

中国产业发展的流动劳动力 工资增长效应

——来自流动人口动态监测的微观证据

呼 倩 夏晓华 黄桂田

摘要:面对产业转型、消费升级以及人口老龄化的挑战,地方政府如何在新一轮的城市竞争当中成功吸引人才,是亟需回答的重要现实问题。为此,文章采用2010~2015年中国流动人口动态监测数据和地层面宏观数据的合并数据,考察城市产业发展和结构升级对于流动劳动力工资收入和福利效应的影响及其作用机制。结果发现:(1)一个城市产业结构存在明显的工资溢价作用,流动劳动力选择效应和城市集聚经济是其主要机制。(2)这种溢价作用对不同收入水平流动劳动力的影响呈现明显的L型曲线特征。(3)无论名义工资、真实工资还是净效用,产业结构的工资溢价影响均显著为正。文章据此提出夯实产业发展基础、发掘城市集聚经济潜力和构建多元劳动力市场格局的政策建议。

关键词:产业结构 劳动力流动 工资收入 选择效应 集聚效应

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2021.0156

一、引言

改革开放以来户籍制度的逐渐松动,使得数十年来受计划经济体制及城乡分隔制约所形成并积聚的农村人口迁移势能得以释放,掀起了城乡迁移的大潮。进入20世纪90年代,随着户籍制度进一步调整以及劳动用工制度等配套改革的深入,全国的城市建设和经济发展驶入快车道。城市产业结构调整吸引了大量外来人口流入,跨地区跨部门的劳动力流动现象尤其普遍,逐渐成为中国社会的常态,是中国整体经济效率提升的重要源泉。统计数据显示,1987年以来我国流动人口总数从3053万人攀升至2019年的2.8亿人,占同期总人口的比重从2.79%上升至20%^①。分阶段来看,人口大规模流动源起于户籍制度约束的松动,后期则逐渐演变为受工业化和城市化红利所驱动。近年来,除了人口的自发流动,诸多强二线、省会城市甚至一些三四线城市竞相以宽松的户籍新政加入愈演愈烈的抢人大战,本质上是地方政府为应对产业转型升级压力、抢占未来发展高地的蓄力之举。然而,各式人才新政亦使我们迷失,到底什么才是城市人口竞争力的核心?实际上,稍加回顾即能发现,在我国建立竞争性市场机制的过程中,局部地区“先行先试”较快掌握了世界产业发展的更迭路径,率先建立起引领辖区发展的产业基础,吸引了大量外来人口,有力地促进了区域经济发展。这一事实无疑表明,产业是区域经济发展的基础,是人口竞争力的核心。

那么,一个问题自然产生,地区产业发展如何影响流动劳动力的本地工资收入?其影响效应和作用机制如何?换言之,为什么具有相同人力资本等禀赋特征的劳动者,在不同的城市或行业会有不同的收入水平?这是劳动经济学和发展经济学的一个经典难题。且对中国而言,对此问题的回答有助于揭示产业发展影响工资分布的机制,为当前如火如荼的中国城市人才引进新政提供回归夯实产业基础的政策启示。

为此,本文将空间工资差异作为研究对象,重点考察城市产业发展对于流动劳动力工资收入的影响效应。具体来看,本文测度了地区内部产业发展的协调程度,以定位不同地区的产业演进阶段,据此研究其对于流动劳动力工资收入和福利效应的影响及其作用机制。贡献方面,本文或可在如下方面有所进益:第一,以Combes等(2008,2012,2013)为代表的学者笼统将空间工资差异的来源归结为城市经济外部性,缺乏对形成这种效应的原因的继续追溯。本文延续空间工资差异的研究切入点,从城市集聚经济理论中获得启示,将城市

外部性的根源定位于产业发展,主要探讨了产业发展对流动劳动力工资收入的影响。第二,基于劳动力个人特征和城市—产业视角,全面考察中国流动劳动力地区工资差异的来源,对研究数据提出了较高要求。服从研究所需,本文采用的2010~2015年中国流动人口动态监测数据,具有覆盖城市广、调查时间新和变量信息丰富等特征,可以提供对于上述问题研究更为精准和可信的估计结果。

文章剩余部分安排如下:第二部分回溯相关研究并提出理论假说,第三部分介绍实证策略、变量说明和数据结构,第四部分进行基准回归分析,第五部分探讨可能的作用机制,第六部分针对潜在内生性和产业结构度量方式进行稳健性检验,第七部分基于不同收入水平和福利效用展开异质性分析,最后总结全文并提出相应的政策建议。

二、文献回溯和理论假说

(一)产业发展与城市空间经济的形成

早在古典政治经济学时期,亚当·斯密(1774)、大卫·李嘉图(1817)等就基于分工协作、比较利益学说指出了产业发展形成的城市经济问题,例如斯密表述为企业生产联合体,而李嘉图则研究了生产特定产品的区位问题。阿尔弗雷德·马歇尔(1905)首次探讨了产业发展形成空间经济外部性的3个机制,劳动力“蓄水池”、中间投入联系和技术溢出效应,但是马歇尔的外部性经济理论无法解释不同产业的聚集问题。奥古斯特·勒施(1907)对产业发展与城市形成以及城市化的关系进行了研究,认为城市化的原因在于非农业区位的点状聚集,并将空间经济分为内部规模经济、地方化经济和城市化经济^②。

传统产业与城市经济理论的重点在于产业内部的关联与合作,新竞争优势理论的代表学者迈克尔·波特(1985)则提出产业群的概念,认为溢出效应对行业起决定性作用,因此企业区位选择地理上趋于集中,城市集聚经济从而必然产生。之后,制度学派和新经济地理学派的学者分别对空间集聚经济的来源和机制进行了详细探讨。Coase(1937)、奥利弗·威廉姆森(1985)等运用交易成本理论解释企业和市场关系问题,从制度经济角度增添了产业发展形成空间经济外部性的来源解释。Krugman(1991)、Fujita等(1991)为其“中心—外围”模型寻求内生解释,在考虑收益递增、垄断竞争和贸易成本的一般均衡分析框架中,通过劳动力的跨区域流动探讨空间集聚经济的发生机制。

此外,配第一克拉克定理有助于从产业发展的演进规律角度理解空间集聚经济的形成。该定理基于收入弹性差异和投资报酬差异指出,随着经济发展,一次产业国民收入和劳动力相对比重逐渐下降,二次产业相对比重上升,随着经济进一步发展,三次产业相对比重也开始上升,这种产业构成的演进规律推动了工业化和城市化。Chenery等(1986)在产业结构变迁理论中更为明确指出,对于整个经济来说,资源从低生产率部门向高生产率部门的再配置活动,使得要素生产率的增长往往包含结构的转变成份。根据上述产业结构变迁理论,一国或地区产业结构均衡程度随其经济发展水平而不断趋近合理。在空间维度上,由于产业构成和城市经济的分布高度耦合,产业发展的规模和分布也就决定了城市集聚经济的空间形态,例如城市规模等。其中,劳动力配置内涵于产业结构,构成城市集聚经济中重要的人力资本要素,使城市空间经济的内涵进一步拓展。

上述仅回顾了产业发展促进城市空间经济的形成机制问题,为构建产业发展引致空间工资差异的逻辑链条,本文接下来重点探讨城市空间经济外部性的工资差异影响,并从中梳理出引致劳动力空间工资差异的若干作用机制。

(二)空间经济外部性及其工资影响

有关工资差异的来源问题,除了个人特征影响,近来相当多的学者基于空间集聚经济的外部性对其进行解释,比较有代表性的是Combes和Gobillon(2015)。他们指出空间集聚经济是个宽泛概念,主要指伴随本地经济规模增长任何能够提升企业和工人收入的影响效应。相应的,有些研究从整体出发主要是城市规模角度研究城市经济外部性对工人工资的影响,普遍认为城市规模对劳动力工资具有显著正向影响,类似结论在德国和美国(Glaeser and Mare, 2001)、法国(Combes et al., 2012)、西班牙(Roca and Puga, 2017)以及中国(Xing and

Zhang, 2017)均得到不同程度的印证。

城市经济外部性研究中有学者重点关注人力资本的外部性,有助于我们更好理解城市工资溢价产生的微观作用机制。该理论认为,现实当中不同人力资本禀赋的劳动力在进行区位选择时有着系统差异。一般来看,大城市可以提供更好的就业机会,教育、医疗等公共服务和基础设施也较为完善,同时还拥有多样的消费环境,能够吸引更多高学历和高技能劳动力在此集聚。根据 Moretti (2004)对城市人力资本外部性的研究,高人力资本水平有助于提升城市整体工资水平(Combes et al., 2008; Venables, 2011; Davis and Dingel, 2020)。因此,基于劳动技能的地区选择差异,姑且称之为劳动力选择效应,是流动劳动力工资溢价形成的重要作用机制。

除了个体维度的选择效应,更多学者基于集聚机制的内涵解释空间经济外部性产生工资溢价的逻辑。代表性研究如 Duranton 和 Puga (2004),他们系统提出集聚通过共享、学习和匹配产生外部经济效应,从而有助于理解空间经济外部性产生工资溢价的逻辑。具体来看,共享效应包括从更加多样化投入和产业专业化当中获益,共享基础设施,以及风险共担。学习效应包括知识的创造、溢出和积累,城市为个体劳动力提供了更多模仿和学习的机会,有利于其更快提升技能和知识水平,从而通过更高的人力资本获取更高工资收入(Glaeser and Mare, 2001; Duranton and Puga, 2004, 2014)。匹配效应主要指城市当中企业和劳动力之间匹配的质量或数量得以改善,从而有利于提高生产率、工资水平和就业率(Helsley and Strange, 1990; Kremer and Maskin, 1996; Wheeler, 2001; Moretti, 2010)。

然而,空间经济外部性的工资溢价效应并非一定是正向的。在这方面,相关文献主要从成本补偿角度指出城市工资溢价实际上是对不同居住适宜度和生活成本的一种补偿,换言之劳动力在不同城市将获得低于名义工资或者与之相同的保留效用水平(Rosen, 1979; Roback, 1982; Li and Gibson, 2014; Beaudry et al., 2014; 张巍等, 2018)。对于本文,该成本补偿的观点提供了探讨流入地劳动力真实福利水平的理论依据,使得对于劳动力空间工资差异的考察更为全面可靠。

综合上述产业发展与城市空间经济形成、空间经济外部性及其工资影响两支文献,提出本文的基准假说和待检验的两条作用机制如下:

假说1:产业发展所形成的空间经济外部性有助于提升劳动力工资水平。

假说2:基于个体维度的城市选择效应能够为流动劳动力带来工资溢价。

假说3:基于城市维度的集聚效应是产业发展形成工资溢价的重要机制。

三、实证策略、变量说明和数据结构

(一)实证策略

本文重点关注城市产业发展对流动劳动力工资收入的影响效应。若要从众多影响空间工资差异的因素中准确分离出产业发展的影响,需要首先廓清引致空间工资差异的主要因素。在有关劳动力空间工资差异的解释方面,已有文献进行了三方面较为丰富的探讨:一是基于技能的解释(Skills-Based Explanations),认为空间工资差异直接反映了劳动力技能构成差异,因而劳动力可观测和不可观测的素质能力至关重要。二是区域禀赋论(Endowments Explanations),认为地区自然、社会、经济甚至制度均会形成工资差异。三是劳动力或企业之间的互动效应(Interactions-Based Explanations),强调统一市场或产业空间集聚的影响。

