

美中貿易戰前後美國吳郭魚進口需求 結構分析

詹滿色^{*}、李苡姍^{**}

本研究應用 Barten (1993) 一般化需求體系 (general synthetic demand system, 簡稱 SYN) 及與其嵌套的需求體系分析美中貿易戰前後全球主要吳郭魚供應國 (包含臺灣) 在美國市場的進口需求結構變化。其結果顯示, 由具混合 CBS 型態變動的支出項與鹿特丹 (Rotterdam) 型態固定價格項的需求體系適用於美國吳郭魚冷凍魚片進口需求; 美國吳郭魚冷凍全魚進口需求則由以具鹿特丹型態固定支出項與 NBR 型態變動價格項混合的模型較為適合。美中貿易戰後, 美國吳郭魚冷凍魚片的進口需求結構有顯著的改變, 各進口國包含中國、印尼、臺灣及其他國家等自身價格彈性變得更具有彈性, 中國進口價格對我進口量的影響減弱, 印尼與我國產品之間的替代競爭關係顯著增強, 其他國家與我魚片的替代競爭關係減弱。然而美中貿易戰對美國吳郭魚全魚進口需求結構未產生顯著的影響, 中國與臺灣冷凍全魚的支出彈性顯著且均小於一, 越南及其他國家則顯著大於一。中國冷凍全魚的自身進口價格彈性不具彈性, 臺灣則顯著具彈性。泰國與我國的冷凍全魚之間有顯著的替代競爭關係, 然而中國進口價格對臺灣進口量的影響則不明顯。

關鍵詞：吳郭魚、結構變化、進口需求、一般化需求體系

JEL 分類代號：Q13, M30, F10

^{*} 聯絡作者, 海洋大學應用經濟研究所副教授。聯絡資訊: 基隆市中正區北寧路 2 號應用經濟研究所, E-mail: mjan@ntou.edu.tw。電話: 02-24622192 轉 5403。

^{**} 海洋大學應用經濟研究所碩士。

投稿日期: 2021 年 5 月 3 日; 第一次修改日期: 2021 年 6 月 18 日; 接受日期: 2021 年 6 月 26 日。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 27:2(2021), 1-33。

臺灣農村經濟學會出版

I、前言

美國是水產品的消費大國，也是全球最大的水產品淨進口國，根據聯合國 (United Nations, 2021) 貿易資料庫的資料顯示，近年來美國每年約進口 185 億美元的水產品，水產品貿易逆差逐年上升至 2018 年達 132 億 6,300 萬美元。中國為美國第四大水產品進口國，2018 年自中國水產品總進口額約 21 億 148 萬美元佔美國水產進口總額 11.3%；但其對美國的水產貿易逆差達 10 億 3,677 萬美元，位於第二位（第一位為加拿大）。美國總統川普 (Donald Trump) 上任後，根據貿易法第 301 條，對中國進口商品徵收關稅，其中原本中國出口至美國的水產品為零關稅，2018 年 9 月起其對中國水產品加徵 10% 關稅；原訂 2019 年 1 月再提高關稅至 25%，因美中高峰會雙方協議休戰，延至 2019 年 5 月該關稅提高到 25%。美國人水產消費的前四名水產中有三項主要為養殖類，即鮭魚、蝦和吳郭魚且幾乎全為進口。2020 年 5 月 7 日川普總統發布《促進美國海鮮產品競爭力和經濟增長》的行政命令，其中一項為透過海鮮產品貿易工作小組 (Seafood Trade Task Force) 修訂貿易政策，以保護其國內相關產業及提升國內產業競爭力 (Froehlich et al., 2021)。

關稅的提升確實使美國自中國水產品貿易進口量的縮減，2019 年自中國進口額下降至 15 億 5,400 萬美元，占比降至 8.4%。美中間的貿易關稅戰可能影響美國對全球相關水產品貿易供應鏈及其進口需求結構，臺灣雖然僅在美國的水產進口的 21 位，地位相對不明顯，但在特定品項上因與中國產品在美國市場有明顯進口市場競爭，譬如吳郭魚即是其中最重要的一個魚種。由於吳郭魚產業為臺灣重要的養殖魚種之一，從探討美中貿易戰後美國吳郭魚進口需求結構的改變，了解各進口國之間產品的替代競爭或互補關係的變化，此分析結果對臺灣吳郭魚產業的發展有其必要性。

吳郭魚是臺灣重要的養殖水產品，近幾年來產量均位居臺灣養殖魚類的

第一，又因其接近一半的產量用於出口，且以美國為主要的出口市場，因此出口市場結構的變動，可能將間接影響國內養殖水產品的市場結構及漁民生計。臺灣吳郭魚每年約有 65,000 公噸的產量，僅占全球吳郭魚產量的 1% 左右，雖然與全球產量第一年產量約 160 萬公噸的中國（Food and Agriculture Organization, 2021）比較微不足道，但我吳郭魚在全球的貿易市場卻位於非常重要的地位。全球吳郭魚的貿易品項主要為冷凍全魚（frozen whole fish）及冷凍魚片（frozen fillets），臺灣在全球冷凍吳郭魚全魚出口量僅次於中國，冷凍魚片則位於全球第三，僅次於中國及印尼。吳郭魚不論是冷凍全魚或魚片，美國都是全球第一進口國，也是我國吳郭魚的第一大出口市場，總計約佔我吳郭魚出口量的六成有餘（United Nations, 2021）。

吳郭魚大約在 1990 年代初期進入美國市場，吳郭魚佔美國水產品進口份額迅速增加，並於 2008 年開始主導美國白魚（whitefish）的進口市場，其他捕撈白魚（如鱈魚、黑線鱈和狹鱈等）的市場份額大幅下降，中國進口吳郭魚在很短的時間內取代了加拿大和冰島成為最大美國白魚的供應國（Ashe & Zhang, 2013）。根據聯合國貿易資料庫近幾年的資料顯示（United Nations, 2021），美國是全球吳郭魚的最大消費國，其每年進口 10 萬公噸以上的吳郭魚冷凍魚片，是其除了鮭魚以外的第二大進口魚類品項，另外每年三萬餘噸的吳郭魚冷凍全魚進口，亦為其所有冷凍全魚進口量的第二（第一為未列名的冷凍魚類），吳郭魚無庸置疑是美國人水產消費非常重要的魚種。美國進口吳郭魚無論是在魚片與冷凍全魚都有高需求，且以魚片型態遠高於冷凍全魚，這與其食用魚的習慣與偏好為加工處理過的魚片有關。美國進口的吳郭魚主要來自中國、臺灣、印尼、泰國、越南等國，尤以中國、印尼及臺灣為其主要進口國，佔其進口額的九成以上。根據聯合國貿易資料庫的資料顯示（表 1），2018 年美國自中國進口吳郭魚合計 4 億 5,900 萬美元，約佔美國吳郭魚總進口額的 83.9%，2019 年自中國進口額下降至 3 億 5,470 萬美元，占比降至 73.6%；同期間，自臺灣的佔比則從 4.2% 上升為 6.2%。因此，

從數據上觀察，美中貿易戰美國自中國進口吳郭魚的進口額及份額都有明顯下降趨勢，而自臺灣及印尼則有明顯上升。

表 1 美國自不同來源國的吳郭魚進口狀況

年	進口總額 (千美元)	進口額			前三大 進口份額	進口量 (公噸)
		中國	臺灣	印尼		
2007	431,379	342,853	31,599	45,362	97.3%	150,762
2008	588,944	466,576	43,395	59,474	96.7%	154,890
2009	556,524	436,415	38,445	59,312	96.0%	159,774
2010	719,458	590,706	38,191	72,085	97.4%	191,846
2011	730,341	606,247	36,636	63,340	96.7%	172,784
2012	807,309	673,537	18,106	81,937	95.8%	184,339
2013	846,555	717,963	20,991	86,053	97.5%	184,345
2014	930,262	794,256	18,962	82,700	96.3%	190,796
2015	811,323	657,244	27,489	78,378	94.1%	189,212
2016	604,165	492,994	24,936	55,527	94.9%	161,200
2017	529,215	440,698	21,386	49,358	96.6%	149,150
2018	547,233	459,389	23,017	40,707	95.6%	155,310
2019	482,036	354,715	30,012	53,466	90.9%	144,265
2020	476,207	365,398	28,765	47,495	92.7%	155,757

資料來源：整理自聯合國貿易資料庫 (United Nations, 2021)。

註：資料內容包含冷凍吳郭魚及冷凍吳郭魚片。

為了分析臺灣吳郭魚在美國市場的競爭力及探討因美中貿易戰美國市場可能提供臺灣的機會，本研究使用來源差異 (source differentiated) 的一般化需求體系 (general synthetic demand system, 簡稱 SYN) 及與其嵌套的需求體系分析美國對臺灣和其他主要供應國 (如中國、印尼等) 進口吳郭魚的需求結構。由於吳郭魚主要貿易品項為冷凍魚片及冷凍全魚，其消費族群有差異，臺灣為以冷凍全魚為主，冷凍魚片為輔的出口品項，中國則主要以冷凍魚片為主，冷凍全魚為輔，美國市場則以冷凍魚片為其消費大宗。因此，本研究將分別分析美國進口吳郭魚冷凍魚片及冷凍全魚的需求結構，藉由估得之各進口國的價格彈性及支出彈性，探討各進口來源國之間的替代或互補關係，並分析美中貿易戰後美國吳郭魚進口需求結構的可能變化。

