

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

金玉国, 崔友平

(山东经济学院 统计科学研究所, 山东 济南 250014)

摘要:目前学术界普遍使用的基于最小二乘法的传统线性回归方法不但不能分析行业属性对劳动报酬边际效应的细部特征,而且行业劳动报酬分布具有的非正态分布特征还会严重影响模型的估计结果,误导分析结论,而现代计量经济学中的分位数回归模型可以有效地解决上述问题。文章使用分位数回归模型方法对影响劳动报酬的行业属性变量进行了选择,测算了有关行业属性变量在不同部门、不同分位点上对劳动报酬的边际效应,分析了边际效应的细部特征与变化规律。

关键词:行业属性; 边际效应; 劳动报酬; 分位数回归

中图分类号:F224.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2008)07-0004-12

改革开放以来,随着我国经济的快速增长,不同行业之间从业人员劳动报酬的差距也在逐步扩大,并与城乡差距、地区差距一起影响我国居民收入差距的迅速扩大,这已成为一个社会热点问题,受到政府有关部门和社会公众的广泛关注。然而,与此相关的学术研究却相对滞后,尤其是关于行业属性对劳动报酬的边际效应及其细部特征的研究在国内学术界尚未得到应有的重视。为了深化对劳动报酬的行业差距的研究,本文拟通过分位数回归方法测算有关行业属性对劳动报酬的边际效应,度量边际效应在不同经济成分(部门)、不同层次行业之间的差异和变动规律等细部特征,并分析其内在形成机理。

一、文献回顾:劳动报酬行业差异的理论解释

劳动报酬的行业差异是一个普遍存在的现象,中外概莫能外。国外文献中将影响劳动报酬行业差异的原因归纳为劳动力市场竞争性因素(包括人力

收稿日期:2008-04-29

基金项目:国家社会科学基金资助项目(07BJY047)

作者简介:金玉国(1964—),男,山东青州人,山东经济学院统计科学研究所教授;

崔友平(1964—),男,山东文登人,山东经济学院统计科学研究所教授。

资本补偿因素、劳动负边际效应因素等)和非竞争因素(包括效率工资制度、工会因素、体制因素等)两大类。由于我国经济转型时期的劳动报酬行业差异的形成有自己的特点,这些理论还不足以对我国的现实进行有针对性的解释。在对中国经济转型时期劳动力市场特征及运行机制的分析上,与国外研究者相比,国内学者有一定的先天优势,最近几年也取得了一些初步的研究成果,其中不乏独到和深刻的见解,见诸文献的主要观点有:

蔡昉(1996)用效率工资理论解释行业间存在的劳动报酬差异问题。他认为,不同的行业对从业人员人力资本的要求不同,劳动者所处的环境以及影响效率提高的环境也不同。所以,对不同的行业来说,随着工资水平的变化,劳动效率所能达到的最优点也是不一样的。使各个行业达到最优效率的工资不同导致了劳动报酬在不同行业之间存在差异。

朱世宏(1998)则认为,行业工资水平取决于各行业的经济技术密集属性、进入该行业就业所需付出的先期成本以及行业的可进入程度。这些因素在各行业之间的差异,决定了不同行业之间具有不同的平均工资收入水平。

岳昌君、吴淑姣(2005)认为人力资本的外部性是影响行业工资差异的一个重要因素。由于人力资本外部性的存在,对于每个劳动者而言,其拥有的人力资本在不同行业得到的收益存在显著差异。人们倾向于选择人力资本密集程度高的行业。实证检验结果证明,行业平均受教育程度越高则行业收入溢出就越大。

金玉国(2001、2003、2005)则强调制度性因素(尤其是行政性垄断)对行业工资的影响。近年来,金玉国曾经在多篇文章中,利用不同方法、基于不同数据、从不同侧面研究过我国经济体制转型过程中行业行政垄断程度对行业工资水平的影响问题,认为转型时期我国职工工资的行业差异源于行业的市场化进程的不同步性及由此导致的行业行政垄断程度差异。2001年他通过时间序列模型对我国各行业工资水平与行政垄断程度的Granger因果关系进行了验证;2003年,他通过两个结构模型的研究表明,行业体制性因素从静态和动态两个角度造成了不同行业间职工薪酬水平的差异;2005年他利用面板数据模型研究发现,不同行业工资水平对行业垄断程度变动的反应敏感程度有所不同(边际效应系数在0.14866到1.16271之间不等),在国内学术界开始初步涉及劳动报酬行业差异形成过程中的细部特征问题。

