

定向增发中的大股东认购、 盈余管理与公司长期绩效

黄晓薇,文 熠

(对外经济贸易大学 金融学院,北京 100029)

摘要:文章以2006-2009年中国A股市场实施定向增发的上市公司为研究样本,首次关注了大股东参与的作用,使用匹配倍差法从公司长期经营业绩的角度考察了上市公司实施面向大股东的定向增发后的长期业绩状况,为大股东自利导致的盈余管理的存在提供了论据。研究发现:中国实施面向大股东的定向增发的上市公司在增发后长期业绩出现显著恶化。该结果说明,实施面向大股东的定向增发的公司在定向增发实施过程中大股东以私利为重,导致了公司的长期业绩滑坡。

关键词:定向增发;大股东自利认购;盈余管理;长期业绩;配对倍差法

中图分类号:F275 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2014)06-0076-08

一、研究背景与文献述评

定向增发自股权分置改革以来已取代配股成为国内市场主流的股权再融资方式。由于定向增发存在锁定期,不存在扩充即期市场的压力,既避免了对二级市场的冲击,又让公司向大股东、机构投资者或战略投资者募集到资金,而且,大股东可以通过定向增发向公司注入优质资产,有利于提升公司的收益,避免了大股东与公司的关联交易以及同业竞争^[1]。不少文献研究发现中国A股市场公司在定向增发之后短期内股票价值会有显著的正向变动,如黄新建和岳巧英^[2],黄晓薇和居思行等^[3]都发现了同样的现象。

另一方面,上市公司股权再融资后的长期业绩变动从20世纪90年代起就受到了美国学者的广泛关注^[4]。之前的文献一般从两个方面衡量公司股权再融资后的长期业绩:一是长期股价收益率;二是经营的会计业绩。Hertzel等^[5]发现1980-1996年美国市场619家实施定向增发的上市公司中,相对于公开发行,定向增发后的长期经营业绩更差。国内耿建新等^[6]从长期股票回报和长期业绩两个方面研究了定向增发对公司长期表现的影响,发现实施定向增发公司长期经营业绩和长期回报率均有下滑态势。

对于定向增发之后公司短期表现转好长期业绩下滑的现象,已有研究中大部分的实证结果给出了解释:正是因为盈余管理的存在,上市公司实施股权再融资后的长期业绩均存在滑坡。参考国外学者的研究方法,国内学者章卫东^[7]、李增福等^[8]也均从盈余管理角度分析了定向增发后公司的长期业绩滑坡,发现公司在定向增发之前进行的盈余管理是公司定向增发后长期业绩滑坡的主要原因。

为了募集资金、增加管理者个人收益或扩大控股股东个人财富,企业的管理者存在通过盈余操纵行为来粉饰公司的财务指标的动机。那么大股东在定向增发中起到了怎样一个角色?大股东参与和公司的长期业绩下滑有没有关系?例如朱红军等就发现了驰宏锌锗在实施定向增发以前,通过负向盈余管理做低业绩,使得大股东可以以低成本购入定向增发股票并在定向增发后享受巨大增值。黄晓薇、居思行等发现,定向增发对象的不同,进行定向增发的公司业绩表现也会有不同,大股东有充分的理由通过定向增发进行利

益输送。徐寿福等^[9]发现定向增发中以股东自利为目的的大股东认购是公司进行盈余管理造成上市公司定向增发后长期经营业绩下滑的重要原因,这一发现进一步强调了在研究定向增发时,将增发事件按照有无大股东参与加以区分的重要性。本文就是在此基础上,从大股东参与定向增发的动机出发,通过将定向增发按是否有大股东参与区分开,首次利用双重倍差法证实了公司因实施面向大股东的定向增发而造成了长期业绩的滑坡,为评估定向增发中可能存在的大股东自利驱使的盈余管理行为对公司业绩的影响提供更可靠更严谨更丰富的证据。

本文的内容组织如下:第二部分在理论分析和前人文献的基础上提出本文的研究假设,第三部分进行研究设计、样本与变量构建及描述性统计,第四部分实证分析中国上市公司实施面向大股东的定向增发对于企业长期业绩的影响,提供了上市公司进行盈余管理的证据。第五部分总结全文。

