No. 3

基于行业视角的收入差距 倒 U 假说检验*

宗振利 武 鹏

【提 要】行业收入差距的快速拉大是推动我国居民整体收入差距扩大的一个重要因素,其变动趋势在一定程度上反映出了居民整体收入差距的变动特征。行业收入差距的变动与人均 GDP 之间呈现倒 U型关系,其拐点大约出现在人均 GDP 为 33000 元时(以 2003 年价格衡量)。此外,垄断因素起到拉大行业收入差距的效应,而人力资本则与此相反,对行业收入差距的扩大有明显的抑制作用。

【关键词】倒 U 假说 行业收入差距 基尼系数

(中图分类号) F124.6 (文献标识码) A (文章编号) 1000-2952 (2013) 03-0060-07

一、引言

经济发展与收入分配的相互关系及其变动规律,是经济学界长期关注的一个重要问题。对两者之间关系的研究比较有代表性的,一是库兹涅茨提出的私有经济收入差别倒 U 假说,简称"库氏倒 U";①二是陈宗胜提出的公有经济收入差别倒 U 理论,简称"陈氏倒 U"。②库兹涅茨倒 U 假说提出后,在经济学界产生了持久的影响。但是由于这一假说的提出只是基于有限资料的经验统计,并没有细致严格的理论阐述,因此,后来的经济学者围绕着倒 U 假说从理论和实证两方面进行了大量分析和检验。③但是这些研究均是从居民收入差距的角度来对倒 U 假说进行检验,缺乏层次性,本文试图从行业收入差距这一角度对倒 U 假说进行检验,丰富已有的研究成果。

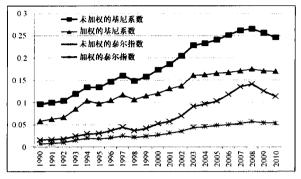
目前,行业收入差别作为城镇居民日常感受最直接、最明显的一项收入差别,已成为推动我国居民整体收入差距扩大的一股重要力量,①并且,行业收入差距呈现的变动趋势在一定程度上反映出了居民整体收入差距的变动特征。因此,从行业收入差距这一视角验证倒U假说,对于丰富既有研究的层次性是一种有益的尝60

试。为了更直观地把握 1990 年之后我国行业收入差距 变动的趋势,本文根据细分行业数据计算了 1990 年~2010 年的行业收入差距。如图 1 所示,我国行业收入差 距从 1990 年到 2008 年表现出持续扩大的趋势,以基尼系数表征的差距水平由 0.096 跃升至 0.266,后者是前者的 2.77 倍,年均增长 5.5%,远远超过同期全国基尼系数的年均增幅。面对快速拉大的行业收入差距,人民群众的意见和反响较为强烈。但也有一个值得注意的新

- 本文系国家社会科学基金重大项目"深化收入分配制度改革与增加城乡居民收入研究"(编号:078-ZD045);国家社会科学基金青年项目"非合理性行业收入差距的成因与测度"(编号:12CJL020)的阶段性成果之一。
- ① Kuznets, Economic Growth and Income Inequality, *The American Economic Review*, Vol. 45, No. 1, 1995, pp. 1–28.
- ② 陈宗胜:《经济发展中的收入分配》,上海三联书店 1994 年版。
- ③ 周云波:《城市化、城乡差距以及全国居民总体收入差距的 变动——收入差距倒 U 形假说的实证检验》。《经济学(季刊)》2009 年第 1 期。
- ① 武鹏:《行业垄断对中国行业收入差距的影响》、《中国工业 经济》2011 年第 10 期。

情况是,2008年之后我国行业收入差距出现了连续两年的下降态势。这一情况是偶然的还是规律性的?只是异动点还是趋势拐点?进一步地,这是否验证了倒 U 假说?以上问题,使得我们从行业收入差距角度对倒 U 假说进行检验的兴趣更加浓厚。

