

基于面板数据模型对劳动力保护影响的实证研究

吴明琴¹, 马晶², 董志强^{1*}

(1. 华南师范大学经济与管理学院, 广州 510006; 2. 中山大学岭南学院, 广州 510275)

摘要: 从劳动力保护角度对中国劳动收入份额下降提供新的解释, 利用 2000—2012 年省级面板数据, 使用劳资争议案件中劳动者胜率作为劳动力保护程度的代理变量, 研究发现劳动保护程度的加强有助于促进劳动收入份额提升, 平均来说, 劳动力保护程度每上升 1 个百分点, 劳动收入份额大约上升 0.130 个百分点。在《劳动合同法》实施后的年份里, 劳动力保护程度对劳动收入份额的影响力大幅增加, 其系数从 0.089 增加至 0.141, 显著性水平也从 10% 上升至 5%。研究结论表明, 实施《劳动合同法》等改善劳动力保护的 policy 将有助于提高劳动收入份额。

关键词: 劳动力保护; 劳动力议价能力; 劳动收入份额; 面板数据

中图分类号: F22; O21 文献标志码: A 文章编号: 1000-5463(2016)04-0095-05

The Empirical Study of Labor Protection Based on Panel Data Estimation

WU Mingqin¹, MA Jing², DONG Zhiqiang^{1*}

(1. School of Economics and Management, South China Normal University, Guangzhou 510006, China;

2. Lingnan College, Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: A new explanation for the declining of labor income share in China is given from the perspective of labor force protection. Employing 2000–2012 provincial level panel data and using labor win rate in labor dispute cases as a proxy to measure labor force protection, it is found that labor force protection significantly improves labor income share, on average one percentage increase in labor protection would increase 0.130 percentage in labor share. After the enforcement of labor contract law in 2008, the coefficient of labor protection is increased from 0.089 to 0.141, and the significance level is increased from 5% to 10%. The policy implication could be derived from above results is that improving the implementation of the labor contract law and other policies, as ways to improve the degree of labor force protection, is helpful to increase the labor income share.

Key words: labor protection; labor bargaining power; labor income share; panel data

中国经济市场化改革以来, 取得持续的高速增长, 伴随的是劳动收入份额持续下降, 完全不符合著名的卡尔多教条, 即“要素收入份额稳定不变”。劳动收入份额持续下降一方面会压抑居民收入与消费增长, 造成内需不足, 使得中国经济增长过度依赖于投资与出口的拉动^[1]; 另一方面, 劳动收入份额的下降引致贫富差距扩大, 使得功能性收入分配失衡演变为规模性收入分配不均^[2], 激化劳资冲突与矛盾, 对经济社会的稳定发展造成严重威胁^[3]。

BENTAL 和 DEMOUGIN^[4] 指出, 自 1970 年代开

始的劳动力市场制度的变迁是 OECD 国家劳动收入份额下降的主要原因。最近 30 余年, OECD 国家普遍经历了劳动保障制度从偏向保护劳动力逐渐向自由市场的转变, 劳动力保护程度降低最终导致 OECD 国家劳动收入份额下降^[4]。特别是 20 世纪 80 年代兴起的新自由主义改革浪潮, 大幅削弱劳动市场管制, 被认为是劳动收入份额下降的重要原因之一^[5-6]。

我国从改革开放初期即着手劳动力市场改革, 到近期事业单位人事制度改革和央企高管薪酬制度

收稿日期: 2015-10-21 《华南师范大学学报(自然科学版)》网址: <http://journal.scnu.edu.cn/>

基金项目: 国家自然科学基金项目(71473089); 广东省公益研究与能力建设专项资金项目(2015A070704047); 广东省教育厅育苗工程(2013WYM0013); 广州市科技计划项目(2014Y4300024)

* 通讯作者: 董志强 教授, Email: dongzhiqiang@m.scnu.edu.cn.

