

我国劳动力市场上工资收入差距的决定因素^{*}

——基于夏普里值过程的回归方程分解

王 鹏

(西南财经大学 公共管理学院, 四川 成都 610074)

摘 要:文章运用中国综合社会调查2006年数据,基于夏普里值过程的回归分解方法,对我国劳动力市场上工资收入差距的决定因素进行了系统的实证研究。研究发现,教育人力资本是导致工资收入差距的最重要因素,其对不平等程度的贡献达到了37.47%;地区、性别和行业因素仅次于教育,成为导致工资收入分配不平等的重要因素;职业类型、单位所有制和社会关系是控制工资收入差距不容忽视的因素;而单位规模、户籍和工作经验对不平等程度的贡献则几乎可以忽略不计。另外,工资收入差距的决定因素在东部和中西部地区存在巨大差异。

关键词:工资基尼系数;回归分解;夏普里值;决定因素

中图分类号:F126.2;F240 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2012)02-0039-10

一、问题的提出与已有的研究

改革开放30年来,我国劳动力市场上工资制度经过了多次调整,劳动力工资水平也发生了很大变化,工资收入差距问题逐渐显现出来。在地区工资收入差距方面,2008年职工平均工资最高的上海为56 565元,而最低的江西为21 000元,后者仅为前者的1/3多一点;而在行业工资收入差距方面,2008年职工平均工资最高的证券业(172 123元)是最低的畜牧业(10 803元)的16倍。这些情况都表明了我国工资收入不平等的严重性。工资收入差距实质上涉及公平与效率,工资收入分配不公平会带来贫富差距问题,进而影响社会和谐。为此,国内学者从不同的角度对此进行了大量的研究和探讨。

从微观角度对工资差异的研究主要集中于性别、户籍和教育程度等劳动力个体特征对工资收入的影响。张丹丹(2004)、王美艳(2005a)、李实等(2006)和高梦滔等(2007)对我国劳动力市场上性别工资差异进行了研究,较为一致地发现男性劳动力工资显著高于女性;王美艳(2005b)、钟笑寒(2006)和谢周亮(2008)等对劳动力市场上户籍或城乡身份的研究发现,城市就业者

收稿日期:2011-09-28

作者简介:王 鹏(1983—),男,四川南充人,西南财经大学公共管理学院博士生。

与外来农民工之间也存在一定的工资差异。劳动经济学强调人力资本投资对工资的影响,劳动者受教育程度和工作经验等的差异直接造成了工资的差异。

大量的研究从行业、所有制、职业和地区等角度对工资收入差距进行了分析。人们已经普遍感受到行业间工资收入的不平等,行业工资水平取决于行业的相对垄断程度,行业因素不断成为城镇劳动力收入差距的重要因素(金玉国,2005;陈钊等,2010);不同所有制的单位会面临不同的发展政策和机遇,因而单位的盈利能力也不同,是企业间工资差异的决定因素(邢春冰,2005;宁光杰,2009;尹志超等,2009);劳动力的职业性质是工资差异的主要因素之一(宁光杰,2009);地区因素也是工资差距的重要因素,不同地区往往代表了不同的经济发展水平和经济政策,市场潜力的空间分布、产业和城市的外部性等都会带来地区之间的工资差异(王小勇,2006)。

已有研究从不同角度提供了我国工资差异情况的有益信息,但往往局限在某一方面,难以区分现实工资差距究竟在多大程度上由劳动者个人能力决定,还是由劳动者所在企业特征决定,或者由行业垄断和职业分割等因素所致。因此,我们必须寻找决定工资收入差距的主要因素,以便开展有针对性的改革,缓解我国的工资收入差距问题。我们的探索在于:一是利用基尼系数和微观数据研究我国劳动力市场上工资收入分配差距问题;二是不是从工资的构成而是基于人力资本等基本决定因素对工资进行分解,同时还利用最近几年才发展起来的夏普里值(Shapley Value)分解法对工资收入差距的决定因素进行分析,这一基于回归方程的分解法能够克服简单回归分析和常规指数分解的局限,得到理论上可能的影响因素对工资收入不平等的贡献大小,以便找到主要的工资收入差距决定因素。

