

差异化红利税真的能抑制投机吗

阮启宏 翟爱梅*

摘要: 差异化征收红利税是我国资本市场制度建设的新尝试。为了研究差异化红利税的政策效果,本文选取2005年6月14日-2014年8月13日期间A股市场发生的7927次纯现金分红作为样本,采用事件研究法和回归分析,发现:(1)政策实施后,除息日异常收益率显著增大,投资者对现金分红的偏好减弱,实际红利税负加重;(2)除息日前后的异常交易量显著增大;(3)股价波动率显著增大。差异化红利税政策没有起到抑制投机的作用。

关键词: 差异化红利税 异常交易量 股价波动率

JEL 分类号: G14, G18, G19 **中图分类号:** F830.91

文献标识码: A **文章编号:** 1000-6249(2015)06-019-21

一、引言

国际上资本市场发展经验表明,红利税政策对上市公司的股利政策和投资者行为有深远的影响。Blouin et al. (2004) 和 Chetty and Saez (2004、2005) 发现2003年美国下调红利税后,原来分红的上市公司普遍增加了分红的数量,一部分原来没有分红的公司也开始分红,表明降低红利税会促进上市公司分红。高分红股票会驱逐红利税负较重的投资者(Allen et al., 2000),不利于价值投资的实现。红利税制度一方面影响上市公司分红,另一方面影响投资者税后所得,对股票估值有重要影响。红利税改革是我国资本市场制度建设的重要内容,自1994年以来,我国经历了3次红利税改革。不同时期红利税征收办法如表1所示。

在表1中的任何时期,除证券投资基金外,机构投资者免征红利税。差异化红利税政策实施前,个人投资者和证券投资基金的红利税率均为10%,2013年1月1日起实施红利

* 阮启宏,中山大学国际商学院, E-mail: ruanqh3@163.com; 翟爱梅(通讯作者),中山大学国际商学院副教授、硕士生导师, E-mail: zhaim@mail.sysu.edu.cn, 通讯地址: 广东省珠海市中山大学珠海校区行政楼9楼国际商学院, 邮编: 519082。

本文受国家社会科学基金“股价弹性与中国市场的股票锁定量问题研究”(12CJY116)、教育部人文社会科学项目基金“股票价格波动的弹性、模型及应用研究”(11YJC790259)、中央高校基本科研业务费专项资金“股票锁定量及其在金融监管和投资分析领域的应用研究”(1209136)资助。感谢中山大学陈坚达在数据处理上提供的帮助,感谢匿名审稿人的宝贵意见,作者文责自负。

税的差异化征收，在上市公司进行分红和送股时，先按分红金额和送股面值的5%征收红利税。投资者出售股票时，若持股未滿1个月，需补缴相当于分红金额和送股面值15%的红利税；若持股超过1个月但未滿1年，补缴5%；持股滿1年，不用补缴。差异化征收红利税旨在抑制投资者投机，鼓励长线投资。但我国散户投资者居多，据Wind资讯统计，截至2014年7月，我国持股市值低于10万元的账户持有人占比是83.17%，持股市值低于50万元的账户持有人占比是96.84%，2011年我国沪市个人投资者占市场总交易额83.5%^①；另外，A股市场的换手率较高，2012年A股的换手率为174.32%，而2012年全球资本市场股票交易的换手率仅为99.78%^②。A股市场散户居多的投资者结构和居高不下的换手率会制约差异化红利税政策目标的实现。

表1 我国红利税改革历程

时期	征税对象	红利税率
1994.1.1 - 1999.8.30	个人投资者	$\max \{0, 20\% \times (\text{分红金额} - \text{对应的} \text{一年期存款利息} \times \text{股票面值})\}$
1999.9.1 - 2005.6.12	个人投资者和基金	20%
2005.6.13 - 2012.12.31	个人投资者和基金	10%
2013.1.1 至今	个人投资者和基金	持股超1年，5%； 持股期限为1个月至1年，10%； 持股不足1个月，20%。

注：资料由笔者整理相关政策和法律文件得到。

否定差异化红利税政策的媒体观点主要有：差异化红利税政策会抑制上市公司分红和降低投资者对现金分红的偏好；无法催生长期牛市；股民鲜知红利税新政，持股不满月扣“双倍”税，差异化红利税使部分个人投资者的分红变为“割肉”。支持差异化红利税的认为短炒2013年起征重税，长期持有者税负减轻，会抑制短期投机行为，鼓励长线投资^③。但上述观点均未给出实证证据。为了给出科学的政策评价，本文将研究以下几个问题：差异化红利税政策对投资者的红利税负有何影响？有没有抑制除息日前后的异常交易量？有没有降低除息日前后的股价波动率？

后文的结构安排如下：第二部分是文献综述；第三部分是理论分析和研究假设；第四部分是数据处理和研究设计；第五部分是实证分析；第六部分是结论。

① 数据来源：2012年4月20日上证第二届全球基金峰会，上海证券交易所副总经理（徐明）发言稿。

② 数据来源：世界银行。

③ 观点由笔者整理媒体报道得到。

二、文献综述

国际上关于红利税的研究主要在三个方面,其一是“分红顾客效应”,其二是“除息日效应”,其三是红利税对除息日前后的异常交易量的影响。

关于分红顾客效应方面,Allen et al. (2000)通过构建一个基于分红顾客效应的理论,说明机构投资者相对于个人投资者享有较低的红利税率,倾向于持有高分红股票;公司实行高分红来吸引更多机构投资者,传递公司质量和管理水平高的信号。

Modigliani and Miller (1958、1961)提出在没有任何摩擦的完美情形下,上市公司股利政策与股票价值无关。但现实中存在摩擦,红利税就是其中一种。国际经验表明,红利税会引起除息日前后股价行为和交易量的异常变化。关于“除息日效应”方面,Elton and Gruber (1970)研究纽交所上市公司发现,在低分红股票样本中,除息日股价下降幅度小于每股分红,而高分红的股票,除息日股价下降幅度大约等于每股分红,这就是“除息日效应”。大部分文献用税收来解释“除息日效应”,Callaghan and Barry (2003)研究1988-1995年美国存托证券市场中发生的分红,观察到除息日的异常收益率显著为负,并得到与Elton and Gruber一致的结论,还发现除息日前后的异常交易量是红利税率的增函数。Bell and Jenkinson (2002)研究1997年英国税收改革前后的分红,发现除息日比率与分红收益率有很强的正向关系,从而验证了“分红顾客效应”。Liljeblom et al. (2001)研究赫尔辛基股票交易所上市公司1994-1996年发生的分红,发现随着红利税率较高的外国投资者持股比例的上升,除息日比率降低,而且除息日前后观察到异常交易量。Hodgkinson and Partington (2013)研究2000年1月到2010年5月期间新西兰股市的分红,发现2007年10月废除资本利得税后,除息日比率降低。Chen et al. (2013)研究1992年1月到2006年12月台湾交易所的分红,发现1998年台湾收入税改革后,投资者的红利税负普遍减轻,除息日比率提高;除息日前后的异常交易量与投资者间税负差异程度正相关,与套利风险和交易成本负相关;在除息日前,高税负的投资者卖出股票,而低税负的买进。亦有学者从市场微观结构的角度来解释“除息日效应”。Frans and Jagannathan (1998)通过研究不征收红利税和资本利得税的香港股市中1980年1月到1993年12月期间发生的现金分红,发现除息日股价下降幅度与每股现金分红的差值不能完全由税收来解释,还与股票的最小交易单位有关。Al-Yahyaee (2013)通过研究没有税收、所有股票的最小交易单位都一样的阿曼股票市场,发现最小交易单位变小后,除息日的异常收益率降低,从而印证了“市场微观结构假说”。

