

农村劳动力迁移摩擦影响农民工数量与工资结构吗?^①

韩其恒¹, 苗二森², 李俊青^{2*}

(1. 上海财经大学金融学院, 上海 200433; 2. 南开大学经济学院, 天津 300071)

摘要: 运用世代交叠模型研究了迁移摩擦对城乡劳动力迁移结构变迁的长期动态特征影响。研究表明, 在城乡劳动力市场分割的前提下, 迁移成本、城镇失业人员的工资和暂时性迁移工人的工作摩擦共同刻画了中国城乡劳动力迁移的动态变化特征。当迁移摩擦变化时, 农村迁移人员会理性地调整对教育的投资, 进而会影响到迁移人员的教育结构和数量结构, 而教育投资函数的凹函数性质和迁移人员风险厌恶的特征使得技术工对迁移摩擦变动更敏感, 引起技术工的劳动供给更明显的变化, 进而引起技术工工资更明显变化, 为“迁移之谜”出现提供了可能。改善迁移人员的住房条件、医疗保障服务和完善劳动力市场机制, 从而降低迁移成本、增加暂时性迁移工人的就业概率, 是加快中国城乡迁移进程和解决中国“迁移之谜”的有效政策。

关键词: 迁移摩擦; 迁移之谜; 工资结构

中图分类号: D31; D13; J61 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)01-0013-18

0 引言

中国是世界人口大国, 改革开放以来, 城乡之间的劳动力迁移为中国经济腾飞提供了有质量和数量的劳动力资源^[1]。1980年到1996年农村迁移人口从484万增长到1.327亿, 期间中国农村迁移平均增长率为14%^[2], 中国的流动人口截至2016年为2.47亿(中国流动人口发展报告2016)。在过去的人口迁移过程中, 城乡之间的劳动力迁移表现出几个特点: 第一, 中国特殊的城乡二元经济体, 使得城乡迁移呈现出永久性迁移(获得迁入地的户籍)和暂时性迁移(未获得迁入地户籍)的分层现象^[3], 并且中国目前仍以暂时性迁移为主, 永久性迁移只是其中的小部分^[4]。第二, 2004年之后, 中国逐渐显现出了“迁移之谜”的迹象^[2], 即在中国农村存在剩余劳动力, 城镇却出现“用工荒”和农民工工资上涨的情况。学

者们基本认同中国农村还有大量剩余劳动力^[5], 但是农民工的工资在2004年到2009年之间年均增长13.6%, 高于同期GDP增速。2010年之后, 农民工工资更是大幅上涨20%以上(国务院发展研究中心2016)。第三, 在城乡迁移过程中, 迁移人员的教育水平不断提高。2011年高中以上的农民工占农民工总数的比例为23%, 2015年上升到25.2%(农民工监测调查报告2011, 2015), 近年来迁移人员的受教育水平显著提高, 提高了迁移人员在城市工作的工资水平和改善了其福利待遇水平^[6]。

上述农村迁移人口的特点使我们思考一些问题: 横亘在中国城乡迁移之间的迁移摩擦究竟是什么? 其究竟是如何影响中国迁移人员的动态规律的, 如何影响迁移人员的数量结构、教育结构和工资结构? 迁移摩擦是否可以揭示中国为什么会出现“迁移之谜”现象? 是否会影响到中国刘易

① 收稿日期: 2014-08-05; 修订日期: 2017-09-18。

基金项目: 国家社会科学基金重点资助项目(14AJL010); 南开大学百名青年学科带头人(团队)计划资助项目(63174018); 南开大学中国特色社会主义经济建设协同创新中心; 南开大学博士研究生科研创新项目(96172462); 国家自然科学基金资助项目(71771142)。

通讯作者: 李俊青(1972—), 男, 天津人, 博士, 教授, 博士生导师, Email: leejqdoc@163.com

斯拐点到来? 只有找到将这些问题统一起来的关键性因素, 才能真正解决中国劳动力流动的迁移问题, 使得中国在目前的城乡二元经济体背景下, 顺利完成城乡之间的人口迁移(永久性迁移), 充分有效利用中国农村剩余劳动, 为中国经济增长提供持续动力。

国内外学者对劳动迁移摩擦进行了大量研究, 为本文研究提供了有益参考。Knight 等^[2]指出劳动力市场分割、失业人员工资和迁移人员的工作摩擦是“迁移之谜”的重要原因, 但主要是修正刘易斯模型和整理先前文献, 并没有微观理论基础。孙三百、黄薇和洪俊杰^[7]直接用代际收入弹性估计方程分析了低收入者可以通过教育投入摆脱“低收入陷阱”, 并指出降低迁移障碍有助于优化劳动力资源配置, 促进社会公平, 但是也缺乏微观基础理论支撑。有学者从某个方面对农民工迁移意愿和工资进行研究, Eggleston 等^[8]研究了新农村医保给老年人提供了更多医疗保障, 缓解了年轻人的迁移成本压力, 增强了年轻人的迁移意愿。邢春冰^[3]研究发现相比较学历低的劳动力, 学历高、经验丰富的劳动力更倾向于迁移。伍山林^[9]在研究中发现农村劳动制度性固化导致农村劳动力对教育投资不足, 抑制了农村劳动力流动。王建国等^[10]分析了住房成本对大城市农民工工资影响, 住房成本有增加农民工工资的效应, 但其重点分析的是城市规模效应。Petrongolo 等^[11]发现城镇失业人员工资的提升会通过提高工人的保留工资抬高城镇工人工资, 邱俊鹏等^[12]研究表明近年来农民工工资上涨主要原因是城市最低工资的提高, 向攀等^[13]也认为城市最低工资提高对城市正规部门工资的提高有显著正向作用。Diamond-Mortensen-Pissarides 模型^[14]突破了传统经济学的劳动者与企业之间无摩擦就业的限制, 将搜寻摩擦纳入模型来分析均衡工资问题, 结论是搜寻摩擦与技能水平对工资有显著决定作用。Rama^[15], Petrongolo 等^[11]研究表明学历越高, 工作技能专一性更强, 就业匹配摩擦越大, 失业率越高。左翔等^[16]研究表明中国劳动市场上的社会网络会带来劳动市场分割的现象, 农民工是社会网络关系比较弱的一方, 会间接增加农民工失业。Shuaizhang Feng 等^[17]在研究中国失业率问题时, 发现年轻一代(人力资本更多)比父辈一代具有

更高的失业率。已有文献的研究具有极高的价值, 从文献中可以看到市场分割、失业人员工资和迁移人员的工作摩擦对“迁移之谜”有重要影响, 从某个角度解释了“用工荒”和农民工工资上涨现象, 但是不能从整体框架下分析“迁移之谜”, 不能形成完整的逻辑体系, 因而是一种局部分析。但是从文献中可以梳理出城乡之间的迁移摩擦是影响农民工教育投资决策的重要因素, 进而影响到农民工的数量结构(民工荒)、教育结构(农民工工资上涨)、永久性迁移工人和暂时性迁移工人之间收入差距(城乡收入差距)。已有文献也缺乏一些微观基础, 只能静态的观察问题, 不能将所有这些现象放在长期理性动态的角度分析, 不能在动态领域观察这些现象是否长期存在, 长期规律又是如何, 因而结构的稳健性稍有不足。目前只有韩其恒、李俊青^[18]运用动态方法研究了金融市场约束对城乡迁移结构的影响, 但是其重点分析的是金融约束对劳动迁移的影响, 并没有涉及到迁移成本、就业摩擦和失业工资对城乡迁移进程的影响。

本文通过世代交叠模型(OLG)动态研究了横亘在城乡劳动力迁移之间的迁移摩擦(迁移成本、城镇失业工资(保险金)和暂时性迁移工人工作搜寻匹配摩擦)对城乡迁移进程结构变迁的刻画, 将三个典型化事实统一在同一框架下, 回答了上述文章开头中的一系列问题。和已有研究相比, 本文有以下两点创新: 第一, 先前文献大部分都是直接进行实证研究进而得出结论, 本文弥补了以往城乡劳动力迁移的微观理论模型, 并通过实证数据来验证模型结论的正确性, 使文章的结果稳健性和说服力更强; 第二, 已有文献不能将三个典型化事实一起回答, 只是解决了其中一个或两个, 本文将三个典型化事实和一系列疑问放在统一框架下分析, 阐述了这些问题之间的内在逻辑联系。本文研究结果表明: 中国农村目前还有大量劳动力没有转移, 而迁移成本增加会减慢城乡劳动力迁移速度, 迁移人员的工资会上升, 非技术工人占迁移人员比例上升; 城市失业人员工资增加与暂时性迁移工人的工作摩擦增加, 都会引起永久性迁移工人数量增多, 进而均衡工资降低, 暂时性迁移工人工资增加, 技术工人占迁移人员比例下降; 由于技术工对迁移摩擦变化更加敏感, 因而其数

量结构、教育结构和工资结构变化更加明显,技术工的这种敏感性变动使得“用工荒”与“迁移之谜”更加明显。

1 模型

考虑一个国家的基本经济环境为二元经济结构,有两个经济体系,城市经济体系和农村经济体系,它们生产和消费同一种商品。城市和农村各期的人口规模上相等,并标准化为1。参照中国上世纪八十年代初的情况,将第1期期初农村的初始人口比例设定为0.8,城市人口为0.2。

本文将中国作为参考国家进行数据模拟,以反映中国居民人口迁移的动态演化过程。由于模型重点考察人口迁移等变量的长期动态规律,进行相关的比较静态分析,而不是试图准确预测某一时点上这些变量的数值大小,模型中的一代与现实并不需要完全一致。假设模型中的1期为10年^②,并以此选取相关参数。

个体决策模型为世代交叠模型,其决策顺序以及参数设置如下:

1) 初始遗产的人口密度函数

第 t 期期初有一个年青人,接受上一期老年人的遗产。

2) 人力资本积累—教育函数

年轻个体将剩余遗产在教育 and 实物投资之间进行选择,通过教育函数 $h(e) = 1 + \ln(1 + \gamma e)$ 来刻画个体通过教育对教育人口积累过程,其中 e 为教育投入, $h(e)$ 为教育人口(人力资本)数量,参照 Galor 和 Moav^[19],基准模型中参数 $\gamma = 5$ ^③。

根据教育人口数量,个体的受教育程度分为三种类型,高等教育类型、技术工类型与非技术工类型。高等教育和技术工教育水平的临界值为 $[2, 1.6]$ ^④,教育人口数量超过2的定义为高等教育类型,教育人口数量介于1.6和2之间的定义为技术工类型,教育人口数量介于1和1.6之间

的定义为非技术工类型。

为了反映现实中大部分永久性迁移人口受过比较好的教育,规定永久性迁移人口为高等教育类型,而暂时性迁移人口的教育水平为技术工类型和非技术工类型,没有迁移的农村人口将全部遗产投资于实物资本。

3) 农村向城市的转移途径以及影响因素

由于城乡之间劳动力市场的分割,农村人口只有在通过支付一定的迁移成本之后才能迁移到城市,形成永久性迁移人口和暂时性迁移人口,永久性迁移拥有城市户口,成为城市户籍人口,而暂时性迁移人口并不拥有城市户口,在年老的时候都要返回农村。

影响转移的主要因素有三个,一个因素是永久性迁移和暂时性迁移的迁移成本,分别是第 t 期期初农村财富密度函数中值的1.2倍和1倍。农村个体根据期望效用最大化原则,比较居住于城市和农村相对收益大小,以此决定是否迁移到城市,城市人口不向农村转移。

另一个因素是城市户籍失业人口的失业工资(保险金),即是将城市总收入的一定比例用于失业人口的基本生活费用。在支付了失业保险金和资本回报后,城市总产出剩余部分为城市就业人口的工资,它是教育人口数量与单位教育人口工资的乘积。农村单位人口的工资为农村单位人口的产出。为了大致反映现实中的情况,规定城市户籍人口失业工资为城市人均就业工资的1/3。

最后一个影响因素是暂时性迁移人员的工作摩擦。由于教育水平越高,工作异质性越强,在其他条件固定的情况下,高教育水平人员的工作匹配的摩擦就越大,就业率越低,这一点已经有大量的实证结果给予了数据上的说明^[11, 15]。所以,可将有较高教育程度的永久性迁移人员以及城市户籍人员的就业概率设定为0.85,将暂时性迁移技术工和非技术工的就业概率分别设定为0.9和0.95,农村没有失业。

4) 生产函数

② 10年为一代,也基本反映个体大学之前受教育的整个时间段。如果将一代设定成更长的时间,并将相关参数进行相应的调整,只是会将整个动态过程在时间维度上同比例地进行了“压缩”,但本文基本模型和比较静态分析的基本结论不会有任何大的变动。

③ 参数 γ 的设置和传统的稻田条件不同,传统的稻田条件是为了避免角点解,但是不符合实际。

④ 阈值的设置根据财富的总区间大小和1/3原则设置。

城市的生产函数为不变规模报酬(CRS)的科布-道格拉斯生产函数^[19], $Y_t = A_t (H_t)^{1-\alpha} K_t^\alpha$ 其中资本产出弹性系数^⑤ $\alpha = 1/3$ ^[20-23]; K_t 为第 t 期城市和农村的总储蓄(实物资本投入), H_t 为第 t 期城市的总教育人口, A_t 为第 t 期的技术水平, 第 1 期的技术水平 $A_1 = 2$, $A_t = (1 + R_A) A_{t-1}$, 一个模型周期城市的技术增长率^⑥ $R_A = 1.5\%$ ^[24-25].

农村使用含有土地、劳动(不含资本)的里昂惕夫生产函数, $y_t = a_t \min(r/m, h_t/n)$, 为了反映农村的技术水平低于城市的技术水平, 取第 1 期的农村技术水平 $a_1 = 1$, 一个模型周期的农村技术进步率^⑦为 1% ^[26]. 农村生产的土地量设定为 $r = 1/3$, 以反映中国农村很长一段时间里人多地少, 存在大量剩余劳动力的基本国情. 为了减少不必要的计算麻烦, 将土地产出比 m 和教育人口产

出比 n 都设定为 1. h_t 为第 t 期农村的居住人口.

5) 效用函数

第 t 期期末个体获得工资和利息后, 个体成为老年人, 新的年青人出生. 老年人将所得财富在消费 c_t 和下一期遗产 b_{t+1} 之间进行分配, 决策时的效用函数为 $U(I_t) = (1-\lambda) \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \lambda \frac{b_{t+1}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}$, 该效用函数是一个递减的绝对风险厌恶(DRRA)和常相对风险厌恶(CRRA)的个体, 其中 $\lambda = 2/3$ 为个体对下一代关心程度^[19-27], 相对风险厌恶水平 $\sigma = 2$.

6) 进入下一期

分配完成后, 老年人逝去, 新的年青人进入 $t+1$ 期, 接受上一期老年人的遗产, 代际往复^⑧.

表 1 迁移成本对城市人口数量的影响: 迁移成本从(1.25, 1)降到(1.15, 0.9)

Table 1 The influence of migration cost on urban population: Migration costs are reduced from (1.25, 1) to (1.15, 0.9)

	第一期	第二期	第三期	第四期	第五期	第六期	第七期	第八期	第九期
城镇户籍人口数量									
基准模型	0.251 9	0.288 9	0.313 4	0.330 7	0.360 7	0.416 1	0.485 2	0.564 0	0.648 3
比较模型	0.256 8	0.307 5	0.343 5	0.368 2	0.404 5	0.455 1	0.529 9	0.622 3	0.714 5
差值	0.004 9	0.018 6	0.030 1	0.037 6	0.043 8	0.039 0	0.044 7	0.058 2	0.066 2
城镇居住人口数量									
基准模型	0.461 0	0.471 8	0.524 2	0.548 5	0.590 2	0.622 0	0.665 3	0.716 0	0.766 1
比较模型	0.475 5	0.505 5	0.556 3	0.607 3	0.634 4	0.707 0	0.756 3	0.797 3	0.840 5
差值	0.014 6	0.033 7	0.032 2	0.058 8	0.044 2	0.085 0	0.091 0	0.081 2	0.074 4
是否有剩余劳动力									
基准模型	1	1	1	1	1	1	1	0	0
比较模型	1	1	1	1	1	0	0	0	0

注: 农村剩余劳动力一栏中 1 代表存在剩余劳动力, 0 代表不存在剩余劳动

2 比较动态分析的模拟结果

本节重点分析影响劳动力迁移的迁移摩擦—迁移成本、失业人员工资(保险金)和迁移人员的

工作摩擦对迁移人口的数量结构、教育结构、工资结构的动态影响过程.

2.1 降低迁移成本对农村迁移的影响

迁移成本是城乡迁移之间是重要的因素, 本文将基准模型中的暂时性迁移成本参数和永久性

⑤ 余建干(2017)认为是 0.326, 陈彦斌等人认为(2009)认为城市的资本产出弹性在 0.45 到 0.50 之间. 此外, 美国的资本产出份额确定在 0.36~0.4 之间(Krusell 和 Smith, 1998; Castañeda 等人 2003).

⑥ 技术进步, 不同学者因计算方法的不同而对代表技术进步的全要素生产率的估计有一定的差别, 但普遍认为中国全要素生产率增长率并不高(相对于其它发展中国家). 如郭庆旺和贾俊雪(2005)比较各种方法之后认为我国 1979 年~2004 年间全要素生产率平均增长率为 0.891%. 李宾和曾志雄(2009)认为在整个 1978 年~2007 年之间该值大致为 2.5%. 但是, 考虑到随着中国经济的增长, 中国的全要素生产率的增长会减慢, 本文按照每年 1.5% 确定城市的技术增长率.

⑦ 王珏等(2010)估计的农业全要素生产率为 0.974%, 要比全国平均的更低一些. 所以本文中农村年技术进步率为 1%.

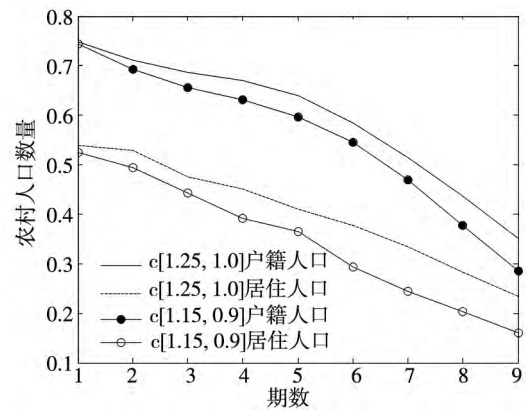
⑧ 由于篇幅的限制, 本文没有给出模型以及均衡变量的具体求解步骤, 欢迎感兴趣的读者向本文通讯作者索要.

迁移成本参数由 $c(1.25, 1)$ 降低到 $c(1.15, 0.9)$, 来分析降低迁移成本对城乡迁移进程的影响.

从表 1 模拟结果来看, 迁移成本的降低显著加速了城乡之间的迁移行为. 表 1 中农村劳动力提前两期结束剩余状态, 基准模型剩余劳动力在第 7 期结束, 而比较模型在第 5 期结束. 从户籍人口来看, 当迁移成本降低之后, 城市户籍人口提前 1 期达到 50% (基准模型在第 7 期与第 8 期之间达到, 而比较模型在第 6 期到第 7 期之间到达这一目标) (参见表 1 和图 1). 从居住人口来看, 迁移成本的降低会使得基准模型基本提前两期达到 0.76 的目标 (基准模型在在第 9 期附近完成目标, 而比较模型在第 7 期左右实现目标). 迁移成本降低, 在城乡迁移的后期, 对城乡迁移的速度的影响会越来越明显, 以城市户籍为例, 第 1 期时二者差 0.004 9, 而到第 10 期扩大到 0.066 2, 这主要是因为随着时间的推移, 经济发展水平在提高, 农村居民的收入在提高(从图 1. b 可以看到 GDP 随着时间在增加), 降低迁移成本使得更多农村居民可以越过迁移门槛, 加速城乡之间的迁移进程. 同时, 随着城乡迁移速度的加快, 使得农村人口迅速减少(参见图 1), 农村人口减少, 人均 GDP 增长, 生活水平不断提高, 这是因为农村的劳动力减少提高了农村的边际生产效率, 提高农村居民的工资水平.