史先诚(2007)的研究得出了与金玉国大致相同的结论。他在实证研究中发现,就业人员性别、年龄和教育水平等个体特征只能解释行业平均报酬变异系数的60%左右,其余部分源于垄断行业的租金分享。其中,技术/知识型市场垄断行业租金分享比例不高,但行政垄断行业普遍获得了超额报酬,约占其行业高工资的50%以上。后者超额报酬和超水平高福利主要源于相关行业无偿或低成本占用自然资源和国有资产、攫取消费者福利、财政或社会公众补贴等等。

尽管上述观点为本文的研究提供了启发和帮助,但这方面的研究还需要进一步完善。从目前的成果看,许多文献由于在数据收集上的困难和研究方法的制约,定量研究相对比较粗糙。因为行业劳动报酬的分布具有明显的厚尾、偏态的特征,基于最小二乘法的传统线性回归方法得出的估计结果是有偏和无效的,其估计结果容易误导分析结论,而目前几乎所有的研究成果都没有注意这一问题。同时,目前大多数研究由于使用的定量研究方法的制约,只能从概括的角度反映行业属性对劳动报酬的边际效应,无法进一步深入研究不同部门、不同层面上行业属性对劳动报酬的边际效应及其细部特征问题。

上述问题的解决有赖于研究方法的创新。本文认为,鉴于行业劳动报酬数据的非正态性分布特征和研究边际效应细部特征的目的,现代计量经济学中的分位数回归(Quantile Regression,又可译作分位点回归、分量回归)是一个可供选择的研究方法。这种方法对数据分布的要求比较宽松,对于异常值具较高的包容度,而且可以通过反映样本局部信息而比传统线性回归方法更能反映现象之间关系的细部特征,所以可以在很大程度上提高定量分析的科学性、稳健性和有效性。故本文拟使用分位数回归模型技术,以期有助于劳动报酬行业差异问题学术研究的进一步深入。

二、样本与数据:行业劳动报酬的分布特征

现有文献的定量研究主要基于两类数据:即国民经济门类数据(宏观数据)和劳动者个体调查数据(微观数据)。前者失之于分类太粗,数据点过少,不能全面反映行业劳动报酬分布的特点;后者虽然样本量较大,但数据获取成本很高,而且存在样本代表性和数据信度的问题。为了避免上述问题,既保证数据的权威性,又便于数据获取,本文拟基于官方公开发布的细分行业(国民经济大类)数据进行研究。

按照现行国家标准《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002),我国国民经济被分为 20 个门类。鉴于属于第一产业的“农、林、牧、渔业”门类从业人员的劳动报酬在形成机制上与二、三产业差别很大,而主要提供公共产品的“教育”、“卫生、社会保障和社会福利业”、“文化、体育和娱乐业”、“公共管理和社会组织”、“国际组织”等 5 个门类不属于狭义的“经济部门”,故本文对以上 6 个门类予以剔除,最终选取了其余 14 个门类的全部 77 个大类。

为了体现我国转型时期不同经济形式企业的劳动报酬决定机制的差别,本文将每一个细分行业按照经济形式分为三个所有制类别(简称“部门”):一是国有部门(资产归国家所有的经济组织);二是集体部门(主要是城镇集体经济单位);三是新兴部门(除国有部门、集体部门以外的其他经济单位,包括有限责任公司、股份有限公司、股份合作单位、联营单位、港澳台商投资单位以及外商投资单位等登记注册类型的经济组织)。

在上述 77 个细分行业及其三个部门中,我们设置了行业劳动报酬指标及 5 个行业属性指标,包括行业垄断度、资金密集属性、技术密集属性、行业规模和产业属性(由于本文从行业角度研究劳动报酬问题,所以没有选取诸如性别、年龄、教育程度之类反映从业人员个体特征的指标)。有关指标的含义如下:

1. 行业劳动报酬:指统计范围内全部就业人员在一年内平均每人所得的货币工资额。

2. 行业垄断度:在西方国家,行业垄断程度通常用一个行业中最大的几家厂商的销售收入占该行业全部销售收入的份额来表示。但影响我国行业劳动报酬水平的并不是一般意义上的垄断,而是“所有制垄断”或“行政垄断”,因此,行业的垄断度可以在行业的国有化程度上得到大致的体现。为了获取资料的方便,本文将行业垄断度用行业内国有部门从业人数占本行业全部职工人数的比重来代表。

