

垄断对工资不平等的影响

张世伟, 刘青飞

(吉林大学 商学院/数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文基于2002年和2007年中国居民收入调查数据, 利用工资收入方程和反事实分析方法研究行业垄断势力对中国城镇居民工资不平等的影响。结果表明, 垄断行业和非垄断行业差异对中国城镇居民工资不平等贡献约占30%, 并且有逐渐扩大的趋势。垄断行业对工资不平等的影响过大不利于竞争市场的完善和发育, 因此, 要调控各类行业工资使之处于合理水平。

关键词: 工资不平等; 垄断行业; 反事实分析

中图分类号: F244 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2014)05-0010-05

一、引言

根据人力资源和社会保障部国际劳工保障研究所提供的资料, 中国行业工资差距已跃居世界之首。如此巨大的行业工资差距在很大程度上是由于市场准入方面的行政管制所致。张东生认为行政性垄断行业的收入有1/3是靠各类特许经营权获得的^[1]。准确地衡量垄断行业工资差距对中国城镇居民工资不平等的贡献, 并且提出相应的政策建议来抑制这种不合理的行业工资差距是当前学者研究的主要问题。

有关垄断行业和收入不平等关系的文章近几年逐渐增多, 但是基于垄断势力对工资不平等影响文章较少。郝大海和李璐璐^[2]研究中国向社会主义市场经济发展过程中“区域差异改革”和“国家垄断部门”两种因素对中国城镇居民收入不平等的影响。认为不同区域的资源禀赋、经济增长结构和国家垄断势力等因素都可能影响到收入分配模式的变化。王弟海^[3]以理论和图形推导的方式研究了垄断与非垄断市场和最低工资对收入不平等的影响, 认为垄断市场会加剧工

资的不平等, 但是最低工资对收入不平等的影响方向是不确定的, 取决于均衡状态下劳动需求弹性的大小、劳动力市场的势力和行业的垄断势力。陈钊等^[4]通过收入决定方程的回归计算分析了各类经济因素对行业间工资差距的影响, 并基于基尼系数的分解计算了包括垄断性因素等各类变量对不平等的贡献度, 得出了一些有意义的结论。

以前的定量研究都是基于回归和分解方法来探讨垄断势力对工资不平等影响, 主要用的是Juhn等^[5]的分解方法, 分解过程中没有明确提出其他因素对工资不平等影响。本文利用反事实的思想, 用非垄断行业工资回报率来预测垄断行业工资水平, 研究垄断势力对工资不平等的影响。

二、数据描述

本文中用的数据是2002年和2007年中国家庭住户调查数据(CHIPS), 价格平减指数参考国家统计局的宏观调查数据。通过城镇居民价格指数平减2002年至2007年的工资数据, 然后生

收稿日期: 2014-02-23

作者简介: 张世伟(1964-), 男, 吉林长春人, 教授, 博士生导师, 主要从事劳动经济学和数量经济学研究。

刘青飞(1984-), 男, 山东日照人, 博士研究生, 主要从事劳动经济学和数量经济学研究。E-mail: wanderu@qq.com

成了小时工资对数数据作为被解释变量。本文将样本限定为有工资收入并且16—60岁的成年男性和16—55岁的成年女性。将解释变量有缺失的数据删除之后，最终的样本数量是19 451个。本文利用的主要变量有小时工资对数、性别、地区、教育年限、工作经验、工作类型和工作单位类型等，其中教育年限是实际接受教育的时间而不是教育水平的虚拟变量，即教育年限的回归系数就是所谓的教育回报率。地区变量分成东部、中部和西部地区，在回归方程中生成相应的虚拟变量并且以东部地区作为对照组。职业种类变量包括负责人员、技术人员、办事人员、操作人员和其他人员等五类虚拟变量，以负责人员作为对照组。根据城镇居民的工作单位性质分为政府机关、事业单位、国有企业、集体企业、私营企业和外资企业和其他企业。同地区变量一样，也生成了相应的虚拟变量，以政府机关作为对照组。本文主要研究工人所处的行业是否存在垄断势力而将行业分为垄断行业和非垄断行业，其中按照岳希明等^[6]的划分将金融、电力、电信、烟草、石油、石化、运输和邮电等行业作为垄断行业，并且根据文中所用数据的特点加入了房地产、银行保险等行业作为补充，而将剩余的行业归并为非垄断行业。

