

## 第 22 章 市场微观结构的时间序列建模\*

*Joel Hasbrouck*

### 1. 引言

市场微观结构是金融经济学中主要研究交易过程的一个领域。实践和理论的因素都推动着对市场微观结构的研究。在实践方面，金融市场创新使得标准证券（股票、债券等）的交易量日益增加，产生了许多新的证券种类，以及更多的对各种交易机制进行的实验。在理论方面，已更深入地理解新信息引入证券价格过程交易所起的作用。这一领域的实证研究也得益于详细交易资料可得性的提高。

微观结构研究主要解决两类问题。第一类属于狭义市场的研究：如何估计交易成本；什么是最优交易策略；以及市场是如何组织的？第二类问题范围比较广，这些问题是由市场在价格发现中所起到的作用（新信息引入证券价格过程）而产生的：如何描绘证券价值的决定因素，这里我们指的是公开信息和私人信息？从根本上来看，这两类问题是相关的。一个市场的组织可能会影响交易成本，从而影响投资者的净收益、资产的估价以及真实资源的配置（Amihud 和 Mendelson（1986））。反过来，一种资产的特征（风险、收益、同质性、可分割性）可能促成投资者的某种持有模式和某种市场结构（Grossman 和 Miller（1988））。

微观结构的实证分析利用了三个领域的知识。第一是个体行为的经济模型，这些模型可以提供大量关于可观变量将如何表现的预期。第二是时间序列的统计分析。第三是关于制度的真实性：在特定市场中，个人和自动化系统为完成交易进行的实际过程。

市场微观结构的理论研究集中于几个合理界定的模式，它们是各种变异模型的共同基础。有关证券交易价格行为的思想一直在不断的发展之中，从基本的鞅模型，到非信息成本模型（指令处理和存货控制模式），最后到独特信息与交易的策略性结合的模式。虽然本文将描述这些模型背后的直觉认识，但并不详尽讨论这些模式。O'Hara（1994）对此进行了一个全面的、教科书式的讨论，从而确立了本文的大部分经济背景。

目前，微观结构实证研究的特点在于方法的多样性。市场数据存在一整套不利于统计建模的特征：复杂的动态、非线性、非平稳、不规则时间等等。在可能解决某一经济假设的设定中，对所有这些特征联合建模是不切实际的，这就使得大部分模型只是试图反映与当前问题有关的一个或者两个现象。

然而，为了确立一个共同的立足点，本文考虑的模型是建立在线性多变量时间序列分析框架上。这里讨论的大部分统计方法最初的提出和应用是宏观经济的时间序列（Lutkepohl（1993）和 Hamilton（1994）是极好的教科书）。阅读本文的读者，如果从宏观的角度来看，将会发现大部分时间序列结果都很熟悉。但是时间序列分析并不是一种机械过程，因此把任何方法应用于解决一个新的问题，涉及到场景经济学（economics of situation）和数据性质的某种体现。在宏观应用中导致极大困难的一些问题在微观结构数据中并不存在：微观结构观测值非常多，而且数据收集的极小时间间隔大大减轻了由于时间聚合引起的同时性。另一方面，微观结构数据经常呈现一些棘手的性质，如不连续性，而这在宏观分析中很少出现。

除了引入经济或统计资料所需，本文不对特定市场制度性方面的细节加以讨论。但是，由于数据的可得性，大多数实证研究集中于美国证券市场，特别是纽约证券交易所（NYSE）。Hasbrouck, Sofianos 和 Sosebee（1993）详细地讨论了 NYSE。Schwartz（1988 和 1991）对 NYSE 和其它美国的与非美国的证券市场进行了描述。

在探究微观结构建模的各种实证方法时，记住两个二分法（dichotomy）是很有用的。第一个二分法源于微观结构分析经常讨论的问题：狭义的市场设计与市场表现问题相对于更广的信息与证券估价问题。从经济学角度出发，许多微观结构模型中证券的实际价值可以解释为一个理论上的“信息有效”价格，受到交易过程摩擦扰动的影响。从实证的观点出发，这一差别可以不严格地看成是基于时间范围的差别。新信息可以持久地修正证券价值的期望

\* 本人对文中所有错误负责。

值，而微观结构效应则是短暂的。这样，第一个原则就是，将证券价格变异区分为永久性的（信息的）和暂时性的（与市场摩擦相关的）两个组成部分。

第二个二分法是关于价格变动的来源，即它们是否是与交易有关的，也就是说，是否可以归因于一个或者多个交易。这个二分法比第一个更加微妙，因为永久性和暂时性组成部分之间的区别在经济分析中经常出现，而交易本身在价格决定过程中所起的作用在很大程度上是微观结构研究中特有的问题。

就目前的研究目的而言，一个交易最重要的特征在于它发生的事实和时间、价格和数量、以及交易是由买者还是卖者发起的。这个最后特征需要更详细的阐述。长期以来，理论经济学家已经对这样的陈述做出反应：“今天大量的购买推动股价升高”，并反驳这样的陈述：“那么，没有卖者了吗？”当然，对应每个买者显然都存在一个卖者。然而，在更为精细的观测水平上，通常能明显地识别交易的主动方和被动方。主动交易者是指（根据 Demsetz（1968）的观点）寻求立即交易，并愿意为此付出一定代价的经济主体。被动交易者是指立即交易的提供者。例如，在许多证券市场上，被动的交易者就是那些报出出价和要价（表明在该价格上他们愿意买或卖），然后等待的经济主体。而急切需要立即进行交易，接受报价之一（压低出价抬高要价）的就是主动交易者。

交易可以影响价格的永久性和暂时性分量。永久性影响是信息性的。在不对称信息模型中，交易的信息影响归因于市场对交易中私有信息量的估计。例如，作为对一个买者发起的交易的反应，价格上升的幅度取决于市场对交易是由买者的私有信息发起的可能性的估计。因此，永久性价格变动中可以归因于交易的部分与公司价值信息不对称的程度有关。从统计的观点看，解释价格变动可以用与交易有关的变量的解释能力加以测度。

交易对价格的暂时性影响是交易引起的一个扰动，该交易推动当前（并且可能后来）的交易价格偏离相应的信息准确（永久性分量）的价格。对一个特定的交易而言，这种偏离有时可以解释为交易成本。例如，在简单的买卖差价模型中，偏离等于主动交易者支付给被动交易者的成本。更一般地，与交易相关的暂时性效应还将反映这样一些影响，如价格不连续性和交易商的存货控制（头寸管理）。

为了完整起见，应该指出，永久性和暂时性组成部分可以归因于不与交易直接相关的考虑。证券价格（或指示价格）会对公开信息做出反应，如消息的发布。公开消息发布的永久性效应是信息性的。任何朝向新的永久性价格的滞后调整都可以构成一个暂时性分量。

永久性相对于暂时性以及交易有关相对于交易无关之间的主要区别总结在表 1。对每一种组合，表中都给出了经济上的例子，以及在实证分析中有用的结论。这些将在后面部分详细地加以讨论。

表 1 微观结构效应的分类

		价格变动的类型	
		永久性（信息性）	暂时性（与市场有关）
价格变动的来源	交易引起的 （可归因于一个主动发起的交易）	经济：市场对交易的信息含量的估计（不对称信息）	经济：非信息性差价影响，交易成本，交易商的存货控制影响，价格不连续性
	非交易引起的	统计：可归因于交易变量的价格的随机游走成分	统计：可归因于交易变量的价格的平稳成分
		经济：公开信息	经济：对公开信息的滞后调整，价格不连续性
		统计：不能归因于交易变量的价格变动的随机游走成分	统计：不能由交易解释的价格的平稳成分

虽然这些区别对分类和说明是有益的，但是这种简化是以忽略这些二分法之间的经济考虑为代价的。正如前面提到的，证券市场的运作特征可能影响证券的信息特征，反之亦然。然而，在其它情况都相同的假设下，可以进行许多有用的分析。假设市场结构保持不变，可以考察围绕公司公告的信息特征的变化。另一方面，假设信息结构保持不变，可以考察一个点位（最小的价格增量）变化的影响。文献中包括这两种分析的例子。

由于对任何一类问题进行概述都需要接受某种分类方案，这里采用的独特角度来自作者个人对微观结构数据动态特征的研究。研究者也可以从历史的角度或者从不同市场参与者的角度出发进行考察，也许结果将具有同等的合理性。同样，这里采用的角度也不是无一遗漏的。我尽量为读者指出在这一框架之外的方法，但不能肯定公平地对待这些研究<sup>1</sup>。

本文的组织如下。下面两节采用简单结构模型描述市场微观结构的基本经济模式。第四节给出一个一般的统计框架，在保持前面讨论的两个区别的条件下，该框架可以包括各种微观结构效应。接下来的部分探讨微观结构数据的特殊特征，这些特征超出了传统方法（或至少是在传统方法的边缘）：市场事件（如交易）的不规则时间选择（第五节）；价格的不连续性（第六节）；交易—价格关系的非线性（第七节）；以及多种证券/多重市场的情形（第八节）。第九节以概述作结。

## 2. 简单一元价格模型

### 2.1. 鞅和随机游走模型

金融经济学的有效市场假设一般是指证券的价格（可能正则化以反映期望收益）行为是鞅过程，即不可预测其变化的一个随机过程（Samuelson（1965）和 Fama（1970））。对实证研究有用的一个特例是同方差随机游走，其中证券价格  $p_t$  满足

$$p_t = p_{t-1} + w_t, \quad (2.1)$$

式中  $w_t$  是扰动项， $Ew_t = 0$ ， $Ew_t^2 = \sigma_w^2$  且当  $t \neq \tau$  时， $Ew_t w_\tau = 0$ 。这些不可预测的增量来自市场信息集的更新（见表 1）。这个模型经常被推广到包含无条件期望价格变动或收益，但是由于理论说明和实际方面的原因（下面将加以描述），在这里的讨论中我们把这一部分省略了。

鞅性质的出现，是因为在许多模型中，证券的内在价值通常是证券最终（清算）现金流的条件期望。条件期望序列是鞅（Karlin 和 Taylor（1975, p.246））。然而，要使证券价格的实际行为是鞅，还需要施加额外的结构。交易价格的行为是随机游走的，它依赖即使在本文考虑的微观结构现象水平上也不能近似成立的假设（最重要的是不存在交易成本）。

但是，随机游走模型仍然是一个有用的研究出发点。即使（鞅）条件期望不能完全确定证券的价格，但它的确是证券价格的一个组成部分，而且是相当大的、在经济意义上相当重要的。因此，即使对实际交易价格过程表现复杂相关性的模型，考察价格的随机游走部分也可以说明市场的信息结构。此外，实际价格对隐含鞅部分的偏离可以用于说明市场中的交易成本。

然而，把随机游走模型引入微观结构框架时，应该记住条件信息的重要性。当  $E[p_{t+1} | \Phi_0, \Phi_1, \dots, \Phi_t] = p_t$  时，价格  $p_t$  是关于信息过程  $\Phi_t$ （可能是向量值）的鞅。如果条件信息包含价格（ $p_t \subset \Phi_t$ ），则有  $E[p_{t+1} | p_0, p_1, \dots, p_t] = p_t$ 。这确保了（2.1）中的增量  $w_t$  是不可预测的。

$p_t \subset \Phi_t$  的论断经常得到制度事实的支持。早期对市场效率的理论和实证研究大多集中于美国证券市场，而在美国证券市场中，交易价格都是即时报告并广泛发布的。然而，许多市场，如美国政府债券市场，没有执行交易报告制度，或者，像伦敦证券市场，允许延迟报告某些交易（Naik, Neuberger 和 Viswanathan（1994））。

当不存在即时报告交易时，（2.1）的缺陷在于，交易价格变成是多余的，也就是说，它不包含任何超出公开信息集的新信息。这种观点是没有吸引力的，因为当前的经济思想认为价格作为私有信息的集合或信号是非常重要的。因此，总的说来，作为本文讨论的大部分模型设定的一个组成部分，随机游走模型只适用于即时报告交易的市场。没有即时报告交易时，就必须使用其它的方法。例如，可以采用交易商所报的出价和要价，而不是采用没有被广泛发布的交易价格。

在交易水平上条件信息的正确设定可能非常困难，因为参与者之间对市场的接近程度和

<sup>1</sup>最近 Goodhart 和 O'Hara（1995）的一个综述为波动率建模和非证券市场应用提供了更多的背景。

成本不同，导致他们知道的信息经常有微妙的差异。例如，在东京证券交易所，指令（待完成的指令）的内容是公众都可以获得的，也就是说，任何人都可以从他或她的经纪人那里获得这些信息。但是，这些数据只有在查询时才会以电子方式传送到经纪人的主办公室（Hamao 和 Hasbrouck（1995），Lehmann 和 Modest（1994））。在较长时间间隔，获得信息的成本很小，但是在微观结构时间框架，获得信息的成本可能变得很大。例如，花一张报纸的钱就可以得到证券的日收盘价，而价格的即时更新却需要昂贵的实时（real-time）数据支持。

上面的论述旨在增强读者对信息问题的敏感性，而在正式的模型中（出于易处理的考虑）信息问题经常不受重视。把这些方面引入模型设定，并用实际市场的数据进行估计时，考虑的这些事项通常至少可以保证结论的某种合理性。

方程（2.1）是采用价格水平设定的。通常，可以把  $p_t$  解析为价格的自然对数，这样，一阶差分就是连续复利收益率。当分析多种证券且跨越的价格范围较大时，这一设定显得尤其方便，而且在许多应用中不会影响分析的结论。然而，必须记住的是，大部分正式模型是采用价格水平构建的。此外，某些微观结构现象（特别是不连续性）在本质上是依赖于价格水平的。

许多检验方法已经被提出并应用于确定每日或者更长时间间隔的证券价格是否遵循随机游走的问题（Fama（1970）以及 Lo 和 MacKinlay（1988））。然而，在交易价格的水平上，随机游走的推测如同稻草人一样没有根基，对于多数市场，即使采用小的数据样本也非常容易拒绝随机游走假设。在微观结构理论中，问题不再是交易价格“是否”偏离随机游走，而是“偏离了多少”和“为什么偏离”。但是，现在有必要讨论随机游走模型估计中的几个方面，这在更实际的情形中也将用到。

微观结构数据集通常包含相对较短日历时间（如几个月）的大量观测值（通常每个证券有数千个观测值）。对试图估计一个微观结构模型参数的计量经济学家来说，大量的观测值似乎提供了高精度的保证。遗憾的是，当观测值的个数是精细抽样（fine sampling）的结果（而不是一个较长日历时间跨度），精度的增加是不牢靠的。特别地，Merton（1980）证明，当每单位时间方差估计的精度增加时，均值估计的精度却没有增加。考虑到较大的均值估计误差，Merton 建议采用非中心样本矩估计方差。

这对交易水平分析有两个实际含意。第一，如果我们乐于接受估计值的小偏倚，通过忽略无条件期望收益（取消价格变动中设定的截距），这些估计值的精度可以得到提高。下面的讨论按常规采用了这一处理，尽管增加一个非零期望收益只是一个小问题。第二，基于二阶矩（方差和协方差）的经济假设的检验可能比基于一阶矩的经济假设的检验更有功效。

## 2.2. 随机定价误差模型

在随机游走成分之外，允许证券价格反映一个平稳扰动，可以推广随机游走模型。一般结构模型是：

$$\begin{aligned} m_t &= m_{t-1} + w_t \\ p_t &= m_t + s_t \end{aligned} \quad (2.2)$$

这里，随机游走项是  $m_t$ ，可以解释为一个隐含有效价格，式中（和（2.1）一样） $w_t$  是不可预测的增量，是由向证券最终价值的条件期望的更新而引起。价格方程中的第二个部分（ $s_t$ ）是一个平稳分量，暂时可以看成是推动交易价格偏离隐含有效价格的残差或扰动的特定方式。

