

DOI: 10.19361/j.er.2020.01.07

互联网普及与中国省内工资差距收敛

胡浩然 张盼盼 张瑞恩*

摘要: 协调发展是“五大发展理念”的重要组成部分,收入不平等是其中一个重要的研究议题。近十年来互联网发展深度影响着中国的经济增长和产业转型,同时也可能对收入分配产生影响。本文从各省内行业间工资差距角度,研究互联网普及对工资差距的影响,结果表明:使用两阶段最小二乘法排除内生性后,互联网普及可以显著地减小各省份行业间的工资差距,并且提高了省份和行业层面的工资水平;互联网普及减小工资差距的积极作用主要发生在中西部地区或者低经济发展水平地区,与各地区初始工资差距大小存在差异有关;使用中介效应模型检验发现,互联网普及可以通过提高地区产业集聚程度和创新水平进而降低工资差距;拓展性分析发现,互联网普及与产业结构转型之间存在显著的交互作用,但是主要体现在产业结构合理化方面,产业结构越合理,则互联网普及减小工资差距的作用越大。

关键词: 互联网普及;工资差距;中介效应;产业结构转型

一、引言

改革开放四十多年以来,中国城镇就业人员平均工资由2000年的9 333元,增长到2018年的82 461元,年均增速达到10%以上。^①伴随着整体收入水平的提高,收入不平等问题也受到社会各方的广泛讨论。本文测算数据显示,2006—2016年中国各省内行业间最高工资与最低工资之比的平均数值达到3.5倍,尽管历年数值呈现下降趋势,但截至2016年依然在3.1倍左右。各省行业间工资差距综合反映了地区和行业层面的收入不平等问题,因而具有重要的研究意义。截至2018年,中国网民总数达到8.54亿人,占全国总人口的六成以上。随着互联网的发展和普及,电子商务、共享经济等新业态深刻地影响着经济发展中的产业结构变迁、职业类型和就业选择等各个方面,进而可能对社会收入分配造成影响。那么,互联网的深度普及是否对地区内行业间的工资(收入)差距造成影响?目前来看,涉及的研究还较为少见。数据显示,中国的互联网普及率由2006年的11.2%上升到2018年的

*胡浩然(通讯作者),南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:hhr20151@163.com;张盼盼,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:nku_jy@126.com;张瑞恩,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:15680969168@163.com。

本文获得国家自然科学基金面上项目“境内成本与中国进口贸易利益:整体规模、分布特征与实现渠道”(项目编号:71973071)、辽宁省“兴辽英才计划”青年拔尖人才项目(项目编号:XLYC1807254)的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵建议,当然文责自负。

①数据来源于国家统计局,国家层面城镇就业平均工资仅能获得2000年以来的数据。

61.2%,同时,各省行业间的工资差距整体上呈现下降趋势。^①因此,互联网普及可能是促进各省工资差距收敛的内在原因之一。

大多数研究肯定了互联网在经济发展中的积极作用(Song and Wang, 2012; Varian, 2016),早期文献一般认为电信基础设施投入可以促进经济增长(Cronin et al., 1991; Roller and Waverman, 2001),并且对生产效率具有显著的溢出效应(刘生龙、胡鞍钢, 2010; 郭家堂、骆品亮, 2016)。电信基础设施建设推动了互联网的深度普及,Chu(2013)认为互联网普及有利于提高人均GDP, Czernich等(2011)发现互联网普及率每提高10%,人均GDP也将增加1%左右,等等。但是,已有研究较少讨论互联网发展对工资(收入)的影响。Goss和Phillips(2002)认为信息技术(IT)与工资之间存在积极的联系,使用互联网的行业工资增长率达到13.5%,并且在技术密集型行业中更为突出。Forman等(2012)认为先进的互联网技术仅与高度富裕、受过教育、人口稠密且拥有IT密集型产业的地区的工资大幅增长有关,进而导致了地区间的工资差距。尽管上述研究涉及了互联网对地区间或者行业间工资差距的影响,但是并没有进一步探讨互联网对地区内部行业间工资差距的作用。

国内研究大多是从城乡居民、农民工与城镇职工、性别等方面的工资(收入)差距展开讨论(程名望、张家平, 2019; 胡凤霞、叶仁荪, 2019; 李磊等, 2015),与本文讨论的地区内部产业间的工资差距并不相同。也有研究从互联网工资溢价效应角度展开,并且进一步延伸到对工资差距的讨论。王元超(2019)认为互联网应用通过技术与资本效应两个路径提高了个人工资,但是由于互联网工资溢价效应在社会阶层中作用程度的不同,造成了社会阶层之间的工资差距。庄家炽等(2016)发现互联网溢价效应在性别层面存在差异,女性互联网工资溢价为男性互联网工资溢价的90.6%,因而造成了性别层面的工资差距。

综合来看,已有文献与本文研究的方向和结论并不一致。本文使用2006—2016年省级层面数据,运用两阶段最小二乘法(2SLS)进行实证检验,发现互联网普及可以显著地减小省内行业间工资差距,并且提高了省份和行业层面的工资水平。本文借鉴胡浩然和李坤望(2019)的方法,使用中介效应模型检验发现,互联网普及可以通过提高地区的产业集聚程度和创新水平来降低工资差距,进而提供了一种可能的传导机制检验和分析。

本文通过总结文献对上述传导机制进行逻辑分析。已有研究认为,信息技术促进了知识的可获得性(Jansson, 2008)、减少了贸易成本(黄杨, 2017),进而可以促进产业集聚。Jansson(2011)以瑞典为例,发现互联网的兴起促进了城市中心互联网公司的集聚,也有证据表明互联网金融发展具有明显的地区集聚效应(郭峰等, 2017)。互联网的发展和普及有利于提高地区的产业集聚程度,集聚效应可以实现要素的高效匹配和资源的优化配置,进而优化地区的产业结构(陈建军、胡晨光, 2008),同时也可能优化产业间的收入分配。除此之外,互联网有利于打破地区内部产业间的信息障碍,进而促进信息的交流(Ramona, 2010),通过产业间的知识和技术溢出效应(Czernich et al., 2011)进而提高地区整体的创新水平(王金杰等, 2018)。技术进步和创新可以提高产业的经营绩效和缩小产业间的绩效差距,进而有利于减小产业间的工资(收入)差距。

此外,本文所研究的产业间工资差距问题属于产业结构范畴,互联网普及可以影响产业

^①资料来源:互联网普及率数据来源于国家统计局和《中国互联网发展报告(2019)》,工资差距由作者按照省级层面数据计算得出。

发展(产业结构转型),同时,产业发展(产业结构转型)也依赖于互联网行业和技术,进而可以反向促进互联网的发展和普及。因此,互联网普及与产业结构转型之间可能存在着交互作用^①,产业结构转型升级的偏效应可能有利于增强互联网普及对减小工资差距的作用。因此,下文拓展性分析部分也将产业结构转型问题引入本文研究。

