

# 人口城市化、结构红利与时空效应研究

## ——以劳动力市场效率为视角

唐代盛 盛 伟

**【摘 要】**文章采用 2012~2016 年中国劳动力动态调查数据,从时间和空间二元视角考察了人口城市化与产业结构升级对劳动力市场效率的促进作用及变动规律。研究发现,在时间维度上,城市化对提升劳动力市场效率随时间的推移显现结构红利效应且呈增强态势,城市化加强了产业结构变迁的生产率增长效应,二者形成了促进劳动力市场效率的“协同效应”;在空间维度上,城市化有显著的扩散效应,能带动邻近地区劳动力市场效率提升,不过随时间的推移逐渐演化为空间竞争效应。模拟市场边界范围扩大,劳动力市场效率呈“倒 U 形”非线性空间变动规律,改变了严格的“距离衰减”假设。就业红利的时间—空间效应表明,城市化、产业升级虽然在区域范围内难以产生显著的长期结构红利,但通过空间溢出效应带来了劳动者就业水平的持续提升。消除地区间空间壁垒,规避经济过度聚集,拓展市场边界,将有效提升城市化及产业结构升级过程中的结构红利,从而提升中国劳动力市场效率。

**【关键词】**城市化 结构红利 空间溢出效应 劳动力市场效率

**【作 者】**唐代盛 北京交通大学经济管理学院,教授;盛 伟 西南民族大学经济学院,讲师。

### 一、引 言

1978~2017 年,中国城镇人口从 1.7 亿增长至 8.1 亿(国家统计局,2018),实现了人类史上最大规模的乡城人口转移。40 年的人口城市化使中国经济年均增速超过 10%,产业结构也同步升级,1978~1995 年形成以轻工业为主导的城市化,1996~2013 年形成以重工业为主导的城市化,2013 年以来形成以服务业为主导的城市化。在农村人口向城镇转移的过程中所形成的聚集经济提高了生产要素配置效率,产业结构持续升级为城市提供了更多的就业机会,并使农村劳动力获得了比分散定居农村,专门从事农业生产更高的工资收入或劳动生产率,为经济社会发展带来了超稳态的结构红利。

空间扩张是城市发展的基本保障,1978~1992 年小城镇建设、1992~2003 年功能

区建设,以及2003年至今综合功能新城区建设均推动了城市空间的拓展。现代通讯、互联网、物联网信息基础设施与水电煤气的公用基础设施在城市,以及城市和乡村之间形成网络化空间交互格局,使城市化聚集经济所形成的结构红利在地理空间产生溢出效应(Fujita等,2003)。然而,既往从城乡结构或产业结构视角考察结构红利效应的研究,侧重于考察城市化水平提升或产业结构升级对本地区工资收入或劳动生产率的作用,忽略了城市化进程中的空间溢出效应。在城市化推进、产业结构调整等政策制定时将空间溢出效应纳入其中,对于推进中国城市化和产业发展及提升劳动力市场效率将具有重要的理论和实践意义。

## 二、研究现状

Peneder(2003)指出,在生产要素总量固定下促进生产效率提升,可以通过要素从低生产率(增长)部门或行业向高生产率(增长)部门或行业的转移实现。从劳动力流动视角看,结构红利的产生一般依赖于两种路径:一是城市化进程中劳动力从农村向城市部门的迁移;二是产业结构升级过程中劳动力从第一产业向第二、三产业的转移。Bertinelli等(2004)认为,城市化促进了经济增长,主要动力源于人力资本积累和生产效率提升。伴随城市化进程,印度、巴西、韩国等国家的产业结构升级在一定程度上促进了经济增长(Cortuk等,2011;Aldrichi等,2013)。

Sancar等(2017)以欧洲为样本的实证研究发现,城市化与经济增长相互依存,城市人口密度和服务业就业率的提升对经济增长具有显著影响。上述研究丰富和补充了新古典增长理论框架中要素生产率提高的原因,更多的学者开始将城乡结构及产业结构调整的红利效应视为中国经济增长一个新的解释。干春晖、郑若谷(2009)通过测算劳动力在产业之间转移带来的结构效应发现,城市化进程中劳动力结构变化对劳动生产率增长具有显著作用。王鹏、尤济红(2015)证实了中国资本和劳动力要素在三次产业升级过程中的结构红利效应。中国城市化进程的加速发展,吸引了大量劳动力从第一产业向第二、三产业转移,提高了劳动力资源在产业和区域之间的配置效率,促进了全要素生产率提高(蔡昉,2017)。

当然,在城市化及产业结构升级过程中,如果资源要素流向生产效率较低的第三产业部门,可能导致经济增速下降的负向效应(Baumol,1967)。事实上,在全球经济发展过程中,普遍存在因产业结构调整而导致的经济增长降速现象(Nordhaus,2008;Hartwig,2011)。Bertinelli等(2004)采用1960~1990年39个发展中国家数据做半参数估计也发现,城市集中度的增加抑制了发展中国家1/3左右的经济增长。李小平、陈勇(2007)采用中国省级工业数据的研究发现,劳动力流动对生产率增长的作用并不显著。曾起艳等(2018)采用双门限回归模型实证的结果表明,产业结构升级对中国城市全要素生产率具

