

市场整合研究方法与传达的信息

韩胜飞*

摘要 本文从认识市场结构和运作效率的角度,分析和比较了近年市场整合研究文献中使用较多的两种方法——协整检验和状态转换模型,对市场的“完全整合”、“不完全整合”和“市场隔离”三种状况进行理论界定,并在此基础上系统比较两种方法在提供关于市场状况信息方面的功能。本文认为单纯的“价格整合”既不是“市场整合”的必要条件也非充分条件;状态转换模型有着全面考查市场效率所需的价格、交易成本和贸易量三方面信息的能力,但它在了解市场之间的相互影响及其调整过程等动态分析方面尚有一定局限。

关键词 市场整合, 协整, 状态转换模型

中国政府根据国家现阶段的发展状况和需要,自20世纪70年代末以来逐步推进社会主义经济的市场化,以改善资源配置效率,加快社会 and 经济发展步伐。尤其是2001年底恢复世贸组织成员国地位,对中国经济的市场化在主观和客观两方面都提出了更高的要求。主观上,需要尽快完善我国的市场体制、提高其运作效率,以迎接与国际全面接轨后的机遇和挑战;客观上,对于世贸组织这一全球市场经济框架中的正式成员来说,权利与义务是必须同时面对的课题。因此,准确地分析与判断各项改革措施对我国经济的市场化程度及其运作效率的实际影响意义重大。市场整合(market integration)分析涉及商品和价格信息的跨空间、时间(如现货和期货市场)以及产品形式的流动(如产品的流通与加工过程),市场的分隔或整合与贸易的自由流动和价格信息的传导直接相关,因此是反映市场化程度的重要指标,也是衡量市场效率(market efficiency)的重要指标。比如,不了解一个市场的地域范畴就很难了解该市场的竞争程度,相互隔离的市场因其对达到最优成本所需的规模要求相对较低(Barrett, 1996),其竞争程度往往也比较低。再比如,产品的中间流通环节过多和运输瓶颈等问题导致生产者与最终消费者之间的交易成本过高,所造成的市场分隔会不同程度地影响市场健康发展,同时给社会带来无谓损失(deadweight loss),降低整体经济效率。

* 华南理工大学经济与贸易学院。通讯地址:广东省广州市小谷围岛华南理工大学南校区经济与贸易学院,510006;电话:(020)39385438;E-mail:hansf@scut.edu.cn。作者衷心感谢匿名评审人的宝贵意见与启发,但一切文责由作者承担。

市场的完全整合一般是指在有贸易发生或/并贸易可以自由发生的情形下,某种商品在不同市场上减去交易成本后的同一货币价格相等。市场是否完全整合——即是否实现了“一价定律”的预期,¹在理论和实践两方面都有着重要的意义。

在资本和保险市场完善的假设前提下,对一个市场整合程度的经验证据是确认其运行是否帕累托有效的重要指标。另一方面,一价定律常常作为某些经济命题的前提假设,是否有可靠的经验证据直接关系到研究结果对现实的解释和预测能力。在宏观经济层面上,购买力平价理论的成立也有赖于各单个市场的整合程度。同样,在缺乏经验证据情况下也难以进行准确的行业加总和宏观分析。

在政策含义方面,对政府而言,除了检验其有关政策对市场效率的实际影响之外,当需要对某个市场进行价格调控时,往往应视其开放程度采用配套的贸易政策乃至国际间的协作,以减轻国际需求变化所带来的压力。还可根据整合程度决定是否需要对某个市场产品短缺的情况实行政府干预。另外,从一定意义上讲,在一个大市场上进行投机操作要求其投入规模也较大,而明显的市场动作容易被察觉,从而给政府监管带来了相对的便利。对企业而言,确定市场的整合状况有助于制定正确的定价、生产以及市场竞争战略。如果面对的是一个开放程度较高的市场,企业则有较大的余地发挥生产及销售的规模效益,而且公司还可以选择成本最低的生产地点。一个开放的大市场使得市场信息更加成本有效,还可以缓冲地区突发事件所带来的负面影响,从而缩小风险溢价。

准确地判断和解释市场状况以及变化,采用的方法是否科学合理是关键。尤其是在我国市场经济的初始阶段,市场结构和运作过程都比较复杂,更需要方法得当,检验结果才有说服力。在此基础上,另一个重要的任务是如何解释检验结果,探讨造成整合或隔离状况的结构原因。两者的关系类似于形式与内容,是相辅相成的:如果检验方法缺乏说服力,其结果的准确性受到质疑,也就失去了进一步解释的必要;如果对造成某种市场状态的原因有比较科学的解释,那么检验结果也就有了说服力。这是一般市场整合研究的两个主要考虑。

近年来,国内外一些学者对中国及其中国与国际市场之间的整合状况做了有益的摸索和探讨,如 Shyy and Butcher (1994)、喻闻和黄季焜 (1998)、Park *et al.* (2002)、韩胜飞和戴金平 (2006) 等,但着眼于研究方法方面的讨论却不多。

