

doi: 10.12012/CJoE2021-0018

互联网技术普及下的金融市场与创新: 基于全球视角下的检验

黄兆君, 田 轩

(清华大学五道口金融学院, 北京 100083)

摘 要 本文基于全球 38 个国家和地区的互联网普及程度、金融市场发展程度、及科技创新能力信息, 探索互联网技术普及如何影响金融市场作用于长期经济增长的效率。研究发现, 从整体来看, 互联网普及能显著提升金融市场服务于科技创新的效率, 有利于经济长期发展。就作用机制而言, 本文发现, 对间接融资市场而言, 互联网技术的普及能弥补实体银行分布的地域限制, 提升银行流动性创造的效率、并提升银行业竞争水平, 进而显著提升金融系统效率; 对直接融资市场而言, 互联网技术普及能对参与度高且换手率高的市场提供技术支撑, 起到进一步促进的作用, 同时也能够在证券市场波动较大时提供信息优势, 保证金融市场效率。

关键词 互联网; 创新; 金融市场; 直接融资市场; 间接融资市场

The Real Impact of Internet Penetration on Financial Market Efficiency: From a Global Perspective

HUANG Zhaojun, TIAN Xuan

(PBC School of Finance, Tsinghua University, Beijing 100083, China)

Abstract Using the data of 38 economies, we provide the most recent evidence that trumpets the importance of internet penetration on the efficiency of the financial market in fostering the innovativeness and long-term growth of the economy. Additionally, we find that the effect varies for the intermediary-based financial system and market-based

收稿日期: 2021-01-16

基金项目: 国家自然科学基金重大项目“互联网背景下金融机构创新规律与业绩表现研究”(71790591); 国家杰出青年科学基金(71825002); 国家自然科学基金专项项目“重大突发公共卫生事件对我国经济高质量发展的影响及对策”(72042011); 北京高校卓越青年科学家计划项目(BJJWZYJH01201910003014)

Supported by National Natural Science Foundation of China (71790591, 71825002, 72042011); Beijing Outstanding Young Scientist Program (BJJWZYJH01201910003014)

作者简介: 黄兆君, 清华大学五道口金融学院, 清华大学国家金融研究院中级研究专员, 博士, 研究方向: 公司金融与金融创新、创业金融等, E-mail: huangzhj@pbcfsf.tsinghua.edu.cn; 通信作者: 田轩, 清华大学五道口金融学院金融学讲席教授, 博士, 教育部“长江学者”特聘教授, 国家杰出青年基金获得者, 北京市卓越青年科学家获得者, 博士生导师, 研究方向: 公司金融、企业创新和风险投资等, E-mail: tianx@pbcfsf.tsinghua.edu.cn.

financial system. We document that internet penetration improves the intermediary-based financial system by removing the physical limitations of banks, enhancing the depth of the banking system, and promoting market competition. By contrast, internet-based technology provides support for a highly active stock market and maintains market efficiency during uncertain periods by providing information advantages.

Keywords internet; innovation; financial market; intermediary-based financial system; market-based financial system

1 引言

国际电信联盟 (ITU) 统计显示 (图 1), 近年来, 互联网普及程度呈直线上升趋势. 同时, 对以中国为代表的发展中国家而言, 其互联网普及率虽不及发达国家 (图 1(a)), 但互联网的使用人数却具有巨大优势 (图 1(b)). 对金融系统而言, 互联网技术普及犹如双刃剑. 一方面, 互联网技术普及降低了信息成本和交易成本, 丰富了信息及数据资源, 并为金融行业带来了新的服务模式 (例如: 网上银行、智能投顾) 和交易模式 (例如: 数字交易平台、高频交易), 深化了金融普惠. 另一方面, 鱼龙混杂的互联网平台带来了信息爆炸, 并将投资者的理性与感性迅速反应到金融市场中. 2021 年 1 月 29 日, 美国散户以 WSB (华尔街赌博) 论坛为阵地, 在精英带头人的煽动下迅速形成聚集效应, 将一家长期亏损的名为“游戏驿站” (GameStop) 的游戏公司股票从 3 美元一度推升至 400 美元以上. 这一举动不仅使美国多家知名做空机构黯然出局, 也让支持实体经济的金融市场瞬间沦为投机倒把的赌场. 除此之外, 在互联网技术的加持下, 技术及操作风险蔓延的速度和广度得到前所未有地提升. 2010 年 5 月 6 日下午 2:30, 基于互联网的高频交易由于人工及算法错误使美国道琼斯工业指数在 10 分钟内跳水 1000 点, 造成股票市场大幅震荡. 近年来, 尽管相关制度得到完善, 类似事件却在各类金融市场轮番上演. 此外, 基于互联网技术的金融创新层出不穷, 在扩展市场的同时也给金融市场带来了新的风险. 2020 年 11 月 27 日, 我国 Peer-to-Peer (P2P) 平台个数彻底清零. 在其发展的 13 年中, 我国的 P2P 平台借助互联网迅速发展, 在监管几乎空白的情况下, 钻监管漏洞、非法集资、诈骗等乱象层出不穷, 扰乱了正常金融次序. 不仅如此, 由于 P2P 模式可持续盈利性差, 国际 P2P 市场从 2016 年起也开始不断紧缩. 近年来, 以美国 LendingClub 为代表的 P2P 巨头逐渐缩减其 P2P 业务, 并转型为数字银行. 面对正面和负面的种种现象, 互联网技术普及究竟能否提升金融市场效率尚不明确.

随着“十四五”规划的开局, 中国金融市场改革逐渐深化. 同时, 我国互联网发展也开启加速模式. 2020 年 10 月, 工信部表示, 将积极考虑把 5G、集成电路等重点领域纳入“十四五”国家专项规划. 这意味着以 5G 应用、物联网等为代表的新一代信息技术将成为“十四五”规划的重点. 也意味着我国的互联网技术普及即将取得更大突破. 2017 年 7 月, 习近平总书记在全国金融工作会议上指出, 金融工作要回归本源, 服从服务于经济社会发展. 了解互联网技术普及如何影响金融市场的效率, 对认识我国金融及互联网技术的联动, 了解如何让金融更好地服务于实体经济, 学会利用互联网技术, 打造一个“规范、透明、开放、有活力、有韧性的金融市场”等都具有重要意义. 本文在此背景下, 以全球 38 个国家和地区的互联网普及程度及金融市场发展为基础, 探索互联网技术普及对金融市场效率的影响及其作用机制. 相关文献表明, 一国的创新能力能为

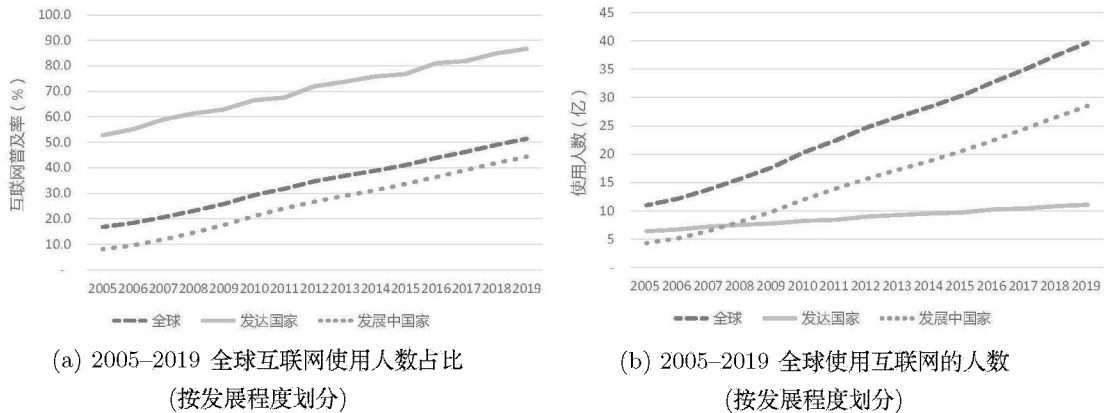


图1 全球互联网普及程度

该国经济社会的发展提供长期动力,也是一国竞争力的体现.鉴于此,本文以一个经济体的科技创新程度衡量该经济体长期经济发展力水平,转而探索互联网技术普及如何影响金融市场对该经济体技术创新能力的作用效率.

