

市場整合與單一價格法則的檢測： 以吳郭魚市場為例

詹滿色*

本研究應用共整合分析 (cointegration methods) 探討臺灣吳郭魚條凍全魚與國際市場的互動關係，並測試各國價格之間的市場整合和價格動態。從臺灣吳郭魚條凍全魚的消費批發市場、出口市場的供應鏈的縱向角度，觀察與美國條凍全魚進口及中國條凍全魚出口價格間的短期變動調整及長期均衡關係，並檢測市場的單一價格法則 (law of one price, LOP) 及價格的弱外生性 (weak exogeneity)。結果顯示，美國吳郭魚全魚條凍進口價格、中國出口價格、臺灣出口價格及消費批發市場價格間具有長期均衡關係。美國進口及中國出口價格具弱外生性，顯示其短期對長期均衡的調整幅度並不明顯，為市場長期均衡價格的領導者。美國進口價格、臺灣出口價格及臺灣消費的批發市場價格符合單一價格法則，隱含臺灣與美國吳郭魚市場的相對價格為常數，市場價格的變動將完整在臺灣批發、出口及美國進口市場間傳遞。不論長期價格趨勢或短期價格調整，臺灣批發、出口及美國進口、中國出口價格間有顯著的連接性，因此，國內相關政策決策單位在思維產業調整與發展策略時，應從經濟角度出發，國際競爭市場因素不能被忽略。

關鍵詞：共整合、單一價格法則、市場整合、吳郭魚

* 臺灣海洋大學應用經濟研究所副教授。電子郵件：mjan@mail.ntou.edu.tw；電話：(02) 2462-2192#5403。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 24:2(2018), 1-29。

臺灣農村經濟學會出版

I、研究動機與目的

在臺灣的養殖水產品中，吳郭魚 (Tilapia)，又稱臺灣鯛 (Taiwan Tilapia)，其年產量在臺灣養殖魚種排名第一位，很早就被視為積極開拓歐美、日、韓市場的外銷旗艦產品。臺灣吳郭魚的產量僅佔全球的 1.2% 左右，遠低於中國大陸及其他東南亞國家，但是我國吳郭魚在全球的出口市場卻在前三名之列。綜觀全球吳郭魚的產量，根據聯合國糧食及農業組織統計資料庫 (United Nations, Food and Agriculture Organization, FishStatJ) 顯示其 90% 以上來自養殖，2016 年全球吳郭魚養殖總量達 590 萬公噸，主要產區在中國 (約 186.6 萬公噸，31.6%)，其次為印尼 (118.8 萬公噸，20.1%)、埃及 (94 萬噸，15.9%)、孟加拉 (34.3 萬噸，5.8%)、菲律賓 (25.9 萬噸，4.4%) 等，前五大產區佔近八成的產量，年成長率約 3.6%，2017 年預期仍會持續提高。同年，臺灣養殖產量約為 6 萬 3,028 公噸 (1.24%)，全球排名約第 10 名。

吳郭魚屬於國際貿易市場交易熱絡的海鮮產品，其貿易形態主要有冷凍魚片 (frozen fillets)、條凍全魚 (frozen whole fish) 及裹粉魚片 (breaded fillets)。觀察 2015-2017 年全球吳郭魚的主要貿易市場的平均數據可知，冷凍魚片與條凍全魚的全球進口需求量分別約為 26 萬 2,500 公噸及 17 萬 6,700 公噸，若還原為吳郭魚原來的重量，則估計全球總進口需求約為 100 萬 6,900 公噸，約佔全球吳郭魚產量的 17%。

臺灣吳郭魚的歷年產量約在 7 萬噸上下，2017 年產量約 6 萬 3,329 公噸，產值約為 28 億 3,000 萬臺幣，約占臺灣養殖漁業產值的 8% 左右，養殖面積達 4,000 餘公頃，佔養殖漁業的總養殖面積 9.2%，僅次於虱目魚。臺灣吳郭魚主要需求市場為出口及國內消費，幾乎沒有進口，出口品項以條凍全魚及冷凍魚片的形式為主，國內消費亦以全魚消費為主。

觀察我國吳郭魚出口市場，條凍全魚的主要出口市場非常集中，2015-

2017 年平均美國約佔 60%，其次為沙烏地阿拉伯（約 11%）、澳大利亞（約 6%）及科威特（約 7%）等合計約占我國條凍全魚八成五以上的出口量。我國冷凍魚片的主要出口國也集中在美國約佔 50-60%，其次為南韓大約占 20-25%間，其他如加拿大、日本及德國等合計約占 95%以上。不論全魚條凍或是冷凍魚片，美國都是我國吳郭魚主要的出口市場，大約佔我國吳郭魚出口量的六成。

若觀察歷年出口量及產量的比例，過去我國吳郭魚的出口量大約占產量的 65%（註 1），近年來由於國際市場競爭及變化，吳郭魚出口量占產量的比例約降至 50%，一半國內消費，一半出口，由於產量穩定，出口量的下降顯示我國吳郭魚出口市場有衰退的現象，其造成可能原因有如全球吳郭魚產量成長快速，尤其東南亞國家生產成本低，與我國在國際市場形成競爭，另外，美國近年來對於進口水產品沙門氏菌的檢疫日趨嚴格，這些都可能造成出口需求下降的原因。

除了出口市場外，國內批發市場有調節市場供需的作用，由於我國吳郭魚國內消費地批發市場主要銷售的型態為全魚，約佔我國吳郭魚產量比例的二成餘，每年交易量大約為 1 萬 4,000 公噸左右。2017 年年中因國內發生吳郭魚湖泊病毒事件，致使國內消費市場交易量下降為原來的三分之二左右。觀察其平均交易價格，長期走勢與出口條凍全魚價格走向相近，交易價格自 2014 年平均每公斤 65 元高點後，持續下跌至 2017 年的 44.7 元低檔。

觀察近三年來臺灣吳郭魚產量的流向，從可掌握的出口需求量及批發市場交易量來看，平均約占產量的七成，其中年產量約 47% 出口，23% 由國內消費批發市場消費，另外約有 30% 的場外交易。出口量約有三分之二以條凍全魚型態出口，三分之一為冷凍魚片型態出口，可知臺灣吳郭魚生產量主要以全魚或條凍全魚型態在國內消費或出口，因此本研究的研究對象將以全魚及條凍全魚的市場為分析對象。

觀察表 1 之全球近三年平均（2015-2017）條凍全魚進出口量，條凍全魚的主要進口國以美國（3 萬 1,433 公噸；17.93%）最高，科特迪瓦（2 萬 9,233

公噸；16.89%)、尚比亞 (1 萬 2,308 公噸；7.03%)、墨西哥 (1 萬 1,090 公噸；6.40%) 及沙烏地阿拉伯 (1 萬 1,646 公噸；6.53%)，計佔全球進口需求的 54.42%。美國為全球吳郭魚條凍全魚的最重要的進口需求國，其來源國 70% 來自中國，20% 來自臺灣。其次，科特迪瓦共和國為近幾年來中國拓展的西非國家，其進口量的 99% 都自中國，另外尚比亞的進口量有 75% 來自中國，都未自臺灣進口，墨西哥亦然，進口量的 99% 來自中國。

