

中国上市公司股利政策稳定吗

——基于动态面板模型的实证研究

李茂良¹, 李常青¹, 魏志华²

(1.厦门大学 管理学院, 福建 厦门 361005 2.厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

[摘要] 以1994~2012年沪深两地A股市场的上市公司为研究样本,运用动态面板模型,深入研究了现金股利政策的稳定程度及其动因。研究发现,从市场组合看,现金股利具有一定的稳定性;从单个公司看,现金股利变动较大。半强制分红政策和在外资股市上市有效地提高了现金股利的稳定性,但新会计准则的实施加快了现金股利的调整速度。规模大、盈利能力强、成长性好以及第一大股东持股比例高的公司更倾向于执行稳定的现金股利政策,而高负债公司的现金股利稳定性较差。进一步分析表明,处于财务生命周期成熟阶段的公司倾向于执行稳定的现金股利政策,从而支持了股利的生命周期理论。

[关键词] 股利政策;调整速度;目标股利支付率;动态面板模型

[中图分类号] F275.4;F832

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2014)03-0033-10

Do Chinese Listed Firms Follow Stable Dividend Policy

—— Empirical Analysis based on Dynamic Panel Data

LI Mao-liang¹, LI Chang-qing¹, WEI Zhi-hua²

(1. School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005;

2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: This paper provides a comprehensive study on whether China's listed firms follow stable dividend policies. The empirical result indicates that cash dividend of market portfolio is more stable than individual firms. The speed of adjustment slows down significantly since the stipulation of semi-mandatory dividend rules in 2001 but speeds up after the introduction of new account standards in 2007. Large and profitable firms and firms cross listed on foreign capital markets follow stable dividend policies, so do firms with more growth opportunities and large shareholders. For firms with high leverage, dividend policies are less sticky. Further analysis suggests that the life cycle theory of dividend is more consistent with the dividend behaviors in China.

Key Words: dividend policy; speed of adjustment; target payout ratio; dynamic panel model.

一、引言

Lintner(1956)对美国28家公司的深度调查显示,在制定股利政策时,公司首先要关注股利的稳定

性。具体来说,这些公司并不是每个季度都从头开始制定股利政策,而是首先考虑是否有必要变动现有的股利水平。如果确实有必要对现有股利政策进行

[收稿日期] 2014-02-12

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目(71102058);国家自然科学基金面上项目(71172050);中央高校基本科研业务费项目(2011221012)

[作者简介] 李茂良(1981-),男,安徽庐江人,厦门大学管理学院博士研究生,研究方向是公司财务与资本市场;李常青(1968-),男,安徽太湖人,厦门大学管理学院教授,博士生导师,研究方向是公司财务与资本市场;魏志华(1983-),男,江西赣州人,厦门大学经济学院助理教授,财务学博士,研究方向是公司财务与资本市场。

调整,接下来他们才会考虑调整的程度。经理们似乎确信市场会给予执行稳定股利政策的公司一个溢价。基于这些发现,Lintner(1956)构建了著名的局部调整股利模型,该模型在欧美成熟市场得到了广泛验证(Fama和Babiarz,1968;McDonald等,1975;Aivazian等,2006;Khan,2006;Andres等,2009)。然而,Aivazian等(2003)对新兴市场股利行为的研究则表明,虽然新兴市场上公司的股利政策也与上年股利支付水平显著正相关,但股利调整速度却远远高于美国上市公司,即新兴市场上公司的股利政策具有不稳定的特点。

国内学者虽然也较早关注到股利的稳定性问题,但相关文献还很少。李常青(1999)在论述中国上市公司股利政策现状时指出,中国上市公司的股利政策波动多变,缺乏连续性。在实证方面,吕长江和王克敏(1999)率先运用Lintner(1956)模型刻画了中国上市公司1997~1998年的股利行为,研究发现,现金股利支付水平主要取决于公司前期股利支付额和当期盈利水平,平均股利调整速度为125%,目标每股股利为0.29元。此后,任有泉(2006)运用1994~2001年的派现样本重新检验了Lintner(1956)模型,结果发现,中国上市公司的股利支付水平仅取决于当年盈余,而与上年股利水平无关,并估计得出股利调整速度为97%,目标股利支付率为42.9%。可见,现有文献在现金股利调整速度、目标股利支付率以及前后两年股利政策的关系等方面还没有达成一致,中国上市公司的股利稳定程度仍不清晰。本文认为,已有文献的研究结论之所以差强人意,主要是因为这些文献运用的研究样本和计量方法均存在不足之处。从研究样本来看,吕长江和王克敏(1999)的研究区间仅限于1997~1998年,样本观测值只有316个。任有泉(2006)的研究区间虽然提高到1994~2001年,但其研究样本只有55家公司共365个观测值。由于时间跨度较短,样本量有限,因而导致实证结果不理想。更重要的原因是,这些研究采用的计量方法存在严重缺陷。在估计Lintner(1956)模型时,吕长江和王克敏(1999)采用简单的多元回归方法,而任有泉(2006)采用的是混合回归方法。运用这两种计量方法估计动态面板模型,均会导致估计结果产生偏差,尤其在样本时间长度较短时,问题尤为严重。

本文的研究贡献有三个方面。第一,本文以1994~2012年沪、深两地812家公司共计9295家公司年度数据为研究样本,在样本量方面远远高于吕长江和王克敏(1999)、任有泉(2006)等国内现有文献,大大提高了估计现金股利调整速度和目标股

利支付率的精度。第二,本文引入动态面板模型来刻画上市公司的股利行为,并综合运用差分GMM估计法(Arellano和Bond,1991)和系统GMM估计法(Arellano和Bover,1995;Blundell和Bond,1998)重新估计Lintner(1956)模型,保证了研究结果的可靠性。第三,本文在Fama和Babiarz(1968)的基础上进一步拓展了Lintner模型,考察了股利稳定性的影响因素。我们不但考察了半强制分红政策、新会计准则以及交叉上市等市场层面的因素对股利稳定性的影响,而且还检验了公司规模、盈利能力、成长性、财务杠杆和第一大股东持股比例等公司特征对股利政策稳定性的影响。此外,我们还进一步从股利稳定性视角检验了现有股利理论。

