

大股东联结下的公司现金持有行为*

陆贤伟 王建琼

[摘要] 现金持有政策是公司经营活动中重要决策内容,而大股东属性对现金持有水平具有重要影响。在构建同一大股东控制对公司现金持有行为理论模型的基础上建立相应研究假设,采用 QAP 回归方法实证检验存在大股东联结公司间现金持有行为的相似性;此外,采用倾向配对方法进行样本配对来进一步实证检验是否存在大股东联结关系的样本间现金持有行为的差异性。实证研究发现,大股东联结关系影响公司现金持有行为,大股东联结的公司间现金持有水平显著相近,表明大股东个人偏好而非公司特征决定现金持有决策;大股东联结关系对现金持有行为一致性的影响并非由大股东联结下其持股比例相似性造成的,在大股东联结下,是否存在相同控制权而非控制权大小是否相近决定公司间现金持有行为相似性;进一步的实证结果得出,相比于不存在大股东联结的公司样本,存在大股东联结关系的公司的现金持有水平更高。研究结论表明大股东属性在公司现金持有行为决策中扮演重要角色。

关键词: 大股东联结 现金持有行为 个人偏好

JEL 分类号: G10 G30 G32

现金作为经营活动中重要资产,企业现金持有行为备受关注。Opler et al.(1999)、Bates et al.(2009)以美国证券市场为研究对象,发现预防动机是企业持有大量现金的主要因素;而 Dittmar (2003)采用国际数据进行实证对比后发现,相比于较高的投资保护水平的美国资本市场,在投资者保护较低的国家,代理成本影响现金持有行为。在证券市场投资者保护程度较弱的中国资本市场,代理成本(辛宇和徐莉萍,2006;廖理和肖作平,2009)和预防动机(顾乃康和孙进军,2009)同时影响上市公司现金持有行为。

以往的研究主要集中于考察不同个体在不同环境下的现金持有影响因素,而对于同一个体在面临不同外部环境下的现金持有行为研究较少。从理性人的角度出发,个体应根据外部环境变化而采取不同的现金持有策略,因此,现金持有行为则由公司面临的外部特征来决定(Dittmar and Duchin, 2013);但是行为经济学认为个体存在有限理性,从而使其在决策时产生偏好依赖(参照点效应、框架效应等)(Tversky and Kahneman, 1991),个人知识、经历等对决策行为产生重要影响(Malmendier and Nagel, 2011)。基于个人偏好的角度,Dittmar and Duchin(2013)研究发现 CEO 以往的工作经历影响现金持有水平,如果其曾任职的企业经历过财务困境,那么 CEO 将更为保守并会持有大量现金。

在投资者保护水平较低的国家,代理问题是影响企业现金持有水平的主要因素(Dittma et al., 2003)。我国证券市场上投资者保护程度还有待改善,加之股权相对集中的特征,代理冲突特别是大股东和中小股东的利益冲突成为了我国证券市场的主要特征。相较于发达资本市场,我国资本

* 陆贤伟,西南石油大学经济管理学院讲师,管理学博士;王建琼,西南交通大学经济管理学院教授,博士生导师,医学博士。本文得到西南石油大学青年教师“过学术关”项目(项目编号:201499010053)、全国教育科学规划青年基金项目(项目编号:CIA140187)的资助。作者感谢匿名审稿人对论文改进提出的宝贵意见,当然文责自负。

市场中现金持有行为很大程度取决于大股东而非管理层。现金资产的流动性和便利性,大股东通过资金占用来侵占中小股东利益在我国证券市场已屡见不鲜(沈艺峰等,2008)。因此,研究同一大股东在面临不同外部环境下现金持有行为有利于进一步加深对大股东如何配置个人偏好和外部环境来进行现金持有行为的决策。

本文可能的贡献在于:(1)从个人偏好和外部环境因素两个角度,构建了大股东联结下现金持有行为的理论模型,丰富了现金持有行为的理论研究;(2)本研究结论认为大股东联结下公司间现金持有行为存在显著相似性,在大股东联结下大股东个人偏好而非公司面临的外部环境特征影响其现金持有行为,拓展了大股东行为动机对治理决策影响的实证研究;(3)已有研究表明,大股东持股比例对现金持有比例存在显著线性关系(廖理和肖作平,2009)或者非线性关系(高雷和张杰,2008),但是本文研究认为在大股东联结下,大股东持股比例相似性并未显著增强公司间现金持有行为相似性,表明在大股东联结下,对公司是否存在控制权而控制权大小决定了公司现金持有行为,进一步加深和拓展了大股东持股比例影响现金持有行为方面的研究。

一、文献回顾与理论分析

(一)文献回顾

Opler et al.(1999)从权衡理论和融资优序理论出发,研究发现投资机会和现金流风险导致企业持有更多的现金而融资机会的增加使其降低现金持有,因此,预防动机成为美国公司持有大量现金的主要因素。Bates et al.(2009)采用1980~2006年美国上市公司的数据实证研究发现,企业现金持有的增加主要是由于现金流波动风险造成的,企业持有现金的动机是预防动机而非代理成本。以欧元区国家上市公司为样本进行实证检验,Ferreira et al.(2004)的研究同样支持预防假说的结论。代理成本对现金持有行为的影响因证券市场投资者保护程度水平差异而不同,相比于Opler et al.(1999)研究专注于投资者保护程度较高的美国证券市场,Dittmar et al.(2003)通过对45个国家上市公司进行实证研究发现,在投资保护水平较弱的国家,代理成本是影响企业现金持有的重要因素。Dittmar and Mahrt-Smith(2007)和Harford et al.(2008)的研究结论同样支持代理冲突影响现金持有行为。Gao et al.(2013)对比分析上市公司与非上市公司现金持有量后发现,尽管非上市公司面临更少的外部融资机会以及更高预防性风险,但持有的现金水平少于上市公司,而较高的代理成本是上市公司现金持有水平更高的原因。

我国上市公司热衷于持有大量现金,并且现金持有比率高于其他国家(祝继高和陆正飞,2009)。基于预防动机假说角度,顾乃康和孙进军(2009)研究发现现金流波动风险与现金持有比例显著正相关,研究结论支持预防性动机,祝继高和陆正飞(2009)的研究同样支持上市公司现金持有的预防性动机假说。我国证券市场投资者保护水平较弱,面临股东和管理层以及大股东和中小股东的双重代理冲突,并且大股东与中小股东的代理冲突已成为我国证券市场的主要特征。因此,大量学者从代理理论角度出发研究上市公司的现金持有动机(沈艺峰等,2008;廖理和肖作平,2009)。辛宇和徐莉萍(2006)研究发现公司治理机制影响现金持有水平,治理水平较高的公司其现金持有量更低(廖理和肖作平,2009)。大股东通过占用上市公司现金实现利益侵占(沈艺峰等,2008)、高雷和张杰(2008)证实大股东持股比例以及大股东国有属性对企业现金持有具有重要影响。

