

经济学 管理学

· 新技术革命与中国劳动力市场 ·

互联网就业搜寻对流动人口就业与工资的影响^{*}

罗楚亮 梁晓慧

[摘要]互联网的普及扩大了人们获取信息的途径,对就业和工资产生重要影响。采用2016年流动人口动态监测数据(CMDS)实证研究发现,通过互联网找工作存在显著的工资溢价效应,其主要是通过降低市场信息不对称这一机制来提高工资。采用倾向得分匹配方法(PSM)作为稳健性检验后,这一结论依旧成立。进一步的异质性探讨发现,互联网的工资外溢效应在受教育水平高、累计流动时间长的人群中发挥了更大作用。因此,有必要提高流动人口的受教育水平和互联网的普及率,以提升流动人口的工资水平。

[关键词]互联网 信息不对称 教育 工资

[中图分类号] F241.2 [文献标识码] A [文章编号] 1000-7326(2021)03-0072-08

一、问题的提出

随着城镇化的推进,越来越多的农村人口向城镇流动。截至2017年底,我国农村流动人口规模已达到2.44亿人,^①流动人口逐渐成为推动经济增长的重要贡献力量。然而,流动人口的就业状况却仍不能令人满意,表现为就业质量差、工资水平低。这一现象可能与流动人口就业渠道缺乏以及就业市场信息不对称程度较高有关。信息不对称往往会使劳动力难以发现与自身相匹配的职业,降低人力资本回报。而互联网普及不仅有助于扩大劳动力的谋职途径,也便于招聘单位在网上公开对员工的待遇信息,信息透明化的网络招聘方式在某种程度上可以改善劳动力市场中的信息不对称问题。

近年来,我国互联网迅猛普及。截至2020年3月,我国网民规模达到9.04亿,互联网普及率为64.5%,其中农村网民达到2.55亿,占总网民的28.2%。^②互联网的普及创造了大量新型就业形式,也方便人们从网上获取相关的就业信息和资源,改变了人们的就业方式。一方面,互联网技术进步对于不同类型的劳动力所产生的影响有所不同,有些人群获益更高,信息技术进步往往是技能偏向型,即会增加高技能、受教育程度高的劳动力的就业机会;^③但另一方面,网络所提供的大量快捷就业信息和相关资源,增加了整体劳动力的就业渠道,缓解了劳动力市场中的信息不对称现象。基于失业者角度,

^{*} 本文系国家自然科学基金面上项目“我国劳动力市场匹配效率及其经济效应”(71973015)的阶段性成果。

作者简介 罗楚亮,中国人民大学劳动人事学院教授(北京,100872);梁晓慧,北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生(北京,100875)。

^① 国家卫生健康委员会:《中国流动人口发展报告2018》,2018年。

^② 中国互联网信息中心:《第45次中国互联网络发展状况统计报告》,2020年。

^③ 杨蕙馨、李春梅:《中国信息产业技术进步对劳动力就业及工资差距的影响》,《中国工业经济》2013年第1期。

Stevenson (2008)^①发现城市中互联网的渗透率和失业者寻找工作的密集度正相关,即互联网的发展提升了失业者寻找工作的概率。类似地,Kuhn and Mansour (2014)^②将研究细化到不同寻找工作方式中使用互联网的比例,发现互联网可以增加找工作者与就业单位直接接触的机会,并降低失业者的失业持续时间。

使用互联网找工作对劳动者的工资还会产生影响,但当前这方面研究文献相对较少(赵建国和周德水,2019)^③。大多数文献仍集中在互联网的使用对工资的影响上。在国外, Lee and Kim (2004)^④采用美国 CPS 数据研究发现,互联网使用存在正的工资溢价效应,1997年为11%,2001年降到10%。Navarro (2010)^⑤研究拉丁国家数据则发现,互联网使用的工资溢价高达20%—35%。在国内,陈玉宇和吴玉立(2008)^⑥采用2005年的全国人口普查数据实证发现,使用计算机平均可以提高20%的工资水平。刘志龙和靳文杰(2015)^⑦基于CFPS2010年数据实证发现,使用网络对城市和农村的收入溢价效应分别为25.7%和29.3%。庄家炽等(2016)^⑧研究也发现,使用互联网人群比未使用人群的平均工资高1.38倍。也有部分学者研究了不同群体从互联网使用中受益的差异,如李雅楠和谢倩芸(2017)^⑨、邱泽奇等(2016)^⑩。