有非线性影响,呈现先增后减的发展规律。

以往研究大多建立在传统封闭经济体系的城市化理论框架下,研究方法也通常局限于空间均质的假定。事实上,资源要素既可以在部门之间或产业之间转移,形成要素产业结构的演进,也能实现地理空间的转移,形成要素空间结构的演化,忽视空间异质性可能导致估计偏误。中国省域经济发展存在明显的空间溢出效应,主要呈现高一高聚集或低—低聚集的空间分布特征(潘文卿,2012;Bai等,2012)。狭义、单一的城市化或产业结构并不能真实反映经济增长过程的变化,在地理空间上相互关联的经济效应需要更为细致的分解。在结构性减速背景下,国内少数学者探讨了中国城市化的空间关联效应,发现中国省域之间城市化水平存在两极分化,表现为中西部低值集聚、东部沿海高值集聚的特征(曾昭法、左杰,2013)。周慧(2016)的研究发现,城市化对经济增长具有显著的区域内溢出效应,普通 OLS 回归忽视了空间因素的影响,导致城市化对经济增长的贡献被低估。李长亮(2016)通过空间杜宾模型进一步发现,全国及东中西部城市化对城乡工资收入差距具有正向的空间溢出效应。

综上所述,国内外学者对城市化及产业结构升级的结构红利效应进行了多角度的研究,形成了结构红利效应、结构性减速、结构红利溢出效应等结论。然而,既有研究仍有进一步拓展的空间:一是基于宏观层面数据研究,城市化率与地区劳动生产率或劳动工资收入之间往往存在“双向互促共进关系”,导致内生性问题;二是现有研究往往将城市化或产业结构作为单独解释变量,鲜有将其纳入同一分析框架;三是现有研究鲜有考虑城市化随时间推移对地区劳动生产率的动态作用特征。鉴于此,本文将采用空间多层次估计模型,从微观视角刻画城市化对劳动生产率的作用,通过空间计量方法考察中国城市化过程中全域和局域劳动生产率的空间溢出效应,并将城市化和产业结构纳入统一研究框架,考察二者对劳动生产率增长在中短期和长期的“空间协同效应”。

### 三、研究假设

城市化的核心是通过劳动力等生产要素的聚集效应实现聚集经济(Duranton等,2004),投入要素分享、生产要素匹配,以及劳动者之间知识溢出与相互学习在经济聚集区得以充分体现,进而提高劳动生产率。城市化过程增加了城市劳动力的数量和比例,有效转化了农业剩余劳动力,提高了人口年龄结构的生產性,拉升了工资收入或劳动生产率,形成城市化的产出效应。伴随城市中劳动年龄人口比例的增加,还提高了储蓄水平,资本积累效应推动劳动工资收入的增长(张辽,2012)。城市化加速了物质、人力、技术等资本的积累,提升了全要素生产率(李建民,2015)。由此本文提出假设1:城市化将显著提升劳动力市场效率。

伴随城市化进程的经济集聚,通过促进地区知识、技术密集型产业发展提升劳动生

产率(Glaeser等,2010)。随着城市化水平的提升,生产要素的聚集降低了生产成本,规模效应会显著扩大市场需求,为农业转移人口提供了更多发展机会。同时,农业转移人口被配置到生产率更高的部门,有助于提高劳动者的生产效率(Peneder,2003)。中国城市化加速推动了产业结构升级(陈丹妮,2017),促进第二、三产业向集约型、创新型发展,提升了劳动生产率,产业结构变迁与聚集也影响着中国城市化的进程(杨仁发、李娜娜,2016)。由此提出假设2:城市化与产业升级将产生劳动力市场效率提升的协同效应。

资源要素在产业间流动的同时也在区域间流动,形成地区之间的相互作用。中国高速铁路的快速发展所产生的“地理收缩效应”使地区间劳动力等生产要素的流动效率提升,产业跨区域关联度不断增加。加之互联网等通讯技术的进步和普及,信息传播速度提升、成本下降,物流业快速发展等显著降低了产品的聚集和扩散成本,区域间市场壁垒削弱使中国资源要素的可持续流动增强(唐代盛、盛伟,2019)。地区生产要素因此获得较强的空间流动或外溢能力,邻近地区经济、社会发展模式趋同,呈现出本地区城市化提升对空间邻近地区劳动生产率的带动。由此本文提出假设3:城市化与产业升级引发劳动生产率提升的空间溢出效应,并随时间推移呈现扩散效应趋弱、竞争效应增强。

四、数据来源、模型选择与变量构造

(一) 数据来源

本文数据来自2012~2016年中国劳动力动态调查(CLDS)和《中国统计年鉴》<sup>①</sup>。对微观劳动力样本的处理,按照国际通用标准,将15~64岁具有劳动能力的人口定义为劳动年龄人口。CLDS数据以两年为周期,经过数理处理和空间匹配后,本文得到2012、2014和2016年的劳动力样本分别为11624个、22274个和19597个,有劳动工资收入的样本分别为4298个、6200个和7339个。根据劳动者所在省份和宏观变量进行宏观样本匹配,得到本文所需的实证数据。

(二) 模型选择

由于涉及地区城市化进程和劳动者个体特征两个层面数据,本文采用多层次回归模型进行估计。基本表达式为:

$$\ln w_{i,r} = \beta_{0,r} + \beta_{1,r} X_{i,r} + \varepsilon_{i,r} \tag{1}$$

$$\beta_{0,r} = \eta_{0,0} + \eta_{0,1} UP_r + \alpha_{0,r} \tag{2}$$

$$\beta_{1,r} = \eta_{1,0} + \eta_{1,1} UP_r + \alpha_{1,r} \tag{3}$$

① 中国劳动力动态调查微观数据虽然只涵盖29个省,但计算城市化空间项尽可能考虑全国范围市场间的相互作用,因而宏观样本采取除中国香港特别行政区、澳门特别行政区、台湾地区、西藏自治区外的30个省份作为研究范围。



