

中国期货市场价格久期波动聚类特征研究^①

刘向丽¹, 程刚², 成思危³, 汪寿阳³, 洪永淼⁴

(1 中央财经大学金融学院, 北京 100081; 2 香港城市大学经济与金融学系, 中国香港;
3 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100190
4 美国康乃尔大学经济学系与统计科学系, 纽约 14850)

摘要: 分别在四种残差分布假设下对四种 ACD 模型进行参数估计, 通过检验模型的性能, 分析适合我国期货市场的 ACD 模型及残差的分布. 并以此为基础, 在价格久期模型中, 分别加入久期内平均交易量、久期内平均绝对收益率和久期时点处的持仓量这三个微观结构因子, 据此分析交易强度、价格波动和市场深度对价格久期的影响. 实证结果表明: 复杂的 ACD 模型并不能显著提高模型拟合能力, 但各残差分布间差异较大. 久期内的平均交易量、平均绝对收益率对价格久期都有显著的负向作用, 而持仓量对其有微弱的影响. 引入微观结构变量的扩展模型比封闭的模型表现更好.

关键词: 久期; ACD 模型; 微观结构; 聚类效应

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2010)05-0072-10

0 引言

在高频金融数据中, 除了交易的价格、收益、交易量等信息外, 交易或价格的久期 (持续时间) 也是一个非常重要的变量. 久期在某种程度上反映了交易者的决策过程, 有助于了解交易过程的变化. 用高频数据可以更好的了解市场的波动性, 波动性不但包括通常的波动幅度的大小和密集程度的变化, 而且还包括实时交易过程中价格久期的波动变化.

Engle^[1]首次提出 ACD (autoregressive conditional duration) 模型用以研究不等时间间隔的交易的统计特征, 并很好的预测了外汇交易价格询价的变化频率, 利用交易到达时间和买卖价更新时间对市场微观结构进行了分析. ACD 模型是一个关于时间的模型, 最基本的应用是可以测量和预测交易到达过程的强度, 从而观测市场的效率

和质量, 对交易聚类特征的刻画是该模型的优势之处, 对检验具有时间特征的市场微观结构假设也具有相当大的优势.

ACD 模型一经提出, 就引起了人们的广泛关注, 并不断被完善. Engle 和 Russell^[2]以及 Engle^[3]进一步完善了 ACD 模型, 用 ACD 模型较好地完成了对交易频率等实时交易变量的预测, 从时间角度检验了市场微观结构理论, 对金融市场微观结构理论的完善和发展起到了强大的推动作用. Bauwens 和 Giot^[4]发展了 Engle 和 Russell^[2]的模型, 提出了对数形式的 ACD 模型, 用对数 ACD 模型可以避免线性 ACD 模型实证中的一些参数约束, 提供了验证市场微观假设更合适的框架模型. Bauwens et al^[5]比较评价了残差基于不同分布密度的 ACD 模型. Bauwens 和 Giot^[6]提出了非对称 ACD 模型. Drost 和 Waker^[7, 8]提出并构建了半参数 ACD 模型. 随着 ACD 模型不断发展完善, 其

① 收稿日期: 2008-04-21; 修订日期: 2009-05-21.

基金项目: 中央财经大学 211 工程三期重点学科建设资助项目.

作者简介: 刘向丽 (1974-), 女, 山西人, 副教授. Email: lxhx@163.com

应用也越来越广. Engle and Dufour^[9] 进一步讨论随机交易间隔在整个价格形成过程中的效应以及价格对交易过程和对流动性风险的影响. Renault 和 Scaillet^[10] 和 Giot^[11] 提出把 ACD 模型的方法与期权定价和日内风险管理联系起来.

但是, 国外对 ACD 模型的研究大都是对外汇市场与证券市场, 国内对微观结构的研究也大都限于证券市场. 李小平、曾勇和唐小我^[12] 指出市场交易机制的不同、市场参与者的行为以及市场的质量等都会影响金融资产的价格发现过程. 考虑到证券市场的交易者以散户居多, 而期货市场的交易者以机构投资者居多, 其市场微观结构必然会有不同. 肖辉、吴冲峰^[13] 从交易策略的角度研究发现, 证券现货市场和期货市场的微观结构不同. 本文从久期的角度来研究期货市场的微观结构, 通过建模找出适合我国期货市场的 ACD 模型及残差的分布, 进而考察价格久期的波动特性. 并以此为基础构建扩展久期模型, 分析交易量、收益率和持仓量对价格久期的影响.

1 方法

价格波动的聚类性是指在一段时间内价格变动比较频繁、密集, 变动幅度比较大, 而在另一段时间价格变动却比较平淡, 变动幅度比较小, 也即短的价格久期后面也往往跟随着短的价格久期, 长的价格久期后面也往往跟随着长的价格久期. 通过 ACD 模型对价格变动聚类性进行研究.

1.1 ACD 模型及波动聚类性检验

ACD 模型与 GARCH 模型具有相似的结构特征. GARCH 模型主要描述波动的聚类性, ACD 模型主要描述久期的聚类性. GARCH 模型是对方差的自回归过程, 而 ACD 模型是对久期的自回归过程. ACD 模型是研究波动性密度特征的基础.

