中国 A 股月份效应的再检验——基于中国农历的视角

梁晓波

（湖南大学经济管理研究中心，湖南省长沙市，410006）

刘千秋

（湖南大学经济管理研究中心，湖南省长沙市，410006；夏威夷大学马诺阿分校夏勒德商学院，美国夏威夷州檀香山市，96822）

Allan Zebedee

（湖南大学经济管理研究中心，湖南省长沙市，410006；克拉森大学 David D. Reh 商学院，美国纽约州波茨坦市，13699）

摘要：基于中国传统文化，本文重新检验了中国 A 股的月份效应。本文的实证工作首先证实了中国 A 股不存在 1 月效应，但是存在 2 月效应或 3 月效应，与相关文献一致。但是，基于中国农历的视角对月份效应进行检验时，却发现了正月效应，并且正月效应具有规模效应的特点：即公司规模越大，正月效应反而越弱。美国的农历正月效应不存在，说明正月效应与中国传统文化息息相关，离开中国传统文化的土壤，正月效应将不复存在。从分样本、分时期、分行业等角度来看，正月效应是稳健存在的。

关键词：月份效应；正月效应；中国 A 股；中国农历

中图分类号： F832 **文献标识码：** A

1 引言

中国现行的历法有两种：包括源自西方国家的公历（以下简称“西方公历”或“公历”）和源自古代中国的农历（以下简称“中国农历”或“农历”）。无可否认，世界上大多数国家采用公历作为通用历法，由罗马大公教会教宗格列高利十三世（Gregorius PP. XIII）在 1582 年颁行实施的历法。作为宗教相关日历，公历标记了西方国家重要的宗教节日。例如，在每年 12 月 25 日庆祝的圣诞节，是基督教纪念耶稣诞生的日子，但多数西方国家、马来西亚和新加坡等许多国家或地区将其视为重要的公共假期。此外，1 月 1 日为新年，被视为新的一年的开始。

中国农历可以追溯到至少两千年前，是中国劳动人民千百年来智慧的结晶，被中国公众和许多历史上受中国传统文化影响的国家、海外华人广泛使用。如同公历于西方节日文化，农历在记录传统节日文化、传承中华文化、维系华人世界感情起着举足轻重的作用。

在本文中，为了便于区分这两种历法，以及遵循日常使用惯例，公历日期均用**阿拉伯数字**标识，如 1 月 1 日、2 月 1 日、3 月 1 日、12 月 1 日等，农历日期均用**汉字**标识，如正月初一、二月初十、三月十五、十二月廿九等。那么，公历中的月份效应表示为 1 月效应、2 月效应、3 月效应……12 月效应，农历中的月份效应表示为正月效应、二月效应、三月效应……十二月效应。

国家质检总局和国家标准委员会于 2017 年 5 月发布的国家标准文件《农历的编算和执行（GB/T 33661-2017）》要求公开发行的日历必须包含公历和农历的日期对照。图 1 便是典型的中国日历上的日期展示方式。如图 1 所示，我们可知公历日期是 2019 年 2 月 5 日，农历日期为己亥年正月初一，即 2019 年农历新年。显然，农历日期与公历日期存在滞后，在这种特殊情况下滞后的长度约为一个月 5 天。由于这个特点，农历新年总是晚于公历新年：农历新年通常在公历 1 月下旬和 2 月中旬之间。这种差异似乎不大，但是可能会导致研究出

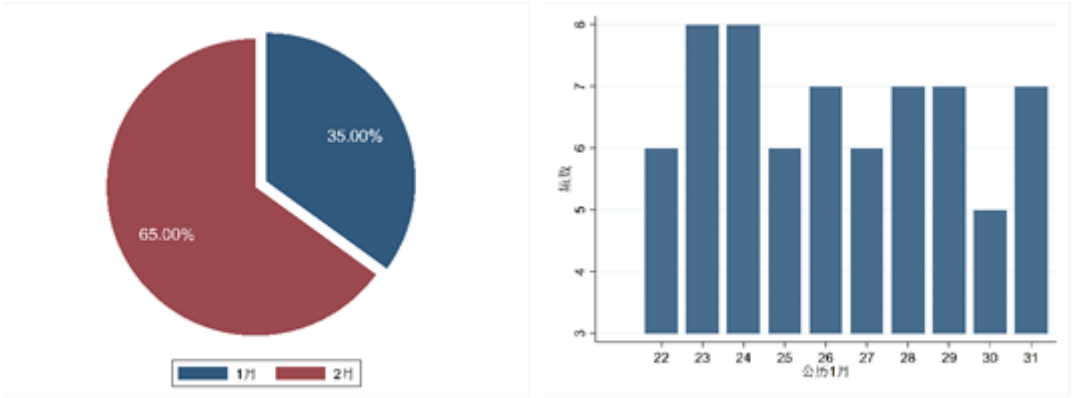
现很大问题。



图 1　典型的中国日历上日期展示方式

月份效应是指某些月份的平均回报与其他月份显著不同。月份效应以多种形式存在，但最著名的是 1 月效应（January effect）：股票收益率在 12 月趋于下降，但在接下来的 1 月份会有所增加。由于 12 月和 1 月正好是旧的一年和新的一年的转折，1 月效应有时被称为年度转折效应（Turn-of-the-year effect）或新年效应（New Year effect）。Rozeff 和 Kinney（1976）使用美国纽约证券交易所的数据首次证实 1 月效应的存在，随后，英国、日本、加拿大、澳大利亚、新加坡等国际发达股票市场也发现了 1 月效应（Gultekin 和 Gultekin，1983；Berges，McConnel 和 Schlarbaum，1984；Kato 和 Schallheim，1985；Agrawal 和 Tandon，1994；Chan，Khanthavit 和 Thomas，1996；Li 和 Gong，2015；等等）存在 1 月效应。

对于中国股市的月份效应，多数文献没有检测到 1 月效应（奉立城，2003；陆建军和汪浩，2003；Mitchell 和 Ong，2006；Zhang，Sun 和 Wang，2008；李红兵和孙丽敏，2009；Su 等人，2011；Ahmed 和 Leng，2016），他们发现了 2 月效应（Gao 和 Kling，2005；Ahmed 和 Leng，2016）或 3 月效应（陈希敏和陈菁，2004；范辛亭和董文卓，2007；Zhang，Sun 和 Wang，2008）。由于农历的滞后特征，他们指出公历 2 月效应或 3 月效应是新年效应在中国的表现（Gao 和 Kling，2005；Ahmed 和 Leng，2016；Zhang，Sun 和 Wang，2008）。



（a）农历新年在公历月份的比例　　（b）农历新年在公历 1 月各日的频数统计

图 2　农历新年时间统计（1901 - 2100 年）

将 2 月效应视为中国新年效应似乎是合理的。从 1901 年到 2100 年这 200 年间，农历新年仅在公历 1 月或 2 月，其中共有 70 年（35%）农历新年在公历 1 月，其余的 130 年（65%）在 2 月（如图 2a 所示），而在那特殊的 70 年中，农历新年是在公历 1 月的下旬（如图 2b 所示）。也就是说，大多数年份，农历正月从公历 1 月底或 2 月开始，因此农历正月很长一段时间与公历 2 月重叠。因此，有些研究（如 Gao 和 Kling，2005）将 2 月效应近似看作农历新年效应（如果确实存在的话）是合理的。