二、研究方法

(一)数据来源。本文所用数据来自中国人民大学社会学系与香港科技大学调查中心在全国开展的社会基本状况调查——中国综合社会调查数据(CGSS)。该调查始于2003年,目前已开展了4次,本文利用的是2006年度数据。该调查在全国范围内采用不等概率下的四阶段分层抽样方法,详细抽样方案参见数据网站。^①CGSS以18—69岁人口为调查对象,包括详尽的个人人口学特征和经济社会活动等方面的数据,从而已成为我国微观经济研究领域的重要数据。2006年有样本10 151人,剔除变量信息缺失的记录后,最终进入分析的有2 081人,其中女性1 034人,约占49.7%。

(二)工资收入差距的度量指标。工资基尼系数同收入基尼系数一样,都是衡量劳动力市场上工资分配平均程度的经济指标。其取值在0—1之间,数值越大表明工资分配的不均等程度越高,数值越小表明工资分配的不均等程度越低。

(三)工资方程与分析变量。本文采用Mincer(1974)工资收入模型的一

个变形形式,其半对数工资方程为:

$$\log(\text{wage}_i) = \alpha_0 + X_i\beta + u_i$$

其中, $\log(\text{wage})$ 是月工资收入的对数, X 是一组解释变量构成的向量, u 是随机误差项。

被解释变量:上月工资收入,包括所有的工资、各种奖金和补贴。

解释变量:本文重点考虑了个体特征、人力资本、社会资本、单位特征、工作行业、职业类别以及地区等因素对工资的影响,进而研究其对工资收入差距的影响。从微观角度讲,工资主要由人力资本决定,人力资本主要由受教育水平和工作经验等构成。个人受教育水平以接受学校教育的年数来反映,以连续变量进入模型;工作经验是指劳动者从所从事的工作中获取的在职培训及能够提高工作效率的经验或体会,由于工作经验很难测量,根据 CGSS 数据我们选取了被调查者从事这份工作的年数来代理。社会资本也非常难以衡量,我们选择当年春节期间以各种方式与您家庭相互拜年、交往的亲属、亲密朋友和其他人的人数代理。单位特征主要考虑了单位所有制类型和单位规模。由于国有或国有控股及集体或集体控股单位占到了 88.1%,我们分为公有和非公有两类。^②单位规模采用单位员工总人数度量。劳动者所从事的行业按照国家统计局的统计标准划分为如表 1 所示的 15 个类别。职业类别根据第五次全国人口普查的分类标准划分为如表 1 所示的六大类。工作行业和职业类别均以虚拟变量进入模型。在模型中我们还控制了性别、户籍等个体特征^③及地区。变量的具体定义与统计描述见表 1。

(四)分解方法。不平等分解的目的是挖掘其构成和起因,以便寻找相关对策以减少不平等。本文采用 Wan(2002)提出的基于回归分解的最新方法——将回归方程和夏普里值分解原理有机地结合在一起。

半对数工资决定方程估计出来后,我们可以据此分解出各个解释变量对我国劳动力市场上工资收入差距的影响。由于分析的是工资的差距而不是工资对数的差距,我们需要对工资决定方程进行变形,否则会造成对工资变量分布的扭曲(赵剑治和陆铭,2009)。故对原模型两边取指数,待分解的方程如下:

$$\text{wage}_i = \exp(\hat{\alpha}_0 + X_i\hat{\beta} + \hat{u}_i) = \exp(\hat{\alpha}_0) \times \exp(X_i\hat{\beta}) \times \exp(\hat{u}_i)$$

上式中存在一个常数项,当运用收入差距的相关指标如基尼系数时,它能够从方程中去除而不会对结果产生任何影响(Wan,2002)。对残差项的影响程度可以很容易地由工资收入不平等减去解释变量对不平等的解释程度之和得到。因此,残差为此方程中变量所不能解释的工资收入差距部分,通常采用残差与工资差距的比率来反映;而 1 减去这个比率就得到模型解释的差距部分,反映了模型中全部解释变量对工资差距的解释程度(Wan,2002)。在完全理想的状态下,残差的影响应该为零,这时工资收入差距完全被方程中的变量

