

中国省会城市工资溢价研究 ——基于分位数回归的空间计量分析

黄 枫¹, 吴纯杰²

(1. 西南财经大学 经济与管理研究院, 四川 成都 610074;

2. 上海财经大学 统计学系, 上海 200433)

摘要:文章利用2000—2006年中国营养与健康调查数据,从微观层面对中国省会与非省会城市之间的工资溢价效应进行研究。借助OLS基准模型发现,具有相似特征的工人,在省会城市工作获得的工资比在非省会城市平均高出14%。运用Mundlak-Chamberlain随机效应模型,控制城市的生活成本,上述省会城市的工资溢价至少减少至7%,因此省会城市的工资溢价部分体现为对较高水平人力资本的回报。余下的工资溢价随着模型加入通勤时间而消失,这一结果和城市经济学空间均衡理论的预测相一致,并确定了省会城市聚集经济效应的存在。考虑到我国近年来工资收入差距的扩大,文章将研究扩展到工资分位数的研究,处于较高工资区间的工人明显享受到更多省会城市带来的优势。这些结果突出了城市劳动力市场微观层面研究的重要性。

关键词:聚集经济;工资溢价;空间均衡;分位数回归

中图分类号:F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2008)09-0071-10

一、工资溢价现象及问题之提出

城市的产生和发展是人类社会文明的象征,城市化进程正处于不断的推进中。据联合国2007年《世界城市化展望》统计,发达国家和地区有74%的人口居住在城市,发展中国家和地区也有将近一半的人口居住在城市,而这一比例仍将进一步增加,预计2050年全球超过70%的人口将聚居在城市(United Nation, 2008)。很早人们就发现,人口密度较高的地区,劳动报酬也相应较高(Weber, 1899)。劳动经济学和城市经济学中存在着大量相关文献,试图度量并解释这一工资溢价现象。其中大部分研究试图识别并解释城乡之间或者大城市和小城市之间的工资差异。

目前文献主要从以下角度来解释工资溢价现象:

(1)聚集经济。在人口和经济活动密集的大城市,生产者更为接近消费者和供应商,劳动者更容易找到合意的工作,双方都可以从聚集经济中通过节约

收稿日期:2008-04-06

作者简介:黄 枫(1981—),女,天津人,西南财经大学经济与管理研究院博士生;

吴纯杰(1979—),男,安徽淮南人,上海财经大学统计系副教授,硕士生导师。

成本、提高效率而获益,所以较高程度的经济聚集产生较高水平的生产力,工人在完全竞争的要素市场以其边际产出获得工资,因此较高的生产力也孕育了较高的劳动力工资水平(Henderson,2003;Wheaton、Lewis,2002)。

(2)劳动力自身差异。高素质的劳动者受到高工资的吸引,向高工资水平的地区聚集。Yankow(2006)研究发现,美国大城市存在着 19% 的工资溢价,通过固定效应模型控制劳动力自身差异后,2/3 的溢价也随即消失。也就是说美国大城市大部分的工资溢价可被不可观测的劳动力素质解释(Glaeser、Mare,2001;Wheeler,2001)。

但很少有研究关注拥有特殊性质和优势的城市中存在的工资溢价现象,比如中国的省会城市。中国的省会城市发展较为独特,不仅处于区域政治、文化、宗教中心的地位,经济发展还深受行政区划和历史遗留因素的影响,中国省会城市通常都是省内人口最多、生产总值最高的城市,处于省内实质性的领导地位。而美国各州的首府多处于象征性领导地位,州内的经济中心地位往往让位于州内其他城市。Fujita 等(2004)认为 20 世纪 80 年代以前,经济发展计划是在各省制定的,各省都倾向于自给自足,大一些的城市都倾向于生产所有的制成品,这一角色则多由省会城市来担当。