图 1 采用细分行业测算的我国行业收入差距



资料来源:作者根据各年《中国劳动统计年鉴》中93个细分行业计算得来。

二、文献综述

关于行业收入差距的研究,主要集中于行业收入差距的理论解释以及影响因素分析。总体上看,国外对行业收入差距的理论解释主要归纳为四类,竞争性劳动力市场理论、人力资本理论、效率工资理论和制度理论。

竞争性劳动力市场理论包括短期差异理论和补偿性差异理论,属于新古典的分析框架,不违反"一价法则"。短期差异理论认为,行业收入差距是劳动力市场对产品市场需求变化所做出的反映,产品需求增加的行业倾向于支付高工资以吸引更多的劳动力,并且认为这种差异只是一种短期现象,在长期中这种现象就会消失;补偿性工资差额理论是亚当·斯密在《国富论》中首先提出来的,坎贝尔(2006)①将其界定为,由于某些工作可能具有一些令人讨厌的特征,雇主通常需要向工人支付一个工资补偿。补偿性工资差异属于均衡工资差异,因为它不会引起工人向高工资工作的转移。

人力资本理论认为劳动力质量的不同(如受教育程度的高低、身体健康状况的好坏等)直接导致行业收入的差异,高收入行业往往拥有更大比重的高质量劳动力。② Krueger 和 Summers(1988)③ 认为未被观测到的劳动力质量的差异被行业变量所吸纳,以行业间收入差异的形式体现出来,不同行业人力资本存量的不同导致行业间工资的差异。然而一些学者通过研究发现,即使在控制了个体的一系列人力资本变量之后,行业间的工资差异仍然存在。④ 针对这一问题,Lucas(1988)⑤ 从人力资本外部性的角度解释了行业之间的工资差异,他

首次引入了"人力资本溢出性"概念,认为以行业、职业或地区等方式结合的人力资本,其回报有别于个体人力资本问报的简单相加,这主要是由于"学习效应"造成的。即人力资本间的相互作用所产生的整体生产率水平的提高,或者由于竞争效应而引起的下降。

在解释行业收入差距的理论中、影响最为广泛、成 果也最多的就是效率工资理论,即由于企业产出在很大 程度上取决于员工的努力程度,而员工的努力程度又取 决于工资水平的高低,因此,企业会支付职工高于市场 竞争水平的工资以提高企业利润。⑥ 在该理论的框架下 形成了一系列模型: (1) 偷懒模型。即企业通过提供超 过市场平均水平的工资以提高员工偷懒被处罚的机会成 本,由此可以降低员工劳动过程中的偷懒动机。^②(2)人 事变动或招募模型。这类模型的思想与投机偷懒模型相 似,由于新手入岗总是需要一定的适应期和熟练过程, 这将导致工作低效率,进而影响到利润的提高,所以公 司往往希望通过支付高于市场价格的工资来降低人事变 动率,以避免岗位频繁流动所带来的各种摩擦成本。® (3) 逆向选择模型。该类模型认为,员工的能力往往是 一种隐藏信息,企业对员工能力的认识需要相应成正比 的成本支出, 而通过逆向选择机制, 劳动力的平均能力 会随着工资率的提高而提高,从而实现自动的优胜劣 汰。⑨(4)公平工资模型。该模型的前提假设是,工人

- ⑤ Lucas R. E. , On the Mechanics of Economic Development, Journal of Monetary Economics, Vol. 22, No. 1, 1988, pp. 3-42.
- Thaler R. H. Anomalies; Inter-industry Wage Differentials. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 3. No. 2, 1989, pp. 181-193.
- Shapiro C. Stiglitz J. E. Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device. The American Economic Review, 1984. pp. 433—444.
- Salop S. C. A Model of the Natural Rate of Unemployment. The American Economic Review, 1979, pp. 117-125.
- Weiss A. Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages. The Journal of Political Economy, 1980, pp. 526-538.

