的微观模拟方法。

② 由于就业岗位分布差异对收入的影响是另外一个研究主题，我们仅列出用微观模拟方法计算就业分布效应的结果，具体计算方法可参阅 Démurger et al. (2009)，全部分解结果可向作者索取。

视”转为“被优待”，从16.98%的收入户籍歧视转为40.05%的收入户籍优待；最后，就业机会户籍歧视对缩小收入户籍差异产生了负面影响，表现为行业、职业和所有制进入的户籍壁垒持续拉大两个群体的收入差距，甚至有负效应加大的趋势。

正如文中所言，好工作的标准不仅有收入高，还有稳定、工作条件好以及福利待遇好。当农民工面对进入好工作岗位的户籍壁垒时，以赚钱为首要目标的他们通常会优先选择收入更高的职业，这在一定程度上缓解了就业户籍壁垒对收入差距的影响。然而，本文强调，不论对收入的影响是大是小，就业机会的户籍歧视是不合理的，公平的就业机会本身就具有目的价值，不仅如此，机会不平等最终也一定会体现在收入不平等上。本文的实证分析证实，尽管农民工在收入上已从户籍歧视转为户籍优待，但是就业户籍壁垒对收入差距的影响却随着就业户籍歧视程度的加深而持续甚至加大，成为缩小两个群体不合理收入差距的主要障碍。通过本文的对比分析，可以得出一个总的认识：市场力量对于纠正一些显而易见的的不平等，如收入的不平等，成效显著，而对于更深层次的不平等，如就业机会的不平等则效果不是那么明显。换言之，如果依赖市场机制自动调节，那么同工不同酬的问题比较容易解决，而就业机会不平等等问题则可能是难题。根据本文的分析，我们提出如下政策建议：

第一，逐步剥离户籍制度的福利功能，坚定不移地推进户籍制度改革。尽管户籍身份差异是农民工遭遇就业机会和收入户籍歧视的制度根源，但是短期内户籍制度却难以取消。中国的户籍制度不仅仅起到登记人口、管理人口的作用，在其上更是附加了大量的社会福利功能，如养老、教育等。而中国目前外出农民工的70%又集中于社会服务和保障功能相对充分的特大城市和大城市，这些城市对外来人口的接纳能力根本无法满足如此巨大的人口迁移需求。在2014年国务院正式出台的《关于进一步推进户籍制度改革的意见》（以下简称《意见》）中显然考虑了这一现实矛盾，《意见》提出要全面放开小城市、有序放开中等城市、合理确定大城市落户条件、严格控制特大城市人口规模。可见，户籍制度改革的关键是剥离其上的社会福利功能，但是这一改革涉及利益的重新分配以及社会保障制度的重建，任务艰巨、困难重重，不是一朝一夕能够完成的。尽管如此，户籍制度长期以来阻碍农民工在劳动力市场上获得平等的就业机会和收入，既违背了市场经济的机会公平原则，最终也会导致效率损失。因此，坚定不移地推进户籍制度改革，是改变农民工“二等公民”地位的根本途径。

第二，提高农民工的人力资本水平是缩小两个群体就业分布和收入差距的长期举措。随着劳动力市场机制起作用的程度不断加深，就业机会和收入的分配将会越来越受市场机制的调节，即按人力资本水平分配就业岗位和劳动收入。和城镇职工相比，农民工群

体受教育年限少、工作经验缺乏的劣势突出，而且改善缓慢，甚至有恶化的趋势。因此，要改变农民工集中于低端工作岗位的状况，缩小农民工和城镇职工的收入差距，需要将教育资源适当向农民工及其子女倾斜，加强农民工的在职培训、劳动技能更新培训、保障农民工子女接受平等教育的权利，不断提高农民工及其后代的人力资本水平。

第三，制定针对性的政策，保障农民工就业机会平等劳动者权利的实现。平等的就业权利、平等的社会保障权利和同工同酬一样是劳动者的基本权利，但是农民工劳动者权利尤其是就业权利和社会保障权利实现的情况不佳。国外劳动力市场的发展经验以及劳动力市场分割理论都证实了劳动力市场的各种进入壁垒不会随着劳动力市场的发育成熟而完全消失，各种各样的进入壁垒会长期存在。因此，消除户籍壁垒不能完全依赖市场力量，而是需要政府的积极干预，如打破行业垄断、禁止企业在招聘员工时设定户籍限制等。

