

中国垄断行业与非垄断行业的工资差距 及其变动：基于工资分布的视角

姜 俐 郭继强 陆利丽*

内容提要 本文利用中国城镇住户调查(UHS)1988、1995、2002和2009年微观数据,比较垄断行业与非垄断行业工资分布差距后发现,两者的差距在中低分位(20~40分位)稳中有降,而在高分位上则持续扩大。运用FFL(菲尔波-福廷-勒米厄)分布分解对垄断行业与非垄断行业工资差距进一步分解后表明:这两者工资差距中不可解释的部分超过了50%,其中在低分位(10分位)上更是高达70%左右;不过,1995年后这两者工资差距中不可解释部分所占比率已有所下降,只是在低分位(10分位)下降得最少。这些结果在很大程度上昭示着,行政性垄断力量仍然对垄断行业工资决定起着举足轻重的作用。

关键词 垄断行业 工资分布差异 FFL分布分解 不可解释部分

一 引言

行业工资差距不断加大是当前我国收入分配结构失衡的主要表现之一,也是社会各界广泛关注和热议的焦点之一。图1刻画了1978-2008年按门类分行业职工平均工资极值比变动趋势。可以发现,自改革开放到20世纪90年代中期,行业工资极值比趋于小幅下降后缓慢上升。到了2002年,最高收入行业的平均工资大约是最低收入行业

* 姜俐,浙江大学公共管理学院,电子邮箱:hzjiangli@163.com;郭继强,浙江大学公共管理学院,电子邮箱:jiaqianguo@163.com;陆利丽,浙江大学公共管理学院,电子邮箱:lily19820824@163.com。本项目受国家社会科学基金重大招标项目(11&ZD013)、国家社科基金重点项目(10AZD003)、国家自然科学基金项目(71173186)、浙江省社科课题(10JDLB01YB)和浙江省社科课题(12JDLB01YB)的资助。

平均工资的3倍。之后，行业间工资差距加大愈演愈烈，2008年行业工资极值比已达到近5倍。如果按照《中国统计年鉴》按行业细分职工平均工资来看，2008年我国工资最高的证券业（172123元）是最低的畜牧业（10803元）的15.93倍。虽然行业工资差距的测度结果会因为行业分类的不同而在数值上存在较大差异，但可以达成共识的是，我国行业工资差距已达到了较高水平。其中，值得关注的是当前我国高工资行业基本都集中在垄断行业。因此可以说，我国目前的行业工资差距其重要特征就是垄断行业与非垄断行业之间的工资差距。

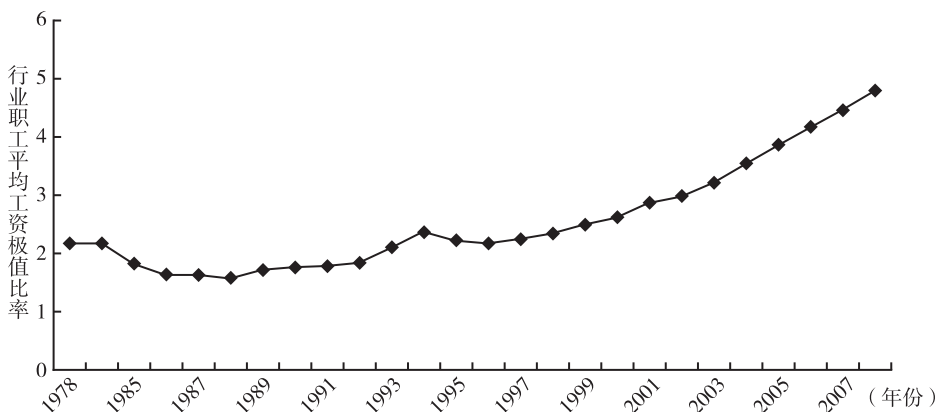


图1 行业职工平均工资极值比变动趋势 (1978-2008年)

资料来源：作者根据《中国统计年鉴》数据计算得到。

行业间存在工资差距的现象并不是中国所特有的，西方发达国家同样存在。已有研究表明即便在控制了受教育水平、工会活动、短期劳动需求和工作岗位危险性等反映行业差异的因素后，行业间仍然存在显著的工资差异并且差异持续存在（Dickens & Katz, 1987; Krueger & Summers, 1988）。Krueger & Summers（1987）指出，高工资出于高利润行业。只要通过某种方式创造出高于经济利润的“租”，那么该行业的职工就可能获得高工资。行政性垄断就可能创造出垄断租金，从而垄断行业的职工便可通过分享这部分租金而获得高工资。众多研究也表明垄断是导致我国行业工资差距的重要原因（罗楚亮、李实，2007；张原、陈建奇，2008；任重、周云波，2009；武鹏，2011；张原，2011）。也有研究指出，垄断行业在劳动力市场上的进入障碍也是造成行业工资差距的原因（陈钊等，2009）。

岳希明等（2010）利用Oaxaca-Blinder分解方法研究了2005年垄断行业与非垄断

行业收入差距,发现超过50%的收入差距是不合理的。然而,从工资均值来研究垄断行业与非垄断行业工资差异仅仅分析了不同行业职工工资分布集中趋势的差异,无法探究整个行业工资的实际状况与成因。如果垄断行业职工高工资仅是一种“被平均”的状况,那么基于均值的实证结果可能会引导政府对垄断行业所有职工的工资都进行规制,这样可能非但不能改善收入分配格局,还可能损害垄断行业普通职工的利益。进一步地说,随着我国现代企业制度的建立和完善以及外部竞争环境的改变,具有垄断势力的企业也可能通过引入高人力资本职工以提高生产率而选择支付高工资,那么高工资可能是垄断行业集聚了高人力资本职工的结果。因此,垄断行业和非垄断行业工资差异既可能存在合理部分,也可能存在不合理部分。随着我国市场化进程的不断推进,如果市场机制在垄断行业发挥了作用,那么应该可以发现垄断行业与非垄断行业工资差异的不可解释部分将呈现下降的趋势。换句话说,如果我们在经验分析中发现,垄断行业与非垄断行业工资差距的不可解释部分是逐渐缩小的,那就在一定程度上佐证了垄断企业工资结构趋于市场化的假说。进一步清晰地刻画出工资差异的不可解释部分在不同分位上的变动,则能够了解市场机制究竟对哪部分职工起了作用,究竟是在高分位上的职工,还是在低分位上的?本文感兴趣的问题是,垄断行业与非垄断行业工资差距的变动趋势是怎样的?从分布的视角来看,市场化是否在垄断行业工资决定中逐渐发挥了作用?这促使本文以时序变动的角度研究我国不同市场化阶段下垄断行业与非垄断行业的工资差距。

