

# 關稅配額與價格動態反應之結構性 變動分析：以大蒜進口為例

楊明憲\*、楊奕農\*\*、吳朝欽\*\*\*

## 摘要

大蒜為重要的民生產業，然因國內生產成本高於進口價格，故採取關稅配額方式，以兼顧保護國內生產與支持市場價格。

由於關稅配額存在著進口高低關稅之特性，所以國內外價差對於國內價格在進口配額內外之反應時間與程度可能有所不同，本文即以門檻迴歸模型檢定結構轉變與臨界值，並估計配額內外進口的反應落遲時間及對國內價格的衝擊程度。結果顯示結構轉變的臨界值為 3,768.12 公噸，與進口配額相當接近。在前一期的累計進口量小於或高於臨界值時，國內大蒜價格將受到前 5 期或前 2 期國內外價差之影響，且不論前期累計進口量是否超過臨界值，若前期國內價格高於國外價格時，即國內外價差為正時，將推升國內大蒜的價格，也反映我國大蒜市場本質為超額需求的特性。

由於存在著結構轉變與前期國內外正負價差的影響不同，本文建議觀察最近月份的累計進口量是否達到臨界值，以作為政府採取緊急或鼓勵進口之決定參考，並建議可適

---

\* 逢甲大學國貿系教授。

\*\* 中原大學國貿系副教授，本文聯繫作者，Email：[yinung.yang@gmail.com](mailto:yinung.yang@gmail.com)。

\*\*\* 逢甲大學財稅系教授，蒜農之子。

DOI：10.53106/054696002022120112002

收件日期民國 111 年 1 月 27 日；修改日期民國 111 年 6 月 26 日；

接受日期民國 111 年 11 月 7 日。

度提高配額，以平穩大蒜價格。

關鍵詞：關稅配額、大蒜、結構變動、門檻迴歸模型

JEL 分類代號：Q18

# 關稅配額與價格動態反應之結構性 變動分析：以大蒜進口為例

楊明憲、楊奕農、吳朝欽

## 壹、前言

關稅配額 (tariff-rate quota, TRQ) 為進口管理的方式之一，依進口數量多寡課徵不同關稅，即進口數量在配額內課徵低關稅、在配額外課徵高關稅，以兼具保護國內產業與市場逐步開放之目的 (Aksoy and Beghin, 2005)。我國於 2002 年加入世界貿易組織 (World Trade Organization, WTO)，即有稻米等 20 項農產品實施關稅配額，目前仍有 12 項農產品採取此進口管理方式，我國因大蒜生產成本明顯高於國際價格，故大蒜始終為關稅配額產品之一。

大蒜的國內產量並不足以滿足市場需求，若以近 5 年平均而言，國內產量約在 4.3 萬噸左右，而全年需求量農糧署估計約 5.3 萬噸，相差 1 萬噸，不足部分則需要靠進口補充。此外，我國大蒜主要產地在雲林縣，種植面積達 4,782 公頃，占全臺種植面積的 92%，是典型的地方重要農作物，也易形成市場壟斷；加上產量明顯受天候及面積因素影響，產量變動時增時減，從 3 萬多噸至 6 萬多噸均曾出現，也導致價格起伏不定。因此需要靠進口適時適量的補充，才不致影響民生安定，但因進口將使國內價格下跌、農民收益減少，故進口數量及進口時機即為市場安定與農民生計的關鍵 (Santeramo and Cioffi, 2012)。

大蒜雖非主食，卻是民眾生活不可或缺的辛香料，則價格波動即非雞毛蒜皮的小事了。過去即曾不時傳出國內價格被大量進口或是盤商聯合壟斷打壓，或是以進口及收購

國貨來操縱價格的新聞，造成「大蒜之亂」的問題（賴郁薇與孔德廉，2018）。

理論上，進口可以補充國內生產之不足，並達價格平穩之目的；也就是說，當進口課徵關稅之後的稅後價格若超過國內價格，將不會再繼續進口，但若進口仍持續增加，則隱含國內價格高漲，關稅或配額並不構成進口阻力。此外，進口配額是必須進口的數量，但為避免影響國內價格，故規定只能於非生產時期進口，以緩和青黃不接的問題。因此，國內大蒜價格的高低與是否平穩，即為關稅配額效果的重要觀察。不過，因大蒜進口從國外流入國內市場，仍有市場反應、運輸及通關之時間落差，故需以短期資料觀察較為準確並貼近實際。

我國大蒜播種期大多為中秋節過後在每年 9~12 月期間，播種之後 80~100 天即可採收青蒜，而蒜球的採收期約在播植後 5 個月，但早生品種或低溫處理可較早採收，即在每年 2~4 月間採收。蒜頭採收後有休眠現象，休眠期之長短與溫度有關，在 26~30°C 室溫（濕度 60%）下休眠期甚長達 6 個月之久。因此，政府規定大蒜關稅配額的進口期間為每年 10~12 月，剛好是青黃不接時期，理論上有助於穩定價格與滿足民生需求。不過，若國內外價差擴大，在 10~12 月以外時間仍會有進口量，此即超過配額外的進口數量。WTO 規定我國的年度配額數量為 3,520 公噸，稅率 22.5%；配額外數量每公斤課稅 27 元。若進口持續增加，進口量並累積到有嚴重衝擊國內產業之虞時，還可以依超過基準數量額外再加徵每公斤 9 元關稅。因此，隨著進口量在不同數量區間將面臨愈來愈高的進口成本。雖然高關稅有抑制進口量與支持國內價格之作用，但因關稅在配額內與配額外有相當的差異，預期配額所形成的國內外價差將有所不同，且進口對於國內外價差的反應也會有所不同，此即存在著計量方法中時間序列分析所稱之結構性變動的問題，也符合 TRQ 文獻常見以級距區段 (regime) 或門檻來分析關稅配額或進口之經濟議題 (Abbott and Morse, 2000; Mönnich, 2003; Cioffi et al., 2011; Santeramo and Cioffi, 2012; Beckman and Arita, 2017)。

時間序列模型的發展，係以 Box-Jenkins 所建構的計量分析方法為基礎，其重點是研究前期的變數對未來變數之影響。這是因為大量的實證文獻皆指出，許多可觀察的經

濟變數，都與其變數的時間落差值之實證發現有關，這是已廣為周知的資料統計特性，而且其應用已擴大到各種非經濟領域。而近 30 年時間序列模型的發展，又賦予了以此為主軸的計量模型更多的實務之經濟意義，此系列方法之詳細發展，可參見 Hamilton (2020) 由 Princeton University Press 出版之 Time Series Analysis 一書。

而時間序列方法在本文的應用研究中，採用時間落差，亦符合大蒜生產和進口之實務觀察。本文前言中曾說明，蒜的供給有落遲性，蒜球的採收期約在播植後 5 個月，即在決定種植生產時，生產者應會對未來價格形成預期以決定種植量，且由於國際和國內價格起伏不定，需要靠進口適時適量的補充，而進口、運輸等國際物流活動，皆需要相當之時間才能滿足和調整市場供需，這些都是導致大蒜國內外價差變數有時間差現象的可能重要原因。基於這樣的假設下，藉由本文採用之時間序列所發展出來的檢定、估計工具，才得以在「讓資料說話」（而非人為主觀認定）的原則下，找到支持時間落差有顯著影響的實證證據，成為本研究之基礎。

更明確地說，本文以 2002 年至 2019 年之月資料，應用時間序列分析之門檻迴歸模型 (threshold regression model, 見 Bai and Perron (1998, 2003a))，檢定是否存在著配額或基準數量之門檻 (即結構轉變點)，從而估計衝擊反應函數，以探討進口對國內產地價格之影響。因此，本文研究目的在於檢視關稅配額制度對於國內價格之影響及時間落差之反應。除第一節前言外，第二節為進口關稅配額與我國大蒜價格之分析，第三節為建立門檻迴歸模型及資料說明，第四節為實證檢定分析及進而探討制度涵義，最後在第五節為結論與建議。

## 貳、我國大蒜價格與進口關稅配額

我國目前大蒜種植面積為 4,687 公頃，在 2005 年之後有遞減的趨勢，再因缺工問題，2014 年之後種植面積均在 5,000 公頃以下，其實全盛時期為加入 WTO 之前曾在 1997 年

達 7,055 公頃。不過，因栽培管理技術的改進，每公頃產量從早期的 8,000 公斤左右，增加至目前約 10,000 公斤，故種植面積雖減少，故總產量多在 5 萬噸以下，有時遭遇天災損害，總產量甚至未達 4 萬公噸。

然而大蒜產地價格卻有逐漸上升的趨勢，如圖 1 所示，在 1997 年為每公斤產地價格為 34.47 元，到 2016 及 2017 年竟然上漲超過百元，而且價格變動幅度亦有加大情形，例如在 2014 年為 33.03 元，隔年 2015 年即漲至 61.57 元，漲幅達 86%。2016 年再續漲至天價 124.06 元，漲幅超過 100%。經計算價格變異係數達 0.44，較產量或面積的變動程度為大。由於大蒜的採收期集中在 2-4 月，並多在中秋節前售完，故季節性的價格變化相當明顯，如圖 2 所示。全年價格以 2 月為最高，但在採收之後即走跌，3-8 月均在全年平均價格水準之下，需在中秋節之後即開始上漲，主要是因國內供給短缺，一直漲至隔年的 2 月止 (楊明憲，2020)。

