

基于动态面板数据的上市公司股利政策分析

石丹 王涛

(海南大学三亚学院财经分院 海南三亚 572022)

【摘要】股利政策研究一直是学者和上市公司管理层关注的焦点。本文拓展Lintner(1956)的研究框架,运用动态面板数据一阶差分GMM估计方法对2000~2009年我国200多家上市公司的股利政策进行实证检验。最终结果表明,我国上市公司未对股利政策进行平滑。同时本文对上市公司股利政策的选择动因进行了比较分析。

【关键词】股利政策 选择动因 非稳定性 调整速度

一、研究框架与假设

西方传统观点认为,公司管理者通过股利政策的变化向外部投资者传递关于公司未来前景的信息,公司管理者在制定股利政策的时候尤其关心公司未来的盈利性风险。1956年,Lintner在关于股利的开创性研究中发现,只有当公司经理人员认为公司的盈利永久性增加时,他们才会增加股利。该研究认为,非预期的和非短暂的盈利变化是股利变化的一个重要原因,股利决策受长期的或永久的盈利变化所驱动,股利的增加意味着盈利的增加,上市公司应该注意保证股利的持续稳定支付。该观点得到Fama(1969)、DeAngelo(1992)、Garrett和

Priestley(2000)不同实证方法分析的支持。他们对股利的认识与Lintner类似,其实证结果表明公司的股利政策与其利润有关。Lintner的模型如下:

$$D_{i,t} - D_{i,t-1} = a_i + c_i(D_{i,t}^* - D_{i,t-1}) + u_{i,t} \quad (1)$$

$$D_{i,t}^* = r^* \cdot E_{i,t} \quad (2)$$

其中, $E_{i,t}$ 为税后利润(扣除非经常损益后的净利润/报告期末总股本), $D_{i,t}$ 和 $D_{i,t-1}$ 为t期和t-1期支付的股利, r^* 为预期股利支付率。

该等式认为上市公司预测按新的股利支付率支付股利,但是管理层希望股利支付保持稳定,因此按照一定的速度来

全面评估其显性信息和隐性信息的评估体系,进一步丰富和完善中小企业信用数据库。

2. 以供应链为依托,促进中小企业融资创新。对于财务管理薄弱、对新型融资方式缺乏了解并存在“知识缺口”、对风险较为敏感的中小企业来说,它们与银行、风险投资者的联系是短期的、间断的和不太稳定的,该类融资渠道下的代理成本很高。而供应链中各企业之间已形成了网络关系,网络中各节点企业间的信息传递是快捷顺畅的。如果以供应链为依托,充分利用供应链上下游的网络资源,形成以供应链核心企业为中心,企业、银行、第三方物流公司、保险公司共同参与的融资网络平台,挖掘供应链融资的创新模式,则能有效地降低中小企业信息传递成本,减少因信息不对称产生的代理成本,进而降低其融资成本。

3. 以产业结构升级为依托,培育中小企业融资意愿。目前,多数中小企业产业层次低,产品竞争力不强,如果能以产业结构升级为依托,促进中小企业由低层次的产业向高层次的产业转型、由低附加值的行业向高附加值的行业转型,提升中小企业的核心竞争力,势必激发中小企业的融资意愿。而中小企业融资意愿的增强又可以带动企业产业结构的升级,以实现中小企业螺旋式的良性成长。

综上所述,在解决中小企业融资难的问题时不应一概而论,应针对企业的不同成长阶段,分析其成长阶段与融资意愿

的背离程度。只有从小微企业融资信息平台、融资创新和产业结构升级方面加以考虑,缓解中小企业成长与融资意愿的背离现状,中小企业才可以真正实现良性成长。

【注】本文得到国家自然科学基金课题(批准号:71173093)“基于双重网络嵌入的中国农民工创业成长机制及路径研究”、国家社会科学基金项目(编号:07XJY018)“西部地区承接东部产业转移中产业链整合政策转型研究”、教育部项目(编号:10YJA790276)“中国转型时期农民工‘以创业带动就业’的实现机制研究”、江苏大学高层次人才引进项目(编号:10JDG013)“基于就业创造的农民工返乡创业环境优化问题研究”的资助。

