

中国股票市场的“周内效应”^{*}

奉立城

(对外经济贸易大学国际经济贸易学院 100029)

内容提要: 本文就中国股票市场是否存在显著的“周内效应”进行了实证分析。作者发现中国股票市场并不存在绝大多数发达国家股票市场和某些新兴股票场所普遍具有的“星期一效应”。但是,用于度量股票收益率波动性的标准差却在星期一最大。较强的证据显示上海股票市场存在着日平均收益率显著为负的“星期二效应”和显著为正的“星期五效应”。较弱的证据显示深圳股票市场存在着日平均收益率显著为负的“星期二效应”和显著为正的“星期五效应”。本研究表明沪深两市在某种意义上都缺乏效率,且上海股市比深圳股市更加没有效率。

关键词: 股票市场 周内效应 收益率

一、引言

Thomas Kuhn(1970)指出,经济异象是一种与经济范例不相一致的结果。经济学与其它社会科学最大的区别在于绝大多数经济行为可以通过某些假设,如经济活动中的各主体具有稳定的、清楚定义的效用函数并各自作出理性选择,得到很好的解释。如果一种实证结果很难得到合理的解释或者需要一些难以置信的假设才能得以解释,那么它就是异象。自第一篇研究证券市场的“周末效应”的文章,“Stock Price: A Problem in Verification”,发表在 Journal of Business (Fields 1931)以来,对证券市场异象的研究文献越来越多。

实证研究证明“周内效应”^①是绝大多数工业国家股票市场和某些新兴股票市场普遍存在的一种异象。虽然研究证券市场异象的文献很多,但是有关中国股票市场的异象研究的文献却没有。因此,作者就中国股票市场的异象进行研究。作者坚信此研究的重要性如下:

1. Keim(1988)指出,尽管现有的资产定价模型不能解释异象,但这并不表示异象一定是市场缺乏效率的结果。有证据表明市场机制在此起了一定的作用。中国作为发展中国家,其市场机制与工业发达国家和其他新兴国家具有很大程度的不同。因此,对中国股票市场异象的研究将为市场机制对收益率所起的作用提供重要的信息。此信息对股票交易所和管理部门制定相关政策具有帮助作用。
2. 中国经济的飞速发展引起了国内外学术界、商界、甚至政界的极大关注,但对中国股票市场的实证研究却很少。
3. 长期普遍存在的异象也许会为发展更加现实和精确的资产定价模型提供思路。
4. 一个全球性的资产定价模型必须把在不同市场中共同存在的异象考虑进去。

^{*} 本文是作者在美国华盛顿州立大学攻读博士学位时所写的博士论文的其中一节的基础上加工而成的。在此再次对我的论文指导委员会成员: Dr. Wayne Joending, 美国华盛顿州立大学经济系教授, Dr. Ernst Strömsdorfer, 美国华盛顿州立大学商学院副院长, 经济系教授, Dr. John Kling, 美国华盛顿州立大学金融系教授 表示感谢。

^① “周内效应”指证券市场在星期一的平均收益率比一周内其它任何一天的平均收益率要低得多,且在统计上显著为负。有时它也被称为“星期一效应”或“周末效应”。

5. 使用中国的新数据可避免 data snooping^①。

通过实证研究,作者发现中国股票市场并不存在绝大多数工业国家股票市场和其他新兴股票市场所普遍具有的“星期一效应”。但是,用于度量股票收益率波动性的标准差却在星期一最大。

较多的证据显示上海股票市场存在日平均收益率显著为负的“星期二效应”和显著为正的“星期五效应”。较弱的证据显示深圳股票市场存在日平均收益率显著为负的“星期二效应”和显著为正的“星期五效应”。

本文的结构安排如下:第二部分是文献回顾,第三部分介绍所使用的数据和分析方法,第四部分报告实证研究结果,第五部分简要讨论此研究对市场有效的含义,最后一部分为结束语。