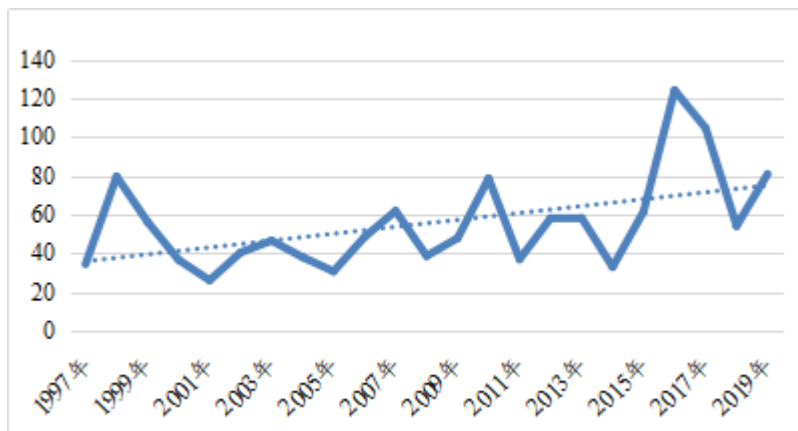


圖 1 歷年來大蒜產地價格之變化

資料來源：農糧署，農產品產地價格查報系統。

<https://apis.afa.gov.tw/pagepub/AppContentPage.aspx?itemNo=PRI075>，檢索日期：

2020/11/28

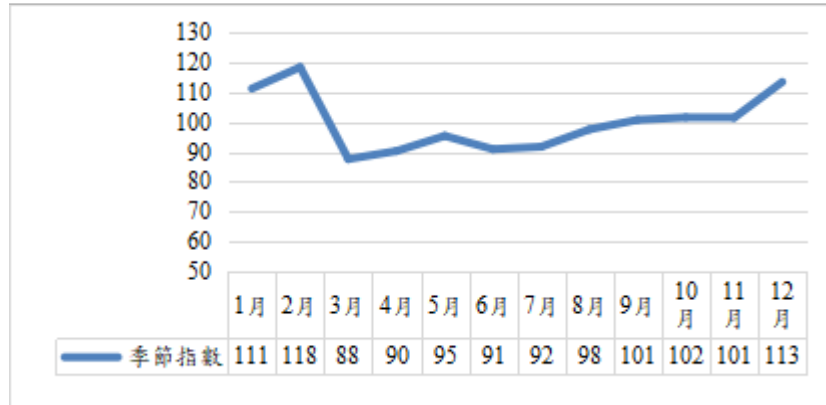


圖 2 大蒜季節性價格指數

資料來源：本文計算。

大蒜於收成後受休眠期之影響，不耐儲存，大大降低其時間效用，同時亦增加價格的不穩定性。大蒜每月的價格變化明顯，且有週期性，因此進口如何適時及適量的補充，即成爲穩定國內價格的重要關鍵。

過去曾發生在 1995 年因氣候因素減產，使得蒜價高漲，加上走私、蒜蟲炒作、進口蒜頭利益分配問題等政治因素，於是大蒜產銷問題浮上檯面，農政官員辦理進口大蒜是否得當成爲眾矢之的；1996 年度由於大蒜大量栽培以及產地豐收，造成供過於求現象，致蒜價低迷乏人問津（黃惠琳與陳萬福，2000），於是政府開始採取登記制度，期能掌控產量，避免供需失調現象再度重演。但時至今日，大蒜產銷問題仍層出不窮，也動輒影響價格波動及農民收入。因此，有必要探討進口量價對於國內產地價格之影響。

大蒜原屬管制進口貨品，我國於 2002 年加入 WTO 後乃採關稅配額逐漸開放國內市場。入會第一年底關稅配額量爲 1,844 公噸，逐年增加至 2004 年迄今爲 3,520 公噸。配額內稅率爲 22.5%，配額內數量採標售進口權利金方式分配，配額外採從量稅，即採取進口產品重量課徵稅金，入會第一年關稅爲每公斤 32 元，並逐年調降至 2004 年迄今爲每公斤 27 元。更進一步，若進口量不只超過配額數量，而且持續進口增加至基準數量時，

即啟動特別關稅防衛措施 (Special Safeguard, SSG) 每公斤加徵 9 元，加徵課稅至 36 元/公斤。由於國外生產成本遠低於我國，而國內生產費用為每公斤 37.74 元，開放進口勢必導致國內市場價跌，影響農民生計，此為採關稅配額之重要考量。

基本上，關稅依進口量課稅而分為三級距，即在進口數量在配額內、進口配額與基準數量之間，以及基準數量以上均有不同的關稅，如圖 3 所示。假設進口價格為每公斤 30 元，則在配額內進口課徵 22.5% 關稅，稅後價格為 36.75 元；若進口量超過配額，則課徵每公斤 27 元關稅，稅後價格將為 57 元；若進口量持續增加其超過基準數量時，則再額外課徵每公斤 9 元關稅，而成為 66 元的稅後價格。

理論上，當進口課徵關稅之後的稅後價格若超過國內價格，則缺乏競爭力，將不會再繼續進口。由於近年來進口量仍持續增加，隱含國內價格高漲，關稅並尚未構成進口阻力。

依關稅配額與 SSG 條件，進口關稅將面臨兩個數量關卡：配額、基準數量，其中配額為固定數量，而基準數量則是變動的，因為依農業協定第 5 條規定，如不考慮國內消費量，基準數量為前 3 年平均進口量之 125%，且無論是否考慮國內消費量，基準數量不應小於前 3 年平均進口量之 105%，所以我國基準數量係依如下方式計算：

$$\text{基準數量} = \text{前 3 年平均進口量} \times \text{基準率} + \text{消費變動}$$

其中，基準率與進口的市場占有率有關，即市場占有率在 10% 以下、或 10 至 30%，或 30% 以上時，基準率分別為 125%、110%、105%。市場占有率為前 3 年平均進口量占前 3 年平均消費量之比率。2012-2019 年我國大蒜進口基準數量統計請參考表 1。



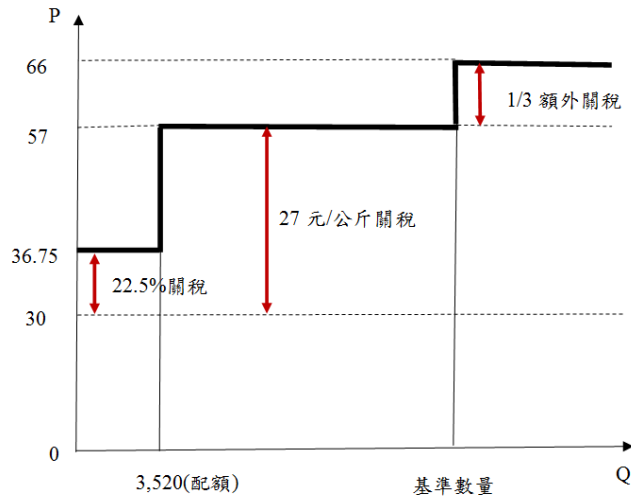


圖3 我國進口大蒜關稅配額管理

表1 我國大蒜進口之基準數量

年	稅則號別	平均消費量 (公噸)	平均進口量 (公噸)	市場占有率 (%)	基準率 (%)	消費變動量 (公噸)	基準數量 (公噸)
2012年	三項	54,339.90	4,688.70	8.63	125	-3,942.90	4,923.10
2013年	三項	53,906.10	4,155.10	7.71	125	9,032.00	5,193.90
2014年	三項	52,808.50	3,999.70	7.57	125	-8,381.60	4,199.70
2015年	三項	52,475.70	4,005.10	7.63	125	-1,649.10	4,205.40
2016年	三項	53,768.00	4,698.10	8.74	125	13,907.60	5,872.60
2017年	三項	54,550.80	4,513.80	8.27	125	-9,909.90	4,379.50
2018年	三項	56,488.30	9,525.40	16.86	110	1,814.80	11,906.80
2019年	7032090	24,360.80	16,349.00	67.11	105	10,318.40	20,436.30

註：消費變動量為前前2年變動量，例如2020年即2017-2018年。平均消費量為前前3年平均量，例如2020年即2016-2018年。三項係指07032010(種用蒜球)、07032090(生鮮冷藏大蒜)、07129040(乾蒜球)。

資料來源：行政院農業委員會。

歷年來我國大蒜進口情形，如表 2 所示，大蒜進口可分三種品項：生鮮冷藏、脫水及乾製、調製，其中以生鮮冷藏為最大宗。我國大蒜進口量在 2016 年突然跳增至近 2 萬噸，之前均僅是數千噸，主要是該年因寒流造成減產所致。但從此之後進口量即居高不下，在 2019 年仍達 2.6 萬噸。2016、2017 年大蒜產地價格大幅上漲及進口激增的原因，是因為種植面積減少，且因受到寒流、颱風及豪雨影響，以致連續兩年供應量大減至 3.4~3.7 萬公噸，遠低於國內市場年消費量為 5.3 萬公噸，不足部分由進口補充。

