
数字经济促进劳动力流动的

纠错机制与空间溢出效应

——基于浙江省 11 个地级市的面板数据分析

郭东杰 邓爱娣 沈志远

浙江工业大学经济学院 浙江工业大学管理学院 西交利物浦大学创业家学院

摘要：数字技术使劳动市场信息传递效率得到极大提升，对劳动力跨区域流动产生了深刻影响。基于 2010–2021 年浙江省 11 个地级市的数据，本文综合运用面板双固定模型、空间面板模型和门槛模型，实证分析数字经济对劳动力流动的影响及其作用机制。研究发现：数字经济发展显著吸引劳动力流入，其作用机制是降低劳动力价格的扭曲程度；数字经济对劳动力流动具有正向的空间溢出效应，显著增强周边城市对劳动力的吸引力；数字经济对劳动力流动存在门槛效应，并且随着地区人均财政支出水平的提高，劳动力流动与数字经济呈正向的非线性关系。进一步分析结果显示，数字经济对经济发展水平高、人口密度大的城市的劳动力流入影响更大。上述研究结论为数字经济背景下地方政府吸引优秀人才、提升人力资源的配置效率、促进经济的高质量发展，提供可借鉴的政策建议。

关键词：数字经济；劳动力流动；劳动力价格扭曲；空间溢出；门槛效应

基金：国家社会科学基金一般项目“数字技术驱动就业技能结构转变的内在机理、效应评估和应对政策研究”（21BJY087）；浙江省哲学社会科学规划一般项目“数字技术革命下浙江省劳动力转移路径与空间测度研究”（21NDJC042YB）阶段性成果

引言

从 2012 年开始，中国劳动年龄人口的数量与比例已经连续九年呈“双降”趋势。在低生育率、人口老龄化背景下，如何促进劳动力灵活流动，提高劳动力要素配置效率，是当前亟待解决的问题。自改革开放以来，我国经济社会逐渐转型，但是在城乡之间、单位之间，由于户籍制度、人事档案管理等体制机制性原因，人口的社会性流动仍然受到很大的限制，致使我国劳动力市场一直存在劳动力空间错配与自由流动受阻的困境。具体而言，一方面，劳动力空间配置存在不足与过度并存的问题，经济较发达的东部地区容易出现劳动力配置不足，而经济发展较落后的中西部地区则容易出现劳动力配置过度；¹另一方面，随着交通基础设施的完善、多数地区户籍限制的放开，我国劳动力跨区域流动的成本和制度性障碍逐渐消除，但信息获取和处理方面的困难正逐渐成为抑制劳动力要素自由流动的主因。²

随着数字经济的蓬勃发展，数字技术实时、便捷、灵活的特点使得劳动力市场信息传递得到极大畅通，提高了劳动力市场的透明度和效率，进而推动劳动力快速、灵活、高效地跨区域流动。然而，现有研究对数字经济在劳动力流动和空间配置方面的影响关注不足，迫切需要更多的补充和完善。数字经济发展在城市层面对劳动力迁移决策机制的影响，值得关注和深入探讨。本文将数字经济因素引入劳动力流动模型，探讨数字经济对劳动力流动的作用机制。主要边际贡献有：一是浙江省在数字经济发展水平和劳动力流入量方面均处于国内前列，以浙江省为例探究数字经济如何促进劳动力流入，可以为我国其他地区做好人

才吸引工作提供经验；二是实证检验地区数字经济发展对劳动力流动的作用机制、空间溢出效应和门槛效应，有助于厘清数字经济对劳动力流动的具体影响，破解劳动力要素流动障碍，建设质量型“人口红利”。

