

氣候變遷及聖嬰現象對於稻米單位產量之非線性影響研究

楊明憲*、楊奕農**、黃浩禎***

摘 要

[Extended abstract download](#)

面對氣候變遷與聖嬰、反聖嬰現象，本文運用縱橫平滑移轉迴歸 (panel smooth transition regression, PSTR) 模型來估計氣象參數對稻米單位產量的非線性影響，並將不同的聖嬰指標設定為轉換變數，藉此估計聖嬰現象對稻米單位產量之結構性變動。

依 1996 年至 2022 年間臺灣各縣市及兩期稻作與氣象資料，實證結果指出：平均氣溫的上升會對於稻米單位產量有顯著的負面影響，而日照時數的增加會對於稻米單位產量則有顯著的正面影響，但是平均氣溫及日照時數對於稻米單位產量的影響幅度將會隨著聖嬰現象或反聖嬰現象而有所改變。若由低海面溫度異常值 (Oceanic Niño Index, ONI) 區間轉換至高 ONI 區間，會使稻米單位產量增加 1.47%。由於平均氣溫對於稻米單位產量的邊際影響 (1.51%) 大於日照時數對於稻米單位產量的邊際影響 (-0.04%)，因此在其他條件不變下，聖嬰時期的稻米單位產量會相較反聖嬰時期來得高。

本文以 PSTR 模型確認氣象參數對臺灣稻米單位產量的非線性影響，並為氣候變遷

* 逢甲大學國際經營與貿易學系教授，本文通訊作者。Email: andy201264@gmail.com

** 中原大學國際經營與貿易學系副教授。

*** 國立中山大學企業管理學系博士生。

DOI : [10.7086/TJAE.202506_\(117\).0002](https://doi.org/10.7086/TJAE.202506_(117).0002)

收件日期：113 年 8 月 12 日；修改日期：113 年 10 月 2 日；

接受日期：114 年 2 月 5 日。

與稻米產出之間的關係提供了新的量化證據。本文發現在不同的聖嬰情況下，平均氣溫與日照時數對於稻米單位產量的影響皆有所差異，因此，當國際科學機構指出未來將可能出現聖嬰或反聖嬰現象時，建議政府宜同步檢視對於糧食自給的影響，包括用水及稻作面積的規劃，以確保我國糧食安全。

關鍵詞：氣候變遷、聖嬰現象、稻米、縱橫平滑移轉迴歸模型

JEL 分類代號：Q10、Q54、C33

氣候變遷及聖嬰現象對於稻米單位產量之非線性影響研究

楊明憲、楊奕農、黃浩禎

壹、前言

氣候變遷 (Climate Change) 是當前眾所關心的議題之一，氣候變遷是指長期氣候狀態的平均值或變異性的改變，尤其是高溫、低溫、乾旱、強降雨等極端氣候經常發生，更為大家所共同感受。極端氣候使得聖嬰 (El Niño)、反聖嬰現象 (La Niña) 都比以往更頻繁且更強烈。聖嬰現象為東太平洋升溫階段，此期通常同時伴隨南方振盪 (Southern Oscillation) 的發生，即熱帶東太平洋和西太平洋之間的氣壓差異變化 (西太平洋的氣壓較高、東太平洋的氣壓較低)，致使東太平洋水氣充沛，南美洲地區出現豪雨、強降雨，而西太平洋的東南亞、澳大利亞則出現乾旱的情形；反聖嬰現象則為東太平洋降溫階段，也會造成東太平洋地區的乾旱與西太平洋地區的淹水情形。21 世紀以來，聖嬰現象曾出現在 1997~1998 年、2014~2016 年、2018~2019 年，以及 2023~2024 年，而在 2007 年底~2008 年、2010 年底~2012 年、2017 年底~2018 年初、2020 年底~2023 年初都發生反聖嬰現象。一般而言，反聖嬰現象會相繼聖嬰現象而來，即在出現聖嬰現象的第二年，都會出現反聖嬰現象，聖嬰現象的時期較短，而反聖嬰現象會持續較長期間。依聯合國世界氣象組織 (World Meteorological Organization, WMO) 指出，2023 年繼三年反聖嬰年後，反轉為強聖嬰現象年，但是 2024 下半年起，預期又將進入反聖嬰現象。

氣候變遷所帶來的農業生產風險，已愈來愈受政府及社會各界的關注，尤其是水稻為國人主食，而且也是臺灣重要的糧食作物之一，與所有消費者及生產者關係密切。雖

然目前我國對於稻米仍可維持自給自足，但整體糧食自給率已持續降至 30.3%，基於糧食安全的考量，在如今臺灣水稻生產的不確定性逐漸提升的情況下，探討氣候變遷及聖嬰現象對於水稻的生產影響，實值得我們加以關切。

由於聖嬰現象對於太平洋周邊氣候有顯著影響，陳昭銘等 (2002) 指出聖嬰現象會使臺灣地區全年偏暖且春雨偏多，主要是因為臺灣周圍海域的海面溫度及大氣環流會對於臺灣本島的氣候造成影響。另外 Chang (1996) 以入侵臺灣的颱風數量來探討聖嬰現象對臺灣氣候的影響，結果發現當赤道東太平洋海溫之異常值達到聖嬰現象之標準時，同年夏季入侵臺灣的颱風數量會較少。對臺灣氣候產生決定性影響的，不僅僅是聖嬰現象這一熱帶海氣現象本身，更關鍵的是在其發生與結束過程中，西太平洋沿岸異常的大氣環流和海洋溫度變化所帶來的綜合影響。

本文研究目的即在於探討氣候變遷及聖嬰現象對於水稻生產之影響，並依其影響結果剖析變動來源，尤其探討不同縣市和期作別稻米單位產量的非線性影響，以作為研擬因應對策之參考。

貳、文獻回顧

農業部門的生產面對氣候變遷及聖嬰現象的影響勢必首當其衝，由於水稻是臺灣相當重要的糧食作物，氣候變化將影響稻米產出，並關係到我國的糧食自給與糧食安全，因此，有關氣候變遷及聖嬰現象對於稻米產量之影響研究即相當的重要。此處所謂的產量 (yield)，係指每公頃產量 (或稱單位產量) 而言，一般在氣候因素對於產量的影響，也均以單位產量為實證對象 (Jones et al., 2003；姚銘輝等，2000、2009)。

Yoshida (1981) 認為在所有的氣象參數中，氣溫、降雨量與日照量對於稻米產量有直接影響，但是該影響對於產量是正面或是負面，則會受到多方因素的影響；適宜的溫度能夠透過光合作用促進作物的產量，但極端的高溫或低溫又可能導致作物代謝失衡，對

產量造成負面影響；黃佳興等 (2015) 發現溫度、降雨量與日照量會在不同成長期對於臺灣花蓮地區稻米產量有正/負向的影響；Peng et al. (2004) 指出，未來日均溫每上升 1°C ，水稻的單位產量會降低 7%；此外，夜間溫度也是重要的影響因素，日最低溫每上升 1°C ，水稻的單位產量將會降低 10%。除了溫度以外，降水量與相對濕度也會影響稻米單位產量，過高或過低的相對濕度都不利於穀物產量的提高 (Chowdhury and Khan, 2015)。

在過往的許多文獻中，曾探討氣象參數對於稻米單位產量的線性影響 (Peng et al., 2004; Chowdhury and Khan, 2015; 朱蘭芬等, 2003)，這些研究大多假設氣象變數與農作物產量之間的關係為簡單的線性模式，主要因為線性模型具備計算簡便、結果易於解釋的特點。然而，線性模型的局限性在於無法充分反映稻米產量對於氣象參數的複雜反應機制，特別是在極端氣候頻發的情況下，農作物產量往往呈現非線性變化。因此，有不少文獻指出：氣象參數對於農作物產量可能具有非線性影響 (Han et al., 2019; Tan et al., 2021; Zaied et al., 2023)。再者，非線性模型的計量方法在近幾十年有顯著進展，並且線性模型是非線性模型的一個特例，這意味著即使真實情況為線性，非線性模型同樣能夠納入並涵蓋線性結構，確保模型更具包容性與適配性。本文認為，非線性模型將更有助於捕捉氣象參數對於稻米單位產量的複雜影響機制，並得到更合理的估計結果。但因文獻上探討聖嬰現象對於稻米單位產量的影響較為缺乏，例如朱蘭芬等 (2003) 發現在聖嬰現象對於臺灣中南部的一期水稻的產出有正面影響，增加產量介於 2.2% 至 8.3% 之間，而反聖嬰現象及正常時期對稻米產出的影響則無規則可循；同時，朱蘭芬等 (2003) 雖同樣討論了聖嬰現象對於稻米單位產量的影響，但在氣象參數對於稻米單位產量的影響上，其使用的是線性模型而不是非線性模型，未能全面考量氣象參數與稻米產量之間的潛在非線性關係。本文則彌補了文獻上的不足，使用非線性模型來探討聖嬰現象對於稻米單位產量的影響。實際上，聖嬰現象並不是直接影響稻米單位產量，而是透過改變西太平洋的氣候，進而影響臺灣的氣候條件，最終藉由氣象參數的變化間接影響稻米單位產量。

在非線性模型中，縱橫平滑移轉迴歸模型 (Panel Smooth Transition Regression Model,

PSTR) 因能夠有效捕捉變數之間的非線性關係，且不同區間表現平滑移轉的特性，可解決傳統縱橫資料模型無法反映變數之間潛在非線性互動不足的問題。Ubilava and Abdolrahimi (2019) 曾利用 PSTR 模型來研究聖嬰現象與全球玉米產量之間的關係，結果主要發現聖嬰現象對於遙相關 (Teleconnection) 較強且收入較低的國家的負面影響較為明顯；Zaied et al. (2023) 也應用 PSTR 模型對突尼西亞的穀物產量進行實證，結果指出當氣溫較高時，降雨量對作物生產的正面影響效果會減弱，但當降雨量較多時，氣溫會對於作物產量有更多的正面影響。

參、研究方法

一、建立模型

在傳統的縱橫資料 (panel data) 模型中，大多假設估計出的參數為固定，但在實證上這種假設可能無法精準描述變數之間的實際關係而導致結果的偏誤，尤其是氣候變遷或聖嬰現象所帶來的結構性變動。因此，Hansen (1999) 提出了縱橫門檻迴歸模型 (Panel Threshold Model)，該模型將縱橫資料區分為數個同值區間 (homogenous regimes)，使各區間有不同的參數；也就是說，縱橫門檻迴歸模型利用一個轉換變數 (transition variable) 將縱橫資料區分為數個不同的區間，當觀察值達到轉換門檻值時，即會產生跳躍效果，González et al. (2004, 2005) 進而修正前述的跳躍效果，使跳躍過程改為平滑移轉，同時在模型中加入一個代表轉換速度的參數，並以該轉換速度描述在轉換門檻值附近的平滑轉換現象，而成為縱橫平滑移轉迴歸模型 (PSTR)。

使用 PSTR 模型進行分析的優點，在於其可藉由個別效果 (individual effects) 與時間效果 (time effects) 來捕捉資料中的異質性 (heterogeneity)，故在使用該模型時，需檢定縱橫資料是否有異質性之現象。另由於轉換變數會隨著時間而改變，對每一個體來說，

其迴歸係數也會隨著時間而改變，故同時也可將 PSTR 模型視為一非線性不同區間的同質縱橫平滑移轉模型。

PSTR 模型是一種包含外生迴歸係數的固定效果 (fixed effect) 模型，其外生迴歸係數會隨著個體及時間的改變而變化。若為包含兩個區間 (即一個轉換變數) 的 PSTR 模型，基本設定如下：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'_0 x_{it} + \beta'_1 x_{it} G(q_{it}; \gamma; c) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在方程式 (1) 中， $i = 1, 2, \dots, N$ ，而 $t = 1, 2, \dots, T$ ， N 與 T 分別代表個體數與時間； y_{it} 為個體 i 於時間 t 的純量觀察值； α_i 為個體 i 的固定效果； x_{it} 為一個隨時間改變的 k 維外生向量¹； ε_{it} 為誤差項， $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ ； $G(q_{it}; \gamma; c)$ 為一介於 0 至 1 之間的轉換變數²，其中 q_{it} 為轉換變數， γ 為轉換速度， c 為位置參數 (location parameters)。

一般來說，常見的轉換函數形式包含指數型 (exponential) 與邏輯型 (logistic) 函數，依據 Granger and Teräsvirta (1993) 與 González et al. (2005)，邏輯型的轉換函數設定如下：

$$G(q_{it}; \gamma; c) = (1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)))^{-1} \quad (2)$$

其中 $c = (c_1, \dots, c_m)'$ 為 m 個空間向量的位置參數，且 $c_1 \leq c_2 \leq c_3 \dots \leq c_m$ ； γ 代表轉換函數的斜率，且 $\gamma > 0$ ，故其決定了轉換函數的平滑程度。

當 $\gamma \rightarrow \infty$ 時，轉換函數 $G(q_{it}; \gamma; c)$ 的斜率會非常陡峭，此時的模型會與 Hansen (1999) 的縱橫門檻模型相同，不同區間之間有著跳躍效果，如下式所示：

¹ 該向量包含了 k 個不同的外生變數，這些變數是影響 y_{it} 的關鍵因素。這代表該模型中有 k 個變數會影響 y_{it} ，並藉由 β'_0 、 β'_1 來反映影響程度。

² 由於 $G(q_{it}; \gamma; c)$ 介於 0~1，因此迴歸係數的極端值即為 β'_0 與 $\beta'_0 + \beta'_1$ 。

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} \phi(q_{it}; \gamma; c) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\phi(q_{it}; \gamma; c) = \begin{cases} 1, & \text{if } q_{it} \geq c \\ 0, & \text{if } q_{it} < c \end{cases} \quad (4)$$

而當 $\gamma \rightarrow 0$ 時，轉換函數 $\phi(q_{it}; \gamma; c)$ 則會近似於線性函數，此時的模型退化為一般的縱橫固定效果模型，其中的結構性轉變不明顯。

若 PSTR 模型能夠再延伸為多區間模型，一般化設定如下式所示：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0' x_{it} + \sum_{j=1}^r \beta_j' x_{it} G(q_{it}^{(j)}; \gamma_j; c_j) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中 $k=1, \dots, r$ 表示模型中存在 r 個轉換變數。

在實證研究中，González et al. (2005) 建議將 m 設定為 1 或是 2，當 m 設定為 1 時，即為邏輯型模型，若此時存在一個轉換變數即 $r=1$ 時，模型會根據位置參數 (c) 將資料區分為兩個區間。當 q_{it} 遠大於 c 時，轉換變數等於 1；當 q_{it} 等於 c 時，轉換變數等於 0.5；當 q_{it} 遠小於 c 時，轉換變數等於 0；當 q_{it} 接近 c 時，轉換變數出現 0~1 的平滑移轉現象，如下式所示：

$$G(q_{it}; c) = \begin{cases} 1, & \text{if } q_{it} \ll c \\ 0.5, & \text{if } q_{it} = c \\ 0, & \text{if } q_{it} \gg c \end{cases} \quad (6)$$

當 m 設定為 2 時，則為指數型模型，若此時存在一個轉換變數即 $r=1$ 時，模型會根據位置參數 (c_1, c_2) 將資料區分為三個區間。當 q_{it} 遠大於 c_2 或是遠小於 c_1 時，轉換變數等於 1；當 q_{it} 等於 c_1 或是 c_2 時，轉換變數等於 0.5；當 q_{it} 介於 c_1 與 c_2 之間時，轉換變數則介於 0 至 0.5 之間。如下式所示：

$$G(q_{it}; c_1, c_2) = \begin{cases} 1, & \text{if } q_{it} << c_1 \text{ or } q_{it} >> c_2 \\ 0.5, & \text{if } q_{it} = c_1 \text{ or } q_{it} = c_2 \\ 0 \sim 0.5, & \text{if } c_1 < q_{it} < c_2 \end{cases} \quad (7)$$