本文研究的兴趣在于:在中国,具有相似条件的劳动者,在省会城市获得的工资和在其他非省会城市获得的工资是否存在显著的差异,也就是省会城市是否存在显著的工资溢价现象;如果存在,如何解释这一工资溢价现象。中国各省约有 20%—50% 不等的人口聚集在省会城市中,如果考虑外来流动人口的话,这一比例将会更高。鉴于省会城市的重要性和特殊性,本文拟从微观层面对中国省会城市工资溢价现象进行研究。

现有微观数据难以直接检验城市工资溢价以及城市劳动力市场的聚集经济,现有研究多采用宏观层面数据,这种省、市的总体数据不能考虑重要的劳动力个体信息,也不能识别和控制个体差异(张建红等,2006;李金滢、宋德勇,2008)。因此,本文利用 2000 年、2004 年、2006 年中国营养与健康调查数据,从微观层面对中国省会与非省会城市之间的工资溢价效应进行研究。通过混合 OLS 基准模型,我们发现具有相似条件的工人,在省会城市工作获得的工资比在非省会城市平均高出 14 个百分点。这些工资溢价主要由四部分构成:一是省会城市较高的生活成本,即高工资是对高成本的补偿;二是工人根据自身能力在城市间进行选择,但其能力难以测量和量化,遗漏变量造成对省会城市效应的高估;三是省会城市相对于非省会城市经济活动更为密集,聚集经济提高了生产力进而提高了工资水平;四是省会城市以其自身政治、文化中心的地位,享受特殊的优惠等,带来工资的溢价。

工资溢价=城市间生活成本差异+劳动力不可观测特征+劳动力市场聚集经济+省会城市特殊优势

控制城市的生活成本后工资溢价水平降低,表明省会城市的高工资确实有一部分是对于大城市较高生活成本的补偿。运用 Mundlak-Chamberlain 随机效应模型,上述省会城市的工资溢价继续减少,也就是拥有较高的能力的人力资本工人更倾向于在省会城市工作,因此省会城市的工资溢价部分体现为对较高水平人力资本的回报。余下的工资溢价随着模型加入工人的通勤时间而消失,这一结果和城市经济学空间均衡理论的预测相一致,从而确认了省会城市聚集经济效应的存在。

考虑到我国近年来工资收入差距的扩大,为了在工资分布变化的情况下得到稳健的结果,我们进一步对工资进行分位数回归分析。省会城市工资溢价的幅度和显著程度随分位数的提高而增加,2004 年,90%分位数上省会城市的工资溢价为 13.7%,75%分位数上为 11.6%,其他较低分位数上的工资溢价均不再显著甚至出现负面影响。这表明高工资的工人将享受到更多省会城市带来的工资优势。这些结果突出了城市劳动力市场微观层面研究的重要性。

二、工资溢价理论的区位分析

通过家庭效用最大化,建立工资方程,说明劳动者所在的城市区位因素对工资的影响。按照 Gabriel 和 Rosenthal (1999)的研究,我们假设劳动者的效用由系统效用(V)和其特有效用(e)构成:

$$U_{ij} = V(c_{ij}, a_j) + e_i \quad (1)$$

其中:系统效用(V)是一个劳动者 i 在城市 j 消费商品组合(c_{ij})和区位(a_j)构成的凹函数, $V_1 > 0$, $V_2 > 0$, $V_{11} < 0$, $V_{22} < 0$ 。我们用 a_j 来概括劳动者所处区位 j 的性质,代表劳动者在 j 地区所能享受到的特有的无需直接支付货币的良好环境,如舒适的气候,完善的城市基础设施或是更多的就业机会等。 e_i 是不可观测的劳动者个体特有效用,不妨假设其具有零均值和有限方差。