模型（2.1）确立了引言中提到的第一个二分法（见表 1）。模型的信息方面可以通过分析  $m_t$  或  $w_t$  来表现。非信息特征出现在  $s_t$  中。由于这个二分法是不可观测的，为了进行实质性的论述，需要引入附加的结构。通常，可以估计一个时点的  $w_t$  和  $s_t$ （作为各种条件信息集的一个函数），进而估计方差  $\sigma_w^2$  和  $\sigma_s^2$ ，以确定这些方差的构成。在某种意义上，本文的大部分内容致力于研究（2.1）的一般性。

引入  $w_t$  的动机以及  $w_t$  的解释基本上和随机游走模型中的相同。引入的新特征是平稳定价误差。这个术语源于它表示的是隐含有效价格与实际交易价格之间的差异。如果  $s_t > 0$ ，

那么买者受损（支付的价格大于有效价格）而卖者受益。买者和卖者合起来， $s_t$  是一个零和博弈。如果  $s_t$  在买者和卖者之间随机分配，那么人们可能会用大数定律来证明它的不相关性。然而，在实际市场中，交易者等同性是一个不切合实际的假设。经济主体的特性（小交易者、大交易者或交易商）对他们所给出的和接受的价格的种类有很大的影响，因此，定价误差可能导致系统性分布效应。

### 2.3. 简单买卖差价模型

前述模型的一个有用特例产生于下面的交易过程。对于所有参与者来说，隐含有效价格是公共信息。做市商或交易商提出一个他愿意买的价格（出价）和一个他愿意卖的价格（要价）。这些出价和要价记为  $q_t^b$  和  $q_t^a$ ，二者之差就称为差价， $S_t = q_t^a - q_t^b$ 。用经济术语表述，这个差价可以视为交易商需要补偿固定交易成本和正常利润的结果（Tinic (1972)）。或者，差价可能是由于交易者在市场（主动的）指令和限制（被动的）指令之间进行选择而内生的，如 Cohen, Maier, Schwartz 和 Whitcomb (1981)。这些是非信息差价模型；其它的模型将在下面加以讨论。

假设差价是一个常数  $S$ ，出价和要价关于隐含有效价格对称（ $q_t^b = m_t - S/2$ ， $q_t^a = m_t + S/2$ ），而且在每个时点，都有经济主体和交易商进行交易，买（价格为  $q_t^a$ ）或卖（价格为  $q_t^b$ ）一个单位的证券。这样，完整的模型为

$$\begin{aligned} m_t &= m_{t-1} + w_t \\ p_t &= m_t + c_t \\ c_t &= \pm S/2 \end{aligned} \quad (2.3)$$

$c_t$  的波动有时称为“买卖跳跃”（bid-ask bounce）。

市场机制意味着 (2.3) 中的  $c_t$  是一个平稳的随机过程，它具有如下性质： $\mathbf{E}c_t = 0$ ； $\mathbf{E}c_t^2 = \sigma_c^2$ ；当  $t \neq \tau$  时  $\mathbf{E}c_t c_\tau = 0$ ，且对所有的  $t$  和  $\tau$  有  $\mathbf{E}c_t w_\tau = 0$ 。前三个性质说明  $c_t$  是一个无序列相关的零均值同方差的随机变量。第四个性质的说明它与信息过程无关，也就是说，隐含有效价格的增量与交易无关。把这个模型和 (2.2) 进行比较，显然有  $c_t = s_t$ ，即定价误差。定价误差的方差是一个有用的综合测度，它测度实际交易价格追寻隐含有效价格的接近程度。在这个模型中， $\sigma_s^2 = \sigma_c^2 = S^2/4$ 。

在这个模型中， $s_t$  显然受到即将进行的交易（买或卖）的驱动。在现代微观结构数据集中，这些交易（或方便的替代）通常是可观测的，而且有可能对它们直接建模。有代表性的二元价格和交易模型将在后面详细讨论。然而，许多早期的历史数据集仅包含交易价格。因此，我们考虑仅基于这些价格如何进行推断。

事实上，我们现在试图推断交易价格的两个未观测部分， $m_t$  和  $s_t (= c_t)$ 。价格的变化为：

$$\Delta p_t = p_t - p_{t-1} = w_t + s_t - s_{t-1} \quad (2.4)$$

一阶和二阶自协方差分别为  $\gamma_0 = \mathbf{E}\Delta p_t^2 = \sigma_w^2 + 2\sigma_s^2$  和  $\gamma_1 = \mathbf{E}\Delta p_t \Delta p_{t-1} = -\sigma_s^2$ 。更高阶的自协方差等于零。从前两阶自协方差（或者它的估计），我们可以解出  $\sigma_s^2$  和  $\sigma_w^2$ 。更重要的是，差价可以表示为，

$$S = 2\sigma_c = 2\sigma_s = 2\sqrt{-\gamma_1} \quad (2.5)$$

最后这个表达式一般称为 Roll (1984) 的差价估计量。显然，这要求  $\gamma_1 \leq 0$ 。Harris (1990) 对这个估计量的统计性质进行了讨论。

这个模型的另一个有用表示是新生 (innovation) 或移动平均形式。二阶及更高阶自协方差为零的过程可以表示为一阶移动平均 (MA(1)) 过程：

$$\Delta p_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \quad (2.6)$$

式中  $\varepsilon_t$  是序列不相关的同方差增量。将 (2.4) 和 (2.6) 中价格变动自协方差等同起来，就可以得到两套参数的对应关系。按一个方向来写有， $\sigma_w^2 = (1 + \theta)^2 \sigma_\varepsilon^2$ ， $\sigma_s^2 = -\theta \sigma_\varepsilon^2$ 。

$\sigma_w^2$  的表达式背后有一个有用的直觉认识。时间序列模型的脉冲响应函数表示变量如何对特定的初始冲击做出反应。假定滞后新生 (innovation)  $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots$  为 0。如果时间  $t$  的新生不为零，则由方程 (2.6)，当前和以后价格变动的期望就是  $E[\Delta p_t | \varepsilon_t] = \varepsilon_t$ ， $E[\Delta p_{t+1} | \varepsilon_t] = \theta \varepsilon_t$ ，且当  $k > 0$  时， $E[\Delta p_{t+k} | \varepsilon_t] = 0$ 。因此，累积的期望价格变动为

$$E[\Delta p_t + \Delta p_{t+1} + \Delta p_{t+2} + \dots | \varepsilon_t] = (1 + \theta) \varepsilon_t \quad (2.7)$$

这是新生对期望价格的永久性影响，也即新生的信息性影响。这意味着  $w_t = (1 + \theta) \varepsilon_t$ ，根据它可以直接得出  $\sigma_w^2$  的表达式。在接下来的讨论中，脉冲响应函数经常用于描述结构模型的动态性质。

虽然许多被关注的经济假设通过研究随机游走和定价误差分量的方差得以进行，但是经常需要知道在某一特定时刻的  $w_t$  和  $s_t$ 。在这个模型中，基于交易价格无法确定这些量（即使以时间  $t$  以后的价格为条件），尽管过滤估计量是可以获得的。

#### 2.4. 滞后价格调整

简单买卖差价模型预测价格变动将具有负的一阶自协方差。对于交易价格数据，这通常是事实。这个模型可以推广，通过引入滞后价格调整以允许价格变动在更高阶上相关。Goldman 和 Beja (1979) 提出，证券交易商并不是根据新信息瞬间调整他们的报价，而是逐渐地调整。

更一般地，滞后调整可由信息的滞后发布、做市商的价格平滑和不连续性而引起。描述滞后调整的其它分析还有 Amihud 和 Mendelson (1987)，Beja 和 Goldman (1980)，Damodaran (1992)，以及 Hasbrouck 和 Ho (1987)。

一个简单的滞后调整模型如下：

$$\begin{aligned} m_t &= m_{t-1} + w_t \\ p_t &= p_{t-1} + \alpha(m_t - p_{t-1}) \end{aligned} \quad (2.8)$$

式中  $\alpha$  是调整速度参数。（为了集中考察滞后调整，这里略去差价。）该模型包含的价格动态可以用一个脉冲响应函数来说明。假设调整参数  $\alpha = 0.5$ ，图 1 描绘了有效价格中一个单位冲击 ( $w_0 = 1$ ) 后的价格。在每一步，有一半的剩余调整是朝着有效价格的方向进行的。如果  $0 < \alpha < 1$ ，调整是单向的。

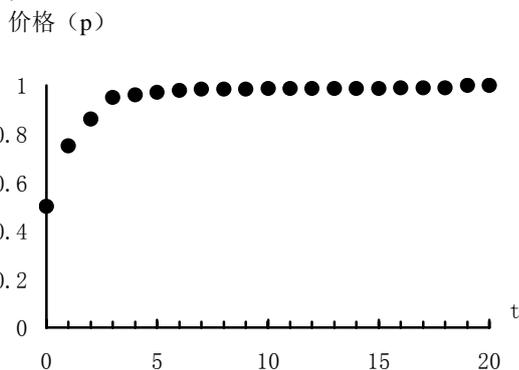


图 1. 滞后价格调整模型的脉冲响应函数。在有效价格+1 初始冲击后交易价格 (p) 的调整。模型是方程 (2.8) 给出的滞后价格调整模型，参数  $\alpha = 0.5$ 。

(2.8)式经过替换，看出价格变动由一阶自回归过程表达式  $\Delta p_t = (1 - \alpha) \Delta p_{t-1} + \alpha w_t$  得

出。如果估计模型是  $\Delta p_t = \phi \Delta p_{t-1} + \varepsilon_t$ ，结构参数可以这样计算： $\sigma_w^2 = \sigma_\varepsilon^2 / (1 - \phi)^2$ ,  $\alpha = 1 - \phi$ 。和简单买卖差价模型一样， $\sigma_w^2$  也可以用脉冲响应来解释。随机游走新生可以这样计算： $w_t = (1 + \phi + \phi^2 + \dots) \varepsilon_t = (1 + \phi)^{-1} \varepsilon_t$ ，它将初始冲击对各期价格的影响有效地加总。定价误差是  $s_t = p_t - m_t$ ，这意味着  $s_t = (1 - \alpha)s_{t-1} - (1 - \alpha)w_t = \phi s_{t-1} - \phi w_t$  且  $\sigma_s^2 = [\phi^2 \sigma_\varepsilon^2] / [(1 - \phi^2)(1 - \phi)^2]$ 。

由于存在一个扰动项驱动着这个模型 ( $w_t$ )， $w_t$  和  $s_t$  都可以从价格记录中重新获得。这比从简单买卖差价模型中获得的结果更强。从时间序列角度来看，这是由于这样一个事实，即当前模型中的平稳分量是过去  $w$  的一个精确线性函数。在简单买卖差价模型中，交易是在出价上发生还是在要价上发生（即， $s_t$  的值）与  $w_t$  无关。

### 3. 价格和交易的简单二元模型

上面描述的一元价格模型可以反映微观结构现象的动态，也可以反映引言中提到的第一个二分法，即永久性的（信息的）和暂时性的（市场的）影响。这一部分描述的模型还包含了交易，着眼于确立第二个重要的二分法，即与交易有关的价格变动来源和与交易无关的价格变动来源。

#### 3.1. 存货模型

在简单买卖差价模型中，假定买者和卖者以相同的概率独立地到达。以  $x_t$  表示带符号的交易量，当到达的交易者从交易商那里买入，符号为正；当交易者向交易商卖出，符号为负。从时间 0 到时间  $t$  的累积量为  $\sum_{i=0}^t x_i$ 。Garman (1976) 在引入“微观结构”这一术语的论文中指出，随着  $t$  的增大，这一总数将是发散的，意味着交易商（净）买入或卖出无限数量的证券。但是，在现实世界中，由于存在资金约束和风险厌恶，交易商无论如何都会避免持有大量头寸。这就使得某种形式的存货控制或头寸管理成为必要。

在古典微观经济学中，存货控制问题是以定货和存货成本为条件确定进货策略的问题。另一方面，传统上，证券市场交易商通常被假定为通过改变报价引起买卖指令的不平衡，从而实现存货控制。有关这一效应的正式模型包括 Amihud 和 Mendelson (1980)，Ho 和 Stoll (1981)，O'Hara 和 Oldfield (1986)，以及 Stoll (1978)。

作为一个例证，考虑简单买卖差价模型的一个推广，这里报价的设定依赖于交易商的存货头寸，而即将到来的指令流依赖于报价：

$$\begin{aligned} m_t &= m_{t-1} + w_t \\ q_t &= m_t - bI_{t-1} \\ I_t &= I_{t-1} - x_t \\ x_t &= -a(q_t - m_t) + v_t \\ p_t &= q_t + cx_t \end{aligned} \tag{3.1}$$

第一个方程描述有效价格的随机游走性质。报价采用报价中点（出价和要价的平均数） $q_t$  表示。 $q_t$  等于有效价格加上一个存货控制分量，其中  $I_t$  是  $t$  时期末交易商的存货。不失一般性地，交易商的目标存货可以假设为零。报价中点方程说明，当  $b > 0$  时，如果处于多头，交易商将降低他的价格。净需求  $x_t$  受一个对价格敏感的分量 ( $a > 0$ ) 和一个随机分量的驱动。报价头寸作为存货管理工具的有用性基于需求的价格弹性。

由于假设交易商是所有交易的一方，因此存货的变动等价于净需求的反向变动。交易价格等于报价中点加上一个成本分量  $cx_t$ 。这个成本与交易大小成比例：交易商报出的是一个线性的出价和要价表，而非单个的出价和要价。一个想要买入  $|x_t|$  数量的交易者将被报出的要价为  $q_t^a = q_t + c|x_t|$ ，而一个想要卖出相同数量的交易者将被报出的出价为

$q_t^b = q_t - c|x_t|$ 。假设交易新生  $v_t$  是序列相关的，而且所有的先行 (leads) 和滞后都与  $w_t$  无关。

这一模型的基本特征可以通过在参数值的一个特定集合中考察脉冲响应函数来加以说明。令  $a=0.8$ ,  $b=0.04$  且  $c=0.5$ , 考察在时间 0 交易冲击  $v_0 = 1$  (即, 从交易商处买入一单位) 之后价格和存货的路径。这两个路径在图 2 给出。由于成本分量的存在, 购买引起了价格的即时跳跃。但是, 价格的回复却不是立即完成的。交易之后, 交易商的存货不足, 因此必须提高其报价以引出一个出售指令。出售指令一旦到达, 交易商就会把报价重新设定在初始水平上。存货路径反映了 (从交易商处) 购买以及随后的出售 (给交易商) 行为引起的初始存货不足。在调整过程结束时, 价格和存货都已经完全回复到原来的水平上。在这个模型中, 交易没有对价格产生永久性影响, 因为交易与信息无关。

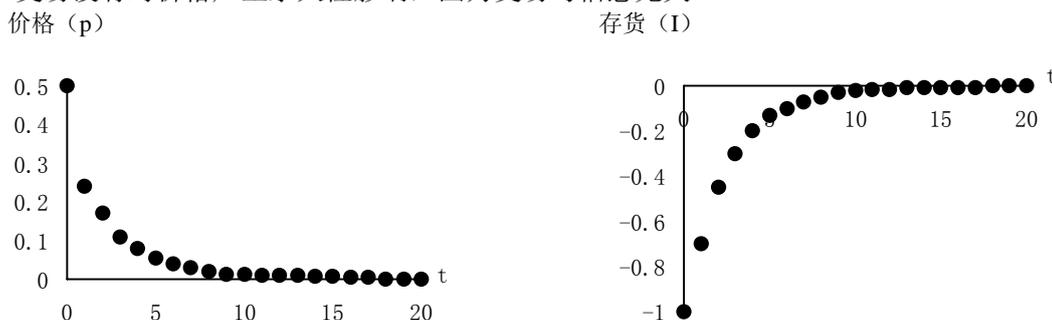


图 2. 存货模型的脉冲响应函数。初始购买一个单位后, 交易价格 ( $p$ ) 和交易商存货 ( $I$ ) 的调整过程。模型是方程 (3.1) 给出的存货控制模型, 参数  $a=0.5$ ,  $b=0.04$ ,  $c=0.5$ 。