二、文献回顾

Cross(1973)对 1953 年至 1970 年期间标准普尔 500 指数的日收益率进行了研究。他发现在此期间标准普尔 500 指数在星期五上涨的概率为 62%,而在星期一上涨的概率仅为 39.5%。星期五的平均收益率为 0.12%,而同一时期星期一的平均收益率却为 -0.18%。继 Cross 之后, French (1980), Keim 和 Stambaugh (1984), 以及 Lakonishok 和 Smidt (1988) 等都对美国证券市场的日收益率进行了研究,并且得出与 Cross 一致的结论:星期一的平均收益率比一周内其他任何一天的平均收益率要低得多,且在统计上显著为负。

Gibbons 和 Hess (1981) 提出并验证了几种可能解释“星期一效应”的假设,其中最合理的似乎是“结算周期”假设。根据这一假设,由于绝大多数交易都是在交易发生后的几个工作日后才结算,所以如果结算周期不是五的倍数,那么就有可能导致“周内效应”。举例来说,如果结算周期为四个工作日,那么在星期一发生的交易将在四天后结算,而在星期二至星期五发生的交易将在六天后结算。在星期二至星期五发生交易的买方将比在星期一发生交易的买方多得两天的利息,而卖方则多损失两天的利息。这种不对称性就将导致“周内效应”。遗憾的是,正如他们自己在文章中所说,“结算周期”并不是一个完美的解释。

在 Cross 和 French 的研究工作中,星期一的收益率都是用星期一的收盘价与星期五的收盘价之差来计算的。这就留下一个问题,星期一的股票价格下跌究竟是发生在星期一开盘到收盘这段时间,还是发生在星期五收盘到星期一开盘这段时间。Rogalski (1984) 对此进行了研究。他发现股票价格在星期一开盘到收盘这段时间是上涨的,显著为负的收益率全部发生在星期五收盘到星期一开盘这段时间。

在最近的一篇文章中, Kamara (1997) 仔细研究了 1962 年至 1993 年间标准普尔 500 指数的日收益率。他发现标准普尔 500 指数日收益率所呈现出的“星期一效应”随着时间的推移显著减弱,且这种现象与机构成交量和个人成交量之比的增幅显著正相关。

Jaffe 和 Westerfield (1985) 对其他四个工业国家(英国、日本、加拿大和澳大利亚)股票市场的日收益率进行了研究分析。他们发现每个国家的股票市场都存在“周内效应”:英国和加拿大的股票市场存在一个日平均收益率显著为负的“星期一效应”,而位于远东地区的日本和澳大利亚则存在一个日平均收益率显著为负的“星期二效应”。

Aggarwal 和 Rivoli (1989) 研究分析了四个新兴资本市场的日收益率情况。这四个新兴市场分别是:香港、新加坡、马来西亚和菲律宾。他们发现这四个新兴市场都存在显著的“周内效应”——显著为负的“星期一效应”和“星期二效应”。

Howe 和 Wood (1994) 研究分析了 1981 年至 1991 年期间四个太平洋周边国家和地区的资本市场的日收益率情况。这四个国家和地区分别是:日本、香港、澳大利亚和新加坡。他们发现这四

^① Data snooping 指使用同样的数据来发现和检验某一假设的个人或集体行为。Data snooping 现已成为统计学家们关注的焦点,因为它给统计推断带来严重的偏差。避免 data snooping 的最佳办法就是采用新数据。

个国家和地区的资本市场都存在显著的“周内效应”——显著为正的“星期五效应”。

三、数据和分析方法

(一) 数据

本文研究所使用的数据为 1992 年 6 月 1 日至 1998 年 6 月 30 日期间上证综合指数和深圳成份指数每日的收盘价。

(二) 股票市场日收益率模型

许多研究成果表明普通股票的价格运动服从多重随机漫游。因此, 一个证券组合的收益率可用下述模型来描述: $R_t = \mu + \epsilon_t$, (1)

其中 R_t 为 t 时期证券组合的收益率, 其计算方法为: $R_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$, P_t 为证券组合在 t 时期的期末价值, μ 为证券组合的平均收益率, ϵ_t 为白噪音。这一模型也被称为平均收益率不变模型。

