

# 金融高频数据分析<sup>\*</sup> ——扩展 ACD 模型实证研究

徐国祥<sup>1</sup>, 金登贵<sup>2</sup>

(1. 上海财经大学 应用统计研究中心, 上海 200433;  
2. 上海立信会计学院, 上海 200072)

**摘要:**扩展的 ACD 模型是金融高频数据分析的一种重要方法。根据 Hentschel (1995) 关于建立非对称 GARCH 模型家族的方法, 原始自回归条件期间模型 (Autoregressive Conditional Duration, 简称 ACD 模型) 可以产生多种扩展类型。文章通过对石化价格期间的实证分析, 表明现有 ACD 模型强加的约束条件与数据实证相矛盾, 而且证实了由扩展 ACD 模型赋予的许多弹性。综合考虑所有的实证结果, 通过 LogL、AIC 以及 D 检验值的对比, BCACD、EXACD、LACD I 三类模型实证结果的效果最好。

**关键词:** ACD 模型; Box-Cox 变量转换; 金融高频数据

**中图分类号:** F224.0; F830.91   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1001-9952(2006)06-0015-09

## 一、问题提出及文献回顾

Glosten 和 Milgrom (1985)、Diamond 和 Verrecchia (1987)、O’Hara (1995)、Easley (1996) 和 Hasbrouck (1998) 等在研究市场微观结构时指出, 分析交易发生、价格变化和买卖指令的等待时间, 对了解金融市场的私人和公共信息具有关键性的作用。公开和内幕消息会影响交易间隔过程, 因此, 在微观结构研究中使用条件期间模型 (即 ACD 模型) 并不为怪 (Lo MacKinlay 和 Zhang, 2002)。为了利用交易发生时间和买卖价更新时间对金融市场微观结构所产生的影响作进一步的分析, Engle 和 Russell (1994) 首次提出了 ACD 模型, 其建模思想是在原有 ARCH 模型的框架下, 用一个标记点过程去刻画随机交易间隔, 而不同的点过程假设自然就得到了不同的 ACD 模型。Engle 和 Russell (1997) 还用 ACD 模型预测了外汇交易价格询价的变化频率。Engle 和 Large (1997) 将 ACD 模型的思想和技术用于测量和预测市场的流动性。Engle 和 Lunde (1998) 提出了引入价格和交易量的二元 ACD 模型。

---

收稿日期: 2006-01-06

基金项目: 教育部“新世纪优秀人才支持计划”(编号: NCET-04-0429)

作者简介: 徐国祥(1960—), 男, 浙江绍兴人, 上海财经大学应用统计研究中心教授, 博士生导师;

金登贵(1970—), 男, 四川南川人, 上海立信会计学院讲师。

Engle 和 Russell(1998)的研究显示,标准的 ACD 模型用于金融数据的分析,容易导致在极端间隔(即非常长或者非常短的间隔)后的过度反应,他们试图解决模型对冲击的非对称反应问题。

Engle 利用 ACD 模型处理高频数据所获得的良好效果,激发了实证金融领域对交易间隔和价格暗示研究的极大兴趣。一些知名的计量学家接受了 Engle 的 ACD 建模思想,推进了 ACD 模型的研究。Ghysels 和 Jasiak (1998)、Engle(2000)、Grammig 和 Wellner(2002)将 ACD 模型与 GARCH 模型结合起来,提出了 ACD-GARCH 模型。Bauwens 和 Veredas(1999)提出了 SVD(stochastic volatility duration)模型,也即依靠一个潜在的随机因子来捕捉市场中没有观察到的随机信息流。而 Ghysels、Gourieroux 和 Jasiak(2003)则利用 SVD 模型来处理间隔过程中的高阶动态性。Bauwens(2000)比较评价了基于不同分布密度的 ACD 模型。Bauwens 和 Giot(2000)用对数 ACD 模型避免了过去 ACD 实证中的一些参数约束,提供了对市场微观假设测试更合适的框架。Zhang、Russell 和 Tsay(2001)提出了建立在自激励门限自回归过程上的非线性 ACD 模型。Renault、Scaillet(2001)和 Giot(2000)提出在 ACD 模型中把这些方法与期权定价和日内风险管理联系起来。

