

氣候實體風險的情境分析—以 GaR 為基礎

蔡釗旻*

摘 要

本文以 Adrian et al. (2019) 與 Prasad et al. (2019) 提出的經濟成長風險值 (Growth-at-Risk, GaR) 為基礎，採用固定效果追蹤資料的分量迴歸模型 (Machado and Santos Silva, 2019)，探討氣候實體風險對未來 3 季至 12 季經濟成長分配的影響。本文建構包含臺灣在內之 43 個主要經濟體，2000 年第 1 季至 2025 年第 1 季的追蹤資料，並以地表平均氣溫之月變動值計算的溫差平均值、偏態與峰態，分別衡量氣候變動、方向性風險與尾端風險。

實證結果顯示，第一，溫差平均值對短期經濟成長影響有限，惟於較長的預測區間，氣溫持續攀升會加劇低分量經濟成長的下行風險；第二，溫差偏態對各分量下的經濟成長率多呈顯著的負向效果，顯示氣候變遷的方向性風險會削弱經濟成長動能；第三，溫差峰態則主要影響經濟成長動能疲弱期間之下行風險；第四，情境分析進一步指出，氣候實體風險對經濟成長的影響具有累積性，且低分量經濟成長率對溫差平均值衝擊更為敏感；此外，無論異常高溫或異常低溫方向之風險提高，均會使未來 9 季與 12 季經濟成長率逐步惡化，且其負向效果在高分量下更為明顯，反映該風險存在累積性與不對稱性。本文結果顯示，僅分析平均經濟成長效果可能低估氣候實體風險，政策評估宜納入經濟成長分配、氣候衝擊的持續性效果與尾端風險。

關鍵詞：氣候實體風險、溫差平均值、溫差偏態、溫差峰態、情境分析、金融情勢、總體金融脆弱性、外部不確定性
JEL分類代號：C33, O40, Q54

* 通訊作者：蔡釗旻，中央銀行經濟研究處二等專員，100243 臺北市中正區羅斯福路一段 2 號，電話：02-23571727，E-mail: stanley76412@mail.cbc.gov.tw。作者感謝編輯委員與匿名審查人的寶貴意見。本文觀點為作者個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏，概由作者負責。

投稿日期：115 年 4 月 14 日；修訂日期：115 年 6 月 15 日；

接受日期：115 年 6 月 29 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 62:2 (2026), 255-307。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

近年來，氣候風險已被視為全球經濟與社會體系面臨的系統性風險之一 (Cevik and Jalles, 2023)。隨全球暖化持續，氣候導致的實體風險 (physical risks)，以下簡稱氣候實體風險，可能透過勞動生產力、投資、基礎設施、農業產出等管道影響各國經濟發展，因此，如何量化氣候實體風險對經濟與金融體系之潛在衝擊，已成為政策制定者與監理機關不容忽視的關鍵課題。

傳統計量經濟模型多著重於氣候對平均經濟成長率的影響 (Dell et al., 2012; Burke et al., 2015; Kalkuhl and Wenz, 2020; Newell et al., 2021)，惟氣候衝擊可能具有非線性與不對稱性，僅分析平均效果恐低估經濟成長之上、下行風險。

再者，近年研究指出，氣溫持續上升與降水模式改變，會損害勞動生產力，進而造成總體經濟波動 (Dell et al., 2012; Acevedo et al., 2020; Chamma, 2025)，此等風險並非遠在未來，而是當前正在發生且逐漸累積。Kiley (2024) 亦指出，氣候對經濟成長左尾風險的邊際影響遠高於對平均成長的衝擊，顯示有必要從經濟成長尾端風險的角度來評估氣候風險。

有鑑於此，以 Adrian et al. (2019) 與 Prasad et al. (2019) 提出的經濟成長風險值 (Growth-at-Risk, GaR) 為基礎的風險導向架構，已逐漸被應用於評估氣候衝擊對經濟成長及其上、下行風險之影響 (Kiley, 2024; Zeb et al., 2025; Giraldo et al., 2025)，該法能夠提供更貼近現實的分析架構，有助於捕捉氣候實體風險對總體經濟穩定之潛在尾端衝擊，進而強化氣候風險管理。

GaR 的核心概念在於採用分量迴歸 (quantile regression) 來評估特定風險因子造成經濟活動 (本文指的是經濟成長) 之機率分配的

變動。透過該法，可將氣候變數（如氣溫）納入模型中，¹ 藉以捕捉氣候衝擊與經濟活動的尾端風險間之動態關係，並分析氣候衝擊提高經濟衰退的可能性。此舉對理解氣候如何加劇總體經濟風險，對評估政策有效性與強化總體審慎架構具有應用價值，若氣候變遷加重經濟活動的尾端風險，則政策制定者宜重新審視當前政策工具是否足以涵蓋潛在的氣候實體風險。²

值得注意的是，考慮到氣候風險具高度的不確定性，且歷史資料無法有效預測未來的長期風險，加以 Hsiang (2016) 指出認定氣候的衝擊建立於較強的假設上（如邊際處理的可比較性、各國間異質性的穩定等），因此，氣候的長期影響是否能被正確地評估，仍存在不少的爭議與挑戰，復以隨日漸頻繁且嚴重的異常氣候事件發生，短、中期風險管理的重要性逐漸提高，有鑑於此，本文著重關注其對未來 3 季至 12 季經濟成長的影響。

考慮到各國文化背景與經濟情勢存在異質性，本文參考 Kiley (2024)、Giraldo et al. (2025)，且以 Adrian et al. (2019) 提出的 GaR 為基礎，建構 43 個主要經濟體（包含 34 個經濟合作暨發展組織 (Organisation for Economic Cooperation and Development, OECD) 成員國、³ 臺灣、新加坡、中國大陸、馬來西亞、泰國、菲律賓、印

¹ 本文曾試圖將降水量資料納入模型，惟部分國家的降水量資料難以取得，加以部分文獻 (Dell et al., 2012; Kahn et al., 2021; Kiley, 2024) 指出，降水量變動對經濟成長率影響不顯著，因此，排除降水量。

² 由央行或有關當局負責金融面的壓力測試與緩衝監測，由國發會或能源署或衛福部等強化實體基礎建設與健康防護，並由行政院層級推動跨期整合的治理架構，同時落實跨國資訊共享與合作。

³ 歐洲：奧地利、德國、法國、英國、盧森堡、瑞典、瑞士、比利時、希臘、荷蘭、冰島、挪威、丹麥、愛爾蘭、葡萄牙、義大利、西班牙、匈牙利、愛沙尼亞、芬蘭、波蘭、斯洛伐克、斯洛維尼亞、捷克。

亞洲：澳洲、紐西蘭、日本、南韓、土耳其、以色列。雖澳洲與紐西蘭應屬大洋洲，惟其屬亞太地區的國家，加以考慮到樣本國家含土耳其與以色列，故仍將稱之為亞洲。

美洲：美國、加拿大、墨西哥、智利。

考慮到氣候變遷衝擊具全球性，本文選取的樣本橫跨歐洲、美洲與亞洲，以反映不同氣候帶與經濟體特徵的差異，避免僅著重單一區域。

度、印尼、巴西)的氣溫及其偏態、峰態的追蹤資料,藉以評估氣候實體風險如何影響未來 3 季至 12 季的經濟成長率,並著重於情境分析,揭露在不同氣候軌跡下的經濟成長率之變動情形。

必須強調的是,該情境分析並非預測未來,而是探索未來可能發生的路徑,以提供對氣候實體風險的認知以及政策設計的實證依據,有助於在面對氣候不確定性下採行因應措施,以評估曝險情況與經營策略的調整。

此一分析視角有助於突破傳統平均值導向之風險評估限制,並深化對氣候實體風險對經濟下行壓力之理解,尤其在全球氣候治理走向不確定與政策時程日益緊迫的背景下,更凸顯其重要性。需要重申的是,本文在氣候與經濟活動上的研究本質屬於「簡化」形式,因僅著重未來 3 季至 12 季的動態情形。

本文其餘章節內容依序為:第 2 節針對相關文獻做回顧;第 3 節為研究方法與變數說明及情境分析設計;第 4 節為敘述統計與實證結果;第 5 節為結論與政策意涵。

2. 文獻回顧

2.1 氣候因素對經濟成長之平均影響

量化氣候因素對經濟情況影響的文獻相對較新,且大多著重於氣溫、降水量或其他天氣因素對平均經濟成長率的影響,如 Dell et al. (2012) 以固定效果追蹤資料迴歸模型分析 1950 年至 2003 年氣溫對經濟成長率的影響。結果指出,氣溫升高會明顯損害低所得國家的經濟成長率,惟對高所得國家而言,則無顯著的效果。

Cashin et al. (2017) 採用全球化向量自我迴歸模型(global vector autoregressive, GVAR) 來估計氣候對經濟成長率、通膨率與商品價格的影響。結果發現,不同國家對氣候衝擊的反應存在高度的異質性,且多數的衝擊偏向短期效果。

Kahn et al. (2021) 採用隨機成長模型，並擷取 1960 年至 2014 年 174 個國家資料來驗證經濟與氣候間之關係。結果發現，氣溫每年上升 0.01°C 將使人均 GDP 成長年減約 0.05%。反事實模擬分析指出，若全球平均氣溫每年上升 0.04°C ，至 2100 年人均 GDP 將下降 7.22%，惟若遵照《巴黎協定》，則損失可降至 1.07%。

Kalkuhl and Wenz (2020) 蒐集 1900 年至 2014 年 77 個國家，逾 1,500 個次級地區（如省、州等）之區域國內生產毛額（gross regional product, GRP）與氣候資料（年均溫與降水量），並採用追蹤資料迴歸模型估計短期與長期氣候對經濟之影響。結果發現，氣溫對 GRP 具顯著的負向效果，且隨年均溫上升而擴大。此外，該文並未發現氣溫對長期經濟成長率具顯著的影響，而降水量的影響則較不穩定且不具一致性。

Acevedo et al. (2020) 擷取 1950 年至 2015 年逾 180 個國家的資料，並採用 Jordà (2005) 的局部投影法 (local projection method) 估計氣溫與降水量對經濟成長及其組成項目（投資、生產力、勞動供給）的衝擊反應函數。實證結果指出，氣溫與經濟成長間為倒U型關係。對高溫國家而言，氣溫上升 1°C 會造成短期的經濟成長下降 1 至 1.2 個百分點，7 年後的累積損失約 2%，投資則下降約 10%。

Newell et al. (2021) 探討氣溫對各國經濟成長率的影響，擷取 1960 年至 2010 年 166 個國家的資料，透過 800 種不同的模型設定（如線性、二次式、多項式，並控制不同的固定效果、氣溫落後項等）進行估計，並比較模型的樣本外預測能力。結果指出，不同的模型預測 2100 年經濟成長率的結果差異相當大，顯示氣候經濟模型之估計結果取決於模型設定。

為分析極端高溫事件（如熱浪）對經濟成長的即時與持續影響，Kotz et al. (2024) 採用追蹤資料迴歸模型，同時控制季節性與國家固定效果，並擷取 1979 年至 2019 年全球 155 個國家的 GDP 月資

料與 ERA5 (ECMWF reanalysis v5) 高解析度氣候資料，⁴ 以及結合產業別資料。實證結果指出，熱浪發生在當期會對經濟成長產生明顯的損失，平均約 -0.6% ，以低所得的熱帶國家損失最大，且其影響會持續約 3 年至 5 年。

鄭漢亮（2025）以極端氣候指數、通膨、利率、製造業生產指數與貸款年增率建構 VAR 模型，討論極端氣候對總體經濟的影響。結果發現，極端氣候對臺灣通膨與產出的影響，因復耕需要時間及生產力持續低緩等因素，具遞延性，惟影響時間較短。再者，局部投射模型的分析結果指出，極端氣候衝擊在短期上會使產出明顯下降。

Chamma (2025) 擷取 1970 年至 2019 年 43 個撒哈拉以南的非洲國家資料，分別以固定效果追蹤資料迴歸模型、似不相關的迴歸 (seemingly unrelated regression, SUR) 模型，來分析氣候因素（年平均氣溫、年降水量等）對總體、部門別（農業、工業、製造業、服務業）經濟成長之影響。

實證結果指出，氣溫上升會明顯降低人均 GDP 成長，而降水量增加在一定程度上有助於經濟成長；惟降水量變異過大時，可能透過洪水或乾旱等災害降低產出。另外，部門別的結果指出，農業部門對氣候變遷最為敏感，氣溫上升顯著降低農業人均產出。該文認為，氣候衝擊可能先影響農業部門，再透過產業關聯拖累整體經濟成長。

上述文獻主要著重於氣候對平均經濟成長率或經濟成長水準的影響，而非風險分配。考慮到氣候的尾端風險與情境分析間之關係更為密切，因典型的情境分析會考慮不利的結果，此似乎意味著關注氣候的尾端效果可能更有價值 (Kiley, 2024)。

⁴ ERA5 係指 ECMWF 第 5 代全球氣候大氣再分析資料。

2.2 氣候因素對經濟成長分配之影響與 GaR 之分析

Hallegatte et al. (2007) 認為有關氣候變遷常用的長期經濟成長模型無法捕捉極端氣候的負面效果，並指出若極端事件發生的頻率超過某個門檻，經濟體系會陷入惡性循環，無法彌補損失，顯示面對氣候變遷宜考慮所有可能的整體分配，宜示警機率分配尾端風險的影響，而不宜僅估計平均效果。

近年來，多數文獻逐漸採用 GaR 的架構或追蹤資料分量迴歸模型，評估氣候衝擊對經濟成長分配之影響。Kiley (2024) 分析 1961 年至 2010 年 124 個國家資料，探討氣溫變動對經濟成長風險分配的影響。結果指出，氣溫升高對低分量下之經濟成長的負向衝擊大於平均的影響，隱含氣候變遷會增加經濟衰退機率，由此可知，宜關注氣候對經濟「災難風險」的衝擊，並納入風險管理與氣候政策設計中。

Leventis and Palaios (2024) 則探討 1980 年至 2021 年 35 個國家氣溫與經濟政策不確定性對經濟成長率的非線性影響。結果顯示，氣溫與政策不確定性之交乘項對經濟成長具有顯著的負向效果，尤其係對低所得國家以及經濟成長的下行風險而言。