表 1 相关变量描述性统计

变量名	变量定义	全体	东部	中西部
工资收入	由工资、补贴和奖金组成的月工资收入(元)	1 210	1 505	989.8
性别	=1,女性;=0,男性	0.497	0.519	0.480
户籍	=1,非农业户口;=0,农业户口	0.942	0.932	0.949
社会关系	春节相互拜访的人数	25.80	25.62	25.94
教育水平	接受学校教育的年数	10.40	11.05	9.922
工作经验	从事这份工作的年数	16.78	17.10	16.54
单位规模	单位员工数量	1 261	1 372	1 178
所有制	=1,国有、国有控股、集体或集体控股;=0,其他	0.881	0.827	0.922
行业 1	=1,农林牧渔业;=0,其他	0.010	0.007	0.012
行业 2	=1,采掘业;=0,其他	0.067	0.027	0.096
行业 3	=1,制造业;=0,其他	0.421	0.465	0.389
行业 4	=1,电力、煤气及水的生产和供应业;=0,其他	0.026	0.020	0.030
行业 5	=1,建筑业;=0,其他	0.034	0.036	0.033
行业 6	=1,地质勘查业、水利管理业;=0,其他	0.002	0.001	0.003
行业 7	=1,交通运输、仓储及邮电通信业;=0,其他	0.072	0.062	0.079
行业 8	=1,批发和零售、贸易餐饮业;=0,其他	0.084	0.093	0.077
行业 9	=1,金融、保险业;=0,其他	0.019	0.019	0.019
行业 10	=1,房地产业;=0,其他	0.008	0.014	0.004
行业 11	=1,社会服务业;=0,其他	0.059	0.074	0.047
行业 12	=1,卫生体育和社会福利业;=0,其他	0.040	0.037	0.042
行业 13	=1,教育、文化艺术及广播电影电视业;=0,其他	0.101	0.100	0.102
行业 14	=1,科学研究和综合技术服务业;=0,其他	0.014	0.021	0.009
行业 15	=1,国家机关、政党机关和社会团体等;=0,其他	0.042	0.023	0.057
职业 1	=1,机关、党群组织、企业、事业单位负责人;=0,其他	0.084	0.090	0.080
职业 2	=1,专业技术人员;=0,其他	0.189	0.206	0.176
职业 3	=1,办事人员和有关人员;=0,其他	0.167	0.185	0.154
职业 4	=1,商业、服务人员;=0,其他	0.115	0.106	0.122
职业 5	=1,农、林、牧、渔、水利生产人员;=0,其他	0.005	0.006	0.005
职业 6	=1,生产、运输设备操作人员及有关人员;=0,其他	0.439	0.408	0.463

所解释,但事实上这种情况很少发生,残差很少为零。

在工资收入差距的形成过程中,一个影响因素对工资收入差距的贡献取决于两个方面:一方面是这个因素与工资的相关程度,即偏效应系数的大小;另一方面是这个因素自身的分布不平等程度。给定一个因素与工资的偏效应系数,该因素的分布不均程度越严重,它对工资差距的贡献越大;而给定一个因素的分布不均程度,它对工资的偏效应系数越大,其对工资差距的贡献也越大。当一个因素的偏效应趋近于零或自身分布完全平等时,该因素对工资差距的贡献就等于零。这就是基于回归方程分析的不平等分解方法的基本原理。

三、实证分析

(一)工资收入方程的估计结果。由于地理位置、市场化程度和区域发展政策等因素,东部沿海地区在很多方面与中西部地区存在巨大差异,本文在整体分析的基础上进一步分区域进行研究。表 2 是工资收入决定方程的估计结果。

首先我们考察个体特征的影响。由表 2 可见,在控制其他因素后,性别系数为-0.255,在 1%的水平上显著,即劳动力市场上女性劳动力的工资要比

男性低约 25.5%,与目前大多数研究一致(张丹丹,2004;王鹏和刘国恩,2010),说明我国劳动力市场上存在性别工资差异,而且中西部地区的性别差异要比东部地区更加严重。我们发现户籍对工资的影响结果与谢周亮(2008)相反,拥有非农业户口的劳动力在其他条件相同的情况下,其月工资比拥有农业户口低 15.9%,在 5%的置信水平上显著,而且户籍差异主要表现在东部地区。春节拜访人数变量的结果与预期完全相符,在 1%的水平上显著为正,当春节交往的朋友数增加 1 个时,其月工资收入将上升 0.3%,这说明社会关系网络对工资收入具有非常显著的正向作用。

人力资本是影响工资的最重要因素,本文的实证结果也很好地支持了这一点。接受学校正规教育是人力资本投资的重要形式,对工资收入的影响十分显著,劳动力接受学校教育年数每增加一年,其月工资将显著增加 7.12%,这说明