本文根据 Hentschel(1995)关于建立非对称 GARCH 模型家族的方法,采用 Fernandes M、Grammig J(2003)提出的对原始 ACD 模型参数嵌套的形式,对原有 ACD 模型的限制条件进行了修改,可以得到 ACD 模型的多种扩展类型。模型参数的嵌套采用了将参数  $\lambda \geq 0$  定形于条件期间过程的 Box 和 Cox(1964)变量转换,并且考虑了对冲击的非对称反应。据此,我们用中国石化(600028)的价格期间进行实证研究。对 ACD 扩展类型的实际应用不仅可以分析这类模型在中国证券市场的实用性,而且可以弥补线性 ACD 模型的不足之处,有利于我们采用更好的模型进行高频数据的研究工作。

## 二、ACD 模型扩展类型

$x_i = t_i - t_{i-1}$  表示在  $t_i$  和  $t_{i-1}$  时刻发生的两次事件的时间间隔,由于金融期间数据中具有序列相关的共同特征,因此,Engle 和 Russell(1998)用公式  $x_i = \psi_i \epsilon_i$  来表示时间过程,条件期间过程  $\psi_i = E(x_i | \Omega_{i-1})$  为第  $i$  个期间持续的期望,  $\Omega_{i-1}$  包括了时刻  $t_{i-1}$  时所有的有用信息集,  $\{\epsilon_i\} \sim i.i.d.$  简单 ACD 模型的形式可表示为:

$$\begin{cases} x_i = \psi_i \epsilon_i \\ \psi_i = \omega + \alpha x_{i-1} + \beta \psi_{i-1} \end{cases} \quad (1)$$

如同 Hentschel(1995)所处理的那样,通过运用 Box-Cox 变量转换,将参数  $\lambda \geq 0$  用于条件期间过程  $\psi_i$ ,给出公式(2):

$$(\psi_i^\lambda - 1)/\lambda = \omega_* + \alpha_* \psi_{i-1}^\lambda [|\epsilon_{i-1} - b| - c(\epsilon_{i-1} - b)]^v + \beta(\psi_{i-1}^\lambda - 1)/\lambda \quad (2)$$

参数  $\lambda \leq 1$  时, Box-Cox 变量转换下凹;参数  $\lambda \geq 1$  时, Box-Cox 变量转换上凸。将式(2)变形即可推导出 ACD 的扩展模型,如公式(3):

$$\begin{aligned}\psi_i^\lambda &= \omega + \alpha \psi_{i-1}^\lambda [|\epsilon_{i-1} - b| + c(\epsilon_{i-1} - b)]^v + \beta \psi_{i-1}^\lambda \\ \omega &= \lambda \omega^* - \beta + 1, \alpha = \lambda \alpha^*\end{aligned}\quad (3)$$

ACD 扩展模型(以下简称 AACD 模型)提供了一个弹性函数形式,允许条件期间过程  $\{\psi_i\}$  以独特的方式对小的冲击和大的冲击分别作出反应。冲击响应曲线  $g(\epsilon_i) = [|\epsilon_i - b| + c(\epsilon_i - b)]^v$  通过转移参数  $b$  和旋转参数  $c$ ,合并了非对称的反应。因为期间是非负的,所以转移参数  $b$  对于用冲击响应曲线来反映非对称效应是十分关键的。参数  $c$  指出了旋转是顺时针的( $c < 0$ )还是逆时针的( $c > 0$ )。转移和旋转并不一定会相互加强,实际上,转移参数  $b$  主要反映小的冲击,而旋转参数  $c$  主要反映大的冲击。形态参数  $v$  扮演了与  $\lambda$  相同的角色,参数  $v \leq 1$  时,冲击响应曲线下凹,当参数  $v \geq 1$  时,冲击响应曲线上凸。图 1~图 4 说明了转移参数  $b$ 、旋转参数  $c$  和形态参数  $v$  取不同值时冲击响应曲线  $g(\cdot)$  的具体形态。AACD 模型包括了许多计量经济学家研究的 ACD 的不同形式。令  $\lambda = v = 1, b = c = 0$ ,便可以得到 Engle 和 Russell(1998) 的线性 ACD 模型(ACD);令  $\lambda \rightarrow 0, b = c = 0$ ,可以推出 Dufour 和 Engle(2000) 的 Box-Cox ACD 模型(BCACD);令  $\lambda \rightarrow 0, v \rightarrow 0, b = c = 0$ ,可以得到对数 ACD 模型类型 I (LACD I ),或者  $\lambda \rightarrow 0, v = 1, b = c = 0$ ,便可以推出 Bauwens 和 Giot(2000) 的对数 ACD 模型类型 II (LACD II )。另外,参照用于 GARCH 的研究方法,通过对公式(2)加入限制条件可以构造出不同的条件期间模型。这里考虑的例子包括: $\lambda \rightarrow 0, v = 1$  时,得到非对称对数 ACD 模型(A-LACD); $\lambda = v$  时,得到非对称能量 ACD 模型(A-PACD); $\lambda = v = 1$  时,得到非对称 ACD 模型(A-ACD); $\lambda = v, b = c = 0$  时,得到能量 ACD 模型(PACD)。Dufour 和 Engle(2000)在误差项服从指数分布的条件下,提出了一个非对称对数 ACD 模型,此时  $b = 1$ ,称之为指数 ACD 模型(EXACD)。表 1 概括了所考虑的所有 ACD 模型。