近 3 年來主要進口來源國為阿根廷、西班牙、埃及，其中，阿根廷位居南半球，產期可與我國錯開而達互補作用。但因在 2016 年國內價格大漲，也吸引同樣在北半球的西班牙加入進口，此對於我國市場雖可增加供應來源，但也對國內價格有所壓抑。

由於價格波動表現在每月的供需上，故有必要進一步瞭解每月進口數量，依近 8 年每月進口資料整理如表 2 (其中各月比重係依歷年各月合計占歷年進口總量計算而得)。顯然的，每年 1 月份的進口比重為全年的 28%，是進口的旺季，而在 8-10 月因國內產量已逐漸銷售完畢，故需要進口的適時補充。

表 2 大蒜每月進口變化

單位：公噸

時間	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	各月比重
1 月	1,751	2,149	2,500	1,542	2,783	6,697	5,508	4,751	28%
2 月		70	1,698	1	516	3,214	1,031	1,991	9%
3 月		72	233		93	516	843	1,211	3%
4 月					32	419	214	48	1%
5 月					343	1,114		433	2%
6 月					479	1,221		5,324	7%
7 月					1,327	1,295	386	1,747	5%
8 月				29	4,190	4,474	681	1,969	11%
9 月		162		271	2,126	3,181	643	4,326	11%
10 月	735	1,041		599	2,882	4,889	1,704	1,894	14%
11 月	432	1,120		72	2,698	814	557	1,340	7%
12 月	74	23	1,391	376	565	287	144	646	4%
合計	2,992	4,638	5,822	2,889	18,036	28,122	11,711	25,679	100%

資料來源：本研究。

綜上所述，我國歷年來進口大蒜之稅後價格，如表 3 所示：配額內進口成本，係指報關價格+進口關稅 22.5%+當年度平均配額進口權利金，在 2019 年為 61.64 元，表示國內價格仍高於此進口的稅後價格。當進口量超過配額，則配額外進口成本為報關價格+進口關稅 27 元/公斤。進口成本即為完稅後價格，由於配額外進口關稅高於配額內關稅及權利金，通常配額外進口成本大多高於配額內進口成本。若國內外價差足以吸引更多配額外數量進口，則配額外較高的關稅，恐仍不具嚇阻作用。

茲彙整上述在生產、進口及國內外價差之資料認識，如表 4 所示。我國雖在 2002 年因加入 WTO 而開放大蒜進口，但在 2015 年之前均僅數千公噸，但在 2016 年起進口量即居高不下，國內每公斤產地價格亦明顯衝破 60 元以上，多高於配額內或配額外進口成本，因此進口量源源不斷增加。但表 4 係配合進口配額（即基準數量）以年度資料呈現，

但進口實務上仍需考量每月短期價格及季節性變化為宜，故會出現在年度資料的進口與國內外價差之間的影响關係有時間落差，此在後續實證上即會有所統計檢定。

表 3 歷年來我國進口大蒜之稅後價格

年	重量 (公噸)	價值 (千台幣)	進口報關價格 (元/公斤)	配額內進口成本 (元/公斤)	配額外進口成本 (元/公斤)
2002 年	1,969	22,101	11.22	19.74	38.22
2003 年	761	11,739	15.42	24.89	42.42
2004 年	2,027	57,816	28.52	40.94	55.52
2005 年	768	21,324	27.77	40.02	54.77
2006 年	3,307	98,622	29.82	42.53	56.82
2007 年	6,355	164,887	25.95	37.25	52.95
2008 年	5,182	135,572	26.16	36.05	53.16
2009 年	3,394	75,878	22.36	21.75	49.36
2010 年	4,562	249,626	54.72	69.67	81.72
2011 年	3,352	173,018	51.61	24.83	78.61
2012 年	2,992	78,305	26.17	40.50	53.17
2013 年	4,638	143,526	30.95	32.98	57.95
2014 年	5,822	167,945	28.85	38.68	55.85
2015 年	2,889	101,258	35.05	41.57	62.05
2016 年	18,036	1,126,726	62.47	91.02	89.47
2017 年	28,122	1,212,093	43.10	58.60	70.10
2018 年	11,711	333,410	28.47	39.21	55.47
2019 年	25,679	800,918	31.19	61.64	58.19

註：1. 配額內進口成本，係指報關價格+進口關稅 22.5% + 當年度平均配額進口權利金。

配額外進口成本，係指報關價格+進口關稅 27 元/公斤。

2. 2002-2006 年配額內進口成本，係指報關價格+進口關稅 22.5% + 假設每公斤 6 元配額進口權利金。

資料來源：行政院農業委員會。<https://agrstat.coa.gov.tw/sdweb/public/trade/TradeCcc.aspx>，

檢索日期：2020/11/28

表 4 我國大蒜生產、進口與國內外價差之彙整 單位：公噸、元/公斤

年度	產量	進口量	基準數量	產地價格	報關價格	配額內 進口成本	配額外 進口成本
2012 年	46,759	2,992	4,923	58.15	26.17	40.50	53.17
2013 年	43,894	4,638	5,194	58.32	30.95	32.98	57.95
2014 年	59,496	5,822	4,200	33.03	28.85	38.68	55.85
2015 年	49,716	2,889	4,205	61.57	35.05	41.57	62.05
2016 年	34,667	18,036	5,873	124.06	62.47	91.02	89.47
2017 年	36,543	28,122	4,380	104.6	43.10	58.60	70.10
2018 年	52,016	11,711	11,907	54.18	28.47	39.21	55.47
2019 年	39,667	25,679	20,436	80.97	31.19	61.64	58.19

資料來源：行政院農業委員會。

## 參、進口量價與國內產地價格之分析

### 一、資料特性

本研究採用資料期間為 2002 年至 2019 年之月資料，扣除沒有進口月份，共計 134 筆個別資料。大蒜沒有進口的月份並無進口數量和進口價格，由於時間序列的方法如單根檢定 (unit root test)，並不適用於時間不連續的資料，故這些不連續的資料必需設法將其補齊。

在過去的文獻當中，其實已經有不少研究，針對不連續或不規則的時間序列資料，如何補齊的問題進行探討 (Ryan and Giles, 1998; Buseti and Taylor, 2005)。目前常用的方法有兩種：(1) 線性內插法 (linear interpolation)：也就是將缺漏資料間的前一筆和後一筆

連成一直線，然後以線性比例的方式逐一將資料補齊，如圖 4(a) 所示；(2) 逐步內插法 (step interpolation)：係在缺資料的部分以最近一筆的資料連續填入，直到補完缺漏為止，見圖 4(b)。

其中無進口數量時，將其值設為 0 應該沒有爭議。而大蒜進口價格之補齊，我們採用逐步內插法。這是因為過去的時間序列文獻，大多證實比較不會影響時間序列原有的資料產生過程 (data generating process, DGP)，例如 Ghysels and Miller (2014)、Kaufmann and Juselius (2013)、Miller (2019) 均做如此處理。據此，本文所採用於實證之資料，皆以逐步內插法來補齊處理；資料處理後之大蒜進口價格、進口數量、和產地價格之時間序列圖，分別如圖 4(b)、圖 5、和圖 6 所示。

## 二、單根檢定

在時間序列分析之前，必須先確認所使用的經濟變數是否為定態 (stationary)，因此應對各變數進行單根檢定。本研究採用 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定法，其虛無假設為該變數具有單根。

ADF 單根檢定包括三種模型：(1) 模型 A 為無截距項 (drift term) 與無時間趨勢項 (time trend)；(2) 模型 B 包括截距項但無時間趨勢項；(3) 模型 C 則同時包含截距項及時間趨勢項。Dickey and Fuller (1979) 的 DF 單根檢定，限定變數為一階自我迴歸式  $AR(1)$ ，並假設殘差為白噪音 (white noise)，為最早檢定變數是否為定態的方法。Said and Dickey (1984) 加入被解釋變數的落後項，形成增強型單根檢定 (ADF)，以修正殘差並非白噪音的問題；此外，進行 ADF 單根檢定時，必須選擇最適落後期數，以達成使 ADF 檢定式的殘差為白噪音。本文即以 Reimers (1992) 所採用的 SBC 準則 (Schwarz Bayesian Information Criterion, SBC)，來選取 ADF 檢定的落後期，即選擇 ADF 檢定式之 SBC 最小者。