在需求函數的選擇上，由於需求體系納入需求函數的加總性、齊次性及對稱性等性質比單一方程式的設定更符合經濟理論對需求函數的要求，因此常被用來作為農漁產品需求彈性估計之使用。國外文獻已有許多學者使用需求體系模型分析水產品各魚種的消費型態，也廣泛使用在水產品貿易市場資料進行分析或事件發生後導致結構變化的需求分析。由於吳郭魚大量被進口到美國市場約在 2005 年，之後與其相關的水產品需求結構的文獻陸續出現（Ashe & Zhang, 2013），如 Chidmi, Hanson and Nguyen（2012）使用非線性近似理想化需求體系（almost ideal demand system，以下簡稱 AIDS）於美國每週零售市場資料分析多種水產品的需求結構，其結果發現鮭魚和鯰魚是吳郭魚的替代品，鮭魚和吳郭魚也是鯰魚替代品，鯰魚銷售受吳郭魚和鮭魚價格變動的影響，美國進口的吳郭魚需求價格缺乏彈性，意味著吳郭魚價格上升，對消費者的購買意願影響不大，對吳郭魚的價格敏感度較低，亦即美國消費者較可以容忍吳郭魚價格的上漲。Singh et al.（2012）以類似方法分析美國零售市場需求，發現鮭魚、鯰魚、吳郭魚、比目魚及鮪魚均不具彈性，但鱈魚、鱸魚和狹鱈則具有彈性。另外，Asche and Zhang（2013）以 AIDS 逆需求體系（inverse AIDS）估計美國白魚（white fish）的進口需求結構，並探討新水產品項（即中國吳郭魚）進入市場，將導致美國白魚進口需求結構產生變化，其結果顯示價格反應彈性隨時間有很大的改變，且結構變化的時間拉長，吳郭魚（多為養殖）進口量的增加也降低野生捕撈鱈魚的進口價格，該結果說明了隨著水產養殖業的發展和供應鏈的變化，全球水產品需求結構可能因此發生變化。Singh et al.（2014）則發現美國國內水產品市場價格彈性因魚種、季節、區域別而有差異，多數的有鰭產品在多數的季節及區域其價格彈性大於等於一，吳郭魚、比目魚、鯰魚的支出彈性大於一，鮭魚、鱈魚等則小於一。

除了吳郭魚之外，需求體系或逆需求模型被廣泛應用在水產品的需求市場，Engle, Quagrainie and Dey（2016）彙整個別魚種水產品需求分析的相關

的文獻，發現多數以不同型態的 AIDS 模型為分析工具，其並分別討論已開發國家及開發中國家估計彈性結果的差異，亦發現多數已開發國家水產品價格彈性大多不具有彈性，如前述 Singh et al. (2014)，Huang (2015) 則發現美國多數的水產品價格不具彈性，Surathkal, Dey, Engle, Chidmi and Singh (2017) 以線性 AID 模型分析美國零售市場冷凍水產品間的競爭關係，發現當市場規模增大時，未裹粉的冷凍水產的市場份額會提高，且為裹粉產品的高度替代品；Sun, Chiang, Squires, Rogers and Jan (2019) 以一般化逆需求體系分析日本國內鮭魚市場的需求結構；Liverpool-Tasie, Reardon and Belton (2021) 以二次 AIDS 模型分析奈及利亞家庭對水產品的需求，其發現隨著收入的增加，消費者對鮮魚的需求量提高，在高所得水準下其對燻魚和魚乾的需求仍高。另外，以較高階加總資料水產品分析者有如 Wong and Park (2018) 則以動態逆需求體系分析韓國肉品（包含水產品）的消費結構，其結論為水產品的價格反應不具彈性。

有關需求體系用於進口需求分析的文獻，若依分析對象別則可區分為產品類 (product types) 差異或來源差異 (source differentiated)，前者有如 Brester (1996) 以鹿特丹 (Rotterdam，簡稱 ROT) 模型分析美國牛肉的進口需求，並依牛肉的進口品項分為牛肉（絞肉及切肉）、雞肉及豬肉等並說明品項細分 (disaggregate) 在需求分析的重要性；Janda, McCluskey and Rausser (2000) 以 AIDS 模型分析捷克八類不同品項食品的進口需求；Schmitz and Seale (2002) 則以嵌套四種常用模型的一般化微分 (general differential) 需求體系設定分析日本七種重要水果的進口需求，並找出適合該資料的模型。Baldwin and Jones (2013) 以加入季節性的 AIDS 模型分析美國不同柑橘類果汁的替代性。另外，不同來源國差異的進口需求的分析上，有如 Ramirez and Wolf (2008) 以受限 AIDS 模型分析墨西哥自美國、歐盟及大西洋等區域進口乳品的需求結構；Yang and Koo (1994) 以 AIDS 模型分析日本肉類（牛肉、豬肉及雞肉）的進口需求，並分析來自不同來源

國產品的競爭性；Muhammad, McPhail and Kiawu (2012) 以 Rotterdam 模型分析中國來自不同來源國棉花的進口需求結構是否受到美國補貼棉花政策的影響；Hatab (2016) 以 Rotterdam 模型分析蘇聯從不同來源國（包含埃及）柑橘的進口需求，從支出彈性的結果顯示如果蘇聯分配較高預算在柑橘的進口額，埃及及摩洛哥將因此受益。Sun and Niquidet (2017) 以非線性的 AIDS 分析歐盟不同來源國木屑（wood pellets）的進口替代性；Davis, Cessna and Blayney (2017) 以 Rotterdam 模型分析東南亞從不同來源地區進口脫脂奶粉的需求結構。Hejazi, Marchant, Zhu and Ning (2019) 以中國不同來源國肉品進口需求，分析美國貿易關稅變化肉類進口需求結構的改變。

觀察以上進口需求體系相關的文獻，方法上若僅選用一種需求體系，則橫斷面的資料多以 AIDS 相關設定的模型估計，時間序列資料多以 Rotterdam 模型分析之，其原因與 Rotterdam 為微分型態模型的特性有關。若選用合成的需求體系則除了分析需求結構外，另一目的為檢測模型對資料的適用性，如 Schmitz and Seale (2002)。

Barten (1993) 的一般化需求體系嵌套四種常用的需求體系，包含一階微分 AIDS (first differential almost ideal demand system)、Rotterdam 及以上兩者重新參數組合的 CBS 及 NBR 模型，成為實證分析常用於檢測模型適用性的需求體系。Lee, Brown and Seale (1994) 應用 Barten 的模型於分析臺灣台北市家庭收支月資料消費結構，其結果說明 AIDS 型態的需求體系較適合說明臺灣消費者行為。Gao, Wailes and Cramer (1994) 認為 Barten 的需求體系為微分 (synthetic-differential) 型態者，不太適合應用在分析包含社會經濟變數的橫斷面需求資料，故以類似 Barten 的方法重新參數化 AIDS 與 Rotterdam 模型並產生應變數為原始變數 (level) 的需求體系，其稱為 synthetic-level 需求體系。Brown, Lee and Seale (1995) 則認為對於某些供給非常缺乏彈性的商品，價格可能為依賴於產量 (外生) 的內生變數，因此亦以類似 Barten 的方法，將 Barten and Bettendorf (1989) 的 Rotterdam 逆需求

體系 (RIDS) 及 AIDS 逆需求體系 (AIIDS) 重新參數化組成的一個應變數亦為微分型態的合成逆需求體系 (synthetic inverse demand system)，其實證結果並認為合成逆需求體系比 RIDS 或 AIIDS 任一模型更具為靈活 (flexibility)。Eales, Durham and Wessells (1997) 認為在不了解日本人對水產的消費偏好前提下，檢測一般需求或逆需求體系的適用性應為基本要務，他認為不論是 Barten (1993) 的一般化需求體系或 Brown et al. (1995) 的一般化逆需求體系，其應變數均為 Rotterdam 模型的應變數，此設定使得這兩種模型無法進行統計檢定比較；Eales et al. (1997) 以一階微分 AIDS 模型的應變數為其組成模型的應變數，合成一個包含一般需求與逆需求體系的合成模型，其檢測發現在分析日本水產需求結構上，逆需求體系優於一般需求體系。國內文獻如江福松、李仲英與李皇照 (2001) 以一般化需求體系分析臺灣食品需求結構，江福松與李仲英 (2000) 則應用一般化逆需求體系分析臺灣養殖魚類需求結構，詹滿色 (2003) 則應用一般化需求體系於分析臺灣肉品需求的結構。

一般化需求體系或逆需求體系具有估計參數較為靈活的特性，並可藉由計量檢定方法檢測並選擇分析的資料較適合的需求模型等優點。由於一般化需求體系所估計的自身、交叉價格彈性及支出彈性在評估價格受控或其他需求面因素影響所造成的需求量反應的結果比逆需求體系為適切 (Brown et al., 1995)。美中貿易戰較偏向屬需求面的衝擊，又過去研究亦尚未有特別針對美國吳郭魚進口需求結構進行分析，因此，本研究將採用一般化需求體系嵌套四種常用的需求體系。一方面因本模型的特性可檢測並找出適合該市場的模型，另外藉由分別估計美國吳郭魚冷凍魚片及冷凍全魚的進口需求體系，可估得各進口國的價格彈性，進而分析各市場間的競爭替代或互補關係，以及可能對臺灣出口商及吳郭魚產業產生的影響。

本文的組織如下，第二部分介紹一般化需求體系及其嵌套四種需求體系的理論及實證模型設定，第三部分將說明資料敘述統計及估計程序，第四部份為實證結果，最後一部分為結論與建議。

II、理論及實證模型設定

2.1 一般化需求體系

Barten (1993) 的一般化需求體系把實證上常見的需求體系，如 Theil (1965) 及 Barten (1967, 1969) 的 Rotterdam 需求體系、Alston and Chalfant (1993) 的一階微分的 AIDS、Keller and van Driel (1985) 及 Theil and Clements (1987) 的 CBS 需求體系及 Neves (1987) 的 NBR 需求體系等，轉換為應變數相同具微分型態的需求函數 (differential demand functions)，並將四種需求體系嵌套 (nested) 成為下式：

$$w_i d \log q_i = (\beta_i + \theta_1 w_i) d \log Q + \sum_{j=1}^n [r_{ij} - \theta_2 w_i (\delta_{ij} - w_j)] d \log p_j \quad (1)$$

