数字经济发展对劳动力价格扭曲的影响

李　言，肖雨婷
（浙江工商大学 经济学院，浙江 杭州 310018）

摘　要：数字经济的快速发展成为推动要素市场化配置改革的新路径，通过降低劳动力价格扭曲和提高劳动力配置效率的途径实现质量型“人口红利”对中国经济高质量发展至关重要。从市场分割和劳方谈判力量视角构建数字经济发展影响劳动力价格扭曲的作用机制，并基于中国城市层面数据，利用主成分分析法构建了数字经济发展指标，利用生产函数法测算了劳动力价格扭曲，探讨了数字经济发展对劳动力价格扭曲的影响。实证分析发现，推动数字经济发展有助于降低劳动力价格扭曲。从分地区层面来看，内陆地区的影响幅度较大；从城市规模层面来看，人口规模小于或等于500万的城市，数字经济发展对劳动力价格扭曲具有显著的降低作用；从时间层面来看，2012年之后的降低作用持续显著。机制分析发现，数字经济发展将会通过降低市场分割和增强劳方谈判力量的渠道降低劳动力价格扭曲。面板分位数模型分析发现，在劳动力价格扭曲程度越大的城市，数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低效果越好。

关键词：数字经济；劳动力价格扭曲；市场分割；劳方谈判力量；生产函数法
中图分类号：F249.2　**文献标识码**：A　**文章编号**：1000-4149（2023）01-0044-13
DOI：10.3969/j.issn.1000-4149.2023.00.003

一、引言

伴随人口结构的转变，中国数量型“人口红利”逐渐消失，如何从过去的数量型“人口红利”转向质量型“人口红利”成为推动经济高质量发展的关键。在此背景下，通过降低劳动力价格扭曲的途径提高劳动力配置效率、从存量盘活的角度推动劳动力市场高质量发展具有低成本的特点。之所以关注劳动力价格扭曲这一路径，原因在于改革开放至今，中国要素市场化配置改革相对滞后，地方政府对要素市场的干预依然较多，以劳动力为代表的要素市

收稿日期：2022-03-16；**修订日期**：2022-09-24
基金项目：国家自然科学基金青年项目（72004202）；国家自然科学基金面上项目（71974174）；浙江省自然科学基金探索项目（LQ21G030004）。
作者简介：李言，经济学博士，浙江工商大学经济学院副教授；肖雨婷，浙江工商大学经济学院硕士研究生。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

场存在的价格扭曲现象阻碍了劳动力配置效率的改善。随着中国市场化改革的进一步推进，要素市场化配置改革的重要性逐渐凸显，2020 年 4 月发布的《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》提出，以要素市场化配置改革为重点，加快建设统一开放、竞争有序的市场体系，推进要素市场制度建设，实现要素价格市场决定、流动自主有序、配置高效公平。结合中国实际情况看，随着交通基础设施的完善和户口限制的放开、劳动力跨地区流动障碍的逐渐消除，信息获取方面的障碍正在成为引发劳动力价格扭曲的主因，而以信息传递为核心的数字经济发展为降低劳动力价格扭曲提供了解决方案。

数字经济发展对劳动力市场的影响一直备受国内外学者关注。互联网技术的推广有助于降低劳动力市场的搜寻成本，为失业者提供了更多就业机会，显著提高了劳动力市场的流动性[1-2]，并提高了劳动力就业率[3-6]。随着数字经济的快速发展，互联网技术将为劳动力市场供求双方提供更丰富、更准确的市场信息，对劳动力市场的影响越来越大。通过推动数字经济发展的途径降低劳动力价格扭曲，不仅为劳动力市场化配置改革寻找到新的途径，也为推进数字经济发展战略的必要性提供了新的论证视角。劳动力价格扭曲表现为劳动力边际产出与工资的偏离，而政府对要素市场的干预行为和要素市场的不完美所引起的劳动力无法自由流动，是导致劳动力价格扭曲出现的主因[7-8]。而劳动力流动主要面临三种障碍：其一是流动成本，该成本随着交通基础设施建设的完善而逐渐降低；其二是制度限制，该成本随着户口限制的放开而逐渐消除；其三是搜寻—匹配成本，如何降低此成本成为未来推进劳动力市场化配置改革的主要挑战。由于搜寻—匹配过程就是信息获取和处理的过程，为此降低搜寻—匹配成本需要充分且准确的就业信息，否则在风险规避偏好的影响下，劳动者将会主动降低流动性，并接受价格扭曲的现状。伴随数字经济的快速发展，互联网技术的普及有助于降低劳动力市场信息传递成本，尽管仍然面临信息不准确的问题，但各类就业信息平台的出现正逐渐改变劳动力市场的信息传递方式和传递速度。数字经济发展对劳动力配置的影响类似于电商平台对商品市场流转的影响，在更高水平信息传递技术的协助下，劳动者可以更加便捷地获取不同地区不同行业的就业信息，从而提高搜寻—匹配效率，找到更加符合自身技能的工作。根据以上判断，本文在采用中国城市层面相关数据的基础上，利用主成分分析法构建数字经济发展指标，利用生产函数法测算劳动力价格扭曲，探讨数字经济发展对劳动力价格扭曲的影响。

二、机制分析

数字经济发展有助于提升劳动力市场供求双方获取信息的能力，根据劳动力市场搜寻—匹配理论，数字经济发展提高了搜寻技术，实现了更快更好的匹配，而更好的匹配有助于推动劳动力的支付价格与其边际产出不断趋近，从而使劳动力价格扭曲逐渐降低。从作用机制的角度看，现有研究将劳动力价格扭曲的成因归结为市场分割和劳资谈判力量不平衡[9]，因此，本文接下来从市场分割和劳方谈判力量两个渠道来构建数字经济发展影响劳动力价格扭曲的作用机制。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