有關在本文 PSTR 模型中的轉換變數，係指衡量聖嬰（或反聖嬰）現象的氣象參數。一般而言，常用以衡量聖嬰（或反聖嬰）現象的氣象參數有海面溫度與大氣壓力（蕭政宗，2000）。在海面溫度方面，以聖嬰海溫指標（Oceanic Niño Index, ONI）為代表，為 3 個月滑動平均的 Niño 3.4 海面溫度（赤道中太平洋海域 [5° N–5° S, 120° –170° W] 海溫異常值）；依美國國家氣象局（National Weather Service）之氣象預報中心（Climate Prediction Center）定義，當 ONI 連續五個月高於（低於）+0.5（–0.5）°C 時，即可認定為聖嬰（反聖嬰）時期。另在大氣壓力方面，南方震盪指數（Southern Oscillation Index, SOI）是以大溪地（Tahiti）大氣壓力減去達爾文（Darwin）大氣壓力而得，當 SOI 為負值時，代表熱帶東太平洋的海水溫度異常地溫暖，為聖嬰現象；而當 SOI 為正值時，海水溫度異常地冷，則為反聖嬰現象。ONI、Niño 3.4 海面溫度，以及 SOI 是在文獻上常常被用來衡量聖嬰現象的變數（Chang, 1996; 蕭政宗，2000; 朱蘭芬等，2003），為了更加全面地衡量聖嬰現象，本文即分別以 ONI、Niño 3.4 海面溫度與 SOI 來作為衡量聖嬰現象的變數，變數資料來源則於第參節說明。

本文於是將 PSTR 模型與稻米生產函數結合，除考量勞動、資本、技術進步之外，也依 Lobell et al. (2007)、Chowdhury and Khan (2015) 與 Han et al. (2019) 的研究，將平均氣溫、降雨量、相對濕度、日照時數等氣象參數納入模型中作為解釋變數，並以聖嬰（或反聖嬰）現象的指標（ONI、SOI）及氣象參數（Niño 3.4）作為轉換變數，探討各解釋變數在不同的轉換變數區間下，對於稻米單位產量的影響，模型設定如下：

$$\begin{aligned} \ln y_{ipt} = & \alpha_{ip} + \beta_0 Tem_{ipt} + \beta_1 Rai_{ipt} + \beta_2 Hum_{ipt} + \beta_3 Sun_{ipt} + \beta_4 \ln Lab_{pt} + \beta_5 \ln Cap_{pt} \\ & + \beta_6 Tech_t + (\beta_{01} Tem_{ipt} + \beta_{11} Rai_{ipt} + \beta_{21} Hum_{ipt} + \beta_{31} Sun_{ipt} + \beta_{41} \ln Lab_{pt} \\ & + \beta_{51} \ln Cap_{pt} + \beta_{61} Tech_t) * G_1(q_{ipt}; \gamma; c) + \varepsilon_{ipt} \end{aligned} \quad (8)$$

其中 $i = 1, \dots, 14$ ，表示臺灣 14 個種植水稻的縣市； $p = 1, 2$ ，表示水稻的種植期別； $t = 1, \dots, 27$ ，表示 1996 年至 2022 年。被解釋變數 $\ln y_{ipt}$ 代表稻米單位產量 (取對數)；在氣象變數方面，分別為平均氣溫 (Tem_{ipt})、降雨量 (Rai_{ipt})、相對濕度 (Hum_{ipt}) 與日照時數 (Sun_{ipt})；而 $\ln Lab_{pt}$ 、 $\ln Cap_{pt}$ 與 $\ln Tech_t$ 則分別代表生產稻米的勞動投入 (取對數)、資本投入 (取對數) 與技術進步程度 (取對數)；轉換變數 q_{ipt} 分別為 ONI_{ipt} 、 $Nino34_{ipt}$ 與 SOI_{ipt} ；轉換變數 q_{ipt} 會隨著個體與時間的改變而變化，這使得不同個體在不同時期的迴歸參數能夠隨機變化，因此能夠衡量不同個體在不同時期下，氣象參數與稻米單位產量的非線性關係。

二、模型檢定與參數設定

依據 González et al. (2005) 建議，在建立一個 PSTR 模型之前需要先對模型進行同質性檢定以確定解釋變數與被解釋變數之間的非線性關係，若資料具有同質性，則不適用 PSTR 模型來做分析。同質性檢定以方程式 (1) 為基礎進行假設檢定，設定虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$ 或 $H_0: \beta'_1 = 0$ ，在接受虛無假設的情況下，式 (1) 的模型會退化為一般的線性固定效果模型即：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'_0 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

然而，PSTR 模型在兩種虛無假設下包含了無法識別的多餘參數 (nuisance parameter)，檢定出之結果是不標準的 (Davies, 1977)。而 González et al. (2005) 對此的解決方法為在 $\gamma = 0$ 時，將轉換函數 $G(q_{it}; \gamma; c)$ 作一階泰勒展開式，將式 (1) 建構如下迴歸式：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0^{r*} x_{it} + \beta_1^{r*} x_{it} q_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (10)$$

其中，參數向量 $\beta_0^{r*}, \beta_1^{r*}$ 為 γ 的乘數，透過此方法，檢定式 (1) 中的 $H_0: \gamma = 0$ 與檢定式 (10) 中的 $H_0^*: \beta_1^{r*} = 0$ 之統計意義相同。接著便可進行 LM 與 LR 統計量之檢定，依循 Colletaz and Hurlin (2006) 之定義，Wald Tests (LM_W)、Fisher Tests (LM_F) 與 LRT Tests (LRT) 可寫成：

$$LM_W = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0} \quad (11)$$

$$LM_F = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1) / mk}{SSR_0 / (TN - N - mk)} \quad (12)$$

$$LRT = -2[\log(SSR_1) - \log(SSR_0)] \quad (13)$$

其中， SSR_0 表示在虛無假設 H_0 (線性模型) 下的殘差平方和，而 SSR_1 表示在虛無假設 H_1 (PSTR 模型) 下的殘差平方和。在虛無假設下， LM_W 與 LRT 統計量遵守卡方 (χ^2) 分布，而 LM_F 統計量則遵守 $F(mk, TN - T - mk)$ 分布。

在同質性檢定完成後，接下來需決定轉換變數的數量 (r)，主要係檢定轉換函數中不存在殘差非線性的虛無假設。舉例來說，假設欲檢定模型中是否存在一個轉換變數 ($H_0: r = 1$) 與存在至少兩個轉換變數 ($H_1: r = 2$)，則可將式 (1) 擴展為：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} G_1(q_{it}^{(1)}; \gamma_1; c_1) + \beta_2' x_{it} G_2(q_{it}^{(2)}; \gamma_2; c_2) + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

設定不存在殘差非線性的虛無假設為 $H_0: \gamma_2 = 0$ ，並與前段方法相同，在 $\gamma_2 = 0$ 時，將轉換函數 $G(q_{it}; \gamma; c)$ 作一階泰勒展開式將式 (14) 建構成如下迴歸式：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_0^{r*} x_{it} + \beta_1^{r*} x_{it} q_{it}^{(1)} + \beta_2^{r*} x_{it} q_{it}^{(2)} + \varepsilon_{it}^* \quad (15)$$

如此一來，檢定式 (14) 中的 $H_0: \gamma_2 = 0$ 與檢定式 (15) 中的 $H_0^*: \beta_2^* = 0$ 之統計意義相同，並同樣以 LM_w, LM_F 與 LRT 統計量進行檢定。若檢定結果為拒絕虛無假設，即代表模型中的 r 至少為 2，則繼續進行假設檢定，直到檢定結果接受虛無假設³，便能夠決定 $PSTR$ 模型中轉換變數的數量 (r)。

肆、資料來源與變數說明

本文資料範圍為 1996 年至 2022 年，其中所謂的產量 (yield)，均指每公頃產量 (或稱單位產量) 而言，並以之為被解釋變數，資料來源為農業部《農業統計年報》。一般在研究品種改良、技術進步、或氣候因子對於產量的影響，也均以單位產量為模擬研究對象，例如國際常用的作物模式決策支持系統 (Decision Support System for Agrotechnology Transfer, DSSAT) 的水稻作物系統模型 CERES-RICE (Jones et al., 2003；姚銘輝等，2000、2009)。我國稻米生產雖深受政策影響，但保價收購政策或稻田休耕轉作政策主要影響種植面積，從而影響總產量，但在單位產量則仍以受品種改良、技術進步、或氣候因子為主，為呼應氣候變遷的研究主題，故本文在實證的解釋變數上並未納入政策、補助、或耕地面積，而單位產量也代表土壤生產力，也未再同時作為解釋變數，以避免內生性問題。

另在稻米生產的投入變數方面，因受限於資料，主要是依農業部農糧署出版的《稻穀生產成本調查報告》，以歷年來各縣市各期作水稻每公頃生產費用資料為基礎，應用物價指數平減方式，以取得實質投入，即依郭芄卉等 (2015) 以工資與資材分別代表勞動及資本投入，在技術進步的衡量上，本文則依朱蘭芬等 (2003) 採用時間趨勢作為替代指

³ 在檢定過程的每一階段，即假設轉換函數數量(r)在每次的假設檢定中，顯著水準必須逐步降低，以避免模型過於龐大。

標，時間趨勢為非體現型技術進步 (non-embodied technical progress)，是指技術變數可與其它變數分離成單項組的函數型態 (黃寶祚，2009)。

至於氣象參數 (平均氣溫、降雨量、相對濕度與日照時數) 之數據來源則為農業氣象觀測網監測系統提供的 14 個縣市之「農業氣象站」歷年月資料，在氣象參數的處理上，本文以一期作與二期作之平均值之來處理，以反映作物產量在不同期作別受到氣候影響的淨效果 (Lobell et al., 2007; Cabas et al., 2010)。其餘三個衡量聖嬰 (或反聖嬰) 現象之轉換變數的資料來源為美國海洋及大氣總署 (National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA)。

相關資料的敘述統計，如表 1 所示，1996~2022 年的 14 縣市兩個期作，扣除宜蘭縣二期水稻休耕情形，全資料共有 729 筆觀察值，依前述定義包括正常時期有 346 筆、聖嬰現象有 135 筆、反聖嬰現象有 248 筆。每公頃產量全資料平均為 5,750.55 公斤，但不論是聖嬰、反聖嬰現象的每公頃產量均高於全資料平均，分別為 5,786.77 公斤、5,780.09 公斤，不過仍應注意可能因各縣市而異，但反聖嬰現象的標準差及最大值與最小值的全距均高於聖嬰現象。在溫度方面，總體來說，一期水稻在聖嬰現象時期之平均氣溫較正常時期來得高，反聖嬰現象時期之平均氣溫較正常時期來得低；二期水稻在聖嬰現象時期之平均氣溫較正常時期來得低，但反聖嬰現象時期之差異較不明顯。

表 1 所呈現敘述統計，係為各期作及不同縣市在不同時期平均的最後結果，因篇幅有限，難以完整表達各縣市在不同期作別在單位產量的變化差異，而溫度或降水量等均為影響單位產量的變數，無法逐一在不同時期及不同縣市逐一系列出敘述統計，故以附錄方式呈現不同縣市在不同時期的單位產量變動及溫度差異，請見附表 1 至附表 4。

表 1 敘述統計

全資料					
變數	單位	平均值	標準差	最小值	最大值
y_{ipt}	公斤/公頃	5,750.55	1,127.06	3,099.00	8,847.00
Tem_{ipt}	°C	24.11	3.07	16.34	30.65
Rai_{ipt}	mm	182.12	147.05	2.10	871.00
Hum_{ipt}	%	81.88	4.99	52.40	96.66
Sun_{ipt}	小時	173.18	55.71	50.13	308.20
Lab_{pt}	元/公頃	71,495.46	4,560.90	62,843.13	80,457.01
Cap_{pt}	元/公頃	19,936.69	3,535.49	13,067.51	27,207.83
$Tech_t$	—	14.00	7.79	1.00	27.00
ONI_{ipt}	°C	-0.10	0.74	-1.46	2.12
$Nino34_{ipt}$	°C	27.08	0.70	25.60	28.93
SOI_{ipt}	—	0.24	0.73	-1.90	2.46
正常時期 (-0.5 < ONI < 0.5)					
y_{ipt}	公斤/公頃	5,715.25	1,033.29	3,327.00	8,467.00
Tem_{ipt}	°C	24.10	3.06	18.38	29.85
Rai_{ipt}	mm	196.13	153.43	2.10	811.37
Hum_{ipt}	%	82.11	4.76	61.25	96.66
Sun_{ipt}	小時	165.07	53.22	61.06	297.50
Lab_{pt}	元/公頃	71,451.42	4,064.11	64,697.22	80,207.73
Cap_{pt}	元/公頃	20,081.31	3,369.57	14,865.12	27,207.83
$Tech_t$	—	13.63	7.04	1.00	25.00

表 1 敘述統計（續）

聖嬰現象 ($ONI \geq 0.5$)					
y_{ipt}	公斤/公頃	5,786.77	1,042.51	3,554.00	7,983.00
Tem_{ipt}	°C	24.22	2.85	16.44	30.65
Rai_{ipt}	mm	175.58	126.97	2.40	826.02
Hum_{ipt}	%	82.25	4.90	67.00	95.00
Sun_{ipt}	小時	167.18	43.63	63.46	259.58
Lab_{pt}	元/公頃	72,201.23	4,880.79	63,172.94	80,457.01
Cap_{pt}	元/公頃	19,586.36	4,082.51	13,067.51	25,298.66
$Tech_t$	—	13.54	7.64	2.00	24.00
反聖嬰現象 ($ONI \leq -0.5$)					
y_{ipt}	公斤/公頃	5,780.09	1,288.28	3,099.00	8,847.00
Tem_{ipt}	°C	24.06	3.21	16.34	29.46
Rai_{ipt}	mm	166.14	146.82	3.50	871.00
Hum_{ipt}	%	81.37	5.32	52.40	93.60
Sun_{ipt}	小時	187.75	61.91	50.13	308.20
Lab_{pt}	元/公頃	71,172.71	4,993.69	62,843.13	79,286.08
Cap_{pt}	元/公頃	19,925.62	3,441.49	14,682.53	27,207.83
$Tech_t$	—	14.76	8.7	1.00	27.00

註：其中 y_{ipt} 、 Lab_{pt} 與 Cap_{pt} 之敘述統計為取對數前之原始數值。

資料來源：本文計算。

伍、實證結果

一、單根檢定

為避免造成估計上之偏誤，在進行實證分析前需要對各變數之資料進行單根檢定，以確定各變數均為定態序列。本文使用 Im et al. (2003) 的檢定方法來進行，結果如表 2 所示，顯示所有變數之序列皆為定態序列，整合階次皆為零階整合 $I(0)$ 。

表 2 單根檢定

變數	Im, Pesaran and Shin		
	含截距項	含截距項與趨勢項	整合階次
$\ln y_{ipt}$	-10.6175***	-11.6913***	$I(0)$
Tem_{ipt}	-12.7204***	-14.0341***	$I(0)$
Rai_{ipt}	-15.1288***	-15.2790***	$I(0)$
Hum_{ipt}	-9.7642***	-10.9544***	$I(0)$
Sun_{ipt}	-9.3005***	-11.3633***	$I(0)$
$\ln Lab_{pt}$	-3.6430***	-6.7916***	$I(0)$
$\ln Cap_{pt}$	-15.0141***	-15.0278***	$I(0)$
ONI_{ipt}	-17.7059***	-17.8134***	$I(0)$
$Nino34_{ipt}$	-17.4004***	-17.6336***	$I(0)$
SOI_{ipt}	-18.3274***	-18.3558***	$I(0)$

