

现金股利政策与定向增发公告效应

陆正华(副教授), 陈 佳

(华南理工大学工商管理学院, 广州 510641)

【摘要】 本文从定向增发上市公司增发前是否发放现金股利、定向增发时机选择、现金股利变动三个角度研究现金股利对定向增发公告效应的影响。结果表明:在定向增发前发放现金股利,相比不发放现金股利,定向增发的公告效应较差;在定向增发前发放现金股利与定向增发的时间间隔越长,定向增发公告效应越好;在定向增发前发放现金股利的上市公司,无论现金股利增加、减少或不变,对定向增发公告效应的影响都没有显著差异。

【关键词】 现金股利; 定向增发; 公告效应

一、引言

我国资本市场正在掀起定向增发的热潮。根据 Wind 资讯数据,从 2006 年出现定向增发后,截至 2014 年,上市公司通过定向增发共募集资金 28 418.65 亿元。其中,2014 年募集资金总额 6 907.55 亿元,相比 2013 年募集资金 3 528.16 亿元,增幅达 95.78%。国家政策支持也成为这股热潮的催化剂。2014 年 10 月,证监会正式发布《上市公司重大资产重组管理办法》和《关于修改〈上市公司收购管理办法〉的决定》,全面放开现金收购等审批,鼓励定向增发与并购重组。可见,定向增发与并购重组已成为上市公司募集资金、推进公司发展的重大战略举措之一。

2008 年 10 月,证监会发布了《关于修改上市公司现金分红若干规定的决定》,其中指出,再融资公司最近三年以现金方式累计分配的利润应不少于实现的年均可分配利润的百分之三十。再融资资格从此与现金分红强制挂钩。虽然定向增发属于再融资的范畴,但定向增发的资格并不受股利支付的限制。根据聚源数据统计,2008~2014 年实行定向增发预案公告的上市公司中,约有 63% 的公司选择在定向增发前一年内发放现金股利。

国外学者主要从信息传递角度、利益输送角度对再融资与股利的关系进行研究。Loderer 和 Mauer(1992)从信息传递角度进行实证研究后认为,再融资前发放股利对降低股价波动的不确定性没有帮助,且股利发放对增资宣告日的累积超额收益率有负作用。Laurence Booth 和 Bin Chang(2011)采用与 Loderer 和 Mauer(1992)不同时间区间的样本得出相反的结论。Lee 等(2002)从利益输送角度研究认为,股利政策并不能使各类投资者实现利益共享,发放股利常被认为是再融资后大股东侵害小股东利益的手段。Cronqvist 等(2005)在研究瑞典资本市场时发现,家族控制企业倾向于定向增发,并在增发后发放现

金股利,存在利益输送的嫌疑。我国学者在该领域主要围绕“再融资前,公司通过现金分红达到增发条件,在成功再融资后,更可能进行分红以实现利益输送”的思路进行研究。定向增发与其他再融资方式的股利政策有所区别,但目前学者主要研究再融资与股利的关系,单独针对定向增发与股利的具体研究较少。

股利政策是公司财务管理最为基础而重要的问题之一,由于我国财务管理实践尚不成熟,上市公司制定股利政策尚不稳定,且存在一定的随意性(孔小文和于笑坤,2003;任有泉,2006),因而研究现金股利对定向增发公告效应的影响,对定向增发上市公司合理制定现金股利政策具有一定的理论价值与现实意义,也可为投资者制定投资决策、政府监管部门制定监管决策提供参考。

二、文献综述及研究假设

(一)文献综述

1. 现金股利政策具有传递效应。1956 年 Linter 最早意识到了股利政策的信息内涵。Miller 和 Modigliani(1961)正式提出股利信号的概念,其认为因为公司遵循稳定的股利政策,股利的任何变化都会被投资者作为评估公司未来获利能力的信号,这也称为股利的信息内涵。Charest(1978)用累计异常收益率法进行实证研究,发现现金股利的变化存在信息传递作用,股利增减变化与累计异常收益率正负变化方向一致。Pettit(1972)、Wayne 和 Harford(2000)等学者也证明了股利信号传递效应的存在。

国内学者对股利市场效应的研究主要集中在对西方理论的实证检验上,主要检验事件日前后超额收益率的情况,但由于选取的事件日、事件窗口、估计窗口及样本数量等不同,实证结果也不尽相同。俞乔、程澄(2001)研究得出单纯派现产生显著负超额收益率。何涛、陈晓(2002)认为投资者对派现事件反应冷漠。孔小文、于笑坤