由此可见,揭示流动劳动力空间工资差异的产业发展影响,需建立在统一分析上述技能、禀赋、互动效应的基础上,为此需要建立理论分析并在此基础上设定合适计量模型,与此同时也对研究数据提出了较高要求。在这方面,Combes 等(2008, 2012, 2013)提出的两步法估计策略具有重要借鉴意义。该估计策略内容如下:第一步,将个人工资对劳动力特征、地区一时间效应、劳动力就业行业及企业相关变量进行回归;第二步,运用第一步估计的地区一时间效应对一系列地区禀赋特征和能反映产业间互动影响的可能因素进行回归[®]。该估计方法优点主要在于,基于理论模型分离空间工资差异中“人的因素”和“地区因素”的影响,对于本研究

而言方便聚焦地区因素中产业发展的影响效应,令估计结果更为干净准确。

为此,本文借鉴 Combes 等(2008, 2012, 2013)两步法估计策略,用以识别地区产业发展对流动劳动力空间工资差异的影响效应。具体来看,本文第一步估计建立在明瑟工资扩展方程的基础上,模型设定如下:

$$\ln w_{c,i,t} = \alpha_0 + \varphi X_{i,t} + \gamma I_{c,k,t} + \delta_c + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,脚标 c 表示城市, i 表示个人, k 表示行业, t 表示时间。 $w_{c,i,t}$ 为流动劳动力月均工资,模型中做取对数处理。 $X_{i,t}$ 为个人特征变量,如流动劳动力的受教育程度、工作经验、流动时长、流动范围等时变变量,同时包含性别、婚姻、户籍等非时变变量,用以刻画工资差异中技能因素的影响。 $I_{c,k,t}$ 为流动劳动力就业的行业及企业特征变量,如流动劳动力所在行业类别、该行业专业技术人员比例、行业企业单位数、就业单位所有制。 δ_c 为城市固定效应, η_t 为时间固定效应,令其做减可以得到城市一时间固定效应 $\delta_c - \eta_t$ 。此外, α_0 是常数项, φ 和 γ_k 分别表示相应特征变量的系数,其他影响工资收入的个人层面的不可观测因素统一纳入随机扰动项 $\varepsilon_{i,t}$ 。

第二步估计以第一步估计中的城市一时间固定效应 ($\delta_c - \eta_t$) 作为被解释变量,简便记作 $\beta_{c,t}$ 。相应的,第二步回归模型设定如下:

$$\beta_{c,t} = \omega_0 + \gamma IS_{c,t} + \theta E_{c,t} + \nu_{c,t} \quad (2)$$

式(2)中, $IS_{c,t}$ 为地区产业发展水平,以产业结构合理化指数进行表征,是本文核心解释变量。 $E_{c,t}$ 为其他一系列城市禀赋特征,本文主要选取城市人均 GDP、公共服务水平、人力资本程度、城市创新指数、经济开放度和外来人口情况作为城市经济可能影响流动劳动力工资收入的主要因素,同时对流动劳动力所在七大地理区域进行控制。此外, ω_0 是常数项, γ 和 θ 分别表示相应特征变量的系数, $\nu_{c,t}$ 是诸如城市技术变迁影响的随机扰动项。

与此同时,本文还将采用工具变量法解决因反向因果和遗漏变量带来的潜在内生性问题,主要选用历史工具变量如 1933 年是否为铁路起讫点城市和 1990~1995 年城市产业结构,以此代理各样本城市的产业基础和发展水平。有关工具变量选用和条件满足问题,本文将在稳健性检验部分进行详细说明,此处不再赘述。

(二)核心变量

在 Combes 两步法第二步回归中,本文采用产业结构合理化指数度量地区产业发展水平。产业结构合理化指产业间的聚合质量,其一方面反映了产业之间的协调程度,另一方面体现了要素资源的利用效率。对于整个经济来说,资源从低生产率部门向高生产率部门的再配置活动,使得要素生产率的增长往往包含结构的转变成份(Chenery et al., 1986)。换言之,在生产要素自由流动的条件下,投入结构与产出结构的耦合程度越高,通常意味着更成熟的产业发展阶段和更高的生产率水平。

本文借鉴于春晖等(2011)提出的以泰尔指数 TL 度量产业结构合理性的做法,根据各地市的三次产业产值和就业数据计算其产业结构^④。公式如下:

$$TL = \sum_{j=1}^n \left(\frac{Y_j}{Y}\right) \ln\left(\frac{Y_j}{L_j} / \frac{Y}{L}\right) = \sum_{j=1}^n \left(\frac{Y_j}{Y}\right) \ln\left(\frac{Y_j}{L_j} / \frac{Y}{L}\right) \quad (3)$$

式(3)中, j 表示按 3 次产业进行划分的产业类别, n 表示产业部门数, Y_j 和 L_j 分别表示 j 产业的产值和就业人员数。当劳动资源的配置恰好匹配产值结构即 $L_j/L = Y_j/Y$, 也即各部门生产率水平相同 $Y_j/L_j = Y/L$ 时,经济达到均衡状态,产业结构合理化水平最高,此时 $TL=0$ 。反之,经济越偏离均衡状态,产业结构越不合理,此时 TL 值越大^⑤。因此, TL 某种程度上是对产业发展与经济均衡状态之间距离的一种度量,揭示了产业发展的阶段和程度问题。进一步的,本文在附录中展示了产业结构合理化与人均 GDP 等主要经济变量的关系(参见《管理世界》网络发行版附录附图 1)。

由此来看,泰尔指数 TL 不仅可以刻画劳动生产率,而且通过产值加权体现了各产业的重要程度,能够同时表征投入产出耦合程度和生产率发展水平,是测度地区产业发展及其结构水平的合意指标。

进一步的,本文对 TL 取相反数,如下:

$$IS = -TL = -\sum_{j=1}^n \left(\frac{Y_j}{Y}\right) \ln\left(\frac{Y_j}{L_j} / \frac{Y}{L}\right) \quad (4)$$

该处理办法目的是使产业结构合理化指数能够正向反映经济增长,即产业结构合理化指数越大,经济发展水平越高,这将使得下文实证部分解释起来更为便利。为此,实证回归中产业结构合理化指数 IS 最终根据式(4)进行计算。

需要说明,本文主要以广泛应用的泰尔指数 TL 衡量产业结构合理性,并进一步采用结构偏离度指数 E 及其修正指数 SR 进行稳健性检验,从结果方向和影响程度两个方面验证本文结论的可靠性。有关结构偏离度 E 及其修正 SR 的计算公式在稳健性检验部分再行介绍,此处不再赘述。

(三)数据结构

1. 数据来源

聚焦产业发展对流动劳动力空间工资差异的影响,需要构建一套包含流动劳动力个体技能、就业行业、产业发展、地区因素的多维数据。结合研究内容所需,本文所用数据集分为微观数据和宏观数据两个部分。

微观数据来源于中国国家卫生健康委员会开展的中国流动人口动态监测调查(China Migrants Dynamic Survey,简称CMDS)。该数据采用分层、多阶段、与规模成比例的PPS方法进行抽样,样本覆盖31个省(区、市)的340多个地市(县),调查对象为在流入地居住一个月以上、非本地户籍的15~59周岁流动人口,其中个人问卷涉及家庭与人口、流动与就业、基本公共卫生、医疗、婚育和计划生育情况,是当前国内关注流动人口经济社会统计特征的专业微观数据。本文使用其中2010~2015年数据,文中所有个人特征变量以及就业行业企业特征中的流动劳动力就业行业类别和企业所有制,均来自CMDS数据。

相应年份宏观数据来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》、CEIC中国经济数据库、《中国城市和产业创新力报告2017》(寇宗来、刘学悦,2017)。其中,产业结构、人均GDP、公共服务、开放度、流动性分别来自《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》、CEIC中国经济数据库,创新指数摘自《中国城市和产业创新力报告2017》,就业行业企业特征中的专业人员和企业数量来自《中国统计年鉴》。此外,本文主要参考国家统计局网站进行未尽数据的补充和核对工作。

结合研究主题和实证策略所需,本文汇总了所有变量及其定义方式^①(参见《管理世界》网络发行版附录附表1)。

2. 数据处理

Combes两步法估计策略建立个体微观数据回归的基础上,因此有必要对其进行细致处理。以下主要阐明2010~2015年CMDS数据的几个关键处理步骤:

第一,剔除流动人口年龄小于16岁或大于59岁的样本。CMDS数据调查对象规定为15~59周岁人口,但考虑到我国对劳动年龄人口的定义一般从16岁起,因此确定16~59岁为本文关注的劳动年龄人口。第二,剔除在流入地居住时长小于6个月的样本。在CMDS数据基础上对流入地居住时长进一步限制,一方面可与流动人口通常定义即离开户口登记地半年及以上保持一致,另一方面可以避免流入地居住时长过短造成工作乃至工资更多受随机因素干扰。第三,仅保留就业身份为雇员的样本。这是由于雇主、自营劳动者无法区分工资收入和资本收入,而家庭帮工的工资存在不以市场机制定价的可能。经过第一至第三步处理,CMDS数据中的个体全部满足流动劳动力的限定条件。第四,删除跨境流动样本。第五,为保证一阶段回归中城市固定效应估计的精度,参照Xing和Zhang(2017)的做法,删除城市流动人口不足30人的样本。截至第五步,CMDS数据样本由1000293个减少至414136个,城市样本由390个减少至360个(存在个别省直辖市)。需要说明,造成个体数据量折半的主要原因在于就业身份和流动时长的限定,而这一处理是为保障剩余样本符合工资性收入流动劳动力的概念,因而这一处理又是必要的。

接下来,本文对所有变量进行了描述统计分析^②(参见《管理世界》网络发行版附录附表2)。

可以看到,2010~2015年间我国流动劳动力的平均受教育程度约为高中水平,其工作经验为15年左右,而在流入地的工作时长则为4~5年,由此可见流动劳动力在进入当地劳动力市场之前一般已拥有10年左右工作经验,属于相对熟练劳动力。从人口统计特征上来看,流动劳动力中的男性略多于女性,但总体保持平衡,已婚或有过婚姻经历的人约占全部流动劳动力的70%左右,而流动劳动力中80%多的人口属于农业户籍,与当

前我国仍以城乡为主的劳动力流动现状相吻合。在产业结构合理性的测度方面,结构偏离度 E 、结构偏离度修正 SR 和泰尔指数 TL 的波动程度渐次变小。这是由于泰尔指数 TL 建立在结构偏离度修正的基础上,除了投入产出的耦合程度,还考虑了各产业在地区经济中重要程度,因而指标包容性更好。总体来看,本文用以实证分析的数据经过上述处理,既与经济社会现状保持一致,又满足指标构建的合意预期。

四、基准回归分析

本节考察城市产业结构水平对流动劳动力工资收入的影响。由于流动劳动力工资收入的影响因素众多,对于本文的研究主题而言,控制流动劳动力的个体特征将获得对产业结构引致流动劳动力工资溢价的更加精确的估计。

本文第一步回归建立在明瑟工资方程的基础上。其中,针对农民工工资收入的研究发现,农民工的教育回报率普遍偏低,且地区之间存在显著差异。既有研究将这一估计差异的原因归结为城乡劳动力市场分割(赖德胜,2001;孙志军,2004)和极高的劳动力流动成本(赵耀辉,1997;邢春冰等,2013)。为此,在选取影响工资收入的个人特征变量方面,本文除考虑传统明瑟方程包含的教育、经验、性别、婚姻等人口统计学特征外,还将以户籍制度反映城乡分割,以流动范围代理流动成本。其合理性在于,户籍制度是城乡分割的直接表征,在我国城乡劳动力市场尚未完全实现一体化的情况下,户籍身份从就业和工资两个方面影响流动劳动力的就业回报。流动成本方面,跨省流动、省内跨市抑或市内跨县除了直接影响交通成本,还会改变流动劳动力的家庭照料和土地耕种决策,从而带来明显的流动成本差异。本文整合上述影响因素,将之统一纳入第一步个人工资回归,可以充分揭示城乡分割和流动成本对中国流动劳动力就业回报的影响。此外,本文还控制了流动劳动力就业的行业和企业特征变量。