改革,都试图推进“从身份到契约”的治理机制转变。在资本和劳动的契约关系中,资本天然地占据优势,这使得各地政府部门在实施法律、制定条例和履行监管职责等方面均偏向于维护资本方利益^[7]。此外,劳动合同形式化、工人待遇底层化、加班加点无偿化和法律条文废置化的现象极为严重,劳动者权益受到严重损害^[8]。在此过程中劳动力保护程度日益下降。

我国迄今没有一部明确的《就业保护法》,缺乏完善的劳动力保护政策框架,因此难以找到度量劳动力保护程度的权威指标,无法直接观测各地劳动力保护程度的变化情况。劳资争议及其解决既涉及到劳资双方的力量对比,也涉及到相关的仲裁机构的态度。因此,本文选取劳资争议中劳动者胜诉率作为劳动力保护程度的代理变量。统计显示劳动者争议胜诉率近年呈现较为明显的下降趋势。

Qi^[9]曾从马克思主义经济学视角基于案例分析指出,缺乏保护的工人谈判能力削弱是中国劳动收入份额变化的重要原因。概言之,劳动力保护程度影响劳动者在市场上的议价能力,进而影响了劳动收入份额。本文将基于中国省级层面的面板数据分析劳动力保护程度如何影响劳动者在市场上的议价能力和劳动收入份额。

1 计量模型、数据与变量

1.1 基本模型

参考劳动收入份额实证研究文献通常做法,设定以下估计模型:

$$L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 p_{i,t} + \gamma X_{i,t} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中 L 为劳动收入份额,以各省“劳动者报酬/(GDP-生产税净额)”衡量; p 为劳动力保护程度,以劳动争议案件中劳动者胜诉案件所占比例来衡量; X 为一组解释劳动收入份额的控制变量; μ_i 、 ν_t 为个体固定效应和时间固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 是残差项; α_1 代表劳动力保护程度对劳动收入份额的影响,若 $\alpha_1 > 0$,则意味着劳动者保护程度越高,劳动收入份额也会越高,反之则反。

在控制变量 X 选取上,考虑了近年研究发现的影响劳动收入份额的宏观因素,包括产业结构、政府支出比重、资本产出比、人均受教育年限、劳动力增长率、外贸依存度、外商投资比重、少年抚养比、老年抚养比、城市化率和人均 GDP,其中:产业结构用第三产业产值除以第二产业产值来衡量,财政计划支

出除以 GDP 代表政府支出比重,资本产出比是指资本存量与 GDP 的比值,外贸依存度用进出口总额除以 GDP 来度量,外商投资比重为 FDI 在 GDP 中所占比重,少年(老年)抚养比采用 15 岁以下(65 岁以上)年龄段人口与总人口的比值表征,使用城镇人口与总人口的比值来代表城市化率。

1.2 数据与变量

使用 2000—2012 年省际面板数据,共包含 30 个省市区(不包含西藏)。除非特别指出,所使用的数据均来自于《新中国六十年统计资料汇编》、《中国劳动统计年鉴》、《中国统计年鉴》以及各省市统计年鉴。所涉及变量、定义以及部分主要变量的描述性统计见表 1。其中,重庆 2000、2001 年和 2010 年抚养比数据缺失;北京 2000 年、新疆 2000 年、贵州 2001 年的劳动力保护数据缺失。

表 1 描述性统计

Table 1 Descriptive statistics

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
劳动收入份额/%	55.0	7.1	38.4	73.9
劳动力保护程度/%	51.6	14.2	7.1	100.0
产业结构	0.938	0.410	0.497	3.368
政府支出比重/%	17.7	7.9	6.9	61.2
资本产出比	2.191	0.924	0.745	4.882
人均受教育年限/年	8.174	1.001	5.440	11.836
劳动力增长率/%	1.7	2.5	-11.1	21.4
外贸依存度	0.328	0.412	0.035	1.721
外商投资比重/%	0.467	0.584	0.542	5.705
少年抚养比	0.262	0.079	0.096	0.472
老年抚养比	0.119	0.024	0.067	0.219
城市化率/%	39.0	17.2	13.9	89.3

2 实证结果

2.1 劳动力保护对劳动收入份额的影响

表 2 给出了模型 1 的回归结果,样本量为 387 个。表中第 1、2 列为分别采用随机效应和固定效应的单变量回归,第 3、4 列是在第 1、2 列的基础上加入一系列控制变量(产业结构、政府支出比重、资本产出比、人均受教育年限、劳动力增长率、外贸依存度、外商投资比重、少年抚养比、老年抚养比、城市化率和人均 GDP)的回归,第 5 列在第 4 列的基础上采用 DRISCOLL 和 KRAAY^[10]的方法对回归模型中可能存在的多重共线性和异方差等问题进行修正,第 6 列采用广义最小二乘法进行回归,在第 2、4、5 列