主要参考文献

1. Berger, A.N., Udell, G.F.. The economics of small business finance; the roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle. Journal of Banking and Finance, 1998; 22
2. 阎竣. 私营中小企业融资行为、资金需求及其政策建议. 经济理论与经济管理, 2010; 4
3. 贾玉宝等. 中国中小企业投融资报告. 21世纪经济报道, 2007; 12
4. 陈晓红, 刘剑. 不同成长阶段下中小企业融资方式选择研究. 管理工程学报, 2006; 1

调整本期预期支付股利与上期实际支付股利之间的差距。另外,不小于零意味着上市公司一般不愿意减少股利或者说希望保持股利稳定增长。对以上两式合并可得到下式:

$$D_{i,t} = a_i + b_i E_{i,t} + d_i D_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (3)$$

其中: $b_i = c_i r^*$, $d_i = 1 - c_i$ 。

与西方发达成熟的证券市场相比,我国上市公司的股利政策必然会有所不同。我们假设我国上市公司股利的平滑政策并不明显。在此假设基础上,根据已有相关文献列出可能会对我国上市公司制定股利政策产生影响的因素,并提出相应的假设,建立股利政策的动态模型来研究我国上市公司的股利支付行为。

假设一:在其他影响因素不变的情况下,盈利能力越强,支付的股利越多。

Modigliani和Miller(1961)认为公司价值取决于公司的盈利能力及其投资机会,不管是发放股利还是保留盈余都不能改变公司的价值。因此,公司只要有较强的盈利能力就可以产生较多的现金流,提高投资能力。同时,根据融资排序理论,上市公司的融资顺序应为内部融资、债券融资以及外部股权融资。盈利能力越强的上市公司越偏好于内部融资,能够承担起较多的股利支付。本文运用资产收益率(ROA)衡量上市公司的盈利能力,并假设其与股利支付水平正相关。

假设二:在其他影响因素不变的情况下,上市公司未来投资机会越好,成长越快,其股利支付水平越低。

股利的信号传递理论认为,公司内部管理人员与外部投资者之间存在着信息不对称,管理人员占有更多的有关企业前景方面的内部信息,支付的股利为内部信息向外部传递的成本。同时由于管理层期望保持股利支付的稳定性,如果股利发生变化,则说明公司对于未来盈利的预期发生变化。因此如果未来投资机会越好,公司偏好于减少股利支付,从而保留利润进行投资。本文运用市场价值与账面价值的比率(MBV)代表公司的投资机会好坏程度,并假设其与股利支付水平负相关。同时由于公司成长越快,需要的资金越多,从而一样偏好于保留利润减少股利支付,因此假设公司成长越快,股利支付水平越低。本文用账面价值的增长速度(GROWTH)来表示公司成长速度。

假设三:在其他影响因素不变的情况下,企业的负债比率越高,其股利支付水平越低。

Jensen和Meckling(1986)认为一个公众持股公司的经理在很多情况下不会以使股东财富最大化的方式去管理企业,而是更多地把企业资源用到自利性消费中去。在该模型里,用债券融资的方法来减少经理可控制的自由现金流量,从而解决这一委托代理问题。另外,负债率高的公司由于其利息支出,减少其自由现金流,股利支付水平也降低。本文运用公司的杠杆率(LEV)代表公司的负债水平,并假设杠杆率越高,其股利支付水平越低。

