

# 台灣民眾對貿易自由化的態度分析

盧其宏 江淳芳 劉錦添\*

台灣作為小型開放經濟體，高度倚賴貿易，但民眾對於多邊或雙邊貿易自由化的意見高度分歧。有別於過往經濟理論模型與貿易後實證，本研究從個人貿易態度切入，以台大〈台灣民眾對全球化議題之態度調查〉進行分析，發現政治認同、經濟因素、人口特性、社經條件對貿易自由化態度均有顯著影響。在經濟因素方面，要素型態(人力資本、職位別)與產業別因素均存在，同時支持 Stolper-Samuelson 與 Ricardo-Viner 模型；在人口特性、社經條件方面，居住郊區、年輕、女性、低所得者顯著地反對各種型態之自由貿易，反應其潛在難以在貿易自由化下受益。而低人力資本、低所得者較傾向於不分對手國反對服貿，符合近來文獻探討資本跨國流動造成非技術勞工受害、工資與貧富擴大之結果。

## 一、引言

2013 年台灣貿易依存度達 130%，顯示台灣經濟高度倚賴貿易，但民眾對於多邊或雙邊貿易自由化的意見高度分歧。過往在推行貿易自由化時，政府多委託智庫透過「可計算一般均衡模型」(Computable General Equilibrium, CGE model) 進行評估，如中華經濟研究院以 GTAP (Global Trade Analysis Project) 評估 ECFA 效益，並以總體利益作為是否應簽署 ECFA 的判準。然而，該類理論模型需將整個經濟體進行模型化，其假設與複雜性難受檢驗，且整體評估下所產生的 GDP 提高、「利大於弊」的結論也未能消解民眾個人對於貿易自由化的疑慮。

對應於 CGE 模型，經濟實證可透過貿易資料分析出貿易整合的利弊得失，並依此為政策調整參考。但宥於許多貿易自由化政策，如兩岸服貿、貨貿、對美 FTA、TPP、RCEP 還未施行，實證研究無法進行，自然也無法達到釐清民眾反對聲浪、引導政策調整的效果。

在理論模型與實證分析的限制下，且考量民主體制民眾態度對公共政策的制定有決定性影響，本研究採近年來文獻上大量出現的個人貿易態度研究方向，將命題從過去經濟評估的「貿易自由化利弊為何」轉換成「民眾反對/支持貿易自由化的因素為何」作為替代的分析取徑。

---

\* 作者分別為國立台灣大學經濟學研究所博士生(d02323005@ntu.edu.tw)、國立台灣大學經濟學系副教授(chunfang@ntu.edu.tw)與國立台灣大學經濟學系特聘教授(liujt@ntu.edu.tw)。

本研究藉由 2010-2013 年的調查資料，分析政治認同、經濟因素、人口特性、社經條件對個人貿易自由化態度的影響，分析的標的包括對中、美農產品開放進口、對中 ECFA、對美 FTA、對中、新加坡服貿的態度等。有別於過去文獻，本文除對單一對手國、特定貿易型態整合的分析外，更進一步探討各類因素對於不同型態貿易整合與不同貿易對手國的異同，並進而檢視是否存在導致民眾不論形態與對手國都反對的因素。

Hooghe & Marks(2004)、Mayda & Rodrik(2005)、Chiang、Liu & Wen (2013)已指出，政治與經濟因素同時顯著影響個人的貿易態度。由於台灣與中國的政治特殊性，反中貿易常被指涉為「逢中必反」，故本文檢視在政治因素之外是否也存在經濟因素影響個人對中國的貿易態度，同時，我們更進一步檢視政治認同是否也會影響民眾對他國貿易態度。結果發現，在 2010-2013 年間，台灣民眾的政治認同高度地影響對中國的各種貿易自由化與對美國 FTA 的態度，但以對中國貿易態度的影響較大，反應兩岸間特殊政治情勢。

在經濟因素方面，依 Heckscher-Ohlin 與 Stolper-Samuelson 理論，貿易自由化將使本國生產要素稟賦較高的要素報酬提高，故預期相較於資本技術較台灣豐沛的美國與新加坡，本國人力資本較高者應較傾向於與勞力較豐沛的中國貿易整合，相對的，人力資本較低者應較傾向於與美國、新加坡貿易整合。除要素影響外，Ricardo-Viner 指出，當生產要素具有移動障礙時，產業部門才具有顯著影響。

本研究以單一對手國估計發現，人力資本較低者(教育程度較低或非技術之一般勞工)傾向於反對與中國簽署 FTA 與服貿；透過比較兩對手國與交叉態度分析發現，相對於對美國與新加坡態度，非技術之一般勞工較傾向於反中國 FTA，教育程度低者較傾向於反中國服貿，符合 S-S 理論預期。然而，不論是對 FTA 或服貿態度，民眾所屬之部分產業別仍具有顯著影響，故可推論在台灣 2010-2013 年間台灣民眾態度同時符合 S-S 與 R-V 模型。

除因政治或傳統經濟因素影響外，如 Mayda & Rodrik(2005)指出，經濟位階越高者越容易支持貿易自由化，反映民眾對貿易自由化的態度與貧富不均存在潛在的關係。針對貧富不均的分析如 Feenstra & Hanson(1996)與 Trefler & Zhu (2005)指出不論後進國與先進國的薪資不均，在貿易自由化後都擴大。在人口特性上，近期如 Juhn、Ujhelyi & Villegas-Sanchez (2014)指出，貿易自由化會導致性別不均。

因此，本研究同時關注人口特性與社經條件等非傳統貿易理論所涵括的因素，發現年齡、性別、風險趨避、生活滿意度、自信程度、競爭偏好、家戶所得對民眾貿易態度皆有影響，除風險趨避與不好競爭者較反對中服貿外，其餘變數皆普遍

地影響個人的貿易態度，不限於對特定對手國。本文更進一步探討發現，政治認同對於反自由貿易並無顯著一致的影響，但年輕、居住郊區、女性、低所得者顯著地反對各種形態之自由貿易，顯示該類人可能是自由貿易下的犧牲者，呼應了自由貿易潛在將帶起世代差異、中心邊陲、性別不均、貧富擴大等反全球化論述。

同時，本研究發現教育程度較低、非技術之一般勞工、低所得者較傾向於不分對手國反對服貿，由於服貿性質偏重於資本流動，故此結果與 Beaulieu et al. (2005)、Feenstra & Hanson(1996)與 Trefler & Zhu (2005)的分析一致，即資本跨國流動下非技術勞工將因而受害，使得貧富、工資差距擴大。

接下來第二章為貿易態度之文獻回顧；第三章為本研究分析之調查資料說明與敘述分析；第四章為估計結果，包括對單一對手國之分析比較、對不同對手國的交叉態度分析、對各種反貿易自由化之態度分析；第五章為結論。

## 二、文獻回顧

根據傳統兩部門的 Heckscher-Ohlin 以及 Stolper-Samuelson 的貿易理論，在生產要素可完全在產業間自由移動的假設下，生產要素(勞力、資本、技術所有者)相較於貿易對手國要素稟賦豐沛與否，是導致不同生產要素在貿易自由化後受害或是受益的關鍵。然而，自由移動的假設在現實中不見得可行，故有特定部門模型 (sectors-specific 或 Ricardo-Viner model) 提出，當勞工無法自由移動時，其所受雇之產業別才是影響勞工利弊的關鍵。

早期政治經濟學者透過遊說團體調查來分析選民之所以對於貿易政策分歧的原因，如 Magee (1978) 觀察 1973 年美國貿易改革法案的各遊說者，發現 19 個產業內的工會與資方公會的立場一致，而跨產業即便同為勞工或管理階層，其態度並不一致，因而 Magee 認為產業別是決定貿易偏好的關鍵因素，而非個人要素型態，呼應 R-V 模型。

針對是否可以遊說團體作為分析對象，Rodrik (1995) 釐清貿易政策的形成應區分成需求與供給雙方，需求由「個人偏好」形成「利益團體」；供給則由「決策者偏好」形成「政府組織結構」，總計有四大要素，而最後貿易政策由利益團體和政府組織結構共同折衝產生出來。Rodrik(1995, p1458) 強調個人傾向的重要性，如他所說：「原則上貿易政策的政治經濟模型必須具備四大要素。首先，它必須勾勒出個人對於政治決定者可行之貿易政策的偏好。」他認為不管是在 Heckscher-Ohlin 或是 Ricardo-Viner 模型中，只要個人形成偏好的原因來自於自

利，那我們可由個人所持有的要素稟賦或部門稟賦來推導出個人對貿易政策的偏好，而個人傾向如何形成利益團體是另一重要命題。

然而，即便以個人傾向進行分析仍得出支持 H-O、支持 R-V 模型兩種不同結果。如 Irwin (1994) 透過 1923 年英國選舉進行分析，該年選舉特別關注在是否施行新的貿易障礙，結果發現產業利益相較要素利益更具有解釋能力。但 Beaulieu (1996) 透過加拿大選民的調查發現，個人要素型態對於 1988 年加拿大公投加拿大-美國 FTA (Canadian-U.S. Free-Trade Agreement, CAFTA) 的結果最具有解釋力，而非選民之產業別；Beaulieu (1998) 更進一步用個人態度調查資料而非選舉資料亦得出相同結果。Balistreri (1997) 再使用職位別來代表不同稟賦，同樣證明了加拿大要素稟賦比較豐沛者比較支持 CAFTA。Baldwin and Magee (2000) 則得出同時支持兩模型的結論，其以美國國會議員接受之政治獻金來分析 1993、1994 年議員在 NAFTA、GATT、給予中國最惠國待遇的投票，發現政治獻金對議員投票有顯著影響，且獻金來源之教育程度、受雇部門都具有影響。

針對產業利益或是要素利益有解釋力的爭論，Scheve & Slaughter (2001) 指出過去的分析至少存在幾項問題，包括選舉資料過於間接、缺乏充分對於個人產業別或要素型態的資料等。Scheve & Slaughter 透過美國第一個直接針對個人貿易態度調查的全國選舉研究調查 (National Election Studies, NES) 資料，分析 1993 單一年度發現，個人貿易態度與 H-O 模型預期的一致，要素型態具影響力。