表 1 ACD 扩展模型类型

简 称	模 型 表 达 式
AACD	$\psi_i^\lambda = \omega + \alpha \psi_{i-1}^\lambda [ \epsilon_{i-1} - b  + c(\epsilon_{i-1} - b)]^v + \beta \psi_{i-1}^\lambda$
A-PACD	$\psi_i^\lambda = \omega + \alpha \psi_{i-1}^\lambda [ \epsilon_{i-1} - b  + c(\epsilon_{i-1} - b)]^\lambda + \beta \psi_{i-1}^\lambda$
A-LACD	$\log \psi_i = \omega + \alpha [ \epsilon_{i-1} - b  + c(\epsilon_{i-1} - b)] + \beta \log \psi_{i-1}$
A-ACD	$\psi_i = \omega + \alpha \psi_{i-1} [ \epsilon_{i-1} - b  + c(\epsilon_{i-1} - b)] + \beta \psi_{i-1}$
PACD	$\psi_i^\lambda = \omega + \alpha x_{i-1}^\lambda + \beta \psi_{i-1}^\lambda$
BCACD	$\log \psi_i = \omega + \alpha \epsilon_{i-1}^v + \beta \log \psi_{i-1}$
EXACD	$\log \psi_i = \omega + \alpha [ \epsilon_{i-1} - 1  + c(\epsilon_{i-1} - 1)] + \beta \log \psi_{i-1}$
LACD I	$\log \psi_i = \omega + \alpha \log x_{i-1} + \beta \log \psi_{i-1}$
LACD II	$\log \psi_i = \omega + \alpha \epsilon_{i-1} + \beta \log \psi_{i-1}$
ACD	$\psi_i = \omega + \alpha x_{i-1} + \beta \psi_{i-1}$