表1的回归结果显示,渐次回归过程中受教育程度对流动劳动力工资收入的影响显著为正,工作经验则呈现显著的倒U型影响,在控制了其他影响因素后,受教育程度的正向影响和工作经验的倒U型影响虽然逐渐减弱,但持续显著。具体来看,第(1)列中,仅考虑受教育程度和工作经验时,流动劳动力工资收入的产业结构影响系数为0.282。第(2)(3)列中,城市经验即流动时长对工资的影响虽然为正但并不显著,而男性的工资收入平均显著高出女性23.9%,已婚或有过婚姻经历的人平均比未婚人群的收入高19.3%,相应的产业结构系数仅微弱下降为0.278。第(4)(5)列中,农业户籍流动劳动力的工资收入显著低于非农业户籍劳动力16%之多,而跨省流动和省内跨市流动尽管伴随更高的流动成本,但与此同时也带来更高的工资溢价,相较本市范围内的流动,省内跨市的工资溢价为2.51%,跨省流动的工资溢价可达7.09%。同时引入户籍身份和流动范围后,产业结构水平对流动劳动力工资的影响出现了较为明显的下降,其系数下降为0.249,由此可见对于同户籍类型的流动劳动力而言,流动范围将引致显著的空间工资差异。第(6)列控制住流动劳动力的就业行业和企业特征后,城市经验对流动劳动力工资收入的影响

表1 流动劳动力工资收入的影响因素

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 第一步回归(被解释变量:个人工资)						
教育	0.0223*** (0.00421)	0.0221*** (0.00411)	0.0175*** (0.00395)	0.0117*** (0.00263)	0.0117*** (0.00262)	0.00847*** (0.00207)
经验	0.0218*** (0.00125)	0.0215*** (0.00124)	0.00494*** (0.00105)	0.00591*** (0.000857)	0.00569*** (0.000846)	0.00636*** (0.000686)
经验平方	-0.0525*** (0.00275)	-0.0521*** (0.00268)	-0.0249*** (0.00209)	-0.0275*** (0.00176)	-0.0272*** (0.00174)	-0.0285*** (0.00166)
流动时长		0.00141 (0.000884)	0.000977 (0.000787)	0.000889 (0.000719)	0.00105 (0.000713)	0.00129* (0.000677)
性别			0.239*** (0.00739)	0.239*** (0.00728)	0.238*** (0.00720)	0.198*** (0.00620)
婚姻			0.193*** (0.00942)	0.192*** (0.00882)	0.192*** (0.00883)	0.170*** (0.00789)
户籍				-0.165*** (0.0259)	-0.167*** (0.0257)	-0.144*** (0.0206)
跨省流动					0.0709*** (0.00827)	0.0613*** (0.00697)
省内跨市					0.0251*** (0.00535)	0.0212*** (0.00453)
行业企业特征						Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	413382	413382	413382	413382	413382	395432
R ²	0.341	0.341	0.395	0.406	0.408	0.434
Panel B: 第二步回归(被解释变量:城市一时间固定效应)						
产业结构	0.282*** (0.0439)	0.281*** (0.0438)	0.278*** (0.0435)	0.282*** (0.0435)	0.249*** (0.0428)	0.254*** (0.0418)
观测值	1591	1591	1591	1591	1591	1591
R ²	0.028	0.028	0.027	0.028	0.022	0.024

注:第一步回归中,括号中是经城市层面聚类调整的稳健标准误。行业企业特征包括附表1中所列示的行业类别、专业人员、企业数量和所有制4个变量。此外,令经验平方除以100,以平滑系数数量级。第二步回归中,被解释变量由第一步回归中城市固定效应和时间固定效应做减得到,括号中是稳健标准误。***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的水平上显著。下同,不再赘述。

响开始显著为正,产业结构水平的影响小幅上升至0.254,说明流动劳动力在特定行业或类型企业的持续深耕有助于提高其工资水平。

接下来,表2在表1第(6)列第一步回归的基础上,以其估计出的影响流动劳动力工资收入的城市一时间固定效应作为被解释变量,依次查看加入其他城市特征变量时产业结构的影响效应。可以看到,第(2)列同时控制产业结构、人均GDP和公共服务水平时,产业结构的影响程度由0.254显著提高至0.316,从侧面印证了依托产业基础的经济发展机会仍是吸引劳动力流入的最主要因素。进一步控制区域固定效应时,产业结构的影响回落至0.233,说明产业发展的工资溢价存在显著的地域差异。第(4)(5)列中,依次加入城市人力资本、创新指数和对外开放程度,产业结构的影响系数始终围绕第(3)列中0.233小幅波动,变化不大。同时看到,上述指标对流动劳动力工资收入均具有显著的正向影响。第(6)列继续控制反映城市外来人口密集程度的流动性指标后,产业结构的影响稳定在0.205的水平。按照集聚经济理论的解释,外来人口汇集形成丰富的“劳动力池”,有助于提高流入地生产率,最终引致流动劳动力工资水平的提升。需要说明,本文用以刻画流动性的常住户籍人口比本质反映的是城市本外地人口构成情况,并不能准确揭示集聚的经济内涵,有关集聚效应的机制验证,下一部分将详细论述。

至此,本文基准假说“地区产业发展会影响流动劳动力的工资收入(假说1)”得到证实。接下来,本文将详细探讨产业发展引致工资溢价的作用机制,分别对基于个体维度的城市选择效应(假说2)和基于城市维度的集聚效应(假说3)进行验证。

五、影响机制探讨

(一)流动劳动力选择效应

上一部分提供了城市产业结构影响流动劳动力工资收入的基准结果。然而,受城市经济类聚效应(Sorting Effect)影响,如自身技能高、风险偏好型的流动劳动力倾向选择北京、上海等产业发展水平高、结构更趋合理的城市,这种自选择效应有可能造成城市固定效应的估计偏差。尽管本文已经控制年龄、教育等可能导致城市选择效应的个人特征变量,但依旧不能排除其他未观测特征的影响。为此,本文采用Dahl(2002)提出的半参数估计方法,基于劳动力流动结果计算其城市迁移概率,以最大程度刻画流动劳动力的城市选择效应。

$$\ln w_{c,i,t} = \alpha_0 + \varphi X_{i,t} + \gamma I_{c,k,i,t} + \tau \psi(P_{c,i}) + \delta_c + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

根据Dahl(2002)的处理办法,函数 ψ 为个体 i 选择流入城市 c 的迁移概率 $P_{c,i}$ 的二次项展开,即 $\psi(P_{c,i}) = P_{c,i} + P_{c,i}^2$ 。本文参照Xing和Zhang(2017)计算迁移概率 $P_{c,i}$ 的方法并对其加以改进,将流动劳动力根据高年龄组(30岁以上)和低年龄组(30岁及以下),高技能水平组(大专及以上)、中技能水平组(高中和中专)和低技能水平组(初中及以下),以及31个户籍省(区、市),共计分为186组。因此,迁移概率 $P_{c,i}$ 等于相同组别劳动力中迁移到城市 c 的流动劳动力的占比。

对应的,第二步城市固定效应回归模型如下:

$$\beta_{c,t}^s = \omega_0^s + \gamma^s IS_{c,t} + \theta^s E_{c,t} + v_{c,t}^s \quad (6)$$

区别于基准回归模型式(2)的设定,式(6)中上标 s 表示考虑流动劳动力选择效应的相应变量及系数。

表3展示了考虑流动劳动力自选择效应时城市产业结构对其工资收入的影响效应。与未考虑选择效应的基准回归(表1和表2第(6)列)相比,表3第一步个人工资回归中,受教育程度的工资回报由0.00847下降为

表2 产业结构对流动劳动力工资收入的影响效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第二步回归(被解释变量:城市一时间固定效应)						
产业结构	0.254*** (0.0418)	0.316*** (0.0424)	0.233*** (0.0454)	0.249*** (0.0482)	0.217*** (0.0505)	0.205*** (0.0549)
人均GDP		0.0594*** (0.0185)	0.0367* (0.0188)	0.0279 (0.0200)	0.0356* (0.0212)	-0.0326 (0.0228)
公共服务		-0.116*** (0.0181)	-0.109*** (0.0182)	-0.132*** (0.0193)	-0.142*** (0.0201)	-0.138*** (0.0206)
人力资本				0.0305*** (0.00829)	0.0296*** (0.00864)	0.0352*** (0.00933)
创新指数				0.0644*** (0.0149)	0.0600*** (0.0146)	0.0289*** (0.0135)
开放度					0.0503*** (0.0182)	0.0707*** (0.0188)
流动性						0.161*** (0.0390)
区域固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y
观测值	1591	1569	1569	1512	1458	1299
R ²	0.024	0.050	0.070	0.092	0.100	0.156

注:表中第(1)列摘自表1第(6)列,在此基础上,第(2)~(6)列依次加入城市特征变量并控制七大地理区域的固定效应。作为补充探讨,本文查看了控制二三产业结构差异时,产业发展对流动劳动力工资收入的影响效应,具体参见《管理世界》网络发行版附录(附表3)。

0.00840,工作经验及其平方的影响同样变化微弱。就测度流动劳动力自选择效应的迁移概率而言,迁移概率及其平方项系数均不显著,说明尽管存在城市选择偏差的可能性,但服从大概率迁移决策并不能直接显著提高工资收入。但是,这种城市选择性迁移是否会改变城市固定效应,继而影响产业结构的工资收入效应呢?可以看到,在控制住潜在的城市选择性偏差后,较之表2对应列,表3第二步回归中产业结构的影响系数均出现了一定程度下降,譬如第(6)列产业结构影响系数由表2中0.205下降为0.191,说明决定流动劳动力城市选择效应的未观测特征的确对工资收入存在正向影响,因而才会一定程度上抵消产业结构的工资溢价作用。由此假说2得以验证,即流动劳动力城市选择效应有助于为其带来工资溢价。

相反,若不控制流动劳动力的城市选择效应,将高估产业结构对流动劳动力工资收入的影响程度。因此,本文接下来的实证分析将均在第一步回归时纳入流动劳动力的自选择效应,并在此基础上重新计算城市一时间固定效应,作为第二步回归的被解释变量。

(二)城市经济集聚效应

除了基于流动劳动力自身视角探讨工资溢价的作用机制,接下来本文主要着眼于城市空间外部性,重点关注 Combes 两步法第二步回归中潜在的影响机制。

通过文献回溯可以看到,有关产业发展促进集聚经济形成的探讨已相对成熟,而近来学者(王建国、李实,2015;踪家峰、周亮,2015;张国峰、王永进,2018)从城市经济外部性出发寻求劳动力空间工资差异来源的研究启示我们,是否产业发展、经济集聚和劳动力空间工资差异间存在某种联系?换言之,经济集聚是否是产业结构影响流动劳动力工资收入的重要机制?为此,本文延续集聚经济文献的做法,构建变量测度经济集聚水平,验证产业结构工资溢价影响中集聚机制的作用。

为此,设定回归模型如下:

$$Agglomeration_{c,t} = \omega_0^s + \gamma^s IS_{c,t} + \theta^s E_{c,t} + \nu_{c,t}^s \quad (7)$$

$$\beta_{c,t}^s = \omega_0^s + \gamma^s IS_{c,t} + \omega^s Agglomeration_{c,t} + \theta^s E_{c,t} + \nu_{c,t}^s \quad (8)$$

