

农产品市场整合检定

——以台湾花卉市场为例

李皇照

(浙江大学农业现代化与农村发展研究中心, 浙江 杭州 310029)

摘要: 农产品市场效率的良劣, 关系着生产者收益, 运销商利润和消费者福利, 以及资源的配置效率。本文介绍效率市场概念和实证检定市场整合方法, 并以花卉批发市场交易价格资料为例, 实证检定市场假设和市场整合条件和类型。本研究实证资料来源, 取自台湾地区花卉批发市场每日交易行情计算机资料档。单根检定结果指出, 除台中市场外, 台北、彰化 and 台南三个花卉市场都拒绝单根虚无假说, 换言之, 样本期间这三个花卉市场交易价格资料属于定态性质。市场整合检定结果显示, 花卉批发市场间交易价格, 虽然拒绝无关性假设, 亦即花卉市场间并非属于完全区隔市场; 但花卉批发市场间的交易价格, 并不符合短期整合与长期整合条件。市场整合检定实证结果, 意味着台湾地区花卉批发市场资源配置未达最佳化。

关键词: 农产品市场; 效率市场; 整合检定

中图分类号: F224.9 **文献标识码:** A

1 前言

农产品市场是农产品或食品的集中与分散之交易中心, 它汇聚供给和需求各种力量, 形成买卖双方交易价格。而效率代表着投入与产出比之最大化。一般来说, 分析农产品市场效率性可由两种途径着手, 一为技术效率 (Technical Efficiency) 也称营运效率 (Operational Efficiency), 另一种为决价效率 (Pricing Efficiency) 又称经济效率 (Economic Efficiency)。技术效率关心的是营销职能是否能有效执行, 是否流通体系从事营销设备与工具之改善, 以及采用最佳作业程序和技术, 以最小成本完成营销活动, 而获致效率最佳化。技术效率涉及包装、加工、贮藏、运输, 以及其它实质营销活动的实际操作效率。决价效率探讨的重点, 在于市场交易价格形成机制是否公开和公平, 市场价格能否真实反映供需情形, 生产者与运销商分得比率是否合理, 渠道成员分得比率可否反映个别参与活动成员的投入贡献程度, 市场竞争态势是否趋向于完全竞争, 以及空间市场内垂直与水平市场间的价格变动是否具备整合条件。

营销技术效率的提升, 固然有助于降低流通成本, 然而, 假若决价效率无法同时提高, 生产者收益和消费者福利可能就难以均沾流通成本降低之利。如果农产品空间市场间不具备整合条件, 那么市场交易价格资讯, 将无法作为产品于市场间有效转移的运销决策指引。换言之, 生产者就无法根据市场价格资讯, 将过多产出地区的剩余产品, 合适地移转至产品缺乏地区贩售, 市场内产品交易价格波动将更为剧烈, 市场间交易价格差异亦会扩大。因此, 生产者期望能依长期比较利益专业生产, 再透过交换获得利益的行为, 也就无法实现。

本文旨在介绍农产品空间市场间整合条件检定。全文除前言外, 首先说明效率市场与市场整合检定, 其次以台湾花卉批发市场交易资料为例, 实证检定花卉市场间整合条件与类型, 最后一节为结语。

2 效率市场与整合条件检定

2.1 效率市场

效率市场的概念主要源自于股票市场，但也广泛被应用于检定外汇市场，债券市场和现货市场的效率性。Gupta 和 Muller(1982)认为农产品由于有高储藏成本与易腐性等特质，会影响市场交易价格调整速度，因此，应用效率市场理论分析农产品现货市场是可行的。

Fama(1970)指出：“一个有效率的市场，其交易价格应能充分反应所有可获得的市场信息”，按照 Fama 对效率市场的看法，主要是指“信息效率”而言。进一步，他依信息涵盖内容的程度不同，将效率市场区分为：弱式效率市场（Weak Form of Efficient Market），半强式效率市场（Semi-strong Form of Efficient Market），和强式效率市场（Strong Form of Efficient Market）三种。为了将效率市场的概念，转换为可验证的待检定假设（Testing Hypothesis），Fama(1976)对效率市场予以较严谨的定义如下：

