

互联网应用与技能溢价^{*}

胡善成 韩 律 张彦彦

内容提要:本文构建了分析互联网影响技能溢价的一般均衡理论框架,并基于中国城市数据和流动人口动态监测调查(CMDS)数据(2011—2018年)估计了互联网应用造成技能溢价的程度。研究发现:互联网应用每增加1%,高-低技能溢价提高0.3%~0.7%,高-中技能溢价提高0.1%~0.3%,中-低技能溢价提高0.1%~0.5%。进一步探究其中可能存在的机制发现,互联网通过教育不平等、人力资本流动性集聚以及职业分层加剧技能溢价。另外,互联网应用造成的技能溢价还表现出了城市规模、中心城市和地区异质性。本文的研究结果为中国进一步推动数字经济高质量发展,使之惠及更广泛群体提供了理论支持和经验证据。

关键词:互联网 技能溢价 一般均衡模型

作者简介:胡善成,南开大学经济学院博士研究生,300071;

韩 律,南开大学经济学院博士研究生,300071;

张彦彦(通讯作者),中共天津市委党校马克思主义学院助理研究员、博士,300191。

中图分类号:F033 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2023)08-0110-17

一、引言

进入21世纪以后,中国通过工业化和信息化的深度融合,实现了“并联式”发展,同时凭借制造大国和网络大国的优势,已经步入由数量扩张转向质量提升的发展新阶段。从信息基础设施建设以及用户数量来看,2020年底,全国光缆线路总长度已达5169万公里,互联网宽带接入端口数量达到9.46亿个,三家基础电信企业发展蜂窝物联网用户达11.36亿户,发展IPTV(交互式网络电视)用户总数达3.15亿户。^①从数字经济规模来看,2019年中国数字经济增加值规模达到35.8万亿元,占国内生产总值(GDP)的比重为36.2%,对GDP增长的贡献率为67.7%。^②信息和通信技术

^{*} 胡善成电子邮箱:18263821580@163.com。

^① 数据来自工业和信息化部统计。

^② 数据来自国家互联网信息办公室的《数字中国建设发展进程报告(2019年)》。

的发展为中国经济发展注入了新的活力,这也是前期研究一直关注信息化与经济增长关系的重要原因(Ali等,2020;蔡跃洲、张钧南,2015)。

信息化在深刻影响发展中国家经济增长的同时,带来的收入不平等问题同样需要深入讨论,这关乎效率与公平能否兼顾,数字红利能否惠及更多群体(谢康等,2021),而收入不平等的加剧也会直接影响到信息化带来的经济增长效应(Noh和Yoo,2008)。就中国地区间信息化发展水平而言,在基础设施、信息资源和产业应用等方面仍存在明显差异(崔蓉、李国锋,2021),这种差异是否会演变成“数字鸿沟”,进而造成新的收入不平等?围绕这一问题,已有文献从技术进步的角度进行了比较丰富的讨论(Acemoglu和Restrepo,2018;孙早、韩颖,2022)。具体到以互联网为代表的信息技术方面,有研究发现互联网的发展不仅提升了生产率(黄群慧等,2019),还深刻影响了劳动力市场的就业结构,互联网正在与从事非常规抽象任务的工人形成互补,并替代了执行常规任务的非熟练工人(Akerman等,2015)。这意味着互联网的应用可能在降低参与经济活动成本、提高生产率的同时,也在加剧收入不平等(Forman等,2012)。但鲜有文献从技能溢价视角去评估中国互联网发展造成的不平等程度。鉴于此,本文将Acemoglu和Autor(2010)关于偏向性技术进步的讨论以及Autor和Dorn(2013)关于互联网与工资极化问题的研究纳入新古典内生经济增长框架,构建了分析互联网应用与技能溢价之间关系的一般均衡模型。同时,基于中国城市数据和流动人口动态监测调查(CMDS)数据,对互联网应用造成的技能溢价进行了量化评估,并进一步讨论了互联网应用造成技能溢价的可能机制。

二、文献综述

技术进步如何影响劳动力市场组织结构、工资和收入分配一直备受关注,一个基本观点是:技术进步将会促使更多的技术工人取代非技术工人,从而加剧了不平等。这种观点在很大程度上是基于西方发达国家的发展经验,比如在过去的几十年里,技术变革给西方发达国家劳动力市场带来的冲击,造成不同程度的技能溢价和收入不平等(Krueger,1993;Goos和Manning,2007)。近期的研究发现中国也存在技能溢价现象,比如,雷钦礼和王阳(2017)、郭凯明和王钰冰(2022)研究发现中国的技能溢价总体呈现扩大趋势。那么一个自然而然的问题是:中国出现的技能溢价现象是以互联网为代表的信息技术进步造成的吗?如果是,又能解释多大程度的技能溢价?前期的相关研究大体可以从以下两个方面总结。

一是互联网是否促进了生产率提升和就业增长。因为生产率和就业直接关系到工资、收入以及分配格局,但这一问题似乎并未得到完美解决。Solow(1987)提出了著名的“生产率悖论”,他认为尽管互联网技术无处不在,但在统计上并未发现对生产率造成的显著影响。Kolko(2012)则发现美国的宽带扩张尽管与经济增长相关,但并未带来明显的平均工资和就业率的上升。而Brynjolfsson和McAfee(2011)认为美国的劳动力市场已经并将继续被信息技术所改造,信息技术在提高生产率的同时,也会将工人挤出劳动力市场。这一观点似乎已经被发达国家和发展中国家过去几十年的一些经济特征事实所验证。比如,生产率提升的同时,劳动力收入在国民收入中所占的份额呈下降趋势(Karabarbounis和Neiman,2014;王华,2018)。但是,Acemoglu等(2014)基于美国制造业数据的研究并未发现信息技术在提升生产率的同时,又挤出了就业,反而是当产出下降时,伴随着就业率的更快下降。近期一些基于中国数据的研究找到了信息化促进生产率提升以及工业机器人的应用挤出就业的直接证据(孙早、刘李华,2018;王永钦、董雯,2020)。

容易看到,有关信息技术与生产率和就业关系的经验研究所得结论并不一致,积极因素和消极因素可能同时存在 (Melia, 2019),这也促使越来越多的研究在理论层面寻求突破。Greiner 等 (2004) 将技术变革和两类不同技能群体纳入知识溢出增长模型框架,认为知识增长、两类技能群体的相对供给、外部性和两类技能群体之间的替代效应是工资不平等的驱动力。Acemoglu 和 Restrepo (2018) 建立了一个包含技术进步的内生增长模型,发现新技术在降低就业的同时也会创造新的工作岗位,从而有利于增加就业,而且新技术变更和新岗位的增加还会带来不平等。这与技术外生增长模型认为新技术的使用会降低就业和劳动份额的观点有所不同。同时这一结论与 Crandall 等 (2007) 利用美国行业数据得到的经验结果相吻合,即非农私人就业和部分行业的就业与宽带使用之间呈正相关,宽带普及率每提高 1 个百分点,就业率预计每年将增加 0.2 ~ 0.3 个百分点,特别是制造业和服务业 (尤其是金融、教育和医疗) 的就业率与宽带普及率之间具有更为明显的相关性。