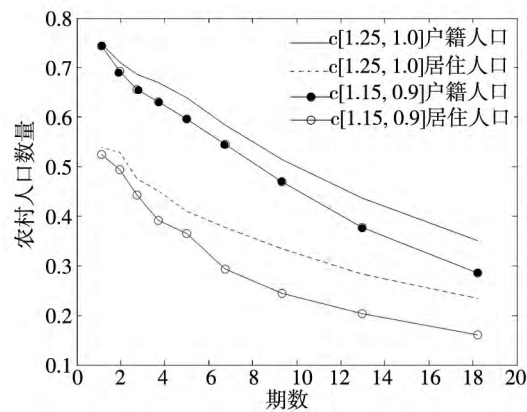
从表 2 中可以看到降低迁移成本优化了迁移人员的数量结构和教育结构. 迁移成本降低会使得永久性迁移工人和技术工人的绝对数量增加, 但是非技术工人的数量相对减少, 永久性迁移工人和技术性工人占迁移人员的比例增加, 非技术工人的比例大幅下降. 这种现象产生的原因是, 当迁移成本降低时, 相当于增加了农村居民的财富, 工人都是风险厌恶指数递减的, 因而会偏好选择风险更高收益更高的教育投资, 结果就会引致整个迁移人员的教育水平提高. 学者普遍认为户籍制度增加了迁移人员的成本. 当户籍制度松动, 迁移成本降低时, 迁移人员有足够的激励投资教育获得永久性迁移, 增加自己的收益. 表 2 中还可以看到技术工与非技术工的数量之比在第 5 期之前

是增大的, 从 0.000 6 增加到 3.533 7, 然后衰减到第 9 期的 0.565 5, 这表明如果迁移成本增加的话, 就会出现和上面分析完全相反的结果, 技术工与非技术工的数量之比是先减少后增加, 也即技术工在前期是短缺的, 相应地会出现技术工的“用工荒”现象. 近年来中国房价出现急剧上涨, 增加了农民工的迁移成本, 大大弱化了农民工迁移的意愿, 减少了农民工投资人力资本的激励, 出现了技术工短缺的现象, 使得中国的“迁移之谜”显现.



(a) 农村户籍人口和农村居住人口随时间的动态变化

(a) The dynamic changes of rural household registration population and rural residential population over time



(b) 农村户籍人口和农村居住人口随人均 GDP 的动态变动

(b) The dynamic changes of rural household registration population and rural residential population with per capita GDP

图 1 降低迁移成本对农村人口数量的影响: 迁移成本从 $(1.25, 1)$ 降到 $(1.15, 0.9)$

Fig. 1 The influence on rural population: migration costs are reduced from $(1.25, 1)$ to $(1.15, 0.9)$

表2 降低迁移成本对迁移人员数量结构变化值影响: 迁移成本从(1.25, 1) 降到(1.15, 0.9)

Table 2 The influence on the number structure change of migration workers: Migration costs are reduced from (1.25, 1) to (1.15, 0.9)

		第一期	第二期	第三期	第四期	第五期	第六期	第七期	第八期	第九期
		迁移人员数量的变化数量								
永久性迁移	绝对数量	0.004 9	0.013 7	0.0115	0.0075	0.0063	0.0000	0.0057	0.0135	0.0080
	占有所有迁移人员比例	0.007 2	0.033 3	0.036 8	0.017 9	0.017 4	-0.043 8	-0.028 5	0.003 0	0.005 0
技术工	绝对数量	0.000 2	0.024 9	0.050 0	0.079 9	0.078 2	0.070 2	0.050 5	0.027 3	0.012 6
	占有所有迁移人员比例	0.000 4	0.091 3	0.189 1	0.269 4	0.283 8	0.170 5	0.088 0	0.045 8	0.031 5
非技术工	绝对数量	0.009 4	-0.009 9	-0.047 9	-0.058 7	-0.077 8	-0.024 2	-0.004 2	-0.004 3	-0.004 5
	占有所有迁移人员比例	-0.007 6	-0.124 6	-0.225 9	-0.287 3	-0.301 2	-0.126 7	-0.059 5	-0.048 8	-0.036 4
技术工与非技术工数量之比		0.000 6	0.189 4	0.817 0	1.460 6	3.533 7	1.683 7	1.013 6	0.731 7	0.565 5

从表3中可以看到降低迁移成本降低了迁移人员的工资。三类迁移工人的工资都降低了,这主要是因为迁移成本降低之后,大量的农村劳动力会涌入迁移工人队伍(由表1可知农村会提前两期结束劳动力剩余的状态),这样就会使得市场上的劳动供给增加,在其他条件不变的情况下,迁移工人工资会出现下降。还可以看到技术工人的工资变化最显著(从第一期的-0.087 0到第九期的-0.292 5),非技术工的工资变化次显著(从第一期的-0.051 6到第九期的-0.163 7),主要

是因为迁移成本的降低,会使得技术工的数量增加最显著,因而对其工资的影响也最明显。技术工与非技术之间的工资差值也是在缩小的,虽然二者工资都在减少,但是技术工的工资明显减少,使得二者之间的差值在减少。如果是迁移成本增加,那么就会出现相反的情况,使得农村滞留大量劳动力,而技术工的工资明显增长,这就使得“迁移之谜”凸显出来了,这和许多学者的分析结果相同^[5, 28],而且技术工与非技术工工资差会加大,使城市与农村之间收入差距拉大。

表3 降低迁移成本对迁移人员工资结构的变化值影响: 迁移成本从(1.25, 1) 降到(1.15, 0.9)

Table 3 The influence on the wage structure change of migrant workers: Migration costs are reduced from (1.25, 1) to (1.15, 0.9)

	第一期	第二期	第三期	第四期	第五期	第六期	第七期	第八期	第九期
永久性迁移人员工资	-0.061 1	-0.029 6	-0.067 6	-0.054 8	-0.032 8	-0.194 1	-0.193 4	-0.169 5	-0.071 4
技术工工资	-0.087 0	-0.076 1	-0.115 9	-0.169 0	-0.464 0	-0.307 8	-0.311 3	-0.337 5	-0.292 5
非技术工工资	-0.051 6	-0.038 6	-0.024 2	-0.022 6	-0.228 4	-0.112 0	-0.138 6	-0.167 3	-0.163 7
永久性迁移与暂性迁移工工资之差	-0.009 2	-0.024 5	-0.104 8	-0.123 3	0.117 5	-0.105 9	-0.044 4	-0.001 2	0.055 7
技术工与非技术工人均工资之差	-0.035 4	-0.037 5	-0.091 7	-0.146 3	-0.235 6	-0.195 8	-0.172 7	-0.170 2	-0.128 9
技术工与非技术工之间工资比值	-0.026 0	-0.018 5	-0.042 9	-0.055 9	-0.060 1	-0.043 8	-0.028 4	-0.020 7	-0.011 0

2.2 城镇失业人员工资对农村迁移的影响

Petrongolo 等^[11]研究表明失业人员工资提升,会提高工人的保留工资进而提高城市工人的工资; Neumark^[29]、Bhorat^[30]、张世伟等^[31]都认为最低工资上涨是造成农民工(低收入者)工资上涨的原因。为考察失业人员社会福利保障对迁移人员工资的影响,可将城市中失业人员工资占城市人均就业工资的比例从基准模型的1/3增加到

1/2。该参数是城市福利制度的一种完善,提高了永久性迁移人员的福利待遇,降低了永久性迁移人员失业后的风险,工人失业后,有充足时间找到理想的工作,这有利于缩小永久性迁移人员之间的收入差距。

从表4模拟结果来看,提高城镇失业人员工资会显著加速城乡之间的迁移行为。农村劳动力提前1期结束剩余状态,基准模型在第七期结束,

而比较模型在第六期结束. 从户籍人口来看, 当城镇失业人员工资提高之后, 城市户籍人口和基准模型的差值一直在增加, 从第一期的 0 值, 持续到第七期的 0.013 2 后, 才开始有所减少, 但是总户籍人数依然增加. 从居住人口来看, 比较模型也是基本每一期都在增加, 但是增加的幅度没

有户籍人口明显. 这说明城镇失业人员工资的增加对永久性迁移工人的数量影响比较明显, 也和城镇失业工人工资提高的目的是相同的, 这政策针对的是城镇失业人员, 会激励迁移工人转换成永久性迁移工人, 因而会显著增加城镇户籍人口.