通过比较表1中2002年和2007年中国城镇居民的工资数据可以发现，劳动个体的对数小时工资和平均教育水平都有了明显的提升，但是经验和经验平方的平均数值略微下降，劳动个体平均经验数值的减少有可能是因为受教育时间增加导致参加工作时间延后。分析其他虚拟变量可以发现，2002年和2007年这些数值变化都相对平缓，说明样本的选取比较科学和均匀。

表2中可以明显看出2002年和2007年广义熵指数中不同 α 值所代表的工资不平等指标都有一定程度的变化，根据广义熵指数定义可知其具有对称性、样本可加性、可分解性和比例不变性等特征，并且 α 越大对于分布顶端的差异敏感性越大， α 越小则对于分布底端的差异敏感性越大。通过表2可以看出，当 $\alpha=2$ 时，2007年的数值大约是2002年的2.4倍，而当 $\alpha=1$ 和 $\alpha=0$ 时两年的变化相对较小，前者增长了32.3%，后者仅仅增长了2%。通过对两年基尼系数的计算可以发现这两年的工资不平等上升了17.16%。

表1 2002年和2007年基本特征统计

解释变量	2002年	2007年
小时工资	1.2784	2.1287
教育年限	11.0514	12.0175
经验	22.2722	21.2045
经验平方	611.0104	569.3612
男性	0.5189	0.5686
女性	0.4811	0.4314
未婚	0.1140	0.1645
已婚	0.8860	0.8355
东部	0.3817	0.4948
中部	0.3516	0.3037
西部	0.2667	0.2015
负责人员	0.1214	0.2267
技术人员	0.1693	0.0719
办事人员	0.1629	0.2434
操作人员	0.2296	0.3842
其他人员	0.3168	0.0738
政府机关	0.0707	0.1403
事业单位	0.1778	0.2872
国有企业	0.2407	0.1871
集体企业	0.0501	0.0609
私营企业	0.0723	0.1815
外资企业	0.3003	0.1737
其他企业	0.0880	0.0301
逆米尔斯比	0.5197	0.3620

注：男性和女性的数值表示男性和女性个体所占的比重，婚姻、地区、职业种类和行业含义相同。本文对垄断和非垄断群体有分别的数据统计，限于篇幅未在文中列出。有兴趣读者可以来信索取。

表2 各类不平等指标的比较

不平等指标	熵指数 $\alpha=0$	熵指数 $\alpha=1$	熵指数 $\alpha=2$	基尼系数
2002年	0.3086	0.2925	0.4706	0.3672
2007年	0.3149	0.3870	1.1162	0.4302

注：本文基尼系数和国家统计局统计结果差异是由于样本的差异和统计计算方法的不同，因为本文数据是全国1%人口的抽样数据并且计算基尼系数指数利用的是工资性劳动收入数据而非总体收入数据。

基尼系数和广义熵指数都有很大变化，通过对不同分位点比值的计算也可以看出工资不平等的变化，表3是不同分位点工资水平的比值，其中代表整体工资不平等程度的指标一般用90-10分位点表示，90-50分位点和10-50分位点分别表示工资收入分布的中高收入群体工资差异与中低收入群体的工资差异，75-25、75-50和25-50表示的含义类同。通过分析表3中数值可以看出，90-10和90-50分位点工资变化情况比较

明显,其中表示总体工资不平等指标的90-10分位点这两年期间上涨了16.66%,这一涨幅和用基尼系数计算的不平等指标很接近,佐证了这两年确实存在工资不平等上升这一事实。

表3 不同分位点工资水平比值及变化

比值	90-10	90-50	10-50	75-25	75-50	25-50
2002年	5.4675	2.0312	0.3631	2.6068	1.5497	0.5942
2007年	6.3752	2.5543	0.4000	2.8012	1.6823	0.6521

进一步分析可以发现,中低工资水平差距指标10-50的变化2002年比2007年的数值小,说明在工资收入分布的中低端水平,工资不平等竟然有下降的趋势,而表示中高工资收入水平的指标90-50变化趋势正常,上升了25.75%,三个不同指标及其变化趋势和广义熵指数变化趋势是一致的,从侧面证明我们前面分析的正确性,即工资不平等变化主要是由高收入群体和低收入群体的工资水平所贡献,这也为本文继续研究垄断行业对工资不平等的影响提供了事实依据。

三、模型的设定

本文利用2002年和2007年数据作为研究样本,每年都按照两个步骤来做,即先估计劳动参与方程,然后估计工资收入对数方程,样本数据在现实生活中都有未参加劳动的个体,如果仅基于参与劳动的个体(有工资的个体)的样本估计工资方程,将可能产生样本选择偏差问题,因此应考虑个体参与决策的影响因素,本文利用Heckman两阶段估计方法修正样本选择偏差。