平均收益率不变模型所包含的意义是, 证券组合收益率的分布不随时间变化而变动。然而, 也有许多实证研究显示证券组合收益率的分布在短时期内是会变动的^①。因此, 平均收益率不变模型又可改写成如下形式:

$$R_{tm} = \mu + \lambda_m + \epsilon_t, \quad (2)$$

其中 λ_m 代表一星期中的某一天或一年中的某一月份。

尽管上述收益率模型可能是描述股票市场收益率行为的最简单模型, 但是 Brown 和 Warner (1980, 1985) 发现用此最简单的模型所得到的结果与用其他较为复杂的模型所能得到的结果极为相似。造成这种对模型选择缺乏敏感性的原因在于这样一个事实, 那就是反常收益率的方差并不能通过选择较为复杂的模型而得到明显减少。Campbell, Lo 和 Mackinlay (1997) 指出当使用每日数据时上述收益率模型特别适用于描述名义收益率。

(三) 分析方法

在本文中, 作者将使用两种线性回归模型来检验中国的股票市场是否存在显著的“周内效应”。

模型 A, 以下称弱检验, 定义如下:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \epsilon_t, \quad (3)$$

其中 R_t 为上证综合指数或深圳成份指数每日的收益率, D_{it} 为一周中星期 i 的虚拟变量。例如 $i=2$, 如果所观察到的收益率为星期二的收益率, 那么 $D_{2t}=1$; 否则, $D_{2t}=0$ 。这一回归模型用于检验一周中星期 i 的平均收益率与一周中其他各天总体平均收益率的相对大小关系。如果参数 α_1 在统计上显著不等于零, 那么就表明存在有显著的“周内效应”, 或者说“星期 i 效应”。

模型 B, 以下称强检验, 定义如下:

$$R_t = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j D_{jt}, \quad j = 1, 2, \dots, 5, \quad j \neq i. \quad (4)$$

这一模型用于检验一周中星期 i 的平均收益率与一周中其他各天平均收益率的相对大小关系。换句话说, 也就是检验一周中各天的平均收益率是否都一样。如果所有参数 α_j 在统计上不同时等于零, 那么就表明存在显著的“周内效应”。

众所周知, 当线性回归模型存在异方差时, 尽管我们用普通最小二乘法 (OLS) 所得到的对参数的估计是无偏的, 但是所得到的对参数标准差的估计却是有偏的。因此, 基于传统的 t 统计量和 F 统计量所进行的假设检验将不再可信。为此, 作者首先用普通最小二乘法对上述两线性回归模型 (3) 和 (4) 进行估计, 然后又采用加权最小二乘法 (WLS) 对上述模型重新进行估计, 其中所用权重为用普通最小二乘法所得的对剩余项标准差的估计值的倒数。

① 参阅 French (1980); Gibbons and Hess (1981); Keim (1983); Lakonishok and Smidt (1988); Rozeff and Kinney (1976)。

四、实证研究结果

表1给出了1992年6月1日至1998年6月30日期间上证综合指数和深圳成份指数的日收益率的基本统计概况。从表1可以看出,在我们所采集的样本时期内,上海证券交易所和深圳证券交易所的股票日平均收益率分别为0.067%和0.059%,且在统计上都并非显著不为零。用于度量股票收益率波动性的标准差均在星期一那天为最大,分别为4.122%和3.541%。两市的最高日收益率均发生在星期一,分别为33.457%和26.196%。两市的最低日收益率均发生在星期二,分别为-16.394%和-16.814%。这表明中国股市的波动性较大,尤其在星期一。造成这种结果的原因也许与以下两个事实有关。首先,各上市公司倾向于在星期五收市之后或者说在周末宣布各种利好的或者利差的消息。再有就是,中央政府喜欢在周末颁布实施各种法规。

表1 沪深两市日收益率的基本统计概况

	Mean	std Dev	t-ratio	Min	Max	Skewness	Kurtosis	N
上海 1992-1998								
All Days	0.067	3.509	0.749	-16.394	33.457	1.958	16.644	1517
Monday	-0.071	4.122	-0.299	-13.076	33.457	1.950	14.982	302
Tuesday	-0.417 **	2.969	-2.464	-16.394	11.790	-0.928	5.386	307
Wednesday	0.278	3.621	1.340	-10.710	29.904	2.925	20.955	305
Thursday	0.014	3.525	0.071	-10.637	30.987	2.497	20.812	302
Friday	0.541 ***	3.145	2.983	-7.177	21.371	2.145	10.343	301
深圳 1992-1998								
All Days	0.059	2.825	0.805	-16.814	26.196	1.089	11.462	1504
Monday	0.066	3.541	0.323	-9.826	26.196	1.773	11.326	300
Tuesday	-0.230	2.649	-1.514	-16.814	10.977	-0.976	8.149	305
Wednesday	0.145	2.541	0.989	-11.896	13.176	0.597	5.169	302
Thursday	0.019	2.761	0.122	-8.654	23.462	2.200	18.411	301
Friday	0.300 **	2.494	2.070	-8.856	13.672	0.530	3.780	296