价格变动的永久性分量是  $w_t$ , 它完全是由公开信息引起的。定价误差为:

$$s_t = p_t - m_t = cx_t - bI_{t-1} \quad (3.2)$$

定价误差完全是由交易引起的。和简单买卖模型一样, 买者支付差价的一半  $cx_t$ 。第二项依赖于交易商早先的存货头寸。如果交易商碰巧存货过剩, 那么买者的成本就会降低。

如果  $p_t$  和  $I_t$  都是可观测的, 那么模型可以写成:  $\Delta p_t = -cI_t + (2c-b)I_{t-1} + (b-c)I_{t-2} + w_t$  和  $I_t = (1-ab)I_{t-1} - v_t$ 。形式上, 这是一个二元向量自回归 (VAR) 模型, 具有同期递归结构, 它可以直接用最小二乘法进行估计。这里具有充分的结构可以从当前和过去的观测值获得  $w_t$  和  $s_t$ 。

然而, 在各种可以得到的微观结构数据中, 交易商存货数据非常罕见。隐含在这些数据中的是交易商的交易策略和交易利润, 而这两种信息通常是不公开的。如果  $I_t$  未知, 那么就必须仅依据价格进行推断。基于价格变动的一元时间序列表示法, 该结构模型是识别不足的。然而, 有两个重要的结构参数是可以识别的: 随机游走的方差和定价误差分量。

由于存货数据的缺乏, 对纯存货控制模型的分析也就很少。在一份美国 S.E.C (1971) 的研究中, Smidt 基于每日的头寸和价格变动给出了 NYSE 专业证券商的一些结果。Ho 和 Macris (1984) 为一个美国证券交易所的期权专业商估计了一个交易水平模型。最近大多研究除了存货控制之外, 还考虑了信息不对称的可能性, 下面就对此进行讨论。

### 3.2. 不对称信息

到现在为止讨论的模型都假设所有的市场参与者拥有相同的信息。这一类公开信息可以看作即时的消息发布, 无需通过交易, 出价和要价就可以做出反应并进行调整。然而, 在微观结构的理论研究方面, 近来最重要的发展就是出现了考虑到交易者信息异质性的模型。如果一个交易可能是由于私有信息引起的, 那么交易的发生 (在大部分模型中, 这是一个公开事件) 将向市场传达有关这一私有信息的内容。在微观结构框架下最早对这一现象进行研究的有 Bagehot (1971), Copeland 和 Galai (1983), Glosten 和 Milgrom (1985), Kyle (1985)

以及 Easley 和 O'Hara (1987)。O'Hara (1994, Ch.3) 对这一问题作了一个综述。

具有固定交易成本的一个简单的私有信息模型可以表示为：

$$\begin{aligned} m_t &= m_{t-1} + w_t \\ w_t &= u_t + gx_t \\ q_t &= m_{t-1} + u_t \\ p_t &= q_t + cx_t \end{aligned} \tag{3.3}$$

相对于前面的模型，该模型的新颖之处在于随机游走的新生项， $w_t$ 。它现在由两个分量组成。第一分量是  $u_t$ ，用于反映公开信息集的更新。第二分量是  $gx_t$ ，其中  $g > 0$ ，反映市场对交易中包含的信息量的估计。要使这个分量序列不相关，则  $x_t$  必须是序列不相关的，也就是说，我们再次假定购买指令和出售指令是随机到达的。这个模型是 Glosten (1987) 提出的模型的一个变形。

实际交易价格受到与交易方向相关的买卖差价的影响。价格方程中的  $cx_t$  项可以有两种解释。第一，如果交易大小是固定的，比如说  $x_t \in \{-1, +1\}$ ，那么  $c$  就是买卖差价的一半 ( $S/2$ )，交易发生在出价和要价上 ( $q_t^b = q_t - S/2$  和  $q_t^a = q_t + S/2$ )。第二，如果交易的大小是连续的，那么  $c$  就是交易商线性出价和要价表上的斜率。

价格和交易的动态行为可以通过取参数值  $c = 0.5$  和  $g = 0.2$ ，一个单位的初始买入指令 ( $x_0 = 1$ ) 之后的脉冲响应函数来加以说明。这在图 3 中给出。初始的价格跳跃仅仅反映了买卖跳跃，但是和存货控制模型不同，价格没有完全回复到初始水平。在初始的 0.5 价格跳跃中，0.2 是推断的信息量，它将永久性地保留在股票价格中。根据假设，交易间没有序列相关：初始购买不会造成后来的指令流效应。

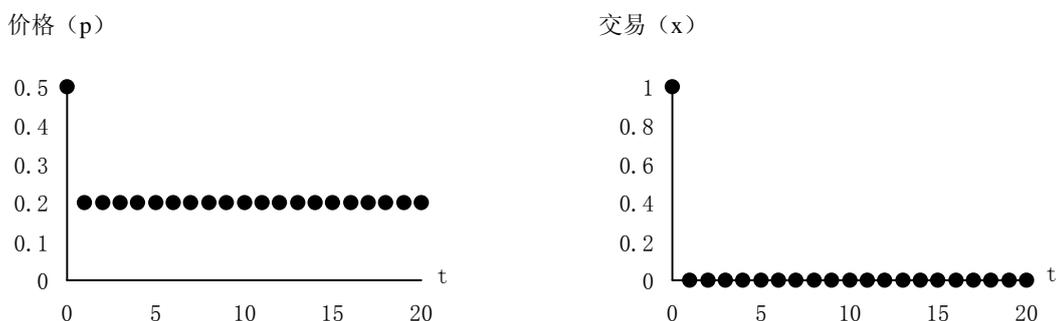


图 3. 不对称信息模型的脉冲响应函数。初始购买一个单位后，交易价格 ( $p$ ) 和后续交易 ( $x$ ) 的调整过程。模型是方程 (3.3) 给出的不对称信息模型，参数  $c=0.5$ ， $g=0.2$ 。

有效价格的变化现在既反映公开信息部分，也反映私有信息部分，因此

$$\sigma_w^2 = \sigma_u^2 + g^2 \sigma_x^2, \tag{3.4}$$

这就把有效价格变动中与交易无关和与交易有关的部分区分开了。交易在解释有效价格运动中的相对重要性，可以用一个总括测度来反映，即比例

$$R_{w,x}^2 = g^2 \sigma_x^2 / \sigma_w^2 \tag{3.5}$$

符号  $R^2$  表示通常的“全部方差中被解释的比例”。这一测度的衡量超出了当前的模型，它可以代表信息不对称的程度。

在这个模型中，私有信息效应反映了市场对私有信息概率结构的信念，而不是实际的私有信息。也就是说，一个特定交易对价格的影响只取决于市场对私有信息的程度与性质的一般信念，而不是直接取决于交易者拥有的实际信息。例如，这类模型不能用于识别样本数据中的非法内部交易。

定价误差为

$$s_t = p_t - m_t = (c - g)x_t \quad (3.6)$$

定价误差完全是由交易决定的。然而，相对于无私有信息的简单买卖差价模型，由于交易的信息量  $gx_t$  的存在而使得  $s_t$  减少了。一般假定  $c > g$ ，因为交易商把一半的差价用于弥补信息成本  $g$  和额外的指令处理成本。

收益序列由下式给出：

$$\Delta p_t = p_t - p_{t-1} = u_t + cx_t - (c - g)x_{t-1} \quad (3.7)$$

如果交易和价格是可观测的，这可以直接进行估计。基于交易来估计交易对价格的影响的早期研究有 Marsh 和 Rock (1986)，Glosten 和 Harris (1988)，以及 Hasbrouck (1988)。

然而，当交易不可观测的时候，就必须仅依据交易价格进行推断。这个模型表面上类似于 2.3 节讨论的简单买卖差价模型。和简单买卖差价模型一样，它也有一个 (2.6) 形式的 MA(1) 表示。但是，这里 MA 模型的两个参数  $\{\sigma_\varepsilon^2, \theta\}$  不足以确定结构模型的四个参数  $\{c, g, \sigma_u^2, \sigma_x^2\}$ 。随机游走方差可以像前面一样确定： $\sigma_w^2 = (1 + \theta)^2 \sigma_\varepsilon^2 = \sigma_u^2 + g^2 \sigma_x^2$ 。然而，和前面的模型不同，我们不能假设定价误差与有效价格的增量无关。

与简单模型的联系可以通过考察方程 (2.5) 给出的差价估计量得以说明。假设  $x_t \in \{-1, +1\}$ ， $\sigma_x^2 = 1$  (根据买卖指令的等概假设)，并且  $c$  是差价的一半  $S/2$ 。根据 (3.6)，定价误差方差是  $\sigma_s^2 = (c - g)^2$ 。简单买卖差价模型隐含差价的估计一般是向下偏倚的。在当前的模型中，一阶自协方差是  $\gamma_1 = -c(c - g)\sigma_x^2 = -c(c - g)$ 。例如，如果  $c = g$ ，即，如果差价是完全基于信息的，那么交易价格的变动将没有自相关，而且差价的简单估计将等于零。

从统计的观点看，简单模型中的定价误差与  $w_t$  (有效价格的增量) 是无关的。在当前的模型中，由于  $s_t = (c - g)x_t$  和  $w_t = u_t + gx_t$ ，二者都受到交易的共同影响，所以是相关的。这种相关不是完全相关，除非  $\sigma_u^2 = 0$  的特殊情形，即不存在非交易的公开信息的特殊情形。虽然从经济的角度看这种情形并没有吸引力，但是这一约束隐含的  $\sigma_s^2$  的值具有一个有用的性质，即它确定了  $\sigma_s^2$  的下界 (保持观测收益模型的参数  $\{\sigma_\varepsilon^2, \theta\}$  不变，全部  $w_t$  和  $s_t$  之间的相关)。

根据 (2.6) 的移动平均表示法，完全相关假设意味着  $s_t$  和  $w_t$  都和  $\varepsilon_t$  成比例。令  $w_t$  等于扰动的累积影响 (见方程 (2.7) 后面的讨论)，可得  $w_t = (1 + \theta)\varepsilon_t$ 。由 (2.2)， $\Delta p_t = \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1} = (1 + \theta)\varepsilon_t + s_t - s_{t-1}$ ，通过观察可得  $s_t = -\theta\varepsilon_t$ ， $\sigma_s^2, \text{lowerbound} = \theta^2 \sigma_\varepsilon^2$ 。由于  $-1 < \theta < 0$ ，它显然小于或等于简单模型隐含的  $\sigma_s^2$  的估计值， $-\theta\sigma_\varepsilon^2$ 。这个下界将在第 4 节加以推广。

总的来说，在模型的收益过程参数 (自协方差或移动平均参数) 已知的基础上，我们可以计算随机游走 (隐含有效价格) 方差。但是，如果缺少进一步的约束条件，定价误差方差和派生的指标，如差价，都是不可识别的。遗憾的是，上面考虑的两个识别约束条件都不是特别吸引人，因为它们涉及在取消全部的公开信息，或者取消全部私有信息之间进行选择的问题。

### 3.3. 不对称信息与存货控制模型

下面的模型以相加的方式把存货控制和不对称信息结合起来：

$$\begin{aligned}
 m_t &= m_{t-1} + w_t \\
 w_t &= u_t + gv_t \\
 q_t &= m_{t-1} + u_t - bI_{t-1} \\
 x_t &= -a(q_t - (m_{t-1} + u_t)) + v_t \\
 I_t &= I_{t-1} - x_t \\
 p_t &= q_t + cx_t
 \end{aligned} \tag{3.8}$$

$m_t$  和  $w_t$  的表达式和上一节中的不对称信息模型一样。报价中点的表达式包括了一个存货控制分量。当信息从两个来源加入到模型中的时候，必须特别注意标记时间（timing）。在时间  $t$ ，公开信息（ $u_t$ ）到达，报价被确定（ $q_t$ ），净需求实现（ $x_t$ ），这就导致价格  $p_t$  上的交易。最后，确定新的有效价格  $m_t$ ，以反映包含在交易中的信息。有效价格的增量是由交易新生（innovation） $v_t$  引起的，而不仅是整个交易。（任何可以归因于交易的新信息都应来自交易的新生。）确定报价中点以反映当前的公开信息（ $u_t$ ）和存货的不平衡，而不是反映从时间  $t$  的交易推断出来的私有信息（在确定报价时，这还是未知的）。净需求反映了当前报价和包含公开信息的有效价格之差。

这个模型的基本特征可以用脉冲响应函数加以说明。采用和图 2 中的纯存货控制模型一样的参数值， $g=0.2$ 。图 4 描绘了需求发生一单位新生（ $v_0 = 1$ ，从交易商处购买一个单位）后的时间轨迹。图 4 和图 2 的根本区别在于价格回复是不完全的。买入指令新生对价格有一个永久性的影响，等于  $gv_t = 0.2(1)$ 。

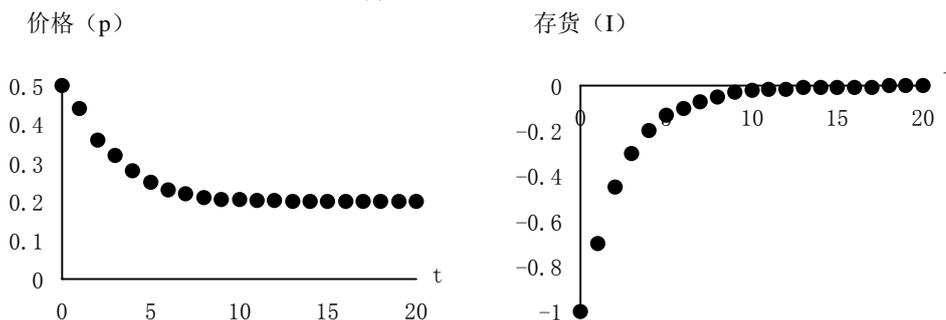


图 4. 存货控制/不对称信息模型的脉冲响应函数。初始购买一个单位后，交易价格（ $p$ ）和存货（ $I$ ）的调整过程。模型是方程（3.8）给出的存货控制/不对称信息模型，参数  $a=0.8$ ， $b=0.04$ ， $c=0.5$ ， $g=0.2$ 。

定价误差为

$$s_t = p_t - m_t = cx_t - gv_t - bI_{t-1} \tag{3.9}$$

$cx_t - gv_t$  项类似于纯不对称信息模型定价误差的表达式（3.6）中的  $(c-g)x_t$ 。然而，请注意差价的一半  $c$  对整个交易支付，而信息更新仅受交易新生的影响。 $-bI_{t-1}$  项的作用和在存货控制模型（见方程（3.2））中的作用相同。这两项都是交易引起的。

收益和存货水平的联合设定可以写成一个二元的 VAR，其中所有的结构参数都是可识别的。如果只能获得交易价格，那么只有随机游走方差（不是定价误差方差）可以由简化型识别。

通过比较存货控制模型（图 2）、不对称信息模型（图 3）和组合模型（图 4）的价格脉冲响应，显然，存货和不对称信息效应隐含的短期价格影响非常相似。在纯存货控制模型中，作为对购买的反应，价格上升，这是因为购买造成交易商存货不足，从而必须提价以吸引更多的出售。在不对称信息模型中，价格上升反映了交易揭示的新信息。

存货和信息效应引起的短期价格反应的相似性使得这两种影响的区分非常困难。由于存

货控制模型先被提出，因此早期研究很自然地检验交易对价格的正向影响以确定存货效应的存在。最近，不对称信息模型的实证检验倾向于把初始的价格上升归因于交易的信息含量。

在实际中，这两种机制只能通过短期及长期效应的动态分析加以区分。对 NYSE 的交易商（做市商）证券交易的研究表明，存货控制确实存在。然而，存货控制的机制比这里讨论的简单模型要复杂得多。这里讨论的假定脉冲响应函数描述的是一个迅速的存货调整过程，最多跨越十几个交易。假设交易是负的自相关：一次买入会（预期）紧跟着卖出的指令。然而，实际上，短期交易呈现出明显的正自相关（Hasbrouck 和 Ho（1987）和 Hasbrouck（1988））。此外，NYSE 做市商的头寸似乎具有较大的长期分量（在周或月的指令上）。在这些范围内，可获得的数据样本对瞬时存货控制报价效应可靠识别的支持能力很弱。参见 Hasbrouck 和 Sofianos（1993）以及 Madhavan 和 Smidt（1991 和 1993）。