其中， w_i 為商品自進口來源國 i 的預算份額， q_i 表示進口來源國 i 的進口量， p_j 為進口來源國 j 的進口價格， β_i 及 r_{ij} 為各變數的對應參數， $\delta_{ij}=1$ ，當 $i=j$ 時，否則， $\delta_{ij}=0$ 。 $d \log Q$ 為數量指數，且 $d \log Q = d \log m - \sum_{j=1}^m w_j d \log p_j$ ， m 為總支出（進口額）。

由於原四種需求體系模型具有相同的應變數 $w_i d \log q_i$ 及自變數 $d \log Q$ 與 $d \log p_j$ ，因此可視為是以不同方式參數化 (parameterized) 的一般化需求體系。其中，Rotterdam 及 NBR 模型的邊際預算份額假設為常數 (β_i)，但在一階微分 AIDS 及 CBS 中為非固定常數的 ($\beta_i + w_i$) 會隨著預算份額改變。而 Slutsky 價格項參數在 Rotterdam 及 CBS 模型中假設為常數 (r_{ij})，但在 AIDS 及 NBR 中為非固定常數的 ($r_{ij} - w_i (\delta_{ij} - w_j)$) 會隨著預算份額改變。因此，設定兩個參數 θ_1 及 θ_2 ，且當 $\theta_1=0$ ， $\theta_2=0$ 時，式(1)為 Rotterdam 需求體系模型；當 $\theta_1=1$ ， $\theta_2=0$ 時，式(1)為 CBS 需求體系模型；當 $\theta_1=0$ ， $\theta_2=1$ 時，式(1)為 NBR 需求體系模型；當 $\theta_1=1$ ， $\theta_2=1$ 時，式(1)為一階微分 AIDS 需求體系模型。

式(1)若滿足需求函數的加總性 (adding up)、齊次性 (homogeneity) 與對稱性 (symmetry) 的性質，則估計參數須符合以下限制式：

$$\text{加總性限制式：} \sum_{i=1}^n \beta_i = 1 - \theta_1, \quad \sum_{i=1}^n r_{ij} = 0;$$

$$\text{齊次性限制式：} \sum_{j=1}^n r_{ij} = 0;$$

$$\text{對稱性限制式：} r_{ij} = r_{ji}。$$

一般化需求體系較其他四種模型多估計 θ_1 與 θ_2 兩個估計參數，因此可利用概似比檢定 (Log-likelihood Ratio test, 簡稱 LR) 作為選擇適合模型的標準。另外，利用估計參數及平均預算份額 (w_i)，則每種產品 i 的支出彈性 (e_{im}) 及受補償價格彈性 (e_{ij}) 可由下式計算而得：

$$\text{支出彈性：} e_{im} = \frac{d \log q_i}{d \log m} = \frac{\beta_i}{w_i} + \theta_1$$

$$\text{價格彈性：} e_{ij} = \frac{d \log q_i}{d \log p_i} = \frac{r_{ij}}{w_i} - \theta_2 (\delta_{ij} - w_j)$$

2.2 加入結構變化的一般化需求體系

有關函數結構變化檢定的方法，若事前不知結構變化點則一般以統計檢定的方式尋找資料的結構變化點後再行估計；若欲檢定事件發生可能產生的結構變化，則多以 Chow 檢定或概似比檢定 (LR)，本文為分析美中貿易戰後美國吳郭魚進口需求結構的變化，採用後者。假設美中貿易戰發生前與發生後的結構變化的虛擬變數為 D ，且當 $D=0$ 時，時間 (t) 為 2018 年 8 月以前，代表結構變化前。當 $D=1$ 時，時間 (t) 為 2018 年 9 月到 2020 年 12 月，表示結構變化後。若結構變化分別影響價格及總支出，且 Z_{ij} 及 C_i 分別表示價格及總支出的結構變化估計係數，則式(1)可寫為：

$$\begin{aligned}
w_i d \log q_i &= (\beta_i + \theta_1 w_i) d \log Q + \sum_{j=1}^n [r_{ij} - \theta_2 w_i (\delta_{ij} - w_j)] d \log p_j \\
&+ (C_i + \theta_1' w_i) d \log Q \times D + \sum_{j=1}^n [Z_{ij} - \theta_2' w_i (\delta_{ij} - w_j)] d \log p_j \times D + \varepsilon_i \quad (2)
\end{aligned}$$

式(2)參數的限制式需增加 $\sum_{i=1}^n Z_{ij} = 0$, $\sum_{i=1}^n C_i = 1 - \theta_1'$, $\sum_{j=1}^n Z_{ij} = 0$ 及 $Z_{ij} = Z_{ji}$ 等。

III、資料敘述統計及估計程序

本研究以聯合國貿易資料庫（United Nations, 2021）收錄的吳郭魚冷凍全魚及吳郭魚冷凍魚片兩品項為研究標的，美國吳郭魚進口以冷凍魚片為主，其資料使用 2007 年 1 月至 2020 年 12 月之月資料。美國吳郭魚冷凍全魚的進口資料在 2012 年的貿易代號（HS030323）有變動，且進口資料在 2012 年以後較為完整，故本研究在吳郭魚冷凍全魚的資料期間取 2012 年 1 月至 2020 年 12 月之月資料。本研究取用該貿易資料包含平均單價（公斤/美元）與貿易量（公斤）。

3.1 冷凍魚片（frozen fillets）

美國吳郭魚魚片的主要進口國為中國、印尼及臺灣，如表 2 顯示美國自各主要進口國進口吳郭魚魚片的進口量及進口值所占份額。2007~2020 年美國自中國、印尼、臺灣及其他國家每月平均進口約 9,865 公噸、753 公噸、141 公噸及 308 公噸的吳郭魚冷凍魚片，自中國、印尼、臺灣的進口量約占美國總進口量的 89.1%、6.8%及 1.3%，近九成來自於中國。若觀察 2018 年 8 月以前及以後的平均差異，美國整體進口量下降 1,441.7 公噸（負 12.7%），自中國進口量下降 1,340 公噸（負 13.3%），自印尼及臺灣的進口量

則分別下降 249 公噸 (負 31.4%) 及 30 公噸 (負 20.7%)。若比較平均價格的變化,美國整體平均價格每公斤下降 0.72 美元,自中國進口價格從 4.17 美元下降至 3.17 美元,每公斤下降 0.86 美元 (負 20.6%),自印尼及臺灣的進口價格分別上升 0.49 美元 (7.2%) 及 0.35 美元 (5.6%);進口 (額) 份額的部分,中國從 82.68%下降至 79.03%,下降 3.65%,自臺灣的進口份額則增加從 1.95%上升至 2.25%,上升 0.3%。

表 2 美國吳郭魚魚片主要來源國的每月平均進口量、價格及進口份額

國 家	全 球	中 國	印 尼	臺 灣	其 他
進口量 (q_i ; 公斤/月)					
結構變化前 (2007.1-2018.8)	11,307,657 (3,914,802)	10,088,333 (3,777,619)	794,917 (215,939)	146,438 (64,122)	277,969 (127,969)
結構變化後 (2018.9-2020.12)	9,865,970 (2,962,330)	8,748,195 (2,979,874)	545,423 (144,991)	116,127 (49,635)	456,225 (108,882)
平均 (2007.1-2020.12)	11,067,376 (3,803,325)	9,864,977 (3,682,978)	753,334 (225,627)	141,386 (62,841)	307,678 (141,375)
進口價格 (p_i ; 美元/公斤)					
結構變化前 (2007.1-2018.8)	4.4532 (0.5740)	4.1734 (0.5872)	6.8305 (0.6696)	6.3573 (1.4808)	6.1519 (0.9396)
結構變化後 (2018.9-2020.12)	3.7362 (0.2580)	3.3129 (0.2524)	7.3216 (0.3961)	6.7121 (1.0469)	6.0284 (0.5143)
平均 (2007.1-2020.12)	4.3337 (0.5973)	4.0300 (0.6331)	6.9124 (0.6575)	6.4164 (1.4212)	6.1313 (0.8830)
進口份額 ($w_i = p_i q_i / \sum_i p_i q_i$)					
結構變化前 (2007.1-2018.8)	1.0000	0.8268 (0.0512)	0.1169 (0.0372)	0.0195 (0.0081)	0.0368 (0.0162)
結構變化後 (2018.9-2020.12)	1.0000	0.7903 (0.0575)	0.1161 (0.0346)	0.0225 (0.0066)	0.0711 (0.0237)
平均 (2007.1-2020.12)	1.0000	0.8202 (0.0541)	0.1168 (0.0366)	0.0200 (0.0079)	0.0430 (0.0221)

資料來源：整理自聯合國貿易資料庫 (United Nations, 2021)。

註：括號內為標準差。

另觀察圖 1，各進口國自 2007 年至 2020 年的價格趨勢及總進口量圖，臺灣與印尼的吳郭魚片比中國的價格相對為高，主因為中國多出口小規格的魚片，臺灣與印尼則以大規格的魚片為主。中國的進口價格自 2014 年中期一直以後呈現下跌趨勢，此現象可能與中國吳郭魚的產量大幅提高有關，中國供給量的大幅增加導致市場價格的下降。美國從臺灣的進口價格波動則相對較高，其價格成幾個波段，2013 年中在價格低檔開始上升至 2016 年初期的高點，然後價格又開始下滑至 2017 年底的低點，接著價格緩步上升至 2019 年中期。印尼的進口價格相對於臺灣則較為平穩，價格週期性不明顯。

