

## 人的城镇化：农民工的城市劳动力市场融入

卢晶亮 陈技伟 冯帅章\*

**内容提要** 本文基于2013年和2017年中国家庭金融调查数据，分析了农民工和本地城镇居民在就业率、就业岗位分布、工资等劳动力市场表现方面的差异及其变化。研究发现，农民工的就业概率高于本地城镇居民，但两者之间的差异在缩小；两个群体的就业岗位分布存在明显差异，但就业分割程度在缩小；工资差异的分解结果显示，两个群体的工资决定机制有所趋同，个人特征差异尤其是受教育水平的差异是造成工资差异的主要因素。虽然农民工与本地城镇居民在劳动力市场表现方面的差异呈缩小趋势，但在进入国有部门就业方面仍然存在明显障碍。政策应着力破除农民工遭受的就业歧视，提高他们在城市劳动力市场上的融入程度。

**关键词** 农民工 本地城镇居民 劳动力市场表现

### 一 引言

“十四五”时期是中国开启全面建设社会主义现代化国家新征程、向第二个百年奋斗目标进军的第一个五年，也是推进乡村振兴、新型城镇化发展的关键五年。2020年中国常住人口城镇化率达到63.9%，而户籍人口城镇化率只有45.4%，深化户籍制度改革，加快农业转移人口市民化依然任重道远，乡村振兴和新型城镇化协同推进需要

\* 卢晶亮，暨南大学经济与社会研究院，电子邮箱：lujingliang11@163.com；陈技伟，暨南大学经济学院，电子邮箱：jiweichen91@163.com；冯帅章（通讯作者），暨南大学经济学院、暨南大学经济与社会研究院，电子邮箱：shuaizhang.feng@foxmail.com。卢晶亮感谢国家自然科学基金青年项目（71603103）的资助，冯帅章感谢国家杰出青年科学基金项目（71425005）、国家自然科学基金面上项目（71773037、72073052）、教育部长江学者特聘教授奖励计划（T2012069）的资助。

牢牢把握以人为核心这个根本<sup>①</sup>。就业是最大的民生，确保农民工在城市劳动力市场中得到公平对待、获得稳定就业、稳步提升收入水平，是引导劳动力在城乡间有序流动、推进农业转移人口市民化的前提保障。

新中国成立伊始，出于重工业发展的需要，中国政府在 1958 年建立了户籍制度，导致了严重的城乡二元分割，阻碍了劳动力在部门间、地域间和所有制之间的流动（蔡昉等，2003）。改革开放以来，家庭承包制的实施释放出大量农村剩余劳动力，城市劳动密集型产业的发展加大了对非熟练劳动力的需求，加上户籍管制的放松和城市其他福利体制的改革，农业劳动力开始大量流入城市（章莉等，2014）。2020 年全国农民工总量达到 28560 万人，其中外出农民工 16959 万人，年末在城镇居住的进城农民工 13101 万人，农民工已成为中国城镇劳动力市场的重要组成部分<sup>②</sup>。大量的农民工流入城市，对提高人力资源配置效率、增加农村家庭收入、缩小城乡收入差距起到了重要作用（蔡昉等，2001；孙文凯等，2007；Giles，2006）。

由于户籍制度的限制，农民工虽然与本地城镇居民同处于城镇劳动力市场，却享受不到同等待遇，劳动力市场表现也存在明显差异。中央政府于 2014 年 7 月明确取消了农业户口与非农业户口的划分，建立了城乡统一的户口登记制度。但户籍制度并未从根本上得到改革，城乡劳动力市场分割依然存在。一方面，户籍制度以及由此产生的户籍歧视可能导致农民工在就业机会、子女教育、社会保障等各方面均享受不到与城镇居民同等的待遇（王美艳，2005；姚先国、赖普清，2004）；另一方面，户籍歧视导致农民工聚集于低层次的就业岗位，工资收入与城镇居民存在很大差异（田丰，2010；邢春冰，2008）。对农民工的差别对待，不仅违背了社会公平正义的原则，影响资源配置的效率，不利于缩小城乡收入差距，还会导致整个社会阶层的分化，妨碍农民工市民化的进程和新型城镇化的实现（蔡昉等，2001；李强，2004；章元、王昊，2011）。

近期不少文献对农民工与本地城镇居民劳动力市场表现的差异进行了研究，但主要集中在工资差距方面（于潇、孙悦，2017；章莉等，2014；章莉等，2016；Qu & Zhao，2017；Zhu，2016）。许多研究都发现两个群体之间存在显著的工资差距，但对于工资差距的成因还存在分歧。此外，一些文献集中研究了农民工与城镇居民之间的

① 常住人口城镇化率来自《中国统计摘要（2021）》，户籍人口城镇化率参见：<https://cn.chinadaily.com.cn/a/202105/10/WS6098c640a3101e7ce974e57d.html>。

② 来自国家统计局《2020 年农民工监测调查报告》。

就业分割现象（陈钊等，2009；李实、吴彬彬，2020；孙婧芳，2017；Démurger et al., 2012），但对于2013年之后就业分割程度的变化情况鲜有涉及<sup>①</sup>。最后，受数据可得性和代表性的限制，对于近年来农民工和城镇居民劳动参与行为的差异缺乏研究。农民工与本地城镇居民劳动力市场表现的差异主要体现在哪些方面？差异的变化趋势是什么？农民工融入城市劳动力市场的主要障碍是什么？回答上述问题具有现实意义。

本文基于2013年和2017年的中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）数据，全面考察了农民工和本地城镇居民在就业率、就业岗位分布和工资收入等方面的差异及其变化。相较于以往的研究，本文的边际贡献体现在：第一，现有文献对农民工和本地城镇居民除工资收入之外的劳动力市场表现差异重视不够，本文从劳动参与、就业分割和工资差异等多个角度开展研究；第二，CHFS数据样本量较大、代表性较好，允许本文利用同一套数据对两个群体多个维度劳动力市场表现的差异进行剖析；第三，现有文献受数据所限，研究时期主要集中于2013年之前，本文利用更新的数据对近期两个群体劳动力市场表现的差异及变化进行了详细刻画。接下来，本文的其他内容安排如下：第二部分是文献综述，第三部分是数据说明及描述性统计，第四部分为实证分析，最后一部分为本文的结论与政策建议。

## 二 文献综述

在有关劳动参与和失业的文献中，Feng et al. (2017) 基于中国城镇住户调查（UHS）数据，研究发现1988-1995年城镇居民的\*\*平均劳动参与率为82.2%，1995-2002年平均劳动参与率下降到78.2%，2002-2009年进一步下降为74.2%；1988-1995年平均失业率稳定在较低水平的3.7%，1995-2002年伴随着国企改革和大规模工人下岗，平均失业率上升到6.2%，2002-2009年进一步上升到9.5%。Zhang et al. (2016) 基于6个省份的中国城镇住户调查（UHS）数据，研究发现2005-2012年城镇居民的\*\*平均失业率为8.5%，并且在这段时期内呈下降趋势。

受数据所限，现有文献对农民工与本地城镇居民劳动参与和失业差异的相关研究还较少，同时研究结论也存在分歧。张车伟和吴要武（2003）基于2000年第五次全国人口普查数据，研究发现农民工的劳动参与率高于本地城镇居民，失业率则显著低于本地城镇居民。王德文等（2004）同样基于第五次全国人口普查数据，也发现农民工

<sup>①</sup> 李实和吴彬彬（2020）使用了较近的2014年和2016年中国家庭追踪调查（CFPS）数据。

的失业率远低于城市本地居民。而吴贾等（2015）基于 1989 - 2011 年中国健康与营养调查（CHNS）数据，研究发现农民工的失业率从 2000 年开始高于城镇居民，并且农民工相对于城镇居民的失业概率随着时间的推移逐步增加。

农民工与本地城镇居民就业分布的差异反映了劳动力市场的分割程度。如果城市劳动力市场是完全竞争和自由流动的，劳动力又是同质的，那么城市外来劳动力和本地劳动力的就业分布应该完全一致（王德文等，2004）。但是，由于户籍制度造成的劳动力市场分割，与城镇居民相比，农民工在职业获得、行业进入和所有制部门进入三个维度上都遭受到了明显的户籍歧视。以往的许多文献都证实了农民工和城镇居民在职业（李骏、顾燕峰，2011；孙婧芳，2017；王美艳，2005；Meng & Zhang, 2001）、行业（陈钊等，2009；严善平，2007）和所有制（田丰，2010；Démurger et al., 2012）等方面就业分布的不平等。李实和吴彬彬（2020）利用中国家庭收入调查（CHIP）和中国家庭追踪调查（CFPS）数据研究发现，近年来农民工和本地城镇居民的行业、职业以及所有制部门就业分割程度均有所下降。