即便如此，认为公历 2 月近似等于农历正月仍然是不完全准确的，因为毕竟不可能使它们完全相等。由于互联网上的海量信息，现在我们能够建立一个使公历和农历日期相匹配的数据库。有了可用的数据，我们可以直接使用农历月来检验是否存在农历正月效应。一旦能检测出来，我们可以认为没有公历 1 月效应并不一定意味着中国股市确实缺少 1 月效应，然而，它发生在农历——深深植根于中国传统文化。本文正是基于这样的视角展开对中国 A 股月份效应的研究。

显然，本文的贡献在于它以一种看似特殊但实际上相当熟悉的视角来研究中国股市，试图将已有的文献研究与现实联系起来。农历已经渗透到中国人的生活中，成为中国传统文化的重要组成部分，但在文献中难觅其踪迹。因此，本文将填补文献的空白，丰富对中国股票市场相关内容的研究。同时，本文所采用的研究方法亦可适用于使用一个以上历法的国家或地区的金融市场进行相关的研究，如伊斯兰地区。

对国内投资者而言，本文为其投资时机的选择提供了参考。现有文献将公历 2 月效应和 3 月效应归结为中国的新年效应，在尚有争议的结论下投资者无法做出准确的投资。但是，本文的得到的正月效应可给投资者提供相对准确的投资策略，投资者可在正月初购入投资组合，持有至月末出售，可期望获得较丰厚的回报，该回报比在公历 2 月或 3 月的回报更高。另一方面，中国政府正在继续扩大对外资开放股市的程度，例如：外资可以持有券商的 51％的股权；因此，预计外国资本将在将会大规模涌入中国。对国外投资者而言，本文可以作为一篇重要的参考论文，帮助他们深刻了解独特的传统文化下以及独特的传统文化下的中国股市。

本文选取公历 1997 年 1 月至 2017 年 11 月（对应的农历 1996 年十二月至 2017 年十月）中国 A 股的月回报率，通过实证发现，与已有文献一致，中国 A 股不存在公历 1 月效应，但是存在 2 月效应或 3 月效应。当从中国农历的角度检测时，发现农历年的第一个月，即正月的平均回报率显著比其它农历月份高，本文称之为“正月效应”（lunar January effect）。并且，正月效应也表现出西方国家 1 月效应的规模效应的特点：随着规模的增加，正月效应反而减弱。

使用同时期的美国股市的数据检验表明，正月效应与中国传统文化息息相关，离开中国传统文化的土壤，正月效应不复存在。分样本、分时期、分行业等角度检验进一步证明，正月效应是稳健存在的。

本文以下部分的安排如下：第 2 节介绍数据收集和基本实证内容；第 3 节是稳健性检验；第 4 节总结本文的发现。

2 数据收集与基本实证研究

2.1 数据收集与处理

任何正式文件的日期均是以公历记录的，因此从数据库下载的任何原始数据仅包含公历的相关信息。为了确保研究的顺利进行，数据必须包含中国农历的信息，或者更确切地说，须使得公历和农历日期匹配。幸运的是，香港天文台的官方网站（www.hko.gov.hk）提供了这样一个数据库，不仅包含农历年、月、日的详细信息，还包括相应的公历日期。因此，我们可以构建一个数据库使得每个公历日观测值（observation）都可找到与之对应的农历日期。

Mitchell 和 Ong（2006）指出由于 B 股的投资者主要由国外投资者组成，国外投资者的投资行为不受中国传统文化的影响，故本文将 B 股排除在外，仅研究 A 股的月份效应[7]。

本文所使用的原始日交易数据来源于国泰安中国股市即会计研究数据库（CSMAR），可分为两类：一类是市场回报率数据，包括市值加权（Value-weighted）市场日回报率（含上海证券交易所 A 股市场（以下简称上海 A 股，记为“沪 A”）、深圳证券交易所 A 股市场（以下简称深圳 A 股，记为“深 A”）、以及包含上海证券交易所和深圳证券交易所的整个 A 股市场（以下简称和记为“沪深 A 股”）），和等权重（Equally-weighted）市场日回报率（同样包含上海 A 股、深圳 A 股和沪深 A 股）；另一类是已剔除 ST 类股票的 A 股市场所有个股日收益率数据。为剔除 IPO 效应的影响，个股上市两年内的日交易数据均被剔除。此外，上市公司财务指标从国泰安数据库或新浪财经网站获得。

基于日回报率原始数据，本文采用买入持有法（Buy-and-hold approach）计算月回报率，即：

$$r_m = (1+r_1)(1+r_2)\dots(1+r_i)-1 \tag{2.1}$$

其中r_m为月回报率，$r_1,\dots,r_i$为该月的日回报率，i为该月的交易天数。

何晓光和许友传（2006）、陆磊和刘思峰（2008）认为，1996 年 12 月 16 日实施涨停板制度以前，中国股票市场不成熟，易受到人为或政策因素影响，而实施 10%涨停板制度以后，股市进入相对稳定成熟的阶段，故本文采取与何晓光和许友传（2006）、陆磊和刘思峰（2008）一致的做法，将 1996 年 12 月及以前交易数据排除在外。因此，本文的公历月回报率始于 1997 年 1 月，结束于 2017 年 11 月，对应的农历月回报率始于从 1996 年十二月，（该年十二月初一是公历 1997 年 1 月 9 日），结束于 2017 年十月。为简化处理，不在单独设置闰月，闰月的回报率包含在前一个月中，如农历闰二月的月回报率包含在农历二月中，因此，每一个农历年由 12 个农历月份组成。经处理后的样本共有 251 个公历月份和 251 个农历月份。考虑到样本量较小，由于标准误较大，某些估计系数的显著性水平会大幅下降。

2.2 公历月份效应

本文首先检验中国 A 股的公历月份效应。表 1 给出沪深 A 股、上海 A 股和深圳 A 股的等权重和市值加权指数的公历月平均回报率，由以下回归模型(2.2)通过最小二乘法（Ordinary Least Square，OLS）得出 ：

$$\begin{aligned} R_s(t) = {} & jjSJAN + ffSFEB + rrSMAR + ppSAPR + mmSMAY + uuSJUN + yySJUL \\ & + ggSAUG + eeSSEP + ccSOCT + vvSNOV + ddSDEC + e(t) \end{aligned} \tag{2.2}$$

其中，因变量是各个市场指数的公历月回报率，自变量$SJAN$是代表公历 1 月的虚拟变量，月份为公历 1 月时，$SJAN$等于 1，否则等于 0。$SFEB,\dots,SDEC$的定义与$SJAN$类似，分别为代表公历 2 月至 12 月的虚拟变量。因模型(2.2)不含有截距项，回归系数$jj,\dots,dd$分别代表公历 1 月至 12 月的月平均回报率。为方便阅读，表 1 以及以后的表格直接以月份代替回归系数。

表 1　公历月份平均回报

市场指数	沪深 A 股		沪 A		深 A	
	等权重	市值加权	等权重	市值加权	等权重	市值加权
1 月	2.897	1.464	2.78	1.44	2.958	1.502
	-2.611	-2.291	-2.516	-2.209	-2.728	-2.443
2 月	7.099***	3.441***	6.719***	3.123***	7.324***	4.502***
	-1.495	-1.043	-1.349	-0.986	-1.656	-1.239
3 月	7.036**	3.508	6.000**	3.213	7.966**	3.961*