本文的主要边际贡献在于:(1)肯定了“互联网信息高速公路”建设在消除收入不平等问题上的积极作用。(2)已有研究一般使用中国居民收入调查(CHIPS)等数据库,但是调查数据并不连续,并且较为缺乏最近10年的数据^②。本文在省级层面数据基础上,使用行业间工资水平的离散度衡量工资差距,进而为以后的研究提供了一种可行的测算方法。

二、事实描述、研究设计和控制变量

(一) 事实描述

本文使用互联网普及率(*terperate*)作为互联网发展的代理变量,具体用各省网民人数除以常住人口年平均数来表示。使用各省行业间工资水平的离散度来衡量工资差距(*wageg*),主要借鉴研究资源错配领域的指标构建思路(Hsieh and Klenow, 2009)。如果一省内部各行业的平均工资水平与各省整体的加权平均工资的差距越大,则该省行业间工资水平的离散度越高,对应的方差或者标准差也越大。本文使用一省内部行业间工资水平(*wage*)的标准差作为衡量工资差距的指标, $wageg_p = sd(wage_{pi})$,并且使用各行业就业人数与总就业人数的比例(φ_{pi})作为权重来调整行业规模差异的影响。我们先求出一省各行业的加权平均工资(*wpwage*),为了排除价格因素和异方差的影响,本文将加权平均工资用各省不变基期的工业出厂价格指数(*PPI_p*)进行折算后取对数处理,具体如公式(1)所示,*p*、*i*分别代表省份、行业。工资差距(*wageg*)如公式(2)所示,同样考虑了行业规模差异的影响。

$$wpwage_p = \ln(\sum_p \varphi_{pi} \times wage_{pi} / PPI_p) \quad (1)$$

$$wageg_p = \left\{ \sum_p \varphi_{pi} \times [\ln(wage_{pi} / PPI_p) - wpwage_p]^2 \right\}^{0.5} \quad (2)$$

本文按照公式(2)计算出各省工资差距,并进一步求出各省互联网普及率(*terperate*)和工资差距(*wageg*)的年平均值(如图1)。从整体上看,工资差距呈现下降趋势,特别是在2008年以后。与此同时,互联网普及率呈现上升趋势,与工资差距的变化趋势基本相反。因此,互联网的快速普及可能是导致工资差距收敛的内在因素之一。

本文数据来源于各省统计年鉴、国家统计局和中国研究数据服务平台^③,下文控制变量的数据来源相同。由于工资的可获得数据从2006年开始,网民人数的可获得数据截至2016年,因此,本文研究的时间范围为2006—2016年。行业范围包括了采矿业、制造业等^④19个

①交互作用属于变量间的相互影响和作用,因而与中介效应的传导机制不同。

②尽管包含了个人和行业层面的工资数据,但是调查数据并不连续(分别为1988年、1995年、2002年、2007年和2013年),调查数据中抽样的样本(人)也基本不一致,并且最近10年的调查数据仅有1年,因而不能排除样本选择偏差的影响和缺乏时效性的问题。

③数据来源: <https://www.cnrd.com/Home/Index#/>。

④行业包括农、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,信息传输、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,教育业,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业。

大类行业,其中包含了就业人员平均工资和人数等变量,进而为本文测算提供了基础数据。本文数据在省级层面、在城市及更细微层面不能获得行业层面的工资数据,因而无法进行测算。

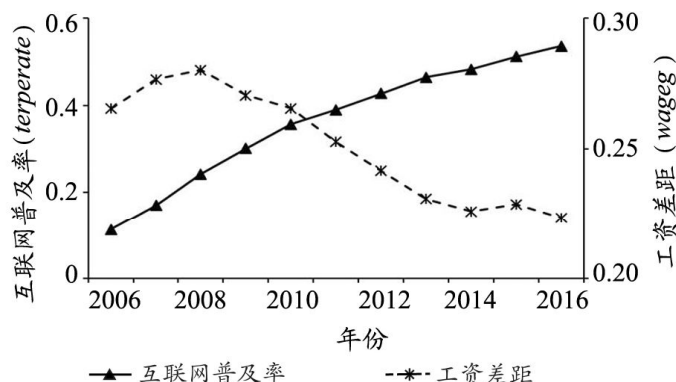


图1 互联网普及率和工资差距年平均值的变化趋势

(二) 研究设计

互联网普及率(*terperate*)是否减小了一省份内部行业间的工资差距(*wageg*)? 为了对此问题进行解答,本文构建面板数据固定效应计量模型,如公式(3)所示。其中, p 、 t 分别表示省份和年份, n 为控制变量的个数, X 为控制变量, α_p 和 χ_t 分别为省份固定效应和年份固定效应, ε_{pt} 为残差项,本文在省份层面对标准误进行聚类调整。

$$wageg_{pt} = \alpha_p + \chi_t + \beta terperate_{pt} + \sum_n \delta_n X_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

式(3)中: β 回归系数的方向和显著性是本文关注的重点,如果 $\beta < 0$,并且通过了10%的显著性检验,则说明互联网普及可以减小省内行业间的工资差距,反之则增大了工资差距。

获取 β 的一致性估计的前提是解释变量与被解释变量或残差项不相关。随着互联网的发展和普及,互联网可以影响经济发展的各个方面。反过来,经济发展又会进一步推动电信基础设施建设进而提高互联网普及率,因而可能产生逆向因果关系。为了排除内生性的影响,本文寻找合适的工具变量(IV)和使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行实证检验,并作为基准的计量模型。参照已有研究,本文分别使用互联网普及率(*terperate*)的滞后期(Datta and Agarwal, 2004)和历史上的电话、邮局数量(黄群慧等, 2019)作为工具变量。

(三) 控制变量

为了排除其他潜在因素的干扰和保证结论的稳健性,本文在回归方程中引入控制变量。本文设置各省份的人口规模(*lnscale*)指标来控制人口、经济等方面规模差异因素的干扰,具体使用各省份年末常住总人口的对数来衡量。设置各省份的经济发展水平(*lnpgdp*)指标来控制各省份之间经济发展水平存在较大差异的影响,具体使用各省份人均GDP的对数来衡量,GDP用各省份的不变基期GDP平减指数进行折算。设置各省份的要素密集度(*lnpk*)指标来控制各省份的劳动力、资本等要素禀赋差异的影响,使用各省份的人均资本量的对数来衡量,资本用固定资产总额表示,并使用不变基期的固定资产价格指数进行折算。