个人找工作方式的不同不仅影响其自身对于就业信息的获取,也会影响其与就业岗位的匹配率,这往往对于个人长期发展有着重要的影响。但根据微观调查数据以及统计报告来看,当前人们使用互联网获得就业资源的占比仍相对较低,2016年我国流动人口使用互联网找到工作的比例大约只为5%。^⑪在互联网和大数据飞速发展的信息化时代,流动人口如何充分利用互联网来提高自身工资和就业能力?特别是对于低技能或者受教育水平相对较低的流动人口而言,网络信息的发展是否可以提高其就业匹配以产生工资外溢效应?本文试图基于这些问题展开研究,探究互联网找工作的工资外溢效应及其内在影响机制,为改善流动人口在劳动力市场中的表现提供实证支持。

二、数据来源、模型设定及描述统计

(一) 数据来源

本文数据来源于国家卫计委发布的2016年流动人口动态监测数据(CMDS)。该数据调查对象是在流入地居住超过1个月,年龄大于15周岁且非本地户口的人群。按照随机性原则在流动人口较为集中的流入地开展抽样调查,样本范围覆盖了中国内地31个省市自治区,在研究流动人口问题上具有一定的代表性。本文研究的主题是使用互联网找工作对于流动人口的工资和就业的影响,因此将样本范围限制在16—65周岁之间的人群,同时将工资数据为缺失值的剔除掉,最终得到的有效样本量为139031个。

(二) 模型设定

1. 基准回归。

① Stevenson B., "The Internet and Job Search", NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research, 2008.

② Kuhn P., H. Mansour, "Is Internet Job Search Still Ineffective?", *Economic Journal*, vol.124, no.5, 2014, pp.1213-1233.

③ 赵建国、周德水:《互联网使用对大学毕业生就业工资的影响》,《中国人口科学》2019年第1期。

④ Lee S., J. Kim, "Has the Internet Changed the Wage Structure Too?", *Labour Economics*, vol.11, no.1, 2004, pp.119-127.

⑤ Navarro L., "The Impact of Internet Use on Individual Earnings in Latin America", Institute for Advanced Development Studies, Development Research Working Paper Series, no.11, 2010.

⑥ 陈玉宇、吴玉立:《信息化对劳动力市场的影响:个人电脑使用回报率的估计》,《经济学(季刊)》2008年第4期。

⑦ 刘志龙、靳文杰:《计算机网络的工资收入溢价效应分析——基于CFPS2010基线调查数据》,《产业经济评论》2015年第1期。

⑧ 庄家炽、刘爱玉、孙超:《网络空间性别不平等的再生产:互联网工资溢价效应的性别差异以第三期妇女地位调查为例》,《社会》2016年第5期。

⑨ 李雅楠、谢倩芸:《互联网使用与工资收入差距——基于CHNS数据的经验分析》,《经济理论与经济管理》2017年第7期。

⑩ 邱泽奇、张树沁、刘世定:《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》,《中国社会科学》2016年第10期。

⑪ 根据CMDS数据库中数据计算得到。5%为通过网络途径找到工作的人数占总工作人数(16岁至65岁)的比例。

为分析通过互联网找到工作是否对工资有溢价作用，本文借鉴 Kuhn and Mansour (2014)^① 的模型设定，并在此基础上增加了一些额外的控制变量。具体回归模型如下：

