

# 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响<sup>\*</sup>

沈国兵 袁征宇

内容提要: 本文扩展了 Bustos(2011)的模型,在异质性框架下纳入企业互联网化和企业创新选择行为,从微观视角揭示出企业互联网化对中国企业创新及其出口的影响。研究发现:(1)企业进行互联网转型对中国企业创新能力有着显著的提升作用,虽然随所有制的不同而存在差异,但是低生产率企业和中小企业仍能从中获益;(2)无论是垄断行业还是低技术行业中,企业互联网化对企业创新均有着显著促进作用;(3)三种方式的企业互联网化都对中国企业创新及其出口活动有着显著促进作用,且通过企业创新选择行为间接地促进企业进行出口。对于积极参与互联网化的低生产率企业表现得尤为显著。因此,互联网转型的企业应该通过激励其创新能力来提升企业出口。

关键词: 企业互联网化 企业创新 出口

## 一、问题提出及文献评述

自加入世界贸易组织(WTO)以来,中国经历了进出口贸易的快速增长。值得注意的是,过去许多以价格取胜的出口企业生存状况堪忧,而一批具有较强创新能力的出口企业,其国际市场规模一直在稳步上升。如何增进企业的创新能力,进而提升我国企业的出口能力就成为迫切需要解决的问题。在数字经济正成为全球经济增长新动力的背景下,企业的生产、运营和销售越来越依赖于互联网。通过将企业内部的业务流程同外部商务活动结合起来,企业互联网化可降低企业内部沟通以及和外部沟通的信息交流成本。在提高企业组织协调和生产活动效率的同时,激发企业通过互联网化创新的意愿。有关企业互联网化、创新和中国企业出口的研究主要有:

第一,企业互联网化降低信息获取成本、提高创新主体的创新能力研究。知识和想法是创新过程中最重要的催化剂。早期文献并没有考虑创新的生产过程,一般将创新过程视为给定外生分布下的随机行为(Kortum,1997)。进一步地, Lucas(2009)强调作为实际解决问题以及产生新知识的个体本身如何通过人与人之间想法的交换和知识的传播来影响技术变革。在此基础上, Akcigit et al.(2018)关注研发投入背后的代表性创新主体是如何产生想法,他们认为,创新或想法的质量依赖于人力资本的形成,而人力资本的形成依赖于创新主体同外界交换想法的效率。具体来说,创新主体可以通过两个途径提高创新效率,一是提高同外界交换想法的频率(需要付出搜寻成本),二是提高学习外界知识和经验的能力(依赖于个人能力和个人所能获得的信息资源等)。Kong et al.(2018)将信息可得性视为企业创新的决定因素,他们发现自谷歌停止在中国的搜索服务之后,依赖外国技术的企业创新强度和质量持续受到很大的负面影响。

第二,企业互联网化降低信息搜寻和复制成本,提升创新资源配置效率的研究。Abouzeedan & Busler(2007)、Abouzeedan et al.(2013)认为,企业互联网化是组织管理上的创新,其实质是服务化投入的一种形式,包括强化经营、生产、创新等活动所需资源的获取能力以及节约相关支出的能力。Goldfarb & Tucker(2019)认为,互联网等数字技术能降低五个方面成本,包括搜寻成本、复制成本、

<sup>\*</sup> 沈国兵,复旦大学世界经济研究所、复旦大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:guobingshen@fudan.edu.cn;袁征宇,复旦大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:yuanzy\_shawn@163.com。作者感谢教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(17JJD790002)、国家社会科学基金重点项目(15AZD058)的资助,感谢两位匿名审稿专家的宝贵建议,当然文责自负。

运输成本、追踪成本和验证成本。其中,搜寻成本降低能提高双方信息匹配的效率(Dana & Orlov, 2014)和信息沟通及组织的效率(Agrawal & Goldfarb, 2008);复制成本降低能提高知识或经验公共品的供给(Lerner et al., 2006)。Brynjolfsson & Saunders(2010)认为,信息技术提供的较低的通信和复制成本可以帮助企业进行新产品研发创新。

第三,企业内部生产经营与互联网等信息技术的融合对创新及出口行为的影响(Brynjolfsson & Hitt, 2000; Clarke, 2008; 施炳展, 2016; 李兵和李柔, 2017)。主要表现在两个方面:一是互联网对企业生产经营和创新活动的影响。Koellinger(2008)发现,基于互联网技术的流程和产品创新比基于传统技术的流程和产品创新对绩效的影响更好。Forman & Zeebroeck(2012)也得出类似的结论。Bertschek et al.(2013)认为,宽带互联网对企业的劳动生产率的影响甚微,但对企业的创新活动有着积极的显著影响。Branstetter et al.(2018)指出,传统制造业企业通过软件使用可以大幅提高其创新的能力。二是互联网作为交易平台对企业创新及出口行为的影响研究。Lendle & Vézina(2015)利用eBay的数据研究发现,eBay上的企业会向更多的目的地进行出口,并且出口目的地的分布近似于无摩擦贸易情形。岳云嵩和李兵(2018)研究发现,电子商务平台主要通过提高生产效率、交易匹配效率和降低出口门槛三条路径促进出口。Hellmanzik & Schmitz(2016)证实,信息密集度较高的行业(金融、通信、保险、视听服务等)对互联网上的双边信息流动更敏感。不过,Blum & Goldfarb(2006)认为,在线贸易并不能完全消除距离的影响,引力模型依然有效。

本文将企业互联网化界定为企业通过互联网同外界进行双向信息交流,以降低内部沟通和企业同外部沟通的信息交流成本,提升交流效率和学习外界知识和经验的过程。相比其他文献中使用的数字化(digitalization)概念(Sambamurthy et al., 2003),本文研究的互联网化聚焦于企业对互联网技术的运用,强调信息的互联和互通;而数字化聚焦于企业对信息技术的运用,强调组织、产品以及交互关系的虚拟化。据此,互联网化属于数字化的应用和延伸。

本文边际贡献在于:(1)基于Bustos(2011)的技术选择模型,引入企业的创新选择行为,通过数理模型揭示互联网技术的选择影响企业创新和出口行为的内在机制。(2)利用微观数据揭示互联网化对企业创新及其出口的影响,研究还发现,互联网化对中国企业创新能力产生显著的促进作用,这种促进效应随所有制的不同而存在差异。同时,三种方式的企业互联网化都对中国企业创新及其出口有显著的促进效应,且通过企业的创新选择行为间接促进企业出口。对于积极参与互联网化的低生产率企业也很显著。(3)已有文献多使用宽带接入(Bertschek et al., 2013)、双向链接网址(Hellmanzik & Schmitz, 2016)、企业邮箱和网址(李兵和李柔, 2017)等指标来衡量企业所处的互联网水平。与之相比,我们通过爬取企业的社交网络数据构建出企业互联网化水平指标,更贴合当下的互联网应用场景,是对已有互联网指标的一个完善。

本文余下内容安排如下:第二部分是理论模型,第三部分是模型构建及变量数据说明,第四部分是基准回归及扩展回归分析,最后是主要结论及政策建议。

## 二、理论模型

本文沿用Melitz(2003)的异质性企业模型,同时借鉴Bustos(2011)的技术选择模型,与之不同的是,做出了两个改进:(1)Bustos(2011)假设企业选择不同的技术会直接改变其实际生产率水平,没有解释生产技术差异的来源。在我们的模型中,企业不是直接通过技术选择而是通过创新选择行为间接改变实际生产率水平,揭示出企业进行技术选择的内在机制。(2)借鉴Akçigit et al.(2018)在企业创新成本函数中引入了交流效率和学习效率,认为互联网化通过提升企业交流和学习效率,带来信息搜寻成本和匹配成本的下降,降低创新活动的边际成本,促进企业创新。同时,还探讨了互联网化背景下创新行为和出口决策之间的内在影响。

