

城市规模的工资溢价： 来源与经济机制^{*}

□陈 飞 苏章杰

摘要:在我国积极推进新型城镇化以及城市群发展战略的背景下,对大城市工资溢价的来源以及经济机制进行研究具有重要的现实意义。鉴于此,本文利用2013年中国家庭收入调查项目(CHIP)数据和2017年全国流动人口动态监测(CMDS)数据,通过因果效应识别和基于分布函数的参数估计方法,较为全面地考察了大城市工资溢价的3个潜在来源:静态效应、动态效应和选择效应,并对其形成机制进行解释。实证结果表明,在控制城市生活成本的情况下,城市规模的工资溢价效应仍然存在,而且静态效应和动态效应是解释工资溢价的主要原因,选择效应并不明显。进一步,通过对大城市工资溢价形成机制的研究发现,大城市的劳动力市场更为完善、劳动者寻找工作的时间成本更低以及劳动者更有可能积极转换工作,是大城市静态工资溢价存在的重要原因。而增加教育投资、加大对劳动者的技能培训有利于提升其动态工资溢价。

关键词:城市规模 工资溢价 静态效应 动态效应 选择效应

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2021.0002

一、引言

城镇化不仅是未来我国经济增长的重要引擎,同时也对缩小收入差距、提升居民福利发挥着积极作用。而量化城市规模的生产优势并认识其本质对确定我国城镇化模式具有重要意义。纵观我国城镇化的发展历程,政府出于协调区域发展和大城市环境承载力的考虑,城市建设基本遵循“控制大城市规模,合理发展中等城市,积极发展小城市^①”方针。在这种背景下,中小城市数量迅速增加^②,我国城市格局总体呈现出城市集中度偏低、平均规模偏小的分散化特征。然而,城市规模分散化并没有带来收入差距的缩小(Fujita et al., 2004),对大城市人口规模的限制更是造成了经济效率损失和整体社会福利损失(陆铭等, 2012)。为更好地发挥大城市的集聚优势,党的十九大报告指出“以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局”。2019年4月,国家发展和改革委员会发布《2019年新型城镇化建设重点任务》指出,“Ⅱ型大城市要全面取消落户限制,Ⅰ型大城市要全面放开放宽落户条件,超大特大城市要调整完善积分落户政策,大幅增加落户规模”,同时强调“推动城市群和都市圈健康发展”。

要推动有利于不同规模城市之间社会分工与协调发展的城市群战略,需要发挥市场配置资源的决定性作用。现阶段,城市间的工资水平差距仍然是影响我国劳动力迁移的重要因素(赵方、袁超文, 2017)。由于大城市存在“工资溢价^③”,尽管大城市户籍制度更为严格,但人口仍然向大城市集中。图1是基于中国第五次和第六次人口普查数据,绘制的3类不同规模城市的平均净流入人口的对比如^④。从图1中可以看出,中小规模城市均表现为人口外流,

^{*}本文得到国家社会科学基金项目“土地确权影响农业资源配置的理论机制、效果评价及支持政策研究”(课题编号:18BJY134)和辽宁省“兴辽英才计划”项目(课题编号:XLYC1804010)的资助。感谢南开大学经济学院王永进教授、对外经济贸易大学国际经济贸易学院张国峰副教授对本文研究的编程支持。文责自负。

而大城市则具有更大规模的人口净流入,且呈现出快速增长的变动趋势。未来中国的城市人口还会更多地向大城市集聚(陆铭等,2011)。因此,在我国积极推进新型城镇化建设以及城市群发展战略的背景下,对大城市工资溢价的来源和经济机制进行解释具有重要的现实意义。其一,准确测度大城市的工资溢价有助于理解不同规模城市的生产率差异。大城市的工资溢价意味着大城市具有更高的生产效率,中国作为一个转型中的大国,除技术进步外,微观层面生产要素配置效率的提高对持续经济增长也具有重要推动作用。一线城市劳动力增多,四线城市劳动力减少,优化了城市间的资源配置效率,进而提高经济增长率(潘士远等,2018)。其二,研究大城市工资溢价的形成机制,可以更好地探索我国城市发展道路。城市规模和城市体系的变动与城市移民紧密相关(孙三百等,2014),大城市工资溢价的存在意味着未来大城市规模还会进一步扩大,因此,解决大城市病问题的出路不在于限制人口,而在于科学的基础设施和公共服务供给,以及改善规划、管理和技术(陆铭,2017)。其三,分解和量化大城市工资溢价的不同来源,有助于为政府制定合理的城市发展政策提供思路与依据,从而引导人口科学有序流动。

鉴于此,本文利用第五轮中国家庭收入调查项目(CHIP)数据和全国流动人口动态监测(CMDS)数据,基于因果效应识别策略,实证检验城市规模工资溢价的主要来源及相应的形成机制,为积极推进我国新型城镇化战略提供经验支持。论文结构安排如下:第二部分是相关的文献述评;第三部分是实证研究设计和数据说明;第四部分是实证检验和结果讨论;第五部分进行异质性分析和稳健性检验;第六部分对工资溢价的形成机制进行解释;最后给出研究结论和相关政策含义。

二、文献述评

为什么大城市的企业愿意支付给员工更高的工资呢?可以从3个方面进行解释:静态效应、动态效应和选择效应。其中,静态效应源自城市规模扩大带来的运输成本的节省、中间投入和劳动力的共享等(王建国、李实,2015)。此外,大城市存在的劳动力池效应还能够促进生产要素和企业之间的相互匹配。周密等(2018)的研究验证了“教育—工作岗位匹配”机制是城市规模影响农民工工资溢价的重要来源。当劳动者在大城市中工作时就会享受到这种静态优势,在其离开后则会失去。动态效应是指大城市内部的空间集聚加速了知识的传播,方便员工和企业家之间以及不同企业之间的相互学习(Gill and Kharas, 2007),进而劳动者可以更快地积累人力资本。而学习效应是城市规模动态工资溢价的主要来源,特别地,大城市可以提供给劳动者积累更有价值的经验的机会(Roca and Puga, 2017)。在关注大城市工资溢价静态效应和动态效应的同时,学界也注意到大城市更高的生产率和工资水平很可能是因为城市的禀赋优势或者是更有能力的劳动者选择在大城市工作(Combes et al., 2012a),将其称为劳动者的选择效应。但是关于选择效应重要性的经验证据并不一致,Combes等(2008)认为选择效应和大城市的静态集聚效应同等重要,而Roca和Puga(2017)的研究则表明选择效应并不重要,大城市劳动者工资高的主要原因在于大城市的静态优势以及劳动者积累的工作经验更有价值。

近年来,城市规模的工资溢价效应逐渐引起了国内外学者的关注,并且催生出一系列经验分析文献。其中,部分学者基于回归分析策略讨论了城市规模工资溢价的存在性,如高虹(2014)发现即使考虑到物价因素,城市规模对劳动力收入的影响仍显著为正,并且城市规模增长的收入促进效应并不是线性的,中高技能水平劳动力的收益程度远高于低技能劳动力。王建国和李实(2015)基于流动人口监测调查数据考察了城市规模对农民工工资水平的影响,发现城市规模扩张能提高农民工工资水平。彭树宏(2016)利用中国综合社会调查(CGSS)的城镇居民数据也同样发现存在城市规模工资溢价。此外,李红阳和邵敏(2017)从技能差异角度研

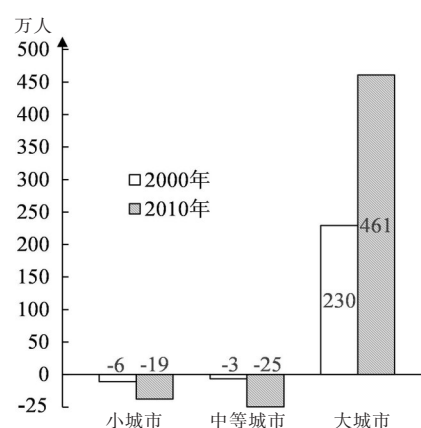


图1 3类不同规模城市平均净流入人口

究城市规模对劳动者工资收入的影响,并考察不同技能劳动力获取大城市工资溢价的不同途径。奚美君等(2019)发现中国大城市存在明显的工资溢价现象,并且工资增长效应是促成大城市工资溢价的核心机制。上述研究没有区分工资溢价的不同来源,最关键的问题是没有明确地对工资溢价的选择效应进行探讨。

另一部分学者基于分布函数的参数估计方法,研究城市规模工资溢价的选择效应。如Combes等(2012b)通过比较大城市和中小城市劳动者的工资及相关变量的分布函数差异,来探讨选择效应是否是大城市工资溢价的重要原因。张国峰和王永进(2018)基于劳动者的工资分布,从集聚效应和选择效应两方面对我国城市间工资差距的成因进行考察,发现集聚效应和选择效应均可以解释城市间工资差距,其中集聚效应居于主导地位。但上述研究并未区分工资溢价的静态效应和动态效应。

此外,还有一部分学者基于匹配方法来探讨城市规模的工资溢价。其中,Pan等(2019)将样本城市划分为大城市和小城市两类,基于倾向得分匹配方法研究城市规模的工资溢价。但该研究关注的重点是比较城镇居民和农民工获得的工资溢价的差异和时间变化趋势,并未对工资溢价的来源进行细致分析。孟美侠等(2019)通过将样本城市区分成5个规模等级,比较在选择不同控制变量情形下所匹配得到的平均处理效应的数值大小,以此来反映城市规模工资溢价的不同来源。但该研究用劳动者父母的教育和职务作为劳动者不可观测能力的替代指标,可能会造成估计偏误,同时也缺乏对内生性问题的讨论。