3. 资金密集属性:采用虚拟变量表示。资金密集型行业记为 1,反之则记为 0。

4. 技术密集属性:与资金密集属性相类似,用虚拟变量表示。技术密集型行业记为 1,反之则记为 0。

5. 行业规模:用某一行业从业人员数量占全部样本行业(即 77 个行业大类)从业人员总数的比重表示。

6. 产业属性:采用虚拟变量表示。第三产业记为 1,反之则记为 0。

本文搜集了以上各指标 2006 年全国的截面数据。将其进行描述性统计分析,有关统计量见表 1:

表 1 行业劳动报酬与行业属性数据描述性统计分析

指标	行业平均 劳动报酬	国有部门 劳动报酬	集体部门 劳动报酬	新兴部门 劳动报酬	行业 垄断度	资金 密集属性	技术 密集属性	行业规模	产业属性
(甲)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
统计量	23 751.84	22 027.42	14 009.74	27 031.39	37.41818	0.337662	0.168831	1.298701	0.441558
均值	19 103.00	18 994.00	12 245.00	19 817.00	32.25000	0.000000	0.000000	0.820000	0.000000
中位数	86 705.00	63 039.00	40 041.00	92 884.00	97.12000	1.000000	1.000000	10.93000	1.000000
最大值	11 290.00	9 987.000	4 435.000	12 358.00	2.030000	0.000000	0.000000	0.010000	0.000000
最小值	13 416.09	9 924.305	5 832.067	16 521.86	27.22346	0.476014	0.377059	1.545695	0.499829
标准差	2.454638	1.705902	2.214987	1.978359	0.67036	0.686544	1.768107	3.474552	0.235380
偏度	9.702915	6.225528	9.676341	6.731887	2.456320	1.471342	4.126202	20.79417	1.055404
峰度	7.241621	3.527375	7.213216	4.068221	-0.49855	-1.55061	1.285068	19.08825	-1.99488
J-B	221.4715	70.72591	205.9693	94.91084	6.715438	13.54611	44.18882	1170.793	12.84318
统计量									
显著性	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.034815	0.001144	0.000000	0.000000	0.001626
水平									
观测值									
个数	77	77	77	77	77	77	77	77	77

注:行业劳动报酬指标的单位为元/人×年;行业垄断度、行业规模单位为%;其他指标为虚拟变量。

从表 1 列(1)、(2)、(3)可见,各个统计范围的劳动报酬指标均值与中位数均相差很大,变量的峰度和偏度都明显不为 0,说明了数据具有非正态性和非对称性。J-B(Jarque-Bera)统计量对应的正态分布假设的显著性水平均为 0,进一步验证了劳动报酬数据分布明显不具备正态性。劳动报酬变量在各自数据集上的密度函数估计见图 1。从密度函数估计图形可以更直观地发现,每个劳动报酬变量的分布是有偏的、非对称的和非正态分布的。

