

# 本地务工与外出务工劳动力的工资差异： 兼论迁移对教育回报率的影响

方超，黄斌

**[摘要]** 劳动力市场上的工资差异是决策者与学术界关注的热点问题。本文基于2014年中国家庭收入调查数据，采用倾向得分匹配法、处理效应模型、无条件分位数回归及其分解等方法，研究了本地务工与外出务工劳动力的工资差异。研究结果表明：与本地务工相比，外出务工能够显著提高劳动力的工资水平，迁移的收入效应在不同分位点上具有异质性的特征，突出表现为能够更好地促进低收入群体的个体增收。同时，外出务工劳动力的教育回报率的异质性收益特征随收入分位点的变化呈现出U型曲线的变化趋势；本地务工与外出务工者的工资差异主要集中在低分位点上，并且具有“黏地板效应”的鲜明特征，不能被解释的歧视成为本地务工与外出务工劳动力工资差异的决定因素，而教育年限、工作经验及其平方项构成的人力资本变量则在可解释因素引致的工资差异中占据了主导地位。

**[关键词]** 本地务工；外出务工；工资差异；RIF回归分解；黏地板效应

## 一、引言及文献回顾

改革开放以来，劳动力市场的制度性壁垒不断被打破，地域上的城乡藩篱逐步消融，大量农村劳动力涌入城镇后成为推动城市经济发展的中坚力量。然而，依附在二元经济结构上的户籍制度并未发生根本性变化，外出务工人员就业、收入以及社会保障等方面的城市融入仍然是新型城镇化进程中的突出问题(杨春江等，2014；陆万军和张彬斌，2018)，这就导致部分农民工做出返乡选择。据统计数据显示，2018年农村劳动力的总体规模达到了2.88

**[收稿日期]** 2020-05-28

**[基金项目]** 江苏省社科基金教育学2020年度青年课题“流动人口视角下经济转型时期教育扩张政策的收入分配效应研究”(20JYC007)

**[作者简介]** 方超，南京财经大学公共管理学院，电子邮箱地址：99288137@qq.com；黄斌，南京财经大学公共管理学院，电子邮箱地址：james7526@163.com。

亿人。其中,本地务工人员相对上年实现了0.9个百分点的增长,但外出进城务工人员却下降了1.5个百分点。<sup>①</sup>乡一城劳动力转移为城镇化建设提供了契机(张洪潮和王丹,2016;贺文华,2018),但外出务工人员的下降趋势却不利于推进新型城镇化建设。

目前,已有大量研究从劳动力市场分割、户籍歧视以及职业隔离的视角讨论了城乡劳动力的组间工资差异,并在此基础上为深化户籍制度改革、推动城乡劳动力的“同工同酬”建言献策(孟凡强和邓保国,2014;吴贾等,2015;章莉等,2016;孙婧芳,2017;于潇和孙悦,2017;吕炜等,2019)。但涉及本地务工与外出务工劳动力的组内工资差异的研究却较少(张锦华和刘静,2018)。鉴于此,本文将基于工资决定方程估计迁移对于外出务工劳动力收入水平的影响效应,捕捉迁移收入效应的异质性特征,并对本地务工与外出务工的工资差异进行分解,同时探讨迁移对教育回报率的影响,从而为促进农村劳动力流动、提高学历教育的经济价值、推动新型城镇化建设提供证据支撑与决策参考。

农村劳动力迁移与工资差异始终是决策者与学术界关注的焦点问题。受到推拉理论的影响(Push and Pull Theory),流出地的推力与流入地的拉力共同决定了农民工的迁移决策,而迁移的个体增收效应则成为决定迁移与否的重要因素,这一点在前期文献中已被证实(孙三百,2015)。从工资差异的形成原因上看,构成效应(Composition Effect)与结构效应(Structure Effect)共同决定了城乡劳动力的工资差异(Autor et al., 2005; Chi and Li, 2008)。构成效应又被称为贡献效应(Endowment Effect),指的是能够被劳动者可观测特征所解释的工资差异。结构效应指的是不能被劳动者可观测特征所解释的工资差异,因而又被称为歧视效应(Discrimination Effect)。目前已有相当数量的研究利用构成效应与结构效应考察城镇劳动力市场上的工资差异(姚先国和李晓华,2007;卢晶亮,2018;罗楚亮,2018),但有关农村地区的研究还不多。

从工资差异的研究主题上看,绝大多数研究通过估计迁移的收入效应,揭示了性别、职业以及教育等因素对城乡工资差距的影响(Meng, 2001; 邓曲恒, 2007; 屈小博, 2014; 罗楚亮等, 2019)。孟凡强等(2018)认为,教育歧视也是造成城乡工资差距的重要原因,教育歧视引致的工资差距在城乡劳动力总工资差距中的占比为2.61%,但教育与户籍歧视对工资差距的影响随

---

<sup>①</sup> 参见《2018年农民工监测调查报告》, [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201904/t20190429\\_1662268.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201904/t20190429_1662268.html)。

时间的推移逐步减弱，并且教育歧视业已取代户籍歧视正成为我国城乡工资差异的主要歧视形式。

从研究视角上看，工资差异究竟是集中在收入分布顶端，表现出“天花板效应”(Glass Ceiling)，还是集中在收入分布末端，表现出“黏地板效应”(Sticky Floor)，这是国内外学者关注的焦点问题(Kee, 2006; Arulampalam et al., 2007; Pham and Reilly, 2007)。从工资差异的研究方法上看，郭继强等(2011)的研究综述指出，工资分解常用的框架主要以均值分解和分布分解为主，均值分解包括 Oaxaca-Blinder 分解及其改进、Brown 分解及其改进以及 JMP1991 分解；分布分解则包括 JMP1993 分解、DFL 分解以及 MM2005 分解等七种分解方法。

从工资差异的形成原因上看，既有研究相对更关注城镇劳动力市场，对农村劳动力市场的关注较少；从工资差异的研究主题上看，既有研究大多聚焦城乡工资差异，但对农民工的组内工资差异却较少涉及；从工资差异的研究视角上看，既有研究较少涉及农民工群体组内收入分布的“天花板效应”或“黏地板效应”。本研究的创新点主要在于：第一，聚焦本地务工与外出务工劳动者的迁移效应，利用倾向得分匹配法与处理效应模型纠正由于可观测异质性与不可观测异质性造成的估计偏误；第二，聚焦迁移效应引致的工资差异，利用无条件分位数回归捕捉迁移效应的异质性收益特征，并在此基础上利用反事实分解技术刻画本地务工与外出务工劳动者的组内工资差异。

## 二、模型与方法

### (一) 基准模型

本研究采用明瑟提供的工资决定方程(Mincer, 1974)估计迁移的收入效应及教育回报率：

$$\ln wage_i = \beta_1 Educ_i + \beta_2 Migr_i + \beta_3 \delta_i + \mu_i \quad (1)$$