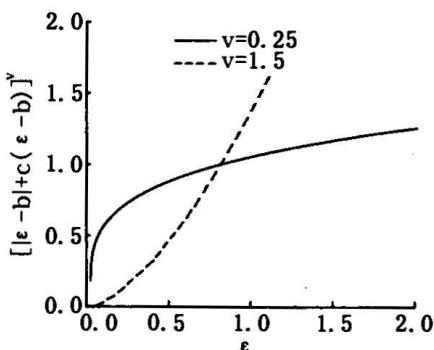


图1  $b=0.02, c=0.25, v=0.25$  或  $1.5$  时冲击响应曲线的具体形态

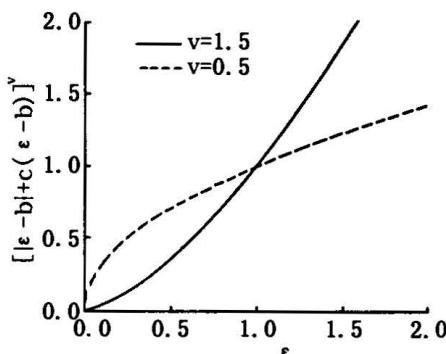


图2  $b=0, c=0, v=1.5$  或  $0.5$  时冲击响应曲线的具体形态

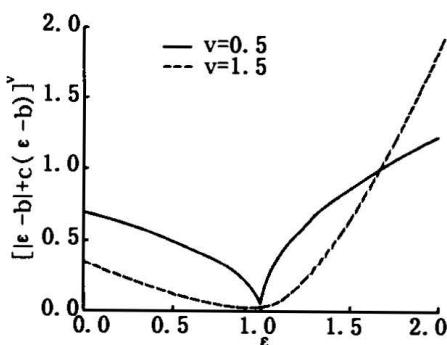


图3  $b=1, c=0.5, v=0.5$  或  $1.5$  时冲击响应曲线的具体形态

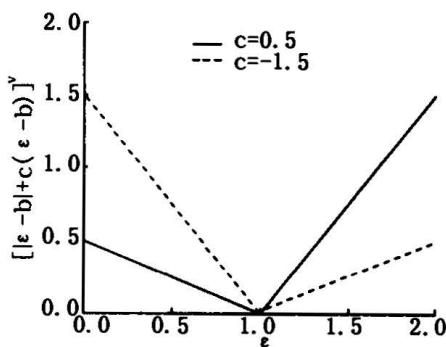


图4  $b=1, c=0.5$  或  $-0.5, v=1$  时冲击响应曲线的具体形态

### 三、ACD扩展模型的实证研究

本文采用中国石化(600028)2004年2月1日至2004年4月30日期间的实时交易数据估计ACD模型的不同类型<sup>①</sup>。定义中国石化价格期间为价格累计变化0.03元以上的时间间隔。交易时间每天包括早晨9:30~11:30、下午1:00~3:00,隔夜以及休市时的时间间隔被剔除。消除日内效应的时间间隔  $x_i = D_i / \rho(t_i)$ ,  $D_i$  是以秒计算的原始时间间隔,  $\rho(t_i)$  表示日内因子。我们用极大似然法来估计表1中的ACD扩展模型,假设  $\epsilon_i \in i.i.d$  且具有Burr密度:

$$f_B(\epsilon_i, \theta_B) = \kappa \xi_{B,1}^\kappa \epsilon_i^{\kappa-1} / (1 + \gamma \xi_{B,1}^\kappa \epsilon_i^\kappa)^{1+1/\gamma} \quad (4)$$

其中:  $\kappa > \gamma > 0$ , 并且  $\xi_B = \Gamma(1+m/\kappa) \Gamma(1/\gamma - m/k) / \gamma^{1+m/\kappa} \Gamma(1+1/\gamma)$  表示第m阶动差,  $m < k/\gamma$ 。Burr密度包括Weibull( $\gamma \rightarrow 0$ )分布、指数( $\gamma \rightarrow 0$ 且  $k=1$ )分布和对数逻辑( $\gamma \rightarrow 1$ )分布。

表2列出了中国石化价格期间关于ACD各类模型的估计结果。由表2可见,对于任何ACD模型,Burr密度中的参数k和 $\gamma$ 的估计值同样都是显著的,这表明基准风险率函数是非单调的。LACDI的对数似然值明显不同于ACD和LACDI的值;对比PACD和ACD模型,可以看出 $\lambda$ 在(0,1)之间差距很大, $\lambda \rightarrow 1$

时,对数似然值增加明显;  $\lambda \rightarrow 0$  时,对数似然值减少明显,说明传统的线性 ACD 模型强加的约束条件与实际数据相矛盾;对比 BCACD 和 LACDⅡ模型,可以看出让  $\epsilon_{i-1}$  的  $v$  次方自由变化将导致对数似然值降低很多;对比 EXACD 和 A-LACD 模型,看出由 Dufour 和 Engle(2000)提出的  $b=1$  的 A-LACD 模型增加了对数似然值,暗示了非对称性可以发挥作用;对比 A-PACD 和 A-ACD 模型,尽管 A-PACD 中的参数  $b$  显著异于 0,参数  $c$  的标准差非常大,而 A-ACD 中的参数  $b$  和参数  $c$  均显著,它打破了通常附加的确保期间过程非负性的约束,也就是  $a>0, |c|<1$ 。值得注意的是表 2 中 AACD 模型显示  $\lambda=v$ ,对数似然值没有明显改善,说明双倍的 Box-Cox 变化( $\lambda \neq v$ )可以提高模型的拟合效果。