和第6列中控制年份固定效应和地区固定效应,第1列和第3列只控制了年份固定效应。结果显示,劳动力保护程度与劳动收入份额显著正相关,劳动力保护程度每上升1个百分点,劳动收入份额大约上升0.130个百分点。由于第5列采用稳健标准误差^[10]对面板数据可能存在的自相关、异方差与组间相关的干扰进行了修正,实证结果更为可靠,本文重点对第5列实证结果进行报告。并且,在多控制变量的不同估计方法的模型中,这一结果是很稳健的。

表2 基准回归结果

Table 2 Baseline regression results

解释变量	劳动收入份额					
	单变量 随机效应	单变量 固定效应	多变量 随机效应	多变量 固定效应	误差 修正	广义最小 二乘法
劳动力保护程度	0.105** (2.42)	0.106** (2.37)	0.104*** (2.77)	0.130*** (2.88)	0.130*** (2.92)	0.130*** (3.52)
产业结构	—	—	0.082** (2.19)	0.074 (1.30)	0.074*** (5.26)	0.074** (2.28)
政府支出比重	—	—	-0.026 (-0.16)	0.132 (0.55)	0.132 (1.26)	0.132 (0.85)
资本产出比	—	—	0.001 (0.06)	0.022 (0.67)	0.022** (2.38)	0.022 (1.40)
人均受教育年限	—	—	0.000 (0.00)	0.016 (0.43)	0.016 (0.97)	0.016 (0.70)
劳动力增长率	—	—	0.286 (1.60)	0.326* (1.88)	0.326** (2.08)	0.326* (1.94)
外贸依存度	—	—	0.046 (1.21)	0.015 (0.33)	0.015 (0.85)	0.015 (0.35)
外商投资比重	—	—	-0.010 (-1.41)	-0.011 (-1.32)	-0.011 (-1.39)	-0.011 (-1.01)
少年抚养比	—	—	0.288 (0.72)	0.376 (0.83)	0.376*** (2.84)	0.376* (1.75)
老年抚养比	—	—	-0.588 (-1.40)	-0.996* (-1.76)	-0.996*** (-5.61)	-0.996*** (-2.83)
城市化率	—	—	0.038 (0.31)	0.052 (0.34)	0.052 (0.81)	0.052 (0.59)
人均GDP	—	—	-0.143*** (-3.50)	-0.170** (-2.46)	-0.170*** (-4.23)	-0.170*** (-3.17)
F统计量	5.637	5.86(c)	33.115	176	176	1169(c)
R ²	0.016	0.016	0.432	0.753	0.753	—

注:括号内为t统计量;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著水平;使用稳健标准误差;第2列和第6列括号内为卡方统计检验。

控制变量方面,产业结构与劳动收入份额显著正相关,表明相对于第二产业,第三产业的劳动收入份额更高,这符合基本经济事实,也与白重恩和钱震杰^[11]、罗长远和张军^[12]的研究结果一致。资本产出

比的系数小于1,且显著为正,表明资本与劳动具有一定的互补关系(从长期的经济事实来看应该如此,资本越多需要雇佣的劳动也越多),且资本产出比的上升有利于劳动报酬在GDP所占份额的改善。劳动力增长率的系数显著为正,达到5%显著性水平,意味着劳动人口的增加会显著提高GDP中劳动者的收入比重。在人口年龄结构方面,少年抚养比的系数为0.376,老年抚养比的系数为-0.996,皆通过了1%显著性水平检验,表明老年抚养比的上升和少儿抚养比的下降是劳动收入份额下降的原因之一,该结论与魏下海等^[13]的结论相同。

2.2 稳健性检验 1

表2使用不同的估计方法进行回归分析,本文将使用分位数回归再次检验计量模型的稳健性。分位数回归提供了因变量在整个分布上受自变量影响的全面信息,可以更为直观地观测劳动力保护程度在不同水平上对劳动收入份额的影响。

