

城镇本地与迁移劳动力工资差异变化： “天花板”还是“黏地板”？

屈小博

(中国社会科学院 人口与劳动经济研究所, 北京 100028)

摘要:文章使用中国城市劳动力抽样调查(CULS)2001年、2005年和2010年数据,采用重设权重再中心化影响函数,对城镇本地与迁移劳动力在不同分位数上的工资差距进行了分解。研究发现:第一,从纵向变化来看,在工资分布的不同分位数上,工资差距的构成效应呈现逐渐减弱的趋势,而由市场歧视造成的结构效应则呈现逐渐增强的趋势;第二,城镇本地与迁移劳动力的工资差距存在不对称现象,工资收入分布末端的工资差距较大,符合“黏地板效应”,并且工资差距来源中的结构效应显著大于构成效应;第三,“黏地板效应”与低收入迁移劳动力群体的一些特征相联系;第四,在收入分布的顶端,城镇本地与迁移劳动力的工资差距较小,原因是可观测特征(如受教育水平)的差别较小,并且结构效应也较小。

关键词:城镇本地与迁移劳动力;工资差异;反事实分布;RIF分位数回归

中图分类号:F019.3;F244 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)06-0109-12

一、引言

尽管国内外学者对于中国收入差距的程度和成因在一定范围内还存在争议,但是比较一致的是,无论是低估还是高估,只是严重程度的差异,过去十年收入不平等和相对收入不平等的程度都明显增加,已成为中国经济和社会发展的重要理论和现实问题(李实等,2009;徐舒,2010)。从经济现实来看,劳动力迁移不仅是中国经济发展过程中的典型化特征,而且是中国劳动力市场的转折性变化和结构变化的主要来源(蔡昉,2010)。考察城镇本地与迁移劳动力在工资收入方面的差异,在相同条件下迁移劳动力能否获得与城镇本地劳动力相似的工资收入,成为理解整体收入不平等的一个重要视角,同时由于迁移劳动者主要以农村外出劳动力为主,也成为理解城乡收入差距的一个重要视角。

从理论上讲,工资差距扩大的来源可概括为两个方面(Autor等,2005;Chi和Li,2008):一是构成效应(*Composition Effect*),即可观测的劳动者特征的构成比重变化。构成效应也被称为“贡献效应”(*Endowment Effect*),或者说能够被劳动者特征变化所解释的工资差异部分。二是结构效应(*Structure/Price Effect*),这种效应由劳动者特征因素的回报变化(即劳动者特征因素的估计系数)所引起,反映劳动者特征的价格差异。结构效应也常被称为“歧视效应”(*Discrimination Effect*),或者说不能被劳动者特征变化所解释的工资差

收稿日期:2014-01-15

基金项目:国家自然科学基金项目(71173234);中国社会科学院创新工程项目(1072014001001)

作者简介:屈小博(1974—),男,陕西西安人,中国社会科学院人口与劳动经济研究所副研究员。

异部分。^①那么,城镇本地与迁移劳动力构成特征与特征回报的变化对工资差距具有怎样的影响呢?

有关中国收入不平等度量和变化的研究,Martin和Chen(2007)对不同时期的文献进行了详细的归纳和综述。有关收入差距的分解方法,万广华(2008)和郭继强等(2011)从不同视角进行了综述与梳理。从实证研究角度看,对工资收入不平等进行分解是国内该领域研究的一个重点。现有研究大多采用计量经济模型,估计不同群体(或相同群体不同时期)的工资差异,将其分解为可观测的劳动力特征的影响,以此来探讨工资收入差距的成因。常用的框架和方法有:基于线性回归的 *Blinder-Oaxaca* 分解及 Machado和Mata(2005)提出的基于分位数回归的分解方法。例如,姚先国和李晓华(2007)利用 *Quantile JMP* 方法研究了总体工资收入不平等程度增加的构成效应与价格效应。从研究内容上看,探讨性别工资差距的研究文献最多,如Wang和Cai(2008)、葛玉好和曾湘泉(2011)等;也有学者考察行业工资差异(罗楚亮和李实,2007)、正规就业与非正规就业群体的工资差异(屈小博,2012)以及本地人口与流动人口的工资差异(邓曲恒,2007)。而关注中国迁移劳动力工资差距的研究文献基本上都是针对平均工资差异进行分析的。

从研究视角上看,工资差距在收入分布上的差异是学者关注的另一个重点。工资差距在工资分布顶端较大的现象在研究文献中被称为“天花板效应”(Glass Ceiling),在工资分布末端较大的现象则被称为“黏地板效应”(Sticky Floor)。一些研究(如Albrecht等,2003;Arulampalam等,2007)指出,“天花板效应”在大多数发达国家普遍存在,而“黏地板效应”只在少数国家存在。Kee(2006)研究发现,在澳大利亚只有私人部门存在较强的“天花板效应”,并且可观测的工资差距主要是由性别工资差距所导致的。针对发展中国家的相关研究较少,如Pham和Reilly(2007)指出,还没有明确的证据表明越南是存在“天花板效应”还是“黏地板效应”。

对一个特定劳动群体而言,我们最关心的不是这个群体的平均工资比其他群体低多少,而是与具有同等条件的其他群体相比工资差距有多大?此外,解决工资差距问题,政府也不可能对每一位劳动者给予相同数量的补助,而是应根据其在工资分布上所处的不同位置进行区别对待,最受歧视或工资差距最大的劳动群体应当是政府优先考虑的对象。从缩小收入差距、调节收入分配的角度来看,收入分配政策、劳动力市场政策等应重点关注市场价格差异造成的结构效应变化,而不仅仅是劳动者构成比例的变化。为此,本文的研究目的是考察在工资分布的不同位置,城镇本地与迁移劳动力的工资差距及其来源的变化情况。