表 1 近三年吳郭魚條凍全魚全球重要進出口國

		2015	2016	2017		2015	2016	2017
進口國		公噸			出口國	公噸		
排名	全球	196,915	167,562	165,565	全球	188,144	182,261	179,026
1	美國	31,029	34,637	28,633	中國	132,645	132,827	130,784
2	科瓦迪克	21,554	38,866	27,279	臺灣	19,290	18,678	20,185
3	尚比亞	11,462	10,683	14,779	越南	9,862	9,431	7,378
4	墨西哥	9,561	12,012	11,697	泰國	8,524	6,536	5,031
5	沙烏地阿拉伯	14,263	11,468	9,206	荷蘭	2,017	1,992	3,623
		占比 %				占比 %		
1	美國	15.80%	20.70%	17.30%	中國	70.50%	72.90%	73.10%
2	科瓦迪克	10.90%	23.20%	16.50%	臺灣	10.30%	10.20%	11.30%
3	尚比亞	5.80%	6.40%	8.90%	越南	5.20%	5.20%	4.10%
4	墨西哥	4.90%	7.20%	7.10%	泰國	4.50%	3.60%	2.80%
5	沙烏地阿拉伯	7.20%	6.80%	5.60%	荷蘭	1.10%	1.10%	2.00%
		單價（美元/公斤）				單價（美元/公斤）		
	全球	1.39	1.48	1.74	全球	1.99	1.91	1.88
1	美國	2.17	1.92	1.84	中國	2.11	2.01	1.96
2	科瓦迪克	1.32	1.12	1.99	臺灣	1.96	1.59	1.53
3	尚比亞	0.88	0.69	0.87	越南	1.8	1.73	1.76
4	墨西哥	1.51	1.4	1.52	泰國	1.57	1.57	1.52
5	沙烏地阿拉伯	1.74	1.57	1.45	荷蘭	2.5	2.37	2.08

資料來源：本研究整理自聯合國貿易資料庫 (United Nations Comtrade database)。

若以供應國來看，2017 年來全球條凍全魚出口量約為 17 萬 9,026 公噸，主要出口國為中國（13 萬 784 公噸；73.1%）、臺灣（2 萬 158 公噸；11.3%）及越南（7,378 公噸；4.10%），合計約佔全球條凍全魚供應量約 88%。中國為全球吳郭魚條凍全魚的最重要的出口供應國，其出口國較為分散，主要供應到美國（約 18%）、科特迪瓦（約 20%）、墨西哥及尚比亞（各約 5%）等國。其次，臺灣雖然產量僅為全球產量的 1.2%，但條凍全魚出口名列全球第二，主要供應到美國（約 60%）、沙烏地阿拉伯、澳大利亞及科威特等。越南的主要出口國為美國、沙烏地阿拉伯，多明尼加及荷蘭等國（分別約占其出口值（註 2）的 20%、12%、11% 及 9% 等）。

觀察美國市場，根據聯合國貿易資料庫的資料顯示，美國為全球條凍全魚進口量的第一位，其每年平均約進口 3 萬公噸，中國、臺灣及越南分別佔 70%、20% 及 5% 的量。2017 年進口量為 2 萬 8,633 公噸，較前一年下降約 3,500 餘公噸，主要從中國的進口量下降，臺灣維持平穩的 6,500 公噸。但其條凍全魚進口價格自 2014 年以來持續下跌，從平均每公斤 2.41 美元下降至 2017 年的 1.84 美元，中國從 2.36 元下降至 1.83 元，臺灣則從 2.56 元下降為 1.83 元，自越南的進口價格則從每公斤 2.68 美元下降至 1.90 美元，價格拉近。根據國際上對吳郭魚價格及生產成本的分析，認為吳郭魚的國際訂價遵守生產成本加成的規則，全球吳郭魚的價格呈下跌趨勢可能與吳郭魚產量提高致平均生產成本下降有關（Ramsden, 2016）。至於臺灣吳郭魚在美國市場的價格從原來較其他競爭國家為高，近年逐漸拉近的原因，是否與沙門氏菌的檢疫造成或其他臺灣吳郭魚本身品質的變化因素有關，目前尚未發現有相關研究或資訊提出原因，是另一個可探討的議題。

近年來由於美國吳郭魚進口需求有下降的傾向，全球不論是魚片或條凍全魚價格有下滑現象，由於美國為臺灣及中國主要共同的吳郭魚出口市場，無論美國的進口或中國出口價格連續下跌，是否因此連帶的影響我國出口價格、國內吳郭魚消費市場價格或產地價格，致使漁民收益直接受到影響呢？

美國進口、中國及臺灣吳郭魚出口價格之間的關係是由哪個市場主導呢？另外，以全球消費市場的觀點及國際貿易的行銷思維參與全球水產品市場的競爭，觀察我國水產品在國際市場價格的影響力亦有助於我訂定外銷策略。

從以上臺灣及全球吳郭魚供需市場的趨勢可歸納幾點：第一，臺灣吳郭魚產量雖然小，但在國際貿易市場佔有一席之地。第二，臺灣吳郭魚條凍出口市場的主要關係國在美國及中國；美國為全球最大進口需求國，中國為全球最大生產及供應國，美國進口或中國出口價格是否影響臺灣吳郭魚的價格呢？臺灣為價格跟隨者或者無關？國際市場價格的變化，是否牽引國內批發市場價格？綜合而言，本研究的目的為分析中國吳郭魚全魚條凍出口及美國進口價格與臺灣出口及消費地批發市場價格的互動關係，並檢測各價格之間是否具長期市場整合及觀察短期的價格動態關係。

過去文獻，關於吳郭魚價格市場整合分析及檢測單一價格法則（law of one price，以下簡稱 LOP）的文獻主要針對國內市場，如陳政位、楊奕農、范宇平與莊雅男（2002）以等值臨界模型分析臺灣吳郭魚在臺北及臺中兩地魚市場進行空間整合關係，陳政位、楊奕農與范宇平（2004）以等值臨界模型分析臺灣臺北、臺中兩地魚市場七星鱸、大頭鰱、草魚、虱目魚、鯉魚、鯽魚、白口、肉魚、黑鯧、白鯧、金線等十一種魚種的市場整合關係。文獻對吳郭魚國際市場價格整合分析的文章很少見，本研究主要期望能夠補充這部分的文獻。國際上關於野生捕撈和養殖魚類市場價格之間相互作用的文獻則越來越多，結果則呈現各有差異，這些文獻包含 Asche, Gordon and Hannesson（2002）、Asche, Benneer, Oglend and Smith（2012）、Bronnmann, Ankamah-Yeboah and Nielsen（2016）、Nielsen（2005）、Nielsen, Jensen, Setälä and Virtanen（2011）、Nielsen et al.（2007）及 Norman-López（2009）等。另外，由於水產品銷售在整個轉送的過程中，經運銷商將產品由生產者移轉到消費者手中，運銷商因業務關係需面對生產及批發兩大市場，價格傳遞主要探討產品之產地、批發及零售或出口各市場價格之間相互影響關係，分

析各級市場價格的調整方向，價格調整方向不同，所運用的價格策略也不相同。這部份的文獻如 Guillotreau (2004) 以價差及價格傳遞模型分析在鮭魚養殖革命 (salmon farming revolution) 對歐洲漁業的影響；Asche, Bremnes and Wessells (1999) 則分析世界鮭魚價格間的關係及價格整合的結構。其他與價格傳遞的相關文獻如王若愚、張呈徽、李仁耀與林啟淵 (2015) 以 GARCH (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)、exponential GARCH 與 Glosten, Jagannathan and Runkel (1993) 所提出之 GJR-GARCH 模型分析臺灣毛豬價格的連動性，黃淑卿與吳致寧 (2005) 以單根檢定驗證臺灣地區毛豬價格的 LOP。國際上如 Abdulai (2002) 以門檻共整合模型分析瑞士豬肉市場的價格不對稱傳遞。其他相關文獻如：Gordon, Salvanes and Atkins (1993)、Bose and Mcilgorm (1996)、Gordon and Hannesson (1996)、Jaffry, Pascoe, Taylor and Zabala (2000)、Gonzales, Guillotreau and Grel (2002) 及 Garcia and Salayo (2009) 等。最近的兩篇文章 Ankamah-Yeboah, Ståhl and Nielsen (2017) 及 Ankamah-Yeboah and Bronnmann (2018) 則分析歐洲及德國冷水及溫水蝦類的價格整合關係，前者結果價格具整合性且 LOP 成立，德國的部分則在某些品項成立。