在更近期的文獻中，Beaulieu et al. (2005) 以拉丁美洲 17 國資料進行分析，發現具技術之勞工較支持自由貿易；並在各國分別估計中發現，17 國中有 8 國的技術工顯著較支持自由貿易，但沒有任何一國的非技術工支持。Blonigen (2011) 接續以 NES 調查，但以跨年度 1986、1988、1996、1998 年資料進行分析，發現在與勞動市場的相關變數中，只有個人教育年數對於個人貿易態度固定有顯著影響。Mayda & Rodrik (2005) 以跨國個人態度調查分析<sup>1</sup>，資料包含個人貿易傾向與各種社經背景指標，發現個人人力資本具有顯著影響，符合 S-S 模型預期；但同時個人所受雇之產業部門也具顯著影響，最反對貿易開放的是位處比較利益較差的產業，位處非貿易產業者最支持貿易。Chiang、Liu & Wen (2013) 則以台灣 2009-2011 年資料，發現教育程度越高者，同時較支持與美國和中國進行貿易。

在要素型態抑或受雇部門影響的論證外，同時也出現關於其他因素的討論，包括持有資產價值、社經條件、政治傾向等。如 Scheve & Slaughter (2001) 指出傳統貿易理論並未考量人們會進行投資，因此在推論個人貿易態度的形成時，忽略了資產價值的面向，他們發現個人所持有之資產價值對個人貿易態度也具顯著影響。

---

<sup>1</sup> 1995 進行的 International Social Survey Programme (ISSP) 與 1995-1997 年調查的 World Values Survey (WVS)。ISSP 包含 23 國 2.8 萬人資料，WVS 包含 47 國個人傾向。

Hooghe & Marks(2004)以歐洲資料指出政治經濟同時影響個人對於歐盟整合的態度，但國家認同具有最大的影響力。Mayda & Rodrik(2005)的研究中發現個人經濟條件越佳者越容易支持貿易，而在地或是國家意識形態較強的人比較傾向於反對貿易自由化。Chiang、Liu & Wen (2013)也發現台灣民眾的政治認同與族群差異，對於貿易態度有顯著影響。

此外，如 Feenstra & Hanson(1996)與 Trefler & Zhu (2005)指出，貿易自由化使先進國將自己國內技術密集度較差的中等技術密集商品外移至後進國生產，然此類商品在後進國比其他商品更技術密集，導致不論後進國與新進國的薪資不均都因而擴大。近期如 Juhn、Ujhelyi & Villegas-Sanchez (2014)以 1990 年代墨西哥進入 NAFTA 的資料指出，貿易自由化使新的出口商技術提升，降低勞力需求故雇用女性藍領勞工取代男性，導致性別不均。可見，貿易自由化除針對特定要素形態、產業部門會有影響外，也可能拉大貧富與性別間的差距，使社經條件、人口特性潛在也成為影響個人貿易態度的因素。

### 三、資料

#### (一) 資料與變數

本研究使用《國立台灣大學高等研究院經濟全球化研究計畫》下，第 3-7 波的〈台灣民眾對全球化議題之態度調查〉<sup>2</sup>，調查時間分別為 2010 年 5 月、2011 年 4 月、2012 年 5 月、2013 年 8 月、2013 年 12 月。調查對象為臺灣 20-65 歲的民眾，調查方法採電話訪問。各波次有效樣本數分別為 1,203、1,521、1,306、1,413、1,410 筆，總計有效樣本為 6,853 筆。主要的變數如下：

#### 1. 個人對貨貿開放態度

此一類問題調查波次最多，但因為 ECFA 於 2010 年簽署，所以問題之間略有差異。2010/05 調查問題為「請問您贊不贊成政府和中國簽訂 ECFA？」、2011/04 為「政府於去年通過台灣與中國之間的自由貿易架構協定(也就是 ECFA)，請問您對這項協定的看法是？」、2012/05 年為「請問您贊不贊成台灣和中國進一步簽署兩邊商品完全可自由進出口，全部免關稅的「自由貿易協定」？」；在對美國的部分，2010/05、2011/04、2012/05、2013/08 問題都是「如果台灣與美國簽訂「自由貿易協定」，也就是雙方所有商品可以自由進出口且皆免關稅，請問您的看法是？」。上述選項均為「非常贊成；贊成；不贊成；非常不贊成；沒有意見」。變數處理方式與上述一致，交叉部分包括 2010-2012 年 3 個波次。

---

<sup>2</sup> 第 1、2 波調查之間項與之後調查差異較大，故本文未採用。

如表 1 所示，2010-2012 年反對與中國簽署 ECFA/FTA 比例為 48%，反對與美國簽署 FTA 比例為 27%，19% 樣本不論中美皆反對。與服貿相似，在反中的民眾中，有 40% 同時反對與美國簽署 FTA，可見有高比例者並非考量不同對手國的元素豐沛差異。

**表 1 對中美兩國簽署 FTA 態度**

	支持與美國 簽署 FTA	反對與美國 簽署 FTA	總計
支持與中國簽署 ECFA/FTA	1486 (44%)	242 (7%)	1728 (52%)
反對與中國簽署 ECFA/FTA	968 (29%)	653 (19%)	1621 (48%)
總計	2454 (73%)	895 (27%)	3349 (100%)

## 2. 個人對服貿開放態度

2013/08 調查問題為「請問您贊不贊成台灣和中國簽署「服務貿易協定」？」、2013/12 為「請問您贊不贊成立法院通過政府和中國簽署的「服務貿易協議」？」針對他國，僅有 2013/08 調查「請問您贊不贊成台灣和新加坡簽署「服務貿易協定」，進一步開放新加坡人至台灣設立服務業的限制？」選項為「非常贊成；贊成；不贊成；非常不贊成；沒有意見」。變數處理方式與上述一致，交叉部分僅包括 2013/08 波次。

如表 2 所示，2013/08 反對與中國簽署服貿比例為 58%，反對與新加坡簽署服貿的只有 29%，同時反對與中新兩國簽署服貿的有 23%。我們可發現在反中的樣本中有 40% 同時反對與新加坡簽署服貿，表示至少有 4 成的民眾不是因為中國新加坡兩國的元素豐沛不同而反對。

**表 2 對中新兩國簽署服貿態度**

	支持與新加坡 簽署服貿	反對與新加坡 簽署服貿	總計
支持與中國簽署服貿	450 (36%)	73 (6%)	523 (42%)
反對與中國簽署服貿	442 (35%)	289 (23%)	731 (58%)
總計	892 (71%)	362 (29%)	1254 (100%)

## 3. 個人對農產品開放態度

有此類調查項目的波次為 2012/05 與 2013/08，問題皆為「請問您贊不贊成美國的農產品（含稻米、豬肉、牛肉）全面開放進口？」、「請問您贊不贊成中國的農產品（含稻米、豬肉、牛肉）全面開放進口？」；兩項問題的選項為「非常贊成；贊成；不贊成；非常不贊成；沒有意見」，我們依序設定為 1-4，「沒有意見」設為遺漏值。接著，我們額外設立二元變數「是否反對美國/中國的農產品全面開放」，若為「不贊成」或「非常不贊成」，則此變數為 1，反之為 0。

此外，為比較民眾對於中美兩國的交叉態度，我們再設定一多元變數，二元變數中同時不反對中美農產品開放者設為 1、反對中國但不反對美國農產品開放者設為 2、反對美國但不反對中國農產品開放者設為 3、同時反對中美兩國農產品開放者設為 4。

如表 3 所示，反對中國農產品開放比例為 88%，反對美國農產品開放比例為 77%，同時反對中美兩國農產品開放比例為 75%，可見不論對手國是中國或美國，民眾皆高度反對農產品開放。

表 3 對中美兩國農產品開放態度

	支持美國農產品開放	反對美國農產品開放	總計
支持中國農產品開放	254 (10%)	65 (2%)	319 (12%)
反對中國農產品開放	343 (13%)	1967 (75%)	2310 (88%)
總計	597 (23%)	2032 (77%)	2629 (100%)

#### 4. 個人對各種貿易自由化的態度

除了針對中美簽署 FTA、中新簽署服貿、中美農產品開放的調查項目外，2010/05 有調查對進口採取管制或開放、與東南亞/日本簽署 FTA 態度；2012/05 調查對進口採取管制或開放；2013/08 調查對日本農產品開放態度；2013/12 調查加入 TPP 態度。上數問題選項皆為「非常贊成；贊成；不贊成；非常不贊成；沒有意見」。

雖然各波次調查的問題並不完全一致，但仍可找出對於當波次調查中各種貿易自由化皆反對的樣本，如 2010/05 為同時認為進口應管制、反對簽署 ECFA、反對與美、日、東南亞簽署 FTA 者；2011/04 為同時反對與中美簽署 FTA 者；2012/05 為同時認為進口應管制、反與中美簽 FTA、反美國與中國農產品開放者；2013/08 為反美 FTA、反美中日農產品開放、反中國與新加坡服貿者；2013/12 為反與中

國簽署服貿、反加入 TPP 者。依此設立變數「反任何自由貿易」，在全樣本、各波次可觀察變數下，有 13% 反任何自由貿易。

## 5. 政治認同

各波次均調查「目前社會上有人會說自己是台灣人，有人會說自己是中國人，請問您認為自己是台灣人還是中國人？」，選項為「台灣人、中國人、兩者都是、兩者都不是」，我們設定國家認同的二元變數，若民眾回答為「台灣人」設為 1，其他設為 0。由表 4 可見，只自我認同為台灣人者，不論對手國、貿易自由化型態為何，其反對比例都高於其他認同者，但針對中國的部分差距較明顯，與預期相符。

其他關於政治傾向或是資訊來源的變數還包括：泛藍(用支持政黨推)、泛綠(用支持政黨推)、政治光譜、對獨立偏好、常看的報紙、常看的電子新聞、常看的網路新聞平台、對中/美偏好程度等。

## 6. 教育與要素型態

各波次均有受訪者教育程度資料，我們設立二元虛擬變數--教育程度「大專以下」，藉以測試人力資本對於個人貿易態度的影響。依照 H-O 與 S-S 理論，我們預期教育程度越低者將較為反對與中國貿易整合，但較傾向於與美國、新加坡貿易整合。

從表 4 可見，大專學歷以下者反對與中國簽署服貿與 FTA 的比例較高，大專學歷以上者反對與美國簽署 FTA 的比例高出大專學歷以下者 1%，符合理論預期。然而，在對新加坡服貿態度上，大專學歷以下者反對比例較學歷高者為高，不符預期，可能反映服貿屬資本流動，人力資本低者可能在資本跨國流動過程中受害。此外，學歷較低者其反任何自由貿易比例較高。