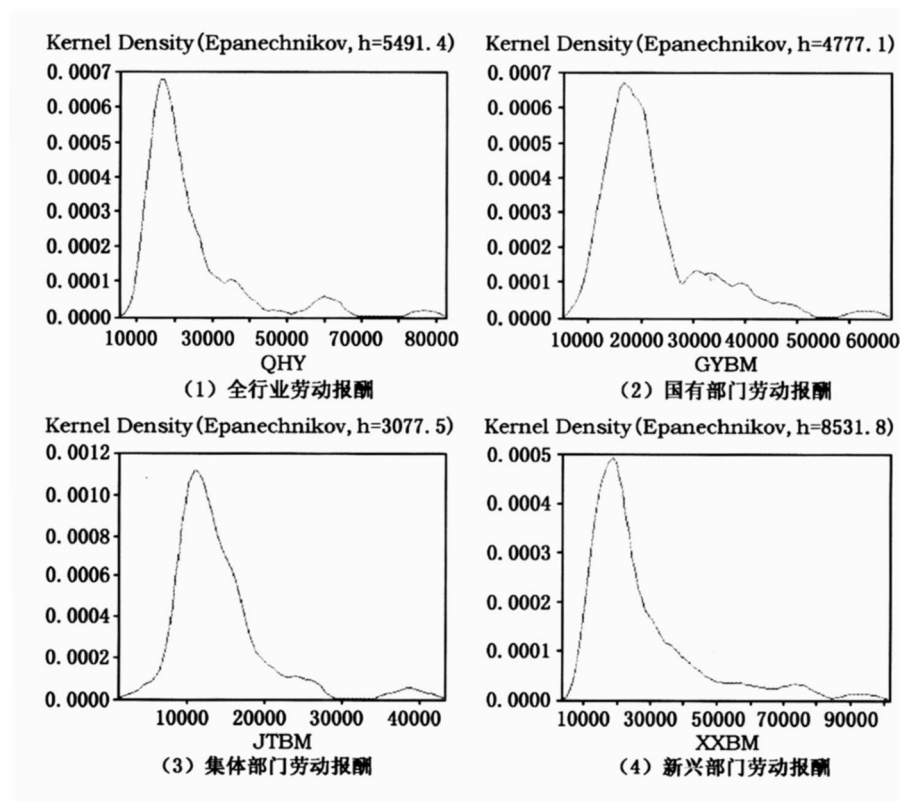


图 1 劳动报酬变量的分布密度

上述对数据的统计分析和密度函数估计表明,我们所使用的数据具有非正态性、非对称性特点。如果采用最小二乘法,则会使估计结果出现严重的偏误,从而得出错误的结论。这也是本文使用更具稳健性(Robustness)的分位数回归方法的原因之一。

三、分位数回归模型:行业属性对劳动报酬的边际效应测算

传统的线性回归分析一般采用最小二乘法(OLS)来估计解释变量(自变量)对被解释变量(因变量)的条件平均数的边际效应(如果变量为对数形式,则为弹性系数),其假设是不同分布点上解释变量的效果是相同的,同时要求

被解释变量数据的随机性、独立性、正态性及常数方差,对数据要求非常严格。而由 Koenker 和 Bassett(1978)提出的分位数回归则是一种更一般化的估计方法,其目的是观察分布中不同分位点上解释变量对被解释变量的不同边际效应,其基本模型为:

$$y_i = x_i' \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i}$$

其中: y_i 为被解释变量, x_i 是 $K \times 1$ 的行向量,表示 K 个所有解释变量中第 i 个观察值, β_θ 是 $K \times 1$ 的行向量,分别表示对应于被解释变量第 θ 分位数的各解释变量的回归系数, $\varepsilon_{\theta i}$ 是随机误差项,符合有关古典假定。给定解释变量 x 时,被解释变量 y 的第 θ 个条件分位数 $Q_\theta(y_i | x_i) = x_i' \beta_\theta$,其样本估计值为 $\hat{x}_i' \beta_\theta$ 。

分位数回归中,参数估计一般采用最小二乘法,即加权绝对离差最小 (Weighted Least Absolute, WLA) 准则,其表达式为:

$$\hat{\beta}_\theta = \underset{\beta}{\text{Argmin}} \left(\sum_{i: y_i > x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| \right)$$

其中: θ 为估计中所取的分位点值, $\hat{\beta}_\theta$ 为各分位点估计系数值。其基本含义是对于在回归线上方的点(残差为正),赋予其权重为 θ ;对于在回归线下方的点(残差为负),赋予其权重为 $(1 - \theta)$,然后求误差绝对值的加权和,使这一个加权和最小的系数即为参数的样本估计值。上式一般被转换为线性规划问题,采用 Armstrong、Frome 和 Kung(1979)等提出的线性规划技术迭代求解,也可以在广义矩方法(GMM)的框架下求解。估计的参数值 β_θ 将随 θ 值的变化而有所不同,即它允许参数 β_θ 在被解释变量的条件分布中的不同分布点变动,相当于给定几个分位点,就有几个对应的回归方程。所以它可以对回归关系进行更详细的特征描述(实际上,普通线性最小二乘法回归可以看作所有分位数回归信息的汇总,样本分布的局部信息被隐藏了,边际效应的细部特征被抽象掉了)。因此,分位数回归模型已发展成为描述样本分布细部特征的有力工具。不但如此,与传统线性回归模型相比,分位数回归模型约束条件(如回归残差项呈正态分布等)大大减少,对于异常值更具包容度,估计更具稳健性。

与传统的线性回归方法相比,分位数回归模型的参数估计计算量比较大。但幸运的是,目前许多统计软件可以帮助我们实现建模过程。本文在建模过程中使用的工具是 EViews6.0 提供的 QREG-Quantile Regression(Including LAD)功能。