本文从分析市场结构和运作效率的角度,重点讨论和比较了近年文献中

¹ 本文中“完全整合”和“一价定律”同义。

使用较多的协整检验 (co-integration test) 和状态转换模型 (regime-switching model), 意在对我国市场整合分析方法的研究抛砖引玉。首先, 从反映市场效率的角度分层界定了市场由整合到分隔的 6 种不同状况; 然后是对几种主要研究方法的概述; 最后, 以此为基础系统详细地评价和比较了协整检验和状态转换模型两种不同研究方法的产生和发展, 以及所能提供的关于市场整合状态的信息。

一、市场整合程度的界定

为了进一步理解市场整合检验的意义和比较近年来文献所使用的不同方法, 有必要对整合概念做出理论上的界定。市场整合程度分三个层次: 完全整合、不完全整合、市场隔离。

完全整合 (perfect integration) 在两地市场之间贸易量大于或等于零的情况下, 价差等于交易成本, 即:

$$R_t = 0 \quad \text{并且} \quad \begin{cases} k_t^{cm} > 0, & (1) \\ k_t^{cm} = 0, & (2) \end{cases}$$

这里的 $R_t = p_t^m - p_t^c - T_t^{cm}$, p_t^m 和 p_t^c 分别代表商品流动目的地 (m) 和出发地 (c) 的价格, t 代表时间点, T_t^{cm} 是商品由 c 卖到 m 地的单位交易成本, k_t^{cm} 是由 c 到 m 在 t 时间的贸易流量。为了简化起见, 我们可以假定贸易单向流动, 但根据实际也可以运用于双向贸易存在时的情况。从 (1) 和 (2) 可以看出, 零边际套利收益是市场完全整合的必要条件, 零边际套利收益和有贸易流动是完全整合的充分条件, 而后者不是完全整合的必要条件——比如 (2) 所反映的是一种零贸易状态下的完全整合, 贸易发生与不发生对套利者来说是个无差异点。

不完全整合 (imperfect integration) 在两地市场之间有贸易流动, 价差不等于交易成本, 即:

$$k_t^{cm} > 0 \quad \text{并且} \quad \begin{cases} R_t > 0, & (3) \\ R_t < 0. & (4) \end{cases}$$

在有贸易流动的情形下, 边际套利收益仍大于零意味着贸易可能受到一定的阻碍, 边际套利收益小于零则表明贸易在利润为负时发生。虽然这两种情况都说明了市场之间的连接, 却都不是帕累托有效, 所以称之为不完全整合。

市场隔离 (market segregation) 在两地市场之间没有贸易流动, 价差不等于交易成本, 即:

$$k_i^{\text{cm}} = 0 \quad \text{而且} \quad \begin{cases} R_i > 0, \\ R_i < 0. \end{cases} \quad (5) \quad (6)$$

条件(5)和(6)是指无论边际套利收益大于或小于零时,都没有贸易流动,反映了两地市场没有连接。不同的是前者表明套利空间存在时因各种阻碍因素而没有发生贸易,后者则表明交易成本大于价差时没有贸易发生的正常情形。

条件(1) — (6)的界定表明,来自贸易流动和价格关系两方面的信息能够反映市场效率,后者以两地价格差异减去全部交易成本来衡量。影响两者的决定因素首先包括两地供需状况的变化、季节性以及交易成本的变化等。比如导致两地市场隔离的往往是由于交易成本或相对生产成本比较高等原因(Spiller and Huang, 1986)。另外一个与市场效率直接相关的因素是市场内部的竞争程度,竞争程度高的市场其贸易流动和价格关系一般更能反映“一价定律”的预期(Sexton *et al.*, 1991)。第三,阻碍贸易有效流动的其他原因。比如政府干预——包括关税和非关税贸易壁垒等,运输瓶颈,不完全信息和风险厌恶等。

上述因素都有可能导导致市场的分隔并偏离一价定律。反过来,另一个需要回答的问题是当价格关系符合一价定律的时候——即价差减交易成本等于零——是否就意味着市场的完全整合。比如(2)也反映了一种“完全整合”的情况,但前提是曾有过贸易发生,否则很可能存在着地区价格垄断(Stigler and Sherwin, 1985)。所以,虽然在某个特定时间点上的贸易流动只是市场整合的充分条件而不是必要条件,但对整体贸易流动情况的了解对市场是否有效的判断仍然是必要的。再比如(2)所反映的价格关系,在买者和卖者都比较分散、区域内运输成本比较高而且没有明显的贸易流动的情形下,也有可能是寡头定价行为的结果(Faminow and Benson, 1990)。因此,对一个市场整合状况的检验是个比较复杂的过程,根据不同情况一般需要三个方面的信息——价格(p_i^m 和 p_i^c)、交易成本(T_i^{cm})和贸易量(k_i^{cm})。

