

现金股利、自由现金流量与盈余可持续性 ——基于长期债权治理视角的实证考察

张景奇

(重庆大学经济与工商管理学院,重庆 400044)

摘要:本文利用沪深两市非银行类上市公司 2004-2016 年的季报数据,分别对其时间序列的多个盈余可持续性指标进行了计算,并分析了现金股利、自由现金流量、长期负债对盈余可持续性的影响。研究发现,现金分红对公司盈余可持续性有显著的正面影响,自由现金流量对公司盈余可持续性有显著的负面影响。进一步研究表明,长期债权具有显著治理和控制效应,且与现金股利治理具有显著替代效应。相对于高长期负债企业而言,现金分红对低长期负债企业的盈余可持续性正向影响更加显著,对自由现金流量的调节和抑制作用也更加突出。上述结论支持企业按长期负债大小为标准实施差异化的强制现金分红政策。

关键词:现金股利;自由现金流量;长期债权治理;盈余可持续性

引言

Shleifer 和 Vishny 指出,公司治理的根本目的是确保投资者获得投资回报^[1]。作为回报投资者的主要方式,现金股利分配一直是公司金融领域研究的核心。事实上,被称作“股利之谜”的这一现象至少从 Modigliani 和 Miller 提出股利无关论起就一直是财务学界关注的焦点。企业为什么在不停地借款、增发股票的同时还向股东发放股利?人们提出了各种理论阐释,如“双鸟在林不如一鸟在手”理论、信号显示理论、代理理论或信息不对称理论、企业生命周期理论等。其中,最引人注目和最具有代表性的是代理理论^[2-4]。该理论认为,公司持续支付现金股利不仅可促使企业经理人更加谨慎地使用资金,而且,持续的现金股利分配还可迫使其自身在需要资金时只能从外部筹资、接受资本市场的严格审查和监督,从而最终降低代理成本。代理理论得到一系列实证研究的支持。例如,La Porta 等^[5]基于全球 33 个国家 13698 个样本企业数据的研究发现:法律制度、公司治理不完善国家的上市公司现金分红比率较低、资金滥用现象严重,而股利支付通过缓解自由现金流的滥用,起到减少代理成本的作用,实施强制分红政策有利于保护投资者的利益。

作为新兴资本市场的我国,由于资本市场不完善、制度安排缺失,上市公司支付现金股利的积极性不高,我国分配现金股利的 A 股上市公司比例自 1993 年起呈下降趋势,由 1993 年的 83% 下降到 1998 年的 30.05%。为保护投资者利益,从 2001 年 3 月起至 2013 年止,中国证监会连续 6 次颁布半强制的股利监管政策,将公司增发或配股与现金股利分配挂钩。目前,我国半强制现金分红监管政策成效显著,派现公司占比和现金股利支付率已接近国外成熟资本市场水平,但仍存在诸多争议和质疑。争议和质疑其一是半强制分红政策对成长型以及竞争行业上市公司带来了一定的负面影响,可能存在“监管悖论”的局限性^[6],过度支付股利甚至会增加上市公司股价崩盘的风险^[7];其二是我国目前的半强制分红政策难以约束“铁公鸡”公司的不派现行为,也没有降低“铁公鸡”公司的占比,存在明显的不足^[8]。那么,实行强制分红政策到底是否能够保护投资者的利益、促进我国上市公司的长远发展和绩效的提高?我国是否有必要实行强制现金分红政策?究竟应按照何种标准实行不同的强制分红政策?

本文以代理理论为切入点,从时间序列盈余可持续性视角考察了现金股利、自由现金对盈余可持续性的影响。本文发现,现金股利对盈余可持续性有显著的正向影响和调节、促进作用,自由现金流量对盈余可持续

收稿日期:2016-09-05

基金项目:国家社科基金一般项目(14BGL044);教育部人文社会科学研究一般项目(13YJA790149)。

作者简介:张景奇,重庆大学经济与工商管理学院副研究员,博士。

性有显著负向影响,且现金分红对上市公司自由现金流有显著的抑制和调节作用;长期债权对我国上市公司具有显著治理和控制效应,且与现金股利治理之间具有显著替代效应,现金分红对于低长期负债企业的正向影响和自由现金流量的调节和抑制作用更加明显。本文的研究对我国现金分红制度改革具有一定的理论意义和参考价值。

理论分析与研究假设

1、现金股利、自由现金流量与盈余可持续性的关联效应

在 Modigliani 和 Miller 所描述的完美资本市场中,股利决策与投资、公司价值无关,这是因为:只有投资才会影响企业未来的利润和现金流量,而投资决策与现金股利无关,投资决策与现金股利无关这一论断又称为分离定理。然而,在现实中,由于“市场摩擦”的普遍存在,如何分配股利常常与融资、投资等紧密相连。如 Rozeff 研究发现,在代理成本与筹资成本同时存在的情况下,股利政策选择往往取决于此二类成本的动态权衡结果^[2]。在此之后,Easterbrook 和 Jensen 分别从不同的角度做了进一步阐释,其中,Easterbrook 认为,持续的现金股利通过降低留存盈余,能够迫使企业在出现现金短缺时不得不进行外部融资而引起相关部门的监督,从而在一定程度上降低代理成本^[3];Jensen 则重点从自由现金流的角度强调,自由现金流可以便利管理层通过跨行业并购、投资等来攫取控制权私利,这会严重损害股东的利益,而现金股利的支付能够通过减少公司的自由现金流来抑制管理层的投资机会主义行为^[4]。上述理论假说均得到了国内外学者一系列实证研究的支持。如 Richardson^[9]通过构建一个新的模型来计量刻画自由现金流和过度投资,以美国上市公司 1988-2002 年的数据为样本,检验发现:过度投资主要集中于自由现金流较多且为正的企业中,其中 20% 被用于过度投资。而在国内,例如,吕长江^[10]对我国 1997-1998 年 372 家上市公司现金股利的实证结果支持 Jensen 等的代理理论;梁亚松等^[11]通过构建了产品多元化战略与融资结构决策的理论模型,得出负债可提高经理人自律行为并降低代理成本的结论,刘国银等^[12]的研究发现:现金股利能够抑制内部现金富裕公司的过度投资,从而支持股利的代理成本假说并肯定了现金股利的治理作用。

国内外基于代理理论视角研究盈余可持续性的文献较少且多集中在高管薪酬、内部控制质量、外部监督等方面。由于这些因素对经理人具有激励和约束作用,因此会对盈余可持续性产生正向影响。国外方面,例如,Baber 等^[13]、Ashley 和 Simon^[14]发现高管薪酬与盈余可持续性正相关。国内方面,例如,方红星和张志平^[15]的研究发现,内部控制质量与盈余持续性正相关。

目前,少量有关现金分红对盈余可持续影响的研究多是基于“信号显示理论”的视角。例如,Skinner 和 Soltes^[16]发现,相对于不发放现金股利的企业而言,发放现金股利企业的盈余可持续性更强,由此证明了股利信号理论的正确性;李卓和宋玉^[17]借鉴 Skinner 等的研究方法,以我国上市公司的年报数据为样本,同样揭示了信号理论的正确性。

企业盈余的可持续性是指企业当期盈余或当期盈余较上期盈余的增加在未来能够维持或重现的可能性,计算盈余可持续性的指标主要有盈余反应系数、市盈率、Pr 值指标、基于 EBO 模型终端隐含价值以及 Kormendi 和 Lipe 构建的基于时间序列盈余可持续性指标 Per 值等^[18,35]。从已知文献来看,国外仅有少量的文献考察了影响时间序列盈余可持续性(Per 值)的因素,而国内有关盈余可持续的研究多基于当期盈余对下期盈余的影响(回归系数的大小)。与现有研究不同的是,本文以 Rozeff^[2]、Easterbrook^[3]和 Jensen^[4]等提出的代理理论为切入点研究现金股利对长期时间序列盈余可持续性的影响。