现有研究证实了农民工和本地城镇居民之间存在显著的工资差异，但对于差异的成因还未达成一致结论。将农民工和本地城镇居民的工资差异进行均值分解，一些文献发现户籍歧视是造成工资差异的主要原因（邓曲恒，2007；王美艳，2003，2005；谢嗣胜、姚先国，2006；章元、王昊，2011；Liu, 2005；Meng & Zhang, 2001），而另一些文献则认为个人特征差异是造成工资差异的主要原因（邢春冰，2008；邢春冰、罗楚亮，2009；姚先国、赖普清，2004；章莉等，2014；Démurger et al., 2009）<sup>①</sup>。

邓曲恒（2007）基于 2002 年中国家庭收入调查（CHIP）数据，将农民工和本地城镇居民的工资差异进行分布分解，发现在中低分位点上户籍歧视是造成工资差异的主要原因，在高分位点上个体特征差异是造成工资差异的主要原因。Zhu（2016）和 Qu & Zhao（2017）基于 2002 年和 2007 年中国家庭收入调查（CHIP）数据、于潇和孙悦（2017）基于 2015 年全国流动人口动态监测数据，均发现高分位点上的工资差异高于低分位点，且在高分位点上对流动人口的歧视效应更强。余向华和陈雪娟（2012）基于 1993 - 2009 年中国健康与营养调查（CHNS）数据，发现农民工和本地城镇居民

① 解释变量的选取以及“指数基准”问题都会对分解结果产生较大影响。如果工资分解过程中忽略了劳动者的就业分布（职业、行业 and 所有制性质）特征，那么教育年限等个人特征差距的解释能力就会增强；选择不同的无“歧视”工资结构，分解结果也会存在差异。具体参见章莉等（2014）的相关讨论。

的工资差异在各分位点均有扩大迹象，并且主要是由户籍歧视所造成的。

孙婧芳（2017）基于中国社会科学院人口与劳动经济研究所中国城市劳动力调查（CULS）数据，研究发现2010年流动人口受到的工资歧视相比2001年大幅下降。陈珣和徐舒（2014）基于2007年中国家庭收入调查（CHIP）数据，研究发现随着迁移时间的增加，农民工与本地城镇居民的工资存在趋同，但同化速度较慢。李实和吴彬彬（2020）利用中国家庭收入调查（CHIP）和中国家庭追踪调查（CFPS）数据，研究发现农民工和本地城镇居民的工资差距随着时间的推移有所缩小，并且行业（职业）分割以及行业（职业）内的户籍歧视对于工资差异的贡献都有所减弱。

纵观已有研究，现有文献对于近年来农民工与本地城镇居民就业率的差异及其变化趋势、就业分割程度及其变化趋势尚缺乏深入研究。另外，对于两个群体的工资差异究竟源自人力资本禀赋差异还是人力资本回报差异和户籍歧视仍未达成一致结论。

### 三 数据说明及描述性统计

#### （一）数据说明

本文使用的微观数据来源于2013年和2017年中国家庭金融调查（China Household Finance Survey, CHFS）中的城镇地区样本。该调查包含了劳动年龄人口的基本特征（年龄、性别、户籍、教育程度等）、劳动参与和失业状况、就业的单位类型、行业、职业、工作时间、工资收入等信息。2013年的调查覆盖全国29个省（自治区、直辖市）、267个县（区、县级市）、1048个村（居）委会，共包括28141户样本，其中城镇地区样本8932户。2017年的调查覆盖全国29个省（自治区、直辖市）、355个县（区、县级市）、1428个村（居）委会，共包括40011户样本，其中城镇地区样本12732户。本文将拥有本地级市非农户口的样本定义为本地城镇居民，而将在本地级市内居住并拥有农业户口的样本定义为农民工，包括本地农民工和外来农民工<sup>①</sup>。

本文的分析用到三类样本，在分析就业率的差异时，我们将劳动年龄人口样本限定为男性18~60岁、女性18~55岁的受访者及其配偶，剔除基本人口特征变量存在缺失的

<sup>①</sup> 两年样本中约有4%为城镇流动人口，即拥有非本地级市城镇户口的流动人口。为了聚焦于农民工和本地城镇居民的对比，我们在分析中没有包括这一部分样本。此外，我们没有使用2015年的中国家庭金融调查数据，原因是2015年调查中关于劳动力是否为本地户籍的划分标准（以区/县为界）与其他两年的标准（以地级市为界）不同。为保持定义口径的一致性，我们仅使用2013年和2017年的数据。

样本<sup>①</sup>。就业人员指调查前一周为了取得收入工作过 1 小时以上,或由于病事假、产假、休假、在职学习等原因未上班的人员。在分析就业岗位分布差异时,我们进一步将样本限定为自我雇佣或受雇的非农就业人员。对于受雇劳动者,剔除工作特征变量存在缺失的样本。而在分析工资差异时,我们更进一步将样本限定为小时工资大于 0 的受雇劳动者。

本文中工资收入指劳动者过去一年从主要工作中实际获得的税后货币工资、税后奖金收入和税后补贴收入或实物收入之和。根据劳动者过去一年的工作月数、每月平均工作天数和每天平均工作小时数计算得到小时工资。小时工资以 2012 年价格为基准,根据省级城镇居民消费价格指数进行调整。为避免极端值的影响,我们剔除了每年小时工资小于 1% 分位点和大于 99% 分位点的样本。最终整理得到的三类样本的基本描述性统计详见表 1。

表 1 样本描述性统计

		2013 年		2017 年	
		本地城镇居民	农民工	本地城镇居民	农民工
劳动年龄人口样本	性别(男性=1)	0.53	0.51	0.53	0.51
	年龄(岁)	43.43	40.26	44.53	42.80
	教育年限(年)	12.29	9.01	12.47	9.38
	样本量	13389	9281	13941	12009
就业人员样本	性别(男性=1)	0.58	0.59	0.59	0.59
	年龄(岁)	41.66	37.98	43.25	41.42
	教育年限(年)	13.15	9.82	13.12	10.05
	样本量	8058	4579	8662	6457
受雇劳动者样本	性别(男性=1)	0.58	0.59	0.58	0.58
	年龄(岁)	41.76	37.49	43.31	40.61
	教育年限(年)	13.48	10.11	13.50	10.52
	样本量	6032	2247	6704	3659

注:劳动年龄人口样本限定为男性 18~60 岁、女性 18~55 岁的受访者及其配偶;就业人员样本进一步限定为自我雇佣或受雇的非农就业人员;受雇劳动者样本更进一步限定为小时工资大于 0 的受雇劳动者,并且剔除每年小时工资小于 1% 分位点和大于 99% 分位点的样本。

资料来源:根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查(CHFS)数据计算得到。

表 1 显示,由于 2017 年的调查进行了扩样,2017 年的样本量大于 2013 年。在下文的实证分析中,我们会通过构造平衡面板数据样本来进行稳健性检验。人口基本特征的描述性统计显示,劳动年龄人口中男性占比约为 50%,而在就业人员中男性占比接近 60%,表明男性的就业率高于女性。农民工的平均年龄小于本地城镇居民,但两者之间的差距有

① 由于 2013 年的调查仅询问了受访者及配偶有关户籍状况、工作的行业、职业、单位所有制性质等信息,为了保持样本的可比性,我们将两年的样本统一限定为受访者及其配偶。

所缩小。而在平均受教育年限方面，农民工显著低于本地城镇居民，差距为3年左右。平均受教育年限的差距随着时间推移有缩小的趋势，但缩小的幅度很小。接下来，我们将对农民工与本地城镇居民在就业率、就业分布和平均对数小时工资方面的差异进行描述性统计。

## （二）劳动力市场表现差异的描述性统计

表2是农民工和本地城镇居民就业率及其差异的描述性统计。2013-2017年，农民工和本地城镇居民的就业率都超过了70%。农民工的就业率始终高于本地城镇居民，但是两者的差异在缩小，由2013年的6.38个百分点缩小到2017年的1.81个百分点。分性别来看，男性的就业率显著高于女性。男性农民工的就业率高于男性本地城镇居民，但两者之间的差距也在缩小。

