

产融结合对企业创新的影响： 资源协同还是资源诅咒？

田利辉 王可第 马 静 于东洋*

摘要：产融结合是服务实业、鼓励创新，还是导致资金滥用、脱实入虚？分析我国高新技术行业上市公司十年数据，本文发现企业参股银行可以促进非国有企业创新，却减缓了国有企业创新。非国有企业参股银行，能够缓解创新融资约束，形成“资源协同效应”；国有企业参股银行，预算约束进一步软化，代理问题加剧，形成“资源诅咒效应”。本文认为，在公司治理良善的前提下，市场经济体系下的产融结合可以促进企业创新，服务实体经济。

关键词：参股银行；企业创新；国有产权

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2022.06.04

一、引 言

党的十九大报告指出，“创新是引领发展的第一动力，是建设现代化经济体系的战略支撑”。在市场经济体系下，创新发展的主体是企业，落实创新驱动发展的国家战略需要企业进行自主创新。

创新需要资金支持，稳定的融资渠道是企业创新发展的重要因素。然而，创新活动往往存在信息高度不对称、抵押价值匮乏、失败概率高等问题。而且，倘若创新成功，债权人往往无法与股东分享成功的高回报。同时，商业银行需要以防范风险为要务，这就导致了银行信贷对于企业创新的支持力度往往不足。故而，供给侧改革需要优化新常态经济的资源配置，引导信贷资本资源来持续高效地支持企业创新。创新驱动发展战略需要产融协同，中国的经济发展需要明晰能够实现产业与资本协力合作的途径。

产融协同的重要手段是产融结合。产融结合是指产业部门与金融部门在

* 田利辉，广西大学经济学院、南开大学金融发展研究院；王可第，北京理工大学人文与社会科学院、南开大学金融发展研究院；马静，广西大学工商管理学院；于东洋，南开大学金融发展研究院。通信作者及地址：王可第，北京市房山区良乡高教园区北京理工大学文三楼，102488；电话：18811250857；E-mail：kediwang@bit.edu.cn。本文得到国家社会科学基金重大项目（17ZDA071）、国家自然科学基金国际项目（71661137002）、教育部人文社会科学研究青年基金项目（22YJC790126）、中央高校专项经费资助项目（63192314、63202080）、天津 131 创新经费（C02016）和南开大学百青经费的支持。作者感谢两名匿名审稿人和主编提出的宝贵修改意见，文责自负。

资金、股权、人事等方面的相互渗透和相互融合，其主要形式之一是银企合作。至今，我国银企结合的方向主要是非金融企业参股银行。当前中国法律禁止商业银行直接投资非金融企业，但对银行业准入的管制逐渐放宽。2010年，《国务院关于鼓励和引导民间投资健康发展的若干意见》发布，明确支持民间资本以入股方式参与商业银行的增资扩股。2012年，银监会发布《关于鼓励和引导民间资本进入银行业的实施意见》，进一步加强支持民营企业入股银行业。在政策鼓励和自身发展需求下，我国部分企业已经参股或控股商业银行。

手段不一定能够保证目的的实现，产融结合本身就是一把“双刃剑”。在我国产融结合实践中，既有立足实业，通过金融手段整合资源，降低成本，实现产业与金融良性互动和主业长远发展的成功典范；也有参股银行，高负债经营，银企业绩各自惨淡的失败教训。

迄今为止，学术界对于产融结合的研究尚不深入，且结论不一。部分学者认为，产融结合导致企业绩效下降。Li and Greenwood (2004)发现，企业持股金融机构后，运营效率并未提高。蔺元（2010）比较了参股金融机构前后的业绩，发现产融结合后上市公司业绩出现恶化。张庆亮和孙景同（2007）也发现，产融结合没有显著提高我国企业经营绩效，反而呈现无效和负效性。李维安和马超（2014）进一步指出，控股金融机构降低了企业的投资效率，企业的投资过度现象显著增加。翟胜宝等（2014）研究发现，民营企业参股银行增大了企业经营风险和市场风险。

另一组学者认为，产融结合能够缓解企业融资约束，从而提高企业绩效。Lu *et al.* (2012)发现，非国有企业通过持股银行可以规避信贷融资的“所有权歧视”，获得更有利的贷款条件，降低融资成本，实现更好的企业绩效。万良勇等（2015）发现，上市公司参股银行能够显著缓解其融资约束状况，特别是民营控股、规模较小和行业竞争度更高的企业。黄小琳等（2015）也发现，持股金融机构不仅能够为企业带来更多的债务资金，还有利于企业改变负债结构。

产融结合如何影响企业绩效需要在理论层次进行新的探讨，以解读结果相左的实证发现。而且，现有实证研究尚未讨论产融结合如何影响企业创新。本文深入分析了2007—2016年高新技术产业上市公司数据。我们发现，参股银行后，非国有企业的专利数量显著增加，而国有企业的专利数量显著减少。经过替换不同代理变量或使用多种计量方法，这一实证发现相对稳健。分析产融结合影响企业创新的作用机制，本文提出了产融结合两面性的理论分析框架。一方面，产融结合有助于企业与金融机构分享信息和业务协作，可将外部融资内部化，通过内部资本市场来降低信息搜集成本和谈判等交易费用，从而提高创新融资效率。这就是说，产融结合可以为企业创新投资提供稳定、连续的融资来源，形成“资源协同效应”。另一方面，产融结合带来企业高管

支配资源的增多，软化企业的预算约束，弱化债务的治理功能，恶化了企业代理问题，降低了创新效率。亦即，在公司治理不良的情形下，产融结合可以带来资金滥用，形成“资源诅咒效应”。进一步分析数据，本文发现，在非国有控股企业中，产融结合可以形成资源协同效应，缓解创新的融资约束，提升了绩效；而在国有控股企业中，产融结合形成资源诅咒效应，进一步软化预算约束，加剧代理问题，导致创新不足，企业绩效下降。我们也探讨了资源诅咒效应的约束之道，发现多元大股东的混合所有制企业制度有助于抑制资源的诅咒。本文认为，产融结合本身应该带来产融协同，助力创新，提升绩效，但是必要的前提条件是有效的公司治理。

本文的学术贡献如下：首先，本文提出并验证了产融结合的“资源协同效应”与“资源诅咒效应”，从理论上解决了现有文献实证结论存在的矛盾。在公司治理相对有效但资金相对匮乏的企业中，产融结合能够为企业带来“资源协同”。而在预算约束偏软且公司治理失灵的企业中，产融结合带来的新增金融资源“过犹不及”，本文显著发展了产融结合的文献，也为 Jensen (1988) 的自由现金流代理假说提供了来自新兴市场国家的证据。

其次，本文拓展了企业创新领域的研究，认为在公司治理有效的必要条件下产融结合这一举措能够推动企业创新。在企业创新文献中，金融发展是关注的重要问题。现有文献认为，金融发展水平 (Hsu *et al.*, 2014)、金融自由化 (Moshirian *et al.*, 2021) 和银行竞争 (Cornaggia *et al.*, 2015; 张杰等, 2017) 等因素可以不同程度地影响企业创新。产融结合是金融发展的重要步骤，但是产融结合对于企业创新影响的研究尚且寥寥。本文以公司参股银行为视角，分析了产融结合对企业创新的作用及影响机制，推动了金融发展与企业创新这一重要话题的研究。