註：*** $p < 0.01$ 。

資料來源：本文計算。

二、同質性、殘差非線性檢定

在進行 PSTR 模型的估計之前，需先進行同質性檢定，以確認模型是否存在非線性關係。分別依每個轉換變數所建立的模型，根據 Wald Tests (LM_W)、Fisher Tests (LM_F) 與 LRT Tests (LRT) 檢定結果如表 3 所示，顯見在三個模型中皆拒絕模型為線性的虛無假設，由此可見模型皆為非線性模型且至少存在一個轉換變數。

在確認各模型的同質性檢定皆拒絕後，接著依 Colletaz and Hurlin (2006) 之檢定流程，進行殘差非線性檢定，以確認各模型轉換變數的個數。殘差非線性之檢定，結果亦如表 3 所示，根據 Fisher Tests (LM_F) 統計量，在模型 A 中且 $m = 1$ 的情形中，最佳的轉換變數數量為 $r = 1$ ，而在 $m = 2$ 的情形中，則為 $r = 2$ ；在模型 B 中且 $m = 1$ 的情形中，最佳的轉換變數數量為 $r = 1$ ，而在 $m = 2$ 的情形中，則為 $r = 2$ ；在模型 C 中， $m = 1$ 與 $m = 2$ 的情形中，最佳的轉換變數數量皆為 $r = 1$ 。當 $r = 1$ 即一個轉換變數時，表示該模型中存有兩個區間；而當 $r = 2$ 即兩個轉換變數時，表示該模型中存有三個區間。

三、決定位置參數數量(m)

在利用 LM_F 統計量選定各位置參數數量 (m) 下最適的轉換數量 (r) 之後，接下來需選擇 PSTR 模型中轉換函數的位置參數數量 (m)。表 4 中可見在各個位置參數數量 (m) 下，最適的轉換數量 (r)，以及估計出之殘差平方和 (Residual Sum of Squares, RSS)，赤池訊息量準則 (Akaike Information Criterion, AIC) 與貝葉斯信息準則 (Bayesian Information Criterion, BIC) 數值。

表 3 模型之同質性與殘差非線性檢定

模型	A		B		C	
轉換變數	ONI		Niño 3.4		SOI	
位置參數數量(m)	$m = 1$	$m = 2$	$m = 1$	$m = 2$	$m = 1$	$m = 2$
同質性檢定						
$H_0 : r = 0$ vs. $H_1 : r = 1$						
LM_W	34.602 (0.000)	83.101 (0.000)	35.323 (0.000)	83.886 (0.000)	22.376 (0.002)	36.469 (0.001)
LM_F	4.947 (0.000)	6.323 (0.000)	5.056 (0.000)	6.390 (0.000)	3.144 (0.003)	2.588 (0.001)
LRT	35.450 (0.000)	88.231 (0.000)	36.207 (0.000)	89.118 (0.000)	22.727 (0.002)	37.413 (0.001)
殘差非線性檢定						
$H_0 : r = 1$ vs. $H_1 : r = 2$						
LM_W	15.434 (0.031)	28.284 (0.013)	15.384 (0.031)	33.992 (0.002)	8.311 (0.306)	15.468 (0.347)
LM_F	2.104 (0.041)	1.943 (0.020)	2.097 (0.042)	2.355 (0.003)	1.122 (0.347)	1.044 (0.407)
LRT	15.600 (0.029)	28.847 (0.011)	15.548 (0.030)	34.810 (0.002)	8.359 (0.302)	15.634 (0.336)
$H_0 : r = 2$ vs. $H_1 : r = 3$						
LM_W	—	11.552 (0.642)	—	4.883 (0.987)	—	—
LM_F	—	0.767 (0.706)	—	0.321 (0.991)	—	—
LRT	—	11.644 (0.635)	—	4.899 (0.987)	—	—
最適轉換變數數量(r)	1	2	1	2	1	1

註：括號內為 p -value 值。

資料來源：本文計算。

表 4 模型之參數選擇

模型	A		B		C	
轉換變數	ONI		Niño 3.4		SOI	
位置參數數量 (m)	$m = 1$	$m = 2$	$m = 1$	$m = 2$	$m = 1$	$m = 2$
最適轉換變數數 量 (r)	1	2	1	2	1	1
RSS	5.813	5.252	5.837	5.512	6.047	5.868
AIC	-4.764	-4.820	-4.760	-4.771	-4.725	-4.751
BIC	-4.663	-4.650	-4.659	-4.601	-4.624	-4.643
位置參數是否超 出範圍	No	Yes	No	Yes	No	No
模型選擇 (r, m)	(1, 1)		(1, 1)		(1, 2)	

資料來源：本文計算。

首先，在以 ONI 作為轉換變數的模型 A 中， $r = 2$ 、 $m = 2$ 時的 RSS 與 AIC 皆小於 $r = 1$ 、 $m = 1$ 時的 RSS 與 AIC，但是在 $r = 2$ 、 $m = 2$ 時，位置參數 (c) 超出轉換變數的範圍，因此 $r = 2$ 、 $m = 2$ 的選項將被排除。最終在模型 A 中，模型參數的選擇 (r, m) 為 (1, 1)。

其次，在以 Niño 3.4 作為轉換變數的模型 B 中，與模型 A 的情況相似， $r = 2$ 、 $m = 2$ 時的 RSS 與 AIC 皆小於 $r = 1$ 、 $m = 1$ 時的 RSS 與 AIC，但是在 $r = 2$ 、 $m = 2$ 時，位置參數 (c) 超出轉換變數的範圍。最終在模型 B 中，模型參數的選擇 (r, m) 為 (1, 1)。

最後，在以 SOI 作為轉換變數的模型 C 中， $r = 2$ 、 $m = 2$ 時的 RSS、AIC 與 BIC 皆小於 $r = 1$ 、 $m = 1$ 時的 RSS、AIC 與 BIC，並且位置參數 (c) 並未超出範圍。因此，最終在模型 C 中，模型參數的選擇 (r, m) 為 (1, 2)。

四、PSTR 模型估計結果

(一)以 ONI 作為轉換變數的 PSTR 模型

以 ONI 作為轉換變數的 PSTR 模型，估計結果如表 5 所示，模型 A 中存在一個轉換變數即兩個區間，根據估計出之位置參數數值 ($c_1 = -0.0326$)，可以將不同水準之 ONI 劃分為低 ONI 區間與高 ONI 區間，即當 $ONI < -0.0326$ 時屬於低 ONI 區間，當 $ONI > -0.0326$ 時則為高 ONI 區間。 γ_1 為轉換函數的轉換速度，為 59.3102，顯示出由低 ONI 區間轉換至高 ONI 區間的轉換速度，表示由低 ONI 區間轉換至高 ONI 區間時，會經過一段相對快速的平滑轉換過程，由圖 1 所示。

各變數對於稻米單位產量的影響則會隨著 ONI 所屬的區間而有所不同，接下來將根據表 5 中的 PSTR 模型 A 之估計結果來探討當以 ONI 為轉換變數時，各變數對於稻米單位產量的影響。

1. 平均氣溫 (Tem)

平均氣溫在低 ONI 區間時的係數為 -0.0178 ，表示平均氣溫每上升 1°C ，稻米單位產量會減少 1.78%；在高 ONI 區間時的係數為 $-0.0027 (= -0.0178 + 0.0151)$ ，表示平均氣溫每上升 1°C 時，稻米單位產量會減少 0.27%。此結果與過去文獻認為平均氣溫的提升會對於稻米單位產量造成負面影響的研究一致 (Peng et al., 2004; Tokunaga et al., 2015; He et al., 2020)，但本文進一步指出：自低 ONI 區間轉換至高 ONI 區間的過程中，平均氣溫對稻米單位產量的負面影響卻逐漸減緩；換言之，在低 ONI 區間時，平均氣溫對於稻米單位產量的負面影響相較於在高 ONI 區間時多出 1.51%。

2. 降雨量 (Rai)

降雨量在低 ONI 區間時的係數為 -0.0002 且在 1% 之顯著水準下呈現顯著，而在非線性部分的估計係數在 10% 之顯著水準下並不顯著，因此，不論 ONI 的大小為何，降

雨量對於稻米單位產量皆有負面影響，降雨量每上升 1mm，稻米單位產量會減少 0.02%，ONI 的變化並不會改變降雨量對稻米單位產量的影響。

3. 相對濕度 (Hum)

相對濕度在低 ONI 區間時的係數為 -0.0019 而在高 ONI 區間時的係數為 0.0007 ($-0.0019 + 0.0026$)，但兩係數皆在 10% 之顯著水準下不顯著，表示相對濕度在兩個 ONI 區間下對於稻米單位產量的影響皆不顯著。

4. 日照時數 (Sun)

日照時數在低 ONI 區間時的係數為 0.0008 且在 1% 之顯著水準下呈現顯著，表示當 ONI 在該區間時，日照時數對於稻米單位產量有正面影響，日照時數每上升 1 小時，稻米單位產量會增加 0.08%；在高 ONI 區間時的係數為 0.0004 ($= 0.0008 - 0.0004$) 且在 10% 之顯著水準下呈現顯著，表示當 ONI 在該區間時，日照時數對於稻米單位產量有正面影響，日照時數每上升 1 小時，稻米單位產量會增加 0.04%。因此不論在任何 ONI 區間下，日照時數的提升會對於稻米單位產量造成正面影響，此結果與過去文獻認為日照時數提升會對於稻米單位產量造成正面影響相符 (Li, 2023)，但本文進一步指出：自低 ONI 區間轉換至高 ONI 區間的過程中，日照時數對於稻米單位產量的正面影響逐漸減少，估計係數由 0.0008 下降為 0.0004 ；換言之，在低 ONI 區間時，日照時數對於稻米單位產量正面影響相較於在高 ONI 區間時多出 0.04%。

5. 綜合討論

在模型 A 中是以 ONI 作為轉換變數，ONI 代表的是 Niño 3.4 的海面溫度異常值，而發生平滑轉換的位置為 -0.0326 ，該位置與 0 非常接近；一般而言，當 ONI 大於 0.5 時，代表目前處於聖嬰時期；ONI 小於 -0.5 時，則處於反聖嬰時期。總體來說，當海溫異常值屬於正常時期的範圍時 ($-0.5 < \text{ONI} < 0.5$)，此時可能屬於低 ONI 區間或是高 ONI 區間；而當海溫異常值大於 0.5 即聖嬰時期時，皆屬於高 ONI 區間，反之當海溫異常值小於 -0.5 即反聖嬰時期時，則皆屬於低 ONI 區間。

接下來將討論在不同 ONI 區間時，各變數對於稻米單位產量的總體影響，如表 6 所

見，在所有的變數中，只有平均氣溫與日照時數在非線性部分的係數呈現顯著。當處於高 ONI 區間時，平均氣溫對於稻米單位產量的負面影響會較處於低 ONI 區間時少 1.51%，日照時數對於稻米單位產量的正面影響會較處於低 ONI 區間時少 0.04%；因此總體來說，在其他條件不變下，若由低 ONI 區間轉換至高 ONI 區間，會使稻米單位產量增加 1.47% ($= 1.51 - 0.04$)。

結合前段內容，本文有以下推論：由於平均氣溫對於稻米單位產量的邊際影響 (1.51%) 大於日照時數對於稻米單位產量的邊際影響 (-0.04%)，因此在其他條件不變下，聖嬰時期的稻米單位產量會相較反聖嬰時期來得高。該結果與朱蘭芬等 (2003) 之研究相互呼應，其研究指出，聖嬰現象對於臺灣中南部的一期稻米單位產量有 2.2% 至 8.3% 的正面影響，但反聖嬰現象對稻米單位產量的影響較無明顯規則可循。

圖 4 為歷年 ONI 與轉換函數的時間序列圖，可見到當年平均之 ONI 若大於位置參數值 (-0.0326) 時，轉換變數會等於 1；若小於位置參數值時則會等於 0；但若剛好位於位置參數值附近，則轉換變數會介於 0~1 之間，例如 1998 年時 ONI 為 -0.07，此時的轉換變數等於 0.1。在 1996 年至 2023 年間，轉換變數等於或接近 0 的年份共有 15 年，這些年位於低 ONI 區間；等於或接近 1 的年份共有 13 年，這些年位於高 ONI 區間。值得注意的是，2020 年下半年至 2022 年底時，屬於明顯的反聖嬰時期，這些年皆位於低 ONI 區間；而 2023 年夏季後開始了一波較強的聖嬰現象，當年的 ONI 平均為 0.83，代表 2023 年位於高 ONI 區間；因此在其他條件不變下，2023 年的稻米單位產量將會相較前幾年 (2020~2022) 多出 1.47%。

綜上所述，本段以 ONI 作為轉換變數的主要發現為：ONI 的提升會透過平均氣溫對稻米單位產量的負面影響減緩來促進稻米單位產量；會透過日照時數對稻米單位產量的正面影響減緩來抑制稻米單位產量，由於平均氣溫效果大於日照時數，故 ONI 的提升會促進稻米單位產量；進一步言，在其他條件不變下，若由反聖嬰時期轉變為聖嬰時期，或是由低 ONI 區間轉變為高 ONI 區間，將會使稻米單位產量增加 1.47%。

表 5 PSTR 模型之估計結果：以 ONI 作為轉換變數

轉換變數		ONI_{ipt}	
型態		線性	非線性
Tem_{ipt}		-0.0178* (0.0073)	0.0151* (0.0056)
Rai_{ipt}		-0.0002*** (0.0001)	0.0000 (0.0001)
Hum_{ipt}		-0.0019 (0.0013)	0.0026 (0.0014)
Sun_{ipt}		0.0008*** (0.0001)	-0.0004* (0.0002)
$\ln Lab_{pt}$		0.7266*** (0.1408)	-0.0804 (0.0818)
$\ln Cap_{pt}$		-0.0551 (0.0753)	0.0440 (0.0808)
$Tech_t$		0.0096*** (0.0013)	-0.0000 (0.0013)
γ_1	59.3102		
c_1	-0.0326		
N	729		

