

外资银行是缓解中国企业融资约束的“白衣骑士”吗？

——基于企业异质性视角的经验研究

姚耀军, 吴文倩, 王玲丽

(浙江工商大学 金融学院, 浙江杭州 310018)

摘要:中国金融开放进程逐渐提速, 外资银行进入是否真正有利于实体经济已成为现实议题。文章从企业产权与规模异质性的视角, 利用现金—现金流敏感性模型和 A 股制造业上市公司数据, 对外资银行进入的企业融资约束缓解效应进行了实证分析。研究结论显示: (1) 尽管对国有企业融资状况无足轻重, 但外资银行进入显著影响了民营企业的融资约束——大型民营企业的融资约束被显著缓解, 而中小型民营企业的融资约束则被显著强化; (2) 由于中小型企业是民营企业的主体, 外资银行进入整体上加剧了民营企业的融资难问题; (3) 鉴于中小型民营企业受损于外资银行进入产生的“撇脂”效应, 文章进一步认为, 在落实外资银行国民待遇以推动其尽快融入本土的同时, 应采取恰当的政策手段, 引导外资银行将业务范围扩展至中小型民营企业这类相对低端的客户群体。

关键词: 外资银行; 融资约束; 企业产权; 企业规模; 现金—现金流敏感性

中图分类号: F832.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2015)10-0058-11

一、引言

根据加入 WTO 时的承诺, 2006 年成为中国金融走向全面对外开放之路的元年。该年末, 《中华人民共和国外资银行管理条例》正式施行, 在中国境内注册的外资法人银行由此获得开展人民币业务的国民待遇, 外资银行在华发展开始步入一个崭新阶段。截至 2012 年末, 外资银行在华营业机构总数已达 412 家, 资产与负债总额分别为 2.38 万亿元与 2.12 万亿元, 服务网络铺设至 27 个省区, 59 个城市。^①

外资银行进入是否为中国带来了金融开放的红利? 在本土银行业低效率问题饱受诟病之际, 大量文献关注于外资银行进入对本土银行业效率的影响。例如, 毛捷等 (2009) 与 Xu (2011) 发现, 通过引入竞争, 外资银行进入促进了本土银行业效率的提升, 发挥了“鲶鱼效应”。毋庸置疑, “鲶鱼效应”属于金融开放的红利, 但鉴于金融服务于实体经济之宗旨, 实体

收稿日期: 2015-07-23

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金课题 (13YJA790138); 浙江省人文社科重点研究基地 (浙江工商大学应用经济学) 项目

作者简介: 姚耀军 (1976—), 男, 湖北利川人, 浙江工商大学金融学院教授;

吴文倩 (1991—), 女, 安徽滁州人, 浙江工商大学金融学院硕士研究生;

王玲丽 (1989—), 女, 安徽滁州人, 浙江工商大学金融学院硕士研究生。

① 中国建设银行研究部专题组: 《中国商业银行发展报告 (2013)》, 中国金融出版社 2013 年版。

经济是否最终受益于金融开放无疑才是衡量金融开放成效的最重要标尺。因此，进一步的研究应该聚焦于外资银行进入对实体经济发展所产生的作用。然而文献梳理表明，仅有少量研究正在进行这方面的尝试。以上海为例，田素华和徐明东(2010a、b)发现，在金融资源可获得性上，外资银行进入有助于外资企业但不利于本土企业，有助于毗邻于外资银行所在金融中心的地区但不利于其他地区。陈刚和翁卫国(2013)基于2005—2010年工业企业数据的研究发现，外资银行进入能够显著降低中国企业的信贷融资成本，其中主要受益者是大型企业和国有企业，而中小型企业与私营企业获益甚少。

本文对现存文献进行拓展，从企业产权与规模异质性视角切入，首先以理论假说形式阐述外资银行进入对各种类型企业融资约束的影响，然后以现金—现金流敏感性模型(Almeida等,2004)作为基本实证框架，利用A股制造业上市公司数据进行实证研究。实证研究主要发现，外资银行进入对企业融资状况的影响取决于企业规模而非产权，其中大型企业的融资约束被显著缓解，而中小型企业融资难问题进一步加剧。主要政策含义是，外资银行进入所包含的金融开放红利概念必须从长短期视角给予辩证看待；加快推进外资银行本土化进程，引导外资银行扩展金融服务覆盖面，以让中小型民营企业及早分享金融开放的红利。

二、文献与研究假设

外资银行进入扩大了金融市场规模，改善了金融市场结构，但企业融资约束既可能归咎于外部金融结构，即“金融结构”论，也可能决定于企业自身因素，即“企业因素”论(李涛和徐昕,2005)，因此企业融资约束所受的外资银行进入的实际影响并不能一概而论。

按照“企业因素”论，通过影响银行信贷配置决策，企业异质性将导致不同企业面临不同程度的融资约束。企业异质性体现在产权性质、企业规模、盈利能力与政企关系等多个方面，然而中国经验文献主要关注企业产权结构与规模这两种异质性因素对企业融资约束的影响(方军雄,2010；冯晓雷等,2013；苟琴和黄益平,2014)。这主要因为，中小型民营企业融资难已成为广为瞩目的“瓶颈”问题，而基于企业产权或规模的信贷歧视或许是中国金融体系的特殊现象(冯晓雷等,2013)。沿袭既有中国经验文献，本文考察外资银行进入的企业融资约束缓解效应对企业规模和产权性质的依赖性。

