

# 城市规模的工资溢价效应研究\*

## ——兼论集聚与群分效应

胡善成 韩 律

**【摘 要】**在深入推进以人为核心的新型城镇化战略的背景下,探究城市规模的工资溢价效应及其成因有助于理解劳动力的空间分布及其变动,对实现高质量的新型城镇化建设具有重要意义。文章基于2012、2014和2016年中国劳动力动态调查微观面板数据,估计了城市规模的工资溢价,以及集聚效应和群分效应在其中的解释力。总体而言,城市规模每扩大1%,工资水平平均上升0.13%,相应溢价主要来源于群分效应。人口规模超过500万人的超大、特大城市同时存在集聚效应和群分效应,群分效应能够解释工资溢价的35%~55%。人口规模介于100万人至500万人的大城市,工资溢价主要源自群分效应。文章发现,个体技能对工资溢价的贡献度最高,且随着城市规模的增大,当地劳动力的平均技能水平也会提高,即劳动力技能存在明显的空间排序规律。超大、特大城市的集聚效应具有动态性,年轻劳动力在超大、特大城市的工资增长更快。

**【关键词】**工资溢价 集聚效应 群分效应

**【作 者】**胡善成 南开大学经济学院,博士研究生;韩 律(通讯作者) 南开大学经济学院,博士研究生。

### 一、引 言

近年来,中国的城镇化水平显著提高,2019年常住人口城镇化率首次突破60%。根据国家统计局第七次人口普查数据,截至2020年,全国常住人口超过1 000万人的超大城市达到7个,500万人至1 000万人的特大城市为14个,500万人以上的城市共计21个。站在新的历史起点上,党的二十大报告明确指出:“推进以人为核心的新型城镇化”。

\* 本文为天津市哲学社会科学规划项目“面向高质量发展的京津冀产业协同发展模式研究”(编号:TJYJ20-003)和南开大学文科发展基金项目“城乡要素有序自由流动的农业生产率效应及其增进路径研究”(编号:ZB22BZ0206)的阶段性研究成果。

优化城镇化空间布局是推进以人为核心的新型城镇化战略的重要内容。因此,有必要深入剖析劳动力迁移背后的动力机制。

城镇化过程是农村劳动力对流入城市区位选择的过程,产业结构多样化和空间集聚是大城市吸引劳动力集聚的重要原因(韩峰、李玉双,2019)。一方面,由于学习、共享和匹配机制的存在,人口集聚会产生正的外部效应(Duranton 等,2004),创造更多因面对面交流而得到的提升机会(Combes 等,2012),进而产生工资溢价(孟美侠等,2019),即所谓的集聚经济效应。另一方面,具有更高创造力的企业和拥有更高技能的工人通常也会选择到大城市,“人以群分”推动了工资溢价(Combes 等,2008;Eeckhout 等,2014)。这种因企业和工人的差异性选择而产生的工资溢价,一般被称为群分效应<sup>①</sup>。由此引出一系列值得研究的问题:中国城市规模扩张会带来多大幅度的工资溢价?集聚效应和群分效应又能在多大程度上解释工资溢价?系统回答这些问题,不但有助于解释劳动力向大城市迁移背后的原因,而且能为中国构建大中小城市协调发展的空间格局提供必要的理论和经验支持。

目前,基于中国实践的研究在分析城市规模对工资溢价的影响时,大多采用截面数据,这样的数据结构容易忽略群分效应(李红阳、邵敏,2017;王俊,2021),进而高估集聚效应在工资溢价上的解释力,造成经验结果不一致。群分效应源自企业和工人的异质性,这些异质性特征很可能在企业和工人进行城市区位选择时产生影响;为此,越来越多的文献在解释城市规模的工资溢价时开始强调群分效应的重要性(宁光杰,2014;孟美侠等,2019;陈飞、苏章杰,2021)。然而,既有文献很少明确估计群分效应在解释工资溢价时的贡献,因此未能判断集聚效应和群分效应的相对重要性,以及不同规模城市之间的技能分布差异。有鉴于此,本文在阐释城市规模工资溢价的理论及核心机制的基础上,利用 CLDS 面板数据识别并评估城市规模工资溢价及集聚效应和群分效应的解释力大小。本文的研究有助于深化对中国城市规模工资溢价的科学认识。

## 二、文献综述

大城市是否拥有更高的工资?如果有,其背后的原因是什么?系统回答这些问题对解释劳动力迁移和城市规模分布具有重要意义。围绕以上问题,前期研究从理论和经验两方面展开了丰富的讨论。在理论层面,学者主要采用马歇尔的集聚经济理论解释大城市拥有更高工资的现象。这一理论的分析框架建立在代表性代理人基础之上,被证明对解释城市生产率或工资溢价等具有一定适用性;不过,该框架存在一定局限,难以反映微观层面的个体异质性。由于个体异质性特征可能是影响劳动力城市区位选择的重

---

<sup>①</sup> 本文中“群分效应”的含义与英文文献中的“Sorting Effect”一致,中文文献参见张国峰等(2017)。

要因素,也是解释工资溢价和城市分布特征的重要维度,因此越来越多的文献尝试建立异质性企业和工人区位选择模型,以对城市工资溢价做进一步的解释(Baldwin 等,2006;Behrens 等,2014;Forslid 等,2014;Gaubert,2018)。

在经验层面,关于城市规模工资溢价的存在性已基本达成共识,但其主导原因仍存在争议。Glaeser 等(2001)在一项开创性的研究中发现,人口超过 100 万人的大都市平均工资要比其他地区高出 36%,由此推断存在城市规模工资溢价。后续基于发达国家数据的经验研究,大多发现城市规模工资溢价的证据(Combes 等,2008;Mion 等,2009;Baum-Snow 等,2012;Groot 等,2014)。关于相应工资溢价的成因,马歇尔的集聚经济理论认为,城市的工资溢价源自企业和工人在空间上的聚集所产生的正外部性(Marshall,1890)。Duranton 等(2004)将集聚经济外部性的具体机制总结为学习、共享和匹配,这些机制得到部分经验结果的支持(王俊,2021;Dauth 等,2022)。关于集聚经济的性质和来源的相关理论总结可见 Rosenthal 等(2004)。不过,基于集聚经济理论的实证研究不能全面反映微观层面的个体异质性,可能高估集聚效应带来的工资溢价。一些经验研究表明,群分效应在解释城市规模工资溢价方面发挥了重要作用(Combes 等,2008;Mion 等,2009;Eeckhout 等,2014;宁光杰,2014;孟美侠等,2019)。