註：括弧內為標準差，* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

資料來源：本文計算。

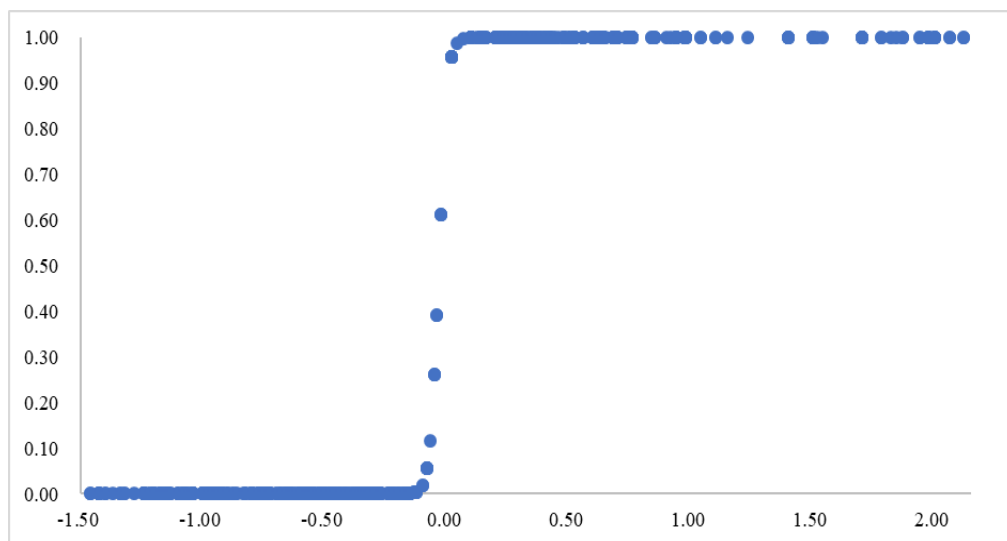


圖 1 以 ONI 作為轉換變數

資料來源：本文繪製。

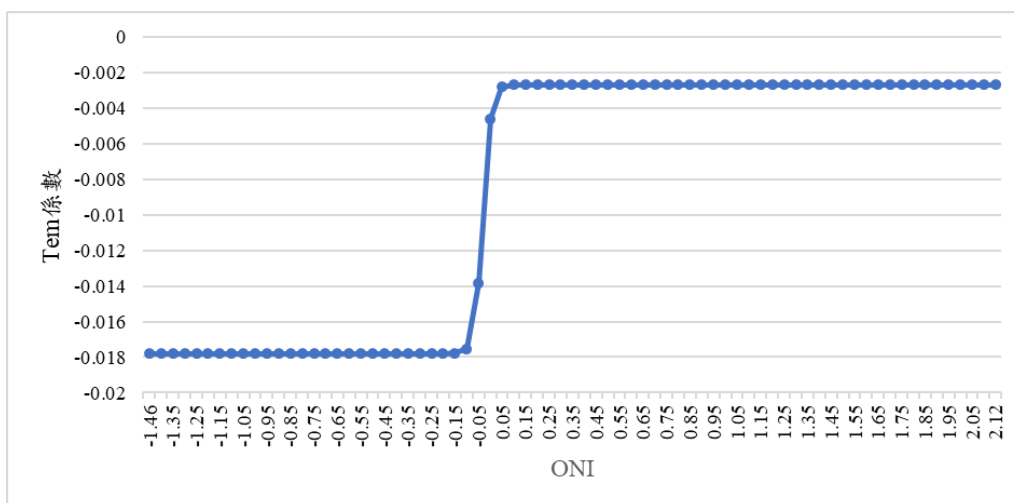


圖 2 平均氣溫在不同區間下之係數：以 ONI 作為轉換變數

資料來源：本文繪製。

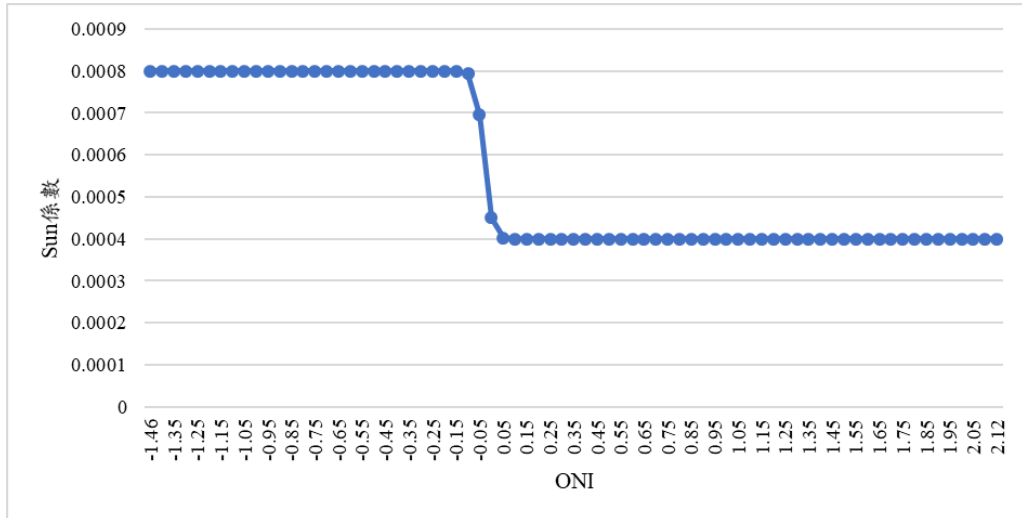


圖 3 日照時數在不同區間下之係數：以 ONI 作為轉換變數

資料來源：本文繪製。

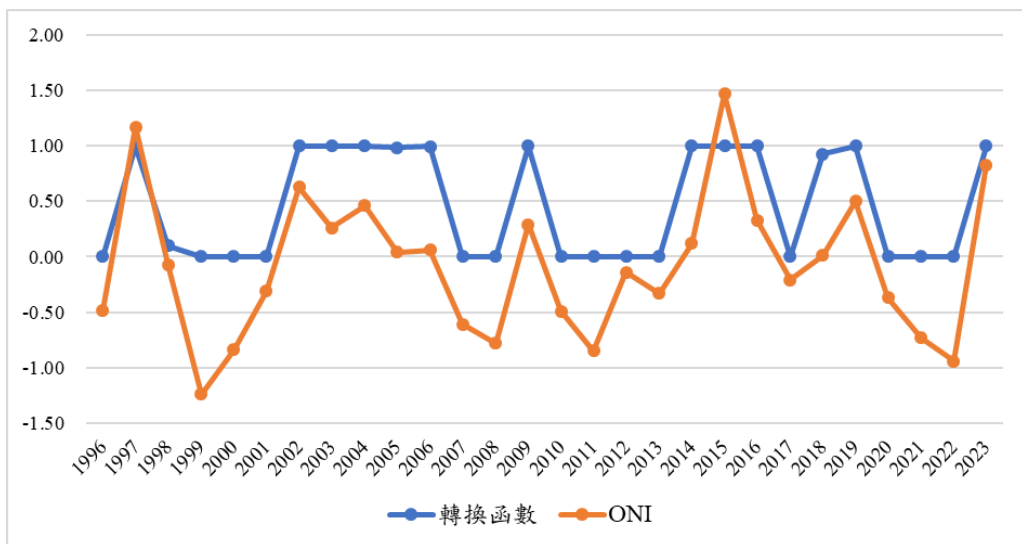


圖 4 歷年 ONI 與轉換函數

資料來源：本文繪製。

(二)以 Niño 3.4 作為轉換變數的 PSTR 模型

以 Niño 3.4 作為轉換變數的 PSTR 模型 (即模型 B) 之估計結果如表 6 所示，模型 B 存在有一個轉換變數，根據估計的位置參數數值 ($c_1 = 26.9303$)，即發生平滑轉換的位置為 26.93°C ，故可以將不同水準之 Niño 3.4 劃分為低 Niño 3.4 區間與高 Niño 3.4 區間，當 $\text{Niño } 3.4 < 26.9303$ 時屬於低 Niño 3.4 區間；當 $\text{Niño } 3.4 > 26.9303$ 時則為高 Niño 3.4 區間。此外， γ_1 為轉換函數的轉換速度，為 7.7202，顯示出由低 Niño 3.4 區間轉換至高 Niño 3.4 區間的轉換速度，由圖 5 中可見到轉換函數的轉換速度相較於前段圖 1 中的速度來得慢上許多，顯示出由低 Niño 3.4 區間轉換至高 Niño 3.4 區間時會經過一段相對緩慢的平滑轉換過程。

同樣地，各變數對於稻米單位產量的影響則會隨著 Niño 3.4 所屬的區間而有所不同，主要的氣象變數對於稻米單位產量的影響分析如下：

1. 平均氣溫 (Tem)

平均氣溫在低 Niño 3.4 區間時的係數為 -0.0238 ，表示平均氣溫每上升 1°C ，稻米單位產量會減少 2.38%；在高 Niño 3.4 區間時的係數為 -0.0062 ($= -0.0238 + 0.0176$)，表示當 Niño 3.4 在該區間時，平均氣溫對於稻米單位產量也有負面影響，平均氣溫每上升 1°C ，稻米單位產量會減少 0.62%。因此，不論在任何 Niño 3.4 區間下，平均氣溫的提升會對於稻米單位產量造成負面影響，此結果與過去實證結果相符 (Peng et al., 2004; Tokunaga et al., 2015; He et al., 2020)。但本文進一步指出：自低 Niño 3.4 區間轉換至高 Niño 3.4 區間的過程中，平均氣溫對稻米單位產量的負面影響逐漸減緩，估計係數由 -0.0238 逐漸增加為 -0.0062 ；換句話說，在低 Niño 3.4 區間時，平均氣溫對於稻米單位產量的負面影響相較於在高 Niño 3.4 區間時多出 1.76%，由圖 6 呈現平均氣溫在不同 Niño 3.4 區間下的估計係數大小可知。

2. 降雨量 (Rai)

降雨量在低 Niño 3.4 區間時的係數為 -0.0003 且在 1% 之顯著水準下呈現顯著，但

在非線性部分的估計係數在 10% 之顯著水準下並不顯著，因此，不論 Niño 3.4 的大小為何，降雨量對於稻米單位產量皆有負面影響，降雨量每上升 1mm，稻米單位產量會減少 0.03%，Niño 3.4 的變化並不會改變降雨量對稻米單位產量的影響。

3. 相對濕度 (Hum)

相對濕度在低 Niño 3.4 區間時的係數為 -0.0015 而在高 Niño 3.4 區間時的係數為 $0.0001 (= -0.0015 + 0.0014)$ ，但兩係數皆在 10% 之顯著水準下不顯著，表示相對濕度在兩個 Niño 3.4 區間下對於稻米單位產量的影響皆不顯著。

4. 日照時數 (Sun)

日照時數在低 Niño 3.4 區間時的係數為 0.001 ，表示在低 Niño 3.4 區間時，日照時數對於稻米單位產量有正面影響，日照時數每上升 1 小時，稻米單位產量會增加 0.1%；且在高 Niño 3.4 區間時的係數為 $0.0005 (= 0.001 - 0.0005)$ ，日照時數對於稻米單位產量亦有正面影響，日照時數每上升 1 小時，稻米單位產量會增加 0.05%。因此，不論在任何 Niño 3.4 區間下，日照時數的提升會對於稻米單位產量造成正面影響 (Li, 2023)。

圖 7 呈現了日照時數在不同 Niño 3.4 區間下的估計係數大小，可見自低 Niño 3.4 區間轉換至高 Niño 3.4 區間的過程中，日照時數對於稻米單位產量的正面影響逐漸減少，估計係數由 0.001 逐漸下降為 0.0005 ；換句話說，在低 Niño 3.4 區間時，日照時數對於稻米單位產量的正面影響相較於在高 Niño 3.4 區間時多出 0.05%。

5. 綜合討論

在模型 B 中是以 Niño 3.4 作為轉換變數，代表的是 Niño 3.4 區域的海面溫度，而發生平滑轉換的位置為 26.93°C ，並依此劃分為低 Niño 3.4 區間與高 Niño 3.4 區間。

在不同 Niño 3.4 區間時，各變數對於稻米單位產量的總體影響，如表 6 所見，在所有的變數中，只有平均氣溫與日照時數在非線性部分的係數呈現顯著。當處於高 Niño 3.4 區間時，平均氣溫對於稻米單位產量的負面影響會較處於低 Niño 3.4 區間時少 1.76%，日照時數對於稻米單位產量的正面影響會較處於低 Niño 3.4 區間時少 0.05%；整體而言，在其他條件不變下，若由低 Niño 3.4 區間轉換至高 Niño 3.4 區間，會使稻米單位產量增

加 1.71% ($= 1.76 - 0.05$)。

圖 8 為歷年 Niño 3.4 與轉換函數的時間序列圖，可見到當年平均之 Niño 3.4 若大於位置參數值 (26.93°C) 時，轉換變數會等於 1；若小於位置參數值時則會等於 0；但若剛好位於位置參數值附近，則轉換變數會介於 0~1 之間，例如 2012 年時 Niño 3.4 為 27.07，此時的轉換變數等於 0.75。與圖 4 相比，圖 8 中有更多的年份其轉換變數位於 0~1 之間，造成此差異的原因為轉換速度不同；模型 B 的轉換速度為 7.7202，相較模型 A 的 59.3102 慢上許多，較慢的平滑轉換速度使得轉換變數更容易位於 0~1 之間。

綜上所述，以 Niño 3.4 作為轉換變數的 PSTR 模型，主要發現為：Niño 3.4 的提升會透過平均氣溫對稻米單位產量的負面影響減緩來促進稻米單位產量，同時也會透過日照時數對稻米單位產量的正面影響減緩來抑制稻米單位產量，減緩負面影響大於減緩正面影響，故 Niño 3.4 的提升會促進稻米單位產量。在其他條件不變下，若由低 Niño 3.4 區間轉換至高 Niño 3.4 區間，將會使稻米單位產量增加 1.71%。

整體來說，模型 A 與模型 B 得到之估計結果相似，不論是以海面溫度 (Niño 3.4) 或是海面溫度異常值 (ONI) 作為轉換變數，當 Niño 3.4 區域的海面溫度或是其異常值提升時，平均氣溫對稻米單位產量的負面影響會減少，而日照時數對於稻米單位產量的正面影響會減少，而對於稻米單位產量的整體影響為正向，即產量會有所提升。

本文的研究結果與過往文獻不同之處在於，過往文獻大多僅討論氣象參數對於稻米單位產量的線性影響 (Peng et al., 2004; He et al., 2020; Li, 2023)，但本文運用 PSTR 模型探討氣象參數對稻米單位產量的非線性影響，估計各氣象參數在不同的聖嬰狀況下的異質影響。

表 6 PSTR 模型之估計結果：以 Niño 3.4 作為轉換變數

轉換變數		$Nino34_{ipt}$	
型態		線性	非線性
Tem_{ipt}		-0.0238** (0.0087)	0.0176* (0.0077)
Rai_{ipt}		-0.0003*** (0.0001)	0.0001 (0.0001)
Hum_{ipt}		-0.0015 (0.0017)	0.0014 (0.0019)
Sun_{ipt}		0.0010*** (0.0002)	-0.0005* (0.0002)
$\ln Lab_{pt}$		0.8419*** (0.1520)	-0.1774 (0.1136)
$\ln Cap_{pt}$		-0.1347 (0.0994)	0.1575 (0.1121)
$Tech_t$		0.0093*** (0.0015)	0.0001 (0.0016)
γ_1	7.7202		
c_1	26.9303		
N	729		

