

技术多样化对企业创新数量和创新质量的影响研究*

李长英 赵忠涛

摘要：本文基于2006—2013年中国制造业上市公司的数据，用熵指数法测度技术多样化，以专利数量衡量创新数量，以专利前向引用衡量创新质量，研究了企业相关和不相关技术多样化对创新数量和创新质量的影响。结果发现：第一，相关技术多样化对创新数量和创新质量具有倒U型影响，不相关技术多样化对创新数量和创新质量具有正向影响；第二，相关和不相关技术多样化之间的平衡弱化了相关技术多样化对创新数量的倒U型影响，增强了不相关技术多样化对创新数量和创新质量的正向影响；第三，相关和不相关技术多样化通过吸收知识溢出提高了企业的创新数量和创新质量。我们的结论经多种检验都比较稳健，为企业通过技术多样化提升创新数量和创新质量提供了经验证据。

关键词：技术多样化 创新数量 创新质量 技术多样化平衡 知识溢出
中图分类号：F270 JEL：O32

The Impact of Technology Diversification on the Innovation Quantity and Quality of Firms

Li Changying, Zhao Zhongtao

(School of Economics, Shandong University, Jinan, China)

Abstract: Using the data of Chinese manufacturing listed companies from 2006 to 2013, this paper analyzes the impact of related and unrelated technology diversifications on the quantity and quality of innovations, where the technology diversification, the quantity and quality of innovations are respectively measured by the entropy index, the number of patents and forward references of patents. We find that the diversification of related technologies has an inverse U-shaped effect on both the quantity and quality of innovations, whereas the diversification of unrelated technologies increases both the quantity and quality of innovations. Moreover, the balance between related and unrelated technology diversification reduces the inverse U-shaped impact of related technology diversification on the quantity of innovation and enhances the positive impact of unrelated technology diversification. Furthermore, the diversification of both related and unrelated technologies allows firms to absorb technology spillovers, and thus improving the quantity and quality of innovations. Our results are robust under various tests, and they can be used for firms to improve their innovation quantities and qualities.

Keywords : Technology Diversification; Innovation Quantity; Innovation Quality; Technology Diversification Balance; Spillover

一、引言与文献综述

技术多样化是指企业把创新活动向不同的技术领域扩张（Breschi et al, 2003）。技术多样化可以分为相关技术多样化和不相关技术多样化，相关技术多样化是指企业的创新活动聚焦于某一大类技术领域内多

* 李长英，山东大学经济学院，邮政编码：250100，电子邮箱：changyingli@sdu.edu.cn；赵忠涛，山东大学经济学院，邮政编码：250100，电子邮箱：lakeincloud@163.com。本文受国家自然科学基金重大项目“新旧动能转换机制设计及路径选择研究”（18ZDA078）、国家自然科学基金重大项目“‘一带一路’国家金融生态多样性对中国海外投资效率的影响研究”（项目编号：17ZDA040），以及山东大学人文社科青年团队项目（项目批准号：IFYT1901）资助。感谢匿名审稿人的评审建议，文责自负。

个细分的技术领域；不相关技术多样化是指企业的创新活动分布于若干不同的大类技术领域（何郁冰等，2017）。由于相关和不相关技术多样化之间既可能相互促进、彼此协同又可能因为相互争夺资源而彼此制约，所以它们之间的平衡可能会影响技术多样化对企业创新的作用。从创新产出的角度，企业创新成果或者体现为创新产出数量（以下简称“创新数量”）的增加，或者体现为产品或专利质量（以下简称“创新质量”）的提高。因为技术多样化能够帮助企业有效应对创新环境的复杂性和市场环境的不确定性，所以技术多样化已经成为许多企业发展的重要战略。

基于 2006—2013 年中国制造业上市公司的数据，本文用熵指数法测度技术多样化，以专利数量衡量创新数量，以专利前向引用衡量创新质量^①，实证检验了相关和不相关技术多样化对创新数量和创新能力的影响。结果发现：第一，相关技术多样化对创新数量和创新能力具有倒 U 型影响，不相关技术多样化对创新数量和创新能力具有正向影响；第二，相关和不相关技术多样化之间的平衡弱化了相关技术多样化对创新数量的倒 U 型影响，增强了不相关技术多样化对创新数量和能力的正向影响；第三，相关和不相关技术多样化通过吸收知识溢出提高了企业的创新数量和创新能力。

本文的研究与两类文献密切相关，第一类文献研究了技术多样化对创新数量和创新能力的影响。这类文献大致可分为两支，第一支文献研究了技术多样化对创新数量和创新能力的影响，但是结论各不相同。如 Garcia-Vega（2006）、Quintana-García & Benavides-Velasco（2008）分别以欧盟企业和美国企业为例，研究了技术多样化对创新数量的影响，都发现技术多样化刺激了创新数量的增加。Leten et al（2007）基于美国、欧洲和日本的高科技企业数据，却认为技术多样化对创新数量具有倒 U 型影响，Huang & Chen（2010）利用中国台湾 IT 企业数据，发现技术多样化对创新数量和创新能力均具有倒 U 型影响。但是，这些文献没有区分相关和不相关技术多样化，Chen et al（2012）以中国台湾的半导体企业为例，研究了相关和不相关技术多样化对企业创新的作用，结论表明相关技术多样化增加了创新数量，不相关技术多样化对创新数量具有倒 U 型影响。第二支文献研究了技术多样化与企业创新关系的调节效应和中介效应。如 Leten et al（2007）发现技术关联（technological coherence）正向调节了技术多样化对创新数量的作用；Huang & Chen（2010）认为已吸收的组织冗余（absorbed organizational slack）正向调节了技术多样化对创新数量和创新能力的影响，未吸收的组织冗余（unabsorbed organizational slack）负向调节了技术多样化对创新数量和创新能力的影响；徐蕾、李明贝（2019）基于中国制造业企业的数据，发现技术多样化通过技术吸收能力和技术整合能力影响了创新数量。

上述文献主要研究了企业技术多样化对创新数量的影响，较少关注技术多样化对创新能力的影响，也很少研究技术多样化平衡的调节效应和知识溢出的中介效应。因此，本文不仅研究了企业相关和不相关技术多样化对创新数量的影响，而且研究了相关和不相关技术多样化对创新能力的影响；并且，我们既研究了技术多样化平衡对技术多样化与创新数量及创新能力关系的调节效应，又研究了知识溢出对创新数量和能力的中介效应。

第二类文献研究了企业创新数量和创新能力的影响因素。这类文献大致也可分为两支，第一支文献研究了法律制度、税收政策、产业政策以及专利补贴等企业外部因素对技术创新的影响。如叶静怡等（2012）发现专利提前公开制度改善了企业的创新能力；Cai et al（2018）认为降低税率促进了企业的创新数量和创新能力；金字等（2019）发现高科技企业认定政策有利于企业创新能力的提升；关于中国的专利补贴，Dang & Motohashi（2015）发现专利补贴增加了创新数量但降低了创新能力，杨亭亭等（2018）却发现专利补贴既提高了创新数量又提升了创新能力。第二支文献从创新活动本身研究了创新数量和创新能力的影响因素。如 Lahiri（2010）认为研发中心地理分散程度对创新能力具有倒 U 型影响；Van Beers & Zand（2014）发现研发伙伴多样化推动了企业突破性创新。孙玉涛、臧帆（2017）认为同一个城市内的研发合作提高了企业创新数量，不在同一个城市的研发合作提升了企业创新能力。我们利用中国国家知识产权局的专利数据，参照 Dang & Motohashi（2015）、Cai et al（2018）以及杨亭亭等（2018）的做法，以专利数量衡量创新数

① 专利引用分为前向引用和后向引用两种，前向引用是指专利被后续的专利引用，后向引用是指专利引用现有的专利。

量，借鉴 Lahiri（2010）和孙玉涛、臧帆（2017）的研究，以专利前向引用衡量创新质量，研究了企业相关和不相关技术多样化对创新数量和创新质量的影响。

与已有文献相比，本文可能有三点创新：第一，基于中国国家知识产权局专利数据库，我们以专利数量测度创新数量，以专利前向引用测度创新质量，研究了企业相关和不相关技术多样化对创新数量和创新质量的影响，得到了与现有文献不同的研究结论；第二，因为相关和不相关技术多样化既相互促进又相互制约，两者之间的平衡对于企业提高创新水平具有重要意义，所以我们研究了两者之间的平衡对于相关与不相关技术多样化对创新数量和创新质量影响的调节效应；第三，我们研究了技术多样化对创新数量和创新质量的作用渠道，发现技术多样化通过吸收知识溢出提高了创新数量和创新质量。

