

【企业管理】

虚拟经济与实体经济分离发展研究

——来自中国上市公司 2006—2013 年的证据

文春晖^{1,2}, 任国良³

- (1. 上海财经大学金融学院, 上海 200433;
2. 湖南农业大学经济学院, 湖南 长沙 410128;
3. 中华联合保险控股股份有限公司研究所, 北京 100032)

[摘要] 本文构建基于终极控股股东、中小股东和管理层的两期动态博弈模型,分析了终极控制人由于金字塔持股导致的两权分离度对两类代理成本和企业价值的不同经济效应,从微观层面探究了上市公司终极控制所导致的虚拟经济和实体经济分离发展的机理,并利用中国上市公司 2006—2013 年的面板数据进行实证检验。研究表明:两权分离度对管理权私利存在抑制效应,对控制权私利存在助长效应,对企业价值存在侵蚀效应;由于上市公司终极控制人在金字塔持股下的两类代理成本与两权分离对企业价值经济效应的差异,导致由虚拟终极控制人控制上市公司的代理成本水准比实体终极控制人控制的上市公司高,虚拟终极控制人因金字塔持股导致的两权分离度对管理权私利的抑制效应、控制权私利的助长效应和企业价值的侵蚀效应均较实体终极控制人控制的上市公司高。此外,本文基于上市公司终极控制权分工视角,对中国虚拟经济和实体经济分离发展的原因进行了探讨。

[关键词] 虚拟经济; 实体经济; 金字塔持股; 控制权私利; 两权分离

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)12-0115-15

一、问题提出

20 世纪 70 年代以来,世界产业呈现“虚”、“实”分化的趋势。以“物质关系”为代表的制造、加工、贸易等实体产业出现在价值链较低环节,以“价值关系”相称的计算机、互联网、金融等产业控制了产业链的高附加值环节^①。“虚”、“实”经济分工过度而分离发展的结果导致世界经济关系的主导力量不再是实体投资所发生的物质关系,而是一种虚拟资本流动背后的“价值关系”变动。因而,GDP 增长不再单纯依靠实体产业创造,对虚拟经济的依赖性越来越强。金融资源滞留于虚拟层面空转并没有流入实体经济部门,“钱炒钱”现象普遍,虚拟经济与实体经济分离发展的现象越来越严重。而

[收稿日期] 2015-10-19

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“虚拟经济与实体经济耦合发展研究”(批准号 13CJY008);湖南省社会科学基金一般项目“长株潭自主创新示范区智能制造协同发展机制与对策研究”(批准号 15YBA206)。

[作者简介] 文春晖(1981—),男,湖南安化人,上海财经大学金融学院博士后,湖南农业大学经济学院副教授,经济学博士;任国良(1984—),男,山东青岛人,中华联合保险控股股份有限公司研究所助理研究员,管理学博士。通讯作者:文春晖,电子邮箱:wchui0207@163.com。

主导全球主要虚拟资本流动的“价值关系”最终通过上市公司终极控制从微观层面体现出来,即上市公司终极控制人通过对企业虚拟资本掌控,利用金融手段控制着金融服务和产业链的核心价值环节,促使上市公司实体生产制造比例降低,虚拟化程度不断提高,终极控制对上市公司经营影响过程正是虚拟经济与实体经济分离发展的演变过程。上市公司作为生产组织的基本单位掌控主要的虚拟资本资源,其资本流向决定了经济背后的价值流向,因而从上市公司视角分析其治理中衍生出的终极控制权对虚拟经济与实体经济分离的微观动因具有十分重要的现实意义。

虚拟经济为何丧失实体经济服务功能而脱离实体经济发展?货币数量论认为实体经济背后出现的“货币失踪”现象是金融创新和金融管制放松的结果。结构学派则认为资本结构和实体经济结构的非对称性、经济周期与经济监管的非协调性以及资产价格与实际产出的非匹配性导致了资本边际效率与市场利率以及金融回报率之间存在差异,由此引致出投资不均衡和虚拟经济的过度膨胀,产生泡沫经济;信用理论认为信息套利效率、基本价值效率、完全保险效率和功能效率等加大了资本杠杆,投资者的“羊群效应”和“权益要求”对金融资产产生偏好,虚拟投机资本挤占实体资本投资空间,抑制了实体经济发展。国内外学者主要从宏观视角对虚拟经济分离实体经济发展做出了解释,从微观视角特别是从上市公司终极控制人与委托代理理论分析虚拟经济与实体经济分离发展还没有引起学界的关注。

本文的不同之处在于:①同时将两类代理问题纳入一个博弈分析框架,认为不仅控股股东可能侵害中小股东利益,企业管理者也有可能损害所有股东利益,进一步完善中国公司治理研究框架;②已有研究主要从上市公司所在行业、上市公司终极控制人的国有或民营产权属性来研究上市公司代理成本问题,本文基于上市公司终极控制人“虚”、“实”经济体属性差异视角来研究终极控制对企业的影响,丰富了该领域的经验证据;③通过检验终极控制权治理对上市公司“虚”、“实”经济分离发展的影响,从公司视角探究了虚拟经济和实体经济分离发展的原因,并在微观层面拓展了对虚拟经济研究的视域。

二、虚拟经济与实体经济分离发展的微观机理

1. 终极控制与上市公司经营绩效

企业所有权、控制权与其经营绩效间的关系是经济文献中常探讨的议题。LLSV 开创性地提出上市公司终极控制人的概念,实证分析了终极控制人影响公司绩效的机制,发现终极控股股东通过多种“杠杆工具”使其掌控的表决权超过现金流量权,导致传统的“一股一票”原则偏离,使控股股东获得“同股不同权,小股拥大权”的效应,为其关联交易、内幕交易、利润转移、隧道掏空等机会主义运作提供便利^[2]。所以,无论公司治理还是政策监管,公司终极控制人的控制权、所有权以及两权分离度都至关重要。上市公司终极控制人在股利支付、公司过度持有流动性资产、银行债务融资、大股东占款等方面都存在机会主义行为,这些行为很多都与虚拟经济活动有关,终极控制者通过虚拟活动把控上市公司资源配置权利,给上市公司带来高昂的代理成本^[3]。并且发现,在中国,不同属性的终极控制人其经济行为对企业代理成本和管理绩效的影响是不相同的。刘芍佳等^[4]引入终极产权理论,重新对中国上市公司终极控制体进行筛选、分类和比较,发现国家间接控股、整体上市、同行同专业控股的终极控制公司代理效率损失较低,同时发现由投资管理公司终极控制的上市公司与实体企业终极控股的上市公司间的绩效存在明显差异,前者的绩效要比后者好很多。

2. 终极控制、两权分离与两类代理成本

上市公司分离的所有权与控制权制度安排滋生了“第一类”委托—代理成本^[5],即股东与经理之

间因激励安排不当或管理机会主义而引致的“管理权私人收益”问题。在股权高度分散的英美国家,管理权私利是主要的代理问题,自 Jensen and Meckling^[6]首次提出代理成本之后,相关代理问题受到十分关注。在中国,自国有企业放权让利改革后,企业改革历程就是管理层权力不断形成和提升的过程。后续因制度转型和治理弱化而衍生出的“内部人控制”问题使管理层权力凌驾于公司治理机制之上,加之中国国有上市公司一直存在“一股独大”问题,高管作为控股股东的代言人,可能对企业的生产经营享有绝对权威,在自身薪酬获取方面超越董事会和控股股东的掌控之外,他们不但可以通过管理权获取货币性私人收益,还可以通过职位来获取非货币性收益。后续的研究发现,在股权过度分散的情况下,第一类代理问题非常严重,但股权结构高度集中、控股股东控制权和现金流权严重偏离的情形中涌现出大股东与中小股东之间的“第二类代理问题”^[2]。控股股东和中小股东间常出现利益冲突,公司治理主要集中到控股股东与中小股东之间造成控股股东利用终极控制权盘剥中小股东所引致的“控制权私人收益”的第二类代理成本。

