

战略引资会降低银行风险承担吗？

——基于中国商业银行的实证研究

陈伟平，冯宗宪

(西安交通大学经济与金融学院，陕西 西安 710061)

摘 要：基于异质性视角构建动态面板数据模型，对战略引资与银行风险承担行为之间的关系进行估计，结果表明，战略引资有利于中资银行引进先进的理念和风险控制技术，完善公司治理机制，对银行风险承担具有显著抑制作用；不同银行对战略引资会作出异质反应，随着资本充足率的提高，战略引资对银行风险承担行为的抑制效果增强。因此，加快落实与境外战略投资者的长期深层次合作是后金融危机时代中国商业银行的重要议题。

关键词：商业银行；战略引资；风险承担行为；动态面板数据模型

中图分类号：F830.33 **文献标识码：**A **文章编号：**1004-4892(2015)04-0037-08

为适应新的金融形势，优化股权结构，完善公司治理，引进先进的管理技术和经验，提高风险管理水平，自2003年起，中国政府把引进境外战略投资者作为促进中资银行股份制改革的重要举措。2005-2006年间，中国工商银行、中国建设银行、中国银行等10家中资银行本着自愿和商业原则先后引入境外战略投资者。然而，随着2008年底解禁高峰的到来，境外战略投资者大幅减持中资银行股份，引资者因此陷入被动，股价和经营受到一定的影响。

那么，境外战略投资者能否促进中资银行风险管理水平的改进？能否有效抑制中资银行风险承担行为？在战略引资经历显著加速而后大幅减持、中国宏观经济从上行转为下行的背景下，从银行业改革的实践出发对上述问题作出经验性回答有利于下一步制定更有针对性的发展战略。然而，以往的相关实证研究大多侧重于考察境外战略投资者是否对中资银行盈利能力或经营效率产生影响，战略引资的金融稳定效应仍有待深入研究。本文试图在这一方面做出贡献，采用GMM动态面板估计法实证检验境外战略投资者对中国商业银行风险承担是否存在影响，并从异质性视角探讨这一影响是否依赖于银行资本充足状况。

一、文献综述

国外关于境外战略投资者对东道国银行影响的文献以实证分析为主，集中于两类：一类研究侧重于境外战略投资者持股对银行绩效的影响。Shleifer和Vishny(1986)、Bonin等(2005)、Parinduri和Riyanto(2012)对美国、印度尼西亚等国的研究发现，境外战略投资者会带来先进的公司治理机

收稿日期：2014-09-28

基金项目：国家自然科学基金资助项目(71073124)

作者简介：陈伟平(1977-)，女，浙江台州人，西安交通大学经济与金融学院博士生；冯宗宪(1954-)，男，浙江宁波人，西安交通大学经济与金融学院教授。

制,有利于提高国内银行的绩效水平^{[1][2][3]}。Hope和Hu(2006)、Berger等(2007)对中国银行业的研究也得到类似结论,认为引进境外战略投资者是改进中资银行绩效、提升利润效率和成本效率的有效途径^{[4][5]}。然而,Laurenceson和Qin(2008)发现在少数股权合作机制下,战略投资者虽然有利于中资银行成本效率的改善,但作用并不明显^[6]。另一类研究则侧重于境外战略投资者是否有利于抑制银行风险承担行为,关于这一问题的看法存在较大分歧。Hyun和Lee(2004)发现国内银行引入外资的比例越高,越重视贷款质量^[7]。Forssback(2011)对47个国家331家大银行的实证研究发现,战略引资会增加商业银行信用风险^[8]。Dong等(2014)则认为境外机构投资者持股对中国商业银行信用风险的影响不显著^[9]。

