

DOI: 10.19361/j.er.2017.01.10

劳动报酬份额偏离程度分析

——基于劳资议价能力的视角

王展祥 龚广祥*

摘要: 基于中国 2000–2013 年 30 个省级面板数据,从劳资议价能力的视角,运用双边随机前沿模型定量估算劳动报酬份额偏离程度。研究结果表明:劳资双方的议价能力具有不对称性,资本方具有更强的议价能力,从而降低劳动报酬份额 1.78 个百分点;与中西部地区相比,东部地区劳动报酬份额相对于公正基准劳动报酬份额下偏程度更高,这与我国劳动报酬份额处于“U”型下偏阶段的既有结论相契合;影响劳资议价能力的不同因素,在导致劳动报酬份额下偏的作用效应上有所不同。一方面,我们需要重视提高劳动者议价能力进而提高劳动报酬份额,这对于强调内需和消费的经济转型具有积极意义;另一方面,劳动报酬份额提高进而提振内需和消费的作用潜力可能有限,因此强调供给和需求的供给侧结构性改革显得紧迫而必要。

关键词: 劳动报酬份额;劳资议价;基准劳动报酬份额;双边随机前沿模型

一、引言及文献评述

如何将经济发展动力由外需和投资为主转到内需和消费上来,既是迎接当前世界经济放缓、国内经济换挡减速转型挑战的需要,也是有效推动供给侧结构性改革的重要拉力。而强化内需和消费的关键则是从根本上提高劳动者报酬水平及其在国民收入中的份额,这也是十八大报告中提出的“两个同步”和“两个提高”的应有之义。新近研究表明,过去三十年世界上许多国家的劳动报酬份额均出现了明显的下降(Karabarbounis and Neiman, 2014),中国自 1978 年以来劳动报酬份额总体上亦呈下降趋势(张车伟、赵文, 2015)。与之相应,也有研究认为中国劳动报酬份额被低估。^① 既有研究多从国民收入核算角度来探讨劳动报酬份额的低估或下降问题,本研究拟从学界较少关注的劳资议价能力角度,运用双边随机前沿模

* 王展祥,江西财经大学经济学院,邮政编码:330013,电子信箱:cfe08@126.com;龚广祥,江西财经大学经济学院,邮政编码:330013,电子信箱:1170557047@qq.com。

本文获得国家社科基金青年项目“过剩条件下促进经济适度发展的结构优化理论与对策研究”(项目号:13CJL015)、江西省研究生创新专项资金项目“中部崛起战略提高了中部地区经济质量吗?——基于政策绩效评估视角”(项目号:YC2016-S214)、江西财经大学校级课题“参与垄断行业创新路径和机制改革研究”(项目号:XSI6177)的资助。感谢匿名审稿专家对本文提出的宝贵修改意见。当然文责自负。

①如华生和贾康就持此观点。详见华生,2010:《劳动者报酬占 GDP 比重被严重误读——中国收入分配问题研究报告之二》,《中国证券报》10月14日,第A21版;贾康,2010:《我国劳动者报酬占比处于中等偏上水平》,载中国新闻网,http://www.chinanews.com/cj/news/2010/05-11/2274597.shtml。

型方法定量估算劳动报酬份额偏离程度问题,事关当前内需和消费潜力的判断,进一步与中国能否通过提高内需和消费来应对世界经济放缓、促进国内经济转型升级的战略决策有关。

与本文紧密相关的既有关于劳动报酬份额的研究主要集中在两个方面:一是劳动报酬份额的测度研究,二是劳动报酬份额的影响因素研究。前者主要是依据不同核算方法,选择不同数据来源,或分省或分行业或分阶段或分部门来具体测算劳动报酬份额,并分析其变化趋势及原因(李扬、殷剑峰,2007;白重恩、钱震杰,2009;张车伟、赵文,2015)。现有研究鲜有在劳动报酬份额测度中构建其理论值,再比较理论值与其实际测算值。张车伟和赵文(2015)尽管通过CD生产函数来估算要素产出弹性以近似作为劳动报酬份额的理论值,并观察该理论值与实际数据的偏离程度,从而探讨劳动报酬份额下降是否具有合理性。但是CD生产函数隐含了要素替代弹性为1的假定,该文主要是通过证明要素替代弹性不为1这个假说来间接考察劳动报酬份额的偏离程度。而双边随机前沿函数可以较好避免假定CD生产函数要素替代弹性为1的不足,直接研究劳动报酬份额的偏离程度。这正是本文想要进行的研究工作。

有关劳动报酬份额影响或决定因素的研究文献非常丰富。多从要素投入、技术进步偏向、产业结构转换、制度环境、外商直接投资、人力资本等供给角度,或者市场扩张、全球化等需求角度,抑或劳动力市场等供求兼备角度,来探讨中国劳动报酬份额演进规律或者下降的原因及机理。李稻葵等(2009)基于要素投入视角,认为无限供给的劳动力使得对劳动力需求和劳动生产率的增长速度都远远快于劳动工资增长速度,进而导致劳动报酬份额不断下降。按照这一逻辑,即劳动报酬份额在具有二元经济特征的发展中国家呈现U型演变规律,分别对应剩余劳动力转移的初期、中期和后期。照此结论,结合刘易斯二元经济理论,不难理解,劳动报酬份额在先下降而后上升阶段,对劳动者而言都是有利的,因为其生活水平都在不断改善。

与此观点相反,多数研究认为中国劳动报酬份额在朝着不利于劳动者的方向下降,并从不同角度探讨其原因。技术进步偏向说认为技术进步偏向和资本相结合,进而降低了劳动报酬份额(黄先海、徐圣,2009;陈宇峰等,2013)。产业结构转换论则认为具有较高劳动报酬份额的第一产业劳动力向具有较低劳动报酬份额的第二和第三产业的转移,使得整体劳动报酬份额下降(罗长远、张军,2009;白重恩、钱震杰,2009),抑或重工业偏向的经济结构限制了就业,并最终导致劳动报酬份额下降(范从来、张中锦,2012)。此外,追逐低劳动力成本的外商直接投资(罗长远、张军,2009)、要素市场分割(王宋涛等,2016)、金融抑制(林志帆、赵秋运,2015)、垄断和国有企业改制(伍山林,2011)、税负以及贸易自由化等制度环境(白重恩、钱震杰,2010;余森杰、梁中华,2014)负向影响劳动报酬份额。整体而言,现有关于劳动报酬份额下降的影响因素文献尚较少直接从劳资双方议价能力视角来分析劳动报酬份额下降,更鲜有文献从劳资议价能力角度来探讨劳动报酬份额的偏离程度问题。

也有部分劳动报酬份额影响因素研究文献涉及到劳资议价能力。如罗长远和张军(2009)在研究中发现FDI不利于劳动报酬份额提高,因为地方政府为招商引资而竞争弱化了劳动者的谈判地位,进而抑制了劳动报酬份额上涨的空间。黄俊立和黄玖立(2016)从产能利用率角度,研究认为在劳资议价机制灵活有弹性的条件下,随着产能利用率的提高,劳动报酬份额基本稳定;反之,劳动报酬份额就会下降。魏下海等(2013)则假定工会工资率高于市场工资率,工会导致企业劳动生产率比企业工资率增长更快,所以劳动报酬份额下降。

