



國立臺灣大學理學院心理學系

碩士論文

Department of Psychology

College of Science

National Taiwan University

Master's Thesis

我們能改變政府的氣候政策嗎？

不同環境行動、政府氣候政策與文化維度之關係

Can We Change the Government's Climate Policy?

The Relationship Between Environmental Action, Climate
Policy, and Cultural Differences

徐梁育

Liang-Yu Hsu

指導教授：張仁和 博士、黃從仁 博士

Advisors: Jen-Ho Chang, Ph.D., Tsung-Ren Huang, Ph.D.

中華民國 115 年 1 月

January 2026

口試委員審定書



國立臺灣大學理學院心理學系

論文口試委員會審定書

徐梁育 先生所提論文 我們能改變政府的氣候政策嗎？

不同環境行動、政府氣候政策與文化維度之關係

經本委員會審議，符合 碩 士學位標準，特此證明。

論文考試委員會

主席 劉晏果

委員 張冰

林瑋芬

黃從仁

劉晏果

指導教授：張冰

黃從仁

所主任：周泰立

中華民國 113 年 06 月 10 日



誌謝

大學期間考了三次心理系的轉學考，一次缺考、兩次落榜。整個大學都在恐懼，會不會國三考上科學班的那個學期，是我往後人生的巔峰。幸運的是我順利考上了研究所，尤其感謝在考前每個晚上輪流被我騷擾的朋友，沒有你們的聆聽，我從一開始就不會踏入台大心理所。

在社會心理學的課堂上，第一次接觸到氣候心理學的概念，長年對環境的熱愛，讓我在入學前就訂下研究方向。常跟朋友開玩笑，整個大學的愛情運勢都拿去等價交換給教授運了。很榮幸能成為仁和老師的學生，老師願意放任我把大量時間花在永續學程、實習、與其他研究，在論文上也全力支持我做我想做的題目，就算氣候心理學在台灣不是常見的選題，仍然幫我找各種資源協助我完成分析與研究，有這樣亦師亦友的指導教授，是我的幸運。

於此同時，我也要特別感謝多位師長們，我的共同指導從仁老師的程式課程，讓我有 coding 的基礎，不僅在論文，更在許多活動專題派上用場；大學期間加入的工商心理學研究室，宗祐老師和華廷學長的領導討論與統計教學，培養了我扎實的基本功，能應對研究中不同難題；也要謝謝仲恩老師擔任我碩士雙主修的指導教授；感謝琬鈴老師慷慨的聘用我，宛若我研究所時期的衣食父母；感謝明光老師的 GIS 教學；感謝義宏學長統計上的相助，各位師長們的教導協助，才能讓我運用多項技能，順利完成研究。

也要感謝我的朋朋們一路上的陪伴與支持，心理系的揚詣、亦威、彥汝、蕙傑、社人工商 LAB，DAGME 的怡均、品蓉、品淳、勝暉，王媽媽貓園的宣淳、昱翔、嘔嘔吉拿枸杞麥冬、雄辯團的易修、昆佑、凱昱、岷芝，及族繁不及備載的雄辯仔，雄十 Ver 2.0，IPCS 心結團，國泰團，224/321 朋朋，地質朋，辯團朋，恐龍家族的昱安跟立華，及敏萱、琳貽、梁語、彧雅、湘純。

最後要感謝在心理所時期金援我的單位與長官們，環境變遷研究中心、CSRone、國泰金控永續辦公室、台灣綜合研究院的順德和婉庭，國科會/科技部，當然還有我爹娘包容我讀了這麼久的書...

本謝誌截止於 2024/6 口試，未表列的朋朋敬請移駕 IPCS 的論文誌謝：)



摘要

近年來，氣候變遷的衝擊與因應成為重要的公共議題，引起社會的廣泛關注，並積極敦促政府採取行動。多數國家都一定程度地回應了公眾的期許，開始設定淨零目標和提交國家自主貢獻 (Nationally Determined Contributions, NDCs)。然而，基於《聯合國氣候變化綱要公約》中所訂定的「共同但有區別的責任」原則，各國的減排目標存在很大差異，這使得人們無法判斷各國政府在制訂目標時，是否真的考慮了人民的意見，而設定更積極的目標。另一方面，隨著環境議題逐漸被重視，人民可以透過多樣化的環境行動，以實踐心中的環境理念。然而當個體擁有環境行動態度時，卻不一定會轉換為具體的環境行動，而轉換為環境行動時，每個人選擇的行動方法也不一樣，導致可能對政府的氣候政策制定影響力度不同。據此，本研究中使用了國際社會調查計劃 (ISSP) 環境組第三次調查的數據，探討環境行動態度如何透過三種不同環境行動 (個人環保行動、環境倡議行動、國家環保責任) 的中介，影響政府氣候政策制定的目標，以及對政府的信任和 Hofstede 六大文化維度的差異，是否會調節此中介路徑。研究結果表明，環境行動態度能顯著預測環境倡議行動和個人環保行動，而環境倡議行動和個人環保行動也能顯著預測政府設定之無條件 NDC 下，人均碳排放量減量的目標，然而僅環境倡議行動之中介效果達顯著。此外在調節式中介分析上，政府信任越高、權力距離越低、放任傾向越高的社會，其中介效果會越強，人民的態度更能改變政府政策。

關鍵字：親環境行動、氣候政策、文化維度

Can We Change the Government's Climate Policy? The Relationship Between Environmental Action, Climate Policy, and Cultural Differences



Liang-Yu, Hsu

Abstract

In recent years, the impacts of and responses to climate change have emerged as critical public issues, garnering widespread social attention and prompting active public pressure on governments to take action. Most nations have responded to these public expectations to varying degrees by establishing net-zero targets and submitting Nationally Determined Contributions (NDCs). However, grounded in the principle of "Common But Differentiated Responsibilities" outlined in the United Nations Framework Convention on Climate Change (UNFCCC), emission reduction targets vary significantly across nations. Consequently, it remains difficult to determine whether governments genuinely incorporate public opinion to establish more ambitious targets when formulating these goals. Concurrently, as environmental issues gain prominence, individuals are increasingly able to translate their environmental philosophies into practice through diverse environmental actions. However, possessing an attitude toward environmental action does not necessarily translate into concrete behavior. Furthermore, when such translation occurs, the specific methods chosen vary among individuals, potentially resulting in differing degrees of influence on government climate policy formulation. Accordingly, this study utilizes data from the International Social Survey Programme (ISSP)

Environment III Survey to investigate how attitudes toward environmental action influence government climate policy targets—specifically per capita carbon emission reductions under unconditional NDCs—through the mediation of three distinct environmental actions: private environmental behaviors, environmental advocacy, and national environmental responsibility. Additionally, the study examines whether trust in government and differences in Hofstede’s six cultural dimensions moderate these mediated pathways. The results indicate that environmental action attitudes significantly predict both environmental advocacy and private environmental behaviors. While both actions significantly predict government targets for per capita carbon emission reductions under unconditional NDCs, only the mediation effect of environmental advocacy was found to be statistically significant. Furthermore, moderated mediation analysis reveals that the mediation effect is stronger in societies characterized by higher trust in government, lower power distance, and higher indulgence. In such contexts, public attitudes possess a greater capacity to influence government policy.

Keywords: Pro-Environmental Behavior, Climate Policy, Hofstede’s Cultural Dimensions

目次



口試委員審定書.....	i
誌謝.....	ii
中文摘要.....	iii
英文摘要.....	iv
目次.....	vi
表次.....	vii
圖次.....	viii
第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機.....	1
第二節 文獻回顧.....	3
第二章 環境行動態度與環境行動：個人層次分析.....	15
第一節 研究方法.....	15
第二節 研究結果.....	18
第三章 環境行動態度、環境行動與氣候政策制定：國家層次分析.....	33
第一節 研究方法.....	33
第二節 研究結果.....	36
第四章 討論.....	50
第一節 綜合討論.....	50
第二節 研究限制與未來展望.....	53
第三節 結論.....	54
參考文獻.....	55

表次



表 1	各變項描述統計與相關分析表—個人層次.....	19
表 2	環境行動態度、個人環保行動與政府信任及 Hofstede 文化維度之階層迴歸分析.....	21
表 3	環境行動態度、環境倡議行動與政府信任及 Hofstede 文化維度之階層迴歸分析.....	25
表 4	環境行動態度、國家環保責任與政府信任及 Hofstede 文化維度之階層迴歸分析.....	30
表 5	各變項描述統計與相關分析表—國家層次.....	37
表 6	環境行動態度、個人環保行動與政府信任及 Hofstede 文化維度之階層迴歸分析.....	39
表 7	環境行動態度、環境倡議行動與政府信任及 Hofstede 文化維度之階層迴歸分析.....	41
表 8	環境行動態度、國家環保責任之迴歸分析.....	41
表 9	階層迴歸分析—無條件 NDC 人均碳排放減量.....	43
表 10	中介效果指標—無條件 NDC 人均碳排放減量.....	43
表 11	調節式中介效果指標—無條件 NDC 人均碳排放減量.....	45
表 12	階層迴歸分析—有條件 NDC 人均碳排放減量.....	45
表 13	中介效果指標—有條件 NDC 人均碳排放減量.....	45
表 14	調節式中介效果指標—有條件 NDC 人均碳排放減量.....	47
表 15	階層迴歸分析—無條件碳強度.....	47
表 16	階層迴歸分析—有條件碳強度.....	49

圖次



圖 1	個人層次研究架構圖.....	13
圖 2	國家層次研究架構圖.....	14
圖 3	政府信任、環境行動態度與個人環保行動調節關係.....	22
圖 4	權力距離、環境行動態度與個人環保行動調節關係.....	23
圖 5	個人主義、環境行動態度與個人環保行動調節關係.....	23
圖 6	成就動機、環境行動態度與個人環保行動調節關係.....	23
圖 7	不確定規避、環境行動態度與個人環保行動調節關係.....	23
圖 8	政府信任、環境行動態度與環境倡議行動調節關係.....	26
圖 9	權力距離、環境行動態度與環境倡議行動調節關係.....	26
圖 10	個人主義、環境行動態度與環境倡議行動調節關係.....	26
圖 11	成就動機、環境行動態度與環境倡議行動調節關係.....	27
圖 12	不確定規避、環境行動態度與環境倡議行動調節關係.....	27
圖 13	長期導向、環境行動態度與環境倡議行動調節關係.....	27
圖 14	放任、環境行動態度與環境倡議行動調節關係.....	28
圖 15	權力距離、環境行動態度與國家環保責任調節關係.....	31
圖 16	個人主義、環境行動態度與國家環保責任調節關係.....	31
圖 17	成就動機、環境行動態度與國家環保責任調節關係.....	31
圖 18	不確定規避、環境行動態度與國家環保責任調節關係.....	32
圖 19	長期導向、環境行動態度與國家環保責任調節關係.....	32
圖 20	放任、環境行動態度與國家環保責任調節關係.....	32
圖 21	環境行動態度與有條件 NDC 人均碳排放減量.....	34



第一章 緒論

第一節 研究動機

如何解決氣候變遷，自上世紀末以來便是重要的國際議題。截至第 27 屆聯合國氣候變遷大會，全球共有 137 個國家宣示淨零排放目標，197 個國家締約聯合國氣候變遷綱要公約 (The United Nations Framework Convention on Climate Change [UNFCCC], 2022)。而台灣政府也於 2022 年公布「2050 淨零排放政策路徑藍圖」，隔年三讀通過「氣候變遷因應法」，跟上國際趨勢，將 2050 淨零碳排列為法定目標。

然而，根據最新 COP28 全球盤點 (UNFCCC, 2023) 的結果，預估本世紀末全球氣溫將上升 2.4~2.6°C，仍明顯高於巴黎協定「全球平均氣溫升幅控制在工業化前水平以上低於 2°C 之內，並努力將氣溫升幅限制在工業化前水平以上 1.5°C 之內」的目標 (UNFCCC, 2015)，顯示各國承諾的減碳目標與實際作為仍低於預期。

其中的主要因素之一，是對於誰該為氣候變遷負責，誰又需要貢獻多少有意見上的歧異。從上世紀末的京都議定書以來，此類議題在國際間的爭論不休。例如：時任中國外交部發言人劉建超曾言：「已開發國家必須要先採取措施，然後發展中的國家如中國才須跟進。」。直至今日，這樣的爭議仍持續上演，例如美國曾於 2020 退出巴黎協定，時任總統川普認為：「該協議將破壞美國經濟，讓美國永遠處於劣勢。」。而今年 (2024) 上半年，作為共和黨總統候選人，川普團隊也再次拋出退出巴黎協定的政見 (Democratic National Committee, 2024)。又或是在剛結束的 COP28 中，印度和中國兩大排碳國，便拒絕簽署「全球再生能源及能源效率宣誓」 (Global Renewables and Energy Efficiency Pledge)，中國宣稱拒絕簽署的原因是條約為考量發展中國家的經濟成長趨勢，目標設定不公平 (Lin, 2024)。以上例子展示了不同政府拒絕履行氣候變遷行動的理由。

而在多數民主國家中，治權的基礎源自民意的展現，也因此公眾的聲音和壓力始終是政府改變的主要動力之一。許多研究表明，公眾輿論與政策制定高度相關 (Monroe, 1979, 1998)。先前的一項研究也表明，個人主義透過多種途徑影響 NDC 目標設定，包括公眾認知和壓力。例如，目前已有 39 個國家的 2100 多個地方政府宣布了「氣候緊急狀態宣言」，而這一切都是從澳大利亞墨爾本的活動家開始的 (CACE, 2024)。

不僅僅是抗議示威等激進的氣候行動可以影響政策制定，其他類型的個人或公共行動也可能影響政府。例如人們對提出氣候政策的候選人或政黨展現支持或反對，也可以促進或阻礙政府的氣候行動。如過往研究認為，川普敢於退出巴黎協定，全力追求經濟發展的決定，源自於其支持者對於氣候變遷的懷疑，與對經濟繁榮的嚮往 (Shao & Hao, 2020)。而另一方面，2019 年「Bündnis 90/Die Grünen」聯合政黨成為德國第二大政黨。隨後他們聯合其他黨派組成了氣候內閣，並通過了《德國 2030 氣候行動方案》(German 2030 Climate Action Programme)《氣候行動法》(Climate Action Law) 等一系列氣候包裹計畫。對於不熱衷參與政治的人民，即使是個人的氣候行動，也可能對氣候政策產生影響。如福島核災後，韓國首爾市民和政府協力啟動了「少一座核電廠」(One Less Nuclear Power Plant) 計畫，希望透過市民的節能行動，降低能源消耗。截至 2019 年，已有 430 萬名公民參與該項目，節省的電力相當於兩個以上核電廠的供電。

也因此，問題的源頭來到如何促使民眾願意從事環境行動或支持環境政策。解釋環保行為的模式也有很多，例如環境責任行為理論 (Theory of Environmentally Responsible Behavior, ERB)、價值-信念-準則理論 (The Value-Belief-Norm Theory or VBN, VBN)、計劃行為理論 (The Theory of Planned Behaviour, TPB) ... 等。這些模型有相似的主要路徑，但在中介變項和前置變項上略有不同。但多數理論皆認同環境行動的前置原因之一為環境態度 (Ajzen, 1988; Ajzen & Fishbein, 1985; Hines et al., 1986; Hungerford & Volk, 1990; Stern et al., 1999)。

然而多數研究主要聚焦在環境態度如何促進環境行動，以及如何強化兩者的關係，卻少有研究關注人們為什麼會選擇某些類型的環境行動，而非其他相似目標的行動，也少有研究進一步探究不同環境行動對政府的影響。部分研究

表明，政治傾向和政府信任會對是否支持氣候政策有較大的影響 (Cullerton et al., 2016; Goldberg et al., 2021; Huber et al., 2020)。而文化也可能是影響因素之一，Zheng et al. (2021) 的研究顯示個人主義與更高的國家自主貢獻目標 (Nationally Determined Contribution, NDC) 呈正相關。可能是個人主義文化鼓勵人們在公共場合表達自己的聲音，更容易為環境議題抗議或發聲。也因此本研究也將從政府信任及文化角度切入，探詢這些影響是否會改變環境態度與環境行動間的關係強弱，進而影響政府的氣候政策制定。

第二節 文獻回顧

壹、環境行動態度

「態度」(attitude) 是指一種在心理上依附於具體或抽象對象的潛在結構，通常被認為由認知、情感、意圖三個部分組成 (Breckler, 1984)。而目前對於環境態度 (Environmental Attitude) 內涵和結構尚未有普遍的定義，多數人皆認同環境態度是一種心理傾向，展現在對自然環境正面或負面評價 (Milfont, 2007)。然而對於這種心理傾向所涵蓋的構面，則有多種不同的看法。

Gifford & Sussman (2012) 認為環境態度為「對環境或環境問題的關心或關注」，為單一構面的概念；而部分學者認為環境態度包含對人類危害自然環境的認識，及保護自然的意願 (Dunlap & Jones, 2002; Franzen & Meyer, 2010)；也有學者認為在問題知覺和行動意圖外，應該加上第三個維度：情緒反應 (Diekmann & Preisendörfer, 1998; Maloney & Ward, 1973)。此外，目前三種廣泛使用且具備信效度的環境態度量表，生態量表 (Ecology Scale) (Maloney and Ward, 1973)、環境關注量表 (Environmental Concern Scale) (Weigel & Weigel, 1978)、及新環境/生態典範量表 (New Environmental/Ecological Paradigm Scale) (Dunlap and Liere, 1978, Dunlap et al., 2000) 則採用多主題多維度，涵蓋如自然環境信仰、對不同價值觀或議題的態度、環境行動的意圖、環境行動的實踐、不同環境問題的擔憂等。

由於環境態度涵蓋了多個構面，近年來環境心理學的研究或理論通常會將環境態度拆分為不同變項進行討論。Steg & Nordlund (2018) 整理了五種最常被

應用的環境行為模型：

一、計畫行為理論 (Theory of Planned Behavior, TPB) 認為環境態度、主觀規範與行為控制知覺三個變項共同決定了個人的環境行動意願 (Ajzen, 1985)，在此理論中環境態度為 Gifford & Sussman (2012) 最基本的定義，即對環境的正負向評估，並將行動意願與環境態度區隔，且前者會影響後二者。

二、保護動機理論 (Protection Motivation Theory, PMT) 認為個人會進行威脅評估 (包含威脅的嚴重性、自身的脆弱度、及威脅伴隨的獎賞) 和因應評估 (包含反應效能、自我效能、及反應成本)，並根據評估結果決定是否執行環境行動 (Rogers, 1983)。此理論將環境問題知覺與環境行動意願區分，且前者會影響後者。

三、規範激活理論 (Norm Activation Model, NAM) 認為當個體產生應該執行親環境行為的道德義務感 (即個人規範) 時，將會實施相應的環境行為，使得自身行為能與所抱持的價值體系一致。而個人規範的形塑，則會受到問題意識、責任歸屬、結果效能和自我效能四個因素影響 (Schwartz, 1977)。此理論探討了環境態度中的親環境價值觀和環境問題知覺，並將環境行動意願的範疇聚焦在道德義務感。