国内文献主要集中于战略引资对银行效率的影响。杨有振和赵瑞(2008)、张宗益和宋增基(2010)得出引进境外战略投资者能优化中国商业银行的股权结构,提高银行经营效率^{[10][11]}。何蛟、傅强和潘璐(2010)发现1998-2008年间引入境外战略投资者不仅改善了商业银行成本效率,也促进了利润效率的提升^[12]。李双杰和宋秋文(2010)得出战略引资对中国商业银行盈利能力有积极作用,但对利润效率和有效放贷效率均没有显著影响^[13]。相反,侯晓辉、李婉丽和王青(2011)认为在短期内战略引资给中国商业银行的全要素生产率带来了显著负面影响^[14]。目前国内只有少数学者注意到战略引资对资产质量和银行贷款行为的影响。朱盈盈等(2010)认为境外战略投资者对中资银行资产质量和业务结构没有产生实质性影响,“引制”效果并不显著^[15]。蔡卫星和曾诚(2011)指出引进境外战略投资者对国有商业银行整体贷款行为没有显著影响^[16]。

对国内外文献的梳理发现,相关研究尚存在以下疏漏和不足:第一,绝大部分文献侧重于战略引资对银行绩效的影响,关于战略引资的金融稳定效应没有进行充分探讨,鲜有的相关研究因样本期尚未覆盖一轮完整经济周期,缺少充分的数据,影响了实证结果的准确性。第二,已有研究未考察不同商业银行对战略引资的反应差异。针对现有研究不足,本文拟进行以下改进和创新:(1)考虑中国宏观经济经历上行期和下行期,采用2002-2012年14家主要商业银行样本数据,分析引进境外战略投资者对中资银行风险承担行为的影响。(2)纳入战略引资与资本充足率的交叉项检验引进境外战略投资者影响银行风险承担行为的异质性问题。

二、实证模型构建及样本数据

(一)实证模型构建

根据研究目的和数据情况,本文主要做了两个层面的检验。

第一,检验战略引资与银行风险承担间的关系。现实中,受银行风险管理技术及其他因素惯性的影响,银行风险承担行为的调整往往是一个连续、缓慢的动态过程,因此,采用动态面板数据模型分析可能更为合理。据此,本文以 η_i 表示不可观察的银行个体差异, ε_{it} 表示随机扰动项,构建基本动态面板数据模型:

$$rwa_{it} = \beta_1 rwa_{i,t-1} + \beta_2 fsi_{i,t-1} + \beta_3 cap_{i,t-1} + \beta_4 nonin_{i,t-1} + \beta_5 cost_{i,t-1} + \beta_6 roe_{i,t-1} + \beta_7 ggdp_t + \beta_8 mp_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

第二,检验战略引资对银行风险承担的影响是否依赖于银行的资本充足率水平。为进一步识别银行风险承担对战略引资的反应是如何受个体特征影响的,本文加入战略引资($fsi_{i,t-1}$)与资本充足率($cap_{i,t-1}$)之间的交叉项,为了消除该做法多重共线性的影响,我们对战略引资、资本充足率变量进行均值中心化处理,即每个变量减去其均值进入交叉项。

$$rwa_{it} = \beta_1 rwa_{i,t-1} + \beta_2 fsi_{i,t-1} + \beta_3 cap_{i,t-1} + \beta_4 nonin_{i,t-1} + \beta_5 cost_{i,t-1} + \beta_6 roe_{i,t-1} + \beta_7 ggdp_t + \beta_8 mp_t + \beta_9 fsi_{i,t-1} \times cap_{i,t-1} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

由于解释变量之间存在内生性，若运用固定效应或随机效应对上述动态面板数据模型进行估计，得到的结论是有偏的甚至无效的。Arellano 和 Bond (1991)、Arellano 和 Bover (1995) 指出一阶差分广义矩估计方法 (GMM) 是解决上述问题较为有效的手段，其基本思路是，首先对估计方程进行一阶差分变换以去掉固定效应的影响，然后用滞后变量作为相应内生变量的工具变量估计差分方程^{[17][18]}。其不足之处在于，较易受弱工具变量的影响，从而使得估计时出现偏误。Blundell 和 Bond (1998) 提出了一步系统 GMM 估计法，通过将弱外生变量的滞后项作为工具变量纳入估计方程，增加矩约束条件，从而获得一致性估计^[19]，因此，本文采用一步系统 GMM 进行估计。