二、市场整合检验方法的分类

市场分析可归类为两种:结构性分析和整合关系分析。前者的主要目的是找出影响价格或贸易量变化的结构性因素并测量影响程度,后者则着眼于测定市场间的套利是否充分。与结构模型比较起来,整合分析有助于提供关于市场是否帕累托有效的信息,同时对数据的要求也比较简单。变量的增加往往意味着进行较多的数据加总或代理变量的采用,其检验结果的准确性受到不同程度的影响,某些变量之间可能产生的内在相关也往往会造成共线性(co-linearity)。而另一方面,整合分析模型的简单结构则难以直接揭示造成某种市场状况的原因,所以这方面的研究大多在提高检验准确性的同时,改进

模型以提高其分析和解释能力，探讨影响整合或隔离状况的结构性原因。

关于市场整合研究的文献一般可分为两个层面：一是观察市场之间的价格关系和差异，得出的结果在实质上往往只反映了价格整合情况；二是观察市场之间的整体关系，力图发现市场的竞争化程度和整体运作效率及其主要影响因素。²两者在数据的需求和模型应用的前提假设等方面有很大的区别，因此分析结果所提供的信息和信息量也不同。前者主要包括价格相关分析法、Ravallion 模型和协整检验法，数据以两地市场价格为主；后者主要采用状态转换模型，数据方面增加了交易成本和贸易流量。

相关分析法主要通过观察两地市场价格之间的相关性来确定整合关系，而较高的相关系数有可能只是影响两地价格的因素相类似的结果，并不能说明价格之间的影响。Ravallion 模型虽然较大程度地改进了价格相关分析法在统计推断方面的不足，但其计算结果因变量之间内生关系而存在统计意义上的偏差 (bias) 和不一致 (inconsistent)。此外，这两种方法都忽视了时间序列数据的趋向性 (trending)，因而检验结果有误导 (详见本文第三部分第一节“协整检验”中的讨论)。

协整检验在很大程度上克服了上述两种方法的短处。市场之间的整合主要表现为贸易的自由流动，因而价格之间应当存在着比较紧密的传递与连动关系。统计学上的协整检验或格兰杰因果检验 (Granger causality) 和这一概念比较吻合 (Ardeni, 1989)，因此是文献中比较常用的方法，前者侧重不同地区市场间的长期均衡关系，后者侧重价格信息的流动方向。

状态转换模型 (regime-switching model) 更接近于市场空间均衡理论 (spatial equilibrium)，验证市场是否完全整合或反映了一价定律，即是否符合本文第一部分中条件 (1) 和 (2) 所表明状况。该模型的研究近年来进展比较快，其中近年来被学术界广为认同和接受的一种作法是同时使用价格和交易成本数据，最具代表性的是 Baulch (1997) 的均衡价界线模型 (parity bounds model)；另一种是在价格和交易成本数据基础上加入贸易量信息，首次由 Barrett and Li (2002) 提出并应用于环太平洋国家农产品市场分析 (简称 B-L 模型，详细讨论见第三部分第二节“状态转换模型”)。

三、两种方法的讨论与比较

(一) 协整检验

1. 协整检验的产生与发展

价格和交易成本都是时间序列，而大部分时间序列数据都存在一定的趋

² 相对于“价格整合”而言，此处可称为“市场整合”。

向 (trending) 性, 平均值和自协方差随时间变化而变化, 因此存在着不平稳性 (non-stationarity)。研究表明, 直接用这样的数据进行回归分析得出的有关统计参数——比如 DW、 R^2 及 t 值等——具有误导性, 可能会使得原本不存在的变量之间的关系看上去存在。然而有些不平稳变量之间的变化在理论上可能是趋于一致的, 比如短期和长期利率、物价和工资、家庭收入和支出、现货和期货价格之间等, 它们自身可能都呈现一定的趋向性, 但通过一定方式的线性结合后的误差项则可能是平稳的, 因此去掉了不平稳情况下直接回归所可能带来的误导。1987年, Engle 和 Granger 提出了表达变量间协整关系的格兰杰定理 (Granger Representation Theorem), 通过两步回归的误差纠正模型 (error-correction model) 解决了这一问题。

第一步通过检验价格水平之间是否存在协整关系来确定两者是否存在长期均衡关系; 如果第一步的误差项通过了单位根检验, 表明协整关系存在, 第二步用误差项的时滞点 (lagged residuals) 构成误差纠正项, 估算由短期非均衡向均衡调整的动态过程。而简单的误差纠正模型在变量可能不平稳的情况下将水平与差分数据混合在同一方程中, 因此可能会产生估算结果的误导。变量之间的协整一般被理解为反映了两者的整合与长期均衡关系。这种线性结合后的平稳性既表现为构成误差纠正项变量之间的协整, 也表现为该协整关系的实现有一个误差纠正的过程, 故而为检测某些经济变量之间是否具有长期平稳的均衡关系以及它们之间短期变化的动态过程提供了一个便利的数学框架。根据格兰杰定理, 任何一对相互协整的变量都可以用误差纠正模型来表述。最早采用该方法的分析见于 Ardeni (1989) 和 Baffes (1991), 之后该方法得到普遍的关注和发展, 比如 Pindyck (1993), Zanas (1993), Michael and Nobay (1994), Low *et al.* (1999), 等。

