

# 中国工资市场化程度测度 与影响因素研究

方福前 单 爽

**[摘要]** 劳动力市场的市场化水平是一个经济体市场化水平的重要标杆，而工资市场化程度又是劳动力市场化程度的主要度量器。本文在构建中国工资市场化理论分析框架的基础上，使用中国家庭追踪调查（CFPS）2014 年、2016 年和 2018 年数据，通过随机前沿分析法估计中国的工资市场化程度和扭曲程度，并对影响中国工资市场化程度的因素进行分析。结果表明，2014—2018 年中国工资市场化程度为 64%~65%，低收入群体的工资市场化程度更低，满足男性、非农户口、非国有部门、东部特征的样本工资市场化程度较高。性别、户口类型、就业部门和地区因素都对工资市场化程度有显著影响，比较而言，就业部门对工资市场化程度影响最大。

**[关键词]** 工资市场化程度；工资扭曲；影响因素；就业部门；随机前沿模型

## 一、引言

从党的十一届三中全会算起，中国的市场化改革已经走过了 40 多年的历程，社会主义市场经济体制日渐成型。不过，中国改革开放和市场经济建设还正在征途上，还处于进行时。经过 40 多年的改革和建设，中国产品市场的市场化程度已经达到相对完善的水平，目前除了网络型自然垄断环节和重要公用事业、公益性服务领域以外，其他产品和服务的价格都已经市场化了。相对来说，中国生产要素市场的市场化改革相对滞后，特别是其中的土地市场和劳动力市场的改革更为滞后。《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》指出：“完善要素市场化配置是建设统一开放、竞争有序市场体系的内在要求，是坚持和完善社会主义基本经济制度、加快完善社会主义市场经济体制的重要内容。”<sup>①</sup> 在中国社会主义市场经济体制建设进程中，劳动力市场的市场化程度是经济市场化程度的重要标志，它在很大程度上决定了经济市场化的程度和深度。国内外学界已对中国经济市场化进程做过许多研究，樊纲等人研发的中国经济市场化指数是这方面研究的标志性成果之一。但是，学界对劳动力市场的市场化进程的研究似乎滞后于对产品市场和资本市场市场化的研究。樊纲和王小鲁等人研发的中国经济市场化指数虽然包括“要素市场的发育程度”，但是这个二级指标下只有“金融业的市场化”“人力资源供应条件”和“技术成果市场化”<sup>3</sup>

**作者：**方福前，中国人民大学经济学院教授，fangfq@ruc.edu.cn；单爽（通讯作者），住房和城乡建设部政策研究中心副研究员，shanshua\_0816@qq.com。

\* 本文系国家自然科学基金重大项目“中国经济自发展能力研究”（15ZDB133）阶段性成果。

① 《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，载《人民日报》，2020-04-10。

个三级指标，在“人力资源供应条件”下只有“常居人口/户籍人口”1个指标，没有劳动力市场的市场化指标。

劳动力市场的市场化程度主要取决于或表现为市场竞争程度、工资市场化程度和劳动力的自由流动性大小，其中，劳动要素价格即工资市场化程度是劳动力市场化程度的主要度量。本文主要对中国工资市场化程度进行研究。本文研究的重点问题有二：第一，对中国工资市场化程度进行测度，即目前中国工资市场化程度有多高？第二，影响中国工资市场化程度的因素有哪些？这些因素对中国工资市场化程度影响的机制是什么，影响程度如何？通过这些研究来观察中国劳动力市场的市场化水平及其进一步改革的方向。

本文其余部分安排如下：第二部分梳理国内外关于工资市场化程度的研究成果；第三部分概述工资决定理论，分析工资市场化的影响因素及其影响机制；第四部分为变量说明和统计描述；第五部分介绍本文使用的模型和工资市场化程度的估计方法；第六部分为工资市场化程度实证结果；第七部分为工资市场化程度影响因素分析；第八部分为总结和政策建议。

## 二、文献综述

一个产品市场或一个要素市场的市场化程度可以用这个市场上的价格市场化程度来度量，而价格市场化可以用价格的扭曲程度来度量。劳动力市场的价格（即工资）扭曲的测算方法主要有三种：工资差距分解法、生产函数法和随机前沿分析法。工资差距分解法是使用 Mincer 工资方程中的残差项来计算工资扭曲程度的一种方法。在 1973 年，Oaxaca 和 Blinder 基于 Mincer 工资方程分别提出了针对两个群体工资差异的分解方法，该方法将工资的差距分为可解释的部分和不可解释的部分，将不可解释的部分看作是歧视。此后，研究者们对于 Oaxaca-Blinder 分解法不断改进，国内外学者也以此为基础，使用工资差距分解法对劳动力市场上的工资差距问题进行了大量研究。<sup>①</sup> 然而，使用工资差距分解法对工资扭曲进行测度时会存在一些问题：第一，该方法是对两个群体进行比较，因此实际上是将两组间的差异看作扭曲，而要测度劳动力市场上工资的扭曲程度，就需要找到没有扭曲的对照组，即要求对照组中样本的工资水平等于劳动的边际生产率水平，但这样的对照组在现实世界中是不存在的。因此该方法通常被用于测度某种因素导致的扭曲。第二，该方法存在“基准选择”问题，即对无歧视状态的选择是人为决定的，会受到较强的主观选择的影响，而不同的基准选择会带来不同的估计结果。

对中国工资扭曲程度的测度目前使用最多的方法是生产函数法。按照新古典经济学的基本理论，在完全竞争市场上，企业在长期获得的经济利润为零，劳动者应该得到与其边际生产率相等的报酬。生产函数法就是根据这个原理，先对生产函数进行估计，求出均衡时劳动的边际产出，然后根据劳动的边际产出与工资之间的差距来计算劳动力市场的扭曲。Hsieh & Klenow 使用该方法对中国和印度劳动力市场上的工资扭曲程度进行测算并与美国的情况进行比较，他们选取最为常用的柯布-道格拉斯生产函数（C-D 型生产函数），研究发现中国和印度的劳动力市场扭曲比美国要严重很多。<sup>②</sup> 国内的研究大多参考 Hsieh & Klenow 的方法。邵敏和包群使用 C-D 型生产函数，发现除了自来水的生产与供应业、黑色金属矿采选业两个行业外，绝大部分工业行业都在不同程度上

① X. Meng, “Male-Female Wage Determination and Gender Wage Discrimination in China’s Rural Industrial Sector”, *Labour Economics*, 1998, 5 (1): 67-89; 王美艳：《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究》，载《中国社会科学》，2005（5）；方福前、武文琪：《中国国有与非国有部门职业间工资差异及影响因素的实证研究》，载《中国工业经济》，2015（9）。

② C. Hsieh, and P. Klenow, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (4): 1403-1448.