二、理论分析和研究假设

中国上市公司控股股东对公司决策有较强影响力,定向增发更像是一种体现控股股东意志的发行工具。本文将大股东参与定向增发的动机分为5种:(1)资产上市;(2)维持或提高控股比例,根据控制权私利理论,控股股东控制的投票权有着超额收益^[10];(3)股权价值增值;(4)股权质押便利,有资金需求的股东可以方便地通过股权质押来换取流动性,因此股权质押便利带来的收益也是大股东参与定向增发的动机之一;(5)利益输送渠道,大股东通过定向增发达到注入劣质资产等目的。在最大化私利的假设下,怀有以上5个动机中任一动机的股东都希望定向增发能为其带来正的溢价^①,这就决定了定向增发发行对象的选择可能会影响公司的经营和管理。我们完全可以猜想股权集中度越高的公司大股东越偏向于参与定向增发。

假设1:股权结构对定向增发对象的决定有显著影响。

盈余管理行为,作为大股东影响公司业绩的一种常见手段,通过粉饰上市公司的财务状况和绩效,最终损害投资者的利益。过去IPO、配股、公开增发等股权融资方式对公司本身有较高门槛要求,从而造成了上市公司的盈余管理行为^[11]。相对之下,定向增发门槛较低,没有在企业的盈利能力上作出要求,业绩较差的公司也能通过定向增发募集资金。那么此时大股东是不是还会授意上市公司实施盈余管理行为呢?

一方面,良好的会计业绩对于公司定向增发的顺利实施起着重要作用。如果上市公司在盈利能力较差时进行定向增发,该提议最终能否得到股东大会通过和监管部门的批准存在着较大的不确定性。锁定期的存在,使参与认购的机构投资者也要承担机会成本。如果公司在增发实施前业绩表现不佳,定向增发参与者认购的积极性会受到很大的影响。因此,计划实施定向增发的公司为顺利实施定向增发有动机和充分的理由使用盈余管理等方式来粉饰财务报表。

另一方面,大股东利益最大化也是上市公司实施盈余管理的动机之一。由于会计盈余与公司股价之间的正相关关系,大股东可以通过盈余管理影响公司股票的市场表现,从而影响定向增发定价。由于目的不同,公司进行盈余管理的方向会产生不同,大股东会在实现自身利益最大化的前提条件下,选择最“恰当”的盈余管理方式来影响公司的业绩,使股价调整到其所希望的“合理”区间,从而在市场上募集更多的资金或取得更多的股份。另外由于盈余管理并没有违规或违法行为,机构投资者很难对此作出判断,所以定增中的盈余管理很难避免。所以本文猜想实施有大股东参与的定向增发的公司长期业绩会和实施没有大股东参与的定向增发的公司有显著差别。

假设2:公司在实施面向大股东的定向增发后的业绩相对于面向机构的定向增发后业绩有显著差异。

上市公司实施定向增发期间的盈余管理行为产生的重要后果之一就是增发后长期业绩的滑坡或恶化。Rangan发现,上市公司大股东授意使用粉饰过的盈余信息来影响投资者对企业价值的判断,而因不能及时发现上市公司的盈余管理行为使投资者以高价购买了公司股票。另一方面,在定向增发期间实施了正向的盈余管理行为的上市公司在定增后其报告盈余会有向下的正常调整,也是一种上市公司经营业绩的下降^[7]。李增福等则从真实盈余管理和应计盈余管理的角度验证了上市公司定向增发前进行的盈余管理造成了公司长期业绩的滑坡。因此,上市公司在定向增发后的长期业绩与其增发的对象一定存在关系。

综合上述两个方面的解释,如果大股东出于最大化私利的角度在定向增发前进行了盈余管理,那么上

^① 事实上,黄新建、岳巧英在《中国上市公司定向增发公告的信息含量研究》一文中已经验证定向增发事件引发了相关公司股价显著的正向变动。

市公司在实施面向大股东的定向增发后将出现业绩滑坡;如果观察到了上市公司在实施面向大股东的定向增发之后的业绩滑坡,则可作为大股东自利和盈余管理的证据。在此,本文在参考之前徐寿福等和李增福等文献和前人关于公司定向增发后长期经营业绩下滑的理论解释的基础上,提出一条待验证假设。