二、理论假设

在这一部分，我们将分析技术多样化对企业创新的影响，讨论相关和不相关技术多样化对企业创新的异质性影响，以及探究技术多样化平衡如何调节技术多样化对企业创新的影响。

（一）技术多样化与企业创新

一方面，由于不同技术之间的优势互补及相互促进，所以技术多样化可能会提高企业的创新产出及效率。具体而言，第一，技术多样化可能会提高创效效率。技术多样化拓展了企业技术基础的范围，不同技术之间的相互促进（cross fertilization）更容易激发新的技术或发明，从而增加创新数量（Granstrand, 1998），也更容易改善现有产品的性能，进而提升创新质量。同时，技术多样化的企业通常需要不同类型的技术人才，且更善于和伙伴开展研发合作，这势必会增强企业对外部知识溢出的吸收和利用（Lahiri, 2010），从而提升创新效率。第二，技术多样化可能会降低创新成本。企业往往基于其自身的创新资源和创新经验实施技术多样化，通过资源、信息共享实现范围经济（Granstrand, 1998），从而降低企业的创新成本。第三，技术多样化可能会降低创新风险。企业技术创新通常伴随着各种风险，单一项目研发成功的概率往往较低，但是企业通过技术多样化可以把创新活动分散于不同的技术领域并进而有效降低创新风险（Garcia-Vega, 2006）。

另一方面，技术多样化也可能会抑制企业的创新产出及效率。第一，技术多样化会挤占现有技术的研发投入。技术多样化会导致对现有技术的投入不足，并且随着新技术与现有技术之间差异的增大，新技术的创新效率将会降低（Seru, 2014），从而可能会阻碍企业的创新。第二，技术多样化会提高企业的研发成本。进入新的技术领域，一是需要增加额外的研发投入、招聘和培训新的技术人才，这会增加企业的创新成本；二是需要有效整合新技术和现有技术，这也会增加企业的成本（Leten et al, 2007），尤其是当新技术与现有技术存在冲突时，企业的整合和协调成本会明显增加。第三，技术多样化也可能会增加企业的创新风险。虽然如果企业持续集中于相关领域进行技术多样化，那么企业可能会面临技术锁定（lock-in）的风险（Leonard-Barton, 1992），但是如果企业创新活动跨越的技术领域过宽，那么企业创新的系统风险可能迅速增加。

上述分析表明技术多样化对企业创新具有正反两方面的影响，技术多样化如何影响企业创新取决于正负影响哪种更大。但是，因为技术多样化可分为相关和不相关技术多样化，这两类技术多样化对企业创新的影响有所差异，所以讨论这两类技术多样化的异质性影响有助于厘清技术多样化与企业创新的关系。

相关技术多样化是指企业的创新活动聚焦于某一大类技术领域内多个细分的技术领域，相关技术的基础知识和科学原理比较相近。当企业的相关技术多样化较低时，相关技术多样化有利于实现创新的范围经济，可能会提高企业的创新效率。此时相关技术多样化对企业创新的促进作用大于其抑制作用，相关技术多样化有助于企业提高创新数量和创新质量。但是，当企业的相关技术多样化较高时，企业持续地对相关技术领域追加投资，既可能因技术机会的迅速减少而导致创新效率快速下降，也可能导致创新路径锁定；尤其是当前技术环境瞬息万变，企业的创新活动过度集中于相关领域可能会导致创新方向发生偏误。因此，

如果企业的相关技术多样化程度较高，那么相关技术多样化对企业创新的促进作用可能会小于其抑制作用，相关技术多样化可能会降低创新数量和创新质量。

不相关技术多样化是指企业的创新活动分布于若干不同的大类技术领域。不相关技术之间的差异往往较大，企业进行不相关技术多样化既可以通过进入新兴的技术领域增加创新数量，又可以通过不同技术之间的相互促进而提升创新质量；并且，当前技术环境变化较快，不相关技术多样化可以降低企业创新路径锁定风险。虽然过高的不相关技术多样化会因新技术与现有技术差异的增大而抑制创新效率，同时会大幅增加企业的整合和协调成本，但是我们认为，样本企业的不相关技术多样化程度仍然较低，并且当今世界技术环境瞬息万变，技术更新速度很快，不相关技术多样化对企业创新的正面影响可能会大于其负面影响。

基于上述分析，我们提出如下 2 个假设：

假设 1：企业相关技术多样化对创新数量和创新质量的影响具有倒 U 型关系。

假设 2：企业不相关技术多样化对创新数量和创新质量具有正向影响。

（二）技术多样化平衡的调节效应

技术多样化平衡是指相关和不相关技术多样化之间的相互平衡，体现了企业知识深度和知识宽度之间的相互平衡。在这一部分，我们阐述技术多样化平衡如何调节相关和不相关技术多样化对企业创新的影响。

基于前面关于假设 1 的论述，企业相关技术多样化对创新数量和创新质量的影响可能具有倒 U 型关系。我们认为，技术多样化平衡对这种倒 U 型关系的影响取决于企业相关技术多样化的程度。当企业的相关技术多样化程度较低时，提高相关技术多样化程度会刺激企业创新数量和创新质量的增加，如果此时企业因追求技术多样化平衡而追求更多的不相关技术多样化，那么可能会分散企业对相关技术多样化的创新资源，导致企业无法聚焦于相关技术多样化，而相关技术多样化事关企业的核心竞争力，相关技术多样化程度的不足将会对企业创新数量和创新质量的提升产生不利影响。但是，当企业的相关技术多样化程度较高时，进一步提高相关技术多样化程度会因边际收益递减而降低企业的创新数量和创新质量，如果此时企业能够平衡相关和不相关技术多样化，那么企业可以借助不相关技术多样化的优势进一步挖掘相关技术的潜力，从而有助于缓解相关技术多样化的边际收益递减现象，有利于企业创新数量和创新质量的增加。

基于上述分析，我们认为，当企业的相关技术多样化程度较低时，技术多样化平衡会抑制相关技术多样化对创新的促进作用；然而，当企业的相关技术多样化程度较高时，技术多样化平衡会降低相关技术多样化给企业创新带来的负面影响。因此，技术多样化平衡弱化了相关技术多样化对企业创新的倒 U 型影响，从而得到假设 3：

假设 3：技术多样化平衡弱化了相关技术多样化对创新数量和创新质量的倒 U 型影响。

我们认为，技术多样化平衡可能会增强不相关技术多样化对企业创新的正向影响，主要作用机制包括两个：第一，因为不相关技术多样化侧重于对新技术的探索，可以丰富企业的异质性技术，而相关技术多样化侧重于对已有技术的利用，所以技术多样化平衡通过对创新过程的整合和协调，充分利用异质技术增强相关技术的创新效率，从而强化不相关技术多样化对企业创新的正向影响。第二，因为不相关技术的基础知识和科学原理往往差异较大，企业跨越不相关的技术领域开展创新活动会增加创新活动的复杂性和成本，而相关技术往往因技术比较接近而降低创新成本，所以技术多样化平衡可以通过发挥两类技术多样化的各自优势，既可以降低不相关技术多样化引致的创新活动复杂性，又可以降低不相关技术多样化给企业创新带来的成本，从而增强不相关技术多样化对企业创新的正向影响。因此，基于上述分析，我们提出假设 4：

假设 4：技术多样化平衡增强了不相关技术多样化对创新数量和创新质量的正向影响。

三、研究方法

（一）数据来源

本文使用了中国制造业上市公司的财务和专利数据，数据采集主要源自于两个渠道：一是 CSMAR 国

泰安数据库，该数据库提供了 2006—2013 年沪深 A 股上市公司的总资产、营业收入及研发投入等财务数据。我们还通过巨潮资讯网检索公司年度报告，根据披露的研发投入对数据进行校正和完善，并利用插值法对缺失 1 年研发投入的样本进行了补充。二是国家知识产权局专利检索及分析系统，我们通过该系统搜集了样本公司在 2006—2013 年期间申请且在检索时（2018 年 6 月）有效的授权发明专利及其引用信息。鉴于国家知识产权局专利检索及分析系统没有提供现成的专利前向引用数据，我们先通过该系统逐条手工检索样本公司每件专利的前向引用信息，然后统计得到样本公司的专利前向引用数据^①。因为发明专利从开始申请到获得授权以及后来被其它专利引用通常都需要若干年的时间，专利申请日期距离检索日期越接近授权发明专利的数量和专利前向引用的频次都越少，所以为了给样本专利尽可能长的被授权和被引用时间，我们把样本期间设为 2006—2013 年。该样本期间意味着授权发明专利的申请年份是 2006 年至 2013 年，但专利获得授权和专利被引用的时间是 2006 年 1 月至 2018 年 6 月。