在实证研究方面,本文首当其冲的问题是如何建立三者之间的因果关系.首先,学术研究对于经济增长与金融市场发展孰先孰后的问题一直存在争议(Schumpeter (1911), Robinson (1952)),一方面,经济发展可能获益于金融市场发展;另一方面,经济发展带来的新需求可能推动金融市场创新,促进金融系统发展.经济发展与金融系统的联动关系容易造成反向因果问题.就本文而言,反向因果的可能性主要表现为经济体创新程度越高,可能会加速互联网技术普及和金融市场发展.其次,本文也可能面临遗漏变量的可能性.如果行业与经济体的某些固有特征和金融市场发展、创新能力、以及互联网发展能力相关,则会对模型所有的回归系数带来正向或负向偏差(Lerner and Seru (2017)).

为削弱内生性对本文模型结果的影响,本文在模型的设定上采用如下方法:首先,参考相关文献(Rajan and Zingales (1998), Hsu et al. (2014), Gormley and Matsa (2014), Bhattacharya et al. (2017), Luong et al. (2017), Moshirian et al. (2021)),本文在经济体-行业-年份的多维面板数据回归中加入经济体-行业固定效应及年度固定效应,以削弱遗漏变量对模型带来的影响.由此,本文模型结果的测验效力主要来源于同一经济体中同一行业的相关变量的方差,且该结论也排除了来自时间跨度上的共同冲击的影响.其次,为削弱反向因果的影响,本文采用专利申请年份作为创新的测度,以保证绝大多数专利在研究年份尚未被商业转化.同时,本文对解释变量加入一阶滞后,尽可能探索现有金融市场发展情况及互联网普及情况对该经济体未来创新能力的影响.最后,本文通过加入交乘项、加入多阶滞后项、控制行业-年份固定效应和经济体固定效应、控制经济体-年份固定效应和行业固定效应等方式对模型的稳健性进行检验,力求进一步削弱内生性对模型带来的影响.

在控制经济体研发投入后,本文主要采用该经济体的发明专利来衡量该经济体的创新效率.除使用该经济体专利数量外,本文同时采用专利引用和专权利益相关特征对创新质量进行多维度衡量.研究发现,无论是从专利数量还是质量上来看,互联网普及程度都显著提升了金融市场对创新的推动作用,提升了金融市场作用于长期经济发展的效率.

紧接着, 本文对该作用进行异质性研究, 通过在原有模型中加入三阶交互项, 进一步探索互联网技术普及对金融市场的作用机制. 相关文献表明, 不同金融市场结构对经济体创新水平具有不同作用. 其中, 以股票、债券为代表的直接融资市场对经济体创新具有显著促进作用, 而以银行及其他金融机构为代表的间接融资市场对创新的作用却逐渐被削弱 (Brown et al. (2009), Hsu et al. (2014), Huang and Tian (2020)). 鉴于此, 本文分别就互联网技术普及对间接融资市场和直接融资市场的作用机制进行探索. 对传统银行及金融机构而言, 研究发现, 互联网技术普及对金融系统效率的提升在实体银行可触达性低、银行深度不足、以及银行业缺乏竞争的经济体更为显著. 该结果表明互联网技术的普及能通过弥补实体银行地域局限, 提升银行体系深度、以及提升银行业竞争水平来提升金融系统的效率. 对证券市场而言, 研究发现, 互联网技术普及对证券市场参与度高、换手率高、以及波动率偏高的经济体更为显著. 该结果表明, 互联网技术普及能对参与度高且换手率高的市场提供技术支持, 进一步提升市场效率, 同时也能够在证券市场波动较大时保证信息优势, 提升金融市场效率.

本文结论展现了互联网技术普及对金融市场整体效率的影响. 现有文献发现, 互联网技术有效提升了实体经济发展效率. 就经济发展整体而言, 研究发现, 互联网技术通过多种渠道提高了劳动生产力水平及生产效率, 是对人类劳动的有利补充 (Caroli and Van Reenen (2001), Bloom et al. (2014), Akerman et al. (2015)). 同时, 互联网技术也提升了公司生产力水平. 相关研究成果在 Draca et al. (2007) 的综述文章中进行了系统描述. 就互联网技术对金融市场发展的影响而言, 现有文献从股票市场及银行市场角度分别进行了研究. 例如, Choi et al. (2002) 通过分析互联网交易模式开通后投资者对公司的股票交易行为的变化, 发现在该新模式下交易频率翻倍、换手率增长 50%; Bogan (2008) 发现, 使用互联网的家庭相对于不使用互联网的家庭而言具有更高的股票参与度. 此外, 随着互联网技术的普及, 以之为基础的金融科技平台得到迅速发展. 以 Peer-to-Peer (P2P) 为代表的融资平台对传统银行业产生了巨大影响 (Agarwal and Zhang (2020)). 就服务对象而言, Butler et al. (2016) 和 De Roure et al. (2016) 发现 P2P 主要服务于传统融资渠道无法触及的高风险用户, 是对传统银行的补充. 而 Buchak et al. (2018) 通过对美国房贷市场的研究发现金融科技银行主要服务于信用等级更高的客户, 且通过提供服务便利而收取更高利息. 就信息渠道而言, Buchak et al. (2018) 发现金融科技平台的定价主要采用非常规数据; Iyer et al. (2016) 发现 P2P 平台的贷款人能利用借款人自发披露的非标准信息提升借贷效率. Balyuk (2019) 则进一步发现 P2P 平台对传统银行具有信息溢出效应. 对传统银行业而言, Wolfe and Yoo (2017) 发现金融科技平台对规模较小的商业银行及农村信用社等具有挤出效应, 而 Tang (2019) 则认为金融科技平台对边缘用户属于替代品, 在金融小贷上则具有互补性. 不同于现有文献, 本文主要从整体视角出发, 聚焦金融市场服务于科技创新及实体经济长期发展的效率, 探讨了互联网技术普及对整个金融市场效率的影响. 同时, 本文也分别揭示了互联网技术普及对股票市场和传统银行市场的作用机制.

此外, 本文结论揭示了在现代技术发展的背景下, 金融市场对创新及经济长期发展的作用机制. 相关研究表明, 金融系统发展通过提升信息传递效率、提高监督效率、提高公司治理水平、促进风险分散、以及提供交易便利等方面促进经济发展 (Levine (2005) 文献综述). 对创新而言, Brown et al. (2009) 对 20 世纪初的美国创新潮进行研究, 发现 1994 年到 2004 年的美国创新爆

发主要得益于其股票市场的发展; Hsu et al. (2014) 则利用全球主要经济体的金融系统发展及创新程度, 以 1976 年到 2006 年为时间窗口, 进一步论证了股票市场发展对创新的促进作用. 本文在此基础上, 聚焦 21 世纪全球主要经济体, 验证了在当下互联网技术的加持下, 金融市场对创新的促进作用, 同时揭示了技术加持下直接融资市场和间接融资市场的不同作用机制.

