

日内效应、知情交易与市场微观结构 ——招商银行的例证^①

周东洲

(华南理工大学 经济与贸易学院, 广州 510006)

摘 要: 本文通过对 Engle 和 Russell 模型的扩展, 使用我国沪市 A 股的高频数据, 分析了我国股票的市场微观结构。在我国的股票市场中, 股票交易存在明显的日内效应, 日内效应的产生主要是因为知情交易者的存在, 知情交易者通过影响交易量从而加剧了价格的波动。

关键词: 市场微观结构; WACD 模型; 交易量; 价差

中图分类号: F830 9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2010)06-0091-05

市场微观结构理论主要包括两部分: 一是关于价格发现的模型及其实证研究, 二是关于市场微观结构设计的理论与实证研究。市场微观结构的模型可以分为竞争性做市商报价模型和策略性流动供应商模型。竞争性做市商模型有存货模型^[1]、委托处理成本模型^[2]、信息不对称模型^[3]; 策略性流动供应商模型包括无逆向选择时的策略性流动供应商模型^[4]、有逆向选择时的策略性流动供应商模型^[5]和动态委托提交策略模型^[6]。在整个模型的发展中, 考虑交易时间对价格的影响, 由有做市商的市场转向无做市商的竞价交易市场, 是模型发展的方向。在研究交易时间与价格的关系时, 使用日内的高频数据, 无疑成为了实证研究的一个好的切入点。

国内对于我国股市的市场微观结构的研究起步较晚, 冯玉梅和王春峰^[7]在市场微观结构理论的基础上, 研究了我国股市存在的股利政策“追随者效应”, 指出投资者对不同的股利支付形式有着明显不同的偏好。沈根祥和李万峰^[8]对指令驱动市场的微观结构进行了研究, 尤其是指令驱动市场中的指令策略、限价指令成交等问题。马丹和尹优平^[9]对交易间隔和信息传导关系理论进行了实证检验, 得出了较长交易间隔是信息缺乏所致的结论。张建龙和张小涛^[10]使用希尔伯特—黄转换法, 从市场微观结构的角度研究限售股解禁对我国股市的冲击, 得出无论二级市场还是大宗交易平台减持, 都会导致股价运行结构发生转换的结论。

1 ACD 模型及其扩展

1.1 基本模型

ACD 模型 (autoregressive conditional duration) 是 Engle 和 Russell^[11]建立的两笔连续交易之间持续期的计量模型。记 t_i 为一天内第 i 次交易发生的时刻, $x_i = t_i - t_{i-1}$ 为从时刻 t_{i-1} 交易发生到 t_i 时刻交易发生的持续时间 (持续期), ACD 模型可以表述为:

$$x_i = \phi_i \varepsilon_i (\varepsilon_i \sim iid). \quad (1)$$

$\phi_i = E(x_i | F_{i-1})$ 表示第 $i-1$ 次交易到第 i 次交易的调整的时间持续期的条件期望。 F_{i-1} 为第 $i-1$ 次交易时可以得到的信息集合。

$$\phi_i = \omega + \sum_{j=1}^r \alpha_j x_{i-j} + \sum_{j=1}^s \beta_j \phi_{i-j}. \quad (2)$$

因为持续期期望依赖于滞后 p 阶实际持续期和滞后 q 阶期望持续期, 故这个模型被称为 ACD (r, s) 模型。

当 ε 服从一个标准化的指数分布时, 则称为 EACD(r, s) 模型。当 ε 服从一个标准化的韦布尔分布, 则称为 WACD(r, s) 模型。当威布尔分布形状参数为 1 时, 威布尔分布就简化为指数分布。

1.2 WACD 模型的扩展

对 WACD (w-autoregressive conditional duration) 模型进行扩展, 加入影响市场微观结构的因素, 则有:

$$\phi_i = \omega + \sum_{j=1}^r \alpha_j x_{i-j} + \sum_{j=1}^s \beta_j \phi_{i-j} + z_i. \quad (3)$$

其中, z_i 表示交易量、价格差等影响市场微观结构的因素。

对于扩展的 WACD 可以得到条件似然函数, 其中, α 为标准化的韦布尔分布的形状参数。

收稿日期: 2010-03-22

作者简介: 周东洲 (1986—), 男, 湖北五峰人, 华南理工大学经济与贸易学院硕士研究生, 研究方向: 公司金融。

① 感谢华南理工大学风险投资研究中心资助。

$$l(x_i|\theta, x_{i0}) = \sum_{i=1}^T \alpha \ln \left[\Gamma \left(1 + \frac{1}{\alpha} \right) + \ln \left(\frac{\alpha}{x_i} \right) + \alpha \ln \left(\frac{x_i}{\varphi_i} \right) - \left[\frac{\Gamma \left(1 + \frac{1}{\alpha} \right) x_i}{\varphi_i} \right]^\alpha \right] \quad (4)$$

