

中国垄断行业与非垄断行业收入决定机制差异

彭树宏

(江西财经大学 统计学院, 江西 南昌 330013)

摘要:本文采用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,从均值收入和分布收入角度考察垄断行业和非垄断行业收入决定机制的差异。研究结果表明:垄断行业并不具有特征优势,垄断行业与非垄断行业间的收入差距主要由特征回报差异所决定;市场机制在非垄断行业发挥了更大的作用,而垄断行业的收入决定机制则更具“共享式”的特征;性别和地区差异对垄断行业的收入起到抑制作用,垄断行业过度的“论资排辈”拉高了工资分布高端的工资溢价;对垄断行业的收入规制,对象应是工资分布高端人群,措施应是减少论资排辈而实施更具激励性的工资决定机制。

关键词:行业收入差距;垄断行业;均值收入差异分解;分布收入差异分解

中图分类号:F244 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2012)06-0021-07

一、引言

长期以来,我国居民收入差距主要源自城乡收入差距、地区收入差距和社会群体收入差距(如性别收入差距、城镇居民和进城农民工收入差距等)。近年来,行业收入差距对居民收入差距的贡献逐渐增加。随着中国行业收入差距的日益显著,有关中国行业收入差距的学术研究正逐渐增多。现有对中国行业收入差距的研究主要集中在对行业收入差距的测度^{[1][2]}、原因解释及对经济增长的影响等方面^{[3][4][5]}。虽有不少研究表明垄断是目前中国行业收入差距形成的重要原因^{[6](P33-57)[7]},但深入考察垄断行业和非垄断行业收入决定机制差异的实证研究尚为少见。

新古典经济学理论认为,在完全竞争的市场经济中,厂商按照边际收益等于边际成本的原则向劳动者支付工资,工资等于劳动者的边际生产率。如果市场是充分竞争的,那么,在控制了表征生产率特征的变量之后,行业本身就不应该对个人收入有显著影响。但实际情况是,行业收入差异是一个在全世界都广泛而持续存在的现象。有关研究发现,即使控制了教育、经验、工作特征、工会活动、地理位置等变量,行业间的收入差距仍显著存在^{[8][9]}。现实中的劳动者收入取决于劳动者个体特征、工作特征以及一些非竞争的制度因素。从理论上讲,劳动者的个体特征和工作特征造成的收入差异具有合理性,它体现了对于不同人力资本和不同工作环境需要获得的相应回报,然而非竞争的制度因素带来的市场分割所造成的收入差异则不具备这种合理性。人们对由不同行业的不同人力资本特征和工作特征所带来的合理收入差距是可接受的,不能接受的是由非竞争的制度因素所带来的不合理收入

收稿日期:2012-08-06

作者简介:彭树宏(1980—),男,湖北黄冈人,江西财经大学统计学院讲师,博士。

差距。如果垄断行业和非垄断行业的收入差距完全是由劳动者个体特征和工作特征不同所带来的话,那么我们就说垄断行业和非垄断行业是“同工同酬”。反之,如果由非竞争的制度因素引起垄断行业和非垄断行业的收入差距的话,那么我们就说垄断行业与非垄断行业是“同工不同酬”^[10],其收入决定机制是不同的。

本文的问题是垄断行业与非垄断行业的收入决定机制是否有所不同,哪些因素导致了两类行业间的收入差异,具体表现又如何。我们以 Mincer 工资方程为基础,借助于 Oaxaca-Blinder 分解方法,以非垄断行业为基准,采用反事实分析,将两类行业收入差距分解为特征差异和特征系数差异两部分。其中,特征系数表示不同特征要素的回报,两类行业中特征系数的不同代表了两大类行业中收入决定机制的不同。Oaxaca-Blinder 分解是在平均值层次上进行的,更进一步,我们基于分位数回归,采用 Melly 所提出的分布分解方法在整个收入分布层次上进行分析,以期得到两类行业在不同收入分布位置上的工资决定机制差异的更细致刻画^[11]。

