樊林峰. 职业流动与农民工群体的内部收入差距［J］. 山西农业大学学报（社会科学版），2025，24（5）：82-91.
FAN Linfeng. Occupation mobility and income gap among migrant workers［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2025，24（5）：82-91.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2025.05.007

职业流动与农民工群体的内部收入差距

樊林峰
（河南省社会科学院 经济研究所，河南 郑州 451464）

摘 要：基于中国劳动力动态追踪调查2012年和2014年的面板数据，在分析农民工群体职业流动和收入差距特点的基础上，使用面板分位数回归模型分析农民工群体内部收入差距的影响因素。研究发现，全样本的分位数回归结果显示，农民工的职业流动扩大了其群体内部的收入差距。在影响因素方面，年龄、受教育程度、是否持有职业证书以及社会资本等因素均对缩小农民工群体内的收入差距具有积极作用；而工作经验则扩大了群体内部收入差距。进一步分析发现，农民工的职业流动对群体内部收入差距的影响存在显著的性别和地区异质性。具体而言，男性农民工的职业流动缩小了群体内的收入差距，而女性农民工的职业流动则扩大了群体内的收入差距。在地区差异方面，东部地区农民工的职业流动有助于缩小收入差距，中西部地区农民工的职业流动对收入差距的影响不显著。

关键词：农民工；职业流动；工资收入；收入差距
中图分类号：F241 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2025）05-0082-10

一、研究背景

改革开放以来，中国经济持续增长，人民生活水平明显改善，收入差距也在不断扩大，收入分配不合理、不公平现象日益突出，极大影响了社会的公平正义与和谐稳定，并将对经济的发展造成不利影响[1]。但是，近年来农民工群体内部在所从事的职业、技术水平以及消费水平等方面出现了明显差异[2-3]，这使农民工群体内部收入差距拉大，并呈现群体内部分化的趋势[4-5]。

劳动力流动使劳动者在不同部门和地区之间得以重新配置，促进劳动力市场的竞争性，缩小收入差距。职业流动是劳动力流动的一种形式，是市场经济的重要体现，也是提升劳动力人力资本的重要手段。始于改革开放初期的农民工向城市非农行业的转移大潮显著改善了农村居民的收入水平和家庭生活[6]。随着地区及城乡流动的制度约束的减弱，目前我国劳动力流动问题突出体现在职业流动问题上，而且我国农民工的职业流动率有高于城市从业人员职业流动率的趋势[7]。

鉴于此，论文在新发展阶段下，分析我国农民工群体的内部收入差距问题，以及职业流动对其影响。论文与已有研究相比有三点不同：一是研究内容不同，目前大多数研究着眼于地区和城乡之间的收入差距，文章以农民工群体为研究对象，分析群体内部的收入差距及其形成原因。二是研究数据不同，现有的关于收入差距的研究多使用宏观数据进行分析，缺乏对个体异质性的考虑，该论文则使用微观数据分析影响群体内部收入差距的因素。三是研究视角不同，已有研究多从技术变迁、劳动力市场分割等宏观视角分析收入差距产生的原因，该论文则从个体职业流动的微观视角分析导致群体内收入产生差距的原因。

二、文献综述

中国农民的城乡流动和职业变迁是当代中国最为重要的社会和经济现象之一。学术界对职业流动与收入的关系进行了较为丰富的研究，但不论是理论还是实证研究，都并未就两者之间的关系达成统一的结论。

收稿日期：2024-12-13 **修回日期：**2025-01-17
基金项目：河南省社会科学院2025年度基本科研业务费项目“职业流动与农民工群体内部收入差距的影响研究”（25E018）
作者简介：樊林峰，研究方向：劳动经济。

工作搜寻理论认为只有当新岗位能够带来高工资时，职业流动才会发生，所以职业流动会促进收入增加[8]。目前我国农民工职业转换的机会成本较低[9]，从事非农行业的农民将职业流动作为实现工资和收入增长的重要手段之一[7, 10]。学者们将职业流动按照流动意愿划分为主动流动和被动流动[11-12]，白南生指出主动发生的职业流动提升工资收入的效应更为明显[11]。Campbell认为主动的职业流动是着眼于长期来看，职业流动对整个生命周期内的收入水平是有正向影响的，在其样本考察期内，职业流动将工资收入提高了10%，其中有1/4是由向上的流动所导致的，1/6是由于流动到较高工资增长率的工作[13]，被动的流动则往往会降低收入水平[14]。