本文设置各省份的教育投入程度(*edubili*)指标来反映地区教育力度和科技创新潜力,用各省份的教职工总数与人口总数的比例来衡量。设置农业占比(*nodustru*)指标来反映农业在地区经济发展中的重要性,并用来区分农业和非农业省份,使用农业从业人数占三大产

业总从业人数的比例来衡量。设置城镇化率(*chengzhen*)指标来反映各省份的城镇化程度,用城镇人口占总人口的比例来衡量。设置失业率(*shiyelv*)指标来反映各省份的就业充裕度,用城镇登记失业人数占总人口的比例来衡量。市场化程度(*market*)与对外开放程度、政府行为、法律制度、要素市场等综合因素有关,本文使用王小鲁等(2017)的市场化指数衡量。

市场越开放的地区,经济发展水平和工资水平相对越高,本地的工资差距也可能不同,本文设置外贸程度(*open*)指标,用进出口总额除以本地 GDP 来衡量。并且,设置外资进入程度(*fdibili*)指标,用全社会固定资产投资中利用外资的比例来衡量。交通是否便利可以影响地区间的劳动力、资源等要素流动,进而对经济增长产生影响,本文设置交通便利度(*kybi*)指标,用各省份的公路、铁路、水路的客运总人次除以地区人口总数来衡量。表 1 为本文主要经济变量的描述性统计表。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	变量含义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>wageg</i>	工资差距	341	0.252	0.060	0.151	0.434
<i>terperate</i>	互联网普及率	341	0.363	0.176	0.058	0.752
<i>wpwage</i>	加权平均工资	341	10.228	0.528	9.041	11.613
<i>lnscale</i>	人口规模	341	8.096	0.852	5.690	9.273
<i>lnpgdp</i>	经济发展水平	341	10.088	0.693	8.788	11.740
<i>lnpk</i>	要素密集度	341	9.664	0.599	8.308	10.772
<i>edubili</i>	教育投入程度	341	0.002	0.001	0.001	0.007
<i>nodustru</i>	农业占比	341	0.109	0.055	0.055	0.359
<i>chengzhen</i>	城镇化率	341	0.520	0.145	0.223	0.893
<i>shiyelv</i>	失业率	341	0.035	0.006	0.014	0.045
<i>market</i>	市场化指数	341	6.134	2.046	0.080	10.270
<i>open</i>	外贸程度	341	0.308	0.374	0.039	1.590
<i>fdibili</i>	外资进入程度	341	0.013	0.016	0.0003	0.088
<i>kybi</i>	交通便利度	341	18.892	11.544	3.489	68.986

三、实证检验

(一) 基本检验

本文基本检验结果如表 2 所示,可以看出 *terperate* 及其滞后期的回归系数为负数,除模型(4)–(6)外,基本都通过了 10%水平的显著性检验,这说明各省份的互联网普及有利于减小省内行业间的工资差距。

其中表 2 模型(1)–(2)采用面板数据随机效应模型,模型(1)没有加入控制变量,模型(2)加入了控制变量。模型(3)–(5)采用面板数据固定效应模型^①,逐步加入了省份、年份固定效应以及在省份层面对标准误进行聚类调整。但是,模型(4)–(5)中 *terperate* 的回归系数没有通过显著性检验,本文认为可能与互联网普及的作用存在滞后性或者解释变量与被

^①本文对模型(2)和模型(5)进行了 Hausman 检验,检验结果显示拒绝原假设(原假设为适合使用随机效应模型),因此,本文适合使用固定效应模型。

解释变量存在互为因果关系有关(郭家堂、骆品亮,2016)。本文分别使用 *terperate* 的滞后一期(*L.terperate*)和滞后二期(*L2.terperate*)作为替代的核心解释变量,回归结果见模型(6)–(7)。其中,模型(6)中 *L.terperate* 的回归系数没有通过 10%水平的显著性检验,但是 P 值在 15%以内,模型(7)中 *L2.terperate* 的回归系数通过了显著性检验,因此综合来看,互联网普及可以减小省内工资差距,但是具有一定的滞后性。

表 2 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>terperate</i>	-0.112 *** (0.0110)	-0.074 * (0.0383)	-0.128 *** (0.0423)	-0.042 (0.0552)	-0.042 (0.0670)		
<i>L.terperate</i>						-0.068 (0.0581)	
<i>L2.terperate</i>							-0.101 ** (0.0403)
<i>lnscale</i>		-0.017 * (0.0104)	0.209 ** (0.0809)	0.178 ** (0.0781)	0.178 (0.1340)	0.198 * (0.1428)	0.224 * (0.1400)
<i>lnpgdp</i>		0.035 * (0.0202)	0.032 (0.0234)	0.045 * (0.0267)	0.045 (0.0457)	0.045 (0.0459)	0.082 * (0.0536)
<i>lnpk</i>		-0.056 *** (0.0089)	-0.041 *** (0.0110)	-0.039 *** (0.0113)	-0.039 ** (0.0168)	-0.042 ** (0.0169)	-0.052 *** (0.0157)
<i>edubili</i>		-14.389 * (8.9923)	3.204 (20.8977)	-19.604 (20.6455)	-19.604 (34.1233)	-16.704 (34.7202)	-22.717 (33.7437)
<i>nodustru</i>		-0.315 ** (0.1259)	-0.414 *** (0.1469)	-0.448 *** (0.1435)	-0.448 * (0.2452)	-0.425 * (0.2399)	-0.411 * (0.2481)
<i>chengzhen</i>		0.282 *** (0.0944)	0.165 * (0.1175)	0.264 ** (0.1184)	0.264 * (0.1364)	0.280 ** (0.1319)	0.310 * (0.1714)
<i>shiyelv</i>		-0.149 (0.5589)	0.422 (0.5794)	0.029 (0.5735)	0.029 (0.8998)	-0.064 (0.9413)	-0.082 (1.0802)
<i>market</i>		-0.010 *** (0.0026)	-0.012 *** (0.0027)	-0.008 ** (0.0034)	-0.008 * (0.0053)	-0.008 * (0.0053)	-0.010 * (0.0052)
<i>open</i>		-0.051 *** (0.0174)	-0.048 ** (0.0196)	-0.041 ** (0.0197)	-0.041 * (0.0248)	-0.043 * (0.0254)	-0.031 (0.0320)
<i>fdibili</i>		0.701 *** (0.1501)	0.822 *** (0.1521)	0.790 *** (0.1481)	0.790 *** (0.1688)	0.769 *** (0.1681)	0.509 * (0.3493)
<i>kybi</i>		0.000 ** (0.0002)	0.000 * (0.0002)	0.000 (0.0002)	0.000 (0.0003)	0.000 (0.0003)	0.000 (0.0003)
省份效应	N	N	Y	Y	Y	Y	Y
年份效应	N	N	N	Y	Y	Y	Y
省份聚类	N	N	N	N	Y	Y	Y
N	341	341	341	341	341	341	310
R ²	—	—	0.868	0.883	0.883	0.884	0.892