表 2 工资决定方程的估计结果

变 量	全体		东部		中西部	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
性别	-0.255***	0.0290	-0.184***	0.0457	-0.309***	0.0372
户籍	-0.159**	0.0663	-0.167*	0.0882	-0.149	0.100
社会关系	0.00312***	0.000738	0.00316***	0.00116	0.00369***	0.0010
教育水平	0.0712***	0.00487	0.0835***	0.00829	0.0625***	0.00602
工作经验	0.00304	0.00433	-0.00768	0.00695	0.0101*	0.00572
经验平方	-4.20e-05	0.000110	0.000234	0.000167	-0.000225	0.00015
单位规模	1.14e-05**	5.32e-06	7.49e-06	5.63e-06	2.06e-05***	7.34e-06
所有制	-0.236***	0.0445	-0.289***	0.0629	-0.0859	0.0641
行业 1	-0.750***	0.221	-0.273	0.196	-0.786***	0.192
行业 2	-0.458**	0.179	0.190	0.214	-0.587***	0.0960
行业 3	-0.587***	0.172	0.133	0.118	-0.716***	0.0866
行业 4	-0.212	0.183	0.624***	0.180	-0.416***	0.107
行业 5	-0.524***	0.184	0.343**	0.138	-0.753***	0.135
行业 7	-0.431**	0.176	0.178	0.127	-0.483***	0.100
行业 8	-0.547***	0.177	0.176	0.117	-0.664***	0.107
行业 9	-0.238	0.195	0.368**	0.181	-0.278*	0.143
行业 10	-0.304	0.216	0.489***	0.180	-0.653***	0.159
行业 11	-0.511***	0.179	0.252*	0.132	-0.682***	0.107
行业 12	-0.353*	0.182	0.254*	0.142	-0.376***	0.114
行业 13	-0.395**	0.179	0.335***	0.119	-0.494***	0.114
行业 14	-0.345*	0.189	0.358**	0.144	-0.479***	0.156
行业 15	-0.451**	0.186	-0.0139	0.160	-0.500***	0.119
职业 2	-0.122**	0.0598	-0.0893	0.0892	-0.171**	0.0794
职业 3	-0.215***	0.0595	-0.203**	0.0938	-0.214***	0.0760
职业 4	-0.226***	0.0662	-0.198*	0.106	-0.242***	0.0841
职业 5	-0.119	0.155	0.169	0.228	-0.331	0.220
职业 6	-0.215***	0.0565	-0.162*	0.0897	-0.250***	0.0721
常数项	6.864***	0.187	6.372***	0.165	6.901***	0.146
样本量	2 081		888		1 193	
Rsquared	0.354		0.306		0.322	

注:行业以行业 6 地质勘查业、水利管理业为对照组,职业类别以职业 1 机关、党群组织、企业、事业单位负责人为对照组,地区哑变量的估计结果限于篇幅未报告,***、**和*分别代表系数在 1%、5%和 10%的水平上统计显著。

学历越高,工资收入越高。同时,我们发现东部沿海地区的教育回报率要比中西部地区高约两个百分点,王海港等(2007)已经证明劳动力市场化程度越高,教育收益率也越高。由于东部地区劳动力市场化程度要远远高于中西部地区,其收益更高,从而成为区域经济发展不平等的重要原因。工作经验的结果与人力资本理论相符,工作经验的平方项系数为负,一次项系数为正,即随着工作年限的增加工资会逐渐增加,但增加的幅度会越来越小,到一定的工作年限后将递减为零,进而变为负。这说明在劳动力开始工作阶段,随着经验的丰富,工资越来越高,达到一定工作年限后,工作经验将阻碍工资增长。但是工作经验及其平方项不具有统计显著性。而在相对落后的中西部地区,工作年限在 10% 的水平上显著,说明“工龄”在中西部地区依然能对工资收入产生影响。

工作单位特征对工资收入也有重大影响。单位的规模意味着单位的实力和效益等,一般来说,单位规模越大,效益越好,员工工资越高。在其他条件相同的情况下,单位员工每增加 1 人,员工工资收入将增加 0.00114%,在 5% 的水平上显著。尽管这一因素对工资收入的影响力度不是很大,但我们也要看到成长中的企业,规模变化相当快速。工作单位所有制类型也对工资收入产生了巨大影响,在其他情况相同的条件下,工作在“公有制”单位的员工工资收入比非公有单位低约 23.6%,在 1% 的水平上显著,而且这一变量的影响主要集中在东部地区。东部地区所有制对工资收入的影响系数为 -0.289,在 1% 的水平上显著,中西部地区的这一因素不具有统计显著性。这反映出在经济发达的东部地区,“公有制”单位的效益远远低于“非公有制”单位,从而其员工工资收入较低。