假设四:在其他影响因素不变的情况下,公司规模越大,其支付的股利也越多。

研究表明,公司规模越大越不容易破产,未来自由现金流

越有保障。本文运用上市公司的市场价值(LNSIZE)来代表其规模,并假设其与支付的股利正相关。

假设五:在其他因素不变的情况下,股票市场流动性与股利水平负相关。

市场流动性越高,股票的买卖越便利。在这种情况下,资本利得对股利所得形成一定的替代作用,股利支付得越少。而且Gonzalez(2003)指出在流动性不足时,上市公司管理者为了股东利益会提高股利的支付水平。因此我们假设股票市场的流动性与股利支付水平负相关。在此应用换手率(TURN)来代表其流动性。

假设六:假设在其他因素不变的情况下,股权集中度与股利支付水平负相关。

在发达国家中,如果外部投资者(大股东)持股比例越高,那么大股东对公司管理的影响越大,经理人的委托代理问题越小,从而公司发放的股利越少。另外,公司所有权越集中,股东之间的信息越透明,委托代理成本降低,从而发放股利的动机减弱。因此,假设股权的集中程度与股利支付负相关,在此用大股东持股比例(MSP)来代表股权的集中程度。

二、实证分析设计

1. 模型设计。首先,为了检验我国上市公司股利支付的稳定性,我们依旧沿用Linter的模型:

$$D_{i,t} - D_{i,t-1} = a_i + c_i(D_{i,t}^* - D_{i,t-1}) + u_{i,t} \quad (4)$$

其中, $a_i D_{i,t} - D_{i,t-1} = \Delta D_{i,t}$ 为股利的实际变化; $(D_{i,t}^* - D_{i,t-1})$ 为预期的股利变化; $u_{i,t}$ 为随机扰动项。如果 $a_i = 0$, $c_i = 1$, 说明股利的实际变化与预期变化一致。如果 $c_i = 0$, 则说明预期的股利变化对于实际支付股利没有影响。从上式可以看出,对于股利支付稳定性假设意味着调整速度 c_i 在 $[0, 1]$ 之间。对上述模型稍作变换并加上时间虚拟变量 $Year_t$, 表示时间对于股利支付的影响,可得到:

$$D_{i,t} = a_i + b_i E_{i,t} + (1 - c_i) D_{i,t-1} + d_i Year_t + u_{i,t} \quad (5)$$

其次,可以通过以下模型对前文所述假设进行检验:

$$D_{i,t} = \alpha D_{i,t-1} + \beta ROA_{i,t} + \chi MBV_{i,t} + \delta GROWTH_{i,t} + \phi LEV_{i,t} + \varphi LNSIZE_{i,t} + \gamma TURN_{i,t} + \eta MSP_{i,t} + u_{i,t} \quad (6)$$

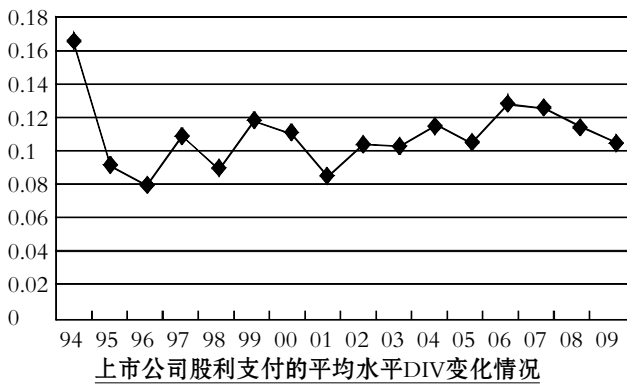
其中: $D_{i,t}$ 代表i公司第t期的股利支出; $ROA_{i,t}$ 代表i公司第t期的资产收益率,反映其盈利能力; $MBV_{i,t}$ 代表i公司第t期的市场价值与账面价值的比率,反映其投资机会; $GROWTH_{i,t}$ 代表i公司第t期的总资产增长率,反映其成长速度; $LEV_{i,t}$ 代表i公司第t期的杠杆率,反映其负债水平; $LNSIZE_{i,t}$ 取自然对数,代表i公司第t期的市场价值,反映其市场规模; $TURN_{i,t}$ 代表i公司第t期的换手率,反映其市场流动性; $MSP_{i,t}$ 代表i公司第t期的大股东持股比例,反映其股权集中程度。