此外,还有研究文献从货币政策(林志帆等,2015)、经济波动(马草原、王美花,2015)、全球化(汤毅、罗长远,2016)以及市场分割(王宋涛等,2016)等不同角度分析劳动报酬份额下降的原因,并提及劳资议价能力。少部分研究成果强调了劳资议价能力在决定劳动报酬份额中的重要性(龚刚、杨光,2010;唐东波,2011),但主要是从导致劳动报酬份额下降原因的探讨上来进行研究,没有关注劳动报酬份额的偏离问题。

本文可能的意义和创新主要体现在:(1)在不先验性地对劳动者和资本方议价能力做出判定的前提下,建立一个基于劳资议价视角下的公正的基准劳动报酬份额,然后基于此判断我国实际的劳动报酬份额是偏高还是偏低。这样既可以避免不同经济发展阶段的直接对比的偏差,又避免了不同国情、劳动报酬份额计算统计口径的偏差。(2)本文旨在以劳资议价能力为主线,将影响劳资议价能力进而影响劳动报酬份额的多个因素纳入到一个分析框架下,重点关注影响劳资议价各因素的最终净效果是对劳动者有利,还是对资本方有利。(3)对当前强调内需和消费以促进经济持续增长的经济政策提出一点不同的看法,在某种程度上为供给侧结构性改革提供了依据。

本文结构安排如下:第二部分对议价能力的影响因素及其如何作用于劳动报酬份额进行解释,第三部分构建劳资双方议价能力测度模型,第四部分为指标说明和数据来源,第五部分为实证检验及结果解释,最后为结论和政策建议。

二、议价能力是影响劳动报酬份额的中间渠道

根据新古典经济学理论,在完全竞争的市场中,劳动者的劳动报酬在长期看是均衡的,而现实中,劳资双方议价能力会显著影响劳动报酬份额。由于劳资双方议价能力存在差异,资本方会压低劳动报酬,出现利润侵蚀工资的问题(罗长远、张军,2009),从而降低了劳动报酬份额。在劳资议价市场上,在议价能力有限的前提下,劳动者与资本方共同分配着各种影响议价能力的因素,当资本方议价能力比劳动者强时,资本方就会通过压低劳动报酬来降低成本,获取劳动者剩余,导致劳动者获得的劳动报酬份额低于“公正的基准劳动报酬份额”。反之,劳动者就会获取资本方的剩余,其得到的劳动报酬份额高于“公正的基准劳动报酬份额”。我国劳动报酬份额偏低的主要原因可能在于劳资议价能力差异,这正是本文分析的视角。

议价能力影响劳动报酬份额,那么影响议价能力的因素又有哪些?“公正的基准劳动报酬份额”是影响议价能力一系列因素 X 共同作用的综合结果。在理论上为了建立公正的劳动报酬份额,必须尽可能地将各影响因素纳入到 X 中,防止出现遗漏变量及内生性等问题。综合理论思考、数据可得性以及现有文献的经验分析结论,我们主要从资本市场、全球化、劳动力市场、产业结构和制度等方面进行考察。

资本市场因素。主要包括资本深化水平和金融发展水平。资本深化水平对劳资议价有直接影响。当资本存量较低时,为了增加资本形成,必须弱化劳动者的议价能力;反之,劳动者的议价能力会更强(Diwan,2000)。另一方面随着资本深化水平的提高,相对于成本较高的劳动力,资本方可能更倾向于使用资本,又不利于劳动者议价能力提升,劳动报酬份额反而会降低(黄先海、徐圣,2009)。金融发展水平较低,在普遍受到融资约束的情况下,一方面因为稀缺资本方具有较强议价能力,有较强动机为节约成本而压低劳动报酬;另一方面又因资本成本较高而倾向于使用相对廉价的劳动力,有利于提高劳动者议价能力。金融发展水平随银行扩张而提高时,一方面,降低了资本的稀缺性而有利于劳动者议价能力提高,进而

提升劳动报酬份额;另一方面,由于资本的丰裕,资本的使用成本降低,企业更倾向于使用相对廉价的资本,进而降低劳动者议价能力及整体劳动报酬份额。

全球化因素。主要包括对外贸易程度和外商直接投资水平。对外贸易方面,若进口产品多为半成品,将会增加劳动力的需求,进而利于提高劳动者的议价能力,降低劳动报酬份额;若多为成品,则会冲击就业市场,削弱劳动者议价能力,降低劳动报酬份额。同理,若出口产品更多偏向劳动密集型,则有利于提高劳动报酬份额;反之,将削弱劳动者的议价能力,降低劳动报酬份额。外商直接投资,一方面会缓解我国资本的稀缺性,降低资本方的议价能力;同时外商直接投资有利于增加就业机会,提高劳动者议价能力。另外,由于我国各地区之间为GDP政治锦标赛而恶性竞争,又可能会降低劳动者议价能力。有关实证研究结果也证明了出口及外商直接投资对劳动报酬份额的正负影响(李卓、李智娟,2014;罗长远、张军,2009)。

劳动力市场因素。主要包括劳动力的供求状况、人口结构和劳动力质量等,在需求既定的情况下,劳动力供给越多,其议价能力越弱,劳动报酬份额会越低;反之,劳动议价能力越强,劳动报酬份额越高。因此,农村剩余劳动力水平越低、失业率越低,劳动者越具有谈判优势,进而有利于提高劳动报酬份额(龚刚、杨光,2010)。适龄劳动人口所占比重越低,意味着劳动力越稀缺,越有利于提高劳动者议价能力,增加劳动报酬份额;另一方面,人们也更偏向于高储蓄,通过影响生产的资本集约程度,进而降低劳动报酬份额(魏下海等,2012)。人力资本因素对劳动报酬份额的影响有两个方向:受教育水平越高,劳动力的边际产出越大,相应的劳动报酬份额也越多;受教育水平越低,越倾向于和资本结合,越不利于劳动报酬份额的提升(Diwan,2000)。

产业结构因素。随经济发展和人均收入水平的提高,劳动力、产值会在不同地区、不同部门、不同产业、不同所有制企业之间发生变化。其中最核心的变化就是产值和劳动力在产业之间的变化。结合中国的现实情况,许多研究表明,改革开放以来中国经济由劳动报酬份额较高的农业部门向劳动报酬份额较低的非农业部门的转型是导致我国劳动报酬份额下降的原因(罗长远、张军,2009;白重恩、钱震杰,2009;龚刚、杨光,2010)。伴随中国剩余劳动力从农业源源不断向非农产业的流出,劳动议价能力较弱的农民工工资多年处在低水平徘徊。相信随着产业进一步转型,劳动者在企业盈利后谈判能力会不断增加,劳动报酬份额将结束U型下降而迈入上升通道(李稻葵等,2009)。