由于现金股利的支付降低了企业的留存盈余,这就迫使企业不得不向资本市场或货币市场进行融资,由此引入借款者、证券持有者、相关监管部门的监督,从而形成对企业经营者的约束作用并使投资者搭乘了免费监管的列车,这不仅在一定程度上降低了代理成本,而且促使企业资本配置的效率得以越高。虽然向外融资会增加融资成本,但该成本会远低于代理成本。所以,企业的现金股利支付率越高,其会计盈余的可持续性就越强。相反,企业支付现金股利越少,其留存盈余就越多,此时企业向外融资的可能性就越小,由此引进外部监管的可能性就越小,因此其管理层滥用企业自由现金流的可能性就越大,从而最终导致企业盈余的可持续性的降低。此外,根据 Jensen^[4]的自由现金流量代理理论,企业的自由现金流越多,其管理层滥用自由现金流攫取私利并投资净现值为负项目的可能性就越大,故其盈余可持续性就越差,反之则相反。据此,本文提出假

设 H1。

H1:公司的现金股利支付率与其盈余持续性呈显著正相关,自由现金流量与公司的盈余持续性呈显著负相关。

2、企业长期债务与现金股利治理的替代效应及对盈余可持续性的作用机制分析

根据以上的理论分析,现金股利对企业的盈余可持续具有促进作用,若上述假设 H1 得到实证数据的支持,则该假设无疑为强制现金分红提供了理论和实证依据。以下将从企业长期债务具有治理作用以及现金股利与企业债务具有相互替代治理作用视角进行进一步的分析,并提出进一步的研究假设。

(1)企业长期借款的治理效应及对盈余可持续性的作用机制分析

根据债务杠杆治理理论,债务融资能够减少公司自有现金流以及提供贷款银行的专业化监督等,从而降低代理成本、提高公司质量。按照偿还期限的长短,企业的债务融资分为短期借款和长期借款两种。由于长期借款的还款期限较长(一般在一年以上),故该项来源资金主要用于企业的长期战略投资。从长期看,对企业未来是否可持续盈利起决定作用的是长期战略投资决策的正确与否。出于自身利益考虑,长期贷款人必然会更关心企业的长期投资计划是否能够给企业带来长期的持续盈利,因此会对企业的长期投资决策进行严格评审、筛选、把关和长期日常监管与控制,这不仅会对企业的长期投资行为产生影响,而且会对企业滥用自由现金流量的行为产生约束、限制和调节作用,避免企业将多余资金投资为净现值为负的项目,从而最终对企业的盈余可持续性产生影响。由此,本文认为,长期借款的杠杆治理效应比短期借款强。事实上,上述推论得到国外学者理论与实证研究的支持,例如,Hart 和 Moore^[19]通过数学模型推理分析以及 Harvey 等^[20]、D' Mello 和 Miranda^[21]通过实证研究分别证实了上述结论。

在国内,尽管从理论上讲债务融资可以通过上述路径缓解公司的委托代理冲突,然而,在早期制度环境特定的我国上市公司中,不少学者研究发现,随着财务杠杆的提高,经理人的公款消费率和企业的自由现金流反而有所提高。这一方面源于转轨经济阶段,我国政府、国有商业银行和国有企业之间形成了一个双重预算软约束框架^[22];另一方面也与我国国有银行的低效率和资本市场的制度缺失有关^[23]。陆正飞等的研究甚至表明,由于杠杆治理的扭曲,长期债务非但没有有效抑制非效率投资,反而促进了企业的投资扩张^[23]。然而,随着我国各项改革的深入和市场机制、资本市场的不断成熟和完善以及银行效率的提高,银行作为债权人的杠杆治理效率会有所变化。其原因如下:第一,从债权人银行层面来看,自 2003 年开始的五大国有银行股份制成功改造并自 2007 年起陆续上市以来,我国渐进式的银行业改革使银行的运作模式发生了根本转变,政府干预银行行为的可能性逐渐减少,银行业经营的自主性不断提高。根据中国银监会网站提供的最新 2015 年年报数据,截止 2015 年底,我国就已经形成了 5 大商行、12 家股份制商行、133 家城商行、5 家民营银行及 859 家农商行等构成的多层次、多元化银行业竞争态势。此外,政府在 2006 年前后通过银行不良贷款的剥离和处理,使银行的放款结构有所优化。第二,从债务人企业角度来看,随着我国经济体制改革的深入、国有大型企业不良资产的剥离和股份制改造的完成并成功上市,政府对企业投资行为的干预也越来越少。第三,从外部市场环境来看,随着我国银行业利率市场化改革的进行和存贷利率管制的放开,中国银行业的外部环境发生了根本性的变化,银行业之间的竞争也更加激烈。在追求自身盈利最大化内部动机和资本市场股票价格波动外在压力双重因素的驱使下,银行业不得不提高经营效率,强化对贷款企业的监督以确保盈利并实现股东财富最大化。因此,我国银行的债务治理功能将逐渐发挥。目前,我国多数学者实证发现支持短期债务的治理效应,例如,王仲和周旋风等^[24]和张亦春等^[25]分别对我国上市公司 2009-2014 年和 2006-2009 年的研究结果表明,短期借款治理作用显著,但长期借款的治理作用不明显;从已知的文献来看,仅有个别学者发现长期债务具有不显著治理效应的证据,例如,王满四和邵国良^[26]对我国广东省 2004-2009 年的 71 家上市公司的研究表明,虽然长期贷款和短期贷款均与企业绩效呈负相关关系,但长期贷款的回归系数值所表现出的负相关性减弱趋势最为明显,长期贷款的回归系数到 2009 年时已经为正值了,该研究不仅样本量小而且证据并不充分。

目前,多数学者对企业绩效指标及影响因素的考察局限在短期企业的绩效指标上,如年每股收益、净资产报酬率、企业价值或当年的投资过度与不足等,因其可进行跨年混合回归而具有年样本量观测值较大等优点,但因其绩效考察期限较短而存在一定的局限性。本文的盈余可持续指标涉及 10 年以上时间序列数据的计

算,需 30 个以上的季报数据,因其考察时间长而具有可从长期视角考察企业绩效的优点,但存在计算复杂且必须满足足够长时间序列数据的这一要求以及因不能跨年混合回归而使其样本量较小等缺点。由于长期借款还款期限较长,其对企业绩效的影响也是长期的,故本文的企业长期盈余可持续性指标更适合对长期债权治理和控制效应的长期考察。

总之,上述(1)的理论分析表明,企业长期债权具有治理效应。若我国监管部门未来制定并实施强制分红政策,是否应考虑企业负债特别是长期负债治理的这一因素?是否因对长期负债较低的企业规定较高的现金分红率(即现金股利占总税后利润的比例)?在制定与企业长期负债挂钩的强制分红政策时还应考虑哪些因素?按何种企业负债标准制定强制现金分红政策?以下将对现金股利与长期债权治理的替代效应进行进一步分析。

(2) 现金股利与企业长期债权的替代治理效应及与盈余可持续性的关联效应

进一步考虑现金股利分配的影响,在债务融资较多的企业,因债权人的控制效应较强而使代理成本降低,代理问题较小,此时现金股利分配的调节和控制效应相对较弱,即一种调节机制的存在降低了对另一种机制的依赖。事实上,这一推论也得到了系列理论分析和实证研究的支持,如 Jensen^[4]指出负债与现金股利在抑制企业滥用自由现金流量方面的作用相似;Agrawal 和 Jayaraman^[27]的实证研究表明股利分配与债务融资在缓解自由现金流的代理问题方面存在显著的替代关系,从而佐证了负债与现金股利的替代效应理论。在此基础上,DeAngelo 等^[28]还从融资策略优化选择的角度提出公司应施行低负债与高现金股利支付率并行的政策,因为低负债有助于资本结构调整和增加弹性,而高股利支付可以帮助企业建立良好的社会形象。在国内,黄珍等^[29]对我国上市公司 2007-2014 年数据的实证研究发现,企业零杠杆政策会增加公司的非效率投资,说明银行等债权人监管的缺失不利于企业资金配置效率的提高。考虑到负债期限结构的影响,相对于短期借款,长期借款会对企业的资金用途有更为严格的限制,故长期借款率较低的企业在缓解代理问题方面对现金股利分配的依赖性更强,因此在这类企业中,现金股利分配与盈余可持续性的正相关关系更明显。