1. 估计劳动参与方程

$$P_{it}^* = A'_{it}\alpha_t + u_{it}$$

$$P_{it} = \begin{cases} 1 & P_{it}^* > 0 \\ 0 & P_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中, P_{it}^* 为决定个体 i 在 t 期是否劳动参与不可观测的潜在因素(如市场工资率与保留工资的差), P_{it} 为 t 期个体 i 是否劳动参与(1为参与,0为未参与), A_{it} 为可观测影响个体 i 在 t 期劳动参与的个体特征因素, α_t 为回归系数, u_{it} 表示随机误差项,且 $u_{it} \sim N(0, 1)$ 。

基于上述劳动参与方程,可以得到 t 期个体 i 的劳动参与概率为:

$$\Pr(P_{it}=1) = \Phi(A'_{it}\alpha_t) \quad (2)$$

方程(2)为标准的Probit模型,应用极大似然估计可得 α_t 的估计量 $\hat{\alpha}_t$,进而可以计算逆米尔斯比的估计量:

$$\hat{\lambda}_{it} = \frac{\varphi(A'_{it}\hat{\alpha}_t)}{\Phi(A'_{it}\hat{\alpha}_t)} \quad (3)$$

其中, $\varphi(A'_{it}\hat{\alpha}_t)$ 和 $\Phi(A'_{it}\hat{\alpha}_t)$ 为标准正态分布 $A'_{it}\hat{\alpha}_t$ 的概率密度函数和累积分布函数。基于城市工人和农民工的劳动参与方程,通过第一阶段可以计算得出逆米尔斯比的估计量 $\hat{\lambda}_{it}$ 。

2. 估计工资收入对数方程

将 $\hat{\lambda}_{it}$ 作为解释变量加入分位估计的工资方程中,就可以修正模型中的样本选择偏差:

$$\ln W_{it} = X'_{it}\beta + \hat{\lambda}_{it}\eta + \varepsilon_{it}^* \quad (4)$$

其中, η 为逆米尔斯比系数。

为了专门研究垄断势力对工资不平等的影响,本文首先判断个体所处的是垄断行业还是非垄断行业。利用工资方程先整体进行回归估计,接着预测个体的工资水平,然后对垄断和非垄断行业分别进行回归估计,单独预测每个群体的工资水平。

$$\ln W_{ijt} = X'_{ijt}\beta_j + \hat{\lambda}_{ijt}\eta + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中, i 为个体, j 为个体所处的行业类型, $j=1$ 为非垄断行业, $j=2$ 为垄断行业。

上述回归完成后,利用反事实方法用非垄断行业的回报率预测垄断行业的工资水平和分布,即假设垄断行业的群体在充分竞争的市场条件下只能得到非垄断行业的回报率,观测和计算此时垄断行业个体的工资收入水平变化情况,即回归方程(6)所示。将得到的结果和单独预测的工资分布结果相比较,通过计算各类工资不平等指标就可以得到垄断势力对工资不平等的影响。

$$\ln \widehat{W}_{2it} = X'_{2it}\hat{\beta}_1 + \hat{\lambda}_{2it}\hat{\eta}_1 + \hat{\varepsilon}_{2it} \quad (6)$$

四、实证结果分析

本文对2002年和2007年的垄断和非垄断行业分别进行了回归,其结果如表4所示。比较2002年和2007年的总体回归系数可以发现2007年的教育回报率和经验回报率都比2002年的数值大,通过系数变化可以看出性别这一变量对工资差距扩大有正向影响。这说明了人力资本中教育水平和经验对工资水平的影响越来越大。女性和婚姻这两个虚拟变量的系数是负数(2002年婚姻变量没通过显著性检验,没有代表性),说明在工资差异中女性和未婚群体将处于不利地位,并且2007年的系数仍然比2002年大(绝对值)。地区虚拟变量中相对于东部地区,中西部地区工资水平较低,变量的系数都符合模型预期,比较这两年的系数还可以看出2007年比

2002 系数变大, 这说明地区的工资差异对工资不平等也有着正向的贡献。职业种类中的负责人员和工作单位类型中的政府人员这两个虚拟变量在回归方程中作为对照变量, 其余对应变量都是负数, 这一结果表明负责人员和政府相关人员这

两类群体工资收入处于较高水平。通过横向比较可以发现, 国有企业的系数都很小, 在数据描述中确实也可以看出这类群体处于市场中垄断地位, 有较高的工资收入和福利待遇。