二是与本文有直接关联的研究,围绕信息和通信技术对工资和收入不平等的影响展开。理论层面,Acemoglu 和 Autor (2010) 对西方发达经济体自 20 世纪 70 年代以来出现的工资结构变化的原因给予了分析与解释,认为这种工资不平等的加剧可以总体解释为技能替代和偏向型技术进步。也有研究对此观点提出了质疑,认为技能偏向型技术进步假说不足以对美国 20 世纪 80 年代和 90 年代工资结构的演变做出足够解释,因为与工资结构的实际变化趋势并不吻合,不平等的加剧似乎是由其他原因所驱动 (Card 和 DiNardo, 2002)。Autor 和 Dorn (2013) 则提供了另一种解释,认为美国以及其他发达国家出现明显的就业和工资两极分化是由消费者偏好多样化与非中性技术进步两种力量相互作用所驱动的。经验层面同样也颇具争议,Appiah-Otoo 和 Song (2021) 以国家层面的数据为基础,研究认为相比于高收入国家,中等和低收入国家从信息和通信技术革命中获益更多,这意味着信息和通信技术似乎正在缩小国家间的收入差距,降低了不平等。Adams 和 Akobeng (2021) 利用非洲面板数据发现互联网、固定宽带和移动蜂窝订阅的 ICT 措施直接降低了不平等。王军和肖华堂 (2021) 利用中国省级数据也得到类似结论,即数字技术正使得城乡居民收入差距趋于收敛。持有信息技术降低了不平等观点的依据在于,信息技术有助于降低通信成本,打破了地理界线,使得相对贫困地区的个人或公司获得与富裕地区相同的机会 (Ivus 和 Boland, 2015)。同时,地理障碍的解除,可能会促使企业或产业向劳动力相对富裕的贫困地区转移,进而促进贫困地区的就业与收入增长。此外, Qiu 等 (2021) 利用中国人口普查数据也发现互联网为低收入阶层提供了数字红利,降低了城市间收入差距。

但是也有研究认为信息和通信技术正在加剧空间不平等。Forman 等 (2012) 研究了 1995—2000 年互联网应用对美国地区工资不平等造成的影响,发现互联网技术只在那些已经非常富裕、受过良好教育、人口众多且拥有 IT 密集型产业的地区与工资大幅增长有关,在其他地方,互联网和工资增长并无明显关系。总的来说,互联网解释了一半以上的工资增长差异。加剧不平等的原因在于:信息和通信技术会加剧数字鸿沟,一些人在技术变革中比其他人受益更多,他们不仅能够获得信息,而且能够更多地利用信息技术,这是因为他们最初拥有更高水平的人力资本和金融资本 (Zhang 等, 2020)。在阶层、性别、教育和收入方面存在机会不平等的环境中,信息和通信技术的发展可能会恶化收入分配 (Lindsay, 2005; 孙早、韩颖, 2022), 即所谓的马太效应。Sujarwoto 和 Tampubolon (2016) 利用印度尼西亚调查数据研究发现,互联网的分化非但没有趋同,反而呈现扩大趋势,且与互联网应用相关的年龄、性别、收入和受教育程度等不平等在不断加深和扩大。这与 Van Deursen 等 (2015) 利用荷兰调查数据研究所得结论相似,即互联网正在为那些受过高等

教育和收入较高的群体提供了越来越多增加资本的机会,这将会相应地强化其在中社会中已取得的地位。近期基于中国数据的研究发现,信息化正在加剧农村内部收入差距(朱秋博等,2022)以及扩大部门间收入不平等(王林辉等,2020)。此外,也有研究指出信息和通信技术直接或间接地影响收入分配,但很少是单一的原因,而是与其他技术、经济和政治力量相互作用,进而影响收入不平等程度(Bauer,2018),同时也可能导致信息技术与工资差距之间呈现非线性关系(李帅娜,2021)。

综上所述,信息和通信技术与收入不平等的关系研究结论尚存在分歧,不仅体现在理论层面的不一致,在经验证据方面,信息和通信技术在解释生产率、工资增长以及对行业间、城乡间和地区间收入差距的影响也存在差异性,而以发展中国家为对象的研究偏少,需要进一步提供新的经验证据。更为重要的是,中国目前技能溢价呈现上升趋势,鲜有研究基于一般均衡理论框架系统讨论互联网应用在解释技能溢价方面的作用以及评估其带来技能溢价的程度。鉴于此,本文将围绕以下内容展开研究。首先,将基于新古典内生增长理论构建一般均衡模型来揭示互联网应用造成技能溢价的理论逻辑,这将构成用来评估互联网应用带来多大程度技能溢价的理论基础和依据。其次,本文还将就互联网应用造成技能溢价的可能渠道展开讨论。以上研究也构成本文可能的边际贡献。

三、理论模型

(一)基本框架

假设一个经济体由产品部门(g)和服务部门(s)两个部门构成,经济体存在三种类型的劳动参与生产,产品部门的生产所需要的劳动投入类型为程序性劳动(L_r),服务部门所需要的劳动投入有两种类型,分别为抽象脑力劳动(L_a)和体力劳动(L_m)。参考 Acemoglu 和 Restrepo (2018) 的设定,假设经济体总量生产函数是两部门产出的不变替代弹性函数形式(CES):

$$Y(t) = [\gamma_g Y_g(t)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + \gamma_s Y_s(t)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (1)$$

其中, $Y_g(t)$ 和 $Y_s(t)$ 分别代表产品部门产出和服务部门产出。 γ_g 和 γ_s 分别代表分配系数,满足: $\gamma_g + \gamma_s = 1$ 。 $\varepsilon \in [0, \infty)$ 为两部门产品的替代弹性。最终产品的价格在每个时期都被标准化为1,即将 $Y_g(t)$ 和 $Y_s(t)$ 的理想价格指数设定为1: $[\gamma_g^\varepsilon P_g(t)^{1-\varepsilon} + \gamma_s^\varepsilon P_s(t)^{1-\varepsilon}]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} = 1$,其中 $P_i(t)$ ($i = g, s$)代表 $Y_i(t)$ 的价格。

假设产品部门生产所需要的投入要素除了程序性劳动 $[L_r(t)]$ 外,还需要机器投入,生产函数满足:

$$Y_g(t) = \frac{1}{1-\beta} \left[\int_0^{N(t)} x(v, t)^{1-\beta} dv \right] L_r(t)^\beta \quad (2)$$

其中, $x(v, t)$ 代表在 t 时期种类为 v 型机器的投入数量,机器使用后完全折旧。 $\beta \in (0, 1)$,决定了不同机器之间的替代弹性。 $N(t)$ 代表机器的种类。机器由垄断厂商提供,且具有完全永久专利权。垄断厂商收取的价格记为: $P_N(v, t)$ 。假设某种类型的机器图样被设计出来以后,生产每台机器以固定的边际成本 ψ ($\psi > 0$)进行生产,将其标准化为 $\psi \equiv 1 - \beta$ 。因此,在 t 时期用于生产机器的总资源为:

$$X(t) = (1 - \beta) \left[\int_0^{N(t)} x(v, t) dv \right] \quad (3)$$

假设产品种类的创新速度与研发投入正相关,因此,创新可能性边界可以定义为:

$$\dot{N}(t) = \eta Z(t) \quad (4)$$

其中, $\eta > 0$ 度量了产品创新的效率,即创新主体在 t 时期投入 1 单位最终产品能够生产出流动速率为 η 的机器设计图样。开发出新机器图样的创新个体拥有永久专利权,由于不存在创新壁垒,就个体而言存在创新的不确定性,但从总体来看大量的创新主体会分担这种不确定性,式(4)总是成立的。经济体的初始技术存量 $N(0) > 0$ 。式(4)意味着研发投入越多,新机器增长越快。

进一步假设服务部门的生产函数满足如下形式:

$$Y_s(t) = L_a(t)^{1-\mu} [(a_m L_m(t))^\mu + (a_k K(t))^\mu]^{\frac{1}{\mu}} \quad (5)$$