我们删除了部分 ST 及数据错误或缺失的公司样本，最终整理了 467 家样本公司财务和专利数据都很完整的非平衡面板数据。

（二）变量定义

1. 创新数量和创新质量。首先，我们参考 Dang & Motohashi（2015）、Cai et al（2018）以及杨亭亭等（2018）的做法，使用企业年度申请成功的专利数（ Pat_{ap} ）衡量创新数量。其次，我们借鉴 Lahiri（2010）和孙玉涛、臧帆（2017）的研究，使用企业当年申请成功的专利自其申请之日起 4 年内的前向引用次数（ $Cit4$ ）衡量创新质量。我们采用 4 年为时间窗口统计前向引用次数的原因是：专利申请日期和检索日期越接近专利被引用的概率越低，即专利前向引用存在数据断尾问题，而以 4 年为时间窗口可以减少数据断尾对回归结果的负面影响。我们在稳健性检验中还以 3 年、5 年为时间窗口进行了稳健性检验。

2. 相关技术多样化和不相关技术多样化。我们使用发明专利来测度企业的技术多样化程度。因为企业的创新活动往往需要持续数年才会有创新成果，仅使用单一年度的专利测算技术多样化难以体现创新活动的累积性，所以我们借鉴 Leten et al（2007）和 Frankort（2016）的方法，通过合并企业第 $t-4$ 年至第 t 年申请的专利来测度第 t 年的技术多样化。我们参照 Kim et al（2016）的做法测算技术多样化，根据前三位的 IPC 分类号对专利进行分类^②，然后按照（1）式测算企业的不相关技术多样化。

$$UTD_{it} = \sum_{k=1}^n \left(\frac{N_{ikt}}{P_{it}} \times \ln \frac{P_{it}}{N_{ikt}} \right) \quad (1)$$

其中， UTD_{it} 为企业 i 第 t 年的不相关技术多样化， P_{it} 表示企业 i 第 $t-4$ 年至第 t 年的专利总数， N_{ikt} 表示企业 i 第 $t-4$ 年至第 t 年含有前三位 IPC 分类号 k 的专利数量， n 表示样本企业不同的前三位 IPC 分类号的总个数。 UTD_{it} 越大，企业的不相关技术多样化程度越高；反之，企业的不相关技术多样化程度越低。

相关技术多样化的计算公式是：

$$RTD_{it} = \sum_{k=1}^n \left[\frac{N_{ikt}}{P_{it}} \times \sum_{j=1}^m \left(\frac{M_{ikjt}}{N_{ikt}} \times \ln \frac{N_{ikt}}{M_{ikjt}} \right) \right] \quad (2)$$

其中， RTD_{it} 为企业 i 第 t 年的相关技术多样化， M_{ikjt} 表示企业 i 第 $t-4$ 年至第 t 年含有前三位 IPC 分类号 k 的第 j 个前四位 IPC 分类号的专利数量， m 表示样本企业不同的前四位 IPC 分类号的总个数，其它参数或下标的含义与（1）式相同。

3. 技术多样化平衡。我们按照王凤彬等（2012）的方法计算企业技术多样化平衡的程度，具体公式为：

^①为准确统计每条专利的前向引用频次，我们设置了时间窗口。例如，以 3 年为时间窗口统计专利 A 的前向引用频次，专利 A 于 2013 年 1 月 20 日申请并被专利 B 所引用，如果专利 B 在 2016 年 1 月 20 日及之前申请，那么专利 B 计入专利 A 以 3 年为时间窗口的前向引用。4 年和 5 年时间窗口以此类推。

^②我们简要介绍 IPC 分类号，例如，IPC 分类号 B23K103/24，按照从高到低的等级，B 为部，B23 为大类，B23K 为小类，B23K103 为大组，B23K103/24 为小组，分别对应前一位、前三位、前四位、前七位与全位 IPC 分类号。

$$BL_{it} = 1 - \frac{|RTD_{it} - UTD_{it}|}{RTD_{it} + UTD_{it}} \quad (3)$$

其中, BL_{it} 、 RTD_{it} 和 UTD_{it} 分别代表企业 i 第 t 年的技术多样化平衡、相关技术多样化和不相关技术多样化。 BL_{it} 的取值范围在 0 到 1 之间, BL_{it} 越大表明两类技术多样化之间越平衡; 反之, 两类技术多样化之间则越不平衡。

4. 控制变量。我们控制了创新活动、企业规模、财务状况, 以及行业和年份等因素的影响。第一, 创新活动包括创新投入和专利存量。参考林明等(2015)和何郁冰等(2017), 我们使用研发强度(Rd_sale)和企业是否披露研发投入(Rd_dum)两个指标控制创新投入对企业创新的影响。研发强度(Rd_sale)为企业年度研发投入与销售收入的比值。当公司主动披露研发投入信息时, Rd_dum 为 1; 反之, Rd_dum 为零。按照 Leten et al(2007)的方法用永续盘存法测算企业的专利存量, 并在回归中取专利存量的自然对数($Lnpat_stock$)。第二, 我们参考张杰、郑文平(2018)用企业年度销售收入的自然对数($Lnsale$)表示企业规模。第三, 参照郝项超等(2018)的做法, 用资产负债率($Debt$)、利润率($Prof$)和产权比率(Lev)三个变量表示企业财务状况。第四, 关于行业和年份变量。因为样本公司共涉及 28 个行业, 其中专用设备(C35)、电气机械(C38)和计算机通讯(C39)等 11 个行业样本数较多, 所以我们把这 11 个行业设为虚拟变量, 把其余的行业设为基准行业。2006 年为基准年份, 其余的年份设为虚拟变量。

全部相关变量都按照 GDP 平减指数换算为实际值。为减少极端值对实证结果的影响, 我们采用 Winsorize 方法处理极端值, 以 1%分位数和 99%分位数分别替换小于 1%分位数和大于 99%分位数的变量。

(三) 计量模型

因为企业年度专利数和专利前向引用是非负整数, 并且每个指标在不同企业间的差异较大, 所以我们参照 Sampson(2007)以及 Huang & Chen(2010)采用负二项回归模型。我们还对模型进行了 Hausman 检验, 检验结果支持固定效应模型。为检验相关和不相关技术多样化对创新数量和创新质量的影响, 本文建立的计量模型是:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \gamma Z_{it-1} + M_j + \mu_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, i 表示企业, j 表示行业, t 表示年份; 因变量 Y 分别为年度专利数(Pat_ap)和专利前向引用($Cit4$); X 表示相关技术多样化(RTD)和不相关技术多样化(UTD), 当 X 表示 UTD 时, 去掉 X^2 项; Z 为控制变量, 包括研发强度(Rd_sale)、企业是否披露研发投入(Rd_dum)、专利存量($Lnpat_stock$)、企业规模($Lnsale$)、资产负债率($Debt$)、利润率($Prof$)和产权比率(Lev), 均滞后了一年; M 表示行业固定效应, μ 表示企业固定效应, $Year$ 表示年份固定效应, ε 表示随机扰动项。

关于调节效应检验, 我们借鉴温忠麟等(2005)和马忠新、陶一桃(2019)的方法, 采用如下计量模型:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 X_{it}^2 + \beta_3 BL_{it} + \beta_4 BL_{it} \times X_{it} + \beta_5 BL_{it} \times X_{it}^2 + \gamma Z_{it-1} + M_j + \mu_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, BL 表示企业技术多样化之间的平衡程度; X 表示相关技术多样化(RTD)和不相关技术多样化(UTD), 当 X 表示 UTD 时, 去掉 X^2 项以及与 X^2 的交互项; 其余变量的含义与(4)式相应变量的含义相同。

(四) 描述性统计

表 1 报告了全部变量的描述性统计。 Pat_ap 的均值为 9.78, 标准差为 20.46, 说明企业创新数量的波动比较大。 $Cit4$ 的均值为 5.29, 标准差为 12.13, 表明企业创新质量的差异也比较大。 RTD 和 UTD 的均值分别为 0.39 和 1.14, 标准差分别为 0.32 和 0.68, 相关技术多样化的波动比较大。其它变量的情况详见表 1。