接下来的第二部分是本文实证分析所用数据和方法;第三部分是收入方程的估计结果;第四部分是收入差异的分解结果;最后部分是结论。

二、数据与方法

(一)数据

本文研究所用数据来源于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2008年的预调查数据。该调查采用分层随机抽样收集了甘肃和浙江两省45岁及以上人口的相关数据。由于CHARLS主要是为分析我国人口老龄化问题而开展的,其数据集中有大量高龄退休人员。为满足本文分析目的,我们只选取了其中年龄在45~60岁的居民信息,再经过剔除缺失值和少量异常值等数据,我们最终保留了变量数据齐全的样本观测值189个,其中垄断行业样本点39个,非垄断行业样本点150个。

基于 Mincer 工资方程,被解释变量为工资的对数,解释变量选取年龄、性别、正式教育年限、本单位工作年限、本单位工作年限的平方,考虑到中国东西部之间差异巨大的现实,在解释变量中加入了省份虚拟变量。CHARLS 数据中工资有年薪、月薪等多种形式,我们将其统一转换为年薪。同时,本文分析所用的工资变量加总了 CHARLS 数据中的工资和奖金,但不包括福利。CHARLS 中的 Census 行业分类体系共有 15 大类行业,本文选取电力、燃气供应业,交通运输、仓储、邮政和通信业,金融保险,房地产,社会服务,健康、体育与社会福利活动,教育、文化、艺术和传媒等七类行业为垄断行业;选取农林牧渔、制造业和批发零售贸易服务业等三类行业为非垄断行业;剩余的科学研究与技术支持,公共行政管理与社团组织,地质勘查、水资源管理,采掘业,建筑业等五类行业不纳入分析^①。

表 1 给出了非垄断行业、垄断行业和全部行业相关变量的平均值。从中可以看到,垄断行业的对数年工资较非垄断行业高,通过计算可得垄断行业年工资比非垄断行业年工资高出约 19%,这个比例比现有的一些相关研究要低。两类行业的平均年龄较为接近,均在 50 岁左右;其男性职工人数均多于女性职工,其中垄断行业的男女比例更高些。两类行业在正式教育年限、工作年限和区域集中度方面存在较大

差异。垄断行业平均受教育年限较非垄断行业高^②,表明垄断行业有着更高的人力资本,但由于样本人群的特殊性,两类行业职工基本上平均只有小学文化程度。垄断行业职工平均工作年限是非垄断行业的 2 倍,表明垄断行业职工的流动性较低。在区域集中度方面,非垄断行业几乎均集中于较发达

表 1 描述性统计

	描述性统计		
	非垄断行业	垄断行业	总体
年工资的对数	9.508	9.680	9.544
年龄	51.75	49.72	51.33
性别(男:1;女:0)	0.513	0.564	0.524
正式教育年限	4.320	7.872	5.053
本单位工作年限	6.200	12.41	7.481
本单位工作年限的平方	94.96	287.9	134.8
省份虚拟变量(浙江:1;甘肃:0)	0.933	0.538	0.852

的东部省份浙江,而垄断行业在东西部间的分布则较为均匀。以上所呈现的样本特性既反映了两类行业之间的差异,同时也与本文特殊的样本人群有关。

(二)方法

1. 均值收入差异分解——Oaxaca-Blinder 分解

Oaxaca 和 Blinder 几乎同时提出了分解两个组群之间均值工资差异的相似方法,故学术界通常将这种分解方法称之为 Oaxaca-Blinder 分解^{[12][13]}。该方法在对两个组群分别建立工资方程的基础上,将两个群体之间的均值工资差异分解为由个体特征差异所带来的可解释部分和由个人特征回报差异所带来的不可解释部分,并把不可解释部分归因于歧视。

通常以 Mincer 工资方程为基础,假设两个群体(H 和 L)具有如下形式的半对数工资方程:

$$\ln w^H = X^H \beta^H + u^H \quad (1)$$

$$\ln w^L = X^L \beta^L + u^L \quad (2)$$

其中, $\ln w^H$ 和 $\ln w^L$ 表示对数工资, X^H 和 X^L 表示个体特征向量, β^H 和 β^L 表示个体特征回报率向量, u^H 和 u^L 表示服从正态分布的随机误差项。

记两个群组子样本个体特征向量的均值为 \bar{X}^H 和 \bar{X}^L , 根据最小二乘法残差均值为零的性质, 这两个群组的均值工资之差可表述为:

$$\ln \bar{w}^H - \ln \bar{w}^L = \bar{X}^H \beta^H - \bar{X}^L \beta^L = \bar{X}^H (\beta^H - \beta^L) + (\bar{X}^H - \bar{X}^L) \beta^L \quad (3)$$