相比以往研究,本文主要有以下两点贡献:(1)从分布的角度,描述了1988-2009年垄断行业与非垄断行业工资差异及其变动特征;(2)采用基于Firpo et al. (2009)提出的无条件分位回归(Unconditional Quantile Regressions)的FFL分布分解方法^①,以非垄断行业的工资决定作为参照系,解析出了垄断行业与非垄断行业工资分布差异中不可解释的部分及其变动。这在一定程度上可以为评价我国社会主义市场经济体制发展成果提供实证支撑。虽然傅娟(2008)利用CHIPS2002(中国居民收入调查)数据已研究发现,垄断行业与非垄断行业的工资差异存在于各个收入层次,且存在大量由于歧视导致的不合理收入,但是却没有从工资差距分布变动的角度来探讨我国市场化改革过程中不同工资水平职工的状况。傅娟(2008)采用的DFL(迪纳尔-福廷-勒米厄)分布分解方法是基于半参模型的,而本文所使用FFL分布分解是DFL分布分解方法的延伸,相比DFL分布分解方法更为简单且灵活。关于不同分布分解方法的比较,郭继强等(2011)做了比较详细的论述。

^① FFL分解方法由Firpo, S., N. Fortin & T. Lemieux在2007年提出,简称作FFL分解。

本文的结构安排如下：第二部分介绍了本文的数据来源，并对垄断行业与非垄断行业工资分布差异作了统计性描述；第三部分为 FFL 分布分解方法与经验分析；第四部分对本文的研究发现作出总结。

二 数据来源与统计性描述

本文采用中国国家统计局城市社会经济调查总队收集的城镇住户调查数据（Urban Household Survey, UHS）来展开研究。UHS 数据每年收集一次，其调查的内容较为一致和连贯，因此该样本数据在跨时期比较方面具有显著的优势。另外，UHS 数据对于城镇居民的现金收支都是以日记记账方法收集，因此可使工资收入的测量误差有效消减。出于数据可得性的原因，本文所使用的样本数据仅包括五个省份和一个直辖市：辽宁省、浙江省、广东省、四川省、陕西省和北京市，但在一定程度上可表征中国城镇居民工资的状况^①。

本文利用 UHS1988、UHS1995、UHS2002 和 UHS2009 这四年横截面数据来做垄断行业与非垄断行业职工工资分布差距的跨时期比较。之所以选取这四年数据进行分析主要是基于两方面的原因：一是笔者能够得到的 UHS 数据是 1988 - 2009 年的数据；二是中国在 1988 - 2009 年这段时期经历了改革开放特别是企业制度改革的三个阶段，所以笔者选取了 1995 年和 2002 年这两个时间节点展开分析。之所以选择 1995 年作为第一阶段的时间节点，是因为 1992 年我国提出了建立现代企业制度，在 1993 年十四届三中全会上通过了《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》，而后进行了财税体制改革、金融体制改革等。到了 1997 年我国出现大规模国企职工下岗的浪潮，而后政府推行下岗再就业，这段时期我国劳动力市场内部环境已经发生较大的转变。中国在 2001 年加入 WTO 标志着中国企业开始与更多的跨国企业展开竞争，中国企业的外部竞争环境发生了重大转变。因此，2002 年可以作为第二阶段的时间节点。综合这两方面原因，我们选取 UHS1988、UHS1995、UHS2002 和 UHS2009 的样本数据是相对合适的，对考察不同市场化状态下垄断行业与非垄断行业的工资分布差距及变动大有裨益。

本文对经验分析的样本作了如下限定处理：（1）样本为城镇职工，不包括未就业

① 由于数据的可得性，本文仅能考察 UHS 中五省一市的情况，但这些省份数据基本上可以作为中国不同区域的代表。关于该样本与统计年鉴数据的比较，可参见 Han & Zhang (2010)。

人员、城镇个体和私营企业主；(2) 将职工年龄限定在了 16 - 60 岁；(3) 企业职工具有年工资收入，剔除了那些工资收入为零或存在缺省值的样本^①；(4) 限于回归所需的样本要求，也就是在行业、受教育水平、经验年数、性别、单位所有制、省份等变量上不存在缺省值。由于我国不同地区之间存在价格水平的差异，因此我们采用国家统计局不同省份的消费者价格指数 (CPI) 以 1988 年为基准进行了平减，使不同年份不同省份的工资收入数据具有可比性。

在进行统计性描述前，我们需要对垄断行业与非垄断行业进行区分。然而，UHS 数据的行业类型划分是经过几次调整的。对本文所使用的数据而言，UHS1988 包括了“其他行业”在内的 14 个行业门类；UHS1995 包含了 13 个行业门类；而 UHS2002 根据《国民经济行业分类与代码》(GB/T4754 - 94) 包含了 16 个行业门类；UHS2009 数据则根据《国民经济行业分类与代码》(GB/T4754 - 2002) 包含了 20 个行业门类。考虑到行业分类变动会影响不同年份数据的可比性，因此我们仅选取了行业分类不变且具有代表性的行业来进行分析。本文主要参考了岳希明等 (2010) 和傅娟 (2008) 的划分方法，并且结合 UHS 行业门类划分的类型及参照社会舆论诟病的垄断行业热点，将金融业和交通运输、邮电通讯业这两大类行业进行合并来代表我国垄断行业正式职工的状况^②。同时，本文分四大类行业来代表非垄断行业职工的状况：第一类，农、林、牧、渔业；第二类，建筑业；第三类，商业、公共饮食业、物资供销和仓储业；第四类，房地产管理、公共事业、居民服务和咨询服务业。各年份垄断行业和非垄断行业样本分布情况参见表 1。

表 2 描述了 1988 - 2009 年垄断行业与非垄断行业职工工资不同分位的状况。可以发现，无论是垄断行业，还是非垄断行业，随着我国经济发展水平的不断提高，各个层次职工的工资收入都趋于上升。其中，工资分布低分位工资上涨速度较慢，高分位工资上涨速度较快，垄断行业职工工资上涨幅度又超过非垄断行业。比如，2009 年垄

① UHS 数据中仅 2002 - 2006 年的数据具备工作小时数信息，可以估算出小时工资，其余各年份都不具备工作小时数的信息，也就无法估算小时工资率，因此本文采用了职工年工资收入进行分析。另一方面，严重超时工作的现象大多存在于非垄断性行业，因此通过年工资比较垄断行业与非垄断行业工资差异可能会低估了差异，也就是说实际工资差异问题很可能比本文分析得到的结果更加严重。

② 由于数据的信息所限，UHS 数据在 1988 - 1996 年并没有划分出电力、煤气及水的生产和供应业这一大类垄断行业，而本文又想运用 1988 年和 1995 年的样本信息开展垄断行业与非垄断行业工资差距在时序变动上的分析，因此本文中的垄断行业中没有涵盖这一大类。同样，非垄断行业也只是选取多年 UHS 数据能够支撑的相关行业。