## (一) 消费者

借鉴 Melitz (2003) ,假设典型消费者对异质性产品的效用函数满足不变替代弹性效用函数 (CES) 形式:

$$U = [\int_{\omega \in \Omega} q(\omega)^\rho d\omega]^{\frac{1}{\rho}} \quad \rho = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \quad (1)$$

其中  $q(\omega)$  表示产品  $\omega$  的消费量  $\rho$  为产品  $\omega$  的替代弹性  $\rho > 1$ 。

价格指数和消费者的总收入设定为:

$$P \equiv [\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad R \equiv \int_{\omega \in \Omega} r(\omega) d\omega \quad Q = \frac{R}{P} \quad (2)$$

## (二) 厂商

参考 Bustos (2011) ,企业的总成本由不变的边际成本  $\frac{1}{\varphi}$  和一次性的固定支出  $f$  组成 ,对于不进行互联网化的企业来说 ,总成本函数满足:

$$TC_l = f + \frac{q}{\varphi} \quad (3)$$

对于进行互联网化的企业 ,其固定支出更高。为此 ,引入一个成本影响因子  $\eta$  ,则总成本函数为:

$$TC_h = f\eta + \frac{q}{\varphi} \quad (4)$$

其中  $f$  表示固定成本  $\varphi$  代表企业生产率  $q$  代表产品产量  $\eta > 1$ 。

与 Bustos (2011) 不同的是 ,在我们的模型中 ,企业选择互联网化并不会直接影响其生产率水平。<sup>①</sup> 进一步地 ,假设工资  $w = 1$  ,则垄断竞争条件下产品定价为:  $p(\varphi) = \frac{w}{\rho\varphi} = \frac{\sigma}{(\sigma - 1)\varphi}$ 。

对于不选择互联网化的企业 ,利润函数可表示为:

$$\pi_l(\varphi) = r(\varphi) - TC(\varphi) = \frac{r(\varphi)}{\sigma} - f = \frac{R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma} - f \quad (5)$$

而对于选择互联网化的企业 ,其利润函数可表示为:

$$\pi_h(\varphi) = r(\varphi) - TC(\eta\varphi) = \frac{r(\varphi)}{\sigma} - f\eta = \frac{R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma} - f\eta \quad (6)$$

## (三) 企业创新选择

参考 Guadalupe et al. (2012) ,假设企业的创新人力资本投入为  $\gamma$  ,一次成功的创新能够将生产率提升为  $\gamma\varphi$ 。此时 ,企业利润函数表示为:  $\pi(\varphi) = R(P\rho\gamma\varphi)^{\sigma-1} - f$ 。不妨设  $\lambda = \gamma^{\sigma-1}$  ,表示企业创新投入水平(即企业创新质量)。为了在创新成本函数中引入企业互联网化活动 ,参考 Akcigit et al. (2018) 的模型 ,在他们的模型中 ,企业创新质量依赖于人力资本质量 ,而人力资本质量依赖于创新个体的创新效率。具体来看 ,创新主体可通过两个途径提高创新效率:一是提高同外界交换想法的频率 ,二是提高学习外界知识和经验的能力。也就是:

$$g = (m_D + m_X)\theta \quad (7)$$

其中  $g$  表示创新对生产率增长的贡献  $m_D$  表示创新个体的交流效率  $m_X$  表示创新个体学习外界资源的效率  $\theta$  捕捉了创新个体持续产生想法的能力 ,可视为创新的边际投入成本。

与之不同的是 ,本文假设单位人力资本投入的创新质量(即成功的创新对生产率的促进作用)

<sup>①</sup> 实证发现 ,以微博为代表的企业互联网化指标对中国企业生产率的影响既不显著 ,也不稳健。据此 ,本文在模型中假设企业选择互联网化并不会直接影响企业的生产率水平是合适的。囿于篇幅 ,具体回归结果备索。

是外生给定的，即  $g = \lambda$ 。据此，在我们的模型中，企业创新质量的这种差异反映为成本投入系数  $c$  的差异，即：

$$\theta = \frac{\lambda}{m_D + m_X} = c\lambda \quad \rho = \frac{1}{m_D + m_X} \quad (8)$$

企业互联网化活动能通过降低企业信息搜寻成本和匹配成本，降低企业内部沟通和企业同外部沟通的信息交流成本，进而提升企业交流效率  $m_D$  和学习效率  $m_X$ 。由此可得：

$$m_D^h > m_D^l, m_X^h > m_X^l \quad (9)$$

其中  $h$  代表企业参与互联网化， $l$  代表企业未参与互联网化。

$$\text{在本文的理论模型中，存在：} MC_h(\lambda) = \theta_h = c_h\lambda = \frac{\lambda}{m_D^h + m_X^h}, MC_l(\lambda) = \theta_l = c_l\lambda = \frac{\lambda}{m_D^l + m_X^l}$$

据此，得到：

$$c_h < c_l \quad (10)$$

其中  $c_h$  表示选择互联网化的企业成本， $c_l$  表示不选择互联网化的企业成本。由(10)式得到：相较于不选择互联网化的企业，企业选择互联网化带来的信息搜寻成本和匹配成本的下降，使得其进行创新投入活动的成本更低，即  $c_h < c_l$ 。并且，企业创新成本函数分别满足：

$$C_h(\lambda) = \frac{1}{2}c_h\lambda^2, C_l(\lambda) = \frac{1}{2}c_l\lambda^2 \quad (11)$$

### 1. 利润最大化条件

结合企业的生产函数，可以得到：

$$\pi_l^d(\varphi) = \max_{\lambda} \left\{ \frac{R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}\lambda}{\sigma} - f - \frac{1}{2}c_l\lambda^2 \right\} \quad (12)$$

$$\pi_l^x(\varphi) = \max_{\lambda} \left\{ \frac{(1+n\tau^{1-\sigma})R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}\lambda}{\sigma} - f - \frac{1}{2}c_l\lambda^2 - f_e \right\} \quad (13)$$

$$\pi_h^d(\varphi) = \max_{\lambda} \left\{ \frac{R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}\lambda}{\sigma} - f\eta - \frac{1}{2}c_h\lambda^2 \right\} \quad (14)$$

$$\pi_h^x(\varphi) = \max_{\lambda} \left\{ \frac{(1+n\tau^{1-\sigma})R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}\lambda}{\sigma} - f\eta - \frac{1}{2}c_h\lambda^2 - f_e \right\} \quad (15)$$

这里  $f_e > 0$ ， $\sigma > 1$ 。其中  $d$  代表国内， $x$  代表出口， $f_e$  表示出口固定成本， $\tau$  表示贸易的冰山成本。此外，假设世界上存在  $n$  个对称的出口国，即  $P_H = P_F = P$ ， $R_H = R_F = R$ 。

### 2. 最优创新投入

对于没有选择互联网化的企业而言，其关于创新投入水平的一阶条件满足：

$$\lambda_l^d = \frac{R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma c_l}, \lambda_l^x = \frac{(1+n\tau^{1-\sigma})R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma c_l}, \lambda_l^x > \lambda_l^d > 0 \quad (16)$$

对于选择互联网化的企业而言，其关于创新投入水平的一阶条件满足：

$$\lambda_h^d = \frac{R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma c_h}, \lambda_h^x = \frac{(1+n\tau^{1-\sigma})R(P\rho\varphi)^{\sigma-1}}{\sigma c_h}, \lambda_h^x > \lambda_h^d > 0 \quad (17)$$