最后，本文明确了公司治理在产融结合中不可或缺的地位，这是现有产融创新文献尚未涉及的重要内容（譬如，王超恩等，2016）。本文讨论了不同产权下的公司治理问题，分析了预算软约束问题对于产融结合这一机制带来的异化，深入辨析了产融结合功能发挥的约束条件，显著丰富了产融结合对企业创新影响的研究。本文同时发现，国有企业大股东股权多元化有助于约束“资源诅咒效应”。这从侧面为国有企业混合所有制改革提供了实证支持。

二、理论分析与研究假说

(一) 产融结合对企业创新的资源协同效应与资源诅咒效应

1. 资源协同效应

Hall (2002)、Kerr and Nanda (2015) 等众多文献认为，创新过程具有内在的不确定性，知识也具有非排他性，创新方一般不愿披露作为商业机密

的研发信息，这增加了信息不对称，引致融资不足。不仅如此，创新企业往往以无形资产居多，可抵押的固定资产有限，可能导致信用匮乏。更为重要的是，如果创新成功，那么是股东获得高收益，而债权人所得仍然是固定的本息。因此，创新活动的外部融资成本较高，信贷融资往往不足。同时，创新活动调整成本高昂。研发活动目的在于创造出能产生未来收益的一种无形资产或“新知识”，而知识资本往往蕴含在研发人员的人力资本上。面对高昂的调整成本，企业一般会维持研发投入的相对平滑（吴淑娥等，2016），这需要稳定持续的资金支持。

产融结合可以方便企业创新融资。首先，产融结合能够缓解资金供求双方的信息不对称。参股银行后，企业与银行成为利益关联体，企业可以向银行披露更多关于研发项目的信息而不必担忧商业机密泄露。不仅如此，成为利益关联体后，银行能够从企业获得更多从公开渠道无法获得的“软信息”。这些都有助于降低银行与企业之间的信息不对称，降低逆向选择和道德风险问题（万良勇等，2015）。其次，产融结合能够影响银行放贷决策。当企业持有银行的股份达到一定比例之后，可以通过派驻董事等方式直接影响银行的信贷决策，从而为向企业贷款提供更多的便利（Laeven, 2001）。最后，产融结合能够发挥“认证效应”。关联银行为企业贷款可以为其他银行发送关于创新项目质量的信号，对企业项目的技术信息起到认证的作用，引导其他银行的贷款投放。

综上，企业持有金融机构股权，进行产融结合，能够缓解企业融资约束，助力企业创新，进而提升企业绩效，可称之为“资源协同效应”。

2. 资源诅咒效应

产融结合内部化外部交易，形成内部资本市场，增加了经理人可控制的资源。倘若公司治理不善，可能随之增大经理人代理成本。也就是说，产融结合存在资金滥用的可能。

Jensen (1988)、Bertrand and Mullainathan (2003) 等文献认为，不同于创业者，经理人倾向于追求平稳，不愿冒险。而创新本身充满了不确定性，并具有很高的失败概率。为避免创新投资失败带来股东追责，理性的企业经理人对于创新往往规避三舍，意愿迟缓，动力不足。这就需要外部压力来激励经理人从事创新。参股金融机构给企业带来信息优势和谈判优势，获取金融资源相对便利，市场压力会相应减轻 (Aghion *et al.*, 2005; 聂辉华等, 2008)。当企业持有金融机构股权达到一定比例时，可以派驻人员进入董事会，直接影响金融机构的信贷决策，有可能排挤竞争对手的融资，从而抑制市场竞争 (La Porta *et al.*, 2002; 万良勇等, 2015)。这就是说，产融结合的优势可以减少市场竞争对企业技术创新的激励作用，引发企业创新压力和动力不足。

理论上，职业经理人更关注自身的利益，而不是股东的利益。在所有权

与经营权分离的企业中，经理人倾向于扩大经营规模、构建企业帝国来扩大自身的控制权收益（Stein, 2003）。Jensen（1986）认为，如果企业拥有大量闲置现金但成长机会较少，那么代理人倾向于滥用现金资源。过度投资、低效收购和盲目多元化等经理人代理问题往往是借助自由现金流得以实现的。本文认为，过度投资、低效收购和盲目多元化等企业帝国构建行为减少了对于企业创新的关注，挤占了创新的资源。

综上，参股银行可为企业带来更多的金融资源，软化企业的预算约束，进而可以弱化债务的治理效应。这就是说，产融结合增加了公司资源，但可被企业经理人用作追求自身利益的工具，反而不利于企业创新，形成“资源诅咒效应”。

（二）产融结合、产权性质与企业创新

学术理论认为，在预算约束和代理成本两方面，国有企业与民营企业显著不同。本文进一步认为，不同产权可以带来产融结合对创新的不同影响。

非国有企业融资成本相对更高，对外部冲击更加敏感。银行信贷仍然是我国企业的主要融资方式。张杰等（2012）发现，融资约束对民营企业的研发投入带来了显著的抑制效应。产融结合是破解融资约束的手段，能够形成金融支持。在融资约束相对严苛的非国有企业中，融资渠道的便利化和融资成本的降低有助于促进创新。在存在预算软约束问题的国有企业中，原有创新融资约束并不存在或者并不严重，这样，产融结合带来新增金融资源并不一定增大国有企业的研发边际投入。

同时，在财务困境中，不同产权的企业所获政府支持不尽相同。Campello *et al.*（2010）和孔东民等（2013）指出，政府往往给予在财务危机中的国有企业“帮助之手”，提供政府补贴和优惠贷款等来弥补经营过程中现金流的不足。在我国，国有企业破产的案例屈指可数。但是，财务困境屡屡导致非国有企业的破产。同时，企业盈利与否不仅是自身运营效率的结果，而且受到经济环境和行业周期的影响。所以，只有防范财务困境的出现，才能有效激励非国有企业的创新。

在代理问题上，国有企业的主要领导很少终身在同一企业任职，而是穿梭于企业与政府之间的“旋转门”之中。有些国有高管的行为更接近于政府官员而非职业经理人，时常追逐短期利益和营造政绩工程（杨瑞龙等，2013）。创新不仅难以在短期见效，其高投入还会影响企业的当期利润。在研发等企业战略决策上，国有企业高管的个人理性考虑恐怕是自己职位的晋升，而非企业的长期竞争力。一旦创新出现失败，国企经理人的晋升可能受阻。倘若创新成功，国有企业经理人却难以获得相应薪资报酬。面对创新的高风险，国企创新激励相对不足。

国有企业往往难以有效监督约束经理人。青木昌彦和钱颖一（1995）等

众多文献认为，鉴于“所有者虚位”和内部人控制问题，国有企业管理层的监督是不足低效的。鉴于薪酬收入受到政府的严格管制，国有企业高管逐求隐性回报。国企高管会通过扩大规模获得在职消费与相关租金等非正常报酬来作为薪酬收入的替代选择。在国有企业中，政府股东一度采用规模导向型的考核指标，这带来国企高管追求规模扩张的冲动。如果经理人可控资源增加，财务约束进一步松弛，那么随着市场压力的减轻，国有企业更倾向于过度投资、低效收购和盲目多元化等行为，从而增大国有企业经理人的显性或隐形的报酬，同时扩大了政治晋升的机会。国有企业的公司治理问题严重影响着企业技术创新效率。