四、目標框架理論 (Goal-Framing Theory) 認為享樂目標 (為了感覺更好)、增益目標 (保護或增加個人資源) 和規範目標 (從事自己、重要他人、或社會覺得正確的事) 構成了環境行動的原因 (Lindenberg & Steg 2007)，此理論涉及到了環境態度中的情緒向度。

五、價值信念規範理論 (The Value-Belief-Norm Theory, VBN) 則認為親環境價值觀和生態世界觀會影響對環境保護的信念，從而形成個人規範，最後付諸環境行動，此理論著重討論環境態度中的價值觀與世界觀，並會據此形成個人信仰 (規範) (Stern, 2000)。

由上述理論可知，根據模型和研究重心的不同，環境態度的內涵也有所不同，不同研究主題會挑選感興趣的子向度進行討論。此外部分理論進一步認為環境態度包裹的子向度並非平行關係，而是具有因果關係，例如價值信念規範理論認為價值觀會促使信念的形成，而許多理論如計畫行為理論和保護動機理論，將態度和意圖/意願區分為兩個不同階段，後者與實際執行行動的關係又更近一些。

而根據過往整合分析和綜述回顧的結果，實務上也會將環境行動意願從環境態度中拆出，形成一個新的變項，且根據 MASEM 的結果，環境行動意願中介了所有其他心理變項 (包含環境態度的其他維度，與其他心理變項如自我效能、道德規範等) 對環境行動的影響 (解釋變異量為 27%) (Bamberg & Möser, 2007; Klöckner, 2013)。

而環境態度雖然測量的方式和構面不同，但在研究中都與環境行為意圖或環境行動有密切關聯。根據多個整合分析的結果，環境態度與環境行動意圖的相關性多超過 .60 (Bamberg & Möser, 2007; Morren & Grinstein, 2016)，親環境態度與環境行動也有大約 $r = .40$ 的中等相關 (Bamberg & Möser, 2007; Hines et al., 1986/87; Morren & Grinstein, 2016)。

也有學者進一步剖析親環境態度的形成階段。Bradley 等人 (2020) 認為氣候變遷的心理調適 (psychological adaptation) 是影響親環境行動的最主要原因之一，而心理適應涉及了一系列認知、情感和動機的過程，包含開始或更加關注氣候變遷問題，認識或知覺氣候變遷的影響，從而形成想要解決問題的態度，最後轉變為親環境的態度，是一個敏化 (sensitization)、(再) 聚焦 (refocusing) 或 (再) 定位 (reorientation) 的過程。

由於本研究的中介/結果變項中的「對國家環保責任」，為民意上的積極表態，本身帶有意願與行動的雙重性質，為避免構面內涵重疊，因此不會將環境行動意願納入前因進行討論。此外，由於本研究的重心在於人民是否能影響政府氣候政策，因此並不會深入探討環境態度的成因與各個維度的影響。綜合考量下，本研究所指涉的環境行動態度 (Environmental Behavior Attitude, EBA)，將擷取 Bradley 等人 (2020) 心理適應的最後階段，聚焦在解決環境問題的正負向態度，測量個體評價環境行動對自身的重要性，及和其他政策、成本或付出的比較，並不會深入探究對於環境行動的態度，是否源自於情緒、認知、價值觀等因素。

貳、環境行動作為

雖然在前一小節所言，過往研究指出環境行動態度會影響環境行動，然而近年來學者開始區分環境行動的種類，並發現環境態度對不同種類的環境行動

可能有不同程度的效果。

Hall 等人 (2018) 基於統計 (內部一致性) 結果將環保行動分類，發現在個人的親環境行動上，資源回收、搭乘大眾運輸、購買環保產品、和重複使用購物袋內部一致性低，應該分開討論；而在政策支持上，雖然五種政策涵蓋補貼、增稅、提高標準等不同政策手段，但內部一致性高，因此將政策支持歸為同一類型的環保行為。研究發現持有不同氣候變遷信念的族群，可能會有不同的行為選擇，例如懷疑論者較反對政府政策，相較之下更願意執行個人行動；而高度關注族群則更願意支持政府政策，相對較少執行個人行動。

Broomell 等人 (2015) 基於研究設計，將氣候變遷行動意願的測量方式分為一般性行動意願和具體性行動意願，前者量表問題詢問是否有從事氣候變遷減緩行動的意向，但並未明確指涉哪一類的行動；後者則是在量表上明確詢問是否有從事特定行動項目的意願，結果發現環境價值觀/世界觀對兩者的影響皆為顯著，但對具體行動意願的影響程度大於一般行動意願。此外，Bain 等人 (2015) 則將氣候變遷減緩行為分為公民行動 (如連署、加入環保團體、示威抗議、志工或自願宣傳、抵制等)、個人行動 (節能減碳、綠色消費、低碳飲食等)、和捐贈行動 (捐款給環保組織) 三類。

除了上述的分類方式外，亦有學者將環境行動依照執行成本的高低，或產生的結果直接/間接影響環境進行分類。

低成本假說 (low-cost hypothesis) 認為行為成本會調節環境態度對環境行為的影響，成本並不僅限於經濟層面上的付出，還包含時間、勞力、或情緒減損等層面。而與高成本的环境行動相比，態度更能預測低成本的环境行動 (Diekmann & Preisendörfer, 2003; Stern, 1992)。例如人們關心環境的人更願意去從事低成本行為如資源回收、節能省電、或綠色採購，但較不願意從事高成本的行為如改搭大眾運輸工具 (Diekmann & Preisendörfer, 1998, 2003; Kollmuss & Agyeman, 2002)。

而直接或間接行為，係以行動的後果是否會直接對環境產生影響，亦或是需要透過代理人或其他形式轉化才會產生成效。例如做為消費者和行動者，改變自己的生活方式，減少溫室氣體排放或環境破壞，即是直接行為；而若做為選民，支持提倡氣候變遷政策的政黨，使氣候變遷政策更能夠被推行，則屬於間接行為。無論直接或間接，都是重要的環境行動方向，前者雖然影響較小，

但效果立竿見影，後者雖然沒有直接影響，但可能是大規模改變的開端 (Bord et al., 1998; Kollmuss & Agyeman, 2002)。

過往研究也發現直接和間接行動受到不同的因素影響。例如 Kollmuss 和 Agyeman (2002) 的研究指出，環境知識和態度對間接行動的影響可能比對直接行動的影響更大，高度關注環境的人不一定願意改變生活方式，但更願意接受環保政策 (如提高燃油稅) 的改革。Minton 和 Rose (1997) 則發現環境關注可以更好的預測間接行動 (如連署倡議，或為清潔能源支付更高的電費)，而相較之下個人規範則是影響直接行動 (如資源回收或綠色購物) 較為重要的變項。

而依成本高低的分類方式和直接間接的分類方式並無本質上的衝突，過去便有學者將兩者整合討論。例如 O'Connor 等人 (2002) 除了區分投票意願和個人環保行動，還額外將環保行動進行成本高低的分類；Tobler 等人 (2012) 透過主成分分析，將氣候友善行動分出兩個維度 (直接/間接、低成本/高成本)，如日常消費習慣改變是直接低成本行為，避免汽車或飛機使用為直接高成本行為，支持補貼政策為間接低成本行為，支持二氧化碳總量管制為間接高成本行為。而結果發現總體而言氣候變遷意願與所有類型的環境行為皆呈正相關，但環境關注較能預測直接低成本行為，反之人們較不願意從事間接高成本行為。此外，在低成本行為中，可以發現積極溢出效應 (Positive Spillover Effect)，即直接低成本行為與間接低成本行為有強烈的正相關，願意改變日常消費習慣的人，通常也不會排斥支持補貼政策。

然而可以發現，過往研究確實將間接行為和直接行為依照成本高低進行分類，然而在直接行為時，成本高低的判斷依據是執行行動的難易程度，反之，在間接行為時，成本高低的判斷依據是受間接影響之政策結果的難易程度，而非該間接行動本身的難易程度。

為補齊過往研究缺口，本研究挑選了個人環保行動、環境倡議行動、與國家環保責任三種類型的環境行動作為研究對象，其中個人環保行動依照題幹敘述，屬於成本較低的直接行為，環境倡議行動屬於行動上高成本的間接行為。而國家環保責任較為特殊，對於個體而言，評價國家應負擔的責任高低，通常只是意願或責任感的展現。然而對於政府而言，民調或社會調查 (如本研究所使用的社會變遷基本調查) 中的積極表態 (相對於不表態)，即是一種民意的展現，透過民調結果向政府施壓，某種程度上也屬於倡議的範疇，因此本研究認

為國家環保責任屬於行動上低成本的間接行為。

據此，本研究認為環境行動態度可以預測環保行為，其中對個人環保行動和國家環保責任的預測效果較強，對環境倡議行動的預測效果較弱。



參、環境行動與政策制定

在多數民主國家中，治權的基礎源自民意的展現，也因此公眾的聲音和壓力始終是政府改變的主要動力之一。許多研究表明，公眾輿論與環境和氣候政策的制定高度相關 (Burstein, 2003; Lorenzoni et al., 2007; Monroe, 1979, 1998; Shapiro, 2011)。

而近年來，許多國家如英國、法國、韓國，甚至將公民審議納入氣候政策制定的法定流程。法國於 2019 年成立了法國氣候公民大會 (Citizen's Climate Convention, CCC)，其中納入修法的公民提案包含再生能源發電的直接參與，氣候變遷與生物多樣性入憲並起動修憲公投，禁止廣告高碳排產品、消費產品加上碳評分等 (林琇娟，2022)。而在韓國情況相反，因為碳中和公民大會中，公民對氣候變遷政策的支持程度不如預期，使得相關的碳中和政策 (如電動車比例設定目標) 進度放緩 (탄소중립시민회의 참여시민단, 2021)。

在影響政府氣候政策中，形式激烈、成本高的倡議、連署或遊行，皆扮演舉足輕重的角色。Kallis (2011) 認為當前的環境政策變革 (或綠色革命)，屬於派典轉移的階段，依照 Korten (2009) 的觀點來看，社會的變革始於少數人的對話，當這些對話形成新的文化敘事，將挑戰既有的主流觀念，並促成小規模的社會動員，最後逐步擴展成廣泛的社會運動，改變既有的社會結構。例如目前已有 39 個國家、2100 多個地方政府公布了「氣候緊急狀態宣言」(Climate Emergency)，而一切的開端始於一場舉辦在澳大利亞墨爾本的倡議活動 (CACE, 2023)。也因此 Zheng 等人 (2021) 認為個人主義高的國家有較積極的減碳目標設定，其中的主要原因之一，便是個人主義對公眾認知與倡議行動的調節效果，個人主義會促成更多的抗議與倡議，讓政府更有壓力執行積極的減碳措施。

不僅僅是抗議示威等激進、高成本的間接環境行動可以影響政策制定，溫和、低成本的政治參與，如投票支持/反對提出氣候政策的候選人或政黨，公開

表態對環境政策的看法等公共行動，也可能影響政府決策。如過往研究認為，川普敢於退出巴黎協定，全力追求經濟發展的決定，源自於其支持者對於氣候變遷的懷疑，與對經濟繁榮的嚮往 (Shao & Hao, 2020)。另一方面，2019 年「Bündnis 90/Die Grünen」聯合政黨成為德國第二大政黨。隨後他們聯合其他黨派組成了氣候內閣，並通過了《德國 2030 氣候行動方案》(German 2030 Climate Action Programme)《氣候行動法》(Climate Action Law) 等一系列氣候包裹計畫。

對於不熱衷參與政治的人民，即便是個人的氣候行動，也可能對氣候政策產生影響。Stern (2000) 認為，在制定氣候變遷減緩政策時，必須考量公民是否能配合實現個人態度和生活方式的長期改變。政策的成功不僅仰賴人民對氣候變遷的認識，更需要人民有關心氣候變遷的意願，並採取個人減緩行動的動力與能力。如果氣候變遷減緩政策缺乏人民的配合，政策可能被公民無視和抵制，導致目標無法達成 (Lorenzoniet al., 2007)。

舉例而言，福島核災後，韓國首爾市政府於 2012 年啟動了「少一座核電廠」(One Less Nuclear Power Plant) 計畫，希望透過市民的節能行動與再生能源發電，節省 200 萬噸當量的能源消耗。而由於是市民的協力配合，於 2014 年 6 月就提前半年達標，讓首爾市政府有底氣於 2014 年 8 月啟動更有野心的第二階段計畫。截至 2019 年，已有 430 萬名公民 (約佔首爾市人口的 43%) 參與該項目，節省的電力相當於兩個以上核電廠的供電 (Kim, Y., 2012; USE, 2024)。

據此，本研究認為環保行動可以有效預測政府的政策制定，其中環境倡議行動對政府政策制定的預測效果較強，個人環保行動與國家環保責任的預測效果較弱。

此外，實證研究也表明一國國民對氣候變遷的態度，與該國的溫室氣體排放量減少有關，當認為氣候變遷是重要議題的人數增加 1%，溫室氣體排放量就會減少 0.49% (Tjernström & Tietenberg, 2008)。然而該研究並未進一步探討氣候變遷態度透過甚麼樣的方式影響了溫室氣體排放，以及政府在其中扮演的角色。

有鑑於過往並未將不同種環境行動對政府政策的影響進行平行比較，為進一步釐清其中關係，本研究將探討三種不同的環境行動對政府政策制訂的影響，並假設環境行動態度會透過環保行動的中介，影響政府的氣候政策制定。



肆、政府信任之調節機制

在前一節中，在多數民主國家中，治權的基礎源自民意的展現，然而這種機制的運行，有賴人民對政府的信賴，及政府對民意的尊重。若人民對政府不信任，則可能反對或不願意支持政府提出的環境政策，不遵守環境政策的規範，或消極對待政府制訂的環境目標 (Gifford, 2011; Jagers, 2018; Terwel, 2009)。瑞典的研究發現當人民越信任政府，越有可能支持碳稅開徵 (Harring & Jagers, 2013)。跨國研究也發現，公民對政府提供的資訊信任度越高的國家，溫室氣體排放量的減少幅度也越大 (Tjernström & Tietenberg, 2008)。

雖然研究多支持政府信任有助於人民與政府合作關係的建立，但對於政府信任是否會影響個人行為，卻有不同的看法。跨國資料的研究發現，政府信任與願意為環境犧牲經濟利益的意願有正相關 (Franzen & Vogl, 2013; Harring, 2013)。而其他研究卻認為政府信任雖然顯著預測了環境行動意願，但並不會影響環境激進主義本身 (Macias & Williams, 2016)，而 Duit (2010) 的跨國研究也認為政府信任與綠色消費或參與環保團體沒有相關。Taniguchi 和 Marshall (2018) 的研究則指出政府信任只能夠預測行動意願和個人環保行動，與公共性的環境行動則沒有顯著相關。其原因可能是雖然對政府的信任會讓人民更願意在有意見時向政府提出建言，但更透明廉能的政府也伴隨著較良好的施政品質，施政問題相較之下較少，並不需要過於頻繁的倡議或聯署，從而抵銷了政府信任的效用。

根據上述結果，本研究認為政府信任會正向調節環境行為態度透過個人環保行動和國家環保責任的中介，正向預測氣候政策制定的效果；而在環境行為態度透過環境倡議行動的中介影響氣候政策制定的路徑中，政府信任的調節式中介效果可能較弱或不顯著。

伍、Hofstede 文化維度理論與其調節機制

文化是個體做出抉擇時重要的影響因素之一，有時候我們內在已經形塑了某種態度或意願傾向，卻因為外在文化的影響，從而阻礙 (或促進) 是否真的付

諸行動，或願意從事的行動成本高低。Tam 和 Chan (2017) 認為某些心理障礙 (psychological barriers) 是由文化模式造成的，例如個人對於環境宿命論的觀點，可能反應了文化對於個人控制和外部控制的普遍信念。

而最常見的文化差異理論便是 Hofstede (1984, 2010) 的文化維度理論，該理論透過因素分析，將不同文化間的差異歸納成 6 種不同的文化維度，分別是：

一、權力距離 (power distance index, PDI)：代表組織、社會或家庭中，權力較弱的成員接受和期望權力分配不平等的程度。

二、個人主義 (individualism, IDV)：代表社會成員相互依賴的程度，涉及個體自我形象是「我」還是「我們」。

三、不確定性規避 (uncertainty avoidance index, UAI)：代表社會對模糊性的容忍度，即人們願意接受或設法避免意外、未知或脫離現狀的事件的程度。

四、成就與成功動機 (Motivation towards Achievement and Success, MAS)：代表社會由成就、競爭和成功驅動，成功與否由獲勝者/領先者定義，崇尚較為陽剛的倫理觀。

五、長期導向 (long term orientation, LTO)：代表社會在面對現在和未來的挑戰時，是否與過去保持一定的關係，分數越低代表越重視傳統，分數越高則更傾向依照實際狀況調適與解決問題。

六、放任與約束 (indulgence vs restraints, IVR)：代表社會規範賦予公民實現人類慾望和衝動的自由程度。

過往研究有大量研究探討個人主義對於環境行動的影響，Tam 和 Chan (2017) 的研究則發現個人主義會顯著的調節環境關注與親環境行為間的關係，無論該行為是私領域或公領域。Morren 和 Grinstein (2016) 的整合分析發現在個人主義盛行的國家，環境行動意願更可能被轉化為實際行為。Zheng 等人 (2021) 認為已開發國家和個人主義盛行的國家，利害關係人更願意表達自己的意見，包含參與議和、表達個人看法、乃至發起倡議行動，並透過上述行動影響政府決策。然而 Morren 和 Grinstein (2016) 和 Zheng 等人 (2021) 都未能排除個人主義與已開發國家間的混淆關係，尤其是根據環境庫茲涅茨曲線 (Environmental Kuznets Curve)，當經濟發展到一定的水平時，社會會開始追求環境品質，更多人會展現親環境態度，並進行親環境行動 (Beckerman, 1995)。也有研究在考量 GDP 的影響後，發現個人主義與綠色採購並無顯著關聯 (Liobikiene et al.,

2016)。

除了個人主義外，長期導向也是環境行動中常被提起的文化因素。Giddens (2009) 提出了紀登斯悖論 (Giddens's paradox)，由於氣候變遷造成的損害不是明顯且立即可見的，因此雖然未來的潛在損失很嚴重，但大多數人仍會袖手旁觀，不採取任何行動。而文化差異將進一步放大這樣的現象，根據 Milfont 等人 (2012) 整合分析的結果，更注重當下而非未來的人，通常較少表現出親環境行為。Tam 和 Chan (2017) 的研究則指出短期導向會負向調節環境關注與公共領域親環境行動間的關係。Zaval 等人 (2015) 也發現當遺產動機 (legacy sake) 被刺激時，對環境組織的捐款和環境行動意願都會增加。