表 1 描述性统计

变量名称	变量代码	平均值	标准差	最小值	最大值
创新数量	Pat_ap	9.783	20.460	0.000	349.000

创新质量	<i>Cit4</i>	5.291	12.134	0.000	139.000
相关技术多样化	<i>RTD</i>	0.388	0.322	0.000	1.538
不相关技术多样化	<i>UTD</i>	1.136	0.680	0.000	3.002
技术多样化平衡	<i>BL</i>	0.390	0.316	0.000	1.000
研发强度	<i>Rd_sale</i>	0.037	0.044	0.000	1.000
是否披露研发投入	<i>Rd_dum</i>	0.883	0.321	0.000	1.000
专利存量	<i>Lnpat_stock</i>	2.445	1.269	-1.302	6.357
企业规模	<i>Lnsale</i>	11.984	1.356	8.822	17.512
资产负债率	<i>Debt</i>	0.405	0.207	0.011	2.024
利润率	<i>Prof</i>	0.088	0.133	-3.187	1.720
产权比率	<i>Lev</i>	1.031	3.067	-8.149	131.479

四、实证结果与分析

在正式回归之前，我们检查了自变量的方差膨胀系数（VIF），发现 VIF 小于 6，这表明自变量之间不存在明显的多重共线性问题。数据的处理和分析采用 Stata12.0 软件。

（一）技术多样化影响企业创新的回归结果分析

表 2 第（1）—（3）列和第（4）—（6）列分别报告了技术多样化影响创新数量和创新质量的回归结果，第一行列出了被解释变量。第（1）列 *RTD* 的系数值约为 1.14，第（2）列 *RTD* 的系数值约为 2.16，*RTD*² 的系数值约为 -1.01，上述 3 个系数值都显著，这说明相关技术多样化对创新数量具有显著的倒 U 型影响；第（4）列 *RTD* 的系数值约为 0.98，第（5）列 *RTD* 的系数值约为 2.64，*RTD*² 的系数值约为 -1.62，上述 3 个系数值都显著，这说明相关技术多样化对创新质量也具有显著的倒 U 型影响。当相关技术多样化对创新数量和创新质量的影响发生转折时，相关技术多样化的数值分别约为 1.05 和 0.82，而样本企业的相关技术多样化均值是 0.39（中位数是 0.37），由此可见，对于目前大部分中国制造业企业，提高相关技术多样化程度可以促进其创新数量和创新质量的提升。上述结果意味着假设 1 得到了验证，即相关技术多样化对创新数量和创新质量具有倒 U 型影响。

表 2 第（3）列显示，*UTD* 的系数值约为 0.89，通过了显著性检验，这表明不相关技术多样化增加了创新数量；第（6）列 *UTD* 的系数值约为 0.90，也通过了显著性检验，这表明不相关技术多样化提升了创新质量。上述结果意味着假设 2 得到了验证，即不相关技术多样化对创新数量和创新质量都具有显著的正向影响。

2006—2013 年是中国企业申请专利数量激增的时期，这表明技术环境变化迅速，技术更新速度加快。在此背景下企业实施一定程度的相关技术多样化会提高创新水平，但研发投入规模过大可能导致研发边际收益减少，因此，相关技术多样化对创新数量和创新质量的影响都表现为倒 U 型。并且，伴随着相关技术多样化程度的提高，企业仅依靠相关技术难以创造出高质量成果，加之技术更新快，这导致相关技术多样化对创新质量影响的拐点小于相关技术多样化对创新数量影响的拐点。但不相关技术多样化不同，为巩固或培育竞争优势，企业受到技术快速变化的刺激，反而会进入与现有技术明显不同的技术领域，因此，不相关技术多样化推动了创新数量和创新质量的同步增加。Chen et al（2012）基于中国台湾半导体企业样本发现相关技术多样化增加了创新数量，不相关技术多样化对创新数量具有倒 U 型影响。我们的结论与之不同，除了研究样本的差异外，中国大陆企业的技术环境变化较快或许是另外一个重要原因。

关于控制变量，表 2 的第（1）—（6）列表明，研发强度对创新数量和创新质量的影响为负但不显著，这可能意味着企业研发投入效率有待提高；企业无论是否披露研发投入都不影响创新数量和创新质量；专

利存量有利于创新数量和创新质量的提高，但其显著性水平不够稳定。企业规模对创新数量和创新质量具有 U 型影响；资产负债率的回归系数不显著；利润率有利于增加创新数量，但对创新质量的影响不显著；产权比率对创新数量和创新质量具有负向影响。

表 2 技术多样化对创新数量和创新质量的影响

被解释变量	<i>Pat ap</i>			<i>Cit4</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>RTD</i>	1.137*** (0.122)	2.163*** (0.280)		0.982*** (0.162)	2.643*** (0.388)	
<i>RTD</i> ²		-1.010*** (0.251)			-1.616*** (0.342)	
<i>UTD</i>			0.887*** (0.069)			0.903*** (0.092)
<i>RD_sale</i>	-1.204 (1.032)	-1.120 (1.031)	-0.544 (1.009)	-2.468 (1.531)	-2.293 (1.521)	-2.475 (1.554)
<i>RD_dum</i>	0.126 (0.129)	0.121 (0.127)	-0.039 (0.123)	0.110 (0.176)	0.127 (0.17)	-0.068 (0.165)
<i>Lnpat_stock</i>	0.079** (0.036)	0.065* (0.036)	0.013 (0.035)	0.115** (0.046)	0.113** (0.046)	0.044 (0.046)
<i>Lnsale</i>	-1.531*** (0.461)	-1.534*** (0.463)	-0.782* (0.464)	-2.942*** (0.575)	-3.167*** (0.571)	-2.261*** (0.578)
<i>Lnsale</i> ²	0.061*** (0.018)	0.061*** (0.019)	0.031* (0.019)	0.120*** (0.023)	0.130*** (0.023)	0.093*** (0.023)
<i>Debt</i>	0.327 (0.346)	0.374 (0.344)	0.473 (0.331)	0.531 (0.503)	0.539 (0.501)	0.589 (0.494)
<i>Prof</i>	0.875** (0.357)	0.916*** (0.353)	1.080*** (0.352)	0.329 (0.518)	0.314 (0.507)	0.359 (0.514)
<i>Lev</i>	-0.132** (0.056)	-0.149*** (0.056)	-0.186*** (0.054)	-0.165** (0.084)	-0.191** (0.084)	-0.234*** (0.083)
常数项	10.243*** (2.877)	10.162*** (2.885)	5.391* (2.884)	15.756*** (3.628)	16.75*** (3.593)	11.41*** (3.641)
行业、年份 固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1812	1812	1812	1699	1699	1699
<i>Wald chi2</i>	702.7	687.46	785.81	409.08	425.14	471.52
<i>Log likelihood</i>	-3471.864	-3463.258	-3433.079	-2674.704	-2663.317	-2643.393

注：***、**、*分别表示通过显著性水平 1%、5%、10% 的统计检验，第一行列出了被解释变量。

(二) 技术多样化平衡调节效应的回归结果分析

表 3 第 (1)、(2) 列报告了技术多样化平衡调节相关和不相关技术多样化对创新数量影响的回归结果，第 (3)、(4) 列报告了技术多样化平衡调节相关和不相关技术多样化对创新质量影响的回归结果。

如表 3 第 (1) 列所示， $BL \times RTD$ 的系数值约为 -4.60， $BL \times RTD^2$ 的系数值约为 3.58，都通过了显著性检验，这表明技术多样化平衡弱化了相关技术多样化对创新数量的影响。如第 (3) 列所示， $BL \times RTD$ 的系数符号为负但不显著， $BL \times RTD^2$ 的系数显著为正，这表明技术多样化平衡没有显著调节相关技术多样化对创新质量的影响（我们进行稳健性分析时发现这两个系数值都不显著）。上述结果意味着假设 3 得到了部分验证，即技术多样化平衡弱化了相关技术多样化对创新数量的倒 U 型影响，但没有显著弱化相关技术多样化对创新质量的倒 U 型影响。创新数量和创新质量受到的影响之所以不同，可能的解释是：技术多样化平衡对创新数量的影响可能大于技术多样化平衡对创新质量的影响，这导致技术多样化平衡虽然既调节了相关技术多样化对创新数量的影响，也调节了相关技术多样化对创新质量的影响，但前者的调节效应大于后者的调节效应（下面的不相关技术多样化也表现出类似的现象）。因此，技术多样化平衡虽然弱化了相关技术多样化对创新质量的倒 U 型影响，但系数值却不够稳健。

表3第(2)列的 $BL \times UTD$ 系数值大约为0.95,且通过了显著性检验,这表明技术多样化平衡强化了不相关技术多样化对创新数量的正向影响;第(4)列的 $BL \times UTD$ 系数值约为0.56,且通过了显著性检验,这表明技术多样化平衡也强化了不相关技术多样化对创新质量的正向影响。第(2)列 $BL \times UTD$ 的系数值明显大于第(4)列 $BL \times UTD$ 的系数值,这表明前者技术多样化平衡的调节效应大于后者技术多样化平衡的调节效应,创新数量受到的调节影响大于创新质量受到的调节影响。上述分析意味着假设4到了验证,即技术多样化平衡增强了不相关技术多样化对创新数量和创新质量的正向影响。