综上所述，产融结合带来金融资源，既能缓解企业的融资约束，产生“资源协同效应”，也可增大经理人代理成本，降低资本配置效率，异化为“资源诅咒效应”。基于严苛的融资约束和有效的股东监督，非国有企业更倾向于将产融结合带来的融资便利使用于企业创新，形成资源协同。由于政企不分和公司治理不足，国有企业经理人在市场压力减弱的情况下，更有可能将产融结合带来的资源优势服务于自身利益，构建帝国，而忽视企业创新，带来资源的诅咒。根据上述分析，本文提出如下研究假说：

假说 1 产融结合通过“资源诅咒效应”抑制了国有企业创新。

假说 2 产融结合通过“资源协同效应”促进了非国有企业创新。

三、数据与变量

(一) 样本说明

本文的数据来自 CSMAR 数据库及 Wind 数据库。我们选取了 2007—2016 年沪深两市 A 股高新技术行业上市公司为样本。之所以没有选择全部上市公司为样本，不仅因为许多行业的企业创新活动较少，而且由于高新技术行业创新行为的研究价值和学术意义更大（潘越等，2015）。借鉴 Cui and Mak (2002)、潘越等 (2015) 的做法，本文根据证监会 2012 年发布的《上市公司行业分类指引》，选取了制造业行业以及信息传输、软件和信息技术服务业的上市公司为研究对象。我们对初始数据进行如下处理：(1) 剔除数据缺失和存在异常值的样本；(2) 因为本文着重研究产融结合的信贷便利是否影响创新行为，我们剔除了参股非银行金融机构的样本。本文共得到 12 798 个公司/年观测值。此外，我们还对所有连续变量进行了上下 1% 的 Winsorize 处理。

(二) 变量设定

第一是企业创新。参考 Hsu *et al.* (2014) 等文献的做法，本文使用企业

申请并最终被授权的专利数量来度量企业创新。因为专利获取量的数据是严重右偏的，且为了避免专利获取为 0 时造成缺失值，所以我们使用三种类型专利之和加 1 取对数作为创新的度量指标。

第二是产融结合。由于上市银行的股权结构相对分散，参股上市银行的企业往往持股不多，对上市银行影响力有限，本文的产融结合侧重于考察上市公司持股或控股非上市银行。在稳健性检验中，我们考虑了企业持有上市银行股份的情况。公司持股非上市银行的数据来自 Wind 数据库。由于不少企业没有披露参股非上市银行的具体持股数，本文没有采用持股数量这一连续变量，而是采用参股与否的虚拟变量。如果上市公司当年持有非上市银行股份则 *Integrate* 为 1，否则为 0。

第三是控制变量。借鉴 Hsu *et al.* (2014) 等文献，本文控制了研发投入 (*R&D*)、公司规模 (*Size*)、杠杆率 (*Lev*)、固定资产份额 (*Tangibility*)、公司年限 (*Age*)、现金持有 (*Cash*)、市场竞争程度 (*HHI*) 等变量，同时还控制了年度固定效应和行业固定效应。各变量具体定义见表 1 所示。

表 1 变量定义与说明

变量	名称	定义
<i>Innovation</i>	企业创新	企业申请并被授权的三种类型专利数量加 1 取对数
<i>Integrate</i>	产融结合	如果企业持有非上市银行股份则取值为 1，否则为 0
<i>R&D</i>	研发投入	企业研发投入除以总资产
<i>Size</i>	企业规模	企业总资产取自然对数
<i>Lev</i>	资产负债率	企业总负债除以总资产
<i>Tangibility</i>	固定资产份额	企业固定资产净额除以总资产
<i>Cash</i>	现金持有	企业现金及现金等价物除以总资产
<i>Age</i>	企业年龄	当前年度加 1 减去公司成立年份取自然对数
<i>HHI</i>	市场竞争	行业内所有企业以营业收入衡量的市场占有率的平方和

(三) 数据描述

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。*Innovation* 的均值为 1.522，5% 分位数为 0，中位数为 1.386，95% 分位数为 4.304，标准差为 1.487；这说明，不同企业及年度区间的创新水平差异较大。反对数可以算出，科技类上市公司平均持有 32 项专利。产融结合 *Integrate* 的平均值为 0.105，标准差为 0.307，中位数为 0。这说明，多数企业没有进行参股非上市银行的产融结合。*R&D* 的平均值为 0.015，说明研发投入平均占总资产的 1.5%；标准差为 0.024，说明不同企业及年度区间的研发投入水平差异较大。其他变量的分布也均在合理范围内。

表 2 描述性统计

变量	观测值数	平均值	标准差	p5	p50	p95
<i>Innovation</i>	12 798	1. 5221	1. 4871	0. 0000	1. 3863	4. 3041
<i>Intergrate</i>	12 798	0. 1053	0. 3069	0. 0000	0. 0000	1. 0000
<i>R&D</i>	12 798	0. 0154	0. 0241	0. 0000	0. 0104	0. 0500
<i>Size</i>	12 798	21. 5435	1. 1475	19. 9515	21. 4125	23. 6847
<i>Lev</i>	12 798	0. 4212	0. 2332	0. 0856	0. 4089	0. 7762
<i>Tangibility</i>	12 798	0. 2437	0. 1548	0. 0381	0. 2150	0. 5409
<i>Cash</i>	12 798	0. 1913	0. 1620	0. 0203	0. 1401	0. 5491
<i>Age</i>	12 798	2. 5517	0. 4279	1. 7918	2. 6391	3. 1355
<i>HHI</i>	12 798	0. 0314	0. 0623	0. 0065	0. 0114	0. 1728

四、产融结合与企业创新

(一) 单变量检验结果

表 3 报告了单变量检验结果。在总体样本中，产融结合组的专利创新 *Innovation* 的均值为 1.512，反对数算出的实际专利数量是 31.5；非产融结合组的均值为 1.523，反对数算出的实际专利数量是 32.3。二者在统计意义上差别不显著，两组数据的中位数也不存在显著差别。总体而言，在不考虑其他因素的情况下，产融结合对企业创新没有显著影响。而在国有企业样本中，产融结合组的创新水平显著低于非产融结合组；在非国有企业样本中，产融结合组的创新水平显著高于非产融结合组。这说明，在不考虑其他因素的情况下，产融结合阻碍了国有企业的创新，促进了非国有企业的创新，直观上验证了本文的研究假设。

表 3 公司技术创新的单变量检验

样本	组别	平均值	T 检验	中位数	Z 检验
全体	<i>Integrate</i> =0	1. 523	0. 012	1. 386	0. 331
	<i>Integrate</i> =1	1. 512		1. 386	
国有	<i>Integrate</i> =0	1. 522	0. 215***	1. 099	5. 570**
	<i>Integrate</i> =1	1. 306		0. 693	
非国有	<i>Integrate</i> =0	1. 524	-0. 169***	1. 386	3. 605*
	<i>Integrate</i> =1	1. 693		1. 609	

注：T 检验报告的是均值之差，Z 检验报告的是卡方统计量；***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

(二) 回归分析

本文使用模型(1)进一步检验产融结合对企业创新的影响：

$$Innovation_{i,t+1} = \lambda + \beta Integrate_{i,t} + \gamma X_{i,t} + d_t + \alpha_j + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

其中， $Innovation_{i,t+1}$ 为 $t+1$ 期企业创新变量， $Integrate_{i,t}$ 为产融结合变量， $X_{i,t}$ 为控制变量， d_t 为年度固定效应， α_j 为行业固定效应。在稳健性检验部分，我们也使用了 $t+2$ 期和 $t+3$ 期企业创新变量，结果是稳健的。由于企业专利申请数量不可能为负，是以0为下限的拖尾变量(censored variables)，本文主要使用Tobit模型进行估计。