尽管以往关于城市规模工资溢价的研究较为丰富,但多数关注的是发达国家的实践经验,基于中国实践的相关研究结果目前还存在争议。争议的焦点有二:一是城市规模工资溢价在中国是否真实存在,二是相应工资溢价的成因。虽然部分研究发现中国城市规模扩大以后会导致工资折价(胡雯、张锦华,2021),但孟美侠等(2019)、李培鑫和张学良(2021)发现了较强的城市规模工资溢价效应。有研究认为,大城市虽然拥有更高的生产率和高工资,但也有更高的生活成本(Combes 等,2019),高工资可能只是补偿城市的不舒适性,特别是城市拥挤、高房价和生活成本。与之相对,张国峰和王永进(2018)认为集聚效应是城市间工资差距的主要来源;孟美侠等(2019)也提出群分效应对城市之间的工资溢价也具有较强解释力,且集聚效应只存在于一定规模的大城市之间。宁光杰(2014)研究发现城市规模工资溢价并不大,且考虑劳动力的不可观测能力特征后大城市的收入优势不复存在,这也意味着群分效应可能是大城市工资溢价的主要原因。

前期研究所得结论之所以存在争议,既可能源自样本选择的差异,又可能是由于未正确识别集聚效应和群分效应。因此,大城市是否具有真实的工资溢价及其主要成因,还需要更多经验研究去检验和探讨。

### 三、分析方法

本文主要估计城市规模工资溢价,并识别引致溢价的集聚效应和群分效应的具体贡献。根据集聚经济理论,城市规模工资溢价源自人口或者企业在空间上的集聚所产生的

正外部性,集聚效应反映这一正外部性的大小。群分效应源自企业和工人的生产力异质性,是指具有更高生产力的企业和更高能力的工人通常会选择到更大的城市,具有更高能力的工人同时也会选择去更具生产力的企业,即高能力工人与高生产力企业匹配带来更高的生产率和工资。因此,在估计城市规模工资溢价和集聚效应的大小时,需要合理控制企业和工人的异质性选择造成的影响,以剥离群分效应。基于此,本文通过以下识别策略来估计城市规模工资溢价,并检验其核心机制。

### (一) 识别策略和估计方法

为了估计城市规模工资溢价并识别集聚效应和群分效应,首先构建如下计量模型:

$$\ln wage_{imt} = \alpha_1 + \beta_1 \ln size_{mt} + \delta Z_{imt} + \eta_d + \theta_s + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $\ln wage_{imt}$  代表城市  $m$  中劳动力  $i$  在  $t$  时期的工资取对数,  $\ln size_{mt}$  为城市  $m$  在  $t$  时刻的人口规模取对数,  $Z_{imt}$  为可观测的个人特征,包括性别、年龄、婚姻状况、户口性质和受教育水平等。 $\eta_d$ 、 $\theta_s$  和  $\lambda_t$  分别代表单位固定效应、行业固定效应和时间固定效应。由此得到的估计系数  $\beta_1$  度量了城市规模工资溢价的大小<sup>①</sup>。

式(1)中控制了部分可观测的个人特征,但仍有不可直接观测的个人能力未被考虑在内。由于群分效应源自企业和工人的异质性,如果没有充分捕捉企业和工人的异质性特征,就容易低估群分效应带来的溢价水平。估计群分效应有两种常见做法,一是控制与能力相关的可观测特征(宁光杰,2014;孟美侠等,2019),二是引入个体固定效应(Yankow, 2006; Andersson 等, 2014; De La Roca 等, 2017)。既往使用截面数据进行的研究通常采用第一种方式控制能力特征,要求可观测特征与个人能力紧密相关。本文采用的面板数据可以结合两种方法更好地控制企业和工人层面的异质性特征,即企业和工人的群分效应。由于企业层面的生产力特征通常与可观测的企业规模紧密相关,为控制企业生产力异质性,本文参考 Andersson 等(2014)和 Yankow(2006)的做法,在式(1)中加入企业规模作为控制变量;而个人能力特征通常被视作一种不可观测的禀赋,因此可以引入个体固定效应来加以控制。据此,在式(1)的基础上引入企业规模和个体固定效应,构建式(2)所示的计量模型:

$$\ln wage_{imt} = \alpha_2 + \beta_2 \ln size_{mt} + \beta_3 \ln firmsize_{it} + \delta Z_{imt} + \eta_d + \theta_s + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $\ln firmsize_{it}$  代表劳动力  $i$  所在企业  $f$  在  $t$  时期的规模取对数,  $\mu_i$  为个体固定效应,其余符号与式(1)一致。由于式(2)中加入了企业规模和个体固定效应,能够更好地控制由企业规模和个体能力异质性带来的群分效应,故由此得到的系数  $\beta_2$  更好地度量了集聚经济的净效应(Mion 等, 2009; Andersson 等, 2014)。若存在群分效应,应该可以观

① 本文使用工资对城市规模的弹性系数来衡量城市规模工资溢价水平。



察到估计系数  $\beta_2$  显著小于  $\beta_1$ , 而下降的幅度  $(\beta_1 - \beta_2)$  可以度量群分效应的大小; 若估计系数并未减小, 则说明未发现群分效应。

(二) 集聚与群分效应的重要性分析

为了说明群分效应的重要性, 本文还采用 Israeli (2007) 提出的重要性分析 (Dominance Analysis) 的方法进行再检验。该方法通过确定线性回归中不同解释变量对拟合优度的贡献程度, 来反映不同解释变量对被解释变量方差的贡献度, 从而体现变量的相对重要性。具体而言, 如果将式 (2) 所示的回归方程简写为:  $y_{it} = \alpha_2 + \sum_{j=1}^J b_j x_{jt} + \varepsilon_{it}$ , 其中  $b_j$  代表变量的回归系数, 那么变量  $x_k$  对被解释变量  $y_{it}$  的贡献  $M_k$  可以表示为:

$$M_k = R^2[y_{it} = \alpha_2 + \sum_{j \neq k} b_j x_{jt} + b_k x_{kt} + \varepsilon_{it}] - R^2[y_{it} = \alpha_2^* + \sum_{j \neq k} b_j^* x_{jt} + \varepsilon_{it}^*] \quad (3)$$