表2 本地城镇居民与农民工的就业率差异

		2013年			2017年		
		本地城镇居民 (%)	农民工 (%)	差异 (百分点)	本地城镇居民 (%)	农民工 (%)	差异 (百分点)
总体		70.32	76.69	-6.37	73.67	75.48	-1.81
分性别	男性	77.81	87.61	-9.80	80.52	85.41	-4.89
	女性	61.98	65.44	-3.46	65.97	65.10	0.87
分年龄	18~34岁	79.66	74.68	4.98	78.23	73.40	4.83
	35~44岁	82.49	80.39	2.10	85.65	82.00	3.65
	45~60岁	58.38	75.16	-16.78	65.97	73.03	-7.06
分教育程度	初中及以下	55.15	75.59	-20.44	62.08	73.90	-11.82
	高中/中专/职高	64.05	78.37	-14.32	67.70	76.93	-9.23
	大专及以上	87.99	82.57	5.42	86.47	82.04	4.43

注：就业率 = (就业人数/劳动年龄人口数) \* 100%；就业率差异 = 本地城镇居民就业率 - 农民工就业率。  
资料来源：根据2013年和2017年中国家庭金融调查(CHFS)数据计算得到。

随着劳动者年龄的增加，就业率先上升后下降，35~44岁年龄段劳动者的就业率最高，超过80%。在18~34岁和35~44岁年龄段，农民工的就业率低于本地城镇居民，但在45~60岁年龄段，农民工的就业率显著高于本地城镇居民。这主要是由于城镇女性职工受法定退休年龄的影响，在50岁之后就业率显著下降。但值得注意的是，2017年45~60岁年龄段本地城镇居民的就业率相较于2013年有显著提高。就业率随着劳动者教育程度的提高而上升。分教育程度看，在初中及以下学历和高中/中专/职高学历人群中，农民工的就业率均高于本地城镇居民；而在大专及以上学历人群中，本地城镇居民的就业率更高。

总体而言，农民工与本地城镇居民的就业率存在差异，但随时间有趋同倾向。在

后文的实证研究中，我们将利用回归分析，在控制个人特征的基础上进一步考察。

接下来我们考察农民工和本地城镇居民的就业分布差异。本文将非农就业人员的就业类型划分为自我雇佣者和受雇劳动者。对于受雇劳动者，我们进一步考察就业的职业、行业和单位所有制分布。我们将职业分为高技能职业和低技能职业两类，高技能职业包括标准职业分类中的第一大类和第二大类，即党的机关、国家机关、群团和社会组织、企事业单位负责人以及专业技术人员。低技能职业包括办事人员和有关人员、社会生产服务和生活服务人员、生产制造及有关人员。单位所有制分为国有部门和私有部门两类，其中国有部门包括政府及事业单位、国有及国有控股企业，私有部门包括集体企业、私营及个体企业、外资及合资企业。

行业分为第二产业、高等服务业和初等服务业三类。第二产业包括：采矿业；制造业；电力、煤气及水的生产和供应业；建筑业。高等服务业包括：交通运输、仓储及邮政业；信息传输、软件和信息技术服务业；金融业；租赁和商业服务业；科学研究和技术服务业；水利、环境和公共设施管理业；教育；卫生和社会工作；公共管理、社会保障和社会组织；国际组织。初等服务业包括：批发和零售业；住宿和餐饮业；房地产业；居民服务、修理和其他服务业；文化、体育和娱乐业。

表 3 是农民工与本地城镇居民就业分布及差异的描述性统计。可以看出，农民工自我雇佣比例明显高于本地城镇居民。2013 年到 2017 年，农民工自我雇佣比例略有下降，但仍接近 40%；而本地城镇居民自我雇佣比例不到 20%，基本保持稳定。

表 3 本地城镇居民与农民工的就业分布差异

		2013 年			2017 年			
		本地城镇居民 (%)	农民工 (%)	差异 (百分点)	本地城镇居民 (%)	农民工 (%)	差异 (百分点)	
全体就业人员样本		受雇劳动者	82.95	58.94	24.01	83.13	63.37	19.76
		自我雇佣者	17.05	41.06	-24.01	16.87	36.63	-19.76
受雇劳动者样本	分职业	低技能职业	49.19	65.91	-16.72	62.32	76.34	-14.02
		高技能职业	50.81	34.09	16.72	37.68	23.66	14.02
	分行业	第二产业	25.09	41.68	-16.59	24.18	38.05	-13.87
		高等服务业	53.17	27.97	25.20	50.69	29.69	21.00
		初等服务业	21.74	30.34	-8.60	25.14	32.26	-7.12
	分所有制性质	私有部门	37.75	79.40	-41.65	42.08	77.37	-35.29
		国有部门	62.25	20.60	41.65	57.92	22.63	35.29

注：就业分布差异 = 本地城镇居民就业占比 - 农民工就业占比。

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据计算得到。



对于受雇劳动者，在职业分布方面，本地城镇居民从事高技能职业的比例显著高于农民工。在行业分布方面，农民工在第二产业及初等服务业就业的比例明显高于本地城镇居民，而在高等服务业就业的比例则明显低于本地城镇居民。

在就业的所有制分布方面，农民工高度集中于私有部门就业，比重接近 80%；而本地城镇居民主要在国有部门就业，比重在 60% 左右。从初步的描述性统计来看，农民工与本地城镇居民在就业分布方面存在显著差异。后文的实证研究中，我们将进一步考察两者之间的就业分割程度及其变动趋势。

表 4 是农民工和本地城镇居民对数小时工资及差异的描述性统计<sup>①</sup>。总体来看，2013 年和 2017 年，本地城镇居民的平均小时工资比农民工分别高 41.2% 和 36.8%，工资差距仅缩小了 4.4 个百分点。分性别来看，女性农民工与本地城镇居民之间的工资差距显著高于男性，但差距有缩小的趋势。分教育程度看，在初中及以下学历人群

表 4 本地城镇居民与农民工的对数小时工资及差异

		2013 年			2017 年		
		本地城镇居民	农民工	差异(%)	本地城镇居民	农民工	差异(%)
总体		2.87	2.53	41.15	3.03	2.71	36.76
分性别	男性	2.92	2.64	32.19	3.09	2.82	30.86
	女性	2.80	2.36	55.74	2.94	2.57	44.99
分教育程度	初中及以下	2.31	2.37	-5.66	2.44	2.48	-4.29
	高中/中专/职高	2.62	2.56	6.19	2.79	2.76	3.41
	大专及以上	3.18	3.05	13.40	3.34	3.28	6.13
分所有制部门	私有部门	2.71	2.51	22.12	2.84	2.67	17.61
	国有部门	2.96	2.59	45.45	3.16	2.85	36.00
分行业	第二产业	2.84	2.52	37.68	2.99	2.70	33.70
	高等服务业	3.00	2.66	41.05	3.20	2.94	29.65
	初等服务业	2.57	2.40	18.28	2.70	2.52	20.85
分职业	低技能职业	2.66	2.44	24.58	2.84	2.62	25.31
	高技能职业	3.08	2.68	47.99	3.33	3.04	34.71

注：小时工资以 2012 年价格为基准，根据省份城镇居民消费价格指数进行调整；工资差异 =  $[e^{(\text{本地城镇居民平均对数工资} - \text{农民工平均对数工资})} - 1] * 100$ 。

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

① 在实证研究部分我们将对两个群体对数小时工资的差距进行分解。为保持一致，这里我们选择报告对数小时工资而不是小时工资的均值。

中,农民工的平均小时工资略高于本地城镇居民;而在高中/中专/职高学历和大专及以上学历人群中,本地城镇居民的平均工资更高,但两者间的差距在缩小。

分部门来看,国有部门中两个群体的工资差距显著更高,但同样呈缩小趋势。分行业来看,高等服务业中两个群体工资差距的缩小幅度最大。分职业来看,高技能职业中两个群体的工资差距更大,但下降趋势明显。初步的描述性统计显示,总体而言农民工与本地城镇居民工资差距的缩小幅度有限。在后文的实证研究中,我们将利用对数小时工资的均值分解深入考察工资差距的变动趋势及影响因素。

## 四 实证分析

### (一) 就业概率的差异分析

在这一部分中,我们利用线性概率回归模型对农民工和本地城镇居民就业概率的差异进行分析,回归模型的设定如下:

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 migrant_{ijt} + \beta X_{ijt} + city_j + \mu_{ijt} \quad (1)$$

$$Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 migrant_{ijt} + \beta_1 X_{ijt} + \alpha_2 (year_{2017} \times migrant_{ijt}) + \beta_2 (year_{2017} \times X_{ijt}) + city_j + \mu_{ijt} \quad (2)$$