表 4 提高失业人员工资对城市人口数量的影响: 失业人员工资从 1/3 城市就业工资增加到 1/2 城市就业工资

Table 4 The influence on the number of urban population: The wages of the unemployed increase from 1/3 of urban employment wages to 1/2

	第一期	第二期	第三期	第四期	第五期	第六期	第七期	第八期	第九期
城镇户籍人口数量									
基准模型	0.251 9	0.288 9	0.313 4	0.330 7	0.360 7	0.416 1	0.485 2	0.564 0	0.648 3
比较模型	0.251 9	0.289 6	0.313 9	0.333 9	0.370 0	0.426 5	0.498 3	0.572 0	0.652 8
差值	0.000 0	0.000 8	0.000 5	0.003 2	0.009 3	0.010 4	0.013 2	0.007 9	0.004 5
城镇居住人口数量									
基准模型	0.461 0	0.471 8	0.524 2	0.548 5	0.590 2	0.622 0	0.665 3	0.716 0	0.766 1
比较模型	0.461 0	0.484 4	0.525 0	0.559 1	0.587 6	0.627 5	0.671 7	0.720 2	0.768 7
差值	0.000 0	0.012 6	0.000 8	0.010 6	-0.002 6	0.005 5	0.006 4	0.004 2	0.002 6
是否有剩余劳动力									
基准模型	1	1	1	1	1	1	1	0	0
比较模型	1	1	1	1	1	1	0	0	0

注: 农村剩余劳动力一栏中 1 代表存在剩余劳动力 0 代表不存在剩余劳动力

表 5 提高失业人员工资对迁移人员数量结构变化值影响: 失业人员工资从 1/3 城市就业工资增加到 1/2 城市就业工资

Table 5 The influence on the migrant workers' number structure change: The wages of the unemployed increase from 1/3 of urban employment wages to 1/2

		第一期	第二期	第三期	第四期	第五期	第六期	第七期	第八期	第九期
迁移人员数量的变化数量										
永久性迁移	绝对数量	0	0.005 9	0.000 0	0.003 0	0.007 6	0.006 2	0.011 0	0.009 6	0.004 2
	占有所有迁移人员比例	0.040 1	0.015 8	0.000 0	0.011 2	0.023 9	0.018 9	0.045 4	0.048 0	0.052 9
技术工	绝对数量	0	-0.020 9	-0.024 3	-0.009 4	-0.002 1	-0.008 1	-0.013 7	-0.028 5	-0.060 5
	占有所有迁移人员比例	0.002 3	-0.098 3	-0.111 9	-0.037 1	-0.014 7	-0.035 5	-0.047 3	-0.116 7	-0.293 9
非技术工	绝对数量	-0.050 1	0.031 5	0.033 0	0.005 8	0.000 0	0.005 7	0.000 8	0.014 4	0.043 3
	占有所有迁移人员比例	-0.042 3	0.082 5	0.114 9	0.026 0	0.009 3	0.016 6	0.001 9	0.068 7	0.241 0
技术与非技术工数量之比		0.003 5	-0.128 7	-0.220 3	-0.076 0	-0.015 2	-0.158 1	-0.185 9	-0.812 6	-1.678 2

由表 5 可知, 提高城镇失业人员工资会使迁移人员数量结构变化呈现哑铃状. 提高城镇失业人员工资, 永久性迁移工人和非技术工人的绝对数量和占迁移人口比例都相对上升, 而技术工人的数量和占迁移人口比例相对降低, 这样就会使得迁移人员数量结构变化呈现出哑铃状. 技术工的占比下降最明显. 在第四期之后, 由减少 0.037 1 的比例增加到减少 0.293 9. 这和分析的结果是

一致的. 当城镇失业工人工资提高时, 降低了迁移人员配置永久性迁移的“风险资产”风险, 会激励更多暂时性迁移人员投资人力资本, 增加永久性迁移概率. 技术工人更容易转成永久性迁移工人, 因为人力资本是有禀赋(智力、财力)要求的, 技术工人的智力和财力相对更有优势, 当城镇失业工资(保险金)上涨时, 会提高其对人力资本投资的激励, 实现永久性迁移, 增加永久性迁移工人数

量和占比. 随着时间推移, 技术工与非技术工之间的数量差越来越大, 会出现技术工的“用工荒”现象. 这点也得到了证实. 2003年中国出台了《最低工资规定》^⑨, 随后2004年出现“民工荒”, 在现实中验证了模型的结论.

由表6可知, 提高城镇失业人员的工资会降低永久性迁移人员工资, 增加暂时性迁移人员工资. 城镇失业工人工资的增加, 会引起永久性迁移工人工资的下降, 并且这种效应会随着时间积累, 由第一期的-0.0056增加到-0.2073, 暂时性迁移工人的工资会增加, 并且每一期的技术工工资增加幅度要大于非技术工人, 二者之间的工资差距在加大. 这主要是源于技术工工人数量减少

的更多, 导致技术工的“用工荒”, 工资大幅度的上涨, 加重了中国的“迁移之谜”现象. 但是暂时迁移和永久性迁移工人之间的工资差距在缩小, 并且二者之间的工资差距会随着时间累积不断缩小, 由第1期的-0.0061增加到第九期的-0.4997, 这会逐渐的缩小城乡之间的差距. 以上结论也得到相关学者的支持, Flinn^[32]从劳动力供求的角度分析最低工资提高了低技能工人的相对价格, 提高了高技能的市场需求, 引起高技能工人的工资率上升; Knight等^[2]指出近年来中国城市出台的最低工资标准(和本文的城镇失业工资(保险金)都类似保留工资)会使得暂时性迁移工人数量减少, 工资升高, 使得“迁移之谜”更加明显.

表6 提高失业人员工资对迁移人员工资结构变化值影响: 失业人员工资从1/3城市就业工资增加到1/2城市就业工资

Table 6 The influence on the migrant workers' wage structure change: The wages of the unemployed increase from 1/3 of urban employment wages to 1/2

	第一期	第二期	第三期	第四期	第五期	第六期	第七期	第八期	第九期
永久性迁移人员工资	-0.005 6	-0.218 2	-0.069 4	-0.262 0	-0.216 7	-0.288 6	-0.234 2	-0.267 4	-0.207 3
技术工工资	#	#	0.183 5	0.201 2	0.153 9	0.376 0	0.411 8	0.570 7	0.774 9
非技术工工资	0.000 5	0.092 6	0.138 0	0.152 7	0.146 4	0.289 8	0.316 3	0.446 1	0.733 0
永久性迁移与暂时性迁移工资差	-0.006 1	-0.297 2	-0.185 4	-0.437 9	-0.414 9	-0.625 1	-0.618 1	-0.769 8	-0.499 7
技术工与非技术工人均工资差	#	#	0.045 5	0.048 5	0.007 5	0.088 8	0.095 6	0.124 6	0.041 9
技术工与非技术工工资比值	0	-0.034 0	-0.104 0	0.018 8	0.150 2	-0.011 8	0.030 5	-0.074 7	-0.518 7

注: 表中“#”表示该数据不存在

2.3 暂时性迁移人员的工作摩擦对农村迁移的影响

迁移人员, 尤其是暂时性迁移人员的工作搜索匹配摩擦会影响暂时性迁移人员的就业概率, 从而影响农村人员的迁移选择, 影响迁移人员工资结构. 通过单独增加暂时性迁移人员的工作摩擦, 即将技术工和非技术工就业概率从基准模型的 $g = (0.9, 0.95)$ 降低到 $g = (0.85, 0.9)$, 由于人力资本水平越高, 工作的异质性越强, 在其他条件固定时, 高人力资本水平人员工作匹配的摩擦就越大, 就业率越低, 这一点已经有大量的实证结果给予了数据上的说明^[15, 11].

从表7的模拟结果来看, 暂时性迁移人员工作摩擦增大显著降低了城乡之间的迁移行为. 以

户籍人口看, 基准模型在第六期有40%的城镇户籍人口数, 而比较模型在第七期才完成这一目标, 二者相差一期. 以城镇居住人口为例, 可以看到基准模型在第八期就完成了70%目标, 而比较模型在第九期附近才完成, 基本也是滞后一期. 不过工作摩擦的增加, 并没有延迟农村剩余劳动力结束时间, 二者都是在第七期结束剩余状态.

如表8所示, 增加暂时性迁移工人的工作摩擦会使得迁移人员的数量变化量呈现哑铃状. 永久性迁移工人和非技术工人数量和占比都会增加, 技术工人的数量和占比会减少. 永久性迁移工人的增加比较不明显, 基本每一期都停留在0.0002左右, 当暂时性迁移工人工作摩擦增大之后, 非技术工人的绝对数量增加较为明显,

⑨ 2003年颁布了中华人民共和国劳动和社会保障部令(第21号), 对1993年的《企业最低工资规定》进行了修正.

最小增值在第二期(0.009 9) 最大增值在第六期(0.078 6). 因为非技术工人的工作摩擦相对较小一些,大量的农村人口选择了非技术工作. 技术工人的变化也很显著,变化的绝对数量先增加后减少,从第一期的-0.000 1 变化到第六期的-0.083 8,然后再减少到第九期的-0.058 8,目前中国城乡迁移还没有达到第六期(60 年),因而“用工荒”会持续出现,并有加剧的趋势,与韩其恒、李俊青^[18]认为中国的“用工荒”会持续存在的结论一致. 暂时性迁移工人产生上述变动的原因在于,当暂时性

迁移工人工作摩擦增加时,对暂时性迁移工人会形成两种影响,一种是激励其转入永久性迁移工人,增加对人力资本投资(这些主要是那些资源禀赋较好的暂时性迁移工人,这是少部分),使得永久性迁移工人数量少量增加,另一种是促进其转换为非技术工人,因为非技术工人的人力资本较少,边际回报很高(源于人力资本投资是凹函数),远高于农村人口和技术工的人力资本回报,因而暂时性迁移工人会增加对非技术人力资本的投资.