其中, $Agglomeration_{c,t}$ 表示城市 c 在年份 t 的经济集聚程度。参照文献思路(Ciccone and Hall, 1996),文中分别采用城市人口密度和就业密度衡量城市经济集聚水平。若集聚效应确是产业发展引致工资溢价的机制,那么应看到式(7)中产业结构系数 γ^s 显著为正,同时在式(8)中控制集聚机制变量,产业结构的工资溢价作用应有所减弱。

表4第(1)(3)列中产业结构系数显著为正,且对以人口密度和就业密度表征的城市经济集聚水平的解释程度分别达到30.4%和47.3%,表明产业发展的确有助于显著提升城市集聚经济水平。第(2)(4)列分别控制住人口密度和就业密度后,产业发展的工资溢价作用相较表3第(6)列的0.191出现了显著下降,分别为0.173和0.127。相较来看,第(4)列中不仅产业结构系数下降更为显著,而且加入就业密度后模型的拟合优度提升了约10%,说明就业密度在表征城市经济集聚水平方面表现更优,更能揭示集聚效应的经济内涵,这也恰是集聚经济研究中广泛以就业密度作为测度指标的原因所在。至此,假说3产业发展工资溢价的集聚机制得以验证。

由此可见,集聚经济正外部性是城市能够源源

表3 流动劳动力选择效应与工资收入影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 第一步回归(被解释变量:个人工资)						
教育				0.00840***	(0.00198)	
经验				0.00649***	(0.000688)	
经验平方				-0.0287***	(0.00170)	
迁移概率				0.251	(0.168)	
迁移概率平方				-0.315	(0.318)	
控制变量/城市和时间固定效应				Y		
观测值				395432		
R ²				0.434		
Panel B: 第二步回归(被解释变量:城市一时间固定效应)						
产业结构	0.240*** (0.0415)	0.305*** (0.0421)	0.217*** (0.0451)	0.236*** (0.0479)	0.203*** (0.0502)	0.191*** (0.0547)
人均GDP		0.0535*** (0.0184)	0.0297 (0.0187)	0.0218 (0.0199)	0.0293 (0.0211)	-0.0375* (0.0227)
公共服务		-0.118*** (0.0180)	-0.110*** (0.0181)	-0.130*** (0.0192)	-0.141*** (0.0200)	-0.137*** (0.0205)
人力资本				0.0275*** (0.00823)	0.0265*** (0.00858)	0.0321*** (0.00928)
创新指数				0.0598*** (0.0146)	0.0555*** (0.0143)	0.0251* (0.0132)
开放度					0.0501*** (0.0181)	0.0705*** (0.0186)
流动性						0.158*** (0.0385)
区域固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y
观测值	1591	1569	1569	1512	1458	1299
R ²	0.022	0.050	0.072	0.091	0.099	0.153

注:第一步回归中,控制变量包含除教育之外的其他个人特征变量和行业企业特征(见《管理世界》网络发行版附表1)。第二步回归中,被解释变量根据第一步回归中控制了劳动力选择效应的城市固定效应和时间固定效应做减得到。

不断吸引外来人口的核心机制。这启示我们,各地方政府在促进产业发展的同时,应努力营造充分且公平的竞争环境,让各类生产要素自由流动,不断提高其聚合水平,从而强化城市的经济吸引能力。

六、稳健性检验

(一)内生性与工具变量法

上文对式(2)和式(5)的OLS估计不可避免地存在内生性问题。内生性的来源之一在于,城市的产业发展和流动劳动力工资收入之间存在反向因果关系,即城市的产业发展既可以促进流动劳动力工资收入的提高,同时城市产业结构水平的提升也可能是城市生产率提高和工资水平增长的结果。内生性的来源之二在于,城市固定效应的模型设定存在遗漏变量的可能,如一些制度性因素和城市发展前景预期等,也有可能影响流动劳动力的工资水平,而这些因素很难在模型当中加以控制。为此,文章在基准回归的基础上,进一步采用工具变量法修正模型因潜在内生性问题带来的估计偏差。

工具变量的选择上,本文借鉴 Ciccone 和 Hall(1996)、Au 和 Henderson(2006)以及刘修岩(2009)选取历史工具变量的思路,采用1933年是否为铁路起讫点城市和1990~1995年城市产业结构两个工具变量代理各样本城市的产业基础和发展水平。首先,一个地区的产业发展存在路径依赖,具有累积性和持久性的特征,因而历史产业结构变量很好地满足了相关性条件,此外流动劳动力几乎不会依据20年前的历史信息选择流入城市,为此反向因果问题也可以在一定程度上得以克服。然而,历史产业结构用作工具变量,相关性毋庸置疑,但外生性方面不免差强人意。为此,本文进一步选用1933年是否为铁路起讫点城市作为工具变量。是否是1933年铁路起讫点对城市产业发展影响深远,但由于经历巨大历史转折,该变量很难对当前城市的工资水平产生影响,因而可以很好满足外生性条件。数据方面,根据1934年民国时期铁道部业务司编纂的《中国铁道便览》^⑧和1984年上海书店复印出版的白寿彝所著《中国交通史》^⑨对样本城市是否是1933年铁路起讫点进行确定。经过核对,在本文所用CMDS数据涉及的360个样本城市中,共有56个城市是1933年铁路起讫点城市。下面将分别仅以历史产业结构、或以历史产业结构和1933年是否为铁路起讫点城市作为联合工具变量进行模型再估计。

表5工具变量法一阶段估计结果显示,滞后20年产业结构和是否1933年铁路起讫点城市的估计系数均在1%的水平上显著为正,且拟合优度均在40%以上,因此对当前城市产业结构具有较好的解释力度。工具变量法二阶段回归中,与未考虑流动劳动力选择效应的基准结果0.205(表2第(6)列)相比,第(1)(2)列中产业结构的IV估计系数分别为0.543和0.473。第(3)(4)列考虑流动劳动力选择效应时,产业结构影响系数同样出现了明显提高,由表3第(6)列中0.191上升至0.528和0.448。另外,产业结构的影响效应均在1%的水平上显著为正,而模型拟合优度也均明显提升。由此可见,在消除了基准模型潜在的内生性问题后,产业结构的流动劳动力工资溢价作用更加凸显,数

表4 产业发展、经济集聚与流动劳动力的工资收入

	(1)	(2)	(3)	(4)
第二步回归				
被解释变量	人口密度	城市—时间 固定效应	就业密度	城市—时间 固定效应
产业结构	0.688*** (0.148)	0.173*** (0.0546)	0.620*** (0.194)	0.127** (0.0517)
集聚水平		0.0260** (0.0108)		0.105*** (0.00885)
人均GDP	0.111** (0.0543)	-0.0402* (0.0228)	0.403*** (0.0714)	-0.0841*** (0.0225)
公共服务	-0.0282 (0.0585)	-0.136*** (0.0206)	0.188** (0.0746)	-0.158*** (0.0210)
人力资本	0.217*** (0.0300)	0.0266*** (0.00939)	0.400*** (0.0346)	-0.00878 (0.00999)
创新指数	0.0924 (0.0591)	0.0232* (0.0139)	0.140** (0.0603)	0.0118 (0.0131)
开放度	-0.0558 (0.0448)	0.0718*** (0.0178)	-6.97e-05 (0.0708)	0.0672*** (0.0132)
流动性	0.00897 (0.0524)	0.157*** (0.0381)	0.433*** (0.108)	0.108*** (0.0321)
区域固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	1330	1298	1260	1228
R ²	0.304	0.157	0.473	0.252

注:表中第(2)(4)列分别以人口和就业密度衡量城市经济集聚水平。其中,人口密度=城市年平均人数/行政区域土地面积,就业密度=城市就业人数/行政区域土地面积,并对人口密度和就业密度取对数。

表5 工具变量法再估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
第二步回归(被解释变量:城市—时间固定效应)				
Panel A: IV二阶段估计(Y:城市—时间固定效应)				
产业结构 ^{iv}	0.543*** (0.178)	0.473*** (0.157)	0.528*** (0.175)	0.448*** (0.154)
控制变量	Y	Y	Y	Y
区域固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	760	760	760	760
R ²	0.245	0.257	0.240	0.254
Panel B: IV一阶段估计(Y:产业结构)				
滞后20年产业结构	0.453*** (0.0645)	0.428*** (0.0638)	0.453*** (0.0645)	0.428*** (0.0638)
1933年铁路起讫点		0.0618*** (0.0115)		0.0618*** (0.0115)
观测值	760	760	760	760
R ²	0.406	0.423	0.406	0.423
弱工具变量检验	49.2547 [0.0000]	45.0157 [0.0000]	49.2547 [0.0000]	45.0157 [0.0000]
过度识别检验		1.3596 [0.2436]		1.8331 [0.1758]

注:表中第(1)(2)列对应的第一步个人工资回归中未控制流动劳动力的城市选择效应,第(3)(4)列则对该效应加以控制。方括号中为p值。下同,不再赘述。

值上提升了1.5倍左右。但就同种IV估计下产业结构影响系数的大小而言,控制选择效应时产业结构影响效应有所下降,与上文城市选择效应机制验证结论一致。

(二)替换产业结构的度量指标

文献当中除了采用泰尔指数 TL 衡量产业结构合理性,结构偏离度(记为 E)和结构偏离度修正(记为 SR)也是常用的度量方式。计算公式分别如下:

$$E = \sum_{j=1}^n \left| \frac{Y_j/L_j}{Y/L} - 1 \right|, SR = \sum_{j=1}^n \left(\frac{Y_j}{Y} \right) \left| \frac{Y_j/L_j}{Y/L} - 1 \right| \quad (9)$$

脚标和变量符号含义同泰尔指数 TL ,此处不再赘述。结构偏离度 E 是产出结构和就业结构耦合性的反映,其值为0表示经济处于均衡状态,其值越大表示经济越偏离均衡状态。韩永辉等(2017)基于此提出测度产业结构合理化的新指标 SR ,既保留了结构偏离度 E 的优点,又通过产值加权体现了经济体中各产业的重要程度,指数内涵与泰尔指数 TL 类似,其值越大表示经济越偏离均衡。为使结构偏离度 E 及其修正 SR 正向反映产业结构合理化程度,与泰尔指数 TL 处理思路一样,文中对其取相反数如下:

$$IS = -E = -\sum_{j=1}^n \left| \frac{Y_j/L_j}{Y/L} - 1 \right|, IS = -SR = -\sum_{j=1}^n \left(\frac{Y_j}{Y} \right) \left| \frac{Y_j/L_j}{Y/L} - 1 \right| \quad (10)$$

本文接下来利用产业结构偏离度 E 和其修正 SR 替换上文所用泰尔指数 TL ,从作用方向和影响大小两个方面检验产业结构工资溢价影响的稳健程度。

表6展示了以产业结构偏离度 E 和结构偏离度修正 SR 测度城市产业结构时,考虑流动劳动力自选择效应以及相应工具变量法的回归结果。可以看到,表6第(1)~(3)列产业结构影响系数分别小于第(4)~(6)列,说明以结构偏离度 E 测度产业结构合理性时,因未引入各产业在经济体的重要程度,存在低估城市产业结构工资溢价的可能。相较之下,以泰尔指数 TL 测度的产业结构的工资溢价效应最为强烈。总体来看,替换产业结构的测度指标,其对流动劳动力工资收入的提升作用均显著为正,而采用工具变量法修正模型潜在的内生性问题后,产业结构的工资溢价作用较基准回归均有较为明显提升。该结果表明,产业结构合理性的不同测度方式均不改变产业结构工资溢价作用这一基本结论。