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 net + \alpha_2 gender + \alpha_3 age + \alpha_4 Sage + \alpha_5 edup + \alpha_6 eduh + \alpha_7 skill + \alpha_8 manage + \alpha_9 soe + \beta_1 size + \gamma_d + \delta_p + \varepsilon \quad (1)$$

上式中，Y 代表劳动力年工资的对数水平；net 代表个体是否通过互联网找到目前工作，是定义为 1，否则为 0；gender 代表性别，男性定义为 1，否则为 0；age 表示个体年龄，Sage 表示个体年龄平方除以 100；edup 表示初中，eduh 表示高中及以上，如果分别对应相应的教育水平则定义为 1，否则为 0，两变量均以小学及以下作为基准组；skill 和 manage 分别代表是否技术类和非管理技术类，是定义为 1，否则为 0，以管理类作为基准组；soe 表示是否国企，是定义为 1，否则为 0；size 表示同住家庭成员数。 γ_d 和 δ_p 分别代表行业和省份的固定效应， ε 表示其他不可观测因素。

2. 倾向得分匹配。

通过互联网找到工作的工资外溢效应如果仅通过处理组和对照组的平均差异计算得到，可能会因个体异质性导致平均处理效应估计偏误。准确的效应估计应该来自同一个体基于不同找工作方式所得到的效果差异，即：

$$E(Y_i) = E(Y_i^y | G = 1) - E(Y_i^n | G = 1) \quad (2)$$

其中， Y_i^y 是可以观测到的实际结果变量， Y_i^n 是假定通过互联网找到工作的个体通过其他途径找到工作的结果变量（实际是不能观测到的）。G 为处理组或对照组，G=1 表示处理组。这一方法的基本思路是，为处理组（即通过互联网找到工作的样本）找到合适的反事实对照组（即未通过互联网找到工作的样本）。首先，根据可观测的个人和家庭等方面特征为每个人计算出通过互联网途径找到工作的概率，得到一个倾向得分值（Propensity Score）；其次，根据处理组得到的倾向得分值，从对照组中找到与之最为接近的未通过互联网方式找工作的样本作为其反事实组；最后，将每个处理组和反事实控制组作差后取均值，得到通过互联网方式找到工作的工资外溢效应，即平均处理效应（Average Treatment Effect on Treated）。

$$E(Y_i) = E_{P(X)G=1}(E(Y_i^y - Y_i^n | G = 1, P(X))) = E_{P(X)G=1}[E(Y_i^y | G = 1, P(X)) - E(Y_i^n | G = 1, P(X))] \quad (3)$$

根据 Rosenbaum 和 Rubin (1983)，可以测算控制组和处理组的倾向得分。在满足一些前提条件后，可使用与处理组得分最为接近的对照组 $E(Y_i^n | G = 0, P(X))$ 替代 (3) 式中的 $E(Y_i^n | G = 1, P(X))$ 。即：

$$E(Y_i) = E(Y_i^y | G = 1, P_i^y(X)) - E(Y_i^n | G = 0, PM_i^y(X)) \quad (4)$$

其中， $P_i^y(X)$ 表示基于处理组的倾向得分值， $PM_i^y(X)$ 代表控制组与处理组最接近的倾向得分值，基于上式可以计算出使用互联网找工作工资外溢的净效应值 ATT。

PSM 方法需要满足两个前提条件。一是条件独立假定，即控制 P(X) 后个人工资水平独立于是否通过互联网找到工作；二是密度函数共同支撑假定，即 $0 < P(X) = \Pr(G=1|X) < 1$ 。结合已有文献和可用数据，我们采用以下特征作为控制变量：性别、年龄、教育、职业、行业、所有制类型以及家户同住人数。此外，考虑到不同省份之间不可观测的异质性，我们还控制了省份固定效应。

3. 机制检验回归。

下文中关于机制检验部分借鉴 Chen 等 (2018)^② 的方法，由于中间变量均为二元变量，因此采用 Probit 模型回归，具体回归模型如下：

$$P = \alpha_0 + \alpha_1 net + \alpha_2 gender + \alpha_3 age + \alpha_4 Sage + \alpha_5 edup + \alpha_6 eduh + \alpha_7 skill +$$

① Kuhn P., H. Mansour, "Is Internet Job Search Still Ineffective?", *Economic Journal*, vol.124, no.581, 2014, pp.1213-1233.