一、研究假说

劳动力流动及其空间分布受多种因素影响，其中，城市的经济发展水平是促使劳动力流动的最主要因素。³一般而言，劳动力往往倾向于涌入高收入或就业前景广阔的地区。数字经济对地区经济高质量增长、金融资金流转、企业技术创新、产业升级等方面具有重要推动作用，⁴也势必对劳动力流动产生深刻影响。国内外学者对数字经济如何影响劳动力市场的研究，大多集中于数字技术对劳动力就业总量及结构的影响。⁵近年来，在数字技术驱动下，零工经济迅速崛起，大量工作从线下转到线上，从固定转为灵活，深刻影响着劳动力的跨区域流动。⁶随着数字经济快速发展，劳动者通过数字技术获取劳动力市场信息的方式更为高效、迅捷，极大缓解了传统劳动力市场中存在的信息不对称和信息不充分问题。此外，一些实证研究还表明，数字经济可以促进要素合理配置，推动地区劳动力流动。例如，数字金融以及数字经济可以通过就业和收入机制促进劳动力流入。⁷由此，本文提出第一个假设。

假设 1: 数字经济发展降低了劳动力价格扭曲程度，促进劳动力流入。

数字经济时代，就业呈现出灵活、便捷、超时空办公等特点，使劳动力跨区域流动更加顺畅。已有研究证实，数字经济不仅能够丰富市场要素来源、重塑经济发展形态，还能对跨时空资源进行整合，从而实现劳动力市场供求的高效匹配。⁸此外，数字经济具有明显的空间外部性，可以通过信息的跨时空传播，降低市场信息不对称程度，促使研发和生产要素的跨区域流动和整合，提高要素的配置效率。⁹因此，劳动力作为一种重要的生产要素，数字经济外部效应的发挥，理应能够促进劳动力的跨区域流动与空间溢出。由此，本文提出第二个假设。

假设 2: 数字经济对劳动力流动具有正向的空间溢出效应。

只有当预期收入高于生活成本的程度足够高时，劳动力才有可能愿意异地流动。数字经济发展水平较低的城市，劳动者的收入可能不足以抵扣其生活成本，因而很难吸引劳动力流入。例如，周天芸研究发现，数字普惠金融对劳动力存在倒“U”型影响。¹⁰一方面，数字普惠金融的不断发展有助于优化要素市场，缓解劳动力要素价格扭曲，增强城市对劳动力的吸引力，从而促进劳动力的净流入；另一方面，劳动力要素价格扭曲程度过低，则会增大城市对劳动力流入的推力，抑制劳动力净流入。基于以上分析，可以合理推测，数字经济发展对地区劳动力流入影响存在门槛效应。由此，本文提出第三个假设。

假设 3: 数字经济发展对劳动力流动存在门槛型的非线性影响。

二、模型设定

(一) 计量模型

为探索数字经济对劳动力流动的影响，本文选用固定效应模型、中介效用模型和空间面板模型进行研究。

1. 基准回归模型。

为探讨数字经济对劳动力流动产生的影响，本文构建面板回归模型：

$$lm_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dige_{it} + \theta Z_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， lm_{it} 表示 i 市在 t 年的人口流动情况， $dige_{it}$ 表示 i 市在 t 年的数字经济发展水平， Z_{it} 表示各个控制变量， μ_i 表示不随时间 t 变化的个体固定效应， γ_t 表示时间固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。

2. 中介效应模型。

基于前文的理论分析，本文参考江艇的研究¹¹，利用面板双固定效应模型来检验作用机制，模型设定如下：

$$distl_{it} = \beta_0 + \beta_1 dige_{it} + \beta Z_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$lm_{it} = \delta_0 + \delta_1 dige_{it} + \delta_2 distl_{it} + \delta Z_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $distl_{it}$ 表示劳动力价格扭曲。本文通过对模型参数的显著性进行分析，探讨劳动力价格扭曲对劳动力流动的影响。若 α_1 、 β_1 、 δ_1 显著， δ_2 不显著，则为完全中介效应；若 α_1 、 β_1 、 δ_1 、 δ_2 均显著，则为部分中介效应。

3. 空间面板模型。

为进一步探讨数字经济对劳动力流动的空间溢出效应，本文构建如下空间面板计量模型：

$$lm_{it} = \lambda_0 + \rho W lm_{it} + \lambda_1 W dige_{it} + \alpha_1 dige_{it} + \lambda W Z_{it} + \alpha Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{it} = \delta W \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