从 2017 年政府工作报告首次提到“第五代移动通信 (5G)”起, 我国互联网及移动通信的建设突飞猛进. 2019 年, 5G 应用从移动互联网走向工业互联网时代; 2020 年, 对 5G 商业化的建设要求频繁出现在中央及地方重要政策及规划中. 与此同时, 我国金融市场改革不断深化, 法律与相关制度均得到不断完善. 本文在此背景下, 为我国科技创新及金融市场改革提供了坚实的理论基础.

本文后续安排如下: 第二部分介绍样本选择与研究设计; 第三部分报告实证结果; 第四部分讨论稳健性建议结果; 第五部分对作用机制进行讨论和研究; 第六部分为结论与政策启示.

2 样本选择与研究设计

2.1 数据来源与样本选择

本文以一个经济体的专利数量及专利质量衡量一个经济体长期经济社会发展水平. 借鉴已有研究 (Acharya and Subramanian (2009), Hsu et al. (2014) 等), 本文专利数据来自美国专利局 (U.S. Patent and Trademark Office, 简称 USPTO); 金融市场发展情况数据来自 WDI/GFD 数据库; 进出口相关数据来源于联合国 Comtrade 数据库; 互联网平均覆盖及使用情况数据来源于国际电信联盟 (简称: ITU). 作为联合国负责信息通信技术事务的专业机构, 国际电信联盟能够提供有关全球互联网及移动通信的权威统计数据.

本文以 2001 年到 2016 年全球经济体为研究对象, 首先选取了 2001 年到 2016 年间在美国专利局 (U.S. Patent and Trademark Office, 简称 USPTO) 注册并最终取得至少一项专利的经济体作为初始样本, 并根据研究目的按如下标准进行筛选: 1) 剔除在 WDI/GFD 中缺乏银行及证券市场数据的样本; 2) 剔除缺少互联网使用情况信息的样本; 3) 剔除缺少其他相关变量的样本. 本文采用美国 2 位数 SIC 码作为行业划分方式, 最终得到 13,787 个经济体 - 行业 - 年份维度的观测值, 共涉及 38 个经济体. 其中, 既包括加拿大、英国、日本等发达国家, 也包含中国、巴西等发展中国家. 为避免极端值影响, 本文对相关连续变量在 1% 和 99% 分位数上进行了缩尾处理 (winsorize).

2.2 模型设计

参考相关文献 (Rajan and Zingales (1998), Hsu et al. (2014), Gormley and Matsa (2014), Bhattacharya et al. (2017), Luong et al. (2017), Moshirian et al. (2019)), 本文在经济体 - 行业 - 年份维度的数据上采用双重固定效应模型的方法削弱模型内生性的影响, 基本模型如下:

$$y_{i,j,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{Financial}_{it} + \beta_2 \text{Financial}_{it} \times \text{Internet_}H_{it} + \beta_3 \text{Internet_}H_{it} + \rho \text{Controls}_{it} + \delta_{i,j} + \mu_t + \delta_{i,j,t+1}, \quad (1)$$

其中, $y_{i,j,t+1}$ 为经济体 i 的行业 j 在 $t+1$ 年的创新情况; Financial_{it} 度量经济体 i 在 t 年的金融市场发展情况; $\text{Internet_}H_{it}$ 为虚拟变量, 其设置如下: 在 t 年, 当经济体使用互联网的人口占比超过样本中位数时, 该变量取 1, 否则取 0. 该变量用于逐年划分互联网技术普及程度高与低的经

济体. 交互项 $\text{Financial}_{it} \times \text{Internet_H}_{it}$ 是该模型主要关注的解释变量, 其系数 β_2 表示互联网技术普及程度对金融市场效率的影响程度. Controls_{it} 为控制变量 (定义及讨论见下文). 模型对解释变量进行滞后处理, 且采用创新申请时间作为被解释变量时间轴, 以此来降低反向因果问题的影响. 同时, 模型加入了经济体 - 行业固定效应 ($\delta_{i,j}$), 排除了不同经济体中不同行业中所特有的不随时间变化的固有因素对模型的干扰. 此外, 模型进一步控制了年度固定效应 (μ_t), 排除了经济共同周期对模型的干扰. 最后, 参考相关文献, 模型回归系数的标准误差采用异方差稳健调整, 并在经济体 - 行业层面进行“聚类” (cluster) 处理.

2.3 变量定义与描述性统计

1) 经济体创新水平

本文采用 2001 年到 2016 年间在美国专利局注册, 并于 2019 年 3 月被授权给个人或非政府机构的专利作为初始样本, 构建针对经济体 i 的行业 j 在 $t+1$ 年的专利数 (patent). 就数据代表性而言, 约 40% 以上的美国注册专利同时被注册到世界其他专利局, 鉴于美国经济与世界各国经济的紧密联系, 采用美国专利局数据对全球经济体创新能力的测量具有一定的代表性. 与采用世界 94 个专利局数据相比 (Moshirian et al. (2021)), 该方法虽有一定偏差, 却保证了专利审查标准的一致性 (Farre-Mensa et al. (2020)), 增加了专利之间的可比性. 为进一步削弱专利注册地带来的偏差, 本文参考相关文献 (Rajan and Zingales (1998), Hsu et al. (2014)) 对专利相关变量做如下调节: 1) 删除美国相关样本; 2) 构建各经济体专利变量对美国专利变量的相关值, 将相关值作为被解释变量. 此外, 本文在模型中通过控制经济体 - 行业固定效应, 并加入各经济体与美国的经济贸易往来、及各经济体对美国经济的重要程度作为控制变量, 进一步削弱由于经济体在专利注册地选择上所带来的测量误差.

Lerner and Seru (2017) 指出, 专利申请及授权在不同行业中存在异质性. 鉴于此, 本文将专利总数按行业进行计算. 首先将美国专利分类代码按照 Lybbert and Zolas (2014) 的方法转化为国际行业分类标准 (ISIC), 再进一步采用联合国 UNSD 的行业转化表格将 ISIC 转化为美国 SIC 行业标准.

为进一步区分突破性创新与一般创新, 本文采用专利引用及专利权益两类指标对创新质量进行测度. 首先, 本文根据相关文献对专利质量的测度构建专利引用指标, 专利引用数 (citation) 表示经济体 i 的行业 j 在 $t+1$ 年申请的专利到 2019 年 3 月为止被引用的总量. 为增加其可比性, 本文首先将专利引用数按照申请年份及所处专利类型的中位数进行标准化, 再按照经济体 - 行业 - 年份进行加总.

专利引用在测度专利质量上存在一定弊端. 首先, Lerner and Seru (2017) 等文献指出, 专利引用与申请及授权时间相关, 具有截断性 (truncation problem), 现有文献的调节方法无法完全解决相关问题. 其次, 专利引用更多地反映了研究者的关注及意愿, 而非直接反映企业及专利使用者的意愿及专利对企业的重要程度. 为削弱相关偏差, 本文进一步采用专利权益类指标对创新质量进行度量. 首先, 专利权益在专利授权时已经确定, 不受申请时间的影响, 故不具有截断性偏差. 其次, 专利权益直接刻画了专利对企业和使用者的价值: 权益更广的专利更具有排他性, 对企业及专利使用者更有价值. 具体地, 本文采用专利权益数 (claim) 对经济体 i 的行业 j 在 $t+1$

年的创新质量进行度量. 与引用量一致, 为增加该变量的可比性, 本文首先将权益数按照申请年份及所处专利类型的中位数进行标准化, 再按照经济体 - 行业 - 年份进行加总.