转换者－停留者模型认为，基于个人的内在特征，生产率较高的劳动者职业流动率较低，生产率较低的劳动者会频繁换工作，频繁的工作转换会导致生产率的进一步降低，从而降低个体的工资收入，所以职业流动不利于收入增长。农民工的就业岗位多集中在低端劳动力市场，具有一定的同质性，缺乏向上流动的渠道，使得其工作变换更多地体现为同阶层的横向流动，从而无法显著地提高其收入水平和社会地位[15]。由此可见，从人力资本角度来看，职业流动是提升低学历劳动者收入水平的重要渠道，人力资本则对低学历劳动者的收入水平没有影响；高学历劳动者的情况则与之相反[16]。此外也有学者认为，职业流动对低学历者的影响以消极效应为主。低学历群体转换工作的次数与收入呈U型模式，低学历青年初次的工作往往是低端的职业，通过职业流动，甚至以降低收入追求自身的发展，随着年限增长和技能提升，后期收入有增大的趋势[17-18]。

综上所述，职业流动对农民工收入的影响方向是不定的，不同类型的职业流动具有不同的收入效应；同一类型的职业流动所带来的收入效应也会因性别、年龄和工作阶段的差异而不同[1, 19-21]。马瑞等认为职业流动与收入变化的关系本质而言是一个实证问题，在不同的职业生涯阶段会表现出不同的关系[22]。

三、理论框架

当前，包括中国在内的发展中国家，居民劳动收入占总收入的比重很高，劳动力市场在收入分配当中起到极为关键的作用，而且总的收入差距在很大程度上取决于劳动收入的差距[23]，对固定资产收益、投资收入等其他收入来源较少的农民工群体而言，劳动力收入更是占其总收入的93%[24]。论文所研究的农民工群体内部收入差距问题主要体现为工资收入差距。在研究收入差距之前需要厘清影响劳动者收入的因素，劳动经济学分析劳动者工资收入决定的理论主要有三个：一是新古典经济理论，二是劳动力市场分割理论，三是职业流动理论。

新古典经济学理论认为当劳动力市场是完全竞争市场时，不同劳动者之间的工资差异就完全取决于个人异质性。程名望等给出了表现劳动力个体异质性的四个方面的内容，即物质资本、金融资本、人力资本和社会资本[25]。劳动者对这些资本的拥有量决定了其在劳动力市场所面临的要素价格，进而也导致了不同劳动者之间工资收入的差距。劳动力市场分割理论重点强调制度性和社会性因素在劳动者工资形成中的决定作用。从实证研究的结论来看，新古典经济学理论和劳动力市场分割理论通常是同时发挥着作用，以性别工资的差异为例，一部分学者认为两性之间的工资差异由两性在生理功能上的差异所导致，因为不同的生理特点导致了不同的职业选择，进而导致性别工资差异；另一部分学者认为，两性之间的工资差异是由于市场存在的性别歧视所导致的，从而使得具有完全无差异的劳动生产率的男性和女性出现工资差异[26]。

职业流动理论认为，劳动者可凭职业流动选择与自身禀赋相匹配的职业，进而获得更高工资收入。学术界对职业流动影响收入有如下四种解释：去留模型、人力资本模型、工作搜寻模型和职业匹配模型。去留模型认为是否换工作是个人偏好，有些劳动者天生就喜欢换工作，这种倾向是由个体潜在特质决定的，不会随时间变化而消失，这使得高生产率的劳动者会避免职业流动，而低生产率的劳动者则会经历较高水平的职业流动[27]。人力资本模型则强调，职业流动过程中专用性人力资本的不可转移性会导致换工作后专用性人力资本的损失，而对其工资收入造成不利影响，但如果专用性人力资本具有一定程度的可转

移性，职业流动对收入的影响又会变得更为复杂[28-29]。工作搜寻模型着眼于劳动力供给双方所存在的信息不对称问题，劳动者通过频繁地搜寻工作，可以获得与更多工作岗位进行匹配的机会，同时随着搜寻经验的增加，劳动者对岗位和市场的了解也更加深刻，从而提高工资收入[8]。职业匹配模型认为随着劳动者工作时间的延长，劳动力与岗位的匹配信息就会被各企业和用人单位所熟悉，与劳动力相关的生产率信息也得以披露，工资水平也会随之进行调整[30]。

从已有的工资收入决定的理论来看，决定劳动者收入的因素包括两部分：一是劳动者自身的个体特征、资源禀赋和禀赋回报系数；二是劳动者本身职业流动情况。通过分析影响收入决定因素，我们可以进一步得到影响收入差距的因素。图1直观展示了收入决定和收入差距之间的逻辑关系。其中，决定收入的因素对收入差距起着扩大和缩小两种作用。如果劳动力市场不是完全竞争的，由歧视、制度和非正式规则所形成的市场分割就会扩大处在不同市场之间劳动者的收入差距。论文所涉及的要素流动主要指劳动力的职业流动，如果劳动者可以自由地选择职业流动，则可以促进劳动者对劳动力市场相关信息的了解，同时获得与其能力更加匹配的工作，缩小收入差距。一旦职业流动受到市场分割等非个体自选择因素的影响，便会加剧劳动者之间的收入差距。此外，职业流动还可能增加劳动者收入的不稳定性，从而加剧收入差距[31]。要素禀赋主要包括劳动者的个体特征、物资资本、金融资本、人力资本及社会资本，当劳动力的禀赋回报系数相同时，劳动力市场处于完全竞争状态，此时劳动者可以自由流动，进而缩小劳动者之间的收入差距；反之，则会扩大劳动者之间的收入差距[32]。

