

# 外资银行进入与公司投资效率： 缓解融资约束抑或抑制代理冲突？

杨兴全<sup>1,2</sup>, 申艳艳<sup>1</sup>, 尹兴强<sup>1</sup>

(1. 石河子大学 经济与管理学院, 新疆 石河子 832000;

2. 石河子大学 公司治理与管理创新研究中心, 新疆 石河子 832000)

**摘要:** 外资银行进入既能缓解融资约束, 也能抑制代理冲突, 那么外资银行进入究竟如何影响公司投资效率呢? 文章运用 2005—2015 年沪深两市 A 股上市公司数据, 研究发现: 外资银行进入可显著提高公司投资效率, 而且这种效应在大规模公司中更加显著, 表现出明显的“选摘樱桃”效应; 与国有企业相比, 外资银行进入对公司投资效率的影响在民营企业, 尤其是大型民营企业中更加显著。进一步研究发现: 外资银行进入整体上通过缓解融资约束与抑制代理冲突提高了公司投资效率, 而缓解融资约束的作用更加显著; 在民营企业中, 外资银行进入主要通过缓解融资约束来提高投资效率, 而在国有企业中, 外资银行进入则通过抑制代理冲突来提高投资效率。文章补充和丰富了企业投资效率影响因素的相关研究, 也为如何更好地引导外资银行进入并发挥其积极作用提供了参考。

**关键词:** 外资银行; 投资效率; 融资约束; 代理冲突

**中图分类号:** F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2017)02-0097-12

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2017.02.007

## 一、引言

在完美的资本市场中, 公司投资仅仅与其投资机会相关; 然而, 现实中却存在多种摩擦, 尤其是信息不对称和代理问题的存在往往使企业投资偏离最优水平(Stein, 2003)。一方面, 信息不对称的广泛存在提高了企业的外部融资成本, 即便企业拥有良好的投资机会, 公司也可能因资金不足而放弃优良投资机会, 从而降低企业投资效率; 另一方面, 代理冲突视角下的公司管理层基于自身利益, 也可能构建“帝国大厦”而偏离公司最优投资(姜付秀等, 2009)。

自 2001 年中国加入世界贸易组织后, 外资银行进入成为了中国金融系统中最为显著的结构变化。经过多年的发展, 外资银行已然成为中国银行体系的一支重要力量, 带动了银行部门的一系列改革, 实质性地推进了中国金融行业的深化与发展(Qian 等, 2015), 极大地改善了微观企业的融资约束与治理环境(Tsai 等, 2014)。外资银行进入可以带来增量资金、管理技术、业务操作技能与专业知识等, 通过直接效应与溢出效应推动金融业信贷配给

收稿日期: 2016-11-04

基金项目: 国家自然科学基金项目(71362004)

作者简介: 杨兴全(1969—), 男, 甘肃古浪人, 石河子大学经济与管理学院、公司治理与管理创新研究中心教授, 博士生导师;

申艳艳(1989—), 女, 山东菏泽人, 石河子大学经济与管理学院硕士研究生;

尹兴强(1991—), 男, 四川达州人, 石河子大学经济与管理学院硕士研究生。

方式转变,同时减弱资本市场中的信息不对称,进而缓解上市公司的融资约束,帮助企业抓住优良投资机会,使其投资行为向最优化靠近;同时,外资银行进入带来的先进技术和管理经验也可直接或间接地提高国内银行的信息收集能力和监督能力,通过强化银行债务治理来抑制企业代理冲突,进而提高公司投资效率。那么,随着外资银行进入的深化与完善,中国上市公司的投资效率能否提高呢?上述作用是否会受到外资银行进入特有的“选摘樱桃”效应的影响?不同所有制企业自身面临的融资约束与代理冲突的差异又是否会导致外资银行进入对公司投资效率产生不同的影响?更为重要的是,外资银行进入究竟是通过何种机制影响了公司投资效率?对于不同产权性质的公司,外资银行进入对其作用机制有差异吗?本文拟对上述问题展开研究。

本文基于2005—2015年中国上市公司数据与地区宏观政策数据,研究发现:外资银行进入显著提高了公司投资效率,且上述提升效应在大规模公司中更显著;与国有企业相比,外资银行进入对公司投资效率的影响在民营企业(尤其是大型民营企业)中更为明显。进一步研究发现:外资银行进入通过缓解融资约束与抑制代理冲突提升了企业投资效率,且缓解融资约束效应尤为突出;在非国有企业中,外资银行进入主要通过缓解融资约束来提升投资效率,而在国有企业中,则通过抑制代理冲突来提高投资效率。

相较于已有文献,本文可能的贡献与价值在于:(1)对于尚处于新兴转轨时期的中国市场而言,考察外资银行进入对企业投资效率的影响及其微观作用机制,在拓展公司投资效率影响因素相关研究的同时,也为宏观经济环境变化对微观主体财务行为的影响提供了直接的经验证据。(2)结合公司规模与产权性质,本文重点分析并检验了外资银行进入对企业投资效率的影响及其特有的“选摘樱桃”效应,这不仅帮助我们全面揭示了外资银行进入的一系列经济后果,也为我们如何更好地引导和挖掘外资银行的积极作用提供了理论参考和经验借鉴。(3)本文发现,外资银行进入对于投资效率的作用机制存在产权层面的异质性,其根源在于:民营企业面临较为严重的信贷歧视,相对于代理问题,其融资约束可能更为突出;而国有企业则面临预算软约束,相对于融资约束,其“所有者缺位”引致的代理问题可能更为严重。这一发现为我国上市公司的投融资决策及相关部门的政策制定与监督管理均提供了有益参考。

## 二、理论分析与研究假设

在完美的资本市场假设条件下,投资决策与公司的资本结构无关。现实背景中,企业的投资行为往往受制于企业层面信息不对称引致的融资约束与代理问题(Stein,2003)。一方面,部分学者结合股票市场(Hennessy等,2007)、环境不确定性(申慧慧等,2012)、货币政策(靳庆鲁等,2012)和金融市场(Wurgler,2000)等外界环境来揭示企业所面临的融资约束对企业投资效率的可能影响;另一方面,也有学者基于管理层行为(Jensen和Meckling,1976)、管理者背景特征(姜付秀等,2009)、政府干预(Chen等,2011)和盈余管理(任春艳,2012)等视角来探讨企业的代理成本对投资效率的作用关系。由此可知,有关投资效率影响因素的相关研究也主要围绕信息不对称下的融资约束及代理问题两条主线来展开。外资银行进入作为金融体制改革的重要体现,极大地改变了微观企业的融资约束与治理环境,其对企业投资效率的影响至少存在两条路径:

1. 缓解融资约束效应。由于我国资本市场尚不完善,融资渠道和融资方式受限引致上市公司普遍面临融资约束(邓可斌和曾海舰,2014),即便公司拥有较好的投资机会,也可能

因资金短缺而放弃投资，进而导致投资不足。外资银行进入可通过以下几个方面来缓解融资约束，提高企业投资效率：(1)外资银行进入带来了增量资金(Detraggiache等,2008)，拓宽企业融资渠道(毛泽盛等,2010)，增加其融资便利性；(2)外资银行进入促进了本土银行部门的内部竞争(Claessens等,2001)，促使银行通过降低贷款利率、提高自身经营效率和拓展新的业务等来吸引潜在客户，降低客户取得银行贷款的门槛，从而使得面临融资约束的企业更容易获得资金；(3)外资银行具有业务优势，通过“溢出效应”，可使本土银行掌握各式新兴业务、强化自身服务水平和提高产品开发能力(Xu,2011)，进而强化信息获取技能，在降低自身成本的同时也引致企业的信贷融资成本有所下降，从而使得企业能够以更低的外部融资成本为有价值的投资项目筹集外部资金而避免投资不足，提高投资效率。

2. 抑制代理冲突效应。代理冲突是影响公司投资决策的重要因素(Stein,2003)。我国特殊制度背景下的银行监督功能较弱，债务治理效应也不显著。外资银行进入则可通过以下几方面来强化债务治理效应，进而抑制代理冲突：(1)与国有商业银行相比，作为债权人的外资银行因不易受国内政治压力的影响而不太可能借款给关联企业(Detraggiache等,2008)，其更可能通过成本优势来选择那些信息更透明与更有利可图的优质企业，在减少政府代理成本的同时也可强化对受贷企业的监督作用；(2)外资银行进入还可带给本土银行学习优秀管理经验的机会(Xu,2011)，提高本土银行的信息收集能力，增强其监督作用，进而强化了本土银行的债务治理效应；(3)外资银行持有国内商业银行股份这一重要的外资银行进入方式，在一定程度上还可改进国有银行的监督治理机制，促使国有银行放贷的政治目标或非经济动机逐步被经济效率所替代(Tsai等,2014)，进而使国内商业银行在谨慎放贷的同时提高受贷企业的资本投资效率；(4)外资银行进入还可加剧本土银行业竞争，倒逼国内商业银行改革，帮助其改善治理结构，提升成本管理效率，促使本土银行关注高效率的项目与企业，督促企业更加注重投资效率的提升；(5)外资银行进入带来的金融稳定效应有助于本土银行形成良好的金融生态环境，而外部生态环境的优化可提高银行的贷前审查能力，帮助银行更好地甄别客户。综上所述，外资银行进入能够使银行债务更具约束力，增加了内部人过度投资以谋求私利的风险与机会成本，在一定程度上抑制了代理冲突，在优化公司投资倾向的同时也提升了企业投资效率。

已有研究发现，进入的外资银行可能凭借自身优势选择盈利性强和财务状况好的客户(Berger等,2001)，与东道国银行相比，由于外资银行在收集企业“软信息”方面并不具有比较优势，这将致使外资银行主要向东道国市场上具有“硬信息”的优质企业提供产品和服务，产生“选摘樱桃”效应(Detraggiache等,2008)。尤其对尚处于转轨阶段的中国来说，金融市场的发展相对滞后缓慢，信息不对称较为严重，外资银行更可能通过客户规模来判断孰优孰劣，大规模企业信用记录较长，且拥有完整丰富的财务报表与更多的抵押资产，容易使银行获取充足的“硬信息”。由此可见，外资银行进入的“选摘樱桃”效应使之与大规模企业的联系更为密切。

公司的融资约束和代理问题与公司的产权性质相关联，国有企业因担负着巨大的政策性负担而容易得到政府的扶持，致使其更容易获取外部资金且较少出现资金匮乏的问题，面临的融资约束相对较弱；但其普遍存在“所有者缺位”问题，导致公司内部存在多层代理关系，代理问题则更为凸显。与国有企业相比，民营企业则面临较为严重的信贷歧视，融资约束问题严重(Lu等,2012)；而民营企业清晰的产权归属则缩短了委托代理链条，慎重地选聘管理者行为减少了“搭便车”与“在职消费”，使其代理问题相对弱化。因此，我们预期，外资

银行进入对投资效率的影响及其作用机制在不同产权性质的企业中可能存在差异。

基于以上分析,本文试图以企业投资效率为视角,考察外资银行进入对其产生的影响及可能的影响路径。本文将重点探究外资银行进入是否提高了公司投资效率?其对公司投资效率的影响是否因企业规模与产权性质而有所差异?外资银行进入究竟通过何种机制影响了公司投资效率?

### 三、研究设计与数据来源

#### (一)模型设计与变量定义

为检验外资银行进入对企业资本投资效率的影响,本文借鉴 Asker 等(2015)和靳庆鲁等(2012)的研究,构建如下的模型来检验上述关系:

$$Inv_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TobinQ_{i,t-1} + \beta_2 fBank_{p,t} + \beta_3 TobinQ_{i,t-1} \times fBank_{p,t} + \beta_4 Cf_{i,t} + \beta_5 Lev_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} + \beta_7 Age_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \sum Province + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,下标  $i$ 、 $p$  和  $t$  分别代表公司、省份和年份,  $\epsilon_{i,t}$  为残差项(下同)。  $Inv_{i,t}$  为企业的资本投资规模,本文借鉴靳庆鲁等(2012)的做法,将其定义为购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金之和与总资产之比。  $TobinQ_{i,t-1}$  为滞后一期的公司托宾 Q 值,等于流通股市值、非流通股市值与公司负债市值之和除以总资产,并以非流通股份数与每股净资产值之积计算非流通股市值,以负债的账面价值代替负债的市值。  $fBank_{p,t}$  为外资银行进入程度,本文借鉴 Claessens 等(2001)以及陈刚和翁卫国(2013)的做法,整理了各省外资银行资产规模、营业网点数和从业人员数占全部银行业相应变量的百分比三个指标,主检验中通过各省外资银行资产规模占比进行实证研究,并以外资银行营业网点占比、从业人员占比和三者的主成分合成指标来进行稳健性检验。