表4报告了模型(1)的检验结果。第(1)—(2)列为全样本回归结果，无论是否加入控制变量， $Integrate$ 的系数均为正，但统计上不显著。这说明，产融结合总体上对企业创新的作用效果并不明确。第(3)—(4)列为国有子样本的回归结果。第(3)列未加入控制变量时， $Integrate$ 的系数为-0.215，且在5%的水平上显著。第(4)列加入控制变量后， $Integrate$ 系数为-0.242，且依然在5%的水平上显著。这说明国有企业通过产融结合并未提高创新水平，反而带来创新水平的下降。在国有企业中，产融结合更多的是一种“资源诅咒”，而非“资源协同”。就国有企业创新而言，资源“多”未必比“少”好。第(5)—(6)列为非国有子样本的回归结果。第(5)列未加入控制变量时， $Integrate$ 的系数为0.231，且在1%的水平上显著。第(6)列加入控制变量后， $Integrate$ 系数为0.175，且依然在5%的水平上显著。就非国有企业而言，产融结合更多地发挥“资源协同效应”，促进了非国有企业的技术创新。

表4 产融结合与企业创新：基本回归结果

变量	全部样本		国有企业样本		非国有企业样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Integrate</i>	0.0244 (-0.3912)	0.0007 (-0.0124)	-0.2150** (-2.0645)	-0.2417** (-2.4456)	0.2306*** (-2.9207)	0.1752** (-2.3497)
<i>R&D</i>		10.8874*** (-13.5752)		10.0103*** (-6.4569)		11.4253*** (-12.4544)
<i>Size</i>		0.5455*** (-30.4929)		0.5255*** (-17.5096)		0.5963*** (-24.5376)
<i>Lev</i>		-1.2663*** (-11.8076)		-1.6274*** (-8.0956)		-1.0492*** (-8.2562)
<i>Tangibility</i>		-0.7348*** (-5.2202)		-1.5874*** (-6.6103)		-0.0652 (-0.3648)

(续表)

变量	全部样本		国有企业样本		非国有企业样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Cash	0.2510*		-0.2484		0.6078***	
	(-1.6813)		(-0.7112)		(-3.7484)	
Age	-0.9169***		-0.9634***		-0.8934***	
	(-19.6677)		(-8.5632)		(-17.8120)	
HHI	1.4482**		0.8063		1.2859*	
	(-2.4178)		(-0.6477)		(-1.875)	
Constant	-0.9359***	-9.8677***	-0.5043***	-8.4206***	-1.1376***	-11.2844***
	(-8.6561)	(-24.5542)	(-2.5882)	(-11.3622)	(-7.8350)	(-20.9051)
年度	固定	固定	固定	固定	固定	固定
行业	固定	固定	固定	固定	固定	固定
样本量	12 821	12 798	4 640	4 627	8 181	8 171
Pseudo R ²	0.033	0.071	0.0271	0.0582	0.0388	0.083

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，下同。

(三) 稳健性检验¹

本文的样本选择可能存在偏差，是否参股非上市银行与公司特征也可能存在内生性关系，故而我们采用处理效应模型进行稳健性检验。此外，我们还用创新的替代标量、产融结合的替代变量及其他估计策略进行了稳健性检验。

我们使用处理效应模型解决上文可能存在的样本自选择问题 (Maddala, 1983)。第一阶段为公司是否参股非上市银行的选择方程，选取与上市公司处于同一行业的其他上市公司上一年度是否参股银行的平均值作为工具变量，使用 Probit 模型估算出公司进行产融结合的概率，并根据结果计算出产融结合公司与非产融结合公司的逆米尔斯值，并代入第二阶段的检验方程中。

表 5 报告了二阶段法的回归结果，上文结论成立。对全样本而言，Integrate 的系数依然不显著；国有子样本的回归系数为 -0.239，且在 1% 的水平上显著；非国有样本的回归系数为 0.101，且在 10% 的水平上显著。此外，逆米尔斯值 $\hat{\lambda}$ 的系数均显著为负，说明本文采用的工具变量较为合理。在控制了可能的样本自选择问题后，产融结合对国有企业创新仍然表现为抑制效应，对非国有企业创新依然表现为促进效应。

¹ 感谢两位审稿人建设性的意见和建议。

表5 处理效应回归结果

变量	第一阶段回归		第二阶段回归		
	全样本		变量	全样本	国有样本
	(1)	(2)		(3)	
Ind_Intergrate	-8.3614*** (-6.4225)		Intergrate	-0.0528 (-1.3365)	-0.2389*** (-3.8452)
Size	0.1641*** (-9.2393)		R&D	7.6935*** (-13.7326)	6.6125*** (-6.5085)
Lev	-0.2460** (-2.3175)		Size	0.3070*** (-15.1829)	0.2904*** (-8.0402)
Cash	-0.7567*** (-5.2283)		Lev	-0.3985*** (-5.6601)	-0.6550*** (-5.1796)
Age	0.4702*** (-10.1239)		Tangibility	-0.5627*** (-6.0855)	-0.9935*** (-6.6878)
ROA	0.7764** (-2.2616)		Cash	0.5200*** (-4.4339)	0.3729 (-1.4575)
Q	-0.0754*** (-5.4309)		Age	-0.6874*** (-15.0346)	-0.7139*** (-7.1640)
Constant	-6.7677*** (-15.6261)		HHI	1.0948*** (3.2029)	1.2253 (1.6284)
年度	固定		$\hat{\lambda}$	-0.3232*** (-3.8073)	-0.4005** (-2.2771)
行业	固定		Constant	-4.0021*** (-6.6305)	-3.0675*** (-2.6650)
样本量	12 181		样本量	12 181	4 520
Pseudo R ²	0.1035		Adj. R ²	0.2178	0.2024
					0.2375

关于其他稳健性检验。表6使用创新不同滞后期、核算创新产出存量、使用专利申请数量、研发支出及其存量、产融结合参股数量替代指标、加入参股上市银行的扩大样本和控制研发人员指标等多种方式来进一步检验上文计量结果的稳健性。

首先，企业的创新从投入到产出是一个长期的过程，有可能滞后多期。

因此，我们使用 $t+2$ 期和 $t+3$ 期专利申请并授权的数量加 1 取对数作为创新的替代度量指标进行检验。同时，研发可以积累，所有创新产出可能需要核算存量，故而使用 $t+1$ 期和 $t+2$ 期专利申请并授权的数量之和加 1 取对数，以及 $t+1$ 期、 $t+2$ 期和 $t+3$ 期专利申请并授权的数量之和加 1 取对数，作为创新的替代度量指标进一步检验。我们也使用专利申请数量加 1 取对数作为创新的替代度量指标进行检验。此外，使用研发支出的对数值度量企业创新进行检验，同时也考虑了研发支出可能需要核算存量的因素。表 6 报告，以专利产出为创新替代指标的结果表明，产融结合对国有企业创新有抑制作用，对非国有企业创新有促进作用。这与上文结论一致。以研发支出作为创新替代指标，一期和核算两期存量的结果显示，产融结合抑制了国企创新，对非国企的影响尽管不显著，但系数为正；核算三期存量结果表明，产融结合对国企创新有抑制作用，对非国企创新有促进作用，与上文结论一致。故以研发支出作为创新变量指标，考虑研发积累的因素是重要的。替换创新变量的结果表明，产融结合对公司创新影响的主要结论没有受到不同创新测度选取的干扰。²