	-2.975	-2.151	-2.694	-2.072	-3.273	-2.314
4 月	4.08	3.291	4.551*	3.668*	3.511	2.659
	-2.624	-2.085	-2.665	-2.073	-2.558	-2.131
5 月	5.752**	1.685	4.830**	1.162	5.719**	2.775
	-2.7	-1.835	-2.387	-1.739	-2.807	-2.17
6 月	1.348	-0.383	0.192	-0.295	2.276	-0.673
	-3.139	-2.65	-2.915	-2.592	-3.518	-2.794
7 月	2.246	0.453	2.065	0.681	2.601	0.589
	-2.101	-1.893	-2.156	-1.838	-2.119	-2.041
8 月	0.841	-1.796	0.682	-1.766	0.865	-1.61
	-2.286	-1.954	-2.128	-1.919	-2.516	-2.077
9 月	0.742	-0.541	0.608	-0.564	0.587	-0.674
	-1.524	-1.24	-1.436	-1.18	-1.62	-1.409
10 月	0.625	0.199	-0.021	-0.106	0.941	0.592
	-2.253	-1.95	-2.063	-1.83	-2.362	-2.151
11 月	3.229*	1.133	3.051*	1.182	2.893*	1.156
	-1.673	-1.532	-1.628	-1.489	-1.696	-1.743
12 月	1.305	1.726	1.531	2.264	1.334	0.918
	-2.096	-1.841	-1.997	-1.974	-2.252	-1.844
调整后的 R^2	0.075	0.004	0.069	0.006	0.072	0.007
Observations	251	251	251	251	251	251

注：所有的回报率均为百分数。括号内的数值为稳健标准误（robust standard error）。***，**，*分别代表 1%，5%，10%的显著性水平（双尾）。

如表 1 所示，就整个 A 股市场而言，无论是等权重指数还是市值加权指数，1 月的平均回报率既不是最低也不是最高的，且 t 检验显示其在统计上不能拒绝等于 0 的原假设。对于上海 A 股和深圳 A 股，1 月的平均回报率跟整个 A 股市场的情况十分相似。因此，我们可以得到与大多数文献一致的结论（奉立城，2003；陆建军和汪浩，2003；Mitchell 和 Ong，2006；等），不存在西方发达市场的公历 1 月效应。

对整个 A 股市场，等权重加权的 2 月平均回报率最高， 3 月的平均回报率仅次于 2 月的，都是在 1%的显著性水平下大于 0；市值加权指数的 3 月平均回报率最高，但是在统计上不能拒绝等于 0 的原假设，2 月的平均回报率虽然略低于 3 月，但是在 1%的显著性水平下大于 0，说明市值加权指数 3 月回报率波动较大，而 2 月的回报率相对稳定。对上海 A 股而言，2 月和 3 月的平均回报率与整个 A 股市场的类似；而对深圳 A 股而言，等权重指数的 3 月平均回报率高于 2 月的平均回报率，市值加权指数的 2 月平均回报率高于 3 月，跟 A 股市场和上海 A 股恰恰相反，但是，两个指数的 2 月和 3 月的平均回报率均显著大于 0，尽管 3 月平均回报率的显著性水平低于 2 月。总而言之，2 月的平均回报率虽然不一定是最高的，但在各个指数中均保持 1%的显著性水平，而 3 月的平均回报率虽然可能是最高的，但波动相对加大。我们可以肯定，在中国股市是存在 2 月效应或者 3 月效应的。

为检验 2 月效应和 3 月效应，本文参考范辛亭和董文卓（2007）以及月份效应的传统定义，即特定月份的显著回报率高于其它月份，用虚拟变量的方法进行检验：

$$R_S(t) = ffSFEB + rrSMAR + Constan + e(t) \quad (2.3)$$

$$R_S(t) = ffSFEB + Constant + e(t) \quad (2.4)$$

$$R_S(t) = rrSMAR + Constant + e(t) \quad (2.5)$$

其中，因变量是各个指数的公历月回报率，$SFEB$和$SMAR$分别指代表公历 2 月和 3 月

的虚拟变量。如果表示月份的虚拟变量的回归系数显著异于 0，那么表示该月存在月份效应。

表 2　公历 2 月效应和 3 月效应

市场指数	沪深 A 股		沪 A		深 A	
	等权重	市值加权	等权重	市值加权	等权重	市值加权
Panel A: 公历 2 月、3 月与其它月份的回报差异						
2 月	4.788***	2.723**	4.690***	2.363**	4.950***	3.779***
	-1.643	-1.195	-1.5	-1.141	-1.802	-1.385
3 月	4.724	2.789	3.97	2.453	5.592*	3.238
	-3.012	-2.2	-2.737	-2.121	-3.306	-2.367
常数	2.311***	0.718	2.029***	0.759	2.374***	0.723
	-0.738	-0.617	-0.703	-0.604	-0.776	-0.663
调整后的 R^2	0.019	0.006	0.018	0.003	0.022	0.012
Observations	251	251	251	251	251	251
Panel B: 公历 2 月效应						
2 月	4.356***	2.468**	4.327***	2.139*	4.439**	3.484**
	-1.635	-1.182	-1.489	-1.127	-1.796	-1.371
常数	2.743***	0.973	2.392***	0.983*	2.884***	1.018
	-0.726	-0.594	-0.686	-0.58	-0.769	-0.639
R^2	0.013	0.006	0.014	0.005	0.012	0.01
Observations	251	251	251	251	251	251
Panel C: 公历 3 月效应						
3 月	4.287	2.541	3.542	2.237	5.14	2.893
	-2.994	-2.183	-2.72	-2.105	-3.288	-2.349
常数	2.748***	0.967*	2.458***	0.975*	2.825***	1.068*
	-0.688	-0.569	-0.655	-0.557	-0.725	-0.615
R^2	0.012	0.007	0.009	0.005	0.016	0.007
Observations	251	251	251	251	251	251

注：所有的回报率均为百分数。括号内的数值为稳健标准误（robust standard error）。***，**，*分别代表 1%，5%，10%的显著性水平（双尾）。

回归结果如表 2 所示。模型(2.3)的结果见表 2(A)。当我们在方程中同时加入代表公历 2 月和 3 月的虚拟变量时，常数项指除 2 月和 3 月以外的其余 10 个月份的平均回报率，2 月和 3 月的虚拟变量的回归系数分别指 2 月和 3 月的平均回报率与其余 10 个月的平均回报率的差异。与表 1 对应，沪深 A 股市值加权指数、上海 A 股市值加权指数和深圳 A 股等权重指数的 3 月平均回报率的差异更高，但是仅有深圳 A 股等权重指数的差异是显著的，而对于所有的指数，2 月平均回报率的差异虽然不是最高，但是均是至少在 5%的水平上显著。