最後，在放任與約束的維度中，普遍認為在放任的文化下，性格特徵或價值觀更能夠被展現，從而更好的預測行為 (Roccas & Sagiv, 2010)。Tam 和 Chan (2017) 的研究則指出放任可以正向調節多數環境關注與親環境行動組合的關係。

據此，本研究將也探討文化差異如何調節環境行為態度透過環保行動正向預測氣候政策制定的間接效果。

陸、小結

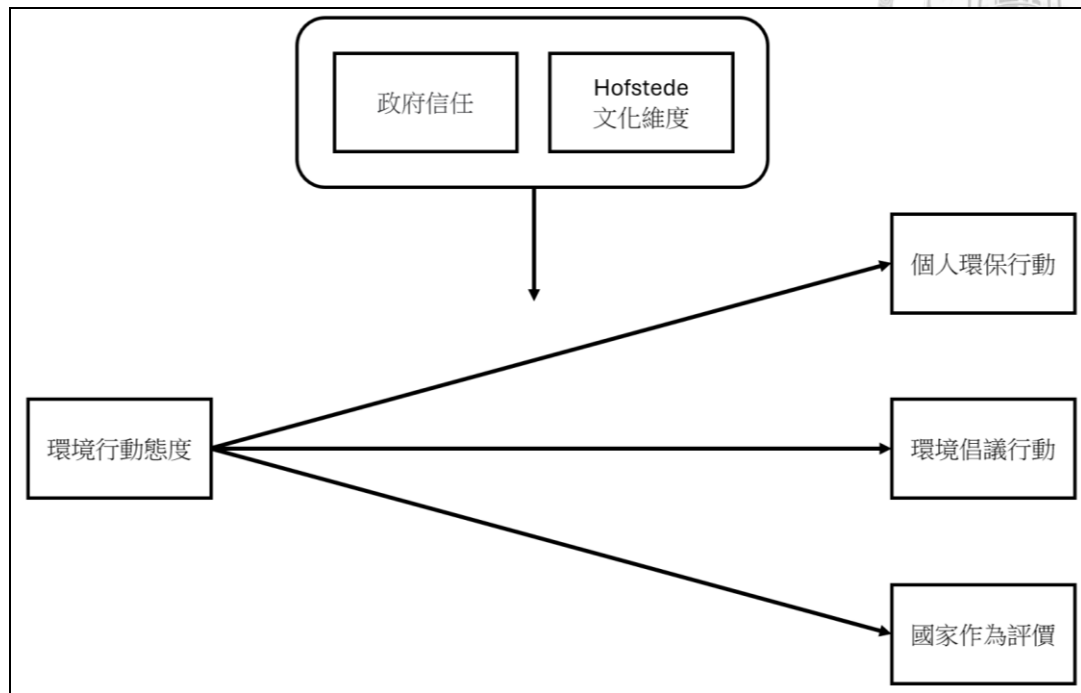
綜合以上文獻，本研究希望探究環境行動態度如何透過不同類型的環境行動的中介，影響政府氣候政策之制訂，以及政府信任和文化差異是否能調節此中介機制中，以作為未來強化環境行動與政策的方向。

由於本研究多數變項屬於個人層次，但氣候政策制定的變項屬於國家層次，為能更精確地捕捉其中關係，本研究將分為個人層次與國家層次兩個部分進行研究假設和統計分析。

本研究對於個人層次的分析提出以下假設，研究架構如 (圖 1) 所示：

圖 1

個人層次研究架構圖



首先，本研究將驗證環境行動態度對不同種類環保行動的預測效果，環境行動態度越高，環保行動越積極。

假設一：環境行動會正向預測 (a) 個人環保行動 (b) 環境倡議行動 (c) 國家環境責任。

接著，本研究將驗證政府信任對環境行動態度與不同種類環保行動關係的調節作用。

假設二：政府信任會正向調節 (a) 環境行動態度與個人環保行動間的正向關係 (b) 環境行動態度與環境倡議行動的正向關係 (c) 環境行動態度與國家環境責任的正向關係。

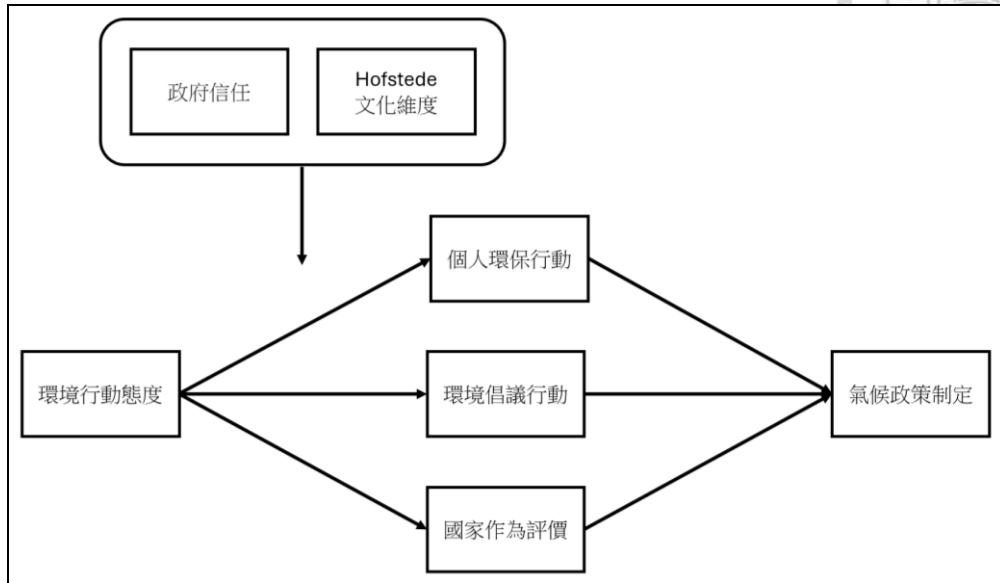
最後，本研究將驗證 Hofstede 文化維度理論中的六種文化差異，對環境行動態度與不同種類環保行動關係的調節作用。

假設三：Hofstede 文化維度會調節環境行動態度與環保行動間的關係。

而本研究對於國家層次的分析提出以下假設，研究架構如 (圖 2) 所示：

圖 2

國家層次研究架構圖



首先，本研究將驗證環境行動態度對不同種類環境行動的預測效果，環境行動態度越高，環保行動越積極。

假設一：環境行動會正向預測 (a) 個人環保行動 (b) 環境倡議行動 (c) 國家環境責任。

接著，本研究將驗證不同種類環保行動對氣候政策制定的預測效果

假設二：(a) 個人環保行動 (b) 環境倡議行動 (c) 國家環境責任越積極，氣候變遷政策越積極。

再來，我們會驗證環境行動態度透過不同種類環境行動的中介，影響氣候政策的間接效果。

假設三：環境行動態度會透過 (a) 個人環保行動 (b) 環境倡議行動 (c) 國家環境責任的中介，影響氣候變遷政策，環境行動態度越積極，氣候政策越積極。

最後，本研究將驗證政府信任和 Hofstede 文化維度理論對氣候政策的調節式中介效果。

假設四：政府信任可以調節環境行動態度透過環境行動影響氣候政策之間接效果。政府信任越高，上述間接效果越強。

假設五：Hofstede 文化維度可以調節環境行動態度透過環境行動影響氣候政策之間接效果。



第二章 環境行動態度與環境行動：個人層次分析

第一節 研究方法

壹、資料來源

本研究的問卷題目來自國際社會調查計畫 (International Social Survey Program, 下簡稱 ISSP) 的環境組第三波調查 (ISSP Research Group, 2019) 。ISSP 是一個國際性的長期社會變遷調查計畫，每一年會針對不同主題進行調查，其中 1993、2000、2010、及 2020 為環境組的調查，題組著重在環境、氣候變遷和環境保護議題。

本研究採用的數據來自環境組第三波調查，調查期間為 2010-2012 年，受訪者來自 36 個國家 (阿根廷、奧地利、比利時、保加利亞、克羅埃西亞、智利、丹麥、德國、芬蘭、英國、以色列、日本、加拿大、拉脫維亞、墨西哥、紐西蘭、挪威、菲律賓、俄羅斯、瑞典、瑞士、斯洛伐克、斯洛維尼亞、西班牙、捷克、美國、韓國、台灣、南非、土耳其、法國、立陶宛、澳大利亞、冰島、荷蘭及葡萄牙)，抽樣方法以因國家而異，但以多層次分層抽樣為主。全部樣本人數為 50437 人，受訪者均為 18 歲以上 (芬蘭為 15 歲以上，日本為 16 歲以上)。

剔除無效樣本後，有效樣本數共 35041 人。其中每個國家的樣本數介於 652 人到 3029 人之間，總體而言生理男性佔比 54.0%、生理女性佔比 46.0%；年齡分布 15-19 歲 3.3%、20-39 歲 32.7%、40-59 歲 36.4%、60 歲以上 27.6%。

貳、研究變項



一、預測變項－環境行動態度

變項採用 ISSP (2010) 的第 32 題到第 34 題，題目分別為：「對您而言，要為環境做些事太困難。」、「就算要多花些金錢或時間，您也願意為環境做些正確的事。」、「生活中有比保護環境更重要的事。」，以李克氏五點量尺評估 (1 是非常同意，5 是非常不同意)，將各題題項分數調整為同方向後，三題平均做為環境行動態度指標，分數愈高表示愈支持環境行動。在本研究之信度 Cronbach's $\alpha = .414$ ，雖然 Cronbach's α 的值較低，但考量本量表僅有三題，題項少時內部一致性係數會較低，因此仍予以採納。

二、結果變項－國家環保責任

變項採用 ISSP (2010) 的第 48 題，題目為：「在全球環境保護上有些國家比其他國家做的更多。一般來說，請問您覺得台灣做了多少？」，以李克氏三點量尺評估 (1 是做了很多，2 是剛好，3 是做了太少)，分數愈高表示愈覺得本國有責任投入環境保護。

三、結果變項－個人環保行動

變項採用 ISSP (2010) 的第 55 題、第 58 題、第 60 題，題目分別為：「請問您常不常為了資源回收特地對玻璃、鋁罐、塑膠或報紙做分類？」、「請問您常不常為了環保而減少家裡使用的能源或燃 (油) 料?」、「請問您常不常為了環保而刻意不買某些產品？」，以李克氏四點量尺評估 (1 為總是、4 為從不)，將各題題項分數反項計分後，三題平均做為個人環保行動指標，分數愈高表示愈常從事個人環保行動。在本研究之信度 Cronbach's $\alpha = .619$ 。

四、結果變項－環境倡議行動

變項採用 ISSP (2010) 的第 62 題到第 64 題，題目分別為：「在過去五年間，請問您有沒有連署一份有關環保議題的請願書」、「在過去五年間，請問您有沒有捐款給環保團體」、「在過去五年間，請問您有沒有參加有關環保議題的抗議行動或遊行」，(1 為有、2 為沒有)，將各題題項分反項計分後，三題平均做為環境行動態度指標，分數愈高表示愈常從事環境倡議行動。在本研究之信度 Cronbach's $\alpha = .531$ 。

五、調節變項－政府信任

變項採用 ISSP (2010) 的第 13 題與第 14 題，題目分別為：「通常我們可以相信政府官員所做的事是對的。」、「大多數政治人物從政，只是為了個人利益。」，以李克氏五點量尺評估 (1 是非常同意，5 是非常不同意)，將各題題項分數調整為同方向後，兩題平均做為政府信任指標，分數愈高表示愈信任政府。

六、調節變項－Hofstede 文化維度

文化維度的衡量採用 Hofstede 文化維度理論 (Hofstede, 1980; 2001; 2010) 建構的文化指標，六個構面分別為：權力距離 (Power Distance Index，下簡稱 PDI)、個人主義 (Individualism，下簡稱 IDV)、成就動機 (Motivation towards Achievement and Success，舊稱為 Masculinity，下簡稱 MAS)、不確定規避 (Uncertainty Avoidance Index，下簡稱 UAI)、長期導向 (Long Term Orientation，下簡稱 LTO) 及放任與約束 (Indulgence versus Restraint，下簡稱 IVR)，數據來源包括 Hofstede (2010)、Almutairi, Heller, & Yen (2020)、及 Minkov & Kaasa (2022) 的研究統計結果。此外由於權力距離、成就動機、與不確定規避缺少冰島的分數，放任與約束缺少以色列的分數，此四個調節變項將缺少一個國家的資料納入調節分析。

七、控制變項

根據過往研究，研究一將控制生理性別 (女性為 0，男性為 1)、年齡、教育程度 (無正式教育= 0、國小= 1、國中= 2、高中= 3、大學在學或肄業= 4、大學畢業或以上= 5)、與社經地位 (自認為最底層為 1，自認為最頂層為 10)，所有資料皆源自 ISSP 問卷調查。

第二節 研究結果



壹、相關分析

研究一中控制變項與研究變項的平均值、標準差、相關係數、及 Cronbach's alpha 如 (表 1) 所示。由於本研究樣本數極大，極小的相關性 ($r \approx .01$) 就會使 $p < 0.05$ ，為求研究結果的嚴謹性，將顯著的門檻調整為 $*p < .01$ 、 $**p < .001$ 。

從相關分析的結果可以發現，環境行動態度與個人環保行動 ($r = .39, p < .001$)、環境倡議行動 ($r = .26, p < .001$)、及國家環保責任 ($r = .11, p < .001$) 皆呈顯著正相關，與研究假設的預期方向一致。

此外，在調節變項上，政府信任與個人環保行動 ($r = .04, p < .001$)、環境倡議行動呈顯著正相關 ($r = .07, p < .001$)，與國家環保責任呈顯著負相關 ($r = -.12, p < .001$)。

而 Hofstede 的六項文化維度指標上，權力距離與個人環保行動 ($r = -.06, p < .001$) 和環境倡議行動 ($r = -.14, p < .001$) 呈顯著負相關，與國家環保責任呈顯著正相關 ($r = .13, p < .001$)。個人主義與個人環保行動 ($r = .25, p < .001$) 和環境倡議行動 ($r = .18, p < .001$) 呈顯著正相關，與國家環保責任呈顯著負相關 ($r = -.14, p < .001$)。成就動機與個人環保行動 ($r = .04, p < .001$) 呈顯著正相關，與環境倡議行動 ($r = .00, p = .423$) 和國家環保責任 ($r = -.01, p = .143$) 無顯著相關。不確定規避與個人環保行動 ($r = -.01, p = .067$) 無顯著相關，與環境倡議行動 ($r = -.10, p < .001$) 呈顯著負相關，與國家環保責任呈顯著正相關 ($r = .24, p < .001$)。長期導向與個人環保行動 ($r = .19, p < .001$) 和環境倡議行動 ($r = .04, p < .001$) 呈顯著正相關，與國家環保責任呈顯著負相關 ($r = -.02, p < .001$)。放任傾向與個人環保行動 ($r = .09, p < .001$) 和環境倡議行動 ($r = .12, p < .001$) 呈顯著正相關，與國家環保責任呈顯著負相關 ($r = -.10, p < .001$)。

表 1

各變項描述統計與相關分析表—個人層次

	平均數	標準差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
控制變項																	
1. 性別	0.52	0.50															
2. 年齡	46.78	16.95	-.02**														
3. 教育程度	2.94	1.46	-.02**	-.20**													
4. 社經地位	5.32	1.77	-.04**	-.04**	.32**												
研究變項																	
5. 環境行動態度	3.23	0.72	.05**	.03**	.19**	.17**	(.414)										
6. 個人環保行動	2.55	0.74	.06**	.18**	.11**	.09**	.38**	(.619)									
7. 環境倡議行動	1.11	0.22	-.00	-.10	.20**	.14**	.26**	.26**	(.531)								
8. 國家環保責任	2.42	0.65	.08**	-.07**	.08**	-.06**	.13**	.03**	.09**								
調節變項																	
9. 政府信任	2.50	0.90	.01	.03**	.08**	.15**	.10**	.04**	.07**	-.12**							
10. 權力距離	52.13	20.98	.02*	-.06**	-.09**	-.24**	-.14**	-.10**	-.14**	.13**	-.17**						
11. 個人主義	61.93	19.68	-.03*	.16**	.13**	.22**	.19**	.29**	.18**	-.14**	.13**	-.50**					
12. 成就動機	47.73	22.39	.00	-.03**	-.10**	-.04**	-.02**	.02**	-.00	-.01	-.11**	.22**	-.33**				
13. 不確定規避	67.85	19.68	-.01	-.01	-.08**	-.19**	-.07**	-.02**	-.09**	.24**	-.24**	.44**	-.12**	.03**			
14. 長時間	52.11	18.65	-.03**	.10**	.19**	.02*	.080**	.24**	.03**	-.02**	-.01	-.11**	.37**	-.05**	.10		
15. 放任約束	52.77	18.29	-.01*	-.00	-.00	.14**	.17**	.07**	.11**	-.10**	.19**	-.41**	.10**	.06**	-.42**	-.34**	

註：1. 性別：女 = 0、男 = 1

2. 教育程度：無正式教育 = 0、國小 = 1、國中 = 2、高中 = 3、大學在學或肄業 = 4、大學畢業或以上 = 5

3. 社經地位：自認為最底層為 1，自認為最頂層為 10

$N = 35041$. * $p < .01$, ** $p < .001$. Cronbach's α 係數在對角線上



二、對個人環保行動之分析

本研究以階層迴歸分析進行假設驗證，分析結果如 (表 2) 所示。假設 1-a 以個人環保行動為結果變項，先放入控制變項 (生理性別、年齡、社經地位、教育程度) 以排除人口學變項的影響，再放入預測變項 (環境行動態度) 進行迴歸分析。結果顯示環境行動態度對個人環保行動的預測效果達顯著 ($\beta = .36, p < .001$)，環境行動態度越積極時，會更願意從事個人環保行動，故假設 1-a 獲得支持。

由於政府信任為個人層次的變項，因此一樣使用階層迴歸分析進行調節效果的驗證。假設 2-a 在假設 1-a 驗證的步驟上，再放入調節變項 (政府信任) 與交互作用項 (環境行動態度 \times 政府信任) 進行迴歸分析。結果顯示政府信任主要效果不顯著 ($\beta = -.01, p = .307$)，交互作用項效果顯著 ($\beta = .02, p = .002$)，即政府信任會正向調節環境行動態度與個人環境行動間的正向關係 (如圖 3 所示)。假設 3 為 Hofstede 六大文化維度對環境行動態度與個人環保行動調節效果的驗證，由於 Hofstede 文化維度為國家層次的變項，其他預測變項、結果變項、及控制變項屬於個人層次的變項，巢套於國家層次之下，為避免虛假相關 (spurious relationship) 或缺乏獨立性 (lack of independence) 之問題，因此在調節變項的驗證上，本研究使用階層線性模型 (Hierarchical Linear Modeling)，將環境行動態度、控制變項、和交互作用項設為固定效果 (fixed effect)，截距和調節作用項按照國家為主體設為隨機效果 (random effect)。分析結果如 (表 2) 所示。

權力距離主要效果不顯著 ($\beta = -.07, p = .320$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.03, p < .001$)，即權力距離會負向調節環境行動態度與個人環保行動間的正向關係 (如圖 4 所示)。個人主義主要效果顯著 ($\beta = .29, p < .001$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .01, p = .006$)，個人主義本身會顯著正向預測個人環保行動，且個人主義會正向調節環境行動態度與個人環保行動間的正向關係 (如圖 5 所示)。成就動機主要效果不顯著 ($\beta = .07, p = .226$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.02, p < .001$)，成就動機本身不會預測個人環保行動，但成就動機會負向調節環境行動態度與個

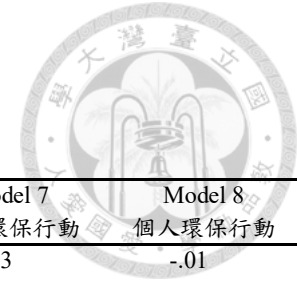


表 2

環境行動態度、個人環保行動與政府信任及 Hofstede 文化維度之階層迴歸分析

變項	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
	個人環保行動	個人環保行動	個人環保行動	個人環保行動	個人環保行動	個人環保行動	個人環保行動	個人環保行動
截距	-.00	-.01	-.02	-.05	-.02	-.02	-.03	-.01
控制變項								
生理性別	.04**	.04**	.06**	.06**	.06**	.06**	.07**	.07**
年齡	.19**	.18**	.14**	.14**	.14**	.14**	.14**	.14**
教育程度	.07**	.07**	.06**	.06**	.06**	.06**	.06**	.06**
社經地位	.02**	.02**	-.00	-.00	-.00	-.00	-.00	.00
獨變項								
環境行動態度 (EBA)	.36**	.36**	.29**	.29**	.29**	.29**	.29**	.29**
調節變項								
政府信任		-.01						
權力距離			-.07					
個人主義				.29**				
成就動機					.07			
不確定規避						-.04		
長期導向							.16	
放任約束								.08
交互作用								
EBA*政府信任		.02*						
EBA*權力距離			-.03**					
EBA*個人主義				.01*				
EBA*成就動機					-.02**			
EBA*不確定規避						-.02**		
EBA*長期導向							-.01	
EBA*放任約束								-.00
調整後 R ²	.18	.18						
F	1536.43**	1100.31**						
自由度	35041	35041						

註：數值為標準化迴歸係數
* $p < .01$, ** $p < .001$.