假设3:公司在实施面向大股东的定向增发之后业绩出现滑坡。

三、研究设计

(一)数据来源

本文以2006年至2009年作为定增样本的选择时间窗,主要是基于两点考虑:第一,2006年5月8日新《上市公司证券发行管理办法》实施后,定向增发才逐渐成为主流的股权再融资方式,所以主要观察2006年以后A股市场实施定增的公司;第二,由于需要观察配股后两年的长期绩效的数据,因无法观察到2010年及之后年份未来2年的绩效情况,因此论文剔除了2010年及之后年份的观测值。

在初始样本基础上,(1)剔除了金融行业的样本;(2)剔除总资产或所有者权益小于0的样本;(3)对于在样本区间中进行多次定增的公司只考虑第一次定增事件;(4)剔除针对大股东关联方的定增样本。

本文采用研究处理效应的方法来研究公司面向大股东的定向增发对公司长期业绩的影响,将样本分为处理组和控制组两组。处理组包含针对大股东的定增样本,控制组包含针对机构的定增样本。两组样本的观测数目分别为190和160。本文收集这些样本在定增事件的前两年、当年、后两年(-2、-1、0、+1、+2)^②的公司财务信息,并且为排除异常点的影响,对于连续变量的极端值进行了1%的Winsorization处理,即以1%(99%)的分位数替代所有小于1%(大于99%)的观测值。所有定增信息来源于Wind数据库,公司财务信息来源于Resset金融数据库。

(二)变量定义

变量定义如表1所示,作为被解释变量的Performance代表了企业经营绩效,本文分别选择了3个维度的代理变量:一是ROA,二是OCF,三是PROD。同时在李增福等基础上,为体现公司股权结构的差异和大股东控制力的差异,本文加入了考虑公司股权结构的变量Top1和Top1top10分别代表了第一大股东的股权和第一大股东与其他大股东之间的股权制衡。

表1 变量设计和定义

变量名称	变量定义以及计算方法
因变量	ROA 总资产收益率,净利润以扣除非经常损益后的净利润孰低为准。下文所有涉及净利润指标的,均用:净利润=实际净利润*Min(1,扣除非经常损益后的实际净利润/实际净利润)来进行核算
	OCF 经营性现金流量水平=配股后三年公司的经营性现金流量的平均值/年初总资产,采用对数化后的结果
	PROD 生产成本=营业成本+当年存货的变动额,采用对数化后的结果
检验变量	Object 定增对象的类别,如果属于面向大股东定增则取值为1,面向机构投资者的则为0
	Event 若为配股当年及配股前三年则取值为0,否则为1
控制变量	Lev 杜邦分析中权益乘数,权益乘数=1/(1-资产负债率)
	Size 采用公司总市值的对数来衡量
	Current 流动比率=流动资产/流动负债
	Growth 公司的净资产增长率
	Mb 公司当年年报市净率,市净率=每股市价/每股净资产
	Top1 公司当年第一大股东控股比例
Top1top10 公司当年第一大股东持股占当年前十大股东持股的比例	

(三)模型设计

本文为了控制处理组和对照组可观测及不可观测差异性,从企业绩效变动中有效地提取出因为实施了面向大股东的定向增发而对公司长期业绩的影响,并且考虑定向增发公司层面的内生性问题,采用了政策

^② 实际上,李增福、连玉君等研究发现,进行定增的公司的从定增前一年开始进行盈余管理,然后影响后定增两年的业绩。所以这里选择五年的时间窗而不是通常采用的七年。

效果评估中的常用方法即倾向性得分匹配 (Propensity Score Matching) 结合倍差法 (Difference-in-Difference, DID) 的方法,实证考察了面向大股东的定向增发对公司长期业绩的影响。

本文的研究思路是先通过 Probit 模型找出对定增对象的决定起显著作用的变量,然后计算出倾向性得分,以该得分作为匹配依据进行样本匹配生成新的控制组样本,然后使用倍差法估计出大股东参与的定向增发对公司长期业绩的影响。