通过分析我们发现:(1)从市场层面看,中国A股市场现金股利具有一定的稳定性。但是,从公司层面看,单个上市公司的现金股利稳定性较差。基于系统GMM估计的现金股利调整速度为0.72,现金股利目标支付率为26%。(2)半强制分红政策和在外资股市上市有效地提高了上市公司现金股利的稳定性,但新会计准则的实施加快了现金股利向目标股利支付率调整的速度。(3)公司特征变量对股利政策的稳定性有显著影响。规模大、盈利能力强、成长性好以及第一大股东持股比例高的公司更倾向于执行稳定的现金股利政策,而高负债公司的现金股利稳定性较差。进一步分析表明,处于财务生命周期成熟阶段的上市公司倾向于执行稳定的现金股利政策。本文的实证结果支持了股利的生命周期理论,而股利的信号理论和自由现金流假说则没有得到实证支持。

本文的结构如下:第二部分是关于中国A股市场股利稳定程度的描述性分析,第三部分是研究设计,第四部分是实证结果分析,第五部分是进一步分析,第六部分是研究结论。

二、中国A股市场股利稳定程度的描述性分析

(一)市场层面的盈余总额和现金股利总额的变化趋势

盈余是上市公司现金股利的资金来源,是决定上市公司股利发放水平最主要的因素,并且以往研究表明,现金股利相对盈余而言具有更高的稳定性。Allen和Michael(2003)统计显示,美国市场股利总额在1972~1998年间只下降过两次,并且下降的幅度很小,而同期美国市场总盈余下降过5次,而且下降的幅度相对较大。Allen和Michael(2003)还发现,公司倾向于逐渐增加股利,而不愿意减少股利。他们对1971~2001年13000次股利发放事件进行统计后发现,股利减少的次数远远低于股利增加的

次数。

图1描绘了中国A股市场现金股利和公司盈余的动态变化关系。结果显示,1994~2011年间,市场盈余总额和现金股利总额均呈现上升趋势,只有在2005年和2008年经济不景气时,盈余总额出现过短暂回调,但现金股利总额却并没有下跌,只是增长幅度有所放缓。为了避免新公司对分析结果的影响,我们将样本限定为2000年前上市的公司,并重新绘制现金股利和公司盈余的动态变化关系(见图2)。可以看出,上市公司盈余的波动程度明显高于现金股利。此外,上述公司的派现总额在2000~2012年间变化不大。可见,从市场组合看,中国A股市场同样存在股利平滑行为,市场现金股利具有一定的稳定性。

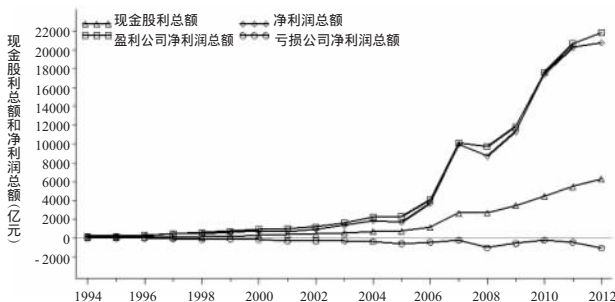


图1 中国A股市场现金股利和净利润的动态变化关系(1994~2012年全部A股上市公司)

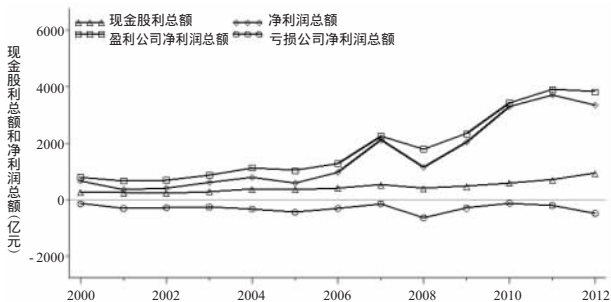


图2 中国A股市场现金股利和净利润的动态变化关系(2000年前上市的全部A股上市公司)

(二)公司层面的现金股利变动分析

表1统计了中国A股市场上市公司每股现金股利及其变动情况。从平均水平看,1994~2012年间,中国A股市场上市公司平均每股现金股利为0.09元,其中派现公司每股现金股利为0.16元。从变化趋势看,平均每股现金股利总体上呈现上升趋势。但是,我们注意到派现公司每股现金股利在2000年后有所下降,近年来又有所回升。

进一步地,按现金股利变动情况将上市公司分为三组,即现金股利不变公司、现金股利增加公司和现金股利减少公司。我们还分别统计了现金股利不变公司和现金股利增加公司中上年零派现公司占比以及现金股利减少公司中停发股利公司占比。表1显示,1994~2012年间,有42.8%的公司维持上年的

现金股利水平不变,但其中78.0%的公司是维持上年的零派现政策。现金股利增加公司占比平均为32.3%,其中上年零派现公司占比为60.7%。现金股利减少公司占比为24.9%,其中停发股利公司占比为41.0%。以上分析表明,中国上市公司现金股利变动频繁。值得注意的是,现金股利增加公司占比高于现金股利减少公司占比。

表1 中国A股市场上市公司每股现金股利及其变动情况

样本区间	1994~2012年	1994~1999年	2000~2006年	2007~2012年
样本公司数	23976	3577	8766	11633
平均每股股利(全部公司)	0.09元	0.06元	0.07元	0.10元
平均每股股利(派现公司)	0.16元	0.18元	0.14元	0.17元
股利不变公司占比	42.8%	40.9%	46.2%	40.8%
其中:上年零派现公司占比	78.0%	93.2%	78.8%	72.8%
股利增加公司占比	32.3%	37%	28.8%	33.4%
其中:上年零派现公司占比	60.7%	84.3%	56.3%	55.7%
股利减少公司占比	24.9%	22.0%	24.9%	25.8%
其中:停发股利公司占比	41.0%	63.6%	44.2%	32.6%