管理权私利和控制权私利两类代理成本都危害上市公司中小投资者的利益,同时制约着中国资本市场的发展。在新兴资本市场上,上市公司同时存在第一类代理问题和第二类代理问题^[7],第二类代理问题的严重性低于第一类代理问题,且第一类代理问题对于公司价值的影响程度高于第二类代理问题。实际上,公司控制权配置与激励安排是企业治理中的两个重要手段。根据委托—代理理论,客观绩效的激励合约是化解代理问题的主要方式。但委托—代理中如果同时存在代理人激励和集体决策协调问题,代理人激励与委托人决策控制权间就可能产生冲突,导致组织绩效受到影响。这种控制权与激励之间的冲突广泛存在于各类组织中,特别存在于上市公司治理之中,大股东控制权与管理层激励之间的冲突或交互作用有待学者们做更深入的研究。

3. 终极控制与“虚”、“实”分离发展

虚拟经济主体与实体经济主体属性不同,其经济行为与偏好有很大差异,不同终极控制人获取企业控制权的动机也不一样。当前,随着中国虚拟经济和实体经济分工不断细化,“虚”、“实”终极控制人在经济行为、运行方式和动机偏好等方面的差异性不断得到体现,虚拟终极控制人与其控股的上市公司间目标的不一致性导致了控制权冲突,从而对企业绩效产生巨大冲击,虚拟终极控制人通过多种虚拟经济手段侵害实体经济,使实体经济产生根本性破坏^[8]。

此外,上市公司终极控制人在股利支付、流动性资产持有程度、银行债务融资、大股东占款等方面都存在机会主义行为,这些机会主义行为很多都与虚拟经济活动有关,终极控制人通过虚拟经济活动把控上市公司。在中国,由于上市公司终极控制人的经济属性存在差异,以实体经济主体为代表的终极控制人和以虚拟经济主体为代表的终极控制人对上市公司的掏空方式不一样,对上市公司管理层的监督力度和约束强度也明显不同。这不仅在微观经济层面影响了企业的运营绩效和经济价值,也在宏观经济层面造成了虚拟经济主体和实体经济主体经济收益率的差异。

三、理论分析与假设提出

上市公司终极控股股东、中小股东与公司管理者围绕两类代理问题进行利益博弈,包括上市公司对管理层的激励约束机制、终极控股股东对上市公司的掏空、大小股东对管理层的监督等,这个博弈过程涉及管理层和大股东自身的决策、大股东和管理层之间的博弈,如内部人合谋或控制权冲突,等等。

本文构建一个两期动态博弈模型,管理者(m)、终极控股股东(co)、非控股股东(no)是博弈的参与人,假设终极控股股东的所有权为 c ,终极控股股东拥有的控制权为 $c+d$, d 是所有权和控制权的

分离度。在整个两期博弈过程中,管理者利用公司股东的物质资本并结合自身人力资本基础,为公司创造了价值 v 。在第 0 期,管理者会利用自身的管理权从 v 中攫取 $e_d^m (\geq 0)$ 的管理权私人收益,这要付出一个成本 $\frac{1}{2}(e_d^m)^2$ 。在第 1 期,控股股东采取行动对公司管理者进行监督,并利用自身的控制权攫取控制权私利 e_d^o ,这要付出一个私人成本 $\frac{1}{2}(e_d^o)^2$ 。假设这两种私利是可观察但不可被第三方所证实,且终极控股股东的监督增加了管理者攫取私利被发现的可能性。在第 2 期,公司的剩余利润按照所有权比例在股东之间进行分配,控股股东得到比例就是其在上市公司的现金流权比例 c ,剩余的其他收益为非控股股东所得。为了模型的简化实用,博弈过程不涉及上市公司盈余管理问题,见图 1。

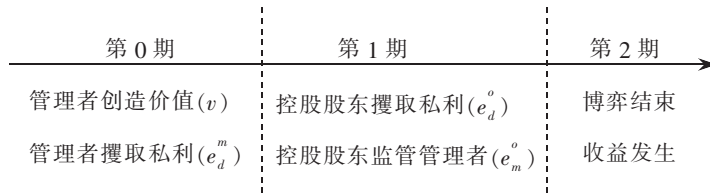


图 1 管理者、控股股东、非控股股东收益攫取动态博弈

资料来源:作者绘制。

如果终极控制人的控制权 $(c+d)$ 很高,则他能自行决定其监管行动和私利攫取行动,如果其控制权较低,则在采取行动前,必须联盟其他中小股东。假设控股股东对于公司管理者的监管努力为 e_m^o ,其监督成本为 $\frac{1}{2}(1+n)(e_m^o)^2$ 。其中, $n \equiv n(1-c-d)$,假设, $n(0)=0, n' > 0, n'' > 0$,因为终极控股股东的控制权越大,其对管理层的监督成本越小。由于大股东有更多的控制权,他只需跟其他股东分享更少比例的私利。当然,如果大股东没有绝对的控制权,为了和其他股东联盟,他必须将其攫取的私利与支持他的其他非控股股东进行分享,为简化起见,本文假定其分享给支持他的非控股股东私利占其攫取的全部私利的比例为 n 。

假定管理者攫取管理权私利被揭露的概率为 $p=e_m^o$,一旦管理者攫取管理权私利的行为被发现,该部分私利将被返还公司,公司不再追究管理者。在此假定下,公司的预期剩余价值 RFV 是公司潜在价值 v 减管理者和控股股东的私利价值,再加管理者被控股股东监管发现后的追回价值,即:

$$RFV = v - e_d^o - (1-p)e_d^m \quad (1)$$

按照 Demsetz and Lehn^[9]的做法,假定控股股东和管理者两类内部人的私人收益边际价值相等^①,均为 $(1+a)$ 。但由于经济分工的差异,虚拟行业相较于实体行业利润更高、流动性更强、回收周期更短和资本回报率更高^[10],虚拟终极控制人 (V) 相较于实体终极控制人 (R) 来说更为趋利,因此,本文进一步假定终极虚拟控制人私利攫取的边际价值高于实体终极控制人,即 $a_V > a_R$ 。那么,给定控股股东的监管努力,管理者的预期盈余为:

$$\pi^m = (1+a)(1-p)e_d^m - \frac{1}{2}(e_d^m)^2 \quad (2)$$

则终极控制人的收益为:

① 这里, a 测度了参与者攫取控制权私利的边际收益,也可以认为内部人私利攫取的效用增加值为 a 。

$$\pi^o = (1+a)(1-n)e_d^o + c(v - e_d^o - (1-p)e_d^m) - \frac{1}{2}(1+n)(e_m^o)^2 - \frac{1}{2}(e_d^o)^2 \quad (3)$$