$$\phi_{t-1}^m = \phi_{t-1} \dots\dots\dots (1)$$

$$f_m(P_t | \phi_{t-1}^m) = f(P_t | \phi_{t-1}) \dots\dots\dots (2)$$

式(1)和式(2)之符号说明如下：

ϕ_{t-1}^m : t-1 期市场用来决定 t-1 期价格的信息集合。

ϕ_{t-1} : t-1 期所有相关且可获得的信息集合。

P_t : t 期之市场交易价格。

$f_m(P_t | \phi_{t-1}^m)$: t-1 期时，市场引用信息集合 ϕ_{t-1}^m 预测次期交易价格的机率密度函数。

$f(P_t | \phi_{t-1})$: t-1 期时，市场引用信息集合 ϕ_{t-1} 所隐含次期交易价格之真正的机率密度函数。

式(1)代表着 t-1 期的市场交易价格决定所用的信息集合 ϕ_{t-1}^m 与 t-1 期时所有可提供的信息集合 ϕ_{t-1} 是一样的。式(2)表示市场决定交易价格时，能够完全地引用所有可提供的信息，从而决定出真实价格的机率密度函数。因此，式(1)和式(2)可表现出效率市场是能够引用所有可提供的信息，并完全且正确地据以决定市场交易价格。为了能实证检定效率市场假说，Fama（1970）指出两项前提条件（assumptions）是必须的：

一、市场均衡模式——公平赛局模式（Fair Game Model）

假设市场均衡模式是一公平赛局模型，市场均衡条件可用均衡期望报酬率来表示，而且均衡价格 P_{t-1} 与均衡期望报酬率之间的关系可表示为：

$$E_m(\tilde{P}_t | \phi_{t-1}^m) = [1 + E_m(\tilde{r}_t | \phi_{t-1}^m)] * P_{t-1} \dots\dots\dots (3)$$

或

$$E_m(\tilde{r}_t | \phi_{t-1}^m) = \frac{E_m(\tilde{P}_t | \phi_{t-1}^m) - P_{t-1}}{P_{t-1}} \dots\dots\dots (4)$$

式中符号说明如下：

E_m : 期望值表达式。

\sim : 表示随机变量。

\tilde{P}_t : t 时期之均衡价格。

P_{t-1} : t-1 时期之均衡价格。

\tilde{r}_{t-1} : t-1 时点至 t 时期第 t 期的报酬率, $\tilde{r}_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ 。

ϕ_{t-1}^m : 任何被市场引用来决定 t-1 期价格之有用信息的集合。

二、信息集合的内涵必须先予确定。例如：若将信息集合的内容设定为过去各期市场交易价格资讯，即可检定市场是否符合弱式效率市场条件。

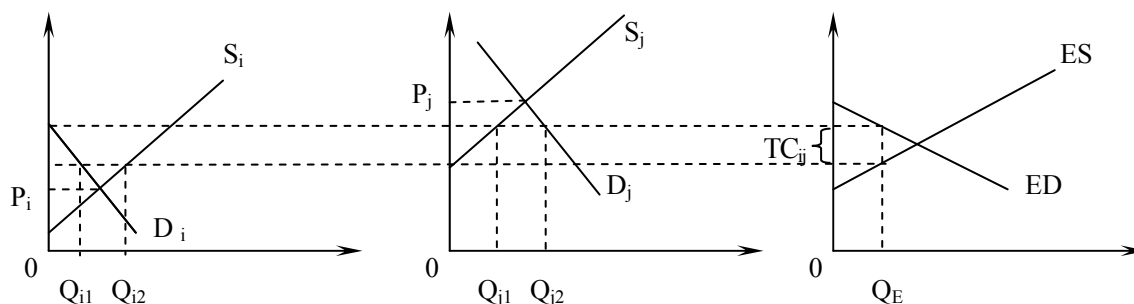
2.2 市场整合检定

一、市场整合理论

在产品同质性，消费者偏好无差异，市场资讯充分且完全公开的前提下，如果市场间没有贸易障碍和移转成本，那么各市场间的产品交易价格将会一样，这种情况称为单一价格法则 (Law of One Price, LOP)。这是因为市场间交易价格资讯完全公开，又无贸易障碍和移转成本，产品将会由交易价格低的市场，移转到交易价格高的市场，移转数量直到至两个市场的交易价格达到同样水准为止。

单一价格法则是假定空间市场内，不同市场间的移转成本为零，此一假定在现实经济世界过度严格并不符合常情。Takayama 和 Judge (1971)，在「空间市场结构均衡模型」中指出：在完全竞争市场环境前提下，市场若处于均衡条件，那么空间内不同地域市场间，同一种产品的交易价格差异应该等于不同地域市场间的移转成本。换言之，若两个地域市场间价格差异大于其市场间的移转成本，则两市场间会有产品贸易发生。反之，若两市场间交易价格等于或小于其市场间的交易价格，则市场间不会有产品贸易发生。

两个地域市场间交易模式，可用两个市场的供需图形来说明：假设 i 市场存在超额供给，j 市场存在超额需求，若两市场没有开放贸易，则 j 市场的价格高于 i 市场。两市场开放贸易后，若两市场价差小于移转成本 TC_{ij} 也不会有贸易发生；惟若两市场间的移转成本小于两市场交易价格差异时，即会有贸易发生，交易量为 $Q_E = (Q_{i2} - Q_{i1}) = (Q_{j2} - Q_{j1})$ 。两市场之交易量随着移转成本之增加而减少，当移转成本大于两市场价差时，两市场就不会有贸易发生，简绘如下图所示。