与此同时,本文控制了现金流量( $Cf$ )、财务杠杆( $Lev$ )、公司规模( $Size$ )和公司上市年限( $Age$ )等公司层面的影响因素,还控制了公司所属行业( $Industry$ )、所在年份( $Year$ )以及所处省份( $Province$ ),以排除其他宏观经济环境的干扰。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

| 衡量项目   | 变量名称     | 变量符号       | 变量定义   |
|--------|----------|------------|--|
| 资本投资水平 | 公司资本投资规模 | $Inv$      | 购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金之和与总资产之比                               |
| 投资机会   | 公司价值     | $TobinQ$   | (流通股市值+非流通股市值+公司负债市值)/总资产                                      |
| 外资银行进入 | 外资银行进入程度 | $fBank_1$  | 各省外资银行资产占该省银行业总资产比重  |
|        |          | $fBank_2$  | 各省外资银行营业机构数目占该省银行业总机构比重  |
|        |          | $fBank_3$  | 各省外资银行从业人员占该省银行业从业人员比重   |
| 控制变量   | 现金流量     | $Cash$     | 现金及现金等价物/总资产   |
|        | 资产负债率    | $Lev$      | 总负债/总资产  |
|        | 公司规模     | $Size$     | 总资产的自然对数   |
|        | 上市年限     | $Age$      | 公司上市时间的自然对数  |
|        | 所处区域     | $Province$ | 剔除数据缺失的西藏,余下 31 个省级地区,共设置 30 个虚拟变量                             |
|        | 所在年份     | $Year$     | 共 11 年的数据,采用 10 个年度虚拟变量  |
|        | 所属行业     | $Industry$ | 制造业按照两位数进行分类,其余行业按前一位数分类,并剔除金融保险业,最终有 21 个行业,采用 20 个虚拟变量控制行业特征 |

#### (二)数据来源

中国金融行业自 2001 年陆续对外开放,到 2005 年末,基本实现对外全面开放。同时,



考虑到外资银行的资产份额等数据可获得的谨慎性，为了尽可能排除其他宏观经济因素对企业投资效率的影响，本文选取 2005 年作为样本起始年份，以 2005—2015 年沪深两市 A 股公司为样本，并按以下原则删选样本：(1)剔除资产及营业收入为负或 0、金融行业、ST 类的样本；(2)剔除资产负债率大于 1 的样本；(3)剔除公司数据不满足连续 3 年的样本；(4)删除主要变量缺失的样本。相关财务数据来源于 CCER 数据库和 CSMAR 数据库；外资银行进入数据与金融发展数据来源于历年《地区金融运行报告》、《中国金融年鉴》与《中国统计年鉴》以及各省统计年鉴。同时，为了剔除极端值的影响，我们对所有连续变量进行了 1% 水平的 *winsorize* 处理。

#### 四、实证结果与回归分析

##### (一) 外资银行进入与公司投资效率

表 2 报告了外资银行进入与公司投资效率的回归结果。列(1)是投资机会与投资水平基本模型的回归结果，从中可以发现，*TobinQ* 的回归系数在 1% 水平上显著为正，这说明我国上市公司的总体投资效率是有效的，这与已有的研究结论具有一致性。从列(2)全样本回归结果中可以发现，*TobinQ* 与度量外资银行进入程度变量的交乘项  $TobinQ \times fBank_1$  的系数为 0.021，并 1% 水平上显著，说明外资银行进入显著提高了公司投资效率。我们进一步将样本按照公司规模中位数划分为大小两个子样本后发现，在大规模企业样本的列(3)中，交乘项  $TobinQ \times fBank_1$  系数为 0.061，且在 1% 的水平上显著，而在小规模企业样本的列(4)中，交乘项  $TobinQ \times fBank_1$  系数并未通过显著性检验，说明外资银行进入对于公司投资效率的提高效应在大规模公司中更为明显。因此，外资银行进入对于投资效率影响存在明显的“选摘樱桃”效应。

表 2 外资银行进入与公司投资效率

|                           | 全样本                |                    | 大规模               | 小规模                |
|---------------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
|                           | (1)                | (2)                | (3)               | (4)                |
| <i>TobinQ</i>             | 0.004*** (12.77)   | 0.004*** (10.09)   | 0.003*** (4.80)   | 0.003*** (6.40)    |
| <i>fBank</i> <sub>1</sub> |                    | -0.050(-0.73)      | -0.371*** (-3.89) | 0.117(1.02)        |
| $TobinQ \times fBank_1$   |                    | 0.021*** (2.86)    | 0.061*** (4.18)   | 0.014(1.61)        |
| <i>Cf</i>                 | 0.014** (2.51)     | 0.016*** (2.88)    | 0.001(0.15)       | 0.021*** (2.64)    |
| <i>Lev</i>                | -0.008** (-2.20)   | -0.011*** (-2.97)  | -0.018*** (-3.01) | -0.005(-0.89)      |
| <i>Age</i>                | -0.035*** (-27.06) | -0.027*** (-13.03) | -0.019*** (-5.41) | -0.044*** (-13.53) |
| <i>Size</i>               | 0.009*** (10.32)   | 0.010*** (10.80)   | 0.013*** (7.63)   | 0.016*** (7.93)    |
| 常数项                       | -0.075*** (-4.30)  | -0.128*** (-5.96)  | -0.206*** (-5.22) | -0.216*** (-4.99)  |
| 地区/行业/年度                  | 控制                 | 控制                 | 控制                | 控制                 |
| <i>N</i>                  | 14 695             | 14 695             | 7 879             | 6 816              |
| <i>R</i> <sup>2</sup>     | 0.071              | 0.081              | 0.125             | 0.074              |

注：(1)我们分别采用混合回归模型、面板下的固定效应与随机效应回归检验了外资银行进入与投资效率的关系。三种方法的回归结果基本一致，但经 *B-P* 检验与 *Hausman* 检验，拒绝了混合回归与随机效应回归，故我们只报告了固定效应的回归结果(下同)；(2)运用年度平均值的“二分法”将样本按照公司规模分为两组(下同)；(3)括号内为 *t* 值，\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著(下同)。

##### (二) 产权性质、外资银行进入与公司投资效率

表 3 报告的是进一步区分产权性质之后的外资银行进入与公司投资效率的关系。列(1)是国有企业样本的回归结果，其中，*TobinQ* 与外资银行进入变量的交乘项  $TobinQ \times$

$fBank_1$ 在10%水平上显著为正。列(2)是民营企业全样本的回归结果,其中, $TobinQ \times fBank_1$ 的系数为0.030,且在1%的水平上显著。这说明外资银行进入对于投资效率的提高效应在国有企业中程度较低,但在民营企业中较为显著。进一步将民营企业按规模分为两个子样本检验后发现, $TobinQ$ 与外资银行进入的交互项 $TobinQ \times fBank_1$ 的系数在列(3)的大规模民营企业中为0.077,且在1%的水平上显著,而在列(4)的小规模民营企业中并不显著。上述结果表明,外资银行进入主要提高了大型民营企业的投资效率。