* 10%的显著性水平, ** 5%的显著性水平, *** 1%的显著性水平。

另外一个令人惊喜的相似之处就是,沪深两市星期二的日平均收益率都为负,且都为一周五天中的最低,星期五的日平均收益率都为正,且都为一周五天中的最高。在上海股市,星期二的日平均收益率为-0.417%,在统计上显著不为零(5%的显著性水平),星期五的日平均收益率为0.541%,在统计上显著不为零(1%的显著性水平)。在深圳股市,星期二的日平均收益率为-0.230%,星期五的日平均收益率为0.300%,都在统计上显著不为零(5%的显著性水平)。这表明沪深两市都存在某种形式的“周内效应”——“星期二效应”和“星期五效应”,以及沪深两市存在着一定的正相关关系。本文将就第一个现象,“周内效应”,进行检验,而将相关关系留待日后研究。

(一) 检验“星期二效应”

作者对沪深两市是否存在显著的“星期二效应”同时进行了弱检验和强检验。表2a和2b分别给出了弱检验和强检验的实证结果。

表2中的A部分的普通最小二乘法所得结果显示,在样本期内,沪深两市都存在显著为负的“星期二效应”。用于检验星期二的平均收益率与其他各天总体平均收益率是否相等的t统计量和F统计量均在统计上显著。对于上海股市来说,显著性水平为1%,对于深圳股市来说,显著性水平为5%。表2中的B部分的加权最小二乘法所得结果与A部分一样。我们的弱检验表明,沪深

表 2a “星期二效应”的弱检验

	α_0	α_1	DW ^a	F-statistic	DF ^b
Part A: OLS estimates of $R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{2t} + \epsilon_t$					
上海 1992—1998	0.190 * (0.059) ^c	-0.608 *** (0.007)	1.949	7.381 *** (0.007)	(1, 1515)
深圳 1992—1998	0.132 (0.106)	-0.362 ** (0.046)	1.937	3.989 ** (0.046)	(1, 1502)
Part B: WLS estimates of $R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{2t} + \epsilon_t$					
上海 1992—1998	0.190 * (0.063)	-0.608 *** (0.004)	1.952	8.357 *** (0.004)	(1, 1515)
深圳 1992—1998	0.132 (0.108)	-0.362 ** (0.041)	1.940	3.989 ** (0.041)	(1, 1502)

^aDurbin-Watson 统计量。^bF 检验的自由度。^cP 值。 * 10%的显著性水平, ** 5%的显著性水平, *** 1%的显著性水平。

两市都存在显著为负的“星期二效应”。在上海,星期二的平均收益率比其他各天总体平均收益率要低 0.608%。在深圳,星期二的平均收益率比其他各天总体平均收益率低 0.362%。

表 2b “星期二效应”的强检验

	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	DW ^a	F-statistic	DF ^b
Part A: OLS estimates of $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_{1t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \epsilon_t$								
上海 1992—1998	-0.417 ** (0.037) ^c	0.347 (0.222)	0.695 ** (0.014)	0.432 (0.128)	0.958 *** (0.001)	1.927	3.263 ** (0.011)	(4, 1512)
深圳 1992—1998	-0.230 (0.156)	0.296 (0.198)	0.374 (0.103)	0.249 (0.278)	0.530 ** (0.022)	1.914	1.421 (0.225)	(4, 1499)
Part B: WLS estimates of $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_{1t} + \alpha_3 D_{3t} + \alpha_4 D_{4t} + \alpha_5 D_{5t} + \epsilon_t$								
上海 1992—1998	-0.417 ** (0.023)	0.347 (0.224)	0.695 ** (0.011)	0.432 (0.113)	0.958 *** (0.000)	1.943	3.677 ** (0.006)	(4, 1512)
深圳 1992—1998	-0.230 (0.141)	0.296 (0.217)	0.374 * (0.087)	0.249 (0.265)	0.530 ** (0.016)	1.949	1.567 (0.181)	(4, 1499)