在描述完公司内部人对控制权私利攫取以及大股东对管理者监督的基础上, 本文求出这个博弈的子博弈完美纳什均衡来分析两类不同属性的终极控制人对上市公司绩效的影响。由于控制权私利攫取的成本和大股东对管理者监管成本被引入模型中, 因此, 可从对管理层的监督差异和私利攫取差异等方面来分析两类终极控制人掏空上市公司的机会主义行为。在给定现金流权 c 和所有权控制权分离度 d 的情况下, 可以求得子博弈完美纳什均衡解, 管理者攫取私利的一阶条件为:

$$e_d^m = (1+a)(1-e_m^o) \quad (4)$$

控股股东的最优私利攫取和监管努力的一阶条件分别是:

$$e_d^o = (1+a)(1-n) - c \quad (5)$$

$$e_m^o = \frac{ce_d^m}{(1+n)} \quad (6)$$

在此基础上可以进一步求得该博弈的子博弈纳什均衡为:

$$e_d^o = (1+a)(1-n) - c \quad (7)$$

$$e_d^m = \frac{(1+n)(1+a)}{(1+n)+(1+a)c} \quad (8)$$

$$e_m^o = \frac{c(1+a)}{1+n+(1+a)c} \quad (9)$$

$$RFV_{sc} = v - ((1+a)(1-n) - c) - (1-p) \frac{(1+a)(1+n)}{1+n+(1+a)c} \quad (10)$$

求出博弈均衡解后, 进行比较静态分析研究两权分离与企业价值之间的关系。容易证明 $\partial e_d^m / \partial a > 0$, $\partial e_d^o / \partial a > 0$, $\partial e_m^o / \partial a > 0$ 。结合 $a_v > a_R$ 的前提假设, 得出虚拟终极控股股东把持的上市公司的终极控制人控制权私利、管理者的管理权私利, 控股股东对管理者私利的监管力度都比实体终极控制人控制的上市公司水平高。由于虚拟终极控制人监管力度较高, 虚拟终极控制人把持上市公司的管理者攫取管理权私利被发现的可能性更大, 这类上市公司的管理者约束性变得更高。据此, 本文提出:

假设 1: 在其他条件等同的情况下, 相较于实体终极控制人把控上市公司的管理者私利, 虚拟终极控制人把控上市公司管理者的管理权私利可能更高。

假设 2: 在其他条件等同的情况下, 相较于实体终极控制人把控上市公司的控制权私利, 虚拟终极控制人把控上市公司控股股东的控制权私利可能更高。

假设 3: 在其他条件等同的情况下, 相较于实体终极控制人把控上市公司的控制权私利, 虚拟终极控制人把控上市公司管理者被监督的力度更大, 其约束性变更的可能性更高。

在均衡解(7)一(10)式的基础上, 进一步对两权分离度 d 进行求导:

$$\frac{\partial e_d^m}{\partial d} = \partial \frac{(1+a)(1+n)}{1+n+(1+a)c} / \partial d = \frac{-n'(1+a)^2 c}{(1+n+(1+a)c)^2} < 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial e_d^o}{\partial d} = (1+a)n' > 0 \quad (12)$$

将 $p = e_m^o$ 代入 RFV 中, 由于 $p \in [0, 1]$, 得出:

$$\frac{\partial RFV}{\partial d} = -\frac{\partial e_d^o}{\partial d} - \frac{\partial (1-p)e_d^m}{\partial d} = (1+a)n'(-1 + \frac{2(1-p)p}{(1+n+(1+a)c)^2}) < 0 \quad (13)$$

根据以上结果,可以得出:

假设 4a:在其他条件等同的情况下,终极控制人因金字塔持股导致的两权分离度越大,其把控的上市公司的管理权私利越低。

假设 4b:在其他条件等同的情况下,两权分离度越大,终极控制人的监管力度越高,管理者被替换的概率越大。

假设 5:在其他条件等同的情况下,终极控制人因金字塔持股导致的两权分离度越大,其自身攫取终极控制权私人收益的力度越大。

假设 6:在其他条件等同的情况下,终极控制人金字塔持股导致的两权分离度越大,上市公司的价值越低。

本文将假设 4 称为两权分离度的管理权私利抑制效应,将假设 5 称为两权分离度的控制权私利助长效应,将假设 6 界定为两权分离度的企业价值侵蚀效应。这三个假设反映了两权分离对企业价值的侵蚀机制:尽管终极所有权和控制权分离度的提高会降低管理者对上市公司的私利攫取,但会提高大股东的私利攫取水平,而后者作用效果更大,导致两权分离度最终对企业价值产生侵蚀。

下文分析不同经济属性终极控制人的金字塔控股产生的两权分离度对企业价值侵蚀效应的差异。从理论判断看,两权分离度对公司价值的侵蚀效应在不同终极控制属性下的金字塔结构会存在明显的差别。将内部人私利对两权分离度的偏导数对 a 进一步求偏导,可以得到:

$$\frac{\partial^2 e_d^m}{\partial d \partial a} = \frac{-2n'c(1+a)(1+n)}{(1+n+(1+a)c)^3} < 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial^2 e_d^o}{\partial d \partial a} = n' > 0 \quad (15)$$

再用 $\frac{\partial RFV}{\partial d}$ 对 a 做进一步的求偏导,可得:

$$\frac{\partial^2 RFV}{\partial d \partial a} = n'(-1+2c(1+n)(1+a) \frac{2(1+n+(1+a)c)-3(1+a)c}{(1+n+(1+a)c)^4}) \quad (16)$$

由于 $(1+n+(1+a)c)^3 = ((1+n)^2 + (1+a)^2 c^2 + 2(1+n)+(1+a)c)(1+n+(1+a)c) > 3(1+n)+(1+a)c + (1+n)^3 + (1+a)^2 c^2 (1+n) > 4c(1+n)(1+a)$,代入上式可得:

$$\frac{\partial^2 RFV}{\partial d \partial a} \leq 0 \quad (17)$$

前面的假设已经证明两权分离度对管理权私利的抑制效应和对控制权私利的助长效应。结合式(14)、(15)的分析结果,以及 $a_v > a_r$ 的前提,可以发现,与实体终极控制人控制上市公司两权分离的管理权私利抑制效应相比,在虚拟终极控制人控股上市公司两权分离度的管理权私利抑制效应可能更大。因此,在给定两权分离度的条件下,如果一个行业控制权私利水平较高,则更可能产生更为明显的私利攫取的抑制效应。而第二个式子体现了两权分离度的负效应,即如果一个行业控制权私利水平较高,两权分离度更可能提升上市公司大股东的私利攫取水平,因此,在给定两权分离度的情况下,在由虚拟终极控制人控制的上市公司中,本文能观察到一个更大程度的控制权私利攫取水平。综合上述结果,可以得出:

假设 7:在其他条件等同的情况下,相较于两权分离对实体终极控制人把控上市公司的管理者私利抑制效应,在虚拟终极控制人把控的上市公司中,两权分离对管理权私利的抑制效应更高。

假设 8:在其他条件等同的情况下,相较于两权分离对实体终极控制人把控上市公司终极控制人的私利助长效应,在虚拟终极控制人把控上市公司中,两权分离对控制权私利的助长效应更高。