二、模型与估计方法

根据本文的研究目的——分析在工资分布的不同位置,城镇本地与迁移劳动力的工资差距及其来源,我们首先需要考虑的一个关键问题是,分离出城镇本地与迁移劳动力工资差距来源中的“构成效应”与“结构效应”,即城镇本地与迁移劳动力的市场特征差异和这些特征的回报差异(估计系数),然后估计城镇本地与迁移劳动力在不同分位数上的工资差距及其来源变化情况。常用的 *Blinder-Oaxaca* 分解适用于测量收入均值的工资差距,对于其他

^①关于这两种来源的表述,有的研究称为“构成效应”和“价格效应”,如姚先国和李晓华(2007);有的研究称为“构成效应”和“报酬效应”,如徐舒(2010)。这只是表述上的差异,但含义是相同的,前者是指工资差距来源中能够被可观测的特征所解释的合理部分,后者则是指不能被可观测的特征所解释、由其估计系数的差异所产生的市场歧视部分。

统计特征如分位数的分解则不适用。为此,我们采用 Firpo 等(2011)提出的反事实理论框架和分解估计方法,构造反事实收入分布函数来研究不同解释变量对收入分布的影响。分解过程主要包括两步:第一步,假设工资收入的条件分布为:

$$vF_Y(y) = \int F_{Y|X}(y|X=x)dF_X(x) \quad (1)$$

与 DiNardo 等(1996)的研究框架类似,工资差距的总体变化可以分解为两个方面,即由劳动者特征引起的变化和由劳动者特征回报引起的变化。具体地,以 $v(Y)$ 表示工资在一个分位数上的分布,则城镇本地与迁移劳动力在该分位数上的工资差距 $v(Y_L) - v(Y_M)$ 可以分解为两部分。我们首先构建一个反事实工资 Y_C ,其构建原理是:如果迁移劳动力与城镇本地劳动力具有相同的可观测特征,则他们在劳动力市场上获得相同的工资收入。这样,总体工资差距可以分解为:

$$v(Y_L) - v(Y_M) = [v(Y_L) - v(Y_C)] + [v(Y_C) - v(Y_M)] \quad (2)$$

其中,右边第一项 $v(Y_L) - v(Y_C)$ 表示构成效应,即由可观测特征所解释的差异;第二项 $v(Y_C) - v(Y_M)$ 表示结构效应,即歧视性的工资差异。根据 DiNardo 等(1996)和 Firpo 等(2011),反事实工资 Y_C 可以由重设权重得到。重设权重的因素可以定义如下:

$$\phi_i = [(1 - p(X_i)/p(X_i))] \times [p/(1 - p)] \quad (3)$$

其中, $p(X)$ 表示一个劳动者具有城镇本地劳动者特征 X 的概率, p 表示本地劳动者在全样本中所占的比例。重设权重数据 ϕY_i 可被视为反事实工资 Y_C 的真实化。需要指出的是,这一步的 Firpo-Fortin-Lemieux 分解是半参数形式的,因为我们对工资分布没有假设任何的函数形式,而仅仅是对重设权重的因素进行了 *logit* 或 *probit* 设定。我们通过 200 次重复抽样获得分解估计的自抽样标准差。

第二步,城镇本地与迁移劳动力工资差异来源中的构成效应和结构效应可以进一步分解为每一个解释变量(影响因素)的贡献程度。Machado 和 Mata(2005)的分解也是同样的目的,但是他们的方法限定回归分析是建立在因变量 Y 与自变量 X 之间的条件因果关系上的。而通常更多关注的是 X 对 Y 的非条件影响。例如,学者更感兴趣的是每增加一年教育对不同特征人群工资的影响(非条件效应),而不是只对特定人群产生的作用(条件效应)。因此,条件分位数回归不能回答因变量 Y 非条件统计属性的变化和反应。很多文献使用的 Koenker 和 Bassett(1978)提出的分位数回归事实上是条件分位数回归,而 Firpo 等(2009)提出的 *RIF* 方法则是非条件分位数回归,这种方法能够使学者获得非条件分位数边际效应。*RIF* 是一个函数, $E[RIF(Y;v)|X=x]$ 。*RIF* 回归通常假设为线性回归模型:

$$E[RIF(Y;q_\tau)|X] = X\beta^\tau \quad (4)$$

其中,系数 β 代表在工资的 q_τ 分位数上解释变量 X 统计分布的边际效应。与 *OLS* 回归相比,*RIF* 回归不仅具有良好的非条件属性,而且对 q_τ 分位数上的任何统计分布都适用,而不仅仅是对均值,因而更具一般性。因此,*RIF* 回归有助于将城镇本地与迁移劳动力的工资差距在 q_τ 分位数上分解为每一个解释变量的贡献。

Firpo-Fortin-Lemieux 分解依赖于 *RIF* 非条件分位数估计,对于每一个时间点(2001年、2005年和2010年),*RIF* 非条件分位数回归可以得到城镇本地劳动力、城镇迁移劳动力以及反事实工资的分布,估计模型设定为:

$$RIF(Y_k; \hat{q}_\tau) = X_k \hat{\beta}_k \quad (5)$$

其中, $k=L、M、C$,分别代表城镇本地劳动力、城镇迁移劳动力以及反事实劳动力;

