

农民工能实现与城镇职工的工资同化吗?

吕 炜¹, 杨 沫², 朱东明³

(1. 东北财经大学 经济与社会发展研究院, 辽宁 大连 116025; 2. 清华大学 经济学研究所, 北京 100084;
3. 上海财经大学 经济学院, 上海 200433)

摘要: 农民工的市民化待遇一直是经济学和社会学的研究热点, 如何能实现农民工的同工同酬是问题的关键。文章将研究的背景追溯至农民工权益保障较为缺乏的时期, 基于 CHIPS2007 微观调查数据, 研究农民工是否能单纯通过延长迁移时间和积累与迁移地相适应的非农工作经验的途径来实现与城镇职工的工资同化。实证结果表明: 纠正样本自选择偏误后, 农民工无法实现与城镇职工的工资同化, 迁移之初农民工比城镇职工的小时工资低大约 30.53%, 持续迁移至多可以消除大约 9.4% 的工资差距。进一步, 本文使用职业转移矩阵和 *Brown* 分解方法对农民工无法实现工资同化的机制进行了分析, 发现迁移时间无法根本消除工资差距主要是因为职业分布固化和户籍歧视。具体来看, 农民工职业分布固定且缺乏流动晋升, “同化效应”虽能有效地减少工资差距, 但无法从根本上消除由户籍因素所主导的职业内的工资差距, 也不能消除由于人力资本不足所主导的无法攀登职业阶梯而带来的职业间的差距。

关键词: 农民工; 迁移时间; 工资同化; 职业流动; 户籍歧视

中图分类号: F244.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2019)02-0086-14

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.02.007

一、引言

在新的劳动力市场上, 移民能否通过延长迁移时间和增加与新劳动力市场相适应的工作经验而实现与本地居民的工资同化是经济学界重点关注的问题。因为这不仅关系到移民能否顺利融入迁移地的劳动力市场, 而且关系到迁移地的经济发展(Borjas, 2014)。国外诸多研究表明, 移民通过延长迁移时间和积累与迁移地相适的工作经验来实现与本地居民的工资同化这一路径是可行的, 但所需要的迁移时间长短有差异。那么, 中国城镇劳动力市场的移民是否同样遵循此规律呢? 中国长期的户籍分隔制度导致了劳动力市场扭曲(万海远和李实, 2013; 杨谱等, 2018), 这会对移民同化的经济规律造成了什么样的影响呢? 为此, 我们将研究的背景追溯至中国城镇劳动力市场上户籍歧视严重、市民化政策十分不完善、缺乏农民工权益保障的时期, 研究该时期城镇劳动力市场上农民工(移民)与城镇职工(本地居民)工资同化的情况, 以期研究结论能对当下或未来的政策选择有一定的指导作用。

改革开放以后, 我国允许劳动力内部自由流动, 国内的移民主要是从农村到城市的转移劳

收稿日期: 2018-04-04

基金项目: 国家自然科学基金重点项目(71833002)

作者简介: 吕 炜(1969—), 男, 重庆人, 东北财经大学教授;

杨 沫(1989—)(通讯作者), 女, 湖南益阳人, 清华大学经济学研究所博士后;

朱东明(1963—), 男, 黑龙江虎林人, 上海财经大学经济学院常任副教授。

动力。由于他们的户籍属性仍为农民,但长期在城镇从事非农工作,所以被称之为“农民工”。农民工为城市的发展做出了巨大的贡献,这与他们所分享到的城市发展成果之间却存在鲜明的反差。CHIPS2007 调查数据显示,农民工比城镇职工每周工作时间长大约 22 个小时,但月工资收入却比城镇职工少近 27%,且相比城镇职工,城镇化初期农民工在城镇社会福利、医疗保险及公民权利等方面的保障都存在空缺。自 2010 年开始,中国开始实施“新型城镇化战略”,该战略的核心为“人的城镇化”,将农民工市民化问题作为我国长期积极稳妥推进城镇化的核心任务。因此,采取何种有效的政策措施推动市民化进程,使得农民工在城镇的生活与发展遵循移民同化的经济规律,进而加快同化的速度十分重要。

农民工与城镇职工的工资差距是一个动态变化的过程,主要表现在随着迁移时间的增加,工资差距会逐渐缩小,在某一时间点有可能达到同化状态。因此,不能仅限于在一个固定时间点上讨论两者的工资差距及产生工资差距的根源,这很可能会忽略迁移初期农民工的人力资本与城镇劳动力市场不适应所造成的工资差距,从而高估工资差距。此外,本文将迁移时间作为影响农民工与城镇职工工资差距的核心变量,不仅能考察过去一段时间内移民同化的经济理论在有户籍制度分隔的中国城镇劳动力市场的适用性,也能在城镇劳动力市场维持现有市场机制的前提下,实现对未来具有相同个体特征的农民工与城镇职工的工资差距的动态变化进行有效预估和判断。

本文采用 CHIPS2007 数据集,基于扩展的明瑟方程,建立了农民工工资同化的分析框架,详细探究了迁移时间对于农民工与城镇职工工资差距的影响。实证结果表明:农民工无法通过延长迁移时间和积累与务工相适应的工作经验来实现与城镇职工的工资同化。从短期来看,农民工在城镇就业市场上的非农工作经验回报高于城镇职工的工作经验回报,工资收入存在一定的追赶;但是从长期来说,其相对经验回报率逐渐下降,农民工在其生命周期内无法实现与城镇职工的工资同化。实际上一部分农民工可能返乡,而返乡的决策是农民工自选择的结果,与可观测个人的特征以及不可观测的能力等因素相关。如果忽视这一自选择问题能返乡的样本,则迁移时间对工资差距的影响(同化速度)的估计结果会产生较大偏差。针对上述情况,本文基于 CHIPS2007 中的流动人口调查数据和农村居民调查数据集,采用 Heckman 两步法进行估计,结果表明,农民工返乡具有显著的正向选择效应,收入较高、能力较强的农民工会选择返乡,从而导致同化速度被低估。纠正自选择偏误后结果表明,在加入返乡农民工样本后,虽然农民工与城镇职工工资同化速度提高了,但是农民工仍然无法通过延长迁移时间来实现与城镇职工的工资同化。

为了更为深入地对农民工无法通过延长迁移时间实现工资同化的机制进行研究,本文从职业的角度切入,首先建立职业转移矩阵对农民工是否存在职业攀升现象进行分析,发现农民工职业分布固定且缺乏流动攀升。之后,进一步对工资差距进行了改进的 Brown 分解,分别从职业间、职业内以及“同化效应”三个维度对工资差距产生的原因进行了分解研究,发现延长迁移时间所带来的“同化效应”确实能在一定程度上减少工资差距,但无法从根本上消除由户籍歧视导致的职业内的工资差距,也不能消除由于人力资本不足所主导的无法攀登职业阶梯而带来的职业间的差距。

二、文献综述

在劳动经济学领域,移民同化的研究可以追溯到 Chiswick(1978),他认为移民在迁移之后,由于对当地劳动力市场不熟悉,很难将在本国获得的人力资本转化为移民目的地工作所需的职

业技能。因此,从短期来看,移民的初始工资水平与本地居民存在明显差距。随着时间的推移,移民会在迁移之后参加相关的培训并不断积累与迁移地相适应的工作经验,这将促使移民将迁移之前的人力资本转化为与本地劳动力市场相匹配的工作技能。