① [美] 坎贝尔等:《当代劳动经济学》(第七版),刘文、赵成美译,人民邮电出版社 2006 年版。

Martins P. S., Industry Wage Premia; Evidence from the Wage Distribution, Economics Letters, Vol. 83, No. 2, 2004, pp. 157-163.

Krueger A. B., Summers L. H., Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure, Econometrica, Journal of the Econometric Society, 1988, pp. 259-293.

Brown C.C., Medoff J.L., The Employer Size-wage Effect, National Bureau of Economic Research, Cam-bridge, 1989.

们如果认为自己获得了公平的报酬,就会更加努力地工作,不公平的待遇会降低劳动者的工作努力程度。在这一假设下,如果员工们要求公司公平地和他们分享利润的话,公司愿意支付高于竞争性水平的工资。①

制度理论主要是用劳动力市场分割和工会来解释行业收入差距的。前者认为劳动力市场的分割导致一些行业支付高于市场平均水平的工资,并强调高工资和更好的工作条件是并存的;②后者认为工会力量的存在导致较大的行业收入差异,其又衍生出集体谈判或租金分享模型③以及内部人一外部人模型。④

由于经济发展阶段和经济运行体制机制的不同,国 内学者对我国行业收入差距解释的出发点与国外学者不 尽相同,主要集中在以下几方面:

- 1. 垄断因素。国内大多数学者都认为垄断是造成我国行业收入差距的主要因素,而这其中又以行政垄断最为学者们所诟病。傅娟(2008)⑤ 根据 2002 年全国范围 8 个行业门类数据,利用分位数回归得出教育水平和企业盈利状况只能解释一小部分行业收入差距,垄断行业高收入只能归为行政垄断的结论。陈钊等(2010)⑥ 通过基于回归方程的收入差距分解发现,行业间收入不平等对中国城镇居民收入差距的贡献越来越大,而这主要是由一些收入迅速提高的垄断行业造成的,同时他们还发现区位、教育、所有制和职业类型等对行业收入差距的贡献也在提高。
- 2. 人力资本因素。靳卫东(2007)^② 认为人力资本水平的提高和技术贸易的发展都会促进人力资本密集型技术的进步,进而增加对高等人力资本水平劳动力的需求,从而扩大了行业间的工资差距。任重、周云波(2009)[®] 通过研究也发现行业收入水平与行业内从业人员的受教育水平显著相关。
- 3. 与行业的劳动强度、复杂程度和环境有关的行业性质因素。宗文英和赵建国(2000)^⑤ 认为行业自身特点是造成行业收入差距的主要原因。张原和陈建奇(2008)^⑥ 通过对行业间工资差异的分析发现人力资本和行业特征是造成行业工资差异的主要原因,而且行业特征对形成行业收入差距的影响尤为明显。荀关玉(2005)^⑥ 认为劳动强度、劳动复杂程度和劳动环境是影响行业收入差距不可忽视的因素。

此外,国内的学者通过研究还发现市场机制、[®] 劳动生产率[®]等对行业收入差距有重要影响;张原、陈建奇(2008)认为在发达市场经济国家作用显著的工会力量放在中国来看作用并不明显。

综上所述,国内关于行业收入差距的研究大多集中 在行业收入差距形成的原因及其影响因素上,并且多是 实证分析,而在其他方面的研究相对薄弱。本文的研究 62 跳出上述主题,将视角投向经济发展过程中行业收入差距演进的轨迹,从行业收入差距的角度对倒 U 假说进行检验,并根据上述国内外文献提供的理论解释对实证结果进行进一步地阐述分析。