1. 构造可靠的控制组样本:基于倾向性得分匹配估计

本文采用匹配估计量来构建反事实,其基本逻辑是:对于处理组(面向大股东的定向增发样本)中每一个样本,本文从控制组(面向机构的定向增发样本)中寻找与其在进行定增前各经济特征最接近的样本做对比样本,以对比样本的绩效作为对反事实的估计。

在假定处理组与控制组样本间差异可以由各样本进行定增前 Lev、Size、Current、Growth、Mb、Top1 和 Top1top10 这几个变量所反映的前提下,本文采用了 Rosenbaum and Rubin^[12] 提出的倾向性得分 (Propensity Score) 来匹配。这是一个控制变量给定时关于参与处理的条件概率测量,并用 $p(x)$ 表示:

$$p(x) = \text{pr}[D = 1 | X = x] = E[\text{Object} | X = X] \quad (2)$$

倾向性得分匹配方法是针对倾向性得分而非控制变量进行匹配,Rosenbaum and Rubin 提出,如果数据被证明针对控制变量 x 匹配正确,那么建立在控制变量 x 上的倾向性得分的匹配同样可以被证明是正确的。就本文而言,计算每个样本配股前两年(-2, -1)各控制变量的平均值,然后利用这些平均值作为计算倾向性得分的依据,每个样本的倾向性得分采用逐步剔除不显著变量^③的方式,采用 Probit 模型估计。

在已获得倾向性得分之后,采用 K 位最近邻匹配(K nearest-neighbor matching)的方法,选取与每个处理组个体倾向性得分最接近的前 K 个控制组样本^④,具体说,集对于每个处理组个体 i ,选取集合 $A_i(p(x)) = \{j | \min_j(K) \| p_i - p_j \| \}$,其中, $\| \|$ 表示向量间的欧几里德距离,样本 j 来自控制组,然后再生成新的控制组样本 $\bar{Y}_{0,i} = \frac{1}{K} \cdot \sum_{j \in A_i(p(x))} Y_{0,j}$,使其代替原有的控制组。

2. 匹配的有效性评估:样本平衡性检验

匹配方法的有效性在于对样本间数据平衡性的改善,即处理组和控制组间的控制变量分布趋于相近且不丢失过多观测。所以对于匹配后样本的平衡性检验是考察匹配方法可靠性的重要步骤。相关文献中通常使用 t 检验来评估平衡性。然而 Imai 等^[13] 指出,平衡性检验应该是注意观测数据的特性,而不是假设总体的特征。所以我们另外还考虑了每个控制变量在处理组的标准化均值差异 (Standardized difference, SDiff),对于每个控制变量 X_k 其标准化均值差异定义为:

$$SDiff(X_k) = \frac{\frac{1}{N_T}}{\sqrt{\text{Var}_{i \in T}(X_{ki})}} \sum_{i \in T} (X_{ki} - \frac{1}{K} \cdot \sum_{j \in A_i(p(x))} X_{0,j}) \quad (3)$$

其中 T 表示处理组, N_T 表示处理组样本数,当 SDiff 大于 0.20^⑤ 时表示样本间偏差较大,若匹配后控制变量 SDiff 小于 0.20 则说明匹配效果良好。

3. 面向大股东的定向增发对公司长期业绩的影响:基于匹配的倍差法 (DID)

在匹配的基础上使用倍差法可以很好地解决基于可观测和不可观测变量引起的选择偏差,可以显著地提高估计结果的质量^[15]。本文以董事会发布定增决议公告($t=0$)作为事件年份,以定增前两年和后两年(-2, -1, 0, +1, +2)作为时间窗,通过双重倍差法 (Difference-in-Difference) 方法评估进行定增的公司在定增前后经营长期绩效的变动。

本文分别以总资产回报率 (ROA)、经营性现金流量 (OCF) 和生产经营成本 (PROD) 作为长期绩效的代理变量,使用的倍差模型 (DID) 设定如下:

$$Performance_{it} = \beta_1 \cdot Event_t + \beta_2 \cdot Object_i + \beta_3 \cdot DID_{it} + \Gamma \cdot X_{it} + \alpha_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