式(1)中， $\ln wage_i$  为农民工  $i$  的对数年工资； $Educ_i$  为教育年限； $Migr_i$  为迁移变量，若外出务工则有  $Migr_i = 1$ ，若本地务工则有  $Migr_i = 0$ ； $\delta_i$  为除教育因素之外其他影响迁移效应的向量，包括经验及其二次项、性别、民族、婚姻、健康状况、行业性质等可观测特征； $\mu_i$  为零均值期望的随机误差项。 $\beta_1$  与  $\beta_2$  为农民工的教育回报率和迁移效应。

### (二) 迁移的收入效应

由于农村劳动力的迁移决策并非随机生成，而是受到可观测与不可观测

因素的综合影响,因而利用 OLS 估计式(1)时,将会导致迁移的收入效应 $\beta_2$ 出现偏误。鉴于此,本文采用反事实的倾向得分匹配法纠正可观测异质性,同时利用处理效应模型纠正不可观测异质性,揭示迁移对外出务工劳动力工资收入的影响。

### 1. 倾向得分匹配法

利用 OLS 估计迁移效应时存在两方面问题:第一,农村劳动力的迁移决策是自选择问题(Self Selection),个体特征、家庭特征、区位特征的不同将会造成农村劳动力做出不同的迁移决策;第二,OLS 估计式(1)时仅能将未做出迁移决策的控制组视作处理组的反事实(Counterfactual),但处理组与控制组在数据原始条件上又存在较大差异,这将导致选择性偏差(Selection Bias)。

针对反事实引致的选择性偏差,本文采用 Rosenbaum 和 Rubin(1985)提供的倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM)进行纠正。倾向得分匹配法的基本操作分为三步:第一,选择协变量进行样本匹配;第二,通过 Logit 二值选择模型估计倾向分值;第三,根据匹配后的样本计算迁移组(Treated)与未迁移组(Untreated)教育回报率的平均处理效应。

$$ATT = E(\ln wage_i^1 - \ln wage_i^0 \mid Migr_i = 1, X = x) \quad (2)$$

$$ATU = E(\ln wage_i^1 - \ln wage_i^0 \mid Migr_i = 0, X = x) \quad (3)$$

$$ATE = E(\ln wage_i^1 - \ln wage_i^0 \mid X = x) \quad (4)$$

在式(2)、(3)、(4)中, $\ln wage_i^1$ 表示外出务工劳动力的对数年收入, $\ln wage_i^0$ 表示本地务工者的对数年收入, $X$ 表示农村劳动力的可观测特征。ATT、ATU、ATE 分别表示外出劳动力的平均处理效应、本地务工劳动力的平均处理效应以及平均处理效应。

### 2. 处理效应模型

农村劳动力的迁移决策除了受到可观测特征的影响以外,还会受到诸如迁移带来的预期收益以及迁移偏好等不可观测因素的影响。倾向得分匹配法仅能纠正由可观测特征引致的选择性偏差,却无法解决不可观测的异质性问题。因此,本文将在匹配估计之后,进一步采用处理效应模型(Treatment Effect Model)纠正由不可观测异质性引起的内生性问题。处理效应模型的技术处理分两步实现:第一步需要建立农村劳动力迁移决策的选择方程:

$$Migr_i^c = X_i \delta + \mu_i \quad Migr_i = \begin{cases} 0, & Migr_i^c \leq 0 \\ 1, & Migr_i^c > 0 \end{cases} \quad (5)$$

式(5)中, $Migr_i^c$ 为潜变量, $X_i$ 为特征变量, $\delta$ 为待估系数, $\mu_i$ 为随机误差项。假定误差项服从正态分布,农村劳动力发生外出务工的概率则可表

述为：

$$\begin{aligned} P(Migr_i = 1 | X_i) &= P(Migr_i^* > 0) \\ &= P(\mu_i > -X_i\delta) = P(\mu_i < X_i\delta) = F_{\mu}(X_i\delta) \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)中,  $F_{\mu}(\cdot)$  为  $\mu_i$  的累积分布函数。根据选择方程的估计结果, 第二步建立结果方程：

$$\ln wage_i = \beta_1 Educ_i + \beta_2 Migr_i + \beta_3 \delta_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

在选择方程中, 特征变量  $X_i$  可以和结果方程中的  $\delta_i$  部分重合, 但至少有一个识别变量  $X_{li}$  不在  $X_i$  中, 从而保证结果方程的可识别性。假定  $Cov(X_{li}, \mu_i) = 0$ , 识别变量  $Z_{li}$  影响农村劳动力迁移选择, 但却不影响其收入水平, 因而  $Z_{li}$  实际上充当了迁移选择的工具变量(邓睿, 2019)。 $\rho_{\mu\varepsilon}$  为选择方程的随机误差项  $\mu_i$  和结果方程的随机误差项  $\varepsilon_i$  的相关系数, 当  $\rho_{\mu\varepsilon} \neq 0$  且具有统计显著性时, 表明模型受到不可观测异质性的影响, 估计结果将有偏, 因而需要利用处理效应模型进行纠偏。

## (二) 无条件分位数回归及工资差距分解

### 1. 无条件分位数回归

鉴于政府在补偿工资差异时并非为每一位劳动者提供数量相同的补助, 而是根据工资分布的位置采取差异化的补偿策略(屈小博, 2014), 因此相对于工资差异的均值效应, 政策制定者更为关心迁移回报的异质性收益特征。很多文献采用了 Koenker 和 Bassett(1978)的分位数回归捕捉工资差异的异质性特征, 但该方法仅能检验解释变量变化对于被解释变量的有条件影响, 而经济研究过程往往更关心是解释变量变化对于被解释变量的无条件影响。在这方面, Firpo 等人(2009)提出的无条件分位数回归(Unconditional Quantile Regression)能帮助研究者捕捉无条件分位数的边际效应：

$$E[RIF(\ln wage_i, Q_{\tau}) | X] = X\beta^{\tau} \quad (8)$$

式(8)中,  $\beta$  的参数估计值表示解释变量  $X$  的边际变化对工资在  $Q_{\tau}$  分位数上的边际影响, 基于无条件分位数回归即能检验迁移对于整个工资分布的影响。

### 2. 无条件分位数回归分解

自 Oaxaca(1973)与 Blinder(1973)利用均值分解研究了不同群体的工资差异以来, 有关回归分解在劳动经济学的应用已取得了长足发展(Fortin et al., 2011), 分解方法从对均值差异的分解发展到了对整个收入分布差异的分解, 并由此诞生了包括 JMP 分解、权重重置法以及 MM 分解等整体分布差异的分解方法(Juhn et al., 1993; DiNardo et al., 1996; Machado and Mata, 2005)。Firpo 等人(2007)与 Fortin 等人(2011)则在权重重置法(Reweighting

