

# 农民工和城镇雇员的工资议价行为差异和工资差异

——基于2019年江苏省农民工和城镇雇员调查数据的研究

王庚<sup>1</sup> 毛逸波<sup>1</sup> 詹鹏<sup>2</sup>

(1. 南京财经大学 经济学院 江苏 南京 210023; 2. 浙江大学 公共管理学院 浙江 杭州 310058)

**摘要:** 近年来,我国农民工工资水平不断上升,与城镇雇员的收入差距也在不断缩小。基于2019年江苏省农民工调查数据,探究农民工和城镇雇员的工资议价行为差异和工资差异。研究发现:农民工与城镇雇员能够参与工资议价的比例相近,然而农民工参与工资议价所带来的经济回报远小于城镇雇员。其中,劳动力市场分割是引起两类群体存在较大差异的一个重要原因,工会和社会关系没有表现出显著影响。进一步研究发现,工资议价对农民工和城镇雇员之间工资差异的影响非常微弱;两类群体之间的工资差异主要来自城镇雇员相对较高的人力资本禀赋和农民工更高的工作强度。研究结果有助于认识农民工在劳动力市场的权益和状况,并推动农民工劳动保障政策的制定。

**关键词:** 农民工; 城镇雇员; 工资议价; 工资差异; Neumark 分解

**中图分类号:** F244.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2021)02-0024-12

## 一、引言

改革开放以来,我国加速推进工业化和城市化,许多农民摆脱了对土地的依赖,开始进入城市和工厂,从农民转变为现代产业工人。虽然就业形态、工作性质、生活方式等已经发生重大变化,但由于各种因素的制约,他们仍然难以摆脱农民的标签而被称为农民工。根据国家统计局的统计,2018年,我国农民工的数量已经超过2.88亿<sup>①</sup>。农民工是保障和支持我国经济稳定增长的重要力量,是实现城乡统筹发展的重要载体,也是我国社会结构变迁的重要动力。因而,推动农民工市民化是当前我国经济发展过程中的重要议题。

就业活动是农民工流入城镇的重要动力。农民工参与工资议价的能力是保障农民工权益的重要方式。马英辉和蔡海龙<sup>[1]</sup>认为在劳动力市场中,工作能力相当的劳动者往往也会存在着工资差异,市场信息的获取具有确定性的假设以及市场出清的假设在现实生活中过于严格,劳资双方对市场信息掌握不充分,为了利润的最大化或成本的最小化而相互讨价还价,从而确定工资。梁海兵<sup>[2]</sup>指出议价

收稿日期:2021-01-29;修回日期:2021-03-03

基金项目: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”(18BJY045);教育部人文社会科学研究项目“减贫目标约束下的多维贫困微观模拟模型研究”(18YJC910015);国家社会科学基金研究项目“新型城镇化下农民工市民化企业成本的承受力研究”(15BJY030);江苏省研究生科研与实践创新计划项目“中国经济转型背景下的家庭抚养负担和女性劳动参与研究”(KYCX20\_1277)

作者简介:王庚(1960—),男,安徽桐城人,南京财经大学经济学院教授,硕士生导师,研究方向为数量经济学、应用统计;毛逸波(1997—),女,江苏扬州人,南京财经大学经济学院硕士研究生,研究方向为劳动经济学;詹鹏(1988—),男,安徽太湖人,经济学博士,浙江大学公共管理学院特聘副研究员,研究方向为劳动经济学。

①详见:国家统计局,《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](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190228_1651265.html)。

是求职者同雇主竞争市场净剩余的近乎唯一途径,求职者与雇主具有议价空间是基础,进而议价能力决定求职者工资分享剩余的多少。目前已经有文献测度农民工作为雇员时的议价能力份额<sup>[3-5]</sup>。本文关注的问题主要是:在城镇和农民工的工资差距中,来自议价能力的差异影响多大?对这个问题的回答,一方面,了解农民工参与工资议价的基本现状有助于了解农民工的权利在多大程度上得到保障;另一方面,有助于了解工资差距中因为“农民工”身份而引起的工资权利损失对工资差距的影响。本文使用的数据为2019年“江苏省农民工市民化发展报告”的调查数据,相较于国内外其他微观数据,该数据直接包含了议价行为等方面的信息,因此非常适合本文的研究意图。以本文结果为依据,可以更好地推动农民工市民化政策的制定和实施。

本文剩余部分安排如下:第二部分,回顾已有文献的主要观点,部分观点是本文讨论的基础;第三部分,介绍本文数据和一些基本事实以及农民工和城镇雇员的工资差距;第四部分,实证分析农民工和城镇雇员的议价行为与经济回报的关系;第五部分,进一步分解农民工和城镇雇员的工资差距,理解两个群体的差异特点;第六部分,结论及政策建议。

## 二、文献综述

伴随着户籍制度的不断改革,户口对劳动者就业的影响一直是学术界关注的重点。乔明睿等<sup>[6]</sup>认为户口是限制农村劳动力进入劳动力市场的主要因素之一。部分学者通过工资分解的方法,认为在城镇劳动力和农民工的工资差距中,由户籍歧视所造成的部分占比极大<sup>[7-9]</sup>。但根据近年来的研究数据表明,我国已经进入了“刘易斯拐点”,“民工荒”与“就业难”并存的现象促使我国政府尽快营造出统一的城乡劳动力市场<sup>[10]</sup>。农村劳动力剩余大大减少<sup>[11]</sup>,农民工的工资决定机制与本地劳动力正在逐步趋同<sup>[12]</sup>,农民工的工资出现了逐年增长的趋势<sup>[13]</sup>。目前,越来越多的学者通过研究分析认为,在城镇劳动者与农民工的工资差距中,由于户籍歧视所造成的部分正在大大缩小。

