

农村劳动力流动与城市收入差距

——基于集聚经济视角

周光霞,林乐芬

(南京农业大学 经济管理学院/金融学院,江苏 南京 210095;安徽科技学院 财经学院,安徽 凤阳 233100)

摘 要:本文基于第六次人口普查数据,汇总得到中国地级及以上城市的农村劳动力规模,以西科恩和霍尔的集聚经济效应模型为基础,采用 Shapley 分解方法,分析农村劳动力流动对于城市间收入差距的影响。研究结果表明:(1)农村劳动力在城市空间分布具有显著的空间集聚特征,存在“强者恒强”的自我强化现象。(2)农村劳动力流动的本地市场效应会促进流入城市人均收入增长,其携带的人力资本水平越高越有利于城市人均收入增长。(3)Shapley 分解结果显示,农村劳动力流动的本地市场效应扩大了城市间的人均收入差距,而其携带的人力资本水平却缩小了地区差距;但从整体来说,劳动力从农村向城市流动最终扩大城市间收入差距。研究结论意味着,为了缩小收入差距,实现“包容性”城市发展目标,需要政府的适当干预。

关键词:劳动力流动;本地市场效应;人力资本效应;收入差距;Shapley 分解

中图分类号:F291.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2018)01-0137-12

改革开放以来中国的城市化取得了举世瞩目的成就,2016 年城市化率已经达到 57.35%^①。但是城市化亦是对优质资源争夺和追逐的过程,等级越高的城市,农村劳动力的绝对规模和相对规模越具有优势^[1]。根据 2010 年“六普”数据统计,东部地区^②吸引全国农村劳动力流动总量的 79.73%,约 61%的农村劳动力以长三角、珠三角两大经济带作为迁入地,常住人口规模在 1000 万以上的超大城市吸引了 35.62%的农村劳动力,约 19.93%的农村劳动力选择常住人口规模在 500 万以上、1000 万以下的特大城市作为迁入地,省级城市和副省级城市集聚了约 49%的农村劳动力。因此,中国城市化进程实质是东部沿海地区、特大城市、省级城市和副省级城市“强者恒强、强者更强”的空间集聚过程。

城市化通过资源的空间再配置,实现了物质资本和人力资本在城市空间的快速积累,引致了大规模的城市需求。因此新型城市化被视为现代化的必由之路,最大的内需所在,经济增长

收稿日期:2017-02-16
基金项目:安徽省哲学社会科学规划项目“城市化在二元劳动力市场上的收入分配效应研究”(AHSKQ2014D49);安徽省高校优秀青年人才支持计划重点项目(gxyqZD2016209);安徽省哲学社会科学规划项目“城市建设用地对农民工市民化影响的研究”(AHSKQ2016D41)
作者简介:周光霞,女,南京农业大学经济管理学院博士生,安徽科技学院财经学院副教授,E-mail:lightmoon_zhou@163.com;林乐芬,女,南京农业大学金融学院财政金融研究中心主任,教授,博士生导师。

① 城市化水平的最新数据来自于国家统计局,相关内容见 <http://finance.sina.com.cn/roll/2017-01-20/doc-ifxzt-kf2122186.shtml>。

② 遵循文献中的惯例,北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、广东、山东等 9 省(市)属于东部地区,山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南等 6 省属于中部地区,内蒙古、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等 12 省(市/自治区)属于西部地区,黑龙江、辽宁、吉林等 3 省属于东北地区。

的新动力(国发[2016]8号)。但是在经济增长的同时,中国已经形成了过大的区域收入差距,这成为经济可持续发展的重要制约因素。据统计,在中国省级、副省级、一般地级城市中,2010年人均GDP最高的城市是最低城市的12倍^①,而在发达国家,这一比例通常在1倍到2倍之间^[2-3]。过大的收入差距是中国跨越中等收入陷阱的巨大挑战^[4]。

那么,在农村劳动力流动主导的新型城市化成为经济增长新引擎的背景下,农村劳动力向城市流动究竟在多大程度上促进了城市经济增长?劳动力向核心城市集聚态势与城市间收入差距的扩大是否存在显著的因果关系?该问题的回答既有助于充分发挥城市化经济增长引擎作用和实现“包容性”城市发展目标,也有助于中国跨越中等收入陷阱,促进经济社会的和谐与稳定。

本文旨在从集聚经济视角,揭示农村劳动力流动和城市间收入差距的关系,提出城市化模式选择和城市化目标实现的政策建议。全文结构安排如下:第一节是文献综述;第二节对农村劳动力流动的空间集聚特征进行描述性统计;第三节建立理论模型;第四节实证检验农村劳动力流动对城市人均收入的影响;第五节采用Shapley分解方法,测度农村劳动力流动对于城市收入差距的贡献;第六节是结论和建议。

一、文献综述

劳动力流动和收入差距的关系被长期关注,这些研究总体上呈现出两个特征:一是主要使用新古典经济学的研究视角,二是主要选择地区或者省份作为研究对象。

新古典经济学是研究劳动力流动绩效的常用视角,但是理论分析和实证研究的结论并不完全一致。基于新古典经济学要素边际报酬递减规律,劳动力流动会降低流入地的要素报酬,提高流出地要素报酬,最终实现劳动力报酬均等化。因此劳动力流动是缩小地区差距的有效途径。但实证研究结果显示,劳动力流动对经济增长的影响是不一致的。可能的原因在于,在完全竞争和规模收益不变的假定下,新古典增长理论无法对经济活动的空间集聚和经济发展水平的地理不平衡提供合理的解释^[5]。