式 (3) 表明  $x_k$  的贡献等于完整回归得到的拟合优度减去不包含变量  $x_k$  回归得到的拟合优度。考虑到去除一个变量后进行回归得到的系数会发生改变, 且变量  $x_k$  被剔除回归的顺序对拟合优度的边际影响也会不同, 因此本文遍历不同的剔除方式, 使用所得结果的平均值来衡量变量  $x_k$  的重要程度。

四、数据与结果

(一) 数据来源

本文使用的数据主要来自中国劳动力动态调查 (China Labor-force Dynamic Survey, CLDS) 数据库, 该数据由中山大学社会科学调查中心负责设计和实施, 2012 年进行基线调查, 并在 2014、2016 和 2018 年进行追踪调查。该数据采用多阶段、分层与劳动力规模成比例的概率抽样方法, 调查范围覆盖了中国 29 个省、市、自治区, 调查对象为样本家庭户中年龄为 15~64 岁的全部劳动力。项目聚焦于中国劳动力的现状与变迁, 调查内容主要包括教育、工作、迁移、社会参与和经济活动等, 收集了个人及家庭层面的基本信息, 并对个体就业信息及就业史进行了详细调查, 为本文分析城市规模工资溢价提供了良好的数据基础。由于 2018 年调查数据尚未公开城市信息, 本文选取了 2012、2014 和 2016 年的调查数据, 构建面板数据进行实证分析。另外, 城市规模数据来源于《中国城市统计年鉴》, 最低工资标准数据来源于各地级市政府工作文件, 居民消费价格指数来源于各市统计局。

本文主要研究劳动力的工资性收入。为降低未观测异质性并消除极端值的影响, 本文对 CLDS 数据进行了如下处理: (1) 剔除了就业身份为雇主、自营劳动者及家庭帮工的个体, 只保留了就业身份为雇员的样本; (2) 删除了关键变量缺失的样本; (3) 删除了单个城市观测值少于 10 个劳动力的样本; (4) 剔除了只调查一次的劳动力个体; (5) 对连续变量进行前后 1% 的缩尾处理。最终得到 5 130 个观测值。

(二) 变量介绍

本文的被解释变量为工资水平,选用劳动力年工资的对数值来衡量。年工资是指 CLDS 数据统计的“年工资性收入”,包括所有的工资、各种奖金和补贴。由于在分析城市工资溢价时采用小时工资容易遗漏部分群分效应的影响(孟美侠等,2019),本文对月工资和小时工资的分析仅用作稳健性检验。另外,考虑到消费品和服务价格水平随时间和地区变化,本文以 2012 年为基期,使用城市居民消费价格指数(CPI)对名义工资进行平减;部分城市的 CPI 数据缺失,利用所在省份的 CPI 进行替代。本文的关键解释变量为城市规模,选用市辖区总人口规模的对数来度量。另外,为比较不同规模的城市之间工资溢价,以及集聚效应和群分效应解释力的差异,本文也进行分类测量并转化为虚拟变量来反映城市规模大小的效应。具体而言,将城市分为超大特大城市(人口规模大于 500 万人)<sup>①</sup>、大城市(人口规模大于 100 万人且小于 500 万人)和中小城市(人口规模小于 100 万人)三类,并根据不同城市规模生成对应的虚拟变量。

在控制变量方面,本文控制了可能影响工资的个体特征和工作信息相关的变量。个体特征主要包括:(1)受教育程度,用受访者的最高受教育年限量度;(2)性别,男性记为 1,女性记为 0;(3)受访者的年龄;(4)婚姻状况,已婚记为 1,其他记为 0;(5)户口性质,农业户口(包括之前是农业户口状态的居民户口)记为 1,非农业户口记为 0。工作信息则包括工作行业、单位性质和所在企业的规模,其中,企业规模用所在单位的员工数取对数来度量。

表 1 以 2012 年调查时的样本特征为例,展示了全样本及不同类型城市样本中主要变量的描述性统计结果。相对于中小城市,超大特大城市和大城市被访劳动力的平均工资更高;平均受教育水平随着城市规模的扩大而提高,超大特大城市劳动力的平均受教育年限比大城市高约 1.40 年,比中小城市高约 2.46 年,在一定程度上说明劳动力在不同城市的分布存在差异,高技能劳动力偏向于向大型城市(特别是超大特大城市)聚集。另外,企业规模的分布也与城市规模相关,城市规模越大,企业的平均规模也更大。

(三) 基准回归结果

本文主要根据式(1)的设定,通过逐步引入劳动力个体可观测特征、工作信息,以及单位固定效应和行业固定效应,来估计城市规模溢价和集聚效应的大小。为缓解城市规模和工资可能存在的双向因果关系,本文使用滞后一期的城市规模纳入回归模型,估计结果如表 2 所示。

模型 1 仅控制了时间固定效应,未加入其他控制变量,城市规模的估计系数为 0.180,

① 样本中人口规模大于 500 万人的超大特大城市有上海市、北京市、南京市、天津市、广州市、杭州市、武汉市、西安市、郑州市和重庆市。

表 1 2012 年 CLDS 主要变量描述性统计(N=1577)

变 量	全样本	超大特大城市	大城市	中小城市
	均值(标准差)	均值(标准差)	均值(标准差)	均值(标准差)
年工资(元,对数)	10.007(0.748)	10.258(0.725)	10.019(0.723)	9.809(0.757)
城市规模(万人,对数)	5.156(0.967)	6.653(0.402)	5.208(0.414)	4.012(0.351)
受教育年限(年)	10.156(4.092)	11.574(3.947)	10.170(3.952)	9.118(4.173)
男性	0.576	0.529	0.568	0.626
年龄(岁)	39.555(10.082)	39.414(9.612)	39.019(10.111)	40.722(10.268)
已婚	0.894	0.906	0.881	0.911
农业户口	0.492	0.323	0.521	0.551
企业规模(人,对数)	5.594(2.900)	5.854(2.809)	5.554(2.894)	5.266(3.061)