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著,下文表中加入了控制变量和控制了省份、年份固定效应,并在省份层面进行聚类调整,下表不再单独列出。

(二) 内生性检验

关于互联网的研究,学者们一般会特别关注内生性问题,因为互联网发展渗透到经济的各个方面,但是反过来,经济的持续发展也会进一步影响互联网的发展和普及。因此,剔除潜在内生性问题可以保证本文结论的稳健性。

本文主要使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验^①,现有研究大多使用互联网发展指标的滞后期作为工具变量(Datta and Agarwal,2004;郭家堂、骆品亮,2016)。互联网普及可以影响工资差距,尽管工资差距可能反向影响当期及以后的互联网普及,但是不能影响过去的互联网普及。因此,本文首先分别使用 *terperate* 的滞后一期(*L.terperate*)和滞后二期(*L2.terperate*)作为工具变量(IV),回归结果如表3模型(1)–(2)所示。

表3 使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Second-stage 的回归结果						
<i>terperate</i>	-0.110 (0.0877)	-0.399 *** (0.1524)	-0.581 ** (0.2770)	-0.585 ** (0.2906)	-0.545 *** (0.1840)	-0.529 *** (0.1810)
LM 统计量	[0.0003]	[0.0045]	[0.0031]	[0.0022]	[0.0056]	[0.0049]
Wald F 值	{233.532}	{36.068}	{20.701}	{19.547}	{25.087}	{25.242}
Hansen J 检验					[0.1444]	[0.1835]
First-stage 的回归结果						
<i>L.terperate</i>	0.615 *** (0.0457)					
<i>L2.terperate</i>		0.253 *** (0.0582)			0.235 *** (0.0562)	0.235 *** (0.0562)
<i>DH</i>			0.003 *** (0.0009)		0.002 *** (0.0006)	
<i>YJ</i>				0.002 *** (0.0006)		0.001 *** (0.0004)
N	341	310	341	341	310	310
<i>R</i> ²	0.543	0.522	0.395	0.392	0.484	0.488

注:[]为 Kleibergen–Paap LM 统计量的 P 值,{ }为 Cragg–Donald Wald F 值,下文同。因为本文内生性检验均通过了第一阶段变量相关性检验,下文不再列出检验结果。

其中,第一阶段检验 *terperate* 滞后期的回归系数显著为正,即通过工具变量与解释变量的相关性检验。第二阶段检验中 LM 统计量的 P 值小于 0.1,即拒绝工具变量与内生变量无关的原假设;Wald F 值大于临界值 16.38,说明工具变量与内生变量具有较强的相关性,即不存在识别不足的问题。因此,综合两阶段的检验结果,本文不存在弱工具变量问题^②。模型(1)–(2)中 *terperate* 的回归系数为负数,但是仅模型(2)通过了显著性检验^③,整体上互联网普及有利于减小工资差距,这与本文基本结论一致。

①本文内生性和弱工具变量等检验使用 Stata 软件中 *xtivreg2* 命令。

②下文不再详细介绍和说明关于工具变量的相关性检验问题。

③模型(1)中 *terperate* 回归系数的 P 值为 0.21。

但是,使用解释变量滞后期作为工具变量也受到了学术界的诟病,原因在于解释变量滞后期不能排除与被解释变量存在相关的可能性,因此我们需要寻找更为合适的工具变量。

黄群慧等(2019)认为中国互联网的接入历史是从电话线接入方式开始,然后逐步过渡到光纤宽带接入技术,所以互联网技术的发展是从固定电话的普及开始。历史上固定电话普及率较高的地区,后来的互联网普及率也较高;同时,邮局是铺设固定电话的执行部门,邮局的布局分布也会影响到固定电话的分布。因此,历史上各省份的固定电话数量和邮局数量满足工具变量的选取要求。本文借鉴黄群慧等(2019)的方法,使用1995年各省份的每万户固定电话数量和邮局数量作为互联网普及率的工具变量。由于本文使用均衡面板数据,仅采用一年的工具变量不能在固定效应模型中得以度量,因此引入历年各省份在上一年度的互联网投资额以反映时间趋势。设置历史固定电话工具变量(DH),用1995年取对数后的固定电话数量分别乘以历年取对数后的互联网投资额滞后一期来衡量;设置历史邮局分布工具变量(YJ),用1995年取对数后的邮局数量分别乘以历年取对数后的互联网投资额滞后一期来衡量。

使用工具变量(DH 、 YJ)的回归结果如表3模型(3)-(4)所示,可以看出 $terperate$ 的回归系数显著为负,并且通过了弱工具变量的相关性检验。这说明在构造使用历史上的电话和邮局数量作为工具变量后,本文结论是稳健的。

进一步将使用滞后期和历史数据两种方法构造的工具变量共同加入计量模型进行内生性检验。由于针对一种方法(滞后期或者历史数据法)构造的工具思路相同且具有相关性,本文分别在每一种方法中选取一个变量进行检验。由于模型(1)中 $terperate$ 没有通过显著性检验,本文选取 $L2.terperate$ 和 DH 作为一组工具变量,选取 $L2.terperate$ 和 YJ 作为另一组工具变量,回归结果如表3模型(5)-(6)所示。可以看出,计量模型通过了弱工具变量检验,并且 Hansen J 检验中的 P 值大于 0.1,即不存在过度识别问题, $terperate$ 的回归系数显著为负数,这与前文结论一致。

黄群慧等(2019)认为,历史上的邮局分布可以影响电话普及率,进而影响互联网普及率。那么,工具变量邮局数量(YJ)比电话数量(DH)对互联网普及率的影响更为间接,因此,本文将表3模型(6)作为基准的计量模型在下文中使用。

(三) 工资水平、时间趋势和异质性检验

1. 工资水平和时间趋势检验

行业间工资差距的基础是各省份或者行业层面的工资水平,如果互联网普及可以同时实现减小工资差距和提高工资水平,那么,互联网普及对工资差距的影响将具有比较完备的基础。本文首先检验了互联网普及与各省份行业间的加权平均工资($upwage$)的关系,回归结果如表4模型(1)所示。然后将数据拓展到行业层面,引入各省份19个大类行业(与前文相同)的工资水平($iwage$),用各省份不变基期的工业出厂价格指数进行平减后取对数,回归结果如表4模型(2)所示。可以看出,模型(1)-(2)中 $terperate$ 的回归系数显著为正,说明互联网普及提高了省份和行业层面的工资水平。