前面已经提到，这个简单模型以相加的方式结合了存货和不对称信息效应。但是，信息交易者的需求（以及市场对交易的信息含量的估计）原则上取决于现行的出价和要价，而这又是由交易商的存货头寸决定的。Madhavan 和 Smidt 模型阐明了这种交互作用。

### 3.4. 价格、存货和交易

前面的分析指出，当存在不对称信息或者不对称信息与存货控制的某种结合的时候，从简化的价格变动设定中获得的结果是贫弱的： $\sigma_w^2$  可以识别， $\sigma_s^2$  则无法识别。但是，它还指出，包含交易商存货数据的数据集非常罕见。（据我所知，目前在公开领域尚不存在。）

但是，通常可以得到交易序列的一个好的代理变量（proxy）， $x_t$ 。如果交易价格和交易量已知，而且可以得到出价和要价，普通常的做法就是构造代理变量

$$x_t = \begin{cases} +(\text{数量})_t, & \text{当 } p_t > q_t \\ 0, & \text{当 } p_t = q_t \\ -(\text{数量})_t, & \text{当 } p_t < q_t \end{cases} \quad (3.10)$$

式中  $q_t$  是交易发生时刻的报价中点。在 3.2 节的纯不对称信息模型中，这一代理变量是充分的。

然而，当存在存货控制时，问题就变得复杂多了。根据现时所讨论的模型的结构，通过  $I_t = I_{t-1} - x_t$  交易商存货和交易相关。由于交易只传递有关存货变化的信息，而不是存货水平的信息，因此它们通常不是合适的代理变量。从统计的观点看，这是一个过度差分的问题。当一个变量，例如证券的价格包含随机游走分量，通常用一阶差分设定平稳模型（价格变动，前面已经这样做）。然而，如果对一个平稳的变量计算一阶差分，则一阶差分仍然平稳，但是它不具有收敛的自回归表达式。过度差分变量被称为是不可逆的。微观结构模型中可逆性假设的一般作用将在 4.1 节中讨论。但是对存货控制设定的影响可以用这里考虑的简单模型加以说明。

在 3.1 节的纯存货控制模型中，方程 (3.1) 的设定表达式经重新变换可以得到存货水平的一个一元表达式： $I_t = (1-ab)I_{t-1} - v_t$ ，这是一个很容易估计的简单一阶自回归。对存货的一阶差分取负数得到的交易序列是  $x_t = -(I_t - I_{t-1}) = (1-ab)x_{t-1} + v_t - v_{t-1}$ ，这是一个混合的自回归移动平均（ARMA）形式。任何递归代换都无法生成具有递减系数的  $x_t$  的自回归表达式。加上价格变动也不能解决这种困境：因为  $\{\Delta p_t, x_t\}$  不具有收敛的向量自回归表达式。通常来说，直接估计  $x_t$  的 ARMA 设定也是不容易的，因为大部分方法都假设存在可逆性。（例外情况是那些基于精确最大似然卡尔曼滤波的方法。参见 Hamilton（1994）。）

尽管存在这一警戒点，基于交易的模型在许多情况下实际上是可逆的。交易设定的不可逆性是由于这样的事实，即交易序列是（假设平稳的）存货序列的（负的）一阶差分。在一些数据集中，的确是如此：交易用符号（买或卖）以及交易对手加以确定（例如，Neuberger（1992）使用的伦敦证券交易所数据，Manaster 和 Mann（1992）使用的计算机化交易重组（CTR）数据）。由与某一特定交易商发生的所有购买和出售组成的交易序列，根据其意义，

就是交易商存货的一阶差分，因此不能假设它是可逆的。

然而在许多市场中，交易商并非总是外部指令的交易对手。例如，在 NYSE 中，交易商（做市商）仅参与了相对较小的一部分交易。出价和要价经常来自非做市商指令。存在一个有力的根据足以推定交易商的存货具有均值回复。但是有效地进行出价和要价的其它交易者代表的是一个较大的、各异的且不断变化的群体。几乎无可置疑，这一群体合计的交易可以构成一个平稳序列，因此，也就不必担心交易会构成一个过度差分和不可逆的时间序列。

例如，考察下列的特定模型，它可以刻画存货和不对称信息模型的许多基本特征，但是没有直接用到存货变量：

$$\begin{aligned} m_t &= m_{t-1} + w_t \\ w_t &= u_t + gv_t \\ q_t &= m_{t-1} + u_t + d(q_{t-1} - (m_{t-2} + u_{t-1})) + bx_t \\ x_t &= -a(q_t - (m_{t-1} + u_t)) + v_t \\ p_t &= q_t + cx_t \end{aligned} \quad (3.11)$$

它和 (3.8) 的根本区别在于报价中点方程。存货依赖性被一个直接模拟存货控制行为相关联的均值回复分量所代替，该分量模拟与存货控制相关的行为。该模型最初是由 Lawrence Glosten 提出的，Hasbrouck (1991) 对它进行了讨论。

该模型具有存货控制和不对称信息模型的特征，这可以通过一单位购买新生之后的脉冲响应函数（图 5）看出。累积的交易序列类似于（负的）存货水平。参数为  $a=0.8$ ,  $b=0.4$ ,  $c=0.5$ ,  $g=0.2$ ,  $d=0.5$ 。与基本的存货控制模型相似，交易价格存在一个衰减的回复过程。与不对称信息模型相似，回复并不完全。

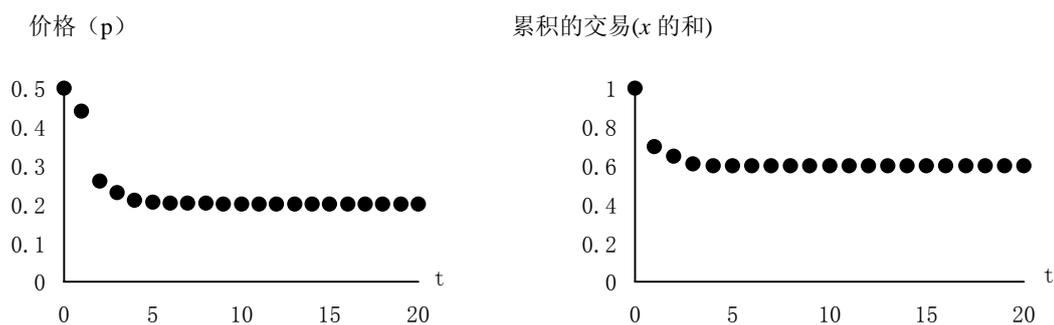


图 5. 不对称信息/交易模型的脉冲响应函数。初始购买一个单位后，交易价格 ( $p$ ) 和累积交易 ( $\Sigma x$ ) 的调整过程。模型是方程 (3.11) 给出的不对称信息/交易模型，参数  $a=0.8$ ,  $b=0.4$ ,  $c=0.5$ ,  $g=0.2$ ,  $d=0.5$ 。

### 3.5. 简单模型的总结

这一节和前一节阐述了构成现代微观结构理论基础的基本经济模型。总结如下：买卖差价反映了固定成本和不对称信息因素。成本效应导致价格运动的短期瞬时“跳跃”，而不对称信息效应与交易对证券价格相对迅速而持久的影响有关。两种效应并不一定会引起后续交易中出现特定行为。滞后的价格调整和存货控制产生较长持续期的瞬时现象 (transients)。然而，前者引起的价格瞬时变化往往是消除信息反应，而存货控制引起的价格瞬时变化则是促使价格回复。更进一步地，存货控制应与其对即将发生的交易的内生效应相联系。

## 4. 一般设定

前一部分用简单的结构模型介绍了基本的微观结构概念。这些模型对于调整经济学家的直觉认识非常有用，但是它们通常并不适于直接估计。关键变量（如交易商的存货）通常是不可观测的；交易机制往往比程式化模型提出的机制要复杂得多；各种效应往往是混合在一起的；最后，下面讨论的许多其它（主要是制度上的）考虑使得它们更加复杂。虽然一般还是以设定准确的理论模型作为统计模型的基础，但是这些考虑使得实际可能得到的结果

受到限制。

本节讨论的模型与微观结构数据的非限制性统计模型不同。这里的角度是前述的结构参数的精确估计之一，这些估计的目的在于获得一个既广泛又稳健的微观结构效应描述。更为重要的是，在最低程度的假设下，依然有可能描述引言中提出的永久性/暂时性和与交易有关的/无关的二分法。

#### 4.1. 向量自回归 (VAR)

向量自回归是一种线性回归系统，其中所有变量的当前值用所有变量的滞后值进行回归。例如，前一部分讨论的存货和不对称信息模型，可以写成二元向量自回归。通过扩大估计中的滞后期数可以获得更一般更灵活的模型。VAR 模型的估计相对容易（最小二乘通常足够），解释也相对容易（通过脉冲响应函数或下面讨论的其它变换）。然而，它们在微观结构研究中的价值还取决于它们刻画一般时间序列模型的能力。这里，有必要简述构成这一一般性基础的假设，以及它们在微观结构应用中可能被违反的情形。

VAR 的广泛适用性根本上建立在 Wold 定理之上。如果自协方差与  $t$  无关，即有  $Ey_t y_{t-j}' = \Gamma_j$ ，零均值向量时间序列  $y_t$  被称为是弱平稳的（协方差平稳）。Wold 定理指出，零均值弱平稳的不确定性过程可以写成一个收敛的向量移动平均 (VMA) 过程（可能是无限阶的）：

$$y_t = e_t + B_1 e_{t-1} + B_2 e_{t-2} + \dots = B(L)e_t, \quad (4.1)$$

式中， $e_t$  是无序列相关的同方差增量，协方差矩阵为  $\Omega$ ， $L$  是后移算子， $L(\cdot)_t = (\cdot)_{t-1}$

(Hamilton (1994) 和 Sargent (1987))。这不过是过程的新生表达式而已。本部分假设 Wold 定理的条件已经满足。平稳性假设将在第 5 节详细考察。

假设我们研究价格变动和交易（和第 3.4 节的模型一样），那么状态向量就是

$$y_t = \begin{bmatrix} \Delta p_t \\ x_t \end{bmatrix} \text{ 且 } e_t = \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix}; \quad \text{Var}(e_t) = \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & 0 \\ 0 & \sigma_v^2 \end{bmatrix} \quad (4.2)$$

残差的正交性基于这样的经济假设，即同期因果关系产生于从交易到交易价格。这刻画了前一节讨论的所有简单结构模型。容易设想到在一些市场结构中，这一假设可能被违反，但是在许多情形下，它是一个合理的近似。

如果多项式方程  $(\det B(z)) = 0$  的所有根都落在单位圆之外，那么 VMA 表达式被称为可逆的，也就是说，它可以改写得出一个（可能无限阶的）收敛 VAR 表达式：

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + e_t = A(L)y_t + e_t \quad (4.3)$$

在微观结构应用中，可逆性假设通常由于过度差分或协整而被违反。正如 3.4 节提到的，当模型涉及存货，而数据仅包含交易（存货的一阶差分）时，过度差分具有现实可能性。当状态变量包括同一证券的两个或更多价格变量（如出价和要价，或交易价格和任一种报价）时，就会出现协整，这将在第 8 节进一步讨论。前面各部分讨论的所有简单模型都可以用 (4.3) 形式加以表示。

这里存在一个小小的不便之处，因为在前一节中所有二元 VAR 模型的右边都包括一个同期项： $y_t = A_0^* y_t + A_1^* y_{t-1} + A_2^* y_{t-2} + \dots + e_t^*$ 。只要注意到  $y_t = (I - A_0^*)^{-1} A_1^* y_{t-1} + (I - A_0^*)^{-1} A_2^* y_{t-2} + \dots + (I - A_0^*)^{-1} e_t^*$ ，就可以很容易将它改写成 (4.3) 的形式。估计包含同期项的模型形式是对估计残差强加正交性的一个简便方法。然而，大部分计量经济学教科书使用了 (4.3) 形式，这里也将使用这一形式。有几种方法可以从 VAR 中计算 VMA (4.1)。从概念上看，最简单的方法是模拟在一个单位初始冲击之后的系统行为 (Hamilton (1974))。

#### 4.2. 随机游走分解

在简单模型中，永久性的和暂时性的价格变动的区别用方程 (2.2) 表示。在前一节中， $s_t$  的设定是由模型的结构形式隐含地给出的。在这一节，我们采用一种更直接的统计角度，

按照  $m_t$  和  $s_t$  的时间序列性质来定义它们。形式上，模型是方程 (2.2)，但是具有附加的统计假设：

1.  $m_t$  遵循同方差的随机游走： $Ew_t = 0$ ， $Ew_t^2 = \sigma_w^2$  且当  $t \neq \tau$  时  $Ew_t w_\tau = 0$ 。
2.  $s_t$  是一个协方差平稳的随机过程。

值得强调的是，这里并不假设定价误差无序列相关的或者与  $w_t$  无关。为了在随机游走分解 (2.2) 与 (4.3) 描述的 VAR 之间建立联系，我们将采用 VMA 表达式中对应价格变动的部分：

$$\Delta p_t = b(L)e_t \quad (4.4)$$

式中  $b(L)$  是 (4.1) 式中矩阵  $B(L)$  的第一行。我们假设定价误差可以写成当前与滞后的  $e_t$  加上 (为了考虑其它变化来源) 当前与滞后的  $\eta_t$  的线性组合，其中  $\eta_t$  是与  $e_t$  无关的标量扰动：

$$s_t = c(L)e_t + d(L)\eta_t \quad (4.5)$$

根据随机游走分解模型，价格变动可以写成：

$$\Delta p_t = (1-L)m_t + (1-L)s_t = w_t + (1-L)s_t \quad (4.6)$$

向量过程  $y_t$  的自协方差生成函数为

$$h_y(z) = \dots \Gamma_{-2}z^{-2} + \Gamma_{-1}z^{-1} + \Gamma_0 + \Gamma_1z + \Gamma_2z^2 + \dots, \quad (4.7)$$

式中  $z$  是一个复标量 (complex scalar) (Hamilton (1994) p.266)。对于形如 (4.1) 的 VMA 过程， $h_y(z) = B(z)\Omega B(z^{-1})$ 。方程 (4.4) 和 (4.6) 可以导出  $\Delta p_t$  自协方差生成函数的两个可供选择的表达式：

$$h_{\Delta p}(z) = b(z)\Omega b(z^{-1}) = \sigma_w^2 + (1-z)h_s(z)(1-z^{-1}) \quad (4.8)$$

式中  $h_{\Delta p}(z)$  和  $h_s(z)$  是  $\Delta p$  和  $s$  的自协方差生成函数。令  $z = 1$ ，我们可以得到：

$$\sigma_w^2 = b(1)\Omega b(1)' \quad (4.9)$$

随机游走方差的这一表达式只取决于观测模型的参数，因此总是可以确定的。例如，买卖差价模型 (具有或不具有不对称信息) 可以表示成方程 (2.6) 给出的一阶移动平均模型。在这种情况下， $b(L) = 1 + \theta L$ ， $\Omega = \sigma_\varepsilon^2$ ，这意味着  $\sigma_w^2 = (1 + \theta)^2 \sigma_\varepsilon^2$ 。

回到价格变动和交易的二元情形，把  $b(L)$  分块为  $b(L) = \begin{bmatrix} b_{\Delta p}(L) & b_x(L) \end{bmatrix}$ 。给定  $\Omega$  的对角结构，随机游走方差可以分解为：

$$\sigma_w^2 = [b_{\Delta p}(1)]^2 \sigma_u^2 + [b_x(1)]^2 \sigma_v^2 \quad (4.10)$$