然而, 上述协整法存在统计方面的问题, 归纳起来主要有三点: 第一, 单一回归方程假设因变量只受自变量的影响而不影响后者, 而实际上有些自变量与因变量之间可能互相影响——比如市场价格之间,³ 因此会使估算结果产生统计偏差 (Hamilton, 1994)。第二, 做协整检验时, 因变量 (dependent variable) 的选择有相当的随意性 (arbitrary), 只要选定了, 其参数的默认值即为 1, 而协整参数的估算结果对因变量的选择比较敏感。此外, 当所选择的某一因变量可能和任何其他变量都不相关时, 其真实参数为 0, 这时将其设定为 1, 则模型本身就是错误的。第三, 如果等式中包含了两个以上变量, 则有可能存在多个协整关系, 按一般误差纠正模型估算出的结果是所有这些反映协整关系参数的线性结合, 不能确定每一对变量之间的协整关系, 包括直接的和间接的情况, 因而不能确定这些变量之间的协整关系空间 (co-integrating space)。

³ 前者通常被称为“外生”变量 (exogenous), 后者称为“内生”变量 (endogenous)。

鉴于这些问题, Johansen (1988) 以多维自回归模型 (vector auto-regression) 的形式构建了一个联立方程系统, 由每个变量做因变量, 所有其他变量的时滞点 (lagged values) 做自变量。先用最大似然法 (maximum likelihood) 步骤检测协整关系空间, 确定有几组协整关系存在, 然后同步估算方程组的所有参数。相对于 Engle 和 Granger 模型的单一回归方程, 这一估算过程首先把所有变量视为内生, 故而采用联立方程的形式, 避免了估算结果可能产生的统计偏差。第二, 所有变量的参数均通过估算得出, 没有任何限定或默认值, 因此不存在因变量的选择问题。第三, 每对变量协整关系参数的计算吸收了整个协整关系空间的信息, 包括直接和间接情况下的变量关系。第四, 可以运用似然率检验法 (likelihood ratio test) 通过限定的方式验证有关理论对某些协整参数预测的合理性。第五, 每个方程的估算都考虑了联立方程系统中其他方程的信息。第六, 由于该方法实际上是误差纠正模型采用多变量、多维自回归结构后的一般形式, 近年来的协整研究大多先采用 Johansen 的步骤, 再根据前者的结果确定是否需要在此基础上逐步减少变量个数。使用这种方法的有 Bierlen (1998) 和 Yang (1999, 2000) 等。

2. 协整是市场整合的必要和充分条件吗?

虽然 Johansen 的多维自回归模型从统计学角度解决了协整检验存在的一些问题, 近年来的许多研究表明, 无论从技术的适用性, 还是模型及其计算结果所含经济学信息方面, 协整关系的存在既不是市场整合的必要条件, 也非充分条件 (Barrett, 1996)。

第一, 价格之间的“协整并不意味着整合” (McNew and Fackler, 1997)。当交易成本时间序列呈不平稳状态时, 通不过协整检验可能恰恰反映了交易成本的不平稳, 而价格之间是整合的, 因此往往会高估市场分隔的可能性; 通过了协整检验反而有可能意味着市场处于非整合状态。第二, 当价格差异小于交易成本时, 市场处于自给自足的隔离状态 (参见本文第一部分条件 (6)), 但如果影响两地价格的供求关系等因素的变化趋向一致, 协整和格兰杰检验仍然可以显示市场是整合的, 因此难以区分本文第一部分中条件 (2) 和 (6) 所表达的市场状态; 如果该情形下协整检验显示市场隔离, 则很难区分均衡状态下的隔离 (由于价差小于交易成本而没有贸易发生。参见条件 (6)) 和非均衡状态下的隔离 (价差大于交易成本而没有贸易发生。参见条件 (5)), 区分这两者在政策含义方面的意义是显而易见的。第三, 市场在一个时段内的整合并不说明在整个样本区间整合, 而协整检验只能得出“完全整合”或“完全不整合”的结论 (周章跃、万广华, 1999)。第四, 贸易流动可以因供需状况或交易成本的变化在某个时段中断或逆转方向, 从而使得两地的价格呈非线性关系。而协整检验的前提假设是两地价格关系的线性化。关于最后一点, 交易成本越高, 供需变化的季节性越强, 贸易的中断或逆转方向问题越突出。而对我国这样的发展中国家来说, 一般流通环节比较繁杂,