本文分别以全行业劳动报酬、国有部门劳动报酬、集体部门劳动报酬、新兴部门劳动报酬为被解释变量(因变量),以行业垄断度、资金密集属性、技术密集属性、行业规模、产业属性为解释变量(自变量),建立分位数回归模型。

结果发现资金密集属性、行业规模、产业属性对劳动报酬的边际效应在绝大多数分位点上均不显著,将其剔除出模型。剩余的两个自变量(行业垄断度、技术密集属性)在各十分位点(Decitile)上对劳动报酬的边际效应及其显著性水平如表 2 所示:

表 2 各十分位点上行业垄断度、技术密集属性对
劳动报酬的边际效应及其显著性

解释 变量	分位点	被解释变量			
		行业平均 劳动报酬	国有单位 职工报酬	城镇集体单 位职工报酬	其他单位 职工报酬
常 数 项	0.1	12 774.56 (13.291)**	11 782.88 (11.960)**	8 005.39 (11.846)**	12 520.7 (8.681)**
	0.2	13 897.27 (13.229)**	12 252.6 (10.925)**	8 904.71 (10.738)**	13 087.57 (8.473)**
	0.3	14 163.56 (11.711)**	13 075.46 (10.498)**	8 732.99 (10.586)**	13 320.56 (7.499)**
	0.4	14 242.04 (11.121)**	13 567.01 (10.375)**	9 011.87 (9.474)**	12 929.01 (8.465)**
	0.5	14 738.33 (10.988)**	13 527.57 (10.248)**	9 704.82 (9.831)**	14 084.24 (8.431)**
	0.6	15 012.38 (10.998)**	14 857.98 (10.869)**	9 761.44 (10.145)**	14 163.19 (8.535)**
	0.7	14 782.95 (10.567)**	16 364.2 (9.306)**	10 429.46 (10.655)**	14 405.58 (8.987)**
	0.8	15 950.72 (9.041)**	16 356.05 (8.567)**	11 398.7 (9.835)**	14 713.55 (9.229)**
	0.9	18 273 (7.301)**	16 886.84 (6.919)**	11 933.54 (12.466)**	19 130.65 (8.385)**
行 业 垄 断 度	0.1	32.85 (1.233)	42.94 (1.709)	41.64 (2.359)*	79.84 (1.714)
	0.2	55.58 (1.933)*	72.04 (2.605)*	32.08 (1.362)	110.65 (2.193)*
	0.3	70.79 (2.043)*	77.32 (2.371)*	63.81 (3.054)**	123.51 (2.095)*
	0.4	89.25 (2.350)*	130.73 (3.087)**	80.47 (3.103)**	220.42 (4.523)**
	0.5	136.49 (3.063)**	150.18 (3.413)**	84.25 (2.994)**	213.29 (3.970)**
	0.6	146.08 (2.902)**	139.7 (3.086)**	105.22 (3.686)**	235.44 (4.329)**
	0.7	190.45 (3.324)**	155.46 (2.534)**	113.83 (3.656)**	330.59 (5.441)**
	0.8	261.73 (2.857)**	218.88 (2.590)*	121.51 (3.047)**	375.39 (6.611)**
	0.9	309.17 (3.243)**	369.57 (3.669)**	158.56 (4.595)**	341.98 (4.777)**

续表 2 各十分位点上行业垄断度、技术密集属性对
劳动报酬的边际效应及其显著性

解释变量	分位点	被解释变量			
		行业平均劳动报酬	国有单位职工报酬	城镇集体单位职工报酬	其他单位职工报酬
技术密集属性	0.1	5 315.81 (2.656)**	4 888.72 (2.700)**	1 959.02 (1.861)	5 091 (1.696)
	0.2	4 182.11 (1.828)	4 234.56 (2.040)*	1 366.57 (0.976)	4 964.43 (1.503)
	0.3	3 791.73 (1.447)	3 426.92 (1.431)	1 092.06 (0.799)	4 772.87 (1.281)
	0.4	3 716.29 (1.339)	2 776.84 (1.191)	2 242.41 (1.463)	5 854.52 (1.977)*
	0.5	5 648.38 (2.021)*	4 779.78 (2.063)*	2 287.01 (1.321)	9 207.53 (2.132)*
	0.6	8 387.45 (1.95)	4 731.97 (1.87)	2 721.58 (1.396)	8 453.1 (2.029)*
	0.7	8 398.48 (2.117)*	5 677.76 (1.404)	3 231.62 (1.346)	8 655.93 (1.724)
	0.8	6 879.81 (2.631)**	3 640.67 (1.115)	6 531.8 (0.802)	10 206.77 (1.628)
	0.9	38 727.8 (3.866)**	15 868.97 (2.365)**	13 452.71 (2.881)**	41 820.8 (5.041)**