其中, $\bar{X}^H (\beta^H - \beta^L)$ 表示两个群组的个体特征回报率差异所带来的工资差异, 是不可解释的不合理部分; $(\bar{X}^H - \bar{X}^L) \beta^L$ 表示两个群组的个体特征差异所带来的工资差异, 是可解释的合理部分^①。

在本文的分析中, 我们用 H 代表垄断行业, L 代表非垄断行业; 个体特征 X 包含有年龄、性别、正式教育年限、本单位工作年限、本单位工作年限的平方和省份虚拟变量。 β^H 和 β^L 则分别由式(1)和式(2)通过 OLS 估计得出。

2. 分布收入差异分解——Melly 分解

Oaxaca-Blinder 分解的结果只能描述“平均”的概念, 无法考察整个工资分布区间上回报率的异质性。鉴于此, 本文采用 Melly 的方法来进行分布收入差异分解。

以 Mincer 工资方程为基础, 建立两个群体(H 和 L)的如下分位数回归方程:

$$Q_\theta^H(\ln w^H | X^H) = X^H \beta_\theta^H + u_\theta^H \quad (4)$$

$$Q_\theta^L(\ln w^L | X^L) = X^L \beta_\theta^L + u_\theta^L \quad (5)$$

通过最小化下式得到分位数回归系数 β_θ^i (i 为 H 或 L)^②:

$$\min_{\beta_\theta^i} \left\{ \sum_{\ln w^i \geq X^i \beta_\theta^i} \theta^i \cdot |\ln w^i - X^i \beta_\theta^i| + \sum_{\ln w^i < X^i \beta_\theta^i} (1 - \theta^i) \cdot |\ln w^i - X^i \beta_\theta^i| \right\} \quad (6)$$

Melly 首先通过式(6)进行分位数回归并得到条件分位函数, 再将条件分位函数转换为条件分布函数, 然后整合条件分布函数得到无条件分布函数, 最后再将无条件分布函数转换为无条件分位函数, 并进一步构造反事实分布来进行分布收入分解。类似于式(3)的思想, 两群体不同分位上的工资差异可以表示为:

$$Q_\theta(\ln w_H) - Q_\theta(\ln w_L) = [Q_\theta(\ln w_H) - Q_\theta(\ln w_M)] + [Q_\theta(\ln w_M) - Q_\theta(\ln w_L)] \quad (7)$$

式(7)中的 $Q_\theta(\ln w_H)$ 、 $Q_\theta(\ln w_L)$ 和 $Q_\theta(\ln w_M)$ 分别表示 H 群体、L 群体和反事实工资分布(即对 H 群体赋予 L 群体工资结构时的工资分布)下的无条件分位数函数。式(7)右边第一项是个体特征回报率差异, 属于无法解释的不合理部分; 第二项是个体特征差异, 是可以解释的合理部分。由于每一个分位 θ 都有一个分位函数, 所以我们在后文中将用图形的方式给出所有分位数分解结果的连线图, 以从中窥见垄断行业和非垄断行业的收入差距及分解结果随不同分位而变化的情况。

三、收入方程的估计结果

(一) OLS 回归结果

表 2 列出了垄断行业和非垄断行业收入方程的 OLS 估计结果。回归的被解释变量是对数工资,

解释变量是由 Mincer 收入方程确定的年龄、性别、正式教育年限、本单位工作年限及本单位工作年限的平方,外加省份虚拟变量。

对比两类行业的工资方程,我们可以看到:(1)在两类行业中,年龄的增长均会降低工资收入,但其影响有限,这与我们的分析样本处于 45 岁至 60 岁的特定年龄段有关。到了这一年龄段,个人的工作技能等基本稳定,但身体却每况愈下,更高的年龄是更低竞争力的表征。对比两类行业,我们看到非垄断行业中年龄的影响更大且显著,这说明非垄断行业更倾向于市场化的收入决定机制。