$RIF(Y_k; \hat{q}_\tau)$ 表示 q_τ 分位数上的 RIF 估计, $\hat{\beta}$ 表示非条件分位数边际效应的估计值。由此, 解释变量 X 引起的城镇本地与迁移劳动力在 q_τ 分位数上的工资差距变化可以分解为:

$$\hat{q}_\tau(Y_L) - \hat{q}_\tau(Y_M) = \{\bar{X}_M(\hat{\beta}_C^L - \hat{\beta}_M^L) + \hat{R}_\tau^L\} + \{(\bar{X}_L\hat{\beta}_L^L - \bar{X}_M\hat{\beta}_C^L) + \hat{R}_\tau^C\} \quad (6)$$

其中, $\hat{q}_\tau(Y_L) - \hat{q}_\tau(Y_M)$ 表示 q_τ 分位数上城镇本地与迁移劳动力的工资差异, \bar{X} 表示平均协方差向量(包括性别、受教育程度、经验、行业特征、职业特征以及就业单位类型和地区差异等反映劳动力市场特征的因素)。 $\hat{\beta}_C$ 来自反事实工资分布, 即假设具有相同市场特征的本地劳动力与迁移劳动力的工资收入相同, $\hat{\beta}_C^L - \hat{\beta}_M^L$ 测量的是本地与迁移劳动力的工资差异在劳动力市场特征回报上的大小。因此, $\bar{X}_M(\hat{\beta}_C^L - \hat{\beta}_M^L)$ 代表工资差异的“结构效应”, 即在 q_τ 分位数上不能被可观测特征所解释的“歧视”部分。 $\bar{X}_L\hat{\beta}_L^L - \bar{X}_M\hat{\beta}_C^L$ 代表被可观测特征所解释的“构成效应”。 \hat{R}_τ^L 和 \hat{R}_τ^C 分别表示与“结构效应”和“构成效应”相关的误差近似估计。

三、数据来源与统计描述

本文的数据来自中国城市劳动力抽样调查(CULS)。中国城市劳动力抽样调查于2001年、2005年和2010年开展了三轮。CULS调查采用了“国际劳工组织”对就业的定义, 在就业者的工作单位类型、劳动合同、社会保障、工作身份、工作地点、工作单位人数等指标上有更为系统的测量。每一轮调查都区分城镇本地居民和迁移人口样本, 本地和迁移家庭样本是利用国家统计局在相应城市的人口样本框、使用多阶段整群概率抽样方法选取的。其中, 第一轮调查包括上海、武汉、沈阳、福州和西安5个城市; 第二轮调查除包括以上5个大城市外, 对于迁移劳动力还调查了大庆、无锡、宜昌、本溪、珠海、宝鸡和深圳7个中等城市; 第三轮调查包括上海、武汉、沈阳、福州、西安和广州6个城市。为了纵向观察和保持一致性, 本文选取了三轮调查中都出现的城市, 即上海、武汉、沈阳、福州和西安, 每一轮调查都包含相应的权重数据。

需要说明的是, CULS调查采用的是多阶段整群概率抽样, 权重数据是根据每一轮调查最相邻年份的国家统计局人口普查数据计算的, 如第一轮调查的迁移样本权重 = (2000年城市迁移人口)/(第一轮调查城市迁移样本数), 第三轮调查的权重变量计算还考虑了城市抽样时街道和社区的人口差异。中国城市劳动力抽样调查数据的基本样本结构为: 第一轮调查了本地家庭3498户、本地个人8109人, 迁移个人2998人; 第二轮调查了本地家庭2505户、本地个人7451人, 迁移家庭2512户、迁移个人5618人; 第三轮调查了本地家庭4273户、本地个人12335人, 迁移家庭3637户、迁移个人8094人。

本文选取的是三轮调查中的城镇本地与迁移劳动力16—60岁样本。迁移劳动力根据是否具有本地城市户籍来判断, 包括农村迁移劳动力和城市之间的迁移劳动力。工资 = 上个月工作的实际收入 + 不按月发放的奖金、补贴/过去一年的实际工作月份。表1给出了2001年、2005年和2010年城镇本地劳动力和迁移劳动力的工资差距情况。从纵向来看, 2001—2005年这两类群体的工资增长非常缓慢, 而2005—2010年则增长了一倍, 这与2004年全国出现“民工荒”现象后城镇工资快速上涨的情况相符。例如, 根据国家统计局公布的数据, 外出农民工2001年的平均工资为644元, 2005年为821元, 2010年则上升为1690

元。^①从横向来看,迁移劳动力样本中的工资差距要大于城镇本地劳动力,这是因为 *CULS* 调查的是 5 个省会城市中有相对稳定住所的样本户,其中迁移样本户中既有正规受雇者,又有自营雇主和非正规就业者,因而迁移劳动力的工资分布更离散些。