此外, 本文对专利引用及专利权益分别构建高质量专利数, 作为对创新质量的补充指标, 以削弱指标加总过程带来的偏差. 高质量专利被定义引用量或权益数处于同族及同申请年度专利 75% 分位数以上的专利. 高质量专利数按不同标准分别记为 Top75_Citation 和 Top75_Claim.

2) 金融市场发展及其他控制变量

经济体的金融市场发展 (financial) 定义为该经济体中银行、债券、及股票市场市值的总量. 其中银行 (Bank) 为银行及其他金融机构所发放的个人信贷占 GDP 的比重; 债券表示国内私营部门债券量在 GDP 中的占比; 股票市场定义为该经济体国内企业股票市值在 GDP 中的占比. 如表 1 所示, 平均而言, 一经济体的金融市场指标约为其 GDP 的 177%, 高于其 GDP 总和. 这也体现出金融投资前瞻性的特点.

为削弱经济体某些动态相关特征对模型的影响, 本文加入如下控制变量: 1) 研发投入 (R&D); 2) 经济发展及投资水平, 包括 GDP 增长率 (GDP_g) 和人口增长率 (Population_g); 3) 劳动力水平 (labor), 即年龄在 15 到 64 周岁的人口占总人口比例; 4) 各国与美国的经济贸易关系, 包括出口在该经济体的 GDP 中占比 (export) 以及该经济体出口在美国进口总量中的占比 (Export_US). 具体描述性统计见表 1, 各国相关变量的均值见附录表 A.

表 1 主要变量描述性统计

	均值	标准差	25% 分位数	中位数	75% 分位数
Patent	0.029	0.119	0.000	0.001	0.011
Top75_Citation	0.021	0.105	0.000	0.000	0.007
Top75_Claim	0.020	0.089	0.000	0.000	0.007
Citation	0.018	0.090	0.000	0.000	0.007
Claim	0.024	0.107	0.000	0.001	0.009
Financial (%)	177.084	96.009	92.812	168.531	247.688
Internet (%)	47.764	23.361	30.880	48.435	66.921
GDP_g (%)	2.823	3.492	1.118	2.744	4.968
Population_g (%)	0.826	0.751	0.271	0.754	1.289
Labor (%)	0.716	0.072	0.672	0.718	0.777
Export (%)	43.386	35.193	23.594	32.547	50.091
R&D (%)	1.398	0.972	0.635	1.140	1.931
Export_US	0.027	0.047	0.002	0.010	0.017
样本量	13,787				

注: 表中专利相关变量为该经济体专利变量相对于美国专利变量的相对值.

3 实证结果

首先, 本文探索互联网技术普及对金融市场效率的影响. 表 2 展示了互联网技术加持下金融市场发展对创新数量的作用效果. 列 (1) 验证了一经济体金融市场发展程度对创新数量的影响. 与前人研究结果一致, 自变量 Financial 的回归系数在 1% 的显著性下显著为正, 表明金融市场发展程度对经济体创新能力具有显著正向推动作用. 就经济意义而言, 系数 0.041 表明, 当金融

市场对 GDP 占比增加一个标准误时,其专利数量相对于美国专利数量增加 4.1%。列 (2), (3) 将样本按第 t 年经济体互联网普及程度进行区分,对互联网普及程度高及互联网普及程度低的经济体分别检验。自变量 Financial 的系数仅在列 (2) 表现出 1% 的显著性。该结果表明金融市场发展对创新的正向推进作用主要集中在互联网普及程度高的经济体。对于互联网普及程度低的经济体而言,金融市场发展对创新没有显著影响。如列 (4) 所示,该差异显著为正。具体而言,自变量 $\text{Financial} \times \text{Internet}_H$ 的系数在 1% 的情况下显著为正,表明互联网普及程度显著提升了金融市场对创新的推动作用,提升了金融市场作用于长期经济发展的效率。

表 2 互联网普及率与金融市场效率: 创新数量

	全样本	互联网普及度高	互联网普及度低	全样本
Financial	0.041*** (3.62)	0.026*** (2.63)	-0.040 (-0.80)	0.023** (2.10)
Financial×Internet_H				0.033*** (6.33)
Internet_H				-0.010 (-1.62)
R&D	0.066* (1.70)	0.103*** (4.05)	0.221* (1.72)	0.078* (1.87)
GDP_g	-0.011*** (-4.70)	0.000 (0.18)	-0.034* (-1.83)	-0.013*** (-4.49)
Population_g	0.010*** (2.83)	0.004 (1.22)	0.010* (1.86)	0.015*** (4.42)
Labor	-0.079*** (-6.04)	-0.138*** (-5.24)	-0.038 (-1.48)	-0.081*** (-5.86)
Export	-0.032*** (-4.14)	-0.063* (-1.92)	-0.145*** (-3.52)	-0.035** (-2.33)
Export_US	0.214*** (3.38)	0.110 (0.68)	1.219*** (5.53)	0.240*** (3.00)
<i>N</i>	17,545	8,009	8,096	13,787
adj. <i>R</i> ²	0.932	0.945	0.436	0.941
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 表格中为标准化回归系数, 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 显著性。

接着, 本文进一步检验该结论是否对经济体的创新质量同样适用。表 3 报告了基本回归结果。列 (1)~(4) 中自变量 $\text{Financial} \times \text{Internet}_H$ 的系数在 1% 的情况下显著为正。该结果表明, 互联网普及程度显著提升了金融市场对创新质量的推动作用。该结果对创新质量的多种测量变量都保持稳健。在未报告结果中, 本文对经济体金融市场发展水平也采用了不同的测量方法进行稳健性检验, 其中包括沿用文献 (Hsu et al. (2014)) 的测度方法: 即使用银行和证券市场作为对金融市场的评估; 放松对金融市场结构的样本要求等, 文中结论依然成立。

由此, 本文的基本结果表明, 互联网普及能显著提升传统金融市场的整体效率, 让金融市场更好地服务于经济体的创新水平, 有助于经济长期发展。

表 3 互联网普及率与金融市场效率: 创新质量

	Top75_Citation	Top75_Claim	Citation	Claim
Financial	-0.012 (-0.63)	0.037*** (3.26)	0.027 (1.26)	0.002 (0.16)
Financial×Internet_H	0.011** (2.29)	0.032*** (5.82)	0.033*** (4.75)	0.037*** (6.85)
Internet_H	-0.017*** (-3.99)	-0.004 (-0.80)	0.006 (0.64)	-0.020*** (-2.86)
R&D	0.121** (2.29)	0.059 (1.47)	0.042 (0.81)	0.145*** (2.91)
GDP_g	-0.006** (-2.42)	-0.013*** (-4.51)	-0.015*** (-2.76)	-0.013*** (-4.84)
Population_g	0.007** (2.38)	0.019*** (5.03)	0.020*** (6.40)	0.008** (2.20)
Labor	-0.028** (-2.58)	-0.087*** (-5.55)	-0.112*** (-2.83)	-0.087*** (-5.51)
Export	-0.060** (-2.20)	-0.037** (-1.97)	-0.042 (-1.11)	-0.056*** (-3.24)
Export_US	0.024 (0.22)	0.174* (1.91)	0.341*** (3.50)	0.073 (0.72)
N	13,787	13,787	13,787	13,787
adj.R ²	0.917	0.918	0.781	0.920
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 表格中为标准化回归系数, 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 显著性。

4 稳健性检验

本文接下来对基本结果进行稳健性检验, 通过调整模型设定进一步对其他可能解释进行排除。

首先, 互联网普及程度可能通过其他相关渠道影响经济体创新程度。如表 2 所示, 除金融市场发展水平外, 经济体的研发投入对经济体专利数具有显著正向影响; 此外, 经济体的 GDP 增长率, 人口增长率, 劳动力占比, 及与美国的经济关联等都进一步对其专利数造成显著影响。如果互联网普及程度通过除金融市场外其他渠道对创新造成影响, 这可能导致本文的基本结果出现偏差。