设 x_i 为剔除日内效应后的价格久期序列, 参考 Dufour and Engle^[14] 和 Bauwens et al^[5] 的做法, 本文考虑最简单的、具有代表性的 ACD (1, 1) 模型. ACD 模型把久期表示为:

$$x_i = \phi_i \varepsilon_i \quad (1)$$

其中 $\phi_i = E(x_i | I_{i-1})$, I_{i-1} 为 t_{i-1} 时刻的信息集.

过去的信息全部通过 ϕ_i 影响现在的久期. 一般, ϕ_i 是过去久期以及其条件期望的函数, 根据函数形式的不同, 常用的有

1) Engle and Russell^[2] 提出的 LINEAR-ACD 模型

$$\phi_i = \omega + \alpha x_{i-1} + \beta \phi_{i-1} \quad (2)$$

其中: $\omega > 0$ $\alpha \geq 0$ $\beta \geq 0$ $\alpha + \beta < 1$

2) Bauwens and Giot^[4] 提出的 LOG-ACD 模型

$$\ln \phi_i = \omega + \alpha \ln \varepsilon_{i-1} + \beta \ln \phi_{i-1} \quad (3)$$

避免了线性 ACD 模型隐含的参数约束, 更加方便合理, 同时为了检验市场微观结构效应, 还可以方便的加入其它外生的条件变量.

3) Dufour and Engle^[14] 提出的 BOX-COX-ACD 模型

$$\ln \phi_i = \omega + \alpha \varepsilon_{i-1}^\delta + \beta \ln \phi_{i-1} \quad (4)$$

也是一种非线性模型, $\delta \rightarrow 0$ 时, BOX-COX-ACD 模型就退化为 LOG-ACD 模型.

4) Dufour and Engle^[14] 提出的 EX-ACD 模型

$$\ln \phi_i = \omega + \alpha \varepsilon_{i-1} + \delta | \varepsilon_{i-1} - 1 | + \beta \ln \phi_{i-1} \quad (5)$$

也是一种非线性模型, 可以描述非对称效应.

关于残差 ε_i 的分布, 指数分布是 ACD 模型的研究起点, 复杂些还有常见的威布尔分布、广义伽马分布和更为复杂的布尔分布.

1) 标准指数分布 (E)

$$f(x) = \begin{cases} e^{-x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases} \quad (6)$$

2) 威布尔分布 (W)

$$f(x) = \begin{cases} \gamma \Gamma \left(1 + \frac{1}{\gamma} \right)^{\gamma} x^{\gamma-1} e^{-\Gamma \left(1 + \frac{1}{\gamma} \right) x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases} \quad \gamma > 0 \quad (7)$$

当 $\gamma = 1$ 时, 威布尔分布就退化为指数分布. $\gamma < 1$ 表示更可能表现出较短的久期值, $\gamma > 1$ 表示更可能表现出较长的久期.

3) 广义伽马分布 (G)

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^\gamma \Gamma(\lambda)^{\gamma-1}}{\Gamma(\lambda)} \left[\frac{\Gamma(\lambda + \frac{1}{\gamma})}{\Gamma(\lambda)} \right]^{\gamma \lambda} e^{-\left[\frac{x \Gamma(\lambda + \frac{1}{\gamma})}{\Gamma(\lambda)} \right]^\gamma} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

$$y, \lambda > 0 \tag{8}$$

当 $\lambda = 1$ 时, 广义伽马分布就退化为威布尔分布; 当 $y = \lambda = 1$ 时, 广义伽马分布就退化为指数分布. 当 $\lambda y < 1, y > 1$ 时, 表示交易不很活跃. 当 $\lambda y > 1, y < 1$ 时, 表示交易很活跃.

4) 布尔分布 (B)

$$f(x) = \begin{cases} \frac{y}{c} \left(\frac{x}{c}\right)^{y-1} \left[1 + \lambda \left(\frac{x}{c}\right)^y\right]^{-\frac{1}{\lambda}} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases} \tag{9}$$

其中 $c = \frac{\lambda^{1+\frac{1}{y}} \Gamma(1 + \frac{1}{\lambda})}{\Gamma(1 + \frac{1}{y}) \Gamma(\frac{1}{\lambda} - \frac{1}{y})}$

Engle和 Russell^[2]指出, ACD模型捕捉数据的效力可以通过标准残差 $\varepsilon_i = x_i / \phi_i$ 来考查. 因为残差是模型不能预测的部分, 所以如果该残差是白噪声, 则 ACD模型对久期自回归结构的描述是成功的, 这可以利用 Ljung-Box 的 Q 统计量来检验.

对于中国期货市场的研究, 首要的就是要确定 ACD模型中随机扰动项分布的最佳假设及 ACD模型的形式.

1.2 引入微观结构变量的 ACD模型及微观结构假设验证

传统的 ACD模型仅对久期本身进行建模, 不涉及其他任何变量, 是一个封闭的模型, 没有充分利用高频数据的丰富信息, 如交易者的行为特征、交易量、买卖价差、交易速率等. 为了有效的利用高频数据的特征, 本文考虑在 ACD模型中引入一些新的微观变量, 来验证市场微观结构假设.