每个劳动者无弹性的供给一单位劳动。假设劳动力市场完全竞争。同一区位的雇主根据劳动力的禀赋(m_i)差异支付工资。不同区位的劳动力市场上雇主可以对具有相同禀赋的劳动者支付不同的工资,也就是允许工资存在区域性差异。相应地,工资有 $w_{ij} = w_j(m_i)$ 给出,劳动者的货币收入全部用于消费商品组合。假设给定区位内,劳动者面临的组合商品的价格相同。劳动者的预算约束为:

$$w_j(m_i) = p_j c_{ij} \quad (2)$$

在一个开放城市,假设劳动者搬迁的成本忽略不计,劳动者将在预算约束下,通过选择消费和区位最大化自身效用。空间均衡时,具有相同禀赋的劳动者在不同的区位获得相同的预期效用,没有不同区位间迁移的动力。劳动者的系统效用(V)由劳动者的人口、人力资本、经济等特征决定,为简化实证研究,我们假设其具有线性方程形式。

$$E[V(c_{ij}, a_j)] = V\left(\frac{w_j(m_i)}{p_i}, a_j\right) = x_i\beta \quad (3)$$

经简化整理,对数工资方程可表示成区位特质,区位生活成本,劳动者可观测以及不可观测的个人特征的函数, ϵ_{ij} 代表回归方程的随机扰动项:

$$\log(w_{ij}) = \beta_0 a_j + \beta_1 \log(p_i) + x_i\beta + e_i + \epsilon_{ij} \quad (4)$$

Gabriel 和 Rosenthal(1999)在其文章中强调,工资方程中的区位固定效应之所以重要,是因为可以利用它来控制工资方程中不可观测的劳动者特征和区位特征的相关性。也就是说,生产力水平较高的工人通常会选择生产力水平较高的城市,如果我们忽略这一区位因素去分析工资方程,相关变量的解释就会因遗漏变量而出现偏差。这也是现有文献中对大城市的工资溢价来源的解释之一。当然,区位的固定效应也可以捕捉某些城市的特殊优势。

三、研究数据和变量设置

中国健康与营养调查对中国 9 个有代表性的省份进行随机分层抽样调查,对大约 4 400 多户家庭共 19 000 多人进行了广泛的调查,其中包括了详细的家庭和个体的人口学、经济学和社会学的特征和信息。调查从每个省份中抽取两个城市作为城市地区样本点,分别为该省省会城市和一个随机选取的该省非省会城市。中国的省会城市是一省的政治、经济、文化中心,与其他城市相比,聚集着更多的人口,从事着更密集的经济活动。因此,中国健康与营养调查的数据为我们研究中国省会城市工资溢价问题提供了一个信息丰富的面板数据。根据本文的研究目的,我们以周工作时间 20 小时以上且月工资数据可获得的劳动者为样本,且不包括重要个体信息存在缺失的观测值。所使用的样本由 1 452 个来自省会和 1 426 个来自非省会的城市,共计 2 878 个观测值构成;2000 年、2004 年和 2006 年的观测个数分别为 966 个、948 个、964 个。

表 1 按照城市类型分别列出了与劳动者工资相关的个人特征的描述统计。其中,与非省会城市相比,省会城市劳动者受教育水平较高,且在私营或外资企业工作的劳动者比例较高,这似乎暗示省会城市的工资溢价也许是对劳动者较高水平人力资本的补偿。如果是这样,那么工资溢价只是体现了对教育和技术的回报。在省会城市,当地每月平均幼儿抚养费用和劳动者通勤时间高于非省会城市,预示着高工资是对较高生活成本的反映。总的来说,省会城市经 CPI 平缩过的工资高于非省会城市工资约 5 个百分点。

四、实证检验和结果分析

(一)基准模型:混合 OLS。首先,估计基准对数工资方程,形式如下:

$$\ln W_{ijt} = \alpha + x'_{it}\beta + \gamma \text{Capital}_{it} + \text{location}_j + u_{ijt} \quad (5)$$

