# 互联网发展、技术市场与高技术产业技术创新效率

## ——基于SBM-熵权-Tobit模型的实证检验

赵巧芝，刘倬璇，崔和瑞

（华北电力大学 经济管理系，河北 保定 071003）

**摘 要：**以技术市场发展指标作为中介变量，构建互联网发展对技术创新效率的面板回归模型，实证检验互联网发展对高技术产业技术创新带来的直接和间接影响效果。结果表明：①2009—2019年，技术创新效率在[0.1932，0.4043]内，且上升趋势明显，成果转化阶段效率明显高于知识生产阶段；②从理论方面推导互联网发展对于技术创新效率的直接影响，以及通过技术市场厚度和流畅度两种中介路径的间接影响，提出假设1~假设3；③实证结果表明，三个理论假设在研究样本中均成立。互联网快速发展不仅对高技术产业的技术创新效率具有直接的正向驱动效应，而且通过市场厚度和市场流畅度两个中介变量产生的间接效应均显著为正值。在东中西三个经济区，表现出明显的异质性。“互联网+技术市场”战略是提升高技术产业创新资源优化布局发展的重要方向。

**关键词：**互联网发展；高技术产业；技术创新效率；技术市场；中介效应

**中图分类号：**F062 **文献标志码：**A **文章编号：**1002—980X(2022)6—0001—10

## 一、引言

作为重要的信息技术，互联网快速发展通过改变专利折旧速度、知识溢出范围及信息传输渠道等方式，对企业技术创新行为和国家创新系统产生影响。互联网快速普及正在重塑中国经济地理格局（安同良和杨晨，2020）。2015年7月国务院发布《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》中，一方面，鼓励创新主体充分利用互联网，把握市场需求导向，加强创新资源共享与合作，促进前沿技术和创新成果及时转化，构建开放式创新体系；另一方面，强调通过引导实体企业与互联网经济相结合，推动实体企业以互联网为依托，优化自身创新投资行为，从而为国家创新系统提供内生动力。根据技术市场设计理论，技术市场是科技资源交易和成果转化的场所，市场交易规模和质量如何对技术创新行为产生着重要影响，完善技术市场运营机制将是发挥科技活动与经济发展之间纽带作用的重要抓手（白俊红和卞元超，2016）。从初始阶段市场需求导向、研发阶段技术供给、成果转化阶段商业价值实现到创新实现后循环激励，技术市场贯穿于技术创新活动全程（庄子银和段思淼，2018）。中国技术市场迅速发展，交易规模和质量不断提升。2019年中国技术市场成交总额达到2.24万亿元，占国内生产总值比重上升为2.27%，年度增速为26.60%，均创历史新高；其中，涉及知识产权的技术合同成交额占成交总额比例上升至41.50%。而科技商品的知识属性使得信息不对称及市场失灵问题显著，互联网发展为技术市场运营机制的完善提供契机（俞立平等，2021）。高技术产业是中国制造强国建设的领军部门，在研发投入和专利产出方面明显高于其他部门，是创新型国家建设的重要力量。因此，选取高技术产业作为研究对象，探讨互联网发展在技术市场运营中是否发挥了显著的正向驱动作用，以及通过技术市场对技术创新能力的间接作用。选取互联网发展作为核心变量，以技术市场作为中介变量，进而剖析互联网发展对技术创新能力的直接和间接影响，回答该问题将对挖掘互联网发展红利及提升高技术产业技术创新能力具有重要的参考价值。

自熊彼特首次提出创新概念后，技术创新研究不断延伸，创新主体、创新模式、创新合作及创新市场等方面的研究成果不断涌现。技术市场作为国家创新体系的重要构成，通过技术交易、技术交流，到多元化知识提供者，对创新绩效的影响不容忽视（俞立平等，2022）。技术市场已成为创新主体摄取外部知识和技术提升创新质量、增加创新产出的重要抓手，有利于加速科技成果的商业转化，为市场机制优化资源配置提供保障

**收稿日期：**2021-11-26

**基金项目：**河北省社会科学基金项目“河北省绿色生态技术创新系统的培育及其驱动机制研究”（HB20YJ013）

**作者简介：**赵巧芝，博士，华北电力大学经济管理系副教授，研究方向：技术创新与可持续发展；（通讯作者）刘倬璇，华北电力大学经济管理系硕士研究生，研究方向：产业技术创新与数量经济；崔和瑞，博士，华北电力大学经济管理系教授，研究方向：低碳经济与系统工程。

（夏凡和冯华，2020；D'Attoma和Leva，2020）。随着中国“互联网+”战略的深入实施，互联网发展带来的技术创新效果引起了广泛关注（张骁等，2019；沈国兵和袁征宇，2020），互联网发展对技术市场的影响机理研究较少。而2022年4月初国务院最新发布的《中共中央国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》指出，进一步推动资源在全国范围内进行优化配置，是中国加快市场机制建设，构建新发展格局的基础支撑，而中国技术市场的运行机制必然将进一步加速。技术市场在国家技术创新系统中发挥着何种作用，伴随互联网快速发展引起的技术市场运行变化，以及间接对技术创新绩效的影响如何？回答该系列问题，将对中国继续深入实施“互联网+”战略，加快技术市场机制完善和国家技术创新系统优化具有重要的现实参考意义。基于此，本文将在综合技术创新管理、技术市场改革及产业发展等相关理论基础上，力图通过以下方面对已有研究结论进行完善：①利用两阶段网络SBM方法构建高技术产业技术创新效率测度模型，详细分析知识生产与成果转化两阶段效率特征，评估高技术产业技术创新动态演变规律；②从市场厚度和市场流畅度两个维度评估技术市场变化，并作为中介变量引入影响效应分析；③构建以互联网发展为核心解释变量，技术市场发展作为中介变量的技术创新效率Tobit回归模型，检验互联网发展对技术创新效率的直接、中介与总效应，为高技术产业技术创新能力提升提供参考。

