

# 银企关联、现金—现金流敏感性 与现金价值效应

刘路星<sup>1</sup>，吴声怡<sup>2</sup>(博士生导师)

**【摘要】** 本文基于中国沪深A股非金融类上市公司2004~2011年间的相关数据,实证研究银企关联对上市公司现金—现金流敏感性与现金价值效应的影响,同时验证了在不同市场发育程度条件下银企关联对二者影响的差异性。研究表明:高市场发育水平有助于降低现金—现金流敏感性;而当市场发育水平较低时,银企关联这一非正式的制度安排会显著降低现金—现金流敏感性,说明银企关联可作为面对外部融资约束时的一个替代选择。进一步研究表明,当企业处于低市场发育程度地区且无银企关联关系或高市场发育程度且拥有银企关联的情形时,企业持有现金带来的现金价值效应更高。

**【关键词】** 现金—现金流敏感性; 现金价值效应; 银企关联; 市场发育程度

**【中图分类号】** F064.1; F230

**【文献标识码】** A

**【文章编号】** 1004-0994(2016)02-0101-6

## 一、引言

一般地,企业持续稳健发展需要充足的资金作为保障。特别是作为企业流动性最强的现金资产,能帮助企业及时抓住投资机会、降低财务风险。由于我国各地区的市场化水平存在着巨大差异,处于低市场化水平地区的企业难以获得企业发展所需的足够外部融资,而处于高市场化水平地区的企业则拥有较多的融资渠道。

现阶段,随着金融市场的发展,虽然我国企业的融资渠道得到拓宽,但银行贷款仍然占据了大半江山,是我国大部分企业的主要融资渠道。这些企业在申请银行贷款时经常面临银行苛严的贷款条件,有时甚至难以获取贷款。为了解决融资难、融资贵等问题,越来越多的企业寻求与银行建立关联关系这一非正式的制度安排,而且该关联关系也越来越普遍(张敏等,2012)。由此可见,企业所处地区的市场化水平和银企关联关系对于公司现金持有策略选择具有重要影响。因此,本文基于我国国情,研究市场发育程度和银企关联对企业现金—现金流敏感性以及现金持有价值的影响具有较强的理论价值和实践意义。

近年来,学术界逐渐开始关注银企关联关系,相关研究主要讨论银企关联的经济后果,如银企关联对企业融资约束、投资效率以及企业现金持有策略的影响等方面。

从银企关联对企业融资约束的影响来看,许多学者指出银企关联关系能有效缓解融资约束,帮助企业获得银行贷款(Booth和Deli,1999;唐建新等,2011)。银企关联也有助于企业获得更高额度的信贷(陈仕华和马超,2013)。Ciamarra

(2012)认为,企业与银行建立关联关系能降低融资成本。邓建平和曾勇(2011)发现,民营企业高管的银行工作背景会提高企业长期银行信贷额度,且相比金融生态环境好的地区,该作用在金融生态环境差的地区更显著。

从银企关联对投资效率的影响来看,Burak等(2008)和Dittmann等(2010)认为,企业董事有银行工作经历会显著降低投资—现金流敏感度。翟胜宝(2014)认为,银行关联会提高民营企业投资效率,该影响在市场化程度较低的地区更为显著。李文贵(2013)研究发现,银行高管关联提高了投资水平对投资机会的敏感性,进而提高了资本配置效率,该作用主要存在于低市场化程度地区。

从银企关联对企业现金持有策略的影响来看,相关研究主要包含现金持有量影响因素、现金—现金流敏感性、现金持有的动态调整以及现金价值效应等几方面。学术界对于企业持有现金的原因主要有三种理论。一是权衡理论,该理论认为企业的最优现金持有量是持有现金的收益与成本之间平衡的结果。二是融资优序理论,该理论认为由于资本市场发育不完善给企业带来的融资约束会使得企业出于预防性动机增加现金持有量,以及时把握投资机会。三是代理理论,该理论认为企业内部存在的委托代理问题会使得企业管理层为谋求私人利益而倾向于持有更多的现金。而有关银企关联对企业现金管理的影响主要集中于研究其对现金持有量及其动态调整的影响。陈栋和陈运森(2012)研究发现,相比无银行股权关联的企业,拥有该关联的企业的现金持有量更少,且在紧缩性货币政策下现金持有量更少。杨小平和罗付