从宏观层面看，数字经济发展主要通过市场分割渠道作用于劳动力价格扭曲。市场分割是市场不完美的表现之一[10-11]。数字经济发展主要是通过降低信息成本，即减轻信息障碍引发的市场分割程度，来提高劳动力市场搜寻—匹配效率。依据搜寻—匹配模型，提高搜寻—匹配效率有助于提高劳动力在劳动力市场与就业机会匹配成功的数量，随着不同技能水平劳动力匹配到相应技能水平的就业机会中，劳动力价格扭曲程度也会随之降低[12]。假设存在两个地区，每个地区都同时存在高技能和低技能劳动力，且地区 1 的低技能劳动力占比更多，工资水平更低，地区 2 的高技能劳动力占比更多，工资水平更高。在数字经济发展滞后的情形下，两个地区内部的劳动者仅具有本地区的工资水平信息，即劳动者能够以较低的信息成本获取其所在地区的劳动力市场供求信息，而要获取其他地区的劳动力市场供求信息，便会面临较高的信息成本，一是信息量不足引发的成本，二是信息准确度较低引发的成本。如果地区 1 的高技能劳动力所获得的相关信息显示地区 2 的工资水平低于本地区，高技能劳动者不会考虑向其他地区流动，反之则会考虑向其他地区流动，而且其流动将会降低劳动力价格扭曲，但较高的信息成本将会阻碍劳动者作出更加符合自身技能水平的就业选择，进而产生劳动力价格扭曲。随着数字经济的不断发展，信息成本逐渐降低[13-14]，两个地区内部的劳动者可以获取更丰富、更准确的工资水平信息，意味着地区 1 的高技能劳动者能够以更低的信息成本获取地区 2 的劳动力市场供求信息，有助于其作出更加符合自身技能水平的就业选择，推动工资趋近于劳动力边际产出。

假说 1：数字经济发展通过降低市场分割程度的渠道降低劳动力价格扭曲。

从微观层面看，数字经济发展主要通过影响劳方谈判力量的渠道作用于劳动力价格扭曲。将劳资谈判看作一场博弈，由于资方更容易形成合作，所以结果往往是资方在工资谈判过程中占据优势地位，尤其是在劳动力资源相对丰富的地区，资方便具有扭曲劳动力价格的能力。由于中国目前仍处于渐进式改革的过程中，制度建设的滞后性强化了企业在劳动力市场中的强势地位，此时工人的工资往往并不能真实反映其自身的生产效率。在正规劳动力市场中，就业者基本上是不可退出的，这就形成了绑架机制，导致了过高的劳动力成本，而在非正规劳动力市场中，尽管市场化程度较高，但在现代企业制度下，个别劳工与资方之间的力量依然悬殊，这种市场决定的劳动力价格必然低于真正劳资力量均衡下的劳动力价格[15-16]，进而产生劳动力价格扭曲的现象。然而，数字经济发展却会改变博弈的格局。在数字经济快速发展的背景下，劳动力市场出现两种类型的劳动力，一是可以熟练使用互联网搜寻与自身技能匹配的劳动力，二是无法通过查询、搜找等方式主动进行岗位和技能匹配的劳动力。对于前者，数字经济发展将会拓宽传统企业和劳动者之间的匹配途径，在劳动者搜寻成本下降的同时，通过提供更多的职业选择，提高劳动者在工资定价博弈中的地位。对于后者，数字经济将通过增强劳动者社会资本和人力资本的方式提升劳动者获取岗位信息的能力，提高劳动者在谈判中的地位。因此，随着数字经济的发展，劳方谈判力量将有所提高，使其和资方之间的谈判力量更加平衡，劳动力价格扭曲程度逐渐降低[17-20]。

假说 2：数字经济发展通过提高劳方谈判力量的渠道降低劳动力价格扭曲。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

三、研究设计

1. 指标测算

城市数字经济发展水平，采用基于主成分分析得到的数字经济发展指数来衡量。借鉴赵涛、黄群慧等的测度方法[21-22]，采用互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况和移动电话普及率四个方面的指标，从基础设施建设、行业发展、产出增长和居民数字生活方面反映数字技术对经济发展的渗透。由于相关研究均采用上述方式衡量城市数字经济发展[23-24]，很大程度上体现了该方式的适用性和可靠性。在具体处理过程中，以上四个指标分别是：百人中互联网宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量和百人中移动电话用户数。以上指标的原始数据均来自《中国城市统计年鉴》，剔除数据缺失严重的城市后，通过主成分分析的方法，将以上四个指标的数据降维处理，便得到了数字经济发展指数。

要素价格扭曲的测算，常用的三种方法为生产函数法、非参数分析法和市场化指数法[25-30]。本文采用生产函数法对劳动力价格扭曲进行测算。从总量层面切入，将劳动力价格扭曲引入城市 i 在时期 t 的利润函数中，然后求解利润最大化，得到测算生产要素价格扭曲的表达式如下：

$$\max\pi_{i,t} = Y_{i,t} - disw_{i,t}W_{i,t}L_{i,t} - R^K_{i,t}K_{i,t} \tag{1}$$

$$\text{s. t. } Y_{i,t} = A_{i,t}K^{\alpha}_{i,t}L^{1-\alpha}_{i,t} \tag{2}$$

城市 i 的生产函数为 C-D 形式，π 表示利润，Y 表示总产出，W 表示工资，L 表示劳动力，R^K 表示资本利息，K 表示资本，$disw$ 表示劳动力价格扭曲。通过求解利润最大化的一阶条件，并进一步转换后，就可以得到测算扭曲的表达式：

$$disw_{i,t} = \frac{(1-\alpha)A_{i,t}K^{\alpha}_{i,t}L^{-\alpha}_{i,t}}{W_{i,t}} = \frac{(1-\alpha)Y_t}{W_{i,t}L_{i,t}} \tag{3}$$