表 4 总体及分类回归结果

变 量	总体回归		2002 年		2007 年	
	2002 年	2007 年	非垄断群体	垄断群体	非垄断群体	垄断群体
教育年限	0.0430***	0.0506***	0.0389***	0.0446***	0.0451***	0.0482***
经验	0.0140***	0.0290*	0.0449***	0.1712***	0.0059*	0.0097*
经验平方/1 000	-0.8190***	-0.1414***	-1.1198***	-0.0239***	-0.2215***	-0.0493*
女性	-0.0177*	-0.1337*	-0.0111*	-0.0192*	-0.1551***	0.0529
婚姻	0.0069	-0.1056***	0.0090	-0.0147	-0.0800***	-0.1452***
中部地区	-0.3193***	-0.4843***	-0.2873***	-0.3804***	-0.4902***	-0.4742***
西部地区	-0.2686***	-0.4791***	-0.2567***	-0.2777***	-0.4859***	-0.4798***
技术人员	0.1050***	0.1178***	0.1031***	0.0437*	0.1208***	0.1171***
办事人员	-0.0093***	-0.1519***	0.0526*	-0.1131**	-0.1420***	-0.1579**
操作人员	-0.0755***	-0.3279***	-0.0020	-0.1909***	-0.2682***	-0.3510***
其他人员	-0.3784***	-0.3363***	-0.3073**	-0.3087***	-0.2978***	-0.2954***
事业单位	0.0524	-0.1768**	0.1399	0.0497***	-0.1536***	-0.1512***
国有企业	-0.1193	-0.1152***	-0.0149***	-0.0031***	-0.0727***	-0.0684***
集体企业	-0.3742**	-0.2817***	-0.2217***	-0.2546***	-0.2509***	-0.1780**
私营企业	-0.3825**	-0.2785***	-0.1956***	-0.2826***	-0.2376***	-0.1854***
外资企业	-0.4434***	-0.2292***	-0.3106***	-0.1737***	-0.1909***	-0.0873***
其他企业	-0.0888*	-0.4140***	0.0533	0.0320	-0.3569*	-0.3896***
逆米尔斯比	-0.4837***	-0.3413***	-0.5860***	-0.2063***	-0.3498***	-0.3854**
常数项	1.3690***	2.1828***	1.2203***	1.2229***	2.1480***	2.2068***

注: 由于经验平方项系数太小, 利用经验平方/1 000 代替, 因此得到的系数比原结果大 1 000 倍。*、** 和 *** 分别代表 5%、1% 和 0.1% 统计水平上显著, 其他家庭人口、是否户主等变量限于篇幅未在表中展示, 有兴趣学者来信索取。

非垄断行业的教育回报率和经验回报率都小于垄断行业相对应的系数, 这说明垄断行业确实有着更高的回报率。性别和婚姻虚拟变量对工资收入的影响和全部样本回归的系数方向一样, 这里就不再赘述。经验变量的系数都是正数, 经验的平方项都是负数, 2002 年和 2007 年分别回归结果可以发现这与人力资本理论相符合。通过比较表 4 中经验平方项在 2002 年和 2007 年都是垄断行业小于非垄断行业, 说明经验平方对垄断行业工资收入的影响小于对非垄断行业工资收入的影响, 这也从侧面说明处于垄断行业的群体, 由于垄断势力的存在导致其收入随经验平方下降很小的幅度。比较这两年经验的系数可以看出, 2002 年经验回报率垄断行业是非垄断行业的 3.81 倍, 而 2007 年此系数为 1.64 倍, 这说明两组群体经验回报率的差距变小。

表 4 中最下面两个变量常数项和逆米尔斯比都通过了显著性检验, 说明样本选择偏差确实存

在, 加入逆米尔斯比是完全必要的, 横向比较整个表 4 可以看出, 对于工资收入有正向影响的变量系数大部分都是 2007 年大于 2002 年, 有负向影响的变量系数方向刚好相反, 这正是由于 2007 年工资不平等程度大于 2002 年的结果所导致。

通过表 5 可以清晰地看出表 4 的回归结果所预测出来的各项不平等指标的数值, 对于单独回归方程, 由于垄断群体具有较高的收入水平, 较高的各类回报率即回归系数, 而非垄断行业刚好相反, 各自预测的结果就是各类不平等指标是三者之后最大的, 反事实预测的结果是本文最主要的部分, 因为利用非垄断行业的系数来预测处于垄断行业个体的工资收入水平其回报率必然降低, 结果也证实其基尼系数和广义熵指数是最小的, 通过计算我们可以发现反事实预测与总体预测的差值是单独预测和反事实预测差值的 27.13%, 是单独预测和总体预测差值的