② Chen Y., Wang L., Zhang M., "Informal Search, Bad Search? The Effects of Job Search Method on Wages among Rural Migrants in Urban China", *Journal of Population Economics*, vol.31, no.1, 2018, pp.837-876.

$$\alpha_8 manage + \alpha_9 soe + \beta_1 size + \gamma_d + \delta_p + \varepsilon \quad (5)$$

其中，P 表示各中间变量。具体分别代表是否为管理类、是否为技术类、是否为非管理技术类、是否参加城镇职工医疗保险、是否有固定合同。其他各解释变量含义与基准回归中相同。

(三) 描述统计

流动人口通过互联网找到工作的比例一般相对较低，且不同特征的人群在使用互联网上会有所差异。表 1 给出了分不同特征的结果。从不同受教育水平来看，小学及以下的流动人口使用互联网找到工作的占比仅为 0.35%，^① 平均工资也处于最低水平，为 3250.82 元。初中水平的劳动力使用互联网找到工作的比例和平均工资均略高于小学及以下，分别为 1.38% 和 3813.89 元。高中及以上人群使用互联网找到工作的比例要远高于其他受教育水平人群，为 10.94%，平均工资也更高。这表明，受教育水平低的人群可能难以利用信息化工具。但这一结果仅仅为简单描述性统计，可能也是由样本选择导致的结果。分性别来看，女性使用互联网的比例为 5.8%，略高于男性 1.42 个百分点，但女性的平均工资为 3486.33 元，比男性低 1007.27 元。从不同职业类型看，管理类人群使用互联网的比例最低（0.87%），但工资却最高（5061.99 元），技术类和非管理技术类使用互联网的比例较高（分别为 14.09% 和 4.82%），但工资水平却较低（分别为 4542.87 元和 3748.35 元）。从不同所有制类型看，在国有企业和非国有企业中使用互联网找到工作的人群比例分别为 6.69% 和 4.9%，平均工资水平分别为 4074.54 元和 4064.02 元。

区分不同类别人群可以发现，随着教育水平提高，有固定合同的人群比例也在增加，高中及以上人群的占比为 61.71%，小学及以下的占比则只有 29.97%。不同性别人群中有固定合同的比例差别不大，均为 48% 左右。在不同职业中，技术类人群中有固定合同的比例往往更高，为 66.3%，管理类和非管理技术类人群均为 45% 左右。国有企业人群中有固定合同的比例（71.65%）远高于非国有企业人群（46.57%）。综上可看出，受过高等教育、技术类和国有企业员工的工作性质相对较稳定。

表 1 不同类型人群的描述性统计

		互联网 (%)	固定合同 (%)	月平均工资 (元)
教育	小学及以下	0.35	29.97	3250.82
	初中	1.38	38.69	3813.89
	高中及以上	10.94	61.71	4644.55
性别	女性	5.8	48.91	3486.33
	男性	4.38	48.19	4493.60
职业	管理类	0.87	45.56	5061.99
	技术类	14.09	66.3	4542.87
	非管理技术类	4.82	45.72	3748.35
所有制	国有企业	6.69	71.65	4074.54
	非国有企业	4.9	46.57	4064.02