其中， ρ 为空间自回归系数， W 为空间权重矩阵， α_1 和 α 分别为核心解释变量和控制变量的弹性系数， λ_1 和 λ 分别为核心解释变量和控制变量空间滞后项的弹性系数， λ_0 为常数项， ε_{it} 为随机扰动项。当 $\delta=0$ 时，式(4)为空间杜宾模型(SDM)；当 $\delta=0$ 、 $\lambda_1=0$ 且 $\lambda=0$ 时，式(4)为空间滞后模型(SAR)；当 $\rho=0$ 、 $\lambda_1=0$ 且 $\lambda=0$ 时，式(4)为空间误差模型(SEM)。

(二) 变量测度与说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量为劳动力流动(lm)。由于缺少地级市劳动力流动的官方详细数据，本文选择净人口流入率作为劳动力流动的替代变量。净人口流入率=(常住人口-户籍人口)/户籍人口，正值表示该城市劳动力净流入，负值表示劳动力净流出。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数字经济发展指数($dige$)。首先，我们借鉴杨慧梅和江璐的测度方法¹²并结合《中国数字经济发

展白皮书(2022)》,从“数字产业化”和“产业数字化”两个维度测量城市层面的数字经济发展水平。具体来说:首先,用城市的邮电业务总收入、移动电话用户总量、宽带用户数、城镇单位信息传输计算机服务和软件从业人员总数等二级指标衡量数字产业发展状况,用规模以上工业增加值、专利申请授权数、普通高校在校学生数、第三产业增加值等指标衡量产业数字化的发展程度。其次,利用熵权法和主成分分析法计算数字经济发展指数。¹³最后,用数字经济发展指数进行基准回归检验,并用主成分分析法进行稳健性检验。

3. 机制变量

本文的机制变量为劳动力价格扭曲(*dist1*)。劳动力价格扭曲指劳动力的边际产出与边际报酬存在偏离。我们参照施炳展等和王宁等的做法,¹⁴采用科布一道格拉斯生产函数对劳动力价格扭曲程度进行测算,具体公式为: $dist1=MPL/w$ 。其中,*MPL*是劳动力的边际产出,*w*是劳动力价格。*dist1*等于1表示没有扭曲,小于1表示存在正扭曲,大于1表示存在负扭曲。假定生产要素规模报酬不变,参考周天芸的研究,设劳动力产出的弹性系数为0.3。¹⁵

4. 控制变量

参考已有研究,我们从三个方面选取相关指标。¹⁶一是城市经济发展。劳动力在选择流入地时,流入地的经济发展水平通常是其考虑的主要因素,选取产业结构(*indu*)、职工年平均工资(*wage*)和城镇失业率(*unemploy*)衡量经济发展水平。其中,产业结构用第三产业产值与第二产业产值的比值来衡量。二是城市公共服务。大量研究发现,流入城市的医疗和教育水平也是劳动力流动时进行考虑的重要因素。¹⁷因此,选取基础教育水平(*edu*)作为城市公共服务水平的代理变量,具体用生均小学教师数和生均中学教师数的主成分分析得分值来衡量。三是其他因素,用城市房价水平(*hprice*)作为代表性指标。

(三) 数据来源和描述性统计

数字经济发展指数相关指标的原始数据、劳动力价格扭曲相关数据、劳动力流动原始数据、控制变量数据,从《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、浙江省以及各地级市统计年鉴获得。鉴于数据的科学性、可获得性,我们采用插值法对部分缺失数据进行填补,并对机制变量和控制变量取对数处理,以减轻数据异方差性带来的影响。

主要变量的描述性统计结果如表1所示。从劳动力流动(*lm*)和数字经济发展(*dige*)的统计数据来看,浙江省各地级市在数字经济发展水平和吸引劳动力流入方面存在显著差别,发展不平衡问题突出。此外,浙江省各地级市的劳动力价格扭曲均值大于1,这意味着浙江劳动力市场主要存在负向价格扭曲,即劳动力实际支付价格低于劳动力边际产出所确定的均衡水平。