同時，我們透過各波次均有的職位別調查選項「自己當老闆或開業；專門及技術人員；民意代表、行政及企業主管人員；事務工作人員；買賣工作人員；服務工作人員；農林漁牧工作人員；技術工及操作工；生產體力工人；其他」，設定虛擬變數「業主」、「高技術及高階人員」、「一般勞工」，回答選項為第 1 項者為「業主」；第 2-3 項者為「高技術及高階人員」；第 4-10 項為「一般勞工」。而由於失業者(目前無工作)與非勞動力(退休、家庭主婦、學生)並無職位別，故再設立「目前無工作」、「非勞動力」兩虛擬變數，確保樣本數不會遺漏。



同樣，依傳統貿易理論，我們預期「一般勞工」較「業主」與「高技術及高階人員」反對與中國貿易自由化，而較支持與美國、新加坡貿易整合。由表 4 所見，一般勞工反對與中國簽署 FTA /服貿比例較另外兩職位者高，在反對美國簽署 FTA 的部分，三種職位別差異不大，與理論預期相符。然而，在針對與新加坡簽署服貿上，一般勞工比例仍高於業主與高階人員，這與預期較有差異。而在反對任何自由貿易上，一般勞工的比例微幅較其他兩種職位高，顯示非技術之一般勞工可能較傾向於反對自由貿易。

表 4 各子樣本中反對貿易自由化比例

	反對與中國 簽署 ECFA/FTA	反對與美國簽 署 FTA	反對與中國簽 署服貿	反對與新加 坡簽署服貿	反對任何 自由貿易
自我認同為中國人、兩者都是、兩者都不是	27%	24%	28%	23%	9%
僅自我認同為台灣人	63%	31%	67%	30%	15%
大專學歷以上	44%	29%	52%	24%	11%
大專學歷以下	51%	28%	62%	31%	14%
目前沒有工作	59%	30%	63%	32%	14%
業主	49%	30%	56%	25%	12%
高技術及高階人員	40%	28%	55%	20%	11%
一般勞工	50%	28%	63%	33%	13%
非勞動力	50%	29%	58%	31%	14%
男性	47%	24%	56%	22%	9%
女性	50%	33%	60%	33%	16%
年齡 20-29	49%	31%	61%	32%	14%
年齡 30-39	51%	30%	61%	28%	13%
年齡 40-49	47%	31%	59%	29%	13%
年齡 50 以上	50%	26%	57%	28%	12%
家戶所得 0-4 萬元	60%	32%	68%	36%	16%
家戶所得 4-6 萬元	50%	30%	59%	29%	14%
家戶所得 6-10 萬元	45%	29%	55%	29%	12%
家戶所得 10 萬元以上	43%	25%	54%	22%	10%

#### 7. 受雇/所在之產業別

各波次均有受訪者受雇產業，我們依雇用與產業區分為「失業、農林漁牧礦、製造業-民生化學、製造業-金屬機電、製造業-資訊電子、其他工業、金融保險業、非金融服務業」，藉以觀察特定產業別是否影響個人貿易自由化態度。依 R-V 模型，在要素無法跨產業移動時，產業別較個人所持有之要素型態更具有解釋力。

#### 8. 其他個人背景

除政治經濟因素外，如 Mayda & Rodrik(2005)與 Chiang、Liu & Wen (2013)指出，潛在還有多種人口、社經因素影響個人貿易態度。故我們在估計中亦加入多項個人背景變數，包括受訪年齡、性別、婚姻狀態、配偶教育程度、父親教育程度、母親教育程度、對生活是否不滿、居住地、風險偏好、族群、自信程度、競爭偏好等。除透過控制這些潛在因素來檢視政治認同、人力資本、要素型態、產業別是否仍具影響力外，同時也觀察此類變數對於個人貿易態度的影響方向。

由表 4 可見較明顯的有，女性不論貿易型態為何，反對比例較男性高；家戶所得隨高到低，不論貿易型態為何，反對比例都依序提升。

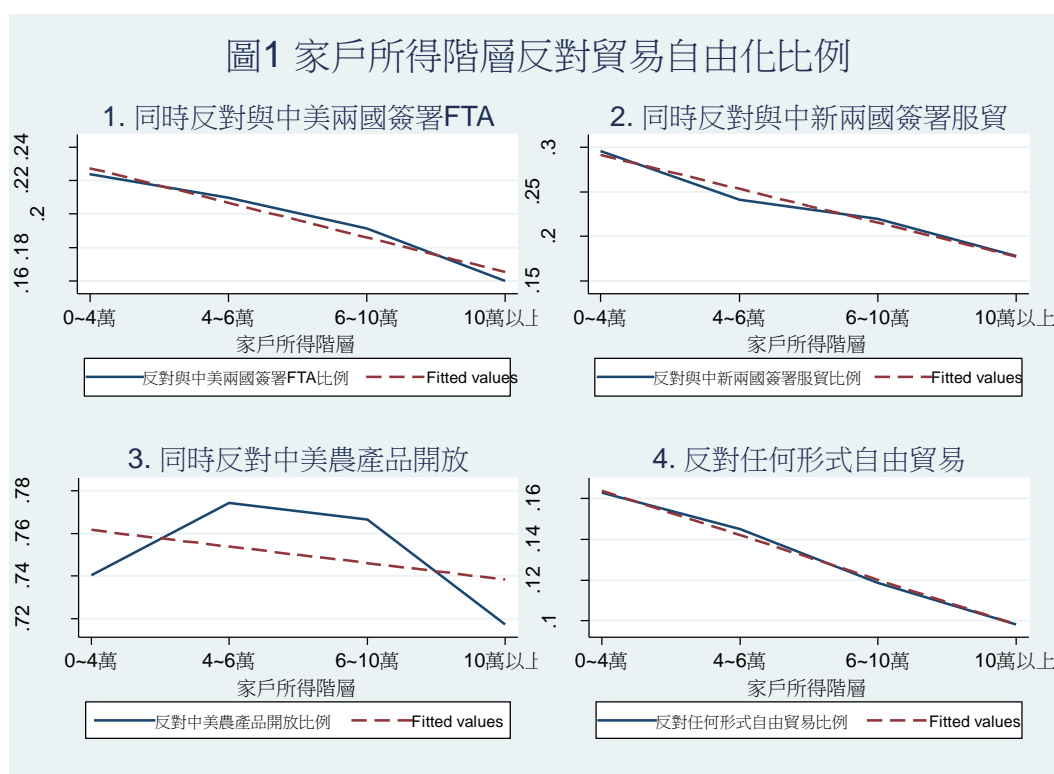


圖 1 呈現出不論是反對哪一種自由貿易形態，家戶所得越低的人反對貿易自由化的比例越高，其中僅農產品開放走勢較不一致。這可能反映出家戶所得低者，越無法從各種貿易自由化中得利。

## (二) 對不同對手國交叉態度之變數差異

在對簽署 FTA 態度上，對於中國與美國同樣有四種態度組合：支持與兩國簽署服貿(交叉態度 1)、反中不反美(交叉態度 2)、反美不反中(交叉態度 3)、反對與兩國簽署服貿(交叉態度 4)。我們可將這四種態度區分為四個子樣本，檢視各項重點變數在這四個子樣本中的均數是否有顯著差異。

由表 5 可發現，相較於不論對手國皆支持的民眾，「反中不反美」或是「反對兩國」的民眾中，比較多的是台灣意識高、低學歷、目前無工作、非技術之一般勞工、女性與低所得者。此外，相較於「反對兩國」，「兩國都不反」的年齡 50 歲以上的比例較高，而年齡層 40-49 歲間的比例在「反美不反中」的比例高於「反中不反美」。代表年齡 50 以上者越不傾向於兩國都反，而 40-49 歲企業的中堅幹部可能較為反美而不反中 FTA。

表 5 FTA 態度組合下的各變數平均

	對中國、美國態度			
	(1) 同時支持兩國	(2) 反中不反美	(3) 反美不反中	(4) 同時反對兩國
僅自我認同為台灣人	45%	82%	48%	73%
大專學歷以下	64%	70%	65%	69%
目前沒有工作	6%	10%	7%	9%
業主	8%	10%	10%	6%
高技術及高階人員	20%	12%	15%	15%
一般勞工	43%	44%	43%	45%
非勞動力	22%	24%	25%	25%
女性	48%	47%	56%	62%
年齡 20-29	12%	12%	11%	14%
年齡 30-39	20%	21%	20%	24%
年齡 40-49	30%	26%	35%	30%
年齡 50 以上	38%	41%	34%	32%
家戶所得 0-4 萬元	17%	28%	22%	26%
家戶所得 4-6 萬元	20%	20%	21%	22%
家戶所得 6-10 萬元	31%	26%	29%	29%
家戶所得 10 萬元以上	32%	26%	28%	23%

顯著差異部分：國家認同-- (2)>(1)\*\*\*；(2)>(3)\*\*\*；(4)>(1)\*\*\*；(4)>(3)\*\*\*；(2)>(4)\*\*\*；大專學歷以下-- (2)>(1)\*\*\*；目前沒有工作--(2)>(1)\*\*\*；業主-- (2)>(4)\*；高技術及高階人員-- (1)>(2)\*\*\*；(1)>(4)\*\*；女性-- (3)>(2)\*；(4)>(1)\*\*\*；(4)>(2)\*\*\*；年齡 40-49-- (3)>(2)\*；年齡 50 以上-- (1)>(4)\*\*\*；(2)>(4)\*；家戶所得 0-4 萬元-- (2)>(1)\*\*\*；(4)>(1)\*\*\*；家戶所得 6-10 萬元-- (1)>(2)\*\*；家戶所得 10 萬元以上-- (1)>(2)\*\*；(1)>(4)\*\*\*

\*\*\*1%顯著水準、\*\*5%顯著水準、\*10%顯著水準。

在對簽署服貿態度上，對於中國與新加坡有四種態度組合：支持與兩國簽署服貿(交叉態度 1)、反中不反新(交叉態度 2)、反新不反中(交叉態度 3)、反對與兩國簽署服貿(交叉態度 4)。

由表 6 可發現，在交叉態度(2)中，僅自我認同為台灣人的比例、大專學歷以下、一般勞工、家戶所得 0-4 萬元的比例顯著高於交叉態度(1)；在交叉態度(4)中，僅自我認同為台灣人的比例、大專學歷以下、一般勞工、女性、家戶所得 0-4 萬元的比例都顯著高於交叉態度(1)，而高技術與高階人員、家戶所得 10 萬元以下

