

劳动力流动推进了中国产业升级吗?

——来自地级市的经验证据

曹芳芳¹ 程杰² 武拉平³ 李先德¹

(1. 中国农业科学院 农业经济与发展研究所, 北京 100081; 2. 中国社会科学院 人口与劳动经济研究所, 北京 100028; 3. 中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083)

摘要: 利用 2000 年、2010 年全国人口普查数据和 2005 年、2015 年 1% 全国人口抽样调查数据匹配城市层面经济社会指标, 从地级城市“市辖区”层面上考察迁移劳动力对产业升级的影响。研究表明, 迁移对产业升级的积极影响主要体现在三个方面: 首先, 迁移劳动力对产业结构转变存在显著影响, 城市迁移劳动力比例提高推动经济结构从农业向非农产业转变。第二, 迁移劳动力对产业的生产效率有积极影响, 迁移显著提升第二产业和第三产业的劳动生产率, 同时显著提高第三产业内部高技术行业比重, 迁移对于产业结构升级和产业质量提升都有积极影响。第三, 迁移显著提高非农业的资源配置效率。检验机制结果表明, 劳动力流动通过本地市场效应和人力资本积累机制促进城市产业升级。劳动力流动是一个资源配置效率改进的过程, 城市以更加包容的态度吸引人口和劳动力流入, 对于城市产业结构转型升级具有深远意义。

关键词: 迁移; 本地市场效应; 人力资本积累; 资源配置效率; 产业结构转型; 产业升级

中图分类号: F061.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)01-0057-14

一、引言与文献综述

改革开放四十年来, 经济增长的同时伴随着人口的大规模迁移。农村劳动力向城镇迁移为中国经济增长奇迹提供了关键支撑, 流动人口成为城镇劳动力市场的重要组成部分, 并逐渐成为新增劳动力的主要供给来源。在二元经济时代, 中国充分利用人口的结构和数量优势, 获得了劳动密集型产业的竞争优势, 在全球产业分工中占据了世界制造业工厂的地位。中国经济持续增长的一个重要原因在于, 边际生产率较低的农业部门向非农业部门转移的大量廉价劳动力改善了经济的配置效率, 提升了全要素生产率^[1]。但随着中国人口年龄结构迅速老化, 劳动力成本上升, “人口红利”逐渐丧失, 依靠要素投入的传统经济发展模式难以为继。为了延续经济的全球竞争力和持续增长, 中国经济必须进行产业结构的升级优化。劳动力作为劳动这一重要生产要素的载体, 其流动和供给的

收稿日期: 2019-11-19; 修回日期: 2019-12-31

作者简介: 曹芳芳(1991—), 女, 安徽安庆人, 经济学博士, 中国农业科学院农业经济与发展研究所助理研究员, 研究方向为劳动力流动和产业经济、农业经济; 程杰(1983—), 男, 安徽六安人, 管理学博士, 中国社会科学院人口与劳动经济研究所副研究员, 研究方向为劳动经济; 武拉平(1969—), 男, 山西文水人, 管理学博士, 中国农业大学经济管理学院教授, 研究方向为农业经济与国际贸易; 李先德(1964—), 湖北监利人, 通讯作者, 经济学博士, 中国农业科学院农业经济与发展研究所研究员, 研究方向为农业经济与国际贸易。

基金项目: 国家自然科学基金项目(71673295); 国家社会科学基金项目(14BJY034); 中国农业科学院科技创新工程(ASTIP-IAED-2020-06)

变动会直接影响产业结构转型升级的步伐。在中国人口与经济结构加快转型的背景下,探讨劳动力流动对产业升级的影响及内在作用机制具有重要的学术价值和现实意义。

关于劳动力流动如何影响产业升级,国内外研究还相当少。已有研究主要关注贸易因素^[2-6]、资本要素^[7-12]、产业政策^[13-15]等因素对产业升级的影响。Rostow^[16]主导产业扩散理论表明,主导产业通过前向、后向和旁侧效应带动一系列相关产业的需求,从而促进产业的扩张和升级。在互联网出现之前,产业的发展和升级主要由生产者需求和消费者需求驱动^[17]。因此,需求是产业升级的重要驱动力。从投入要素方面观察,除物质资本外,人力资本的积累和创新也是影响产业升级的关键因素。人力资本投资和经济增长有密切关系,经济增长取决于技术和科学知识的进步,而科学技术的发展则有赖于人力资本的积累^[18]。人力资本集聚越高的地区,生产率水平也越高^[19]。随着社会分工水平的提高和交易费用的降低,知识和人力资本会通过创新使产业从劳动密集向资本技术密集型发展^[20],从而推动地区产业升级和经济增长。经验分析表明,尽管产出中资本积累的作用非常关键,但劳动力的质量则直接影响产出的增长^[21]。尽管以上研究并没有直接说明劳动力流动和产业升级之间的关系,但劳动力作为消费需求和人力资本的载体,其流动必然关系到地区的经济发展和产业变迁。由于新古典经济理论中将劳动力作了外生性假设,已有研究很少将劳动力流动和产业升级直接联系起来。

已有的少数研究表明,劳动力流动更多和产业转移联系在一起,产业在空间地理上的集聚和转移同时伴随着劳动力要素的流动,劳动力流动对产业升级的主要影响体现在产业内部结构的升级和产业在地区空间的重新布局。Altonji and Card^[22]利用美国120个城市1970—1980年国家统计局数据分析了不同城市间移民比例变化所导致的产业分布变化,研究表明,与低技能(未完成高中教育)的本地居民相比,低技能移民所在的劳动密集型产业逐渐被淘汰。高波等^[23]利用2000—2009年中国35个大中城市数据分析发现,城市间相对房价的升高会导致劳动力流动,导致低技能产业的相对就业人数减少,并促使产业向高端价值链攀升,从而实现产业升级。刘新争^[24]认为劳动力流动的趋势反映了劳动力要素成本的比较优势在中国区域之间的动态转化,东部地区逐步丧失劳动力成本的比较优势,中西部地区劳动力要素禀赋开始呈现显性优势,这导致东部地区产业的转移和升级。樊士德和姜德波^[25]认为劳动力外流后,无论是形成转移刚性(即不回流)还是回流,都会对区域间的企业转移行为和整个产业转移产生影响。还有学者特别强调了劳动力流动和第三产业之间的关系,认为劳动力流动对服务业发展有重要作用^[26],并且劳动力流动和第三产业发展可能是相互影响的,存在内生性关系^[27]。以上研究从侧面反映了劳动力流动同地区产业转移和升级存在一定的内在联系,但并未直接将劳动力流动和产业升级联系起来。然而根据新经济地理学的观点,在利润最大化原则下,由于企业内部的规模报酬递增、交通成本降低以及知识的溢出和外部性等因素,企业一般不愿改变区位,从而形成了较大的市场规模,也意味着劳动力在该地区形成集聚^[28-31],这表明劳动力流动和地区产业升级存在内在联系。

现有文献主要关注贸易、物质资本要素投入、产业政策、需求和人力资本集聚以及创新等因素对产业升级的影响,但缺乏劳动力流动对产业升级影响及作用机制的深入探讨。另外,已有研究受限于数据的可获得性,少有利用全国代表性城市数据来研究中、宏观层次上劳动力迁移对地区产业升级和结构转型的影响。因此,本文的主要贡献在于:第一,利用代表性的全国人口普查数据和1%人口抽样调查微观劳动力数据匹配《中国城市统计年鉴》中的相关经济社会数据,构建了一套中国城市流动人口和经济社会数据库,解决城市宏观统计中人口与劳动力指标统计口径不一致的问题。第二,引入早期外来劳动力比例和到最近交通枢纽的铁路距离作为工具变量,尝试解决劳动力流动和产业升级之间可能存在的反向因果关系所导致的内生性问题。第三,进一步探究了迁移劳动力是否通过本地市场效应和人力资本积累机制促进城市产业升级。2000—2015年期间,中国劳动年龄人口