因此，不同地域市场间是否符合空间市场均衡条件，端视个别市场供给与需求函数，所决定的交易价格水准，以及两个市场间移转成本的高低。

为使空间市场均衡模型能进行实证计量分析，假设 i 市场在 t 期价格决定时，可用的信息量集合为 $\phi_i(t)$ ，j 市场在 t 期价格决定时，可用的信息量集合为 $\phi_j(t)$ ，若两个市场间价格形成具有互动性，亦即两个市场间价格形成，并非各自独立，而是具有整合性。那么，个别市场价格形成的条件分配，就可表示成： $F[P_k(t) | \phi_i(t), \phi_j(t)]$ ， $k \in \{i, j\}$ 易言之，个别市场交易价格决定时，会参考当期空间市场内各个市场可用的信息量集合。因此，若 t 时期两个市场间移转成本为 TC_{ij} ，则 t 时期两个市场间从事贸易活动的预期报酬 $E[r(t)]$ 可表示写成：

$$E[r(t)] = E\left[P_i(t) \mid \phi_i(t), \phi_j(t)\right] - E\left[P_j(t) \mid \phi_i(t), \phi_j(t)\right] - TC_{ij}$$

如果市场符合空间整合条件，那么，

$$E\left[P_i(t) \mid \phi_i(t), \phi_j(t)\right] - E\left[P_j(t) \mid \phi_i(t), \phi_j(t)\right] > TC_{ij}$$

运用空间市场均衡模型进行实证分析，必须要有两个市场之需求函数、供给函数，以及两市场间之移转成本资料。由于移转成本受制于运送交通工具不同和运送产品数量多寡的影响，实证计量处理并不容易。为解决实证探讨市场交易价格相依性问题，Monke 和 Petzel(1984)指出：「若一个市场内不同产品的价格形成行为是相关而非独立的，则此市场可称为整合性市场。」，若将此定义运用于探讨空间市场的整合性，则可观察一种产品在一个地域市场上的价格形成行为，是否独立决定，抑或是否也受到其它相关地域市场价格的影响。如果产品价格形成，在不同地域市场间具有明显的相依性，则这些不同地域市场间就具有整合性。

验证地域市场间的交易是否具有整合性，实证检定方法大都建立在空间市场均衡理论的基础上，实证资料主要为市场间的交易价格和移转成本两类时间数列资料。过去相关研究文献（如：Ardeni(1989), Baffes(1991), Alexander 和 Wyeth(1994)），实证结果显示，如果两市场间的交易移转成本，在时间历程中的变化不大，研究者尽可直接运用两市场间交易价格数列资料，验证市场价格决定的相关性。这种以价格时间数列为分析重点的检定方法主要有：Engle 和 Granger(1987)的共整合检定法、Johansen(1988)最大似似共整合检定法，以及 Ravallion(1986)的市场整合检定模式。然而，如果要法同时考量交易价格和移转成本两种资料，则另一类检定方法是应用机率论来探讨分析市场整合问题，如 Baulch(1997)提出的等值临界模型（Parity Bound Model, PBM）。

二、市场整合检定

若市场间移转成本可视为固定，那么，最简便验证市场整合的方法，是利用两个地域市场间，产品交易价格变化的关联性来检定。盖因两个市场间，若有产品贸易存在，则一个市场的交易价格变化，将会引起另一个市场相同程度的价格变化反应，因此，可计算两市场间产品交易价格之相关系数，如果相关系数具有统计显著性，就表示两个市场间的产品交易价格变动具有相依性。然而，如果仅仅利用两个变量衡量的相关系数，来做为验证市场整合性的程序，可能存在着一些限制，例如：两个市场间的交易移转成本相当高，但两个市场的产品交易价格时间数列，是同步相等且线性的受到其它因素影响，如第三种相关产品价格，在这种情形下，尽管两市场间的产品交易价格并不相关，也会出现高度相关系数值，这种现象即出现所谓的假性相关（Spurious Correlation）。

为避免采用双变量相关分析，验证市场整合性可能造成的偏误，研究者用 Engle 和 Granger(1987)，以及 Johansen(1988)提出的共整合检定方法，这两种整合检定方法，应用于非定态资料之整合性检定有其适用性。然而，如果市场交易价格资料经检定结果，为弃却具有单根特性，亦即交易价格资料属于定态性质（stationary），那么，可选择运用 Ravallion（1986）提出的整合市场计量模式方法来验证。