人環保行動間的正向關係(如圖 6 所示)。不確定規避主要效果不顯著 ($\beta = -.04, p = .582$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.02, p < .001$)，不確定規避會負向調節環境行動態度與個人環保行動間的正向關係(如圖 7 所示)。長期導向主要效果不顯著 ($\beta = .16, p = .019$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = -.01, p = .159$)。放任傾向主要效果不顯著 ($\beta = .08, p = .191$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = -.00, p = .503$)。

圖 3

政府信任、環境行動態度與個人環保行動調節關係關係

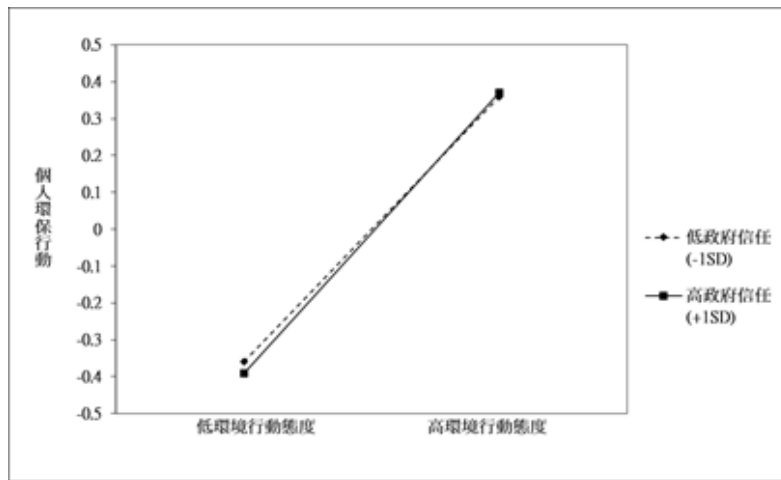


圖 4

權力距離、環境行動態度與個人環保行動調節關係

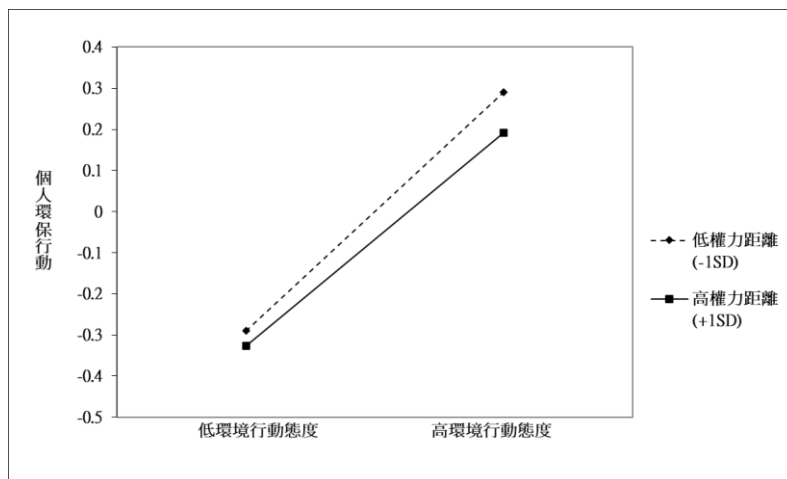


圖 5

個人主義、環境行動態度與個人環保行動調節關係

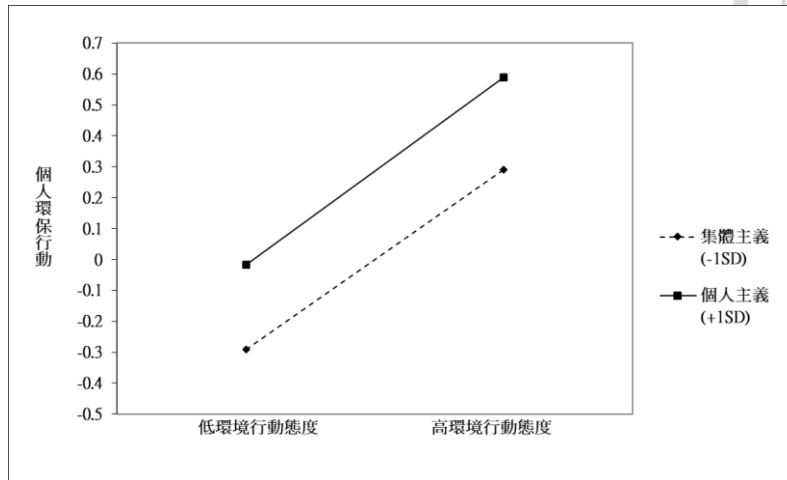


圖 6

成就動機、環境行動態度與個人環保行動調節關係

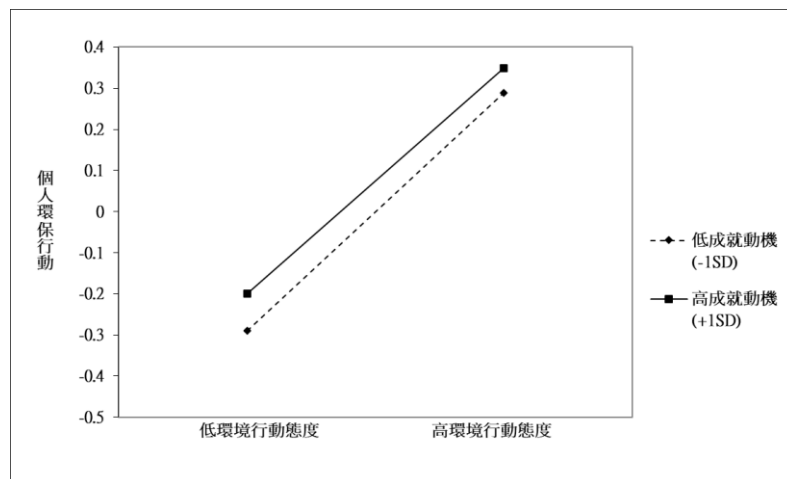
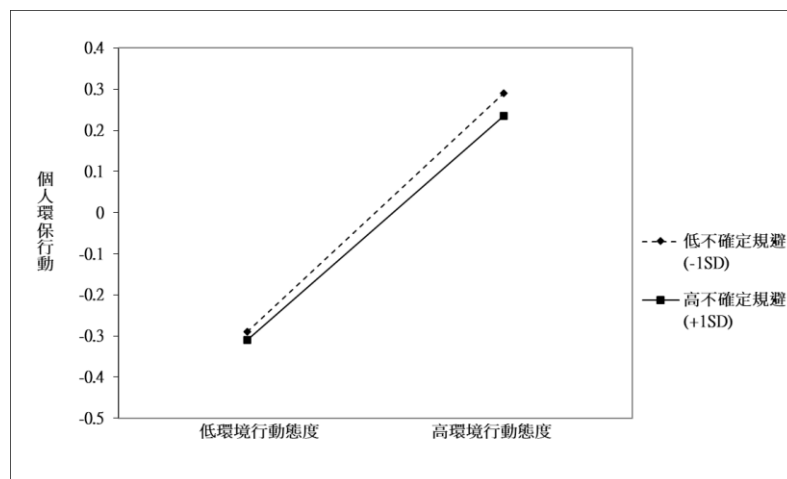


圖 7

不確定規避、環境行動態度與個人環保行動調節關係



三、對環境倡議行動之分析



本研究與前述假設 1-a 的驗證方式相仿，假設 1-b 以環境倡議行動為結果變項，再放入相同的控制變項與預測變項進行迴歸分析。結果顯示環境行動態度對環境倡議行動的預測效果也達顯著 ($\beta = .214, p < .001$)，環境行動態度越積極時，會更願意進行環境政策的倡議，故假設 1-b 獲得支持。

假設 2-b 與假設 2-a 的驗證方式相仿，僅結果變項不同。結果顯示政府信任的主要效果顯著 ($\beta = .034, p < .001$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .023, p < .001$)，即政府信任會顯著正向預測環境倡議行動，也會正向調節環境行動態度與環境倡議行動間的正向關係 (如圖 8 所示)。

假設 3 為 Hofstede 六大文化維度對環境行動態度與環境倡議行動調節效果的驗證，屬於國家層次對個人層次變項的調節，故沿用階層線性模式分析，結果如 (表 3) 所示。其中，權力距離主要效果顯著 ($\beta = -.09, p = .002$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.06, p < .001$)，權力距離會顯著負向預測環境倡議行動，也會負向調節環境行動態度與環境倡議行動間的正向關係 (如圖 9 所示)。Model 4-2 中，個人主義主要效果顯著 ($\beta = .12, p < .001$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .08, p < .001$)，個人主義會顯著正向預測環境倡議行動，也會正向調節環境行動態度與環境倡議行動間的正向關係，(如圖 10 所示)。Model 5-2 中，成就動機主要效果不顯著 ($\beta = .03, p = .438$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.02, p < .001$)，成就動機會負向調節環境行動態度與環境倡議行動間的正向關係，(如圖 11 所示)。Model 6-2 中，不確定規避主要效果不顯著 ($\beta = -.07, p = .033$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.02, p < .001$)，不確定規避會負向調節環境行動態度與環境倡議行動間的正向關係，(如圖 12 所示)。Model 7-2 中，長期導向主要效果不顯著 ($\beta = -.00, p = .971$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .02, p < .001$)，即長期導向會正向調節環境行動態度與環境倡議行動間的正向關係 (如圖 13 所示)。Model 8-2 中，放任傾向主要效果顯著 ($\beta = .09, p = .004$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .03, p < .001$)，放任與約束會顯著正向預測環境倡議行動，也會正向調節環境行動態度與環境倡議行動間的正向關係 (如圖 14 所示)。

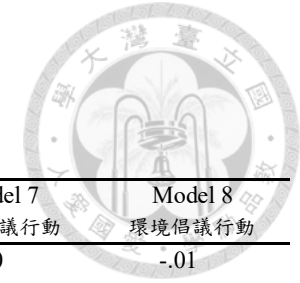


表 3

環境行動態度、環境倡議行動與政府信任及 Hofstede 文化維度之階層迴歸分析

變項	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
	環境倡議行動	環境倡議行動	環境倡議行動	環境倡議行動	環境倡議行動	環境倡議行動	環境倡議行動	環境倡議行動
截距	-.01	-.01	-.02	-.04	-.01	-.01	-.00	-.01
控制變項								
生理性別	-.01	-.01*	-.01	-.02*	-.01	-.01	-.01	-.01
年齡	.02*	.01*	-.01	-.01	-.01	-.01	-.01	-.01
教育程度	.14**	.13**	.14**	.14**	.14**	.14**	.15**	.15**
社經地位	.06**	.05**	.02*	.02*	.02*	.02*	.02*	.02*
獨變項								
環境行動態度 (EBA)	.21**	.22**	.19**	.20**	.19**	.19**	.19**	.19**
調節變項								
政府信任		.03**						
權力距離			-.09*					
個人主義				.12**				
成就動機					.03			
不確定規避						-.07*		
長期導向							.00	
放任約束								.09*
交互作用								
EBA*政府信任		.02**						
EBA*權力距離			-.06**					
EBA*個人主義				.08**				
EBA*成就動機					-.02**			
EBA*不確定規避						-.03**		
EBA*長期導向							.02**	
EBA*放任約束								.03**
調整後 R ²	.09	.09						
F	685.68***	500.44***						
自由度	35041	35041						

註：數值為標準化迴歸係數
* $p < .01$, ** $p < .001$.