表 4 关于工资水平和时间趋势的检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>wpwage</i>	<i>iwage</i>	<i>wageg</i>	<i>wageg</i>	<i>wageg</i>
<i>terperate</i>	0.219 * (0.1376)	0.573 * (0.3618)	-1.006 (0.7352)	-0.608 * (0.3795)	-2.138 ** (1.3133)
LM 统计量	[0.0023]	[0.0049]	[0.1947]	[0.0683]	[0.0952]
Wald F 值	{39.517}	{518.491}	{21.107}	{21.892}	{21.719}
Hansen J 检验	[0.1082]	[0.3642]	[0.8682]	[0.3850]	[0.8970]
N	310	5 890	62	124	124
R^2	0.979	0.931	0.410	0.573	0.983

注:模型(2)控制了省份、二位数行业和年份固定效应。

如前文图 1 所示,工资差距在 2008 年后呈现下降趋势,互联网普及减小工资差距的作用可能在不同时间点存在差异。本文将数据分为 2006—2008 年样本组、2009—2012 年样本组和 2013—2016 年样本组,回归结果如表 4 模型(3)–(5)所示。可以看出,*terperate* 的回归系数为负,并且显著性逐步得到提高,说明互联网普及减小工资差距的作用随时间推移而逐步增强,可能与互联网作用具有滞后性和各省份初始的工资差距程度较大有关。

2. 异质性检验

中国区域间的经济发展水平存在较大差异,本文首先将样本分为东部、中部和西部地区三个样本组,然后进行分组检验^①,回归结果如表 5 模型(1)–(3)所示。可以看出,仅模型(2)–(3)中 *terperate* 的回归系数显著为负,说明互联网普及在中西部地区可以显著地减小工资差距,但是在东部地区的作用不明显,原因可能与各省份经济发展水平、互联网普及情况和初始工资差距程度等因素有关。

表 5 从地区 and 经济发展水平角度进行异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部地区	中部地区	西部地区	低经济发展水平	高经济发展水平
<i>terperate</i>	-0.632 (0.5141)	-1.433 * (0.8483)	-1.182 *** (0.4372)	-1.389 *** (0.3750)	-1.126 (0.2155)
LM 统计量	[0.0836]	[0.0351]	[0.0799]	[0.0621]	[0.0326]
Wald F 值	{29.178}	{21.163}	{23.375}	{27.856}	{24.183}
Hansen J 检验	[0.1211]	[0.3105]	[0.1574]	[0.2054]	[0.5364]
N	110	80	120	138	138
R^2	0.672	0.681	0.237	0.340	0.374

中国的经济较发达省份主要集中在东部地区,本文进一步从经济发展水平角度进行检验。具体按照年份-经济发展水平(*lnpgdp*)两个维度进行九分位数分组,将处于[0,4/9]组

^①区域在本文中具体指东部、中部和西部地区,区域划分标准参照国家统计局行政区划标准,东部地区包括:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括:山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括:内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

的样本归类到低经济发展水平样本组,将处于 $[6/9,1]$ 组的样本归类到高经济发展水平样本组,其他做剔除处理以设置带宽,回归结果如表5模型(4)–(5)所示。可以看出仅模型(4)中 *terperate* 的回归系数显著为负,说明在经济发展水平越低的地区,互联网普及减小工资差距的作用越明显,这与表5模型(1)–(3)的结论一致。

表5的回归结果可能是各地区历年互联网普及程度的变化趋势存在差异,进而对工资差距的变化趋势造成不同影响。那么,不同区域的互联网普及情况和工资差距的变动趋势是否存在显著差异?本文分别求出各区域的年平均互联网普及率和工资差距,然后绘制图2。可以看出东部、中部、西部地区的工资差距都呈现减小趋势,互联网普及率呈现增大趋势,与前文图1的变化趋势基本一致。但是,东部地区的互联网普及率虽然相对更高,其初始的工资差距程度也更大。

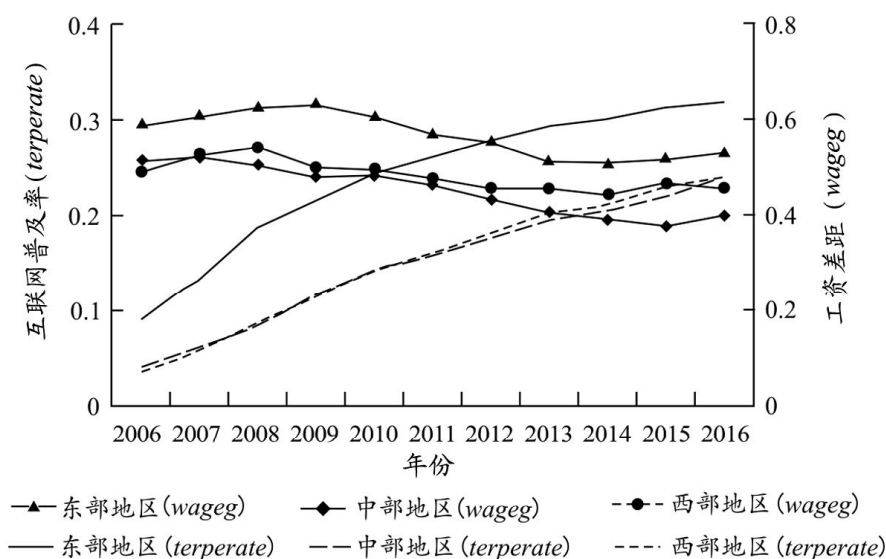


图2 分区域互联网普及率和工资差距的变动趋势

因此,工资差距程度大小可能是影响互联网普及减小工资差距作用程度的因素。本文绘制出东部、中部、西部地区工资差距(*wageg*)的核密度分布图,如图3所示。可以看出,东部地区工资差距的峰值较大且峰值附近的分布较宽,对应的高工资差距的核密度也更大,而中部、西部地区则正好相反,并且区域之间的分布差异较小。