(二) 变量选取和样本数据

1. 被解释变量。目前关于银行风险承担的代理变量主要有风险加权资产比率、不良贷款率、预期违约率、Z-score 指数等。由于国内信用评级相对落后，预期违约率数据几乎不可得，Z-score 指数用资产收益率和资产负债率计算，中国商业银行特别是国有银行资产收益率和资产负债率受政府的控制，不会有太大的变化，而风险加权资产比率是银行风险承担同步指标，因此，本文借鉴 Delis 和 Kouretas (2011) 的做法，使用风险加权资产比率 (rwa，为风险加权资产与总资产之比) 作为主要代理变量^[20]。在稳健性分析中，本文还利用不良贷款率 (npl) 作为辅助代理变量。

2. 解释变量。战略引资 (fsi) 表示为境外战略投资者入股比例，为了排除不确定性因素，本文以境外战略投资者的引资协议获批和入股资金到账作为完成引资的标准。

3. 其他控制变量。控制变量分为两种，包含银行特征相关变量和宏观经济变量。

银行特征相关变量为：资本充足率 (cap)，用银行资本总额与风险加权资产之比表示；非利息收入占比 (nonin)，用非利息收入与总收入之比表示；成本收入比 (cost)，用业务及管理费与营业收入之比表示；净资产收益率 (roe)，用各年末银行利润净额与所有者权益的平均值之比表示。

借鉴前人的研究，本文选用经济周期、货币政策等宏观经济变量作为银行风险承担的额外解释变量。经济周期 ggdp 为实际 gdp 的增长率，本文通过 gdp 平减指数将名义 gdp 换算为实际 gdp。考虑到各货币政策代理变量实践中的重要性，本文在货币政策 (mp) 代理变量的选择上借鉴了张强、乔煜峰和张宝 (2013) 的研究，选用贷款基准利率 (i)、m2 增长率 (m2) 和法定存款准备金率 (req) 作为解释变量^[21]。

考虑到数据的可获得性，样本为上市的 14 家商业银行，分别是中国工商银行、中国建设银行、中国银行、交通银行、中信银行、招商银行、中国民生银行、福建兴业银行、华夏银行、平安银行、中国光大银行、上海浦东发展银行、上海银行、南京银行，采用的样本期是 2002 - 2012 年，数据来源于 2003 - 2013 年的 bankscope 数据库、各银行年报、《中国统计年鉴》、中国银监会网站并根据原始数据计算得出^①，1 年期贷款利率、货币供应量增长率、法定存款准备金率和 gdp 增长率来自于中国人民银行网站和国家统计局网站，变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
rwa	0.5791	0.0792	0.4170	0.9545
npl	0.0528	0.0575	0.0038	0.2534
cap	0.1041	0.0354	-0.0147	0.3014
nonin	0.1177	0.0678	0.0269	0.3399
cost	0.3984	0.0852	0.2539	0.6836
fsi	0.0860	0.0864	0	0.2512
roe	0.1550	0.1987	-1.94	0.4113
ggdp	0.0975	0.0152	0.075	0.149
i	0.0585	0.0064	0.0531	0.0747
m2	0.1773	0.0372	0.136	0.277
req	0.1291	0.0541	0.06	0.21

① 中国农业银行多年的资本充足率数据没有公布，广东发展银行由于资产重组，多年的风险加权资产和资产充足率指标缺失或异常，所以将该样本删除。

三、计量结果与分析

(一)战略引资对银行风险承担行为的影响检验

由于当期银行风险承担与战略引资、资本充足率、非利息收入占比、成本收入比、净资产收益率等指标之间存在相互影响，为减轻同时决定的内生性问题，我们采用上述指标的滞后 1 期值。表 2 给出了动态面板数据基准模型的 GMM 估计结果，系统 GMM 估计的一致性在于所选择工具变量的有效性，列(1) - (3)中 sargan 统计量的 p 值都大于 0.1，说明工具变量是有效的，wald 检验的 p 值均为 0.0000，说明本模型设定是合理的。