在研究对象上,已有研究缺乏对城市层次的分析。王小鲁、樊纲以中国的东、中、西部为研究对象^[6]。姚枝仲和周素芳、段平忠等则是以中国省份为研究对象^[7-8]。余吉祥和沈坤荣利用省级迁移数据的研究发现,人口流动的规模经济效应和携带的人力资本水平是中国地区差距扩大的重要因素^[9]。然而劳动力及其经济活动的集聚主要发生在城市范围内,城市具有不同于国家、区域或者省级层次上的经济增长特征^[10],到目前为止,鲜有基于城市人口迁移数据研究农村劳动力流动对收入差距影响的文献。

1991年克鲁格曼开创的新经济地理学掀起经济学界规模报酬递增革命的第四次浪潮^②,新经济地理学对经济活动空间集聚进行有效的理论构建^[11]。大量文献证实集聚经济效应显著存在,并被认为是塑造世界经济地理的重要力量^[2-3,12-14]。根据新经济地理学,农村劳动力流动对城市收入差距的影响主要借助于“本地市场效应”和“人力资本效应”。“本地市场效应”强调的是劳动力流动带来的“前向关联”和“后向关联”。劳动力从农村迁移到城市,增加城市的市场需求,在运输成本和市场分割的前提下,大量厂商会倾向于在临近市场需求的地方选址,降低产品的销售成本,提高企业利润,这是劳动力流动带来的“前向关联”;同时大量企业集聚会进一步完善价值链,吸引上下游企业集聚,产生投入品共享的规模经济效应,这是劳动力流动带来的

① 由于资源型城市经济发展的特殊性,此处分析的是非资源型城市。

② 这次革命开始于20世纪70年代的产业组织领域,共经历四波:第一波是产业组织理论,第二波是新贸易理论,第三波是新增长理论,第四波就是新经济地理学(空间经济理论)。

“后向关联”。早在 1890 年马歇尔就指出了“后向关联”的重要性^[15], Venable 用垂直关联模型说明了“后向关联”的作用^[16]。朱江丽和李子联认为,在经济处于相对分散的早期阶段,伴随着户籍制度改革的人口流动将促进大市场地区的集聚,形成了核心—边缘格局,而且户籍制度改革还将进一步强化大市场地区的集聚力^[17]。“人力资本效应”强调的是劳动力流动携带的人力资本水平对于城市经济的影响。劳动力空间集聚形成的劳动力市场,提高了劳动力供求双方的匹配机会,减少资产专有性产生的依赖,降低企业用工的搜寻和培训成本。Helsley 和 Strange 发现,在不完全信息条件下,较大规模的劳动力市场会改善工人技能和岗位需求间的匹配程度^[18]。劳动力流动本身就是一种人力资本投资^[19],农村劳动力进入城市劳动力市场,可以通过和更多的优秀人才交流、互动,获得学习效应,通过“干中学”提升自身的能力,从而提高城市的劳动生产率^[20]。然而具有素质差异性的流动人口将会扩大中国经济增长的差距^[21]。因此农村劳动力会通过本地市场效应和人力资本效应促进流入城市人均收入增长,而劳动力流动的空间集聚会扩大城市间的收入差距。

本文的主要贡献在于,基于集聚经济视角,以城市为研究对象,分析农村劳动力流动对于城市间收入差距的影响。在研究视角上,使用集聚经济理论,克服新古典经济学规模报酬不变假设的局限;在研究对象上,以省级、副省级、一般地级市为研究对象,克服以往研究集中在国家/地区层面上的不足;在数据层面上,基于 2010 年第六次全国人口普查数据库中的迁移人口数据,获得城市层级、基于“城市功能区”汇总的农村劳动力流动充分、准确的数据信息。因此较之现有的研究,本文的研究视角更符合城市本质,研究对象更加细致,研究数据更加精确。

二、农村劳动力流动的空间集聚特征

(一) 农村劳动力流动的界定

劳动力流动涉及经济、政治、自然环境等诸多因素,是个极为复杂的现象,针对研究目标和兴趣不同,劳动力流动的定义不尽相同。本文借鉴第六次人口普查的标准,从时间和空间两个标准定义农村劳动力流动。在时间上,离开户口登记地半年以上;空间上,现住地和户口登记地不一致,现住地为地级(及以上)城市的市辖区,而户口登记地为外省或者本省其他地区的乡或者镇的村委会,这种不一致包括跨地级市(地区)变动,以及跨省变动^①。

(二) 研究对象

本文的研究对象是我国省级城市、副省级城市以及地级城市的市辖区,不包括县级城市。根据《中国城市统计年鉴》,中国城市建制分为省级城市、副省级城市、地级市和县级市,而《中国城市统计年鉴》对于地级及以上城市分别列出“全市”和“市辖区”两项,县级市只有“全市”一项,包括市区和农村地区的经济数据,不能真实反映城市的经济活动。因此,由于数据限制,本文选择省级城市、副省级城市和地级城市的“市辖区”为研究对象。

(三) 农村劳动力流动的空间集聚分析

根据“六普”数据,在 172 个样本城市中^②,农村劳动力流动总量为 7054.3370 万人,占城市总人口的 20.65%,具有显著的空间集聚特征。

第一,农村劳动力流动存在空间不均衡现象。从表 1 可以看出,东部地区是农村劳动力流动的空间集聚地,74 个城市吸引了全国农村劳动力流动总量的 79.73%,仅 21%的农村劳动力选择中部、西部和东北地区的城市。

① 本文研究农村劳动力流动,不包括城市劳动力市场中具有城镇户籍的劳动力流动。

② 农业劳动力流动规模来自于“六普”中的 10%抽样,四川、辽宁、湖南、西藏、河北、内蒙古、黑龙江、河南、广西、贵州、新疆等省(自治区)有 115 个城市数据缺失,因此以 172 个城市作为农村劳动力流动的样本城市。