持续减少,老龄化加快,人口红利对经济的贡献逐渐减弱,中国经济结构和产业结构面临转型和升级。本研究重点探索了迁移劳动力对产业升级的作用机制及影响。

二、理论基础

地区产业的升级和优化,供给方面涉及资本、劳动力、土地和技术等要素的重新配置和优化,需求方面则涉及市场需求的升级和转移。劳动力流动对产业升级的作用机制主要体现在两个方面:一是劳动力流动反映劳动力投入要素的变化,考虑到劳动力的质量差异,劳动力还能够以人力资本的形式投入生产;二是劳动力不同于其他单纯的要素投入,劳动力资源同时还是需求主体,这也决定劳动力流动还代表市场需求在时间和空间上的变化。Fujita and Thisse^[19]从理论上论述了集聚影响经济增长的机制,其中着重分析了劳动力流动导致人力资本和产业在空间上的重新配置,通过人力资本的创新和溢出效应以及本地市场需求效应对产业发展和经济增长产生了影响。由于产业升级的内涵不仅包括产业结构的优化,还反映了经济增长和劳动生产率的提升,因此该理论分析框架也适用于探讨劳动力流动对产业升级的作用机制。

Fujita and Thisse^[19]建立了包含劳动力流动的三部门一般均衡模型,该模型基本假定条件有五个:(1)一个两地区、三部门的经济(农业、工业和创新部门)。(2)农产品部门 T 具有规模报酬不变、完全竞争等特征,生产无差异产品,低技能劳动力(L)是该部门生产的唯一要素。(3)工业部门 M 具有规模报酬递增和垄断竞争特征,生产差异化工业品,生产要素为高技能(H)和低技能(L)劳动力,单个厂商需投入 1 单位 H 作为固定投入。(4)创新部门 R 中,生产知识和技术的生产要素为高技能劳动力和低技能劳动力。(5)初始时期的 A、B 地区分别有 $L/2$ L 不能流动, H 可自由流动;区域间的差异化产品贸易存在冰山成本 γ ,但区域内贸易无交易成本。在该模型中,假设典型消费者偏好符合 D-S 偏好特征^[32],其效用函数为嵌套 Cobb-Douglas CES(Constant Elasticity of Substitution) 函数,经过相关推导,分析以下两种情况^①:

(一) A 地区高技能劳动力的比例 λ 不变的平衡增长路径

给定 $\lambda \in (0, 1)$ 推导可得 r 地区所有工人的总收入为:

$$E_r(\lambda) = L/2 + \lambda_r \alpha(\lambda) [\gamma + k_r(\lambda)] \quad (1)$$

其中 $E_r(\lambda)$ 表示区域 r 的收入水平, L 代表普通劳动力数量, λ_r 为区域 r 的高技能劳动力比例, λ 为折旧率, $\alpha(\lambda)$ 为高技能劳动力的初始禀赋, $k_r(\lambda) = [\lambda_r + \eta(1 - \lambda_r)]^{1/\beta}$ 代表区域间创新部门知识溢出产品的知识创造能力。式(1)表明,地区生产效率不仅取决于知识和技术创新及其扩散的速度,还取决于本地区高技能劳动力的集聚程度。由式(1)可得厂商在 A、B 两地区的相对收入为:

$$E_A(\lambda) / E_B(\lambda) = \{L/2 + \lambda \alpha(\lambda) [\gamma + k_A(\lambda)]\} / \{L/2 + (1 - \lambda) \alpha(\lambda) [\gamma + k_B(\lambda)]\} \quad (2)$$

当 λ 分别赋值 1、1/2、0 时,式(2)可简化为:

$$E_A(1) / E_B(\lambda) = (\sigma + \mu) / (\sigma - \mu); E_A(1/2) / E_B(1/2) = 1; E_A(0) / E_B(0) = (\sigma - \mu) / (\sigma + \mu) \quad (3)$$

其中 $\sigma \equiv 1/(1 - \rho)$, ρ 代表差异化产品的替代弹性, μ 为工业品所占比例。根据式(2)和式(3)可知,厂商的选址取决于两地区的相对生产收益。根据以上推导结果,存在以下两种情况:第一种为完全对称的均衡状态。当 $1/\phi \equiv \gamma^{(\sigma-1)} \geq (\sigma + \mu) / (\sigma - \mu)$, 即 $\phi < E_A(\lambda) / E_B(\lambda) < 1/\phi$, M 部门的两地区的贸易成本大于相对纯收益时,也即厂商会同时在 A、B 两个地区生产。第二种为完全集聚的均衡状态。当 $1/\phi \equiv \gamma^{(\sigma-1)} \leq (\sigma + \mu) / (\sigma - \mu)$, 即 $E_A(\lambda) / E_B(\lambda) < \phi$ 或者 $E_A(\lambda) / E_B(\lambda) > 1/\phi$, M 部门两地区的贸易成本小于相对纯收益时,厂商会选择在拥有更大份额的高技能劳动力地区建厂生产,这是由更大份额的高技能劳动力所产生的本地市场效应驱动的。

以上结论表明:在地区间贸易成本、相对生活成本等其他条件不变的情况下,拥有高份额人力资本地区的本地市场效应会促使厂商在本地选址建厂,生产高附加值产品,从而促使本地产业升级,即劳动力流动会通过本地市场效应促使产业升级。

(二) 允许劳动力流动的平衡增长路径

对于任何选定的 λ , $V_r(0; \lambda)$ 代表 r 地区高技能劳动力的终生效用, $v_r(0; \lambda)$ 代表 r 地区高技能劳动力在 t 时刻的瞬时效用, 则 A 和 B 地区的效用之差为:

$$\Delta v(0; \lambda) = V_A(0; \lambda) - V_B(0; \lambda) = \int e^{-\gamma t} \ln(v_A(0; \lambda) / v_B(0; \lambda)) dt = \ln[\Phi(\lambda)] / \gamma \quad (4)$$

推理可得, 高技能劳动力的瞬时效用为: $v_r(t; \lambda) = \alpha(\lambda) [\gamma + k_r(\lambda)] P_r^{-\mu}$, 其中 P_r 为地区 r 的价格指数, 则

$$v_A(t; \lambda) / v_B(t; \lambda) = [\gamma + k_A(\lambda) / \gamma + k_B(\lambda)] (P_A / P_B)^{-\mu} = \Phi(\lambda) \quad (5)$$

当 $\lambda = 1/2$ 即 $\Phi(\lambda) = 1$ 时 $\Delta v(0; \lambda) = 0$; 当 $\lambda \leq 1/2$, 即 $\Phi(\lambda) \leq 1$ 时 $\Delta v(0; \lambda) \leq 0$, 当 $\lambda \geq 1/2$, 即 $\Phi(\lambda) \geq 1$ 时 $\Delta v(0; \lambda) \geq 0$ 。该式表明, 高技能劳动力的效用在高技能劳动力份额较大的地区会比高技能劳动力份额较小的地区高, 因此高技能劳动力份额较多的地区会更有吸引力。与式(3)所代表的含义相似, 当 $\gamma^{(\sigma-1)} \geq (\sigma + \mu) / (\sigma - \mu)$, 集聚发生在同一地区的整个创新部门和拥有市场份额比较大的现代生产部门; $\gamma^{(\sigma-1)} < (\sigma + \mu) / (\sigma - \mu)$, 集聚发生在同一地区的整个创新部门和 A、B 地区的现代生产部门。

该式表明: 两种情况下, 不管专利来源于哪个地区, 创新部门都会在拥有高技能劳动力比例较高的地区发生集聚。当专利可以自由流动时, 高技能劳动力会在地理空间上形成集聚, 创新公司会充分利用人力资本集聚的技术溢出效应, 从而提高生产效率, 即劳动力流动会通过改变地区的人力资本积累程度推动产业升级。

三、计量模型与数据来源

(一) 计量模型设计框架与指标选择

本文构建计量模型验证劳动力流动的产业升级效应, 为此设定如下基准回归模型:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 mr_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \delta_{i,t}$$

其中, Y 代表产业升级, i 代表地区, t 代表时间。 $mr_{i,t}$ 代表城市劳动力市场中迁移劳动力比例, 为本文的核心解释变量, 定义为外来劳动力占本市劳动力总量的比例。 $\delta_{i,t}$ 为方程的残差项。为了减少遗漏变量偏差, 设置了 $X_{i,t}$ 代表城市经济的控制变量。