## 二、文献综述

首先，互联网发展对创新的影响体现在对信息活动的影响方面。一方面，信息活动可以有效缓解“信息不对称”问题，降低企业在创新过程中所面临的技术、顾客、竞争及资源等方面的不确定性，互联网发展通过使得企业可以获取更多信息、便利企业间信息共享等方式对企业活动产生影响（Nambisan和Baron，2013；余永泽等，2021；刘鑫鑫和惠宁，2021）。另一方面，互联网发展使得企业作为技术创新主体，通过将从互联网获取的信息进行分析、吸收、利用和分享，促进了知识传播的同时，推动了行业及社会的技术进步。同时，互联网作为一种新兴社会资本，推动了知识转化为资本的速度，降低技术创新面临的不确定性。依托互联网互联互通的特性，通过推动供应侧与消费端的协同融合创新，实现“连接红利”（罗珉和李亮宇，2015）。互联网发展对技术创新效率驱动效应研究成果涌现（Paunov和Rollo，2016；韩先锋等，2019）。余永泽等（2021）指出，互联网发展显著促进了中国技术创新，具体表现为通过加速专利折旧速度、加快信息传播、提升专利的引用等途径，显著促进了创新知识的溢出。段玉婷等（2021）则分析了互联网战略下企业间创新活动中的竞合关系结构对创新绩效的影响机理。综上，随着“互联网+”战略实施，互联网发展通过多种路径对中国技术创新系统运行产生显著的影响，且总效应为正。

其次，技术市场是为技术创新提供外部知识和为技术产品销售提供市场的场所。加快技术市场的培育发展，有利于高技术企业技术创新水平的提升。因此对于推动高技术产业技术高速发展发挥着重要作用（俞立平和王冰，2021）。根据市场设计理论，其发展状态应从市场厚度、市场流畅度和市场安全性三个维度展开评估，其中，市场厚度是指需要吸收足够多的市场参与者，流畅度则是指克服市场厚度带来的堵塞及需要考虑足够多的替代交易来达到顺畅交易的目的；市场安全性则是指保证整个交易市场变得安全和足够简单、不需要从事代价高昂和风险水平较高的行为（Roth，2008）。市场厚度和流畅度是吸引更多的企业进入市场，使得市场拥有更多的参与主体、更加丰富的资源及更加便利的交易，促进技术市场良性发展；而参与企业则将更容易获取外部资源信息，从而增强了其对外部资源的利用程度，进一步加快企业内部技术持续水平（Seok和Han，2018；Zheng et al，2018）。技术市场发展通过提升市场主体企业转让的积极性、打通知识创新与成果应用间的障碍等方式，使得可以进行交易的技术成果增多、交易达成的速度提升，企业可以在市场上购买所需的技术产品，快速搜寻到最佳合作伙伴和优秀研发人才，从而提升技术创新活动效率（Helsley和Strange，2011；Lichtenthaler，2013；叶祥松和刘敬，2018；俞立平等，2021）。长期以来中国技术市场快速发展的同时，技术匹配性较低、技术吸收能力不足、信息不对称及发展不平衡等系列问题非常突出。随着中国经济转入高质量发展阶段，2016年实施的《国家创新驱动发展战略纲要》中，将科技创新放在发展全局中的核心位置，技术市场机制完善成为技术创新体系建设的重要课题。

综上可知，随着“互联网+”战略深入实施，互联网快速发展对技术创新系统的影响研究收到广泛关注。而中央政府2022年初提出的全国统一大市场建设规划，也为中国进一步加快技术市场改革提供了方向。在此现实背景下，互联网发展对技术市场的影响路径有哪些，效果如何；互联网发展战略对技术创新影响中，技术市场是否发挥了显著的中介渠道，即“互联网→技术市场→技术创新系统”三者间的间接关系是否成立？

而现有研究成果中,多集中于“互联网→技术创新系统”的总效应研究方面,缺乏中介渠道影响机理研究,即将三者纳入同一分析框架中探讨三者间的作用机制的结论缺乏。基于此,拟通过理论推导与实证检验两种方式剖析互联网发展通过技术市场对技术创新绩效的传导机制。

## 三、研究假设

### (一)互联网发展与技术创新效率

首先,互联网是新一代信息技术创新成果,其更新迭代可以为数字技术作为新的生产要素进入生产活动发挥更广泛的作用,促进了技术创新过程中的要素配置结构优化,从而提升技术创新效率。其次,互联网发展能够显著地降低创新主体间的信息不对称,减少信息搜寻成本,促进高技术产业创新过程中研发需求岗位与高端创新人才供给的快速匹配,加速研发活动的人财物流动速度与内部分工,提高创新资源的利用效率。此外,互联网快速发展使得高技术企业能够形成企业内部学习效应及行业间竞争效应,加速新知识产生和技术创新速度,同时,网络外部性促进产业内外知识的溢出和技术的扩散,将内部创新拓展为开放式创新。因此,提出假设1;

互联网发展能够带动提升高技术产业技术创新效率(H1)。

### (二)互联网发展、技术市场与技术创新效率

一方面,互联网发展通过改善技术市场中资源流通的流畅度,从而加速技术创新能力。市场流畅度是表征技术市场的运行速度和交易速度,越快意味着该市场上产品和价格信息反馈更为迅速;互联网技术在技术市场上的大规模应用普及,可以降低信息搜寻成本和信息处理速度,交易和价格信息能够更加快速流畅地反馈在市场中的参与者中,提升其资源鉴别能力和决策水平,从而提升了市场流畅度。对高技术企业而言,市场流畅度增加,将使得交易机制不断完善,降低信息不对称对高技术企业带来的信息搜集成本,更好地资金用于新技术产品开发过程,定义为“信息对称效应”;同时,市场流畅度增加,将使得技术供给方与需求方之间更容易达成“适配”,技术扩散范围增大,更大程度地利用市场供给降低企业技术创新中的不确定性程度,称为“技术扩散效应”。另一方面,市场厚度是表征市场交易规模的强度指标。市场厚度越高意味着技术市场中的资源供给规模越大,相应地需求者的选择范围越大,更能够获得更加适合本企业技术创新的产品或服务,从而改进创新资源配置水平,称为“聚集效应”。市场厚度增加还可以引起更多企业间的知识整合,更容易产生知识溢出效应,提升产业技术创新效率。同时,还可能导致同类企业间的知识拥挤,同类技术企业间相互模仿现有技术成果从而形成路径依赖,造成“堵塞效应”和“思维锁定”,从而降低技术创新效率。互联网技术应用,利用创新数字化和信息化能够减少技术拥挤效应带来的不利影响。基于此,提出假设2和假设3:

互联网发展通过技术市场厚度驱动高技术产业技术创新效率(H2);

