

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20191210.003

定向增发、契约特征与大股东资金占用

刘超, 阮永平, 郑凯

(华东理工大学商学院, 上海 200237)

摘要: 已有文献对于定向增发中大股东的掏空研究主要聚焦于发行时的折扣率上, 而鲜有考虑大股东对定向增发资金占用的问题。本文以2007—2017年我国A股上市公司为研究样本, 考察了定增方案的实施及其不同契约特征对大股东资金占用行为的影响。研究发现: (1)定向增发后, 大股东资金占用程度显著提高。(2)定增折扣率越高, 大股东后续资金占用现象越严重。(3)而相对于现金认购, 资产认购下的大股东掏空动机更强。(4)当有机构投资者参与时, 可以有效抑制大股东的这种掏空行为。最后, 本文还探讨了大股东资金占用的可能途径, 发现定向增发后大股东与上市公司之间的关联交易显著增加, 而且关联交易规模越大, 资金占用现象也越严重。本文丰富了定向增发中大股东利益输送的文献, 而且在定增新规出台后对于大股东更多掏空行为的监管具有重要的政策含义。

关键词: 定向增发; 契约特征; 资金占用; 关联交易

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2020)06-0126-13

一、引言

自2006年证监会颁布《上市公司发行管理办法》开始, 监管部门允许并鼓励我国上市公司采用定向增发方式募集资金。此后定向增发再融资规模和募资公司的数量都迅速上升。据Wind统计, 2016年我国A股市场定向增发募集资金总额突破1.5万亿元, 占股权再融资市场份额90%以上。定向增发几乎已经完全取代配股和公开增发而成为我国上市公司最主要的股权再融资方式。但同时定向增发也暴露出不少问题, 尤其是大股东利用定向增发进行利益输送的行为已被以往文献大量证实。而这些研究主要都是集中在初始发行环节的折价上, 如章卫东和李德忠(2008)研究发现定向增发折扣率与投资者身份有关, 当向大股东增发时, 折扣率显著更高。还有研究探讨了大股东其他更多的掏空手段, 如盈余管理(章卫东, 2010)、资产注入(章卫东等, 2017)等。但这些研究也主要都是围绕发行价格而展开, 对大股东更多掏空行为的研究还比较欠缺, 这为本文研究提供了理论契机。

收稿日期: 2019-07-23

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71672057); 国家自然科学基金青年项目(71702104)

作者简介: 刘超(1989—), 男, 华东理工大学商学院博士研究生;

阮永平(1973—), 男, 华东理工大学商学院教授, 公司财务研究所所长, 博士生导师;

郑凯(1979—), 男, 华东理工大学商学院副教授, 硕士生导师(通讯作者, researchzhk@126.com)。

2017年证监会修订了非公开发行股票的实施细则,并且对投资者的后续减持行为也做了重新规定,这在很大程度上抑制了初始发行环节中大股东利益输送行为^①。可见,对于定向增发新股定价方面的掏空研究无论是学术上还是实务中,都已经引起广泛关注并得到有效监管。因此,对于定向增发过程中大股东其他更多掏空手段的识别与治理应成为后定向增发时代资本市场投资者和监管部门关注的重点。大股东与中小投资者之间的委托代理问题成为高股权集中度国家上市公司治理的主要矛盾,大股东有动机和能力利用控制权优势来转移公司财富,即所谓的“掏空”(tunneling)(Johnson等,2000)。资金占用是大股东最常见的掏空行为,不仅会损害中小投资者利益(Bae等,2002),还会降低经营业绩和公司价值(Jiang等,2015)。2019年康美药业有预谋有组织地长期系统实施财务造假行为被证监会顶格处罚,其中公司其他应收款余额中包括控股股东及关联方非经营性资金占用高达88.79亿元更是引发资本市场广泛关注。定向增发制度对投资者和定增股份流通具有严格限制,大股东认购的股份在三年内不得上市流通,在禁售期内面临股价波动带来的市场风险和损失,这会使大股东有动机寻求其他途径以获取额外风险补偿(赵玉芳等,2011)。而且定向增发本质上是大股东控制下的与上市公司之间的关联交易行为,这也会为大股东后续掏空提供隐蔽条件。然而已有研究对于定向增发中大股东的掏空行为多数只集中在初始发行环节的折扣率上,鲜有文献关注在定向增发后大股东的其他掏空手段。

本文选取2007—2017年我国沪深两市所有实施定向增发再融资的A股上市公司为研究样本,采用双重差分法(DID)实证检验了定向增发及其不同契约特征对大股东后续资金占用行为的影响。研究发现,在定向增发融资后,大股东对上市公司的资金占用程度显著上升。在此基础上,本文还分别从发行价格、认购方式以及参与对象等方面考察了不同的定向增发契约特征对大股东掏空行为影响的差异。结果表明,定增新股折扣率越高,大股东后续的资金占用现象也越严重;相对于现金认购,资产认购类型的定增后大股东掏空动机更强烈;而当有机构投资者参与时,能够显著抑制大股东的资金占用行为。最后,本文还试图探讨大股东占用上市公司资金的具体途径,发现定向增发后大股东与上市公司之间的关联交易规模显著上升。大股东对上市公司的资金占用现象随着关联交易规模的增加而显著提高,从而较为完整地刻画了定向增发后大股东转移公司财富、侵害中小投资者利益的掏空行为。

本文的研究贡献主要体现在:(1)将定向增发中大股东的利益输送行为研究从初始的发行环节拓展到了后续资金占用上,从而丰富了定向增发的研究文献。已有关于定向增发中大股东利益输送的文献主要集中于折扣率上,即大股东通过盈余管理等手段降低认购价格,实现财富转移。而鲜有研究关注定向增发后大股东的其他掏空行为。本文研究发现定向增发后大股东对于公司的资金占用现象显著上升,更清晰、完整地揭示了在定向增发过程中大股东的利益输送行为,丰富了定向增发的文献。(2)为发行折扣率与大股东机会主义动机之间的逻辑关系提供了新的经验证据。已有文献仅仅是发现大股东参与认购时的折扣率要显著高于其不参与时的折扣率,以此说明折扣率越高,大股东机会主义动机越强。但是并没有深入揭示在高折扣率下大股东是如何掏空上市公司的。本文采用学术界常用的度量大股东掏空的指标即资金占用,发现折扣率越高,大股东后续的资金占用行为越严重,并且从信息不对称、机会成本等角度进行了解释。这就为二者之间的逻辑关系提供了新的经验证据,弥补了已有理论的不足。(3)本文研究结论也具有重要的政策含义。2017年证监会对定向增发制度进行了重新修订,尤其对发行价