X_{it} 为样本当期控制变量,具体见表 2。 η_t 用于控制时期效应。 $DID_{it} = Event_t \times Object_i$ 为双重倍差变量,双

③ 这样将筛选出决定定增对象的主要因素

④ 根据 Abadie and Imbens^[14] 的建议,本文 K 取 3,

⑤ Smith and Todd 提出一经验法则,即 SDiff 大于 0.20 说明两样本差异较大,本文采用该经验法则。

重倍差系数是本文着重考察的对象。

从式(4)可以看出,结合匹配估计量之后使用的 DID 进行估计, β_3 实际上通过对比处理组公司与控制组公司在配股定增前后业绩变化的差异性来排除不可见因素的干扰,从而分离出为了在定向增发中大股东参与对公司长期业绩影响的净效应。

四、实证结果分析

(一) 分组描述性统计

现在通过观察面向大股东的定向增发组和面向机构的定向增发组在定增前各项特征的分组统计信息来发现他们之间的可能差异(表2)。本文用以考察的用作控制变量的特征指标是各公司在实施定增前两年各控制变量的平均值^⑥,这体现了各公司在申请配股前的经济状况,用来分组考察公司间的差异是合理的。

表2 按 Object 分类的平衡性检验

变量	面向大股东 (Object = 1)		面向机构 (Object = 0)		全体	
	190	166	190	166	356	356
	均值	(标准差)	均值	(标准差)	t 统计量	归一化差值
AROA	3.37	-6.45	4.62	-6.06	-1.87*	-0.14
AOCF	12.70	-11.51	13.26	-9.82	-0.49	-0.03
APROD	20.26	-4.92	19.93	-4.32	0.66	0.04
ALev	2.94	-1.85	2.55	-1.34	2.24**	0.17
ASize	9.38	-0.41	9.24	-0.30	3.65***	0.24*
ACurrent	1.30	-0.77	1.34	-0.67	-0.79	-0.03
AGrowth	9.18	-0.58	8.92	-0.51	4.43***	0.33*
AMb	3.28	3.03	3.91	-3.68	-1.76*	-0.13
ATop1	0.40	-0.15	0.39	-0.14	0.15	0.01
ATop1top10	0.68	-0.18	0.64	-0.21	1.91*	0.14

注:表中列出的是面向大股东组和面向机构组公司发布定增公告前两年各项经济变量平均值的摘要统计。“***”、“**”与“*”分别表示在1%、5%和10%水平下显著。归一化差异绝对值大于0.25表明两组数据差异过大,以“*”标记。

表2列出了企业进行定增前的各控制变量的分组统计信息,包括各变量的均值、标准差、t统计量及归一化差值。NDiff是以方差和的平方根做标准化的变量组间均值之差^⑦,其定义为 $NDiff = (X_1 - X_0) / \sqrt{S_0^2 + S_1^2}$,其中 $j = 0, 1$ 表示样本的组别, $S_j^2 = \sum_{i=1}^{N_j} (X_i - X_j)^2 / (N_j - 1)$ 为组内样本方差^⑧。

从表2中可以看出,在t统计量的意义上,两组样本控制变量中除了ACurrent和ATop1变量之外都有显著的差异。而从组间归一化差异(Normalized Difference, NDiff)这个角度看,ASize和AGrowth变量超过了0.25^⑨的临界值表明这两组样本间的差异是不可忽略的。所以对样本进行匹配处理是必要的。

从上可以总结一些有意义的现象:(1)处理组样本和控制组样本控制变量有显著差异,所以必须要进行匹配以控制组间差异,提高估计的准确度;(2)进行面向大股东的定向增发样本中大股东的绝对控制权(Top1)和相对控制权(Top1top10),都比处理组大,说明定向增发对象的决定可能与股权结构有关。

接下来按在第三部分的实证安排中提到的,先将样本中公司进行定增前的两年平均数据拿去计算倾向性得分并进行匹配,再进行平衡性检验以验证匹配的有效性,最后进行倍差法估计。