在不完全竞争的劳动力市场上,工资很大程度会受到劳动者议价能力的影响<sup>[14]</sup>。劳动者可以通过工会等集体协商制度维护自己的权利,同时《中华人民共和国劳动法》《工资集体协商试行办法》等一系列法规的出台,也为劳动者利益提供了法律保障<sup>[15]</sup>。虽然新《中华人民共和国劳动合同法》的实施是为了更好地保障劳动者的个人权益,但在市场发育并不完善的地区,强制企业与农民工签订劳动合同反而会造成劳动市场的二元分割<sup>[16]</sup>。农民工在地域和职业上存在高流动性,但大多数农民工由于人力资本的薄弱,企业对于农民工的户籍歧视等问题,使得他们的工作流动未必是向上的<sup>[17]</sup>。明娟和王明亮<sup>[18]</sup>也认为农民工的工作转换并未提高其就业质量。因此,农民工如何通过工资议价来提高保障自己的合理权益仍然是一个亟须解决的问题。关于工会能否提高员工工资的问题,许多学者持有不同的态度。游正林<sup>[19]</sup>认为目前我国的工会依旧存在着脱离群众的现象,孙兆阳和刘玉锦<sup>[15]</sup>指出工会对低收入员工的保护依旧偏弱<sup>[15]</sup>,而栾卉<sup>[4]</sup>、Wang and Lien<sup>[20]</sup>则认为农民工可以通过协商参与提高自己的工资水平。虽然拥有工会更有可能参与工资议价,但工会并不是参与工资议价的必要因素。故本文直接用是否参与议价行为的结果作为“议价能力”的指标。

关于农民工议价能力的研究文献主要侧重于估算农民工的议价能力,主要采用随机双边模型进行估计<sup>[1,3,5]</sup>。虽然这些文献从总体上对“议价能力”份额有一个估算和判断,有助于对劳动力市场的认识,但是存在两个不足:一是,这个方法需要考虑最低工资下界和最高工资上界,并且是与雇主能力的对比,上界和下界的选择方法存在主观性;二是,很难从微观角度看到具体的议价行为特征,以及对应的潜在经济收益。已有文献不能做到直接估算议价行为的经济收益,主要原因是多数调查数据都没有直接包含“是否参与工资议价”的相关信息。得益于2019年在江苏省进行的农民工和城镇雇员调查,本文有条件直接对是否参与工资议价的的行为进行研究,并侧重关注该行为的潜在经济收益。

## 三、数据和基本事实

### (一) 数据、变量与描述性统计

本文使用的数据来源于2019年江苏省人力资源和社会保障厅农民工工作处课题“江苏省农民工

市民化发展报告”的数据调查。此次调查的对象是出生在 1959—2003 年间户籍为农业户口的务工人员 and 户籍为非农或居民的本地就业居民。因为本文主要探究议价行为对收入的影响, 劳动者的就业身份不同, 影响机制也大不相同, 所以本文将样本对象限制为就业身份为雇员的劳动者。其中, 农民工 1 709 人, 城镇雇员 705 人。

被解释变量的选择。议价能力最直接的收益可能是工资上升, 也可能是非现金福利的增加。背后的原因是, 拥有工资议价权利的人可能避免显性的工资水平, 转而获取隐性的福利。因此, 本文的主要被解释变量包含两类: 个人工资性收入、个人工资性收入与实物福利之和。具体包括个人月工资性收入对数、个人月总收入对数、个人小时工资对数、个人小时总收入对数。

主要解释变量: 工资议价 (*WageBargain*)。本文以是否参与议价的行为结果作为“议价能力”的指标, 设置二元变量, 如果参与议价, 那么  $WageBargain = 1$ , 如果没有参与工资议价, 那么  $WageBargain = 0$ 。在问卷中是“您的工资是如何决定的”问题, 其选项设为“雇主单方决定”“雇主和雇员共同协商决定”“工人代表、雇主、政府三方协商决定”。定义“雇主和雇员共同协商决定”以及“工人代表、雇主、政府三方协商决定”为拥有工资议价的能力。理论原因包括因为亲戚关系拥有议价能力, 也可能是相应地区或相应企业拥有完善的工资议价机制。调查问卷暂时无法了解具体原因, 因此本文以是否参与议价的行为结果作为“议价能力”的指标。

其他控制变量包含个人特征、企业特征和地区特征。下面分别展开分析。

个人特征: 包括劳动者的性别、受教育年限、工作经验、以及其他个人层面的控制变量。将性别 (*Gender*) 设为二元变量, 男性为 1, 女性为 0。受教育年限 (*Education*) 根据文化程度的不同设置, 分别定义从未上过学、小学、初中、高中 / 中专、大专及以上的受教育年限为 0 年、6 年、9 年、12 年、15 年。工作经验 (*Experience*) 为劳动者的年龄减去受教育年限, 再减去 6 年, 最终得到的差值。其他个人层面的控制变量包括是否为党员 (*PartyMember*)、是否参与工会 (*LaborUnion*)、婚姻状况 (*Marriage*)、获得工作的方式 (*FindJob*)、劳动合同 (*Contract*)。在婚姻状况中, 将婚姻状况为同居、已婚、分居未离婚的选项设为 1, 否则设为 0。将获得工作的方式分为 4 类, 定义政府分配安排、政府职介、社区就业服务站为政府介绍, 定义工作调动 (含升职)、商业职介 (包括人才交流会)、看到广告后申请、直接申请、雇主招工为自己寻找工作, 定义家人或亲戚介绍、朋友或熟人介绍、接班为通过社会关系寻找工作, 最后一类为通过其他的方式寻找工作。加入寻找工作的方式以及劳动合同可以更好地控制个体的议价能力。

企业特征: 为了控制企业差异对劳动者工资的影响, 本文加入了企业性质 (*ComType*) 和工作单位人数 (*ComPeople*)。本文将“这份工作的单位或工作类型”为党政机关团体作为对照组, 引入事业单位、国有 (控股) 企业、其他股份制企业、集体企业、中外合资或外商独资企业、个体或私营企业、其他等作为虚拟变量。以 8 人及以下的单位作为对照组, 引入 9 ~ 50 人、51 ~ 500 人、501 ~ 1 000 人、1 000 人及以上的单位作为虚拟变量。

地区特征 (*City*): 为了衡量制度差异, 本文将劳动者工作地为南京设为对照组, 引入江苏省剩余 12 个城市作为虚拟变量。

相关变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 主要变量定义及描述性统计

变量名	定义	农民工		城镇雇员	
		均值	标准差	均值	标准差
<i>Lnwage</i>	月工资净收入 (取对数)	8.372	0.440	8.378	0.448
<i>Lnincome</i>	月总收入 (取对数)	8.418	0.429	8.418	0.452
<i>Lnhwage</i>	小时工资净收入 (取对数)	3.030	0.476	3.126	0.528
<i>Lnhincome</i>	小时总收入 (取对数)	3.073	0.465	3.164	0.533
<i>WageBargain</i>	参与工资议价为 1, 否则为 0	0.442	0.497	0.461	0.499