式(1)中,  $w_{i,r}$  为  $r$  地区第  $i$  个劳动者的工资收入水平,  $X_{i,r}$  为个人特征; 式(2)和式(3)中  $UP_r$  表示  $r$  地区的城市化进程,  $\alpha_{0,r}, \alpha_{1,r}$  为宏观层面的扰动项。多层次回归模型的优点在于能够依靠层次结构中每一层级的残差克服微观劳动力样本之间非独立的限制。综合式(1)、式(2)、式(3), 可以表示为:

$$\begin{aligned} \ln w_{i,r} &= \eta_{0,0} + \eta_{0,1} UP_r + \alpha_{0,r} + (\eta_{1,0} + \eta_{1,1} UP_r + \alpha_{1,r}) X_{i,r} + \varepsilon_{i,r} \\ \ln w_{i,r} &= \eta_{0,0} + \eta_{0,1} UP_r + \eta_{0,1} X_{i,r} + \eta_{1,1} UP_r \times X_{i,r} + (\alpha_{0,r} + \alpha_{1,r} X_{i,r} + \varepsilon_{i,r}) \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)中,  $\eta$  为固定系数,  $\alpha$  为随机系数。个体变异在不同地区之间较大而在同一地区之内较小, 个体特征估计系数受宏观变量的影响。相对于式(1), 式(4)中误差项既受宏观误差( $\alpha$ )的影响, 也受劳动者个体特征变量( $X_{i,r}$ )的影响, 不满足独立同方差的经典假设, 故普通最小二乘法(OLS)不再适用。本文用迭代最大似然法进行估计。

进一步考虑城市化空间溢出效应, 本文多层次空间计量模型表达式为:

$$\begin{aligned} \ln w_{i,r} &= \eta_{0,0} + \eta_{0,1} UP_r + \rho_{0,1} \sum_{m \neq r} W \times UP_m + \eta_{1,0} X_{i,r} + \eta_{1,1} UP_r \times X_{i,r} + \\ &\quad \rho_{1,1} \sum_{m \neq r} W \times UP_m \times X_{i,r} + (\alpha_{0,r} + \alpha_{1,r} X_{i,r} + \varepsilon_{i,r}) \end{aligned} \quad (5)$$

其中,  $W$  为空间权重矩阵,  $UP_m$  为其他地区城市化水平。  $\rho_{0,1}$  为其他地区城市化水平的加权平均值对本地区劳动生产率或劳动力市场效率的影响。

### (三) 变量构造

1. 被解释变量。用劳动工资收入反映劳动力市场效率, 以 2012 年为基期, 通过消费者价格指数对 2014 和 2016 年劳动者的工资收入水平进行调整以剔除价格因素干扰, 并将最高和最低 1% 水平作极端值处理。

2. 解释变量。本文采用各省年末总人口中城镇人口占比作为城市化进程( $UP$ )的代理变量。劳动力要素流动是城市化空间溢出效应的实现途径, 以人口城市化指标衡量中国城市化进程及空间溢出效应符合本文研究目标。

3. 空间权重矩阵。本文采用地理距离权重矩阵  $W_d$  和经济距离权重矩阵  $W_e$  两种方式, 构造城市化进程的空间溢出项。一是用各省质心间距离对地理距离权重矩阵赋值, 用距离倒数建立 30 行 30 列的  $W_d$ , 并进行行标准化处理。  $W_d$  中标准化权重元素计算方法为:

$$w_{r,m} = \frac{1/D_{r,m}}{\sum_{m=1}^{30} (1/D_{r,m})}, \text{ 其中 } D_{r,m} \text{ 表示省 } r \text{ 与 } m \text{ 之间距离; 二是按照邻近经济学, 在借鉴}$$

李婧等(2010)研究的基础上, 构建经济距离权重矩阵, 计算方法为:

$$W_e = W_d \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}}\right) \quad (6)$$

式(6)中,  $W_d$  为地理距离空间权重矩阵,  $\bar{Y}_r = \frac{\sum_{t_0}^{t_1} Y_{r,t}}{(t_1 - t_0 + 1)}$  为考察期内  $r$  省实际人均 GDP,  $\bar{Y} = \frac{\sum_{r=1}^n \sum_{t_0}^{t_1} Y_{r,t}}{(t_1 - t_0 + 1)}$  为考察期内全国实际人均 GDP,  $t$  为年份。由上述矩阵可知, 一个省人均 GDP 占全国均值的比重越大(即  $\frac{\bar{Y}_r}{\bar{Y}} > \frac{\bar{Y}_m}{\bar{Y}}$ ), 其对邻近地区影响也越大(即  $w_{r,m} > w_{m,r}$ )。

4. 控制变量。参照 Mincer(1974)工资方程与类似研究(刘家强等, 2018), 选取以下三类控制变量: 一是人口社会学特征, 包括性别、年龄、户籍、受教育程度、健康状况、政治面貌; 二是工作单位性质; 三是劳动者工作所处行业。

表 1 显示, 2012~2016 年中国劳动者平均工资收入对数为 9.96。在人口社会学特征方面, 男性比例为 48%, 平均年龄 42.14 岁, 30.80% 为城市户籍人口, 健康水平介于一般与健康之间, 平均受教育年限为 9 年, 相当于初中文化程度, 8.10% 的劳动者具有中共党员身份。从工作单位性质来看, 11.20% 的劳动者就业于国营单位。

表 1 变量描述性统计

变 量	均值	标准差	最大值	最小值	样本量
工资收入对数 lnw	9.958	0.888	12.109	6.843	17837
性别 Gender(男性 =1, 女性 =0)	0.480	0.500	1	0	53495
年龄 Age(岁)	42.143	13.705	64	15	53495
户籍 Identity(城市户籍 =1, 其他 =0)	0.308	0.462	1	0	53495
健康状况 Health	3.661	0.985	5	1	53495
受教育程度 Education(年)	9.000	4.056	19	0	53495
身份 Party(中共党员 =1, 其他 =0)	0.081	0.272	1	0	53495
单位 Employer(国营单位 =1, 其他 =0)	0.112	0.331	1	0	53495