Function)的基础上构造了反事实的工资分布,将工资差异分解为结构效应与构成效应,然后对分布统计量的再集中响应函数(Re-centered Influence Function, RIF)进行回归:

$$RIF(Y_K, \hat{Q}_\tau) = X_K \hat{\beta}_K \quad (9)$$

式(9)中,  $K = Migr_{li}, Migr_{oi}, Migr_{ci}$ , 分别表示本地务工、外出务工以及反事实劳动力,  $RIF(Y_K, \hat{Q}_\tau)$  表示  $Q_\tau$  分位点上的无条件估计,  $\hat{\beta}$  表示无条件分位数的边际效应, 解释变量  $X$  引起本地务工与外出务工劳动力在  $Q_\tau$  分位点上的工资差异便可写为:

$$\begin{aligned} \hat{Q}_\tau(Y_{migr_{oi}}) - \hat{Q}_\tau(Y_{migr_{li}}) = \\ \{ \bar{X}_{migr_{li}} (\hat{\beta}_{migr_{ci}} - \hat{\beta}_{migr_{oi}}) + R_\tau^S \} + \{ (\bar{X}_{migr_{oi}} \hat{\beta}_{migr_{oi}}^c - \bar{X}_{migr_{li}} \hat{\beta}_{migr_{ci}}^c) + R_\tau^C \} \end{aligned} \quad (10)$$

式(10)中,  $\hat{Q}_\tau(Y_{migr_{oi}}) - \hat{Q}_\tau(Y_{migr_{li}})$  表示本地务工与外出务工劳动力在  $Q_\tau$  分位点上的工资差异;  $\bar{X}$  表示平均协方差向量;  $\hat{\beta}_{migr_{ci}}$  表示反事实工资分布, 即对具有相同观测特征的本地务工与外出务工劳动力做出工资相同的假定,  $\hat{\beta}_{migr_{ci}} - \hat{\beta}_{migr_{oi}}$  表示本地务工与外出务工劳动力工资差异的特征回报。相应的  $\bar{X}_{migr_{li}} (\hat{\beta}_{migr_{ci}} - \hat{\beta}_{migr_{oi}})$  代表迁移引致工资差异的结构效应, 也就是位于  $Q_\tau$  分位点上无法被劳动者可观测特征所解释的“歧视”, 而  $\bar{X}_{migr_{oi}} \hat{\beta}_{migr_{oi}}^c - \bar{X}_{migr_{li}} \hat{\beta}_{migr_{ci}}^c$  则表示  $Q_\tau$  分位点上能够被劳动者可观测特征所解释的构成效应,  $R_\tau^S$  和  $R_\tau^C$  分别表示结构效应与构成效应的相关误差近似估计。

### 三、数据与变量

#### (一) 数据与样本

本文所用数据来自2014年中国住户收入项目提供的中国家庭收入调查数据(China Household Income Project, CHIP)。中国家庭收入调查是由北京师范大学收入分配研究院以及国家统计局联合执行开展,在抽样上与国家统计局的入户调查较为近似。中国家庭收入调查数据不仅包括乡、城、流动人口的人口统计学特征,还涵盖了就业、收入以及社会保障等方面的丰富信息,因而业已成为研究劳动者收入问题的重要数据库之一。

本文采用中国家庭收入调查CHIP2014农村住户问卷。CHIP2014在第一部分调查了农村劳动力的人口统计学特征,第二与第三部分调查了农村劳动力的就业与收入信息,涵盖了本文所需的变量信息。在剔除缺失值、非农

户口以及劳动力市场不活跃的个体，同时将样本年龄限定在 16—65 周岁以后，最终所用样本包括 12026 个观测值。

## (二) 变量选择与统计描述

1. 结果变量。本文基于工资决定方程研究迁移的收入效应、异质性特征及其工资差异，因而本地务工与外出务工劳动力的工资收入为本文的结果变量，我们选择农村劳动力在 2013 年的工资性或经营性收入总额作为统计指标，并对年收入进行对数处理。

2. 核心变量。教育年限、工作经验及其平方项是工资决定方程中的人力资本变量，同时也是本文的核心变量。教育年限选择劳动者接受正规学历教育的年限数作为统计指标，工作经验则采取“工作经验=年龄-教育年限-6”的处理办法。

3. 处理变量。本文旨在考察由迁移引致的收入差异，因而迁移成为本文的处理变量，2013 年外出务工的劳动力为 1，表示进行迁移，即  $Migr_{1i}$ ；2013 年本地务工劳动力为 0，表示未迁移，即  $Migr_{0i}$ 。

4. 识别变量。在处理效应模型中，第一阶段的选择方程需至少有一个变量不在第二阶段的结果方程中，从而保障方程的可识别性。借鉴祝仲坤等(2019)的处理办法，本文选择 2012 年之前是否有过外出经历作为迁移变量。由于识别变量实质上构成了农村劳动力是否迁移的工具变量，因此在基准回归中也被用来作为工具变量进行讨论。<sup>①</sup>

4. 协变量。在倾向得分匹配法中，选择协变量至关重要，不仅需要满足条件独立假设与共同支撑假设，还需满足平衡性假定(张永丽和徐腊梅，2019)，应当充分考虑个体特征对于迁移决策的影响，在参照张永丽等(2018)变量选取方法的基础上，本文选择性别、民族、婚姻状况、家庭规模、政治面貌、健康状况以及行业性质作为参与方程估计的协变量。

表 1 变量设置与统计描述

变量名	定义	处理组 (N=5738)		控制组 (N=6288)		双 T
		均值	标准差	均值	标准差	
		非农收入	年收入的数值	10.051	0.009	

<sup>①</sup> 受数据限制，本文清理了 CHIP 数据后发现仅能得到农村劳动力的前期迁移经历作为识别变量(工具变量)，如果后续研究能够拓宽数据的可获得性，可在社区层面上进一步挖掘子女随迁率等指标作为识别变量进行稳健性检验。

续表

变量名	定义	处理组 (N=5738)		控制组 (N=6288)		双 T
		均值	标准差	均值	标准差	
教育年限	正规学历教育年限数(年)	8.858	0.036	8.287	0.034	-11.60***
工作经验	年龄-工作经验-6(年)	19.177	0.160	28.983	0.160	43.290***
经验平方	经验平方项	514.734	7.483	1000.301	9.090	40.799***
性别	男性=1; 女性=0	0.693	0.006	0.637	0.006	-6.464***
民族	汉族=1; 少数民族=0	0.933	0.003	0.936	0.003	0.772
婚姻	已婚=1; 未婚=0	0.660	0.006	0.888	0.004	31.347***
家庭规模	兄弟姐妹个数(个)	2.056	0.020	2.586	0.021	18.089***
政治面貌	党员、民主党派=1; 其他=0	0.039	0.003	0.091	0.004	11.537***
健康状况	自评健康=1; 不健康=0	0.882	0.004	0.816	0.005	-10.042***
行业性质	垄断行业=1; 非垄断=0	0.088	0.004	0.117	0.004	5.228***