而当我们在模型中单独引入 2 月或 3 月的虚拟变量时，2 月和 3 月与其它月份的差异就更明显了。模型(2.4)仅包含 2 月虚拟变量，表 2(B)对(2.4)的回归结果显示，2 月的平均回报率与包含 3 月在内的其余 11 个月的平均回报率相比，2 月的平均回报率高 2.1 至 4.5 个百分点，而且这种差异是显著的。模型(2.5)仅包含 3 月虚拟变量，表 2(C)报告(2.5)的回归结果，显然 3 月的回报率与包含 2 月在内的其余 11 个月的平均回报率相比，是没有显著的差异的。从这个角度看，A 股市场仅存在稳健的 2 月效应，3 月效应只是一种“虚假”的月份效应，3 月可能有较高的回报率，但是这种回报率是不稳定的。如果说中国 A 股确实存在农历新年效应，用公历的月份效应来贴近的话，2 月效应更合理，毕竟公历 2 月才是和农历正月有大

部分重叠的月份，公历 3 月与农历正月重叠时，多数年份里仅是正月的尾巴与公历 3 月重叠，而最后几天对正月效应的贡献是很低的。

总结本小节的实证结果，我们可知中国 A 股确实不存在 1 月效应，而 2 月效应与 3 月效应之争，我们只能得到与 Gao 和 Kling（2005）、Ahmed 和 Leng（2016）等文献一致的结果——中国 A 股存在稳健的 2 月效应。

2.3 农历月份效应

本文接下来检验中国股市是否存在正月效应。与 2.2 节类似，我们先使用回归的方法得到农历各月的平均回报率。回归模型与(2.2)类似，仅是将原来因变量中的公历月回报率改为农历月回报率，将公历月虚拟变量更换成农历月虚拟变量：

$$R_L(t) = jLJAN + fLFEB + rLMAR + pLAPR + mLMAY + uLJUN + yLJU + gLAUG + eLSEP + cLOCT + vLNOV + dLDEC + e(t) \quad (2.6)$$

其中因变量是各个市场指数的农历月回报率，$LJAN, \dots, LDEC$分别是代表农历正月至十二月的虚拟变量。同理，因模型中不包含截距项，回归系数$j, \dots, d$分别代表正月至十二月的平均月回报率。模型(2.6)的回归结果见表 3。

表 3 农历月份平均回报

市场指数	沪深 A 股		沪 A		深 A	
	等权重	市值加权	等权重	市值加权	等权重	市值加权
正月	8.856***	4.234***	8.305***	3.946***	9.421***	5.247***
	-1.847	-1.352	-1.669	-1.341	-2.066	-1.506
二月	5.438*	3.082	4.915*	2.98	5.777*	3.249
	-2.907	-2.284	-2.751	-2.226	-3.067	-2.426
三月	2.587	1.227	2.577	1.227	2.13	1.202
	-2.516	-1.869	-2.408	-1.838	-2.509	-2.012
四月	6.178**	2.529	5.754**	2.127	6.063**	3.456
	-2.955	-2.326	-2.862	-2.186	-3.033	-2.627
五月	-0.688	-1.991	-1.999	-1.706	0.468	-2.54
	-3.048	-2.664	-2.966	-2.564	-3.308	-2.899
六月	4.205*	1.312	3.864*	1.301	4.707*	1.938
	-2.284	-1.758	-2.124	-1.721	-2.564	-2.023
七月	3.11	0.299	3.044	0.412	2.94	0.292
	-2.565	-1.874	-2.388	-1.743	-2.772	-2.215
八月	-0.62	-1.453	-0.847	-1.541	-0.528	-1.467
	-1.48	-1.299	-1.373	-1.251	-1.54	-1.39
九月	0.651	0.584	0.286	0.491	0.644	0.557
	-2.438	-2.106	-2.272	-2.001	-2.468	-2.31
十月	2.249	1.072	2.181	1.307	2.116	0.776
	-1.531	-1.811	-1.562	-1.959	-1.611	-1.663
十一月	1.92	0.638	1.681	0.727	1.978	0.752
	-2.284	-1.764	-2.22	-1.692	-2.373	-1.984
十二月	3.856*	2.818	3.801*	2.758	3.844*	2.768
	-2.13	-1.776	-2.045	-1.759	-2.288	-1.909
调整后的 R^2	0.088	0.008	0.086	0.005	0.082	0.017
Observations	251	251	251	251	251	251

注：所有的回报率均为百分数。括号内的数值为稳健标准误（robust standard error）。***，**，*分别代表 1%，5%，10%的显著性水平（双尾）。

如表 3 所示，对任何市场指数而言，全年的最高月平均收益率都发生在正月，从 4.2%到 9.5%不等，而且统计上可以拒绝等于零的原假设。另外的二月、四月、六月和十二月的月平均收益率相对较高，但是，仅有部分指数的这些月份的月平均收益率是显著不等于 0 的。五月和八月的月平均收益率是最低的，绝大多数情况为负值，两个月的平均收益率相差不大，但是不能拒绝等于零的原假设。总体而言，上半年的月平均收益率高于下半年的月平均收益率，颇具“春涨”、“秋收”的特点，与范辛亭和董文卓（2007）、徐炜和张兵（2005）的发现一致。

鉴于正月的月平均收益率在各个市场保持年度最高和显著，这样的证据暗示着可能会存在正月效应。为了进一步检验正月效应，本文继续使用虚拟变量的方法，计量模型如下所示：

$$R_L(t) = a + jLJAN + e(t) \tag{2.7}$$

其中，因变量是各个市场指数的农历月回报率，$LJAN$是代表正月的虚拟变量，如果正月的回归系数j统计上异于 0，说明存在正月效应。

如表 4(A)所示，无论是哪一个市场、哪一种类型的市场指数，正月的月平均回报率均显著地高于其余 11 个月的月平均回报率，范围从 3.3%至 6.7%不等。如果投资者基于这样的信息进行投资，于正月月初购入投资组合并持有至月底再出售，将会获得一笔相当稳定的可观的收益。由此，我们能够确定正月效应的存在。

表 4　农历正月效应

市场指数	沪深 A 股		沪 A		深 A	
	等权重	市值加权	等权重	市值加权	等权重	市值加权
Panel A: 农历正月效应						
正月	6.227***	3.314**	6.006***	3.029**	6.678***	4.248***
	-1.952	-1.453	-1.78	-1.436	-2.165	-1.613
常数	2.629***	0.921	2.299***	0.917	2.743***	0.999
	-0.732	-0.597	-0.702	-0.579	-0.769	-0.653
R^2	0.021	0.007	0.021	0.006	0.022	0.011
Observations	251	251	251	251	251	251
Panel B: 农历正月效应与公历 1 月效应的差异						
正月-1 月	5.959*	2.771	5.525*	2.507	6.464*	3.745
t 值	1.863	1.041	1.83	0.97	1.889	1.305

注：所有的回报率均为百分数。括号内的数值为稳健标准误（robust standard error）。***，**，*分别代表 1%，5%，10%的显著性水平（双尾）。

如表 4(B)所示，正月的月平均回报率比 1 月高，但是仅有等权重指数显示出两者的差异是显著的，市值加权指数不显著，可能是因为样本量较小导致标准误较大，也可能是因为等权重指数与市值加权指数的计算方法不一样导致的，这一方面将会在 2.4 节讨论。t 检验结果表明，中国的新年效应深深植根与中国的传统文化中，体现在中国农历上而不是西方的公历。