## 五、实证分析

### (一) 城市化进程中的结构红利效应估计

表 2 模型 1 和模型 2 的估计结果表明, 城市化进程对劳动力市场效率的提升随着时间推移逐渐凸显, 长期而言, 城市化对劳动力市场效率的边际效应呈逐步增长态势。这从微观层面证实了中国城市化进程存在结构红利现象。从空间维度观察(模型 3 和模型 4), 中国城市化具有显著的空间扩散效应, 带动了邻近地区劳动力市场效率的提升。模型 3 和模型 4 的城市化与 2014 和 2016 年交互项的估计结果表明, 随着时间的推移, 这种扩散效应逐渐弱化, 劳动力市场效率在空间上主要表现为竞争效应且呈增强趋势,

表 2 城市化进程对劳动生产率的影响(N=17837)

变 量	模型 1	模型 2	模型 3 (W <sub>d</sub> )	模型 4 (W <sub>e</sub> )
UP	0.003(0.004)	-0.002(0.003)	-0.001(0.003)	-0.001(0.003)
UP×2014	-	0.011 <sup>***</sup> (0.003)	0.011 <sup>***</sup> (0.003)	0.011 <sup>***</sup> (0.003)
UP×2016	-	0.014 <sup>***</sup> (0.003)	0.013 <sup>***</sup> (0.003)	0.013 <sup>***</sup> (0.003)
W×UP	-	-	0.032 <sup>***</sup> (0.009)	0.028 <sup>***</sup> (0.010)
W×UP×2014	-	-	-0.025 <sup>**</sup> (0.012)	-0.020(0.014)
W×UP×2016	-	-	-0.038 <sup>***</sup> (0.012)	-0.033 <sup>**</sup> (0.014)
Age	0.056 <sup>***</sup> (0.004)	0.056 <sup>***</sup> (0.003)	0.056 <sup>***</sup> (0.003)	0.056 <sup>***</sup> (0.003)
Age <sup>2</sup> /100	-0.070 <sup>***</sup> (0.005)	-0.070 <sup>***</sup> (0.004)	-0.070 <sup>***</sup> (0.004)	-0.070 <sup>***</sup> (0.004)
Gender	0.233 <sup>***</sup> (0.016)	0.232 <sup>***</sup> (0.016)	0.235 <sup>***</sup> (0.016)	0.234 <sup>***</sup> (0.016)
Identity	0.135 <sup>***</sup> (0.039)	0.136 <sup>***</sup> (0.039)	0.134 <sup>***</sup> (0.039)	0.135 <sup>***</sup> (0.039)
Health	0.104 <sup>***</sup> (0.007)	0.105 <sup>***</sup> (0.007)	0.105 <sup>***</sup> (0.007)	0.105 <sup>***</sup> (0.007)
Education	0.041 <sup>***</sup> (0.003)	0.040 <sup>***</sup> (0.003)	0.040 <sup>***</sup> (0.003)	0.040 <sup>***</sup> (0.003)
Party	0.064 <sup>***</sup> (0.024)	0.065 <sup>***</sup> (0.024)	0.064 <sup>***</sup> (0.024)	0.064 <sup>***</sup> (0.024)
Employer	0.107 <sup>***</sup> (0.023)	0.113 <sup>***</sup> (0.022)	0.119 <sup>***</sup> (0.021)	0.117 <sup>***</sup> (0.021)
2014 年	0.007(0.056)	-0.611 <sup>***</sup> (0.185)	0.720(0.686)	0.577(0.816)
2016 年	0.169 <sup>**</sup> (0.070)	-0.614 <sup>***</sup> (0.200)	1.500 <sup>**</sup> (0.698)	1.379(0.894)
常数项	7.872 <sup>***</sup> (0.201)	8.108 <sup>***</sup> (0.206)	6.376 <sup>***</sup> (0.535)	6.408 <sup>***</sup> (0.632)
Log pseudolikelihood	-20620.80	-20573.88	-20536.14	-20541.35

注：LR test(似然比检验)的结果为 P<0.05，多层次回归模型相对普通最小二乘法(OLS)更优。括号内数据为稳健标准误。W<sub>d</sub>、W<sub>e</sub> 分别表示基于地理距离权重矩阵、经济距离权重矩阵的估计。控制了行业虚拟变量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

2016 年相对 2014 年竞争效应更为明显，本地区劳动力市场效率增长会由于邻近地区城市化进程的提升受到制约。在市场经济条件与理性人假设下，劳动者必然流向能带来更高实际工资收入的地区，这些流动将成为经济活动在地理上集中的推动力和基本因素(Kangasharju 等,2000),人口和产业分布在地区之间趋异,从而演化为中心—外围产业聚集格局(Krugman,1991),在城市化进程中呈现出地区之间的空间竞争效应。对比模型 4 和模型 3,在地理距离权重矩阵基础上构建更为合理的经济距离权重矩阵后,空间溢出项的弹性系数有所下降,且城市化与 2014 年交互项已不再显著,这表明劳动力市场效率的空间竞争效应延迟。

从控制变量看,年龄和年龄平方项对劳动力市场效率的估计系数显示,年龄与劳动者工资收入之间呈“倒 U 形”关系;男性劳动者的工资收入高于女性,城市户籍劳动者的工资收入水平高于农村户籍劳动者,这主要归因于城市产业聚集形成的规模经济导致城市劳动者可以获得更高的收入回报;健康状况和受教育程度的提升将显著提高劳动者的工资收入水平,表明健康资本和教育资本是劳动力市场效率的重要决定因素之一;具有党员身份及在国营单位就业的劳动者的工资收入水平相对较高,这类劳动

表 3 基于产—城协同效应的估计(N=17837)