^aDurbin-Watson 统计量。^bF 检验的自由度。^cP 值。 * 10%的显著性水平, ** 5%的显著性水平, *** 1%的显著性水平。

表 2b 中的 A 部分的普通最小二乘法所得结果显示,在样本时期内,上海股市存在显著为负的“星期二效应”。用于检验星期二的平均收益率与其它各天平均收益率是否都相等的 F 统计量为 3.263,在统计上显著(5%的显著性水平)。然而,与弱检验所得结果(表 2a)不同的是,我们没有发现足够的证据表明深圳股市也存在显著为负的“星期二效应”。用于检验一周五天中各天的平均收益率是否都相等的 F 统计量仅为 1.421,在统计上不显著(10%的显著性水平)。因此,我们无法拒绝一周五天中各天的平均收益率相等的假设。表 2b 中的 B 部分的加权最小二乘法所得结果与 A 部分一样。我们的强检验表明,显著为负的“星期二效应”只存在于上海股市。

(二) 检验“星期五效应”

表 3a 和 3b 分别给出了用普通最小二乘法和加权最小二乘法对“星期五效应”进行的弱检验和强检验的实证结果。

表 3a 中的 A 部分的普通最小二乘法所得结果显示,在样本时期内,上海股市存在显著为正的“星期五效应”,而深圳股市却不存在。用于检验星期五的平均收益率与一周中其他各天总体平均

表 3a “星期五效应”的弱检验

	α_0	α_1	DW ^a	F-statistic	DF ^b
Part A: OLS estimates of $R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{5t} + \epsilon_t$					
上海	-0.050	0.590 ***	1.945	6.857 ***	(1, 1515)
1992—1998	(0.621) ^c	(0.009)		(0.009)	
深圳	-0.001	0.301	1.937	2.697	(1, 1502)
1992—1998	(0.994)	(0.101)		(0.101)	
Part B: WLS estimates of $R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{5t} + \epsilon_t$					
上海	-0.050	0.590 ***	1.940	7.439 ***	(1, 1515)
1992—1998	(0.625)	(0.007)		(0.007)	
深圳	-0.001	0.301 *	1.929	2.963 *	(1, 1502)
1992—1998	(0.994)	(0.085)		(0.085)	

^aDurbin-Watson 统计量。^bF 检验的自由度。^cP 值。 * 10%的显著性水平, ** 5%的显著性水平, *** 1%的显著性水平。

收益率是否相等的 F 统计量在上海为 6.857, 在统计上显著(1%的显著性水平),而在深圳仅为 2.697,在统计上不显著(10%的显著性水平)。表 3a 中的 B 部分的加权最小二乘法所得结果对于上海股市与 A 部分一样,但对于深圳股市却起了变化。用于检验星期五的平均收益率与一周中其他各天总体平均收益率是否相等的 F 统计量由 2.697 上升为 2.963,变得在统计上显著(10%的显著性水平)。我们的弱检验表明,沪深两市都存在显著为正的“星期五效应”。

表 3b 中的 A 部分的普通最小二乘法所得结果显示,在我们所采集的样本时期内,上海股市存在显著为正的“星期五效应”,而深圳股市却不存在。用于检验星期五的平均收益率与一周中其他各天平均收益率是否都相等的 F 统计量在上海为 3.263,在统计上显著(5%的显著性水平),而在深圳仅为 1.421,在统计上不显著(10%的显著性水平)。表 3b 中的 B 部分的加权最小二乘法所得结果与 A 部分大体一致,只是在上海显著性水平上升到 1%。我们的强检验表明,显著为正的“星期五效应”也只存在于上海股市。