产业升级意味着不同产业生产效率的提升, 其内涵不仅包括三次产业中二、三产业在国民经济中所占比重的提高, 还包括各产业内部劳动生产率的提升以及产业资源配置效率的提升。因此, 为了全面反映产业升级的内涵, 本文采用三个维度的系列指标来衡量产业升级: 第一维度指的是产业之间的结构转变, 包括非农业产值占总产值的比重、第二产业和第三产业产值的占比以及产业结构升级系数, 其中, 产业结构升级系数 $R = \sum i \times q_i / q_i$ 为第 i ($i = 1, 2, 3$) 产业的产值占比^[33]; 第二维度系列指标反映产业内部的劳动生产率提升, 指标选取了第二产业、第三产业的劳动生产率和高新技术产业比重, 其中, 高新技术产业比重使用金融业、商业服务业、信息与计算机行业、科学研究行业等高附加值产业在第三产业的就业人员占比衡量, 以此近似代表产业结构从低附加值产业向高附加值产业的转型升级; 第三维度衡量产业的资源配置效率, 利用第二产业、第三产业的产值比例和第二、第三产业就业人员比例之比即产业和就业的匹配度来代表产业的资源配置效率。若该值大于 1, 表明该行业还有吸收更多劳动力就业的潜力; 若该值小于 1, 则表明该产业吸收了过多劳动力, 应该将该产业的劳动力转移到其他产业中以达到就业和产值的平衡; 如果资源的流动和配置是充分有效率的, 该值将接近 1。

(二) 数据来源和统计性描述

本研究旨在观察迁移劳动力对城市产业升级的影响及作用机制, 因此需要对城市 and 迁移劳动力进行准确定义和度量。根据中国行政区划体系, 城市可以分为地级城市和县级城市, 地级城市统计

范围可以分为“市域”和“市辖区”,人口与经济活动主要聚集在城市中心区域,且县级市及城市所辖县的指标难以获取,因此本研究采用地级城市“市辖区”口径。迁移劳动力定义为在本市居住或工作半年以上,且户籍不在本市的劳动力。

本文的人口与劳动力数据来源于2000年和2010年全国人口普查、2005年和2015年全国1%人口抽样调查微观数据,样本量分别为1 180 111、2 585 481、1 267 381、1 371 252,均来自总样本的1%或者10%抽样,目前国内已有研究采用的人口普查数据基本基于该统计口径样本。在生成城市层面的数据时,根据各自年份的抽样权重统一口径。然后,则按城市编码与年份生成城市“市辖区”层面的宏观劳动力统计指标。为了与前面的《中国城市统计年鉴》中“市辖区”的社会经济数据统计口径一致,本文采取的是“市人口包括设区的市所辖的区人口和不设区的市所辖的街道人口”统计口径。但鉴于数据可获得性,2015年采用的是全市统计口径。最后,按城市编码与年份匹配《中国城市统计年鉴》中“市辖区”的宏观经济指标数据,建立了一套中国城市流动人口和经济社会数据库。本研究基于该数据库从城市层面上分析外来劳动力流动对城市产业升级的影响及作用机制。

表1为本文变量的定义与描述性统计。其中,迁移比例的均值为0.259,表明在城市劳动力市场中,迁移劳动力的就业比例已经达到1/4。从第一维度来看,非农产业产值比例大约为93.3%,第二产业产值占比大约为50.6%,第三产业产值比例大约为42.6%;产业结构升级系数为2.359。从第二维度来看,第二产业和第三产业的劳动生产率均值为4.794和4.457,高技术产业升级系数为0.200。从第三维度来看,第二产业和第三产业的匹配度均偏离了1,其中,第二产业均大于1,第三产业小于1,尽管两者偏离的幅度不大,但表明了两个行业的资源配置效率均偏离了最优路径,当前的产业升级路径还有待优化。表1还展示了外来人口和本地人口的平均年龄和人力资本水平,其中,人力资本水平使用平均受教育年限来表示。人口普查和1%人口抽样调查中教育程度采用的是分类指标,并按照已有文献中通常采用的方法进行赋值:未上过学或识字极少=0,小学=6,初中=9,高中或中专=12,大学专科=15,大学本科=16,研究生及以上=20。统计表明,外来人口平均年龄比本地人口要小4.890岁,迁移人口平均人力资本比本地人口高0.370年(市辖区范围),迁移劳动力从年龄和人力资本两方面改善了城市劳动力结构。

表1展示的是总样本各变量的均值,因此该值只能代表2000年、2005年、2010年和2015年的混合数据的平均状况,无法反映各变量在此期间的变化趋势。因此,本文进一步分年份对各变量的均值变化进行了总结和归纳,具体的变量统计和描述见表2。

根据表2发现,2000年到2015年期间,城市劳动力市场的迁移劳动力比例先上升后下降,2000年和2005年的迁移比例大约为27%~28%,2010年上升到39.5%,2015年为21.3%左右^②。数据表明迁移劳动力已经成为城市劳动力市场的重要组成部分。2000年至2015年期间,三个维度的产业升级指标呈现不同的变化趋势。从第一维度来看,2000年至2015年,非农产业产值比例变化区间大约为92%~94%,呈现先下降后上升的趋势;第二产业产值占比大约为48%~52%,呈现波动中下降的趋势;第三产业产值比例在42%~46%之间,呈现波动中上升的趋势;产业结构升级系数从2000年的2.36上涨到2015年的2.38。第一维度的产业升级指标变化表明,2000年至2015年期间,产业结构逐渐从农业部门向非农部门和第三产业转移,尽管非农部门中以制造业为主的第二产业比第三产业占据优势,但两者的比例在2015年接近1:1,这表明国内产业一直处于升级和优化中。从第二维度来看,第二产业和第三产业的劳动生产率均处于上升的趋势,在2010年之前,第三产业的劳动生产率均低于第二产业,但到2015年,第三产业的劳动生产率超过了第二产业(市辖区范围);并且,在2000年至2015年期间,高技术产业升级系数也在上升,表明第三产业内部的产业从低附加值行业向高技术行业转型和升级。从第三维度来看,第二产业和第三产业的匹配度均偏离了1,

其中,第二产业均大于1,第三产业从大于1变为小于1,这表明两个行业的资源配置效率均偏离了最优路径。

表1 变量的统计性描述

变量	变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
迁移	<i>mr</i>	迁移比例	0.259	0.167	0.010	0.929
第一维度产业升级	<i>non_ari</i>	非农产业产值占比	0.933	0.068	0.395	1.000
	<i>industry2</i>	第二产业产值占比	0.506	0.115	0.080	0.923
	<i>industry3</i>	第三产业产值占比	0.426	0.104	0.073	0.787
	<i>R</i>	产业升级结构系数	2.359	0.133	1.710	2.769
第二维度产业升级	<i>pergdp2</i>	第二产业劳动生产率	4.794	4.527	0.030	33.280
	<i>pergdp3</i>	第三产业劳动生产率	4.457	6.309	0.022	98.310
	<i>upgrade</i>	高技术产业升级系数	0.200	0.059	0.024	0.483
第三维度产业升级	<i>match_2</i>	第二产业匹配度	1.097	0.350	0.357	3.831
	<i>match_3</i>	第三产业匹配度	0.918	0.303	0.196	3.055
人口密度	<i>pd</i>	ln(人均密度)	6.672	0.869	2.576	9.551
人口自然增长率	<i>pg</i>	当年人口自然增长率	6.071	5.760	-10.970	48.570
对外开放度	<i>fdi</i>	ln(实际利用外资)	10.720	1.990	3.215	16.390
投资规模	<i>invest</i>	ln(固定资产投资)	14.350	1.425	10.330	18.690
市场规模	<i>market</i>	ln(社会商品零售总额)	14.080	1.302	10.230	18.200
劳动年龄	<i>age</i>	平均劳动年龄	36.140	2.471	26.870	45.580
本地劳动年龄	<i>loc_age</i>	本地居民劳动年龄	37.750	2.613	31.410	47.640
迁移劳动年龄	<i>mig_age</i>	迁移人口劳动年龄	32.860	2.978	21.810	43.090
人力资本	<i>edu</i>	平均受教育年限	10.110	0.871	8.237	13.280
本地人力资本	<i>loc_edu</i>	本地人口受教育年限	10.040	1.041	7.795	14.100
迁移人力资本	<i>mig_edu</i>	迁移人口受教育年限	10.410	0.978	6.800	14.900
观测值	<i>N</i>	城市样本量			892	