2 研究样本及统计分析

本文选取了招商银行共 5 个月的高频数据^①，数据来源于国泰君安数据库。对节假日所产生的持续期、中午休市产生的持续期进行调整。

对持续期进行统计，可得平均持续期为 7.17 秒，最大值为 183 秒，最小值为 1 秒。成交量均值为 29286 股，最大值为 4008900 股，最小值为 1 股。价格差均值为 0.0114，中值为 0.1，最大值为 0.14，最小值为 0.01，由于最小报价单位是 0.01，因此决定了最小值为 0.01。

2.1 日历效应

“日历效应”是指波动、交易量、买卖价差、交易频率等金融变量在日内、周内、月内表现出稳定的和周期性的运动模式。对于国外的许多股票交易市场，日内的金融数据都存在着显著的“U”型日内效应。

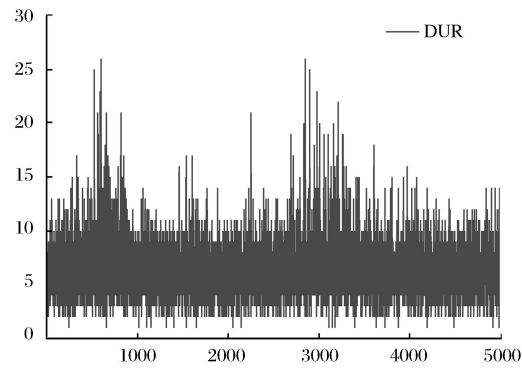


图 1 持续期的日内效应

截取样本的前 5000 个数据，可以看出，持续期存在明显的日内效应，即在某个时间段出现持续期小、交易密集的现象，尤其是在开盘后较为明显。故应该对持续期进行调整，消除日内效应。

本文对 Engle 和 Russell 的日内调整方法进行改进，对持续期的数据进行日内调整，从而把时间效应剔除掉。由于美国股市的交易时间段存在差异^②，因此调整方法应该进行修改。在本研究中将交易数据根据 9:30、10:00、11:00、1:00、2:00、2:30

共 6 个时间点进行调整，分别为 t_1 、 t_2 、 t_3 、 t_4 、 t_5 、 t_6 ，对交易持续期进行回归，有

$$x_i = c_0 + c_1 t_1 + c_2 t_2 + c_3 t_3 + c_4 t_4 + c_5 t_5 + c_6 t_6 \quad (5)$$

然后计算持续期的预测值 $f(x_i)$ ，有

$$X_i = \frac{x_i}{f(x_i)} \quad (6)$$

这样可以消除日内效应。

2.2 序列特征

对持续期预测值进行作图分析，图中横坐标代表交易时间距当天零时的秒数，纵坐标表示持续期的预测值 $f(x_i)$ 。在交易日内，交易呈现出很大的不同。开盘和收盘时的持续期都很小，表示交易很频繁，整个交易持续呈现出先上升后下降的趋势。

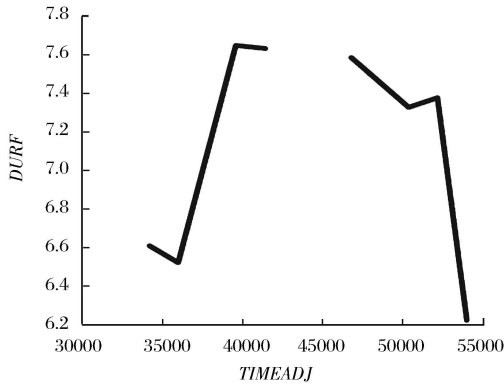


图 2 持续期的预测值

经调整后的持续期序列，不符合正态分布。持续期呈现出高峰厚尾的形态。同时进行自相关性检验，Q 统计量显著不为 0，时间序列存在高度的自相关性，故使用 ACD 模型进行分析。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.052	0.052	663.82	0.000
		2	0.141	0.139	5560.3	0.000
		3	0.132	0.121	9824.0	0.000
		4	0.130	0.105	13955.	0.000
		5	0.142	0.107	18894.	0.000
		6	0.133	0.089	23218.	0.000
		7	0.139	0.087	27930.	0.000
		8	0.135	0.077	32432.	0.000
		9	0.137	0.073	37013.	0.000
		10	0.128	0.059	41067.	0.000
		11	0.135	0.062	45564.	0.000
		12	0.130	0.054	49719.	0.000
		13	0.135	0.056	54210.	0.000
		14	0.134	0.052	58608.	0.000
		15	0.132	0.047	62865.	0.000