变 量	模型 5(W <sub>d</sub> )	模型 6(W <sub>e</sub> )
ln(UP×STR)	0.007(0.132)	-0.011(0.130)
ln(UP×STR)×2014	0.452*** (0.155)	0.470*** (0.152)
ln(UP×STR)×2016	0.562*** (0.152)	0.592*** (0.151)
W×ln(UP×STR)	1.413*** (0.479)	1.410*** (0.536)
W×ln(UP×STR)×2014	-1.118* (0.609)	-1.036(0.698)
W×ln(UP×STR)×2016	-1.795*** (0.625)	-1.732** (0.761)
2014 年	5.625(5.462)	4.898(6.154)
2016 年	10.618* (5.669)	10.019(6.809)
Log pseudolikelihood	-20543.12	-20547.18

注：括号内数据为稳健标准误。其他变量已控制。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

第二和第三产业产值占 GDP 的比重表示地区产业结构(均值 90.32%,最大值 99.60%,最小值 82.44%)。对比表 2 的估计结果,表 3 中劳动力市场效率的估计系数表明,随着时间的推移,城市化对劳动力市场效率的提升作用随产业结构升级表现出更大的结构红利效应,二者之间形成协同效应,其中模型 6 经济距离权重矩阵的协同效应更为明显。2014 年交互项和 2016 年交互项的估计结果表明,随着时间的推移,城市化与产业结构的协同效应呈增强趋势;从空间溢出效应估计系数来看,城市化对劳动力市场效率在空间上的影响表现为扩散效应,且加入产业结构的空间溢出效应更大,城市化与产业结构的协同效应明显,加剧了本地区对邻近地区劳动力市场效率的扩散效应。从动态角度观察,2014 年交互项和 2016 年交互项均反映出,随着时间的推移,产—城协同对劳动力市场效率在空间上的影响表现出更强的竞争效应,并呈现逐年增强的趋势。

六、稳健性讨论及扩展分析

(一) 基于不同距离门槛值的局域空间效应估计

按省际地理距离的半径范围,从近到远搜索—匹配不同的省份,观测城市化溢出项弹性系数值的变化规律,以确定城市化对中国劳动力市场效率在局域不同间隔距离的空间动态效应。LeSage 等(2009)研究发现,由于空间壁垒的存在,地区之间往往缺乏有效互动,随着时间推移,经济运行空间相互分割。本文采用对应于空间权重矩阵阶数下的直接或间接效应的显著性来判定是否存在空间分割,从而推断一个区域空间单元经济变量的空间作用范围和边界。设置 1 265 公里为最小距离<sup>①</sup>,500 公里为门槛值(步进距

者一般处于主要劳动力市场,享有更多的政治资本,有着更好的福利待遇和保障水平。

(二) 基于产—城协同效应的估计

单一的城市化并不能完全反映出经济增长过程的结构变化。本文进一步构造城市化与产业结构(STR)的交互项,考察它们对劳动力市场的协同效应。参照以往研究,以

① 指任意一个省区的质心从 0 开始向外搜寻,当满足每个省都拥有至少一个邻居,即满足每个省城市化空间项均不为 0,则为最小距离(半径)范围,本文为 1 265 公里。



离),进行不同距离门槛值下城市化空间溢出项的计算。

表 4 局域回归估计结果表明,模型 7 至模型 12 的所有变量符号和显著性水平基本保持一致,“城市化的劳动力市场效率边际效应随时间推移增大,城市化的劳动力市场效率在空间上呈扩散效应且随时间的推移呈竞争效应”这一结论在局域范围仍具有较强的稳健性。对比不同地理距离弹性系数值大小发现,城市化提升了劳动力市场效率,从动态来看,城市化对劳动力市场效率的提升有增强趋势,反映了城市化有利于改善中国劳动力市场的运行效率;加入空间溢出项后发现,城市化的劳动力市场效率空间溢出效应表现为本地区与邻近地区之间呈扩散效应,在 3 265 公里的地理间距正向效应最大,呈现出先增后减的“倒 U 形”空间变动规律,在局域范围呈现非线性空间变动规律。同时,从动态角度来看,随着时间推移,扩散效应减弱,中国城市化的劳动力市场效率在空间上主要表现为竞争效应,随着时间的推移,呈现增强趋势。

### (二) 基于异质性劳动者群体的估计

表 5 展示了城市化进程对不同类型劳动者群体的影响,与全样本估计结论一致。中国城市化进程提升了劳动者的工资收入水平,但性别和户籍方面的劳动工资收入差距会随着时间的推移增大或维持不变,表明整体推进中国城市化进程并不能有效解决劳动力

表 4 基于不同距离门槛值的估计(N=17837)

变 量	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
	( $D_{r,m} \leq 1265$ )	( $D_{r,m} \leq 1765$ )	( $D_{r,m} \leq 2265$ )	( $D_{r,m} \leq 2765$ )	( $D_{r,m} \leq 3265$ )	( $D_{r,m} \leq 3765$ )
UP	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
UP × 2014	0.012*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)
UP × 2016	0.015*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.013*** (0.003)
W × UP	0.018*** (0.007)	0.020** (0.008)	0.028*** (0.008)	0.032*** (0.009)	0.033*** (0.009)	0.032*** (0.009)
W × UP × 2014	-0.015* (0.008)	-0.019** (0.009)	-0.025*** (0.009)	-0.026** (0.011)	-0.026** (0.012)	-0.025** (0.012)
W × UP × 2016	-0.022*** (0.008)	-0.027*** (0.009)	-0.034*** (0.010)	-0.038*** (0.011)	-0.039*** (0.012)	-0.038*** (0.012)
2014 年	0.114 (0.399)	0.370 (0.481)	0.677 (0.492)	0.783 (0.613)	0.782 (0.656)	0.718 (0.686)
2016 年	0.490 (0.430)	0.848* (0.500)	1.165** (0.509)	1.427** (0.615)	1.497** (0.663)	1.498** (0.698)
Log pseudolikelihood	-20538.257	-20537.185	-20530.53	-20531.295	-20532.549	-20536.239