交易成本高。加之运输储藏等基础设施仍有待改善,供需变化的季节性就比较强(比如农产品市场),从而进一步降低了协整检验结果的可靠性。因此,协整关系的成立充其量只表明了“价格整合”,而“市场整合”的验证还有赖于进一步了解交易成本和贸易流动等方面的信息。

(二) 状态转换模型

1. 同时使用价格和交易成本数据

针对上述问题,自上世纪80年代后期,学术界在市场整合研究中开始认识到价格模型中加入交易成本信息的重要性。Spiller and Huang (1986) 和 Sexton *et al.* (1991) 等最早运用由随机生产边界模型转化而来的状态转换模型分析美国国内原油和芹菜市场,以内生变量的方式加入交易成本因素,运用最大似然法将模型预测的误差项以三种不同结构(即价差减去交易成本等于、大于和小于零)分别考虑,解决了时间序列可能存在的非平稳性问题,提高了模型对各种不同市场状态的分辨和解释能力,包括市场的整合程度、套利效率、市场的竞争程度以及产品的可替代性和市场调整的动态分析。样本区间还可以包含整合和非整合等不同市场状态,摆脱了协整检验只能得出“完全整合”或“完全不整合”结论的局限,从而反映出因供需状况等因素的变化在不同阶段对市场的影响。

然而,贸易流动的连续性和交易成本不变等前提假设限制了该模型的应用范围,而且只适用于时间跨度较短的样本分析。Baulch (1997) 使用“真实交易成本”,构建了平衡价界线模型,解决了上述前提条件的限制。其主要思路是,采取直接向贸易商了解等方式获取在某些时间点上的实际交易成本,再通过一定的物价指数推算出整个交易成本的时间序列;然后把某个时间点 t 上两地市场的价差对交易成本的偏离项分为三个部分:平均值为零的对称项 (v_t), 平均值大于零 ($v_t + u_t$) 或小于零 ($v_t - u_t$), 分别表示市场的完全整合、隔离和自给自足状态 (autarky)。 u_t 为单边正值误差项,呈半正态分布。平衡价界线模型的基本表述如下:

$$R_t = P_{mt} - P_{ct} - T_t, \quad (7)$$

其中 P_{mt} 和 P_{ct} 分别为 t 时间商品流动目的地 (m) 和出发地 (c) 的价格, T_t 为套利交易成本。假设 R_t 的产生过程为正态+半正态的混合分布,其定义为:

$$R_t = \begin{cases} v_t + u_t, & \text{if } R_t > 0, \\ v_t, & \text{if } R_t = 0, \\ v_t - u_t, & \text{if } R_t < 0, \end{cases} \quad \begin{matrix} (8a) \\ (8b) \\ (8c) \end{matrix}$$

其中 v_t 为独立同等分布 (i. i. d) 误差项,平均值为零,方差为 σ_v^2 。 u_t 为一边正

值误差项，呈半正态分布，方差 σ_u^2 。此处假设 u_t 和 v_t 均不存在时间序列方面的自我相关，从而大大简化了模型。Frydman (1980) 证明了即使误差项自我相关，最大似然法估算结果仍具有统计上的一致性。

等式 (8a) — (8c) 分别表示未获取的利润为正（两地价差大于交易成本）、零（两地价差等于交易成本）、负（两地价差低于交易成本）时的市场状态，反映这三种分布的密度函数分别为：

$$f_t^+ = \left[\frac{2}{(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \right] \phi \left[\frac{R_t - b}{(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \right] \left[1 - \Phi \left[\frac{-(R_t - b)\sigma_u/\sigma_v}{(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \right] \right] \quad (9a)$$

$$f_t^0 = \left[\frac{1}{\sigma_v} \right] \phi \left[\frac{R_t - b}{\sigma_v} \right], \quad (9b)$$

$$f_t^- = \left[\frac{2}{(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \right] \phi \left[\frac{R_t - b}{(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \right] \left[1 - \Phi \left[\frac{(R_t - b)\sigma_u/\sigma_v}{(\sigma_v^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \right] \right], \quad (9c)$$

这里的 $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别代表标准正态密度和正态累积函数，截距 b 反映了价差中未被已知交易成本 (T_t) 涵盖的任何常量部分，上标 +, 0, - 分别代表套利空间大于 0, 等于 0, 小于 0。所表三种状态的发生概率用最大似然法估算得出。

实际交易成本的引入使平衡价界线模型脱离了之前状态转换模型文献中贸易流动连续性和交易成本不变等前提假设的限制，扩大了状态转换模型的应用范围和样本的时间跨度，交易成本不平稳等因素所带来的问题也自然解决了。