表 1 全国范围农村劳动力流动的空间集聚特征

	城市数量	绝对规模(人)	相对规模(%)
东部地区	74	56247290	79.73
中部地区	51	6862840	9.73
西部地区	39	6699460	9.50
东北地区	8	733780	1.04
合计	172	70543370	100

第二,在东部地区,农村劳动力分布依然存在空间不均衡现象。根据表 2 可知,长三角和珠三角经济带集聚 76.91%的农村劳动力,显示强大的城市体系经济集聚能力。其中 35.47%集中在江浙沪的 25 个城市,而广东省的 21 个城市吸纳了 41.44%的农村劳动力。

表 2 东部地区农村劳动力流动的空间集聚特征

	城市数量	绝对规模(人)	相对规模(%)
北京市	1	4431460	7.88
天津市	1	1488260	2.65
上海市	1	7114540	12.65
江苏省	13	5765850	10.25
浙江省	11	7068910	12.57
广东省	21	23309550	41.44
山东省	17	3462200	6.155
福建省	9	3606520	6.41
东部地区合计	74	56247290	100

第三,在行政级别越高的城市中,农村劳动力流动的绝对规模和相对规模更具有优势。从表 3 来看,15 个省级城市和副省级城市集聚了约 49.58%的农村劳动力,而约占城市数量 91%的一般地级市仅吸引了 50.42%的农村劳动力。

表 3 分城市行政级别农村劳动力流动的空间集聚特征

城市行政级别	城市数量	绝对规模(人)	相对规模(%)
省级城市	4	14971480	21.22
副省级城市	11	20003830	28.36
一般地级城市	157	35568060	50.42
合计	172	70543370	100

总之,在长期的人口城市化进程中,农村劳动力在空间分布上逐步呈现出集聚和不均衡状态。东部地区确立了人口迁入地的地位,长三角和珠三角等区域经济带、省级城市、副省级城市等也显示出强劲的人口集聚能力,具有“强者恒强”的自我强化特点。

三、理论模型

如此大规模的农村劳动力流动及空间分布的显著集聚必然会对城市经济增长产生重大影响。这一思想可借助西科恩和霍尔的模型进行形式化的概括。

(一) 基本理论模型

西科恩和霍尔从规模报酬递增和空间外部性入手,认为人均收入取决于当地人力资本水平、人均物质资本和人口密度衡量的规模经济效应^①:

① 具体推演过程见 Ciccone (2002) 论文的 215~216 页。

$$\frac{Q}{N} = \Omega^\lambda \left(H^\beta \left(\frac{K}{N} \right)^{1-\beta} \right)^{\alpha\lambda} \left(\frac{N}{A} \right)^{\alpha\lambda-1} \quad (1)$$

其中, Q/N 为人均收入, H 为人均人力资本, K/N 为人均物质资本, N/A 为人口密度, Ω 为全要素生产率。

西科恩和霍尔另一个贡献在于, 可以在不考虑物质资本前提下, 研究人均收入的决定因素。其处理方法为, 假定在一定区域内, 物质资本可以自由流动, 因此在完全竞争的物质资本市场上, 物质资本价格等于其边际产出 r 。根据 CD 生产函数, 得出 (2) 式中物质资本的表达式:

$$K = \frac{\alpha(1+\beta)}{r} Q \quad (2)$$

将 (2) 式代入 (1) 式可得:

$$\frac{Q}{N} = \Lambda \Omega^w H^{\theta+1} \left(\frac{N}{A} \right)^\theta \quad (3)$$

$$\text{其中, } \Lambda = \left(\frac{\alpha(1-\beta)}{r} \right)^{\frac{\alpha\lambda(1-\beta)}{1-\alpha\lambda(1-\beta)}}, w = \frac{\lambda}{1-\alpha\lambda(1-\beta)}$$

由 (3) 式可知, 本地市场效应 (使用人口密度度量) 和人力资本效应是城市人均收入的决定因素。

(二) 基本理论模型的拓展

城市市辖区的常住人口 N 分为两部分: 城镇居民 N_u 和农村劳动力 M , 定义 $m = M/N_u$, 城镇居民在常住人口中所占比例为 $1/(1+m)$; 而农村劳动力所占比例为 $m/(1+m)$ 。 H_m 、 H_u 分别为农村劳动力和城镇居民的人均人力资本; $\psi = H_m/H_u$, 为农村劳动力与城镇居民的人均人力资本比率^①; N_u/A 为城镇居民的人口密度。由此可知:

$$N = N_u + M = N_u \left(1 + \frac{M}{N_u} \right) = N_u (1+m) \quad (4)$$

$$H = \frac{1}{1+m} H_u + \frac{m}{1+m} H_m = \frac{1}{1+m} H_u + \frac{m}{1+m} \psi H_u = \left(\frac{1+\psi m}{1+m} \right) H_u \quad (5)$$

将 (4) (5) 式代入 (3) 式, 得到:

$$\begin{aligned} \frac{Q}{N} &= \Lambda \Omega^w H^{\theta+1} \left(\frac{N}{A} \right)^\theta = \Lambda \Omega^w \left(\frac{1+\psi m}{1+m} \cdot H_u \right)^{\theta+1} \left((1+m) \cdot \frac{N_u}{A} \right)^\theta \\ &= \Lambda \Omega^w \left(\frac{1+\psi m}{1+m} \cdot H_u \right)^{\theta+1} (1+m)^\theta \left(\frac{N_u}{A} \right)^\theta = \Lambda \Omega^w \left(\frac{1+\psi m}{1+m} \right)^{\theta+1} (H_u)^{\theta+1} (1+m)^\theta \left(\frac{N_u}{A} \right)^\theta \end{aligned} \quad (6)$$