^①2017年证监会先后颁布《关于修改〈上市公司非公开发行股票实施细则〉的决定》和《上市公司股东、董监高减持股份的若干规定》。前者明确规定非公开发行股票的发行期首日为唯一定价基准日,后者则将持有定向增发股份的股东纳入减持对象中,规定“减持上市公司非公开发行股份的,在解禁后12个月内不得超过其持股量的50%”,这就意味着实质上延长了两年禁售期。

格进行了严格规定,这在一定程度上极大地压缩了大股东通过折扣率进行利益输送的空间。因此在后定向增发时代,需要对大股东的其他掏空手段如本文发现的资金占用行为进行重点治理,这对于投资者和监管部门都具有重要的政策意义。

二、理论分析与研究假设

(一)定向增发与大股东资金占用

公司治理理论认为,股权结构在很大程度上决定着公司治理的主要矛盾。在除英美之外的大多数国家中,上市公司普遍存在着高度集中的股权结构(La Porta等,1999),这就决定了委托代理问题主要表现为大股东与中小投资者之间的利益冲突。再加上中国法律制度和投资者利益保护机制尚不健全(Allen等,2005),使得大股东利益侵占问题更加严重。定向增发已成为我国上市公司最主要的股权再融资方式,已有研究表明,大股东在定增过程中普遍存在机会主义动机,尤其是大股东通过操控发行折价来实现自我利益输送。这也引发证监会在2017年对定价基准日做了严格限定,在很大程度上压缩了大股东的财富转移程度(刘超等,2019)。在此背景下,探讨在定向增发过程中大股东的其他未被识别的掏空行为具有重要意义。本文认为,定向增发后,大股东的资金占用行为会显著增加。

首先,通过认购定向增发新股,大股东持股比例进一步提升,这会增强大股东的掏空能力。我国上市公司普遍存在一股独大现象,大股东通过控制权优势可以影响公司决策,获取私有收益。大股东是我国上市公司定向增发的主要参与主体,通过定向增发会提高其持股比例,股权制衡的约束作用进一步被削弱。陈耿和杜烽(2012)也从发行价格方面证实了定向增发中大股东持股比例增加带来的隧道效应是主要的,而利益协同效应是次要的。在高度集中的股权结构下,大股东的资金占用现象会更加突出(高雷和张杰,2009)。何丽梅(2010)研究同样表明,当大股东认购比例与原持股比例差额越大时,其利益输送程度也越高。因此,定向增发后高度集中的股权结构使大股东更有能力侵占公司资金。

其次,定向增发新股的限售期制度也强化了大股东对公司资金占用的动机。在我国投资者认购的定增新股存在一定的锁定期,其中大股东的限售期为三年。对定向增发股份在流通方面的严格限制,使投资者在限售期内容易遭受股价波动带来的市场风险与损失(赵玉芳等,2011),因此大股东就有强烈动机寻求其他途径例如资金占用来实现额外的风险补偿。而且大股东在认购定向增发新股之后,也可能会加剧其资金需求和财务风险。郑国坚等(2013)研究表明当大股东处于财务困境时,越有动机对上市公司进行资金侵占。因此在定增后大股东有强烈动机通过资金占用等方式从上市公司转移资源。

最后,定向增发本质上也是大股东与上市公司之间的关联交易,为大股东资金占用行为提供了更隐蔽的客观条件。大量研究表明,关联交易中的掏空现象更加严重,也更具隐蔽性(Bae等,2008)。定向增发是大股东控制下的具有融资和资产收购双重属性的关联交易行为,尤其是通过定增融资进行资产并购,更是涉及资产注入和资产评估等内部交易问题(李姣姣和干胜道,2015)。在资产控制权转移后的经营与监管等过程中,会为大股东的掏空行为提供更多有利时机。

基于以上分析,定向增发后,大股东具备更强的掏空能力、动机和更有利的客观条件,在经济人假设下,为使自身利益最大化,大股东会加大对上市公司的资金占用。因此,本文提出第一个研究假设:

假设1:定向增发后,大股东的资金占用行为会显著提升。

(二)定向增发契约特征与大股东资金占用

定向增发是上市公司与投资者之间关于股权转让的交易契约,其中发行价格和认购方式是两大核心要素,因此我们分别从这两方面考虑不同的契约特征对于大股东资金占用行为的影响差异。

国外对于折价现象的解释如监督成本补偿等假说都是基于分散的股权结构,而我国上市公司定向增发的高折扣率现象更可能是与大股东的利益输送有关。国内大量研究表明对折扣率的操纵是大股东实现自我利益输送的主要手段,何丽梅(2010)研究指出,折扣率越大,大股东转移公司财富的动机也更强烈。如果在初始发行环节大股东有较高的机会主义动机,那么在后续过程中也更可能会侵占上市公司的资金。

一方面,折扣率越大,公司与外部投资者之间的信息不对称程度越高。Hertzel和Smith(1993)从信息不对称角度对定向增发折价现象进行了解释,由于信息不对称,折价是对投资者的风险补偿。吴井峰(2015)的研究也表明,折扣率越高意味着信息不对称越大。信息不对称是引发代理问题的主要根源,在高度集中的股权结构下,大股东拥有内部信息优势,可以利用控制权优势实施更隐蔽的掏空行为,转移公司财富。另一方面,折扣率越高,大股东承担的机会成本也越高。Silber(1991)提出由于存在锁定期,折价就是对投资者所认购股份不能立即在二级市场流通的损失补偿。折扣率越高,说明大股东认购的成本越低,会失去更多在二级市场上的股价上涨收益,这意味着其承担的机会成本更大。因此大股东就有动机通过其他方式如资金占用来弥补自己的损失。由此本文提出以下第二个研究假设:

假设2:定向增发折扣率越高,大股东的资金占用行为越严重。

投资者认购定向增发股份既可以用现金支付方式,也可以采用资产注入方式,那么不同的认购形式会对大股东的掏空行为产生什么影响?如果是大股东以现金认购,这是一种向上市公司真金白银的“大输血”行为,表明大股东支持上市公司的发展(郑云鹰和曹丽梅,2016)。大股东的认购体现了利益协同效应,因此掏空动机相对更弱。若是机构投资者以现金方式参与认购,由于机构投资者具有信息优势以及对大股东的监督动机,这也会抑制大股东的掏空行为。