尽管上述文献在研究设计、模型方法和研究重点方面存在差异,但均肯定了城市规模工资溢价的存在性。然而,也有少部分文献得到了不一致的结论,即认为在控制劳动者可观测特征和生活成本后,不存在城市规模的工资溢价。其中,宁光杰(2014)运用2008年农村外出劳动力的收入数据(RUMiCI)研究发现,控制劳动者可观测能力特征后,城市规模的工资升水并不大,而进一步考虑劳动者的不可观测能力特征和选择偏差问题,大城市甚至可能出现收入劣势。吴波等(2017)利用2014年中国流动人口动态监测数据研究发现用生活成本对名义工资进行调整后,大城市的工资溢价会出现工资劣势。出现上述不同结论的原因可能是研究者所使用的数据集不同,或者是由于模型设定的差异性所导致。因此,在检验城市规模工资溢价的存在性问题时,需要选择多个数据来源并且使用不同的模型设定进行估计,以保证实证结论的可靠性。

已有文献对于分析城市规模的工资溢价效应具有重要的思路指导和方法借鉴作用,但在工资溢价的来源分解、经济机制分析等方面还存在一定不足。相比较而言,本文的边际贡献主要体现在如下方面,其一,在研究内容上,同时考察大城市工资溢价的3个潜在来源:静态效应、动态效应和选择效应,并给出基于横截面数据的实证策略,从而可以在研究中包含更为丰富的受访者个人信息和工作信息。其二,在技术方法上,将回归分析与基于分布函数的参数估计方法相结合,在评估工资溢价的静态效应和动态效应的基础上,检验工资溢价选择效应的存在性。此外,还通过使用不同数据源、不同模型形式设定、考虑城市生活成本和内生性等技术方法,保证实证结果的稳健性和可靠性。其三,利用中介效应方法对静态工资溢价和动态工资溢价的形成机制进行实证检验。

三、研究设计与数据描述

(一)研究设计

1. 基准模型设定:混合效应

为与现有文献相比较,基准模型不区分城市规模的静态效应和动态效应,并且忽略大城市可能存在的选择效应,即考察城市规模工资溢价的混合效应。基于扩展的Mincer工资收入方程,构建的基准模型由式(1)给出:

$$\ln wage_{ic} = \beta_0 + \beta_1 \ln pop_c + \beta_2 \text{exptotal}_{ic} + \beta_3 \text{exptotal}_{ic}^2 + \gamma \ln cost_c + \eta X_{ic} + \varepsilon_{ic} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示劳动者,*c*表示城市。 $\ln wage_{ic}$ 为城市*c*劳动者*i*的工资对数, $\ln pop_c$ 为城市常住人口规模的对数, exptotal_{ic} 和 exptotal_{ic}^2 表示劳动者的工作经验及其平方项。弹性系数 β_1 衡量了城市规模对劳动力工资影响的混合效应,是本文关心的核心参数。此外,考虑到大城市的工资溢价有可能是对其更高生活成本的“补偿机

制”,而最低工资水平基本上能够反映当地的基本生活费用和物价水平(宁光杰,2014;李红阳、邵敏,2017),故本文引入城市最低工资对数 $\ln cost_c$ 对城市生活成本进行控制。 X_{ic} 为劳动者个体特征向量,包括受教育年限、性别、自评健康、婚姻状况、是否党员、民族、是否外地户籍和兄弟姐妹数等。另外,鉴于劳动者所在的企业和行业会对工资产生显著影响(Yankow, 2006),模型中的控制变量还包括劳动者的工作特征变量:工作单位类型、所在行业以及单位规模。 ε_{ic} 为随机扰动项。

就本文所研究的问题而言,可能存在两种导致内生性问题的情况。其一,城市规模和劳动力工资之间可能具有双向因果关系,即工资水平更高的城市吸引劳动力流入,进而扩大城市规模,这将导致联立方程偏差(踪家峰、周亮,2015);其二,可能存在遗漏变量问题,比如城市的地理特征可能同时影响城市规模和工资水平。为检验模型估计结果的稳健性,本文采用 OLS 方法和工具变量法对式(1)进行估计。借鉴陆铭等(2012)和周密等(2018)的研究,使用 1953 年第一次人口普查的城市规模数据作为 2013 年城市规模的工具变量^⑤。此外,为保证 1953 年和 2013 年各市区划的一致性,本文以 2013 年各市区划为基准,对 1953 年的城市规模进行调整。

2. 扩展模型设定:静态效应与动态效应分解

在式(1)的设定中,认为不同城市的劳动者所积累工作经验的回报相同,忽略了大城市工资溢价的动态效应,这将导致工资对城市规模的弹性系数被高估。大城市劳动者的收入更高很有可能是因为劳动者在大城市工作获得的经验更有价值(Roca and Puga, 2017)。但由于无法确定劳动者过去的工作经验来自于哪一个城市,且考虑到劳动者工资与当前的工作经验更为直接相关。因此,本文在式(1)的基础上加上劳动者当前工作经验及其平方与城市人口规模的交互项来测度劳动者在不同城市所累积的有效工作经验。扩展模型由式(2)给出:

$$\ln wage_{ic} = \beta_0 + \beta_1 \ln pop_c + \beta_2 expnow_{ic} \times \ln pop_c + \beta_3 expnow_{ic}^2 \times \ln pop_c + \beta_4 exptotal_{ic} + \beta_5 exptotal_{ic}^2 + \gamma \ln cost_c + \eta X_{ic} + \varepsilon_{ic} \quad (2)$$

其中, $expnow_{ic}$ 和 $expnow_{ic}^2$ 表示劳动者的当前工作经验及其平方项;参数 β_2 和 β_3 用来反映城市规模工资溢价的动态效应,此时参数 β_1 反映了城市规模工资溢价的静态效应。其他控制变量和参数的定义与式(1)相同。

3. 关于选择效应的讨论:基于分布函数视角

模型(2)的设定没有考虑到劳动者的选择效应,即大城市劳动者获得更高工资的原因有可能是由于更有能力的劳动者选择进入大城市工作。本文借鉴 Combes 等(2012a, 2012b)提出的基于分布函数的参数估计方法,通过比较大城市和中小城市的工资变量的分布函数差异,来探讨选择效应是否是大城市工资溢价的重要原因。

假设中小城市的工资分布可以通过平移变化、伸缩变化、左尾变化和右尾变化得到大城市的工资分布。将中小城市工资分布的均值标准化为 0,并令 $\lambda_i(u)$ 为分布 i 在秩点 u 的分位数($i=1$ 表示大城市, $i=2$ 表示中小城市),此时,大城市和中小城市工资分布的分位数之间存在如下关系^⑥:

$$\lambda_1(u) = D\lambda_2(\underline{S} + (1 - \bar{S} - \underline{S})u) + A, u \in [\max(0, \frac{-S}{1 - \bar{S} - \underline{S}}), \min(1, \frac{1 - S}{1 - \bar{S} - \underline{S}})] \quad (3)$$

其中, A 为平移参数,如果城市规模扩大促进了城市内部劳动生产率的提高,这将导致大城市工资的分布函数向右平移,则有 $A > 0$;反之 $A < 0$ 。 D 为伸缩参数,如果大城市的工资分布比中小城市更为不平等,则有 $D > 1$;反之 $D < 1$ 。 \underline{S} 为左截断参数,如果相比于中小城市,大城市中的低工资劳动者的比重较低,则有 $\underline{S} > 0$;反之 $\underline{S} < 0$ 。 \bar{S} 为右截断参数,如果相比于中小城市,大城市中的高工资劳动者的比重更高,即大城市工资分布的右拖尾特征更为明显,则有 $\bar{S} < 0$;反之 $\bar{S} > 0$ (张国峰、王永进,2018)。

为获得上述参数的矩估计,还需要构造以分位点表示的矩条件,详细的理论推导可参见 Combes 等(2012b)以及张国峰和王永进(2018)。根据平移参数、伸缩参数、左截断参数、右截断参数的估计值及其统计显著性,来识别大城市相对中小城市工资分布的差异性。特别地,本文主要是采用该方法验证工资溢价的选择效应是否存在,因此,需要针对剔除掉劳动者个体特征和城市规模影响后的剩余部分(称之为“能力工资”)的分布函

数进行检验。

(二)数据描述

1.数据来源与变量说明

本文实证分析中使用的微观数据主要来源于2013年第五轮中国家庭收入调查项目(CHIP)中的城镇住户部分。该数据集覆盖了中国的14个省份117个地级及以上城市,具有全国代表性^⑦。此外,数据集还包含了丰富的个人层面的基本信息、就业信息以及家庭层面的基本信息,这使得我们能够在控制个体特征变量和工作单位特征的基础上,考察城市规模对工资收入的影响。在数据处理方面,剔除没有工资收入和劳动关系、年龄小于16岁或大于65岁、在2013年的工作时间小于6个月以及缺失个体特征和工作特征相关信息的样本。在此基础上,还删除了就业身份为雇主、自营劳动者以及家庭帮工的个体,只保留了就业身份为雇员的样本。对于城市层面数据,本文使用城市常住人口指标作为城市规模的度量,数据主要源自2014年《中国区域经济统计年鉴》和相应省市的统计年鉴。各个城市最低工资数据来源于各省市的政府工作文件。最终,用于实证分析的数据集为涵盖117个城市的7293个劳动力个体。相关变量的含义及其描述性统计参见《管理世界》网络发行版附录附表1。

2.城市规模与劳动者工资:基于技能分类的图形展示

2013年CHIP数据集所涵盖的117个城市的人口规模具有很大差异,其中,常住人口在1000万以上的城市数量为7个,常住人口在500万~1000万之间的城市数量为39个,常住人口在500万以下的城市数量为71个。为了较为直接地观察城市规模与劳动者工资之间的关系,并考虑到不同劳动者的技能差异性,本文首先根据劳动者受教育水平是否为大专及以上将劳动者分为高技能劳动力和低技能劳动力,然后分别绘制城市人口规模与该城市内部不同技能劳动者的平均年工资(均为对数)的散点和线性回归拟合结果,具体见图2。