注:括号内数据为稳健标准误。其他变量已控制。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 5 城市化进程对异质性劳动者的影响(  $W_e$  )

变 量	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
	男性	女性	城市	乡村	高人力资本	低人力资本
UP	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.006 (0.004)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.002)
UP × 2014	0.013*** (0.003)	0.010** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.010*** (0.002)	0.010* (0.006)	0.011*** (0.002)
UP × 2016	0.015*** (0.003)	0.013*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.013*** (0.003)	0.013** (0.005)	0.014*** (0.003)
W × UP	0.026*** (0.010)	0.031*** (0.009)	0.035** (0.014)	0.025*** (0.009)	0.015 (0.021)	0.033*** (0.008)
W × UP × 2014	-0.013 (0.013)	-0.028** (0.014)	-0.038*** (0.015)	-0.008 (0.013)	-0.024 (0.021)	-0.018 (0.012)
W × UP × 2016	-0.030** (0.012)	-0.036** (0.017)	-0.043** (0.020)	-0.026** (0.012)	-0.020 (0.028)	-0.034*** (0.012)
2014 年	0.165 (0.752)	0.946 (0.905)	1.736* (0.929)	-0.240 (0.747)	1.389 (1.274)	0.325 (0.733)
2016 年	1.233 (0.771)	1.385 (1.059)	2.021* (1.210)	0.848 (0.820)	1.200 (1.670)	1.321* (0.740)
样本量	10021	7816	6473	11364	3477	14360
Log pseudolikelihood	-11431.46	-9059.47	-6943.78	-13294.88	-3652.52	-16592.22

注:括号内数据为稳健标准误。其他变量已控制。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

市场长期存在的性别和户籍歧视问题。以受教育年限 12 年为界线,划分为高人力资本群体( > 12)、低人力资本群体( ≤ 12),中国城市化进程缩减了低人力资本与高人力资本劳动者群体的工资收入差距。更高的城市化水平意味着更大空间的市场潜力和相对较低的要素成本,生产要素的持续流入为两类人力资本群体尤其是低人力资本群体创造了更多的就业机会,提高了他们的劳动参与率并推动工资收入水平的上升。从动态角度观察,随着时间的推移,中国城市化进程有助于缩小异质性劳动者群体的劳动力市场效率差异,城市化进程的推进可以作为调节异质性劳动者群体劳动力市场效率差异的有效工具。

### (三) 城市化对劳动力市场就业红利的扩展分析

本文扩展分析城市化对劳动者就业的时间—空间效应,进一步观察城市化的结构红利效应。由于劳动者失业为虚拟变量,本文使用多层次 Logit 模型,其表达式为:

$$\begin{aligned} \text{Logit}\{\Pr(y_{i,r}=1|X_{i,r},UP_r,UP_m)\} = & \gamma_{0,0} + \gamma_{0,1}UP_r + \zeta_{0,1}\sum_{m \neq r} W \times UP_m + \gamma_{1,0}X_{i,r} + \\ & \gamma_{1,1}UP_r \times X_{i,r} + \zeta_{1,1}\sum_{m \neq r} W \times UP_m \times X_{i,r} + (\delta_{0,r} + \delta_{1,r}X_{i,r} + \delta_{i,r}) \end{aligned} \quad (7)$$

式(7)中,由于 CLDS 调查问卷并未统计劳动者失业指标,本文将当期处于 15~64

岁年龄段没有工作而又在积极寻找工作的劳动年龄人口定义为失业者。

表 6 结果显示,中国城市化与产业结构升级过程中确实会产生中短期就业损失效应,但对长期而言,这一失业现象将消失。劳动、资本等要素的持续流动,使生产要素结构扭曲逐步得到纠正,进而结构合理化所产生的边际失业效应逐步消失。加入空间溢出项后发现,一个地区的城市化进程对邻近地区劳动者就业具有促进作用,并随着时间的推移呈现增强趋势。产—城协同空间溢出项、时间的交互项的估计系数也表明,地理空间上的就业结构红利效应呈现持续提升趋势。

表 6 城市化进程对劳动者失业的影响(N=53495)