其次，股东企业能否影响银行决策可能受到参股规模和时间的影响，一定的持股份额和持股时间或许才真正具有影响力。表 6 报告了删除持股银行比例少于 0.2% 的样本以及分别删除持股时长不超过 1 至 3 年的样本之后进行的回归³，本文的主要结论仍然成立。

另外，表 1 至表 5 的数据没有涵盖上市银行。我们基于上市银行的年报，手工整理了企业参股上市银行的信息，在表 6 中也加入参股上市银行的样本。结果显示，上文结论成立。

最后，进一步控制研发人员指标进行稳健性检验。对公司研发人员数量加 1 后取自然对数作为企业研发人员变量，回归结果与主要结论一致。

表 6 其他稳健性检验

稳健性检验方法	全部样本		
	(1)	(2)	(3)
创新替代指标			
$t+2$ 期专利申请并授权数量	0.0075 (0.1232)	-0.2541** (-2.5025)	0.1727** (2.2705)

² 由于篇幅限制，表 6 只报告了各回归结果中 *Integrate* 的系数及 t 值，其他结果留存备索。

³ 本文样本中部分公司并未披露持股比例，这一稳健性检验的做法并不十分准确。在已披露具体持股比例的样本中，企业非零持股非上市银行股份比例均值为 2.75%，标准差为 3.20%，最小持股比例为 0.01%，最大持股比例为 19.50%，持股银行股份比例小于 0.2% 的样本占比为 18.92%，本文以 0.2% 持股份额为低限进行了稳健性检验。如果剔除超过占比 18.92% 的样本量，可能会出现较大的样本选择偏差问题，导致回归结果出现较大偏误。

(续表)

稳健性检验方法	全部样本	国有样本	非国有样本
	(1)	(2)	(3)
$t+3$ 期专利申请并授权数量	-0.0072 (-0.1041)	-0.3117*** (-2.8000)	0.1922** (2.2199)
$t+1$ 期与 $t+2$ 期专利申请并授权数量之和	0.0388 (0.6376)	-0.2536** (-2.4629)	0.2177*** (2.9089)
$t+1$ 期、 $t+2$ 期和 $t+3$ 期专利申请并授权数量之和	0.0650 (0.9615)	-0.2500** (-2.2301)	0.2583*** (3.0990)
专利申请数量	-0.0235 (-0.4013)	-0.2744*** (-2.7755)	0.1550** (2.1212)
$t+1$ 期研发支出	-0.1744* (-1.7386)	-0.5451*** (-3.7736)	0.1497 (1.0403)
$t+1$ 期与 $t+2$ 期研发支出之和	-0.0107* (-1.8780)	-0.0380*** (-4.4537)	0.0120 (1.5129)
$t+1$ 期、 $t+2$ 期和 $t+3$ 期研发支出之和	-0.0100 (-1.6241)	-0.0391*** (-4.2077)	0.0166* (1.9277)
产融结合替代指标			
删除持股比例小于0.2%的样本	-0.0106 (-0.1733)	-0.2487** (-2.4314)	0.1592** (2.0850)
剔除持股时长不超过1年的样本	-0.0116 (-0.1936)	-0.2552** (-2.5395)	0.1565** (2.0733)
剔除持股时长不超过2年的样本	-0.0120 (-0.1957)	-0.2648*** (-2.5987)	0.1661** (2.1517)
剔除持股时长不超过3年的样本	-0.0258 (-0.3978)	-0.2353** (-2.2732)	0.1474* (1.7303)
考虑参股上市银行			
加入持有上市银行的样本	0.0027 (0.0459)	-0.2179** (-2.2117)	0.1594** (2.1474)
控制研发人员指标			
添加研发人员数量作为控制变量	0.0096 (0.1580)	-0.2602** (-2.5071)	0.1935** (2.5713)

五、产融结合影响企业创新的作用机制

(一) 产融结合的“资源协同效应”

本文借鉴 Brown *et al.* (2009)、张杰等 (2012) 等文献, 构建如下计量模型来检验产融结合对企业创新融资约束的影响:

$$\begin{aligned} rd_{i,t} = & \beta_1 rd_{i,t-1} + \beta_2 rd_{i,t-1}^2 + \beta_3 s_{i,t} + \beta_5 cf_{i,t} + \beta_6 cf_{i,t-1} + \beta_7 Intergrate_{i,t} \\ & + \beta_8 Intergrate_{i,t} \times cf_{i,t} + d_t + \alpha_j + \nu_{i,t}, \end{aligned} \quad (2)$$

其中, 因变量 rd 为企业研发投入, 参考 Brown *et al.* (2009) 和张杰等 (2012), 本文使用研发投入金额除以样本观察期企业期初总资产额予以调整。自变量 cf 为现金流, 按照企业当期的净利润、当期固定资产折旧、油气资产折旧、生产性生物资产折旧、当期无形资产摊销、当期长期待摊销费用的摊销的总和, 减去当前所分配股利、利润和偿付利息所支付的现金, 然后除以年初总资产进行调整。 s 为营业收入比上公司总资产。我们使用企业研发投入对于内部现金流的依赖程度来测度企业创新的融资约束, 产融结合对企业创新融资约束的影响使用交乘项 $Intergrate \times cf$ 来测度。如果产融结合使企业研发投入对内部现金流的依赖减弱, 融资约束得到缓解, 那么该交乘项前面的系数应显著为负。由于差分 GMM 法难以估计不随时间变化的行业固定效应, 本文使用系统 GMM 法对模型 (2) 进行计量, 并且使用其三个更高阶滞后值为工具变量。

表 7 报告的结果显示, 在全样本中, 产融结合与现金流的交乘项系数为负, 并不显著。这说明, 产融结合总体上并未显著降低企业的创新融资约束。在国有样本中, 交乘项的系数为负, 亦不显著。在非国有企业样本中, 交乘项的系数显著为负。这意味着, 产融结合能够减弱非国有企业的创新投资对内部资金的敏感, 亦即, 产融结合缓解了非国有企业的创新融资约束。张杰等 (2012) 也发现, 融资约束显著抑制民营企业的研发投入。本文认为, 非国有企业参股银行带来融资优势, 产融结合在非国有企业中形成资源协同。然而, 在国有商业银行为主的金融体制下, 即使没有产融结合, 国有企业也可以通过正规金融渠道获得企业所需资金。

表 7 产融结合与公司创新融资约束

变量	全样本		非国有样本 (3)
	(1)	(2)	
$rd_{i,t-1}$	0.6191*** (11.3247)	0.6090*** (7.6970)	0.5822*** (7.6885)
$rd_{i,t-1}^2$	-2.3187*** (-3.4813)	-1.8527* (-1.7967)	-1.7875** (-2.0376)

(续表)