在式(1)中,下标*i*、*j*、*t*分别代表个体、城市与年份。因变量 $Y_{ijt}$ 表示个体是否就业(1=就业,0=未就业)。 $migrant_{ijt}$ 表示户口类型虚拟变量(1=农民工,0=本地城镇居民)。 $X_{ijt}$ 代表个体特征向量,包括性别虚拟变量(1=男性,0=女性)、年龄、年龄的平方以及受教育年限<sup>①</sup>。此外,我们在回归中还控制了城市固定效应 $city_j$ 。 $\mu_{ijt}$ 代表随机误差项。回归报告的标准误为城市聚类标准误。我们对2013年和2017年的数据分别进行回归,式(1)中 $migrant_{ijt}$ 的估计系数表示在控制个人特征变量的基础上,农民工和本地城镇居民就业概率的差异。

为了考察两个群体就业概率差异的动态变化是否显著,我们利用两年的混合数据进行如式(2)所示的回归。 $year_{2017}$ 表示年份虚拟变量(1=2017年,0=2013年), $year_{2017}$ 和 $migrant_{ijt}$ 交互项的估计系数表示两年之间就业概率差异的变

① 中国家庭金融调查问卷中教育程度分为没上过学、小学、初中、高中、中专/职高、大专、大学本科、硕士研究生和博士研究生九类。教育年限的计算规则如下:没上过学=0年、小学=6年、初中=9年、高中/中专/职高=12年、大专=15年、大学本科=16年、硕士研究生=19年、博士研究生=22年。

化，系数的正负表示就业概率差异随时间推移是扩大还是缩小，而系数的显著性表示该变化在统计上是否显著。此外，我们在回归中还控制了年份虚拟变量  $year_{2017}$  和个人特征向量  $X_{it}$  的交互项以及城市固定效应  $city_j$ 。标准误同样为城市聚类标准误。除了总体样本回归，我们还分性别进行了回归，回归结果分别见表 5 和表 6。

表 5 农民工与本地城镇居民就业概率的差异：总体样本回归

	因变量：是否就业(就业 = 1)		
	(1)	(2)	(3)
	2013 年	2017 年	差异
农民工	0.109 *** (0.009)	0.063 *** (0.007)	-0.046 *** (0.011)
男性	0.219 *** (0.006)	0.205 *** (0.006)	-0.014 (0.009)
年龄	0.074 *** (0.003)	0.083 *** (0.003)	0.009 ** (0.005)
年龄平方	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.000 (0.000)
教育年限	0.022 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	-0.005 *** (0.002)
样本量	22670	25950	48620
调整 R <sup>2</sup>	0.164	0.141	0.152

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著；标准误为城市聚类标准误；第 (3) 列为自变量和年份虚拟变量交互项的回归系数；所有回归均控制城市固定效应，常数项系数未报告。

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据计算得到。

表 5 为总体样本回归结果。第 (1) 和第 (2) 列分别为 2013 年和 2017 年的回归结果，农民工的就业概率高于本地城镇居民，2013 年两者间的差距为 10.9 个百分点，2017 年下降为 6.3 个百分点，且系数都在 1% 的显著性水平下显著。第 (3) 列为混合回归中自变量和年份虚拟变量  $year_{2017}$  交互项的回归系数，2013 - 2017 年，两个群体的就业概率差异缩小了 4.6 个百分点，且系数在 1% 的显著性水平下显著。这表明，控制个体特征后农民工和本地城镇居民的就业概率随着时间的推移逐渐趋同。

表 6 为分性别回归的结果，结论与总体回归基本一致。对于男性样本，农民工与本地城镇居民就业概率的差距由 2013 年的 12 个百分点下降为 2017 年的 7.6 个百分点；对于女性样本，两个群体就业概率的差距由 2013 年的 10 个百分点下降为 2017 年的 5.1 个百分点。对于男性和女性，两个群体就业概率的差异分别缩小了 4.4 个和 4.9 个百分点，且系数均在 1% 的显著性水平下显著，表明就业概率呈收敛趋势。

表 6 农民工与本地城镇居民就业概率的差异：分性别回归

	因变量：是否就业(就业=1)					
	男性			女性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2013 年	2017 年	差异	2013 年	2017 年	差异
农民工	0.120 *** (0.011)	0.076 *** (0.008)	-0.044 *** (0.013)	0.100 *** (0.012)	0.051 *** (0.012)	-0.049 *** (0.016)
年龄	0.070 *** (0.003)	0.072 *** (0.003)	0.003 (0.005)	0.096 *** (0.006)	0.110 *** (0.006)	0.015 * (0.009)
年龄平方	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.000 (0.000)
教育年限	0.018 *** (0.002)	0.015 *** (0.001)	-0.003 (0.002)	0.027 *** (0.002)	0.020 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)
样本量	11765	13508	25273	10905	12442	23347
调整 R <sup>2</sup>	0.165	0.125	0.144	0.113	0.105	0.109

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著；标准误为城市聚类标准误；第 (3) 和第 (6) 列为自变量和年份虚拟变量交互项的回归系数。所有回归均控制城市固定效应，常数项系数未报告。

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据计算得到。

## (二) 就业岗位分布差异分析

在描述性统计部分我们可以看到，农民工与本地城镇居民在职业、行业 and 所有制就业分布方面存在明显差异。在这一部分，我们首先利用邓肯 (Duncan) 隔离指数来度量两个群体就业岗位分布的分割程度 (Duncan & Duncan, 1955)，指数的计算方法见式 (3)。其中， $P_{Mj}$  和  $P_{Uj}$  分别代表农民工和本地城镇居民在第  $j$  类岗位的实际就业比例。由于户籍身份的差异，农民工和本地城镇居民的就业分布差异主要表现在就业单位的所有制类型和所从事的职业上 (王美艳, 2005)，因此我们将就业岗位类型划分为

自我雇佣、国有部门高技能岗位、国有部门低技能岗位、私有部门高技能岗位和私有部门低技能岗位五类。邓肯隔离指数越大，表明两类劳动力在各类岗位就业比例的差异越大，也就是就业分割程度越大。

$$D = \frac{1}{2} \sum_j |p_{Mj} - p_{Uj}| \quad (3)$$

另外，参考 Brown et al. (1980) 和王美艳 (2005) 的方法，我们还可以通过构造农民工与本地城镇居民的反事实就业分布来分析两者在岗位进入方面是否存在障碍或受到“优待”。具体而言，我们首先利用多元逻辑斯蒂回归 (multinomial logit regression) 分别估计本地城镇居民和农民工岗位获得的概率。如式 (4) 所示，下标  $i$  表示个体， $occ_j$  表示个体在第  $j$  类就业岗位就业， $N$  代表样本规模， $J$  代表就业岗位类型数。 $X_i$  代表个体特征向量，包括性别虚拟变量、工作经验、工作经验的平方、受教育年限以及省份固定效应， $\beta_j$  表示回归系数向量<sup>①</sup>。

$$P_{ij} = \Pr(y_i = occ_j) = \frac{e^{X_i \beta_j}}{\sum_{k=1}^J e^{X_i \beta_k}}, i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J \quad (4)$$

在得到估计系数后，我们就可以对农民工和本地城镇居民的反事实就业分布进行估计。如式 (5) 所示，上标  $M$  和  $U$  分别表示农民工和本地城镇居民，农民工的反事实就业分布指如果他们岗位获得概率的决定机制与本地城镇居民相同 (回归系数为  $\beta_j^U$ ) 时的就业分布 (在岗位  $j$  就业的预测概率  $P_{cj}^M$ )，本地城镇居民的反事实就业分布可以按照类似的方式定义。

$$P_{cj}^M = \frac{e^{X_i^M \beta_j^U}}{\sum_{k=1}^J e^{X_i^M \beta_k^U}} \quad P_{cj}^U = \frac{e^{X_i^U \beta_j^M}}{\sum_{k=1}^J e^{X_i^U \beta_k^M}} \quad (5)$$

实际就业分布和反事实就业分布之间的差异反映了农民工或本地城镇居民在进入某个岗位时是否存在障碍或受到“优待”。举例来说，如果农民工在国有部门低技能岗位的反事实就业比例高于实际就业比例，表明他们进入该岗位存在障碍。如果本地城镇居民在国有部门高技能岗位的反事实就业比例低于实际就业比例，表明他们在获得该岗位时受到某种程度的“优待”。总体样本和分性别样本邓肯隔离指数和两类群体反事实就业分布的估计结果分见表 7、表 8 和表 9。