其中: $\ln W_{ijt}$ 是居住在 j 城市的劳动者 i 在 t 年时的对数 CPI 平缩后的小

时工资；向量 X 包含了劳动者和工资相关的一系列特征变量，如年龄、性别、教育水平、职业等， β 是相应的系数向量；Capital 是表示劳动者是否居住在省会城市的虚拟变量，我们用它来捕捉省会城市的工资溢价。location _{j} 是一系列的省份虚拟变量，控制劳动者所处区位。 α 是截距项，假设 u_{ijt} 是独立同分布的随机扰动项。

表 1 描述性统计量

变量名	变量描述	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
		全部城市		省会城市		非省会城市	
人口学特征							
Age	年龄	40.307	10.493	41.016	10.812	39.586	10.111
Male	男性	0.568	0.495	0.567	0.496	0.570	0.495
Married	已婚	0.816	0.387	0.821	0.384	0.811	0.391
School	受教育年限	10.983	3.221	11.006	3.241	10.961	3.202
工作单位和职业							
SOE	国有企业	0.616	0.486	0.567	0.496	0.665	0.472
Private	私有企业	0.246	0.431	0.277	0.448	0.215	0.411
Tech	高级技术工作者	0.249	0.433	0.244	0.430	0.254	0.435
Skill	技术工作者	0.372	0.483	0.360	0.480	0.384	0.486
Other	其他工作者	0.049	0.217	0.058	0.234	0.041	0.198
生活成本和工资							
Expense	城市月均抚养支出	5.241	0.614	5.397	0.602	5.082	0.584
Bike	自行车通勤	0.206	0.405	0.230	0.421	0.182	0.386
Pub	公共交通通勤	0.150	0.358	0.147	0.355	0.154	0.361
Car	私家车通勤	0.109	0.311	0.119	0.324	0.098	0.298
Time	通勤时间	3.216	0.939	3.279	0.992	3.149	0.876
Dhwage	实际小时工资	5.553	11.373	5.678	6.483	5.425	14.775

数据来源：CHNS 2000 年、2004 年、2006 年数据整理而来，下同。

基于方程(5)的基准混合 OLS 模型，我们给出五大系列的估计结果(数据略)。第一列的模型设定，只控制了省会城市虚拟变量，劳动者年龄，性别，婚姻状况，教育水平，职业和工作单位类型以及年份和区位的虚拟变量。Brown 和 Medoff(1989)指出，其他条件相同，大公司通常比小公司的工资高，而大公司更倾向于选址在大城市中，所以大城市的工资溢价可能来自于大公司的工资溢价。在中国，受计划经济的影响，大中型国有企业倾向于坐落在省会等大城市，因此我们试图控制工作单位类型，国有企业(SOE)，集体企业(Collective)和私营企业(Private)，借此控制公司规模对工资溢价的影响。其他条件相同，省会城市的工资水平平均高出 14.2%，说明条件相似的劳动者在省会城市工作，比在其他公司工作将会得到高于 10%的工资溢价。

第二至第五列的模型设定分别加入了生活成本、通勤时间和通勤工具，扩展了基准模型的设定。一般而言，大城市的生活成本通常要高于小城市，因此省会城市的工资溢价可能是由城市之间的价格差异造成的。因此我们利用城市每月平均幼儿抚养费用(Expense)，来近似每个城市的生活成本。第二列模型设定控制了城市生活成本后，省会城市工资溢价由原来的 14.2%降至 12%，可见，原来省会城市工资溢价约 15%的信息应该通过省会城市较高的生活水平来解释较为合理。

一般来说,省会城市人口众多,经济活动密集,交通拥堵现象较为严重,劳动者需要更长的通勤时间。城市经济学理论预测,空间均衡实现时,相似的劳动者将获得相同水平的效用;考虑通勤时间,不同城市的工作对于该劳动者来说是无差异的(LeRoy、Sonstelie, 1983; Fujita, 1989; Petitte、Ross, 1999; Fu, 2007);劳动者在享受聚集经济带来的高工资时还要权衡由聚集不经济带来的生活成本、交通拥挤等负面影响。因此,第三至第五列模型设定分别引入了通勤时间和通勤方式以及二者的结合,省会城市的工资溢价继续减小。这一变化再次证实了聚集经济效应的存在,同时表明控制生活成本和通勤时间后,省会城市的工资溢价依然存在,且高于 10%。