而当投资者以资产方式认购时(一般是大股东以其持有的资产换取股份),往往会涉及资产价值评估、股份支付对价以及控制权转移后的经营与监管等问题,后续关联交易的增加客观上为大股东对上市公司的资金占用提供了更多的隐蔽条件。王秀丽和马文颖(2011)研究也表明,非现金资产的认购导致折扣率更高,大股东具有更隐蔽的利益输送动机。尤其是以劣质资产注入的并购,大股东资金占用现象更加严重(赵国宇,2017)。基于此本文提出研究假设3:

假设3:相对于现金认购,资产认购类型的定向增发后大股东的资金占用现象更严重。

(三)定向增发、机构投资者参与与大股东资金占用

对控股股东进行有效监督,是抑制其掏空行为的必要手段(侯青川等,2017)。机构投资者已成为上市公司重要的外部治理机制,Brav等(2008)研究指出机构投资者可以使管理层受到更为严格的市场监管,降低自由现金流引发的代理问题。李昊洋等(2018)研究表明,机构投资者凭借专业优势能够对公司管理层实施较强监督,抑制其自利动机。因此,定向增发中机构投资者的参与无疑也会对大股东的资金占用行为产生约束作用。

机构投资者是定增中除大股东以外最重要的参与主体,郑云鹰和曹丽梅(2016)研究表明,我国机构投资者参与定向增发是理性的长期投资行为。首先,机构投资者可以直接参与公司治理,并发挥监督职能。机构投资者能够在董事会中占有席位并参加股东大会,可以直接影响公司决策的形成。其次,机构投资者可以通过“退出威胁”来抑制大股东的掏空行为。机构投资者一般持股比例较大,其投资决策也会对其他中小投资者形成参考。一旦发生大股东恶意的资金

占用行为,机构投资者可以通过抛售股票引发股价下跌风险。最后,机构投资者具有较强的信息搜集和处理能力,从而可以缓解信息不对称(Boone和White,2015),让公司受到更多外部市场的监督(李昊洋等,2018)。基于以上分析,本文提出以下第四个研究假设:

假设4:当机构投资者参与定向增发时,可以有效缓解大股东的资金占用问题。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文以2007—2017年我国A股实施定向增发的上市公司为研究样本,对于期间多次实施定增的公司,本文以首次实施定向增发的数据为基准。我们对样本做如下筛选:(1)剔除ST、*ST等特殊的样本公司。(2)剔除金融、保险类上市公司。(3)剔除B股增发A股或A股增发H股的上市公司。(4)剔除资产负债率大于1的上市公司。(5)剔除财务数据缺失的样本。(6)剔除定增期间同时进行过配股或公开增发的公司。为进一步克服异常值的影响,本文对所有连续变量1%分位上的极端值进行了缩尾处理(Winsorize)。上市公司定向增发的相关数据来自Wind数据库,其他财务数据则来自CSMAR数据库。

(二)模型设计与变量说明

为了考察定向增发后大股东资金占用程度的变化情况,借鉴Lel和Miller(2015)以及姜付秀等(2018)对于双重差分模型(DID)的构建思路,本文设计如下DID模型来对假设1进行实证检验:

$$TUN_1 = \beta_0 + \beta_1 Treat \times After + \beta_2 Treat + \beta_3 Controls + \varepsilon \quad (1)$$

模型(1)中,被解释变量 TUN_1 衡量大股东的资金占用程度。在我国大股东恶意侵占上市公司资源主要是非经营性占用,一般都反映在“其他应收款”科目中^①。因此参考Jiang等(2010)和梁上坤和陈冬华(2015)等学者的研究,选取其他应收款作为大股东资金占用的代理变量,并以总资产进行标准化来消除公司规模的影响。考虑其他应收款的上升也有可能是公司正常经营活动产生的,而非大股东掏空的结果。因此借鉴Wang和Xiao(2011)的研究,将模型(2)回归后的残差 TUN_2 来度量大股东资金占用,作为模型(1)的因变量进行回归。

$$TUN_1 = \beta_0 + \beta_1 Size + \beta_2 Lev + \beta_3 ROA + \beta_4 Top + \beta_5 Top_{2-5} + \beta_6 Dual + \beta_7 Board + \beta_8 Indep + Controls + \varepsilon \quad (2)$$

模型(2)中, Top_{2-5} 是第二到第五大股东持股比例, $Board$ 表示董事会规模,其他变量定义同前。另外,为增强研究结论的稳健性,本文还参考赵国宇(2013)的研究,采用其他应收款扣除其他应付款后的净掏空效应 TUN_3 来进行稳健性检验。

解释变量中, $Treat$ 是表示上市公司是否实施定向增发的虚拟变量,只要公司在样本期间内实施过定向增发再融资方案, $Treat$ 就取值为1,否则为0。 $After$ 为表示定向增发前后的时间虚拟变量,在定向增发当年及以后年份, $After$ 取1,否则为0。根据DID模型的设计原理,交乘项 $Treat \times After$ 即刻画了定向增发对于大股东资金占用行为的影响。值得注意的是,完整的双重差分模型在回归中应同时包括交互项 $Treat \times After$ 和两个低次项即 $Treat$ 和 $After$ 。但是在本文的数据结构中, $After$ 由于与交互项 $Treat \times After$ 存在完全共线性而被自动剔除,因此没有将其放入模型(1)中^②。为了检验假设2、假设3和假设4,本文将按照定向增发折扣率、认购方式以及是否有

^①值得注意的是,2018年财政部发布了《关于修订印发2018年度一般企业财务报表格式的通知》,将“应收股利”和“应收利息”项目归并至“其他应收款”项目,这会对大股东资金占用衡量造成偏差。但是本文样本区间只截至2017年,因此不存在这个问题。

^②在本文中,定义实施过定向增发再融资的上市公司为处理组,其 $Treat=1$ 。对于处理组在定向增发当年及以后年份 $After$ 取值为1,而由于各个公司实施定向增发的时间并不一致, $After$ 在其他情况下均取值为0,这就与交乘项 $Treat \times After$ 取值完全相同,因此没有将其纳入模型中。类似研究可参考Lel和Miller(2015)和姜付秀等(2018)。当然,在稳健性检验中本文还采用了连续时间的DID模型进行重新检验。