继 Chiswick(1978)的开创性研究之后, Borjas(1985)对移民同化的研究做出了重要贡献。Borjas(1985)认为,过去的研究在研究移民同化时通常忽略了两个重要的问题,从而导致所估计的同化速度存在较大偏差。第一个重要的问题是移民的自选择效应,移民的回迁决策是一个自选择的过程,如果在迁移地收入较低、表现较差的移民选择回迁(移民的负向选择),这将高估真实的工资同化速度;反之,如果在迁移地收入较高、表现出色的移民选择回迁(移民的正向选择),这将低估真实的工资同化速度。然而,移民调查数据中很少包含回迁者的信息,所以克服样本自选择所带来的影响十分困难。为此,研究者们一直在寻求这一问题的解决方案。其中最为普遍的方法是采用面板数据对移民样本进行持续追踪(Borjas, 1989; Hu, 2000; Abramitzky 等, 2014)。Abramitzky 等(2014)使用美国 1900、1910 和 1920 年的人口普查数据对美国早期移民的同化问题进行了研究,发现美国的早期移民大概有 25% 的回迁率,而且这些移民的回迁具有负向选择性。另一个重要的问题是移民群体自身素质可能发生了改变,即群组效应。除对移民同化速度的实证研究之外,还有不少学者更进一步,对影响移民同化速度的因素及其深层次的机制进行了探究。一些研究认为人力资本或个人能力的高低是影响移民工资同化速度的主要因素。Chiswick 等(2005)在研究美国的移民同化时认为,移民的工资收入逐渐向本地居民同化,主要源于职业的升迁。他的研究发现进入美国的劳动力市场后,移民具有很高的职业升迁概率。

从上文的分析可以看出,国外对移民同化问题研究的框架已经十分成熟。基于移民同化的研究框架对我国城镇劳动力市场上的农民工(移民)与城镇职工(本地居民)的工资同化情况进行研究,不仅有利于了解农民工在城市融入过程中的主观能动性,而且有助于深入挖掘农民工在城镇劳动力市场上面临的困境。目前,学者们主要是从静态的角度分析农民工与城镇职工的工资收入差距以及产生差距的原因,发现农民工与城镇职工的工资差距主要原因有以下几点:第一,农民工在城镇劳动力市场上受到工资歧视(邓曲恒, 2007; 吕炜和杨沫, 2016; 张婧芳, 2017)。第二,城镇劳动力市场上存在职业分割、部门分割和行业分割(余向华和陈雪娟, 2012)。第三,城镇劳动力市场上存在非正规就业。李红阳和邵敏(2018)的研究发现,在其他条件不变的情况下,临时性就业会使得个体的工资收入显著减少约 18.05%。与城镇居民相比,农民工成为临时性就业者的概率更高。

近期,也有少数研究者将迁移时间作为农民工与城镇职工工资差距的重要影响因素,研究农民工迁移时间对于工资差距的影响。Zhang 等(2010)基于 CHIPS2002 年数据的研究发现,农民工与城镇职工的工资差距能随着迁移时间的增加而缩小,但是在农民工的生命周期内无法完全消除与城镇职工的工资差距。谢桂华(2012)研究发现,外来劳动力在城镇劳动力市场上的融合是一种有差别的融合:外来非农户籍的劳动力在流入地劳动力市场不存在融合障碍;外来农民工虽然在流动初期处于收入劣势,但经过一段时期后,高技能者的收入将追上本地劳动力,而低技能者的收入劣势无法改变。陈珣和徐舒(2014)研究发现,农民工在城镇地区每多待一年,其相对工资将上涨 1.4%,具有不同初始收入的农民工需要 10 到 58 年才能实现与城镇职工的工资同化。孙婧芳(2017)基于 2001 年和 2010 年中国城市劳动力调查数据研究发现,2010 年农民工面临的就业隔离比 2001 年大幅下降,而且各部门内部小时工资的歧视也大幅下降。然而,农民工进入用人单位依然受到较强歧视,就业隔离仍然存在。不同研究在样本数据以及估计方法的选择上存在诸多差异,关于农民工工资同化的研究尚未得出一致性的结论。

本文主要贡献有以下几个方面: 第一, 立足于我国现存的户籍分割制度和城乡二元制度背景, 探讨从农村迁移到城镇的移民与本地居民的工资同化问题。研究发现, 在农民工权益缺乏保障以及市民化政策十分不完善的情况下, 中国城镇劳动力市场上的移民无法实现与本地居民工资同化。第二, 对样本回迁的自选择性进行了深入探讨。我们发现农民工返乡具有显著的正向选择性。第三, 对同化机制进行探讨。考虑到职业作为一种重要的“报酬机制”, 在决定农民工是否能够在经济层面融入城镇起关键的“中介”作用, 本文从职业角度切入, 在职业内工资的差距以及职业阶梯的攀升两个层面探讨农民工在城镇劳动力市场上的同化机制。

三、农民工工资同化的分析框架

在中国城镇化的大背景下, 农民工在城镇劳动力市场上也面临着与国外跨国移民相似的情况, 即移民之初的工资收入与本地居民之间存在一定的差距。随着迁移时间的增加, 短期内工资差距不断缩小, 但从长期来看, 这种相对工资上升的优势开始逐渐变弱(Chiswick, 1978; Borjas, 1985; Friedberg, 2000)。本文借助 Chiswick(1978)提出的扩展的明瑟方程框架, 详细探讨农民工迁移后工作经验的相对回报率问题。正如 Borjas(1985)所提到的, 在研究移民同化时需要纠正自选择偏误和控制群组效应, 在建立分析框架时, 本文重点将对对比进行讨论和控制。

(一) 农民工工资同化方程。根据 Chiswick(1978)在研究移民工资同化问题时所使用的分析框架, 本文构建了农民工与城镇职工工资同化方程:

$$\ln wage = \mu + \alpha_0 M + \alpha_1 Year \times M + \alpha_2 Year^2 \times M + \alpha_3 Age + \alpha_4 Age^2 + \sum_{j=2}^4 \gamma_j Edu_j + \sum_{m=1}^4 \beta_m M \times Cohort_m + X\theta + \varepsilon, \quad (1)$$

其中, $\ln wage$ 表示小时工资对数(不区分城镇职工和农民工); M 表示农民工的虚拟变量, 当 $M = 1$ 时, 表示样本为农民工, 当 $M = 0$ 时, 表示样本为城镇居民; $Year$ 表示迁移时间; Age 表示年龄; Edu_{year} 表示接受正规教育的时长。本文将总的教育年限按学历水平的不同进行了划分: $j = 1, 2, 3, 4$ 分别代表小学及以下、初中、高中和大学及以上的学历; 特别地, 由于本文所研究的农民工迁移时间跨度较大, 在这段时间内中国城镇劳动力市场对劳动力的需求发生了显著的周期性波动,^①同时中央政府还陆续颁布了一系列促进农业生产^②和提高城镇化率的政策, 这些因素可能对进城的农民工群体素质产生一定的影响,^③因此, 需要对农民工的群组效应进行控制。基于此, 本文在工资同化方程中对农民工的进城时间段 $Cohort_m$ 进行了控制:^④ $m = 1, 2, 3, 4$ 分别代表 2004 年以后、2000—2004 年、1995—1999 年以及 1995 年以前进城的虚拟变量; X 代表一系列影响小时工资收入的控制变量, 其中包括性别、民族、婚姻状况、健康状况、所从事的行业(29 个行业)与所在城市(18 个城市)等; ε 代表模型的误差项。