岩(2014)研究表明,具有银行关联的企业通常其现金持有量更少。银加敏和钱崇秀(2015)运用动态面板模型研究表明,银行高管关联会提高企业现金持有的调整速度。

通过以上文献回顾可见,目前针对银企关联的相关文献主要侧重于对企业融资等方面的研究,而对企业现金管理策略的研究也大多停留在现金持有量及其动态调整上,尚未有文献研究其对现金—现金流敏感性和现金价值效应的影响。另外,对于银企关联的度量大多从高管银行关联或者是持股银行关联角度来研究。因而,本文基于 Almeida等(2004)、Faulkender和Wang(2006)的方法,将银企关联定义为企业与银行具有高管银行关联或持股银行关联的关系,结合我国国情来研究银企关联对企业现金—现金流敏感性和现金价值效应的影响以及在不同市场发育程度下银企关联对现金—现金流敏感性影响的差异性。

## 二、研究设计

### (一)理论分析与研究假设

目前,我国市场化经过多年的发展业已取得较大成就,然而各省份之间仍然在资源禀赋与制度环境等方面存在着较大差别,其中,东部省份的市场化程度高于中西部省份。在市场发育程度高的地区,金融市场化等要素市场发展、知识产权等中介组织发展和法律发展、产品市场发展等方面具有较高的发展水平。

在市场发育程度高的地区,市场产权保护制度建设得更为完善,这有助于构建信任关系和降低契约签订时的交易成本(夏立军和方秩强,2005),同时也能有效缓解企业面临的融资约束(徐玉德和洪金明,2009)。换句话说,处于低市场发育水平地区的企业面临着更大的融资困境。

一方面,处于较高市场发育程度的地区,政府对企业的干预较轻、市场分配经济资源的比重较高且健全的法律制度对企业的保护更为有效(顾乃康和孙进军,2009)。同时,较高的市场发育程度能为投资者提供有效保护,金融市场化程度更高,引进外资力度也较大,企业从外部市场融资更为容易。另一方面,相较于低市场发育程度地区,高市场发育程度地区拥有较为完善的法律制度、产权保护制度,并能保证契约的有效性,因而会降低企业管理层从持有现金中谋求私人收益而产生的“道德风险”(Bao et al.,2012)。因此,相较于低市场发育程度地区的企业,高市场发育程度地区的企业面临的融资约束更小。

随着企业所处地区的市场发育程度不断提高,企业从外部获取资金的渠道更多且融资更容易,企业面临的融资约束更小,故企业并不会盲目持有过多的现金。而且,即使企业内部缺乏资金也并不会使企业陷入困境,因为企业可以及时从外部融资,从而企业对现金持有并不敏感。所以,高市场发育水平能有效降低企业现金—现金流敏感性。基于此,本文提出如下假设:

假设1:市场发育程度与企业现金—现金流敏感性负相关。

在市场发育程度较低的地区,企业从外部融资较为困难,企业有动机持有更多现金,从而现金—现金流敏感性更高。企业积极建立与银行的关系可以缓解融资约束(Booth和Deli,1999;唐建新等,2011),这也会对企业的现金管理政策造成影响。

首先,银企关联能降低未来经济不确定性使企业持有现金的可能性(Ostergaard et al.,2011)。公司持有现金的目的在于满足未来投资需要,一旦企业面临经济的不确定性,没有与银行建立关联关系的企业只能持有大量现金以应对风险,而具有银企关联关系的企业可及时从银行获取贷款以应对流动性冲击。其次,银企关联作为一种声誉机制,能降低银行和企业间的信息不对称,同时也能显示企业的融资能力。具有银企关联的企业,银行更为了解企业的经营状况和财务状况,从而企业更容易得到银行的信任及贷款,且贷款的质量也更高。另外,企业从银行融资后,为保证贷款的偿还,银行作为外部债权人会对企业管理层进行监督,这有助于降低管理层的“道德风险”(彭程等,2012),因而能约束管理层为获取私人收益而持有过多的现金。故存在银企关联的企业对现金的敏感性较低。基于此,本文提出如下假设:

假设2:在市场发育程度较低时,银企关联有助于企业获取银行贷款,缓解企业融资约束,从而降低现金持有的敏感性。

市场发育程度对企业融资环境具有重要影响,而企业与银行建立的银企关联关系对于企业缓解融资约束同样也具有重要作用,二者都会影响到企业的现金价值效应。大多数学者认为,信息不对称和企业的代理问题会影响企业持有现金的价值(Faulkender,2006;曹森,2012)。在市场发育程度较低或者企业不具有银企关联关系时,企业与外部投资者之间存在着信息不对称,企业面临的融资约束问题比较严重,这种条件下企业持有较多的现金能缓解企业面临的融资约束,现金的价值效应与企业的融资约束程度密切相关(Tong,2011)。而在市场发育程度较高时,企业面临的融资约束较小,此时如果企业持有大量现金,由于企业内部存在的代理问题可能会诱使管理层为谋求个人私利而进行过度投资,而如果企业拥有银企关联关系,银行作为债权人会发挥其监督作用,从而降低代理冲突带来的损害,进而增加现金价值。因此,市场发育程度和企业是否与银行建立关联对企业现金价值效应存在不同影响。基于此,本文提出如下假设:

假设3:企业所在地区的市场发育程度和企业是否与银行建立关联对企业现金持有的价值效应存在异质性作用。

### (二)样本选择与数据来源

本文主要研究银企关联对上市公司现金—现金流敏感性与现金价值效应的影响,同时验证在不同市场发育程度条

件下银企关联对二者影响的差异性。故市场化程度在本文中是一个关键变量。

但是,对于市场化程度(或者是市场发育程度)的衡量,绝大多数学者都是借鉴樊纲等(2011)编写的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》中各地区市场化进程总得分作为市场化程度的替代变量,因而各变量的时间范围都受到市场化程度变量的限制,时间范围都是截止于2011年,如翟胜宝等(2015)、杨兴全等(2014)、赵文军和于津平(2014)等。

因此,考虑到衡量市场化程度这一变量的数据的权威性以及普遍适用性,本文参考樊纲等(2011)的方法,最终将样本时间截止为2011年。

本文选择的样本期为2004~2011年,将截至2011年12月31日在沪深交易所主板市场上市的A股公司作为初选样本。并在此基础上进行如下筛选:首先,剔除金融行业企业的样本观测值;其次,剔除存在数据缺失的样本观测值。最终经过处理得到2004~2011年共计4247个样本观测值。为消除异常值的影响,本文对所有变量在1%和99%分位上进行了winsorize处理。另外,本文的银企关联数据通过手工收集整理获得,其他企业特征数据来源于CSMAR数据库和WIND数据库。

### (三)模型设定与变量定义

本文对Almeida等(2004)提出的现金—现金流敏感性模型进行扩展,以检验上述研究假设。

为检验假设1,本文建立了模型一:

$$\Delta \text{Cash}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{CF}_{it} + \alpha_2 \text{CF}_{it} \times \text{Market}_{it} + \alpha_3 \text{Market}_{it} + \alpha_4 \text{Size}_{it} + \alpha_5 \text{TQ}_{it} + \alpha_6 \text{Noc}_{it} + \alpha_7 \text{Sdebt}_{it} + \alpha_8 \text{Capex}_{it} + \sum \lambda_i \text{Industry}_i + \sum \eta_j \text{Year}_j + \varepsilon'_{it}$$

其中: $\Delta \text{Cash}_{it}$ 为上市公司现金持有变化量; $\text{CF}_{it}$ 为现金流量; $\text{Market}_{it}$ 为市场发育程度;其他变量为控制变量。在模型一中,系数 $\alpha_1$ 反映现金—现金流敏感性的大小,同时在该模型中加入了市场发育程度变量、市场发育程度与现金流变量的交叉项,以检验市场发育程度对上市公司现金—现金流敏感性的影响。