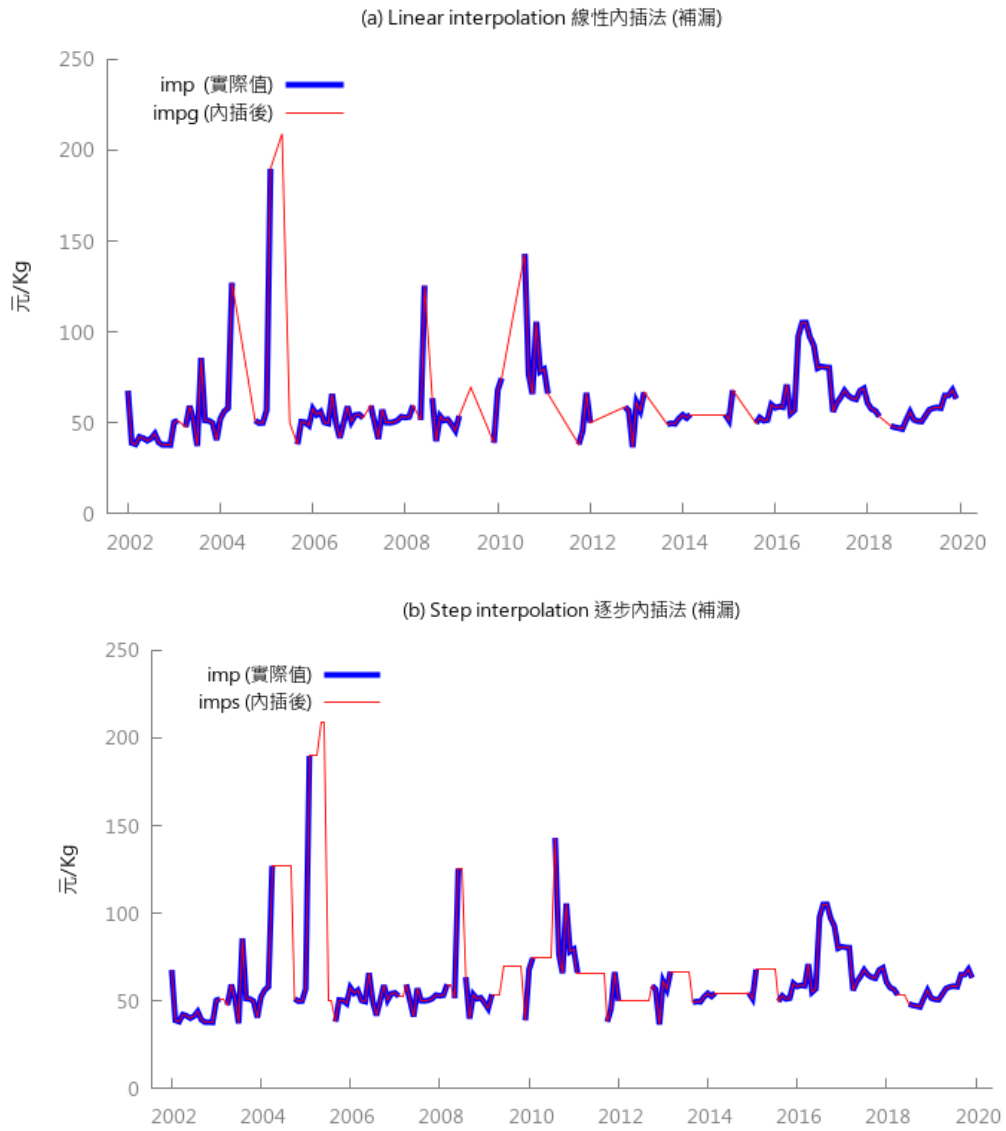


圖 4 兩種資料缺補的方法：大蒜進口價格

資料來源：本研究。

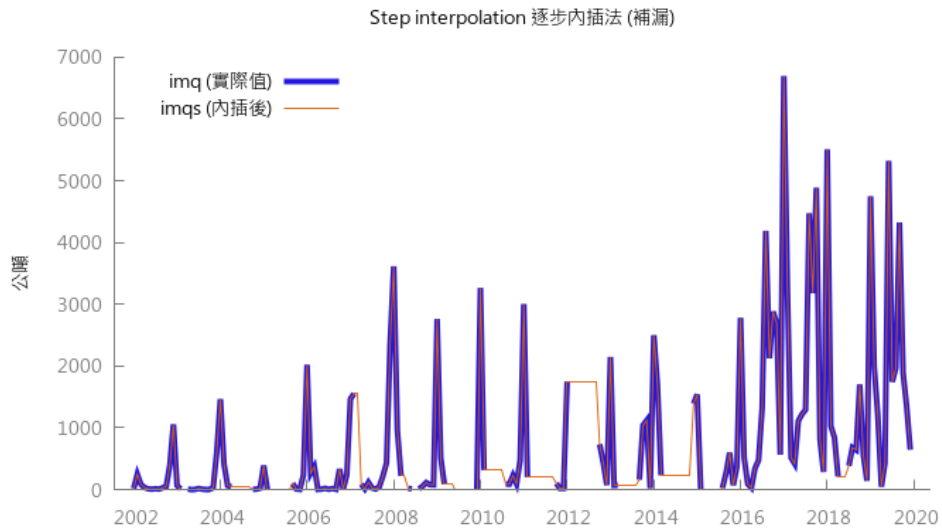


圖 5 資料逐步內插法：大蒜進口數量

資料來源：本研究。



圖 6 資料逐步內插法：大蒜產地價格

資料來源：本研究。



從表 5 的單根檢定結果可以看出，在 5% 的顯著水準下，進口價格與國內外價差變數的原始值 ADF 均顯示為定態的變數；進口數量原始值則為非定態，而在一次差分之後才是定態。比較特別的是，產地價格的原始值看起來是非定態的，但在 10% 的顯著水準下有可能是拒絕單根的存在。如果對照下一節的門檻迴歸模型估計結果，即可看出產地價格在某一個門檻級距區段其實是定態，而在另外的門檻區段，反而是接近非定態。

表 5 ADF 單根檢定結果

變數名稱	原始值 ADF	SIC 選擇之落後期	一次差分	一次差分 ADF	SIC 選擇之落後期
進口價格 ( $Pf_t$ )	-5.851***	0	$\Delta Pf_t$	-9.833***	5
進口數量 ( $Qim_t$ )	-1.782	14	$\Delta Qim_t$	-4.135***	13
產地價格 ( $Pd_t$ )	-2.625*	0	$\Delta Pd_t$	-15.161***	0
國內外價差 ( $\Delta dP_t = Pd_t - Pf_t$ )	-4.588***	0	$\Delta P_t$	-15.757***	0

註：\*\*\*代表在 1% 顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，\*\*代表在 5% 顯著水準拒絕存在單根之虛無假設，\*代表在 10% 顯著水準拒絕存在單根之虛無假設。

資料來源：本研究。

## 肆、進口價量與國內產地價格之門檻迴歸模型

### 一、門檻迴歸模型與多重結構轉變點之檢定

本文採用 Bai and Perron (1998, 2003a) 所提出的門檻迴歸模型，即假設迴歸模型有  $m$  個門檻 (或結構轉變點)：

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + u_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad j = 1, \dots, m+1 \quad (1)$$

其中， $y_t$  是在  $t$  時間可觀察到的應變數， $x_t$  (維度  $p \times 1$ ) 和  $z_t$  (維度  $q \times 1$ ) 是在  $t$  時間的自變數的向量， $u_t$  是模型在  $t$  時間的殘差， $T_j$  代表第  $j$  個結構轉變的位置。因為有  $m$  個結構轉變點，意即全樣本會被切割成  $m+1$  個不同區段，來估計出不同的係數。

一般情況下，結構轉變點通常是未知的，而此門檻迴歸模型即是用來估計這些未知的結構轉變點。門檻迴歸模型是相當具有彈性的一般化模型，例如如果  $\beta$  是一個常數，代表著  $x_t$  值的係數，在全部的樣本空間並不會改變；如果  $p$  值為 0，則此門檻迴歸模型就只有  $y_t$  為簡單的結構轉變。Bai and Perron (1998, 2003a) 所提出的方法原是基於最小平方方法對每一個個別的  $m$  區間，尋找會讓殘差平方和為最小的係數  $\beta$  和  $\delta_j$ 。要估計這樣的  $\beta$  和  $\delta_j$  的係數可以採用 Bai and Perron 發展出來的網格搜尋計算法 (grid search)。

在如何測定究竟迴歸模型是否具有結構轉變，以及有多少個結構轉變點，Bai and Perron (2003a) 提出一系列檢測多重結構轉變點的檢定步驟，以下分別加以說明。首先，是針對固定轉變點的檢定  $SupF_T(m) = F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q)$ ，此即是對無結構轉變 ( $m=0$ ) 相對於存在  $k$  個 ( $m=k$ ) 結構轉變點的檢定，而  $\lambda_i = T_i/T$ ，也就是第  $i$  個結構轉變點的值。它的基本原理是找出可以使全域殘差平方和最小的  $\lambda_k$  值，其實質上等於最大化  $F$  檢定。這個檢定通常是被使用來判斷迴歸模型是否有存在結構轉變的現象。

其次，常見檢測多重結構轉變點的檢定是雙重最大值檢定 (double maximum tests)，主要是應用在迴歸模型未知有多少結構轉變點的情況。Bai and Perron (2003a) 提出了一組共兩種檢定，分別是 UDmax 和 WDmax 檢定，故稱為「雙重」最大值檢定。這個雙重最大值檢定是假設有一個最大的結構轉變點值  $M$ ；更明確的說，如下式：

$$UD \max = \max_{1 \leq m \leq M} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q) \quad (2)$$