个体的经验、成长环境影响其行为决策(Malmendier and Nagel,2011;Malmendier et al.,2011),从而导致其行为有别于期望效用理论下的行为决策过程。因此,现金持有行为会受个人偏好的影响从而存在非理性决策行为,Dittmar and Duchin(2013)研究发现CEO以往的工作经历影响现金持有水平,如果其曾任职的企业经历过财务困境,那么CEO将更为保守并会持有大量现金。

(二)理论分析

为了构建理论模型,从上述文献的研究结论中,可以简化地将现金持有行为的影响因素归结为两个部分:个人偏好(Dittmar and Duchin, 2013)和公司特征(Dittmar et al., 2003; 廖理和肖作平, 2009)。因此,对于 N 个个体,可以将现金持有水平偏好的理论模型构造如下:

$$U_i = \alpha_i A_i + \beta_i B_i \quad (i=1, \dots, N) \quad (1)$$

其中 U_i 为个体 i 的现金持有偏好水平 ($U_i \neq 0$), A_i 为个体 i 的个人偏好, B_i 为个体 i 的公司特征, α 为赋予个人偏好的权重 $1 \geq \alpha \geq 0$, β 为赋予公司特征的权重, $1 \geq \beta \geq 0$, 并且 $\alpha + \beta = 1$ 。

根据式(1),任意两个个体之间现金持有偏好水平的相似性模型可以表示如下:

$$P_{i,j} = \frac{U_i}{U_j} = \frac{\alpha_i A_i + \beta_i B_i}{\alpha_j A_j + \beta_j B_j} \quad (i, j=1, \dots, n) \quad (2)$$

其中, P 为个体 i 与个体 j 间现金持有偏好水平相似度, P 值越趋近于 1, 则个体间的现金持有偏好越相近。

假定存在乘数 m 使得 $B_i = mA_i$ (个体的现金持有偏好形成机制相同), 则有

$$P_{i,j} = \frac{A_i}{A_j} \left(\frac{\alpha_i + m\beta_i}{\alpha_j + m\beta_j} \right) = \frac{A_i}{A_j} \left(\frac{1 - \beta_i + m\beta_i}{1 - \beta_j + m\beta_j} \right) \quad (3)$$

令 $Q_{i,j} = \frac{1 - \beta_i + m\beta_i}{1 - \beta_j + m\beta_j}$, 则有

$$P_{i,j} = \frac{A_i}{A_j} \times Q_{i,j} \quad (4)$$

因此,从式(4)可以看出, P 值大小取决于两部分:个人偏好差异 ($\frac{A_i}{A_j}$) 和公司特征差异 ($Q_{i,j}$)。

在理性人的假设下,当 $A_i \neq A_j$ 时则 i 与 j 公司间现金持有水平同时取决于个人偏好差异 ($\frac{A_i}{A_j}$) 和公司特征差异 ($Q_{i,j}$); 而当 $A_i = A_j$ 时,则 i 与 j 公司间现金持有水平取决于公司特征差异 ($Q_{i,j}$) 即表明当个人偏好因素一致时,个体间现金持有行为相似性则取决于公司特征。但非理性人假设认为,个体的经验、成长环境影响其行为决策 (Malmendier and Nagel, 2011; Malmendier et al., 2011), 因而,当 $A_i = A_j$ 时,个体的偏好而非公司特征占主导地位,即个体 i 与 j 公司间公司特征差异 ($Q_{i,j}$) 将被弱化,从而使得 i 与 j 公司间现金持有行为更多取决于个人偏好即 $P_{i,j} = \frac{A_i}{A_j} = 1$ 。

上述分析中并未考虑大股东持股比例的影响。大股东联结下现金持有行为相似性可能是通过持股比例偏好一致性来实现传导。因此,本文进一步将大股东持股比例纳入分析模型。假定大股东偏好为 φ , 同一大股东控制下的 i 公司大股东持股比例为 γ_i , j 公司大股东持股比例为 γ_j , 则大股东联结下现金持有行为相似性的影响可以分为两部分:意愿相似性 (φ) 和能力相似性 (γ)。因此,在大股东联结的情况下,考虑持股比例影响的现金持有行为偏好可以在式(4)的基础上拓展为:

$$P_{i,j} = \frac{A_i}{A_j} \times Q_{i,j} = \left(\frac{\varphi + \gamma_i}{\varphi + \gamma_j} \right) \times Q_{i,j} = \left(1 + \frac{\gamma_i - \gamma_j}{\varphi + \gamma_j} \right) \times Q_{i,j} \quad (5)$$

式(5)则表示在理性人假设下考虑了大股东持股比例时现金持有行为。在非理性人的假设下即大股东联结关系影响现金持有行为,那么式(5)可以进一步表示为:

$$P_{i,j} = \frac{A_i}{A_j} = \frac{\varphi + \gamma_i}{\varphi + \gamma_j} = 1 + \frac{\gamma_i - \gamma_j}{\varphi + \gamma_j} \quad (6)$$

式(6)中由于大股东相同,因而 φ 的值相同,若 γ_i 与 γ_j 值越相近,则 P 的值越趋近于 1, 当 $\gamma_i = \gamma_j$ 时则 $P=1$ 。

表1则给出了上述理论模型分析中在不同的个体行为假设(理性人和非理性人)和是否考虑大股东持股比例的情况下P值的取值结果。

表1 P在不同条件下的取值

$A_i \neq A_j$	$A_i = A_j$			
	理性人假设		非理性人假设	
	不考虑持股比例	考虑持股比例	不考虑持股比例	考虑持股比例
$P_{i,j} = \frac{A_i}{A_j} \times Q_{i,j}$	$P_{i,j} = Q_{i,j}$	$P_{i,j} = (1 + \frac{\gamma_i - \gamma_j}{\varphi + \gamma_j}) \times Q_{i,j}$	$P_{i,j} = \frac{A_i}{A_j} = 1$	$P_{i,j} = (1 + \frac{\gamma_i - \gamma_j}{\varphi + \gamma_j})$

(三)研究假设

不考虑持股比例的情况下,从理性人的角度出发,当*i*公司与*j*公司的大股东一致时,其现金持有行为则取决于公司特征,因此,在大股东相同的情况下,公司特征因素决定现金持有最优水平。个体在进行行为决策时存在参照依赖(Tversky and Kahneman, 1991), Malmendier and Nagel (2011), Malmendier et al. (2011) 研究发现 CEO 个人的过去经历以及成长环境对其治理决策产生重要影响。Dittmar and Duchin (2013) 研究发现 CEO 以往的工作经历影响现金持有水平, 如果其曾任职的企业如果面临过财务困境, 那么 CEO 将更为保守并会持有大量现金。在股权相对集中的中国资本市场, 大股东依靠其控股地位实现对上市公司利益的侵占。公司治理决策更多体现大股东的意志(沈艺峰等, 2008)。大股东的个人偏好决定了公司现金持有水平(即表1中 $P_{i,j} = \frac{A_i}{A_j} = 1$)。因此, 本文提出以下研究假设:

H1: 大股东联结(存在相同大股东)的公司间现金持有水平相近。

已有研究表明, 大股东持股比例显著影响企业现金持有水平(辛宇和徐莉萍, 2006b; 廖理和肖作平, 2009)。大股东的行为偏好可能导致现金持有行为一致性, 但另一方面, 大股东行为偏好也可能体现在持股比例上, 即大股东联结的企业也可能导致其相似持股比例偏好, 从而通过大股东持股比例进而影响现金持有行为。因此, 如果大股东联结关系影响现金持有行为, 那么持股比例越相近对现金持有行为相似度的影响程度更大(即表1中 $P_{i,j} = (1 + \frac{\gamma_i - \gamma_j}{\varphi + \gamma_j})$), 因此, 本文提出如下研究假设:

H2: 在大股东联结下, 持股比例越相近的公司间现金持有水平越相近。

二、研究设计

(一)变量定义

现金持有比率差异矩阵(DCASH): 借鉴沈艺峰等(2008)、Dittmar and Duchin(2013), 本文将现金持有比率(CASH)定义为货币资金加上交易性金融资产等短期性投资除以净资产(净资产为总资产减去货币资金加上交易性金融资产等短期性投资)的比值。假定样本为*N*, 本文构建*N*×*N*的现金持有比率差异矩阵(DCASH)元素取值为:

$$DCASH_{i,j} = \left| \ln\left(\frac{CASH_i}{CASH_j}\right) \right| \quad i, j = 1, 2, 3, \dots, N (\text{下同}) \quad (7)$$

大股东联结矩阵(*DFIRST*):采用上市公司是否属于同一大股东控制构建 $N \times N$ 大股东联结矩阵。大股东联结矩阵(*DFIRST*)元素取值为:

$$DFIRST_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{公司 } i, j \text{ 为同一大股东控制} \\ 0 & \end{cases} \quad (8)$$

大股东持股比例差异矩阵(*DFRA*):大股东持股比例是影响现金持有的重要因素(廖理和肖作平,2009)。大股东持股比例(*FRA*)反映了大股东的控制权程度,大股东持股比例差异矩阵的元素取值为:

$$DFRA_{i,j} = \left| \ln \left(\frac{FRA_i}{FRA_j} \right) \right| \quad (9)$$

代理成本矩阵(*DAC*):代理成本高低是影响现金持有的重要因素(Dittmar et al.,2003),那么面临相同代理成本的公司的现金持有更为相似。借鉴陆贤伟等(2013),本文使用管理费用占销售额比例作为代理成本(*AC*)的测度。如果样本公司的 *AC* 大于样本中位数,则 *AC* 取值为 1,反之取值为 0。因此,本文构建的代理成本矩阵(*DAC*)元素取值为:

$$DAC_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{公司 } i, j \text{ 的 } AC \text{ 值相等} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad (10)$$

两职状况矩阵(*DDUAL*):董事长与总经理的两职合一意味着更为严重的代理成本。在样本中,如果董事长与总经理两职合一,则 *DUAL* 取值为 1,反之为 0。本文构建的两职状况矩阵(*DDUAL*)元素取值如下:

$$DDUAL_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{公司 } i, j \text{ 的 } DUAL \text{ 值相等} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad (11)$$

资产负债率差异矩阵(*DLEV*):资产负债率导致较高的融资压力使得公司持有更多现金(Ferreira和Vilela,2004)。资产负债率(*LEV*)为总负债除以总资产的值,本文构建的资产负债率差异矩阵(*DLEV*)元素的取值如下:

$$DLEV_{i,j} = \left| \ln \left(\frac{LEV_i}{LEV_j} \right) \right| \quad (12)$$

成长性差异矩阵(*DMB*):拥有更多投资机会的公司会持有更多的现金以避免融资约束的影响(Bates等,2009)。成长性(*MB*)为总资产帐面价值除以总资产市场价值的值,本文构建的成长性差异矩阵(*DMB*)元素取值为:

$$DMB_{i,j} = \left| \ln \left(\frac{MB_i}{MB_j} \right) \right| \quad (13)$$

公司规模差异矩阵(*DSIZE*):公司规模影响公司的现金持有行为(Gao等,2013)。公司规模(*SIZE*)为总资产取自然对数后的值,本文构建的公司规模差异矩阵(*DSIZE*)元素取值为:

$$DSIZE_{i,j} = \left| \ln \left(\frac{SIZE_i}{SIZE_j} \right) \right| \quad (14)$$

现金流波动性差异矩阵(*DVAR*):预防动机是企业持有现金的主要动机(Bates et al.,2009)。借鉴顾乃康和孙进军(2009)、Gao等(2013),本文采用现金流标准差(*VAR*)来测度预防动机,现金流标准差(*VAR*)为样本期间 $t-2$ 年至 t 年经营活动产生的现金流量净额/净资产的标准差,因此,现金流波动性差异矩阵(*DVAR*)元素取值为:

$$DVAR_{i,j} = \left| \ln \left(\frac{VAR_i}{VAR_j} \right) \right| \quad (15)$$

地域联结矩阵(*DDY*):地域联结关系也是公司间联结关系的重要组成部分,是一种被动型的嵌入关系,地域联结关系影响公司治理决策的一致性(Kedia et al.,2009)。地域环境影响公司现金持有水平,罗琦和许俏晖(2009)研究发现金融市场化程度较高地区的公司会持有较多的现金。为此,本文构建地域联结矩阵作为控制变量,地域联结矩阵(*DDY*)元素取值为:

$$DDY_{i,j}=\begin{cases} 1 & \text{公司 } i,j \text{ 注册地处于相同省份} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad (16)$$

现金股利支付矩阵(*DDIV*):支付现金股利的公司需要保留更多的现金以满足支付需求,廖理和肖作平(2009)研究发现现金股利支付的企业保持更高的现金持有比率。如果样本公司支付现金股利则 *DIV* 取值为 1,反之为 0,因此,本文构建的现金股利支付矩阵(*DDIV*)元素取值为:

$$DDIV_{i,j}=\begin{cases} 1 & \text{公司 } i,j \text{ 的 } DIV \text{ 值相等} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad (17)$$