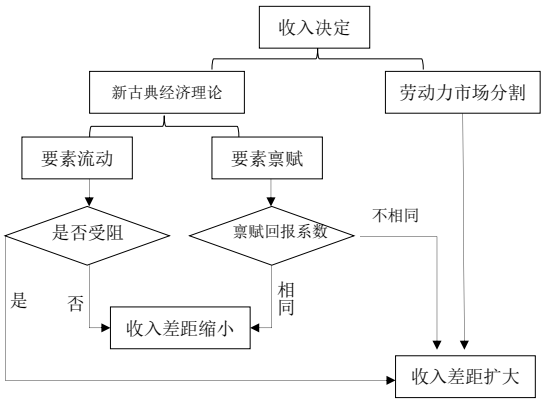


图1 收入决定与收入差距关系逻辑图

四、变量、数据与描述性分析

（一）变量选择与说明

论文将农民工年工资收入的对数作为因变量，并使用面板分位数回归方法估计出农民工在不同收入分位点的收入方程。如果某一解释变量在低分位点的回归方程中显著为正，但在高分位点的回归方程中不显著，则这一变量即可以缩小群体内的收入差距；如果某一解释变量在低分位点和高分位点的回归方程中均显著为正，但低分位点的边际影响要大于高分位点的边际影响，则这一变量也可以缩小群体内部的收入差距[25, 33]。

论文自变量分为两大类：一是要素禀赋变量；二是要素流动变量。要素禀赋包括个体特征和资源禀赋，其中个体特征包括性别和年龄，资源禀赋包括农民工的人力资本和社会资本。人力资本分别使用受教育程度、是否拥有职业/技术证书和工作年限测量；社会资本使用“农民工在当地关系密切并可以获得支持和帮助的朋友数量”测量。要素流动使用根据个体的工作史计算所得的职业流动次数（或工作转换的次数）测量，职业流动次数一方面可以衡量劳动者所在劳动力市场的发育程度，另一方面也可以代表劳动者本身对职业流动的偏好。考虑到农民工群体内部存在可能造成市场分割的因素，论文的控制变量还包含了劳动者所在企业的所有制类型，以及劳动者所在职业的职业阶层①[34-35]。此外，为了控制地区因素对不同地区农民工工资的影响，论文还加入了由东中西地区所表示的地区虚拟变量。变量的名称、含义及取值见表1所示。

（二）数据来源与描述统计结果

数据来自于中山大学社会科学调查中心主持的中国劳动力动态追踪调查（China Labor Dynamic Survey，CLDS）2012年个体问卷数据和2014年个体问卷的追踪数据。CLDS于2012年展开第一次全国性调查，样本覆盖中国29个省市（港澳台、西藏、海南除外），调查对象为样本家庭中的全部劳动力（年龄15至64岁的家庭成

① 本文借鉴秦广强和蔡禾两位作者对职业阶层的划分标准，将数据中的职业阶层分为六大类。

表1 变量介绍

变量名	变量说明	说明
inc	年工资性收入	单位：万元
tchange	换工作次数	单位：次
change	是否换过工作	0=未换工作；1=换过工作
gender	性别	0=女，1=男
age	年龄	单位：年
edu	受教育程度	1=小学及以下；2=初中；3=高中、职高/技校、中专；4=本科及以上
cert	有无职业证书	0=无；1=有
ncert	职业证书数	单位：个
yearswk	工作年限	单位：年
numfrds	朋友数	0=无熟人，1=1～5个熟人，2=6～10个熟人，3=10个及10个以上的熟人
inform	提供工作信息的人数	单位：人
ownesp	工作单位类型	0=体制内；1=体制外
class	职业类型	1=其他；2=农业工作者；3=生产运输者；4=商业服务者；5=办事人员；6=社会管理者
region	工作所在地区	1=东部；2=中部；3=西部

注：东中西地区的划分如下：其中东部地区有北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南；中部地区有山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南；西部地区有四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆和广西

员）。该调查采用多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概率抽样方法。

在进行描述性分析之前，对数据进行如下清理：研究对象为农民工，在样本中保留出生时户口类型为农业户口的受访者。有的样本出生时户口类型为农业户口、当前的户口类型为城市户口，鉴于户口所具备的身份象征，依旧将此类个体视为农民工。在追踪样本中，2012年有1031人从农业户口改为城市户口，2014年增加了71人，该户口的样本数占总样本数的比例由2012年的11%增加到2014年的12%。为避免创业人群导致农民工群体内部收入差距较大的现象，论文只保留工作类型为雇员的样本。为了考察农民工群体内部收入差距的情况，剔除了没有参加工作的样本。由于改革开放前后的劳动力市场具有显著的差异，为了保证样本均是在改革开放后参加工作，删除了初次工作时间在1978年之前的样本。