余下的工资溢价可能来自于劳动者某些和选择省会城市相关的不可观测因素,如拥有较高素质的劳动者更倾向于在省会城市中求职;或者来自于城市的聚集经济,省会城市的特殊优势。接下来,我们试图区分这些混合的省会城市的工资溢价效应。

(二)随机效应和固定效应模型。以上分析对于随机扰动项的假设过于严格。这里我们将放宽假设,方程(6)将考虑不可观测的个体特征,如个人能力,对于职业的喜好和成功的渴望等,使工资方程更接近现实:

$$\ln W_{ijt} = \alpha_i + x'_{ijt}\beta + \gamma \text{Capital}_{it} + \text{location}_j + u_{ijt} \quad (6)$$

假设存在不可观测的个人特征 α_i ,并对这一假设进行了 Breusch & Pagan 拉格朗日乘数检验,检验拒绝了方程(5)随机扰动项独立同分布的假设。首先假设 α_i 与其他解释变量不相关,运用随机效应(RE)模型,表 2 的(1)一(3)列,省会城市的工资溢价在控制了劳动者不可观测效应后进一步减小,控制通勤时间和方式后不再显著。为空间均衡理论提供了有力的经验支持,均衡时工资在省会与非省会城市之间的差异被通勤耗费所补偿。

没有可控实验, α_i 与其他解释变量不相关的假设需要检验。Hausman 检验发现随机效应模型和固定效应模型的参数估计统计上存在显著差异,因此不能接受 α_i 与其他解释变量不相关的原假设,应该采用固定效应模型分析。固定效应模型可以去除不随时间变化的不可观测个人特征的影响,从而得到参数的一致估计。但不随时间变化的变量将被个人特征效应吸收,我们无法识别感兴趣的省会城市工资溢价效应。

为了控制与其他解释变量相关的不可观测个人特征,同时保留省会城市工资溢价效应,我们引入新的随机效应模型设定方程(7)。Mundlak(1978)允许不可观测的个人特征 α_i 与时变的解释变量均值相关:

$$\alpha_i = \bar{X}'_i \pi + w_i \quad (7)$$

其中: w_i 是随机扰动项。这种设定放宽了随机效应模型的假设,使之在本质上更接近于固定效应模型,同时还可以保留非时变变量 Capital。本文分别使用时变变量城市月平均幼儿抚养费 Ave. Expense 和平均通勤时间

Ave. Time 来捕捉(7)式中和解释变量相关的不可观测的个人特征。

表 3 给出了随机效应和 Mundlak-Chamberlain 随机效应模型估计结果。表 2 的(4)一(6)列中呈现的 Mundlak-Chamberlain 随机效应模型估计结果和上述分析结果基本一致,省会城市工资溢价继续减少,并且最终被通勤耗费所抵消。再次证实了聚集经济和空间均衡的存在。但相对固定效应模型,Mundlak-Chamberlain 随机效应模型是我们的次优选择, $\bar{X}_i$ 的选择未必可以捕捉所有和解释变量相关的不可观测的个人特征。若不考虑通勤时间,控制不可观测个人特征后,省会城市工资溢价逐渐由 11.3%递减至 7.4%,表明存在和工资相关的不可观测个人特征使得省会城市工资溢价被高估。即便无法采用固定效应模型得到工资溢价的幅度,我们也可以据此推测出近 1/2 的工