(2)在控制其他变量的情况下,男性在两类行业中的工资收入更高,非垄断行业中性别的影响更大且显著,这表明两类行业中都存在对女性的性别歧视,且在非垄断行业中更甚。(3)教育水平对工资收入有正效应,但程度有限且均不显著,这一点也与本研究的样本特征有关。从表 1 的描述性统计中,我们可以看到样本人群的平均受教育程度只有小学水平,极低的教育程度使其无法对工资收入产生显著影响。(4)本单位工作年限对两类行业工资收入的影响均为正且显著,而本单位工作年限的平方的系数均为负值,这表明工作年限与对数工资之间呈倒 U 型关系,这与一般 Mincer 收入方程的经验研究结论是一致的。通过计算可以得出倒 U 型关系的拐点在垄断行业为 24 年,在非垄断行业为 17 年,通过前面的描述性统计可以看到,对大多数人而言,他们很难在同一单位工作到拐点时间,因而对大多数人而言,工作年限对工资收入的影响为正。另外,无论是系数还是拐点的大小均表明,工作年限对垄断行业收入的影响更大,垄断行业更倾向于按资历分配。(5)省份虚拟变量对两类行业的工资收入均有较大影响且显著,根据表 2 的估计结果,同一个体若从西部的甘肃省调往东部的浙江省工作,其年均工资会增加 60%左右,这反映了当前中国地区差异较大的现实。

从以上的对比结果可以看出,从均值收入角度考察的两类行业收入决定机制具有以下特点:(1)地区影响非常明显,而人力资本的作用并不突出。这表明在中国当前的收入分配中,制度性因素起了很大作用,而人力资本的作用尚未充分发挥。(2)年龄、性别等个体生理因素对非垄断行业的工资决定有显著作用,但对垄断行业的工资决定却没有显著影响。(3)相比于非垄断行业收入分配,垄断行业更倾向于按资历分配,但性别和地区差异均较非垄断行业小。这表明市场机制在非垄断行业发挥了更大的作用,而垄断行业的收入决定机制则更具“共享式”的特征。

(二)分位数回归结果

由于需在多个分位上进行分位数回归,所以我们用图形方式展现分位数回归的结果。图 1 列出了垄断行业和非垄断行业收入方程的分位数回归结果,每幅子图的横轴是分位数,纵轴是解释变量,曲线是相应变量在各分位上回归系数的连线。

从图 1 中我们可以看到:(1)年龄几乎在整个工资分布上都对垄断行业的对数工资有正向影响,而对非垄断行业的影响效应则为负;随着分位数的提高,垄断行业年龄系数在波动中上升,非垄断行业年龄系数则先升后降,两类行业间年龄系数的差异大体上在持续增加。(2)在整个工资分布区间上,非垄断行业的性别系数均为正,垄断行业的性别系数在较低分位上为负,其他分位上为正,垄断行业的性别系数均小于非垄断行业,这表明两类行业均存在性别歧视,但垄断行业的性别歧视程度较低;在工资分布的低端和高端,性别歧视程度较高,而在工资分布的中间区域,性别歧视程度较低。(3)在整个工资分布区间上,两类行业的正式教育年限系数均较小,垄断行业的系数均大于非垄断行业;两类行业教育回报率的差异在工资分布的中端达到最大。(4)非垄断行业中本单位工作年限系数

表 2 收入方程的 OLS 回归

	垄断行业	非垄断行业
年龄	-0.000 512(0.01)	-0.037 2** (2.09)
性别(男:1,女:0)	0.158(0.55)	0.468*** (2.84)
正式教育年限	0.016 3(0.42)	0.012 1(0.61)
本单位工作年限	0.106* (1.80)	0.061 1** (2.07)
本单位工作年限的平方	-0.002 21(1.08)	-0.001 80(1.63)
省份虚拟变量(浙江:1;甘肃:0)	0.561** (2.08)	0.609* (1.96)
常数项	8.504*** (4.69)	10.36*** (10.52)