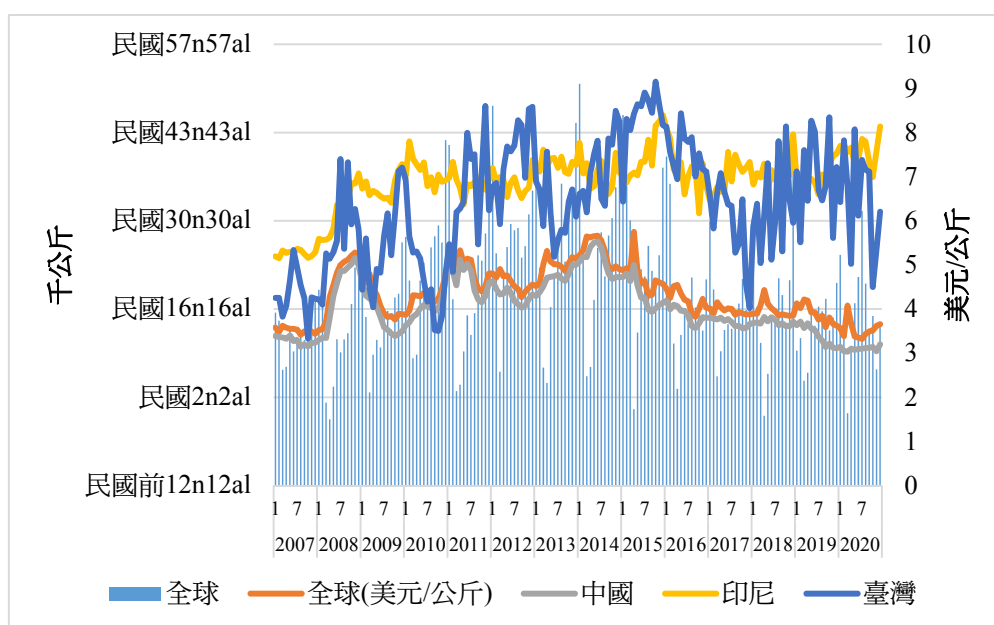


圖 1 美國吳郭魚魚片自各進口價格及總進口量趨勢（2007/1~2020/12）

資料來源：整理自聯合國貿易資料庫（United Nations, 2021）

3.2 冷凍全魚（frozen whole fish）

美國吳郭魚冷凍全魚的主要進口國為中國、臺灣、越南、泰國及其他國

家，如表 3 顯示美國自各主要進口國吳郭魚全魚的進口量、平均單價及進口（值）份額。

表 3 美國吳郭魚冷凍全魚各主要進口國的每月平均進口量及進口份額

國家	全球	中國	臺灣	越南	泰國	其他
進口量 (q_i ; 公斤/月)						
結構變化前 (2012.1-2018.8)	2,186,179 (719,352)	1,566,613 (570,342)	449,404 (188,977)	44,846 (40,361)	99,693 (98,780)	25,624 (20,771)
結構變化後 (2018.9-2020.12)	3,115,444 (710,566)	2,099,054 (685,813)	826,916 (233,482)	64,409 (45,211)	92,836 (47,666)	32,229 (25,301)
平均 (2012.1-2020.12)	2,427,100 (822,707)	1,704,653 (643,275)	547,278 (260,284)	49,918 (42,340)	97,915 (88,241)	27,336 (22,103)
進口價格 (p_i ; 美元/公斤)						
結構變化前 (2012.1-2018.8)	2.0666 (0.2086)	2.0259 (0.2094)	2.1629 (0.2696)	2.1003 (0.3812)	2.4931 (0.5118)	2.2410 (0.4941)
結構變化後 (2018.9-2020.12)	1.7977 (0.1148)	1.6728 (0.1329)	2.0378 (0.1301)	1.8998 (0.2030)	2.1883 (0.2216)	2.2643 (0.6345)
平均 (2012.1-2020.12)	1.9969 (0.2224)	1.9343 (0.2470)	2.1305 (0.2469)	2.0484 (0.3542)	2.4141 (0.4730)	2.2471 (0.5310)
進口份額 ($w_i = p_i q_i / \sum_i p_i q_i$)						
結構變化前 (2012.1-2018.8)	1.0000	0.6911 (0.0864)	0.2212 (0.0646)	0.0222 (0.0184)	0.0501 (0.0344)	0.0154 (0.0140)
結構變化後 (2018.9-2020.12)	1.0000	0.6364 (0.0959)	0.2827 (0.0810)	0.0251 (0.0172)	0.0436 (0.0151)	0.0121 (0.0104)
平均 (2012.1-2020.12)	1.0000	0.6752 (0.0922)	0.2392 (0.0748)	0.0231 (0.0180)	0.0482 (0.0302)	0.0144 (0.0130)

資料來源：整理自聯合國貿易資料庫 (United Nations, 2021)。

註：括號內為標準差。

西元 2012 至 2020 年美國自中國、臺灣、泰國、越南及其他國家平均每月進口 1,704 公噸、547 公噸、97 公噸及 49.9 公噸，約占美國總進口量的 72.1%、20.6%、4.1% 及 1.2%，美國吳郭魚全魚約七成二來自於中國，兩成來自臺灣。若觀察 2018 年與 2019 年的差異，美國整體進口量上升 4,854 公噸

(15.4%)，自中國進口量上升 1,522 公噸 (6.6%)，自臺灣及泰國的進口量則分別增加 2,760 公噸 (43.6%) 及 383 公噸 (56.4%)。若觀察進口 (值) 份額，2012~2019 年中國、臺灣、泰國及越南平均分別佔 70.2%、22.5%、4.0 及 2.1%。若觀察 2018 年 8 月以前及以後的平均差異，美國整體進口量上升 929 公噸 (42.5%)，自中國進口量上升 532 公噸 (34%)，自臺灣及越南的進口量則分別上升 377.5 公噸 (84.0%) 及 19.6 公噸 (43.6%)。若比較平均價格的變化，美國整體平均價格每公斤下降 0.27 美元，自中國進口價格從 2.02 美元下降至 1.67 美元，每公斤下降 0.35 美元 (負 17.4%)，自臺灣及越南的進口價格分別下降 0.13 美元 (負 5.8%) 及 0.20 美元 (負 9.5%)。

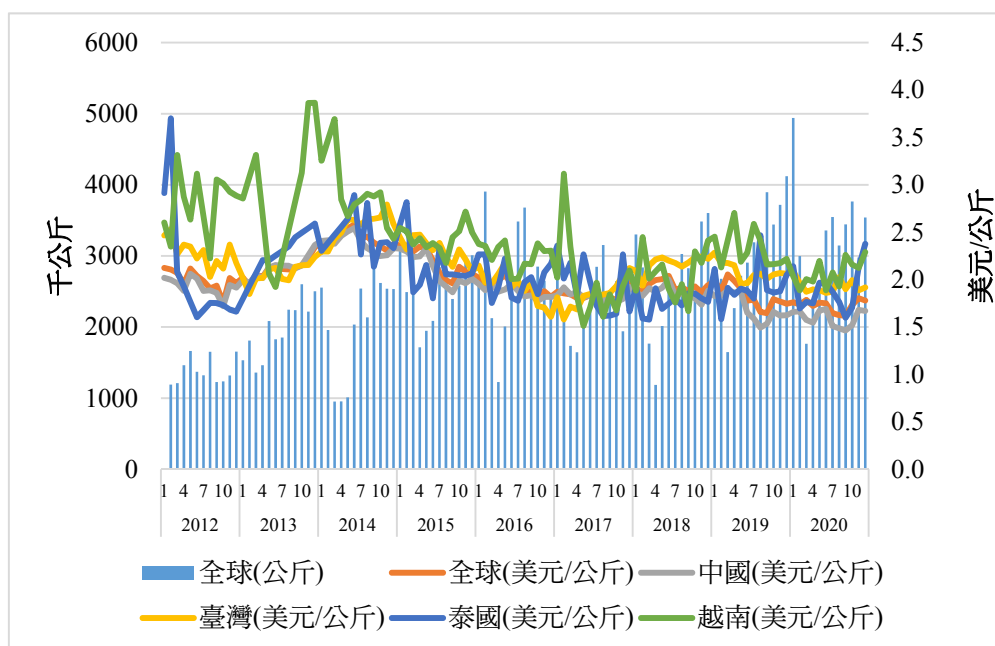


圖 2 美國吳郭魚冷凍全魚總進口價量趨勢 (2012/1~2020/12)

資料來源：整理自聯合國貿易資料庫 (United Nations, 2021)。

另觀察圖 2，各進口國自 2012 年至 2020 年的價格趨勢及進口總量圖，除了在特殊期間，如 2016 年底臺灣湖泊病毒事件，臺灣相對於美國及泰國

的進口價格相對為高。中國的進口價格 2014 年中期以後仍呈現下跌趨勢，此現象與中國吳郭魚魚片有類似趨勢。美國從臺灣的進口價格則有呈週期性，2013 年初在價格低檔開始上升至 2014 年底的高點，價格開始下滑至 2016 年底的低點，接著價格緩步上升至 2018 年底的高點，大約四年一個週期。泰國的進口價格雖也具波動性，但價格週期性不明顯。

3.3 資料處理及估計程序

由於各變數為時間序列資料，實證資料處理對非連續資料的一次微分均以差分趨近的方式處理，因本文為月資料，故以 12 期的移動平均值 $(w_{i,t} + w_{i,t-12})/2$ 代替 w_i ，並以 $\log(q_{i,t}/q_{i,t-12})$ 代替 $d \log q_i$ ， $\log(p_{i,t}/p_{i,t-12})$ 代替 $d \log p_i$ 。另外，估計式(1)及(2)中加入常數項以表示資料具有趨勢，亦可捕捉嗜好的變動 (Barten, 1993)，誤差項假設為獨立且相同的多元常態分配。模型估計時，齊次性 (homogeneity) 及對稱性 (symmetry) 的限制式已引入式(1)與式(2)，由於參數的可加性 (adding-up) 限制式，估計時將刪除掉一條方程式避免共線性的問題，被刪除的方程式的估計參數，可經由加總性限制式回復，且回復參數的估計標準誤則以 δ -method 推估之。本研究需求體系以完全資訊最大概似法 (full information maximum likelihood method)，並以 SAS 9.4 版統計軟體估計之。