表 2 随机效应和 Mundlak-Chamberlain 随机效应模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnhdwage	lnhdwage	lnhdwage	lnhdwage	lnhdwage	lnhdwage
Capital	0.121 *** (4.790)	0.0736 *** (2.840)	0.039 (1.300)	0.0873 *** (3.320)	0.0753 *** (2.870)	0.027 (0.870)
Age	0.0167 * (1.890)	0.0188 ** (2.140)	0.0254 ** (2.440)	0.0177 ** (2.000)	0.0188 ** (2.130)	0.0268 ** (2.560)
Age ²	0.000 (-1.58)	-0.000194 * (-1.88)	-0.000240 ** (-1.99)	-0.000172 * (-1.66)	-0.000195 * (-1.89)	-0.000253 ** (-2.09)
Male	0.157 *** (6.230)	0.161 *** (6.410)	0.146 *** (5.090)	0.159 *** (6.310)	0.161 *** (6.410)	0.147 *** (5.130)
Married	0.066 (1.620)	0.063 (1.560)	0.049 (0.970)	0.060 (1.490)	0.064 (1.570)	0.046 (0.910)
School	0.0453 *** (10.390)	0.0446 *** (10.290)	0.0540 *** (10.000)	0.0453 *** (10.420)	0.0445 *** (10.280)	0.0541 *** (9.950)
SOE	0.138 *** (4.220)	0.131 *** (4.040)	0.197 *** (5.210)	0.125 *** (3.830)	0.132 *** (4.060)	0.194 *** (5.140)
Private	0.029 (0.770)	0.015 (0.410)	0.0791 ** (1.970)	0.012 (0.330)	0.016 (0.450)	0.0754 * (1.890)
Tech	0.315 *** (9.250)	0.311 *** (9.190)	0.326 *** (8.000)	0.310 *** (9.130)	0.312 *** (9.170)	0.328 *** (8.070)
Skill	0.200 *** (7.450)	0.190 *** (7.100)	0.163 *** (4.970)	0.196 *** (7.330)	0.190 *** (7.100)	0.164 *** (5.000)
Other	0.185 *** (3.210)	0.179 *** (3.090)	0.170 ** (2.490)	0.185 *** (3.210)	0.179 *** (3.080)	0.168 ** (2.470)
Y04	0.256 *** (10.680)	0.155 *** (5.120)		0.224 *** (8.730)	0.154 *** (5.070)	
Y06	0.424 *** (16.530)	0.282 *** (8.190)	0.109 *** (5.080)	0.383 *** (13.880)	0.281 *** (8.070)	0.113 *** (5.200)
Expense		0.155 *** (6.390)	0.191 *** (6.790)		0.161 *** (5.250)	0.162 *** (4.450)
Time			0.0272 * (1.710)			0.019 (0.740)
Bike			0.048 (1.490)			0.049 (1.520)
Pub			0.114 *** (3.400)			0.113 *** (3.330)
Car			0.193 *** (4.870)			0.194 *** (4.890)
Ave. Expense				0.104 *** (3.920)	(0.011) (-0.33)	0.060 (1.290)
Ave. Time 常数项	(0.160) (-0.90)	-0.877 *** (-4.25)	-1.389 *** (-5.65)	-0.672 *** (-3.04)	-0.851 *** (-3.81)	-1.591 *** (-5.69)
N	2878	2878	1865	2878	2878	1865
chi2	886	945	649	906	946	673

注:括号中给出 t 统计量。被解释变量是经 CPI 平缩后的对数小时工资。标准差经过异方差稳健处理。每个回归方程中都控制了区位虚拟变量。Y04 和 Y06 分别为 2004 年和 2006 年的时间虚拟变量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的检验水平上显著。

资溢价是由劳动者不可观测的个人特征引起的,也就是说个人能力、对于职业的喜好和成功的渴望等不可观测特征使得劳动者更倾向于在省会城市工作,他们所获得的这部分工资溢价不是来自于省会城市聚集经济或特殊优势,而是来自于自身特征。