2. 样本和数据描述。本文所有数据均来自巨灵财经资讯系统。横截面数据样本选择在1994~2009年连续两年之间至少有一年有股利派发行行为的公司,样本总计4 747个。同时为排除政府管制的影响,我们剔除了煤气、电力、金融保险行业上市公司的数据以及其他指标有缺失的公司。最终面板数据样本选择在2000年之前在上证A股上市的286家上市公司

2000~2009年的数据。表1提供了1994~2009年之间上市公司股利支付水平的简单统计描述。从下图中可以看出:1994~2009年我国上市公司股利支付的平均水平增减方向频繁变动,而没有呈现出稳定增长的趋势。由此可以看出我国上市公司的股利政策并不稳定。

表1 上市公司股利支付水平及每股收益的统计描述(1994~2009)

YEAR	div		样本数	YEAR	div		样本数
	均值	标准差			均值	标准差	
1994	0.165 0	0.128 2	66	2002	0.103 7	0.100 0	366
1995	0.091 2	0.109 7	108	2003	0.103 6	0.110 1	393
1996	0.079 6	0.121 4	95	2004	0.115 2	0.103 5	444
1997	0.109 1	0.136 6	91	2005	0.105 4	0.115 5	473
1998	0.088 5	0.099 2	121	2006	0.127 9	0.186 3	422
1999	0.117 9	0.122 1	132	2007	0.125 7	0.176 2	471
2000	0.111 0	0.095 5	254	2008	0.114 7	0.151 1	500
2001	0.084 8	0.081 7	327	2009	0.104 7	0.140 8	484



上市公司股利支付的平均水平DIV变化情况

3. 计量方法说明。我们实证估计的模型是上述(5)式和(6)式,基于面板数据,利用Arellano-Bond的动态面板数据模型建立股利的动态支付模型。选择一阶差分GMM估计方法首先是因为Caselli, Esquivel和Lefort(1996)认为对于动态面板数据模型,Holtz-Eakin, Newey和Rosen(1988)和Arellano和Bond(1991)提出的一阶差分GMM估计量是一个一致估计量。它能够解决单方程回归和普通面板回归中的估计问题,即由于缺省变量和内生性偏差两类问题导致参数估计不一致,如个体效应与解释变量的相关性以及解释变量的内生性等问题。其次是由于应用普通面板回归虽然有其优点,但是其个体效应有随机和固定之分,难以选择。而且虽然随机效应估计通过设置潜在的内生变量解决了内生性问题,可并没有解决个体效应与解释变量的相关性问题。相应的,固定效应估计虽然解决了相关性问题,但是潜在的内生性问题却得不到解决。因此,不论是随机效应估计还是固定效应估计,它们给出的估计都是有偏估计。本文将这些结果一并给出,以便与一阶差分GMM估计结果进行比较。

在采用一阶差分GMM估计过程中,用一阶差分消除个体效应,(5)式、(6)式改写成以下形式:

$$D_{i,t}-D_{i,t-1}=a_i+b_i(E_{i,t}-E_{i,t-1})+(1-c_i)(D_{i,t-1}-D_{i,t-2})+(u_{i,t}-u_{i,t-1}) \quad (7)$$

$$D_{i,t}-D_{i,t-1}=\alpha(D_{i,t-1}-D_{i,t-2})+\beta(ROA_{i,t}-ROA_{i,t-1})+\chi(MBV_{i,t}-MBV_{i,t-1})+\delta(GROWTH_{i,t}-GROWTH_{i,t-1})+\phi(LEV_{i,t}-LEV_{i,t-1})+\varphi(LNSIZE_{i,t}-LNSIZE_{i,t-1})+\gamma(TURN_{i,t}-TURN_{i,t-1})+\eta(MSP_{i,t}-MSP_{i,t-1})+u_{i,t} \quad (8)$$