根据集聚经济理论和 (6) 式可以看出, 随着农村劳动力向城市流动, 不仅仅本地市场效应会受到农村劳动力流动的冲击, 城市人力资本水平也受到农村劳动力携带的人力资本水平的影响。因此, 农村劳动力流动会通过两种因素影响城市人均收入: 本地市场效应 $(1+m)$ 和人力资本效应 $(1+\psi m)/(1+m)$ 。

(三) 影响因素之一: 本地市场效应

$1+m$ 反映了农村劳动力流动对于本地市场效应的冲击。本地市场效应从市场需求层面来解释农村劳动力流动对城市经济增长的影响。伴随着劳动力从农村迁移到城市, 消费能力随之迁移, 城市市场潜力增加, 并且农村劳动力流动与消费之间存在累积循环效应, 因此即使农村劳动力的真实工资水平较低, 农村劳动力的边际消费倾向依然会增加。

在城市消费需求增加和地区间存在运输成本的情况下, 企业选址趋于靠近市场潜力的地

① 值得注意的是, 由于没有城市户籍, 农村劳动力在城市劳动力市场遭遇歧视, 农村劳动力和城镇居民之间的替代率很低, 该公式没有考虑户籍制度带来的影响, 高估了二者之间的替代率, 本文在此不作深入分析。

方,这加强了当地的“前向关联”和“后向关联”,降低了中间产品的贸易成本,劳动力的集聚能够降低企业用工的搜寻和培训成本。因此,伴随着农村劳动力及经济活动在城市空间集聚,厂商会进一步加剧集聚,当地生产的产品种类越来越多,消费者面对的价格指数也越来越低,农村劳动力会更进一步向城市集聚。在这样的累积循环过程中,农村劳动力城市化促进了当地人均收入的增加。

(四) 影响因素之二:人力资本效应

农村劳动力流动会通过影响城市人力资本而作用于城市人均收入。 $(1+\psi m)/(1+m)$ 反映了农村劳动力流动对城市人力资本的影响(稀释效应或浓密效应)。人力资本效应究竟是稀释效应还是浓密效应,取决于 ψ 和 m 。如果 $\psi > 1$,农村劳动力向城市流动会提高城市总人力资本水平,在 ψ 确定的情况下,如果 m 值越高,城市总人力资本水平会有较大幅度的提高;在 m 相同的情况下, ψ 越高,城市总人力资本水平提高的幅度越大。反之,则情况相反,如果 $\psi < 1$,农村劳动力向城市流动会降低城市总人力资本水平,在 ψ 确定的情况下,如果 m 值越高,城市总人力资本水平会有较大幅度的降低;在 m 相同的情况下, ψ 越低,城市总人力资本水平降低的幅度越大。

因此,农村劳动力携带的人力资本水平对于城市经济的影响具有复杂性。人力资本水平较高的人群通常具有较强的流动动机,然而随着流动规模的增加,平均人力资本水平会缓慢下降。如果流动人口带来更高的人力资本,则会有助于本地人均收入的增长。反之,由于大规模农村劳动力流动,尤其是低人力资本水平的劳动力进入到城市就业,则会稀释城市平均人力资本水平,对城市人均收入产生负面影响。因此,人力资本效应有待于实证结果的检验。

四、实证检验

(一) 实证模型和变量

为了估计模型(6)的参数,文章对(6)式两边取对数:

$$\ln\left(\frac{Q_i}{N_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(1+m_i) + \beta_2 \ln\left(\frac{1+\psi_i m_i}{1+m_i}\right) + \beta_3 \ln(H_{ui}) + \beta_4 \ln\left(\frac{N_{ui}}{A_i}\right) + \mu_i \quad (7)$$

(7)式中的 i 代表不同的城市,人均收入 Q_i/N_i 是基于常住人口计算的^①,GDP 数据来源于《2011 年中国城市统计年鉴》,常住人口规模 N_i 来自于 2010 年“六普”数据库。农村劳动力流动规模 M_i 来自于“六普”10%抽样数据汇总,城镇居民规模 $N_{ui} = N_i - M_i$ 。城市市辖区面积 A_i 来自《2011 年中国城市统计年鉴》。

模型(7)是本文的基础模型,为了增强回归结果的稳健性,在模型(7)的基础上控制了其他一系列可能影响经济增长的城市特征,由此得到一个拓展的模型(8)。

$$\ln\left(\frac{Q_i}{N_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(1+m_i) + \beta_2 \ln\left(\frac{1+\psi_i m_i}{1+m_i}\right) + \beta_3 \ln(H_{ui}) + \beta_4 \ln\left(\frac{N_{ui}}{A_i}\right) + BX_i + \mu_i \quad (8)$$

式(8)中, X 为控制变量,包括人均地方政府预算内财政支出($perfiscal$)、城市二三产业就业人员比例($indst$)、非公有制经济就业人员比例($nsoe$)、与沿海主要规模以上港口的最近距离^②

① 根据模型推导过程可知, Q_i 为第 i 城市市辖区的总收入, N_i 为第 i 城市市辖区的常住人口规模, Q_i/N_i 表示根据常住人口规模计算的人均收入。但是由于数据的限制,很难获得省级、副省级和一般地级市的市辖区人均收入的准确数据。范剑勇(2006)指出,人均收入一般以人均 GDP 作为衡量指标,它在很大程度上体现劳动生产率差异^[18]。因此,实证模型中采用人均 GDP 作为人均收入的衡量指标。

② 根据中国统计年鉴,全国沿海主要规模以上港口城市主要包括:大连、营口、秦皇岛、天津、烟台、青岛、日照、上海、连云港、宁波、汕头、广州、湛江、海口等。

(*toseaboard*)、城市层级(*citylevel*)、资源型城市(*zycity*)、地区(*region*)等虚拟变量,数据来源于《2011 年中国城市统计年鉴》。