这两个方差项分别对应于有效价格方差中与交易无关和与交易有关的部分。(3.5) 引入的反映信息不对称程度的总括指标  $R^2$  可以推广为：

$$R_{w,x}^2 = [b_{\Delta p}(1)]^2 \sigma_u^2 / \sigma_w^2 \quad (4.11)$$

再来看定价误差，我们发现大部分结论要求更进一步的结构。如果假设定价误差完全受  $e_t$  驱动，那么我们可以去掉 (4.5) 中的  $d(L)\eta_t$  项。从而得到  $b(L)e_t = w_t + (1-L)c(L)e_t$ ，这隐含着  $w_t = [b(L) - (1-L)c(L)]e_t$ 。该方程的一个解是  $w_t = b(1)e_t$ ，它显然与上面描述的随机游走方差是一致的。通过求解  $b(L) = b(1) + (1-L)c(L)$ ，可以发现  $c(L)$  多项式的系数为： $c_i = -\sum_{j=i+1}^{\infty} b_j$ 。一旦得到  $c(L)$  的系数，就可以计算一个时点上  $s_t$  的值、定价误差的无条件方差，以及这一误差中与交易有关的部分和与交易无关的部分。给定新生协方差矩阵的对角性质，按照上面分析  $\sigma_w^2$  所用的方法，可以分割为与交易有关的和与交易无关的部分。约束条件  $d(L)\eta_t = 0$  最初是由 Beveridge 和 Nelson (1981) 在宏观应用中提出的。

如果假设定价误差和随机游走增量是正交的，那么 (4.5) 中的  $c(L)e_t$  项就等于零。在这种情形下， $d(L)$  多项式的系数必须通过因式分解自协方差生成函数得到。 $s_t$  的自协方差

生成函数为  $h_s(z) = d(z)\sigma_\eta^2 d(z^{-1})$ ，其中， $d_0$  标准化为 1。把它代入 (4.8)，然后通过因式分解求得  $d(L)$  的系数。这一识别约束条件是 Watson (1986) 提出的。

Watson 还确立了一些在微观结构应用中非常有用的过滤结果。假设我们有一个观测过程的 VMA (方程 4.1)，希望建立一个不可观测分量模型 (方程 (2.2)，其中定价误差由 4.5 给出) 的对应模型。Watson 证明，平稳分量 (定价误差) 的最佳单侧线性估计 (即，当前和过去观测值的线性函数) 是与 Beveridge-Nelson 识别约束条件相联系的估计。(因为 (4.5) 中的  $\eta_t$  与  $e_t$  正交，所以最佳单侧估计只和  $e_t$  有关。) 这一单侧估计，记为  $\hat{s}_t$ ：

$$\hat{s}_t = E^*[s_t | e_t, e_{t-1}, \dots] = c(L)e_t \quad (4.12)$$

其中  $c(L)$  的系数在前面已经给出。

Hasbrouck (1993) 提到，单侧估计中误差的方差为： $E(s_t - \hat{s}_t)^2 = E s_t^2 - E \hat{s}_t^2 \geq 0$ ，式中等式是根据估计误差和估计无关的事实得出的： $E(s_t - \hat{s}_t)\hat{s}_t = 0$ 。这就意味着  $E s_t^2 \geq E \hat{s}_t^2$ ：单侧 (Beveridge-Nelson) 估计的方差给出了定价误差方差的下限。Eckbo 和 Liu (1993) 讨论了一个相关的结论。

定价误差方差下限的严密性取决于不可观测分量模型的性质以及可得数据。在 3.2 节的不对称信息模型中，如果使用价格和交易估计模型，那么下界是精确的 (和实际定价误差方差一致)。然而，如果仅用基础价格估计模型，则实际的方差将大于计算的下界。Hasbrouck (1993) 讨论了实际应用中需要考虑的事项。

#### 4.3. 模型阶数

上面讨论的 VAR 和 VMA 表达式的阶数可能是无限的。在大部分应用中，可以采用截断设定 (truncation specification) 来近似。这就产生模型中包含多少阶滞后是合适的问题。

这里，一个比较有吸引力的做法是依赖于模型阶数的一般统计检验 (参见 Lutkepohl (1993)，第四章)。在宏观经济应用中，这些检验通常 (而且方便地) 可以得到适当阶数的模型。但是，在典型的宏观经济数据中，这可能是该检验识别弱长期相关的低效力所造成的结果。与此不同的是，在微观结构应用中，大量的观测值通常足以在很大的阶数上显现出具有统计显著性的滞后弱相关，而这样大的滞后阶数将使得模型参数的个数超过大部分计算机程序的计算能力。

许多实证和理论上的考虑事实上倾向于支持极长的滞后期。例如，许多研究表明股票收益在五或十年的时间范围内是相关的。原则上，对股票交易价格变动的正确设定也应该考虑更长时间范围内观测到的行为。所以，仅限于近五年或近十年最新交易的估计会出现严重的误设定。

然而，如果关心的是股票收益在年度和更长周期内的行为，可以认为短期交易研究中的误设定是经济无关的 (对于微观结构)，而且数量上也小。股票价格的长期波动通常用于反映期望收益的变化。这大概可以归因于现实经济中的经济周期因素，这和短期的交易特征则没有多少关系。从定义上来说，微观结构现象几乎仅限于短期范围之内。截断的交易水平模型可能无法精确区分暂时性和永久性效应，但是它仍然可以很好地地区分微观结构与非微观结构效应。

然而，必须承认的是，在明显与微观结构有关的范围 (五个交易) 和那些明显是宏观经济的范围 (五年) 之间还存在小时或日的范围，在这些范围上微观结构现象可能很重要，但是却很难发现。已有研究发现交易商存货经常具有长期分量。此外，交易者有时采用在多个交易日分别下单的策略。这些效应在短期交易研究中可能无法发现。当变量集包括非公开数据时，这一点尤为显著，这将在下面讨论。

#### 4.4. 扩大变量集

由于第 2 和第 3 节中讨论的模型仅包含价格和交易或价格和存货，因此讨论仅限于二元 VAR。然而，不难想象可能包括更多变量的情况。例如，Huang 和 Stoll (1994) 把期货市场变量引入股票收益设定；Hasbrouck (1996) 包含指令流；而 Laux 和 Furbush (1994) 考察

程序交易。这些研究通常试图检验与特定数据信息含量相关的假设，特定数据通常与交易过程相联系。尽管这些模型的细节超出当前讨论的范围，这里提出建模原理的几个问题是合适的。

考虑把同期附加变量引入股票价格设定时，最重要的问题可能是，该变量是否是或者在何种意义上是公开信息。由于交易过程的复杂性，一般来说，交易过程并非公共信息，只有一部分个体知道这些信息（参见第 2.1 节）。交易水平微观结构的 VAR 通常反映变量在相对较短的时间范围内的解释或者预测功效。但是，如果变量在这一时间范围内没有进入公开信息集，那么就不能正确地测度信息含量。

例如，交易的信息含量可以通过短期分析合理地评估，因为在大部分市场中，交易是即时报告的，而且假设计量经济学家拥有一系列已经被确认的交易（在事件发生后的几个月），这些交易被确认为起源于公司内部人员根据预先知道的收益公告而进行的非法交易。如果内部人员在公告前的一周交易，那么内部人员购买和一周后发生的价格上升之间的联系在短期微观结构 VAR 中无法被发现。VAR 可以捕捉一次购买的信息含量，但是不能捕捉内部人员购买的额外信息含量。

增加其它变量可能会模糊信息效应在其它方面的归因。简单模型是根据直接的时间标记假设建立的，该假设一般足以使得扰动项具有递归结构。例如，在不对称信息模型的每一时间间隔里，报价不断被修改以反映公开信息，而后新的交易发生，然后期望更新。这种递归的经济结构产生这样一个统计性质，即交易新生和公开信息不相关，从而可以很清楚地区分交易和非交易的信息效应。然而，时间标记经常没有清晰到足以建立这样的递归结构，特别是当数据是从许多不同来源收集得到的时候。计量经济学家强加的特别选择可能会夸大假设的递归式中较早出现的变量的信息含量。

在这种情况下，模型的行为可以通过考察不同的递归假设来进行研究。例如，通常可以采用新生协方差矩阵的 Cholesky 因数分解建立如 (4.10) 表达式中方差分解分量的界限。Hamilton (1994) 探讨了一般原则；Hasbrouck (1995) 提出了一个微观结构的应用实例。

## 5. 时间

前几节研究的微观结构模型关注的是实时(real time)，有时被宏观计量经济学家称为“日历时间”或被微观结构学生称为“墙钟时间”(wall-clock time)。为简单起见，我们把通常作为下标的时间  $t$  看作是实时等距点的一个指标。假定支持推断所必须的平稳假设对该时间指标成立。

然而，在实际市场中，时间选择问题相当棘手。市场通常并不是连续运作的。事实上，每天二十四小时交易的市场，呈现出很强活动集中度的很少见。此外，交易通常是在市场交易过程中的随机时间上发生的。本节讨论将更现实的时间概念引入统计模型的方法。

### 5.1. 确定性时间因素

市场的某些时间性质似乎是确定性的，就像在宏观时间序列中遇到的规则的、或可预测的季节性一样。微观结构数据中两个相关的例子是市场关闭和日内模式。

在大多数市场中，交易是在有组织的交易期内连续发生的。交易期之间存在非交易期，通常有午休时间、夜间休息时间、或者周末和假日休息时间等。如果我们只对一个交易期内的市场行为感兴趣，那么就可以去掉样本中所有跨越交易期的观测值，举例来说，我们可以忽略隔夜收益的数据。然而，如果分析的目的是得出在交易和非交易期间内市场演进的综合模型，那么计量经济学家必须首先确定市场演进是否具有时间同质性，也就是说，价格（证券的价值）在交易期和非交易期的行为方式是否相同。在同质性假设下，我们可以这样认为，即样本观测值的时间间隔仅仅是抽样过程的结果，而与系统的行为无关。显然对于那些交易主导的模型（如那些包括不对称信息的模型），时间同质性不是一个有吸引力的假定。但是，对于检验不那么精确的假设，这种假定就是一种可行的近似方法。这激发了如何对时间同质性进行实证研究的思考。

我们对时间在微观结构数据中的作用的大部分认识来自对价格变动方差（而不是均值）的分析。这种对二阶距性质的依赖不仅是交易期与非交易期分析的特点，也是大部分交易期内演进研究的特点。原因正如第 2.1 节中所指出的：如果价格遵循随机游走过程，那么通过

更频繁的抽样可以提高方差估计值的精确度，但是不能提高均值估计值的精确度。

至少在美国证券市场中，交易期和非交易期内单位时间收益方差相同的假设是很容易被拒绝的（Fama（1965），Granger 和 Morgenstern（1970），Oldfield 和 Rogalski（1980），以及 Christie（1981））。French 和 Roll（1986）采用日收盘价格计算的收益率进行分析，估计市场开市时的单位时间收益方差至少比市场闭市时的单位时间收益方差大一个数量级。这一部分是由于公开信息的产生（例如消息发布）更倾向于在正常的交易时间内发生这样一个事实，但是也与交易本身在价格发现过程中的作用有关。

如果已拒绝了交易期和非交易期上的时间同质性，我们是否还能暂且假设在交易期内它是成立的，至少足以支持日内分析呢？这存在相当多的反面证据。作为一般性规则，微观结构数据在交易期初和交易期末具有不同的表现。尤其是，单位时间的收益方差呈现出“U”型，也就是说，在交易期末收益方差会增大。在交易活动的度量指标方面，如交易频率、交易量比率和买卖差价，也发现了显著的日内模式（Jain 和 Joh（1988），McInish 和 Wood（1990），McInish 和 Wood（1992），以及 Wood，McInish 和 Ord（1985））。

## 5.2. 随机时间效应

虽然交易过程在连续时间上展开，但是，它们以离散事件（如，交易或报价修正）为标记。这些事件发生时间的决定因素至少部分是随机的。那么，理论上，从纯统计的角度如何对这些过程进行建模呢？更进一步地，事件发生时间的经济意义是什么？

引入事件之间随机间隔的连续时间模型设定是非常困难的。对于不规则间隔时间序列的分析，已有大量成熟的文献。（参见 Parzen（1984），Jones（1985），及其中的参考文献。）在这些模型中通常假设不规则性是观测过程本身的一个性质，也就是说，内在过程的演进是时间同质的，不规则观测时间要么是固定的，要么至少对过程的演进而言是外生的。在微观结构应用中，这两个假设都是有问题的，前者由于日内波动率模式，而后者原因仍有待讨论。然而，这种方法的确在刻画简单模型的离散与连续时间方面取得了吸引人的一致。此外，用于设定和估计这些模型的方法可以推广应用于更复杂、更现实的情形。

Garbade 和 Lieber（1976）提出简单买卖差价模型的一个变形，其中单位时间的隐含随机游走方差是常数，跨越交易间隔的随机游走方差和交易间隔时间成比例。还必须假设交易间隔时间是独立同分布的指数随机变量（即，泊松到达过程）。Garbade 和 Lieber 发现，模型在对 IBM 和 Potlatch 十个交易日交易数据的研究中表现很好。然而，数据也显示，交易集聚性（在大约低于十分钟的交易间隔上）比与假设的泊松到达过程一致的集聚性更高。最近，在对股票交易数据更全面的一项研究中，Engle 和 Russel（1994）也发现了集聚性，并提出一个自回归持续期（Duration）模型。

虽然 Garbade 和 Lieber 模型的提出先于存货控制和不对称信息模型，但是它很容易适应这些效应的混合。从当前的角度看，该方法的主要局限性是假设观测（“交易生成”）过程的独立性。例如，该模型隐含，交易发生的概率独立于证券价值新生的大小，也就是说，在一个重要的记者招待会之后的一分钟里，我们并不会比在平静无事的八月午后更可能观测到一个交易的发生。这种独立性是不现实的。

交易发生问题的各种方法在多种证券框架中已经使用过。（对随机游走而言）方差估计值的精度可以通过细分观测间隔得到提高的法则也同样适用于协方差和  $\beta$  的估计值，二者是标准资产组合问题的关键。此外，资产组合分组经常用于减少某些应用中的测量误差，特别是收益自相关的估计。随着日收盘价格的使用变得越来越普遍，人们已经认识到交易和报告的实际做法会引起  $\beta$  的显著估计误差，也会导致测量的资产组合收益出现显著的自相关。

Campbell, Lo 和 MacKinlay（1993）对这些发展作了一个综述。在过去，非同步交易和最后一笔交易报告的应用最受瞩目。Fisher（1966）讨论了股票指数构造和解释的含意。集中于  $\beta$  和协方差估计的分析有 Scholes 和 Williams（1977），Dimson（1979），Cohen, Hawawini, Maier, Schwartz 和 Whitcomb（1983a,b），Shanken（1987）。着重研究资产组合收益自相关效应的有 Atchison, Butler 和 Simonds（1987），Boudoukh, Richardson 和 Whitelaw（1994），Cohen, Maier, Schwartz 和 Whitcomb（1986），Conrad 和 Kaul（1989），Conrad, Kaul 和 Nimalendran（1991），Lo 和 MacKinlay（1988a,b,1990a,b），McInish 和 Wood（1991）以及 Mech（1993）。

交易者有时称一个市场在一定时间上是“缓慢的”或“快速的”。这种描述不仅指的是价格变动的速度。在一个快速的市场中，价格的确倾向于较快地发生变化，但是指令到达和交易发生的频率也高得多，就好比是“需要花一个小时的交易被压缩到只用五分钟”。从建模的角度看，这不仅仅是一个比喻。它使我们注意实际时间和运作时间之间的差别，运作时间是过程以常数速率演进的时间尺度。Stock (1988) 把这称为时间形变 (time deformation)。