表3 技术多样化平衡的调节效应

被解释变量	<i>Pat_ap</i>		<i>Cit4</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>RTD</i>	3.317*** (0.470)		3.639*** (0.667)	
<i>RTD</i> ²	-2.043*** (0.491)		-2.558*** (0.725)	
<i>UTD</i>		0.706*** (0.086)		0.801*** (0.120)
<i>BL</i>	1.060*** (0.362)	0.038 (0.211)	0.278 (0.551)	0.423 (0.295)
<i>BL</i> × <i>RTD</i>	-4.600*** (1.013)		-2.451 (1.558)	
<i>BL</i> × <i>RTD</i> ²	3.579*** (0.828)		2.216* (1.291)	
<i>BL</i> × <i>UTD</i>		0.945*** (0.186)		0.560** (0.265)
<i>RD_sale</i>	-0.763 (1.031)	-0.471 (0.953)	-2.073 (1.529)	-1.854 (1.499)
<i>RD_dum</i>	0.099 (0.126)	0.043 (0.121)	0.103 (0.171)	-0.025 (0.166)
<i>Lnpat_stock</i>	0.052 (0.036)	-0.060* (0.034)	0.103** (0.046)	-0.043 (0.047)
<i>Lnsale</i>	-1.500*** (0.461)	-0.917** (0.449)	-3.077*** (0.574)	-2.070*** (0.580)
<i>Lnsale</i> ²	0.061*** (0.018)	0.035* (0.018)	0.127*** (0.023)	0.085*** (0.023)
<i>Debt</i>	0.311 (0.344)	0.451 (0.328)	0.549 (0.501)	0.524 (0.499)
<i>Prof</i>	0.897** (0.352)	1.014*** (0.339)	0.292 (0.509)	0.167 (0.506)
<i>Lev</i>	-0.148*** (0.055)	-0.167*** (0.053)	-0.197** (0.083)	-0.218** (0.084)
常数项	9.808*** (2.876)	6.284** (2.793)	16.156*** (3.613)	10.051*** (3.643)
行业、年份 固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1812	1812	1699	1699
<i>Wald chi2</i>	701.31	922.38	432.25	506.98
<i>Log likelihood</i>	-3452.683	-3389.814	-2661.250	-2625.090

注:***、**、*分别表示通过显著性水平1%、5%、10%的统计检验,第一行列出了被解释变量。

五、影响机制分析与稳健性检验

（一）技术多样化对企业创新的影响机制分析

根据前面关于技术多样化与企业创新之间关系的论述，技术多样化可能通过吸收知识溢出促进企业创新。企业吸收的知识溢出是指企业在与其它行为主体交流互动过程中获取的智力成果，并且企业没有向智力成果的创造者支付任何补偿，或支付的补偿小于智力成果的价值。因为技术多样化扩展了企业知识库的深度和宽度，技术多样化的企业通常需要雇用不同类型的技术人才，且更善于和其它行为主体开展研发合作，所以技术多样化有利于企业吸收来自不同行为主体的知识溢出。企业通过学习和借鉴不同行为主体的技术知识和创新经验，可以更好地识别、评估和利用新的技术机会，提高创新成功率、缩短研发周期和降低创新成本，最终提高企业的创新水平。因此，企业吸收知识溢出可能在技术多样化与企业创新之间起中介作用。为了检验知识溢出的中介效应，我们首先测算企业吸收知识溢出的程度，然后构建中介效应检验模型，最后检验企业吸收知识溢出对技术多样化与创新数量和创新质量关系的影响。

1. 企业吸收知识溢出程度的测度。借鉴 Garcia-Vega（2006）等的思路，我们使用目标企业与其它企业的技术差异乘以其它企业的研发费用存量衡量目标企业吸收知识溢出的程度。具体测算过程分为如下三个步骤：

第一，测算目标企业 i 与其它企业之间的技术差异，公式是：

$$P_{ijt} = \frac{F_{jt} \times F'_{it}}{\sqrt{(F_{jt} \times F'_{jt}) \times (F_{it} \times F'_{it})}} \quad (6)$$

其中， j 表示其它企业， t 表示年份， $F_{it} = (N_{i1}, N_{i2}, \dots, N_{ik})$ ，为企业 i 第 t 年不同的前三位 IPC 分类号的专利数行向量， N_{il} 为企业 i 第 l 个前三位 IPC 分类号的数量， $l=1, 2, \dots, k$ 。 F_{jt} 为企业 j 第 t 年不同的前三位 IPC 分类号的专利数行向量，取值方法与 F_{it} 相同。

第二，企业 j 的研发费用存量用永续盘存法计算，公式是：

$$RD_{jt}^{stock} = RD_{jt}^{flow} + (1 - \delta)RD_{jt-1}^{stock}, \quad RD_{j0}^{stock} = \frac{RD_{j0}^{flow}}{(\delta+g)} \quad (7)$$

其中， RD_{jt}^{stock} 表示企业 j 第 t 年的研发费用存量， RD_{jt}^{flow} 表示企业 j 第 t 年的研发投入；下标 0 表示初始年份； δ 表示年折旧率，我们取 15%； g 表示年度研发投入的增长率，因为样本企业 2006—2013 年的实际研发投入平均每年增长约 7%，所以我们令 $g=7\%$ 。

第三，基于上面得到的技术差异 (P_{ijt}) 和研发费用存量 (RD_{jt}^{stock})，目标企业 i 第 t 年吸收知识溢出的程度为：

$$ABS_{it} = \sum_{j \neq i} (P_{jit} \times RD_{jt}^{stock}) \quad (8)$$

回归方程取 ABS_{it} 的自然对数 ($Lnabs_{it}$) 表示企业 i 第 t 年吸收知识溢出的程度。

2. 中介效应检验模型。我们参考温忠麟等（2005）和潘彬、金雯雯（2017）等关于中介效应的检验步骤，识别技术多样化是否通过吸收知识溢出影响企业创新。具体步骤是：第一，用（9）式检验解释变量是否影响被解释变量；第二，用（10）式检验解释变量是否影响中介变量；第三，把解释变量和中介变量同时放入模型，用（11）式检验二者对被解释变量的影响。在第一步和第二步解释变量的系数值都显著的条件下，如果第三步中介变量的系数值显著，且解释变量对被解释变量的影响变小（比较第三步和第一步的解释变量系数值、显著性），那么意味着解释变量对被解释变量的部分影响可能被中介变量吸收，换言之，解释变量可能通过中介变量影响了被解释变量。

具体的计量模型是：

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 X_{it-1} + \beta_2 X_{it-1}^2 + \gamma Z_{it-1} + M_j + \mu_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$Lnabs_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 X_{it-1} + \gamma_1 Rd_sale_{it-1} + \gamma_2 Rd_dum_{it-1} + \gamma_3 Lnpat_stock_{it-1} + \gamma_4 Ln sale_{it-1} + M_j + \mu_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 X_{it-1} + \beta_2 X_{it-1}^2 + \beta_3 Lnabs_{it} + \gamma Z_{it-1} + M_j + \mu_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, $Lnabs$ 是中介变量, 表示企业吸收知识溢出的程度; X 是解释变量, 分别表示相关技术多样化 (RTD) 和不相关技术多样化 (UTD), 滞后了一期, 当 X 表示 UTD 时, 去掉 X^2 项; 其余变量的含义与 (4) 式相应变量的含义相同。本文检验中介效应的逻辑是, 第 $t-1$ 期的技术多样化通过影响第 t 期企业吸收知识溢出的程度, 继而影响第 t 期的创新产出。因为技术多样化发生在企业吸收知识溢出和创新产出之前, 并且企业吸收知识溢出的工具变量外生性较强, 所以这种处理可以减少双向因果关系引致的部分内生性问题。