机构投资者参与分别对模型(1)进行分组回归。另外根据Petersen(2009)对公司金融研究标准误的设定方法,本文对所有回归标准误都进行了公司层面的聚类(*Cluster*)调整。

*Controls*为影响大股东资金占用的其他控制变量,参考以往研究,本文纳入公司规模(*Size*)、公司年龄(*Age*)、资产负债率(*Lev*)、成长性(*Growth*)以及产权性质(*SOE*)等公司基本特征变量。另外还加入股权集中度(*Top*)、管理层持股比例(*Manshare*)、独立董事比例(*Indep*)以及两职合一(*Dual*)等公司治理变量。以上具体变量定义及说明如表1所示。

表1 主要变量定义及说明

| 变量名称 | 变量定义 | 变量说明 |
|-----------------------------|----------|--|
| TUN_1 | 大股东资金占用1 | 其他应收款/总资产 |
| TUN_2 | 大股东资金占用2 | 异常应收款:模型(2)回归的残差 |
| TUN_3 | 大股东资金占用3 | (其他应收款-其他应付款)/总资产 |
| <i>Treat</i> | 是否实施定向增发 | 若在样本期间实施过定向增发则取值为1,否则为0 |
| <i>After</i> | 定向增发前后时间 | 对于实施定向增发的公司,定增当年及以后年份取1,否则为0 |
| <i>Treat</i> × <i>After</i> | 交互项 | <i>Treat</i> 与 <i>After</i> 构成的交互项,也即“差分之差分” |
| <i>Discount</i> | 定向增发折扣率 | (发行前收盘价-发行价格)/发行前收盘价 |
| <i>Size</i> | 公司规模 | 期末总资产的自然对数 |
| <i>Age</i> | 公司年龄 | 公司已上市的年数 |
| <i>ROA</i> | 盈利能力 | 净利润/总资产 |
| <i>Lev</i> | 资产负债率 | 负债/总资产 |
| <i>Growth</i> | 成长性 | 营业收入增长率 |
| <i>Top</i> | 股权集中度 | 第一大股东持股比例 |
| Top_{2-5} | 股权制衡度 | 第二到第五大股东持股比例 |
| <i>Indep</i> | 独立董事比例 | 董事会中独立董事人数比例 |
| <i>Board</i> | 董事会规模 | 董事会人数的自然对数 |
| <i>Manshare</i> | 管理层持股比例 | 管理层持股数量比例 |
| <i>Dual</i> | 两职合一 | 当董事长兼任总经理时取值为1,否则为0 |
| <i>SOE</i> | 产权性质 | 国有企业取1,非国有企业取0 |
| <i>Ind/Year</i> | 行业/年份 | 分别表示行业和年份虚拟变量 |

四、实证结果与分析

(一)描述性统计与单变量分析

表2的Panel A是本文主要研究变量的描述性统计和单变量分析结果。可以发现, TUN_1 均值为0.022,最大值高达0.223,与以往研究大股东资金占用的文献统计基本一致(赵国宇,2013),这在一定程度上表明我国上市公司中普遍存在大股东占用上市公司资金的现象。Panel B是大股东掏空行为的单变量比较分析,可以看出无论是均值检验还是中位数检验,两种不同掏空的衡量指标 TUN_1 和 TUN_2 在定向增发后均在1%的水平显著提升,这在一定程度上证实了本文的第一个研究假设,大股东有利用定向增发加大对上市公司资金占用的利益输送动机。

(二)基本假设回归分析

首先,我们考察定向增发之后大股东资金占用行为的变化,表3是模型(1)的回归结果。在第(1)列中,*Treat*×*After*系数为0.003,且在1%的水平上显著为正,这说明定向增发后,大股东对上市公司的资金占用现象更加严重。 TUN_2 以其他异常应收款来衡量大股东的资金占用行为,可以看出其交互项系数同样在1%的水平上与大股东掏空显著正相关。同样,第(3)列的大股东净资金占用程度 TUN_3 ,其交互项系数也在1%水平上显著为正,这充分证实了本文研究结论的稳健性。

表2 主要变量描述性统计与单变量分析

| Panel A: 描述性统计 | | | | | | |
|-----------------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|
| 变量 | 样本 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 |
| TUN_1 | 17 047 | 0.022 | 0.033 | 0.000 | 0.010 | 0.223 |
| TUN_2 | 17 047 | 0.000 | 0.032 | -0.063 | -0.007 | 0.221 |
| <i>Discount</i> | 17 047 | 0.263 | 0.263 | -0.622 | 0.227 | 0.819 |
| <i>Size</i> | 17 047 | 21.972 | 1.251 | 19.315 | 21.818 | 25.812 |
| <i>Age</i> | 17 047 | 9.730 | 6.121 | 1.000 | 9.000 | 23.000 |
| <i>Lev</i> | 17 047 | 0.452 | 0.207 | 0.047 | 0.453 | 0.893 |
| <i>Top</i> | 17 047 | 0.351 | 0.150 | 0.090 | 0.330 | 0.761 |
| <i>Indep</i> | 17 047 | 0.362 | 0.097 | 0.143 | 0.357 | 0.625 |
| <i>Manshare</i> | 17 047 | 0.102 | 0.184 | 0.000 | 0.000 | 0.696 |
| <i>Dual</i> | 17 047 | 0.229 | 0.420 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| <i>Growth</i> | 17 047 | 0.459 | 1.394 | -0.706 | 0.134 | 10.338 |
| <i>SOE</i> | 17 047 | 0.436 | 0.496 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |

| Panel B: 单变量分析 | | | | | | |
|----------------|--------|-------|----------|--------|--------|-----------|
| | 均值检验 | | | 中位数检验 | | |
| | 定向增发前 | 定向增发后 | 差异 | 定向增发前 | 定向增发后 | 差异 |
| TUN_1 | 0.021 | 0.024 | 0.003*** | 0.010 | 0.012 | 21.613*** |
| TUN_2 | -0.001 | 0.003 | 0.004*** | -0.007 | -0.006 | 17.140*** |