其中, $K(t)$ 代表计算机数量, $\mu \in (0, 1)$, a_m 和 a_k 为效率参数。 $\sigma_\mu \equiv \frac{1}{1-\mu}$ 为 $L_m(t)$ 和 $K(t)$ 之间的替代弹性。记 $T(t) \equiv [(a_m L_m(t))^\mu + (a_k K(t))^\mu]^{\frac{1}{\mu}}$, 则式(5)表明,服务部门的产出 $Y_s(t)$ 是抽象脑力劳动 $L_a(t)$ 和中间投入品 $T(t)$ 的 C-D 生产函数形式,而中间投入品 $T(t)$ 是计算机 $K(t)$ 和体力劳动 $L_m(t)$ 的 CES 函数形式。

假设计算机由完全竞争厂商提供,参考 Autor 和 Dorn(2013)的设定,满足如下生产技术:

$$K(t) = \frac{Y_k(t) e^{\delta t}}{\theta} \quad (6)$$

其中, $Y_k(t)$ 是最终产品中用于生产计算机的部分,即用最终产品价格计量的计算机价值。生产率以 $\delta > 0$ 增长,度量了技术进步水平。 $\theta = e^\delta$ 为技术系数。当 $t=1$ 时,1 单位最终消费商品可用于生产 1 效率单位的计算机: $1 = \frac{e^\delta}{\theta}$ 。厂商竞争保证了计算机的价格(1 效率单位)等于边际或平均成本。当 $t=1$ 时,计算机价格 $P_k = 1$ 。随着时间的推移,计算机数量会不断增加,相应的计算机价格会随之下降: $P_k(t) = \frac{Y_k}{K} = \theta e^{-\delta t}$ 。这意味着由于技术进步计算机价格将会随时间以指数形式下降。

参考 Autor 和 Dorn(2013)的设定,进一步对部门间的劳动力流动做出如下假定:服务部门使用的劳动力由抽象脑力劳动 L_a 和体力劳动 L_m 构成,抽象脑力劳动属于高技能劳动力,体力劳动属于低技能劳动力。高技能劳动力可以无弹性供给为 1 单位,即 $L_a = 1$ 。产品部门使用的程序性劳动 L_r 属于低技能劳动力,同时,低技能劳动力可以在部门间流动,流动取决于相对工资。当低技能工人在产品部门获得的工资超过在服务部门获得的工资时,他会选择到产品部门去工作,反之则反是。同时假定低技能的所有工人在服务部门工作时,由于是体力劳动,他们会以相同的技能提供 1 单位劳动供给,而在产品部门工作时,则具有异质性技能。假定在产品部门工作的技能记为 ω (以效率单位度量),概率密度函数和分布函数分别记为 $f(\omega)$ 和 $F(\omega)$ 。

最后,给出在无人口增长经济体中一个代表性家庭的消费偏好:

$$\int_0^\infty \exp(-\rho t) \frac{C(t)^{1-\theta} - 1}{1-\theta} dt \quad (7)$$

其中, ρ 为瞬时贴现率。经济体在 t 期的资源约束为:

$$C(t) + X(t) + Z(t) + Y_k(t) \leq Y(t) \quad (8)$$

式(1)~(8)是对模型基本框架的概述。

(二)模型求解与均衡分析

接下来我们给出模型在竞争均衡下主要变量的变化路径。根据产品部门面临的利润最大化问题:

$$\max P_g(t) Y_g(t) - W_r(t) L_r(t) - \left[\int_0^{N(t)} P_N(v, t) x(v, t) dv \right] \quad (9)$$

其中, $W_r(t)$ 代表产品部门雇佣程序性劳动的工资。通过求解式(9)所示的利润最大化问题, 可得厂商对机器和劳动力的需求:

$$x(v, t) = \left[\frac{P_g(t)}{P_N(v, t)} \right]^{\frac{1}{\beta}} L_r(t) \quad (10)$$

$$W_r(t) = \frac{\beta}{1 - \beta} P_g(t) \left[\int_0^{N(t)} x(v, t)^{1 - \beta} dv \right] L_r(t)^{\beta - 1} \quad (11)$$

式(10)和式(11)分别定义了垄断厂商面临的机器需求曲线和劳动力需求曲线。由于机器所有者拥有完全专利权, 根据垄断者的利润最大化要求, 其按照边际成本加成定价, 通过求解 $\max \pi_N = P_N(v, t) x(v, t) - \psi x(v, t)$, 可得机器的定价 $P_N(v, t) = \frac{\psi}{1 - \beta} = 1$, 表明拥有机器的垄断者将收取固定不变的租金。因此可以得到从事程序性劳动的工资方程以及机器的总投入:

$$W_r(t) = \frac{\beta}{1 - \beta} P_g(t)^{\frac{1}{\beta}} N(t) \quad (12)$$

$$X(t) = (1 - \beta) P_g(t)^{\frac{1}{\beta}} N(t) L_r(t) \quad (13)$$

我们继续求解服务部门面临的利润最大化问题:

$$\max P_s(t) Y_s(t) - P_K(t) K(t) - W_a(t) L_a(t) - W_m(t) L_m(t) \quad (14)$$

结合 $Y_s(t) = L_a(t)^{1 - \chi} [(a_m L_m(t))^{\mu} + (a_K K(t))^{\mu}]^{\frac{\chi}{\mu}}$, 根据一阶条件可得:

$$W_m(t) = P_s(t) \chi a_m (a_m L_m(t))^{\mu - 1} T(t)^{\chi - \mu} \quad (15)$$

$$W_a(t) = P_s(t) (1 - \chi) Y_s(t) \quad (16)$$

其中, $W_m(t)$ 和 $W_a(t)$ 分别代表服务部门雇佣体力劳动和抽象脑力劳动的工资。最后根据代表性家庭效用最大化得到欧拉方程:

$$\frac{\dot{C}(t)}{C(t)} = \frac{1}{\theta} (r(t) - \rho) \quad (17)$$

结合以上一阶条件, 我们可以定义均衡路径, 消费、机器数量和种类、研发支出和计算机的时间路径 $[C(t), X(t), N(t), Z(t), K(t)]_{t=0}^{\infty}$ 、每台机器的价格和数量的时间路径 $[P_N(v, t), x(v, t)]_{v \in (0, N(t)), t=0}^{\infty}$ 以及利率、计算机价格和工资的时间路径 $[r(t), P_K(t), W_a(t), W_r(t), W_m(t)]_{t=0}^{\infty}$, 满

足家庭消费最大化以及各部门产出最大化,同时需要满足市场出清条件: $C(t) + X(t) + Z(t) + Y_k(t) = Y(t)$ 。平衡增长路径要求消费按照固定比率增长且相对价格为常数,由于技术进步率被定义为 $\delta > 0$ 。因此,平衡增长路径上需要满足 $\delta = \frac{\dot{C}(t)}{C(t)} = \frac{1}{\theta}(r(t) - \rho)$,这就要求在平衡增长路径上满足 $r(t) \equiv r^*$,同时根据理想价格指数为常数1,则意味着 $P_i(t) (i = g, s)$ 在平衡增长路径上为常数。最终可以得到均衡利率为: $r^* = \eta\beta P_g^{\frac{1}{\beta}} L_r$ 。结合欧拉方程可得均衡消费增长率:

$$g_c \equiv \frac{\dot{C}(t)}{C(t)} = \frac{1}{\theta}(\eta\beta P_g^{\frac{1}{\beta}} L_r - \rho) \quad (18)$$