从表2可知，样本中收入均值为33 155.21元，与2014年农民工监测调查报告显示的人均收入34 368元较为接近[①]。年龄的均值为41.24岁，说明外出务工以中年为主。是否换工作、职业证书数和企业属性呈现出标准差大于方差的情形，说明样本在这三个变量的取值较为分散。以是否换工作为例，因为样本本身具有自选择性，一些样本偏好换工作，而另外一部分样本厌恶换工作，是否换工作变量在样本中的分布就不是随机的，职业证书数目与企业属性具有相似情况。

表2 描述性统计分析

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
inc	3628	32 634.98	27 079.49	1000	430 000
tchange	3603	1.90	1.87	0	20
change	3235	0.35	0.48	0	1
gender	3628	0.54	0.50	0	1
age	3628	40.27	11.26	14	82
edu	3628	2.21	0.91	1	4
cert	3628	0.25	0.43	0	1
yearwk	3628	19.20	11.33	0	64
frdnum	3587	1.60	0.97	0	3
ownesp	3370	0.28	0.45	0	1
inform	1898	1.18	2.82	0	50
class	3391	3.56	1.22	1	6
region	3628	1.56	0.80	1	3

五、实证分析

（一）模型设定与实证估计策略

论文使用式（1）所示的方程对个体年工资收入对数进行估计，其中 $lninc_{it}$ 表示 i 个体在 t 年的年工资收入的对数，$change_i$ 为衡量 i 个体职业流动的变量，X 为解释变量，包括性别、年龄、

① 使用的面板数据时间跨度为2012—2014年，2014年全国农民工监测调查报告中的数据来源为http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201504/t20150429_797821.html。

受教育程度、工作年限、有无职业证书、朋友数、职业阶层和企业属性。其中u_i为个体不随时间变化的特征，ε_{it}为随机误差项。

$$lninc_{it}=\widehat{\beta}_0^{(p)}+X_{it}\widehat{\beta}_1^{(p)}+\hat{\theta}^{(p)}change_i+u_i+\varepsilon_{it}(1)$$

论文使用分位数回归方法估计职业流动对收入的影响。其中$\widehat{\beta}_0^{(p)}$表示p分位数时常数项的估计系数，$\widehat{\beta}_1^{(p)}$表示包括职业流动和其他控制变量在内的解释变量在p分位数时的估计系数。因使用了两期面板数据，故在计量中使用Koenker和Hallock于1978提出的面板数据分位数回归方法对参数进行估计[36]。

（二）内生性问题处理

劳动者在是否换工作的决策上并没完全随机，一些职业流动可能是为了获得更好福利和更优质工作条件，而另一些则可能是为了改善自身所处的不利经济地位。因此，职业流动的决策具有高度选择性，直接比较样本在职业流动结果上的差异，会使估计结果存在偏差。因此论文使用Heckman（1979）样本选择模型的两步法思路，解决因样本自选择所导致的内生性问题。具体将通过以下步骤完成估计：首先，利用全部样本建立选择模型，即使用面板logit模型估计出样本换工作的概率，并据此计算出逆米尔斯比率（Inverse Mills Ratio，IMR）；其次，将得到的逆米尔斯比率作为控制变量加入到估计收入方程的面板分位数回归方程（1）中，来排除选择性偏误。

两阶段法能否矫正选择性偏差的关键在于找到一个行之有效的排除限定变量，该变量能显著影响是否换工作的决策，但对工资收入无显著影响。论文以“找工作时找人帮忙的人数”作为第二阶段选择模型的排除限定变量。样本能获得的求职信息多，在很大程度上会影响劳动者的流动倾向和意愿，但并不会对组织内部收入分配过程产生直接影响，因此是一个较为理想的排除限定变量[37]。逆米尔斯比率之所以可以识别选择性偏差，是因为逆米尔斯比率是控制变量和排除限定变量的非线性函数，在控制逆米尔斯率的情况下进行估计，就可以得到无偏的估计，否则出现误差项与职业流动变量相关，从而导致估计偏误。

（三）实证分析结果

论文先使用面板Logit模型得出换工作概率的估计值①，估计结果见表3第一列。在此基础上，根据面板logit模型的估计结果计算逆米尔斯比率，并在估计年工资收入方程中将其作为控制变量。此外，在估计工资收入方程的过程中，还加入了年龄和换工作次数的平方项，以分析收入与年龄、收入与职业流动之间可能存在的非线性关系。由于初入职时缺乏相应的专用性人力资本，且工作经验较为缺乏，故而，年龄小的群体收入水平偏低；当年龄较高时，会出现人力资本损耗现象，进而劳动者的工资也开始降低。