表1 变量描述性统计结果

变量		样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>lm</i>	132	0.152	0.198	-0.198	0.544
解释变量	<i>dige</i>	132	0.171	0.186	0.004	0.978
机制变量	<i>lndist1</i>	132	1.001	0.338	0.02	1.756
控制变量	<i>lnindu</i>	132	0.026	0.27	-0.474	0.822
	<i>lnwage</i>	132	11.162	0.351	10.467	11.896
	<i>lnunemploy</i>	132	-3.755	0.27	-4.528	-2.865
	<i>lnedu</i>	132	0.331	0.954	-4.643	1.664
	<i>lnhprice</i>	132	9.29	0.336	8.575	10.291

三、实证分析

近年来，浙江省各地级市的数字经济发展水平总体呈上升态势。但整体而言，浙东北地区的数字经济综合发展水平普遍高于浙西南地区，数字鸿沟明显。而从劳动力流动来看，各地级市的人口流入和流出存在明显的空间差异性。总体上看，浙东北地区的人口流入量明显高于浙西南地区，且差距不断扩大。由此可见，一个地区的数字经济发展水平与劳动力流入密切相关。

(一) 基准回归分析

表 2 基准回归结果

变量	-1	-2
<i>dige</i>	0.202***	0.232***
	-0.0517	-0.0824
<i>lnindu</i>		-0.00658
		-0.0381
<i>lnwage</i>		0.264***
		-0.0858
<i>lnunemploy</i>		-0.0277
		-0.0254
<i>lnedu</i>		0.0150**
		-0.00655
<i>lnhprice</i>		0.0193
		-0.0306
常数项	0.0965***	-2.972***
	-0.0161	-0.843
控制变量	是	是
城市固定	是	是
时间固定	是	是
N	132	132
R ²	0.612	0.674

数字经济影响城市劳动力流动的基准回归结果如表 2 所示。18 在列(1)和列(2)中，数字经济(*dige*)的估计系数均在 1%水平上显著为正。在控制了城市固定效应和时间固定效应的情况下，数字经济依旧能够显著吸引劳动力流入，这表明各地区若想吸引劳动力流入，积极推动当地数字经济发展不失为一个有效的方法。因此，数字经济落后地区应积极抓住机遇，结合本地产业特色，因地制宜发展数字经济。由表 2 可知，产业结构(*lnindu*)与浙江省各地级市劳动力流动具有不显著的负相关关系，且系数非常小。可能的原因是，流动人口中较大部分是具备第二产业技能的劳动者，19 数字技术在工业生产中的使用造成第二产业劳动力供给过剩。职工年平均工资(*lnwage*)对劳动力流入的影响系数在 1%的显著性水平上为正，且平均工资每增长 1%，劳动力净流入就提高 0.264，表明工资水平的提高能够显著促进浙江省各地级市的劳动力流入。城镇失业率(*lnunemploy*)对劳动力流入的影响系数为负，这与人们往往会选择流入具有更多就业机会的地区的客观事实一致。基础教育水平(*lnedu*)系数值在 10%的显著水平上为正，证明城市的基础教育水平能够显著促进劳动力流入。20 房价水平(*lnhprice*)的系数值为正，但并不显著。房价是一个城市经济发展水平的客观反映，但过高的房价又会带来较大的生活压力，所以回归结果不显著。综上可知，假设 1 得到部分验证。

(二) 机制分析

表 3 中介效应模型回归结果

变量	-1	-2	-3
	<i>lm</i>	<i>Indistl</i>	<i>Lm</i>
<i>dige</i>	0.232***	-0.527**	0.219***
	-0.0824	-0.232	-0.0802
<i>Indistl</i>			-0.0543***
			-0.02
常数项	-2.972***	4.537	-2.831***
	-0.843	-2.527	-0.82
城市固定	是	是	是
时间固定	是	是	是
N	132	132	132
R ²	0.674	0.284	0.696