时间形变已经出现在许多微观结构的实证研究中 (不一定用这个术语)。虽然交易和价格之间的不对称信息联系一直到最近才得以形式化，但是价格方差和交易活动相关的思想却早已存在。Clark (1973) 提出，股票价格遵循一个从属随机过程，其中过程的“时钟”是交易次数/或交易。许多研究发现在固定的时间间隔 (比如一天或一个小时) 里，证券价格变动的方差与交易次数和 / 交易量是正相关的 (Harris (1987), Tauchen 和 Pitts (1992))。McInish 和 Wood (1991), Jones 以及 Kaul 和 Lipson (1994) 提出收益方差和交易频率之间的相关大于收益方差和交易量之间的相关。

从经济的角度看，市场数据中的时间形变通常被假设是由于市场“信息强度”的变动而产生的，即信息基元 (primitime) (公开和私有信号) 演进的速度。这很难进行实际操作，因为除了非常清晰的事件如记者招待会之外这些基元很难观测到。同样，在大部分理论模型中，信息基元是外生的，这意味着作为结果的时间形变也是外生的。

但是，其它经济因素却强烈显示时间效应是内生的。例如，做市商可以简单地通过扩大买卖差价来减少即将到达指令的频率。这有时是因为响应特别重要的信息发布而发生。在这种情况下，如果计量经济学家把交易频率作为信息强度的代理变量，就会得出完全错误的推断。Easley 和 O'Hara (1992), Easley, Kiefer 和 O'Hara (1993, 1994) 以及 Easley, O'Hara 和 Paperman (1995) 讨论了这些效应，并提出实证检验方法。Leach 和 Madhavan (1992, 1993) 讨论了可能导致交易频率效应的策略报价设定 (strategic-quote-setting) 行为。

### 5.3. 建议

把现实的时间效应纳入微观结构模型是一项艰巨的任务，可能还需要更多更好的研究努力。但是如果时间本身不是特定分析的焦点，那么计量经济学家需匹配当前问题和数据的方法。在研究市场数据中的日内模式和这些模式之间联系的广泛假设时，似乎仅用固定时间间隔 (如，小时) 的归并数据就已足够。在研究因果关系 (如交易价格影响) 时，归并可能会使关系变得不明显，所以计量经济学家应该倾向于仅用事件时间上的数据进行建模，即，发生交易、报价修正等的时间标记  $t$ 。这对于实时建模更合宜，因为它可以减轻日内模式的影响，而且它还并入了一些正式的时间形变方法的直觉认识：即过程的“时钟”被假设为事件。

## 6. 离散性

虽然到现在为止所讨论的模型都假设价格和数量是连续的随机变量，但是事实上二者都是离散的。当然，由于经济数据的收集和报告受到四舍五入或舍位的影响，大部分经济数据都是离散的。但是，市场数据则不同，首先是因为离散性不仅仅是观测过程的结果，其次是因为离散性具有经济意义。例如，在 NYSE 上，标准的交易大小是一“整批”100 股。偏离这种交易大小的倍数会导致交易的完成存在更大的困难和更高比例的交易成本。同样，一支每股定价为 5 美元或者更高价格的股票的交易成本为 1/8 美元 (12.5 美分)。作为比较，机构投资者交易的每股佣金大约是 5 美分。

不能平滑地调整价格和数量使得前面讨论的简单模型背后的直觉认识完全不成立。离散性有效地改变了经济主体面临的决策问题，使相对易于处理的连续最优化问题变成复杂的整数规划问题。例如，在 3.2 节的简单不对称信息模型中，可以猜想一个正在考虑提高一单位报价的交易商会等到出现一系列购买指令以后才提高报价。看起来似乎离散性几乎不可避免地将引起动态效应。引入离散性的经济模型有 Bernhardt 和 Hughson (1990, 1992), Harris (1991, 1994), Chordia 和 Subrahmanyam (1992) 以及 Glosten (1994)。

### 6.1. 离散性的统计建模

虽然研究离散性的经济方面正在成为研究的一个重要课题，但是传统上它在实证模型中却处于不利影响的地位。离散性通常被视为市场数据的一个特征，这个特征在研究其它假设

时需要研究或者以某种方式进行控制。大部分有关离散性的初始研究是出于期权估价中估计收益方差的需要。从统计的观点看，把离散性作为舍入扰动（rounding disturbance）进行建模是最简便的方法（Ball（1990），Cho 和 Frees（1988），Gottlieb 和 Kalay（1985），Harris（1990））。

乍一看，离散性似乎会给第 3 节的简单模型和第 4 节的一般 VAR 模型造成难以处理的问题，原因是计量经济教科书中经常给出有关采用线性设定对受限因变量模型进行估计的问题。然而，最小二乘估计的一致性并不要求残差独立于解释变量，仅要求它们不相关。在许多情况下，不存在相关性可以根据 Wold 定理得出，而 Wold 定理并不依赖于变量是连续的假设。如果联合协方差的平稳性假设在用来设定模型的时间刻度上（通常或者是墙钟时间或者是交易时间）成立，那么就没有特别的理由来解释为什么离散性会在一般 VAR 微观结构模型和有关结构如脉冲响应函数和方差分解估计时导致问题。对于许多研究目的，这种方法已经足够。

然而，这样获得的市场特征是不完全的。例如，隐含的脉冲响应函数代表的是预期的市场演进的连续轨迹，它与根据离散数据得到的样本轨迹有很大的不同。此外，这种方法不适用于检验涉及离散参数（例如价格点数大小）的假设。

Hausman, Lo 和 MacKinlay（1992）提出了一个价格变动的有序概率单位模型。这是一个单方程模型，其中交易和其它解释变量（值得注意的是包括交易之间的时间）驱动一个潜在的连续价格变量，该变量反过来用有序断点（breakpoint）（估计得到的）映射到离散价格的集合上。基于解释变量的特定值，这种模型的预测是给出事先设定的离散价格变动的概率。

## 6.2. 集聚性

市场价格对整数具有亲和力，这从经济意义上很难讲通。在多数经济和统计模型中，离散性被设定为策略和结果存在的网格，但是网格上特定的点并没有明显的特性。例如，在一个 1/8 点的离散随机游走中，价格的变化为等概率的 +1/8 或 -1/8。如果当前股票的价格为 50 1/8，那么下一个价格为等概率的 50 或 50 1/4。然而，如 Harris（1991）注意到的，“股票价格聚集于整分数（round fraction）。整数比二等分数普遍；二等分数比奇数倍的四分之一普遍；奇数倍的四分之一比奇数倍的八分之一普遍；其它的分数则很少能观测到。这种现象对各种股票均持续显著。”同样的情况也存在于 NYSE 限价指令价格（Neiderhoffer（1965，1966）），NYSE 报价（Harris（1994）），以及（显著）存在于美国国家市场系统报价（Christie 和 Shultz（1994a,b））。集聚性表明存在一个隐含的价格网格，它比市场规则要求的网格要粗糙。而这些交易规律为什么会出现在以及为什么得以持续，尚没有很好的经济解释。

## 7. 非线性

第 2—4 节中的模型把当前变量表示为过去变量和扰动项的线性函数。虽然我们可以构建满足线性条件的理论模型，但是在应用于实际市场时，这一限制并不合适。本节讨论非线性普遍化的动机和方法。

迄今为止，在我们所考察的微观结构建模的各个方面中，交易与价格变动之间的关系对正确函数设定的要求最高。隐含在这一关系中的既有交易到推断的私有信息量的映射关系，又有从交易到交易成本的映射关系。这些映射关系是单个经济主体指令安排策略的决定因素：交易多少以及是否将总交易量拆分成不同指令。从社会的观点看，这些映射关系可以允许或拒绝市场操纵的可能性。

大部分允许交易/价格冲击映射存在非线性的结构模型都是价格变动的单方程模型，其中，交易被假定为外生的，没有直接对市场的动态方面建模。这种类型的一个标准模型是由 Glosten 和 Harris（1988）提出的。他们的设定可以看成是第 3.2 节中不对称信息模型的一个推广，其中，在成本和信息函数中有一个隐含的截距。该模型的变形包括 George, Kaul 和 Nimalendran（1991），Neuberger 和 Roell（1991），Huang 和 Stoll（1994）以及 Madhavan, Richardson 和 Roomans（1994）。

截距和其它非线性可以一种特定的方式并入第 4 节的一般 VAR 模型。如果价格变动和带符号的交易是联合平稳的，那么价格变动和带符号交易的任何变换也是联合平稳的。这表明可以通过把状态向量扩大到包含非线性变换，来推广动态 VAR 模型。Hasbrouck（1991a，

b, 1993) 采用多项式函数。虽然一个实变量的连续函数一般可以用一个次数足够高的多项式来近似, 但是, 这并不能保证这种近似是简约的, 在实际应用中应重点考虑这一点。

这促使人们考虑对交易—价格变动的关系进行更灵活的描述, 即采用非参数分析方法。Algert (1992) 把局部加权回归应用于 NYSE 的价格和交易数据, 得出价格变动的反映最接近于交易的低分数幂的结论, 这表明平方根变换优于二次变换。更进一步地应用非参数和半参数方法研究微观结构关系可能是有益的。

相关的研究主要集中于美国证券市场上大额 (批量) 交易的价格冲击: Holthausen, Leftwich 和 Mayers (1987), Barclay 和 Warner (1993)。大额 (批量) 交易受到关注不仅是因为它们的规模, 而且也因为它们的交易机制, 这将在下一节加以讨论。

## 8. 多重机制和市场

本文采用的基本市场机制是这样的, 耐心或被动交易者 (包括交易商) 在一个集中的场所, 如证券交易所, 报出出价和要价。当按耐不住的主动交易者出现并接受这些报价的时候, 交易就发生了。虽然这是最普通的机制, 但是实际市场也呈现出相当大的差别。事实上, 很少有一种证券, 仅用一种程序且仅在一种市场条件下进行交易。例如, 大部分连续证券市场都采用批处理程序开盘或处理大额指令不平衡。对于大额交易的处理可能有特殊的机制。最后, 同一证券的多个市场可能只是简单地并行运作, 各个市场的形式上的整合程度不同。在这些情形中, 重要经济问题关注的是可供选择的市场结构的优点以及市场间竞争的性质 (例如参见 Chowdhry 和 Nanda (1991))。实证研究的难题是建立足以处理各种交易机制, 同时又能保持足够的结构以描述感兴趣经济假设的一般模型。在这一节将研究几种普遍的情况。

### 8.1. 叫价拍卖

叫价拍卖是一种近似于瓦尔拉斯拍卖的程序, 瓦尔拉斯拍卖是经常用作解释理想竞争市场中价格的决定因素的一个概念。在指令提交时期, 交易者提交供需表, 指明他们想要在哪一特定价格上进行买或卖。在清算时间, 指令相交于总供给和总需求曲线交点所确定的价格上。虽然概念上很简单, 但是实际执行起来却并不简单, 需要解决的问题包括在清算之前有多少信息, 还包括指令提交和交易服务的定价问题。

目前, 对叫价拍卖连续市场的经济分析引起了相当大的研究兴趣。这可能是由于认识到在当前的通讯技术条件下, 同时包括大量来自不同地域的交易者的叫价拍卖第一次变得切实可行。叫价拍卖的支持者认为定价误差将会减到最小, 因为总供给和需求表将会降低 (根据大数定律) 个体需求和到达的特异随机性的影响 (Mendelson (1982), Schwartz 和 Economides (1995) 以及 Schwartz (1996))。连续市场的支持者则更看重立即执行的可能性, 这在套期保值和动态资产组合策略中尤为重要。

在 NYSE, 叫价用于开始连续交易, 也用于交易暂停后重新开始连续交易。在东京证券交易所, 叫价 (itayose) 还用于发起连续交易 (Lehmann 和 Modest (1994), Hamao 和 Hasbrouck (1995))。法兰克福交易所进行午间叫价, 此时大部分德国证券的小额指令可以完成交易。

如果研究的首要目的是描述连续交易机制 (通常说明交易活动的大小以及价格变动的大部分方差), 那么人们一般从分析中撇掉开盘价 (和隔日价格变动)。然而, 对于设定两种机制联合行为的假设而言, 则需要采用其它的方法。

在实证研究中, 很少采用这两种机制的完全设定模型进行联合建模。而是通过把开盘叫价与连续交易期的一个或多个价格进行比较, 以此研究这两种机制的优点。假设构造时间指标  $t = 1, 2, \dots$ , 使得奇数时间  $t = 1, 3, 5, \dots$  对应于市场开盘时间, 而偶数时间  $t = 2, 4, \dots$  对应于市场收盘价格 (或从连续交易期中得到的其它价格)。采用 2.2 节的基本的随机游走分解模型, 两期价格变动可以写成  $\Delta p_t^{[2]} = (w_t + w_{t-1}) + s_t - s_{t-2}$ 。假设  $w_t$  和  $s_t$  互相不相关且序列不相关, 则两期价格变动的方差为

$$\text{Var}(\Delta p_t^{[2]}) = \text{Var}(w_t) + \text{Var}(w_{t-1}) + \text{Var}(s_t) + \text{Var}(s_{t-2}) \quad (8.1)$$

现在我们考虑该方差如何取决于  $t$  是奇数 (开盘到开盘 (open to open) 的价格变动) 还是偶数 (收盘到收盘 (close to close) 的价格变动)。存在两个随机游走项。无论  $t$  是否是偶

数，成对的  $t$  和  $t-1$  中总有一个是偶数，一个是奇数。因此， $\text{Var}(w_t) + \text{Var}(w_{t-1})$  并不依赖于  $t$  是否为偶数。它是有效价格中 24 小时新生的方差。另一方面，定价误差的时间下标或者都是偶数或者都是奇数。所以，可以得出：

$$\begin{aligned}\text{Var}(\Delta p_t^{\text{open}}) &= \text{Var}(w_t) + \text{Var}(w_{t-1}) + 2\text{Var}(s_t^{\text{open}}) \\ \text{Var}(\Delta p_t^{\text{close}}) &= \text{Var}(w_t) + \text{Var}(w_{t-1}) + 2\text{Var}(s_t^{\text{close}})\end{aligned}\quad (8.2)$$

因此，这两个方差之差等于两倍的开盘定价误差和收盘定价误差的方差之差。如果开盘定价误差的方差大于收盘定价误差的方差，那么差为正数。或者，第一个方差对第二个方差的方差比率大于 1。

Amihud 和 Mendelson (1987) 及 Stoll 和 Whalley (1990) 发现，平均而言，对于 NYSE 股票，该比率的确大于 1 (开盘叫价时的定价误差方差较大)。这些结果并未能解决关于机制的争论。研究者认为 NYSE 高的开盘方差是由于 NYSE 叫价的特点 (交易者“再订约”的选择性能力，做市商的最后移动优势等)。另外一种可能的解释是，夜间市场关闭期间与短暂的开盘效应相联系，而与叫价机制本身没有关系。东京证券交易所的交易日被分为早盘和午盘，二者都以叫价开始。Amihud 和 Mendelson (1991) 发现，虽然上午开盘的方差较高 (和美国证券市场上的发现一致)，午盘叫价的方差却没有提高。相关的研究包括 Amihud, Mendelson 和 Murgia (1990) (意大利)，Gerety 和 Mulherin (1994) (美国长期)，Masulis 和 Ng (1991) (伦敦)。Smith (1994) 和 Ronen (1994) 讨论了这些应用中方差比率估计的一般统计性质。Lee, Ready 和 Seguin (1994) 讨论了交易暂停后的叫价。

在微观结构研究中，另一种更一般的方差比率是价格序列对随机游走偏离程度的综合测度。同方差随机游走的一个性质是：增量的方差是计算增量的时间间隔的线性函数。也就是说，在 (第 2.1 节的) 简单随机游走模型中，一期价格变动的方差是  $\text{Var}(\Delta p_t) = \text{Var}(p_t - p_{t-1}) = \sigma_w^2$ ；两期价格变动的方差是  $\text{Var}(\Delta p_t^{[2]}) = \text{Var}(p_t - p_{t-2}) = 2\sigma_w^2$  等等。这两个方差除以时间间隔后的比率是  $(\text{Var}[\Delta p_t^{[2]}] / 2) / \text{Var}(\Delta p_t)$  等于 1。更一般地， $n$  期价格变动相对一期价格变动形成的方差比率为

$$V_n = \frac{\text{Var}(\Delta p_t^{[n]})}{n\text{Var}(\Delta p_t)} \quad (8.3)$$