圖 8
政府信任、環境行動態度與環境倡議行動調節關係

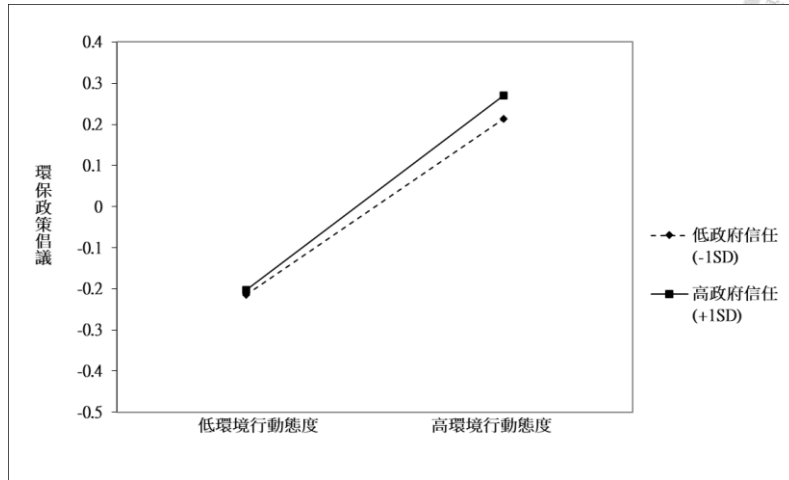


圖 9
權力距離、環境行動態度與環境倡議行動調節關係

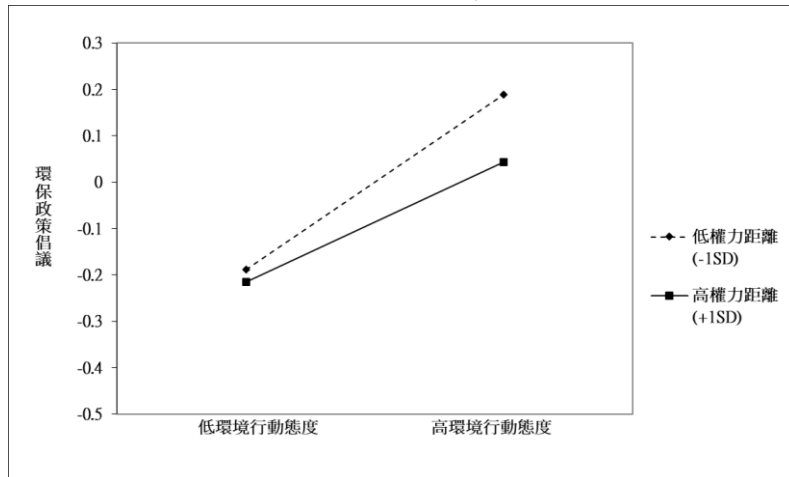


圖 10
個人主義、環境行動態度與環境倡議行動調節關係

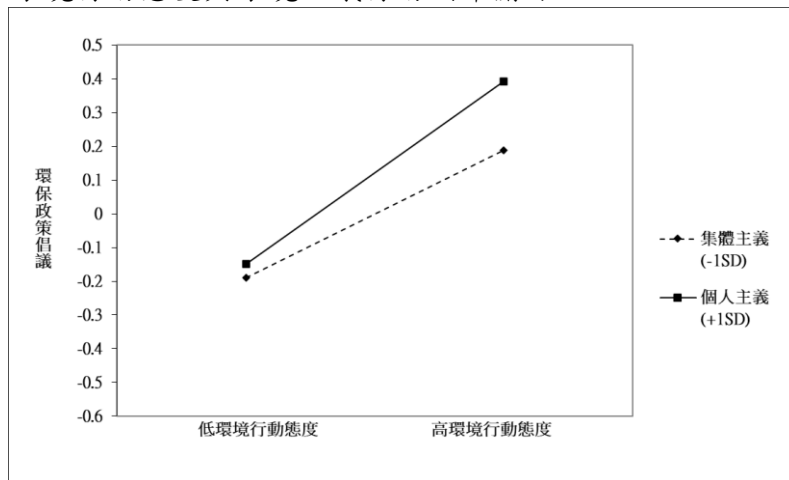




圖 11
成就動機、環境行動態度與環境倡議行動調節關係

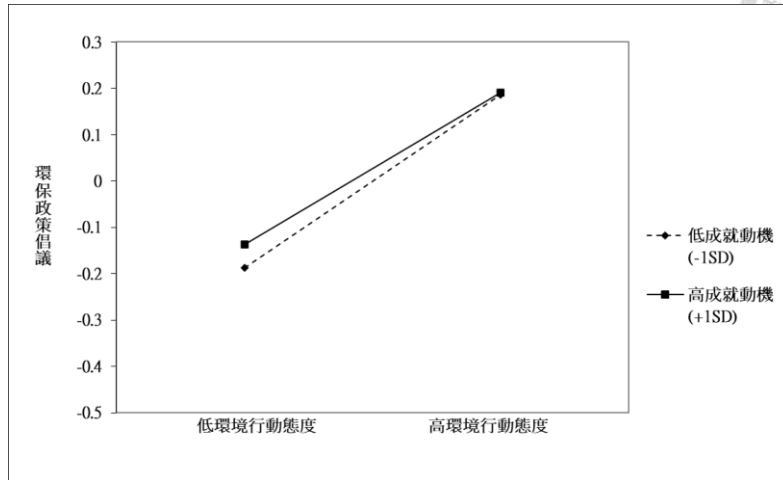


圖 12
不確定規避、環境行動態度與環境倡議行動調節關係

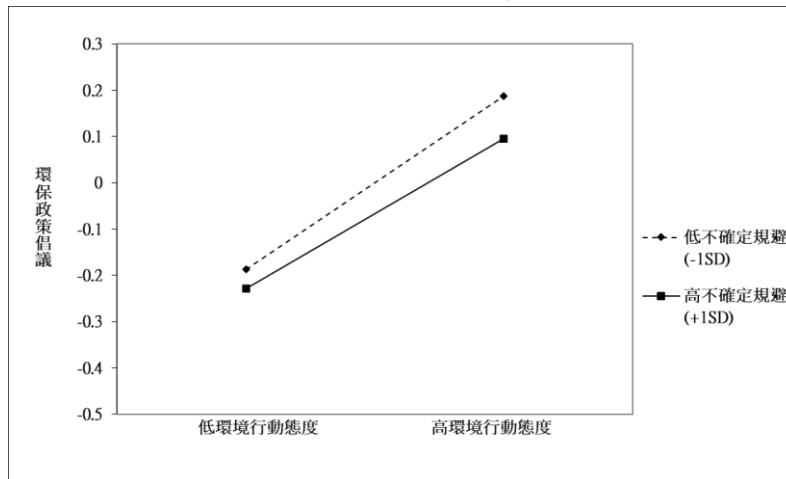


圖 13
長期導向、環境行動態度與環境倡議行動調節關係

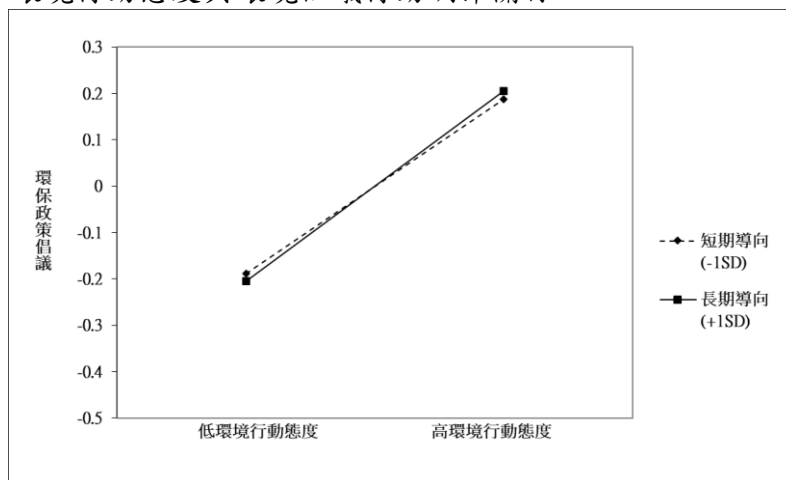
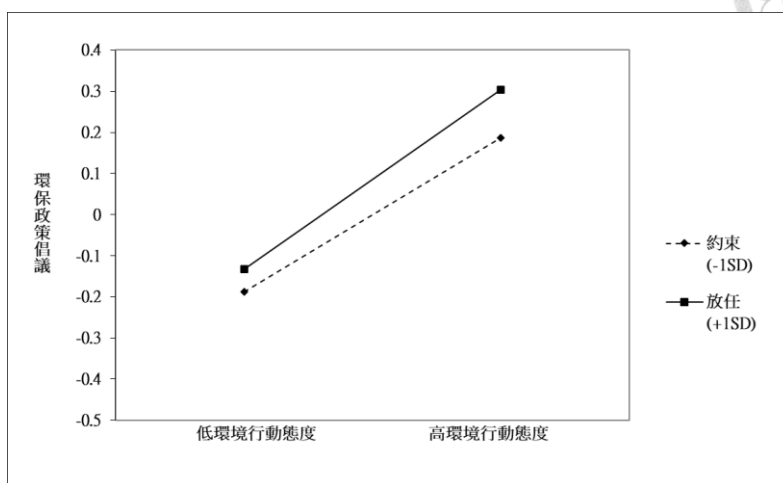




圖 14

放任、環境行動態度與環境倡議行動調節關係



四、對國家環保責任之分析

本研究與前述驗證流程相仿，假設 1-c 的驗證以國家環保責任為結果變項，再放入相同的控制變項與預測變項進行迴歸分析。結果顯示環境行動態度對國家環保責任的預測效果也達顯著 ($\beta = .125, p < .001$)，環境行動態度越積極時，會覺得台灣相較其他國家，在環境保護上做得較不足，故假設 1-c 獲得支持。

假設 2-c 為政府信任對環境行動態度與國家環保責任的調節效果，驗證方式與假設 2-a 的驗證方式相仿，僅結果變項不同。結果顯示政府信任的主要效果顯著 ($\beta = -.126, p < .001$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = .003, p = .533$)，即政府信任會顯著負向預測國家環保責任，但沒有明顯的調節效果。

假設 3 為 Hofstede 六大文化維度對環境行動態度與國家環保責任調節效果的驗證，屬於國家層次對個人層次變項的調節，故沿用階層線性模式分析，結果如 (表 4) 所示。權力距離主要效果邊際顯著 ($\beta = .21, p = .011$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.044, p < .001$)，權力距離可以正向預測國家環保責任，也會負向調節環境行動態度與國家環保責任間的正向關係 (如圖 15 所示)。Model 4-3 中，個人主義主要效果顯著 ($\beta = -.29, p < .001$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .08, p < .001$)，個人主義會顯著負向預測國家環保責任，也會正向調節環境行動態度

與國家環保責任間的正向關係 (如圖 16 所示)。Model 5-3 中，成就動機主要效果不顯著 ($\beta = .01, p = .931$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.02, p < .001$)，成就動機會負向調節環境行動態度與國家環保責任間的正向關係 (如圖 17 所示)。Model 6-3 中，不確定規避主要效果顯著 ($\beta = .25, p < .001$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.04, p < .001$)，不確定規避會顯著正向預測國家環保責任，但也會負向調節環境行動態度與國家環保責任間的正向關係，但不確定規避的主要效果遠大於調節效果，因此無論環境行動態度高低，不確定規避皆對國家環保責任有明顯的正向影響 (如圖 18 所示)。Model 7-3 中，長期導向主要效果不顯著 ($\beta = -.06, p = .425$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .04, p < .001$)，即長期導向會正向調節環境行動態度與國家環保責任間的正向關係 (如圖 19 所示)。Model 8-3 中，放任傾項主要效果不顯著 ($\beta = -.12, p = .058$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .03, p < .001$)，放任傾向會正向調節環境行動態度與國家環保責任間的正向關係 (如圖 20 所示)。



表 4

環境行動態度、國家環保責任與政府信任及 Hofstede 文化維度之階層迴歸分析

變項	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
	國家環保責任	國家環保責任	國家環保責任	國家環保責任	國家環保責任	國家環保責任	國家環保責任	國家環保責任
截距	.02	.02	.06	.11*	.03	.01	.03	-.01
控制變項								
生理性別	.06**	.06**	.06**	.05**	.06**	.06**	.06**	.06**
年齡	-.06**	-.05**	-.03**	-.03**	-.03**	-.03**	-.03**	-.03**
教育程度	.08**	.08**	.08**	.08**	.08**	.08**	.08**	.08**
社經地位	-.10**	-.09**	-.03**	-.03**	-.03**	-.03**	-.03**	-.03**
獨變項								
環境行動態度 (EBA)	.13**	.13**	.16**	.16**	.16**	.16**	.16**	.16**
調節變項								
政府信任		-.13**						
權力距離			.21					
個人主義				-.29**				
成就動機					.01			
不確定規避						.25**		
長期導向							-.06	
放任約束								-.12
交互作用								
EBA*政府信任		.00						
EBA*權力距離			-.04**					
EBA*個人主義				.08**				
EBA*成就動機					-.02**			
EBA*不確定規避						-.04**		
EBA*長期導向							.04**	
EBA*放任約束								.03**
調整後 R ²	.04	.05						
F	260.81**	270.49**						
自由度	35041	35041						

註：數值為標準化迴歸係數
* $p < .01$, ** $p < .001$.



圖 15

權力距離、環境行動態度與國家環保責任調節關係

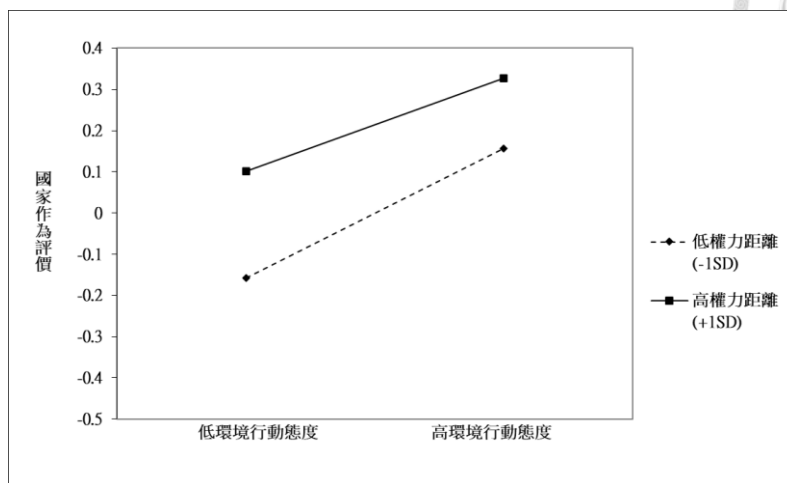


圖 16

個人主義、環境行動態度與國家環保責任調節關係

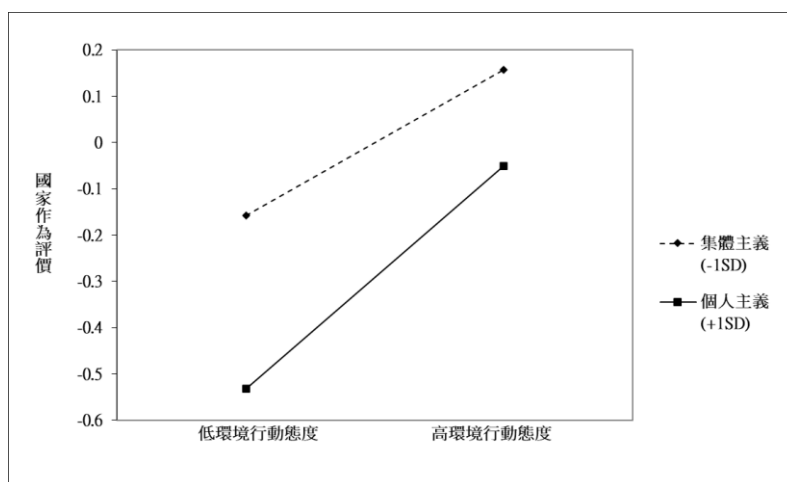


圖 17

成就動機、環境行動態度與國家環保責任調節關係

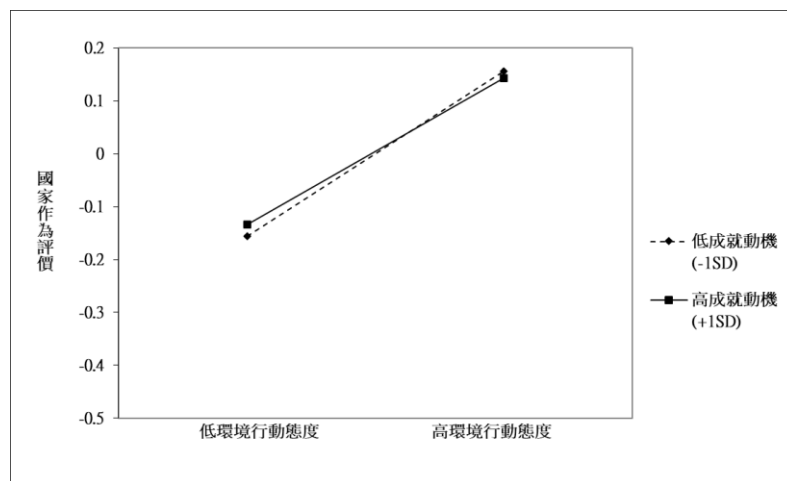




圖 18

不確定規避、環境行動態度與國家環保責任調節關係

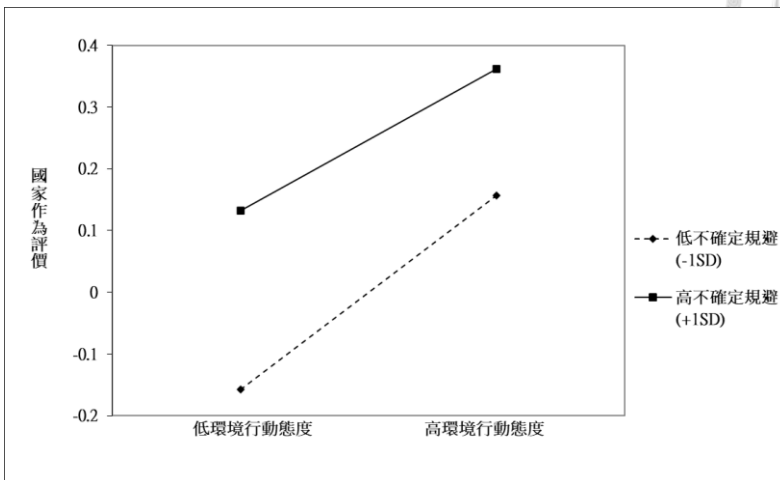


圖 19

長期導向、環境行動態度與國家環保責任調節關係

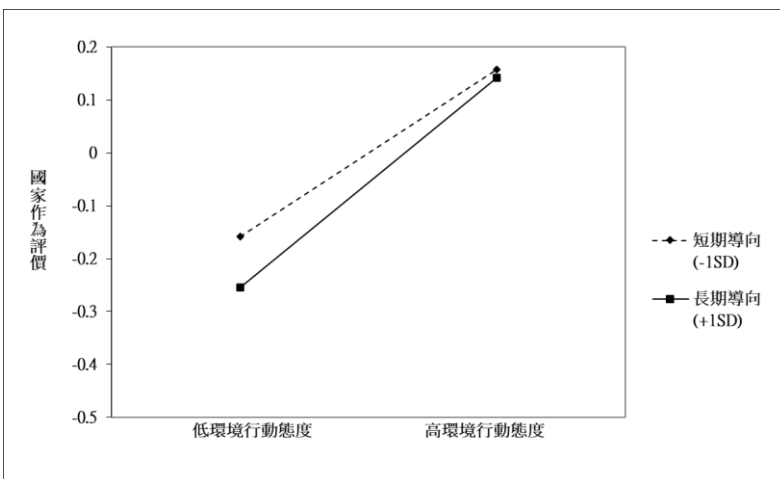
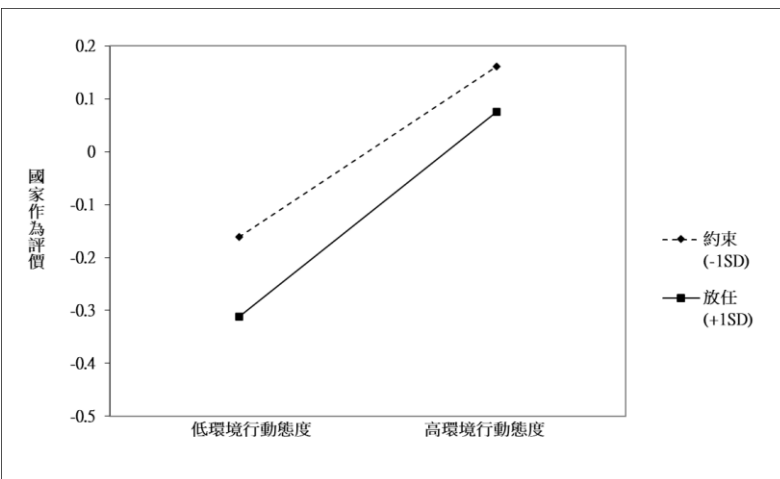


圖 20

放任、環境行動態度與國家環保責任調節關係





第三章 環境行動態度、環境行動與氣候政策制定：

國家層次分析

第一節 研究方法

壹、資料來源

ISSP 問卷來源與「個人層次分析」相同，由於結果變項的氣候變遷制定是以國家為單位，因此在研究二中採用的 ISSP 資料，將會以國家為單位，將個人層次的變項聚合為國家層次的變項。

在結果變項上，本研究採用聯合國氣候變化綱要公約 (The United Nations Framework Convention on Climate Change, 簡稱 UNFCCC) 所紀錄之國家自主貢獻 (Nationally Determined Contribution, 下簡稱 NDCs)，作為政府氣候政策制定積極與否的標準。

NDCs 是各國為減少溫室氣體排放所做的承諾，作為減緩氣候變遷的一部分。各國制定的計畫還包括他們計畫實施的政策和措施，以促進實現《巴黎協定》所規定的全球目標。

NDCs 可區分為無條件自主貢獻與有條件自主貢獻。前者代表在不依賴國際援助的情況下，各國憑藉自身能力所能達到的減碳目標，通常減碳比例會較少；後者則代表在共同但有差別的前提下，部分國家會獲得國際援助，而能達到更高的減碳目標。部分國家僅有一個 NDC 目標，未進一步區分有條件或無條件目標，此類國家在本研究中無條件貢獻和有條件貢獻會是同一個目標數值。

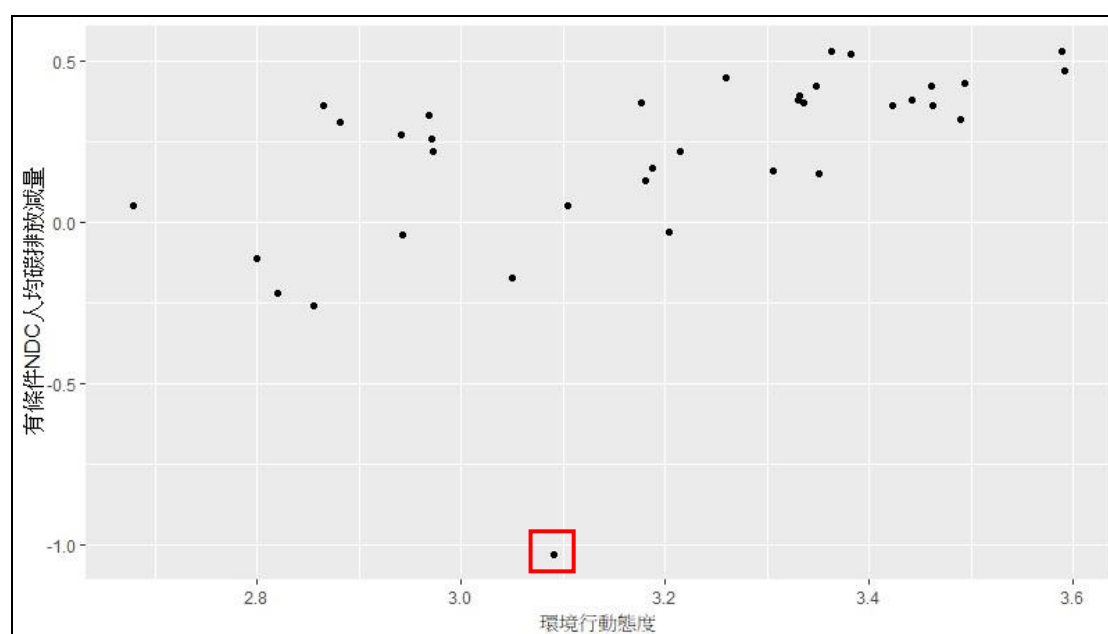
各國原則上每五年要向 UNFCCC 提交一次目標更新，目前提交兩輪，第一輪提交時間在 2015-2017 年之間，第二輪為 2020 年以後。因此本研究以距離 ISSP 2010 年問卷調查較近的第一輪 NDCs 為研究目標。