不同行业之间劳动力的工资水平也存在一定差距。以地质勘查业、水利管理业为参照组的全体样本回归结果显示,除了“电力、煤气及水的生产和供应业”、“金融、保险业”和“房地产业”三大行业不具有统计显著性外,其他行业的工资水平均比地质勘查业、水利管理业低,而且至少在 10% 的水平上显著。中西部地区所有行业的工资水平均显著低于参照行业,而在东部地区,电力、煤气及水的生产和供应业,建筑业,金融、保险业,房地产业,社会服务业,卫生体育和社会福利业,教育、文化艺术及广播电影电视业,以及科学研究和综合技术服务业的工资水平都高于参照行业,而其他行业与其差异不具有统计显著性。从事不同职业也会带来工资收入的不同:比较而言,国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人的工资收入最高,农林牧渔水利生产人员的工资收入与其没有显著差异,其他职业均比参照职业低。不同职业类别在不同区域的工资收入较为一致。地区之间的工资收入也存在差异。

(二)基于回归方程对工资收入差距的分解结果。联合国世界发展经济研究院(UNU-WIDER)依据夏普里值过程的基本思想开发了一个 Java 程序,利用该程序可以方便地进行工资收入差距的分解。由表 3 可见,2006 年工资

基尼系数为 0.43183,东部地区和中西部地区的工资基尼系数也均超过了 0.4。而一般经验认为,工资基尼系数在 0.2 以下时,工资分配高度平均;在 0.2—0.3 时,为相对平均;在 0.3—0.4 时,为比较合理;超过 0.4 则工资差距太大(甘春华,2001)。我国劳动力市场上工资基尼系数已经超过了 0.4,表明我国无论是区域之间还是区域内部的工资收入差距均过大,分配极不合理。

工资模型解释了 59.2%的工资基尼系数,东部地区和中西部地区分别解释了其中的 55.95%和 55.76%,均超过了 50%。这说明我们建立的工资决定方程的自变量能够较好地解释工资收入差距,从而保证与此相关的研究结果具有很高的可信性。

表 3 工资收入差距和被解释的比例

	工资基尼系数	影响程度		被解释的比例
		自变量	残 差	$100\times(1-\text{残差}/\text{工资基尼系数})$
全体	0.43183	0.25565	0.17618	59.20%
东部	0.41461	0.23197	0.18264	55.95%
中西部	0.41622	0.23207	0.18415	55.76%

由于我们使用的分解方法涉及的运算量非常大,每增加一个变量,该程序的计算量将呈几何级数增长;当变量超过 10 个时,由于运算量过大,经常无法得到结果。因此,为了简化计算,我们在分解时对相关变量进行了合并,主要有:(1)将所有行业分类哑变量合并为行业类型;(2)将所有职业分类哑变量合并为职业类型;(3)将工作经验及其平方项合并为经验因素;(4)将地区哑变量合并。这样,能在不影响整个分解结果的前提下得到主要变量对工资收入差距的贡献。

表 4 显示了用夏普里值进行分解的结果。左边的贡献度是指某一特定变量对工资基尼系数的贡献;中间是相对影响,我们把全部被解释部分的工资基尼系数作为分母来计算不同因素的相对影响,所以不同因素的总的影响为 100%;右边的排序是对影响工资基尼系数的变量的相对影响的排名。

表 4 工资收入差距分解结果

变量	贡献度			相对影响(%)			排序		
	全体	东部	中西部	全体	东部	中西部	全体	东部	中西部
教育	0.09579	0.11126	0.08396	37.47	47.97	36.18	1	1	1
地区	0.06411	0.01830	0.03280	25.08	7.89	14.13	2	5	4
性别	0.02740	0.01943	0.03774	10.72	8.37	16.26	3	4	2
行业	0.02334	0.02660	0.03396	9.13	11.47	14.64	4	2	3
职业	0.01616	0.01525	0.01697	6.32	6.57	7.31	5	6	5
单位所有制	0.01289	0.02469	0.00165	5.04	10.65	0.71	6	3	9
社会关系	0.01024	0.00767	0.01619	4.01	3.31	6.98	7	7	6
单位规模	0.00284	0.00170	0.00503	1.11	0.73	2.17	8	10	7
户籍	0.00226	0.00339	0.00118	0.88	1.46	0.51	9	9	10
经验	0.00063	0.00368	0.00259	0.25	1.58	1.12	10	8	8
合计	0.25565	0.23197	0.23207	100	100	100			