注：\*\*\*表示在1%水平上统计显著。

#### 四、实证结果及分析

本部分将依次检验迁移的收入效应与异质性特征，并在此基础上分解本地务工与外出务工劳动力的工资差异。首先，利用普通最小二乘法与工具变量法，对未匹配样本进行基准估计；其次，在平衡性检验的基础上，利用倾向得分匹配法估计迁移效应的平均处理效应；然后，采用处理效应模型纠正不可观测异质性引致的估计偏误；接下来，采用无条件分位数捕捉迁移效应的异质性特征；最后，采用FFL分解刻画本地务工与外出务工劳动力的工资差异。

##### (一) 基准估计与解释

表2汇报了基准回归结果。其中，方程(1)与方程(2)是OLS估计结果，方程(3)与方程(4)是两阶段回归结果。<sup>①</sup> OLS估计结果显示，在经典工资方程以及纳入协变量的工资方程中，迁移变量通过了1%水平的显著性检验且影响为负，表明外出务工对于农村劳动力的收入水平具有正向影响。2SLS的诊断性指标显示，第一阶段F值大于10，符合大拇指法则故不存在弱工具变

<sup>①</sup> 因篇幅有限，工具变量回归仅给出第二阶段回归结果。



量,证明利用识别变量作为工具变量具有合理性。根据2SLS的估计结果我们能做出初步判断:与本地务工相比,外出务工的年收入要高出40.63% ( $e^{0.341}-1 \approx 0.4063$ ),并且两阶段估计结果高于普通最小二乘法,与理论预期较为一致。

从表2报告的控制变量的估计结果上看,农村劳动力的教育回报率大约在5.3%—6.1%之间,工作经验及其二次项的估计结果正负相异,符合年龄—收益曲线(方超和黄斌,2019)。男性、汉族、已婚劳动者的工资收入高于女性、少数民族与未婚劳动者。家庭规模与工资收入呈负相关,兄弟姊妹的增多将对既定家庭资源形成竞争,降低个体受教育程度与收入水平,符合资源稀释理论与同胞竞争效应(黎煦等,2018;黎煦等,2019)。自评健康状况与工资收入呈正相关,但党员或民主党派身份不能促进个体增收,显示出农村劳动力的市场制度建设日益完善,工资收入与政治资本逐步脱钩。此外,本文还发现是否在垄断行业工作对于农村劳动力的工资收入没有统计上的影响。

表2 基准估计

变量	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)
迁移	0.268*** (0.003)	0.243*** (0.032)	0.391*** (0.051)	0.341*** (0.049)
教育年限	0.057*** (0.005)	0.053*** (0.005)	0.061*** (0.005)	0.056*** (0.005)
工作经验	0.034*** (0.003)	0.028*** (0.003)	0.037*** (0.003)	0.030*** (0.003)
经验平方	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.0001)	-0.001*** (0.0001)
性别	—	0.283*** (0.019)	—	0.273*** (0.019)
民族	—	0.213*** (0.062)	—	0.212*** (0.062)
婚姻	—	0.128*** (0.022)	—	0.139*** (0.022)
家庭规模	—	-0.022*** (0.007)	—	-0.023*** (0.007)
政治面貌	—	-0.116*** (0.036)	—	-0.107*** (0.036)

续表

变量	方程(1)	方程(2)	方程(3)	方程(4)
健康状况	——	0.207*** (0.031)	——	0.206*** (0.031)
行业性质	——	-0.012 (0.027)	——	-0.008 (0.027)
截距项	8.975*** (0.067)	8.486*** (0.090)	8.831*** (0.078)	8.383*** (0.097)
R <sup>2</sup>	0.0962	0.1409	0.0912	0.1378
第一阶段 F 值	——	——	1747.38	935.82
观测值	12026	12026	12206	12026

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 以及 10% 水平上统计显著，括号内为聚类到县的稳健标准误。

## (二) 倾向得分匹配估计

### 1. 平衡性检验

为确保数据匹配后能够获得更好的平衡性，本文首先采用 Imbens(2015) 提供的方法确定协变量的一阶与二阶形式。<sup>①</sup> 其次，从以下三个方面检验样本的平衡性：(1) 检验处理组与控制组的标准化偏差在实现数据匹配后是否减少；(2) 利用 t 检验判断协变量均值在实现数据匹配后是否存在差异；(3) 利用 Pseudo-R<sup>2</sup> (伪 R<sup>2</sup>)、均值偏差 (mean Bias)、B 值和 R 值等诊断性指标，从整体上判断样本是否满足了匹配要求。<sup>②</sup> 此外，为了直观反映数据匹配前后样本整体平衡性情况，我们绘制了农村劳动力工资收入的核密度函数图。从图 1 可以看出，虽然数据匹配耗损了一部分观测值，但大多数观测值在匹配后落入了共同取值范围内。<sup>③</sup>

① 采用 pselect 进行估计，除人力资本变量外，确定最终参与方程的协变量包括的一阶变量：性别、婚姻、政治面貌、家庭规模以及行业性质；包括二阶变量有：工作经验与性别、家庭规模、婚姻变量的乘积项；经验二次项与家庭规模、婚姻变量的乘积项；家庭规模与政治面貌的乘积项；教育年限与经验二次项、性别变量、婚姻变量的乘积项；教育年限的二次项。

② 标准化偏差小于 20% 表示匹配比较成功；均值偏差小于 25% 被认为满足平衡性假定；R 值在 [0.5, 2] 的区间内被认为匹配较为成功。

③ 匹配后样本量为 5738 个，相对匹配前的样本量 (12026 个) 损失了 6288 个样本。

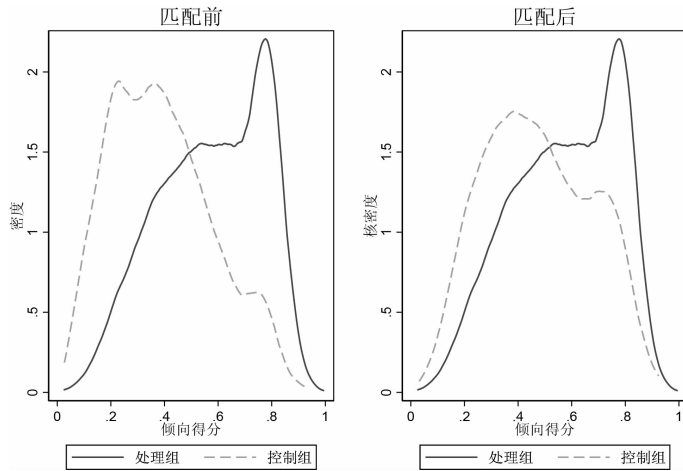


图1 核密度函数图

从表3报告的平衡性假定检验结果上看,与数据匹配前相比,匹配后的伪 $R^2$ 、偏差均值、B值以及R值均呈现出不同幅度的下降,所有B值均小于25%,R值则落入了[1.14, 1.34]的取值区间内,各项诊断性指标均满足平衡性假定的检验要求。此外,所有协变量的标准化偏差在实现数据匹配后均有所下降,标准化偏差小于10%,并且t检验结果表明几乎所有协变量不能拒绝处理组与控制组之间不存在显著差异的原假设,故有理由认为数据匹配具有良好的平衡性。