其中， $\hat{\lambda}_i$  是使全域殘差平方和最小的估計值，亦即  $\hat{\lambda}_i = \hat{T}_i / T$ ， $\hat{T}_i$  為估計的結構轉變點位置。而另一個是最大值統計量是  $WD_{\max}$ ，其原理是利用邊際  $p$  值來加權，定義如下：

$$WD_{\max} = \max_{1 \leq m \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, \alpha, m)} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q) \quad (3)$$

其中， $\alpha$  為檢定的顯著水準， $c(q, \alpha, m)$  為在  $\alpha$  水準下  $F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q)$  的漸進臨界值；而加權的權數  $a_m = c(q, \alpha, 1) / c(q, \alpha, m)$  for  $m > 1$ ，且  $a_1 = 1$  for  $m = 1$ 。

其三，要說明的是轉變點的循序檢定，可寫成  $\sup F_T(\ell + 1 / \ell)$ ，亦即在存在  $\ell$  個結構轉變點的前提下，檢定是否存在  $\ell$  個結構轉變點。例如： $\sup F_T(1 | 0)$  代表  $H_0$  是沒有結構轉變點，而對立假設  $H_1$  是有 1 個結構轉變點；意即若拒絕  $\sup F_T(1 | 0)$  則表示拒絕「沒有結構轉變點」的虛無假設，而接受「存在 1 個結構轉變點」的對立假設。不過，順道一提，邊際檢定  $\sup F_T(1 | 0)$  和前面所的  $\sup F_T(1)$  其實是同樣的檢定，所以在統計軟體中不會被重覆顯示出來。

除了上述的檢定之外，Bai and Perron (2003a) 也提出使用模型選擇的資訊準則 (information criteria) 來協助判斷結構轉變的形式。正如時間序列分析方法的體系內，在文獻上曾被提出的 AIC (Akaike information criterion)、BIC (Bayesian information criterion)，以及 LWZ (Liu, Wu and Zidek，其實即為修正後的 BIC)。他們認為從模擬的研究發現，特別是在殘差具有自我相關的情況下，AIC 表現並不理想，故不建議採用。BIC 和 LWZ 在殘差沒有自我相關的前提下，表現較為合理。但是如果殘差具有自我相關的特性，這兩個準則將傾向選擇過多的結構轉變點。相對的，如果殘差沒有自我相關但模型中包含應變數的落後期時，特別是應變數落後期的敘述比較大的情形時，BIC 的表現就不盡理想。而 LWZ 在虛無假設是沒有結構轉變之下，表現算是不錯，雖然有時候會低估結構轉變點的數目。因此，Bai and Perron (2003b) 的研究結論是建議使用「轉變點循序檢定」所建立的檢定結果來進行判斷。

## 二、大蒜產地價格與國內外價差之門檻迴歸模型

由於我國大蒜生產成本較高，故進口採取關稅配額制，以達到保護我國大蒜生產的目的。從制度上來觀察，我國的大蒜市場可視為是規模相對較小的市場，容易受到國外進口價格的影響；或者更明確的說，進口應該會受到國內外價差的影響。因為當國內生產的大蒜價格較低，也就是國內外價差不大的時候，進口商應該沒有進口大蒜的動機；而當國內外價差較大，而且此價差必須超過配額內關稅，就會產生進口的動機。然而，進口數量會先受限於進口配額的門檻，因為進口量超過基準數量時，會再課徵額外關稅。

我們將 2002-2019 年大蒜國內外價差與當年累計進口量繪於圖 7，左縱軸為累計進口量，右縱軸為價差。圖中粗虛線 27 元/公斤為配額外進口成本（即報關價格+進口關稅）；細長虛線 36 元/公斤意指為進口量持續增加超過基準數量時，進口成本除原本 27 元/公斤之外，尚需再額外負擔每公斤 9 元關稅。由於配額外關稅或依基準數量啟動的防衛關稅均決定於年度累計進口量，紅色虛線代表進口配額數量，若國內外價差為負，累計進口量多低於配額數量；但若國內外價差為正時，累計進口量多高於配額數量，但也不排除因進口量過多反而造成隔年國內價格下跌及國內外價差為負的情形。從圖中可觀察到在 2016 年之前，國內外價差均不超過配額外進口成本，但在 2016 年因發生霸王級寒流，導致國內產量連續兩年明顯減少，國內外價差擴大，故累計進口量有明顯增加情形。

在關稅配額的研究文獻中，產品之國內外價差（或稱 price gap）已是被廣為使用的重要模型變數。例如 Moschini (1991) 即以價差為基礎，來分析關稅配額下之各種經濟議題，包含自關稅暨貿易總協定時期 (General Agreement on Tariffs and Trade, GATT) 起對非關稅障礙(non-tariff barrier, NTB)的關稅化之脈絡，以及關稅配額在不完全競爭、價格不確定、進口限制之無效率分配、出口補貼、生產補貼等常見的有礙貿易自由化的議題。Abbott and Paarlberg (1998) 也是以國內外價格為主要分析變數，對菲律賓的豬肉進口關稅配合進行 TRQ 實證研究。

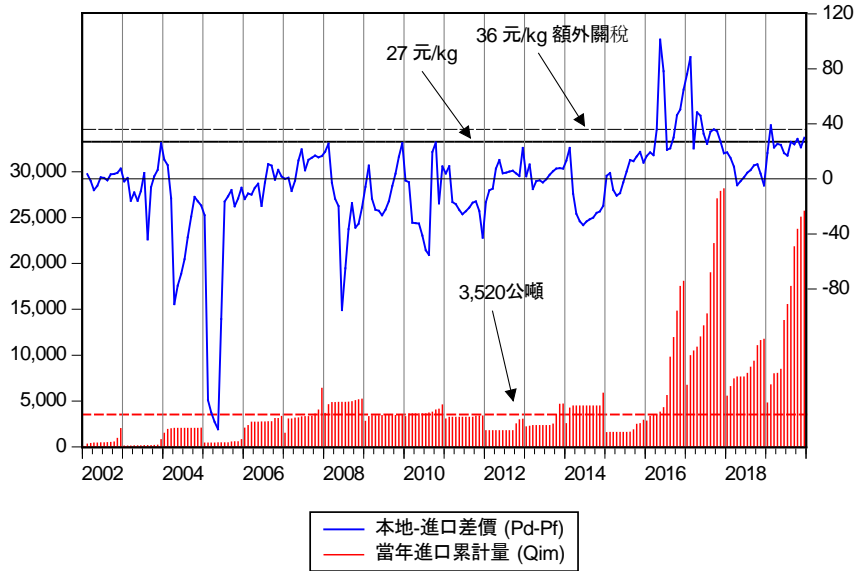


圖 7 2002-2019 年大蒜國內外價差與當年累計進口量

資料來源：本研究。

而運用類似門檻來區分不同區段的計量模型來建構關稅配額的實證研究者，亦不在少見。像 Mönnich (2003a) 使用 1995-2000 年的追蹤資料，以受限迴歸模型 (censored regression) 研究歐盟國家不同關稅配額管理方式，對關稅配額的執行率 (fill rates) 是否有不同之影響，並以配額佔進口率為變數來不同區段 (是否大於或小於 0.8) 進行分析。而 Abbott and Morse (2000) 則是用進口量落在配額內外等為不同區段，來整理說明 14 個開發中國家對關稅配額的實施與管理情況。另，Beckman and Arita (2017) 在研究歐盟國家的 SPS (sanitary and phytosanitary) 和 TRQ 的交互影響的議題中，也是用關稅配額執行率 (binding 和 non-binding) 區分成不同區段為觀念架構來進行分析。

再以個別農產品為例，Santeramo and Cioffi (2012) 和本文同樣以門檻式迴歸為實證模型，研究西班牙-摩洛哥、法國-土耳其、西班牙-土耳其、西班牙-阿根廷、荷蘭-中國這些組合的進口配額制度對蕃茄、檸檬和蘋果等商品的影響，他們的實證顯示，5 個研究個案中有 4 個結果是支持門檻式迴歸在 TRQ 制度下的適用性，且也和本文相同，4 個個案

都找到一個門檻（結構轉變點）、兩個區段的實證證據，這亦呼應並強化本文應用門檻式迴歸模型於我國大蒜進口研究的合理性。

因此，本文採用最近發展之門檻迴歸模型來估計在關稅配額制度之下，國內外價差對於我國產地價格的影響，而模型中的自每年元月起所累計的前一個月的月進口累計量（每年重新累計）則當成是在關稅配額制度之下的結構轉變影響變數。因此，本文應用 Bai and Perron (1998, 2003) 的門檻迴歸模型在我國大蒜國內外價差與進口臨界值檢定如下：

$$Pd_t = \delta_j + \sum_{i=1}^q \sum_{j=1}^{m+1} \beta_{j,i} dP_{t-i} \quad (4)$$

其中， $Pd_t$  代表在  $t$  時間之本國產地價格，在  $t$  時間之進口價格為  $Pf_t$ ，國內外價差為  $dP_t = Pd_t - Pf_t$ 。  $dP_{t-i}$  落後期  $q$  之選取，代表前期的國內外價差將會對產地價格有所影響， $j=1, \dots, m+1$ 。但因為理論上無法得知，本國產地價格究竟受到過去幾期國內外價差之影響，即此為讓資料說話之實證問題。因此，需要建立門檻迴歸之基準模型 (benchmark)，亦即：

$$Pd_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{j,0} dP_{t-i} \quad (5)$$