表明城市规模工资溢价水平为 0.180%;模型 2 加入非技能类可观测控制变量后,溢价水平从 0.180%下降到 0.154%;考虑到城市规模扩大会吸引更多的高技能劳动力导致城市规模溢价,模型 3 将受教育程度作为可观测技能水平的替代变量纳入模型,溢价水平从 0.153%下降到0.133%,以教育代理测量的可观测的技能水平解释了约 14.06%的溢价水平;模型 4 加入劳动力工作行业 and 单位性质的固定效应,结果显示城市规模的工资溢价水平为 0.132%。这一结果表明,城市规模每扩大 1%,工资水平上升约 0.132%。本文的估计结果与陈飞和苏章杰(2021)估计的 0.15%、踪家峰和周亮(2015)估计的 0.19%较为接近,略高于王建国和李实(2015)估计的 0.05%及张军涛等(2021)估计的 0.06%。因此不难看出,控制可观测特征及行业 and 单位性质的固定效应以后,城市规模溢价依然存在。由于上述模型未控制企业生产力和个体能力特征,此时的工资溢价不能简单解释为由集聚效应引起,而需要进一步明确群分效应的大小。

为识别出群分效应对工资溢价的影响,本文首先考虑企业的生产力异质性。Yankow (2006)认为,在其他条件相同的情况下,大规模企业往往具有更高的生产力,比小规模企业支付更高的工资,而大规模企业通常位于大城市。基于此,本文在模型 6 加入企业规模作为控制变量,考察企业群分效应的影响。由于 CLDS 调查中企业规模变量缺失严重,为得到企业异质性带来的群分效应,本文在模型 6 剔除企业规模缺失的样本后进行估计。对比模型 5 和模型 6 估计结果发现,控制企业异质性后,估计系数略微下降,企业特征造成的群分效应只能解释 4%左右的溢价。为减少样本量的损失,本文在后续分析中将不再考虑企业异质性的影响,而着重分析个体异质性的影响。最后,个人能力特征通常被看作是一种不可观测的禀赋,因此可以通过引入个体固定效应加以控制,进而识别劳动力群分效应。模型 7 是根据式(2)估计得到的结果,考虑个体固定效应后,城市规模的系数不再显著,且下降为 0.022。综上所述,研究表明城市规模的工资溢价水平约为0.13%,其中群分效应为 0.11%,集聚效应为 0.02%,即城市规模的工资溢价与个体技能异质性

表 2 基准回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
城市规模	0.180*** (0.010)	0.154*** (0.031)	0.133*** (0.027)	0.132*** (0.027)	0.143*** (0.026)	0.137*** (0.027)	0.022 (0.126)
已婚		0.194*** (0.039)	0.188*** (0.037)	0.184*** (0.037)	0.208*** (0.044)	0.205*** (0.044)	0.012 (0.045)
农业户口		-0.340*** (0.040)	-0.127*** (0.041)	-0.112*** (0.037)	-0.074* (0.040)	-0.055 (0.041)	-0.090** (0.035)
男性		0.382*** (0.030)	0.346*** (0.031)	0.321*** (0.029)	0.323*** (0.032)	0.313*** (0.031)	
年龄		0.032*** (0.010)	0.039*** (0.010)	0.038*** (0.009)	0.029*** (0.010)	0.028*** (0.009)	
年龄的平方 /10		-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	
受教育年限			0.053*** (0.006)	0.055*** (0.005)	0.054*** (0.007)	0.053*** (0.007)	
企业规模						0.037*** (0.007)	
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
单位性质	否	否	否	是	是	是	是
行业效应	否	否	否	是	是	是	是
个体效应	否	否	否	否	否	否	是
样本量	5130	5130	5031	5007	2675	2675	5104
调整 R <sup>2</sup>	0.104	0.236	0.292	0.330	0.288	0.298	0.136

注：模型 7 由于控制了个体固定效应，性别、受教育年限等非时变变量被吸收，年龄因共线性也未拟合。括号中数值为聚类到城市层面的标准误，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。如无其他说明，下表同。

相关，群分效应解释了主要的工资溢价，该结果与宁光杰(2014)估计结果相似，即考虑劳动力的不可观测能力特征后，城市规模溢价不再显著。

前文研究结果表明，控制个体固定效应后，城市规模的工资溢价不再显著，而 Glaeser 等(2001)、Yankow(2006)和 Baum-Snow 等(2012)的分析表明，目前发现的效应可能与城市规模的差异有关。因此，本文接下来关注不同规模城市间的工资溢价，使用式(1)和式(2)，通过比较控制个体固定效应后城市规模系数的变化，来估计不同规模城市间的溢价水平及集聚效应和群分效应的贡献大小。具体而言，根据城市规模大小对城市进行分类，检验并比较不同规模城市溢价的大小。首先，根据常住人口是否大于 500 万人设置超大特大城市虚拟变量，估计结果如模型 8 和模型 9 所示。控制个体固定效应后，超大特大城市的估计系数从 0.285 下降到 0.134，但仍然显著，表明相对于其他城市，超大特大城市的工资溢价水平为 0.285%，其中集聚效应为 0.134%，群分效应为 0.159%，因此



群分效应解释了 52.96%的溢价,剩余 47.04%为集聚经济的净效应。本文估计的群分效应高于孟美侠等(2019)的 26.71%,可能是因为孟美侠等(2019)使用父母特征作为劳动力不可观测特征的代理变量,并未完全捕捉个体不可观测的技能特征而低估了群分效应。其次,本文选用更小的城市规模分类检验工资溢价,设置虚拟变量“人口 100 万人以上城市”,当城区人口大于 100 万人取值为 1,否则为 0。估计结果如模型 10、模型 11 所示,在控制个体固定效应后,系数明显降低且不再显著,说明对大城市而言,工资溢价主要来源于群分效应。最后,选用中小城市作为参照组,分析人口在 100 万人至 500 万人的大城市和人口大于 500 万人的超大特大城市的溢价水平,模型 12 和模型 13 报告了具体结果。控制个体固定效应后,超大特大城市和大城市的系数均显著降低,超大特大城市的系数仍然显著,但大城市的系数不再显著,说明剔除群分效应的影响后,大城市与中小城市之间不再存在显著的工资差距,但超大特大城市的平均工资仍然高于中小城市,存在集聚经济的净效应,其中群分效应解释了总溢价水平的 53.07%,集聚效应解释了 46.93%。