Zeb et al. (2025) 建構 1990 年至 2023 年 30 個存在氣候高度風險的新興國家與開發中國家之追蹤資料，以估計氣候衝擊（如氣溫、降水量的波動與天然災害發生頻率）如何影響未來經濟成長分配。分量迴歸的結果指出，在較低分量下，氣溫異常、降水量的變異、天然災害頻率均對經濟成長具有顯著的負向效果。

情境分析的結果指出，在分量 0.05 與分量 0.25 下，經濟成長分別由基準情境的 -1.8% 、 1.2% 惡化至 -4.5% 、 -0.6% ，惟在分量 0.75 與分量 0.95 下，對經濟成長的負向衝擊有限，說明氣候衝擊存在明顯的不對稱性，其會加劇經濟體質較為脆弱的國家之下行風險。

Giraldo et al. (2025) 驗證 1970 年至 2022 年氣候不確定性對拉丁美洲、加勒比海國家經濟成長率分配的影響。該文以各國每日氣溫的 2 至 4 階動差（分別為波動度、偏態、峰態）作為氣候的代理變數。

結果指出，在負成長時期，偏態對經濟成長的尾端風險存在顯著的負向效果。相反地，波動度與峰態對經濟成長率的影響不顯著，由此可知，經濟氣候模型宜納入氣候偏態，亦宜關注氣候不確定性衝擊對不同經濟成長分量的影響。

綜上所述，為估計氣候變數對不同分量經濟成長率之影響，本文參考 Giraldo et al. (2025) 之氣溫高階動差設定，除溫差平均值外，進一步納入溫差偏態與峰態，分別捕捉氣候變動之方向性風險與異常氣候事件所呈現之尾端風險；另外，以 Adrian et al. (2019) 及 Prasad et al. (2019) 之 GaR 架構為基礎，納入金融情勢、總體金融脆弱性、其他外部或不確定性因素。

本文進一步做溫差及其偏態的情境分析，以評估不同的氣候路徑對未來 9 季與 12 季經濟成長率之影響。此舉與 Leventis and Palaios (2024) 著重氣溫、經濟政策不確定性及其交乘項對不同分量下之經濟成長的影響不同，亦與 Giraldo et al. (2025) 僅估計氣溫及其波動度、偏態與峰態對經濟成長分配之影響不同。

3. 研究方法與變數說明及情境分析設計

為解釋資料存在的國家差異與強化研究結果的可靠性，本文採用固定效果的追蹤資料分量迴歸模型 (Koenker, 2004; Machado and Santos Silva, 2019)，主因納入國家別的固定效果能夠控制樣本國家未觀察到的異質性。另外，透過情境分析，觀察氣候相關變數及其不同路徑如何影響不同分量下的經濟成長率，有助於更全面地了解氣候實體風險可能帶來的負向效果。

3.1 固定效果的追蹤資料分量迴歸模型 (Fixed Effect Quantile Regression Model with Panel Data)

Koenker and Bassett (1978) 提出分量迴歸，其優點在於分析時不需要假設母體分配已知，且可以估計在不同的條件分量下，解釋變數對被解釋變數的影響，因此，能夠更完整地瞭解變數間之關係。

有關固定效果的追蹤資料分量迴歸模型，設定如下：

$$y_{i,t+h}^{\tau} = \alpha_i + x'_{i,t} \beta(\tau) + \varepsilon_{i,t}^{\tau}, \quad (1)$$

其中， $y_{i,t+h}^{\tau}$ 為在分量 τ 下，國家 i 之未來 h 期（季）的被解釋變數，即經濟成長率； α_i 係國家 i 不隨時間改變的固定效果（且不因分量不同而不同）； $x_{i,t}$ 國家 i 在 t 期下的解釋變數，即金融情勢、總體金融脆弱性、外部不確定性、溫差及其偏態與峰態；此外，亦納入落後 4 期的經濟成長率作為控制變數。

分量迴歸著重於估計不同分量 ($\tau \in (0, 1)$) 以及不同預測區間（如 $h = 3、6、9、12$ ）的係數，因此， $\beta(\tau)$ 表示在不同分量下，解釋變數 ($x_{i,t}$) 與未來 h 期經濟成長率間之關係； $\varepsilon_{i,t}^{\tau}$ 為殘差項。

在給定解釋變數 ($x_{i,t}$) 下，分量迴歸的分量函數估計值表示為 $Q_{y_{i,t+h}}(\tau | x_{i,t}) = \alpha_i + x'_{i,t} \beta(\tau)$ 。必須注意的是，若樣本涵蓋多個國家，則需要估計多個固定效果 (α_i)，Koenker (2004) 提出懲罰式固定效果的分量迴歸模型，其將固定效果視為參數一併估計，⁵ 並對多個分量 ($\{\tau_q\}_{q=1}^Q$) 求解下列等式：

$$\underset{\sigma_i, \beta(\tau_q)}{\operatorname{argmin}} \sum_{q=1}^Q \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N v_q \rho_{\tau_q}(y_{i,t} - x'_{i,t} \beta(\tau_q) - \alpha_i) + \lambda \sum_{i=1}^N |\alpha_i|, \quad (2)$$

⁵ Koenker (2004) 假設固定效果不隨時間變動且與分量無關，斜率 $\beta(\tau)$ 會隨分量改變。該文建議使用同一組固定效果，並對其加諸懲罰項，以降低變異。

其中， $\rho_{\tau_q}(\xi) = \xi(\tau_q - 1_{\{\xi < 0\}})$ ， $1_{\{\xi < 0\}}$ 為指標函數 (indicator function)，當 $\xi < 0$ 時，指標函數為 1，反之為 0； ν_q 為控制各個分量的權重， $\lambda \geq 0$ 為懲罰參數（為控制個體效果的收縮程度 (shrinkage)）， $\sum_{i=1}^N |\alpha_i|$ 為懲罰項。⁶ 有關分量迴歸估計步驟主要依循 Machado and Santos Silva (2019)。（見附錄 1）

3.2 變數說明

因氣候實體風險的程度及其可能衍生的衝擊具有高度不確定性，以致估計氣候的未來影響並非易事。本文的估計係擷取 2000 年第 1 季至 2025 年第 1 季的氣溫歷史資料來觀察其對經濟成長率的衝擊效果，惟必須注意的是，考慮到歷史資料不適合用於預測長期，因此，本文的預測區間僅限於未來 12 季內。

另外，本文的分析並未涵蓋未來氣候的若干潛在影響，如海平面上升、生物多樣性減少、全球貿易的效果等，雖論述範圍未涵蓋此等挑戰，惟本文的研究結果能夠良好地反映歷史氣候與經濟間之關係，有助於為未來氣候與經濟模型提供見解。

在評估氣候實體風險上，主要參考 Kiley (2024) 與 Giraldo et al. (2025)，以溫差平均值、偏態與峰態衡量氣候實體風險，並依 Adrian et al. (2019) 與 Prasad et al. (2019) 之 GaR 架構，納入金融情勢、總體金融脆弱性與外部不確定性，其中，控制變數採主成分分析法萃取第一主成分作為代理變數。

3.2.1 溫差及其偏態與峰態

多數傳統的文獻著重於平均氣溫對經濟成長率的影響 (Dell et al., 2012; Kalkuhl and Wenz, 2020; Kahn et al., 2021)，惟政策主要關注衰退風險是否會擴大。Kiley (2024) 發現氣溫上升對經濟成長的下

⁶ 順帶一提， λ 控制各個體固定效果 (α_i) 向共同值收縮的程度。多數文獻採用 Lamarche (2010) 以漸進變異極小化為目標函數來選取 λ 。

行風險（如分量 0.1）的負向衝擊遠大於對中位數，此意味著氣候衝擊主要集中在尾端風險。

Giraldo et al. (2025) 指出，氣候衝擊存在高度的不對稱性與厚尾（極端高溫或天災的事件），惟多數實證僅關注於平均數，卻忽略高階動差（偏態或峰態）對經濟景氣的重要性，因此，可能會低估風險。此外，該文並指出，直接用經濟成長率對溫度水準值會有流量與存量變數的爭議，因而採用對數差分。

有鑑於此，參考 Giraldo et al. (2025)，本文使用溫差而非氣溫水準，主要係為捕捉氣溫變動對經濟成長率分配之影響，以避免上述之問題。本文的溫差（月資料）係指地表平均溫度之變動，⁷ 並以算術平均計算，藉以捕捉氣候的變動情況。

本文首先計算月溫差，定義為 $\Delta T_t = T_t - T_{t-1}$ ，其中， T_t 、 T_{t-1} 分別為第 t 、 $t-1$ 月的地表平均溫度，接著，再以算術平均的方式轉換成季資料。

在偏態方面，偏態的變化意味著異常氣候事件發生的方向改變（如異常高溫之方向風險提高，此為右偏），因此，相較於平均值，偏態能夠衡量氣候風險的不對稱性，抑或係氣候變遷的「方向性」風險。舉例而言，若偏態為正數（右偏）意味著，氣候衝擊多為熱浪、乾旱等異常高溫事件。

在峰態方面，峰態反映分配的尾端厚度，主要捕捉異常氣候事件所呈現之尾端風險。以高狹峰為例，表示溫差分配具厚尾特徵，氣候實體風險可能較高，因此，對氣候的風險管理意識必須提高，以緩解氣候實體風險帶來的衝擊。

考慮到各國資料不平衡與侷限性，且資料屬於月頻資料，本文

⁷ 地表平均溫度 (average monthly surface temperature) 係依循美國國家海洋暨大氣總署 (National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA) 的 NOAA global temp 資料。該資料定義的地表溫度包含 2 個部分：「陸地部分」為距離地面約 2 公尺的空氣溫度 (near surface air temperature) 以及「海洋部分」為海的表面溫度 (sea surface temperature, SST)。NOAA 將陸地與海洋的月平均溫度以 $5^\circ \times 5^\circ$ 網格融合，並以面積加權平均方式計算各國、各區域與全球的地表平均溫度。

的溫差偏態與峰態均以 5 年滾動平均做計算，主要係為了進行平滑化，此舉讓溫差的偏態與峰態反映較長時間氣候變動的趨勢性，減少短期波動、突發事件或季節性雜訊的干擾。

根據溫差的月資料計算偏態與峰態。5 年移動平均的偏態與峰態分別定義如下：

$$S_t(\text{偏態}) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=t-n+1}^t (\Delta T_i - \overline{\Delta T_t})^3}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=t-n+1}^t (\Delta T_i - \overline{\Delta T_t})^2 \right]^{\frac{3}{2}}}, \quad (3)$$

$$K_t(\text{偏態}) = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=t-n+1}^t (\Delta T_i - \overline{\Delta T_t})^4}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=t-n+1}^t (\Delta T_i - \overline{\Delta T_t})^2 \right]^2}, \quad \text{其中 } n = 60, \quad (4)$$

雖大氣科學常以 30 年期間定義氣候，惟此舉主要用於衡量長期的氣溫標準，與本文關注短期（未來 3 季至 12 季）經濟成長風險之研究目的不同。再者，本文樣本期間為 2000 年第 1 季至 2025 年第 1 季，若採 30 年滾動區間，將無法形成足夠有效樣本；若另行向前蒐集各國 30 年月資料，亦將面臨跨國資料可取得性的問題，因此，本文以 5 年滾動區間作為主要設定。為確保結果具強韌性，本文另以 3 年、4 年滾動區間進行強韌性檢定。（見附錄 3 與附錄 4）

接著，由於經濟成長的因素眾多，Prasad et al. (2019) 估計 GaR 的第一個步驟便係整合總體金融變數，以降低維度，並主要分成 3 組變數，即金融情勢、總體金融脆弱性、其他外部因素。

3.2.2 金融情勢

Arregui et al. (2018) 指出，金融情勢宜涵蓋股票、房地產、債券、銀行間拆款市場，以捕捉貨幣政策與總體審慎措施可能的傳遞管道，惟考慮到不同國家或區域的金融情勢可能有所差異，加以資

料存在侷限性，本文僅以長短期利差、實質有效匯率指數、股價指數、房價指數萃取第一個主成分作為金融情勢的代理變數。⁸

3.2.3 總體金融脆弱性

總體金融脆弱性旨在反映總體金融失衡與不同部門的資產負債表中潛在之弱點。Prasad et al. (2019) 指出，貸款總額與房市均可能導致總體金融失衡，如房價泡沫推升的建築熱潮；而潛藏在企業、家計部門、政府與金融部門的資產負債表中之弱點亦可能累積系統性風險，宜審視槓桿、流動性、償債能力與債務規模等問題。

本文僅以貸款總額、貸款總額占名目 GDP 比率萃取第一個主成分作為總體金融脆弱性的代理變數，⁹ 主因：(1) 信用擴張係銀行資產負債表惡化與金融加速器的核心傳遞機制，能夠捕捉跨部門的共同失衡；(2) 部分文獻 (Schularick and Taylor, 2012; Prasad et al., 2019) 指出，貸款量（或其占 GDP 之比重與趨勢缺口）對金融危機具前瞻效果；(3) 貸款資料頻率高，具有跨國可比較性，且資料缺漏少，適合即時監測與政策溝通。

3.2.4 外部不確定性

Prasad et al. (2019) 指出，其他可能影響未來國內經濟成長的因素，如不確定性因素（如 VIX 恐慌指數、經濟政策不確定性指數等）、國際商品價格（如油價等），此類因素可能反映在特定國家的風險評估矩陣 (risk assessment matrices, RAM)。考慮到氣候的不確定性與其他外部因素的重要性，本文選取 VIX 恐慌指數、經濟政策不確定性指數、國際油價萃取第一個主成分作為外部不確定性的代理變數。¹⁰

⁸ 由於資料頻率不同，本文先將資料轉換成季資料後，再採用主成分分析萃取第一個主成分。

⁹ 見註解 8。

¹⁰ 見註解 8。

3.3 情境分析設計

本文旨在捕捉氣候實體風險對經濟成長的影響，並藉由情境分析揭露在不同氣候軌跡下的經濟脆弱性。如前所述，此一情境分析並非預測未來，而是探索未來可能發生的路徑，以提供對氣候實體風險認知、政策設計的實證依據，有助於在面對氣候不確定性下，評估曝險情況與因應措施的調整。