余下部分的工资溢价应该来源于省会城市劳动力市场的聚集经济和省会城市的特殊优势,但由于数据保密限制,我们无法识别样本中具体城市进而得到城市的相关信息,无法将聚集经济和特殊优势区分。

(三)分位数回归。众所周知,我国 20 世纪改革开放以来,人们工资收入不断增加的同时,工资收入差距也逐渐扩大。因此,全国城市劳动者工资可能在 2000—2006 年中发生变化,为使我们的分析结果更为稳健,我们对对数工资进行了分位数回归。经 CPI 平缩的小时工资在我们感兴趣的 0.10、0.25、0.50、0.75、0.90 分位数上,均随受教育水平的提高而增加。省会城市的教育回报在所有分位数上均高于非省会城市。三次调查中,较低分位数上教育的回报增幅很小,而高分位数上教育回报的增速呈陡增趋势。工资的均值始终高于中位数,说明工资呈右偏。可见,仅在平均水平研究工资溢价效应难以完整描述工资的分布,我们将在上述五个分位数对对数工资的溢价效应进行研究。分位数回归最早由 Koenker 和 Bassett(1978)引入,也可以被视作“位置模型”。

$$\text{Quant}_{\theta}(y_i | x_i) = f_{\theta}(\text{demographic, economic attributes}) \quad (8)$$

其中: $\text{Quant}_{\theta}(y_i | x_i)$ 代表 y_i 的 θ 条件分位数,偏微分 $\partial \text{Quant}_{\theta}(y_i | x_i) / \partial x_{ij}$ 可被解释为:当解释变量 x_j 发生微小变化时, y_i 的 θ 条件分位数的边际变化。我们采用线性模型,以对数 CPI 平缩的小时工资为被解释变量,以省会城市虚拟变量、劳动者特征、生活成本和通勤耗费作为解释变量,分别对工资的五个分位数进行回归。

表 4 给出了 2004 年和 2006 年样本的分位数回归结果。可以看出,控制了个人特征和其他相关变量,省会城市工资溢价的幅度和显著程度均随分位数的提高而增加。2004 年,90%分位上的省会城市工资溢价为 13.7%,75%分位上降至 11.6%,其他分位和均值回归中均不显著。这说明工资较高的劳动者在省会城市工作可以享受更多的聚集经济效益或省会城市特殊优势;而较低工资的劳动者则不能享受到省会城市带来的这些好处。

表 4 分位数回归

2004 年						
变量	10%分位数	25%分位数	中位数	75%分位数	90%分位数	OLS
Capital	-0.057 (-0.94)	-0.047 (-1.01)	-0.010 (-0.23)	0.116** (2.020)	0.137** (2.490)	0.010 (0.250)
2006 年						
变量	10%分位数	25%分位数	中位数	75%分位数	90%分位数	OLS
Capital	0.90 (1.510)	0.026 (2.190)	0.0708** (3.010)	0.110*** (2.450)	0.130** (1.700)	0.0626**

五、结论和建议

本文通过建立工资方程,利用中国营养和健康调查 2000 年、2004 年、2006 年的数据,对中国 9 省的省会城市和非省会城市之间的工资差异进行了研究。通过混合 OLS 回归发现,特征相似的劳动者在省会城市工作可以获得 14% 的工资溢价,即便控制了省会城市较高的生活成本,仍有 11% 的省会城市工资溢价存在。通过运用随机效应和 Mundlak-Chamberlain 随机效应模型,发现约有 7% 左右的工资溢价来自于劳动者不可观测的个体特征,余下的工资溢价是省会城市劳动力市场聚集经济和省会城市特殊优势共同作用的结果。