综上所述,城市规模工资溢价主要来源于群分效应,即更高能力的劳动力会选择到相对更大的城市。超大特大城市存在集聚效应和群分效应,群分效应是工资溢价的重要来源;大城市相比于中小城市的工资溢价主要来源于群分效应。

表 3 以城市类型衡量城市规模的分析结果(N=5140)

	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13
超大特大城市	0.285***	0.134***			0.420***	0.197***
(参照组:中小城市和其他城市)	(0.079)	(0.022)			(0.090)	(0.068)
人口 100 万人以上城市			0.253***	0.059		
			(0.061)	(0.059)		
大城市(参照组:中小城市)					0.196***	0.062
					(0.061)	(0.059)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体效应	否	是	否	是	否	是
调整 R <sup>2</sup>	0.265	0.136	0.264	0.136	0.277	0.136

注:模型 8 和模型 9 中超大特大城市的参照组为其他城市,模型 12 和模型 13 中超大特大城市的参照组为中小城市。表中所有回归均控制了时间固定效应、单位固定效应和行业固定效应,限于篇幅,表中未标注,下表同。

(四) 群分效应的进一步检验

1. 劳动力技能排序的重要性

前文的回归结果表明存在群分效应,且在解释工资溢价上具有重要性,本部分将进一步检验劳动力技能在不同规模城市之间的排序,以强化挖掘群分效应的贡献分析。参考 Ye 等(2015)的做法,本文基于 Shapley 分解方法进行重要性分析,通过计算在线性回

归中各变量对  $R^2$  的贡献程度,来反映其对工资溢价的解释力,进而验证劳动力技能的相对重要性。首先,本文关注了可观测的个人能力对城市规模工资溢价的解释力。表 4 模型 14 的估计及分解结果表明,可观测的受教育水平贡献率最大,达到 30.1%;性别变量是溢价的第二大主要来源,贡献率为 12.9%。城市规模位列第四,其贡献率为 11.9%。其次,本文选用个体固定效应来考察个体不可观察的技能水平。模型 15 的分解结果表明,劳动力技能标准化后对工资收入差异的贡献率高达 83.2%,是工资溢价最主要的来源,解释了绝大部分的工资溢价。综上所述,劳动力可观测和不可观察能力对回归方程  $R^2$  的贡献率最高,再次验证了城市规模工资溢价主要来源于群分效应。

表 4 劳动力技能空间排序

排序	考察可观测的个人能力——教育(模型 14)			考察不可观测的技能水平——个体固定效应(模型 15)		
	变 量	绝对贡献度	标准化贡献度	变 量	绝对贡献度	标准化贡献度
1	受教育年限	0.101	0.301	个体固定效应	0.677	0.832
2	性别	0.043	0.129	行业固定效应	0.031	0.037
3	行业固定效应	0.042	0.126	年份固定效应	0.030	0.037
4	城市规模	0.040	0.119	城市规模	0.026	0.032
5	年份固定效应	0.031	0.094	户口	0.025	0.030
6	单位固定效应	0.031	0.091	单位固定效应	0.025	0.030
7	户口	0.027	0.080	婚姻	0.001	0.001
8	年龄的平方	0.008	0.025			
9	年龄	0.007	0.020			
10	婚姻	0.005	0.015			

## 2. 技能空间排序分布

本文还参考 De La Roca 等(2017)的做法,绘制了不同规模城市间的劳动力固定效应核密度函数图。由图可知,规模越大的城市,其劳动力的平均技能水平越高。图 a 表明超大特大城市劳动力的技能分布相对于其他城市略微向右偏移;图 b 和 c 则表明,超大特大城市与中小城市的技能差距更明显,超大特大城市劳动力的技能分布比中小城市整体向右偏移,且超大特大城市的技能分布更加分散。以上结论表明,随着城市规模的扩张,城市劳动力的平均技能水平也会随之提高,即存在显著的劳动力技能空间排序。

## 五、稳健性检验

### (一) 替换关键变量的稳健性检验

为了减少因度量误差造成的集聚效应估计偏误,本文更换了被解释变量和核心解释变量的衡量方法。Ciccone 等(1996)认为人口密度能够减少对人口规模的度量误差,更能反映出经济活动的集聚程度,因此本文选用人口密度替代城市人口规模进行稳健性检

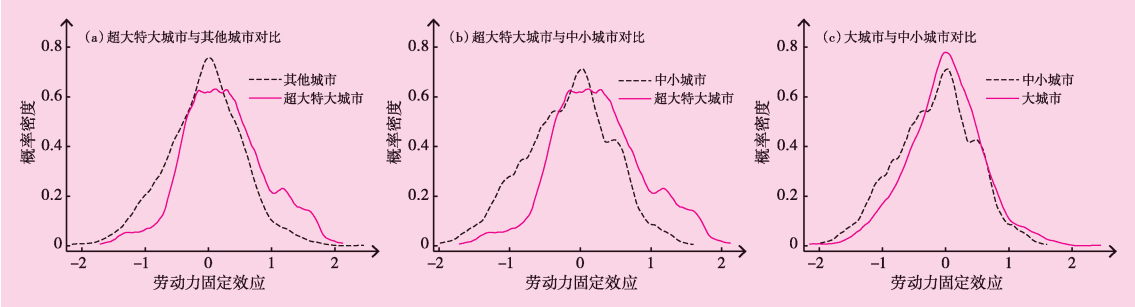


图 城市技能分布

验。人口密度用市辖区人口数除以市辖区面积来衡量,估计结果如表 5 所示。模型 16 和模型 17 的估计结果与基准结果基本一致,发现超大特大城市存在工资溢价,群分效应是工资溢价的重要来源,能解释工资溢价的 45%左右。对比模型 18 和模型 19 的结果,也有相似的发现。以上分析支持了本文结论的稳健性。

表 5 以人口密度衡量城市规模的稳健性检验结果(N=5140)

	模型 16	模型 17	模型 18	模型 19
人口密度	0.121*** (0.020)	0.053 (0.109)		
超高人口密度(参照组:中低人口密度)			0.414*** (0.064)	0.227*** (0.056)
高人口密度(参照组:中低人口密度)			0.194*** (0.052)	0.007 (0.051)
控制变量	是	是	是	是
个体效应	否	是	否	是