表 1(续)

变量名	定义	农民工		城镇雇员	
		均值	标准差	均值	标准差
<i>Gender</i>	男性为 1,女性为 0	0.568	0.496	0.532	0.499
<i>Experience</i>	工作经验	19.498	11.001	20.087	10.645
<i>Experience<sup>2</sup></i>	工作经验平方项	501.112	497.597	516.620	481.398
<i>Education</i>	受教育年限	11.020	2.966	12.613	2.629
<i>PartyMember</i>	党员为 1,否则为 0	0.055	0.228	0.119	0.324
<i>LaborUnion</i>	参与工会为 1,否则为 0	0.227	0.419	0.380	0.486
<i>Marriage</i>	已婚为 1,未婚为 0	0.851	0.356	0.875	0.331
<i>FindJob</i>	获得工作的方式				
	政府介绍	0.028	0.164	0.098	0.297
	自己寻找	0.484	0.500	0.491	0.500
	社会关系寻找	0.469	0.499	0.384	0.487
	其他方式	0.019	0.136	0.027	0.162
<i>Contract</i>	合同类型				
	固定职工	0.029	0.169	0.102	0.303
	长期合同	0.427	0.495	0.530	0.499
	短期或临时合同	0.345	0.475	0.278	0.448
	没有合同(包括临时打工)	0.187	0.390	0.068	0.252
	其他合同性质	0.012	0.108	0.021	0.144
<i>ComType</i>	这份工作的单位或工作类型				
	党政机关团体	0.009	0.096	0.021	0.144
	事业单位	0.024	0.155	0.087	0.281
	国有(控股)企业	0.042	0.200	0.087	0.281
	其他股份制企业	0.070	0.256	0.064	0.245
	集体企业	0.007	0.084	0.023	0.149
	中外合资或外商独资企业	0.136	0.343	0.135	0.342
	个体或私营企业	0.657	0.475	0.511	0.500
	其他企业	0.054	0.226	0.074	0.262
<i>ComPeople</i>	工作单位人数				
	8 人及以下	0.061	0.239	0.070	0.254
	9 ~ 50 人	0.212	0.409	0.233	0.423
	51 ~ 500 人	0.424	0.494	0.328	0.470
	501 ~ 1 000 人	0.215	0.411	0.241	0.428
	1 000 人及以上	0.088	0.283	0.129	0.336
<i>City</i>	劳动者工作的地级市	略	略	略	略
样本量		1 709		705	

## (二) 基本事实

### 1. 农民工和城镇劳动力收入差距

随着“人口红利拐点”的来临,农民工作为剩余劳动力的数量正在逐年减少<sup>[13]</sup>,我国劳动力市场出现了劳动力结构性短缺的现象。这促使农民工的工资出现逐年增长的趋势。根据 2019 年中国社会科学院人口与劳动研究所发布的绿皮书,2018 年农民工工资性收入为 5 996 元,比上年增加了 498 元<sup>[21]</sup>。本文将工资净收入与实物福利之和设定为劳动者的总收入,发现农民工月总收入为城镇雇员总收入的 98.34%。总体而言,农民工和城镇雇员的收入水平相差不大。但如果将劳动时长考虑在内,对比农民工与城镇雇员每小时的工作总收入,农民工与城镇雇员的收入水平仍然存在较大的差距,农民工每小时工作的总收入仅为城镇雇员的 84.39%。

表2 农民工与城镇雇员工资的对比分析

变量	农民工			城镇雇员			比值
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	
月工资净收入	1 709	4 760. 402	2 313. 031	705	4 842. 631	2 629. 061	98. 30%
月总收入	1 709	4 965. 201	2 358. 359	705	5 049. 038	2 764. 690	98. 34%
小时工资净收入	1 709	22. 658	17. 423	705	26. 714	38. 258	84. 82%
小时总收入	1 709	23. 563	17. 648	705	27. 922	41. 681	84. 39%

## 2. 两类群体的议价行为特征

从表1的描述性统计结果可以看出,农民工参与工资议价的比例并没有明显低于城镇雇员,即农民工在工资议价权利方面没有显示出明显劣势。另外一个重要问题是工资议价是否能够带来有效的经济回报。单纯从描述统计结果看(见表3),工资议价

表3 参加工资议价与收入水平

变量	农民工		城镇雇员	
	有议价权	没有议价权	有议价权	没有议价权
个人月工资净收入	5 002. 81	4 568. 566	5 091. 578	4 629. 716
个人月工资总收入	5 216. 334	4 766. 453	5 305. 646	4 829. 571
个人小时工资净收入	23. 455	22. 027	29. 430	24. 391
个人小时工资总收入	24. 397	22. 902	30. 964	25. 492

行为对应着更高的个人月工资净收入与个人月工资总收入。个人小时工资净收入与个人小时工资总收入也相对较高。并且,城镇雇员在拥有工资议价时的收入水平比同类农民工也似乎更高。不过,描述统计结果只是无条件均值的对比,不能反映工资议价行为的因果逻辑结果。后续需要通过实证分析进一步验证。

## 四、实证分析

实证分析的主要目的是识别议价行为对工资回报的影响。本文主要采用两种方法,一是在明瑟方程基础上改进的线性回归模型作为基准模型结果;二是倾向得分匹配模型(PSM),作为稳健性分析结果,进一步验证实证结果。两类模型的目的都是尽可能消除参加议价群体和不参加议价群体之间的样本差异。

## (一) 基准回归模型结果

模型设定如下:

$$\ln wage_i = \beta_0 + \beta_1 WageBargain_i + \beta_2 X_i + \beta_3 E_i + \beta_4 C_i + \mu_i \quad (1)$$

$$\ln income_i = \beta_0 + \beta_1 WageBargain_i + \beta_2 X_i + \beta_3 E_i + \beta_4 C_i + \mu_i \quad (2)$$

$$\ln hwage_i = \beta_0 + \beta_1 WageBargain_i + \beta_2 X_i + \beta_3 E_i + \beta_4 C_i + \mu_i \quad (3)$$

$$\ln hincome_i = \beta_0 + \beta_1 WageBargain_i + \beta_2 X_i + \beta_3 E_i + \beta_4 C_i + \mu_i \quad (4)$$