表 2 基准模型的估计结果

变量	(1)i		(2)m2		(3)req	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
rwa _{t-1}	-0.1286	-0.99	-0.1250	-0.97	-0.0541	-0.43
fsi _{t-1}	-0.1476	-1.46	-0.0920	-0.90	-0.1879 *	-1.73
cap _{t-1}	0.4511 *	1.87	0.4792 **	1.99	0.4088 *	1.62
nonin _{t-1}	0.2149	1.40	0.2271	1.48	0.0815	0.46
cost _{t-1}	0.5929 ***	4.54	0.5369 ***	4.26	0.6302 ***	4.53
roe _{t-1}	0.0294	1.05	0.0220	0.80	0.0218	0.77
ggdp	-1.5496 **	-2.50	-0.8856 *	-1.79	-0.5726	-1.13
mp	2.0453 **	2.23	-0.2686 **	-2.27	0.3556 *	1.94
wald 检验值	43.64(0.0000)		43.43(0.0000)		42.38(0.0000)	
sargan 检验值	43.55(0.4908)		43.74(0.4826)		43.04(0.5126)	

注：“***”、“**”和“*”分别代表参数估计值在1%、5%和10%水平上显著。下同。

1. 战略引资对银行风险承担行为的影响

战略引资的回归系数为负，列(3)中 t 统计量在 10% 置信水平上显著，这与 Forssback(2011)、Dong 等(2014)的结果不一致，说明战略引资能有效抑制银行风险承担行为。2003 年 12 月 8 日，中国银监会发布《境外金融机构投资入股中金融机构管理办法》，主要在资产规模、盈利持续性、信用评级、资本充足率、内控制度等方面规定了境外投资者的资格条件，单个境外金融机构入股比率上限规定为 20%，多个境外金融机构入股比率不超过 25%，境外金融机构的话语权随着股份的增加而增强，外资对被参股银行的影响力和渗透力逐渐深化，自此，中国商业银行引资的数量和质量都有很大提高。中国商业银行不仅引进大量资金补充资本金，更是签订了包括公司治理、风险控制、资产负债管理、个人银行服务等战略合作协议，外资被引入后，外资股东通常会选派董事参与到各项工作中，有些还选派员工去外资银行的海外总部学习先进的管理技术，这在一定程度上能够优化国内银行业机构的股权结构和投入要素的组合，改善中国商业银行的公司治理和风险管理水平，促进银行业务和产品创新能力提高。虽然境外战略投资者出于流动性和资本金不足或者套现的目的，纷纷抛售中资银行股份，但中资银行在 2008 年全球金融海啸中表现出色，在一定程度上说明中资银行的风险管控和技术创新有了较大的飞跃。总的来说，中资银行战略引资初步达到了“引智”、“引技”的效果。

2. 控制变量对银行风险承担行为的影响

银行特征变量对风险承担行为的影响：(1)资本充足率与银行风险承担行为显著正相关，资本充足银行可避免因违反资本要求而带来的高昂惩罚成本，其资产组合行为相比资本不足银行更为激进和冒险。(2)非利息收入占比对银行风险承担没有显著影响，这与张羽和李黎(2010)、江曙霞和

陈玉婵(2012)的结论一致,可能的解释是,中国商业银行开展非利息收入业务时存在低水平重复建设,主要集中在以收取佣金和手续费为主的劳动密集型业务上,在很大程度上削弱了多元化组合分散风险的能力,不断创新服务功能和产品是拓展非利息收入来源的关键所在^{[22][23]}。(3)成本收入比的回归系数显著为正,成本收入比衡量银行效率,银行效率越低,其风险转嫁的动机越高,从而增加银行的风险承担激励。(4)净资产收益率对银行风险承担行为的影响不显著。现有文献对此有两种理解,一种观点认为,净资产收益率衡量银行获利能力,为了取得更高的净资产收益率,银行管理者倾向于投资高风险、高收益的资产组合;另一种观点认为,当净资产收益率衡量银行资本成本时,资本成本越高,银行风险承担水平越低。本文的实证结果偏向于第一种理解。