为进一步区分相关渠道, 本文在控制变量中加入互联网虚拟变量与其他所有控制变量的交乘项, 对其他相关渠道进行控制。表 4 展示了加入该控制变量之后自变量 Financial × Internet_H 的系数。由表可知, 该交乘项依然显著为正, 表明基础回归结果稳健。由此可知, 互联网技术普及主要通过显著提高金融市场效率的渠道促进创新。

进一步地, 基础结果可能受反向因果影响。就本文而言, 反向因果主要表现为经济体创新程度越高, 可能会加速互联网普及和金融市场发展。首先, 这一可能解释在本文的基础回归中已经得到初步控制。具体而言, 本文的基础回归表示第 t 年的金融市场对 $t+1$ 年经济体专利申请的影响。假设专利的商业化及应用需要一定时间, 则 $t+1$ 年的创新尚未被商业化, 进而基本不能对

第 t 年的互联网普及和金融市场构成影响。然而, 如果部分创新成果在申请专利保护之前便被提前使用, 则依然可能影响本文的因果识别。为此, 本文对互联网普及程度增加多阶滞后, 削弱创新对互联网普及和金融市场发展影响的可能性。表 5 的结果表明, 经过滞后处理的互联网普及程度依然能对金融市场效率有正向影响, 表明互联网普及对金融市场的作用能长期持续。

表 4 稳健性检验: 控制其他可能渠道

	Patent	Top75_Citation	Top75_Claim	Citation	Claim
Financial	0.011 (1.30)	0.015* (1.96)	0.020*** (2.63)	-0.013 (-0.52)	0.009 (0.99)
Financial×Internet_H	0.057*** (4.88)	0.035*** (4.25)	0.055*** (4.98)	0.058*** (3.99)	0.075*** (5.43)
Internet_H	0.680*** (4.84)	0.280** (2.13)	0.754*** (4.75)	0.985*** (2.64)	0.739*** (4.74)
N	13,787	13,787	13,787	13,787	13,787
adj. R^2	0.941	0.918	0.918	0.783	0.921
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量 ×Internet_H	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 表格中为标准化回归系数, 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 显著性。

表 5 稳健性检验: 多阶滞后

	二阶滞后	三阶滞后	四阶滞后
Financial	0.002 (0.19)	-0.017 (-1.63)	-0.030** (-2.44)
Financial×Internet_H	0.026*** (5.40)	0.024*** (5.98)	0.021*** (6.18)
Internet_H	0.006 (1.37)	0.015*** (2.89)	0.023*** (4.57)
N	12,465	11,539	10,754
adj. R^2	0.945	0.949	0.949
控制变量	Yes	Yes	Yes
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes

注: 表格中为标准化回归系数, 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 显著性。

此外, 基础结果可能受相关遗漏变量影响。在基础回归中, 经济体 - 行业固定效应排除了不同经济体中的不同行业所特有的固有因素对模型的干扰。年度固定效应排除了经济共同周期对模型的干扰。然而这类固定效应无法排除行业动态相关特征及经济体动态相关特征可能使模型结论带来的偏差。为此, 本文对模型固定效应进行调整。首先, 本文进一步控制行业 - 年份固定效应及经济体固定效应, 检验不同行业中随时间变化的因素及经济体中固有特征对模型的干扰。其次, 通过控制经济体 - 行业固定效应和行业 - 年份固定效应, 本文进一步检验同行业中随时间变化的特征对模型的干扰。此外, 参考相关文献 Hsu et al. (2014), 本文针对创新密集型行业加入经济体

- 年份固定效应及行业固定效应, 控制不同经济体的动态特征及行业固定特征对模型的干扰, 检验在创新密集型行业中, 互联网普及对金融市场效率的影响. 具体而言, 本文采用如下回归模型进行稳健性检验:

$$y_{i,j,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{Financial}_{it} \times \text{High.Tech}_j + \beta_2 \text{Financial}_{it} \times \text{Internet.H}_{it} \times \text{High.Tech}_j + \beta_3 \text{Internet.H}_{it} + \rho \text{Export.Share}_{ijt} + \delta_{i,t} + \mu_j + \delta_{i,j,t+1}. \quad (2)$$

High.Tech_j 表示创新密集型行业指标. 参考相关文献 Hsu et al. (2014), 该变量表示在 2000 年到 2016 年间美国上市公司所处行业 (2 位数 SIC) 的平均 R&D 增长水平. $\text{Export.Share}_{ijt}$ 表示第 t 年行业 j 在经济体 i 对美国的总出口中的份额. $\delta_{i,t}$ 表示经济体 - 年份固定效应, μ_j 表示行业固定效应.

除此之外, 本文还对异方差调整方式进行稳健性检验, 采用经济体 - 年份聚类处理做进一步稳健性检验. 如表 6 所示, 在以上模型变化的检验中, 互联网普及与金融市场交乘项系数依然正向显著, 支持本文的基本结论.

5 机制验证

本文接下来探索互联网普及对金融市场效率提升的作用渠道. 相关文献表明, 不同金融市场结构对经济体创新水平具有不同作用. 其中, 以股票、债券为代表的直接融资市场对经济体创新具有显著促进作用, 而以银行及其他金融机构为代表的间接融资市场对创新的作用逐渐被削弱 (Brown et al. (2009), Hsu et al. (2014), Huang and Tian (2020)). 随着互联网技术的普及, 一方面, 互联网技术加速了金融科技的发展, 衍生出一系列新金融平台. 这些新金融模式借助科技及大数据的力量以较低成本提供融资服务, 降低了地理限制, 在一定程度上深化了金融普惠程度. 对间接融资市场而言, 即能起到一定的补充作用 (Butler et al. (2016), De Roure et al. (2016)), 也可能成为边际用户的替代选择 (Tang (2019)), 增加市场竞争. 另一方面, 对股票及债券类直接融资市场而言, 互联网技术推进了交易平台的运行效率, 打破了交易的隔阂, 使交易信息传递更加及时, 传递成本更低, 同时也衍生出高频交易等的新交易模式. 鉴于此, 本文接下来分别探索互联网技术普及对直接融资市场和间接融资市场效率的影响.

具体而言, 本文在原模型 (1) 的基础上加入代表直接融资市场特征和间接融资市场特征的交乘项, 对原结果做异质性检验. 具体模型如下:

$$y_{i,j,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{Financial}_{it} + \beta_2 \text{Financial}_{it} \times \text{Internet.H}_{it} + \beta_3 \text{Internet.H}_{it} + \beta_4 \text{Financial}_{it} \times \text{Internet.H}_{it} \times M_{it} + \beta_5 \text{Financial}_{it} \times M_{it} + \beta_6 M_{it} \times \text{Internet.H}_{it} + \rho \text{Controls}_{it} + \delta_{i,j} + \mu_t + \delta_{i,j,t+1}, \quad (3)$$

其中 M_{it} 为金融市场相关特征作用因子. 为控制其他渠道影响, 模型中同时加入了 $\text{Financial}_{it} \times M_{it}$ 与 $M_{it} \times \text{Internet.H}_{it}$ 交乘项作为控制变量. 其他解释变量和被解释变量与模型 (1) 一致. 交乘项 $\text{Financial}_{it} \times \text{Internet.H}_{it} \times M_{it}$ 是该模型主要关注的解释变量, 其系数 β_4 表示互联网技术普及程度对金融市场效率推动的异质性.