比例則顯著低於交叉態度(1)。代表從樣本看來，相較於「兩國都不反」的民眾，「反中不反新」或是「反對兩國」的民眾中，比較多的是台灣意識高、低學歷、非技術之一般勞工、女性與低所得者。

而在交叉態度(3)，台灣人比例顯著少於交叉態度(2)和(4)，代表「反新不反中」的民眾的台灣意識較不這麼高；大專學歷以下者比例顯著高於交叉態度(1)、高技術及高階人員比例低於交叉態度(1)，代表相對於同時支持與中新兩國簽署服貿，「反新不反中」的民眾仍舊比較是低學歷、非高技術之一般勞工，這不符合S-S理論的預期。

此外，還可發現相較於「反中不反新」的民眾，「反對兩國」的女性比例顯著較高，代表女性可能較傾向於只要是服貿都反對而不只是反中服貿。

表 6 服貿態度組合下的各變數平均

	對中國、新加坡簽署服貿態度			
	(1) 同時支持兩國	(2) 反中不反新	(3) 反新不反中	(4) 同時反對兩國
僅自我認同為台灣人	70%	91%	62%	91%
大專學歷以下	57%	70%	73%	69%
目前沒有工作	6%	6%	5%	8%
業主	14%	12%	11%	12%
高技術及高階人員	25%	22%	11%	16%
一般勞工	20%	28%	29%	29%
非勞動力	35%	32%	44%	35%
女性	56%	52%	64%	68%
年齡 20-29	14%	12%	10%	17%
年齡 30-39	18%	20%	11%	21%
年齡 40-49	25%	24%	29%	24%
年齡 50 以上	42%	44%	51%	37%
家戶所得 0-4 萬元	17%	24%	22%	29%
家戶所得 4-6 萬元	21%	20%	19%	22%
家戶所得 6-10 萬元	31%	29%	40%	29%
家戶所得 10 萬元以上	30%	26%	19%	20%

顯著差異部分：國家認同--(2)>(1)\*\*\*；(2)>(3)\*\*\*；(4)>(1)\*\*\*；(4)>(3)\*\*\*；大專學歷以下--(2)>(1)\*\*\*；(3)>(1)\*；(4)>(1)\*\*\*；高技術及高階人員--(1)>(3)\*\*；(1)>(4)\*\*；一般勞工--(2)>(1)\*\*；(4)>1\*\*；女性--(4)>(1)\*\*\*；(4)>(2)\*\*\*；家戶所得 0-4 萬元--(2)>(1)\*；(4)>(1)\*\*\*；家戶所得 10 萬元以上--(1)>(4)\*\*\*

\*\*\*1%顯著水準、\*\*5%顯著水準、\*10%顯著水準。

#### 四、估計結果

### (一) 對單一對手國貿易自由化態度與比較

在同一民眾對兩貿易對手國的態度中，我們透過 Bivariate Probit 模型估計對於不同對手國各解釋變數的係數是否存在差異，模型如下：

$$\begin{aligned} Y_{1i}^* &= X_{1i}\beta_1 + u_{1i} \\ Y_{1i} &= 1, \text{ if } Y_{1i}^* > 0 \\ Y_{1i} &= 0, \text{ otherwise if} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Y_{2i}^* &= X_{2i}\beta_2 + u_{2i} \\ Y_{2i} &= 1, \text{ if } Y_{2i}^* > 0 \\ Y_{2i} &= 0, \text{ otherwise if} \end{aligned}$$

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} | X \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right)$$

$Y_{1i}^*$  為民眾  $i$  對於中國態度的決定變數， $X_{1i}$  為解釋變數如政治認同、人口特性、社經條件、經濟因素， $\beta_1$  為對中國態度的解釋變數係數，當  $Y_{1i}^* > 0$  時民眾  $i$  會反對與中國貿易整合；相對的，下標為 2 的是民眾  $i$  對於他國貿易整合態度。假設兩式個別殘差存在共相關，且其分配為二元常態分配，共變異數為  $\rho$ 。我們可藉以檢驗民眾對不同對手國的貿易態度的係數是否有差異。

由於台灣民眾高度同時反對中、美兩國農產品開放，差異較小，故以下針對 FTA、服貿進行分析。

#### 1. 對簽署 FTA 態度

由表 7 可見，自我認同為台灣人、女性、教育程度低、家戶收入低者較反對與中國簽署 ECFA/FTA，而高階技術人員則較支持與中國簽署 ECFA/FTA；自我認同為台灣人、女性顯著反對與美國簽署 FTA，而年齡 50 歲以上、高所得者較支持與美國簽署 FTA。

在政治方面，自我認同為台灣人者同時顯著反對與中美兩國簽署 FTA，與 Mayda & Rodrik(2005)結果一致，在地認同較強烈者會較傾向於反對貿易自由化。但從表 8 可見，兩相比較下，台灣人意識對反中的影響顯著高於對於反美的影響，代表政治認同對於與中國貿易的態度具有較大的影響，反映台灣與中國的特殊政治情勢。

在人口特性上，女性不論對中國或美國 FTA 皆顯著反對；年齡在 50 歲以上者較為 20-30 歲者支持與美國簽署 FTA，雖然對中 FTA 趨於不顯著，但係數方向與對美一致，同樣顯示年齡層越高者越不反對簽署 FTA，這表示世代間確實存在落差，年輕族群可能預期無法在 FTA 中獲益。值得注意的是，表 8 可見，不論是性別或是年齡變數，在對中美兩國間並無顯著差異，意味著人口變數較為普遍地影響民眾對於 FTA 的態度，而非對特定對手國。

而就經濟因素與社經條件來看，在未控制家戶所得下，不論是教育程度或是職位別皆顯著地影響民眾對中國簽署 FTA 的態度，教育程度越低者越反對與中國簽署 FTA，而高技術與高階人員則相較於一般勞工支持與中國簽署 FTA。雖然對美 FTA 並不顯著，但從表 8 可見，相較於美國，高技術與高階人員顯著較支持對中 FTA，與 S-S 理論扣合。

然而，在加入家戶所得後，教育程度與職位別轉趨不顯著，顯示人力資本與所得高度相關，而所得越高者越傾向於支持對中 FTA，且從表 8 可看出，相較於美國，中高所得者較支持對中貿易。由於樣本中家戶所得與大專學歷正相關，故此結果與上述高人力資本越支持對中貿易的結果重疊。不過，在單一對美 FTA 部分，最高所得者(10 萬元以上)較最低所得者支持與美簽署 FTA，且中美兩國比較並無顯著差異，反映對於最高所得者而言，不論對手國為何，其皆可較最低所得者受惠，這與反全球化論述中，貿易自由化導致分配惡化，貧者益貧、富者益富的觀點扣合。

而在產業方面，從表 8 可見，農林漁牧礦業、非金融服務業從業人員較反對與美國簽署 FTA，按 R-V 理論，這反映該兩項產業人員不見得容易流動，且該兩項產業所需之要素，美國較中國豐沛。

表 7 民眾對不同對手國簽署 FTA 態度

變數	模型 1 控制教育		模型 2 控制職位別		模型 3 控制教育&所得		模型 4 控制職位別&所得	
	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA
自我認同台灣人(相較於其他)	0.4738*** [0.056]	0.0977* [0.057]	0.4705*** [0.056]	0.0975* [0.057]	0.4991*** [0.060]	0.1134* [0.061]	0.4979*** [0.060]	0.1137* [0.061]
年齡 30-39 歲	-0.0435 [0.092]	-0.0511 [0.091]	-0.01 [0.091]	-0.0333 [0.090]	-0.025 [0.100]	-0.0603 [0.098]	-0.0062 [0.099]	-0.0629 [0.097]
年齡 40-49 歲	-0.1137 [0.090]	-0.1061 [0.090]	-0.0599 [0.086]	-0.0722 [0.086]	-0.0906 [0.097]	-0.0934 [0.096]	-0.0616 [0.094]	-0.093 [0.094]
年齡 50 歲以上	-0.1754* [0.090]	-0.3079*** [0.091]	-0.1189 [0.086]	-0.2706*** [0.086]	-0.1449 [0.099]	-0.3047*** [0.098]	-0.1138 [0.094]	-0.3028*** [0.094]
女性	0.2510*** [0.056]	0.2768*** [0.055]	0.2418*** [0.057]	0.2797*** [0.055]	0.2454*** [0.060]	0.2634*** [0.058]	0.2395*** [0.061]	0.2693*** [0.059]
風險趨避	0.0549 [0.059]	0.082 [0.056]	0.0558 [0.059]	0.0844 [0.056]	0.056 [0.063]	0.0711 [0.060]	0.057 [0.063]	0.0721 [0.060]
大專學歷以下	0.0997* [0.060]	0.0726 [0.059]			0.0517 [0.067]	0.0101 [0.065]		
業主(相較於一般勞工)			-0.089 [0.101]	-0.0056 [0.095]			-0.0588 [0.106]	0.0303 [0.100]
高技術與高階人員(相較於一般勞工)			-0.1792** [0.077]	0.0127 [0.075]			-0.1003 [0.082]	0.0708 [0.081]
家戶收入 4~6 萬(相較 4 萬以下)					-0.1812** [0.082]	0.0347 [0.081]	-0.1774** [0.082]	0.0297 [0.081]
家戶收入 6~10 萬(相較 4 萬以下)					-0.2423*** [0.078]	-0.0663 [0.078]	-0.2375*** [0.078]	-0.0748 [0.078]
家戶收入 10 萬以上(相較 4 萬以下)					-0.2087** [0.082]	-0.1193 [0.084]	-0.2047** [0.081]	-0.1364* [0.083]

表 7 民眾對不同對手國簽署 FTA 態度(續)