工资同化方程中, 农民工与城镇职工的的对数小时工资差距函数(工资趋同函数)可表述为:

① 如在 2004 年左右, 我国东部沿海地区相继出现“用工荒”的现象, 城镇劳动力市场对劳动力的需求量大于供给量。

② 如自 2003 年起我国免除了农业税, 同时在一定程度上放宽了土地流转等政策, 对农村剩余劳动力的解放具有一定的促进作用。

③ Borjas(1985)在研究美国劳动力市场上移民同化问题时提出: 劳动力市场的宏观变化以及政策等因素的影响都将导致外来劳动力群体的自身素质发生变化, 从而对移民同化速度的估计造成影响。

④ 本文参考 Borjas(1985)的做法, 将农民工组划分为四个区间: 2004 年以后、1999—2004 年、1995—1999 年以及 1995 年以前。选择 2004 年和 1995 年作为时间节点, 主要考虑两个原因: 其一, 2004 年左右, 我国东部沿海地区相继出现“用工荒”的现象, 城镇劳动力市场对劳动力的需求量大于供给量, 这对农民的收入水平提高具有极大的促进作用; 其二, 本文研究的样本中, 迁移时间在 17 年以上的样本数量相对较少, 如果把他们单独分类, 样本数量过少可能会产生估计偏误。

$$\begin{aligned}
 D_lnwage(Year) &= E(\ln wage|Z, M=1) - E(\ln wage|Z, M=0) \\
 &= \rho + \alpha_1 Year + \alpha_2 Year^2 + \sum_{m=1}^4 \beta_m Cohort_m,
 \end{aligned} \tag{2}$$

其中, $D_lnwage(Year)$ 指在给定个体特征 $Z = (Age, Edu_1, Edu_2, Edu_3, X)$ 下, 农民工与城镇职工对数小时工资差距随持续迁移时间变化的函数。当 $Year = 0$ 时, $D_lnwage = \rho + \sum_{m=1}^4 \beta_m Cohort_m$, 若不考虑不同进城阶段自身素质的差异性, ρ 测度了进入城镇地区之初, 农民工与城镇职工的对数小时工资差距。若工资趋同函数能够在某一时点上取非负值($D_lnwage \geq 0$), 则说明随迁移时间的持续增加, 农民工能够完全消除与城镇职工的工资差距。反之, 若不存在上述情况, 则说明随着迁移时间的增加, 农民工无法实现与城镇职工的工资同化。下文中, 我们将基于“工资趋同函数”来对农民工能否实现与城镇职工的工资同化进行研究。

(二) 样本自选择效应。Carliner(1980)和 Borjas(1989)认为, 持续迁移的移民群体和选择回迁的移民群体之间通常存在系统性差异。回迁的决策并不是随机做出的, 而与个人的特征和能力密切相关。移民的负向选择将导致同化速度被高估, 而移民的正向选择则会导致同化速度被低估(Hu, 2000)。如果忽略移民的自选择性会使得同化模型面临内生性的挑战, 从而造成对同化速度估计的偏差。本文的研究中, 同样面临着农民工可能存在回迁的自选择问题, 为此, 本文采用 Heckman 样本选择模型来进行判断农民工的返乡决策是否存在自选择性, 若存在, 判断出该自选择性的方向。具体的操作步骤将会在后文的实证分析部分给出。

四、数据及变量的描述性统计

本文的研究数据来源于 CHIPS2007, 使用了包括城镇住户、农村住户以及流动人口在内的三个数据集。CHIPS2007 包含了 5 000 个城镇家庭、8 000 个农村家庭以及 5 000 个流动人口家庭的样本, 其调查范围覆盖了全国 9 个省份 15 个城市, 主要集中在农民工流入和流出最大的省份, 包括河北、江苏、浙江、安徽、河南、湖北、广东、重庆和四川。调查采取的是分层随机抽样原则, 保证了样本具备良好的代表性。CHIPS 每轮调查都在年初进行, 详细调查前一年的家庭成员人口统计学特征、教育及培训、就业经历、子女教育、家庭社会关系及生活事件等信息。

基于本文研究的问题, 对 CHIPS2007 调查数据集进行了如下处理: (1) 将样本限制在 16—65 岁之间且有工作的劳动者中, 剔除了城镇居民和流动人口中从事农林牧副渔相关职业的样本; (2) 仅保留流动人口中具有本地农业户籍和外地农业户籍的样本, 以及城镇居民中具有非农户籍的样本; (3) 保留农村居民中曾经在城镇地区务工, 由于偶然因素^①选择返乡, 并不打算再外出务工的样本; (4) 排除了个别移民持续时间超过 30 年的农民工观测样本; (5) 剔除工资收入为零和个别收入异常的样本; (6) 剔除缺失工资收入、教育水平和职业类别等关键变量的样本。

本文将户籍身份为农业户籍、有外出务工经商经历, 且主要从事非农工作的样本定义为农民工。将流动人口数据集中, 户籍身份为农业户籍的流动人口定义为务工中的农民工; 将农村调查数据集中, 有外出务工经商经历, 由于偶然因素选择返乡, 并不打算再外出务工的样本定义为永久返乡的农民工。最终得到了 4 143 个城镇职工样本, 3 323 个正在务工的农民工样本以及 108 个已经永久返乡的农民工样本。^②

(一) 城镇职工和务工中的农民工。样本中务工中的农民工的人数为 3 314, 占比 44% 左右, 且平均持续迁移时间为 10.41 年。此外, 对比城镇职工与务工中的农民工后发现, 两者几乎在各

① 偶然因素返乡主要指因为自己生病或者家人生病的原因返乡超过三个月以上。

② 囿于篇幅的限制, 这里省去了数据及变量的描述性统计表, 有兴趣的读者可以联系作者。

方面都有显著的差别。从小时工资和工作时间上来看,务工中的农民工小时工资平均为 6.75 元/小时,而城镇职工的小时工资平均为 14.48 元/小时,比农民工高出一倍以上;同时,农民工比城镇职工平均每周多工作大约 23 个小时。从年龄、性别以及健康程度来看,农民工的平均年龄为 35 岁,比城镇职工平均年轻大约 5 岁。不仅如此,农民工中男性占比明显高于城镇职工,且其健康程度也较好,这说明到城镇地区务工的农民工主要以青壮年的劳动力为主。从教育程度来看,城镇职工平均接受正规教育的年限为 12 年,主要以高中和大学教育程度为主;农民工受教育程度显著低于城镇职工,接受正规教育的年限比城镇职工平均少约 3 年,并且主要以初中教育程度为主。从所从事的职业来看,大约 56% 的城镇职工是熟练技术人员,^①而农民工从事该职业的比例不到 5%,其所从事的职业主要集中于制造业以及商业和服务行业。

(二)务工中的农民工和永久返乡的农民工。就平均小时工资收入而言,已返乡的农民工在城镇地区务工时的平均工资为 8.99 元/小时,比务工中的农民工高出大约 25%。此外,从教育程度上来看,永久返乡的农民工比务工中的农民工的平均受教育时间短,具有高中及以上学历的比例更低;再次,从职业分布来看,永久返乡的农民工返乡前大多为制造业和运输业人员,而务工中的农民工大多集中在商业和服务业。上述分析说明,相比务工中的农民工,永久返乡的农民工其教育水平较低,且更倾向从事体力强度大、流动性强的工作。