注: **、*、*分别表示1%、5%和10%水平上统计显著。

定向增发是大股东控制下并体现其意志和利益诉求的再融资行为,容易成为大股东转移公司财富的工具。定向增发后大股东的股权集中度进一步提高,利益控制权进行掏空的能力加大。而且定向增发往往还涉及控制权转移后的资产经营与监管等关联交易,这有利于大股东实施更加隐蔽的掏空措施。以上实证研究表明,定向增发后大股东会加大对上市公司的资金占用,由此本文揭示了定向增发中大股东掏空上市公司的更多经验证据。

其次,表4考察折扣率因素对大股东资金占用行为的影响^①。本文将定向增发折扣率按中位数划分为高低两组进行分组回归,Panel A中的三列为高折扣率组,Panel B中的三列为低折扣率组。我们发现,在Panel A的高折扣率组中, TUN_1 和 TUN_2 下的交互项*Treat*×*After*系数都是0.003,且均在5%的水平上显著为正, TUN_3 的交互项系数同样在10%的水平上显著为正。而在Panel B的低折扣率组中,系数虽然为正,但均不显著。回归结果表明,定向增发新股折扣率越大,大股东后续占用上市公司资

表3 定向增发与大股东资金占用

| | (1) TUN_1 | (2) TUN_2 | (3) TUN_3 |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| <i>Treat</i> × <i>After</i> | 0.003*** (3.52) | 0.002*** (3.46) | 0.010*** (3.72) |
| <i>Treat</i> | 0.002** (2.32) | 0.002** (2.43) | 0.019*** (6.70) |
| <i>Size</i> | -0.002*** (-5.82) | 0.000* (1.68) | -0.003*** (-2.74) |
| <i>Age</i> | 0.000*** (8.38) | 0.000*** (7.68) | -0.003*** (-12.70) |
| <i>Lev</i> | 0.028*** (15.70) | -0.004** (-2.06) | -0.252 (-39.12) |
| <i>Top</i> | -0.010*** (-5.87) | 0.003** (1.99) | -0.055*** (-7.96) |
| <i>Indep</i> | 0.002 (0.78) | 0.005* (1.81) | 0.037*** (3.50) |
| <i>Manshare</i> | 0.001 (0.81) | 0.001 (1.03) | 0.025*** (3.79) |
| <i>Dual</i> | -0.000 (-0.18) | -0.001 (-0.88) | -0.004* (-1.80) |
| <i>Growth</i> | 0.003*** (7.23) | 0.003*** (7.17) | -0.003*** (-3.18) |
| <i>SOE</i> | -0.006*** (-8.83) | -0.006*** (-9.05) | -0.015*** (-5.67) |
| <i>Cons</i> | 0.058*** (8.84) | -0.012* (-1.83) | 0.206*** (8.39) |
| <i>Ind/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.121 | 0.022 | 0.318 |
| <i>N</i> | 17047 | 17047 | 17047 |

注: **、*、*分别表示1%、5%和10%水平上统计显著;括号内数字为*t*值,标准误经公司层面聚类(*Cluster*)调整,以下同。

①限于篇幅,控制变量的回归结果没有列示,留备索取,下同。

金的程度越严重。由此表明,折扣率越高,信息不对称程度和大股东的机会成本也更高,使其在定向增发后有动机进行更多的资金侵占。以往研究并没有深入揭示高折价下大股东的机会主义动机如何得以实现,本文研究则为二者之间的因果关系提供了直接的经验证据。

表 4 定向增发、折扣率与大股东资金占用

| | Panel A:高折扣率组 | | | Panel B:低折扣率组 | | |
|-----------------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| | TUN_1 | TUN_2 | TUN_3 | TUN_1 | TUN_2 | TUN_3 |
| <i>Treat</i> × <i>After</i> | 0.003** (2.08) | 0.003** (2.02) | 0.013* (1.77) | 0.002 (1.51) | 0.002 (1.53) | 0.007 (1.15) |
| <i>Treat</i> | 0.002 (1.19) | 0.002 (1.27) | 0.014* (1.93) | 0.001 (0.81) | 0.001 (0.82) | 0.025*** (3.68) |
| <i>Cons</i> | 0.049*** (3.73) | -0.020 (-1.54) | 0.191*** (3.00) | 0.068*** (4.65) | -0.002 (-0.13) | 0.248*** (3.79) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Ind/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.128 | 0.028 | 0.328 | 0.107 | 0.017 | 0.305 |
| <i>N</i> | 11192 | 11192 | 11192 | 11159 | 11159 | 11159 |

再次,本文进一步将定向增发样本按照不同认购方式进行分组回归,结果如表5所示。可以发现,在以 TUN_1 和 TUN_2 衡量资金占用的模型中,现金认购下的交互项*Treat*×*After*系数均为0.003,且在10%的水平上显著。而资产认购方式中,交互项系数都为0.008,且通过了1%的显著性水平检验。并且通过组间系数差异检验发现,资产认购组的系数均在1%的水平上显著大于现金认购组^①。当以 TUN_3 衡量资金占用程度时,发现现金认购组的交互项系数并不显著,而资产认购组中系数则仍然在5%的水平上显著为正。由此表明,相对于现金认购,当投资者以资产注入的方式认购定增股份时,大股东掏空上市公司的动机更强烈^②。

表 5 定向增发、认购方式与大股东资金占用

| | TUN_1 | | TUN_2 | | TUN_3 | |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 现金认购 | 资产认购 | 现金认购 | 资产认购 | 现金认购 | 资产认购 |
| <i>Treat</i> × <i>After</i> | 0.003* (1.81) | 0.008*** (4.35) | 0.003* (1.95) | 0.008*** (4.27) | -0.003 (-0.49) | 0.021** (2.42) |
| <i>Treat</i> | 0.002 (1.18) | 0.000 (0.26) | 0.002 (1.21) | 0.001 (0.34) | 0.025*** (3.60) | 0.007 (0.84) |
| <i>Cons</i> | 0.067*** (4.18) | 0.063*** (4.17) | -0.003 (-0.17) | -0.008 (-0.52) | 0.201*** (2.98) | 0.218*** (2.87) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Ind/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.122 | 0.118 | 0.020 | 0.031 | 0.288 | 0.322 |
| <i>N</i> | 10 468 | 7 994 | 10 468 | 7 994 | 10 468 | 7 994 |

最后,我们考虑机构投资者参与定向增发对大股东资金占用的影响。表6的Panel C是无机构投资者参与的情形,可以发现在三种不同掏空的衡量方式下,交互项系数至少在10%的水平上显著为正。而在Panel D中, TUN_1 和 TUN_2 两列系数虽然为正,但都没有通过显著性检验。而 TUN_3 的系数虽然显著为正,但机构投资者参与时的系数0.010在5%的水平上显著低于其不参与时的系数0.016。结果表明机构投资者的参与可以有效抑制大股东对上市公司的资金占用行