断行业职工第 10 分位的工资是 1988 年的 3.69 倍，而非垄断行业仅为 3.03 倍；而在 90 分位上，2009 年垄断行业职工工资是 1988 年的 6.57 倍，非垄断行业仅达到 4.83 倍。

表 1 垄断行业与非垄断行业样本分布

	垄断行业	非垄断行业	总体
1988	440 24.35%	1367 75.65%	1807 100%
1995	556 25.32%	1640 74.68%	2196 100%
2002	1673 29.57%	3985 70.43%	5658 100%
2009	4062 32.75%	8340 67.25%	12402 100%
总样本	6731 30.51%	15332 69.49%	22063 100%

资料来源：根据作者整理得到。

也就是说，虽然不同行业职工的工资都在上涨，但是不同层次职工的工资上涨幅度却存在显著差异。通过将表 2 中垄断行业与非垄断行业工资分布不同分位上的工资相除，可以获得表 3 中垄断行业与非垄断行业职工不同分位上的工资比率。可以发现，无论在哪个时期，无论是高分位还是低分位，垄断行业与非垄断行业的工资比率都大于 1，这表明垄断工资溢价在我国的经济转型过程中是一直存在的，而且存在于各个收入层次。

表 2 垄断行业与非垄断行业职工不同分位工资与工资均值（元/年）

不同分位	1988		1995		2002		2009	
	垄断行业	非垄断行业	垄断行业	非垄断行业	垄断行业	非垄断行业	垄断行业	非垄断行业
10	1148.0	994.0	1390.5	1110.9	2041.1	1462.8	4237.4	3014.7
20	1367.0	1212.0	1918.8	1472.0	2763.1	1824.2	5667.0	3770.0
30	1517.0	1371.0	2376.1	1799.1	3458.4	2148.7	6697.4	4502.4
40	1677.0	1549.0	2792.3	2119.0	4087.2	2618.1	7979.8	5289.7
50	1910.5	1737.0	3166.7	2479.5	4794.8	3169.4	9309.8	6151.7
60	2097.5	1924.0	3623.1	2893.4	5513.5	3868.7	10836.9	7270.6
70	2340.5	2145.0	4205.9	3472.0	6444.5	4619.7	13015.2	8866.6
80	2624.5	2475.0	5868.9	4359.0	8038.5	5749.8	16051.6	11111.8
90	3373.5	3144.0	8101.8	5917.0	11013.6	8273.0	22178.0	15193.7
均值	2150.0	1953.9	4092.7	3134.3	5869.0	4335.8	11812.2	8141.8

资料来源：根据作者计算得到。

表3 垄断行业与非垄断行业职工不同分位工资比率

分位	1988	1995	2002	2009
10	1.15	1.25	1.40	1.41
20	1.13	1.30	1.51	1.50
30	1.11	1.32	1.61	1.49
40	1.08	1.32	1.56	1.51
50	1.10	1.28	1.51	1.51
60	1.09	1.25	1.43	1.49
70	1.09	1.21	1.40	1.47
80	1.06	1.35	1.40	1.44
90	1.07	1.37	1.33	1.46

资料来源：根据作者计算得到。

图2刻画了1988-2009年垄断行业与非垄断行业职工的工资密度。可以看到，垄断行业工资密度图总在非垄断行业工资密度的右侧。因此，我们可以说，垄断行业职工与处在工资分布相同位置的非垄断行业职工相比，他们总是可以获得更高的工资。

表4给出了不同时期垄断行业与非垄断行业职工不同分位工资差距的变动。可以看到，1988-2009年垄断行业与非垄断行业不同分位上的工资差距都是上升的，除了10分位上的工资差距上升幅度较小只有0.25，其余分位的工资差距变动基本都在0.4左右。也就是说，如果1988年垄断行业与非垄断行业的工资比率是1.1倍，那么到了2009年工资比率就上升到了1.5倍左右。进一步地观察各个阶段垄断行业与非垄断行业职工工资的变动就会发现，虽然从整体上看1988-2009年垄断行业与非垄断行业职工工资差距是趋于上升的，但在2002-2009年，垄断行业与非垄断行业工资差距在中低分位（20-40分位）出现了下降的趋势。这可能是由于在这个时期我国个体、私营等非公有制经济取得了较快的发展，各地服务业也纷纷出现了“民工荒”的现象，从而非垄断行业中收入处于中低层次的职工工资有了大幅上升。在表2中不同分位上工资数据也可以验证这一点，2009年垄断行业30分位的工资是2002年的1.93倍，而非垄断行业工资上升为2002年的2.1倍，表明非垄断行业中低收入的职工工资的确上升较快。