变量	全样本	国有样本	非国有样本
	(1)	(2)	(3)
$s_{i,t}$	-0.0056*** (-2.6919)	-0.0080** (-2.3726)	-0.0040* (-1.9021)
$s_{i,t-1}$	0.0089*** (5.2961)	0.0074** (2.5047)	0.0058*** (3.5003)
$cf_{i,t}$	-0.0012 (-1.0688)	0.0464*** (3.7004)	0.0001 (0.1109)
$cf_{i,t-1}$	-0.0025 (-0.9067)	0.0137 (1.4558)	0.0010 (0.4244)
$Integrate_{i,t}$	0.0004 (0.2781)	0.0017 (0.9038)	0.0034* (1.9475)
$Integrate_{i,t} \times cf_{i,t}$	-0.0027 (-0.1428)	-0.0312 (-1.1425)	-0.0464** (-2.1512)
常数项	0.0432*** (10.1664)	0.0046 (0.6821)	0.0470*** (9.7125)
行业	固定	固定	固定
年度	固定	固定	固定
样本量	10 787	3 967	6 692

产融结合的“资源协同效应”如何影响企业创新？表 8 将样本进一步分成融资约束严重的组和融资约束不严重的组⁴，使用模型（1）进行回归。我们发现，产融结合对企业创新的促进作用只存在于融资约束程度高的非国有企业中。这是因为，非国有企业往往面临融资难和融资贵的问题，不易获得创新所需的长期资金，产融结合能够带来信息和谈判优势，形成内部资本市场。融资约束较高的非国有企业可以借此获得资源协同，提升创新能力。而国有企业创新的主要影响因素恐怕是创新激励，而非创新融资（李春涛和宋敏，2010；Fang *et al.*, 2017）。

⁴ 常见的测度融资约束的指数有 KZ 指数、WW 指数和 SA 指数等。鉴于前两种指数均受到内生性的困扰，本文借鉴鞠晓生等（2013）等文献的做法，使用仅包括企业规模和年龄两个随时间变化不大并且具有强外生性的变量的 SA 指数度量融资约束。SA 指数的计算方法为： $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ ，SA 越大说明融资约束越不严重。三种指数的优缺点比较详见鞠晓生等（2013）。此外，表 8、表 10、表 11 中的“经验 P 值”在于检验组间 $Integrate$ 系数差异的显著性，通过自抽样（Bootstrap）1 000 次得到。

表 8 融资约束分组分析

变量	全样本		国有企业		非国有企业	
	低	高	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Integrate	-0.1038 (-1.3028)	0.0836 (0.9587)	-0.2906** (-2.3926)	-0.2860* (-1.7575)	0.0681 (0.6492)	0.2898*** (2.7596)
R&D	11.4259*** (10.3841)	17.0450*** (15.2291)	7.8127*** (4.3942)	29.0893*** (7.8675)	14.2425*** (10.2932)	15.4658*** (13.3967)
Size	0.4624*** (14.5748)	0.7734*** (17.2609)	0.3852*** (8.4867)	0.8592*** (7.9814)	0.6029*** (12.1834)	0.7650*** (15.5359)
Lev	-0.7139*** (-4.0710)	-1.4106*** (-11.4073)	-1.2943*** (-4.6462)	-1.8776*** (-7.1364)	-0.2472 (-1.0704)	-1.2438*** (-8.7831)
Tangibility	-1.4123*** (-7.1188)	0.1917 (0.9990)	-1.6488*** (-5.5697)	-1.2055*** (-3.0298)	-1.1927*** (-4.3072)	0.7365*** (3.3299)
Age	0.5631** (2.2305)	0.3894** (2.3045)	-0.1230 (-0.2637)	-0.7845* (-1.6591)	1.0818*** (3.6793)	0.7142*** (3.9639)
Constant	-0.9133*** (-12.3492)	-0.8332*** (-15.2425)	-0.8157*** (-5.5198)	-0.9982*** (-6.0218)	-1.0066*** (-11.8148)	-0.7885*** (-13.5825)
年度	固定	固定	固定	固定	固定	固定
行业	固定	固定	固定	固定	固定	固定
样本量	6 692	6 082	3 148	1 471	3 544	4 611
Pseudo R ²	0.0442	0.1013	0.0375	0.1035	0.0553	0.1016
经验 P 值	0.178		0.460		0.067*	

(二) 产融结合的“资源诅咒效应”

借鉴 McLean *et al.* (2012) 的研究设计, 本文使用模型 (3) 检验产融结合对企业研发投入资金配置效率的影响:

$$R&D_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Integrate_{i,t-1} + \beta_2 Q_{i,t-1} \times Integrate_{i,t-1} \\ + \beta_4 Size_{i,t-1} + \beta_5 Lev_{i,t-1} + d_t + \alpha_j + \epsilon_{i,t}, \quad (3)$$

其中, $R&D$ 为企业研发投入除以总资产, Q 为滞后一期的托宾 Q 值, 代表投资机会, d 为年度固定效应, α 为行业固定效应。在 McLean *et al.* (2012) 的基础上, 我们进一步控制了公司规模 ($Size$) 和资产负债率 (Lev)。

表 9 第 (1)—(3) 列分别报告了产融结合对全部样本企业、国有企业样本和非国有企业样本的研发资金配置效率的影响。对于国有企业, $Integrate \times Q$

的系数为-0.0021，且在1%的水平上显著，这说明国有企业产融结合并没有提高反而降低了研发资金的配置效率；而对于民营企业， $Integrate \times Q$ 的系数为0.0019，且在1%的水平上显著为正，这说明产融结合提高了民营企业的研发资金配置效率。表9的结果验证了“资源诅咒效应”的存在，也进一步说明产融结合对民营企业能够产生“资源协同效应”。

表9 产融结合与研发资金配置效率

变量	全样本		非国有企业 (3)
	(1)	国有企业 (2)	
<i>Q</i>	0.0022*** (15.6888)	0.0012*** (4.6369)	0.0027*** (15.6491)
<i>Integrate</i>	-0.0032*** (-2.8910)	-0.0001 (-0.0486)	-0.0074*** (-4.4128)
<i>Integrate</i> \times <i>Q</i>	-0.0000 (-0.0635)	-0.0021*** (-3.1176)	0.0019*** (2.9120)
<i>Size</i>	0.0010*** (4.1687)	-0.0007** (-2.0982)	0.0034*** (8.7419)
<i>Lev</i>	-0.0174*** (-15.6734)	-0.0157*** (-8.5761)	-0.0180*** (-12.3691)
Constant	0.0044 (0.8053)	0.0353*** (4.7240)	-0.0434*** (-5.2058)
年度	固定	固定	固定
行业	固定	固定	固定
样本量	12 203	4 533	7 670
<i>R</i> ²	0.203	0.170	0.198

本文将样本按照代理成本大小进行分组，使用模型（1）进行分析，进而检验产融结合资源诅咒效应是否来源于委托代理问题。借鉴 Ang *et al.* (2000)、田利辉（2005）等文献，本文使用的第一个代理成本指标为管理费用率（OER）。按照管理费用率是否大于行业-年度平均值，我们将公司分为管理费用率高（高代理成本）的组和管理费用率低（低代理成本）的组。表10报告，在全样本中，产融结合抑制了代理成本高的组的创新；在国有样本中，产融结合抑制了代理成本高公司的创新，但对代理成本低的公司影响不显著；在非国有样本中，产融结合促进了代理成本低的公司的创新，但这一促进效应对代理成本高的公司不存在。