从图2中可以看出,无论是低技能劳动力还是高技能劳动力,工资收入均与城市规模呈正相关关系。回归系数估计值分别为0.125和0.153,并且在1%的水平上统计显著,这为城市规模工资溢价的存在性提供了直观证据,同时还表明高技能劳动力从城市规模扩大中受益更多。接下来,本文利用城市层面数据和微观劳动者数据,通过控制微观个体异质性和工具变量法解决城市规模工资溢价识别过程中的内生性问题,进而从因果关系角度考察城市规模对劳动者工资的影响效应。

四、实证检验与结果讨论

围绕第三部分的研究设计思路,本部分首先基于基准模型估计城市规模对劳动者工资影响的总效应;其次,根据扩展模型估计城市规模工资溢价的动态部分,并定量讨论工资溢价中动态成分和静态成分的相对贡献;最后,采用基于分布函数的参数估计方法,检验选择效应是否是解释大城市工资溢价的一个主要原因。

(一)基准模型的估计结果

表1报告了基准模型的估计结果。在控制其他影响因素的情况下,城市人口规模对工资存在显著的正向影响:人口规模每扩大10%,名义工资水平上升1.47%。然而,通常大城市具有较高的生活成本,这会导致对大城市工资溢价的高估,需要引入城市生活成本对名义工资进行修正,使得工资水平在城市间具有可比性。借鉴宁光杰(2014)、李红阳和邵敏(2017),本文将最低工资衡量的生活成本变量作为控制变量纳入到回归方程中,进行实际工资调整,相应

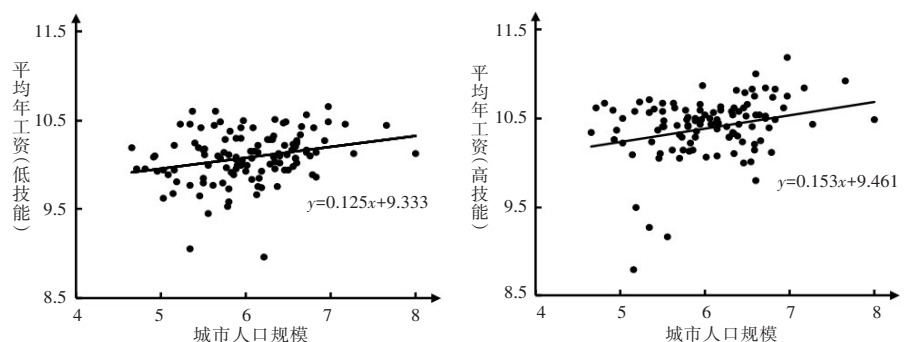


图2 城市人口规模和平均年工资关系图

的估计结果见表1的第3列。实证结果表明,在控制城市生活成本后城市规模工资溢价仍然存在,弹性系数为0.083,这说明城市规模的工资溢价并不能完全由生活成本所解释。另外,除城市人口规模这一变量外,其他变量的系数估计值并未发生明显变化,鉴于此,下文分析主要以实际年工资方程为准。

健康和教育作为人力资本的重要指标,对劳动者工资具有显著的提升作用,本文估计的健康对工资的贡献约为5.6%,而教育回报率为5.8%。男性、已婚劳动者和党员的工资收入更高,这和已有文献是一致的(高虹,2014;踪家峰、周亮,2015)。工作经验对劳动者工资的影响呈倒U型曲线,拐点出现在30.3年,在本文的样本中,有72.7%的劳动者位于拐点的左侧,即对大多数劳动者而言,经验的增加会提高劳动者的工资收入。另外,民族变量对劳动者工资的影响并不显著,一方面这可能是因为我国已坚持多年的民族平等和鼓励民族地区发展的政策(高虹,2014),使得不同民族的劳动者的收入水平趋同;另一方面,也可能是因为在本文所使用的数据集中少数民族受访者仅占总样本的3.1%,从而导致估计效果不明显。劳动者兄弟姐妹数对工资具有负向影响,这可能是由“数量—质量替代”效应所导致的,兄弟姐妹数量越少则越有利于个人人力资本积累。最后,市外迁移的劳动者(外地户籍)的工资收入水平更高,这种户籍所在地“反向歧视”的原因来源于对迁移者的收入补偿(陈昊等,2017)。

名义工资方程和实际工资方程的工具变量估计见表1第4列和第5列,第一阶段的回归结果显示,在控制其他外生解释变量后,1953年的城市人口规模对2013年的城市人口规模具有显著的正向影响,并且识别不足检验和弱工具变量检验的检验结果保证了工具变量的有效性。将OLS与工具变量估计结果对比可以看出,城市人口规模变量的系数估计值并未发生明显变化,说明本文估计结果的稳健性。这与现有的研究相一致,即在估计大城市的生产优势时,城市规模的内生性并不是一个重要的问题(Combes et al., 2012b;李红阳、邵敏,2017)。

(二)扩展模型的估计结果

由于基准模型考察的是城市规模工资溢价的混合效应,这将导致劳动者工资对城市规模的弹性系数被高估。为解决这一问题,本文基于式(2)给出的扩展模型来实现大城市工资溢价的静态效应和动态效应分解,参数估计结果由表2给出。

表2的回归结果表明,当前工作经验及其平方与城市规模的交互项,无论在经济意义方面还是统计意义方面均非常显著,这意味劳动者在大城市所积累的工作经验更有价值,本文将其定义为大城市工资溢价的动态效应或动态部分。将动态效应从总效应中分离出来,此时城市人口规模变量的系数估计值反映了大城市工资溢价的静态效应,与表1中的估计值相比有明显下降。这一结论验证了本文先前的预期:忽略动态效应,将导致劳动者工资

表1 基准模型的估计结果

	名义年工资	实际年工资	名义年工资(IV)	实际年工资(IV)
城市规模	0.147*** (0.009)	0.083*** (0.010)	0.107*** (0.010)	0.069*** (0.011)
总工作经验	0.032*** (0.003)	0.032*** (0.003)	0.031*** (0.003)	0.032*** (0.003)
总工作经验的平方	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
健康	0.059*** (0.001)	0.056*** (0.010)	0.055*** (0.001)	0.053*** (0.001)
教育年限	0.063*** (0.003)	0.058*** (0.003)	0.062*** (0.003)	0.057*** (0.003)
性别(男性=1)	0.221*** (0.016)	0.221*** (0.016)	0.219*** (0.018)	0.221*** (0.016)
婚姻(已婚=1)	0.078*** (0.026)	0.071*** (0.026)	0.078*** (0.026)	0.070*** (0.026)
党员(共产党员=1)	0.099*** (0.020)	0.104*** (0.020)	0.101*** (0.020)	0.105*** (0.020)
民族(汉族=1)	0.037 (0.045)	0.029 (0.044)	0.052 (0.046)	0.037 (0.044)
兄弟姐妹数	-0.024*** (0.006)	-0.020*** (0.006)	-0.029*** (0.006)	-0.023*** (0.006)
外地户籍(外地=1)	0.147*** (0.024)	0.124*** (0.024)	0.141*** (0.025)	0.122*** (0.025)
生活成本	N	0.824*** (0.065)	N	0.783*** (0.066)
行业	Y	Y	Y	Y
单位类型	Y	Y	Y	Y
单位规模	Y	Y	Y	Y
常数项	7.669*** (0.125)	2.350*** (0.434)	7.954*** (0.127)	2.765*** (0.443)
样本量	7293	7293	7155	7155
调整R ²	0.269	0.285	0.262	0.276
第一阶段回归				
1953年城市人口规模			0.930*** (0.004)	0.860*** (0.003)
识别不足检验			2130.3 [0.000]	1949.4 [0.000]
弱工具变量检验			46474.5 [16.38]	60644.8 [16.38]

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为回归参数的稳健标准误。(3)第一阶段结果是IV估计中的内生解释变量(2013年城市人口规模)对工具变量(1953年城市人口规模)的回归结果。(4)识别不足检验使用的是Kleibergen-Paap rk LM统计量,检验的原假设是:工具变量识别不足,中括号内数值为Kleibergen-Paap rk LM检验统计量的P值,检验结果为拒绝原假设,即不存在识别不足问题。(5)弱工具变量检验使用的是Kleibergen-Paap rk F统计量,原假设是:弱工具变量,大括号内为Stock-Yogo(2005)提供的10%水平上的临界值,检验结果为拒绝原假设,即不存在弱工具变量问题(下文中的工具变量估计均进行了类似的检验,不再专门列出)。(6)表1中的回归结果均保留三位小数,这导致部分结果无法显现出有效数字,如在名义年工资(IV)方程中,总工作经验的平方变量的系数估计值显示为-0.000,实际上系数估计值为-0.00047。在后面表格中出现类似情况,不在赘述。

对城市规模的弹性系数被高估。

为直观显示表2中估计的动态效应,本文依据城市常住人口规模将城市分成大中小3类(常住人口在1000万以上,常住人口在500万~1000万之间,常住人口在500万以下),并绘制在其他控制变量保持不变的情况下,不同城市的劳动者工资随工作经验的动态演变路径。需要说明的是,图3中的两条曲线并不表示劳动者的绝对收入增长速度,而是大城市和中等城市劳动者相对于小城市劳动者的相对收入增长速度。考虑有两个生产力特征完全相同的劳动者,其中一个在大城市工作,另一个在小城市工作。对在大城市工作的劳动者而言,其相对工资可以由一个截距部分和一个随工作时间变化部分来刻画。其中,截距项表示在当前工作经验为零时,在大城市工作的劳动者与在小城市工作的劳动者之间的工资收入的百分比差异;而随工作时间变化部分则表示由于两个劳动者在规模不同的城市所积累的工作经验的价值不同,导致两者的工资差距不断增大。