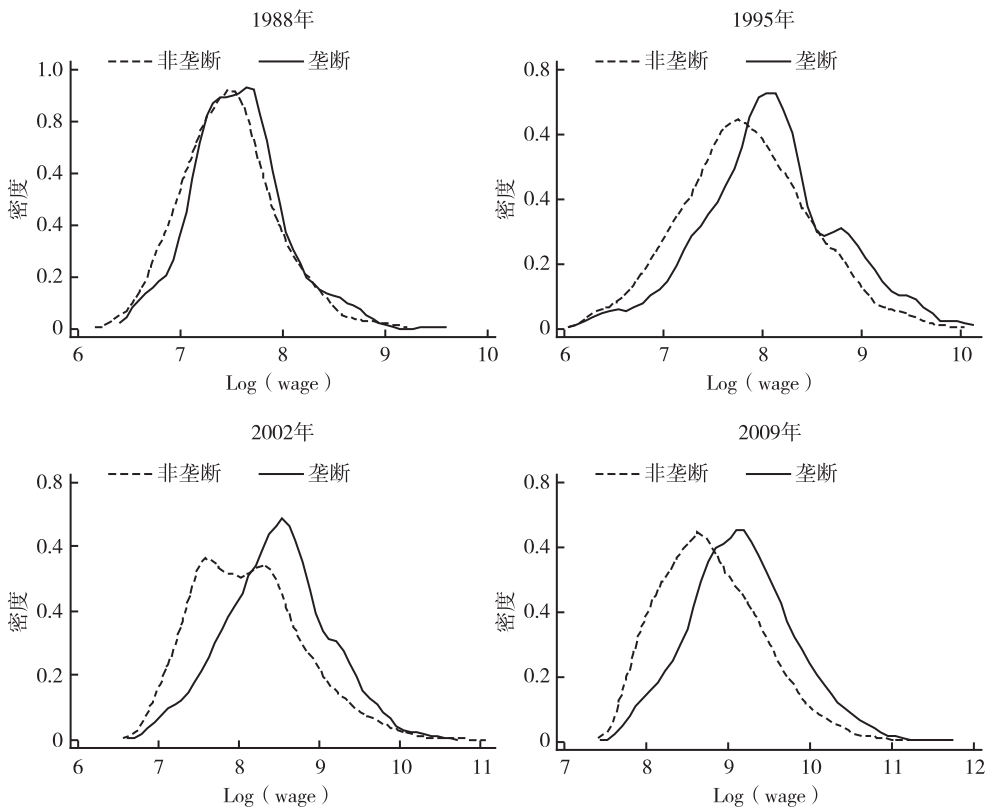


图 2 1988 - 2009 年垄断行业与非垄断行业工资密度图

资料来源：根据作者计算得到。

表 4 垄断行业与非垄断行业职工不同分位工资差距变动

	1988 - 2009	1995 - 1988	1995 - 2002	2002 - 2009	1988 - 2009	1995 - 1988	1995 - 2002	2002 - 2009
10	0.25	0.10	0.14	0.01	↑	↑	↑	→
20	0.38	0.18	0.21	-0.01	↑	↑	↑	→↓
30	0.38	0.21	0.29	-0.12	↑	↑	↑	↓
40	0.43	0.24	0.24	-0.05	↑	↑	↑	↓
50	0.41	0.18	0.24	0.00	↑	↑	↑	→
60	0.40	0.16	0.17	0.07	↑	↑	↑	↑
70	0.38	0.12	0.18	0.07	↑	↑	↑	↑
80	0.38	0.29	0.05	0.05	↑	↑	↑	↑
90	0.39	0.30	-0.04	0.13	↑	↑	↓	↑

资料来源：根据作者计算得到。

三 FFL 分布分解方法与经验分析

本文所采用的分解方法是基于 Firpo et al. (2009) 提出的无条件分位回归 (Unconditional Quantile Regressions) 的 FFL 分布分解方法。无条件分位回归可以直接估计得到解释变量 X 对于被解释变量 Y 无条件分位数的边际影响, 因此相比其它分布分解方法, FFL 分布分解更便于对垄断行业与非垄断行业工资分布在不同分位上的工资差异进行分解。

Firpo et al. (2009) 提出的分位回归之所以称为无条件分位回归, 是为了与 Koenker & Bassett (1978) 提出的分位回归相区分。Koenker & Bassett (1978) 的分位回归准确地来说应该称作条件分位回归, 即在加入多个控制变量后, 获得“保持其他因素不变的情况下”, 解释变量 X 对于被解释变量 Y 条件分位的影响。条件分位回归可以用来解释自变量 X 对因变量 Y 在扰动项不同条件分位点上的异质性影响。比如, 劳动经济学关注的教育回报率通常用 Mincer 工资方程来测度, 而工资方程中的扰动项很大程度上就包含了不可观测能力或技能, Juhn et al. (1991) 和 Juhn et al. (1993) 的研究就包含了类似的思想。条件分位回归在不同分位上进行回归, 可以获得当其他因素 (比如, 工作经验年数、地区等因素) 相同的情况下, 不同不可观测能力水平的个体的受教育水平是如何影响工资的。目前, 已有许多中国学者利用条件分位回归方法来测度了收入的条件分布是如何随教育变动的 (邢春冰, 2005; 邢春冰, 2008; 张车伟, 2006)。然而, 条件分位回归无法估计得到受教育水平对个体工资的边际影响, 即当不施加“保持其他因素不变”的约束时, 受教育水平对个体工资的边际影响。

Firpo et al. (2009) 提出的无条件分位回归其核心是利用分布统计量的再集中影响函数 (Recentered Influence Function, RIF) 进行回归^①, 当分布统计量为分位数时的 RIF 回归则称为无条件分位回归 (Unconditional Quantile Regression, UQR)。而基于 RIF 回归的分布分解方法, 由于是 Firpo et al. (2007) 在工作论文中提出的, 因此我们简称它为 FFL 分布分解方法。本文之所以选取 FFL 分布分解方法展开研究, 一是因为相比于 Oaxaca-Blinder 这种经典的均值分解方法, FFL 分解更针对工资分布, 可以对分布中的局部差异进行分解。二是相比 DFL 分解, FFL 可以放松 DFL 分解中单一协变量效

① 这里指的分布统计量, 不仅包括分位数, 也可以是分布的统计量, 比如方差、GINI 等。当分布统计量为分位数时, RIF 回归也被 Firpo et al. (2007) 称为无条件分位回归。

应分解需要离散变量的限制，并且通过 RIF 回归得到的估计结果还能够内蕴明晰的经济学含义，可以对企业的工资决定提供相应的经济学解释。因此，采用该分布分解方法来研究我国垄断行业与非垄断行业职工工资分布的差异及其变动，是非常具有优势的一种方法。

本文考察的是中国经济转型过程中，垄断行业与非垄断行业的工资差异，试图归纳在工资分布的 10、50 和 90 分位点上，即垄断行业与非垄断行业职工低、中、高收入人群的工资差异的特征与变动。具体来说，垄断行业与非垄断行业工资分布差异的分解过程分三个步骤进行：

第一步：构建无条件分位回归模型。

个人工资 y_{it} 取决于可观测的个体特征 x_i 和不可观测的特征 ε_i ，在劳动力市场中通过工资结构函数（Wage Structure Function），可表示为：

$$y_{it} = g_t(x_i + \varepsilon_i) \quad t = m, n \quad (1)$$

其中， t 表示不同组群， m 表示垄断行业， n 表示非垄断行业。不同行业的工资分布 $F(Y_t)$ ，可以用分布统计量来进行刻画，即 $\nu = \nu(F)$ ，简化表示作 ν 。

Firpo et al. (2007) 利用稳健性测度中的影响函数（Influence Function, IF）^①，定义了再集中影响函数（Recentered Influence Function, RIF），即： $RIF(y; \nu) = \nu(F) + IF(y; \nu)$ 。根据影响函数期望为零的性质，可以得到 RIF 的期望：

$$\int RIF(y; \nu) \cdot dF(y) = \int (\nu(F) + IF(y; \nu)) \cdot dF(y) = \nu(F) \quad (2)$$

根据期望迭代法则（the Law of Expectation）， $\nu(F)$ 可以进一步写成条件期望的形式：

$$\nu(F) = E[RIF(y; \nu)] = E[E[RIF(y; \nu) | X = x]] \quad (3)$$

因此，无条件分位回归模型满足：

$$E[RIF(y; \nu) | X] = X\beta \quad (4)$$

那么，可以得到：

① $IF(y; \nu, F) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{(\nu(F_\delta) - \nu(F))}{\delta}$ ，其中 $F_\delta(y) = (1 - \delta)F + \delta\zeta_y$ ， $0 \leq \delta \leq 1$ ，而 ζ_y 是只集中作用在 y 上的分布。那么根据定义可以得到， $\int_{-\infty}^{\infty} IF(y; \nu) \cdot dF(y) = 0$ 。

$$\nu(F) = E[RIF(y;\nu)] = E[E[RIF(y;\nu) | X = x]] = E[X\beta] = E[X]\beta \quad (5)$$