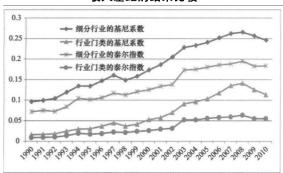
三、数据来源与变量选取

在进行行业收入差距倒 U 检验之前,首先要明确行业收入差距的测度指标。目前,由于客观数据可获得性的限制,对我国行业收入差距的测度运用较多的是行业门类层次的数据,但行业门类的划分总体上显得较为粗糙,很多有必要区分的行业差异未能充分显示出来。因此,本文认为相较于行业门类的划分,行业大类的层次划分在进行我国行业收入差距的测算中更为合适。本文对行业门类和行业大类测度的结果进行比较,从图 2 可以直观地看出,基于细分行业层面测度的基尼系数和泰尔指数分别比基于行业门类计算的基尼系数和泰尔指数

- Akerlof G. A., Yellen J. L., The Fair Wage-effort Hypothesis and Unemployment, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 105, No. 2, 1990, pp. 255-283.
- ② Schettkat R., Compensating Differentials, Wage Differentials and Employment Stability in the US and German Economies, Journal of Economic Issues, 1993, pp. 153-170.
- ⑤ Freeman R. B., Medoff J. L., The Impact of the Percentage Organized on Union and Nonunion Wages, The Review of Economics and Statistics, Vol. 63, No. 4, 1981, pp. 561 — 572.
- ① Lindbeck A., Snower D.J., Wage Setting, Unemployment, and Insider-outsider Relations, The American Economic Review, 1986, pp. 235-239.
- ⑤ 傅娟:《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》2008年第7期。
- ⑥ 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》、《中国社会科学》 2010 年第 3 期。
- ⑦ 靳卫东:《人力资本需求与工资差距:技术、贸易和收入的 影响》,《经济经纬》2007年第1期。
- ⑧ 任重、周云波:《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》2009年第4期。
- ⑤ 宗文英、赵建国:《行业收入差别及其矫正》,《经济研究参考》2000 年第 36 期。
- ⑩ 张原、陈建奇:《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》2008 年第 5 期。
- ① 荀关玉:《我国行业合理收入差距的价值判断》、《曲靖师范学院学报》2005年第1期。
- ② 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》、《数量经济技术经济研究》2003年第5期。
- ③ 张世银、龙莹:《我国收入差距扩大的影响因素及其实证分析——以行业收入变动为视角》、《经济经纬》2010年第4期。

都要大,且它们之间的差异呈逐渐拉大的趋势。这意味着我国的行业收入差距在以往的研究文献中被大大地低估了,很多需要予以区分的行业收入差别没有被充分显示出来,且时间越近,这一低估的程度越大。2010年,基尼系数和泰尔指数的低估程度分别高达 34.01%和51.34%。这种数据层面上行业收入差距测度结果的悬殊态势表明,行业门类内部各细分行业间的收入差异是难以被忽视的,采用细分行业层面的数据展开对我国行业收入差距的测度很有必要。因此,本文选取采用细分行业计算的基尼系数作为被解释变量,以 Gini 来表示。为了确保结论的稳健性,本文另外使用了泰尔指数作为被解释变量进行了实证分析。

图 2 行业门类和细分行业测度行业 收入差距的结果比较



资料来源:同图1。

基于前文的分析,本文利用 2003 年~2010 年省际面板数据进行倒 U 假说的检验。之所以选择从 2003 年开始是由于 2002 年的行业分类调整使得该年度前后的行业分类有所差别,统计口径的调整使得前后的分析很难展开,故选取《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002) 这一最新标准施行后的第一年即 2003 年作为实证分析的起点。

综合借鉴文献综述中已有的研究成果,并按照科学性和数据可得性的要求,本研究选取的主要解释变量有:经济发展水平 (pgdp),以各地区的实际人均 GDP 来表示,把各地区当期的地区生产总值用地区生产总值指数进行了处理,换算为以 2003 年为基期的价格;为了检验行业收入差距在经济发展过程中是否会呈现倒 U 型,加入了人均 GDP 的平方项;垄断程度 (monopoly),在目前经济市场化的初级阶段,我国的行业垄断程度可以从行业的国有化程度上得到体现,为了研究的方便,本文用从业人员中国有企业职工所占的比重来表示垄断程度;人力资本 (human),以各地区从业人员的人均受教育年限来表示,计算公式为,文盲占总人数比重×0+小学学历程度人数占总人数比重×6+中学学历程度人数占总人数比重×9+高中学历人数占总人数比重×12+大专以上学历人数占总人