制度因素。制度包括制度环境通过直接影响剩余分配或通过影响劳资双方谈判能力间接影响劳动报酬份额。国有企业改制弱化了劳动者议价能力,而产品市场垄断势力的增强则强化了资本的议价能力,理论上将会导致劳动报酬份额下降(白重恩等,2008)。魏下海等(2013)研究发现,较之政协委员,企业主为人大代表的政治身份在与员工的工资谈判中具有更强的地位,因此得到的政治关系租金更多。而劳动者很难分享政治关系租金,因此劳动报酬份额越低。

三、劳资双方议价能力测度模型

本部分主要对劳动报酬份额的形成、双边随机前沿函数、劳动者单边剩余、资本方单边剩余及劳资双方议价净剩余的公式进行推导和介绍。假定在劳资议价的市场中,劳资双方

最终形成的实际劳动报酬份额可以表示为(1)式:^①

$$L_s = \underline{L}_s + \eta(\bar{L}_s - \underline{L}_s) \quad (1)$$

(1)式中: $\underline{L}_s$ 是劳动报酬的最终份额, $\underline{L}_s$ 是劳动者可以接受的最低劳动报酬份额, $\bar{L}_s$ 是资本方支付的最高劳动报酬份额。 $\eta(0 \leq \eta \leq 1)$ 用来度量劳资双方的议价能力,因此, $\eta(\bar{L}_s - \underline{L}_s)$ 反映了劳动者通过拥有的议价能力所获取的剩余。

为了在模型(1)中能够同时把劳资双方在议价过程中的议价能力体现出来,对(1)式进行分解。先定义在 x 给定条件下的“公正”的基准劳动报酬份额为 $\mu(x) = E(\theta|x)$,这里 θ 是无法知道但又客观存在,并且总是符合: $\underline{L}_s \leq \mu(x) \leq \bar{L}_s$ ^②。因此劳资双方议价过程中资本方的预期剩余为 $(\bar{L}_s - \mu(x))$;劳动者的预期剩余为 $(\mu(x) - \underline{L}_s)$ 。

劳资双方预期剩余大小将依赖于他们的讨价还价能力。下面将式(1)的这些剩余的定义重新表述为:

$$\begin{aligned} L_s &= \mu(x) + [\underline{L}_s - \mu(x)] + \eta[\bar{L}_s - \mu(x)] - \eta[\underline{L}_s - \mu(x)] \\ &= \mu(x) + \eta[\bar{L}_s - \mu(x)] - (1 - \eta)[\mu(x) - \underline{L}_s] \end{aligned} \quad (2)$$

通过(2)式可以看出,劳动者可以通过获取资本方的预期剩余的一部分来提高劳动报酬份额,所获取剩余为 $\eta[\bar{L}_s - \mu(x)]$,同样资本方可以通过获取劳动者剩余的一部分来降低劳动报酬份额,所获取剩余为 $(1 - \eta)[\mu(x) - \underline{L}_s]$ 。

(2)式由三部分构成: $\mu(x)$ 表示“公正”的基准劳动报酬份额,我们称为基准劳动报酬份额; $\eta[\bar{L}_s - \mu(x)]$ 为劳动者藉由自己的议价能力所获取的剩余; $(1 - \eta)[\mu(x) - \underline{L}_s]$ 为资本方凭借其议价能力所获得的剩余。

用劳资双方净剩余 $NS = \eta[\bar{L}_s - \mu(x)] - (1 - \eta)[\mu(x) - \underline{L}_s]$ 来度量劳动报酬份额形成过程中劳资双方议价的综合效应。其中,劳动者议价能力正向作用于劳动报酬份额,资本方议价能力负向作用于劳动报酬份额。我们可以将劳动报酬份额模型(2)简写为如下形式:

$$L_{s_i} = \mu(x_i) + \xi_i, \quad \xi_i = w_i - \mu_i + \nu_i \quad (3)$$

这样模型就转换为一个双边随机前沿模型。其中 $\mu(x_i) = x_i'\beta$, β 是将要估计的参数向量, x_i 是样本特征, $w_i = \eta_i[\bar{L}_{s_i} - \mu(x_i)] \geq 0$; $\mu_i = (1 - \eta_i)[\underline{L}_{s_i} - \mu(x_i)] \geq 0$; ν_i 是常规意义上的随机干扰项。 w_i 为劳动者通过获取资本方的预期剩余来提高劳动报酬, μ_i 为资本方通过获得一部分劳动者剩余来降低所支付的劳动报酬。

为了同时测度参数 β 向量和劳资双方所获取的剩余部分,我们采用最大似然估计方法(MLE)来估计模型(3)。由前述分析和模型(3)的设定可知,干扰项 μ_i 与 w_i 具有单边分布的特征,因此,假设 μ_i 和 w_i 服从指数分布,即:

$$\mu_i \sim i.i.d. \text{Exp}(\sigma_u, \sigma_u^2), w_i \sim i.i.d. \text{Exp}(\sigma_w, \sigma_w^2) \text{③}; \text{对于干扰项 } \nu_i, \text{假设其服从正态分布,即}$$

①本文的建模思想主要参考卢洪友等(2011)。

②许多国外研究都先验地设定其服从已知的分布(Flinn, 2006),但由于本文研究的劳动力市场很难先验性地找到一个“公正合理”的劳动报酬份额,因此,我们假设事先不可以知道,但客观存在。该劳动报酬份额由劳资议价决定,即后文得到的基准劳动报酬份额。

③当然,也可以设定 μ_i 和 w_i 服从其他类型单边分布,如伽马分布等。Kumbhakar和Lovell(2000)研究表明采用不同的分布假设对结果并没有实质性的影响,为此,本文在实证中采用指数分布。

$v_i \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$ 。同时,假设 v_i 、 μ_i 和 w_i 之间彼此独立,且均独立于个体特征 x_i 。对于包含 n 个观测值的样本而言,对数似然函数可表述如下:

$$\ln L(X; \theta) = -n \ln(\sigma_\mu + \sigma_w) + \sum_{i=1}^n \ln [e^{a_i} \Phi(c_i) + e^{b_i} \Phi(h_i)] \quad (4)$$

(4)式中: $a_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_\mu^2} + \frac{\xi_i}{\sigma_\mu}$; $b_i = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2} - \frac{\xi_i}{\sigma_w}$; $h_i = \frac{\xi_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_w}$; $c_i = \frac{\xi_i}{\sigma_v} - \frac{\sigma_v}{\sigma_\mu}$; $\theta = [\beta, \sigma_v, \sigma_\mu, \sigma_w]'$ 。 $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布的累积分布函数。通过对数似然函数的最大化,可获得所有参数的极大似然估计值。本文重点关注的是劳动者和资本方通过掌握的信息程度所获得的剩余,可以分别得到 μ_i 和 w_i 的条件期望,我们直接给出两者的估计式:

$$E(1 - e^{-\mu_i} | \xi_i) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \cdot \frac{[\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \exp(\frac{\sigma_v^2}{2} - \sigma_v c_i) \Phi(c_i - \sigma_v)]}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \quad (5)$$

$$E(1 - e^{-w_i} | \xi_i) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \cdot \frac{[\Phi(c_i) + \exp(b_i - a_i) \exp(\frac{\sigma_v^2}{2} - \sigma_v h_i) \Phi(h_i - \sigma_v)]}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \quad (6)$$