表 1 城镇本地劳动力与迁移劳动力的工资差距情况

	城镇本地劳动力			全部劳动力			迁移劳动力		
	2001 年	2005 年	2010 年	2001 年	2005 年	2010 年	2001 年	2005 年	2010 年
均值	1 052.2	1 270.2	2 554.3	995.5	1 143.3	2 544.4	956.7	1 056.7	2 534.7
中位数	830.5	978.4	2 035.4	800.0	886.7	2 008.5	720.3	882.4	2 000.0
基尼系数	0.361	0.367	0.381	0.372	0.384	0.391	0.375	0.389	0.394
泰尔指数	0.240	0.269	0.281	0.274	0.282	0.316	0.236	0.334	0.352
对数标准离差	0.255	0.256	0.245	0.220	0.244	0.257	0.215	0.284	0.269
50:10	2.10	2.50	2.22	2.16	2.20	2.13	2.28	2.02	2.04
90:10	5.24	5.22	5.32	5.20	5.24	5.42	5.15	5.31	5.47
90:50	2.31	2.40	2.44	2.40	2.37	2.42	2.50	2.50	2.52
观测数	4 071	3 349	5 266	7 069	7 156	10 629	2 998	3 807	5 363

注:样本为 16—60 岁劳动力,包括城镇本地劳动力和迁移劳动力。计算结果经过了加权处理。

表 1 还显示,无论是从基尼系数、泰尔指数还是对数离差均值来看,2001—2010 年,全部劳动力样本的工资差距呈现逐渐增加的变化趋势,但增幅有所减缓。收入最高的 10% 与最低的 10% 之间的绝对差距之比 2001 年为 5.20,2005 年增至 5.24,2010 年则增加为 5.42。相比较而言,城镇迁移劳动力的工资差距比城镇本地劳动力增加得更为明显,收入最高的 10% 与最低的 10% 之间的绝对差距之比 2001 年为 5.15,2005 年增至 5.31,2010 年则增加为 5.47。全部劳动力样本工资差距的变化趋势与迁移劳动力相同。

图 1 给出了 2001—2010 年城镇本地与迁移劳动力在不同分位数上的平均收入差距。可以看出,中国城镇劳动力市场上本地与迁移劳动力的工资差距存在不对称现象,工资差距在收入分布 10 分位数上较大,在 90 分位数上则较小。这提供了城镇本地与迁移劳动力的工资差距存在“黏地板效应”的证据。

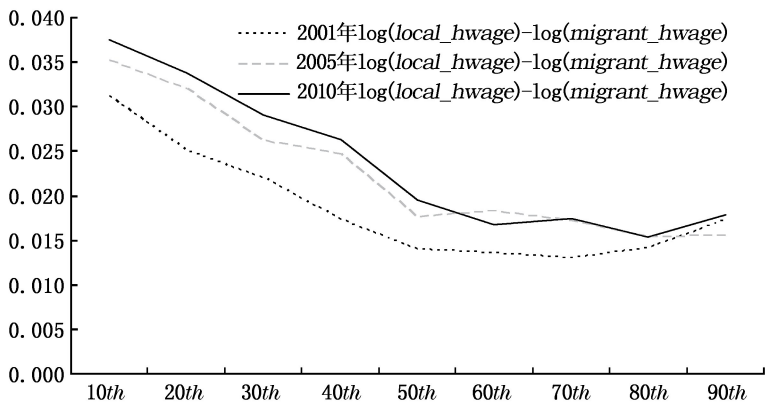


图 1 2001—2010 年城镇本地与迁移劳动力在不同分位数上的平均工资差距情况

①数据来源于国家统计局农村司组织编制的《中国农村住户调查统计年鉴》和《农民工监测调查报告》。

表2给出了城镇劳动力样本按性别、受教育程度、行业、职业、单位所有制类型以及城市等不同统计特征分类的工资状况。可以看到:城镇本地与迁移的男性劳动力的绝对工资差距从2001年的1.05上升到2005年的1.09,到2010年进一步上升为1.08。2001—2010年,相对于初中及以下学历劳动力,城镇本地与迁移的高中学历劳动力的绝对工资差距呈现逐渐减小的趋势,而对于大专和大学及以上学历劳动力,两者的工资差距则呈现增加的趋势,这说明劳动力的市场价格越来越能够反映人力资本的高低。从行业特征来看,从事制造业、建筑业和低端服务业的城镇本地与迁移劳动力的绝对工资差距逐渐减小,而在高端服务业中则呈现先减小后增加的U形变化趋势。从职业特征来看,城镇本地与迁移的专业技术劳动力的绝对工资差距整体上要大于其他职业类别,2005年两者的收入比为1.11,2010年为1.13;在管理人员中,2001年和2005年两者的绝对工资比相近,2010年则增加到1.08;在生产工人和体力劳动者中,城镇本地与迁移劳动力的工资比2001年为1.03,2005年和2010年则分别为1.04和1.05;在服务行业人员中,两者的绝对工资比2001年为1.04,2005年减小为0.96,2010年为1.01。从单位所有制类型来看,城镇本地与迁移劳动力的绝对工资差距在国有单位中2001年为1.13,2005年为1.17,2010年为1.20,在集体企业中呈现出相同的变化趋势;在私有或私营及合资或外资企业中,城镇本地与迁移劳动力的绝对工资差距也存在相同的变化趋势。但城镇本地与迁移劳动力在国有和集体单位中的工资差距要大于在私有或私营及合资或外资企业中,这可能是因为受到制度分割的影响,国有和集体单位对迁移劳动力有更多的歧视。这与Dong和Bowles(2002)、Maurer-Fazio和Hughes(2002)的研究结果一致。表2结果还显示,城镇本地与迁移劳动力的绝对工资比在不同地区之间也存在不同变化。