註：括弧內為標準差，* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

資料來源：本文計算。

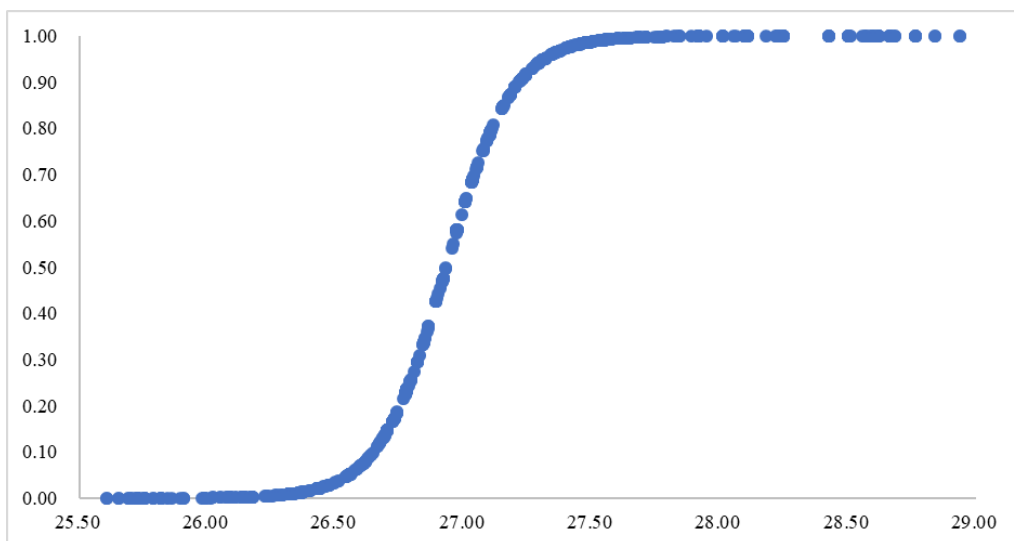


圖 5 以 Niño 3.4 作為轉換變數

資料來源：本文繪製。

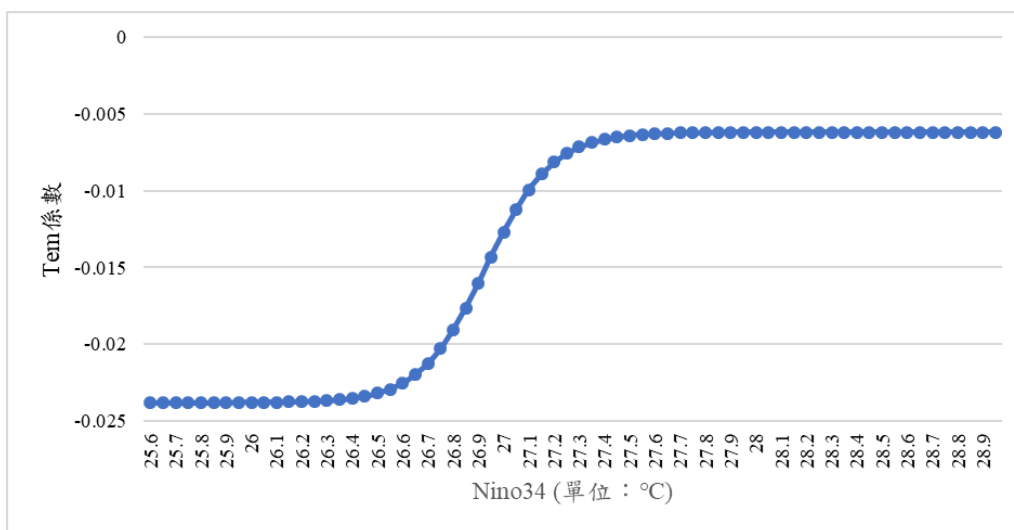


圖 6 平均氣溫在不同區間下之係數：以 Niño 3.4 作為轉換變數

資料來源：本文繪製。

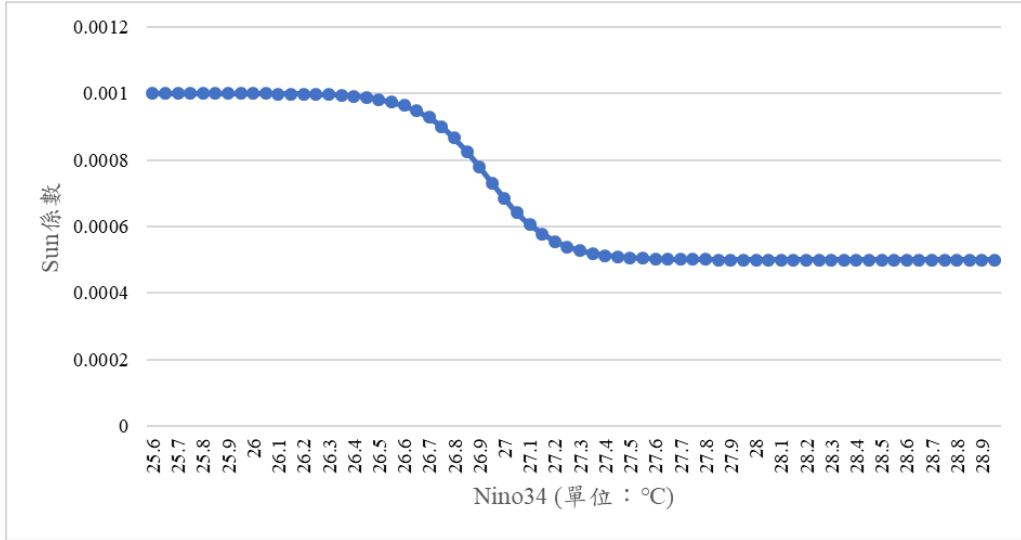


圖 7 日照時數在不同區間下之係數：以 Niño 3.4 作為轉換變數
資料來源：本文繪製。

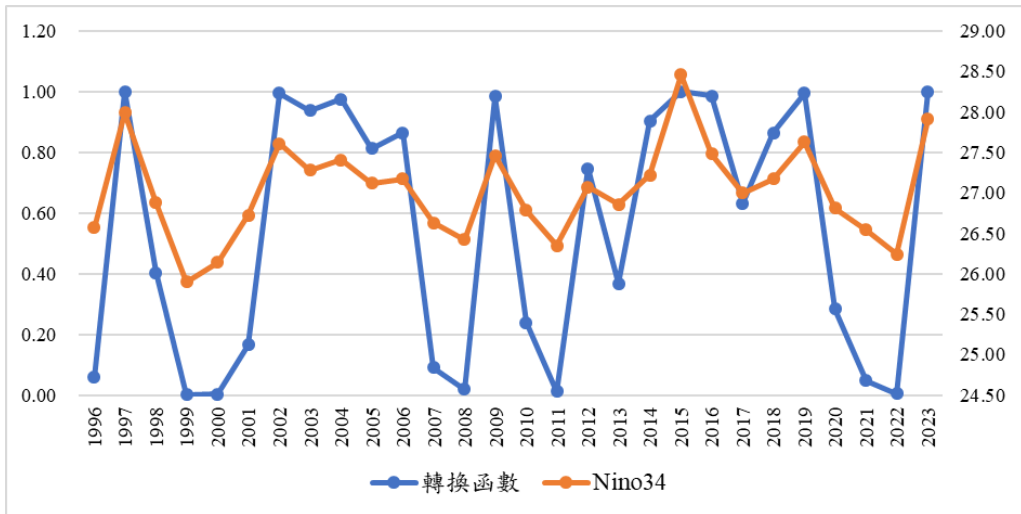


圖 8 歷年 Niño 3.4 與轉換函數

註：Niño 3.4 之數值見右座標軸 (單位：°C)。

資料來源：本文繪製。

(三)以 SOI 作為轉換變數的 PSTR 模型

以 SOI 作為轉換變數的 PSTR 模型 (即模型 C) 之估計結果如表 7 所示, 模型 C 中有一個轉換變數, 且屬於指數型函數 ($m = 2$), 因此會存在三個區間; 根據估計出之位置參數數值 $(c_1, c_1') = (-0.1087, -0.9829)$, 可以將不同水準之 SOI 劃分為低 SOI 區間、中 SOI 區間、高 SOI 區間, 即當 $SOI < -0.9829$ 時屬於低 SOI 區間; 當 $-0.9829 < SOI < -0.1087$ 時為中 SOI 區間; 當 $SOI > -0.1087$ 時則為高 SOI 區間。 γ_1 為轉換函數的轉換速度, 為 11.4396, 顯示出由低 SOI 區間轉換至中 SOI 區間, 或是由中 SOI 區間轉換至高 SOI 區間的轉換速度, 由圖 9 中可見到轉換函數的轉換速度與圖 4 中的速度相似, 且同樣較前段圖 1 中的速度來得慢。

各變數對於稻米單位產量的影響則會隨著 SOI 所屬的區間而有所不同, 主要氣象變數對於稻米單位產量的影響分析如下:

1. 平均氣溫 (Tem)

平均氣溫在低 SOI 區間與高 SOI 區間時的係數為 $-0.013 (= 0.0011 - 0.0141)$, 表示當 SOI 在該二區間時, 平均氣溫每上升 1°C , 稻米單位產量會減少 1.3%; 而在中 SOI 區間時的係數為 0.0011, 但在 10% 之顯著水準下並不顯著, 表示當 SOI 在該區間時, 平均氣溫對於稻米單位產量的影響並不顯著。

圖 10 呈現了平均氣溫在不同 SOI 區間下的估計係數大小, 可見自低 SOI 區間轉換至高 SOI 區間的過程中, 平均氣溫對稻米單位產量的負面影響先減緩後增加, 但是當位於中 SOI 區間即 $-0.9829 < SOI < -0.1087$ 時, 平均氣溫對稻米單位產量的影響不顯著。而當位於低 SOI 區間或是高 SOI 區間時, 平均氣溫對於稻米單位產量會有 1.3% 的負面影響。

2. 降雨量 (Rai)

降雨量在中 SOI 區間時的係數為 -0.0002 且在 5% 之顯著水準下呈現顯著, 而在非線性部分的估計係數在 10% 之顯著水準下不顯著, 因此, 不論 SOI 的大小為何, 降雨量

對於稻米單位產量皆有負面影響，降雨量每上升 1mm，稻米單位產量會減少 0.02%，SOI 的變化並不會改變降雨量對稻米單位產量的影響。

3. 相對濕度 (Hum)

相對濕度在低 SOI 區間與高 SOI 區間時的係數為 $-0.0017 (= 0.0005 - 0.0022)$ ，而在中 SOI 區間時的係數為 0.0005，但兩係數皆在 10% 之顯著水準下不顯著，表示相對濕度在所有的 SOI 區間下對於稻米單位產量皆不會有所影響。

4. 日照時數 (Sun)

日照時數在低 SOI 區間與高 SOI 區間時的係數為 $0.0006 (= 0.0001 + 0.0005)$ ，表示當 SOI 在該二區間時，日照時數每上升 1 小時，稻米單位產量會增加 0.06%；在中 SOI 區間時的係數為 0.0001，但在 10% 之顯著水準下並不顯著，表示當 SOI 在該區間時，日照時數對於稻米單位產量並不會有所影響。

圖 11 呈現了日照時數在不同 SOI 區間下的估計係數大小，可見自低 SOI 區間轉換至高 SOI 區間的過程中，日照時數對於稻米單位產量的正面影響先減少後增加，但是當位於中 SOI 區間即 $-0.9829 < \text{SOI} < -0.1087$ 時，日照時數對於稻米單位產量的影響不顯著。而當位於低 SOI 區間或是高 SOI 區間 (即 $\text{SOI} < -0.9829$ or $\text{SOI} > -0.1087$) 時，日照時數對於稻米單位產量會有 0.06% 的正面影響。

5. 綜合討論

模型 C 是以 SOI 作為轉換變數的 PSTR 模型，代表的是大溪地與達爾文之間的大氣壓力差距，而發生平滑轉換的位置為 -0.9829 與 -0.1087 。如表 8 所示，在所有的變數中，只有平均氣溫與日照時數在非線性部分的係數呈現顯著。當處於高或低 SOI 區間時，平均氣溫對於稻米單位產量的負面影響會較處於中 SOI 區間時多 1.41%，日照時數對於稻米單位產量的正面影響會較處於中 SOI 區間時多 0.05%；因此整體而言，在其他條件不變下，若由中 SOI 區間向上轉換至高 SOI 區間，或是向下轉換至低 SOI 區間，皆會使稻米單位產量減少 1.36% ($= -1.41 + 0.05$)。

根據 SOI 的定義，若其為負值，則代表當前太平洋的大氣壓力較接近聖嬰時期的特徵；反之若其為正值，則較接近反聖嬰時期的特徵。而如圖 9 所見，該轉換變數的最小值為 0.101，出現在 SOI 為 -0.55 時，因此當 SOI 自該中心點 (-0.55) 向左右兩側減少或增加時，會使稻米單位產量逐漸減少，最多減少 1.36%。當 SOI 為 -0.55 時，為弱聖嬰時期的特徵，假設以弱聖嬰時期作為起始點，當其逐漸轉為強聖嬰時期或是反向轉為反聖嬰時期時，皆會使稻米單位產量逐漸減少；換句話說，當自反聖嬰時期轉變為弱聖嬰時期時，會對於稻米單位產量有正面影響；但若是再由弱聖嬰時期轉變為強聖嬰時期，則會對稻米單位產量造成負面影響。

圖 12 為歷年 SOI 與轉換函數的時間序列圖，可見到當年平均之 SOI 若大於位置參數值 (-0.1087) 或是小於位置參數值 (-0.9829) 時，轉換變數會等於 1；若介於兩者之間時則會等於 0；但若剛好位於位置參數值附近，則轉換變數會介於 0~1 之間，例如 2003 年的 SOI 為 -0.09 ，此時的轉換變數等於 0.55。與圖 4 相比，圖 12 中有更多的年份其轉換變數位於 0~1 之間，造成此差異的原因為同樣是因為兩者轉換速度不同；模型 C 的轉換速度為 11.4396，相較模型 A 的 59.3102 慢上許多，而與模型 B 的轉換速度相近，較慢的平滑轉換速度使得轉換變數更容易位於 0~1 之間。

綜上所述，從以 SOI 作為轉換變數的 PSTR 模型的實證結果，得知：SOI 的變化會透過改變平均氣溫及日照時數對稻米單位產量的影響而導致稻米單位產量發生變化；在其他條件不變下，若由高 SOI 區間 (反聖嬰時期) 轉換至中 SOI 區間 (弱聖嬰時期)，會使稻米單位產量增加 1.36%；但若再由中 SOI 區間 (弱聖嬰時期) 轉換至低 SOI 區間 (強聖嬰時期)，則會使稻米單位產量減少 1.36%。

表 7 PSTR 模型之估計結果：以 SOI 作為轉換變數

轉換變數 型態	SOI_{ipt}	
	線性	非線性
Tem_{ipt}	0.0011 (0.0062)	-0.0141* (0.0066)
Rai_{ipt}	-0.0002** (0.0001)	-0.0000 (0.0001)
Hum_{ipt}	0.0005 (0.0014)	-0.0022 (0.0018)
Sun_{ipt}	0.0001 (0.0002)	0.0005* (0.0002)
$\ln Lab_{pt}$	0.8284*** (0.1430)	-0.0502 (0.0916)
$\ln Cap_{pt}$	-0.0562 (0.0614)	0.0976 (0.0892)
$Tech_t$	0.0124*** (0.0016)	-0.0024 (0.0018)
γ_1	11.4396	
c_1, c'_1	(-0.9829, -0.1087)	
N	729	