在情境分析中，本文採用 2 種方法：「固定係數法」與「動態模擬法」，二者各有理論基礎與應用特性。前者係指在模型估計時，假設係數在樣本期間內維持不變。通常利用歷史資料一次性估計出模型的係數，並將其用於未來的情境模擬。當經濟結構長期穩定時，固定係數法能提供相對可靠的預測。

而後者係指額外納入預測資料，模型持續更新係數，每次重新估計使用的資料，藉以逐期擴充來進行動態調整。此舉能夠反映隨時間變動的經濟結構，捕捉短期變化，在高度不確定性的環境下，能夠勾勒出變數的動態情形。

整體而言，固定係數法適用於長期結構穩定、樣本資料有限；動態模擬法則適用於環境快速變化，惟為確保實證結果之強韌性，本文同時使用此二法，並對結果做比較。

3.3.1 溫差平均值的情境設計

本文的情境分析並非預測未來，而是用於比較不同增溫假設下，氣候實體風險對經濟成長分配之影響，因此，以基準增溫、溫和增溫、嚴峻增溫來建立簡化的情境，主因本文的主要目的在於評估不同溫差路徑對未來 3 季至 12 季經濟成長分配之影響，而非預測實際的氣候路徑，因此，採每季固定增幅方式設定未來溫差平均值之變化。

為避免情境設定過度依賴單一的增溫假設，本文設計基準、溫

和與嚴峻 3 種增幅，以比較經濟成長分配對不同增溫幅度之敏感性。具體而言，本文以年增溫幅度 0.0400°C 作為溫和增溫情境，並分別設定該情境約 $2/3$ 與 $4/3$ 的幅度，即 0.0267°C 與 0.0533°C ，作為基準增溫情境與嚴峻增溫情境；接著，將上述年增溫幅度除以 4，換算為每季固定增幅。因此：

(1) 「基準增溫情境 (base)」：假設在未來每 1 季下的溫差平均值之增幅設定約 0.0067°C ，則未來 9 季、未來 12 季溫差平均值分別會增加 0.06°C 、 0.08°C 。

(2) 「溫和增溫情境 (moderate)」：假設在未來每 1 季下的溫差平均值之增幅設定為 0.01°C ，未來 9 季、未來 12 季溫差平均值分別會增加 0.09°C 、 0.12°C 。

(3) 「嚴峻增溫情境 (severe)」：假設在未來每 1 季下的溫差平均值之增幅設定約 0.0133°C ，未來 9 季、未來 12 季溫差平均值分別會增加 0.12°C 、 0.16°C 。

此一設定可清楚比較不同增溫幅度下之經濟成長風險變化，惟無法完整反映正式氣候模型中氣溫路徑的非線性、跨國異質性，此為本文情境分析之限制。

在固定係數法下，使用 2000 年第 1 季至 2025 年第 1 季的資料估計分量迴歸模型，以取得各條件分量下的估計係數，並假設該係數在預測區間（2025 年第 2 季至 2028 年第 1 季）維持不變。

在預測階段，自 2025 年第 2 季起，逐季調整 $\Delta T_{i,t+h}$ 的路徑，其根據不同情境（「基準增溫情境」、「溫和增溫情境」、「嚴峻增溫情境」）分別逐季增加 0.0067°C 或 0.01°C 或 0.0133°C ，其餘解釋變數均固定使用 2025 年第 1 季資料作為預測值，代入 (5) 式後，即可得出各季經濟成長率在不同氣候情境下的條件預測值。

$$\hat{y}_{i,t+h}^{\tau} = \hat{\alpha}_i^{\tau} + \Delta T_{i,t+h}^{\text{scenario}} \hat{\beta}_{\Delta T}^{\tau} + x'_{i,t+h} \hat{\gamma}^{\tau}, \quad (5)$$

其中， τ 係條件分量， $\hat{y}_{i,t+h}^{\tau}$ 為國家 iy 在條件分量且 $t+h$ 期下的經濟

成長率條件預測值， $\Delta T_{i,t+h}^{scenario}$ 為預測期間的溫差平均值， $\{x_{i,t+h}\}$ 為其他解釋變數。

在動態模擬法下，以 2000 年第 1 季至 2025 年第 1 季的資料估計分量迴歸模型，取得不同分量下的估計係數，如下所示：

$$\hat{Q}_{y_{i,t}}(\tau | \Delta T_{i,t}, x_{i,t}) = \hat{\alpha}_i^\tau + \Delta T_{i,t}' \hat{\beta}_{\Delta T}^\tau + x_{i,t}' \hat{\gamma}^\tau, \quad (6)$$

接著，自 2025 年第 2 季起，逐季調整 $\Delta T_{i_0+h}^{scenario}$ 的路徑， $h = 1, \dots, 12$ ，其餘解釋變數均使用 2025 年第 1 季資料作為預測值，並重新估計分量迴歸模型取得新的估計係數後，可得下 1 季經濟成長率的條件預測值 ($\hat{y}_{i,t+h}^\tau$)，每季擴充 1 季資料並重新估計，以此類推。等式表示如下：

$$\hat{y}_{i,t+h}^\tau = \hat{\alpha}_i^\tau + \Delta T_{i,t+h}' \hat{\beta}_{\Delta T}^\tau + x_{i,t+h}' \hat{\gamma}^\tau, \quad (7)$$

以 2025 年第 2 季與「基準增溫情境」為例， $\Delta T_{i+1} = 0.0067^\circ\text{C}$ ，其餘變數 ($x_{i+1} = x_i$) 代入 2025 年第 1 季資料，惟落後 4 期的被解釋變數則代入 2024 年第 2 季資料，重新估計 2000 年第 1 季至 2025 年第 2 季分量迴歸模型，並取得 2025 年第 2 季的經濟成長率條件預測值 ($\hat{y}_{i+1}^\tau$)。

接著，在 2025 年第 3 季下， $\Delta T_{i+2} = 0.0134^\circ\text{C}$ ，其餘變數 ($x_{i+2} = x_i$) 代入 2025 年第 1 季資料，惟落後 4 期的被解釋變數則代入 2024 年第 3 季資料，重新估計 2000 年第 1 季至 2025 年第 3 季分量迴歸模型，並取得 2025 年第 3 季的經濟成長率條件預測值 ($\hat{y}_{i+2}^\tau$)，以此遞迴至 2028 年第 1 季為止。

3.3.2 溫差偏態的情境設計

文獻上鮮少針對溫差偏態做情境分析，惟因本文發現溫差偏態係影響經濟成長率的重要因素，在高、低分量下均存在顯著的負向

效果，反映著氣候變遷的方向性風險對經濟成長的尾端衝擊，因此，首度嘗試對溫差偏態做情境設計。

然而，因目前公開的氣候情境大多提供氣溫水準或氣溫距平 (temperature anomaly) 路徑，少有直接提供可對應本文溫差偏態之未來高階動差的路徑，因此，本文溫差偏態情境係屬於簡化的反事實設定，尚無法直接對應至代表濃度路徑 (representative concentration pathways, RCP)、共享社會經濟路徑 (shared socioeconomic pathways, SSP) 或綠色金融體系網絡 (network for greening the financial system, NGFS)，此為本文的一大限制。

承前述，溫差平均值的未來路徑設定為「每季等於上年同季增加 0.0067°C 」，作為溫差偏態情境設計的共同基礎。另外，為避免溫差偏態與溫差平均值、溫差峰態存在高度相關性而產生共線性，宜先對溫差偏態做正交化 (orthogonal)，¹¹ 為衡量方向性風險，本文定義愈遠離 0 表示愈偏斜。

假設各國溫差偏態值固定在最後 1 期的水準。在此基礎上，設計 3 種情境：(1) 基準情境：未來溫差偏態維持最後 1 期不變；(2) 右偏風險情境（異常高溫之方向風險提高）：採逐季偏離 0 的位移機制，未來第 1 季增加 0.01 個標準差，之後偏態逐季增加 0.01 個標準差，未來 12 季累積增加 0.12 個標準差；(3) 左偏風險情境（異常低溫之方向風險提高）：採逐季偏離 0 的位移機制，未來第 1 季減少 0.01 個標準差，之後偏態逐季減少 0.01 個標準差，未來 12 季累積減少 0.12 個標準差。換言之，偏態數值逐季遠離 0，偏態絕對值愈大，表示溫差分配之不對稱性愈大或者方向性風險愈高。

該情境設計的意涵在於，無論右偏或左偏，此一氣候變遷的方向性風險均會加劇經濟成長分配的尾端風險。在估計方法上，與溫

¹¹ 根據 Frisch-Waugh-Lovell (FWL) 定理 (Frisch and Waugh, 1933; Lovell, 1963)，先將溫差偏態（被解釋變數）對溫差平均值、溫差峰態（解釋變數）配適 OLS 迴歸模型，並擷取殘差作為溫差偏態之淨變動的代理變數。當解釋變數間存在高度相關時，文獻亦常採用此一正交化的作法。(Mumford et al., 2015)。

差平均值的處理方式一致，均採用固定係數法與動態模擬法進行估計，以確保結果之強韌性。該設計能夠有效地呈現氣候實體風險對經濟成長尾端風險之影響如何隨時間經過而累積，為未來的後續研究與氣候壓力測試提供可操作的實證基礎。

在固定係數法下，使用 2000 年第 1 季至 2025 年第 1 季的資料估計分量迴歸模型，以取得各條件分量下的估計係數，並假設該係數在預測區間（2025 年第 2 季至 2028 年第 1 季）維持不變。

在預測階段，自 2025 年第 2 季起，逐季調整 $\Delta T_{i,t+h}$ ；惟為避免共線性問題，必須先將溫差偏態對溫差平均值與溫差峰態做正交化，並設定 3 條偏態路徑（見上述），落後 4 期的被解釋變數使用 2024 年第 2 季資料，其餘解釋變數均固定使用 2025 年第 1 季資料作為預測值，代入 (8) 式後，即可得出各季經濟成長率在不同氣候情境下的條件預測值。

$$\hat{y}_{i,t+h}^{\tau} = \hat{\alpha}_i^{\tau} + \Delta T_{i,t+h}^{base} \hat{\beta}_{\Delta T}^{\tau} + S_{i,t+h}^{scenario} \hat{\beta}_S^{\tau} + x'_{i,t+h} \hat{\gamma}^{\tau}, \quad (8)$$

其中， τ 係條件分量， $\hat{y}_{i,t+h}^{\tau}$ 為國家 i 在條件分量且 $t+h$ 期下的經濟成長率條件預測值， $\Delta T_{i,t+h}^{base}$ 為預測期間的溫差平均值，逐季增加 0.0067°C 作為基礎， $\{x_{i,t+h} = x_{i,t}\}$ 為其他解釋變數（惟落後 4 期的被解釋變數使用 2024 年第 2 季資料）。

$S_{i,t+h}^{scenario}$ 係不同情境下的溫差偏態：(1) 在基準情境下， $S_{i,t+h}^{scenario}$ 表示為 $S_{i,t+h}^{base} = S_{i,t}^{\perp(\text{正交化})}$ ；(2) 在右偏風險情境下， $S_{i,t+h}^{scenario}$ 表示為 $S_{i,t+h}^{high} = S_{i,t}^{\perp(\text{正交化})} + 0.01 \cdot h \cdot \sigma_s$ ；(3) 在左偏風險情境下， $S_{i,t+h}^{scenario}$ 表示為 $S_{i,t+h}^{low} = S_{i,t}^{\perp(\text{正交化})} - 0.01 \cdot h \cdot \sigma_s$ ，其中， $h = 1, \dots, 12$ ， σ_s 為 2000 年第 1 季至 2025 年第 1 季的溫差偏態標準差。

在動態模擬法下，以 2000 年第 1 季至 2025 年第 1 季的資料估計分量迴歸模型，取得不同分量下的估計係數，如下所示：

$$\hat{Q}_{y_{i,t}}(\tau | \Delta T_{i,t}, S_{i,t}, x_{i,t}) = \hat{\alpha}_i^\tau + \Delta T_{i,t}' \hat{\beta}_{\Delta T}^\tau + S_{i,t}' \hat{\beta}_S^\tau + x_{i,t}' \hat{\gamma}^\tau, \quad (9)$$

接著，自 2025 年第 2 季起，溫差平均值、溫差偏態與其他解釋變數的設定如上述，重新估計分量迴歸模型取得新的估計係數後，可得下 1 季經濟成長率的條件預測值 ($\hat{y}_{i,t+h}^\tau$)，每季擴充 1 季資料並重新估計，以此類推。等式表示如下：

$$\hat{y}_{i,t+h}^\tau = \hat{\alpha}_i^\tau + \Delta T_{i,t+h}^{t,base} \hat{\beta}_{\Delta T}^\tau + S_{i,t+h}^{t,scenario} \hat{\beta}_S^\tau + x_{i,t+h}' \hat{\gamma}^\tau, \quad (10)$$

4. 敘述統計與實證結果

4.1 敘述統計

樣本期間為 2000 年第 1 季至 2025 年第 1 季。變數說明彙總於表 1。為確保定態，採用 Im–Pesaran–Shin 與 Fisher–ADF 單根檢定。檢定結果指出，所有變數均為定態。（見附錄表 1）

表 2 指出，在樣本期間內，樣本國家的經濟成長率平均約 3.04%，最小值為 -27.91%，最大值達 52.95%；由於樣本國家涵蓋歐洲、美洲與亞洲國家，因此，溫差平均值為 0.06°C，最小值為 -5.34°C，最大值為 28.19°C。在溫差的偏態與峰態方面，平均而言，偏態約為 -0.05，最小值與最大值分別為 -1.02、1.25；峰態約為 -1.12，最小值與最大值分別為 -1.53、2.86。

圖 1 描繪樣本國家的平均氣溫走勢。整體而言，平均氣溫具有明顯的季節性循環，約在每年第 3 季達到高點、年初或年底降至低點，反映跨國平均氣溫仍受到季節變化的影響。樣本期間內，氣溫約於 7°C 至 20°C 間波動，並未呈劇烈地跳升，惟高點似有緩步上升的趨勢，顯示長期可能存在增溫的現象。

表 1 模型變數與資料來源

定義		計算方法	資料 頻率	資料來源
經濟成長率		國內生產毛額年增率 (%)	季	CEIC 資料庫、彭 博社 (Bloomberg)
溫差平均值		地表平均氣溫（月溫差）(°C)	月	Contains modified Copernicus Climate Change Service information (2025) – with major processing by Our World in Data
溫差偏態		地表平均氣溫（月溫差）偏態 5 年滾動平均（值）		
溫差峰態		地表平均氣溫（月溫差）峰態 5 年滾動平均（值）		
金融情勢	利率變動量	長短期利差 (%) ⁵	月	S&P Global Insight
	匯率變動量	實質有效匯率指數 年升貶值幅度 (%)	月	BIS
	股價變動量	股價指數年增率 (%)	日	彭博社 (Bloomberg)
	房價變動量	房價指數年增率 (%)	季	CEIC 資料庫
總體金融 脆弱性	貸款變動量	貸款總額年增率 (%)	月	CEIC 資料庫
	貸款集中度	貸款總額占名目 GDP 比率 年差分 (%)	季	
	VIX 恐慌指 數	波動率指數 (volatility index) 年差分（值）	日	芝加哥選擇權交易 所 (CBOE)
外部 不確定性	經濟政策不 確定性指數	全球經濟政策不確定性指數 （ppp 調整後）年差分（值）	月	Economic Policy Uncertainty Index
	國際油價	布蘭特原油 (Brent Crude) 全 球價格年增率 (%)	季	聖路易聯邦準備銀 行 (Federal Reserve Bank of St. Louis)

說明：1. 中國、印度、印尼的國內生產毛額資料來源係彭博社，其餘樣本國家資料來源均為 CEIC 資料庫。對中國與印尼而言，均以名目 GDP 資料除以 GDP 平減指數計算實質 GDP；惟對中國而言，彭博社提供未季調資料，而對印尼而言，則提供季調後資料。

2. <https://ourworldindata.org/grapher/average-monthly-surface-temperature?tab=table&time=latest&tableFilter=countries>.