有关外资银行客户分布情况的调查报告表明，企业产权与规模异质性可能对外资银行信贷决策产生重要影响。例如，陈卫东等(2007)的研究显示，35%的被访外资银行认为，大型国有企业是值得外资银行付出最大努力维系的客户。但仅仅基于这些报告我们还无法厘清企业产权与规模因素对外资银行信贷决策的重要性。这是因为，总体来看，企业产权性质与企业规模存在较高的关联性——国有企业的规模一般都比较小，而民营企业的规模一般都比较小。就本文研究主题而言，我们首先要指出的是，国有企业对外资银行的重要性与外资银行对国有企业的重要性是非对称的。在边际意义上，外资银行提供的信贷对国有企业并不重要，其理由在于：第一，拥有深厚“政治关系”的国有企业容易获得各种廉价的政策性贷款与补贴(林毅夫等,1997；江伟和李斌,2006)；第二，本土商业银行尤其是大型国有商业银行也将国有企业视为优质客户，向其提供十分优惠的贷款条件；第三，从经济安全角度考虑，国有企业对接受外资银行贷款可能持谨慎态度；第四，一些国有企业还存在国内外多种直接融资渠道，因此不必局限于通过银行信贷融资渠道来获取资金。基于这些理由，本文提出第一个实证假说：

假说1:国有企业存在多种便利融资渠道,故其对外资银行给予的融资约束缓解作用并不敏感。

国有企业一般都属于大型企业。结合一些最新的研究进展,本文认为外资银行青睐于国有企业这一事实,或许正是企业规模异质性因素对企业融资约束具有重要影响的反映。与外资银行如出一辙,中资银行对国有企业也青睐有加。^① Cull和Xu(2003)认为,在民营经济已成为国民经济发展主导力量的背景下,中国大部分银行贷款仍流向国有企业,这一鲜明对照表明银行信贷存在所有制歧视。由此推知,企业产权性质是影响企业融资约束程度的重要因素。但略加深究,在企业产权因素与规模因素高度相关的情况下,如此评论有夸大企业产权因素对企业融资约束影响的重要性之嫌。在控制了企业规模异质性因素之后,事实上已有一些文献提供了否定银行信贷存在企业产权歧视的经验证据。例如,方军雄(2010)发现,民营上市企业银行贷款少是企业自我决策而非银行信贷企业产权歧视的结果;冯晓雷等(2013)以创业板上市公司为样本研究发现,中国银行业并不存在对民营企业的信贷歧视;苟琴和黄益平(2014)基于中国企业投融资环境调查数据研究发现,显著影响银行信贷配给的因素是企业规模而不是企业产权。

如果企业规模因素成为外资银行青睐国有企业最重要的原因,那么对那些存在融资约束的大型民营企业而言,外资银行进入就成为了一个“福音”。尽管中小型企业仍占据民营企业主体地位,但一些民营企业经过多年发展,其规模已经可与某些大型国企比肩。从经验研究层面看,由于民营企业规模分布的离散性,通过对民营企业按照企业规模大小分组,我们很容易在企业产权性质得以控制的条件下检验企业规模因素对企业融资约束的影响。而按照信息经济学理论,我们可以从理论上预期外资银行更有助于缓解大型民营企业的融资约束。这是因为,大型企业一般具有丰富完整的财务报表,信用记录较长,可用于抵押的资产较多,容易向银行提供较充分的“硬”信息,而中小型企业则在提供“硬”信息上往往存在诸多困难(林毅夫和李志赅,2005)。在一个资金需求旺盛而供给相对不足的信贷市场上,银行更是缺乏充分发掘企业“软”信息(如企业家经营能力、个人品质等信息)而向企业授信的利润动机,因此中小型企业则在“硬”信息上的劣势尤其不利于企业获得贷款。基于以上分析,本文提出第二个实证假说:

假说2:由于大型民营企业能够比中小型民营企业提供更多的“硬”信息,故外资银行进入更能有效缓解大型民营企业的融资约束。

信息经济学认为,外资银行能够有效缓解大型民营企业而非中小型民营企业的融资约束。然而更为重要的是,以下的分析将表明,源于外资银行与本土银行在信贷决策行为上的差异,外资银行进入不但未能有效缓解,反而还会恶化中小型民营企业的融资约束。本土银行根植于本土信贷市场,经过多年经营,已经掌握了较多的企业的“软”信息,这有助于减轻银行信贷决策对企业“硬”信息的依赖程度。但与之不同,新进入的外资银行在对本土企业的“软”信息存量上捉襟见肘,并且由于文化差异等方面的原因,通过与本土企业建立紧密客户关系而增加企业的“软”信息存量也非朝夕之功。因此,外资银行不得不更多地依赖于企业的“硬”信息进行信贷决策。外资银行与本土银行在信贷决策行为上的这一差异有何含义呢?显然,外资银行将把具有“硬”信息优势的大型企业作为优质客户优先锁定,而作为劣质客户的大多数不具有“硬信息”优势的

^①依据陈卫东等(2007),国有企业是中资银行企业客户的重要支柱,占全部客户的60%以上。

中小型企业将难入其法眼。^{①②} 理论研究表明(Detrageache等,2008),外资银行这一客户筛选策略将导致“撇脂(*Market-Skimming*)”效应,恶化低端客户的融资难问题。“撇脂”效应的机理是,通过对优质客户的筛选,外资银行将信贷市场中的劣质客户留给了东道国本土银行,以致本土银行的经营风险与营业成本增加。而本土银行将向劣质客户收取较高的风险溢价以进行成本转嫁,因此劣质客户的融资成本上升。如果风险过高,为减轻逆向选择问题,本土银行甚至会收缩对劣质客户的贷款额度,进行信贷配给。经验研究表明,在一些发展中国家,外资银行存在显著的“撇脂”效应。例如,基于对印度的研究,Gormley(2010)发现处于顶端的10%的企业会从外资银行的进入中获益,但其他企业将经历大约76%的信贷可得性的下降。基于上述讨论,本文提出第三个实证假说:

假说3:由于“撇脂”效应,外资银行进入将加剧中小型民营企业的融资约束。

如果外资银行进入有效缓解了大型民营企业的融资约束,但将加剧中小型民营企业的融资约束程度,那么整体而言,外资银行能否有效缓解民营企业的融资约束呢?其答案显然取决于民营企业在企业规模上的分布结构。鉴于中小型企业是民营企业最主要的企业类型这一事实,本文提出第四个实证假说:

假说4:民营企业的主体是中小型企业,故外资银行进入从整体上将加剧民营企业的融资约束程度。

三、实证模型设计

在企业融资约束研究领域,早先的研究通常以投资—现金流敏感性模型作为主要的实证框架。该模型将企业投资与现金流的正向关联视为企业存在融资约束问题的证据,然而由于存在投资—现金流敏感性动因识别问题等难以克服的缺陷,该模型正逐渐被现金—现金流敏感性模型所取代(连玉君等,2008)。本文利用的现金—现金流敏感性模型是由Almeida等(2004)所发展的,其主要思想是,在融资约束存在的情况下,企业并不是通过权衡持有现金的机会成本与流动性便利来确定最优现金持有量,而是出于预防性动机,对来自经营活动的现金流进行适当留存,以为未来的投资项目积累内部资金。因此,融资约束的存在将使企业现金资产持有量的变化与现金流呈现正向联系。参照Khurana等(2006),本文将企业现金流指标与外资银行进入程度指标相乘构建交互项,然后再将该交互项纳入现金—现金流敏感性基准模型,以检验外资银行进入对企业融资约束的影响。实证模型具体形式如下:

$$DCash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 DStd_{i,t} + \beta_4 DNwc_{i,t} + \beta_5 GROW_{i,t} + \beta_6 EXpen_{i,t} + \beta_7 CF_{i,t} \times FS_{j,t} + d_t + f_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,*DCash*是企业现金持有量变动;*CF*是企业现金流;*SIZE*是企业规模;*DStd*是企业短期负债变动;*DNwc*是企业净营运资本变动;*GROW*是企业成长性指标,用主营业务收入

^①法国兴业银行中国区首席执行官坦承,“作为一家外资银行在中国去做中小企业贷款非常难,一方面是需要大量的成本投入;另一方面由于信息不透明,外资银行很难掌握中小企业的情况,风险很大。法兴(中国)主要关注正在拓展海外业务的中国大型企业。”参见刘永刚:《法兴银行CEO:外资行做中小企业贷款风险大》,《中国经济周刊》2014年7月29日。

^②2007年的一份资料显示,外资银行优质企业客户定位大多集中于世界500强在华企业和跨国集团分支公司、26万家资产规模达5.46亿美元的信誉良好的外资企业、经营情况良好的1190家资产总额达2.5万亿元的国有企业以及430万家资产规模达61331.1亿元的民营企业。参见马世领:《开户外资银行:外资行青睐什么》,《小康》2007年4月29日。

增长率衡量;^① $EXpen$ 是企业资本支出; FS 是外资银行进入程度指标; d_t 为时间效应; f_i 为企业个体效应; $\epsilon_{i,t}$ 为误差项; i 表示企业个体, j 表示企业个体 i 所在的省份; t 表示时间。在所有待估参数中, β_1 与 β_7 最为关键。为应对未来投资需求,面临融资约束的企业将留存一部分现金流并以现金或现金等价物的方式持有,因此现金—现金流敏感度 β_1 的估计值应该显著为正。若外资银行进入能够降低企业的现金—现金流敏感性,有效缓解企业融资约束,则 β_7 的估计值应该显著为负。

参照陈刚和翁卫国(2013)的研究,我们利用主成分分析法构建了一个反映外资银行进入程度的综合指标 FS 。为构建这一指标,我们首先从历年《地区金融运行报告》中收集了中国31个省、直辖市与自治区在2006—2012年期间有关外资银行的营业网点数、资产规模与从业人员数这三类数据,^②然后将三类数据分别除以中国银行业金融机构的营业网点数、资产规模与从业人员数,形成三个比重指标。最后,我们对三个比重指标进行标准化处理,并通过主成分分析形成综合性指标 FS 。主成分分析结果见表1。

表1表明,只有唯一主成分对应的特征值大于1,方差比率为93.87%。我们将这个主成分的负荷系数除以其特征值的平方根,可以得到0.5810、0.5697与0.5813这三个权重系数。利用这三个权重系数对三个标准化指标加权求和,从而构建出综合指标 FS 。

除 FS 指标之外,其余实证分析所用指标皆直接整理自相关数据库。关于样本选择,我们首先基于 $Wind$ 和 $CSMAR$ 数据库整理了2006—2012年中国A股制造业上市公司的财务数据,然后参照连玉君等(2008)与黄乾富和沈红波(2009)等文献,进行样本数据筛选:(1)选取2005年1月1日以前上市的公司作为样本,以避免公司在上市当年其现金持有量远高于正常水平这种情况;(2)处于*ST、ST与PT状态的上市公司其会计指标不可靠,因此剔除这三类公司;(3)为保证企业具有相同融资环境,剔除在发行A股的同时也发行B股或H股的公司;(4)为避免兼并重组的影响,剔除样本期间销售增长率或总资产增长率大于100%的公司;(5)为保证数据质量,剔除在2012年以前退市的公司、资不抵债(即资产负债率大于1)的公司与财务数据存在缺失的公司。通过筛选,我们最终获得由443家公司构成的平衡面板数