注:括号中为 t 值的绝对值;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。下表同。

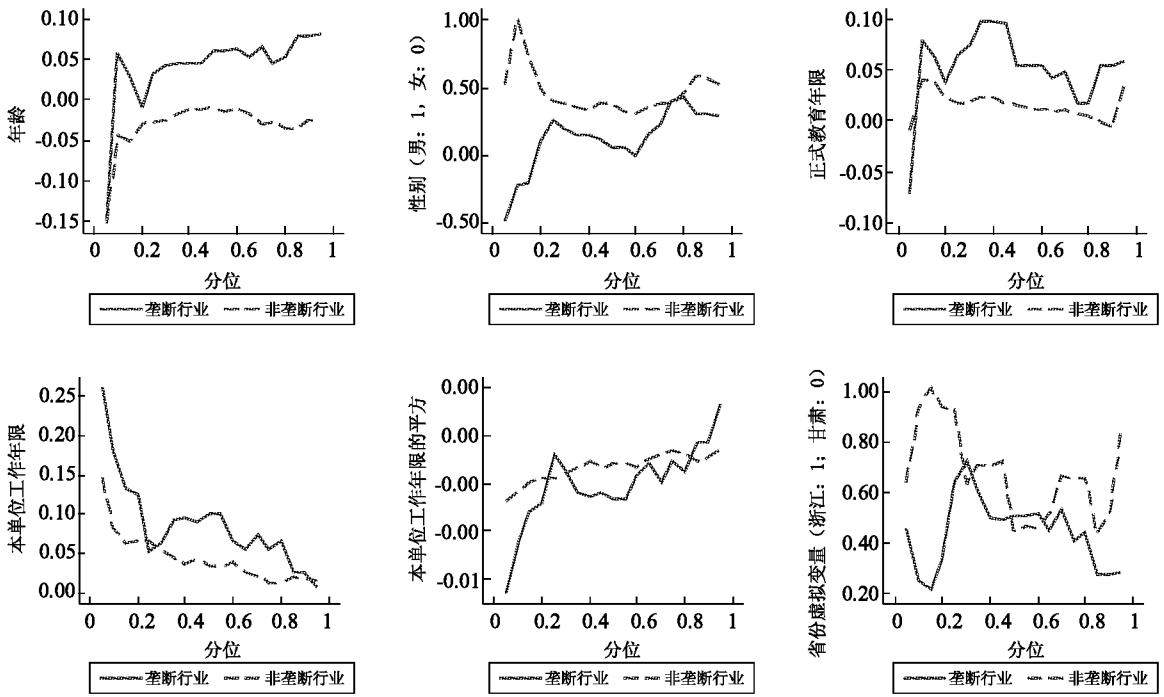


图1 收入方程的分位数回归

随着分位数的提高而减小,垄断行业中本单位工作年限系数则先急剧减小而后增加再逐步减小;在整个工资分布区间上,两类行业的本单位工作年限系数均为正,且垄断行业本单位工作年限系数大于非垄断行业,两类行业的本单位工作年限平方的系数均为负,这表明工作年限与对数工资之间的倒U型关系在整个工资分布区间上均成立。(5)在整个工资分布区间上,两类行业的省份虚拟变量系数均较大且为正,总体上非垄断行业系数要大于垄断行业;两类行业在工资分布的低端上省份虚拟变量系数较大,在工资分布的中高端上省份虚拟变量系数较小,这表明工资分布低端的地区差别较大,中高端的地区差别较小。

从以上对比结果可以看到,从分布收入角度考察的两类行业收入决定机制除了具有前述均值收入角度考察得到的结论外,还发现了一些新特征:在两类行业中,性别歧视主要存在于工资分布的低端和高端,资历和地区对工资分布低端人群的影响比工资分布高端人群更大。

四、收入差异分解结果

(一) 均值收入差异分解

表3是以非垄断行业为基准的垄断行业与非垄断行业均值收入差异的分解结果。从表3可知,两类行业对数工资的总差异为0.1714,这表明垄断行业工资比非垄断行业高出约17%。其中由特征因素引起的差异为-0.0666,占总差异的-38.86%;由特征系数因素引起的差异为0.238,占总差异的138.86%。若不计算省份虚拟变量的影响,则特征差异为0.1734,特征系数差异为0.2638,总差异为0.4372,由特征因素引起的差异占总差异的39.66%,由特征系数因素引起的差异占总差异的60.34%。这说明垄断行业与非垄断行业间的收入差距主要由特征回报率差异引起,这是垄断行业非市场化收入决定机制的结果。

在特征差异中,影响因素的大小排序依次为本单位工作年限、省份虚拟变量、年龄、正式教育年限和性别,其中省份虚拟变量为负值表明垄断行业与非垄断行业相比更多地分布于欠发达的西部地区。在特征系数差异中,影响因素的大小排序依次为年龄、本单位工作年限、性别、正式教育年限和省份虚拟变量,其中性别和省份虚拟变量为负值表明垄断行业收入分配在这两项上区别于一般市场机制而更注重性别间和地区间的平衡。在总差异中,影响因素的大小排序依次为年龄、本单位工作年限、省份