此外，在結果變項上，土耳其之目標設定明顯劣於其他國家，以有條件 NDC 人均碳排放減量為例，如圖 14 所示，其他國家之 2030 人均碳排放減量目

標多設定為較 2010 年減量 60%到增量 30%之間，惟土耳其 2030 碳排放減量目標較 2010 年增量超過 1 倍。究其原因，土耳其雖於 2015 年簽署《巴黎氣候協定》，但時任總統 Recep Tayyip Erdoğan 認為土耳其不屬於協議中的「已發展國家」，而應該視為「發展中國家」，並獲得相應的減碳豁免與資金援助，因此巴黎協定截至第一版 NDC 繳交時仍未獲國會通過，導致其減碳目標與其他國家相比大幅減少，而形成明顯的離群值。因此研究二會將土耳其排除在研究範圍外。

圖 21

環境行動態度與有條件 NDC 人均碳排放減量 (紅框處為土耳其)



貳、研究變項

一、預測變項—環境行動態度

同「個人層次分析」變項。在本研究之信度 Cronbach's $\alpha = .624$ 。

二、中介變項—國家環保責任

同「個人層次分析」之變項。



三、中介變項－個人環保行動

同「個人層次分析」之變項。在本研究之信度 Cronbach's $\alpha = .695$ 。

四、中介變項－環境倡議行動

同「個人層次分析」之變項。在本研究之信度 Cronbach's $\alpha = .615$ 。

五、調節變項－政府信任

同「個人層次分析」之變項。

六、調節變項－Hofstede 文化維度

同「個人層次分析」之變項。

七、結果變項－氣候政策制定

如資料來源所言，本研究採用 NDCs 作為結果變項。NDCs 有兩個主要時間節點，分別為 2030 與 2050 年，本研究也將以距今較近的 2030 年時的減碳目標作為計算依據。

然而由於發展中國家與已開發國家在人口成長、經濟成長等組成上有明顯差異，僅以各國提交的 NDCs 作為氣候政策制定的評斷方式有失客觀性，因此本研究將 NDCs 目標加上人口和經濟成長的因素一起討論，分別設立 NDCs 人均排碳改變比例 (碳強度) 與 NDCs 每單位 GDP 排碳改變比例兩項指標，具體計算方式如下：

NDCs 人均碳排放減量： $1 - (2030 \text{ 年 NDCs 目標下溫室氣體排放總量} / 2030 \text{ 預估人口數}) / (2010 \text{ 年溫室氣體排放總量} / 2010 \text{ 實際人口數})$

NDCs 碳強度減量： $1 - (2030 \text{ 年 NDCs 目標下溫室氣體排放總量} / 2030 \text{ 預估 GDP}) / (2010 \text{ 年溫室氣體排放總量} / 2010 \text{ 實際 GDP})$

由此組合出評斷氣候政策制定的四種指標作為結果變項，分別為：無條件 NDC 人均碳排放減量 (下簡稱無條件人均碳排放量)、有條件 NDC 人均碳排放減量 (下簡稱有條件人均碳排放量)、無條件 NDC 碳強度減量 (下簡稱無條件碳強度)、有條件 NDC 碳強度減量 (下簡稱有條件碳強度)。

另台灣因未加入聯合國，故未在聯合國登入其 NDCs 相關目標指標，然而台灣政府仍在 2015 年時自主提出國家自定預期貢獻 (行政院環保署，2015)，

並列出計算時的推估人口成長率與經濟成長率，因此本研究亦會將之納入討論。



八、控制變項—人均 GDP

由於本研究的資料來源於 2010 年左右進行抽樣調查，因此本研究以世界銀行 (The World Bank Group, 2024) 所紀錄之 2010 年各國國內生產毛額，除以聯合國經濟和社會事務部 (United Nations Department of Economic and Social Affairs, Population Division, 2022) 所紀錄之 2010 年的各國人口數，得到 2010 年度各國人均 GDP，做為控制變項。

第二節 研究結果

壹、 相關分析

國家層次分析中控制變項與研究變項的平均值、標準差、相關係數、及 Cronbach's alpha，如 (表 5) 所示。由於本研究樣本數較小 ($N = 35$)，因此顯著性的標準為⁺ $p < .10$ 、^{*} $p < .05$ 、^{**} $p < .01$ 、^{***} $p < .001$ 。

從相關分析的結果可以發現，環境行動態度與個人環保行動 ($r = .80, p < .001$)、環境倡議行動 ($r = .81, p < .001$) 呈顯著正相關，與國家環保責任 ($r = -.43, p < .001$) 呈顯著負相關，前兩者與研究假設的預期方向一致，但環境行動態度與國家環保責任的相關性與預期方向相反。

此外，在調節變項上，政府信任也與環境倡議行動呈顯著正相關 ($r = .08, p < .001$)，與國家環保責任呈顯著負相關 ($r = -.11, p < .001$)，與研究假設的預期方向一致。

而 Hofstede 的六項文化維度指標上，權力距離與個人環保行動 ($r = -.28, p = .116$) 無顯著相關，與環境倡議行動 ($r = -.58, p < .001$) 呈顯著負相關，與國家環保責任呈顯著正相關 ($r = .34, p = .048$)。個人主義與個人環保行動 ($r = .63, p < .001$) 和環境倡議行動 ($r = .71, p < .001$) 呈顯著正相關，與國家環保責任呈顯

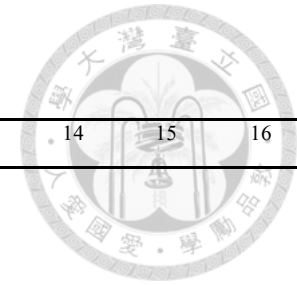


表 5 各變項描述統計與相關分析表－國家層次 (N = 35)

	平均數	標準差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
控制變項																		
1. 2010 人均 GDP	29761	19585	--															
研究變項																		
2. 環境行動態度	3.23	0.23	.75***	(.624)														
3. 個人環保行動	2.54	0.33	.57***	.80***	(.695)													
4. 環境倡議行動	1.12	0.05	.77***	.81***	.67***	(.615)												
5. 國家環保責任	2.42	0.24	-.51**	-.43*	-.46**	-.62***	--											
6. 無條件人均 碳排放量	0.2	0.26	-.79***	-.71***	-.66***	-.78***	.49**	--										
7. 有條件人均 碳排放量	0.24	0.22	-.71***	-.66***	-.60**	-.73***	.60***	.89***	--									
8. 無條件碳強度	0.43	17.99	-.51***	-.34*	-.45**	-.49**	.37*	.68***	.56***	--								
9. 有條件碳強度	0.46	14.53	-.40*	-.25	-.33*	-.40*	.42*	.57***	.63***	.91***	--							
調節變項																		
10. 政府信任	2.49	0.37	.69	.58***	.32+	.66***	-.65***	-.50**	-.64***	-.25	-.33+							
11. 權力距離	50.97	22.82	-.57***	-.50**	-.28	-.58***	.34*	.53**	.44**	.34+	.26	-.41*	--					
12. 個人主義	64.06	18.75	.71***	.65***	.63***	.71***	-.42*	-.72***	-.50**	-.53**	-.29+	.43*	-.54***	--				
13. 成就動機	46.74	24.68	-.11	.02	.17	.06	-.04	-.14	-.25	.02	-.06	-.21	.22	-.27	--			
14. 不確定規避	67.09	20.77	-.44**	-.31+	-.17	-.46**	.66***	.42*	.54***	.44*	.56***	-.63***	.43*	-.23	.05	--		
15. 長期導向	52.94	17.38	.23	.13	.40*	.07	-.12	-.31+	-.09	-.42*	-.20	.59***	-.12	.35*	-.02	-.04	--	
16. 放任約束	51.53	20.59	.47**	.70***	.36*	.59***	-.35*	-.44**	-.60***	-.06	-.18	-.00	-.43*	.24	.10	-.42*	-.31+	--

註：N = 35 (部分調節變項為 34)。+p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001. Cronbach's α 係數在對角線上

著負相關 ($r = -.42, p < .001$)。成就動機與個人環保行動 ($r = .17, p = .335$) 和環境倡議行動 ($r = .06, p = .730$) 和國家環保責任 ($r = -.04, p = .826$) 皆無顯著相關。不確定規避與個人環保行動 ($r = -.17, p = .334$) 無顯著相關，與環境倡議行動 ($r = -.46, p = .006$) 呈顯著負相關，與國家環保責任呈顯著正相關 ($r = .66, p < .001$)。長時間與個人環保行動 ($r = .40, p = .017$) 呈顯著正相關，與環境倡議行動 ($r = .07, p = .709$) 和國家環保責任 ($r = -.12, p = .510$) 無顯著相關。放任約束與個人環保行動 ($r = .36, p = .035$) 和環境倡議行動 ($r = .59, p < .001$) 呈顯著正相關，與國家環保責任呈顯著負相關 ($r = -.35, p = .042$)。

最後在結果變項上，可以看到四種類型的氣候政策制定皆與環境行動態度、個人環保行動、與環境倡議行動呈顯著負相關，代表減碳目標設定更積極，與預期方向一致，但四種類型氣候政策制定也都與國家環保責任則呈顯著正相關，與預期方向相反。

貳、對個人環保行動之分析

本研究以階層迴歸分析進行假設驗證，分析結果如 (表 9) 所示。假設 1-a 以個人環保行動為結果變項，先放入控制變項 (2010 人均 GDP) 以排除國家經濟發展程度的影響，再放入預測變項 (環境行動態度) 進行迴歸分析。結果如 Model 1 所示，環境行動態度對個人環保行動的預測效果達顯著 ($\beta = .85, p < .001$)，環境行動態度越積極時，會更願意從事個人環保行動，故假設 1-a 獲得支持。

接著是政府信任對個人環保行動的調節效果驗證。在 Model 1 的基礎上，再放入調節變項 (政府信任) 與交互作用項 (環境行動態度 \times 政府信任) 進行迴歸分析。結果顯示政府信任主要效果邊際顯著 ($\beta = -.24, p = .11$)，交互作用項效果顯著 ($\beta = -.10, p = .447$)，即政府信任會正項預測個人環保行動，但調節效果不顯著。

再來是 Hofstede 六大文化維度對環境行動態度與個人環保行動調節效果的驗證，研究使用 Hayes (2012) 所開發 Process 套件中的 Model 1 進行分析，在 90%信心水準下，以拔靴法重複抽放 5000 次，分析結果如 (表 6) 所示，權力距離主要效果不顯著 ($\beta = .18, p = .192$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = .01, p = .912$)。

個人主義主要效果不顯著 ($\beta = .24, p = .146$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = -.07, p = .594$)。成就動機主要效果不顯著 ($\beta = .16, p = .163$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = -.02, p = .878$)。不確定規避主要效果不顯著 ($\beta = .08, p = .460$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .29, p = .029$)。長期導向主要效果顯著 ($\beta = .272, p = .012$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.14, p = .289$)。放任與約束主要效果顯著 ($\beta = -.43, p = .006$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = -.14, p = .253$)。

表 6

環境行動態度、個人環保行動與政府信任及 Hofstede 文化維度之階層迴歸分析

	Model 1 個人環保 行動	Model 2 個人環保 行動	Model 3 個人環保 行動	Model 4 個人環保 行動	Model 5 個人環保 行動	Model 6 個人環保 行動	Model 7 個人環保 行動	Model 8 個人環保 行動
控制變項								
2010 人均 GDP	-.07	.14	.04	-.18	.00	.11	-.19	-.04
獨變項								
環境行動態度 (EBA)	.85***	.84***	.88***	.76***	.81***	.82***	.90***	1.05***
調節變項								
政府信任		-.24						
權力距離			.18					
個人主義				.24				
成就動機					.16			
不確定規避						.08		
長期導向							.28*	
放任約束								-.43**
交互作用項								
EBA*政府信任		-.10						
EBA*權力距離			.01					
EBA*個人主義				-.07				
EBA*成就動機					-.02			
EBA*不確定規避						.29*		
EBA*長期導向							-.14	
EBA*放任約束								-.14
調整後 R ²	.636	.671	.675	.671	.677	.713	.743	.712
F	27.91***	15.34***	15.03***	15.31***	15.18***	17.98***	21.73***	17.88***
自由度	34	34	33	34	33	33	34	33

註：數值為標準化迴歸係數

+ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.



參、對環境倡議行動之分析

與前述假設 1-a 的驗證方式相仿，假設 1-b 以環境倡議行動為結果變項，再放入相同的控制變項與預測變項進行迴歸分析。結果顯示環境行動態度對環境倡議行動的預測效果也達顯著 ($\beta = .53, p < .001$)，環境行動態度越積極時，會更願意進行環境政策的倡議，故假設 1-b 獲得支持。

接著驗證政府信任對環境行動態度與環境倡議行動的調節效果，政府信任的主要效果不顯著 ($\beta = .19, p = .139$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .05, p = .054$)，表示政府信任會正向調節環境行動態度與環境倡議行動間的正向關係。

再來是 Hofstede 六大文化維度對環境行動態度與個人環保行動調節效果的驗證，分析結果如 (表 7) 所示，權力距離主要效果顯著 ($\beta = -.23, p = .061$)，交互作用效果顯著 ($\beta = -.20, p = .060$)。個人主義主要效果顯著 ($\beta = .26, p = .074$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = .18, p = .153$)。成就動機主要效果不顯著 ($\beta = .10, p = .318$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = .07, p = .504$)。不確定規避主要效果不顯著 ($\beta = -.16, p = .150$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = -.07, p = .589$)。長期導向主要效果不顯著 ($\beta = -.13, p = .240$)，交互作用效果不顯著 ($\beta = -.09, p = .506$)。放任與約束主要效果顯著 ($\beta = .19, p = .164$)，交互作用效果顯著 ($\beta = .30, p = .047$)。

肆、對國家環保責任之分析

與前述分析流程相仿，假設 1-c 以國家環保責任為結果變項，再放入相同的控制變項與預測變項進行迴歸分析，分析結果如 (表 8) 所示。結果顯示環境行動態度對國家環保責任的預測效果未達顯著 ($\beta = -.11, p = .633$) 假設 1-c 未獲得支持。後續以國家環保責任為中介變項的假設亦不成立。

表 7

環境行動態度、環境倡議行動與政府信任及 Hofstede 文化維度之階層迴歸分析

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
	環境倡 議行動	環境倡議 行動	環境倡議 行動	環境倡議 行動	環境倡議 行動	環境倡議 行動	環境倡議 行動	環境倡議 行動
控制變項								
2010 人均 GDP	.38*	.13	.31*	.24	.42**	.29 ⁺		.30*
獨變項								
環境行動態度 (EBA)	.53***	.60***	.48**	.50**	.51**	.54**	.53***	.57**
調節變項								
政府信任		.19						
權力距離			-.23 ⁺					
個人主義				.26 ⁺				
成就動機					.10			
不確定規避						-.16		
長期導向							-.13	
放任約束								.19
交互作用項								
EBA*政府信任		.22 ⁺						
EBA*權力距離			-.20 ⁺					
EBA*個人主義				.18				
EBA*成就動機					.07			
EBA*不確定規避						-.07		
EBA*長期導向							-.09	
EBA*放任約束								.29*
調整後 R ²	.720	.768	.769	.755	.736	.745	.733	.777
F	41.06***	24.76***	24.12***	23.16***	20.16***	21.15***	20.57***	25.25***
自由度	34	34	33	34	33	33	34	33

註：數值為標準化迴歸係數

⁺p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

表 8

環境行動態度、國家環保責任之迴歸分析

	Model 1 國家環保責任
控制變項	
2010 人均 GDP	-.42 ⁺
獨變項	
環境行動態度	-.11
調整後 R ²	.261
F	5.66*
自由度	34

註：數值為標準化迴歸係數

⁺p < .10, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

伍、對無條件 NDC 人均碳排放減量之分析

先對假設二進行驗證。Model 4 以無條件 NDC 人均碳強度減量為結果變項，先放入控制變項 (2010 人均 GDP) 以排除國家經濟發展程度的影響，再放入預測變項 (個人環保行動) 進行迴歸分析，分析結果如 (表 9) 所示，個人環保行動對無條件 NDC 人均碳排放減量的預測效果達顯著 ($\beta = .32, p = .013$)，個人環保行動越積極，無條件 NDC 人均碳排放量的減量目標越積極，假設 2-a 獲得支持。而 Model 5 控制變項與結果變項與 Model 4 相同，預測變項為環境倡議行動進行迴歸分析，結果顯示環境倡議行動對 NDC 人均碳排放減量的預測效果達顯著 ($\beta = .43, p = .010$)，越積極，無條件 NDC 人均碳排放量的減量目標越積極，假設 2-b 獲得支持。

接著對假設 3-a、3-b 的中介效果進行驗證。根據 Kenny、Kashy 與 Bolger (1998) 對中介效果的研討，本研究將採用三步驟驗證中介效果 1. 前置變項對中介變項的預測效果達顯著；2. 當前置變項與中介變項同時放入模型時，中介變項對結果變項的預測效果仍達顯著；3. 前置變項透過中介變項影響結果變項的間接效果達顯著。

步驟一即為前述假設 1-a、1-b 的驗證。步驟二根據 (表 9) Model 9 所示，在控制人均 GDP 後，同時放入前置變項 (環境行動態度) 與中介變項 (個人環保行動及環境倡議行動) 後，個人環保行動 ($\beta = .28, p = .09$) 和環境倡議行動 ($\beta = .36, p = .06$) 對無條件 NDC 人均碳強度減量的預測效果均達顯著，且環境行動態度對無條件 NDC 人均碳強度減量的預測效果不再顯著，符合步驟二的條件。

步驟三則使用 Hayes (2012) 所開發 Process 套件的 Model 4 進行分析，在 90% 的信心水準下，以拔靴法重複抽放 5000 次，分析結果如表 13 所示，個人環保行動的中介效果估計值為 .27，下界與上界分別為 [-.040, .568]，信賴區間包含 0，中介效果不成立，假設 3-a 不成立；而環境倡議行動的中介效果估計值為 -.21，下界與上界分別為 [-.424, -.056]，信賴區間不包含 0，中介效果成立，假設 3-b 成立。