注：互联网是指有效样本中通过互联网找到工作的人群占比；固定合同是指有固定合同的人群占比；平均工资指的是月工资水平。

表 2 呈现了不同找工作方式是否在平均工资和有固定合同上有结果的差异，并且进一步区分了不同劳动力特征。可以看到，除了受教育水平在小学及以下人群外，其他不同类型的劳动力整体上均表现出通过互联网找到工作的平均工资要高于非互联网。在受教育水平为初中和高中及以上的流动人口中，使用互联网的平均工资分别要比未使用互联网的高 53.94 元和 633.35 元。这可能说明，受教育水平越高，使用互联网的工资外溢效应越大。分性别来看，男性使用互联网找到工作的工资溢价要高于女性，分别为 1289.06 元和 848.53 元，这可能也预示着男性互联网溢价作用要高于女性。在职业分类中，技术类人群尽管比管理类人群的工资水平低，但互联网工资溢价却更高。在所有制分类中，相对于非国有企业，

^① 这里对应表 1 中的互联网方式，指使用互联网找到工作，下文中表格中涉及互联网的表述均表示使用互联网找到工作。

表2 通过互联网找到工作的差异

		平均工资水平			是否有固定合同		
		非互联网	互联网	t 检验	非互联网	互联网	t 检验
教育	小学及以下	3251.26	3121.88	0.4	29.87	47.92	-2.72***
	初中	3813.15	3867.09	-0.52	38.35	52.49	-8.14***
	高中及以上	4575.26	5208.61	-10.92***	59.09	75.94	-24.24***
性别	女性	3437.09	4285.62	-16.56***	46.47	72.31	-28.47***
	男性	4437.12	5726.18	-19.03***	46.15	73.4	-30.35***
职业	管理类	5047.59	6700.21	-4.79***	43.84	68	-4.71***
	技术类	4269.03	6212.71	-22.08***	63.3	80.78	-14.89***
	非管理技术类	3714.84	4410.69	-16.21***	44.05	68.96	-31.58***
所有制	国有企业	3953.64	5761.59	-12.45***	70.55	85.55	-6.77***
	非国有企业	4017.82	4960.49	-20.63***	44.23	71.93	-42.04***

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著，下同。

国有企业人群的互联网工资溢价更高。T 检验结果发现，使用互联网和未使用互联网的平均工资，除了在小学及以下、初中分组中没有显著差异外，在其他分组中均呈现显著差异。

根据是否有固定合同的结果来看，在使用互联网找到工作的人群中有固定合同的占比明显高于使用其他途径找工作的人群，在统计上这一差异也是显著的。区分教育、性别和职业类型看，两种找工作途径下的固定合同比例差异都较小，分别为 18%、26% 和 24% 左右。但值得注意的是，在分所有制的非国有企业中，通过互联网方式有固定合同的人群占比为 71.93%，远高于使用其他方式有固定合同的人群比例。

三、回归分析

(一) 基准回归结果

根据上面设定的回归模型，这部分首先进行了基准回归。如表 3 所示，整体上通过互联网找到工作的平均工资往往更高。具体来看，当不添加任何控制变量时，通过互联网找到工作的平均工资要高 23.9%。当控制了个体和家庭层面的变量时，回归系数有所降低，但仍表现出显著的正向结果。进一步考虑地区差异性，第 3 列控制了省份固定效应后发现，系数进一步降低，即通过互联网找到工作的平均工资比未使用互联网的高 6%。这一结果与既有研究结论是一致的，通过互联网往往可以在更多信息中筛选出与自身能力相匹配的最优就业信息，而这种最优可能更多是以工资作为衡量。

表3 基准回归

	(1) 工资对数	(2) 工资对数	(3) 工资对数
是否互联网	0.239***(0.008)	0.124***(0.007)	0.060***(0.007)
男性		0.212***(0.003)	0.220***(0.003)
年龄		0.066***(0.001)	0.063***(0.001)
年龄平方/100		-0.001***(0.000)	-0.001***(0.000)
初中		0.122***(0.005)	0.127***(0.005)
高中及以上		0.266***(0.005)	0.268***(0.005)
家庭同住人口		0.008***(0.001)	0.014***(0.001)
国有企业		-0.025** (0.008)	-0.017*(0.008)
技术类		-0.053*** (0.007)	-0.064*** (0.007)
非管理技术类		-0.152*** (0.004)	-0.167*** (0.004)
常数项	10.582*** (0.002)	9.193*** (0.029)	9.517*** (0.030)
省份	否	否	是
行业	否	是	是
观测值	139031	137170	137170