表 3

均值收入差异分解

	特征差异			特征系数差异			总差异		
	数值	百分比	排序	数值	百分比	排序	数值	百分比	排序
年龄	0.075 4	43.99	3	1.822	1063.01	1	1.897 4	1107.00	1
性别(男:1;女:0)	0.023 8	13.89	5	-0.175	-102.10	3	-0.151 2	-88.21	4
正式教育年限	0.042 9	25.03	4	0.033 2	19.37	4	0.076 1	44.40	5
本单位工作年限	0.379	221.12	1	0.559	326.14	2	0.938	547.26	2
本单位工作年限的平方	-0.348	-203.03	-	-0.117	-68.26	-	-0.465	-271.30	-
省份虚拟变量(浙江:1;甘肃:0)	-0.24	-140.02	2	-0.025 8	-15.05	5	-0.265 8	-155.08	3
常数项	-	-	-	-1.859	-1084.60	-	-1.859	-1084.60	-
总计	-0.066 6	-38.86	-	0.238	138.86	-	0.171 4	100.00	-

虚拟变量、性别和正式教育年限,其中省份虚拟变量和性别为负值,这意味着表征资历的年龄和本单位工作年限拉高了垄断行业收入,表征公平的省份虚拟变量和性别抑制了垄断行业收入,表征人力资本的正式教育年限在收入分配中起到的作用十分有限。

(二)分布收入差异分解

图 2 是分布收入差异的分解结果。纵轴是对数工资差异,横轴是工资分布的分位数(在 0.1 到 0.9 区间间隔 0.01 取值),3 条曲线分别是各分位上特征差异、特征系数差异和总差异分解结果的连线。

从图 2 可以看出,总差异曲线在工资分布低端处于零之下,在工资分布的中高端处于零之上,在整个工资分布区间总体上呈单调递增走势,这表明垄断行业的高收入更多地体现在工资分布的高端,而在工资分布的低端并不具有工资优势。特征系数差异曲线整体上为正且呈单调递增走势,这表明垄断行业在整个工资分布区间上均存在工资溢价,且越往工

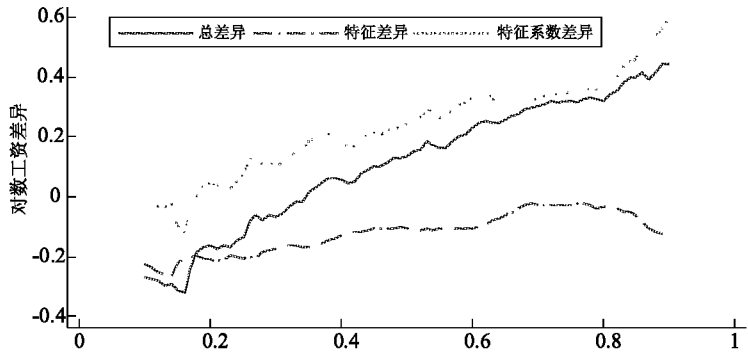


图 2 分布收入差异分解

资分布高端溢价越高。特征差异曲线相对平稳且在零之下,与总差异曲线一起形成一个“剪刀差”的形状,这表明垄断行业并不具有特征优势,垄断行业与非垄断行业间的收入差距主要由特征回报差异所决定。从 3 条曲线的走势可以看出垄断行业收入决定机制的特点是:非市场因素在工资分布的高端起到更大的作用,进而造成垄断行业与非垄断行业间更大的收入差距。

五、结论

本文采用中国健康与养老追踪调查数据,从均值收入和分布收入角度考察了垄断行业和非垄断行业收入决定机制的差异。研究表明:市场机制在非垄断行业发挥了更多的作用,而垄断行业的收入决定机制则更具“共享式”的特征;表征资历的年龄和本单位工作年限对垄断行业收入起到拉动作用,表征公平的省份虚拟变量和性别对垄断行业收入起到抑制作用,表征人力资本的正式教育年限在收入分配中起到的作用十分有限;在两类行业中,性别歧视主要存在于工资分布的低端和高端,资历和地区对工资分布低端人群的影响比工资分布高端人群更大;垄断行业在工资分布的低端并不具有工资优势,其高收入更多地体现在工资分布的高端,其工资溢价存在于整个工资分布区间,且越往工资分布高端溢价越高。