图3显示,在初始时(当前工作经验为零时)大城市劳动者工资平均而言要比小城市劳动者工资高9.9%,这意味着当小城市劳动者迁移到大城市后就可以直接享受到这部分溢价红利。而随着劳动者在不同规模城市所积累的工作经验的价值不同,这一差距将逐渐扩大。本文考虑在所有劳动者的平均当前工作经验的时间点上(约为12年左右),两者的工资差距将达到了15.4%,近似是初始时工资差距的1.5倍。上述分析表明,大城市的工资溢价大约有2/3来自于静态溢价,另外1/3来自于动态溢价。类似地,中等规模城市相对于小城市的静态工资溢价约为5.2%,在12年后两者的工资差距将扩大到8.0%。

(三)选择效应的存在性检验

在实现大城市工资溢价的静态部分和动态部分分解的基础上,还需要检验选择效应是否对大城市工资溢价具有解释作用,即劳动者在大城市获得更高的收入是否是由于更有能力的劳动者选择进入大城市工作而导致的?为实现这一目的,本文采用基于分布函数的参数估计方法进行检验。基本思路如下:对式(2)进行回归得到的残差代表了从劳动者工资收入中剔除掉所有劳动者个体可观测特征与城市特征之后的剩余部分,若总体模型的扰动项是随机的,则该剩余部分衡量了劳动者的不可观测能力,本文将其称为“能力工资”。通过比较大城市和中小规模城市之间劳动者能力工资的分布函数的差异性,进而检验大城市工资溢价的选择效应的存在性。

图4-1是大城市和中小城市劳动者名义工资的核密度函数图。可以看出,大城市劳动者的工资分布比中小城市整体向右偏移,并且大城市的工资分布更为分散。这意味着城市规模扩大会提高劳动者的平均工资水平,与式(1)回归结果相一致,即存在城市规模的工资溢价效应。此外,城市规模对不同技能劳动力工资的影响存在异质性,即高技能劳动力和低技能劳动力工资分布的右移幅度有所差异。图4-2给出了不同规模城市劳动者的能力工资的核密度函数图。对比分析发现,在剔除掉劳动者个体特征和城市特征的影响后,能力工资的分布函数在

	名义年工资	实际年工资	名义年工资(IV)	实际年工资(IV)
城市规模	0.122*** (0.009)	0.058*** (0.011)	0.083*** (0.010)	0.045*** (0.011)
当前工作经验×城市规模	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
当前工作经验平方×城市规模	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
总工作经验	0.020*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.020*** (0.003)
总工作经验的平方	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
生活成本	N	Y	N	Y
控制变量	Y	Y	Y	Y
样本量	7293	7293	7155	7155
调整 R ²	0.278	0.295	0.272	0.285

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为回归参数的稳健标准误。(3)控制变量与表1相同,其系数估计值与表1相比基本未发生变化,在此不再列出。(4)在IV估计中,存在3个内生变量(城市规模,当前工作经验×城市规模,当前工作经验平方×城市规模),分别将1953年城市人口规模、当前工作经验和1953年城市人口规模的交互项,当前工作经验平方和1953年城市人口规模的交互项作为其工具变量。在下文的IV估计中采用类似方法,不再赘述。

劳动者的能力工资的核密度函数图。对比分析发现,在剔除掉劳动者个体特征和城市特征的影响后,能力工资的分布函数在

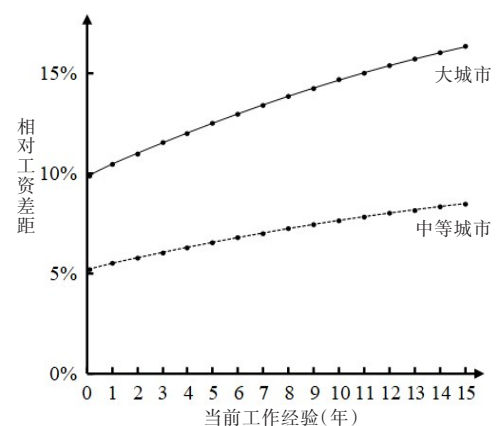


图3 大城市和中等城市相对于小城市的工资差距

两类城市之间的差异性并不明显。这意味着大城市和中小城市的劳动者在不可观测的能力方面并没有经济意义上的显著差异。

为更准确识别图4中两个工资变量的分布函数是否在不同规模城市之间存在显著差异,本文利用Combes等(2012b)提出的基于分布函数的参数估计方法,依次增加平移参数、伸缩参数、左截断参数和右截断参数,对两工资分布函数的关系参数进行估计和检验。结果由表3给出。

对于名义工资变量,首先仅允许中小城市劳动者的对数工资分布函数发生平移变化,以近似大城市的对数工资分布。表3第2行给出的平移参数估计结果为0.319,在1%水平上显著,且平移参数解释了大城市和中小城市之间均方分位数差异的94.7%,表明平移参数是大城市和中小城市工资差异的重要解释因素。在第3行加入伸缩参数后,伸缩参数的估计值并不显著异于1,即大城市劳动者的工资分布并未呈现出更不平等特征,这在直观上与图4-1不符。分析其原因,在未控制截断参数的情况下,截断效应和伸缩效应可能会相互抵消,从而导致伸缩参数的估计不准确。在第4行中考虑左截断效应后,平移参数值下降到0.217,伸缩参数值提高到1.248,而左截断参数的估计值为0.064,三参数均在1%水平上显著,同时 R^2 有了较大幅度提高。进一步加入右截断参数后,平移参数,伸缩参数和左截断参数的估计值无明显变化,右截断参数的估计值为负,但并不具有统计显著性,而 R^2 也几乎未发生变化。因此,要准确识别大城市相对中小城市工资分布的差异性,至少需要同时控制平移参数、伸缩参数和左截断参数,否则将造成估计偏差。综上分析可以看出,城市规模扩大提高了劳动者的平均工资水平,但高技能劳动者从中获益更多,这将导致大城市的工资收入不平等相对于小城市而言更为严重(Chen et al., 2018)。左截断参数的估计值为正,说明相比于中小城市而言,大城市中的低工资劳动者的比重较低。这可能是由于某些制度性原因,比如大城市和中小城市的最低工资标准和执行程度存在差异;或者是大城市的竞争更为激烈,淘汰了一部分低效劳动者(张天华等, 2017)。右截断参数的估计值为负,说明相比于中小城市,大城市高工资劳动力所占比例更高,即大城市工资分布的右拖尾特征更为明显,但这一差异并不显著。

对于能力工资变量(剔除掉劳动者个体特征和城市特征影响之后的回归残差),在仅考虑平移参数的情况下,其估计值为0.039,尽管具有统计显著性,但在经济意义上的差异并不明显,且回归方程的 R^2 较小,拟合效果较差。在模型中依次加入伸缩参数、左截断参数和右截断参数后,模型的整体拟合效果得到较大改善。因此,基于4个参数的完整模型解释大城市和中小城市的能力工资差异更具合理性。表3的最后一行结果显示,4个参数的估计结果无论在统计上还是在经济意义上均不显著。其对应的结论可解释如下:平移参数不显著意味着大城市劳动者的不可观测能力并没有显

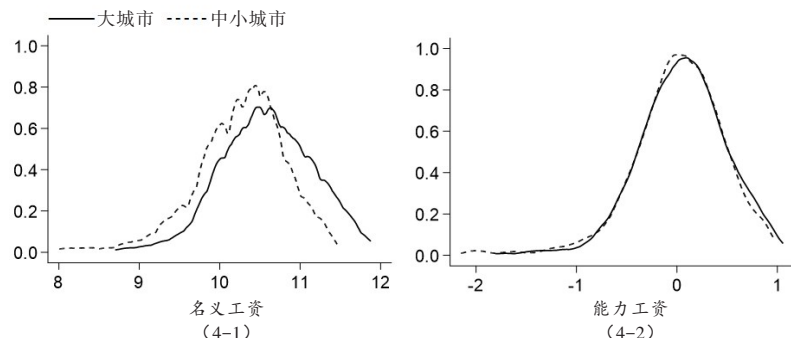


图4 大城市和中小规模城市之间各工资变量的核密度函数图

表3 大城市与中小城市工资分布函数的关系参数估计结果

	平移参数(A)	伸缩参数(D)	左截断参数(S)	右截断参数(S̄)	R ²
名义工资	0.319*** (0.016)				0.947
	0.321*** (0.016)	1.028 (0.025)			0.949
	0.217*** (0.029)	1.248*** (0.049)	0.064*** (0.019)		0.980
	0.242*** (0.025)	1.324*** (0.095)	0.066*** (0.017)	-0.026 (0.022)	0.982
能力工资	0.039*** (0.008)				0.445
	0.041*** (0.008)	0.964 (0.032)			0.518
	0.021* (0.013)	1.036 (0.028)	0.011 (0.007)		0.930
	0.015 (0.015)	1.008 (0.038)	0.009 (0.006)	0.010 (0.013)	0.941

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内的参数标准误利用Bootstrap方法估计得到,抽样次数为100次。(3)对于参数A、S的显著性检验,原假设为该参数等于0;对于参数D的显著性检验,原假设为该参数等于1。(4)在参数估计时,分别删除了大城市和中小城市工资分布5%的异常值(分布两端各2.5%)。

著地高于中小城市劳动者;伸缩参数不显著异于1,说明大城市和中小城市的劳动者的能力分布的离散性并没有明显差异;而左截断和右截断参数都不显著异于0,说明选择效应并不存在。