表3是作为计量模型稳健性检验的分位数回归,样本量为387个,在回归结果中控制了年份固定效应和地区固定效应。其结果与表2基本一致:劳动力保护程度显著正向影响劳动收入份额。还发现,随着劳动收入份额的降低,劳动力保护程度对劳动收入份额的影响会逐渐消失,当劳动收入份额降低到一定程度时,劳动收入份额不再随着劳动力保护程度的下降而下降。结合劳动力保护程度和劳动收入份额均持续下降的事实,我们认为:劳动力保护程度的下降对劳动收入份额的负面作用机制并不是无穷的,它的影响力会随着劳动收入份额的下降而逐渐降低,直至没有影响。

表3 稳健性检验 1

Table 3 Robustness test 1

解释变量	劳动收入份额		
	75分位回归	50分位回归	25分位回归
劳动力保护程度	0.242*** (3.60)	0.131* (1.70)	0.033 (0.59)
地区固定效应	有	有	有
年度固定效应	有	有	有
F统计量	72	69	125
R ²	0.549	0.536	0.586

注:括号内为t统计量;***、**、*分别表示1%、5%、10%显著水平。

2.3 稳健性检验 2

前面曾提及,在我国劳动力市场制度的市场化改革进程中,与市场经济环境配套的劳动力保护机制未及时建立,进一步激化了在市场经济中普遍存在的劳资矛盾。2008年1月1日正式实施的《劳动

合同法》正是国家开始着手对市场经济下的劳动力市场进行规制,试图平衡劳资关系的法律尝试。随着《劳动合同法》的正式实施,市场经济体制下的劳动力保护制度进一步完善,劳动力保护程度的提高不仅体现在数量上,还体现在质量上。在《劳动合同法》实施后,劳动力保护程度对劳动收入份额的影响应该更大。

为了验证上述猜测,将所有的样本以 2008 年为界限分为 2 组,考虑到政策的滞后性与劳资争议解决的时限要求,第 1 组选取 2000—2008 年的数据,第 2 组选取 2009—2012 年的数据。作为补充,依据工会参与率把数据分为 2 组,把工会参与率高于均值的省市定义为工会参与率高的地区,其余则定义为工会参与率低的地区。考虑到《劳动

合同法》的实施、工会的建立都会提高劳动者的议价能力,劳动力保护程度将会提高,其质量也上升,因此,我们预计在《劳动合同法》实施后工会参与率较高的省市的劳动力保护程度的系数应该更大且更显著。具体的回归结果见表 4,在回归结果中控制了年份固定效应和地区固定效应,样本量分别是 265、119、213 和 171 个。表中第 1 列和第 2 列分别是《劳动合同法》实施前、后的实证检验。我们发现《劳动合同法》实施后的年份里,劳动力保护程度对劳动收入份额的影响力大幅增加,其系数从 0.089 增加至 0.141,显著性水平也从 10% 上升至 5%。由表 4 的第 3 列和第 4 列可见,在工会参与率较高的省市,劳动力保护程度对劳动收入份额的影响更高也更显著,符合预期。

表 4 稳健性检验 2

Table 4 Robustness test 2

解释变量	劳动收入份额			
	2000—2008 年	2009—2012 年	工会参与率低	工会参与率高
劳动力保护程度	0.089 [*] (1.88)	0.141 ^{**} (2.22)	0.039 (0.83)	0.186 [*] (1.95)
常数	1.982 ^{**} (2.26)	1.678 (0.93)	2.555 ^{**} (2.55)	-0.769 (-0.75)
地区固定效应	有	有	有	有
年度固定效应	有	有	有	有
F 统计量	39	97	135	26
R ²	0.515	0.346	0.536	0.463

注:括号内为 t 统计量;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著水平;控制变量与表 2 相同。

3 结论与启示

我国市场经济改革过程中,劳动力保障制度的建立健全速度慢于经济市场化速度,在原有计划经济劳动力保障制度消失后,市场经济体制的劳动力保障制度远未完善。虽然《劳动合同法》的出台在某种意义上意味着市场经济下新的劳动力保障制度的建立,但是受制于劳动合同形式化的现实因素,劳动力保护程度的下降趋势并未得到改善。特别是地方政府及其官员为应对增长竞赛,均采用亲和资本的发展战略,不愿或未能严格执行劳动基准维护工人权益。这种种因素导致我国劳动力受保护程度逐年下降,削弱了劳动者在与资本缔约时的议价能力。本文认为,这是我国劳动收入份额逐年下降的原因之一。利用 2000—2012 年的数据,基于面板数据的分析模型,我们发现劳动力保护程度对劳动收入份额有显著正向影响,换言之,削弱劳动力