五、农民工工资同化的实证分析

(一)基本回归结果。表 1 前两列给出了未纠正样本自选择偏误的情况下,农民工工资同化方程的估计结果。其中,第一列为未控制其他变量的情况下,迁移时间对于农民工小时工资收入的影响;第二列给出了控制农民工个体特征以及城市固定效应后,迁移时间对农民工小时工资收入的影响。从估计的结果来看,农民工虚拟变量显著为负,迁移时间的影响呈现出“倒 U 形”的趋势,这表明,随着迁移时间的持续增加,农民工和城镇职工的小时工资差距经历了先缩小后又逐步扩大的阶段性转变。

表 1 农民工工资同化方程估计结果

| | (1)纠偏前 | (2)纠偏前 | (3)纠偏后 | (4)纠偏后 |
|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 农民工×2004 年以后进城 | | | | -0.3744*** (0.034) |
| 农民工×2000—2004 年进城 | | | | -0.4247*** (0.063) |
| 农民工×1995—1999 年进城 | | | | -0.4553*** (0.084) |
| 农民工×1995 年以前进城 | | | | -0.4158*** (0.100) |
| 农民工 | -0.7015*** (0.027) | -0.3647*** (0.030) | -0.3670*** (0.030) | |
| 农民工×迁移时间 | 0.0262*** (0.004) | 0.0153*** (0.004) | 0.0162*** (0.004) | 0.0259** (0.010) |
| 农民工×迁移时间平方 | -0.0009*** (0.000) | -0.0005*** (0.000) | -0.0006*** (0.000) | -0.0009*** (0.000) |
| 其他控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R^2 | 0.181 | 0.432 | 0.426 | 0.431 |
| $R^2_{adjusted}$ | 0.180 | 0.427 | 0.421 | 0.426 |
| F | 593.7 | 106.5 | 102.9 | 101.6 |

注:括号中为稳健的标准差; *、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。以下各表同。表中未报告包括性别、民族、婚姻状况、健康状况、职业、行业 and 所在城市在内的一系列控制变量。

① 本文根据 CHIPS 数据集中样本的职业进行分类。考虑到从事前三类职业(机关、企事业负责人、专业技术人员以及办事人员)的农民工人数少,单独考察可能存在较大偏差,且这三类职业对户籍和技能要求都较高,收入也较高,所以将他们归为一个职业大类,即熟练技术人员。

第二列的估计结果显示,农民工虚拟变量的系数为-0.3647,而且在1%的水平上显著。这说明在进入城镇地区之初,农民工的小时工资平均就要比城镇职工低大约30.56%($1 - e^{-0.3647}$)。农民工与迁移时间、迁移时间平方交互项的系数分别为0.0153和-0.0005,说明给定其他变量的情况下,在初始的一段时期内,农民工与城镇职工的小时工资差距不断缩小,大约经过15.3(0.0153/0.001)年后两者差距达到最小,此时农民工比城镇职工平均低大约22.10%($1 - e^{-0.2577}$)。随后,两者的工资差距开始拉大。纠偏前的工资趋同函数如图1所示,农民工和城镇职工的

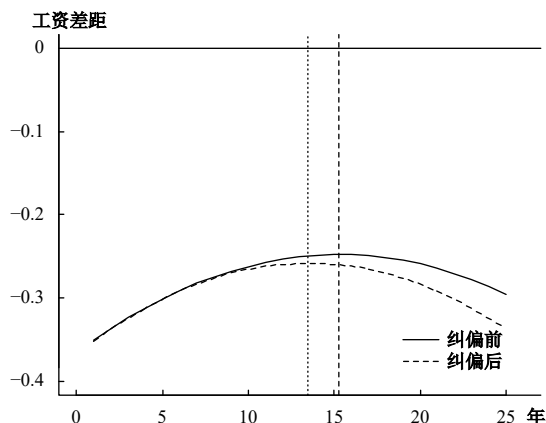


图1 农民工工资同化情况

小时工资差距与迁移持续时间呈“倒U形”关系,且与X轴没有交点。这说明农民工无法通过延长迁移时间来完全消除与城镇职工的对数小时工资差距,因此,农民工无法实现与城镇职工的工资同化。回归结果还表明,教育水平越高,教育回报率也越高;年龄与工资收入呈现出显著的“倒U形”关系;男性比女性的工资收入更高;健康水平越高,工资收入也越高。

(二)样本自选择性分析。流动人口数据集中,被调查到的是正在城市务工的农民工样本,部分已经返乡的农民工样本则无法观测到。Borjas(1989)认为,持续迁移的移民群体和选择回迁的移民群体之间通常存在系统性的差异。回迁的决策并不是随机做出的,而与个人的特征密切相关。这些特征可能是可观测的,比如性别、年龄和受教育水平等,也可能是不可观测的,比如性格和能力等。如果影响返乡决策的不可观测变量同时也会影响个人收入,那么在不考虑样本自选择偏误的情况下对基本模型进行估计,会造成估计结果的偏差。针对样本自选择问题,本文采用Heckman样本选择模型来克服。

第一阶段,选择CHIPS2007调查的农村居民中曾经外出务工永久返乡的农民工样本,将CHIPS2007调查的流动人口样本作为未返乡的样本,建立返乡决策的Probit模型,其估计方程为:

$$\begin{aligned} P_i^*(R=1) &= Z_i\gamma + u_i \\ P_i &= 1, \text{ if } (Z_i + u_i > 0) \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $\lambda_i = -\varphi(Z_i\gamma)/(1 - \Phi(Z_i\gamma))$ 表示“返乡”的概率, R 表示“返乡”决策的虚拟变量, $R=1$ 表示返乡; $R=0$ 表示未返乡; $\lambda_i = -\varphi(Z_i\gamma)/(1 - \Phi(Z_i\gamma))$ 为控制变量,主要包括年龄、性别、教育水平、职业、行业、老家的非农工资、老家的村庄中外出就业人数占总人数的比例及家中处于学龄前孩子的数目等。老家的非农工资水平主要刻画农民工外出务工的机会成本;老家的村庄中外出就业人数占总人数的比例,主要刻画农民工外出就业示范效应的大小;农民工家中处于学龄前孩子的数目,主要反映的是农民工所面临的家庭抚养负担; $\lambda_i = -\varphi(Z_i\gamma)/(1 - \Phi(Z_i\gamma))$ 为模型误差项。根据一阶段的结果,计算得到逆米尔斯比率,如果 $R=1$, $\lambda_i = -\varphi(Z_i\gamma)/(1 - \Phi(Z_i\gamma))$;如果 $R=0$, $\lambda_i = -\varphi(Z_i\gamma)/(1 - \Phi(Z_i\gamma))$, $\varphi(\cdot)$ 表示正态分布密度函数, $\Phi(\cdot)$ 表示累积正态分布函数。

第二阶段,采用OLS方法,将 λ 作为控制变量带入估计方程,得到二阶段估计方程为:

$$\log(\text{wage}_i) = aZ_i + b\lambda_i + \eta_i \quad (4)$$

其中, wage_i 表示小时工资; η_i 表示模型的误差项。估计结果如表2所示。

表2的一阶段回归结果显示:(1)老家的非农工资水平越高,农民工返乡的可能性越大。由于老家的非农工资水平刻画了农民工外出务工的机会成本,而这种机会成本越大,农民工越倾