五、异质性分析与稳健性检验

(一)城市规模对劳动者工资影响的异质性分析

表3中名义工资分布的参数估计结果显示,城市规模对劳动者工资的影响存在异质性。鉴于此,本文基于下列分类进行异质性分析。其一,教育水平:城市人口集聚对不同教育水平劳动者的知识溢出效应不同,且劳动者的学习能力也存在差异;其二,就业形式,即是否正规就业:我国作为转型中的发展中国家,非正规就业是城镇劳动力市场的重要就业形态,城市规模扩大是否对正规就业和非正规就业两种就业形式造成差异化影响,现有文献没有对此问题给予足够关注,本文的研究对此是一个有益的补充;其三,劳动者的职业特征:不同的职业对学习和知识创新的依赖程度不同,因而从城市规模扩张中的受益程度会存在差异(陆铭等,2012)。本文通过引入交互项来考察城市规模对不同个体特征劳动者的工资收入的异质性影响。具体而言,在式(2)给出的扩展模型的基础上加入劳动者是否为大专以上学历、是否正规就业以及是否从事高技能职业与城市人口规模的交互项。估计结果由表4给出。

表4中各交互项的估计结果表明,城市规模工资溢价对不同类别劳动者存在异质性效应:大专以上学历、正规就业和高技能职业的劳动者从城市规模扩大中获益程度更高,对于名义工资和实际工资均是如此,且工具变量的估计结果保证了上述结论的稳健性。从异质性角度来看,高学历劳动者不仅具有较高的人力资本水平,而且学习能力也相对更强,能够从城市规模扩大带来的知识溢出效应中积累更为有效的工作经验。此外,高学历劳动者也更容易匹配到适合于自身的工作岗位,节省了寻找工作的时间成本。因此,城市规模对高学历劳动者工资收入的影响效应更大。相对于正规就业,非正规就业劳动者没有正式的雇佣关系,往往同低工资、高就业风险、缺乏职业发展机会等低就业质量特征联系在一起(王海成、郭敏,2015)。而且,非正规就业劳动者缺乏正式的制度保护,就业稳定性相对较差,导致这一劳动群体容易遭受到劳动力市场歧视并且不能有效地积累人力资本。上述原因导致非正规就业劳动者从城市规模扩大中获得的工资溢价要小于正规就业劳动者。对于按技能区分的两类劳动者而言,由于高技能行业的知识密集度更高,对学习和创新的依赖程度也更密切,这使得高技能劳动者从知识溢出效应中获益更多。与之相反,低技能行业知识密集度低,并且往往表现为替代性强、重复性高。高低技能行业就业的劳动者的获益程度不同,体现了城市规模工资溢价的高技能偏向性(李红阳、邵敏,2017)。

(二)稳健性检验

1. 基于受限样本的稳健性检验

本部分从两个方面对扩展模型(2)的估计结果进行稳健性检验:其一,将分析样本限定为当前工作是第一份工作的劳动者。由于在2013年的CHIP数据集中没有提供受访者现在工作之前所从事工作岗位的城市信息,因而无法确定受访者的过去工作经验是来自于大城市还是中小城市。在扩展模型中,我们通过加入当前工作经验及其平方与城市规模进行交互以反映大城市的动态优

表4 城市规模对劳动者工资影响的异质性分析结果

	名义年工资	实际年工资	名义年工资(IV)	实际年工资(IV)
城市规模	0.097*** (0.009)	0.039*** (0.011)	0.065*** (0.011)	0.030*** (0.012)
大专以上学历 ×城市规模	0.014*** (0.004)	0.014*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)
正规就业 ×城市规模	0.018*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.016*** (0.004)	0.015*** (0.004)
高技能职业 ×城市规模	0.019*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.018*** (0.003)	0.015*** (0.003)
当前工作经验 ×城市规模	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
当前工作经验平方 ×城市规模	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
总工作经验	0.022*** (0.003)	0.022*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.021*** (0.003)
总工作经验的平方	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
生活成本	N	Y	N	Y
控制变量	Y	Y	Y	Y
样本量	7143	7143	7005	7005
调整R ²	0.299	0.313	0.291	0.302

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)控制变量与表1中相同。(4)大专以上学历=1,其他=0。(5)根据2013年CHIP问卷,将当前工作合同为固定期限或者长期合同,并参加“城镇职工基本养老保险”的劳动者为正规就业者,正规就业=1,其他=0。(6)根据2013年CHIP问卷,将高技能劳动力定义中国共产党中央委员会和地方各级组织负责人、国家机关及其工作机构负责人、民主党派和社会团体及其工作机构负责人、企事业单位负责人、各类专业技术人员、办事人员和有关人员,高技能职业=1,其他=0。

势,考虑到劳动者的当前工作经验可能并未完全涵盖其所处城市的所有时期,这可能会导致对动态效应评估的偏误。为保证劳动者当前居住的城市就是其积累工作经验的城市,本文将分析样本限定为当前工作即为第一份工作的劳动者。其二,将分析样本限定为本地城镇户籍,且没有经历过“农转非”的劳动者。本文根据第四部分基于分布函数的参数估计结果发现,选择效应并不是解释城市规模工资溢价的主要原因。事实上,选择效应与个体在不同城市之间的迁移有关,具体表现为高技能劳动者倾向于迁移到大城市工作。因此,仅使用本地劳动者样本进行实证研究,相当于在扩展模型中控制了城市规模工资溢价的选择效应,如果此时估计的静态效应和动态效应与表2中的结果一致,则表明选择效应并不重要。基于两类受限样本的参数估计值(详细内容参见《管理世界》网络发行版附录附表2)与表2并无明显差异,这表明本文的结论是稳健的。

2. 基于城镇人口指标和月工资指标的稳健性检验

在扩展模型(2)中,劳动者工资变量使用的是年工资指标,而城市规模变量使用的是常住人口指标。由于本文所使用的微观样本来自于2013年CHIP数据集中的城镇住户部分,为保证微观样本与城市样本的口径统一,在这里将城市规模的度量由常住人口替换为城镇人口。此外,考虑到不同劳动者在2013年工作的月份数有所差异,因此,劳动者的年工资差异在一定程度上可能是由工作月份数不同而导致的。为了检验扩展模型估计结论的稳健性,进一步将年工资指标替换为月工资指标。检验结果表明,城市规模指标和劳动者工资指标的不同选择并没有改变本文的基本结论(详细内容参见《管理世界》网络发行版附录附表3)。

3. 基于模型形式不同设定的稳健性检验

以城市常住人口是否超过1000万为标准,将城市划分为大城市和中小城市两类^⑥,并创建虚拟变量:city_big=1表示大城市,city_big=0表示中小城市。将劳动者的工作经验分成当前工作经验和过去工作经验(experience),并且将当前工作经验及其平方和表示大城市与否的虚拟变量交互,同时在模型中加入其水平变量和过去工作经验,用以考察大城市对当前工作经验是否具有超额的要素回报。具体模型设定形式为:

$$\ln wage_{ic} = \beta_0 + \beta_1 \ln pop_c + \beta_2 expnow_{ic} \times city_big_c + \beta_3 expnow_{ic}^2 \times city_big_c + \beta_4 expnow_{ic} + \beta_5 expnow_{ic}^2 + \beta_6 expbefore_{ic} + \gamma \ln cost_c + \eta X_{ic} + \varepsilon_{ic} \quad (4)$$

式(4)的估计结果由表5给出。从中可以看出,基于不同模型形式设定所得到的基本结论是一致的:大城市劳动者积累的工作经验更有价值,这是城市规模工资溢价存在的重要证据。

4. 基于2017年全国流动人口动态监测调查数据(CMDS)的稳健性检验

(1)不改变基准模型和扩展模型设定。为进一步保证本文模型估计结果的稳健性,本文使用2017年全国流动人口动态监测调查数据对基准模型和扩展模型进行估计,同时尽量保证控制变量一致,估计结果由表6给出。其中,第2列和第3列是基准模型(1)的估计结果,第4列和第5列是扩展模型(2)的估计结果。从中可以看出,尽管核心解释变量的系数估计值的大小有所差异,但影响方向和显著性是一致的,这进一步保证了本文主要结论的稳健性。此外,本文还使用2007年CHIP数据进行稳健性检验,所得的实证结论相类似,由于篇幅所限,没有在论文中列出估计结果。

(2)将当前工作经验替换为城市经验。在2017年全国流动人口动态监测调查数据中含有受访者本次迁移时间的信息。本文由此计算受访者在当前城市的总工作经验,将其称为城市经验,并与城市规模进行交互以反映大城市的动态溢价,即将表6中当前工作经验及其平方与城市规模的交互项替换为城市经验及其平方与城市规模的交互项。估计结果同样验证了在大城市存在静态和动态工资溢价(详细内容参见《管理世界》网络发行版附录附表4)。

表5 基于模型形式不同设定的稳健性检验结果

	实际年工资	实际年工资(IV)
城市规模	0.053*** (0.013)	0.040*** (0.014)
当前工作经验 ×是否为大城市	0.010*** (0.004)	0.010*** (0.004)
当前工作经验平方 ×是否为大城市	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)
当前工作经验	0.028*** (0.003)	0.027*** (0.003)
当前工作经验平方	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
过去工作经验	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
生活成本	Y	Y
控制变量	Y	Y
样本量	7293	7155
调整 R ²	0.295	0.285

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)控制变量与表1中相同。

六、工资溢价的形成机制

鉴于选择效应对解释大城市工资溢价并不重要,本部分主要从静态效应和动态效应两方面对大城市工资溢价的形成机制进行探讨。首先,基于扩展模型的估计结果,使用当前工作经验及其平方与城市规模的交互项计算动态工资溢价,然后用劳动者的名义工资收入减去动态工资溢价,以排除掉工作经验积累对劳动者收入的影响,剩余部分称为静态工资溢价;其次,分别将动态工资溢价和静态工资溢价作为因变量进行中介效应分析。