2.4 规模效应

如果我们比较同一市场的等权重指数和市值加权指数的同一月份的月平均回报率的大小，我们可以发现无论是整个 A 股，上海 A 股或深圳 A 股，等权重指数大多高于市值加权指数。例如，在表 1 中，沪深 A 股和上海 A 股等权重指数 2 月平均回报率超过了市值加权指数的同月月平均回报率的 2 倍，深圳 A 股的等权重指数 2 月平均回报率也远高于市值加权指数同月月平均回报率；同样，表 3 中，正月的月平均回报率也存在类似情况。

实际上，这样的差异是计算指数回报率不同的方法的结果：在计算投资组合收益时，等权重为每只成分股分配相等的权重，跟市值加权指数相比，它会为市值较小的公司分配较高的权重。所包含的成分股相同时，但等权重指数表现出更高的回报，可能是小公司的平均回报更高导致的，即 A 股存在规模效应（Size effect），也就是“小公司效应”（Small firm effect）。

此外，三个市场相比，深圳 A 股的 2 月效应和正月效应最强，沪深 A 股次之，上海 A 股最弱，可能是因为构成深圳 A 股上市公司主体的中小板和创业版公司规模较小，而小公司回报率相对较高。这一个证据也说明规模效应存在的可能性。

1 月效应常常与规模效应联系在一起。Banz（1981）发现小公司存在更高的风险调整后的回报，而 Reinganum（1983）进一步发现小公司在 1 月份的回报率高于大公司。减税销售可以部分解释公司规模效应（Reinganum，1983）。Barry 和 Brown（1984）认为小公司相对大公司在 1 月可获得的信息较少，在同等的系统性风险条件下，小公司的非系统性风险更高，因而回报更高。Fama 和 French（1993）再次证实，在控制账面市值比率时，随着公司规模的增加，1 月的回报率会下降。在中国股市，范辛亭和董文卓（2007）也发现了 3 月效应也有类似的现象，即 3 月效应随着公司规模的增加而减弱。

为了验证中国股市的正月效应是否也规模效应，本文构建了 5 个规模投资组合。按照上市公司的流通市值，本文将整个 A 股市场从低到高平均划分为 5 个规模投资组合，分别记为 Small，Size 2，Size 3，Size 4 和 Big。根据公司财务披露要求，投资组合在 2002 年之前每半年重新调整一次，2002 年以来每个季度进行重新调整一次。计算投资组合农历月回报率时，首先计算每日的市值加权回报率，然后使用买入持有法（式(2.1)）将它们加总为农历月回报率。最后，本文使用模型(2.7)来检验规模效应，因变量为规模投资组合的农历月回报率，回归结果见表 5。

表 5　规模效应

规模投资组合	Small	Size 2	Size 3	Size 4	Big	Small-Big
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
正月	8.633***	8.005***	7.085***	5.756***	1.75	6.884***
	-2.005	-1.897	-1.776	-1.706	-1.355	-2.42
常数	1.864***	1.284*	1.008	0.873	0.838	1.026
	-0.715	-0.694	-0.671	-0.651	-0.575	-0.918
R^2	0.044	0.04	0.034	0.023	-0.001	
Observations	251	251	251	251	251	

注：所有的回报率均为百分数。括号内的数值为稳健标准误（robust standard error）。***，**，*分别代表 1%，5%，10%的显著性水平（双尾）。

如表 5 所示，除开规模最大的投资组合 Big 以外，其余 4 个规模投资组合均表现出显著的正月效应，均是 1%显著性水平上拒绝等于 0 的原假设。正月的回归系数从规模小到大逐渐递减，意味着投资组合的规模越大，正月效应反而越弱，正月效应与上市公司的规模呈负相关的关系。表 5 第 6 列报告了规模最小 Small 和规模最大 Big 的正月效应的差异，Small 的正月效应约是 Big 的 5 倍，比 Big 高约 7 个百分点，且这种差异是显著的。表 3.5 的结果说明，中国 A 股的正月效应也存在规模效应。

3 稳健性检验

3.1 美国的月份效应

Mitchell 和 Ong（2006）发现中国仅 A 股存在农历新年效应，以国外投资者为主体的 B 股却不存在农历新年效应。国内投资者与国外投资者的最大区别在于国内投资者是中华传统文化的传承者，仅有国内投资者存在以农历新年为中心的投资习惯。正月效应能不能推广到其它国家或地区，首先要看这个国家或地区有没有受到中国传统文化的影响。不过，在不同的文化背景下，我们应当是难以寻觅到正月效应的踪迹。例如，在美国、欧洲等市场，依赖公历，与中国有截然不同的文化，理应不存在正月效应，否则，正月效应就不是在基于中国传统文化的特殊现象了。本节的检验目的在于此，我们需要确定的是，与中国文化不同的国家不存在正月效应。本文以美国股市为例进行相关检验。

本文选取美国 3 个具有代表性的市场指数，道·琼斯工业平均指数（Dow Jones Industrial Average，记为 DJIA，简称“道指”）、纳斯达克综合指数（Nasdaq Composite，记为 Nasdaq，简称“纳斯达克”）和标准普尔 500 指数（Standard & Poor's 500，记为“S&P 500”，简称“标普 500”）。数据来源于万德（Wind）金融数据库。获得原始日收盘价后，用当天收盘价的对数减前一天收盘价得到日回报率，再利用式(2.1)求得月回报率。样本时间跨度与 2.1 的一致，即公历月回报率始于 1997 年 1 月，结束于 2017 年 11 月，对应的农历月回报率始于从 1996 年十二月，结束于 2017 年十月。本文使用实证模型(2.2)和(2.6)分别检验美国股市的公历月份效应和农历月份效应。

表 6 美国的月份效应

	公历			农历		
	DJIA	Nasdaq	S&P 500	DJIA	Nasdaq	S&P 500
公历/农历月份	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1 月/正月	-0.004	0.007	-0.005	0.012	0.012	0.010
	(0.009)	(0.014)	(0.009)	(0.010)	(0.016)	(0.009)
2 月/二月	0.001	-0.005	-0.001	0.008	-0.006	0.010
	(0.010)	(0.018)	(0.010)	(0.009)	(0.014)	(0.009)
3 月/三月	0.015*	0.008	0.016*	0.012	0.007	0.012
	(0.008)	(0.012)	(0.009)	(0.009)	(0.012)	(0.009)
4 月/四月	0.018**	0.010	0.018**	-0.001	-0.003	-0.002
	(0.009)	(0.015)	(0.008)	(0.006)	(0.010)	(0.006)
5 月/五月	0.003	0.003	0.002	0.006	0.015	0.007
	(0.008)	(0.013)	(0.008)	(0.010)	(0.014)	(0.010)
6 月/六月	-0.003	0.007	-0.004	-0.007	-0.007	-0.006
	(0.008)	(0.013)	(0.008)	(0.009)	(0.013)	(0.009)
7 月/七月	0.005	0.008	0.006	-0.001	0.011	-0.003
	(0.009)	(0.012)	(0.009)	(0.011)	(0.015)	(0.010)
8 月/八月	-0.013	-0.010	-0.014	0.002	0.003	0.004
	(0.011)	(0.015)	(0.010)	(0.009)	(0.012)	(0.009)
9 月/九月	-0.009	-0.006	-0.007	0.005	0.017	0.006