平衡价界线模型虽然提出了一个很好的概念，但也有以下问题：第一，其成功的关键是获得完整的交易成本数据，同时它也有自身的前提假设——市场完全竞争。有些数据很难获取或获取成本太高（比如风险升水、价格和运价折扣率及某些沉没成本等），市场结构也往往是复杂的。因此很难准确判断诸如等式 (8a) 是否表示有未计入交易成本，或判断 (8b) 是否显示了地区价格垄断等（参见本文第一部分关于条件 (2) 的讨论），这时往往会低估市场分隔的可能。第二，商品市场价格的调整往往需要一定时间，而平衡价界线模型不能像格兰杰因果检验那样提供有关市场调整的信息。第三，模型本身的分析功能比较弱，所提供的信息很难解释造成整合或隔离状况的结构性原因。所以，无论从可操作性还是前提假设所带来的局限来看，平衡价界线模型都有尚待完善之处。第四，市场是否完全竞争本应是需要检验的原假设 (null hypothesis) 之一，而不应是前提假设 (assumption)。

2. 在“价格+交易成本”的基础上加入贸易流动信息

如本文第一部分中所指出，对一个市场整合状况的检验是个比较复杂的过程，一般需要价格、交易成本和贸易量三个方面的信息。平衡价界线模型所存在问题的主要原因是缺乏贸易流动信息。加入贸易变量可以间接地提供

有关交易成本的信息,作为数据不足的补充。比如当价差减去观察到的交易成本为负值时,如果没有贸易,一般会认为两个市场处于隔离式均衡状态。但如果存在交易收益(相对于交易成本而言)——如防脱销收益(convenience yield)等观察不到的因素时,即使存在负利润,贸易也可能发生。再比如当价格关系处于等式(8a)的状态下,有贸易发生和没有贸易发生所表明的状态是完全不同的,前者可能反映了不完全整合或存在未计入交易成本,后者则反映了市场隔离。加入贸易流动信息还可以不受贸易定向流动或市场完全竞争前提假设的限制,比如等式(8b)是反映了完全整合还是由于地区价格垄断的出现则比较容易判断。因此贸易信息的引入扩大了我们对市场状态的理解范畴,既提高了检测结果的准确性,也为解释造成整合或隔离状况的原因提供了途径。如本文第二部分提到的,学术界第一次把价格、交易成本和贸易流动三方面信息同时放在一个模型里的是 Barrett and Li (2002),他们把贸易量分为“有”和“没有”两个类别变量,在等式(8a) — (8c)的基础上反映出本文第一部分中所界定的6种市场状态,分别算出两种贸易情况分别与三种价格关系“共同”发生的概率,⁴即表1中的 λ_1 至 λ_6 :

表1

	价差减去交易成本 >0	价差减去交易成本 $=0$	价差减去交易成本 <0
贸易量 >0	λ_1	λ_3	λ_5
贸易量 $=0$	λ_2	λ_4	λ_6

以 k_t 代表贸易量, λ_1 — λ_6 可以表述如下:

$$\lambda_1 = \text{Prob}\{R_t - b > 0 \text{ 且 } k_t > 0\},$$

$$\lambda_2 = \text{Prob}\{R_t - b > 0 \text{ 且 } k_t = 0\},$$

$$\lambda_3 = \text{Prob}\{R_t - b = 0 \text{ 且 } k_t > 0\},$$

$$\lambda_4 = \text{Prob}\{R_t - b = 0 \text{ 且 } k_t = 0\},$$

$$\lambda_5 = \text{Prob}\{R_t - b < 0 \text{ 且 } k_t > 0\},$$

$$\lambda_6 = \text{Prob}\{R_t - b < 0 \text{ 且 } k_t = 0\}.$$

由上述等式组成的状态转换系统可以表达为:

$$L = \prod_{t=1}^n \{K_t(\lambda_1 f_{t1}^+ + \lambda_3 f_{t3}^0 + \lambda_5 f_{t5}^-) + (1 - K_t)(\lambda_2 f_{t2}^+ + \lambda_4 f_{t4}^0 + \lambda_6 f_{t6}^-)\}, \quad (10)$$

这里的 K_t 为虚拟变量(dummy variable),其定义是:当 $k_t > 0$ 时, $K_t = 1$; $k_t = 0$ 时, $K_t = 0$ 。也就是说,等式(10)中的第一项包括了有贸易时的三种价格关系,第二项是无贸易状态下的三种价格关系。

⁴ 在文献中称为“共同概率模型”。

B-L 认为套利空间大于 0 时的状态 1（有贸易）显示了市场可能处于暂时非均衡，也有可能存在贸易壁垒或未计入的交易成本；套利空间大于 0 时的状态 2（无贸易）可能意味着存在贸易壁垒或未计入的交易成本；套利空间等于 0 时的状态 3（有贸易）和状态 4（无贸易）显示了市场的有效运作；有贸易和利润小于 0 时的状态 5，则意味着市场因信息或贸易合同滞后或存在交易收益而处于暂时非均衡。最后，在第 6 种状态下，利润小于 0 而没有贸易，是典型的市场分离状态下的均衡。