表 10 管理费用率分组分析

变量	全样本		国有样本		非国有样本	
	高	低	高	低	高	低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Integrate</i>	-0.1517*	0.1169	-0.3739***	-0.0758	0.0268	0.3401***
	(-1.6968)	(1.4574)	(-2.6375)	(-0.5463)	(0.2373)	(3.4087)
<i>R&D</i>	9.6446***	13.2979***	14.6925***	7.3163***	9.7840***	15.8035***
	(9.6150)	(10.1350)	(5.3327)	(3.7775)	(8.6863)	(10.0038)
<i>Size</i>	0.5393***	0.5449***	0.3793***	0.5594***	0.6828***	0.5571***
	(19.8803)	(21.0180)	(8.3634)	(12.9777)	(18.9996)	(15.6015)
<i>Lev</i>	-1.6182***	-0.8974***	-2.0345***	-1.0914***	-1.3003***	-0.7094***
	(-11.4238)	(-5.3530)	(-7.7472)	(-3.4550)	(-7.6621)	(-3.5947)
<i>Tangibility</i>	-0.4909**	-0.9721***	-2.1260***	-1.2318***	0.6273**	-0.5860**
	(-2.4268)	(-4.8265)	(-6.2520)	(-3.5122)	(2.5304)	(-2.2584)
<i>Cash</i>	0.0772	0.4737*	-0.3868	-0.3591	0.5156**	0.9765***
	(0.4170)	(1.8939)	(-0.8839)	(-0.6469)	(2.5198)	(3.6694)
<i>Age</i>	-0.8229***	-0.9952***	-0.9790***	-0.9646***	-0.7611***	-1.0088***
	(-13.5369)	(-13.9689)	(-7.0522)	(-5.2107)	(-11.2206)	(-13.6815)
Constant	-9.6098***	-9.4880***	-4.1697***	-10.0592***	-13.3545***	-9.8521***
	(-16.3202)	(-17.1780)	(-4.0117)	(-9.8687)	(-17.0185)	(-13.0690)
年度	固定	固定	固定	固定	固定	固定
行业	固定	固定	固定	固定	固定	固定
样本量	6 359	6 415	2 274	2 327	4 110	4 039
Pseudo R ²	0.0849	0.0604	0.0673	0.0572	0.1031	0.0707
经验 P 值	0.016**		0.072*		0.023**	

是否存在约束资源诅咒效应的机制？参考 Chen *et al.* (2012) 等文献，本文的代理成本的股权结构约束指标 Monitor 是第二至第五大股东持股比例之和。Monitor 值越大，监督能力越强，代理成本越小。按照 Monitor 是否大于行业-年度中位数的标准，本文将样本分为监督能力强（低代理成本）的组和监督能力弱（高代理成本）的组，使用模型（1）进行回归分析。表 11 报告，在全样本中，产融结合促进了监督能力强的组的创新，抑制了监督能力弱的组的创新；在国有企业样本中，产融结合抑制了监督能力弱的公司的创新，但对监督能力强的公司的影响不显著；而对于非国有样本而言，两组之间没有显著区别。上述结果说明，多元大股东在一定程度上具有改善公司治理的能力，能够抑制国有企业产融结合的“资源诅咒效应”。

表 11 第二至第五大股东持股比例之和分组分析

变量	全部样本		国有样本		非国有样本	
	大	小	大	小	大	小
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Integrate	0.2274** (-2.4994)	-0.1301* (-1.6581)	0.0301 (-0.1987)	-0.3607*** (-2.7856)	0.2508** (-2.2264)	0.1128 (-1.1309)
R&D	10.2350*** (-9.5091)	10.5677*** (-8.8677)	26.3920*** (-8.1512)	4.4921** (-2.4959)	8.7758*** (-7.9764)	14.6611*** (-9.1971)
Size	0.4518*** (-17.8995)	0.6241*** (-24.49)	0.4865*** (-11.735)	0.5990*** (-13.7717)	0.4860*** (-14.0272)	0.6778*** (-19.7063)
Lev	-1.0931*** (-7.2360)	-1.4355*** (-9.4070)	-1.3267*** (-4.6765)	-1.9916*** (-7.0214)	-0.6532*** (-3.4386)	-1.1453*** (-6.5217)
Tangibility	-0.6170*** (-2.9619)	-0.8440*** (-4.3872)	-1.3526*** (-3.8575)	-1.8508*** (-5.6772)	-0.1347 (-0.5167)	0.0312 -0.1267
Cash	0.3744* (-1.9179)	-0.0722 (-0.3092)	0.29 (-0.6164)	-1.2541** (-2.4362)	0.5187** (-2.3707)	0.5889** (-2.4204)
Age	-0.6183*** (-10.2387)	-1.2506*** (-16.8652)	-0.5457*** (-3.6313)	-1.2548*** (-7.1659)	-0.4973*** (-7.3690)	-1.2365*** (-16.2479)
Constant	-8.2154*** (-15.4130)	-10.5065*** (-18.6403)	-8.5296*** (-9.1273)	-9.0515*** (-8.5488)	-9.6014*** (-13.1079)	-12.0632*** (-15.9682)
年度	固定	固定	固定	固定	固定	固定
行业	固定	固定	固定	固定	固定	固定
样本量	5 972	6 795	2 262	2 340	3 784	4 363
Pseudo R ²	0.0576	0.0859	0.0528	0.0737	0.0651	0.1033
经验 P 值	0.001***		0.018**		0.198	

六、结 论

本文研讨产融结合能否推动企业创新。以企业参股银行的创新效果为切入点，我们检验了产融结合对企业创新的作用效果及影响机制。分析 2007—2016 年我国高新技术产业上市公司数据，本文发现在参股银行后，非国有企业专利授权数量显著增加，而国有企业的专利授权数量显著减少。经过多方检验，这一实证结果稳健。产融结合带来的金融资源，一方面，可以缓解企业的融资约束，产生资源协同效应；另一方面，也可为经理人过度投资、并购和在职消费等自利行为提供条件，增加代理成本，异化为“资源诅咒”。本文进一步发现，非国有企业的产融结合可以形成“资源协同效应”，缓解其创新融资约束。然

而，国有企业的产融结合会软化原本并无效率的预算约束，增大自由现金流，加剧国有企业的代理问题，形成“资源诅咒效应”。本文也实证研讨了产融结合不同效应的作用机理。资源协同效应与资源诅咒效应之所以表现出产权异质性，是因为不同产权企业的融资约束不同和公司治理机制不同。提高金融服务实体经济功能，不仅是增强金融支持，而且是需要资本监督。本文提出的产融结合两面性的理论分析框架，不仅在学术贡献上能够解读现有文献表面看似矛盾的实证发现，而且在政策参考价值上也能够为深化供给侧改革建言献策。我们认为，中国下一步企业改革需要首先在融资约束和公司治理制度上同时着力，进而通过有效的产融结合和成功的产融协同来推动企业创新。