考虑到工资分布可能发生变化,我们应用分位数回归以期得到更稳健的分析结果。回归结果表明,控制了个人特征和其他相关变量,省会城市工资溢价的幅度和显著程度均随分位数的提高而增加。2004 年,90% 分位上的省会城市工资溢价为 13.7%,75% 分位上降至 11.6%,其他分位和均值回归中均不显著。这说明较高工资的劳动者在省会城市工作可以享受更多的聚集经济效益或省会城市特殊优势;而较低工资的劳动者则不能享受到省会城市带来的这些好处。

所有这些结果突出了城市劳动力市场微观层面研究的重要性,也为相关政策的制定提供了一定的决策参考。

* 上海财经大学“211 工程”三期重点学科建设项目和上海市重点学科建设项目(编号 B803)资助。

参考文献:

- [1]张建红, J Paul Elhorst, Arjen Van Witteloostuijn. 中国地区工资水平差异的影响因素分析[J]. 经济研究, 2006, (10): 62—71.
- [2]李金艳, 宋德勇. 专业化、多样化与城市聚集经济——基于中国地级单位面板数据的实证研究[J]. 管理世界, 2008, (2): 25—34.
- [3]Adrian Colin Cameron, Pravin K, Trivedi. Microeconometrics: Methods and applications[M]. Cambridge University Press, 2005: 697—740.
- [4]Brown C, Medoff J. The employer size-wage effect[J]. The Journal of Political Economy, 1998, 97(5): 1027—1059.
- [5]Glaeser, Edward L, David C Mare. Cities and skills[J]. Journal of Labor Economics, 2001, 19: 316—342.
- [6]Henderson J Vernon. Marshall's scale economies[J]. Journal of Urban Economics, 2003, 53: 1—28.
- [7]LeRoy, Stephen F, Jon Sonstelie. Paradise lost and regained: Transportation innovation, income, and residential location[J]. Journal of Urban Economics, 1983, 13: 67—89.
- [8]Petitte, Ryan A, Stephen L Ross. Commutes, neighborhood effects, and compensating eifferentials: Revisited[J]. Journal of Urban Economics, 1999, 46: 1—24.

- [9]United Nations. World urbanization prospects: The 2005 revision[EB/OL]. <http://www.un.org/esa/population/publications/wup2007/>.
- [10]Wheaton, William C, Mark J Lewis. Urban wages and labor market agglomeration[J]. Journal of Urban Economics, 2002,51:542—562.
- [11]Wheeler, Christopher H. Search, sorting and urban agglomeration[J]. Journal of Labor Economics, 2001,19: 879—899.
- [12]Yankow, Jeffrey J. Why do cities pay more? An empirical examination of some competing theories of the urban wage premium[J]. Journal of Urban Economics, 2006,60: 139—161.

A Study on Wage Premium of Provincial Capital Cities in China

——A Space Econometric Analysis Based on Quantile Regression

HUANG Feng¹, WU Chun-jie²

(1. Research Institute of Economics and Management Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 610074, China;

2. Department of Statistics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: This paper examines the effects of wage premium between capital cities of provinces and non-provincial-capital cities in China. Using a sample of workers in urban areas from China Health and Nutrition Survey of 2000, 2004 and 2006, it points out that the wage earned by a worker in capital cities of provinces is 14 percent more than the one earned by a worker with similar qualities in non-provincial-capital cities by OLS regression model. Using Mundlak-Chamberlain's random-effect model, the paper suggests that controlling the living costs in cities can reduce a half of this premium at least, so this wage premium is partly due to the higher return to high-level human capital. In accordance with the space equilibrium theory suggested by Urban Economics, the residual wage premium of provincial capital cities disappears by bringing commuting time into the model, which confirms the existence of agglomeration economic effects in provincial capital cities. Considering the increasing income gap in China, the paper brings wage quantiles into our models to make a further study. Obviously, workers in higher wage areas benefit more from the advantages of capital cities of provinces. These results highlight the importance of studying urban labor markets at micro level.

Key words: agglomeration economy; wage premium; space equilibrium; quantile regression

(责任编辑 许 柏)