為分析臺灣吳郭魚條凍全魚與國際市場的互動關係、市場整合和價格動態，本研究將從臺灣批發市場、出口市場的條凍全魚供應鏈的縱向角度，觀察與臺灣市場相關的國際重要進出口國，即與中國條凍全魚出口及美國條凍全魚進口價格間的短期調整與長期均衡關係。為達成以上目的，本研究首先利用 Granger (1981)、Granger and Weiss (1983) 及 Johansen (1988) 提出共整合分析 (cointegration methods) 探討各國價格之間是否存在長期均衡關係，以向量誤差修正 (vector error corrected, 以下簡稱 VEC) 模型分析價格間的短期連動效果。並進行兩種檢定，其一為利用 Asche et al. (1999) 提出方法檢測多市場 LOP，Ankamah-Yeboah and Bronnmann (2018) 價格的弱外生性 (weak exogeneity) 的檢定以識別其一市場價格是否外生於價格的長期整合關係。

II、研究方法

2.1 單一價格法則

經濟學家如 Marshall (1947) 闡述市場價格間的關係以 LOP 說明，認為在控制交通運輸（距離的差異）及品質（產品差異）造成的價格可能差異後，價格將趨向一致。最常用來表達 LOP 的式子：

$$\ln p_{1t} = \beta_1 + \ln p_{2t} \quad (1)$$

其中， p_{1t} 及 p_{2t} 分別代表兩市場產品的價格，當 $\beta_1 = 0$ 時表示兩市場價格完全相同，在 LOP 假設之下，當距離成本且交易費用為零時，同樣的貨物無論在何地銷售，其價格應都相同，此為絕對單一價格法則（strict version of LOP）。當 $\beta_1 \neq 0$ 時，兩價格間為比例關係，比例的大小會因交通成本或品質差異而有差異，此為弱單一價格法則（weak version of LOP）。假若兩市場價格之間的長期關係式表示如下：

$$\ln p_{1t} = \beta_1 + \beta_2 \ln p_{2t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中， p_{1t} 及 p_{2t} 分別代表同一個產品在不同市場的價格，譬如 p_{1t} 代表吳郭魚在台灣的价格， p_{2t} 為在美國的价格。 β_2 代表兩價格間的長期關係，當 $\beta_2 = 1$ 表示 LOP 成立，即相對價格為常數，表示兩者為完全替代品。當 $\beta_2 \neq 1$ 時表示兩價格間沒有關係，當 $0 < \beta_2 < 1$ 時，兩產品不完全替代。 β_1 則捕捉了交通運輸及品質等空間及產品差異造成的價格差異。若價格是以不同貨幣表示，則匯率可包含為外生影響因子（Richardson, 1978）；交通運輸成本亦可以外生變數處理，價格的落遲項則可分析短期及長期市場的整合（Ravallion, 1986; Goodwin, Grennes, & Wohlgenant, 1990）。

兩價格變數間的 LOP 關係亦可擴充至多變數，Asche et al. (1999) 以多個市場價格的共整合分析解釋並檢定多市場價格的 LOP，其說明若市場價格

間存在共整合關係，且若 LOP 成立，則兩兩市場價格間必然符合 LOP，因此可利用此原理進行多市場價格的 LOP 檢定。其他有關 LOP 的實證文獻如 Isard (1977)、Richardson (1978)、Protopapadakis and Stoll (1983)、Stigler and Sherwin (1985)、Milone (1986)、Vinuya (2007) 及 Ankamah-Yeboah and Bronnmann (2018) 等。

2.2 共整合分析

由於式(1)為市場價格間存在的長期關係，Ravallion (1986) 則進一步加入市場價格間的短期動態調整項，將式(1)擴充至多市場間的價格關係，並以向量自我迴歸 (vector autoregression, 以下簡稱 VAR) 模型表示價格間的關係。若假設有 k 個市場，則價格向量 $\mathbf{p}_t$ 間落遲 h 期的 VAR 模型 VAR(h) 可表示為：

$$\mathbf{p}_t = A_1 \mathbf{p}_{t-1} + A_2 \mathbf{p}_{t-2} + \cdots + A_h \mathbf{p}_{t-h} + \mu + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中， $\mathbf{p}_t$ 為一 $k \times 1$ 的 k 個市場價格的向量， A_i 為被估計的 $k \times k$ 的係數矩陣， μ 為常數項，誤差項 ε_t 則為 $k \times 1$ 的向量，且 ε_t 服從期望值為 0，變異數為 Σ_ε 之常態分配。式(3)代表價格具有動態性，價格的落遲項可影響當期的價格。由於式(3)僅成立於當價格為定態 (stationary) 時，若價格為非定態 (nonstationary) 時，則 Engle and Granger (1987) 共整合分析可用以說明價格之間可能存在的長期關係。共整合分析的概念乃基於非定態但整合次數 (integrated order) 皆為 d 的 $I(d)$ 時間序列變數，若其線性組合為定態，則價格之間可能存在共整合關係。Johansen (1988) 以共整合檢定檢測共整合關係式的存在性，若共整合長期均衡關係存在，則可將多變數價格間的關係式 VAR 模型轉換為誤差修正模型 (error corrected model, 以下簡稱 ECM)。則式(3)經參數重整 (reparameterized) 可改寫為：

$$\Delta \mathbf{p}_t = B_1 \Delta \mathbf{p}_{t-1} + B_2 \Delta \mathbf{p}_{t-2} + \cdots + B_{h-1} \Delta \mathbf{p}_{t-h+1} + \Pi \mathbf{p}_{t-h} + \mu + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中， $B_i = -I + A_1 + A_2 + \cdots + A_i$ ， $\Pi = -I + A_1 + A_2 + \cdots + A_h$ 。 Π 的秩 (rank) 的次數決定價格間線性組合為定態的組數，若 $\text{Rank}(\Pi) = r$ ，當 $r = k$ 時，則 $\mathbf{p}_t$ 為定態序列，若 $r = 0$ 時，則沒有任何一組價格間的線性組合為定態。若 $0 < r < k$ ，則 $\mathbf{p}_t$ 可能為 $I(1)$ ，則式(4)將包含 r 列共整合向量，亦即表示存在 r 組價格間的線性組合使 $\mathbf{p}_t$ 經轉換而成定態序列。在此狀況下，存在 r 組 β 向量使 $\beta' \mathbf{p}_t$ 為定態，並以 $\Pi = \alpha \beta'$ ， β 稱為共整合向量， α 為調整參數，兩者均為 $k \times r$ 的矩陣 (Engle & Granger, 1987)。則式(4)可寫為：

$$\Delta \mathbf{p}_t = B_1 \Delta \mathbf{p}_{t-1} + B_2 \Delta \mathbf{p}_{t-2} + \cdots + B_{h-1} \Delta \mathbf{p}_{t-h+1} + \alpha(\beta' \mathbf{p}_{t-h}) + \mu + \varepsilon_t \quad (5)$$

若將價格間在第 $t-1$ 期時長期均衡的關係寫為 $\beta' \mathbf{p}_{t-1} = \mathbf{e}_{t-1}$ ，其中 $\mathbf{e}_{t-1}$ 為第 $t-1$ 期的均衡誤差，當均衡誤差 $\mathbf{e}_{t-1}$ 為 0 時， $\beta \mathbf{p}_{t-1}$ 位於價格間的長期均衡，當均衡誤差 $\mathbf{e}_{t-1}$ 不為 0 時，稱其為價格自長期均衡關係偏離的誤差修正項。則常見的 VEC 模型即為：

$$\Delta \mathbf{p}_t = B_1 \Delta \mathbf{p}_{t-1} + B_2 \Delta \mathbf{p}_{t-2} + \cdots + B_{h-1} \Delta \mathbf{p}_{t-h+1} + \alpha(\mathbf{e}_{t-1}) + \mu + \varepsilon_t \quad (6)$$

因此，式(6)表示第 t 期價格的變動 $\Delta \mathbf{p}_t$ 為短期價格的變動量加上前一期價格自長期均衡關係偏離的誤差修正項，式(6)ECM 可利用最大概似法 (maximum likelihood estimation) 估計其估計參數，Johansen 共整合檢定則以概似比檢定 (likelihood ratio tests) 的跡 (trace) 及最大特性根 (maximum eigenvalue) 檢定價格間的共整合向量的組數及共整合關係 (Johansen, 1988)。