存在着向下的工资扭曲。<sup>①</sup> 魏下海和董志强使用超越对数形式的生产函数,发现受检验的中国30个城市皆在不同程度上存在着向下的工资扭曲,且沿海城市的扭曲程度最小,中西部城市扭曲程度最大。<sup>②</sup> 盖庆恩等使用C-D型生产函数,发现1998—2007年间中国劳动力市场扭曲呈现出缩小的趋势。<sup>③</sup> 靳来群等使用替代弹性不变的生产函数,测算由所有制差异导致的资源错配,发现东部地区的错配问题多于中西部地区。<sup>④</sup> 总体来说,生产函数法虽然有较强的理论基础且计算方便,但其存在的一个主要问题就是测算结果依赖于生产函数设定形式,同样会受到主观选择的影响。

随机前沿分析法(SFA)原本是一种估计效率损失的方法,尤其被广泛应用于生产效率方面的研究。使用该方法对工资扭曲程度进行测度始于Hofler & Polachek。<sup>⑤</sup> 该方法认为在完全竞争市场上,存在一个由劳动的边际产品价值决定的最大潜在工资水平,也就是工人可能拿到的最高工资,但是由于市场上存在信息不对称和信息不完全问题,工人的工资水平无法达到最大潜在工资水平,这就是工资扭曲。根据搜寻理论,工人的收入低于其最大潜在工资水平的原因是其生产能力与工作无法达到完全匹配,因此,最优的策略是设定一个保留工资,在找工作的过程中,如果雇主提供的工资低于保留工资则选择拒绝,如果雇主提供的工资高于保留工资则选择接受。<sup>⑥</sup> 基于SFA,McClure等对美国 and 加拿大的工资扭曲程度进行估计,发现美国和加拿大的工资扭曲程度分别为16.3%和16.9%。<sup>⑦</sup> Polachek & Robst也通过SFA方法估计了美国工人的实际工资和最大潜在工资之差。<sup>⑧</sup> 此后,又有研究分别对英国、波兰、智利、德国、捷克等国家的工资扭曲程度进行了估计。<sup>⑨</sup>

使用SFA对中国的工资扭曲程度进行测度的文章还不多。庞念伟等使用CHIPS 2007数据,发现在城镇就业市场上劳动力实际获得的工资要比他们的边际生产率 $45\% \sim 60\%$ ;已婚、子女个数较少、本地、拥有失业保险、男性、大中型企业的劳动力工资扭曲程度更高;中低工资水平的劳动力工资扭曲程度要比高工资水平的劳动力严重。<sup>⑩</sup> 朱志胜使用CGSS 2005—2013年间的数据库,发现中国城镇劳动力市场工资扭曲程度达 $25\% \sim 35\%$ ,全国和东、中、西部地区的整体工资扭曲程度均呈现先升后降的趋势,并且劳动合同和工会对劳动力的工资扭曲具有显著的抑制效应。<sup>⑪</sup> Li等使用异方差随机前沿模型,对2003—2008年间中国劳动力市场扭曲程度进行测算,发现中国工人的工资

① 邵敏、包群:《外资进入是否加剧中国国内工资扭曲:以国有工业企业为例》,载《世界经济》,2012(10)。

② 魏下海、董志强:《城市商业制度环境影响劳动者工资扭曲吗?——基于世界银行和中国工业企业数据的经验研究》,载《财经研究》,2014(5)。

③ 盖庆恩等:《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》,载《经济研究》,2015(5)。

④ 靳来群等:《行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响》,载《中国工业经济》,2015(4)。

⑤ R. Hofler, and S. Polachek. "A New Approach for Measuring Wage Ignorance in the Labor Market". *Journal of Economics and Business*, 1985, 37(3): 267-276.

⑥ J. McCall. "Economics of Information and Job Search". *Quarterly Journal of Economics*, 1970, 84(1): 113-126; D. Mortensen. "Job Search, the Duration of Unemployment, and the Phillips Curve". *The American Economic Review*, 1970, 60(5): 847-862.

⑦ K. McClure, et al. "International Labour Underpayment: A Stochastic Frontier Comparison of Canada and the United States". *Canadian Journal of Regional Science*, 1998, 21(1): 87-110.

⑧ S. Polachek, and J. Robst. "Employee Labor Market Information: Comparing Direct World of Work Measures of Workers' Knowledge to Stochastic Frontier Estimates". *Labour Economics*, 2004, (5): 231-242.

⑨ V. Adamchik, and A. King. "Labor Market Efficiency in Poland: A Stochastic Wage Frontier Analysis". *The International Journal of Business and Finance Research*, 2007, 1(2): 41-50; S. Landeau, and D. Contreras. "Chilean Labor Market Efficiency: An Earnings Frontier Approach". *Estudios de Economía*, 2003, 30(1): 87-102; G. Lang. "The Difference between Wages and Wage Potentials: Earnings Disadvantages of Immigrants in Germany". *The Journal of Economic Inequality*, 2005, 3(1): 21-42; D. Němec. "Measuring Inefficiency of the Czech Labour Market". *Review of Economic Perspectives*, 2015, 15(2): 197-220.

⑩ 庞念伟等:《城镇就业市场上劳动力工资扭曲程度测度》,载《南方经济》,2014(8)。

⑪ 朱志胜:《中国城镇劳动力市场工资扭曲程度测算》,载《人口学刊》,2016(3)。

水平比其潜在工资水平低了 43.7%，工资扭曲的主要原因是代际影响。<sup>①</sup> 蒲艳萍等采用 CFPS 2010 数据，发现中国劳动力的工资扭曲均值为 33.2%~45.7%，社会资本能够显著降低工资扭曲且社会资本降低工资扭曲的效果对工资扭曲程度较低的劳动者更大。<sup>②</sup>

考虑到工资差距分解法和生产函数法的结果在很大程度上会受到研究者主观选择的影响，本文倾向于选择客观性更强的 SFA 方法。使用该方法对中国工资扭曲的研究还十分有限，而且这些研究对中国工资市场化程度影响因素的分析还很少。本文在上述研究的基础上，基于中国家庭追踪调查（CFPS）2014 年、2016 年和 2018 年的数据，使用 SFA 方法对中国工资市场化程度进行估计并对其影响因素进行分析。

### 三、理论框架

根据主流经济学的观点，完全竞争市场是最理想的市场，在完全竞争条件下，资源配置效率和社会福利水平都可以达到最大化。此时，根据边际生产率决定生产要素价格的理论，工人的工资水平由劳动的边际生产率水平决定，等于劳动的边际产品价值。然而，完全竞争市场要求的条件非常苛刻，不但要求劳动力可以在不同部门、行业和地域间自由流动，还要求雇主和雇员都掌握着与自己决策有关的完全信息。显而易见，现实生活中的市场想要满足这些条件简直是天方夜谭。一方面，劳动力流动会受到搜寻成本、迁移成本、制度、地域等各种因素的限制；另一方面，信息不对称和信息不完全的普遍存在使得雇主和雇员不可能掌握自己决策所需的完全信息。此外，垄断、政府干预等因素也会影响工资的市场化决定，工作环境、通勤时间等因素则会作为补偿性因素影响工资。由于上述因素的存在，工人的实际工资水平与其劳动的边际产品价值，即最大潜在工资水平之间总是存在一定的差距。基于上述分析，本文认为在完全竞争市场上工人实际工资水平等于其最大潜在工资水平，市场化水平最高；随着市场化水平降低，工人实际工资水平与其最大潜在工资水平的差距会不断扩大。因此，本文用工人实际工资水平与其最大潜在工资水平的比值衡量工资市场化程度。