七、异质性分析

(一)收入水平的异质性影响

鉴于我国城市流动劳动力工资收入的显著差异,本文采用分位数回归的方法进一步探讨城市产业结构对不同收入水平劳动力工资溢价作用的异质性影响。由表7可以看到,收入水平越高的人群其教育回报率也越高,从低分位数到高分位数,教育的工资溢价作用从远低于基准的0.00210上升至远高于基准的0.0154。而产业结构对流动劳动力工资收入的影响呈现明显的先降后升特征。具体来看,从流动劳动力工资收入的10分位点到75分位点,产业结构的工资溢价作用由0.248逐渐降低至0.160,即在城市产业结构调整 and 升级过程当中,低收入流动劳动力工资增长效应更为显著,这种工资增长效应随收入水平的提高而逐渐减弱;当进入流动劳动力工资收入的前10%行列时,即至工资收入的90分位点处,产业结构的工资溢价作用开始出现小幅回升,此时产业结构影响系数为0.165。整体上,随着收入水平的不断提高,产业结构的工资溢价作用呈现明显的L型变化特征。

表6 替换产业结构度量指标的再估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
第二步回归(被解释变量:城市—时间固定效应)						
Panel A:IV二阶段估计(Y:城市—时间固定效应)						
产业结构 ^W	0.0564*** (0.0127)	0.121** (0.059)	0.0962** (0.0459)	0.105*** (0.0255)	0.216** (0.0852)	0.175** (0.0728)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
区域固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	1299	760	760	1299	760	760
R ²	0.159	0.253	0.267	0.157	0.251	0.262
Panel B:IV一阶段估计(Y:产业结构)						
滞后20年 产业结构		0.208*** (0.0468)	0.205*** (0.0449)		0.361*** (0.0506)	0.334*** (0.0521)
1933年铁路 起讫点			0.289*** (0.0510)			0.145*** (0.0241)
观测值		760	760		760	760
R ²		0.335	0.356		0.422	0.442
弱工具变量 检验		19.8306 [0.0000]	37.7615 [0.0000]		51.0324 [0.0000]	55.7626 [0.0000]
过度识别 检验			0.9878 [0.3203]			1.6082 [0.2047]

注:表中第(1)~(6)对应的第一步个人工资回归中控制了流动劳动力的城市选择效应。限于篇幅,对该效应未加控制的结果备索。第(1)~(3)列以结构偏离度 E 衡量产业结构合理性,第(4)~(6)列以结构偏离度修正 SR 衡量产业结构合理性。第(2)(3)列和(5)(6)列分别是对第(1)和(4)列的工具变量法再估计。

总结来看,城市产业发展对低收入和高收入流动劳动力的利好显著高于中等收入的流动劳动力,而对低收入劳动力的利好尤甚。对这一结果需要结合近年来中国流动劳动力市场出现的就业和工资极化趋势进行理解。具体的,产业结构升级所引致的偏向性技术进步会显著增加对高低技能劳动力的需求,从而引发“两端高、中间低”的就业分布和工资收入极化现象,而上文产业结构工资溢价影响的L型曲线特征正是这一极化现象的反映。此外,如何理解产业发展对低收入流动劳动力利好尤甚?一个可能的解释是,从技能互补的角度来看,一个地区的产业结构越协调,对劳动力的需求结构越趋向多元,既有研究也表明一个高技能劳动力通常可以带动两个低技能劳动力的就业,从而越有利于提高低收入流动劳动力的工资水平。

(二)真实工资和净效用分析

本节重点考察流动劳动力的真实工资和效应水平与城市产业结构水平的关系问题。由于劳动力选择流入不同城市是综合考量工资回报和生活成本的结果,因此对真实工资度量的关键在于计算城市间可比生活成本。参照Henderson(1982)、Li和Gibson(2014)的思路,本文使用城市住房成本来代理生活成本,而住房成本主要受城市房价(H_p)、房屋自身特征如面积、产权等影响。数据可得性方面,CMDS微观数据提供了住房租金($Rent$)、房屋产权($Housetype$)等信息,但未提供住房面积,为此本文采用家庭规模($Familysize$)表征住房面积。借鉴既有研究并考虑数据可得性,流动劳动力在当地的住房租金与房价、房屋特征的关系设定如下:

$$\ln Rent_{c,i,t} = \rho_0 + \rho_1 \ln Hp_{c,t} + \rho_2 Familysize_{c,i,t} + \rho_3 Housetype_{c,i,t} + \xi_{c,i,t} \quad (11)$$

流动劳动力自主决定房屋特征,因此住房成本中由房屋特征决定的部分属于个性化住房成本,而可比住房成本仅由城市住房价格决定。因此,可比住房成本($Cost$)可由式(11)中的城市房价项简化代之:

$$\ln Cost_{c,i,t} = \rho_1 \ln Hp_{c,t} \quad (12)$$

上文所用工资为名义工资,从中剔除生活成本即可获得真实工资收入,本文采用直接剔除法和系数调整法两种方法进行计算。

一是直接剔除法。从工资收入中直接剔除可比生活成本,得到真实工资收入 $w_{c,i,t}^{real}$ 如下:

$$\ln w_{c,i,t}^{real} = \ln w_{c,i,t} - \ln Cost_{c,i,t} \quad (13)$$

二是系数调整法。令城市间可比住房成本作为两步法回归中第一步回归方程的解释变量,将其与回归系数乘积整体与名义工资收入做减,获得经调的实际工资收入 $w_{c,i,t}^{adj}$ 如下:

$$\ln w_{c,i,t}^{adj} = \ln w_{c,i,t} - v \ln Cost_{c,i,t} = \varphi X_{i,t} + \gamma_k I_{c,k,t} + \tau \psi(P_{c,i}) + \delta_c + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

考虑到我国流动劳动力中跨省流动和省内跨市流动人口占比为82.35%,且农业户籍的流动劳动力占比亦在80%以上,因此流动劳动力在当地的工资收入很大概率上将返回户籍地进行消费。换言之,流动劳动力得以寄返户籍地的净收入在很大程度上决定着流动劳动力的流动范围和流入城市选择。因此,本文进一步在流动劳动力的个人工资收入的基础上扣除其在当地的家人人均消费,代表其在流入地工作的净效用水平。

$$\ln U_{c,i,t} = \ln(w_{c,i,t} - Expense_{c,i,t} / Familysize_{c,i,t}) \quad (15)$$

上式中, $Expense$ 表示流动劳动力在当地的家人人均支出, $Familysize$ 表示流动劳动力在当地的家人规模,流动劳动力在当地的月均工资收入剔除其家人人均消费即得到净效用水平,记作 $U_{c,i,t}$ 。

表7 不同收入水平上的产业结构工资溢价作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 第一步回归(被解释变量:个人工资)						
被解释变量	基准	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
教育	0.00840*** (0.00198)	0.00210*** (0.000388)	0.00407*** (0.000313)	0.00679*** (0.000291)	0.0105*** (0.000346)	0.0154*** (0.000497)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	395432	395432	395432	395432	395432	395432
R ²	0.434	0.398	0.421	0.432	0.427	0.416
Panel B: 第二步回归(被解释变量:城市一时间固定效应)						
产业结构	0.191*** (0.0547)	0.248*** (0.0517)	0.222*** (0.0504)	0.190*** (0.0545)	0.160*** (0.0567)	0.165*** (0.0604)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
区域固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	1299	1299	1299	1299	1299	1299
R ²	0.153	0.169	0.174	0.157	0.137	0.128

注:第一步回归中控制了流动劳动力的城市选择效应,即第一步回归控制变量包含除教育外其他个人特征变量和行业企业特征(见《管理世界》网络发行版附表1)以及迁移概率及其平方。表中第(1)列摘自表3的Panel A和Panel B第(6)列。

表8第(2)~(4)列依次给出了个人工资分别为剔除城市间可比生活成本的真实工资、经系数调整真实工资和净效用工资时,城市产业结构对流动劳动力工资收入的影响效应。相较第(1)列基准回归,第(2)列中城市产业发展对流动劳动力真实工资的影响变得不显著,似乎支持了既有文献当中“城市工资溢价实际是对生活成本的补偿”的观点。然而,并非所有的流动劳动力均选择市场化的租房行为,以市场化租金代理生活成本并且采用完全调整法计算真实工资的方法存在高估生活成本的可能。第(3)列进一步采用局部调整法计算真实工资,此时产业结构影响系数显著提升至0.0894,作用强度约为第(1)列基准结果0.191的一半,并在10%的水平上显著为正,可见城市产业结构的真实工资溢价依然存在,而这也是城市吸引流动劳动力的根本原因所在。第(4)列基于流动劳动力返回户籍地进行消费的广泛事实,从其工资收入中剔除本地消费,直接考察城市产业发展对流动劳动力净收入效用的影响。结果显示,城市产业发展对流动劳动力异地可支配收入的提升作用为0.204,其作用强度甚至超过基准回归水平。此外,一个有趣的发现是,仅以城市间可比租金来代理生活成本时,教育的工资回报与基准回归相差不多,而剔除本地支出的净效用回归中,教育的工资回报明显变小。这一结果可能是由于高收入、高教育禀赋的劳动力并非一定在净效用方面比低收入、低教育禀赋的劳动力更加占优,这也就是为何不同背景、不同禀赋特征的流动劳动力源源不断地涌向城市、寻求发展机会。

八、结论与政策启示

本文采用2010~2015年中国流动人口动态监测数据和地市层面宏观数据的合并数据,考察城市产业发展对流动劳动力工资收入和福利效用的影响及其作用机制。研究发现:(1)一个城市产业结构发展水平越高,其对流入劳动力工资的提升作用越明显,该结果对消除产业结构潜在内生性的工具变量再估计和不同产业结构测度方式均表现稳健。(2)若忽略流动劳动力城市选择效应,将可能高估产业结构的工资溢价作用。同时,城市经济的集聚作用是产业发展影响流动劳动力工资收入的主要渠道。(3)产业结构的工资溢价作用对不同收入水平流动劳动力的影响呈现明显的L型曲线特征,这与当前流动劳动力市场就业和工资收入极化密不可分。(4)无论基于城市间可比生活成本的实际工资分析,还是流动劳动力户籍地可支配收入的净效用分析,产业结构的工资溢价影响均显著为正,这也是我国劳动力持续和广泛流动并选择城市就业的根本原因。基于上述发现,本文得出以下政策启示。

夯实城市产业基础,提供良好就业岗位。近年来,我国各大城市纷纷推出人才引进新政,希望通过户籍改革红利吸引人才落户。然而,产业是区域经济发展的基础,更是推动经济转型升级的抓手。对于现阶段的中国城市发展而言,人口竞争力的核心仍在于产业基础和就业岗位。了解产业结构水平影响流动劳动力工资分布的机制,是制定合理产业政策,夯实产业发展基础,吸引人才就业和落户的根本。

深入挖掘和运用好城市集聚经济的潜力。集聚是城市经济的本质,通过学习、共享和匹配产生外部经济效应。然而,面对我国当前城市发展进程中遇到的诸多问题如房价增长过快、拥堵、污染等,时有研究将其简单归因于需求端的增长过快。应当认识到,劳动力大规模向城市流动本质上是权衡成本收益的结果,其现象本身即证明城市经济集聚效率的持续存在,为此我们需要纾而导之而非人为阻滞。