无条件分位回归模型中关键的 RIF 函数，可以根据 von Mises (1974) 展开式，通过线性展开式向非线性分布统计量线性逼近来获得。

在经验分析中，本文以 Mincer 工资方程为基础，控制了受教育年数、工作经验年数、工作经验年数的平方，并拓展了性别、单位所有制性质、地区作为工资方程的自变量，以控制个人禀赋及不同部门和地区对工资决定的影响，工资回归方程如下：

$$RIF(\ln y_t) = \beta_0 + \beta_1 edu + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + \beta_4 male + \beta_5 Ownership + \beta_6 Prov + u \quad t = m, n \quad (6)$$

第二步：构造反事实分布函数

在采用无条件分位回归模型估计得到工资方程后，可将垄断行业与非垄断行业职工的工资分布差异分解为可解释部分和不可解释部分，即：

$$v_m - v_n = v_m - v_c + v_c - v_n = \Delta v^x + \Delta v^s \quad (7)$$

其中， $v_m - v_n$ 表示垄断行业与非垄断行业工资分布统计量的差异， v_c 表示所构造的反事实分布的统计量， Δv^x 是工资分布差异中的可解释部分，是由于垄断行业与非垄断行业职工特征差异所带来的工资分布差异，比如受教育水平、工作经验年数等。 Δv^s 是工资分布差异中的不可解释部分，是由于垄断行业与非垄断行业特征回报不同所带来的工资差异。之所以将垄断行业与非垄断行业特征回报不同所带来的工资差异归为不可解释部分，是因为在完全竞争市场上个体特征的回报应该是市场价格，不应该由于所处的行业不同而存在差异。这与之前学者在性别工资差异研究中所关注的指数基准问题虽然有相似之处（郭继强、陆利丽，2009；郭继强等，2013），但处理起来却不同。性别工资差异中的指数基准问题，实际上是要找到男女职工在无歧视状态下的工资结构。因为在现实的劳动力市场中，可能是歧视与偏袒共存的状态。然而，本文认为非垄断行业工资结构更逼近于完全竞争状态，所以明确地将非垄断行业的个体特征回报作为基准进行分解，而不再调整和讨论分解公式存在的指数基准问题^①。具体的分解公式为：

$$v_m - v_n = \{ [E(X_m) - E(X_n)]\hat{\beta}_n + \hat{R} \} + \{ X_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_c) \} \quad (8)$$

(8) 式的第一项，即 $\{ [E(X_m) - E(X_n)]\hat{\beta}_n + \hat{R} \}$ ，表示由于垄断行业与非垄断

^① 岳希明等 (2010) 在使用 Oaxaca - Blinder 分解时也指出，采用基于竞争行业的回报率是更加合理的。

行业职工的个体特征分布不同所带来的工资分布差异，也就是工资分布差异中的可解释部分，剩余部分为工资分布差异中的不可解释部分。其中， $\hat{R} = E(X_m) (\hat{\beta}_c^n - \hat{\beta}_n)$ ，表示近似误差，在实证中包括由条件期望线性设定导致的误差和由一阶近似所产生的误差^①。如果采用 RIF 估计方法是对反事实分布 ν_c 的良好逼近，那么 \hat{R}_i^x 是极小值。

第三步：将组成效应和工资结构效应分解到各个自变量。

FFL 分布分解作为 Oaxaca-Blinder 分解在工资分布分解上的一般形式，可将可解释部分和不可解释部分进一步细分到各个单一的自变量，分解式表示为：

$$\Delta v^x = \sum_{k=1}^K [E(x_m^k) - E(x_n^k)] \cdot \hat{\beta}_n^k \quad (9)$$

$$\Delta v^s = \sum_{k=2}^K E(x_m^k) (\hat{\beta}_m^k - \hat{\beta}_n^k) + \hat{\beta}_m^0 - \hat{\beta}_n^0 \quad (10)$$

该分解式为观测和验证各因素对我国垄断行业与非垄断行业工资差异及其变动的影 响大小提供了有效途径。

垄断行业与非垄断行业的样本特征参见表 5。从表 5 中我们可以发现，垄断行业职工的平均受教育年数要高于非垄断行业，比如，2009 年垄断行业职工的平均受教育年数为 13.14 年，而非垄断行业仅为 12.12 年。进一步地，虽然随着经济的发展各行业职工的平均受教育水平都有所提高，但是垄断行业职工的平均受教育年数的增长要高于非垄断行业，从 1988 年到 2009 年，垄断行业职工的平均受教育年数提高了 2.76 年，而非垄断行业职工平均受教育年数仅提高了 2.29 年。如果从不同的受教育水平来看，在垄断行业内大专及以上学历职工的比重要显著高于非垄断行业。比如，2009 年大专及以上学历的职工占垄断行业职工比重的 49.51%，已经接近半数，而非垄断行业内大专及以上学历的职工仅占 33.79%。因此，垄断行业与非垄断行业职工受教育水平的差距是显著的，而且垄断行业与非垄断行业职工的学历差异在不断加大。那么，这在一定程度上说明我们不能将当前垄断行业的高工资简单地归结到是由于垄断所带来的。从男女职工所占的比例来看，垄断行业内男性职工比例要显著高于非垄断行业。在垄断行业内，男性比例几乎都在 6 成以上，而在非垄断行业内，男性职工的比例一直都在 5 成以下。从是否国有部门来看，在垄断行业内，身处国有部门的职工要显著高于

① 在估算 RIF 回归模型时，需借助 von Mises (1947) 展开式，用线性近似非线性分布统计的方法获得。当这种近似效果较好时，误差项 \hat{R} 就较小。Firpo et al. (2007) 对 1988 - 2005 年美国工资分布变动的经验分析表明，误差项 \hat{R} 是微小的。

非垄断行业。2009年,有将近一半的垄断行业职工在国有部门工作,而在非垄断行业内仅有20%的职工在国有部门工作。这也在一定程度上揭示了国有部门当前已经逐渐退出竞争性行业,但在具有垄断性质的行业内仍占据着主要角色。