注:本表的样本包括全部A股上市公司,股利增加公司占比包括上年零派现的情况,股利减少公司占比包括停发股利情况,停发股利是指t-1年派现而t年末派现。

表2 每股现金股利增减变动幅度分布

Panel A 每股现金股利增减变动幅度的描述性统计						
	公司数	均值	中位数	标准差	最大值	最小值
现金股利增加	3046	93.0%	50.0%	159.2%	2400%	0.5%
现金股利减少	3534	-43.5%	-42.9%	-21.2%	-0.5%	96.7%

Panel B 每股现金股利增减变动幅度的区间分布

	(0%, 10%]	(10%, 25%]	(25%, 50%]	(50%, 75%]	(75%, 90%]	>90%
现金股利增加	265 (8.70%)	647 (21.24%)	801 (26.30%)	319 (10.47%)	72 (2.36%)	942 (30.93%)
现金股利减少	143 (4.05%)	585 (16.55%)	1779 (50.34%)	741 (20.97%)	263 (7.44%)	23 (0.65%)

注:统计现金股利增加幅度时没有包括上年零派现现金股利的公司,统计现金股利减少幅度时没有包括停发股利的公司。

表2报告了每股现金股利增减变动幅度的分布情况。表2的Panel A列示了每股现金股利增减变动的描述性统计,结果显示,每股现金股利的平均增幅达到93.0%(中位数为50%),平均降幅为-43.5%(中位数为-42.9%)。表2的Panel B统计了每股现金股利变动幅度的区间分布,结果显示,在现金股利增加的公司中,增幅90%以上的公司占比达到

30.93% ,增幅 50%以上公司的占比为 43.76% ;在现金股利下降的公司中 ,降幅达 50%以上的公司占比为 29.06%。可见 ,中国 A 股市场上上市公司每股现金股利变动幅度较大。

通过描述性分析 ,我们可以初步看出 ,中国 A 股市场派现总额呈现平稳上升的态势 ,并且与市场盈余总额相比 ,市场现金股利总额的波动性相对较小。但是 ,从个股看 ,每股现金股利不但变动频繁 ,而且变动幅度较大。可以说 ,中国 A 股市场上上市公司的股利政策具有不稳定的特点。

三、研究设计

(一)样本选择和变量定义

本文以 1994~2012 年沪深两地 A 股市场上公司为研究样本。为确保数据的准确性和可靠性 ,我们进行了以下筛选 (1)剔除金融类公司 ,因为这些公司具有行业特殊性 (2)剔除上市不满 2 年的公司 ,因为这些公司可能存在 IPO 效应 (3)剔除净资产为负的公司 ,因为这些公司可能面临财务困境 ;(4)剔除派现年数少于 5 年的公司 ,因为派现次数过少可能会影响估计的准确性。最终获得 812 家公司的 9 295 个公司年度观测值。本文的研究数据主要来源于 CSMAR 数据库。本文主要变量的定义见表 3。

表 3 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量描述
每股股利	Dps	年度派现总额/年末总股数
每股盈余	Eps	净利润/年末总股数
半强制分红政策	DumSM	哑变量 ,2000年及以后取1 ,反之取0
新会计准则	DumAS	哑变量 ,2007年及以后取1 ,反之取0
在外资股市场上市	DumCL	哑变量 ,在外资股市场上取1 ,否则取0
公司规模	Size	总资产的自然对数
盈利能力	Roa	净利润/总资产
成长性	Tobin Q	(总市值+总负债账面值)/总资产
负债水平	Lev	总负债账面值/总资产
大股东持股比例	H1	第一大股东持股数量/总股本
留存收益占比	RE/TE	(未分配利润+盈余公积)/所有者权益
分析师跟踪人数	Analyst	Log(1+分析师跟踪人数)
自由现金流	Fcf	股权自由现金流/总资产 ,其中 ,股权自由现金流=(净利润+非现金支出)-营运资本追加-资本性支出-债务本金偿还+新发行债务

(二)计量模型的导出

Lintner(1956)在对美国公司股利政策进行深入研究后 ,提出了一个局部调整模型来刻画公司的股利行为 ,即 :

$$\Delta D_{it} = \alpha_i + c_i (D_{it}^* - D_{it-1}) + u_{it} \quad (1)$$

其中 $D_{it}^* = r_i E_{it}$, r 表示目标股利支付率 , E_{it} 表示当前年度盈余 ; $\Delta D_t = D_t - D_{t-1}$, 其中 D_t 和 D_{t-1} 分别表示第 t 年和第 $t-1$ 年的股利 ; D^* 为目标股利支付水平 ; c 表示向目标股利支付率调整的速度 , c 越大 ,表明调整速度越快 ,即股利的稳定性越差。将 $D_{it}^* = r_i E_{it}$ 代入公式(1) ,并稍作变换得到 :

$$D_{it} = \alpha_i + b_i E_{it} + d_i D_{it-1} + u_{it} \quad (2)$$

$$\text{其中 } b_i = c_i r_i, d_i = 1 - c_i。$$

Fama 和 Babiak(1968)对 Lintner(1956)模型进行了修正。假设预期利润增长率为 λ ,则当期利润 $E_{it} = (1 + \lambda_i) E_{it-1} + v_{it}$,目标股利仍然为 $D_{it}^* = r_i E_{it}$ 。若公司只对预期利润增长部分 $\lambda_i E_{it-1}$ 作完全调整 ,而对未预期部分 $E_{it} - \lambda_i E_{it-1}$ 仅作局部调整 ,那么修正后的股利局部调整模型为 :

$$\Delta D_{it} = \alpha_i + c_i [r_i (E_{it} - \lambda_i E_{it-1}) - D_{it-1}] + r_i \lambda_i E_{it-1} + u_{it} \quad (3)$$

对公式(3)稍作整理 ,得到 :

$$D_{it} = \alpha_i + (1 - c_i) D_{it-1} + b_i E_{it} + d_i E_{it-1} + u_{it} \quad (4)$$

$$\text{其中 } b_i = c_i r_i, d_i = r_i \lambda_i (1 - c_i)。$$

用每股现金股利 Dps 和每股盈余 Eps 分别代替公式(4)中的 D 和 E ,并考虑到年度效应和个体固定效应 ,我们得到如下计量模型 :

$$Dps_{it} = \alpha + \rho Dps_{it-1} + \beta_1 Eps_{it} + \beta_2 Eps_{it-1} + \sum_{\tau=1}^T \gamma_{\tau} Year_{\tau} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中 $\rho = 1 - c$, $Year$ 是年度哑变量 ,用以控制年度效应 ; η_i 为个体固定效应 ,表示与公司相关但不随时间变化的影响公司股利行为的不可观测变量 ; ε_{it} 是随机扰动项。