(一)静态工资溢价的形成机制分析

大城市存在静态工资溢价的一个重要原因来自于劳动力池效应,城市中企业与劳动者之间的协调互动使得工作寻找更容易,这会降低劳动者寻找工作的成本,同时提高劳动者和企业之间的匹配效率。另外,Man-ning(2011)指出,研究集聚经济不能忽略劳动力市场的作用,劳动力市场的特征在很大程度上影响工资水平。考虑到数据的可得性,本文选择劳动者就业保护、工作搜寻时间和积极工作转换3个变量作为中介变量进行实证检验。

1. 城市规模、劳动者就业保护和静态工资溢价

就业保护是指为构建稳定劳动关系而形成的关于雇佣和解雇的限制性规定,其核心目标是增加工作安全性,减少经济不确定性给劳动者带来的负面影响(刘家强等,2018)。有研究发现,就业保护提高了劳动者工资水平和非工资收益(Van der Wiel,2010)。对我国而言,大城市劳动力市场更为完善,对劳动者的就业保护也更为健全,这可能是大城市存在静态工资效应的重要原因。本文借鉴刘家强等(2018)对就业保护的度量方法,采用2013年CHIP问卷中的6个问题反映就业保护,包括劳动者是否签订书面劳动合同、劳动者是否拥有养老、医疗、工伤、生育、失业5类法定社会保险,对以上问题分别构建虚拟变量,1代表有,0代表无,然后对这6个变量采用因子分析法构建就业保护变量。因子分析的KMO值为0.832,表明样本适合做因子分析,并且只有一个因子的特征值大于1(特征值为2.93),本文用该因子表示就业保护。进一步,根据因子载荷可计算得出就业保护指标。对就业保护指标的回归分析结果见表7。从中可以看出,就业保护通过中介效应检验,从而验证了“城市规模扩大→就业保护水平提高→劳动者工资收入提高”的传导机制。

2. 城市规模、工作搜寻时间和静态工资溢价

城市规模影响劳动者工资的另一个重要机制在于大城市拥有更多的企业和更多的劳动者,这会降低劳动者寻找到合适工作的时间成本。由于

2013年CHIP数据中不含相关信息,而2007年CHIP数据中含有劳动者找到当前工作所用时间(天)的信息,因此,本文利用2007年CHIP数据对此机制进行检验。根据表8中的估计结果,城市规模扩大降低了劳动者找到当前工作所用的时间,而工作搜寻时间的增加对劳动者静态工资

表6 基于2017年CMDS数据的稳健性检验结果
(不改变基准模型和扩展模型设定)

	基准模型		扩展模型	
	名义月工资	实际月工资	名义月工资	实际月工资
城市规模(2017年常住人口)	0.099*** (0.003)	0.039*** (0.003)	0.083*** (0.003)	0.026*** (0.003)
当前工作经验 ×城市规模			0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
当前工作经验平方 ×城市规模			-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
总工作经验	0.012*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
总工作经验的平方	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)
生活成本(2017年最低工资)		0.716*** (0.018)		0.692*** (0.018)
控制变量	Y	Y	Y	Y
样本量	39826	39826	39826	39826
调整R ²	0.324	0.349	0.339	0.362

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)控制变量包括:健康、教育年限、性别、婚姻、党员、民族、户口、是否外地户籍,以及表示行业 and 单位性质的虚拟变量。健康取值为:健康=4;基本健康=3;不健康,但生活能自理=2;生活不能自理=1。教育年限取值为:未上过小学=0;小学=6年;初中=9年;高中/中专=12年;大学专科=15年;大学本科=16年;研究生=19年。单位性质共12类:机关、事业单位;国有及国有控股企业;集体企业;股份/联营企业;个体工商户;私营企业;港澳台独资企业;外商独资企业;中外合资企业;社团/民办组织;其他;无单位。

表7 基于就业保护的中介效应分析

变量	被解释变量		
	就业保护	静态工资溢价	
核心变量:城市规模	0.177*** (0.012)	0.059*** (0.010)	0.052*** (0.010)
中介变量:就业保护			0.072*** (0.010)
控制变量	Y	Y	Y
样本量	6930	6930	6930
调整R ²	0.190	0.254	0.261

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)对控制变量中不包含与当前经验相关的变量。

溢价具有负向影响。从而验证了工作搜寻时间是城市规模影响劳动者静态工资溢价的一个渠道。

3. 城市规模、积极工作转换和静态工资溢价

城市规模影响劳动者工资收入的第3个重要机制是促进了劳动者和企业更有效率的匹配。因此从城市规模影响劳动者工作转换行为角度考察城市人口规模对匹配效率的作用,有助于理解大城市的静态工资溢价。韩旭等(2018)的研究发现,城市规模促进了劳动者主动工作转换,由此验证城市规模提高了劳动力市场匹配效率。借鉴上述文献的研究思路,本文从城市规模促进劳动者主动工作转换这一视角进行中介效应分析。由于在2007年和2013年CHIP数据集中均不含劳动者转换工作原因的信息,故采用2008年CHIP数据集对这一机制进行实证检验,相应的参数估计结果由表9给出。其中,第2列为是否积极转换工作的Logit模型的估计结果。可以看出,积极转换工作通过了中介效应检验,从而验证了“城市规模扩大→劳动者更有可能进行积极工作转换→劳动者工资收入提高”的传导机制。

(二)动态工资溢价的机制分析

大城市内部的空间集聚效应加速了知识传播,在大城市中的劳动者可以基于更多的正式或者非正式渠道进行沟通和学学习,通过“干中学”和知识溢出渠道来提高自身的人力资本水平(Gill and Kharas, 2007; 赵伟、李芬, 2007),从而有助于劳动者获取动态工资溢价。考虑到数据可得性,本文选择城市大专及以上学历的人口比例、院校数量和劳动者工作技能培训这3个变量作为中介变量进行实证检验。

1. 城市规模、大专及以上学历人口比例和动态工资溢价

高技能劳动力聚集在同一个城市时,不仅会提高个人自身的生产率,也会促进整个城市生产率的提高,这就是知识、技术、信息在城市居民的相互交流中产生和传播的人力资本外部性(梁文泉、陆铭, 2016),上述机制会加速城市劳动者人力资本的积累,进而劳动者更有可能获得城市动态工资溢价。本文采用城市大专及以上学历人口占比作为反映城市人力资本水平的指标并进行中介效应分析,基于2013年CHIP数据集的估计结果由表10给出。从表中可以看出,大专及以上学历人口占比这一变量通过了中介效应检验,即大城市中高技能劳动力的比例更高,这有利于大城市劳动者获取动态工资溢价。

2. 城市规模、院校数量和动态工资溢价

新古典劳动力市场理论的“工资竞争模型”,强调劳动者最终凭借自身人力资本积累进行竞争获得较高工资(李红阳、邵敏, 2017)。城市的院校数量越多,则劳动者接受相关的职业培训,或者进行教育再投资就越为便利,从而有利于提高劳动者的人力资本水平。表11报告了基于2013年CHIP数据集的估计结果,从中可以看出,大城市的院校数量更多,而院校数量的增加有助于劳动者获取动态工资溢价,从而验证了这一传导机制。

3. 城市规模、工作技能培训和动态工资溢价

大城市可以为劳动者提供积累更有价值的工作经验的机会。

表8 基于工作搜寻时间的中介效应分析

变量	被解释变量		
	找到当前工作所用天数(对数)	静态工资溢价	
核心变量:城市规模	-0.203*** (0.072)	0.035*** (0.012)	0.030*** (0.012)
中介变量:找到当前工作所用天数(对数)			-0.013*** (0.004)
控制变量	Y	Y	Y
样本量	5975	5975	5975
调整 R ²	0.027	0.350	0.351

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)对控制变量中不包含与当前经验相关的变量。

表9 基于积极工作转换变量的中介效应分析

变量	被解释变量		
	积极转换工作	静态工资溢价	
核心变量:城市规模	0.393*** (0.079)	0.036*** (0.013)	0.029** (0.012)
中介变量:积极转换工作			0.162*** (0.021)
控制变量	Y	Y	Y
样本量	4510	4510	4510
调整 R ² \Pseudo R ²	0.154	0.375	0.384

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)对控制变量中不包含与当前经验相关的变量。(4)对实证分析所使用的样本,39.6%的劳动者经历过工作转换,转换的原因具体有:工厂关闭/破产;工厂迁址;工厂兼并、重组或者私有化;被雇主解雇;集体下岗;工作合同到期;试用期已满;健康状况恶化;参加学习;结婚;怀孕或照看3岁以下孩子;照看其他家人;居住地变更;想找个工资高一些或者条件好一些的工作;想找个更有意思的工作。我们将回答“因为想找个工资高一些或条件好一些的工作”以及“想找个更有意思的工作”而进行工作转换的劳动者视为积极工作转换,取值为1,若没有进行工作转换或者出于其他原因的工作转换,取值为0。

表10 基于城市大专及以上学历人口比例的中介效应分析

变量	被解释变量		
	城市大专及以上学历人口比例	动态工资溢价	
核心变量:城市规模	0.061*** (0.001)	0.028*** (0.001)	0.025*** (0.001)
中介变量:城市大专及以上学历人口比例			0.054*** (0.013)
控制变量	Y	Y	Y
样本量	7293	7293	7293
调整 R ²	0.361	0.312	0.314

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)城市大专及以上学历人口占比来自2010年第六次人口普查数据。