(二) 样本匹配处理

⑥ AROA、AOCF、APROD、ALev、ASize、ACurrent、AGrowth、AMb、ATop1、ATop1top10 分别是各公司配股前三年 ROA、OCF、PROD、Lev、Size、Current、Growth、Mb、Top1、Top1top10 的平均值经过 Winsorized(处理1%分位数一下和99%分位数以上的数值)处理之后的结果,选取前三年平均值能更好地反映各公司在申请配股前的财务状况。

⑦ 这里因为是在配对以前,只能使用 NDiff 而不是 SDiff。

⑧ 相对于常用的t统计量,NDiff的优点在于其值不受样本大小影响(scale-free),能够更好地反映出两个样本变量分布的差异或者是说样本的平衡性。

⑨ 根据 Imbens and Rubin^[16] 建议的经验法则,NDiff 绝对值大于0.25 表明两组数据差异过大。此时线性回归方法会对方程设定非常敏感,可能会导致回归系数的严重偏差。

表 3 显示的是将两组样本以 Object 变量为被解释变量,以各控制变量为初始解释变量,使用 Probit 回归,逐步剔除不显著变量后最终保留下来的决定定增对象的主要因素。

表 3 定增对象决定因素

变量	probit 回归	
	回归系数	标准误差
ALev	0.170 953 9**	-0.050 417
ASize	0.884 017 8***	-0.204 868
AMb	-0.089 174 7***	-0.026 539
ATop1	-1.973 562***	-0.762 758
ATop1top10	1.542 14***	-0.572 836

注:“***”、“**”与“*”分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

从结果中可以看到,公司实施定增前的平均流动比率(ACurrent)对公司的定增对象的决定没有显著影响,那么在进行匹配计算倾向性得分时,可以不考虑该变量,而代表公司股权结构的 ATop1 和 ATop1top10 变量系数相当显著,说明其对定向增发的对象决定有显著影响,这验证了假设 1。

在得出以上主要决定变量后,以这 5 个变量作为计算倾向性得分的依据计算每个公司的倾向性得分,使用倾向性得分进行匹配,以生成新的控制组。

(三) 样本平衡性检验

表 4 列出了基于倾向得分的最近邻 1:3 匹配的平衡性检验的结果。匹配后,处理组和新的控制组在几个决定因素的变量上的 SDiff 都小于 0.06,而匹配后两组样本间的 t 检验结果显示两组样本间没有显著差异,样本间的平衡性相比匹配前得到了显著提高,说明了本文的匹配过程很成功,显著改善了样本平衡性,为匹配估计的可靠性提供了有力支持。

表 4 匹配平衡性检验

变量	ALev	ASize	AMb	ATop1	ATop1top10
处理组均值	2.942 968	9.387 788	3.289 897	0.4 030 395	0.6 865 248
匹配组均值	2.846 129	9.373 591	3.336 734	0.3 954 165	0.6 928 964
处理组标准差	1.852 017	0.412 482 1	3.033 352	0.152 066 5	0.187 205 1
t 统计量	0.56	0.37	-0.17	0.5	-0.31
Sdiff	0.052 288 397	0.034 418 463	-0.015 440 67	0.050 129 384	-0.034 035 4

(四) 面向大股东的定向增发对公司长期绩效的影响

利用新生成的控制组样本和原有处理组样本的面板数据按照等式(4)进行回归,结果如表 5 所示,显示了面向大股东的定向增发对公司长期绩效的影响。模型中控制了时间效应,运用倍差法比较了公司定增前和定增后在三个维度的经营绩效上是否有明显变化。从模型(1)-(6)可以看出,虽然 Object 本身没有产生影响,三个因变量基本对 Event 也不显著,但是除经营现金流外的另两个因变量均对交互项 Grade * Event 显著,其中模型(1)和(2)中的交互项为负,说明实施面向大股东的定向增发的公司在长期会出现盈利能力下滑,模型(3)和(4)的交互项系数为正,但不显著,说明实施面向大股东的定向增发的公司在长期经营现金流没有明显改善,而模型(5)和(6)交互项显著为正,说明实施面向大股东的定向增发的公司在长期经营成本显著提高,这些在模型中得到体现的结果表明实施面向大股东的定向增发的公司在长期其绩效受到了损害。另外 Top1 和 Top1top10 都有显著影响,这也反映了大股东控制力对公司定向增发后业绩有显著影响。