另外，若多市場價格符合 LOP，則所有價格必然兩兩價格間具有共整合長期關係及符合 LOP。由於 k 個市場價格，最多可能有 $k-1$ 組共整合向量，此時每一組共整合向量僅包含兩個價格變數，則若兩兩價格間的 LOP 成立，則下式 β 矩陣 ($k \times (k-1)$) 每一行縱向的係數和為 0 必須成立 (Asche et al., 1999)：

$$\beta = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ -1 & 1 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & \cdots & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & -1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

III、資料說明與實證模型設計

3.1 資料來源及敘述統計

由於臺灣吳郭魚的產銷多由產地經販運商送至消費的批發市場價格，或送至加工廠加工成條凍全魚或魚片出口，其銷售型態，在國內消費的批發市場以整條魚的型態販售、出口市場以條凍全魚及大規格的魚片為主。由於全魚及條凍全魚是臺灣吳郭魚生產銷售的主要型態，本研究將分析吳郭魚的國內消費的批發市場價格及出口價格，中國出口價格及美國進口價格間的長期均衡及短期動態關係。由於中國的資料僅公布至 2018 年 3 月，故本研究之研究期間為 2007 年 1 月至 2018 年 3 月之月資料計有 135 期月資料，其中，消費地批發價格資料來自臺灣漁產品全球資訊網，單位：元/公斤，以匯率轉匯成美元/公斤；各國進出口價格資料來自聯合國貿易資料庫，單位：美元/公斤。

圖 1 顯示在 2007 年 1 月至 2018 年 3 月間台灣吳郭魚消費地批發價格、條凍全魚出口及中國出口、美國進口價格的趨勢圖，表 2 及表 3 則為各價格變數月資料之年平均的敘述統計值及相關係數。圖 1 顯示國內吳郭魚消費批發價格、條凍全魚出口及中國出口、美國進口價格的最低點分別出現在 2007 年的後半年、2010 年前半年、2013 年的前半年及 2017 年的前半年；最高點則分別出現於 2008 年的前半年、2011 年的年中、2014 年的前半等，

價格之間的長期走勢趨近一致，如 2007 年中期、2009 年底、2012 年中下期、2016 年底大約在價格的低點，2008 年中期、2011 年中期、2014 年的中期等大約在價格高點，顯示價格之間長期可能存在共整合的現象。

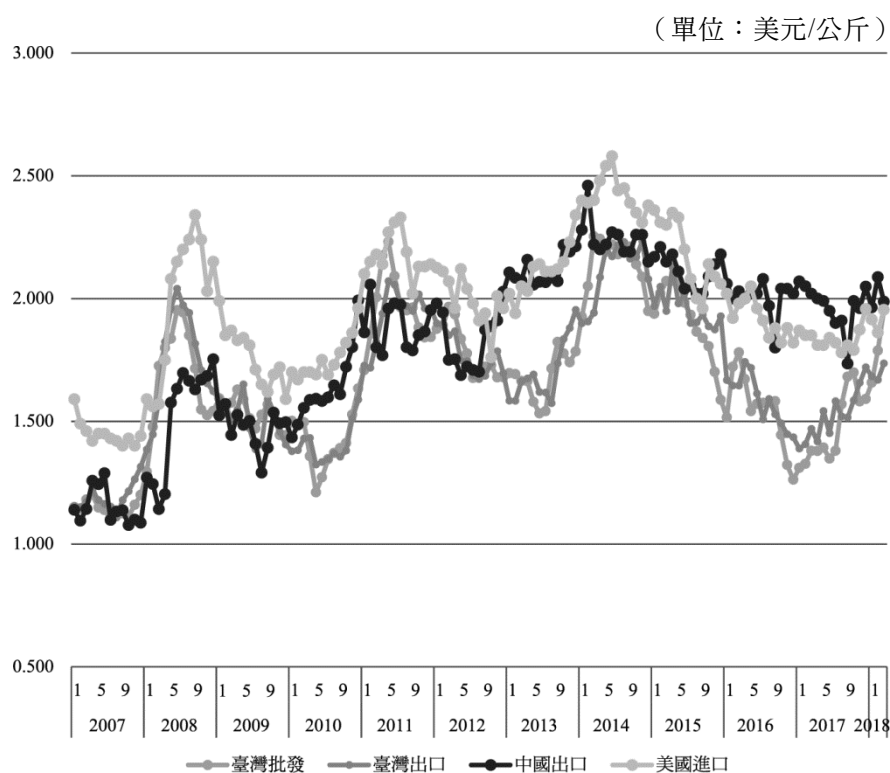


圖 1 2007 年 1 月至 2018 年 3 月吳郭魚的臺灣消費地批發價格、臺灣條凍全魚出口價格、中國條凍全魚出口及美國條凍全魚進口價格趨勢

資料來源：消費地批發價格資料整理自臺灣漁產品全球資訊網，貿易資料來自聯合國貿易資料庫。

過去臺灣養殖業者間有三年一個價格循環週期的說法，大致說明了如圖的價格趨勢，但 2014 年中期之後的價格高點似乎至今尚未出現。以上各價格的趨勢及統計量似可看出臺灣吳郭魚國內價格、出口價格與國際價格間有同向上或向下的趨勢，但其關係為何，則需進一步探討。

表 2 2007 年 1 月至 2018 年 3 月各市場價格的敘述統計

單位：美元/公斤

平均	臺灣批發市場	臺灣出口	中國出口	美國進口
2007	1.15	1.19	1.15	1.45
2008	1.68	1.75	1.51	1.99
2009	1.54	1.51	1.47	1.76
2010	1.42	1.40	1.63	1.75
2011	1.96	1.93	1.89	2.17
2012	1.79	1.77	1.83	2.00
2013	1.68	1.70	2.12	2.11
2014	2.14	2.11	2.25	2.43
2015	1.91	1.96	2.11	2.18
2016	1.55	1.59	2.01	1.92
2017	1.47	1.52	1.97	1.84
2018	1.80	1.70	2.01	1.91
總平均	1.665	1.676	1.817	1.964
標準差	0.293	0.276	0.335	0.277
最高點	2.253	2.234	2.460	2.580
最低點	1.112	1.108	1.077	1.400

資料來源：本研究整理。

表 3 各價格變數的相關係數

	臺灣批發市場	臺灣出口	中國出口	美國進口
臺灣批發市場	1			

臺灣出口	0.9395 (0.0000)***	1		

中國出口	0.6371 (0.0000)***	0.6854 (0.0000)***	1	

美國進口	0.8649 (0.0000)***	0.9053 (0.0000)***	0.7940 (0.0000)***	1

資料來源：本研究整理。

註：此為 Pearson 相關係數，括號內為 p 值，其為 $\text{prob}>|r|$ ，在 $H_0: \rho=0$ 。

3.2 實證模型設計

由於採用之資料期間較長，期間可能包含無法預測的外生衝擊或是重大的經濟事件，而這些外生衝擊或是重大的經濟事件發生時，勢必對價格變數產生影響，因此，本研究將「結構轉變」納入模型考慮，應用 Quandt-Andrews 結構性轉變檢定法，此法為在未知結構轉變點下來確認資料的結構轉變特徵，以減低因任意選取結構轉變點而對估計結果可能帶來誤判的機率。在時間序列模型的設定上，加入一虛擬變數 D ，以擷取結構變化可能對價格造成的影響，並假設同時影響截距項及斜率，則吳郭魚各價格之間的 h 階 VAR 模型式(3)可改寫為：

$$p_{it} = \alpha_{0i} + \sum_{k=1}^h \sum_{j=1}^4 \alpha_{ijk} p_{j,t-k} + \alpha_{Di} D_t + \sum_{k=1}^h \alpha_{Dik} (D_t \cdot p_{i,t-k}) + e_{it} \quad (8)$$