资料来源:作者根据资料整理获得。

由表2可知,城市总体人口的平均年龄从2000年的34.79岁上升到2015年的37.74岁,其中,本地人口的劳动年龄从35.92岁上升到39.46岁,高于总体平均劳动年龄,外来人口的平均劳动年龄除了2005年为34.29岁,其余年份均在32岁左右,2000年外来人口平均年龄比本地人口要年轻2.30岁,2015年的差距则扩大到7.10岁。以上分析表明中国总体劳动力人口呈现老龄化趋势,迁移人口的进入延缓了城市劳动力人口的老龄化趋势。城市劳动力市场总体平均受教育年限从2000年的10.38年下降到2015年的9.76年,原因主要是受限于数据的可获性,2010年和2015年的平均受教育年限利用的是全市口径的平均受教育年限而非市辖区的统计口径(迁移劳动力的统计口径也一样)。相比本地人口平均受教育水平,外来劳动力的平均受教育水平2005年之前低于本地人口,在2005年之后则逐渐高于本地劳动力平均受教育年限。城市劳动力市场中劳动力构成呈现两个特征:从年龄结构上看,外来劳动力更加年轻,迁移劳动力的流入缓解了城市劳动力的老龄化趋势;从受教育结构上看,迁移劳动力受教育水平与城市本地人口相当,甚至在后期还要稍高。一般认为外来劳动力的受教育程度更低,但实际上迁移人口往往是流出地人口中人力资本水平相对较高的群体,同时本研究观察区域为市辖区,在该范围的劳动力市场上,相比本地劳动力,外来劳动力面临的生活成本更高(例如需要租房成本)、就业约束更大,能够留下来的劳动力往往更具竞争力,因此其人力资本水平相对较高。

四、实证结果分析

迁移劳动力积极参与城市经济活动,是城市劳动力市场的重要组成部分。外来劳动力与本地劳动力相比,其年龄结构更加年轻、人力资本水平相当甚至更高。那么,迁移劳动力会对城市产业升级产生何种影响呢?

(一) 工具变量的有效性检验

根据上述理论分析,劳动力流动通过本地市场效应和改变本地人力资本水平影响产业升级,产业的进一步优化和转移反过来也会对劳动力流动产生影响。肖智等^[27]研究表明劳动力流动和第三产业存在内生性关系,因此,本研究面临劳动力流动和产业升级互为因果所导致的内生性问题。如果采用最小二乘回归法,其估计结果存在内生性偏误。对于内生性问题,已有文献主要采取工具变量法来解决。常用的工具变量有其他移民国家的移民社会网络^[34]、前期不同教育程度和经验分组的移民数量和比例^[35]、迁出地的自然灾害、距离以及人口数量^[36]。都阳等^[1]在估计移民对城市经济效率的影响分析中,采用早期移民占就业的比例和城市到最近交通枢纽的距离作为工具变量。根据已有研究和本研究的特点,本文选取的工具变量中,一类是城市前一期^③外来人口的迁移就业比例,它与城市本期劳动力流动的比例相关,但与本期的产业结构和经济发展的关联性较弱;另一类是城市到最近交通枢纽的铁路距离,铁路距离在一定时期内是外生给定的,铁路距离的长短能够影响劳动力流动决策,但与城市劳动力需求不相关,与本期产业结构变化的相关性也不大。因此,这两类工具变量原则上均满足外生性假设。其中,交通枢纽城市包括北京和天津

(东北和华北地区)、上海(长三角地区和珠三角地区)、成都(西南地区)和西安(西北地区)。本部分选取的两类工具变量分别为前定变量(前期外来劳动力占总就业人口的比例)和距离变量(城市到最近交通枢纽的铁路距离),能够较好地满足有效工具变量的两个条件。

表3为方程第一阶段回归结果。其中,滞后一期的移民比例的回归系数为0.530,通过了1%的显著性水平检验,表明滞后一期的移民比例确实与本期的劳动力流动高度相关;而铁路距离的系数为-0.011,通过了1%的显著性水平检验,表明目标城市距离中心城市越远,城市中移民比例会越低,城市到最近交通枢纽的铁路距离对劳动力流动产生了显著负面影响。以上结果表明,两个工具变量满足了相关性的要求,并且模型的拟合优度为0.662,F值为144.413,大于10,表明工具变量是有效的,不存在“弱工具变量”的问题。过度识别检验显示,萨根检验的统计值为0.259,其对应的P值为0.611,拒绝了存在过度识别的原假设,也即工具变量是严格外生的。综上所述,本文选取的两个工具变量满足了外生性和相关性两个要求,因此是有效的。

表2 分年份关键变量描述性统计

变量名	2000年 均值(标准差)	2005年 均值(标准差)	2010年 均值(标准差)	2015年 均值(标准差)
<i>mr</i>	0.272 (0.132)	0.287 (0.137)	0.395 (0.166)	0.213 (0.160)
<i>non_ari</i>	0.938 (0.068)	0.919 (0.079)	0.937 (0.066)	0.938 (0.053)
<i>industry2</i>	0.516 (0.118)	0.504 (0.124)	0.521 (0.114)	0.479 (0.102)
<i>industry3</i>	0.423 (0.103)	0.416 (0.103)	0.416 (0.107)	0.459 (0.103)
<i>R</i>	2.361 (0.130)	2.335 (0.136)	2.354 (0.137)	2.397 (0.128)
<i>pergdp2</i>	1.753 (1.633)	2.761 (2.580)	5.919 (4.557)	7.865 (5.077)
<i>pergdp3</i>	1.673 (1.354)	2.391 (2.450)	4.674 (4.537)	8.411 (9.858)
<i>upgrade</i>	—	0.180 (0.053)	0.207 (0.059)	0.217 (0.063)
<i>match_2</i>	1.009 (0.294)	1.070 (0.286)	1.198 (0.398)	1.069 (0.359)
<i>match_3</i>	1.017 (0.288)	0.885 (0.282)	0.839 (0.253)	0.972 (0.349)
<i>age</i>	34.786 (1.545)	35.936 (1.581)	35.759 (2.459)	37.743 (2.877)
<i>loc_age</i>	35.924 (1.117)	36.869 (1.247)	38.256 (2.702)	39.457 (3.065)
<i>mig_age</i>	32.481 (2.001)	34.289 (2.288)	32.226 (2.569)	32.363 (3.948)
<i>edu</i>	10.244 (0.611)	10.868 (0.816)	9.697 (0.644)	9.764 (0.844)
<i>loc_edu</i>	10.377 (0.743)	11.043 (0.890)	9.436 (0.774)	9.532 (0.794)
<i>mig_edu</i>	10.105 (0.736)	10.539 (0.954)	10.214 (0.669)	10.790 (1.299)
<i>N</i>	169	239	261	234

资料来源:作者根据资料整理获得。

(二) 实证回归结果

本文采用了三个维度的系列指标体系来衡量产业升级这一被解释变量,以期能够从不同层面全面反映产业升级的丰富内涵,从而得出劳动力流动对不同层次产业升级的影响。以下的回归结果包括利用最小二乘法得到的基准模型估计结果和采用工具变量的两阶段最小二乘法估计的结果。由于存在内生性问题,使用基准回归得到的结果是有偏的,本文将着重分析使用工具变量后的回归结果,并与 OLS 基础回归的结果进行对比分析。

1. 第一维度的产业升级: 产业结构转变

由表 4 可知,从总体上看,迁移对第一维度的产业升级指标存在显著的正向影响。对比模型(1)和模型(5)可知,OLS 和 2SLS 回归的系数分别为 0.088 和 0.141,两者均通过了 1% 的显著性水平检验,表明

迁移对非农产业的发展存在积极影响。其中,OLS 回归结果明显低估了迁移的作用。由模型(2)和模型(6)可知,迁移的作用系数分别为 -0.111 和 0.011,OLS 的回归系数负向显著,而采用工具变量后,系数为正,但并不显著,表明迁移比例的提高并没有对第二产业的产值占比产生显著负面影响。由模型(3)和模型(7)可知,迁移的回归系数分别为 0.199 和 0.131,OLS 回归结果明显高估了迁移的作用,但两者均通过了 1% 的显著性水平检验,这意味着迁移比例的提高会导致第三产业产值占比的提高。以上结果表明,迁移劳动力比例的提高会促进产业结构向非农产业转移,并且在非农产业中,劳动力流动对第三产业的提升作用比第二产业更加显著。根据模型(8),迁移的影响也是正向显著的,其回归系数大小为 0.272,这意味着迁移比例的提高会促进产业结构从第一产业向二三产业转移。以上回归结果也与现实相符,2000 年至 2015 年,城市产业就业结构和产值结构的发展趋势表现为:第一产业和第二产业的占比总体呈现波动中下降的趋势,而第三产业的占比逐渐上升,这变动趋势也符合产业升级的一般规律。这意味着第三产业吸纳的就业人数将越来越多,迁移劳动力从事第三产业的概率也越来越大。而劳动力流动和第三产业之间存在相互作用关系,即第三产业在吸纳迁移劳动力的同时,劳动力流动也对第三产业的发展起到了积极的推动作用。本文利用工具变量法解决劳动力流动和第三产业的内生性关系后,得到的回归结果也表明劳动力流动对第三产业发展产生了积极的影响,这与郭文杰和李泽红^[26]、肖智等^[27]的研究结论一致。总之,从产业升级的第一维度来看,迁移的影响总体是积极正面的,迁移比例的提高加快了产业结构升级的步伐。