	(0.012)	(0.017)	(0.012)	(0.017)	(0.022)	(0.017)
10 月/十月	0.015	0.022	0.016	0.009	0.014	0.009
	(0.014)	(0.017)	(0.014)	(0.007)	(0.013)	(0.007)
11 月/十一月	0.014	0.016	0.014	0.007	-0.001	0.006
	(0.010)	(0.018)	(0.009)	(0.009)	(0.013)	(0.008)
12 月/十二月	0.015**	0.016	0.013**	0.003	0.011	0.002
	(0.007)	(0.015)	(0.007)	(0.009)	(0.014)	(0.008)
调整后的 R^2	0.014	-0.022	0.018	-0.024	-0.025	-0.023
Observations	251	251	251	251	251	251

注：所有的回报率均为百分数。括号内的数值为稳健标准误。***，**，*分别代表 1%，5%，10%的显著性水平（双尾）。

结果如表 6 所示。根据模型(2.2)的设定，回归系数为每个公历月的月平均回报率。(1)至(3)列报告了 3 个市场指数的公历月平均回报率。对于 3 个市场指数，仅有纳斯达克的 1 月月平均回报率为正，道指和标普 500 的均为负数，但是，没有一个在统计上拒绝等于 0 的原假设，也就是说，这 3 个市场指数都不会存在显著的 1 月效应。1 月效应不存在是有可能的，Gu（2003）发现自上世纪 30 年代以来，道指和标普 500 的 1 月效应在减弱。Mehdian 和 Perry (2002) 显示道指、纽约交易所综合指数、标普 500 三个指数在 1964 至 1987 年间存在显著的正的 1 月效应，但 1987 年以后 1 月效应为正但不显著。事实上，当 1 月效应被发现以来，投资者便可以利用该信息在适当的时候进行投资，当大量投资者都这样操作后，1 月效应就会逐渐消失，后面参与的投资者就会无利可图，这样的结果反而是证明美国股票市场有效的证据。

类似地，表 6 的(4)至(6)列则报告了 3 个市场指数的农历月平均回报率。虽然 3 个市场指数的正月月平均回报率均为正数，在 12 个月当中相对较高，但是，同样也是没有一个在统计上能拒绝等于 0 的原假设。换句话说，正月效应在美国市场是不存在的，脱离了中国的传统文化的环境，正月效应不复存在。再比较(1)至(3)列与(4)至(6)列的调整后的R^2，后者原小于前者，亦即农历的月份虚拟变量解释力度不如公历的月份虚拟变量，在美国的情境下，隶属于西方文化的公历才更有可能适用于解释美国股市的日历异象。

以上的结果说明，正月效应应当是一种属于中国 A 股的独特现象，一旦离开中国特殊的传统文化和节日假期安排，正月效应可能会不存在。

3.2 分样本检验

如前所述，多年来，农历新年在公历 1 月或 2 月庆祝。在本文的全部样本中，有 8 年时间里农历新年在公历 1 月庆祝。农历新年开始的时间，即在 1 月或者 2 月，对正月效应的表现有影响吗？为了研究这一方面，全部样本按照农历新年是否在公历 1 月的标准分成两个子样本，并使用两个子样本重新估计实证模型(2.7)。表 7 报告了相应的回归结果。

表 7 分样本检验

规模投资组合	Small	Size 2	Size 3	Size 4	Big
Panel A: 当农历新年在公历 1 月时					
正月	6.709	5.970	5.375	4.637	0.708
	(4.047)	(3.770)	(3.638)	(3.302)	(2.297)

常数	2.273**	1.874*	1.579*	1.491*	1.469*
	(0.995)	(0.960)	(0.906)	(0.865)	(0.840)
R^2	0.039	0.034	0.030	0.025	0.001
Observations	94	94	94	94	94
Panel B: 当农历新年在公历 2 月时					
正月	9.810***	9.247***	8.127***	6.433***	2.379
	(2.052)	(1.981)	(1.787)	(1.872)	(1.677)
常数	1.620	0.932	0.668	0.504	0.462
	(0.980)	(0.953)	(0.929)	(0.905)	(0.773)
R^2	0.054	0.051	0.042	0.028	0.005
Observations	157	157	157	157	157

注：所有的回报率均为百分数。括号内的数值为稳健标准误。***，**，*分别代表 1%，5%，10%的显著性水平（双尾）。

为方便比较，回归所用的因变量是 2.4 节构建的规模投资组合的农历月回报率。表 7(A)和(B)分别报告了农历新年在公历 1 月和 2 月的子样本的回归结果。然而，与表 5 相比，7(A)中正月的回归系数有所下降，且也不能在统计上拒绝等于 0 的原假设，这可能是因为样本量较小，也是说，当农历新年在公历 1 月时，正月效应有所减弱。而 7(B)中，正月的回归系数比表 5 的高，而且仍旧在统计上显著，当农历新年在公历 2 月时，正月效应则增强。

5.3 分时期检验

研究日历异象的演变非常重要，如上所述一旦公众知道异常，他们就会利用这些信息来赚取超额回报。在这种情况下，当越来越多的投资者掌握相关的信息并进行相应的操作时，日历异象最终可能会消失或逆转。文献表明，一些日历异象在不断地变化中。Wu（2003）发现自上世纪 30 年代以来，道指和标普 500 的 1 月效应在减弱。Chong，Hudson，Keasey 和 Littler（2006 年）证实，美国股市的节前效应（pre-holiday effect，即节日前的日平均回报率高于其它时间）在 1973 年至 1991 年间一直在持续减弱，1992 年至 1997 年间节日前的平均回报率甚至低于其余时间的回报率，1997 年以后节日效应恢复。金融危机也可以改变日历异象——Lu，Mehran 和 Gao（2016）发现，中国股市中，大公司股票的节前效应在席卷全球的 2008 年金融危机发生以后变得更强，而小股票的节前效应却消失了，造成这样的结果的原因可能是小公司股票的流动性变弱而投资者更加偏好大公司股票。基于 Lu，Mehran 和 Gao（2016）的发现，本文研究了 2008 年全球金融危机前后中国 A 股农历月份效应、尤其是正月效应的演变。



图 3 中国 A 股历史走势（1997 年 1 月至 2017 年 12 月）

本文与 Lu，Mehran 和 Gao（2016）一样，均是金融危机的开始作为分界点将全样本分为两个子时期，但是选取了不同的金融危机发生的节点。Lu，Mehran 和 Gao（2016）以 2008 年 9 月 16 日，即雷曼兄弟宣布破产的日子作为金融危机的起点，本文则是以 2007 年 10 月 19 日次贷危机开始作为两个时期的分界点。如图 5.1 所示，上海综合指数（Shanghai Composite Index）和深圳综合指数（Shenzhen Composite Index）在 2007 年 10 月 19 日前持续上涨并达到历史最高点，此后急剧下降，约一年后，也就是雷曼兄弟宣布破产前后达到 2017 年 10 月后的最低点，仅接着波动中上涨。总体上看，2007 年 10 月 19 日是中国 A 股的重大转折，在那以后股市的平均指数比之前的高。若将 2008 年 9 月 16 日作为金融危机的起点，无疑犹如强行将后半段分开。因此，将 2007 年 10 月 19 日作为两个时期的分界点更为合适。对应地，本样本中，金融危机前的时间从农历 1996 年十二月至 2007 年九月，金融危机后的时期从农历 2007 年十月开始。