表 4 汇总了模型中变量的基本情况。

表 4 模型的主要变量解释

变量	变量解释	样本	均值	标准差	最小值	最大值
Q/N	人均 GDP(万元)	172	4.314	2.291	0.773	15.30
$1+m$	$m = M/N_u$	172	1.207	0.251	1.012	3.235
$(1+\psi m)/(1+m)$	人力资本影响系数	172	0.997	0.018	0.870	1.033
H_u	城镇居民的人均受教育年限(年)	172	9.505	0.959	6.625	12.329
N_u/A	城镇居民人口密度	172	837	704	48	3963
<i>toseaboard</i>	与沿海主要规模以上港口的最近距离	172	459.9	386.5	17.33	1628
<i>indst</i>	二三产业就业人口规模比值	172	1.066	0.705	0.0521	3.882
<i>perfiscal</i>	人均地方政府预算内财政支出	172	5532	2636	1204	14450
<i>nsoe</i>	非公有制经济就业人员比例	168	0.442	0.143	0.100	0.929
<i>zycity</i>	1 为资源型城市;2 为非资源型城市					
<i>citylevel</i>	1 为省级城市;2 为副省级城市;3 为地级城市					
<i>region</i>	1 为东部地区;2 为中部地区;3 为西部地区;4 为东北地区					

注:受教育年限取值分别为:文盲=1,小学=6,初中=9,高中(中专)=12,大专=15,本科=16,研究生=19。

(二) 初步回归结果

表 5 中报告了模型(7)和(8)的 OLS 估计结果。变量 $\ln(1+m)$ 和 $\ln(1+\psi m)/(1+m)$ 对城市人均收入均具有显著的正向影响,证实了农村劳动力流动通过本地市场效应促进城市人均收入增长,携带的人力资本越高越有利于流入城市的人均收入增长。

表 5 农村劳动力流动与城市人均收入的 OLS 估计结果

变量	模型(7)	模型(8)	变量	模型(7)	模型(8)
$\ln(1+m)$	0.664 ** (0.283)	0.613 ** (0.236)	<i>zycity</i>	0.123 * (0.0655)	0.0580 (0.0536)
$\ln((1+\psi m)/(1+m))$	4.851 * (2.654)	6.791 *** (2.151)	副省级城市	-0.0975 (0.220)	-0.0562 (0.177)
$\ln(H_u)$	3.742 *** (0.414)	2.746 *** (0.360)	一般地级城市	-0.0839 (0.200)	-0.108 (0.163)
$\ln(N_u/A)$	-0.0119 (0.0425)	-0.0408 (0.0358)	中部地区	-0.408 *** (0.0768)	-0.216 *** (0.0766)
$\ln(toseaboard)$		-0.00921 (0.0388)	西部地区	-0.491 *** (0.0909)	-0.170 * (0.101)
$\ln(indst)$		0.264 *** (0.0363)	东北地区	-0.287 * (0.153)	-0.174 (0.127)
$\ln(perfiscal)$		0.343 *** (0.0563)	<i>Constant</i>	-6.840 *** (0.919)	-7.176 *** (0.872)
$\ln(nsoe)$		0.162 ** (0.0712)	<i>Observations</i>	172	168
			<i>R-squared</i>	0.608	0.762
			<i>F statistic</i>	24.98	34.94

注:括号内为标准差;***、**和*分别表示 1%、5%和 10%水平下显著。

(三) 内生性检验

但是, OLS 结果可能是有偏的。这是因为, 变量 $\ln(1+m)$ 具有内生性。经济集聚水平在一定程度上决定着农村劳动力的空间分布, 较高的人均收入预期吸引了较大规模的农村劳动力流入。而伴随着农村劳动力越来越多地转移到城市经济中, 城市市场需求水平增加, 在存在运输成本和市场分割的情况下, 更多的企业在城市集聚, 城市的人均收入水平会进一步提高。忽略这种双向因果关系产生的内生性将会导致估计产生偏差。另外城市收入的决定机制复杂, 建模过程中不可避免存在遗漏变量的可能性。

在难以以为移民寻找到合适工具变量的情况下, 本文借鉴了现存文献的常用做法, 如 Ciccone and Hall^[2], 范剑勇^[13]等, 选用滞后的移民变量作为当期移民变量的工具变量^①。本文采取的工具变量是“滞后期 2000 年市辖区农村劳动力比例”。需要说明的是: 滞后的移民比例除了与当前移民比例产生关联外, 还能够通过影响经济结构的变化而作用于城市的人均收入, 如果在检验时没有控制这些因素对城市收入的影响, 那么滞后的移民变量就有可能通过未观察到的因素影响城市收入。为此, 本文充分控制了产业结构、财政支出、所有制结构等经济因素的作用, 同时也控制了城市类型、地理位置等非经济因素的影响, 以求在最大程度上确保工具变量不会通过未观察到的因素作用于城市人均收入。表 6 的第 2 列汇报了工具变量回归的结果。第一阶段工具变量有效性的检验结果发现, 2000 年市辖区农村劳动力比例对变量 $\ln(1+m)$ 具有显著的正向影响, 在控制其他解释变量的情况下, 工具变量显著性 F 检验值为 21.006, 不存在弱工具变量问题。