註：括弧內為標準差，* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

資料來源：本文計算。

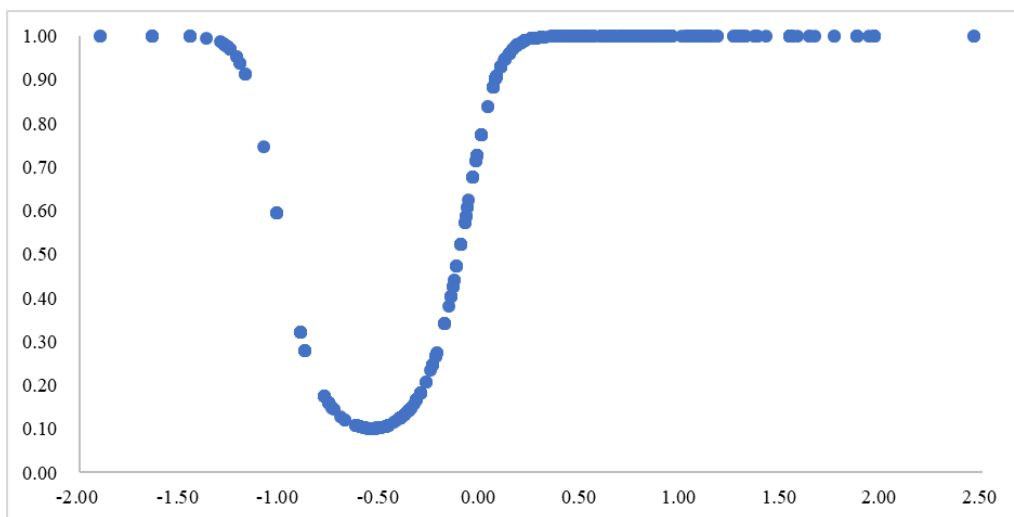


圖 9 以 SOI 作為轉換變數

資料來源：本文繪製。

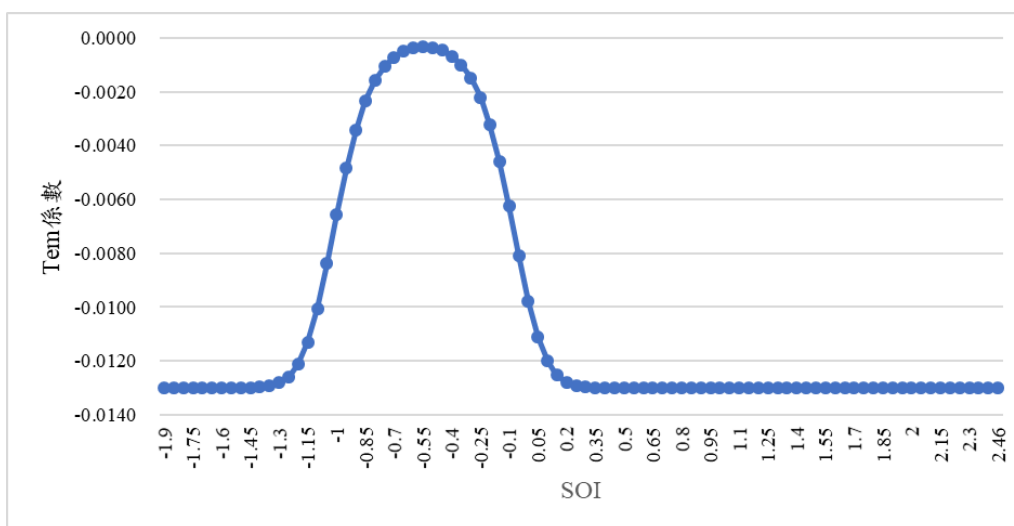


圖 10 平均氣溫在不同區間下之係數：以 SOI 作為轉換變數

資料來源：本文繪製。

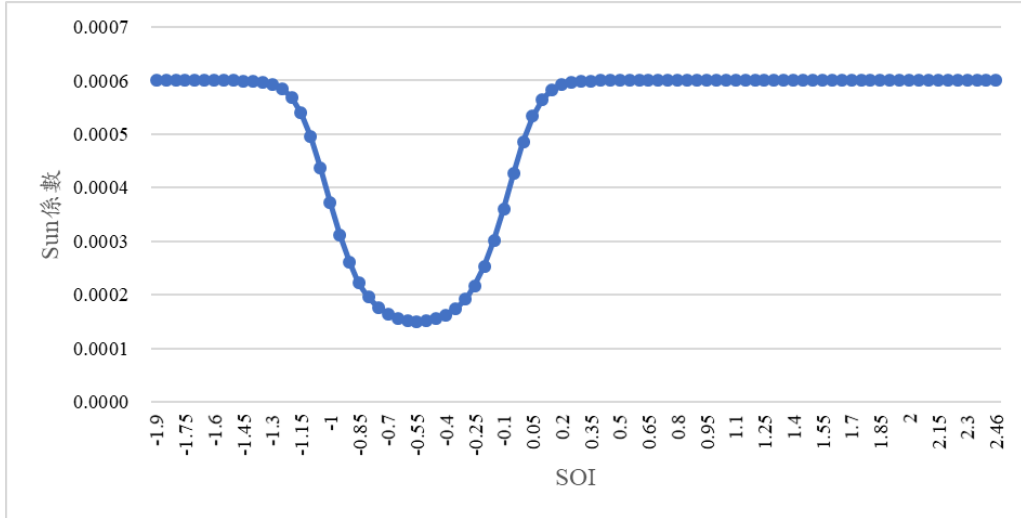


圖 11 日照時數在不同區間下之係數：以 SOI 作為轉換變數

資料來源：本文繪製。

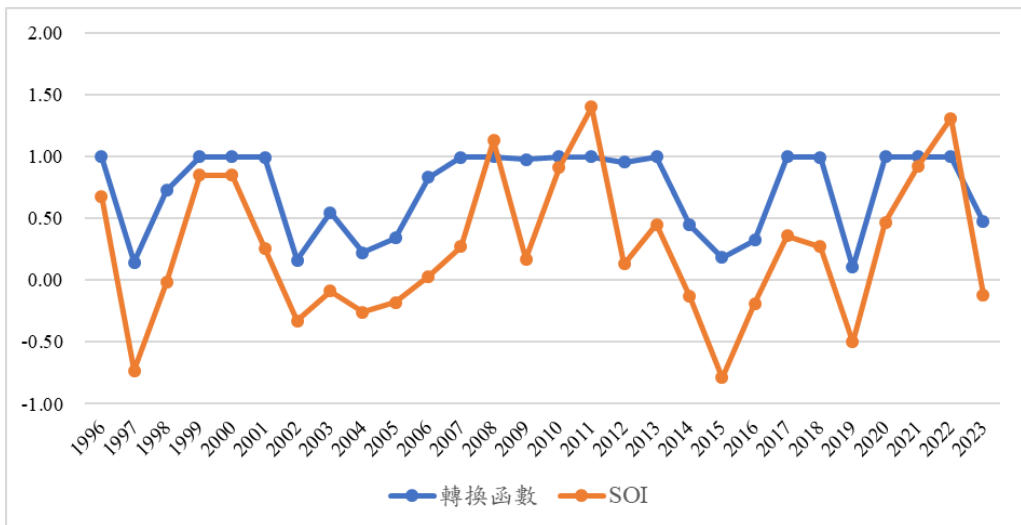


圖 12 歷年 SOI 與轉換函數

資料來源：本文繪製。

(四)各模型結果比較

以不同轉換變數所得的估計結果比較而言，模型 C 得到之估計結果與模型 A、B 之結果有部分差異，主要差異在於模型 C 為指數型模型，轉換函數將不同的 SOI 區分為三個區間而非模型 A、B 中的兩個區間。由模型 A 的結果能夠得知，自反聖嬰時期轉變為聖嬰時期時，會對稻米單位產量有正面影響，而模型 C 之結果與其有部分相似之處，即自反聖嬰時期轉變為弱聖嬰時期時，會對稻米有正面影響，但差別在於若再自弱聖嬰時期轉變為強聖嬰時期時，則會對稻米單位產量產生負面影響。

五、各縣市/期別之平均估計係數

表 8 與表 9 呈現的是，在模型 A~C 的 PSTR 模型中，平均氣溫與日照時數的個體平均估計係數，在本文中，個體由縣市與水稻期別所組成。兩個表中的估計係數是基於 27 個縣市-期別其於 1996 年至 2022 年的歷年估計係數平均而得。

首先在表 8 的平均氣溫之個體平均估計係數方面，在模型 A、C 中，一、二期水稻在各縣市的估計係數差異並不大，同一縣市但不同期別的水稻其估計係數差異同樣不大，最大差異僅為 0.0014 ($= -0.012 + 0.0106$)。而在模型 B 中，一、二期水稻在各縣市的估計係數差異則相較另外兩個模型稍大，在一期水稻中，縣市之間的估計係數最大差異達 0.0062 ($= -0.0166 + 0.0104$)；在二期水稻中，最大差異達 0.0046 ($= -0.0164 + 0.0118$)。在同一縣市但不同期別的水稻其估計係數差異最大的兩個縣市為桃園市與新竹縣，差異皆為 0.006 ($= -0.0104 + 0.0164$)。

其次在表 9 的日照時數之個體平均估計係數方面，在模型 A、C 中，不論是一、二期水稻在各縣市的估計係數或是同一縣市但不同期別的水稻，其估計係數皆相同。而在模型 B 中，不論是一、二期水稻在各縣市的估計係數或是同一縣市但不同期別的水稻，其估計係數差異並不大，最大差異僅為 0.0002 ($= 0.0008 - 0.0006$)。

表 8 各縣市溫度轉換函數之係數估計

模型/轉換變數	模型 A/ONI	模型 B/Niño 3.4	模型 C/SOI
縣市/期別	一期水稻		
宜蘭縣	-0.0110	-0.0104	-0.0095
桃園市	-0.0110	-0.0104	-0.0095
新竹縣	-0.0110	-0.0104	-0.0095
苗栗縣	-0.0110	-0.0104	-0.0095
臺中市	-0.0110	-0.0104	-0.0095
彰化縣	-0.0106	-0.0141	-0.0101
南投縣	-0.0110	-0.0104	-0.0095
雲林縣	-0.0106	-0.0141	-0.0101
嘉義縣	-0.0106	-0.0141	-0.0101
臺南市	-0.0106	-0.0141	-0.0101
高雄市	-0.0120	-0.0166	-0.0102
屏東縣	-0.0120	-0.0166	-0.0102
臺東縣	-0.0106	-0.0141	-0.0101
花蓮縣	-0.0110	-0.0125	-0.0095
縣市/期別	二期水稻		
-宜蘭縣	-	-	-
桃園市	-0.0116	-0.0164	-0.0098
新竹縣	-0.0116	-0.0164	-0.0098
苗栗縣	-0.0116	-0.0161	-0.0098
臺中市	-0.0116	-0.0161	-0.0098
彰化縣	-0.0111	-0.0134	-0.0096
南投縣	-0.0116	-0.0161	-0.0098
雲林縣	-0.0116	-0.0155	-0.0097
嘉義縣	-0.0116	-0.0161	-0.0098
臺南市	-0.0111	-0.0134	-0.0096
高雄市	-0.0111	-0.0134	-0.0096
屏東縣	-0.0106	-0.0118	-0.0095
臺東縣	-0.0116	-0.0161	-0.0098
花蓮縣	-0.0116	-0.0146	-0.0097

資料來源：本文計算。

表 9 各縣市日照時數轉換函數之係數估計

模型	模型 A/ONI	模型 B/Niño 3.4	模型 C/SOI
縣市/期別	一期水稻		
宜蘭縣	0.0006	0.0006	0.0005
桃園市	0.0006	0.0006	0.0005
新竹縣	0.0006	0.0006	0.0005
苗栗縣	0.0006	0.0006	0.0005
臺中市	0.0006	0.0006	0.0005
彰化縣	0.0006	0.0007	0.0005
南投縣	0.0006	0.0006	0.0005
雲林縣	0.0006	0.0007	0.0005
嘉義縣	0.0006	0.0007	0.0005
臺南市	0.0006	0.0007	0.0005
高雄市	0.0006	0.0008	0.0005
屏東縣	0.0006	0.0008	0.0005
臺東縣	0.0006	0.0007	0.0005
花蓮縣	0.0006	0.0007	0.0005
縣市/期別	二期水稻		
宜蘭縣	—	—	—
桃園市	0.0006	0.0008	0.0005
新竹縣	0.0006	0.0008	0.0005
苗栗縣	0.0006	0.0008	0.0005
臺中市	0.0006	0.0008	0.0005
彰化縣	0.0006	0.0007	0.0005
南投縣	0.0006	0.0008	0.0005
雲林縣	0.0006	0.0008	0.0005
嘉義縣	0.0006	0.0008	0.0005
臺南市	0.0006	0.0007	0.0005
高雄市	0.0006	0.0007	0.0005
屏東縣	0.0006	0.0007	0.0005
臺東縣	0.0006	0.0008	0.0005
花蓮縣	0.0006	0.0007	0.0005

資料來源：本文計算。

綜上所述，由表 8 與表 9 得知：日照時數對稻米單位產量的影響在各個體（縣市/期別）之間的差異並不明顯，個體之間的同質性較高。而平均氣溫對稻米單位產量的影響在模型 A、C 中，各個體（縣市/期別）之間的差異較小，例如平均氣溫每上升 1°C，稻米單位產量受到的負面影響在各個體（縣市/期別）之間，最大的差異為 0.14%；但在模型 B 中，各個體（縣市/期別）之間的差異稍大，例如平均氣溫每上升 1°C，稻米單位產量受到的負面影響在各個體（縣市/期別）之間，最大的差異為 0.62%。

六、各模型之預測誤差

為探討三個模型對不同聖嬰時期之預測情形，首先，利用 ONI 之標準將 729 個觀測值區分為聖嬰、反聖嬰與正常時期。接著，計算各時期之平均實際產量與平均預測產量，再將兩者實際產量減去預測產量，即可獲得殘差。最後，將殘差除以實際產量則可計算出各模型在各時期之預測誤差。

表 10 為各模型之預測誤差情形，本文發現，在模型 A、B、C 之中，聖嬰時期的預測誤差皆為所有時期中最小的，分別為 1.04%、1.24% 與 0.97%；而各模型在反聖嬰時期的預測誤差皆為所有時期中最大的，分別為 -1.45%、-1.66% 與 -1.18%，且皆為負值，即預測產量有高估之情形。除此之外，若比較各模型之間的預測誤差大，可發現模型 C 在各時期的預測誤差皆小於另外兩個模型。

表 10 模型於聖嬰現象之預測情形

項目	實際產量	預測產量	預測誤差
模型 A			
聖嬰現象 ($ONI \geq 0.5$)	5,786	5,726	1.04%
反聖嬰現象 ($ONI \leq -0.5$)	5,780	5,864	-1.45%
正常時期 ($-0.5 < ONI < 0.5$)	5,715	5,638	1.36%
模型 B			
聖嬰現象 ($ONI \geq 0.5$)	5,786	5,715	1.24%
反聖嬰現象 ($ONI \leq -0.5$)	5,780	5,876	-1.66%
正常時期 ($-0.5 < ONI < 0.5$)	5,715	5,641	1.29%
模型 C			
聖嬰現象 ($ONI \geq 0.5$)	5,786	5,730	0.97%
反聖嬰現象 ($ONI \leq -0.5$)	5,780	5,848	-1.18%
正常時期 ($-0.5 < ONI < 0.5$)	5,715	5,644	1.23%

資料來源：本文計算。

陸、結論與政策建議

農業生產受天候條件影響最為直接，尤其是在氣候變遷與極端氣候頻仍發生的情形下，農業生產面臨的挑戰與風險極為嚴峻。稻米是國人主食，稻米收成豐歉更是關係糧食安全及糧食自給，因此，在氣候變遷的趨勢，或出現聖嬰現象（反聖嬰現象）時，這些氣候變化對於我國稻米生產的影響，值得加以研究關注。

由於聖嬰現象或反聖嬰現象的發生，使得氣候存在著結構性變動的因素，因此欲評估溫度、日照、降水量、相對濕度等氣象參數對於水稻生產的影響，不宜直接應用直線迴歸模型，本文於是利用縱橫平滑移轉迴歸模型（PSTR），並以代表海面溫度異常值的

ONI、Niño 3.4 海面溫度，以及南方振盪指數 (SOI) 作為衡量聖嬰現象的轉換變數，以評估氣象參數在不同轉換區間對於稻米單位產量的影響。

依 1996 年至 2022 年間臺灣各縣市兩期稻作與氣象資料，實證結果指出：平均氣溫的提升會對於稻米單位產量有顯著的負面影響，而日照時數的提升會對於稻米單位產量則有顯著的正面影響，但是平均氣溫及日照時數對於稻米單位產量的影響幅度將會隨著聖嬰現象或反聖嬰現象而有所改變。

當考量聖嬰現象時，若以 ONI 作為轉換變數之實證結果發現：在所有的氣象參數中，只有平均氣溫與日照時數在非線性部分的係數呈現顯著。當處於高 ONI 區間時，平均氣溫對於稻米單位產量的負面影響會較處於低 ONI 區間時少 1.51%，日照時數對於稻米單位產量的正面影響會較處於低 ONI 區間時少 0.04%；整體而言說，若由低 ONI 區間轉換至高 ONI 區間，會使稻米單位產量增加 1.47%。由於平均氣溫對於稻米單位產量的邊際影響 (1.51%) 大於日照時數對於稻米單位產量的邊際影響 (-0.04%)，因此在其他條件不變下，聖嬰時期的稻米單位產量會相較反聖嬰時期來得高；進一步言，在其他條件不變下，若由反聖嬰時期轉變為聖嬰時期，或是由低 ONI 區間轉變為高 ONI 區間，將會使稻米單位產量增加 1.47%。