下面概略说明运用计量模式设定，验证农产品市场整合的检定方法。这种方法除可检定市场是否具备整合条件外，亦可检定市场的整合类型，如弱形式的短期整合（Short - run integration, weak form），强形式的短期整合（Short - run integration, strong form）；以及长期整合（Long-run integration）。

假设农产品市场 1 为中心市场，而其它农产品市场（2, 3……n）为地方区域市场，若农产品中

心市场和地方区域市场的交易价格形成，可表示写成：

$$P_1 = f_1(P_2, P_3, \dots, P_n, X_1) \dots \dots \dots (5)$$

$$P_i = f_i(P_1; X_i) \quad i=2, 3, \dots, n \dots \dots \dots (6)$$

式(5)和式(6)分别为中心市场和地域市场的价格形成方程式。式中 P_1 为中心市场的交易价格， $P_i(i=2,3,\dots,n)$ 为地方区域市场的交易价格。 $X_i(i=1,2,3, \dots,n)$ 是影响因素向量，表示影响第 i 个市场交易价格形成的特定因素。式(5)函数表示中心市场的交易价格形成，受到其它各个地域市场，和自身市场特定因素的影响；而式(6)函数表示地域市场的交易价格形成，受到中心市场和个别地域市场特定因素影响。

若欲检定市场整合性类型的不同假设条件，可将式(5)和式(6)函数加入动态因素，并改写成可验证市场整合性假设条件的动态计量模式如下：

$$P_{1t} = \sum_{j=1}^n a_{1j} P_{1t-j} + \sum_{K=2}^n \sum_{j=0}^n b_{1j}^K P_{K1-t-j} + C_1 X_{1t} + \varepsilon_{1t} \dots \dots \dots (7)$$

$$P_{it} = \sum_{j=1}^n a_{ij} P_{it-j} + \sum_{j=0}^n b_{ij}^K P_{1t-j} + C_i X_{it} + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (8)$$

式 (7) 和式 (8) 中， ε 为误差干扰项， a 、 b 、 c 为待估测的参数。

为验证市场整合性之不同假说条件，可利用式(7)和式(8)的待估测参数，加入不同的检定限制式。由于式(7)可能有不足认定 (under-identified) 的计量问题需处理，于下仅就式(8)待估测参数限制式，说明待验证市场整合性条件的假说检定方法。

(a)市场无关性 (market segmentation) 假说

该假说检定农产品中心市场的交易价格，不会影响第 i 个地域批发市场花卉交易价格，实无假说检定建立如下：

$$H_0: b_{ij}=0 \quad (j=0, 1, 2, \dots, n) \dots \dots \dots (9)$$

(b)强形式短期市场整合性假说

该假说检定农产品中心市场交易价格，会立即影响第 i 个地域市场的农产品交易价格，且无落迟性影响效果，虚无假说检定建立如下：

$$H_0: b_{i0}=1; a_{ij}=b_{ij}=0 \quad (j=1, 2, \dots, n) \dots \dots \dots (10)$$

(c)弱形式短期市场整合性假说

该假说检定农产品中心市场的交易价格，会立即影响地域市场农产品交易价格，但有落迟性影响效果，且其落迟性影响效果总合为零，虚无假说检定建立如下：

$$H_0: b_{i0}=1; \sum_{j=1}^n a_{ij} + \sum_{j=1}^n b_{ij} = 0 \dots \dots \dots (11)$$

(d)长期市场整合性假说

长期市场整合性假说，系检定市场交易价格是否趋向长期均衡，长期均衡是指市场的交易价格，在时间历程是固定的，并不会受到任何地域市场随机变动的的影响。依此，对所有 t 而言，设 $P_{1t} = P_1^*$ ，

$P_{it} = P_1^*$, 且 $\varepsilon_{it} = 0$, 那么, 式(8)就可改写成:

$$P_i^* = \frac{P_1^* \sum_{j=0}^n b_{ij} + C_i X_{it}}{1 - \sum_{j=1}^n a_{ij}} \dots\dots\dots (12)$$

因此, 验证长期市场整合性, 虚无假说检定建立如下:

$$H_0 : \sum_{j=1}^n a_{ij} + \sum_{j=1}^n b_{ij} = 1 \dots\dots\dots (13)$$

3 实证检定结果与说明

3.1 样本资料来源与概述

本文实证资料取自台湾地区四个花卉批发市场, 台北花卉产销公司, 台中花卉批发市场, 彰化田尾花卉批发市场, 和台南市综合农产品批发市场, 每日花卉交易行情资料计算机原始文件档, 研究项目系以整体花卉交易均价, 总进货量, 和总交易量为主要。样本期间自一九九六年一月一日至一九九九年十二月卅一日。由于每个市场特性不同, 供应人与承销人的交易习性不一样, 四个花卉批发市场目前的交易时间也有不同, 台北花卉市场交易时间为每日凌晨, 三个省内市场则在傍晚时段交易。