表 6 的第二阶段回归结果显示, 在加入更多控制变量的基础上, 变量 $\ln(1+m)$ 的回归系数 1.948, 并在 1% 水平上显著, 这表明, 农村劳动力流动通过本地市场效应促进城市人均收入的增加。具体来说, 内生于城市集聚经济的就业机会和工资溢价导致劳动力向城市集中, 劳动力所具有的消费潜力也会随之流动, 增加迁入城市的市场潜能。并且劳动力迁移到城市同时增加了消费支出的可能性, 比如类似于歌剧院等仅仅存在于城市, 尤其是具有文化底蕴的城市, 具有艺术、审美上的吸引力, 城市较高的居住密度也增加了社交的可能性等等。因此, 伴随着劳动力不断地从农村迁移到城市经济集聚地, 导致本地市场规模不断增加。在存在运输成本和规模经济的前提下, 大量企业的选址集中在经济集聚地, 获得厂商层面的规模经济效应, 提高劳动生产率, 促进了城市人均收入的增加。值得注意的是, 本地居民的人口密度 $\ln(N_u/A)$ 对于城市产出没有影响, 这意味着本地人口的空间分布缺乏效率, 但是农村劳动力流动可以通过提高城市的人口密度对于城市产出产生显著影响。因此农村劳动力城市化是提高人口空间分布效率的重要途径。一个有意思的发现是: 我们将 $\ln(1+m)$ 和 $\ln(N_u/A)$ 合并, 考察常住人口密度对城市人均收入的影响, 结果是不显著的。^② 这表明尽管农村劳动力流动能够通过本地市场效应提高城市人均收入水平, 但这种作用并不充分, 中国人口空间分布效率还有很大的提升空间。

$\ln(1+\psi m)/(1+m)$ 是本文关注的另一个核心变量, 该变量反映了农村劳动力迁移通过影响城市人力资本而作用于城市人均收入。该变量的回归系数为 14.24, 并在 1% 统计水平上显著, 这意味着在农村移民比例相同的情况下, 农村移民相对于城市居民的人力资本水平越高, 城市的人均收入水平会得到显著的提高。值得注意的是, 该系数远远超过了本地居民人力资本 $\ln H_u$ 的回归系数, 这意味着农村劳动力流动通过人力资本途径对于城市收入的提高具有极大的好处。

① 工具变量需要选择一个外生的, 且仅通过对内生变量(当期移民)而作用于城市收入。农村劳动力流动具有网络依赖性, 当期移民的流向总是与滞后期移民保持一致。因此, 滞后期的移民与当期移民应该是高度相关的。

② 感兴趣的读者可来信向作者索取结果。

表 6 内生性检验和稳健性检验

解释变量	模型(7)	稳健性检验			模型(8)	稳健性检验	
	IV	IV(1)	IV(2)		IV	IV(1)	IV(2)
第一阶段回归							
2000 年市辖区	0.1013***	0.1002***	0.1013***				
农村劳动力比例	(0.0221)	(0.0239)	(0.0231)				
第二阶段回归							
$\ln(1+m)$	1.948*** (0.695)	2.233*** (0.786)	2.118*** (0.740)	副省级城市	-0.171 (0.199)		0.008 (0.122)
$\ln(1+\psi m)/(1+m)$	14.240*** (4.350)	17.841*** (5.489)	16.634*** (5.058)	一般地级城市	-0.217 (0.183)		
$\ln H_u$	2.846*** (0.443)	2.963*** (0.524)	2.918*** (0.478)	中部地区	-0.151* (0.089)	-0.158 (0.099)	-0.143 (0.094)
$\ln N_u/A$	-0.040 (0.042)	-0.031 (0.046)	-0.040 (0.044)	西部地区	-0.066 (0.112)	-0.051 (0.128)	-0.047 (0.120)
$\ln \textit{toseaboard}$	0.036 (0.045)	0.077 (0.055)	0.052 (0.048)	东北地区	-0.042 (0.154)	-0.027 (0.176)	-0.014 (0.163)
$\ln \textit{indst}$	0.211*** (0.046)	0.227*** (0.051)	0.224*** (0.049)	Constant	-8.335*** (1.165)	-9.161*** (1.366)	-8.856*** (1.254)
$\ln \textit{perfiscal}$	0.403*** (0.066)	0.407*** (0.071)	0.406*** (0.068)	Observations	152	137	146
				R-squared	0.636	0.569	0.600
$\ln \textit{nsoe}$	0.163* (0.085)	0.185** (0.093)	0.176** (0.089)	F statistic	19.00	16.19	17.55
\textit{zycity}	0.122* (0.065)	0.122* (0.069)	0.119* (0.067)	Cragg-Donald Wald F statistic	21.006	17.580	19.270

注:括号内为标准差;***、**和*分别表示 1%、5%和 10%水平下显著。

(四) 稳健性检验

本文的结论有可能对样本城市的类型和城市规模具有较高的敏感性。如与地级城市比较,省级城市、副省级城市在经济区位、产业基础、对外开放程度、政策等方面具有明显的优势,极有可能出现异常值。城市人口规模和农村劳动力流动二者之间存在密切的循环累积因果关系,一方面农村劳动力大量进入城市,增加了城市的规模;而当城市规模增加,又进一步增加了就业机会,吸引着人口进一步流入。为了进一步验证本文的模型和结论的可靠性,文章从两个方面利用工具变量进行稳健性检验:一是一般地级城市,二是常住人口规模小于 1000 万的城市。上表 6 的稳健性回归结果显示, $(1+m)$ 、 $(1+\psi m)/(1+m)$ 都表现出相当好的稳健性,表明结论是可信的。

五、劳动力流动与城市的收入差距:基于回归方程的分解

表 6 的回归结果显示,农村劳动力规模及其携带的人力资本是城市人均收入的重要决定要素。但是本文真正关心的是农村劳动力流动究竟在多大程度上影响了城市收入差距。本部分将根据 IV 回归方程的估计结果,利用 Shapley 分解方法,考察不同因素对于城市间收入差距的影响程度。