影响工资水平的因素可以分为三组：（1）决定工人劳动的边际生产率水平的因素，即决定最大潜在工资水平的因素。根据人力资本理论，这些因素包括工人的工作经验、受教育水平、健康水平、天赋等，在其他条件相同的情况下，工作经验越丰富、受教育水平越高、身心越健康、天赋越高的人，劳动的边际生产率水平越高。此外，由于存在行业分割，不同行业的技术特点存在较大差异，这也会导致不同行业劳动者的边际生产率水平存在差异。（2）补偿性工资因素。工人可能会为了追求舒适的工作环境、缩短通勤时间等接受较低的工资水平。（3）决定工人实际工资水平与最大潜在工资水平之间差距的非市场因素。这些因素包括歧视、信息不完全、雇主与雇员的力量对比<sup>③</sup>、政策性因素、垄断等，在其他条件相同的情况下，歧视越严重，信息不完全程度越高，雇主与雇员的力量对比越悬殊，政府干预越多，垄断力量越强，则工资扭曲越严重。为了对中国工资市场化程度进行研究，本文主要关注第三组因素对工资水平扭曲的影响，参考以往的研究成果和根据数据的可获得性，本文选取性别、户口类型、工作部门、工作区域作为关注的重点因素。

第一，性别。在中国劳动力市场上，男性工资普遍高于女性工资，这种现象的出现部分是因为

① J. Li, et al. "Underpayment of Wages and Wage Distortion in China: An Empirical Assessment of the 2003–2008 Period". *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2016, 21 (1): 26–52.

② 蒲艳萍等：《社会资本能降低劳动力工资扭曲吗？——测度和传导机制分析》，载《财经研究》，2018（5）。

③ S. Landeau, and D. Contreras. "Chilean Labor Market Efficiency: An Earnings Frontier Approach". *Estudios de Economia*, 2003, 30 (1): 87–102.



男性的劳动生产率高于女性,部分是由于性别歧视。受中国传统文化的影响,女性在中国传统的性别角色设定中需要将更多的精力放在家庭中,因此无法在工作中投入大量的时间和精力。在劳动力市场上,一方面由于信息不完全的存在,虽然很多女性可以在工作中投入和男性同样多的精力,但是雇主无法对所有的女性进行一一甄别,只能根据其对女性的总体印象认为女性的劳动边际生产率低于男性,从而导致拥有同等人力资本水平和生产率水平的男性和女性获得不同水平的工资;另一方面,传统的重男轻女思想依然存在,导致即使在不考虑生产率水平的情况下,女性在就业方面依然会遭到歧视。学者们的研究也证实了中国的劳动力市场上普遍存在着性别歧视现象。<sup>①</sup>可以看出,性别歧视扭曲了劳动力市场上的价格信号,阻碍了竞争性劳动力市场的形成。

第二,户口类型。户籍歧视是中国劳动力市场上特有的现象。中华人民共和国成立之后的一段时间内,国家需要采取优先发展重工业的“赶超战略”,必须压低作为原材料和重要消费品的农产品的价格,通过工业产品和农业产品之间的“剪刀差”进行积累,推动工业发展和工业体系建设。虽然在当时的背景下这种发展战略有其合理性和必要性,但是这导致了农民的收入被压低,农民生活水平提高较慢,大量农民想进城谋生。为了稳定城市劳动力就业,避免粮食减产和稳定物价,中国政府通过户籍制度将农民限制在了农村。户籍制度带来的身份差异可分为两种情况:乡—城流动带来的差异(城乡差异)和城—城流动带来的差异。对于城—城流动,很多研究表明这两类人口之间不存在工资歧视。<sup>②</sup>对于乡—城流动,其影响工资的途径主要有两种:第一种是城乡差异导致的人力资本差异。中国的城市和农村在发展水平上有很大差距,与农村相比,城市的各种资源都更加丰富,因而城镇居民在生活水平、受教育水平、医疗水平和健康水平等决定人力资本水平的关键因素上都要优于农村居民。这种差异一方面使得城镇居民劳动的边际生产率水平平均高于农村居民,另一方面也会造成雇主形成对农村户口劳动者的歧视。第二种是城乡差异导致的劳动力市场分割。Doeringer & Piore 提出了二元制市场分割理论,将劳动力市场分为“主要部门”和“次要部门”,在主要部门,工人的工资更高、福利更好、工作也更稳定,而在次要部门则相反。<sup>③</sup>对中国劳动力市场的研究表明,与持有城镇户口的居民相比,持有农村户口的居民更难以进入国有部门,从事较好或“体面”工作的机会较小<sup>④</sup>,且更多就业于非正规部门<sup>⑤</sup>,这就说明持农村户口的居民进入“主要部门”就业的机会更小。总体来看,虽然改革开放以来,随着市场化进程的推进和劳动力市场的发展,户籍制度的影响在逐渐削弱,但是依然有众多研究表明户籍歧视是导致工资扭曲的一个重要因素。<sup>⑥</sup>

第三,工作部门。受计划经济路径依赖的影响,中国劳动力市场依然存在“体制内”与“体制外”的分割。“体制内”包括国家机关、国有事业单位和国有企业,也称为国有部门或公有部门;“体制外”包括集体企业、个体及私营企业、中外合资企业、外资企业等,也称为非国有部门或非公部门。导致体制内外员工之间工资差异的原因有两个:第一,体制内员工的平均人力资本积累水平一般高于体制外员工。这是由于与体制外的工作相比,体制内的工作具有较高的稳定性,较好的

① W. Chi, and B. Li. “Glass Ceiling or Sticky Floor? Examining the Gender Earnings Differential across the Earnings Distribution in Urban China, 1987–2004”. *Journal of Comparative Economics*, 2008, 36 (2): 243–263; 张丹丹:《市场化与性别工资差异研究》,载《中国人口科学》,2004 (1)。

② 原新、韩靓:《多重分割视角下外来人口就业与收入歧视分析》,载《人口研究》,2009 (1)。

③ P. Doeringer, and M. Piore. *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. M. E. Sharp, 1971.

④ 李骏、顾燕峰:《中国城市劳动力市场中的户籍分层》,载《社会学研究》,2011 (2)。

⑤ J. Gagnon, et al. “Are All Migrants Really Worse Off in Urban Labour Markets? New Empirical Evidence from China”. *IZA Journal of Labor and Development*, 2014, 3: 17.