其中, $\lambda = \frac{1}{\sigma_\mu} + \frac{1}{\sigma_w}$ 。进一步,可以将议价过程中的净剩余 NS 表示为:

$$NS = E(1 - e^{-w_i} | \xi_i) - E(1 - e^{-\mu_i} | \xi_i) = E(e^{-\mu_i} - e^{-w_i} | \xi_i) \quad (7)$$

四、指标说明与数据来源

本文的研究以中国省级面板数据为基础,时间跨度为 2000—2013 年中国内地的 31 个省、直辖市和自治区,西藏自治区由于缺少较多年份数据暂不考虑,这样我们的样本横截面单元为 30 个。^① 结合第二部分的理论解释,考虑到既有研究的通行做法以及数据的可获得性,我们主要从资本市场、全球化、劳动力市场、产业结构和制度五个方面选取 11 个指标。具体指标选取及说明如下。

劳动报酬份额 ($\ln Ls$), 用劳动报酬除以 GDP, 按百分数取其分子的自然对数值。资本深化 ($\ln zbcz$), 是资本存量与产出的比值, 取其分子自然对数值。金融发展 ($\ln jr$) 用年末存贷款总额占 GDP 的比值表示, 取其分子的自然对数值 (Diwan, 2000; 黄先海、徐圣, 2009)。由于资本深化和金融发展对议价能力作用的方向是双向的, 所以最终对劳动报酬份额的影响方向待定。

对外贸易程度 ($\ln jckzb$), 用进出口贸易额占 GDP 的比重表示, 取其分子的自然对数值, 外商直接投资 ($\ln fdizb$), 用 FDI 占 GDP 的比值表示, 取其分子的自然对数值。这两个指标对议价能力作用也是双向的, 所以最终对劳动报酬份额的影响方向待定。

农村剩余劳动力水平 ($\ln ncsyldl$), 用 (1-年末城镇人口占总人口之比) 表示, 取其分子的自然对数值; 失业率 ($\ln syl$) 用城镇登记失业率表示, 取其分子的自然对数值; 抚养比 ($\ln fjb$),

^①考虑到四川与重庆数据整合问题以及 2014 年以后市场化指数指标构成的调整, 再结合公布的 GDP 平减指数年份以及平衡面板的需要, 我们最终使用 2000—2013 年数据。我们使用 1998—2013 年以及 1991—2013 年的数据分别做过非平衡面板实证分析, 所得结论和使用 2000—2013 年数据基本一致。

用少儿抚养比和老年抚养比之和表示,取其分子的自然对数值。人力资本($\ln rz$),本文用大专及以上人口占总人口比重表示,取其分子的自然对数值。预期这四个变量最终对劳动报酬份额的影响方向待定。

产业结构($\ln sczb$)本文用第三产业产值除以第一产业产值表示,取其分子的自然对数值。产业结构的服务化水平越高,越有利于劳动者议价能力提升,进而提高劳动报酬份额;反之,则不利于提高劳动报酬。所以预期最终对劳动者报酬份额的影响方向为正。

市场化水平($\ln sch$)用樊纲构建的市场化指数取其对数,后续没有公布的年份,进行了外推,其市场化指数构建,更多地体现政府对经济的干预程度及其所有制结构变动,非常契合制度因素(白重恩等,2008;李稻葵等,2009)。随着国有企业的改革,劳动力供给的正向冲击和“工资侵蚀利润”的现象扭转,所以预期最终对劳动报酬份额的影响方向为负。

上述变量中,抚养比(fyb)、人力资本(rz)与外商直接投资($fdizb$)、对外贸易($jckzb$)、产业结构高级化($sczb$)指标数据来源于历年《中国统计年鉴》和国泰安数据库;劳动报酬份额(Ls)、失业率(syl)指标数据来源于国家统计局;农村剩余劳动力($ncsyldl$)数据来源于《中国统计年鉴》和中经网数据库;金融发展(jr)数据来源于金融年鉴、Wind等;省级资本存量数据按照单豪杰(2008)的方法推算获得,市场化指数来自樊纲的报告。各变量的描述性统计量见表1。

表 1 变量描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Ls	420	0.470	0.063	0.314	0.470	0.662
$zbczb$	420	2.119	1.054	0.263	1.838	6.069
sch	420	6.809	2.330	2.370	6.585	13.930
jr	420	2.503	0.869	1.279	2.385	6.662
$fdizb$	420	0.025	0.021	0.001	0.018	0.097
$jckzb$	420	0.328	0.411	0.036	0.131	1.721
$ncsyldl$	420	0.522	0.153	0.104	0.551	0.767
syl	420	0.036	0.007	0.008	0.037	0.065
fyb	420	0.380	0.074	0.193	0.383	0.576
rz	420	0.080	0.056	0.018	0.065	0.412
$sczb$	420	0.389	0.071	0.274	0.380	0.765

五、实证分析与解释

本部分先对模型设定及基准劳动报酬份额影响因素进行分析,在此基础上,对总方差进行分解,进而测度因劳资双方议价能力不同而导致的不同剩余规模,最后分析各因素的影响差异。

(一) 模型设定及基准劳动报酬份额的影响因素

我们对劳动者和资本方在劳动报酬份额形成中的议价能力进行分析。表2给出了基于双边随机前沿方法估计得到的回归结果。在表2中,模型1进行OLS估计,模型2-6均进行双边随机前沿下MLE估计,同时在模型2中附加了约束条件 $\ln \sigma_{\mu} = \ln \sigma_w = 0$ 。模型3为不考虑个体效应与时点效应的双边随机前沿下MLE估计。与模型3相比,模型4是控制年份因素的双边随机前沿下MLE估计。与模型4相比,模型5是控制了地区因素的双边随机前沿下MLE估计。进一步模型6为既控制年份因素又控制地区因素的双边随机前沿下MLE估