动态面板数据一阶差分GMM估计中使用的工具变量是解释变量所有已知的值,即解释变量的二阶及二阶以上全部滞后值。我们采用Sargan检验来检验过度识别约束的有效性,在过度识别约束有效的原假设下,Sargan统计量服从(n-k)个自由度的 χ^2 分布,其中n是工具变量的秩(rank),k是估计系数的个数。

三、回归结果和分析

本文首先运用静态的面板数据回归模型和动态面板数据的一阶差分GMM(2-step)对股利支付是否稳定以及前文六个假设做回归检验,然后对其结果进行比较分析。表2报告了股利稳定性模型各种参数估计的结果。由于F检验和Hausman检验皆拒绝原假设,故我们选择固定效应模型估计的结果与一阶差分GMM估计的结果进行比较。由固定效应模型可知=0.046 8,大于零意味着上市公司一般不愿意减少股利或者说希望保持股利稳定增长。

表2 股利稳定性模型回归结果(2000~2009年)

Variable		PRM	FERM	RERM	RERM	GMM
Constant	Coefficient	0.027 5***	0.046 8***	0.039 3***	0.039 3***	a
	Std. Error	0.001 1	0.001 1	0.001 8	0.001 8	
DIV(-1)	Coefficient	0.031 2**	-0.064 8***	0.0684 2***	0.0684 2***	0.026 4*
	Std. Error	0.015 9	0.015 9	0.017 4	0.017 4	0.025 9
DIV(-2)	Coefficient					-0.025 6
	Std. Error					0.016 5
EPS	Coefficient	0.085 2***	0.0752 7***	0.091 1***	0.091 1***	0.080 2***
	Std. Error	0.003 1	0.002 9	0.003 9	0.003 9	0.000 0
EPS(-1)	Coefficient					0.003 6***
	Std. Error					0.006 0
sample		286	286	286	286	286
公司固定效应		Included	included	Included	Included	included
年份效应		Included	included	Included	Included	included
AR-squared		0.231 6	0.294 0	0.179 4	0.179 4	
Durbin-Watson stat		1.927 5	2.070 4	1.974 6	1.974 6	
Cross-section F			2.020 3***			
Cross-section random				251.914 1***	251.914 1***	
J-statistic						48.028 2
调整速度c		96.88%	106.48%	93.158%	93.158%	97.36%
预期股利支付率=b/c		8.79%		9.78%	9.78%	8.24%

J-statistic=37.302 2; Instrument rank=44; p=@chisq(37.302 2,33)= 0.277 8

注:报告中的*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。工具变量是解释变量各自的二阶及二阶以上全部滞后值。Sargan检验的零假设是工具变量约束有效。

符号PRM、FERM、RERM、GMM分别表示混合回归模型、固定效应回归模型、随机效应回归模型和一阶差分GMM回归模型,下同。

同时,调整速度越接近于1,表明上市公司经常调整其股利支付水平,股利政策越不稳定。Lintner认为美国上市公司的调整速度约为30%;Behm和Zimmerman(1993)认为德国上市公司的调整速度介于13%~58%之间;Glen(1995)等人的研究表明津巴布韦上市公司的调整速度约为40%,而土耳其上市公司的调整速度高达90%以上。本文的一阶差分GMM估计结果表明我国上市公司管理层会按照一定的速度($\hat{c}_1=97.36\%$)来调整本期预期支付股利与上期实际支付股利之间的差距,调整速度相对来说较高,表明我国上市公司的股利政策并不稳定。

另外,我国上市公司预计的股利支付率($\hat{r}=8.24\%$)说明我国的股利支付水平较低。较低的股利支付水平使得上市公司的股利政策更加不稳定。

总体来说,我国上市公司的股利政策不尽合理,股利支付水平较低,而且股利政策经常调整,这与前文Lintner的假设不相符合。

接下来的表3、表4分别报告了股利政策影响因素模型的回归结果。同样,由于F检验和Huasman检验皆拒绝原假设且一阶差分GMM估计的Sargan检验通过,所以我们选择固定效应模型估计的结果与一阶差分GMM估计的结果进行比较。