注:根据人口密度划分城市规模的标准,采用原超大特大城市和大城市所占比例进行划分。

另外,本文分别选用劳动力的月工资和小时工资替换年工资进行稳健性检验,估计结果如表 6 所示。与基准回归结果基本一致,模型 22 和模型 23 以月工资为被解释变量的估计结果表明,超大特大城市的群分效应占总溢价水平的 51.57%;模型 26 和模型 27 以小时工资作为被解释变量的估计结果表明,超大特大城市的群分效应占总溢价水平的 52.84%,这些结果表明,因劳动者工作时间不同导致的测量误差并不会改变本文的基本结论。

(二) 考虑生活成本对工资溢价水平的影响

尽管本文用 CPI 指数对工资数据进行了平减,一定程度上反映了城市规模的实际工资溢价水平,但考虑到仅使用 CPI 可能无法完全消除城市生活成本的效应,本部分也重新考察了在扣除生活成本后的工资溢价水平。由于最低工资标准能够在一定程度上反映城市的物价水平和基本生活费用(李红阳、邵敏,2017),本文选用城市最低工资作为生活成本的替代变量。具体而言,本文参考 Yankow(2006)的方法,使用两种不同的方

表 6 以月工资和小时工资衡量工资水平的稳健性检验

	月工资(N=4777)				小时工资(N=4770)			
	模型 20	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24	模型 25	模型 26	模型 27
城市规模	0.142*** (0.030)	-0.015 (0.115)			0.163*** (0.034)	-0.005 (0.123)		
超大特大城市 (参照组:中小城市)			0.377*** (0.089)	0.182** (0.091)			0.429*** (0.102)	0.202* (0.122)
大城市 (参照组:中小城市)			0.167*** (0.058)	0.043 (0.087)			0.195*** (0.061)	0.099 (0.119)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体效应	否	是	否	是	否	是	否	是

注:月工资等于年工资收入除以年度工作月数,小时工资等于年工资收入除以年度工作小时数。年度工作小时数根据调查数据中的年度工作月数和每周工作小时数计算得到。

式控制生活成本的影响。第一种是全面调整法,直接用城市最低工资对劳动力年工资进行平减<sup>①</sup>,将平减后的实际工资作为被解释变量进行实证分析。不过,Dumond 等(1999)认为工资和价格之间的关系是非线性的,直接平减有可能会系统地夸大城市的真实生活成本,因而本文同时考虑了另一种消除生活成本的方法(即部分调整法),使用最低工资标准的对数作为控制变量加入回归方程。表 7 报告了具体估计结果,对于全面调整法,模型 28 和模型 29 以城市规模为解释变量的估计结果与基准回归一致;模型 30 和模型 31 基于城市分类的估计结果表明,超大特大城市和大城市可能不存在明显的集聚经济净效

表 7 调整生活成本的估计结果(N=5042)

	全面调整法				部分调整法			
	模型 28	模型 29	模型 30	模型 31	模型 32	模型 33	模型 34	模型 35
城市规模	0.057*** (0.010)	0.027 (0.128)			0.118*** (0.012)	0.025 (0.128)		
超大特大城市 (参照组:中小城市)			0.165*** (0.029)	0.081 (0.090)			0.293*** (0.033)	0.190** (0.081)
大城市 (参照组:中小城市)			0.073*** (0.023)	0.005 (0.079)			0.143*** (0.023)	0.060 (0.061)
最低工资的对数					0.037*** (0.006)	0.008 (0.013)	0.043*** (0.006)	0.004 (0.014)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体效应	否	是	否	是	否	是	否	是
调整 R <sup>2</sup>	0.215	0.016	0.216	0.016	0.290	0.137	0.287	0.137

① 即使用劳动者年工资除以城市最低工资求得。



应,群分效应仍然是城市规模溢价的主要来源。模型 32 至模型 35 利用部分调整法得到的估计结果仍与基准回归一致,大城市的工资溢价主要来源于群分效应,超大特大城市存在经济集聚的净效应和群分效应,群分效应解释了约 35.32%的溢价水平。综上所述,即使在更换城市生活成本的度量方式后,本文的基本结论依然稳健。

(三) 内生性问题

为减少内生性问题对研究结论的影响,本文参考 Combes 等(2008)、De La Roca 等(2017)的做法,选用城市规模的历史数据作为工具变量对本文的基本结论进行再检验。具体而言,本文选用 1984、1986 和 1988 年的城市规模作为工具变量,利用超大特大城市和大城市所占的人口比例作为划分标准,定义历史年份的超大特大城市和大城市,作为城市规模虚拟变量的工具变量。表 8 模型 36 至模型 39 报告了工具变量法的估计结果。识别不足检验和弱工具变量检验结果表明,利用历史城市规模作为工具变量是有效的;同时,IV 估计结果与基准回归结果保持一致,说明考虑可能的内生性问题以后,超大特大城市仍然存在显著的集聚效应和群分效应,大城市的工资溢价主要来自群分效应。以上结果也表明,在估计城市规模溢价时,内生性问题对结论的影响不大(De La Roca 等,2017)。

表 8 工具变量法的估计结果

	OLS-IV 模型 36	FE-IV 模型 37	OLS-IV 模型 38	FE-IV 模型 39
城市规模	0.159*** (0.014) 0.079 (0.434)			
超大特大城市(参照组:中小城市)			0.823*** (0.096)	0.657** (0.310)
大城市(参照组:中小城市)			0.793*** (0.129)	0.237 (0.162)
识别不足检验(K-Paapr LM 统计量)	1468.018	61.128	213.406	225.828
弱识别检验(Cragg-Donald Wald F 统计量)	6069.684	62.055	120.235	123.915
控制变量	是	是	是	是
样本量	4306	4124	4306	4124