计,由嵌套似然比检验可知,无约束模型6设定最为合理,故本文后续部分主要基于模型6的变量以及测度结果进行分析。

表2 议价能力效应模型估计

自变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
<i>lnzbczb</i>	-0.003 (-0.275)	0.002 (0.245)	0.003 (0.241)	0.011 (1.056)	-0.067* (-1.769)	-0.083** (-2.099)
<i>lnsch</i>	-0.003 (-0.144)	-0.000 (-0.020)	0.010 (0.427)	0.008 (0.241)	-0.138*** (-3.223)	-0.134* (-1.949)
<i>lnjr</i>	0.002 (0.054)	-0.022** (-2.634)	-0.007 (-0.258)	-0.009 (-0.309)	0.245*** (6.064)	0.329*** (6.927)
<i>lnfdizb</i>	-0.005 (-0.627)	-0.008** (-2.217)	-0.004 (-0.532)	-0.003 (-0.457)	0.021** (2.555)	0.022*** (2.663)
<i>lnjckzb</i>	-0.030*** (-3.104)	-0.042*** (-13.087)	-0.034*** (-3.684)	-0.023** (-2.185)	-0.099*** (-6.076)	-0.074*** (-4.402)
<i>lnncsyldl</i>	0.119*** (3.552)	0.078*** (6.787)	0.116*** (3.798)	0.144*** (4.639)	-0.291*** (-3.181)	-0.172* (-1.833)
<i>lnsyl</i>	-0.045 (-1.590)	-0.079*** (-4.845)	-0.049* (-1.794)	-0.008 (-0.281)	-0.027 (-0.851)	0.098** (2.365)
<i>lnfyb</i>	0.201*** (4.432)	0.253*** (18.529)	0.242*** (5.523)	0.240*** (5.764)	0.034 (0.615)	-0.016 (-0.277)
<i>lnrz</i>	0.001 (0.036)	-0.023*** (-3.036)	0.004 (0.205)	0.005 (0.197)	-0.051** (-2.184)	-0.028 (-1.249)
<i>lnsczb</i>	0.385*** (7.547)	0.438*** (19.410)	0.424*** (8.256)	0.461*** (9.392)	0.174*** (3.943)	0.209*** (4.930)
<i>_cons</i>	1.404*** (4.149)	1.407*** (10.954)	1.100*** (3.339)	0.746** (2.252)	3.553*** (6.250)	2.665*** (4.602)
<i>Year dummies</i>	-	-	-	控制	-	控制
<i>Area dummies</i>	-	-	-	-	控制	控制
Adj- <i>R</i> ²	0.385	-	-	-	-	-
Log likelihood	350.623	-325.577	356.917	385.627	509.716	548.346
chi2	-	-	1 364.989	1 422.408	1 670.587	1 747.847
<i>P</i> -Value	-	-	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>N</i>	420	420	420	420	420	420

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1%水平下显著,括号内为 *t* 值。

由表2可知,农村剩余劳动力越多,越不利于提高劳动报酬份额;金融发展水平越高、外商直接投资越多、产业高级化水平越高,越有利于提高劳动报酬份额。失业率为劳动报酬份额有正向作用,这可能与下面两个因素有关:一是与选取的数据有关,这里的失业率并非真正意义上的全国各个省份所有人员的失业率,只是城镇登记失业率;另一个原因可能是这里的失业率是自愿失业率。总抚养比和人力资本对劳动报酬份额作用效果不明显,可能的原因是总抚养比和人力资本对劳动报酬份额的影响相互抵消。一方面抚养比越高,人们会更倾向于高储蓄行为,进而影响资本丰裕度,在劳动和资本可以相互替代的情况下,资本的丰裕度又反过来降低劳动报酬份额。另一方面抚养比越高,意味着劳动力越稀缺,反而有利于提高劳动者议价能力,在两种力量的双重作用下,最终对劳动报酬份额无影响。人力资本因素对劳动报酬份额作用效果不明显,一方面高质量的人力资本越倾向于和技术、资本结合,另一方面人力资本的提高可以提高议价能力,在两种力量的双重作用下,最终对劳动报酬份

额无影响。

(二) 方差分解:劳动报酬份额形成中劳资议价测度模型的解释能力

从表 3 可以看出,相对于劳动者,资本方具有更强的议价能力。从综合水平来看,劳资双方议价形成的劳动报酬份额相对于基准的劳动报酬份额是处在下偏状态。同时,劳动报酬份额形成因素中没有办法解释总方差 $\sigma_v^2+\sigma_\mu^2+\sigma_w^2$ 为 0.0047,这其中 79.41%由劳资双方议价因素所贡献;而在劳资双方对劳动报酬份额形成的总影响中,资本方相对于劳动者几乎处于一个绝对的优势地位,达 71.72%;劳动者在劳资议价中的总影响仅为 28.28%。因此,整体上来看,劳动者在劳资议价过程中处于弱势地位,最终形成较低的劳动报酬份额。

表 3 劳动报酬份额形成的议价能力因素分析

	变量含义	符号	测度系数
劳动报酬份额议价机制	随机误差项	σ_v	0.0311
	资本方议价能力	σ_μ	0.0517
	劳动者议价能力	σ_w	0.0324
方差分解	随机项总方差	$\sigma_v^2+\sigma_\mu^2+\sigma_w^2$	0.0047
	总方差中讨价还价因素影响比重	$\frac{(\sigma_\mu^2+\sigma_w^2)}{(\sigma_v^2+\sigma_\mu^2+\sigma_w^2)}$	79.41%
	资本方议价能力影响比重	$\frac{\sigma_\mu^2}{(\sigma_\mu^2+\sigma_w^2)}$	71.72%
	劳动者议价能力影响比重	$\frac{\sigma_w^2}{(\sigma_\mu^2+\sigma_w^2)}$	28.28%

(三) 劳动者剩余与资本方剩余的估计

1. 样本总体估计结果

选择表 2 中的模型 6,使用(8)式和(9)式分别估算劳动者与资本方各自的剩余,即 $E(w|\xi)$ 和 $E(\mu|\xi)$ 。通过表 4 可以看出,平均而言,劳动者通过劳资议价中拥有的议价能力,使得所获劳动报酬份额高出基准份额 3.14%;而资本方通过拥有劳资议价中的议价能力而获得的剩余能够使劳动报酬份额降低 4.92%,这种相对悬殊的议价能力使得实际劳动报酬份额比公正的基准劳动报酬份额低了 1.78 个百分点。

表 4 后三列报告了劳动者剩余和资本方剩余以及劳资双方在不同分位点上的分布情况,表明劳资双方议价能力在不同的劳动报酬份额水平上具有较强的差异性,即在劳资双方议价过程中,并不是所有的劳动者都处于劣势地位,在第一个四分位数(Q1)劳动报酬份额水平上,劳资双方议价的结果是劳动报酬份额相对于公正的基准劳动报酬份额降低了 3.59 个百分点。然而,从第三个四分位(Q3)的统计结果来看,另有 $\frac{1}{4}$ 的劳动者,劳资双方议价的结果则是劳动者报酬份额相对于基准劳动报酬份额上涨了 1.01 个百分点。

表 4 议价中资本方和劳动者获得的总剩余

变量	平均值(%)	标准差(%)	Q1(%)	Q2(%)	Q3(%)
劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	3.14	2.14	2.03	2.37	3.42
资本方 $\hat{E}(1-e^{-\mu} \varepsilon)$	4.92	3.75	2.41	3.51	5.62
净剩余 $\hat{E}(e^{-\mu}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.78	4.98	-3.59	-1.14	1.01

图 1 是劳动者剩余,图 2 是资本方剩余,图 3 是劳动者剩余与资本方剩余二者之差的净

剩余分布图。由图1和图2的图形特征可以看出,无论是劳动者剩余频数分布直方图还是资本方剩余频数分布直方图,其分布都呈现出向右拖尾,意味着只有少数劳动者或资本方在劳资议价过程中处于绝对强势地位,这也与现实感受和一般常识相吻合。