大量的研究都对交易量在价格变动中的重要作用进行了研究, 本文从微观结构的角度出发, 从信息传递的角度研究交易量、持仓量、收益率对价格久期的影响. 由于他们往往对久期具有负效应, 为保证加入微观变量后不出现负的期望久期, 我们采用 LOG-ACD模型, 残差分布假设为威布尔分布.

本文构造了以价格久期内平均交易量 $avol$ 久期时点处的持仓量 oi 久期内平均绝对收益率 $ayield$ 作为微观解释变量, 分别来测量交易过程中的交易密度、市场深度和市场波动性. 首先剔除

各变量的日内趋势, 再将其引入 LOG-ACD模型. 本文构造了以下四种扩展 ACD模型.

$$\ln \phi_i = \omega + \alpha \ln \varepsilon_{i-1} + \beta \ln \phi_{i-1} + \theta avol_{i-1} \tag{10}$$

$$\ln \phi_i = \omega + \alpha \ln \varepsilon_{i-1} + \beta \ln \phi_{i-1} + \theta oi_{i-1} \tag{11}$$

$$\ln \phi_i = \omega + \alpha \ln \varepsilon_{i-1} + \beta \ln \phi_{i-1} + \theta ayield_{i-1} \tag{12}$$

$$\ln \phi_i = \omega + \alpha \ln \varepsilon_{i-1} + \beta \ln \phi_{i-1} + \theta avol_{i-1} + \theta oi_{i-1} + \theta ayield_{i-1} \tag{13}$$

2 实证分析

2.1 数据描述与预处理

本文采用中国期货市场的交易比较活跃的有代表性的六个商品期货品种的 1分钟数据. 数据来源于世华财讯和文华财经. 数据包括交易发生时刻、价格、交易量及持仓量. 从 2007年 4月 27日到 9月 28日, 其中棉花因数据原因, 只到 8月 15日, 按照交易最活跃的合约来构造连续期货合约.

价格久期指前后两次价格变化超过某一阈值 c 所需的时间. 本文对铜取 $c = 20$ 对天然橡胶取 $c = 10$ 对大豆取 $c = 1$ 对玉米取 $c = 1$ 对棉花取 $c = 5$ 对强麦取 $c = 1$

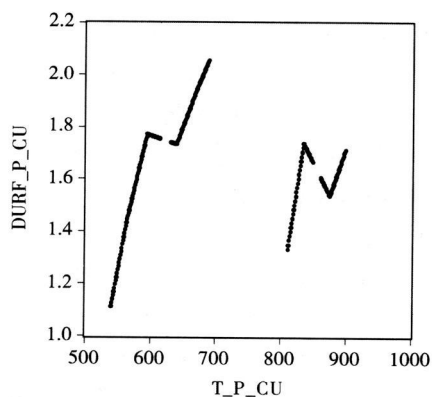


图 1 铜价格久期日内趋势

Fig 1 The intraday trend of copper price duration

注: 横坐标代表交易时间离当天零时的分钟数, 如 9:00 开盘, 对应的是 540处. 纵坐标表示各久期的预测值, 即确定性部分 duf_i . 限于篇幅, 本文只给出了铜的价格久期的日内趋势, 其他品种类似.

可以看出价格久期存在着明显的“日内效应”, 日内总体上基本呈“∩”或“∪”型特征, 开盘

时价格波动比较剧烈,变动某一幅度所需时间较少,随后价格波动比较平缓,变动同一幅度所需时间较多,在临近收盘时,久期又开始下降,但仍大于开盘时的久期,且午间休息下午重开盘后,此时虽然没有集合竞价,但久期仍然是先由小到大,再到小,类似于一个新的开盘。这些结果与本文作者^[15]收益率的“L”型走势是一致的。

为防止这种日内效应对数据分析的影响,应首先剔除日内效应对模型的干扰。本文用线性样

条函数来描述其日内效应部分 dur_{it} 。剔除日内效应之后的久期序列,本文称为调整久期序列,记为 $durs_t$,即 $durs_t = dur_t / dur_{it}$ 。

调整后久期表示大于或小于均值的比例,经计算调整后各久期的均值基本等于 1,表明已不受日内模式的影响。高频数据与低频数据一个非常大的区别在于高频时间序列具有非常强的自相关性。原始久期 dur 与调整后的久期 $durs$ 的自相关性检验结果见表 1。

表 1 剔除日内模式前后价格久期的自相关性

Table 1 Autocorrelations of price durations with intraday pattern and without intraday pattern

	dur			durs		
	Q(10)	Q(20)	Q(30)	Q(10)	Q(20)	Q(30)
cu	967.48 (0.000)	1562.2 (0.000)	1843.2 (0.000)	730.08 (0.000)	1348.5 (0.000)	1780.5 (0.000)
nr	1123.6 (0.000)	1404.3 (0.000)	1557.5 (0.000)	855.53 (0.000)	1323.1 (0.000)	1650.7 (0.000)
soybean	840.65 (0.000)	1257.4 (0.000)	1482.1 (0.000)	644.62 (0.000)	1045.1 (0.000)	1318.6 (0.000)
com	250.09 (0.000)	377.26 (0.000)	480.69 (0.000)	136.32 (0.000)	265.89 (0.000)	419.19 (0.000)
cotton	563.45 (0.000)	754.10 (0.000)	563.07 (0.000)	430.97 (0.000)	716.18 (0.000)	901.63 (0.000)
ws	194.84 (0.000)	247.87 (0.000)	274.24 (0.000)	102.46 (0.000)	166.60 (0.000)	216.77 (0.000)