Probit 模型拟合结果验证了本文假设 1,即公司股权结构对定向增发对象的决定有显著影响,体现了公司大股东意志对定向增发决策的显著影响作用。但是在此处本文发现代表绝对控制权的变量 Top1 系数显著为负,而代表相对控制权即股权制衡的变量 Top1top10 系数显著为正,两者系数方向不一致,这一点本文未能作出解释,需要后期继续研究相关理论作出解释。

倍差法证实了本文的假设 2 和假设 3,实施面向大股东的定向增发的公司在实施定增后长期具有显著更低的总资产回报率、显著更高的生产成本。之所以处理组样本相对于控制组样本存在业绩下滑,正是因为机构投资者存在信息不对称的问题,所以其对投资公司的选择很谨慎,其参股公司一般不会存在大股东掏空公司财富等管理混乱的问题,所以其长期业绩是有保障的。这也暗示实施面向大股东的定向增发的公

司可能存在管理混乱、大股东侵占小股东权益的现象,说明中国市场进行有大股东参与的定向增发中大股东仍是以私利为主,最大化大股东的股权收益,然后导致公司在长期会出现业绩滑坡。该结果是对前人观点的有力支持。之前有一些研究分析了盈余管理对财务中的细节项目的影响,而本文更侧重于考虑可能存在的盈余管理现象对企业总体绩效的影响。之前类似主题的研究多运用了截面数据,而本文使用的的面板数据保留了更多有效信息。

表5 面向大股东的定向增发对公司长期绩效的影响

变量/参数	ROA		OCF		PROD	
	1	2	3	4	5	6
Constant	-27.149 85 *** (-5.57)	-27.149 85 *** (-5.66)	86.016 87 *** -4.86	92.434 17 *** -5.2	4.515 828 ** -2.12	4.695 766 ** -2.2
Objectid	0 omitted	0 omitted	0 omitted	0 omitted	0 omitted	0 omitted
Event	-0.569 434 5 ** (-2.02)	-0.152 692 2 (-0.54)	-0.011 929 5 (-0.01)	-0.792 811 2 (-0.76)	-0.120 177 1 (-0.97)	-0.048 358 4 (-0.38)
Objectid * Event	-0.803 952 6 *** (-2.85)	-1.413 928 *** (-4.93)	1.065 743 -1.04	2.061 548 * -1.94	0.396 216 2 *** -3.22	0.286 569 *** -2.24
Lev	-0.247 040 1 *** (-2.62)	-0.301 283 9 *** (-3.26)	-0.918 299 3 *** (-2.68)	-0.859 969 ** (-2.51)	0.296 968 1 *** -7.22	0.286 287 3 *** -6.96
Size	3.238 99 *** -6.22	2.891 96 *** -5.65	-7.341 482 *** (-3.87)	-7.056 385 *** (-3.72)	1.704 555 *** -7.48	1.633 514 *** -7.17
Current	0.229 172 4 -1.4	0.294 555 9 * -1.84	-2.009 975 *** (-3.39)	-1.970 676 *** (-3.32)	-0.167 997 ** (-2.36)	-0.151 750 1 ** (-2.13)
Growth	0.022 525 4 *** -11.49	0.022 220 3 *** -11.23	-0.008 157 3 (-1.14)	-0.012 726 6 * (-1.74)	0.006 856 9 *** -8	0.006 646 1 *** -7.55
Mb	0.167 629 2 *** -4.09	0.213 673 8 *** -5.27	0.470 776 8 *** -3.16	0.414 640 4 *** -2.77	-0.063 114 1 *** (-3.52)	-0.054 251 6 *** (-3.01)
Top1		9.165 704 *** -6.22		-1.007 207 (-0.18)		2.077 041 *** -3.17
Top1top10		-0.463 565 1 (-0.36)		-12.727 36 *** (-2.66)		-0.498 249 6 (-0.86)
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Obs	1 900	1 900	1 900	1 900	1 900	1 900
F	50.91	48.82	11.08	10.32	55.6	45.04
Overall R-sq	0.212 5	0.190 1	0.003 4	0.000 6	0.358 2	0.344 3