在式(1)中, $\ln wage_i$ 是被解释变量,是劳动者月工资性收入的对数。 $WageBargain_i$ 为模型的核心解释变量,解释参与议价对劳动者工资影响的大小。向量 $X_i$ 代表个人特征,包括个人的性别、受教育年限、工作经验、工作经验平方、政治身份、婚姻状况、如何寻找工作、劳动合同。为了控制企业差异对劳动者工资的影响,模型中增加了企业特征向量 $E_i$ 。 $C_i$ 代表所在地级市的虚拟变量,用以衡量制度差异。式(2)、式(3)、式(4)中分别将被解释变量替换为 $\ln income_i$ 、 $\ln hwage_i$ 、 $\ln hincome_i$ ,即个人月总收入的对数、个人小时工资性收入的对数、个人小时总收入的对数。以月收入作为被解释变量的回归模型结果见表4,以小时收入作为被解释变量的回归模型结果见表5。

表4和表5的模型都表明两个结果:第一,农民工工资议价的工资回报小于城镇雇员,并且在统计上不显著;第二,城镇雇员参与工资议价能够带来显著的额外经济回报。

根据上文,农民工参与工资议价的和城镇雇员相差不多,仅低2个百分点。但是,农民工参与工资议价行为不能使自己获得实质性经济回报。将本文结果与已有文献关于农民工议价能力份额

的估计结果进行对照,可以得到这样的判断:即便农民工获得工资议价权利的比例已经不高,但是通过工资议价获得额外经济回报的实际能力还很弱。

对于城镇雇员,工资议价能够带来显著的正向影响。在控制其他变量的情况下,参与议价雇员的工资会使得月工资和月总收入增加约9%,小时工资和小时总收入增加约6%。这里的结果对比农民工结果表明,虽然城镇雇员参与工资议价的比例与农民工相近,但是城镇雇员能够通过议价获得显著的额外经济回报。这里进一步包含两个问题:一是,这个结果是否稳健?二是,为什么会产生这种差异?

(二) 进一步验证:倾向得分匹配模型结果

前一部分表4和表5中分别将工资收入和总收入在每月和每小时的平均值作为被解释变量,得到了一致结果,初步表明前一部分得到的两个结果是稳健的。为了进一步减少非随机抽样所带来的估计偏误,本部分进一步采用倾向得分匹配(PSM)方法补充验证<sup>[22-23]</sup>。

倾向得分匹配(PSM)方法与经典线性回归模型类似,也是为了得到“其他条件相同”时的条件均值差异。不过,PSM方法的估计过程存在差异。劳动者参加工资议价的行为可能不是随机发生的,而是有选择的。本部分将参与工资议价的劳动者作为处理组,将没有参与工资议价的劳动者作为控制组。

表4 工资议价对月收入影响的回归结果

变量	农民工		城镇雇员	
	月工资收入	月总收入	月工资收入	月总收入
参与工资议价	0.021 (0.019)	0.015 (0.019)	0.088*** (0.031)	0.089*** (0.031)
性别	0.222*** (0.019)	0.221*** (0.018)	0.222*** (0.029)	0.209*** (0.029)
工作经验	0.015*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.027*** (0.006)	0.028*** (0.006)
工作经验平方项	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
受教育年限	0.025*** (0.005)	0.022*** (0.005)	0.033*** (0.009)	0.032*** (0.009)
党员	0.052 (0.045)	0.056 (0.045)	0.098* (0.052)	0.115** (0.052)
参加工会	0.010 (0.025)	0.018 (0.025)	0.015 (0.035)	0.019 (0.035)
已婚	0.107*** (0.031)	0.090*** (0.030)	-0.005 (0.051)	-0.009 (0.051)
自己寻找工作	-0.045 (0.060)	-0.060 (0.059)	0.033 (0.057)	0.037 (0.056)
社会关系寻找工作	-0.032 (0.060)	-0.037 (0.059)	0.021 (0.059)	0.016 (0.058)
其他方式寻找工作	-0.043 (0.083)	-0.049 (0.084)	-0.024 (0.128)	-0.013 (0.127)
长期合同	-0.191*** (0.067)	-0.217*** (0.068)	-0.096 (0.068)	-0.100 (0.070)
短期或临时合同	-0.245*** (0.067)	-0.276*** (0.068)	-0.166** (0.072)	-0.178** (0.073)
没有合同	-0.290*** (0.073)	-0.323*** (0.074)	-0.323*** (0.094)	-0.320*** (0.097)
其他合同性质	-0.139 (0.098)	-0.154 (0.095)	-0.106 (0.110)	-0.095 (0.115)
事业单位	-0.014 (0.128)	0.061 (0.131)	0.119 (0.086)	0.142 (0.087)
国有(控股)企业	0.141 (0.111)	0.186 (0.114)	0.160* (0.092)	0.175* (0.095)
其他股份制企业	0.328*** (0.110)	0.353*** (0.113)	0.094 (0.098)	0.105 (0.102)
集体企业	0.234* (0.133)	0.243* (0.139)	-0.074 (0.111)	-0.087 (0.112)
中外合资或外商独资企业	0.219** (0.108)	0.249** (0.111)	0.073 (0.097)	0.079 (0.099)
个体或私营企业	0.233** (0.107)	0.258** (0.110)	0.089 (0.088)	0.090 (0.090)
其他工作单位类型	0.119 (0.112)	0.140 (0.114)	-0.133 (0.096)	-0.132 (0.098)
9~50人	0.091** (0.040)	0.099** (0.040)	-0.002 (0.065)	0.009 (0.064)
51~500人	0.124*** (0.043)	0.135*** (0.042)	0.123* (0.066)	0.144** (0.065)
501~1000人	0.113** (0.046)	0.126*** (0.044)	0.074 (0.067)	0.086 (0.066)
1000人及以上	0.142*** (0.052)	0.168*** (0.052)	0.135* (0.081)	0.155* (0.080)
地区特征	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	7.718*** (0.157)	7.864*** (0.152)	7.441*** (0.186)	7.461*** (0.188)
样本量	1709	1709	705	705
可决系数	0.333	0.336	0.357	0.362