行业矩阵(*DHY*):公司现金持有比率因行业不同而存在差异(连玉君等,2011),行业内企业现金持有水平存在相似性。为此,本文构建行业差异矩阵(*DHY*)的元素取值为:

$$DHY_{i,j}=\begin{cases} 1 & \text{公司 } i,j \text{ 属于相同行业} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad (18)$$

控制人类型矩阵(*DCON*):相比于国有企业,非国有企业面临更大的融资约束水平从而持有跟多的现金(罗琦和许俏晖,2009)。如果样本公司实际控制人类型为国有则 *CON* 取值为 1,反之为 0。控制人性质的企业现金持有水平表现出相似性,本文构建控制人类型矩阵(*DCON*),其元素取值为:

$$DCON_{i,j}=\begin{cases} 1 & \text{公司 } i,j \text{ 的 } CON \text{ 值相等} \\ 0 & \text{其它} \end{cases} \quad (19)$$

(二)估计方法

为了验证 H1 即大股东联结关系是否影响公司间现金持有水平的相似性,本文构建如下回归模型进行考察:

$$DCASH=\alpha_1+\beta_{11}DFIRST+\beta_{12}DAC+\beta_{13}DDUAL+\beta_{14}DLEV+\beta_{15}DMB+\beta_{16}DSIZE \\ +\beta_{17}DVAR+\beta_{18}DDY+\beta_{19}DDIV+\beta_{120}DHY+\beta_{121}DCON+\varepsilon \quad (20)$$

$$DCASH=\alpha_2+\beta_{21}DFIRST+\beta_{22}DFRA+\beta_{23}DAC+\beta_{24}DDUAL+\beta_{25}DLEV+\beta_{26}DMB \\ +\beta_{27}DSIZE+\beta_{28}DVAR+\beta_{29}DDY+\beta_{220}DDIV+\beta_{221}DHY+\beta_{222}DCON+\varepsilon \quad (21)$$

其中,被解释变量为现金持有比率差异矩阵(*DCASH*),解释变量为大股东联结矩阵(*DFIRST*)。式(20)与式(21)的区别在于,在式(20)中并未考虑大股东持股比例相似度的影响,而式(21)中则将大股东持股比例差异矩阵(*DFRA*)作为控制变量加入回归方程中。*DAC*、*DDUAL*、*DLEV*、*DMB*、*DSIZE*、*DVAR*、*DDY*、*DDIV*、*DHY* 和 *DCON* 分别为相应的控制变量,上述变量定义已在前文详述,这里不再赘述。因此,如果大股东联结影响公司现金持有比率(大股东联结使得公司间现金持有比率越相近),则表现为和应显著为负。

为了验证 H2 即大股东联结对公司间现金持有的影响是否是由于大股东持股相似性造成的,本文在式(21)的基础上加入大股东联结矩阵与大股东持股比例差异矩阵的交互项 *DFIRST*×*DFRA* (矩阵对应元素相乘),回归模型如下:

$$DCASH=\alpha_3+\beta_{31}DFIRST+\beta_{32}DFRA+\beta_{33}DFIRST\times DFRA+\beta_{34}DAC+\beta_{35}DDUAL+\beta_{36}DLEV \\ +\beta_{37}DMB+\beta_{38}DSIZE+\beta_{39}DVAR+\beta_{330}DDY+\beta_{331}DDIV+\beta_{332}DHY+\beta_{333}DCON+\varepsilon \quad (22)$$

其中,被解释变量为现金持有比率差异矩阵(*DCASH*),如果 *DFIRST*×*DFRA* 项回归系数(β_{33})显著

为正,即表明大股东联结关系下公司间现金持有比例相似性是由于其持股比例相似性造成的。式(22)中相应的控制变量与式(20)和式(21)相同。

网络分析方法可以检验在一个特定的社会背景下的网络联结模式是否与其他重要的模式(比如决策制定模式)相关联(Kilduff and Tsai,2003)。式(20)、(21)和(22)的关系矩阵回归模型,讨论的是多个矩阵和一个矩阵之间的回归关系。由于各个观察值之间相互不独立,运用常规的统计检验方法进行参数估计和统计检验得出的相关性则可能是虚假的(刘军,2009),因此,为了检验两类或两类以上关系间是否存在相关性,本文采用 QAP(Qauadratic Assignment Procedure,二次指派程序)回归方法进行分析(Everett,2002)。

三、实证分析

(一)样本选择与数据来源

本文采用 2011 年报数据进行实证分析。由于计算现金流波动性指标(*VAR*)需要用到前两期年报数据(即 2009 和 2010),因此,剔除 2008 年 12 月 31 日以后上市的样本,此外,本文还剔除金融行业以及相应变量值数据缺失样本,最终剩余样本共 1542 家上市公司。对应的观察值为 1542 家上市公司组成的关系矩阵,总计 2376222 个观测值即 $N \times (N-1)$ 。为了保证回归结果的稳健性,我们还将采用 2012 年年报数据进行稳健性检验。样本公司的财务数据以及大股东信息数据来源于 CSMAR 数据库,公司治理数据来源于 CCER 数据库。矩阵变量(*DCASH*、*DFRA*、*DLEV*、*DMB*、*DSIZE* 和 *DVAR*)采用 Matlab 软件进行编程计算,其余矩阵变量构建采用社会网络分析软件 Ucinet6.0 进行。QAP 相关性检验以及 QAP 回归分析采用 Ucinet6.0 进行估计。

(二)描述性统计结果及相关性检验

表 2 给出了主要变量的描述性统计结果。从表中可以看出,样本区间内,企业现金持有比例的均值为 0.353,表明现金资产已成为企业资产构成的重要组成部分。*FIRST* 为大股东联结关系虚拟变量(如果公司 *i* 至少与一个其他公司为同一大股东控制则 *FIRST* 取值为 1,反之为 0;例如如果公司 *a* 与 *b* 同为大股东 *C* 控制,公司 *e* 与 *f* 同为大股东 *D* 控制,公司 *g* 与其他公司不存在相同大股东,则公司 *a*、*b*、*e* 和 *f* 的 *FIRST* 取值为 1,而公司 *g* 的 *FIRST* 取值为 0),*FIRST* 的均值为 0.137,表明约有 14%的公司属于大股东联结关系样本,大股东联结关系在上市公司关系中已占据重要地位。我国上市公司一股独大的现状依然较为明显,大股东持股比例的(*FRA*)的均值高达 35.4%。现金流波动性值的均值为 0.065,标准差为 0.099,这与顾乃康与孙进军(2009)研究中采用 2000~2005 年数据得出的现金流波动性均值为 0.076,标准差为 0.106 颇为相近,表明我国上市公司现金流波动性具有一定稳定性。此外,其它各变量的描述性统计值也与顾乃康与孙进军(2009)的描述性统计结果较为相近,在一定程度上表明本文采用的截面数据具有一定的稳定性。