注：系数下面括号里的数值是 t 检验统计量的值。括号外面有“*”表示系数的显著性水平小于 0.01；有“*”表示系数的显著性水平在 0.01—0.05 之间；没有“*”和“*”则表示系数的显著性水平大于 0.05（即不显著）。

四、估计结果的解释：行业属性对劳动报酬的边际效应及其细部特征

根据表 2 的分位数回归结果，我们可以发现行业属性对劳动报酬边际效应的变化规律和细部特征。根据表 2 的估计结果，我们将其分为三个方面进行研究。

（一）行业起薪。分位数回归模型中的常数项代表了行业起薪水平。将表 2 中各模型的常数项估计结果绘制成折线图，见图 2。

由图 2 可见，行业起薪具有以下两个明显的特征：

1. 不同分位点的行业起薪变化比较平缓。常数项估计值随着分位点变化逐渐增大，但速度

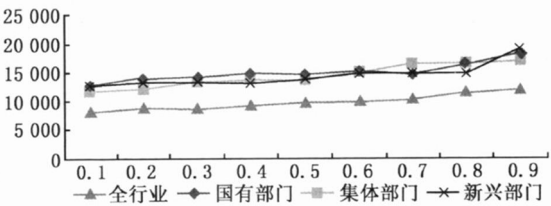


图 2 常数项估计结果

比较缓慢，说明同一个部门不同劳动报酬水平的行业起薪虽然有所不同，但差别不大。例如，国有部门的起薪从 0.1 分位点的 12 774.56 元增加到 0.9 分位点的 16 886.84 元，涨幅约为 32%，其他部门的情况也基本类似，变动幅度都比较小。这说明尽管高报酬行业的起薪也比较高，但与低薪行业相比差异并不太大，起薪差异并不是行业劳动报酬差距形成的主要原因，我国目前行业

劳动报酬差异的形成和扩大主要应该归结于其他因素的边际效应差异。

2. 集体部门的起薪明显低于国有部门与新兴部门。国有部门与新兴部门的常数项在各分位点上差别不大,而集体部门常数项与前两者在各分位点上均相差 4 000 元左右,说明集体部门的起薪明显低于前两个部门。原因可能在于,我国的城市集体经济是一种比较特殊的经济类型,作为一个“过渡部门”或“边缘部门”,集体部门既缺乏国有部门雄厚的市场实力、坚实的制度背景和有力的政府支持,又缺乏新兴部门(如外商投资经济、股份制经济等)产权明晰的治理结构和灵活高效的运行机制,却又同时兼有国有部门产权模糊、历史包袱重和新兴部门竞争激烈的劣势,所以起薪较低不足为奇。

(二)行业垄断度的边际效应。作为对行业劳动报酬影响最大的因素,将行业垄断度的边际效应估计结果绘成图 3。由图 3 可见,行业垄断度对劳动报酬的边际效应呈现以下三个特点:

1. 垄断度的边际效应均为正。我国现阶段的行业垄断是在非竞争市场基础上凭借行政权力人为形成的,它对劳动报酬的正向边际效应可以从以下两方面进行解释:

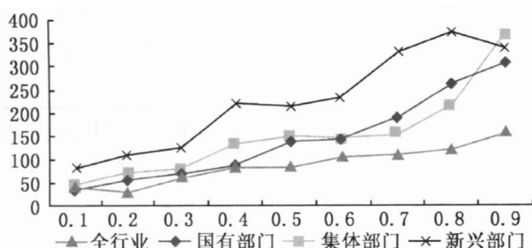


图 3 行业垄断度对劳动报酬的边际效应

第一,对较低垄断度

的行业而言,职工提高工资的要求能够在多大程度上得到满足,取决于企业的成本空间和内部消化能力,即存在着一个硬性约束。而行政垄断度较高的行业则比较容易获得超额利润,尤其是一些全国性的大型垄断企业具有部分行政管理职能,完全可以操纵市场,从而将增资带来的成本压力转嫁出去,加上“一家独大”,行业内几乎没有竞争压力,使得高垄断度行业在增加工资问题上几乎没有预算约束。