需要整理的数据包括城市层面的总产出、资本存量和劳动力等，处理思路借鉴李言和张帆的研究[16]，考虑到后面构建数字经济发展指数的数据在 2005 年之前的缺失值较多，且 2005 年之前中国数字经济发展较慢，本文的样本起点选择 2005 年。由于 2019 年以后城市层面劳动力数据缺失值较多，本文的样本终点选择 2019 年。经过筛选后，剔除缺失值较多的城市，最终的样本量为 274 个城市，相关数据主要来自《中国城市统计年鉴》和各个城市公布的国民经济和社会发展统计公报。在生产函数估计过程中，主要采用面板随机前沿模型，并考虑无效率项随时间波动，利用估计得到的参数，结合式(3)测算劳动力价格扭曲。

2. 模型设定

$$lndisw_{i,t} = c + \beta lndigital_{i,t} + \sum_{j=1}^{4}\alpha^j X_{i,t} + \eta_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

基准回归模型的设定如式（4）所示，被解释变量为劳动力价格扭曲（$disw$），解释变量为数字经济发展指数（$digital$），为了减轻异方差对回归结果的影响，对被解释变量和解释变量进行对数化处理。控制变量 X 包括产业结构（$stru$）、经济规模（$lngdp$）、政府干预度（gov）、交通基础设施（$transpor$）、城市品牌（$brand$）和金融危机冲击（$finance$）。劳动力能

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

否自由流动直接影响劳动力价格扭曲，因此，本文主要从影响劳动力流动的角度控制其他环境因素的影响。经济发展水平是影响劳动力流动的重要因素，本文从产业结构、经济规模、政府干预度和金融危机冲击等角度控制经济发展水平对劳动力价格扭曲的影响。产业结构利用第三产业占比来衡量，经济规模利用国内生产总值对数值来衡量，政府干预度利用财政支出占国内生产总值比重来衡量。除了经济发展水平，交通基础设施和城市品牌也将影响劳动力流动，因此，本文进一步从上述两个角度控制其他政策因素的影响。交通基础设施使用城市是否开通高铁的虚拟变量来衡量，城市品牌使用城市是否获得文明城市称号的虚拟变量来衡量，金融危机冲击以 2008 年为界的虚拟变量（2008 年后取值为 1）来衡量。经济发展水平因素变量的数据主要来自各年《中国城市统计年鉴》，高铁开通虚拟变量的数据来自各城市政府网站，城市品牌虚拟变量的数据来自中国文明网。由于采用的是双固定效应模型，所以式（4）中包含时间固定效应项（η_t）和个体固定效应项（γ_i）。

基于前面的机制分析，参考江艇的研究[31]，本文利用面板双固定效应模型对作用机制进行检验，具体模型设定如下：

$$med_{i,t} = c + \beta lndigital_{i,t} + \sum_{j=1}^{4} \alpha^j X_{i,t} + \eta_t + \gamma_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

机制变量包括市场分割（$segm$）和劳方谈判力量（$tanpan$）。关于市场分割，借鉴市场分割“价格法”测算思想[32]，将价格指数替换为工资对数，分四步测算劳动力市场分割：第一步，计算 t 年每个城市与其他城市工资差额的绝对值 $w_{ijt} = | w_{it} - w_{jt} |$；第二步，计算第 t 年所有城市工资差额绝对值的平均值 ave_w_t；第三步，计算第一步得到的绝对值与第二步得到的平均值的差值 $\Delta w_{ijt} = w_{ijt} - ave_w_t$；第四步，计算 Δw_{ijt} 的方差。利用最后一步得到的方差比上工资对数来衡量劳动力市场分割，比上工资对数是为了去除工资绝对高低的影响。关于劳方谈判力量，利用工资对数来衡量，数字经济发展推动工资增加时意味着增强了劳方的谈判力量。相关数据来源于国研网①和各年《中国城市统计年鉴》。

根据劳动力价格扭曲的定义，当劳动力边际产出大于工资时，劳动力价格呈现负向扭曲，当劳动力边际产出小于工资时，劳动力价格呈现正向扭曲[33]。根据表 1，劳动力价格扭曲的

表 1　样本的描述性统计结果

变量		样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	劳动力价格扭曲	4108	1. 6994	0. 3979	−2. 8753	3. 3108
解释变量	数字经济	4065	−2. 3864	0. 6672	−18. 2648	0. 2239
	产业结构	4105	39. 2437	9. 9876	0. 3427	87. 2532
控制变量	经济规模	4110	6. 7748	1. 0189	3. 6045	10. 1063
	政府干预度	4109	0. 1872	0. 0973	0. 0389	1. 8378
	交通基础设施	4110	0. 3681	0. 4824	0	1
	城市品牌	4110	0. 1725	0. 3779	0	1
	金融危机冲击	4110	0. 8000	0. 4000	0	1
机制变量	市场分割度	4110	0. 2129	0. 0477	0. 1451	0. 3815
	劳方谈判力量	4108	10. 2663	0. 5273	8. 1487	13. 9108