由于企业的长期借款越多,债权人对企业经理人企业滥用自由现金流量的约束和调节作用就越大,此时现金股利分配治理的替代效应就相对较弱,因此我国长期债务融资能够在一定程度上缓解公司的委托代理冲突并促进企业盈余可持续性的提高。相反,企业长期借款越少,债权人对企业经理人的监督和约束作用就越低,此时现金股利分配治理的替代效应就越强,即企业现金股利分配越多,企业滥用自由现金流量的可能性就越小,其资本配置就越合理,企业盈余的可持续性就越大,故此时现金股利分配对企业的盈余可持续性具有显著正向影响。

由此,本文提出以下逻辑推理:长期债务融资的杠杆治理与现金股利的支付不仅会导致管理层行为监督的强化,而且会引起管理层控制自由现金流的减少,同时还会导致企业资本配置或投资结构的优化和代理成本的降低,从而促进企业的可持续发展和盈余可持续性的提高。据此,本文提出假设 2。

H2: 与长期借款较多的企业相比,现金分红对长期借款较少企业盈余可持续性的正向影响更显著,反之则相反。

按照 Jensen^[4]的自由现金流量假说,由于现金股利的支付可通过减少公司自由现金流的方法来约束管理层的行为,从而促进企业健康发展,最终使其盈余可持续性得以提高。因此,企业的自由现金流量越多,其经营者滥用自由现金的可能性就越大,结合长期债务的控制效应,对于低负债、高自由现金流量的企业而言,现金股利的控制和调节效应会更强。据此,本文提出假设 3。

H3: 现金分红对低长期负债和高自由现金流量的调节和抑制效果更突出、对盈余可持续性的正向影响更显著,反之则相反。

图 1 总结了本文的研究思路和研究假设。

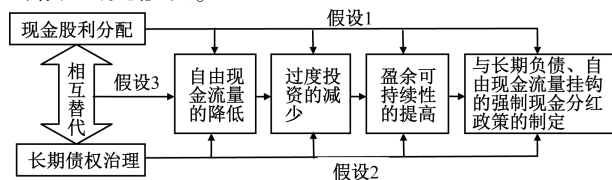


图 1 研究思路与研究假设图

研究设计

1、企业盈余可持续性的定义、计算方法

由于会计盈余信息在股票内在价值评估中的重要作用,因此基于时间序列性质的盈余研究一直是会计学、金融学和经济学关注的焦点。Kormendi 和 Lipe^[30]以盈余时间序列回归的残差作为意外盈余,且假定盈余遵循 ARIMA(p,d,q)模型(其中 p 为自回归阶数,d 为差分阶数,q 为移动平均阶数),将盈余可持续性指标表示为企业每股收益时间序列自回归参数和移动平均参数的函数,构建出了当期盈余与以往各期盈余的时间序列计量经济学模型,并给出了经典性的企业盈余可持续性指标:Per 值。Per 值的具体计算公式如下:

$$\text{Per} = \frac{1}{(1-\beta)(1-\sum_{i=1}^p \beta^i b_i)} - 1 \quad (1)$$

这里,Per 表示企业的盈余可持续性的大小,该值越大表示企业的盈余可持续性越高,企业的盈余质量和效益越好,企业的内在价值就越高。其中, b_i 为企业每股税后利润时间序列的自回归系数, β 为贴现率, $\beta = 1/(1+r)$,r 是未来预期盈余的折现率,自回归参数 b_i 越大,Per 值也越大。估算 b_i 的常见模型为 $\Delta X_{j,t} = k_j + b_{1,j}\Delta X_{j,t-1} + b_{2,j}\Delta X_{j,t-2} + \dots + b_{n,j}\Delta X_{j,t-p} + UX_{j,t}$,这里, $X_{j,t}$ 表示第 j 个企业的第 t 期每股税后利润, $\Delta X_{j,t-1}$ 表示第 j 个企业每股税后盈余的一阶差分, $b_{n,j}$ 为第 j 企业的自回归系数,p 为自回归阶数。

2、样本来源与样本选取

本文选取我国所有 A 股非银行类上市公司为研究对象。相对于成熟资本市场而言,我国上市公司不仅数量少,而且时间序列较短,为避免我国上市公司年报利润数据时间序列较短这一缺陷,本文采用季报数据计算盈余可持续性指标。2001 年 4 月,中国证监会(CSRC)要求 2002 年一季度起所有上市公司必须编制披露季报。为尽量用较多的企业数、较长的时间序列分析现金分红和自由现金流量对盈余可持续性指标的影响,本文采用我国上市公司 2004 年第一季度到 2016 年第四季度合并报表的季报净利润数据对其 Per 值进行计算和实证回归分析。所有财务数据、股票价格数据、投资回报数据、季报公布日数据等均来自 CSMAR 数据库系统,居民消费月度物价指数、行业分类数据来自 Wind 数据库。季报数据的计算方法是:第一季度利润根据季报数据,第二季度利润根据半年报利润减去第一季度利润计算而得,第三季度利润根据前三季度累计利润减去半年报利润计算而得,第四季度利润根据年报利润减去前三季度利润计算而得。将季报数据不全的企业删去,共得 1205 家有 52 个季报时间序列利润数据的企业。参照 Kormendi 和 Lipe^[30]的研究,本文将年贴现率设为 10%,因此季度的贴现率为 2.5%。根据 McCleary 和 Hay^[31],Baginski 等^[32]的研究,在时间序列 ARIMA(p,d,q)回归模型的估计中,统计条件(如平稳性,可逆性等)、结构变化并不会严重影响参数的估计,但本文仍将回归残差不收敛于零的样本企业删去。为了尽可能消除季报利润增长对时间序列回归平稳性的影响,本文根据我国居民消费月度环比增长指数对所有季报利润数据进行调整,即将 2016 年第三季度及以前的季度利润数据折成 2016 年第四季度的值。此外,本文对处于 0-1% 和 99%-100% 之间的极端值样本进行了缩尾处理,为控制行业变量,本文将行业数少于 2 的企业删去。本文的盈余持续性指标计算的时间跨度较长,其研究周期为 13 年,共 52 个时间序列季报数据。

3、自由现金流量的定义与计算

借鉴 Richardson^[9]的研究方法,企业 i 第 t 年的预期新增投资支出模型的回归方程如下:

$$\begin{aligned} \text{Inv}_{i,t} = & \lambda_0 + \lambda_1 \text{Tobin_q}_{i,t-1} + \lambda_2 \text{Lev}_{i,t-1} + \lambda_3 \text{Cash}_{i,t-1} + \lambda_4 \text{Age}_{i,t-1} + \lambda_5 \text{Size}_{i,t-1} + \lambda_6 \text{Return}_{i,t-1} \\ & + \lambda_7 \text{Inv}_{i,t-1} + \lambda_8 \text{Roa}_{i,t-1} + \sum_{i=1}^{21} \text{Industry} + \sum_{i=1}^{13} \text{Year} + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $\text{Inv}_{i,t}$ 表示第 i 家公司第 t 年的新增投资支出,即第 t 年固定资产等长期资产的净值增加额除以年初总资产; $\text{Tobin_q}_{i,t-1}$ 是公司 i 第 t 年年年初的托宾 Q 值; $\text{Lev}_{i,t-1}$ 表示公司 i 第 t 年年年初的资产负债率; $\text{Cash}_{i,t-1}$ 表示公司 i 第 t-1 年年年初的现金与短期投资之和除以年初总资产; $\text{Age}_{i,t-1}$ 表示公司 i 在截至第 t-1 年年末的上市年限; $\text{Size}_{i,t-1}$ 代表公司 i 第 t-1 年的企业规模,用其第 t 年年年初总资产自然对数表示; $\text{Return}_{i,t-1}$ 表示公司第 t-1 年股票收益率。Year 和 Industry 表示年份和行业哑变量,其中行业按中国证监会 2001 年颁布的《上市