表 4 知识溢出的中介效应

被解释变量	$Lnabs$		Pat_ap		$Cit4$		$Lnabs$		Pat_ap		$Cit4$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)		
RTD	0.225** (0.111)	0.671*** (0.257)	0.521** (0.258)	0.873** (0.403)	0.691* (0.409)							
RTD^2		-0.377 (0.231)	-0.233 (0.229)	-0.784** (0.367)	-0.575 (0.371)							
UTD						0.247*** (0.06)	0.161** (0.066)	0.091 (0.067)	0.258*** (0.087)	0.168* (0.09)		
$Lnabs$			0.249*** (0.046)		0.336*** (0.069)			0.245*** (0.046)		0.239*** (0.063)		
RD_sale	0.884 (0.837)	-1.369 (1.105)	-1.449 (1.102)	-4.781** (2.191)	-4.075* (2.178)	1.147 (0.862)	-1.198 (1.106)	-1.369 (1.108)	-3.029* (1.633)	-3.337** (1.648)		
RD_dum	-0.086 (0.089)	0.087 (0.109)	0.078 (0.110)	1.797 (1.078)	1.620 (1.097)	-0.099 (0.087)	0.064 (0.110)	0.064 (0.110)	0.083 (0.147)	0.051 (0.147)		
$Lnpat_stock$	0.091*** (0.033)	0.125*** (0.04)	0.080** (0.039)	0.174*** (0.054)	0.121** (0.055)	0.037 (0.034)	0.130*** (0.04)	0.099** (0.04)	0.139*** (0.051)	0.122** (0.052)		
$Lnsale$	0.134 (0.087)	-1.461*** (0.474)	-1.456*** (0.467)	-2.268*** (0.614)	-2.028*** (0.619)	0.152* (0.086)	-1.326*** (0.475)	-1.356*** (0.469)	-2.829*** (0.582)	-2.710*** (0.58)		
$Lnsale^2$		0.059*** (0.019)	0.058*** (0.019)	0.094*** (0.024)	0.086*** (0.025)		0.053*** (0.019)	0.054*** (0.019)	0.116*** (0.023)	0.111*** (0.023)		
$Debt$		0.437 (0.347)	0.377 (0.347)	-0.448 (0.549)	-0.535 (0.551)		0.501 (0.345)	0.439 (0.345)	0.554 (0.497)	0.473 (0.502)		
$Prof$		0.854** (0.362)	0.803** (0.363)	0.758 (0.532)	0.561 (0.541)		0.882** (0.363)	0.831** (0.364)	0.304 (0.52)	0.232 (0.527)		
Lev		-0.149*** (0.056)	-0.144** (0.056)	-0.047 (0.095)	-0.056 (0.096)		-0.163*** (0.056)	-0.156*** (0.056)	-0.204** (0.083)	-0.197** (0.084)		
常数项	12.609*** (1.096)	9.904*** (2.944)	6.561** (2.972)	12.523*** (3.984)	7.616* (4.127)	12.320*** (1.081)	9.061*** (2.95)	6.029** (2.974)	15.228*** (3.672)	11.430*** (3.796)		
行业、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制		
N	1863	1812	1807	1502	1498	1863	1812	1807	1699	1694		
$Wald\ chi^2$		595.67	612.31	174.05	195.29		597.13	613.86	375.34	382.34		
$Log\ likelihood$		-3510.058	-3484.399	-2370.826	-2352.288		-3511.290	-3486.758	-2688.519	-2674.653		
F	137.53					137.54						
$Adj-R^2$	0.715					0.720						

注: **、*、*分别表示通过显著性水平 1%、5%、10% 的统计检验, 第一行列出了被解释变量。第 (1)、(6) 列采用双向固定效应模型, 其余的列采用负二项回归模型。

3. 中介效应的检验结果分析。表 4 第 (1) — (5) 列报告了相关技术多样化通过吸收知识溢出影响企业创新的回归结果。第 (2) 列报告了第一步回归的结果, RTD 的系数值约为 0.67, 显著性水平为 1%, RTD^2 的系数值约为 -0.38, 显著性水平为 10.2%, 这说明相关技术多样化对创新数量具有倒 U 型影响。第 (1) 列报告了第二步回归的结果, RTD 的系数值约为 0.23, 显著性水平为 5%, 这说明相关技术多样化影响了企业吸收知识溢出。第 (3) 列报告了第三步回归的结果, $Lnabs$ 的系数值符号显著为正, 并且 RTD 的系数值约为 0.52 (小于第一步回归的 0.67), 显著性水平为 5% (低于第一步回归的 1%), RTD^2 的系数值

约为-0.23（系数绝对值位 0.23，小于第一步回归的 0.38），未通过显著性检验（低于第一步回归的 10.2%）。第三步回归结果说明企业吸收知识溢出显著影响了创新数量，且相关技术多样化对创新数量的影响明显变小，这意味着相关技术多样化通过吸收知识溢出提高了创新数量。同样，根据第（4）列报告的第一步回归结果，第（1）列报告的第二步回归结果，以及第（5）列报告的第三步回归结果，我们还发现相关技术多样化通过吸收知识溢出提高了创新质量。上述结果意味着相关技术多样化通过吸收知识溢出提高了创新数量和创新质量。

类似地，根据表 4 第（6）—（10）列报告的回归结果，我们发现不相关技术多样化通过吸收知识溢出提高了创新数量和创新质量。

企业内部的知识存量和外部的知识溢出是企业创新的重要动力来源，我们的上述 2 个结论表明，企业积累专业知识不仅直接影响了企业创新，而且也会通过影响对外部知识溢出的吸收间接作用于企业创新。Garcia-Vega（2006）等虽然都认为吸收知识溢出是技术多样化影响企业创新的重要途径，但没有检验知识溢出是否在技术多样化与企业创新之间起中介作用，我们的研究进一步丰富了这类文献。

（二）稳健性检验

1. 替换被解释变量。关于创新数量，因为我们前面的基准回归使用的年度专利数没有体现出专利的重要性差异，所以为了弥补这点不足，我们参考 Sampson（2007）的做法，用公式 $\sum_{i=1}^n (1 + C_i)$ 测度创新数量，其中 n 表示企业年度申请的专利数， C_i 为企业当年申请专利 i 分别在 3 年、4 年和 5 年内的前向引用次数（分别用 *Patcit3*、*Patcit4* 和 *Patcit5* 表示）。关于创新质量，我们在基准回归中以 4 年内的前向引用次数衡量创新质量，这里分别用 3 年和 5 年内的前向引用次数衡量创新质量（分别用 *Cit3* 和 *Cit5* 表示）。用新的被解释变量进行回归后，我们的结论依旧稳健。限于篇幅所限，表 5 只报告了被解释变量为 *Patcit3* 和 *Cit3* 的回归结果。

表 5 替换被解释变量稳健性检验结果

被解释变量	<i>Patcit3</i>				<i>Cit3</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
<i>RTD</i>	2.208*** (0.281)		3.469*** (0.472)		2.490*** (0.416)			
<i>RTD</i> ²	-1.091*** (0.253)		-2.331*** (0.506)		-1.461*** (0.362)			
<i>UTD</i>		0.896*** (0.067)		0.720*** (0.086)		0.884*** (0.097)	0.793*** (0.129)	
<i>BL</i>			0.849** (0.367)	0.089 (0.211)			0.437 (0.319)	
<i>BL</i> × <i>RTD</i>			-4.282*** (1.032)					
<i>BL</i> × <i>RTD</i> ²			3.620*** (0.859)					
<i>BL</i> × <i>UTD</i>				0.913*** (0.188)			0.526* (0.285)	
常数项	10.288*** (2.814)	6.137** (2.802)	9.901*** (2.788)	5.881** (2.726)	10.110** (3.902)	10.873*** (3.633)	8.570** (3.916)	
控制行业、年份及其它变量	是	是	是	是	是	是	是	
<i>N</i>	1812	1812	1812	1812	1691	1691	1691	
<i>Wald chi2</i>	489.75	574.8	505.84	684.13	446.94	143.47	470.45	
<i>Log likelihood</i>	-3998.643	-3962.003	-3989.133	-3917.616	-2387.685	-2527.576	-2372.676	
被解释变量	<i>Patcit3</i>				<i>Cit3</i>			
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
<i>RTD</i>	0.587** (0.256)	0.375 (0.261)			0.611* (0.36)	0.302 (0.379)		

<i>RTD</i> ²	-0.341 (0.235)	-0.092 (0.235)			-0.475 (0.334)	-0.190 (0.347)		
<i>UTD</i>			0.225*** (0.064)	0.146** (0.066)			0.303*** (0.094)	0.208** (0.096)
<i>Lnabs</i>		0.248*** (0.045)		0.231*** (0.045)		0.386*** (0.064)		0.259*** (0.067)
常数项	14.629*** (3.949)	6.511** (2.947)	9.498*** (2.876)	6.116** (2.945)	17.566*** (4.753)	7.949 (5.069)	13.924*** (3.9)	9.586** (4.032)
控制行业、年份及其它变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1812	1807	1812	1807	1699	1686	1691	1686
<i>Wald chi2</i>	332.67	413.49	407.62	413.96	188.23	165.81	377.25	383.45
<i>Log likelihood</i>	-4081.335	-4019.827	-4044.225	-4020.077	-2782.117	-2510.617	-2425.877	-2413.045