① 数据来源：http://www. drcnet. com. cn/www/int/

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

均值大于1，意味着劳动力市场以价格负向扭曲为主，表明劳动力实际支付价格低于劳动力的边际产出所确定的均衡水平，该结果和多数研究测算的结果相似[34-36]。

根据图1，数字经济发展与劳动力价格扭曲之间存在负相关关系，相关性系数为0.2203，且在1%水平上显著，这表明数字经济发展水平低的地区，其劳动力价格扭曲越大，数字经济发展水平高的地区，其劳动力价格扭曲越小。

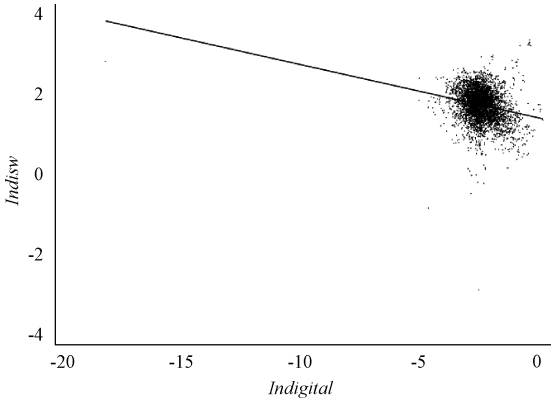


图1　数字经济发展与劳动力价格扭曲之间的散点图

四、实证分析

1. 基准分析和异质性分析

从全国层面看，根据表2，数字经济发展将有助于降低劳动力价格扭曲，且随着控制变量的引入，数字经济发展对劳动力价格扭曲的影响方向不变，从而验证了前面的分析结论，推动数字经济发展将有助于推动劳动力市场化配置改革，且主要从降低信息成本的层面发挥作用。从控制变量的结果看，产业结构升级将会显著降低劳动力价格扭曲，经济规模增加和政府干预度增加将会显著提高劳动力价格扭曲。高铁开通和城市品牌都显著地降低了劳动力价格扭曲，有更高劳动需求的城市在交通便利度提升和城市吸引力增强上做更多努力，会使得劳动力市场配置更有效。金融危机冲击对劳动力价格扭曲有显著的降低作用，金融危机冲击对市场中资方势力有相对劳动者更大的冲击，加之政府不断加大对劳动者权益的危机保护，提高了劳动者在工资谈判中的地位，降低了劳动者价格扭曲。

表2　劳动力价格扭曲回归结果

变量	（1）全国	（2）全国
数字经济	−0.0523**	−0.0569**
	（−2.0893）	（−2.0650）
产业结构		−0.0054***
		（−2.9268）
经济规模		0.3468***
		（3.2490）
政府干预度		−0.3348**
		（−2.2130）
交通基础设施		−0.0545***
		（−2.9745）
城市品牌		−0.0612**
		（−2.3822）
金融危机冲击		−0.6421***
		（−3.9573）
常数项	1.6978***	−0.1413
	（22.8488）	（−0.2032）
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
观察值	4064	4060
R^2	0.3540	0.3847
F检验	0.0000	0.0000

注：括号中为t值，聚类到城市层面；***、**、*表示系数在1%、5%和10%水平上显著；F检验的原假设为采用混合回归模型，汇报的是检验对应的P值。

接下来分地区、城市规模和时间等层面进行异质性分析。根据表3，组间差异检验的结果表明，按地区和城市规模分组是合理的，并且该回归得到的系数可进行一定的比较。从分地区的角度看，数字经济发展都会起到降低劳动力价格扭曲的作用，但上述作用只有在内陆地区是显著的。从影响幅度看，数字经济发展在内陆地区对劳动力价格扭曲的影响幅度更大。上述结果表明，结合地区经济发展状况和经济发展特征可知，随着经济发展程度的提高，数

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

字经济发展对劳动力市场配置作用的效果将会逐渐减弱，该结果与其他学者研究互联网对劳动力市场的结论具有一致性[14]。进一步从城市规模的角度看，在城市规模为小于或等于 500 万人口的情形下，数字经济发展对劳动力价格扭曲具有显著的降低作用，而在城市规模为大于 500 万人口的情形下，数字经济发展对劳动力价格扭曲具有不显著的加剧作用。上述结果表明，城市规模越大，数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低效果越弱。人口规模大的城市，与沿海地区城市在样本上有较大重合度，城市整体资源丰富，数字经济发展水平提高的边际效用减弱，且信息过载的可能性增加，反而可能导致劳动力市场高低技能人才两极化和市场不完美进一步加深，进而抵消了数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低作用。

表 3　分地区和分城市规模层面回归结果

变量	全国	沿海	内陆	≤500 万	>500 万
数字经济	−0.0569**	0.0409	−0.0700***	−0.0697***	0.0225
	(−2.0650)	(0.9405)	(−2.9010)	(−2.6793)	(0.5688)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	−0.1413	0.8484	0.2377	−0.3049	0.9918
	(−0.2032)	(0.9731)	(0.2692)	(−0.4190)	(0.5601)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
观察值	4060	1457	2603	3268	792
F 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
R^2	0.3847	0.5998	0.2932	0.3519	0.5605
组间差异		0.0002***	0.0017**		

注：括号中为 *t* 值，聚类到城市层面；***、**、* 表示系数在 1%、5%和 10%水平上显著；*F* 检验的原假设为采用混合回归模型，即检验对应的 *P* 值；组间差异检验汇报的是组间数字经济系数差异的显著性，即检验对应的 *P* 值。