⑥ L. Zhang, et al. “Wage Differentials between Urban and Rural-urban Migrant Workers in China”. *China Economic Review*, 2016, 41: 222–233; 章莉等:《中国劳动力市场上工资收入的户籍歧视》,载《管理世界》,2014 (11)。

福利水平，而且更为体面，这就导致许多人力资本积累水平较高的劳动者更倾向于选择体制内的工作。第二，体制内和体制外的工资决定机制不同。体制内工作由于其“铁饭碗”和垄断的性质，其工资水平多受国家政策影响或可分享垄断利润，而体制外工作由于面向竞争性更高的劳动力市场，因而其工资水平多由市场决定，二者间分割的劳动力市场为工资溢价的存在提供了可能。众多研究表明，体制内工作与体制外工作相比存在明显的工资溢价。<sup>①</sup>

第四，工作区域。自改革开放以来，中国一直以邓小平同志提出的“一部分地区，一部分人先富起来”的战略思想为指导，坚持率先发展东部地区，实行以东部地区带动中部和西部地区的区域发展战略。这种阶梯式的发展战略虽然推动了中国经济快速发展，但是也导致了区域间市场化发展程度和经济发展水平的不平衡。根据樊纲等人的研究，中国市场化指数排名顺序为：东部省份高于中部省份、中部省份高于西部省份，而改革开放以来的经济增长加速和全要素生产率提高，首要的贡献因素是市场化。<sup>②</sup> 区域因素对于工资水平的影响在于，市场化水平的提高伴随着劳动力市场竞争程度提高可以促进劳动力资源配置效率提高，经济发展水平提高伴随着教育水平提高可以促进人力资本积累，因而东部地区的工资水平明显高于中西部地区。

根据上述分析，本文先使用人力资本要素对中国劳动力最大潜在工资水平进行估计，再据此计算工资市场化程度，然后对导致中国劳动力工资扭曲的各因素对工资市场化程度的影响进行分析。

#### 四、变量说明及统计描述

本文使用的是由北京大学中国社会科学调查中心建立的中国家庭追踪调查（CFPS）2014年、2016年和2018年的数据。CFPS数据覆盖25个省、自治区和直辖市的16 000户居民，其中8 000户是从上海市、辽宁省、河南省、甘肃省、广东省五个独立子样本框（以下称为“大省”）过度抽样得到，每个“大省”1 600户，另有8 000户则从其他20个省份共同构成的一个独立子样本框（以下称为“小省”）抽取。5个“大省”的子样本具有地区的独立代表性，可以进行省级推断以及地区间比较。5个“大省”样本框在二次抽样后，与“小省”样本框共同构成具有全国代表性的总样本框。这25个省份的人口约占全国总人口（不含港澳台地区）的95%，因此，CFPS的样本可以视为一个全国代表性样本。<sup>③</sup>

为减少补偿性工资差异的影响，本文使用工作总收入（将工资、奖金、现金福利、实物补贴都计算在内，并扣除税收和五险一金）作为工资。为剔除工作时间的影响，降低被解释变量的方差，使估计结果更具可靠性，本文使用了劳动者的对数小时工资作为被解释变量。CFPS数据中没有对样本对数小时工资进行直接统计，需要通过使用样本的工作总收入除以年工作小时得到其小时工资，再对劳动者小时工资取对数得到其对数小时工资。

本文选取的解释变量可以分为两类：第一类是决定劳动者人力资本积累水平的变量，包括工作年限、受教育水平、过去两周内是否有身体不适、智力水平。第二类为衡量补偿性工资的变量，包括上下班单程时间、行业、职业。虽然工作环境也是补偿性工资中一个十分重要的变量，但由于数据所限，且行业和职业与工作环境相关性较强，对其进行控制后，基本也可以控制住工作环境的影响，因此本文未单独设置工作环境变量。本文选取的控制变量包括时间和省份。本文使用的其他变量包括性别、户口类型、所属部门、地区和婚姻状况。变量设定和说明见表1。

① 尹志超、甘犁：《公共部门和非公共部门工资差异的实证研究》，载《经济研究》，2009（4）。

② 樊纲等：《中国市场化进程对经济增长的贡献》，载《经济研究》，2011（9）。

③ 谢宇等：《中国家庭追踪调查：理念与实践》，载《社会》，2014（2）。

表 1 变量设定及说明

变量名称	变量设定
工作年限	衡量工作经验。如果最高学历在初中及以下, 工作年限=年龄-16; 如果最高学历高于初中, 工作年限=年龄-受教育年限-6。
受教育水平	分为小学及以下、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士及以上 6 类。
过去两周内是否有身体不适	衡量身体健康情况, 是=1, 否=0。
智力水平	衡量天赋, 从低到高为 1~7。
行业	分为农、林、牧、渔业, 采矿业, 制造业, 电力、燃气及水的生产和供应业, 建筑业, 交通运输、仓储和邮政业, 信息传播、计算机服务和软件业, 批发和零售业, 住宿和餐饮业, 金融业, 房地产业, 租赁和商务服务业, 科学研究、技术服务和地质勘查业, 水利、环境和公共设施管理业, 居民服务和其他服务业, 教育, 卫生、社会保障和社会福利业, 文化、体育和娱乐业, 公共管理和社会组织, 国际组织等 20 类。
对数小时工资	根据调查数据中的工作总收入和每周工作小时数计算得到。
上下班单程时间	按分钟计算。
职业	按职业编码分为国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人, 专业技术人员, 办事人员和有关人员, 商业、服务业人员, 农、林、牧、渔、水利业生产人员, 生产、运输设备操作人员及有关人员等 6 种。
性别	男性=1, 女性=0。
户口类型	农业户口=0, 非农户口=1。
所属部门	非国有部门=0, 国有部门=1。其中国有部门包括政府部门/党政机关/人民团体、事业单位和国有企业的样本, 其他为非国有部门。
地区	按照国家统计局标准, 分为东部、中部、西部和东北地区。
婚姻状况	无配偶=0, 有配偶=1。

本文对数据进行筛选: (1) 剔除了解释变量和被解释变量缺失的样本; (2) 由于本文研究的是劳动力市场上的工资问题, 考虑到劳动年龄人口和中国的法定退休年龄, 剔除了年龄不属于 15~55 岁的女性和不属于 15~60 岁的男性; (3) 为保证使用变量取值的合理性, 剔除了工作时间和工作总收入小于等于 0 的样本; (4) 为消除异常值的影响, 本文对每年的样本分别剔除了对数小时工资和工作时间小于其 1%分位数和大于其 99%分位数的样本; (5) 剔除了工作年限和上下班单程时间为负值的样本。最终保留下来的样本包括: 2014 年样本 6 492 个、2016 年样本 3 678 个、2018 年样本 7 351 个。变量统计描述情况见表 2。

表 2 连续变量统计描述

变量	2014 年		2016 年		2018 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
对数小时工资 (元)	2.20	0.84	2.09	0.99	2.47	0.83
工作年限	18.99	11.59	14.84	11.03	19.08	11.69
过去两周内是否有身体不适	0.22	0.41	0.22	0.41	0.17	0.81
智力水平	5.80	1.04	6.16	1.00	5.30	1.75
上下班单程时间 (分钟)	23.07	22.34	22.12	20.89	22.79	20.92
男性占比 (%)	58.04		53.67		57.64	
非农户口占比 (%)	44.32		30.95		37.17	
非国有部门占比 (%)	69.40		77.88		71.28	
受教育水平						
小学及以下 (%)	22.00		22.21		17.17	

续前表

变量	2014 年		2016 年		2018 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
初中 (%)	32.09		32.16		32.83	
高中/中专/技校/职高 (%)	22.35		19.44		20.51	
大专 (%)	13.80		13.35		15.02	
大学本科 (%)	9.13		11.58		13.49	
硕士及以上 (%)	0.63		1.25		0.98	
地区						
东部 (%)	41.42		41.41		40.50	
中部 (%)	24.82		23.22		23.43	
西部 (%)	18.11		23.11		22.61	
东北 (%)	15.65		12.26		13.47	
职业						
国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人 (%)	5.16		5.25		5.86	
专业技术人员 (%)	13.56		15.52		16.31	
办事人员和有关人员 (%)	13.17		11.26		11.69	
商业、服务业人员 (%)	24.12		31.19		24.94	
农、林、牧、渔、水利业生产人员 (%)	1.25		0.98		1.92	
生产、运输设备操作人员及有关人员 (%)	42.74		35.81		39.29	
样本数	6 492		3 678		7 351	