公司行业分类指引》进行分类,制造业取两位代码分类,其他行业取一位代码分类,年份哑变量为 2004-2016 年。因每次回归所用样本量不同,故共有 8 次不同的回归结果,表 1 是式(2)与 Per1 对应的样本企业的回归结果。

表 1 预期投资的回归结果

	回归系数
常数	0.162 (6.77)***
Tobin _q _{i,t-1}	-0.017 (-21.33)***
Lev _{i,t-1}	-0.022 (-4.85)***
Cash _{i,t-1}	0.096 (10.82)***
Age _{i,t-1}	-0.0005 (-2.10)**
Size _{i,t-1}	-0.010 (-4.64)***
Return _{i,t-1}	0.020 (11.50)***
Invt _{i,t-1}	0.118 (14.17)***
Roa _{t-1}	0.326 (24.04)***
R ² adj	0.144
N	14909

注:括号内为 t 值,**表示 0.05 水平显著(双侧),***表示 0.01 水平显著(双侧)。

根据式(2)的回归系数可计算出 i 企业第 t 年预期新增投资(Invt_{i,t}),参照俞红海等的研究方法,用企业 i 第 t 年经营活动产生的现金净流量除以年初总资产(CFO_{i,t}),减去取现金流量表附注中固定资产折旧和无形资产摊销之和并除以本年度总资产(I_{maintencei,j}),再减去 i 企业第 t 年预期新增投资(Invt_{i,t})之后的差额,即 CFO_{i,t}-I_{maintencei,j}-Invt_{i,t}来计算公司 i 第 t 年的自由现金流量,最后将公司 i 第 2004-2016 年的自由现金流量相加除以 13 即可得该公司在该期间的平均自由现金流量,由于自由现金流量为负时表示企业投资不足,故将平均自由现金流量为负的企业删去,最终,共得 323 家样本企业。

4、研究模型与变量定义

借鉴 Baginski^[32]、Biddle^[33]、Ramalingegowda^[34]等的研究,为检验现金股利和自由现金流量对盈余可持续的影响,特建立以下(3)所示的回归方程。

$$Per_j = \alpha_0 + \alpha_1 Div_j + \alpha_2 Fcf_j + \sum_{i=1}^n Con_{ij} + \sum Industry + \varepsilon_j \quad (3)$$

这里,Con 表示 n 个控制变量,其他各变量的定义、计算方法和预期符号见表 2。

表 2 变量类型、变量名称、变量符号、计算方法和预期符号

变量类型	变量符号	变量名称	含义及计算方法	预期符号
被解释变量	Per	盈余可持续性	定义同公式(1)。本文将 q 设为零,d=1,p=1-8。	
	Div	股利支付率	2004 年-2016 年企业 j 所支付的现金股利总额除以年均总资产。	+
	Fcf	自由现金流量	经营现金净流量减正常预期新增投资和维持性投资后的余额,Fcf=Cfo _{i,t} -I _{maintence} -Invt _{i,t} ,该值为企业 j 在 2004-2016 年间的平均值。	-
	Lbank	长期借款比率	企业长期借款余额与总负债余额的比率,该值为企业 j 在 2004-2016 年间的平均值。	+
	Peiguzengfa	增发配股状况	虚拟变量,2004-2016 年有增发配股时取 1,无增发配股时取零。	+

(续表)

变量类型	变量符号	变量名称	含义及计算方法	预期符号
	Size	企业规模	企业规模的大小,本文用销售额表示。 Log_{10} (企业年销售额),该指标为企业j在2004-2016年的平均值。	+
	Z	Z值	Atman的z值指标,其计算公式为: $1.2 \times \text{营运资金} / \text{总资产} + 1.4 \times \text{留存盈余} / \text{总资产} + 3.3 \times \text{税前利润} / \text{总资产} + 0.6 \times \text{权益总市值} / \text{总负债} + 0.999 \times \text{销售收入} / \text{总资产}$ 。该值为企业j在2004-2016年间的平均值。	+
	Return	年均回报率	企业j在2004-2016年股票投资的年均投资回报率。	+
	Cost	成本结构	折旧费用占销售收入的比率,即年折旧额/年销售额。该值为企业j在2004-2016年间的平均值。	+
	Lev	负债比率	年末总负债与年末总资产的比率,该值为企业j在2004-2016年间的平均值。	-
控制变量	Tobin_q	托宾q值	年末Tobin_q=(年末总市值+年末总负债)/年末总资产,该值为企业j在2004-2016年间Tobin_q的平均值。	+
	Inv	预期新投资	模型(2)的预测值,企业j第t年预期新增投资($\text{Inv}_{i,t}$),该值为企业j在2004-2016年期间年预测值的平均值。	+
	Stdcash	现金变动的标准方差	企业j在2004-2016年现金变动的标准方差。	?
	Stdsale	销售额变动的标准方差	企业j在2004-2016年销售额变动的标准方差。	?
	Stdinvest	投资额变动的标准方差	企业j在2004-2016年投资额变动的标准方差。	?
	Industry	行业控制哑变量	其中行业按中国证监会2001年颁布的《上市公司行业分类指引》进行分类,制造业取两位代码分类,其他行业取一位代码分类。	
	Roa	总资产报酬率	企业j在2004-2016年年末总资产报酬率的平均值。	+
	Salegrowth	销售增长率	企业j在2004-2016年年销售增长率的平均值。	+

实证结果与分析

1、总体性描述性统计量及分析

根据式(1)关于盈余可持续性指标的定义,本文首先对沪深两市每个上市公司合并报表的每股税后利润的ARIMA(p,d,q)不同时间序列的回归系数进行计算,并将该回归系数代入式(1)即得不同时间序列的盈余可持续性数据,本文将q设为零,d=1,当p=1-8时,不同的盈余可持续性值依次为Per1-Per8,其描述性统计量如表3所示。

由表3A可以看出,当回归滞后期限p由1增加至8后,我国A股上市公司的盈余可持续性指标Per的平均值由28.12逐步降低为12.59。根据Lipe和Kormendi^[35]、Baginski等^[32]的研究,在时间序列移动自回归ARIMA(p,d,q)的研究中,盈余可持续性指标 Per_p 会随着回归滞后期限p的增大而更接近真实的Per,且该值会随着回归滞后期限p的增大而减小,这与国外资本市场的研究结果相一致。

表3 变量描述性统计

A:被解释变量的描述性统计

变量名称	ARIMA(p,d,q)	样本数量	平均值	标准方差	P25	P50	P75
Per1	ARIMA(1,1,0)	323	28.12	3.78	25.89	27.16	29.42
Per2	ARIMA(2,1,0)	323	22.12	4.81	19.80	20.87	22.82
Per3	ARIMA(3,1,0)	315	17.37	5.11	13.69	16.26	19.52
Per4	ARIMA(4,1,0)	308	16.42	5.65	12.86	14.53	18.32
Per5	ARIMA(5,1,0)	310	15.71	6.85	11.46	13.71	17.81
Per6	ARIMA(6,1,0)	308	14.24	6.26	10.26	12.36	16.57
Per7	ARIMA(7,1,0)	301	13.15	6.34	8.99	11.38	15.16
Per8	ARIMA(8,1,0)	285	12.59	6.76	8.29	10.79	14.54

B: 部分解释变量和控制变量的描述性统计(样本数量:323)