而另以 Niño 3.4 為轉換變數之實證結果發現：發生平滑轉換的位置為 26.93°C ，並依此劃分為低 Niño 3.4 區間與高 Niño 3.4 區間，當處於高 Niño 3.4 區間時，平均氣溫對於稻米單位產量的負面影響會較處於低 Niño 3.4 區間時少 1.76%，日照時數對於稻米單位產量的正面影響會較處於低 Niño 3.4 區間時少 0.05%；整體而言，在其他條件不變下，若由低 Niño 3.4 區間($\text{Niño } 3.4 < 26.93$)變為高 Niño 3.4 區間 ($\text{Niño } 3.4 > 26.93$)，將使稻米單位產量提升 1.71%。

整體來說，以 ONI 或 Niño 3.4 為轉換變數得到之估計結果相似，也就是當 Niño 3.4 區域的海面溫度或是其異常值提升時，平均氣溫對稻米單位產量的負面影響會減少，而日照時數對於稻米單位產量的正面影響會減少，因此對於稻米單位產量的整體影響為正向，即產量會有所提升。

此外，由 SOI 作為轉換變數的 PSTR 模型，屬於指數型函數 ($m = 2$)，因此會存在三個區間；根據估計出之位置參數數值 $(c_1, c'_1) = (-0.1087, -0.9829)$ ，可以將不同水準之 SOI 劃分為低 SOI 區間、中 SOI 區間、高 SOI 區間。實證結果顯示：在所有的氣象變數中，同樣只有平均氣溫與日照時數在非線性部分的係數呈現顯著。當處於高或低 SOI 區間時，平均氣溫對於稻米單位產量的負面影響會較處於中 SOI 區間時多 1.41%，日照時數對於稻米單位產量的正面影響會較處於中 SOI 區間時多 0.05%；因此整體而言，在其他條件不變下，若由中 SOI 區間向上轉換至高 SOI 區間，或是向下轉換至低 SOI 區間，皆會使稻米單位產量減少 1.36%。

根據 SOI 的定義，若其為負值，則代表當前太平洋的大氣壓力較接近聖嬰時期的特徵；反之若其為正值，則較接近反聖嬰時期的特徵。因此，當 SOI 自該中心點 (-0.55) 向左右兩側減少或增加時，會使稻米單位產量逐漸減少，最多減少 1.36%。當 SOI 為 -0.55 時，為弱聖嬰時期的特徵，假設以弱聖嬰時期作為起始點，當其逐漸轉為強聖嬰時期時或是反向轉為反聖嬰時期時，皆會使稻米單位產量逐漸減少；換句話說，當自反聖嬰時期轉變為弱聖嬰時期時，會對於稻米單位產量有正面影響；但若是再由弱聖嬰時期轉變為強聖嬰時期，則會對稻米單位產量造成負面影響。實證結果進一步指出：在其他條件不變下，若由高 SOI 區間 (反聖嬰時期) 轉換至中 SOI 區間 (弱聖嬰時期)，會使稻米單位產量增加 1.36%；但若再由中 SOI 區間 (弱聖嬰時期) 轉換至低 SOI 區間 (強聖嬰時期)，則會使稻米單位產量減少 1.36%，原先對產量增加的正面影響將會消失。

本文應用 PSTR 模型，評估在聖嬰與反聖嬰現象下，溫度、日照、降水量及相對濕度等氣象變數對於稻米單位產量的影響。結果顯示：平均氣溫和日照時數對稻米單位產量的影響具有顯著的非線性特徵，這些影響在不同的聖嬰狀態下存在明顯的差異性，為氣候變遷與稻米產出之間的關係提供了新的量化證據。

由於本研究發現具有重要的應用價值，應有助於在農業生產和政策規劃的考量。首先，本文之研究結果可用於制定氣候風險管理策略，以減輕氣候變遷對稻米單位產量的負面影響；具體而言，政府的農業相關部門能夠根據國際科學機構對於聖嬰或反聖嬰現

象的預測，優化水資源配置、調整種植面積及改良農業技術，以提升稻米生產的穩定性，保障國家的糧食安全，而這些結果對於農業生產者而言，也提供了預警系統的基礎，幫助其在面臨不同氣候情境時採取相應的適應措施。

其次，依據模型 A、B、C 的結果，即從反聖嬰時期轉變為弱聖嬰，或自弱聖嬰時期轉變為強聖嬰，對單位產量之正反影響結果，則可以用聖嬰現象的預測資料，提前規劃或調整稻米之庫存或貿易政策，適當調節市場供給數量，不但可穩定國內稻米價格，亦可藉此確保糧食安全與提高庫存操作有效性。此外，依聖嬰現象對產量的預測資料，也可提供水稻保險在損失頻率與損失幅度的模擬，以作為調整保險費及理賠條件之參考。

柒、研究限制與未來研究建議

本文雖然透過縱橫平滑移轉迴歸模型有效分析氣候變遷及聖嬰現象對臺灣稻米單位產量的非線性影響，然而研究過程中仍存在一些限制，惟在目前的資料條件下，此方法仍為合理且務實之選擇。例如，稻米生產農業技術進步的影響，但本文對於技術進步僅以時間趨勢值代表，未再進一步分解技術進步型態。儘管如此，實證結果顯示，在未控制相關其他影響變因的情況下，模型仍能有效揭示聖嬰現象下氣候條件與稻米產量之間的顯著非線性關係。

最後，若資料許可，未來研究可考慮引入臺灣周邊海域的海溫變化或西北太平洋地區的大氣環流指標，以更準確地反映區域性氣候變化對稻米產量的影響。為確保結果的穩健性，未來研究可嘗試使用不同類型的非線性模型進行對比，驗證氣候變遷與稻米產量關係的穩定性與一致性。未來研究也可進一步擴展至其他糧食作物（如玉米、小麥等），並延長研究期間，以全面探討氣候變遷對臺灣農業的長期影響，為農業政策制定提供更具體的科學依據。

參考文獻

一、中文部分

- 朱蘭芬、陳吉仲、張靜貞，2003，「聖嬰現象對臺灣氣候之影響與預測價值之估計」，
農業經濟叢刊，8：141-178。(Ju, L. F., C. C. Chen, and C. C. Chang, 2003, "The Impacts
of ENSO on Taiwan's Climate and the Value of ENSO Forecast", *Taiwanese Agricultural
Economic Review*, 8: 141-178.)
- 姚銘輝、陳守泓，2009，「氣候變遷下水稻生長及產量之衝擊評估」，作物、環境與生
物資訊，6：141-156。(Yao, M. H. and S. H. Chen, 2009, "The Impact Evaluation of Climate
Change on the Growth and Yield of Rice", *Crop, Environment & Bioinformatics*, 6:
141-156.)
- 姚銘輝、盧虎生、朱鈞、蔡金川，2000，「DSSAT 模式在預測水稻產量及氣候變遷衝擊
評估之適用性探討」，中華農業研究，49：16-28。(Yao, M. H., H. S. Lur, C. Chu, and J.
C. Tsai, 2000, "The Applicability of DSSAT Model to Predict the Production of Rice and
to Evaluate the Impact of Climate Change", *Journal of Agricultural Research of China*, 49:
16-28.)
- 陳昭銘、汪鳳如、呂芳川、郭漱冷，2002，「聖嬰現象與 1998 年臺灣異常氣候：全年偏
暖與春雨偏多現象」，大氣科學，30：331-349。(Chen, J. M., F. J. Wang, F. C. Lu, and
S. L. Kuo, 2002, "El Niño and 1998 Climate Variability of Taiwan: Persistent Warming
and Excessive Spring Rains", *Atmospheric Sciences*, 30: 331-349.)
- 郭芑卉、羅竹平、雷立芬，2015，「臺灣縣市稻米生產效率及生產力分析」，臺灣農學
會報，16：18-33。(Kuo, Y. H., C. P. Lo, and L. F. Lei, 2015, "The Efficiency and
Productivity Analysis of Rice Production in Taiwan's Counties", *Journal of the
Agricultural Association of Taiwan*, 16: 18-33.)

- 黃佳興、吳文欽、潘昶儒、林泰佑、宣大平，2015，「花蓮地區不同期作之氣象因素對稻米產量之影響」，花蓮區農業改良場研究彙報，33：1-11。(Huang, C. H., W. C. Wu, C. Z. Pan, T. Y. Lin, and D. P. Shung, 2015, "Effects of Meteorological Factors on Rice Yields of Different Seasons in Hualien Area", *Bull. Hualien DARES*, 33: 1-11.)
- 黃寶祚，2009，「我國農業技術變遷的指標架構與前推研究」，人文及管理學報，6：155-208。(Huang, B. T., 2009, "The Framework Indexing and Forward Estimation of Technological Change in Taiwan Agriculture", *The Journal of Liberal Arts and Management*, 6: 155-208.)
- 蕭政宗，2000，「聖嬰現象與臺灣地區降雨量之相關分析」，農業工程學報，46：93-110。(Shiau, J. T., 2000, "Correlation Analysis between El Nino and Precipitation of Taiwan", *Journal of Taiwan Agricultural Engineering*, 46: 93-110.)

二、英文部分

- Cabas, J., A. Weersink, and E. Olale, 2010, "Crop Yield Response to Economic, Site and Climate Variables", *Climatic Change*, 101: 599-616.
- Chang, J. C., 1996, "An Exploratory Study of the Relationship Between Annual Frequency of Invaded Typhoons in Taiwan and El Nino/Southern Oscillation", *TAO*, 7: 83-105.
- Chowdhury, I. U. A. and M. A. E. Khan, 2015, "The Impact of Climate Change on Rice Yield in Bangladesh: A Time Series Analysis", *Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences*, 40: 12-28.
- Colletaz, G. and C. Hurlin, 2006, "Threshold Effects in the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach", *Working Paper*, University of Orléans.
- Davies, R. B., 1977, "Hypothesis Testing When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative", *Biometrika*, 64: 247-254.
- González, A., T. Teräsvirta, and D. van Dijk, 2004, "Panel Smooth Transition Regression Models and Application to Investment under Credit Constraints", *Working Paper*, Stockholm School of Economics, Stockholm, Sweden.

- González, A., T. Teräsvirta, and D. van Dijk, 2005, “Panel Smooth Transition Regression Models”, *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 604, Stockholm School of Economics, The Economic Research Institute (EFI), Stockholm.
- Granger, C. and T. Teräsvirta, 1993, *Modelling Non-Linear Economic Relationships*, Oxford, UK: Oxford University Press.
- Hansen, B. E., 1999, “Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference”, *Journal of Econometrics*, 93: 345-368.
- Han, F., J. Zhang, L. Cheng, Q. Tong, and Y. Liu, 2019, “Impact of Climate Change on Rice Yield and Its Regional Heterogeneity in China”, *Journal of Ecology and Rural Environment*, 35: 283-289.
- He, W., Y. Liu, H. Sun, and F. Taghizadeh-Hesary, 2020, “How Does Climate Change Affect Rice Yield in China?”, *Agriculture*, 10: 441.
- Im, K. S., M. Pesaran, and Y. Shin, 2003, “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 115: 53-74.
- Jones, J. W., G. Hoogenboom, C. H. Porter, K. J. Boote, W. D. Batchelor, L. A. Hunt, P. W. Wilkens, U. Singh, A. J. Gijsman, and J. T. Ritchie, 2003. “The DSSAT Cropping System Model”, *European Journal of Agronomy*, 18: 235-265.
- Li, C., 2023, “Climate Change Impacts on Rice Production in Japan: A Cobb-Douglas and Panel Data Analysis”, *Ecological Indicators*, 147: 110008.
- Lobell, D. B., K. N. Cahill, and C. B. Field, 2007, “Historical Effects of Temperature and Precipitation on California Crop Yields”, *Climatic Change*, 81: 187-203.
- Peng, S., J. Huang, J. E. Sheehy, R. C. Laza, R. M. Visperas, X. Zhong, G. S. Centeno, G. S. Khush, and K. G. Cassman, 2004, “Rice Yields Decline with Higher Night Temperature from Global Warming”, *PNAS*, 101: 9971-9975.
- Tan, B. T., P. S. Fam, R. B. R. Firdaus, M. L. Tan, and M. S. Gunaratne, 2021, “Impact of Climate Change on Rice Yield in Malaysia: A Panel Data Analysis”, *Agriculture*, 11: 569.
- Tokunaga, S., M. Okiyama, and M. Ikegawa, 2015, “Dynamic Panel Data Analysis of the Impacts of Climate Change on Agricultural Production in Japan”, *Agricultural Economics*, 49: 149-157.

- Ubilava, D. and M. Abdolrahimi, 2019, “The El Nino Impact on Maize Yields is Amplified in Lower Income Teleconnected Countries”, *Environmental Research Letters*, 14(5): 1-13.
- Yoshida, S., 1981, *Fundamentals of Rice Crop Science*, Manila: International Rice Research Institute.
- Zaied, Y. B., N. B. Cheikh, and M. Rahmoun, 2023, “On the Effects of Climate Variability on Agricultural Crops: Evidence from An In-transition Economy”, *Environmental Economics and Policy Studies*, 25: 143-159.

附 錄

附表 1 臺灣各縣市在不同氣候時期之一期水稻單位產量比較

縣 市	氣候時期	單位產量(公斤/公頃)	與正常時期之差異(%)
宜蘭縣	正常時期	6,166	—
宜蘭縣	聖嬰現象	6,195	0.48%
宜蘭縣	反聖嬰現象	6,211	0.74%
桃園市	正常時期	5,299	—
桃園市	聖嬰現象	5,345	0.86%
桃園市	反聖嬰現象	5,454	2.91%
新竹縣	正常時期	5,768	—
新竹縣	聖嬰現象	5,593	-3.03%
新竹縣	反聖嬰現象	5,833	1.12%
苗栗縣	正常時期	5,969	—
苗栗縣	聖嬰現象	6,342	6.24%
苗栗縣	反聖嬰現象	6,042	1.21%
臺中市	正常時期	6,546	—
臺中市	聖嬰現象	6,619	1.12%
臺中市	反聖嬰現象	6,833	4.39%
彰化縣	正常時期	6,957	—
彰化縣	聖嬰現象	7,177	3.16%
彰化縣	反聖嬰現象	7,485	7.59%
南投縣	正常時期	6,673	—
南投縣	聖嬰現象	6,683	0.15%
南投縣	反聖嬰現象	6,976	4.54%

附表 1 臺灣各縣市在不同氣候時期之一期水稻單位產量比較（續）

縣 市	氣候時期	單位產量(公斤/公頃)	與正常時期之差異(%)
雲林縣	正常時期	6,904	—
雲林縣	聖嬰現象	7,301	5.75%
雲林縣	反聖嬰現象	7,363	6.64%
嘉義縣	正常時期	6,694	—
嘉義縣	聖嬰現象	6,788	1.41%
嘉義縣	反聖嬰現象	7,102	6.10%
臺南市	正常時期	6,726	—
臺南市	聖嬰現象	7,044	4.72%
臺南市	反聖嬰現象	6,992	3.95%
高雄市	正常時期	7,071	—
高雄市	聖嬰現象	6,874	-2.78%
高雄市	反聖嬰現象	6,849	-3.13%
屏東縣	正常時期	7,192	—
屏東縣	聖嬰現象	7,152	-0.54%
屏東縣	反聖嬰現象	7,000	-2.66%
臺東縣	正常時期	5,750	—
臺東縣	聖嬰現象	6,226	8.27%
臺東縣	反聖嬰現象	5,827	1.34%
花蓮縣	正常時期	5,471	—
花蓮縣	聖嬰現象	5,889	7.63%
花蓮縣	反聖嬰現象	5,693	4.06%