在表3中，第1列为Heckman两阶段的第一阶段估计样本职业流动概率的估计结果；第2列为未控制自选择效应，且未使用分位数回归所得面板固定效应的估计结果，第3列至第5列依次为10分位数、50分位数和90分位数的固定效应分位数回归的估计结果。结果表明：换工作次数在50分位点显著，换工作次数及其平方项的估计系数在50分位点均显著，在90分位点均不显著，在10分位点的估计方程中可以找到换工作次数的一个极值点，极小值点为8.36次②。由此说明，换工作次数在0到8.36之间时，换工作次数对工资收入的影响是负向的；当换工作次数大于8.36次时，随换工作次数的增加工资收入水平逐步提高。样本中有超过98%的样本换工作次数小于等于8.36次。因此，职业流动降低了低收入群体的工资收入，但是对高收入群体的工资收入影响不显著。换言之，职业流动可以扩大农民工群体内部的收入差距。从第2列固定效应模型的结果可以看出，换工作次数及其平方项均不显著，第3列和第4列中逆米尔斯率的估计系数均显著，这意味着样本自选择会对估计的结果造成影响。

通过比较10分位数和90分位数方程中估计系数的取值大小及显著性差异，可得到各解释变量与收入差距之间的关系。具体而言，除职业流动外，受教育程度、有无职业证书和工作经验可缩小农民工群体内部收入差距。受教育程度取值

① 此处为节省篇幅，未展示面板logit模型的估计结果，其中面板logit模型的因变量为“是否换工作”，自变量包括：年龄、性别、受教育程度、有无职业证书、工作年限、企业属性、地区虚拟变量和社会资本。

② 这里的极值点的求解方法是将回归所得的方程左右两边对换工作次数变量求偏导数，然后令所求得的偏导数为0可以得到$2\times0.0045\times tchange-0.0752=0$。

表3 固定效应模型与面板分位数回归的结果

	第一阶段	固定效应	Q10	Q50	Q90
tchange		−0.0247	−0.0147***	−0.0752***	−0.0326
		(0.026)	(0.006)	(0.021)	(0.026)
tchange2		−0.000 22	0.00017	0.004 50***	0.0025
		(0.002)	(0.000)	(0.002)	(0.002)
edu=2	0.0997	0.128**	0.188***	0.160***	0.161
	(0.152)	(0.057)	(0.034)	(0.051)	(0.201)
edu=3	−0.0824	0.105	0.276***	0.455***	0.278
	(0.177)	(0.093)	(0.035)	(0.057)	(0.174)
edu=4	−0.634**	0.0361	0.546***	0.563***	0.29
	(0.292)	(0.134)	(0.061)	(0.120)	(0.311)
cert	0.206	0.0619	0.341***	0.152**	0.123
	(0.150)	(0.041)	(0.037)	(0.069)	(0.082)
yearwk	−0.0379**	0.115***	0.0185***	0.000 364	0.0129
	(0.017)	(0.020)	(0.003)	(0.003)	(0.011)
yearwk2	0.000 721*	−0.0007*	−0.0005***	−0.000 032	−0.000 11
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
ownersp	−0.331**	−0.0674	−0.163**	−0.158***	−0.259**
	(0.165)	(0.050)	(0.072)	(0.060)	(0.122)
class=2	−0.0124	0.257***	−0.363***	0.107	0.672***
	(0.440)	(0.081)	(0.064)	(0.200)	(0.254)
class=3	0.0724	−0.0464	−0.111***	0.0686	−0.056
	(0.252)	(0.064)	(0.043)	(0.047)	(0.045)
class=4	0.573**	0.0427	−0.156**	0.151**	0.0708
	(0.284)	(0.072)	(0.072)	(0.074)	(0.126)
class=5	0.259	0.0233	−0.272***	−0.008 93	0.13
	(0.281)	(0.074)	(0.073)	(0.066)	(0.133)
class=6	0.0344	0.004 44	−0.224**	−0.0614	−0.083
	(0.386)	(0.095)	(0.099)	(0.087)	(0.108)
numfrds=1	−0.0831	0.00376	0.116***	0.111*	0.265**
	(0.188)	(0.047)	(0.031)	(0.062)	(0.112)
numfrds=2	−0.308	−0.0265	0.0803**	0.0891	0.16
	(0.204)	(0.050)	(0.036)	(0.100)	(0.150)
numfrds=3	−0.32	−0.007 64	0.003 64	−0.0247	0.0832
	(0.211)	(0.051)	(0.047)	(0.105)	(0.178)
inform	0.0359*				
	(0.021)				
gender=1	−0.094				
	(0.118)				
region=2	0.169				
	(0.164)				
region=3	0.214				
	(0.166)				
lamda			0.653***	0.391*	0.16
			(0.114)	(0.215)	(0.457)
样本量	1617	3308	1608	1608	1608