构建结构化的城市多元劳动力市场格局。劳动力市场结构特征之一是高低技能互补,这是由服务消费需求派生出来的劳动力需求所决定的。相反,一味追求引进所谓优秀人才,其结果只能导致劳动力成本和服务价格上升,最终影响城市的综合竞争实力。为此,在新一轮城市抢人大战中,各城市应立足自身发展需求,努

表8 产业结构对流动劳动力真实工资和净效用的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 第一步回归				
被解释变量	名义工资	真实工资	真实工资 ^{调整}	效用水平
教育	0.00840*** (0.00198)	0.00945*** (0.00218)	0.00946*** (0.00218)	0.00473** (0.00211)
控制变量	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	395432	352816	352816	385162
R ²	0.434	0.397	0.406	0.400
Panel B: 第二步回归(被解释变量:城市一时间固定效应)				
产业结构	0.191*** (0.0547)	-0.00166 (0.0479)	0.0894* (0.0499)	0.204*** (0.0698)
控制变量	Y	Y	Y	Y
区域固定效应	Y	Y	Y	Y
观测值	1299	1299	1299	1299
R ²	0.153	0.160	0.132	0.141

注:第一步回归中控制了流动劳动力的城市选择效应。其中,第(1)列名义工资即前述回归中的个人工资,具体摘自表3的Panel A和Panel B第(6)列。第二步被解释变量由第一步不同维度个人工资回归中城市和年份固定效应做减得到。

力提升人才引进的包容性,形成劳动力高低技能互补格局,最终助益城市经济发展。

(作者单位:呼倩、黄桂田,北京大学经济学院、北京大学产业与文化研究所;夏晓华,中国人民大学应用经济学院)

注释

①数据来源于《中国统计年鉴2020》。

②地方化经济(Localization Economics),对企业是外部的,但对产业部门而言是内部经济。城市化经济(Urbanization Economics),对企业和产业部门是外部的,且由于产业集聚在某一城市因而称为城市化经济。

③本文梳理展示了Combes两步法估计策略的详尽内容,具体参见《管理世界》网络发行版附录。

④根据Rostow(1960)的观点,产业结构演进是一个经济增长对技术进步需求、技术进步速度、技术吸收能力差异化,以及不同发展阶段主导产业经济部门依次更替的过程。产业结构转变促进经济增长的核心原因在于投入要素从低生产率或低生产率增长率部门向高生产率或高生产率增长率部门的流动,由此促进整个社会生产率水平的提升(Peneder,2003)。按Chenery等(1986)观点,产业结构转变是理解发展中国家与发达国家经济发展区别以及后发国家加快经济赶超的本质所在。在这方面,学者一般采用“多国模型”和偏离一份额法研究产业结构对经济增长的影响,然而该方法缺乏对产业结构的清晰测度和对产业结构变化的细致分析。国内学者于春晖等(2011)基于产业结构转变促进经济增长的核心本质——生产率的提升,提出运用泰尔指数(泰尔熵)来测度产业之间的聚合质量,并根据古典经济学假设“经济最终将处于均衡状态,各部门的生产率水平相同”确定最优状态,于斌斌(2015)、韩永辉等(2017)亦对此进行了论述。不过应注意,现实中存在某一产业受产业政策等正面冲击更有可能吸引劳动力流入、促进其工资提升的情形。人们可能疑惑,这样的城市其产业结构并非合理或者更不合理,但可能流动劳动力工资水平反而更高。不妨可以这样理解:现实当中受到正面冲击的行业不仅会吸引劳动力流入,同时也会吸引资本流入,因而长期来看,该行业会面临产值和就业人员双重上升,最终趋于生产率或生产率增长率回落,因此以泰尔指数测度的产业结构最终是趋向更加合理化的。

⑤泰尔指数 TL 表示产业发展对经济均衡状态的偏离,某种程度上是一种测度距离的方式。首先,证明 TL 的非负性:由于 $TL = \sum_{j=1}^n \left(\frac{Y_j}{Y}\right) \ln \left(\frac{Y_j/Y}{L_j/L}\right) = \sum_{j=1}^n \left(\frac{Y_j}{Y}\right) \ln \left(\frac{Y_j/Y}{L_j/L}\right)$,不妨记 $y_j=Y_j/Y, l_j=L_j/L$,那么 $TL = -\sum_{j=1}^n y_j \ln \frac{l_j}{y_j}$,其中 $0 \leq y_j \leq 1, 0 \leq l_j \leq 1$;又由于 $\ln x \leq x-1$,当且仅当 $x=1$ 时等号成立;故 $TL = -\sum_{j=1}^n y_j \ln \frac{l_j}{y_j} \geq \sum_{j=1}^n y_j (l_j - 1) = \sum_{j=1}^n (l_j - y_j) = 0$,当且仅当 $l_j=y_j$ 即 $L_j/L=Y_j/Y$ 时, $TL=0$ 。其次,观察泰尔指数 TL 计算公式,容易知道 TL 距离0越远,产业发展对均衡状态的偏离程度越高。至此, TL 满足了非负性和“ TL 距离0越远表示经济对均衡状态的偏离程度越高”的特征,可用以定位产业发展及其结构水平。相应的,对 TL 取相反数亦可确保仅改变相关关系方向,而不改变程度大小。

⑥本文所涉变量及其定义方式具体参见《管理世界》网络发行版附录(附表1)。

⑦本文所有变量描述统计结果具体参见《管理世界》网络发行版附录(附表2)。

⑧参见中华民国铁道部业务司编纂的《中国铁道便览》第28~35页,注意内含一页未编页码地图,是本文重要参考依据。

⑨参见白寿彝所著《中国交通史》第231~248页,首版由商务印书馆于1937年出版。

参考文献

- (1)阿尔弗雷德·马歇尔:《经济学原理》,廉运杰译,华夏出版社,2005年。
- (2)奥古斯特·勒施:《经济空间秩序》,王守礼译,商务印书馆,1997年。
- (3)奥利弗·威廉姆森:《市场与层级制》,蔡晓月、孟俭译,上海财经大学出版社,2011年。
- (4)白寿彝:《中国交通史》,商务印书馆,1937年。上海书店出版社,1984年复印版。
- (5)大卫·李嘉图:《政治经济学及赋税原理》,郭大力、王亚南译,译林出版社,2014年。
- (6)于春晖、郑若谷、余典范:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》,2011年第5期。
- (7)韩永辉、黄亮雄、王贤彬:《产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验》,《经济研究》,2017年第8期。
- (8)寇宗来、刘学悦:《中国城市和产业创新力报告2017》,复旦大学产业发展研究中心,2017年。
- (9)赖德胜:《中国教育收益率偏低新解》,《河北学刊》,2001年第3期。
- (10)刘修岩:《集聚经济与劳动生产率:基于中国城市面板数据的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,2009年第7期。
- (11)迈克尔·波特:《国家竞争优势》,李明轩、邱如美译,中信出版社,2012年。
- (12)孙志军:《中国教育个人收益率研究:一个文献综述及其政策含义》,《中国人口科学》,2004年第5期。
- (13)王建国、李实:《大城市的农民工工资水平高吗?》,《管理世界》,2015年第1期。
- (14)邢春冰、贾淑艳、李实:《教育回报率的地区差异及其对劳动力流动的影响》,《经济研究》,2013年第11期。
- (15)亚当·斯密:《国民财富的性质和原因的研究》,郭大力、王亚南译,商务印书馆,1974年。
- (16)于斌斌:《产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析》,《中国工业经济》,2015年第12期。
- (17)张国峰、王永进:《中国城市间工资差距的集聚效应与选择效应——基于“无条件分布特征—参数对应”方法的研究》,《中国工业经济》,2018年第12期。
- (18)张巍、许家云、杨竺松:《房价、工资与资源配置效率——基于微观家庭数据的实证分析》,《金融研究》,2018年第8期。
- (19)赵耀辉:《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用——以四川省为基础的研究》,《经济研究》,1997年第2期。
- (20)中华民国铁道部业务司:《中国铁道便览》,商务印书馆,1934年。

- (21) 踪家峰、周亮:《大城市支付了更高的工资吗?》,《经济学(季刊)》,2015年第4期。
- (22) Au, C. C. and Henderson, J. V., 2006, "How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China", *Journal of Development Economics*, Vol.80, pp.350~388.
- (23) Beaudry, P., Green, D. A. and Sand, B. M., 2014, "Spatial Equilibrium with Unemployment and Wage Bargaining: Theory and Estimation", *Journal of Urban Economics*, Vol.79, pp.2~19.
- (24) Chenery, H., Robinson, S. and Syrquin, M., 1986, *Industrialization and Growth: A Comparative Study*, Oxford University Press.
- (25) Ciccone, A. and Hall, R. E., 1996, "Productivity and the Density of Economic Activity", *American Economic Review*, Vol.86, pp.54~70.
- (26) Coase, R. H., 1937, "The Nature of the Firm", *Economica*, Vol.4, pp.386~405.
- (27) Combes, P. P., Duranton, G. and Gobillon, L., 2008, "Spatial Wage Disparities: Sorting Matters!", *Journal of Urban Economics*, Vol.63, pp.723~742.
- (28) Combes, P. P., Duranton, G., Gobillon, L., Puga, D. and Roux, S., 2012, "The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection", *Econometrica*, Vol.80, pp.2543~2594.
- (29) Combes, P. P., Démurger, S. and Li, S., 2013, "Urbanisation and Migration Externalities in China", CEPR Discussion Papers, No.9352.
- (30) Combes, P. P., Démurger, S., Li, S. and Wang, J., 2020, "Unequal Migration and Urbanisation Gains in China", *Journal of Development Economics*, Vol.142(C).
- (31) Combes, P. P. and Gobillon, L., 2015, "The Empirics of Agglomeration Economies", in: Gilles Duranton, J. V. Henderson and William, C. Strange (ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Edition 1, Vol.5, Chapter 0, pp.247~348.
- (32) Dahl, G. B., 2002, "Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets", *Econometrica*, Vol.70, pp.2367~2420.
- (33) Davis, D. R. and Dingel, J. I., 2020, "The Comparative Advantage of Cities", *Journal of International Economics*, Vol.123(C).
- (34) Duranton, G. and Puga, D., 2004, "Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies", in: Henderson, J. V. and Thisse, J. F. (ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Edition 1, Vol.4, Chapter 48, pp.2063~2117.
- (35) Duranton, G. and Puga, D., 2014, "The Growth of Cities", in: Philippe Aghion and Steven Durlauf (ed.), *Handbook of Economic Growth*, Edition 1, Vol.2, Chapter 5, pp.781~853.
- (36) Fujita, M., Krugman, P. and Venables, A. J., 2001, *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, MIT Press.
- (37) Glaeser, E. L. and Mare, D. C., 2001, "Cities and Skills", *Journal of Labor Economics*, Vol.19, pp.316~342.
- (38) Helsley, R. W. and Strange, W. C., 1990, "Matching and Agglomeration Economies in a System of Cities", *Regional Science and Urban Economics*, Vol.20, pp.189~212.
- (39) Henderson, J. V., 1982, "Evaluating Consumer Amenities and Interregional Welfare Differences", *Journal of Urban Economics*, Vol.11, pp.32~59.
- (40) Kremer, M. and Maskin, E., 1996, "Wage Inequality and Segregation by Skill", NBER Working Papers, No.5718.
- (41) Krugman, P., 1991, "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, Vol.99, pp.483~499.
- (42) Li, C. and Gibson, J., 2014, "Spatial Price Differences and Inequality in the People's Republic of China: Housing Market Evidence", *Asian Development Review*, Vol.31, pp.92~120.
- (43) Moretti, E., 2004, "Human Capital Externalities in Cities", in: Henderson, J. V. and Thisse, J. F. (ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Edition 1, Vol.4, Chapter 51, pp.2243~2291.
- (44) Moretti, E., 2010, "Local Labor Markets", NBER Working Papers, No.15947.
- (45) Peneder, M., 2003, "Industrial Structure and Aggregate Growth", *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol.14, pp.427~448.
- (46) Roback, J., 1982, "Wages, Rents and the Quality of Life", *Journal of Political Economy*, Vol.90, pp.1257~1278.
- (47) Roca, J. D. and Puga, D., 2017, "Learning by Working in Big Cities", *Review of Economic Studies*, Vol.84, pp.106~142.
- (48) Rosen, S., 1979, "Wage-based Indexes of Urban Quality of Life", *Current Issues in Urban Economics*, Vol.3, pp.324~345.
- (49) Rostow, W. W., 1960, *The Stages of Economic Growth*, Cambridge University Press.
- (50) Venables, A. J., 2011, "Productivity in Cities: Self-selection and Sorting", *Journal of Economic Geography*, Vol.11, pp.241~251.
- (51) Wheeler, C. H., 2001, "Search, Sorting, and Urban Agglomeration", *Journal of Labor Economics*, Vol.19, pp.879~899.
- (52) Xing, C. and Zhang, J., 2017, "The Preference for Larger Cities in China: Evidence from Rural-urban Migrants", *China Economic Review*, Vol.43, pp.72~90.