① TUN_1 组中,似无相关检验(SUEST)的Chi2值为10.82,P值为0.001,表明二者系数在1%水平上显著差异。 TUN_2 组中两组系数同样在1%水平上具有显著差异。

②本文还观察了描述性统计数据,发现资产认购型的定向增发之后大股东资金占用程度确实显著大于现金认购型的定向增发,进一步佐证了以上实证结论。

为。机构投资者作为我国证券市场的重要参与主体,具有较强的信息优势和专业能力,还能发挥监督治理作用,这也为缓解定增中大股东的掏空问题提供了解决思路。

表 6 定向增发、机构投资者与大股东资金占用

| | Panel C: 无机构投资者参与 | | | Panel D: 有机构投资者参与 | | |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| | TUN_1 | TUN_2 | TUN_3 | TUN_1 | TUN_2 | TUN_3 |
| <i>Treat</i> × <i>After</i> | 0.006*** (2.87) | 0.006*** (2.82) | 0.016* (1.81) | 0.002 (1.50) | 0.002 (1.49) | 0.010* (1.79) |
| <i>Treat</i> | 0.000 (0.23) | 0.001 (0.29) | 0.011 (1.33) | 0.002 (1.28) | 0.002 (1.32) | 0.020*** (3.12) |
| <i>Cons</i> | 0.067*** (4.43) | -0.003 (-0.22) | 0.223*** (3.10) | 0.055*** (4.20) | -0.015 (-1.14) | 0.205*** (3.52) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Ind/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.126 | 0.023 | 0.336 | 0.117 | 0.026 | 0.305 |
| <i>N</i> | 8 318 | 8 318 | 8 318 | 14 033 | 14 033 | 14 033 |

(三)稳健性测试

1. 限定窗口期

在本文前面的DID模型设计中,对于*Treat*变量我们仅仅是按照定向增发前后所有时间来划分的,这可能会由于时间太长而混入其他因素干扰。为此本文进一步限定时间窗口期,只考虑在定向增发前后各三年的时间内大股东资金占用的情况,回归结果如表7所示。

表 7 限定窗口期

| | 全样本 TUN_1 | 折扣率差异 | | 认购方式 | | 机构投资者是否参与 | |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | | 高 | 低 | 现金 | 资产 | 是 | 否 |
| <i>Treat</i> × <i>After</i> | 0.004*** (4.13) | 0.006*** (3.74) | 0.003** (2.57) | 0.004*** (2.83) | 0.009*** (4.38) | 0.003*** (2.88) | 0.009*** (4.35) |
| <i>Treat</i> | 0.001 (1.09) | 0.002 (1.04) | 0.000 (0.35) | 0.001 (0.54) | 0.001 (0.48) | 0.002 (1.26) | -0.001 (-0.33) |
| <i>Cons</i> | 0.056*** (4.42) | 0.047*** (3.29) | 0.069*** (4.52) | 0.064*** (3.96) | 0.059*** (3.68) | 0.057*** (4.10) | 0.062*** (3.96) |
| <i>Controls</i> | 控制 |
| <i>Ind/Year</i> | 控制 |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.116 | 0.127 | 0.098 | 0.105 | 0.114 | 0.109 | 0.121 |
| <i>N</i> | 12 942 | 8 967 | 9 279 | 8 970 | 7 230 | 11 041 | 7 205 |

可以发现,全样本回归系数为0.004,且在1%水平上显著为正,这表明在定向增发之后的三年时间内,大股东对上市公司的资金占用程度仍然有显著增加趋势,再次验证了本文的第一个假设。按照折扣率分组回归时发现,尽管两组系数都在1%的水平上显著为正,但高折扣率组系数0.006显著高于低折扣率组的系数0.003^①。而进一步考虑认购方式时发现,资产方式认购组的系数为0.009,同样显著大于以现金认购的情形^②,说明投资者以资产认购时,更容易引发大股东的掏空行为。最后,考虑不同认购对象的影响,结果显示有机构投资者参与组的系数为0.003,显著低于没有机构投资者参与时的0.009^③。回归结果仍然表明机构投资者参与定向增发有助于抑制大股东的掏空行为。

①似无相关检验(SUEST)的Chi2值为3.08,P值为0.079,表明二者系数在10%水平上显著差异。

②似无相关检验(SUEST)的Chi2值为6.56,P值为0.010,表明二者系数在1%水平上显著差异。

③似无相关检验(SUEST)的Chi2值为9.28,P值为0.002,表明二者系数在1%水平上显著差异。

2. 连续时间的DID模型

如前文所述,上市公司实施定向增发决策并不是在相同时间点,传统的DID模型可能不是最优的估计方法。借鉴Angrist和Pischke(2009)和罗知等(2015)的研究,本文构建如下连续时间的DID模型对研究假设进行重新估计:

$$TUN_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} \times After_{i,t} + \beta_2 Firmfixed_{i,t} + \beta_3 Yearfixed_{i,t} + Controls + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

模型(3)中的各变量定义同模型(1)一致。在模型(3)中 $After$ 变量被排除在外,主要原因在于无法定义一个对于所有公司而言都相同的决策发生时间。因此在连续时间的DID模型(3)中,我们不再控制 $After$ 或者 $Treat$,而是改为控制公司个体固定效应 $Firmfixed_{i,t}$ 和时间固定效应 $Yearfixed_{i,t}$ 。这样不仅更适合连续时间的政策估计,而且还控制了公司层面的固定效应,能在一定程度上降低内生性问题。

从表8的回归结果可以看出,首先全样本回归中交互项系数在1%水平上显著为正,仍然支持研究假设1。其次考虑折扣率,高折扣率组系数为0.005,显著高于低折扣率组系数0.003^①,且低折扣率组系数仅在10%的水平上显著。再考虑不同的认购方式对大股东的资金侵占效应的影响,发现资产认购时大股东掏空程度显著大于现金认购的情况^②。最后当机构投资者参与时,交互项系数也低于没有机构投资者参与时的情形^③。连续时间的DID模型也表明本文上述结论是较为稳健的。