由表 1 可知,调整后的久期 $durs$ 序列仍然具有很强的自相关,并且具有与原序列有非常相似的趋势,同时所有品种的 Q 统计量都仍然远远超过显著性水平为 5% 时的临界值。这表明久期序列的自相关并不是主要来自日内模式。下面对 $durs$ 建立 ACD 模型。

2.2 ACD 模型估计及检验结果

数值算法采用 Berndt 等^[16]提出的 BHHH 算法,具有更好的收敛性和收敛速度。极大化似然函数,得到价格久期模型的参数估计结果。

可以看出,对于 LNEAR-ACD 模型,系数和 $\alpha + \beta$ 都非常接近于 1,说明价格久期持续性很强,具有很强的聚类性。即我国期货市场中,往往在一段时间内价格变动很频繁,而在另一段时间内价

格很平稳。模型很好的解释了价格久期的聚类现象,这和 Engle 和 Russell^[2], Bauwens 和 Giot^[4] 等对美国市场的研究结论是类似的,也与中国证券市场的结论类似。

从 Q 统计量来看,四种 ACD 建模,基本都可以剔除自相关,并且与简单的 LNEAR-ACD 和 LOG-ACD 相比,复杂的 BOXCOX-ACD 和 EX-ACD 模型表现未必更好,似然函数值无显著差异,而且简单的模型结果更为稳定。由于 LOG-ACD 模型对参数没有限制,可以方便的加入其他变量,适用范围更广,同时也考虑到久期聚类中可能有非线性因素的影响,所以我们在后续研究中采用 LOG-ACD 模型。

表 2 铜 ACD模型参数估计结果

Table 2 Coefficients of ACD model analysis of copper

cu		ω	α	β	γ	λ	δ	LogL	Q(10)	Q(20)	Q(30)
LNEAR		0.0063 (0.0723)	0.0281 (0.0000)	0.9657 (0.0000)				-12.393	18.221 (0.051)	22.096 (0.335)	35.301 (0.232)
ACD	W	0.0002 (0.8187)	0.0339 (0.0000)	0.9666 (0.0000)	1.7334 (0.0000)			-9.470	17.650 (0.061)	21.038 (0.395)	36.309 (0.198)
	B	0.0739 (0.0001)	0.0035 (0.0000)	0.9262 (0.0000)	30.567 (0.0000)	15.325 (0.0000)		-3.282	579.80 (0.000)	1087.4 (0.000)	1445.5 (0.000)
LOG	E	0.0069 (0.0000)	0.0467 (0.0000)	1.0056 (0.0000)				-12.395	16.500 (0.086)	19.984 (0.459)	34.649 (0.256)
ACD	W	0.0056 (0.0000)	0.0377 (0.0000)	1.0098 (0.0000)	1.7315 (0.0000)			-9.475	19.733 (0.032)	22.932 (0.292)	35.979 (0.209)
	B	0.0074 (0.0001)	0.0143 (0.0000)	0.8892 (0.0000)	30.870 (0.0000)	15.331 (0.0000)		-3.195	455.34 (0.000)	889.87 (0.000)	1198.3 (0.000)
BOX	E	-0.0921 (0.4467)	0.0953 (0.4404)	0.9990 (0.0000)			0.3678 (0.3963)	-12.390	17.868 (0.057)	21.517 (0.367)	34.669 (0.255)
COX	W	-0.0607 (0.0000)	0.0633 (0.0000)	1.0036 (0.0000)	1.7335 (0.0000)		0.5972 (0.0000)	-9.465	17.501 (0.064)	20.727 (0.413)	35.864 (0.213)
ACD	B	0.0889 (0.7997)	0.1128 (0.7300)	0.9129 (0.0000)	6.4358 (0.0000)	5.9230 (0.0000)	0.1890 (0.8121)	-7.112	396.41 (0.000)	773.38 (0.000)	1045.0 (0.000)
EX	E	-0.0285 (0.0000)	0.0358 (0.0000)	0.9996 (0.0000)			-0.0160 (0.1111)	-12.392	18.202 (0.052)	21.689 (0.358)	34.655 (0.255)
ACD	W	-0.0029 (0.0000)	0.0416 (0.0000)	0.9855 (0.0000)	1.6504 (0.0000)		-0.0724 (0.0000)	-10.117	592.01 (0.000)	991.18 (0.000)	1235.4 (0.000)
	B	-0.0324 (0.0000)	0.0557 (0.0000)	0.9392 (0.0000)	34.034 (0.0000)	13.053 (0.0000)	-0.0775 (0.0000)	-2.786	898.92 (0.000)	1513.8 (0.000)	1880.6 (0.000)