注：括号内为标准误，下同。

解释变量与工资间的关系均显著且较符合预期。从第3列结果来看，相对于女性，男性在劳动力市场中更具有优势，平均工资要高22%。年龄与工资的关系表现出倒U型，即在年轻时，随着年龄增加工资水平也呈上升趋势，随后随着年龄增加，工资也开始下降，这一转折点大概在32岁。教育相关变量表现出随着受教育水平提高，工资水平也相对升高的结果。具体来看，相对于小学及以下受教育水平，初中人群的工资水平平均要高12.7%，高中及以上人群的工资平均要高26.8%。家庭同住人口越多，平均工资水平也相对越高。这可能是由于人口外出流动往往是出于打工挣钱的目的，一般只有在户主有相应能力挣足够的工资以维持更多家庭同行人口生活时，外出同行人口才会越多。国有企业相对于非国有企业的工资水平要低1.7%。由于市场化环境的进一步推进，非国有企业往往比国有企业具有更高的工资回报。不同职业类别对工资的影响也不尽相同，相对于管理类职业而言，技术类人群和非管理技术类人群的工资水平分别要低6.4%和16.7%。

(二) PSM 结果

在做PSM回归前，需要对各匹配变量做均衡性检验以确定匹配前后的偏差是否有所减小，样本选择偏差是否有所消除。均衡性检验结果如表4，可以看出各变量匹配前偏差相对比较大，并且T值检验结果也显示处理组和控制组存在显著差异。但匹配后标准偏差大幅度下降，且T值也明显降低以致两组之间不再有显著差异。总体而言，匹配结果的均衡性较好，有效降低了样本选择偏误问题。除了检验各变量均衡性，这部分还对处理组和控制组绘制了倾向得分匹配前后的核密度图。如图1所示，在匹配前，处理组较为集中且整体向右偏，但控制组核密度图分布比较分散。两组分布存在明显的差异，如果不对其进行匹配则会导致回归结果存在严重偏误。进行倾向得分匹配后可以发现，处理组和控制组的核密度分布已经高度一致，两组样本的整体变量特征基本趋于一致，匹配后的结果符合可比性要求。鉴于此，倾向得分匹配后的结果已经基本消除样本选择偏误的问题。

表4 变量均衡性检验

	匹配前				匹配后			
	处理组	控制组	偏差	t 统计量	处理组	控制组	偏差	t 统计量
男性	0.5043	0.5776	-14.7	-12.02	0.5043	0.5071	-0.6	-0.33
年龄	29.8260	35.6230	-72.3	-49.98	29.8260	29.7990	0.3	0.26
年龄平方	926.70	1360.30	-74	-49.64	926.70	925.57	0.2	0.16
初中	0.1321	0.4942	-84.8	-59.58	0.1321	0.1294	0.6	0.47
高中及以上	0.8587	0.3681	116.6	83.56	0.8587	0.8610	-0.5	-0.39
家庭同住人口	2.4967	3.0915	-52.1	-42.3	2.4967	2.4797	1.5	0.89
国有企业	0.0645	0.0479	7.2	6.24	0.0645	0.0590	2.4	1.35
技术类	0.5043	0.5776	-14.7	-12.02	0.5043	0.5071	-0.6	-0.33
非管理技术类	29.8260	35.6230	-72.3	-49.98	29.8260	29.7990	0.3	0.26