回归分解发现,教育水平对工资收入不平等的影响在各要素中排名第一,这与田士超和陆铭(2007)的研究结论一致。无论是东部还是中西部均是如此,

其相对影响均在 35% 以上,而且在经济发达的东部地区影响更大,达到了近 48%。由于教育是影响工资收入的重要因素,学历越高的劳动者获取了更高的劳动收入,进而扩大了工资收入差距。这说明目前我国在人力资本投资上仍存在严重的不平等,劳动力的教育成为了当前我国劳动力市场上工资收入不平等的最重要决定因素。仅次于教育、排名第二的是地区因素。在全体样本中地区因素对工资收入不平等的相对影响达到了 25%,这与我们的直觉相符,因为地区变量中包括大量的我们未观测的因素,如宏观政策、地理位置、自然环境、基础设施、文化底蕴以及生活习惯等,这些因素在地区之间的差异对其工资收入差距的影响非常大。而在区域内部,东部地区的地区因素对工资不平等的相对影响仅排名第五,中西部地区也只排在第四,均小于全体样本中的地区因素。这可能反映了区域内部的差异相对较小,区域之间的差距相对较大。

表 4 总体样本分解中,性别和行业因素属于第二梯队,它们对工资收入不平等的相对影响在 10% 左右。“性别”的贡献在总体样本中排名第三,对工资基尼系数的贡献为 10.72%。而且中西部地区这一变量的贡献比东部地区要大,在所有变量中排名第二。这可能是因为该变量在中西部地区对工资的影响系数的绝对值比东部地区大很多,由变量的描述性统计可见,东部与中西部地区这一变量的标准差几乎一样。行业因素的影响与陈钊等(2010)的发现一致,行业之间的不平等是收入差距的重要成因。中西部地区行业对工资基尼系数的影响大于东部地区,而且分区域的贡献均大于总体。

职业、单位所有制和社会关系对工资收入不平等的的影响属于第三梯队,在 5% 左右。不同职业工资回报差距明显,职业不平等也成为了我国劳动力市场上工资收入差距的一大因素。单位所有制在东部地区对工资收入不平等的的影响非常大,接近 11%,这可能是因为该变量在东部地区的分布比中西部地区更加不均,东部地区这一变量的标准差比中西部地区大得多,而且在表 2 的回归结果中,该变量的系数绝对值也显著大于中西部地区。社会关系对工资收入不平等的相对影响为 4%,中西部地区略大于东部地区,由表 2 可见,这一变量的工资回报率在区域间相差无几,这说明社会关系在中西部地区的分布不均程度大于东部地区。其他因素如单位规模、户籍和经验等的影响相对较小,对工资收入差距的贡献不明显。

四、结论及政策含义

本文根据 2006 年全国综合社会调查数据资料,利用夏普里值方法和回归分解技术,分析了我国劳动力市场上工资收入不平等的决定因素。我们发现:(1)与目前大多数研究结果一致,性别、户籍等个体特征,教育人力资本,社会资本,单位特征、行业类别和职业类型均显著影响我国劳动力市场上的工资收入差距。(2)教育人力资本是导致收入不平等的最重要因素,其对工资收入不平等的贡献

达到了 37.47%;地区因素对工资收入不平等的相对影响达到了 25%;性别与行业因素是仅次于教育和地区因素,导致工资收入不平等的重要因素;职业类型、单位所有制和社会关系是控制工资收入差距不容忽视的因素;而单位规模、户籍以及工作经验对工资收入不平等的贡献几乎可以忽略不计。另外,我国不同区域劳动力市场上工资收入差距的决定因素有很大的差异:在东部发达地区,行业 and 单位所有制因素是仅次于最重要的教育因素——对工资收入不平等影响的决定因素;而在中西部地区,性别差异则是仅次于教育的最主要决定因素。