由于  $R, \rho, \varphi, \sigma, n, \tau > 0$ ，以及  $c_l > c_h > 0$ ，因而可得： $\frac{\lambda_h^x}{\lambda_l^x} = \frac{\lambda_h^d}{\lambda_l^d} = \frac{c_l}{c_h} > 1$ 。得到：

$$\lambda_h^x > \lambda_l^x, \text{同时 } \lambda_h^d > \lambda_l^d \quad (18)$$

这样，在同等情况下，无论是出口企业还是非出口企业，选择互联网化，其创新投入水平都会更大。据此得出：

假说一：企业互联网化有利于促进中国企业（无论是出口企业还是非出口企业）进行创新。

#### (四) 自由进入条件

将(16)式和(17)式得到的企业最优创新投入水平,分别代入(12)式—(15)式的利润函数。首先,考察不选择互联网化活动的企业进入市场条件。不妨令  $\pi_l^d(\varphi_l^d) = 0$  (cut-off condition), 得到不选择互联网化的企业进入国内市场的临界生产率  $\varphi_l^d$  解得:

$$(\varphi_l^d)^{\sigma-1} = \frac{\sigma(2fc_l)^{\frac{1}{2}}}{R(P\rho)^{\sigma-1}} \quad (19)$$

在此情形下,企业选择进入出口市场的话,必然有  $\pi_l^x(\varphi) \geq \pi_l^d(\varphi) > 0$ 。由  $\pi_l^x(\varphi_l^x) = \pi_l^d(\varphi_l^x)$  可以得到,不选择互联网化的企业进入出口市场的临界生产率:

$$(\varphi_l^x)^{\sigma-1} = \frac{\sigma \left[ \frac{2c_l f_e}{2n\tau^{1-\sigma} + (n\tau^{1-\sigma})^2} \right]^{\frac{1}{2}}}{R(P\rho)^{\sigma-1}} \quad (20)$$

这样,在满足条件:  $[2n\tau^{1-\sigma} + (n\tau^{1-\sigma})^2] < \frac{f_e}{f}$  下,可以得出:  $\varphi_l^x > \varphi_l^d$ 。也就是说,不选择互联网化、生产率更高的企业会选择出口。<sup>①</sup>

其次,考察选择互联网化活动的企业进入市场条件。类似地<sup>②</sup>,我们可以得到选择互联网化的企业进入国内市场的临界生产率  $\varphi_h^d$  以及进入出口市场的临界生产率  $\varphi_h^x$  分别为:

$$(\varphi_h^d)^{\sigma-1} = \frac{\sigma(2f\eta c_h)^{\frac{1}{2}}}{R(P\rho)^{\sigma-1}}, (\varphi_h^x)^{\sigma-1} = \frac{\sigma \left[ \frac{2c_h f_e}{2n\tau^{1-\sigma} + (n\tau^{1-\sigma})^2} \right]^{\frac{1}{2}}}{R(P\rho)^{\sigma-1}} \quad (21)$$

这样,对于选择互联网化、生产率更高的企业,在满足条件:  $[2n\tau^{1-\sigma} + (n\tau^{1-\sigma})^2] < \frac{f_e}{f\eta}$  时,可以得到:  $\varphi_h^x > \varphi_h^d$ 。

最后,由(19)式和(21)式可以得到:

$$\frac{\varphi_l^d}{\varphi_h^x} = \left[ \frac{f}{f_e} (2n\tau^{1-\sigma} + (n\tau^{1-\sigma})^2) \right]^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} \cdot \left( \frac{c_l}{c_h} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} \quad (22)$$

根据上文条件可得:  $\left[ \frac{f}{f_e} (2n\tau^{1-\sigma} + (n\tau^{1-\sigma})^2) \right]^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} < 1$  且  $\left( \frac{c_l}{c_h} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} > 1$ 。

据此,相较于不选择互联网化、进入国内市场的企业,选择互联网化、进入出口市场的企业,当企业互联网化能够极大地降低企业的信息搜寻成本和匹配成本,即能够极大地降低  $c_h$  时,满足条件:

$\frac{c_h}{c_l} < \frac{f}{f_e} [2n\tau^{1-\sigma} + (n\tau^{1-\sigma})^2]$  我们可以得到:  $\varphi_l^d > \varphi_h^x$ 。

这样,相比来看,各类型企业(不互联网化+出口市场、不互联网化+国内市场、互联网化+出口市场、互联网化+国内市场)的临界生产率条件分别满足:

$$\varphi_l^x > \varphi_l^d > \varphi_h^x > \varphi_h^d \quad (23)$$

据此,企业选择互联网化、进入出口市场的临界生产率水平要比不选择互联网化、进入出口市场乃至国内市场的临界生产率水平更低。如图1所示:

① 早期文献证实了生产率更高的企业更可能出口 (Clerides et al., 1998; Bernard & Jensen, 1999), 这一点在 Melitz (2003)、Bustos (2011) 等模型中也得到反映。近年的文献发现,中国的出口存在所谓的“生产率悖论”(李春顶, 2010), 但这是因为加工贸易在我国出口贸易中扮演了重要角色,且加工贸易企业面临的出口固定成本要低得多(戴觅等, 2014; 邱斌和闫志俊, 2015)。为此,我们的模型假设企业的出口固定成本不变,保证生产率更高的企业选择出口是符合现实情况的。

② 这里囿于篇幅,具体推导过程备索。

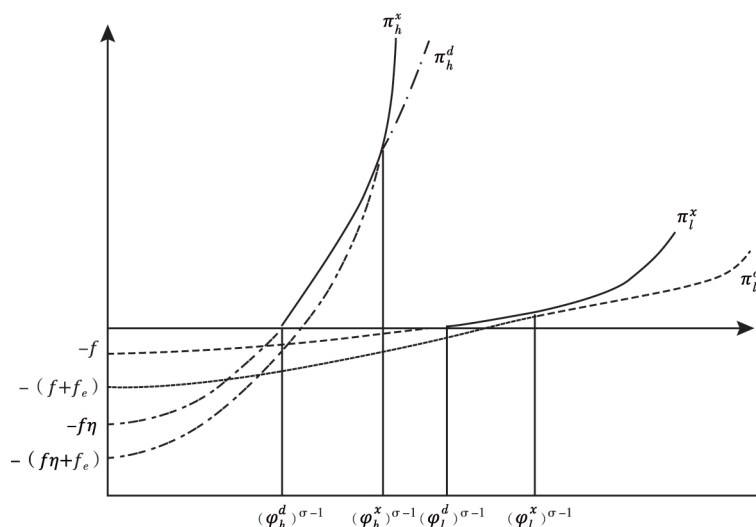


图1 企业生产率临界条件

注：作者根据模型推导结果绘制而成。

如图1所示  $\pi_l^d$  和  $\pi_l^x$  分别代表不选择互联网化的企业在国内市场和出口市场的利润函数。当企业的生产率大于  $\varphi_l^d$  时,企业选择进入国内市场;当企业的生产率大于  $\varphi_l^x$  时,企业选择进入出口市场。类似地  $\pi_h^d$  和  $\pi_h^x$  分别代表选择互联网化的企业在国内市场和出口市场的利润函数。当企业的生产率大于  $\varphi_h^d$  时,互联网化企业选择进入国内市场;当企业的生产率大于  $\varphi_h^x$  时,互联网化企业选择进入出口市场。我们还观察到,选择互联网化企业的出口临界生产率水平( $\varphi_h^x$ )要比不选择互联网化企业的国内市场临界生产率水平( $\varphi_l^d$ )更低,这说明在互联网化和企业创新活动的共同作用下,生产率较低的企业进行出口也是有利可图的。据此可以得到:

假说二:企业互联网化能够帮助生产率水平较低的企业通过提高创新能力进行出口。

### 三、模型及数据说明

#### (一) 模型构建

参照假说一 根据(18)式 将企业互联网化对其创新的影响模型设定为计量模型一:

$$INNO_{ijt} = \phi_0 + \phi_1 INTNET_{i,t-1} + X_{ijt}\phi + \xi_0 + \xi_i + \varepsilon_{ijt} \quad (24)$$