宏观经济变量对银行风险承担行为的影响:(1)gdp 增长率的系数显著为负,表明在经济繁荣时期,抵押品价值和企业还款可能性增加,导致银行风险承担水平显著降低,而在经济萧条时期,银行资产规模扩张受限,违约概率和违约损失率提高,盈利空间收窄,由于“追逐收益机制”的作用,银行风险承担意愿提高。(2)当期贷款利率和法定存款准备金率与风险加权资产占比显著正相关,货币供应量增长率与风险加权资产占比显著负相关,本文的结果支持了 Brissimis 和 Delis (2010)的结论,货币政策的调整在一定程度上对商业银行行为产生影响,一方面宽松货币政策会通过追逐利率效应、杠杆效应和资产估值效应等途径促使银行风险承担,另一方面也减少尚未清偿资产的风险,当货币政策趋于紧缩时,中国商业银行的风险承担变大^[24]。

(二)战略引资对银行风险承担行为影响的异质性检验

表 3 为模型(2)战略引资对银行风险承担行为影响的异质性检验结果。表 3 中银行特征变量和宏观变量的估计结果与表 2 基本一致,为节省篇幅,本部分仅分析银行资本充足率与战略引资交叉项的估计结果。从列(1)-(3)可以看出,两者交叉项的回归系数均为负数,在 10% 的显著性水平上通过了 t 检验,表明战略引资对银行风险承担行为的影响依赖于银行的资本充足状况。2002 年以来,为了剥离历史遗留的不良资产,财政部、中国人民银行和中央汇金公司对商业银行进行财务重组,为了规避银监会的多项惩罚性措施,推动建立现代金融企业制度,各商业银行通过战略引资、政府注资、发行长期次级债和公开上市等外源性渠道融资补充资本,资本充足率大幅度提高。资本充足的银行更有实力引进、消化和吸收境外战略投资者先进的风险控制技术和管理技能,促进业务流程优化,改善公司治理结构,战略引资对银行风险承担行为抑制作用随着资本充足率的提高而增强,银行资本充足率的异质性会影响到银行风险行为对战略引资的反应。

表 3 战略引资对银行风险承担行为影响的异质性检验结果

变量	(1) i		(2) m2		(3) req	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
rwa _{i-1}	-0.1776	-1.43	-0.1784	-1.46	-0.1120	-0.92
fsi _{i-1}	-0.1937 *	-1.84	-0.1510	-1.39	-0.2249 **	-2.04
cap _{i-1}	0.9718 **	2.24	1.0398 **	2.48	1.0274 **	2.28
nonin _{i-1}	0.1791	1.16	0.1824	1.18	0.0849	0.49
cost _{i-1}	0.6078 ***	4.74	0.5603 ***	4.54	0.6469 ***	4.76
roe _{i-1}	0.0129	0.42	0.0052	0.18	0.0048	0.16
ggdp	-1.5268 **	-2.48	-0.9878 **	-2.04	-0.7408	-1.49
mp	1.6962 *	1.78	-0.2374 **	-1.99	0.2703	1.44
fsi _{i-1} × cap _{i-1}	-4.9435 *	-1.60	-5.3406 *	-1.79	-5.6385 *	-1.81
wald 检验值	49.39(0.0000)		49.69(0.0000)		49.29(0.0000)	
sargan 检验值	46.76(0.3598)		46.46(0.3713)		47.82(0.3205)	