我们先利用面板双向固定效应模型对劳动力价格扭曲的纠错机制效应进行检验，再利用中介效应模型进行稳健性分析，具体结果见表 3。一方面，从列(2)可知，数字经济发展对劳动力价格扭曲具有显著的负向影响，表明数字经济发展能有效促进劳动力市场的均衡发展。另一方面，列(1)结果显示，数字经济(*dige*)回归系数在 1%水平上显著为正，表明地级市数字经济发展水平的提高会促进劳动力流入；列(3)中数字经济(*dige*)和劳动力要素价格扭曲(*Indistl*)的回归系数均在 1%的水平上显著，且数字经济回归系数绝对值相较列(1)有所降低，说明数字经济对劳动力流动的部分影响是通过中介变量间接实现的。上述结果表明，数字经济会通过降低劳动力价格扭曲程度这一纠错机制来促进劳动力净流入，假设 1 得到验证。

(三) 空间面板模型检验与分析

为了分析数字经济发展对劳动力流动的空间溢出效应，需要先对浙江省 11 个地级市的劳动力流动进行空间相关性检验。本文利用 Moran' s I 指数检验了各年度劳动力流动在邻接矩阵下的空间相关性。21 结果显示：2010-2019 年，浙江省 11 个地级市劳动力流动的 Moran' s I 指数均在 5%显著性水平上为正；2020-2021 年，受新冠疫情影响，Moran' s I 指数减小且不显著。但总体而言，回归结果仍可以说明，浙江省各地级市之间的劳动力流动存在一定的空间自相关性。为确定合适的空间面板模型，本文依次进行 LM 检验、R-LM 检验、LR 检验、Wald 检验和 Hausman 检验，最终确定使用空间杜宾模型(SDM)进行后续分析。

为了确保空间计量结果的稳健性，本文分别基于邻接矩阵、反距离矩阵、嵌套矩阵进行检验，具体结果见表 4。在三种空间权重矩阵下，空间自相关系数(ρ)都至少通过 5%显著性水平的检验，表明浙江省各地级市之间的劳动力流动存在显著的空间自相关性，各地区之间的劳动力流动性较强。核心解释变量数字经济发展指数(*dige*)对劳动力流入的直接效应、间接效应的估计系数在三种空间权重矩阵下均至少在 10%显著性水平上为正，表明数字经济对劳动力流动的空间配置作用明显，不仅可以显著促进本地区劳动力流入，还可以通过空间溢出效应带动周边地区的劳动力流入，从而平衡劳动力空间配置过度与不足，优化劳动力的空间布局。由此，假设 2 得到验证。根据上述结果，数字经济发展较落后的地级市，如衢州市和丽水市，应主动抓住数字经济对劳动力流动的空间溢出特性，利用地理上分别与杭州市和金华市的邻接优势，积极引入优秀人才，促进地区经济发展，形成良性循环。

表 4 空间杜宾模型回归结果

变量	-1	-2	-3
	邻接矩阵	反距离矩阵	嵌套矩阵
ρ	0.190**	0.319**	0.357***
	-0.097	-0.128	-0.128
$dige$	0.273***	0.282***	0.316***
	-0.086	-0.0842	-0.0883
$W \times dige$	0.409**	0.841*	0.705*
	-0.2	-0.508	-0.411
控制变量	是	是	是
直接效应	0.299***	0.330***	0.371***
	-0.0844	-0.0946	-0.1
间接效应	0.538**	1.332*	1.237*
	-0.256	-0.756	-0.679
总效应	0.837***	1.663**	1.609**
	-0.26	-0.801	-0.73
N	132	132	132
R ²	0.11	0.146	0.125