参考文献：

- 邓曲恒（2007），《城镇居民与流动人口的收入差异——基于 Oaxaca-Blinder 和 Quantile 方法的分解》，《中国人口科学》第 2 期，第 8-16 页。
- 李强（2012），《农民工与中国社会分层（第二版）》，北京：社会科学文献出版社。
- 李实（2014），《当前我国农民工的经济状况研究》，《中国人力资源开发》第 11 期，第 6-9 页。
- 王美艳（2003），《转轨时期的工资差异：歧视的计量分析》，《数量经济技术经济研究》第 5 期，第 94-98 页。
- 王美艳（2005），《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》，《中国社会科学》第 5 期，第 36-46 页。
- 王美艳（2007），《城市劳动力市场对外来劳动力歧视的变化》，《中国劳动经济学》第 4 期，第 109-119 页。
- 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，第 118-140 页。
- 谢嗣胜、姚先国（2006），《农民工工资歧视的计量分析》，《中国农村经济》第 4 期，第 49-55 页。
- 邢春冰（2008），《农民工与城镇职工的收入差距》，《管理世界》第 5 期，第 55-64 页。

- 姚先国、赖普清 (2004), 《中国劳资关系的城乡户籍差异》, 《经济研究》第7期, 第82-90页。
- 岳希明、李实、史泰丽 (2010), 《垄断行业高收入问题探讨》, 《中国社会科学》第3期, 第77-93页。
- 湛文婷、李昭华 (2015), 《中国劳动力市场中工资差异的户籍歧视变化趋势》, 《城市问题》第11期, 第91-97页。
- 张冬平、郭震 (2014), 《行业分割、岗位隔离与户籍工资差异》, 《农业技术经济》第5期, 第30-41页。
- 章莉、李实、William Darity、Rhonda Vonshay Sharpe (2014), 《中国劳动力市场上工资收入的户籍歧视》, 《管理世界》第11期, 第35-46页。
- 章莉、李实、William Darity、Rhonda Vonshay Sharpe (2016a), 《中国劳动力市场就业机会的户籍歧视及其变化趋势》, 《财经研究》第1期, 第4-16页。
- 章莉、吴彬彬、李实、Sylvie Démurger (2016b), 《部门进入的户籍壁垒对收入户籍歧视的影响——基于微观模拟方法的收入差距分解》, 《中国农村经济》第2期, 第36-51页。
- 赵海涛 (2015), 《流动人口与城镇居民的工资差异——基于职业隔离的角度分析》, 《世界经济文汇》第2期, 第91-108页。
- Blinder, Alan (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8 (4), 436-455.
- Brandt, Loren & Carsten Holz (2006). Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications. *Economic Development and Cultural Change*, 55 (1), 43-86.
- Brown, Randall, Marilyn Moon & Barbara Zoloth (1980). Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials. *The Journal of Human Resources*, 15 (1), 3-28.
- Démurger, Sylvie, Marc Gurgand, Shi Li & Ximing Yue (2009). Migrants as Second-Class Workers in Urban China? A Decomposition Analysis. *Journal of Comparative Economics*, 37 (4), 610-628.
- Deng, Quheng & Shi Li (2012). Low-Paid Workers in Urban China. *International Labor Review*, 151 (3), 157-171.
- Jann, Ben (2008). The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models. *The Stata Journal*, 8 (4), 453-479.
- Lee, Leng (2012). Decomposing Wage Differential Between Migrant Workers and Urban

- Workers in Urban China's Labor Market. *China Economic Review*, 23 (2), 461 – 470.
- Li, Jun, Yanfeng Gu & Chuncen Zhang (2015). Hukou-Based Stratification in Urban China's Segmented Economy. *Chinese Sociological Review*, 47 (2), 154 – 176.
- Mincer, Jacob (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Oaxaca, Ronald (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14 (3), 693 – 709.
- Sinning, Mathias, Markus Hahn & Thomas Bauer (2008). The Blinder-Oaxaca Decomposition for Nonlinear Regression Models. *The Stata Journal*, 8 (4), 480 – 492.

***Hukou*-based Employment Discrimination and Its Effect on Earnings Differentials: 2002 – 2013**

Zhang Li & Wu Binbin

(Business School, Beijing Normal University)

Abstract: The significant differentials of employment distribution and earnings between migrant workers and urban workers have been longstanding in China's labor market. Using CHIP 2002 and CHIP 2013 data, we investigate the *hukou* discrimination in the labor market with Logit models and apply nonlinear Oaxaca-Blinder methods to decompose the differentials. The results indicate that, from 2002 to 2013, the discrimination (the barriers that migrant workers should face when they want to enter the monopoly industry, white-collar occupations and state-owned enterprises) in employment opportunity by *hukou* has deteriorated. However, migrant workers are favored in earnings in 2013 rather than discriminated in 2002. The discrimination in employment opportunity widens the earnings gap between migrant workers and urban workers.

Keywords: employment discrimination, nonlinear oxaca-blinder, microsimulation

JEL Classification: J24, J49, J71, O15

(责任编辑：封永刚)