表5 垄断行业与非垄断行业样本特征

	1988		1995		2002		2009	
	垄断行业	非垄断行业	垄断行业	非垄断行业	垄断行业	非垄断行业	垄断行业	非垄断行业
实际年工资(元)	2149.9	1953.9	9408.0	7284.6	14863.7	11001.3	37263.8	25532.0
标准差	1188.7	1033.0	7004.6	5200.2	10464.9	9558.0	28657.1	20093.0
年龄(岁)	36.48	36.99	36.67	38.06	39.94	40.77	39.88	41.22
男性(%)	62.73	45.94	57.91	48.72	64.73	46.47	67.41	47.77
教育(年)	10.38	9.83	11.48	10.95	12.02	11.46	13.14	12.12
工作经验(年)	17.09	16.93	17.66	18.80	19.65	19.91	19.05	20.07
初中及以下(%)	55	63.5	30.94	43.66	27.26	35.51	19.13	30.14
高中或中专(%)	36.82	31.24	52.34	42.5	44.95	44.59	31.36	36.07
大专及以上学历(%)	8.18	5.27	16.73	13.84	27.79	19.9	49.51	33.79
国有部门(%)	83.18	69.06	89.03	75.12	73.94	40.98	49.98	19.63

资料来源:根据作者计算得到。

表6报告了1988年、1995年、2002年和2009年垄断行业与非垄断行业职工工资的无条件分位回归结果。从教育对工资分布的边际影响来看,2009年,无论是在10分位、50分位,还是在90分位上,垄断行业职工受教育年数对工资的边际影响都要高于非垄断行业,这表明相比非垄断行业,垄断行业的确赋予职工教育更高的工资边际回报。1988年,教育对工资的边际影响还并不是十分显著。特别是在垄断行业中,在50分位和90分位上,教育对工资的边际影响甚至达不到10%的显著性水平。然而,随着中国经济的发展,整个经济体对人力资本的需求越来越大,市场反映出来的现象就是教育回报率的上升。从表6可以发现,无论是垄断行业还是非垄断行业,教育对工资的边际影响都在上升,而且统计显著性水平达到1%。垄断行业对于教育的回报不仅没有低于非垄断行业,还在2009年超过非垄断行业。这是一个十分有趣的现象,可能是因为本文将金融、保险业和交通运输、邮电通讯业来代表我国垄断行业职工的状况造成的。事实上,虽然我国在这些行业具有行政垄断特征,但是为了增强这些行业的国际竞争力,垄断企业正在采用相对丰厚的人力资本回报和内部职业发展通道去吸纳高人力资本群体的进入。从工作经验对工资分布的边际影响来看,从1988年到2009年,工作经验对工资的边际影响是减弱的。1988年,也就是社会主义市场经济还未建立的

时期，工资高低很大程度上还是以等级制来划分的，因此在单位工作的资历就显得尤为重要，而随着社会主义市场经济体制的建立与深化，论资排辈现象逐渐在消减，特别是在非垄断行业内的低分位，这种消减的速度更快。比如，1988年，非垄断行业工作经验对工资10分位的边际影响大约为0.06，而2009年这种影响仅为0.02，下降了0.04。在垄断行业内，工作经验年数对工资的边际影响虽然也在下降，但是速度慢得多。比如，1988年，垄断行业工作经验对工资10分位的边际影响大约为0.07，而2009年这种影响大约为0.05，仅下降了0.02。从国有部门对工资分布的边际影响来看，无论是垄断行业，还是非垄断行业，是否为国有部门都会对工资分布的低端（10分位）产生影响，且对垄断行业的影响要高于非垄断行业。

根据表6 垄断行业与非垄断行业无条件分位回归的结果，我们进一步将垄断行业与非垄断行业职工的工资分布差异进行分解。表7 汇总了1988-2009年垄断行业与非垄断行业工资差异分解结果。可以发现，垄断行业与非垄断行业的工资分布差异中，在低分位上有超过70%的差异是不可解释部分，在中分位上有超过50%的差异是由不可解释的原因带来，在高分位上则有超过40%的工资差异是不可解释部分。也就是说，能够被解释的工资差异，比如，垄断行业与非垄断行业职工受教育水平的不同，工作经验年数的不同，地区或部门的差异，都仅解释了工资差异中的一部分，而非大部分。在低分位上，垄断行业与非垄断行业工资差异中不可解释部分要高于中、高分位。这表明对于那些工资分布处于比较低端的职工，他们身处在垄断行业与非垄断行业会存在工资差异，这种工资差异虽然从绝对值上看比身处工资分布高端的职工要小得多，但是这种看似较小的工资差异中其实有超过70%是不可解释部分，这很可能仅是因为他们所处的行业不同。当然，我们在工资方程中并没有控制垄断行业进入对工资的影响。在现实中，我们也可以发现，同样的职业，比如保安员，在垄断行业的工资往往比非垄断行业要高。这种低端不合理收入所占比重更大的现象可能是由于垄断行业劳动力市场存在进入障碍所导致的。一些职工凭借非市场因素，比如社会网络关系，进入到垄断行业，从而分享到了垄断利润，获得了高于市场竞争水平的工资。相反，由于高人力资本职工的可替代性更小，因此在工资分布的高端劳动力市场反而可能是更为开放和具有竞争性的。

从表7可以发现，1995年之后，随着社会主义市场经济的建立和发展，垄断行业与非垄断行业工资差距中不可解释部分所占比率有所降低，但低分位（10分位）的不可解释部分比率下降最少。自从1992年建立现代企业制度之后，企业的工资结构有了较大规模的调整，而1995年正处于全力建立社会主义市场经济体制的时期，整个工资体系都还不够完善，垄断行业与非垄断行业工资差异中有很高的比重是不可解释部分。