由于在平衡增长路径上,产出增长与技术进步率都等于消费增长率,即 $g_Y = \delta = g_c$,这意味着技术进步也是由内生决定的。接下来分析均衡下的低技能劳动力在部门间的分配以及计算机对工资差异的影响,定义:^①

$$L_r(t) = g(L_m(t)) \equiv [1 - \ln(1 - L_m(t))](1 - L_m(t)) \quad (19)$$

由于在产品部门和服务部门间的劳动力转移取决于相对工资,低技能的工人在给定其技能水平或者生产率 ω 下会选择获得最高收入的工作。当在产品部门获得的收入高于服务部门时,即 $\omega W_r(t) \geq W_m(t)$,低技能的工人将会选择去产品部门工作。假设 ω^* 是使得两部门间工资相等时的技能水平,即 $W_m(t) = \omega^* W_r(t)$,则根据正向自我选择,生产率 $\omega \geq \omega^*$ 的工人都会选择去产品部门工作,相反,对于 $\omega < \omega^*$ 的工人则留在服务部门工作。根据部门间均衡工资 $W_m(t) = \omega^* W_r(t)$ 可以得到:

$$P_s(t) \chi a_m (a_m L_m(t))^{\mu-1} T(t)^{\chi-\mu} = \omega^* \frac{\beta}{1-\beta} P_g(t)^{\frac{1}{\beta}} N(t) \quad (20)$$

因为在平衡增长路径上, $P_s(t)$ 与 $P_g(t)$ 均为常数,即 $P_s(t) = P_s, P_g(t) = P_g$,同时当 $t \rightarrow \infty$ 时,有 $P_k(t) \rightarrow 0$ 或 $K(t) \rightarrow \infty$ 。因此,式(20)可以写为:

$$L_m(t)^{\mu-1} = \omega^* \Omega \frac{N(t)}{K(t)^{\mu-\chi}} \quad (21)$$

其中, $\Omega = \frac{\beta P_g^{\frac{1}{\beta}}}{P_s \chi a_m^{\mu} (1-\beta) a_k^{\mu-\chi}}$ 。式(21)表明计算机资本与新产品的相对增长速度决定了劳动力在部门间的分配以及经济增长和收入格局。下面我们着重分析计算机与部门工人相对工资的关系。以脑力抽象劳动(高技能)与体力劳动(低技能)为例,^②根据式(15)和式(16)可得:

$$\frac{W_a(t)}{W_m(t)} = \Psi K(t)^{\mu} (L_m^*)^{1-\mu} \quad (22)$$

其中用到渐进均衡时,即当 $t \rightarrow \infty$ 时, $T(t) \sim a_k K(t), Y_s(t) = T(t)^{\chi} \sim a_k^{\chi} K(t)^{\chi}$,其中, $\Psi \equiv$

① 为便于分析,假定概率密度函数为: $f(\omega) = e^{-\omega}, \omega \in [0, \infty]$ 。因此,根据低技能工人在产品部门和服务部门之间的劳动分配关系式 $L_m(t) = 1 - \exp(-\omega^*)$ 和 $L_r(t) = (1 + \omega^*) \exp(-\omega^*)$,可以定义: $L_r(t) = g(L_m(t))$ 。

② 限于篇幅,未列出其他情况的讨论,感兴趣的读者可以向作者索取。

$\frac{(1-\chi)a_k^\mu}{\chi a_m^\mu}$ 。式(22)意味着只要不出现就业在产品部门完全极化的情况($L_m^*=0$),计算机的应用将会扩大脑力抽象劳动(高技能)与体力劳动(低技能)之间的工资差距。以上分析构成了本文经验评估互联网应用造成技能溢价的理论基础。

四、识别与数据

(一)计量模型

根据式(22)所示的工资方程,可以将互联网应用对技能溢价影响程度的基准计量方程写为:

$$\ln w_{it} = \beta \ln internet_{it} + constant + \Phi' control_{it} + \gamma_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$
 (23)

其中, $\ln w_{it}$ 代表不同技能之间的相对工资对数; $\ln internet_{it}$ 代表互联网接入用户规模对数; $control_{it}$ 代表其他影响技能溢价的控制变量组; γ_i 和 γ_t 分别代表不可观测的城市层面个体固定效应和时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

(二)主要变量说明

(1)技能溢价。参照 Ciccone 和 Peri(2004)、戴觅等(2019)的做法,利用不同受教育水平下的劳动力平均工资相对差度量技能溢价。本文计算技能溢价的数据基础为 CMDS,该数据涵盖中国主要省市,在样本量和时间维度上具有代表性。样本选取年龄为 16~65 岁的男性。本文将受教育水平分为高中-中专以下、高中-中专和高中-中专以上(大学专科及以上)三组,分别代表低、中和高技能。然后计算得到城市层面不同受教育水平的平均工资,进而得到相对工资差距。因此,核心被解释变量为相对工资差距的对数,分别记为 $\ln wage_{21}$ 、 $\ln wage_{32}$ 和 $\ln wage_{31}$ 。(2)互联网应用。利用互联网接入用户规模对数度量,记为 $\ln internet$ 。

本文使用的数据包括两部分。一是微观层面,来自中国流动人口动态监测调查(CMDS)数据(2011—2018年),用于测算技能溢价。二是城市层面,包括互联网接入用户规模以及控制变量等数据。这部分数据来自《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库和中国研究数据服务平台(CNRDS)。主要回归变量的统计说明如表 1 所示。

表 1 主要回归变量的统计说明

变量	变量名称	变量说明
被解释变量	$\ln wage_{31}$	$\ln(\text{高中-中专以上平均工资/高中-中专以下平均工资})$
	$\ln wage_{32}$	$\ln(\text{高中-中专以上平均工资/高中-中专平均工资})$
	$\ln wage_{21}$	$\ln(\text{高中-中专平均工资/高中-中专以下平均工资})$
	$\ln wage_{HL}$	$\ln(\text{高中-中专以上平均工资/高中-中专及以下平均工资})$
	$\ln wage_{35_HL}$	$\ln(\text{高中-中专以上平均工资/高中-中专及以下平均工资})(30\sim35\text{岁})$
解释变量	$\ln internet$	互联网接入用户规模对数
控制变量	$dnvalue$	城市发展潜力(城市灯光亮度 DN 值)
	$\ln fin$	数字金融指数对数
	$density$	人口密度(百人/公里 ²)
	$industry$	产业结构(第三产业从业人数/第二产业从业人数)
	edu	教育投入(政府教育支出占一般预算支出比重)
	$infrast$	城市信息化基础设施[长途光缆线路长度(万公里)]

(三)内生性问题

由于更高的工资可能会反过来影响互联网的使用,即个人或家庭的互联网使用与其收入之间存在相互加强的关系,在其他条件相同的情况下,更高的互联网接入和使用率通常与更高的收入密切相关,反之亦然 (Van Deursen 等,2017),这就意味着利用传统最小二乘法 (OLS) 对式 (23) 进行估计会造成偏差。为此,本文将选择合理的工具变量,采用两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行估计。本文选择利用历史互联网接入用户规模作为工具变量。首先,鉴于《中国城市统计年鉴》中电话机的使用情况 1992 年以后才有统计,且 1992—1999 年并未连续统计,后续统计口径也发生了一定变化,而且并未区分移动电话和固定电话。因此,本文选择利用 1992—1999 年国家层面平均的电话普及率 (包括移动电话) 和城市人口来估算电话机使用规模。考虑到城市的互联网发展与地区的经济发展水平紧密相关,在测算的过程中利用城市人均 GDP 占全国的比重进行加权处理得到城市层面的电话普及率。其次,由于城市层面早期并未统计互联网的相关数据,本文使用 2007—2018 年城市面板数据,得到电话用户规模与互联网接入用户规模之间的长期关系。考虑到宽带的安装一般会选择前期固定电话的安装线路,而智能手机的普及与宽带上网又紧密相关,本文利用固定电话与移动电话的平均规模来估计其与互联网接入用户规模之间的关系,得到两者之间的双对数弹性为 0.260。最后,根据这一长期关系计算出 1992—1999 年城市层面的互联网接入用户规模,并以此作为样本期间 (2011—2018 年) 互联网接入用户规模的工具变量。由于本文通过历史人口、电话普及率以及电话机与互联网之间的长期关系得到历史的互联网接入用户规模并作为工具变量,基本满足工具变量所需的相关性和外生性条件。