六、进一步分析

集聚经济包括静态效应和动态效应(De La Roca 等,2017),静态效应表现为工资水平溢价仅在大城市工作期间可以享受,离开城市后则不复存在(Holmes,2010),而动态效应是指劳动力迁移到大城市并不会立即获得溢价,大城市为劳动力提供更多学习和积累经验的机会,随着迁移时间的延长劳动力获得的工资相应增长。在劳动力下次迁移时,不会因为离开该城市而损失工资溢价(Glaeser,1999;Duranton 等,2004)。为进一步区分集聚经济是源于静态效应还是动态效应,本文参考胡雯和张锦华(2021)、陈飞和苏章杰(2021)的做法,根据劳动力当前工作经验年限的中位数(10 年)分组,进行分样本回归,识别是否存在工资增长效应。估计结果如表 9 所示,控制个体固定效应后,工作经验小

于 10 年的样本中,超大特大城市的集聚效应不显著,而工作经验大于等于 10 年的集聚效应更大,且显著为正,这为工资增长效应提供了证据。综上,有初步的证据表明集聚效应主要是来源于动态效应,即随着劳动力在超大特大城市工作经验的增加,工资水平也随之增长,进而获得了更高的工资溢价。

表 9 集聚效应的动态效应检验

	小于 10 年		大于等于 10 年	
	模型 40	模型 41	模型 42	模型 43
超大特大城市(参照组:中小城市)	0.355*** (0.084)	0.007(0.194)	0.481*** (0.093)	0.675*** (0.141)
大城市(参照组:中小城市)	0.218*** (0.067)	-0.079(0.159)	0.228*** (0.065)	0.323** (0.127)
控制变量	是	是	是	是
个体效应	否	是	否	是
样本量	1918	1918	1665	1665
调整 R <sup>2</sup>	0.228	0.244	0.249	0.117

进一步地,本文参考 Yankow(2006)和孟美侠等(2019)的做法,选用工资增长额的对数作为被解释变量,分析城市规模的工资增长溢价。表 10 模型 44 和模型 45 的估计结果显示,超大特大城市的系数显著为正,这表明超大特大城市的工资相比于中小城市增长更快,而大城市的工资增长则无明显差异。考虑到工作转换是工资增长的主要来源(Bagger 等,2014),年轻人通过更多地转换工作、学习技能,从而提高工资收入和福利待遇,本文根据劳动力年龄是否大于 40 岁,将样本分为年轻组和年长组进行分样本回归。模型 46 和模型 47 的结果显示,年轻组的超大特大城市和大城市虚拟变量的系数均为正且显著,而年长组的不显著,表明年轻人在大城市工资增长相对更快。这一发现从一个侧面展示了集聚经济通过超大特大城市带来的工作经验增长带来工资溢价。

表 10 集聚经济中的工资增长效应检验

	全样本		40 岁以上	40 岁及以下
	模型 44	模型 45	模型 46	模型 47
城市规模	0.148(0.114)			
超大特大城市(参照组:中小城市)		0.488*(0.264)	0.188(0.392)	0.888** (0.440)
大城市(参照组:中小城市)		0.177(0.208)	-0.212(0.323)	0.646*(0.353)
控制变量	是	是	是	是
样本量	4788	4788	2570	2218
调整 R <sup>2</sup>	0.093	0.093	0.093	0.089

七、结论与政策启示

本文在探讨集聚效应和群分效应影响城市规模工资溢价的基础上,使用 CLDS 估计了城市规模工资溢价及集聚效应和群分效应的解释力大小。研究发现,城市规模工资溢

价水平为0.13%,即城市规模扩大1%,工资平均上升0.13%,且溢价主要源自群分效应。通过对城市规模进行分类分析发现,人口规模大于500万人的超大特大城市同时存在集聚效应和群分效应,其中群分效应对工资溢价的解释力达到35%~55%;大城市的工资溢价则主要源自群分效应,集聚效应相对较弱。在进行了调整生活成本等一系列稳健性检验后,主要结论依然成立。通过重要性分析等方法对群分效应再检验后发现,个体技能对工资溢价的贡献度最高,且随着城市规模的扩张,城市劳动力的个体平均技能水平也会随之提高,即存在明显的劳动力技能空间排序。超大特大城市的集聚效应主要来源于动态效应,年轻劳动力在超大特大城市存在更快的工资增长。

本文的研究发现对促进中国城镇化发展,优化城市空间布局和推动共同富裕具有重要的政策启示。首先,群分效应是城市规模工资溢价的重要来源,这也就意味着,集聚效应在促进工资增长上是有限的,知识溢出、学习及共享机制只能起到有限的作用,微观个体的技能差异才是决定工资差异的关键因素,建立与市场所需技能匹配的教育和培训机制显得尤为重要。因此,需要进一步推进教育体制机制改革,降低教育与技能需求之间的错配。其次,大城市存在显著的工资溢价,且溢价主要来源于群分效应,意味着大城市很容易通过群分效应形成自我强化,造成资源的过度集中,有可能加剧城市间的分化,拉大城市间的收入差距。因此,政府有必要合理运用多种调控手段来调整城市间的资源配置、缩小收入差距,同时促进公共服务在城市间的合理分配,充分释放中小城市的“政策红利”吸引人才助力地区发展。最后,深化户籍制度改革,充分释放集聚经济效应给相对弱势群体带来的溢出,加大对相对弱势群体的教育培训力度,通过充分利用现代数字技术,搭建优质教育资源共享平台,拓宽知识、教育资源的获取渠道,推进教育资源在城市间和城市内不同群体之间的均等配置。

#### 参考文献:

1. 陈飞、苏章杰(2021):《城市规模的工资溢价:来源与经济机制》,《管理世界》,第1期。
2. 韩峰、李玉双(2019):《产业集聚、公共服务供给与城市规模扩张》,《经济研究》,第11期。
3. 胡雯、张锦华(2021):《密度、距离与农民工工资:溢价还是折价?》,《经济研究》,第3期。
4. 李红阳、邵敏(2017):《城市规模、技能差异与劳动者工资收入》,《管理世界》,第8期。
5. 李培鑫、张学良(2021):《城市群集聚空间外部性与劳动力工资溢价》,《管理世界》,第11期。
6. 孟美侠等(2019):《城市工资溢价:群聚、禀赋和集聚经济效应——基于近邻匹配法的估计》,《经济学(季刊)》,第2期。
7. 宁光杰(2014):《中国大城市的工资高吗?——来自农村外出劳动力的收入证据》,《经济学(季刊)》,第3期。
8. 王建国、李实(2015):《大城市的农民工工资水平高吗?》,《管理世界》,第1期。
9. 王俊(2021):《经济集聚、技能匹配与大城市工资溢价》,《管理世界》,第4期。
10. 张国峰等(2017):《大城市生产率优势:集聚、选择还是群分效应》,《世界经济》,第8期。