注：*、**、***分别表示估计系数在10%、5%和1%的水平上显著，其中括号内的数值为估计系数的标准误。下表中的含义与此相同，不再重复注释

为2时，在10分位点时显著提高年工资收入，但是在90分位点时对年工资收入无显著影响。受教育程度是通用性人力资本的代表，即通过教育提升劳动力的认知和实践能力可以缩小群体内部差异化。有无职业证书可代表劳动者专用性人力资本的强弱，在低分位点，有职业证书的人群比无职业证书的人群收入水平更高，因此获得职业证书会缩小农民工群体内部收入差距。工作年限变量在10分位点的回归方程中估计系数不显著，在90分位点的估计方程中系数显著为正，即工作年限会扩大农民工群体内部收入差距。导致这种现象的原因是高收入阶层获取收入的方式受年龄增加的影响较弱。换言之，高收入群体的工资收入不会因年龄增长所导致的体质衰减而降低。

社会资本在10分位点的估计系数为正值，当社会资本的取值为1时，在90分位点的估计系数也为正值且大于对应10分位点的取值，意味着社会资本较低的低收入和高收入群体，社会资本会扩大其收入差距。当社会资本取值为2时，在10分位点的社会资本系数显著为正，但在90分位点的估计系数不显著，这意味着对中等社会资本的群体而言，社会资本可以缩小低收入和高收入群体间的收入差距。之所以在高收入群体出现社会资本抑制工资收入水平提高的现象，主要是因为对农民工群体而言，当其已经获得一定社会经济地位时，因受到制度等非市场因素的限制，再想获得更高水平的职业和社会地位较为困难，而且农民工群体的社会资本同质性较强，缺少信息桥。农民工群体中率先步入高收入阶层的人也可能会成为其他低收入阶层农民工的社会资本。

（四）异质性分析

首先，按“是否转过户口”对样本进行划分。因为户籍在当下的中国是一种身份象征，会影响到户籍拥有者的职业选择范围。从农村户口转为城市户口的样本本身就意味着其获取收入的能力较强，因而有必要对样本进行细分，再分别对两类样本进行面板分位数回归，估计的结果如表4所示。从出生到现在未发生户口变化的样本在低分位点职业流动的影响不显著，但是在高分位点的影响则为负，这意味着职业流动缩小了收入差距。对于由农村户口转为城市户口的样本在低分位点的估计方程中，职业流动显著降低了工资收入，但是在高分位点的回归方程中系数不显著，这意味着职业流动扩大了收入差距。

其次，按务工所在区域对样本进行划分。由于东中西部地区工资收入水平存在显著差异，但在面板分位数回归模型中使用了固定效应模型，所以不随时间变化的变量（受访者性别和务工地点）无法在回归方程中体现。表5为按务工所在区域划分样本后所得的估计结果，其中东部地区样本在低分位点和高分位点时，换工作次数及其平方项对工资收入的影响系数均显著，可计算出低分位点和高分位点回归方程中的极值点分别为6.13次和17.18次，由于将近95%的样本职业流动次数为5，所以随着职业流动次数的增加，东部地区低收入和高收入群体的收入差距缩小。中部地区和西部地区样本在低分位点和高分位点时，职业流动变量的影响均不显著。因此，职业流动对中西部地区农民工群体收入差距的影响不显著。

最后，按照受访对象的性别对样本进行划分。所得结果如表6所示。女性样本中换工作次数变量在10分位点的回归方程中不显著，在90分位点时的边际影响为0.0957；男性样本中换工

表4 由户口类型是否变动划分样本后的面板分位数估计结果

	一直都是农业户口		由农村户口转为城市户口	
	Q10	Q90	Q10	Q90
tchange	0.0365	−0.0457*	−0.247**	0.037
	(0.039)	(0.026)	(0.104)	(0.035)
$tchange^2$	−0.002 27	0.002 95	0.009 52***	−0.007 25***
	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	1136	1136	472	472

注：表格展示结果的估计方程为式（1），篇幅所限只展示职业流动相关变量的估计结果。表9和表10与此类似，不再注释

表5 由务工所在地区划分样本后的面板分位数估计结果

	东部		中部		西部	
	Q10	Q90	Q10	Q90	Q10	Q90
tchange	0.0174*	−0.0371***	−0.0917	0.0307	−0.265	−4591.9
	(0.010)	(0.002)	(0.219)	(0.060)	(0.334)	(34 458.25)
$tchange^2$	−0.001 42***	0.001 08***	0.004 57	−0.004 01	0.0145	581.1
	(0.001)	(0.000)	(0.008)	(0.005)	(0.016)	(4369.867)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1157	1157	221	221	230	230

作次数变量在低分位点的估计系数不显著，在高分位点的估计系数显著，边际影响为−0.0446，由此可知，在男性样本中职业流动会缩小收入差距，在女性样本中职业流动会扩大收入差距。