表 7 增加暂时性迁移人员工作摩擦对城市人口数量影响: 暂时性工作人员就业概率从(0.9 0.95) 降到(0.85 0.9) ⑩

Table 7 The impact on the migrant workers' number: Employment probability of temporary worker was reduced from (0.9 0.95) to (0.85 0.9)

	第一期	第二期	第三期	第四期	第五期	第六期	第七期	第八期	第九期
城市户籍人口数量									
基准模型	0.251 9	0.288 9	0.313 4	0.330 7	0.360 7	0.416 1	0.485 2	0.564 0	0.648 3
比较模型	0.233 9	0.257 9	0.269 7	0.278 5	0.307 1	0.356 0	0.417 8	0.505 4	0.596 5
差值	-0.017 9	-0.030 9	-0.043 8	-0.052 1	-0.053 6	-0.060 2	-0.067 4	-0.058 6	-0.051 7
城市居住人口数据量									
基准模型	0.461 0	0.471 8	0.524 2	0.548 5	0.590 2	0.622 0	0.665 3	0.716 0	0.766 1
比较模型	0.411 3	0.454 4	0.505 1	0.526 4	0.552 2	0.574 8	0.630 6	0.667 8	0.726 2
差值	-0.049 7	-0.017 4	-0.019 1	-0.022 0	-0.037 9	-0.047 2	-0.034 7	-0.048 3	-0.039 9
是否有剩余劳动力									
基准模型	1	1	1	1	1	1	1	0	0
比较模型	1	1	1	1	1	1	1	0	0

注: 农村剩余劳动力一栏中 1 代表存在剩余劳动力 0 代表不存在剩余劳动

表 8 增加暂时性迁移人员工作摩擦对迁移人员数量结构变化值的影响: 暂时性迁移人员就业概率从(0.9 0.95) 降到(0.85 0.9)

Table 8 The influence on the migrant workers' number structure change: Employment probability of temporary worker was reduced from (0.9 0.95) to (0.85 0.9)

		第一期	第二期	第三期	第四期	第五期	第六期	第七期	第八期	第九期
迁移人员数量的变化数量										
永久性迁移	绝对数量	0	0.000 1	0.000 1	0.004 3	0.003 1	0.000 9	0.002 0	0.007 4	0.002 0
	占有所有迁移人员比例	0.011 9	-0.012 0	0.000 0	0.013 7	0.012 6	0.001 0	0.011 3	0.035 5	0.025 6
技术工	绝对数量	-0.000 1	-0.000 1	-0.051 4	-0.075 7	-0.082 5	-0.083 8	-0.058 9	-0.069 6	-0.058 8
	占有所有迁移人员比例	0.000 0	-0.000 8	-0.224 6	-0.323 8	-0.317 4	-0.316 8	-0.217 4	-0.293 3	-0.288 0
非技术工	绝对数量	-0.017 4	0.009 9	0.052 8	0.074 1	0.067 5	0.078 6	0.046 1	0.053 8	0.044 9
	占有所有迁移人员比例	-0.012 6	0.012 8	0.227 9	0.310 1	0.304 8	0.315 7	0.206 1	0.257 8	0.262 4
技术与非技术工数量之比		0.000 0	-0.001 1	-0.329 2	-0.535 4	-0.691 8	-0.937 7	-1.228 5	-1.522 8	-1.041 6

⑩ (0.9 0.95) 表示就业概率, 就业概率越高意味着工作摩擦越小, 反之, 工作摩擦越大, 后文将不再重复说明.

如表9所示,增加暂时性迁移工人的工作摩擦会降低永久性迁移工人的工资,增加暂时性迁移工人的工资。表9中永久性工人工资的降低主要是暂时性迁移工人进入到永久性迁移工人中,永久性迁移工人数量增加,引起均衡工资下降。暂时性迁移工人(技术工)工资增加,当工作摩擦增大时,技术工可能流入非技术工和永久性迁移工人,非技术工又不愿意流入技术工(技术工的就业摩擦更大),使得技术工的数量减少,就会增加技术工的均衡工资,非技术工工资也增加,这主要是因为随着经济的发展,非技术工工资会不断提高,这种工资增加的速度会超过非技术工劳动力增加所带来的工资下降的速度,总体来讲非技术工的工资是增加的。永久性迁移工人的工资变化幅度最小,最低在第一期0.017 2,最高在第六期

0.218 1,最大差值为0.200 9,而技术工和非技术工的最大差值为(0.612 1 0.757),这是因为增加暂时性迁移工人的工作摩擦对永久性迁移工人的数量影响最小(参见表8和前文分析),因而工资的变动也最小。永久性迁移工人和暂时性迁移工人之间的工资差距在逐渐的缩小,这主要源于暂时性迁移工人的工资上涨和永久性迁移工人工资的降低,而且这种缩小差距会随着时间积累变得更小。当暂时性迁移工人就业摩擦增大,引起暂时性迁移工人(尤其是技术工)工资上升时,这使得“农民工工资上涨”更加明显。这些结果也得到了相关学者的支持,向攀、赵达和谢识予^[13]运用搜寻与匹配模型说明当正规部门的搜寻与匹配难度加大时,会使得正规部门的劳动力流向非正规部门,从而抬高了正规部门的工资水平^①。

表9 增加暂时性迁移人员工作摩擦对迁移人员工资结构变化值的影响:暂时性工作人员就业概率从(0.9 0.95)降到(0.85 0.9)

Table 9 The influence on the migrant workers' wage structure change: Employment probability of temporary worker was reduced from (0.9 0.95) to (0.85 0.9)

	第一期	第二期	第三期	第四期	第五期	第六期	第七期	第八期	第九期
永久性迁移人员工资	-0.017 2	-0.133 8	-0.115 1	-0.103 1	-0.191 6	-0.218 1	-0.210 7	-0.116 7	-0.032 8
技术工工资	-0.042 8	-0.077 8	0.072 3	0.141 4	0.197 6	0.278 9	0.412 3	0.684 4	0.134 1
非技术工工资	-0.018 6	0.027 3	0.094 4	0.135 6	0.215 5	0.297 7	0.445 3	0.784 3	0.433 3
永久性迁移与暂时性迁移工资差	0.000 0	-0.159 7	-0.082 4	-0.023 3	-0.127 4	-0.116 8	-0.272 5	-0.162 6	0.605 6
技术工与非技术工人均工资之差	-0.024 3	-0.105 2	-0.022 1	-0.005 8	-0.017 9	-0.018 8	-0.033 1	-0.099 9	-0.299 3
技术工与非技术工之间工资比值	-0.021 8	-0.069 0	-0.021 4	-0.010 4	-0.021 8	-0.022 9	-0.028 4	-0.046 6	-0.049 5

表10 迁移人员工资结构的动态变化过程:σ =2.5

Table 10 The dynamic changing process of wage structure of migrant workers: σ =2.5

	第一期	第二期	第三期	第四期	第五期	第六期	第七期	第八期	第九期
永久性迁移人口	2.111 8	2.523 7	3.078 8	3.744 0	4.678 8	5.843 5	7.361 7	9.234 6	11.828 7
技术工	1.361 5	1.852 3	2.464 5	3.206 6	4.059 7	5.125 3	6.341 3	8.255 0	10.174 3
非技术工	1.308 2	1.578 5	1.981 1	2.532 2	3.204 3	4.062 1	5.069 6	6.576 4	8.163 4
永久性迁移与暂时性迁移工资之差	0.803 0	0.942 5	1.094 5	1.208 9	1.471 0	1.775 8	2.284 1	2.647 9	3.652 9
技术工与非技术工人均工资之差	0.053 3	0.273 8	0.483 4	0.674 4	0.855 5	1.063 3	1.271 6	1.678 7	2.011 0
技术工与非技术工之间工资比值	1.040 8	1.173 4	1.244 0	1.266 3	1.267 0	1.261 7	1.250 8	1.255 3	1.246 3

① 技术工基本在正规部门,非技术工基本在非正规部门,因而向攀、赵达和谢识予(2016)的结论可以支持本文结论。

2.4 稳健性检验

为了增强模型的泛化能力,对文章的部分参数进行稳健性检验,将模型中 $\sigma = 2.0$, 提高为 2.5, 研究当相对风险厌恶系数发生改变时,模型的总体结论是否会发生根本性的改变. 从模型的回归结果(表 10)^⑫来看,当工人的相对风险厌恶系数提高时,迁移工人的数量结构和工资结构的动态变化趋势没有发生根本性(方向)变化,只是绝对数量的变化,整体的迁移工人的人力资本水平也在不断的提升,这说明模型构建对于参数的设定是稳健的,并不会随着参数调整而发生根本性的变化.

3 实证研究

针对前文的分析和模拟结果,本文关于迁移成本对迁移工人的数量结构和工资结构的影响提出两个理论假说,并通过实证研究来验证假说是否正确.

迁移成本降低,会激励暂时性迁移工人转换成永久性迁移工人,因为永久性迁移工人的工资和福利待遇更好. 迁移工人会形成教育投资的激励,迁移成本降低使迁移工人变得相对剩余,根据迁移工人的风险偏好性质(绝对风险厌恶指数递减),会促进迁移人员更愿意配置高风险高收益的教育投资,增加教育投资意愿. 同时,技术工人的教育投资激励要大于非技术工的激励,由于教育对个人的禀赋(智力水平、财富水平)有一定的要求,想实现更高的教育水平需要的智力和财富水平都相对更多,而技术工人在这两方面往往优于非技术工人,当迁移成本降低时,更有可能转换成永久性迁移工人. 而非技术工人的转成永久性迁移工人的激励相对就会小一些,但是其会增加对技术工(教育)投资,因为技术工收益要高于非技术工. 基于前文和以上分析,本文提出假说 1.

假说 1 迁移成本的增加(减少),会减少(增加)迁移工人的教育投资意愿,进而影响到迁移工人的教育结构,而且技术工的数量对迁移成本变动更加敏感,即减少(增加)暂时性迁移人员转

变为永久性迁移人员的迁移,减少(增加)非技术工迁移人员转变成技术工的迁移.

迁移成本降低时,根据假说 1 会激励农村人员投资教育,会加速城乡之间的劳动力流动,会改善迁移人员的数量结构和教育结构. 更多的农村劳动力会进入城市,在其他条件不变时,劳动供给的增加必然会降低迁移工人的均衡工资. 由于技术工人数量结构对迁移成本的变化更加的敏感,因而技术工的工资变化也更加敏感. 基于上面分析和假说 1,提出如下假说 2.

假说 2 迁移成本的增加(减少),会引起永久性迁移工人、暂时性迁移工人的工资增加(减少),并且暂时性迁移工人中技术工的工资变化更敏感.

3.1 模型

1) 根据假说 1,构建迁移成本变动如何影响迁移工人的数量结构的模型. 通过建立一个 Probit 模型

$$Probit = \alpha cost + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

被解释变量是三种迁移类型工人,技术工(农村户籍中高中以上学历)、非技术工(农村户籍中高中以下学历)和永久性迁移工人(城镇户籍),Probit 模型研究的是二值变量,当迁移成本(cost)变化,会引起迁移人员对教育的投资概率的变化,进而引起三类工人数量的变化. 分成两组来估计回归,一类是由非技术工转换成技术工的概率,另一类是由暂时性迁移工人转换成永久性迁移工人概率. $cost$ 是迁移成本, ε 是误差项, X 是一系列控制变量: 年龄、消费、政治身份、健康状况、父母受教育水平、是否独生子女、性别、工资、老家距离县城距离、家庭资产状况、地区因素. 运用 Stata11.0 通过极大似然估计法对密度函数进行估计得到参数.