表6 垄断行业与非垄断行业无条件分位回归结果

变量名称	1988			1995			2002			2009		
	10分位	50分位	90分位	10分位	50分位	90分位	10分位	50分位	90分位	10分位	50分位	90分位
垄断行业												
教育年数	0.0187** (0.0095)	0.0126 (0.009)	0.0244 (0.0237)	0.0317** (0.0152)	0.0271** (0.0109)	0.0426** (0.0207)	0.0701** (0.0111)	0.0744** (0.0061)	0.0503** (0.0107)	0.0717** (0.0074)	0.0880** (0.0042)	0.131** (0.0086)
工作经验	0.0696*** (0.0152)	0.030*** (0.0077)	0.0498*** (0.017)	0.0624*** (0.0159)	0.0202** (0.0081)	0.0348** (0.0145)	0.0539*** (0.0122)	0.0381*** (0.0053)	0.0353*** (0.0081)	0.0470*** (0.0071)	0.0314*** (0.0039)	0.0407*** (0.0063)
经验平方	-0.0013*** (0.0003)	-0.00027 (0.0002)	-0.00103** (0.0005)	-0.0012*** (0.0004)	-0.000168 (0.0002)	-0.00082** (0.0004)	-0.0011*** (0.0003)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0002)	-0.0009*** (0.0002)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0002)
国有部门	0.285*** (0.108)	0.144** (0.0621)	-0.00576 (0.149)	0.502*** (0.185)	0.192** (0.0767)	0.250* (0.143)	0.257*** (0.0703)	0.173*** (0.034)	0.0083 (0.0576)	0.270*** (0.0351)	0.106*** (0.0208)	-0.0574 (0.0398)
样本数	440	440	440	556	556	556	1673	1673	1673	4062	4062	4062
调整后R ²	0.233	0.309	0.186	0.168	0.33	0.228	0.0956	0.263	0.154	0.124	0.237	0.128
非垄断行业												
教育年数	0.00479 (0.007)	0.0264*** (0.0052)	0.0221** (0.0103)	0.0549*** (0.0091)	0.0515*** (0.0066)	0.0339*** (0.0101)	0.0379*** (0.0055)	0.0710*** (0.0057)	0.0963*** (0.0099)	0.0375*** (0.003)	0.0674*** (0.0028)	0.105*** (0.0053)
工作经验	0.0589*** (0.008)	0.0298*** (0.0046)	0.0359*** (0.0088)	0.0600*** (0.0103)	0.0341*** (0.006)	0.0153** (0.0074)	0.0166*** (0.005)	0.0307*** (0.005)	0.0235*** (0.0071)	0.0195*** (0.0032)	0.0224*** (0.0028)	0.0332*** (0.0045)
经验平方	-0.0011*** (0.0002)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0002)	-0.001*** (0.0002)	-0.0004*** (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-0.0003** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0004** (0.0002)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)
国有部门	0.153*** (0.0457)	0.0681** (0.0282)	0.0743 (0.0484)	0.192*** (0.0637)	0.121*** (0.0365)	-0.0256 (0.0598)	0.134*** (0.0247)	0.314*** (0.0295)	0.206*** (0.0477)	0.0906*** (0.0166)	0.170*** (0.0198)	0.0277 (0.0372)
样本数	1367	1367	1367	1640	1640	1640	3985	3985	3985	8340	8340	8340
调整后R ²	0.166	0.302	0.216	0.128	0.323	0.311	0.0845	0.293	0.187	0.123	0.257	0.141

注：(1) 在无条件分位回归方程中还加入了个体性别及个体所在的省份作为控制变量，但未在表中报告；(2) *、**、*** 分别表示系数在10%、5%和1%水平显著。

表 7 垄断行业与非垄断行业工资差异分解结果

	1988			1995			2002			2009		
	10 分位	50 分位	90 分位	10 分位	50 分位	90 分位	10 分位	50 分位	90 分位	10 分位	50 分位	90 分位
垄断行业对数工资	7.05	7.56	8.12	7.24	8.06	9	7.62	8.48	9.31	8.35	9.14	10.01
非垄断行业对数工资	6.9	7.46	8.05	7.01	7.82	8.69	7.31	8.06	9.02	8.01	8.73	9.63
对数工资差异	0.14	0.1	0.07	0.23	0.25	0.32	0.32	0.41	0.29	0.34	0.41	0.38
已解释部分差异	0.05	0.05	0.03	0.05	0.08	0.08	0.09	0.2	0.17	0.1	0.19	0.18
所占百分比 (%)	34.27	55.79	45.71	22.81	32.65	26.5	27.44	49.28	57.84	29.91	46.12	46.7
未解释部分差异	0.09	0.04	0.04	0.18	0.17	0.23	0.23	0.21	0.12	0.24	0.22	0.2
所占百分比 (%)	65.73	44.21	52.86	77.63	67.35	73.5	72.56	50.72	42.16	70.09	53.88	53.3
各因素对行业工资差距的贡献												
人力资本因素 (%)	-2.79	16.84	11.43	-7.89	1.94	1.8	6.92	10.1	18.82	10.37	4.63	26.39
-教育因素 (%)	2.1	15.79	17.14	12.72	7.35	5.89	6.6	9.62	18.82	11.25	16.71	28.5
-工作年限 (%)	-4.89	1.05	-5.71	-20.61	-5.41	-4.09	0.31	0.48	0	-0.88	-12.08	-2.11
性别因素 (%)	9.09	14.74	37.14	4.39	5.11	4.48	7.71	15.28	18.12	6.75	24.6	16.62
制度因素 (%)	27.97	24.21	-2.85	26.32	25.61	20.22	12.82	23.89	20.91	12.79	16.89	3.69
-省份 (%)	9.09	13.68	-17.14	14.04	27.34	21.47	-0.95	-1.21	-2.78	4.57	4.28	1.58
-所有制 (%)	18.88	10.53	14.29	12.28	-1.73	-1.25	13.77	25.1	23.69	8.22	12.61	2.11

资料来源：根据作者计算得到。

之后,不可解释部分在工资分布的各个部分都开始有所下降,市场化的工资结构逐渐呈现,尤其是高分位工资差异的不可解释部分下降最多,从1995年73.5%下降为2009年的53.3%,下降超过了20%,这说明从趋势上看,随着社会主义市场经济体制改革的深化,在一定程度上,垄断行业的工资结构更加趋于市场化,而市场化工资结构的推进主要是在高工资收入的职工中发挥作用。事实上,随着改革开放的深入,垄断企业与其他企业在劳动力市场上争夺高级管理人员与技术人员的竞争也变得愈加激烈,因此在垄断企业中高级管理人员与技术人员的市场化程度更高。而处在垄断企业收入低端的职工,则主要是依靠处在垄断行业的身份,分享垄断收益,获得高于市场平均水平的工资。因此,这种工资差异高分位上不可解释部分下降较多的现象,可以看作是垄断企业工资决定趋于市场化的结果。然而,从绝对水平上看,垄断行业与非垄断行业仍然有很大部分的工资差异是未被市场因素解释的,特别是低工资收入者以垄断企业职工身份分享垄断收益本身,就意味着垄断力量对垄断企业工资决定依旧重要,破除行政性垄断仍然任重而道远。

从已被解释的垄断行业与非垄断行业工资分布差异上看,2009年垄断行业与非垄断行业工资分布差异的高分位上,垄断行业与非垄断行业职工人力资本因素的差异能够解释工资差异的26.39%,是解释工资差异最重要的因素之一。除此之外,在中低分位上,不能忽略制度因素对垄断行业与非垄断行业工资差异的影响。

四 研究结论与展望

本文基于工资分布的视角,研究了1988-2009年垄断行业与非垄断行业职工工资差异及变动趋势。研究发现,垄断行业与非垄断行业的工资差异存在于各个收入层次。从整体上看,在市场化进程中,垄断行业与非垄断行业工资差异是增大的,但是工资分布的中低端垄断行业与非垄断行业差异已呈现稳中有降的趋势,但高分位上工资差距却在不断增大。这里仅考虑了不同行业职工工资的差异,未考虑福利待遇与实物收入等方面对职工实际收入差异的影响。如果将福利等因素考虑在内,那么垄断行业与非垄断行业收入差距将会更大,而且差距上升的速度也可能会更快。