表3 产权性质、外资银行进入与公司投资效率的回归结果

|                         | 国有企业样本             | 民营企业样本            |                   |                   |
|-------------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
|                         |                    | 全样本               | 大规模               | 小规模               |
|                         | (1)                | (2)               | (3)               | (4)               |
| $TobinQ$                | 0.003*** (5.46)    | 0.004*** (7.11)   | 0.003*** (3.74)   | 0.003*** (3.71)   |
| $fBank_1$               | -0.141(-1.18)      | -0.136(-1.53)     | -0.470*** (-4.11) | 0.285* (1.81)     |
| $TobinQ \times fBank_1$ | 0.012* (1.84)      | 0.030*** (2.77)   | 0.077*** (4.48)   | 0.015(1.01)       |
| $Cf$                    | 0.016** (2.02)     | 0.015* (1.95)     | 0.005(0.52)       | 0.031** (2.53)    |
| $Lev$                   | -0.004(-0.67)      | -0.005(-0.91)     | -0.014* (-1.91)   | -0.001(-0.03)     |
| $Age$                   | -0.035*** (-11.91) | -0.019*** (-5.56) | -0.014*** (-3.01) | -0.034*** (-5.93) |
| $Size$                  | 0.010*** (7.13)    | 0.010*** (7.01)   | 0.012*** (5.85)   | 0.020*** (5.82)   |
| 常数项                     | -0.107*** (-2.84)  | -0.105*** (-2.67) | -0.074(-0.95)     | -0.220*** (-2.83) |
| 地区/行业/年度                | 控制                 | 控制                | 控制                | 控制                |
| $N$                     | 6 639              | 7 854             | 5 041             | 2 813             |
| $R^2$                   | 0.094              | 0.080             | 0.133             | 0.048             |

注:(1)当公司为民营企业时, $Private$ 取值为1,否则为0;(2)由于涉及产权性质缺失样本,最终回归的样本量有所减少。

(三)稳健性检验

1. 内生性检验。尽管外资银行进入是银行业改革的多元外生冲击,但我们担心正是那些拥有较高投资效率的企业吸引了外资银行的进入,即可能存在反向的因果关系。为此,本文引入滞后一期的 $fBank_1$ 进行回归,结果如表4中列(1)所示,表示外资银行进入的变量与托宾 $Q$ 值的交乘项 $TobinQ \times fBank_1$ 的系数为0.052,且在5%的水平上显著,这说明结果依然稳健。为进一步控制该内生性问题对结果的可能影响,本文借鉴陈刚和翁卫国(2013)的方法,以中国逐步取消对外资银行经营人民币业务的地理限制作为外资银行进入程度的工具变量进行检验,表4中列(2)与列(3)报告了工具变量的2SLS两阶段估计结果。在列(2)中, $iv_1$ 、 $iv_2$ 与 $F$ 统计量证明不存在过度识别与识别不足。列(3)的回归结果中, $fBank$ 与托宾 $Q$ 值的交乘项系数在1%的水平上显著为正,这说明基本结论没有发生变化。

本文在回归模型中引入省份( $Province$ )虚拟变量只能部分控制地区层面的固定效应,可能忽略了诸如地区金融发展水平等遗漏变量引致的内生性问题。为此,我们在稳健性检验中,通过进一步控制地区的金融发展水平( $FD$ )来检验本文的研究结论,具体回归结果见表4中的列(4),由结果可见,控制金融发展( $FD$ )后, $TobinQ \times fBank_1$ 的系数为0.020,且在1%水平上显著,这说明没有明显的变化;即便控制金融发展与托宾 $Q$ 的交乘项( $FD \times TobinQ$ )后,主要研究结论也稳健不变。为使上述结论更加稳健,加上数据本身的特征,在实证设计部分,我们也尝试参考相关研究构造双重差分模型( $DID$ )来研究外资银行进入这一外生冲击事件对公司投资效率的提升作用,发现基本结论依然成立。具体而言,以2001—2006年我国外资银行逐步进入期间的中国上市公司为样本(根据中国加入WTO的承诺,2006年底外资银行进入全面放开,此后外资银行进入无法设置明显的对照组与实验组),设计双重差分模型( $DID$ )来识别

外资银行进入对于公司投资效率的影响。 $Enter_t$ 代表外资银行进入的年度， $t$ 年及以后允许进入的取值为1，之前的取值为0； $Treat_p$ 代表外资银行进入的省份，该省允许进入则取值为1，否则为0。回归结果见表4中列(6)，交互项  $Enter_t \times Treat_p \times TobinQ$  的系数为0.008，且在5%的水平上显著。总之，我们通过上述处理排除了潜在的遗漏变量(如地区金融发展水平)可能导致的内生性问题，发现外资银行进入对公司投资效率的提升效应依然显著存在。

表4 内生性检验结果

|   | (1)               | (2)               | (3)               | (4)                | (5)                | (6)                |
|---|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>TobinQ</i>   | 0.005*** (6.00)   | 0.006*** (9.77)   | 0.003*** (9.73)   | 0.004*** (9.97)    | 0.003*** (8.73)    | 0.005*** (7.28)    |
| <i>fBank<sub>1</sub></i>  | -0.089(-0.33)     |                   |                   | -0.060(-0.86)      | -0.056*** (-2.67)  |                    |
| <i>TobinQ</i> × <i>fBank<sub>1</sub></i>                            | 0.052** (2.37)    |                   |                   | 0.020*** (2.82)    | 0.012** (2.19)     |                    |
| <i>iv</i>   |                   | -0.018(-0.29)     |                   |                    |                    |                    |
| <i>iv</i> <sup>2</sup>  |                   | 0.075(0.13)       |                   |                    |                    |                    |
| <i>TobinQ</i> × <i>iv</i>   |                   | 0.219** (2.16)    |                   |                    |                    |                    |
| <i>TobinQ</i> × <i>iv</i> <sup>2</sup>                              |                   | -0.062(1.16)      |                   |                    |                    |                    |
| <i>fBank</i>  |                   |                   | -0.015(-0.12)     |                    |                    |                    |
| <i>TobinQ</i> × <i>fBank</i>  |                   |                   | 0.069*** (3.14)   |                    |                    |                    |
| <i>FD</i>   |                   |                   |                   | -0.013(-0.56)      | -0.020*** (-3.62)  |                    |
| <i>FD</i> × <i>TobinQ</i>   |                   |                   |                   |                    | 0.003*** (3.20)    |                    |
| <i>Enter<sub>t</sub></i> × <i>Treat<sub>p</sub></i>                 |                   |                   |                   |                    |                    | 0.001(0.48)        |
| <i>Enter<sub>t</sub></i> × <i>Treat<sub>p</sub></i> × <i>TobinQ</i> |                   |                   |                   |                    |                    | 0.008** (2.28)     |
| <i>Cf</i>   | 0.007(0.59)       | 0.011** (1.98)    | 0.012*** (3.29)   | 0.017*** (3.08)    | 0.016*** (2.88)    | 0.133*** (15.59)   |
| <i>Lev</i>  | -0.006(-0.73)     | -0.005(-1.33)     | -0.005(-0.09)     | -0.011*** (-3.06)  | -0.012*** (-3.13)  | -0.013*** (-3.59)  |
| <i>Age</i>  | -0.019*** (-4.48) | -0.021*** (-4.47) | -0.033*** (-5.81) | -0.028*** (-13.20) | -0.028*** (-13.53) | -0.019*** (-13.62) |
| <i>Size</i>   | 0.009*** (3.29)   | 0.009*** (3.77)   | 0.020*** (5.75)   | 0.010*** (10.86)   | 0.011*** (11.31)   | 0.012*** (14.02)   |
| 常数项   | -0.057*** (-3.02) | -0.105*** (-7.47) | -0.217*** (-2.80) | -0.125*** (-5.81)  | -0.144*** (-6.40)  | -0.159*** (-8.33)  |
| 地区/行业/年度  | 控制                | 控制                | 控制                | 控制                 | 控制                 | 控制                 |
| <i>N</i>  | 14 493            | 14 617            | 14 617            | 14 493             | 14 493             | 5 393              |
| <i>R</i> <sup>2</sup>   | 0.080             | 0.091             | 0.091             | 0.082              | 0.083              | 0.198              |
| <i>F</i>  |                   | 50.33             | 18.72             |                    |                    |                    |