样本期间四个花卉批发市场交易总日数分别是: 台北市场 1232 天, 台中市场 1245 天, 彰化市场 1253 天, 和台南市场 1253 天。四个花卉市场每年交易日数约在 310 天左右, 详见表一所示。

表一 台湾地区花卉批发市场样本期间交易日数统计 单位: 日数

项 目	台 北	台 中	彰 化	台 南
1996年交易日	312	312	316	316
1997年交易日	308	308	312	312
1998年交易日	307	313	313	313
1999年交易日	305	312	312	312
总交易日	1232	1245	1253	1253

资料来源: 整理自花卉交易行情计算机文件档。

样本期间四个花卉批发市场平均每日进货数量和交易均价统计如表二所示。台北花卉批发市场每日平均进货数量为 104,944 把, 每把平均交易价格为 53.43 元; 台中花卉批发市场每日进货量平均为 21,395 把, 交易均价为 41.09 元; 彰化花卉批发市场每日进货量平均为 69,159 把, 每把花卉平均交易价格 47.91 元; 台南花卉批发市场每日平均进货量 44,336 把, 每把平均交易价格为 43.56 元。样本期间四个花卉批发市场进货量之分配比率大约是: 台北市场占 44%, 彰化市场占 29%, 台南市场占 18%, 台中市场占 9%。

四个花卉市场样本期间交易量价的变化趋势, 明显的存在着周期性循环和季节性变动。样本期间约有四个周期变化, 亦即每个循环周期大约为一年, 此外, 观察交易数量和交易价格两个变项趋势, 可看出两者间的变化呈现相反方向的变动关系。

表二 台湾地区花卉批发市场样本期间交易量价统计 单位: 把/每日; 元/把

年 别	项 目	台 北	台 中	彰 化	台 南
1996	平均进货量	98320	16052	64370	38416
	交易均价	54.46	41.04	49.46	45.11
1997	平均进货量	105042.33	19505.82	72052.30	46375.81
	交易均价	54.14	42.01	49.14	44.29
1998	平均进货量	106718	23663	70109	46608
	交易均价	53.44	41.50	48.31	43.54
1999	平均进货量	109837	26328	70161	46011
	交易均价	51.60	39.83	44.73	41.30
1996~1999	平均进货量	104944	21395	69159	44336
	交易均价	53.42	41.09	47.91	43.56

资料来源: 同表一。

3.2 市场整合检定结果

一、单根检定

利用四个花卉批发市场周交易平均价格资料进行单根检定, 采用 Dickey-Fuller(1979, 1981)提出的 Augmented-Dickey Fuller (ADF) 检定法, 检定模型设定为含有常数项和不含时间趋势两种模式, 写成:

$$\Delta P_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{t-1} + \sum_{j=1}^k r_j \Delta P_{t-j} + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, j \quad \dots \dots \dots (14)$$

式(14)中, Δ 为差分运算符, P_t 为交易价格时间数列, α 、 r 为参数, k 是加入被解释变量最大落属期数, ε_t 为白噪音残差项。

运用 ADF 检定方法的实证结果, 汇整详列于表三。在 $\alpha = 5\%$ 条件下, 由检定统计量 t 值和 F 值, 以及 Dickey 和 Fuller 列出的单根检定值之对应临界值, 样本期间四个花卉批发市场周交易价格时间数列资料, 除台中花卉批发市场外, 台北、彰化和台南都拒绝具有单根的虚无假设。换言之, 台北、彰化和台南三个花卉批发市场周交易价格时间数列是属定态性质资料, 并不符合弱式效率市场条件。

表三 花卉批发市场周交易价格单根检定a

市 场 别	$H_0: \alpha_1 = 0$ b	$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = 0$ c
	t 值	F 值
台 北	-3.43	5.89
台 中	-2.25	2.56
彰 化	-3.52	6.23
台 南	-3.20	5.14

a/ 检定模式: $\Delta P_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{t-1} + \sum_{j=1}^{16} r_j \Delta P_{t-j} + \varepsilon_t$

b/ 在 $\alpha = 5\%$ 下, 临界值-2.86

c/ 在 $\alpha = 5\%$ 下, 临界值 4.59

二、市场整合检定结果

前小节单根检定结果显示台北、彰化和台南三个花卉批发市场，样本期间周交易价格时间数列资料皆具有定态性质，本小节乃运用计量模式设定方法，检定花卉批发市场间的整合条件和类型。