以显性变量形式加入贸易流动信息至少可以从下述几个方面弥补原有方法的不足。第一，可以间接地提供交易成本信息，作为对某些成本难以测量或获取的补充，降低了判断和分析检验结果的难度。比如当存在套利空间时，如果有贸易流动发生而且流动量上升，则市场处于暂时非均衡状态的可能性较大，如果没有贸易发生，则很可能有未观测到的交易成本或贸易壁垒。第二，可以不受贸易定向流动或市场完全竞争前提假设的限制。第三，贸易变化信息的加入有助于观察和分析市场的发展和变化。第四，增加了关于市场经济效率方面的信息含量。

四、结 语

毋庸讳言，我国由多年的计划经济向市场化过渡与完善是个需要相当时期探索的过程，因此科学地判断和估价实施改革开放战略以来我国市场的形成和发展、运作效率以及竞争程度方面的变化是摆在学术界——尤其是国内学术界——面前的重要课题。特别是恢复世贸组织成员国地位以后，对中国经济的市场化从主客观两方面都提出了更高的要求。市场整合分析主要研究市场间价格信息是否能够有效传导以及商品是否能够按照价值规律有效流动，因此是衡量市场化和市场效率的重要指标之一。

协整关系因其概念上接近市场整合的情形，且对数据的需求也比较简单——只要有两个市场的价格即可，所以仍被广泛使用和接受。但大量研究表明，价格整合既不是市场整合的必要条件也非充分条件，其前提假设——交易成本平稳、贸易的连续性和市场间价格关系为线性等，限制了该技术的适用范围，而且难以反映在数据样板期间可能发生的市场状态的转换，削弱了检验结果的可靠性。状态转换模型引入交易成本和贸易流动信息，在一定程度上摆脱了有关前提假设的限制，扩大了检验的适用范围，并且可以分辨样本区间可能存在的整合和非整合等不同市场状态，在提高对市场考量的准确度和增强分析结果的政策含义两方面都具有一定优势。尤其加入贸易变量后，对各种市场状态的划分更加清晰，为判别市场运行效率提供了进一步信息。但也应当指出，虽然状态转换模型作为一种市场分析方法在多数情形下有整体优势，它在了解市场之间的相互影响及其调整过程等动态分析方面尚有一

定局限,比如价格信息的流动方向和自我调整速度。本文第三部分对状态转换模型的讨论中提到, Sexton *et al.* (1991) 和 Barrett and Li (2002) 就此做了一些尝试,但仍有待进一步探索。从这个意义上讲,协整检验或格兰杰因果检验则有其方法功能上的长处。

由于我国经济仍处在转型期,市场竞争结构和市场运作过程都比较复杂,流通环节繁冗和运输瓶颈等原因也进一步导致了交易成本过高(王宪魁, 2006),这些都增加了对市场状况以及各种影响因素做出准确判断的难度,因而研究方法的选择尤为重要。加之在数据收集科学化、系统化和公开化方面和经济发达国家相比也还有一定距离,使得交易成本以及详细贸易量等时间序列数据的可获取性问题更为突出。另外,在研究我国问题时不能忽视我国现阶段的整体经济体制和结构,探索在资本与保险市场尚待完善的情况下市场整合和贸易流动与经济效率之间的关系。

参 考 文 献

- [1] Aigner, D., C. Lovell, and P. Schmidt, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 1977, 6(1), 21—37.
- [2] Ardeni, P., "Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?" *American Journal of Agricultural Economics*, 1989, 71(3), 661—669.
- [3] Baffes, J., "Some Further Evidence on the Law of One Price; The Law of One Price Still Holds", *American Journal of Agricultural Economics*, 1991, 73(4), 1264—1273.
- [4] Barrett, C., "Market Analysis Methods; Are Our Enriched Toolkits Well Suited to Enlivened Markets?" *American Journal of Agricultural Economics*, 1996, 78(3), 19—32.
- [5] Barrett, C., and J. Li, "Distinguishing between Equilibrium and Integration in Spatial Price Analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84(2), 292—307.
- [6] Baulch, B., "Transfer Costs, Spatial Arbitrage, and Testing for Food Market Integration", *American Journal of Agricultural Economics*, 1997, 79(2), 477—487.
- [7] Bierlen, R., E. Wailes, and G. Cramer, "Unilateral Reforms, Trade Blocs, and Law of One Price: MERCOSUR Rice Markets", *Agribusiness*, 1998, 14(3), 183—198.
- [8] Carter, C., and N. Hamilton, "Wheat Inputs and the Law of One Price", *Agribusiness*, 1989, 5(5), 489—496.
- [9] Engle, R., and C. Granger, "Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing." *Econometric*, 1987, 55(2), 251—276.
- [10] Enke, S., "Equilibrium among Spatially Separated Markets: Solution by Electric Analogue", *Econometrica*, 1951, 19(1), 40—47.
- [11] Faminow, M., and B. Benson, "Integration of Spatial Markets", *American Journal of Agricultural Economics*, 1990, 72(1), 49—62.