此外,表 2 还给出了各个差异矩阵变量的平均差异系数(计算公式详见表 2 后的注释)描述性统计结果。平均差异系数说明了某个公司与样本中其它公司间平均差异程度,该数值越大表明该个体与其它个体间平均差异程度越大。从表 2 中可以看出,*MCASH* 的均值为 1.12,最小值为 0.758,最大值则达到 7.314,这一统计结果表明我国上市公司间现金持有比例差异程度较大,但结合四分位数来看,约有 75%左右的公司间的现金持有比例平均差异系数差值范围在 0.5 以内($1.216(75\% \text{处分位数值}) - 0.758(\text{最小值}) = 0.458$),说明大部分公司间的现金持有比例存在一定的相似性,为本研究可行性提供数据支持;差异程度同样较大的则是现金流波动平均差异系数(*MVAR*),*MVAR* 的均值为 1.044,最小值为 0.722 而最大值为 5.219,表明我国上市公司间现金流

表 2 描述性统计结果

	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值	四分位数		
							25%	50%	75%
<i>CASH</i>	1542	0.353	0.159	3.266	0.000	118.782	0.092	0.159	0.282
<i>FIRST</i>	1542	0.137	0	0.344	0	1	0	0	0
<i>FRA</i>	1542	0.354	0.333	0.158	0.022	0.894	0.230	0.333	0.465
<i>AC</i>	1542	0.5	0.5	0.5	0	1	0	0.5	1
<i>DUAL</i>	1542	0.16	0	0.37	0	1	0	0	0
<i>LEV</i>	1542	0.569	0.533	0.688	0.007	18.838	0.372	0.533	0.675
<i>MB</i>	1542	1.913	1.137	6.826	0.066	235.316	0.659	1.137	1.996
<i>SIZE</i>	1542	21.955	21.875	1.403	15.715	28.282	21.020	21.875	22.767
<i>VAR</i>	1542	0.065	0.045	0.099	0.000	1.712	0.025	0.045	0.078
<i>DIV</i>	1542	0.54	1	0.498	0	1	0	1	1
<i>CON</i>	1542	0.58	1	0.493	0	1	0	1	1
<i>MCASH</i>	1542	1.120	0.909	0.620	0.758	7.314	0.789	0.909	1.216
<i>MFRA</i>	1542	0.556	0.488	0.209	0.398	2.671	0.420	0.488	0.604
<i>MLEV</i>	1542	0.607	0.483	0.371	0.408	4.204	0.424	0.483	0.604
<i>MMB</i>	1542	0.941	0.806	0.379	0.663	5.314	0.696	0.806	1.052
<i>MSIZE</i>	1542	0.070	0.059	0.030	0.049	0.333	0.051	0.059	0.078
<i>MVAR</i>	1542	1.044	0.876	0.471	0.722	5.219	0.754	0.876	1.135

注:为了对差异矩阵变量值有初步了解,本文还计算每个差异变量的平均差异系数,平均差异系数用来表示公司*i*与其它样本公司间的平均差异程度,平均差异系数值越大,表明公司*i*与其它样本公司间的差异越大。现金持有比例平均差异系数计算公式为 $DCASH_i = \sum_{j=1, j \neq i}^N \frac{DCASH_{i,j}}{N-1}$, *DCASH* 的计算方法见式(7),其余变量平均差异系数大股东持股比例平均差异系数(*MFRA*)、资产负债率平均差异系数(*MLEV*)、成长性平均差异系数(*MMB*)、公司规模平均差异系数(*MSIZE*)和现金流波动性平均差异系数(*MVAR*)的计算方法相同。

风险存在较大差异;差异程度最小的则为公司规模, *MSIZE* 的均值为 0.07, 最大值则为 0.333。结合四分位数统计结果可以看出, 75% 平均差异系数变量的差异值均在 0.5 以内(75% 分位数值减去最小值), 说明大部分公司间的主要变量存在一定相似性。

表 3 给出了主要变量间的 QAP 相关性检验结果。从表中可以看出, *DCASH* 与 *DFIRST* 相关系数显著为负而与 *DFRA* 相关系数显著为正, 表明大股东联结的公司间现金持有比例越相近, 而大股东持股比例越相近的公司间现金比例持有比例越接近; *DCASH* 与 *DMB* 和 *DVAR* 相关系数显著为正, 表明成长性程度越接近、现金流风险越相似的公司间, 其现金持有比例越接近; *DCASH* 与 *DAC*、*DDY*、*DDIV*、*DHY* 和 *DCON* 的相关系数显著为负, 表明代理成本相近、处于相同省份、同为发放现金股利、同一个行业以及控制人相同的公司, 其现金持有比例也存在相似性。此文, 从表 3 中还可以发现, *DFIRST* 与 *DFRA* 的相关系数显著为负, 表明大股东联结的公司其持股比例也越为相近, 这也说明进一步区分大股东联结下的公司间现金持有比例相似性是由大股东联结关系导致的还是大股东联结下其持股比例相似性导致的具有重要现实意义。

表 3 QAP 相关性分析

	<i>DCASH</i>	<i>DFIRST</i>	<i>DFRA</i>	<i>DAC</i>	<i>DDUAL</i>	<i>DLEV</i>	<i>DMB</i>	<i>DSIZE</i>	<i>DVAR</i>	<i>DDY</i>	<i>DDIV</i>	<i>DHY</i>	<i>DCON</i>
<i>DCASH</i>	1												
<i>DFIRST</i>	-0.003***	1											
<i>DFRA</i>	0.05***	-0.003***	1										
<i>DAC</i>	-0.002**	0.003***	-0.019***	1									
<i>DDUAL</i>	-0.023*	0.004***	-0.027**	0.005***	1								
<i>DLEV</i>	0.159***	-0.004***	0.027**	-0.089***	-0.017	1							
<i>DMB</i>	0.159***	-0.004***	0.027**	-0.089***	-0.017	1***	1						
<i>DSIZE</i>	0.156***	-0.003***	0.095***	-0.088***	-0.007	0.503***	0.503***	1					
<i>DVAR</i>	0.103***	0.001	0.032***	-0.002**	0.02	0.09***	0.09***	0.1***	1				
<i>DDY</i>	-0.006*	0.022***	-0.004	0.005***	-0.005	-0.001	-0.001	-0.001	0.004	1			
<i>DDIV</i>	-0.023***	0.002*	-0.035***	0.009***	0.004*	-0.016***	-0.016***	-0.083***	-0.015***	0.011***	1		
<i>DHY</i>	-0.01***	0.018***	-0.01***	0.015***	0.001	-0.028***	-0.028***	-0.023***	-0.009***	0.007***	0.003***	1	
<i>DCON</i>	-0.018***	0.011***	-0.067***	0.018***	0.075***	-0.047***	-0.047***	-0.052***	-0.004	0.015***	0.011***	0.011***	1