为实证估测和检定花卉市场间整合条件和类型，本研究实证动态计量模式交易价格形成方程式设定如下：

$$P_{1t} = a_{10} + a_{11}P_{1,t-1} + a_{12}P_{1,t-2} + b_{10}^3P_{3,t} + b_{11}^3P_{3,t-1} + b_{12}^3P_{3,t-2} + b_{10}^4P_{4,t} + b_{11}^4P_{4,t-1} + b_{12}^4P_{4,t-2} + c_{11}Q_{1,t} + c_{12}Q_{1,t-1} + c_{13}N_{1,t} + c_{14}W_{1,t} + \varepsilon_{1,t} \dots\dots\dots (15)$$

$$P_{it} = a_{i0} + a_{i1}P_{i,t-1} + a_{i2}P_{i,t-2} + b_{i0}P_{1,t} + b_{i1}P_{1,t-1} + b_{i2}P_{1,t-2} + c_{i1}Q_{i,t} + c_{i2}Q_{i,t-1} + c_{i3}W_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad i=2,3 \dots\dots\dots (16)$$

式(15)和(16)中符号说明如下：

- P_{1t} ：台北花卉产销公司 t 期花卉交易均价；
- $P_{1,t-i}$ ：台北花卉产销公司 t-i 期花卉交易均价；
- Q_{1t} ：台北花卉产销公司 t 期花卉进货量（千把）；
- $Q_{1,t-1}$ ：台北花卉产销公司 t-1 期花卉成交量（千把）；
- N_{1t} ：台北花卉产销公司 t 期花卉议价比率；
- W_{1t} ：台北花卉产销公司 t 期花卉残货比率；
- P_{it} ：i 花卉批发市场 t 期花卉交易均价，
i=2，彰化田尾花卉市场，
i=3，台南综合农产品市场；
- $P_{i,t;j}$ ：i 花卉批发市场 t-j 期花卉交易均价；
- Q_{it} ：i 花卉批发市场 t 期花卉进货量（千把），i = 2, 3；
- $Q_{i,t-1}$ ：i 花卉批发市场 t-1 期花卉成交量（千把），i = 2, 3；
- W_{it} ：i 花卉批发市场 t 期残货比率，i = 2, 3。

式(16)方程式代表彰化和台南二个花卉批发市场当期交易价格，受到其本身市场前一期、前二期交易价格影响外，也受到台北花卉批发市场当期，前一期、前二期交易价格，市场本身当期和前一期花卉进货量，以及市场当期残货比率多寡等因素之影响。式(15)和式(16)计量模式设定，是属于联立方程式体系，实证估计时，采用三阶段最小平方方法（Three Stage Least Square method），估测实证模型的参数系数。

在未说明计量模型估测结果前，首先叙述这三个花卉市场间交易价格变动的相关性，俾助了解市场间交易价格的互动程度，三个市场间交易均价相关系数值计算结果显示，花卉批发市场间交易均价相关系数都在 0.75 以上，在 $\alpha=1\%$ 条件下皆具统计显著性，交易均价相关系数分别是：彰化与台南 0.90，台北与彰化 0.78，台北与台南 0.75。

表四为彰化和台南二个花卉批发市场周平均交易价格方程式回归系数估测结果汇整。交易均价

方程式估测的解释能力 R^2 皆在 0.92 左右, 显示回归方程式配适度极佳, 在 $\alpha=1\%$ 条件下, 市场本身前一期价格, 当期进货量, 前一期进货量, 台北市场当期价格, 和当期该市场残货比率等五个解释变量都达到显著性水准。

表四 花卉批发市场周交易均价方程式估测结果

解释变项	花 卉 市 场	
	彰 化	台 南
固定项 a	1.914 (1.571) ^b	0.553 (0.941)
$P_{i,t-1}$	0.375 *** (5.781)	0.305 *** (6.931)
$P_{i,t-2}$	0.072 (1.641)	0.053 (1.812)
P_{1t}	0.116 *** (2.665)	0.090 *** (7.441)
$P_{1,t-1}$	-0.031 (-1.167)	-0.014 (-1.192)
$P_{1,t-2}$	-0.041 (-1.547)	-0.019 (-1.778)
$Q_{i,t a}$	1.096 *** (13.33)	0.986 *** (27.65)
$Q_{i,t-1 a}$	-0.532 *** (-7.654)	-0.420 *** (-8.484)
$W_{i,t a}$	-1.793 *** (-10.35)	-5.576 *** (-11.07)
R^2	0.918	0.917

a/ 估计数量* 10^6

b/ 括号内数字为 t-值

***: 表示在 $\alpha = 1\%$ 下具显著性

①市场无关检定

利用式(16)二条地方区域花卉批发市场交易均价方程式估计参数系数, 进行花卉市场整合条件验证, 首先检定彰化和台南市场花卉交易均价与台北市场交易均价是独立的虚无假设, 亦即市场间具有区隔性质 (Market Segmentation)。换言之, 彰化和台南地方区域市场花卉批发交易价格形成是各自独立的, 不受台北市场花卉交易价格影响, 也就是说地方区域市场与中心市场在交易价格形成时没有互动现象。