表2 城镇劳动力按不同统计特征分类的工资状况

	2001年			2005年			2010年		
	工资均值		L/M	工资均值		L/M	工资均值		L/M
	本地(L)	迁移(M)		本地(L)	迁移(M)		本地(L)	迁移(M)	
性别(男性=1)	1 148.9	1 094.2	1.05	1 302.3	1 194.8	1.09	2 812.9	2 604.5	1.08
初中及以下	756.6	675.5	1.12	932.8	896.9	1.04	2 097.3	2 016.6	1.04
高中	979.5	960.3	1.02	1 287.7	1 149.7	1.12	2 583.1	2 369.8	1.09
大专	1 359.3	1 332.6	1.02	1 798.6	1 665.4	1.08	3 002.3	2 805.9	1.07
大学及以上	1 773.9	1 773.9	1.01	2 320.2	2 128.6	1.09	4 173.5	3 597.8	1.16
制造业	963.5	954.0	1.01	1 226.4	1 190.7	1.03	2 965.7	2 851.6	1.04
建筑业	1 040.6	1 000.6	1.04	1 438.4	1 331.9	1.08	3 353.6	3 048.7	1.1
高端服务业	1 348.9	1 272.5	1.06	1 654.6	1 591.0	1.04	3 893.5	3 476.3	1.12
低端服务业	999.2	979.6	1.02	1 076.6	1 006.2	1.07	2 414.9	2 236.0	1.08
其他行业	970.2	822.2	1.18	1 264.4	1 019.7	1.24	2 672.0	2 103.9	1.27
专业技术人员	1 270.6	1 187.5	1.07	1 818.3	1 638.1	1.11	3 259.1	2 884.2	1.13
管理人员	1 047.1	1 006.8	1.04	1 198.8	1 152.7	1.04	2 907.5	2 692.1	1.08
生产工人、体力劳动者	910	883.5	1.03	1 125.8	1 082.5	1.04	2 266.6	2 158.7	1.05
服务人员及其他	712.1	684.7	1.04	929.9	968.6	0.96	2 127.0	2 105.9	1.01
国有	945.3	836.5	1.13	1 346.1	1 150.5	1.17	2 906.1	2 421.8	1.20
集体	851.9	851.9	1.00	1 143.5	1 021.0	1.12	2 522.3	2 212.5	1.14
私有或私营	834.8	802.7	1.04	1 082.9	1 051.4	1.03	3 092.6	2 973.7	1.04
外资或合资	1 379.8	1 352.7	1.02	1 452.7	1 383.5	1.05	3 752.9	3 574.2	1.05
上海	1 468.6	1 359.8	1.08	1 906.6	1 455.4	1.31	4 069.1	3 665.9	1.11
武汉	895.6	821.7	1.09	995.07	930.0	1.07	2 473.1	2 355.3	1.05

续表 2 城镇劳动力按不同统计特征分类的工资状况

	2001 年			2005 年			2010 年		
	工资均值		L/M	工资均值		L/M	工资均值		L/M
	本地(L)	迁移(M)		本地(L)	迁移(M)		本地(L)	迁移(M)	
沈阳	1 056.2	987.1	1.07	946.5	910.1	1.04	2 699.1	2 347.0	1.15
福州	1 016.1	958.6	1.06	1 348.5	1 248.6	1.08	3 212.0	2 946.8	1.09
西安	805.9	767.5	1.05	968.9	949.9	1.02	1 793.2	1 645.1	1.09
观测数	4 071	2 998		3 349	3 807		5 266	5 363	

注:高端服务业包括金融、保险、科学技术、通信、运输等行业,低端服务业包括批发零售、餐饮、教文卫体等行业。

四、估计结果与分析

基于式(4)得到的 2001 年、2005 年和 2010 年城镇本地劳动力和迁移劳动力的非条件分位数回归结果分别见表 3、表 4 和表 5。从中可以看到:

第一,无论是城镇本地劳动力还是迁移劳动力都存在显著的性别工资差距,并且工资分布两端的差距大于中间位置。

第二,无论是城镇本地劳动力还是迁移劳动力,在工资分布的不同位置,受教育程度越高,对工资收入的影响越大,即大专受教育程度的回报在工资分布的不同位置高于高中受教育程度,大学及以上受教育程度的回报高于大专和高中受教育程度。

第三,在工资分布的末端(10 分位数),2001 年城镇本地劳动力和迁移劳动力样本中制造业的回归系数都为负,2005 年城镇本地劳动力样本中的回归系数仍为负,2010 年变为正,说明制造业中的回报超过了其他行业,而 2005 年迁移劳动力样本中制造业的回归系数为正,2010 年也为正。这与制造业行业尤其是农民工工资快速上涨的现实相符。在工资分布的顶端(90 分位数),制造业的系数均为正,这可能是由于制造业工资较高的劳动者中技能或受教育程度较高的所占比例较大。建筑行业、低端服务业的回报特征与制造业基本相似,可能因为它们都是劳动密集型行业且迁移劳动力所占比重较高。而高端服务业的回归系数在工资分布较高位置明显大于其他行业,这与我们的理论预期一致。

第四,专业技术人员的回归系数大于其他职业类别,并且无论是城镇本地劳动力还是迁移劳动力,专业技术人员的回报随收入的增加而增加。这说明在产业升级和经济转型过程中,技能偏向型技术进步在更大程度上提高了教育的边际收益率。管理人员在城镇本地与迁移劳动力样本中的回归系数也为正,但是在工资分布的不同位置,管理人员的回报并不呈现单调递增趋势。这说明管理不仅与受教育程度有关,可能更受一些不可观测因素的影响。体力劳动者在 2001 年的回归系数为正,在 2005 年和 2010 年的回归系数为负,小于服务业从业人员。这与经济增长过程中服务业的增长快于第一、第二产业有关,同时也与劳动力市场的转变有关。