注：其中***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著，样本观察值为2376222个。

(三) 回归结果分析

表4给出了大股东联结关系矩阵与现金持有比例关系矩阵间多元QAP回归分析结果。表中模型一的结果可以看出，现金持有比率差异矩阵(*DCASH*)与大股东联结关系矩阵(*DFIRST*)的回归系数为-0.003且在1%的显著性水平下显著，表明在未考虑公司其他特征因素的情况下，存在大股东联结的公司其现金持有水平更为相似。而在控制公司特征因素后，这一研究结论依然成立，表现为在控制相关公司特征因素后，表4模型二中大股东联结关系矩阵(*DFIRST*)与现金持有比率差异矩阵(*DCASH*)的回归系数仍然显著负相关。但模型二并没有将大股东持股比例关系纳入考虑，大股东联结关系下公司间现金持有行为的相似性是否因大股东持股比例相似性而造成的呢？因此，模型三给出了将大股东持股比例关系矩阵作为控制变量后的QAP回归结果。从表4模型三的回归结果可以得到，加入*DFRA*作为控制变量后，*DFIRST*项回归系数依然显著为负，说明在控制大股东持股比例特征后，大股东联结关系的公司现金持有行为仍然存在一致性，因此，本文研究假设H1得到实证支持。

表4模型四给出了大股东联结矩阵(*DFIRST*)、大股东持股比例关系矩阵(*DFRA*)以及两者交互项（大股东联结关系的持股比例关系矩阵：*DFIRST*×*DFRA*的回归结果）。表4模型四的结果显示，*DFIRST*项回归系数显著为负，而*DFIRST*×*DFRA*项回归系数为正但并未通过显著性检验，表明大股东联结关系下大股东持股比例相似性并没有显著增加现金持有行为的相似性，研究假设H2并未得到实证支持。

综上所述，本文研究认为大股东联结关系导致现金持有行为一致性，大股东在进行现金持有行为决策时个人偏好起到主导作用。虽然大股东持股比例行为影响现金持有行为，但是在大股东联结关系下，持股比例对现金持有行为的影响作用未得以发挥。大股东联结关系存在时，是否存在控制权而非控制权程度大小是影响现金持有行为一致性的主要因素。

此外，从模型二的回归结果可以看出，*DHY*项回归系数显著为负，表明同一行业的公司间现

金持有比例相似,这与连玉君等(2011)的研究结论相一致。*DAC*项回归系数显著为正,表明代理冲突相近的公司间并没有表现出相似的现金持有比例。*DDY*项回归系数显著为负,表明处于相同地域的公司其现金持有行为呈现相似性,一方面,地域市场化程度导致的相同地域公司现金持有行为相似性(高雷和张杰,2008),另一方面,作为一种被动嵌入性社会关系,地域联结关系也会影响所处相同地域企业间的公司治理行为(Kedia et al.,2009)。现金股利方法行为也会影响现金持有行为,*DDIV*项回归系数显著为正,表明支付现金股利的公司间现金持有行为存在一致性。

表4 QAP回归结果

	模型一			模型二			模型三			模型四		
	系数	标准差	P值	系数	标准差	P值	系数	标准差	P值	系数	标准差	P值
Intercept	1.120			0.793			0.745			0.745		
<i>DHY</i>				-0.004	0.523	0.079	-0.004	0.480	0.089	-0.004	0.466	0.129
<i>DCON</i>				-0.006	0.522	0.149	-0.004	0.481	0.149	-0.004	0.467	0.297
<i>DAC</i>				0.016	0.520	0.010	0.017	0.480	0.010	0.017	0.465	0.010
<i>DDUAL</i>				-0.022	0.517	0.139	-0.022	0.474	0.109	-0.022	0.462	0.129
<i>DLEV</i>				0.052	0.874	0.505	0.053	0.564	0.505	0.053	2.443	0.574
<i>DMB</i>				0.052	1.136	0.515	0.053	0.527	0.515	0.053	0.517	0.584
<i>DSIZE</i>				0.096	0.250	0.010	0.092	0.233	0.010	0.092	0.249	0.010
<i>DVAR</i>				0.085	0.560	0.010	0.084	0.516	0.010	0.084	0.500	0.010
<i>DDY</i>				-0.006	0.520	0.079	-0.006	0.482	0.158	-0.006	0.466	0.129
<i>DDIV</i>				-0.012	0.525	0.010	-0.011	0.484	0.010	-0.011	0.469	0.010
<i>DFIRST</i>	-0.003	0.60	0.005	-0.002	0.511	0.059	-0.002	0.477	0.030	-0.002	0.466	0.030
<i>DFRA</i>							0.035	0.506	0.020	0.035	0.490	0.030
<i>DFIRST×DFRA</i>										0.001	0.468	0.248
Adj-R ²	0.000			0.041			0.043			0.043		
Probability	0.005			0.010			0.010			0.010		
观察值												2376222

注:回归方法采用多元QAP回归分析方法进行,模型三中的交互项矩阵(*DFIRST×DFRA*)的计算方法为*DFIRST*与*DFRA*矩阵对应的元素相乘。

(四)稳健性分析

为了保证研究结论的稳健性,本文分别从以下几个方面进行稳健性检验:

(1)样本区间选择:文中样本区间为2011年度,为了避免样本区间选择对研究结论的影响,我们将样本区间选择为2012年度重新进行QAP回归分析,回归结果基本保持一致,大股东联结的公司间现金持有行为存在相似性;

(2)因变量的选择:借鉴Gao et al.(2013)的研究,我们选取经过行业中位数调整后的现金持有比例作为因变量,*mcash*通过公司现金持有比例减去其所处行业现金持有比例中位数后的值,由于经过行业调整后的现金持有比例出现负值,因此,我们构建的现金持有比例相似矩阵(*DMCASH*)的元素取值为:

$$DMCASH_{i,j} = \begin{cases} \min(mcash_{ij}, 1/mcash_{ij}) & mcash_{ij} > 0 \\ \max(mcash_{ij}, 1/mcash_{ij}) & \text{其他} \end{cases} \quad (23)$$

其中, $mcash$ 为公司经行业中位数调整后的现金持有比例。我们采用 $DMCASH$ 作为因变量重新进行 QAP 回归, 回归结果与研究结论基本保持一致;

(3) 控制变量选择: 已有研究表明, 董事联结关系同样存在信息扩散进而使得治理决策相似性 (Chiu et al., 2013)。因此, 本文将董事联结关系矩阵纳入回归方程重新进行回归分析, 其中董事联结关系矩阵元素取值为公司 i 与 j 间拥有相同的董事会成员数量, 如果公司 i 与 j 无相同董事会成员则元素取值为 0。在控制董事联结关系后, 研究结论基本保持一致。