表3 平衡性假定检验

匹配策略	匹配状态	Pseudo- $R^2$	LR	偏差均值	B值(%)	R值
	匹配前	0.142	2363.48	43.6	94.1*	0.95
最近邻匹配	匹配后	0.003	43.17	1.2	12.3	1.24
近邻匹配	匹配后	0.002	39.62	1.2	11.8	1.27
卡尺匹配	匹配后	0.001	8.63	0.4	5.5	1.14
核匹配	匹配后	0.001	11.81	0.7	6.4	1.17
马氏匹配	匹配后	0.002	28.54	0.7	10.0	1.34

注:未标注\*表明匹配成功。

## 2. 平均处理效应估计结果

倾向得分匹配法常用的估计策略有最近邻匹配、卡尺匹配、核匹配以及马氏匹配等估计策略。为确保估计结果的稳健性,本文依次采用上述匹配策略估计迁移回报的处理效应,并计算了外出务工劳动力的平均处理效应(ATT)、

本地务工劳动力的平均处理效应(ATU)以及平均处理效应(ATE)。<sup>①</sup>从表4报告的估计结果上来看,ATT、ATU、ATE的参数估计值在五种估计策略中基本一致,并且均在1%水平上统计显著。<sup>②</sup>此外,本文在表4中还提供了OLS估计结果,通过比较OLS与PSM的参数估计值能够发现,由于存在选择性偏差,均值回归高估了劳动力迁移的真实处理效应。<sup>③</sup>

具体看来,ATT的参数估计值在五种匹配策略下分别为0.235、0.232、0.244、0.241以及0.225,经过整理后得到ATT的参数估计值落入[0.225, 0.244]的取值区间内,表明与本地务工相比,外出务工能将农村劳动力的工资收入提高22.5%—24.4%,这一估计结果低于IV估计中的40.63%。进一步分析ATT、ATU以及ATE的参数估计值能够发现,ATU>ATE>ATT,表明相对于外出务工的农村劳动力而言,本地务工劳动力如果做出迁移决策将会提高年收入水平。

表4 倾向得分估计结果

	s最近邻匹配	近邻匹配	卡尺匹配	核匹配	马氏匹配
OLS			0.239*** (0.014)		
ATT	0.235*** (0.022)	0.232*** (0.019)	0.244*** (0.017)	0.241*** (0.014)	0.225*** (0.019)
ATU	0.256*** (0.022)	0.247*** (0.023)	0.248*** (0.018)	0.250*** (0.017)	0.271*** (0.018)
ATE	0.246*** (0.018)	0.240*** (0.017)	0.246*** (0.016)	0.246*** (0.013)	0.249*** (0.015)
偏差	-0.007	-0.001	-0.007	-0.007	-0.01
选择性偏差	0.004	0.007	-0.005	-0.002	0.014

注:\*\*\*表示在1%水平上统计显著,括号内为稳健标准误,通过自举抽样100次后得到;偏差=OLS-ATE;选择性偏差=OLS-ATT。

### (三)处理效应模型估计

由于农村劳动力的迁移决策还受到不可观测异质性的影响,因此本部分采用TEM估计迁移回报率的处理效应,表5汇报了两步法(Two-step)和极

<sup>①</sup> 倾向得分匹配法的第一步是利用Logit二值选择模型估计农村劳动力的迁移决策,鉴于此部分内容与处理效应模型重合,为节省篇幅我们在处理效应模型中通过第一阶段的选择方程予以报告。

<sup>②</sup> 卡尺匹配选择了0.01的范围,核匹配选择了核函数的默认带宽,马氏匹配则采用Abadie和Imbens(2006)提供的异方差稳健标准误的处理方法。

<sup>③</sup> OLS仅起到与PSM进行比较的作用,故仅给出迁移变量的估计结果。

大似然法(MLE)的估计结果。从处理效应模型的诊断性指标上看，两步法中的 hazard\_lambda( $\lambda$ )在 1%水平上统计显著，极大似然法中的 athrho( $\rho$ )也在 1%水平上统计显著，表明迁移变量为内生变量，这就导致诸如能力、先天禀赋、迁移偏好等不可观测因素将会左右农村劳动力的迁移决策(宁光杰，2014)，高能力者更有可能做出迁移决策。

选择方程报告了农村劳动力迁移决策的影响因素。<sup>①</sup> 识别变量的参数估计值在 1%水平上正向显著，表明前期迁移经历显著影响农村劳动力的迁移决策，2012 年之前有外出务工经历的农村劳动力在当期迁移决策的概率值上，比本地务工劳动力高出 42.6 个百分点。教育年限的参数估计值负向显著，接受正规学历教育的年限数每提升 1 年，外出务工的概率值下降 0.9 个百分点。工作经验每提升 1 年，外出务工的概率值下降 1 个百分点。

从结果方程上看，利用两步法估计外出务工的迁移回报率为 33.7%( $P < 0.01$ )，利用极大似然法估计外出务工的迁移回报率为 33.6%( $P < 0.01$ )，经整理得到迁移回报率的处理效应在 33.6%—33.7%之间，该估计结果高于 OLS 和 PSM 的估计结果。将 TEM 的估计结果与 OLS 估计结果进行比较后发现，不可观测的异质性使得 OLS 低估了迁移回报率的处理效应。另外，教育回报率在两步法与极大似然法下均为 5.6%( $P < 0.01$ )，与利用 IV 纠正内生性偏估后的参数估计值一致。

表 5 处理效应模型估计结果

变量	选择方程		结果方程	
	系数	平均边际效应	两步法	极大似然法
迁移	——	——	0.337*** (0.022)	0.336*** (0.022)
识别变量	2.076*** (0.031)	0.426*** (0.002)	——	——
教育年限	-0.044*** (0.007)	-0.009*** (0.001)	0.056*** (0.003)	0.056*** (0.003)
工作经验	-0.051*** (0.005)	-0.010*** (0.001)	0.029*** (0.002)	0.029*** (0.002)
经验平方	0.0004*** (0.0001)	0.0001*** (0.00002)	-0.001*** (0.00004)	-0.001*** (0.00004)
协变量	YES	YES	YES	YES