① 工作经验等于年龄减去教育年限再减去 6。理想情况下我们应该控制城市固定效应，但是就业人员的样本量要明显小于劳动年龄人口的样本量，控制城市固定效应导致自由度下降，会使得 multinomial logit 回归的极大似然估计不收敛，因此这里我们只控制省份固定效应。

表 7 本地城镇居民与农民工的实际和反事实就业岗位分布：总体样本

		本地城镇居民			农民工		
		实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)	实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)
2013 年邓肯隔离指数: 39.50	自我雇佣	17.05	37.37	20.32	41.06	30.14	-10.92
	国有部门高技能岗位	31.42	18.03	-13.39	5.66	11.88	6.22
	国有部门低技能岗位	20.22	8.21	-12.01	6.49	15.82	9.33
	私有部门高技能岗位	10.72	13.23	2.51	14.44	10.68	-3.76
	私有部门低技能岗位	20.59	23.17	2.58	32.37	31.49	-0.88
	样本量	8058			4579		
2017 年邓肯隔离指数: 33.81	自我雇佣	16.87	29.79	12.92	36.63	26.99	-9.64
	国有部门高技能岗位	21.87	15.10	-6.77	4.55	8.26	3.71
	国有部门低技能岗位	26.29	13.87	-12.42	9.79	18.37	8.58
	私有部门高技能岗位	9.46	11.24	1.78	10.44	8.63	-1.81
	私有部门低技能岗位	25.53	30.00	4.47	38.59	37.75	-0.84
	样本量	8662			6457		

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据计算得到。

表 8 本地城镇居民与农民工的实际和反事实就业岗位分布：男性样本

		本地城镇居民			农民工		
		实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)	实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)
2013 年邓肯隔离指数: 40.29	自我雇佣	17.18	40.84	23.66	42.11	29.19	-12.92
	国有部门高技能岗位	33.15	16.47	-16.68	5.96	14.33	8.37
	国有部门低技能岗位	19.43	8.16	-11.27	6.33	15.57	9.24
	私有部门高技能岗位	12.06	15.55	3.49	17.27	13.30	-3.97
	私有部门低技能岗位	18.19	18.97	0.78	28.33	27.61	-0.72
	样本量	4652			2686		
2017 年邓肯隔离指数: 35.60	自我雇佣	17.94	32.00	14.06	40.04	28.30	-11.74
	国有部门高技能岗位	22.93	14.53	-8.40	4.90	9.62	4.72
	国有部门低技能岗位	26.18	14.67	-11.51	8.60	19.15	10.55
	私有部门高技能岗位	11.00	13.28	2.28	13.09	11.15	-1.94
	私有部门低技能岗位	21.96	25.53	3.57	33.37	31.77	-1.60
	样本量	5073			3836		

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据计算得到。

表7为总体样本的结果。从实际就业岗位的分布看，农民工主要集中于自我雇佣和私有部门低技能岗位，而本地城镇居民在国有部门高、低技能岗位的就业比例较高。邓肯隔离指数从2013年的39.5下降到2017年的33.8，下降了近6个百分点。

从反事实就业分布和实际就业分布的差异来看，如果农民工岗位获得的决定机制与本地城镇居民相同的话，他们在国有部门低技能和高技能岗位的就业比例将会显著提高，而自我雇佣的比例将明显下降。具体而言，2013年和2017年农民工在国有部门低技能岗位的就业比例将分别提高9.33个和8.58个百分点，而在国有部门高技能岗位的就业比例将分别提高6.22个和3.71个百分点。

表9 本地城镇居民与农民工的实际和反事实就业岗位分布：女性样本

		本地城镇居民			农民工		
		实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)	实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)
2013年邓肯隔离指数: 38.41	自我雇佣	16.88	32.36	15.48	39.57	31.37	-8.20
	国有部门高技能岗位	29.07	20.78	-8.29	5.23	8.40	3.17
	国有部门低技能岗位	21.29	8.62	-12.67	6.71	16.28	9.57
	私有部门高技能岗位	8.90	9.79	0.89	10.41	7.09	-3.32
	私有部门低技能岗位	23.87	28.45	4.58	38.09	36.86	-1.23
	样本量	3406			1893		
2017年邓肯隔离指数: 31.95	自我雇佣	15.35	26.79	11.44	31.63	25.37	-6.26
	国有部门高技能岗位	20.37	16.59	-3.78	4.04	6.26	2.22
	国有部门低技能岗位	26.44	13.00	-13.44	11.52	16.89	5.37
	私有部门高技能岗位	7.27	7.85	0.58	6.56	5.13	-1.43
	私有部门低技能岗位	30.57	35.77	5.20	46.24	46.34	0.10
	样本量	3589			2621		

资料来源：根据2013年和2017年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

而本地城镇居民的情况则刚好相反。如果他们岗位获得的决定机制与农民工相同的话，他们在国有部门低技能和高技能岗位的就业比例将显著下降，自我雇佣的比例将明显上升。具体而言，2013年和2017年本地城镇居民在国有部门低技能岗位的就业比例将分别下降12.01个和12.42个百分点，而在国有部门高技能岗位的就业比例将分别下降13.39个和6.77个百分点。

表8为男性样本的结果。两个群体就业岗位的邓肯隔离指数从2013年的40.3下降到2017年的35.6，下降了近5个百分点。从反事实就业分布和实际就业分布的差异来看，如果岗位获得的决定机制相同，男性农民工（本地城镇居民）在国有部门的就业

比例应该显著提高（降低），而从事自我雇佣的比例应该显著下降（上升）。表 9 为女性样本的结果，就业岗位的邓肯隔离指数从 2013 年的 38.4 下降到 2017 年的 32.0，下降了 6.4 个百分点。反事实就业分布与实际就业分布的对比结果同样显示，女性农民工（本地城镇居民）在国有部门的就业比例应该提高（降低），而从事自我雇佣的比例应该下降（上升）。

以上对全体样本和分性别样本的分析结果均表明，农民工和本地城镇居民的就业分割程度呈下降趋势，但从绝对数值来看就业分割现象依然非常明显，男性劳动力的就业分割程度高于女性。此外，在进入壁垒较高的国有部门，农民工受到较强的进入歧视；如果得到与本地城镇居民同样的对待，他们在国有部门岗位，尤其是国有部门低技能岗位的就业比例将显著上升。

### （三）工资差异分析

在这一部分中，我们基于 Oaxaca（1973）和 Blinder（1973）提出的分解方法，对农民工和本地城镇居民平均对数小时工资的差异进行分解，探究工资差异的主要影响因素。Oaxaca-Blinder 分解的公式如下：

$$\bar{Y}_U - \bar{Y}_M = (\bar{X}_U - \bar{X}_M)\beta^* + [\bar{X}_U(\beta_U - \beta^*) + \bar{X}_M(\beta^* - \beta_M)] = \Delta_X + \Delta_S \quad (6)$$

下标  $U$  和  $M$  分别表示本地城镇居民和农民工， $Y$  代表因变量对数小时工资。 $X$  代表自变量向量，包括教育年限、工作经验、工作经验的平方、性别、所有制性质、行业、职业以及省份虚拟变量<sup>①</sup>。 $\beta$  表示工资方程的回归系数。分解的目的是将两个群体平均对数小时工资的差异分解为两个部分： $\Delta_X$  代表禀赋效应（endowment effect），即由两个群体个体特征差异造成的工资差异； $\Delta_S$  代表结构效应（structure effect），即由个体特征回报率差异造成的工资差异，文献中一般认为结构效应包含了户籍歧视效应。

根据虚拟变量的设定，常数项代表参照组的工资水平<sup>②</sup>。为解决分解中常见的“指数基准”问题，我们采用包含户口虚拟变量的两个群体混合回归的系数  $\beta^*$  作为无“歧视”的工资结构。除了总体分解，我们还可以将禀赋效应和结构效应详细分解到每类

① 所有制性质分为政府部门及事业单位（参照组）、国有企业、集体企业、私营企业、外资与合资企业；行业分为第二产业（参照组）、高等服务业、初等服务业；职业分为单位负责人（参照组）、专业技术人员、办事人员和有关人员、社会生产服务和生活服务人员、生产制造及有关人员。与前文 multinomial logit 回归的设定类似，出于自由度的考虑，这里我们选择控制省份虚拟变量，而不是城市虚拟变量。