图 3 自相关检验图

① 此数据为 2006 年 7 月– 2006 年 12 月数据，笔者认为，市场微观结构在一定时间段内具有稳定性，不会出现太大的变化，2006 年数据可以反映我国股市的市场微观结构。

② 纽约证券交易所交易时间为美国东部时间上午 9:30– 下午 4:00，而中国股市的交易时间为上午 9:30– 11:30、下午 1:00– 3:00。

3 实证分析

O’Hara^[12] 将市场参与者分为知情交易者(informed trader)和流动性交易者(liquidity trader)。知情交易者拥有非公开的信息,他们会根据新信息进行交易。Easley 和 O’Hara^[13]假设流动性交易商交易的到达服从泊松分布,而知情交易者会根据私有的、可能的噪音信息进行交易。所以,当出现信息时,我们会看到交易的聚集,由于知情交易者数量的增多,因此,持续期的变化,可以看做是市场中知情交易者数量的变化。

对于 ACD 模型,不仅可以把持续期看成是对交易到达频繁程度的度量,由于在数据处理中合并了价格相同的交易,因此 ACD 模型也可以看成是对价格变化的快慢的度量,即对价格密度的度量(price intensity)。

首先,使用 E-views 软件,按前文所述方法进行日效应的调整,调整结果如表 1,日效应调整的各个系数,在 5% 显著水下都是显著不为 0 的,F 统计量也显著不为 0,DW 统计量接近 2,能较好地对日效应进行调整。

表 1 日效应的调整

变量	系数	标准误差	t 统计量	P 值
C	6.688724	0.047843	139.8067	0.0000
t ₁	-0.000102	3.49E-05	-2.913221	0.0036
t ₂	0.000419	4.27E-05	9.803316	0.0000
t ₃	-0.000317	1.57E-05	-20.22794	0.0000
t ₄	-9.35E-05	2.09E-05	-4.471771	0.0000
t ₅	0.000140	4.04E-05	3.459170	0.0005
t ₆	-0.000696	6.08E-05	-11.45662	0.0000
R squared		0.007537	Mean dependent var	7.166703
Adjusted R squared		0.007513	S.D. dependent var	4.668536
S.E. of regression		4.650966	Akaike info criterion	5.912055
Sum squared resid		5312757	Schwarz criterion	5.912352
Log likelihood		-726023.0	F-statistic	310.8721
Durbin Watson stat		1.887267	Prob(F-statistic)	0.000000

应用 E-VIEWS 软件,对 WACD 基本模型进行分析,可得到如表 2 所示的结果。

表 2 WACD 基本模型

系数	WACD(1,1)	WACD(2,2)
ω	0.013534 (253.3980)	0.000384 (80.41645)
α1	0.042817 (98.89961)	0.020218 (2325.786)
α2		-0.019934 (-4949.958)
β1	0.943500 (2154.888)	0.899866 (347.9857)
β2		0.099420 (38.46848)
Log likelihood	-174623.9	-198674.7
Hannan Quinn	1.422049	1.617942

两个模型的 ω 均大于 0, $\sum(\alpha + \beta) < 1$, 满足模型的条件。WACD(1,1) z-统计量值分别为 253、98、2154,系数是显著不为 0。WACD(2,2) z-统计量值也显著不为零,两个模型 Hannan Quinn 值较小,模型的解释能力较强。

从模型可以看出,交易并不总是随机到达的,即市场中既存在知情交易者,也存在流动性交易者。

知情交易者的增多会使交易产生集聚,这和国外的相关研究是相符合的。

使用扩展的 WACD(2,2) 模型进行回归分析,其中加入价差(spr)、交易额(vol)、交易次数(trn)得到结果如表 3 所示,这里采用与处理持续期同样的方法剔除日效应,其中 $Z_i = v_i / f(v_i)$ 。

其中模型 1 中交易额的系数为负数, z 统计量为 -38.68,系数是显著的。Resid-v 为模型 1 的残差图。表明大的交易额伴随着小的持续期,即交易额的增加能够提高价格密度。