向于选择在离家近的地方务工。(2)老家外出务工的人数越多,农民工返乡的可能性越小。说明农民工外出务工具有示范效应。一部分农民外出务工获得了更高的经济收入,能够对那些还未外出务工的村民产生积极的示范效应,增加他们外出务工的可能性。(3)家中处于学龄前孩子的数目越多,越有可能选择外出打工。家中学龄前孩子数目越多,所面临的家庭抚养负担就越重,父母外出持续务工的可能性更大。(4)农民工的年龄对返乡决策具有显著的负向影响,但农民工的年龄平方对返乡决策具有显著的正向影响,也就是年龄超过某一阈值,年龄越大的农民工越有可能回迁。因为农民工的年龄越大则非农就业能力越弱,其选择返乡的概率也大,而年轻的农民工非农就业能力相对较强,其回迁的概率也就越小。(5)相比拥有小学学历的农民工,拥有初中学历和高中及以上学历的农民工更加倾向于在外持续务工。

表 2 的二阶段回归结果显示,老家工资

表 2 Heckman 两阶段估计结果

| | 第一阶段 | 第二阶 |
|------------------------------|--------------------|--------------------|
| 老家工资收入/天 | 0.0138*** (0.004) | 0.0038*** (0.001) |
| 老家村中农民工的比例 | -4.0626*** (0.841) | -0.1504*** (0.039) |
| 学龄前孩子数目 | -0.235 (0.148) | -0.0256 (0.021) |
| 学龄孩子数目 | 0.0705 (0.099) | 0.0118 (0.015) |
| 初中学历 | -0.5491*** (0.151) | 0.1188*** (0.022) |
| 高中及以上学历 | -0.8661*** (0.190) | 0.2129*** (0.027) |
| 年龄 | -0.1122** (0.050) | 0.0155 (0.012) |
| 年龄的平方 | 0.0014** (0.001) | -0.0003* (0.000) |
| 性别 | -0.146 (0.144) | 0.1566*** (0.018) |
| 民族 | -0.187 (0.349) | -0.0175 (0.053) |
| 健康状况 | -0.0415 (0.076) | -0.0388*** (0.011) |
| 已婚/同居 | -0.8918** (0.389) | 0.2362*** (0.081) |
| 逆米尔斯比率 | - | 0.0882*** (0.029) |
| 职业 | 固定 | 固定 |
| 行业 | 固定 | 固定 |
| 常数项 | 16.5606*** (1.447) | 1.7616*** (0.304) |
| 样本量 | 3 431 | 3 431 |
| χ^2 (Pseudo- χ^2) | 0.5332 | 0.143 |
| F | - | 21.02 |
| Wald χ^2 | 1 680.41 | - |

收入越高,农民工外出务工的工资收入也越高;老家外出务工的人占比越高,农民工的工资收入反而越低;教育水平对农民工工资收入具有正向影响,教育水平越高,工资收入越高;年龄对农民工工资收入的影响呈现出显著的“倒U形”关系。即随着年龄的增长,收入水平会增加,当年龄达到一定限度以后,随着年龄的增长,收入水平将下降。男性的收入水平显著高于女性,健康状况越好的收入水平越高;相对于未婚或离异的群体,已婚或同居的群体收入水平更高。此外,逆米尔斯比率的回归系数显著为正,农民工的返乡决策是正向自选择的结果。

(三)纠正自选择偏差后的分析。从 Heckman 两步法的估计结果来看,逆米尔斯概率的系数显著为正,说明农民工的返乡决策是正向选择的结果,农民工中能力更强、收入更高的选择返回农村。可能因为能力越强的农民工越有可能在较短的时间内在城镇地区积累足够的资本(陈珣和徐舒,2014)。如果忽略这部分返乡农民工样本,农民工与城镇职工的工资同化速度可能被低估。针对这一情况,本文考虑将永久返乡的农民工样本作为补充,将合并以后的农民工样本与城镇职工的工资同化问题进行研究。表 1 的第三列为纠正自选择偏误的估计结果。比较纠偏前后的回归结果发现,纠正自选择偏误后,农民工与城镇职工的初始工资差距为 30.71%($1 - e^{-0.3670}$),农民工的小时工资同化速度明显加快,经历 13.5(0.0162/0.012)年以后,农民工与城镇职工的小时工资差距达到最小,在工资差距最低点上,农民工的小时工资比城镇职工低 22.70%($1 - e^{-0.2576}$),持续迁移农民工与城镇职工的工资差距最多能缩小 9.4%。图 1 纠正样本自选择偏误后的农民工工资趋同函数图像表明,农民工虽然在初始小时工资差距及同化速度上发生了一定的改变,但他们仍然无法在生命周期之内实现与城镇职工的工资同化。

表 1 的第四列为纠正自选择偏误以后,农民工与城镇职工工资同化的群组效应。估计结果表明,不同进城时间段(群组)的农民工与城镇职工的初始工资差距有一定差异。2004 年以后进

城的农民工与城镇职工的初始工资差距最小,平均而言,相同个体特征的农民工比城镇职工的小时工资差距低了31.22%,其余各群组差异则不大。说明相比过去,2004年以后进城的农民工工资水平得到了提高,城镇劳动力市场的变化能显著提高新进城务工农民工的工资水平。对比第三列回归结果,虽然各组农民工与城镇职工的初始工资差距均低于整体工资差距,但是同化速度有所提高。不同群体的农民工大约经过14.39(0.0259/0.0018)年后与城镇职工工资差距达到最小。图2所示,各群组农民工

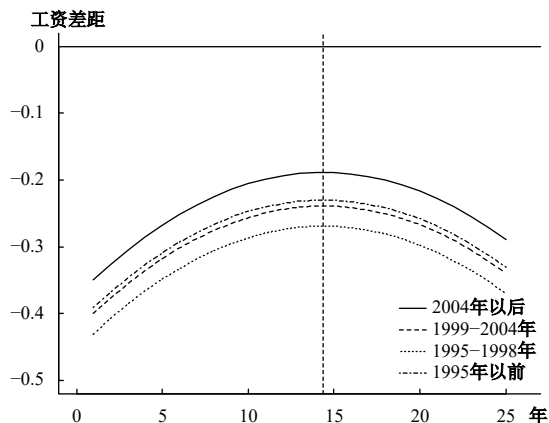


图2 不同群组的农民工工资同化情况

和城镇职工的小时工资差距与持续迁移时间呈“倒U形”关系,与X轴均没有交点。表明样本期内,各群组农民工均无法通过延长迁移时间来完全消除与城镇职工的初始工资差距。

六、机制分析

上文发现,农民工返乡具有很强的正向选择性,而且农民工无法单纯通过延长迁移时间,积累与务工相适应的工作经验来实现与城镇职工的工资同化。那么这种不能同化的机制到底是什么呢?Friedberg(2000)的研究表明,在美国劳动力市场上,职业作为一种重要的“报酬机制”,在移民与本地居民的工资同化中起到了关键的“中介”作用。移民可以通过如下两个途径来达到工资同化:(1)通过持续在一个职业里积累更多工作经验和更为熟练的工作技能来获取更高的工资水平;(2)通过不断获得更高水平的劳动技能来攀爬职业阶梯。那么,在中国城镇劳动力市场上无法实现工资同化,是否归结于以上的两种同化机制受阻了呢?接下来,本文将从职业的角度切入,建立职业转移矩阵来分析不同进城时间段的农民工的职业分布及是否存在职业攀升,进而分析农民工无法实现工资同化的原因。