## 五、模型设定及估计方法

在竞争性的劳动力市场上，劳动者的最大潜在工资水平即为其劳动的边际产品价值，有

$$w_{it}^p = f(x_{it}) \quad (1)$$

其中， $w_{it}^p$  为劳动者的最大潜在工资， $f(x_{it})$  为劳动者劳动的边际产品价值， $x_{it}$  为劳动者的人力资本积累水平。在现实劳动力市场上，由于歧视、信息不对称、市场分割、垄断、政策影响等问题的存在，完全竞争市场条件通常无法完全满足，因而劳动者能够拿到的实际工资通常低于其最大潜在工资，不妨设：

$$w_{it} = \alpha_{it} f(x_{it}) \quad (2)$$

其中， $w_{it}$  为劳动者的实际工资， $\alpha_{it}$  表示劳动力市场运行效率，满足  $\alpha_{it} \in (0, 1)$ 。在完全竞争的劳动力市场上，劳动力市场运行效率最高，工资市场化程度最高，劳动者的工资水平等于其最大潜在工资水平或劳动边际产品价值，此时  $\alpha_{it} = 1$ ，但这种情形在现实中是不存在的。

根据式 (1) 和 (2)，有  $\ln w_{it} = \ln f(x_{it}) + \ln \alpha_{it}$ ，假定函数  $f(x_{it})$  为指数形式，即  $f(x_{it}) = e^{x_{it}'\beta}$ ，则有：

$$\ln w_{it} = x_{it}'\beta - u_{it} \quad (3)$$

其中， $x_{it}'\beta$  表示劳动者的最大潜在工资， $u_{it} = -\ln \alpha_{it}$ ，且满足  $u_{it} > 0$ 。

式 (3) 可以写成回归方程：

$$\ln w_{it} = x_{it}'\beta - u_{it} + v_{it} \quad (4)$$



即  $w_{it} = e^{x'_{it}\beta + v_{it}} e^{-u_{it}}$ 。其中,  $w_{it}$  为劳动者  $i$  在  $t$  时期的工资水平。 $x_{it}$  表示劳动者  $i$  在  $t$  时期的一系列影响其工资水平的变量, 分为三类: 第一类是决定其人力资本积累水平的变量, 主要包括工作年限、工作年限的平方、受教育水平、过去两周内是否有身体不适、智力水平; 第二类是补偿性工资变量, 主要包括上下班单程时间、行业、职业; 第三类是省份  $\times$  时间固定效应。 $\beta$  为待估计系数,  $v_{it} \sim i.i.d. N(0, \sigma_v^2)$  为随机误差项。 $e^{-u_{it}}$  为劳动者  $i$  在  $t$  时期实际工资与最大潜在工资的比值, 即工资市场化程度。

令  $\epsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$ , 则式 (4) 可以写成:

$$\ln w_{it} = x'_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式 (5) 满足 SFA 估计方程的基本形式, 由于  $\epsilon_{it}$  不满足最小二乘估计 (LSE) 的基本假设, 因此需要使用极大似然估计法 (MLE) 对式 (5) 进行估计。本文模型的估计方法借鉴 Battese & Coelli 及 Kumbhakar 等的做法。<sup>①</sup>

为使用 MLE 对式 (5) 进行估计, 首先要对  $u_{it}$  的分布进行设定。在面板随机前沿模型中, 对  $u_{it}$  的设定通常分为随时间变化和不随时间变化两种, 由于本文使用的面板数据时间跨度较小, 因此可以认为  $u_{it}$  不随时间而改变, 即  $u_{it} = u_i$ 。在通过 SFA 进行估计时, 通常使用的  $u_i$  的分布有三种: 半正态分布、指数分布和截断正态分布。其中, 半正态分布和指数分布的概率密度最高点为原点, 这表明虽然市场上存在工资扭曲, 但从分布上来讲, 工资扭曲为 0 的劳动者数量是最多的; 而截断正态分布概率密度最高点在均值  $\mu$  处, 这表明工资扭曲为某一正值的劳动者数量是最多的。从现实劳动力市场的状况来看, 由于信息不对称、劳资博弈等导致的摩擦无法完全消除, 完全竞争市场是不存在的, 因此部分企业劳动者的实际工资水平可能会超过其最大潜在工资水平。但是, 市场化的工资水平一般不可能系统性偏高。原因为: 第一, 由于非市场因素的影响, 部分劳动者拿到的工资可能等于自己劳动的边际产品价值, 但是这部分工人只占全体工人的很小一部分; 第二, 为激励劳动者, 部分雇主可能会支付其高于市场化水平的工资, 但在大多数情况下或在长期, 为保证盈利, 雇主支付的工资很难超过工人的边际产出, 否则我们就无法解释企业的行为动机和盈利结果; 第三, 体制内的部分劳动者, 其工资可能会超过其边际产品价值, 但通过下文的处理也可以看出不会出现系统性偏高的问题。总体而言, 绝大多数劳动者拿到的工资低于自己劳动的边际产品价值, 也就是说绝大多数劳动者面临的工资扭曲都为正值。因而, 本文假定  $u_i$  的分布服从截断正态分布。当  $u_i$  服从截断正态分布, 即  $u_i \sim i.i.d. N^+(\mu, \sigma_u^2)$  时,  $u$  和  $v$  的联合概率密度函数为:

$$f(u, v) = \frac{1}{2\pi\sigma_u\sigma_v\Phi(\mu/\sigma_u)} e^{-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma_u^2} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2}}$$

由于  $\epsilon = v - u$ , 可得  $\epsilon$  的边际概率密度函数为:

$$f(\epsilon) = \int_0^\infty f(u, \epsilon) du = \frac{1}{\sigma} \varphi\left(\frac{\epsilon + \mu}{\sigma}\right) \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma\lambda} - \frac{\epsilon\lambda}{\sigma}\right) \left[\Phi\left(\frac{\mu}{\sigma_u}\right)\right]^{-1} \quad (6)$$

其中,  $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$ ,  $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$ ,  $\varphi(\cdot)$  和  $\Phi(\cdot)$  分别为标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数。此时, 根据式 (5), 样本  $i$  的对数似然函数为:

① G. Battese, and T. Coelli. "Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data". *Journal of Econometrics*, 1988, 38 (3): 387 - 399; S. Kumbhakar, et al. *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*. Cambridge University Press, 2015.

$$L_i = -\ln \sigma + \ln \varphi\left(\frac{\mu + \varepsilon_i}{\sigma}\right) + \ln \Phi\left(\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right) - \ln \Phi\left(\frac{\mu}{\sigma_u}\right)$$

其中,  $\mu_{*i} = (\sigma_v^2 \mu - \sigma_u^2 \varepsilon_i) / \sigma^2$ ,  $\sigma_* = (\sigma_u \sigma_v) / \sigma$ 。