为了更好地从时间层面体现数字经济发展对劳动力价格扭曲的影响，本文从截面角度切入，对两者进行回归分析。根据表 4，在所有截面回归结果中，数字经济发展都会降低劳动力价格扭曲，且 15 个截面中有 9 个截面的影响是显著的，并且从时间段上来看，2012 年之后的 8 年内，数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低作用逐渐增强，且显著度不断增加，即数字经济对劳动力市场的优化作用不可忽视。结合中国数字经济发展的实际情况，2012 年，“宽带中国”战略实施方案发布，互联网使用成本开始显著下降，且数字技术对劳动力市场渗透率不断提高，从而使数字经济发展对劳动力市场的影响作用也不断增强。

根据前面的数据描述性统计结果，城市间劳动力价格扭曲的差异是明显的，而扭曲的差异将会直接影响地区经济发展和政府干预行为，进而影响数字经济发展对劳动力价格扭曲的作用，基于此，本文进一步利用面板分位数模型，分析在劳动力价格扭曲不同分位数的情形下，数字经济发展对劳动力价格扭曲的影响。根据图 2，从回归系数的结果看，在不同分位数情形下，回归系数都小于 0，表明数字经济发展对劳动力价格扭曲都具有降低的效果。从影响显著性的结果看，10%—60%分位数的影响都是在 10%水平上显著的，而 70%、80%和 90%分位数的影响是不显著的。从影响幅度的结果看，影响幅度从 10%—90%分位数呈现递增态势。以上结果表明，在劳动力价格扭曲程度越大的城市，数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低效果越好，而在劳动力价格扭曲程度较小的城市，数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低效

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表 4　分时间层面回归分析结果

变量	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年
数字经济	−0. 0964***	−0. 0509	−0. 0287	−0. 0438	−0. 0279
	（−4. 4500）	（−1. 3674）	（−0. 8421）	（−1. 3117）	（−0. 7023）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1. 5482***	1. 6373***	1. 7544***	1. 7094***	1. 7708***
	（−5. 6102）	（−5. 5722）	（−6. 9928）	（−7. 2965）	（−6. 7027）
观察值	273	273	273	273	273
R^2	0. 2159	0. 2538	0. 2464	0. 2528	0. 1989
变量	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年
数字经济	−0. 0578	−0. 0079	−0. 1355**	−0. 1012*	−0. 1501***
	（−1. 3723）	（−0. 1252）	（−2. 4246）	（−1. 9607）	（−2. 9415）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1. 3072***	1. 9514***	1. 6867***	1. 5937***	1. 3664***
	（−5. 1542）	（−5. 8992）	（−5. 6423）	（−5. 7109）	（−5. 1208）
观察值	273	273	266	272	271
R^2	0. 1936	0. 1528	0. 1974	0. 1863	0. 2264
变量	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年
数字经济	−0. 1873***	−0. 1842***	−0. 1954***	−0. 2139***	−0. 2456***
	（−3. 2709）	（−3. 5132）	（−4. 3296）	（−4. 6920）	（−7. 0187）
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1. 4522***	1. 4921***	1. 6763***	1. 7374***	1. 5737***
	（−4. 9343）	（−5. 5179）	（−6. 4307）	（−6. 7549）	（−7. 2536）
观察值	271	270	268	267	264
R^2	0. 2400	0. 2792	0. 2997	0. 3479	0. 3738

注：括号中为 t 值，聚类到城市层面；***、**、* 分别表示系数在 1%、5%和 10%水平上显著。

果越差。

综上所述，数字经济发展有助于降低劳动力价格扭曲，且上述影响在地区层面和时间层面存在异质性。分地区结果表明，在内陆地区，数字经济发展对劳动力价格扭曲的影响不仅是显著的，而且影响幅度要大于沿海地区。分城市规模结果表明，城市规模越大，数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低效果越差。时期截面分析结果表明，2012 年之后数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低程度不断增加，且影响持续显著。面板分位数模型分析结果表明，在劳动力价格扭曲程度越大的城市，数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低效果越好。

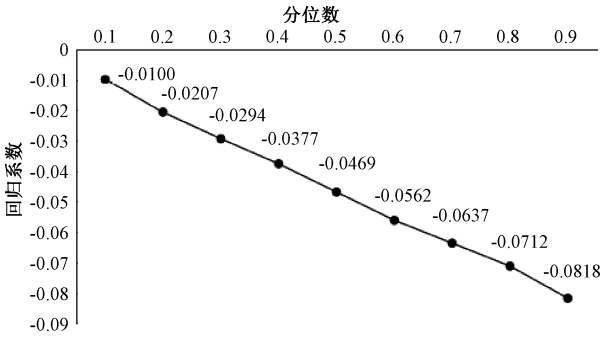


图 2　数字经济发展对劳动力价格扭曲的回归系数

2. 稳健性分析

本文采用更换被解释变量和估计方法等方式对前面的分析结果进行稳健性分析。借鉴毛丰付和张帆的研究方法[37]，用数字企业变动率来衡量数字经济发展水平，以替换解释变量来检验前面的分析结果是否稳健。根据表 5，更换数字经济发展水平的衡量方式后，数字经济发展依然对劳动力价格扭曲具有降低作用，但影响显著性水平有所降低。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

前面把测算劳动力价格扭曲的生产函数设定为 C-D 生产函数形式，这里借鉴白俊红和卞元超的研究，采用超越对数生产函数形式来测算劳动力价格扭曲[36]。根据表 6，数字经济发展具有降低劳动力价格扭曲的作用，且随着控制变量的引入，上述影响依然存在，这一结果表明前面分析所得到的结论是稳健的。