$i, j = 1, 2, 3, 4$

其中， p_1 、 p_2 、 p_3 及 p_4 分別代表吳郭魚之美國進口價格 (p_{us}^{im})、臺灣消費批發價格 (p_{tw}^{wh})、出口價格 (p_{tw}^{ex}) 及中國出口 (p_{ch}^{ex})，且各價格變數均已取對數 (log)。 α_{0i} 為各價格方程式的截距項。 h 代表落遲期數。 α_{ijk} 、 α_{Di} 及 α_{Dik} 分別代表待估計參數。 D_t 代表第 t 期因結構變化而設立的虛擬變數。 e_{it} ， $i = 1, 2, \dots, 4$ 為隨機誤差項，服從期望值為 0、變異數為 Σ_e 之常態分配。若價格為 $I(1)$ 的非定態序列，在四個市場價格下，則 Rank (Π)= r 的值可能為 1, 2, 或 3，依 Johansen 共整合檢定，四個價格變數的線性組合可能有一至三組。則吳郭魚各市場價格之間的動態關係 ECM 可改寫為：

$$\Delta p_{it} = \alpha_{0i} + \sum_{m=1}^r \pi_{im} EC_{m,t-1} + \sum_{k=1}^{h-1} \sum_{j=1}^4 \alpha_{ijk} \Delta p_{j,t-k} + \alpha_{Di} D_t + \sum_{k=1}^h \alpha_{Dik} (D_t \cdot p_{i,t-k}) + e_{it} \quad (9)$$

$i, j = 1, 2, 3, 4; m = 1, \dots, r$

其中， $EC_{m,t-1}$ 為在 $t-1$ 期自第 m 條長期均衡式偏離的誤差修正項，可寫成

$$EC_{m,t-1} = p_{1,t-1} - \beta_{m0} - \beta_{m2}p_{2,t-1} - \beta_{m3}p_{3,t-1} - \beta_{m4}p_{4,t-1} \quad (10)$$

其中， π_i 代表各價格間與長期均衡關係的調整係數。該係數亦可用以檢定該價格應變數是否具弱外生性，如果接受 $H_0: \pi_i = 0$ ，表示產品 i 價格不隨著長期均衡式調整，故外生於各價格間的長期均衡關係。另外，當均衡誤差 $EC_m = 0$ 時，則價格間長期均衡共整合方程式為：

$$p_1 = \beta_{m0} + \beta_{m2}p_2 + \beta_{m3}p_3 + \beta_{m4}p_4 \quad (11)$$

其中， $m=1, \dots, r$ 。當各價格間存在長期共整合關係，且若 LOP 成立，則兩兩市場價格間必然符合 LOP，則可利用兩兩價格變數成對（pairwise）的共整合檢定之，且當式(7)成立時，LOP 成立（Asche et al., 1999）。

IV、實證結果與討論

4.1 單根檢定與共整合分析

在估計時間序列實證模型前，需對變數性質做前置檢測，首先為檢定各價格變數是否均為定態之單根檢定，原始資料進行單根檢定（有截距項、趨勢及結構變化）的結果顯示各變數均存在單根，再經一階差分後（具截距項）所有價格變數在 1% 的顯著水準下均顯示拒絕有單根的虛無假設，其結果如表 4，故知各變數均為非定態但整合次數皆為 1 的 $I(1)$ 序列，各變數間可能具有共整合關係。

在假設模型為一 h 階向量自我迴歸式後，由於以 2016 年中臺灣爆發湖泊病毒事件，在 VAR 實證模型設定假設 2016 年 7 月為結構變化點，即 2007 年 1 月至 2016 年 6 月設為 0，結構轉變點之後（2016 年 7 月至 2018 年 3 月）設為 1，以觀察湖泊病毒事件對各市場價格的影響。VAR 模型的估計結果顯

表 4 各價格變數的單根檢定結果

變數	Augmented Dickey-Fuller Test				
	原始變數			一階差分	
	t-Statistics	Prob.*	結構變化點	t-Statistics	Prob.*
臺灣批發價格	-3.7796	0.5137	2016 年 7 月	-7.4937**	< 0.01
臺灣出口價格	-3.0389	0.8993	2014 年 2 月	-10.2083**	< 0.01
中國出口價格	-4.1808	0.2691	2013 年 9 月	-14.0024**	< 0.01
美國進口價格	-3.1972	0.8462	2012 年 10 月	-11.2887**	< 0.01

資料來源：本研究整理。

註：1. 具有截距及趨勢的單根檢定式 (augmented Dickey-Fuller test) 為估計下式：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + r y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t$$

落遲項 p 期的選擇須保證誤差項 ε_t 為白噪音 (white noise)。並檢定 $H_0: r=0$, $H: r<0$ ，若拒絕 $H_0: r=0$ ，表示無單根現象，表序列 y_t 為定態。由於若虛無假設成立，序列 y_t 為非定態，故此單根檢定以 MacKinnon, Haug and Michelis (1999) 提供的臨界值檢定之。

2. * 表示 MacKinnon et al. (1999) 的 p-values。

3. ** 表示皆具有 5% 的顯著水準。

示，不論以 FPE (final prediction error)、AIC (Akaike information criterion)、SC (Schwarz information criterion) 及 HQ (Hannan-Quinn information criterion) 等判定準則，均顯示吳郭魚各市場價格的 VAR 模型皆發現其最佳落後期數為兩期的 VAR(2)。在 VAR(2) 下，運用 Johansen 共整合檢定方法，以跡檢定 (trace test) 與最大特性根檢定兩種統計量進行檢定共整合向量個數，跡檢定及最大特性根檢定結果均顯示，在假設共整合方程式具有截距的情況下，拒絕吳郭魚各市場價格在 5% 顯著水準沒有共整合向量的假設，但無法拒絕至多一個共整合向量的虛無假設，由此推斷出吳郭魚各市場價格有一組共整合向量存在 ($r=1$)，亦即四個價格間存在有一組長期同步均衡變動關係，Johansen 多變數共整合檢定結果如表 5 所示。其結果亦顯示吳郭魚全魚條凍

各價格間的長期均衡關係式(12)可表示為：

$$p_{tw}^{ex} = 0.5335p_{tw}^{wh} + 0.0637p_{ch}^{ex} + 0.3776p_{us}^{im} - 0.0496 \quad (12)$$

t-value (9.0401)*** (1.3915) (4.3304)*** (-1.3349)

表 5 臺灣出口、臺灣批發、美國進口及中國出口價格多變數的 Johansen 共整合檢定結果

Unrestricted Cointegration Rank Test				
虛無假設 共整合組數	Trace Statistic	Prob. **	Max-Eigen Statistic	Prob. **
None	62.9153 *	0.0067	32.0878 *	0.0171
At most 1	30.8275	0.1371	16.1480	0.2879
At most 2	14.6795	0.2453	8.8603	0.4489
At most 3	5.8192	0.2052	9.1645	0.2052

資料來源：本研究整理。

註：1. 跡檢定及最大特性根檢定均顯示在 5% 的顯著水準下，無法拒絕至多一組共整合方程式。

2. * 代表在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

3. ** 為 MacKinnon et al. (1999) 的 p-values。

此結果顯示，各價格在長期具有替代性，且在長期均衡時，美國進口價格及臺灣消費批發市場價格對台灣出口價格有顯著正向關係，當國內消費的批發市場價格或美國進口價格上升 1% 時，我出口價格可分別上升 0.5335% 或 0.3776%。與中國出口價格有不顯著的正向關係。

由於所有價格間存在一組長期共整合關係存在，則 LOP 的檢定，首先以兩兩變數的雙變數 (bivariate) Johansen 共整合檢定之，即分析臺灣批發與臺灣出口價格、臺灣出口與美國進口價格及美國進口與中國進口價格等兩兩雙變數的共整合 Johansen 檢定，若兩價格變數間存在一組共整合向量，則藉由估計受限及未受限的雙變數 ECM，並以式(7)為限制式，雙變數的共整