(2003)认为现金股利政策存在正的信号传递效应。目前,国内多数学者认为我国存在股利的信息传递效应,但对该效应是正是负尚未达成一致意见。

2. 现金股利政策具有治理监督作用。既然股利存在信息传递效应,那么,股利究竟传递了什么信息呢?根据Jensen(1986)的代理成本理论,在缺乏NPV大于0的投资机会时,股东利用发放现金股利迫使管理层吐出现金,避免将资金投入不利于公司价值的项目中,降低企业过度投资的风险。Richardson(2003)通过实证研究发现,自由现金流是企业过度投资资金最重要的来源。

国内学者杨熠和沈艺峰(2004)、肖珉(2010)也支持上述观点,他们认为在中国资本市场,现金股利有利于抑制过度投资,具有较强的治理作用。刘淑莲和胡燕鸿(2003)、杨兴全和吴昊旻(2009)从生命周期理论角度进行实证研究,结果表明:处于成长期、具有较多投资机会的上市公司倾向于少发现金股利,以规避投资不足可能引发的投资机会丧失、市场份额流失等风险。因而可以认为上市公司发放股利,表明公司在一定程度上缺乏优质的投资机会,发放现金股利以发挥治理监督作用。

3. 定向增发的效应。定向增发最早是美国实施的,因而国外学者主要以美国资本市场为载体对定向增发进行研究。Wruck(1989)等学者认为,上市公司公告定向增发预案时,股价在短期会出现正的超额收益率,即正的公告效应。Hertzel和Smith(1993)提出信息效应假说,对定向增发正效应进行解释,认为定向增发可以解决外部投资者和内部管理层信息不对称的问题,从而向市场传递公司具有投资机会、价值被低估的信息。McConnell和Muscarella(1985)、Pilotte(1992)、Cooney和Kalay(1993)认为,当投资者预期或者公司公告存在有价值的投资机会时,会对定向增发公告效应产生正向影响,该假说被称为投资机会假说。

在国内,也有不少学者研究了定向增发的效应。章卫东(2007)、魏立江、纳超洪(2008)、徐寿福(2010)等学者实证认为,定向增发具有正的公告效应。基于投资机会假说和信息不对称理论,我国定向增发制度规定,发行仅面向不超过10个特定投资者,其中包括发行人股东、关联方、机构投资者等。这些对象比普通投资者掌握更多信息,普通投资者认为定向增发传递了信息优势方对公司未来成长的认可。因而可以认为,定向增发向投资者传递公司具有成长性、优质投资机会、价值被低估的信号。

(二)研究假设

国内外学者研究认为,现金股利与定向增发的结合存在利益输送的动机。陈信元、陈冬华、时旭(2003),朱红军、陈信元和何贤杰(2008)以案例研究方法,对再融资与高派现的现象进行研究,结果发现高额的现金股利是大股东实现利益输送的工具。章卫东(2010)及赵玉芳、余志

勇、夏新平、汪宜霞(2011)通过实证研究,认为相对于没有实施任何再融资方式的公司而言,实施了定向增发的中国上市公司倾向于在增发后派发更多现金股利,特别是大股东参与的定向增发。因而,若在定向增发前一年内发放现金股利,投资者认为该公司在未来一段时间内缺乏优质投资机会,随后进行定向增发,两种不同的信号会使投资者对发行人定向增发是否存在利益输送或其他动机予以质疑,对定向增发的公告效应起负影响。同时,在定向增发前发放现金股利的上市公司中,若发放股利的时间距离定向增发的时间越长,投资者对两者不同信号的敏感度会降低,因而投资者对随后定向增发的负面解读会弱化。基于此,本文提出如下研究假设:

H1a:相比不发放现金股利,定向增发前发放现金股利的上市公司定向增发公告效应差。

H1b:发放现金股利时间与定向增发时间间隔越长,定向增发公告效应越好。

本文对在定向增发前发放现金股利公司的股利发放情况较上年的变动(股利增加、减少、不变三种决策)对定向增发公告效应的影响强度进行比较。Miller(1981)最先将理性预期的概念引进财务领域,认为投资者会根据自己对企业内部的分析,结合企业外部宏观环境形成自己的预期,事实与投资者预期差异越大,对股价造成的影响越大。基于上文理论分析,上市公司发放现金股利表明公司在一定程度上缺乏优质的投资机会,企业发展步入成熟期。若现金股利较上一年增加,会使投资者进一步确认对前次股利发放的信息进行正面解读,强化投资者的预期。因而投资者会对随后的定向增发所带来两者不同信号的差异更加敏感,对定向增发公告效应的负影响最强。若现金股利较上一年减少,则投资者会对前次股利信息的判断产生动摇,预期弱化,但弱化程度有限,因而认为现金股利减少的负影响强度居中。公司往往通过股利变动制造事件,引起市场注意,带来股价变动。倘若公司保持不变的现金股利水平,投资者可能认为发放现金股利是受限于公司一种稳定的股利政策,不会引起市场的注意,从而大大降低市场对其后期定向增发动机的质疑。可见不变的现金股利对定向增发公告效应的负影响最弱。基于此,本文提出如下研究假设:

H2a:相比股利减少与股利不变,定向增发前现金股利增加对定向增发公告效应的影响强度最高。

H2b:相比股利增加与股利不变,定向增发前现金股利减少对定向增发公告效应的影响强度居中。

H2c:相比股利增加与股利减少,定向增发前现金股利不变对定向增发公告效应的影响强度最弱。

三、样本选择、变量定义及描述性统计

(一)样本选择

本文以2010~2014年沪深两市A股实行定向增发的

上市公司为样本。为保证结果的可靠性,本文对样本数据进行了筛选:①剔除数据不全、金融行业、被特别处理的公司;②剔除在2010~2014年中两次或以上实行定向增发的公司;③剔除定向增发前一年内发放现金股利次数达到两次或以上的公司。最后获得765个样本。

本文所涉及的数据均来源于聚源数据库。

(二)变量定义

本文采用事件研究法研究现金股利对定向增发公告效应的影响。上市公司实行定向增发一般涉及五个时点:董事会预案公告日、股东大会决议日、证监会审核通过日、增发公告日、定向增发发行日。本文借鉴徐寿福(2010)等的做法,以董事会预案公告日作为事件日(t=0)。目前在事件窗口的选择上并没有统一的标准,若事件期太短则不能全面反映事件的效应,若事件期太长则可能使事件效应存在噪音。基于此,本文选择(-5,5)交易日作为事件窗口,采用累计超额收益率(CAR)衡量市场的反应程度,即定向增发的公告效应。具体计算过程如下:

1. 计算样本公司的股价收益率。公式为: $R_{it}=(P_{it}-P_{it-1})/P_{it-1}$ 。其中, R_{it} 为样本公司在t日当天的收益率, P_{it} 与 P_{it-1} 分别为样本公司在t当天与t-1当天的收盘价,t∈(-5,5)也即对于任何一个样本点,包含11个日收益率。若增发预案公告日为非交易日,则顺延一天。

2. 计算样本公司的超额收益率。早期研究一般采用市场模型计算CAR,但近年越来越多的学者对系统系数β产生质疑,因而多数学者采用市场收益率调整法。我国资本市场尚不成熟,股价波动较大,因而CAPM模型中系数α和β极不稳定,回归方程的拟合程度较低,目前尚无文献认为该模型适用于我国资本市场。鉴于市场模型存在弊端,本文采用较简便的市场收益率调整法计算CAR。国内研究常用上证指数或深证指数的日收益率代替市场收益率,计算公式为: $R_{mt}=(Index_t-Index_{t-1})/Index_{t-1}$ 。由于上证指数存在过多的大盘股且本文选取的样本涵盖沪深深样本,因而选取沪深300指数作为市场参照。超额收益率计算公式为: $AR_{it}=R_{it}-R_{mt}$,即第i种股票在t日的超额收益率 AR_{it} 为股价收益率减去市场收益率。样本股票在窗口期内的累计超额收益率为: $CAR_i=\sum_{t=k}^l AR_{it}$,其中(k, l)为窗口期(-5,5)。本文借鉴Billett和Xue(2007)、Laurence Booth和Bin Chang(2011)的研究模型,建立以下回归模型:

$$CAR=\alpha+\beta_1DIV+\beta_2RAWRUNUP+\beta_3QRATIO+\beta_4CAPEX+\beta_5LEV+\beta_6OWN+\beta_7ROE+\beta_8YR+\varepsilon \quad (1)$$

$$CAR=\alpha+\beta_1TIME+\beta_2RAWRUNUP+\beta_3QRATIO+\beta_4CAPEX+\beta_5LEV+\beta_6OWN+\beta_7ROE+\beta_8YR+\varepsilon \quad (2)$$