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著;括号中数据为标准差;限于篇幅,本文省略地区特征变量回归结果,如有需要可向作者索取。

为了更好地进行匹配,需要注意三点:倾向得分值的计算方法、距离函数的选择、以及匹配后的平衡性检验。本文的匹配模型主要通过 Probit 模型得到倾向得分值,距离函数会采用多组函数进行对比,本文的结果也通过了平衡性检验<sup>①</sup>。根据匹配后的两组样本进一步计算得到平均处理效应(ATT),其一般表达式为:

$$ATT = \frac{1}{N_1} \sum_{i: D_i=1} (y_i - \hat{y}_{0i}) \quad (5)$$

其中  $N_1 = \sum_i D_i$  为处理组个体数,而  $\sum_{i: D_i=1}$  表示仅对处理组个体进行加总。

表6报告了根据PSM方法得到的估计结果。无论采用哪种距离函数,其结果与前一部分基准模型得到的结果是一样的。具体而言,农民工参与工资议价对月收入的平均处理效应为正,但在统计上不显著。城镇雇员参加工资议价的平均处理效应为正,且在统计上显著。参加工资议价会使得城镇雇员的平均每月总收入增加9%左右。这个系数估计值与基准模型得到的系数估计值也非常接近,进一步表明前述结果比较稳健。

考虑到劳动时长的不同,将被解释变量替换为小时工资和小时总收入继续进行PSM估计。估计结果与基准模型结果基本一致,系数估计值的统计显著性和数值大小都差异不大,同样表明前述结果的稳健性。

### (三) 可能的原因分析

#### 1. 劳动力市场的分割

从上文的描述性统计可以看出,农民工大多集中在个体或私营企业中,在党政机关和事业单位的占比只有不到4%,远远低于城镇雇员的比例。这个统计特征让我们猜测:引起农民工的议价权利不能产生经济回报的一个原因可能是劳动力市场的分割。

本部分将研究样本范围限定为个体或私营企业的劳动者,研究该类型劳动者工资议价对月总收入以及小时总收入的影响情况。表7报告了根据基准模型得到的结果。与上文对所有雇员的回归结果不同的是,在个体或私营企业中,无论是农民工还是城镇雇员,是否参与工资议价对工资的月总收入

表5 工资议价对小时收入影响的回归结果

变量	农民工		城镇雇员	
	小时工资收入	小时总收入	小时工资收入	小时总收入
参与工资议价	0.009 (0.021)	0.004 (0.021)	0.059* (0.035)	0.061* (0.035)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1709	1709	705	705
可决系数	0.298	0.298	0.338	0.343

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著;括号中数据为标准差;限于篇幅,本文省略控制变量回归结果,如有需要可向作者索取。

表6 稳健性检验结果

匹配方法	因变量: 雇员月总收入					
	农民工			城镇雇员		
	ATT	标准误	t值	ATT	标准误	t值
近邻匹配法(k=4)	0.009	0.024	0.36	0.087	0.041	2.11**
半径匹配法(半径=0.01)	0.013	0.023	0.55	0.103	0.040	2.56**
核匹配法(带宽=0.06)	0.013	0.023	0.57	0.088	0.039	2.23**
局部线性回归匹配法	0.020	0.024	0.81	0.089	0.041	2.13**
马氏匹配法	0.040	0.023	1.74*	0.062	0.032	1.95*
匹配方法	因变量: 雇员小时总收入					
	农民工			城镇雇员		
	ATT	标准误	t值	ATT	标准误	t值
近邻匹配法(k=4)	-0.006	0.027	-0.25	0.066	0.049	1.34
半径匹配法(半径=0.01)	-0.003	0.025	-0.13	0.074	0.047	1.57
核匹配法(带宽=0.06)	-0.002	0.025	-0.08	0.062	0.046	1.35
局部线性回归匹配法	0.004	0.027	0.14	0.059	0.049	1.21
马氏匹配法	0.008	0.029	0.28	0.043	0.039	1.10

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。

<sup>①</sup>由于文章篇幅限制,正文没有报告平衡性检验结果。

入以及小时总收入并无显著影响。基准回归模型和 PSM 模型的结果一致。这个结果表明,劳动力市场分割很可能是引起农民工工资议价行为不能带来有效经济回报的一个重要原因。

将前述模型结果和这里的结果放在一起分析,城镇雇员能够通过工资议价获得额外经济回报的原因是,他们拥有更多机会在不同类型企业之间进行选择,因而议价权利发挥的作用更为明显。然而,绝大部分农民工只能在个体或私营企业范围内工作。个体或私营企业的工资更容易受制于企业利润和经营状况,工资收入是供求均衡的一个结果,劳动者即使参与议价也很难获得额外经济回报。

### 2. 参与工会的影响

工会被认为是工人利益的代表,一定程度上也会影响劳动者的议价能力。栾卉<sup>[4]</sup>认为工会虽然会降低劳动者的收入,但当劳动者是工会成员时,则会显著增加该劳动者的收入。孙兆阳和刘玉锦<sup>[15]</sup>指出工会对低收入员工的保护依旧偏弱。从本文的数据可以看到,是否参与工会与能否参与工资议价并无太大影响(见表 8)。农民工参加工会获得议价权利的比例略高,但是也有很多农民工即使没有加入工会也可以有议价权利。同时,从表 4 的回归结果可以看出,无论是农民工还是城镇雇员,参与工会都不会显著提高其收入水平。

### 3. 社会关系的影响

社会关系也会在一定程度上影响劳动者的议价能力。张春泥和谢宇<sup>[24]</sup>指出同乡聚集对农民工的收入有正向的影响。梁海兵<sup>[2]</sup>的研究结果表明,借助社会关系进行工资议价,会带来工资回报的显著上升。为了研究不同方式寻找工作进行工资议价的收入回报问题,本文在式(2)和式(4)的基础上,

加入寻找工作方式与工资议价的交互项重新进行回归,回归结果见表 9。其中,寻找工作方式被归纳为三个类别“自己寻找工作”“通过社会关系寻找工作”和“通过政府或其他方式寻找工作”,以“自己寻找工作”作为对照组。可以发现,与文献中大部分观点相反的是,通过社会关系找到工作并且参与工资议价的农民工并不能提高自己的收入水平。如果是农民工通过自己找到工作,那么议价权利对