对于动态面板数据模型来说,如果数据是非平稳序列,可能会导致虚假回归问题,为此,本文

对面板数据的残差进行单位根检验，以诊断结果是否平稳。本文采用 IPS、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 三种方法检验，以期相互验证，得到更为可靠的结论。从检验结果来看，每个模型的面板残差是平稳的，可反推出动态面板数据是平稳序列，表明 GMM 估计结果不存在伪回归问题，本文所运用的估计模型较为准确地揭示了战略引资对银行风险承担行为的动态影响。

四、稳健性检验

为了进一步验证上述结果，我们进行了稳健性检验，主要包含以下两个方面：对计量方法进行调整；对解释变量进行调整。

(一)基于不同估计方法的稳健性分析

本文采用混合 OLS 估计及固定效应估计进行稳健性检验，结果见表 4。由表 4 可以看出，战略引资的回归系数为负，但显著性不及 GMM 估计结果，成本收入比估计量的统计显著性与 GMM 估计相同，非利息收入占比、净资产收益率、资本充足率、gdp 增长率和货币政策的估计系数与 GMM 估计结果仅在显著性水平方面稍有差异，系数符号具有一致性，意味着本文的估计结果并没有因为样本量和估计方法的选择而产生较大的偏差，这验证了 GMM 估计结果的可靠性。

表 4 基于混合 OLS 和静态面板固定效应的估计结果

变量	(1) i		(2) m2		(3) req	
	混合 OLS	固定效应	混合 OLS	固定效应	混合 OLS	固定效应
rwa _{t-1}	0.4496 *** (6.04)	0.3449 *** (4.13)	0.4463 *** (5.97)	0.3415 *** (4.12)	0.4497 *** (6.09)	0.3432 *** (4.14)
fsi _{t-1}	-0.0981 (-1.38)	-0.0556 (-1.57)	-0.0914 (-1.29)	-0.0370 (-0.38)	-0.1138 (-1.58)	-0.0761 (-0.75)
cap _{t-1}	0.2596 (1.28)	0.3304 (1.35)	0.2512 (1.25)	0.3413 (1.40)	0.2116 (1.04)	0.2847 (1.14)
nonin _{t-1}	0.1416 (1.42)	0.2108 (1.44)	0.1470 (1.48)	0.2209 (1.52)	0.1106 (1.07)	0.1496 (0.90)
cost _{t-1}	0.2569 *** (3.34)	0.3400 *** (3.10)	0.2527 *** (3.34)	0.3324 *** (3.10)	0.2934 *** (3.50)	0.3637 *** (3.16)
roe _{t-1}	0.0127 (0.45)	0.0159 (0.53)	0.0119 (0.42)	0.0143 (0.48)	0.0127 (0.45)	0.0147 (0.49)
ggdp	-0.3676 (-0.73)	-0.5480 (-0.83)	-0.2973 (-0.67)	-0.3828 (-0.70)	-0.1270 (-0.27)	-0.2572 (-0.47)
mp	0.3547 (0.37)	0.5707 (0.56)	-0.0798 (-0.58)	-0.1314 (-0.97)	0.1726 (1.14)	0.1603 (0.85)
Adj R ²	0.3545	0.2634	0.3556	0.2676	0.3605	0.2662
F 值	9.99(0.000)	4.92(0.000)	10.04(0.000)	5.02(0.000)	10.23(0.000)	4.99(0.000)

注:F 检验的括号内为 p 值。

(二)基于不良贷款率的稳健性分析

不良贷款率作为风险承担的事后衡量指标，能概括反映银行的信用风险，本文选用不良贷款率替代风险加权资产占比来考察基础回归结果的稳健性，结果见表 5。战略引资对不良贷款率的影响也是负向的，这与前文的实证分析相一致，并且战略引资对不良贷款的影响更为显著，可能的原因是，不良贷款只包含贷款，而风险加权资产包含证券资产等其他形式的资产，不良贷款主要反映信用风险，而风险加权资产主要反映非系统性风险，战略引资更多地影响银行贷款类资产，对银行的信用风险影响较大，对其他类型的资产及其他风险源影响相对较小。有些控制变量的回归系数符号