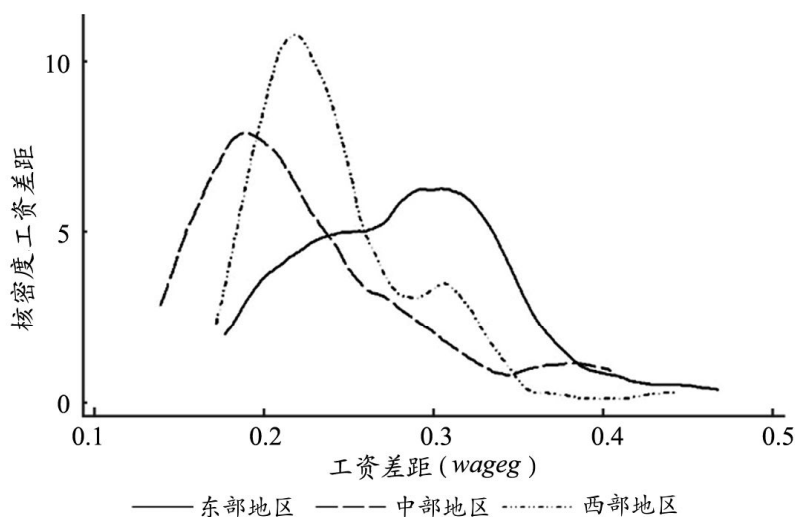


图3 分区域工资差距的核密度分布图

前文验证了互联网普及可以减小工资差距,但只是平均意义上的检验结果,我们进一步从初始工资差距角度进行检验。使用分位数回归方法,在工资差距的不同分位数上检验互联网普及对工资差距的作用程度。由于未能找到工具变量法与分位数回归法结合的可用命令^①,本文在表2模型(7)基础上使用Stata软件中的greg命令进行检验,回归结果如表6所示。可以看出随着分位数的提高,L2.terperate回归系数变得不显著且绝对值呈现逐步减小的变化趋势,这说明互联网普及在初始工资差距处于较低水平时对减小工资差距的作用更大,当初始工资差距较大时,互联网普及的作用将不明显。

表6 互联网普及对工资差距在分位数上的回归检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	5%	15%	35%	55%	70%	90%
L2.terperate	-0.176 *** (0.0000)	-0.117 * (0.0651)	-0.086 ** (0.0422)	-0.115 ** (0.0570)	-0.125 (0.0814)	-0.038 (0.0552)
N	310	310	310	310	310	310

注:使用Stata软件中greg命令,控制了年份和省份固定效应。

(四) 传导机制检验

本文使用中介效应模型从各省份的产业集聚程度(*indu*)和创新水平(*inno*)角度检验互联网普及如何影响工资差距,回归结果如表7所示。

表7 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>indu</i>	<i>wageg</i>	<i>inno</i>	<i>wageg</i>	<i>wageg</i>
<i>terperate</i>	0.302 ** (0.1468)	-0.893 * (0.6715)	1.084 * (0.6924)	-0.409 *** (0.2881)	-0.792 ** (0.2792)
<i>indu</i>		-0.121 * (0.1372)			
<i>inno</i>					-0.028 ** (0.0119)
LM 统计量	[0.0049]	[0.0048]	[0.0082]	[0.0082]	[0.0083]
Wald F 值	{25.242}	{24.636}	{24.933}	{24.509}	{24.414}
Hansen J 检验	[0.5531]	[0.1786]	[0.1960]	[0.2120]	[0.2724]
N	310	310	279	279	279
R ²	0.577	0.501	0.553	0.455	0.469

产业集聚程度使用区位熵法求出(刘洪铎等,2016),如公式(4)所示。其中,*i*、*p*和*y*分别代表行业、省份和工业总产值, φ_{pi} 表示*p*省份*i*行业的份额,使用*i*行业从业人数与地区总从业人数的比衡量,行业为各省份工业、建筑业等9类行业^②。创新水平使用各省份的新产品产出值与国内生产总值(GDP)的比重衡量,由于目前我们仅能获得2008年以来的新产品

^① 现有命令在Stata软件中并不能运行。

^② 限于数据可得性,行业包括农、林、牧、渔业,工业,建筑业,批发和零售业,交通运输、仓储和邮政业,住宿和餐饮业,金融业,房地产业,其他行业。其中,部分行业是前文19个行业的重新归类,例如工业包括了采矿业,制造业和电力、燃气及水的生产和供应业。

产出值数据,因此关于创新水平检验的时间范围为 2008—2016 年。本文使用 MID 统一表示产业集聚程度($indu$)和创新水平($inno$),中介效应模型如公式(5)–(6)所示。

$$indu_p = \sum_p \varphi_{pi} \frac{y_{pi} / \sum_i y_{pi}}{\sum_p y_{pi} / \sum_i \sum_p y_{pi}} \quad (4)$$

$$MID_{pt} = \alpha_p + \lambda_t + \beta terperate_{pt} + \sum_n \delta_n X_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (5)$$

$$wageg_{pt} = \alpha_p + \lambda_t + \beta terperate_{pt} + \theta MID_{pt} + \sum_n \delta_n X_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (6)$$

从表 7 模型(1)可以看出, $terperate$ 的回归系数显著为正,说明互联网普及可以提高地区的产业集聚程度。模型(2)中 $terperate$ 的回归系数显著为负,但是显著性和系数值相比表 3 模型(6)均有较大变化, $indu$ 的回归系数显著为负且经 Sobel 检验为显著的中介变量。综合模型(1)–(2)可以得出,互联网普及可以通过提高地区的产业集聚程度进而降低工资差距。模型(3)中 $terperate$ 的回归系数显著为正,说明互联网普及可以提高地区的创新水平。模型(4)在表 3 模型(6)基础上剔除了 2006—2007 年的数据,可以看出 $terperate$ 的回归系数显著为负,与本文基本结论一致。模型(5)中 $terperate$ 的回归系数显著为负,但是系数值和显著性相比表 3 模型(6)均有较大变化, $inno$ 的回归系数显著为负且经 Sobel 检验为显著的中介变量。综合模型(3)–(4)可以得出,互联网普及可以通过提高地区的创新水平进而降低工资差距。因此,本文从计量上验证了产业集聚程度($indu$)和创新水平($inno$)是互联网普及减小工资差距的影响渠道。

四、拓展性分析

已有研究认为产业结构转型过程包括了产业结构合理化(RIS)和产业结构高度化(OIS)两个维度(李虹、邹庆,2018),本文参照其方法构造指标。产业结构合理化反映了产业间的协调程度和资源有效利用程度,具体如公式(7)所示。

$$RIS_p = \sum_{i \in p} \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i / L_i}{Y / L} \right) = \sum_{i \in p} \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i / L_i}{Y / L} \right) \quad (7)$$