2) 根据假说 2,构建迁移成本变动对迁移工人工资结构影响模型(2),在 Mincer(1974) 工资收入方程上加入迁移成本和其他控制变量,分析迁移成本的变动对迁移工人工资结构的影响.

$$wage = \alpha cost + \beta X_i + \gamma_1 E_i + \gamma_2 E_i^2 + \varepsilon_i \quad (2)$$

$wage$ 代表取对数的小时工资, $cost$ 是取对数的迁

^⑫ 本文也做了关于人员数量结构和城镇常住数量和户籍人口的稳健性检验,由于篇幅限制,并没有报告在正文中.

移成本 E 表示经验、 E 平方表示经验平方项, ε 是误差项 X 表示一系列控制变量: 失业保险、每一份工作的平均持续时间、合同性质、性别、婚姻、政治身份、婚姻状况、这个工作第一个月收入、地区因素. 运用 Stata11.0 通过最小二乘估计回归结果.

3.2 数据说明与描述

1) 数据说明

本文所使用的数据来自 2013 年中国家庭收入调查数据(CHIP2013), 该数据将中国人口分为三类, 农村人口, 城镇人口和外来流动人口, 为本文研究提供了很好的样本分离, 和文章的模型的建立十分吻合. 样本覆盖了 15 个省份的 126 个城市的 234 个县区抽取的 18 948 个住户样本和 64 777 个个体样本, 其中包括 7 175 户城镇住户样本、11 013 户农村住户样本和 760 户外来务工住户样本. 本文主要利用外来流动人口(暂时性迁移工人)数据和城镇人员(永久性迁移工人). 我们将劳动力的年龄限定在 16 岁到 60 岁之间, 并且剔除了自我雇佣的劳动人员、在校学生和一些没有完整回答问卷的人员, 只保留了就业身份是雇员的人员. 经过以上处理, 流动人口的符合要求的个体样本为 1 423 个, 城镇人口 5 166 个. 住房价格来自各个省市的 2012 年的《统计年鉴》中住宅商品房平均售价, 有些县级市的住房价格缺失的, 参考数据来自该市的《2011 年国民经济和社会发展统计公报》.

2) 变量选择与处理

人力资本: Barro 和 Martin^[33]、Ghatak、Levine 和 Price^[34] 的研究都表明, 学历越高, 人力资本就较高, 会有较高的劳动生产率, 在劳动迁移方面具有一定优势, 增强了永久性迁移概率. 根据前人文献经验, 本文将人力资本投资简化成教育投资. 在迁移成本变化对迁移工人的数量结构影响的方程中将非技术人员定义为初中以下的教育水平, 技术人员定义为具有高中教育水平, 而永久迁移工人定义为大学以上学历, 原因在于大部分暂时性迁移都是通过升学来完成永久性迁移的^[35]. 在迁移成本变化对迁移工人工资影响的方程中将非技

术人员定义为初中以下的教育水平, 将高中及其以上定义为技术人员, 将城镇工人定义为永久性迁移工人. 这主要是因为大学学历的流动人口样本较少, 样本不具有代表性, 因而选城镇职工的工资来作为代表, 这更符合现实.

迁移成本: 王建国, 李实^[10] 等学者都认为住房成本是最重要的迁移成本之一, 如果可以获得迁移地的住房, 那么暂时性迁移工人的迁移意愿将会大大增强. 随着经济的发展, 医疗和健康越来越成为迁移成本中重要影响因素, 如果暂时性迁移人口可以享受到好的医疗保障, 就会降低其迁移成本, 不需要在生病的时候还要返回户籍地, 同时也会增强其对户籍地的融入性. 因而本文选择将迁移成本定义为户籍地与迁移地的住房价格的差异和医疗成本两项, 更能体现出迁移成本的综合性, 这和张伟进等^[36] 的迁移成本相似.

控制变量: 在迁移成本对迁移工人数量影响的模型中加入了一些控制变量, 为了消除地区差异, 将不同省域进行控制; 还控制了年龄、消费水平、政治身份(非党员为 0)、自身身体健康程度(残疾为 0)、父母受教育程度(父母均是高中以上文化教育程度为 1)、是否是独生子女(独生子女为 0)、性别(男性为 0)、工资水平、老家距离县城的距离、家庭资产状况(金融资产余额). 在迁移成本对迁移工人工资影响的模型中加入一些控制变量. 为了消除地区差异, 将不同省域进行控制, 还控制了经验、经验平方(明瑟方程(1974))、失业保险、每一份工作持续时间、合同的性质(长期合同为 0)、性别(男性为 0)、婚姻状况(已婚为 0)、政治身份(非党员为 0)、第一个月收入, 控制变量的加入主要是参考一些学者(王德文、蔡昉、张国庆^[37]; 邢春冰^[35]; 宁光杰^[38]) 的研究.

3) 主要变量描述性统计

表 11 中可以看到, 关于迁移人员的小时工资^⑬三类工人中工资最高的是永久性迁移工人(19.46 元), 最低的是非技术人员(13.61 元), 这和理论分析一致, 教育水平与工资水平是正相关关系. 暂时性迁移工人参加该工作第一月收入 and 工人工资有很强的正相关性, 表中技术工第一月

⑬ 本文的工资选用小时工资, 因为不同农民工每个月的工作时间的长度差别太大, 很多工人的月工资较高, 但是是长时间劳动获得的, 不能说明生产力高, 为了体现出教育能提高生产率, 将工资定义为小时工资, 这样更能准确度量工人的生产率.

工资(2 434 元)要高于非技术工人(1 801 元),但是永久性迁移工人的初月工资最低,这主要是因为永久性迁移工人往往有试用期,后期工资会迅速增长。从经验水平来看,非技术工人的经验最丰富(31.18 年),技术性工人最少(28.29 年),这主要是因为非技术工人教育年限最短。非技术工和永久性迁移工人的人均年龄较为接近,而技术工人年龄最小,主要是和中国的教育改革有关,教育改革后,年轻人有接受更多教育的可能,老一代农民工则没有这种机会,这样就会使得技术工年轻化,非技术工老龄化。金融资产来看,永久性迁移

工人最高(96 541 元),非技术工人最低(53 728 元),这和我们的理论分析是一致的,教育水平越高,收入越高,资产就会有更多的积累。样本男女比例基本在 60:40 和现实接近,说明样本具有代表性,可以作为回归样本。合同性质来看,教育水平与合同期限成正相关,这和现实相符,教育水平高的工人具有的人力资本技能有资产专用性,不容易被低水平工人替代,因而签订合同期限较长。独生子女中非技术工人的独生子女比例最低(35.88%),这主要是因为父母教育水平较低,会受到农村文化束缚较多,“养儿防老”观念还很强。

表 11 主要变量的描述性统计

Table 11 The main variables of descriptive statistics

	暂时性迁移人员				永久性迁移人员		
	非技术人员		技术人员		均值/人数	方差/比例	
	均值/人数	方差/比例	均值/人数	方差/比例			
小时工资(元)	13.61	10.393	17.03	12.53	19.46	16.04	
第一月收入(元)	1 801	1 556	2 434	3 358	1 431	1 684	
经验(年)	31.18	9.722	21.02	9.89	28.29	11.15	
年龄(年)	39.08	9.09	33.75	9.01	40.79	9.65	
金融资产(元)	53 728	72 422	57 368	114 266	96 541	170 090	
县城距离(公里)	25.48	23.76	25.90	32.19	—	—	
性别	男	346	58.84%	172	60.78%	2 909	56.08%
	女	242	41.16%	111	39.22%	2 278	43.92%
婚姻	未婚	52	8.84%	63	22.26%	611	11.78%
	其他	536	91.16%	220	77.74%	4 576	88.22%
合同	长期	67	11.39%	85	30.04%	3 216	62.00%
	短期	521	88.61%	198	69.96%	1 971	38.00%
失业保险	有	55	9.35%	78	27.56%	2 726	52.55%
	无	533	90.65%	205	72.44%	2 461	47.45%
独生子女	是	211	35.88%	141	49.82%	2 532	48.81%
	否	377	64.12%	142	50.18%	2 655	51.19%
党员	是	15	2.55%	18	6.36%	1 336	25.76%
	否	573	97.45%	265	93.64%	3 851	74.24%
样本数	588		283		5 187		

3.3 实证结果

从表 12 模型(1)、模型(3)中可以看到迁移成本的增加会降低迁移人员对人力资本投资的激励。迁移成本增加会使暂时迁移工人相对更加贫穷,促使绝对风险厌恶指数递减(DARA)的迁移工人更不愿意选择更加高风险高收益的教育投资,这会降低迁移进程,减少暂时性迁移工人的投资人力资本的概率。模型(2)、模型(4)中是控制了一些控制变量,观察迁移成本对迁移人员投资

人力资本的影响是否稳健,结果显示依然十分显著,并且迁移成本对是否选择永久性迁移工人决策的影响更大(1.042 大于 0.582),这说明越高的人力资本需要的财力、人力、时间投资越大,对迁移成本的变化相对来讲更加的敏感,因而变化会更明显,从而验证了假说 1 的正确性。

关于控制变量的结果分析,表 12 中,年龄对人力资本投资有显著的负向影响,年龄越大,对于人力资本投资的可能性会降低,这是和人的基本

表 12 迁移成本对迁移人员的数量结构的影响
Table 12 The influence of migration cost on the number
structure of migrant workers

	非技术人员转换成技术人员		非技术、技术人员转换成永久性迁移人员	
	(1)	(2)	(3)	(4)
迁移成本	-0.499*** (0.171)	-0.582*** (0.199)	-1.016*** (0.211)	-1.042*** (0.235)
年龄		-0.016** (0.007)		-0.060*** (0.009)
消费		0.265*** (0.098)		0.254** (0.116)
是否党员		0.400 (0.308)		1.092*** (0.355)
健康水平		-0.359** (0.182)		-0.342 (0.228)
父母受教育水平		0.133 (0.124)		0.619*** (0.216)
是否独生子女		-0.089** (0.045)		-0.105 (0.070)
性别		-0.190* (0.114)		0.186 (0.151)
工资水平		0.041 (0.097)		0.453*** (0.143)
离县城距离		-0.010 (0.053)		-0.058 (0.062)
资产情况		0.043 (0.046)		-0.163*** (0.054)
地区因素		YES		YES
常数	-0.717*** (0.050)	-2.277*** (0.777)	-1.346*** (0.064)	-0.751 (0.911)
样本数	776	730	867	819

注: * 是显著性水平, *** 是 $p < 0.01$, ** 是 $p < 0.05$, * 是 $p < 0.1$.