变 量	城市化效应		变 量	产—城协同效应	
	模型 19(W <sub>d</sub> )	模型 20(W <sub>e</sub> )		模型 21(W <sub>d</sub> )	模型 22(W <sub>e</sub> )
UP	0.010 <sup>**</sup> (0.005)	0.010 <sup>*</sup> (0.005)	ln(UP×STR)	0.454 <sup>*</sup> (0.236)	0.451 <sup>*</sup> (0.234)
UP×2014	0.008 <sup>*</sup> (0.005)	0.008 <sup>*</sup> (0.005)	ln(UP×STR)×2014	0.430 <sup>*</sup> (0.234)	0.442 <sup>*</sup> (0.234)
UP×2016	0.006(0.006)	0.006(0.006)	ln(UP×STR)×2016	0.403(0.283)	0.423(0.282)
W×UP	-0.017(0.018)	-0.018(0.018)	W×ln(UP×STR)	-0.687(0.799)	-0.814(0.867)
W×UP×2014	-0.036 <sup>**</sup> (0.016)	-0.038 <sup>**</sup> (0.016)	W×ln(UP×STR)×2014	-2.001 <sup>***</sup> (0.764)	-2.237 <sup>***</sup> (0.825)
W×UP×2016	-0.054 <sup>***</sup> (0.019)	-0.049 <sup>***</sup> (0.019)	W×ln(UP×STR)×2016	-2.862 <sup>***</sup> (0.945)	-2.810 <sup>***</sup> (1.004)
Age	0.102 <sup>***</sup> (0.011)	0.102 <sup>***</sup> (0.011)	Age	0.102 <sup>***</sup> (0.011)	0.102 <sup>***</sup> (0.011)
Age <sup>2</sup> /100	-0.153 <sup>***</sup> (0.015)	-0.153 <sup>***</sup> (0.015)	Age <sup>2</sup> /100	-0.153 <sup>***</sup> (0.015)	-0.153 <sup>***</sup> (0.015)
Gender	0.355 <sup>***</sup> (0.053)	0.355 <sup>***</sup> (0.053)	Gender	0.355 <sup>***</sup> (0.053)	0.355 <sup>***</sup> (0.053)
Identity	0.202 <sup>***</sup> (0.061)	0.201 <sup>***</sup> (0.061)	Identity	0.204 <sup>***</sup> (0.061)	0.203 <sup>***</sup> (0.061)
Health	-0.047 <sup>*</sup> (0.028)	-0.047 <sup>*</sup> (0.028)	Health	-0.048 <sup>*</sup> (0.028)	-0.047 <sup>*</sup> (0.028)
Education	0.058 <sup>***</sup> (0.009)	0.058 <sup>***</sup> (0.009)	Education	0.057 <sup>***</sup> (0.009)	0.057 <sup>***</sup> (0.009)
Party	-0.335 <sup>***</sup> (0.121)	-0.335 <sup>***</sup> (0.120)	Party	-0.335 <sup>***</sup> (0.121)	-0.334 <sup>***</sup> (0.121)
Employer	-0.263 <sup>**</sup> (0.110)	-0.263 <sup>**</sup> (0.110)	Employer	-0.262 <sup>**</sup> (0.110)	-0.263 <sup>**</sup> (0.110)
2014 年	0.994(0.913)	1.302(0.986)	2014 年	12.843(6.827)	14.988 <sup>**</sup> (7.370)
2016 年	1.874(1.144)	1.835(1.204)	2016 年	20.193 <sup>**</sup> (8.425)	19.842 <sup>**</sup> (8.938)
常数项	-6.847 <sup>***</sup> (1.078)	-6.697 <sup>***</sup> (1.154)	常数项	-5.208(7.356)	-4.014(7.966)
-2LL	-6230.92	-6230.89	-2LL	-6228.62	-6228.69

注:括号内数据为稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

总之,中国城市化、产业结构调整虽然在一个区域内部难以产生长期的就业结构红利,但通过地理空间上的溢出效应,即劳动者在空间上的流动可以带来邻近地区就业水平的持久改善。

## 七、研究结论与政策意义

### (一) 研究结论

本文采用 2012~2016 年中国劳动力动态调查微观样本,从时间与空间二元视角,运

用多层次回归模型检验了城市化进程、产业结构升级和产—城协同等变量对中国劳动力市场效率的影响。

一是本文考察城市化进程与产业结构升级过程中的结构红利效应及时空变动规律后发现,在时间维度上,城市化进程对劳动力市场效率的提升随时间的推移显现结构红利效应且呈增强态势,城市化进程与产业结构升级形成了促进劳动力市场效率的协同效应,更有效地提升了劳动力市场效率;在空间维度上,中国城市化具有显著的空间扩散效应,带动了邻近地区劳动力市场效率的提升。然而,随着时间的推移,这种效应逐渐弱化,劳动力市场效率在空间上主要表现为竞争效应且呈增强趋势。

二是本文基于异质性劳动者群体的研究发现,城市化进程整体提升了劳动者的工资收入水平,缩减了低人力资本与高人力资本劳动者群体的工资收入差距,有效提升了中国劳动力市场效率。然而,劳动者性别和户籍方面的工资收入差距随时间推移被扩大或维持不变,这也说明具有更高文明程度的中国城市化进程并没有解决长期存在的体制性和社会性的性别和户籍歧视问题,也在一定程度上阻碍了劳动力市场效率的提升。从动态角度观察,随着时间的推移,中国城市化进程有助于缩小异质性劳动者群体的劳动力市场效率差异,城市化进程的推进可以作为调节异质性劳动者群体劳动力市场效率差异的有效工具。

三是本文扩展分析了城市化和产业结构对中国劳动力市场就业的时间—空间效应,研究发现,中国城市化与产业结构升级过程中会产生中短期就业损失,但长期而言这一现象将消失,因而不必过度担心城市化对中国劳动力市场的负面效应。中国城市化对就业的促进在空间上具有正向溢出效应,随着时间的推移呈增强趋势。产—城协同空间溢出项、时间的交互项的估计系数也表明,地理空间上的就业结构红利效应呈现持续提升趋势。

## (二) 政策意义

一方面,从空间效应和时空效应审视和改善其对中国劳动力市场效率的影响,未来可以从以下几个方面着力:一是针对城市化进程与劳动力市场效率提升的非一致性,有必要通过完善城市化政策和劳动政策的纠偏方案和矫正机制,通过城市化进程与产业政策调整的协同效应解决中国劳动力市场效率问题,并通过完善利益诉求机制和信息畅通机制,引导劳动要素在劳动力市场上的理性流动和合理配置。二是通过空间修复,克服距离间隔所引起的衰减效应,消除跨地区劳动力市场分割现象,缓解加速城市化过程中形成的就业负担,在空间边界范围内实现劳动力市场效率的增长,充分释放城市化进程和产业结构升级对劳动力市场的结构红利效应。三是在有效边界范围外,空间重塑是中国劳动力市场效率提升的有效方式。完善高速铁路网络、移动通信技术、物流体系,通