變數	模型 1 控制教育		模型 2 控制職位別		模型 3 控制教育&所得		模型 4 控制職位別&所得	
	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA
非勞動力	-0.0282 [0.117]	0.1201 [0.114]	-0.0674 [0.118]	0.1169 [0.114]	-0.069 [0.121]	0.084 [0.120]	-0.0903 [0.122]	0.0953 [0.121]
目前無工作者	0.2139 [0.135]	0.2714** [0.133]	0.1726 [0.137]	0.2707** [0.134]	0.1547 [0.144]	0.2224 [0.144]	0.1316 [0.145]	0.2341 [0.144]
農林漁牧礦業	-0.05 [0.196]	0.3543* [0.183]	-0.0653 [0.196]	0.3613** [0.183]	-0.0879 [0.208]	0.3710* [0.197]	-0.0942 [0.208]	0.3765* [0.197]
製造業-金屬機電	-0.0434 [0.143]	0.0457 [0.143]	-0.0294 [0.144]	0.0472 [0.143]	-0.0322 [0.148]	0.0446 [0.149]	-0.0231 [0.148]	0.0434 [0.149]
製造業-資訊電子	-0.1291 [0.153]	0.012 [0.148]	-0.1071 [0.154]	0.001 [0.149]	-0.0459 [0.161]	0.024 [0.157]	-0.0336 [0.162]	0.0111 [0.158]
水電燃氣與營造業	0.1228 [0.152]	0.217 [0.145]	0.1286 [0.152]	0.2195 [0.145]	0.1129 [0.156]	0.2505* [0.151]	0.1156 [0.156]	0.2517* [0.151]
金融保險業	-0.2044 [0.172]	-0.0431 [0.172]	-0.2238 [0.170]	-0.0655 [0.172]	-0.2008 [0.178]	-0.1083 [0.183]	-0.2123 [0.177]	-0.1099 [0.183]
非金融服務業	-0.0867 [0.111]	0.1407 [0.108]	-0.087 [0.110]	0.1266 [0.107]	-0.1123 [0.113]	0.1029 [0.113]	-0.11 [0.112]	0.0954 [0.113]
控制政黨傾向、常看媒體	v	v	v	v	v	v	v	v
控制居住地、族群	v	v	v	v	v	v	v	v
控制調查波次	v	v	v	v	v	v	v	v
樣本數	3270	3270	3270	3270	2,932	2,932	2,932	2,932

註：此為 Bivariate Probit 模型估計係數。\*\*\*1%顯著水準、\*\*5%顯著水準、\*10%顯著水準。

表 8 民眾對不同對手國簽署 FTA 態度差異



變數	模型 1 控制教育		模型 2 控制職位別		模型 3 控制教育&所得		模型 4 控制職位別&所得	
	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA	反中 ECFA/FTA	反對美國 FTA
不同對手國係數差異檢定：虛無假設 $\beta_{\phi} = \beta_{美}$								
自我認同台灣人(相較於其他)	0.3761***		0.373***		0.3857***		0.3842***	
年齡 50 歲以上	0.1325		0.1517		0.1598		0.189	
女性	-0.0258		-0.0379		-0.018		-0.0298	
風險趨避	-0.0271		-0.0286		-0.0151		-0.0151	
大專學歷以下	0.0271				0.0416			
業主(相較於一般勞工)			-0.0834				-0.0891	
高技術與高階人員(相較於一般勞工)			-0.1919**				-0.1711*	
家戶收入 4~6 萬(相較 4 萬以下)					-0.2159**		-0.2071**	
家戶收入 6~10 萬(相較 4 萬以下)					-0.176*		-0.1627*	
家戶收入 10 萬以上(相較 4 萬以下)					-0.0894		-0.0683	
非勞動力(相較於民生化學業)	-0.1483		-0.1843		-0.153		-0.1856	
目前無工作者(相較於民生化學業)	-0.0575		-0.0981		-0.0677		-0.1025	
農林漁牧礦業(相較於民生化學業)	-0.4043*		-0.4266**		-0.4589**		-0.4707**	
製造業-金屬機電(相較於民生化學業)	-0.0891		-0.0766		-0.0768		-0.0665	
製造業-資訊電子(相較於民生化學業)	-0.1411		-0.1081		-0.0699		-0.0447	
水電燃氣與營造業(相較於民生化學業)	-0.0942		-0.0909		-0.1376		-0.1361	
金融保險業(相較於民生化學業)	-0.1613		-0.1583		-0.0925		-0.1024	
非金融服務業(相較於民生化學業)	-0.2274*		-0.2136*		-0.2152*		-0.2054	
樣本數	3270	3270	3270	3270	2,932	2,932	2,932	2,932

註：此為 Bivariate Probit 模型估計係數差異估計。\*\*\*1%顯著水準、\*\*5%顯著水準、\*10%顯著水準。

## 2. 對簽署服貿態度

由表 9 可見，自我認同為台灣人、女性、風險趨避、對生活不滿、教育程度低者較反對與中國簽署服貿，而偏好競爭者較支持與中國簽署服貿；女性、缺乏自信者顯著反對與新加坡簽署服貿，而偏好競爭、高技術人員、高所得者較支持與新加坡簽署服貿。

在政治方面，自我認同為台灣人者僅顯著反對與中國簽署服貿，且從表 10 比較兩對手國可見，台灣人意識對反中的影響顯著高於對於反新加坡的影響。

在人口特性上，女性不論對中國或新加坡服貿皆顯著反對、對生活不滿者反對與中國簽署服貿、缺乏自信者反對與新加坡簽署服貿，但上述三項變數，在兩對手國比較下均無顯著差異。但在風險與競爭方面，風險趨避者反對與中國簽署服貿，偏好競爭者則不論中國、新加坡皆較支持，而在兩對手國比較下，風險趨避與“不”偏好競爭者均較反對與中國進行服貿，顯示對於民眾而言，對中國簽署服貿的競爭風險可能較大。

而就經濟因素與社經條件來看，不論是否控制家戶所得，教育程度與職位別皆顯著地影響對中國或新加坡服貿態度。就教育而言，教育程度越低者越反對與中國簽署服貿，且就表 10 可發現，大專學歷以下者對中服貿的反對顯著高於對新加坡，服膺於 S-S 理論。然而，高技術與高階人員相對於一般勞工支持對新加坡服貿，較不合預期，不過在兩對手國比較下並無顯著差異，顯示高技術人員可能較一般勞工不分對手國地支持簽署服貿。由於服貿包括了資本流動、人員流動、服務流動，而以資本流動的影響最大，估計結果可能意味著，在服貿的跨境資本流動下，高階人員較一般勞工認為更能因此受惠。

與高階人員相似的是家戶所得，家戶所得最高者(10 萬元以上)相較於最低所得者支持與新加坡簽署服貿，但兩對手國間的差異並不顯著。高技術、高所得者相較於一般勞工、低所得者支持服貿的簽署，與對 FTA 態度類似，亦扣合了自由貿易帶起貧富、工資差距的論述。

此外，在產業方面，金屬機電、金融服務業分別對中國、新加坡服貿有顯著影響，而民生化學業則對兩對手國有顯著差異，代表在服務業自由化下，仍有部分產業要素無法移動，扣合 R-V 理論。

表 9 民眾對不同對手國簽署服貿態度

變數	模型 1 控制教育		模型 2 控制職位別		模型 3 控制教育&所得		模型 4 控制職位別&所得	
	反中國服貿	反新加坡服貿	反中國服貿	反新加坡服貿	反中國服貿	反新加坡服貿	反中國服貿	反新加坡服貿
自我認同台灣人(相較於其他)	0.4476*** [0.122]	-0.0816 [0.115]	0.4453*** [0.122]	-0.0826 [0.115]	0.4466*** [0.122]	-0.091 [0.115]	0.4445*** [0.122]	-0.091 [0.115]
女性	0.1711* [0.099]	0.3486*** [0.094]	0.1770* [0.100]	0.3669*** [0.095]	0.1690* [0.100]	0.3365*** [0.095]	0.1726* [0.101]	0.3540*** [0.096]
風險趨避	0.2583*** [0.099]	0.0595 [0.091]	0.2608*** [0.099]	0.0614 [0.091]	0.2590*** [0.099]	0.0669 [0.091]	0.2610*** [0.099]	0.0668 [0.091]
對生活不滿	0.1972** [0.099]	0.1573* [0.090]	0.2080** [0.098]	0.1474 [0.090]	0.1944* [0.100]	0.1472 [0.091]	0.2027** [0.100]	0.1375 [0.091]
缺乏自信	0.1504 [0.093]	0.2851*** [0.085]	0.1517 [0.093]	0.2808*** [0.086]	0.1499 [0.093]	0.2851*** [0.085]	0.1509 [0.093]	0.2807*** [0.085]
偏好競爭	-0.4823*** [0.109]	-0.2590*** [0.099]	-0.4819*** [0.109]	-0.2534** [0.099]	-0.4799*** [0.109]	-0.2497** [0.099]	-0.4789*** [0.109]	-0.2453** [0.099]
大專學歷以下	0.2576** [0.108]	0.0782 [0.106]			0.2512** [0.112]	0.0364 [0.109]		
業主(相較於一般勞工)			-0.1781 [0.159]	-0.0844 [0.152]			-0.1686 [0.159]	-0.0554 [0.153]
高技術與高階人員(相較於一般勞工)			-0.168 [0.138]	-0.3059** [0.130]			-0.1561 [0.139]	-0.2668** [0.132]
家戶收入 4~6 萬(相較 4 萬以下)					-0.0298 [0.135]	-0.1121 [0.125]	-0.034 [0.135]	-0.0987 [0.125]
家戶收入 6~10 萬(相較 4 萬以下)					-0.0111 [0.131]	-0.0365 [0.119]	-0.0329 [0.131]	-0.0298 [0.118]
家戶收入 10 萬以上(相較 4 萬以下)					-0.0474 [0.139]	-0.2690** [0.129]	-0.0787 [0.137]	-0.2452* [0.128]

表 9 民眾對不同對手國簽署服貿態度(續)