假设 9:在其他条件等同的情况下,相较于两权分离对实体终极控制人把控上市公司的价值侵蚀效应,在虚拟终极控制人把控的上市公司中,公司价值的侵蚀效应更大。

四、实证研究设计

1. 样本数据来源

本文选取 2006—2013 年 A 股上市公司作为样本,按以下程序筛选:①剔除 ST 与 PT 企业;②去除公司治理数据缺失样本;③将 0—1%与 99%—100%间的连续变量进行 Winsorize 处理以降低极端值的影响。共得到 11909 个样本观测值,公司财务及公司治理数据分别来自 CCER 和 CSMAR 数据库,管理层权力数据、实际控制人属性及控制链条特征数据来自年报手工查询。市场化指数等相关数据来自樊纲等编制的《中国市场化指数》。此外,根据研究需要,剔除了不能正常采集到和个别含有极端值的高管变更样本。实际控制人属性分虚拟终极控制和虚拟终极控制两种。前者包括资产管理公司、财务公司、投资公司、银行、保险和套利投机的自然人,后者包括科研机构、高校、社会团体科研院所、有实业背景的实业集团等^[10]。

2. 变量说明

本文将虚拟终极控制人设为 1,实体终极控制人设为 0。另外,实证研究还涉及对两类代理成本和金字塔控股导致的两权分离的测度,按照如下方法进行度量:

(1)管理权私利(Pbm)。借鉴已有文献的做法,管理权私利包括货币性私利和非货币性私利两部分^[11],采用非正常的高管薪酬来度量货币性管理权私利,采用管理层的实际薪酬减去由经济因素产生预期高管正常薪酬表示^[12,13]。本文借鉴权小峰等^[14]的估算模型进行估算:

$$\ln Pay_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln Size_{it} + \beta_2 Roa_{it} + \beta_3 Roa_{it-1} + \beta_4 Central_{it} + \beta_5 West_{it} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中, $\ln Pay_{it}$ 指上市公司薪酬最高的三个管理者薪酬之和, $\ln Size_{it}$ 是公司总资产规模的自然对数, Roa_{it} 是公司当年的会计业绩, Roa_{it-1} 则是上一年度公司会计业绩。为控制上市公司因总部所处地区带来的管理层薪酬差异,引入虚拟变量 $Central_{it}$ 和 $West_{it}$,分别指该上市公司总部在中部、西部。回归时对行业 and 年份进行控制。按这种方法可以得到高管正常薪酬的估计值,然后用实际的高管薪酬减去正常薪酬的估计值可得到非正常的高管薪酬,即管理层私利。

除货币性私利以外,对于管理权私利中的非货币性私利部分,借鉴 Luo et al.^[15]的做法,本文用管理层在职消费减去由经济因素产生的高管预期正常的在职消费表示非正常的高管在职消费。预期正常高管的在职消费用以下模型估计:

$$\frac{Gov_{it}}{Size_{it-1}} = \alpha_0 + \beta_1 \frac{1}{Size_{it-1}} + \beta_2 \frac{Sale_{it}}{Size_{it-1}} + \beta_3 \frac{Ppe_{it}}{Size_{it-1}} + \beta_4 \frac{Inve_{it}}{Size_{it-1}} + \beta_5 \ln Employee_{it} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中, Gov 为高管在职消费,用管理费用减去高管、董事及监事会成员薪酬、计提的坏账准备、存货跌价准备以及该年无形资产摊销额等不列入在职消费项目后的余额表示; $Sale$ 为主营业务收入的变动额; $Size$ 为期末总资产, Ppe 为本期厂房、财产与设备等固定资产净值; $Inve$ 为存货总额;

$\ln Employee$ 是企业雇佣员工总数的自然对数。先对样本企业分行业分年度回归,得到的因变量预测值代表高管正常的在职消费,而高管非正常的在职消费就是高管实际在职消费减去正常在职消费。

(2)控制权私利($\ln Z_{ij}$)。本文借鉴高雷等^[12]的做法,用控股股东资金占用衡量控股股东控制权私利表示。数据通过整理年报附注“关联方关系及其交易”中控股股东和上市公司间的关联交易产生应收应付款项年末余额所得。控股股东占用上市公司资金额通过预付账款、应收账款、其他应收款和其他长期应收款四个会计科目体现。上市公司占用控股股东资金则通过预收账款、应付账款、其他应付款和长期应付款四个会计科目表示。控股股东对上市公司的资金净占用额用上市公司向控股股东借出资金扣除从控股股东借入资金得到,即:

$$\text{控制权私利} = (\text{预付账款} + \text{应收账款} + \text{其他应收帐款} + \text{其他长期应收款}) \\ - (\text{预收账款} + \text{应付账款} + \text{其他应付款} + \text{其他长期应付款})$$

特别指出,本文将控股股东的资金占用表示为第一大股东终极控制者所控制其他公司与上市公司间的资金占用。为规避极端值的影响,本文对控股股东资金净占用额做了对数处理。

(3)高管变更(Boa)。高管变更为上市公司高级管理人员离任或继任的总称,可分为非约束性变更和约束性变更。前者被界定为因年龄、健康等原因导致的离职行为,后者定义为由于公司业绩原因,由公司治理机制中控制权主体进行战略调整导致的高管升迁或离任。按照上市公司披露情况,选择因被直接解聘和因涉案的高管约束性变更情况作测度高管变更的指标,样本数据主要来自 Wind 和 CSMAR 数据库,本文通过公司年报和公司公告等公开资料进行验证。

(4)两权分离度(Dc)。本文用终极控制权减去终极现金流权的差额衡量两权分离度。其中,终极控制权用控制链上最弱的投票权相加,计算公式为 $CONT = \sum_{i=1}^n \min(a_i)$,其中, a_1, \dots, a_n 为第 i 条控制链上所有链之间的控股比例。本文将控股股东的现金流权表示为控制性股东持有上市公司累积控制链所有权权益比例,其中该条控制链的所有链上控股股东各层持股比例的乘积表示各控制链顶端对终端上市公司所有权权益比例。具体为 $CASH = \sum_{j=1}^n \prod_{i=1}^j a_{ij}$,其中, a_1, \dots, a_n 为第 i 条控制链的所有链间控股比例。

(5)其他变量。对于文中涉及企业绩效的度量,用净资产收益率和总资产收益率来代替。另外,根据实证研究需要,并参考已有文献的做法^[15,16],本文控制了企业总资产规模($Size$)、财务杠杆(Lev)、企业成长性(Tag)、独立董事规模(Nib)、股东大会出席率(Nsm)和股权制衡度($Cr5$)等指标。其中用企业年末总资产的对数度量企业规模,用企业的资产负债比度量财务杠杆,用公司总资产增长率度量企业成长性,用董事会中独立董事的数量度量独立董事规模。

3. 计量方法选择

本文主要采用面板数据分析方法来估计参数。因在上市公司年报收集终极控股股东对金字塔持股结构的构建和管理、上市公司管理层管理权私利攫取和经营管理等数据过程中,不可避免存在相关变量遗漏问题;同时,在计算企业管理权私利、控制权私利和两权分离度时存在估算问题,他们仅是关于管理层和控股股东的近似度量,终极控制人属性的统计也存在相同问题,观测变量可能存在误差。而遗漏变量所描述的个体特征通常与解释变量相关性较高,在混合数据或截面数据中,会产生误差项的序列相关和异方差,通过 OLS 或 GLS 等方法得到的估计值是有偏的,不具有 consistency。因而,采用面板数据能够有效降低由遗漏变量引起的内生性问题,具有一定优势。