2. 第二维度的产业升级: 生产率提升

第二维度产业升级指标衡量的是产业生产效率的提升。表 5 是迁移对第二维度产业升级的回归结果。由表 5 可知,OLS 回归的结果低估了迁移对第二维度产业升级的影响。由模型(12)和模型(13)可知,迁移系数分别为 16.913 和 34.203,均通过了 1% 的显著性水平检验,表明迁移促进了第二产业和第三产业劳动生产率的提高,并且其对第三产业的影响要明显大于第二产业。由模型(14)回归结果可以发现,迁移通过了 1% 的显著性水平检验,系数为 0.176,即迁移对第三产业高附加值

表 3 工具变量法第一阶段回归结果

变量	变量含义	系数	T 检验值
<i>L_mr</i>	滞后一期的迁移比例(%)	0.530***	20.152
<i>distance</i>	最近铁路距离	-0.011***	-3.80
<i>pd</i>	人口密度	-0.020***	-5.000
<i>pg</i>	人口自然增长率	0.0004	0.635
<i>fdi</i>	对外开放度	0.012***	4.566
<i>market</i>	市场规模	0.050***	9.784
<i>invest</i>	投资规模	-0.025***	-4.188
<i>edu</i>	人力资本	0.013***	3.110
<i>age</i>	平均年龄	-0.009***	-5.388
<i>t</i>	时间趋势变量	-0.037***	-6.549
<i>region2</i>	中部地区	-0.031***	-3.049
<i>region3</i>	东部地区	-0.010**	-1.765
<i>cons</i>	常数项	0.202***	2.551
Sargan(score) chi2	萨根检验	0.259	P=0.611
Basmann chi2	贝斯曼检验	0.256	P=0.613
N	样本量		879
Adj. R ²	调整的拟合优度	0.662	
F	F 统计值		144.413

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

表4 迁移对第一维度产业升级的影响: 产业结构转变

	OLS 回归结果				2SLS 回归结果			
	(1) <i>non_ari</i>	(2) <i>industry2</i>	(3) <i>industry3</i>	(4) <i>R</i>	(5) <i>non_ari</i>	(6) <i>industry2</i>	(7) <i>industry3</i>	(8) <i>R</i>
<i>mr</i>	0.088 *** (5.410)	-0.111 *** (-3.771)	0.199 *** (7.668)	0.287 *** (9.026)	0.141 *** (5.890)	0.011 (0.216)	0.131 *** (2.978)	0.272 *** (5.308)
<i>pd</i>	0.035 *** (12.125)	0.027 *** (5.148)	0.008 (1.613)	0.043 *** (7.253)	0.030 *** (9.912)	0.025 *** (4.059)	0.005 (1.013)	0.035 *** (5.749)
<i>pg</i>	-0.000 (-1.143)	-0.001 ** (-2.101)	0.001 (1.490)	0.000 (0.427)	-0.000 (-0.323)	-0.001 (-1.517)	0.001 (1.451)	0.001 (1.067)
<i>fdi</i>	-0.005 ** (-2.448)	-0.009 *** (-2.729)	0.003 (1.377)	-0.002 (-0.557)	-0.003 (-1.557)	-0.003 (-0.970)	0.000 (0.131)	-0.003 (-0.728)
<i>market</i>	0.001 (0.220)	-0.033 *** (-4.895)	0.034 *** (5.440)	0.035 *** (4.776)	-0.001 (-0.384)	-0.047 *** (-7.014)	0.046 *** (7.688)	0.045 *** (6.412)
<i>invest</i>	0.022 *** (4.574)	0.061 *** (7.590)	-0.040 *** (-5.890)	-0.018 ** (-2.113)	0.014 *** (2.777)	0.060 *** (6.608)	-0.046 *** (-6.058)	-0.033 *** (-3.535)
<i>edu</i>	0.009 *** (2.677)	-0.012 ** (-2.440)	0.021 *** (5.259)	0.029 *** (5.550)	0.005 * (1.817)	-0.015 *** (-2.804)	0.021 *** (4.487)	0.026 *** (4.887)
<i>age</i>	0.000 (0.165)	-0.002 (-1.309)	0.003 * (1.650)	0.003 (1.406)	0.002 ** (2.173)	0.001 (0.657)	0.001 (0.495)	0.003 (1.512)
<i>t</i>	-0.007 * (-1.935)	-0.046 *** (-6.889)	0.039 *** (7.083)	0.032 *** (4.882)	-0.002 (-0.660)	-0.039 *** (-5.147)	0.037 *** (5.683)	0.034 *** (4.811)
<i>region2</i>	0.021 *** (2.818)	0.010 (0.854)	0.011 (1.111)	0.032 ** (2.531)	0.019 ** (2.565)	-0.001 (-0.060)	0.019 * (1.745)	0.038 *** (2.818)
<i>region3</i>	0.008 (1.116)	0.009 (0.806)	-0.001 (-0.138)	0.007 (0.551)	0.008 (1.209)	-0.000 (-0.004)	0.008 (0.751)	0.016 (1.272)
<i>cons</i>	0.331 *** (6.059)	0.403 *** (4.656)	-0.072 (-0.999)	1.259 *** (13.312)	0.412 *** (8.432)	0.429 *** (4.515)	-0.017 (-0.214)	1.395 *** (14.987)
N	1 109	1 109	1 109	1 109	895	895	895	895
R ²	0.342	0.155	0.280	0.398	0.324	0.115	0.209	0.340
chi2	—	—	—	—	318.557	105.762	191.716	420.854
F	32.800	14.612	32.291	50.840	—	—	—	—

注: 括号中为 *t* 值, *, **, *** 分别为 10%、5% 和 1% 的显著性水平, “—” 表示缺失值。

产业的就业存在正向的拉升作用,意味着迁移促进了产业就业结构向高附加值产业的流动。这一变化表明,迁移对产业升级的作用不仅体现在促进了产业结构从第一产业向第二产业和第三产业的转移,而且体现在促进了产业升级的质量。原因可能是:劳动力流动促使人力资本和产业在城市集聚,从而通过人力资本的创新和溢出效应以及本地市场需求效应,对第二产业和第三产业的发展 and 微观劳动生产率的提高产生了积极影响^[19]。这一发现背后可能体现了中国迁移人口就业结构的一个重要转变,即迁移人口在城市劳动力市场的就业不是仅集中在低端制造业和低端服务业的传统低质量就业,而是逐渐向高附加值行业进发的高质量就业,其对经济中高附加值行业的拉升作用高于低附加值行业,这对经济结构转型具有重要的实践意义。

3. 第三维度的产业升级: 资源配置效率改进

第三维度的产业升级指标衡量第二产业和第三产业资源配置的效率,本文采用的指标是产业匹配度。根据前文的定义,如果经济体处于完全自由竞争状态,资源的流动和配置是充分有效率的,那么三次产业的产业匹配度都将相等并且等于 1。由表 6 可知,迁移对第三维度的产业升级指标存在显著的影响,但作用方向不一致。对于第二产业来说,迁移的回归系数为 -0.323,并且通过了 1% 显著性水平检验,迁移对第二产业的产业匹配度产生了显著的负面影响。可能的解释为:由前文的统计性描述可知,2000—2015 年,第二产业的产业匹配度均大于 1,这意味着第二产业