其中， $\delta_0$ 、 $\beta_{j,0}$  為未考慮門檻轉變下之模型待估係數，並採用 SIC 準則來決定落後期  $q$ 。

本研究以 (5) 式先行估計基準模型，其中落後期數  $q$  值取 1, 2, ..., 8，並紀錄其 SIC 值於表 6。依表中的 SIC 值最小的原則，故本研究基準模型採用的落後期為 5。

表 6 基準模型落後期之選擇

落後期 $q$	1	2	3	4	5	6	7	8
SIC	9.038	9.047	8.995	8.987	8.977	8.978	8.994	9.019

資料來源：本研究。

### 三、產地價格與國內外價差之門檻迴歸檢定結果

以下的檢定和模型估計，係採用 Eviews10.0 來進行。從表 7 的門檻迴歸檢定結果之  $SupF_T(1)$ ， $SupF_T(2)$ ，...， $SupF_T(5)$  皆十分顯著，這表示我們所建立的迴歸模型的確存在結構轉變的現象，而且以表中的循序 F 檢定和 LWZ 來選擇的話，都一致地指向結構轉變點只有一個<sup>1</sup>。而  $SupF_T(2|1)$  檢定值是 4.388，但並不顯著，表示無法拒絕結構轉變點只有一個的虛無假設，故也印證了結構轉變點只有一個。

表 7 門檻迴歸檢定結果

多重結構轉變點檢定						
$SupF_T(1)$	$SupF_T(2)$	$SupF_T(3)$	$SupF_T(4)$	$SupF_T(5)$	UDmax	WDmax
10.829***	6.187***	6.994***	11.048***	13.659***	40.978***	62.386***
$SupF_T(2 1)$						
4.388						
結構轉變點數目之選擇						
循序準則	1					
LWZ	1					
BIC	5					

註：\*\*\*代表在 5% 顯著水準，依 Bai and Perron (2003a) 之臨界值。

資料來源：本研究。

<sup>1</sup> 雖然用 BIC 來選的話，是有 5 個結構轉變點，不過依 Bai and Perron (2003a) 所述，在指標選擇不一致時，應該以循序 F 檢定為主。

## 四、門檻迴歸模型之檢定和估計結果

依上一節所建立的基準模型 (即以前一期的累積進口量為門檻轉變變數, 以及包含 5 期的國內外價差落後期), 來進行門檻迴歸模型的估計。估計結果如表 8 的左半部所示 (以下稱為模型 1)。從估計的結果顯示, 門檻轉變變數的臨界值為 3,768.12。不過, 我們可以看到在前一期小於臨界值時, 國內外價差落後期之係數 ( $dP_{t-2}$ 、 $dP_{t-3}$  和  $dP_{t-4}$ ) 皆不顯著異於 0; 而當累計進口量大於臨界值時, 則有 4 個落後期的係數是不顯著的 ( $dP_{t-2}$ 、 $dP_{t-3}$ 、 $dP_{t-4}$ 、 $dP_{t-5}$ ), 故以逐次消去法先檢定落後期 3 和 4 的係數是否為零, 並依 Wald 檢定來驗證此虛無假設。結果顯示 Wald 檢定的卡方值為 4.733 ( $p$  值= 0.316), 顯示無法拒絕落後期變數的係數皆為 0 的虛無假設。

因此, 我們重新估計門檻迴歸模型留下的落後期數為 1 期、2 期、5 期是否具顯著影響, 並以三個國內外價差為自變數。此估計結果放在表 7 的右半部 (以下稱為模型 2), 為包含 3 個落後期之門檻迴歸模型, 其 AIC、SIC、HQC 都小於包含 5 個變數的門檻迴歸模型, 這表示消除兩個不顯著的變數是合理的。

比較模型 1 和模型 2 的估計結果, 可知: 自變數的多寡取捨, 並沒有影響到累計進口量的門檻迴歸臨界值。這表示門檻迴歸臨界值的估計相當穩健, 而且依 AIC、SIC、HQC 三個模型選擇準則, 皆顯示模型 2 較佳。故以下實證分析, 只針對模型 2 的估計結果來加以說明。

首先, 由模型 2 的估計結果得知: 在前一期的累計進口量小於臨界值 3,768.12 公噸時, 只有當國內外價差落後 1 期及 5 期的係數是顯著的; 而當前一期的累計進口量大於等於臨界值時, 國內外價差落後 1 期及 2 期的係數是顯著的。此估計結果隱含著: 當大蒜的前期累計進口量小於臨界值時, 表示當國內因盛產時的產地價格相對偏低, 國內外價差較小, 必須經過 5 個月的儲藏銷售之後價格才會逐步上升, 故受到國內外價差的影響期間較長; 而當大蒜的前一期累計進口量超過臨界值時, 表示國內外價差擴大, 國內



產地價格相對提高，吸引進口商的興趣，經由進口作業流程約 2 個月，故國內產地價格受到國內外價差的影響期間較短。

表 8 門檻迴歸模型之估計結果

應變數： $Pd_t$									
模型 1					模型 2				
$Qim_{t-1} < 3768.1199$ (146 obs.)					$Qim_{t-1} < 3768.1199$ (146 obs.)				
Variable	Coeff.	Std.Err.	t-stat	p-value	Coeff.	Std.Err.	t-stat	p-value	
$\delta_1$	57.693	2.665	21.646	0.000	57.713	2.644	21.831	0.000	
$dP_{t-1}$	0.349	0.099	3.515	0.001	0.346	0.097	3.574	0.000	
$dP_{t-2}$	-0.145	0.091	-1.600	0.111	-0.115	0.073	-1.576	0.117	
$dP_{t-3}$	0.032	0.049	0.661	0.509	-	-	-	-	
$dP_{t-4}$	0.015	0.080	0.187	0.852	-	-	-	-	
$dP_{t-5}$	0.155	0.067	2.331	0.021	0.175	0.042	4.179	0.000	
$3768.1199 \leq Qim_{t-1}$ (64 obs.)					$3768.1199 \leq Qim_{t-1}$ (64 obs.)				
Variable	Coeff.	Std.Err.	t-stat	p-value	Coeff.	Std.Err.	t-stat	p-value	
$\delta_2$	58.232	3.250	17.920	0.000	58.207	3.114	18.692	0.000	
$dP_{t-1}$	0.607	0.114	5.317	0.000	0.579	0.111	5.238	0.000	
$dP_{t-2}$	0.130	0.121	1.076	0.283	0.277	0.104	2.671	0.008	
$dP_{t-3}$	0.187	0.099	1.885	0.061	-	-	-	-	
$dP_{t-4}$	0.038	0.129	0.292	0.771	-	-	-	-	
$dP_{t-5}$	0.120	0.125	0.961	0.338	0.208	0.132	1.568	0.118	
AIC	8.697				8.676				
SIC	8.888				8.803				
HQC	8.774				8.727				

資料來源：本研究。

由於所估計之臨界值 3,768.12 公噸相當接近的實際關稅配額量 3,520 公噸，即從本文門檻迴歸模型之估計可窺知，雖然我國大蒜進口配額依規定僅限於 10-12 月份進口，但此進口配額似乎會對我國的大蒜市場形成定錨作用 (anchoring effect)<sup>2</sup>，並以此視為國內市場情況預期之分界點，而形成當前期累計進口量小於關稅配額時，前期國內外價差落後期對產地價格的影響時間較長，而在超過關稅配額時，前期國內外價差落後期對產地價格的影響時間則較短之現象。

其次，由於模型 2 中前期國內外進口價差的影響係數皆顯著大於零，這意味著當大蒜國內外差價維持為正時（即國內價格高於進口價格），大蒜價格將會被持續推升，反映國內超額需求的狀況；反之，若國內價格持續低於進口價格，國內價格將會持續下滑，則主要發生在大蒜盛產期。但若前期國內外價差正負起起落落時，前期的累計進口量是否高於 3,768.12 公噸即成為重要觀察；更明確說，依本文模型所估計，前期的累計進口量若低於 3,768.12 公噸時，則落後 1~5 個月的國內外價差是影響下一期國內價格的觀察重點；而前期的累計進口量若是高於 3,768.12 公噸時，則影響下一期國內價格為落後 1~2 月的國內外價差變化。

此外，由於  $dP_t = Pd_{t-1} - Pf_{t-1}$ ，所以代入 (5) 式，即  $Pd_t = \delta_j + \sum_{i=1}^q \beta_{j,i} dP_{t-i}$  可以拆解成如下：

$$Pd_t = \delta_j + \sum_{i=1}^q \beta_{j,i} Pd_{t-i} - \sum_{i=1}^q \beta_{j,i} Pf_{t-i} \quad (6)$$

將  $Pf_{t-i}$  國外價格視為外生變數並假設其不變，留下國內價格的自我相關的部份

$$Pd_t = \delta_j + \sum_{i=1}^q \beta_{j,i} Pd_{t-i} \quad (7)$$

---

<sup>2</sup> 定錨作用這個詞可溯自 Tversky and Kahneman (1974) 在 Science 所發表。意指人類在進行決策時，會偏重先取得的資訊（稱為錨點），隨後再加以調整。