互联网发展通过技术市场流畅度驱动高技术产业技术创新效率(H3)。

综上,图1为互联网发展对高技术产业技术创新效率带来的直接影响与间接影响。

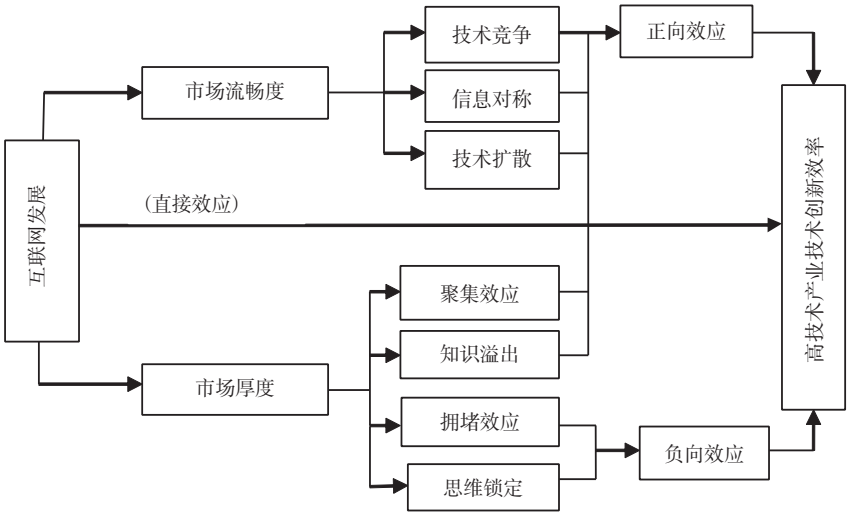



图1 互联网发展、技术市场与高技术产业技术创新效率

## 四、研究设计

### （一）高技术产业技术创新效率测度方法-SBM法

数据包络分析（DEA）是一类非参数测度思路，可避免模型设定可能引起的结果偏差，而SBM（slack based model）是DEA方法体系中的一员，克服了径向及角度选择引发的偏误问题（Lee，2020）。本文拟采用SBM展开效率测度，并将技术创新活动分为知识生产和成果转化两个子阶段（1和2），以展开分阶段效率测度，具体公式如式（1）~式（3）所示。

$$TE=\min\frac{1-\frac{1}{m+s}\left(\sum_{i=1}^{m}\frac{s_i^-}{x_{ik}}+\sum_{f=1}^{s}\frac{s_f^{z-}}{z_{fk}}\right)}{1+\frac{1}{q+s}\left(\sum_{p=1}^{q}\frac{s_p^+}{y_{pk}}+\sum_{f=1}^{s}\frac{s_f^{z+}}{z_{fk}}\right)},\ \text{s.t.}\begin{cases}X\lambda+S^-=x_k\\Z\lambda+S^{z-}=z_k\\Y\lambda+S^+=y_k\\Z\lambda+S^{z+}=z_k\\\lambda\geqslant 0,\ S^-\geqslant 0,\ S^{z-}\geqslant 0\\S^+\geqslant 0,\ S^{z+}\geqslant 0\end{cases}\tag{1}$$

$$TE^1=\min\frac{1-\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m}\frac{s_i^{1-}}{x_{ik}}}{1+\frac{1}{s}\sum_{f=1}^{s}\frac{s_f^{z+}}{z_{fk}}},\ \text{s.t.}\begin{cases}X^1\lambda^1+S^{1-}=x_k\\Z\lambda^1+S^{z+}=z_k\\\lambda^1\geqslant 0,\ S^{1-}\geqslant 0,\ S^{z+}\geqslant 0\end{cases}\tag{2}$$

$$TE^2=\min\frac{1-\frac{1}{m+s}\left(\sum_{i=1}^{m}\frac{s_i^{2-}}{x_{ik}}+\sum_{f=1}^{s}\frac{s_f^{z-}}{z_{fk}}\right)}{1+\frac{1}{q}\sum_{p=1}^{q}\frac{s_p^{2+}}{y_{pk}}},\ \text{s.t.}\begin{cases}X^2\lambda^2+S^{2+}=x_k\\Z\lambda^2+S^{z-}=z_k\\Y^2\lambda^2+S^{2+}=y_k^2\\\lambda^2\geqslant 0,\ S^{2-}\geqslant 0,\ S^{z-}\geqslant 0,\ S^{2+}\geqslant 0\end{cases}\tag{3}$$

其中：$TE$为总效率；上标1和2为阶段1和阶段2；$x$、$y$和$z$分别为投入、产出和中间产品变量；$\lambda$和$S$分别为组合系数和松弛变量；$m$、$s$和$q$分别为投入要素、中间产品和阶段2产出种类数量；$x_{ik}$为第$k$个决策单元的第$i$种投入；$z_{fk}$为第$k$个决策单元的第$f$种中间产品；$y_{pk}$为第$k$个决策单元的第$p$种产出；$s_f^{z-}$为$z$在第一阶段的投入松弛量；$s_f^{z+}$则为$z$在第二阶段的投入松弛量；$s^-$、$s^+$、$s^{z-}$和$s^{z+}$分别为其对应变量的松弛变量；约束条件部分，大写字母表示目标函数中对应变量的向量表示。投入要素包括研发经费投入（$x_1$）和人员投入（$x_2$），采用研究与试验经费内部支出和人员全时当量指标表征；借鉴刘凤朝等（2020）思路估算，并采用研究与实验价格指数进行价格平减。

### （二）互联网发展水平测度方法-熵权法

从互联网普及、基础设施建设和综合应用三个方面构建指标体系，见表1。利用熵权法进行综合，具体测度思路如式（4）所示。

表1　互联网发展水平评价指标体系

| 一级指标 | 二级指标 | 测度指标 |
|---|---|---|
| 互联网普及程度 | 互联网普及程度 | 互联网普及率 |
| | 通信服务水平 | 移动电话普及率 |
| 基础设施建设 | 光缆建设水平 | 长途光缆线路长度 |
| | 域名资源配置 | 域名数 |
| | 互联网站点数 | 网站数 |
| 综合应用情况 | 互联网接入水平 | 每百人宽带接入端口数 |
| | 电信服务发展水平 | 人均电信业务量 |
| | | 人均邮政业务量 |

$$\begin{cases}Int=\sum_{j=1}^{n}a_j p_{ij};\quad p_{ij}=\dfrac{x_{ij}^*}{\sum_{i=1}^{m}x_{ij}^*};\quad x_{ij}^*=\dfrac{x_{ij}-\bar{x}_j}{s_j}+5\\a_j=\dfrac{g_j}{\sum_{j=1}^{n}g_j};\quad g_j=1-e_j;\quad e_j=-\dfrac{1}{\ln m}\sum_{i=1}^{m}p_{ij}\ln p_{ij}\end{cases}\tag{4}$$