資料來源：本文整理計算。

附表 2 臺灣各縣市在不同氣候時期之二期水稻單位產量比較

縣 市	氣候時期	單位產量(公斤/公頃)	與正常時期之差異(%)
桃園市	正常時期	4,182	—
桃園市	聖嬰現象	4,109	-1.74%
桃園市	反聖嬰現象	3,961	-5.28%
新竹縣	正常時期	4,822	—
新竹縣	聖嬰現象	4,898	1.58%
新竹縣	反聖嬰現象	4,819	-0.05%
苗栗縣	正常時期	4,906	—
苗栗縣	聖嬰現象	4,930	0.48%
苗栗縣	反聖嬰現象	4,899	-0.16%
臺中市	正常時期	4,893	—
臺中市	聖嬰現象	4,890	-0.07%
臺中市	反聖嬰現象	4,946	1.07%
彰化縣	正常時期	5,721	—
彰化縣	聖嬰現象	5,299	-7.36%
彰化縣	反聖嬰現象	5,506	-3.75%
南投縣	正常時期	6,109	—
南投縣	聖嬰現象	5,653	-7.48%
南投縣	反聖嬰現象	5,888	-3.63%
雲林縣	正常時期	5,789	—
雲林縣	聖嬰現象	5,476	-5.41%
雲林縣	反聖嬰現象	5,358	-7.43%
嘉義縣	正常時期	5,503	—
嘉義縣	聖嬰現象	5,380	-2.24%
嘉義縣	反聖嬰現象	5,284	-3.97%
臺南市	正常時期	5,237	—

附表 2 臺灣各縣市在不同氣候時期之二期水稻單位產量比較（續）

縣 市	氣候時期	單位產量(公斤/公頃)	與正常時期之差異(%)
臺南市	聖嬰現象	5,155	-1.56%
臺南市	反聖嬰現象	5,249	0.23%
高雄市	正常時期	4,157	-
高雄市	聖嬰現象	4,236	1.90%
高雄市	反聖嬰現象	4,349	4.62%
屏東縣	正常時期	4,246	-
屏東縣	聖嬰現象	4,440	4.56%
屏東縣	反聖嬰現象	4,214	-0.76%
臺東縣	正常時期	5,335	-
臺東縣	聖嬰現象	5,409	1.39%
臺東縣	反聖嬰現象	4,773	-10.53%
花蓮縣	正常時期	4,989	-
花蓮縣	聖嬰現象	5,058	1.38%
花蓮縣	反聖嬰現象	4,505	-9.70%

註：宜蘭縣二期水稻均休耕。

資料來源：本文整理計算。

附表 3 臺灣各縣市在不同氣候時期之一期水稻氣溫比較

縣 市	時 期	平均氣溫(°C)	與正常時期相比之差異(%)
宜蘭縣	正常時期	21.69	—
宜蘭縣	聖嬰現象	22.19	2.27%
宜蘭縣	反聖嬰現象	21.43	-1.19%
桃園市	正常時期	21.22	—
桃園市	聖嬰現象	21.67	2.09%
桃園市	反聖嬰現象	21.08	-0.65%
新竹縣	正常時期	21.22	—
新竹縣	聖嬰現象	21.67	2.09%
新竹縣	反聖嬰現象	21.08	-0.65%
苗栗縣	正常時期	21.75	—
苗栗縣	聖嬰現象	22.29	2.50%
苗栗縣	反聖嬰現象	21.19	-2.58%
臺中市	正常時期	23.01	—
臺中市	聖嬰現象	23.44	1.86%
臺中市	反聖嬰現象	22.80	-0.90%
彰化縣	正常時期	20.57	—
彰化縣	聖嬰現象	20.84	1.34%
彰化縣	反聖嬰現象	20.21	-1.76%
南投縣	正常時期	21.24	—
南投縣	聖嬰現象	21.97	3.41%
南投縣	反聖嬰現象	21.38	0.66%
雲林縣	正常時期	20.79	—
雲林縣	聖嬰現象	21.18	1.90%
雲林縣	反聖嬰現象	20.39	-1.89%
嘉義縣	正常時期	20.96	—

附表 3 臺灣各縣市在不同氣候時期之一期水稻氣溫比較

縣 市	時 期	平均氣溫(°C)	與正常時期相比之差異(%)
嘉義縣	聖嬰現象	21.26	1.42%
嘉義縣	反聖嬰現象	20.65	-1.48%
臺南市	正常時期	21.48	—
臺南市	聖嬰現象	21.72	1.14%
臺南市	反聖嬰現象	21.21	-1.28%
高雄市	正常時期	21.00	—
高雄市	聖嬰現象	21.79	3.76%
高雄市	反聖嬰現象	20.97	-0.14%
屏東縣	正常時期	21.81	—
屏東縣	聖嬰現象	21.91	0.50%
屏東縣	反聖嬰現象	21.66	-0.66%
臺東縣	正常時期	21.18	—
臺東縣	聖嬰現象	20.46	-3.40%
臺東縣	反聖嬰現象	20.71	-2.24%
花蓮縣	正常時期	21.41	—
花蓮縣	聖嬰現象	21.76	1.65%
花蓮縣	反聖嬰現象	21.17	-1.09%

資料來源：本文計算。

附表 4 臺灣各縣市在不同氣候時期之二期水稻氣溫比較

縣 市	時 期	平均氣溫(°C)	與正常時期相比之差異(%)
桃園市	正常時期	25.81	—
桃園市	聖嬰現象	25.48	-1.29%
桃園市	反聖嬰現象	25.91	0.40%
新竹縣	正常時期	25.81	—
新竹縣	聖嬰現象	25.48	-1.29%
新竹縣	反聖嬰現象	25.91	0.40%
苗栗縣	正常時期	26.66	—
苗栗縣	聖嬰現象	26.41	-0.94%
苗栗縣	反聖嬰現象	26.76	0.37%
臺中市	正常時期	27.46	—
臺中市	聖嬰現象	27.10	-1.30%
臺中市	反聖嬰現象	27.61	0.56%
彰化縣	正常時期	28.32	—
彰化縣	聖嬰現象	28.05	-0.94%
彰化縣	反聖嬰現象	28.26	-0.21%
南投縣	正常時期	25.40	—
南投縣	聖嬰現象	24.33	-4.21%
南投縣	反聖嬰現象	24.85	-2.15%
雲林縣	正常時期	28.10	—
雲林縣	聖嬰現象	27.70	-1.42%
雲林縣	反聖嬰現象	28.06	-0.14%
嘉義縣	正常時期	27.51	—
嘉義縣	聖嬰現象	27.47	-0.13%
嘉義縣	反聖嬰現象	27.58	0.25%
臺南市	正常時期	27.74	—

附表 4 臺灣各縣市在不同氣候時期之二期水稻氣溫比較

縣 市	時 期	平均氣溫(°C)	與正常時期相比之差異(%)
臺南市	聖嬰現象	27.81	0.24%
臺南市	反聖嬰現象	27.77	0.10%
高雄市	正常時期	28.48	—
高雄市	聖嬰現象	29.09	2.16%
高雄市	反聖嬰現象	28.37	-0.36%
屏東縣	正常時期	28.13	—
屏東縣	聖嬰現象	28.01	-0.44%
屏東縣	反聖嬰現象	28.01	-0.44%
臺東縣	正常時期	26.60	—
臺東縣	聖嬰現象	26.55	-0.18%
臺東縣	反聖嬰現象	26.60	0.01%
花蓮縣	正常時期	26.70	—
花蓮縣	聖嬰現象	26.38	-1.17%
花蓮縣	反聖嬰現象	26.71	0.05%

註：宜蘭縣二期水稻均休耕。

資料來源：本文計算。

Nonlinear Effects of Climate Change and El Niño Phenomena on Rice Yield in Taiwan

Min-Hsien Yang^{*}, Yi-Nung Yang^{**}, Hao-Chen Huang^{***}

Abstract

In the face of climate change and El Niño and La Niña phenomena, this study employed the panel smooth transition regression model to estimate the nonlinear effects of meteorological parameters on rice yield in Taiwan. The study set different El Niño indicators as transition variables to estimate structural changes in rice yield caused by El Niño phenomena.

The study analyzed meteorological and rice yield data obtained from different counties in Taiwan across two growing seasons between 1996 and 2022. The results indicated that an increase in average temperature had a significant negative effect on rice yield, whereas an increase in hours of sunshine had a significant positive effect. However, the extent of these effects varied with El Niño or La Niña phenomena. Transitioning from a low-Oceanic Niño Index (ONI) system to a high-ONI system increased rice yield by 1.47%. Additionally, because the marginal effect of average temperature on rice yield (1.51%) was greater than the marginal

* Corresponding Author. Professor, Department of International Trade, Feng Chia University.
Email: andy201264@gmail.com

** Associate Professor, Department of International Business, Chung Yuan Christian University.

*** Ph.D. student, Department of Business Management, National Sun Yat-sen University.

DOI: [10.7086/TJAE.202506_\(117\).0002](https://doi.org/10.7086/TJAE.202506_(117).0002)

Received August 12, 2024; Revised October 2, 2024; Accepted February 5, 2025.

effect of sunshine hours on rice yield (-0.04%), rice yield during El Niño periods was higher than that during La Niña periods, *ceteris paribus*.

This study provides quantitative evidence of the relationship between climate change and rice yield. The findings reveal that the effects of average temperature and sunshine hours on rice yield vary across El Niño conditions. Therefore, when international scientific institutions predict the potential occurrence of El Niño or La Niña phenomena, the Taiwanese government should assess the potential effects on food self-sufficiency, such as planning for water use in rice cultivation areas, to ensure Taiwan's food security.

Keywords: Climate Change, El Niño Phenomenon, Rice, Panel Smooth Transition Regression Model

JEL Classification: Q10, Q54, C33

Extended Abstract

I. Introduction

Climate change has led to frequent extreme weather events severely affecting global agricultural production of food crops that require stable environmental conditions. El Niño and La Niña phenomena have substantially altered climate patterns in the Pacific region, which in turn affect Taiwan's weather and may cause fluctuations in rice production. Because rice is a staple crop vital to Taiwan's food security, changes in its yield are closely related to Taiwan's agricultural stability. Therefore, the effects of climate change and El Niño and La Niña phenomena on rice yield must be investigated to help formulate proactive agricultural policies.

II. Methodology

This study employed the panel smooth transition regression (PSTR) model to analyze the effects of climate change and El Niño phenomena on Taiwan's rice yield per unit area. The PSTR model captures nonlinear effects under different climate conditions and can identify the effects of shifts in production parameters on yield due to changes in indicators of El Niño phenomena across weather systems on the basis of specified transition variables. The data analyzed in this study covered two cropping seasons each year in 14 rice-growing counties and cities in Taiwan from 1996 to 2022. Meteorological variables, specifically average temperature, rainfall, relative humidity, and sunshine duration, in addition to labor, capital, and technological advances, were incorporated to evaluate their influence on rice yield per unit area. Additionally, the effects of El Niño phenomena such as the Oceanic Niño Index (ONI), Niño 3.4 sea surface temperature (Niño34), and the Southern Oscillation Index (SOI), were analyzed as transition variables. The study model is outlined as follows:

$$\begin{aligned}
\ln y_{ipt} = & \alpha_{ip} + \beta_0 Tem_{ipt} + \beta_1 Rai_{ipt} + \beta_2 Hum_{ipt} + \beta_3 Sun_{ipt} + \beta_4 \ln Lab_{pt} + \beta_5 \ln Cap_{pt} \\
& + \beta_6 Tech_t + (\beta_{01} Tem_{ipt} + \beta_{11} Rai_{ipt} + \beta_{21} Hum_{ipt} + \beta_{31} Sun_{ipt} + \beta_{41} \ln Lab_{pt} \\
& + \beta_{51} \ln Cap_{pt} + \beta_{61} Tech_t) * G_1(q_{ipt}; \gamma; c) + \varepsilon_{ipt}
\end{aligned} \tag{1}$$

Where i represents the i th rice-growing counties and cities in Taiwan, $i = 1, \dots, 14$; p represents the p th rice cropping seasons ($p = 1, 2$); and t represents the years from 1996 to 2022 ($t = 1, \dots, 27$). The dependent variable $\ln y_{ipt}$ represents the logarithm of rice yield per unit area. Regarding meteorological variables, the model includes average temperature (Tem_{ipt}), rainfall (Rai_{ipt}), relative humidity (Hum_{ipt}), and sunshine duration (Sun_{ipt}). Additionally, $\ln Lab_{pt}$, $\ln Cap_{pt}$, and $Tech_t$ represent the logarithms of labor input, capital input, and technological development for rice production, respectively. The transition variable q_{ipt} is represented by the ONI (ONI_{ipt}), Niño34 ($Nino34_{ipt}$), and the SOI (SOI_{ipt}). The transition variable q_{ipt} varies across individuals and time, enabling the regression parameters to change with the El Niño indicators across regions and periods. This flexibility enables the model to capture the nonlinear relationship between rice production, measured in yield per hectare, and the production function across regions and periods under varying El Niño conditions.

III. Findings

The results of this study revealed that an increase in average temperature had substantial negative effects on rice yield per hectare during the study period, whereas an increase in sunshine duration had substantial positive effects. However, the magnitude of the influence of average temperature and sunshine duration on rice yield per hectare varied with the occurrence of El Niño or La Niña phenomena.

When the ONI was used as the transition variable, the nonlinear effects of average temperature and sunshine duration on rice yield per hectare were significant. In the high-ONI regime of the PSTR model, the negative effects of average temperature on rice yield per unit area were 1.51% weaker than those in a low-ONI system, and the positive effect of sunshine duration was 0.04% weaker. Additionally, when transitioning from the low-ONI regime to the high-ONI system, rice yield increased by 1.47%.

When Niño34 was used as the transition variable, the negative effects of average temperature on rice yield per hectare were 1.76% weaker in a high-Niño34 system than in the low-Niño34 regime, and the positive effect of sunshine duration was reduced by 0.05%. When Niño34 shifted from a low to the high regime, rice yield per hectare increased by 1.71%.

When SOI was used as the transition variable, the PSTR model identified three regimes: low, medium, and high SOI. In both the high- and low-SOI regimes, the negative effect of average temperature on yield was 1.41% greater than that in the medium-SOI regime, and the positive effect of sunshine duration increased by 0.05%. Transitioning from the medium-SOI regime to the high- or low-SOI regime resulted in a reduced rice yield per hectare of 1.36%.

IV. Conclusion

This study applied the PSTR model to analyze the effect of average temperature, sunshine duration, rainfall, and relative humidity on rice yield per unit area in Taiwan under El Niño and La Niña phenomena from 1996 to 2022. The results reveal that the effects of average temperature and sunshine duration on yield exhibited significant nonlinear relationship that varied with the phases of El Niño phenomena. This study provides quantitative evidence of the relationship between climate change and rice yield. Our findings offer valuable insights for agricultural production and policy planning.

The findings of this study can serve as a basis for agricultural risk management and policy formulation. This study recommends that the government may optimize water resource allocation, adjust planting areas, and enhance agricultural techniques on the basis of El Niño forecasts to mitigate the effects of extreme climate events on rice production in Taiwan. The findings indicate that the transition from La Niña to a weak El Niño or from a weak El Niño to a strong El Niño phenomenon exerts different effects on rice yield. Therefore, the Taiwanese government can utilize El Niño forecast data to adjust rice stockpiles and trade policies, stabilizing market supply, demand, and prices to ensure food security. Finally, the effects of climate change on rice yield can be used to reform insurance risk assessments, insurance premiums, and indemnity policies.

Although this study identified the nonlinear effects of climate change and El Niño phenomena on rice yield, the effects of technological advances on rice yield require further analysis. Future research should incorporate regional sea surface temperature variations and atmospheric circulation indicators and extend the analysis to other staple crops to provide a comprehensive assessment of the long-term effects of climate change on agriculture in Taiwan.