合向量 β 為 2×1 的參數矩陣，以概似比檢定式(7)虛無假設是否成立，當虛無假設成立時，則兩價格服從 LOP。雙變數的共整合檢定及 LOP 的概似比檢定的結果如表 6 的前三欄所示。

表 6 各市場價格變數間 Johansen 共整合檢定結果

市場價格	臺灣出口 /臺灣批發		臺灣出口 /美國進口		美國進口 /中國出口		臺灣出口/臺灣批發 /美國進口	
	統計量	prob	統計量	prob	統計量	prob	統計量	prob
Trace								
Rank=0	45.6774*	0.0000	23.3221*	0.0184	10.9412	0.2151	59.8189*	0.0000
Rank=1	7.7353	0.0927	6.3439	0.1658	4.2501*	0.0392	20.7417*	0.0429
Rank=2	-	-	-	-			7.3444	0.1094
Max-Eigen								
Rank=0	39.9422*	0.0000	16.9782*	0.0337	6.6907	0.5263	39.0773*	0.0001
Rank=1	7.7353	0.0927	6.3439	0.1658	3.8415*	0.0392	13.3973	0.1186
Rank=2	-	-	-	-			7.3444	0.1094
LOP:								
LR-stat	0.2092	0.6473	0.0047	0.9455	-	-	0.4058	0.8163

資料來源：本研究整理。

註：*代表在5%的顯著水準下，拒絕虛無假設。此機率值為 MacKinnon et al. (1999) 的 p-values。

表中第一及第二欄顯示：Johansen 共整合檢定顯示在 5%的顯著水準下無法拒絕臺灣批發與臺灣出口價格、臺灣出口與美國進口價格均各有一組共整合向量；LOP 的概似比檢定量自由度為 1 的卡方檢定量，在 5%的顯著水準的卡方檢定的臨界值為 3.841，顯示均無法拒絕虛無假設。故臺灣批發與臺灣出口價格及臺灣出口與美國進口價格均符合 LOP。表中第三欄顯示：美國進口價格與中國出口價格拒絕至少有一組共整合方程式，故美國進口價格與中國出口價格兩價格找不到共整合關係，由於兩價格亦非定態序列，是以 LOP 不成立。

由於臺灣批發與臺灣出口價格、臺灣出口與美國進口價格兩兩之間具有共整合關係並符合 LOP，因此，以三變數的 Johansen 共整合檢定三個價格間的共整合關係及檢定是否符合 LOP。結果列於表 6 的第四欄，表中顯示：在 5% 的顯著水準下，無法拒絕至多有二組共整合向量，在 β 為 3×2 的參數矩陣下，LOP 的概似比檢定量自由度為 2 的卡方檢定量，在 5% 的顯著水準的卡方檢定的臨界值為 5.9915，顯示無法拒絕 LOP 虛無假設，是以臺灣批發、臺灣出口價格及美國進口價格間符合 LOP。且兩兩價格間的共整合關係為： $p_{tw}^{wh} = -0.005735 + p_{tw}^{ex}$ 及 $p_{tw}^{ex} = -0.151982 + p_{us}^{im}$ 。由於價格已取對數，經還原為價格變數後，兩兩價格間相對價格的比例關係為：

$$p_{tw,ex}^0 = 1.005751 p_{tw,wh}^0; p_{us,im}^0 = 1.1641 p_{tw,ex}^0 \quad (13)$$

其中， $p_{us,im}^0$ 、 $p_{tw,ex}^0$ 及 $p_{tw,wh}^0$ 分別表示美國進口價格、臺灣出口價格及臺灣消費的批發市場的（原始）價格。

綜合而言，應用 Johansen 共整合檢定顯示，在 2007 年至 2018 年 3 月間，美國吳郭魚全魚條凍進口價格、中國出口價格、臺灣出口價格及消費批發市場價格間具有一組長期均衡關係，但僅美國進口價格、臺灣出口價格及臺灣消費的批發市場價格符合 LOP。中國出口價格與美國進口價格不服從 LOP。

4.2 向量自我迴歸模型的結果

利用 VAR 模型可分析臺灣批發市場價格、條凍全魚出口價格及中國條凍全魚出口價格、美國進口價格間的短期連動及傳遞效果。在單根檢定均具單根及最佳落遲長度為二期下，以 Johansen 共整合檢定具一組共整合方程式，以 VEC 模型的估計結果如表 7 所示。

表 7 市場價格間誤差修正模型的估計結果

	$\Delta p_{us,t}^{im}$	$\Delta p_{tw,t}^{wh}$	$\Delta p_{tw,t}^{ex}$	$\Delta p_{ch,t}^{ex}$
$EC_{,t-1}$	-0.00089 [-0.94240]	-0.00400 [-3.86074]***	0.00197 [2.00832]**	-0.00015 [-0.10808]
$\Delta p_{us,t-1}^{im}$	-0.28064 [-2.93728]***	0.18477 [1.75881]*	0.05143 [0.51638]	0.27133 [1.92784]**
$\Delta p_{us,t-2}^{im}$	-0.00405 [-0.04712]	0.11648 [1.23316]	0.07437 [0.83045]	0.06692 [0.52877]
$\Delta p_{tw,t-1}^{wh}$	0.13239 [1.39687]	0.83802 [8.04192]***	0.43719 [4.42505]***	0.03199 [0.22917]
$\Delta p_{tw,t-2}^{wh}$	0.16061 [1.40003]	0.00399 [0.03165]	0.11197 [0.93630]	-0.10175 [-0.60211]
$\Delta p_{tw,t-1}^{ex}$	0.33032 [3.28643]***	-0.27904 [-2.52497]**	-0.08164 [-0.77915]	0.43082 [2.90981]***
$\Delta p_{tw,t-2}^{ex}$	0.18991 [2.09122]**	-0.10835 [-1.08511]	0.05002 [0.52841]	0.14328 [1.07105]
$\Delta p_{ch,t-1}^{ex}$	0.06718 [0.97165]	-0.06518 [-0.85735]	-0.02499 [-0.34668]	-0.30180 [-2.96315]***
$\Delta p_{ch,t-2}^{ex}$	-0.02905 [-0.44122]	-0.04290 [-0.59249]	-0.12330 [-1.79613]*	-0.16567 [-1.70785]*
C (常數項)	0.00091 [0.26018]	0.00357 [0.93182]	0.00088 [0.24302]	0.00500 [0.97481]
D	0.14416 [0.59383]	-0.00575 [-0.02153]	0.12607 [0.49819]	0.08267 [0.23118]
$D \times p_{tw,t-1}^{wh}$	-0.19903 [-0.91372]	-0.27212 [-1.13621]	-0.44033 [-1.93919]*	-0.18617 [-0.58021]
$D \times p_{tw,t-2}^{wh}$	0.36154 [1.68555]*	0.13871 [0.58813]	0.61833 [2.76530]***	0.46012 [1.45623]
$D \times p_{tw,t-1}^{ex}$	-0.18252 [-0.70828]	0.53004 [1.87062]*	-0.40808 [-1.51902]	-0.70665 [-1.86150]*
$D \times p_{tw,t-2}^{ex}$	0.24870 [0.81451]	0.29822 [0.88830]	0.37766 [1.18649]	0.06765 [0.15041]

表 7 市場價格間誤差修正模型的估計結果（續前頁）

	$\Delta p_{us,t}^{im}$	$\Delta p_{tw,t}^{wh}$	$\Delta p_{tw,t}^{ex}$	$\Delta p_{ch,t}^{ex}$
$D \times p_{ch,t-1}^{ex}$	0.25820 [1.13448]	0.22829 [0.91227]	0.44543 [1.87737]*	-0.80940 [-2.41421]**
$D \times p_{ch,t-2}^{ex}$	0.15601 [0.56964]	0.48210 [1.60098]	0.43950 [1.53937]	-0.26805 [-0.66443]
$D \times p_{us,t-1}^{im}$	-0.67503 [-1.22146]	-1.16247 [-1.91308]*	-0.34236 [-0.59426]	0.85350 [1.04842]
$D \times p_{us,t-2}^{im}$	-0.17084 [-0.45235]	-0.11316 [-0.27252]	-0.91309 [-2.31923]**	0.46528 [0.83635]
Log likelihood	997.9575			
No. of coefficients	80			