表1 主成分分析

因子成分	相关矩阵特征值			因子提取		
	因子特征值	方差贡献率(%)	方差累计贡献率(%)	因子特征值	方差贡献率(%)	方差累计贡献率(%)
1	2.816	93.87	93.87	2.816	93.87	93.87
2	0.127	4.25	98.12			
3	0.056	1.88	100			

表2 指标说明

符号	变量名	变量定义	参考文献
$DCash$	现金持有量变动	现金及现金等价物增加额/期初总资产	连玉君等(2008)
CF	经营性现金流	当期经营性现金流量净额/期初总资产	Khurana等(2006)
$SIZE$	企业规模	期末资产总额的自然对数	Khurana等(2006)
$DStd$	短期负债变动	期末与期初流动性负债之差/期初总资产	王彦超(2006)
$DNwc$	净营运资本变动	期末与期初净营运资本之差/期初总资产	朱凯和陈信元(2009)
$GROW$	企业成长性	主营业务收入增长率	唐建新等(2009)
$EXpen$	资本支出	在固定资产、无形资产和其他长期资产上的支出总额/期初总资产	唐建新等(2009)
FS	外资银行进入度	通过主成分分析构造而成	陈刚等(2013)

① Almeida等(2004)用托宾Q衡量企业的成长性。但考虑到托宾Q的衡量偏误,本文参照唐建新和陈冬(2009)的做法,使用主营业务收入增长率来衡量企业成长性。

②若外资银行尚未进入,则相关数据取值为0。少量年份存在数据缺失情况,我们利用插值法对数据进行了补全。

据。为控制离群值的影响,所有企业财务指标都进行了 *Winsorized* 缩尾处理。表 2 对所有指标进行了说明,表 3 提供了主要变量的描述性统计结果。

四、实证结果与分析

表 3 变量描述性统计

变量	最大值	最小值	均值	中位数	标准差	观测数
<i>DCash</i>	0.322	-0.156	0.022	0.011	0.081	3101
<i>CF</i>	0.332	-0.142	0.063	0.056	0.082	3101
<i>SIZE</i>	24.629	19.884	21.782	21.668	0.992	3101
<i>DStd</i>	0.564	-0.215	0.064	0.042	0.132	3101
<i>DN_{wc}</i>	0.443	-0.268	0.023	0.013	0.118	3101
<i>GROW</i>	0.347	0.002	0.073	0.053	0.067	3101
<i>EX_{pen}</i>	1.151	-0.370	0.162	0.136	0.258	3101
<i>FS</i>	9.271	-0.662	0.000	-0.588	1.678	217

本文首先整理出一个完整样本,然后对完整样本进行交叉分组以形成多个子样本。交叉分组的程序是:(1)计算各样本企业在 2006—2012 年期间的平均资产规模,并对平均资产规模按照从大到小的原则进行排序;(2)若样本企业位列排序单前 1/3 位次,则记为大型企业,否则记为中小型企业;(3)分别从大型企业与中小型企业中筛选出民营企业,^①形成大型民营企业样本与中小型民营企业样本;(4)大型民营企业与中小型民营企业一起构成了民营企业样本;(5)所有国有企业构成国有企业样本。需要说明的是,由于中小型国有企业观测数过少,因此我们并未考虑将国有企业子样本再细分成大型与中小型国有企业两个子样本。另外,本文中的中小型企业特指上市企业中资产规模相对较小的企业,并非是通常意义上的中小型企业。这一区别可能会影响对实证结果的解读,本文结论性评价部分将对此加以简单讨论。

在样本确定后,我们采用固定效应估计(*Fixed-effects Estimator, FE*)和随机效应估计(*Random-effects Estimator, RE*)两种方法对模型在各种样本下进行估计。为了减轻 *FS* 指标的内生性,在实证分析中我们对 *FS* 指标进行了一阶滞后处理。^② 估计结果见表 4。

表 4 全样本及分样本回归结果

解释变量	全样本		国有企业		民营企业		大型民营企业		中小型民营企业	
	(1) <i>FE</i>	(2) <i>RE</i>	(3) <i>FE</i>	(4) <i>RE</i>	(5) <i>FE</i>	(6) <i>RE</i>	(7) <i>FE</i>	(8) <i>RE</i>	(9) <i>FE</i>	(10) <i>RE</i>
<i>CF</i>	0.360 *** (0.023)	0.285 *** (0.016)	0.363 *** (0.029)	0.305 *** (0.021)	0.368 *** (0.040)	0.262 *** (0.027)	0.310 *** (0.070)	0.206 *** (0.038)	0.377 *** (0.047)	0.277 *** (0.035)
<i>SIZE</i>	0.005 (0.006)	0.002 (0.001)	0.005 (0.009)	0.002 (0.001)	0.006 (0.008)	0.000 (0.002)	-0.013 (0.015)	-0.002 (0.006)	0.010 (0.010)	0.000 (0.004)
<i>DStd</i>	0.284 *** (0.017)	0.267 *** (0.016)	0.279 *** (0.023)	0.262 *** (0.021)	0.295 *** (0.024)	0.278 *** (0.023)	0.279 *** (0.058)	0.277 *** (0.048)	0.297 *** (0.027)	0.279 *** (0.027)
<i>DN_{wc}</i>	0.495 *** (0.020)	0.469 *** (0.018)	0.476 *** (0.027)	0.454 *** (0.024)	0.523 *** (0.030)	0.493 *** (0.028)	0.516 *** (0.063)	0.493 *** (0.053)	0.525 *** (0.036)	0.495 *** (0.034)
<i>GROW</i>	-0.022 *** (0.007)	-0.021 *** (0.007)	-0.024 *** (0.009)	-0.023 ** (0.009)	-0.022 ** (0.010)	-0.020 ** (0.010)	-0.053 ** (0.021)	-0.049 ** (0.019)	-0.015 (0.011)	-0.014 (0.011)
<i>EX_{pen}</i>	-0.106 *** (0.031)	-0.062 *** (0.021)	-0.109 *** (0.042)	-0.054 * (0.029)	-0.111 ** (0.046)	-0.083 *** (0.030)	-0.000 (0.063)	0.012 (0.038)	-0.135 ** (0.054)	-0.110 *** (0.037)
<i>CF × FS</i>	0.019 (0.013)	0.000 (0.004)	0.006 (0.012)	-0.003 (0.005)	0.068 *** (0.024)	0.006 (0.009)	0.021 (0.049)	-0.026 ** (0.013)	0.073 *** (0.026)	0.012 (0.013)
常数项	-0.131 (0.142)	-0.052 ** (0.023)	-0.132 (0.197)	-0.056 * (0.029)	-0.145 (0.176)	-0.026 (0.046)	0.271 (0.346)	0.015 (0.127)	-0.235 (0.211)	-0.021 (0.086)
时间 个体	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制	控制 控制
样本容量	2658	2658	1638	1638	1020	1020	240	240	780	780
<i>Wald</i>	62 088.30 ***		41 229.74 ***		15 135.64 ***		1 526.53 ***		17 971.94 ***	