五、实证结果与分析

1. 描述性统计和相关性分析

本文对涉及的变量进行相关性分析,发现绝大多数变量的相关性不强。因此,将这几对变量进行多变量回归分析,纳入计量模型,见表 1。

从相关性分析结果可以看出,管理权私利与控制权私利显著正相关,说明终极控制人与管理层之间的控制权利益冲突不明显,可能因为:一是控制权私利弱化了大股东对经理的监督积极性;二是大股东出于与经理“共谋”的需要,弱化对经理的监督。而控制权私利和管理权私利都与企业绩效负相关,这为私利的企业价值侵蚀提供了证据,特别是终极控制权私利与企业绩效负相关,说明大股东的利益侵占明显导致了公司价值的损失。此外,终极控制人类型与控制权私利和管理权私利正相关,说明虚拟终极控制人把控上市公司的代理成本可能更高。终极控制人类型与企业高管变更正相关,说明虚拟终极控制人对高管的监管力度更大,发现高管代理问题出现的概率更高。

本文通过组间均值检验的方法粗略地对假设 1—3 进行实证检验,见表 2。可以看出,在层层追溯上市公司终极所有权和控制权,并将终极控制人分成虚拟终极控制人和实体终极控制人的基础上,两类终极控制人把持的上市公司控制权私利、管理权私利和高管变更程度在均值方面存在明显差异,虚拟终极控制人把持上市公司的私利攫取水平和高管变更程度都明显高于实体终极控制人把持的上市公司,支持了前三个理论假设。但由于简单的均值比较可能遗漏许多重要结果,为更准确地考察控股股东选择金字塔股权结构影响的因素,下文进行回归分析。

表 1 主要变量相关性统计

| | <i>lnZjj</i> | <i>Pbm</i> | <i>Boa</i> | <i>Roe</i> | <i>Dc</i> | <i>Vor</i> | <i>Nsm</i> | <i>Size</i> | <i>Lev</i> | <i>Tag</i> |
|-------------|--------------|------------|------------|------------|-----------|------------|------------|-------------|------------|------------|
| <i>Pbm</i> | 0.1321* | | | | | | | | | |
| <i>Boa</i> | -0.0104 | -0.0331 | | | | | | | | |
| <i>Roe</i> | -0.0253* | -0.0152 | -0.0041* | | | | | | | |
| <i>Dc</i> | 0.0211 | 0.0262 | 0.0132 | -0.0113 | | | | | | |
| <i>Vor</i> | 0.0412 | 0.0051 | 0.0341* | 0.0102 | -0.2943* | | | | | |
| <i>Nsm</i> | 0.0324 | 0.0594* | 0.0452* | 0.0021 | 0.0191 | -0.0221 | | | | |
| <i>Size</i> | 0.4062* | 0.2642* | -0.0224 | 0.0064 | -0.0383* | 0.2742* | 0.0293* | | | |
| <i>Lev</i> | 0.0251 | -0.0183 | 0.0044 | 0.0963* | -0.0112 | 0.0111 | 0.0022 | 0.0080 | | |
| <i>Tag</i> | 0.0173 | 0.0162 | 0.0171 | -0.0021 | -0.0024 | -0.0043 | 0.0061 | 0.0103 | -0.0021 | |
| <i>Cr5</i> | -0.0222 | 0.0451* | -0.0332* | -0.0064 | 0.0801* | 0.0733* | -0.0040 | 0.1412* | -0.0052 | 0.0283* |

注:*表示在 10%的置信度水平上显著。

资料来源:作者整理。

表 2 各变量组间均值比较

| 变量 | 实体终极控制 | | | 虚拟终极控制 | | | 均值差异 (P 值) |
|---------------|---------|--------|---------|---------|--------|---------|---------------|
| | 均值 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 最小值 | 最大值 | |
| <i>Pbm1</i> | 12.7071 | 6.8182 | 17.5693 | 12.7182 | 4.3990 | 16.4413 | 0.0150 |
| <i>Pbm2</i> | 12.7452 | 4.9841 | 17.5692 | 12.7622 | 4.9253 | 16.4572 | 0.0100 |
| <i>Boa</i> | 0.1392 | 0.0000 | 1.0000 | 0.1633 | 0.0000 | 1.0000 | 0.0010 |
| <i>Mag</i> | 0.1513 | 0.0000 | 1.0000 | 0.1993 | 0.0000 | 1.0000 | 0.1500 |
| <i>lnZjj1</i> | 18.2771 | 0.0000 | 23.1321 | 18.4021 | 9.9753 | 23.8173 | 0.0100 |
| <i>lnZjj2</i> | 18.2334 | 0.0000 | 23.1323 | 18.2363 | 8.6044 | 23.8242 | 0.0150 |

资料来源:作者整理。

2. 实证分析

本文进一步用计量模型检验两权分离度和终极控制类型对上市公司内部人私利和企业价值的影响。为检验假设 4—6, 本文将管理权私利、控制权私利、高管约束性变更和企业绩效分别作为因变量, 将两权分离度 Dc , 终极控制人属性 Vor , 以及二者的交互项 $Dc \times Vor$ 纳入到实证模型中, 即:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Dc_{it} + \beta_2 Vor_{it} + \beta_3 Dc_{it} \times Vor_{it} + \gamma_1 Size_{it} + \gamma_2 Lev_{it} + \gamma_3 Tag_{it} + \gamma_4 Nsm_{it} + \gamma_5 Cr5_{it} + \gamma_6 Nib_{it} + \sum Industry + \sum Year + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

根据实证研究需要, Y_{it} 可以指代管理权私利、控制权私利、高管约束性变更和企业价值, 借鉴已有的实证文献^[12-17], 本文控制了企业规模 ($Size$)、企业债务杠杆 (Lev)、股东大会出席率 (Nsm)、第二到第五大股东的持股之和 ($Cr5$)、总资产增长率 (Tag)、公司独董规模 (Nib) 等相关指标。另外, 也对年份哑变量和行业哑变量进行了控制, 见表 3。

结果显示, 不同经济属性终极控制人控制下的上市公司内部人私利攫取存在明显差异。终极控制人类型哑变量在各模型中的系数都显著为正, 假设 1、2、3 得到验证, 说明在虚拟终极控制人的金字塔持股组织中, 管理权私利、控制权私利水平都比实体终极控制人金字塔持股组织的私利水平更高, 高管因攫取管理权私利被发现的可能性更大。两权分离度与管理权私利显著负相关, 而与高管