使用上式，則可以用時間序列分析的方法，來推估國內產地價格的資料產生過程 (DGP) 之性質。

換言之，當前期累計進口量  $Qim_{t-1} < 3,768.12$  時（因  $dP_{t-2}$  的係數不顯著，故令  $\beta_{1,2} = 0$ ），即國內價格之落後期係數和  $\sum_{i=1}^q \beta_{1,i} = 0.521$ ；而當前期累計進口量  $Qim_{t-1} \geq 3,768.12$  時（同理， $dP_{t-5}$  的係數不顯著，所以令  $\beta_{1,5} = 0$ ），此時國內價格之落後期係數和  $\sum_{i=1}^q \beta_{1,i} = 0.857$ 。比較這兩個門檻所區分出區段的國內價格之落後期係數和可知：當  $Qim_{t-1} < 3,768.12$  時，國內價格（相對於  $Qim_{t-1} \geq 3,768.12$ ）收斂到均衡的速度會比較快；反之，當前期累計進口量大約超過關稅配額時，國內價格收斂到均衡的速度反而會比較慢。

此結果顯示了十分有趣的實證發現，我們對此現象的詮釋是，當貿易商觀察到前期累計進口量未超過關稅配額時，這顯示國內大蒜市場的超額需求（直接反應在進口需求）並不強勁。所以在此情況下，本國市場參與者可能認為大蒜市場可按照既定計畫來生產、運銷，故而價格稍有變化時，會較快回到市場均衡的位置；而一旦前期累計進口量超過關稅配額時，這隱含國內大蒜市場的超額需求超過之前的預期，使得進口即使會再被課更高的配額外關稅之下，也仍可能有利可圖，而若國內外價差持續維持甚至擴大，此將可能使得國內大蒜生產和運銷決策者，形成相較於未超過進口配額時，有更多的歧異預期心態。而同時，這種強勁的超額需求訊號也會吸引原本不會加入市場的貿易商加入市場，而造成市場價格更多的擾動，導致國內價格回到市場均衡的位置較慢。

接著，我們可以運用式 (6)，並同樣將國外價格視為外生變數，來建構國內價格衝擊反應函數，進一步來探討國外價格對國內價格的短中期影響。從圖 8 上圖可以看出，當進口數量在 3,768.12 公噸以內時，國外價格每降低 1 元（亦可視為國內外價差擴大 1 元），大約 3 個月後，國內價格將會上升 1.5 元，因為此時國內價格相對偏低，在逐漸消化國內產量之後價格也隨之攀升，然後在 9 個月內緩步增加至 2.09 元，並趨於穩定。

而在進口數量超過 3,768.12 公噸以上時，國外價格每降低 1 元，對於國內價格的正

向影響將會加速，如圖 8 下圖所示，3 個月後將會使國內價格將會上升到 2.7 元，並在 12 個月後持續上升到 5.48 元，這反映國內對於大蒜超額需求的情形。

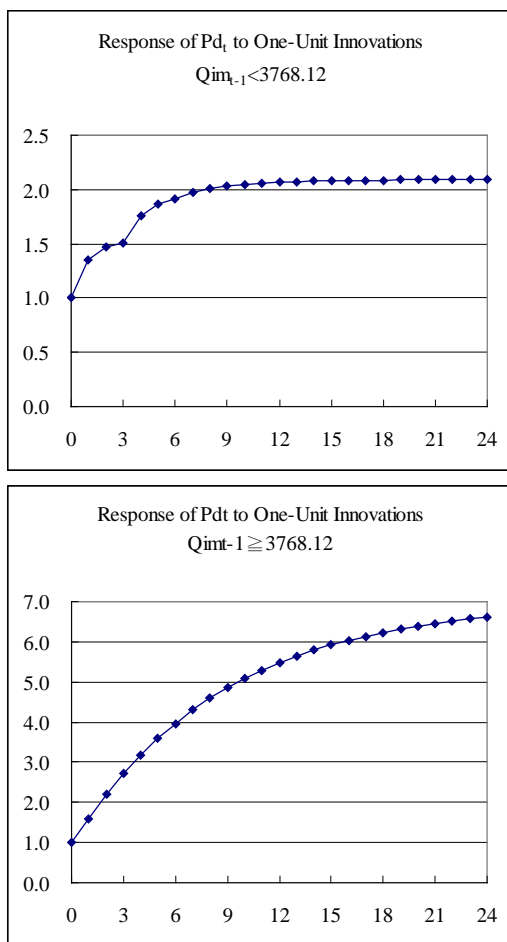


圖 8 在不同門檻之下國內價格對國外價格下降 1 元之衝擊反應

資料來源：本研究。

## 五、實證結果與政策涵義

綜合上述，實證結果的發現歸納如下：

國內大蒜價格受到國內外價差落後期的正向影響，且此關係存在顯著的結構轉變現象。而決定結構轉變的變數是前一期的累計進口量。本文以 Bai and Perron 的門檻迴歸模型，估計出國內大蒜價格與大蒜國內外價差落後期關係，其發生結構轉變的臨界值為 3,768.12 公噸，此臨界值十分接近大蒜的關稅配額 3,520 公噸。雖然大蒜關稅配額的允許進口時間為每年 10-12 月之間，但如表 2 所載，進口數量最高者卻集中於每年 1 月。這隱含年初在國內大蒜生產青黃不接之際，1 月份的進口量，以及其後的累計進口量是否超過臨界值，將決定國內大蒜價格如何受到前幾期國內外價差之影響。

不論前期累計進口量是否超過臨界值，若前期國內價格高於國外價格時，即國內外價差為正時，將推升國內大蒜的價格，此即反映我國大蒜市場本質為超額需求的特性。

但大蒜進口之前期累計進口量是否超過臨界值，國內價格受到國內外價差落後期之影響將大不相同；也就是當進口之前期累計進口量小於臨界值時，前期國內外價差增加對於國內價格推升的速度較緩，影響之價格落後期長達 5 個月，此與大蒜生產之後再儲藏銷售的期間相當；而當進口之前期累計進口量超過臨界值時，前期國內外價差增加對於國內價格推升的速度反而變快，顯著影響國內價格之國內外價差落後期最長僅為 2 個月，也與進口商的反應與進口作業時間相當，在此情況下，也反映此時大蒜的國內價格受到可於短期內進口的影響變大。

基於實證結果分析，對於我國大蒜市場價格的監控與管理，在政策上可導出一些重要意涵如下：

未來對於國內大蒜市場價格變動的掌握，最近月份的累計進口量將是重要的觀察點，特別是當累計進口量是否達結構轉變的臨界值 3,768.12 公噸時，則前期國內外正負價差的影響將是不相同的；也就是說，如果當上個月累計進口量已超過臨界值，且國內

價格已高於政策忍受值時，即可以立即採取讓國內外價差變成負價差的方法，例如緊急或鼓勵進口，即可有效快速在下個月降低國內價格；反之，當累計進口量尚未超過結構轉變的臨界值時，因前個月國內外價差對下個月國內市場價格影響較小，所以短期內尚不需太過於密切關注。

此外，由於關稅配額制度似乎是形成市場出現結構轉變定錨點的關鍵，易使國內市場價格產生較巨大的轉變而讓監控與管理較難掌握。由於國內大蒜超額需求大約在 1 萬公噸左右，在未來的各種貿易雙邊或多邊談判時，建議可適度放寬大蒜的關稅配額數量，應可使國內的大蒜價格更趨於穩定。

## 伍、結論

大蒜是重要的民生產業，與地方經濟及民生消費息息相關，但國內產量低於市場需求量，且需求彈性低，因此進口數量多寡常為國內價格波動的主因之一，也就是進口數量及進口時機即為市場安定與農民生計的關鍵。

我國因為小農生產，大蒜生產成本高於國際價格，在面臨開放市場的競爭壓力下勢必對大蒜生產與農民生計造成相當的衝擊，政府在 WTO 談判上即爭取以關稅配額方式來達到保護國內生產的目的，亦即配額內進口量為低關稅，而配額外進口量為高關稅，藉由關稅影響量價的作用，則配額所形成的國內外價差將有所不同，且進口對於國內外價差的反應也會不一樣，此即存在著結構性變動的問題。本文即以長達 18 年之月資料，應用時間序列分析之門檻迴歸模型，檢定是否存在著結構轉變點，從而估計衝擊反應函數，以探討進口對國內產地價格之影響。

依所建立的基準模型，以前一期的累積進口量為門檻轉變變數，並包含 5 期的國內外價差落後期，透過門檻迴歸模型的估計與檢定，顯示的確存在結構轉變的現象，而且依循序準則 F 檢定和 LWZ 選擇，都一致地指向結構轉變點只有一個，即門檻轉變變數的