注:括号内数值为面板稳健标准误;***、**与*分别表示在 1%、5%与 10%显著水平下显著。

①民营企业包括 *Wind* 数据库所定义的公众企业、集体企业、外资企业、民营企业和其他企业。

②以此种方式来减轻内生性问题的文献可参见张军等(2005)。我们发现,是否对 *FS* 指标进行一阶滞后并不会显著改变实证结果,其可能的解释是,在本文中作为一个宏观环境变量,外资银行进入程度对企业微观决策行为只具有单向的影响,即 *FS* 指标在模型(1)中具有外生性。值得指出的是,连玉君等(2008)认为企业现金流(*CF*)和企业成长(*GROW*)两个变量具有内生性,但按照 *Stock* 等(2012)的观点,如果我们将 *CF* 和 *GROW* 视为控制变量,并维持条件均值独立假设,则交互项 *CF × FS* 的回归系数仍然反映了因果关系。

众多企业异质性因素的存在可能导致回归模型异方差问题。若异方差问题被忽视,则系数估计的标准误存在较大偏误,以致相应的统计推断失效。本文首先利用组间异方差Wald 检验法(Greene, 2000),针对固定效应估计结果进行异方差检验,见表4最后一栏。由于Wald 检验强烈拒绝同方差原假设,我们采用面板数据回归异方差问题的通行处理方式,即利用面板(聚类)稳健标准误来取代通常的标准误。然而,采用稳健标准误给我们评估FE 与RE 两种估计结果的可靠性带来了不便。这是因为,标准的评估方法是Hausman 检验,但该检验的有效性依赖于误差项同方差假定,亦即该检验在采用稳健标准误时失效。根据Wooldridge(2010),本文以Yair Mundlak 检验来取代Hausman 检验。Yair Mundlak 检验的基本步骤是:首先确定时变性解释变量的组内均值,并将其作为新的解释变量引入初始模型,形成辅助回归模型;然后再对辅助回归模型进行随机效应估计,并检验这些新解释变量的联合显著性;最后,若检验结果显示这些新解释变量是联合显著的,则表明应该采用固定效应方法对初始模型进行估计,反之,则表明对初始模型进行随机效应估计是恰当的。Yair Mundlak 检验结果见表5最后一栏。结果显示,除了在大型民营企业样本下应该对初始模型进行随机效应估计外,在其他样本下,我们都应对初始模型进行固定效应估计。鉴于此,下面我们主要围绕表4中(1)、(3)、(5)、(8)与(9)这五个估计结果来展开相关的分析。

表5 固定效应估计与随机效应估计的选择:Yair Mundlak 检验

解释变量	全样本		国有企业		民营企业		大型民营企业		中小型民营企业	
	系数	标准误								
CF	0.362***	(0.023)	0.367***	(0.028)	0.367***	(0.041)	0.309***	(0.071)	0.377***	(0.049)
SIZE	0.007	(0.006)	0.008	(0.009)	0.006	(0.008)	-0.012	(0.015)	0.011	(0.010)
DSid	0.284***	(0.016)	0.279***	(0.022)	0.293***	(0.024)	0.279***	(0.058)	0.295***	(0.026)
DNwec	0.493***	(0.020)	0.474***	(0.027)	0.521***	(0.030)	0.512***	(0.063)	0.524***	(0.034)
GROW	-0.023***	(0.007)	-0.024**	(0.009)	-0.023**	(0.010)	-0.053***	(0.020)	-0.017	(0.011)
EXpen	-0.106***	(0.030)	-0.110***	(0.041)	-0.110**	(0.044)	0.001	(0.062)	-0.135**	(0.053)
CF×FS	0.021*	(0.013)	0.008	(0.013)	0.069***	(0.022)	0.004	(0.053)	0.080***	(0.023)
M-CF	-0.208***	(0.030)	-0.177***	(0.038)	-0.267***	(0.051)	-0.179**	(0.091)	-0.319***	(0.060)
M-SIZE	-0.004	(0.006)	-0.005	(0.009)	-0.004	(0.008)	0.014	(0.017)	-0.007	(0.010)
M-DSid	-0.103***	(0.023)	-0.095***	(0.030)	-0.108***	(0.039)	-0.007	(0.090)	-0.155***	(0.039)
M-DNwec	-0.104***	(0.027)	-0.076**	(0.036)	-0.141***	(0.039)	-0.085	(0.104)	-0.163***	(0.043)
M-GROW	0.014	(0.011)	0.013	(0.015)	0.001	(0.018)	0.010	(0.029)	0.001	(0.023)
M-EXpen	0.135***	(0.039)	0.142***	(0.050)	0.142**	(0.061)	0.048	(0.106)	0.194***	(0.071)
M-CF×FS	-0.020*	(0.012)	-0.009	(0.013)	-0.064***	(0.020)	-0.035	(0.054)	-0.062**	(0.021)
常数项	-0.062**	(0.025)	-0.065**	(0.031)	-0.059	(0.044)	-0.068	(0.169)	-0.083	(0.081)
时间	控制	控制								
个体	控制	控制								
$\chi^2(7)$	74.33***		33.91***		62.64***		9.91		71.37***	