表 7 工资议价对收入影响的回归结果(个体或私营企业)

变量	农民工		城镇雇员	
	月总收入	小时总收入	月总收入	小时总收入
参与工资议价	0.001 (0.024)	-0.021 (0.026)	0.049 (0.043)	-0.008 (0.048)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1 123	1 123	360	360
拟合优度	0.332	0.285	0.305	0.265

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;括号中数据为标准差;限于篇幅,本文省略控制变量的回归结果,如有需要可向作者索取。

表 8 参与工会与工资议价

变量	农民工			城镇雇员		
	有议价权	无议价权	比例	有议价权	无议价权	比例
参加工会	204	184	52.58%	122	146	45.52%
不参加工会	551	770	51.71%	203	234	46.45%

表 9 加入寻找工作方式与工资议价的交互项回归结果

变量	农民工		城镇雇员	
	月总收入	小时总收入	月总收入	小时总收入
参与工资议价	0.052 ** (0.026)	0.007 (0.031)	0.128 *** (0.040)	0.079 * (0.048)
社会关系寻找工作 × 工资议价	-0.067 * (0.036)	-0.003 (0.040)	-0.093 (0.064)	-0.060 (0.073)
政府或其他方式介绍工作 × 工资议价	-0.109 (0.090)	-0.015 (0.096)	-0.030 (0.103)	0.041 (0.128)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1 709	1 709	705	705
拟合优度	0.338	0.298	0.365	0.344

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;括号中数据为标准差;限于篇幅,本文省略控制变量回归结果,如有需要可向作者索取。

应的经济回报会更高。庞念伟和陈广汉<sup>[25]</sup>、程诚和张顺<sup>[26]</sup>、孟凡强<sup>[27]</sup>的研究表明,劳动者个人禀赋的不同是造成城乡劳动者工资差距的最主要因素。在劳动力市场中,相比于亲友等社会关系,雇主可能会更加看重劳动者的个人能力。

本部分结果还引出了另外一个问题,一些文献采用“社会关系”作为工资议价的代理是否合适?例如梁海兵<sup>[2]</sup>主要采用两个指标反映农民工的议价能力——技能资本和社会关系。根据本部分结果,农民工与所在单位相关负责人具有一定的人际关系并不一定对应着更有利的工资回报,那么在工资议价类研究中“社会关系”能否作为社会资本议价能力的代理指标?这个问题可能需要进一步讨论。

#### 五、进一步讨论:工资议价是否会影响农民工和城镇雇员的工资差

已有关于农民工工资议价的文献大多数局限于对农民工议价能力的评估<sup>[2-3]</sup>,除了较少关注工资议价对经济回报的边际影响,也较少讨论议价行为是否影响农民工与城镇雇员之间的工资差异。根据前述结果,工资议价对农民工的工资回报没有显著影响,但是会显著增加城镇雇员的工资回报,那么是否有可能让城镇雇员的工资更高,从而显著拉大两类群体的工资差距呢?这里一方面取决于系数估计值大小,另一方面取决于能够参与工资议价的人具有何种特征。此处主要采用以线性回归模型为基础的 Oaxaca-Blinder 分解方法<sup>[28-29]</sup>和 Neumark 分解方法<sup>[30]</sup>。模型可表示为:

$$\ln \bar{w}_H - \ln \bar{w}_L = (\bar{X}_H - \bar{X}_L) \beta_H + \bar{X}_L (\beta_H - \beta_L) \quad (6)$$

$$\ln \bar{w}_H - \ln \bar{w}_L = (\bar{X}_H - \bar{X}_L) \beta_L + \bar{X}_H (\beta_H - \beta_L) \quad (7)$$

$$\ln \bar{w}_H - \ln \bar{w}_L = (\bar{X}_H - \bar{X}_L) \beta_N^* + \bar{X}_H (\beta_H - \beta_N^*) + \bar{X}_L (\beta_N^* - \beta_L) \quad (8)$$

无论是式(6)还是式(7),等式右边第一项均表示即便不存在农民工与城镇雇员的差别也会存在的工资差异。等式右边第二项表示农民工与城镇雇员的工资结构差异所引起的工资差异,或者说是存在歧视和不存在歧视状态之间的工资差距,不能解释的工资差异部分均归为歧视。式(8)即 Neumark 分解是对 Oaxaca 分解的改进,Neumark 重点考察了雇主对于农民工和城镇雇员既有偏袒又有歧视的一般情形。

表 10 报告了解析结果。由于农民工的月总收入只是略低于城镇雇员,二者之间的差异极小,我们主要关注绝对贡献部分,观察工资议价在其中的影响特征,并观察其他特征中哪些拉大了差距,哪些缩小了差距。可以发现,工资议价对农民工和城镇职工之间工资差异的影响非常微弱。

表 10 农民工与城镇雇员个人月总收入的来源

指标	差异的绝对数			贡献份额(%)		
	Oaxaca (1)	Oaxaca (2)	Neumark (3)	Oaxaca (1)	Oaxaca (2)	Neumark (3)
总差异	0.000 8	0.000 8	0.000 8	100.00	100.00	100.00
可以解释部分	0.070 1***	0.104 9***	0.082 4***	8 762.50	13 112.50	10 300.00
参与工资议价	0.000 3	0.001 7	0.000 7	37.50	212.50	87.50
性别	-0.007 9	-0.007 5	-0.007 8	-987.50	-937.50	-975.00
工作经验	0.002 1	0.006 3	0.002 9	262.50	787.50	362.50
受教育年限	0.035 0***	0.051 2***	0.037 3***	4 375.00	6 400.00	4 662.50
党员	0.003 6	0.007 3**	0.004 8**	450.00	912.50	600.00
参加工会	0.002 7	0.003 0	0.003 1	337.50	375.00	387.50
已婚	0.002 1	-0.000 2	0.001 3	262.50	-25.00	162.50
寻找工作方式	0.002 3	-0.001 2	0.002 3	287.50	-150.00	287.50
合同性质	0.033 0***	0.038 7***	0.034 3***	4 125.00	4 837.50	4 287.50
企业性质	-0.021 6***	-0.001 3	-0.013 8**	-2 700.00	-162.50	-1 725.00
工作单位人数	-0.000 8	-0.005 0	-0.001 1	-100.00	-625.00	-137.50
地区特征	0.019 2***	0.011 9	0.018 5***	2 400.00	1 487.50	2 312.50
不可解释部分	-0.069 3***	-0.104 1***	-0.081 6***	-8 662.50	-13 012.50	-10 200.00