表5 迁移对第二维度产业升级的影响:生产率提升

	OLS 回归结果			2SLS 回归结果		
	(9) <i>pergdp2</i>	(10) <i>pergdp3</i>	(11) <i>upgrade2</i>	(12) <i>pergdp2</i>	(13) <i>pergdp3</i>	(14) <i>upgrade2</i>
<i>mr</i>	8.180 *** (5.903)	16.177 *** (5.453)	0.107 *** (6.025)	16.913 *** (6.455)	34.203 *** (5.277)	0.176 *** (5.943)
<i>pd</i>	-0.364 *** (-2.647)	0.275 ** (2.007)	0.008 *** (2.611)	-0.320 * (-1.737)	0.626 *** (2.719)	0.011 *** (3.392)
<i>pg</i>	0.044 ** (2.130)	0.060 ** (2.049)	-0.001 *** (-3.108)	0.034 (1.467)	0.055 (1.563)	-0.001 *** (-2.859)
<i>fdi</i>	-0.028 (-0.374)	0.087 (1.102)	-0.002 (-1.135)	-0.096 (-0.931)	-0.059 (-0.502)	-0.004 * (-1.829)
<i>market</i>	0.105 (1.021)	0.599 *** (3.237)	-0.002 (-0.386)	-0.450 *** (-2.644)	-0.242 (-1.089)	-0.008 * (-1.755)
<i>invest</i>	0.825 *** (4.522)	-0.047 (-0.158)	0.006 (1.170)	1.169 *** (4.839)	0.119 (0.337)	0.008 (1.547)
<i>edu</i>	-0.158 (-1.441)	-0.279 * (-1.813)	0.006 * (1.806)	-0.138 (-0.926)	-0.368 (-1.481)	0.002 (0.591)
<i>age</i>	0.006 (0.103)	0.069 (1.002)	0.002 (1.468)	0.179 *** (2.719)	0.445 *** (4.331)	0.003 ** (2.305)
<i>t</i>	0.886 *** (5.098)	1.314 *** (4.384)	0.021 *** (4.165)	1.480 *** (6.343)	2.595 *** (5.233)	0.024 *** (4.630)
<i>region2</i>	0.874 *** (2.833)	1.405 *** (5.565)	0.002 (0.241)	1.198 *** (3.045)	2.117 *** (4.678)	0.008 (1.148)
<i>region3</i>	1.019 *** (3.510)	1.585 *** (6.084)	0.009 (1.322)	0.875 ** (2.405)	1.456 *** (3.531)	0.012 (1.621)
<i>cons</i>	-10.320 *** (-4.330)	-15.449 *** (-4.518)	-0.108 ** (-2.090)	-17.796 *** (-6.389)	-28.683 *** (-6.726)	-0.088 * (-1.685)
N	1106	1106	719	892	892	704
R ²	0.531	0.460	0.198	0.503	0.442	0.169
chi2	—	—	—	760.830	399.729	171.443
F	88.975	47.720	16.291	—	—	—

注: 括号中为 t 值, *, **, *** 分别为 10%、5% 和 1% 的显著性水平, “—” 表示缺失值。

吸纳的就业人数比重相对于产值比重偏低,资源配置效率偏离了最优路径,迁移比例的提高会促使第二产业的产业匹配度下降,使其接近 1,从而提高第二产业的资源配置效率。同理,对于第三产业来说,迁移的回归系数为 0.842,通过了 1% 显著性水平检验,迁移对第三产业的产业匹配度产生了显著的积极影响。2000—2015 年,第三产业的产业匹配度从大于 1 下降到小于 1,这意味着第三产业的资源配置效率也偏离了最优路径,迁移比例的提高会促使第三产业的产业匹配度上升,使其接近 1,提高第三产业的资源配置效率。以上的研究结论表明,无论是第二产业还是第三产业,劳动力流动会调节现有的要素配置状态,提高产业的资源配置效率,使其接近最优的资源配置路径。

五、作用机制

以上分析表明劳动力流动对不同维度的产业升级存在显著的积极影响。那么劳动力流动是通过何种作用机制对产业升级产生作用的?下文将进一步探讨其内在的作用机制。

根据前文的理论推导,本文提出了两个假说:假说一为劳动力流动通过本地市场效应促进产业升级;假说二为劳动力流动通过改变地区的人力资本积累程度从而导致产业升级。对于一个城市来说,在地区间贸易相对成本不变的条件下,人力资本积累相对较高的地区吸引了劳动力的进入,从而扩大城市消费市场,通过本地市场效应,能够吸引生产高附加值产品的厂商进入,同时会对低附加值产业产生挤出效应,提高整体产业的劳动生产率,导致产业升级。同时,劳动力流动还改变了地区的

人力资本配置,高技能劳动力形成集聚,一方面形成了竞争性的劳动力市场,在很大程度上保证了劳动力市场的活力和效率,提高了劳动要素的配置效率;另一方面地方产业受益于人力资本、技术创新的溢出效应,从微观上提高了劳动生产率,实现产业升级^[19 37]。

为了检验外来劳动力的进入作用于产业升级的机制,本文将构建计量模型进一步观察劳动力流动对城市人力资本水平和城市本地市场需求是否存在影响,因此设定如下回归模型:

$$N_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 mr_{i,t} + \gamma_2 K_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中, $N_{i,t}$ 为被解释变量, i 代表地区, t 代表时间。 $mr_{i,t}$ 代表外来劳动力迁移比例,其含义与前文相同, $\varepsilon_{i,t}$ 为方程的残差项。为了减少遗漏变量偏差,引入 $K_{i,t}$ 代表城市经济的控制变量。其中,被解释变量的选取分为三个部分:(1)本地市场效应的代理变量。本文采用社会商品零售总额这一指标来代表本地市场效应;(2)人力资本积累水平的代理变量。不同学者对于人力资本积累水平的衡量方法差异较大,本文采取常用的城市人口平均受教育程度和城市本地人口的平均受教育程度来衡量城市的人力资本水平。(3)利用城市财政中每年对教育和科研投入经费的比例来衡量城市科研创新的投入强度。

由表7第一列回归结果可知,劳动力流动对本地市场规模的回归系数为1.166,通过了1%的显著性水平检验,表明迁移比例的提高有利于扩大本地市场需求规模,迁移作用于产业升级的本地市场效应机制是存在的,假说一成立。一方面,迁移劳动力进入城市后,在长期内能够引致企业扩大投资规模,拉动投资需求,经济增长成果在更大范围内分配后会刺激消费需求,扩大本地市场需求^[38];另一方面,迁移劳动力不仅是劳动力要素的供给者,同时也是城市中消费需求的主要来源之一,劳动力流入城市会直接扩大城市的消费市场,更好地发挥城市的本地市场效应。

表7的第二列和第三列回归结果表明,迁移对城市总体平均受教育水平和本地人口平均受教育水平的回归系数分别为2.434和4.106,均通过了1%显著性水平检验,这表明迁移人口比例的提高不仅提升了城市总体人力资本水平,而且对城市本地人口的人力资本水平也有促进作用,并且后者明显高于前者。人力资本的提高对产业升级有积极影响,该结果意味着迁移通过人力资本水平促进城市产业升级这一作用机制也是存在的,假说二得到了验证^[18 39]。另外,本文进一步验证了迁移对

表6 迁移对第三维度产业升级的影响:资源配置效率改进

	OLS 回归结果		2SLS 回归结果	
	(15) <i>match_2</i>	(16) <i>match_3</i>	(17) <i>match_2</i>	(18) <i>match_3</i>
<i>mr</i>	-0.490 *** (-6.196)	0.553 *** (5.857)	-0.323 ** (-2.068)	0.842 *** (4.255)
<i>pd</i>	-0.085 *** (-5.690)	0.041 *** (2.609)	-0.082 *** (-4.570)	0.045 ** (2.400)
<i>pg</i>	0.000 (0.181)	0.003 ** (1.974)	-0.000 (-0.124)	0.001 (0.780)
<i>fdi</i>	0.007 (0.823)	0.010 (1.234)	0.006 (0.567)	-0.001 (-0.129)
<i>market</i>	-0.038 *** (-2.596)	0.056 *** (3.956)	-0.061 *** (-2.708)	0.037 ** (2.095)
<i>invest</i>	0.013 (0.703)	-0.067 *** (-3.829)	0.029 (1.137)	-0.052 *** (-2.615)
<i>edu</i>	-0.001 (-0.126)	-0.032 ** (-2.364)	-0.006 (-0.399)	-0.025 * (-1.878)
<i>age</i>	-0.018 *** (-3.027)	0.014 *** (2.840)	-0.016 ** (-2.143)	0.021 *** (3.556)
<i>t</i>	0.020 (1.140)	-0.012 (-0.772)	0.031 (1.403)	0.012 (0.608)
<i>region2</i>	-0.055 (-1.632)	0.095 *** (3.397)	-0.031 (-0.755)	0.148 *** (4.418)
<i>region3</i>	-0.011 (-0.342)	0.052 * (1.856)	0.005 (0.138)	0.082 *** (2.770)
<i>cons</i>	2.677 *** (10.187)	0.366 (1.463)	2.626 *** (8.301)	0.031 (0.127)
N	1 106	1 106	892	892
R ²	0.126	0.128	0.118	0.166
chi2	—	—	91.564	143.633
F	13.756	14.937	—	—