3. 日資料與月資料均以算術平均數的方式轉換成季資料後，再計算年增率或年差分使之定態。

4. 若採用年溫差計算偏態與峰態，將損失多筆資料，有鑑於此，本文以月溫差計算。

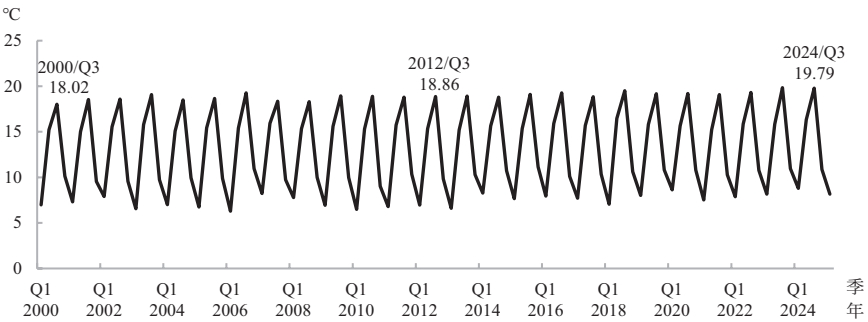
5. 長期利率為 10 年期公債殖利率，短期利率為 3 個月期的國庫券利率或銀行同業拆款利率。

表 2 敘述統計

變數	平均數	標準差	最小值	最大值	樣本數
經濟成長率 (%)	3.04	4.92	-27.91	52.95	4,327
溫差平均值 (°C)	$6.38 \times E-02$	1.45	-5.34	28.19	4,343
溫差偏態 (值)	$-4.57 \times E-02$	0.21	-1.02	1.25	4,320
溫差峰態 (值)	-1.12	0.50	-1.53	2.86	4,320
金融情勢 (值)	$-3.94 \times E-10$	1.18	-5.58	11.50	3,658
總體金融脆弱性 (值)	$-4.84 \times E-10$	1.13	-8.25	10.15	3,855
外部不確定性 (值)	$-2.27 \times E-10$	1.31	-4.17	4.37	4,343

資料來源：CEIC、彭博社、Contains modified Copernicus Climate Change Service information (2025) – with major processing by Our World in Data、芝加哥選擇權交易所、Economic Policy Uncertainty Index、聖路易聯邦準備銀行、作者計算。

說明：金融情勢、總體金融脆弱性及外部不確定性係以主成分分析法萃取相關原始變數的第一主成分，所取得之綜合指標。由於主成分分數為標準化變數的線性組合，其樣本平均數理論上會接近 0，並非人為設定為 0，亦非其相對於長期趨勢之缺口。



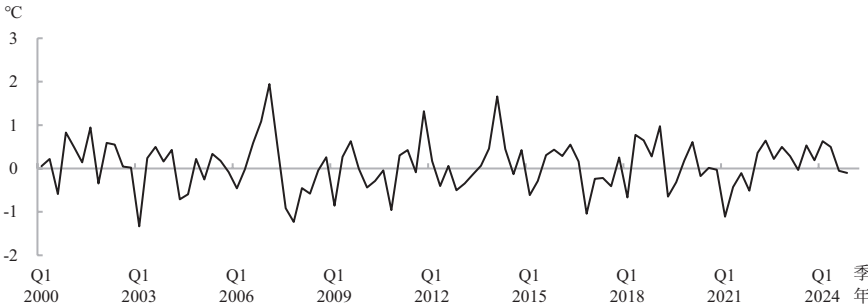
資料來源：Contains modified Copernicus Climate Change Service information (2025) – with major processing by Our World in Data、作者自行繪製。

圖 1 溫差平均值走勢圖

觀察表 2 與圖 2 發現，樣本期間內，溫差平均值多在 0°C 上下波動，顯示地表平均氣溫之變動具有明顯的短期起伏，而非呈

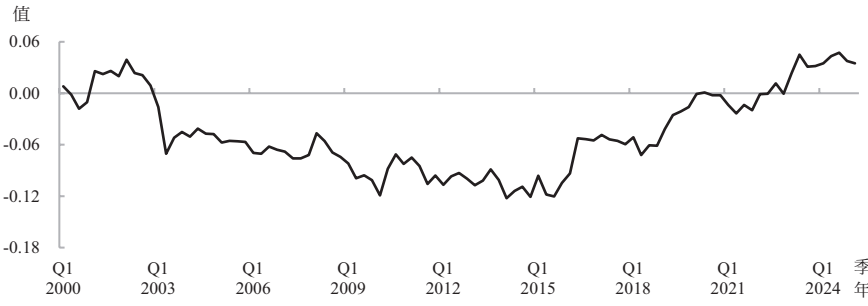
現平滑且單一路徑式的上升或下降。整體而言，溫差平均值約為 0.06°C ，顯示樣本期間內的溫差略微增溫；標準差 為 1.45°C ，最小值為 -5.34°C 、最大值為 28.19°C ，反映各季的溫差波動幅度不小。

觀察表 2 與圖 3 發現，樣本期間內，溫差偏態多為負值，平均而言，溫差偏態約 -0.05 ，顯示樣本期間內的溫差分配偏向左偏；標準差為 0.21 ，顯示偏態的變動幅度相對溫和。



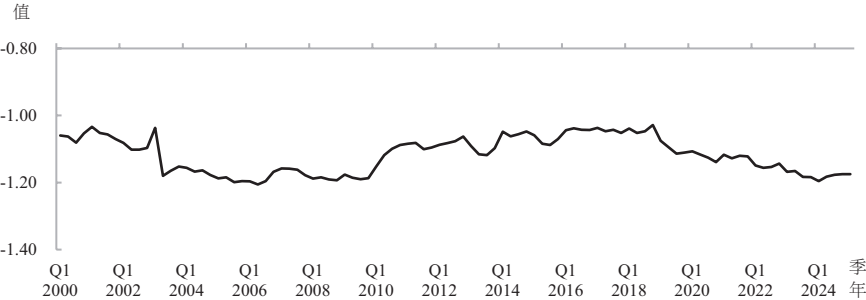
資料來源：Contains modified Copernicus Climate Change Service information (2025)
– with major processing by Our World in Data、作者自行繪製。

圖 2 溫差平均值走勢圖



資料來源：Contains modified Copernicus Climate Change Service information (2025)
– with major processing by Our World in Data、作者自行繪製。

圖 3 溫差偏態走勢圖



資料來源：Contains modified Copernicus Climate Change Service information (2025)
– with major processing by Our World in Data、作者自行繪製。

圖 4 溫差峰態走勢圖

於 2003 年後，溫差偏態明顯轉呈負值，並於 2010 年至 2016 年間維持較低水準，顯示該期間的溫差分配不對稱性較大。於 2018 年後，溫差偏態逐步回升，並於 2023 年後轉為正值，反映異常高溫的方向風險逐漸走高。整體而言，溫差偏態呈現由正轉負，再由負轉正的變動情形，此意味著氣候變動的方向性風險會隨時間經過而改變。

觀察表 2 與圖 4 發現，樣本期間內，溫差峰態多為負值，平均而言，溫差峰態平均數為 -1.12 ，顯示溫差分配整體較接近低闊峰的型態，亦即存在較少的極端值落於分配尾端。於 2003 年後，峰態明顯下降，於 2005 年至 2010 年間維持較低水準，表示該期間內，溫差分配較為分散。

於 2011 年後，溫差峰態逐步回升，於 2016 年至 2018 年處於較高水準，顯示該期間溫差分配之尾端厚度相對增加；惟於 2019 年後，便再度下滑。整體而言，溫差峰態呈階段性變化，反映溫差分配的尾端風險特徵會隨時間經過而改變。

4.2 固定效果的追蹤資料分量迴歸模型之實證結果

概念上，分量 0.1 至 0.4 的迴歸結果係指經濟成長動能疲弱期間，解釋變數與經濟成長率間之關係；而分量 0.6 至 0.9 則為經濟成長動能強勁期間的估計結果。另外，設定不同的預測期間（領先 3 季、6 季、9 季、12 季）來觀察各解釋變數對未來經濟成長率的影響變動情形。¹²

4.2.1 溫差平均值

觀察圖 5 發現，對溫差平均值而言，無論在經濟成長動能疲弱或成長動能強勁的期間，其與領先 3 季、6 季的經濟成長率間大抵為正向關係，惟未達統計顯著性，顯示未來 3 季至 6 季內，溫差增加對經濟成長率不存在明顯的衝擊。

然而，在領先 9 季中的分量 0.1 至 0.3 下，溫差平均值對經濟成長率呈顯著的負向效果，顯示隨時間經過，溫差若持續增加，反映增溫趨勢延續，以致氣溫對經濟成長率的負向衝擊浮現，該結果與 Kalkuhl and Wenz (2020) 一致。

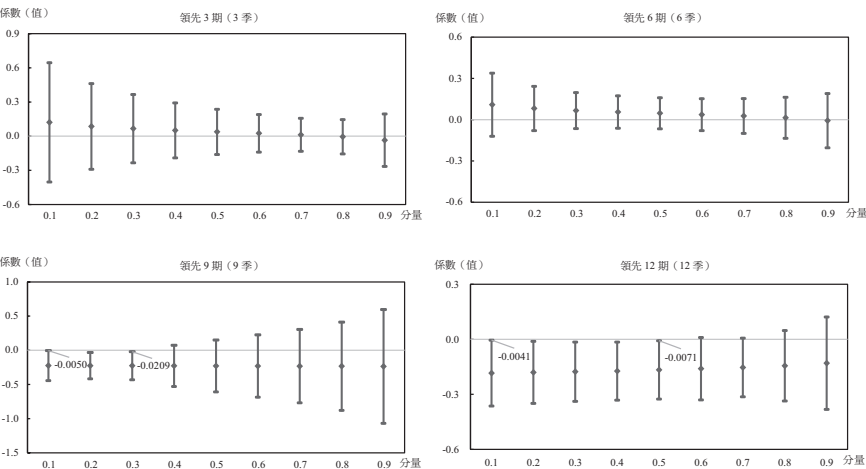
另外，在經濟成長動能疲弱時，該負向效果更加明顯。如同 Kiley (2024) 發現，在低分量下，氣溫上升的負向衝擊大於中位數的結果，顯示氣溫增加會加劇經濟成長的下行風險。

對領先 12 季的結果而言，除分量 0.7 至 0.9 外，其餘分量的溫差平均值皆對經濟成長率呈現顯著的負向效果，意味著雖強勁的經濟成長在某種程度上能夠抵銷部分全球暖化對經濟的負向衝擊，惟該負向效果仍會逐漸抑制經濟活動。該結果亦反映著採行因應氣候實體風險措施的重要性與迫切性。

上述結果與既有文獻 (Dell et al., 2012; Acevedo et al., 2020; Kalkuhl and Wenz, 2020; Kahn et al., 2021; Chamma, 2025) 發現氣溫

¹² 本文納入落後 4 期的經濟成長率作為控制變數，惟為節省篇幅，省略結果。

上升不利經濟成長之結論一致，亦呼應 Kiley (2024)、Leventis and Palaios (2024) 與 Giraldo et al. (2025) 有關氣候衝擊加劇經濟成長下行風險之發現。



資料來源：作者估計。
說明：信賴區間係以 95% 計算。

圖 5 溫差平均值估計係數的變動情形

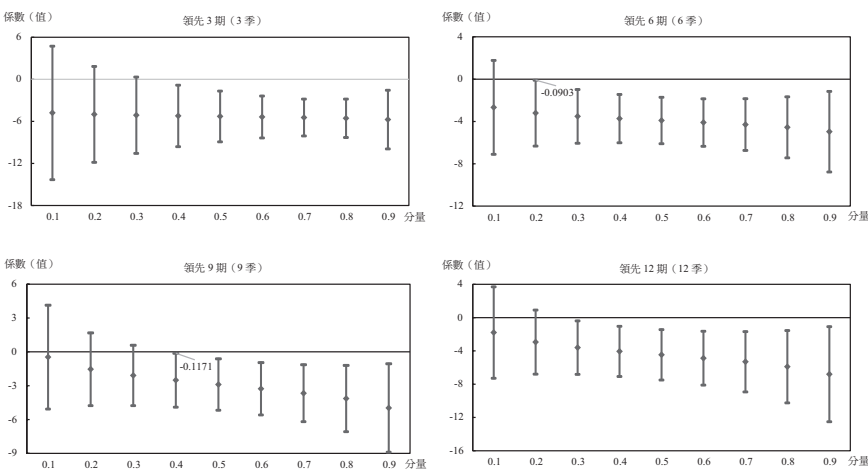
4.2.2 溫差偏態

如前所述，偏態的變動意味著氣候變遷的方向性風險，因此，相較於溫差平均值，偏態能夠衡量氣候的不對稱性。

觀察圖 6 發現，本文的固定效果追蹤資料分量迴歸結果指出，在經濟成長動能疲弱下，隨時間經過，偏態對經濟成長率的尾端分量存在顯著的負向效果，此與 Giraldo et al. (2025) 發現氣溫偏態對低分量經濟成長具有顯著負向影響之結果一致。