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。数据由作者根据分解模型计算得到。

从分解结果还可以看到,除性别特征之外,其他特征的贡献基本上是正值,不可解释部分的贡献为负值。这说明两个方面:(1)男性的工资高于女性,农民工中男性比例较高,提高了农民工的工资水平,不过绝对影响只有-0.008,小于教育差异引起的0.037。单纯看性别结构和教育结构,理论上城镇雇员的月总收入应远高于农民工。(2)不可解释部分的贡献为负,且数值很大,说明有其他未观测到的因素造成农民工的工资远高于城镇雇员,弥补了农民工在教育水平上的不足。

本文进一步使用小时总收入进行对比。由于农民工和城镇雇员的小时总收入差异相对较大,在关注绝对贡献的同时,也可以看看不同特征的相对贡献比例。表11报告了解析结果,可以发现,工资议价对农民工和城镇雇员之间收入差异的影响仍然非常微弱。这进一步说明,虽然城镇雇员通过工资议价可以获得额外经济回报。但是不足以显著拉大与农民工的差异。

那么,两类群体的小时总收入差异来自哪里?受教育年限的贡献依旧为正,在统计水平上显著,贡献份额为73.38%。同时,合同性质和地区特征的贡献份额也较大,分别为37.68%和19.39%。与上文对月总收入的分解结果不同的是,在对个人小时总收入的分解中,不可解释部分的贡献为负,但数值较小。上文得到的一个观点为,农民工月总收入与城镇雇员差距不大,并不是因为可观测的人力资本的提升,而是因为其他未观测到的因素弥补了农民工在教育水平上的不足。在相同的工作时间内,对总收入进行分解,不可解释部分的贡献份额大大减小,说明工作时间和工作强度提高了农民工的月总收入。农民工是凭借着勤劳、肯吃苦等优秀的个人品质才使得月总收入基本接近城镇雇员,一定程度上也说明了在当下的劳动力市场中,农民工的过度劳动问题值得关注。

表11 农民工与城镇雇员个人小时总收入的来源

指标	差异的绝对数			贡献份额(%)		
	Oaxaca (1)	Oaxaca (2)	Neumark (3)	Oaxaca (1)	Oaxaca (2)	Neumark (3)
总差异	0.0913***	0.0913***	0.0913***	100.00	100.00	100.00
可以解释部分	0.1138***	0.1460***	0.1272***	124.64	159.91	139.32
参与工资议价	0.0001	0.0012	0.0004	0.11	1.31	0.44
性别	-0.0056	-0.0045	-0.0052	-6.13	-4.93	-5.70
工作经验	0.0027	0.0099*	0.0043*	2.96	10.84	4.71
受教育年限	0.0657***	0.0767***	0.0670***	71.96	84.01	73.38
党员	0.0031	0.0084*	0.0048*	3.40	9.20	5.26
参加工会	0.0051	0.0007	0.0034	5.59	0.77	3.72
已婚	0.0025	-0.0014	0.0013	2.74	-1.53	1.42
寻找工作方式	0.0036	0.0025	0.0054	3.94	2.74	5.91
合同性质	0.0330***	0.0368***	0.0344***	36.14	40.31	37.68
企业性质	-0.0105	0.0072	-0.0029	-11.50	7.89	-3.18
工作单位人数	-0.0034	-0.0070	-0.0036	-3.72	-7.67	-3.94
地区特征	0.0175***	0.0155	0.0177***	19.17	16.98	19.39
不可解释部分	-0.0225	-0.0547**	-0.0359*	-24.64	-59.91	-39.32

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下显著。数据由作者根据分解模型计算得到。

## 六、结论与政策建议

随着“人口红利拐点”的来临,我国的劳动力从长期以来的无限供给转变为结构性短缺,农民工作为剩余劳动力的数量正在逐年减少。因而我国农民工的工资水平正在逐年上涨,与城镇劳动力的差距也在不断缩小。基于此,本文以2019年江苏省13个市的专项调查数据为样本,首次客观描述了农民工的议价权利状况,并直接估计了是否参与“工资议价”对劳动者收入回报的影响;同时以“工资议价”为背景,进一步研究了农民工和城镇雇员的收入差距特征。研究结果表明,从参与议价权利的比例看,农民工与城镇雇员之间差距不大。然而,农民工参与工资议价并不能显著提高收入水平,城镇

雇员则可以通过工资议价带来 9% 左右的额外月收入或 6% 左右的小时收入。劳动力市场分割是引起工资议价影响结果差异的一个重要原因。同时还发现,参与工会和社会关系不是影响议价权利经济回报的主要因素,相较于依靠社会关系获得工作,自己寻找工作的农民工通过工资议价可以获得显著的工资上涨。从工资议价对农民工和城镇雇员的收入差距角度看,不论是针对月总收入还是小时总收入,工资议价对农民工和城镇雇员之间工资差异的影响非常微弱,个人禀赋差异的影响占主要成分。其反映的问题是,目前我国劳动力市场还不够成熟,雇主和雇员关于工资回报的博弈机制还有待完善。对比月总收入和小时总收入的分解结果,农民工通过投入更多工作时间弥补了其在教育水平上的不足。因而,农民工的过度劳动问题值得进一步关注。

以上的研究结果表明,近年来我国政府在加强对农民工权益的保障方面取得了一定的成效,但仍存在一些不足。为此,本文提出以下几点建议:第一,政府应完善劳动力市场的制度建设,充分保障劳动力市场雇主和雇员在工资议价中的权益,尤其是保护农民工在城镇劳动力市场争取实质性的工资议价权益,而不只是在形式上让农民工参与议价。第二,政府应当消除户籍制度对农民工的职业准入障碍,使农民工与城镇雇员拥有平等的机会获得较好的工作职位,农民工收入水平的提高不应该只是依靠较长的工作时间与较大的工作强度。