① 因篇幅限制，本文省略了协变量估计结果。

续表

变量	选择方程		结果方程	
	系数	平均边际效应	两步法	极大似然法
截距项	0.444*** (0.117)	——	8.387*** (0.057)	8.387*** (0.057)
Hazard		-0.095*** (0.016)		
athrho		-0.128*** (0.022)		
Insigma		-0.302*** (0.006)		

注：\*\*\*表示在1%水平上统计显著，括号内为标准误。

#### (四) 迁移效应的异质性特征

表6汇报了利用再集中响应函数(RIF)估计的无条件分位数回归结果。全样本方面,迁移变量的参数估计值在低分位点(QR\_10)、中位数(QR\_50)以及高分位点(QR\_90)上分别为0.540、0.239以及0.137,并且估计结果均在1%水平上统计显著,表明低分位点、中位数以及高分位点上外出务工劳动力的工资收入比本地务工劳动力分别高出54.0、23.9以及13.7个百分点。从上述估计结果中我们能够得到两条启示:第一,外出务工劳动力的收入水平高于本地务工,表明迁移能够促进农村劳动力的个体增收,工资水平在不同分位点上的差异则显示出迁移效应具有异质性的收益特征;第二,从迁移效应的异质性收益特征上看,工资收入随收入分位点的上升而下降,表明外出务工能够更好地提升低收入劳动者的收入水平。

此外,教育回报率在全样本中的参数估计值分别为11%、4.6%以及4.8%,学历教育的个体增收效应随收入分位点的上升呈先下降再上升的U型曲线变动,这一趋势与外出务工劳动力的分样本回归结果一致,但本地务工劳动力的教育回报率却表现出随收入分位点的上升呈单调下降的趋势。总体上看,学历教育与迁移效应的异质性收益特征基本一致,均表现为对低收入群体具有最强的个体增收效应。

#### (五) 工资差异分解

虽然RIF能够捕捉迁移效应的异质性收益特征,但却无法回答迁移究竟在多大程度上造成了本地务工与外出务工劳动者的工资差异,本部分在此基础上利用RIF-Blinder分解迁移工资差异。表7报告了无条件分位数分解结果。回归选取了五个分位点,分别是低分位点(QR\_10)、中低分位点(QR\_25)、中位数(QR\_50)、中高分位点(QR\_75)以及高分位点(QR\_90)。回归结果包括三部分内容,Panel A报告了迁移引致本地务工与外出务工劳动者工

表6 无条件分位数回归估计结果

变量	全样本			外出务工			本地务工		
	QR_10	QR_50	QR_90	QR_10	QR_50	QR_90	QR_10	QR_50	QR_90
迁移	0.540*** (0.067)	0.230*** (0.016)	0.137*** (0.022)	——	——	——	——	——	——
教育年限	0.110*** (0.014)	0.046*** (0.003)	0.048*** (0.005)	0.050*** (0.010)	0.045*** (0.004)	0.048*** (0.006)	0.089*** (0.016)	0.044*** (0.004)	0.042*** (0.006)
工作经验	0.072*** (0.012)	0.020*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.054*** (0.010)	0.030*** (0.003)	0.023*** (0.004)	0.022* (0.012)	0.012*** (0.004)	0.019*** (0.004)
经验平方	-0.002*** (0.0002)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.001*** (0.0002)	-0.001*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.001*** (0.0002)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)
协变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
截距项	5.661*** (0.338)	8.935*** (0.077)	9.522*** (0.094)	7.944*** (0.201)	9.176*** (0.080)	9.764*** (0.101)	6.557*** (0.319)	8.960*** (0.082)	9.611*** (0.091)
R <sup>2</sup>	0.0526	0.1218	0.0479	0.0236	0.0823	0.0496	0.0430	0.1144	0.0565
观测值	12026	12026	12026	5738	5738	5738	6288	6288	6288

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%以及10%水平上统计显著，括号内为自举法标准误，通过抽样500次后得到。

工资差异的总分解情况(Overall Decomposition), Panel B 报告了由构成效应引致的工资差异分解情况, Panel C 报告了由结构效应引致的工资差异分解情况。

从表 7 Panel A 提供的总差异上看,本地务工与外出务工劳动力的对数工资存在显著差异,工资差异随着收入分位点的上升逐步缩小,低分位点上的工资差异达到了-0.609,高于高分位点上的-0.108,表明工资差异主要集中在收入分布末端,迁移工资差异呈现出明显的“黏地板效应”。同时,各分位点上的结构效应高于构成效应,表明不能被个体可观测特征所解释的“歧视”是造成本地务工与外出务工劳动力工资差异的主要原因,而构成效应随收入分位点的上升单调下降,结构效应除在 QR\_90 分位点小幅上升以外整体上呈下降趋势,基本与总体差异情况保持一致。

Panel B 与 Panel C 分别提供了构成效应与结构效应中各协变量的分解结果。从构成效应上看,本地与外出务工劳动力在教育年限、工作经验、性别以及健康状况上的个体差异是造成工资差异的主要原因,各协变量对于工资差异的影响大体随着收入分位点的上升而下降,教育年限引致的工资差异主要集中在低分位点(-0.052),工作经验引致的工资差异主要集中在中低分位点(0.240),性别工资差异主要集中在中低分位点(-0.021),健康工资差异则集中在低分位点(-0.029)。从结构效应上看,教育、性别以及工作经验依然是造成本地务工与外出务工劳动力工资差异的主要原因。

表 7 迁移工资差异分解结果

	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
Panel A: 总差异					
本地务工	8.652*** (0.043)	9.319*** (0.046)	9.963*** (0.010)	10.40*** (0.009)	10.693*** (0.021)
外出务工	9.621*** (0.025)	9.860*** (0.013)	10.191*** (0.015)	10.480*** (0.009)	10.081*** (0.017)
差异	-0.609*** (0.049)	-0.541*** (0.048)	-0.228*** (0.018)	-0.080*** (0.013)	-0.108*** (0.027)
构成效应	-0.133*** (0.030)	-0.108*** (0.019)	-0.082*** (0.011)	-0.048*** (0.010)	0.002 (0.011)
结构效应	-0.476*** (0.057)	-0.432*** (0.049)	-0.146*** (0.021)	-0.032* (0.017)	-0.110*** (0.032)