根据本文的研究结论,我们认为中国垄断行业存在着较为明显的“共享式”收入决定特征,其在性

别和地区差异的平衡上有积极作用,但其过度的“论资排辈”拉高了工资分布高端的工资溢价;对垄断行业的收入规制,对象应是工资分布高端人群,措施应是减少论资排辈而实施更具激励性的工资决定机制。

注释:

①本文没有将科学研究与技术支持,公共行政管理与社团组织,地质勘查、水资源管理三类行业纳入分析是因为这三类行业属于非市场活动的公共部门范畴;将采掘业和建筑业排除在外是因为这两类行业的工作环境较艰苦和危险,工资中包含有补偿性工资成分,无法使用现有数据在回归中控制这一因素的影响。

②教育是影响收入差异的一个十分重要的因素,虽然收入差异分解中控制了教育年限,但教育质量却往往难以控制,从而影响了分解结果的有效性。本文的样本人群为45岁至60岁之间的居民,他们大多出生于20世纪50年代,上学年龄正赶上“文革”,错失了受教育机会,这使得他们的受教育程度普遍较低。以这一样本进行研究可以更有效地规避教育质量控制问题,进而增进结论的有效性。

③式(3)的分解是以群组L为基准组进行的,若以群组H为基准组进行分解,将得到不一致的分解结果。准确的分解需要将无歧视群组的合理工资结构作为基准组,但问题是往往很难确定哪个群组的工资结构是合理的。Oaxaca-Blinder分解中所产生这一问题被称为指数基准问题。实际上,工资差异分解研究的一个演进方向就是围绕指数基准问题而展开的(具体可见郭继强和陆丽丽对Oaxaca,Blinder,Cotton和Neumark等关于指数基准问题研究演进的评述^[14])。本文研究的是垄断行业和非垄断行业工资差距问题,我们认为非垄断行业的工资决定机制是竞争性市场机制,它的工资结构比较合理,以非垄断行业作为基准组来进行分解是比较合适的。

④详细介绍请参见Koenker和Bassett两人1978年的文献^[15]。

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] 武鹏,周云波. 行业收入差距细分与演进轨迹:1990~2008[J]. 改革,2011,(1):52-59.
- [3] 任重,周云波. 垄断对我国行业收入差距的影响到底有多大[J]. 经济理论与经济管理,2009,(4):25-30.
- [4] 叶林祥,李实,罗楚亮. 效率工资、租金分享与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查工业企业数据的实证研究[J]. 财经研究,2011,(3):4-16.
- [5] 郭娜,祁怀锦. 中国行业收入差距的度量及其对经济增长的效应分析[J]. 中央财经大学学报,2010,(3):66-71.
- [6] 蔡昉,都阳,王美艳. 中国劳动力市场转型与发育[M]. 北京:商务印书馆,2005.
- [7] 金玉国. 行业属性对劳动报酬的边际效应及其细部特征——基于分位数回归模型的实证研究[J]. 财经研究,2008,(7):4-15.
- [8] Krueger,A.,Summers,L. Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure[J]. Econometrica,1988,56(2):259-293.
- [9] Bjorklund,A.,Bratsberg,B.,Eriksson,T.,Jantti,M.,Raaum,O. Inter-Industry Wage Differentials and Unobserved Ability:Siblings Evidence from Five Countries[Z]. IZA Discussion Paper Series,No.1080,2004.
- [10] 杨兰品,郑飞. 中国垄断性行业收入分配问题研究述评[J]. 江汉论坛,2011,(7):69-73.
- [11] Melly,B. Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression[EB/OL]. <http://www.eea-ese.com/files/papers/EEA-ESEM/2006/836/Counterfactual.pdf>.
- [12] Oaxaca,R. Male and Female Wage Differentials in Urban Labor Markets[J]. International Economic Review,1973,14(3):693-709.
- [13] Blinder,A. Wage Discrimination:Reduced Form and Structural Estimates[J]. Journal of Human Resources,1973,8(4):436-455.
- [14] 郭继强,陆丽丽. 工资差异均值分解的一种新改进[J]. 经济学(季刊),2009,(4):1257-1280.
- [15] Koenker,R.,Bassett,G. Regression Quantiles[J]. Econometrica,1978,46(1):33-50.

(责任编辑:胡浩志)