注:括号中为*t*值,*、**、***分别为10%、5%和1%的显著性水平,“—”表示缺失值。

科研教育投入强度的影响,表7的第四列回归结果表明,迁移的回归系数为0.029,通过了1%显著性水平检验,迁移比例对科研教育投入强度存在积极影响。而一个城市财政对科研和教育的投入不仅反映了对人力资本和创新的投入,同时也反映了该城市教育和科研创新的水平,而城市的科研和创新是产业发展和升级优化的重要动力^[18,39]。劳动力流入导致经济集聚,专业化集聚提高企业的资源配置效率^[40],而集聚的外部性产生知识溢出,知识溢出会使技术创新对区域产业结构升级产生正面积积极的影响^[41]。以上结果意味着城市迁移劳动力比例的提高会对城市的人力资本积累以及科研和创新施加正面的影响,从而促进城市产业向高技术和高附加值产业攀升,这与前文中 Fujita and Thisse^[19]的理论推导一致。

六、结论与启示

本文利用2000年、2010年全国人口普查数据和2005年、2015年全国1%人口抽样调查数据匹配相关年份城市层面经济社会指标,以地级城市“市辖区”为观察范围,构建了一套城市流动人口与经济社会指标数据库,结合理论分析考察新时期迁移劳动力对城市产业升级的影响及内在作用机制。研究表明,迁移劳动力已经成为城市劳动力市场的重要组成部分,并且城市劳动力市场中劳动力构成呈现两个特征:从年龄结构上看,迁移劳动力的年龄更加年轻,迁移劳动力的流入缓解了城市劳动力的老龄化趋势;从受教育结构上看,迁移劳动力受教育水平与城市本地人口相当,甚至在后期稍高。

迁移劳动力对产业升级存在显著的积极影响,迁移劳动力能够促进产业升级。首先,迁移劳动力对产业结构的转变有显著的正面影响,迁移劳动力比例的提高促使产业结构从第一产业向第二产业和第三产业转移,表明迁移促进了产业结构的升级。其次,迁移劳动力对产业的劳动生产率有积极影响。迁移不仅对第二产业和第三产业的劳动生产率有显著的提升作用,并且对第三产业的影响要远大于第二产业;迁移劳动力占比的提高,能够显著提高第三产业内部高技术行业的占比,这意味着迁移对产业升级的作用不仅体现在促进了产业结构从第一产业向第二产业和第三产业的转移,而且还促进了产业升级质量的提升。最后,迁移能够提高二、三产业的经济配置效率,使其接近最优的资源配置路径。这一发现背后可能体现了中国迁移人口就业结构的一个重要转变,即迁移人口在城市劳动力市场的就业不再是集中在低端制造业和低端服务业的传统低质量就业,而是逐渐向高附加值行业进发的高质量就业,其对经济中高附加值行业的拉升作用高于低附加值行业,并且能够提升产业的生产效率和资源配置效率,对经济结构转型具有重要的实践意义。

表7 劳动力流动影响产业升级的内在机制

	本地市场规模		人力资本积累		科研教育投入强度	
	(19) market_OLS	(20) edu_2SLS	(21) eduloc_2SLS	(22) RD_2SLS		
<i>mr</i>	1.166 *** (7.852)	2.434 *** (6.562)	4.106 *** (8.635)	0.029 *** (4.053)		
<i>pd</i>	0.162 *** (5.871)	0.072 ** (2.023)	0.032 (0.818)	0.000 (0.924)		
<i>pg</i>	-0.002 (-0.543)	0.001 (0.203)	0.006 (1.198)	0.000 (0.898)		
<i>fdi</i>	0.056 *** (3.282)	-0.044 * (-1.948)	-0.056 ** (-2.234)	0.000 (0.831)		
<i>invest</i>	0.697 *** (22.011)	0.215 *** (4.740)	0.189 *** (3.691)	0.002 *** (2.577)		
<i>edu</i>	0.007 (0.265)	—	—	-0.003 *** (-3.596)		
<i>age</i>	0.029 *** (2.855)	0.114 *** (7.379)	0.150 *** (8.862)	0.001 ** (2.214)		
<i>t</i>	-0.096 *** (-2.737)	-0.486 *** (-11.387)	-0.606 *** (-12.022)	0.002 (1.433)		
<i>region2</i>	-0.064 (-1.220)	0.423 *** (5.181)	0.463 *** (5.041)	0.004 *** (4.712)		
<i>region3</i>	0.094 * (1.780)	-0.080 (-0.979)	-0.091 (-1.006)	0.004 *** (4.192)		
<i>market</i>	—	-0.076 (-1.642)	-0.105 ** (-2.094)	0.001 (1.080)		
<i>cons</i>	1.370 *** (2.969)	5.031 *** (7.859)	4.868 *** (6.849)	-0.043 *** (-4.674)		
N	1 112	898	898	897		
R ²	0.826	0.296	0.381	0.316		
chi2	—	465.254	697.354	406.575		
F	702.968	—	—	—		

注:括号中为*t*值,*、**、***分别为10%、5%和1%的显著性水平,“—”表示缺失值。

迁移通过本地市场效应和改变地区的人力资本积累作用机制促进产业升级。对于一个城市来说,在地区间贸易相对成本不变的条件下,人力资本积累相对较高的城市吸引了劳动力的进入,从而扩大了城市消费市场,通过本地市场效应,吸引生产高附加值产品的厂商进入,同时对低附加值产业产生挤出效应,导致产业升级;劳动力流动还改变了地区的人力资本配置,高技能劳动力形成集聚,地方产业受益于人力资本技术溢出效应,提高了生产率,促进了产业升级。

在当前城市经济结构转型时期,我国面临人口老龄化、生育率偏低和城市劳动力供给偏紧的状况,迁移劳动力尤其是农村劳动力的流动不仅增加了城市劳动力市场的供给,还提升了产业的生产效率,促使产业向高附加值行业转型,引致产业升级优化,为经济结构转型和经济增长提供了新动力。因此,从城市的长远发展来看,城市管理者应尽快采取措施消除劳动力流动的制度障碍,创造条件推进流动人口的市民化进程,并进一步加大投资以提升城市的人力资本水平,促使经济和产业向高质量发展转型。

注释:

- ①具体推导过程见 FUJITA M, THISSE J F. ^[19] Does geographical agglomeration foster economic growth? And who gains and loss from it? [J]. Japanese economic review 2003, 54(2): 121-145.
- ②受限于数据可获得性,2015年的迁移比例是利用迁移人口占总人口的比例来近似代替迁移人口占总就业人口的比例,可能因为统计口径的差异导致了数据在统计上的下降。
- ③根据已有数据,2000年的前一期为1990年,滞后10年,其余年份均为滞后5年。

参考文献:

- [1]都阳,蔡昉,屈小博,等. 延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利[J]. 经济研究, 2014(8): 4-13+78.
- [2]CHENERY H B, SYRQUIN M, ELKINGTON H. Patterns of development, 1950—1970 [M]. London: Oxford University Press, 1975.
- [3]KOJIMA K. The “flying geese” model of Asian economic development: origin, theoretical extensions, and regional policy implications [J]. Journal of Asian economics 2000, 11(4): 375-401.
- [4]刘似臣. 我国加工贸易的产业升级效应研究[J]. 统计研究, 2005(2): 31-34.
- [5]张明志,李敏. 国际垂直专业化分工下的中国制造业产业升级及实证分析[J]. 国际贸易问题, 2011(1): 118-128.
- [6]唐东波. 贸易开放、垂直专业化分工与产业升级[J]. 世界经济, 2013(4): 47-68.
- [7]PORTER M E. The competitive advantage of nations [M]. New York: The Free Press, 1998.
- [8]OZAWA T. Japan in a new phase of multinationalism and industrial upgrading: functional integration of trade, growth and FDI [J]. Journal of world trade, 1991, 25(1): 43-60.
- [9]CANTWELL J, BARNARD H. Do firms from emerging markets have to invest abroad? Outward FDI and the competitiveness of firms [J]. The rise of transnational corporations from emerging markets: threat or opportunity 2008(41): 55-85.
- [10]SINANI E, MEYER K E. Spillovers of technology transfer from FDI: the case of Estonia [J]. Journal of comparative economics 2004, 32(3): 445-466.
- [11]李逢春. 对外直接投资的母国产业升级效应——来自中国省际面板的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2012(6): 124-134.
- [12]潘素昆,袁然. 不同投资动机 OFDI 促进产业升级的理论与实证研究 [J]. 经济学家, 2014(9): 69-76.
- [13]CAI H, LIU Q. Competition and corporate tax avoidance: evidence from Chinese industrial firms [J]. The economic journal 2009, 119(537): 764-795.
- [14]AGHION P, CAI J, DEWATRIPONT M, et al. Industrial policy and competition [J]. American economic journal: macroeconomics 2015, 7(4): 1-32.