四、进一步讨论

(一) 门槛效应分析

进一步地，本文利用门槛模型深入探讨数字经济对劳动力流动的非线性效应。已有研究表明，门槛变量的选择主要基于经济理论，门槛变量可以是核心解释变量，也可以是其他变量，这种设定并不会对模型整体的有效性造成影响。²²考虑到浙江省各地级市经济发展不平衡、财政实力差异较大，我们除了选取数字经济($dige$)作为门槛变量外，还选取地区人均财政支出水平(gov)作为门槛变量进行回归分析。一般而言，财政与经济密切相关，地区人均财政支出水平较高，该地区的综合经济发展情况也会较好，居民生活质量也较高。

表 5 门槛模型估计结果

变量	-1	-2
	$dige$	gov
门槛值 q	0.1958	24552.7616
$dige \cdot I(Th \leq q)$	-0.149	0.033
	-0.131	-0.096
$dige \cdot I(Th > q)$	0.221**	0.224***
	-0.085	-0.083
控制变量	是	是
R ²	0.6003	0.619

采用自助法，反复抽样 500 次，进行门槛检验。最终结果显示，数字经济和人均财政支出水平两个变量均通过了单一门槛

检验,但未通过双门槛检验。因此,我们采用单门槛回归模型进行后续研究,结果如表5所示。由列(1)可知:当地区数字经济综合指数低于第一门槛值(0.1958)时,数字经济发展反而导致劳动力流出该地区;而大于这一门槛值时,则能显著吸引劳动力流入。列(2)显示了以人均财政支出水平为门槛变量的回归结果。此时,数字经济对劳动力流动的促进影响是持续增强的,数字经济呈现出正向且递增的非线性特征。这意味着,数字经济发展对劳动力的吸引力还受到城市人均财政支出水平的正向调节作用影响,即一个城市的人均财政支出水平越高,数字经济对劳动力流入该城市的吸引力就越大。事实上,在数字经济发展水平差不多的情况下,劳动力确实更愿意流入城市建设投入力度大、居民生活质量高的地区。由此,假设3得到验证。此外,本文还采用似然比检验来验证门槛估计值的真实性,结果显示数字经济发展指数和人均财政支出水平的门槛估计值对应的LR值明显小于临界值7.35,表明本研究所得门槛值的估计真实有效。

在此基础上,我们根据数字经济发展指数门槛值划分了城市数量,如表6所示。自2010年起,杭州市和宁波市在数字经济发展方面率先突破门槛值。截至2021年,仅杭州、宁波、温州、绍兴、金华五个城市的数字经济发展水平高于门槛值,这也与前文提到的浙江省各城市之间数字经济发展差异较大的事实一致。

表6 2010—2021年按数字经济门槛值划分城市数

年份	dige≤0.1958	dige>0.1958
2010—2014	温州、嘉兴、湖州、绍兴、衢州、舟山、台州、丽水	杭州、宁波
2015—2021	嘉兴、湖州、衢州、舟山、台州、丽水	杭州、宁波、温州、绍兴、金华

(二) 异质性检验

表7 数字经济影响劳动力流动的异质性检验

变量	-1	-2	-3	-4
	浙东北	浙西南	高人口密度	低人口密度
<i>dige</i>	0.196**	0.0406	0.445***	0.163
	-0.0885	-0.701	-0.154	-0.259
控制变量	是	是	是	是
常数项	-4.035***	-0.361	-3.659***	-0.53
	-0.957	-1.867	-0.947	-1.596
城市固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
N	72	60	66	66
R ²	0.813	0.627	0.804	0.738

浙江省各地级市综合发展不平衡、不充分问题仍比较突出。浙西南五城市(温州、金华、衢州、台州、丽水)与浙东北六城市(杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山)的发展差距不断扩大。基于此,本文首先将浙江省11个城市分为浙东北与浙西南两个地区进行异质性检验。由表7列(1)和列(2)可知,浙东北地区的数字经济发展水平对劳动力流入具有显著正向影响,浙西南地区数字经济的回归系数虽然也为正,但并不显著。浙西南地区数字经济发展水平较低,在吸引劳动力流入方面稍差于浙东北地区;而且,在2010—2021年期间,浙西南的丽水和衢州两个城市的劳动力一直处于流出状态,削弱了浙西南地区数字经济对