五、回归结果分析

(一)基本回归结果

表 2 中列 (1) 至列 (2) 报告了以 $\ln wage_{31}$ 为因变量的回归结果。列 (1) 显示,在未控制时间固定效应的情况下,互联网应用 $\ln internet$ 的系数在 1% 的显著性水平下为 0.330,即互联网应用每提升 1%,高中—中专以上与高中—中专以下的相对平均工资将提高 0.330%,在控制时间固定效应后,回归系数提高至 0.675,表明时间效应在技能溢价上起到一定程度的作用。列 (3) 至列 (4) 报告了以 $\ln wage_{32}$ 为因变量得到的回归结果。列 (3) 显示,在 1% 的显著性水平下,互联网应用每提升 1%,高中—中专以上与高中—中专的相对平均工资将提升 0.185%,列 (4) 在加入时间固定效应以后,回归系数提高至 0.228,尽管并不显著。列 (5) 至列 (6) 报告了以 $\ln wage_{21}$ 为因变量的回归结果,在加入时间固定效应以后,回归系数增至 0.458,且通过了 5% 的显著性检验,表明互联网应用每提升 1%,高中—中专与高中—中专以下的相对平均工资将提高 0.458%。

表 2 基本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln wage_{31}$	$\ln wage_{31}$	$\ln wage_{32}$	$\ln wage_{32}$	$\ln wage_{21}$	$\ln wage_{21}$
$\ln internet$	0.330 *** (0.055)	0.675 ** (0.336)	0.185 *** (0.061)	0.228 (0.326)	0.159 *** (0.043)	0.458 ** (0.231)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	Yes	No	Yes	No	Yes

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnwage31	lnwage31	lnwage32	lnwage32	lnwage21	lnwage21
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	1992	1992	1993	1993	2068	2068

注:(1)*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,下同;(2)括号内为标准误,下同;(3)根据列(6)得到的第一阶段 F 值为 21,大于经验值 10。

(二)稳健性检验

为确保基本结论的稳健性,本文进行了如下稳健性检验。

首先,变更了受教育水平的分组,将受教育水平分为两组,高中-中专及以下和高中-中专以上(大学专科及以上),然后测算相对工资差距,得到表 3 列(1)和列(2)所示的回归结果。列(1)和列(2)显示,互联网应用 *lninternet* 对相对工资差距 *lnwage_{HL}* 的回归系数均显著为正,表明互联网应用造成了技能溢价,加剧了工资不平等,特别是教育层次相差较大群体之间的工资差距。

其次,本文缩小了样本的年龄范围,将年龄控制在 30~35 岁,以减弱工作经验造成的影响,得到如列(3)和列(4)所示的回归结果,控制时间固定效应后,在 10% 的显著性水平下,互联网应用的技能溢价为 0.702%。因此,本文的基本结论是十分稳健的,即互联网应用加剧了技能溢价。

表 3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnwage _{HL}	lnwage _{HL}	lnwage35 _{HL}	lnwage35 _{HL}
<i>lninternet</i>	0.288 *** (0.053)	0.615 * (0.323)	0.224 *** (0.061)	0.702 * (0.412)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	No	Yes	No	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2010	2010	1883	1883

最后,更换工具变量,借鉴 Kolko(2012)的做法,利用地形坡度作为互联网应用的工具变量。因为宽带线路通常遵循现有的交通通行和建设规则,地形陡峭或道路较少的地区部署通信基础设施的成本会更高,直接影响到互联网的可获得性。因此,信息和通信技术的发展也会滞后。利用这一工具变量得到如表 4 所示的回归结果。列(1)至列(3)显示,*lninternet* 的回归系数均显著为正,与表 2 中的回归结果基本吻合。综合以上实证结果,不难得出以下结论:一是互联网应用确实造成了技能溢价,加剧了工资不平等;二是互联网应用造成的技能溢价程度与相对教育层次(技能水平)的差距有关,对高-低技能之间的工资不平等影响最大,对中-低技能和高-中技能之间的影响差异并不明显。列(4)至列(6)同时加入了两个工具变量,回归结果也基本保持一致。

除了以上稳健性检验外,本文还做了以下稳健性检验:一是替换了数据,基于 2012 年、2013 年和 2015 年的中国综合社会调查(CGSS)数据对基本结论进行了再验证;二是用电信业务规模和邮政业务的平均规模替换互联网接入用户规模。该稳健性检验结果均支持基本结论。

表 4		进一步检验				
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnwage31	lnwage32	lnwage21	lnwage31	lnwage32	lnwage21
lninternet	0.215 *** (0.058)	0.114 * (0.066)	0.108 ** (0.047)	0.286 *** (0.048)	0.156 *** (0.054)	0.142 *** (0.038)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
过度识别检验				0.069	0.286	0.854
N	2000	2001	2076	1992	1993	2068

注:(1)由于地形坡度是截面数据,在构造面板工具变量时利用地形坡度乘以时间趋势,故表4中未控制时间固定效应;(2)过度识别检验中报告的是Sargan统计量对应的P值;(3)坡度根据中国科学院的SRTM数据计算。

(三)机制讨论

本文已经从理论和经验两方面分析了互联网应用造成的不同程度技能溢价,这一部分就互联网应用造成技能溢价的可能机制展开进一步的讨论,主要涉及以下三个方面。

一是互联网应用通过加剧教育不平等而造成技能溢价。其中的原因在于:教育是微观主体获得人力资本积累的主要途径,而人力资本又直接影响工资收入水平。当互联网应用造成了教育的非均衡发展,特别是进一步拉大了教育差距,那么造成技能溢价和拉大收入差距就不可避免。更为重要的是,即使在信息基础设施上相同,微观主体之间还会存在“能力鸿沟”,因为不同个体在利用互联网最大限度地获取有用技能和知识方面存在差异,而这种“能力鸿沟”又与他们所受到的教育水平和获取的人力资本息息相关(Zhang等,2020)。这就意味着处在不同技能水平上的群体可能从互联网等信息技术的发展中获得非对称教育和人力资本红利,也就造成了技能溢价,扩大了收入差距。

二是互联网发展重塑了技能分布,造成了以技能为基础的职业分层。以互联网为基础的数字技术进步能够催生新的产业与就业,也会与其他创造性破坏形式一样,对现有的生产模式和技能结构提出挑战。更先进和更复杂的技术需要更高技能的工人与之匹配,这将会增加高技能工人的需求,与此同时,技术进步推动了生产率的提高,而更高的生产率意味着能够在相同投入下带来更多的产出,自然也会提高更具生产力工人的工资。而低技能的工人将会被挤出高技能的行业,转而会选择在其他行业就业,甚至失业。这就表明以互联网为基础的技术进步在创造了高薪工作和极端财富的同时,也会创造大量低技能、低工资的工作,加剧职业分层,进而拉大了收入差距(Acemoglu和Restrepo,2018)。