(一) 分解说明

1. Shapley 分解方法说明。首先,由于回归方程采取的是双对数形式,为了分析收入差距而不是收入对数的差距,需要根据回归结果求解被解释变量的拟合值,并对其进行差距的分解,而不是针对被解释变量的对数值进行分解。因此写出收入变量 Q/N 的决定函数:

$$\frac{Q}{N}=exp(\hat{\beta}_0)(1+m)^{\hat{\beta}_1}\left(\frac{1+\psi m}{1+m}\right)^{\hat{\beta}_2}(H_u)^{\hat{\beta}_3}\left(\frac{N_u}{A}\right)^{\hat{\beta}_4}...exp(\text{虚拟变量}) * exp(\hat{\mu})$$

(9)

然后使用Ⅳ回归结果计算出人均收入的拟合值,利用拟合值计算收入差距指数,并进行分解。衡量收入差距指标很多,如基尼系数、泰尔指数、阿特金森指数等。一般而言,泰尔指数具有可分解的性质,并且分解结果能够较好地解释组内差距和组间差距。因此,泰尔指数可以满足本文的需要。利用拟合值计算的泰尔-L 指数和泰尔-T 指数的取值分别是 0.10146 和 0.09666。

2. 常数项问题。式中 $exp(\hat{\beta}_0)$ 是常数项,当计算收入差距指标时,可以从方程中去掉而不会产生影响^[22]。

3. 虚拟变量的问题。由于运用 Shapley 分解方法涉及的运算量极大,变量每增加一个,该程序计算量呈几何级数增长,当变量超过 10 个后,经常无法得到结果^[33],因此将虚拟变量和误差项合并,代表了被排除在外的变量对于收入差距的作用。

(二) Shapley 分解结果分析

表 7 中汇报了泰尔-L 指数、泰尔-T 指数的分解结果。

表 7 泰尔指数的分解结果

变量	泰尔-L 指数			泰尔-T 指数		
	贡献度	相对影响	排序	贡献度	相对影响	排序
1+m	0.06177	60.8832	1	0.08358	86.473	1
(1+ψm)/(1+m)	-0.0468	-46.147	2	-0.0709	-73.312	2
城镇居民人力资本水平	0.03925	38.6824	3	0.04223	43.6922	3
城镇居民人口密度	0.0006	0.59225	8	0.0014	1.45169	8
与沿海主要规模以上港口的最近距离	-0.0043	-4.2181	6	-0.0052	-5.3302	6
二三产业就业人口规模比值	0.01471	14.5026	5	0.01162	12.0261	5
人均地方政府预算内财政支出	0.03254	32.0707	4	0.02985	30.8846	4
非公有制经济就业人员比例	0.00311	3.06594	7	0.00444	4.59818	7
其他	0.00058	0.56791	9	-0.0005	-0.484	9
合计	0.10146	100		0.09666	100	

本地市场效应和人力资本效应是本文关注的核心因素。从表 7 可知,本地市场效应是城市间收入差距扩大的首要因素,本地市场效应对于泰尔-L 指数、泰尔-T 指数的贡献分别为 61% 和 86%,都居于首位。这表明,伴随着农村劳动力及经济活动集聚,增加了迁入地的市场潜力,带来厂商的进一步集聚,当地生产的产品种类越多,消费者价格指数越低,进一步吸引更多的农村劳动力,在这样的一种“自我强化、累积循环”的过程中,当地人均收入得到提高,也进一步拉大城市间的收入差距。据统计,全国地级及以上城市的 m 值为 0.207,然而城市之间存在显著差异。省级城市和副省级城市的 m 值为 0.405,超过其他城市的 0.188;东部、中部、西部和东北地区城市的 m 值分别为 0.313、0.123、0.146 和 0.070。城市规模越大,m 值越高,在人口规模超过 500 万城市中,m 值为 0.545,人口规模在 100 万~500 万之间的城市均值为 0.211,人口规模小于 100 万城市的 m 值为 0.156;资源型城市的 m 值为 0.123,低于其他城市的 0.254。因此农

村劳动力在空间分布上存在集聚和不均衡现象,最终导致城市间收入差距扩大。

然而人力资本效应则有助于缓解城市收入差距。该因素使得泰尔-L 指数、泰尔-T 指数下降 46%和 73%,均居于第二位。这表明,农村劳动力携带的人力资本有助于缩小城市间的收入差距。原因在于,虽然携带较高人力资本的劳动力更容易在城市中优先找到工作,受教育程度高的人群通常具有较强的迁移动机。但是城市规模扩大的就业增加效应对于不同受教育水平的劳动者并不相同,较高技能和较低技能组别的劳动力均从城市规模的扩大中得到了好处,其中较低技能组别劳动力的受益程度最高^[24],因此伴随着城市化率的提高,迁移人口中的低技能劳动力比例逐步增加,降低了平均人力资本水平。据统计,从全国来看,人力资本效应均值为 0.997,农村劳动力入城最终降低了城市总体人力资本水平。该系数同样存在显著差异,省级、副省级和一般地级市的人力资本效应均值分别为 0.973、0.972 和 1.000;东部、中部、西部和东北地区的人力资本效应均值分别为 0.995、1.000、0.999 和 0.996。城市规模越大,该系数越低,在人口规模超过 1000 万的城市均值为 0.953,人口规模在 500 万~1000 万的城市均值为0.988,人口规模介于 100 万~500 万的城市均值为 0.997,而人口规模低于 100 万的城市均值为1.001。因此伴随着城市集聚程度的提高,人力资本平均水平降低,缩小了城市间人力资本水平的差距,进而缩小了城市之间的收入差距。