为检验假设2,本文建立了模型二:

$$\Delta \text{Cash}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{CF}_{it} + \beta_2 \text{CF}_{it} \times \text{Bank}_{it} + \beta_3 \text{Bank}_{it} + \beta_4 \text{Size}_{it} + \beta_5 \text{TQ}_{it} + \beta_6 \text{Noc}_{it} + \beta_7 \text{Sdebt}_{it} + \beta_8 \text{Capex}_{it} + \sum \lambda'_i \text{Industry}_i + \sum \eta'_j \text{Year}_j + \varepsilon'_{it}$$

其中, $\text{Bank}_{it}$ 为银企关联变量。本文首先根据市场发育程度( $\text{Market}_{it}$ )将全部样本进行分组,如果样本的市场发育程度高于市场发育程度的中值,则将样本归为高市场发育组,否则归为低市场发育组。然后,在此基础上检验银企关联对上市公司现金—现金流敏感性的影响。

为检验假设3,本文建立了模型三:

$$\text{BHR}_{it} = \gamma_0 + \gamma_2 \Delta \text{Cashm}_{it} + \gamma_3 \Delta \text{Netprofit}_{it} + \gamma_4 \Delta \text{Ncaas}$$

$$\text{set}_{it} + \gamma_5 \Delta \text{Finexp}_{it} + \gamma_6 \text{Lev}_{it} + \lambda'_i \text{Industry}_i + \sum \eta'_j \text{Year}_j + \varepsilon'_{it}$$

其中: $\text{BHR}_{it}$ 为企业超额回报率; $\Delta \text{Cashm}_{it}$ 为经企业总市值标准化的现金持有量变化;系数 $\gamma_2$ 反映现金持有变化量的现金价值。

上述模型中相关变量定义如下: $\Delta \text{Cash}_{it}$ 为现金持有变化量,用上市公司持有现金及现金等价物的变化额与总资产的比值表示。

$\text{CF}_{it}$ 为现金流量,用净利润和折旧摊销之和与总资产的比值表示。

$\text{Bank}_{it}$ 为银企关联关系,包含两种形式,即:高管银行关联(企业高管具有银行工作背景)和持股关联(包括企业持股银行和银行持股企业),当企业存在高管银行关联或持股关联时,取值为1,否则取值为0。

$\text{Market}_{it}$ 为市场发育程度,采用樊纲等(2011)编写的《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》中各地区市场化进程总得分作为市场化程度的替代变量,总得分越高,说明市场发育水平越高。

借鉴Dittmar(2003)以及Carilli(2010)的方法,在模型一和模型二中加入如下控制变量以控制其对现金—现金流敏感性的作用:企业规模( $\text{Size}_{it}$ )、成长性( $\text{TQ}_{it}$ )、净营运资本变化( $\text{Noc}_{it}$ )、短期债务变化( $\text{Sdebt}_{it}$ )、资本性支出( $\text{Capex}_{it}$ )等。其中:企业规模用期末总资产的自然对数表示;成长性用托宾Q值来表征;净营运资本变化为(本期净营运资本-上期净营运资本)/期末总资产,其中净营运资本等于营运资本减去现金和现金等价物之和;短期债务变化为(期末短期债务-上期末短期债务)/期末总资产;资本性支出用现金流量表中购买固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金除以期末总资产表示,是一个相对性指标。

在模型三中加入如下控制变量:企业净利润变化额( $\Delta \text{Netprofit}_{it}$ ),为企业净利润当期值和上期值的差额;非现金净资产变化额( $\Delta \text{Ncaasset}_{it}$ ),为资产扣除现金及现金等价物差值的变化额;资产财务费用变化额( $\Delta \text{Finexp}_{it}$ )。这些控制变量都用企业上期市值进行标准化调整。此外,还控制了资产负债率( $\text{Lev}_{it}$ )的影响。

另外,考虑到企业所在行业以及年度的影响,分别设立了年度虚拟变量( $\text{Year}$ )和行业虚拟变量( $\text{Industry}$ ),用来控制年度和行业效应。根据证监会2001年颁布的《上市公司行业分类指引》,将样本公司的行业类型分为13类,并以综合类上市公司为参照系,由于剔除了金融行业上市公司,故上市公司样本只覆盖12个行业,因此设置11个行业控制变量。本文以2004年为参照系,设置了7个年度虚拟变量。