表 3b “星期五效应”的强检验

	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	DW ^a	F-statistic	DF ^b
Part A: OLS estimates of $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_{1t} + \alpha_3 D_{2t} + \alpha_4 D_{3t} + \alpha_5 D_{4t} + \epsilon_t$								
上海	0.541 ***	-0.612 **	0.958 ***	-0.263	-0.526 *	1.927	3.263 **	(4, 1512)
1992—1998	(0.007) ^c	(0.032)	(0.001)	(0.355)	(0.065)		(0.011)	
深圳	-0.300 *	-0.234	-0.530 **	-0.156	-0.281	1.914	1.421	(4, 1499)
1992—1998	(0.068)	(0.312)	(0.022)	(0.501)	(0.225)		(0.225)	
Part B: WLS estimates of $R_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_{1t} + \alpha_3 D_{2t} + \alpha_4 D_{3t} + \alpha_5 D_{4t} + \epsilon_t$								
上海	0.541 ***	-0.612 **	-0.958 ***	0.263	-0.526 *	1.943	3.677 ***	(4, 1512)
1992—1998	(0.005)	(0.035)	(0.000)	(0.346)	(0.058)		(0.006)	
深圳	0.300 *	-0.234	-0.530 **	-0.156	-0.281	1.949	1.567	(4, 1499)
1992—1998	(0.051)	(0.325)	(0.016)	(0.474)	(0.206)		(0.181)	

^aDurbin-Watson 统计量。^bF 检验的自由度。^cP 值。 * 10%的显著性水平, ** 5%的显著性水平, *** 1%的显著性水平。

五、市场有效的含义

实证分析显示, 中国股票市场也存在有某种形式的“周内效应”。这一异象表明中国股票市场缺乏有效性, 因为从某种意义上说它违反了市场有效率的弱形式假设。Fama (1970) 指出, 在一个市场中, 如果股票价格总是完全地反映所有可获取的信息, 那么这个市场就是有效率的。同时, Fama 还提出了市场有效率假设的三种不同形式: (1) 弱形式, (2) 半强形式和 (3) 强形式。弱形式指的是股票的当前价格完全反映了历史价格所隐含的信息。换句话说, 投资者不可能通过采集股票的历史价格并对其进行各种分析来获得超常利润。半强形式指的是股票的当前价格完全反映了所有有关上市公司的公众信息。换句话说, 投资者不可能期望通过获取和分析各种公开可得的信息而得到超常的投资结果。强形式指的是即使投资者具有获取与上市公司有关的任何信息的垄断途径, 他也不可能期望因此而得到超常的投资结果。因此, 我们不应该在一个有效率的市场中观察到任何形式的“周内效应”及其他异象。

我们的弱检验和强检验都表明上海股市存在显著为负的“星期二效应”和显著为正的“星期五效应”。我们的弱检验表明深圳股市也存在显著为负的“星期二效应”和显著为正的“星期五效应”。以上发现表明沪深两市在某种意义上都缺乏效率, 且上海股市比深圳股市更加没有效率。

六、结束语

本文就中国股票市场是否存在异象问题进行了实证分析。所得结果总结如下:

1. 中国股票市场并不存在绝大多数工业发达国家股票市场和某些新兴股票市场所普遍具有的显著为负的“星期一效应”。但是, 沪深两市的日收益率却在星期一那天波动最大。
2. 沪深两市在不同程度上都存在某种形式的“周内效应”——显著为负的“星期二效应”和显著为正的“星期五效应”。
3. 沪深两市在某种意义上都没有效率, 且上海股市比深圳股市更加没有效率。