注: 限于篇幅, 本文只给出了铜的价格久期的参数估计结果, 其他品种类似。

从残差的分布来看, 残差服从指数分布和威布尔分布时, 模型的系数结果及 Q 统计量一般都非常显著, 相对而言, 威布尔分布时, 似然函数值更大。当残差服从广义伽马分布时, 由于结果非常不稳定, 我们将其略去, 没有列出。当残差服从布尔分布时, 虽然似然函数值最大, 但系数估计结果并不稳定, 对初始值的依赖程度很高, 且大多数系数的统计量并不十分显著, 而且 Q 统计量都大于相应的临界值, 对应的 p 值全为 0 可以明显拒绝自相关系数都为 0 的原假设, 说明模型还没有很好的消除序列的自相关, 估计结果并不理想。这表明, 虽然复杂的分布拟合效果最好, 但在一定的程度上也并不能够很好的消除序列的自相关, 对中国期货市场而言, 假设残差服从布尔分布并不

合适。

总体上, 从估计结果来看, 同一种分布, 不同的 ACD 模型, 其似然函数值和参数估计值差别不大, 但同一个 ACD 模型下, 不同分布之间似然函数值差别较大, 一般而言, 当残差服从布尔分布时, 似然函数值最大, 其次是威布尔分布, 最后是指数分布。这说明复杂分布在拟合数据方面较好, 但却无法完全剔除自相关, 对我国期货市场价格久期, 假定残差服从威布尔分布较为理想, 所以在后续研究中, 我们采用威布尔分布为基础。

Engle 和 Russell^[1-21] 在对美国证券市场的检验发现 $\gamma < 1$, 说明风险呈下降趋势。Liu 等^[17] 对欧元对美元和日元对美元的汇率研究也发现 $\gamma <$

1 本文实证结果中 $\gamma > 1$ 说明风险上偏, 这也进一步说明, 研究的期货市场的六个品种虽然在我国期货市场中表现相对活跃, 但是与外汇市场或其他国际成熟市场相比, 活跃程度还是较差, 所以价格久期表现出长久期的特征。

2.3 引入微观结构变量的 ACD 模型估计及检验结果

当按照式 (10), 引入了价格久期内平均交易量这个市场微观结构因子时, 模型的估计结果如表 3 所示。

表 3 引入平均交易量的 ACD 模型参数估计结果

Table 3 Coefficients of ACD model with average volume as an explanatory factor

LOG-ACD-W	ω	α	β	γ	ρ	LogL	Q(10)	Q(20)	Q(30)
cu	0.0143 (0.0000)	0.0436 (0.0000)	0.9968 (0.0000)	1.7368 (0.0000)	-0.0079 (0.0000)	-9.437	15.930 (0.102)	19.413 (0.495)	30.703 (0.430)
nr	0.0570 (0.0000)	0.0754 (0.0000)	0.9201 (0.0000)	1.5735 (0.0000)	-0.0430 (0.0000)	-8.325	17.794 (0.059)	34.324 (0.024)	44.367 (0.044)
soybean	0.0162 (0.0000)	0.0417 (0.0000)	0.9636 (0.0000)	1.8113 (0.0000)	-0.0108 (0.0000)	-10.720	6.7539 (0.748)	9.1996 (0.980)	17.678 (0.964)
com	0.0077 (0.0000)	0.0179 (0.0000)	0.9926 (0.0000)	1.5146 (0.0000)	-0.0040 (0.0000)	-9.256	4.4009 (0.927)	21.248 (0.383)	30.327 (0.449)
cotton	0.0118 (0.0000)	0.0492 (0.0000)	1.0007 (0.0000)	1.4766 (0.0000)	-0.0015 (0.0188)	-6.599	16.683 (0.082)	21.274 (0.381)	29.902 (0.471)
ws	0.0495 (0.0000)	0.0083 (0.1348)	0.6722 (0.0000)	1.6061 (0.0000)	-0.0464 (0.1381)	-1019.3	12.040 (0.282)	26.462 (0.151)	35.985 (0.209)