表8 连续时间的DID模型

| | 全样本 | 折扣率差异 | | 认购方式 | | 机构投资者是否参与 | |
|----------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| | TUN_i | 高 | 低 | 现金 | 资产 | 是 | 否 |
| $Treat \times After$ | 0.004*** (3.31) | 0.005*** (2.90) | 0.003* (1.88) | 0.002 (1.57) | 0.008*** (3.29) | 0.003** (2.42) | 0.005** (2.23) |
| $Cons$ | -0.006 (-0.21) | 0.025 (0.70) | -0.031 (-0.86) | -0.045 (-1.10) | 0.021 (0.51) | -0.004 (-0.11) | 0.012 (0.31) |
| $Controls$ | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Ind | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| $Firmfixed$ | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| $Yearfixed$ | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| $Adj.R^2$ | 0.035 | 0.040 | 0.029 | 0.031 | 0.039 | 0.035 | 0.032 |
| N | 17 047 | 11 192 | 11 159 | 10 468 | 7 994 | 14 033 | 8 318 |

五、进一步研究

本文以上研究表明定向增发后大股东的资金占用现象更加严重,那么大股东是通过什么途径来实现对上市公司资金的占用?Denis和McConnell(2003)研究指出,在高度集中的股权结构下,大股东可以通过关联交易等方式谋取私人受益,增加对上市公司的掏空能力。Cheung等(2006)研究也表明,关联交易是大股东掏空上市公司的主要方式。为此本文下面从关联交易角度进行深入分析。

研究结果如表9所示,第(1)列考察定向增发后上市公司的关联交易情况,因变量为上市公司与大股东之间的关联交易规模 RPT ^④。可以发现交互项系数在1%的水平上显著为正,说明定向增发之后大股东与上市公司之间进行了更多的关联交易,这就为其恶意占用上市公司资金提供了机会。第(2)列进一步考察不同程度的关联交易对大股东掏空资金占用行为的影响差

①似无相关检验(SUEST)的Chi2值为3.87,P值为0.046,表明二者系数在5%水平上显著差异。

②似无相关检验(SUEST)的Chi2值为12.44,P值为0.000,表明二者系数在1%水平上显著差异。

③二者系数差异没有通过显著性检验,但是仍在接近10%的水平上显著。

④大股东与上市公司之间的关联交易数据来自RESSET金融研究数据库,并以营业收入进行标准化。

异,发现在高关联交易组中,定向增发后大股东资金占用在1%的水平上显著上升,而在较低组中则无明显变化。由此说明关联交易规模越大,定向增发后大股东资金占用现象越严重。由此本文揭示了大股东利用定向增发掏空上市公司的一个主要途径,即通过增加关联交易来攫取对上市公司的资金占用。

六、结 论

在我国经济步入新常态的背景下,提高上市公司直接融资比例和深化资本市场供给侧结构性改革是实现经济高质量发展的关键。定向增发作为我国上市公司最主要的股权再融资方式,为促进企业转型升级和服务实体经济发展提供了强大的资金支持。但同时由于相关制度的不完善和我国高度集中的股权结构,使得定增市场也暴露出诸多问题,尤其是大股东利用定向增发进行利益输送已被以往文献大量证实。一方面,已有文献过度集中于大股东在初始发行环节通过操控折扣率实现财富转移的行为而忽略了其他更多的掏空手段。

另一方面,2017年监管部门对定增新规的修订也在一定程度上压缩了大股东利用折扣率进行利益输送的空间。因此,在后定向增发时代,识别并治理大股东其他的掏空手段具有重要的现实意义。

本文将定向增发中大股东的掏空行为从初始发行环节拓展到了后续的资金占用上,研究发现,定向增发后大股东的资金占用程度显著上升。进一步本文还从发行价格、认购对象和认购方式等角度研究了不同的定向增发方案特征对大股东资金占用行为的影响,研究表明,定向增发折扣率越高,大股东资金占用现象也越严重。相对于现金认购,资产认购时大股东的机会主义动机更加强烈。而当机构投资者参与定向增发时,可以有效抑制大股东的资金占用行为,这也为解决大股东掏空问题提供了一种治理方案。通过一系列稳健性检验,上述研究结论仍然成立。最后本文还探讨了大股东资金占用的可能途径,发现定向增发后大股东与上市公司之间的关联交易规模显著上升,而且关联交易规模越大,大股东资金占用程度也更严重。至此本文较为完整地刻画了定向增发中大股东通过资金占用来转移上市公司资源、侵害中小投资者利益的行为。

本文研究结论具有重要的启示意义。首先,要进一步引导定增新股按市价发行,避免大股东利用折扣率进行利益输送以及后续的资金占用行为;其次,要规范认购方式尤其是资产认购,不仅要关注大股东的劣质资产注入现象,还要防范在资产控制权转移后的经营与监管等后续关联交易中的恶意资金侵占行为;最后,要进一步鼓励机构投资者积极参与定向增发,利用其特有的专业优势和信息收集能力,充分发挥对大股东的监督和参与公司治理的积极作用,从

表9 定向增发、关联交易与大股东资金占用

| | (1) | (2) TUN_i | |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | <i>RPT</i> | <i>High RPT</i> | <i>Low RPT</i> |
| <i>Treat</i> × <i>After</i> | 0.007*** (3.07) | 0.008*** (4.50) | 0.001 (1.07) |
| <i>Treat</i> | -0.002 (-0.70) | 0.001 (0.82) | 0.001 (1.20) |
| <i>Size</i> | -0.006*** (-7.28) | -0.002*** (-3.77) | -0.001** (-2.59) |
| <i>Age</i> | 0.000 (0.40) | 0.000*** (3.70) | 0.001*** (4.30) |
| <i>Lev</i> | 0.045*** (8.44) | 0.025*** (5.74) | 0.029*** (8.49) |
| <i>Top</i> | 0.026*** (4.45) | -0.011*** (-3.20) | -0.010*** (-3.53) |
| <i>Indep</i> | -0.005 (-0.66) | 0.003 (0.65) | 0.001 (0.11) |
| <i>Manshare</i> | -0.005 (-1.10) | -0.002 (-0.68) | 0.001 (0.59) |
| <i>Dual</i> | 0.001 (0.27) | 0.000 (0.24) | 0.001 (0.72) |
| <i>Growth</i> | 0.001* (1.79) | 0.002*** (4.03) | 0.002*** (5.24) |
| <i>SOE</i> | -0.000 (-0.13) | -0.005*** (-3.28) | -0.005*** (-4.01) |
| <i>Cons</i> | 0.113*** (6.72) | 0.079*** (4.80) | 0.041*** (3.24) |
| <i>Adj.R</i> ² | 0.035 | 0.149 | 0.106 |
| <i>N</i> | 14 215 | 8 730 | 13 621 |