表 2 中国石化价格期间消除日内效应 ACD 模型实证结果

简 称	模 型 表 达 式
AACD	$\psi_i^{0.3005} = 0.1425 + 0.1836\psi_{i-1}^{0.3005} [ \epsilon_{i-1}  - 0.0491] + 0.0479(\epsilon_{i-1} - 0.0491)^{0.3005} + 0.7093\psi_{i-1}^{0.3005}$ (1.3143)(0.0664)(0.7266) (0.0246)(0.0432) (0.2889) (0.5616) $k: 0.9514(0.0498)$ $\gamma: 0.1769(0.0795)$ $\log L: -586.32$ AIC: 1.35 D-test: 0.00001
A-PACD	$\psi_i^{0.3005} = 0.1425 + 0.1836\psi_{i-1}^{0.3005} [ \epsilon_{i-1}  - 0.0491] + 0.0479(\epsilon_{i-1} - 0.0491)^{0.3005} + 0.7093\psi_{i-1}^{0.3005}$ (0.2615)(0.0647)(0.0925) (0.0106)(1.0615) (0.0845) $k: 0.9514(0.0498)$ $\gamma: 0.1769(0.0795)$ $\log L: -586.34$ AIC: 1.35 D-test: 0.00002
A-LACD	$\log \psi_i = -0.1196 + 0.1182[ \epsilon_{i-1}  + 0.1890] + 0.0086(\epsilon_{i-1} + 0.1890) + 0.8804\log \psi_{i-1}$ (0.0623) (0.0852) (0.0235)(0.1205) (0.0963) $k: 0.9307(0.0486)$ $\gamma: 0.1570(0.0752)$ $\log L: -592.32$ AIC: 1.36 D-test: 0.85787
A-ACD	$\psi_i = 0.1033 + 0.1405\psi_{i-1}[ \epsilon_{i-1}  - 1.0233] + 0.1142(\epsilon_{i-1} - 1.0233) + 0.6901\psi_{i-1}$ (0.0450)(0.0668) (0.4543) (0.0664) (0.1029) $k: 0.9377(0.0497)$ $\gamma: 0.1617(0.0784)$ $\log L: -601.29$ AIC: 1.38 D-test: 0.69606
PACD	$\psi_i^{0.0000} = 0.0768 + 0.1168x_{i-1}^{0.0000} + 0.8175\psi_{i-1}^{0.0000}$ (0.3846)(0.1033)(0.0892) (0.1314) $k: 1.3000(0.0275)$ $\gamma: 0.2000(0.0005)$ $\log L: -619.93$ AIC: 1.42 D-test: 0.00003
BCACD	$\log \psi_i = -4.3973 + 4.5304x_{i-1}^{0.0388} + 0.7500\log \psi_{i-1}$ (17.9468) (17.9525)(0.1626)(0.0881) $k: 0.9590(0.0512)$ $\gamma: 0.1902(0.0828)$ $\log L: -585.16$ AIC: 1.34 D-test: 0.65948
EXACD	$\log \psi_i = -0.0770 + 0.2582[ \epsilon_{i-1}  - 0.2160(\epsilon_{i-1} - 1)] + 0.8179\log \psi_{i-1}$ (0.0024) (0.0028) (0.0003) (0.0004) $k: 0.9533(0.0005)$ $\gamma: 0.1756(0.0017)$ $\log L: -586.48$ AIC: 1.35 D-test: 0.97630
LACD I	$\log \psi_i = 0.1365 + 0.1686\log x_{i-1} + 0.5725\log \psi_{i-1}$ (0.0377)(0.0303) (0.1067) $k: 0.9592(0.0512)$ $\gamma: 0.1907(0.0826)$ $\log L: -585.18$ AIC: 1.34 D-test: 0.74123
LACD II	$\log \psi_i = -0.1180 + 0.1268\epsilon_{i-1} + 0.8804\log \psi_{i-1}$ (0.0276) (0.0309) (0.0536) $k: 0.9307(0.0493)$ $\gamma: 0.1570(0.0769)$ $\log L: -592.32$ AIC: 1.36 D-test: 0.85787
ACD	$\psi_i = 0.1121 + 0.1602x_{i-1} + 0.7463\psi_{i-1}$ (0.0557) (0.0459) (0.0751) $k: 0.9341(0.0495)$ $\gamma: 0.1646(0.0773)$ $\log L: -592.63$ AIC: 1.36 D-test: 0.94972