(一)职业转移分析。经验研究表明,职业升迁是移民实现与本地居民工资同化的重要途径(Lubotsky, 2011; Abramitzky 等, 2014)。首先,我们采用从事具体职业内样本的小时工资收入中位数^①对每一类职业进行考察,以初步探析从事每一类职业的农民工和城镇职工的收入水平。表3给出了城镇职工、农民工以及将两者作为一个整体的收入中位数水平。

表3 农民工和城镇职工的收入中位数(元/小时)

| | 整体 | | 农民工 | | 城镇职工 | |
|--------------|-------|-------|-------|------|-------|-------|
| | 样本量 | 中位数 | 样本量 | 中位数 | 样本量 | 中位数 |
| 熟练技术人员 | 1 142 | 13.42 | 158 | 7.5 | 2 320 | 13.75 |
| 制造业和运输设备操作人员 | 1 566 | 7.14 | 896 | 6.49 | 670 | 8.46 |
| 商业与服务人员 | 2 418 | 5.94 | 1 544 | 5.21 | 874 | 7.50 |
| 其他(包括个体户) | 995 | 5.95 | 870 | 5.36 | 279 | 7.03 |

① 按照所从事的职业类别将农民工分为熟练技术人员——熟练技术人员(机关、事业单位负责人、专业人员以及办事人员)、制造业和运输设备操作人员——运输业和制造业从业人员、商业与服务人员——商业和服务业人员以及其他(包括个体户)——个体户(包括其他不方便分类的人员)。采用职业内所有工作人员的小时工资中位数对该职业进行赋值,尽可能地反映该职业内大多数人的收入水平,有效避免某些职业内由于极个别收入过高而拉高该职业平均收入水平的现象出现。

从整体职业的收入中位数来看,职业呈现分层的特点,不同职业具有不同收入中位数水平。熟练技术人员收入中位数最高,大约为 13.42 元/小时;制造业和运输设备操作人员次之,大约为 7.14 元/小时;商业与服务人员与其他(包括个体户)最低且较为接近,分别为 5.94 元/小时和 5.95 元/小时。从农民工与城镇职工的分样本来看,也基本呈现上述的特点。特别地,同一职业内,农民工比城镇职工的工资普遍低。熟练技术人员中,农民工比城镇职工的工资收入中位数低将近 50%;制造业和运输设备操作人员中,农民工比城镇职工的工资收入中位数低 20% 左右。

表 4 和表 5 分别给出了迁移时间为 0—10 年和大于 10 年的农民工职业转移矩阵。^①从转移矩阵来看,商业与服务人员中的农民工发生职业转移的概率最低。商业与服务人员中,迁移时间为 0—10 年和大于 10 年的农民工发生职业转移的概率分别为 40% 和 43%,其他职业内不同迁移时间段的农民工发生职业转移的概率均超过了 60%。之所以从事商业与服务业的农民工发生职业转移的概率最低,主要是由于商业与服务业对户籍和专业技能的要求较低且市场需求量大。该职业内的农民工容易找到工作,因此没有动机增加人力资本投资和积累专业技能,专业技能较低导致该职业内的农民工即使换工作也是在职业内流动。此外,无论迁移时间的长短,农民工从熟练技术人员(熟练技术人员)向后三类职业转移的概率比从后三类职业向熟练技术人员转移的概率大,因为熟练技术人员相对来说技能要求更高,而且与户籍挂钩的可能性更大。一般来说,农民工只能以临时工身份进入该职业,所以发生职业转移的概率较大。

表 4 迁移时间在 0—10 年的农民工职业转移矩阵 (894 人)

| 第一份工作 | 当前的工作 | | | | 汇总 |
|--------------|----------------|-----------------|-----------------|---------------|-----------|
| | 熟练技术人员 | 制造业和运输设备操作人员 | 商业与服务人员 | 其他(包括个体户) | |
| 熟练技术人员 | 35%(11) | 10%(3) | 39%(12) | 16%(5) | 100%(31) |
| 制造业和运输设备操作人员 | 6%(25) | 38%(149) | 40%(159) | 16%(60) | 100%(393) |
| 商业与服务人员 | 5%(22) | 18%(82) | 60%(270) | 17%(74) | 100%(448) |
| 其他(包括个体户) | 6%(1) | 18%(3) | 38%(6) | 38%(6) | 100%(16) |

表 5 迁移时间大于 10 年的农民工职业转移矩阵 (1 108 人)

| 第一份工作 | 当前的工作 | | | | 汇总 |
|--------------|---------------|-----------------|-----------------|----------------|-----------|
| | 熟练技术人员 | 制造业和运输设备操作人员 | 商业与服务人员 | 其他(包括个体户) | |
| 熟练技术人员 | 32%(7) | 0%(0) | 45%(10) | 23%(5) | 100%(22) |
| 制造业和运输设备操作人员 | 4%(23) | 33%(204) | 41%(250) | 21%(128) | 100%(605) |
| 商业与服务人员 | 5%(23) | 15%(68) | 57%(257) | 23%(103) | 100%(451) |
| 其他(包括个体户) | 3%(1) | 16%(5) | 26%(8) | 55%(17) | 100%(31) |

职业转移矩阵的结果显示,农民工发生职业升迁的现象并不明显,农民工更倾向于在技能要求低、收入水平低的职业内持续工作。由于数据的限制,虽无法知道城镇职工的职业转移情况,但是随着迁移时间的持续增加,农民工很难通过工作经验的积累流动到高端劳动力市场,而一直集中在低端劳动力市场上,其所从事职业的分布结构相对固化。所以可以认为相对城镇职工,农民工群体都没有发生明显的职业升迁。

(二)Brown 分解。中国城镇劳动力市场上的农民工和发达国家劳动力市场上的移民同化情况有明显区别,两者面临的制度环境有很大的差异。与国外不同,在具有户籍隔离制度的中国城

^① CHIPS2007 的农民工调查问卷中涉及了“第一次进城务工经商是否从事的是现在的这份工作,如果不是,第一份工作的职业是什么?”的问题。为本文建立职业转移矩阵提供了重要的信息。

镇劳动力市场上,农民工不仅面临着对新的就业环境不熟悉的问题,而且还受到了严重的户籍歧视(万海远和李实,2013)。来自职业转移矩阵的证据告诉我们,农民工无法实现工资同化的一个主要原因是缺乏职业升迁的机制。那么,缺乏职业上升机制背后更深层次的原因是什么呢?