其中  $i$  代表企业  $j$  代表行业  $t$  代表年份;  $INNO$  表示企业的创新活动,以企业每年的专利申请数来衡量;  $INTNET$  表示企业互联网化程度,以企业是否拥有微博,以及是否拥有邮箱和主页来表示。<sup>①</sup> 由于企业将互联网融入生产和创新过程存在时间上的滞后,同时为避免反向因果影响,我们将企业互联网化变量滞后一期纳入计量模型。 $X$  代表相关控制变量,包括企业的规模、年龄、资本密集度、所处行业市场集中度、所在省份互联网普及度等变量, $\phi$  为向量系数。 $\xi_0$  代表企业所有制固定效应  $\xi_i$  表示年份固定效应  $\varepsilon_{ijt}$  代表随机误差项。

参照假说二 根据(23)式和图1,为进一步识别企业互联网化对出口的直接效应和中介效应,我们也纳入非出口企业,以企业是否出口作为被解释变量,建立联立方程组模型二:

$$\begin{cases} \ln INNO_{ijt} = \mu_0 + \mu_1 INTNET_{i,t-1} + X_{ijt}\mu + v_p + v_0 + v_j + v_i + v_{ijt} \\ EXDUM_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln INNO_{ijt} + \beta_2 INTNET_{i,t-1} + X_{ijt}\beta + \zeta_p + \zeta_0 + \zeta_j + \zeta_i + \zeta_{ijt} \end{cases} \quad (25)$$

<sup>①</sup> 经验分析中,我们也使用了企业邮箱和企业主页指标对假说一进行了稳健性检验,发现与基准回归的结果相一致。囿于篇幅过程省略,具体结果备索。

其中  $i$  代表企业  $j$  代表行业  $t$  代表年份;  $EXDUM$  表示是否出口的虚拟变量, 以企业是否有出口交货值衡量;  $INNO$  表示企业的创新活动, 以企业每年的专利申请数衡量;  $INTNET$  表示互联网化程度, 这里分别以企业是否拥有新浪微博, 以及是否拥有邮箱和主页来表示。由于企业将互联网融入生产和创新过程存在时间上的滞后性, 因而将企业互联网化变量滞后一期纳入计量模型;  $X$  代表控制变量向量, 包括企业的生产率、规模、年龄、资本密集度、行业集中度等变量  $\mu, \beta$  为向量系数。  $v_p$  和  $\zeta_p$  表示地区固定效应  $\nu_o$  和  $\zeta_o$  代表企业所有制固定效应  $\nu_j$  和  $\zeta_j$  表示行业固定效应  $\nu_t$  和  $\zeta_t$  表示年份固定效应  $\nu_{ijt}$  和  $\zeta_{ijt}$  代表随机误差项。这里还控制了地区固定效应和行业固定效应, 因为企业出口决策还会受到地理和行业层面不随时间变化因素的影响(比如地区开放程度、行业金融依赖度等)。

## (二) 核心变量说明与测度

1. 企业创新( $INNO$ )。本文的核心被解释变量企业创新以企业每年的专利申请数度量。基于爬取的谷歌专利数据, 按照企业申请专利的年份进行加总, 得到企业 2010—2013 年每年申请的专利数, 该变量为计数模型变量。假说一是基于负二项分布计数模型的回归, 没有对因变量企业创新取自然对数; 考虑到一些企业没有申请专利, 在假说二的计量回归中, 我们对该变量加 1 后取自然对数进入方程。

2. 企业互联网化( $INTNET$ )。本文的核心解释变量企业互联网化分别以企业是否拥有新浪微博、企业邮箱和企业主页来度量。为进一步厘清企业进行互联网转型的意愿对创新及出口的影响, 本文定义了企业拥有微博的时间(即当年年份减去企业申请微博的年份), 作为主要解释变量。更进一步地, 由于企业互联网化的方式存在差异, 虽然微博在当前背景下能更好地反映企业同互联网的结合, 但是也有企业采用企业邮箱和企业主页等传统的互联网化方式。为此, 也使用企业邮箱和企业主页哑变量进行稳健性检验。<sup>①</sup> 由于该变量仅在 2010 年的中国工业企业数据库中有统计, 因而按照面板数据生成的企业 ID 将其扩展匹配到 2011—2013 年的企业数据。<sup>②</sup> 变量均滞后一期进入回归模型。

3. 企业出口哑变量( $EXDUM$ )。以企业是否拥有出口交货值来度量, 若存在正的出口交货值定义为 1, 否则定义为 0。

4. 企业生产率( $TFP$ )。选择使用 OP 法( Olley & Pakes, 1996) 进行企业全要素生产率的计算。目前主流的 TFP 估计方法还有 LP 法和 ACF 法。一方面, 考虑到 2011 年之后工业企业数据库并未直接报告企业的中间投入和增加值, 间接计算可能存在较大误差; 另一方面, 鲁晓东和连玉君(2012)、张杰等(2016)指出, 考虑到中国的实际情况, LP 法和 ACF 方法相比 OP 法并不存在明显的优势。因此, 本文采用 OP 法计算企业生产率。我们主要按照 Brandt et al. (2012) 的步骤进行数据处理, 计算企业每年的投资及实际资本存量, 并按照杨汝岱(2015)的方法, 利用《中国价格统计年鉴 2014》中的行业总产出环比价格指数构建产出平减指数, 利用 2007 年的投入产出表计算投入品平减指数。

① 本文关于企业互联网化使用了三个不同维度的指标来衡量, 微博更多反映的是企业产品运营的互联网化和营销的互联网化, 我们还使用了企业邮箱和企业主页指标进行稳健性检验, 企业生产和运营的互联网化更多是通过企业主页和邮箱指标来反映。一般来说, 在企业主页上都会说明生产经营和产品的信息, 匹配发布信息或即时信息; 企业收发电子邮件则是提高部门间和组织间互动的表现, 匹配发送和接收电子邮件, 以及与政府机构互动。在《2014 年中国企业互联网应用状况调查报告》中, 企业使用互联网的前五个主要目的本质上都是为了降低企业内部沟通和企业同外部沟通的信息交流成本。我们认为中国企业使用互联网主要目的就是为了降低信息交流成本。为此, 分别使用企业微博、企业邮箱和企业主页来衡量企业信息交流成本的下降, 这三个指标覆盖了中国企业使用互联网化的主要目的。

② 感谢审稿人意见, 考虑到中国工业企业数据库仅报告了 2010 年企业主页和邮箱统计, 我们只能对 2010 年的数据进行截面回归, 发现其显著性和系数符号与基准回归的结果是一致的, 因而对企业邮箱和企业主页进行扩展匹配是合适的。

### (三) 其他控制变量

本文还控制了其他变量：(1) 互联网普及率，衡量企业互联网环境。从 2010—2013 年的《中国互联网络发展状况调查统计报告》中，摘录各省的互联网普及率作为企业所在地区的互联网环境控制变量。(2) 企业规模。企业规模的异质性会显著影响其创新意愿 (Cohen & Klepper, 1996)，将企业员工人数取对数后得到。(3) 企业年龄。将企业所在年份减去开业年份得到。此外，我们还将企业年龄为负的调整为 0，将企业年龄超过 100 的调整为 100，以消除异常记录。(4) 市场集中度。企业所处的行业竞争环境也是影响其创新行为的重要因素 (Aghion et al. 2005)。我们利用企业总产出占所在行业的比重作为权重计算赫芬达尔指数，该指标越大则代表市场垄断程度越高。(5) 资本密集度。采用固定资产与企业从业人数的比值得到，并加 1 取自然对数进入模型。(6) 所有制。按照聂辉华等 (2012) 的建议，定义国有及集体资本金占比大于等于 50% 的企业是国有企业，法人及个人资本金占比大于等于 50% 的是民营企业，港澳台资本金占比大于等于 50% 是港澳台企业，外商资本金占比大于等于 25% 是外资企业。