## 三、实证研究结果分析

### (一)描述性统计

下页表1列示了各主要变量的描述性统计结果。其中,现金持有量变化( $\Delta \text{Cash}$ )的均值为0.0079,最大值为0.2779,最

□ 金融·保险

小值为-0.2803。现金流量(CF)的均值为0.0602,最大值为0.2548,最小值为-0.4231,说明不同样本企业的现金持有量变化和现金流量存在较大差异。银企关联关系(Bank)的均值为0.3421,即具有银企关联的企业占样本企业的34.21%,共有1453个样本,说明银企关联关系在我国上市公司中比较普遍。市场发育程度虚拟变量(DumMar)的均值为0.4931,说明处于高市场化程度的观察值在样本中占比49.31%。

表1 主要变量的描述性统计

| 变量     | 观测值数目 | 均值      | 标准差    | 最小值     | 最大值     |
|--------|-------|---------|--------|---------|---------|
| ΔCash  | 4247  | 0.0079  | 0.0834 | -0.2803 | 0.2779  |
| BHR    | 4247  | 0.1042  | 0.5887 | -1.0371 | 2.9501  |
| CF     | 4247  | 0.0602  | 0.0627 | -0.4231 | 0.2548  |
| Market | 4247  | 9.7852  | 1.8441 | 3.0900  | 12.0400 |
| DumMar | 4247  | 0.4931  | 0.5245 | 0       | 1       |
| Bank   | 4247  | 0.3421  | 0.4621 | 0.0000  | 1.0000  |
| Size   | 4247  | 21.1033 | 1.5267 | 9.4471  | 25.2548 |
| TQ     | 4247  | 1.5423  | 0.6872 | 0.8925  | 5.2145  |
| Noc    | 4247  | -0.0156 | 0.1539 | -0.3848 | 0.3599  |
| Sdebt  | 4247  | 0.0334  | 0.1462 | -0.4975 | 0.3809  |
| Capex  | 4247  | 0.0593  | 0.0722 | 0.0000  | 0.2854  |

(二) 回归分析

表2反映了市场发育水平对企业现金—现金流敏感性的回归结果。模型类型选择结果显示,应采用固定效应模型。同时,为消除可能存在的异方差和序列相关,本文采用广义最小二乘法(GLS)对其进行修正。其中,Wald chi2值为43.13,在1%的水平上显著,说明模型回归结果稳健。

回归结果表明,现金流量(CF)的系数为0.387,在1%水平上显著,说明企业现金流量越多,企业现金持有量的变化额越大。现金流量与市场发育程度的交互项(CF×Market)系数显著为负,为-0.073,说明企业所在地区的市场发育水平越高,企业的现金—现金流敏感性越低。由于市场发育水平越高,企业从外部获得融资相对容易,在内部累积现金的动机则不足,从而会降低企业现金—现金流敏感性,由此验证了假设1。

为检验假设2,本文首先依据市场发育程度中位数将样本分为高市场发育程度组和低市场发育程度组。通过分组发现,低市场发育程度组样本数为2153个,高市场发育程度组样本数为2094个。然后,运用广义最小二乘法(GLS)对固定效应模型进行回归。表3显示了银企关联在不同市场发育程度下对现金—现金流敏感性影响的回归结果。各模型的Wald chi2值都在1%的水平上显著,说明模型回归结果稳健。

在低市场发育程度组中,现金流量和银企关联交叉项(CF×Bank)的系数为-0.192,在1%水平上显著,表明虽然企业所在地区的低市场发育程度会增加企业融资的难度,但企

表2 市场发育水平对现金—现金流敏感性的回归结果

| 变量         | ΔCash     |        |
|------------|-----------|--------|
|            | 系数        | T值     |
| 常数项        | -0.451*** | -5.91  |
| CF         | 0.387***  | 8.56   |
| CF×Market  | -0.073*** | -3.07  |
| Market     | -0.006    | 1.24   |
| Size       | 0.068***  | 4.19   |
| TQ         | 0.022***  | 3.11   |
| Noc        | -0.246*** | -11.02 |
| Sdebt      | 0.041***  | 5.27   |
| Capex      | -0.148*** | 12.43  |
| Industry   | 控制        |        |
| Year       | 控制        |        |
| N          | 4247      |        |
| F检验        | 3.21***   |        |
| LM检验       | 62.29***  |        |
| Hausman检验  | 7.28***   |        |
| 模型设定形式     | FE        |        |
| Wald chi2值 | 43.13***  |        |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;表中FE为固定效应模型。下同。