表五是市场无关检定结果, 在 $\alpha= 1\%$ 条件下, $b_{i0}=0$ 虚无假说之检定 t 值对应的 P-值。检定统计量显示彰化和台南二个花卉市场都弃却虚无假设, 表示台北花卉产销公司当期交易价格会影响彰化和台南二个市场交易价格之形成, 亦即花卉市场间交易价格形成并非独立的。此外, 在 $\alpha= 5\%$ 条件下, 虚无假设都无法被拒绝, 换言之, 台北花卉批发市场的前一期和前二期的交易价格不会影响彰化和台南当期交易价格的形成。

表五 花卉批发市场交易价格无关检定

花卉市场	虚无假说(H ₀) _a	t 值	P-值
彰化	b ₃₀ =0	2.665	0.000
	b ₃₁ =0	-1.167	0.243
	b ₃₂ =0	-1.547	0.122
台南	b ₄₀ =0	7.441	0.000
	b ₄₁ =0	-1.192	0.233
	b ₄₂ =0	-1.778	0.075

a/ b₁₀=0 台北当期交易均价； b₁₁=0 台北前一期交易均价； b₁₂=0 台北前二期交易均价。

②整合条件检定

样本资料弃却市场间交易价格无关假说，表示台北花卉产销公司交易价格会影响彰化和台南二个市场交易价格形成，亦即市场间交易价格具有互动性。进一步验证市场整合类型，分别依短期市场整合性，弱形式短期市场整合性，以及长期市场整合性来验证。

短期整合检定系验证台北花卉市场当期交易价格是否立即影响地方区域市场当期交易价格，且落迟期的交易价格对地域市场当期交易价格没有影响效果。短期市场整合性检定结果列示于表六，检定统计值显示，在α=1%条件下，彰化和台南花卉批发市场皆弃却虚无假说，表示着样本期间彰化和台南花卉批发市场与台北市场的交易均价资料，不符合短期市场整合条件。

表六 花卉批发市场交易均价短期整合检定

花卉市场 [↙]	虚无假说(H ₀) [↙]	χ ² [↙]	P 值 [↙]
彰化 (i=3) [↙]	$\left[\begin{array}{l} b_{j0}=1, a_{ij}=b_{ij}=0 \\ i=3, 4 \\ j=0, 1, 2 \end{array} \right]$	734.92 [↙]	0.000 [↙]
台南 (i=4) [↙]		7776.20 [↙]	0.000 [↙]

响彰化和台南市场当期交易价格，且前二期落迟的交易价格对彰化和台南市场总影响效果为零。检定统计量 × 2 值显示，在α=1%条件下，彰化和台南二个花卉市场弃却虚无假说。换言之，彰化和台南花卉批发市场与台北花卉市场间交易价格资料，不满足弱形式短期市场整合条件。

表七 花卉批发市场交易均价弱形式短期整合检定

花卉市场 [↻]	虚无假说(H ₀) [↻]	χ^2 [↻]	P 值 [↻]
彰化 (i=3) [↻]	$\left[\begin{array}{c} b_{i0}=1 \downarrow \\ \sum_{j=1}^2 a_{ij} + \sum_{j=1}^2 b_{ij} = 0 \downarrow \\ i=3, 4 \quad j=1, 2 \downarrow \end{array} \right]$	455.78 [↻]	0.000 [↻]
台南 (i=4) [↻]		5810.41 [↻]	0.000 [↻]

资料来源：本研究计算。

表八为长期市场整合检定结果，长期市场整合检定主要验证，台北花卉产销公司花卉交易价格，与彰化和台南二个花卉市场的交易价格，长期间会趋于一致的均衡价格。检定统计量 χ^2 值大于在 $\alpha=1\%$ 下的临界值，代表样本资料拒绝虚无假说，表示彰化和台南二个花卉批发市场交易价格与台北花卉产销公司交易价格间，不具备长期整合条件。

表八 花卉批发市场交易均价长期整合检定

花卉市场 [↻]	虚无假说(H ₀) [↻]	χ^2 [↻]	P 值 [↻]
[↻]	$\left[\begin{array}{c} \sum_{j=1}^2 a_{ij} + \sum_{j=0}^2 b_{ij} = 1 \downarrow \\ i=3, 4 \downarrow \\ j=0, 1, 2 \downarrow \end{array} \right]$	[↻]	[↻]
彰化 (i=3) [↻]		156.09 [↻]	0.000 [↻]
台南 (i=4) [↻]		211.63 [↻]	0.000 [↻]