在对  $u_i$  的分布进行设定之后, 则可以开始对工资市场化程度进行估计。要估计工资市场化程度, 首先需要求出条件概率密度函数  $f(u | \varepsilon)$ , 根据式 (6), 可得:

$$f(u_i | \varepsilon_i) = \frac{f(u_i, \varepsilon_i)}{f(\varepsilon_i)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_* \Phi(\mu_{*i} / \sigma_*)} e^{-\frac{1}{2} \frac{(u_i - \mu_{*i})^2}{\sigma_*^2}} \quad (7)$$

根据式 (7) 可得:

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \int_0^{\infty} u_i f(u_i | \varepsilon_i) du_i = \int_0^{\infty} \frac{u_i}{\sqrt{2\pi} \sigma_* \Phi(\mu_{*i} / \sigma_*)} e^{-\frac{1}{2} \frac{(u_i - \mu_{*i})^2}{\sigma_*^2}} du_i$$

令  $w_i = (u_i - \mu_{*i}) / \sigma_*$ , 则  $dw_i = du_i / \sigma_*$ , 则有:

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \mu_{*i} + \sigma_* \varphi(\mu_{*i} / \sigma_*) [\Phi(\mu_{*i} / \sigma_*)]^{-1} \quad (8)$$

根据式 (8), 可得:

$$\begin{aligned} E(e^{-u_i} | \varepsilon_i) &= \int_0^{\infty} e^{-u_i} f(u_i | \varepsilon_i) du_i \\ &= \int_0^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_* \Phi(\mu_{*i} / \sigma_*)} e^{-\frac{1}{2} \frac{(u_i - \mu_{*i})^2}{\sigma_*^2} - u_i} du_i \end{aligned}$$

令  $z_i = (u_i - \mu_{*i} + \sigma_*^2) / \sigma_*$ , 则  $dz_i = du_i / \sigma_*$ , 则可以求得工资市场化程度:

$$WM_i = E(e^{-u_i} | \varepsilon_i) = e^{-\mu_{*i} + \frac{1}{2} \sigma_*^2} \frac{\Phi(\mu_{*i} / \sigma_* - \sigma_*)}{\Phi(\mu_{*i} / \sigma_*)} \quad (9)$$

虽然本文将工资市场化程度定义为劳动者实际工资和潜在工资的比值, 但是这个定义有一个前提条件, 就是劳动者的工资水平是由市场决定的, 即是由劳动力市场供求决定的。而在中国的劳动力市场上存在行政力量导致的国有部门和非国有部门之间的市场分割和垄断, 这导致实际工资接近潜在工资不一定是市场化带来的, 而可能是体制性分割和垄断的结果, 为此, 需要把体制性分割和垄断的影响分离出来。由于非国有部门劳动力的工资水平不会受到体制影响, 垄断力量也较弱, 可以认为其是由市场供求决定的。同时, 考虑到中国的垄断行业基本是行政垄断行业<sup>①</sup>, 且虽然行业垄断和所有制都是影响企业工资差距的重要因素, 但所有制的影响大于行业垄断<sup>②</sup>, 可以认为体制性分割和垄断的影响主要体现为国有部门和非国有部门的差距。国有部门劳动力的工资水平并不完全由市场供求决定, 因而通过国有部门劳动力实际工资与潜在工资之间的差距估计的市场化程度是不准确的。为解决这个问题, 本文先以国有部门为实验组, 以非国有部门为对照组, 选择年龄、性别、户口类型、婚姻状况和受教育水平作为影响劳动者就业部门的变量, 通过 logit 模型分别估计出每年样本的倾向得分, 逐年使用倾向得分匹配方法对国有部门样本进行分析, 然后根据参加者的平均处理效应得到如果该样本在非国有部门工作时其应当获得的实际工资水平, 以此作为该样本的

① 丁启军:《行政垄断行业高利润来源研究——高效率, 还是垄断定价?》, 载《产业经济研究》, 2010 (5)。

② 叶林祥等:《行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究》, 载《管理世界》, 2011 (4)。

实际工资  $w_i$ 。为减小异常值造成的影响,本文在进行匹配时使用的是有放回的 3-最近邻匹配。

在根据式(9)对工资市场化程度进行估计时,依然需要考虑国有部门与非国有部门之间的差别。对于非国有部门的样本来说,其工资水平是由市场供求决定的,因此其工资市场化水平根据式(9)就可以得到。对于国有部门的样本来说,由于其工资水平不完全由市场供求决定,因此对其工资市场化水平进行估计,除了要考虑其实际工资和理论工资的差距之外,还需要考虑其工资水平在多大程度上是由市场供求决定的。

本文使用国有部门样本匹配后的工资水平  $w_i$  和匹配前的工资水平  $w_i^b$  来估计国有部门样本的工资水平在多大程度上由市场供求决定,估计方程如下:

$$\eta = \frac{w_i}{\max(w_i, w_i^b)}$$

其中,  $\eta$  表示工资由市场供求决定的程度。为保证  $\eta \in [0, 1]$ , 分母使用了  $w_i$  和  $w_i^b$  的最大值  $\max(w_i, w_i^b)$ , 当国有部门样本的工资水平完全由市场供求决定时, 有  $\eta = 1$ 。此时, 根据式(9)可以对工资市场化程度进行估计, 估计方程如下:

$$WM_i = \begin{cases} E(e^{-u_i} | \epsilon_i), & i \in \text{非国有部门} \\ E(e^{-u_i} | \epsilon_i) \times \eta, & i \in \text{国有部门} \end{cases}$$

我们注意到, 营利性的经济部门和非营利性的非经济部门的工资决定机制并不完全相同, 工资方程也存在差异, 使用统一的工资方程进行估计可能会导致偏误。考虑到职业和行业等变量与营利性的经济部门和非营利性的非经济部门较为相关, 本文对职业和行业等变量进行控制可在一定程度上缓解此问题。同时, 我国的非营利性的非经济部门多属于机关和事业单位, 因此, 通过上述 PSM 方法对国有部门和非国有部门进行处理, 也可在一定程度上解决此问题。此外, 由于样本中的机关和事业单位占比不足 15%, 且考虑到部分事业单位也属于营利性的经济部门, 估计结果不会产生较大偏差。综上, 可以不将营利性的经济部门和非营利性的非经济部门的工资方程分别进行处理。

## 六、工资市场化程度实证结果

### (一) 偏度检验

考虑 SFA 中的复合误差项  $v_{it} - u_i$ , 由于  $v_{it} \sim i.i.d. N(0, \sigma_v^2)$ ,  $E(u_i) > 0$ , 其相应回归的残差应该有负的偏度, 为检验残差偏度, 对式(5)进行了控制了年份  $\times$  省份的固定效应回归。回归结果表明, 随着工作经验的增长和受教育水平、健康水平、智力水平的提高, 对数小时工资显著增加, 这说明人力资本积累水平越高, 工资越高。同时, 通勤时间的缩短和工作环境的改善<sup>①</sup>可弥补一部分工资收入, 上述结果是符合理论和预期的。