本节使用的回归模型与(2.7)一致，因变量依旧是使用 2.4 节构造的 5 个规模投资组合，不过是将全时期分为两个子时期再回归，表 8 报告了回归结果。

表 8 分时期检验

规模投资组合	Small	Size 2	Size 3	Size 4	Big
Panel A: 2008 年全球金融危机以前					
正月	8.841***	7.664***	6.295**	5.156**	1.268
	(3.007)	(2.783)	(2.445)	(2.220)	(1.840)
常数	1.793*	1.386	1.322	1.202	1.469*
	(0.922)	(0.873)	(0.855)	(0.833)	(0.821)
R^2	0.058	0.049	0.036	0.026	0.002
Observations	130	130	130	130	130
Panel B: 从 2008 年全球金融危机起					
正月	8.407***	8.378***	7.946***	6.406**	2.262
	(2.631)	(2.568)	(2.594)	(2.635)	(2.013)
常数	1.940*	1.176	0.672	0.521	0.162
	(1.112)	(1.100)	(1.053)	(1.018)	(0.806)

R^2	0.040	0.041	0.040	0.028	0.006
Observations	121	121	121	121	121

注：所有的回报率均为百分数。括号内的数值为稳健标准误。***，**，*分别代表 1%，5%，10%的显著性水平。

如表 8(A)所示，在金融危机前的时期，规模最小的投资组合的正月的回归系数大于表 5 所示的整个样本期间的回归系数，而其余规模投资组合的系数小于整个样本期间的，但大多数系数至少在 5%的水平上是显著的。然而，如表 8(B)所示，自金融危机发生以来的时期，系数的变化正好相反：规模最小的投资组合的正月的回归系数小于整个样本期间的，其余的则是大于整个样本期间的，大多数系数在 1%的水平上是显著的。总的来说，正月效应在任何时期都显著地存在，不过，规模最小的投资组合的正月效应在金融危机后减弱，规模较大的投资组合的正月效应则在金融危机后增强。正月效应的变化与 Lu，Mehran 和 Gao（2016）中节前效应的变化相似，都是小公司的日历效应在金融危机后减弱，大公司的日历效应在金融危机后增强。可能如 Lu，Mehran 和 Gao（2016）所言，金融危机后，小公司的股票流动性减弱，个人投资者转向投资大公司的股票，使得小公司的正月效应随之减弱，大公司的正月效应反而增强。

5.4 分行业检验

至此，我们已经研究了整个中国 A 股的正月效应，接下来我们将研究不同行业的正月效应的表现。根据国家质检总局和国家标准化管理委员会于 2017 年 6 月发布的《国民经济活动产业分类”（GB / T 4754-2017）》，本文将整个 A 股市场划分为 18 个行业，构造 18 个对应的行业投资组合。在本节中，行业投资组合的日回报率使用的是等权重回报率。同样，也是首先计算每个投资组合的日回报率，然后根据式(2.1)计算农历月回报率。在这里，我们不仅研究整个样本时期的正月效应，还研究两个 2008 年全球金融危机发生前后两个子时期的正月效应。实证模型与(2.7)一致，表 9 列出了回归结果，为节省篇幅，仅报告了正月虚拟变量的回归系数j及其 t 值。

表 9 分行业检验

时期	全时期		2008 年全球金融危机以前		从 2008 年全球金融危机起	
行业	j	$t(j)$	j	$t(j)$	j	$t(j)$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
AFHF	6.53**	2.41	5.33	1.22	7.79**	2.50
MIN	3.97**	2.00	2.27	0.84	5.79*	1.98
MAN	6.46***	2.89	5.72	1.57	7.26***	2.90
PHGW	6.51***	3.24	5.15	1.58	7.98***	3.51
CONS	7.70***	3.99	8.36***	2.95	6.97***	2.72
WRT	5.68***	3.04	4.27	1.63	7.21***	2.70
TSP	6.16***	3.10	5.61*	1.93	6.74**	2.50
HCS	7.38***	3.05	7.80**	1.99	6.90**	2.59
ISIF	5.51***	2.63	4.62	1.59	6.49**	2.14
FIN	3.00*	1.68	3.26	1.34	2.68	1.06
RES	6.39***	2.94	6.29**	2.26	6.48*	1.91

LBS	5.04**	2.28	4.15	1.29	6.00**	1.99
SRTS	4.88	1.60	4.35	0.80	5.43**	2.21
MWEP	7.29***	3.62	6.44**	2.42	8.21***	2.68
EDU	10.48***	2.64	3.87	1.04	17.74***	2.70
HSW	4.77**	2.06	7.62**	2.13	1.66	0.63
CSE	5.86**	2.50	5.82*	1.66	5.88*	1.91
CONG	7.66***	3.73	5.88**	2.01	9.59***	3.39

注：本表所含行业及英文缩写：农、林、牧、渔业（AFHF）；采矿业（MIN）；制造业（MAN）；电力、热力、燃气及水生产和供应业（PHGW）；建筑业（CONS）；批发和零售业（WRT）；交通运输、仓储和邮政业（TSP）；住宿和餐饮业（HCS）； 信息传输、软件和信息技术服务业（ISIF）；金融业（FIN）；房地产业（RES）；租赁和商务服务业（LBS）；科学研究和技术服务业（SRTS）；水利、环境和公共设施管理业（MWEP）；教育（EDU）； 卫生和社会工作（HSW）；文化、体育和娱乐业（CSE）；公共管理、社会保障和社会组织（CONG）。行业分类依据：《国民经济行业分类（GB/T 4754—2017）》。所有的回报率均为百分数。括号内的数值为稳健标准误。***，**，*分别代表 1%，5%，10%的显著性水平。

表 9 的(1)至(2)栏报告了各个行业整个样本时期的正月效应。实证结果显示，除科学研究和技术服务业（SRTS）外的所有行业的正月的回报率至少在 10%的水平上显著，即仅有一个行业不存在正月效应。令我们惊讶的是，正月效应最强的为教育行业（EDU），而最弱的是金融业（FIN），这可能与金融业的公司规模较大和教育行业的公司规模较小有关。在 2008 年全球金融危机之前和之后的子时期内，如第(3)至(6)栏所示，有 7 个行业在任何一个子时期都表现出正月效应。对于其他行业而言，大多数只是在金融危机后才出现正月效应，并且金融危机后的正月月平均回报率比金融危机前高。特别是，科学研究和技术服务业仅在金融危机后出现正月效应，表明这个行业可能直到最近几年才得到公众的更多关注。此外，金融业是唯一的在金融危机前后都没有显示正月效应的行业。

4 结论

本文结合中国传统文化，重新检验了中国 A 股的月度效应。与其他文献不同，本文直接检测出了中国 A 股的“1 月效应”。虽然在公历的角度不存在 1 月效应，但 1 月效应实际上表现在中国农历上，扎根于中国的传统文化。与许多西方发达股票市场一样，中国 A 股也表现出 1 月效应，并且随着公司规模的减小而增强。这个真实的 1 月效应也恰恰反映出，对中国人来，农历新年（“春节”）远比公历新年（“元旦”）更重要，因为中国传统文化总是在中国人心中排在第一位，而不是从西方国家引进的西方文化。