### (四) 数据说明和处理

本文数据来源主要有三个：第一，企业的创新活动 (INNO)，以每年的专利申请数来衡量，来源于爬取自谷歌专利数据库的专利数据。本文以样本期内的企业名称列表进行检索，爬取谷歌专利数据并与工业企业数据库进行匹配。第二，企业互联网化 (INTNET)，以企业是否拥有微博以及是否拥有邮箱和主页来衡量，来源于爬取到的新浪微博的企业社交网络数据，以及中国工业企业数据库。同样以样本期内出现的企业名称列表进行检索，爬取新浪微博数据并与工业企业数据库进行匹配。第三，企业出口决策哑变量 (EXDUM) 及控制变量 (X) 等，数据来源于 2010—2013 年《中国工业企业数据库》。此外，还参照聂辉华等 (2012)，剔除了一些不合理的观察值。经过整理后最终得到 1162162 条观察值，477503 家企业所组成的面板数据。

### (五) 回归方法

企业的专利申请数量是一个非负的整数值，属于典型的计数变量，一般在泊松分布假设、负二项分布假设下进行回归。为了确定何种分布假设更适合本文的实证分析，我们对企业专利申请数据的特征进行分析，发现样本中的企业专利申请数量的均值为 0.947，而标准差达到了 16.547，大于均值的 10 倍多，这说明专利申请的分布是过度分散 (overdispersion) 的，泊松分布假设并不合适 (泊松分布假设下，均值和标准差是接近的)。进一步地，分别在泊松分布假设和负二项分布假设下进行简单回归，检验结果如表 1。

表 1 自变量分布的相关检验结果

分布检验		泊松分布回归	负二项分布回归
拟合优度 (Gof) 统计量	偏差拟合优度	3938691 *** (0.000)	
	皮尔逊拟合优度	5.23e + 07 *** (0.000)	
LR 统计量	$\alpha = 0$ 的 LR 检验		3.2e + 06 *** (0.000)

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 统计水平下显著；圆括号内是 P 值。

依据表 1，使用泊松拟合优度 (poisgof) 检验发现，无论是偏差拟合优度还是皮尔逊拟合优度检验都显示二者在统计上是显著的，因而拒绝泊松分布原假设。同时，负二项分布回归 LR 统计量检验显示，企业专利申请数的分布存在明显的过度分散，再次证实泊松分布是不合适的，因而使用负



二项分布回归。并且,考虑到企业专利申请数量存在大量的 0 值,在回归中还以企业规模(一般来说,小企业更难形成专利)作为膨胀因子做了零膨胀负二项分布下回归检验。为了证明选取企业规模作为膨胀因子是合适的,进行了 Zinb 与标准负二项的 Vuong 检验,其统计量显示在 1% 统计水平下显著。这说明本文选用的膨胀因子是合适的。如没有特别指出,下文均以负二项分布回归作为基准回归。

#### 四、基准回归及扩展回归

##### (一) 对假说一进行的基准回归检验

参照计量模型一,使用负二项分布回归对假说一进行基准回归检验。表 2 中列(1)、列(3)和列(5)分别是全样本、出口样本和非出口样本下负二项分布固定效应面板的估计结果,列(2)、列(4)和列(6)分别是全样本、出口样本和非出口样本下零膨胀负二项分布回归的估计结果。研究表明,在负二项分布、零膨胀负二项分布假设下,无论是全样本企业,还是出口样本和非出口样本企业,其核心解释变量企业互联网化即企业微博对企业创新都产生统计上显著的正向影响,且与预期符号相符。这表明无论是出口企业还是非出口企业,企业进行互联网化确实会显著提升其创新的意愿,进行互联网转型企业的创新活动相比其他企业更加活跃,证实了假说一的结论。

表 2 基准回归结果

企业创新	全样本 负二项(1)	全样本 零膨胀(2)	出口样本 负二项(3)	出口样本 零膨胀(4)	非出口样本 负二项(5)	非出口样本 零膨胀(6)
企业微博	0.168 *** (7.14)	0.840 *** (24.99)	0.192 *** (6.16)	0.808 *** (19.03)	0.112 *** (2.89)	0.759 *** (14.04)
互联网普及率	1.344 *** (19.47)	1.721 *** (36.36)	1.039 *** (8.25)	0.333 *** (4.10)	1.147 *** (12.64)	1.626 *** (26.18)
企业规模	0.274 *** (37.91)	0.385 *** (72.72)	0.289 *** (26.85)	0.502 *** (64.93)	0.210 *** (19.79)	0.293 *** (35.48)
企业年龄	0.014 *** (16.45)	0.005 *** (6.88)	0.011 *** (8.04)	-0.007 *** (-7.46)	0.013 *** (11.32)	0.006 *** (6.41)
市场集中度	0.591 (0.29)	11.429 *** (6.06)	6.978 * (1.75)	50.607 *** (11.04)	3.080 (1.26)	8.779 *** (4.20)
企业资本密集度	0.145 *** (30.62)	0.317 *** (92.05)	0.190 *** (23.41)	0.410 *** (72.97)	0.112 *** (18.02)	0.264 *** (57.04)
观测值	123276	668666	46295	156893	70047	511773
所有制固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 统计水平下显著;圆括号内是变量回归的 z 值。下表同。

为了进一步探究互联网化前后的变化,我们对存在微博的企业,以该企业的专利申请数对其拥有微博的久期进行回归。表 3 的列(1)、列(3)和列(5)分别是全样本、出口样本和非出口样本下以企业拥有微博时间为核心解释变量进行负二项分布的估计结果,列(2)、列(4)和列(6)分别是相应的零膨胀负二项分布的回归结果。我们发现,无论是全样本企业,还是出口样本和非出口样本企业,企业拥有微博久期对企业创新产生了统计上显著的正向影响,说明无论是出口企业还是非出口企业,企业在进行互联网化之后时间越长,就越明显比互联网化之前的创新意愿更强。随着企业互联网转型的持续和深入,企业互联网化对创新的促进效应更强,进一步证实了假说一。而且,提升企业所在地区的互联网环境即互联网普及率也会促进中国企业创新。

表 3 基准回归结果的扩展

企业创新	全样本 负二项(1)	全样本 零膨胀(2)	出口样本 负二项(3)	出口样本 零膨胀(4)	非出口样本 负二项(5)	非出口样本 零膨胀(6)
企业拥有微博 久期	0.089 *** (5.72)	0.091 *** (7.86)	0.114 *** (5.09)	0.082 *** (5.17)	0.071 *** (2.94)	0.076 *** (4.54)
互联网普及率	1.240 *** (8.78)	1.407 *** (13.65)	1.133 *** (4.81)	0.479 *** (2.97)	0.762 *** (3.76)	1.227 *** (8.66)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	22427	45459	10155	17929	10675	27530
所有制固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

## (二) 对假说一进行企业异质性的分析

为厘清企业互联网化对创新的异质性影响,在全样本下区分不同企业进行分析。

## 1. 区分企业规模、企业生产前沿水平和企业所有制进行分样本回归

按照企业自身的性质,以企业规模、生产前沿水平和所有制类型进行分样本回归。其中,企业规模是按照国家统计局 2017 年发布的《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》,重新对企业规模进行了划分。企业生产前沿水平,<sup>①</sup>参考 Aghion et al. (2018),对每个 CIC 2 分位行业企业的全要素生产率进行中位数划分,行业内生产率越高的企业越接近于行业生产前沿,越有可能通过提升创新超越市场竞争带来的抑制效应。企业所有制的界定参见前述控制变量。据此,在分样本回归中,采用了负二项分布进行计量回归。具体回归结果如表 4。