注:M-变量表示标量M的组内均值。其余注释同表4。

经营性现金流CF的回归系数在五个估计结果中都显著为正,这是企业存在融资约束的证据。民营企业存在融资约束几乎是中国经验文献中的标准结论,然而令人惊讶的是,我们发现一般被认为存在软预算约束现象的国有企业也受到显著的融资约束。一个可能的解释是,国有企业通常会放弃利润最大化目标,转而追求诸如充分就业、收入再分配以及政治稳定等社会和政治目标(胡一帆等,2005),然而实现这些目标往往需要大量资金。另外,软预算约束也纵容了国有企业的“投资饥渴症”,以致在资金需求与供给间出现缺口。回归系数的相对大小暗示,^①在所受融资约束程度上,民营企业略大于国有企业,中小型民营企业大于大型民营企业,这些实证结论与大量中国经验文献的发现相一致。应该注意,在比较中

^①严格来说,对不同样本的回归系数进行简单的数值比较并不恰当,然而若估计结果满足一致性,且样本容量较大时,这些回归系数的相对大小仍具有较强的指示性。

小型民营企业 and 大型民营企业所受融资约束程度时，产权因素已经被控制，因此比较结果显示，企业具有较大规模有助于缓解融资约束。我们还发现，大型民营企业比国有企业受到更少的融资约束。国有企业规模一般较大，因此比较结果表明，在企业规模可比的情况下，民营企业比国有企业面临更好的融资条件。^①由此推知，在控制了企业规模因素之后，国有产权并不利于缓解企业的融资约束。综上分析，我们获得一个基本结论——影响企业融资约束的重要因素是企业规模而非产权。大多数民营企业受到融资约束，其原因不在于“民营”而在于“较小的企业规模”。中小型民营企业是民营企业的主体类型，^②即使大型民营企业的融资约束程度小于国有企业，但由于中小型民营企业的融资约束程度大于国有企业，故民营企业整体而言要比国有企业受到更大的融资约束。

我们没有发现企业现金类资产持有量变动受到企业规模 *SIZE* 显著影响的证据。短期负债变动 *DStd* 与净营运资本变动 *DNwc* 的回归系数全部显著为正，表明短期负债与净营运资本的增加会使得企业持有更多的现金类资产。企业成长性 *GROW* 与资本支出 *EXpen* 的回归系数全部显著为负，表明成长性越好的企业将把更多现金用于投资项目扩张，从而减少现金类资产的持有量，同时企业资本性支出增加也将降低企业对现金类资产的持有。

交互项 $CF \times FS$ 的回归系数是本文关注的焦点。在估计结果(1)中，交互项的回归系数符号为正，但并不显著。这表明，从整体看，外资银行进入对中国企业的融资约束并未产生明显影响。其解释是，一方面，尽管外资银行的在华业务正迅速发展，但总体而言，外资银行的进入程度还比较低；^③另一方面，在华外资银行锁定有限的高端客户，以致其客户面过窄。在估计结果(3)中，交互项的回归系数符号为正，但并不显著，这表明，即使外资银行将目标客户瞄准国有企业，但国有企业的融资约束程度并不会因此受到明显影响。这一实证结果与前文假说 1 相一致，表明对本身已拥有多种便利融资渠道的国有企业而言，外资银行所提供的融资渠道在边际意义上并不重要。在估计结果(5)中，交互项的回归系数符号为正，并且在 1% 显著水平下显著，这表明，外资银行进入加剧了民营企业的融资约束程度。这一实证结果佐证了从企业规模异质性视角理解外资银行的企业融资约束缓解效应具有重要意义。这是因为，在中小型民营企业是民营企业主体的情况下，如果外资银行仅能够缓解大型民营企业的融资约束却恶化中小型民营企业的融资约束，那么整体而言，正如前文假说 4 所言，外资银行进入将会加剧民营企业的融资约束程度。问题是，外资银行进入在缓解民营企业融资约束上真的存在企业规模异质性吗？考察估计结果(8)与(9)，我们发现，在大型民营企业子样本下，交互项的回归系数符号为负，并且在 5% 显著水平下显著；在中小型民营企业子样本下，交互项的回归系数符号为正，并且在 1% 显著水平下显著。这两个实证结果显示，正如前文假说 2 与假说 3 所表明的，大型民营企业成为外资银行进入的受益者，而

^①在同等规模情况下，国有企业较民营企业具有更低的效益，因而会导致不利的融资条件。关于国有与民营企业效益的比较，《2011 中国 500 强企业发展报告》显示，在中国 500 强企业中，国有企业在收入利润率、资产利润率与劳动生产率等效益指标上都显著低于民营企业。参见许素霞：《国企十大巨头利润占 500 强四成，民企地位尴尬》，《第一财经日报》2011 年 9 月 5 日。