数比重×16;行业平均利润率(r),该指标反映行业的盈利情况,可以考察效率工资理论在我国是否成立。

本研究选取的控制变量包括:劳动生产率(lbp),这 里所涉及的劳动生产率指的是全员劳动生产率,是根据 产品的价值量指标计算的平均每一个从业人员在单位时 间内的产品生产量,计算公式为,各地区生产总值/从业 人员总数;经济外向型程度,用外贸依存度(trade)和 外资占 GDP的比重(fdi)两个指标来表示,外贸依存度 是各地区按经营单位所在地来分的进出口贸易总额占 GDP 的比重(这里需要说明的是,由于进出口总额和外商直接 投资都是以美元来计算的,本文按照人民币汇率的年平均 价折算为以人民币计价);资本劳动比(k),用资本存量和 全社会从业人员的比值表示,用以衡量资本的有机构成, 其中资本存量根据张军等(2004)①的计算方法获得。

以上数据来源于相关年份的《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》。由于数据量庞大,这里只对所用数据进行概况性的展示,具体结果如表1:

表 1 变量的描述性统计

变量	单位	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
Gini	-	248	0. 239	0. 0454	0. 174	0. 732
Theil	_	248	0. 109	0. 145	0. 494	2. 333
pgdp	元	248	17946	12480	3686	68161
Monopoly	%	248	38. 47	11.35	13. 12	62. 95
Human	年	248	8. 531	1. 377	3. 031	12. 19
r	%	248	6. 376	3. 385	1. 212	22. 28
Lbp	元/人	248	37180	25152	6733	156182
Trade	%	248	34.47	43.66	3. 71	172. 15
Fdi	%	246	2. 85	2. 22	0.87	10.51
k	元/人	240	26931	23741	1696	109315

资料来源:相关历年《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》。

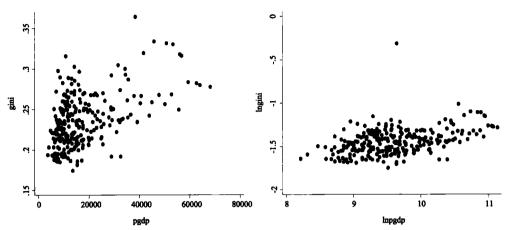
四、计量结果及其解释

在建立模型之前,本文给出被解释变量与主要解释变量的散点图,通过观察散点图,以确定模型的具体形式。从图 3 中可以看出,基尼系数和人均 GDP 之间大体上呈现正相关关系,但是这一趋势并不十分明显,尤其是在低收入阶段具有一定的发散特征。

① 上海财经大学的张学良博士按照张军等(2004)的方法把数据更新到了2005年,本文遵循他们的方法将数据补充到了2010年,http://www.cces.fudan.edu.cn/Article Detail.aspx? ID=1174。张军等:《中国省际物质资本存量估算:1952~2000》、《经济研究》2004年第10期。

图 3

基尼系数与人均 GDP 的散点图



资料来源:同表1。

通过观察散点图建立以下模型:

 $\log Gini = \beta_0 + \beta_1 \log pgdp + \beta_2 (\log pgdp)^2$

 $+\beta_3 monopoly + \beta_4 loghuman + \beta_5 r + \beta X$

鉴于采用的短面板数据特点及为了解决内生性问题,本文采用差分广义矩估计方法(Difference GMM),先做一阶差分以消除个体效应,然后利用被解释变量的滞后项与误差项差分之间的正交条件得到额外的工具变量,从而利用广义矩估计得到更有效的参数估计结果。合意的差分 GMM 估计结果,需要满足两方面的检验条件:

(a) 估计结果的一次差分方程残差项应不存在二阶序列相关,以确保滞后因变量及其他工具变量是严格外生的,对此运用 Arellano-Bond AR (1) 和 AR (2) 检验来判定,其原假设分别是不存在一阶序列相关和不存在二阶序列相关;(b) 估计结果应避免工具变量的过度识别,对此运用 Sargan 检验,其原假设为工具变量是有效的。为了验证结论的稳健性,本文用泰尔指数来代替基尼系数进行稳健性分析。作为对照,本文又分地区进行了估计。①最终的结果一并见表 2。

表 2 模型估计结果

		Intheil			
	差分 GMM	东部	中部	西部	差分 GMM
L. Ingini	0. 148 *** (12. 367)	-1.158** (-2.356)			
lnpgdp	1. 036 *** (3. 486)	28. 915 ** (2. 021)	1.231 (0.381)	3. 443 *** (4. 793)	4.509* (1.811)
lnpgdp2	-0.050***	-1.368**	-0.059	-0. 172 ***	
	(-2.834)	(-1.970)	(-0.321)	(-4.780)	(-1.671)
monopoly	-0.001 (-1.480)	0.022*** (3.317)	0.012** (2.298)	-0.001 (-0.742)	0.013 (0.726)
lnhuman	-0.533***	-0. 203	-0.277	-0. 383 ***	-1.309
	(-5.911)	(-0.167)	(-0.479)	(-7.823)	(-1.563)
	0.001	-0. 025 ***	-0.006	0.014 ***	-0.002
r	(0.408)	(-3.398)	(-1.110)	(3, 474)	(-0.288)
Inlbp	-0. 025 ***	-0. 177 ***	0.004	-0.036	-0.063**
	(-5.771)	(-4.421)	(0.045)	(-1.315)	(-2.027)
lnk	-0.061**	-0.137	0.020	0.008	−0.290 *
	(-2.109)	(-0.668)	(0. 258)	(0. 299)	(-1.779)
trade	0.000* (1.880)	-0.002 (-1.506)	0.015** (2.423)	-0.006*** (-2.982)	0.001 (0.710)

① 本文按照通行的方法将北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、辽宁划为东部地区,将山西、安徽、 江西、河南、湖北、湖南、吉林和黑龙江划为中部地区,余下的为西部地区。 64

续表

		Intheil			
	差分 GMM	东部	中部	西部	差分 GMM
fdi	-0.001	-0.012	-0.040**	0.003	-0.003
	(-0.344)	(-0.805)	(-2.072)	(0. 234)	(-0.110)
L. Intheil					0. 260 *** (3. 849)
截距	-5. 265 ***	-151. 648 ··	-8.437	-16. 619 ***	-22. 925 *
	(-3, 465)	(-2,052)	(-0.550)	(-4.939)	(-1.755)
Arellano-Bond	-1.1322	1. 2021			-1.3263
AR (1) 检验	(0. 2576)	(0, 2293)			(0. 1847)
Arellano-Bond	-0.8809	1. 3375			1. 2596
AR (2) 检验	(0. 3784)	(0. 1811)			(0. 2078)
Sargan 检验	25. 2256 (0. 1929)	18. 2354 (0. 1778)			30. 2127 (0. 2689)
拐点时的 人均 GDP (元)	31571	38561	33860	22248	34115

注: 1. ***、** 和*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下通过了检验: 2. 系数估计值所对应的括号中数值为 t 值: 3. 各种检验所对应的括号中数值为 P 值。