参考文献

- Aggarwal, R. and P. Rivoli, “Seasonal and Day-of-the Week Effects in Four Emerging Stock Markets”, *The Financial Review* 24 (November 1989), pp. 541—550.
- Brown, S. and J. Warner, “Measuring Security Price Performance”, *Journal of Financial Economics* 8 (1980), pp. 205—258.
- , “Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies”, *Journal of Financial Economics* 14 (1985), pp. 3—31.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo and A. C. MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, New Jersey: Princeton University Press (1997).
- Condoyanni, L., J. O’Hanlon and C. W. R. Ward, “Day of the Week Effects on Stock Returns: International Evidence”, *Journal of Business Finance & Accounting* 14 (Summer 1987), pp. 159—174.
- Cootner, P. H., *The Random Character of Stock Market Prices*, Cambridge: MIT Press (1964).
- Cross, F., “The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays”, *Financial Analysts Journal* (November-December 1973), pp. 67—69.
- Fama, E. F., “The Behavior of Stock Market Prices”, *Journal of Business* 38 (January 1965), pp. 34—105.
- , “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *The Journal of Finance* 25 (May 1970), pp. 383—417.
- Fields, M. J., “Stock Prices: A Problem in Verification”, *Journal of Business* 4 (October 1931), pp. 415—418.
- French, K., “Stock Returns and the Weekend Effect”, *Journal of Financial Economics* 8 (March 1980), pp. 55—69.
- Gibbons, M. and P. Hess, “Day of the Week Effects and Asset Returns”, *Journal of Business* 54 (October 1981), pp. 579—596.
- Jaffe, J. and R. Westfield, “The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence”, *The Journal of Finance* 40 (June 1985), pp. 433—454.
- Kamara, A., “New Evidence on the Monday Seasonal in Stock Returns”, *Journal of Business* 70 (1997), pp. 63—84.
- Keim, D. B., “Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence”, *Journal of Financial Economics*

12 (June 1983), pp. 13—32.

——, “Stock Market Regularities: A Synthesis of the Evidence and Explanations”, *Stock Market Anomalies*, Cambridge University Press, (1988).

Keim, D. B. and R. F. Stambaugh, “A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns”, *The Journal of Finance* 39 (July 1984), pp. 819—840.

Kuhn, T., *The Structure of Scientific Revolutions*, University of Chicago Press (1970).

Lakonishok, J. and S. Smidt, “Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective”, *The Review of Financial Studies* 1 (1988), pp. 403—425.

Lo, A. W. and A. C. MacKinlay, “Data-Snooping Biases in Tests of Financial Asset Pricing Models”, *The Review of Financial Studies* 3 (1990), pp. 431—467.

Rogalski, R. J., “New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note”, *The Journal of Finance* 39 (December 1984), pp. 1603—1614.

Rozeff, M. S. and W. R. J. Kinney, “Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns”, *Journal of Financial Economics* 3 (October 1976), pp. 397—402.

Wingender, J. and J. E. Groff, “On Stochastic Dominance Analysis of Day-of-the-week Return Patterns”, *The Journal of Financial Research* 12 (Spring 1989), pp. 51—55.

(责任编辑: 王利娜)(校对: 水)

(上接第 49 页)

励相容的晋升评定指标, 从而最终能够使实际工作业绩成为公务人员相对工作业绩的惟一排序指标。从激励设计的角度看, 公务人员实际工作业绩的评估可能会遇到两大困难: 一是不同公务人员的工作岗位不同, 实际工作业绩很难比较; 二是许多岗位的工作业绩受不为公务人员所控制的因素的影响, 随机性很强, 不能反映公务人员的实际敬业努力程度。因此, 作为公共部门深化改革的一个前提, 机制的设计者必须深入研究不同岗位公务人员的实际业绩比较评估方法, 建立起一套科学公正的相对业绩评估体系。

参考文献

张维迎, 1996:《博弈论与信息经济学》, 上海三联书店, 上海人民出版社。

Malcomson J., 1984, “Work Incentive, Hierarchy and Internal Labour Markets”, *Journal of Political Economy* 92.

Shapiro C. and J. Stiglitz 1984, “Equilibrium Unemployment as A Discipline”, *American Economic Review* 74.

Eric Rasmusen, 1994, “Game and Information: An Introduction to Game Theory”, Cambridge Blackwell Publisher.

Edward P. Lazear, 1981, “Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions”, *American Economic Review* 71.

Robert M. Hutchens 1989, “Seniority, Wages and Productivity: A Turbulent Decade”, *Journal of Economics Perspectives* 3: 49—46.

George J. Borjas 1996, “Labour Economics”, The McGRAW-HILL Companies INC. Sytse Douma and Hein Schreuder, 1998, “Economic Approaches to Organizations”, Prentice Hall.

Roy Gardner, 1995, “Games for Business and Economics”, John Wiley and Sons, Inc.

Elmar Wolfstetter, 1999, “Topics in Microeconomics”, Cambridge University Press.

Richard Thorpe and Gill Homan, 2000, “Strategic Reward Systems”, Prentice Hall

(责任编辑: 宏 亮)(校对: 晓 鸥)