#### 参考文献:

- [1] 马英辉,蔡海龙. 中国农民工工资议价能力测度——基于工作搜寻与工资离散视角[J]. 北京航空航天大学学报(社会科学版) 2018(1): 84-93.
- [2] 梁海兵. 议价行为与农民工工资增长“技能资本—社会关系”替代视角[J]. 农业经济问题 2018(12): 66-76.
- [3] 卢海阳,郑旭媛. 禀赋差异、议价能力与农民工工资——来自中国劳动力动态调查的证据[J]. 农业技术经济 2019(6): 97-106.
- [4] 栾卉. 工资集体协商制度对农民工工资增长的影响机制研究——对七大城市的调查分析[J]. 兰州学刊 2017(6): 193-208.
- [5] 金高峰. 谈判能力、个体异质性与农民非农就业收入——基于江苏农村 1889 个样本数据的分析[J]. 现代财经(天津财经大学学报) 2013(12): 15-26.
- [6] 乔明睿,钱雪亚,姚先国. 劳动力市场分割、户口与城乡就业差异[J]. 中国人口科学 2009(1): 32-41+111.
- [7] 余向华,陈雪娟. 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[J]. 经济研究 2012(12): 97-110.
- [8] 王美艳. 城市劳动力市场对外来劳动力歧视的变化[J]. 中国劳动经济学 2007(1): 109-119.
- [9] ZHU R. Wage differentials between urban residents and rural migrants in urban China during 2002—2007: a distributional analysis[J]. China economic review 2016, 37: 2-14.
- [10] 汤希,任志江. “民工荒”与我国“刘易斯拐点”问题[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版) 2018(2): 101-107.
- [11] 蔡昉,王美艳. 农村劳动力剩余及其相关事实的重新考察——一个反事实法的应用[J]. 中国农村经济 2007(10): 4-12.
- [12] 孙婧芳. 城市劳动力市场中户籍歧视的变化: 农民工的就业与工资[J]. 经济研究 2017(8): 171-186.
- [13] 罗正月. 人口红利拐点背景下农民工工资增长的现实诉求与多元推进机制[J]. 社会科学辑刊 2016(6): 71-76.
- [14] 谢申祥,陆毅,蔡熙乾. 开放经济体系中劳动者的工资议价能力[J]. 中国社会科学 2019(5): 40-59+205-206.
- [15] 孙兆阳,刘玉锦. 工会对企业员工工资有什么影响? ——基于中国综合社会调查 2008—2015 年混合截面数据的分析[J]. 劳动经济研究 2019(4): 121-144.
- [16] 陈鹏程,田旭,何军. 市场发育、劳动合同异质性与农民工工资的溢价效应——基于 CHIP 数据的实证研究[J]. 农业技术经济 2019(6): 107-119.
- [17] 张春泥. 农民工为何频繁变换工作 户籍制度下农民工的工作流动研究[J]. 社会 2011(6): 153-177.

- [18] 明娟, 王明亮. 工作转换能否提升农民工就业质量? [J]. 中国软科学 2015(12): 49-62.
- [19] 游正林. 60年来中国工会的三次大改革 [J]. 社会学研究 2010(4): 76-105+244.
- [20] WANG W, LIEN D. Union membership, union coverage and wage dispersion of rural migrants: evidence from Suzhou industrial sector [J]. China economic review 2018 49: 96-113.
- [21] 王红茹. 社科院《绿皮书》显示: 城镇就业农民工已占农村总人口 51% 2019 年农民人均工资性收入或超 6500 元 [J]. 中国经济周刊 2019(9): 54-55.
- [22] 杨凡. 流动人口正规就业与非正规就业的工资差异研究——基于倾向值方法的分析 [J]. 人口研究 2015(6): 94-104.
- [23] 单爽, 郎昱. 中国部门间工资收入差异的比较分析 [J]. 统计与决策 2018(7): 105-108.
- [24] 张春泥, 谢宇. 同乡的力量: 同乡聚集对农民工工资收入的影响 [J]. 社会 2013(1): 113-135.
- [25] 庞念伟, 陈广汉. 城镇与外来劳动力工资差异分解——人力资本和歧视贡献及其变化 [J]. 人口与经济 2013(6): 71-78.
- [26] 程诚, 张顺. 社会资本与工资收入的户籍差异——基于改进后的 Oaxaca-Blinder 分解 [J]. 人口与经济 2013(6): 79-85.
- [27] 孟凡强. 劳动力市场多重分割下的城乡工资差距 [J]. 人口与经济 2014(2): 76-85.
- [28] OAXACA R. Male-female wage differentials in urban labor markets [J]. International economic review, 1973 14(3): 693-709.
- [29] BLINDER A S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates [J]. The journal of human resources 1973 8(4): 436-455.
- [30] 郭继强, 姜俐, 陆利丽. 工资差异分解方法述评 [J]. 经济学(季刊) 2011(2): 363-414.

(责任编辑: 刘淑浩; 英文校对: 葛秋颖)

## Wage Bargaining Behavior and Wage Difference between Migrant Workers and Urban Employees: On Data of Migrant Workers and Urban Employees in Jiangsu Province in 2019

WANG Geng<sup>1</sup>, MAO Yibo<sup>1</sup>, ZHAN Peng<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Nanjing University of Finance & Economics, Nanjing 210023, China;

2. School of Public Affairs, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

**Abstract:** In recent years, the wage level of migrant workers is rising in China and the income gap with urban employees is also narrowing. Based on the survey data of migrant workers in Jiangsu province in 2019, this paper explores the wage bargaining behavior and wage differences between migrant workers and urban employees. The results show that the proportion of migrant workers and urban employees can participate in wage bargaining is similar, but the economic return of migrant workers is far less than that of urban employees. Among them, labor market segmentation is an important reason for the large differences between the two groups, while the trade union and social relations do not have a significant impact on the differences. Further research shows that wage bargaining has a very weak impact on the wage gap between migrant workers and urban employees, and the wage gap between the two groups mainly comes from the relatively high human capital endowment of urban employees and the higher work intensity of migrant workers. The results are helpful to understand the rights and interests of migrant workers in the labor market and promote the formulation of labor security policies for migrant workers.

**Key words:** migrant workers; urban employees; wage bargaining; wage differences; Neumark decomposition