第五,相对于私营企业,2001—2010 年国有企业和集体企业的回归系数在低分位数上为正,在 50 分位数及高分位数上则为负,表明私营企业中的低收入劳动群体可能受到更多不可观测的市场歧视。外资和合资企业的回归系数整体上大于其他类型企业,说明这类企业中工资决定的市场化程度更高,而事实上在中国外向型经济结构中,市场化程度较高、劳动力流动最大的也是这类企业。

表3 城镇本地与迁移劳动力的非条件分位数回归结果(2001年)

	本地劳动力			迁移劳动力		
	10th	50th	90th	10th	50th	90th
常数项	4.478***	5.279***	6.120***	4.186***	5.191***	5.686***
性别(男性=1)	0.038***	0.046***	0.066***	0.040***	0.063***	0.102***
经验	0.083***	0.031***	0.005***	0.114***	0.031***	0.013***
经验的平方/100	-0.139***	-0.029***	0.011	-0.230	-0.037***	0.003
高中	0.027**	0.010	0.035***	0.173***	0.091***	0.076***
大专	0.083***	0.037**	0.092***	0.191***	0.132***	0.206***
大学及以上	0.106***	0.074***	0.123***	0.253***	0.178***	0.196***
初中及以下						
制造业	-0.004	0.022*	0.078***	-0.073***	-0.040***	0.029***
建筑业	0.011	0.046***	0.171***	-0.088	-0.022	0.119***
高端服务业	0.029**	0.086***	0.179***	0.174***	0.194***	218***
低端服务业	-0.018***	-0.014	0.044**	-0.166***	-0.145***	-0.076*
其他行业						
专业技术人员	0.083***	0.082**	0.154***	0.061***	0.117***	0.165***
管理人员	0.062***	0.073***	0.102***	0.056***	0.176***	0.198***
生产工人、体力劳动者	0.009	0.039**	0.023	0.072***	0.040***	0.024*
服务业人员及其他						
国有	-0.129***	-0.195***	-0.320***	0.278***	-0.015***	-0.148***
集体	-0.270***	-0.275	0.369	0.135***	-0.141**	-0.206*
外资或合资	0.210	0.178***	0.441***	0.232***	0.176	0.425***
私有或私营						
城市虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，下表同。

表4 城镇本地与迁移劳动力的非条件分位数回归结果(2005年)

	本地劳动力			迁移劳动力		
	10th	50th	90th	10th	50th	90th
常数项	4.188***	6.024***	6.199***	4.315***	5.747***	7.003***
性别(男性=1)	0.036***	0.060***	0.076***	0.102***	0.040***	0.063***
经验	0.112***	0.025***	0.016***	0.114***	0.031***	0.013***
经验的平方/100	-0.202***	-0.022***	-0.013***	-0.231***	-0.037***	0.002
高中	0.128***	0.066***	0.062***	0.173***	0.091***	0.076***
大专	0.147***	0.112***	0.126***	0.214***	0.136***	0.144***
大学及以上	0.216***	0.166***	0.163***	0.253***	0.191***	0.196***
初中及以下						
制造业	-0.122	0.034***	0.062***	-0.043	0.048***	0.069***
建筑业	-0.169	0.112***	0.160***	-0.088	0.085***	0.119**
高端服务业	0.047***	0.274***	0.312***	0.174***	0.194***	0.318***
低端服务业	0.016	-0.020*	0.033***	0.003	0.039**	0.074***
其他行业						
专业技术人员	0.210***	0.257***	0.263***	0.126***	0.157***	0.196**
管理人员	0.211***	0.125***	0.114***	0.298***	0.233**	0.243***
生产、体力劳动者	0.022	0.032***	0.053***	0.033***	0.047***	0.051***
服务业人员及其他						

续表 4 城镇本地与迁移劳动力的非条件分位数回归结果(2005 年)

	本地劳动力			迁移劳动力		
	10th	50th	90th	10th	50th	90th
国有	-0.145***	-0.157***	-0.365***	-0.118*	-0.198**	-0.373***
集体	-0.366***	-0.254***	-0.552***	-0.376***	-0.422***	-0.676**
外资或合资	0.256***	0.228***	0.627***	0.216***	0.244***	0.743***
私有或私营						
城市虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表 5 城镇本地与迁移劳动力的非条件分位数回归结果(2010 年)

	本地劳动力			迁移劳动力		
	10th	50th	90th	10th	50th	90th
常数项	4.121***	5.254***	6.126***	4.012***	4.725***	6.204***
性别(男性=1)	0.042***	0.020***	0.035***	0.042***	0.026***	0.033***
经验	0.076***	0.031***	0.018***	0.044***	0.039***	0.016***
经验平方/100	-0.155***	-0.053***	-0.027***	-0.089***	-0.080***	-0.025***
高中	0.191***	0.103***	0.089***	0.228***	0.176***	0.073***
大专	0.242***	0.193***	0.158***	0.267***	0.224***	0.187***
大学及以上	0.333***	0.307***	0.393***	0.384***	0.365***	0.389***
初中及以下						
制造业	0.017*	0.180**	0.024	0.049**	0.156***	0.059***
建筑业	-0.076*	0.147***	0.028	-0.099*	0.173***	0.012
高端服务业	0.063*	0.114***	0.272***	0.013	0.128***	0.265***
低端服务业	0.019***	0.034***	0.053**	-0.019***	-0.070***	0.138
其他行业						
专业技术人员	0.294***	0.211***	0.242***	0.297***	0.398***	0.320***
管理人员	0.276***	0.244***	0.296***	0.273***	0.368***	0.253***
生产、体力劳动者	-0.103***	-0.135***	-0.065***	-0.005	-0.098***	-0.067***
服务业人员及其他						
国有	0.167***	0.156	-0.025*	0.294***	-0.286***	-0.122***
集体	0.111***	-0.112***	-0.163***	0.159*	-0.030***	-0.058***
外资或合资	0.324***	0.457***	0.644***	0.294***	0.377***	0.864***
私有或私营						
城市虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