关于除息日前后异常交易量方面,Michaely and Vila (1995、1996)证明对红利偏好不同的投资者会在除息日前后进行交易,在除息日前,税率较高的投资者倾向于卖出股票,而税率较低的倾向于买入,不同投资者群体间税收差异程度的增大会加剧除息日前后的异常交易。Michaely and Vila (1995)建立模型来说明除息日前后交易量由每股分红、投资者的风险承受程度、除息日股价波动风险和不同投资者群体间的税负差异等因素决定,解释了不同投资者群体

间的税负差异是除息日前后异常交易的重要原因。Dhaliwal and Li (2006) 发现除息日前后的异常交易量与分红收益率和投资者之间税负的差异程度正相关。

目前国内外欠缺对我国差异化红利税政策的研究。反观国外学者，他们对红利税政策的研究非常及时，如 2003 年美国削减红利税后，Chetty and Saez (2004、2005) 一年半内在 NBER 发表 3 篇文章研究红利税减少对投资者交易和上市公司股利政策的影响。而且国外学者对红利税的研究遍布世界各地，包括美国、香港、阿曼、英国、芬兰、新西兰、台湾等地，这些文献为差异化红利税政策的研究提供了宝贵的经验。本文的边际贡献在于借鉴国际研究经验，用科学的方法来评价差异化红利税政策效果，其中包括用除息日比率来衡量投资者的实际红利税负，研究差异化红利税政策对投资者实际红利税负的影响；用事件研究法研究差异化红利税实施对除息日前后异常收益率和异常交易量的影响；用多元回归方法研究差异化红利税政策对除息日前后异常交易量和股价波动率的影响。

三、理论分析和研究假设

在这一部分，本文将介绍分析除息日前后价格行为和除息日前后异常交易量、股价波动率的理论，并据此分析我国差异化红利税政策实施对除息日前后价格行为、异常交易量和股价波动率的影响，作出可验证的假设。

(一) 分红对资本利得的相对价值

假设红利税率为 t_d ，资本利得税率为 t_g ，忽略其他交易费用，上市公司给投资者分红 1 元，投资者的税后收入为 $(1 - t_d)$ 元，如果投资者通过出售股票来收获 1 元的资本利得，那么他的税后收入为 $(1 - t_g)$ 元。设投资者愿意以 α 单位的资本利得换取一单位的现金红利，即现金红利对资本利得的边际替代率为 α 。在只考虑税收因素的情况下， α 取决于红利税率和资本利得税率。

$$\alpha = \frac{1 - t_d}{1 - t_g} \quad (1)$$

Elton and Gruber (1970) 在他们关于除息日价格行为的开创性工作中发现除息日比率 PDR (Price drop ratio) 反映了分红对资本利得的相对价值。理论上，除息日比率

$$PDR = \frac{P_{cum} - P_{ex}}{D} = \frac{1 - t_d}{1 - t_g} \quad (2)$$

其中 P_{cum} 为股权登记日收盘价， P_{ex} 为除息日价格， D 为每股分红金额， t_d 为红利税率， t_g 为资本利得税率。

Michaely and Vila (1995) 对除息日比率的决定因素进行了进一步的研究，他们建立了一个动态模型来说明除息日比率由所有投资者关于分红对资本利得的平均税收偏好、风险承受程度、分红收益率和股票套利风险决定：

$$E(PDR) = \frac{P_{cum} - E(P_{ex} | I_{cum})}{D} = \bar{\alpha} - \frac{X}{K \cdot D} \cdot \sigma_e^2 = \bar{\alpha} - \frac{v}{D/P} \quad (3)$$

其中 $E(P_{ex} | I_{cum})$ 是在给定股权登记日的信息集情况下除息日的期望价格; $\bar{\alpha}$ 是投资者关于红利对资本利得的用风险承受程度加权的平均税收偏好; K 是总的风险承受程度; X 是对股票的总需求; σ_e^2 是除息日的不确定性程度; v 是风险溢价; D/P 是分红收益率。

在 A 股市场, 个人投资者和机构投资者出售流通股免征资本利得税, $t_g = 0$ 。2005 年 6 月 13 日到 2012 年 12 月 31 日, 个人投资者和证券投资基金的红利税率为 10%, $t_d = 0.1$, α 值为 0.9; 除证券投资基金的机构投资者免征红利税, $t_d = 0$, α 值为 1; 所有投资者关于红利对资本利得的平均税收偏好 $\bar{\alpha}$ 的理论值在 0.9 到 1 之间。2013 年 1 月 1 日后, 差异化红利税政策实施, 设个人投资者和证券投资基金的实际税负为 t_d , 则 α 值为 $1 - t_d$, 除基金外的机构投资者的 α 值为 1, $\bar{\alpha}$ 的理论值在 $1 - t_d$ 到 1 之间。差异化红利税政策实施后, 如果个人投资者或基金选择接受分红, 那么在分红后一定时期内卖出要补缴红利税, 这相当于使投资者损失了一个期权的价值, 因此差异化红利税的实施可能导致投资者实际税负加重。

假设 1: 实行差异化红利税政策后, 投资者对现金分红的偏好降低, 实际红利税负加重, 除息日比率下降。

(二) 除息日前后的异常交易量

不同的投资者群体间对红利税和资本利得的偏好不同会导致除息日前后的异常交易, Michaely and Vila (1995) 的动态分红顾客模型认为除息日异常交易量由以下的方式决定:

$$V_e = \frac{1}{2} D \cdot \left[\sum_{i=1}^N |(\alpha_i - \bar{\alpha})(K_i / \sigma_e^2)| \right] \quad (4)$$

其中 D 是每股分红金额; K_i 是投资者 i 的风险承受程度; α 是投资者 i 关于红利对资本利得的偏好; $\bar{\alpha}$ 是投资者关于红利对资本利得的用风险承受程度加权的平均税收偏好; σ_e^2 是除息日的不确定性程度; N 是持有股票的投资者数量。

该模型表明交易量是分红数量和投资者间税负差异程度的增函数, 是风险承受程度的增函数, 不确定性程度的减函数; 除息日前后发生异常交易的一个必要条件是投资者间存在税负差异。

在 A 股市场上, 个人投资者和基金缴纳红利税, 其他机构投资者免征红利税。因此我们假定 A 股市场上有两种主要类别的投资者: 机构投资者和个人投资者, 分别属于类别 1 和类别 2, 则 $\alpha_1 > \alpha_2$, 方程变为:

$$V_e = \frac{D}{2\sigma_e^2} [n_1 | \alpha_1 - \bar{\alpha} | K_1 + n_2 | \alpha_2 - \bar{\alpha} | K_2] \quad (5)$$

n_1 、 n_2 分别代表机构投资者和个人投资者的数量, 对应地 K_1 和 K_2 分别代表机构投资者和个人投资者的风险承受程度, α_1 、 α_2 分别代表机构投资者和个人投资者关于分红对资本利得的偏好程度 (其中 $\bar{\alpha} = \frac{K_1 n_1 \alpha_1 + K_2 n_2 \alpha_2}{K_1 n_1 + K_2 n_2}$)。假设投资者总体数量为 N , 则方程变为:

$$V_e = \frac{D}{2\sigma_e^2} [n_1 | \alpha_1 - \bar{\alpha} | K_1 + (N - n_1) | \alpha_2 - \bar{\alpha} | K_2] \quad (6)$$