表 5　更换解释变量回归结果

变量	（1）全国	（2）全国
数字经济发展	−0. 1941	−0. 2028
	（−1. 5592）	（−1. 6114）
控制变量	不控制	控制
常数项	1. 8771***	−0. 0082
	（79. 0264）	（−0. 0116）
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
观察值	4094	4090
R^2	0. 3544	0. 3830
F 检验	0. 0000	0. 0000

注：括号中为 *t* 值，聚类到城市层面；***、**、* 表示系数在 1%、5%和 10%水平上显著；*F* 检验的原假设为采用混合回归模型，汇报的是检验对应的 *P* 值。

表 6　更换被解释变量回归结果

变量	（1）全国	（2）全国
数字经济发展	−0. 0523**	−0. 0569**
	（−2. 0893）	（−2. 0650）
控制变量	不控制	控制
常数项	−0. 0523**	−0. 6348
	（−2. 0893）	（−0. 9125）
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
观察值	4064	4060
R^2	0. 3540	0. 3847
F 检验	0. 0000	0. 0000

注：括号中为 *t* 值，聚类到城市层面；***、**、* 表示系数在 1%、5%和 10%水平上显著；*F* 检验的原假设为采用混合回归模型，汇报的是检验对应的 *P* 值。

考虑到可能存在的内生性关系，参考赵涛等的研究[21]，本文采用 1984 年各城市每万人电话机数量与解释变量滞后一期构造的交互项作为解释变量的工具变量。根据表 7，数字经济发展具有降低劳动力价格扭曲的作用，且随着控制变量的引入，上述影响依然存在，这一结果表明前面分析所得到的结论是稳健的。

表 7　工具变量法回归结果

变量	（1）全国	（2）全国
数字经济发展	−0. 1439***	−0. 1220***
	（−3. 2917）	（−3. 0935）
控制变量	不控制	控制
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
观察值	3084	3080
第一阶段回归结果		
工具变量	0. 0026***	0. 0026***
	（4. 2400）	（4. 4800）
Wald 检验	336. 47	337. 78

注：括号中为 *t* 值，聚类到城市层面；***、**、* 表示系数在 1%、5%和 10%水平上显著；Wald 检验的原假设为工具变量与解释变量相关性较弱，汇报的是检验对应的 *P* 值。

表 8　市场分割机制回归结果

变量	（1）全国	（2）全国
数字经济发展	−0. 0056***	−0. 0054***
	（−4. 8538）	（−4. 7321）
控制变量	不控制	控制
常数项	0. 3124***	0. 3833***
	（89. 2935）	（4. 6632）
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
观察值	4065	4061
R^2	0. 7698	0. 7730
F 检验	0. 0000	0. 0000

注：括号中为 *t* 值，聚类到城市层面；***、**、* 表示系数在 1%、5%和 10%水平上显著；*F* 检验的原假设为采用混合回归模型，汇报的是检验对应的 *P* 值。

3. 机制分析

本文首先参考江艇的研究[31]，利用面板双向固定效应模型对市场分割和劳方谈判力量的机制效应进行检验，然后利用中介效应模型进行稳健性分析。从市场分割机制看，根据表 8，数字经济发展对市场分割度具有显著的负向影响，且随着控制变量的引入，上述影响依然是显著的。结合前面的机制分析可知，数字经济发展将通过降低市场分割的渠道降低劳动力价格扭曲。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

本文进一步参考温忠麟等的研究[38]，利用中介效应模型对市场分割渠道进行稳健性分析。根据表9，从中介效应模型的回归结果看，数字经济发展将会通过降低市场分割的渠道降低劳动力价格扭曲，这验证了市场分割所具有的机制效应是稳健的。

表9　市场分割机制中介效应模型回归结果

变量	（1）劳动力价格扭曲	（2）市场分割	（3）劳动力价格扭曲
数字经济发展	-0.0569**	-0.0054***	-0.0528*
	（-2.0650）	（-4.7321）	（-1.9351）
市场分割			0.7565
			（1.5021）
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-0.1413	0.3833***	-0.4309
	（-0.2032）	（4.6632）	（-0.5824）
个体效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
观察值	4060	4061	4060
R^2	0.3847	0.7730	0.3881
F 检验	0.0000	0.0000	0.0000

注：括号中为 *t* 值，聚类到城市层面；***、**、* 表示系数在1%、5%和10%水平上显著；*F* 检验的原假设为采用混合回归模型，汇报的是检验对应的 *P* 值。

从劳方谈判力量机制看，根据表10，数字经济发展对劳方谈判力量具有正向影响，且随着控制变量的引入，上述影响依然是显著的。结合前面的机制分析可知，数字经济发展将通过增强劳方谈判力量的渠道降低劳动力价格扭曲。

表10　劳方谈判力量机制回归结果

变量	（1）全国	（2）全国
数字经济发展	0.0570***	0.0587***
	（3.1277）	（2.9680）
控制变量	不控制	控制
常数项	9.6899***	9.1539***
	（177.5809）	（13.6637）
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
观察值	4064	4060
R^2	0.9060	0.9101
F 检验	0.0000	0.0000

注：括号中为 *t* 值，聚类到城市层面；***、**、* 表示系数在1%、5%和10%水平上显著；*F* 检验的原假设为采用混合回归模型，汇报的是检验对应的 *P* 值。

本文进一步利用中介效应模型对劳方谈判力量渠道进行稳健性分析。根据表11，从中介效应模型的回归结果看，数字经济发展将会通过提高劳方谈判力量的渠道来降低劳动力价格扭曲，这验证了劳方谈判力量所具有的机制效应是稳健的。