② 工资样本包含 29 个省份，在分解中我们并没有固定某一个省为参照组，而是参照 Yun（2005）的方法计算各省份的平均效应。



个体特征的贡献。总体样本和分性别样本的分解结果详见表 10 和表 11。

从表 10 可以看出，本地城镇居民与农民工平均对数小时工资的差距 2013 年为 0.345，2017 年为 0.313。2013 年和 2017 年，禀赋效应对总体工资差异的贡献分别为 92% 和 91%，表明工资差异主要由禀赋效应引起。两年结构效应的数值都趋近于 0，且统计上不显著。详细分解显示，禀赋效应主要源自本地城镇居民与农民工受教育年限的差异，2013 年和 2017 年教育年限差距对总体工资差异的贡献率分别为 86% 和 77%。

表 10 本地城镇居民与农民工工资差异的 Oaxaca-Blinder 分解：总体样本

		因变量：对数小时工资	
		2013 年	2017 年
总差异		0.345 ***	0.313 ***
禀赋效应		0.318 ***	0.286 ***
结构效应		0.026	0.027
禀赋效应详细分解	性别	-0.002	0.001
	教育年限	0.296 ***	0.241 ***
	工作经验	0.001	0.011 ***
	单位所有制性质	0.023 *	0.020 ***
	行业	0.024 ***	0.026 ***
	职业	0.022 ***	0.046 ***
	地区	-0.046 *	-0.058 **
结构效应详细分解	性别	-0.114 ***	-0.054 ***
	教育年限	0.591 ***	0.422 ***
	工作经验	0.264 ***	0.155 ***
	单位所有制性质	-0.059	-0.047 *
	行业	0.012	0.016
	职业	0.157 **	0.031
	地区	0.029	0.043 *
	常数项	-0.855 ***	-0.539 ***
样本量		8279	10363

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著；限于篇幅，未报告省份聚类标准误。  
资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

虽然结构效应总体上对工资差距的贡献甚微，但详细分解显示，两个群体教育回报率差异和工作经验回报率差异拉大总体工资差距的作用非常显著。但两者拉大总体工资差距的作用基本上被常数项，也就是参照组工资差异缩小总体工资差距的作用所抵消。负的常数项差异表示在参照组中，本地城镇居民的平均工资要低于农民工。

表 11 是分性别的工资差异分解结果。在男性劳动力中，本地城镇居民与农民工平均对数小时工资的差距由 2013 年的 0.279 下降为 2017 年的 0.269。而在女性劳动力中，两个群体的工资差距明显更大，2013 年为 0.443，2017 年为 0.371。分性别的分解结果与全体样本的结果一致，工资差距主要由禀赋效应所引起，而禀赋效应主要源自两个群体平均受教育年限的差异。结构效应中，教育回报率和工作经验回报率的差异拉大了工资差距，参照组的工资差异缩小了工资差距，正负抵消的综合效果是总体结构效应对工资差距的影响甚微。

表 11 本地城镇居民与农民工工资差异的 Oaxaca-Blinder 分解：分性别结果

		因变量：对数小时工资			
		男性		女性	
		2013 年	2017 年	2013 年	2017 年
总差异		0.279 ***	0.269 ***	0.443 ***	0.371 ***
禀赋效应		0.290 ***	0.248 ***	0.370 ***	0.336 ***
结构效应		-0.010	0.021	0.073 **	0.035
禀赋效应详细分解	教育年限	0.283 ***	0.210 ***	0.318 ***	0.283 ***
	工作经验	0.000	0.011 ***	0.005	0.008 **
	单位所有制性质	0.019	0.019 **	0.031 *	0.017 *
	行业	0.017 **	0.023 ***	0.035 ***	0.026 ***
	职业	0.018 **	0.032 ***	0.027 ***	0.076 ***
	地区	-0.047	-0.047 *	-0.046 *	-0.074 ***
结构效应详细分解	教育年限	0.742 ***	0.375 ***	0.359 **	0.451 ***
	工作经验	0.218 **	0.159 **	0.298 ***	0.132
	单位所有制性质	-0.032	-0.084 **	-0.068	-0.025
	行业	-0.001	0.055 **	0.082	-0.097 ***
	职业	0.248 **	0.043	-0.012	0.104
	地区	0.043	0.039	-0.001	0.047 *
	常数项	-1.228 ***	-0.567 ***	-0.586 *	-0.577 *
样本量		4829	5982	3450	4381

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著；限于篇幅，未报告省份聚类标准误。  
资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

总结而言，无论对于总体样本还是分性别样本，即使排除农民工和本地城镇居民参照组工资差异缩小总体工资差距的作用，结构效应拉大总体工资差距的作用随着时间推移都有所下降，表明两个群体的工资决定机制有所趋同。而总体工资差距几乎完全由禀赋效应，也就是个体特征差异所决定。其中起主导作用的是农民工与本地城镇居民在平均受教育年限方面的显著差距。

(四) 稳健性检验：基于面板数据的结果

如前文所述，2017 年中国家庭金融调查相较于 2013 年进行了扩样，样本量增幅明

显。由于中国家庭金融调查为追踪访问，在这一部分中，我们可以通过对面板数据进行分析来验证实证结果的稳健性。具体而言，我们利用家庭编码、个人编码、年龄、性别、教育程度和户口状况等个人特征来构造劳动年龄人口样本、就业人员样本以及受雇劳动者样本的平衡面板数据，然后重复前文的一系列分析<sup>①</sup>。

表 12 和表 13 是基于面板数据的就业概率差异的回归结果。表 12 的结果显示，农民工的就业概率依然高于本地城镇居民。2017 年相较于 2013 年，两个群体就业概率的差异缩小了 4.6 个百分点，系数在 5% 的显著性水平下显著。表 13 的结果显示，对于男性样本，两年间两个群体的就业概率差异缩小了 5.3 个百分点，系数同样在 5% 的显著性水平下显著；对于女性样本，就业概率的差异缩小了 3.8 个百分点，但系数在统计上不显著。对照表 5 和表 6 的结果，我们的主要结论未变，即随着时间的推移，农民工和本地城镇居民的就业概率逐步趋同。

表 12 农民工与本地城镇居民就业概率的差异：总体样本回归（面板数据）

	因变量：是否就业（就业 = 1）		
	(1)	(2)	(3)
	2013 年	2017 年	差异
农民工	0.138 *** (0.017)	0.092 *** (0.016)	-0.046 ** (0.022)
男性	0.199 *** (0.013)	0.210 *** (0.011)	0.011 (0.018)
年龄	0.073 *** (0.006)	0.084 *** (0.005)	0.010 (0.008)
年龄平方	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.000 (0.000)
教育年限	0.025 *** (0.003)	0.019 *** (0.002)	-0.006 (0.004)
样本量	6016	6016	12032
调整 R <sup>2</sup>	0.173	0.238	0.208

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著；标准误为城市聚类标准误；第（3）列为自变量和年份虚拟变量交互项的回归系数；所有回归均控制城市固定效应，常数项系数未报告。

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

<sup>①</sup> 为避免可能存在的内生性干扰，我们排除了两年间户口状况发生变化的样本，例如农民工在城镇落户的情形。

表 13 农民工与本地城镇居民就业概率的差异：分性别回归（面板数据）

	因变量：是否就业(就业=1)					
	男性			女性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2013 年	2017 年	差异	2013 年	2017 年	差异
农民工	0.139 *** (0.018)	0.085 *** (0.018)	-0.053 ** (0.024)	0.141 *** (0.026)	0.103 *** (0.024)	-0.038 (0.033)
年龄	0.067 *** (0.008)	0.085 *** (0.006)	0.018 * (0.010)	0.108 *** (0.012)	0.117 *** (0.012)	0.009 (0.016)
年龄平方	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.000 * (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.000 (0.000)
教育年限	0.022 *** (0.003)	0.015 *** (0.004)	-0.007 (0.005)	0.029 *** (0.004)	0.023 *** (0.004)	-0.006 (0.006)
样本量	3162	3162	6324	2852	2852	5704
调整 R <sup>2</sup>	0.180	0.282	0.238	0.131	0.182	0.158

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著；标准误为城市聚类标准误；第 (3) 和第 (6) 列为自变量和年份虚拟变量交互项的回归系数；所有回归均控制城市固定效应，常数项系数未报告。

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据计算得到。

表 14 是基于面板数据的两个群体反事实就业分布的估计结果<sup>①</sup>。从实际就业岗位分布来看，农民工就业主要集中于自我雇佣和私有部门低技能岗位，而本地城镇居民集中于国有部门高技能和低技能岗位就业。平衡面板数据的邓肯隔离指数从 2013 年的 47.92 下降到 2017 年的 46.14，下降了近 2 个百分点。如果农民工（本地城镇居民）岗位获得的决定机制与本地城镇居民（农民工）相同，他们在国有部门低技能和高技能岗位的就业比例会显著提高（降低），而自我雇佣的比例会明显下降（上升）。