进一步地,本文运用FFL分布分解方法发现:(1)垄断行业与非垄断行业的工资差距中超过50%是由于不可解释的原因造成的,工资分布低分位(10分位)的工资差异中不可解释部分达到70%左右,大于中分位(50分位)和高分位(90分位)的不可解释部分,因此存在低端非合理收入更严重的现象;(2)1995年之后,随着社会主义市场经济的建立和发展,垄断行业与非垄断行业工资差距中不可解释部分所占比率

有所降低，但低分位（10分位）的不可解释部分比率下降最少。这些发现在一定程度上说明，我国在市场化进程中，垄断行业工资结构正在逐渐趋于市场化，但是从绝对水平上看，工资差异中仍然有大量不可解释部分，因此需要进一步深化垄断行业工资改革。需要说明的是，在垄断行业工资分布的高端大多是垄断行业中高层管理人员，虽然他们与非垄断行业中工资处于相同水平的职工工资差异大约一半是可被解释的，但是却没有将公费开支与福利待遇因素考虑在内。也就是说，工资差异分解的结果仅是工资层面的，极有可能掩盖了真实的待遇差异，与真正不可解释部分的大小。

垄断行业与非垄断行业工资差异中，存在低端非合理收入更严重的现象。这为本文的进一步研究开辟了方向，因为这种低端受益的现象很可能与垄断行业利润分享相关。那么，究竟是哪些特征的人可以获得这部分非市场利润呢？垄断行业又为什么要让这部分人受益，而不是开放劳动力市场，让工资分布低端的劳动力市场更趋于市场化呢？这些都是亟待研究的问题。

在垄断行业工资决定的研究中，可以发现我国至今都强调在建立社会主义市场经济体制过程中，政府始终把握宏观调控的能力，并且对关系到国计民生的基础性行业要搞大搞强，通过各种政策增强这些命脉行业的优势，从而在国际市场上赢得竞争力。事实上，通过这种发展战略，我国的垄断行业的确获得了长足的发展。2013年我国已有13家金融企业进入世界500强。然而，这种垄断企业获得长足发展的弊病就是收入分配的不公。当前我国正处在收入分配改革的关键时期，垄断行业高收入已备受社会垢病，大众对收入公平的诉求日益强烈，如何实施垄断企业工资改革，重新对垄断企业职工工资合理定价，是一个非常重要的研究问题。

参考文献：

- 陈钊、陆铭、佐藤宏（2009），《谁进入了高收入行业？——关系、户籍与生产率的作用》，《经济研究》第10期，第121-132页。
- 傅娟（2008），《中国垄断行业的高收入及其原因：基于整个收入分布的经验研究》，《世界经济》第7期，第67-77页。
- 郭继强、姜俐、陆利丽（2011），《工资差异分解方法述评》，《经济学（季刊）》第10卷第2期，第363-414页。
- 郭继强、姜俐、陆利丽（2013），《双重指数基准矫正下Brown分解方法新改进》，《数

量经济技术经济研究》第30卷第6期,第135-148页。

郭继强、陆丽丽(2009),《工资差异均值分解的一种新改进》,《经济学(季刊)》第8卷第4期,第1257-1280页。

罗楚亮、李实(2007),《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》,《管理世界》第10期,第19-30页。

任重、周云波(2009),《垄断对我国行业收入差距的影响到底有多大》,《经济理论与经济管理》第4期,第25-30页。

武鹏(2011),《行业垄断对中国行业收入差距的影响》,《中国工业经济》第10期,第76-86页。

邢春冰(2005),《不同所有制企业的工资决定机制考察》,《经济研究》第6期,第16-26页。

邢春冰(2008),《分位回归、教育回报率与收入差距》,《统计研究》第5期,第43-49页。

岳希明、李实、史泰丽(2010),《垄断行业高收入问题探讨》,《中国社会科学》第3期,第77-93页。

张车伟(2006),《人力资本回报率变化与收入差距:“马太效应”及其政策含义》,《经济研究》第12期,第59-70页。

张原(2011),《中国行业垄断的收入分配效应》,《经济评论》第4期,第54-62页。

张原、陈建奇(2008),《人力资本还是行业特征:中国行业间工资回报差异的成因分析》,《世界经济》第5期,第68-80页。

Dickens, William T. & Lawrence F. Katz (1987). Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics. In K. Lang, & J. Leonard (ed.), *Unemployment and the Structure of Labor Markets*. New York: Basil Blackwell, pp. 48-89.

Firpo, S., N. Fortin & T. Lemieux (2007). Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. Mimeo, Department of Economics, University of PUC-RIO.

Firpo, S., N. Fortin & T. Lemieux (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973.

Han, J. & J. Zhang (2010). Wages, Participation and Unemployment in the Economic Transition of Urban China. *The Economic of Transition*, 18(3), 513-538.

Juhn, C., K. Murphy & B. Pierce (1991). Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence. In M. H. Koster (ed.), *Workers and Their Wages: Changing Patterns in the United States*. Washington, D. C.: American Enterprise Institute Press, pp. 107-143.

- Juhn, C. ,K. Murphy & B. Pierce (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy*,101(3) ,410 –442.
- Koenker, R. W. & G. J. Bassett (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*,46 (1) ,33 –50.
- Krueger, A. B. & L. H. Summers (1987). Reflections on the Inter-Industry Wage Structure. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*,No. 1968.
- Krueger, A. B. & L. H. Summers (1988). Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure. *Econometrica* ,56(2) ,259 –293.
- Von Mises, R. (1947). On the Asymptotic Distribution of Differentiable Statistical Functions. *Annals of Mathematical Statistics* ,18(3) ,309 –348.

Changes of Wage Differential between Monopolized and Competitive Industries in China: Based on the Perspective of Wage Distribution

Jiang Li, Guo Jiqiang & Lu Lili

(School of Public Affairs, Zhejiang University)

Abstract: Based on the data from China's Urban Household Survey in 1988, 1995, 2002 and 2009, we investigate the changes in wage differential between monopoly industries and non-monopoly industries. We find that the wage differentials in middle and low quantile (20 – 40 quantile) is slightly narrow, while the wage differential in high quantile is increasing constantly. With further application of FFL distribution decomposition method, we find that more than 50% of the wage differential between monopoly industries and non-monopoly industries cannot be explained, and the unexplained part in middle and low quantile (10 quantile) is as high as about 70%. The proportion of the part that cannot be explained in the wage gap between monopoly industries and non-monopoly industries has lowered after 1995, but the decrease of the part that cannot be explained in the low quantile (10 quantile) is the minimum. Those results indicate that the administrative monopoly power still play an important role in the determining of wages in monopoly industries.

Keywords: monopoly industries, wage distributional differentials, FFL decomposition, unexplained part

JEL Classification: J31, J42, J48

(责任编辑：孙兆阳)