4 结语

农产品市场效率性的好坏，关系着生产者收益、运销商利润和消费者福利，以及资源配置效率，一直是政府农业行政单位在农产品流通体制改革的一项重点工作，亦是许多学者和研究人员关心的重要研究主题。本文介绍效率市场概念，以及市场整合的实证检定方法，主要是运用农产品中心市场和区域市场间价格形成方程式设定之计量模式，实证检定农产品市场整合条件与类型，并以台湾花卉批发市场交易价格资料为例，实证检定花卉市场间整合条件与类型。

本实证资料取自台湾地区四个花卉批发市场，每日交易行情资料计算机原始文件档。交易价格资料单根检定结果指出，四个花卉批发市场样本期间交易价格时间数列，除台中市场外，台北、彰化和台南三个市场皆拒绝单根虚无假说，换言之，这三个花卉批发市场交易代价格资料都属于定态性质。以台北为中心市场，彰化和台南两个花卉批发市场为地域市场，检定市场间整合条件，实证结果显示，地域花卉批发市场与中心市场间交易价格存在相依关系，也就是拒绝市场是无关的虚无假说，换言之，花卉市场间并不完全是区隔市场。进一步验证整合型态，检定结果指出花卉批发市场的交易价格，不符合短期整合和长期整合条件。实证的结果意味着台湾地区花卉批发市场的交易价格形成是存在着互动关系并非完全独立不相关，但市场间交易价格的变化，并不符合完全竞争空间均衡条件，市场间交易价格差异并不等于转换成本，运销商可在不同花卉批发市场间进行套利行为。换言之，台湾花卉批发市场资源配置效率尚未达到最佳化，经济效率仍改善之空间。

参考文献

- [1] Alexander C. and J. Wyeth. 1994. "Coinitegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market", *The Journal of Development Studies* [J] . 30(2): 303-28.
- [2] Ardeni, P. G.. 1989. "Does the Law Of One Price Really Hold ? ", *American Journal of Agricultural Economics*[J]. 71: 661-69.
- [3] Baffes, J. 1991. "Some Further Evidence on the Law of One Price: The Law of One Price Still Holds", *American Journal of Agricultural Economics* [J] . 73: 1263-73.
- [4] Baulch, B. 1997. " Transfer Cost, Spatial Arbitrage, and Testing for Food Market Integration", *American Journal of Agricultural Economics* [J] . 79: 477-87.
- [5] Buccola, Steven T., (1985) "Pricing Efficiency in Centralized and Noncentralized Market,"*American Agricultural Economics Association* [J] , 67:373-402.
- [6] Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1979. "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association* [J] , 74: 427-31.
- [7] Dickey, David A., and Wayne A. Fuller, (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* [J] , 74: 427-31.
- [8] Engle, R. F. and C. W. J. Granger. 1987. "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimate, and Testing", *Econometrica* [M] . 55: 251-76.
- [9] Fama, Eugene F., (1976), *Foundations of Finance* [M] , New York : Basic Books.
- [10] Faminow, M.D. and B.L. Beuson, (1990), "Integration of Spatial Markets," *American Journal of Agricultural Economics* [J] , 72: 49-62.
- [11] Gupta, S., and R. Mueller, (1982), "Analyzing the Pricing Efficiency in Spatial Markets : Concept and Application," *European Review of Agricultural Economic* [J] , 9: 301-12.
- [12] Johansen, S. 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Contral* [J] , 12: 232-54.
- [13] Monke, Eric and Jodd petzel, (1984), "Market Integration : An Application to International Trade in Cotton," *American Journal of Agricultural Economics* [J] , 66: 481-87.
- [14] Ravallion, Mortin, (1986), "Testing Market Integration," *American Journal of Agricultural Economics* [J] , 68: 102-9.
- [15] Takayama, T. and G.G. Judge, (1971), *Spatial and Temporal Price and Allocation Models*, Amsterdam : North – Holland Publishing Co.. [M]

Test on the market conformity of farm produce

the case of Taiwan's flower markets

LI Huang-zhao

(Center for Agricultural and Rural Development, Zhejiang University, Hangzhou, Zhejiang 310029, China)

Abstract: The paper introduces the notion of efficiency market, the method of testing market conformity and the conditions and types of testing hypotheses and conformity of flower wholesale markets. The demonstration data fetch from the case of Taiwan's flower markets.

Key words: farm produce market; efficiency market; conformity test

收稿日期: 2003-05-20

作者简介: 李皇照 (1957 年出生), 男, 台中县人, 博士, 台湾中兴大学行销系教授, 2003 年 3 月至 5 月浙江大学农业现代化与农村发展研究中心 (卡特) 访问学者。