联立以上方程，对 n_1 分别求一阶导和两阶导，得到以下结果：

$$\frac{\partial V_e}{\partial n_1} = \frac{D}{2\sigma_e^2}(K_1 + K_2)(\alpha_1 - \alpha_2) \frac{K_2(N - n_1)^2 - K_1n_1^2}{[K_1n_1 + K_2(N - n_1)]^2} \quad (7)$$

$$\frac{\partial^2 V_e}{\partial n_1^2} = -\frac{D}{\sigma_e^2}(K_1 + K_2)(\alpha_1 - \alpha_2) \frac{K_1K_2N^2}{[K_1n_1 + K_2(N - n_1)]^3} < 0 \quad (8)$$

Dhaliwal et al. (2006) 认为用机构投资者持股比例作为衡量投资者间税负差异的指标，这是一种不完美但合理的方法。当机构投资者持股比例非常低的时候，投资者间的税负差异非常小，因为绝大多数投资者是税负相同的个人投资者。同样，当机构持股比例相当高的时候，投资者间的税负差异也非常小，因为绝大多数投资者是税负相同的机构投资者。除息日前后异常交易量是机构投资者持股比例的凹函数。差异化红利税政策实施后，如果假设 1 成立，一方面，个人投资者的实际税负加重，而除基金外的机构投资者同样享受免征红利税的待遇，这两类投资者间的税负差异程度增大；另一方面，对于计划持股期限在 1 个月之内的投资者，他们预期的红利税率是 20%，对于持股期限在 1 个月到 1 年之间的投资者，预期红利税率是 10%，对于持股期限在 1 年以上的投资者，预期红利税率是 5%，这三类投资者对这红利税率的预期不同，相同数量的红利对这三类投资者的价值不同，他们有在除息日前后交易的动机。本文将以除息日前后 11 个交易日为事件期窗口，来研究差异化红利税政策对投资者交易的影响，出于以下考虑：若考察期距离除息日还有较长时间，会有很多除红利税以外的因素会影响投资者交易；而除息日之后，投资者已经作出了接受分红或者卖出股票的选择，即市场对除息这一事件已经充分，投资者交易受红利税影响较小；红利税对投资者交易的影响在除息日前后比较集中。根据以上分析，差异化红利税实施后，总体上，投资者间税负的差异会增大，除息日前后的异常交易量会增大。

假设 2：实施差异化红利税政策后，除息日前后的异常交易量增大。

(三) 除息日前后的股价波动率

金融学科主流做法是用股票收益率序列的标准差作为衡量股票波动性的指标。本文研究差异化红利税政策对 A 股市场波动的影响，为了消除不同时期 A 股市场整体波动程度不同的影响，本文对每只股票除息日前后收益率的标准差用对应日期市场指数的标准差进行缩放。Chen et al. (2013) 等也用类似方法来计算股票的波动率。据前文分析，差异化红利税的实施使投资者实际税负加重，除息日前后的异常交易量增大，因此除息日前后的股价波动率也应该变大。

假设 3：实施差异化红利税政策后，除息日前后的股价波动率增大。

四、数据处理和研究设计

(一) 样本

本文选择 2005 年 6 月 14 日到 2014 年 8 月 13 日 A 股市场发生的纯现金分红作为样本，纯现金分红指没有伴随股票分红、股票转赠的现金分红。在此期间一共发生了 8032 次纯现金分红，每一次现金分红对应一个观测值，本文以除息日为中心的 91 个交易日为观察期，其中以除息日

为中心的 11 个交易日定义为事件期, 其他时间为非事件期。剔除因发生停牌, 缺少以除息日为中心的 91 个交易日数据的 105 个样本, 最终得到 7927 个观测值。

本文所用个股交易数据、上市公司股利政策数据来源于国泰安 CSMAR 数据库, 机构投资者持股占流通 A 股的比例、Wind 全 A 指数日回报率数据来源于 Wind 数据库。

分红收益率用每股分红金额与股权登记日收盘价的比值来计算。表 2 展示了每年发生纯现金分红的数量。其中差异化红利税改革前发生的纯现金分红有 5256 个, 改革后发生的纯现金分红有 2971 个; 改革前分红收益率中位数为 1.02%, 改革后分红收益率中位数为 0.99%, 比改革前低 0.03%。

(二) 除息日比率、异常交易量和股价波动率的测量

1. 除息日比率 PDR。除息日比率 PDR 有三种计算方法, Graham et al. (2003) 通过研究最小交易单位变化对纽交所上市股票除息日价格行为的影响, 发现除息价格调整主要发生在除息日开盘时, 所以, 第一种计算 PDR 的方法如下:

$$PDR1 = \frac{P_{cum}^{close} - P_{ex}^{open}}{D} \quad (9)$$

其中 P_{cum}^{close} 是股权登记日收盘价, P_{ex}^{open} 是除息日开盘价, D 为每股分红金额。

表 2 样本数分年份统计

年份	观测数	分红收益率 (%)	
		中位数	平均数
2005	375	2.51%	2.14%
2006	455	2.14%	1.78%
2007	556	0.92%	0.76%
2008	518	1.35%	1.12%
2009	650	1.05%	0.87%
2010	712	1.01%	0.80%
2011	819	1.09%	0.87%
2012	1171	1.37%	1.09%
2013	1376	1.71%	1.38%
2014	1295	1.30%	0.89%
改革前	5256	1.34%	1.02%
改革后	2671	1.35%	0.99%
总体	7927	1.34%	1.01%

还有很多实证研究使用除息日收盘价来计算除息日比率，所以本文采用分别除息日收盘价和经市场调整的除息日收盘价来计算除息日比率，计算公式如下：

$$PDR2 = \frac{P_{cum}^{close} - P_{ex}^{close}}{D} \quad (10)$$

$$PDR3 = \frac{P_{cum}^{close} - \frac{P_{ex}^{close}}{1 + E(R)}}{D} \quad (11)$$

其中 P_{cum}^{close} 是除息日收盘价， $E(R)$ 是股票在除息日当天的预期回报率，计算公式为：

$$E(R) = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot R_m \quad (12)$$

其中 R_m 指除息日当天的市场回报率，本文用 Wind 全 A 指数回报率来衡量。下文以除息日为 $T+0$ 日，股权登记日为 $T-1$ 日，除息日后一日为 $T+1$ 日，依次类推。 $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\beta}$ 值根据 CAPM 模型用非事件期 $[-45, 6] \cup [6, 45]$ 的日回报率数据计算得到。

2. 除息日前后的异常交易量。本文定义以除息日为中心的 11 个交易日为事件期窗口， $t \in [-5, 5]$ ，其他时间为非事件期， $t \in [-45, -6] \cup [6, 45]$ 。为了计算异常交易量，应先定义正常交易量，类似 Callaghan et al. (2003) 和 Dhaliwal et al. (2006) 的计算方法，本文使用非事件期内的平均交易量作为正常交易量，计算公式如下：

$$NV_i = \frac{\sum_{t \in [-45, -6] \cup [6, 45]} Vol_{i,t}}{80} \quad (13)$$

其中 NV_i 是股票 i 的正常交易量， $Vol_{i,t}$ 是股票 i 在第 t 天的日交易量。

事件期窗口 $[-5, 5]$ 内的异常交易量用事件期内每天的成交量与正常成交量的比值减去 1 来计算，计算公式如下：

$$AVol_{i,t} = \frac{Vol_{i,t}}{NV_i} - 1, t \in [-5, 5] \quad (14)$$

其中 $AVol_{i,t}$ 是股票 i 事件期内第 t 天的异常交易量， $Vol_{i,t}$ 是股票 i 事件期内第 t 天的日交易量， NV_i 是股票 i 的正常交易量。