表3 股利政策影响因素模型回归结果(1)

Variable		PRM	FERM	RERM
Constant	Coefficient	-0.415 7***	-0.421 0***	-0.539 1***
	Std. Error	0.022 1	0.028	0.034 7
DIV(-1)	Coefficient	0.032 1**	-0.050 6***	0.045 97***
	Std. Error	0.016 1	0.014 8	0.017 7
ROA	Coefficient	0.000 8***	0.000 692***	0.000 9***
	Std. Error	0.000 1	0.000 0	0.000 1
MBV	Coefficient	-0.000 2	-0.000 11	-0.000 29
	Std. Error	0.000 1	0.000 1	0.000 24
GROWTH	Coefficient	0.000 0	0.000 000 7*	-0.000 001
	Std. Error	0.686 6	0.000 0	0.000 07
LEV	Coefficient	-0.000 1	-0.000 54	-0.000 033
	Std. Error	0.000 8	0.000 85	0.001 18
LNSIZE	Coefficient	0.019 9***	0.021 1***	0.025 78***
	Std. Error	0.001 0	0.001 31	0.001 63
TURN	Coefficient	-0.005 2***	-0.003 66***	-0.007 4***
	Std. Error	0.000 7	0.001 04	0.001 0
MSP	Coefficient	0.000 8***	0.000 7***	0.001 1***
	Std. Error	0.000 1	0.000 0	0.000 11
sample		286	286	286
公司固定效应		included	included	included
年份效应		included	included	included
AR-squared		0.198 2	0.246 0	0.156 6
Durbin-Watson stat		1.925 9	2.078 1	1.969 6
Cross-section F			1.727 45***	
Cross-section random				273.509 0***

表4 Dynamic Panel Data一阶差分GMM(2-step)估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIV(-1)	0.026 043	0.022 471	1.158 9	0.246 6
DIV(-2)	-0.025 181	0.017 970	-1.401 3	0.161 3
GROWTH	-0.000 008***	0.000 002	-3.457 5	0.000 6
LEV	0.000 669	0.001 227	0.545 5	0.585 5
LNSIZE	0.027 052***	0.002 585	10.466 1	0.000 0
MBV	0.000 006	0.000 096	0.057 5	0.954 2
MSP	0.001 019***	0.000 154	6.636 0	0.000 0
ROA	0.000 747***	0.000 171	4.375 1	0.000 0
TURN	-0.003 874**	0.001 641	-2.361 1	0.018 3
GROWTH(-1)	-0.000 007	0.000 006	-1.020 1	0.307 8
LEV(-1)	0.000 430	0.000 829	0.518 6	0.604 1
LNSIZE(-1)	0.002 544	0.002 670	0.952 5	0.341 0
MBV(-1)	0.000 178***	0.000 049	3.667 3	0.000 3
MSP(-1)	0.000 299**	0.000 152	1.961 8	0.049 9
ROA(-1)	-0.000 046	0.000 104	-0.443 4	0.657 5
TURN(-1)	0.001 201	0.001 747	0.687 1	0.492 1

J-statistic=32.028 91; Instrument rank=56;p=@chisq(32.028 916,33)=0.515 3

比较表3和表4的报告结果可以发现:静态的固定效应模型的参数估计结果和动态面板数据一阶差分GMM(2-step)的参数估计结果大致一致,变量DIV(-1)、ROA、GROWTH、LNSIZE、TURN、MSP的参数估计用两种方法估计都是显著的。两者的主要区别在于估计值的大小。我们认为这些参数估计的差别主要是由于静态的固定效应回归模型中存在内生性偏差问题导致的参数估计不一致。