公式(5)隐含的假设是 ρ 为常数 ,即每个公司的现金股利调整速度一样。这个约束在现实世界中是比较强的。因此 ,我们进一步放宽该假设 ,允许公司的现金股利调整速度受到一些因素的影响。

(1)半强制分红政策。自 2001 年开始 ,中国证监会陆续颁布了一系列半强制分红政策 ,以督促上市公司更加关注投资者回报(李常青等 2010)。我们设置半强制分红哑变量 ,当财政年度大于等于 2000 年时取 1 ,反之取 0。我们预计 ,在半强制分红政策颁布后 ,上市公司现金股利的稳定性会显著增强。

(2)新会计准则。自 2007 年 1 月 1 日起 ,中国上市公司开始执行与国际财务报告准则趋同的新会计准则体系。会计准则变更可能会影响到会计数据特别是盈余数据的度量 ,进而影响到会计数据的信息含量。我们设置会计准则哑变量 $DumAS$,当财政年度大于等于 2007 年时取 1 ,反之取 0。

(3)在外资股市场上市。一般认为,B股市场、H股市场等外资股市场的监管更加严格,投资者法律保护也更强。因此我们预期,在外资股市场上市的公司股利政策的稳定性更好。据此,我们设置哑变量 DumCL,当公司在外资股市场上市时取1,反之取0。

(4)公司特征变量。我们考察了公司规模 Size、盈利能力 Roa、成长性 Tobin Q、财务杠杆 Lev 以及第一大股东持股比例 H1 等变量。

通过以上分析,我们假设:

$$\rho_{i,t} = \kappa_0 + \kappa_1 \text{DumSM}_t + \kappa_2 \text{DumAS}_t + \kappa_3 \text{DumCL}_{i,t} + \kappa_4 \text{Size}_{i,t} + \kappa_5 \text{Roa}_{i,t} + \kappa_6 \text{Tobin Q} + \kappa_7 \text{Lev} + \kappa_8 \text{H1} + v_{i,t} \quad (6)$$

考虑到 $\rho_{i,t} = 1 - c_{i,t}$,若 κ 显著为正,则表示现金股利调整速度较低。借鉴 Fama 和 French (2002)的思路,我们将公式(6)代入模型(5),得到如下计量模型:

$$\text{Dps}_{i,t} = \alpha + (\kappa_0 + \kappa_1 \text{DumSM}_t + \kappa_2 \text{DumAS}_t + \kappa_3 \text{DumCL}_{i,t} + \kappa_4 \text{Size}_{i,t} + \kappa_5 \text{Roa}_{i,t} + \kappa_6 \text{Tobin Q} + \kappa_7 \text{Lev} + \kappa_8 \text{H1}) \times \text{Dps}_{i,t-1} + \beta_1 \text{Eps}_{i,t} + \beta_2 \text{Eps}_{i,t-1} + \sum_{\tau=1}^T \gamma_{\tau} \text{Year}_{\tau} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

(三)计量方法分析

模型(5)和模型(7)都是动态面板模型,若采用简单的最小二乘法(OLS)或者固定效应模型的组内估计法(Within Group)进行估计均会出现偏误。以模型(5)为例,当期盈余 $E_{i,t}$ 和现金股利的滞后项 $D_{i,t-1}$ 都可能与误差项中的公司固定效应 η_i 相关,从而导致基于 OLS 估计的参数为有偏估计(Hsiao, 2003)。例如,吕长江和王克敏(1999)基于该方法得到股利的调整速度为-125.10%,超出了[0,1]的约束范围。组内估计法是估计固定效应模型的常用方法,该方法是将模型中的各变量同时减去各自个体的组内均值,以此消除模型中的固定效应。组内估计法对动态面板模型并不适用,因为利用该方法处理后导致了 $(D_{i,t-1} - D_{i,t-1})$ 与误差项 $(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_i)$ 相关,同样会导致估计结果出现偏误。这个问题在公司数量较多、时间长度较短时尤其严重(Nickell, 1981)。Judson 和 Owen (1999)发现,即使在时间长度 $T=30$ 的情况下,用固定效应模型的组内估计法估计的参数相对真实值的偏误仍达到 20%。因此,任有泉(2006)采用固定效应模型研究中国上市公司股利政策稳定性存在一定偏差,尤其是我们注意到其样本的时间区间仅为 1994~2001 年。为了得到具有一致性的估计量,Arellano 和 Bond(1991)提出使用差分广义矩估计法(Difference GMM)。此后,Arellano 和 Bover(1995)、Blundell 和 Bonds(1998)对该方法做了改进,提高了参数估计的有效性,形成了系统广义矩估计法

(System GMM)。为了保证结果的稳健性,本文将分别使用 OLS、Within Group、Difference GMM 和 System GMM 进行参数估计。

四、实证结果分析

(一)描述性统计

表 4 报告了本文主要变量的描述性统计。结果显示:(1)从现金股利支付水平看,每股现金股利均值为 0.105 元,每股净利润均值为 0.361 元,现金股利支付率约为 29.1%。(2)从样本构成看,半强制分红政策实施以后的样本占 92.4%,新会计准则实施以后的样本占 50.7%,在外资股市场上市的公司占 11.9%。(3)其他变量的取值也属于正常范围,其中资产回报率均值为 4.8%,Tobin Q 均值为 2.078,资产负债率均值为 48.1%,第一大股东持股比例均值为 40.5%,留存收益占比均值为 31%。值得注意的是,股权自由现金流占总资产的比例均值为-16.3%,表明中国上市公司创造现金的能力较差,也意味着中国上市公司中自由现金流产生的代理问题从整体上看可能不是很严重。