续表

	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
Panel B: 构成效应(可解释)					
教育年限	-0.052*** (0.011)	-0.050*** (0.007)	-0.026*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.024*** (0.004)
工作经验	0.218* (0.122)	0.240*** (0.066)	0.123*** (0.036)	0.123*** (0.037)	0.189*** (0.040)
经验平方	-0.262** (0.105)	-0.260*** (0.055)	-0.171*** (0.029)	-0.145*** (0.030)	-0.175*** (0.033)
性别	-0.019*** (0.005)	-0.021*** (0.004)	-0.018*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	-0.017*** (0.003)
民族	0.002 (0.003)	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.0004 (0.001)
婚姻	0.017 (0.025)	0.044*** (0.016)	0.044*** (0.009)	0.048*** (0.008)	0.049*** (0.009)
家庭规模	0.014 (0.011)	-0.019*** (0.007)	-0.011*** (0.004)	-0.134*** (0.003)	-0.011*** (0.004)
政治面貌	-0.024*** (0.006)	-0.020*** (0.004)	-0.011*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.001 (0.002)
健康状况	-0.029*** (0.007)	-0.023*** (0.004)	-0.013*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.008*** (0.002)
行业性质	0.002 (0.003)	0.001 (0.002)	0.0003 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Panel C: 结构效应(不可解释)					
教育年限	0.301* (0.181)	0.407*** (0.095)	0.012 (0.055)	-0.031 (0.052)	-0.048 (0.077)
工作经验	-0.775** (0.308)	-0.281* (0.159)	-0.331*** (0.093)	-0.173* (0.095)	-0.058 (0.116)
经验平方	0.386** (0.154)	0.150** (0.075)	0.139*** (0.044)	0.061 (0.043)	0.026 (0.055)
性别	0.154*** (0.059)	0.158*** (0.032)	0.067*** (0.020)	0.076*** (0.019)	0.022 (0.026)
民族	0.253 (0.161)	0.221*** (0.084)	0.094* (0.051)	0.131*** (0.046)	0.098* (0.059)
婚姻	0.081 (0.084)	0.114** (0.049)	0.073** (0.031)	0.055* (0.029)	0.020 (0.032)

续表

	QR_10	QR_25	QR_50	QR_75	QR_90
Panel C: 结构效应(不可解释)					
家庭规模	0.130** (0.157)	-0.040 (0.031)	-0.005 (0.020)	-0.024 (0.018)	-0.004 (0.024)
政治面貌	-0.019*** (0.006)	-0.015*** (0.003)	-0.009*** (0.002)	-0.006** (0.002)	0.0001 (0.003)
健康状况	0.235** (0.113)	0.212*** (0.058)	0.070** (0.035)	0.074** (0.031)	0.003 (0.038)
行业性质	0.015 (0.011)	0.007 (0.006)	0.006 (0.004)	-0.0001 (0.004)	-0.005 (0.005)
截距项	-1.237*** (0.406)	-1.364*** (0.203)	-0.261** (0.115)	-0.196* (0.108)	-0.167 (0.129)

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 以及 10% 水平上统计显著，括号内为自举法标准误，通过抽样 500 次后得到。

## 五、结论与讨论

劳动力市场上的工资差异目前仍然是决策者与学术界关注的热点问题，本文以本地务工和外出务工劳动力的工资差异为切入点，利用 2014 年中国家庭收入调查数据，检验本地务工与外出务工劳动力教育回报率的迁移效应及工资差异，主要研究发现如下：

第一，迁移能够显著提高外出务工劳动者的工资收入，但传统研究方法面临选择性与内生性偏差的局限。本文首先利用工具变量法测量发现外出务工劳动力的工资收入相对于本地务工劳动力高出 40.63 个百分点。其次，利用倾向得分匹配法纠正由可观测异质性引致的选择性偏差后，通过平均处理效应发现外出务工劳动力的迁移效应为 22.5%—24.4%，但假设本地务工劳动力做出迁移决策，实际外出务工后将能显著提高工资收入。最后，利用处理效应模型纠正了由不可观测异质性引致的内生性后，发现外出务工劳动力的迁移效应为 33.6%—33.7%，而前期迁移经历在很大程度上影响了个体当期外出选择。

第二，外出务工劳动力的迁移效应在不同收入水平上具有异质性的收益特征。首先，利用无条件分位数回归发现迁移效应随着收入分位点的上升而下降，表明外出务工能够更好地促进低收入水平的个体增收。其次，外出务工劳动力的教育回报率随收入分位点的上升呈现出 U 型曲线的变化趋势。

第三，外出务工与本地务工劳动力存在显著的工资差异。一方面，利用无条件分位数回归分解发现，总体工资差异主要集中在收入分布的末端，具有典型“黏地板效应”的特征，非劳动者个体特征所能解释的“歧视”部分是造成外出务工与本地务工劳动者工资差异的主要原因。另一方面，教育年限、工作经验、个体健康状况以及性别工资差异则在构成效应与结构效应中贡献了绝大部分的工资差异。

从本文的实证研究结果上看，外出务工劳动者的工资收入显著高于本地务工劳动者，并且迁移选择造成了外出务工与本地务工劳动者的工资差异。因此，现阶段的农民工回流趋势并非由于外出务工劳动力的工资水平低于本地务工劳动力所致。可能的原因一方面在于城乡分割的劳动力市场造成了外出务工劳动者的工资水平、社会保障等方面的福利待遇低于城镇劳动力，无法形成“身份认同”，导致外出务工劳动者做出返乡选择。另一方面则在于乡村振兴战略培养了返乡创业的热土，推动外出务工劳动力把握时机主动回乡创业。鉴于此，本文的政策建议有以下两条：其一，继续深化劳动力市场制度建设，消除制度性壁垒，推动农民工与城镇劳动力的“同工同酬”，加速农民工的城市融入。其二，落实乡村振兴战略，为外出务工劳动者回乡创业或务工创造有利的政策条件与经营环境。

#### [参考文献]

- 邓曲恒，2007：《城镇居民与流动人口的工资收入差距——基于 Oaxaca—Blinder 和 Quantile 方法的分解》，《中国人口科学》第4期。
- 邓睿，2019：《身份的就业效应——“城市人”身份认同影响农民工就业质量的经验考察》，《经济社会体制比较》第5期。
- 方超、黄斌，2019：《中国农村居民教育收益及工资收入差距的分解——基于微观计量的因果关系推断》，《经济经纬》第1期。
- 郭继强、姜俐、陆利丽，2011：《工资差异分解方法述评》，《经济学(季刊)》第2期。
- 贺文华，2018：《新时代农村劳动力转移与城镇化发展协调互动研究》，《新疆农垦经济》第4期。
- 黎煦、朱志胜、宋映泉、吴要武，2018：《寄宿对贫困地区农村儿童阅读能力的影响——基于两省5县137所农村寄宿制学校的经验证据》，《中国农村观察》第2期。
- 黎煦、朱志胜、陶政宇、左红，2019：《回流对贫困地区农村儿童认知能力的影响——基于137所农村寄宿制小学的实证研究》，《中国农村经济》第9期。
- 卢晶亮，2018：《城镇劳动者工资不平等的演化：1995—2013》，《经济学(季刊)》第4期。
- 陆万军、张彬斌，2018：《就业类型、社会福利与流动人口城市融入——来自微观数据的经验证据》，《经济学家》第8期。