会,这是城市规模工资溢价的一个重要来源(Roca and Puga, 2017),而工作技能培训是工作经验积累的有效途径。大城市的劳动者更有可能进行工作技能培训,从而提高其动态工资溢价。由于2013年CHIP数据不含劳动者技能培训的信息,本文用2007年CHIP数据集对这一机制进行实证检验,相应的估计结果由表12给出。其中第2列为是否接受过技能培训的Logit模型的估计结果。从表12中可以看出,工作技能培训通过了中介效应检验,即该指标是城市规模影响动态工资溢价的一个重要途径。

七、结论与政策含义

目前我国正处于城镇化进程的关键阶段,理解城市规模工资溢价的来源及其经济机制对我国城镇化战略的推进和城市体系调整具有重要启示意义。为实现上述目标,本文首先利用CHIP微观调查数据,从静态效应、动态效应和选择效应3个维度对大城市工资溢价的来源进行分解。其次,对静态工资溢价和动态工资溢价的形成机制进行分析。本文的基本结论如下:其一,在控制劳动者可观测特征和城市生活成本的情况下,大城市的工资溢价仍然存在,城市规模扩大10%,则劳动者实际年工资增加0.83%。且城市规模对不同类型的劳动者工资的影响呈现出异质性特征。其二,静态效应和动态效应对大城市工资溢价均具有重要的解释能力,而劳动者的选择效应并不明显。平均而言,大城市和中等规模城市劳动者的初职工资分别比小城市劳动者高9.9%和5.2%,在12年后这一差距将扩大到15.4%和8.0%。这一结果表明劳动者在大城市所积累的工作经验更具价值,其大概解释了大城市工资溢价效应的1/3。其三,机制分析结果表明,大城市的劳动力市场更为完善、劳动者的工作搜寻时间成本降低以及劳动者更有可能进行积极工作转换,将有利于劳动者获取静态工资溢价,而高技能劳动力比例、城市院校数量和工作技能培训是大城市影响劳动者动态工资溢价的重要渠道。

本文的政策涵义在于,第一,大城市的工资溢价意味着大城市具有更高的生产效率,同时也意味着未来我国劳动人口还会进一步向大城市集中,而利用行政力量控制大城市尤其是特大城市人口不符合市场规律。放开大城市的户籍限制、增加落户规模有利于我国新型城镇化战略的推进和形成科学合理的城市体系。第二,完善城市劳动力市场并推进劳动力市场化进程,有利于劳动者工资收入的提高,同时能够从经济力量角度提升中小城市的吸引力。第三,加大对中小城市的教育投资和提供更多的工作技能培训机会,有效提升中小城市劳动者的人力资本价值,在保证效率的基础上缩小不同规模城市间的工资差距。

(作者单位:东北财经大学经济学院)

注释

①摘自1980年《全国城市规划工作会议提要》。

②根据《中国统计年鉴》,从1980年到2010年,地级及以上城市数量从107个增加到283个,县级市从113个增加到369个。

③劳动者在大城市可以获得更高的工资收入,这种现象无论在发展中国家还是发达国家都普遍存在,称为大城市的“工资溢价”。

④图1显示的是2013年CHIP数据集所涵盖的117个地级及以上城市净流入人口及变化情况,所有城市数据均调整到统一的行政区划(2013年为基准),其中净流入人口等于常住人口减去户籍人口。本文根据2013年常住人口规模(1000万以上、500万~1000万和500万以下)将城市分成大城市、中等城市和小城市3类并计算平均净流入人口。

⑤使用历史数据作为工具变量是相关研究中常见的做法。原因在于历史上城市规模对当前城市规模具有很强的相关性,同时很难直接影响城市当前的工资水平(高虹,2014;踪家峰、李宁,2015)。

⑥详细的理论推导可参见Combes等(2012b)。

⑦2013年CHIP数据集的城镇住户样本共涉及到125个城市,基于本文的研究目的,删除掉其中8个自治州和县级市样本。数据

表11 基于院校数量的中介效应分析

变量	被解释变量		
	院校数量(对数)	动态工资溢价	
核心变量:城市规模	0.992*** (0.005)	0.028*** (0.001)	0.021*** (0.002)
中介变量:院校数量(对数)			0.006*** (0.002)
控制变量	Y	Y	Y
样本量	7293	7293	7293
调整 R ² \ Pseudo R ²	0.763	0.312	0.313

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)院校数量是指2013年全市普通高等学校和中等职业教育学校数之和,数据来自2014年《中国城市统计年鉴》。

表12 基于工作技能培训的中介效应分析

变量	被解释变量		
	工作技能培训	动态工资溢价	
核心变量:城市规模	0.274*** (0.049)	0.006** (0.003)	0.005** (0.012)
中介变量:工作技能培训			0.006** (0.014)
控制变量	Y	Y	Y
样本量	6168	6168	6168
调整 R ² \ Pseudo R ²	0.041	0.291	0.291

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)2007年CHIP数据有关培训的具体种类有:与工作相关的技能培训;与工作无关的一般技能培训;一般性培训,如维护工人权益等;其他。我们将回答“与工作相关的技能培训”视为接受过工作技能培训,取值为1,否则取值为0。(4)控制变量中不包含与当前经验相关的变量。(5)第二列为劳动者是否接受过工作技能培训的Logit模型的估计结果。

城市规模的工资溢价:来源与经济机制

经济学

来源于: <http://www.ciidbnu.org>。

⑧此外,本文还依据2014年国务院《关于调整城市规模划分标准的通知》,将城区常住人口大于300万以上的城市定义为大城市,其余城市定义中小城市,模型估计结果非常相近。

参考文献

- (1)陈昊、赵春明、杨立强:《户籍所在地“反向歧视之谜”:基于收入补偿的一个解释》,《世界经济》,2017年第5期。
- (2)高虹:《城市人口规模与劳动力收入》,《世界经济》,2014年第10期。
- (3)韩旭、封进、艾静怡:《城市规模与劳动力市场匹配效率——基于生命历程数据的研究》,《劳动经济研究》,2018年第6期。
- (4)李红阳、邵敏:《城市规模、技能差异与劳动者工资收入》,《管理世界》,2017年第8期。
- (5)梁文泉、陆铭:《后工业化时代的城市:城市规模影响服务业人力资本外部性的微观证据》,《经济研究》,2016年第12期。
- (6)刘家强、盛伟、唐代盛、陈家建:《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》,2018年第2期。
- (7)陆铭:《城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来》,《经济学(季刊)》,2017年第4期。
- (8)陆铭、高虹、佐藤宏:《城市规模与包容性就业》,《中国社会科学》,2012年第10期。
- (9)陆铭、向宽虎、陈钊:《中国的城市化和城市体系调整——基于文献的评论》,《世界经济》,2011年第6期。
- (10)孟美侠、李培鑫、艾春荣、何青:《城市工资溢价:集聚、禀赋和集聚经济效应——基于近邻匹配法的估计》,《经济学(季刊)》,2019年第2期。
- (11)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》,《经济学(季刊)》,2014年第3期。
- (12)潘士远、朱丹丹、徐恺:《中国城市过大抑或过小——基于劳动力配置效率的视角》,《经济研究》,2018年第9期。
- (13)彭树宏:《城市规模与工资溢价》,《当代财经》,2016年第3期。
- (14)孙三百、黄薇、洪俊杰、王春华:《城市规模、幸福感与移民空间优化》,《经济研究》,2014年第1期。
- (15)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。
- (16)王海成、郭敏:《非正规就业对主观幸福感的影响——劳动力市场正规化政策的合理性》,《经济学动态》,2015年第5期。
- (17)吴波、陈霄、李标:《城市规模的工资溢价——基于全国流动人口动态监测数据》,《南方经济》,2017年第11期。
- (18)奚美君、陈乐、汪奕鹏、吴鹏:《大城市工资溢价、集聚经济与学习效应——基于城市劳动力动态迁移视角》,《当代财经》,2019年第4期。
- (19)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。
- (20)张天华、董志强、付才辉:《大城市劳动者工资为何更高?——基于不同规模城市劳动者收入分布差异的分析》,《南开经济研究》,2017年第1期。
- (21)赵方、袁超文:《中国城市化发展——基于空间均衡模型的研究》,《经济学(季刊)》,2017年第4期。
- (22)赵伟、李芬:《异质性劳动力流动与区域收入差距:新经济地理学模型的扩展分析》,《中国人口科学》,2007年第1期。
- (23)周密、罗婷婷、赵晓琳、谭晓婷:《城市规模与农民工工资溢价效应——基于教育—工作匹配视角》,《农业技术经济》,2018年第8期。
- (24)踪家峰、李宁:《为什么奔向北?——城市宜居性、住房价格与工资水平的视角分析》,《吉林大学社会科学学报》,2015年第5期。
- (25)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。
- (26)Chen, B., Liu, D. and Lu, M., 2018, “City Size, Migration and Urban Inequality in China”, *China Economic Review*, Vol.5, pp.42~58.
- (27)Combes, P.-P., Duranton, G. and Gobillon, L., 2008, “Spatial Wage Disparities: Sorting Matters!”, *Journal of Urban Economics*, Vol.63(2), pp.723~742.
- (28)Combes, P.-P., Duranton, G., Gobillon, L., Puga, D. and Roux, S., 2012a, “The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection”, *Econometrica*, Vol.80(6), pp.2543~2594.
- (29)Combes, P.-P., Duranton, G., Gobillon, L. and Roux, S., 2012b, “Sorting and Local Wage and Skill Distributions in France”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.42(6), pp.913~930.
- (30)Fujita, M., Mori, T., Henderson, J. V. and Kanemoto, Y., 2004, “Spatial Distribution of Economic Activities in Japan and China”, *Handbook of Regional and Urban Economics*, Published by Elsevier, Vol.4, pp.2563~2608.
- (31)Gill, I. S. and Kharas, H., 2007, *An East Asian Renaissance: Ideas for Economic Growth*, The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank, Washington, DC.
- (32)Manning, A., 2011, “Imperfect Competition in the Labor Market”, *Handbook of Labor Economics*, Published by Elsevier, Vol.4b, pp.973~1041.
- (33)Pan, L., Mukhopadhyaya, P. and Li, J., 2019, “The Changing Texture of the City-Size Wage Differential in Chinese Cities—Effects of Skill and Identity”, *China Economic Review*, Vol.53, pp.191~210.
- (34)Roca, J. D. L. and Puga, D., 2017, “Learning by Working in Big Cities”, *Review of Economic Studies*, Vol.84(1), pp.106~142.
- (35)Stock, J. H. and Yogo, M., 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, in Andrews, D. W. K. and Stock, J. H., eds: *Identification and Inference for Econometric Models*, Cambridge University Press, Cambridge.
- (36)Van der Wiel, K., 2010, “Better Protected, Better Paid: Evidence on How Employment Protection Affects Wages”, *Labour Economics*, Vol.17(1), pp.16~26.
- (37)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*, Vol.60(2), pp.139~161.