3. 股价波动率的测量。本文用事件期内股票收益率的标准差与对应日期内市场指数的收益率标准差之比来衡量除息日前后的股价波动率。计算公式如下：

$$vola_i = \frac{S_i}{S_{im}} = \frac{\sqrt{\sum_{t=-5}^5 (Y_{i,t} - \bar{Y}_i)^2}}{\sqrt{\sum_{t=-5}^5 (X_{i,t} - \bar{X}_i)^2}} \quad (15)$$

其中 $vola_i$ 表示股票 i 在除息日前后的波动率， S_i 表示事件期内股票 i 的收益率标准差， S_{im} 表示股票 i 事件期内市场指数的收益率标准差， $Y_{i,t}$ 表示股票 i 第 t 日的收益率， \bar{Y}_i 表示股票 i 事件期内的平均收益率， $X_{i,t}$ 表示股票 i 第 t 日市场指数的收益率， \bar{X}_i 表示股票 i 事件期内市场指数的平均收益率。

类似地，股票 i 在非事件期的股价波动率 $volatility_i$ 用非事件期内股票收益率的标准差与对应日期内市场指数的收益率标准差之比来衡量。

（三）政策变量的构造

根据之前的分析,差异化红利税政策的实施对除息日比率、除息日前后异常交易量和股价波动率都有影响。本文用虚拟变量 $trr13$ 来表示政策变量。2013年1月1日起开始实行差异化红利税政策,因此除息日在2013年1月1日以前的分红, $trr13 = 0$; 除息日在2013年1月1日或以后的分红, $trr13 = 1$ 。

（四）上市公司特征变量的测量

除了差异化红利税政策外,还有很多影响除息日比率、除息日前后异常交易量和除息日前后股价波动率的因素,包括分红收益率、机构投资者持股比例、套利风险、交易费用、流通市值等。

Elton and Gruber (1970)、Michaely and Vila (1995、1996) 和 Michaely et al. (1996) 认为除息日比率与分红收益率有正向关系,而且分红收益率越高,除息日前后的异常交易量就越大。本文用每股分红金额和股权登记日收盘价的比值来计算分红收益率。Michaely and Vila (1995、1996) 和 Michaely et al. (1996) 认为异常交易量是风险承受程度的增函数,是不确定性的减函数。本文用三个不同的指标来衡量风险水平,分别是股价波动率、 β 值和非系统性风险。其中 β 值用来衡量系统性风险,用非事件期的日收益率数据由 CAPM 模型得到,本文市场指数选择囊括全体 A 股的 Wind 全 A 指数;参照 Dhaliwal et al. (2006) 和 Chen et al. (2013) 的做法,非系统性风险用 CAPM 模型的残差项标准差与市场指数收益率标准差之比来衡量;非事件期股价波动率用股票在非事件期内收益率的标准差与对应日期市场指数的标准差之比来计算。

Dhaliwal et al. (2006) 认为,使用机构投资者持股比例来衡量投资者间的税负差异,是不完美但合理的。本文用除息日所在季度末的机构投资者持股合计与流通 A 股的比值来计算机构投资者持股比例。

Michaely and Vila (1995、1996) 和 Michaely et al. (1996) 认为交易费用越高,投资者通过套利获得的利润越小,异常交易量会降低。参考 Dhaliwal et al. (2006) 的做法,本文采用股权登记日收盘价的倒数作为交易费用的指标,因为在 A 股市场,所有股票的最小报价单位都是 0.01 元,而且 A 股市场换手率较高,成交活跃,所以股价越高,交易费用越小。

本文引入上市公司的流通市值来控制公司规模对除息日比率、异常交易量和股价波动率的影响,流通市值用非事件期内股票流通市值的平均值来计算。以往研究通常用总市值作为控制变量,如 Dhaliwal et al. (2006) 和 Chen et al. (2013)。与国际资本市场不同,在 A 股市场,存在流通股与非流通股之分,只有流通股能参与二级市场的交易,因此选择流通市值作为控制变量更加合理。

五、实证分析

（一）描述性统计

表 3 展示了本文所用关键变量的描述性统计结果。

表 3 主要变量描述性统计

变量代码	变量名称	观测数	平均数	标准差	最小值	最大值
dy	分红收益率 (%)	7927	1.34	1.16	0.02	16.26
tc	交易费用	7927	0.12	0.08	0.00	0.57
trr13	税制改革虚拟变量	7927	0.34	0.47	0.00	1.00
acap	流通市值 (千元)	7784	11000000	61300000	116900	181000000
inst	机构投资者持股比例 (%)	7745	36.35	24.63	0.00	172.82
volatility	非事件期股价波动率	7927	1.90	0.55	0.43	5.56
beta	贝塔值	7927	1.13	0.31	-0.30	2.66
irisk	非系统风险	7927	1.49	0.59	0.35	5.43
vola	事件期股价波动率	7927	1.92	0.88	0.21	13.73
pdr1	除息日比率 1	7927	1.05	6.87	-130.67	525.68
pdr2	除息日比率 2	7927	1.41	10.52	-310.00	528.59
pdr3	除息日比率 3	7927	1.40	9.70	-277.34	524.62
avol	异常交易量	7927	-0.47	3.22	-5.73	35.97

(二) 除息日前后的价格行为、异常交易量和股价波动率分析

1. 除息日前后价格行为

差异化红利税改革前后, 事件期窗口 $[-5, 5]$ 内, 异常收益率 AR 和累计异常收益率 CAR 对比的统计结果如表 4 所示。AR 和 CAR 的计算公式如下:

$$AR_{i,t} = Y_{i,t} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \cdot R_{m,t} \quad (16)$$

$$CAR_{i,T} = \sum_{t \in T} AR_{i,t} \quad (17)$$

其中 $AR_{i,t}$ 是股票 i 在第 t 日的异常收益率, $Y_{i,t}$ 是股票 i 在第 t 日的收益率, $R_{m,t}$ 为第 t 天市场指数收益率, $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ 由 CAPM 模型得到; $CAR_{i,T}$ 代表时间窗口 T 内的累计异常收益率。

本文采用分红收益率高于中位数 (1.01156%) 的样本作为高分红样本, 高分红样本一共有 3922 个观察值。差异用改革后的数值减去改革前的数值来计算。在全样本中, 差异化红利税政策实施后, $T-3$ 日的异常收益率在 5% 的水平上显著降低, $T-1$ 日的异常收益率在 1% 的水平上降低, 而除息日的异常收益率在 1% 的水平上增加; $[-5, -1]$ 窗口内的累计异常收益率在 1% 的水平上降低; 与之相反, $[0, 5]$ 窗口内的累计异常收益率在 1% 的水平上提高。上述结果