六、结论与政策建议

论文从职业流动的视角分析了农民工群体内部收入差距形成的原因。实证结果表明：(1) 职业流动对低收入和高收入群体收入差距的影响存在显著差异。从面板分位数回归可知，不论是全样本估计结果还是分地区、分性别分别进行回归之后的结果，均表明职业流动在低分位点和高分位点对因变量的影响有差异。这说明职业流动对收入差距的影响方向是不定的，最终的影响效果取决于水平效应与波动效应的相对大小。(2) 职业流动对不同性别和不同地区收入差距的影响效果有差异。男性农民工群体的职业流动会缩小群体内部的收入差距，女性农民工群体的职业流动则会扩大群体内部收入差距。与男性相比，女性所从事的职业多集中于家政服务业，其职业流动更多体现为盲目和被动的职业流动，所以并未对其工资收入有正向影响。就地区差异而言，东部地区农民工职业流动能缩小群体内差距，中西部地区的情况则与之相反。一方面是因为东部地区农民工的平均工资收入高于中西部地区，进行职业流动时会更加谨慎；另一方面东部地区劳动力市场较为健全，有较为顺畅的职业流动途径，所以东部地区的职业流动会起到缩小群体内部收入差距的作用。(3) 工作年限会扩大群体内部收入差距。工作年限通常能代表劳动者资历和专用性人力资本水平，当劳动者获得一定工作年限后其收入决定机制就与初入职者的收入决定机制有所差异，所以工作年限变量会扩大群体内部收入差距。若这种依靠年限决定工资的制度固化，会抑制高工龄的工作和学习动机，也会打击新入职者的工作动力，不利于企业长远发展。

政府可以从三个方面对农民工群体内部存在的盲目流动对其收入所造成的不利影响进行干预：一是增加农民职业培训，提升人力资本水平。如果劳动者没有相应的技术本领和学习能力，其职业流动更多地体现为盲目和被动流动，并不利于其工资收入水平的提升。当具备一定专业技能时，在换工作时会更加谨慎，同时与之前相比，在新的企业当中也具有更强的工资谈判能力。二是构建科学且有针对性的就业服务体系和农民自己的组织。社会资本可以提升低收入群体的工资收入水平，建立统一的针对农民工的信息公示平台，并用农民工群体最便捷的方式将信息发布出去，从而降低农民工群体内部所存在的工

表6 由性别划分样本后的面板分位数估计结果

	女性		男性	
	Q10	Q90	Q10	Q90
tchange	0.0116	0.110***	0.0625	−0.0446***
	(0.016)	(0.032)	(0.042)	(0.017)
tchange2	−0.000 985	−0.007 17***	−0.004 18	0.0018
	(0.001)	(0.002)	(0.003)	(0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	709	709	899	899

作不匹配和盲目换工作的现象。农民工内部这一自组织的形成，可以替代诸如依靠社会资本等非正规方式渠道，使得农民工能够更公平、更便捷地获得就业信息。农民工内部还存在低收入群体将高收入群体作为社会资本来源的情况，从而可能对高收入群体的收入水平带来不利影响，通过这一组织的建立，该情况也将有所缓解。三是建立完善的且有差异的农民工就业促进政策。之所以职业流动对工资收入的影响在东中西部地区存在显著差异，主要是因为不同地区的劳动力市场发育程度以及经济发展程度差异所导致的，应该对这一宏观制度层面的差异进行约束。

参 考 文 献

[1] 宋扬，马申．中国收入差距的特点、变化趋势与形成原因——基于劳动力市场的视角[J]．劳动经济研究，2016，4（5）：55-73.

[2] 柳建平，闫鹏鹏．农民工内部分化的一个分析框架及实证[J]．经济体制改革，2015（5）：98-104.

[3] 周其仁．机会与能力——中国农村劳动力的就业和流动[J]．管理世界，1997，13（5）：81-101.

[4] 唐灿，冯小双．“河南村”流动农民的分化[J]．社会学研究，2000，15（4）：72-85.

[5] 王春超，何意銮．社会资本与农民工群体的收入分化[J]．经济社会体制比较，2014（4）：26-45.

[6] 蔡昉，王德文．中国经济增长可持续性与劳动贡献[J]．经济研究，1999，34（10）：62-68.

[7] 李长安．农民工职业流动歧视及对收入影响的实证分析[J]．人口与经济，2010（6）：27-32，46.

[8] Burdett ,K. A theory of employee job search and quit rates[J]. The American Economic Review,2016,68(1):212-220.

[9] Tian M, Xu L. Investigating the job mobility of migrant workers in China[J]. Asian and Pacific Migration Journal, 2015, 24 (3): 353-375.

[10] 周运清，王培刚．农民工进城方式选择及职业流动特点研究[J]．青年研究，2002（9）：44-49.

[11] 白南生，李靖．农民工就业流动性研究[J]．管理世界，2008，24（7）：70-76.

[12] 吕晓兰，姚先国．农民工职业流动类型与收入效应的性别差异分析[J]．经济学家，2013（6）：57-68.