$$CAR=\alpha+\beta_1TIME+\beta_2DIVPLUS+\beta_2DIVNEG+\beta_3RAWRUNUP+\beta_4QRATIO+\beta_5CAPEX+\beta_6LEV+$$

$$\beta_7OWN+\beta_8ROE+\beta_9YR+\varepsilon \quad (3)$$

模型(1)用于研究在定向增发前是否发放现金股利对定向增发公告效应的影响。模型(2)用于研究发放现金股利与定向增发的时间间隔对定向增发公告效应的影响。模型(3)用于研究现金股利的年度变动对定向增发公告效应影响强度的比较。鉴于上市公司股利分配预案公告日首次公开披露上市公司股利分配方案,可以有效研究信息公开后的市场反应,因此本文借鉴陈浪南和姚正春(2000)、俞乔和程滢(2001)等学者的做法,选取上市公司股利分配预案公告日为发放现金股利的事件日。考虑到模型(1)、模型(2)、模型(3)控制变量一致,因而同时借鉴Billett和Xue(2007)、Laurence Booth和Bin Chang(2011)的变量设定,并结合部分学者对我国定向增发公告效应的影响因素研究进行改良。张鸣、郭思永(2009)、章卫东(2010)研究得出,原大股东的持股比例影响定向增发的公告效应。胡乃武、阎衍、张海峰(2002)认为,上市公司的资产负债率会显著影响公告效应。因而将这两个变量予以控制。模型中各变量的定义如表1所示:

表1 变量定义

| 类型 | 名称 | 符号 | 含义 |
|-------|---------------|----------|--|
| 被解释变量 | 累计超额收益率 | CAR | 以市场收益调整模型获得 |
| 解释变量 | 现金股利 | DIV | 若定向增发前一年内发放现金股利,则为1,否则为0 |
| | 现金股利与定向增发间隔时间 | TIME | 股利预案公告日与随后定向增发预案公告日间隔的天数 |
| | 现金股利增加 | DIVPLUS | 表示定向增发前一年内发放的现金股利较上次现金股利是否增加,若增加则为1,否则为0 |
| | 现金股利减少 | DIVNEG | 衡量定向增发前一年内发放的现金股利较上次现金股利是否减少,若减少则为1,否则为0 |
| 控制变量 | 公司累计收益率 | RAWRUNUP | 增发前一年公司年累计收益率 |
| | 托宾Q值 | QRATIO | 增发前一年末(权益市值+债务账面值)/总资产 |
| | 资本支出规模 | CAPEX | 增发前一年末资本支出数额除以总资产 |
| | 财务杠杆 | LEV | 增发前一年末的总负债/总资产 |
| | 控制权 | OWN | 增发前一年末第一大股东持股比例 |
| | 净资产收益率 | ROE | 增发前一年末的净利润/净资产 |
| 年度变量 | | YR | 年度虚拟变量 |

(三)描述性统计

从表2可以看出,定向增发预案公告日(-5,+5)窗口期的累计超额收益率显著为正,这与我国学者对定向增发公告效应的研究结论一致。定向增发窗口期的CAR平均约为8.336%。同时可以发现,无论采取何种现金股利的分配决策(包括是否发放与股利变动),随后的定向增发CAR均显著为正。

表2 CAR(-5,+5)的T检验统计

| 类型 | 均值 | T值 | 样本数 | 占总样本比例 |
|-------|-------|-----------|-----|---------|
| 全样本 | 8.336 | 12.719*** | 765 | 100.00% |
| 有现金股利 | 7.494 | 9.250*** | 480 | 62.75% |
| 股利增加 | 7.267 | 5.650*** | 206 | 26.93% |
| 股利减少 | 8.035 | 5.912*** | 173 | 22.61% |
| 股利不变 | 7.031 | 4.381*** | 101 | 13.20% |
| 无现金股利 | 9.755 | 8.809*** | 285 | 37.25% |

注:***表示统计值在1%的水平上显著。

约有63%的公司选择在定向增发前一年内发放现金股利(其中,27%的公司选择股利增加,23%的公司选择股利减少,13%的公司选择股利不变)。可以看出,大多数定向增发公司倾向于在定向增发前一年内发放股利,且最倾向于增加股利。股利变动的公司约占50%,仅有约13%的公司保持现金股利不变。这也在一定程度上说明我国上市公司股利分配政策不稳定,与任有泉(2006)等学者研究结论一致。然而,通过比较均值可以发现,不同现金股利决策下定向增发公告效应(CAR)的优劣顺序与定向增发公司对现金股利决策的偏好顺序不一致。相比发放现金股利,定向增发前不发放现金股利的CAR较高。在发放现金股利的样本中,股利减少的CAR最高,股利增加其次,股利不变最低。