过重新配置资源要素培植新的区域增长极,推动中国劳动力市场效率持续提升与整体经济持续增长。

另一方面,从城市化进程的中短期和长期劳动力市场效率的分化来看,就城市化进程对劳动力市场中短期就业的冲击和损失,可以从以下3个方面应对:一是对劳动密集型用人单位特别是非国有用人单位实行相对宽松的就业保护政策,通过雇用补贴或社会保险补贴,激励用人单位创造更多的就业容量;二是对于雇佣女性、农村户籍劳动者的用人单位,采取税收优惠等方式降低其用工成本,提升雇佣的积极性和激励性;三是处理好工作安全与社会安全的关系,实现从低社会保护体系向中高社会保护体系的转型,劳动者就业和收入的不足通过社会保护体系进行弥补和加强。从长期而言,城市化进程与产业结构升级具有较高的劳动力市场效率协同效应,在制定城市化政策的过程中,不必过于担心城市化进程对劳动力市场效率的不利影响。

#### 参考文献:

1. 蔡昉(2017):《中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角》,《经济研究》,第7期。
2. 陈丹妮(2017):《城镇化对产业结构演进的影响》,《财经科学》,第11期。
3. 干春晖、郑若谷(2009):《改革开放以来产业结构演进与生产率增长研究——对中国1978~2007年“结构红利假说”的检验》,《中国工业经济》,第2期。
4. 国家统计局(2008):《中国统计年鉴》,中国统计出版社。
5. 李长亮(2016):《城镇化、空间溢出与城乡收入差距——基于全国和省域面板数据的空间计量分析》,《经济问题》,第6期。
6. 李建民(2015):《中国的人口新常态与经济新常态》,《人口研究》,第1期。
7. 李小平、陈勇(2007):《劳动力流动、资本转移和生产率增长——对中国工业“结构红利假说”的实证检验》,《统计研究》,第7期。
8. 李婧等(2010):《中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究》,《管理世界》,第7期。
9. 刘家强等(2018):《中国就业保护对劳动力市场运行效率影响研究》,《中国人口科学》,第2期。
10. 潘文卿(2012):《中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应》,《经济研究》,第1期。
11. 唐代盛、盛伟(2019):《市场潜能、有效边界与中国劳动力市场效率》,《人口学刊》,第4期。
12. 王鹏、尤济红(2015):《产业结构调整中的要素配置效率——兼对“结构红利假说”的再检验》,《经济学动态》,第10期。
13. 杨仁发、李娜娜(2016):《产业集聚能否促进城镇化》,《财经科学》,第6期。
14. 曾起艳等(2018):《全要素生产率提升中“结构红利假说”的非线性检验——基于285个城市面板数据的双门限回归分析》,《经济与管理研究》,第9期。
15. 曾昭法、左杰(2013):《中国省域城镇化的空间集聚与驱动机制研究——基于空间面板数据模型》,《中国管理科学》,第S3期。

16. 张辽(2012),《人口红利、结构红利与区域经济增长》,《中国人口·资源与环境》,第9期。
17. 周慧(2016):《城镇化、空间溢出与经济增长——基于我国中部地区地级市面板数据的经验证据》,《上海经济研究》,第2期。
18. Aldrichi, L., Colistete, R.P. (2013), Industrial Growth and Structural Change: Brazil in a Long-Run Perspective. Working Papers. Department of Economics 2013\_10, University of São Paulo (FEA-USP).
19. Bertinelli, L., Black, D. (2004), Urbanization and Growth. *Journal of Urban Economics*. 56(1):80-96.
20. Bertinelli, L., Strobl, E. (2003), Urbanization, Urban Concentration and Economic Growth in Developing Countries. CREOIT Research Paper.
21. Baumol, W.J. (1967), Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. *The American Economic Review*. 57(3):415-426.
22. Bai, C., Ma, H., Pan, W. (2012), Spatial Spillover and Regional Economic Growth in China. *China Economic Review*. 23(4):982-990.
23. Cortuk, O., Singh, N. (2011), Structural Change and Growth in India. *Economics Letters*. 110(3):178-181.
24. Duranton, G., Puga, D. (2004), Micro-foundations of Urban Agglomeration Economics. In Henderson, J.V., Thisse, J.F. (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics* (Volume 4).
25. Fujita, M., Thisse, J.F. (2003), Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Loses from It? *The Japanese Economic Review*. 54(2):121-145.
26. Glaeser, E. L., Resseger, M.G. (2010), The Complementarity Between Cities and Skills. *Journal of Regional Science*. 50(1):221-244.
27. Hartwig, J. (2011), Testing the Baumol-Nordhaus Model with EU KLEMS Data. *The Review of Income and Wealth*. 57(3):471-489.
28. Kangasharju, A., Pekkala, S. (2000), The Effect of Aggregate Fluctuations on Regional Economic Disparities in Finland. Conference Paper. 40th Congress of the European Regional Science Association: "European Monetary Union and Regional Policy".
29. Krugman, P. (1991), Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*. 99(3):483-499.
30. Le Sage, J., Pace, R.K. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press.
31. Mincer, J.A. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*. Columbia University Press.
32. Nordhaus, W.D. (2008), Baumol's Diseases: A Macroeconomic Perspective. *The B.E. Journal of Macroeconomics*. 8(1):1-39.
33. Peneder, M. (2003), Industrial Structure and Aggregate Growth. *Structural Change and Economic Dynamics*. 14(4):427-448.
34. Sancar, Cenap, Sancar, Canan (2017), The Econometrical Analysis of the Relationship Between Urbanisation and Economic Growth (The Case of EU Countries and Turkey). *International Journal of Economics and Administrative Studies*. (19):1-24.

(责任编辑:朱 犁)