表3 银企关联在不同市场发育水平下对现金—现金流敏感性影响的回归结果

| 变量         | 低市场发育程度组  |        | 高市场发育程度组  |       |
|------------|-----------|--------|-----------|-------|
|            | 系数        | T值     | 系数        | T值    |
| 常数项        | -0.384*** | 3.32   | -0.425*** | 2.74  |
| CF         | 0.355***  | 2.95   | 0.293**   | 3.04  |
| CF×Bank    | -0.192**  | -2.27  | 0.137     | 0.64  |
| Bank       | 0.018*    | 1.76   | -0.005    | 0.25  |
| Size       | 0.075***  | 3.21   | 0.040*    | 1.83  |
| TQ         | 0.062***  | 4.88   | 0.017     | 1.39  |
| Noc        | -0.216*** | -11.35 | -0.268*** | -9.46 |
| Sdebt      | 0.035**   | 2.14   | 0.051**   | 2.39  |
| Capex      | -0.125    | 6.42   | -0.246*** | 6.57  |
| Industry   | 控制        |        | 控制        |       |
| Year       | 控制        |        | 控制        |       |
| N          | 2153      |        | 2094      |       |
| F检验        | 5.32***   |        | 4.43***   |       |
| LM检验       | 34.57***  |        | 41.64***  |       |
| Hausman检验  | 13.62***  |        | 14.35***  |       |
| 模型设定形式     | FE        |        | FE        |       |
| Wald chi2值 | 28.31***  |        | 55.02***  |       |

业与银行建立关联关系可缓解企业的融资约束,因而银企关联可作为面对外部融资约束时的一个替代选择,从而使得企业的现金—现金流敏感性较低,证实了假设2。同时,在高市场发育程度组中,现金流量和银企关联交叉项(CF×Bank)的系数为0.137,但不显著,说明银企关联对企业现金—现金流敏感性的作用并不显著。

为检验假设3,本文首先依据市场发育程度中位数将样本分为高市场发育程度组和低市场发育程度组,然后分别在这两个组内将样本分为有银企关联样本组和无银企关联样本组,对全样本的二重分组,本文简称为“一低一无”、“一低一有”、“一高一无”以及“一高一有”四个样本组合。回归结果见表4。

表4 现金变化和现金价值敏感性的分组回归结果

| 变量         | 低市场发育程度组             |                      | 高市场发育程度组              |                       |
|------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
|            | 无银企关联组               | 有银企关联组               | 无银企关联组                | 有银企关联组                |
| 常数项        | -0.246***<br>(-4.23) | -0.099*<br>(-1.72)   | -0.054<br>(1.01)      | -0.138**<br>(2.47)    |
| ΔCash      | 1.092***<br>(8.44)   | 0.613***<br>(7.86)   | 0.775***<br>(6.51)    | 0.969***<br>(6.82)    |
| ΔNetprofit | 1.366***<br>(4.06)   | 1.047***<br>(3.04)   | 0.303**<br>(2.44)     | 0.801**<br>(2.52)     |
| ΔNcaasset  | 0.453***<br>(5.67)   | 0.376***<br>(4.99)   | 0.409<br>(1.10)       | 0.312*<br>(1.80)      |
| ΔFinexp    | 6.196***<br>(13.35)  | 4.182***<br>(12.78)  | -5.228***<br>(-13.84) | -2.273***<br>(-14.26) |
| Lev        | -0.815***<br>(-4.91) | -0.824***<br>(-5.75) | -0.540***<br>(-4.28)  | -0.557**<br>(-2.30)   |
| Industry   | 控制                   | 控制                   | 控制                    | 控制                    |
| Year       | 控制                   | 控制                   | 控制                    | 控制                    |
| N          | 953                  | 1218                 | 1859                  | 235                   |
| F检验        | 5.89***              | 6.21***              | 3.91***               | 4.86***               |
| LM检验       | 58.29***             | 49.37***             | 62.23***              | 66.74***              |
| Hausman检验  | 10.06***             | 11.54***             | 9.82***               | 8.15***               |
| 模型设定形式     | FE                   | FE                   | FE                    | FE                    |
| Wald chi2值 | 40.25***             | 45.77***             | 55.89***              | 51.33***              |