注：(1)表中列(6)运用OLS进行DID回归，因自变量涉及年度和省份，故回归时没有进行年度和省份虚拟变量的控制；(2)由于列(4)与列(5)涉及金融发展缺失样本，最终回归的样本量有所减少。

2. 其他稳健性测试。以  $\Delta Inv$ (即(公司  $t$  年购置固定资产、无形资产以及其他相关资产所支付的现金之和 - 处置固定资产、无形资产以及其他相关资产所收回的现金之和)/总资产)来重新度量公司投资，结果如表5中列(1)与列(2)所示， $fBank_1$ 与  $TobinQ$  的交乘项同  $\Delta Inv$  呈现正相关关系，这再次验证了本文的基本假设。

本文借鉴陈刚和翁卫国(2013)的方式，采用主成分分析方法构建外资银行进入程度的综合指标  $fBank$ 、外资银行营业机构占比  $fBank_2$  以及外资银行从业人员占比  $fBank_3$ ，替换外资银行进入的度量变量。结果如表5中列(3) - 列(5)所示， $fBank_2$ 与  $TobinQ$  的交乘项的系数为0.034(且在1%的水平上显著)， $fBank_3$ 与  $TobinQ$  的交乘项的系数为0.018(且在1%的水平上显著)， $fBank$ 与  $TobinQ$  的交乘项的系数为0.025(且在5%的水平上显著)，这说明结论稳健不变。

表5 其他稳健性检验

|  | 替换被解释变量          |                 | 替换解释变量           |                   |                 |
|--|------------------|-----------------|------------------|-------------------|-----------------|
|  | (1)              | (2)             | (3)              | (4)               | (5)             |
| <i>TobinQ</i>                            | 0.004*** (10.32) | 0.004*** (9.89) | 0.004*** (10.01) | 0.004*** (10.01)  | 0.005*** (9.73) |
| <i>fBank<sub>1</sub></i>                 |                  | -0.122* (-1.71) |                  |                   |                 |
| <i>TobinQ</i> × <i>fBank<sub>1</sub></i> |                  | 0.023*** (3.09) |                  |                   |                 |
| <i>fBank<sub>2</sub></i>                 |                  |                 | -0.256** (-2.18) |                   |                 |
| <i>TobinQ</i> × <i>fBank<sub>2</sub></i> |                  |                 | 0.034** (2.45)   |                   |                 |
| <i>fBank<sub>3</sub></i>                 |                  |                 |                  | -0.072*** (-3.51) |                 |
| <i>TobinQ</i> × <i>fBank<sub>3</sub></i> |                  |                 |                  | 0.018*** (3.35)   |                 |
| <i>fBank</i>                             |                  |                 |                  |                   | -0.034(-0.33)   |
| <i>TobinQ</i> × <i>fBank</i>             |                  |                 |                  |                   | 0.025** (2.57)  |
| <i>Cf</i>                                | 0.021*** (3.66)  | 0.020*** (3.61) | 0.020*** (3.59)  | 0.016*** (2.87)   | 0.018*** (2.92) |

续表5 其他稳健性检验

|                       | 替换被解释变量            |                    | 替换解释变量             |                   |                    |
|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
|                       | (1)                | (2)                | (3)                | (4)               | (5)                |
| <i>Lev</i>            | -0.012*** (-3.25)  | -0.013*** (-3.27)  | -0.012*** (-3.24)  | -0.011*** (-2.95) | -0.012*** (-2.96)  |
| <i>Age</i>            | -0.029*** (-13.56) | -0.029*** (-13.41) | -0.030*** (-13.66) | -0.028*** (-9.51) | -0.027*** (-13.25) |
| <i>Size</i>           | 0.012*** (12.20)   | 0.012*** (12.48)   | 0.012*** (12.42)   | 0.010*** (7.37)   | 0.011*** (10.77)   |
| 常数项                   | -0.167*** (-7.47)  | -0.175*** (-7.75)  | -0.173*** (-7.64)  | -0.123*** (-3.83) | -0.126*** (-5.86)  |
| 地区/行业/年度              | 控制                 | 控制                 | 控制                 | 控制                | 控制                 |
| <i>N</i>              | 14 322             | 14 322             | 14 322             | 14 695            | 14 695             |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.079              | 0.080              | 0.080              | 0.069             | 0.080              |

### 五、外资银行进入影响公司投资效率的作用机制检验

外资银行进入既能通过拓宽融资渠道、增加信贷供给来缓解公司所面临的融资约束,进而降低公司的投资不足,也可通过较强的债权人治理机制来获取更多的公司信息,降低公司的代理问题,从而抑制公司的过度投资。那么,外资银行进入究竟是通过何种机制提升了公司投资效率呢?对于不同产权性质的企业,其影响机理又有何差异呢?