表3 发放现金股利与定向增发
预案公告间隔时间的描述性统计

| | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 | 偏度 | 峰度 |
|------|-----|-----|--------|--------|-------|--------|
| TIME | 1 | 360 | 160.23 | 96.869 | 0.177 | -1.056 |

根据表3的描述性统计,偏度大于0、峰度小于0表明,定向增发前发放现金股利与定向增发预案公告的间隔时间为右偏、平峰分布。也就是说,发放现金股利与定向增发的时间间隔较为均匀,并不集中,但倾向于在离发放现金股利较短的时间内进行定向增发。

四、实证结果及分析

本文使用STATA 12.0对数据进行分析,并使用稳健性标准误差消除异方差的影响。模型(1)、模型(2)、模型(3)各变量的VIF值均小于10,可认为不存在多重共线性问题。回归结果如表4所示。

表4 现金股利发放对定向增发公告效应的回归结果

| Variable | Model(1) | Model(2) | Model(3) |
|-------------------|----------|----------|----------|
| | Coef. | Coef. | Coef. |
| Intercept | 21.890 | 14.090 | 14.257 |
| | 0.010*** | 0.308 | 0.306 |
| DIV | -5.171 | - | - |
| | 0.000*** | - | - |
| TIME | - | 0.013 | 0.014 |
| | - | 0.069* | 0.068* |
| DIVPLUS | - | - | 0.219 |
| | - | - | 0.909 |
| DIVNEG | - | - | -0.781 |
| | - | - | 0.693 |
| RAWRUNUP | 0.004 | -0.030 | -0.031 |
| | 0.811 | 0.080* | 0.074* |
| QRATIO | -0.908 | -1.144 | -1.093 |
| | 0.063* | 0.115 | 0.141 |
| CAPEX | -31.946 | -37.853 | -37.778 |
| | 0.000*** | 0.000*** | 0.000*** |
| LEV | -0.205 | -0.218 | -0.219 |
| | 0.000*** | 0.000*** | 0.000*** |
| OWN | -0.008 | 0.034 | 0.035 |
| | 0.852 | 0.532 | 0.519 |
| ROE | 0.010 | 0.104 | 0.103 |
| | 0.796 | 0.057* | 0.061* |
| N | 765 | 480 | 480 |
| R-squared | 0.120 | 0.171 | 0.172 |
| Prob>F | 0.000*** | 0.000*** | 0.000*** |
| multicollinearity | no | no | no |

注:①由于年度的虚拟变量较多,限于篇幅,未将其列入表中。②变量系数下一行数值系P值。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。③模型(2)、模型(3)仅针对定向增发前一年发放现金股利的公司,因此样本数为480个。

从表4中模型(1)的回归结果可以看出,变量DIV对CAR具有显著的负影响,说明定向增发前一年内发放现金股利相比没有发放现金股利的定向增发公司而言CAR低,支持H1a。

模型(2)以定向增发前发放股利的公司为样本,回归结果表明,TIME对CAR具有显著的正影响,也就是说,定向增发前若发放现金股利,且发放现金股利与定向增发的间隔时间越长,则发放现金股利对定向增发的负影响会得到弱化,支持H1b。

模型(3)在模型(2)的基础上,进一步研究现金股利的变动对定向增发公告效应的影响差异。从表4可以看出,变量DIVPLUS、DIVNEG对CAR均没有显著影响,也即股利增加、股利减少、股利不变三种情况对定向增发公

告效应的影响没有显著差异,与H2a、2b、2c不一致。这进一步说明,我国投资者没有对现金股利变化的信号进行解读,可能的解释是:①我国股市投机性严重。史永东、王谨乐(2014)实证研究认为,我国股票市场投资者结构以个人投资者为主,机构投资者不足,这导致我国股市投机性严重。因而投资者不关注现金股利的年度变动。②我国投资者不偏好现金股利。严太华、杨永召(2014)研究发现,对于不同的股利变动,我国投资者表现极为相似,并将其原因解释为现金股利在中国资本市场不受欢迎。