劳动力流入的影响。其次，考虑到各市常住人口的差异，我们以城市人口密度(*pdensity*)中位数为分组依据进行检验，结果见表7列(3)和列(4)。回归结果表明，人口密度越大的地区，数字经济对劳动力流入的吸引力也越大。经济发达地区往往是人口密度较高的地方，因此劳动者倾向于迁往人口密度大的区域，以期获得更高的预期收入。

(三) 稳健性检验

表 8 稳健性检验结果

变量	-1	-2	-3	-4
<i>dige</i>	0.0506***	0.232***	0.207**	
	-0.0161	-0.0824	-0.0842	
<i>L.dige</i>				0.255**
				-0.11
<i>lnpdoctor</i>			0.0724	
			-0.0503	
<i>lnhfix</i>			0.00395	
			-0.0256	
控制变量	是	是	是	是
常数项	-3.049***	-1.972**	-3.275***	-2.476***
	-0.834	-0.843	-0.941	-0.932
城市固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
N	132	132	132	121
R ²	0.68	0.674	0.681	0.685

为进一步验证结论的稳健性，本文运用变量替换、补充变量、加入滞后变量等多种方法进行稳健性检验，具体结果如表8所示。首先，考虑核心解释变量的衡量问题，我们改变数字经济发展指数的测量方法，改用主成分分析法对地区数字经济发展水平的综合指数进行测度，并运用其进行回归，结果见列(1)。其次，考虑被解释变量的衡量问题，我们采用(常住人口-户籍人口)来替换被解释变量进行估计，具体结果如列(2)所示。再次，为了减少遗漏变量问题对回归结果的潜在影响，新增每千人执业医师数(*lnpdoctor*)和房地产占固定资产投资比值(*lnhfix*)两个控制变量进行回归，具体结果见列(3)。最后，考虑数字经济对劳动力流动的影响可能存在时滞效应，以及减弱内生性影响，我们将数字经济变量滞后一期进行回归，具体结果见列(4)。从列(1)-(3)回归结果可知，无论是更换核心解释变量测度方法，替换被解释变量，还是新增控制变量，数字经济回归系数都至少在5%水平上正向显著，表明研究结论具有稳健性。此外，从列(4)回归结果可见，滞后一期的数字经济对一个城市的劳动力流入仍有显著促进作用。

结 论

本文利用2010—2021年浙江省11个地级市的面板数据，实证检验了数字经济对劳动力流动的影响。主要结论为：(1)数字经济能够显著促进地区劳动力流入，这一结论在更换数字经济测度方法、替换被解释变量、新增控制变量等稳健性检验后仍然成立。(2)劳动力价格扭曲是数字经济作用于劳动力流动的主要渠道，数字经济通过降低劳动力价格扭曲这一纠错机制促进劳动力流入。(3)数字经济对劳动力流入具有正向的空间溢出效应，这意味着数字经济不仅对本地区劳动力流入具有显著促进作用，而且在邻接矩阵、反距离矩阵以及嵌套矩阵的作用下，对周边地区吸引劳动力流入也具有显著正向作用。(4)数字经济对地区劳

动力流入存在门槛效应。只有当数字经济发展指数大于单一门槛值 0.1958 时，数字经济对劳动力流入的促进作用才显著为正。同时当人均财政支出水平高于 24552.7616 元时，数字经济对劳动力流入的促进作用会显著增强。

基于上述研究结论，本文提出以下政策建议：

第一，立足地区实际，发展数字经济。

在数字经济迅猛发展的背景下，欠发达城市发展数字经济是缩小地区差距的绝佳机会，应充分利用数字经济的正向外部效应，吸引人力资本流入，优化地区劳动力空间配置。同时，在推动数字经济发展的过程中积极融入新发展格局，以数字经济赋能地区高质量发展。