对于随机游走，对所有的  $n$  都有  $V_n = 1$ 。这一比率偏离 1 的程度有时就作为过程偏离随机游走程度的一个测度。

按照价格变动自协方差展开  $\text{Var}(\Delta p_t^{[n]})$ ，并除以  $\text{Var}(\Delta p_t)$ ，可以得出  $V_n$  的另一个有用形式  $V_n = 1 + 2\sum_{i=1}^{n-1} \rho_i$ ，其中  $\rho_i$  是滞后  $i$  期的价格变动的自相关。写成这样的形式，显然，对于第 2.3 节的简单买卖差价模型，唯一的非零自相关是  $\rho_1 < 0$ ，这反过来使  $V_n$  小于 1。另一方面，正的自相关 (可能由滞后调整引起) 可以导致方差比率大于 1。对截然不同于随机游走的价格变动过程，正的和负的自相关的混合形式也可以得到方差比率等于 1。

把方差比率用于证券收益数据的一个早期应用是 Barnea (1974)，他把九日/一日方差比率解释为纽约证券交易所做市商 (指定交易商) 的绩效测度。Hasbrouck 和 Schwartz (1988) 采用纽约、美国和国家市场系统 (“场外”) 交易所证券的交易数据估计方差比率。Kaul 和 Nimalendran (1994) 用方差比率分析买卖差价和过度反应效应。Lo 和 MacKinlay (1988) 采用方差比率检验股票周收益率数据的随机游走假设，并描述了方差比率及相关估计量在零 (随机游走) 假设下的渐进性质。他们的论文还包括对统计学和经济学文献中出现的其它方差比的引用。

## 8.2. 大额交易机制

交易成本和交易规模有关。当一个交易者正考虑进行一个远远大于市场正常交易规模的交易时，通过把该指令分成数量较小的多份指令逐次进入市场可以降低交易成本。然而，对于那些立刻需要大额数量的交易者而言，另一种交易程序已经形成。例如，在 NYSE，大额 (批量) 交易通常在 “楼上 (upstairs)” 市场进行磋商，然后在交易所正式办理交易，并报

告交易。Burdett 和 O'Hara (1987), Grossman (1992), Seppi (1990, 1992) 考虑了其中的经济学问题。

上一节列举了关于批量交易的价格影响的研究。与不同开盘机制的情形一样, 这里没有对正规(楼下)和楼上市场采用完全实现的联合设定进行分析。事实上, 也不可能从公开报价和交易记录中推断出哪个交易是在楼上市场磋商成交的。因此, 大部分实证研究只是简单地把批量交易视为“大额”交易, 而忽视磋商过程的细节。

### 8.3. 平行市场

把开盘叫价拍卖和批量交易(至少在美国证券市场)视为单一市场中正规交易附属的可选择机制是很方便的。当一种证券可供选择的交易机制在客户、场所或程序上差别很大的时候, 把这些可选机制视为完全不同的市场可能更为自然。

例如, NYSE 的证券也在美国的地区性证券交易所交易。虽然各交易所之间存在电子连接, 但是各个交易所的交易和报价设置可能有很大的不同。作为第二个例子, 尽管巴黎交易所占法国证券交易量的大部分, 但是大额交易经常在伦敦证券交易所进行。虽然想要进行交易的人会考察两个市场的价格, 但是二者并没有形式上的整合(de Jong, Nijman 和 Roell (1993))。Grunbichler, Longstaff 和 Schwartz (1992) 讨论了德国证券的多个市场。当前交易活动日益增加的分散性趋势被称为“分裂(fragmentation)”。

人们可能希望根据单一证券在一个或多个市场上的市场数据, 只要简单地“堆积”市场数据, 把它们结合到一个单一估计中, 就可以联合估计市场动态。然而, 如果这些数据包括该证券的两个或多个价格序列, 那么模型的设定就变得很难处理。这种复杂性可以通过这样的方法加以说明, 即采用在两个具有不完全信息流的市场上进行交易的单一证券的简单模型。隐含的有效价格遵循随机游走, 但是增量独立地“揭示”各个市场:

$$\begin{aligned} m_t &= m_{t-1} + w_t \\ w_t &= u_{1,t} + u_{2,t} \\ p_{1,t} &= m_{t-1} + u_{1,t} + (1 - a_1)u_{2,t} = m_t - a_1u_{2,t} \\ p_{2,t} &= m_{t-1} + u_{2,t} + (1 - a_2)u_{1,t} = m_t - a_2u_{1,t} \end{aligned} \quad (8.4)$$

价格方程与对来自另一市场的信息的滞后调整是一致的。例如, 第一个市场上的价格仅反映第二个市场上同期新生的  $(1 - a_1)$ 。剩下的部分在后续时期反映。如果  $u_i$  不相关, 那么隐含的有效价格变动的总方差为  $\sigma_w^2 = \text{Var}(u_{1,t}) + \text{Var}(u_{2,t})$ 。第  $i$  个市场贡献的信息比例, 在 Hasbrouck (1995) 的论文中称为“信息份额”, 为  $\text{Var}(u_{i,t}) / \sigma_w^2$ 。

可以看出, 虽然这个模型中存在价格变动的 VMA 表达式, 但它是不可逆的: 不存在价格变动的收敛 VAR 表达式。这并不是模型的格式化性质的结果, 而是这样一个事实的反映: 即, 即使两个价格序列都具有随机游走分量(形式上有单位根), 价格之差仍是平稳的。这种系统称为协整。(参见 Davidson, Hendry, Srba 和 Yeo (1978), Engle 和 Granger (1987), 以及 Hamilton (1994) 和 Banerjee, Dolado, Galbraith 和 Hendry (1994) 的教科书。)

协整系统通常可以用多种方法表示, 其中一些表示法有利于解释, 而另一些表示法有利于估计。在当前应用中, 特别重要的是 Stock-Watson 共同趋势表示法。如果两个价格是协整的, 那么它们可以写成:

$$\begin{bmatrix} p_{1,t} \\ p_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} m_t + \begin{bmatrix} s_{1,t} \\ s_{2,t} \end{bmatrix} \quad (8.5)$$

这是永久性和暂时性分量基本二分法的多元推广。重要的是, 两个价格共有相同的永久性分量。

在一个协整系统中, 价格变动的收敛 VAR 表达式并不存在。通常使用一个稍加修改的设定, 即所谓的误差修正模型 (ECM)。对于一个两价格模型, 典型的 ECM 是:

$$\Delta p_t = \alpha(p_{1,t-1} - p_{2,t-1}) + A_1 \Delta p_{t-1} + A_2 \Delta p_{t-2} + \dots + u_t \quad (8.6)$$

式中  $A_i$  是  $(2 \times 2)$  的系数矩阵,  $\alpha$  是  $(2 \times 1)$  的系数向量。根据 (8.6), 可以重新得到价格变

动的 VMA 表达式。这反过来有助于计算上述的市场信息贡献（参见 Hasbrouck（1995））。虽然 ECM 通常作为一般简化型设定来使用，却不能保证 ECM 的存在。如果  $\alpha_1 = \alpha_2 = 1$ ，方程（8.4）给出的模型将不具有收敛的 ECM 表达式，虽然状态空间估计可能仍然可行。

在宏观经济应用中，协整的存在和协整向量的系数（或这些向量的线性基）经常是难以解决的。在微观结构应用中，这些问题通常简单一些。当协整涉及同一证券的两个或多个价格（例如，不同市场上的价格或者同一市场上的出价和要价）时，协整向量的基可以合理地先验（*priori*）设定。如果有  $n$  个价格变量，就有  $n-1$  个线性独立的价格差。对这一协整向量集合的拒绝等价于认同两个或多个价格随时间趋于无限的发散。如果价格都附属于同一证券，这是不合理的。Harris, McInish, Shoesmith 和 Wood（1992）以及 Hasbrouck（1995）讨论了这些问题，并应用于美国证券市场。

当多个价格并不是应用于同一证券，而是证券及其衍生物，如期货和期权合约的时候，存在类似的情形。这时，衍生证券和标的资产的套利关系将导致标的资产的价格和衍生证券价格的某种函数存在协整关系。因此，协整可能出现在即期和远期价格、证券和期权价格的研究中。

## 9. 总结和进一步研究的方向

本文试图给出微观结构时间序列建模各种方法的一个述评。最好是回到提出问题的动机上，而非重述这些方法的发展。引言部分指出，微观结构模型既可以用于考察交易行为和市场组织的狭义问题，也可以用于考察估价和信息性质的广义问题。但是，本文几乎只集中于讨论前一问题。这一强调是合理的，因为任何使用市场交易数据的研究都必须采用反映市场现实情况的方法。但是事实上，证券估价的经济重要性及其对实际资产配置的含意，几乎必然比由适度改变多数证券的交易机制产生的福利提高更重要。因此，简要地说明微观结构研究通过哪些途径可以对公司财务的某些方面有所启迪。

经典的事件研究法通过证券价格的相关变化来测度公开信息事件的影响。不对称信息模型认为，当“事件”是一个交易的时候，价格的变动反应了交易背后市场对私有信息的估计。对交易的价格效应、差价（在某些假设下）以及第 3.2 节引入的  $R_{w,x}^2$  总括指标的研究因此广泛地体现了市场对信息不对称数量的信念。由于这些信念通常不能直接加以测度，所以微观结构数据提供的窗口很可能是唯一的优势点。最近对公司公告前后不对称信息的研究包括 Foster 和 Viswanathan（1995）（接管公告）以及 Lee, Mucklow 和 Ready（1993）（收益公告）。Neal 和 Wheatley（1994）讨论了封闭式共同基金的不对称信息特征。

现在，我们回到较狭义的微观结构问题上。从统计的角度看，当前的方法缺乏一个合理的交易数据的综合模型。浏览过前几节中有关时间、离散性、非线性和多个市场讨论的读者几乎会不可避免地发现这些领域的建模研究尚处于尝试阶段，还需要进一步的研究。但是这一领域的统计模型最终必须用它们对经济问题的意义进行评价。

从经济的角度看，突出的问题是信息如何进入市场价格、交易者应如何行动（个人福利）以及市场应如何组织（社会福利）等。对交易价格行为的研究对第一个问题已经取得了相当程度的理解。实证研究结果表明交易似乎可以解释部分但不是全部的价格变动。这证实了私有信息存在，并确立了交易对信息披露或信息结合的重要性。

然而，其它两个基本问题的答案仍不清楚。大部分市场中的交易策略依然属于由经验和直觉支配的人类判断的领域，超出有规范模型的范围，甚至超出大多数事后业绩评价的领域，除了最粗略的那种问题（“扣除交易成本后，我们的投资策略是否赚钱？”）。定义经济上有效的交易安排的学术尝试也不是特别成功。虽然我们对现有市场的运作已经有了相当多的了解，但是我们还要建立可以对各种可能安排进行排序的标准。学术界、从业者和监管者对这些问题还没有形成统一的看法。当然，我们寄希望于改进的经济计量模型能够提供有益的认识。

## 参考文献

- Alger, P. (1992). Estimates of nonlinearity in the response of stock prices to order imbalances. Working Paper, Graduate School of Management, University of California at Davis.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1980). Dealership market: Market making with inventory. *J. Financ. Econom.* 8, 31-53.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *J. Financ. Econom.* 17, 223-49.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1987). Trading mechanisms and stock returns. *J. Finance* 42, 533-53.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1991). Volatility, efficiency and trading: Evidence from the Japanese stock market. *J. Finance* 46, 1765-89.
- Amihud, Y., H. Mendelson and M. Murgia (1990). Stock market microstructure and return volatility. *J. Banking Finance* 14, 423-40.
- Atchison, M., K. Butler and R. Simonds (1987). Nonsynchronous security trading and market index autocorrelation. *J. Finance* 42, 533-53.
- Banerjee, A., J. Dolado, J. W. Galbraith and D. F. Hendry (1994). *Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*. Oxford University Press, London.
- Barclay, M. J. and J. B. Warner (1993). Stealth trading and volatility: Which trades move prices. *J. Financ. Econom.* 34, 281-306.
- Barnea, A. (1974). Performance evaluation of New York Stock Exchange specialists. *J. Financ. Quant. Anal.* 9, 511-535.
- Beja, A. and M. Goldman (1980). On the dynamics of behavior of prices in disequilibrium. *J. Finance* 35, 235-48.
- Bernhardt, D. and E. Hughson (1990). Discrete pricing and dealer competition. Working Paper, California Institute of Technology.
- Bernhardt, D. and E. Hughson (1992). Discrete pricing and institutional design of dealership markets. Working Paper, California Institute of Technology.
- Beveridge, S. and C. R. Nelson (1981). A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to the measurement of the 'business cycle'. *J. Monetary Econom.* 7, 151-174.
- Blume, M. and M. Goldstein (1992). Displayed and effective spreads by market. Working paper, University of Pennsylvania.
- Boudoukh, J., M. P. Richardson and R. F. Whitelaw (1994). A tale of three schools: Insights on the autocorrelations of short-horizon stock returns. *Rev. Financ. Stud.* 7, 539-73.
- Burdett, K. and M. O'Hara (1987). Building blocks: An introduction to block trading. *J. Banking Finance* 11, 193-212.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo and A. C. MacKinlay. The econometrics of financial markets Chapter 3: Aspects of market microstructure. Working Paper No. RPCF-1013-93, Research Program in Computational Finance, Sloan School of Management, Massachusetts Institute of Technology.

- Cheng, M. and A. Madhavan (1994). In search of liquidity: Block trades in the upstairs and downstairs markets. Working Paper, New York Stock Exchange.
- Cho, D. C. and E. W. Frees (1988). Estimating the volatility of discrete stock prices. *J. Finance* 43, 451-466.
- Chordia, T. and A. Subrahmanyam (1992). Off-floor market-making, payment-for-order-flow and the tick size. Working Paper, UCLA.
- Chowdhry, B. and V. Nanda (1991). Multimarket trading and market liquidity. *Rev. Financ. Stud.* 4, 483-512.
- Christie, A. A. (1981). On efficient estimation and intra-week behavior of common stock variances. Working Paper, University of Rochester.
- Christie, W. G. and P. H. Schultz (1994a). Why did NASDAQ market makers stop avoiding odd-eighth quotes? *J. Finance* 49, 1841-60.
- Christie, W. G. and P. H. Schultz (1994b). Why do NASDAQ market makers avoid odd-eighth quotes? *J. Finance* 49, 1813-40.
- Clark, P. K. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. *Econometrica* 41, 135-159.
- Cohen, K., D. Maier, R. Schwartz and D. Whitcomb (1981). Transaction costs, order placement strategy and the existence of the bid-ask spread. *J. Politic. Econom.* 89, 287-305.
- Cohen, K., D. Maier, R. Schwartz and D. Whitcomb (1986). The microstructure of security markets. Prentice-Hall: Englewood Cliffs, NJ.
- Cohen, K., G. Hawawini, S. Maier, R. Schwartz and D. Whitcomb (1983a). Friction in the trading process and the estimation of systematic risk. *J. Financ. Econom.* 29, 135-148
- Cohen, K., G. Hawawini, S. Maier, R. Schwartz and D. Whitcomb (1983b). Estimating and adjusting for the intervallling-effect bias in beta. *Mgmt. Sci.* 29, 135-148.
- Conrad, J. and G. Kaul (1989). Mean reversion in short-horizon expected returns. *Rev. Financ. Stud.* 2, 225-40.
- Conrad, J., G. Kaul and M. Nimalendran (1991). Components of short-horizon individual security returns. *J. Financ. Econom.* 29, 365-84.
- Copeland, T. and D. Galai (1983). Information effects and the bid-ask spread. *J. Finance* 38, 1457-1469.
- Damodaran, A. (1993). A simple measure of price adjustment coefficients. *J. Finance* 48, 387-400.
- Davidson, J. E. H., D. F. Hendry, F. Srba and S. Yeo (1978). Econometric modeling of the aggregate time series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *Econom. J.* 88, 661-92.
- De Jong, F., T. Nijman and A. Roell (1993). A comparison of the cost of trading French shares on the Paris Bourse and on SEAQ International. London School of Economics, Discussion Paper No. 169.
- Dimson, E. (1979). Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *J. Financ. Econom.* 7, 197.