表 6 稳健性检验: 遗漏变量

	Patent	Top75_Citation	Top75_Claim	Citation	Claim
Panel A: 行业 - 年份固定效应, 经济体固定效应					
Financial×Internet_H	0.032*** (4.57)	0.012* (1.72)	0.031*** (3.90)	0.032*** (3.15)	0.037*** (4.69)
N	14,037	14,037	14,037	14,037	14,037
adj.R ²	0.524	0.378	0.448	0.373	0.474
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业 - 年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
经济体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel B: 经济体 - 行业固定效应, 行业 - 年份固定效应					
Financial×Internet_H	0.033*** (5.17)	0.011 (1.56)	0.032*** (4.42)	0.032** (2.49)	0.038*** (5.12)
N	13,787	13,787	13,787	13,787	13,787
adj.R ²	0.942	0.918	0.918	0.785	0.921
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel C: 行业 - 年份固定效应, 经济体固定效应, 经济体 - 年份聚类 (cluster) 处理					
Financial×Internet_H	0.032** (2.82)	0.012** (2.22)	0.031 (1.73)	0.032* (1.80)	0.037** (2.53)
N	14,037	14,037	14,037	14,037	14,037
adj.R ²	0.524	0.378	0.448	0.373	0.474
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业 - 年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
经济体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel D: 经济体 - 年份固定效应, 行业固定效应					
Financial×Internet_H×Innovative	0.014** (2.38)	0.011* (1.99)	0.020*** (3.65)	0.018*** (3.01)	0.015** (2.60)
Financial×Innovative	0.011*** (2.83)	0.008** (2.54)	0.011*** (4.16)	0.014*** (3.73)	0.010*** (2.94)
Export_Share	0.017 (1.52)	0.010 (1.29)	0.011 (1.60)	0.011 (1.20)	0.015 (1.68)
N	13,696	13,696	13,696	13,696	13,696
adj.R ²	0.543	0.398	0.471	0.402	0.495
经济体 - 年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 表格中为标准化回归系数, 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 显著性。

5.1 对间接融资市场的作用机制

本文首先验证互联网技术普及对传统银行的影响。相关文献指出, 金融科技平台与传统银行存在一定的互补关系 (Buchak et al. (2018), Tang (2019)), 同时也为边际客户提供更多选择 (Tang (2019)). Liao et al. (2017)) 采用中国 P2P 平台数据发现, 金融科技平台更多专注于银行

触达不到的客户群体。

参考世界货币基金组织 (IMF) 及 WDI 数据库的指标分类, 本文主要考察互联网技术普及在银行业以下特征上的异质性: 1) 传统银行的可触达性. 具体而言, 本文采用经济体每 10 万成年人对应的平均银行支行的个数对银行可触达性进行测量. $Branches_{it}$ 为虚拟变量. 当平均银行支行个数低于中位数时, 该虚拟变量值为 1, 否则取 0. 2) 传统银行体系深度. 以经济体流动性负债 ($M3$)¹. 在 GDP 中占比测量. $Liquidity_{it}$ 为虚拟变量. 当流动性负债占比低于中位数时, 该虚拟变量值为 1, 否则取 0. 3) 银行市场竞争程度. 以银行市场的 Lerner 指数进行度量. 具体而言, Lerner 指数测量了产出价格与边际成本的差. 根据 Demirgüç-Kunt and Peria (2010) 的测量方法进行构建, Lerner 指数越大, 表示银行市场越垄断. $Concentrated_{it}$ 为虚拟变量. 当 Lerner 指数高于中位数时, 该虚拟变量值为 1, 否则取 0.

表 7 主要展示了互联网技术普及对传统银行体系的影响. 限于文章篇幅, 表 7 重点总结了交乘项 $Financial_{it} \times Internet_{H_{it}} \times M_{it}$ 的回归系数 β_4 及交乘项 $Financial_{it} \times M_{it}$ 的回归系数 β_5 .

面板 A 的结果展示了互联网技术普及对传统银行可触达性的影响. 其中, β_5 的结果显著为负, 表明当实体银行支行较少时, 该经济体的金融市场效率显著偏低. 在控制相关变量后, 交互项 $Financial_{it} \times Internet_{H_{it}} \times M_{it}$ 的回归系数 β_4 在 1% 的情况下显著为正. 该结果表明, 对该类银行可触达性不足的经济体而言, 互联网技术的普及能弥补实体银行不足的情况, 显著提升金融系统的效率.

面板 B 展示了互联网技术普及对传统银行业流动性影响. β_5 结果为负, 表明对银行深度不足的经济体而言, 其金融市场效率略微偏低. 在控制相关变量后, 交乘项 $Financial_{it} \times Internet_{H_{it}} \times M_{it}$ 的回归系数 β_4 在 1% 的情况下显著为正. 该结果表明, 互联网技术的普及能提升银行系统创造流动性的效率, 从而提升金融系统流动性, 提升金融系统的效率.

面板 C 展示了互联网技术普及对银行业竞争格局的影响. β_5 的结果为负, 表明银行业竞争不足的经济体金融市场效率偏低. 在控制相关变量后, 交互项 $Financial_{it} \times Internet_{H_{it}} \times M_{it}$ 的回归系数 β_4 在 1% 的情况下显著为正. 该结果表明, 互联网技术的普及能提升银行业竞争水平, 从而显著提升金融系统的效率.

5.2 对直接融资市场的作用机制

接着, 本文进一步检验互联网技术普及对证券市场的影响. 相关研究表明, 互联网技术能降低交易摩擦, 减少交易成本、信息成本、从而能激励更多人参与其中 (Bogan (2008)). 同时, 研究表明, 互联网技术能提升交易频率及换手率, 增加交易量 (Choi et al. (2002)), 并使参与者的交易越来越活跃 (Barber and Odean (2002)).

参考 WDI 数据库指标分类, 本文主要是从以下几个方面考察互联网技术普及对证券市场的影响: 1) 证券市场的可参与性. 具体而言, 本文采用排除前十大公司的所有其他股票的交易率 (value traded) 占交易总量 (total value of all traded shares in the stock market) 的比重衡量证券市场的可参与性. $Stock_{H_{it}}$ 为虚拟变量. 当剩余股票的交易率比重大于中位数时, 该虚拟变量

¹根据 IMF 相关定义, 流动性负债包括中央银行货币及存款 ($M0$), 可转让存款机电子货币 ($M1$), 以及长期存款、外币可转让存款、存单、证券回购协议 ($M2$)、旅行支票、商务票据, 以及居民所持有的共同基金及货币市场基金总额.