表 15 是男性平衡面板数据的估计结果，就业岗位的邓肯隔离指数从 2013 年的 47.76 下降到 2017 年的 46.25。表 16 是女性平衡面板数据的估计结果，邓肯隔离指数从 2013 年的 48.20 下降到 2017 年的 45.95。无论男性还是女性，反事实就业分布与实际就业分布的对比分析结果与总体面板样本的分析结果一致，这里不再赘述。

① 由于面板数据的样本量较小，在进行 multinomial logit 回归时，我们控制地区虚拟变量（东部地区、西部地区、中部地区、东北地区）而不是省份虚拟变量。

表 14 本地城镇居民与农民工的实际和反事实就业岗位分布：总体样本（面板数据）

		本地城镇居民			农民工		
		实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)	实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)
2013 年邓肯隔离指数: 47.92	自我雇佣	13.73	38.20	24.47	43.34	27.63	-15.71
	国有部门高技能岗位	34.75	15.68	-19.07	4.10	11.72	7.62
	国有部门低技能岗位	23.86	9.64	-14.22	6.59	20.84	14.25
	私有部门高技能岗位	10.32	14.86	4.54	13.91	11.79	-2.12
	私有部门低技能岗位	17.34	21.63	4.29	32.06	28.02	-4.04
	样本量	1580			683		
2017 年邓肯隔离指数: 46.14	自我雇佣	13.61	38.56	24.95	43.78	26.89	-16.89
	国有部门高技能岗位	28.10	8.58	-19.52	3.66	8.14	4.48
	国有部门低技能岗位	29.75	13.75	-16.00	8.05	22.65	14.60
	私有部门高技能岗位	8.35	14.52	6.17	9.08	9.45	0.37
	私有部门低技能岗位	20.19	24.59	4.40	35.43	32.87	-2.56
	样本量	1580			683		

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

表 15 本地城镇居民与农民工的实际和反事实就业岗位分布：男性样本（面板数据）

		本地城镇居民			农民工		
		实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)	实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)
2013 年邓肯隔离指数: 47.76	自我雇佣	13.66	42.98	29.32	47.04	26.19	-20.85
	国有部门高技能岗位	36.13	17.08	-19.05	4.73	15.02	10.29
	国有部门低技能岗位	22.98	10.00	-12.98	6.62	21.06	14.44
	私有部门高技能岗位	12.53	12.82	0.29	15.13	15.53	0.40
	私有部门低技能岗位	14.70	17.12	2.42	26.48	22.19	-4.29
	样本量	966			423		
2017 年邓肯隔离指数: 46.25	自我雇佣	14.08	39.73	25.65	47.52	25.86	-21.66
	国有部门高技能岗位	28.05	14.25	-13.80	4.49	9.51	5.02
	国有部门低技能岗位	30.02	13.65	-16.37	7.33	23.33	16.00
	私有部门高技能岗位	9.42	12.91	3.49	10.40	12.34	1.94
	私有部门低技能岗位	18.43	19.46	1.03	30.26	28.96	-1.30
	样本量	966			423		

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

表 16 本地城镇居民与农民工的实际和反事实就业岗位分布：女性样本（面板数据）

		本地城镇居民			农民工		
		实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)	实际 (%)	反事实 (%)	反事实 - 实际 (百分点)
2013 年邓肯隔离 指数: 48.20	自我雇佣	13.84	29.94	16.10	37.31	30.47	-6.84
	国有部门高技能岗位	32.57	12.52	-20.05	3.08	6.50	3.42
	国有部门低技能岗位	25.24	9.65	-15.59	6.54	20.63	14.09
	私有部门高技能岗位	6.84	19.65	12.81	11.92	5.74	-6.18
	私有部门低技能岗位	21.50	28.24	6.74	41.15	36.66	-4.49
	样本量	614			260		
2017 年邓肯隔离 指数: 45.95	自我雇佣	12.87	36.63	23.76	37.69	29.47	-8.22
	国有部门高技能岗位	28.18	1.49	-26.69	2.31	5.66	3.35
	国有部门低技能岗位	29.32	13.99	-15.33	9.23	21.68	12.45
	私有部门高技能岗位	6.68	15.47	8.79	6.92	4.58	-2.34
	私有部门低技能岗位	22.96	32.43	9.47	43.85	38.61	-5.24
	样本量	614			260		

资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

与表 7、表 8、表 9 中的结果相比，面板样本中两个群体的就业分割程度更大，就业分割程度的下降趋势也更为缓慢，农民工进入国有部门就业时遭受的歧视更强。一方面，面板样本中的农民工平均年龄相对更高，教育程度相对更低，从事自我雇佣的比例更高，与本地城镇居民的就业分割程度也就更大。另一方面，对于同样的观测个体，两年之间就业岗位发生变动的概率更小，因此两个群体就业分布差异的变动会更缓慢。但总体而言，两个群体就业分布的差异呈下降趋势，该结论依然稳健。

表 17 是基于面板数据的工资差异分解结果<sup>①</sup>。与表 10 的结果相比，面板样本中农民工与本地城镇居民平均对数小时工资的差距要更大，并且从 2013 年到 2017 年工资差距略有上升。分解结果显示，工资差距主要由禀赋效应引起，禀赋效应中起主导作用的是两个群体间平均受教育年限的显著差距。结构效应趋近于 0，统计上不显著。详细分解显示，教育回报率的差异和工作经验回报率的差异起到扩大工资差距的作用，参照组工资的差异起到缩小工资差距的作用。

① 由于面板数据样本量较小，在进行工资均值分解时我们选择控制地区虚拟变量（东部地区、西部地区、中部地区、东北地区）而不是省份虚拟变量。

表 17 本地城镇居民与农民工工资差异的 Oaxaca-Blinder 分解 (面板数据)

		因变量：对数小时工资	
		2013 年	2017 年
总差异		0.339 ***	0.389 ***
禀赋效应		0.364 ***	0.405 ***
结构效应		-0.025	-0.017
禀赋效应详细分解	性别	0.002	0.002
	教育年限	0.319 ***	0.351 ***
	工作经验	0.002	0.007
	单位所有制性质	0.033	0.049 ***
	行业	0.038 ***	0.028 ***
	职业	0.027	0.028
	地区	-0.058 **	-0.060 *
结构效应详细分解	性别	-0.185 *	-0.124 **
	教育年限	0.456 **	0.281 *
	工作经验	0.396 ***	0.531 ***
	单位所有制性质	0.093 *	-0.023
	行业	0.066	-0.028
	职业	-0.106	-0.281 ***
	地区	0.045	0.011
	常数项	-0.792 **	-0.385 **
样本量		1453	1453

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著；限于篇幅，未报告地区聚类标准误。  
资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查 (CHFS) 数据计算得到。

表 18 是平衡面板数据分性别的分解结果。两个群体女性的工资差距还是明显高于男性；但从 2013 年到 2017 年，男性劳动力的工资差距有所上升，而女性劳动力的工资差距略有下降。无论男女，分解结果与基于总体平衡面板数据的结果一致，也与表 11 显示的结论一致。总结而言，基于三组面板数据的一系列分析都验证了前文结论的稳健性。

表 18 本地城镇居民与农民工工资差异的 Oaxaca-Blinder 分解：分性别结果 (面板数据)

	因变量：对数小时工资			
	男性		女性	
	2013 年	2017 年	2013 年	2017 年
总差异	0.209	0.297 ***	0.524 ***	0.519 ***
禀赋效应	0.293 ***	0.307 ***	0.466 ***	0.567 ***

续表

		因变量：对数小时工资			
		男性		女性	
		2013 年	2017 年	2013 年	2017 年
结构效应		-0.084	-0.010	0.059	-0.048
禀赋效应详细分解	教育年限	0.275 ***	0.285 ***	0.377 ***	0.468 ***
	工作经验	0.001	0.013 ***	0.014 *	-0.005
	单位所有制性质	0.035	0.022 *	0.024	0.081 ***
	行业	0.018	0.023 ***	0.075 *	0.025
	职业	0.019	0.017	0.046 ***	0.063 **
	地区	-0.054 **	-0.053 **	-0.069 *	-0.065
结构效应详细分解	教育年限	0.629	0.329	0.292	0.250
	工作经验	0.546 ***	0.703 **	-0.025	0.285
	单位所有制性质	0.133 ***	-0.147 *	0.039	0.078
	行业	0.086	-0.017	0.059	-0.030
	职业	-0.123	-0.057	0.898 ***	-0.318 ***
	地区	0.077	0.034	0.032	-0.024
	常数项	-1.431 **	-0.856 ***	-1.236 **	-0.289
样本量		884	884	569	569