在高分红样本中更加显著,改革前 $[-5, -1]$ 窗口内录得的累计异常收益率为1.36%,而改革后仅为0.64%。

表4 除息日前后异常收益率与累计异常收益率

交易日	超常收益率 AR × 10000							
	全样本				高分红样本			
	改革前	改革后	差异	t 值	改革前	改革后	差异	t 值
-5	3.06	6.111	3.050	0.57	9.854	10.383	0.529	0.08
-4	16.394	14.509	-1.885	-0.35	32.742	24.231	-8.511	-1.20
-3	16.475	4.868	-11.607**	-2.18	22.392	6.617	-17.208**	-2.24
-2	15.154	15.009	-0.145	-0.03	28.423	18.248	-10.175	-1.51
-1	27.643	3.458	-24.185***	-4.66	42.593	4.172	-38.421***	-5.74
0	-33.539	-7.342	26.196***	5.02	-46.889	-14.308	32.581***	4.81
1	6.134	13.19	7.055	1.25	3.171	9.757	6.586	0.88
2	4.13	5.422	1.292	0.24	4.494	3.869	-0.626	-0.09
3	-0.847	1.902	2.748	0.50	-1.545	6.352	7.897	1.07
4	-0.866	0.383	1.249	0.24	-3.839	9.381	13.221*	1.91
5	-4.215	2.909	7.125	1.35	0.306	4.523	4.217	0.61
交易日区间	累计超常收益率 CAR × 10000							
	全样本				高分红样本			
	改革前	改革后	差异	t 值	改革前	改革后	差异	t 值
$[-5, -1]$	78.726	43.954	-34.772***	-2.79	136.005	63.651	-72.354***	-4.40
$[0, 5]$	-29.202	16.463	45.665***	3.29	-44.302	19.574	63.876***	3.51

注: *、**、*** 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。

在差异化红利税政策实施前,除息日前的异常收益率均大于0,累计异常收益率在股权登记日达到最大值,反映了市场对现金分红的期望,除息日录得负的异常收益率,说明市场愿意以较多的资本利得去换取现金分红,除息日之后,异常收益率在0值附近徘徊,累计超常收益率也无明显的变动,说明除息日当天的价格变动已经反映了分红这一事件的影响;而实施差异化红利税政策之后, $[-4, -1]$ 窗口内的异常收益率均比改革前小,说明改革后市场对现金分红的期望不如从前;除息日异常收益率也为负值,但较改革前显著提高,说明相对于改革前,市场对现金分红的偏好降低,只愿以较少的资金利得换取现金分红。

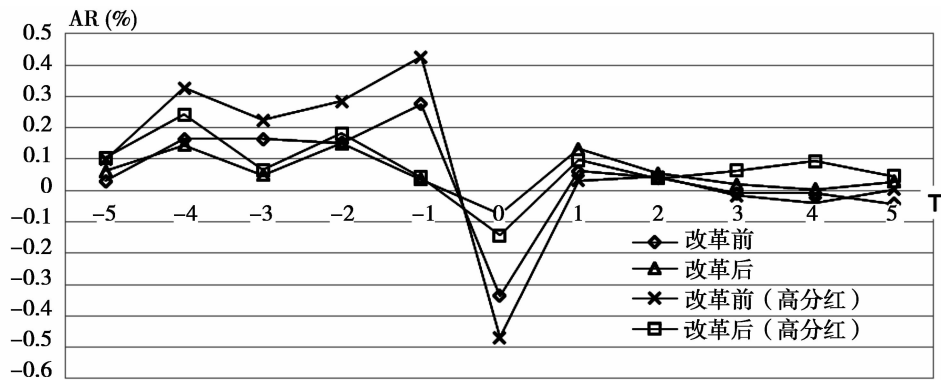


图1 改革前后异常收益率对比

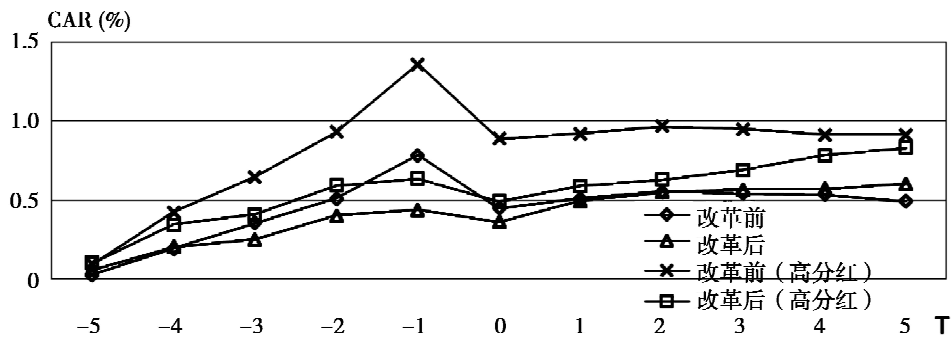


图2 改革前后累计异常收益率对比

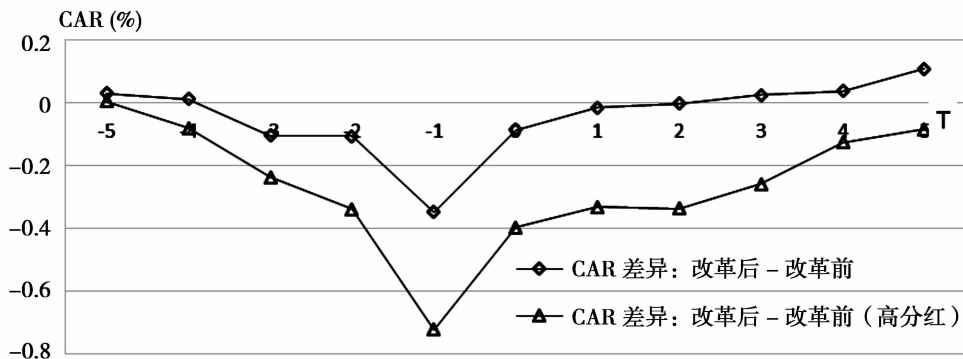


图3 改革前后累计异常收益率的差异

在除息日之后， $[1, 5]$ 窗口内异常收益率均为正数，累计异常收益率继续攀升， $[1, 5]$ 窗口内的累计异常收益率达到 0.10867% ($\Pr(|T| > |t|) = 0.0653$)，说明除息日当天的价格变动未充分反应分红这一事件的影响；累计异常收益率为正可能的解释是投资者规避分红而在除息日后买入，而除息日之前买入的投资者为了避税而锁定股票。改革后累计异常收益率与改革前的差值在 $[-5, -1]$ 窗口内持续扩大，在股权登记日达到累计异常收益率的差距

达到最大,为0.34772%;从除息日开始情况发生转变,在 $[0, 5]$ 窗口内,异常收益率的差距一直向反方向变动,形成了“V形反转”的形态。在高分红样本中,上述现象体现得更为明显。

表5 累计异常收益率和异常收益率回归分析

VARIABLES	car (-5, -1) (1)	ar0 (2)
trr13	0.004 ** (1.97)	0.001 * (1.71)
dy	0.863 *** (13.85)	-0.249 *** (-9.20)
trr13 × dy	-0.512 *** (-5.55)	0.084 ** (2.05)
Constant	-0.004 *** (-3.43)	-0.000 (-0.01)
Observations	7, 927	7, 927
R - squared	0.026	0.017

注:括号内为经 White 稳健标准误调整的 t 值,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

表6 除息日比率改革前后对比

全样本	改革前	改革后	差异:改革后 - 改革前
PDR1	0.981	0.892	-0.089 **
t 值			(-2.06)
PDR2	1.473	1.167	-0.306 **
t 值			(-2.42)
PDR3	1.432	1.205	-0.227 **
t 值			(-2.32)
高分红样本	改革前	改革后	差异:改革后 - 改革前
PDR1	0.833	0.761	-0.073 ***
t 值			(-4.12)
PDR2	1.220	1.008	-0.212 ***
t 值			(-3.94)
PDR3	1.211	1.033	-0.178 ***
t 值			(-4.63)

注:括号内为 t 统计值,*、**、*** 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。

多元回归分析的结果如表 5 所示。为了控制极端值的影响，下文对连续变量 1% 以下和 99% 以上的分位数进行了缩尾处理 (Winsorize)。

在模型 (1) 中，税制改革虚拟变量与分红收益率的交互项系数在 1% 的水平上显著为负，说明在差异化红利税改革实施后，分红收益率与 $[-5, -1]$ 内累计异常收益率的正向关系减弱；在模型 (2) 中，交互项系数在 5% 的水平上显著为正，说明在差异化红利税改革实施后，除息日异常收益率与分红收益率的负相关关系减弱。