[13] Campbell D. Estimating the wage effects of job mobility in Britain [R/OL]. Leibniz ,University of Kent, Department of Economics. https://hdl. handle. net/10419/68120.

[14] Cao Y, Hu C Y. Gender and job mobility in postsocialist China: a longitudinal study of job changes in six coastal cities[J]. Social Forces, 2007, 85 (4): 1535-1560.

[15] 刘士杰．人力资本、职业搜寻渠道、职业流动对农民工工资的影响——基于分位数回归和OLS回归的实证分析[J]．人口学刊，2011，33（5）：16-24.

[16] 吴愈晓．劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式[J]．中国社会科学，2011（1）：119-137，222-223.

[17] 聂伟，任克强，吕程．工作转换与城市在职青年的收入[J]．青年研究，2014（1）：1-9，94.

[18] 魏霁．人力资本还是职业流动？——农民工工资增长机制的一个实证研究[J]．社会发展研究，2015，2（3）：68-84，243.

[19] Keith K, McWilliams A. The wage effects of cumulative job mobility[J]. ILR Review, 1995, 49 (1): 121-137.

[20] Topel R H, Ward M P. Job mobility and the careers of young men[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1992, 107 (2): 439-479.

[21] 杜妍冬，刘一伟．职业流动对农民工收入的影响及其代际差异——基于我国七城市的调查数据[J]．南京农业大学学报(社会科学版)，2015，15（4）：43-52，132.

[22] 马瑞，仇焕广，吴伟光，等．农村进城就业人员的职业流动与收入变化[J]．经济社会体制比较，2012（6）：36-46.

[23] Fields G S. Labor market policy in developing countries: a selective review of the literature and needs for the future[R/OL]. WashingtonDC,The World Bank policy Research Working paper,https://documents1.worldbank.org/curated/en/547041468314993821/pdf/WPS4362.pdf.

[24] 宋扬，赵君．中国的贫困现状与特征：基于等值规模调整后的再分析[J]．管理世界，2015，31（10）：65-77.

[25] 程名望，史清华，Jin Yanhong，等．农户收入差距及其根源：模型与实证[J]．管理世界，2015，31（7）：17-28.

[26] 陈煜婷，张文宏．市场化背景下社会资本对性别收入差距的影响基于2009 JSNet全国数据[J]．社会，2015，35（6）：178-205.

[27] 蔡禾，张东．中国城镇劳动力市场中的职业流动及收益——基于CLDS2012年和CLDS2014年数据的实证研究[J]．江海学刊，2016（3）：94-102.

[28] Becker G S. Investment in human capital: a theoretical analysis [J]. Journal of Political Economy, 1962,

70(5)：9-49.
[29] Jovanovic B. Firm-specific capital and turnover[J]. Journal of Political Economy, 1979, 87(6)：1246-1260.
[30] Jovanovic B. Job matching and the theory of turnover[J]. Journal of Political Economy, 1979, 87(5, Part 1):972-990.
[31] Gottschalk P, Moffitt R A. The growth of earnings instability in the U. S. labor market [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1994 (2)：217-271.
[32] 邢春冰，罗楚亮．农民工与城镇职工的收入差距——基于半参数方法的分析[J]．数量经济技术经济研究，2009，26 (10)：74-86.
[33] 高梦滔，姚洋．农户收入差距的微观基础：物质资本还是人力资本?[J]．经济研究，2006，41 (12)：71-80.
[34] 秦广强．代际流动与外群体歧视 基于2005年全国综合社会调查数据的实证分析[J]．社会，2011，31 (4)：116-136.
[35] 张晶，王淼晗，方匡南．我国城乡居民收入影响因素研究——基于省际面板分位数回归分析[J]．数理统计与管理，2015，34 (4)：571-579.
[36] 王建．城市劳动力市场中的性别收入差距：基于职业流动的解释[J]．中国人口科学，2024 (3)：18-33.

Occupation mobility and income gap among migrant workers

FAN Linfeng

(*Institute of Economics*, *Henan Academy of Social Science*, *Zhengzhou* 451464, *China*)

Abstract: Based on the panel data from the China Labor-force Dynamic Survey in 2012 and 2014, it analyzed the characteristics of occupational mobility and income gap among migrant workers and explored the factors influencing income gap with the panel quantile regression model. It found that migrant workers′ occupational mobility contributes to widening the income gap of migrant workers. Among the influencing factors, age, education level, possession of an occupational certificate, and social capital have a positive impact on reducing the income gap among migrant workers, whereas working years tend to widen the income gap. Further analysis shows significant gender and regional heterogeneity . Specifically, the occupational mobility of female migrant workers tends to widen the income gap. Regarding regional differences, migrant workers′ occupational mobility in the central and eastern region helps to narrow the income gap. In contrast, in the central and western region, it has no significant impact on the income gap.

Keywords: Migrant workers; Occupation mobility; Wage income ; Income gap

(编辑：赫雪侠)