在上述估计结果的基础上,我们可以基于式(6)在工资分布的不同位置分解出构成效应和结构效应。城镇本地与迁移劳动力的工资差异在不同分位数上的分解汇总结果见表 6。从中可以看到:第一,在工资分布的不同分位数上,城镇本地与迁移劳动力工资差距的构成效应呈现逐渐减弱的趋势,而结构效应则呈现逐渐增加的趋势。其中,2001 年构成效应的均值为 0.111,结构效应的均值为 0.066,2005 年和 2010 年构成效应和结构效应的均值分别为 0.105、0.124 和 0.083、0.153。第二,城镇本地与迁移劳动力的工资差距存在不对称现象,工资差距来源中的构成效应与结构效应变化趋势主要由工资分布末端的差异所决定。构成效应与结构效应在 10 分位数和 30 分位数上呈现递减与递增的趋势。这与基于不同数据来源的相关研究(徐舒,2010;葛玉好和曾湘泉,2011)的结果一致,收入差距的拉大主要是由高收入劳动者与低收入劳动者之间的收入差距扩大引起的,但同时城镇本地与迁移低收入者之间的收入差距也呈现增大趋势。第三,2001—2010 年,城镇本地与迁移劳动力的工资差

距在收入分布的顶端呈现减小的趋势,可能的原因是可观测特征(如受教育程度)的差别在两类劳动群体中缩小,并且工资分布顶端的结构效应也较小。

表6 城镇本地与迁移劳动力的工资差异在不同分位数上的分解

	均值	10th	30th	50th	70th	90th
2001年						
构成效应	0.111 (0.004)	0.106 (0.008)	0.120 (0.007)	0.127 (0.007)	0.127 (0.006)	0.099 (0.005)
结构效应	0.066 (0.006)	0.056 (0.011)	0.056 (0.009)	0.060 (0.007)	0.061 (0.006)	0.073 (0.007)
2005年						
构成效应	0.105 (0.005)	0.114 (0.012)	0.108 (0.007)	0.090 (0.006)	0.082 (0.082)	0.074 (0.008)
结构效应	0.124 (0.008)	0.201 (0.020)	0.126 (0.009)	0.083 (0.087)	0.075 (0.008)	0.095 (0.011)
2010年						
构成效应	0.083 (0.004)	0.109 (0.010)	0.88 (0.007)	0.080 (0.005)	0.082 (0.006)	0.074 (0.006)
结构效应	0.153 (0.006)	0.208 (0.014)	0.142 (0.008)	0.127 (0.007)	0.111 (0.006)	0.104 (0.006)

注:括号内为自抽样标准差。

五、结论与讨论

本文利用包含迁移劳动力样本的2001年、2005年和2010年中国城镇劳动力抽样调查(CULS)数据,考察了城镇本地与迁移劳动力在收入分布不同位置上的工资差距。研究发现:第一,城镇本地与迁移劳动力的总体工资差距及其来源(构成效应和结构效应)存在不对称现象。收入分布末端的工资差距较大,符合“黏地板效应”,并且工资差距来源中的结构效应显著大于构成效应。第二,2001—2010年,城镇本地与迁移劳动力工资差距的构成效应呈现逐渐减弱的趋势,而不能被可观测特征所解释的结构效应则呈现逐渐增加趋势。第三,“黏地板效应”与低收入迁移劳动力群体的一些特征相联系,如从事低端服务行业和体力劳动、主要在非国有企业中就业等。第四,城镇本地与迁移劳动力的工资差距在收入分布顶端较小,原因是可观测特征(如受教育程度)的差别较小,并且由歧视所导致的结构效应也较小。

本文研究结果表明,城镇本地与迁移劳动力的工资差距问题在高收入群体中并不严重,而是主要存在于低收入群体中,从而具有明显的“黏地板效应”。因此,政府更应关注城镇迁移的低收入群体,重点解决城镇本地与迁移的低收入群体的工资差距问题。本文研究结果还显示,在城镇本地与迁移劳动力的工资差距来源中,劳动者特征的构成效应在逐渐减弱,结构效应(回报效应)则在增强。这表明,虽然提高受教育程度能够增加高素质劳动者的比重,但不能缩小总体工资差距。

主要参考文献:

- [1]蔡昉.人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J].经济研究,2010,(4):4—13.
- [2]邓曲恒.城镇居民与流动人口的收入差异——基于 Oaxaca Blinder 和 Quantile 方法的分解[J].中国人口科学,2007,(2):8—16.
- [3]葛玉好,曾湘泉.市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响[J].经济研究,2011,(6):45—56.
- [4]郭继强,姜俐,陆利丽.工资差异分解方法述评[J].经济学(季刊),2011,(2):363—414.
- [5]李实,史泰丽,别雍·古斯塔夫森.中国居民收入分配研究Ⅲ[M].北京:北京师范大学出版社,2009.