37.23%，通过计算90-10分位点这三种之间的差值也可以得出，总体预测与反事实预测的90-10分位点的差值是单独预测和反事实预测差值的28.31%，所占单独预测和总体预测差值的

39.47%，从这两个具有代表性的指标可以看出，区分垄断和非垄断行业所带来的工资不平等的上升是显而易见的，工资不平等中垄断势力所造成的不平等程度大约占28%左右。

表5 2002年不同预测方式计算工资不平等指标

	90-10	90-50	10-50	$\alpha=0$	$\alpha=1$	$\alpha=2$	基尼系数
总体预测	3.6041	1.8492	0.5135	0.1206	0.1145	0.1209	0.2691
单独预测	3.8592	1.9287	0.4993	0.1231	0.1238	0.1325	0.2922
反事实预测	3.5034	1.7681	0.5047	0.1011	0.1048	0.1101	0.2605

利用2007年的回归预测值来计算工资不平等指标如表6所示，可以得出和表5很类似的结果。从结果中可以看出，2007年的工资不平等程度大于2002年的结果，其中对基尼系数的分析可以看出，反事实预测和总体预测的差值所占单独预测与反事实预测差值的比例为29.19%，而前者的差值是单独预测与总体预测差值的41.22%，这个计算结果相比2002年都有所上升，通过对比90-10分位点的变化我们可以看到相类似的比值，例如反事实预测与总体预测的

90-10分位点的差值所占单独预测与总体预测90-10分位点差值的比例为24.47%，而相对应的占单独预测与总体预测90-10差值的32.40%，这个结果和2002年的数值相比变小了。同时，通过综合比较可以发现，工资不平等的10-50分位点稳定在0.5000附近，这一点和真实值的情况相同。工资不平等及其变化在本样本中主要看基尼系数和90-10分位点的数值变化来衡量。

表6 2007年不同预测方式计算工资不平等指标

	90-10	90-50	10-50	$\alpha=0$	$\alpha=1$	$\alpha=2$	基尼系数
总体预测	3.9678	1.9728	0.4972	0.1321	0.1442	0.1537	0.2803
单独预测	4.4721	2.2023	0.4925	0.1363	0.1558	0.1602	0.3395
反事实预测	3.8044	1.8528	0.4870	0.1231	0.1298	0.1324	0.2559

注： $\alpha=0$ 、 $\alpha=1$ 和 $\alpha=2$ 分别表示广义熵指数中不同 α 取值，70-25、50-25和25-50比例限于篇幅没有报告。各类不平等指标数值都比实际值小，是因为回归拟合的缘故，但是这并不影响其相对比例和方向变化。

综合2002年和2007年的数据，可以看出垄断势力对工资不平等的影响是确实存在的，通过反事实模型的计算，进而求出具体的数值，笔者发现垄断行业对总体工资不平等的贡献大约为28%—30%。

五、结论

本文应用收入方程，通过反事实的思想和在收入方程中加入逆米尔斯比来研究垄断行业和非垄断行业中工资不平等问题，并计算垄断行业对工资不平等的具体影响。结果发现，垄断行业由于垄断势力存在，确实存在工资不平等，通过对回归结果的分析 and 各类不平等指标的计算，笔者发现垄断势力大约占工资不平等的30%左右。

本文研究和其他研究垄断势力的方法有很大不同，以往研究主要集中于基于方程回归然后分解不平等指标的方法，分解出来不同因素所占的比重，而本文基于反事实的思想可以将垄断势力作为一个整体来研究其对工资不平等的影响。

参考文献：

- [1] 张东生. 中国居民收入分配年度报告(2012)[M]. 北京:经济科学出版社,2013. 50-51.
- [2] 郝大海,李璐璐. 区域差异改革中的国家垄断与收入不平等——基于2003年全国综合社会调查资料[J]. 中国社会科学,2006,(2):110-124.
- [3] 王弟海. 垄断劳动力市场、最低工资限制和不平等[J]. 浙江社会科学,2008,(11):16-41.
- [4] 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.
- [5] Juhn, C., Murphy, K. M., Pierce, B. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill[J]. Journal of Political Economy,1993,101(3): 410-442.
- [6] 岳希明,李实,史泰丽. 垄断行业高收入问题探讨[J]. 中国社会科学,2010,(3):7-93.

(责任编辑:刘艳)