而抑制大股东的机会主义动机,提高定向增发资源配置效率。

主要参考文献

- [1]陈耿,杜烽.控股股东与定向增发价格:隧道效应、利益协同效应及其相互影响[J].南方经济,2012,(6):32-43.
- [2]高雷,张杰.公司治理、资金占用与盈余管理[J].金融研究,2009,(5):121-140.
- [3]何丽梅.我国上市公司定向增发折价研究——基于较完整市场周期的分析[J].经济管理,2010,(2):144-151.
- [4]侯青川,靳庆鲁,苏玲,等.放松卖空管制与大股东“掏空”[J].经济学(季刊),2017,(3):1143-1172.
- [5]姜付秀,蔡欣妮,朱冰.多个大股东与股价崩盘风险[J].会计研究,2018,(1):68-74.
- [6]李昊洋,程小可,姚立杰.机构投资者调研抑制了公司避税行为吗?——基于信息披露水平中介效应的分析[J].会计研究,2018,(9):56-63.
- [7]梁上坤,陈冬华.大股东会侵犯管理层利益吗?——来自资金占用与管理层人员变更的经验证据[J].金融研究,2015,(3):192-206.
- [8]刘超,阮永平,郑凯.定向增发陷入“资本诅咒”陷阱了吗?——基于融资约束视角的研究[J].国际金融研究,2019,(7):87-96.
- [9]罗知,赵奇伟,严兵.约束机制和激励机制对国有企业长期投资的影响[J].中国工业经济,2015,(10):69-84.
- [10]章卫东.定向增发新股与盈余管理——来自中国证券市场的经验证据[J].管理世界,2010,(1):54-63,73.
- [11]章卫东,李德忠.定向增发新股折扣率的影响因素及其与公司短期股价关系的实证研究——来自中国上市公司的经验证据[J].会计研究,2008,(9):73-80.
- [12]章卫东,赵兴欣,李斯蕾.定向增发注入资产相关性与大股东认购比例及其公司绩效[J].当代财经,2017,(2):114-121.
- [13]赵国宇.大股东控制下的股权融资与掏空行为研究[J].管理评论,2013,(6):24-30,103.
- [14]赵国宇.控制权获取、CEO变更与合谋掏空——基于上市公司并购事件的研究[J].证券市场导报,2017,(6):30-35.
- [15]赵玉芳,余志勇,夏新平,等.定向增发、现金分红与利益输送——来自我国上市公司的经验证据[J].金融研究,2011,(11):153-166.
- [16]郑国坚,林东杰,张飞达.大股东财务困境、掏空与公司治理的有效性——来自大股东财务数据的证据[J].管理世界,2013,(5):157-168.
- [17]郑云鹰,曹丽梅.机构投资者的定向增发偏好研究[J].中山大学学报(社会科学版),2016,(2):198-208.
- [18]Boone A L, White J T. The effect of institutional ownership on firm transparency and information production[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 117(3): 508-533.
- [19]Brav A, Jiang W, Partnoy F, et al. Hedge fund activism, corporate governance, and firm performance[J]. *The Journal of Finance*, 2008, 63(4): 1729-1775.
- [20]Cheung Y L, Rau P R, Stouraitis A. Tunneling, propping, and expropriation: Evidence from connected party transactions in Hong Kong[J]. *Journal of Financial Economics*, 2006, 82(2): 343-386.
- [21]Jiang G H, Lee C M C, Yue H. Tunneling through intercorporate loans: The China experience[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 98(1): 1-20.
- [22]Jiang G H, Rao P G, Yue H. Tunneling through non-operational fund occupancy: An investigation based on officially identified activities[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2015, 32: 295-311.
- [23]Johnson S, La Porta R, Lopez-De-Silanes F, et al. Tunneling[J]. *American Economic Review*, 2000, 90(2): 22-27.
- [24]La Porta R, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A. Corporate ownership around the world[J]. *The Journal of Finance*, 1999, 54(2): 471-517.
- [25]Lel U, Miller D P. Does takeover activity cause managerial discipline? Evidence from international M&A laws[J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28(6): 1588-1622.
- [26]Petersen M A. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(1): 435-480.
- [27]Wang K, Xiao X. Controlling shareholders' tunneling and executive compensation: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2011, 30(1): 89-100.

Private Placement, Contract Characteristics and Shareholders' Embezzlement of Funds

Liu Chao, Ruan Yongping, Zheng Kai

(School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai 200237, China)

Summary: Using firm-level data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies of private placement in China from 2007 to 2017, this paper examines the effects of private placement and the different contract characteristics on shareholder expropriation by the DID regression model. The results show that: (1) Funds occupied by large shareholders significantly increase after private placement. (2) The higher the price discount, the more serious the phenomenon of subsequent capital occupation by major shareholders. (3) Compared to cash subscription, large shareholders have stronger motivation of tunneling under asset subscription. (4) The participation of institutional investors could effectively suppress the tunneling behavior of major shareholders. Finally, this paper also discusses the possible ways of capital occupation by controlling shareholders. Research shows that the related party transactions between major shareholders and listed companies increase significantly after private placement, and the larger the related party transactions, the more serious the tunneling of capital occupation.

The contributions of this paper are as follows: Firstly, this paper transfers the study of tunneling behavior of large shareholders from the initial issuance part to the subsequent appropriation of funds, and more clearly reveals the interests transmission behavior of large shareholders in the process of private placement, which greatly enriches the literature of private placement. Secondly, this paper adopts the most commonly used index to measure the tunneling of major shareholders, namely capital occupation, and finds that the higher the discount rate is, the more serious the subsequent funds occupation of major shareholders will be. Thus, it provides new empirical evidence for the logical relationship between the discount rate and the tunneling behavior of major shareholders, and makes up for the deficiency of existing theories. Thirdly, The conclusions also have important policy implications. In the post-private placement era, effective governance on other tunneling means of major shareholders is of great policy significance to both investors and regulatory authorities.

Key words: private placement; contract characteristics; embezzlement of funds; related party transactions

(责任编辑:王 孜)