五、结论及建议

(一)结论

本文以2010~2014年实行定向增发的上市公司为研究对象,实证检验了在定向增发前不同现金股利分配决策对定向增发公告效应的影响,得出以下结论:①在定向增发前发放现金股利,相比不发放现金股利,定向增发公告的效应较差。②在定向增发前发放现金股利与定向增发的时间间隔越长,定向增发公告效应越好。③在定向增发前发放现金股利的上市公司,无论现金股利增加、减少或不变,对定向增发公告效应的影响没有显著差异。其原因是我国股市投机性太强或现金股利在资本市场不受欢迎,因而投资者对股利变化不是很关注。

(二)建议

根据研究结论和分析,本文提出以下建议:

1. 上市公司应制定合理的股利分配政策。从我国证券市场的实际情况看,有些定向增发公司的股利政策较为随意,其定向增发前对现金股利分配决策的偏好顺序与不同现金分配决策对定向增发CAR的贡献度顺序不一致。因此,上市公司应谨慎考虑不同分配决策向投资者传递的信息,根据不同决策对定向增发公告效应的影响,合理地制定现金股利分配政策。

2. 投资者应保持敏感,灵活调整投资策略。由于定向增发前发放现金股利,会对随后定向增发的公告效应有显著的负影响,因而投资者在选择投资标的时需注意定向增发公司的现金股利行为,对定向增发的动机予以跟踪与关注,灵活调整投资策略,保障自己的利益。

3. 政府监管部门应使定向增发上市公司继续享有股利自由。目前,公开增发实行半强制分红政策,即公开发行股票的公司须满足“最近三年以现金方式累计分配的利润不少于最近三年实现的年均可分配利润的百分之三十”,但对于定向增发尚无此项要求。本文认为,定向增发公司的股利决策自由应予以保持。理由是:

(1)定向增发区别于公开增发,其对象范围较窄,通常以机构投资者为主。机构投资者对上市公司的投资价值具有较高的独立分析和判断能力,有能力根据市场情况和公司基本面做出较为合理的投资决策,因而无须强制定向增发公司进行分红以保障投资者的利益。

(2)半强制分红政策存在“监管悖论”的局限性。该政策常常迫使那些不宜分红的高成长性、有再融资需求的公司进行派现(李常青、魏志华、吴世农,2010),从而减少了用于后期发展的自有资金。同时,监管部门设定的分红门槛也会带来“合规效应”、“应付式”分红及“负向激励”问题,难以真正发挥监管效应,不如让定向增发公司自行制定股利政策(王志强、张玮婷,2011)。

(3)投资者日益成熟,会对定向增发以及现金股利的信号予以解读。随着我国近期资本市场的逐步开放,资本市场的透明度、有效性将逐渐增强,因而政府监管机构应尽量少用行政手段对上市公司的法人行为进行干预,以更好地发挥市场资源优化配置的功能。

主要参考文献

赵玉芳,余志勇,夏新平,汪宜霞.定向增发、现金分红与利益输送——来自我国上市公司的经验证据[J].金融研究,2011(11).

魏立江,纳超洪.定向增发预案公告市场反应及其影响因素研究——基于深圳证券交易所上市公司数据的分析[J].审计与经济研究,2008(5).

徐寿福.上市公司定向增发公告效应及其影响因素研究[J].证券市场导报,2010(5).

章卫东.定向增发新股、整体上市与股票价格短期市场表现的实证研究[J].会计研究,2007(12).

俞乔,程滢.我国公司红利政策与股市波动[J].经济研究,2001(4).

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).

李慧.半强制分红政策对上市公司现金分红策略的影响研究[J].上海经济研究,2013(1).

杨全胜,吴昊旻.行业特征、产品市场竞争与公司现金持有量——来自中国上市公司的经验证据[J].经济评论,2009(1).

肖珉.现金股利、内部现金流与投资效率[J].金融研究,2010(10).

孔小文,于笑坤.上市公司股利政策信号传递效应的实证分析[J].管理世界,2003(6).

胡乃武,阎衍,张海峰.增发融资的股价效应与市场前景[J].金融研究,2002(5).

史永东,王谨乐.中国机构投资者真的稳定市场了吗?[J].经济研究,2014(12).

严太华,杨永召.中国上市公司现金股利变化的公告效应实证研究[J].经济问题,2014(1).

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).

王志强,张玮婷.上市公司财务灵活性、再融资期权与股利迎合策略研究[J].管理世界,2011(7).