第二，建立数字平台，促进劳动力跨地区流动。

数字经济的发展使得灵活高效的劳动力流动方式成为现实。政府可以通过建立公共的数字化人才流动平台，整合各类招聘信息和人才信息，提供更加精准的匹配服务，帮助企业和劳动力更快速、更高效地实现供求匹配。此外，政府还可以利用数字平台为劳动力提供更多的职业培训，帮助他们更好地适应数字经济的发展需求。

第三，完善零工经济社会保障体系建设，为数字劳动力提供更全面的服务。

数字经济迅速发展，带来了新的就业机会，但同时也引发了一些就业风险，如短期合同、零工经济背景下，劳动关系往往不稳定，劳动者无法像传统职工一样享受公司提供的社会保障。因此，政府和企业可以结合短期合同和零工经济灵活的特点，对失业保险进行优化，扩大其覆盖范围，提升其保障水平，从而保障数字劳动力的就业和生活。

注释

1 姚婷婷、许捷：《中国劳动力空间错配的动态演化及典型制度识别》，《人口与发展》2023 年第 2 期。

2 李言、肖雨婷：《数字经济发展对劳动力价格扭曲的影响》，《人口与经济》2023 年第 1 期。

3 张莉、何晶、马润泓：《房价如何影响劳动力流动？》，《经济研究》2017 年第 8 期。

4 蔡跃洲、陈楠：《新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业》，《数量经济技术经济研究》2019 年第 5 期；唐松、伍旭川、祝佳：《数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异》，《管理世界》2020 年第 5 期。

5 王君、张于喆、张义博等：《人工智能等新技术进步影响就业的机理与对策》，《宏观经济研究》2017 年第 10 期；戚聿东、刘翠花、丁述磊：《数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升》，《经济学动态》2020 年第 11 期；D. Acemoglu, P. Restrepo, “The Race Between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment,” *American Economic Review*, Vol. 108, No. 6, 2018, pp. 1488-1542.

6 莫怡青、李力行：《零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例》，《管理世界》2022 年第 2 期；魏熙晔、郭东杰：《生产率提升对就业的影响——挤出效应还是溢出效应》，《当代财经》2022 年第 4 期。

7 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》，《管理世界》2020 年第 10 期；

-
- 马述忠、胡增玺：《数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角》，《经济学(季刊)》2022年第1期。
- 8 李慧泉、简兆权：《数字经济发展对技术企业的资源配置效应研究》，《科学学研究》2022年第8期。
- 9 李宗显、杨千帆：《数字经济如何影响中国经济高质量发展?》，《现代经济探讨》2021年第7期。
- 10 周天芸：《数字普惠金融、要素价格与劳动力流动》，《当代经济管理》2022年第4期。
- 11 江艇：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》2022年第5期。
- 12 杨慧梅、江璐：《数字经济、空间效应与全要素生产率》，《统计研究》2021年第4期。
- 13 郭东杰、周立宏、陈林：《数字经济对产业升级与就业调整的影响》，《中国人口科学》2022年第3期。
- 14 施炳展、冼国明：《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》，《中国工业经济》2012年第2期；王宁、史晋川：《中国要素价格扭曲程度的测度》，《数量经济技术经济研究》2015年第9期。
- 15 周天芸：《数字普惠金融、要素价格与劳动力流动》，《当代经济管理》2022年第4期。
- 16 马述忠、胡增玺：《数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角》，《经济学(季刊)》2022年第1期。
- 17 夏怡然、陆铭：《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》，《管理世界》2015年第10期。
- 18 表中括号内数据为稳健标准误；***、**和*分别表示回归结果在1%、5%和10%水平上显著，下表同。
- 19 郭冬梅、王继彬、王韬等：《城市互联网发展对劳动力流动影响研究》，《管理评论》2022年第10期。
- 20 夏怡然、陆铭：《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》，《管理世界》2015年第10期。
- 21 由于篇幅原因，具体检验结果不进行汇报，若读者有需要可向作者索取。
- 22B. Hansen, “Sample Splitting and Threshold Estimation,” *Econometrica*, Vol. 68, No. 3, 2000, pp. 575-603.