与表 2 不一致，国家政策性剥离和严格的“双降”考核等外生性的制度变迁和政府行为可能是导致差异的主要原因。总体来说，采用不良贷款率作为被解释变量时，战略引资变量以及部分控制变量的结果基本不变，说明本文的实证结论比较稳健。

表 5 基于不良贷款率的估计结果

变量	(1) i		(2) m2		(3) req	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
npl _{t-1}	0.5312 ***	8.79	0.5606 ***	9.30	0.4758 ***	7.02
fsi _{t-1}	-0.0740 ***	-2.64	-0.0638 **	-2.19	-0.0629 **	-2.34
cap _{t-1}	-0.1014 *	-1.80	-0.0892	-1.56	-0.0766	-1.40
nonin _{t-1}	-0.1859 ***	-4.33	-0.1780 ***	-4.08	-0.1524 ***	-3.62
cost _{t-1}	0.0272	0.77	0.0298	0.84	0.0110	0.32
roe _{t-1}	0.0072	1.06	0.0080	1.19	0.0060	0.94
ggdp	0.1226	0.75	-0.0415	0.31	0.0323	0.26
mp	-0.1451	-0.60	-0.0470	-1.50	-0.1111 **	-1.97
wald 检验值	614.18 (0.0000)		603.59 (0.0000)		678.16 (0.0000)	

五、主要结论与政策含义

本文的研究发现：第一，战略引资有利于中资银行引进成功的经营管理经验和先进的风险管理方法，优化公司治理结构和决策机制，从而有效抑制中资银行的风险承担行为。为了检验实证结果的稳健性，本文采用混合 OLS 和固定效应方法，以及以不良贷款率来衡量商业银行风险承担，对模型进行重新估计，实证结果显示 GMM 估计结果是稳健的。第二，异质性检验结果表明，银行资本充足率与战略引资交叉项的回归系数显著为负，具有不同资本金数量的银行，其风险承担行为对战略引资的敏感性存在较大差异，具体来说，资本充足率高的银行更有动机投资低风险资产。第三，资本充足率、成本收入比、gdp 增长率和货币政策等控制变量对银行风险承担行为有显著影响。

上述结论具有重要的政策含义：首先，应加快落实与战略投资者的长期深层次合作，在保证国家金融安全的前提下，适当提高战略投资者的持股比例，完善境外战略投资者分阶段退出机制，使境外战略投资者的外溢效应随着时间的推移不断显现出来，促进中资银行风险管理能力和竞争力的提高，实现境外战略投资者所掌握的先进管理经验和技术向中资银行现实生产力的转化。其次，银行监管部门应转变监管理念、提升监管水平，在加强对境外战略投资者监管和引导的同时，应基于巴塞尔协议 III 视角，建立银行资本监管与货币政策的相互协调机制，为战略引资从微观层面有效抑制银行风险承担提供良好的外部环境。

参考文献：

[1] Shleifer A. , Vishny R. . Large shareholders and corporate control [J]. Journal of Political Economy, 1986, 94 (3): 461 -488.

[2] Bonin J. , Hasan I. , Wachtel P. . Bank performance, efficiency and ownership in transition countries [J]. Journal of Banking and Finance, 2005, 29(1): 31 -53.

[3] Parinduri R. A. , Riyanto Y. E. . The impact of the strategic sale of restructured banks: Evidence from Indonesia [J]. World Development, 2012, 40(3): 446 -457.

[4] Hope N. , Hu F. . Reforming China's Banking System: How Much Can Foreign Strategic Investment Help [R]. Stanford Center for International Development Working Paper, 2006, No. 276.

[5] Berger A. N. , Hasan I. , Zhou M. M. . Bank Ownership and Efficiency in China: What Lies Ahead in the World's Largest Nation [R]. Bank of Finland Research Working Paper, 2007, No. 16.

[6] Laurenceson J. , Qin F. M. . Has minority foreign investment in China's banks improved their cost efficiency [J]. China and World E-

economy, 2008, 16(3): 57-74.