表 3 实证估计结果

| 因变量 | 管理权私利 | | 控制权私利 | | 高管变更 | | | 企业价值 | |
|-----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| 模型 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| <i>Size</i> | 0.2691*** (29.5301) | 0.0962*** (12.7422) | 0.5792*** (51.1903) | 0.6081*** (50.1432) | -0.0281** (-2.9622) | -0.0582*** (-5.7621) | -0.0592*** (-5.7841) | 0.0951*** (5.3032) | 0.2043*** (11.1900) |
| <i>Lev</i> | -0.0010 (-0.0443) | 0.0021 (0.4422) | 0.0211 (1.9303) | 0.0230* (1.9901) | 0.0042 (0.4530) | 0.0043 (0.4302) | 0.0042 (0.4530) | -0.0271** (-2.8433) | -0.0043 (-0.3621) |
| <i>Tag</i> | -0.0063 (-0.6620) | -0.0052 (-1.2502) | 0.0052 (0.4708) | 0.0034 (0.2441) | 0.0181 (1.9343) | 0.0171 (1.7802) | 0.0172 (1.8040) | -0.0201* (-2.0600) | 0.0092 (0.8770) |
| <i>Nsm</i> | -0.0162 (-1.8824) | 0.0012 (0.0831) | -0.0051 (-0.4842) | -0.0151 (-1.2712) | 0.0552*** (6.0111) | 0.0651*** (6.9442) | 0.0651*** (6.8633) | -0.0102 (-0.8732) | -0.0103 (-0.8332) |
| <i>Cr5</i> | 0.0713*** (8.0403) | -0.0062 (-0.7741) | -0.0223 (-1.9443) | -0.0142 (-1.1722) | -0.0212* (-2.3412) | 0.0043 (0.4731) | 0.0012 (0.1523) | -0.0512* (-2.2931) | 0.4533*** (20.3742) |
| <i>Nib</i> | 0.0241** (2.6831) | 0.0332*** (4.8722) | -0.0204 (-1.7432) | -0.0132 (-1.1313) | -0.0183 (-1.8942) | -0.0242* (-2.4532) | -0.0232* (-2.4034) | 0.0313 (1.8921) | 0.0122 (0.7322) |
| <i>Dc</i> | -0.0212* (-2.3706) | -0.0192* (-2.0504) | 0.0261* (2.3621) | 0.0090 (0.6240) | 0.0134 (1.4133) | | 0.0281** (2.8440) | -0.0371 (-1.8226) | -0.0033 (-0.1331) |
| <i>Vor</i> | | 0.0552*** (4.9000) | | 0.1034*** (6.9000) | | 0.0562*** (5.7600) | 0.0641*** (6.1800) | | |
| <i>Dc × Vor</i> | | -0.0222* (-2.2704) | | 0.0051 (0.3430) | | | | | -0.0613** (-2.9223) |
| <i>Indu</i> | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control |
| <i>Year</i> | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control |
| <i>Region</i> | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control | Control |
| <i>N</i> | 11990 | 11157 | 11146 | 11068 | 11246 | 11990 | 11157 | 11990 | 11157 |

注:表中报告的系数已经进行了标准化处理,括号内为 t 值,*p<0.0500, **p<0.0100, ***p<0.0010。

资料来源:作者基于 Stata 软件估计。

约束性变更程度显著正相关,说明中国金字塔持股结构中的两权分离度的管理权私利抑制效应明显,这一结果支持了本文的研究假设4;而两权分离度与控制权私利显著正相关,支持了研究假设5,佐证了中国金字塔控股组织的两权分离度的控制权私利助长效应;两权分离度与企业价值负相关但不显著,基本符合假设6,这也凸显出中国金字塔控股组织的两权分离度的企业价值侵蚀效应但效果不显著。

另外,从两权分离度与终极控制人类型哑变量交互项的实证结果看,交互项与管理权私利显著负相关,与控制权私利正相关但不显著,与企业价值显著负相关,基本上验证了本文的研究假设7—9。相较于两权分离对实体终极控制人把控上市公司的管理者私利抑制效应、控制权私利攫取效应和企业价值侵蚀效应,在虚拟终极控制人把控上市公司中,两权分离的管理者私利抑制效应、控制权私利攫取效应和企业价值侵蚀效应更大。进一步从实证层面刻画了不同经济属性终极控制人控制上市公司两权分离度的经济效应差异。

最后,从控制变量的结果看,企业规模越大,上市公司管理权私利和控制权私利被谋取的可能性越高,高管约束性变更可能性反而越低。上市公司负债水平与管理权私利不相关,与控股股东的控制权私利显著正相关,说明负债水平对上市公司两类内部人的代理成本的治理效果不明显,反而如冯旭楠^[9]所指出的那样,上市公司的负债未发挥债务的治理效应,反而增加了上市公司可以控制的资源范围,为终极控制人的掏空行为提供便利。股东大会出席率对高管的约束性变更存在较为明显的负面影响,与企业价值和终极控制权私利相关性不强,说明股东大会对上市公司管理层的治理效果较为有效,但是,这种治理措施并没有延伸到第二类代理问题。实证结果也可以看出,股权制衡度与控制权私利负相关但不显著,与企业价值显著相关,说明其他大股东的股权制衡度发挥了其应有的治理效应,抑制了终极控股股东对上市公司的掏空,从而提升了企业价值。独立董事规模与管理权私利显著正相关,与控制权私利负相关,与企业价值存在较为明显的正相关性,这体现了独立董事对代理成本的“两面性”,独立董事监管机制对第一类代理成本的监督效应不足,但是对终极控股股东的掏空行为所产生的第二类代理成本产生了明显的制约,而且,后者的作用效果更大,从而在上市公司层面使独立董事制度发挥了较为明显的治理效应。

3. 稳健性检验

为使上述回归结论可靠性更强,本文进行了一系列稳健性检验。首先剔除外资控股、集体控股、社会团体控股、职工持股会控股的样本数据,这些样本数据只占全部样本数据的3.08%。鉴于终极控制人属性可能对企业价值和两类代理成本存在滞后影响,即当期的终极控制人类型可能对企业未来绩效和代理成本产生更为明显的影响,本文用($t-1$)期终极控制人类型与 t 期企业绩效和两类代理成本以及高管变更之间的关系进行稳健性测试。另外,本文用控制杠杆来代替两权分离度,具体采用控制权与现金流权之间的差额与现金流权之比表示。用企业的长期绩效指标Tobin Q作为代理变量,来检验企业绩效的实证结果的稳健性。对于管理权私利,仅用非货币性私有收益来代替管理权私利,以此来做稳健性检验(限于篇幅,部分结果未列示)。而对于控制权私利,蒋荣和刘星^[17]认为,大股东和上市公司间的关联交易并非低效率或完全无效率,企业是一种与市场相对应并节约交易费用的制度安排,母子公司间的正常交易有利于降低交易成本,应收账款大多属于生产经营性占用,用来反映大股东控制权私利可能会有很大的噪音。因此,参考他们的做法,本文将大股东控制权私利用最终控制人及其子公司占用上市公司的其他应收款净额衡量,并标准化其年末总资产。即:

$$\text{大股东资金净占用率} = (\text{大股东年末占用上市公司的其他应收款} - \text{上市公司年末占用大股东的其他应付款}) / \text{上市公司年末总资产}$$

对于高管变更的回归结果,郝云宏和任国良^[18]认为在中国国有企业改革过程中,许多职业经理是由政府任命的管理者逐步演化而来,由此带来任命到期、重新委派、政治因素等问题,这些问题使自愿变更和非自愿变更变得更加模糊,而人为区分也不能较精确地描述中国上市公司高管变更问题。因此,借鉴他们的做法,不再区分自愿变更和非自愿变更,用高管变更的数据作为高管约束性变更的代理变量进行稳健性检验。在这些替代变量的基础上,本文对实证结果进行了稳健性检验。