在上述分析中，除息日是各种变化的拐点。本文选择除息日比率为中间变量，考察改革前后投资者对现金分红的偏好、实际红利税负的变化。表 6 展示了改革前后除息日比率对比。

在全样本中，差异化红利税改革后的 PDR1、PDR2 和 PDR3 均在 5% 的水平上降低；高分红样本中除息日比率的下降更加明显，PDR1、PDR2 和 PDR3 均在 1% 的水平上降低；由之前的分析，除息日比率的下降意味着市场对现金分红的偏好减弱，投资者实际的红利税负加重。高分红样本的除息日比率比全样本更小。表 7 展示了多元线性回归的结果。

表 7 除息日比率与“分红顾客效应”

VARIABLES	pdr1 (1)	pdr2 (2)	pdr3 (3)
trr13	-0.088 ** (-2.06)	-0.304 ** (-2.41)	-0.225 ** (-2.26)
dy	-10.255 *** (-5.85)	-18.131 *** (-3.61)	-17.876 *** (-4.55)
Constant	1.117 *** (24.88)	1.713 *** (13.22)	1.669 *** (16.80)
Observations	7, 927	7, 927	7, 927
R - squared	0.004	0.002	0.003

注：括号内为经 White 稳健标准误调整的 t 值，*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

模型 (1) (2) (3) trr13 的系数均在 5% 的水平上显著为负，与之前的结果一致；分红收益率的系数均在 1% 的水平上显著为负，与 Elton and Gruber (1970) 等学者的研究相反，A 股市场不存在“分红顾客效应”；可能的解释是证券投资基金与个人投资者适用相同的红利税率；高分红股票未必吸引到税负较低的机构投资者的持有，在本文中分红收益率与机构投资者持股比例的相关系数仅为 0.01，p 值为 0.16，可以作为佐证。

2. 除息日前后异常交易量

差异化红利税改革前后，在 $[-5, 5]$ 事件期窗口内，异常交易量和累计异常交易量的比较结果如表 8 所示。

表8 异常交易量和累计异常交易量改革前后对比

交易日	异常交易量 $Avol \times 100$			
	改革前	改革后	差异: 改革后 - 改革前	t 值
-5	-12.052	-9.779	2.273	1.47
-4	-8.642	-7.664	0.978	0.59
-3	-7.617	-7.781	-0.164	-0.10
-2	-7.282	-7.069	0.213	0.13
-1	-7.641	-3.441	4.199**	2.47
0	-6.914	-4.339	2.575	1.51
1	-1.380	-3.864	-2.484	-1.42
2	-2.014	-5.797	-3.782**	-2.10
3	-2.687	-7.886	-5.199***	-2.96
4	-2.819	-6.524	-3.706**	-2.17
5	-1.294	-6.046	-4.752**	-2.51
交易日区间	累计异常交易量 $CAV \times 100$			
	改革前	改革后	差异: 改革后 - 改革前	t 值
[-5, 0]	-50.148	-40.073	10.075	1.32
[-1, 0]	-14.555	-7.780	6.774**	2.18
[1, 5]	-10.195	-30.118	-19.922***	-2.84

注: *、**、*** 分别表示双尾检验中 10%、5%、1% 的显著性水平。

在差异化红利税政策实施后,在除息日前 $[-5, 0]$ 窗口内,除了 $T-3$ 日,其他交易日异常交易量均增大;在除息日之后的 $[1, 5]$ 窗口内,每一个交易日的异常交易量都减小,其中 $T+3$ 日异常交易量的变化在 1% 的水平上小于 0, $T+2$ 、 $T+4$ 和 $T+5$ 日异常交易量的变化在 5% 的水平上小于 0。实施差异化红利税政策后,累计异常交易量在除息日前窗口 $[-5, 0]$ 增加,在 $[-1, 0]$ 窗口在 5% 的水平上显著增加,在 $[1, 5]$ 窗口内在 1% 的水平上减小。改革前后累计异常交易量的差距在 $T+0$ 日(除息日)达到最大,之后持续向反方向变动,形成了“倒 U 形”的形态,如图 4 所示。分红这一事件对异常交易量的影响主要体现在除息日和除息日之前,即 $[-5, 0]$ 窗口,在这一窗口内异常交易量增大;特别地,在 $[-1, 0]$ 窗口内,异常交易量显著增大,初步验证了差异化红利税的实施使异常交易量增大的假设。

为了进一步地考察差异化红利税政策的实施对除息日前后异常交易量的影响,本文使用 6 个模型进行多元线性回归,结果如表 9 所示。其中基本回归模型如下:

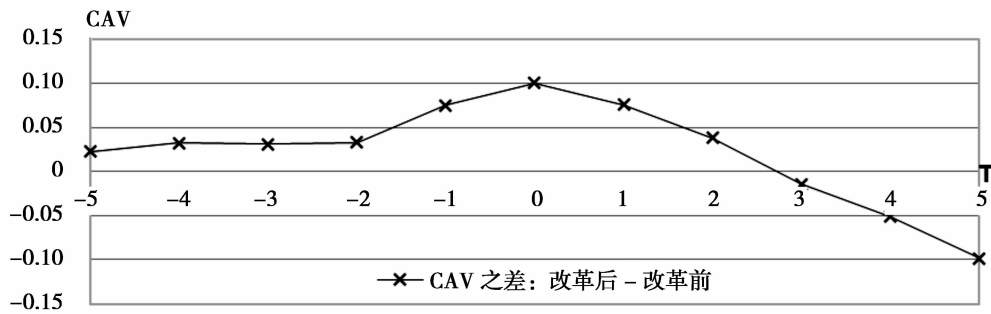


图4 改革前后累计异常交易量的变化

$$\begin{aligned}
 avol = & \beta_0 + \beta_1 \cdot trr13 + \beta_2 \cdot dy + \beta_3 \cdot inst + \beta_4 \cdot beta + \beta_5 \cdot irisk \\
 & + \beta_6 \cdot lnacap + \beta_7 \cdot tc + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{18}$$

模型中因变量 *avol* 是事件期窗口 $[-5, 5]$ 内 11 个交易日异常交易量之和。

模型 (1) 和模型 (2) 分别引入非事件期股价波动率 (*volatility*) 和 *beta* 值 (*beta*)、非系统风险 (*irisk*) 来控制风险因素对异常交易量的影响。模型 (3) (4) (5) (6) 分别引入税制改革虚拟变量与非事件期股价波动率、交易费用、*beta* 值和非系统风险的交互项，研究差异化红利税改革对以上四个变量对异常交易量的影响产生的效应。

在模型 (1) (2) (3) (4) (5) (6) 中，税制改革虚拟变量的系数符号均为正号，与预期符号一致；其中模型 (2) (3) (4) (6) 中 *trr13* 的系数在 1% 的水平显著为正，模型 (5) 中 *trr13* 的系数在 5% 的水平显著为正，说明在控制其他变量后，差异化红利税改革后，除息日前后异常交易量增大。*Michaely and Vila (1995)* 认为投资者间税负水平差异增大会使异常交易量增大，*Callaghan et al. (2003)* 发现红利税率越高，除息日前后异常交易量越大，因此这个实证结果同时验证了差异化征收红利税扩大了投资者间税负水平差异，投资者的实际红利税负加重。