表 4 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Dps	9295	0.105	0.070	0.160	0.000	6.419
Eps	9295	0.361	0.266	0.501	-3.008	13.493
DumSM	9295	0.924	1.000	0.265	0.000	1.000
DumAS	9295	0.507	1.000	0.500	0.000	1.000
DumCL	9295	0.119	0.000	0.324	0.000	1.000
Size	9295	21.847	21.722	1.164	18.682	27.852
Roa	9295	0.048	0.043	0.057	-0.999	0.477
Tobin Q	9259	2.078	1.674	1.247	0.680	9.998
Lev	9295	0.481	0.493	0.181	0.007	0.993
H1	8973	0.405	0.396	0.164	0.004	0.850
RE/TE	6396	0.310	0.300	0.167	-0.956	0.895
Analyst	6419	1.443	1.386	1.165	0.000	4.174
Fcf	6260	-0.163	-0.132	0.221	-0.997	0.620

(二)多元回归分析

1. 现金股利调整速度和现金股利目标支付率。表 5 报告了 Lintner(1956)模型以及 Fama 和 Babiak (1968)模型对应的回归结果。在估计相关参数时,我们分别运用了混合最小二乘法(Pooled OLS)、固定效应组内估计法(Within Group)、差分广义矩估计法(DIF GMM)、系统广义矩估计法(SYS GMM)等方法。结果显示,DPS_{t-1}和 EPS_t均在 1%的水平上显著,表明上年股利政策和当前年度盈余状况对上市公司的股利行为有显著影响。换言之,上市公司在制定股利政策时会考虑上年的股利支付情况,并根据当年的盈余状况进行调整。因此,Lintner(1956)模型以

及 Fama 和 Babiak(1968)模型对中国上市公司的股利行为具有一定的解释能力。

进一步地,我们分析不同模型和计量方法估计得到的现金股利调整速度和目标现金股利支付率。表 5 第(1)列显示,基于 OLS 法得到 Lintner(1956)模型对应的现金股利调整速度为 0.473,目标现金股利支付率为 28.4%。我们估计的现金股利调整速度低于吕长江和王克敏(1999)的估计结果(125%),也低于任有泉(2006)的估计结果(97%)。原因可能在于,本文的样本量远远大于吕长江和王克敏(1999)、任有泉(2006)的研究样本,因而估计结果更加可靠。此外,在半强制分红政策实施后,我国上市公司股利政策的稳定性得到了显著提升。关于半强制分红政策对上市公司股利稳定性的影响,我们将在下文做进一步检验。

表 5 第(3)、(5)、(7)列报告了其他计量方法得到的估计结果。相比而言,这些方法得到的现金股利调整速度均高于混合 OLS 的估计结果,目标现金股利支付率低于混合 OLS 的估计结果。根据前文分析可知,在估计动态面板模型时,运用系统 GMM 法估计的结果具有更好的统计特性。表 5 第(7)列显示,在系统 GMM 方法下,Lintner(1956)模型对应的现金股利调整速度为 0.722,目标现金股利支付率为 26.0%。

表 5 第(2)、(4)、(6)、(8)列分别报告了各类计量方法对 Fama 和 Babiak(1968)模型的估计结果,结果发现,在相同的计量方法下,Lintner(1956)模型与 Fama 和 Babiak(1968)模型估计的现金股利调整速度和目标股利支付率差异不大。

表 5 现金股利的调整速度和现金股利目标支付率

	Pooled OLS		Within Group		DIF GMM		SYS GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
DPS _{it-1}	0.527*** (0.040)	0.552*** (0.046)	0.333*** (0.010)	0.326*** (0.011)	0.223*** (0.007)	0.204*** (0.009)	0.278*** (0.007)	0.204*** (0.009)
EPS _{it}	0.134*** (0.012)	0.145*** (0.015)	0.146*** (0.003)	0.144*** (0.003)	0.146*** (0.004)	0.172*** (0.006)	0.187*** (0.003)	0.245*** (0.006)
EPS _{it-1}		-0.024*** (0.009)		0.006 (0.004)		-0.012** (0.005)		-0.016*** (0.004)
年度效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距	-0.019 (0.019)	-0.016 (0.018)	0.012 (0.021)	0.011 (0.021)	0.020*** (0.004)	0.026*** (0.004)	0.001 (0.003)	0.002 (0.004)
Sargan 检验					[0.216]	[0.169]	[0.133]	[0.126]
AR(1)					[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
AR(2)					[0.126]	[0.139]	[0.074]	[0.278]
调整的R ²	0.621	0.623	0.368	0.368				
观测数	9295	9295	9295	9295	8469	8469	9295	9295
调整速度	0.473	0.448	0.667	0.674	0.777	0.796	0.722	0.796
目标支付率	28.4%	32.5%	21.8%	21.3%	18.7%	21.6%	26.0%	30.8%

注:***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%(双尾)的水平下显著;()内的数据为标准差,[]内的数据为 p 值;Sargan 统计量用来检验矩条件是否存在过度识别;AR(2)代表了 Arellano-Bond 的检验统计量,用于考察一次差分残差序列是否存在二阶自相关,原假设为不存在自相关,下同。

表 6 列示了不同市场上市公司的现金股利调整速度。首先,欧美成熟市场股利政策的粘性较强,上市公司的股利调整速度普遍较低。Lintner(1956)研究发现,美国市场上上市公司的现金股利调整速度为 0.3,这一估计结果在后续很多研究中得到验证。在欧美成熟市场,虽然不同研究样本得到的估计值有所差异,但上市公司现金股利调整速度大多在 0.3

左右徘徊。其次,新兴市场上市公司的股利调整速度普遍高于成熟市场。Aivazian 等(2003)对韩国、印度等 8 个新兴市场国家的股利调整速度进行研究后发现,除土耳其外,其他新兴市场国家的平均股利调整速度为 0.51,表明新兴市场的股利稳定性较差。中国属于新兴市场国家,股利政策的稳定程度与其他新兴市场国家相似。

表 6 现金股利调整速度的国际比较

国家	文献	样本	样本区间	估计方法	调整速度
美国	Lintner(1956)	28家公司	1918~1941年	分公司OLS回归	0.30
	Fama 和 Babiak(1968)	392家公司	1946~1964年	分公司OLS回归	0.32~0.37
	Aivazian等(2006)	12516个观测值	1981~1999年	固定效应模型	0.24