其中：$Int$为互联网发展水平；$h$为评价指标，$i$和$j$分别为年份和省份；$\bar{x}_j$和$s_j$为均值和标准差；$x_{ij}^*$为无量纲化处理指标；$p_{ij}$为比例；$\bar{h}$为均值；$\sigma$为标准差；$h^*$为无量纲化的指标值；$e$、$g$、$\gamma$和$\alpha$分别为熵值、差异系数、相对份额和指标权重。

### （三）驱动效果分析-Tobit回归

技术创新效率在[0，1]内，属于受限变量类型，故选择Tobit面板回归模型分析互联网发展带来的技术创新效率驱动效果。为避免传统最小二乘法引致的参数估计结果的有偏性和不一致性，采用极大似然估计法

展开参数估计。

首先,式(5)为总效应模型的数学表达式,以检验假设1是否成立。

$$TE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Int_{it} + \alpha_2 Control_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

其中:互联网发展水平(*Int*)是核心解释变量;控制变量用*Control*表示;$\alpha_0$为常数项;$\alpha_1$为核心解释变量系数;$\alpha_2$为控制变量系数;$\mu$为误差项;$i$和$t$分别为省份和年份。

借鉴温忠麟和叶宝娟(2014)研究思路展开中介效应分析,以验证假设2和假设3是否成立。具体如式(6)和式(7)所示,式(6)表示以市场厚度作为中介变量情景下的中介效应模型,式(7)表示市场流畅度为中介变量的中介效应模型。

$$\begin{cases} TE_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Int_{it} + \lambda_2 Thic_{it} + \lambda_3 Control_{it} + \varepsilon_{it} \\ Thic_{it} = \beta_0 + \beta_1 Int_{it} + \beta_2 Control_{it} + \varsigma_{it} \end{cases} \quad (6)$$

$$\begin{cases} TE_{it} = \eta_0 + \eta_1 Int_{it} + \eta_2 Conges_{it} + \eta_3 Control_{it} + \xi_{it} \\ Conges_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Int_{it} + \gamma_3 Control_{it} + \psi_{it} \end{cases} \quad (7)$$

其中:*Thic*和*Conges*分别为市场厚度和市场流畅度变量;$\lambda$、$\beta$、$\eta$和$\gamma$分别为模型中变量系数;$\varepsilon$、$\varsigma$、$\xi$和$\psi$为随机误差项。

中介变量选取方面:技术市场厚度选取技术市场成交额指标表征。市场流畅度则从信息流畅度、科技中介服务和技术资源流畅度三个方面评估,分别选取电信业务额、代理申请专利数占受理数比例、研究与实验经费内部支出占主营业务收入比重表征,并采用改进熵值法求得综合结果。控制变量选取方面:在综合现有互联网发展、技术市场与技术创新效率方面成果基础上,选取政府支持、企业规模、经济运行绩效和贸易开放度四个变量作为控制变量。其中,政府支持(*GOV*)借鉴李彦龙(2018)处理思路,采用研究与实验经费内部支出中政府资金所占比例进行衡量;企业规模(*SI*)采用高技术产业主营业务收入与企业数的比值得到;经济运行绩效(*PE*)采用高技术产业利润总额与主营业务收入的比值得到;贸易开放度(*Open*)选取进出口贸易额占GDP比重刻画。

### (四)研究样本与数据处理

选取内地29个省份、自治区和直辖市作为研究样本(港澳台和西藏、青海未包括),研究期间为2009—2019年。2008年全球经济危机冲击下中国经济转入新常态,随着2015年"创新、协调、绿色、开放、共享"新发展理念提出以来的最新演变趋势,对"十四五"时期技术创新发展具有重要的参考意义。数据主要源于《中国高技术产业年鉴》《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和《中国信息年鉴》。互联网发展数据源于中国互联网信息中心发布的各年份《中国互联网发展统计报告》(http://www.cac.gov.cn)。同时,参考国家统计局划分标准,将29省、自治区和直辖市划分为东部、中部和西部三个经济区,东部经济区包括13个省份,分别为北京、天津、河北、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部经济区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南6省份,其余10个省份、自治区和直辖市为西部经济区。表2为指标描述性统计结果。

表2 解释变量的描述性统计

| 指标名称 | 最大值 | 最小值 | 平均值 | 标准差 |
|---|---|---|---|---|
| 互联网发展水平 | 7.67 | 3.295 | 4.73 | 0.766 |
| 市场厚度 | 49.58 | 0.01 | 2.84 | 6.134 |
| 市场流畅度 | 9.68 | 3.51 | 5.05 | 0.812 |
| 政府支持 | 0.61 | 0.07 | 0.24 | 0.138 |
| 企业规模 | 9.58 | 0.49 | 3.35 | 1.824 |
| 经济运行绩效 | 0.22 | −0.00 | 0.08 | 0.037 |
| 贸易开放度 | 1.55 | 0.03 | 0.29 | 0.327 |

## 五、实证结果分析

### (一)技术创新效率结果分析

图2是根据式(1)~式(3)得到的效率结果变化趋势图,以评估高技术产业在技术创新活动中的总效率变化及分阶段特征。具体可知:

首先,2009—2019年,高技术产业技术创新效率值总体处于上升趋势。2009年效率值在0.20附近,到2019年上升为0.4043,累计上升幅度为76.73%,从低水平向中等水平类型转变。如图2所示,除2010—2011年和2017—2018年下调外,其余时期均处于上升趋势。其次,成果转化阶段效率的上升幅度明显高于知识生产阶段,2009—2014年知识生产阶段效率值明显高于成果转化阶段,2015年开始,成果转化阶段效率值明

显高于知识生产阶段。对比分阶段效率与总体效率测度结果，高技术产业技术创新总效率均低于分阶段效率值，表明技术创新活动中知识生产阶段与成果转化阶段二者间的协同性较弱，这也是造成总效率偏低的重要原因。最后，总效率曲线变化方向与成果转化阶段效率曲线变化方向趋于一致，而知识生产阶段效率值从2015年开始下降态势较为明显。因此，2009—2014年，三者间关系呈现出“知识生产阶段>成果转化阶段>总体”的态势，2015—2019年，成果转化阶段效率明显最高，而知识生产阶段效率与总体效率非常接近，总效率略高于知识生产阶段效率。可知，成果转化阶段效率是推动总效率上升的主要因素，而知识生产阶段效率较低是造成总效率处于偏低水平的短板要素，二者协同发展值得重视。