变量名称	变量符号	样本数量	平均值	标准方差	P25	P50	P75
股利支付率	Div	323	0.152	0.200	0.011	0.080	0.211
自由现金流量	Fcf	323	0.028	0.025	0.010	0.023	0.039
长期借款比率	Lbank	323	0.084	0.098	0.012	0.042	0.123
企业规模	Size	323	9.415	0.570	9.047	9.383	9.787
Z 值	Z	323	1.008	0.879	0.614	0.993	1.421
年均回报率	Return	323	0.368	0.141	0.280	0.343	0.421
成本结构	Cost	323	0.132	0.594	0.023	0.040	0.075
负债比率	Lev	323	0.662	0.835	0.404	0.528	0.645
托宾 q 值	Tobin_q	323	2.684	2.265	1.456	1.991	3.030
预期新投资	Invt	323	0.026	0.045	-0.001	0.028	0.054
现金变动的标准方差	Stdcash	323	0.092	0.054	0.057	0.078	0.113
销售额变动的标准方差	Stdsale	323	0.406	0.345	0.173	0.300	0.506
投资额变动的标准方差	Stdinvest	323	0.045	0.043	0.018	0.035	0.056

由表 3B 可以看出, 2004-2016 年间, 从样本企业平均值来看, 我国非银行上市公司支付的现金股利占其平均总资产的比率为 15.2%; 自由现金流量占其总资产的年均值为 2.8%; 长期借款占总负债的均值为 8.4%; 总负债占总资产的均值为 66.2% 等等。

2、现金股利、自由现金流量与不同 Per 值的 OLS 回归结果

根据回归公式(3), 现金股利、自由现金流量与不同 Per 值的 OLS 回归结果见表 4。由表 4 可以看出:

第一, 在 8 个不同的盈余可持续指标中, 除 ARIMA(1,1,0)、ARIMA(2,1,0) 和 ARIMA(3,1,0) 的 Per 值外, 其余 Per 值均与股利支付率(Div) 呈显著的正相关关系, 而且随着回归滞后期限 P 的增大, Div 与 Per 的回归系数也变大且在 0.05 水平显著, 这与 Baginski 等^[32] 的研究结论类似, 即回归滞后期限 P 越大, Div 与 Per 的回归系数就越大, 且相关性和显著性也越强。上述回归结果说明上市公司支付现金股利不仅不会降低企业盈余的可持续性, 而且对企业的盈余可持续性有促进作用, 且支付的现金股利越多, 其盈余可持续性越强。

第二, 在所有 8 个不同的盈余可持续指标中, 自由现金流量与 Per 值均呈负相关关系, 且 ARIMA(2,1,0) 到 ARIMA(6,1,0) 均显著负相关, 说明企业的自由现金流量越多, 企业的盈余可持续性就越差。究其原因可能是我国上市公司存在严重的滥用资金情况, 将资金投资于净现值为负的投资项目, 这与国外学者的研究结果一致。综合以上第一和第二的结果, 假设 1 得到了验证。

第三, 除 ARIMA(7,1,0) 外, 企业长期借款与所有的盈余可持续性指标的回归系数均为正数, 且与 ARIMA(2,1,0) 和 ARIMA(4,1,0) 的回归系数显著为正, 说明银行长期借款对企业具有很大程度的约束和治理效应。

第四, 除 ARIMA(3,1,0) 和 ARIMA(4,1,0) 外, 增发配股与所有的盈余可持续性指标的回归系数均为正但不显著, 说明企业的股权融资行为对企业有一定的、不明显的约束作用, 亦即投资者从一定程度上搭乘了免费的便车, 因此 Easterbrook^[3] 的理论在我国股市得到了部分验证。

第五, 企业规模与所有 8 个不同的盈余可持续指标均呈正相关关系且有三个指标显著。此外, z 值、Return、Cost 与所有 8 个不同的盈余可持续指标的多数均呈不显著正相关关系, 与预期结果基本一致, 这与国外学者的研究结果非常类似。

3、不同长期借款比率下现金股利、自由现金流量与不同 Per 值的 OLS 回归结果

按照 Jensen^[4]、Easterbrook^[3] 和 Rozeff^[2] 的融资控制理论假说, 随着企业对外部资金需求的增加, 无论是债权融资还是股权融资, 都需要政府的审批与监管以及承销商或投资银行的监督, 而企业外部监督的力量增强, 会制约经营者的过度投资, 从而降低公司 Fcf 的代理问题。为分析不同负债结构状况下现金分红、自由现金流量对企业盈余可持续性的不同影响, 特别是现金股利与银行长期借款治理的替代效应, 本文按照长期借款占总负债比例的大小分为低、中、高三组, 并分别对 Per 的影响因素进行了回归。回归结果见表 5(表 5-表 6 仅报告出 ARIMA(5,1,0)、ARIMA(7,1,0) 的情况)。

表4 现金股利、自由现金流量与不同 Per 值的 OLS 回归结果

被解释变量:基于不同盈余时间序列回归滞后阶数和不同盈余差分(ARIMA(p,d,q))的
盈余可持续性指标:Per 值

	ARIMA (1,1,0)	ARIMA (2,1,0)	ARIMA (3,1,0)	ARIMA (4,1,0)	ARIMA (5,1,0)	ARIMA (6,1,0)	ARIMA (7,1,0)	ARIMA (8,1,0)
Div	0.723 (0.52)	1.472 (0.82)	-0.598 (-0.31)	7.585 (3.51)***	9.813 (3.74)***	8.598 (3.64)***	6.196 (2.53)**	5.120 (2.10)**
Fcf	-5.462 (-0.53)	-26.362 (-1.97)**	-40.964 (-2.79)***	-32.624 (-2.04)**	-37.357 (-1.95)*	-31.676 (1.84)*	-16.864 (-0.96)	-12.513 (-0.65)
Lbank	1.682 (0.60)	6.989 (1.94)*	5.771 (1.52)	7.221 (1.76)*	3.879 (0.80)	3.745 (0.86)	-1.666 (-0.38)	2.709 (0.55)
Peiguzengfa	0.199 (0.42)	0.291 (0.48)	-0.874 (-1.38)	-0.444 (-0.64)	0.028 (0.03)	0.355 (0.47)	0.475 (0.61)	0.370 (0.42)
Size	1.188 (2.11)**	-0.235 (-0.32)	0.463 (0.60)	0.939 (1.12)	1.496 (1.50)	1.607 (1.80)*	2.168 (2.27)**	1.072 (0.30)
Z	0.752 (2.14)**	0.378 (0.84)	0.201 (0.42)	-0.342 (-0.65)	-0.546 (-0.87)	0.046 (0.08)	-0.094 (-0.14)	0.480 (0.63)
Return	-0.347 (-0.21)	1.576 (0.75)	1.934 (0.86)	1.728 (0.70)	2.265 (0.77)	3.653 (1.39)	2.555 (0.94)	2.636 (1.01)
Cost	0.366 (0.99)	-0.327 (-0.69)	-0.377 (-0.76)	0.186 (0.34)	0.179 (0.28)	0.647 (1.12)	0.146 (0.15)	-0.079 (-0.20)
Lev	0.302 (0.75)	0.249 (0.48)	0.428 (0.79)	-0.477 (-0.80)	-0.538 (-0.76)	-0.545 (-0.86)	-0.360 (-0.43)	0.068 (0.07)
Tobin_q	-0.077 (-0.46)	-0.246 (-1.15)	-0.105 (-0.46)	0.008 (0.03)	0.151 (0.51)	0.231 (0.88)	0.227 (0.81)	-0.056 (-0.18)
Invt	-5.407 (-0.78)	-10.192 (-1.14)	-4.680 (-0.49)	1.336 (0.13)	7.655 (0.60)	8.645 (0.75)	9.725 (0.82)	9.394 (0.71)
Stdcash	3.906 (0.86)	13.872 (2.36)**	17.536 (2.83)***	5.746 (0.82)	5.273 (0.63)	2.090 (0.28)	6.112 (0.80)	6.159 (0.71)
Stdsale	1.439 (1.86)*	1.002 (1.01)	-0.315 (-0.30)	1.070 (0.92)	2.214 (1.60)	1.745 (1.41)	1.005 (0.76)	1.765 (1.20)
Stdinvest	3.142 (0.58)	16.863 (2.44)**	20.675 (2.84)***	11.786 (1.36)	27.423 (2.90)***	21.050 (2.28)**	19.987 (2.30)**	17.652 (1.72)*
截距项	14.735 (2.64)***	21.197 (2.96)***	12.133 (1.60)	4.943 (0.60)	-2.825 (-0.29)	-6.718 (-0.76)	-13.383 (-1.43)	-4.719 (-0.46)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.089	0.071	0.103	0.139	0.162	0.200	0.177	0.118
有效样本数量(N)	323	323	315	308	310	308	301	285