- [12] Frydman, R., "A proof of the Consistency of Maximum Likelihood Estimators of Non-linear Regression Models with Auto-correlated Errors", *Econometrica*, 1980, 48(4), 853—860.
- [13] Hamilton, J., *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- [14] 韩胜飞、戴金平, "国际商品市场中'一个价格法则'的验证: 共同概率模型和动态贸易变量", 《南开经济研究》, 2006年第2期, 第18—34页。
- [15] Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12(2—3), 231—254.
- [16] Johansen, S., and K. Juselius, "Identification of the long-run and the short-run structure: An application to the ISLM model", *Journal of Econometrics*, 1994, 63(1), 7—36.
- [17] Kennedy, P., *A Guide to Econometrics* 4th ed. Cambridge, MA: The MIT Press, 1998.
- [18] Low, A., J. Mutheswamy, and R. Webb, "Arbitrage, Co-integration, and the Joint Dynamics of Prices across Discrete Commodity Futures Auctions", *Journal of Futures Markets*, 1999, 19(7), 799—815.
- [19] Michael, P., and A. Nobay, "Purchasing Power Parity yet Again: Evidence from Spatially Separated Commodity Markets", *Journal of International Money and Finance*, 1994, 13(6), 737—757.
- [20] McNew, K., and P. Fackler, "Testing Market Equilibrium: Is Cointegration Informative?" *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 1997, 22(2), 197—207.
- [21] Newbery, D., and J. Stiglitz, "Pareto Inferior Trade", *Review of Economic Studies*, 1984, 51(1), 1—12.
- [22] Park, A., H. Jin, S. Rozelle, and J. Huang, "Market Emergence and Transition: Arbitrage, Transaction Costs, and Autarky in China's Grain Markets", *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84(1), 67—82.
- [23] Pindyck, R., "The Present Value Model of Rational Commodity Pricing", *Economic Journal*, 1993, 103(418), 511—530.
- [24] Ravallion, M., "Testing Market Integration", *American Journal of Agricultural Economics*, 1986, 68(1), 102—109.
- [25] Samuelson, P., "Spatial Price Equilibrium and Linear Programming", *American Economic Review*, 1952, 42(3), 283—303.
- [26] Sexton, R., C. Kling, and H. Carman, "Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to US Celery", *American Journal of Agricultural Economics*, 1991, 73(3), 568—580.
- [27] Shyy, G., and B. Butcher, "Price Equilibrium and Transmission in a Controlled Economy: A Case Study of the Metal Exchange in China", *Journal of Futures Markets*, 1994, 14(8), 877—890.
- [28] Spiller, P., and C. Huang, "On the extent of the market: Wholesale Gasoline in the Northeastern United States", *Journal of Industrial Economics*, 1986, 35(2), 131—145.
- [29] Stigler, G., and R. Sherwin, "The Extent of the Market", *Journal of Law and Economics*, 1985, 28(3), 555—587.

- [30] 王宪魁, “研究培育市场, 服务农民增产增收”, 《人民日报》, 2006 年 1 月 20 日。
- [31] Weinstein, M., “The Sum of Values from a Normal and a Truncated Normal Distribution”, *Technometrics*, 1964, 6, 104—105 (without some additional notes)
- [32] Yang, J., and D. Leatham, “Price Discovery in Wheat Futures Markets”, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 1999, 31(2), 359—370.
- [33] Yang, J., D. Bessler, and D. Leatham, “The law of One Price: Developed and Developing Country Market Integration”, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 2000, 32(3), 429—440.
- [34] 喻闻、黄季焜, “从大米市场整合程度看我国粮食市场改革”, 《经济研究》, 1998 年第 3 期, 第 50—57 页。
- [35] Zanas, G., “Testing for Integration in European Community Agricultural Product Markets”, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 1993, 44(3), 418—427.
- [36] 周章跃、万广华, “论市场整合研究方法——兼评喻闻、黄季焜‘从大米市场整合程度看我国粮食市场改革’一文”, 《经济研究》, 1999 年第 3 期, 第 73—79 页。

Testing Methods for Market Integration and Their Implications

SHENGFEI HAN

(*South China University of Technology*)

Abstract This paper reviews and compares two methods for testing market integration that have been mostly used in the recent literature, i. e., the co-integration test and the regime-switching model. Markets are classified into three categories: perfect integration, imperfect integration, and segmentation, and a theoretical definition is provided for each category. Our analysis indicates that “price integration” is neither necessary nor sufficient for “market integration”. The regime-switching model is more powerful in absorbing information on market conditions from all the three sources that are needed to explain market efficiency: prices, transaction costs, and trade flows, although the model is still limited in detecting dynamic aspects such as interactions between markets and the adjustment process.

JEL Classification D40, F15, C52