11. 张国峰、王永进(2018):《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》,第12期。
12. 张军涛等(2021):《城市规模与人力资本技能溢价:集聚效应和选择效应》,《统计研究》,第2期。
13. 踪家峰、周亮(2015):《大城市支付了更高的工资吗?》,《经济学(季刊)》,第4期。
14. Andersson M., Klaesson J., Larsson J.P.(2014), The Sources of the Urban Wage Premium by Worker Skills: Spatial Sorting or Agglomeration Economies?. *Papers in Regional Science*. 93(4):727-747.
15. Bagger J., Fontaine F., Postel-Vinay F., et al.(2014), Tenure, Experience, Human Capital, and Wages: A Tractable Equilibrium Search Model of Wage Dynamics. *American Economic Review*. 104(6):1551-1596.
16. Baldwin R., Okubo T.(2006), Heterogeneous Firms, Agglomeration and Economic Geography: Spatial Selection and Sorting. *Journal of Economic Geography*. 6(3):323-346.
17. Baum-Snow N., Pavan R.(2012), Understanding the City Size Wage Gap. *Review of Economic Studies*. 79(1):88-127.
18. Behrens K., Duranton G., Robert-Nicoud F.(2014), Productive Cities: Sorting, Selection, and Agglomeration. *Journal of Political Economy*. 122(3):507-553.
19. Ciccone A., Hall R.E.(1996), Productivity and the Density of Economic Activity. *American Economic Review*. 86(1):54-70.
20. Combes P.P., Duranton G., Gobillon L.(2008), Spatial Wage Disparities: Sorting Matters!. *Journal of Urban Economics*. 63(2):723-742.
21. Combes P.P., Duranton G., Gobillon L., et al.(2012), The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection. *Econometrica*. 80(6):2543-2594.
22. Combes P.P., Duranton G., Gobillon L.(2019), The Costs of Agglomeration: House and Land Prices in French Cities. *Review of Economic Studies*. 86(4):1556-1589.
23. Dauth W., Findeisen S., Moretti E., et al.(2022), Matching in Cities. *Journal of the European Economic Association*. 20(4):1478-1521.
24. De La Roca J., Puga D.(2017), Learning by Working in Big Cities. *Review of Economic Studies*. 84(1):106-142.
25. Dumond J.M., Hirsch B.T., Macpherson D.A.(1999), Wage Differentials across Labor Markets and Workers: Does Cost of Living Matter?. *Economic Inquiry*. 37(4):577-598.
26. Duranton G., Puga D.(2004), Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies. *Handbook of Regional and Urban Economics*. 4:2063-2117.
27. Eeckhout J., Pinheiro R., Schmidheiny K.(2014), Spatial Sorting. *Journal of Political Economy*. 122(3):554-620.
28. Forslid R., Okubo T.(2014), Spatial Sorting with Heterogeneous Firms and Heterogeneous Sectors. *Regional Science and Urban Economics*. 46:42-56.
29. Gaubert C.(2018), Firm Sorting and Agglomeration. *American Economic Review*. 108(11):3117-3153.
30. Glaeser E.L.(1999), Learning in Cities. *Journal of Urban Economics*. 46(2):254-277.
31. Glaeser E.L., Maré D.C.(2001), Cities and Skills. *Journal of Labor Economics*. 19(2):316-342.
32. Groot S.P.T., de Groot H.L.F., Smit M.J.(2014), Regional Wage Differences in the Netherlands: Micro Evidence on Agglomeration Externalities. *Journal of Regional Science*. 54(3):503-523.



33. Holmes T.J. (2010), Structural, Experimentalist, and Descriptive Approaches to Empirical Work in Regional Economics. *Journal of Regional Science*. 50(1):5-22.
34. Israeli O. (2007), A Shapley-based Decomposition of the R-square of a Linear Regression. *Journal of Economic Inequality*. 5(2):199-212.
35. Marshall A. (1890), Principles of Economics. London: MacMillan.
36. Mion G., Naticchioni P. (2009), The Spatial Sorting and Matching of Skills and Firms. *Canadian Journal of Economics*. 42(1):28-55.
37. Rosenthal S.S., Strange W.C. (2004), Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies. *Handbook of Regional and Urban Economics*. 4:2119-2171.
38. Yankow J.J. (2006), Why do Cities Pay More? An Empirical Examination of Some Competing Theories of the Urban Wage Premium. *Journal of Urban Economics*. 60(2):139-161.
39. Ye D., Ng Y.K., Lian Y. (2015), Culture and Happiness. *Social Indicators Research*. 123(2):519-547.

## The Wage Premium of City Size: Disentangling Agglomeration from Sorting Effect

Hu Shancheng   Han Lyu

**Abstract:** In implementing a people-centric new urbanization strategy, it is important to explore the wage premium of city size and its underlying mechanisms. This is instrumental in understanding the labor migration behavior and the distribution of urban population, and it also has significant implication for enhancing the quality of new urbanization construction. This paper uses the micro data from 2012, 2014, and 2016 China Labor-force Dynamics Survey (CLDS), and estimates the wage premium of city size, with special focus on the explanatory power of agglomeration and sorting effects. We find that, on average, a 1% increase in city size correlates with a 0.13% rise in wage, and the wage premium primarily originates from the sorting effect. In megacities with a population over 5 million, both agglomeration and sorting effects are in effect, with the sorting effect accounting for 35% to 55% of the wage premium. For large cities with a population between 1 million and 5 million, the wage premium mainly stems from the sorting effect, with a relatively weaker agglomeration effect. The Dominance Analysis reveals that individual skill contributes most significantly to the wage premium. Furthermore, as the city size increases, there will be a corresponding increase in the workforce's average skill, indicating a clear spatial sorting of labor skills. In megacities, the agglomeration effect primarily arises from dynamic factors, with younger workers experiencing faster wage growth.

**Keywords:** The Urban Wage Premium; Agglomeration Effect; Sorting Effect

(责任编辑:许 多)