(7)式中: i 、 Y 、 L 分别表示行业①、工业增加值、就业人数。 Y/L 代表劳动生产率,当经济发展处于均衡状态,则各行业的劳动生产率将大致相同, $Y_i/L_i = Y/L$,进而 $RIS \approx 0$;当经济发展处于非均衡状态,此时产业结构将偏离均衡状态,则 $RIS > 0$ 。因此,产业结构合理化为反向指标,产业结构越合理,则 RIS 的数值越小。产业结构高度化(OIS)反映了第一产业逐步向第二产业进而第三产业演进的过程,特别是 20 世纪末以来,第三产业的增长率逐步超过了第二产业,并且在产业结构中发挥更为重要的作用。因此,本文使用第三产业与第二产业工业增加值的比来衡量产业结构高度化。

本文分别求出产业结构合理化(RIS)和产业结构高度化(OIS)指标,然后计算出各指标

①限于数据可得性,此处行业分类与传导机制检验部分的公式(5)相同。

历年的平均值绘制在图 4 中。

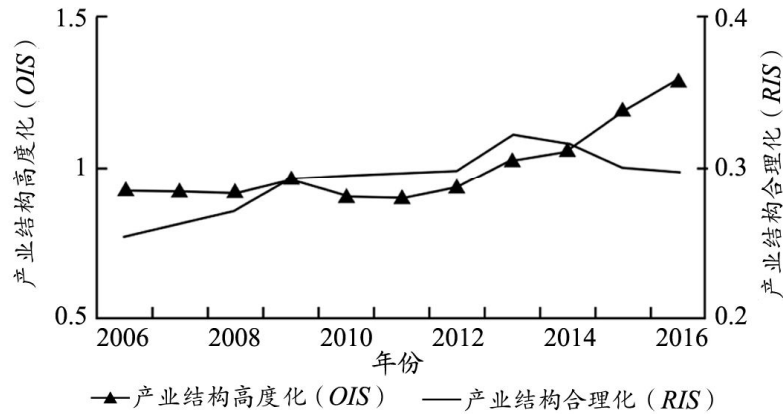


图 4 产业结构的变化趋势

从图 4 可以看出,产业结构合理化基本上呈现上升趋势,在 2013 年左右开始逐步轻微地下降,这说明 2006 年以来各省份的产业结构趋于非合理化,直到 2013 年左右才有所好转。产业结构高度化基本上呈现上升趋势,但是在 2012 年之前变化不大,2013 年及以后开始快速地增大,说明 2006 年以来各省份的产业结构整体上趋于高度化。因此,产业转型过程中合理化和高度化并没有趋于统一,而是高度化先行,合理化后行,在互联网普及对工资差距作用中的偏效应可能也存在不同。

本部分实证检验的回归方程如公式(8)–(9)所示,其中 RIS 和 OIS 统一用字母 $industrf$ 表示, RIS 和 OIS 分别与互联网普及率($terperate$)做交叉项,统一用 $terperate \times industrf$ 表示,回归结果如表 8 所示。

表 8 考虑省内产业结构转型的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$terperate$	-0.493 *** (0.1646)	-0.533 *** (0.1666)	-0.618 *** (0.1903)	-0.640 *** (0.1901)
RIS	-0.045 (0.0401)	-0.216 ** (0.0848)		
$terperate \times RIS$		0.432 *** (0.1647)		
OIS			-0.053 *** (0.0205)	-0.082 *** (0.0303)
$terperate \times OIS$				0.053 (0.0336)
LM 统计量	[0.0033]	[0.0054]	[0.0038]	[0.0049]
Wald F 值	{ 26.422 }	{ 26.109 }	{ 23.788 }	{ 23.845 }
Hansen J 检验	[0.2472]	[0.2710]	[0.3756]	[0.5302]
N	290	290	310	310
R^2	0.564	0.574	0.491	0.488

$$wage_{pt} = \alpha_p + \chi_t + \beta terperate_{pt} + \lambda industrf + \sum_n \delta_n X_{pt} + \varepsilon_{pt} \tag{8}$$

$$wage_{pt} = \alpha_p + \lambda_t + \beta terperate_{pt} + \lambda industrf + \gamma terperate \times industrf + \sum_n \delta_n X_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (9)$$

表8模型(1)和模型(3)是基于公式(8)的回归结果。可以看出,*RIS*没有通过显著性检验,因而不能证明产业结构合理化对工资差距产生了实质影响;*OIS*的回归系数显著为负,说明产业结构高度化有利于减小工资差距。模型(2)和模型(4)是基于公式(9)的回归结果,其中*RIS*的回归系数显著为负,结合图4可知,产业结构合理化程度在逐年下降,则产业结构合理化与工资差距收敛的变动趋势相反,因此造成了显著的反向相关关系,但是从模型(1)可以看出,产业结构合理化并不会显著影响工资差距。模型(4)中*OIS*的回归系数显著为负,与模型(3)一致,说明产业结构高度化有利于减小工资差距。*terperate*×*RIS*的回归系数显著为正,说明产业结构合理化在互联网普及减小工资差距作用中存在显著的偏效应,即产业结构合理化程度越高(*RIS*的数值越小),互联网普及减小工资差距的作用越大。本文认为,在考虑到产业结构合理化的偏效应后,互联网普及对工资差距的影响由 β 决定转变由 $\beta + \gamma \times industrf$ 决定,其中 $\beta < 0, \gamma > 0$,则*industrf*越小,产业结构合理化在互联网普及减小工资差距中的作用越大。从模型(4)可以看出,*terperate*×*OIS*的回归系数没有通过显著性检验,因而不能证明产业结构高度化在互联网普及减小工资差距作用中存在显著的偏效应。

五、结论性评述

本文主要结论为:(1)伴随着互联网的发展和普及,各省份产业间的工资差距呈现逐步下降趋势,本文使用两阶段最小二乘法验证了互联网普及可以减小工资差距。(2)异质性检验发现,互联网普及减小工资差距的积极作用在中西部地区及低经济发展水平样本组中更为明显,这与东部地区和高经济发展水平地区初始的工资差距程度较大有关。(3)使用中介效应模型检验发现,各省份的互联网普及可以通过地区产业集聚程度和创新水平进而降低工资差距。(4)拓展性分析部分显示,互联网普及和产业转型升级存在显著的交互作用,产业结构越合理,互联网普及减小工资差距的作用越强。

本文结论肯定了互联网普及减小各省份行业间工资差距的积极作用,进而从工资角度为互联网发展促进区域经济协调提供了证据。本文认为,在当今信息化时代,各地区应当积极投入到“互联网信息高速公路”建设中,将电信等设施建设作为地区基础设施建设的重要部分,引导当地产业和居民跨越“数字鸿沟”。本文结论也表明,越是中西部地区或者经济欠发达地区,互联网普及减小工资差距的作用反而越明显,这说明在经济欠发达地区提高互联网普及率可以起到更为明显的作用。在中西部地区互联网普及率明显低于东部地区的情况下,加大电信基础设施建设对于减小当地工资差距甚至地区间的发展水平差距都将产生积极的作用。