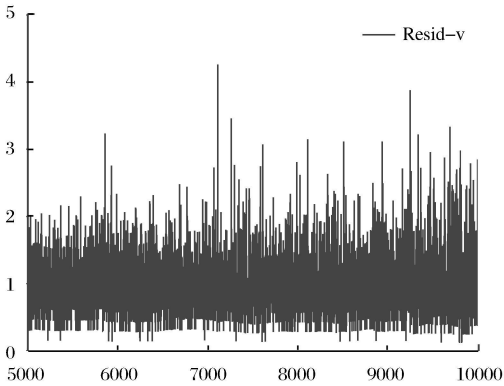


图 4 模型 1 的残差图

表 3 WACD 模型的扩展

系数	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
ω	0.004195 (114.3959)	0.017800 (119.7724)	0.001224 (332670.9)	0.019603 (366.3209)
α_1	0.016880 (147.6950)	0.002128 (5.736217)	0.027297 (2559142)	0.133445 (348.8429)
α_2	-0.000462 (-4.098362)	0.063909 (107.0301)	-0.028270 (-2232591)	-0.149487 (-1346.176)
β_1	0.383663 (175.3591)	0.536439 (45.95296)	0.899999 (7.58E+08)	0.922640 (11988.15)
β_2	0.596486 (273.0472)	0.381375 (33.31815)	0.100002 (1.98E+08)	0.075368 (154.8565)
Vol	-2.76E-09 (-38.67617)	—	—	—
Tra	—	-5.35E-08 (-25.00991)	—	-4.85E-08 (-26.70031)
Spr	—	—	-0.039412 (-21529.99)	-1.173156 (-4.358021)
Log likelihood	-175333.4	-172437.4	-870405.0	-38485673
Hannan Quinn	1.427893	1.404311	7.087901	313.3912

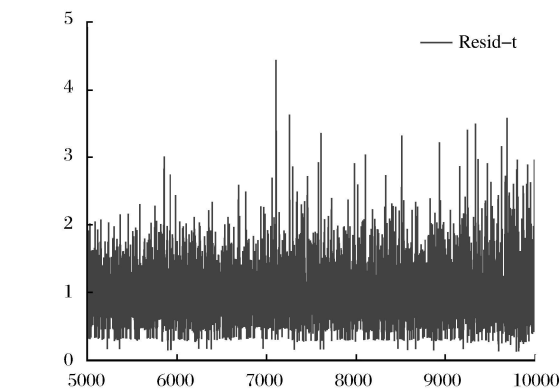


图 5 模型 2 的残差图

模型 2 中, 交易次数的系数为负, τ 统计量为-25。Resid-t 为模型 2 的残差图。说明交易次数增多持续期会缩短, 价格密度会增加。这与 Easley 和 O’Hara^[13] 提出的模型是相符的, 该模型指出交易次数通过传递出一种信息从而影响到价格的密度; 与 Admati 和 Pfleiderer^[14] 预计的交易次数不会影响价格密度的结论是不符合的。也说明在我国的股票市场中, 信息的传递是比较通畅的, 市场参与者能够通过解读市场微观信息来进行决策。

模型 3 验证了价差与价格密度之间的关系。价差的系数为-0.03941, τ 统计量值为-21529。Resid-s 为模型 3 的残差图。负的系数说明, 价差的提高会缩短持续期, 提高价格密度。持续期的缩短说明知情交易者增多, 即价格的波动越剧烈, 则参与其中的知情交易者应该越多, 即知情交易者会增大价格的波动。这与 Glosten 和 Milgrom^[15] 的不对称信息模型得出的随着价差的增大知情交易的概率增加

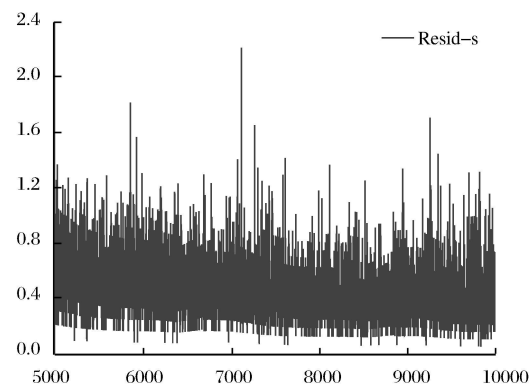


图 6 模型 3 的残差图

是相符的。

模型 4 在模型 3 的基础上, 加入了交易次数的变量, 与模型 2 相比, 交易次数的系数和 τ 统计量值变化不大; 与模型 3 相比, 价差的系数-1.173156, 价差系数的绝对值增大。残差图为 Resid-st, Hann