- 罗楚亮, 2018:《城镇居民工资不平等变化: 1995—2013》,《世界经济》第11期。
- 罗楚亮、滕阳川、李利英, 2019:《行业结构、性别差异与性别工资差距》,《管理世界》第8期。
- 吕炜、杨沫、朱东明, 2019:《农民工能实现与城镇职工的工资同化吗?》,《财经研究》第2期。
- 孟凡强、初帅、李艳, 2018:《城乡工资差异的教育溯源: 基于前市场歧视的视角》,《中央财经大学学报》第2期。
- 孟凡强、邓保国, 2014:《劳动力市场户籍歧视与城乡工资差异——基于分位数回归与分解的分析》,《中国农村经济》第6期。
- 宁光杰, 2014:《中国大城市的工资高吗? ——来自农村外出劳动力的收入证据》,《经济学(季刊)》第3期。
- 屈小博, 2014:《城镇本地与迁移劳动力工资差异变化: “天花板”还是“黏地板”?》,《财经研究》第6期。
- 苏婧芳, 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。
- 孙三百, 2015:《城市移民的收入增长效应有多大——兼论新型城镇化与户籍制度改革》,《财贸经济》第9期。
- 吴贾、姚先国、张俊森, 2015:《城乡户籍歧视是否止步——来自改革进程中的经验证据: 1989—2011》,《经济研究》第11期。
- 杨春江、李雯、逯野, 2014:《农民工收入与工作时间对生活满意度的影响——城市融入与社会安全感的作用》,《农业技术经济》第2期。
- 姚先国、李晓华, 2007:《工资不平等的上升: 结构效应与价格效应》,《中国人口科学》第1期。
- 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。
- 张洪潮、王丹, 2016:《新型城镇化、产业结构调整与农村劳动力“再就业”》,《中国软科学》第6期。
- 张锦华、刘静, 2018:《农民工教育回报的迁移效应及异质性考察》,《农业技术经济》第1期。
- 张永丽、李青原、郭世慧, 2018:《贫困地区农村教育收益率的性别差异——基于PSM模型的计量分析》,《中国农村经济》第9期。
- 张永丽、徐腊梅, 2019:《互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响——基于甘肃省1735个农户的调查》,《中国农村经济》第2期。
- 章莉、吴彬彬、Sylvie Démurger, 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。
- 祝仲坤、陶建平、冷晨昕, 2019:《迁移与幸福》,《南方经济》第3期。
- Abadie, A. and G. Imbens, 2006, “Large Sample Properties of Matching Estimators for

- Average Treatment Effect”, *Econometrica*, 74(1): 235–267.
- Arulampalam, W., A. L. Booth and M. L. Bryan, 2007, “Is there a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution”, *Industrial and Labor Relations Review*, 60(2): 163–186.
- Autor, D. H., L. F. Katz and M. S. Kearney, 2005, “Rising Wage Inequality: The Role of Composition and Prices”, NBER Working Paper No. 11628.
- Bjorklund, A. and A. Vroman, 2003, “Is there a Glass Ceiling in Sweden”, *Journal of Labor Economics*, 21(1): 145–177.
- Blinder, A. S., 1973, “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *Journal of Human Resources*, 8(4): 436–455.
- Chi, W. and B. Li, 2008, “Glass Ceiling or Sticky Floor? Examining the Gender Earnings Differential across the Earnings Distribution in Urban China, 1987–2004”, *Journal of Comparative Economics*, 36(2): 243–263.
- DiNardo, J., N. M. Fortin and T. Lemieux, 1996, “Labor Market Institutions and Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach”, *Econometrica*, 64(5): 1001–1044.
- Firpo, S., N. M. Fortin and T. Lemieux, 2007, “Decomposing Wage Distribution Using Recentered Influence Function Regression”, Unpublished Manuscript, University of British Columbia.
- Firpo, S., N. M. Fortin and T. Lemieux, 2009, “Unconditional Quantile Regression”, *Econometrica*, 77(3): 953–973.
- Fortin, N., T. Lemieux and S. Firpo, 2011, “Decomposition Methods in Economics”, in Ashenfelter, O. and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 4a: 1–102, North Holland.
- Imbens, G. W., 2015, “Matching Methods in Practices: Three Examples”, *Journal of Human Resources*, 50(2): 373–419.
- Juhn, C., K. M. Murphy and B. Pierce, 1993, “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill”, *Journal of Political Economy*, 101(3): 410–442.
- Kee, H. J., 2006, “Glass Ceiling or Sticky Floor? Exploring the Australian Gender Pay Gap”, *Economic Record*, 82(259): 408–427.
- Koenker, R. and G. Basseet, 1978, “Regression Quantiles”, *Econometrica*, 46(1): 33–50.
- Machado, J. A. and J. Mata, 2005, “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression”, *Journal of Applied Econometrics*, 20(4): 455–465.
- Meng, X., 1998, “Male-female Wage Determination and Gender Wage Discrimination in China’s Rural Industrial Sector”, *Labour Economics*, 5(1): 67–89.
- Mincer, J., 1974, *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Columbia University

Press.

- Oaxaca, R., 1973, “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market”, *International Economic Review*, 14(3): 693—709.
- Pham, H. T. and B. Reilly, 2007, “The Gender Pay Gap in Vietnam, 1993—2002: A Quantile Regression Approach”, *Journal of Asian Economics*, 18(5): 775—808.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin, 1985, “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score”, *American Statistician*, 24(4): 521—544.

## **Wage Difference between Local Workers and Migrant Workers: On the Influence of Migration on the Rate of Return on Education**

FANG Chao, HUANG Bin

(School of Public Administration, Nanjing University of Finance and Economics)

**Abstract:** Wage differences in the labor market focus of public attention. Based on the data of CHIP2014, this paper studies the wage difference between local workers and migrant workers by using the method of PSM, RIF, RIF-Blinder. It is indicated that migration can significantly improve the wage income of migrant workers as well as heterogeneity income characteristics, while the effect of migration can better promote the individual income of low-income groups compared with local migrant workers; At the same time, the return on education of migrant workers shows a U-shaped curve with the change of income quantile. Migration results in the wage difference between local workers and migrant workers. The wage difference shows typical effect of sticky floor, while the constituent effect is the main reason for the wage difference, Education level, work experience and the square of human capital variables play a leading role in the wage differences caused by explanatory factors.

**Key words:** local workers; migrant workers; wage difference; RIF; sticky floor effect

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 胡咏梅)