从稳健性检验的结果看,大部分实证结果是稳健的,尽管控制杠杆与管理权私利之间的负相关关系不显著,但是,将终极控制人类型滞后项以及终极控制人类型滞后项与控制杠杆的交互项纳入模型后发现假设1、4、7依然显著成立。稳健性结果发现两权分离度与终极控制权私利显著正相关,但是,将终极控制人类型滞后项以及终极控制人类型滞后项与控制杠杆的交互项纳入模型后发现二者的系数为正,没有通过显著性检验,假设2、5、8得到了进一步的实证支撑。将控制杠杆和终极控制人类型的滞后项纳入模型,验证二者对管理者变更的影响,发现实证结果依然显著。将控制杠杆和终极控制人类型滞后项与控制杠杆之间的交互项纳入模型,将企业 *Roe* 作为因变量,检验两权分离度对上市公司的价值侵蚀效应以及终极控制人类型对价值侵蚀效应的作用结果,发现控制杠杆与企业绩效负相关,但不显著,交互项与企业绩效显著负相关,说明假设3、6、9依然成立。

六、进一步讨论

1. 中国虚拟经济脱离实体经济是经济规律还是虚拟经济发展问题

自2007年美国金融危机爆发至今,中国一直承受欧美再工业化、经济转型升级、中等收入陷阱等诸多风险。特别是当前中国行业收益率差距过大,虚拟经济和实体经济出现明显背离现象^[19]。虚拟经济占据主导地位,服务实体经济的初衷被丢弃,虚拟经济俘获了实体经济发展,高通胀、高成本、高负债笼罩着实体经济环境,实体经济发展成为虚拟经济扩张膨胀的噱头,主辅关系发生颠覆。在这种背景下,如何认识和治理虚拟经济和实体经济分离发展成为中国当前面临的难题。本文从上市公司层面分析了终极控制人由于金字塔持股导致的两权分离度对两类代理成本和企业价值的不同经济效应,发现上市公司终极控制人利用金字塔持股导致的两权分离对企业价值的侵蚀效应,以及“虚拟终极控制人”和“实体终极控制人”的控制权私利攫取差异,这在微观视角为中国虚拟经济和实体经济分离发展提供了新的经验证据。因为,终极控股主体因其虚拟经济和实体经济属性不同,其对上市公司的掏空力度和投资收益也就不同,进而反映在中国虚拟经济和实体经济主体之间收益率的差异,从而在微观层面导致了实体经济和虚拟经济的分离。刘骏民和伍超明^[20]认为股票市场与实体经济发生背离主要源自虚拟经济收益率和实体经济收益率的差异,而收益率差异在于实体经济结构与股市结构不对称,这种非对称性归结为中国资本市场体制改革滞后。本研究深入到更微观层面,从上市公司终极控制人视角揭示了“虚”、“实”经济主体间控制权收益率差异的根本原因。但中国实体经济持续低迷、高利贷现象的滋生、钱炒钱现象普遍,种种问题的出现是经济周期波动原因还是虚拟经济自身问题所致有待商酌。

2. 如何治理虚拟终极控制人两类代理问题是现代经济学的新难题

本文从上市公司虚实终极控制人两类代理成本视角给出了虚拟经济与实体经济分离发展的解释:一方面,以金融集团与资产管理公司为代表的虚拟终极控制人隐藏在上市公司金字塔结构中控制着实体企业,借助其在资本运营上的优势,为企业优化资源配置、降低信息不对称、提高运行效率做出了巨大贡献;另一方面,虚拟终极控制人借此通过交叉持股、金字塔结构和发行复式表决权等虚拟运作手段,以较大的控制杠杆和较小的现金流权对公司进行完整控制,使企业控制权和现金流

权偏离,产生第二类代理成本,加大了金融风险^[21]。在金字塔组织的掩护下,虚拟终极控制人凭借其对于虚拟资本的控制和操控能力,通过股票关联交易、内幕交易、定向发行稀释性股权、渐进式收购等资本运作手段,转移公司资产并吞并控制权私有收益。这种隧道特征的机会主义侵蚀企业价值,致使虚拟经济和实体投资收益率差距拉大。由于激励不相容存在,虚拟终极控股股东凭借幕后交易,能够从企业负收益项目中获得寻租带来的高回报,因而偏向于对自身有利的虚拟经济项目进行过度投资,而对一些虽然具有正收益但不能产生私利的实体经济项目投资不足,造成公司投资结构扭曲与投资效率损失。另外,虚拟终极控制人既不重视企业的研发投入,也缺乏持续高水平投资创新的动力,主要通过激进的营销策略来获取短期收益,将主要精力和资源向高利润的房地产、金融行业等虚拟经济领域倾斜。虚拟终极控制人的这些机会主义行为使上市公司资金从实体经济流出,使资金在虚拟经济体系内部空转,在金融机构间形成“钱炒钱”现象,虚拟经济领域挤占实体经济所需资金,损害实体经济发展^[22]。目前,中国实体经济和虚拟经济主体的分工范围在不断拓宽,上市公司终极控制人有向虚拟化发展的趋势,控制中国上市公司的资本从实体经济领域向虚拟经济领域转移成为当前经济治理的难题。

具体来说,相较于实体经济主体,虚拟经济主体能凭借其金字塔控股产生“一股一票”的偏离,实体业务倾向于被忽略,而在虚拟经济领域投资过度;况且他们具备股权并购、增加固定资产与无形资产资本投入的能力,在公司项目选择、营销与创新战略的制定以及规模扩张等方面做出不利于中小股东的决策^[23]。虚拟终极控制人努力将个人风险不断外部化,攫取远超现金流权比例的超额收益。这种虚拟终极控制人的自利动机降低了上市公司资本配置绩效,不仅引致投资结构异化,更在整体经济层面加剧了虚拟经济脱离实体经济发展的轨道。还有研究发现,虚拟终极控制人为尽可能地减少攫取私利时对自身产生的不良影响,还会策略性地将业绩不佳的公司置于金字塔底层^[24],故意扩大虚拟经济和实体经济间的组织距离,使虚拟经济为实体经济服务的初衷发生偏离,对实体经济发展产生更大的负面影响。

3. 中国实体终极控制人的保护:“资金”和“机制”谁更有效

本文研究发现保护实体终极控制人的利益成为防范虚拟经济脱离实体经济发展的关键。由于实体终极控制人为企业提供技术支持和战略支撑的意愿更强,更注重企业的持续发展和永续经营。他们通常通过踏实推进和拓宽上市公司的实体业务而提升效益,而不偏好于侵害上市公司的投机主义和套利行为。此外,实体终极控制股票持有人会长期、固定的持有股票,不会因为股票价格的变动忽而买入忽而卖出进行投机套利,也不会因为公司没有分红、业绩恶化而出售股份^[25]。他们不是通过控制不同行业或不同专业的上市公司使公司实施多元化经营,而是倾向于通过金字塔持股积聚、同专业的或控股同行业上市公司,对公司实施更为专业化的经营策略。可见实体终极控制人更符合 Jensen and Meckling^[6]所提出的利益协同假说,相比偏好于虚拟价值投资的中小股东,实体终极控制人在价值观层面与实体企业经营具有更高的一致性,经营中不仅会克制委托—代理的第二类代理成本产生,并且在公司危难时会反哺实体公司,为公司提供更好的生存资源。特别是当公司陷入财务困境、面临破产清算时,实体终极控制人通过金字塔持股结构为上市公司提供有效的资金支持,避免上市公司破产,保护中小股东利益。但是,中国是有着特殊历史背景的国家,改革的逻辑由高度集中的计划经济体制向市场经济转轨,推行自上而下的改革方式,股权结构高度集中,政企关系错综复杂,因而,政府在保护实体终极控制人的同时是选择更多的资金和政策支持还是建立激励相容的机制需要进一步探究。