注:括号中数字为对应系数的t统计值。

在低市场发育程度组中,具有银企关联的样本数为1218个,大于不具有银企关联的样本数(953),表明在市场发育程度较低时,企业通过建立银企关联可缓解融资约束。而在高市场发育程度组中,具有银企关联的样本数为235个,小于不具有银企关联的样本数(1859),表明在市场发育程度较高时,企业与银行建立关联的作用下降,显得并不必要。

在四组样本的回归结果中,ΔCash的系数都为正,且都在1%的水平上显著。其中,“一低一无”样本组中ΔCash的系数为1.092,大于“一低一有”样本组的系数0.613,说明前一类样本企业持有一元现金带来的价值要高于后者。而在“一高

一无”样本组中企业持有一元现金带来的价值为0.775,要小于“一高一有”样本组的0.969,从而验证了假设3。总的来说,“一低一无”样本组中ΔCash系数最大,说明在市场发育程度较低和企业不具有银企关联条件下,企业面临的融资约束更强,故企业增加现金持有更能提高其现金价值效应。而“一高一有”样本的现金价值效应要高于“一低一无”样本,原因在于市场发育程度较高且企业具有银企关联关系时,外部市场发展较好、法律制度较为完善,加之银行的监督作用,都有助于减少企业内部的代理问题,因而企业持有更多现金也能带来更高的现金价值。

### (三) 稳健性检验

为了验证结果的可靠程度,增强研究结论的可信度,本文进行了稳健性检验:①为克服异方差和残差序列相关性可能会对GLS估计结果产生偏误的问题,我们对系数的标准误进行了稳健回归(robust)处理,并在公司层面予以了聚类(cluster);②由于样本区间跨度为八年,为控制个体效应,我们使用了面板数据固定效应和随机效应模型对文中涉及的回归模型进行重新检验。

考虑到文章篇幅,本文只给出了几个关键变量的稳健性检验回归结果,具体如下:①现金流量(CF)的系数在1%水平上显著,现金流量与市场发育程度交互项(CF×Market)的系数显著为负,说明企业所在地区的市场发育程度越高,企业的现金—现金流敏感性越低。②在低市场发育程度组中,现金流量和银企关联交叉项(CF×Bank)的系数在1%的水平上显著为负,表明虽然企业所在地区的低市场发育程度会增加企业融资的难度,但企业与银行建立关联关系可缓解企业的融资约束,而在高市场发育程度组中,交叉项(CF×Bank)的系数不显著。③“一低一无”样本的ΔCash系数最大,说明在市场发育程度较低和企业不具有银企关联条件下,企业面临的融资约束更强,故企业增加现金持有更能提高其现金价值效应,而“一高一有”样本的现金价值效应要高于“一低一无”样本。

总的来说,本文的稳健性检验结果与前文的回归结果比较一致,说明本文的结论较为稳健。

### 四、研究结论

银企关联关系在我国上市公司中较为普遍,目前相关文献针对银企关联对企业现金管理策略的研究大多停留在现金持有的动态调整上,尚未发现有文献研究其对现金—现金流敏感性的影响。另外,对于银企关联的度量大多只是从高管银行关联或者持股银行关联等某一方面进行。因而,本文基于Almeida等(2004)、Faulkender和Wang(2006)的方法,将银企关联定义为具有高管银行关联或持股银行关联的关系,结合我国国情来研究银企关联对企业现金—现金流敏感性和现金价值效应的影响以及在不同市场发育程度下银企关联对现金—现金流敏感性影响的差异性。