就領先 3 季而言，各分量的估計係數均為負值，且大多達統計顯著性，顯示即使在經濟景氣處於不同狀態下，氣候變遷的右偏風

險與左偏風險均會抑制經濟成長動能，如同 Giraldo et al. (2025) 指出，氣候的不對稱性更能解釋經濟成長下行風險的惡化情況。



資料來源：本文估計。
說明：信賴區間係以 95% 計算。

圖 6 溫差偏態估計係數的變動情形

然而，與 Giraldo et al. (2025) 不同的是，就領先 6 季至 12 季而言，在所有分量下的負向效果大抵擴大，顯示氣候變遷的方向性風險對經濟成長的下行壓力存在持續性，且隨時間經過，該方向性風險的負向效果加劇。

上述結果意味著，溫差偏態幅度增加，隨時間經過，即使經濟成長動能強勁，氣候變遷的方向性風險仍會明顯地限縮經濟的成長幅度。該結果可能係因在景氣活絡下，大量投資與較高的生產力維持著經濟成長動能，因此，氣候變遷的衝擊影響有限；惟異常氣候事件可能降低投資報酬率、延遲企業的資本與投資決策、削弱勞動生產力與基礎設施壽命 (Acevedo et al., 2020)，此等負向效果將隨時間經過逐漸累積且逐步削弱經濟的成長動能。

另一個可能的原因係，高溫會降低勞動生產力、惡化健康狀況、壓抑投資，以及影響農業與工業產出等削弱經濟活動 (Acevedo et al., 2020)；除平均溫度外，溫度變異與極端降水等氣候分配特徵亦會損害區域經濟 (Kotz et al., 2024)。

綜上所述，本文的實證結果強調著，經濟氣候模型納入溫差偏態的重要性，並隱含著氣候不確定性衝擊對不同分量下經濟成長率的影響，而不僅是平均氣溫變化下的傳統效果。同時，在因應氣候實體風險的政策上，宜著重提高有關緩解氣候實體風險的投資，以緩解其對未來經濟成長的負向效果。

特別的是，為驗證溫差偏態的方向性風險是否存在明顯的非對稱性以及考慮到若直接將偏態設定虛擬變數可能衍生出共線性問題，本文將溫差偏態區分為右偏與左偏兩個非負變數：

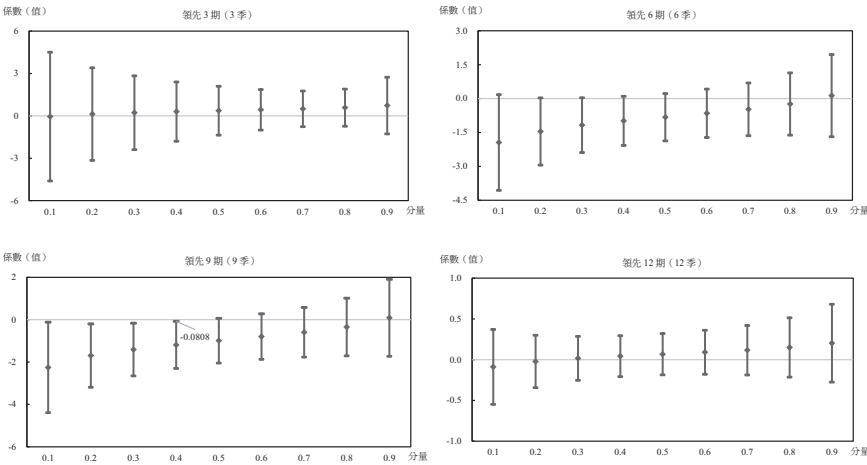
$$skew^+ = (skew, 0), skew^- = (-skew, 0),$$

其中， $skew^+$ 代表異常高溫之方向風險提高（右偏），而 $skew^-$ 代表異常低溫之方向風險提高（左偏）。接著，將溫差偏態改成右偏與左偏變數納入領先 3 季至 12 季的分量迴歸模型中，並利用 Wald 檢定比較二者的估計係數是否存在顯著的差異。附錄表 2 的結果指出，右偏與左偏風險在不同分量下的影響具有明顯的非對稱性。（見附錄 2）

就領先 3 季至 6 季而言，在低分量時，二者不存在顯著的差異，顯示當經濟成長處於較低水準時，溫差偏態的方向性風險差異不大，惟在高分量時，達統計顯著性，且隨時間經過，該差異逐步顯現，在領先 9 季至 12 季中，多數分量均達統計顯著性，意味著右偏風險（異常高溫事件）對經濟成長的負向效果明顯高於左偏風險（異常低溫事件）。此一結果似乎與當前異常高溫事件（如熱浪、野火等）頻繁發生相呼應。

4.2.3 溫差峰態

如前所述，溫差峰態反映分配的尾端厚度，主要捕捉異常氣候事件所呈現之尾端風險。觀察圖 7 發現，就領先 3 季而言，不論分量為何，溫差峰態對經濟成長率的影響均不顯著，顯示在未來 3 季內，溫差峰態對經濟成長不存在明顯的效果，該結果可能與企業在面對異常氣候事件可以藉由營運排程、庫存調整與能源調度來因應氣候實體風險有關 (Kiley, 2024)。



資料來源：作者估計。

說明：1. 信賴區間係以 95% 計算。

2. 在領先 6 季且顯著水準為 10% 下，分量 0.1 至 0.4 達統計顯著性。

圖 7 溫差峰態估計係數的變動情形

然而，就領先 6 季至 9 季而言，溫差峰態大抵對經濟成長率呈負向效果，即溫差的尾端愈厚，表示異常氣候事件所呈現的尾端風險愈高，愈不利經濟成長。二者分別在顯著水準 10%、5%，分量 0.1 至 0.4 下，達統計顯著性。

該結果指出，在未來 6 季至 9 季內，當溫差分配具厚尾性質時，在經濟成長動能疲弱下，異常氣候事件可能加大對經濟的負向衝擊，如農業產出減少、勞動生產力下滑等，惟在經濟成長動能強勁下，該負向衝擊不顯著。

如同 Kiley (2024) 指出，氣候對經濟成長的主要作用通常表現在經濟成長分配的尾端而非平均值。實證結果指出，厚尾型的溫差分配（高狹峰）會增加經濟成長的下行風險，惟在景氣熱絡下，企業因應氣候實體風險的措施與相關的綠色投資可能對經濟成長產生正向的助益，因此，異常氣候事件對經濟成長的負向影響有限。

特別的是，在領先 12 季下，該負向衝擊均不顯著，顯示相對於溫差偏態方向性風險，溫差峰態（異常氣候事件所呈現的尾端風險）的存續期間較為短暫。

綜上所述，具厚尾性質的溫差分配對未來經濟成長存在負向效果，因此，在政策制定上，仍宜著重於降低經濟成長的下行風險與強化經濟的韌性。本文的實證結果強調著，經濟氣候模型亦宜納入溫差峰態；同時，在因應氣候變遷的政策上，宜提高對氣候的風險管理意識，以緩解氣候實體風險帶來的衝擊。

4.2.4 金融情勢

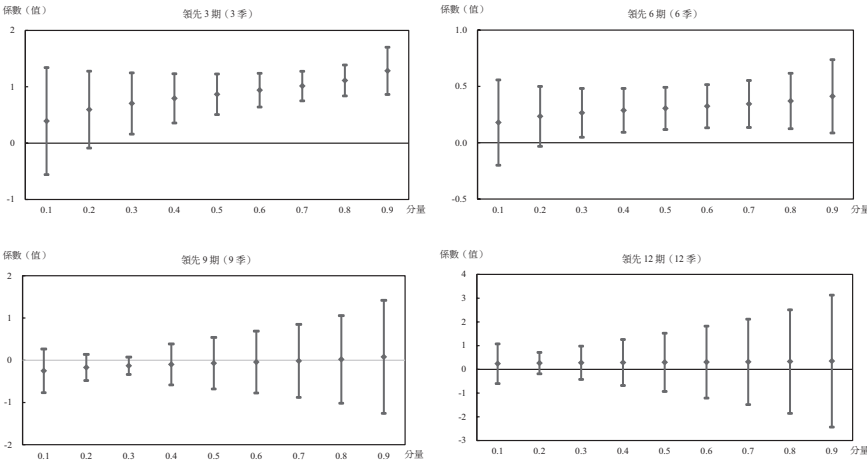
觀察圖 8 發現，在領先 3 季下，金融情勢對經濟成長率均為正向影響，且除分量 0.1、0.2 不顯著外，其餘均達統計顯著性，顯示寬鬆的金融情勢能夠有效地推升經濟成長，此與 Adrian et al. (2016)、Prasad et al. (2019) 一致。

值得一提的是，隨分量增加，係數估計值逐漸擴大，此一結果意味著，在經濟成長動能強勁時，寬鬆的金融情勢對經濟成長的正向助益更為明顯；惟在經濟處於較低成長的狀態下，寬鬆的金融情勢帶動經濟成長的效果較有限。

該結果意味著，金融情勢具有順景氣循環的特性，即當經濟成長動能充足時，資金流動與資產報酬上升有助於刺激投資與消費活

動，進而推升經濟成長；惟當景氣低迷、企業投資信心不足時，即使金融情勢改善，其傳遞至實體經濟的效果亦相對較小。

然而，觀察領先 6 季至 12 季的結果發現，隨時間經過，該正向效果逐漸減弱，係數估計值逐漸變小，且多數分量未達統計顯著性，該結果指出，金融情勢對經濟成長的正向效果較為短暫，隨時間經過，該金融情勢變得較無資訊量，此一結果與 Prasad et al. (2019) 一致。



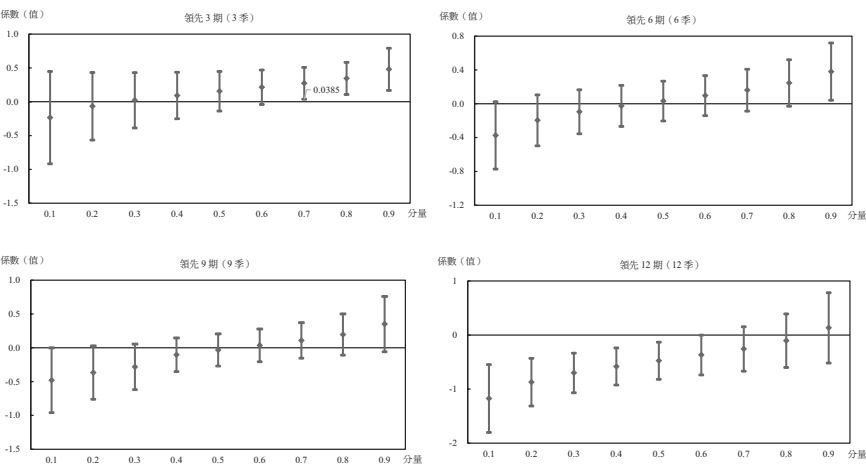
資料來源：作者估計。
說明：信賴區間係以 95% 計算。

圖 8 金融情勢估計係數的變動情形

4.2.5 總體金融脆弱性

觀察圖 9 發現，就領先 3 季而言，總體金融脆弱性對經濟成長率大抵為正向效果，且在分量 0.7 至 0.9 下達統計顯著性，反映著在景氣處於擴張階段下，貸款對經濟成長的正向助益。該結果指出，透過消費與投資管道，信用擴張能夠推升經濟成長。

然而，特別的是，就領先 6 季至 12 季而言，隨時間經過，不同分量下的總體金融脆弱性對經濟成長率存在異質的效果，即低分量存在負向效果，表示當經濟成長動能疲弱時，貸款持續增加反而可能加劇總體金融脆弱性，推升經濟成長的下行風險，衍生出負向效果，此可能隱含部份企業存在融資困境或財務槓桿過高。該結果與 Adrian et al. (2016)、Prasad et al. (2019) 一致。



資料來源：作者估計。

說明：1. 信賴區間係以 95% 計算。

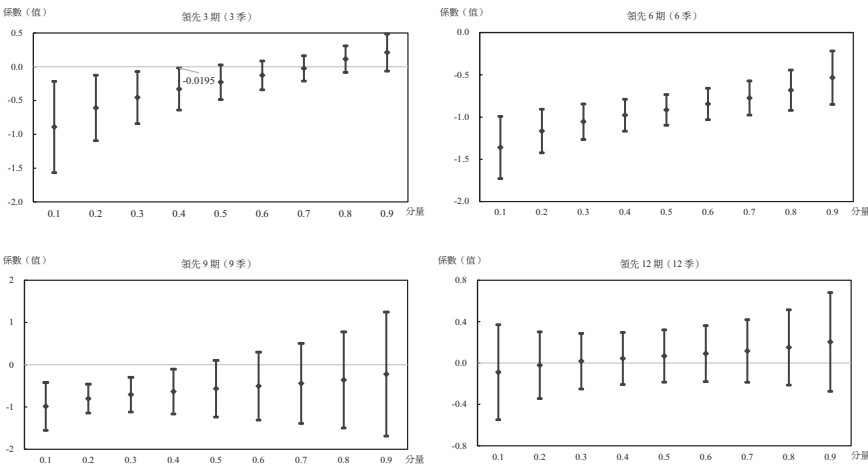
2. 在領先 9 季且顯著水準為 10% 下，分量 0.1 至 0.3 達統計顯著性。

圖 9 總體金融脆弱性估計係數的變動情形

而高分量存在正向效果，說明在景氣活絡時，較高的貸款供給與需求會帶動投資與消費，形成經濟與金融的順景氣循環，促使貸款對經濟成長的正向作用持續發酵。再者，隨時間經過，在低分量下，該負向衝擊有擴大的情況，該結果指出，在經濟成長動能疲弱下，貸款快速成長可能拖累經濟成長，因其存在潛藏的金融不穩定性與槓桿風險。

上述結果指出，信用擴張具有典型的金融加速器特性，亦存在非對稱性效果。換言之，在景氣低迷時，資產價值惡化且融資條件緊縮，信用擴張將推升總體金融脆弱性，以致加劇經濟成長下行風險；惟在景氣繁榮時，企業的投資支出與家計部門的消費可能推升貸款需求，以致總合需求增加。