第二,行政性垄断带来的企业盈利能力的提高除增加可供分享的企业剩余之外,将倾向于在报酬决定中提高劳动的分享比例,即提高薪酬水平。行政垄断企业都属于国有经济范畴,在很大程度是一种“所有者缺位”的经济。与一般企业相比,垄断性企业在利益分配上有更强的向个人倾斜的倾向,以至出现企业亏损而职工收入反而增加的现象。而且如果某一行业中垄断企业占的比重很大,还会带动其中的非垄断企业劳动报酬份额的增加。

2. 从低分位点到高分位点,垄断度的边际效应稳步增强。其中,国有部门的边际效应从 42.94 增至 369.57,增幅达 8 倍之多,新兴部门、集体部门的增幅也达到 3 倍多。其原因主要在于行政性垄断的利益自我强化机制。经过 30 年的体制转型,行政性垄断已经在新行业形成了一个庞大的既得利益集团,在部

分行业内形成政企不分、官商一家的格局，从而形成特殊的“分利集团”。“分利集团”具有“马太效应”，越是高薪行业越容易实现垄断利益的自我强化，所以行业垄断度的边际效应从低分位点（低薪行业）到高分位点（高薪行业）逐渐加强。

3. 垄断度的边际效应在不同部门之间存在差异。在三个部门中，新兴经济成分的边际效应最高。原因在于，在各种所有制经济中，能够进入高垄断行业的外商投资企业、股份制企业为数不多，而且一般都是具有高成长性的企业，垄断度对劳动报酬的边际效应处于递增阶段。国有部门中的边际效应次之，原因是高薪国有经济部门大多数已经属于垄断行业，尽管垄断度对劳动报酬边际效应的绝对量最大，但垄断度对劳动报酬的边际效应处于递减阶段。作为“边缘部门”的集体经济部门边际效应最小，而且从低分位点到高分位点的增长幅度也是最小的。

（三）技术密集属性的边际效应。技术密集属性对行业劳动报酬的边际效应估计结果见图 4。由图 4 可见，技术密集属性对行业劳动报酬的边际效应主要有以下三个特征：

1. 在许多分位点上边际效应不显著。行业技术密集属性对行业劳动报酬边际效应不显著的分位点较多，表 2 列出的 36 个分位点（分全行

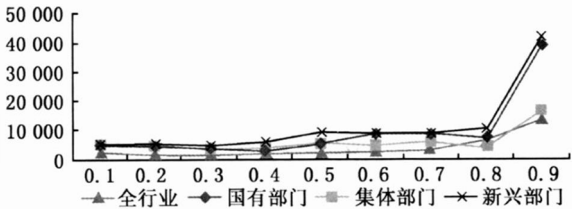


图 4 技术密集属性对行业劳动报酬的边际效应

业及其三个部门四个统计口径，每个口径 9 个分位点），边际效应显著的只有 14 个，占总数的 39%。这说明在各部门的多数分位点上，行业技术密集属性对行业劳动报酬的影响不显著。这与垄断度的边际效应形成鲜明的对比：表 2 列出的 36 个分位点，垄断度的边际效应只有 4 个不显著，且全部分布在 0.1、0.2 分位点上。

2. 边际效应为正。边际效应为正说明行业技术密集属性能够导致平均劳动报酬的增加。这可以用效率工资理论和人力资本理论进行解释。从效率工资角度看，职业匹配表明不同产业吸纳或集聚能力不同的就业人员，不同技术密集属性的行业对人力资本的要求不同，随着工资水平的提高，劳动效率所能达到的最优点也是不一样的。因此，使各个行业达到最优效率的工资自然就不同了，在模型中表现为正的边际效应。从人力资本角度看，在不同技术密集属性的行业之间，经济技术密集属性、进入该行业就业所需付出的先期成本以及专业的可进入程度有所差异，从而影响行业劳动报酬水平。

3. 在高分位点边际效应迅速上升，但不同部门幅度相差较大。从 0.1 分位点到 0.8 分位点，三个部门的边际效应相差不大，且上升比较缓慢，国有部门的边际效应甚至有所下降。但在 0.9 分位点迅速上升，其中新兴部门上升 3 倍多，