臨界值為 3,768.12 公噸，其與配額數量 3,520 公噸，相去不遠。

由估計結果得知：在前一期的累計進口量小於臨界值 3,768.12 公噸時，只有當國內外價差落後 1 期及 5 期的係數是顯著的；而當前一期的累計進口量大於等於臨界值時，國內外價差落後 1 期及 2 期的係數是顯著的。此估計結果隱含著：當大蒜的前期累計進口量小於臨界值時，表示當國內因盛產時的產地價格相對偏低，國內外價差較小，必須經過 5 個月的儲藏銷售之後價格才會逐步上升，故受到國內外價差的影響期間較長；而當大蒜的前一期累計進口量超過臨界值時，表示國內外價差擴大，國內產地價格相對提高，吸引進口商的興趣，經由進口作業流程約 2 個月，故國內產地價格受到國內外價差的影響期間較短。

此外，進一步依國內價格衝擊反應函數來探討國外價格對國內價格的短中期影響。結果顯示當進口數量在臨界值以內時，國外價格每降低 1 元，大約 3 個月後，國內價格將會上升 1.5 元，因為此時國內價格相對偏低，在逐漸消化國內產量之後價格也隨之攀升，然後在 9 個月內緩步增加至 2.09 元，並趨於穩定；而在進口數量超過臨界值以上時，國外價格每降低 1 元，對於國內價格的正向影響將會加速，3 個月後將會使國內價格會上升到 2.7 元，並在 12 個月後持續上升到 5.48 元，這反映國內對於大蒜超額需求的情形。

最後，基於實證結果分析，本文也提供政策涵義，以對於我國大蒜市場價格的監控與管理有所參考，包括最近月份的累計進口量將是重要的觀察點，特別是當累計進口量是否達結構轉變的臨界值 3,768.12 公噸時，若當上個月累計進口量已超過臨界值，且國內價格已高於政策忍受值時，即可以立即採取讓國內外價差變成負價差的方法，例如緊急或鼓勵進口，即可有效快速在下個月降低國內價格；反之，當累計進口量尚未超過結構轉變的臨界值時，因前個月國內外價差對下個月國內市場價格影響較小，所以短期內尚不需太過於密切關注。由於關稅配額制度似乎是形成市場出現結構轉變定錨點的關鍵，易使國內市場價格產生較巨大的的轉變而讓監控與管理較難掌握。由於國內大蒜超額需求大約在 1 萬公噸左右，在未來的各種貿易雙邊或多邊談判時，建議可適度放寬大蒜的關稅配額數量，應可使國內的大蒜價格更趨於穩定。

## 參考文獻

### 一、中文部分

黃惠琳與陳萬福，2000，「大蒜之產銷結構調整」，台灣地區重要農產品產銷研討會專集，1-10，臺中：行政院農業委員會臺中區農業改良場。(Huang, H. L. and W. F. Chen, 2000, “Adjustments of Structures in Marketing and Production of Garlic”, in *Proceedings of the Symposium on Major Agricultural Products of Taiwan*, 1-10, Taichung District Agricultural Research and Extension Station, Council of Agriculture, Executive Yuan, Taichung, Taiwan.)

楊明憲，2020，「農業收入保障前瞻策略規劃研究」，行政院農業委員會委託研究計畫。(Yang, M. H., 2020, “Prospective Study on Farmer’s Income Assurance Plan in Taiwan”, Research Report, Taipei: Council of Agriculture, Executive Yuan.)

賴郁薇與孔德廉，2018，「蒜價大戰提前開打！進口蒜頭惹禍或產地盤商壟斷？農民如何突圍？」，上下游專題報導，取自 <https://www.newsmarket.com.tw/blog/108025/>，檢索日期：2021/11/28。(Lai, Y. W. and D. L. Kung, 2018, “The Price War of Garlic! Caused by Imports or Price Setting of Wholesalers? How Can Farmers Do?”, *News & Market*, Retrieved November 28, 2021, from <https://www.newsmarket.com.tw/blog/108025/>.)

### 二、英文部分

Abbott, P. and B. A. Morse, 2000, “Tariff Rate Quota Implementation and Administration by Developing Countries”, *Agricultural and Resource Economics Review*, 29: 115-124.

Abbott, P. C. and P. L. Paarlberg, 1998, “Tariff Rate Quotas: Structural and Stability Impacts



- in Growing Markets”, *Agricultural Economics*, 19: 257-267.
- Aksoy, M. A. and J. C. Beghin, 2005, *Global Agricultural Trade and Developing Countries*, Washington DC: The World Bank.
- Bai, J. and P. Perron, 1998, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, *Econometrica*, 66: 47-78.
- Bai, J. and P. Perron, 2003a, “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models”, *Journal of Applied Econometrics*, 18: 1-22.
- Bai, J. and P. Perron, 2003b, “Critical Values for Multiple Structural Change Tests”, *The Econometrics Journal*, 6: 72-78.
- Beckman, J. and S. Arita, 2017, “Modeling the Interplay between Sanitary and Phytosanitary Measures and Tariff-rate Quotas under Partial Trade Liberalization”, *American Journal of Agricultural Economics*, 99: 1078-1095.
- Busetti, F. and A. M. R. Taylor, 2005, “Stationarity Tests for Irregularly Spaced Observations and the Effects of Sampling Frequency on Power”, *Econometric Theory*, 21: 757-794.
- Cioffi, A., F. G. Santeramo, and C. D. Vitale, 2011, “The Price Stabilization Effects of the EU Entry Price Scheme for Fresh Fruit and Vegetables”, *Agricultural Economics*, 42: 405-418.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, 1979, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- Ghysels, E. and J. I. Miller, 2014, “On the Size Distortion from Linearly Interpolating Low-frequency Series for Cointegration Tests”, in Phillips, P. C. B., J. Y. Park, Y. Chang, and T. B. Fomby, ed., *Essays in Honor of Peter C. B. Phillips*, 93-122, Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
- Hamilton, J. D., 2020, *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Kaufmann, R. K. and K. Juselius, 2013, “Testing Hypotheses about Glacial Cycles against the Observational Record”, *Paleoceanography*, 28: 175-184.
- Miller, J. I., 2019, “Testing Cointegrating Relationships Using Irregular and Non-Contemporaneous Series with an Application to Paleoclimate Data”, *Journal of Time Series Analysis*, 40: 936-950.

- Mönnich, C., 2003, "Tariff Rate Quotas: Does Administration Matter?", *Discussion Paper*, No. 16, Center for International Development and Environmental Research (ZEU) , Justus Liebig University Giessen.
- Moschini, G., 1991, "Economic Issues in Tariffication: An Overview", *Agricultural Economics*, 5: 101-120.
- Reimers, H. E., 1992, "Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration", *Statistical Papers*, 33: 335-359.
- Ryan, K. F. and D. E. A. Giles, 1998, "Testing for Unit Roots in Economic Time-series with Missing Observations", *Econometrics Working Papers*, No. 98-02, Department of Economics, University of Victoria.
- Said, S. E. and D. A. Dickey, 1984, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71: 599-607.
- Santeramo, F. G. and A. Cioffi, 2012, "The Entry Price Threshold in EU Agriculture: Deterrent or Barrier?", *Journal of Policy Modeling*, 34: 691-704.
- Tversky, A. and D. Kahneman, 1974, "Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases: Biases in Judgments Reveal some Heuristics of Thinking under Uncertainty", *Science*, 185: 1124-1131.

# Analysis of Structural Changes in Tariff Quota and Dynamics of Market Prices: The Case of Garlic in Taiwan

Min-Hsien Yang<sup>\*</sup>, Yi-Nung Yang<sup>\*\*</sup>, and Tsaun-Chin Wu<sup>\*\*\*</sup>

## Abstract

Garlic is a crucial crop in Taiwan and a tariff-rate quota (TRQ) has been implemented to protect domestic production and market price under Taiwan's WTO agreement, as the cost of the domestic output is higher than the importing price. The TRQ regime imposes lower tariffs within import quotas and higher tariffs outside of them.

This study uses threshold regression models to evidence structural changes in the dynamics of garlic price differentials in Taiwan under the TRQ regime. The estimated structural change threshold for the garlic market was 3,768.12 tons, which is close to the regulated tariff quota. This study also reveals that the domestic price of garlic is affected by previous price differentials for up to 5 months if accumulated imports are less than the TRQ and for only 2 months if accumulated imports are greater than the TRQ. The results indicate a tendency for the domestic garlic price to increase when previous price differentials are positive, reflecting excess demand in the garlic market.

---

\* Professor, Department of International Trade, Feng Chia University.

\*\* Associate Professor, Department of International Business, Chung Yuan Christian University.  
Corresponding Author. Email: [yinung.yang@gmail.com](mailto:yinung.yang@gmail.com).

\*\*\*Professor, Department of Public Finance, Feng Chia University.

DOI: 10.53106/054696002022120112002

Received January 27, 2022; Revised June 26, 2022; Accepted November 7, 2022.

Due to structural changes and varying impacts of lagged positive and negative price differentials in previous months, this study suggests monitoring the accumulation of imports in recent months to determine whether it reaches the critical value to maintain the stability of garlic prices under the current TRQ regime. In the future, increasing the TRQ level could also help stabilize Taiwan's domestic garlic market.

**Keywords:** TRQ, Garlic, Structural Changes, Threshold Regression Model

**JEL Classification:** Q18