變數	模型 1 控制教育		模型 2 控制職位別		模型 3 控制教育&所得		模型 4 控制職位別&所得	
	反中國服貿	反新加坡服貿	反中國服貿	反新加坡服貿	反中國服貿	反新加坡服貿	反中國服貿	反新加坡服貿
非勞動力	-0.1897*	0.0089	-0.2834**	-0.1076	-0.1942*	-0.0153	-0.2858**	-0.1108
	[0.110]	[0.102]	[0.134]	[0.120]	[0.112]	[0.104]	[0.134]	[0.121]
目前無工作者	-0.2079	0.0207	-0.2849	-0.0792	-0.2152	-0.0044	-0.2933	-0.085
	[0.214]	[0.173]	[0.224]	[0.183]	[0.215]	[0.176]	[0.224]	[0.185]
農林漁牧礦業	-0.3075	0.2234	-0.3627	0.146	-0.3126	0.207	-0.3671	0.1435
	[0.269]	[0.246]	[0.275]	[0.248]	[0.270]	[0.245]	[0.276]	[0.247]
製造業-民生化學	0.2677	-0.1841	0.2853	-0.1842	0.268	-0.1874	0.2837	-0.1871
	[0.231]	[0.226]	[0.231]	[0.228]	[0.231]	[0.226]	[0.231]	[0.229]
製造業-金屬機電	-0.4923**	-0.2782	-0.4679**	-0.2377	-0.4941**	-0.2864	-0.4741**	-0.2527
	[0.200]	[0.201]	[0.203]	[0.201]	[0.201]	[0.200]	[0.204]	[0.202]
製造業-資訊電子	-0.1557	-0.231	-0.1702	-0.2433	-0.1546	-0.2338	-0.1685	-0.2429
	[0.211]	[0.213]	[0.207]	[0.212]	[0.211]	[0.214]	[0.208]	[0.213]
水電燃氣與營造業	0.0918	-0.1466	0.1214	-0.1308	0.0923	-0.1324	0.1168	-0.1202
	[0.278]	[0.246]	[0.278]	[0.249]	[0.279]	[0.248]	[0.280]	[0.251]
金融保險業	-0.1193	-0.5660**	-0.0778	-0.4681*	-0.1099	-0.5224*	-0.0691	-0.4396
	[0.282]	[0.278]	[0.277]	[0.284]	[0.283]	[0.280]	[0.277]	[0.284]
控制政黨傾向、常看媒體	v	v	v	v	v	v	v	v
控制居住地、年齡、婚姻、族群	v	v	v	v	v	v	v	v
控制調查波次	v	v	v	v	v	v	v	v
樣本數	1166	1166	1166	1166	1,166	1,166	1,166	1,166

註：此為 Bivariate Probit 模型估計係數。\*\*\*1%顯著水準、\*\*5%顯著水準、\*10%顯著水準。

表 10 民眾對不同對手國簽署服貿態度差異

變數	模型 1 控制教育		模型 2 控制職位別		模型 3 控制教育&所得		模型 4 控制職位別&所得	
	反中國服貿	反新加坡服貿	反中國服貿	反新加坡服貿	反中國服貿	反新加坡服貿	反中國服貿	反新加坡服貿
不同對手國係數差異檢定：虛無假設 $\beta_{\phi} = \beta_{\text{新}}$								
自我認同台灣人(相較於其他)	0.5292***		0.5279***		0.5376***		0.5355***	
女性	-0.1775		-0.1899		-0.1675		-0.1814	
風險趨避	0.1988*		0.1994*		0.1921*		0.1942*	
對生活不滿	0.0399		0.0606		0.0472		0.0652	
缺乏自信	-0.1347		-0.1291		-0.1352		-0.1298	
偏好競爭	-0.2233*		-0.2285*		-0.2302*		-0.2336*	
大專學歷以下	0.1794				0.2148*			
業主(相較於一般勞工)			-0.0937				-0.1132	
高技術與高階人員(相較於一般勞工)			0.1379				0.1107	
家戶收入 4~6 萬(相較 4 萬以下)					0.0823		0.0647	
家戶收入 6~10 萬(相較 4 萬以下)					0.0254		-0.0031	
家戶收入 10 萬以上(相較 4 萬以下)					0.2216		0.1665	
非勞動力	-0.1986		-0.1758		-0.1789		-0.175	
目前無工作者	-0.2286		-0.2057		-0.2108		-0.2083	
農林漁牧礦業	-0.5309		-0.5087		-0.5196		-0.5106	
製造業-民生化學	0.4518*		0.4695*		0.4554*		0.4708*	
製造業-金屬機電	-0.2141		-0.2302		-0.2077		-0.2214	
製造業-資訊電子	0.0753		0.0731		0.0792		0.0744	
水電燃氣與營造業	0.2384		0.2522		0.2247		0.237	
金融保險業	0.4467		0.3903		0.4125		0.3705	
樣本數	1166	1166	1166	1166	1,166	1,166	1,166	1,166

註：此為 Bivariate Probit 模型估計係數差異估計。\*\*\*1%顯著水準、\*\*5%顯著水準、\*10%顯著水準。

### 3. 小結

表 11 為對單一對手國貿易自由化的態度估計整理。

不論 FTA 或服貿，政治認同與經濟因素皆有顯著影響，呼應了 Hooghe & Marks(2004)、Mayda & Rodrik(2005)、Chiang、Liu & Wen (2013)的結果。且政治認同對中國影響顯著高於對他國，扣合了台灣與中國的特殊政治關係。

在人口特性上，年齡、性別、風險趨避、對生活滿意度、自信程度、競爭偏好顯著地影響對中國或他國的貿易態度，而其中，僅風險趨避與競爭偏好對於服貿存在不同對手國的差異，顯示對中服貿可能來的比對新加坡服貿更具有競爭風險。

在經濟因素上，符合 S-S 理論預期，非高階人員相對美國較反對與中國簽署 FTA，教育程度較低者相對新加坡較反對與中國簽署服貿；同時，不論對 FTA 或服貿態度，產業別因素皆存在，且在不同對手國間呈現差異，代表除 S-S 理論成立外，亦符合 R-V 理論。

此外，在加入家戶所得後可發現，家戶所得最高者(10 萬元以上)較所得最低者支持對中美兩國簽署 FTA、對新加坡簽署服貿，且對兩對手國的態度影響並無顯著差異，與自由貿易將帶來貧者益貧、富者益富的論述方向一致。且在服貿方面，高階技術人員相較一般勞工顯著支持與新加坡簽署服貿，由於新加坡屬技術豐沛國，故此結果難以用傳統貿易理論解釋，但從服貿的資本流動性質來看，可能意味著，資本流動帶起的並非是一般勞工利益，而是高階人員之利益。這樣結果與 Feenstra & Hanson(1996)與 Trefler & Zhu (2005)結果一致，在跨國資本流動下，先進國家將國內技術密集度較低之中技術產業外移後進國，但該產業在後進國中仍屬技術相對密集產業，故使得不論先進、後進國皆是高階技術人員得益，貧富、工資差距因此拉大。



## (二) 對兩貿易對手國交叉態度

除以 Bivariate Probit 模型估計對單一國態度，與比較個變數對不同對手國態度的影響外，我們進一步把對中國與他國(美國、新加坡)的交叉貿易區分成四種類型，即「支持與兩國簽署服貿(交叉態度 1)、反中不反美/新(交叉態度 2)、反美/新不反中(交叉態度 3)、反對與兩國簽署服貿(交叉態度 4)」，並以 Multinomial Probit 模型估計對不同對手的交叉態度，模型設定如下：

$$Y_{ij}^* = X_{ij}\beta_j + \varepsilon_{ij}, \varepsilon_i \sim N(0, \Sigma), j=1, 2, 3, 4$$

$$Y_i = 1, \text{ if } Y_{i1}^* > Y_{i2}^*, Y_{i3}^*, Y_{i4}^*$$

$$Y_i = 2, \text{ if } Y_{i2}^* > Y_{i1}^*, Y_{i3}^*, Y_{i4}^*$$

$$Y_i = 3, \text{ if } Y_{i3}^* > Y_{i1}^*, Y_{i2}^*, Y_{i4}^*$$

$$Y_i = 4, \text{ if } Y_{i4}^* > Y_{i1}^*, Y_{i2}^*, Y_{i3}^*$$

$Y_{ij}^*$  為第  $i$  民眾選擇  $j$  態度的值， $Y_{ij}^*$  無法由樣本直接觀察到，假設由解釋變數  $X_{ij}$  影響，即包括政治認同、人口特性、社經條件、經濟因素等， $\beta_j$  為解釋變數的係數，隨交叉態度不同有不同係數， $\varepsilon_{ij}$  為殘差，允許不同交叉態度間相互影響，故假設  $\varepsilon_i$  為常態分配，變異數為  $\Sigma$ 。當民眾  $i$  的  $Y_{i1}^* > Y_{i2}^*, Y_{i3}^*, Y_{i4}^*$  時，會選擇第 1 個交叉態度，即  $Y_i = 1$ 。

### 1. 對簽署 FTA 態度

表 12 為三種交叉態度相對於同時支持兩國的比較。可以發現，相較於兩國都支持，「反中不反美」的人較為自我認同為台灣人、一般勞工、家戶所得低者；「反美不反中」者較為自我認同為台灣人、家戶所得低者；不論貿易對手國都反對的人較可能是自我認同為台灣人、女性、年輕、家戶所得低者。

在政治因素方面，自我認同為台灣人的民眾不只傾向於「反中不反美」、「反對兩國」，同時也傾向於「反美不反中」，應證 Mayda & Rodrik(2005)分析，在地意識會較傾向於反對貿易整合。在人口特性部分，年齡 50 歲以上者較 20-29 歲者傾向於兩國都支持、女性傾向於兩國都反對，顯示性別與世代間在 FTA 的差異是普遍性的，並非針對特定對手國。

在經濟因素上，雖然教育程度不顯著，但高技術人員相較於一般勞工顯著傾向於「反中不反美」，與 S-S 理論扣合，即人力資本越高者越可能透過與人力資本較缺乏國進行貿易整合而受惠。至於產業別變數，非金融服務業相較於民生化學業



傾向於「反美不反中」，顯示部分產業別因素仍具影響，除 S-S 理論外，同時支持 R-V 模型。

此外，在社經條件上，相較於同時支持兩國 FTA，家戶所得越低者越傾向於「非中不反美」、「反美不反中」、「反對兩國」，顯示低所得家戶極有可能至少反對與其中一國簽署 FTA，而較不可能同時支持對兩國簽署 FTA。反映貧富間在對 FTA 態度上存在明顯差距，富者傾向同時支持與中美兩國簽署 FTA，而貧者無論如何至少不支持與一國簽署。