## □ 金融·保险

研究结果表明:高市场发育程度有助于降低现金—现金流敏感性;而当市场发育程度较低时,银企关联这一非正式的制度安排会显著降低现金—现金流敏感性,进一步研究表明该影响在不同市场发育程度地区的上市公司中具有显著差异性。具体来说,银企关联对处于低市场发育程度地区企业的现金—现金流敏感性有显著抑制作用,而对处于高市场发育程度地区企业的这一影响并不明显。具体而言,当企业处于低市场发育程度地区且无银企关联关系或处于高市场发育程度地区且拥有银企关联的情形时,企业持有现金带来的现金价值效应更高。

对于国家宏观经济而言,市场发育的程度对企业融资及其发展有着重要的影响,直接关系到国民经济的健康发展。对于企业个体而言,融资约束决定了企业发展的能力和速度。本文的研究表明,当外部市场发育程度较低时,企业积极与银行建立关联关系能降低企业现金流敏感性,建立银企关联是应对金融生态环境恶化的有效策略选择。因此,企业应积极构建和完善与银行的关联关系,尤其是处于市场发育程度较低地区的企业,这有助于企业拓宽融资渠道,减少对外部融资的依赖,最大限度地发挥内部现金的使用效率,这对企业现金持有决策具有重要的借鉴意义和参考价值。

### 主要参考文献:

张敏,刘颖,张雯.关联贷款与商业银行的薪酬契约——基于我国商业银行的经验证据[J].金融研究,2012(5).

Booth J. R., Deli D. N.. On executives of financial institutions as outside directors[J]. Journal of Corporate Finance, 1999(5).

唐建新,卢剑龙,余明桂.银行关系、政治联系与民营企业贷款——来自中国民营上市公司的经验证据[J].经济评论,2011(3).

陈仕华,马超.高管金融联结背景的企业贷款融资:由A股非金融类上市公司观察[J].改革,2013(4).

Ciamarra E.. Monitoring by affiliated bankers on board of directors: evidence from corporate financing outcomes [J]. Financial Management,2012(3).

邓建平,曾勇.金融生态环境、银行关联与债务融资——基于我国民营企业的实证研究[J].会计研究,2011(12).

Burak Güner A., Malmendier U., Tate G.. Financial expertise of directors[J]. Journal of Financial Economics,2007(2).

Dittmann I., Maug E. G., Schneider C.. Bankers on the Boards of German Firms: What They Do, What They Are Worth, and Why They Are (Still) There [J].General Information,2010(1).

翟胜宝,易早琴,郑浩等.银企关系与企业投资效率——基于我国民营上市公司的经验证据[J].会计研究,2014(4).

李文贵.银行关联关系、市场发育程度与资本配置效率[J].财经论丛,2013(6).

陈栋,陈运森.银行股权关联、货币政策变更与上市公司现金管理[J].金融研究,2012(12).

杨小平,罗付岩.宏观政策调整下银企关系与公司现金持有策略[J].商业研究,2014(6).

银加敏,钱崇秀.银行高管背景关联对企业现金持有的影响[J].财会月刊,2015(11).

Almeida H., Campello M., Weisbach M. S.. The cash flow sensitivity of cash[J]. Journal of Finance,2004(4).

Faulkender M., Wanh R.. Corporate financial policy and the value of cash[J]. Journal of Finance,2006(4).

夏立军,方秩强.政府控制、治理环境与公司价值[J].经济研究,2005(5).

顾乃康,孙进军.区域市场化进程的差异对我国上市公司现金持有量的影响研究[J].管理评论,2009(7).

Bao D., Chan K. C., Zhang W.. Asymmetric cash flow sensitivity of cash holding [J]. Journal of Corporate Finance, 2012(18).

彭程,杨红,黄荣.企业投资决策与财务风险的动态关系——基于外贸型上市公司的实证研究[J].云南财经大学学报,2012(4).

曹森.交叉上市、治理环境与上市公司超额现金价值[J].管理科学,2012(4).

Tong Z.. Firm diversification and the value of corporate cashholdings [J]. Journal of Corporate Finance,2011(17).

Dittmar A., Mahrt-Smith J., Servaes H.. International corporate governance and corporate cash holdings [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis,2003(2).

Carilli A.M..Sheltering corporate assets from political extraction[R].Working Paper,2010.

作者单位:1.福建农林大学安溪茶学院,福州 350002; 2.福建农林大学管理学院,福州 350002