三是互联网应用会造成高人力资本流动性集聚,在“赢家通吃”效应下会造成技能溢价和收入不平等。互联网发展水平越发达的地区,其创造的新产业和就业岗位也会吸引更具才能的劳动力流向该地区,因为新产业和新业态造就的新岗位往往能够获得更高的工资和收入,加之“虹吸效应”的存在,集聚效应就很容易形成(彭文斌等,2022)。高人力资本集聚到这一地区就会深刻影响本地的人力资本结构以及就业结构:更高的人力资本会取代之前相对次高的,次高的要么被挤出就业市场,要么就会选择到收入相对较低的行业和岗位。与此同时,一些行业并不会受到互联网发展的影响或者影响较小,比如处在中低端的服务业,这些行业往往就业结构比较稳定,相应的收入也较低。这就意味着互联网带来的流动性集聚容易造成技能溢价以及扩大收入差距,而且互联

网具有偏向型技术进步的属性,通过促进人力资本流动也容易形成专业化集聚,进而扩大收入差距(孙楚仁、赵瑞丽,2015)。具体的核心机制变量的测度如下。

1. 教育不平等(edu_ineq)

基于数据可得性,将教育分成小学教育、中学教育(包括高中)、中等职业教育和普通高等教育。然后分别计算每个城市在每个教育阶段相对其他城市的师生比差距的方差,方差越大代表不平等程度越高。总教育不平等通过对不同阶段的不平等进行等权重加权得到。另外,本文还使用 CMDS 微观个体数据测算城市内部教育的基尼系数,度量城市内教育不平等程度: $edugini = \frac{N}{N-1} \frac{1}{E} \left(\sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} w_i |e_i - e_j| w_j \right)$ 。其中, $edugini$ 度量了任一城市内部教育的基尼系数; E 为平均受教育年限,即 $E = \sum_{i=1}^n w_i e_i$; n 为受教育程度的等级,本文取 $n=5$,即分为 5 级——未上学、小学、初中、高中/中专和大学专科及以上; e_i ($i=1,2,3,4,5$) 为第 i 级的受教育年限,5 个等级的受教育年限分别为 0、6、9、12、19; w_i 为受教育程度为第 i 级的样本在当年总样本中的比重; N 为样本量。

2. 高人力资本流动(rdlaborin)

借助引力模型,本文用 R&D 人员来代表高人力资本。影响要素流动的主要因素除了地区的整体经济水平,其中最为重要的就是工资和房价。本文将人均 GDP、在岗职工平均工资和住宅商品房平均销售价格引入 R&D 人员流动引力模型,具体公式为:

$$rdlabor_flow_{ijt} = \left(\frac{agdp_{it}}{agdp_{jt}} \right)^{\alpha_1} \times \left(\frac{asalary_{it}}{asalary_{jt}} \right)^{\alpha_2} \times \left(\frac{house_price_{it}}{house_price_{jt}} \right)^{\alpha_3} \times \left(\frac{rdlabor_{it}^{\beta_1} \times rdlabor_{jt}^{\beta_2}}{D_{ij}^2} \right)$$

其中, $rdlabor_flow_{ijt}$ 为 t 时期 i 城市流向 j 城市的 R&D 人员数; $rdlabor_{it}$ 和 $rdlabor_{jt}$ 分别为两城市的 R&D 人员数; $agdp_{it}$ 和 $agdp_{jt}$ 分别为两城市的人均 GDP; $asalary_{it}$ 和 $asalary_{jt}$ 分别为两城市的在岗职工平均工资; $house_price_{it}$ 和 $house_price_{jt}$ 分别为两城市的住宅商品房平均销售价格; D_{ij}^2 为以城市经纬度测度的城市间地理距离的平方; α_1 、 α_2 和 α_3 为人均 GDP、在岗职工平均工资和住宅商品房平均销售价格三者以熵值法测度的权重,分别为 0.3570、0.1983 和 0.4447; β_1 和 β_2 为两城市 R&D 人员数的规模引力系数,选取 $\beta_1 = \beta_2 = 1/2$ 。最后计算 t 时期其余城市流入 i 城市的 R&D 人员数总量: $rdlaborin_{it} = \sum_j rdlabor_flow_{ijt}$ 。另外,基于引力模型的测度重在体现的是集聚的“过程”,而非“结果”,为此,本文还采用了区位熵的方法进行稳健性度量: $lq_{it} = \frac{(rdlabor_{it}/labor_{it})}{(rdlabor_t/labor_t)}$ 。其中, $rdlabor_{it}$ 和 $rdlabor_t$ 分别代表的是 i 城市的 R&D 人员数量和全国加总的 R&D 人员数量; $labor_{it}$ 和 $labor_t$ 分别代表 i 城市就业的人员数量和全国加总的就业人员数量。需要说明的是,城市层面并无 R&D 人员数量的完整统计,本文以省份 R&D 人员数量为基础,根据城市人口比重进行加权得到城市 R&D 人员数量。

3. 职业分层(lnhemp)

为了捕捉互联网应用造成了职业分层,本文选取了高技术产业中医药制造业,航空、航天器及设备制造业,电子及通信设备制造业,计算机及办公设备制造业,医疗仪器设备及仪器仪表制造业领域从业人员的规模作为高技能人员就业水平的度量。由于以上职业分类只统计了省份层面的数据,本文利用城市从业人员占省份的比重作为权重来计算对应城市的就业规模。

表 5 报告了具体的回归结果,列(1)报告了互联网应用对总体教育不平等的影响,结果显示,在 5% 的显著性水平下, $\ln internet$ 对 edu_ineq 的回归系数为 3.067,表明互联网应用确实加剧了总

体教育不平等,这验证了我们的分析过程,互联网应用通过拉大教育不平等,进而引起了技能溢价,即收入不平等。列(2)至列(5)分别报告了对小学教育(*edu_ineq_1*)、中学教育(*edu_ineq_2*)、中等职业教育(*edu_ineq_3*)和普通高等教育(*edu_ineq_4*)不平等程度的影响。容易看到,互联网应用主要显著地加剧了中学教育和中等职业教育的不平等程度,而对小学教育和普通高等教育的不平等并未表现出明显的促进作用。其中可能的原因是小学并不十分依赖互联网,而普通高等教育可以通过教育课程共享减弱了不平等。列(6)报告了互联网应用对 R&D 人员流入的影响结果。结果显示,互联网应用显著促进了研发人员的流入,这与预期一致,互联网应用水平越高的地区也越容易催生新产业和新业态,创造高技能的岗位,吸引高人力资本向城市流动和集聚,进而会造成技能溢价和工资不平等。列(7)报告了互联网应用对职业分层的影响结果。结果显示,在 1% 的显著性水平下,互联网应用对高技能就业人员规模影响的回归系数为 1.205,这与预期一致,互联网应用提高了高技能人员的需求和就业,加剧了职业分层,从而也造成了技能溢价,加剧了工资不平等。本文分别用教育基尼系数和研发人员区位熵替换了对应的指标再进行回归,所得结果也基本保持一致。

表 5 互联网应用造成技能溢价的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>edu_ineq</i>	<i>edu_ineq_1</i>	<i>edu_ineq_2</i>	<i>edu_ineq_3</i>	<i>edu_ineq_4</i>	<i>rdlaborin</i>	<i>lnhemp</i>
<i>lninternet</i>	3.067 ** (1.311)	-1.219 (0.781)	10.036 ** (4.526)	4.822 *** (1.352)	-1.372 (1.884)	0.490 *** (0.132)	1.205 *** (0.264)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2196	2196	2196	2196	2196	2202	2065