注:(1)价格累积变动至少 0.03 元;(2)括号内为标准差;(3)D-test 是对数残差的非参数检验概率值,具体分析略。

图 5 通过在  $t_{i-1}$  时一个冲击  $\epsilon_{i-1}$  引起的条件间隔的变化( $\Delta\psi_i \equiv \psi_i - \psi_{i-1}$ )描绘了有效的冲击响应曲线,首先固定  $t_{i-1}$  时的  $\psi_{i-1}$  为 1,然后将冲击  $\epsilon_{i-1}$  从 0 变为 5,难以置信的是,所有的例子中, $\Delta\psi_i$  都以一个相似的方式对冲击作出反应,特别地,冲击曲线的下凹性在中国石化的 ACD 模型中比减轻过度预估短

期冲击的情况更好,因此,可以认为在 Box-Cox 转换和非对称效应间的替代作用是由冲击曲线的下凹性所引起。

A-LACD 和 A-ACD 的冲击响应曲线只有在  $b > 0$  和  $c < -1$  的条件下是下凹的,表 2 中 A-ACD 和 A-LACD 的对应参数值  $c$  不满足上述条件,与其相对应的极大似然值明显偏高。然而,如果参数  $v$  小于 1,BCACD 和 AACD 模型都会产生下凹的冲击曲线,在 AACD 情形下,不管转移参数和旋转参数如何变化都会发生类似情况。

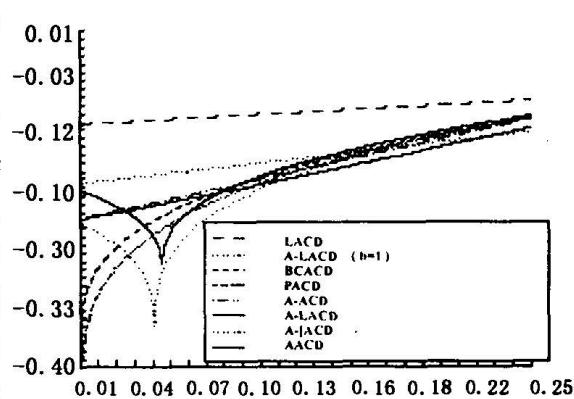


图 5 冲击响应曲线的测试图

况,因此在 AACD 模型中不是所有的参数估计值都显著。当在 PACD 模型中令  $\lambda=v$  时,  $\lambda$  的估计值使得 BCACD 和 AACD 模型中的参数  $v$  承担了产生下凹形冲击响应曲线的作用,对于 A-PACD 模型同样如此。初看起来尽管可以通过参数  $b$  和参数  $c$  推导出下凹形曲线,然而为了确保一个下凹形冲击响应曲线,要求参数  $c$  的绝对值大于 1,这样就违反了期间过程非负性的约束,事实上,PACD 模型通过模仿 A-LACD 模型让  $\lambda$  趋于 0 来避免这个问题。总体而言,图 5 证明了有多种方法可以得到数据所要求的下凹形冲击响应曲线,但要得到该曲线不能以牺牲模型的一般特征为代价。

过去对于模型设定的检验一般仅执行简单的诊断测试,以检验残差是否为独立同分布,所有的文献几乎都用 Ljung-Box 统计值来测试序列相关性,只有少数的研究测试了误差项的分布是否正确设定。至于国内文献则显得更为简单,一般仅通过对比模型拟合值与实际值的比较,进行并不客观的判断。至于不同类型 ACD 模型的对比,则只能依靠极大似然函数值的大小来判断,我们可以从上述实证中发现,对于极大似然函数值以及 AIC 值的判断,由于大多数模型在极大似然函数值和 AIC 值上的差距并不显著,因此依靠这些值来判断,则显得有些困难,或者是有可能得出错误的结论。所以,对于模型设定的检验需要探索更有效的方法。这里仅运用  $\log L$  及 AIC 值来判断,表 2 中模型拟合效果较好的有: AACD、A-PACD、BCACD、EXACD 和 LACD,然而综合考虑  $\log L$ 、AIC 以及 D 检验值,拟合效果较好的模型有: BCACD、EXACD 以及 LACD。

#### 四、主要结论及应用展望

正是由于使用 ACD 模型处理高频数据可以获得很好的拟合效果,因此其广泛应用于许多“尖端”数据处理领域的意义较为显著。第一,用于对交易频率等实时交易变量的预测;第二,用于研究证券及衍生金融产品等微观市场