本文借鉴 Richardson(2006)的研究,首先估计出企业正常的资本投资水平,然后分别以模型残差的绝对值、大于零的残差与小于零的残差来衡量企业的非投资效率、过度投资与投资不足:

$$Invest_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Q_{i,t-1} + \gamma_2 Cash_{i,t-1} + \gamma_3 Lev_{i,t-1} + \gamma_4 Age_{i,t-1} + \gamma_5 Invest_{i,t-1} + \gamma_6 Roe_{i,t-1} + \gamma_7 Size_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \sum Province + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $Invest_{i,t}$  表示第  $t$  年企业的投资量,以购建固定资产、无形资产及其他长期资产的变化量来衡量;  $Invest_{i,t-1}$  表示第  $t-1$  年企业的投资量。企业投资机会  $Q_{i,t-1}$  是公司第  $t-1$  年末的企业价值,即(年末企业股票的市值+年末企业负债的账面价值)/年末企业总资产,其中,非流通股的股价用每股净资产替代。  $Cash_{i,t-1}$  是企业第  $t-1$  年末的现金持有量。  $Age_{i,t-1}$ 、 $Lev_{i,t-1}$  和  $Size_{i,t-1}$  则分别是公司第  $t-1$  年末上市的年限、资产负债率和总资产的自然对数。  $Roe_{i,t-1}$  表示公司的盈利能力,即净利润/总资产。  $\epsilon_{i,t}$  是模型的随机误差。为消除其他宏观经济因素的影响,本文还对公司所属行业(*Industry*)、所在年份(*Year*)以及所处省份(*Province*)进行了控制。在此基础上,通过模型(3)~模型(5)来检验外资银行进入影响公司投资效率的具体作用机制:

$$AbsInv = \alpha_0 + \alpha_1 fBank_{p,t} + \alpha_2 FCF_{i,t} + \alpha_3 Occupy_{i,t} + \alpha_4 M\_rate_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \sum Province + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Over\_Inv = \mu_0 + \mu_1 fBank_{p,t} + \mu_2 FCF_{i,t} + \mu_3 Occupy_{i,t} + \mu_4 M\_rate_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \sum Province + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Under\_Inv = \eta_0 + \eta_1 fBank_{p,t} + \eta_2 FCF_{i,t} + \eta_3 Occupy_{i,t} + \eta_4 M\_rate_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \sum Province + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中,被解释变量为非投资效率(*AbsInv*)、过度投资(*Over\_Inv*)与投资不足(*Under\_Inv*);解释变量为外资银行进入(*fBank*),如前文,这里主要以各省外资银行资产份额进行实证研究。参考 Richardson(2006)的做法,我们在模型中控制了自由现金流量(*FCF*)、大股东占款(*Occupy*)、管理费用率(*M\_rate*)、公司所属行业(*Industry*)、所在年份(*Year*)以及所处地区(*Province*)。 *Occupy* 为其他应收款占总资产的比例; *M\_rate* 为管理费用占主营业务收入的比率; *FCF* 等于经营活动现金流量减去折旧、摊销及当年预期新增投资的余额,再除以平均总资产。



为更直观地描述外资银行进入对企业投资效率的影响,我们分别根据外资银行进入的三个度量指标的中位数将样本分成两个子样本,对企业投资效率进行  $T$  检验和  $Wicoxon$  秩和检验,结果如表 6 所示。不难发现,不论是  $T$  检验还是  $Wicoxon$  秩和检验,外资银行进入程度低的公司非效率投资程度显著高于外资银行进入程度高的公司,这再次验证了外资银行进入可提高企业投资效率。

表 6 单变量检验

| $AbsInv$                  | 均值    | $T$ 值    | 中位数   | $Z$ 值    |
|---------------------------|-------|----------|-------|----------|
| $fBank_1 < \text{中位数}$    | 0.030 | 4.326*** | 0.020 | 4.461*** |
| $fBank_1 \geq \text{中位数}$ | 0.026 |          | 0.018 |          |
| $fBank_2 < \text{中位数}$    | 0.030 | 2.562**  | 0.019 | 3.407*** |
| $fBank_2 \geq \text{中位数}$ | 0.028 |          | 0.017 |          |
| $fBank_3 < \text{中位数}$    | 0.030 | 3.609*** | 0.019 | 4.220*** |
| $fBank_3 \geq \text{中位数}$ | 0.027 |          | 0.017 |          |

注:(1)上述变量均按年度平均值的“二分法”分组,平均值的检验方法为  $t$  检验,中位数的检验方法为  $Wicoxon$  秩和检验;(2)表中进行了三个衡量外资银行进入变量的单变量检验,后文以  $fBank_1$  进行实证研究;(3)\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著(双尾检验)。

表 7 是外资银行进入的作用机制的检验结果。从表 7 中可以看出,列(1)一列(3)是全样本回归结果,列(1)中外资银行进入变量的系数为-0.115(且在 1%的水平上显著),这说明外资银行进入能够降低公司的非投资效率,提高资本配置效率。那么,外资银行进入到底是缓解了融资约束,还是抑制了代理冲突,抑或两者兼具?我们将样本细分为过度投资( $Over\_Inv$ )和投资不足( $Under\_Inv$ )后发现,列(2)的过度投资组中  $fBank_1$  的系数为-0.096(且在 5%的水平上显著),列(3)的投资不足组中  $fBank_1$  为-0.217(且在 1%的水平上显著)。经  $Chow-test$  检验,列(2)与列(3)中  $fBank_1$  回归系数的显著性差异  $P$  值为 0.000,可见两组中的  $fBank_1$  存在显著性差异。这说明外资银行进入对过度投资与投资不足都有一定的抑制作用,但对投资不足的缓解效应更为明显,也就是说,外资银行进入发挥了一定的抑制代理冲突效应,但主要通过缓解融资约束效应提高了公司投资效率。

考虑到外资银行进入的“选摘樱桃”效应,我们又按公司规模进行分组。表 7 中列(4)一列(6)的大规模企业样本中外资银行进入变量  $fBank_1$  的系数显著为负,而在列(7)一列(9)的小规模企业样本中,系数并未通过显著性检验。可见,外资银行进入提高投资效率的作用主要在大规模公司中体现,外资银行进入存在明显的“选摘樱桃”效应。