由图3中净剩余的分布特征可以看出,实际上,并非所有劳动者在议价过程中都处于绝对的劣势地位。统计结果表明,大约有30%劳动者的净剩余大于零,意味着他们事实上提高了劳动者报酬份额。这同时也意味着,70%左右的劳动者都被迫接受了低于基准劳动报酬份额的事实。整体而言,在劳资双方议价的过程中,相对于劳动者而言资本方具有更强的议价能力,并最终压低劳动报酬份额,提高资本报酬份额。

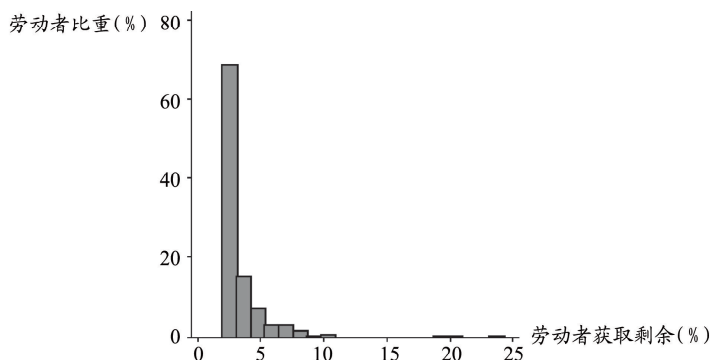


图1 劳动者剩余频数分布图

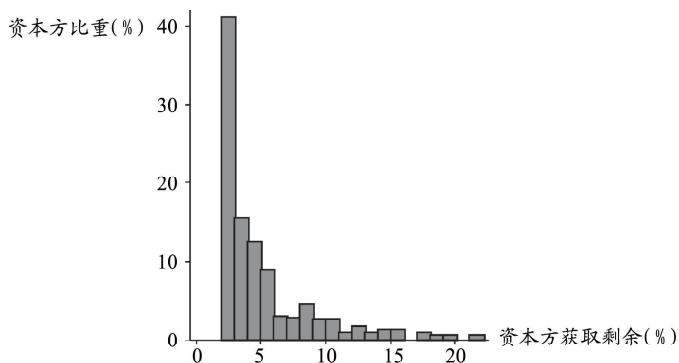


图2 资本方剩余频数分布图

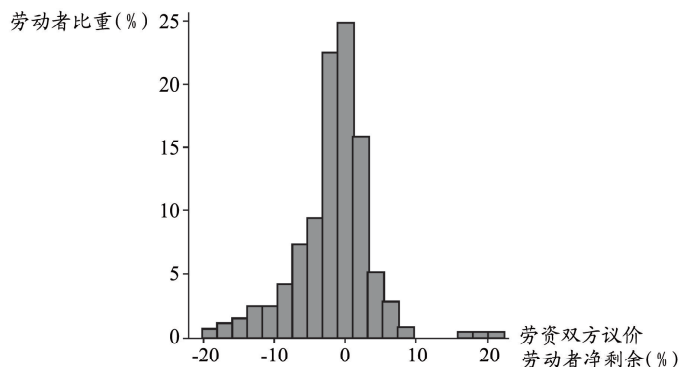


图3 净剩余频数分布图

表 5 为分区域劳资双方所获取的议价剩余能力分布特征。总体而言,较之中西部地区,东部地区的劳动报酬份额与基准的劳动报酬份额相比,其劳动者报酬份额偏低的程度更高。意味着经济较发达地区更加不利于劳动者议价能力提高。这与我国劳动报酬份额与经济增长之间是处在“U”型关系的下行阶段既有结论相契合(罗长远、张军,2009;唐东波,2011)。结合斯托珀-萨缪尔森定理、劳资议价以及李稻葵等(2009)二元劳动力转移等相关理论,产生这一现象的可能原因或逻辑在于:中西部地区市场较不完善、资本更为稀缺、政府对资本流动的干预力度可能更强,而东部地区市场较为充分发达,资本在其流动中所面临的阻力可能更小,因而较易于流动,从而更具有议价能力;与此同时,中西部地区丰裕的劳动力源源不断流向东部地区,在很大程度上为东部地区出口导向及劳动密集型产品生产提供了无限劳动供给,不利于劳动议价能力提高,两方面结合导致其劳动报酬份额下偏程度更高。但随着我国整体市场经济的发展并日趋完善,剩余劳动力在产业和地区之间转移的逐步完成,以及第三产业特别是现代服务业的兴起,劳动议价能力将会逐渐增强,劳动报酬份额将会逐步提高。

表 5 劳资双方净剩余的区域分布特征

变量	平均值(%)	标准差(%)	Q1(%)	Q2(%)	Q3(%)
中西部地区					
劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	3.22	2.43	2.02	2.37	3.55
资本方 $\hat{E}(1-e^{-r} \varepsilon)$	4.92	3.65	2.36	3.52	5.73
净剩余 $\hat{E}(e^{-r}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.70	5.10	-3.71	-1.14	1.19
东部地区					
劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	2.97	1.37	2.04	2.48	3.22
资本方 $\hat{E}(1-e^{-r} \varepsilon)$	4.91	3.95	2.51	3.28	5.39
净剩余 $\hat{E}(e^{-r}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.94	4.76	-3.35	-0.80	0.71

说明:东部地区包括:辽宁、北京、天津、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东,由于海南经济发展水平比较低,借鉴已有经验划在中西部地区。

表 6 为分年份看劳资双方所获取的议价剩余能力的分布特征。从时间上看,劳动报酬份额下偏程度从 2000-2003 年逐年减小,2004 年下偏程度陡增,可能与 2004 年统计口径变动有关。2005-2007 年劳动报酬份额下偏程度又有所上升,到 2007 年下偏程度最大。金融危机以后,劳动报酬份额下偏程度开始缩小,但到 2012 和 2013 年劳动报酬份额下偏程度又增大。总体而言,劳动报酬份额都处于下偏状态,各年度的劳动报酬份额下偏程度大致呈现出 W 型,劳动者始终处于不利状态。

表 6 劳资双方净剩余的年度分布特征

年份	平均值(%)	标准差(%)	Q1(%)	Q2(%)	Q3(%)
2000	-3.32	7.09	-8.28	-0.69	1.21
2001	-1.75	6.02	-3.18	-1.05	0.92
2002	-1.53	6.14	-3.18	-1.13	0.60
2003	-1.52	6.81	-3.27	-1.24	1.03
2004	-2.51	6.47	-4.21	-1.32	1.27
2005	-1.25	3.46	-2.68	-1.09	0.73
2006	-1.47	3.93	-2.77	-1.86	1.23
2007	-2.00	5.27	-5.43	-1.82	1.76