以上结果表明，市场分割和劳方谈判力量这两个作用机制都是存在的，从发展政策角度看，可以将数字经济发展与作用机制对应的发展战略相结合，比如将数字经济发展与户籍制度改革、工会制度改革等发展战略相结合，从而放大数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低作用，加速劳动力市场化配置改革进程。

表11　劳方谈判力量机制中介效应模型回归结果

变量	（1）劳动力价格扭曲	（2）劳方谈判力量	（3）劳动力价格扭曲
数字经济发展	-0.0569**	0.0587***	-0.0109
	（-2.0650）	（2.9680）	（-0.7420）
劳方谈判力量			-0.7831***
			（-9.8823）
控制变量	控制	控制	控制
常数项	-0.1413	9.1539***	7.0272***
	（-0.2032）	（13.6637）	（7.8707）
个体效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制
观察值	4060	4060	4060
R^2	0.3847	0.9101	0.5655
F 检验	0.0000	0.0000	0.0000

注：括号中为 *t* 值，聚类到城市层面；***、**、* 表示系数在1%、5%和10%水平上显著；*F* 检验的原假设为采用混合回归模型，汇报的是检验对应的 *P* 值。

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

五、结论与政策建议

数字经济的快速发展不仅在加速商品市场的运转，同样也在加速要素市场的运转，其在构建完善的市场机制过程中起到了重要的信息传递作用。要素价格扭曲的存在与信息传递不畅相关，因此推动数字经济发展将成为下一步推进要素市场化配置改革的主要途径之一。根据要素流动性差异以及获取信息的成本，本文选择劳动力市场作为分析对象，从理论和实证两个角度探讨了数字经济发展对劳动力价格扭曲的影响，得到的主要结论如下。

第一，数字经济发展有助于降低劳动力价格扭曲。从全国层面看，逐步回归的结果表明，数字经济发展有助于降低劳动力价格扭曲。从地区层面看，在内陆地区，数字经济发展对劳动力价格扭曲的影响不仅是显著的，而且影响幅度要大于沿海地区。从城市规模层面看，人口规模小于或等于 500 万的城市，数字经济发展对劳动力价格扭曲具有显著的降低作用。从时间层面看，在每个时间截面，数字经济发展都对劳动力价格扭曲具有降低作用，但早期几年的影响并不显著，2012 年之后的影响才持续显著。面板分位数模型分析结果表明，在劳动力价格扭曲程度越大的城市，数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低效果越好。

第二，市场分割和劳方谈判力量是数字经济发展作用于劳动力价格扭曲的主要渠道。面板双向固定效应模型的机制分析结果显示，数字经济发展将通过减轻市场分割程度和提高劳方谈判力量两个渠道来降低劳动力价格扭曲。本文进一步利用中介效应模型对市场分割和劳方谈判力量的机制效应进行了稳健性分析，分析结果表明上述两个渠道的机制效应具有稳健性。

根据上述结论，在下一步推进劳动力市场化配置改革的过程中，需要关注数字经济发展所起到的作用，具体可以从以下两个方面着手。

其一，加快劳动力市场就业信息平台建设。数字经济发展对就业市场信息传递的加速作用尽管实现了快速发展，无论是劳方平台还是资方平台都在不断涌现，但与中国劳动力市场的发展匹配度仍存在差距。中国劳动力规模巨大，劳动力跨企业、跨行业、跨地区流动已经成为常态，但相关就业平台，尤其是市场主导的就业平台则相对较少，而政府主导的就业平台由于地理位置等原因，依然存在较高的信息获取成本。下一步应该推进市场主导的就业平台建设，鼓励各地区各行业构建符合自身特色的信息平台，同时，加强政府对平台信息准确性的监控，兼顾信息平台数量和信息平台质量共同发展。

其二，根据机制分析结论，数字经济发展通过降低市场分割和提高劳方谈判力量两个渠道降低劳动力价格扭曲，因此，可以将数字经济发展与区域一体化发展和工会制度建设等发展战略相结合实施，实现一加一大于二的政策组合效果，助力数字经济发展对劳动力价格扭曲的降低作用。将数字经济发展与区域一体化发展相结合，也有助于发挥城市之间在劳动力市场化改革方面的协调。

参考文献：

[1] STEVENSON B. The Internet and job search [R]. NBER Working Paper, No. 13886, 2009.

[2] KUHN P, SKUTERUD M. Internet job search and unemployment durations [J]. American Economic Review, 2010, 94 (1): 218-