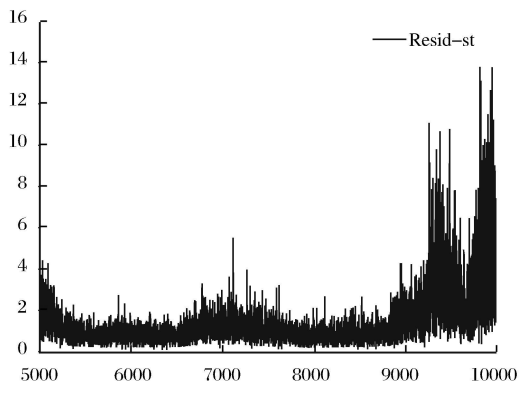


图 7 模型 4 的残差图

near Quinn 值过大, 表明模型信息涵盖程度较低。

4 结论

我国股票市场日效应明显, 开盘后和收盘前, 交易持续期小, 价格的密度高。交易存在明显的集聚现象。

市场中存在大量知情交易者。在应用基本的WACD模型分析中, 各个系数显著不为零, 说明交易的到达并不总是随机的, 而是由于知情交易者的存在而存在集聚, 这种集聚既可表现为在开盘与收盘的集聚, 也可以表现出当信息出现前的集聚。

交易量增加, 价格密度会增加。当交易量增加时, 持续期会缩短, 价格密度会增加。交易量和交易的次数传递出信息, 引起市场上更加频繁的交易。

知情交易者增大价格的波动程度。当价差增大时, 持续期缩短, 交易变得频繁, 表明知情交易者增多。这表明知情交易者利用掌握的信息, 加大了市场的波动程度。

参考文献

- [1] GARMAN M. Market microstructure[J]. Journal of Financial Economics, 1976(3): 257-275.
- [2] ROLL R. A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market[J]. The Journal of Finance, 1984(4): 1127-1139.
- [3] EASLYE D, O'HARA M. Price, trade size, and information in securities markets[J]. Journal of Financial Economics, 1987(1): 69-90.
- [4] ROELL A. Liquidity in limit order book markets and single price auctions with imperfect competition[Z]. Working Paper, Princeton University, 1999.
- [5] CALCAGNO R, LOVO S. Bid-ask price competition with asymmetric information between market makers[Z]. Working Paper, CORE, 1998.
- [6] PARLOUR. Price dynamics in limit order markets[J]. Review of Financial Studies, 1999(4): 789-816.
- [7] 冯玉梅, 王春峰. 中国上市公司股利政策“追随者效应”分析[J]. 系统工程, 2005(5): 78-84.
- [8] 沈根祥, 李万峰. 市场微观结构研究的新发展及对我国资本市场改革的启示[J]. 财政研究, 2007(6): 44-47.
- [9] 马丹, 尹优平. 交易间隔、波动性和微观市场结构[J]. 金融研究, 2007(7): 165-174.
- [10] 张建龙, 张小涛. 限售股解禁、市场微观结构与波动率冲击[J]. 山西财经大学学报, 2009(7): 91-97.
- [11] ENGLE R F, RUSSELL J R. Autoregressive conditional duration: a new model for irregularly spaced transaction data[J]. Econometrica, 1998(9): 1127-1162.
- [12] O'HARA M. Market Microstructure Theory[M]. Oxford: Basil Blackwell Inc, 1995.
- [13] EASLEY D, O'HARA M. Time and the process of security price adjustment[J]. The Journal of Finance, 1992, 19: 69-90.
- [14] ADMA TI A R, PFLEIDERER P. A theory of intraday patterns: volume and price variability[J]. The Review of Financial Studies, 1989(1): 3-40.
- [15] GLOSTEN, LAWRENCE R, MILGROM P. Bid ask and transaction prices in specialist market with heterogeneously informed agents[J]. Journal of Financial Economics, 1985, 14: 71-100.

Intra-day Effect, Inform Trade and Market Microstructure: A Case of China Merchants Bank

Zhou Dongzhou

(School of Economics and Commerce, South China University of Technology, Guangzhou 510006, China)

Abstract: This paper develops the model established by Engle and Russell in 1998, in which adds the factor of market microstructure. The data in Chinese stock market has been collect and analyzed in the model. The intra-day effect is evident as there are many informed trader in this market. Informed traders aggravate the fluctuate of price by the volume.

Key words: market microstructure; WACD model; trading volume; spread