資料來源：本研究整理。

註：1. 誤差修正式 $EC_{t-1} = p_{tw,t-1}^{ex} - 0.5335 p_{tw,t-1}^{wh} - 0.0637 p_{ch,t-1}^{ex} - 0.3776 p_{us,t-1}^{im} + 0.0496$ ，

其中， p_{us}^{im} 為美國進口價格、 p_{tw}^{wh} 為臺灣消費地批發市場價、 p_{tw}^{ex} 為臺灣出口價格及 p_{ch}^{ex} 為中國出口價格。價格均取對數。

2. 括號內為 t 值，其中，***、**、*分別代表該估計參數在 1%、5%、10%的顯著水準下顯著異於 0。

首先，從誤差修正調整項(EC_{t-1})的估計係數 π_1 觀察價格的弱外生性。如前述共整合方程式顯示在長期時，美國進口價格、台灣國內批發市場價格、臺灣出口價格及中國出口價格有共整合關係，在第 $t-1$ 期的調整係數 π_2 及 π_3 具統計顯著性，顯示臺灣國內批發市場價格及出口價格的價格變動會隨著長期均衡關係做調整，然 π_3 及 π_4 不具統計顯著性，顯示美國進口價格及中國出口價格具弱外生性，外生於該長期均衡關係，即其價格變動隨著長期均衡價格做調整的幅度小並不顯著。如美國進口及中國出口價格外生於長期均衡關係式，顯示美國及中國價格可能為長期市場價格的領導者，我國國內批發市場價格及出口價格會隨著該長期關係式作短期價格調整。

另外，觀察 VEC 模型短期價格的格蘭傑因果 (Granger causality) 關係的顯著性顯示：一、美國進口價格 Δp_{us}^{im} 方程式：前期美國進口價格及臺灣出口價格的短期變動顯著影響當期美國進口價格，顯示我國條凍全魚出口價格為美國進口價格的因，為其價格領先指標。二、臺灣國內批發市場價格 $\Delta p_{tw,t}^{wh}$ 方程式：前期的美國進口價格、國內消費地批發市場價格、臺灣出口價格的短期變動均顯著影響當期我國全魚條凍的國內批發市場價格，即美國進口及臺灣出口均為我消費的批發市場價格的因及領先指標。三、臺灣出口價格 $\Delta p_{tw,t}^{ex}$ 方程式：前期的批發市場價格、臺灣出口價格及中國的出口價格的短期變動顯著影響當期臺灣出口市場價格，即國內批發市場價格及中國出口價格為我國出口價格的因及領先指標。四、中國出口價格 $\Delta p_{ch,t}^{ex}$ 方程式：前期的美國進口價格、臺灣出口市場價格及中國出口價格的短期變動顯著影響當期中國出口市場價格，即美國進口價格及臺灣出口市場價格為中國出口市場的因及領先指標。

V、結論與建議

本研究應用共整合分析探討臺灣吳郭魚條凍全魚與國際市場的互動關係，並測試各價格之間的市場價格整合程度及價格動態。從臺灣批發市場、出口市場的條凍全魚供應鏈的縱向角度，觀察與中國條凍全魚出口、美國條凍全魚進口價格間的短期調整與長期均衡關係。並檢測 LOP 及價格的弱外生性。因此，本研究評估價格的變化如何影響價值或供應鏈中特定節點與同一商品之間的價格競爭關係，並有一些有趣的觀察結果。

首先，應用 Johansen 共整合檢定顯示，在 2007 年至 2018 年 3 月間，美國吳郭魚全魚條凍進口價格、中國出口價格、臺灣的出口價格及消費批發市場價格之間有共整合現象，價格間具有一組長期的均衡關係，亦即各價格長期有共同移動的趨勢，短期的價格變動亦隨著彼此價格的變化進行調整。但

以產品間的替代性而言，吳郭魚全魚條凍僅在美國進口價格、臺灣出口價格及臺灣消費的批發市場價格符合 LOP，中國出口價格與美國進口價格不服從 LOP，亦即美國與中國的產品為不完全替代的現象。隱含美國進口、臺灣出口及批發、中國出口價格間雖然有共移趨勢，但因其相對價格不全為常數，因此，一市場價格的變動及調整的大小，會因價格變動在各市場所產生的替代效果差異的影響而有不同。臺灣消費的批發、臺灣出口與美國進口價格間具有 LOP，其亦隱含此供應鏈上價格傳遞或成本轉移的有效及完整性，這種關係在中國出口價格與美國進口價格間的傳遞為不完整的，其原因是否與中國出口加工水產品的政府關稅補貼有關，可另外探討。

由於美國進口、中國出口、臺灣出口及批發價格間具有長期均衡關係，各價格的變動從向長期均衡價格調整速度及短期價格間變動影響的結果可知，美國進口價格及中國出口價格與四個市場價格的共整合關係具弱外生性，顯示這兩個市場價格向長期均衡的短期調整幅度並不明顯，亦即隱含美國及中國為市場長期價格的領導者。明顯的，臺灣國內批發市場及出口價格會顯著的隨著四個市場價格的長期均衡關係作短期價格的調整，相對而言，臺灣為長期市場價格的跟隨者，這結果應與臺灣全魚條凍市場相對於美國進口條凍或中國出口條凍市場而言，市場量相對小非常多有關。另外，就短期價格變動的結果來看，兩兩市場間則都互有影響，臺灣國內批發市場價格與出口市場價格互為因果關係，即國內市場價格間互為反饋關係互相影響；臺灣的出口價格與中國的出口價格互為因果關係，美國進口價格則為中國出口價格的因及領先指標，臺灣的出口價格為美國進口價格的因及領先指標，美國的進口價格為臺灣批發市場價格的因及領先指標等。這些結果都顯示，美國、臺灣及中國的吳郭魚條凍市場環環相扣，短期內，無論美國的進口或中國出口價格連續下跌，將連帶影響我國出口價格及國內吳郭魚消費批發市場價格，連帶的可能致使國內漁民收益直接受到影響。又美國及中國為美、中、臺三國四個吳郭魚全魚市場的長期價格主導者，臺灣相對而言，在國際價格決定上相對弱勢。

臺灣的吳郭魚產量雖然在全球產量來看僅占 1.2%，但出口量卻能在全球排名第二，臺灣生產的吳郭魚大約有一半的產量出口，出口對臺灣吳郭魚產業的發展影響甚深。在貿易自由及市場日益開放的趨勢下，國內吳郭魚產業的調整不能忽視國際相關市場的變化，市場的行銷除了針對國內消費市場外，尤其主要出口競爭國的價格動態的隨時觀察尤為重要。另外，由於臺灣的養殖產業相對於國際市場而言非常的小，若欲擺脫價格跟隨的命運可從與競爭產品進行市場區隔著手，如透過相關國際認證，如水產養殖管理委員會 (Aquaculture Stewardship Council, ASC)、全球水產養殖聯盟 (Global Aquaculture Alliance, GAA)、全球良好農業規範 (global good agricultural practices, Global G.A.P) 及最佳水產養殖規範 (best aquaculture practices, BAP) 等，以提高產品的品質，養殖過程及食安規範形成產品的差異化，以利國際間消費市場產品的區隔，並提高我國產業的競爭力。臺灣養殖水產品常發生產銷失衡造成價格下跌的問題，針對外銷的產品，應考量是否為國際市場價格趨勢導致使國內市場的失衡。全球吳郭魚產量的快速成長，國際需求似乎追不上生產的腳步，生產成本下降造成國際市場價格的持續下跌。本研究的結果顯示，市場與市場之間價格不論在長期的連結或是短期的互動均明顯，相關政策決策單位在思維產業調整與發展策略時，從經濟的角度觀察，國際競爭市場的因素不能被忽略。