The Urban Wage Premium: Sources and the Economic Mechanism

Chen Fei and Su Zhangjie

(School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics)

Summary: This paper uses the micro-data of the China Household Income Project (CHIP) in 2013 and China Migrants Dynamic Survey (CMDS) in 2017 to examine three potential sources of wage premiums in large cities through causal inference method and parameter estimation method based on distribution functions: static effects, dynamic effects and selection effects, and further explore its economic mechanism.

The main conclusions are as follows. First, the wage premium in big cities do exists after controlling the individual characteristics of workers and the cost of urban living. When the resident population of the city increases by 10%, the actual annual wage of workers will increase by 0.83%. Moreover, the impact of city size on the wages of different types of workers presents heterogeneous characteristics. Workers with college degree or above, formal employment and high-skilled occupations benefit more from the expansion of the city size. Second, both the static effect and dynamic effect are the main reasons for explaining the wage premium in big cities, while the select effect is not important. On average, the initial wages of workers in large and medium-sized cities are respectively 9.9% and 5.2% higher than those in small cities. After 12 years, which is the mean of current work experience of all workers, the differences in wages will widen to 15.4% and 8.0% respectively. This means that the work experience accumulated by workers in big cities is more valuable, which probably explains one third of the wage premium effect of big cities. Third, the mechanism analysis shows that labor market in big cities is more perfect, the time cost for workers to find jobs is lower, and workers are more likely to actively switch jobs, these are important reasons for the existence of static wage premium in big cities. And increasing the skills training of workers and increasing investment in education are conducive to raising dynamic wage premium.

Compared with the existing literature, the innovations of this paper include: First, from the perspective of research content, this paper comprehensively examines three potential sources of wage premium in big cities: static effect, dynamic effect and selection effect, and gives empirical strategies based on cross-sectional data, so as to include rich personal information and job information of interviewees in the study. Second, from the perspective of technical method, we combine basic regression analysis with parameter estimation methods based on distribution functions, and tests the existence of selection effects on the basis of evaluating the static and dynamic effects of wage premiums. In addition, we also ensure the robustness and reliability of the empirical results by using different data sources, different model settings, and considering the higher cost of living in big cities and endogeneity problem. Third, this paper uses the mediation effect method to conduct an empirical test on the economic mechanism of static wage premium and dynamic wage premium.

The policy implications are as follows. First, the wage premium in big cities means that big cities have higher production efficiency, and it also means that in the future, China's labor population will further concentrate in big cities, and the use of administrative power to control the population of big cities, especially megacities, runs counter to market laws. The deregulation of household registration (hukou) in big cities and the increase of the scale of settlement are conducive to the promotion of China's new urbanization strategy and the formation of a scientific and reasonable urban system. Second, improving the urban labor market and advancing the process of labor marketization is conducive to the increase in wages of laborers, and at the same time, it can enhance the attractiveness of small and medium-sized cities from the perspective of economic strength. Third, increase investment in education in small and medium-sized cities and provide more opportunities for job skill training can effectively increase the value of human capital of workers in small and medium-sized cities, and reduce the wage gap between cities of different sizes while ensuring economic efficiency.

Keywords: wage premium; static effect; dynamic effect; selection effect; mechanism analysis

JEL Classification: J31, R10, R23

《城市规模的工资溢价:来源与经济机制》附录

(一)相关变量的含义及描述性统计

附表1 主要变量的含义说明及描述性统计

指标	变量	变量含义	均值	标准差
年工资	lnwageyear	2013年年工资(元)的对数	10.345	0.722
月工资	lnwagemonth	2013年月工资(元)的对数	7.899	0.711
总工作经验	exptotal	年龄-6-受教育年数 ^a	22.808	11.322
当前工作经验	expnow	当前所从事工作的经验	12.534	10.061
健康	health	自评健康状况	4.145	0.739
性别	gender	性别	0.561	0.496
婚姻	marriage	婚姻状况	0.858	0.349
党员	party	政治面貌	0.227	0.419
民族	ethnicity	民族	0.969	0.173
兄弟姐妹数	sibs	兄弟姐妹数,不包括劳动者本人	1.872	1.579
外地户籍	waidi	户籍登记所在地	0.101	0.301
单位类型	work_type	单位或工作类型(虚拟变量)	4.590	2.444
行业	work_indu	工作所属的行业(虚拟变量)	10.059	5.958
单位规模	work_size	工作单位员工数(虚拟变量)	3.394	1.947
城市规模	lnpop	2013年城市常住人口(万)对数	6.511	0.847
生活成本	lncost	2013年城市最低工资(元)对数	7.120	0.135

注:a.由于问卷中不含劳动者参加工作的时间,研究中常用这种方法计算劳动者总的工作经验。此外,考虑到同时引入劳动者的年龄和工作经验会导致共线性问题,因此控制变量中不加入年龄变量。b.(1)健康变量(共分为5类):非常好=5,好=4,一般=3,不好=2,非常不好=1;(2)性别变量:男性=1,女性=0;(3)婚姻变量:结婚=1,未婚、离异、丧偶=0;(4)党员变量:共产党员=1,其它=0;(5)民族变量:汉族=1,其它=0;(6)外地户籍变量:户籍登记地在本市外=1,登记地在本市内=0;(7)单位类型变量(共分为9类):党政机关团体,事业单位,国有及控股企业,集体企业,中外合资或外商独资企业,个体,私营企业,土地承包者,其他;(8)行业变量(分为20个行业):农林牧渔业,采矿业,制造业,电力,燃气及水的生产和供应业,建筑业,批发和零售业,交通运输、仓储和邮政业,住宿和餐饮业,信息传输、软件和技术服务业,金融业,房地产业,租赁和商务服务业,科学研究和技术服务业,水利、环境和公共设施管理业,居民服务、修理和其他服务业,教育,卫生和社会工作,文化、体育和娱乐业,公共管理、社会保障和组织,国际组织;(9)单位规模变量(共分为7类):10人及以下,11~50人,51~100人,101~250人,251~500人,501~1000人,1001人及以上。

(二)基于受限样本的稳健性检验结果

附表2 基于不同受限样本的扩展模型估计结果

	当前工作为第一份工作		本地城镇户籍 (且未经历农转非)	
	实际年工资	实际年工资(IV)	实际年工资	实际年工资(IV)
城市规模(常住人口)	0.052*** (0.013)	0.035*** (0.01)	0.072*** (0.015)	0.069*** (0.017)
当前工作经验×城市规模	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.002)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
当前工作经验平方×城市规模	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
总工作经验			0.019*** (0.004)	0.018*** (0.001)
总工作经验的平方			-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
控制变量	Y	Y	Y	Y
生活成本	Y	Y	Y	Y
常数项	3.251*** (0.567)	3.461*** (0.572)	2.905*** (0.598)	3.661*** (0.609)
样本量	4477	4433	4134	4068
调整 R ²	0.289	0.290	0.281	0.270

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)控制变量与正文中表2中相同。

(三)基于城镇人口指标和月工资指标的稳健性检验结果

附表3 基于城镇人口指标和月工资指标的扩展模型估计结果

	实际年工资	实际年工资(IV)	实际月工资	实际月工资(IV)
城市规模(城镇人口)	0.061*** (0.010)	0.043*** (0.012)	0.065*** (0.010)	0.051*** (0.012)
当前工作经验×城市规模	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)

当前工作经验平方×城市规模	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
总工作经验	0.020*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)
总工作经验的平方	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
控制变量	Y	Y	Y	Y
生活成本	Y	Y	Y	Y
常数项	3.569*** (0.475)	3.742*** (0.498)	1.608*** (0.473)	1.922*** (0.496)
样本量	7293	7155	7293	7155
调整 R ²	0.297	0.287	0.279	0.269

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)控制变量与正文表2中相同。

(四)基于全国流动人口动态监测调查数据(CMDS)的稳健性检验结果

附表4 基于2017年CMDS数据稳健性检验结果(将当前工作经验替换为城市经验)

	扩展模型	
	名义月工资	实际月工资
城市规模(2017年常住人口)	0.090*** (0.004)	0.035*** (0.003)
城市经验×城市规模	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
城市经验平方×城市规模	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
总工作经验	0.009*** (0.001)	0.010*** (0.001)
总工作经验的平方	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
生活成本	N	Y
控制变量	Y	Y
样本量	39826	39826
调整 R ² /Pseudo R ²	0.328	0.350

注:(1)*表示在10%水平上显著,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著。(2)小括号内为稳健标准误。(3)城市经验等于2017减去本次流动年份。(4)控制变量和正文表6中相同。