- [15]ALDER S ,SHAO L ,ZILIBOTTI F. Economic reforms and industrial policy in a panel of Chinese cities [J]. Journal of economic growth 2016 21(4) : 305 - 349.
- [16]ROSTOW W W. The stages of economic growth [J]. The economic history review ,1959 ,12(1) : 1 - 16.
- [17]GEREFFI G. Beyond the producer-driven/buyer-driven dichotomy the evolution of global value chains in the internet era [J]. IDS bulletin 2001 32(3) : 30 - 40.
- [18]BECKER G S ,MURPHY K M ,TAMURA R. Human capital ,fertility ,and economic growth [J]. Journal of political economy ,1990(5) : 323 - 350.
- [19]FUJITA M ,THISSE J F. Does geographical agglomeration foster economic growth? And who gains and loses from it? [J]. The Japanese economic review 2003 54(2) : 121 - 145.
- [20]刘志彪. 产业升级的发展效应及其动因分析 [J]. 南京师大学报(社会科学版) 2000(2) : 3 - 10.
- [21]LIMAM Y R ,MILLER S M. Explaining economic growth: factor accumulation ,total factor productivity growth ,and production efficiency improvement [R]. University of Connecticut ,Department of Economics ,working papers 2004 - 20.
- [22]ALTONJI J G ,CARD D. The effects of immigration on the labor market outcomes of natives [M]. Social science electronic publishing ,1989.
- [23]高波 陈健 邹琳华. 区域房价差异、劳动力流动与产业升级 [J]. 经济研究 2012(1) : 66 - 79.
- [24]刘新争. 比较优势、劳动力流动与产业转移 [J]. 经济学家 2012(2) : 45 - 50.
- [25]樊士德 姜德波. 劳动力流动、产业转移与区域协调发展——基于文献研究的视角 [J]. 产业经济研究 2014(4) : 103 - 110.
- [26]郭文杰 李泽红. 劳动力流动、服务业增长与经济结构转换——基于中国省际面板数据的实证研究 [J]. 数量经济技术经济研究 2009(11) : 51 - 62.
- [27]肖智 张杰 郑征征. 劳动力流动与第三产业的内生性研究——基于新经济地理的实证分析 [J]. 人口研究 2012(2) : 97 - 105.
- [28]AUDRETSCH D B ,FELDMAN M P. R&D spillovers and the geography of innovation and production [J]. The American economic review 1996 86(3) : 630 - 640.
- [29]KRUGMAN P. Space: the final frontier [J]. Journal of economic perspectives ,1998 ,12(2) : 161 - 174.
- [30]KRUGMAN P. The increasing returns revolution in trade and geography [J]. The American economic review 2009 99(3) : 561 - 71.
- [31]OVERMAN H G ,RICE P ,VENABLES A J. Economic linkages across space [J]. Regional studies 2010 44(1) : 17 - 33.
- [32]DIXIT A K ,STIGLITZ J E. Monopolistic competition and optimum product diversity [J]. The American economic review , 1977 67(3) : 297 - 308.
- [33]徐敏 姜勇. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗? [J]. 数量经济技术经济研究 2015(3) : 3 - 21.
- [34]CARD D. Immigrant inflows ,native outflows ,and the local labor market impacts of higher immigration [J]. Journal of labor economics 2001 19(1) : 22 - 64.
- [35]BORJAS G J. The labor demand curve is downward sloping: reexamining the impact of immigration on the labor market [J]. The quarterly journal of economics 2003 118(4) : 1335 - 1374.
- [36]刘学军 赵耀辉. 劳动力流动对城市劳动力市场的影响 [J]. 经济学(季刊) 2009(2) : 693 - 710.
- [37]蔡昉 都阳 高文书 等. 劳动经济学: 理论与中国现实 [M]. 北京: 北京师范大学出版社 2009.
- [38]ORTEGA F ,PERI G. The causes and effects of international migrations: evidence from OECD countries 1980 - 2005 [R]. National Bureau of Economic Research 2009.
- [39]张国强 温军 汤向俊. 中国人力资本、人力资本结构与产业结构升级 [J]. 中国人口·资源与环境 2011(10) : 138 - 146.
- [40]张天华 陈博潮 雷佳祺. 经济集聚与资源配置效率: 多样化还是专业化 [J]. 产业经济研究 2019(5) : 51 - 64.
- [41]陶长琪 彭永樟. 经济集聚下技术创新强度对产业结构升级的空间效应分析 [J]. 产业经济研究 2017(3) : 91 - 103.

(责任编辑: 雨 珊)

(下转第 127 页)

Does financial geography affect urban innovation capability?

JI Xiangyu

(Institute of Industrial Economics , Jinan University , Guangzhou 510632 , China)

Abstract: Under the background of the heterogeneous and discontinuous spatial distribution of financial resources in China , this paper discusses the effect of spatial agglomeration of financial resources and their spatial interaction on urban innovation capability , conducts empirical test on data using statistics from 277 prefecture-level cities and above in China from 2003 to 2016. The results show that: (1) At the national level , financial agglomeration has significantly enhanced urban innovation capacity. In the meantime , this positive effect is restricted by location , city size , and resource endowment. The financial agglomeration of eastern , central and western cities shows a significantly positive correlation with innovation level , and eastern cities play a greater role. The financial agglomerations of large and larger cities have a significantly positive impact on the innovation capacity , while the impact of small and medium-sized cities is not significant. Compared with resource-based cities , the financial agglomeration of non-resource-based cities has a more significant positive impact on the innovation capacity. (2) After mechanism inspection through the mediating effect model , the paper finds that financial agglomeration can promote the enhancement of urban innovation capacity through market effect and structural effect. (3) After testing the interaction between urban innovation and the spatial spillover effect of urban innovation by further using the generalized spatial autoregressive model (SAC) , this paper finds that there exists an obvious “siphon effect” between urban innovation in China and financial agglomeration is one of the important driving forces for the inhibiting effect of such inter-city innovation. The empirical conclusion provides important references for giving full play to the role of the financial system ’ s resource allocation in improving innovation performance , and specifically considering the spatial interaction of financial resource supply in formulating policies

Key words: financial agglomeration; innovation activity; urban heterogeneity; mediating effect; spatial interaction; siphon effect

(上接第 70 页)

Does labor mobility promote China ’ s industrial upgrading?

Empirical evidence from prefecture-level cities in China

CAO Fangfang¹ , CHENG Jie² , WU Laping³ , LI Xiande¹

(1. Institute of Agricultural Economics and Development , Chinese Academy of Agricultural Sciences , Beijing 100081 , China; 2. Institute of Population and Labor Economics , Chinese Academy of Social Sciences , Beijing 100028 , China; 3. College of Economics and Management , China Agricultural University , Beijing 100083 , China)

Abstract: In this paper , the national census data in 2000 and 2010 , 1% national population sample survey data in 2005 and 2015 are used to match city-level economic and social indicators so as to investigate the impact of migrating labor on industrial upgrading at the municipality and prefecture-level. The research finds that the positive impact of migration on industrial upgrading is mainly embodied in three aspects. First , migrant labor has a significant impact on the transformation of industrial structure , and the increase in the proportion of urban migrant labor can accelerate to transforming economic structure from agricultural sector to non-agricultural industries. Second , migrant labor has a positive impact on the production efficiency of the industry. The migration can significantly promote the average production efficiency of the secondary and tertiary industries , as well as the proportion of high-tech industries in the tertiary industry at the same time. The migration has a positive impact on both the upgrading of industrial structure and the quality of the industry. Third , migration can significantly improve resource allocation efficiency in non-agricultural industries. The results of the inspection mechanism show that labor mobility can accelerate urban industrial upgrading under the local market effect and human capital accumulation mechanism. Labor mobility is a process of improving the resource allocation efficiency. Cities attract population and labor inflow with a more inclusive attitude , which has far-reaching significance for urban industrial structure transformation and upgrading.

Key words: migration; local market effect; human capital accumulation; resource allocation efficiency; industrial structure transformation; industrial upgrading