当我们按照式 (11), 引入了久期时点处的持仓量这个市场微观结构因子时, 模型的估计结果

如表 4 所示。

表 4 引入持仓量的 ACD 模型参数估计结果

Table 4 Coefficients of ACD model with open interest as an explanatory factor

LOG-ACD-W	ω	α	β	γ	θ	LogL	Q(10)	Q(20)	Q(30)
cu	0.0049 (0.0000)	0.0377 (0.0000)	1.0098 (0.0000)	1.7321 (0.0000)	0.0006 (0.2582)	-9.474	19.812 (0.031)	23.005 (0.289)	36.042 (0.207)
nr	0.0111 (0.0000)	0.0519 (0.0000)	1.0019 (0.0000)	1.5571 (0.0000)	-0.0009 (0.5458)	-8.411	20.587 (0.024)	32.321 (0.040)	55.739 (0.003)
soybean	0.0042 (0.0000)	0.0197 (0.0000)	1.0049 (0.0000)	1.8034 (0.0000)	-0.0017 (0.0000)	-1078.3	46.263 (0.000)	51.388 (0.000)	60.833 (0.001)
com	0.0046 (0.0000)	0.0211 (0.0000)	1.0049 (0.0000)	1.5076 (0.0000)	-0.0002 (0.3933)	-9.298	4.1181 (0.942)	19.449 (0.493)	28.149 (0.563)
cotton	0.0120 (0.0000)	0.0482 (0.0000)	1.0019 (0.0000)	1.4765 (0.0000)	-0.0015 (0.2041)	-6.600	17.240 (0.069)	21.9873 (0.341)	30.989 (0.416)
ws	0.0128 (0.0000)	0.0174 (0.0000)	0.9770 (0.0000)	1.6425 (0.0000)	-0.0107 (0.1381)	-1033.1	9.7271 (0.465)	19.841 (0.468)	26.047 (0.673)

当按照式 (12) 引入了价格久期内平均绝对收益率这个市场微观结构因子时, 模型的估计结

果如表 5 所示。

表 5 引入平均绝对收益率的 ACD 模型参数估计结果

Table 5 Coefficients of ACD model with average absolute yield as an explanatory factor

LOG-ACD-W	ω	α	β	γ	κ	LogL	$Q(10)$	$Q(20)$	$Q(30)$
<i>cu</i>	0.0196 (0.0000)	0.0389 (0.0000)	0.9833 (0.0000)	1.7402 (0.0000)	-0.0139 (0.0000)	-9.419	15.388 (0.119)	19.386 (0.497)	30.009 (0.465)
<i>nr</i>	0.0476 (0.0000)	0.0381 (0.0000)	0.9379 (0.0000)	1.5798 (0.0000)	-0.0407 (0.0000)	-8.298	9.3843 (0.496)	19.928 (0.462)	29.087 (0.513)
<i>soybean</i>	0.0087 (0.0000)	0.0154 (0.0000)	0.9959 (0.0000)	1.8082 (0.0000)	-0.0067 (0.0000)	-10.745	39.652 (0.000)	42.959 (0.002)	53.755 (0.005)
<i>com</i>	0.0140 (0.0000)	0.0120 (0.0000)	0.9909 (0.0000)	1.5116 (0.0000)	-0.0114 (0.0000)	-9.274	3.3543 (0.972)	18.731 (0.539)	27.109 (0.618)
<i>cotton</i>	0.0393 (0.0000)	0.0433 (0.0000)	0.9582 (0.0000)	1.4863 (0.0000)	-0.0301 (0.0000)	-6.561	14.288 (0.160)	18.913 (0.527)	26.710 (0.638)
<i>ws</i>	0.0165 (0.0000)	0.0124 (0.1358)	0.9784 (0.0000)	1.5957 (0.0000)	-0.0141 (0.1381)	-10.273	5.3561 (0.866)	16.234 (0.702)	22.727 (0.826)

当按照式 (13), 同时引入了久期内平均交易量、久期时点处的持仓量和久期内平均绝对收益

率这三个市场微观结构因子时, 模型的估计结果如表 6 所示。

表 6 同时引入平均交易量、持仓量和平均绝对收益率的 ACD 模型参数估计结果

Table 6 Coefficients of ACD model with average volume, open interest and average absolute yield as explanatory factors

LOG-ACD-W	ω	α	β	γ	ρ	θ	κ	LogL	$Q(10)$	$Q(20)$	$Q(30)$
<i>cu</i>	0.0208 (0.0000)	0.0410 (0.0000)	0.9698 (0.0000)	1.7433 (0.0000)	-0.0101 (0.0000)	0.0064 (0.0001)	-0.0113 (0.0000)	-9.398	15.730 (0.108)	20.707 (0.415)	30.880 (0.421)
<i>nr</i>	0.0664 (0.0000)	0.0437 (0.0000)	0.9092 (0.0000)	1.5837 (0.0000)	-0.0201 (0.0000)	-0.0019 (0.6632)	-0.0368 (0.0000)	-8.277	11.573 (0.315)	22.894 (0.294)	29.587 (0.487)
<i>soybean</i>	0.0344 (0.0000)	0.0353 (0.0000)	0.9430 (0.0000)	1.8140 (0.0000)	-0.0076 (0.0000)	-0.0086 (0.0000)	-0.0137 (0.0000)	-10.702	6.6114 (0.762)	9.3453 (0.979)	17.674 (0.964)
<i>com</i>	0.0136 (0.0000)	0.0112 (0.0000)	0.9855 (0.0000)	1.5159 (0.0000)	-0.0032 (0.0000)	-0.0002 (0.5516)	-0.0078 (0.0000)	-9.248	3.7128 (0.959)	20.078 (0.453)	28.991 (0.518)
<i>cotton</i>	0.0532 (0.0000)	0.0462 (0.0000)	0.9145 (0.0000)	1.4981 (0.0000)	-0.0180 (0.0000)	-0.0059 (0.0821)	-0.0199 (0.0000)	-6.514	13.985 (0.174)	22.600 (0.309)	31.377 (0.397)
<i>ws</i>	0.1895 (0.0000)	-0.0229 (0.0101)	0.3849 (0.0000)	1.6104 (0.0000)	-0.0583 (0.0000)	-0.1038 (0.0000)	-0.0288 (0.0007)	-1.0167	15.026 (0.131)	28.582 (0.096)	37.830 (0.154)