七、主要结论

股权集中的金字塔控制模式损害中小股东的利益,也会制约虚拟经济和实体经济的耦合发展。上市公司终极控股股东、中小股东与公司管理者围绕两类代理问题进行利益博弈,“虚”、“实”终极控制人由于金字塔持股导致两权分离度对两类代理成本和企业价值产生的不同经济效应。中国上市公司 2006—2013 年的相关面板数据实证结果表明两权分离度对管理权私利存在抑制效应,对控制权私利存在助长效应,对企业价值存在侵蚀效应;由虚拟终极控制人控制上市公司的内部人私利水准比实体终极控制人控制上市公司的内部人私利水准要高,而且虚拟终极控制人因金字塔持股导致的两权分离度的管理权私利抑制效应、控制权私利攫取效应和企业价值侵蚀效应比实体终极控制人控股的上市公司要高。可见,不同领域虚拟经济或实体经济的经济主体,其经济行为、偏好都有很大差异,不同终极控制人获取企业控制权的动机明显不同,这严重影响了上市公司的经济绩效、经济行为与代理成本。由于自身经济属性不同,虚拟终极控制人偏好于利用自己的控制权影响上市公司从事虚拟经济领域的业务,并通过虚拟经济手段来获取非经营性控制权私利;相反,实体终极控制人则更偏好于将把控的上市公司从事实体经济业务,并偏好于从企业生产经营活动中攫取经营性控制权私利。虚拟终极控制人通过金字塔持股使上市公司终极所有权和控制权相分离,成功实现虚拟经济主体俘获实体经济,从而使上市公司资本结构扭曲和投资异化,公司投资不足与投资过度并存,歪曲了上市公司虚拟终极控制人控制资本为实体经济服务的投资结构,致使虚拟经济游离实体经济之外。

[参考文献]

- [1]叶祥松,晏宗新. 当代虚拟经济与实体经济的互动——基于国际产业转移的视角[J]. 中国社会科学, 2012,(9): 63-81.
- [2]La Porta R., Lopez-De-Silanes F., and Shleifer A. Corporate Ownership around the World [J]. The Journal of Finance, 1999,54(2):471-517.
- [3]马磊,徐向艺. 公司治理若干重大理论问题述评[M]. 北京:经济科学出版社, 2008.
- [4]刘芍佳,孙霏,刘乃全. 终极产权论、股权结构及公司绩效[J]. 经济研究, 2003,(4):51-62.
- [5]Michael. Financial Innovation and Financial Fragility[J]. Journal of Economic Issues, 1989,23(3):779-793.
- [6]Jensen, and Meckling. Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs and Capital Structure[J]. Journal of Financial Economics, 1976,(3):305-360.
- [7]魏刚. 高级管理层激励与上市公司经营绩效[J]. 经济研究, 2000,(3):32-39.
- [8]夏纪军,张晏. 控制权与激励的冲突——兼对股权激励有效性的实证分析[J]. 经济研究, 2008,(3):87-98.
- [9]Harold Demsetz, and Kenneth Lehn. The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences [J]. Journal of Political Economy, 1985,93(6):1155-1177.
- [10]裴小革. 论虚拟资本与实体资本的积累——兼谈中国虚拟资本积累应注意的问题[J]. 河北经贸大学学报, 2005,(3):1-6.
- [11]吕长江,赵宇恒. 国有企业管理者激励效应研究——基于管理者权力的解释[J]. 管理世界,2008,(11):99-109.
- [12]高雷,何少华,黄志忠. 公司治理与掏空[J]. 经济学(季刊), 2006,(4):1157-1178.
- [13]Firth, M., Fung, P.M.Y., and Rui, O.M. Corporate Performance and CEO Compensation in China [J]. Journal of Corporate Finance, 2006,12(4):693-714.
- [14]权小锋,吴世农,文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵[J]. 经济研究, 2010,(11):73-86.
- [15]Luo, W., Zhang, Y., and Zhu, N. Bank Ownership and Executive Perquisites: New Evidence from an Emerging Market[J]. Journal of Corporate Finance, 2011,17(2):352-370.

- [16]冯旭南. 债务融资和掠夺——来自中国家族上市公司的证据[J]. 经济学(季刊), 2012,(3):943-968.
- [17]蒋荣,刘星. 控制权私利、公司业绩与CEO变更——兼评上市公司内部治理机制的效率[J]. 财经研究, 2010,(10):133-143
- [18]郝云宏,任国良. 监事会特征对上市公司高管变更影响的实证研究[J]. 财经论丛, 2010,(4):87-92.
- [19]刘玉龙,任国良,文春晖. 虚拟经济与实体经济的分离——基于上市公司终极控制权分工视角的微观解读[J]. 郑州大学学报, 2014,(2):68-74.
- [20]刘骏民,伍超明. 虚拟经济与实体经济关系模型——对中国当前股市与实体经济关系的一种解释[J]. 经济研究, 2004,(4):60-69.
- [21]周晓珺,陈清华. 上市公司利益相关者对财务治理效率作用机理研究——基于企业“成长场”理论[J]. 世界经济与政治论坛, 2013,(6):140-152.
- [22]文春晖,孙良顺. 解“钱荒”:中国经济结构调整需到位[N]. 中国社会科学报, 2013-09-02.
- [23]王玉春,梁洪基,秦云. 政治关联对中小企业并购绩效的影响——基于产权性质与制度环境的视角[J]. 世界经济与政治论坛, 2014,(6):66-83.
- [24]Najah Attig,K. P. Fischer,Yoser Gadhoun. On the Determinants of Pyramidal Ownership: Evidence on Dilution of Minority Interests[R]. EFA Maastricht Meetings Paper, 2004.
- [25]左品. 金融危机以来拉美新兴经济体发展模式调整与走向[J]. 世界经济与政治论坛, 2013,(3):118-124.

Research on Separating Development of Virtual and Substantial Economy ——Evidence from China's Listed Firms from 2006 to 2013

WEN Chun-hui^{1,2}, REN Guo-liang³

- (1. Finance School of Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;
2. Economic School of Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China;
3. Research Institution of Chinese Joint Insurance Holdings Co., LTD, Beijing 100032, China)

Abstract: The paper is based on the trilateral game theoretical model of ultimate controlling shareholders, small and medium-sized shareholders and managers, which aims to analyze different economic effects of two kinds of agency cost and enterprise value caused by separating extent of ownership and controlling right which results from the pyramid shareholding of the ultimate controller. It probes at micro-level into the separating development mechanism of virtual and substantial economy caused by the two kinds of ultimate controlling of listed companies. It also carries out empirical test with the panel data based on the listed companies from 2006 to 2013. The results prove that the separating extent produces inhibit effect on private interests of administration authority, fostering effect on private interests of control power and erosion effect on enterprise value. Due to the difference of economic effects between agency cost and enterprise value caused by the two kinds of agency cost and separation of the two powers under the pyramid shareholding of “virtual ultimate shareholder” and “substantial ultimate shareholder” in the listed company, it is proved that the two kinds of agency cost level, the inhibiting effect and erosion effect are higher than substantial controlling entities. From the point of view of ultimate controlling division, the paper also probes into the reasons of the separating developments between virtual economy and substantial economy, and offers some suggestions accordingly.

Key Words: virtual economy; substantial economy; pyramid shareholding; private interests of controlling; separation of the two powers

JEL Classification: G32 G43 O12

[责任编辑:鲁舟]