续表 6 劳资双方净剩余的年度分布特征

年份	平均值 (%)	标准差 (%)	Q1 (%)	Q2 (%)	Q3 (%)
2008	-1.54	3.24	-3.38	-1.09	1.32
2009	-1.59	3.82	-4.47	-0.76	0.96
2010	-1.28	3.54	-3.58	-1.04	1.17
2011	-1.13	2.52	-2.76	-0.98	0.64
2012	-1.66	3.60	-3.50	-0.53	0.62
2013	-2.38	5.40	-5.70	-1.16	1.63

2. 分组统计结果

我们进一步从不同的金融发展水平、不同农村剩余劳动力程度、不同人力资本、不同抚养比等方面来分组分析劳资双方剩余分布特征。

由表 7 的统计结果可知,金融发展水平高的地区更有利于劳动者议价,金融发展水平越高,企业受到融资约束程度越低,越不倾向于裁员或者降低劳动者工资;另一方面,融资约束程度较低,意味着资本相对丰裕,劳动力相对稀缺,根据比较优势理论,在要素分配中,会提高相对稀缺要素议价能力,提高劳动报酬份额。在农村剩余劳动力方面,劳动报酬份额都处于偏低状态,但是与低剩余劳动力水平的地区相比,高剩余劳动力水平地区劳动者议价能力更弱,劳动报酬份额偏低的程度更大一些,这与事实相吻合。

表 7 劳资双方净剩余的不同金融发展水平与不同农村劳动力剩余水平分布特征

变量	平均值 (%)	标准差 (%)	变量	平均值 (%)	标准差 (%)
金融发展水平低			农村剩余劳动力较少		
劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	3.18	2.56	劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	3.24	2.62
资本方 $\hat{E}(1-e^{-r} \varepsilon)$	5.04	3.87	资本方 $\hat{E}(1-e^{-r} \varepsilon)$	4.95	3.88
净剩余 $\hat{E}(e^{-r}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.86	5.32	净剩余 $\hat{E}(e^{-r}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.71	5.36
金融发展水平高			农村剩余劳动力较多		
劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	3.09	1.61	劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	3.04	1.51
资本方 $\hat{E}(1-e^{-r} \varepsilon)$	4.80	3.63	资本方 $\hat{E}(1-e^{-r} \varepsilon)$	4.89	3.62
净剩余 $\hat{E}(e^{-r}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.71	4.63	净剩余 $\hat{E}(e^{-r}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.85	4.58

说明:具体划分方式如下,首先算出所有省份所有年份的中位数,然后再计算每个省份所有年份的中位数,如果该省份大于所有省份所有年份的中位数就把它划分到高水平地区,反之,划分到低水平地区。表 8 同。

由表 8 的统计结果可知,在人力资本因素方面,劳动报酬份额都处于下偏状态,但是在人力资本水平高的地区具有更强的议价能力,劳动报酬份额下偏的程度要低一些。在总抚养比方面,抚养比越高,越不利于劳动者议价,进而降低劳动报酬份额。因为抚养比越高,人们越倾向于高储蓄行为,从而影响到生产的资本丰裕度,在劳动和资本可以相互替代的情况下,资本的丰裕度又反过来会影响劳动者议价,将降低劳动报酬份额。

表 8 劳资双方净剩余的不同人力资本水平与不同总抚养比水平分布特征

变量	平均值 (%)	标准差 (%)	变量	平均值 (%)	标准差 (%)
人力资本水平比较低			抚养比水平比较低		
劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	2.98	1.34	劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	3.26	2.64
资本方 $\hat{E}(1-e^{-r} \varepsilon)$	4.81	3.52	资本方 $\hat{E}(1-e^{-r} \varepsilon)$	4.96	3.80
净剩余 $\hat{E}(e^{-r}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.83	4.39	净剩余 $\hat{E}(e^{-r}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.70	5.34

续表 8 劳资双方净剩余的不同人力资本水平与不同总抚养比水平分布特征

变量	平均值(%)	标准差(%)	变量	平均值(%)	标准差(%)
人力资本水平比较高			抚养比水平比较高		
劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	3.30	2.70	劳动者 $\hat{E}(1-e^{-w} \varepsilon)$	3.01	1.46
资本方 $\hat{E}(1-e^{-\mu} \varepsilon)$	5.03	3.96	资本方 $\hat{E}(1-e^{-\mu} \varepsilon)$	4.88	3.70
净剩余 $\hat{E}(e^{-\mu}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.74	5.52	净剩余 $\hat{E}(e^{-\mu}-e^{-w} \varepsilon)$	-1.87	4.60

(四) 稳健性检验

这里主要对部分变量进行了替换。把市场化换为国有投资占总投资百分比,得到的结论是相对于资本方,劳动者在议价中处于劣势。资本方在总议价中的影响力为 70.04%,劳动者在总议价中的影响力为 29.96%^①;市场化指标下对应二者的影响力分别为 71.72%、28.28%。劳动者报酬份额平均低于基准劳动报酬份额 1.62 个百分点,市场化指标下该值为 1.78 个百分点。再把人力资本换成年限法计算,即同时替换两个变量,得到的结论是相对于资本方,劳动者在议价中依然处于劣势。资本方在总议价中的影响力为 75.71%,劳动者在总议价中的影响力为 24.29%,劳动报酬份额平均低于基准劳动报酬份额 1.93 个百分点。这与上述研究结果相差无几,总体结论基本一致。说明本研究所得结论具有稳健性。

六、结论与政策建议

本文构建了一个基于劳资双方议价视角下劳动报酬份额偏离程度的测度模型,基于中国 2000-2013 年省级面板数据,对劳资双方议价能力及劳动报酬份额偏离程度进行实证分析,结果表明:

(1) 劳动力市场上劳资双方议价能力具有不对称性。2000-2013 年期间,在劳资双方议价的过程中,劳动者凭借其议价能力能使劳动报酬份额提高 3.14 个百分点,而资本方具有更强的议价能力,能使劳动报酬份额下降 4.92 个百分点,最终使得实际达成的劳动报酬份额低于基准劳动报酬份额 1.78 个百分点。

(2) 从不同经济发展水平来看,与中西部地区相比,东部地区劳动报酬份额相对于基准劳动报酬份额偏低程度更高,这与我国劳动报酬份额与经济增长之间是处在“U”型关系的下行阶段的既有研究结论相一致。

(3) 进一步分析劳动者在金融发展水平、农村剩余劳动力程度、人力资本水平、总抚养比等特征的异质性对劳资双方最终劳动报酬份额形成的作用效应时,发现虽然最终几乎大多数劳动者被迫接受一个低于基准份额的劳动报酬,但是下偏程度有所不同。金融发展水平和人力资本水平越高以及人口抚养比越低的地区,其劳动报酬份额下偏程度越低。

本文可能的政策含义是,一方面,劳动者的议价能力总体上低于资本方议价能力可能是我国劳动报酬份额长期低于公正的基准劳动报酬份额的一个重要原因,因此需要采取措施发展完善金融市场、加快完成农村劳动力转移、提高人力资本等,从根本上提高劳动者议价能力,进而提高劳动报酬份额,这对于强调内需和消费的经济转型具有积极意义。另一方面,因议价能力不足而导致减少的劳动报酬份额为 1.78 个百分点,这意味着藉由提高劳动者议价能力而提高劳动报酬份额进而提振内需和消费的潜力有限,因此既强调需求拉力也