表 12 對中國、美國簽署 FTA 交叉態度

變數	模型 1 控制教育&家戶所得			模型 2 控制職位&家戶所得		
	反中不反美	反美不反中	反對兩國	反中不反美	反美不反中	反對兩國
自我認同台灣人(相較於其他)	0.8890*** [0.088]	0.2718*** [0.101]	0.6222*** [0.091]	0.8899*** [0.088]	0.2732*** [0.101]	0.6218*** [0.091]
年齡 30-39 歲	0.1666 [0.152]	0.1182 [0.184]	-0.0131 [0.156]	0.2032 [0.150]	0.1212 [0.182]	0.0041 [0.154]
年齡 40-49 歲	0.132 [0.148]	0.1798 [0.177]	-0.0702 [0.151]	0.1795 [0.143]	0.178 [0.172]	-0.0331 [0.146]
年齡 50 歲以上	0.1207 [0.146]	-0.0348 [0.185]	-0.3869** [0.152]	0.1598 [0.139]	-0.0475 [0.176]	-0.3441** [0.145]
女性	0.0875 [0.085]	0.1066 [0.107]	0.4968*** [0.093]	0.0836 [0.085]	0.1151 [0.108]	0.5039*** [0.095]
風險趨避	0.0161 [0.090]	0.0901 [0.110]	0.1212 [0.096]	0.0165 [0.090]	0.0859 [0.110]	0.1264 [0.096]
大專學歷以下	0.1115 [0.095]	0.0154 [0.120]	0.0906 [0.103]			
業主(相較於一般勞工)				0.1172 [0.147]	0.1837 [0.176]	-0.0393 [0.163]
高技術與高階人員(相較於一般勞工)				-0.2746** [0.117]	-0.0725 [0.146]	0.0338 [0.127]
家戶收入 4~6 萬(相較 4 萬以下)	-0.3356*** [0.120]	-0.1328 [0.152]	-0.1183 [0.131]	-0.3331*** [0.119]	-0.1361 [0.152]	-0.1218 [0.131]
家戶收入 6~10 萬(相較 4 萬以下)	-0.4295*** [0.115]	-0.2893** [0.145]	-0.3018** [0.123]	-0.4260*** [0.115]	-0.2908** [0.143]	-0.3129** [0.124]
家戶收入 10 萬以上(相較 4 萬以下)	-0.3468*** [0.118]	-0.2932* [0.155]	-0.3908*** [0.130]	-0.3495*** [0.118]	-0.3001** [0.150]	-0.4239*** [0.130]

表 12 對中國、美國簽署 FTA 交叉態度(續)

變數	模型 1 控制教育&家戶所得			模型 2 控制職位&家戶所得		
	反中不反美	反美不反中	反對兩國	反中不反美	反美不反中	反對兩國
非勞動力(相對民生化學業)	0.0579 [0.173]	0.4216* [0.241]	0.0097 [0.188]	0.0269 [0.174]	0.4267* [0.243]	0.0058 [0.189]
目前無工作者(相對民生化學業)	0.1445 [0.209]	0.3078 [0.291]	0.3795* [0.229]	0.1102 [0.210]	0.3158 [0.293]	0.3759 [0.230]
農林漁牧礦業(相對民生化學業)	-0.4636 [0.312]	-0.0739 [0.428]	0.2624 [0.294]	-0.4962 [0.311]	-0.0887 [0.428]	0.2734 [0.295]
製造業-金屬機電(相對民生化學業)	0.0106 [0.210]	0.1667 [0.297]	-0.0084 [0.237]	0.0356 [0.210]	0.1804 [0.298]	-0.0008 [0.237]
製造業-資訊電子(相對民生化學業)	0.0723 [0.227]	0.2594 [0.302]	-0.0178 [0.250]	0.1232 [0.229]	0.2835 [0.305]	-0.0309 [0.252]
水電燃氣與營造業(相對民生化學業)	-0.0191 [0.223]	0.1522 [0.314]	0.3834 [0.240]	-0.0147 [0.223]	0.1609 [0.314]	0.3927 [0.240]
金融保險業(相對民生化學業)	-0.2155 [0.249]	0.0088 [0.339]	-0.2724 [0.286]	-0.2264 [0.248]	0.023 [0.340]	-0.2899 [0.285]
非金融服務業(相對民生化學業)	-0.0251 [0.160]	0.4056* [0.226]	-0.039 [0.178]	-0.0312 [0.159]	0.3989* [0.227]	-0.0497 [0.177]
控制政黨傾向	v	v	v	v	v	v
控制居住地、族群	v	v	v	v	v	v
控制調查波次	v	v	v	v	v	v
樣本數	2,947	2,947	2,947	2,947	2,947	2,947

註：此為 Multinomial Probit Model 估計係數，對照交叉態度(1)同時支持與兩國貿易自由化。\*\*\*1%顯著水準、\*\*5%顯著水準、\*10%顯著水準。

## 2. 對簽署服貿態度

由表 13 可見，相較於同時支持兩國，「反中不反新」的民眾偏向於自我認同為台灣人、風險趨避、對生活不滿、不偏好競爭、低教育程度者；「反新不反中」的民眾偏向於對生活不滿、非高階人員之一般勞工；「反對兩國」的民眾偏向於自我認同為台灣人、女性、風險趨避、對生活不滿、缺乏自信、不偏好競爭、低教育程度者、非高階人員之一般勞工、家戶所得最低者。

在政治因素方面，自我認同為台灣人的民眾傾向於「反中不反新」、「反對兩國」，然對「反新不反中」不顯著，甚至係數方向為負。代表在地認同確實會使得民眾傾向於反對貿易整合，如 Mayda & Rodrik(2005)估計，不過台灣與中國的政治特殊性使得在地認同也傾向於只反中不反新，而不傾向於只反新加坡。

在人口特性部份，女性與缺乏自信者較傾向於同時反對與兩國簽署服貿；對生活不滿、缺乏自信較傾向於兩國都反對，反映具有類似特性者認為無法在服貿簽署下得益，並不特別偏向於反對單一國家；偏好競爭者則傾向於“不”「反中不反新」與“不”「反對兩國」，但對於「反新不反中」不具顯著性，代表偏好競爭者也無法有把握在跟新加坡的競爭中受益；對生活不滿者傾向於至少反對一國，較少可能同時支持與中新兩國簽署服貿。

在經濟因素方面，與 S-S 理論相符的是，教育程度較低者較傾向於「反中不反新」；同時，產業別因素也有影響，形成 S-S、R-V 模型並存，如金融保險業相較於非金融服務業傾向於“不”同時反對與兩國簽署服貿，顯示金融保險業人員預期在與他國進行金融自由化過程中受益。

然而，傳統貿易理論並無法完全解釋民眾對於簽署服貿態度，如大專學歷以下者不只傾向於「反中不反新」，同時也傾向於「反對兩國」；高技術與高階人員照理論預期應較為「反新不反中」，但結果顯示其較一般勞工“不”「反新不反中」、「不”「反對兩國」。這些結果顯示，高人力資本持有者不只較傾向於對中國簽署服貿，同時也傾向於對新加坡或對兩國同時簽署服貿。由於服貿的重點在於服務業資本流動，代表著資本跨國移動之際，高技術人員較一般勞工更可能受益。同時，最高家戶所得者較最低所得者傾向於“不”「反對兩國」，顯示貧富間的差異影響民眾對服貿的態度。這些結果與 Feenstra & Hanson(1996)與 Trefler & Zhu (2005)結果一致，資本流動造成貧富、工資的差異擴大。

表 13 對中國、新加坡簽署服貿交叉態度

變數	模型 1 控制教育&家戶所得			模型 2 控制職位&家戶所得		
	反中不反新	反新不反中	反對兩國	反中不反新	反新不反中	反對兩國
自我認同台灣人(相較於其他)	0.6513*** [0.174]	-0.2729 [0.187]	0.5191*** [0.183]	0.6656*** [0.173]	-0.2595 [0.191]	0.5314*** [0.182]
女性	-0.0366 [0.132]	0.1509 [0.188]	0.4126*** [0.145]	-0.0296 [0.133]	0.1908 [0.189]	0.4311*** [0.146]
風險趨避	0.3117** [0.134]	0.1095 [0.176]	0.2470* [0.144]	0.3163** [0.134]	0.0879 [0.177]	0.2548* [0.144]
對生活不滿	0.3492** [0.137]	0.4415** [0.189]	0.4052*** [0.143]	0.3583*** [0.137]	0.4332** [0.193]	0.4059*** [0.142]
缺乏自信	0.0273 [0.128]	-0.0136 [0.175]	0.3755*** [0.133]	0.0342 [0.128]	-0.0071 [0.176]	0.3820*** [0.134]
偏好競爭	-0.4128*** [0.150]	-0.3331 [0.212]	-0.7759*** [0.153]	-0.4208*** [0.149]	-0.3144 [0.211]	-0.7779*** [0.153]
大專學歷以下	0.3507** [0.150]	0.2907 [0.197]	0.3437** [0.164]			
業主(相較於一般勞工)				-0.286 [0.218]	-0.3567 [0.301]	-0.2532 [0.234]
高技術與高階人員(相較於一般勞工)				-0.2436 [0.188]	-0.7182*** [0.259]	-0.3881* [0.202]
家戶收入 4~6 萬(相較 4 萬以下)	-0.0517 [0.189]	-0.1191 [0.258]	-0.1303 [0.196]	-0.0628 [0.188]	-0.0744 [0.256]	-0.1342 [0.196]
家戶收入 6~10 萬(相較 4 萬以下)	-0.0077 [0.178]	0.2476 [0.236]	-0.1623 [0.186]	-0.0368 [0.177]	0.2594 [0.234]	-0.1861 [0.185]
家戶收入 10 萬以上(相較 4 萬以下)	-0.0536 [0.186]	-0.2369 [0.268]	-0.3041 [0.199]	-0.0992 [0.181]	-0.2144 [0.266]	-0.3305* [0.194]

註：此為 Multinomial Probit Model 估計係數，對照交叉態度(1)同時支持與兩國貿易自由化。\*\*\*1%顯著水準、\*\*5%顯著水準、\*10%顯著水準。

表 13 對中國、新加坡簽署服貿交叉態度(續)