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别代表系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著；限于篇幅，未报告地区聚类标准误。  
资料来源：根据 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查（CHFS）数据计算得到。

## 五 结论与政策建议

本文基于 2013 年和 2017 年中国家庭金融调查数据，从就业率、就业岗位分布和工资收入等方面考察了农民工和本地城镇居民劳动力市场表现的差异及其变化。总体而言，农民工和本地城镇居民劳动力市场表现各方面的差异都呈缩小趋势。

首先，线性概率回归结果显示，农民工的就业概率高于城镇居民，2013 - 2017 年两者就业概率的差距下降了 4.6 个百分点。其次，2013 - 2017 年，农民工与本地城镇居民就业岗位分布的邓肯隔离指数下降了近 6 个百分点，表明两个群体的就业分割程度有所降低。利用岗位获得的 multinomial logit 回归构造就业的反事实分布发现，农民工在进入国有部门尤其是国有部门低技能岗位就业存在明显障碍。最后，2013 - 2017 年，本地城镇居民与农民工平均对数小时工资的差距略有缩小。工资差异的均值分解结果表明，总体工资差距主要由禀赋效应即两个群体个体特征的差异所解释。具体而



言，工资差距主要由两个群体在受教育年限方面的差距所解释。

本文的研究结论表明，农民工和本地城镇居民的就业率差异逐步缩小，就业岗位的分割程度有所下降，工资决定机制逐渐趋同，种种迹象表明农民工更好地融入了城市劳动力市场。但不可否认的是，农民工在融入城市劳动力市场方面依然存在重重阻碍，须引起政策制定者的关注。

首先，虽然农民工与本地城镇居民就业分割的程度有所降低，但农民工在岗位获得尤其是进入国有部门就业方面依然存在明显障碍。政府应该努力消除农民工在就业方面遭受的不公平对待，建立更加公平、规范、统一的劳动力市场。其次，受教育程度的差距是造成农民工与本地城镇居民工资差距的主要原因。政府必须高度重视城乡教育资源的平衡和留守儿童与流动儿童的教育问题，努力增加农村人口接受高等教育的机会。最后，政府应该进一步减少户籍对劳动力流动的限制，推动教育、医疗、养老等基本公共服务的均等化，进一步加快农村劳动力的市民化进程。

## 参考文献：

- 蔡昉、都阳、王美艳（2003），《劳动力流动的政治经济学》，上海：上海人民出版社。
- 蔡昉、王德文、都阳（2001），《劳动力市场扭曲对区域差距的影响》，《中国社会科学》第2期，第4-14页。
- 陈珣、徐舒（2014），《农民工与城镇职工的工资差距及动态同化》，《经济研究》第10期，第74-88页。
- 陈钊、陆铭、佐藤宏（2009），《谁进入了高收入行业？——关系、户籍与生产率的作用》，《经济研究》第10期，第121-132页。
- 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。
- 李骏、顾燕峰（2011），《中国城市劳动力市场中的户籍分层》，《社会学研究》第2期，第48-77页。
- 李强（2004），《农民工与中国社会分层》，北京：社会科学文献出版社。
- 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，第36-52页。
- 孙婧芳（2017），《城市劳动力市场中户籍歧视的变化：农民工的就业与工资》，《经济

- 研究》第8期,第171-186页。
- 孙文凯、路江涌、白重恩(2007),《中国农村收入流动分析》,《经济研究》第8期,第43-57页。
- 田丰(2010),《城市工人与农民的收入差距研究》,《社会学研究》第2期,第87-105页。
- 王德文、吴要武、蔡昉(2004),《迁移、失业与城市劳动力市场分割——为什么农村迁移者的失业率很低?》,《世界经济文汇》第1期,第37-52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。
- 吴贾、姚先国、张俊森(2015),《城乡户籍歧视是否趋于止步——来自改革进程中的经验证据:1989-2011》,《经济研究》第11期,第148-160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。
- 邢春冰、罗楚亮(2009),《农民工与城镇职工的收入差距——基于半参数方法的分析》,《数量经济技术经济研究》第10期,第74-86页。
- 严善平(2007),《人力资本、制度与工资差别——对大城市二元劳动力市场的实证分析》,《管理世界》第6期,第4-13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。
- 于潇、孙悦(2017),《城镇与农村流动人口的收入差异——基于2015年全国流动人口动态监测数据的分位数回归分析》,《人口研究》第1期,第84-97页。
- 余向华、陈雪娟(2012),《中国劳动力市场的户籍分割效应及其变迁——工资差异与机会差异双重视角下的实证研究》,《经济研究》第12期,第97-110页。
- 张车伟、吴要武(2003),《城镇就业、失业和劳动参与:现状、问题和对策》,《中国人口科学》第6期,第37-44页。
- 章莉、李实、William A. Darity Jr.、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、吴彬彬、李实、Démurger Sylvie (2016), 《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。
- 章元、王昊 (2011), 《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》, 《管理世界》第7期, 第42 - 51页。
- Blinder, Alan (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8 (4), 436 - 455.
- Brown, Randall, Marilyn Moon & Barbara Zoloth (1980). Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials. *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.
- Démurger, Sylvie, Shi Li & Juan Yang (2012). Earnings Differentials between the Public and Private Sectors in China: Exploring Changes for Urban Local Residents in the 2000s. *China Economic Review*, 23 (1), 138 - 153.
- Duncan, Otis & Beverly Duncan (1955). A Methodological Analysis of Segregation Indexes. *American Sociological Review*, 20 (2), 210 - 217.
- Feng, Shuaizhang, Yingyao Hu & Robert Moffitt (2017). Long Run Trends in Unemployment and Labor Force Participation in Urban China. *Journal of Comparative Economics*, 45 (2), 304 - 324.
- Giles, John (2006). Is Life More Risky in the Open? Household Risk-Coping and the Opening of China's Labor Markets. *Journal of Development Economics*, 81 (1), 25 - 60.
- Liu, Zhiqiang (2005). Institution and Inequality: The Hukou System in China. *Journal of Comparative Economics*, 33 (1), 133 - 157.
- Meng, Xin & Junsen Zhang (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.
- Oaxaca, Ronald (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14 (3), 693 - 709.
- Qu, Zhaopeng & Zhong Zhao (2017). Glass Ceiling Effect in Urban China: Wage Inequality

- of Rural-Urban Migrants during 2002 – 2007. *China Economic Review*, 42, 118 – 144.
- Yun, Myeong-Su (2005). A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions. *Economic Inquiry*, 43 (4), 766 – 772.
- Zhang, Jun, Liheng Xu & Huihui Zhang (2016). Uncovering the Truth about Chinese Urban Unemployment Rates: 2005 – 2012. *China & World Economy*, 24 (6), 1 – 18.
- Zhu, Rong (2016). Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Urban China During 2002 – 2007: A Distributional Analysis. *China Economic Review*, 37, 2 – 14.

## The Assimilation of Rural Migrants in the Urban Labor Market

Lu Jingliang<sup>1</sup>, Chen Jiwei<sup>2</sup> & Feng Shuaizhang<sup>2, 1</sup>

(Institute for Economic and Social Research, Jinan University<sup>1</sup>;

School of Economics, Jinan University<sup>2</sup>)

**Abstract:** Using data from the China Household Finance Survey in 2013 and 2017, this paper examines the differences in employment rate, occupational distribution, and wage between rural migrants and urban residents. The main findings are as follows. First, the overall employment rate of rural migrants is higher than that of urban residents, and the gap has been shrinking. Second, there are significant differences in the distribution of jobs between the two groups, but the degree of employment segmentation is narrowing. Third, the decomposition of the wage differential shows that there is a convergence in the wage determination mechanism between the two groups and that differences in personal characteristics, especially in education level, are the main factors contributing to the wage differential. Although the differences in labor market outcomes between rural migrants and urban residents have shown a narrowing trend, there are still obvious obstacles to entering the state sector for rural migrants. Policies should focus on eliminating employment discrimination suffered by rural migrants and improve their integration in the urban labor market.

**Keywords:** rural migrants, urban residents, labor market outcomes

**JEL Classification:** J31, J61, J71

(责任编辑: 西 贝)