四、进一步分析

上述研究表明, 在控制影响现金持有水平的相关因素下大股东联结下的公司间现金持有水平仍呈现相似性, 并且这种相似性并非因大股东持股比例相近而导致的。换言之, 大股东并未“因地制宜”制定其所控制的公司的现金持有政策, 而更多体现为其个人偏好。既然大股东联结下的公司现金持有水平存在一致性, 那么, 与不存在大股东联结关系的公司相比, 存在大股东联结关系的公司样本现金持有水平是否存在差异呢 (偏好于更高现金持有水平还是更低的现金持有水平)? 通过大股东联结关系形成的上市公司“派系”有助于形成内部融资市场从而降低面临融资约束, 因而相比于“非派系”类上市公司, “派系”类上市公司可以持有更低的现金持有水平。Locorotondo 等研究发现, 相比于非隶属于企业集团的公司而言, 隶属于企业集团的公司现金持有水平更低。但另一方面, Huang 等研究却指出, 融资能力的提升并不一定会降低公司的现金持有水平, 现金持有水平的高低取决于投资者保护水平的程度。其实证研究发现, 相比于非交叉上市的公司, 交叉上市公司的现金持有水平更高。因而, 本文进一步考察是否存在大股东联结关系对公司现金持有水平的影响差异性。

由于总体样本中存在大股东联结关系的样本为 221 个而无大股东联结关系的样本为 1331 个。为了尽量消除样本个体因素的影响, 本文采用倾向配对方法来对样本进行配对。

首先建立配对模型。本文将公司规模 ($SIZE$)、资产负债率 (LEV)、代理成本 (AC)、成长性 (MB) 和现金流波动性 (VAR) 等特征变量作为协变量, 建立 Logit 模型:

$$\ln \left[\frac{P(y=1)}{1-P(y=1)} \right] = \alpha + \beta_1 SIZE + \beta_2 LEV + \beta_3 AC + \beta_4 MB + \beta_5 VAR + \varepsilon \quad (24)$$

其中, y 为是否存在大股东联结关系, 如果公司是属于大股东联结关系样本中则取值为 1 否则为 0。 $P(y=1)$ 表示公司属于大股东联结关系样本的概率。 α 为截距项, $\beta_1 \sim \beta_5$ 为待估系数。

通过对公式 (24) 进行估计, 可以得到系数 $\alpha, \beta_1 \sim \beta_5$ 的估计值 $\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1 \sim \hat{\beta}_5$, 并通过式 (25) 来计算每家公司的倾向配对分数。

$$p_i = P(y_i=1 | x_i) = \frac{e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 SIZE_i + \hat{\beta}_2 LEV_i + \hat{\beta}_3 AC_i + \hat{\beta}_4 MB_i + \hat{\beta}_5 VAR_i}}{1 + e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 SIZE_i + \hat{\beta}_2 LEV_i + \hat{\beta}_3 AC_i + \hat{\beta}_4 MB_i + \hat{\beta}_5 VAR_i}} \quad (i=1, 2, \dots, 1542) \quad (25)$$

其中, p_i 为第 i 个公司被归类为大股东联结关系样本的概率, 即为第 i 家公司的倾向配对分数, $x_i = (SIZE_i, LEV_i, AC_i, MB_i, VAR_i)$ 。本文采用最近距离配对原则对样本进行匹配。从表 5 配对前后的均值检验结果可以看出, 配对前两组样本中 $SIZE$ 、 MB 和 AC 存在显著差异 (1%), 而配对后两组样本中相关协变量的均值差异均不显著。因此, 使用倾向分数配对方法降低了样本间的差异性。

表 6 给出了配对后样本下是否大股东联结关系与现金持有比例的回归结果。从表 6 模型五中

的结果可以看出,在没有将大股东持股比例作为控制变量引入回归模型的情况下,*FIRST*项回归系数显著为正(0.103),相比于不存在大股东联结关系组样本,存在大股东联结关系组样本现金持有水平更高。而当大股东持股比例(*FRA*)作为控制变量纳入回归模型中时,*FIRST*项回归系数仍显著为正(表6模型六所示)。本文对于存在大股东联结的样本现金持有水平更高可能的解释为:由于大股东联结关系导致公司现金持有水平的一致性,在大股东在决定其所控制的两家或者两家以上公司的现金持有水平时存在一个参照点,而在利益侵占动机以及其他现金持有动机的影响下,大股东的现金持有水平的参照点会倾向于其所控制多家公司中所需保持现金比例较高者,从而导致了存在大股东联结关系的公司现金持有水平更高。

表5 配对样本均值检验

	配对前				配对后			
	<i>FISRT</i> =0	<i>FISRT</i> =1	均值差异	T值	<i>FISRT</i> =0	<i>FISRT</i> =1	均值差异	T值
	均值	均值			均值	均值		
<i>SIZE</i>	21.876	22.453	-0.577	-5.602***	22.441	22.453	-0.012	-0.095
<i>VAR</i>	0.066	0.061	0.005	0.705	0.063	0.061	0.002	0.294
<i>LEV</i>	0.569	0.566	0.004	0.072	0.542	0.566	-0.024	-1.201
<i>MB</i>	2.014	1.275	0.738	1.46***	1.223	1.275	-0.053	-0.503
<i>AC</i>	0.51	0.42	0.09	2.597***	0.47	0.42	0.05	1.174
<i>N</i>	1331	211				211		

注:***表示在1%置信水平下显著。

表6 是否存在股东联结样本与现金持有水平回归结果

	模型五			模型六		
	系数	T值	P值	系数	T值	P值
常数项	0.178	1.914	0.056	0.207	2.119	0.035
<i>CON</i>	-0.050	-0.925	0.355	-0.043	-0.774	0.439
<i>DUAL</i>	0.036	0.710	0.478	0.034	0.684	0.494
<i>DIV</i>	-0.016	-0.317	0.751	-0.015	-0.301	0.763
<i>FRA</i>				-0.048	-0.974	0.331
<i>FIRST</i>	0.103	1.954	0.051	0.102	1.934	0.054
行业变量		控制			控制	
Adj-R ²		0.028			0.028	
F值		1.876			1.814	
N		422			422	