在模型 (1) (2) (3) (4) (5) (6) 中，分红收益率的系数全部在 1% 的水平上显著为正，与预期符号一致，分红收益率越高，除息日前后的异常交易量越大；交易费用的系数全部在 1% 的水平上显著为负，与预期符号一致，交易费用越高，除息日前后的异常交易量越小；流通市值的对数值的系数的 1% 的水平上显著为负，与预期符号一致，流通市值大的股票除息日前后的异常交易量越小；机构投资者持股比例的系数全部为正，与预期符号一致，其中模型 (1) (3) (4) (6) 中机构投资者持股比例的系数均在 10% 的水平上显著，机构投资者持股比例较高的股票，异常交易量较小，说明机构投资者在一定程度上抑制了除息日前后的异常交易。

在模型 (1) (3) (4) 中，非事件期股价波动率的系数在 1% 的水平上显著为负，在模型 (2) (5) (6) 中，非系统风险的系数在 1% 的水平上显著为负，与预期符号相同，说明股价波动率、非系统风险的提高一般会抑制除息日前后的异常交易，验证了 *Michaely et al. (1995、1996)* 的理论；在模型 (2) (5) (6) 中，*beta* 值的系数在 5% 的水平上显著为正，与 *Dhaliwal et al. (2006)*、*Chen et al. (2013)* 等学者的发现相反，说明在 A 股市场，对系统性风险越敏感

的股票，除息日前后的异常交易量越大。

表9 除息日前后异常交易量多元线性回归结果

VARIABLES	avol					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
trr13	0.196 (1.56)	0.389*** (2.97)	1.355*** (2.98)	0.606*** (2.80)	0.960** (2.13)	1.151*** (3.17)
dy	21.121*** (3.53)	20.223*** (3.38)	20.734*** (3.47)	20.021*** (3.32)	20.039*** (3.35)	19.900*** (3.33)
inst	-0.710** (-2.55)	-0.441 (-1.57)	-0.767*** (-2.74)	-0.648** (-2.31)	-0.449 (-1.60)	-0.505* (-1.78)
beta		0.429** (2.08)			0.608** (2.35)	0.431** (2.09)
irisk		-1.073*** (-8.38)			-1.068*** (-8.33)	-0.862*** (-5.21)
lnacap	-0.160*** (-2.94)	-0.191*** (-3.47)	-0.148*** (-2.72)	-0.153*** (-2.81)	-0.190*** (-3.45)	-0.180*** (-3.25)
tc	-8.592*** (-10.43)	-8.940*** (-10.82)	-8.707*** (-10.56)	-7.224*** (-6.63)	-9.044*** (-10.85)	-8.992*** (-10.89)
volatility	-0.856*** (-6.73)		-0.596*** (-3.54)	-0.877*** (-6.88)		
trr13 × volatility			-0.603*** (-2.59)			
trr13 × tc				-3.492** (-2.27)		
trr13 × beta					-0.522 (-1.31)	
trr13 × irisk						-0.495** (-2.20)
Constant	4.224*** (4.87)	4.060*** (4.69)	3.603*** (4.00)	4.007*** (4.58)	3.839*** (4.35)	3.622*** (4.05)
Observations	7, 604	7, 604	7, 604	7, 604	7, 604	7, 604
R-squared	0.020	0.025	0.022	0.021	0.025	0.026

注：括号内为经 White 稳健标准误调整的 t 值，*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

在模型 (3) (4) (5) (6) 中, 交互项的系数均为负, 其中模型 (3) (4) (6) 中的系数均在 5% 的水平上显著为负, 说明差异化红利税实施之后, 非事件期股价波动率、交易费用和非系统风险与除息日前后异常交易量的负相关关系显著增强。

3. 除息日前后股价波动率

为了研究差异化红利税实施对除息日前后股价波动率的影响, 本文进行了 3 组多元线性回归, 结果如表 10 所示。

表 10 除息日前后股价波动率多元线性回归结果

VARIABLES	vola		
	(1)	(2)	(3)
trr13	0.129 *** (6.08)	0.088 *** (4.56)	0.087 *** (4.31)
dy		-2.499 *** (-3.17)	-2.452 *** (-3.11)
inst		-0.074 * (-1.82)	-0.082 ** (-1.97)
beta			0.390 *** (12.05)
irisk			0.530 *** (28.09)
lnacap		-0.020 *** (-2.65)	-0.018 ** (-2.27)
tc		-1.277 *** (-10.75)	-1.263 *** (-10.62)
volatility		0.654 *** (34.65)	
Constant	1.869 *** (187.46)	1.150 *** (9.43)	1.121 *** (9.12)
Observations	7,927	7,604	7,604
R-squared	0.006	0.245	0.243

注: 括号内为经 White 稳健标准误调整的 t 值, *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

其中基本回归模型如下:

$$\begin{aligned}
 vola = & \beta_0 + \beta_1 \cdot trr13 + \beta_2 \cdot dy + \beta_3 \cdot inst + \beta_4 \cdot beta + \beta_5 \cdot irisk \\
 & + \beta_6 \cdot lnacap + \beta_7 \cdot tc + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{19}$$

模型(1)单独考察税制改革虚拟变量对除息日前后股价波动率的影响, $trr13$ 的系数在1%水平上显著为正, t 值达到了6.076, 说明差异化红利税政策实施后, 除息日前后股价波动率显著增大。

模型(2)和模型(3)分别引入非事件期股价波动率和 β 值、非系统风险来控制风险因素对除息日前后股价波动率的影响。模型(2)(3)中, $trr13$ 的系数均在1%的水平上显著为正, 进一步验证了差异化红利税政策实施后, 除息日前后股价波动增大; 分红收益率的系数全部在1%的水平上显著为负, 说明分红收益率较高的股票, 除息日前后股价波动较小; 交易费用的系数均在1%的水平上显著为负, 与预期符号一致, 交易费用越高, 股价波动率越低; 机构投资者持股比例的系数在10%的水平上显著为负, 与预期符号一致, 说明机构投资者在一定程度上起到平抑股价波动的作用; 流通市值的对数值的系数的1%的水平上显著为负, 与预期符号一致, 流通市值越大, 股价波动率越低; 非事件期股价波动率和 β 值、非系统风险的系数均在1%的水平上显著为正, 与预期符号一致, 三者都是衡量股票风险程度的指标。事件期股价波动率与非事件期股价波动率正相关, 系统性风险和非系统性风险越高, 除息日前后股价波动率越高。

(三) 稳健性检验

本文进行以下稳健性检验: (1) 参照 Callaghan et al. (2003) 的做法, 将非事件期时间窗口改为 $[-45, -15] \cup [15, 45]$, 事件期时间窗口改为 $[-7, 7]$; (2) 采用异常交易金额比率代替异常交易量比率来衡量投资者在除权除息日前后的异常交易; (3) 将计算异常交易量的时间窗口换为 $[-5, 1]$ 再进行回归分析和参照 Chen et al. (2013) 的做法, 将计算异常交易量的时间窗口换为 $[-1, 1]$, 再进行回归; (4) a. 为了样本的完整性, 不进行缩尾处理(winsorize); b. 缩尾处理的分位数选0.5%; c. 缩尾处理的分位数选5%; (5) 为了避免内生性问题, 机构持股比例用除息日所在季度的上一季度末时机构持股合计与流通A股的比值来计算; (6) 以往文献都是采用总市值作为控制变量, 因此将流通市值换成总市值和流通A股占总股本比例两个指标, 再进行回归分析; (5) 异常交易量的正态性。将异常交易量指标换为 $LAVOL = \log(11 + AVOL)$, 再进行回归; (6) A股市场最小报价单位是0.01元, 如果每股分红小于0.01元, 分红的影响不能完全反映到价格上, 去除每股分红低于0.01元的观测值, 排除市场微观结构对除息日比率的影响; (7) 运用 Amihud (2002) 的非流动性比率代替股权登记日收盘价的倒数, 来作为交易费用的近似估计。