綜上所述，總體金融脆弱性對經濟成長率的影響並非單一方向。在未來 3 季內，貸款成長能夠挹注經濟成長動能，惟隨時間經過，總體金融脆弱性的潛在風險逐漸浮現，此反映出信用擴張作為雙面刃的角色。



資料來源：作者估計。
說明：信賴區間係以 95% 計算。

圖 10 外部不確定性估計係數的變動情形

4.2.6 外部不確定性

觀察圖 10 發現，就領先 3 季而言，在分量 0.1 至 0.4 下，外部不確定性均對經濟成長率呈顯著的負向效果，惟在分量 0.5 至 0.9，

該效果則不顯著，此一結果指出，當經濟成長動能疲弱時，若外部不確定性攀升（如地緣政治風險提高、貿易爭端加劇或貿易壁壘墊高等），將會加劇經濟的下行壓力。相較之下，在景氣活絡下，外部不確定性對經濟活動沒有顯著的影響，可能與在景氣繁榮下，市場的風險承擔程度較高有關。

在領先 6 季下，此一外部不確定性均對經濟成長率呈顯著的負向效果，可能意味著外部不確定性增加，可能會帶動市場的避險情緒走高，同時加深企業悲觀看待未來的經濟展望，以致不利經濟成長，該結果與 IMF (2024)、Leventis and Palaios (2024) 一致。

在領先 9 季至 12 季下，隨時間經過，外部不確定性對經濟成長率的影響逐漸減弱，顯示外部不確定性對經濟成長率的影響存續期間約 9 季，該結果可能與企業延遲投資、家計部門暫緩消費有關，惟隨時間經過，市場逐步調整、投資人情緒逐漸緩和，抑或係政策效果發酵，以致該負向效果將逐漸消退。

4.3 情境分析 (Scenario Analysis) 的結果

考慮到溫差平均值的迴歸結果僅在領先 9 季與領先 12 季達統計顯著性，因此，著重於未來 9 季與未來 12 季的動態情形，並比較二者結果，確保實證結果之強韌性。

必須注意的是，雖能夠描繪出未來經濟成長率的路徑，惟本文的重點並非預測未來經濟成長率之點估計值，而是比較不同氣候情境下經濟成長分配之相對變化。

4.3.1 溫差平均值

4.3.1.1 固定係數法

透過與基準增溫情境做比較，以量化氣候實體風險可能的淨效果。倘若沒有以基準增溫情境作為標準，便無法觀察經濟成長率的變動情況究竟係氣候因素帶來的影響，抑或係其他因素所致。

圖 11 描繪在固定係數法且不同情境（「基準增溫情境」、「溫和增溫情境」、「嚴峻增溫情境」）下，以全樣本估計不同分量（分量 0.1、0.5、0.9）的經濟成長率預測數差異。預測區間涵蓋 2025 年第 2 季至 2028 年第 1 季，共 12 季。

觀察圖 11 發現，就領先 9 季中的分量 0.9 而言，在「溫和增溫情境」下預測的經濟成長率與「基準增溫情境」差異不大，惟就數值而言，仍可發現其隨時間經過，負成長逐漸擴大，此意味著在經濟成長動能強勁下，氣候實體風險對經濟的下行壓力仍會持續累積，惟因經濟活動熱絡，能夠吸收部分衝擊，致該風險對經濟的損害較小。該結果與既有文獻指出氣候衝擊具有異質性與不對稱性之結論相近，亦顯示不同分量下之經濟成長對氣候衝擊的敏感度並不相同。(Kiley, 2024; Zeb et al., 2025; Giraldo et al., 2025)

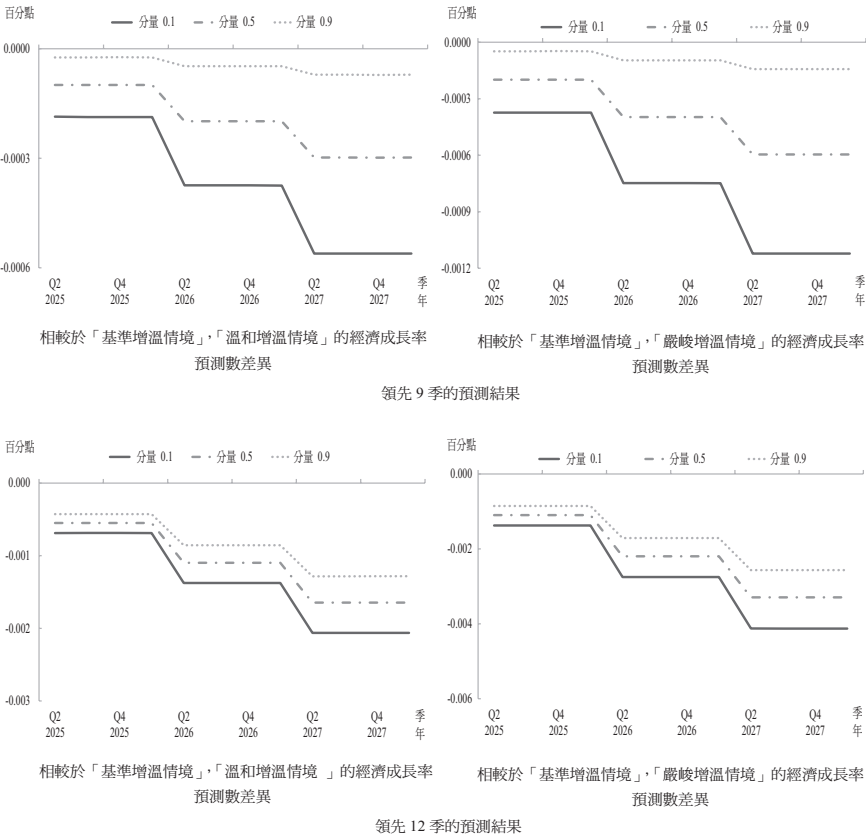
進一步比較不同分量的結果發現，分量 0.1（即經濟成長動能疲弱）對氣溫升幅的反應最為敏感，尤其是在「嚴峻增溫情境」下，經濟成長率的下降幅度明顯高於「基準增溫情境」，顯示氣候實體風險的尾端風險隨氣溫上升而被放大。

另外，在領先 12 季的分量 0.9 下，不論係「溫和增溫情境」或「嚴峻增溫情境」所預測的經濟成長率均低於「基準增溫情境」預測的經濟成長率，顯示氣溫升幅隨時間經過而增加，將會擴大氣候實體風險對經濟成長的損害。

自時間面向而言，2025 年至 2026 年不同情境間之差異較小，惟於 2027 年以後，此一差距逐步擴大，反映著氣候實體風險存在累積的特性，有鑑於此，在面對氣候變遷下，宜考慮到氣候對經濟的持續性衝擊。

總言之，就固定係數法下的結果而言，無論係以領先 9 季抑或係領先 12 季的估計結果，且不論經濟成長動能處於何種狀態，經濟成長率的預測路徑均呈現逐季下滑的情況，此顯示相較於基準增溫情境，氣候實體風險隨時間經過逐漸增加的情形，亦即當氣溫持續走高時，均會逐漸削弱未來的經濟成長動能。

綜上所述，在面對未來氣候的高度不確定性下，就風險管理而言，相關決策者不僅需要考慮到氣候對經濟的持續性衝擊，以制定穩健的因應措施，更宜針對氣候實體風險的尾端風險（分量 0.1）建立緩衝機制，以避免潛在的負向衝擊。



資料來源：作者估計。

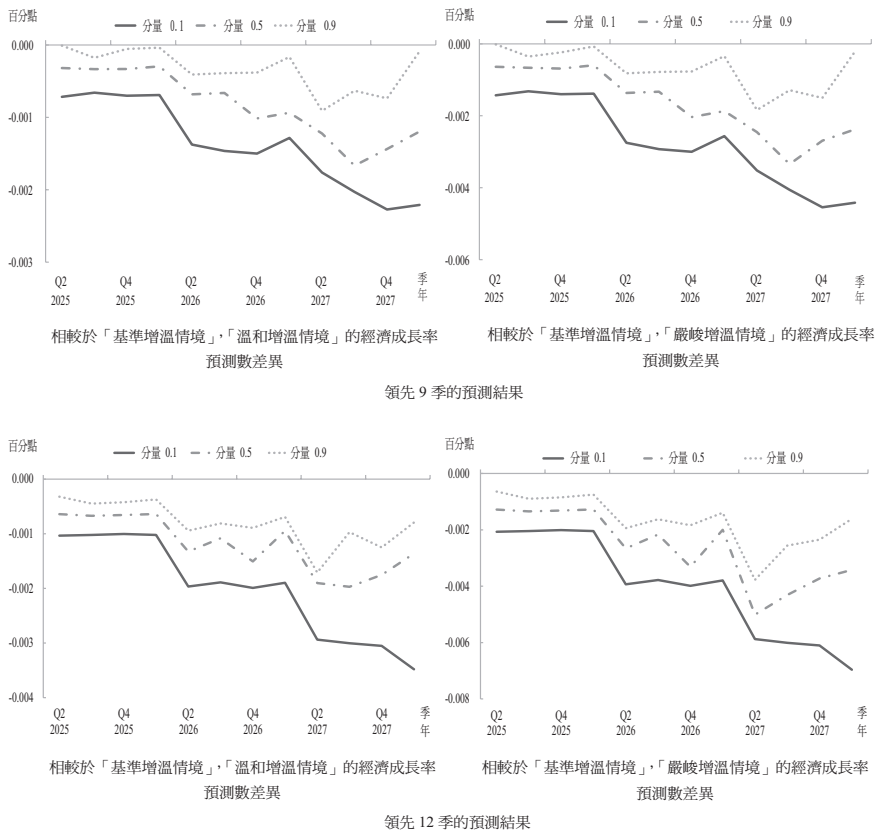
圖 11 溫差平均值情境分析—全樣本（固定係數法）

4.3.1.2 動態模擬法

相較於固定係數法，動態模擬法允許模型在每期額外納入預測

資料後重新估計參數，因此，能夠捕捉經濟結構可能隨時間經過的變動情況。必須注意的是，該法更強調氣候實體風險在不同經濟狀態下的動態情形，因此，預測結果反映著氣候實體風險與其他因素的效果，而非單純的淨效果。

觀察圖 12 發現，不同分量下之整體經濟成長率的預測數差異軌跡與固定係數法相似，大抵呈逐季下滑的趨勢，惟該差異數波動較為明顯，特別是在分量 0.1 與 0.5。



資料來源：作者估計。

圖 12 溫差平均值情境分析—全樣本（動態模擬法）

在分量 0.1 下，隨溫差擴大，經濟成長率明顯下降，且動態模擬法捕捉到的下滑幅度更大，顯示氣候實體風險的尾端風險對經濟的損害效果可能較大。此外，在分量 0.5 下，雖仍呈下降情形，惟其短期波動可能意味著經濟在不同情境下受到其他外生變數的干擾，使得經濟成長率不完全呈現平滑的下降路徑。至於分量 0.9 的結果，仍指出隨溫差擴大，經濟成長率逐步下滑，與固定係數法的結果一致，顯示該實證結果具強韌性。

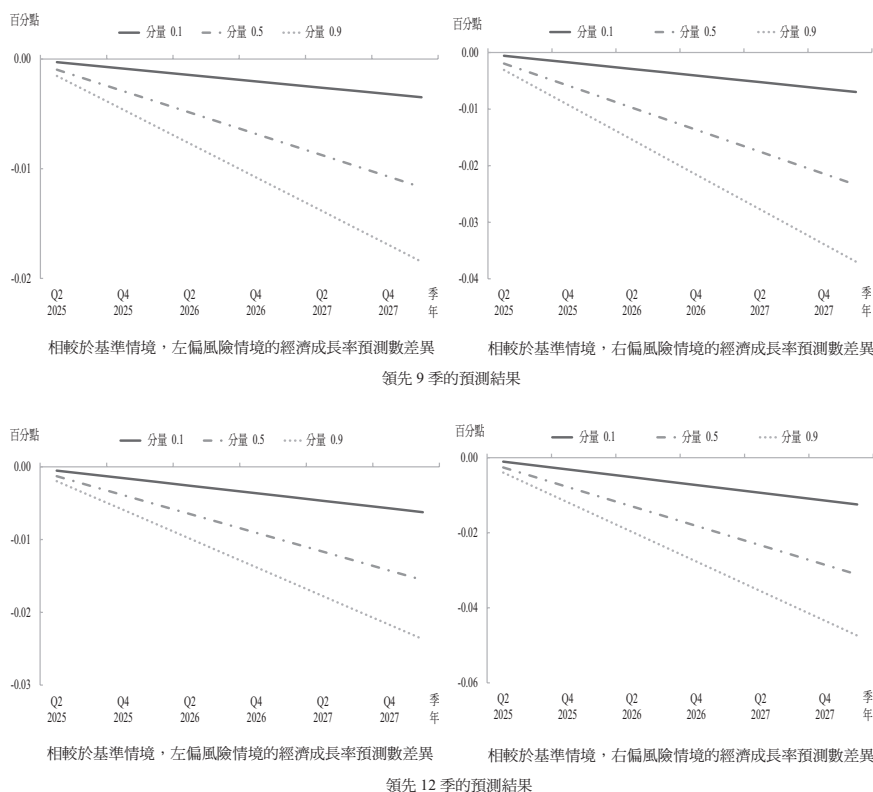
整體而言，氣候實體風險會抑制經濟成長動能，惟動態模擬法的結果進一步揭露出，尾端風險（分量 0.1）受氣候衝擊的敏感度最高，對政策制定者而言，宜針對經濟處於較為疲軟狀態下，制定緩衝措施，惟即使經濟成長動能再強勁，亦無法完全抵銷氣溫持續上升對經濟成長帶來的下行壓力。該結果代表在高度不確定的氣候環境下，傳統依靠平均數的分析已不足以評估潛在的氣候衝擊，決策者宜考量極端分量下的曝險，以制定更具韌性與彈性的政策。

4.3.2 溫差偏態

由於溫差偏態係影響經濟成長率的重要因素，在高、低分量下均存在顯著的負向效果，因此，本節額外針對溫差偏態做情境分析，為節省篇幅，以下同時說明將固定係數法與動態模擬法的結果。