表 7 外资银行进入影响投资效率的作用机制检验

|           | 全样本                  |                     |                      | 大规模企业样本             |                      |                      | 小规模企业样本             |                     |                     |
|-----------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|           | $AbsInv$             | $Over\_Inv$         | $Under\_Inv$         | $AbsInv$            | $Over\_Inv$          | $Under\_Inv$         | $AbsInv$            | $Over\_Inv$         | $Under\_Inv$        |
|           | (1)                  | (2)                 | (3)                  | (4)                 | (5)                  | (6)                  | (7)                 | (8)                 | (9)                 |
| $fBank_1$ | -0.115***<br>(-3.06) | -0.096**<br>(-2.14) | -0.217***<br>(-2.87) | -0.137**<br>(-2.43) | -0.217***<br>(-2.87) | -0.049**<br>(-2.20)  | -0.076<br>(-1.00)   | -0.122<br>(-0.59)   | -0.079<br>(-1.14)   |
| FCF       | 0.010***<br>(3.06)   | 0.027***<br>(3.07)  | -0.006**<br>(-2.09)  | 0.027***<br>(3.12)  | -0.006**<br>(-2.09)  | -0.006**<br>(-2.14)  | 0.010***<br>(3.03)  | 0.027***<br>(3.09)  | -0.006**<br>(-2.14) |
| Occupy    | -0.022**<br>(-2.42)  | -0.048**<br>(-2.05) | -0.006<br>(-0.70)    | -0.048**<br>(-2.04) | -0.006<br>(-0.70)    | -0.006<br>(-0.71)    | -0.022**<br>(-2.44) | -0.049**<br>(-2.07) | -0.006<br>(-0.72)   |
| $M\_rate$ | 0.012**<br>(2.47)    | 0.029**<br>(2.24)   | 0.004<br>(0.95)      | 0.029**<br>(2.22)   | 0.004<br>(0.95)      | 0.004<br>(0.95)      | 0.012**<br>(2.42)   | 0.029**<br>(2.20)   | 0.004<br>(0.95)     |
| 常数项       | -0.080***<br>(-3.59) | -0.037<br>(-0.91)   | -0.077**<br>(-2.10)  | -0.041*<br>(-1.73)  | -0.013<br>(-0.91)    | -0.061***<br>(-2.80) | -0.021<br>(-0.75)   | -0.062<br>(-0.78)   | -0.023<br>(-0.87)   |
| $N$       | 14 373               | 5 523               | 8 850                | 7 651               | 3 053                | 4 598                | 6 722               | 2 470               | 4 252               |
| $R^2$     | 0.040                | 0.043               | 0.073                | 0.068               | 0.073                | 0.102                | 0.021               | 0.023               | 0.060               |

注:运用年度平均值的“二分法”将样本按照公司规模分为两组(下同);表中结果均控制住了地区、行业和年度效应(下同)。

表8报告了基于产权性质检验外资银行进入对公司投资效率的作用机制。列(1)—列(3)是国有企业样本的外资银行进入与企业投资效率的回归结果,从中不难发现,在国有企业样本中,外资银行进入程度越大,则其投资效率越高(列(1)中的回归系数在5%的水平上显著为负),该结论与上述全样本回归结果基本一致。列(2)的国有企业过度投资组中,外资银行进入变量  $fBank_1$  的系数为-0.028,且在5%的水平上显著;列(3)的国有企业投资不足组中,  $fBank_1$  的系数为负但不显著。这说明外资银行进入主要通过抑制代理冲突弱化国有企业的过度投资,从而提高投资效率。

列(4)—列(8)是民营企业样本的外资银行进入与企业投资效率的回归结果,从中可以看出,在民营企业样本中,外资银行进入程度越大,则其投资效率越高(列(4)的回归系数在1%水平上显著为负),该结论与上述全样本回归基本一致。列(5)的民营企业过度投资组中,外资银行进入变量  $fBank_1$  的系数为负但不显著;而在列(6)的民营企业投资不足组中,  $fBank_1$  的系数为-0.063,且在1%的水平上显著,这说明外资银行进入可显著缓解民营企业的投资不足问题。也就是说,对于民营企业,外资银行进入主要通过缓解融资约束效应发挥作用。列(7)与列(8)是民营企业投资不足组样本按照企业规模进行分组后的回归结果,从中可以看出,列(7)的大规模民营企业投资不足组样本中,外资银行进入变量  $fBank_1$  的系数为0.064,且在1%的水平上显著;而在列(8)的小规模民营企业投资不足组中,  $fBank_1$  的系数为-0.056,且在10%的水平上显著。这说明外资银行进入对于非国有企业投资不足的缓解作用也主要体现在大规模企业中。

表8 产权性质、外资银行进入与投资效率

|                          | 国有企业                 |                      |                     | 民营企业                 |                     |                      |                      |                     |
|--------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
|                          | <i>AbsInv</i>        | <i>Over_Inv</i>      | <i>Under_Inv</i>    | <i>AbsInv</i>        | <i>Over_Inv</i>     | <i>Under_Inv</i>     | <i>Under_Inv</i>     |                     |
|                          | (1)                  | (2)                  | (3)                 | (4)                  | (5)                 | (6)                  | (7)                  | (8)                 |
| <i>fBank<sub>1</sub></i> | -0.122**<br>(-2.33)  | -0.028**<br>(-2.27)  | -0.055<br>(-1.13)   | -0.111***<br>(-3.02) | -0.135<br>(-0.69)   | -0.063***<br>(-2.96) | -0.064***<br>(-2.83) | -0.056*<br>(-1.65)  |
| <i>FCF</i>               | 0.011***<br>(3.06)   | 0.026***<br>(3.07)   | -0.005**<br>(-2.09) | 0.026***<br>(3.12)   | -0.007**<br>(-2.09) | -0.007**<br>(-2.14)  | 0.011***<br>(3.03)   | 0.026***<br>(3.09)  |
| <i>Occupy</i>            | -0.021**<br>(-2.42)  | -0.047**<br>(-2.05)  | -0.007<br>(-0.70)   | -0.047**<br>(-2.04)  | -0.007<br>(-0.70)   | -0.007<br>(-0.71)    | -0.021**<br>(-2.44)  | -0.048**<br>(-2.07) |
| <i>M_rate</i>            | 0.011**<br>(2.47)    | 0.028**<br>(2.24)    | 0.005<br>(0.95)     | 0.028**<br>(2.22)    | 0.003<br>(0.95)     | 0.003<br>(0.95)      | 0.011**<br>(2.42)    | 0.028**<br>(2.20)   |
| 常数项                      | -0.017***<br>(-2.80) | -0.017***<br>(-2.80) | -0.044**<br>(-2.50) | -0.041*<br>(-1.73)   | -0.012<br>(-0.91)   | -0.060***<br>(-2.80) | -0.022<br>(-0.75)    | -0.061<br>(-0.78)   |
| <i>N</i>                 | 7 626                | 2 890                | 4 736               | 6 552                | 2 567               | 3 985                | 1 570                | 2 415               |
| <i>R<sup>2</sup></i>     | 0.048                | 0.053                | 0.073               | 0.038                | 0.041               | 0.088                | 0.122                | 0.088               |