注：***、**、*分别表示通过显著性水平1%、5%、10%的统计检验。第(1)、(2)、(5)和(6)列报告了假设1和假设2的检验结果；第(3)、(4)和(7)列报告了调节效应的检验结果；第(8)－(9)列和第(10)－(11)列分别报告了知识溢出对相关和不相关技术多样化影响创新数量的中介效应检验结果；第(12)－(13)列和第(14)－(15)列分别报告了知识溢出对相关和不相关技术多样化影响创新质量的中介效应检验结果。为节约篇幅，中介效应检验只报告了第一步和第三步的回归结果，但第二步回归结果和表4的第二步回归结果相比没有明显变化。

2. 内生性检验。技术多样化的程度和企业创新可能互为因果，这会导致本文的模型设定存在内生性的问题。具体而言，我们关注的因果关系是技术多样化对企业创新的影响，但企业创新的变化也可能影响企业的技术多样化程度。为降低内生性对企业创新的影响，我们以行业平均的技术多样化程度为工具变量，采用两阶段工具变量回归模型(2SLS)检验我们的核心结论。因为企业与其所处的行业之间技术多样化相关性比较强，但企业创新可能难以影响整个行业的技术多样化程度，所以行业平均技术多样化的内生性要弱于企业技术多样化的内生性。回归结果表明，我们的核心结论依然成立，表6报告了回归结果。此外，我们还使用滞后一年的解释变量进行了回归，结果表明我们的核心结论依然成立，表4的第(2)、(4)、(7)和(9)列，以及表5的第(8)、(10)、(12)和(14)列报告了滞后一年解释变量的回归结果。

表6 两阶段工具变量回归(2SLS)检验结果

被解释变量	<i>Pat_ap</i>		<i>Cit4</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>RTD</i>	126.270** (59.128)		46.646** (19.075)	
<i>RTD</i> ²	-89.446* (49.198)		-34.587* (18.113)	
<i>UTD</i>		14.279*** (4.649)		15.026*** (3.701)
<i>RD_sale</i>	31.233 (26.703)	26.343 (19.348)	-24.075 (15.051)	-18.062 (15.086)
<i>RD_dum</i>	0.749 (2.579)	1.436 (1.970)	-2.044 (1.504)	-1.805 (1.509)
<i>Lnpat_stock</i>	3.176** (1.348)	4.052*** (0.927)	-0.058 (0.583)	-1.315* (0.725)
<i>Lnsale</i>	-74.464*** (13.381)	-63.561*** (10.622)	-21.065** (8.223)	-9.041 (8.128)
<i>Lnsale</i> ²	3.057*** (0.545)	2.721*** (0.434)	0.844** (0.344)	0.393 (0.333)
<i>Debt</i>	11.331 (7.631)	14.560** (5.852)	6.182 (4.507)	6.406 (4.496)
<i>Prof</i>	14.897* (7.776)	18.476*** (5.720)	-0.702 (4.499)	2.295 (4.522)
<i>Lev</i>	-3.171*** (1.111)	-3.996*** (0.854)	-1.142* (0.671)	-1.418** (0.653)

常数项	417.768*** (80.045)	344.807*** (65.832)	124.571** (48.829)	42.107 (50.462)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1868	1868	1868	1868
<i>Wald chi2</i>	1541.68	2507.06	1117.58	1111.14
<i>R</i> ²	0.156	0.368	0.113	0.113

注：***、**、*分别表示通过显著性水平 1%、5%、10%的统计检验，第一行列出了被解释变量。

我们还通过变换企业样本、变换计量模型和替换解释变量的方式进行了稳健性检验，结果表明，我们的基本结论依然成立，相关结果请见附录。

六、主要结论与启示

技术多样化是企业提高创新水平获取竞争优势的重要策略，近二十年来企业的技术多样化出现了明显变化，但创新数量和创新质量却未同步提高，因此，研究企业技术多样化对创新数量和创新质量的影响及其影响机制具有非常重要的现实意义。本文以 2006—2013 年中国制造业上市公司为例，以熵指数法测度技术多样化，以专利数量衡量创新数量，以专利前向引用衡量创新质量，运用负二项回归模型实证检验了相关和不相关技术多样化对创新数量和创新质量的影响。结果发现：第一，企业相关技术多样化对创新数量和创新质量具有倒 U 型影响，而不相关技术多样化对创新数量和创新质量具有正向影响；第二，技术多样化平衡弱化了相关技术多样化对创新数量的倒 U 型影响，增强了不相关技术多样化对创新数量和创新质量的正向影响；第三，企业无论进行相关技术多样化还是不相关技术多样化都有利于企业吸收知识溢出，并进而提高创新数量和创新质量。

我们的研究结论具有三点政策启示：

第一，因为相关技术多样化对创新数量和创新质量具有倒 U 型影响，所以当企业的相关技术多样化程度较低时，企业应该大力推进相关技术多样化，以促进企业创新数量和创新质量的提升；但是，当企业的相关技术多样化程度较高时，企业不宜继续推进相关技术多样化。然而，根据我们的分析，目前大部分企业的相关技术多样化程度仍然偏低，因此企业应该继续努力进行相关技术多样化。同时，由于不相关技术多样化可以提升企业的创新数量和创新质量，所以企业也应该着力开展不相关技术多样化工作。

第二，我们的研究发现，技术多样化平衡弱化了相关技术多样化对创新数量的倒 U 型影响。因此，当企业的相关技术多样化程度较低时，企业在进行技术创新时，为了提高创新数量和创新质量，那么可以暂时忽略技术多样化平衡问题，继续推进相关技术多样化。但是，当企业的相关技术多样化程度较高时，企业在进行技术创新时，那么可以借助技术多样化平衡削弱相关技术多样化对于企业创新的不利影响，助力企业的创新工作。另外，由于技术多样化平衡增强了不相关技术多样化对创新数量和创新质量的正向影响，所以企业在进行不相关技术多样化时，应该借力技术多样化平衡进而提高企业的创新数量和创新质量。

第三，我们的研究表明，相关和不相关技术多样化通过吸收技术溢出提高了企业的创新数量和创新质量。因此，企业一是应该加大核心技术研发，加强新技术探索，丰富技术储备，从根本上提高自身的创新能力；二是重视对外部知识溢出的识别、吸收和利用，善于借助外部知识助推自己的创新工作。

参考文献

1. 郝项超 梁琪 李政，2018：《融资融券与企业创新：基于数量与质量视角的分析》，《经济研究》第 6 期。
2. 何郁冰 周慧 丁佳敏，2017：《技术多元化如何影响企业的持续创新？》，《科学学研究》第 12 期。

3. 金宇 王培林 富钰媛, 2019: 《选择性产业政策提升了我国专利质量吗?——基于微观企业的实验研究》, 《产业经济研究》第 6 期。
4. 林明 任浩 董必荣, 2015: 《技术多样化结构二元平衡、企业内聚性与探索式创新绩效》, 《科研管理》第 4 期。
5. 马忠新 陶一桃, 2019: 《企业家精神对经济增长的影响》, 《经济学动态》第 8 期。
6. 潘彬 金雯雯, 2017: 《货币政策对民间借贷利率的作用机制与实施效果》, 《经济研究》第 8 期。
7. 孙玉涛 臧帆, 2017: 《企业区域内/间研发合作与创新绩效——技术多元化的调节作用》, 《科研管理》第 3 期。
8. 王凤彬 陈建勋 杨阳, 2012: 《探索式与利用式技术创新及其平衡的效应分析》, 《管理世界》第 3 期。
9. 温忠麟 侯杰泰 张雷, 2005: 《调节效应与中介效应的比较和应用》, 《心理学报》第 2 期。
10. 徐蕾 李明贝, 2019: 《技术多元化对创新绩效的双中介作用机理研究》, 《科研管理》第 5 期。
11. 叶静怡 李晨乐 雷震等, 2012: 《专利申请提前公开制度、专利质量与技术知识传播》, 《世界经济》第 8 期。
12. 杨亭亭 罗连化 许伯桐, 2018: 《政府补贴的技术创新效应: “量变” 还是 “质变” ? 》, 《中国软科学》第 10 期。
13. 张杰 郑文平, 2018: 《创新追赶战略抑制了中国专利质量么? 》, 《经济研究》第 5 期。
14. Breschi, S. et al (2003), “Knowledge-relatedness in firm technological diversification”, *Research Policy* 32(1): 69–87.
15. Cai, J. et al (2018), “The impact of corporate taxes on firm innovation: Evidence from the corporate tax collection reform in China”, NBER Working Papers, No.25146.
16. Chen, Y. S. & K. C. Chang (2012), “Using the entropy-based patent measure to explore the influences of related and unrelated technological diversification upon technological competences and firm performance”, *Scientometrics* 90(4): 825–841.
17. Dang, J. & K. Motohashi (2015), “Patent statistics: A good indicator for innovation in China? ——Patent subsidy program impacts on patent quality”, *China Economic Review* 35: 137–155.
18. Frankort, H. T. W. (2016), “When does knowledge acquisition in R&D alliances increase new product development? The moderating roles of technological relatedness and product-market competition”, *Research Policy* 45(1): 291–302.
19. Garcia-Vega, M. (2006), “Does technological diversification promote innovation? An empirical analysis for European firms”, *Research Policy* 35(2): 230–246.
20. Granstrand, O. (1998), “Towards a theory of the technology-based firm”, *Research Policy* 27: 465–489.
21. Huang, Y. & C. Chen (2010), “The impact of technological diversity and organizational slack on innovation”, *Technovation* 30: 420–428.
22. Kim, J. et al (2016), “Technological diversification, core-technology competence, and firm growth”, *Research Policy* 45(1): 113–124.
23. Lahiri, N. (2010), “Geographic distribution of R&D activity: How does it affect innovation quality?” *Academy of Management Journal* 53(5): 1194–1209.
24. Leonard-Barton, D. (1992), “Core capability and core rigidities: A paradox in managing new product development”, *Strategic Management Journal* 13(1): 111–125.
25. Leten, B. et al (2007), “Technological diversification, coherence, and performance of firms”, *Journal of Product Innovation Management* 24(6): 567–579.
26. Quintana-García, C. & C. A. Benavides-Velasco (2008), “Innovative competence, exploration and exploitation:

The influence of technological diversification”, *Research Policy* 37(3): 492–507.

27. Sampson, R. C. (2007), “R&D alliances and firm performance: The impact of technological diversity and alliance organization on innovation”, *Academy of Management Journal* 50(2): 364–386.
28. Seru, A. (2014), “Firm boundaries matter: Evidence from conglomerates and R&D Activity”, *Journal of Financial Economics* 111(2): 381–405.
29. Van Beers, C. & F. Zand (2014), “R&D cooperation, partner diversity, and innovation performance: An empirical analysis”, *Journal of Product Innovation Management* 31(2): 292–312.

附 录

1. 变换样本检验。我们正文的基准回归使用了全样本进行回归，并且以专利技术测量企业的技术多样化，然而专利数量较低可能会导致部分企业样本的技术多样化程度偏低，从而影响我们的基准回归结果。为减轻上述做法对回归结果产生的不利影响，我们在此使用两个子样本进行回归，第一个子样本是年度申请专利数大于零的企业样本，第二个子样本是技术多样化大于零的企业样本。两个子样本的回归结果都显示我们的结论依然稳健。限于篇幅所限，我们在表 7 中只报告了使用第一个子样本的回归结果。

2. 泊松回归。我们正文的基准回归使用了负二项回归模型，但是负二项回归模型隐含的假设是因变量的方差明显大于因变量的期望，而我们的因变量呈现显著的右偏态分布，所以部分企业样本可能并不满足这个条件。我们用泊松模型对结论进行了重新检验。表 8 的回归结果表明，我们的基本结论依然稳健。

3. 替换解释变量。我们正文在测度相关和不相关技术多样化时，假设当前四位的 IPC 分类号属于同一个前三位的 IPC 分类号时，这些技术被判定为相关技术；否则，这些技术被判定为不相关技术。但是，由于这种判断技术是否相关的标准可能过于严格，所以我们现在放松这个标准，即当前四位的 IPC 分类号属于同一个前一位的 IPC 分类号时，这些技术被认为相关技术；否则，这些技术被认为不相关技术。然后，按照（1）式和（2）式的方法计算相关和不相关技术多样化，并重新进行了回归。回归结果显示，我们的结论仍然成立。限于篇幅所限，我们未报告回归结果。

表 7 变换样本稳健性检验结果

被解释变量	<i>Pat_ap</i>				<i>Cit4</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>RTD</i>	1.825*** (0.288)		3.023*** (0.471)		2.181*** (0.403)		
<i>RTD</i> ²	-0.786*** (0.255)		-1.869*** (0.490)		-1.287*** (0.351)		
<i>UTD</i>		0.840*** (0.072)		0.607*** (0.095)		0.839*** (0.097)	0.681*** (0.133)
<i>BL</i>			0.849** (0.367)	-0.223 (0.226)			0.108 (0.319)
<i>BL</i> × <i>RTD</i>			-4.163*** (1.020)				
<i>BL</i> × <i>RTD</i> ²			3.347*** (0.829)				
<i>BL</i> × <i>UTD</i>				1.109*** (0.195)			0.762*** (0.280)
常数项	10.647*** (2.933)	5.486* (2.931)	10.22*** (2.922)	6.649** (2.841)	17.107*** (3.657)	11.77*** (3.700)	10.285*** (3.704)
控制行业、年份及其它变量	是	是	是	是	是	是	是

<i>N</i>	1759	1759	1759	1759	1647	1647	1647	
<i>Wald chi2</i>	595.62	688.81	610.88	831.05	402.13	446.07	478.64	
<i>Log likelihood</i>	-3397.089	-3369.619	-3387.840	-3328.830	-2606.610	-2587.706	-2571.828	
被解释变量	<i>Pat_ap</i>				<i>Cit4</i>			
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
<i>RTD</i>	0.715*** (0.275)	0.635** (0.275)			0.780* (0.429)	0.708 (0.433)		
<i>RTD</i> ²	-0.412* (0.243)	-0.321 (0.241)			-0.735* (0.381)	-0.610 (0.384)		
<i>UTD</i>			0.171** (0.075)	0.109 (0.075)			0.225** (0.100)	0.156 (0.103)
<i>Lnabs</i>		0.238*** (0.051)		0.233*** (0.051)		0.334*** (0.075)		0.181*** (0.07)
常数项	9.989*** (3.049)	6.177** (3.111)	8.947*** (3.059)	5.396* (3.113)	13.932*** (4.18)	7.955* (4.387)	15.317*** (3.825)	11.947*** (4.014)
控制行业、年份及其它变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1693	1691	1693	1691	1417	1415	1580	1578
<i>Wald chi2</i>	503.29	527.68	506	530.42	179.22	196.87	372.98	376.92
<i>Log likelihood</i>	-3290.525	-3273.684	-3292.100	-3276.459	-2238.291	-2224.407	-2496.388	-2489.354

注：同表5。

表8 泊松回归稳健性检验结果

被解释变量	<i>Pat_ap</i>				<i>Cit4</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
<i>RTD</i>	2.462*** (0.172)		4.706*** (0.308)		3.892*** (0.235)			
<i>RTD</i> ²	-1.070*** (0.131)		-2.825*** (0.31)		-2.117*** (0.177)			
<i>UTD</i>		1.009*** (0.044)		0.794*** (0.056)		1.113*** (0.059)	0.850*** (0.071)	
<i>BL</i>			1.039*** (0.215)	0.026 (0.133)			0.323* (0.166)	
<i>BL</i> × <i>RTD</i>			-6.083*** (0.593)					
<i>BL</i> × <i>RTD</i> ²			4.630*** (0.485)					
<i>BL</i> × <i>UTD</i>				1.114*** (0.141)			0.903*** (0.110)	
控制行业、年份及其它变量	是	是	是	是	是	是	是	
<i>N</i>	1812	1812	1812	1812	1699	1699	1699	
<i>Wald chi2</i>	3152.22	3327.74	3178.3	3333.95	2029.28	2055.33	2201.95	
<i>Log likelihood</i>	-4411.378	-4297.435	-4346.792	-4199.205	-3987.977	-3975.211	-3863.809	
被解释变量	<i>Pat_ap</i>				<i>Cit4</i>			
	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
<i>RTD</i>	0.735*** (0.141)	0.665*** (0.143)			0.959*** (0.186)	0.833*** (0.189)		
<i>RTD</i> ²	-0.589*** (0.107)	-0.526*** (0.108)			-0.644*** (0.147)	-0.539*** (0.148)		
<i>UTD</i>			0.226*** (0.039)	0.184*** (0.040)			0.389*** (0.053)	0.343*** (0.054)

<i>Lnabs</i>		0.221*** (0.031)		0.214*** (0.031)		0.192*** (0.037)		0.171*** (0.037)
控制行业、年份 及其它变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1812	1807	1812	1807	1699	1694	1699	1694
<i>Wald chi2</i>	3049.3	3056.77	3049.83	3054.12	1818.84	1837.55	1843.56	1855.55
<i>Log likelihood</i>	-4564.057	-4520.049	-4563.001	-4521.544	-4149.171	-4122.119	-4135.234	-4111.521

注：同表 5。