接下来,本文采用Brown分解法对农民工和城镇职工的总体工资差异进行分解。Brown分解法可以分解出农民工与城镇职工这两个组群之间的职业隔离对工资差异的影响,通过职业获得模型(多项Logit模型)估计出组别的职业分布,进而识别出农民工可能在职业进入上的歧视(赵海涛,2015)。为了反映“同化效应”对工资差距的影响(吴贾等,2015),我们对Brown分解方法进行了改进和扩展。具体的分解方法如(5)式所示:

$$\begin{aligned}
 \bar{W}^U - \bar{W}^M &= \sum_j (P_j^U \bar{W}_j^U - P_j^M \bar{W}_j^M) \\
 &= \sum_j (P_j^M \bar{W}_j^U - P_j^M \bar{W}_j^M + P_j^U \bar{W}_j^U - P_j^M \bar{W}_j^U) \\
 &= \sum_j P_j^M (\bar{W}_j^U - \bar{W}_j^M) + \sum_j \bar{W}_j^U (P_j^U - P_j^M) \\
 &= \frac{\sum_j P_j^M (\bar{X}_j^U - \bar{X}_j^M) \hat{\beta}^U}{\textcircled{1}} + \frac{\sum_j P_j^M \bar{X}_j^{M1} (\hat{\beta}^U - \hat{\beta}^{M1})}{\textcircled{2}} - \frac{\sum_j P_j^M \bar{X}_j^{M2} \hat{\beta}^{M2}}{\textcircled{3}} \\
 &\quad + \frac{\sum_j \bar{W}_j^U (P_j^U - \hat{P}_j^M)}{\textcircled{4}} + \frac{\sum_j \bar{W}_j^U (\hat{P}_j^M - P_j^M)}{\textcircled{5}}
 \end{aligned} \tag{5}$$

其中, U 和 M 分别代表了城镇职工和农民工; \bar{W}^U 和 \bar{W}^M 分别代表城镇职工和农民工的小时工资对数的平均值; \bar{X}^U 和 \bar{X}^M 分别代表了城镇职工与农民工的人力资本和其他个人禀赋等特征变量的平均值; $\hat{\beta}^U$ 和 $\hat{\beta}^{M1}$ 分别代表城镇职工和农民工工资决定方程中人力资本和个人禀赋等特征变量的估计系数。 \bar{X}^{M2} 包括农民工迁移时间和迁移时间平方的平均值; $\hat{\beta}^{M2}$ 指农民工工资决定方程中,迁移时间和迁移时间平方项的估计系数, P_j^U 和 P_j^M 分别为两组人的实际职业分布模式,即从事第 j 类职业的比例。 \hat{P}_j^M 是反事实的概率估计,表示如果农民工和城镇职工具有相同的工资决定机制,他们进入第 j 类职业的概率。具体地,先对城镇职工估计一个多项的Logit职业获得模型,其中自变量包括工作经验(及平方)、性别和教育水平等,然后用这个城镇职工的职获得分析结果预测农民工进入第 j 类职业的概率。公式(5)的第一项是由于农民工与城镇职工在人力资本和个人禀赋上的差异所造成的职业内的工资差异,这是职业内工资差异中的可解释部分;第二项是同一职业内,由农民工与城镇职工的人力资本和个人禀赋估计系数所产生的差异是职业内工资差异不可解释的部分;第三项是迁移时间增加带来的“同化效应”对农民工与城镇职工工资差异的解释部分;第四项代表由于两者的人力资本和个人禀赋上差异所导致的职业分布差异,这部分是职业间工资差异的可解释部分;第五项指农民工与城镇职工不同工资决定机制导致的职业分布差异,这部分是职业间工资差异中不可解释的部分。

表6 农民工与城镇职工小时工资差异的Brown分解结果

表6列出了Brown分解法的分解结果。从分解的结果来看,农民工与城镇职工总的差异中,有74.19%可以由职业内的差异解释,有42.13%可以由职业间差异解释,“同化效应”可以消除其中16.85%的差异。具体地,职业内的差异中,仅11.34%的差异可以由个人禀赋和人力资本等解释,而62.85%的差异则由歧视等不可解释的因素造成。也就是说,在职业

| | 小时工资自然对数的差异 | 百分比 |
|-------------|-------------|---------|
| 总差异 | 0.5777 | 100% |
| 职业内差异 | 0.4286 | 74.19% |
| 可观测特征所解释部分 | 0.0655 | 11.34% |
| 不可观测特征所解释部分 | 0.3631 | 62.85% |
| 职业间差异 | 0.2434 | 42.13% |
| 可观测特征所解释部分 | 0.2200 | 38.08% |
| 不可观测特征所解释部分 | 0.0233 | 4.03% |
| “同化效应”的作用 | -0.0943 | -16.32% |

内部,绝大多数收入差异并不是来源于人力资本和个人禀赋等可解释因素的差异,而是来源于户籍歧视等不可解释的因素。这些因素造成了即使农民工与城镇职工处于同一职业或部门内,却面临着不同的报酬收入。职业间的差异中,38.08%来源于可解释特征差异,仅4.03%来源于歧视等不可解释的因素。说明在职业获得上,农民工与城镇职工的差异并不是由户籍歧视等不可解释的因素主导,而是由农民工与城镇职工的人力资本和能力等方面存在差别所导致。市场的选择机制导致了他们的职业分布不同,这是构成职业间工资差异的主要原因。

总的来说,农民工与城镇职工的工资差异中,49.42%的部分能被可观测特征解释,66.89%的部分是由歧视等不可观测的因素造成,通过延长迁移时间能消除其中16.34%的差异。由此可见,延长迁移时间所带来的“同化效应”确实能够有效地减少工资差距,但无法从根本上消除由户籍因素所主导的职业内的工资差距,也无法消除由于人力资本不足所主导的无法攀登职业阶梯而带来的职业间的差距。

七、结论与政策性建议

本文主要考察了在劳动力权益保障不充分及户籍制度隔离的中国城镇劳动力市场上,农民工与城镇职工的工资同化问题。得到的主要结论有以下几点:

第一,整体来说,农民工与城镇职工的小时工资存在初始差距,延长迁移时间虽然能在一定程度上缩小工资差距,但无法实现工资的同化。第二,农民工的返乡决策具有一定的正向选择性,城镇劳动力市场上收入较高、能力较强的农民工选择返乡的可能性更大。返乡的农民工中,制造业和运输业人员居多。农民工的返乡决策在一定程度上低估了农民工与城镇职工的工资同化速度。在一定程度上纠正自选择偏误以后,农民工与城镇职工的工资同化速度虽然有所提高,但是仍然无法随迁移时间的增加而实现与城镇职工的工资同化。第三,农民工职业分布固定且缺乏流动攀升。从职业分布来看,农民工主要分布在低收入职业内;从职业流动来看,随着迁移时间的增加,农民工难以进入工资收入较高的职业,缺乏从低收入职业向高收入职业攀升流动的机制。第四,延长迁移时间所带来的“同化效应”确实能够有效地缩小工资差距,但无法从根本上消除由户籍因素所主导的职业内的工资差距,也不能消除由于农民工人力资本不足所导致的无法攀登职业阶梯而带来的职业间的工资差距。

本文的结论具有很强的政策含义。研究结论表明,在存在户籍分隔的城镇劳动力市场上,如果农民工缺乏劳动权益的保障,那么农民工与城镇职工之间将存在工资差距,且工资差距无法通过延长迁移时间来消除。因此,政府需要采取一系列的政策措施来促进农民工与城镇职工的工资同化。首先,根据当地的生活水平和用工成本,制定合理的最低工资标准,这将有助于缩小农民工与城镇职工的初始工资差距;其次,对就业市场上表现差、能力较低的农民工,对他们进行就业指导 and 技能培训,增强他们在劳动市场上的竞争力,从而增加工资收入;再次,为农民工提供医疗卫生和随迁子女义务教育等公共服务,保障农民工享有基本公共服务的权利,有助于留住能力水平相对较高的农民工,防止逆城镇化现象发生;最后,由于农民工自身的人力资本不足导致其在城镇劳动力市场上缺乏职业攀升机制且职业分布固化,户籍歧视是农民工与城镇职工职业内工资差距的主要来源。因此,提高农村地区的教育质量,增加对农村地区的教育投入有利于消除农民工在城镇劳动力市场上面临的职业隔离;同时,放宽户籍制度,特别是放宽户籍与职业的挂钩程度,有助于减少农民工在城镇劳动力市场上面临的同工不同酬现象。

主要参考文献:

[1]陈珣,徐舒. 农民工与城镇职工的工资差距及动态同化[J]. *经济研究*, 2014, (10): 74-88.