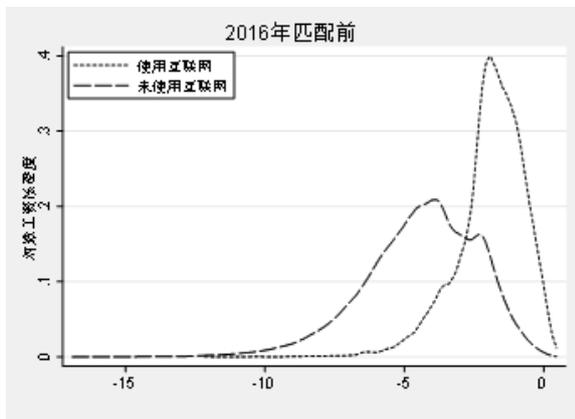


图1a 倾向得分匹配前的核密度图

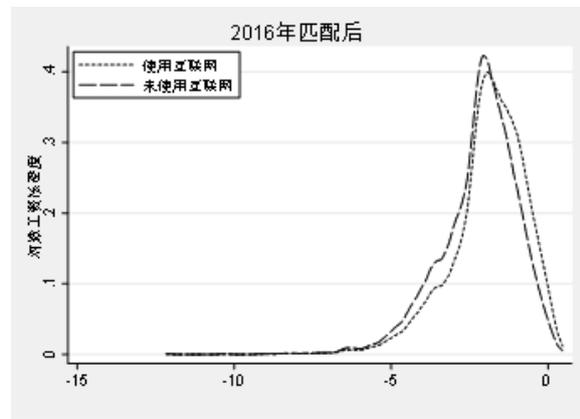


图1b 倾向得分匹配后的核密度图

基于上面的检验，根据式（4）做倾向得分匹配得到平均处理效应（ATT）。如表5所示，匹配前的ATT值为0.326，采用最近邻匹配后的结果大幅降低至0.0941。假设倾向得分本身是由实际值来推导标准误的，采用倾向得分匹配方法得到的标准误是基于同方差的假定，这往往在实际研究中难以实现。因此，为得到更准确的结果，这里又进一步采用自助法以获得标准误。通过自助法得到的ATT值为0.05，其更小但仍然显著。以上结果也表明，减小选择性偏误问题后仍可发现，通过互联网找到工作的人群的确存在工资溢价。

表5 倾向得分匹配前后结果—对数工资

	处理组	控制组	ATT	标准误	t 统计量
匹配前	10.4560	10.1300	0.3260	0.0143	22.77***
匹配后					
最近邻匹配	10.4548	10.3607	0.0941	0.0191	4.92***
核匹配	10.8214	10.7518	0.0696	0.0079	8.86***
调整标准误			0.050	0.009	5.56***

注：调整标准误指的是采用 bootstrap 计算的标准误，这里进行了 100 次抽样。

（三）机制检验

这部分进一步识别互联网对工资的溢价效应是否通过缓解就业市场信息不对称这一机制发挥作用。首先，不同职业类型对劳动力市场中信息不对称的反应和敏感度有所差异，本文根据互联网途径下进入不同职业类型的概率差异来识别这一机制。管理类人群在工作中积累的经验和实践技能难以通过应聘全面表现出来，增加了劳雇双方的信息不对称，他们转换工作时往往是以在行业内的口碑获得高待遇。技术类人群则有技能证书、职称级别等材料来证明自身能力，减少了劳雇双方的信息不对称，他们能在互联网拓宽就业途径的条件下有效提高就业概率。因此，如果技术类工人在互联网环境中提高了就业概率，那么就可以认为互联网有缓解信息不对称作用。其次，使用互联网找工作有助于流动人口深入了解政策，获取更多信息，提升对福利待遇的议价能力。因此，如果使用互联网找到的工作质量和待遇更高，则某种程度上可以认为这是由更透明的互联网信息带来的。