结果表明: 价格久期内的平均交易量和久期内平均绝对收益率都能对价格久期具有很好的解释能力, 估计系数显著为负, 说明都对未来的交易密集程度产生显著的负方向的影响。大额交易量的出现, 往往会使得价格变动更加频繁。平均交易量越大, 期望的价格久期越小, 市场改变就越迅速, 市场的价格波动就越频繁。

持仓量对价格久期也有负向的影响, 但系数

很小, 且部分系数不显著。从而也说明由于交易量和持仓量之间有多重共线性, 推动久期变小的主要因素是交易量, 而不是持仓量。

同时加入价格久期内的平均交易量、久期内平均绝对收益率、久期时点处的持仓量时, 所有的估计系数为负值, 这与传统的微观结构假说也相吻合, 当价格久期内交易量越大时, 或持仓量越大或价格变化越大时, 意味着信息交易的到来, 在此

基础上进行交易导致了市场交易的密集性和更高的市场波动性,这时交易的强度会增大,价格变化剧烈,因此相应的会缩短价格久期。

根据市场微观结构理论,如果是流动性交易者的随机交易行为导致了市场交易过程的聚类性的话,那么含有市场买卖信息的各种代理变量以及当前市场的交易状况不应该对未来的交易具有预测的能力。因此本文结论验证了 Easley 和 O'Hara^[18] 的市场微观结构假说,即在我国市场中价格变动的聚类性不是由于流动性交易造成的,而是新信息作用的结果。即当前的市场信息会影响未来交易的发展趋势。

引入这些微观结构变量后的模型的 LOGL 值比封闭的模型有提高,且在剔除序列自相关方面表现更好。

3 结束语

用四种 ACD 模型拟合价格久期,其中残差的分布假设分别为指数分布、威布尔分布、广义伽马分布和布尔分布四种情况。通过检验模型的性能,分析适合我国期货市场的 ACD 模型及残差的分布。进而考察我国期货市场价格久期的波动特性,并以此为基础,在模型中加入微观结构因子,据此分析交易量、收益率和持仓量对价格久期的影响。得出以下结论:

1) 复杂的 ACD 模型并不能显著提高模型拟合能力,不同 ACD 模型之间差异不大。

2) 分布的假设对模型的适用性很重要,残差服从不同分布之间,差别很大。复杂分布可以提高

模型拟合能力,分布的选择比 ACD 模型的选择更重要。一般而言,复杂的布尔分布对样本内数据拟合最好,其次为威布尔分布,最后是一般的简单的指数分布,但布尔分布参数估计结果并不稳定,且有些系数不显著,更重要的是,它没能剔除掉序列自相关,所以并不适合。在今后研究建模中可以考虑威布尔分布。

3) 在扩展 ACD 模型中,价格久期内的平均交易量、久期内平均收益率和久期时点处的持仓量都能对价格变化的密度具有很好的解释能力,具有负向影响能力,但起主要作用的是交易量和收益率。

4) 扩展 ACD 模型比原始封闭的 ACD 模型拟合能力更好。本文研究对无论是交易还是监管等方面都具有极其重要的意义。从监管者角度出发,对价格久期的研究,可以使监管者利用久期特征来引导和控制市场的交易情况,为监管者的政策制定提供一定依据,促进市场健康有序的发展。同时,对于交易者,尤其是机构投资者,也有指导意义,交易者可以利用 ACD 模型预测价格变化发生的频率或强度,从而选择合理的投资时间进入市场,规避流动性风险。

限于数据原因,本文只引入了三个市场结构因子,还有许多市场微观结构变量也对久期具有一定的影响,如买卖价差、交易强度、市场深度、交易速率等指标,在以后的研究中,可以添加这些变量加以分析。另外由于存在久期波动的聚类性风险,所以在对资产进行定价过程中应该考虑对该风险的补偿问题,这也是资产定价理论的一个研究方向。

参考文献:

- [1] 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.
- [2] Engle R F, Russell J R. Autoregressive conditional duration: A new model for irregular spaced transaction data[J]. Econometrica, 1998, 66(5): 1127-1162.
- [3] Engle R F. The econometrics of ultra high frequency data[J]. Econometrica, 2000, 68(1): 1-22.
- [4] Bauwens L, Giot P. The logarithmic ACD model: An application to the bid-ask quote process of three NYSE stocks[J]. Annales de Economie et de Statistique, 2000, 60: 117-149.
- [5] Bauwens L, Giot P, et al. A comparison of financial duration models via density forecasts[J]. International Journal of Forecasting, 2000, 20: 589-609.
- [6] Bauwens L, Giot P. A symmetric ACD models introducing price information in ACD models with a two state transition model