- [2]邓曲恒. 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[J]. *中国人口科学*, 2007, (2): 8-16.
- [3]李红阳, 邵敏. 临时性就业对劳动者工资收入的影响[J]. *财经研究*, 2018, (1): 113-127.
- [4]吕炜, 杨沫. 迁移时间有助于农民工融入城市吗?——基于职业流动和工资同化的动态研究[J]. *财经问题研究*, 2016, (10): 101-109.
- [5]吕炜, 杨沫, 王岩. 城乡收入差距、城乡教育不平等与政府教育投入[J]. *经济社会体制比较*, 2015, (3): 20-33.
- [6]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.
- [7]万海远, 李实. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. *经济研究*, 2013, (9): 43-55.
- [8]吴贾, 姚先国, 张俊森. 城乡户籍歧视是否趋于止步——来自改革进程中的经验证据: 1989-201[J]. *经济研究*, 2015, (11): 148-160.
- [9]谢桂华. 中国流动人口的人力资本回报与社会融合[J]. *中国社会科学*, 2012, (4): 103-124, 207.
- [10]杨谱, 刘军, 常维. 户籍制度扭曲及放松对经济的影响: 理论与实证[J]. *财经研究*, 2018, (2): 44-57.
- [11]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.
- [12]赵海涛. 流动人口与城镇居民的工资差异——基于职业隔离的角度分析[J]. *世界经济文汇*, 2015, (2): 91-108.
- [13]Abramitzky R, Boustan L P, Eriksson K. A nation of immigrants: Assimilation and economic outcomes in the age of mass migration[J]. *Journal of Political Economy*, 2014, 122(3): 467-506.
- [14]Antecol H, Kuhn P, Trejo S J. Assimilation via prices or quantities? Sources of immigrant earnings growth in Australia, Canada, and the United States[J]. *Journal of Human Resources*, 2006, 41(4): 821-840.
- [15]Borjas G J. Assimilation, changes in cohort quality, and the earnings of immigrants[J]. *Journal of Labor Economics*, 1985, 3(4): 463-489.
- [16]Borjas G J. Immigrant and Emigrant earnings: A longitudinal study[J]. *Economic Inquiry*, 1989, 27(1): 21-37.
- [17]Borjas G J, Friedberg R M. Recent trends in the earnings of new immigrants to the United States[R]. NBER Working Papers, 2009.
- [18]Borjas G J. *Immigration economics*[M]. Harvard University Press, 2014.
- [19]Chiswick B R. The effect of Americanization on the earnings of foreign-born men[J]. *Journal of Political Economy*, 1978, 86(5): 897-921.
- [20]Chiswick B R. The earnings of white and coloured male immigrants in Britain[J]. *Economica*, 1980, 47(185): 81-87.
- [21]Chiswick B R, Lee Y L, Miller P W. A longitudinal analysis of immigrant occupational mobility: A test of the immigrant assimilation hypothesis[J]. *International Migration Review*, 2005, 39(2): 332-353.
- [22]Friedberg R M. You can't take it with you? Immigrant assimilation and the portability of human capital[J]. *Journal of Labor Economics*, 2000, 18(2): 221-251.
- [23]Heckman J J. Sample selection bias as a specification error[J]. *Econometrica*, 1979, 47(1): 153-161.
- [24]Hu W Y. Immigrant earnings assimilation: Estimates from longitudinal data[J]. *American Economic Review*, 2000, 90(2): 368-372.
- [25]Ibarraran P, Lubotsky D. Mexican immigration and self-selection: New evidence from the 2000 Mexican census[R]. NBER Working Paper No. 11456, 2007: 159-192.
- [26]Lubotsky D. Chutes or ladders? A longitudinal analysis of immigrant earnings[J]. *Journal of Political Economy*, 2007, 115(5): 820-867.
- [27]Rosenbaum P R, Rubin D B. Comment: Estimating the effects caused by treatments[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1984, 79(385): 26-28.
- [28]Zhang D D, Meng X, Wang D W. The dynamic change in wage gap between urban residents and rural migrants in Chinese cities[J]. PMMA Working Paper, 2010.

Could Rural Immigrants Be Assimilated into the Urban Labor Market?

Lv Wei¹, Yang Mo², Zhu Dongming³

(1. *Institute of Economic and Social Development, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China*; 2. *Institute of Economics, Tsinghua University, Beijing 100084, China*; 3. *School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China*)

Summary: This paper traces the period when the protection of rural immigrants' rights and interests is relatively rare. Based on the CHIPS2007 data, this paper investigates whether rural immigrants could be assimilated into the urban labor market through extending the migration time and accumulating the non-agricultural work experience which is compatible with the destination. The results show that although the returns on the non-agricultural work experience of rural immigrants are higher than those of urban workers in the short-term, the relative returns on the experience will gradually decline in the long-term. As a result, rural immigrants could not be assimilated into the urban labor market during their life cycle. We should note that there is a sample self-selection problem in our empirical research, that is, some rural immigrants may choose to return to their hometowns, and their decisions are the results of their self-selection, which are related to the observable individual characteristics and the unobservable individual abilities. If we ignore the rural immigrants who may choose to return to hometowns, the estimation of the impact of migration time on the wage gap between rural immigrants and urban workers will suffer from a large deviation. Based on this judgment, we employ the Heckman's two-steps model to correct the selection bias. After correcting the selection bias, we find that the hourly wage of rural immigrants is about 30.53% lower than that of urban workers at the beginning of migration, and the sustained migration could eliminate up to 9.4% of the wage gap. Although the assimilation rate between rural immigrants and urban workers has increased, rural immigrants still cannot be assimilated into the urban labor market through extending the migration time.

In order to deeply investigate the reasons why rural immigrants cannot be assimilated by extending their migration time, we firstly use an occupational transfer matrix to analyze the occupational distribution of rural immigrants and whether there are rises in their occupational ladder. Our results show that the occupational distribution of rural immigrants is relatively fixed and there is a lack of rise in their occupational ladder. Furthermore, we employ the improved Brown Decomposition method to investigate the wage gap between rural immigrants and urban workers from three dimensions: "between occupation effect", "within occupation effect", and "assimilation effect". We find that "assimilation effect" brought by the extension of the migration time can reduce the wage gap to a certain extent, but it could not fundamentally eliminate the wage gap caused by both the household register discrimination within the occupation and the lack of human capital which makes them not have the abilities to climb the occupational ladder.

Key words: rural immigrants; migration time; economic assimilation; occupational mobility; *hukou* discrimination

(责任编辑 石头)