生理相符合的, 年纪越大知识学习能力越低, 投资人力资本的激励降低。消费水平增加会增加工人投资人力资本的概率, 消费水平高意味着更高的收入, 可以负担更多的风险, 因而会增加人力资本投资。是否是党员也会增加对人力资本的投资。模型(4)的系数更加的显著, 这是因为党员对于高学历者来讲更重要, 高学历的党员比低学历的党员能获得更多的收益。健康水平也会影响迁移工人的人力资本投资, 身体条件差的更愿意增加人

力资本投资, 这源于随着人力资本的提升, 对工人的身体素质的要求就会下降很多, 身体状况不好的就会选择投资人力资本转换成永久性迁移工人。模型显示父母的教育水平更高, 能增加其子女投资高人力资本的可能性, 很多学者都拿父母教育水平来做子女教育水平的工具变量。独生子女更有可能投资高人力资本, 当子女更少时, 因为将来要抚养更多的老人, 父母会更加注重孩子的教育的培养, 提高其未来的收入水平, 同时独生子女拥有更多教育资源, 不需要和其他兄弟姐妹竞争, 因而增加其选择高教育水平, 是计划生育体制下的一种理性行为。性别来讲, 男性比女性更愿意选择技术工, 这可能与男性的生理结构相符合, 技术工一般是偏体力的工作, 而女性比男性更容易转换成永久性迁移工人, 这和当代中国的国情相同, 近年来女生上大学的比例越来越高, 甚至超过男性。高工资也会激励迁移人员进行高教育投资, 老家距离县城的距离越远, 则投资高学历的可能性就会降低。家中资产越多能增加其投资技术工人的概率, 反而降低投资永久性迁移的概率, 这个可能是农村劳动力特有现象, 当家庭资产有一定的水平时, 反而会早早结婚生子, 降低其投资高学历的可能性。

如表 13 所示: 首先, 根据明瑟收入方程(Mincer, 1974)来研究迁移成本的变化对迁移工人工资变化。从模型(1)中的经验系数为正号、经验平方系数为负号及显著性来判断, 模型的设置是正确的, 但是迁移成本对迁移工人的工资的影响是不确定的, 这可能主要的原因是没有控制变量的原因, 不能很好的体现出迁移成本对工资结构的影响。其次, 在加入控制变量之后, 迁移成本对工资的影响显著为正, 并且对技术工人的影响最为明显, 这和理论分析的结果是一样的。迁移成本的增加会降低迁移工人的人力资本的投资, 各种非技术、技术和永久性迁移工人会相对减少。其他条件不变时, 工资会相对增加, 这和一些学者(张伟进等^[36]; 王建国、李实^[10])的研究结论相符。从而验证了假说 2 的正确性。

关于控制变量的结果分析, 表 13 中有失业保险的工人工资更高, 这个可能是因为失业保险的工人大部分是在正规的、规模稍大的企业工作, 而这些企业的工资相对会比较高。长期合同工人

的工资比短期更高，雇员和雇主都希望签订长期合同。每份工作的持续时间越长，其工资就越高，这个主要是源于时间越长，转换工作的成本越高，工人会索求更高的工资，时间越长，雇主对雇员越了解，雇员的经验越丰富，雇主找到合适的替补也越不容易，转换成本也会增加，因而雇主也会给雇员更高的工资。女性会比男性的工资要低，这和市场上存在的性别歧视是相符的。对于暂时性迁移工人，未婚人员工资高于已婚人员，这可能因为未婚工人的年龄优势，企业偏好年轻的工人，源于年

轻人的劳动产出相对更高。而永久性迁移工人的未婚工人工资反而没有已婚工人高，可能源于两点，一是已婚工人的经验通常也比较多，二是企业担心未婚工人休假问题，这是永久性迁移工人面临的比较严重的歧视，尤其是对适婚女性工人。是否为党员对暂时性迁移工人的工资影响不显著，而是否是党员对永久性迁移工人的工资有显著正向促进作用。第一个月收入对工资有显著正向影响，这和生活经验相符，通常刚开始时工资越高，该工人以后的工资可能越高。

表 13 迁移成本对迁移人员的工资结构的影响

Table 13 The influence of migration cost on the wage structure of migrant workers

	暂时性迁移工人				永久性迁移人员	
	非技术人员		技术人员		(1)	(2)
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
迁移成本	0.050 (0.089)	0.238 *** (0.091)	-0.044 (0.114)	0.262 * (0.152)	-0.204 *** (0.077)	0.164 *** (0.053)
经验	0.035 *** (0.013)	0.030 * (0.018)	0.055 ** (0.023)	0.037 (0.024)	0.033 *** (0.005)	0.0136 ** (0.006)
经验平方	-0.0006 ** (0.0002)	-0.0005 (0.0003)	-0.001 *** (0.0005)	-0.001 ** (0.0005)	-0.0007 ** (0.0009)	-0.0004 ** (0.0009)
失业保险		0.330 *** (0.099)		0.252 ** (0.121)		0.235 *** (0.021)
一份工作持续时间		0.366 *** (0.136)		0.488 ** (0.205)		0.561 *** (0.100)
合同性质		-0.057 (0.099)		-0.202 * (0.109)		-0.382 *** (0.023)
性别		-0.266 *** (0.048)		-0.360 *** (0.0771)		-0.161 *** (0.020)
婚姻		0.007 (0.112)		0.078 (0.077)		-0.095 ** (0.039)
是否党员		-0.233 (0.264)		-0.0004 (0.211)		0.200 *** (0.022)
初月收入		0.0002 ** (0.00001)		0.0001 *** (0.00001)		0.0001 *** (0.00001)
地区		YES		YES		YES
常数	1.941 *** (0.186)	1.629 *** (0.327)	2.177 *** (0.224)	2.193 *** (0.285)	2.314 *** (0.071)	2.272 *** (0.112)
样本数	643	630	293	281	5166	5131
R-squared	0.011	0.297	0.058	0.295	0.023	0.262

注：* 是显著性水平，*** 是 $p < 0.01$ ，** 是 $p < 0.05$ ，* 是 $p < 0.1$

4 结束语

本文运用世代交叠模型分析了横亘在中国城

乡之间的迁移摩擦对城乡迁移的动态影响。丰富了劳动力迁移决策的微观基础，反映了农村劳动力对教育的投资是一种长期理性选择，这种决策会随着迁移摩擦的变动进行理性调整，进而会影

响到迁移人员的教育结构水平和数量结构水平,并通过劳动力供给(数量和质量)的变动影响到迁移人员的工资结构变动.迁移摩擦的变动会引起技术工人的数量结构和教育结构的显著变化,敏感度要远高于永久性迁移人员和非技术人员,这种敏感性的来源是教育投资函数是凹函数和迁移人员是风险厌恶个体.迁移成本是城乡迁移的主要摩擦,迁移成本增加时,迁移人员更加贫穷,不愿意投资更多教育,使得迁移人员的教育水平下降,农村滞留大量劳动力,城乡迁移进程减慢,劳动供给减少提高了均衡工资(尤其是技术工),使得中国出现“迁移之谜”现象;城市失业人员工资增加与暂时性迁移工人的工作搜索匹配摩擦增加,都会引起技术工的明显减少,从而提高技术工的均衡工资,使“迁移之谜”更加明显.

以上研究表明在城乡劳动力市场分割的前提

下,迁移成本、城镇失业人员的工资和暂时性迁移工人的工作搜索匹配摩擦刻画了中国城乡劳动力迁移的动态变化特征.因而想要实现中国经济的可持续增长必须要处理好城乡劳动力迁移问题,适当的稳定住房的价格,提供给流动人口(尤其是农民工)更多的保障性用房,将城镇的医疗和其他的福利覆盖到流动人口,降低他们的迁移成本,才能吸引更多的农村人口进入城镇劳动力市场,保证中国经济发展有充足的劳动力资源,同时也要加大对农村的教育投入,尤其是农村的高等教育的投入,缓解教育投资凹函数递减的程度,提高农村劳动力的质量.完善劳动力市场机制,减少暂时性迁移工人的工作搜索与匹配摩擦,只有这样才能缓解中国的“迁移之谜”现象,加快城乡之间的劳动力迁移,使得中国经济在“新常态”下继续持续增长.