注:括号内为t值,*表示0.1水平显著(双侧),**表示0.05水平显著(双侧),***表示0.01水平显著(双侧),经检验,不存在异方差、多重共线性。

表5 不同长期借款比率下现金股利、自由现金流量与不同 Per 值的 OLS 回归结果

长期借款占总负债比率	被解释变量:Per 值					
	ARIMA(5,1,0)			ARIMA(7,1,0)		
	低	中	高	低	中	高
Div	10.761 (2.88)***	11.374 (2.18)**	9.900 (1.43)	10.063 (3.01)***	0.904 (0.19)	5.615 (1.02)
Fcf	-71.021 (-2.18)**	4.672 (0.16)	-10.195 (-0.20)	-21.231 (-0.69)	6.093 (0.22)	-10.562 (-0.26)
Lbank	-9.080 (-0.09)	12.453 (0.46)	14.682 (1.37)	56.040 (0.52)	-32.415 (-1.43)	4.630 (0.55)

(续表)

长期借款占总负债比率	被解释变量:Per 值					
	ARIMA(5,1,0)			ARIMA(7,1,0)		
	低	中	高	低	中	高
Peiguzengfa	1.743 (0.94)	-0.319 (-0.21)	0.057 (0.03)	0.635 (0.36)	-1.488 (-1.07)	1.035 (0.76)
Size	3.645 (1.76)*	2.352 (1.35)	-1.041 (-0.41)	4.360 (2.32)**	4.236 (2.57)**	-2.111 (-0.96)
Z	-1.789 (-1.54)	-0.414 (-0.53)	3.873 (1.24)	-2.325 (-2.09)**	-0.721 (-0.55)	4.889 (1.88)*
Return	-2.761 (-0.88)	0.216 (0.04)	1.541 (0.23)	-1.495 (-0.52)	-0.578 (-0.12)	0.619 (0.11)
Cost	-0.555 (-0.30)	3.221 (2.21)**	0.010 (0.07)	0.628 (0.54)	-20.088 (-1.17)	0.015 (0.24)
Lev	-1.513 (-1.17)	-1.242 (-0.48)	0.557 (0.09)	-1.405 (-1.79)*	-1.771 (-0.54)	4.704 (1.09)
Tobin_q	0.272 (0.62)	0.296 (0.52)	-1.798 (-1.02)	0.130 (0.37)	0.331 (0.65)	-0.773 (-0.60)
Invt	-18.572 (-0.59)	14.670 (0.71)	17.347 (0.66)	-30.012 (-1.02)	39.226 (2.38)**	1.012 (0.05)
Stdcash	8.376 (0.65)	-7.906 (-0.50)	2.362 (0.10)	-0.480 (-0.04)	-0.352 (-0.03)	-18.551 (-0.90)
Stdsale	1.362 (1.20)	-0.392 (-0.16)	13.100 (1.81)*	0.530 (0.56)	1.813 (0.75)	5.497 (0.98)
Stdinvest	25.450 (0.81)	11.277 (0.51)	33.382 (2.07)**	43.016 (1.67)*	-5.254 (-0.49)	38.118 (2.04)**
截距项	-18.041 (-0.89)	-12.823 (-0.79)	11.556 (0.46)	-28.369 (-1.53)	-25.174 (-1.68)*	17.797 (0.85)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.088	0.183	0.128	0.115	0.299	0.126
有效样本数量(N)	102	97	100	100	94	96

注:括号内为 t 值,* 表示 0.1 水平显著(双侧),** 表示 0.05 水平显著(双侧),*** 表示 0.01 水平显著(双侧),经检验,不存在异方差、多重共线性。

由表 5 可以看出:在 Div 与 ARIMA(5,1,0)回归中,低长期借款比率和中长期借款比率企业的回归系数在 0.01 水平(双侧)显著为正,而高长期借款比率企业的回归系数虽然为正但并不显著,在 Div 与 ARIMA(7,1,0)回归中,只有低长期借款比率企业的回归系数在 0.01 水平(双侧)显著为正,而中、高长期借款比率企业的回归系数虽然为正但并不显著。

此外,未在本文列表报告的研究结果显示,高负债企业与盈余可持续性的 8 个指标的回归中,企业长期借款的回归系数均为正数,且有 2 次(分别为 ARIMA(2,1,0)和 ARIMA(4,1,0))显著为正,而现金股利的回归系数均不显著;在低长期负债企业与盈余可持续性的 8 个指标的回归中,企业现金股利的回归系数不仅均为正值,而且有 4 次显著(分别为 ARIMA(4,1,0)、ARIMA(5,1,0)、ARIMA(6,1,0)和 ARIMA(7,1,0))。

以上回归结果可以做这样的解释:在高长期借款的企业中,由于银行对企业的监督力度更大,因此支付现金股利对企业的盈余可持续性并不能构成显著影响;而在中、低长期借款企业中,由于银行对企业的监督力度较小,因此支付现金股利对企业的盈余可持续性可构成显著影响并促进企业盈余可持续性的提高。该实证结果证明了假设 2 的正确性,支持我国实施以长期借款占总负债比率大小为标准的强制现金分红政策。

4、现金股利对不同长期借款比率下自由现金流量调节和约束作用的 OLS 回归结果

表 5 表明低长期借款企业的现金分红对企业盈余可持续性有显著正的影响和促进作用。那么,为何在低长期借款企业中,现金分红对企业盈余可持续性的影响和促进作用更加明显?笔者推测,Jensen^[4]、Easterbrook^[3]和 Rozeff^[2]的负债融资控制理论假说同样适用于我国。由于银行贷款是企业长期负债的主要来源,对于银行或其他债权人而言,能否收回企业的长期借款的本息与债权人的长期切身利益息息相关。出于债权人切身利益的

需要,他们必然会对企业进行严格的事前、事中和事后监管,严防企业滥用自由现金,从而降低公司 Fcf 的代理问题。长期借款比率越高,银行或其他债权人的监管就越严格,相反,对于无长期借款或低长期借款的企业而言,银行或其他债权人的监管就会不存在或者显得相对宽松,Fcf 代理问题有可能相对严重。那么,对于长期借款占总负债比率不同的企业而言,上市公司发放现金股利对自由现金流量的约束作用有何不同?