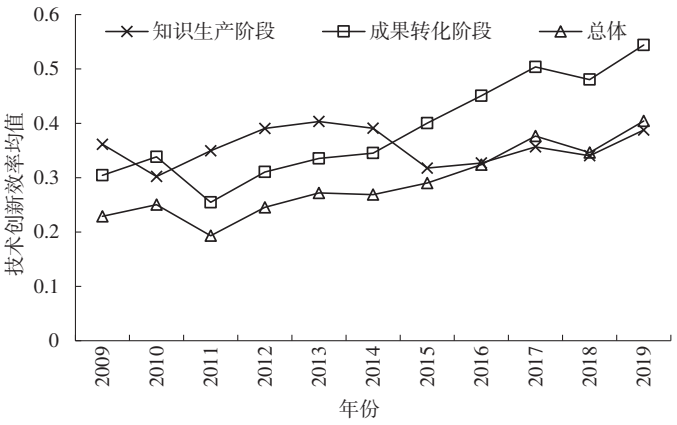



图2　总效率和分阶段效率演变趋势

## （二）回归结果分析

利用极大似然法对Tobit模型式（5）~Tobit模型式（7）展开参数估计及检验，结果见表3。变量的方差膨胀因子均值为1.87，远低于10，表明不存在严重的多重共线性。表3中，列（1）为根据式（5）模型回归的估计结果，即总效应模型结果；列（2）和列（3）是根据式（6）所示的以市场厚度为中介变量的中介效应估计结果，列（4）和列（5）则报告了以市场流畅度为中介变量的中介效应估计结果。

根据式（5）估计结果可知，互联网发展水平（*Int*）对高技术产业技术创新效率的驱动效果系数为0.076，且在1%的置信水平下是显著驱动变量。结果表明，中国互联网的快速发展能够显著的加快高技术产业技术创新效率的上升，互联网发展是提升高技术产业技术创新效率的正向驱动要素，假设1成立；不仅如此，互联网发展水平综合指数每上升1个单位，能够引起高技术产业技术创新效率上升的总效应为0.076个单位。互联网发展能够通过加速本部门技术创新更新迭代推动数字技术及信息技术快速发展的同时，还可以通过“互联网+”模式替代传统生产要素，驱动高技术产业其他部门创新生产要素资源进一步优化，从而显著的提升高技术产业技术创新效率水平。未来随着互联网技术成果涌现及向高技术产业推广应用，互联网将是加快高技术产业技术创新能力提升的重要方向。

其他控制变量中，政府支持（*GOV*）对高技术产业技术创新效率的影响系数为-0.454，且在1%置信水平是显著，表明政府扶持能够降低高技术企业技术创新研发过程中的融资约束与风险水平的同时，并未对高技术企业研发活动的投入产出效率带来显著的正向激励效果，相反表现出了显著的反向驱动效果，过高的政府支持力度降低了高技术企业研发过程效率。因此合理的政府扶持力度是中央政府对高技术产业技术创新活动激励政策中需重视的政策设计内容。高技术企业经济运行绩效（*PE*）对技术创新效率的影响系数为0.748，且在10%置信水平下显著，高技术企业经济效果的上升能够带来技术创新效率的增长，表明高技术企业技术创新活动仍处于规模报酬递增阶段。贸易开放度（*Open*）对高技术产业技术创新效率的影响系数为0.148，并且在1%置信水平下为显著变量，表明随着经济活动开放程度的加深，外商投资及对外贸易活动对国内高技术产业的技术创新活动形成的竞争效应占据主导地位，能够倒逼国内高技术企业通过知识学习或同行竞争进一步优化研发资源配置从而达到提升自身技术创新能力的目的。

表3　Tobit模型回归结果

| 解释变量 | *TE* | 中介路径1（*Thic*） | | 中介路径2（*Conges*） | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | *Thic* | *TE* | *Conges* | *TE* |
| | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） |
| *Int* | 0.076*** | 3.454*** | 0.057** | 0.359*** | 0.062*** |
| | （3.65） | （8.26） | （2.48） | （5.92） | （2.85） |
| *Thic* | | | 0.005* | | |
| | | | （1.88） | | |
| *Conges* | | | | | 0.038* |
| | | | | | （1.88） |
| *GOV* | -0.454*** | 18.340*** | -0.554*** | 0.997*** | -0.49*** |
| | （-4.78） | （9.62） | （-5.11） | （3.61） | （-5.10） |
| *SI* | 0.013 | 0.158 | 0.012 | -0.001 | 0.013 |
| | （1.44） | （0.91） | （1.35） | （-0.03） | （1.46） |
| *PE* | 0.748* | -11.726 | 0.812** | -1.690 | 0.811** |
| | （1.82） | （-1.42） | （1.98） | （-1.42） | （1.98） |
| *Open* | 0.148*** | 4.264*** | 0.124** | 0.913*** | 0.113** |
| | （3.15） | （4.53） | （2.58） | （6.69） | （2.26） |
| 常数项 | -0.116 | -18.726*** | -0.014 | 2.992*** | -0.229** |
| | （-1.17） | （-9.38） | （-0.13） | （10.34） | （-1.98） |

注：括号内数值表示标准误；*表示$p<0.1$；**表示$p<0.05$；***表示$p<0.01$。

列(2)和列(3)为以技术市场厚度作为中介变量下的Tobit模型回归结果。具体可知,列(2)结果中互联网发展对技术市场厚度的影响系数为3.454,且在1%置信水平下显著,表明互联网发展能够显著的正向带动技术市场厚度提升。列(3)所示的结果为互联网发展对技术创新效率的直接效应系数为0.057,在5%置信水平下显著;中介变量市场厚度(*Thic*)对技术创新效率的影响系数为0.005,在10%置信水平下显著;根据图1所示市场厚度为中介变量路径下的可能影响效果分析可知,聚集效应和知识溢出效应对技术创新效率带来的正向效果,大于拥堵效应和思维锁定对技术创新效率带来的负向效应,是间接影响效应为正值原因,假设2成立。

列(4)和列(5)则是市场流畅度为中介变量情形下Tobit模型回归结果。根据列(4)回归结果,互联网发展水平变化(*Int*)对技术市场流畅度(*Conges*)的影响系数为0.359,且在1%置信水平下显著,表明中国互联网的快速发展能够正向、显著的驱动技术市场流畅度上升。同时,根据列(5)回归结果可知,互联网发展对技术创新效率的直接影响系数为0.062,且在1%置信水平下显著;同时技术市场流畅度对技术创新效率的影响系数为0.038,且在10%置信水平下显著,表明技术市场流畅度通过技术竞争、信息对称或技术扩散路径能够引起技术创新效率的显著、正向变化。因此,假设3成立。