保护会导致劳动收入份额下降。平均来说,劳动力保护程度每上升 1 个百分点,劳动收入份额可以提高超过 10 个百分点。

用分位数回归验证了上述结果的稳健性,发现劳动力保护程度的下降对劳动收入份额的负面影响会随着劳动收入份额的下降而逐渐降低,直至没有影响。在 75 分位的回归结果中,劳动力保护程度对劳动收入份额的影响显著为正,系数为 0.242。在 50 分位的回归结果中,劳动力保护程度的系数是 0.131,也显著为正。此外,按照《劳动合同法》颁布前后工会参与率的高低,将全样本分为劳动力保护程度高和劳动力保护程度低的 2 组,发现劳动力保护程度高的一组的劳动力保护程度对劳动收入份额的影响更大,也更显著。在 2000—2008 年,劳动力保护程度的系数为 0.089,而在 2009—2012 年,劳动力保护程度的系数为 0.141,更加显著。此外,在工会参与度高的企业劳动力保护程度也可以显著提高劳动收入份额。

参考文献:

- [1] 李扬, 殷剑峰. 中国高储蓄率问题探究——1992—2003年中国资金流量表的分析[J]. 经济研究, 2007(6): 14-26.
- LI Y, YIN J F. Anatomy of high saving rate of China: a analysis based upon flow of funds account of China from 1992 to 2003 [J]. Economic Research Journal, 2007(6): 14-26.
- [2] 李稻葵, 刘霖林, 王红领. GDP 中劳动份额演变的 U 型规律[J]. 经济研究, 2009(1): 70-82.
- LI D K, LIU L L, WANG H L. The U curve of labor share in GDP during economic development [J]. Economic Research Journal, 2009(1): 70-82.
- [3] DAUDEY E, GARCÍA-PEÑALOSA C. The personal and the factor distributions of income in a cross-section of countries [J]. Journal of Development Studies, 2007, 43(5): 812-829.
- [4] BENTAL B, DEMOUGIN D. Declining labor shares and bargaining power: an institutional explanation [J]. Journal of Macroeconomics, 2010, 32(1): 443-456.
- [5] SUCHANEK L. Labour shares and the role of capital and labour market imperfections [R]. Ottawa: Bank of Canada, 2009.
- [6] BASSANINI A, DUVAL R. Unemployment, institutions, and reform complementarities: re-assessing the aggregate evidence for OECD countries [J]. Oxford Review of Economic Policy, 2009, 25(1): 40-59.
- [7] 丁宁宁. “劳动(力)产权”难以作为理论创新的出发点[J]. 国际技术经济研究, 2005, 8(2): 5-9.
- [8] 常凯. 劳权保障与劳资双赢《劳动合同法》论[M]. 北京: 中国劳动社会保障出版社, 2009.
- [9] QI H. The labor share question in China [J]. Monthly Review, 2014, 65(8): 23-35.
- [10] DRISCOLL J C, KRAAY A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data [J]. Review of Economics and Statistics, 1998, 80(4): 549-560.
- [11] 白重恩, 钱震杰. 国民收入的要素分配: 统计数据背后的故事[J]. 经济研究, 2009(3): 27-41.
- BAI C E, QIAN Z J. Factor income share in China: the story behind the statistics [J]. Economic Research Journal, 2009(3): 27-41.
- [12] 罗长远, 张军. 经济发展中的劳动收入占比: 基于中国产业数据的实证研究[J]. 中国社会科学, 2009(4): 65-79.
- LUO C Y, ZHANG J. Labor income shares (LIS) in economic development: an empirical study based on China's sectoral-level data [J]. Social Sciences in China, 2009(4): 65-79.
- [13] 魏下海, 董志强, 张建武. 人口年龄分布与中国居民劳动收入变动研究[J]. 中国人口科学, 2012(3): 44-54.
- WEI X H, DONG Z Q, ZHANG J W. Population age distribution and labor income in China: based on cohort analysis [J]. Chinese Journal of Population Science, 2012(3): 44-54.

【中文责编: 庄晓琼 英文责编: 肖菁】