如表 2 所示,Arellano-Bond AR (1) 和 AR (2) 检验表明,扰动项的差分不存在二阶自相关,这意味着滞后因变量及其他工具变量是严格外生的。同时 Hansen 检验接受了工具变量有效的假设,上述检验支持了所得结果的合意性。此外,无论使用基尼系数还是泰尔指数作为被解释变量,采用差分 GMM 法估计出来的系数符号较为一致,① 这说明分析结果的稳健性较高。下面本文以基尼系数作为被解释变量的估计结果为主进行经济意义的分析:

经济发展指标人均 GDP 的一次项和二次项均在 1% 的水平上通过了显著性检验,同时一次项大于零,二次 项小于零,从图形上表现为向下开口的抛物线,这意味 着行业收入差距的变动与人均 GDP 之间呈现出倒 U 型 关系,即从行业收入差距角度验证了收入差距的倒 U 假 说。行业收入差距在经济发展过程中之所以表现出倒 U 型的变动趋势,与劳动者所从事的行业结构、行业的技 术水平以及行业的复杂程度等有密切关系。在经济发展 的起步阶段,传统农业部门占主导地位,分工简单,行 业结构简单,行业差别不大,因此劳动差别所导致的收 人差距不可能很大。随着经济发展水平的提高,现代部 门扩张, 行业构成逐渐复杂化、多样化, 行业差别也逐 渐增大, 尤其是技术水平高的行业与技术水平低的行业 之间的差距逐渐增大,因此劳动效率差别拉大,收入差 别也相应扩大。在经济发展的更高阶段,虽然分工更加 细密, 经济中行业结构更加多样化, 但这一阶段大多数 的经济活动都要求使用复杂劳动、对简单劳动的需求大 大减少甚至消失,因此技术水平高的行业与技术水平低 的行业之间差别大大缩小甚至消失,因而劳动差别在更 高水平上缩小,收入差别也随之缩小。对于何时出现拐点,利用估计出的系数对其求关于人均 GDP 的一阶导数,从而计算出了全国行业收入差距出现拐点时的人均 GDP。按照 2003 年不变价格计算的人均收入值分别为 31571 元和 34115 元,取两者之间的平均数大约为 33000元。进一步地,按照居民消费价格指数换算到 2010 年现价为 40699 元。考虑到 2010 年我国人均 GDP 按现价计算为 29992 元,按照本文的推算,到达拐点还有一段时间。2008 年之后行业收入差距的下降可看作是一次短暂的波动。综上,笔者认为行业收入差距不会再保持 2008 年之前持续上升的态势,很可能在震荡波动中缓慢上升,待到达拐点之后,行业收入差距拉大的趋势会得到根本扭转。

再将目光投向被普遍诟病的垄断因素,其估计系数为正并通过了显著性检验,这与大多数研究的结果相同。垄断性行业通过充分享受国家在投资、信贷、税收等方面的优惠政策来攫取高额利润,并将其获取的部分高额垄断利润以不同的形式分配给员工,导致了垄断行业员工的高收入。垄断,特别是行政性垄断是造成我国行业收入差距过大的一个重要因素。因此,逐步缩小行业收入差距进而缩小居民收入差距,构建和谐社会,必须坚决打破这一掣肘。这里值得一提的是,几个估计结果没有通过显著性检验甚至出现了负数的情况,这可能与所用的表征变量有关。通常情况下以行业集中度②来衡量市场的垄断程度,但由于微观基础数据的限制,本

① 垄断程度这一解释变量除外,但其未能通过显著性检验。

② 又称行业集中率,是该行业的相关市场内前 N 家最大企业 所占市场份额的总和。

文只能退而求其次,以从业人员中国有企业部门就业人员的比重来衡量垄断的程度。

人均受教育年限对行业收入差距具有显著的负效应,且系数较大,可见提高行业人力资本水平可以明显改善行业收入差距。2010年全国就业人员的人均受教育年限为9.09年,①这意味着仅仅达到九年义务教育的水平,而西部地区受教育的程度更低,与发达国家还有相当大的差距。因此,无论是从提高人力资本质量的角度还是缩小行业收入差距的角度而言,我国未来都应当继续高度重视教育,增强在教育方面的投入力度。行业平均利润率的估计系数为正,但是没有通过显著性检验,至少从本文来看,效率工资假说未能得到验证。对外贸易有拉大行业收入差距的作用,这是由于对外贸易对不同行业收入的影响方向和强度存在很大差别,从而造成行业收入差距拉大,这一结论得到了鲁晓东(2007)②的支持。