综上,一方面,互联网快速发展能够直接带动高技术产业技术创新效率的显著上升;另一方面,能够通过正向地带动技术市场的市场厚度和技术市场流畅度改进,从而最终带动高技术产业技术创新效率提升。因此,互联网发展最终引起技术创新效率的总效应显著为正,假设1~假设3均成立。

### (三)稳健性检验

首先,根据内生性检验思路及结果展开稳健性分析。将互联网发展水平滞后一期(*L.Int*)和滞后二期(*L2.Int*)作为工具变量,并利用两阶段最小二乘法(TSLS)思路进行参数估计,结果见表4中稳健性检验1结果所示,分别为其第一阶段和第二阶段模型的参数估计结果。弱工具变量检验中,*F*统计量为410.673,远大于临界值,则弱工具变量不存在;同时,过度识别检验结果显示,伴随概率分别为0.7533和0.7568,拒绝过度识别原假设,工具变量较为合理。根据第一阶段模型回归结果,滞后一期和滞后两期两个工具变量均在5%的置信水平上显著,表明两个滞后变量作为工具变量使用较为;第二阶段模型结果中,核心解释变量的参数估计值为0.127,且在1%置信水平下显著,估计结果与表3的总效应估计结论一致,表明工具变量情景下模型估计结果具有较好的稳健性。

其次,采用替代变量法展开稳健性检验2,采用互联网普及率(*IPR*)作为互联网发展水平的替代变量,结果见表4稳健性检验2部分。其中,列(1)表示总效应模型结果,列(2)和列(3)为中介路径1下参数估计结果,列(4)和列(5)为中介路径2下参数估计结果。列(1)结果显示,*IPR*对技术创新效率的总效应系数为0.239,在10%置信水平下显著,总效应模型估计结果具有良好的稳健性。中介路径1结果中,*IPR*对技术市场厚度的影响系数为0.165,且在1%置信水平下显著,互联网发展能够显著的正向带动技术市场厚度变化;同时,*IPR*对技术创新效率的直接效应系数为0.087,且在10%置信水平下是显著变量,市场厚度(*Thic*)对技

表4 稳健性检验结果

| 解释变量 | 稳健性检验1(TSLS) | | 稳健性检验2 | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | *Int* | *TE* | *TE* | *Thic* | *TE* | *Conges* | *TE* |
| *Int* | | 0.127***(4.62) | 0.239*(1.76) | 0.165***(5.88) | 0.087*(1.72) | 0.016***(4.14) | 0.099**(1.97) |
| *Thic* | | | | | 0.008***(3.12) | | |
| *Conges* | | | | | | | 0.054***(2.77) |
| *L.Int* | 0.672***(11.11) | | | | | | |
| *L2.Int* | 0.131**(2.07) | | | | | | |
| *GOV* | −0.322**(−2.48) | −0.462***(−4.48) | −0.490***(−5.11) | 17.030***(8.56) | −0.625***(−5.95) | 0.857***(3.04) | −0.528***(−5.47) |
| *SI* | −0.026**(−2.21) | 0.016*(1.72) | −0.015(−1.55) | 0.060(0.30) | −0.004(−0.14) | −0.009(−0.31) | 0.010(1.02) |
| *PE* | 0.091(0.16) | 0.166(0.36) | 0.740*(1.76) | −14.248(−1.64) | 0.597(1.42) | −1.929(−1.56) | 0.585(1.38) |
| *Open* | 0.525***(7.80) | 0.050(0.83) | 0.175***(3.46) | 4.391***(4.19) | 0.141***(2.86) | 0.938***(6.31) | 0.134***(2.60) |
| 常数项 | 1.121***(7.71) | −0.312**(−2.23) | 0.128**(1.97) | −9.091***(−6.78) | 0.033(0.12) | 4.009***(21.05) | −0.326(−1.17) |

注:括号内数值表示标准误;*表示$p<0.1$;**表示$p<0.05$;***表示$p<0.01$。

术创新的影响系数为0.008，在1%置信水平下显著，假设2成立，中介路径1下的模型结果稳健性良好。中介路径2下，根据列(4)所示互联网普及率上升引起的市场流畅度系数为0.016，在1%置信水平下显著，假设2成立。根据列(5)所示*IPR*对技术创新效率的直接效应系数为0.099，且在5%置信水平下显著；同时，市场流畅度引起的技术创新效率变动系数为0.054，1%置信水平下显著，假设3成立。可知，采用*IPR*作为替代变量情景下，模型结果具有良好的稳健性。

### (四)区域异质性检验

按照第4部分分类标准，将研究样本划分为东部、中部和西部三个样本，回归结果见表5，根据三个子样本回归结果，总效应及中介效应均表现出明显的区域异质性。对比三个子样本总效应的回归结果，东部和中部互联网发展对高技术产业技术创新效率的影响系数分别为0.086和0.168，且均在1%的置信水平下显著相关。而在西部互联网发展的影响系数为0.096，即使在10%的置信水平下也未表现出较强的相关性。根据三样本中介效应1的回归结果，东中西部互联网发展所产生的直接效应影响系数分别为0.042、0.188、0.113，均至少在10%置信水平上显著正相关，然而通过中介变量市场厚度产生的中介效应中，仅东部的影响系数在1%置信水平上显著，中西部影响系数为负，且在10%置信水平上仍未发现相关性。在以市场流畅度为中介变量的中介效应2模型中，互联网发展产生的直接效应仅在东中部显著，通过市场流畅度变量所产生的中介效应与中介效应1结果相同仅在东部显著。因此，依托东中部的人才、技术、资源优势，互联网的快速发展促进了高技术产业技术创新效率的提升，中部和西部技术市场培育尚未成熟，聚集效应、技术扩散效应等未能凸显。未来，有效补齐西部短板，引导资源梯度转移仍是重要发展方向。