- [6]罗楚亮,李实.人力资本、行业特征与收入差距——基于第一次全国经济普查资料的经验研究[J].管理世界,2007,(10):19—30.
- [7]屈小博.中国城市正规就业与非正规就业的工资差异——基于非正规就业异质性的收入差距分解[J].南方经济,2012,(4):32—42.
- [8]万广华.不平等的度量与分解[J].经济学(季刊),2009,(1):347—368.
- [9]徐舒.技术进步、教育收益与收入不平等[J].经济研究,2010,(9):79—92.
- [10]姚先国,李晓华.工资不平等的上升:结构效应与价格效应[J].中国人口科学,2007,(1):36—43.
- [11]Albrecht J,Bjorklund A,Vroman S.Is there a glass ceiling in Sweden?[J].Journal of Labor Economics,2003,21(1):145—177.
- [12]Arulampalam W,Booth A L,Bryan M L.Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution[J].Industrial and Labor Relations Review,2007,60(2):163—186.
- [13]Autor D H,Katz L F,Kearney M S.Rising wage inequality: The role of composition and prices[R].NBER Working Paper No.11628,2005.
- [14]Chi W,Li B.Glass ceiling or sticky floor? Examining the gender earnings differential across the earnings distribution in urban China,1987—2004[J].Journal of Comparative Economics,2008,36(2):243—263.
- [15]DiNardo J,Fortin N M,Lemieux T.Labor market institutions and the distribution of wages,1973—1992: A semiparametric approach[J].Econometrica,1996,64(5):1001—1044.
- [16]Dong X,Bowles P.Segmentation and discrimination in China's emerging industrial labor market[J].China Economic Review,2002,13(2):170—196.
- [17]Firpo S,Fortin N,Lemieux T.Unconditional quantile regression[J].Econometrica,2009,77(3):953—973.
- [18]Fortin N,Lemieux T,Firpo S.Decomposition methods in economics[A].Ashenfelter O,Card D.Handbook of Labor Economics,Vol.4[C].Netherlands:North-Holland Publishing Company,2011.
- [19]Kee H J.Glass ceiling or sticky floor? Exploring the Australian gender pay gap[J].Economic Record,2006,82(259):408—427.
- [20]Koenker R,Bassett G.Regression quantiles[J].Econometrica,1978,46(1):33—50.
- [21]Maurer-Fazio M,Hughes J.The effects of market liberalization on the relative earnings of Chinese women [J].Journal of Comparative Economics,2002,30(4):709—731.
- [22]Pham H T,Reilly B.The gender pay gap in Vietnam,1993—2002: A quantile regression approach[J].Journal of Asian Economics,2007,18(5):775—808.
- [23]Ravallion M,Chen S.China's (uneven) progress against poverty[J].Journal of Development Economics,2007,82(1):1—42.
- [24]Wang M,Cai F.Gender earnings differential in urban China[J].Review of Development Economics,2008,12(2):442—454.

Changes in Wage Differences between Local and Migrant Workers in Urban Areas: Glass Ceiling or Sticky Floor?

QU Xiao-bo

*(Institute of Population and Labor Economics,
Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China)*

Abstract: Based on the survey of CULS in 2001, 2005 and 2010, this paper decomposes wage differences between local and migrant workers in urban areas in different quan-

tiles by reconstruction of weights and recentralization of effect function. This paper draws the following conclusions: firstly, as for vertical changes, in terms of different quantiles of wage distribution, the composition effect of wage differences has a gradually weakening tendency and the structural effect resulting from market discrimination experiences a continuously increasing tendency; secondly, the wage differences between urban local and migrant labor is featured by asymmetry and the wage gap in the bottom of wage distribution is wider which is in accord with “sticky floor” effect, and in terms of the reasons for wage differences, structural effect is significantly stronger than composition effect; thirdly, “sticky floor” effect is linked with some features of migrant labor groups with low income; fourthly, wage differences between urban local and migrant workers at the top of wage distribution are smaller, owing to smaller differences of observable characteristics like education level as well as smaller structural effect.

Key words: urban local and migrant labor; wage difference; counterfactual distribution; RIF quantile regression (责任编辑 康健)

(上接第 26 页)

Political Connections and IPO Underpricing in China: How Does the Integration of Government Administration with Enterprise Affect Securities Market?

TIAN Li-hui, ZHANG Wei

(*Institute of Finance and Development, Nankai University, Tianjin 300071, China*)

Abstract: The integration of government administration with enterprise is a chronic illness in Chinese enterprises. The percentage of chairmen of boards and general managers with political connections is still as high as 46% in the Chinese listed companies. Do political connections affect corporate behavior? Based on a sample of 561 listed companies in China, this paper comes to the conclusion that firms with political connections are underpriced by 129% and these without connections by 118%. It further makes the analysis of the relationship between political connections and IPO underpricing in companies with different ownership and shows that political connections significantly intensify IPO underpricing in state-owned enterprises and have no significant effect on IPO underpricing in private listed companies. It argues that two factors, reform aim of Chinese government and SOE executives' interests, help to advance ultrahigh underpricing in state-owned listed companies and the restriction on political connections is prerequisite for the success of IPO market-oriented reform in China.

Key words: controlling shareholder; political connection; IPO underpricing; market-oriented reform (责任编辑 康健)