参 考 文 献

- [1] Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt, “Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship”, *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 (2), 701-728.
- [2] Ang, S., A. Cole, and W. Lin, “Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Finance*, 2000, 55 (1), 81-106.
- [3] Bertrand, M., and S. Mullainathan, “Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences”, *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (5), 1043-1075.
- [4] Brown, J. R., S. M. Fazzari, and B. C. Petersen, “Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom”, *Journal of Finance*, 2009, 64 (1), 151-185.
- [5] Campello, M., J. R. Graham, and C. R. Harvey, “The Real Effects of Financial Constraints: Evidence from a Financial Crisis”, *Journal of Financial Economics*, 2010, 97 (3), 470-487.
- [6] Chen, Q., X. Chen, K. Schipper, Y. Xu, and J. Xue, “The Sensitivity of Corporate Cash Holdings to Corporate Governance”, *Review of Financial Studies*, 2012, 25 (12), 3610-3644.
- [7] Cornaggia, J., Y. Mao, X. Tian, and B. Wolfe, “Does Banking Competition Affect Innovation?”, *Journal of Financial Economics*, 2015, 115 (1), 189-209.
- [8] Cui, H., and Y. T. Mak, “The Relationship Between Managerial Ownership and Firm Performance in High R&D Firms”, *Journal of Corporate Finance*, 2002, 8 (4), 313-336.
- [9] Fang, L. H., J. Lerner, and C. Wu, “Intellectual Property Rights Protection, Ownership, and Innovation: Evidence from China”, *Review of Financial Studies*, 2017, 30 (7), 2446-2477.
- [10] Hall, B. H., “The Financing of Research and Development”, *Oxford Review of Economic Policy*, 2002, 18 (1), 35-51.
- [11] Hsu, P., X. Tian, and Y. Xu, “Financial Development and Innovation: Cross-country Evidence”, *Journal of Financial Economics*, 2014, 112 (1), 116-135.
- [12] 黄小琳、朱松、陈关亭, “持股金融机构对企业负债融资与债务结构的影响——基于上市公司的实证研究”,《金融研究》, 2015 年第 12 期, 第 130—145 页。
- [13] Jensen, M. C., “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers”, *American Economic Review*, 1986, 76 (2), 323-329.
- [14] Jensen, M. C., “Takeovers: Their Causes and Consequences”, *Journal of Economic Perspectives*, 1988, 2 (1), 21-48.
- [15] 鞠晓生、卢荻、虞义华, “融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性”,《经济研究》, 2013 年

第 1 期，第 4—16 页。

- [16] Kerr, W. R., and R. Nanda, "Financing Innovation", *Annual Review of Financial Economics*, 2015, 7 (1), 445-62.
- [17] 孔东民、刘莎莎、王亚男，“市场竞争、产权与政府补贴”，《经济研究》，2013 年第 2 期，第 55—67 页。
- [18] La Porta, R., F. Lopezdesilanes, and G. Zamarripa, "Related Lending", *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 118 (1), 231-268.
- [19] Laeven, L., "Insider Lending and Bank Ownership: The Case of Russia", *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29 (2), 207-229.
- [20] Li, S. X., and R. Greenwood, "The Effect of Within-industry Diversification on Firm Performance: Synergy Creation, Multi-market Contact and Market Structuration", *Strategic Management Journal*, 2004, 25 (12), 1131-1153.
- [21] Lu, Z., J. Zhu, and W. Zhang, "Bank Discrimination, Holding Bank Ownership, and Economic Consequences: Evidence from China", *Journal of Banking and Finance*, 2012, 36 (2), 341-354.
- [22] 黎文靖、郑曼妮，“实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响”，《经济研究》，2016 年第 4 期，第 60—73 页。
- [23] 李春涛、宋敏，“中国制造业企业的创新活动：所有制和 CEO 激励的作用”，《经济研究》，2010 年第 5 期，第 55—67 页。
- [24] 李维安、马超，“‘实业十金融’的产融结合模式与企业投资效率——基于中国上市公司控股金融机构的研究”，《金融研究》，2014 年第 11 期，第 109—126 页。
- [25] 范元，“我国上市公司产融结合效果分析——基于参股非上市金融机构视角的实证研究”，《南开管理评论》，2010 年第 13 期，第 153—160 页。
- [26] 罗付岩，“银行股权关联与公司多元化：理论与实证分析”，《金融评论》，2016 年第 2 期，第 100—113 页。
- [27] Maddala, G. S., *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- [28] Mclean, R. D., T. Zhang, and M. Zhao, "Why Does the Law Matter? Investor Protection and Its Effects on Investment, Finance, and Growth", *Journal of Finance*, 2012, 67 (1), 313-350.
- [29] Moshirian, F., X. Tian, B. Zhang, and W. Zhang, "Stock Market Liberalization and Innovation", *Journal of Financial Economics*, 2021, 139 (3), 985-1014.
- [30] 聂辉华、谭松涛、王宇锋，“创新、企业规模和市场竞争：基于中国企业层面的面板数据分析”，《世界经济》，2008 年第 7 期，第 57—66 页。
- [31] 潘越、潘健平、戴亦一，“公司诉讼风险、司法地方保护主义与企业创新”，《经济研究》，2015 年第 3 期，第 131—145 页。
- [32] [日] 青木昌彦、钱颖一，《转轨经济中的公司治理结构：内部人控制和银行的作用》。北京：中国经济出版社，1995 年。
- [33] Stein, J. C., "Agency, Information and Corporate Investment", In: Constantinides, G. M., M. Harris, and R. M. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance*. Amsterdam: North Holland, 2003, 111-165.
- [34] 田利辉，“国有资产、预算软约束和中国上市公司杠杆治理”，《管理世界》，2005 年第 7 期，第 123—128 页。
- [35] 万良勇、廖明情、胡璪，“产融结合与企业融资约束——基于上市公司参股银行的实证研究”，《南开管理评论》，2015 年第 2 期，第 64—72 页。
- [36] 王超恩、张瑞君、谢露，“产融结合、金融发展与企业创新——来自制造业上市公司持股金融机构的经验证据”，《研究与发展管理》，2016 年第 5 期，第 71—81 页。

- [37] 吴淑娥、仲伟周、卫剑波、黄振雷，“融资来源、现金持有与研发平滑——来自我国生物医药制造业的经验证据”，《经济学》（季刊），2016 年第 15 卷第 2 期，第 745—766 页。
- [38] 杨瑞龙、王元、聂辉华，“‘准官员’的晋升机制：来自中国央企的证据”，《管理世界》，2013 年第 3 期，第 23—33 页。
- [39] 翟胜宝、张胜、谢露、郑洁，“银行关联与企业风险——基于我国上市公司的经验证据”，《管理世界》，2014 年第 4 期，第 53—59 页。
- [40] 张杰、芦哲、郑文平、陈志远，“融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入”，《世界经济》，2012 年第 10 期，第 66—90 页。
- [41] 张杰、郑文平、新夫，“中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新”，《中国工业经济》，2017 年第 10 期，第 118—136 页。
- [42] 张庆亮、孙景同，“我国产融结合有效性的企业绩效分析”，《中国工业经济》，2007 年第 7 期，第 96—112 页。

Financial-Industrial Integration and Corporate Innovation: Resource Synergy or Resource Curse?

TIAN Lihui

(Guangxi University, Nankai University)

WANG Kedi*

(Beijing Institute of Technology, Nankai University)

MA Jing

(Guangxi University)

YU Dongyang

(Nankai University)

Abstract: Does the incorporation of banks encourage innovations or lead to the abuse of funds for innovations? Analyzing the ten-year data of listed companies in China's high-tech industry, we find that, being an owner of a bank, the innovations of family-controlled firms can be promoted, but not of the government ones. The partial bank ownership of family-controlled firms helps to alleviate the constraints of innovative financing and form a resource synergy effect, while the banks owned by government-controlled firms brings about an even softer budget constraint. The incorporation of banks can promote innovations only with good corporate governance.

Keywords: equity participation of banks; corporate innovations; government ownership

JEL Classification: L50, G32, O31

* Corresponding Author: Wang Kedi, School of Humanities and Social Sciences, Beijing Institute of Technology, No. 9 Liangxiang East Road, Fangshan District, Beijing 102488, China; Tel : 86-18811250857; E-mail: kediwang@bit.edu.cn.