为进一步考察现金股利对不同长期借款比率下自由现金流量调节和约束作用,本文在表 5 按照长期借款占总负债比例的大小分为低、中、高三组的基础上,对低负债和高负债按照自由现金流量(Fcf)的高低进行进一步分组,将其分为高和低自由现金流量两组,并分别对 Per 的影响因素进行了回归。表 6 是高低两组长期借款比率情况下进一步按自由现金流量(Fcf)分为高低两组并与 ARIMA(5,1,0)、ARIMA(7,1,0)不同 Per 值的回归结果。

表 6 不同长期借款比率下现金股利对自由现金流量调节和约束作用的回归结果(OLS)

长期借款占总负债比率	被解释变量: Per 值							
	ARIMA(5,1,0)				ARIMA(7,1,0)			
	低		高		低		高	
对高、低长期负债比率按 Fcf 进一步划分	低	高	低	高	低	高	低	高
Div	13.619 (1.33)	11.886 (3.09)***	17.747 (1.12)	7.247 (0.72)	13.283 (1.60)	8.488 (2.26)**	-4.768 (-0.33)	1.100 (0.17)
Fcf	-202.132 (-0.92)	-26.709 (-0.52)	325.276 (1.04)	-203.374 (-2.16)**	-212.936 (-1.02)	79.184 (1.86)*	679.398 (2.71)**	-50.416 (-0.86)
Lbank	249.431 (1.23)	-207.647 (-1.45)	-1.625 (-0.09)	50.081 (2.74)**	474.995 (1.97)*	-53.269 (-0.35)	-11.227 (-0.83)	17.599 (1.44)
Peiguzengfa	2.754 (0.71)	-0.923 (-0.38)	2.652 (0.78)	-0.118 (-0.05)	-1.400 (-0.31)	0.686 (0.31)	0.656 (0.22)	3.621 (2.26)**
Size	5.205 (1.14)	4.977 (2.14)**	-1.066 (-0.26)	-1.283 (-0.25)	10.079 (1.76)*	3.209 (1.56)	-3.147 (-0.84)	-2.217 (-0.70)
Z	-5.595 (-1.63)	-2.342 (-1.38)	-3.216 (-0.53)	5.401 (1.00)	-5.803 (-1.55)	-3.856 (-2.82)***	5.237 (0.78)	5.676 (1.78)
Return	-4.562 (-0.91)	3.177 (0.52)	6.021 (0.50)	10.811 (0.81)	-1.224 (-0.23)	-2.788 (-0.54)	-10.599 (-1.04)	1.285 (0.19)
Cost	1.353 (0.82)	-15.697 (-0.96)	-0.561 (-0.83)	0.025 (0.30)	2.460 (1.49)	-28.109 (-2.16)**	-22.499 (-0.31)	0.036 (0.70)
Lev	-14.316 (-1.73)*	-0.775 (-1.08)	3.261 (0.24)	5.978 (0.75)	-17.665 (-2.02)	-1.933 (-3.32)***	-0.463 (-0.03)	5.139 (1.05)
Tobin_q	0.380 (0.35)	-0.091 (-0.26)	-2.623 (-0.54)	-0.503 (-0.25)	0.699 (0.32)	0.375 (1.30)	-3.842 (-0.90)	0.756 (0.60)
Invt	-29.010 (-0.49)	-74.573 (-1.82)*	47.813 (0.79)	-7.426 (-0.21)	-87.223 (-1.48)	-10.501 (-0.31)	-5.078 (-0.12)	29.915 (1.25)
Stdcash	37.615 (0.94)	-7.672 (-0.52)	-8.678 (-0.18)	37.063 (0.90)	31.327 (0.78)	-14.995 (-1.26)	45.569 (1.03)	-11.715 (-0.47)
Stdsale	10.591 (1.89)*	-0.147 (-0.15)	8.621 (0.63)	-1.214 (-0.11)	6.372 (1.16)	0.244 (0.28)	4.893 (0.50)	4.932 (0.70)
Stdinvest	41.934 (0.62)	-46.464 (-1.07)	13.148 (0.57)	42.872 (1.40)	66.946 (1.04)	6.512 (0.18)	81.787 (1.57)	13.858 (0.67)
截距项	-29.955 (-0.68)	-27.232 (-1.28)	20.395 (0.45)	5.525 (0.11)	-81.205 (-1.46)	-13.614 (-0.72)	35.801 (0.92)	17.716 (0.59)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Adj R ²	0.126	0.145	0.116	0.328	0.058	0.335	0.288	0.382
有效样本数量(N)	49	47	47	48	47	45	43	46

注:括号内为 t 值,*表示 0.1 水平显著(双侧),**表示 0.05 水平显著(双侧),***表示 0.01 水平显著(双侧),经检验,不存在异方差、多重共线性。

由表 6 可以看出, (1) 对低负债和高自由现金企业, 现金分红对其盈余可持续性具有显著的正向影响。在现金股利与盈余可持续性指标 Per 值的回归中, 无论是 ARIMA(5, 1, 0) 还是 ARIMA(7, 1, 0), 其回归系数均显著为正, 其中与 ARIMA(5, 1, 0) 的 Per 值的回归系数为 11.886, 其 t 值为 3.09, 在 0.01 水平上显著, 而与 ARIMA(7, 1, 0) 的 Per 值的回归系数为 8.488, 其 t 值为 2.26, 在 0.05 水平上显著, 这就证明了假设 3 的正确性, 即现金分红对长期借款较少且自由现金流量较多企业的调节和抑制效果更突出、对盈余可持续性的正向影响更显著。(2) 对于低长期负债、低自由现金流量企业, 现金分红对其盈余可持续性具有不显著的正向影响。现金分红与 ARIMA(5, 1, 0) 的 Per 值的回归系数为 13.619, 虽然为正但不显著, 而与 ARIMA(7, 1, 0) 的 Per 值的回归系数为 13.283, 虽然为正但同样不显著, 这就说明企业的自由现金流量越低, 现金股利的调节和约束作用就越差。(3) 对于高负债企业, 无论其自由现金流量的高低, 现金分红对其盈余可持续性的影响均不显著, 说明对于高负债企业, 银行或其他债权人已经发挥了治理作用, 因此现金股利的调节和治理作用不明显。(4) 在所有的 8 个分组回归中, 除 ARIMA(7, 1, 0) 中的高负债、高自由现金流量企业外, 自由现金流量对盈余可持续性的回归系数均为负值, 说明自由现金流量在多数情况下均对企业盈余可持续性具有负面影响。

此外, 未列表报告的研究结果显示, 在高负债、高自由现金流企业的 8 个盈余可持续性指标的回归中, 企业长期负债的回归系数不仅均为正值而且有 3 次(分别为 ARIMA(2, 1, 0)、ARIMA(5, 1, 0) 和 ARIMA(6, 1, 0)) 在 0.05 水平上显著, 而现金股利的回归系数均不显著; 在低负债、高自由现金流的回归中, 现金股利的回归系数均为正且有 4 次显著, 而此时长期负债的回归系数有 6 次为负 2 次为正但均不显著。

总之, 以上实证结果进一步证明, 在高长期借款的企业中, 无论其自由现金流量是多还是少, 由于银行或其他债权人已对企业滥用自由现金流量的行为构成约束, 因此支付现金股利对企业滥用自由现金流量的约束和调节作用并不明显; 而在低长期借款且自由现金流量较多的企业中, 银行或其他债权人对企业的监督、治理力度较小, 再加上该类企业自由现金流量较多故其被滥用的可能性就越大, 因此支付现金股利可对企业滥用自由现金流量起到明显的调节和约束作用。该实证结果不仅进一步证明了假设 1 的正确性, 而且还进一步证明了假设 2 和假设 3 的正确性, 即我国上市公司发放现金股利对企业滥用自由现金的约束和调节作用。

5、稳健性检验

在上述式(2)自由现金流量的计算中, 本文采用年销售增长率、市价/净值来度量投资机会, 发现研究结论并无实质变化。其二, 对现金股利运用现金股利除以销售收入的比例以及虚拟哑变量进行回归, 发现现金股利与盈余可持续性仍然显著正相关。其三, 由于本文研究篇幅的限制, 本文表 5、表 6 未能如表 3 和表 4 一样报告出不同盈余可持续性指标的 8 种情况, 但未报告的研究数据显示, 其他盈余可持续性指标的回归结果与本文报告的结果类似。其四, 由于企业长期债务条款可能对企业现金股利的支付进行限制, 故长期负债与现金股利之间可能存在内生性问题, 经检验, 长期负债与现金股利支付率之间不存在显著负相关关系, 说明二者内生性问题不存在。总之, 以上检验结果证明本文的实证结果是稳健的。