表5　区域异质性检验

| 解释变量 | 东部地区 | | | 中部地区 | | | 西部地区 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 总效应 | 中介效应1 | 中介效应2 | 总效应 | 中介效应1 | 中介效应2 | 总效应 | 中介效应1 | 中介效应2 |
| | *TE* | *TE* | *TE* | *TE* | *TE* | *TE* | *TE* | *TE* | *TE* |
| *Int* | 0.086*** | 0.042* | 0.038* | 0.168*** | 0.188** | 0.137** | 0.096 | 0.113* | 0.079 |
| | (4.37) | (1.90) | (1.79) | (2.72) | (2.49) | (2.08) | (1.59) | (1.84) | (1.27) |
| *Thic* | | 0.010*** | | | −0.005 | | | −0.018 | |
| | | (3.65) | | | (−0.46) | | | (−1.21) | |
| *Conges* | | | 0.099*** | | | 0.058 | | | −0.051 |
| | | | (4.54) | | | (1.21) | | | (−1.19) |
| *GOV* | −0.459*** | −0.751*** | −0.546*** | −2.173*** | −2.015*** | −2.244*** | −0.530*** | −0.362 | −0.425** |
| | (−3.99) | (−5.54) | (−5.03) | (−3.73) | (−2.99) | (−3.88) | (−2.86) | (−1.57) | (−2.09) |
| *SI* | 0.022** | 0.019* | 0.025** | −0.001 | −0.002 | 0.003 | −0.023 | −0.016 | −0.013 |
| | (2.08) | (1.85) | (2.50) | (−0.01) | (−0.14) | (0.19) | (−1.13) | (−0.75) | (−0.60) |
| *PE* | 0.684 | 1.039 | 0.965 | 0.312 | 0.244 | 0.397 | 1.035 | 1.031 | 1.146 |
| | (1.04) | (1.65) | (1.58) | (0.29) | (0.22) | (0.37) | (1.59) | (1.60) | (1.76) |
| *Open* | 0.215*** | 0.2000*** | 0.115** | 2.701*** | 2.631*** | 2.766*** | 1.338*** | 1.308*** | 1.228*** |
| | (3.93) | (3.82) | (2.07) | (4.14) | (3.93) | (4.27) | (3.31) | (3.25) | (2.98) |
| 常数项 | | −0.044 | −0.523*** | −0.424 | −0.513 | −0.581 | −0.190 | −0.311 | 0.081 |
| | | (−0.36) | (−4.52) | (−1.28) | (−1.34) | (−1.65) | (−0.68) | (−1.05) | (0.22) |

注：括号内数值表示标准误；*表示$p<0.1$；**表示$p<0.05$；***表示$p<0.01$。

## 六、结论及启示

从理论与实证两方面分析互联网发展对高技术产业技术创新效率的直接影响及通过市场厚度、市场流畅度中介变量的间接影响。研究结果表明：①高技术产业的技术创新效率呈现出波动上升趋势，当前处于中等水平。2014年之前“知识生产阶段效率>成果转化阶段效率”；2014年开始，成果转化效率较高，知识生产效率与总效率基本持平。因此，知识生产是短板，促进以知识生产为中心的研发投入产出资源优化，是提升高技术产业技术创新能力的重要方向。②互联网的快速普及应用对中国技术市场产生了显著的、正向驱动效果，有利于技术市场运行机制的完善。其中，互联网发展引起的技术市场厚度系数为3.454，即互联网发展可以吸引更多的参与者和研发资源进入技术市场；同时，引起市场流畅度的影响系数为0.359，表明互联网发展加速了技术商品流通速度，即节约交易成本、交易时间或更加便利服务，为技术市场运营水平提升提供基础。③无论是通过市场厚度还是市场流畅度方面，均是互联网发展驱动技术创新效率提升进程中的重要中介变量，假设1~假设3均显著成立。互联网发展通过市场厚度带动的间接影响系数为0.005，通过市场流畅

度的间接效应为0.038,相对于总效应0.076而言,互联网发展带来的直接效应占据主导地位。进一步表明,互联网技术设施完善和快速普及在现阶段中国技术市场运营过程中发挥了重要的正向引导作用,显著地提升了技术市场上参与主体、交易商品及相应服务的数量和质量,为中国技术市场进一步完善提供了非常有利的条件;同时,技术市场运营水平的提升对技术创新效率提升发挥了显著的正向驱动作用,但其效果仍非常有限,尚存在着较大的提升空间,是未来完善技术市场机制的重要方向和内容。

根据以上结论,提出如下政策建议:首先,作为"互联网+"战略的具体化表现,发挥互联网发展对高技术领域技术创新能力提升的正向驱动作用,应成为国家技术创新系统"补短板"环节的重要课题。当前,互联网扩张为"大数据、互联网和人工智能"相互融合的数字经济产业提供载体的同时,也通过改变产业组织的技术创新行为,从而对创新主体技术创新能力产生了显著的正向影响效果。在"互联网+"战略支持下,充分利用互联网与大数据和人工智能技术融合,互联网扩张可以通过改变产业主体的决策与运行方式,加速新知识要素的要素流动速度,能够更加便捷快速的获取外部创新资源与新知识信息,加速高技术企业的知识积累速度和规模,从而为高技术企业在少数关键材料、基础算法与核心技术领域的技术创新成果突破提供更有利的条件,为增强高技术产业的技术创新能力提供参考。其次,充分发挥互联网发展对技术市场运行机制完善带来的重要机遇,更是激发技术市场发挥"无形的手"创新资源配置能力提供了更有利的平台。互联网快速发展,通过改变市场交易方式、信息传输速度与知识溢出范围,从而对创新主体获取外部资源与市场信息反映方式,从而对其内部创新决策行为与绩效产生了显著的影响,是技术市场影响高技术产业技术创新能力的重要路径。利用"互联网+"战略对技术市场完善的正向引导效应,进而通过改变技术市场厚度和流畅度水平,从而对高技术产业技术创新能力产生正向作用。在国家构建统一大市场战略背景下,发挥互联网发展带来的"数字化""智能化"或"集成化"优势,为技术创新资源与创新成果的跨企业、跨部门及跨区域流动性提供便利,为改善创新资源及创新成果流通的不充分和不平衡性,从而发挥技术市场的中介作用提供方向。

本文研究通过构建中介效应模型考察了互联网发展对高技术产业的技术创新效率的直接影响和通过技术市场引起的间接影响,为进一步发挥互联网发展带来的创新潜力和完善技术市场运行提供有利的参考。但是,仍存在着一定的局限性,未来探索技术创新网络、空间溢出、政策协同等对高技术产业技术创新效率的影响机理问题,将进一步丰富国家"互联网+"战略的具体应用成果。

## 参考文献


[1] 安同良, 杨晨, 2020. 互联网重塑中国经济地理格局: 微观机制与宏观效应[J]. 经济研究, 55(2): 4-19.