表 4 按企业性质分样本回归结果

企业创新	小企业 (1)	中等企业 (2)	大企业 (3)	低生产率 (4)	高生产率 (5)	国有企业 (6)	私营企业 (7)	外资企业 (8)
企业微博	0.111 ** (2.10)	0.151 *** (3.70)	0.257 *** (6.16)	0.150 *** (16.31)	0.327 *** (37.19)	-0.059 (-0.53)	0.184 *** (6.42)	0.188 *** (4.19)
互联网普及率	1.260 *** (10.44)	1.520 *** (13.03)	1.123 *** (5.89)	0.367 *** (32.67)	0.684 *** (47.36)	0.723 ** (2.14)	1.470 *** (18.32)	1.055 *** (6.73)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	44275	43065	13195	327266	324065	4504	87710	29732
所有制固定效应	是	是	是	是	是	否	否	否
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

根据国家统计局发布的《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》,表 4 的前三列显示:不论是小企业、中等企业还是大企业,企业进行互联网化均显著地促进了其创新。说明互联网化对企业创新活动的促进作用不存在规模的门槛,中小企业也能够从参与互联网化活动中获益。表 4 列(4)和列(5)分别是以 CIC 2 分位行业的全要素生产率进行中位数划分,然后进行分样本回归。回归发现,不论是低生产率样本还是高生产率样本,企业进行互联网化均显著地促进了创新。说明低生产率企业也能够借助企业互联网化活动来增强其创新投入能力,一定程度上证实了假说二

<sup>①</sup> 因样本期内企业生产率数据有较多缺失(51227 个),而进行负二项分布回归时会丢弃过多的单次观察值,引起样本偏差,因而我们参照计量模型二的方程 1,在 OLS 框架下对表 4 区分高低企业生产率组进行回归。

的部分推论。表 4 的后三列是将企业根据所有制进行分样本回归的结果。实证表明,对于国有企业,企业进行互联网化对企业创新的影响不显著,而私营企业和外资企业进行互联网化对其创新产生显著的促进效应。这可能是因为国有企业具有稳定的市场和融资环境,其生产和创新并不主要依赖于参与互联网化来谋求市场。而私营企业和外资企业经营的目的为了追逐利润,在互联网转型进程中,更注重利用互联网进行企业内外部的信息交互和协助,进而能降低其创新成本和风险。

## 2. 按企业所在行业技术水平和行业市场集中度分样本回归

我们再以企业所在行业性质进行分样本回归:一是按照国家统计局《技术产业(制造业)分类(2013)》将样本分为高技术行业 and 低技术行业样本;二是以企业所在行业的市场集中度按照三分位数水平分为低市场竞争、中等市场竞争和高市场竞争样本。再对这些样本采用负二项分布固定效应面板数据分别回归。结果如表 5 所示。

表 5 按行业性质分样本回归结果

企业创新	高技术 (1)	低技术 (2)	高竞争 (3)	中等竞争 (4)	低竞争 (5)
企业微博	0.152 *** (3.05)	0.170 *** (6.37)	0.144 *** (4.54)	0.170 *** (4.17)	0.253 *** (3.65)
互联网普及率	1.775 *** (10.11)	1.207 *** (15.87)	1.348 *** (15.00)	1.562 *** (11.01)	0.426 ** (2.30)
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	18967	103238	73631	31457	15840
所有制固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

表 5 的列(1)和列(2)分别是高技术 and 低技术样本回归的结果。研究显示,不论是高技术企业还是低技术企业,互联网化对其创新均有显著的提升作用,说明没有高技术背景的制造业企业积极参与互联网化活动对其创新活动有利。从这个角度看,新经济背景下参与互联网化活动是低技术行业企业 or 传统制造业企业提高创新活动的重要途径。表 5 的后三列是以企业所在行业的市场集中度按照三分位数水平分样本回归的结果。研究表明,无论是高竞争行业、中等竞争行业还是低竞争行业,企业互联网化对其创新活动均有显著的提升作用。从这个角度来说,行业的垄断程度并不是企业互联网化发挥对其创新活动促进作用的约束因素,在自由竞争市场和垄断市场中,企业互联网化均能激励企业进行更多的创新活动。

## (三) 对假说二的相关回归设定和经验结果分析

参照计量模型二,使用广义结构方程模型(GSEM)进行估计。这里,纳入非出口企业数据,以企业是否有出口作为被解释变量,来考察互联网化对企业出口决策的直接影响和间接影响。其中,计量模型二的方程 1 估计企业互联网化对创新的影响,方程 2 估计企业互联网化对出口决策的影响。

表 6 的列(1)和列(2)是以企业是否拥有微博作为互联网化指标的回归结果。作为稳健性检验,我们在列(3)和列(4)以企业是否拥有邮箱作为企业互联网化指标进行回归,列(5)和列(6)以企业是否拥有主页作为企业互联网化指标进行分析。研究表明,三种方式的企业互联网化(企业微博、企业邮箱和企业主页)都对企业创新产生显著的促进效应,并且对企业出口活动产生显著的直接促进效应。表 6 的列(2)、列(4)和列(6)的中介效应是企业互联网化通过创新选择行为渠道

对出口的间接影响,其效应都是显著促进的。因此,三种方式的互联网化可以通过企业创新选择行为这一中介渠道间接促进企业进行出口,证实了假说二。

表 6 企业互联网化对中国企业创新及其出口的影响

类别	企业创新 (1) 方程 1	是否出口 (2) 方程 2	企业创新 (3) 方程 1	是否出口 (4) 方程 2	企业创新 (5) 方程 1	是否出口 (6) 方程 2
中介效应		0.130 *** (44.70)		0.035 *** (34.98)		0.054 *** (43.15)
总效应		0.511 *** (19.65)		0.573 *** (54.26)		0.641 *** (56.91)
企业微博	0.424 *** (65.69)	0.381 *** (14.65)				
企业邮箱			0.116 *** (43.14)	0.539 *** (51.09)		
企业主页					0.183 *** (63.92)	0.587 *** (52.19)
企业创新		0.307 *** (61.00)		0.301 *** (59.80)		0.295 *** (58.49)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	643366	643366	643366	643366	643366	643366
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
所有制固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

本文还考察了互联网化是否有助于生产率水平较低的企业通过创新活动进行出口。为此,我们将行业内生产率水平中位数及以下的企业称为低生产率企业,生产率水平中位数以上的企业称为高生产率企业。回归结果表明,对低生产率的企业样本来说,三种方式的企业互联网化同样都对企业创新产生了显著的促进效应,并且也对企业出口活动产生了显著的直接促进效应。中介效应也显示,低生产率企业参与互联网化,可通过企业创新选择行为渠道对出口活动产生显著的间接促进效应。因此,三种方式的互联网化可以通过企业创新选择行为这一中介渠道间接地促进生产率水平较低的企业进行出口,进一步证实了假说二(囿于篇幅,具体回归结果备索)。

#### (四) 内生性分析

第一,对企业互联网化采用滞后一期来解决双向因果问题。具体是,考虑到企业创新投入和是否进行互联网化都是自身的决策行为,可能存在内生性问题,在表 2-表 6 的回归中,对解释变量企业互联网化都采用滞后一期进入回归来解决双向因果问题。该方法虽然可以在一定程度上解决反向内生性,缺点是可能漏损了当期的有用信息。为此,再构建出两个工具变量来解决内生性问题。

第二,以企业所在行业的互联网化水平替代企业的互联网化指标作为工具变量解决内生性问

题( Fisman & Svensson 2007) 。我们认为 ,行业互联网化强度会影响企业创新 ,但个体企业创新不大可能影响到行业互联网化强度。为此 ,参考 Bloom et al. ( 2012) ,使用美国行业层面的信息投入强度分类进行回归。该变量为虚拟变量 ,当行业信息投入强度高于其总体平均水平时 ,界定为 1; 反之 ,则定义为 0。