(续表6)

英国	Short 等(2002)	211 家公司	1988~1992 年	GLS	0.38
	Khan (2006)	350 家公司	1985~1997 年	混合 OLS、系统 GMM	0.20~0.45
法国	McDonald 等(1975)	75 家公司	1962~1968 年	分年 OLS 回归	0.12~0.33
德国	Andres 等(2009)	220 家公司	1984~2005 年	混合 OLS、系统 GMM	0.21~0.49
韩国	Aivazian 等(2003)	936 个观测值	1981~1990 年	混合 OLS	0.50
印度		921 个观测值	1981~1990 年		0.53
马来西亚		641 个观测值	1984~1990 年		0.65
泰国		530 个观测值	1981~1990 年		0.65
津巴布韦		384 个观测值	1981~1988 年		0.39
约旦		353 个观测值	1981~1990 年		0.39
巴基斯坦		841 个观测值	1981~1988 年		0.48
土耳其		354 个观测值	1983~1990 年		0.92
中国		吕长江和王克敏 (1999)	316 个观测值		1997~1998 年
	任有泉 (2006)	365 个观测值	1994~2001 年	混合 OLS	0.97
	李茂良、李常青和魏志华 (本文)	9295 个观测值	1994~2012 年	混合 OLS、系统 GMM	0.45~0.80

注 根据相关文献整理获得。

2. 现金股利稳定程度的影响因素。表 7 报告了现金股利稳定程度影响因素的回归结果。根据前文分析,我们主要关注表 6 中交乘项系数的符号和显著程度。根据模型(6)和模型(7),若交乘项系数的符号显著为正,则表明该因素显著降低了现金股利的调整速度,或者说增强了上市公司股利政策的稳定程度;反之,若交乘项系数的符号显著为负,则表明该因素显著加快了现金股利的调整速度,即加剧了上市公司股利政策的不稳定程度。

首先,我们分析半强制分红政策、新会计准则、交叉上市等市场层面因素对上市公司现金股利稳定程度的影响。结果显示:(1) $DumSM_t * Dps_{i,t-1}$ 的系数显著为正,表明中国证监会颁布半强制分红政策以后,上市公司现金股利的调整速度得到了显著降低。换言之,中国证监会制定的一系列半强制分红政策增强了上市公司现金股利的稳定程度。(2) $DumAS_t * Dps_{i,t-1}$ 的系数显著为负,表明自 2007 年新会计准则实施以来,上市公司现金股利的稳定性显著降低了。这可能是由于新会计准则提高了盈余信息的相关性,所以上市公司加快了向目标股利支付率的调整速度。(3) $DumCL_t * Dps_{i,t-1}$ 的系数显著为正,表明同时在外资股市场上上市的公司,其股利政策的稳定性更高。一方面,由于外资股市场的监管更加严格,投资者法律保护更强,因而现金股利的稳定程度更高;另一方面,也有可能是在外资股市场上上市的中国公司模仿其他外国公司,是“羊群效应”的一种表现。总之,市场层面的制度因素对上市公司现金股利的稳定性具有显著影响,半强制分红政策和更严格的市场监管环境提高了现金股利稳定性,而会计信息相

关性降低了现金股利的稳定程度。

其次,我们分析公司规模、成长性、盈利能力、负债水平和第一大股东持股比例等公司特征变量对现金股利稳定性的影响。结果显示, $Size_{it} * Dps_{i,t-1}$ 的系数显著为正,表明上市公司规模越大,现金股利的稳定程度越高。 $Roai_{it} * Dps_{i,t-1}$ 的系数显著为正,表明盈利能力越强的上市公司,越倾向于执行稳定的股利政策。 $Tobin Q * Dps_{i,t-1}$ 的系数也显著为正,表明成长性越好的公司,现金股利的稳定性越高。 $Lev * Dps_{i,t-1}$ 的系数显著为负,表明负债水平越高,公司的股利稳定性越差,可见负债给公司现金股利稳定性带来了负面影响。 $H1 * Dps_{i,t-1}$ 的系数显著为正,表明第一大股东持股比例越高,股利的稳定性越好。在中国的上市公司中,大股东往往持有很高比例的非流通股,稳定的现金股利是大股东获取回报的有效方式。

表 7 现金股利调整速度的影响因素检验

	Pooled OLS	Within Group	DIF GMM	SYS GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Dps_{i,t-1}$	0.153***	0.031	-0.009***	0.042***
$*DumSM_t$	(0.031)	(0.032)	(0.001)	(0.001)
$Dps_{i,t-1}$	-0.066***	-0.078***	-0.170***	-0.074***
$*DumAS_t$	(0.018)	(0.019)	(0.002)	(0.001)
$Dps_{i,t-1}$	0.060***	0.102***	0.019***	0.143***
$*DumCL_t$	(0.016)	(0.025)	(0.003)	(0.001)
$Dps_{i,t-1} * Sise_{it}$	0.064***	0.092***	0.121***	0.121***
	(0.007)	(0.009)	(0.001)	(0.001)
$Dps_{i,t-1} * Roai_{it}$	1.843***	2.359***	2.631***	1.523***
	(0.111)	(0.118)	(0.017)	(0.007)
$Dps_{i,t-1}$	0.013***	0.009*	0.002**	0.039***
$*Tobin Q$	(0.005)	(0.005)	(0.001)	(0.000)

(续表7)

$Dps_{i,t-1} * Lev$	-0.331*** (0.041)	-0.346*** (0.052)	-0.031*** (0.006)	-0.376*** (0.004)
$Dps_{i,t-1} * H1$	0.018 (0.037)	0.022 (0.051)	0.200*** (0.006)	0.132*** (0.003)
$Dps_{i,t-1}$	-1.145*** (0.131)	-1.928*** (0.181)	-2.798*** (0.031)	-2.640*** (0.011)
$Eps_{i,t}$	0.103*** (0.003)	0.095*** (0.003)	0.136*** (0.001)	0.169*** (0.000)
$Eps_{i,t-1}$	-0.010*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.017*** (0.000)	0.000 (0.000)
年度效应	控制	控制	控制	控制
截距	0.023** (0.010)	0.069*** (0.019)	0.046*** (0.001)	0.034*** (0.000)
Sargan 检验			[0.971]	[0.983]
AR(1)			[0.000]	[0.000]
AR(2)			[0.750]	[0.554]
调整的 R ²	0.678	0.476		
观测数	8937	8937	8094	8937