作为比较，本文重新检验了公历月份效应，检测到 2 月效应和 3 月效应，这在现有的研究中得到了证实。公历 2 月效应是由农历新年引起的，因为不仅农历新年常常在公历 2 月开始，而且即使在公历 1 月开始，公历 2 月与农历正月有大部分的重叠。但是，我们却不能将 2 月效应完全等同于正月效应，而实证研究表明公历 2 月效应低估农历正月效应。对于公历 3 月效应，它因在农历新年之后而被视为中国的新年效应，这归因于宏观政治经济环境——两会的影响，但公历 3 月效应并不像 2 月效应那样稳健，可能是一种“虚假的”日历异象。事实上，我们注意到宏观政治经济环境能够促进正月效应，但只有两会在正月召开时我们才能检测到宏观环境对正月效应的促进作用。

由于我们在前面的章节中的通过各种方法确认了正月效应的存在，我们可以利用正月效应来选择合适的投资策略，以期在股市投资中获取超额回报。基于本文的研究，我们在这里

可以提出两种不同的投资策略。一个是买入持有策略（Buy-and-hold strategy）：我们知道农历正月的平均月回报率显著为正，但在其他农历月份我们找不到显著的负回报率。既然正月的回报率足够高，我们可以预期，如果投资者在正月初购入股票（可以在春节假期开市后马上入市），并在正月结束以前卖出，他们就能获得一定的回报。农历二月的回报率比正月低，不建议将股票持有至二月再售出。二是，投资者可以根据规模效应进行多空（Long-short）策略交易：在正月初购买公司规模较小的投资组合（“Small”），与此同时售出等额的公司规模较大的投资组合（“Big”），然后在正月结束以前进行相反的操作。从表 3.5 中标为“Small – Big”一列中，我们可以看出这样可以产生 6.88 个百分点的显著回报，这是一个相当大的收益。

但是，本文并未对正月效应的来源做出探究，且不包含因果分析。本文的实证研究只能说是描述性的研究，读者应对本文提出的正月效应持谨慎态度。

参考文献

[1] Rozeff, M. S. & Kinney, W. (1976) Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 379-402.

[2] Gultekin, M. N. & Gultekin, N. B. (1983). Stock market seasonality: International Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(4), 469-481.

[3] Berges, A., McConnel, J. J. & Schlarbaum, G. G. (1984). The Turn-of-the-Year in Canada. *The Journal of Finance*, 39(1), 185-192.

[4] Kato, K., & Schallheim, J. S. (1985) Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(2), 243-260.

[5] Agrawal, A., & Tandon, K. (1994). Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. *Journal of International Money and Finance*, 13(1), 83–106.

[6] Chan, M. W. L., Khanthavit, A., & Thomas, H. (1996). Seasonality and Cultural Influences on Four Asian Stock Markets. *Asia Pacific Journal of Management*, 13(2), 1-24.

[7] Li, J. & Gong, J. (2015) Volatility Risk and January Effect: Evidence from Japan. *International Journal of Economics and Finance*, 7(6), 25-30.

[8] 奉立城. (2003). 中国股票市场的”月份效应”和”月初效应”. 管理科学, 16(1), 41-48.

[9] 陆建军, 汪浩. (2003). 中国股票市场“1 月效应”的实证分析. 经济管理, 15,92-95.

[10] Mitchell, J. D. & Ong, L. L. (2006). Seasonalities in China’s stock markets: cultural or structural? *IMF Working Paper*, 06(4).

[11] Zhang, Z., Sun, W., & Wang, H. (2008). A new perspective on financial anomalies in emerging markets: the case of China. *Applied Financial Economics*, 18:21, 1681-1695.

[12] 李红兵, 孙丽敏. (2009). 中国股票市场一月效应的实证研究. 财贸研究, 2, 96-100.

[13] Su, R., Dutta, A. S., Xu, M., & Ma, J. (2011). Financial anomalies: evidence from Chinese A-share markets. *International Journal of Economics and Finance*, 3(2), 74-86.

[14] Ahmed, R., & Leng, J. (2016). Seasonality effects through ARCH and GARCH model: Evidence from Shanghai stock market (China). *Working paper*.

[15] Gao, L. & Kling, G. (2005). Calendar effects in Chinese stock market. *Annals of Economics and Finance*, 6, 75-88.

[16] 陈希敏, 陈菁. (2004). 月份效应: 运用不同计量模型, 得出相反实证结果. 中国软科学, 8, 66-73.

[17] 范辛亭, 董文卓. (2006) 中国股票市场的月份效应——基于消费习惯的解释. 中山大学学报(社会科学版), 47(3), 97-104.

[18] 何晓光, 许友传.(2006). 中国 A 股市场的月份效应研究. 生产力研究, 1, 80-82.

[19] 陆磊, 刘思峰. (2008). 中国股票市场具有“节日效应”吗？, 金融研究, 2, 127-139.

[20] 徐炜, 张兵. (2005). 中国股市月份效应研究. 经济管理, 24, 63-68.

[21] Banz, R. W. (1981) The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 3–18.

[22] Reinganum, M. R. (1983). The anomalous stock market behaviors of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. *Journal of Financial Economics*, 12, 89-104.

[23] Barry, C. B. & Brown, S. J. Differential information and the small firm effect. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13: 283–94.

[24] Fama, E. F. & French, K. R. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 1993, 33(1): 3-56.

[25] Gu, A. Y. The declining January effect: evidences from the U.S. equity markets. T*he Quarterly Review of Economics and Finance*, 2003, 43(2), 395-404.

[26] Mehdian, S., & Perry, M. J. Anomalies in US equity markets: a re-examination of the January effect. *Applied Financial Economics*, 2002, 12(2): 141–145.

[27] Chong, R., Hudson, R., Keasey, K., & Littler, K. Pre-holiday effects: International evidence on the decline and reversal of a stock market anomaly. *Journal of International Money and Finance*, 2005, 24: 1226-1236.

[28] Lu, X., Mehran, J. & Gao, H. Holiday trading in China: before and during the financial crisis. Journal of Applied Finance & Banking, 2016, 6: 117-126.

Re-examining Monthly Effect in China's A-share Stock Market – A Perspective Based on Chinese Lunar Calendar

Xiaobo Liang

(Center for Economics, Finance and Management Studies, Hunan University, Changsha, Hunan, 41006)

Qianqiu Liu

(Center for Economics, Finance and Management Studies, Hunan University, Changsha, Hunan, 41006; Shidler College of Business, University of Hawaii at Manoa, Honolulu, Hawaii, 96822)

Allan Zebedee

(Center for Economics, Finance and Management Studies, Hunan University, Changsha, Hunan, 41006; David D. Reh School of Business, Clarkson University, Potsdam, New York, 13699)

Abstract： Based on Chinese traditional culture, this paper re-examines monthly effect in China's A-share stock market. The empirical work in this paper first confirms that, consistent with related literature, there exists no January effect in China's A-share stock market, but exists February effect or March effect. However, when re-examining monthly effect with the perspective of Chinese lunar calendar, lunar January effect is found, and it has the characteristic of size effect, i.e. it weakens as firm size increases. Lunar January effect doesn't exist in the US, indicating that it is highly correlated with Chinese traditional culture, and no longer exists once the atmosphere of Chinese traditional culture is absent. From the scopes of sub-samples, sub-periods and industries, lunar January effect is robust.

Keywords: Monthly effect; Lunar January Effect; China's A-share; Chinese Lunar Calendar