Wage Growth Effect of Migrants in China's Industrial Development: Microscopic Evidence from China Migrant Dynamic Survey

Hu Qian^{ab}, Xia Xiaohua^c and Huang Guitian^{ab}

(a. School of Economics, Peking University; b. Institute of Industry and Culture, Peking University;
c. School of Applied Economics, Renmin University of China)

Summary: China has launched a growing war for talent across cities since the beginning of 2017. Many second-tier, provincial capital cities and even some third- or fourth-tier cities with great potential have rushed to introduce new loose household registration policies, hoping to attract the most talented. However, will such a new deal on household registration definitely work? What is the core of urban talent competitiveness? We try to answer how industrial development affects local wage income of migrant laborers and their inflow by explaining why labor force with the same human capital endowment have different income levels in different cities or industries.

Specifically, using the combined data of China Migrants Dynamic Survey (or CMDS) in 2010~2015 and the macro data at the municipal level, this article measures the coordination degree of the industrial development within the region so as to locate the industrial evolution stages in different regions and then studies its impact on the wage income and welfare effect of migration as well as mechanism of the above effects. We find that the higher the development level of industrial structure in a city, the stronger the effect on the wage growth of migrants. Meanwhile, the main reason for wage premium is the self-selection effect of migration and the agglomeration effect of urban economy. Ignoring the selection effect of migrant labor force will probably overestimate the wage premium effect of industrial development. Furthermore, wage premium effect on migrants at different income levels shows an obvious L-shaped feature. From the perspective of skill complementarity, the more the internal industrial structure of the city tends to be coordinated, the more obvious the benefits for the relatively low-income migrants. In addition, relatively high-income migrants also enjoys the positive externalities resulted from stronger industrial development due to the difference in return on education. Moreover, the wage premium effect of urban industrial structure adjustment and upgrading is significantly positive regardless of the actual wage analysis based on the comparable cost of living between cities or the net utility analysis of the disposable income in the migrant registration area, which also explains the continuous flow of labor force into the cities.

The above conclusions enlighten us that the core of urban talent competitiveness is still in the industrial foundation and employment positions. To attract talents, policies should be designated to strengthen the industrial base. In addition, the essence of urban agglomeration economy is to produce external economic effects through learning, sharing and matching. To this end, we should tap into and make good use of the potential of urban agglomeration economy. In the new round of urban competition, cities should base their development needs on their own, make efforts to enhance the inclusiveness of talent introduction and form a pattern in which the high and low skills of the labor force complement each other for the goal of economic development.

Overall, there may be two marginal contributions as follows: First, scholars such as Combes (2008, 2012, 2013) generally attributed the source of spatial wage gap to the externality of the urban economy, but did not track the causes of this effect. This article focuses on the industrial development as the root of urban externality, and mainly discusses wage premium effect of industrial development. Second, it is in high demand for data quality for a research of sources of wage differentials in China's migrant laborers especially based on the personal and urban-industrial perspectives. The CMDS data used in this article can provide more accurate and credible estimates for the above questions due to the new survey time and rich variable information covering a wide range of cities.

Keywords: industrial structure; labor migration; wage income; selection effect; agglomeration effect

JEL Classification: J31, O11, R10

(一)Combes 两步法估计策略

1. 理论基础

在地区 c 和行业 k 代表性厂商的利润函数如下:

$$\pi_{c,k,t} = p_{c,k,t} y_{c,k,t} - \sum_{i \in (c,k,t)} w_{i,t} l_{i,t} - r_{c,k,t} z_{c,k,t} \quad (A.1)$$

其中, $y_{c,k,t}$ 是产出, $p_{c,k,t}$ 是产品单价。对任一在年份 t 受雇于该企业的劳动力 i 而言, $w_{i,t}$ 和 $l_{i,t}$ 分别代表单位工资和工作时长。 $z_{c,k,t}$ 和 $r_{c,k,t}$ 分别代表其他生产要素投入及其价格。设定厂商生产函数满足 Cobb-Douglas 形式:

$$y_{c,k,t} = A_{c,k,t} \left(\sum_{i \in (c,k,t)} s_{i,t} l_{i,t} \right)^b z_{c,k,t}^{1-b} \quad (A.2)$$

其中, $0 < b \leq 1$, $s_{i,t}$ 表示劳动力技能水平, $A_{c,k,t}$ 表示全要素生产率。完全竞争条件下, 该劳动力将获得等于其边际产出 ($\partial y_{c,k,t} / \partial l_{i,t}$) 的工资回报:

$$w_{i,t} = b p_{c,k,t} A_{c,k,t} \left(\sum_{i \in (c,k,t)} s_{i,t} l_{i,t} \right)^{b-1} s_{i,t} \quad (A.3)$$

厂商根据利润最大化条件选择要素投入, 对于其他生产要素 $z_{c,k,t}$, 必满足 $\frac{\partial \pi_{c,k,t}}{\partial z_{c,k,t}} = p_{c,k,t} \frac{\partial y_{c,k,t}}{\partial z_{c,k,t}} - r_{c,k,t} = 0$, 将之代入式 (A.3), 得到:

$$w_{i,t} = b(1-b)^{\frac{1-b}{b}} \left(p_{c,k,t} \frac{A_{c,k,t}}{r_{c,k,t}} \right)^{\frac{1}{b}} s_{i,t} = B_{c,k,t} s_{i,t} \quad (A.4)$$

式 (A.4) 表明, 工资差异的影响因素中除了技能因素 $s_{i,t}$, 价格和全要素生产率统一进入 $B_{c,k,t}$ 项, 姑且称之为生产率差异。然而, 研究中实难分离价格和全要素生产率各自影响, 仅能对引致该生产率差异的地区禀赋、产业互动效应等予以分析。

2. 两步法估计策略

从工资差异的影响因素角度出发, 并结合数据可得性条件, 为式 (A.4) 中的技能项和生产率差异项设定模型如下:

$$\ln s_{i,t} = X_{i,t} \varphi + \kappa_i + \varepsilon_{i,t} \quad (A.5)$$

如上所述, $s_{i,t}$ 表示个人技能, 与之相关的影响因素不外乎人口统计特征等。具体的, $X_{i,t}$ 是诸如年龄、受教育程度的个人特征变量, κ_i 是个人固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项, 反映不可观测个体特征对工资差异的影响。

$$\ln B_{c,k,t} = \beta_{c,t} + \mu_{k,t} + I_{c,k,t} \gamma_k \quad (A.6)$$

对生产率差异项 $B_{c,k,t}$ 而言, 我们固然无法区分具体影响渠道, 但集聚理论文献启示我们分析空间工资差异, 地区禀赋、行业影响不容忽视。为此, 式 (A.6) 中, 以 $\beta_{c,t}$ 表示地区禀赋 (地区一时间效应), $\mu_{k,t}$ 表示就业行业影响 (行业一时间效应), $I_{c,k,t}$ 表示地区一行业一时间互动效应。

对式 (A.4) 两边取对数, 并将式 (A.5) 和式 (A.6) 代入其中, 得到:

$$\ln w_{i,t} = \beta_{c,t} + \mu_{k,t} + I_{c,k,t} \gamma_k + X_{i,t} \varphi + \kappa_i + \varepsilon_{i,t} \quad (A.7)$$

出于易处理目的, 主要做如下两处假设: 一是假设所有行业时间趋势一致, 为此行业一时间效应 $\mu_{k,t}$ 可以分解为行业效应和时间效应两项, 又因为地区一时间效应中实际已考虑时间演变的影响, 因此可以一定程度弥补令行业一时间效应 $\mu_{k,t}$ 中时间趋势为 0 的缺憾。二是将地区一行业一时间互动效应 $I_{c,k,t}$ 和个人特征影响 $X_{i,t}$ 中行业因素的影响统一纳入就业行业影响 $\mu_{k,t}$, 形成总的行业效应, 又由于实际当中难以对 $I_{c,k,t}$ 和 $X_{i,t}$ 中分离出的行业影响进行估计, 因此约减后总的行业效应为 $\mu_{k,t}$ 。至此, 第一步估计模型如下:

$$\ln w_{i,t} = \beta_{c,t} + \mu_{k,t} + I_{c,k,t} \gamma_k + X_{i,t} \varphi + \kappa_i + \varepsilon_{i,t} \quad (A.8)$$

现实当中, 出于估计时尽量不损失自由度考虑, 对地区一时间固定效应采取分面计之的办法, 延续上述假设, 视地区间时间趋势一致, 为此地区一时间固定效应 $\beta_{c,t}$ 可以根据地区固定效应 (δ_c) 和时间固定效应 (η_t) 做减得到, 即 $\beta_{c,t} = \delta_c - \eta_t$ 。

综上, 第一步回归主要控制住技能和就业行业及企业特征等“人的因素”影响, 第二步回归则重点关注地区禀赋、产业间互动效应等“地区因素”影响。根据正文对空间工资差异影响因素的梳理, 地区一时间固定效应 $\beta_{c,t}$ 是一系列地区禀赋特征、地区产业间互动因素的函数。由此, $\beta_{c,t}$ 作为第二步估计的被解释变量, 相应回归模型设定如下:

$$\beta_{c,t} = I_{c,t} \gamma + E_{c,t} \theta + \nu_{c,t} \quad (A.9)$$

其中, $I_{c,t}$ 表示地区产业发展的影响, $E_{c,t}$ 表示一系列地区禀赋, $\nu_{c,t}$ 是随机扰动项, 反映本地技术进步等不可观测因素的影响。

(二)泰尔指数 TL 与主要经济变量关系

附图 1 展示了全国地市产业发展水平与人均 GDP、二三产业占比、流动人口比重等经济变量的关系。从中可以看到, 各地市以泰尔指数 TL 表征的产业结构合理化水平越高, 相应的人均收入水平也越高。分产业来看, 产业结构合理化水平提升伴随着第二产业比重的下降、第三产业比重的上升, 这与配第一克拉克定理对产业发展演进规律的阐述一致, 即产业结构升级和高度化必然伴随着劳动力和国民收入比重由第一产业向第二产业转移, 然后再向第三产业转移的趋势。附图 1 中右下方图表明, 一地市产业结构的合理化水平越高, 常住户籍人口比越高, 即外来人口密集程度越高。由此可见, 中国产业结构调整过程伴随着普遍的跨地区跨部门的劳动力流动现象, 是中国整体经济效率提升的重要源泉。