在估計程序上，本文首先分別估計式(1)，並以概似比檢定進行受限與未受限需求體系的檢定及模型的選擇，在選定適當的需求體系後，加入結構變化變數重新估計式(2)，續檢定模型結構變化的存在性。概似比檢定為卡方檢定量，其檢定量為受限模型的估計概似函數值 (log-likelihood value，簡稱 LLV) 與未受限模型的概似函數值之差的負兩倍，自由度 (degree of freedom) 則為兩模型估計參數個數之差。

IV、實證結果

本研究選擇一般化需求體系因其克服了一般需求體系常見的設定問題並涵蓋實證文獻常用的需求體系，在良好的實證資料配適及理論基礎之間提供較佳的折衷。因邊際預算份額及 Slutsky 價格項參數假設的差異，鹿特丹（以下簡稱 ROT）需求體系假定各參數為固定（即邊際預算份額和 Slutsky 價格係數），而一階微分 AIDS 需求體系則假定各參數為可變的，如邊際預算份額和價格係數均為預算份額的函數。CBS 需求體系則具有 AIDS 的非常數的邊際預算份額係數及 ROT 固定的 Slutsky 價格係數，NBR 需求體系具有 ROT 的固定的邊際預算份額係數及 AIDS 非固定的 Slutsky 價格係數。本研究首先估計參數未受限的一般化模型（SYN）及各受限模型的需求體系，並以表 4 及表 7 分別說明冷凍魚片及冷凍全魚進口需求體系的未受限模型與受限模型之間的概似比（LR）檢測的結果；表 5 及表 8 說明估計邊際預算份額及 Slutsky 價格項估計係數，表 6 及表 9 則說明估計的支出彈性及價格彈性。

4.1 冷凍魚片

表 4 為美國吳郭魚冷凍魚片進口需求函數選擇的 LR 檢定結果，表中第一列一般化需求體系（SYN）未受限模型的結果，模型 1 至模型 6 分別為 θ_1 及 θ_2 在不同條件下 SYN 模型的受限模型。LR 檢定的結果顯示，CBS、AIDS 及 NBR 等受限模型分別與未受限模型（SYN）檢定結果均拒絕虛無假設；模型 6 虛無假設 $\theta_1=0$ 及 θ_2 為任意值的受限模型與一般化未受限模型的結果亦顯示拒絕虛無假設，顯示相對這幾個受限模型，未受限模型（SYN）較為適合資料。另模型 1（ROT）及模型 5 虛無假設 θ_1 為任意值及 $\theta_2=0$ 與 SYN 比較的結果則顯示為接受虛無假設，即受限模型 1（ROT）與模型 5 中 θ_1 為任意值及 $\theta_2=0$ 的需求體系均為未受限模型的縮減式。再比較模型 1（ROT）

與模型 5 虛無假設 θ_1 為任意值及 $\theta_2=0$ 兩模型，檢定結果為拒絕虛無假設，說明模型 5 中 θ_1 為任意值及 $\theta_2=0$ 的設定較適合作為本研究美國吳郭魚魚片進口需求資料的模型。在模型 5 中 θ_1 為任意值及 $\theta_2=0$ 設定下，加入結構變化的虛擬變數於各價格參數及支出參數，以概似比檢定的結果則顯示拒絕虛無假設，顯示美中貿易戰後美國吳郭魚片的進口需求結構有顯著的改變。

表 4 概似比檢定結果－美國吳郭魚冷凍魚片的進口需求體系

需求體系 模型 (model)	θ_1	θ_2	概似函數 值 (LLV)	概似比統計量		
				LR	自由度	顯著性
SYN	0.3778 (0.2168)*	0.2347 (0.2219)	1,135.9	-		
1. ROT	0	0	1,133.8	4.260 ¹	2	
2. CBS	1	0	1,111.5	48.814 ¹	2	***
3. AID	1	1	1,106.9	57.936 ¹	2	***
4. NBR	0	1	1,130.2	11.328 ¹	2	***
5. θ_1 free, $\theta_2=0$ (CBS+ROT)	0.3625 (0.2181)*	0	1,135.6	0.624 ¹	1	
6. $\theta_1=0$, θ_2 free (ROT+NBR)		0.1739 (0.2230)	1,133.9	3.920 ¹	1	**
ROT vs (CBS+ROT)			-	3.636 ²	1	*
(CBS+ROT) 具結構變化			1,163.7	56.204 ³	13	***

資料來源：本研究估計。

註：1. LR 檢定值=-2* (個別模型的 LLV-SYN 模型的 LLV)。

2. LR 檢定值=-2* (ROT 模型的 LLV-模型 5 的 LLV)。

3. LR 檢定值=-2* (模型 5 的 LLV-模型 5 具結構變化模型的 LLV)。

4. 括號內的值為估計標準誤。

5. ***、**及*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

模型 5 中 θ_1 為任意值及 $\theta_2=0$ 之設定顯示此需求體系的邊際預算份額 ($\beta_i + \theta_1 w_i$) 為 CBS 型態為非固定常數並會隨著預算份額而改變，Slutsky 價格項參數是 Rotterdam 型態為固定常數，簡寫此模型為 CBS+ROT。以下將以具結構變化的模型 5 (CBS+ROT) 的實證結果說明。由於若直接列出

β_i (或 C_i) 的估計參數值無法直接觀察各來源國的邊際預算份額 (Lee et al., 1994), 表 5 列出估計的邊際預算份額 ($\beta_i + \theta_1 w_i$) 及 Slutsky 價格項。其結果顯示, 結構變化前 14 個估計邊際預算份額及 Slutsky 價格項中, 交叉價格項有二個 (分別為中國與臺灣、臺灣與其他國家) 在 1% 的顯著水準下異於零, 其值分別為負 0.017 及 0.0172; 自身價格項有一個 (臺灣) 顯著異

表 5 美國吳郭魚冷凍魚片進口需求結構—具結構變化的 CBS+ROT 模型

i\j	邊際預算份額($\beta_i + \theta_1 w_i$)	Slutsky 係數(r_{ij})			
		中國	印尼	臺灣	其他
中國	0.8985 ($<.0001$)***	0.0273 (0.3052)	0.0098 (0.5445)	-0.0170 (0.0020)***	-0.0201 (0.3047)
印尼	0.0715 ($<.0001$)***		-0.0101 (0.6613)	0.0111 (0.0997)	-0.0108 (0.4014)
臺灣	-0.0004 (0.9313)			-0.0112 (0.0061)***	0.0172 (0.0008)***
其他	-0.6548 (0.0558)*				0.0138 (0.1922)
θ_1	-0.6954 (0.0104)**				
i\j	邊際預算份額($C_i + \theta'_1 w_i$)	Z_{ij} (Slutsky 係數)			
		中國	印尼	臺灣	其他
中國	-0.0676 (0.3488)	-0.3521 (0.0206)**	0.2259 (0.0924)*	-0.0214 (0.6880)	0.1476 (0.0137)**
印尼	0.0719 (0.1780)		-0.1536 (0.2506)	0.0414 (0.1629)	-0.1137 (0.0055)***
臺灣	-0.0198 (0.2034)			-0.0170 (0.2954)	-0.0030 (0.8659)
其他	-0.4953 ($<.0001$)***				-0.0309 (0.4611)
θ'_1	-1.4997 (0.0255)**				

資料來源：本研究估計。

註：1. 預算份額以樣本平均值代入。

2. 括弧內為 Wald 卡方檢定的 p-value。

3. ***、**及*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

於零，其值為負 0.0112；邊際份額則有三個（中國、印尼及其他）顯著異於零，其值分別為 0.8985、0.0715 及負 0.6548。結構變化後 14 個估計邊際預算份額及 Slutsky 價格項中，交叉價格項有三個（分別為中國與印尼、中國與其他及印尼與其他）分別在 10%、5% 及 1% 的顯著水準下有顯著變化；自身價格項僅有一個（中國）在 5% 顯著水準下有顯著變化；邊際份額則僅有一個（其他國家）顯著改變。

表 6 顯示以估得具結構變化的模型 5 的估計參數後，分別利用各估計參數計算結構變化前 ($D=0$) 及結構變化後 ($D=1$) 的在樣本平均值時的價格彈性及支出彈性。其結果顯示，結構變化前，僅從臺灣進口的吳郭魚魚片自身價格彈性分別在 1% 的顯著水準下顯著，且值為負 0.5745，從中國及印尼進口的魚片雖不具價格彈性但接近零。此結果說明，當從中國、印尼及臺灣進口價格分別下降 1% 時，僅從臺灣進口的吳郭魚魚片的進口量增加 0.5745%，從自中國及印尼的進口量幾乎不改變；此現象說明，因中國及印尼的自身價格彈性接近零彈性，進口價格下降對中國及印尼出口商因價格下降使收益下降；臺灣的出口商亦將因出口收益下降而受損。另觀察支出彈性，美國從中國、印尼及其他國家進口的吳郭魚魚片的支出彈性分別在 1%、1% 及 10% 的顯著水準下顯著，且值分別為 1.0867、0.6113 及 0.8283，顯示當美國吳郭魚片總進口額增加 1% 時，從中國、印尼及其他國家進口的吳郭魚魚片進口量將會分別增加 1.0867%、0.6113% 及 0.8283%。臺灣的支出彈性為負 0.0210 但不顯著異於零，顯示美國吳郭魚片總進口額增減對從臺灣進口吳郭魚片的量沒有顯著影響。若觀察交叉（價格）彈性，當交叉彈性為正值，顯示兩商品為替代品，為負值則為互補品。表中顯示中國與臺灣、印尼與臺灣及臺灣與其他國家的價格交叉彈性分別在 1%、10% 及 1% 的顯著水準下顯著為負、負及正，顯示自中國與臺灣及印尼與臺灣進口的吳郭魚魚片具有互補關係，即當中國或印尼進口價格下降 1% 時，臺灣的進口量將分別上升 0.0206% 及 0.0947%。另外，臺灣與其他國家呈替代關係，即當其他國家價格上升 1% 時，美國對臺灣的進口需求量將上升 0.8799% 以替代之。