结论与政策含义

本文根据 Kormendi 和 Lipe 所构建的盈余可持续模型, 分别对 2004-2016 年我国非银行上市公司的季报利润数据, 其时间序列 ARIMA(p, d, q) 中的 $p=1-8, d=1, q=0$ 的 8 种不同盈余可持续性指标进行了计算, 并以此为被解释变量, 对现金股利和自由现金流量对不同盈余可持续性指标的影响进行了 OLS 回归分析。研究发现: (1) 现金分红对上市公司盈余可持续性有显著正的影响, 自由现金流量对上市公司盈余可持续性有显著负的影响。(2) 对于低长期借款的企业, 现金分红对上市公司盈余可持续性具有显著正的影响, 且现金分红对低长期负债和高企业自由现金流量企业的抑制和调节作用更加明显; 而对高长期借款企业, 现金分红对企业盈余可持续性的影响并不显著, 且现金分红对企业自由现金的抑制和调节作用也不明显。

本文实证发现的政策含义在于: (1) 由于目前我国已经实施的半强制分红制度的局限性, 现金股利有利于促进上市公司盈余可持续提高并有利于约束企业滥用自由现金流量行为的若干证据, 为我国实行强制现金分红制度提供强有力的理论和实证数据支持。(2) 企业长期借款占总负债的比率越低, 现金分红对上市公司盈余可持续性的正向影响越明显, 且现金分红对企业自由现金流量的抑制和作用越明显的若干证据, 支持我国以企业长期借款大小为标准实施不同的强制现金分红制度。例如, 企业长期借款占总体负债的比率越低,

强制分红的比率应越高,反之则应越低。

参考文献:

- [1] Shleifer A., Vishny R. W. A Survey of Corporate Governance[J]. *Journal of Finance*, 1997,52(2):737-783
- [2] Rozeff M. S. Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios[J]. *The Journal of Financial Research*, 1982,5(3):249-259
- [3] Easterbrook F. H. Two Agency-Cost Explanations of Dividends[J]. *American Economic Review*, 1984,74(4):650-659
- [4] Jensen M. C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers[J]. *The American Economic Review*, 1986,76(2):323-329
- [5] La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A., et al. Agency Problems and Dividend Policies Around the World[J]. *Journal of Finance*, 2000,55(1):1-33
- [6] 李常青,魏志华. 吴世农半强制分红政策的市场反应研究[J]. *经济研究*, 2010,(3):144-155
- [7] 顾小龙,李天钰,辛宇. 现金股利、控制结构与股价崩盘风险[J]. *金融研究*, 2015,(7):152-189
- [8] 魏志华,李茂良,李长青. 半强制分红政策与中国上市公司分红行为[J]. *经济研究*, 2014,(6):100-114
- [9] Richardson S. Over-investment of Free Cash Flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006,11(2-3):159-189
- [10] 吕长江. 上市公司股利政策的实证研究[J]. *经济研究*, 1999,(12):31-39
- [11] 梁亚松,钟田丽,胡彦斌. 产品多元化战略与融资结构决策:理论模型与实证检验[J]. *管理评论*, 2016,28(4):178-185
- [12] 刘国银,焦健,张琛. 股利政策、自由现金流与过度投资——基于公司治理机制的考察[J]. *南开管理评论*, 2015,18(4):139-150
- [13] Baber W. R., Kang S. H., Krishna R. K. Accounting Earnings and Executive Compensation: The Role of Earnings Persistence[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 1998,25(2):169-193
- [14] Ashley A. S., Sinon S. M. Y. Executive Compensation and Earnings Persistence[J]. *Journal of Business Ethics*, 2004,50(4):369-382
- [15] 方红星,张志平. 内部控制对盈余持续性的影响及其市场反应:来自 A 股非金融类上市公司的经验证据[J]. *管理评论*, 2013,25(12):77-86
- [16] Skinner D. J., Soltes E. What do Dividends Tell Us about Earnings Quality? [J]. *Review of Accounting Studies*, 2011,16(1):1-28
- [17] 李卓,宋玉. 股利政策、盈余持续性与信号显示[J]. *南开管理评论*, 2007,10(1):70-80
- [18] 张景奇,孟卫东,陆静. 我国企业盈余可持续性影响因素研究——基于 EBO 模型的我国上市公司实证数据[J]. *管理评论*, 2010,22(3):122-128
- [19] Hart O., Moore J. Debt and Seniority: An Analysis of the Role of Hard Claims in Constraining Management[J]. *American Economic Review*, 1995,85(3):567-585
- [20] Harvey C., Lins K., Roper A. The Effect of Capital Structure When Agency Costs are Extreme[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004,74(1):3-30
- [21] D' Mello R., Miranda M. Long-term Debt and Overinvestment Agency Problem[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2010,34(2):324-335
- [22] 辛清泉,林斌. 债务杠杆与企业投资:双重与预算软约束视角[J]. *财经研究*, 2006,32(7):73-83
- [23] 陆正飞,韩霞,常琦. 公司长期借款与投资行为关系研究——基于中国上市公司的实证分析[J]. *管理世界*, 2006,(1):120-128
- [24] 王仲玮,周旋风. 负债期限、负债来源与经理人代理成本——基于 2009-2014 年我国上市公司数据的实证检验[J]. *南方金融*, 2016,(6):47-53
- [25] 张亦春,李晚春,彭江. 债权治理对企业投资效率的作用研究——来自中国上市公司的经验证据[J]. *金融研究*, 2015,(7):190-203
- [26] 王满四,邵国良. 银行债权的公司治理效应研究——基于广东上市公司的实证分析[J]. *会计研究*, 2012,(11):49-56
- [27] Agrawal A., Jayaraman N. The Dividend Policies of All-equity Firms: A Direct Test of the Free Cash Flow Theory[J]. *Managerial and Decision Economics*, 1994,15(2):139-148
- [28] DeAngelo H., DeAngelo L. Capital Structure, Payout Policy, and Financial Flexibility[R]. SSRN Working Paper, 2007
- [29] 黄珍,李婉丽,高伟伟. 银行债权人缺失的零杠杆政策会加重非效率投资吗?[J]. *当代财经*, 2016,(7):118-127

- [30] Kormendi R., Lipe R. Earnings Innovations, Earnings Persistence, and Stock Returns[J]. *Journal of Business*, 1987, 60(3): 323-345
- [31] McCleary R., Hay R. A. *Applied Time-Series Analysis for the Social Sciences*[M]. Beverly Hills, CA: Sage Publications, Inc. 1980
- [32] Baginski S., Lorek K., Willinger G., et al. The Relationship Between Economic Characteristics and Alternative Annual Earnings Persistence Measures[J]. *The Accounting Review*, 1999, 74(1):105-120
- [33] Biddle G., Hilary G., Verdi R. How does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? [J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2009, 48(2-3):112-131
- [34] Ramalingegowda S., Wang C., Yong Yu. The Role of Financial Reporting Quality in Mitigating the Constraining Effect of Dividend Policy on Investment Decisions[J]. *The Accounting Review*, 2013, 88(6):1007-1039
- [35] Lipe R. C., Kormendi R. Mean Reversion in Annual Earnings and Its Implications for Security Valuation[J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 1994, 4(1):27-76

Cash Dividends, Free Cash Flow and Earnings Persistence

—An Empirical Analysis Based on Governance Theory of Long-term Debt

Zhang Jingqi

(College of Economic and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044)

Abstract: With earnings persistence measures as explaining variables and employing quarterly earnings data of nonbank listed companies from Shenzhen and Shanghai stock exchanges over the period 2004-2016, this paper first gives out many time series earnings persistence measures and then conducts an OLS regression analysis on cash dividend and free cash flow with earnings persistence measures. Evidence shows that cash dividend has a significant positive relationship with proxies for earnings persistence while free cash flow has a significant negative relationship with proxies for earnings persistence. Further investigations show that long-term debt has a significant governance effect and has a substitutional effect with that of cash dividend. Compared with higher long-term debt companies, cash dividends for companies with lower ratios of long-term debt are more positively related earnings persistence and have more retraining effect on free cash flows. Finally, this paper suggests that China should take different mandatory cash dividends rules with different ratios of long-term debt.

Key words: cash dividends, free cash flows, long-term debt governance, earnings persistence