参考文献:

- [1]蔡 昉. 中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J]. 经济研究, 2017, 52(7): 4-17.
Cai Fang. Reform effects in China: A perspective of labor real location[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(7): 4-17. (in Chinese)
- [2]Knight J, Deng Q, Li S. The puzzle of migrant labour shortage and rural labour surplus in China [J]. China Economic Review, 2011, 22(4): 585-600.
- [3]邢春冰. 迁移、自选择与收入分配——来自中国城乡的证据[J]. 经济学季刊, 2010, 9(1): 247-274.
Xing Chunbing. Migration, self-selection, and income distribution: Evidence from rural and urban China[J]. China Economic Quarterly, 2010, 9(1): 247-274. (in Chinese)
- [4]Knight J, Song L, Huaibin J. Chinese rural migrants in urban enterprises: Three perspectives [J]. Journal of Development Studies, 1999, 35(3): 73-104.
- [5]毛学峰, 刘 靖. 刘易斯转折点真的到来了吗[J]. 金融研究, 2011, (8): 1-14.
Mao Xuefeng, Liu Jing. Lewis turning point really coming [J]. Journal of Financial Research, 2011, (8): 1-14. (in Chinese)
- [6]邓曲恒, 古斯塔夫森. 中国的永久移民[J]. 经济研究, 2007(4): 137-148.
Deng Quheng, Gustafsson B. China's lesser known migrants [J]. Economic Research Journal, 2007, (4): 137-148. (in Chinese)
- [7]孙三百, 黄 薇, 洪俊杰. 劳动力自由迁移为何如此重要? 基于代际收入流动的视角[J]. 经济研究, 2012, (5): 147-159.
Sun Sanbai, Huang Wei, Hong Junjie. Why free labor migration is so important? Based on the perspective of intergenerational income mobility [J]. Economic Research Journal, 2012, (5): 147-159. (in Chinese)
- [8]Eggleston K, Sun A, Zhan Z. The impact of rural pensions in China on labor migration [J]. World Bank Economic Review, 2016, (7): 1-28.
- [9]伍山林. 农业劳动力流动对中国经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2016, (2): 97-110.
Wu Shanlin. The contribution of agricultural labor migration to economic growth in China [J]. Economic Research Journal, 2016, (2): 97-110. (in Chinese)
- [10]王建国, 李 实. 大城市的农民工工资: 水平高吗? [J]. 管理世界, 2015, (1): 51-62.
Wang Jianguo, Li Shi. Migrant wages in big cities: high level? [J]. Management World, 2015, (1): 51-62. (in Chinese)

- [11] Petrongolo B, Pissarides C A. Looking into the black box: A survey of the matching function [J]. *Journal of Economic Literature*, 2001, 39(2): 390–431.
- [12] 邱俊鹏, 韩清. 最低工资标准提升的收入效应研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2015, (7): 90–103.
Di Junpeng, Han Qing. The income effects of minimum wage increase [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2015, (7): 90–103. (in Chinese)
- [13] 向攀, 赵达, 谢识予. 最低工资对正规部门非正规部门工资和就业的影响 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2016, (10): 94–109.
Xiang Pan, Zhao Da, Xie Shiyu. The effect of minimum wage on formal and informal sectors' wage and employment [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2016, (10): 94–109. (in Chinese)
- [14] Committee N P, Diamond P A, Mortensen D T, et al. Pissarides: Markets with search frictions [J]. *Nobel Prize in Economics Documents*, 2010.
- [15] Rama M. How bad is unemployment in Tunisia? Assessing labor market efficiency in a developing country [J]. *World Bank Research Observer*, 1998, 13(1): 59–77.
- [16] 左翔, 李辉文. 市场化进程中的劳动者社群网络与企业效率 [J]. *经济研究*, 2017, 52(3): 106–121.
Zuo Xiang, Li Huiwen. Community networks in the labor market and enterprises' productivity in the marketization process [J]. *Economic Research Journal*, 2017, 52(3): 106–121. (in Chinese)
- [17] Feng Shuaizhang, Hu Yingyao, Robert Moffitt. Long run trends in unemployment and labor force participation in urban China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2017, 45(2): 304–324.
- [18] 韩其恒, 李俊青. 劳动力市场分割金融市场约束与迁移人口的结构变迁 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2014, (1): 112–127.
Han Qiheng, Li Junqing. Labor market segmentation, constraint of financial market and dynamic evolution of migration structure [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2014, (1): 112–127. (in Chinese)
- [19] Galor O, Moav O. From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development [J]. *Review of Economic Studies*, 1999, 71(4): 1001–1026.
- [20] 余建干. 不同黏性对中国经济波动和货币政策的影响——基于贝叶斯估计的新凯恩斯 DSGE 模型 [J]. *管理科学学报*, 2017, 20(4): 1–16.
Yu Jiangan. Empirical effect of different stickiness regimes on macroeconomic fluctuations and monetary policy in China [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(4): 1–16. (in Chinese)
- [21] 陈彦斌, 霍震, 陈军. 灾难风险与中国城镇居民财产分布 [J]. *经济研究*, 2009, 44(11): 144–158.
Chen Yanbin, Huo Zhen, Chen Jun. Disaster risk and wealth distribution of Chinese urban residents [J]. *Economic Research Journal*, 2009, 44(11): 144–158. (in Chinese)
- [22] Krusell P, Jr A A S. Income and wealth heterogeneity in the macroeconomy [J]. *Journal of Political Economy*, 1998, 106(5): 867–896.
- [23] Castaneda A, Diaz-Gimenez J, Rios-Rull J V. Accounting for the U. S. earnings and wealth inequality [J]. *Journal of Political Economy*, 2003, 111(4): 818–857.
- [24] 郭庆旺, 贾俊雪. 政府公共资本投资的长期经济增长效应 [J]. *经济研究*, 2006, (7): 29–40.
Guo Qingwang, Jia Junxue. The effects of government public capital investment on long-run economic growth [J]. *Economic Research Journal*, 2006, (7): 29–40. (in Chinese)
- [25] 李宾, 曾志雄. 中国全要素生产率变动的再测算: 1978~2007 年 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, (3): 3–15.
Li Bin, Zeng Zhixiong. Recalculating the changes in China's total factor productivity [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2009, (3): 3–15. (in Chinese)
- [26] 王珏, 宋文飞, 韩先锋. 中国地区农业全要素生产率及其影响因素的空间计量分析——基于 1992–2007 年省域空间面板数据 [J]. *中国农村经济*, 2010, (8): 24–35.
Wang Jue, Song Wenfei, Han Xianfeng. Agricultural total factor productivity and its influencing factors in China based on spatial econometric analysis [J]. *Chinese Rural Economy*, 2010, (8): 24–35. (in Chinese)
- [27] Townsend R M, Ueda K. Financial deepening, inequality, and growth: A model-based quantitative evaluation [J]. *Review of Economic Studies*, 2006, 73(1): 251–293.
- [28] Chen G, Hamori S. Solution to the dilemma of the migrant labor shortage and the rural labor surplus in China [J]. *China & World Economy*, 2009, 17(4): 53–71.

- [29] Neumark D, Schweitzer M, Wascher W. Minimum wage effects throughout the wage distribution [J]. *Journal of Human Resources*, 2004, 39(2): 425–450.
- [30] Bhorat H, Kanbur R, Mayet N. The impact of sectoral minimum wage laws on employment, wages, and hours of work in South Africa [J]. *IZA Journal of Labor & Development*, 2013, 2(1): 1.
- [31] 张世伟, 杨正雄. 最低工资标准提升是否影响农民工就业与工资 [J]. *财经科学*, 2016, (10): 100–109.
Zhang Shiwei, Yang Zhengxiong. The employment and wage effect of minimum wage hikes on migrant workers [J]. *Finance & Economics*, 2016, (10): 100–109. (in Chinese)
- [32] Flinn C. J. Minimum wage effects on labor market outcomes under search, matching, and endogenous contact rates [J]. *Econometrica*, 2006, 74(4): 1013–1062.
- [33] Barro R, Sala-i-Martin. *Economic Growth* [M]. New York: McGraw-Hill Inc., 1995.
- [34] Subrata Ghatak, Paul Levine, Stephen Wheatley Price. Migration theories and evidence: An assessment [J]. *Journal of Economic Surveys*, 1996, 10(2): 159–198.
- [35] 邢春冰. 农民工与城镇职工的收入差距 [J]. *管理世界*, 2008, (5): 55–64.
Xing Chunbing. Income gap between migrant workers and urban workers [J]. *Management World*, 2008, (5): 55–64. (in Chinese)
- [36] 张伟进, 胡春田, 方振瑞. 农民工迁移、户籍制度改革与城乡居民生活差距 [J]. *南开经济研究*, 2014, (2): 30–53.
Zhang Weijin, Hu Chuntian, Fang Zhenrui. Labor migration, hukou system and urban-rural disparity [J]. *Nankai Economic Studies*, 2014, (2): 30–53. (in Chinese)
- [37] 王德文, 蔡昉, 张国庆. 农民工的就业与工资决定: 教育与培训的重要性 [J]. *Social Sciences in China*, 2010, (3): 123–145.
Wang Dewen, Cai Fang, Zhang Guoqing. Factors influencing migrant workers' employment and earnings: The role of education and training [J]. *Social Sciences in China*, 2010, (3): 123–145. (in Chinese)
- [38] 宁光杰. 自选择与农村剩余劳动力非农就业地区收入差异: 兼论刘易斯转折点是否到来 [J]. *经济研究*, 2012, (s2): 42–55.
Ning Guangjie. Self-selection and regional employment income differentials of rural surplus labor in China: With reference to the coming of Lewis turning point [J]. *Economic Research Journal*, 2012, (s2): 42–55. (in Chinese)

Does the migration friction of rural labor affect the structure of rural migrant labor's quantity and wage?

HAN Qi-heng¹, MIAO Er-sen², LI Jun-qing²

1. School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;
2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China

Abstract: The paper, using overlapping generations model, studies the impact of migration friction on the long-term dynamic evolution process of rural-urban migration. It shows that migration costs, the urban unemployment insurance, and search matching friction shape the basic characteristics of rural-urban migration if there is segmentation in Chinese labor market. The rural migrations will adjust the investment in education rationally when migration friction changes. The quantities of technical workers will be more sensitive to the changes of migration friction because education investment is a concave function and migration labor is risk averse. The more sensitive changes in the quantity of technical workers will lead to the more sensitive changes in salary, and the riddle of migration may result. Improving the housing and medical insurance of migrants and labour market mechanism will reduce the migration cost, raise employment probability of temporary workers, and will accelerate China's urban-rural migration and be an effective policy to solve the riddle of migration in China.

Key Words: migration friction; the riddle of the migration; the structure of wage