表 6 美國吳郭魚冷凍魚片進口需求的支出彈性及價格彈性

	中國	印尼	臺灣	其他
結構變化前 (2007/1~2018/8)				
支出彈性	1.0867 ($<.0001$) ***	0.61129 ($<.0001$) ***	-0.0210 (0.9313)	0.8283 (0.0558) *
價格彈性				
中國	0.0330 (0.3035)	0.0119 (0.5436)	-0.0206 (0.0016) ***	-0.0243 (0.3047)
印尼	0.0841 (0.5436)	-0.0861 (0.6607)	0.0947 (0.0976) *	-0.0927 (0.4014)
臺灣	-0.8728 (0.0016) ***	0.5674 (0.0976) *	-0.5745 (0.005) ***	0.8799 (0.0008) ***
其他	-0.5467 (0.3047)	-0.2944 (0.4014)	0.4664 (0.0008) ***	0.3747 (0.1922)
結構變化後 (2018/10~2020/12)				
支出彈性	1.08336 ($<.0001$) ***	1.23974 (0.0131) **	-0.9895 (0.2055)	14.3824 ($<.0001$) ***
價格彈性				
中國	-0.4110 (0.0405) **	0.2982 (0.0880) *	-0.0486 (0.4767)	0.1613 (0.0617) *
印尼	2.0297 (0.0880) *	-1.4093 (0.2486)	0.4521 (0.0954) *	-1.0725 (0.0090) ***
臺灣	-1.7059 (0.4767)	2.3321 (0.0954) *	-1.2540 (0.1111)	0.6278 (0.4803)
其他	1.7938 (0.0617) *	-1.7524 (0.0090) ***	0.1988 (0.4803)	-0.2402 (0.6997) **

資料來源：本研究估計。

註：1. 括弧內為 Wald 卡方檢定的 p-value。

2. ***、**及*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

從表 5 結構變化後邊際預算份額及 Slutsky 價格項變化的顯著性，即可知表 6 結構變化後彈性變化的差異。表 6 顯示從中國進口的吳郭魚魚片自身價格彈性在 5%的顯著水準下顯著，且值為負 0.4110 為不具價格彈性，此結果說明，當中國進口價格下降 1%，其進口量將顯著上升 0.4110%，印尼、臺

灣及其他國家則與零沒有顯著差異。另觀察支出彈性，美國從中國、印尼及其他國家進口的吳郭魚魚片的支出彈性分別在 1%、5% 及 1% 的顯著水準下顯著，且值分別為 1.0834、1.2397 及 14.3824，顯示當美國吳郭魚片總進口支出增加 1% 時，從中國、印尼及其他國家進口的吳郭魚魚片進口量將會分別增加 1.0834%、1.2397% 及 14.3824%。臺灣的支出彈性為負 0.9895% 但不顯著異於零，顯示美國吳郭魚片總進口額增加對從臺灣進口吳郭魚片的量將減少但不具統計顯著性。若觀察交叉（價格）彈性，中國進口魚片與印尼及其他國家進口者為替代關係，印尼與中國及臺灣進口之魚片有替代關係，印尼與其他國家則為互補關係；臺灣與印尼進口的吳郭魚魚片具有替代關係。

依據表 5、表 6 及前述說明比較結構變化前後彈性的變化，除了其他國家外，每個國家的自身價格彈性（絕對值）在結構變化後均較之前更具有彈性，即結構變化後進口需求量對價格變化的反應變大，但僅中國從不具顯著性轉為顯著負 0.4110，臺灣則由顯著的由負 0.5745 調整不顯著的負 1.2540。另觀察進口支出彈性，中國的支出彈性結構變化前後變化不大（從 1.0867 微幅下降為 1.0834），印尼則明顯的上升為更具彈性（從 0.6113 上升為 1.2397）；臺灣的支出彈性仍為負值但仍不顯著（從負 0.0210 調整為負 0.9895），其他國家因邊際預算份額有顯著的改變，使其支出彈性有較大幅度的調整。最後觀察交叉彈性的變化，中國與印尼之間的替代關係顯著的增強，中國與臺灣的關係則從顯著的互補關係，轉為不顯著的弱互補關係；中國與其他國家的則由不顯著的互補關係轉為顯著的替代關係。印尼與臺灣的替代關係顯著的增強，其他國家與臺灣的替代關係由顯著轉為不顯著的弱替代關係。Chidmi et al. (2012) 分析美國人對吳郭魚片與其他白魚的國內需求，其發現吳郭魚魚片在美國國內消費零售市場價格並不具彈性，與本文吳郭魚進口需求彈性多富彈性因分析市場不同而有差異。

整體而言，美中貿易戰之後確實造成美國吳郭魚冷凍魚片進口需求結構的改變，不論是支出彈性或自身價格彈性多數顯示更具有彈性，尤其在印尼

及其他國家其支出彈性有比較明顯的改變，中國在自身價格彈性有顯著變化，臺灣的自身價格彈性為更具彈性但轉為不顯著；但中國進口價格的變化對我進口量的影響減弱，反而是印尼與我國產品之間的替代競爭關係顯著增強，其他國家與臺灣產品的替代競爭關係減弱。

4.2 冷凍全魚

表 7 為美國吳郭魚冷凍全魚進口需求函數選擇的 LR 檢定結果，表中第一列 Synthetic 為未受限的模型的結果，模型 1 至 6 分別為 θ_1 及 θ_2 在不同條件下之受限模型。結果顯示，CBS、AIDS、NBR 及模型 5 虛無假設 θ_1 為任

表 7 概似比檢定 (LR Test) 的結果：美國吳郭魚冷凍全魚的進口需求體系

需求體系 模型	概似函數		概似比統計量			
	θ_1	θ_2	值 (LLV)	LR	自由度	顯著性
SYN	0.0215 (0.2071)	-3.1672 (2.2377)	292.616	-		
1. ROT	0.000	0.000	290.665	3.902 ¹	2	
2. CBS	1.000	0.000	280.117	24.998 ¹	2	***
3. AIDS	1.000	1.000	278.932	27.369 ¹	2	***
4. NBR	0.000	1.000	289.261	6.711 ¹	2	***
5. θ_1 free, $\theta_2=0$ (CBS+ROT)	0.0567 (0.2019)	0.000	290.715	3.803 ¹	1	**
6. $\theta_1=0$, θ_2 free (ROT+NBR)	0.000	-3.1806 (2.2352)	292.608	0.0166 ¹	1	
ROT vs (ROT+NBR)				3.885 ²	1	**
(ROT+NBR) 具結構變化			299.889	14.561 ³	14	

資料來源：本研究估計。

註：1. LR 檢定值 = $-2 * (\text{個別模型的 LLV} - \text{SYN 模型的 LLV})$ 。

2. LR 檢定值 = $-2 * (\text{ROT 模型的 LLV} - \text{模型 6 的 LLV})$ 。

3. LR 檢定值 = $-2 * (\text{模型 6 的 LLV} - \text{模型 6 具結構變化模型的 LLV})$ 。

4. 括號內的值為估計標準誤。

5. ***、**及*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

意值且 $\theta_2 = 0$ 為任意值 (CBS+ROT) 等受限模型與未受限 (SYN) 模型的 LR 檢定結果均拒絕虛無假設，而 ROT 及模型 6 虛無假設 $\theta_1 = 0$ 且 θ_2 為任意值與未受限模型 (ROT+NBR) 比較的結果顯示為接受虛無假設，說明受限模型 ROT 及模型 6 設定的需求體系相對於未受限模型較為適合。又因 ROT 模型為模型 6 的受限模型，以 ROT 與模型 6 的 LR 檢定結果為拒絕虛無假設，說明模型 6 (ROT+NBR) 較適合作為本研究美國吳郭魚冷凍全魚進口需求結構的模型。在模型 6 設定下，加入結構變化的虛擬變數於各價格及支出參數，以 LR 檢定的結果則顯示接受虛無假設，顯示美中貿易戰後美國吳郭魚冷凍全魚的進口需求結構沒有顯著的改變。

模型 6 所代表的需求體系 (ROT+NBR) 顯示其 Slutsky 價格項 ($r_{ij} - \theta_2 w_i(\delta_{ij} - w_j)$) 為變動的會隨著預算份額而改變，邊際預算份額 (β_i) 參數則為固定常數。表 8 列出估計參數其結果顯示，20 個估計邊際預算份額及 Slutsky 價格項中，交叉價格項有二個 (分別為臺灣與泰國、臺灣與越南) 分別在 5% 及 10% 的顯著水準下異於零，其值分別為 0.1395 及 0.0979；自身價格項僅有一個 (臺灣) 顯著異於零，其值為負 0.2245；邊際份額則有四個 (中國、臺灣、越南及其他) 顯著異於零，其值均為正值分別為 0.5566、0.2155、0.1150 及 0.0951。