进行固定效应回归之后, 可以得到回归残差项  $e$ 。根据残差项与正态分布概率密度函数之间的对比图可以看出, 固定效应回归的残差项具有负的偏度。为对偏度结果进行进一步验证, 本文对残差项进行偏度统计, 固定效应回归残差项的偏度为 -0.819, 这说明根据残差项的结果来看, 式(5)的随机误差项不满足标准正态分布的条件, 符合 SFA 对随机误差项的假设。为检验偏度统计结果的可靠性, 对其进行显著性检验, 检验结果显示  $p$  值小于 0.01, 表明可以在 1% 的显著性水平上拒绝偏度为 0 的原假设, 说明偏度检验的结果是可信的。<sup>②</sup>

① 通常而言, 从工作环境的角度来看, 国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人要优于专业技术人员, 优于办事人员和有关人员, 优于其他职业。

② 受篇幅所限, 回归结果、对比图和显著性检验结果未列出, 参见 [http://xuebao.ruc.edu.cn/attached/file/20221123/20221123125702\\_116.pdf](http://xuebao.ruc.edu.cn/attached/file/20221123/20221123125702_116.pdf)。

为进一步验证上述结果，本文使用 Coelli 提出的一个统计量。<sup>①</sup> 本文的计算结果表明，固定效应回归残差项的 M3T 统计量等于-44.24，其绝对值远远高于 1.96 的临界值，因此可以拒绝偏度为 0 的原假设。根据上述检验结果，可以认为选择使用随机前沿模型进行估计是合理的。

## (二) SFA 估计结果

面板 SFA 有  $u_{it}$  不随时间改变和随时间改变<sup>②</sup>两种情形，分别表示工人的工资市场化程度不随时间推移变化和随时间推移提高，表 3 分别给出了两种情况的估计结果。总体而言，这两个模型的回归结果基本一致，下面我们将使用  $u_{it}$  不随时间改变情形下的结果进行进一步分析。与前文的固定效应回归结果相比，随机前沿模型估计结果与固定效应估计结果在系数上存在部分差异，不过随机前沿模型的结果同样表明，随着人力资本积累水平的提高，对数小时工资显著增加，其中受教育水平提高对工资提高的影响最大。通勤时间的缩短和工作环境的改善可弥补一部分工资收入。

表 3 随机前沿模型估计结果（被解释变量：对数小时工资）

变量	$u_{it}$ 不随时间改变		$u_{it}$ 随时间改变	
	系数	$t$ 统计量	系数	$t$ 统计量
工作年限	0.041***	(20.59)	0.041***	(20.53)
工作年限平方项	-0.000 85***	(-18.03)	-0.000 85***	(-18.07)
受教育水平				
初中	0.15***	(8.88)	0.15***	(8.94)
高中/中专/技校/职高	0.32***	(16.52)	0.32***	(16.58)
大专	0.61***	(26.14)	0.62***	(26.20)
大学本科	0.89***	(33.30)	0.89***	(33.36)
硕士及以上	1.40***	(21.80)	1.40***	(21.83)
过去两周内是否有身体不适	-0.058***	(-5.99)	-0.058***	(-6.01)
智力水平	0.024***	(5.43)	0.024***	(5.46)
上下班单程时间	0.001 6***	(5.90)	0.001 6***	(5.89)
职业	控制			
常数项	2.25***	(26.00)	2.27***	(26.19)
样本数	17 521		17 521	

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著，模型最大迭代次数设置为 30 次。

在估计出模型的各参数之后，可以根据式（9）得到每个样本的工资市场化程度估计值，对各样本的工资市场化程度取均值则可以得到全国和各地区的工资市场化程度，详细结果见表 4。按时间来看，2014 年、2016 年、2018 年的工资市场化程度分别为 65.04%、64.40%、64.82%，这表明在 2014—2018 年间，中国的工资市场化程度先降后升，总体基本保持稳定，大致保持在 64%~65%。分地区来看，东部地区的工资市场化程度始终高于中部、西部和东北地区。

表 4 各地区工资市场化程度情况

样本	2014 年	2016 年	2018 年
东部地区	65.98%	65.66%	65.58%
中部地区	64.44%	64.12%	64.68%
西部地区	64.05%	63.71%	64.38%
东北地区	64.68%	61.95%	63.48%
全部样本	65.04%	64.40%	64.82%

① Coelli 证明了如果原假设为偏度等于 0，那么 OLS 估计残差项三阶矩的渐近分布应该服从均值为 0、方差为  $6m_3^2/N$  的正态分布，因此，M3T 统计量  $=m_3/\sqrt{6m_3^2/N}$  的渐近分布应该为标准正态分布。参见 T. Coelli, “Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis”, *Journal of Productivity Analysis*, 1995, 6 (3): 247-268。

② 在  $u_{it}$  随时间变化的模型设定中，本文参考以往研究，假定  $u_{it} = e^{-\eta(t-T_i)} u_i$ 。



通过回归可以得到所有样本的对数小时工资与工资市场化程度的散点图和拟合曲线。<sup>①</sup> 可以发现,随着样本小时工资的提高,其工资市场化程度也是不断提高的,工资收入与工资市场化程度呈正相关关系,这表明低收入群体面临的工资扭曲与高收入群体相比更高。这种现象的出现可能是因为中国的劳动力规模庞大,且以低技能劳动力为主,大量的低技能劳动力的竞争降低了其议价能力,而低收入群体一般属于低技能劳动力,所以其实际工资与潜在工资的差距更大。这种状况会导致收入差距的进一步拉大。

## 七、工资市场化程度影响因素分析

表 4 给出了工作区域对工资市场化程度的影响,接下来分析性别、户口类型和工作部门对工资市场化程度的影响。本文根据通过 SFA 方法得到的各样本工资市场化程度,按性别、户口类型和工作部门对样本进行分组,结果见表 5。表 5 的结果显示,工资市场化程度男性高于女性,非农户口低于农业户口,非国有部门高于国有部门,工作部门造成的差距最大,性别次之。

表 5 各组别样本工资市场化程度

样本	2014 年		2016 年		2018 年	
	样本数	市场化程度	样本数	市场化程度	样本数	市场化程度
男性	3 768	67.37%	1 974	66.79%	4 237	66.93%
女性	2 724	61.82%	1 704	61.62%	3 114	61.94%
非农户口	2 873	63.68%	1 136	63.71%	2 728	63.75%
农业户口	3 609	66.11%	2 534	64.70%	4 612	65.45%
非国有部门	4 387	67.64%	2 796	66.52%	5 101	67.19%
国有部门	1 934	58.99%	794	57.04%	2 055	59.08%

表 5 显示,非农户口样本的工资市场化程度低于农业户口样本,这个结果显然不符合直觉。进一步思考不难发现,不同户口类型就业者的工资市场化程度会受到就业部门的影响,因此我们又分别对非国有部门和国有部门各年的农业户口和非农户口的工资市场化程度进行了对比测算。结果表明,在非国有部门,农业户口和非农户口样本的工资市场化程度相差无几;而在国有部门,非农户口样本的工资市场化程度显著高于农业户口样本。表 5 中农业户口样本的工资市场化程度之所以高于非农户口样本是因为非农户口样本在国有部门占比较高,而国有部门的工资市场化程度较低,参见表 6。也就是说,从总体上看,非农户口劳动者的工资市场化程度高于农业户口。