下面对分地区的回归结果进行分析。中部地区因为 只有8个省份的数据,总体来说估计的效果不是很好,人 均 GDP 及其平方项的估计系数没有通过显著性检验,但 其符号与东部和西部相同,表示分地区的估计结果仍然 支持倒 U 假说的存在。垄断在东部和中部地区确实起到 拉大行业收入差距的作用,但在西部这一作用却不明显, 这可能与西部的垄断程度较高有关。人均受教育年限的 符号均为负,意味着无论是在东部地区还是中西部地区, 人力资本水平的提高都会对行业收入差距起到抑制作用。

五、结论和政策建议

本文利用 2003 年~2010 年的省际面板数据从行业收入差距的视角对收入差距倒 U 假说进行了实证检验,得出的主要结论有: (1) 在经济发展过程中,我国行业收入差距呈现出倒 U 型的变动趋势,也即从行业收入差距的角度验证和支持了收入差距倒 U 假说; (2) 根据估计出的系数计算得出拐点将出现在以 2003 年不变价格衡

量的人均 GDP 达到 33000 元时,目前全国整体上距离到达拐点尚有一段时间,而在这期间行业收入差距将表现出震荡上升的态势;(3) 垄断因素起到了拉大行业收入差距的效应,而人力资本则恰恰相反,对行业收入差距有明显的抑制作用。

根据本文的主要结论,提出以下有针对性的政策建议,以促使行业收入差距尽快进入缩小的阶段,并从根本上扭转其持续扩大的态势。

第一,从根本上打破行业垄断。正如大家所广泛感受到的,行业垄断是我国行业收入差距的一个最主要诱因,其已饱受社会各界的诟病。要想缩小行业收入差距,必须从根本上打破行业垄断。具体包括:制定反垄断法,消除市场的准入障碍;明确界定自然垄断行业和非自然垄断行业的范围,对于自然垄断行业要最大限度地引入竞争机制,而对于非自然垄断行业,则要坚决清除各种市场准入壁垒,允许各类型企业公平地进入和退出。

第二,努力提高行业人力资本水平。主要包括:加强义务教育,并将义务教育扩展到高中阶段;加大对人力资本的投入,增加受教育的机会以及受教育的水平,加强对职工的各种职业技能培训,提高行业从业人员素质;重视对下岗人员的技能培育,增强其再就业能力;加强对低收入行业人员的培训和再教育等。

本文作者:宗振利是南开大学经济研究所博士研究 生;武鹏是中国社会科学院经济研究所博士后 责任编辑:王姣娜

- ① 根据《中国劳动统计年鉴 2011》中的数据采用前文介绍的 方法计算得出。
- ② 鲁晓东:《我国对外开放与收入差距:基于地区和行业的考察》。《世界经济研究》2007年第8期。

An Empirical Test for the Inverse-U Hypothesis of Income Gap on the View of Industry

Zong Zhenli Wu Peng

Abstract: Industry income gap became a significant force to promote residents overall income gap widening. To some extent, the trend of changes in industry income gap reflects the characteristics of changes in the residents' income gap. And the inflection point appears at the per capita GDP of 33000 yuan/person (2003 constant prices measure). In addition, the monopoly factors has the effect of widening industry income gap, by contrast human capital has a significant negative effect on industry income gap.

Key words: inverse-U Hypothesis; industry income gap; Gini Coefficient

66