第三 ,我们还使用 Bartik 方法构建工具变量。具体地 ,以 2004 年作为基期设置外生权重对企业所在地区的互联网发展水平进行加权。参考 Goldsmith-Pinkham et al. ( 2018) ,以及周茂等 ( 2019) ,使用 Bartik 方法构建工具变量 ,具体如下:

$$IV_{it} = \sum_{j=1}^n \omega_{pj}^{2004} Grate_{pt} \quad (26)$$

其中  $i$  表示企业  $j$  表示 CIC 分类 2 分位行业  $p$  表示省份  $t$  为年份  $\omega$  表示初始权重 ,①  $Grate$  表示各省每年网民数量的增长率。由于 Stata 缺乏负二项分布下的 IV 命令 ,我们进行手动两阶段最小二乘法回归。为了得到工具变量的相关检验 ,在 OLS 框架下也进行了两阶段最小二乘法回归 ,②并报告了相关统计量。具体结果见表 7。

表 7 工具变量回归结果

企业创新	专利数量			ln( 专利数量 + 1)		
	滞后一期( 1)	2SLS 行业 IV( 2)	2SLS Bartik IV( 3)	2SLS 滞后一期( 4)	2SLS 行业 IV( 5)	2SLS Bartik IV( 6)
企业微博	0. 168 *** ( 7. 14)	10. 928 *** ( 8. 12)	12. 660 *** ( 5. 99)	0. 484 *** ( 71. 99)	42. 266 *** ( 13. 44)	36. 167 *** ( 5. 47)
互联网普及率	1. 344 *** ( 19. 47)	1. 470 *** ( 28. 54)	1. 457 *** ( 27. 89)	0. 498 *** ( 70. 66)	- 2. 165 *** ( - 10. 82)	- 1. 830 *** ( - 4. 41)
控制变量	是	是	是	是	是	是
LM 统计量				3. 5e + 05 ***	178. 553 ***	29. 583 ***
Wald F 统计量				7. 5e + 05 ***	178. 579 ***	29. 583 ***
观测值	123276	201735	197049	668666	1161197	1080619
所有制固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是

如表 7 所示 ,无论企业创新采用专利数来衡量 ,还是采用 ln( 专利数量 + 1) 来度量 ,我们对解释变量企业互联网化分别使用滞后一期、2SLS 行业 IV 和 2SLS Bartik IV 方法进行回归后都发现 ,企业互联网化对中国企业创新产生了显著的促进作用 ,且结果是稳健可靠的。LM 统计量和 Wald F 统计量检验的结果也显示 ,选取的工具变量是合适的。

## 五、结论及政策建议

本文拓展了 Bustos( 2011) 的技术选择模型 ,使用中国工业企业数据库、新浪微博数据、谷歌专利数据等微观数据 ,匹配到企业层面 ,揭示出企业互联网化对中国企业创新能力及出口的影响。研

① 工业企业数据库在 2004 年提供了企业计算机微机数量的相关统计 ,该指标可以反映企业在信息技术相关方面的投资 ( 早期计算机微机产品的异质性强 ,功能相对单一 ,价格差异有限) 。我们在各省 CIC 2 分位层面进行加总并去规模化 ( 除以省份 - CIC 2 分位的总产出) ,得到省份 - CIC 2 分位层面 ICT 投资权重指数。考虑到工业企业库样本的广泛性和代表性 ,我们认为该权重反映了各省 CIC 2 分位层面的互联网使用状况。

② 参考 Aghion et al. ( 2013) ,OLS 框架下的回归因变量采用对数形式 ,计数模型 ( count model) 下的回归采用原始变量。

究表明:第一,无论是出口企业还是非出口企业,企业进行互联网转型都对其创新能力有显著的提升作用,且随着时间推移,互联网化对其创新能力的促进作用越强。第二,异质性回归显示,企业互联网化对中国企业创新能力存在促进作用,且具有明显的普遍性。具体地,从企业性质看,在非国有企业,企业互联网化对企业创新能力的提升作用更明显。同时,低生产率企业和中、小规模企业也能够通过互联网化增强企业创新能力。从行业看,不论是高科技行业还是低科技行业,以及行业的竞争程度高低,互联网化均能够发挥对企业创新的促进作用。第三,三种方式的互联网化不仅对企业创新产生了显著的促进作用,而且也对出口活动产生了显著的直接促进效应。并且,三种方式的互联网化可通过企业的创新选择行为间接促进企业出口,说明制造业企业和互联网的融合需要以企业自身的创新能动性为桥梁,能够更大地激发企业进行出口的积极性。

基于上述结论,本文提出如下政策建议:(1)鼓励和支持制造业企业加强互联网应用。制造业企业与互联网的深度融合可以降低企业的信息搜寻和匹配成本,整合创新资源。互联网化是物质资本投资和人力资本投入之外另一个可以有效提高创新能力的手段。(2)制造业企业应根据自身条件,积极同互联网进行融合,发挥其促进效应,形成产品的核心竞争力。(3)互联网化活动能够降低信息交流成本和学习成本,提升企业的交流效率和学习效率,是促进制造业企业特别是生产率水平较低的企业进入出口市场的重要途径之一。因此,互联网化不仅是数字经济时代制造业企业提高创新能力的重要推动力,也是企业出口活动的催化剂。

#### 参考文献

- 戴觅、余森杰、Madhura Maitra 2014《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》,《经济学(季刊)》第2期。
- 李兵、李柔 2017《互联网与企业出口:来自中国工业企业的微观经验证据》,《世界经济》第7期。
- 李春顶 2010《中国出口企业是否存在“生产率悖论”:基于中国制造业企业数据的检验》,《世界经济》第7期。
- 鲁晓东、连玉君 2012《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第2期。
- 聂辉华、江艇、杨汝岱 2012《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 邱斌、闫志俊 2015《异质性出口固定成本、生产率与企业出口决策》,《经济研究》第9期。
- 施炳展 2016《互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析》,《经济研究》第5期。
- 杨汝岱 2015《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- 岳云嵩、李兵 2018《电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究》,《中国工业经济》第8期。
- 张杰、张帆、陈志远 2016《出口与企业生产率关系的新检验:中国经验》,《世界经济》第6期。
- 周茂、陆毅、李雨浓 2018《地区产业升级与劳动收入份额:基于合成工具变量的估计》,《经济研究》第11期。
- Abouzeedan, A., and M. Busler, 2007, “Internetization Management: the Way to Run the Strategic Alliances in the E-globalization Age”, *Global Business Review*, 8(2), 303—321.
- Abouzeedan, A., M. Klofsten, and T. Hedner, 2013, “Internetization Management as A Facilitator for Managing Innovation in High-technology Smaller Firms”, *Global Business Review*, 14(1), 121—136.
- Aghion, P., A. Bergeaud, M. Lequien, and M. J. Melitz, 2018, “The Impact of Exports on Innovation: Theory and Evidence”, Working Paper( No. 24600), NBER.
- Aghion, P., J. Van Reenen, and L. Zingales, 2013, “Innovation and Institutional Ownership”, *American Economic Review*, 103(1), 277—304.
- Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, and P. Howitt, 2005, “Competition and Innovation: An Inverted U Relationship”, *Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 701—728.
- Agrawal, A., and A. Goldfarb, 2008, “Restructuring Research: Communication Costs and the Democratization of University Innovation”, *American Economic Review*, 98(4), 1578—1590.
- Akcigit, U., S. Caicedo, E. Miguelez, S. Stantcheva, and V. Sterzi, 2018, “Dancing with the Stars: Innovation Through Interactions”, Working Paper( No. 24466), NBER.
- Bernard, A. B., and J. B. Jensen, 1999, “Exporting and Productivity”, Working Paper( No. 7315), NBER.