[2] 白俊红, 卞元超, 2016. 要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失[J]. 中国工业经济, (11): 39-55.

[3] 段玉婷, 王玉荣, 卓苏凡, 2021. 产业互联网下企业创新"竞合"网络与创新绩效[J]. 技术经济, 40(8): 51-62.

[4] 韩先锋, 宋文飞, 李勃昕, 2019. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗?[J]. 中国工业经济, (7): 119-136.

[5] 李彦龙, 2018. 税收优惠政策与高技术产业创新效率[J]. 数量经济技术经济研究, 35(1): 60-76.

[6] 刘凤朝, 张娜, 赵良仕, 2020. 东北三省高技术制造产业创新效率评价研究——基于两阶段网络 DEA 模型的分析[J]. 管理评论, 32(4): 90-103.

[7] 刘鑫鑫, 惠宁, 2021. 互联网、技术创新与制造业高质量发展[J]. 经济问题探索, (9): 143-155.

[8] 罗珉, 李亮宇, 2015. 互联网时代的商业模式创新: 价值创造视角[J]. 中国工业经济, (1): 95-107.

[9] 沈国兵, 袁征宇, 2020. 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响[J]. 经济研究, (1): 33-48.

[10] 温忠麟, 叶宝娟, 2014. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 22(5): 731-745.

[11] 夏凡, 冯华, 2020. 技术市场规模与区域技术进步——基于创新投入的多重中介效应分析[J]. 宏观经济研究, (1): 95-111.

[12] 杨水利, 李雷, 2021. 互联网发展与创新效率提升——来自中国高技术产业的经验证据[J]. 运筹与管理, 30(3): 190-198.

[13] 叶祥松, 刘敬, 2018. 政府支持、技术市场发展与科技创新效率[J]. 经济学动态, (7): 67-81.

[14] 俞立平, 王冰, 2021. 市场设计理论下技术市场对协同创新的影响机制研究——以高技术产业为例[J/OL]. 科研管理: 1-15.

[15] 俞立平, 吴思慈, 庞如超, 2021. 技术市场厚度、市场流畅度与创新效率[J]. 中国科技论坛, (5): 79-89.

[16] 俞立平, 吴思慈, 张宏如, 2022. 技术市场发展与高技术企业创新差距关系研究[J]. 统计与信息论坛, 37(3): 14-23.

[17] 余永泽, 刘凤娟, 庄海涛, 2021. 互联网发展与技术创新: 专利生产、更新与引用视角[J]. 科研管理, 42(6): 41-47.

[18] 张希良, 2021. 中国特色全国碳市场设计理论与实践[J]. 管理世界, 37(8): 80-95.

[19] 张旭亮，史晋川，李仙德，等，2017. 互联网对中国区域创新的作用机理与效应[J]. 经济地理，7(12)：129-137.
[20] 张骁，吴琴，余欣，2019. 互联网时代企业跨界颠覆式创新的逻辑[J]. 中国工业经济，372(3)：162-180.
[21] 朱诗怡，张凯，胡昕霖，2021. 技术市场对经济高质量发展的影响研究[J]. 经济问题探索，(9)：30-43.
[22] 庄子银，段思淼，2018. 区域技术市场发展对创新的驱动作用——来自 2002—2015 年省级面板数据的实证分析[J]. 科技进步与对策，35(15)：29-38.
[23] D'ATTOMA I，LEVA M，2020. Determinants of technological innovation success and failure：Does marketing innovation matter?[J]. Industrial Marketing Management，(91)：64-81.
[24] HELSLEY R W，STRANGE W C，2011. Entrepreneurs and cities：Complexity，thickness and balance[J]. Regional Science & Urban Economics，41(6)：550-559.
[25] LEE H S，2020. An integrated model for SBM and Super-SBM DEA models[J]. Journal of the Operational Research Society，72(5)：1174-1182.
[26] LICHTENTHALER U，2013. The collaboration of innovation intermediaries and manufacturing firms in the markets for technology[J]. Journal of Product Innovation Management，30(1)：142-158.
[27] NAMBISAN S，BARON R A，2013. Entrepreneurship in innovation ecosystems：Entrepreneurs' self-regulatory processes and their implications or new venture success[J]. Entrepreneurship Theory and Practice，37(5)：1071-1097.
[28] PAUNOV C，ROLLO V，2016. Has the Internet fostered inclusive innovation in the developing world?[J]. World Development，(78)：587-609.
[29] ROTH A E，2008. What have we learned from market design[J]. Economic Journal，118(3)：285-310
[30] SEOK B I，HAN M S，2018. Effects of network utilization for enterprise technology trading activities on technology commercialization capacity and innovation performance[J]. Global Business Administration Review，15(6)：69-89.
[31] ZHENG F H，JIAO H，CAI H B，2018. Reappraisal of outbound open innovation under the policy of China's market for technology[J]. Technology Analysis & Strategic Management，30(1)：1-14.

## Internet Development，Technology Market and Technological Innovation Efficiency of High-Tech Industry of China：Empirical Analysis Based on SBM-Entropy-Tobit Model

Zhao Qiaozhi，Liu Zhuoxuan，Cui Herui

（Economics and Management Department，North China Electric Power University，Baoding 071003，Hebei，China）

**Abstract**：With technology market thickness and congestion as mediating variables，panel data econometric model was constructed to reveal internet development influence on technological innovation efficiency of high-tech industry and empirically evaluate the direct and indirect effects. Results are as follows. Firstly，during 2009—2019，technological innovation efficiency varies at the range[0.1932，0.4043]and there is a rising trend. Efficiency in the achievement transformation stage is significantly more than that in the knowledge production stage. Secondly，from theoretical aspect，its direct influence on technological innovation activity of internet development is analyzed in details. Moreover，internet development can affect technological innovation activity through technological market development which the two main mediating pathways are market thickness and congestion variation. Three hypotheses are to be examined. Thirdly，empirical regression results show that three hypothesis are true for high-tech industry. Internet development not only can affect technological innovation efficiency significantly in a direct and positive way，but also can influence it by the two mediating ways positively. Regional heterogeneity should not be ignored among eastern，middle and western China. "Internet plus technological market" strategy should be an important direction for high-tech industry to stimulate its technological innovation resource distribution optimization.

**Keywords**：internet development；high-technology industry；technological innovation efficiency；technological market；mediating effect