注:表中报告的是工具变量的回归结果。

(四)异质性分析

表 6 报告了分城市规模、中心城市和地区异质性回归结果。列(1)至列(3)报告了分城市规模异质性的回归结果,将常住人口在 100 万及以上的定义为大城市(*city* = 1),反之为小城市。结果显示,互联网应用与城市规模虚拟变量交互项 *lnint_city* 的回归系数均为负,表明互联网应用造成的技能溢价在大城市要略低。其中可能的原因是,大城市无论是信息和通信技术所需的基础设施硬条件,还是相应的人力资本相比于小城市都占据优势,意味着大城市内部的“数字鸿沟”可能较小,因此造成的技能溢价相对较小。列(4)至列(6)报告了中心城市异质性的回归结果。将直辖市、省会城市和计划单列市统一定义为中心城市(*cent* = 1)。回归结果显示,在 10% 的显著性水平下,互联网应用与中心城市虚拟变量的交互项 *lnint_cent* 对 *lnwage31* 和 *lnwage21* 的回归系数分别为 -0.268 和 -0.187,说明相比于非中心城市,互联网应用对中心城市的工资溢价促进作用较小。列(7)至列(9)报告了地区异质性的回归结果,将城市分为东部城市(*loc* = 1)和中西部城市。回归结果显示,在 5% 的显著性水平下,互联网应用与地区虚拟变量的交互项 *lnint_loc* 对 *lnwage31* 和 *lnwage21* 的回归系数分别为 -0.230 和 -0.159,表明相比于中西部城市,互联网应用对东部城市的工资溢价促进作用较小。与大规模城市一样,其中可能的原因在于,无论是中心城市还是东部城市,其在政府政策支持和地理区位上都享有优势,经济发展水平和信息技术发展水平也更高,城市内部互联网接入和信息使用能力差距可能相对较小,进而造成溢价的空间也较小。

表 6
 异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	城市规模			中心城市			地区		
	lnwage31	lnwage32	lnwage21	lnwage31	lnwage32	lnwage21	lnwage31	lnwage32	lnwage21
lninternet	0.756 ** (0.371)	0.252 (0.361)	0.531 ** (0.263)	0.581 ** (0.276)	0.195 (0.277)	0.402 ** (0.197)	0.574 ** (0.273)	0.191 (0.280)	0.396 ** (0.195)
lnint_city	-0.153 ** (0.068)	-0.050 (0.067)	-0.115 ** (0.053)						
lnint_cent				-0.268 * (0.140)	-0.092 (0.141)	-0.187 * (0.102)			
lnint_loc							-0.230 ** (0.113)	-0.088 (0.112)	-0.159 ** (0.081)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1992	1993	2068	1992	1993	2068	1992	1993	2068

注：(1)大小城市按照常住人口100万划分,100万及以上人口为大城市；(2)这里中心城市包含直辖市、省会城市和计划单列市；(3)根据国家统计局对东部、中西部城市进行划分；(4)表中报告的是工具变量的回归结果。

六、结论与启示

信息和通信技术带来了生产力和生产方式的变革,其造成的不平等问题同样值得关注。本文通过构建一般均衡模型揭示了互联网应用造成技能溢价的理论逻辑,并基于中国城市数据和CMDS数据估计了互联网应用造成技能溢价的程度。研究发现,互联网应用对高、中和低技能之间的溢价存在不同程度的影响,主要加剧了高-低技能之间的溢价。通过分析互联网应用造成技能溢价的可能机制,本文发现:(1)互联网应用加剧了教育不平等,进而造成了人力资本差距以及技能溢价;(2)互联网应用促进了高人力资本流动,从而会形成空间集聚,造成技能溢价;(3)互联网应用促进了职业分层,通过增加对高技能人员的需求造成技能溢价;(4)互联网应用的技能溢价还存在城市规模、中心城市和地区方面的异质性,互联网应用对大城市、中心城市和东部地区城市技能溢价的影响相对较小。

本文研究结论所揭示的政策启示是明显的,以互联网为代表的信息和通信技术的发展加剧了不平等,通过建立健全效率与公平兼顾的互补机制是使信息和数字红利惠及更加广泛群体的关键。依据本文研究结论提出如下政策建议。(1)借助现代信息和数字技术,搭建权威教育资源学习共享交流平台,通过优质教育资源“线上”共享,拓宽知识获取渠道,推动教育资源获取机会平等。(2)推动信息和数字资源基础设施均等化,加大对弱势地区的财政支持和帮扶力度,缩小数字鸿沟中的硬件差距,并建立“线下”教育资源在地区间、城乡间合理有效流动机制,通过释放相对欠发达地区的“政策红利”,避免教育和数字资源向发达地区过度集聚。另外,应推进不同层次教育资源的一体化均衡配置,可通过“示范先行,有效推广”的策略,缩小数字鸿沟中的能力差距。(3)建立健全数字时代下的

人才培养体系,推进普通教育和职业教育分流,规避普通教育与所需技能之间的错配问题。推动信息技术与教育教学的深度融合,推进地区间和学校间高质量专业课程以及学分的互学互认平台建设。

参考文献:

1. 蔡跃洲、张钧南:《信息通信技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应》,《经济研究》2015年第12期。
2. 崔蓉、李国锋:《中国互联网发展水平的地区差距及动态演进:2006~2018》,《数量经济技术经济研究》2021年第5期。
3. 戴觅、张轶凡、黄炜:《贸易自由化如何影响中国区域劳动力市场?》,《管理世界》2019年第6期。
4. 郭凯明、王钰冰:《供需结构优化、分配结构演化与2035年共同富裕目标展望》,《中国工业经济》2022年第1期。
5. 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》,《中国工业经济》2019年第8期。
6. 雷钦礼、王阳:《中国技能溢价、要素替代与效率水平变化的估计与分析》,《统计研究》2017年第10期。
7. 李帅娜:《数字化与服务业工资差距:推波助澜还是雪中送炭?——基于CFPS与行业匹配数据的分析》,《产业经济研究》2021年第6期。
8. 彭文斌、韩东初、尹勇、杨祎、石校非、邝劲松:《京津冀地区数字经济的空间效应研究》,《经济地理》2022年第5期。
9. 孙楚仁、赵瑞丽:《集聚经济对地区行业内工资不平等的影响——基于中国工业企业数据库和城市统计年鉴数据库1998—2007年的匹配数据》,《产业经济研究》2015年第5期。
10. 孙早、韩颖:《人工智能会加剧性别工资差距吗?——基于我国工业部门的经验研究》,《统计研究》2022年第3期。
11. 孙早、刘李华:《信息化提高了经济的全要素生产率吗——来自中国1979—2014年分行业面板数据的证据》,《经济理论与经济管理》2018年第5期。
12. 王华:《中国GDP数据修订与全要素生产率测算:1952—2015》,《经济学动态》2018年第8期。
13. 王永钦、董雯:《机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据》,《经济研究》2020年第10期。
14. 王林辉、胡晟明、董直庆:《人工智能技术会诱致劳动收入不平等吗——模型推演与分类评估》,《中国工业经济》2020年第4期。
15. 王军、肖华堂:《数字经济发展缩小了城乡居民收入差距吗?》,《经济体制改革》2021年第6期。
16. 谢康、廖雪华、肖静华:《效率与公平不完全相悖:信息化与工业化融合视角》,《经济研究》2021年第2期。
17. 朱秋博、朱晨、彭超、白军飞:《信息化能促进农户增收、缩小收入差距吗?》,《经济学(季刊)》2022年第1期。
18. Acemoglu, D., & Autor, D., Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings. NBER Working Paper, No. 16082, 2010.
19. Acemoglu, D., Autor, D., Dorn, D., Hanson, G. H., & Price, B. M., Return of the Solow Paradox? IT, Productivity, and Employment in US Manufacturing. *American Economic Review*, Vol. 104, No. 5, 2014, pp. 394–399.
20. Acemoglu, D., & Restrepo, P., 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.
21. Adams, S., & Akobeng, E., ICT, Governance and Inequality in Africa. *Telecommunications Policy*, Vol. 45, 2021, 102198.
22. Akerman, A., Gaarder, I., & Mogstad, M., The Skill Complementarity of Broadband Internet. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 130, No. 4, 2015, pp. 1781–1824.
23. Ali, M. A., Alam, K., Taylor, B., & Rafiq, S., Does ICT Maturity Catalyse Economic Development? Evidence from a Panel Data Estimation Approach in OECD Countries. *Economic Analysis and Policy*, Vol. 68, 2020, pp. 163–174.
24. Appiah-Otoo, I., & Song, N., The Impact of ICT on Economic Growth – Comparing Rich and Poor Countries. *Telecommunications Policy*, Vol. 45, 2021, 102082.
25. Autor, D. H., & Dorn, D., The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *American Economic Review*, Vol. 103, No. 5, 2013, pp. 1553–1597.
26. Bauer, J. M., The Internet and Income Inequality: Socio-Economic Challenges in a Hyperconnected Society. *Telecommunications Policy*, Vol. 42, No. 4, 2018, pp. 333–343.
27. Brynjolfsson, E., & McAfee, A., *Race Against the Machine*. Lexington, MA: Digital Frontier Press, 2011.
28. Card, D., & DiNardo, J. E., Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles. *Journal*