如果将本地市场效应和人力资本效应两个因素结合在一起考虑,农村劳动力的空间集聚和空间不均衡对城市收入差距的影响依然为正值,即农村劳动力流动扩大了城市间收入差距。

六、结论和政策含义

文章基于集聚经济视角,从农村劳动力流动角度分析城市人均收入的决定因素,基于回归方程对城市收入差距指标分解,发现农村劳动力流动是城市间人均收入差距扩大的重要因素。具体来说,农村劳动力流动存在空间集聚和空间不均衡现象,东部地区、特大城市、省级城市和副省级城市等具有强劲的人口集聚能力,存在“强者恒强”的自我强化现象;理论模型和实证检验均表明,农村劳动力流动影响城市人均收入的集聚经济因素本地市场效应和人力资本效应;利用 Shapley 方法对泰尔-L 指数、泰尔-T 指数进行分解,发现农村劳动力流动最终扩大了城市间收入差距,但是两个因素存在差异。本地市场效应是扩大城市间人均收入差距的首要因素。然而人力资本效应缩小城市间收入差距,不过目前人力资本效应还未超过本地市场效应。

为了实现 2020 年常住人口城镇化率 60%左右的目标,需要 1 亿左右的农村劳动力转移到城市就业,农村劳动力流动的空间集聚和不均衡现象必将持续,城市收入差距扩大存在理论逻辑和实证结果支持。隐含的政策含义如下:

1.采用提高集聚经济的城市化模式。文章提供了集聚经济效应在中国存在的证据,证实了人口城市化是经济增长的引擎。虽然劳动力集聚的本地市场效应扩大了城市间收入差距,但这是经济发展的必经阶段。新型城市化被视为现代化的必由之路、最大的内需所在、经济增长的新动力(国发〔2016〕8 号),因此需要充分发挥集聚经济机制。分割的市场不利于集聚经济功能的发挥,造成资源配置效率的下降^[25]。因此需要打破市场分割,鼓励交流和合作,进一步降低贸易壁垒,加强城市之间、尤其是东中西部之间的贸易联系,同时改善城市交通基础设施建设,加快中西部地区硬件和软件建设,促进经济一体化。

2.从集聚走向平衡需要政府的适当干预。从集聚走向平衡只是自由经济的长期结果。从短期来看,与农村劳动力流动直接关联的本地市场效应会扩大城市间收入差距。另外,提升农村移民的人力资本水平也会显著促进人口迁入城市的人均收入。尽管目前来看,由于移民的人力资本还是偏低,因此具有缩小城市间收入差距的作用。但随着农村移民人力资本水平的提

高,该因素在缩小收入差距中的作用会逐步消失。因此,在从集聚走向平衡的过程中,城市间收入差距可能会经历一个类似于库兹涅茨的倒U型演进特征。这也就意味着,要想缩小农村劳动力空间集聚带来的收入差距扩大,对欠发达地区的偏向性财政支持是必不可少的。

参考文献:

- [1] 戚伟,刘盛和,赵伟凤. 中国城市流动人口及市民化压力分布格局研究[J]. 经济地理,2016(5).
- [2] Ciccone A, Hall R E. Productivity and the Density of Economic Activity [J]. The American Economic Review, 1996(1).
- [3] Ciccone A. Agglomeration Effects in Europe [J]. European Economic Review, 2002(2).
- [4] 蔡昉,王美艳. 中国面对的收入差距现实与中等收入陷阱风险[J]. 中国人民大学学报,2014(3).
- [5] Taylor A M, Williamson J G. Convergence in the Age of Mass Migration [J]. European Review of Economic History, 1997(1).
- [6] 王小鲁,樊纲. 中国地区差距的变动趋势和影响因素[J]. 经济研究, 2004(1).
- [7] 段平忠,刘传江. 中国省际人口流动对地区差距的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2012(11).
- [8] Jones Charles I. R & D-Based Models of Economic Growth[J]. Journal of Political Economy, 1995(4).
- [9] 余吉祥,沈坤荣. 跨省流动、经济集聚与地区差距扩大[J]. 经济科学, 2013(2).
- [10] Lucas R. Life Earnings and Rural-Urban Migration [J]. Journal of Political Economy, 2004(1).
- [11] 朱华友. 新经济地理学经济活动空间集聚的机制过程及其意义[J]. 经济地理, 2005, 25(6).
- [12] 世界银行. 2009年世界发展报告:重塑世界经济地理[M]. 北京:清华大学出版社, 2009.
- [13] 范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异[J]. 经济研究, 2006(11).
- [14] 章元,刘修岩. 集聚经济与经济增长:来自中国的经验证据[J]. 世界经济, 2008(3).
- [15] Marshall A. Principles of Economics [M]. London: Macmillan, 1890.
- [16] Venables A. Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries[J]. International Economic Review, 1996(2).
- [17] 朱江丽,李子联. 户籍改革、人口流动与地区差距——基于异质性人口跨期流动模型的分析[J]. 经济学(季刊), 2016(2).
- [18] Helsley R W, Strange W C. Matching and Agglomeration Economies in a System of Cities[J]. Regional Science and Urban Economics, 1990(2).
- [19] 王永培,晏维龙. 中国劳动力跨省流动的实证研究[J]. 人口与经济, 2013(2):53-59.
- [20] 宁光杰. 中国大城市的工资高吗?——来自农村外出劳动力的收入证据[J]. 经济学(季刊), 2014(3).
- [21] 段平忠. 中国省际迁移人口的受教育程度差异对经济增长及地区差距的影响分析[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2013(3).
- [22] 万广华. 解释中国农村区域间的收入不平等:一种基于回归方程的分解方法[J]. 经济研究, 2004(8).
- [23] 王鹏. 我国劳动力市场上工资收入差距的决定因素——基于夏普里值过程的回归方程分解[J]. 财经研究, 2012(2).
- [24] 陆铭,高虹,佐藤宏. 城市规模与包容性就业[J]. 中国社会科学, 2012(10).
- [25] 周光霞,余吉祥. 1990—2010年长三角地区城市体系的演进——基于人口普查数据的研究[J]. 西北人口, 2013(2).

(责任编辑:宋雪飞)