的流动性与波动性的测定；第三，还为不等间隔的高频数据建模提供了很好的思路。ACD 数理模型可以用来很好地预测股票交易的变化频率，但与其他金融建模情况相类似，Engle 提出的原始 ACD 也存在许多严格的假设条件，对这些限制条件的修改，可以使 ACD 模型更符合实际，这将使 ACD 模型得到更广泛的应用。有鉴于此，本文介绍了 ACD 模型的不同种类，包含了目前关于 ACD 研究的大多数类型，这些模型依赖于对 ACD 过程进行的 Box-Cox 变化和加入一个非对称冲击响应曲线，其目的是源于 Engle 和 Russell(1998)的实证研究结果，他们认为传统的线性 ACD 模型容易在较长或较短期间后产生过度反应。在这一系列的 ACD 模型里，考虑了存在高阶动差、严格稳定、几何变形和具有指数衰减的混合  $\beta$  特性等充分条件。对中国石化价格期间的实证分析表明，原有 ACD 模型强加的约束条件与数据实证相矛盾，证实了由 ACD 扩展模型赋予的许多弹性。综合考虑所有的实证结果，通过 logL、AIC 以及 D 检验值的对比，BCACD、EX-ACD、LACDI 三类模型的实证拟合效果最好。

ACD 模型的应用主要有以下四个方面：第一，将 ACD 模型与其他模型相结合，分析市场的价格波动性、流动性以及潜在的投资者数量和交易量，以便更好地研究中国证券市场的微观特征；第二，以现有金融高频数据模型为基础，改进既有的资产定价模型，实现对资产的合理定价并促进中国衍生金融产品市场的形成，从而有利完善我国的金融市场体系，为投资者提供更多规避风险的金融工具；第三，在价格期间过程模型中把这些方法与期权定价和日内风险管理联系起来，这将对金融衍生产品的投资者乃至基金管理者具有较好的指导作用；第四，掌握价格变动的规律并用适当的模型进行拟合，为进行价格预测及相关决策活动提供可靠的信息，同时也可以用于遏制市场的不良投机行为，增强我国金融市场防范风险的能力。总之，本文致力于使 ACD 扩展模型对市场的刻画更符合实际，为今后更有效地运用 ACD 模型进行金融市场的研究（尤其是金融高频数据的研究）作一有益的尝试。

---

\* 感谢《财经研究》杂志社编辑及匿名审稿人，他们对文章提出了很好的建议，当然文责自负。

#### 注释：

①我们另外采用了深发展(000001)相同时间段的实时数据做了实证分析，所得结果与中国石化的结果相同，限于篇幅，本文仅给出了中国石化的实证结果。当然，我们不可能穷尽模型对所有股票的适用性分析，研究者在运用 ACD 模型时可以借此方法进行先期检验，以选择最佳的拟合效果。

#### 参考文献：

- [1] Bauwens L. A comparison of financial duration models via density forecasts [R]. Core and Department of Economics, University Catholique de Louvain, Belgium, 2000.
- [2] Bauwens L, Giot P. The logarithmic ACD model: An application to the bid-ask quote process of three NYSE stocks [J]. Annales d'Economie et de Statistique, 2000, 60: 117~150.