注:表中括号内数值为回归模型 t 统计量,“****”、“***”与“*”分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

五、结论

本文实证发现:(1) 股东结构或者说大股东控制力对定向增发对象的决定有显著影响;(2) 在长期并没有出现业绩的反弹反而出现滑坡。

本文的研究意义在于:用不同于前人的方法验证了进行了面向大股东的定向增发的公司在定增后长期

业绩的滑坡,为前人对于定向增发后公司业绩滑坡中的大股东的负面作用给出了证据。在此呼吁政府监管部门应集中力量对企业信息披露和项目预算进行合规性检查,杜绝公司大股东别有用心的盈余管理行为,对定向增发后的长期业绩提出要求,有效发挥市场配置资源的功能,保障投资者的权益。

当然,本文只是对可能存在的大股东自利下的盈余管理现象对企业总体绩效的影响进行了分析,实际上,盈余管理分为应计盈余管理和真实盈余管理,两种盈余管理方式对公司再融资后的业绩具有不同的影响。如果能从盈余管理的角度,区分应计盈余管理和真实盈余管理来进行分析,结果可能更有说服力。

参考文献:

- [1]朱红军,何贤杰,陈信元.定向增发“盛宴”背后的利益输送:现象、理论根源与制度成因[J].管理世界,2008(6):136-147.
- [2]黄新建,岳巧英.中国上市公司定向增发公告的信息含量研究[J].重庆大学学报:社会科学版,2011,17:48-53.
- [3]黄晓薇,居思行,黄喆.融资目的和融资对象会影响定向增发的表现吗?[J].科学决策,2011(12):25-40.
- [4]RANGAN S. Earnings management and the performance of seasoned equity offerings[J]. Journal of Financial Economics, 1998, 50: 101-122.
- [5]HERTZEL M, LEMMON M, LINCK J, et al. Long-run performance following private placements of equity[J]. Journal of Finance, 2002, 57: 2595-2617.
- [6]耿建新,吕跃金,丘小平.我国上市公司定向增发的长期业绩实证研究[J].审计与经济研究,2011(11):52-58.
- [7]章卫东.定向增发新股与盈余管理[J].管理世界,2010(1):54-63.
- [8]李增福,黄华林,连玉君.股票定向增发、盈余管理与上市公司的业绩滑坡[J].数理统计与管理,2012(5):942-950.
- [9]徐寿福,龚仰树.定向增发与上市公司长期业绩下滑[J].投资研究,2011(10):98-111.
- [10]SHLEIFER A, VISHNY R W. A survey of corporate governance[J]. Journal of Finance, 1997, 52: 737-783.
- [11]孙铮,王跃堂.资源配置与盈余操纵之实证研究[J].财经研究,2009(4):3-9.
- [12]ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70: 41-55.
- [13]ABADIE A, IMBENS G. Simple and bias-corrected matching estimators for average treatment effects[R]. Unpublished manuscript, Harvard University, 2008.
- [14]IMAI K, KING G, STURAT E. Misunderstanding among Experimentalists and Observationalists about Casual Inference[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 2008(2):481-50.
- [15]SMITH J, TODD P. Does matching overcome lalonde's critique of nonexperimental estimators[J]. Journal of Econometrics, 2005, 105: 305-353.
- [16]IMBENS G, RUBIN D. Causal inference: statistical methods for estimating casual effects in biomedical[M]//Social and Behavioral Sciences. Cambridge: Cambridge University Press, 2007.

Subscription of Large Shareholders in Private Placements, Earnings Management and Long-run Performance of Listed Companies

HUANG Xiaowei, WEN Yi

(School of Finance, University of International Business and Economics, Beijing 100029, P. R. China)

Abstract: Based on data of Chinese listed companies' private placements from 2006 to 2009, this study tries to shed light upon the relationship between large shareholders' behavior and earnings management and long-run operating performance of listed companies after the private placements by first using a difference-in-differences matching approach. We find that firms conducting large-shareholders-oriented private placements have inordinately poor operating performance during the first two years after the placements. It implies the existence of earnings management.

Key words: private placements; subscription of large shareholders; earnings management; long-run performance; matching DID