- Bertschek, I., D. Cerquera, and G. J. Klein, 2013, "More Bits—More Bucks? Measuring the Impact of Broadband Internet on Firm Performance", *Information Economics and Policy*, 25(3), 190—203.
- Bloom, N., R. Sadun, and J. Van Reenen, 2012, "Americans Do IT Better: US Multinationals and the Productivity Miracle", *American Economic Review*, 102(1), 167—201.
- Blum, B. S., and A. Goldfarb, 2006, "Does the Internet Defy the Law of Gravity?", *Journal of International Economics*, 70(2), 384—405.
- Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, 2012, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 97(2), 339—351.
- Branstetter, L., M. Drev, and N. Kwon, 2018, "Get with the Program: Software-driven Innovation in Traditional Manufacturing", *Management Science*, 65(2), 541—558.
- Brynjolfsson, E., and A. Saunders, 2010, *Wired for Innovation*, MIT Press.
- Brynjolfsson, E., and L. M. Hitt, 2000, "Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance", *Journal of Economic Perspectives*, 14(4), 23—48.
- Bustos, P., 2011, "Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms", *American Economic Review*, 101(1), 304—340.
- Clarke, G. R., 2008, "Has the Internet Increased Exports for Firms from Low and Middle-income Countries?", *Information Economics and Policy*, 20(1), 16—37.
- Clerides, S. K., S. Lach, and J. R. Tybout, 1998, "Is Learning by Exporting Important? Micro-dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco", *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 903—947.
- Cohen, W. M., and S. Klepper, 1996, "Firm Size and the Nature of Innovation within Industries: The Case of Process and Product R&D", *Review of Economics and Statistics*, 78(2), 232—243.
- Dana Jr, J. D., and E. Orlov, 2014, "Internet Penetration and Capacity Utilization in the US Airline Industry", *American Economic Journal: Microeconomics*, 6(4), 106—137.
- Fisman, R., and J. Svensson, 2007, "Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence", *Journal of Development Economics*, 83(1), 63—75.
- Forman, C., and N. V. Zeebroeck, 2012, "From Wires to Partners: How the Internet has Fostered R&D Collaborations within Firms", *Management Science*, 58(8), 1549—1568.
- Goldfarb, A., and C. Tucker, 2019, "Digital Economics", *Journal of Economic Literature*, 57(1), 3—43.
- Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift, 2018, "Bartik Instruments: What, When, Why, and How", Working Paper (No. 24408), NBER.
- Guadalupe, M., O. Kuzmina, and C. Thomas, 2012, "Innovation and Foreign Ownership", *American Economic Review*, 102(7), 3594—3627.
- Hellmanzik, C., and M. Schmitz, 2016, "Gravity and International Services Trade: the Impact of Virtual Proximity", *European Economic Review*, 77, 82—101.
- Koellinger, P., 2008, "The Relationship Between Technology, Innovation, and Firm Performance—Empirical Evidence from E-business in Europe", *Research Policy*, 37(8), 1317—1328.
- Kong, D., C. Lin, L. Wei, and J. Zhang, 2018, "Information Accessibility and Corporate Innovation", Working Paper, SSRN.
- Kortum, S. S., 1997, "Research, Patenting and Technological Change", *Econometrica*, 65(6), 1389—1419.
- Lendle, A., and P. L. Vézina, 2015, "Internet Technology and the Extensive Margin of Trade: Evidence from ebay in Emerging Economies", *Review of Development Economics*, 19(2), 375—386.
- Lerner, J., P. A. Pathak, and J. Tirole, 2006, "The Dynamics of Open-Source Contributors", *American Economic Review*, 96(2), 114—118.
- Lucas Jr, R. E., 2009, "Ideas and Growth", *Economica*, 76, 1—19.
- Melitz, M. J., 2003, "The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 71(6), 1695—1725.
- Olley, G. S., and A. Pakes, 1996, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 64(6), 1263—1297.
- Sambamurthy, V., A. Bharadwaj, and V. Grover, 2003, "Shaping Agility through Digital Options: Reconceptualizing the Role of Information Technology in Contemporary Firms", *MIS Quarterly*, 27(2), 237—263.

## The Effect of Enterprise Internetization on the Innovation and Export of Chinese Enterprises

SHEN Guobing<sup>a, b</sup> and YUAN Zhengyu<sup>b</sup>

( a: Institute of World Economy , Fudan University; b: School of Economics , Fudan University)

**Summary:** The booming development of digital economy has brought new impetus to global economic growth. In the context of rising international trade protectionism and frequent trade frictions , what impact does the integration of Chinese manufacturing enterprises and the Internet have on their innovation and export is a question to be answered. We extend the Bustos ( 2011) model by incorporating the internetization and innovation choice behavior of enterprises into the framework of heterogeneity. Based on a sample of data matched from 2010—2013 China Industrial Enterprise database , Sina Weibo and Google patent , we reveal the impact of enterprise internetization on the innovation and export of Chinese enterprises from a micro perspective. Our findings are as follows.

First , the results of several benchmark regression and its expansion models show that the Internet transformation of enterprises has a significant role in improving the innovation capacity of both exporting and non-exporting Chinese enterprises. Furthermore , the innovation capacity of Chinese enterprises is obviously different before and after their internetization , and enterprise internetization has a stronger role in promoting innovation capacity with the passage of time. This shows that the integration of manufacturing enterprises and the Internet is an important channel to improve the innovation capacity of enterprises.

Second , regressions incorporating enterprise heterogeneities show that enterprise internetization promotes the innovation capacity of Chinese enterprises , and this effect is universal. Specifically , from the perspective of enterprise nature , enterprise internetization plays a more significant role in non-state-owned enterprises for promoting the innovation capacity of enterprises than in state-owned enterprises. Meanwhile , low-productivity enterprises , small and medium-sized enterprises can also enhance their innovation capacities through enterprise internetization. From the perspective of industry , the enterprise internetization can promote enterprise innovation in both high-tech industry and low-tech industry , and regardless of how competitive the industry is.

Third , the three ways of enterprise internetization not only have a significant role in promoting enterprise innovation , but also have a significant direct promoting effect on enterprises' exporting activities. In addition , the three ways of enterprise internetization can indirectly promote the export of enterprises through the intermediary channel of enterprise innovation. These effects are also significant in low-productivity enterprises actively participating in the internetization. This shows that the integration of manufacturing enterprises and the Internet needs to take the innovation initiative of enterprises as a bridge , and enterprise internetization can stimulate the enthusiasm of enterprises for export.

Our contributions are as follows. ( 1) We introduce the innovation choice behavior of enterprises into the Bustos ( 2011) model and reveal the internal mechanism through which the choice of Internet technology affects the innovation and export behavior of enterprises using mathematical models. ( 2) We use micro data to find that enterprise internetization has a significant role in promoting the innovation capacity of Chinese enterprises. While having significant roles in directly promoting the innovation and export of Chinese enterprises , the three ways of enterprise internetization also indirectly promote the export of enterprises through affecting the innovation choice behavior of enterprises. ( 3) We collect enterprise social network data through crawler to construct the level of enterprise internetization which is closer to the current Internet application scenario. These data can better reflect the degree of coupling of enterprise internal operation and external business activities with the Internet , which is a perfection of the existing Internet index. Our findings suggest that the government needs to take different treatment measures when encouraging manufacturing enterprises to conduct Internet transformation. They also demonstrate that the government can promote enterprises' export by encouraging enterprises to enhance their innovation capacity.

**Keywords:** Enterprise Internetization; Enterprise Innovation; Enterprise Export

**JEL Classification:** D21 , F12 , L86

( 责任编辑: 王利娜) ( 校对: 曹 帅)