表 9 顯示利用模型 6 (ROT+NBR) 未加入結構變化變數的估計參數估算樣本平均值時之價格彈性及支出彈性。結果顯示美國吳郭魚冷凍全魚的各國進口需求的自身價格彈性僅臺灣在 5% 的顯著水準下為負值 (負 1.0149) 具有價格彈性，中國、泰國及其他國家的自身價格彈性雖均為正值但都不顯著。另觀察支出彈性，美國從中國、臺灣、越南及其他國家進口的吳郭魚全魚的支出彈性分別在 1%、1%、1% 及 5% 的顯著水準下均顯著，其值分別為 0.8054、0.9742、2.2978 及 6.1757，顯示當美國吳郭魚片總進口額增加 1% 時，從中國、臺灣、越南及其他國家進口的吳郭魚全魚進口量將會分別增加 0.8054%、0.9742%、2.2978% 及 6.1757%。觀察交叉價格彈性，中國與臺灣、泰國、越南及其他國家之間均為不顯著的弱互補關係，泰國與臺灣之間則在 10% 的顯著水準下具有替代競爭關係，即當泰國的進口價格上升 1% 時，臺灣的進口量將上升 6.2788%。

表 8 美國吳郭魚冷凍全魚進口需求結構—ROT+NBR 模型

	邊際預算 份額(β_i)	Slutsky 係數 ($r_{ij} - \theta_2 w_i (\delta_{ij} - w_j)$) ¹				
		中國	臺灣	泰國	越南	其他
中國	0.5566 ($<.0001$)***	0.2007 (0.3944)	-0.0106 (0.1693)	-0.1327 (0.7804)	-0.0109 (0.3253)	-0.0465 (0.7760)
臺灣	0.2155 ($<.0001$)***		-0.2245 (0.0307)**	0.1395 (0.0216)**	0.0979 (0.0174)**	0.4734 (0.7169)
泰國	0.0177 (0.5585)			0.0763 (0.3017)	-0.0747 (0.3581)	0.0629 (0.8762)
越南	0.1150 (0.0077)***				-0.0602 (0.6581)	0.2090 (0.5399)
其他	0.0951 (0.0135)**					-0.6988 (0.8724)

資料來源：本研究估計。

註：1. 預算份額以樣本平均值代入。

2. 括弧內為 Wald 卡方檢定的 p-value。

3. ***、** 及 * 分別代表 1%、5% 及 10% 的顯著水準。

表 9 美國吳郭魚冷凍全魚進口需求的支出彈性及價格彈性

	中國	臺灣	泰國	越南	其他
支出彈性					
	0.8054 ($<.0001$)***	0.9742 ($<.0001$)***	0.7985 (0.5570)	2.2978 (0.0065)***	6.1757 (0.0135)**
價格彈性					
中國	0.2904 (0.3944)	-0.0153 (0.9366)	-0.192 (0.2333)	-0.0158 (0.9268)	-0.0673 (0.4305)
臺灣	-0.0477 (0.9366)	-1.0149 (0.0307)**	0.6305 (0.0516)**	0.4425 (0.1636)	-0.0104 (0.9634)
泰國	-5.9728 (0.2333)	6.2788 (0.0516)*	3.43276 (0.3017)	-3.3611 (0.3387)	-0.3777 (0.8341)
越南	-0.2178 (0.9268)	1.9557 (0.1636)	-1.4918 (0.3057)	-1.2035 (0.6581)	0.9573 (0.5784)
其他	-3.0212 (0.4305)	-0.1488 (0.9634)	-0.5448 (0.8341)	3.1114 (0.5784)	0.6034 (0.8724)

資料來源：本研究估計。

註：1. 括弧內為 Wald 卡方檢定的 p-value。

2. ***、** 及 * 分別代表 1%、5% 及 10% 的顯著水準。

整體而言，美中貿易戰後美國吳郭魚冷凍全魚進口需求結構並沒有顯著變化，對臺灣而言，當美國吳郭魚冷凍全魚總進口額上升 1% 時，對臺灣的進口量將增加 0.9742%；另外，對臺灣出口商而言，由於美國對臺灣吳郭魚冷凍全魚的進口需求彈性具彈性，若價格下降其出口收益將可能提高，價格上漲收益反而可能下降；另外中國進口價格的變化對我進口量的影響不明顯，僅泰國與我國冷凍全魚之間有顯著的替代競爭關係，越南及其他國家的價格變化與臺灣冷凍全魚的進口量的影響亦不顯著。

最後，由於價格彈性及支出彈性估計結果常隨著模型設定與資料型態差異使估計結果產生差異，Lee et al. (1994) 以臺灣家庭消費支出資料進行一般化模型與嵌套的四個模型估計彈性的比較，其結果說明具類似的邊際預算份額的需求體系，如 AIDS 與 CBS 模型或 ROT 與 NBR 模型其估算之支出彈性相近，具類似 Slutsky 價格項的需求體系，如 ROT 與 CBS 模型或 AIDS 與 NBR 模型其估算的價格彈性相近。本研究分別選擇表 4 及表 7 中接受與一般化 (SYN) 模型沒有顯著差異的受限模型進行驗證，結果得到與 Lee et al. (1994) 類似的結果，其原因主要因 θ_1 及 θ_2 的設定影響邊際預算份額及價格係數的數值，此驗證也說明選擇模型及估計彈性的穩健性。

V、結論與建議

吳郭魚是臺灣養殖魚類產量排名第一，且接近一半的產量用於出口，並以美國為主要出口市場。美國是全球最大的吳郭魚消費市場，中國是其吳郭魚最大的供應國，美中貿易戰關稅的課徵牽動著中國水產品的出口量，亦可能改變美國吳郭魚進口需求的結構以及各進口國間的競合關係。吳郭魚的國際貿易主要品項為冷凍魚片及冷凍全魚，且以魚片為主，本研究即分別以吳郭魚冷凍魚片及冷凍全魚為對象，分析美中貿易戰與美國吳郭魚進口市場各供應國的影響及大小。在方法上本研究應用一般化需求體系在不同參數嵌套

設定下，分別估計吳郭魚冷凍魚片及冷凍全魚的需求體系，並以概似比檢定選擇適合資料的模型。其結果顯示美國吳郭魚魚片進口需求函數適用 CBS 型態的邊際預算份額與鹿特丹型態的價格效果所混合的需求體系，該模型隱含體系內各國的邊際支出傾向有隨著進口份額改變的特性（Keller & van Driel, 1985）。美國吳郭魚冷凍全魚進口需求函數則以鹿特丹的邊際預算份額與 NBR 型態的價格效果所混合的需求體系較為適合，該模型具有固定的邊際預算份額及價格項隨著預算份額變動的特性（Theil, 1965; Barten, 1967, 1969）。結構變化的檢定顯示美國吳郭魚魚片進口需求在美中貿易戰後呈現顯著的變化，但冷凍全魚則沒有顯著結構變化。冷凍魚片幾乎各進口國中包含中國、印尼、臺灣及其他國家，結構變化後支出彈性及自身價格彈性變得更具有彈性，隱含在總進口額或進口價格的變化下各國進口量的反應將變得更敏感，但各國出口商的出口收益的變動幅度提高，亦將使收益風險增加；交叉價格彈性的結果則說明中國進口價格的變化對我進口量的顯著互補關係，在結構變化後成為不顯著的弱互補關係，反而是印尼與我國產品之間的替代競爭關係顯著增強，其他國家與臺灣產品的替代競爭關係減為不顯著的弱替代。美國吳郭魚全魚進口需求體系在美中貿易戰後未產生顯著結構變化，其支出彈性均顯著為正，自身價格彈性僅臺灣顯著且具彈性，因此若價格下降出口收益將可能提高；交叉彈性的結果顯示泰國與我國冷凍全魚之間有顯著的替代競爭關係，中國進口價格的變化對我進口量的影響不明顯。

美中貿易戰約在 2018 年中期開始，全球 2020 年 3 月又遭受新冠疫情，由於疫情的蔓延，全球運輸受阻供應有斷鏈的現象，中國大陸及美國等均為疫情重災區，貿易戰與疫情兩者對美國吳郭魚進口需求產生雙重的影響，並在冷凍魚片與冷凍全魚的消費市場產生不一樣的影響。美國人食魚的習慣與偏好為加工處理過的魚片為主，產品因規格大小及品質的差別其銷售族群有差異。臺灣出口的魚片多為大規格且高品質餐廳用等級的魚片，中國則為較小規格超市或大賣場銷售規格，印尼則多為大規格的魚片。新冠疫情下超市

小規格魚片受到青睞需求大幅增加，大規格魚片因餐廳的關閉而需求疲弱。若分析美國 2020 年 3 至 12 月相對前年同期魚片進口量，可知其增量主要是來自中國進口量提高（7.3%），但從臺灣及印尼的進口量則大幅下降 45.7% 及 21.6%。疫情提高美國對中國小魚片的需求雖無法抵銷貿易戰可能的減量（2019 年 3 至 12 月約比前年下降 13%），但對臺灣及印尼卻大幅削減貿易戰帶來的可能好處。貿易戰與疫情對美國吳郭魚魚片的需求變化，似乎也部分解釋了貿易戰及新冠疫情後美國冷凍魚片進口價格彈性變得更具敏感性，同為大規格魚片的印尼與我國產品之間的替代競爭關係增強及出口商的貿易收益風險大幅提高的原因。至於吳郭魚全魚部分，貿易戰並沒有減弱對中國冷凍全魚的進口，2019 年 3 至 12 月相對前年同期進口量增加 13%，同期對臺灣的進口量亦大幅提高 55%。2020 年 3 至 12 月的資料亦顯示新冠疫情美國對吳郭魚冷凍全魚的總需求並無明顯減少，增量主要來自臺灣（26.4%），對中國的需求則維持在貿易戰前的水準。其原因可能與冷凍全魚為低價且同質性高有關，中國仍主導美國吳郭魚冷凍全魚市場，這可能也部分解釋了美國吳郭魚全魚進口市場結構並未因貿易戰而有明顯變化。