本文发现地区的产业集聚和创新是互联网普及减小工资差距的影响渠道。因此,各地政府应当积极探索适合本地的“互联网+”经济发展模式,引导劳动、资本等要素流入进而提高本地经济的集聚效应。同时,应该通过互联网途径积极培育技术型和创新型产业,促进本地经济的创新发展。除此之外,地区产业结构越合理,互联网普及对促进工资差距

收敛的作用越大。本文认为,在近十年来各省份产业结构整体上趋于非合理化的情况下,各地方政府应该积极寻求经济发展与产业结构合理化协调的发展路径,引导产业间发展的耦合和均衡及促进产业的转型升级。尽管产业结构高度化在互联网减小工资差距中的作用不明显,但是产业结构高度化可以直接减小工资差距。因此,在地区产业结构高度化向好发展的情况下,应该继续推进第一产业逐步向二、三产业过渡和提高第三产业的产值比例。

参考文献:

- 1.陈建军、胡晨光,2008:《产业集聚的集聚效应——以长江三角洲次区域为例的理论和实证分析》,《管理世界》第6期。
- 2.程名望、张家平,2019:《互联网普及与城乡收入差距:理论与实证》,《中国农村经济》第2期。
- 3.郭峰、孔涛、王靖一,2017:《互联网金融空间集聚效应分析——来自互联网金融发展指数的证据》,《国际金融研究》第8期。
- 4.郭家堂、骆品亮,2016:《互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?》,《管理世界》第10期。
- 5.胡凤霞、叶仁荪,2019:《农民工与城镇职工的工资差距及其趋同——基于CHIP数据的实证分析》,《人口与经济》第1期。
- 6.胡浩然、李坤望,2019:《企业出口国内附加值的政策效应:来自加工贸易的证据》,《世界经济》第7期。
- 7.黄群慧、余泳泽、张松林,2019:《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》第8期。
- 8.黄杨,2017:《信息化对中国产业集聚的影响》,武汉大学硕士学位论文。
- 9.李虹、邹庆,2018:《环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析》,《经济研究》第11期。
- 10.李磊、王小洁、蒋殿春,2015:《外资进入对中国服务业性别就业及工资差距的影响》,《世界经济》第10期。
- 11.刘洪铎、陈和、李文宇,2016:《产业集聚对出口产品质量的影响效应研究——基于中国省际面板数据的实证分析》,《当代经济研究》第7期。
- 12.刘生龙、胡鞍钢,2010:《基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007》,《经济研究》第3期。
- 13.王金杰、郭树龙、张龙鹏,2018:《互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释》,《南开经济研究》第6期。
- 14.王小鲁、樊纲、余文静,2017:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社。
- 15.王元超,2019:《互联网工资溢价效应的阶层差异》,《社会学评论》第2期。
- 16.庄家炽、刘爱玉、孙超,2016:《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》第5期。
- 17.Chu, S. Y. 2013. "Internet, Economic Growth and Recession." *Modern Economy* 4(3): 209-213.
- 18.Cronin, F. J., E. B. Parker, K. C. Elisabeth, and A. G. Mark. 1991. "Telecommunications Infrastructure and Economic Growth: An Analysis of Causality." *Telecommunications Policy* 15(6): 529-535.
- 19.Czernich, N., O. Falck, and T. Kretschmer. 2011. "Broadband Infrastructure and Economic Growth." *The Economic Journal* 121(552): 505-532.
- 20.Datta, A., and S. Agarwal. 2004. "Telecommunications and Economic Growth: A Panel Data Approach." *Applied Economics* 36(15): 1649-1654.
- 21.Forman, C., A. Goldfarb, and S. Greenstein. 2012. "The Internet and Local Wages: A Puzzle." *American Economic*

- Review* 102(1): 556–575.
22. Goss, E.P., and J.M. Phillips. 2002. “How Information Technology Affects Wages: Evidence Using Internet Usage as a Proxy for IT Skills.” *Journal of Labor Research* 23(3): 463–474.
23. Hsieh, C.T., and P.J. Klenow. 2009. “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India.” *The Quarterly Journal of Economics* 124(4): 1403–1448.
24. Jansson, J. 2011. “Emerging (Internet) Industry and Agglomeration: Internet Entrepreneurs Coping with Uncertainty.” *Entrepreneurship & Regional Development* 23(7–8): 499–521.
25. Jansson, J. 2008. “Inside the Internet Industry: The Importance of Proximity in Accessing Knowledge in the Agglomeration of Internet Firms in Stockholm.” *European Planning Studies* 16(2): 211–228.
26. Ramona, S.A.M. 2010. “Data and Information Exchange via the Internet.” *Ovidius University Annals, Economic Sciences Series* 10(1): 813–815.
27. Roller, L. H., and L. Waverman. 2001. “Telecommunications Infrastructure and Economic Development: A Simultaneous Approach.” *American Economic Review* 91(4): 909–923.
28. Song, J., and E. Wang. 2012. “China’s Information and Communication Technology in Geographic Perspective.” *Eurasian Geography and Economics* 53(4): 502–526.
29. Varian, H.R. 2016. “The Economics of Internet Search.” *Rivista di Politica Economica* 96(6): 9–23.

Internet Popularization and the Convergence of Wage Gap in China

Hu Haoran, Zhang Panpan and Zhang Rui-en

(School of Economics, Nankai University)

Abstract: Coordinated development is an important part of the Five Development Concepts, while income inequality is an important research topic in it. In the recent 10 years, the development of Internet has a profound impact on China’s economic growth and industrial transformation and may also have an impact on income distribution. In this paper, from the perspective of wage gap among industries in various provinces, it is of great significance to study the impact of Internet popularization on wage gap. The results show that the Internet popularization can significantly narrow the wage gap between provinces and industries and increase the wage level after endogeneity was eliminated by two-stage least squares method (2SLS). The positive role of Internet popularization in narrowing the wage gap mainly occurs in the central and western regions or regions with low level of economic development, which is mainly related to the difference of the gaps of initial wage between different regions. We use intermediary effect model and find that the popularity of Internet can narrow the wage gap by improving the degree of regional industrial agglomeration and the ability of innovation. Expanding analysis finds that a significant interaction exists between the Internet popularization and the industrial structural transformation, but the latter mainly shows on the rationalization of industrial structure. That is, the proper the industrial structure, the stronger the effect of Internet popularization will have on narrowing the wage gap.

Keywords: Internet Popularization, Wage Gap, Intermediary Effect, Industrial Structural Transformation

JEL Classification: D31, E24

(责任编辑:赵锐、彭爽)