- [3] Bauwens L, Veredas D. The stochastic conditional duration model: A latent factor model for the analysis of financial durations [R]. Forthcoming in Journal of Econometrics, 1999.
- [4] Box G E P, Cox D R. An analysis of transformations [J]. Journal of the Royal Statistical Society B, 1964, 26: 211~243.
- [5] Carrasco M, Chen X. Mixing and moment properties of various GARCH and stochastic volatility models[J]. Econometric Theory, 2002, 18: 17~39.
- [6] Diamond, Douglas, Robert Verrecchia. Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information[J]. Journal of Financial Economics, 1987, 18(2): 277~311.
- [7] Dufour A, Engle R F. The ACD model: Predictability of the time between consecutive trades[R]. University of Reading and University of California at San Diego, 2000.
- [8] Engle R F, Jeffrey R Russell. Forecasting transaction rates: The autoregressive conditional duration model[R]. NBER Working Papers 4966, 1994, National Bureau of Economic Research, Inc.
- [9] Engle R F, Asger Lunde. Trades and quotes: A bivariate point process, university of california at san diego[R]. Economics Working Paper Series , 1998; 98~07, Department of Economics, UC San Diego.
- [10] Engle R F, Russell J R. Forecasting the frequency of changes in quoted foreign exchange prices with the autoregressive conditional duration model[J]. Journal of Empirical Finance, 1997, 4: 187~212.
- [11] Engle R F, Russell J R. Autoregressive conditional duration: A new model for irregularly-spaced transaction data[J]. Econometrica, 1998, 66: 1127~1162.
- [12] Engle R F. The econometrics of ultra-high frequency data [J]. Econometrica, 2000, 68: 1~22.
- [13] Fernandes M, Grammig J. A family of autoregressive conditional duration models [R]. Graduate School of Economics, Getulio Vargas and CORE Discussion Paper, 2003.
- [14] Glosten L, P Milgrom. Bid, ask, and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders[J]. Journal of Financial Economics, 1985, 13: 71~100.
- [15] Ghysels E, Jasiak J. GARCH for irregularly spaced financial data: The ACD-GARCH model[R]. Studies in Nonlinear Economics and Econometrics, 1998, 2: 133~149.
- [16] Ghysels E, Gourioux C, Jasiak J. Stochastic volatility duration models [R]. Forthcoming in Journal of Econometrics, 2003.
- [17] Giot P. Time transformations, intraday data and volatility models[J]. Journal of Computational Finance, 2000, 4: 31~62.
- [18] Grammig J, Wellner M. Modeling the interdependence of volatility and inter-transaction duration processes[J]. Journal of Econometrics, 2002, 106: 369~400.
- [19] Joel Hasbrouck. Security bid/ask dynamics with discreteness and clustering: Simple strategies for modeling and estimation[R]. New York University, Leonard N. Stern School Finance Department Working Paper Seires 98~042, 1998, New York University, Leonard N. Stern School of Business.
- [20] Joel Hasbrouck. Liquidity in the futures pits: Inferring market dynamics from incomplete data

- [R]. New York University, Leonard N. Stern School Finance Department Working Paper Series 98~076, 1998, New York University, Leonard N. Stern School of Business.
- [21] He C, Terasvirta T. Properties of moments of a family of GARCH processes [J]. Journal of Econometrics, 1999, 92: 173~192.
- [22] He C, Terasvirta T, Malmsten H. Moment structure of a family of first-order exponential GARCH models [J]. Econometric Theory, 2002, 18: 868~885.
- [23] Hentschel L. All in the family: Nesting symmetric and asymmetric GARCH models [J]. Journal of Financial Economics, 1995, 39: 71~104.
- [24] Lo A W, MacKinlay A C, Zhang J. Econometric models of limit-order executions [J]. Journal of Financial Economics, 2002, 65: 31~71.
- [25] Nelson D B. Stationary and persistence in the GARCH(1,1) model [J]. Econometric Theory, 1990, 6: 318~334.
- [26] O'Hara M. Market microstructure theory [M]. Oxford: Basil Blackwell, 1995.
- [27] Pham D T. The mixing property of bilinear and generalised random coefficient autoregressive models [J]. Stochastic Processes and Their Applications, 1986, 23: 291~300.
- [28] Renault O, Scaillet. An autoregressive conditional binomial option pricing model [R]. Global Association of Risk Professionals conference, London, June 2000.
- [29] Zhang M Y, Russell J R, Tsay R S. A nonlinear autoregressive conditional duration model with applications to financial transaction data [J]. Journal of Econometrics, 2001, 104: 179~207.

## An Analysis of High Frequency Data in Finance ——An Empirical Study on Extensive ACD Model

XU Guo-xiang, JIN Deng-gui

(1. Research Center for Applied Statistics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. Shanghai Lixin University of Commerce, Shanghai 200072, China)

**Abstract:** Among tools for analyzing high frequency financial data, the extensive ACD model is a very important one. Following the unsymmetrical GARCH model family put forward by Hentschel(1995), the original ACD model could produce many extensions. In this paper, the analysis on price duration of SINOPEC Corp. (600028) indicates the mutual contradiction between the data and the constrained conditions imposed by the original ACD model. It also proves that much flexibility can be given by the extended ACD model. After analyzing all testing conclusions and comparing the Log L, AIC and D testing values, the writer believes that BCACD, EXACD and LACD I are the three methods with the best effect.

**Key words:** ACD model; Box-Cox transformation; financial high-frequency data

(责任编辑 许 柏)