我们以Dynamic Panel Data一阶差分GMM(2-step)估计结果为依据来探讨我国上市公司股利政策的决定因素。从表4中可以看出:

第一,上市公司的过去以及现在的盈利能力对其股利政策具有明显的影响,结果支持前文的假设一。表明较强的盈利能力能够使上市公司产生足够的现金流并增加其股利支付的水平,并且当年的盈利能力对股利政策的影响要大于往年。

第二,代表投资机会的MBV系数的统计估计结果并不显著,说明公司投资机会的好坏程度对上市公司的股利政策影响并不显著。但是代表公司往年的投资机会MBV(-1)却有一定的影响,系数估计大于零但在上式(8)中表现为负,所以前期较好的投资机会会使企业倾向于减少股利派发。说明企业将资金用于新的投资机会而没有增加股利支付,这点与前文的假设一致。而GROWTH的系数显著小于零,说明上市公司的股利政策受到当年公司成长速度影响,公司成长越快,需要的资金越多,从而一样偏好于保留利润减少股利支付。虽然影响程度很小,但与我们的假设也一致。

第三,代表杠杆率的LEV的系数估计也不显著,与我们的假设相反。说明上市公司在制定其股利政策时并没有考虑企业的资本结构以及未来利息支出的压力。

第四,代表公司规模LNSIZE的系数显著为正,说明公司的规模也会影响到我国上市公司的股利支付水平。规模越

大,其外部融资能力就越强,派发股利的压力越小。这点与Smith、Watts(1992)、Gaver(1993)的研究结论一致。

第五,代表市场流动性的TURN的系数估计显著为负,这点与Gonzalez(2003)的理论模型以及我们前文的假设是一致的。表明我国股票市场较高的流动性减弱了上市公司提高股利支付水平的动机。但上市公司当年的股利政策虽不受当年股权集中度的影响,却受到上年股权集中程度的影响,基本符合我们的假设。

第六,代表上市公司股权集中程度的MSP的系数在T期和(T-1)期都显著大于零,表明当上市公司股权分布集中度加深时,上市公司股利支付的意愿也加强。这点与我们的假设不一致,表明我国上市公司大股东更加倾向于公司派发股利,并影响上市公司股利政策的制定。同时,我们认为大股东的持股时间越短,他们要求上市公司增发股利的动机就越强。

另外,表中T-1期以及T-2期股利支付的参数估计并不显著,说明我国上市公司当年股利政策调整与往年的股利调整政策之间缺乏相关性,也印证了前文关于上市公司并没有执行稳定的股利政策的结论。

四、稳健性回归

前文我们对上市公司股利政策稳定性以及影响因素进行了一阶差分GMM估计,为了检验回归中各变量解释力的稳健性,我们剔除原面板数据中41家S、ST、SST、*ST类型企业后,重新进行一阶差分GMM估计。

但是,动态面板数据模型存在弱工具问题使得我们进行一阶差分GMM估计时其Sargan检验未在正常的显著水平上通过,其J-statistic量等于44.457 4,伴随概率为0.087 9,过度识别约束有效假设被拒绝。Arelano和Bover(1995),Blundel和Bond(1998)以及Windmeijer(2000)对此问题做了研究讨论。他们发现,将模型(5)所示的水平方程并入方程(7)联立求解,矩条件的增加能够带来估计效率的改善。这种方法被称为系统广义矩估计的方法,其实质是对模型(5)中那些前定和内生变量,选择它们的一阶差分的滞后项作为工具变量和原有的方程(7)的相关矩条件一起进行回归。一般通过这种调节后,检验工具变量合理性的Sargan检验的统计值可得到改善。

表5、表6报告了对Dynamic Panel Data一阶差分GMM(2-step)改进后的结果,与表2、表4比较后可以发现:除了系数估计值的大小以外,剔除前和剔除后估计的显著性水平和符号都非常一致,从而表明我们的回归结果具有稳健性。