附註

1. 譬如 2013 年魚片與條凍全魚出口量分別為 3,482 公噸及 3 萬 3,887 公噸，以 0.33 及 0.9 的比例還原為原魚，佔產量的比例分別為 13.7% 及 51.9%。2017 年魚片與條凍全魚出口量分別為 2,388 公噸及 2 萬 3,178 公噸，分別約佔產量的比例分別為 11.8% 及 35.4%。
2. 在聯合國貿易資料庫中，越南的吳郭魚條凍出口資料僅出口值的年資料有分列至目的國，較為完整，在出口量部分則僅顯示其總出口量，其出口國家別資料不完整。

參考文獻

- 王若愚、張呈徽、李仁耀、林啟淵 (2015)。調配機制對毛豬價格波動性之影響。 *農業經濟叢刊*, **20** (2), 89-119。
- 黃淑卿、吳致寧 (2008)。驗證台灣地多毛豬價格單一法則。 *農業經濟叢刊*, **13** (2), 99-134。
- 陳政位、楊奕農、范宇平、莊雅男 (2002)。臺灣養殖魚類市場整合研究－以吳郭魚為例。 *農業與經濟*, **28**, 51-69。
- 陳政位、楊奕農、范宇平 (2004)。應用 PBM 模型在臺灣魚市場整合之研究。 *農業經濟叢刊*, **10** (1), 59-75。
- 聯合國糧食及農業組織, FAO 漁業統計資料庫－FAO STAT J., <http://faostat.fao.org/default.aspx>
- 行政院農業委員會漁業署, 臺灣漁產品全球資訊網－行情統計查詢, <http://efish.far.gov.tw/efish/statistics/trendchart.htm>
- 聯合國, 聯合國貿易資料庫 UN comtrade, <https://comtrade.un.org/>
- Abdulai, A. (2002). Using threshold cointegration to estimate asymmetric price transmission in the Swiss pork market. *Applied Economics*, **34**(6), 679-687.
- Asche, F., Bremnes, H., & Wessells, C. A. (1999). Product aggregation, market integration, and relationships between prices: An application to world salmon markets. *American Journal of Agricultural Economics*, **81**(3), 568-581.
- Asche, F., Gordon, D. V., & Hannesson, R. (2002). Searching for price parity in the European whitefish market. *Applied Economics*, **34**(8), 1017-1024.
- Asche, F., Benneer, L. S., Oglend, A., & Smith, M. D. (2012). U.S. shrimp market integration. *Marine Resource Economics*, **27**(2), 181-192.
- Ankamah-Yeboah, I., Ståhl, L., & Nielsen, M. (2017). Market integration of cold and warm water shrimp in Europe. *Marine Resource Economics*, **32**(4), 371-390.
- Ankamah-Yeboah, I., & Bronnmann, J. (2018). Market integration in the crustaceans market: Evidence from Germany. *Marine Policy*, **87**, 72-77.

- Bose, S., & Mcilgorm, A. (1996). Substitutability among species in the Japanese tuna market: A cointegration analysis. *Marine Resource Economics*, 11(3), 143-155.
- Bronnmann, J., Ankamah-Yeboah, I., & Nielsen, M. (2016). Market integration between farmed and wild fish: Evidence from the whitefish market in Germany. *Marine Resource Economics*, 31(4), 421-432.
- Ramsden, N. (2016, June 22). Expert: Aquaculture doomed to always face neglect from politicians. *Undercurrent News*. Retrieved from <https://www.undercurrentnews.com>
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Garcia, Y. T., & Salayo, N. D. (2009). Price dynamics and market integration of major aquaculture species in the Philippines. *Asian Journal of Agriculture and Development*, 6(1), 49-82.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Goodwin, B. K., Grennes, T. J., & Wohlgenant, M. (1990). A revised test of the law of one price using rational price expectations. *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3), 682-693.
- Gordon, D. V., Salvanes, K. G., & Atkins, F. (1993). A fish is a fish? Testing for market linkages on the Paris fish market. *Marine Resource Economics*, 8(4), 331-343.
- Gordon, D. V., & Hannesson, R. (1996). On prices of fresh and frozen cod fish in European and U.S. markets. *Marine Resource Economics*, 11(4), 223-238.
- Gonzales, F., Guillotreau, P., & Grel, L. L. (2002, March). *The transmission of price variability along the French Cod value chain*. Paper presented at the XIVth EAFE Conference, Faro. Abstract retrieved from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.198.4274&rep=rep1&type=pdf>
- Granger, C. W. J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16(1), 121-130.
- Granger, C.W.J., & Weiss, A.A. (1983). Time series analysis of error-correction models. In

- S. Karlin, T. Amemiya, & L. A. Goodman (Eds.), *Studies in econometrics, time series, and multivariate statistics* (pp. 255-278). New York, NY: Academic Press.
- Guillotreau, P. (2004). How does the European seafood industry stand after the revolution of salmon farming: An economic analysis of fish prices. *Marine Policy*, 28(3), 227-233.
- Isard, P. (1977). How far can we push the "law of one price"? *The American Economic Review*, 67(5), 942-948.
- Jaffry, S., Pascoe, S., Taylor, G., & Zabala, U. (2000). Price interactions between salmon and wild caught fish species on the Spanish market. *Aquaculture Economics and Management*, 4(4), 157-167.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- Marshall, A. (1947). *Principles of economics*. London, England: Macmillan.
- Milone, L. (1986). The law of one price: Further empirical evidence concerning Italy and the United Kingdom. *Applied Economics*, 18(6), 645-661.
- Nielsen, M. (2005). Price formation and market integration on the European first-hand market for whitefish. *Marine Resource Economics*, 20(2), 185-202.
- Nielsen, M., Jensen, F., Setälä, J., & Virtanen, J. (2011). Causality in demand: A co-integrated demand system for trout in Germany. *Applied Economics*, 43(7), 797-809.
- Nielsen, M., Setälä, J., Laitinen, J., Saarni, K., Virtanen, J., & Honkanen, A. (2007). Market integration of farmed trout in Germany. *Marine Resource Economics*, 22(2), 199-214.
- Norman-López, A. (2009). Competition between different farmed and wild species: The US tilapia market. *Marine Resource Economics*, 24(3), 237-251.
- Protopapadakis, A., & Stoll, H. R. (1983). Spot and futures prices and the law of one price. *The Journal of Finance*, 38(5), 1431-1455.
- Ravallion, M. (1986). Testing market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1), 102-109.

- Richardson, J. D. (1978). Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. *Journal of International Economics*, 8(2), 341-351.
- Stigler G. J., & Sherwin, R. A. (1985). The extent of the market. *The Journal of Law and Economics*, 28(3), 555-585.
- Vinuya, F. (2007). Testing for market integration and the law of one price in world shrimp markets. *Aquaculture Economics and Management*, 11(3), 243-265.

Testing for Market Integration and Law of One Price in Tilapia Markets

Man-Ser Jan^{*}

In this paper the price dynamics and the degree of market integration in the Tilapia whole fish market is examined using cointegration methods. The study focuses on Taiwan wholesale price and export price, China export price and United States import price of Tilapia whole fish market. The price co-movements in these markets, their short term price adjustment and long run cointegrated, were evaluated. In this study, both Taiwan export market and the wholesale market price reactions are distinguished. Evidence of market integration is found for all four market prices; on the test of exogeneity, the US import and China export is the market leaders and so determine the market long run prices. The evidence of prices uniformity i.e., the acceptance of law of one price (LOP), holds among Taiwan wholesale, Taiwan export and US import markets implies that relative prices are constant and hence, the price changes would perfectly transmit among these markets. Thus, alternative management and development strategies should consider competing markets from an economic respective.

Keywords: Cointegration, Law of One Price, Market Integration, Tilapia

^{*} Associate Professor, Institute of Applied Economics, National Taiwan Ocean University.
E-mail: mjan@mail.ntou.edu.tw, Tel: +886-2-24622192 ext. 5403.