最後尚要驗證調節式中介的假設是否成立。如 (表 10) 所示的結果，以個人環保行動為結果變項的模型中，僅不確定規避的調節效果達顯著；而根據表 10



表 9

階層迴歸分析－無條件 NDC 人均碳排放減量

	Model 1 個人環保行動	Model 2 環境倡議行動	Model 3 無條件人均	Model 4 無條件人均	Model 5 無條件人均	Model 6 無條件人均	Model 7 無條件人均	Model 8 無條件人均	Model 9 無條件人均
控制變項									
2010 人均 GDP	-.07	.38*	.58***	.61***	.46**	.72***	.60***	.44*	.47*
獨變項									
環境行動態度	.85***	.53***	.27 ⁺				.01	.06	-.16
中介變項									
個人環保行動				.32*				.31 ⁺	.28 ⁺
環境倡議行動					.43**			.39*	.36 ⁺
國家環保責任						-.13			
調整後 R ²	.636	.720	.627	.685	.690	.606	.685	.691	.720
F	27.91***	41.06***	29.59***	34.76***	35.68***	27.14***	22.45***	23.18***	19.26***
自由度	34	34	34	34	34	34	34	34	34

表 10

中介效果指標－無條件 NDC 人均碳排放減量

中介變項	指標	標準誤	90%信賴區間	
			信賴區間下界	信賴區間上界
個人環保行動	.27	.19	-.040	.568
環境倡議行動	.21	.12	.056	.424

的結果，以環境倡議行動為結果變項的模型中，政府信任、權力距離、放任約束的調節效果達顯著，因此將針對上述四個變項，進一步進行調節式中介的驗證。

調節式中介的驗證使用 Hayes (2012) Process 套件的 Model 7 進行分析，在 90% 的信心水準下，以拔靴法重複抽放 5000 次，分析結果如 (表 11) 所示，以個人環保行動為中介變項，不確定規避為調節式中介，其調節式中介指標為 .11，下界與上界分別為 [-.004, -.311]，信賴區間包含 0，調節式中介效果不成立。

以環境倡議行動為中介變項下，政府信任的調節式中介指標為 .09，下界與上界分別為 [.014, .175]，信賴區間不包含 0，調節式中介效果成立，假設 2-2-1 成立；權力距離的調節式中介指標為 -.08，下界與上界分別為 [-.174, -.008]，信賴區間不包含 0，調節式中介效果成立；放任與約束的調節式中介指標為 .11，下界與上界分別為 [.031, .203]，信賴區間不包含 0，調節式中介效果成立。

表 11

調節式中介效果指標－無條件 NDC 人均碳排放減量

調節變項	中介變項	指標	90%信賴區間		
			標準誤	信賴區間下界	信賴區間上界
不確定規避	個人環保行動	.11	.10	-.004	.311
政府信任	環境倡議行動	.09	.05	.014	.175
權力距離	環境倡議行動	-.08	.05	-.174	-.008
放任約束	環境倡議行動	.11	.05	.031	.203

陸、對有條件 NDC 人均碳排放減量之分析

先對假設二進行驗證。Model 4 以有條件 NDC 人均碳強度減量為結果變項，2010 人均 GDP 為控制變項，個人環保行動為預測變項進行迴歸分析。結果如表 15 所示，個人環保行動對無條件 NDC 人均碳強度減量的預測效果達顯著 ($\beta = .30, p = .045$)，個人環保行動越積極，有條件 NDC 人均碳排放量的減量目標越積極，假設 2-a 獲得支持。Model 5 控制變項與結果變項與 Model 4 相同，預測變項為環境倡議行動進行迴歸分析，結果顯示環境倡議行動對無條件 NDC 人均碳強度減量的預測效果達顯著 ($\beta = .47, p = .014$)，環境倡議行動越積極，有條件 NDC 人均碳排放量的減量目標越積極，假設 2-b 獲得支持。

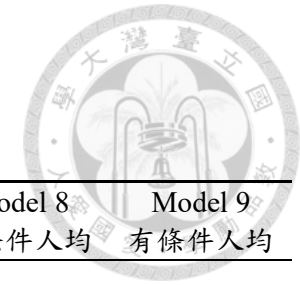


表 12

階層迴歸分析－有條件 NDC 人均碳排放減量

	Model 1 個人環保行動	Model 2 環境倡議行動	Model 3 有條件人均	Model 4 有條件人均	Model 5 有條件人均	Model 6 有條件人均	Model 7 有條件人均	Model 8 有條件人均	Model 9 有條件人均
控制變項									
2010 人均 GDP	.07	.38*	.48***	.54***	.35 ⁺	.54***	.50*	.32	.34 ⁺
獨變項									
環境行動態度	.85***	.53***	.30 ⁺				.10	.08	-.08
中介變項									
個人環保行動				.30*			.25		.21
環境倡議行動					.47*			.42 ⁺	.44 ⁺
國家環保責任						-.32*			
調整後 R ²	.636	.720	.509	.558	.586	.549	.560	.720	.636
F	27.91***	41.06***	18.65***	20.21***	22.63***	21.65***	13.16***	41.06***	27.91***
自由度	34	34	34	34	34	34	34	34	34

表 13

中介效果指標－有條件 NDC 人均碳排放減量

中介變項	指標	標準誤	90%信賴區間	
			信賴區間下界	信賴區間上界
環境倡議行動	.22	.11	.069	.409

假設三為中介效果的驗證，一樣採用 Kenny、Kashy 與 Bolger (1998) 的三步驟。步驟一為前述假設 1-a、1-b 的驗證。步驟二根據表 15 Model 8 所示，個人環保行動對有條件 NDC 人均碳排放變化的預測效果未達顯著 ($\beta = .21, p = .286$)，不符合步驟二的條件，假設 3-a 不成立；環境倡議行動對有條件 NDC 人均碳強度減量的預測效果達顯著 ($\beta = .40, p = .08$)，而環境行動態度對有條件 NDC 人均碳強度減量的預測效果下降，符合步驟二的條件。

步驟三使用 Hayes (2012) Process 套件的 Model 4 進行分析，在 90% 的信心水準下，以拔靴法重複抽放 5000 次，分析結果如表 16 所示，環境倡議行動的中介效果估計值為 .22，下界與上界分別為 [.069, .409]，信賴區間不包含 0，中介效果成立，假設 3-b 成立。

而調節式中介的假設驗證，分析結果如表 17 所示，以環境倡議行動為中介變項，政府信任的調節式中介指標為 .09，下界與上界分別為 [.013, .182]，信賴區間不包含 0，調節式中介效果成立；權力距離的調節式中介指標為 -.09，下界與上界分別為 [-.202, -.004]，信賴區間不包含 0，調節式中介效果成立；放任與約束的調節式中介指標為 .12，下界與上界分別為 [.028, .225]，信賴區間不包含 0，調節式中介效果成立。

表 14

調節式中介效果指標－有條件 NDC 人均碳排放減量

調節變項	中介變項	指標	90%信賴區間		
			標準誤	信賴區間下界	信賴區間上界
政府信任	環境倡議行動	.09	.05	.013	.182
權力距離	環境倡議行動	-.09	.06	-.202	-.004
放任約束	環境倡議行動	.12	.06	.028	.225

柒、對無條件 NDC 碳強度減量之分析

Model 4 以無條件 NDC 碳強度減量為結果變項，2010 人均 GDP 為控制變項，個人環保行動為預測變項進行迴歸分析。結果如表 18 所示，個人環保行動對無條件 NDC 碳強度減量的預測效果未達顯著 ($\beta = .22, p = .252$)，故假設 2-a 未獲得支持。Model 5 控制變項與結果變項與 Model 4 相同，預測變項為環境倡

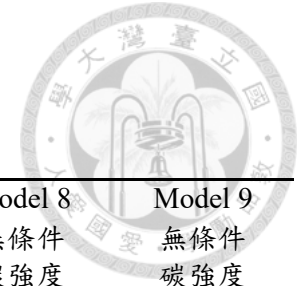


表 15

階層迴歸分析－無條件碳強度

	Model 1 個人環保 行動	Model 2 環境倡議 行動	Model 3 無條件 碳強度	Model 4 無條件 碳強度	Model 5 無條件 碳強度	Model 6 無條件 碳強度	Model 7 無條件 碳強度	Model 8 無條件 碳強度	Model 9 無條件 碳強度
控制變項									
2010 人均 GDP	-.07	.38*	.41	.29	.28	.37	.44 ⁺	.32	.36
獨變項									
環境行動態度	.85***	.53***	.01				-.32	-.12	-.42
中介變項									
個人環保行動				.22			.40		.38
環境倡議行動					.18			.25	.20
國家環保責任						-.10			
調整後 R ²	.636	.720	.124	.160	.138	.132	.368	.115	.145
F	27.91***	41.06***	3.41*	4.23*	3.73*	3.58*	3.16*	2.47 ⁺	2.44 ⁺
自由度	34	34	34	34	34	34	34	34	34

註：數值為標準化迴歸係數。

⁺ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

議行動進行迴歸分析，結果顯示環境倡議行動對無條件 NDC 碳強度減量的預測效果也未達顯著 ($\beta = .18, p = .475$)，故假設 2-b 也未獲得支持。

然而當同時放入前置變項與中介變項時，根據表 18 中 Model 8 所示，個人環保行動 ($\beta = .38, p = .160$) 和環境倡議行動 ($\beta = .20, p = .508$) 對無條件 NDC 人均碳強度減量的預測效果均未達顯著，不符合步驟二的條件，假設 3-a、3-b 均不成立。假設四和假設五以無條件 NDC 碳強度減量為結果變項的調節式中介也均不成立。

捌、對有條件 NDC 碳強度減量之分析

Model 4 以有條件 NDC 碳強度減量為結果變項，2010 人均 GDP 為控制變項，個人環保行動為預測變項進行迴歸分析。結果顯示個人環保行動對無條件 NDC 人均碳強度減量的預測效果未達顯著 ($\beta = .15, p = .479$) 故假設 2-a 未獲得支持。Model 5 控制變項與結果變項與 Model 4 相同，預測變項為環境倡議行動進行迴歸分析，結果顯示環境倡議行動對無條件 NDC 人均碳強度減量的預測效果也未達顯著 ($\beta = .18, p = .508$)，假設 2-b 未獲得支持。

而假設三中介效果的驗證，步驟一為前述假設 1-a、1-b 的驗證；步驟二根據表 21 Model 8 所示，個人環保行動 ($\beta = .23, p = .421$) 和環境倡議行動 ($\beta = .21, p = .522$) 對有條件 NDC 碳強度減量的預測效果均未達顯著，不符合步驟二的條件，故假設 3-a、3-b 均不成立。所有以有條件 NDC 碳強度減量為結果變項的調節式中介假設也不成立。

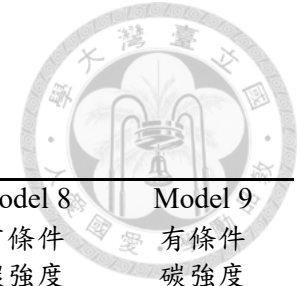


表 16

階層迴歸分析－有條件碳強度

	Model 1 個人環保 行動	Model 2 環境倡議 行動	Model 3 有條件 碳強度	Model 4 有條件 碳強度	Model 5 有條件 碳強度	Model 6 有條件 碳強度	Model 7 有條件 碳強度	Model 8 有條件 碳強度	Model 9 有條件 碳強度
控制變項									
2010 人均 GDP	-.07	.38*	.27	.20	.15	.17	.29	.18	.21
獨變項									
環境行動態度	.85***	.53***	.02				-.20	-.11	-.29
中介變項									
個人環保行動				.15			.25		.23
環境倡議行動					.18			.24	.21
國家環保責任						-.22			
調整後 R ²	.636	.720	.023	.038	.036	.060	.017	.009	.002
F	27.91***	41.06***	1.36	1.67	1.63	2.08	1.19	1.10	.98
自由度	34	34	34	34	34	34	34	34	34

註：數值為標準化迴歸係數。

⁺ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.



第四章 討論

第一節 綜合討論

壹、個人層次

在個人層次的研究中，整體而言環境行動態度對於不同種類的環境行動皆有顯著的正向預測效果。在預測效果上，環境行動態度對個人環保行動的預測效果最強，環境倡議行動次之，國家環保責任最弱，部分符合研究的預期結果。其中個人環保行動屬於低成本直接行動，受到環境態度的影響應該較直接，而環境倡議行動屬於高成本間接行動，受到環境態度的影響較弱，並同時被其他條件如自我效能、社會規範等影響。然而原先認為預測效果較強的國家環保責任為三者中預測效果最弱的，可能原因是人們在評估國家是否負起充足的責任時，不僅僅是受到環境態度影響，也會考量現實層面的問題，如國際地位、總體經濟能力、排放責任歸屬等，在多種利弊權衡下降低了環境行動態度的比重。

在調節作用上，可以發現政府信任如研究預期，會正向調節環境行動態度與個人環保行動和環境倡議行動的正向關係。前人研究多指出政府信任僅會調節個人行動或環境意願，較不會影響環境激進主義或連署倡議 (Duit, 2010; Macias & Williams, 2016)。然而在大樣本的研究下，仍可以發現政府信任對個人環保行動和環境倡議行動皆具有具有微弱的調節作用，但可能不是影響決策的主因。而在國家環保責任上，政府信任並無調節效果，且具有強力的直接效果，能夠負向預測國家環保責任，應該是政府信任高代表政府的施政較受人民認可，因此民眾會認為已負起足夠的氣候責任，因此不會評價本國還需要多負起更多責任。

最後，檢視不同文化差異的調節作用。

在權力距離上，三種不同環境行動中，皆可發現權力距離會負向調節環境

行動態度與環保行動間的關係，在權力距離高的國家中，人民會更傾向服從社會秩序，接受權威的統治，因此會受到社會規範約束，較少依據自己的態度行動，也較不願意評價具有權威性的政府做得不夠，更不願意發起倡議行動挑戰權力者。

在個人主義上，三種不同環境行動中，皆可發現非常強烈的直接效果和調節效果，如過往研究所言，個人主義高者較容易按照自己的意願和價值觀行事，因此會從事更多的個人行動與環境倡議。然而對於國家環保責任卻是負向的直接效果，可能是個人主義盛行的國家也多是氣候行動的領導國家，因此人民雖然可能覺得做的還不夠，但也不至於評價本國做的比其他國家還少。

在成就動機上，在三種不同環境行動上，皆可發現較弱的負向調節作用，可能源自於環境友善並非主流成功、成就、英雄主義的價值觀，而更像是關懷倫理學 (ethics of care) 追求的關懷與關係的價值。此外，在過往的研究中，也發現一部分的人群認為成長與環保是互斥的概念，因此在成就動機高的國家較不重視環境保護 (Drews & Bergh, 2016)。

在不確定規避上，三種不同環境行動中皆可發現微弱的負向調節作用，可能源自於氣候變遷或環境汙染面對到的風險是抽象的，不確定規避高的社會更願意投入更多資源在其他具體直接的風險，以降低未來潛在的風險或威脅。

在長期導向上，可以發現在環境倡議行動和國家環保責任有微弱的正向調節作用，長期導向會使個體更重視社會未來的發展，從而願意採取間接行動影響國家政策，使未來有改變的可能性，然而個人環保行動的不顯著，可能是因為雖然個人行動的影響立竿見影，但影響層面太小不足以扭轉未來，因此長期導向盛行的國家可能會將注意力投注在影響未來更大的計劃上。

最後，在放任與約束上，可以發現在放任傾向會正向調節環境行動態度對三種環保行動的正向關係。如前人研究所言，放任傾向高的社會，更能夠展現個人的性格和價值，並願意採用較為激進或豐富的手段實踐目標，因此能夠強化態度跟行動間的關係。

貳、 國家層次

在國家層次的研究中，在控制經濟條件的情況下，整個社會的環境行動態度對於個人環保行動與環境倡議行動的盛行，具有非常強烈的預測效果 ($\beta > .60$)，可以看到當整個國家有較高的環境行動態度時，整體而言環境行動的盛行率也會水漲船高，可能除了環境行動態度的直接影響外，社會風氣的盛行經過個體的知覺，也會形成主觀規範，讓個體同時具有內在動機與外在動機實踐環境行動。而對於國家環保責任的不顯著，則如前述所言，環境行動態度高的國家，通常也都是氣候行動的領頭羊，因此雖然人民期待政府要做更多氣候行動，但所謂的更多是建立於絕對的標準，而非相對的比較，因此人民較不會主張本國需負起相對更多的責任，而是會主張所有國家都應該負起更多責任。

而在環境行動是否會影響國家政策上，本研究發現個人環保行動與環境倡議行動可以正向預測有條件和無條件 NDC 人均碳排放減量的目標設定，其中環境倡議行動的預測效果強於個人環保行動，可以顯見國家的氣候政策制定會受到人民輿論壓力，以及是否願意配合改變生活方式所影響。然而這兩項環境行動對於 NDC 碳強度減量的目標設定預測效果不顯著，雖然仍能看出正向影響的趨勢，但影響較小而未達顯著，推測原因可能有二：

一、由於控制變項為 2010 的人均 GDP，而 NDC 碳強度減量的比較基準是 2010 年的碳強度，計算時包含 2010 年的 GDP 表現，使得 GDP 的影響被重複考慮，因此可能導致預測效果有所偏差。

二、每單位 GDP 的碳排放更多會受到產業結構與能源政策影響。雖然公共輿論與民眾配合能夠影響一部分政策，但經濟與能源政策仍需透過多元利害關係人的議和協商，尤其是企業端的意見尤為重要。而在第一輪 NDC (2015-2017) 時，RE100、SBTI 等企業減碳協約或方法學尚未普及，企業永續報告書的揭露框架也在草創階段，因此民眾較難監督企業，且產業結構也未有迫切需求轉型，使得以經濟為基礎的碳排目標，與人民的環境行動有脫鉤的傾向。

而在中介效果的驗證上，本研究發現環境行動態度會透過環境倡議行動，影響 NDC 人均碳排放減量的目標設定，而個人環保行動的中介效果未達顯著。可能的原因是環境倡議行動為直接向政府施壓，政府接收到的資訊更明確、訴求更清楚，因此能更有效率的反應民意問題；而個人環保行動屬於隱性的影響，需要政府主動蒐集資訊，感知到人民有改變生活習慣的意願，才會制定相應的政策。

舉例而言，我國政府於 2008 年提出的永續能源政策綱領中，「溫室氣體減量法」、「再生能源發展條例」的修法提上日程，就受到環保團體的施壓，然而對於人民的生活型態改變上，仍是以機關學校等公部門單位為主力，全民節能減碳仍以宣導為主，直到 2022 年提出的 2050 淨零十二項關鍵戰略，才將「淨零綠生活」列為其中一個關鍵戰略，足以看出反應時間上的落差。