觀察圖 13 與圖 14 發現，自右偏風險（異常高溫之方向風險提高）的結果而言，無論係固定係數法抑或係動態模擬法，分量 0.1、0.5、0.9 的結果均指出，相較於基準情境，在右偏風險下的經濟成長率預測數差異持續下降，此顯示經濟成長率均隨時間經過逐步惡化，意味著氣候變遷的方向性風險持續累積會顯著地抑制經濟活動。

該結果與氣候風險有關的文獻一致，當異常高溫或異常低溫事件發生時，將會抑制生產效率，增加能源消耗與健康風險，進而拖累經濟成長。(Fernando, 2023)



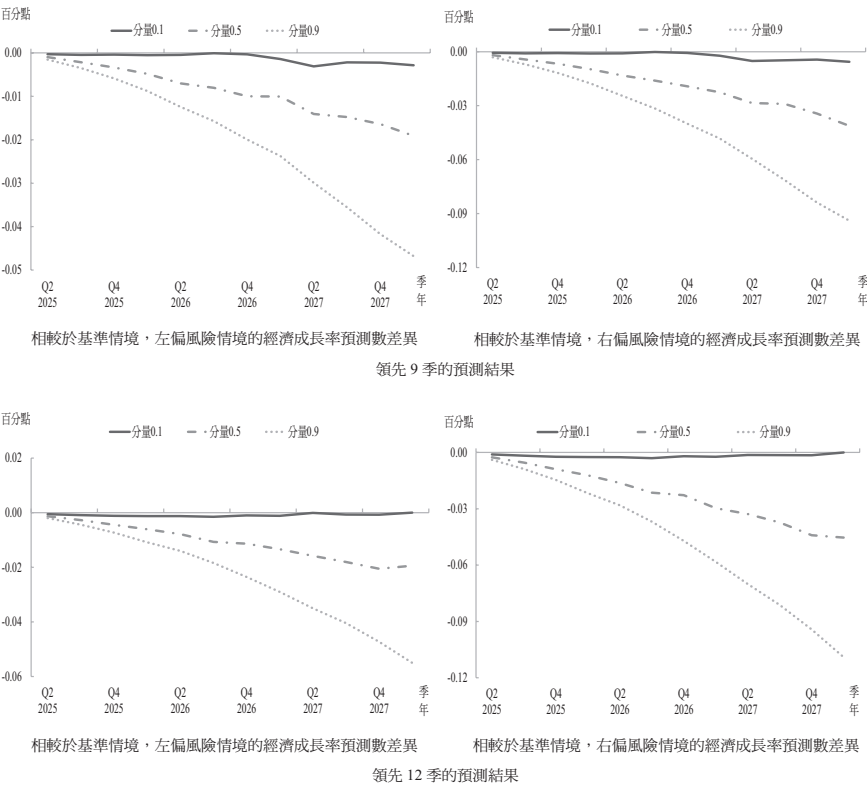
資料來源：作者估計。

圖 13 溫差偏態情境分析—全樣本（固定係數法）

特別的是，分量 0.9 下的經濟成長率預測數差異之下降幅度最大，顯示氣候變遷對景氣活絡時的衝擊更嚴重，尾端風險的累積效果帶來的負向衝擊更明顯。該結果呼應著前述溫差偏態對經濟成長率的實證結果。

相較於景氣低迷期間，當經濟成長動能強勁時，氣候變遷的方向性風險持續累積可能導致投資延遲、資本存量受損、生產率下滑等，致其對經濟的衝擊幅度更加明顯，一種可能的原因係負向衝擊的邊際效果被放大，另一種可能的原因係當經濟成長動能疲弱時，

政府與有關當局會採行寬鬆政策，某種程度上可能緩衝了氣候變遷帶來的衝擊，而在景氣活絡期間，政府與有關當局可能採行緊縮措施，惟因政策反應未充分納入氣候變遷的累積效果，以致負向效果被放大。



資料來源：作者估計。

圖 14 溫差偏態情境分析—全樣本（動態模擬法）

相較之下，左偏風險（異常低溫之方向風險提高）亦會導致農作物受損、能源需求異常攀升等，進而衝擊經濟活動。特別是，雖左偏風險亦對經濟存在負向效果，惟相較於右偏風險，其幅度較

小，反映出不同型態的氣候風險對經濟的影響效果存在異質性，該結果與前述左偏風險與右偏風險對經濟成長率之影響存在顯著差異的檢定結果一致。

整體而言，無論係左偏風險或右偏風險情境，經濟成長率均低於基準情境，反映著氣候風險的不對稱性。若未來氣候異常事件發生頻率增加，可能會導致經濟偏離正常成長路徑，且在成長動能強勁下所遭受到的衝擊將更為劇烈，因此，政府及有關單位宜特別關注氣候尾端風險累積的可能性，並將其納入金融穩定與總體經濟政策的考量。

5. 結論與政策意涵

5.1 結論

本文以 GaR 分析架構驗證氣候實體風險如何透過溫差平均值及其偏態與峰態影響經濟成長，此舉有助於作為擬定因應氣候變遷相關政策的參考基礎。有關結論部分，簡述如下：

5.1.1 氣候實體風險（溫差平均值及其偏態與峰態）會隨時間經過而損害經濟成長

在未來 3 季至 6 季內，溫差平均值對經濟成長率的影響不顯著，惟於未來 9 季內，當經濟成長動能疲弱時，其會對經濟成長加劇下行壓力；而溫差偏態則對經濟成長存在顯著的負向效果，顯示氣候變遷的方向性風險對經濟成長具有持續性的負向衝擊，且右偏風險大於左偏風險，此似乎與當前異常高溫事件（如熱浪、野火等）頻繁發生相呼應。

再者，溫差峰態的影響有限，且較為短暫，僅在未來 6 季至 9 季內，當經濟成長動能疲弱時存在負向效果，反映厚尾型的氣候衝擊會放大景氣處於低迷時的脆弱性。

5.1.2 金融情勢、總體金融脆弱性均會影響經濟成長，惟存續期間不同

在未來 3 季至 6 季內，寬鬆的金融情勢有助於挹注經濟成長動能，惟隨時間經過，該正向效果逐漸減退，顯示其對未來經濟成長的資訊量有限。惟就總體金融脆弱性而言，在未來 3 季內，信用擴張對經濟成長具正向助益，惟隨時間經過，其對經濟成長的非對稱性效果浮現，即在景氣低迷時，將加劇總體金融脆弱性，推升經濟成長的下行風險，惟在景氣繁榮時，企業的投資支出與家計部門的消費可能推升貸款需求，挹注經濟成長動能。

5.1.3 外部不確定性會加劇短、中期經濟成長下行風險

在未來 3 季下，當經濟成長動能疲弱時，外部不確定性攀升會加劇經濟成長的下行風險；惟在景氣處於擴張階段時，該影響不顯著，可能係因市場的風險承擔程度較高。在未來 6 季下，此一不確定性對經濟成長率均呈顯著的負向效果。然而，隨時間經過，此一負向效果逐漸減退。

5.1.4 若氣溫持續增加，異常高溫事件頻繁發生將明顯損害未來的經濟成長

固定係數法或動態模擬法的結果均顯示，相較於基準情境，隨氣溫持續走高，未來經濟成長率的預測路徑逐步下滑，即其會逐漸削弱未來的經濟成長動能，此意味著氣候實體風險隨時間經過逐漸增加的情形。

另外，異常高溫或異常低溫之方向風險提高會不利經濟成長，尤其係在異常高溫事件頻繁發生下，即便景氣處於繁榮期間，該負向效果仍會顯著地抑制經濟成長。

5.2 政策意涵

5.2.1 強化氣候實體風險的管理架構

氣溫持續增加對經濟成長率的尾端風險具有顯著且持續的負向效果，傳統的平均數分析已不足以揭露與氣溫相關的潛在衝擊。在面對未來氣候的高度不確定性下，就風險管理而言，決策者不僅需要考慮到氣候對經濟的持續性衝擊，以制定穩健的因應措施，亦宜將氣候的尾端風險納入考量，並建立氣候壓力測試與緩衝機制。

5.2.2 確保經濟與金融體系的穩定性

貸款成長能夠挹注經濟成長動能，惟隨時間經過，總體金融脆弱性的潛在風險逐漸浮現，此反映出信用擴張作為雙面刃的角色。宜關注經濟韌性是否足以因應可能的下行風險，避免惡化實體經濟；反之，在景氣繁榮期間，則宜留意過度槓桿或資產泡沫可能隱藏的長期風險。

5.2.3 宜強化對異常高溫事件的因應措施

實證結果指出，氣候的偏態風險係影響經濟成長的重要因素。宜加強基礎建設的投資，如能源系統升級、公共衛生防護，以減輕異常高溫事件帶來的直接衝擊；此外，亦宜推動跨國合作，建立極端氣候資訊共享機制，以減少氣候變遷的跨境外溢效果。

5.2.4 建立跨期的整合政策

氣候實體風險會隨時間經過而累積，衝擊程度可能不同，有鑑於此，政策規劃不宜僅著重於單一時間點，似宜建立跨期適用的政策架構，以兼顧即時性與長期韌性。

附錄 1 Machado and Santos Silva (2019) 分量迴歸的估計方法

在軟體 stata 中，主要依循 Machado and Santos Silva (2019) 的作法，考慮在條件位置與尺度 (scale) 模型下，利用條件期望的矩陣條件來估計分量：先估計位置與尺度，再將殘差進行標準化，以直接取得其樣本分量。

該法的優點係能夠沿用對平均數有效的工具與訊息，進而求得整個條件分配的資訊。該文強調，此法並非要取代傳統的分量迴歸，而是在固定效果的追蹤資料、工具變數法或大樣本等情況下，提供一個容易估計的替代途徑。模型設定如下：

$$y_{i,t+h} = \overbrace{\alpha_i}^{\text{位置的固定效果}} + x'_{i,t}\beta + \overbrace{\sigma(\delta_i + Z'_{i,t}\gamma)}^{\text{尺度的固定效果} > 0} \cdot U_{i,t}, \quad (A1)$$

其中， Z 係尺度函數的共變數向量 (scale covariates)，為 X 的可微且可轉置 (differentiable and transformation) 變數， $\sigma(\cdot)$ 為已知且為正， $U_{i,t}$ 為個體在樣本期間內，受到尺度函數影響之潛在的隨機（且標準化）擾動（其取代殘差項的設定），假設其對 $x_{i,t}$ 、 α_i 、 δ_i 為外生，並滿足 $E(U_{i,t}) = 0$ ， $E|U_{i,t}|=1$ ，且在給定 $x_{i,t}$ 下， $x_{i,t}$ 與 $U_{i,t}$ 獨立，此時，條件分量函數為

$$Q_{y_{i,t+h}}(\tau | x_{i,t}) = \left(\overbrace{\alpha_i + \delta_i q(\tau)}^{\text{固定效果}} \right) + x'_{i,t}\beta + Z'_{i,t}\gamma q(\tau), \quad (A2)$$

該文提出 5 步驟 GMM/OLS 估計法，說明如下：

(1) 去除平均後的解釋變數 ($x_{i,t} - \bar{x}_i$ ，即 demean) 對去除平均後的被解釋變數 ($y_{i,t+h} - \bar{y}_i$) 做迴歸，取得估計係數 $\hat{\beta}$ ；

(2) 以個體平均估計 $\hat{\alpha}_i = [\sum_{t=1}^{T_i} \bar{y}_{i,t+h} - \bar{x}'_{i,t} \hat{\beta}] / T_i$ ，取得殘差 ($\hat{R}_{i,t} = \bar{y}_{i,t+h} - \hat{\alpha}_i - \bar{x}'_{i,t} \hat{\beta}$)；

(3) 去除平均後的尺度函數的共變數向量 ($z_{i,t} - \bar{z}_i$) 對去除平均後的殘差絕對值 ($|\hat{R}_{i,t}|$) 做迴歸，取得估計係數 $\hat{\gamma}$ ；

(4) 以個體平均估計 $\hat{\delta}_i = \overline{|\hat{R}_{i,t}|} - \bar{Z}'_i \hat{\gamma}$ (其中， $\overline{|\hat{R}_i|} = \sum_{t=1}^{T_i} |\hat{R}_{i,t}| / T_i$ ， $\bar{Z}_i = \sum_{t=1}^{T_i} Z_{i,t} / T_i$)；

(5) 前 4 個步驟，已經取得 $\hat{R}_{i,t}$ 、 $\hat{\sigma}_{i,t} = \hat{\delta}_i + Z'_{i,t} \hat{\gamma}$ 估計量，此時，標準化殘差 $\hat{U}_{i,t} = \hat{R}_{i,t} / \hat{\sigma}_{i,t}$ ，並將這些標準化後的殘差之樣本分量當作 $\hat{q}(\tau)$ 。 $\hat{q}(\tau) = \inf \{u : \hat{F}_{\hat{U}}(u) \geq \tau\}$ ， $\hat{F}_{\hat{U}}(u) = \sum_{i,t} \mathbf{1}\{\hat{U}_{i,t} \leq u\} / \sum_i T_i$

附錄 2 單根檢定 (Unit Root Test)

附表 1 追蹤資料之單根檢定（年增率）

變數	Im-Pesaran-Shin （個別標準化之）平均 t 統計量	Fisher-ADF 修正後逆卡方分配統計量
經濟成長率 (%)	-21.84***	75.16***
溫差平均值 (°C)	-37.45***	174.81***
溫差偏態（值）	-4.75***	16.09***
溫差峰態（值）	-3.83***	17.82***
金融情勢（值）	-11.46***	34.01***
總體金融脆弱性（值）	-18.17***	53.68***
不確定性因素（值）	-23.56***	81.76***