- Easley, D. and M. O'Hara (1987). Price, size and information in securities markets. *J. Financ. Econom.* 19, 69-90.
- Easley, D. and M. O'Hara (1991). Order form and information in securities markets. *J. Finance* 46, 905-927
- Easley, D. and M. O'Hara (1992). Time and the process of security price adjustment. *J. Finance* 47, 577-606.
- Easley, D., N. M. Kiefer and M. O'Hara (1993). One day in the life of a very common stock. Working Paper, Cornell University.
- Easley, D., N. M. Kiefer and M. O'Hara (1994). Sequential trading in continuous time. Working Paper, Cornell University.
- Easley, D., N. M. Kiefer, M. O'Hara and J. B. Paperman (1995). Liquidity, information and infrequently traded stocks. Working Paper, Cornell University.
- Eckbo, B. E. and J. Liu (1993). Temporary components of stock prices: New univariate results. *J. Financ. Quant. Anal.* 28, 161-176.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica* 55, 251-76.
- Engle, R. F., and J. R. Russell (1994). Forecasting transaction rates: The autoregressive conditional duration model. Working Paper No. 4966, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock market prices. *J. Business* 38, 34-105.
- Fama, E. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *J. Finance*.
- Fisher, L. (1966). Some new stock market indexes. *J. Business* 39, 191-225.
- Foster, F. D. and S. Viswanathan (1990). A theory of the interday variations in volumes, variances and trading costs in securities markets. *Rev. Financ. Stud.* 3, 593-624.
- Foster, F. D. and S. Viswanathan (1995). Trading costs of target firms and corporate takeovers. In: *Advances in Financial Economics*, JAI Press.
- French, K. R. and R. Roll (1986). Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders. *J. Financ. Econom.* 17, 5-26
- Garbade, K. and Z. Lieber (1977). On the independence of transactions on the New York Stock Exchange. *J. Banking Finance* 1, 151-172.
- Ganman, M. (1976). Market microstructure. *J. Financ. Econom.* 3, 257-275.
- George, T. J., G. Kaul and M. Nimalendran (1991). Estimation of the bid-ask spread and its components: A new approach. *Rev. Financ. Stud.* 4, 623-656.
- Gerety, M. S. and J. H. Mulherin (1994). Price formation on the stock exchanges: The evolution of trading within the day. *Rev. Financ. Stud.* 7, 609-29.
- Glosten, L. (1987). Components of the bid-ask spread and the statistical properties of transaction prices. *J. Finance* 42, 1293-1307.
- Glosten, L. (1994). Is the electronic open limit order book inevitable? *J. Finance* 49, 1127-1161.
- Glosten, L. and L. Harris (1988). Estimating the components of the bid-ask spread. *J. Financ. Econom.*

21, 123-142.

- Glosten, L. R. and P. R. Milgrom (1985). Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *J. Financ. Econom.* 14, 71-100.
- Goldman, M. and A. Beja (1979). Market prices vs. equilibrium prices: Return variances, serial correlation and the role of the specialist. *J. Finance* 34, 595-607.
- Goodhart, C. A. E. and M. O'Hara (1995). High frequency data in financial markets: Issues and applications. Working Paper, London School of Economics.
- Granger, C. W. J. and O. Morgenstern (1970). Predictability of stock market prices. Heath-Lexington, Lexington, MA.
- Grossman, S. J. and M. H. Miller (1988). Liquidity and market structure. *J. Finance* 43, 617-33.
- Grossman, S. J. (1992). The informational role of upstairs and downstairs trading. *J. Business* 65, 509-28.
- Grunbichler, A., F. A. Longstaff and E. Schwartz (1992). Electronic screen trading and the transmission of information: An empirical examination. Working Paper, UCLA.
- Hamao, Y. and J. Hasbrouck (1995). Securities trading in the absence of dealers: Trades and quotes on the Tokyo Stock Exchange. *Rev. Financ. Stud.*, to appear.
- Hamilton, J. D. (1994). Time series analysis. Princeton University Press, Princeton.
- Harris, F. H. deB., T. H. McInish, G. L. Shoesmith and R. A. Wood (1992). Cointegration, error correction, and price discovery on the New York, Philadelphia and Midwest Stock Exchanges. Working Paper, Fogelman College of Business and Economics.
- Harris, L. (1990). Statistical properties of the Roll serial covariance bid/ask spread estimator. *J. Finance* 45, 579-90.
- Harris, L. (1991). Stock price clustering and discreteness. *Rev. Financ. Stud.* 4, 389-415.
- Harris, L. (1994). Minimum price variations, discrete bid-ask spreads and quotation sizes. *Rev. Financ. Stud.* 7, 149-178.
- Harvey, A. C. (1990). Forecasting, structural time series models and the Kalman filter. Cambridge University Press.
- Hasbrouck, J. and G. Sofianos (1993). The trades of market makers: An empirical analysis of NYSE specialists. *J. Finance* 48, 1565-1593.
- Hasbrouck, J. and T. S. Y. Ho (1987). Order arrival, quote behavior and the return-generating process. *J. Finance* 42, 1035-1048.
- Hasbrouck, J. (1988). Trades, quotes, inventories and information. *J. Financ. Econom.* 22, 229-252.
- Hasbrouck, J. (1991a). Measuring the information content of stock trades. *J. Finance* 46, 179-207.
- Hasbrouck, J. (1991b). The summary informativeness of stock trades: An econometric investigation, *Rev. Financ. Stud.* 4, 571-95.
- Hasbrouck, J. (1993). Assessing the quality of a security market: A new approach to measuring transaction costs. *Rev. Financ. Stud.* 6, 191-212.
- Hasbrouck, J. (1996). Order characteristics and stock price evolution: An application to program

- trading. *J. Financ. Econom.* 41, 129--149.
- Hasbrouck, J. (1995). One security, many markets: Determining the contributions to price discovery. *J. Finance* 50, 1175-1199.
- Hasbrouck, J., G. Sofianos, and D. Sosebee (1993). Orders, trades, reports and quotes at the New York Stock Exchange. NYSE Working Paper, Research and Planning Section.
- Hausman, J., A. Lo and A. C. MacKinlay (1992). An ordered probit analysis of stock transaction prices. *J. Financ. Econom.* 31, 319-379.
- Ho, T. S. Y and H. R. Stoll (1981). Optimal dealer pricing under transactions and returns uncertainty. *J. Finance* 28, 1053-1074.
- Holthausen, R. W., R. W. Leftwich and D. Mayers (1987). The effect of large block transactions on security prices. *J. Financ. Econom.* 19, 237-67.
- Huang, R. D. and H. R. Stoll (1994a). Market microstructure and stock return predictions. *Rev. Financ. Stud.* 7, 179-213.
- Huang, R. D. and H. R. Stoll (1994b). The components of the bid-ask spread: A general approach. Working Paper 94-33, Owen Graduate School of Management, Vanderbilt University.
- Jain, P. C. and G. H. Joh (1988). The dependence between hourly prices and trading volume. *J. Financ. Quant. Anal.* 23, 269-83
- Jones, R. H. (1985). Time series analysis with unequally spaced data. In: E. J. Hannan, P. R. Krishnaiah and M. M. Rao, eds., *Handbook of Statistics, Volume 5, Time Series in the Time Domain*, Elsevier Science Publishers, Amsterdam.
- Karlin, S. and H. M. Taylor (1975). *A first course in stochastic processes*. Academic Press, New York.
- Kaul, G. and M. Nimalendran (1990). Price reversals: Bid-ask errors or market overreaction. *J. Financ. Econom.* 28, 67-93.
- Kyle, A. S. (1985). Continuous auctions and insider trading. *Econometrica* 53, 1315-1336.
- Laux, P. and D. Furbush (1994). Price formation, liquidity, and volatility of individual stocks around index arbitrage. Working Paper, Case Western Reserve University.
- Leach, J. C. and A. N. Madhavan (1992). Intertemporal discovery by market makers. *J. Financ. Intermed.* 2, 207-235.
- Leach, J. C. and A. N. Madhavan (1993). Price experimentation and security market structure. *Rev. Financ. Stud.* 6, 375-404.
- Lee, C. M. C. and M. Ready (1991). Inferring trade direction from intradaily data. *J. Finance* 46, 733-746.
- Lee, C. M. C., B. Mucklow and M. J. Ready (1993). Spreads, depths and the impact of earnings information: An intraday analysis. *Rev. Financ. Stud.* 6, 345-374.
- Lee, C. M. C., M. J. Ready and P. J. Seguin (1994). Volume, volatility and New York Stock Exchange trading halts. *J. Finance* 49, 183-214
- Lehmann, B. and D. Modest (1994). Trading and liquidity on the Tokyo Stock Exchange: A bird's eye view. *J. Finance* 44, 951-84.

- Lo, A. and A. C. MacKinlay (1988a). Stock prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Rev. Financ. Stud.* 1, 41-66.
- Lo, A. and A. C. MacKinlay (1988b). Notes on a Markov model of nonsynchronous trading. Working Paper, Sloan School of Management, Massachusetts Institute of Technology.
- Lo, A. and A. C. MacKinlay (1990a). An econometric analysis of nonsynchronous trading. *J. Econometrics* 45, 181-212.
- Lo, A. and A. C. MacKinlay (1990b). When are constrain profits due to stock market overreaction *Rev. Financ. Stud.* 3, 175-205.
- Lo, A. and A. C. MacKinlay (1990c). data-snooping biases in tests of financial asset pricing models. *Rev. Financ Stud.* 3, 431-468.
- Madhavan, A. and S. Smidt (1991). A Bayesian model of intraday specialist pricing. *J. Financ. Econom.* 30, 99-134.
- Madhavan, A. and S. Smidt (1993). An analysis of changes in specialist inventories and quotations. *J. Finance* 48, 1595-1628.
- Madhavan, A., M. Richardson and M. Roomans (1994). Why do security prices change? A transaction level analysis of NYSE stocks. Working Paper, Wharton School.
- Manaster, S. and S. Mann (1992). Life in the pits: Competitive market making and inventory control. Working Paper, University of Utah.
- Marsh, T. and K. Rock (1986). The transactions process and rational stock price dynamics. Working Paper, University of California at Berkeley.
- Masulis, R. W. and V. K. Ng (1991). Stock return dynamics over intra-day trading and non-trading periods in the London stock market. Working Paper No. 91-33, Mitsui Life Financial Research Center, University of Michigan.
- McInish, T. H. and R. A. Wood (1990). A transactions data analysis of the variability of common stock returns during 1980-1984. *J. Banking Finance* 14, 99-112
- McInish, T. H. and R. A. Wood (1991a). Hourly returns, volume, trade size, and number of trades. *J. Financ. Res.* 14, 303--15.
- McInish, T. H. and R. A. Wood (1991b). Autocorrelation of daily index returns: Intraday-to-intraday vs. close-to- close intervals. *J. Banking Finance* 15, 193-206.
- McInish, T. H. and R. A. Wood (1992). An analysis of intraday patterns in bid/ask spreads for NYSE stocks. *J. Finance* 47, 753-64.
- Mech, T. (1993). Portfolio return autocorrelation. *J. Financ. Econom.* 34, 307-44.
- Mendelson, H. (1982). Market behavior in a clearing house. *Econometrica* 50, 1505-24.
- Merton, R. (1980). Estimating the expected rate of return, *J. Financ. Econom.* 8, 323-62.
- Naik, N. A. Neuberger and S. Viswanathan (1994). Disclosure regulation in competitive dealership markets: Analysis of the London Stock Exchange. Working Paper, London Business School.
- Neal, R. and S. Wheatley (1994). How reliable are adverse selection models of the bid-ask spread. Working Paper, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Neuberger, A. J. and A. Roell (1991). Components of the bid-ask spread: A Glosten-Harris approach. Working Paper, London Business School.
- Neuberger, A. J. (1992). An empirical examination of market maker profits on the London Stock Exchange. *J. Financ. Serv. Res.*, 343-372.

- Niederhoffer, V. and M. F. M. Osborne (1966). Market making and reversals on the stock exchange. *J. Amer. Statist. Assoc.* 61, 897-916.
- Niederhoffer, V. (1965). Clustering of stock prices. *Oper. Res.* 13, 258-262.
- Niederhoffer, V. (1966). A new look at clustering of stock prices, *J. Business* 39, 309-313.
- O'Hara, M. and G. S. Oldfield (1986). The microeconomics of market making. *J. Financ. Quant. Anal.* 21, 361-76.
- Oldfield, G. S. and R. J. Rogalski (1980). A theory, of common stock returns over trading and non-trading periods. *J. Finance* 37, 857-870.
- Parzen, E., ed., (1984). *Time series analysis of irregularly observed data.* Springer-Verlag, New York.
- Petersen, M. and S. Umlauf (1991 ). An empirical examination of intraday quote revisions on the New York Stock Exchange. Working Paper, Graduate School of Business, University of Chicago.
- Roll, R. (1984). A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *J. Finance* 39, 1127-1139.
- Ronen, T. (1994). *Essays in market microstructure: Variance ratios and trading structures.* Unpub. Ph.D. Dissertation, New York University.
- Samuelson, P. (1965). Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Indust. Mgmt. Rev.*
- Sargent, T. J. (1987). *Macroeconomic Theory.* 2nd ed., Academic Press: Boston
- Scholes, M. and J. Williams (1977). Estimating betas from nonsynchronous data. *J. Financ. Econom.* 5, 309.
- Schwartz, R. A. and N. Economics (1995). Making the trade: Equity trading practices and market structure. *J. Port. Mgmt.* to appear.
- Schwartz, R. A. (1988). *Equity markets: Structure, trading and performance.* Harper and Row, New York.
- Schwartz, R. A. (1991). *Reshaping the equity markets.* Harper Business, New York.
- Schwartz, R. A. (1996). Electronic call market trading. *Symposium Proceeding, Irwin Professional.*
- Seppi, D. J. (1990). Equilibrium block trading and asymmetric information. *J. Finance* 45, 73-94.
- Seppi, D. J. (1992). Block trading and information revelation around quarterly earnings announcements. *Rev. Financ. Stud.* 5, 281-305.
- Shanken, J. (1987). Nonsynchronous data and the covariance-factor structure of returns. *J. Finance* 42, 221-232.
- Stock, J. (1988). Estimating continuous time processes subject to time deformation. *J. Amer. Statist. Assoc.* 83, 77-85.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1988). Testing for common trends. *J. Amer. Statist. Assoc.* 83, 1097-1107.
- Smith, T. (1994). Econometrics of financial models and market microstructure effects. *J. Financ. Quant. Anal.* 29, 519-540.
- Stoll, H. R. (1978). The supply of dealer services in securities markets. *J. Finance* 33, 1133-1151.
- Stoll, H. R. (1989). Inferring the components of the bid-ask spread: Theory and empirical tests. *J. Finance* 44, 115-34.
- Tinic, S. (1972). The economics of liquidity services. *Quart. J. Econom.* 86, 79-93.

U.S. Securities and Exchange Commission, 1971, Institutional Investor Study Report, Arno Press, New York.

Watson, M. W. (1986). Univariate descending methods with stochastic trends. *J. Monetary Econom.* 18, 49-75.

Wood, R. A., T. H. McInish and J. K. Ord (1985). An investigation of transactions data for NYSE stocks. *J. Finance* 40, 723-39.