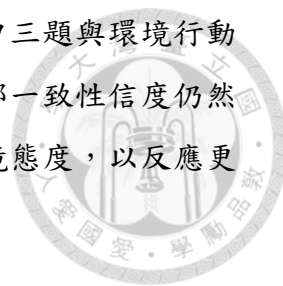
最後，在調節式中介上，僅政府信任、權力距離、和放任約束，通過調節式中介的檢定，調節效果會透過環境倡議行動的中介，影響氣候政策制定。政府信任越高，環境行動態度越能透過環境倡議行動的中介，影響氣候政策制定，這代表人民實施倡議行動的基礎，部分源自於對政府的信任，才會願意與政府溝通，並期待政府做出改變。權力距離越高，環境行動態度越難透過環境倡議行動的中介，影響氣候政策制定。在權力距離高的社會，人民較不願意挑戰政府的權威，尤其是較為激進手段，因此難以透過倡議行動影響政策制定。而在放任傾向高的社會中，環境行動態度更能夠透過環境倡議行動的中介，影響氣候政策制定。可能原因是放任傾向高的社會更鼓勵大眾表達自己的觀點，並透過多元的方式如連署、加入環保組織等方式，影響社會。

第二節 研究限制與未來展望

首先，本研究採用的資料源自國際社會調查計畫環境組的資料，雖然可以獲得多個國家、大量受試者的測量結果，但為了研究的通用性，題組設計上多以「環境」作為出發點，甚少直接針對氣候變遷(如氣候變遷信念、態度、氣候行動意願等)設計題組。雖然環境態度、環境行為等測量皆涵蓋了部分氣候變遷相關的構面，且過往研究也顯示環境態度或價值觀與氣候變遷因應有高度相關，但仍不是最精準的測量方法。而 2020 年的環境組調查新增了部分與氣候變遷直接相關的題目，但礙於疫情的關係，仍有許多國家尚未提交成果。未來 2020 年環境組的資料更完備時，除了可以進行趨勢研究，探討第二版 NDCs 的目標設定是否更加反應公民態度與行動，也可以針對氣候變遷相關的題項進行研究設計，以增加模型的解釋力與信效度。

其次，是內容效度的問題。在與環境態度相關的題組中，包含了意願、自我效能、責任感、風險知覺等，但多數構面都僅只有一題，且題組並非源自廣

泛使用且具備信效度的環境態度量表，因此我們只能抽取其中三題與環境行動有關的態度問題，以作為環境行動態度的評估方式，然而內部一致性信度仍然不盡理想，未來可以設計實驗，以信效度更高的量表測量環境態度，以反應更貼近現實的決策原因。



第三節 結論

總體而言，本研究補足了過往環境態度與政策制定間的缺口，解答了環境行動態度可能促成甚麼樣的環境行動，並被政府信任和文化差異因素所影響，更發現了不同環境行動所受到的影響距有異質性，其中權力距離、個人主義、和成就動機的調節效果在每一種環境行動中都扮演一定的角色，其他差異則會因行動不同而有影響大小的區別。

此外，我們也探討了哪些類型的環境行動更能夠影響政府的決策，哪些環境行動則不夠被政府重視，並發現環境倡議行動最能夠中介環境行動態度與氣候政策制定間的關係，雖然環境態度與高成本間接行動關聯性不強，但此類活動所帶來的社會影響力巨大，反而更能夠造成影響。而反過來說，個人環保行動雖然最容易被促發，但缺乏政府即時的反饋，上述差異可以提供未來環保組織與政府機構施力的方向。

最後，本研究釐清了政府信任與文化差異是否會影響環境態度、環境行動、與政策制定間的關係，並發現政府信任、權力距離、與放任傾向會透過環境倡議行動，影響政府的可能性。

參考文獻



- 施琮仁 (2017) : 〈以公眾認知為中心的氣候變遷風險溝通: 理論與實踐〉。
《傳播文化》, 16。
- 林綉娟 (2022) : 〈法國氣候公民大會—參與式民主新篇章: 透過公投、立法
或修法落實公民氣候提案〉。工業技術研究院。
<https://km.twenergy.org.tw/ReadFile/?p=Reference&n=20208411453.pdf>
- 탄소중립시민회의 참여시민단 (2021) : 〈1 차~4 차 설문조사 결과 (※가중치
반영)〉。국가기후위기대응위원회。
https://www.2050cnc.go.kr/download/BOARD_ATTACH?storageNo=161
- Ajzen, I. (1985). From intentions to actions: A theory of planned behavior. In J. Kuhl
& J. Beckmann (Eds.), *Action control: From cognition to behavior* (pp. 11-39).
Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-69746-3_2
- Almutairi, S., Heller, M., & Yen, D. (2020). Reclaiming the heterogeneity of the Arab
states. *Cross Cultural & Strategic Management*, 27(3), 429-452.
<https://doi.org/10.1108/CCSM-11-2019-0210>
- Bain, P. G., Milfont, T. L., Kashima, Y., Bilewicz, M., Doron, G., Garðarsdóttir, R. B.,
Gouveia, V. V., Guan, Y., Johansson, L.-O., Pasquali, C., Corral-Verdugo, V.,
Aragones, J. I., Utsugi, A., Demarque, C., Otto, S., Park, J., Soland, M., Steg,
L., González, R., Lebedeva, N., Madsen, O. J., Wagner, C., Akotia, C. S.,
Kurz, T., Saiz, J. L., Schultz, P. W., Einarsdóttir, G., & Saviolidis, N. M.
(2016). Co-benefits of addressing climate change can motivate action around
the world. *Nature Climate Change*, 6(2), 154-157.
<https://doi.org/10.1038/nclimate2814>
- Bamberg, S., & Möser, G. (2007). Twenty years after Hines, Hungerford, and Tomera:
A new meta-analysis of psycho-social determinants of pro-environmental
behaviour. *Journal of Environmental Psychology*, 27(1), 14-25.

<https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2006.12.002>



Bord, R. J., Fisher, A., & Robert, E. O. (1998). Public perceptions of global warming: United States and international perspectives. *Climate research*, *11*(1), 75-84.

<https://doi.org/10.3354/cr011075>

Bradley, G. L., Babutsidze, Z., Chai, A., & Reser, J. P. (2020). The role of climate change risk perception, response efficacy, and psychological adaptation in pro-environmental behavior: A two nation study. *Journal of Environmental Psychology*, *68*, 101410. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2020.101410>

Breckler, S. J. (1984). Empirical validation of affect, behavior, and cognition as distinct components of attitude. *Journal of Personality and Social Psychology*, *47*(6), 1191. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.47.6.1191>

Broomell, S. B., Budescu, D. V., & Por, H. H. (2015). Personal experience with climate change predicts intentions to act. *Global Environmental Change*, *32*, 67-73. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2015.03.001>

Burstein, P. (2003). The impact of public opinion on public policy: A review and an agenda. *Political Research Quarterly*, *56*(1), 29-40.

<https://doi.org/10.1177/106591290305600103>

Carmichael, J. T., Brulle, R. J., & Huxster, J. K. (2017). The great divide: Understanding the role of media and other drivers of the partisan divide in public concern over climate change in the USA, 2001–2014. *Climatic change*, *141*, 599-612. <https://doi.org/10.1007/s10584-017-1908-1>

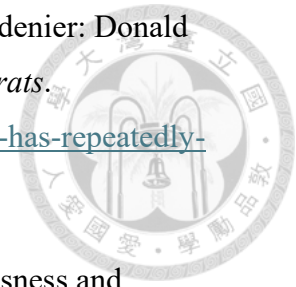
CACE Online. (n.d.). History. Retrieved May 26, 2024, from

<https://www.caceonline.org/history.html>

Catton, W. R., Jr., & Dunlap, R. E. (1978). Environmental sociology: A new paradigm. *The American Sociologist*, *13*(1), 41-49.

Cullerton, K., Donnet, T., Lee, A., & Gallegos, D. (2016). Playing the policy game: a review of the barriers to and enablers of nutrition policy change. *Public health nutrition*, *19*(14), 2643-2653. <https://doi.org/10.1017/S1368980016000677>

Democratic National Committee. (2019, September 4). Donald the denier: Donald Trump has repeatedly called climate change a hoax. *Democrats*.
<https://democrats.org/news/donald-the-denier-donald-trump-has-repeatedly-called-climate-change-a-hoax/>



Diekmann, A., & Preisendorfer, P. (1998). Environmental consciousness and environmental behavior in low-cost and high-cost situations: An empirical examination of the low-cost hypothesis. *Zeitschrift für Soziologie*, 27(6), 438-453. <https://doi.org/10.1515/zfsoz-1998-0603>


Stern Drews, S., & van den Bergh, J. C. (2016). Public views on economic growth, the environment and prosperity: Results of a questionnaire survey. *Global Environmental Change*, 39, 1-14.
<https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2016.04.001>

Drews, S., Antal, M., & van den Bergh, J. C. (2018). Challenges in assessing public opinion on economic growth versus environment: considering European and US data. *Ecological Economics*, 146, 265-272.
<https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.11.006>

Dunlap, R. E., Van Liere, K. D., Mertig, A. G., & Jones, R. E. (2000). New trends in measuring environmental attitudes: Measuring endorsement of the new ecological paradigm: A revised NEP scale. *Journal of Social Issues*, 56(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.00176>

Dunlap, R. E., & Jones, R. E. (2002). Environmental concern: Conceptual and measurement issues. *Society and Natural Resources*, 15(5), 423-442.
<https://doi.org/10.1080/08941920290069318>

Eom, K., Kim, H. S., Sherman, D. K., & Ishii, K. (2016). Cultural variability in the link between environmental concern and support for environmental action. *Psychological Science*, 27(10), 1331-1339.
<https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.11.006>

- 
- Franzen, A., & Meyer, R. (2010). Environmental attitudes in cross-national perspective: A multilevel analysis of the ISSP 1993 and 2000. *European Sociological Review*, 26(2), 219-234. <https://doi.org/10.1093/esr/jcp018>
- Goldberg, M. H., Gustafson, A., Ballew, M. T., Rosenthal, S. A., & Leiserowitz, A. (2021). Identifying the most important predictors of support for climate policy in the United States. *Behavioural Public Policy*, 5(4), 480-502. <https://doi.org/10.1017/bpp.2020.39>
- Hadler, M., Klösch, B., Schwarzingler, S., Schweighart, M., Wardana, R., & Bird, D. N. (2022). Measuring environmental attitudes and behaviors. In *Surveying climate-relevant behavior* (pp. 25-45). Palgrave Macmillan, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-030-85796-7_2
- Hall, M. P., Lewis Jr, N. A., & Ellsworth, P. C. (2018). Believing in climate change, but not behaving sustainably: Evidence from a one-year longitudinal study. *Journal of Environmental Psychology*, 56, 55-62. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2018.02.001>
- Hayes, A. F. (2012). PROCESS: A versatile computational tool for observed variable mediation, moderation, and conditional process modeling.
- Hines, J. M., Hungerford, H. R., & Tomera, A. N. (1987). Analysis and synthesis of research on responsible environmental behavior: A meta-analysis. *The Journal of Environmental Education*, 18(2), 1-8. <https://doi.org/10.1080/00958964.1987.9943482>
- Hofstede, G. (1984). *Culture's consequences*. Sage Publications.
- Hofstede, G. (1991). *Cultures and organizations: Software of the mind: Intercultural cooperation and its importance for survival*. McGraw-Hill Publishing Co.
- Hofstede, G., Hofstede, G. J., & Minkov, M. (2010). *Cultures and organizations: Software of the mind: Intercultural cooperation and its importance for survival* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Hornsey, M. J., Harris, E. A., Bain, P. G., & Fielding, K. S. (2016). Meta-analyses of

the determinants and outcomes of belief in climate change. *Nature climate change*, 6(6), 622-626. <https://doi.org/10.1038/nclimate2943>

Howe, P. D., & Leiserowitz, A. (2013). Who remembers a hot summer or a cold winter? The asymmetric effect of beliefs about global warming on perceptions of local climate conditions in the US. *Global environmental change*, 23(6), 1488-1500. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2013.09.014>

Huber, R. A., Fesenfeld, L., & Bernauer, T. (2020). Political populism, responsiveness, and public support for climate mitigation. *Climate Policy*, 20(3), 373-386. <https://doi.org/10.1080/14693062.2020.1736490>

ISSP Research Group. (2019). *International Social Survey Programme: Environment III - ISSP 2010*. GESIS Data Archive, Cologne. ZA5500 Data file Version 3.0.0. <https://doi.org/10.4232/1.13271>

Kallis, G. (2011). In defence of degrowth. *Ecological economics*, 70(5), 873-880. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2010.12.007>

Karp, P. (2019, November 21). Scott Morrison says no evidence links Australia's carbon emissions to bushfires. *The Guardian*. <https://www.theguardian.com/australia-news/2019/nov/21/scott-morrison-says-no-evidence-links-australias-carbon-emissions-to-bushfires>

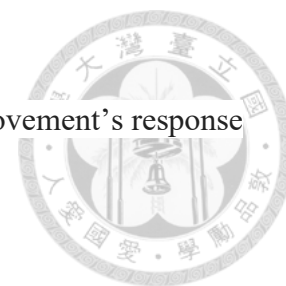
Kim, Y. (2012). One Less Nuclear Power Plant Initiative [PDF]. Seoul Metropolitan Government.

Klöckner, C. A. (2013). A comprehensive model of the psychology of environmental behaviour—A meta-analysis. *Global Environmental Change*, 23(5), 1028-1038. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2013.05.014>

Kollmuss, A., & Agyeman, J. (2002). Mind the gap: Why do people act environmentally and what are the barriers to pro-environmental behavior?. *Environmental Education Research*, 8(3), 239-260. <https://doi.org/10.1080/13504620220145401>

Korten, D. C. (2009). *Agenda for a new economy: From phantom wealth to real*

wealth. Berrett-Koehler Publishers.



Lee, C., & Han, L. (2015). Recycling Bodhisattva: The Tzu-Chi movement's response to global climate change. *Social Compass*, 62(3), 311-325.

<https://doi.org/10.1177/0037768615587809>

Lindenberg, S., & Steg, L. (2007). Normative, gain and hedonic goal frames guiding environmental behavior. *Journal of Social Issues*, 63(1), 117-137.

<https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.2007.00499>.

Lin Zi (2024). China didn't sign the global pledge to triple renewables and double efficiency. Why? *Energy Post*. <https://energypost.eu/china-didnt-sign-the-global-pledge-to-triple-renewables-and-double-efficiency-why/>

Lorenzoni, I., Nicholson-Cole, S., & Whitmarsh, L. (2007). Barriers perceived to engaging with climate change among the UK public and their policy implications. *Global Environmental Change*, 17(3-4), 445-459.

<https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2007.01.004>


Maloney, M. P., & Ward, M. P. (1973). Ecology: Let's hear from the people: An objective scale for the measurement of ecological attitudes and knowledge.

American Psychologist, 28(7), 583. <https://doi.org/10.1037/h0034936>

Milfont, T. L. (2007). *Psychology of environmental attitudes: A cross-cultural study of their content and structure* (Unpublished doctoral dissertation). University of Auckland, Auckland, New Zealand.

Minkov, M., & Kaasa, A. (2022). Do dimensions of culture exist objectively? A validation of the revised Minkov-Hofstede model of culture with World Values Survey items and scores for 102 countries. *Journal of International Management*, 28(4), 100971. <https://doi.org/10.1016/j.intman.2022.100971>

Minton, A. P., & Rose, R. L. (1997). The effects of environmental concern on environmentally friendly consumer behavior: An exploratory study. *Journal of Business research*, 40(1), 37-48. [https://doi.org/10.1016/S0148-2963\(96\)00209-3](https://doi.org/10.1016/S0148-2963(96)00209-3)

- 
- Morren, M., & Grinstein, A. (2016). Explaining environmental behavior across borders: A meta-analysis. *Journal of Environmental Psychology*, *47*, 91-106. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2016.05.003>
- OECD. (2021). *OECD economic surveys: Turkey 2021*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/2cd09ab1-en>
- Rogers, R. W. (1983). Cognitive and physiological processes in fear appeals and attitude change: A revised theory of protection motivation. In J. Cacioppo & R. Petty (Eds.), *Social psychophysiology: A sourcebook* (pp. 153-176). Guilford Press.
- Schwartz, S. H. (1977). Normative influences on altruism. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 10, pp. 221-279). Academic Press. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60358-5](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60358-5)
- Shao, W., & Hao, F. (2020). Approval of political leaders can slant evaluation of political issues: evidence from public concern for climate change in the USA. *Climatic Change*, *158*(2), 201-212. <https://doi.org/10.1007/s10584-019-02594-4>
- Shapiro, R. Y. (2011). Public opinion and American democracy. *Public Opinion Quarterly*, *75*(5), 982-1017. <https://doi.org/10.1093/poq/nfr053>
- Sherman, D. K., Updegraff, J. A., Handy, M. S., Eom, K., & Kim, H. S. (2022). Beliefs and social norms as precursors of environmental support: The joint influence of collectivism and socioeconomic status. *Personality and social psychology bulletin*, *48*(3), 463-477. <https://doi.org/10.1177/01461672211007252>
- Steg, L., & Nordlund, A. (2018). Theories to explain environmental behaviour. In L. Steg & J. I. M. de Groot (Eds.), *Environmental psychology: An introduction* (pp. [pages]). Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781119241072.ch22>
- Stern, P. C. (1992). What psychology knows about energy conservation. *American Psychologist*, *47*(10), 1224. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.47.10.1224>

- 
- Stern, P. C., Dietz, T., Abel, T., Guagnano, G. A., & Kalof, L. (1999). A value-belief-norm theory of support for social movements: The case of environmentalism. *Human Ecology Review*, 6(2), 81-97.
- Sun-Jin YUN. (2022). *The road to 2050 carbon neutrality in South Korea: the progress and challenges* [Speech transcript]. College of Law National Taiwan University.
- Tjernström, E., & Tietenberg, T. (2008). Do differences in attitudes explain differences in national climate change policies?. *Ecological economics*, 65(2), 315-324. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.06.019>
- United Nations Department of Economic and Social Affairs, Population Division. (2022). *World population prospects 2022: Summary of results*. UN DESA/POP/2022/TR/NO. 3
- Urban Sustainability Exchange. (2024). One Less Nuclear Power Plant. *Metropolis*. Retrieved from <https://use.metropolis.org/case-studies/one-less-nuclear-power-plant>
- Weigel, R., & Weigel, J. (1978). Environmental concern: The development of a measure. *Environment and Behavior*, 10(1), 3-15. <https://doi.org/10.1177/0013916578101001>
- Zhang, X., Jin, H., & Lou, C. (2016). Norm Activation Model: An effective theoretical model for predicting citizens' pro-environmental behaviors. *Journal of Northeastern University (Social Science)*, 18(6), 610-615. <https://doi.org/10.15936/j.cnki.1008-3758.2016.06.010>
- Zheng, X., Guo, K., Luo, H., Pan, X., Hertwich, E., Jin, L., & Wang, C. (2021). Individualism and nationally determined contributions to climate change. *Science of the Total Environment*, 777, 146076. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.146076>