国有部门、集体部门上升 1 倍多。其原因在于只有高薪的技术密集型行业才可能依托其市场实力和高盈利向就业人员进行比较多的租金分享,或通过行业创建的技术进入壁垒向就业人员支付超额报酬,而其他中、低薪的行业却没有能力做到这一点,所以低分位点的边际效应大大小于高分位点。同时,由于新兴部门(如外资企业、股份制企业等)劳动报酬主要依靠市场的力量进行调节,相对比较灵活,而国有部门、集体部门的收入分配机制则相对比较僵化,所以新兴部门在高分位点上的边际效应要大出国有部门、集体部门很多。

五、小 结

1. 目前国内研究成果缺乏关于行业属性对劳动报酬边际效应细部特征的研究,加上样本内劳动报酬指标分布是有偏的、非对称的和非正态分布的,而目前许多有关研究直接采用最小二乘法进行回归分析,其估计结果很可能是有偏的,容易误导分析结论。而本文使用的分位数回归方法可以在很大程度上解决这些问题,不但可以研究行业属性对劳动报酬的边际效应的细部特征,而且可以提高定量分析的稳健性、科学性和可信度。

2. 以不同口径的行业劳动报酬为因变量,以有关行业属性为自变量,通过分位数回归方法发现,目前影响行业劳动报酬的行业属性是行业垄断度和技术密集属性,其他特征对劳动报酬没有系统性的影响。

3. 常数项估计值随着分位点逐步增大,但增加的幅度比较平缓。说明不同劳动报酬水平的行业起薪有所不同,但差异并不太大,我国目前行业劳动报酬差异的形成主要应该归咎于其他因素的边际效应差异。

4. 行业垄断度是影响我国行业劳动报酬的最主要因素。垄断度的边际效应均为正数,从低分位点到高分位点存在上升的趋势,在不同部门的行业之间,这一边际效应存在较大差异。其中,新兴经济成分的边际效应最高。

5. 技术密集属性对行业劳动报酬具有正的边际效应,但在许多分位点不显著。在低分位点上各部门的边际效应变化不大,只有在最高分位点上才迅速提高,而且新兴部门的提高幅度要大于国有部门和集体部门。

6. 如果说技术密集属性对行业劳动报酬的边际效应有一定合理性的话,垄断度对行业工资的边际效应则是来源于经济体制转型的不完全性,有违市场经济的基本原则,需要通过深化改革逐步改变这一状况。基于分位数回归模型的研究为我们提供了更多的细部特征,希望对学术研究和有关政策的制订有所帮助。

参考文献:

- [1] 蔡昉. 行业间工资差异的成因与变化趋势[J]. 财贸经济, 1996, (11): 3—5.
- [2] 朱世宏. 目前我国行业间工资收入差距分析[J]. 经济改革与发展, 1998, (5): 10—12.

- [3]岳昌君,吴淑姣.人力资本的外部性与行业收入差异[J].北京大学教育评论,2005,(4):32—38.
- [4]金玉国.行业工资水平与垄断程度的 Granger 因果关系分析[J].江苏统计,2001,(8):15—18.
- [5]金玉国,张伟,康君.市场化进程中的行业工资决定假说及其数量检验[J].数量经济技术经济研究,2003,(5):48—52.
- [6]金玉国.工资行业差异的制度诠释[J].统计研究,2005,(4):13—19.
- [7]史先诚.行业间工资差异和垄断租金分享[J].上海财经大学学报(哲学社会科学版),2007,(2):66—73.
- [8]Koenker, Roger, Gilbert Bassett. Regression quantiles[J]. Econometrica, January, 1978, 46(1):33—50.
- [9]Ronald D Armstrong, E Frome, D Kung. A revised simplex algorithm for absolute deviations curve fitting[J]. Communications in Statistics, 1979, (8):175—190.

The Effects of Industry Attributes on Labor Remuneration and Their Detail Features: An Empirical Research Based on Quantile Regression Model

JIN Yu-guo, CUI You-ping

(Institute of Statistics, Shandong Economic University, Jinan 250014, China)

Abstract: The detail features of marginal effects of industry attributes on labor remuneration can't be analyzed with the traditional linear regression method based on OLS used in current academic literatures, and the non-normal characteristics of labor remuneration distribution can seriously affect the estimated results of model and therefore mislead the conclusions, but such problems can be solved effectively by the using of quantile regression method of modern econometrics. With the quantile regression model, the industry attribute variables impacting the labor remuneration were selected, the marginal effects of relevant variables on labor remuneration were measured in different sectors and different quantiles, and their detail features and changing patterns were analyzed in this article.

Key words: industry attributes; marginal effect; labor remuneration; quantile regression

(责任编辑 许 柏)