表 7 机制验证: 间接融资市场

	Patent	Top75_Citation	Top75_Claim	Citation	Claim
Panel A: 传统银行可触达性					
Financial×Internet_It×Branches_L	0.035*** (4.74)	0.022** (2.26)	0.035*** (4.93)	0.057** (2.06)	0.029*** (4.06)
Financial×Branches_L	-0.063*** (-5.40)	-0.013 (-1.64)	-0.063*** (-4.85)	-0.084*** (-3.66)	-0.052*** (-4.41)
N	10,941	10,941	10,941	10,941	10,941
adj.R ²	0.959	0.948	0.940	0.791	0.956
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel B: 传统银行业流动性创造					
Financial×Internet_It×Liquidity_L	0.021*** (3.28)	0.010 (1.61)	0.025*** (3.65)	0.030 (1.56)	0.015** (2.36)
Financial×Liquidity_L	-0.006 (-1.05)	0.010 (1.44)	-0.003 (-0.46)	-0.023*** (-3.09)	0.005 (0.71)
N	13,787	13,787	13,787	13,787	13,787
adj.R ²	0.941	0.917	0.918	0.781	0.920
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel C: 银行业竞争					
Financial×Internet_It×Concentrated	0.040*** (2.93)	0.012 (1.32)	0.073*** (4.24)	0.093*** (3.47)	0.060*** (3.83)
Financial× Concentrated	-0.005** (-2.28)	-0.017** (-2.38)	-0.007*** (-2.75)	-0.022* (-1.70)	-0.009*** (-3.36)
N	12,517	12,517	12,517	12,517	12,517
adj.R ²	0.943	0.915	0.919	0.838	0.923
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 表格中为标准化回归系数, 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 显著性。

值为 1, 否则取 0. 2) 证券市场换手率, 即交易率总价值在平均总市值的占比, 用以衡量证券市场效率. $Turnover_{Hit}$ 为虚拟变量. 当换手率大于中位数时, 该虚拟变量值为 1, 否则取 0. 3) 证券市场波动性. 即 360 天股票指数方差, 用于衡量证券市场稳定程度. Vol_{Hit} 为虚拟变量. 当波动性大于中位数时, 该虚拟变量值为 1, 否则取 0.

表 8 展示了互联网技术普及对传统银行体系的影响. 总结了交互项 $Financial_{it} \times Internet_{Hit} \times M_{it}$ 的回归系数 β_4 及交乘项 $Financial_{it} \times M_{it}$ 的回归系数 β_5 的验证结果.

面板 A 的结果展示了互联网技术普及对证券市场可参与度的影响. 交乘项 $Financial_{it} \times Internet_{Hit} \times M_{it}$ 的回归系数 β_4 在 1% 的情况下显著为正. 该结果表明, 对证券市场参与度高的经济体而言, 在同等参与度情况下, 互联网技术的普及程度高, 其金融市场效率显著更高.

表 8 机制验证: 直接融资市场

	Patent	Top75_Citation	Top75_Claim	Citation	Claim
Panel A: 证券市场可参与度					
Financial×Internet _{it} ×Stock _{it}	0.054*** (6.11)	-0.001 (-0.09)	0.045*** (3.95)	0.049*** (2.65)	0.051*** (5.08)
Financial×Stock _{it}	-0.004* (-1.66)	0.003* (1.73)	-0.006** (-2.53)	-0.005* (-1.78)	-0.001 (-0.36)
<i>N</i>	11,326	11,326	11,326	11,326	11,326
adj. <i>R</i> ²	0.941	0.917	0.918	0.782	0.920
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel B: 换手率					
Financial×Internet _{it} ×Turnover	0.030*** (4.07)	0.008 (0.77)	0.045*** (4.70)	0.028 (1.41)	0.047*** (5.24)
Financial×Turnover	0.014*** (2.79)	-0.003 (-0.60)	0.013** (2.11)	0.025*** (3.23)	0.006 (0.99)
<i>N</i>	13,787	13,787	13,787	13,787	13,787
adj. <i>R</i> ²	0.941	0.917	0.918	0.781	0.920
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Panel C: 波动性					
Financial×Internet _{it} ×Vol	0.034** (2.04)	0.023** (2.57)	0.051*** (3.12)	0.021 (1.51)	0.066*** (3.43)
Financial×Vol	-0.003 (-0.67)	0.003** (2.27)	-0.001 (-0.51)	-0.002 (-0.63)	-0.003 (-1.05)
<i>N</i>	13,754	13,754	13,754	13,754	13,754
adj. <i>R</i> ²	0.941	0.917	0.918	0.781	0.920
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
经济体 - 行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: 表格中为标准化回归系数, 括号内为 *t* 值, *, **, *** 分别表示 10%, 5%, 1% 显著性。

面板 B 结果展示了互联网技术普及对证券市场效率的影响. 其中, β_5 结果显著为正. 表明证券市场换手率高, 则金融市场的效率也更高. 在控制相关变量后, 交互项 $\text{Financial}_{it} \times \text{Internet}_{H_{it}} \times M_{it}$ 的回归系数 β_4 在 1% 的情况下显著为正. 该结果表明, 对证券市场换手率高的经济体而言, 在同等换手率情况下, 互联网技术的普及程度高, 其金融市场效率更高.

面板 C 的结果展示了互联网技术普及对证券市场稳定性的影响. 在控制相关变量后, 交互项 $\text{Financial}_{it} \times \text{Internet}_{H_{it}} \times M_{it}$ 的回归系数 β_4 在 1% 的情况下显著为正. 该结果表明互联网技术普及使证券市场在波动率高的情况下依然能保持更高的效率. 相关研究表明, 互联网搜索量及互联网平台股票信息对股市波动率有一定的预测性 (Antweiler and Frank (2004), Dimpfl and Jank (2016)). 鉴于此, 该结果的可能意味着互联网技术普及所带来的信息优势在市场波动率高

时更为突出,即使是在波动率高的情况下,也不意味着金融市场的效率有所下降。正如前文所讨论的,互联网技术普及可能加大了金融市场波动性。该检验结论表明,即使是在该情况下,互联网技术普及依然能显著提高金融市场效率。

综上所述,互联网技术的普及对直接融资市场和间接融资市场都具有促进作用,但作用方式有所不同。对间接融资市场而言,互联网技术能弥补实体银行触达不足带来的低效率,同时能提升银行系统运行效率,提升金融市场流动性,此外,基于互联网技术的金融创新能够提升银行业竞争,从而提升了金融市场整体效率;对直接融资市场而言,互联网技术普及能对参与度高且换手率高的市场起到加乘效应,进一步提升市场效率,同时也能够在证券市场波动较大时保持信息优势,保证金融市场效率。

6 结论与政策启示

基于 2001 到 2016 年全球 38 个国家和地区有关互联网技术普及、金融系统发展、及科技创新的数据,本文发现,平均而言,互联网普及能显著提升金融市场服务于科技创新的整体效率,有利于经济长期发展。通过研究相关作用机制,本文发现,对以传统银行及金融机构为代表的间接融资市场而言,互联网技术的普及能通过弥补实体银行地域限制,提升银行系统深度、以及提升银行业竞争水平的方式显著提升金融市场的效率;对以证券市场为代表的直接融资市场而言,互联网技术普及对参与度及换手率高的市场起到技术支持,从而起到进一步促进的作用。同时,互联网技术普及能提升证券市场在高波动性时的效率,以此来提升金融市场效率。

实践经验表明,从短期来看,基于互联网平台的金融创新及运营由于缺乏及时监督管理,对传统金融行业带来了冲击。然而,从长期来看,互联网技术普及无论是对银行及金融机构,还是对证券市场而言都具有促进作用。在互联网技术普及背景下,为尽快达到从短期到长期的平稳过度,对传统银行与金融机构而言,应当尽快完成互联网技术迭代,开发出符合这一时期的经营模式及服务模式,以适应市场需求,扩展金融服务。对证券市场而言,应当发挥互联网技术带来的信息优势,同时针对互联网技术带来的可能风险进行及时监控与调整。此外,在保障金融市场的效率与公平上,也需要监管机构在推动互联网普及的同时灵活及时地加强监管,并培养相关领域的复合型人才。

参 考 文 献

- Agarwal S, Zhang J, (2020). FinTech, Lending and Payment Innovation: A Review[J]. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 49(3): 353–367.
- Acharya V V, Subramanian K V, (2009). Bankruptcy Codes and Innovation[J]. *Review of Financial Studies*, 22(12): 4949–4988.
- Akerman A, Gaarder I, Mogstad M, (2015). The Skill Complementarity of Broadband Internet[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(4): 1781–1824.
- Antweiler W, Frank M Z, (2004). Is All that Talk Just Noise? The Information Content of Internet Stock Message Boards[J]. *Journal of Finance*, 59(3): 1259–1294.