- [7] Hyun E. K., Lee B.. Determinants of foreign bank entry and the effect of foreign bank entry on the performance of domestic bank [J]. Economic Analysis, 2004, 21(8): 219-245.
- [8] Forssback J.. Ownership structure, market discipline, and banks' risk-taking incentive under deposit insurance [J]. Journal of Banking and Finance, 2011, 35(3): 2666-2678.
- [9] Dong Y. Z., Meng C., Firth M.. Ownership structure and risk-taking: Comparative evidence from private and state-controlled bank in China [J]. International Review of Financial Analysis, 2014, 23(3): 1-11.
- [10] 杨有振, 赵瑞. 国内商业银行引进境外战略投资者的效应: 实证分析 [J]. 财贸经济, 2008, (10): 38-43.
- [11] 张宗益, 宋增基. 境外战略投资者持股中国上市银行的效果研究 [J]. 南开管理评论, 2010, (6): 106-114.
- [12] 何蛟, 傅强, 潘璐. 引入外资战略投资者对我国商业银行效率的影响 [J]. 中国管理科学, 2010, (10): 49-57.
- [13] 李双杰, 宋秋文. 我国商业银行战略引资的效应研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (9): 53-66.
- [14] 侯晓辉, 李婉丽, 王青. 所有权、市场势力与中国商业银行的全要素生产率 [J]. 世界经济, 2011, (2): 135-157.
- [15] 朱盈盈, 李平, 曾勇, 何佳. 引资、引智与引制: 中资银行引进境外战略投资者的实证研究 [J]. 中国软科学, 2010, (8): 70-80.
- [16] 蔡卫星, 曾诚. 境外战略投资者改变了国有商业银行的贷款行为吗——基于动态面板数据模型的经验分析 [J]. 当代经济科学, 2011, (1): 13-21.
- [17] Arellano M., Bond S. R.. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equation [J]. Review of Economic Studies, 1991, 58(2): 277-297.
- [18] Arellano M., Bover O.. Another look at the instrumental variable estimation of error components models [J]. Journal of Econometrics, 1995, 68(1): 29-51.
- [19] Blundell R., Bond S.. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115-143.
- [20] Delis M. D., Kouretas G. P.. Interest rates and bank risk-taking [J]. Journal of Banking and Finance, 2011, 35(4): 840-855.
- [21] 张强, 乔煜峰, 张宝. 中国货币政策的银行风险承担渠道存在吗 [J]. 金融研究, 2013, (8): 84-97.
- [22] 张羽, 李黎. 非利息收入有利于降低银行风险吗? ——基于中国银行业的数据 [J]. 南开经济研究, 2010, (4): 69-91.
- [23] 江曙霞, 陈玉婵. 货币政策、银行资本与风险承担 [J]. 金融研究, 2012, (4): 1-16.
- [24] Brissimis S. N., Delis M. D.. Bank Heterogeneity and Monetary Policy Transmission [R]. ECB Working Paper, 2010, No. 1233/8.

Will Foreign Strategic Investments Reduce the Risk-taking of Banks? ——An Empirical Study Based on the Evidence from Commercial Banks in China

CHEN Wei-ping, FENG Zong-xian

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China)

Abstract: This paper uses dynamic panel data model to analyze how foreign strategic investments affect banks' risk-taking behavior from the perspective of heterogeneity. The results show that foreign strategic investments can discourage Chinese banks' risk-taking behavior by introducing advanced concepts and risk control technology, and improving banks' governance mechanism. The distributional effects of foreign strategic investments on banks' risk-taking behavior due to different characteristics of individual banks reveal that the impact of foreign strategic investments on risk assets is strengthened for banks with higher capital adequacy ratio. Therefore, how to accelerate implementation of deeper cooperation with foreign strategic investors has become a key issue for Chinese commercial banks in the post-financial crisis era.

Key words: commercial banks; foreign strategic investment; risk-taking behavior; dynamic panel data model

(责任编辑: 原 蕴)