3. 稳健性检验。为确保结果的稳健性,我们做了以下检验:(1)将研究样本分为2000年前和2000年后两个子样本,然后分别估计模型(5),结果发现,2000年前样本估计得到的股利调整速度远远高于2000年后样本的估计结果,这与第四部分多元回归的研究结论一致;(2)我们还用2000年后样本重新估计了模型(7),发现交乘项的系数符号没有发生变化;(3)我们用销售增长率代替Tobin Q,用前十大股东持股比例代替第一大股东持股比例,重新进行回归,发现结果均保持稳健。

五、进一步分析

本部分结合现有主流股利理论,对中国上市公司现金股利稳定程度的动因做进一步探讨。信号理论(Bhattacharya,1979;John和Williams,1985;Miller和Rock,1985)认为,在信息不对称的情况下,管理者可以通过股利政策向外界传递公司未来前景的信息。现有文献往往通过检验上市公司股利公告的市场反应来检验股利的信号理论,而鲜有文献从股利稳定性视角进行实证研究。值得注意的是,现金股利的信号作用在很大程度上取决于其是否具有稳定性,因为不稳定的现金股利政策很难向市场传递信号。因此,根据信号理论,在同等条件下,信息不对称程度越严重,公司的现金股利稳定性越好。自由现金流假说(Easterbrook,1984;Jensen,1986)认为,在所有权和经营权分离的情况下,内部人具有侵害外部中小股东的动机,发放现金股利可以减少公司的自由现金流,从而能够减少内部人的机会主义行为,降低公司的代理成本。稳定的股利政策是一种事先承诺,即内部人会持续稳定地将公司的自由现金流支

付给股东,而不会侵占中小股东的利益。因此,我们预期,自由现金流越高的公司,股利的稳定性越好。生命周期理论(Grullon等,2002;Deangelo和Deangelo,2006)认为,随着企业进入成熟期,投资机会逐渐消退,但现金流却逐渐充裕,自由现金流导致的代理成本将越发严重。为了保护外部股东的利益,公司应该在财务成熟期将富余的现金流以股利的形式发放给股东,从而降低代理成本。因此我们预期,处于财务生命周期成熟阶段的公司,现金股利政策更加稳定。

在变量度量方面,我们用分析师跟踪人数度量公司的信息不对称程度。分析师跟踪人数越多,信息不对称程度越低。我们使用公司的股权自由现金流度量公司的自由现金流水平。借鉴Deangelo等(2006)的做法,我们用留存收益占所有者权益的比例来度量公司所处的财务生命周期阶段,相关变量的定义见表3。由于我们得到的中国A股市场分析师数据始于2002年,所以本部分检验的样本区间为2002~2012年。

表8报告了基于系统GMM估计法得到的回归结果。我们主要关注信息不对称、自由现金流以及财务生命周期对上市公司现金股利稳定性的影响,结果显示:(1) $Analyst_{i,t} * Dps_{i,t-1}$ 的系数显著为正,表明分析师跟踪人数越多的公司,现金股利的稳定性越强。然而,分析师跟踪人数越多,公司的信息不对称程度越低,通过稳定的现金股利传递信息的需求越弱。因此,从现金股利稳定性角度来看,股利信号理论没有得到支持。(2) $Fcf_{i,t} * Dps_{i,t-1}$ 的系数为负,但在全模型中不显著,表明股权自由现金流对现金股利的稳定程度没有显著影响。因此,本文的实证结果也不支持股利的自由现金流假说。(3) $RE/TE_{i,t} * Dps_{i,t-1}$ 的系数显著为正,表明留存收益占净资产的比例越高,股利的稳定性越好。换言之,处于财务生命周期成熟阶段的公司倾向于支付稳定的现金股利。因此,本文的实证结果支持了股利的生命周期理论。值得注意的是,表7和表8均显示, $Size_{i,t} * Dps_{i,t-1}$ 的系数显著为正,表明公司规模越大,现金股利的稳定性越强。一般来说,大公司的成熟程度相对较高,所以,公司规模和股利稳定性的关系在一定程度上也验证了股利的生命周期理论。

通过进一步检验,我们发现,成熟型公司更倾向于执行稳定的现金股利政策。因此,本文的实证结果支持了股利的生命周期理论,而股利信号理论和自由现金流假说没有得到验证。股利生命周期理论可以较好地解释新兴市场,特别是中国市场上市公司股利政策稳定性差的问题。相比成熟市场,新兴经济

体的上市公司具有成立时间不长、上市时间较短、总体成熟度不高的特点，因而现金股利政策的稳定性相应偏低。

表 8 中国上市公司现金股利稳定性的理论解释

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Dps_{i,t-1} * Analyst_{i,t}$	0.020*** (0.003)			0.013*** (0.002)
$Dps_{i,t-1} * Fcf_{i,t}$		-0.040** (0.017)		-0.006 (0.010)
$Dps_{i,t-1} * RE/TE_{i,t}$			0.197*** (0.017)	0.151*** (0.012)
Sargan 检验	[0.022]	[0.040]	[0.081]	[0.092]
AR(1)	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
AR(2)	[0.432]	[0.508]	[0.389]	[0.503]
观测数	6119	5961	6100	5943

注：本表在模型(7)的基础上加入分析师跟踪人数(Analyst)、自由现金流(Fcf)和留存收益占比(RE/TE)来解释股利调整速度，其他变量的回归结果在方向和显著性程度上和表7报告的结果一致，限于篇幅，这里没有重复报告。

六、研究结论

现金股利的稳定程度是上市公司股利政策的重要维度。已有研究表明，国外成熟市场的上市公司普遍执行稳定的股利政策(Allen和Michaely, 2003)，而新兴市场现金股利的稳定性较差(Aivazian等, 2003)。国内学者较早关注到中国上市公司现金股利的稳定型，但由于样本量和估计方法的不足，导致估计结果差强人意。此外，现有文献对股利稳定性背后的驱动因素鲜有涉及。本文基于1994~2012年的动态面板数据，运用更加严谨的计量方法，重新估计了