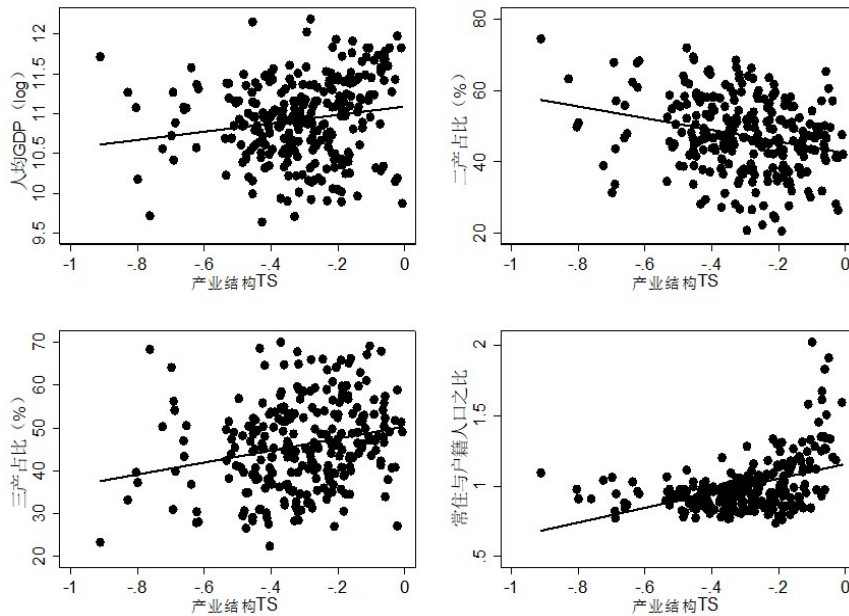
(三)变量定义及描述统计

附表 1 核心变量及其含义

变量		含义
被解释变量		工资收入
解释变量		流动劳动力月均工资收入 (单位: 对数元)
第一步回归	个人特征变量	教育
		将教育类别转换为年限, 其中: 未上过学或识字很少=1, 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=19 (单位: 年)

第二步回归	就业行业企业特征	经验	工作经验根据“年龄-受教育年限-6”计算得到(单位:年)
		流动时长	流动时长根据流入当地的时间计算得到,反映城市工作经验(单位:年)
		性别	0-1变量,1=“男性”,0=“女性”
		婚姻	0-1变量,1=“在婚或有婚姻经历”,0=“未婚”
		户籍	0-1变量,1=“农业户口”,0=“非农业户口”
		流动范围	流动范围分为跨省流动、省内跨市、市内跨县,本文以市内跨县作为基准,报告跨省流动和省内跨市结果
	行业类别	行业类别	流动劳动力就业的行业类别(分类变量)
		专业人员	流动劳动力就业行业的专业技术人员比例,反映行业专业化程度,根据各行业大专及以上学历受教育程度人数占比计算得到(单位:%)
		企业数量	流动劳动力就业行业的企业数量,一定程度上反映行业规模,以各行业法人单位数表示(单位:对数)
		所有制	流动劳动力就业企业的所有制性质(分类变量)
	产业结构	产业结构	以泰尔指数 TL (干春晖等,2011)测度产业结构合理化程度,同时以结构偏离度 E 及其修正 SR 进行产业结构合理性指标的稳健性检验。需要说明,本文产业按照三次产业进行划分
		人均GDP	以人均GDP衡量地区经济发展水平(单位:对数)
		公共服务	以人均财政支出衡量城市公共服务水平(单位:对数)
		人力资本	以每万人在校大学生人数衡量城市人力资本水平(单位:对数)
		创新指数	根据国家知识产权局专利数据和国家工商局企业注册资本数据计算得到。为平滑回归系数量级,将城市创新指数除以100
开放性		以城市进出口总额与地区生产总值之比衡量城市经济对外开放程度(单位:%)	
流动性	常住户籍人口比实际上是对城市流动人口密集程度的一种度量,该比值越高表明城市外来人口比重越大。本文权且称之为城市流动性(单位:%)		

注:流动劳动力就业行业数据来自CMDS。其中,2010~2013年CMDS行业划分为15个类别,2014~2015年划分为20个类别。为使行业口径统一,本文根据《国民经济行业分类》(GB/T4754-2011)两位数行业内容,对2010~2015年CMDS行业类别进行如下汇总对应:(1)2014~2015年的信息传输、软件和信息技术服务业,科研和技术服务业对应至2010~2013年的科研和技术服务业;(2)2014~2015年的金融业,房地产业对应至2010~2013年的金融/保险/房地产业;(3)2014~2015年的租赁和商务服务业,水利、环境和公共设施管理业,居民服务、修理和其他服务业对应至2010~2013年的社会服务业;(4)2014~2015年的教育、文化和娱乐业对应2010~2013年的教育/文化及广播电影电视业。流动劳动力就业行业的专业技术人员数据来自《中国统计年鉴》,与CMDS数据进行行业匹配时,根据行业就业人员比例进行权重调整。



附图1 全国地市以泰尔指数度量的产业结构合理化与主要经济变量关系

注:图中二产占比和三产占比指的是按照增加值计算的第二产业和第三产业增加值占地市内生产总值的比重。上图选取2015年数据予以展示,其他年份情况类似,结果备案。

附表2 主要变量描述统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
工资收入	413382	7.941	0.557	0.693	11.918
教育	414070	11.317	3.028	1	19
经验	414070	15.524	9.422	0	52
流动时长	414070	4.528	4.339	0.500	52.750
性别	414070	0.582	0.493	0	1

婚姻	414070	0.719	0.449	0	1	
户籍	414070	0.815	0.388	0	1	
流动范围*	414070					
行业类别*	414051					
所有制*	414070					
专业人员	90	31.733	22.575	0.600	70.500	
企业数量	84	13.069	1.093	11.069	15.250	
产业结构	TL	1628	0.318	0.182	0.004	0.988
	E	1628	1.959	0.854	0.092	5.981
	SR	1628	0.677	0.425	0.033	2.773
人均GDP	1633	10.797	0.593	8.736	13.056	
公共服务	1643	8.980	0.594	6.971	11.538	
人力资本	1590	5.815	0.905	1.520	9.882	
创新指数	2016	0.088	0.420	0.000	8.491	
开放度	1582	0.449	0.741	0.000	9.519	
流动性	1515	1.014	0.321	0.685	4.525	
分类变量构成(单位:%)						
流动范围*						
跨省流动	53.29	科研和技术服务	2.85			
省内跨市	29.06	党政机关和社会团体	0.80			
市内跨县	17.65	其他	4.36			
行业类别*						
所有制*						
制造业	31.54	土地承包者	0.76			
采掘	2.10	机关、事业单位	3.09			
农林牧渔	1.98	国有及国有控股企业	7.56			
建筑	10.19	集体企业	3.00			
电煤水生产供应	0.99	个体工商户	20.49			
批发零售	8.78	私营企业	49.28			
住宿餐饮	12.45	港澳台企业	3.32			
社会服务	13.08	外商独资企业	1.97			
金融/保险/房地产	2.31	中外合资企业	3.16			
交通运输/仓储通信	4.74	无单位	3.95			
卫生/体育和社会福利	1.73	其他	3.43			
教育/文化及广播电影电视	2.10					

注:流动范围、行业类别、所有制是分类变量,表中以上标“*”以示区分。除了列出分类变量观测值外,表中下半部分详细展示了分类变量的构成情况。

(四)二三产业结构差异对流动劳动力工资收入的影响

按照20世纪中期以来OECD主要国家“双超70%”的标准,即第三产业增加值占GDP比重超过70%,第三产业中生产性服务业占比超过70%,中国产业结构转型升级必然也会朝着服务化的趋势继续演进。然而,考虑到工业和服务业存在资本-劳动结构和生产率巨大差异,本文将在表2基准回归的基础上,同时加入二产和三产产值比重或二产和三产以人均产值度量的生产效率等变量,考察二三产业结构差异对产业发展的流动劳动力工资收入增长效应的调节作用。

附表3 产业结构对流动劳动力工资收入的影响效应(控制二三产业结构差异)

		(1)	(2)	(3)	(4)
		第二步回归(被解释变量:城市一时间固定效应)			
产业结构		0.412*** (0.0539)	0.238*** (0.0554)	0.322*** (0.0597)	0.315*** (0.0597)
二产占比或人均产值	三产二产之比	0.0236*** (0.00215)	-0.0625*** (0.0180)	0.0813*** (0.0230)	-1.177*** (0.261)
三产占比或人均产值		0.0189*** (0.00219)		-0.121*** (0.0244)	
人均GDP		-0.189*** (0.0245)	-0.0515** (0.0230)	-0.0116 (0.0267)	-0.0357 (0.0223)
公共服务		-0.132*** (0.0198)	-0.132*** (0.0205)	-0.133*** (0.0204)	-0.134*** (0.0203)
人力资本		0.0276*** (0.0104)	0.0469*** (0.00999)	0.0387*** (0.00914)	0.0383*** (0.00917)
创新指数		0.0608*** (0.0136)	0.0495*** (0.0151)	0.0340** (0.0138)	0.0316** (0.0134)
开放度		0.0704*** (0.0151)	0.0676*** (0.0187)	0.0780*** (0.0200)	0.0781*** (0.0199)
流动性		0.108*** (0.0334)	0.163*** (0.0391)	0.171*** (0.0390)	0.174*** (0.0380)
地区固定效应		Y	Y	Y	Y
观测值		1299	1299	1299	1299
R ²		0.235	0.165	0.170	0.169

注:表中第(1)列第2和3行变量分别表示第二产业和第三产业的产值占比(%),第(2)列第2行变量表示第三产业和第二产业产值占比之比,代表

经济的服务化倾向。第(3)列第2和3行变量分别表示第二产业和第三产业的从业人员人均产值(对数元),第(4)列第2行变量表示第三产业和第二产业人均产值之比,代表三产和二产的生产效率差异。

附表3第(1)列表明,非农产业比重上升对流动劳动力工资收入具有显著的提升作用,其中第二产业的促进作用尤甚。相形之下,服务业相对比重的上升即经济的服务化倾向则显著降低流动劳动力的工资收入。第(3)列中,第二产业人均生产率与流动劳动力工资收入呈显著正相关关系,而第三产业人均生产率则相反,且第三产业对第二产业人均生产率优势的提升对流动劳动力工资收入影响亦显著为负。

微观上,这是由于流动劳动力集中的个体工商业、社会服务业、住宿餐饮业以及批发零售业等服务业细分行业整体属于较低生产效率部门,因而服务业生产效率提升不必然正向促进流动劳动力工资上升。宏观来看,配第-克拉克定理对产业发展演进规律的阐述之下,亦存在针对各国发展路径异质性探讨其产业更迭路径的其他可能(黄群慧等,2017)。我国产业结构调整过程中存在“去工业化”甚至“过度服务化”的倾向,但归根结底工业仍是产业发展和技术效率提升的支撑。因此,产业结构合理化的题中之义,一方面在于促进第三产业的效率进步,推动传统服务业向现代服务业的转型,另一方面则要着力夯实第二产业发展基础,以之带动其他产业部门技术效率的全面提升。

注释

(1)干春晖、郑若谷、余典范:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》,2011年第5期。

(2)黄群慧、余婧、王涛:《培育世界一流企业:国际经验与中国情境》,《中国工业经济》,2017年第11期。