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

232.
[3] FABRITZ N. The impact of broadband on economic activity in rural areas: evidence from German municipalities [J]. IFO Working Paper, No. 166, 2013.
[4] ATASOY H. The effects of broadband Internet expansion on labor market outcomes [J]. ILR Review, 2013, 66 (2): 315-345.
[5] 周冬. 互联网覆盖驱动农村就业的效果研究 [J]. 世界经济文汇, 2016 (3): 76-90.
[6] 毛宇飞, 曾湘泉, 祝慧琳. 互联网使用、就业决策与就业质量——基于CGSS数据的经验证据 [J]. 经济理论与经济管理, 2019 (1): 72-85.
[7] BHAGWATI J N, HATTA B T. The generalized theory of transfers and welfare: exogenous (policy-imposed) and endogenous (transfer-induced) distortions [J]. Quarterly Journal of Economics, 1985, 100 (3): 697-714.
[8] 李言. 中国生产要素价格扭曲的变迁: 2000—2016年 [J]. 经济学动态, 2020 (1): 34-51.
[9] 李言. 中国要素价格扭曲的成因、测度与经济效应 [J]. 当代经济管理, 2020 (7): 1-8.
[10] DICKENS W T, LANG K A. Test of dual labor market theory [J]. American Economic Review. 1985, 75 (4): 792-805.
[11] 蔡昉, 王德文, 都阳. 劳动力市场扭曲对区域差距的影响 [J]. 中国社会科学, 2001 (2): 4-14, 204.
[12] 斯蒂芬·威廉森. 宏观经济学 (第五版) [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2016: 157.
[13] 谷彬. 劳动力市场分割、搜寻匹配与结构性失业的综述 [J]. 统计研究, 2014 (3): 106-112.
[14] 刘诗洋, 吴玉鸣, 吴青山. 互联网普及能否改善人力资本错配 [J]. 当代财经, 2022 (6): 12-25.
[15] 李文溥, 李静. 要素比价扭曲、过度资本深化与劳动报酬比重下降 [J]. 学术月刊, 2011 (2): 68-77.
[16] 李言, 张帆. 经济增长目标与劳动力价格扭曲 [J]. 新疆社会科学, 2022 (3): 72-81, 179.
[17] 罗楚亮, 梁晓慧. 互联网就业搜寻对流动人口就业与工资的影响 [J]. 学术研究, 2021 (3): 72-79.
[18] 戚聿东, 褚席. 数字生活的就业效应: 内在机制与微观证据 [J]. 财贸经济, 2021 (4): 98-114.
[19] 田永坡, 王琦. 数字经济时代网络招聘政策与搜寻渠道选择 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2022 (2): 1-12.
[20] 陆义敏, 夏露露. 人力资本、匹配博弈和就业实现——基于一项实验研究的解释 [J]. 南宁师范大学学报 (哲学社会科学版), 2019 (5): 105-110.
[21] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据 [J]. 管理世界, 2020 (10): 65-76.
[22] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验 [J]. 中国工业经济, 2019 (8): 5-23.
[23] 陈贵富, 韩静, 韩恺明. 城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业 [J]. 中国工业经济, 2022 (8): 118-136.
[24] 柏培文, 张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益 [J]. 经济研究, 2021 (5): 91-108.
[25] RADER T. The welfare loss from price distortions [J]. Econometrica. 1976, 44 (6): 1253-1257.
[26] 李平, 季永宝, 桑金琰. 要素市场扭曲对我国技术进步的影响特征研究 [J]. 产业经济研究, 2014 (5): 63-71.
[27] SKOORKA B M. Measuring market distortion: international comparisons, policy and competitiveness [J]. Applied Economics, 2000, 32 (3): 253-264.
[28] 郝枫, 赵慧卿. 中国市场价格扭曲测度: 1952—2005 [J]. 统计研究, 2010 (6): 33-39.
[29] 张杰, 周晓艳, 李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业R&D? [J]. 经济研究, 2011 (8): 78-91.
[30] 康志勇. 赶超行为、要素市场扭曲对中国就业的影响——来自微观企业的数据分析 [J]. 中国人口科学, 2012 (1): 60-69, 112.
[31] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应 [J]. 中国工业经济, 2022 (5): 100-120.
[32] 桂琦寒, 陈敏, 陆铭, 陈钊. 中国国内商品市场趋于分割还是整合: 基于相对价格法的分析 [J]. 世界经济, 2006 (2): 20-30.
[33] 王宁, 史晋川. 中国要素价格扭曲程度的测度 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015 (9): 149-161.
[34] 盛仕斌, 徐海. 要素价格扭曲的就业效应研究 [J]. 经济研究, 1999 (5): 68-74.

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

［35］朱志胜. 中国城镇劳动力市场工资扭曲程度测算［J］. 人口学刊，2016（3）：84-95.
［36］白俊红，卞元超. 要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失［J］. 中国工业经济，2016（11）：39-55.
［37］毛丰付，张帆. 中国地区数字经济的演变：1994—2018［J］. 数量经济技术经济研究，2021，38（7）：3-25.
［38］温忠麟. 张雷，侯杰泰，刘红云. 中介效应检验程序及其应用［J］. 心理学报，2004（5）：614-620.

Research on the Impact of Digital Economy Development on Labor Price Distortion

LI Yan，XIAO Yuting
（School of Economics，Zhejiang Gongshang University，Hangzhou 310018，China）

Abstract：The rapid development of the digital economy has become a new path to promote market-oriented allocation reform of factors of production. Reducing the distortion of labor prices，and accelerating the transition to a quality-based “demographic dividend” by improving the efficiency of labor allocation are crucial to the high-quality development of China’s economy. From the perspective of market segmentation and labor bargaining power，this paper constructs the mechanism of digital economy development affecting labor price distortion；Meanwhile，the impact of digital economy development on labor price distortion is discussed based on Chinese city-level data. Empirical analysis finds that promoting the development of the digital economy can help reduce labor price distortions. From the regional perspective，the inland region has a larger impact than coastal region. From the city scale perspective，the development of digital economy significantly reduces the distortion of labor price in cities with population size less than or equal to 5 million. From the time perspective，the reduction effect is significant after 2012. Mechanism analysis shows that the development of digital economy will reduce labor price distortions by reducing market segmentation and enhancing labor bargaining power. The panel quantile model analysis finds that the higher the degree of labor price distortion is，the better the reduction effect of digital economy development on labor price distortion is.

Keywords：digital economy；labor price distortion；market segmentation；labor bargaining power；production function method

［责任编辑　崔子涵，方　志］

(C)1994-2023 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net