- Balyuk T, (2019). Financial Innovation and Borrowers: Evidence from Peer-to-Peer Lending[R]. Working Paper.
- Barber B M, Odean T, (2002). Online Investors: Do the Slow Die First?[J]. *Review of Financial Studies*, 15(2): 455–488.
- Bhattacharya U, Hsu P, Tian X, Xu Y, (2017). What Affects Innovation More: Policy or Policy Uncertainty[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(5): 1869–1901.
- Bloom N, Garicano L, Sadun R, Van Reenen J, (2014). The Distinct Effects of Information Technology and Communication Technology on Firm Organization. *Management Science*, 60(12): 2859–2885.
- Bogan V, (2008). Stock Market Participation and the Internet[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1): 191–211.
- Brown J R, Fazzar S M, Petersen B C, (2009). Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom[J]. *Journal of Finance*, 64(1): 151–185.
- Buchak G, Matvos G, Piskorski T, Seru A, (2018). Fintech, Regulatory Arbitrage, and the Rise of Shadow Banks[J]. *Journal of Financial Economics*, 130(3): 453–483.
- Butler A W, Cornaggia J, Gurun U G, (2016). Do Local Capital Market Conditions Affect Consumers' Borrowing Decisions?[J] *Management Science*, 63(12): 4175–4187.
- Caroli E, Van Reenen J, (2001). Skill-biased Organizational Change? Evidence from A Panel of British and French Establishments[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4): 1449–1492.
- Choi J J, Laibson D, Metrick A, (2002). How Does the Internet Affect Trading? Evidence from Investor Behavior in 401(k) Plans[J]. *Journal of Financial Economics*, 64(3): 397–421.
- De Roure C, Pelizzon L, Tasca P, (2016). How Does P2P Lending Fit into the Consumer Credit Market?[R]. Working Paper.
- Demirgüç-Kunt A, Peria M S M, (2010). A Framework for Analyzing Competition in the Banking Sector: An Application to the Case of Jordan[R]. Working Paper for the World Bank.
- Dimpfl T, Jank S, (2016). Can Internet Search Queries Help to Predict Stock Market Volatility?[J]. *European Financial Management*, 22(2): 171–192.
- Draca M, Sadun R, Reenen J V, (2007). Productivity and ICTs: A Review of the Evidence[M]// *Oxford Handbook of Information and Communication Technologies*. Oxford: Press.
- Farre-Mensa J, Hegde D, Ljungqvist A, (2020). What is a Patent Worth? Evidence from the U.S. Patent “Lottery”[J]. *Journal of Finance*, 75(2): 639–682.
- Gormley T, Matsa D, (2014). Common Errors: How to (and Not to) Control for Unobserved Heterogeneity[J]. *Review of Financial Studies*, 27(2): 617–661.
- Huang Z, Tian X, (2020). Does One Size Fit All? Financial Architecture and Innovation in the 21st Century[R]. Working Paper.
- Hsu P H, Tian X, Xu Y, (2014). Financial Development and Innovation: Cross-country Evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 112(1): 116–135.
- Iyer R, Khwaja A I, Luttmer E F P, Shue K, (2016). Screening Peers Softly: Inferring the Quality of Small Borrowers[J]. *Management Science*, 62(6): 1554–1577.
- Lerner J, Seru A, (2017). The Use and Misuse of Patent Data: Issues for Corporate Finance and Beyond[R]. Working Paper.
- Levine R, (2005). Finance and Growth: Theory and Evidence[M]// *Handbook of Economic Growth*. North Holland: Elsevier, 865–934.
- Liao L, Wang Z, Xiang H, Zhang X, (2017). P2P Lending in China: An Overview[R]. Working Paper.

- Luong L, Moshirian F, Nguyen L, Tian X, Zhang B, (2017). How do Foreign Institutional Investors Enhance Firm Innovation?[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(4): 1449–1490.
- Lybbert T J, Zolas N J, (2014). Getting Patents and Economic Data to Speak to Each Other: An ‘Algorithmic Links with Probabilities’ Approach for Joint Analyses of Patenting and Economic Activity[J]. *Research Policy*, 43(3): 530–542.
- Moshirian F, Tian X, Zhang B, Zhang W, (2021). Stock Market Liberalization and Innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 139(3): 985–1014.
- Rajan R G, Zingales L, (1998). Financial Dependence and Growth[J]. *American Economic Review*, 88(3): 559–586.
- Robinson J, (1952). *The Rate of Interest and other Essays*[M]. The Generalization of the General Theory. London: MacMillan.
- Schumpeter J A, (1911). *The Theory of Economic Development*[M]. Cambridge: Harvard University Press.
- Tang H, (2019). Peer-to-Peer Lenders Versus Banks: Substitutes or Complements?[J]. *Review of Financial Studies*, 32(5): 1900–1938.
- Vallée B, Zeng Y, (2019). Marketplace Lending: A New Banking Paradigm?[J]. *Review of Financial Studies*, 32(5): 1939–1982.
- Wolfe B, Yoo W, (2017). Crowding Out Banks: Credit Substitution by Peer-to-Peer Lending[R]. Working Paper.

附录

表 A 各国基本特征均值

Country	Patent*	Top75_Citation*	Top75_Claim*	Citation*	Claim*	Financial (%)	Internet (%)
Argentina	80	19	27	112	90	33	38.73
Austria	3680	709	1182	5142	3961	163	68.08
Belgium	3795	817	1188	7395	4336	155	67.21
Brazil	647	97	144	521	615	123	36.95
Canada	19971	6123	7094	45568	27341	304	69.39
Chile	126	29	40	71	126	236	61.66
China	33768	6941	10796	34161	31687	209	33.22
Colombia	55	8	17	19	55	93	42.15
Cyprus	157	42	67	383	203	253	50.49
Czech Republic	141	19	28	147	136	64	41.69
Germany	77346	14235	24043	115826	85386	168	74.86
Denmark	3548	934	827	7940	4395	352	78.60
Spain	2197	376	512	3250	2159	270	57.60
Finland	8208	1930	3408	15200	12459	180	70.81
France	26342	4147	7128	34362	26778	201	62.89
United Kingdom	17732	4148	5495	33446	22638	271	68.46
Greece	114	25	45	171	128	146	42.64
Croatia	40	5	16	28	75	104	47.08
Hungary	176	37	55	208	196	83	66.12
India	2078	278	780	2508	2377	130	6.10
Ireland	2404	760	1055	8177	2713	248	60.14
Israel	8386	2916	3387	22924	10256	175	52.89
Italy	10847	1593	2987	12738	12401	143	36.77
Japan	295294	71910	99721	461195	335536	312	74.60
Luxembourg	2400	630	1008	5799	2539	213	92.86
Mexico	332	64	96	379	383	67	30.49
Malta	122	36	35	363	109	167	60.57
Malaysia	334	60	75	336	294	309	63.79
Netherlands	17221	3769	6706	34906	20306	252	84.49
Norway	1727	401	541	2396	1754	197	89.78
Peru	17	6	1	6	14	71	27.19
Poland	252	35	62	313	248	70	47.67
Portugal	136	34	33	272	139	210	45.45
Singapore	5743	1563	2899	13440	7073	339	67.64
Slovenia	121	18	44	132	149	104	63.89
Thailand	72	13	26	71	89	207	20.66
Turkey	298	47	56	207	244	75	43.68
South Africa	366	64	85	300	353	402	28.50

注: 表格中创新相关变量为该变量的原始数值.