本文的政策含义在于,要控制我国劳动力市场上的工资收入差距,需要从以下几个方面入手制定相关政策。所有能够促使劳动者教育人力资本均等化的政策措施对控制或降低工资收入差距都非常重要,如提高低工资收入劳动者的教育水平。地区之间巨大的工资收入差距说明我国区域经济发展政策有待进一步完善,如劳动力要素在地区间能够自由流动等。平衡地区经济发展,缩小地区间经济发展差距,有利于缩小劳动力市场上工资收入不平等。对不同职业、行业 and 单位类型的工资收入水平进行调控,能够有效缓解劳动力市场上的工资收入差距问题。

* 感谢北京大学刘国恩教授、西南财经大学臧文斌副教授和徐程副教授对本文的建设性的意见,感谢云南财经大学万广华教授提供分解软件和指导。本文得到西南财经大学“211 工程”三期建设项目基金资助。

注释:

- ① 见 <http://www.cssod.org/search.php?key=CGSS>.
- ② 见 http://hxd.wenming.cn/llpd/2010-05/12/content_119849_8.htm。“公有制”不仅包括传统的国有制和集体所有制,还包括国家和集体控股的股份制、股份合作制以及劳动者的劳动联合和资本联合为主的集体经济。
- ③ 我们还考虑了民族、婚姻状况、党员等个体特征,但回归结果显示其均不具有统计显著性,因此在进一步分析时未将其纳入模型。这同时也说明我国劳动力市场上不存在民族、政治面貌等方面的工资溢价。

主要参考文献:

- [1] 陈钊, 万广华, 陆铭. 行业间不平等: 日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解[J]. 中国社会科学, 2010, (3): 65—76.
- [2] 管晓明, 杨金亮. 基于劳动力划分的基尼系数因素分解模型——中国城镇劳动力收入差距因素分析[J]. 中南财经政法大学学报, 2006, (4): 29—33.
- [3] 李晓宁. 我国劳动力工资收入差距的统计分析对工资基尼系数的测算与分解[J]. 财经问题研究, 2008, (2): 110—115.
- [4] 宁光杰. 中国工资差距问题的综合分析——完善工资形成机制、注重初次分配公平的视角[J]. 中央财经大学学报, 2009, (2): 86—91.
- [5] 万广华. 不平等的度量与分解[J]. 经济学(季刊), 2008, (1): 347—368.
- [6] 王海港, 李实, 刘京军. 城镇居民教育收益率的地区差异及其解释[J]. 经济研究, 2007, (8): 73—81.

- [7]王美艳. 中国城市劳动力市场上的性别工资差异[J]. 经济研究, 2005a, (12): 35—44.
- [8]王美艳. 城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究[J]. 中国社会科学, 2005b, (5): 36—46.
- [9]王鹏, 刘国恩. 健康人力资本与性别工资差异[J]. 南方经济, 2010, (9): 73—84.
- [10]王小勇. 市场潜力、外部性与中国地区工资差异[J]. 南方经济, 2006, (8): 46—54.
- [11]邢春冰. 不同所有制企业的工资决定机制考察[J]. 经济研究, 2005, (6): 16—26.
- [12]尹志超, 甘犁. 公共部门和非公共部门工资差异的实证研究[J]. 经济研究, 2009, (4): 129—140.
- [13]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.
- [14]Wan G. Accounting for income inequality in rural China: A regression-based approach [J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32: 348—363.
- [15]Wan G, Zhou Z. Income inequality in rural China: Regression-based decomposition using household data[J]. Review of Development Economics, 2005, 9(1): 107—120.

The Determinants of Wage Gap in China's Labor Market: Regression-based Decomposition Based on Shapley Value

WANG Peng

(School of Public Administration, Southwestern University of Finance
and Economics, Chengdu 610074, China)

Abstract: Using China General Social Survey in 2006, this paper employs regression-based decomposition based on Shapley value to empirically analyze the determinants of wage gap in China's labor market. The results are as follows: firstly, education is the most important cause of wage gap, and makes a contribution of 37.47% to wage gap; secondly, some factors such as region, sex and industry are the second important causes of wage gap; thirdly, occupation, corporate ownership and social relations play a tremendous role in shortening the wage gap; fourthly, corporate scale, household registration and work experience make an almost negligible contribution to wage gap. In addition, the determinants of wage gap in eastern region are obviously different from the ones in central and western regions.

Key words: Gini coefficient of wages; regression-based decomposition; Shapley value; determinant (责任编辑 许 柏)