稳健性检验所得结论都与原结论一致, 差异化红利税改革后, 除息日比率显著下降, 投资者对现金分红偏好降低, 投资者的实际红利税负加重; 除息日前后的异常交易量显著增大; 除息日前后波动率显著增大。因此本文的结论稳健。

六、结论

为了科学地评价差异化红利税的政策, 必须运用合理的评判标准, 在研究政策对投资者实际税负的影响时, 本文采用除息日比率来衡量投资者的实际税负, 实证结果表明, 实施差异化

红利税政策后，除息日比率显著下降，投资者的实际税负加重；本文还发现 A 股市场不存在“分红顾客效应”；除息日异常收益率为负，差异化红利税使除息日的异常收益率提高；改革前后累计异常收益率的差异在除息日前后存在“V 形反转”现象。

在研究差异化红利税政策是否抑制了投机的时候，本文选择了异常交易量和经市场波动率调整的股价波动率两个指标作为评判标准。研究结果表明，实施差异化红利税后，除息日前后的异常交易量显著增大，除息日前后的股价波动率显著增大。从实施差异化红利税前两年和后两年的市场总体数据来看，据 Wind 资讯，2011 - 2014 年 A 股市场的换手率分别为 207.87%、174.32%、239.31% 和 324.04%，2013 年 1 月 1 日实施差异化红利税政策后，总体上市场换手率水平不降反升；2011 - 2014 年上证综合指数的年化波动率分别为 16.63%、16.65%、17.27% 和 18.22%，实施差异化红利税政策后，市场波动率同样不降反升，这在一定程度上为本文结论提供了有力的佐证。以上实证结果表明，差异化红利税政策的实施使投资者的异常交易增加，股价波动加剧，没有起到抑制投机的作用。综上所述，差异化红利税政策实施以来的效果与其政策目标背道而驰，我国股票市场的红利税制度还存在很大的改进空间。

参考文献

- Al - Yahyaee K, 2013, "The Effect of a Reduction in Price Discreteness on Ex - day Stock Returns in a Unique Environment," *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 23, pp. 383 - 394.
- Amihud, Yakov, 2002, "Illiquidity and Stock Returns: Cross - section and Time - series Effects," *Journal of Financial Markets*, 5, pp. 31 - 56.
- Dan Dhaliwal and Oliver Zhen li, 2006, "Investor Tax Heterogeneity and Ex - Dividend Day Trading Volume," *The Journal of Finance*, vol. LXI, NO. 1, pp. 463 - 490.
- Elton, Edwin J. , Gruber, Martin J. , 1970, "Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect," *The Review of Economics and Statistics*, 52, pp. 68 - 74.
- Eva Liljebloom, Anders Loflund and Kaj Hedvall, 2001, "Foreign and Domestic Investors and Tax Induced ex - dividend Day Trading," *Journal of Banking & Finance*, 25, pp. 1687 - 1716.
- Franklin Allen, Antonio E. Bernardo and Ivo Welch, 2000, "A Theory of Dividends Based on Tax Clienteles," *The Journal of Finance*, vol. LV, NO. 6, pp. 2499 - 2536.
- Graham, John R. , Michaely, Roni, Roberts, Michael R. , 2003, "Do Price Discreteness and Transactions Costs Affect Stock Returns? Comparing Ex - dividend Pricing before and after Decimalization," *Journal of Finance*, 58, pp. 2611 - 2635.
- Hung - Ling Chen, Edward H. Chow, Cheng - Yi Shiu, 2013, "Ex - dividend Prices and Investor Trades: Evidence from Taiwan," *Pacific - Basin Finance Journal*, 24, pp. 39 - 65.
- Leonie Bell and Tim Jenkinson, 2002, "New Evidence of the Impact of Dividend Taxation and on the Identity of the Marginal Investor," *The Journal of Finance*, VOL. LVII, NO. 3, pp. 1321 - 1346.
- Lynn Hodgkinson and Graham Partington, 2013, "Capital Gains Tax, Managed Funds and the Value of Dividends: The Case of New Zealand," *The British Accounting Review*, 45, pp. 271 - 283.

- Michaely, Roni, Murgia, Maurizio, 1995, "The Effect of Tax Heterogeneity on Prices and Volume around the Ex - dividend Day: Evidence from the Milan Stock Exchange," *Review of Financial Studies*, 8, pp. 369 - 399.
- Michaely, Roni, Vila, Jean - Luc, 1995, "Investors' Heterogeneity, Price, and Volume around the Ex - dividend Day," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, pp. 171 - 198.
- Michaely, Roni, Vila, Jean - Luc, 1996, "Trading Volume with Private Valuation: Evidence from the Ex - dividend Day," *Review of Financial Studies*, 9, pp. 471 - 509.
- Michaely, Roni, Vila, Jean - Luc, Wang, Jiang, 1996, "A Model of Trading volume with Tax - induced Heterogeneous Valuation and Transaction Costs," *Journal of Financial Intermediation*, 5, pp. 340 - 371.
- Murray Frank and RaviJagannathan, 1998, "Why do Stock Prices Drop by Less than the Value of the Dividend? Evidence from a Country without Taxes," *Journal of Financial Economics*, 47, pp. 161 - 188.
- Nikolaos T. Milonas, Nickolaos G. Travols, Jason Zehong Xiao and Cunkai Tan, 2006, "The Ex - dividend Day Stock Price Behaviour in the Chinese Stock Market," *Pacific - Basin Finance Journal*, 14, pp. 155 - 174.
- RajChetty and Emmanuel Saez, 2004, "Do Dividend Payments Respond To Taxes? Preliminary Evidence From The 2003 Dividend Tax Cut," NBER working paper 10572.
- RajChetty and Emmanuel Saez, 2005, "Dividend Taxes and Corporate Behaviour: Evidence From the 2003 Dividend Tax Cut," NBER working paper 10841.
- RajChetty, Joseph Rosenberg and Emmanuel Saez, 2005, "The Effects of Taxes on Market Responses to Dividend Announcements and Payments: What Can We Learn from the 2003 Dividend Tax Cut?," NBER working paper 11452.
- Sandra Renfro Callaghan and Christopher B. Barry, 2003, "Tax - Induced Trading of Equity Securities: Evidence from the ADR Market," *The Journal of Finance*, vol. LVIII, NO. 4, pp. 1583 - 1611.
- White, Halbert, 1980, "A Heteroskedasticity - consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, pp. 817 - 838.

Does differentiated dividend tax policy really curb speculating

Ruan Qihong Zhai Aimei

Abstract: Differentiated dividend tax policy is an innovation of Chinese capital market institution construction. In order to study the effect of differentiated dividend tax, we employ the event study method and regression analysis, basing upon 7927 pure cash dividend events in the A - share market between June 14th, 2005 and August 13th, 2014, find that (1) after implementation of the policy, the abnormal return on the ex - day significantly increases, investors' preference for cash dividend is weakened and the real dividend tax burden increases; (2) the abnormal trading volume around the ex - day significantly increases; (3) the stock return volatility around the ex - day significantly increases. In conclusion, differentiated dividend tax policy doesn't curb speculating.

Keywords: Differentiated dividend tax; Abnormal trading volume; Volatility.

(责任编辑: 金保)