- [J]. *Empirical Economics*, 2002, 28(4): 709– 731.
- [7] Drost F C, Werker B JM. Semiparametric duration models[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, American Statistical Association, 2004, 22(1): 40– 50
- [8] Drost F C, Werker B JM. Efficient estimation in semiparametric time series: the ACD model[DB/CD]. *Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers 0836*. Econometric Society, 2000.
- [9] Engle R F, Dufour A. Time and the price impact of a trade[J]. *Journal of Finance*, 2000, 55(6): 2467– 2489.
- [10] Renault O S. An autoregressive conditional binomial option pricing model[R]. *Global Association of Risk Professionals Conference*, London, June, 2000.
- [11] Gupta P. Time transformations in intraday data and volatility models[J]. *Journal of Computational Finance*, 2000, 4: 31– 62.
- [12] 李平, 曾勇, 唐小我. 市场微观结构理论综述[J]. *管理科学学报*, 2003, 6(5): 87– 98.
Li Ping, Zeng Yong, Tang Xiaow. Survey of market microstructure theory[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2003, 6(5): 87– 98 (in Chinese).
- [13] 肖辉, 吴冲峰. 现货市场与期货市场微观结构比较研究[J]. *管理科学学报*, 2009, 12(1): 93– 100.
Xiao Hui, Wu Chongfeng. Study on microstructures comparison between cash market and futures market[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2009, 12(1): 93– 100 (in Chinese).
- [14] Dufour A, Engle R F. The ACD model: predictability of the time between consecutive trades[R]. *Discussion Paper in Finance*, 2000, University of Reading and University of California at San Diego.
- [15] 刘向丽, 程刚, 成思危, 等. 中国期货市场日内效应分析[J]. *系统工程理论与实践*, 2008, 8: 63– 80.
Liu Xiangli, Cheng Gang, Cheng Siwei, et al. Intraday effects analysis of Chinese futures markets[J]. *Systems Engineering Theory & Practice*, 2008, 8: 63– 80 (in Chinese).
- [16] Berndt E K, Hall B H, et al. Estimation and inference in nonlinear structural models[J]. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1974, 4(3): 653– 665.
- [17] Liu Y, Hong Y, Wang S. How well can autoregressive duration models capture the price durations dynamics of foreign exchanges[R]. *Working Paper*, Institute of Systems Science, Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Science, 2004.
- [18] Easley D, O'Hara M. Time and the process of security price adjustment[J]. *Journal of Finance*, 1992, 47(2): 577– 606.

Research on China futures market price duration volatility cluster effect

LIU Xiang-li¹, CHENG Gang², CHENG Siwei³, WANG Shou-yang³, HONG Yongmiao⁴

1. School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China

2. Department of Economics & Finance, City University of Hong Kong, Hong Kong, China

3. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China

4. Department of Economics, Cornell University, New York 14850

Abstract By introducing four ACD models and four types of distribution of residuals, the paper aims to find the appropriate ACD model of China futures market and the appropriate distribution of residuals. Furthermore, average volume in duration, average absolute yield in duration and open interest of the time point are added in the previous ACD models to analyze the impact of trade intensity, price volatility and market depth on price duration. The empirical study shows that the complicated models can not outperform the simple ones to describe the durations, but different choices of distribution of residuals have a significant impact on the descrip-

tion ability. The average volume and average absolute yield in durations have negative impacts on price durations, while open interest has weak impacts. The extended ACD models perform better than the classical ones.

Key words duration; ACD model; microstructure; cluster effect

(上接第 50 页)

- [13] Wang C J, Xi Y G. Modeling and analysis of single machine scheduling based on noncooperative game theory [J]. *Acta Automatica Sinica*, 2005, 31(4): 516–522.
- [14] Wang C J, Xi Y G. Noncooperative Game on Scheduling: The Single Machine Case [C] // The 16th IFAC World Conference, Czech, 2005.
- [15] Luh P B, Haimot D J, et al. Schedule generation and reconfiguration for parallel machines [J]. *IEEE Transactions on Robotics and Automation*, 1990, 6(6): 687–696.
- [16] Kutanoglu E, Wu S D. On combinatorial auction and Lagrangean relaxation for distributed resource scheduling [J]. *IEEE Transactions*, 1999, 31(9): 813–826.

Price of anarchy analysis for scheduling selfish tasks on parallel machines

WANG Chang-jun, JIA Yong-ji, XU Qi, WANG Xiaofeng

Glorious Sun School of Business and Management, Donghua University, Shanghai 200051, China

Abstract Consider the problem of scheduling selfish tasks (or agents) — whose objective is the minimization of their heterogeneous regular or non-regular objectives — on identical parallel machines in order to minimize a global objective. Because of tasks' selfishness, anarchistic competition without mechanism or global coordinator would deteriorate the global performance, and then, price of anarchy. Hence, corresponding noncooperative game is introduced to model the case of identical parallel machine and an equilibrium result named Nash equilibrium schedule is given. The existence of Nash equilibrium schedule is proved and the tight price of anarchy in the different situations (the system's performance objective is selected as minimization of total completion time or minimization of makespan, and the task's is regular or arbitrary) are analyzed quantitatively. The results show the price of anarchy may be extremely poor when the system's performance objective is to minimize the total completion time or the independent task's is non-regular.

Key words price of anarchy; scheduling; sequencing model; game theory