五、研究结论

个人偏好和外部环境同时影响现金持有行为决策,本文研究同一个体在面临不同外部环境时

现金持有行为。采用我国 2011 年上市公司数据,本文实证研究发现,大股东联结关系影响公司现金持有行为,大股东联结的公司现金持有行为存在一致性,大股东个人偏好而非公司特征影响现金持有行为决策;大股东联结下公司间的现金持有相似性可能是由大股东持股偏好导致的,而进一步研究得出,并且大股东联结关系对现金持有行为一致性的影响并非由大股东联结下其持股比例相似性造成的,在大股东联结下,是否存在控制权而非控制权大小决定公司间现金持有行为相似性。进一步的实证结果得出,相比于不存在大股东联结的公司样本,存在大股东联结关系的公司的现金持有水平更高。研究结论表明大股东属性在公司现金持有行为决策中扮演重要角色。本文研究认为现金持有水平很大程度上取决于大股东的个人偏好,这有助于加深对上市公司现金持有行为的认识。

本研究认为大股东联结下公司间现金持有行为存在显著相似性,在大股东联结下大股东个人偏好而非公司面临的外部环境特征影响其现金持有行为,拓展了大股东行为动机对治理决策影响的实证研究;已有研究表明,大股东持股比例对现金持有比例存在显著线性关系或者非线性关系,但是本文研究认为在大股东联结下,大股东持股比例相似性并未显著增强公司间现金持有行为相似性,表明在大股东联结下,对公司是否存在控制权而控制权大小决定了公司现金持有行为,进一步加深和拓展了大股东持股比例影响现金持有行为方面的研究。

诚然,可能存在某种未能被控制变量覆盖的企业特性同时决定了企业的持股行为和它对特定偏好股东的吸引力,从而导致本文研究结论存在难以克服的内生性问题,这一问题会在一定程度上影响本文研究结论的稳健性,而这种未被控制因素对于进一步理解企业现金持有行为相似性也显得尤为重要,这也有待进一步的研究。鉴于时间和精力有限,本文研究得出大股东个人偏好影响现金持有行为,缺乏对大股东的现金持有偏好形成机制以及影响因素的研究,这对于有效干预大股东利益侵占行为有着至关重要作用,这也将是以后进一步值得研究的方向。本文在构建理论模型过程中,设定了即个体的现金持有偏好形成机制相同这一较强的假设,如何放宽这一假设来构建更为广泛适用的理论模型,值得进一步研究。

参考文献

- 董大勇、刘海斌、胡杨、张尉(2013):《股东联结网络影响股价联动关系吗?》,《管理工程学报》,第 3 期。
- 高雷、张杰(2008):《公司治理、政府控制与现金持有》,《中大管理研究》,第 1 期。
- 顾乃康、孙进军(2009):《融资约束、现金流风险与现金持有的预防性动机》,《商业经济与管理》,第 4 期。
- 连玉君、刘醒云、苏治(2011):《现金持有的行业特征:差异性与收敛性》,《会计研究》,第 7 期。
- 廖理、肖作平(2009):《公司治理影响公司现金持有量吗——来自中国上市公司的经验证据》,《中国工业经济》,第 6 期。
- 陆贤伟、王建琼、董大勇(2013):《董事联结、信息传递与债务融资成本》,《管理科学》,第 3 期。
- 陆贤伟、王建琼、马丽莎(2013):《卖空约束与盈余信息含量》,《系统工程》,第 7 期。
- 罗琦、许俏晖(2009):《大股东控制影响公司现金持有量的实证分析》,《统计研究》,第 11 期。
- 沈艺峰、祝学文、聂亚娟(2008):《终极控股股东超额控制与现金持有量价值的实证研究》,《南开管理评论》,第 1 期。
- 辛宇、徐莉萍(2006):《公司治理机制与超额现金持有水平》,《管理世界》,第 5 期。
- 祝继高、陆正飞(2009):《货币政策、企业成长与现金持有水平变化》,《管理世界》,第 4 期。
- Bates, T., K. Kahle and R. Stulz (2009): “Why do US Firms Hold so much more Cash than They Used to?”, *Journal of Finance*, 6, 1985–2021.
- Bell, G. and Clusters (2005): “Networks and Firm Innovativeness”, *Strategic Management Journal*, 26, 287–295.
- Borgatti, S., G. Everett and L. Freeman (2002): “Ucinet for Windows: Software for Social Network Analysis” *Analytic Technologies*, <http://www.analytictech.com>.
- Boubakri, N., S. Ghoul and W. Saffar (2013): “Cash Holdings of Politically Connected Firms”, *Journal of Multinational Financial Management*, 23, 338–355.

- Burris, V. (2005): "Interlocking Directorates and Political Cohesion among Corporate Elites", *American Journal of Sociology*, 111, 249–283.
- Chiu, P., S. Teoh and F. Tian (2012): "Board Interlocks and Earnings Management Contagion", *Accounting Review*, 88, 915–944.
- Dittmar A. and R. Duchin (2013): "Looking in the real View Mirror: The Effect of Managers' Professional Experience on Corporate Cash Holdings", Working Paper, www.ssrn.com.
- Dittmar, A. and J. Mahrt-Smith(2007): "Corporate Governance and the Value of Cash Holdings", *Journal of Financial Economics*, 83, 599–634.
- Dittmar, A., J. Mahrt-Smith and H. Servaes (2003): "International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, 111–134.
- Ferreira, M. and A. Vilela (2004): "Why Do Firms Hold Cash? Evidence from EMU Countries", *European Financial Management*, 10, 295–319.
- Gao, H., J. Harford and K. Li (2013): "Determinants of Corporate Cash Policy: Insights from Private Firms", *Journal of Financial Economics*, 109, 623–639.
- Harford, J., S. Mansi and W. Maxwell (2008): "Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US", *Journal of Financial Economics*, 87,535–555.
- Huang, Y., S. Elkinawy and P. Jain (2013): "Investor Protection and Cash Holdings: Evidence from US Cross-listing", *Journal of Banking & Finance*, 37, 937–951.
- Itzkowitz, J.(2013): "Customers and Cash: How Relationships Affect Suppliers' Cash Holdings", *Journal of Corporate Finance*, 19,159–180.
- Kedia, S. and S. Rajgopal (2009): "Neighborhood Matters: The Impact of Location on Broad Based Stock Option Plans", *Journal of Financial Economics*, 92, 109–127.
- Kilduff, M. and W. Tsai (2003): *Social Networks and Organizations*, London: Sage.
- Locorotondo, R., N. Dewaelheyns and C. Hulle (2014): "Cash Holdings and Business Group Membership", *Journal of Business Research*, 67, 316–323.
- Malmendier, U. and S. Nagel (2011): "Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk Taking?", *Quarterly Journal of Economics*, 126, 373–416.
- Malmendier, U., G. Tate and J. Yan (2011): "Overconfidence and Early-life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies", *Journal of Finance*, 66, 1687–1733.
- Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz and R. Williamson (1999): "The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings", *Journal of Financial Economics*, 52, 3–46.
- Tversky, A. and D. Kahneman (1991): "Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference-dependent Model", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 1039–1061.

(责任编辑:周莉萍)