^②在本文的民营企业样本中，民营企业总数为 170 家，其中大型企业 40 家，中小型企业 130 家，其规模结构分布情况与现实中的实际情况基本一致。

^③截至 2012 年末，在华外资银行业法人共 42 家，仅占全国银行业金融机构法人总数的 1.12%。而据世界银行 2012 年的一份研究，在 OECD 国家、其他高收入国家、新兴市场国家与其他发展中国家，外资银行数量占比分别达到 25%、3%、43% 与 29%。世界银行的另一份研究报告显示，2008 年 90 个主要发展中国家中已有 80% 的国家的国家的外资银行数量占比超过 10%。参见戴慧：《对我国银行业开放政策的几条建议》，《中国发展观察》2014 年第 11 期。

中小型民营企业则成为外资银行进入的受损者。

已有研究表明,国内银行倾向授信于大型企业(苟琴和黄益平,2014),而本文实证分析显示,外资银行也同样如此,这与 Clarke 等(2005)、Detragiache 等(2008)与 De Haas 等(2010)的研究结论一致。那么为什么大型民营企业会成为外资银行进入的受益者?我们的解释是,大型民营企业作为一种优质客户,即所谓的“樱桃”,会被外资银行首先摘取(Beck 和 Demirgüç-Kunt,2007;Detragiach 等,2008)。而这种“摘樱桃”行为符合外资银行的经济理性。毕竟与东道国本土银行相比,外资银行掌握更少的企业“软”信息,其信贷决策更依赖于企业的“硬”信息,因此,与那些信息透明度较差的中小型企业相比,具有“硬”信息优势的大型企业对外资银行更具吸引力。本文的实证还表明,外资银行进入不但未能有效缓解,反而加剧了中小型民营企业的融资约束。中小型民营企业之所以成为外资银行进入的受损者,我们的解释是,在外资银行“摘樱桃”后,本土银行将面对更多的如中小型企业这样的信息透明度较差的劣质客户,从而使其经营风险与营业成本上升,这最终将导致劣质客户融资成本增加和信贷配给困境的出现,此即所谓的“撇脂”效应(Detragiache 等,2008)。有趣的是,中小型民营企业受损于外资银行进入这一实证结论,似乎与外资银行在中国新闻媒体上所竭力打造的形象并不相符。国内媒体不时报导诸如“某某外资银行宣称关注中小企业融资难问题”、“某某外资银行抢滩中小企业信贷市场”这样的新闻。我们认为,由于外资银行对中小企业贷款通常都附加了多种苛刻的贷款条件,因此正如田素华和徐明东(2010a)所指出的那样,此类新闻报导更多的是外资银行试图提升其社会形象的一种文宣行为。

五、结论性评价

自日本输出入银行 1980 年在北京设立代表处伊始,中国银行业对外开放已走过 30 余年历程。伴随着业务范围与经营地域的不断扩展,外资银行正逐步成为中国银行业不可分割的一部分。回溯至本文标题所提出的问题,外资银行是缓解中国企业融资约束的“白衣骑士”吗?基于现金—现金流敏感性模型,利用 A 股制造业上市公司数据,本文研究给出的答案是,外资银行进入对企业融资约束的缓解作用受到企业规模而非产权因素的影响。具体而言,外资银行进入对国有企业融资约束的缓解作用并不重要;外资银行进入对大型与中小型民营企业的融资约束分别具有缓解与恶化作用;由于中小型企业是民营企业的主体,外资银行进入在整体上加剧了民营企业的融资难问题。

外资银行进入能有效缓解大型民营企业融资约束是外资银行“摘樱桃”的结果,而“撇脂”效应则使中小型民营企业成为外资银行进入的受损者。在本文实证分析中,中小型企业是指资产规模相对较小的上市企业,因此将研究结论推广至所有中小企业时会面临样本选择偏差问题。但我们认为,在很大程度上,本文有关中小型民营企业受损于外资银行进入这一经验证据是可作延伸解读的。其理由在于,与那些能够上市的企业相比,大量非上市中小型民营企业的规模更小、信息更不透明,因此在以借款者的“硬”信息质量为标准的外资银行客户质量排行榜上,这些企业处于最低端,更容易因在外资银行的“摘樱桃”过程中被挤出而受损于“撇脂”效应。

在一个银行主导型的金融体系中,外资银行进入是金融开放的重要体现。由于中国本土银行业低效率问题似乎积重难返,外资银行在银行业中掀起的“鲶鱼效应”常被寄予厚望。然而从实体经济层面看,外资银行进入的影响是比较复杂的。根据本文的研究,在中小型民营企业是中国经济增长主要引擎的背景下,由于会对中小型民营企业融资难问题产生恶化效应,外

资银行进入或许在一定程度上对中国经济增长形成了阻碍。这无疑是一个比较悲观的结论，似乎也金融开放的红利概念相悖。但我们认为，必须从长短期视角辩证看待金融开放的红利概念。这是因为，从长期看，金融开放通过提升资金配置效率从而促进经济增长。但在实现这一长期均衡结果之前，经济体可能不得不承担诸如“撇脂”效应这样的短期代价。这也暗示，实体经济获益于外资银行进入或许存在“门槛效应”——仅当外资银行进入程度较深并越过某一临界区间之后，一个经济体才可能因外资银行进入而收获金融开放的红利。^①

随着外资银行进入程度的加深和信贷供给市场竞争程度的逐渐增强，外资银行最终会褪去“白衣骑士”之外衣而融入本土。关键问题是，应该如何有效降低中国实体经济所承担的诸如“撇脂”效应这样的短期代价呢？本文认为，一方面，应加快推进外资银行融入本土化的进程。《国务院关于修改〈中华人民共和国外资银行管理条例〉的决定》已于2014年12月20日正式颁布，以此为契机，有关部门应进一步落实外资银行的国民待遇政策，为其打造更加宽松的制度环境。另一方面，应采取相应政策措施，引导外资银行扩展服务覆盖面，让其客户端尽快向中小型民营企业这类相对低端的客户进行延伸，以为缓解中小型民营企业融资难问题作出实质性贡献。