## 六、研究结论与启示

外资银行进入通过缓解融资约束与抑制代理冲突来影响公司的投资行为及其效率,最终决定资源的配置效率。本文研究发现:(1)外资银行进入显著提高了公司投资效率,而且这种效应在大规模公司中更显著;(2)与国有企业相比,外资银行进入对于公司投资效率的影响在民营企业(尤其是大型民营企业)中更为显著;(3)外资银行进入主要通过缓解公司融资约束与抑制代理冲突来提高公司投资效率,但前者更为显著;(4)在民营企业中,外资银行进入主要通过缓解融资约束以提高投资效率,而在国有企业中,则主要通过抑制代理冲突发挥作用。

本文的政策启示在于:(1)外资银行进入不仅表现为中国企业融资渠道的拓宽,更是在激发国内银行一系列改革的同时,优化了金融资源的配置效率,在企业层面同时缓解了融资约束与抑制代理冲突,因此,应在继续加大金融开放力度的同时降低外资银行进入的门槛。(2)在我国新兴加转轨的特殊制度背景下,外资银行同样偏爱大型企业,而其背后的制度根源在于中小企业普遍存在信息不对称。这就需要深化金融改革:一方面,通过增加资本市场信息传递的有效性,降低中小企业的信息不对称程度;另一方面,通过适当引导,促使银行部门更加关注小规模企业的信贷需求,助其摆脱融资困境。(3)由于外资银行进入对于不同产权性质企业的作用机理不一致;因此,政府部门在制定相关制度政策时,还应对症下药,不可采取“一刀切”的手段。因为国有企业的“所有者缺位”导致代理问题频发,使之更易出现过度投资,所以应为外资银行进入治理效应的有效发挥创造条件,在引导国内银行转变为效率导向的同时深化国有企业改革,明晰国企产权归属。民营企业则普遍面临较为严重的信贷歧视,融资约束是其投资不足的主要成因,因此,应在采取政策鼓励外资银行投资于民营企业的同时营造公平的融资环境,适度放宽民营企业的贷款标准及限制。

#### 主要参考文献:

- [1]陈刚,翁卫国.外资银行降低信贷融资成本的实证研究——基于中国工业企业的数据[J].产业经济研究,2013,(6):66—76.
- [2]邓可斌,曾海舰.中国企业的融资约束:特征现象与成因检验[J].经济研究,2014,(2):47—60.
- [3]姜付秀,伊志宏,苏飞,等.管理者背景特征与企业过度投资行为[J].管理世界,2009,(1):130—139.
- [4]靳庆鲁,孔祥,侯青川.货币政策、民营企业投资效率与公司期权价值[J].经济研究,2012,(5):96—106.
- [5]毛泽盛,吴洁,刘敏楼.外资银行对中国信贷供给影响的实证研究[J].金融研究,2010,(1):106—116.
- [6]任春艳.从企业投资效率看盈余管理的经济后果——来自中国上市公司的经验证据[J].财经研究,2012,(2):61—70.
- [7]申慧慧,于鹏,吴联生.国有股权、环境不确定性与投资效率[J].经济研究,2012,(7):113—126.
- [8]Asker J, Farre-Mensa J, Ljungqvist A. Corporate investment and stock market listing: A puzzle? [J]. Review of Financial Studies, 2015, 28(2): 342—390.
- [9]Berger A N, Klapper L F, Udell G F. The ability of banks to lend to informationally opaque small businesses[J]. Journal of Banking and Finance, 2001, 25(12): 2127—2167.
- [10]Chen S, Sun Z, Tang S, et al. Government intervention and investment efficiency: Evidence from China[J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17(2): 259—271.
- [11]Claessens S, Demircuc-Kunt A, Huizinga H. How does foreign entry affect domestic banking markets? [J]. Journal of Banking and Finance, 2001, 25(5): 891—911.
- [12]Detragiache E, Tressel T, Gupta P. Foreign banks in poor countries: Theory and evidence[J]. Journal of Finance, 2008, 63(5): 2123—2160.
- [13]Hennessy C A, Levy A, Whited T M. Testing Q theory with financing frictions[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 83(3): 691—717.
- [14]Lu Z, Zhu J, Zhang W. Bank discrimination, holding bank ownership, and economic consequence: Evidence from China[J]. Journal of Banking and Finance, 2012, 36(2): 341—354.
- [15]Qian J, Strahan P, Yang Z. The impact of incentives and communication costs on information production: Evidence from bank lending[J]. Journal of Finance, 2015, 70(4): 1457—1493.
- [16]Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2—3): 159—189.

- [17]Stein J C.Agency,information and corporate investment[J].Handbook of the Economics of Finance,2003,1(1):111—165.
- [18]Tsai Y-J,Chen Y-P,Lin C-L,et al.The effect of banking system reform on investment-cash flow Sensitivity: Evidence from China[J].Journal of Banking and Finance,2014,46(1):166—176.
- [19]Wurgler J.Financial markets and the allocation of capital[J].Journal of Financial Economics,2000,58(1):187—214.
- [20]Xu Y.Towards a more accurate measure of foreign bank entry and its impact on domestic banking performance: The case of China[J].Journal of Banking and Finance,2011,35(4):886—901.

## Foreign Bank Entry and Corporate Investment Efficiency: Mitigating Financing Constraints or Inhibiting Agent Conflicts?

Yang Xingquan<sup>1,2</sup>, Shen Yanyan<sup>1</sup>, Yin Xingqiang<sup>1</sup>

(1.School of Economics and Management, Shihezi University, Shihezi 832000, China;  
2.Research Center of Corporate Governance and Management Innovation,  
Shihezi University, Shihezi 832000, China)

**Abstract:** Foreign bank entry will not only alleviate corporate financing constraints, but also reduce the agent conflicts. Then how does foreign bank entry affect corporate investment efficiency? Based on the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies in China from 2005 to 2015, this paper finds that foreign bank entry can significantly increase corporate investment efficiency, and this effect is more significant in large corporations, showing the obvious “cherry-picking” effect. Compared with state-owned enterprises, the effect of foreign bank entry on corporate investment efficiency is more significant in private companies, especially large private companies. Further study finds that, foreign bank entry overall improves corporate investment efficiency through the mitigation of financing constraints and the inhibition of agent conflicts, and the role in mitigating financing constraints is more significant. In addition, in private companies, foreign bank entry improves corporate investment efficiency mainly through the mitigation of financing constraints; in state-owned enterprises, foreign bank entry improves corporate investment efficiency mainly through the inhibition of agent conflicts. This paper not only supplements the relevant researches of factors affecting corporate investment efficiency, but also sheds light on how to guide foreign bank entry better and play its positive role better.

**Key words:** foreign bank; investment efficiency; financing constraint; agent conflict

(责任编辑 景行)