國際水產貿易市場隨著國際社會及經濟結構的變動而隨時產生變化，美國使用課徵關稅開始的貿易戰本為打擊中國魚貨的進口，卻因新冠疫情而使市場變化。臺灣及印尼本可能在這場貿易戰中得利，卻因我國吳郭魚魚片以精緻高規格的餐廳生魚片級品質取勝，新冠疫情餐廳關閉而使中國以小規格量大低成本的超市產品繼續有拓展市場的機會。疫情可能使家庭的消費行為改變，包含購買地點、商品型態等，疫情也可能使家庭可支配預算下降，反而可能會增加對吳郭魚全魚或小魚片等價格較低的海鮮產品的需求量。我國吳郭魚出口主要以低度加工低附加價值且與其他國家產品同質性高的冷凍全魚，高成本高品質的冷凍魚片出口量相對很少，且兩者市場集中於美國市場。如何提高臺灣吳郭魚出口產品的品質使其更具有辨識度，另外分散出口市場，產品避免過度集中於單一市場分散市場風險，拓展其他國際市場也是產業可思考的方向。

參考文獻

- 江福松、李仲英（2000）。臺灣養殖魚類需求體系之研究—逆需求體系模型之應用。 *農業經濟半年刊*，**68**，1-25。
- 江福松、李仲英、李皇照（2001）。差分需求體系模型之建構與選擇—以臺灣地區總和食品需求為例。 *農業經濟半年刊*，**70**，117-148。
- 詹滿色（2003）。台灣肉品需求的函數選擇及弱分割性的檢定。 *農業與經濟*，**30**，63-87。
- Alston, J. M., & Chalfant, J. A. (1993). The silence of the lambdas: A test of the almost ideal and Rotterdam models. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(2), 304-313.
- Asche, F., & Zhang, D. (2013). Testing structural changes in the US whitefish import market: an inverse demand system approach. *Agricultural and Resource Economics Review*, 42(1203-2016-95521), 453-470.
- Baldwin, K. L., & Jones, K. G. (2013). US citrus import demand: seasonality and substitution. *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, 25(1), 24-41.
- Barten, A. P. (1967). Evidence on the Slutsky conditions for demand equations. *The Review of Economic and Statistics*, 49(1), 77-84.
- Barten, A. P. (1969). Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations. *European economic review*, 1(1), 7-73.
- Barten, A. P. (1993). Consumer allocation models: Choice of functional form. *Empirical Economics*, 18(1), 129-158.
- Barten, A. P., & Bettendorf, L. J. (1989). Price formation of fish: An application of an inverse demand system. *European Economic Review*, 33(8), 1509-1525.
- Brester, G. W. (1996). Estimation of the U.S. Import demand elasticity for beef: The importance of disaggregation. *Review of Agricultural Economics*, 18(1), 31-42.
- Brown, M. G., Lee, J. Y., & Seale, J. L. (1995). A family of inverse demand systems and choice of functional form. *Empirical Economics*, 20(3), 519-530.
- Chidmi, B., Hanson, T., & Nguyen, G. (2012). Substitutions between fish and seafood

- products at the US national retail level. *Marine Resource Economics*, 27(4), 359-370.
- Davis, C. G., Cessna, J. G., & Blayney, D. P. (2018). Southeast Asia's import demand for skim milk powder: Implications for US exporters. *Journal of dairy science*, 101(5), 4676-4689.
- Eales, J., Durham, C., & Wessells, C. R. (1997). Generalized models of Japanese demand for fish. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(4), 1153-1163.
- Engle, C. R., Quagrainie, K. K., & Dey, M. M. (2016). *Seafood and aquaculture marketing handbook*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Food and Agriculture Organization (2021). FishStatJ - Software for Fishery and Aquaculture Statistical Time Series. Rome, Italy: Food and Agriculture Organization of the United Nations. Retrieved from <http://www.fao.org/fishery/statistics/software/fishstatj/en>
- Froehlich, H. E., Gentry, R. R., Lester, S. E., Cottrell, R. S., Fay, G., Branch, T. A., & Baum, J. K. (2021). Securing a sustainable future for US seafood in the wake of a global crisis. *Marine Policy*, 124, 104328.
- Gao, X. M., Wailes, E. J., & Cramer, G. L. (1994). A synthetic demand system: An application to US consumer demand for rice and selected rice substitutes. *Review of Agricultural Economics*, 16(1), 27-38.
- Hatab, A. A. (2016). Demand relationships in orange exports to Russia: A differential demand system approach focusing on Egypt. *Agricultural and Food Economics*, 4(1), 1-16.
- Hejazi, M., Marchant, M. A., Zhu, J., & Ning, X. (2019). The decline of US export competitiveness in the Chinese meat import market. *Agribusiness*, 35(1), 114-126.
- Huang, P. (2015). An inverse demand system for the differentiated blue crab market in Chesapeake Bay. *Marine Resource Economics*, 30(2), 139-156.
- Janda, K., McCluskey, J. J., & Rausser, G. C. (2000). Food import demand in the Czech Republic. *Journal of Agricultural Economics*, 51(1), 22-44.
- Keller, W. J., & van Driel, J. (1985). Differential consumer demand systems. *European Economic Review*, 27(3), 375-390.
- Lee, J. Y., Brown, M. G., & Seale Jr, J. L. (1994). Model choice in consumer analysis: Taiwan, 1970-1989. *American Journal of Agricultural Economics*, 76(3), 504-512.

- Liverpool-Tasie, L. S. O., Reardon, T., & Belton, B. (2021). "Essential non-essentials": COVID-19 policy missteps in Nigeria rooted in persistent myths about African food supply chains. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 43(1), 205-224.
- Muhammad, A., McPhail, L. L., & Kiawu, J. (2012). Do US cotton subsidies affect competing exporters? An analysis of import demand in China. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 44(1), 235-249.
- Neves, P. D. (1987). Analysis of consumer demand in Portugal, 1958-1981. *Memoire de maitrise en sciences economiques*, Universitt Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve.
- Ramirez, M. A., & Wolf, C. A. (2008). Source differentiated Mexican dairy import demand. *International Food and Agribusiness Management Review*, 11(1), 35-50.
- Schmitz, T. G., & Seale Jr, J. L. (2002). *Import demand for disaggregated fresh fruits in Japan*. *Journal of Agricultural & Applied Economics*, 34(3), 585-602.
- Singh, K., Dey, M. M., & Surathkal, P. (2012). Analysis of a demand system for unbreaded frozen seafood in the United States using store-level scanner data. *Marine Resource Economics*, 27(4), 371-387.
- Singh, K., Dey, M. M., & Surathkal, P. (2014). Seasonal and spatial variations in demand for and elasticities of fish products in the United States: An analysis based on market-level scanner data. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 62(3), 343-363.
- Sun, C. H., Chiang, F. S., Squires, D., Rogers, A., & Jan, M. S. (2019). More landings for higher profit? Inverse demand analysis of the bluefin tuna auction price in Japan and economic incentives in global bluefin tuna fisheries management. *PloS one*, 14(8), e0221147.
- Sun, L., & Niquidet, K. (2017). Elasticity of import demand for wood pellets by the European Union. *Forest Policy and Economics*, 81, 83-87.
- Surathkal, P., Dey, M. M., Engle, C. R., Chidmi, B., & Singh, K. (2017). Consumer demand for frozen seafood product categories in the United States. *Aquaculture Economics & Management*, 21(1), 9-24.
- Theil, H. (1965). The information approach to demand analysis. *Econometrica*, 33(1), 67-87.

- Theil, H., & Clements, K. W. (1987). *Applied demand analysis: Results from system-wide approaches* (Vol. 7). Pensacola, FL: Ballinger Publishing Company.
- United Nations (2021). UN Comtrade, International Trade Statistics Database. New York, NY: United Nations. Retrieved from <https://comtrade.un.org/>
- Wong, K. G., & Park, H. (2018). Consumption dynamics in inverse demand systems: an application to meat and fish demand in Korea. *Agricultural Economics*, 49(6), 777-786.
- Yang, S. R., & Koo, W. W. (1994). Japanese meat import demand estimation with the source differentiated AIDS model. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 396-408.

Analysis of the Structure of Import Demand for Tilapia in US During the US-China Trade War

Man-Ser Jan^{*}, Yi-Shan Lee^{**}

This study applies Barten (1993) general synthetic demand system approach with its nested models to analyze the changes in the import demand structure of Tilapia in US during the US-China trade war. The results show that the model mixed by the CBS type expenditure response and Rotterdam type price response demand system is the best to describe US Tilapia fillets import demand. While the mixed model of Rotterdam type expenditure response and NBR price response is the best model for the US Tilapia Frozen whole fish import demand. US Tilapia fillets import demand structure has been significantly impacted by the US-China trade war. The importing countries, including China, Indonesia, Taiwan, and rest of world, have become more flexible in their price elasticity. The influence of China's import prices to Taiwan import quantity has become weakened, whereas the substitution between Indonesia and Taiwan becomes stronger. While the US-China trade war has no significant impact on the structure of U.S. Tilapia whole fish import demand. China's own import price elasticity of frozen whole fish is not elastic, while Taiwan's is significantly elastic. There is a significant competition relationship between Thailand and Taiwan's frozen whole fish, but the impact of Chinese import prices on Taiwan import quantity is not significant.

Keywords: Tilapia, structural change, import demand, general synthetic demand system

JEL Classification: F10, M30, Q13

^{*} Corresponding author. Associate professor, Institute of Applied Economics, National Taiwan Ocean University. Email: mjan@ntou.edu.tw. Tel: 011-886-2-2462 2192 ext 5403.

^{**} Master of the Institute of Applied Economics, National Taiwan Ocean University.

Received 3 May 2021; Received in first revised form 18 June 2021; Accepted 26 June 2021.