同时我们发现从样本中剔除这41家企业后,反映上市公司的杠杆率和投资机会的参数估计变得显著,并且符合我们前文的假设。

表5 股利稳定性模型一阶差分GMM回归结果(样本剔除、矩条件修正后)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
DIV(-1)	0.057 2**	0.024 9	2.299 7	0.021 6
DIV(-2)	-0.008 8	0.023 1	-0.378 6	0.705 0
EPS	0.117 6***	0.025 5	4.606 4	0.000 0
EPS(-1)	-0.002 3	0.004 7	-0.486 2	0.626 9

J-statistic:11.690 3,Instrument rank=23, p=@chisq(11.690 3,12)=0.470 9

表6 股利政策影响因素模型一阶差分GMM回归结果(样本剔除、矩条件修正后)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Prob.
DIV(-1)	0.016 250	0.026 015	0.624 6	0.532 3
DIV(-2)	0.017 597	0.025 502	0.690 0	0.490 3
GROWTH	-0.000 007***	0.000 003	-2.740 4	0.006 2
LEV	-0.002 753**	0.001 459	-1.887 0	0.059 3
LNSIZE	0.026 884***	0.003 263	8.239 9	0.000 0
MBV	-0.00 6611**	0.003 074	-2.150 3	0.031 7
MSP	0.001 285***	0.000 224	5.738 7	0.000 0
ROA	0.002 009***	0.000 405	4.957 6	0.000 0
TURN	-0.00 4094*	0.002 265	-1.807 4	0.070 9
GROWTH(-1)	0.000 001	0.000 002	0.517 5	0.604 9
LEV(-1)	0.000 655	0.002 546	0.257 3	0.797 0
LNSIZE(-1)	0.009 715***	0.003 453	2.813 2	0.005 0
MBV(-1)	0.004 883	0.003 291	1.483 6	0.138 1
MSP(-1)	0.000 700***	0.000 200	3.501 2	0.000 5
ROA(-1)	0.000 023	0.000 145	0.158 4	0.874 1
TURN(-1)	0.004 212*	0.002 468	1.706 5	0.088 1

J-statistic=13.761 6;Instrument rank=35;p=@chisq(13.761 6,12)= 0.316 2

五、结语

上述研究表明:①我国上市公司的股利政策频繁调整,调整速度高达90%以上,公司管理层并没有对其股利支付水平进行平滑。与发达国家相比,我国上市公司股利政策的控制能力需要提高。同时,我国上市公司整体的股利支付水平较低。②影响我国上市公司调整股利政策的因素按其影响程度来分,依次为公司规模(+)、公司未来的投资机会(-)、换手率(-)、杠杆率(-)、盈利能力(+)、股权集中度(+)、成长速度(-),且影响都比较显著。除了股权集中度,都与我们的假设方向一致。我们认为国家大股东更加倾向于派发股利,说明我国上市公司的委托代理问题比较严重。另外,我们认为机构投资者投资组合经常调整,也一定程度上增强了这些大股东要求上市公司派发股利的动机。③与稳健性回归结果相比较,我们发现业绩不佳的上市公司在调整股利政策时并没有考虑到本公司的资本结构以及投资机会。④在剔除水电、煤气、金融等行业的样本前后,我们发现样本参数的统计特征发生了些许变化。这说明我国上市公司的股利政策具备行业特征,但是上市公司股利政策的制定以及调整需要进一步研究。

根据以上研究结论,如何指导及监督上市公司建立更加稳定的股利政策以及提高股利支付水平,如何解决我国上市公司的委托代理问题,也需要在将来进一步开展。

主要参考文献

- 1.白仲林.面板数据的计量经济分析.天津:南开大学出版社,2008
- 2.李常青.股利政策理论与实证研究.北京:中国人民大学出版,2001
- 3.吕长江,王克敏.上市公司股利政策的实证分析.经济研究,1999;12