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[J].产业经济研究,2013,(6):66-76.
- [2]陈卫东,宗良,张兆杰. 入世五周年外资银行发展的基本特点及趋势——外资银行发展问卷调查分析报告[J].国际金融研究,2007,(3):38-44.
- [3]方军雄. 民营上市公司真的面临银行贷款歧视吗? [J].管理世界,2010,(11):123-131.
- [4]冯晓雷,冯晓普,王淑侠. 企业所有权性质与银行信贷可获得性[J].金融论坛,2013,(3):27-36.
- [5]苟琴,黄益平. 我国信贷配给决定因素分析——来自企业层面的证据[J].金融研究,2014,(8):1-17.
- [6]黄乾富,沈红波. 债务来源、债务期限结构与现金流的过度投资——基于中国制造业上市公司的实证证据[J].金融研究,2009,(9):143-155.
- [7]连玉君,苏治,丁志国. 现金—现金流敏感性能检验融资约束假说吗? [J].统计研究,2008,(10):92-99.
- [8]林毅夫,李志赞. 中国的国有企业与金融体制改革[J].经济学(季刊),2005,(4):913-936.
- [9]毛捷,李冠一,金雪军. 外资潜在进入的竞争效应分析:来自中国银行业对外开放的经验证据[J].世界经济,2009,(7):59-73.
- [10]唐建新,陈冬. 金融发展与融资约束——来自中小企业板的证据[J].财贸经济,2009,(5):5-11.
- [11]田素华,徐明东. 外资银行进入对中国不同类型企业资源获取影响差异的经验证据——以上海为例[J].世界经济研究,2010a,(12):30-36.
- [12]田素华,徐明东. 外资银行进入对中国资源配置影响的地区特征——以上海及其周边地区为例[J].上海经济研究,2010b,(8):29-40.
- [13]王彦超. 融资约束、现金持有与过度投资[J].金融研究,2009,(7):121-133.
- [14]朱凯,陈信元. 金融发展、审计意见与上市公司融资约束[J].金融研究,2009,(7):66-80.
- [15]Beck T, Demirgüç-Kunt A. Small and medium-size enterprises: Access to finance as a growth constraint [J]. Journal of Banking & Finance, 2007,30(11):2931-2943.
- [16]Clarke G, Cull R, Peria M. Foreign bank participation and access to credit across firms in developing

^①一些经验证据对上述判断提供了佐证。例如,Clarke等(2005)与Clarke等(2006)分别基于拉丁美洲国家与东欧国家的样本研究发现,当外资银行进入程度比较低时,东道国中小企业获取信贷的机会会受到外资银行进入的损害,然而在外资银行进入程度较高的情况下,结论恰好相反。Giannetti和Ongena(2007)基于世界银行对35个发展中国家3000家企业的调研数据的研究发现,在外资银行进入程度较高的国家,包括中小企业在内的所有企业的融资困难都获得显著缓解。

- countries[J].Journal of Comparative Economics, 2006,34(4):774—795.
- [17]De Haas R, Daniel F, Anita T. What determines the composition of banks' loan portfolios? Evidence from transition countries[J].Journal of Banking & Finance, 2010,34(1):388—398.
- [18]Detragiache E, Tressel T, Gupta P. Foreign banks in poor countries: Theory and evidence[J].The Journal of Finance, 2008,63(5):2123—2160.
- [19]Giannetti M, Ongena S. Financial integration and firm performance: Evidence from foreign bank entry in emerging markets[J]. Review of Finance,2007,13(2) :181—223.
- [20]Gormley T. The impact of foreign bank entry in emerging markets: Evidence from India[J].Journal of Financial Intermediation,2010,19(1):26—51.
- [21]Stock J H, Watson M W. Introduction to econometrics, 3th edition[M]. Pearson Education: Addison Wesley,2012.
- [22]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 & Finance, 2011,35(4):886—901.
- [23]Wooldridge J. Econometric analysis of cross section and panel data, 2th edition[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 2010.

Are Foreign-invested Banks White Knights to Ease Financing Constraints of Chinese Firms? Empirical Study from the Perspective of Firm Heterogeneity

Yao Yaojun, Wu Wenqian, Wang Lingli

(School of Finance, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Would foreign-invested banks entry actually benefit China's real economy in the context of constantly speeding up financial openness? From the perspectives of firm property right and scale heterogeneity, this paper employs cash-cash flow sensitivity model and the data from A-share manufacturing listed companies to make an empirical study of the effect of foreign-invested banks entry on easing financing constraints. It reaches the main conclusions as follows: firstly, although foreign banks entry has little effect on state-owned enterprises' financing constraints, it significantly eases large private enterprises' financing constraints, and significantly aggravates small and medium-sized private enterprises' financing constraints; secondly, because small and medium-sized enterprises are the main body of private enterprises, as a whole, foreign banks entry has worsened the financing difficulties of private enterprises; thirdly, in view of market-skimming effect small and medium-sized private enterprises suffer from foreign banks entry, it further points out that governments should give foreign banks more national treatments to promote their localization as soon as possible, and adopt appropriate measures to induce foreign banks to expand their business scope to the group of relatively low-end customers such as small and medium-sized private enterprises.

Key words: foreign-invested bank; financing constraint; firm property right; firm size; cash-cash flow sensitivity

(责任编辑 许 柏)