^①此处为替换市场化指标,其他指标均不变,重新计算得到。以下类似。

强调供给推力的供给侧结构性改革任务显得急迫而重要。

参考文献:

- 1.白重恩、钱震杰、武康平,2008:《中国工业部门要素分配份额决定因素研究》,《经济研究》第8期。
- 2.白重恩、钱震杰,2009:《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》,《经济研究》第3期。
- 3.白重恩、钱震杰,2010:《劳动收入份额决定因素:来自中国省际面板数据的证据》,《世界经济》第12期。
- 4.陈宇峰、贵斌威、陈启清,2013:《技术偏向与中国劳动收入份额的再考察》,《经济研究》第6期。
- 5.范从来、张中锦,2012:《提升总体劳动收入份额过程中的结构优化问题研究——基于产业与部门的视角》,《中国工业经济》第1期。
- 6.龚刚、杨光,2010:《论工资性收入占国民收入比例的演变》,《管理世界》第5期。
- 7.黄俊立、黄玖立,2016:《产能利用与劳动收入份额》,《学术研究》第1期。
- 8.黄先海、徐圣,2009:《中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角》,《经济研究》第7期。
- 9.李稻葵、刘霖林、王红领,2009:《GDP中劳动份额演变的U型规律》,《经济研究》第1期。
- 10.李扬、殷剑峰,2007:《中国高储蓄率问题探究——1992-2003年中国资金流量表的分析》,《经济研究》第6期。
- 11.李卓、李智娟,2014:《中国贸易开放战略为何不利于劳动增收——兼论“Stolper-Samuelson”效应未在中国显现的原因》,《经济评论》第6期。
- 12.林志帆、赖艳、徐蔓华,2015:《货币扩张、资本深化与劳动收入份额下降——理论模型与跨国经验证据》,《经济科学》第5期。
- 13.林志帆、赵秋运,2015:《金融抑制会导致劳动收入份额下降吗?——来自世界银行2012年中国企业调查数据的经验证据》,《中国经济问题》第6期。
- 14.卢洪友、连玉君、卢盛峰,2011:《中国医疗服务市场中的信息不对称程度测算》,《经济研究》第4期。
- 15.罗长远、张军,2009:《劳动收入占比下降的经济学解释——基于中国省级面板数据的分析》,《管理世界》第5期。
- 16.马草原、王美花,2015:《经济波动与劳动收入份额——基于省际面板数据的分析》,《财贸经济》第9期。
- 17.单豪杰,2008:《中国资本存量K的再估计:1952-2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 18.汤毅、罗长远,2016:《全球化背景下劳动收入份额的影响分析》,《学术研究》第1期。
- 19.唐东波,2011:《全球化与劳动收入占比:基于劳资议价能力的分析》,《管理世界》第8期。
- 20.王宋涛、温思美、朱腾腾,2016:《市场分割、资源错配与劳动收入份额》,《经济评论》第1期。
- 21.魏下海、董志强、赵秋运,2012:《人口年龄结构变化与劳动收入份额:理论与经验研究》,《南开经济研究》第2期。
- 22.魏下海、董志强、黄玖立,2013:《工会是否改善劳动收入份额?——理论分析与来自中国民营企业的经验证据》,《经济研究》第8期。
- 23.伍山林,2011:《劳动收入份额决定机制:一个微观模型》,《经济研究》第9期。
- 24.余森杰、梁中华,2014:《贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析》,《管理世界》第7期。
- 25.张车伟、赵文,2015:《中国劳动报酬份额问题——基于雇员经济与自雇经济的测算与分析》,《中国社会科学》第12期。
- 26.Diwan, L. 2000. "Labor Shares and Globalization." World Bank Working Paper, November, Washington.
- 27.Flinn, C. 2006. "Minimum Wage Effects on Labor Market Outcomes under Search Matching and Endogenous Contact Rates." *Econometrica* 74(4): 1013-1062.
- 28.Karabarbounis, Loukas, and Brent Neiman. 2014. "The Global Decline of the Labor Share." *The Quarterly Journal of Economics* 129(1): 61-103.
- 29.Kumbhakar, S. C., and C. A. K. Lovell. 2000. *Stochastic Frontier Analysis*, 90. New York: Cambridge University Press.

Analysis on the Deviation of Labor Income Share: From the Perspective of Bargaining Power between Labor and Capital

Wang Zhanxiang and Gong Guangxiang

(Economics School, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces of China from 2000 to 2013, from the perspective of bargaining power between labor and capital, this paper uses bilateral stochastic frontier model to estimate the deviation degree of labor income share. The results show that: Firstly, both sides have asymmetric bargaining power in negotiation process. Compared with the labor, the capital has a stronger bargaining power, which decreases the labor income share 1.78 percentage point lower than the equitably fiducial labor income share. Secondly, compared with the developing regions such as the Midwest, the deviation of labor income share in developed regions such as the Eastern is more downward, which is consistent with existing research conclusion that Chinese labor income share being in the downward stage of U-type. Thirdly, different factors which affecting the bargaining power will cause different effects in the deviation degree of labor income share. On one hand, we should enhance the bargaining power and the income share of the labor, which are of importance to the economic transformation, underlining the domestic demand and consumption. On the other hand, we must realize that the latent capacity of the domestic demand and consumption by rising labor share is limited, so the Supply-side Structural Reform which stresses both demand and supply is urgent.

Keywords: Labor Income Share, Bargaining Power, Fiducial Labor Income Share, Bilateral Stochastic Frontier Model

JEL Classification: D33, E25

(责任编辑:彭爽)

(上接第 119 页)

Research on Non-financial Assets Gap in Chinese Families (1989–2011): Based on the Regression Decomposition of Micro-data

Wei Hongyao¹ and Zhong Zhangbao²

(1: College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University; 2: Sociology Department of Huazhong Agricultural University)

Abstract: This paper studied the non-financial assets gap in Chinese families and its influence factors by taking advantage of China Health and Nutrition Survey (CHNS) data from 1989 to 2011, and using methods such as regression based Shapley Value Decomposition. The study found that the level of non-financial assets in Chinese families from 1989 to 2011 grew rapidly; however, the “inverted u-shaped” changing trend showed that the gap enlarged at first and then narrowed. Among them, the non-financial assets gap tended to be reduced in urban families entirely while it tended to be enlarged continually in rural families. Then, from the point of influence factors, average age and family scale were most important determinants of family non-financial assets gap; however, as the family population declined, the percent contribution rate of the family scale on family non-financial assets gap was gradually declining. The percent contribution rates of education and income on family non-financial assets gap were constantly rising and replaced age and family scale as the most important influence factors from 2006 to 2011.

Keywords: Non-financial Assets; Assets Gap; Differences between Urban and Rural Areas; Shapley Value Decomposition

JEL Classification: D31, E01, D13

(责任编辑:陈永清)