說明：***、** 與 * 分別表示該檢定統計量在 1%、5% 與 10% 之顯著水準下拒絕虛無假設，即無單根現象。

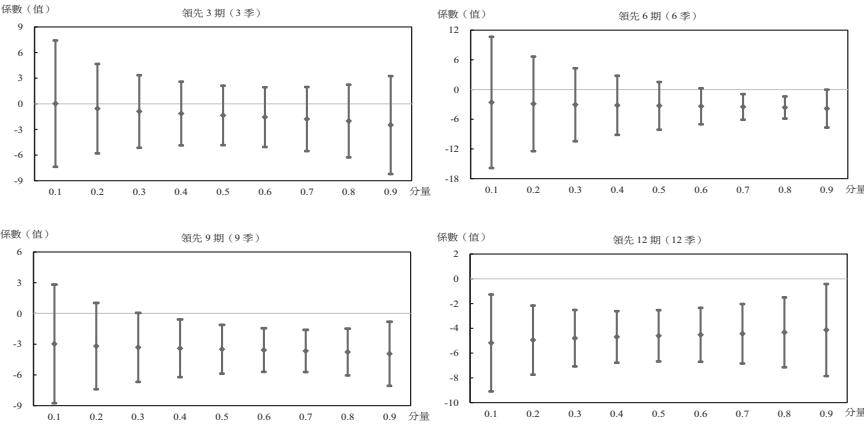
附錄 3 左偏風險與右偏風險的估計係數檢定

附表 2 Wald Test 結果

模型	分量	統計量	模型	分量	統計量
領先 3 季	0.1	0.07	領先 6 季	0.1	0.04
	0.2	0.19		0.2	0.16
	0.3	0.33		0.3	0.37
	0.4	0.59		0.4	0.75
	0.5	1.08		0.5	1.42
	0.6	2.19		0.6	2.69*
	0.7	5.12**		0.7	5.28**
	0.8	14.85***		0.8	7.34***
	0.9	3.23*		0.9	2.99*
模型	分量	統計量	模型	分量	統計量
領先 9 季	0.1	0.18	領先 12 季	0.1	1.24
	0.2	1.04		0.2	4.11**
	0.3	2.42		0.3	7.49***
	0.4	4.22**		0.4	9.50***
	0.5	6.53***		0.5	10.14***
	0.6	8.21***		0.6	9.60***
	0.7	9.05***		0.7	8.49***
	0.8	8.29***		0.8	7.03***
	0.9	6.00**		0.9	5.35**

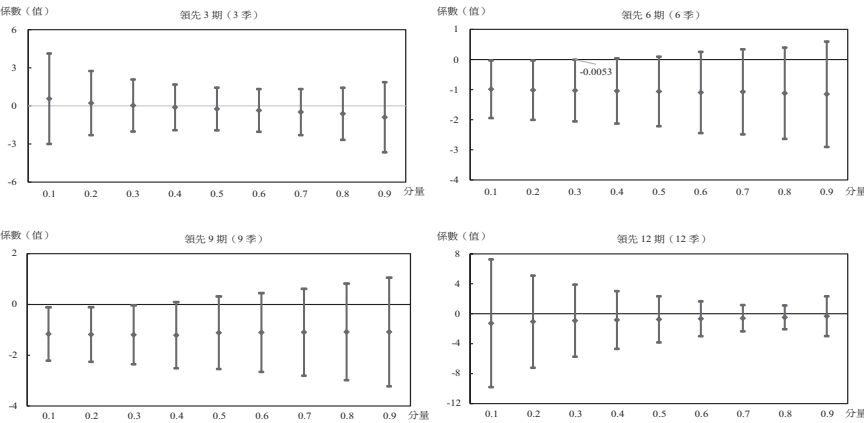
說明：***、** 與 * 分別表示該檢定統計量在 1%、5% 與 10% 之顯著水準下拒絕虛無假設，即無單根現象。

附錄 4 3 年滾動平均計算的偏態與峰態之分量迴歸估計結果



資料來源：作者估計。
說明：信賴區間係以 95% 計算。

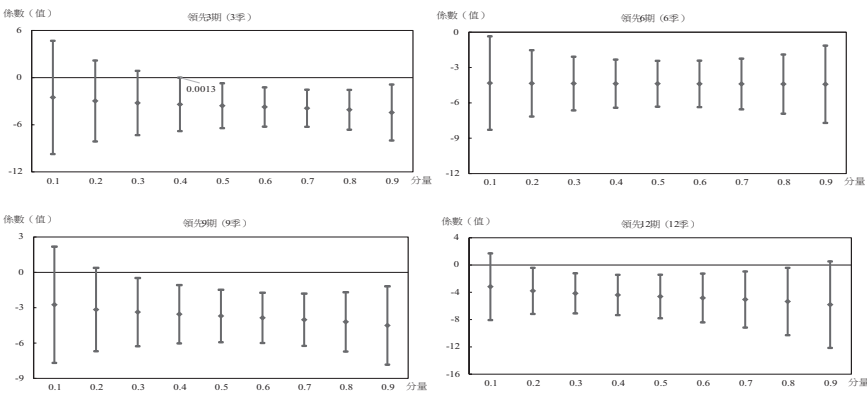
附圖 1 溫差偏態估計係數的變動情形（3 年滾動平均）



資料來源：作者估計。
說明：信賴區間係以 95% 計算。

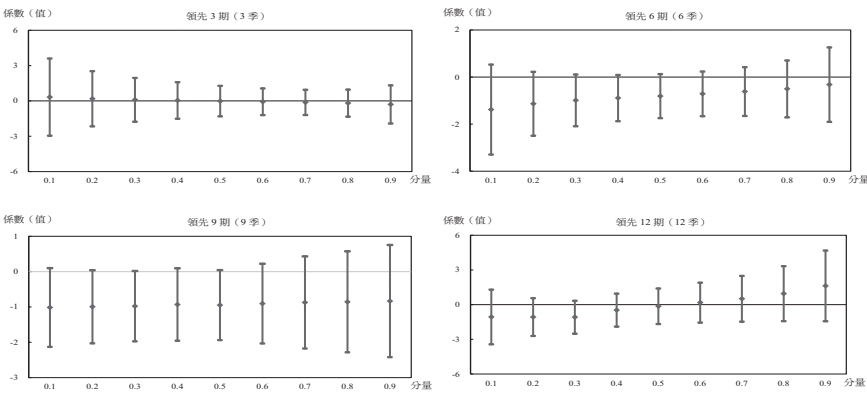
附圖 2 溫差峰態估計係數的變動情形（3 年滾動平均）

附錄 5 4 年滾動平均計算的偏態與峰態之分量迴歸估計結果



資料來源：作者估計。
說明：信賴區間係以 95% 計算。

附圖 3 溫差偏態估計係數的變動情形（4 年滾動平均）



資料來源：作者估計。
說明：1. 信賴區間係以 95% 計算。
2. 在領先 6 季且顯著水準為 10% 下，分量 0.2 至 0.5 達統計顯著性；在領先 9 季且顯著水準為 10% 下，分量 0.1 至 0.5 達統計顯著性。

附圖 4 溫差峰態估計係數的變動情形（4 年滾動平均）

參考文獻

- 鄭漢亮 Cheng, Han-Liang (2025), 「極端氣候對臺灣通膨及產出之影響」 “Impact of Extreme Weather on Inflation and Output in Taiwan”, 應用經濟論叢 *Taiwan Journal of Applied Economic*, 117, 1-48. (in Chinese with English abstract)
- Acevedo, S., M. Mrkaic, N. Novta, E. Pugacheva, and P. Topalova (2020), “The Effects of Weather Shocks on Economic Activity: What are the Channels of Impact?” *Journal of Macroeconomics*, 65, 103207.
- Adrian, T., N. Boyarchenko, and D. Giannone (2019), “Vulnerable Growth,” *The American Economic Review*, 109:4, 1263-1289.
- Arregui, N., S. Elekdag, G. Gelos, R. Lafarguette, and D. Seneviratne (2018), “Can Countries Manage Their Financial Conditions amid Globalization?” IMF Working Paper No. WP/18/15.
- Burke, M., S. Hsiang, and E. Miguel, (2015), “Global Non-Linear Effect of Temperature on Economic Production,” *Nature*, 527, 235-239.
- Cashin, P., K. Mohaddes, and M. Raissi (2017), “Fair Weather or Foul? The Macroeconomic Effects of El Niño,” *Journal of International Economics*, 106, 37-54.
- Cevik, S. and J. T. Jalles (2023), “Eye of the Storm: The Impact of Climate Shocks on Inflation and Growth,” IMF Working Paper No. WP/23/87.
- Chamma, D. D. (2025), “Climate Change and Economic Growth in Sub-Saharan Africa: An Empirical Analysis of Aggregate-and Sector-Level Growth,” *Journal of Social and Economic Development*, 27:2, 813-845.
- Dell, M., B. F. Jones, and B. A. Olken (2012), “Temperature Shocks and Economic Growth: Evidence from the Last Half Century,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4:3, 66-95.
- Fernando, R. (2023), “*Global Economic Consequences of the Physical*

- Climate Impacts on Agriculture and Energy*,” 12th South Asia Economic Policy Network Conference: Green Growth in South.
- Frisch, R. and F. V. Waugh (1933), “Partial Time Regressions as Compared with Individual Trends,” *Econometrica*, 1:4, 387-401.
- Giraldo, C., I. Giraldo, J. E. Gomez Gonzalez, and J. M. Uribe (2025), “Climate Growth at Risk in the Global South,” *Energy Economics*, 149, 108790.
- Hallegatte, S., J. Hourcade, and P. Dumas (2007), “Why Economic Dynamics Matter in Assessing Climate Change Damages: Illustration on Extreme Events,” *Ecological Economics*, 62:2, 330-340.
- Hsiang, S. M. (2016), “Climate Econometrics,” *Annual Review of Resource Economics*, 8:1, 43-75.
- IMF (2024), “Steadying the Course: Uncertainty, Artificial Intelligence, and Financial Stability,” IMF Global Financial Stability Report, October 22.
- Jordà, Ò. (2005), “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections,” *The American Economic Review*, 95:1, 161-182.
- Kahn, M. E., K. Mohaddes, R. N. C. Ng, M. H. Pesaran, M. Raissi, and J. C. Yang (2021), “Long Term Macroeconomic Effects of Climate Change: A Cross Country Analysis,” *Energy Economics*, 104, 105624.
- Kalkuhl, M. and L. Wenz (2020), “The Impact of Climate Conditions on Economic Production. Evidence from a Global Panel of Regions,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 103, 102360.
- Kiley, M. T. (2024), “Growth at Risk from Climate Change,” *Economic Inquiry*, 62:3, 1134-1151.
- Koenker, R. (2004), “Quantile Regression for Longitudinal Data,” *Journal of Multivariate Analysis*, 91:1, 74-89.
- Koenker, R. and G. Bassett, Jr. (1978), “Regression Quantiles,” *Econometrica*, 46:1, 33-50.
- Kotz, M., A. Levermann, and L. Wenz (2024), “The Economic Commitment

- of Climate Change,” *Nature*, 628:8008, 551-557.
- Lamarche, C. (2010), “Robust Penalized Quantile Regression Estimation for Panel Data,” *Journal of Econometrics*, 157:2, 396-408.
- Leventis, F. and P. Palaios (2024), “Fresh Evidence from Temperature Effects on Growth and Economic Policy Uncertainty: A Panel Quantile Approach,” *The Journal of Economic Asymmetries*, 30, e00376.
- Lovell, M. C. (1963), “Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis,” *Journal of the American Statistical Association*, 58:304, 993-1010.
- Machado, J. A. F. and J. M. C. Santos Silva (2019), “Quantiles via Moments,” *Journal of Econometrics*, 213:1, 145-173.
- Mumford, J. A., Poline J. B., and Poldrack R. A. (2015), “Orthogonalization of Regressors in fMRI Models,” *PLoS One*, 10:4, 1-11.
- Newell, R. G., B. C. Prest, and S. E. Sexton (2021), “The GDP–Temperature Relationship: Implications for Climate Change Damages,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 108, 102445.
- Prasad, A., S. Elekdag, P. Jeasakul, R. Lafarguette, A. Alter, A. X. Feng, and C. Wang (2019), “Growth at Risk: Concept and Application in IMF Country Surveillance,” IMF Working Paper No. WP/19/36.
- Schularick, M. and A. M. Taylor (2012), “Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008,” *The American Economic Review*, 102:2, 1029-1061.
- Zeb, A., S. N. Mustafa, S. Jamal, S. K. H. Sherazi, and M. Ali (2025), “Climate Change and Economic Vulnerability: A Growth-at-Risk Approach to Understanding Risks in Emerging and Developing Economies,” *The Critical Review of Social Sciences Studies*, 3:3, 2207-2219.

Scenario Analysis of Physical Climate Risk: A GaR-based Approach

Chao-Min Tsai^{*}

Abstract

This research examines the effects of physical climate risks on the distribution of economic growth over the next 3 to 12 quarters. Building on the Growth-at-Risk (GaR) framework of Prasad et al. (2019), it employs a fixed-effect panel quantile regression model following Machado and Santos Silva (2019). The analysis uses quarterly panel data for 43 major economies, including Taiwan, from 2000Q1 to 2025Q1. Physical climate risks are measured by the mean, skewness, and kurtosis of monthly changes in surface temperature, which capture climate change, directional risk, and tail risk, respectively.

The empirical results show, first, that the mean temperature change has limited effects on short-term economic growth, but over longer forecast horizons, persistent temperature increases intensify downside risks to growth, especially at lower quantiles. Second, temperature skewness has a significantly negative effect on economic growth across most quantiles, suggesting that directional climate risks weaken growth momentum. Third, temperature kurtosis mainly influences downside risks when growth momentum is weak. Fourth, scenario analysis indicates that the impact of physical climate risks on growth is cumulative, and lower-quantile growth is more sensitive to shocks in mean temperature changes. Finally, higher risks of either extreme heat or extreme cold gradually worsen economic growth over the next 9 and 12 quarters with stronger negative effects at higher quantiles, highlighting the cumulative and asymmetric nature of directional climate risks. This paper suggests that focusing only on average growth effects may

^{*} Corresponding author: Chao-Min Tsai, Associate Specialist, Department of Economic Research, Central Bank of the Republic of China (Taiwan), No. 2, Sec. 1, Roosevelt Rd., Zhongzheng District, Taipei City 100243, Taiwan, R.O.C., Tel.: +886-2-23571727, E-mail: stanley76412@mail.cbc.gov.tw.

underestimate physical climate risks. Policymakers should therefore account for the full distribution of economic growth, the persistence of climate shocks, and tail risks.

Keywords: Physical Climate Risk, Mean of Temperature Changes, Skewness of Temperature Changes, Kurtosis of Temperature Changes, Scenario Analysis, Financial Conditions, Macro-Financial Vulnerability, External Uncertainty

JEL Classification: C33, O40, Q54