表 6 分部门、分户口类型的工资市场化程度

样本		非国有部门		国有部门	
		样本数	市场化程度	样本数	市场化程度
2014 年	农业户口	2 951	67.69%	560	58.20%
	非农户口	1 431	67.55%	1 370	59.25%
2016 年	农业户口	2 110	66.54%	366	54.44%
	非农户口	680	66.50%	426	59.23%
2018 年	农业户口	3 709	67.00%	757	58.43%
	非农户口	1 388	67.72%	1 291	59.43%

按本文定义,政策性因素属于影响工资市场化程度的因素。虽然政策性因素难以衡量,但考虑到它也是影响工资的一个重要因素,须对其进行分析。政策性因素主要包括最低工资政策和工资指

<sup>①</sup> 受篇幅所限,结果未列出,参见 [http://xuebao.ruc.edu.cn/attached/file/20221123/20221123125702\\_116.pdf](http://xuebao.ruc.edu.cn/attached/file/20221123/20221123125702_116.pdf)。

导线政策等，相对于非强制性的工资指导线政策，具有强制性的最低工资政策对劳动力工资的影响更大。由于 CFPS 数据中的工资数据无法与最低工资直接对应，为排除最低工资政策的影响，将每年样本工资水平在 5% 和 10% 分位数以下的样本分别进行剔除后，再计算平均的市场化水平，结果见表 7。可以看出，当剔除工资最低的 5% 的样本后，工资市场化水平会提高不到 2%，当剔除工资最低的 10% 的样本后，工资市场化水平会提高约 3%。因为工资收入与工资市场化程度本就呈正相关关系，所以最低工资政策的影响会低于剔除样本造成的影响。可以认为，最低工资政策对工资市场化程度造成的影响与性别、工作部门等因素相比较小，政策性因素对工资市场化程度的影响有限。

表 7 剔除低工资样本后的工资市场化程度

样本	2014 年	2016 年	2018 年
全部样本	65.04%	64.40%	64.82%
剔除工资最低的 5% 样本	66.79%	66.30%	66.76%
剔除工资最低的 10% 样本	67.94%	67.72%	67.84%

为保证通过划分国有部门和非国有部门消除垄断对市场化程度计算造成的影响是可行的，本文选取了具有代表性的垄断行业和竞争行业，对其工资市场化程度进行对比。垄断行业和竞争行业的选取参照岳希明和蔡萌的分类<sup>①</sup>，由于该行业分类与 CFPS 数据不同，仅选取二者行业分类中相同的行业进行对比。据此，垄断行业包括金融业及电力、燃气及水的生产和供应业，竞争行业包括批发和零售业、住宿和餐饮业及建筑业。根据表 8 可以看出，垄断行业的工资市场化水平明显低于平均水平，而竞争行业的工资市场化水平则高于平均水平。因此，可以认为本文的方法可以较好地排除垄断造成的影响。

表 8 垄断行业和竞争行业的工资市场化程度

样本	2014 年	2016 年	2018 年
全部样本	65.04%	64.40%	64.82%
垄断行业	61.13%	58.26%	61.99%
竞争行业	67.21%	65.95%	66.23%

## 八、总结与政策建议

本文使用 CFPS 2014 年、2016 年和 2018 年数据，通过 SFA 方法估计了中国的工资市场化程度，结果表明，2014 年、2016 年和 2018 年中国工资市场化程度分别为 65.04%、64.40% 和 64.82%。这个市场化程度处于什么水平呢？从前文引述的已有研究成果看，若干代表性国家的不同年份的工资市场化水平是：美国 1986 年时为 84%；加拿大 1987 年时为 84%；德国 2000 年时为 84%；波兰 2001 年时为 86%；智利在 1957—1998 年间平均为 75%；捷克 1999 年为 78.3%～79.0%，随着失业率的大幅上升，2006 年降至 63.4%～68.4%，1999—2006 年平均为 72.4%。这说明中国工资市场化程度还处于较低水平，中国的劳动力市场发育不充分、不完全，需要进一步推进劳动力市场化改革，完善劳动力市场建设，提高劳动力市场的市场化水平。

进一步从结构来看：（1）中国低收入群体的工资市场化程度最低，这是导致工资差距扩大和收入分配不平等加剧的重要原因，而分配不平等又构成了社会稳定和经济发展中的矛盾和隐患。（2）中国男性的工资市场化程度高于女性。（3）非农业户口劳动者工资市场化程度高于农业户口劳动者。（4）非国有部门的工资市场化程度高于国有部门。（5）东部地区的工资市场化程度高于中部和西部

<sup>①</sup> 岳希明、蔡萌：《垄断行业高收入不合理程度研究》，载《中国工业经济》，2015（5）。

地区。

本文研究发现,性别歧视、户籍歧视、体制内外劳动力市场分割以及地域差异都是阻碍中国建立竞争性劳动力市场、提高工资市场化程度的重要因素,其中,工作部门对工资市场化程度的影响最大。

为深化生产要素市场改革,提高生产要素配置效率,本文建议:(1)深化体制改革和制度创新,逐步消除就业部门分割,缩小工资市场化差距。在建立完善全国统一大市场过程中,着重建立全国统一的劳动力市场,打破“铁饭碗”制度,引入竞争机制,减少国有部门的垄断特权。(2)继续深化户籍制度改革,着力解决户籍制度造成的劳动力市场分割和歧视问题,并解决好流动人口就业、社会保障、家庭子女安置等方面的相关问题,促进劳动力在区域间、行业间、部门间自由流动。(3)推进教育体制改革,促进教育发展,通过扩大教育和培训提高劳动者尤其是低技能劳动者的人力资本积累水平,提高其在劳动力市场上的竞争力。(4)改革和完善工会制度,建立健全相关立法和司法,加强对女性劳动者、低技能劳动者和农民工的制度保护和司法保护,提高其在劳动力市场上的地位和议价能力。

由于数据所限,本文所涉及的这些变量无法囊括造成中国工资扭曲的全部因素。本文的研究表明,通过消除性别歧视、户籍歧视、体制内外劳动力市场分割,可以提高中国的工资市场化程度,但是本文未涉及的信息不完全、劳动力市场供求力量对比等方面的其他未观测到的因素,也可能是导致中国工资市场化程度偏低的重要原因。这就提示我们,对中国工资市场化程度影响因素的研究还需要继续拓展和深入。

## A Study on the Measurement of China's Wage Marketization and Its Influencing Factors

FANG Fuqian<sup>1</sup>, SHAN Shuang<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Renmin University of China;

2. Policy Research Center, Ministry of Housing and Urban-Rural Development of the People's Republic of China)

**Abstract:** The marketization of labor market, which is measured by wage marketization, is an important benchmark of that of an economy. This paper uses the CFPS data in 2014, 2016, and 2018 to estimate the degree of China's wage marketization as well as its distortion through stochastic frontier analysis (SFA), and analyzes the factors affecting China's wage marketization. The results show that the degree of wage marketization in China is about 64% in this period, and it is lower in low-income groups and higher in the groups of male worker, non-agricultural registered resident, non-state-owned sector, and employee in the eastern part of China. Of the factors of gender, household registration type, employment sector, and working location, employment sector has the largest impact on the degree of wage marketization.

**Key words:** Degree of wage marketization; Distorted wages; Influencing factors; Employment sector; Stochastic frontier model

(责任编辑 王伯英)