我们分别采用是否有城镇职工医疗保险、是否有固定合同来衡量工作质量。通常来说，为员工提供医疗保险的企业相对规模比较大、给予的岗位较稳定；劳动力有固定合同代表工作更稳定、质量更高。采用方程（5）回归，表6给出了缓解信息不对称这一机制的检验结果。可以发现，通过互联网找到工作会使流动人口进入管理类工作的概率降低10.9%，但会使进入技术类工作的概率显著增加3.9%，对非管理技术类工作没有显著影响。这一结果与上文分析是一致的，技术类面对信息相对更透明的就业市场，找到与自身匹配且高工资工作的概率更高。根据后两列结果可发现，通过互联网找到工作分别会使购买城镇职工医疗保险和签订固定合同的概率提高6.8%和13.6%。这表明，互联网的盛行和使用改善了就

表6 机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	管理类	技术类	非管理技术类	是否有医疗保险	是否有固定合同
是否互联网	-0.109***(0.003)	0.039***(0.003)	-0.002(0.006)	0.068***(0.004)	0.136***(0.007)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是
省份	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是
观测值	132314	132314	132314	137170	78330

注：表中结果为相应变量的边际效应；模型回归中放入了相应控制变量，限于篇幅未报告（下同）；前三列是基于职业类型回归，未放入与职业相关的控制变量。

业市场的信息不对称问题，流动人口更容易找到优质工作。

(四) 异质性探讨

这里进一步探讨互联网的工资溢价效应是否会因为教育水平、年龄和流动时间的差异而有所不同(如表 7 所示)。区分受教育程度来看，通过互联网找到工作可以使高中以上及高中以下人群的工资水平分别提高 4.5% 和 3.9%。这表明，受教育水平高的人从互联网中获得的收益更高。区分年龄来看，45 岁以上年长人群从互联网中获得的收益更大，工资溢价效应更高。分流动时间来看，互联网的工资外溢效应在流动时间超过 5 年的人群中更高，大约可以使工资水平提高 7.1%。此外，我们也验证了通过互联网找到工作对于当期和长期工资均有显著影响，且对后者的影响更大，这一结果与表 7 中最后两列的结果一致。这意味着，互联网的工资外溢效应不仅在短期发挥作用，而且在长期对工资也有溢价作用。这一结果并未在表 7 中报告。

表 7 异质性结果

	高中以下	高中以上	16—45 岁	45 岁以上	5 年以内	5 年以上
是否互联网	0.039* (0.018)	0.045*** (0.008)	0.052*** (0.007)	0.173*** (0.043)	0.054*** (0.009)	0.071*** (0.011)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是
省份	是	是	是	是	是	是
行业	是	是	是	是	是	是
观测值	83281	53889	110995	26175	64298	72872

四、总结

本文以找工作是否使用互联网作为出发点，采用流动人口动态监测 2016 年数据，考察流动人口在互联网中的受益情况，实证研究通过互联网找工作是否对工资具有溢价作用，结果发现：(1) 受教育程度高、技术类人群使用互联网找工作的比例较高，且使用和未使用互联网所获得的工资有显著差异。(2) 通过互联网找工作可以使工资水平显著提高 6%，采用 PSM 方法后结果虽然有所减小，但结论依旧成立。(3) 机制分析发现，互联网找工作是通过降低市场信息不对称这一机制来提高工资的。(4) 异质性回归发现，在高中以上、45 岁以上、累计流动时间更长的人群中，使用互联网找工作的工资外溢效应更高。

由此可得到以下启示：首先，互联网的发展可以有效改善劳动力市场中信息不对称问题。目前，我国使用互联网找工作的人群比例仍较低，且集中在受教育水平较高、技术类的劳动力中，有必要引导更多人群将互联网作为找工作的一种有效媒介。其次，流动人口的高质量就业将受惠于互联网的高效使用。就业不匹配问题在劳动力市场中长期存在，企业和劳动力都应该充分利用互联网媒介实现资源的有效配置。最后，通过互联网找到合适工作会长长期影响流动人口的工资状况。在未来劳动力市场上，是否善于使用互联网对于个人发展将会有长期影响，这可能也会加剧收入差距。

责任编辑：张超