of *Labor Economics*, Vol. 20, No. 4, 2002, pp. 733 – 783.

29. Crandall, R., Lehr, W., & Litan, R., The Effects of Broadband Deployment on Output and Employment: A Cross-Sectional Analysis of US Data. *Issues in Economic Policy*, No. 6, 2007, pp. 1 – 35.

30. Ciccone, A., & Peri, G., Long-run Substitutability between More and Less Educated Workers: Evidence from U. S. States 1950 – 1990. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 4, 2004, pp. 652 – 663.

31. Forman, C., Goldfarb, A., & Greenstein, S., The Internet and Local Wages: A Puzzle. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 1, 2012, pp. 556 – 575.

32. Goos, M., & Manning, A., Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 89, No. 1, 2007, pp. 118 – 133.

33. Greiner, A., Rubart, J., & Semmler, W., Economic Growth, Skill-Biased Technical Change and Wage Inequality: A Model and Estimations for the US and Europe. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 26, No. 4, 2004, pp. 597 – 621.

34. Ivus, O., & Boland, M., The Employment and Wage Impact of Broadband Deployment in Canada. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 48, No. 5, 2015, pp. 1803 – 1830.

35. Karabarbounis, L., & Neiman, B., The Global Decline of the Labor Share. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, No. 1, 2014, pp. 61 – 103.

36. Kolko, J., Broadband and Local Growth. *Journal of Urban Economics*, Vol. 71, No. 1, 2012, pp. 100 – 113.

37. Krueger, A., How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984 – 1989. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 1, 1993, pp. 33 – 60.

38. Lindsay, C., Employability, Services for Unemployed Job Seekers and the Digital Divide. *Urban Studies*, Vol. 42, No. 2, 2005, pp. 325 – 339.

39. Melia, E., The Impact of Information and Communication Technologies on Jobs in Africa: A Literature Review. IDOS Discussion Papers, No. 3, 2019.

40. Noh, Y. H., & Yoo, K., Internet, Inequality and Growth. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 30, No. 6, 2008, pp. 1005 – 1016.

41. Qiu, L., Zhong, S., & Sun, B., Blessing or Curse? The Effect of Broadband Internet on China's Inter-City Income Inequality. *Economic Analysis and Policy*, Vol. 72, 2021, pp. 626 – 650.

42. Solow, R. M., We'd Better Watch Out. *The New York Times Book Review*, Vol. 12, No. 7, 1987, p. 36.

43. Sujarwoto, S., & Tampubolon, G., Spatial Inequality and the Internet Divide in Indonesia 2010 – 2012. *Telecommunications Policy*, Vol. 40, No. 7, 2016, pp. 602 – 616.

44. Van Deursen, A. J. A. M., Helsper, E. J., Eynon, R., & Van Dijk, J. A. G. M., The Compoundness and Sequentiality of Digital Inequality. *International Journal of Communication*, Vol. 11, 2017, pp. 452 – 473.

45. Van Deursen, A. J. A. M., Van Dijk, J. A. G. M., & Ten Klooster, P. M., Increasing Inequalities in What We Do Online: A Longitudinal Cross Sectional Analysis of Internet Activities among the Dutch Population (2010 to 2013) over Gender, Age, Education, and Income. *Telematics and Informatics*, Vol. 32, No. 2, 2015, pp. 259 – 272.

46. Zhang, S., Li, F., & Xiao, J. J., Internet Penetration and Consumption Inequality in China. *International Journal of Consumer Studies*, Vol. 44, No. 5, 2020, pp. 407 – 422.

The Internet and Skills Premium

HU Shancheng, HAN Lv (Nankai University, 300071)

ZHANG Yanyan (Party School of Tianjin Municipal Committee of the CPC, 300191)

Summary: Technological progress and income inequality are the subject of economic research. The process of “creative destruction” represented by technological progress will not only transform productivity and the production mode, but also cause the production factors to reorganize and the income distribution pattern to change. After entering the 21st century, China has achieved rapid development in information technology, and the population of Internet users has grown steadily, with about 989 million as of 2020. The Internet penetration

rate jumped from 4.6% in 2002 to 70.4% in 2020. However, despite the existence of a certain degree of skills premium in China, previous research on the relationship between information technology and wage inequality has been controversial. Therefore, we need to provide more evidence to show that the development of information technology has caused wage inequality.

This paper presents a general equilibrium theoretical framework for analyzing the influence of Internet on skills premium, and estimates the skills premium using panel data of China's prefecture-level cities and China Migrants Dynamic Survey (CMDS) data (2011–2018). The study finds that for every 1% increase in Internet usage, the high-low skills premium increases by 0.3% ~ 0.7%, the high-medium skills premium by 0.1% ~ 0.3%, and the medium-low skill premium by 0.1% ~ 0.5%. The possible channels of the skills premium are further investigated and the finding is that the Internet exacerbates the skills premium by exacerbating educational inequality, concentration of human capital and occupational stratification. The Internet skills premium also varies by city size, central city and region. This paper provides new evidence of wage inequality caused by Internet, and has some policy implications on how to develop the digital economy in a way that benefits more people.

According to the research conclusions of this paper, in order to reduce the wage inequality caused by Internet, China should build an integrated information and data exchange and sharing platform, and promote equal access to information infrastructure and information and data resources, and the rational allocation of educational resources at all stages.

This paper contributes to the existing literature in two aspects. First, based on the studies of Acemoglu and Autor (2010), Autor and Dorn (2013), this paper proposes a theoretical model for analyzing the relationship between the Internet and skills premium. Second, this paper estimates the skills premium caused by Internet based on the data of prefecture-level cities in China and CMDS, and further discusses the possible channels of the skills premium caused by Internet.

Due to data limitation, this paper focuses on whether the Internet is the cause of China's skills premium and the possible channels. Further consideration may be given to why Internet causes differentiation in skills premium.

Keywords: Internet, Skills Premium, General Equilibrium Model

JEL: C23, D12, E24

责任编辑:常 思