股利调整速度和目标股利支付率，并且深入研究了影响中国上市公司现金股利稳定程度的关键因素。研究发现：(1)从市场层面看，中国A股市场现金股利具有一定的稳定性，但从公司层面看，单个上市公司的现金股利稳定性较差。基于系统GMM估计的现金股利调整速度为0.72，现金股利目标支付率为26%。(2)市场层面的制度因素对中国上市公司的股利稳定性具有显著影响，半强制分红政策和在外资股市场上市有效地提高了上市公司股利的稳定性，但新会计准则的实施加快了股利的调整速度。(3)公司特征变量对现金股利稳定性同样具有显著影响，规模大、盈利能力强、成长性好以及第一大股东持股比例高的公司更倾向于执行稳定的股利政策，而高负债公司的股利稳定性较差。进一步分析表明，处于财务生命周期成熟阶段的上市公司倾向于执行稳定的现金股利政策。本文的结果支持了股利的生命周期理论，而股利的信号理论和自由现金流假说没有得到支持。

应当指出，本文也存在一定的局限性。第一，我们根据政策实施时间，通过哑变量来度量半强制分红政策和新会计准则，具有一定的局限性。因为政策实施期间可能有一些其他因素也对股利稳定性产生影响，特别是2008年金融危机可能降低了股利的稳定性，所以新会计准则对股利稳定性的影响还需要进一步研究。第二，差分GMM和系统GMM作为统计方法，也有一定的局限性，从而可能对参数估计产生一定影响，未来可以尝试寻找其他工具变量对参数进行估计。

[参考文献]

- [1] Lintner John. Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings and Taxes [J]. The American Economic Review, 1956, 46(2): 97-113.
- [2] Fama Eugene F, Harvey Babia. Dividend Policy: An Empirical Analysis [J]. Journal of the American Statistical Association, 1968, 63(324): 1132-1161.
- [3] McDonald John G, Bertrand Jacquillat, Maurice Nussenbaum. Dividend, Investment and Financing Decisions: Empirical Evidence on French Firms [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1975, 10(5): 741-755.
- [4] Aivazian V A, L Booth S, Cleary. Dividend Smoothing and Debt Ratings [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2006, 41(2): 439-453.
- [5] Khan T. Company Dividends and Ownership Structure: Evidence from UK Panel Data [J]. Economic Journal, 2006, 116(510): C172-C189.
- [6] Andres Christian, André Betzer, Marc Goergen, Luc Renneboog. Dividend Policy of German Firms: A Panel Data Analysis of Partial Adjustment Models [J]. Journal of Empirical Finance, 2009, 16(2): 175-187.
- [7] Aivazian Varouj, Laurence Booth, Sean Cleary. Dividend Policy and the Organization of Capital Markets [J]. Journal of Multinational Financial Management, 2003, 13(2): 101-121.
- [8] 李常青. 我国上市公司股利政策现状及其成因 [J]. 中国工业经济, 1999(9): 22-26.
- [9] 吕长江, 王克敏. 上市公司股利政策的实证分析 [J]. 经济研究, 1999(12): 31-39.
- [10] 任有泉. 中国上市公司股利政策稳定性的实证研究 [J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2006(1): 119-126.
- [11] Arellano M, S Bond. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment

Equations [J].*Review of Economic Studies* ,1991 58(2) 277-297.

[12] Arellano M ,O Bover.Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models [J].*Journal of Econometrics* ,1995 68(1) 29-51.

[13] Blundell R ,S Bond.Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J].*Journal of Econometrics* , 1998 87(1) :115-143.

[14] Allen Franklin ,Roni Michaely.Payout Policy[J].*Handbook of the Economics of Finance* 2003(1) 337-429.

[15] 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.

[16] Fama E F ,K R French.Testing Trade-Off and Pecking Order Predictions About Dividends and Debt[J].*Review of Financial Studies* 2002 ,15(1) :1-33.

[17] Hsiao Cheng.Analysis of Panel Data[M].Cambridge :Cambridge University Press 2003.

[18] Nickell S.Biases in Dynamic-Models with Fixed Effects[J].*Econometrica* ,1981 49(6) :1417-1426.

[19] Judson R A ,A L Owen.Estimating Dynamic Panel Data Models :A Guide for Macroeconomists [J].*Economics Letters* , 1999 65(1) 9-15.

[20] Short H ,H Zhang ,K Keasey.The Link between Dividend Policy and Institutional Ownership [J].*Journal of Corporate Finance* 2002 8(2) :105-122.

[21] Bhattacharya Sudipto.Imperfect Information ,Dividend Policy ,and “the Bird in the Hand” Fallacy [J].*The Bell Journal of Economics* ,1979 ,10(1) 259-270.

[22] John Kose ,Joseph Williams.Dividends ,Dilution and Taxes :A Signalling Equilibrium [J].*Journal of Finance* ,1985 40(4) : 1053-1070.

[23] Miller M H ,K Rock.Dividend Policy under Asymmetric Information[J].*Journal of Finance* ,1985 40(4) :1031-1051.

[24] Easterbrook Frank H.Two Agency-Cost Explanations of Dividends[J].*The American Economic Review* ,1984 ,74(4) 650-659.

[25] Jensen M C.Agency Costs of Free Cash Flow ,Corporate-Finance and Takeovers [J].*American Economic Review* ,1986 ,76 (2) 323-329.

[26] Grullon G ,R Michaely ,B Swaminathan.Are Dividend Changes a Sign of Firm Maturity?[J].*Journal of Business* 2002 ,75 (3) 387-424.

[27] Deangelo H ,L Deangelo.The Irrelevance of the Mm Dividend Irrelevance Theorem [J].*Journal of Financial Economics* , 2006 ,79(2) 293-315.

[28] Deangelo H ,L Deangelo ,R Stulz.Dividend Policy and the Earned/Contributed Capital Mix :A Test of the Life-Cycle Theory [J].*Journal of Financial Economics* , 2006 81(2) 227-254.

[责任编辑：李 莉]