變數	模型 1 控制教育&家戶所得			模型 2 控制職位&家戶所得		
	反中不反新	反新不反中	反對兩國	反中不反新	反新不反中	反對兩國
非勞動力(相對非金融服務業)	-0.1749 [0.155]	0.1316 [0.199]	-0.1586 [0.163]	-0.3241* [0.185]	-0.1677 [0.229]	-0.3400* [0.192]
目前無工作者(相對非金融服務業)	-0.239 [0.277]	-0.2222 [0.355]	-0.1148 [0.277]	-0.3671 [0.293]	-0.4682 [0.373]	-0.2712 [0.293]
農林漁牧礦業(相對非金融服務業)	-0.1657 [0.388]	0.2246 [0.495]	0.0802 [0.388]	-0.2554 [0.397]	0.0082 [0.501]	-0.0334 [0.396]
製造業-民生化學(相對非金融服務業)	0.2474 [0.300]	-0.6562 [0.566]	0.1109 [0.341]	0.2732 [0.300]	-0.7053 [0.584]	0.1421 [0.338]
製造業-金屬機電(相對非金融服務業)	-0.5555* [0.284]	-0.1523 [0.370]	-0.7210** [0.318]	-0.5243* [0.287]	-0.0905 [0.379]	-0.6697** [0.318]
製造業-資訊電子(相對非金融服務業)	-0.1562 [0.302]	-1.0151* [0.588]	-0.2953 [0.323]	-0.1727 [0.298]	-0.952 [0.591]	-0.3152 [0.318]
水電燃氣與營造業(相對非金融服務業)	0.0246 [0.350]	-0.4696 [0.646]	0.0001 [0.375]	0.0692 [0.348]	-0.473 [0.648]	0.0584 [0.374]
金融保險業(相對非金融服務業)	-0.3098 [0.396]	-0.6972 [0.577]	-0.8800** [0.428]	-0.254 [0.390]	-0.4425 [0.581]	-0.7722* [0.428]
控制政黨傾向、中國偏好	v	v	v	v	v	v
控制年齡、婚姻、居住地、族群	v	v	v	v	v	v
控制調查波次	v	v	v	v	v	v
控制年齡、婚姻、居住地、族群	v	v	v	v	v	v
樣本數	1,240	1,240	1,240	1,240	1,240	1,240

註：此為 Multinomial Probit Model 估計係數，對照交叉態度(1)同時支持與兩國貿易自由化。\*\*\*1%顯著水準、\*\*5%顯著水準、\*10%顯著水準。

### 3. 小結

表 14 為對不同貿易對手國交叉估計之結果。可以發現，對於不同對手國的交叉態度中，政治認同、人口特性、經濟因素、社經條件同時舉有影響力。政治認同不僅反映在對中國態度，也影響對美國 FTA 態度。經濟因素同時符合 S-S 與 R-V 模型，在 FTA 方面符合預期，但在服貿方面較符合於 Beaulieu et al. (2005)、Feenstra & Hanson(1996)與 Trefler & Zhu (2005)的分析，技術持有者較可在跨國資本流動中受惠。而在家戶所得方面，可以發現不論 FTA、服貿，皆存在貧富對於貿易態度的差異，富者傾向於不論對手國都支持，而貧者較可能至少反對一國或不論對手國都反對。

**表 14 對不同對手國貿易態度交叉估計整理**

	FTA			服貿		
	反中不反美	反美不反中	反對兩國	反中不反新	反新不反中	反對兩國
自我認同台灣人 (相較於其他)	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>***</sup>	X	(+) <sup>***</sup>
年齡 30-39 歲	X	X	X	X	X	X
年齡 40-49 歲	X	X	X	X	X	X
年齡 50 歲以上	X	X	(-) <sup>**</sup>	X	X	X
女性	X	X	(+) <sup>***</sup>	X	X	(+) <sup>***</sup>
風險趨避	X	X	X	(+) <sup>**</sup>	X	(+) <sup>*</sup>
對生活不滿				(+) <sup>***</sup>	(+) <sup>**</sup>	(+) <sup>***</sup>
缺乏自信				X	X	(+) <sup>***</sup>
偏好競爭				(-) <sup>***</sup>	X	(-) <sup>***</sup>
大專學歷以下	X	X	X	(+) <sup>**</sup>	X	(+) <sup>**</sup>
業主(相較於一般 勞工)	X	X	X	X	X	X
高技術與高階人員 (相較於一般勞工)	(-) <sup>**</sup>	X	X	X	(-) <sup>***</sup>	(-) <sup>***</sup>
家戶收入 4~6 萬(相 較 4 萬以下)	(-) <sup>***</sup>	X	X	X	X	X
家戶收入 6~10 萬 (相較 4 萬以下)	(-) <sup>***</sup>	(-) <sup>**</sup>	(-) <sup>**</sup>	X	X	X
家戶收入 10 萬以 上(相較 4 萬以下)	(-) <sup>***</sup>	(-) <sup>**</sup>	(-) <sup>***</sup>	X	X	(-) <sup>*</sup>
部分產業因素是否 顯著	X	V	V	V	V	V

### (三) 對各種貿易自由化態度

照 H-O、S-S 理論，與不同對手國的貿易自由化勢必會對某一特定要素持有者有利。但以本研究的調查樣本而言，有 23% 民眾同時反對與中新兩國簽署服貿，有 19% 民眾同時反對與中美兩國簽署 FTA，有 13% 民眾不論對手國與貿易形態皆反對，代表傳統貿易理論所勾勒的比較利益無法適用於這類民眾身上。

前述分析已發現政治認同、人口特性、家戶所得皆會出現導致民眾傾向於不分對手國都反對的現象，但分析方式是採 Multinomial Probit 模型分析不同交叉態度間的差異，仍過於間接。以下透過設立包括反對與中新兩國簽署服貿、反對與中美兩國簽署 FTA、反對任何形態自由貿易變數，將完全反對者設為 1，其餘不完全反對者設為 0，並藉由 Probit 模型估計兩類民眾之間的差異。模型如下，符號與前述一致不再贅述：

$$Y_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i, \varepsilon_i \sim N(0,1)$$

$$Y_i = 1, \text{ if } Y_i^* > 0; = 0, \text{ otherwise}$$

解釋變數除教育與職位別外，各模型一致包括國家認同、政黨傾向、常看的平面與電子媒體、年齡階層、性別、居住地、風險偏好、族群、家戶所得等，而由於理論無法解釋產業別因素導致民眾反自由貿易，故此處不加入產業別因素，降低線性相關的可能性。

結果如表 15 所示，自我認同為台灣人、年輕、女性、低所得者最可能不分對手國反對 FTA；自我認同為台灣人、年輕、女性、教育程度低、非技術之一般勞工、低所得者最可能不分對手國反對服貿；居住郊區、女性、低所得者最可能不論什麼貿易自由化形態都反對。

政治認同在反對 FTA 與服貿具正向顯著影響，即自我認同為台灣人者，較其他人多出 4% 反 FTA、多出 9% 反服貿；但政治認同對反自由貿易並不一致，呈現負向，代表在地政治認同並不為民眾反所有自由貿易主因。

在人口特性上，年齡在 20-29 歲者比 50 歲以上者多出 8-10% 反 FTA、多出 8-12% 反服貿；居住郊區比居住在五都者多出 2% 反自由貿易；女性比男性多出 7-13% 反各種貿易自由化。

在經濟因素與社經條件上，大專學歷以下者比高學歷者多出 5% 反服貿，而一般勞工比高技術人員多出 10% 反服貿，顯示低人力資本較可能在與各國的服貿下受



害；家戶所得最低者比家戶所得最高(10萬元以上)者多出將近3-8%反各種貿易自由化。

簡言之，自由貿易看來並非與露均霑，而且存在一特定趨勢，即年輕、居住郊區、女性、低人力資本、低所得者最可能無法在自由貿易下受惠。

表 15 反對自由貿易估計

變數	模型 1 控制教育&家戶所得			模型 2 控制職位&家戶所得		
	反中國與美國 FTA	反中國與新加坡服貿	反自由貿易	反中國與美國 FTA	反中國與新加坡服貿	反自由貿易
自我認同為台灣人	0.0448*** [0.015]	0.0910** [0.038]	-0.0029 [0.011]	0.0430*** [0.015]	0.0917** [0.038]	-0.0032 [0.011]
年齡 30-39 歲	-0.0333 [0.024]	-0.0468 [0.042]	-0.009 [0.016]	-0.0303 [0.024]	-0.0209 [0.042]	-0.0072 [0.016]
年齡 40-49 歲	-0.0445* [0.024]	-0.0897** [0.043]	-0.0036 [0.016]	-0.0367 [0.023]	-0.0525 [0.041]	0.0001 [0.015]
年齡 50 歲以上	-0.0964*** [0.025]	-0.1174*** [0.042]	-0.0145 [0.016]	-0.0850*** [0.023]	-0.0871** [0.039]	-0.0066 [0.015]
居住在五都	-0.0094 [0.014]	-0.0155 [0.025]	-0.0199** [0.009]	-0.0119 [0.014]	-0.0218 [0.025]	-0.0211** [0.009]
女性	0.0697*** [0.014]	0.1166*** [0.026]	0.0670*** [0.009]	0.0768*** [0.015]	0.1246*** [0.027]	0.0733*** [0.009]
風險趨避	0.0188 [0.015]	0.0143 [0.028]	0.0069 [0.010]	0.0197 [0.015]	0.0165 [0.028]	0.0072 [0.010]
大專學歷以下	0.0094 [0.016]	0.0513* [0.031]	0.0082 [0.011]			
業主(相較於一般勞工)				-0.0271 [0.026]	-0.0583 [0.043]	-0.005 [0.016]
高技術與高階人員(相較於一般勞工)				0.0205 [0.020]	-0.1031*** [0.038]	-0.0144 [0.013]
家戶收入 4~6 萬(相較 4 萬以下)	-0.0035 [0.020]	-0.0332 [0.037]	-0.0074 [0.013]	-0.0007 [0.021]	-0.0306 [0.037]	-0.0069 [0.013]
家戶收入 6~10 萬(相較 4 萬以下)	-0.0261 [0.019]	-0.0425 [0.034]	-0.0205* [0.012]	-0.0242 [0.020]	-0.0411 [0.034]	-0.0212* [0.013]
家戶收入 10 萬以上(相較 4 萬以下)	-0.0436** [0.020]	-0.0788** [0.037]	-0.0334** [0.013]	-0.0440** [0.021]	-0.0712** [0.036]	-0.0341*** [0.013]
控制政黨傾向、常看媒體	v	v	v	v	v	v
控制族群	v	v	v	v	v	v
控制調查波次	v	v	v	v	v	v
樣本數	2,935	1,188	4,959	2935	1,188	4,959

註：此為 Probit 模型在均值下的邊際效果。\*\*\*1%顯著水準、\*\*5%顯著水準、\*10%顯著水準。

## 五、結論

在全球化與區域貿易整合越趨緊密之際，國內反對貿易自由化的聲音也越益浮上檯面，背後的原因為何，無法用過去總體模型分析釐清。且許多貿易整合政策還在醞釀，亦無法實證分析對特定群族之利弊得失。故本研究從民眾對貿易自由化的態度切入，藉以釐清政治認同、人口特性、社經條件、經濟因素對民眾貿易態度的影響，作為後續貿易政策形成與影響之先行評估。

如 Hooghe & Marks(2004)、Mayda & Rodrik(2005)、Chiang、Liu & Wen (2013)指出，政治認同與經濟因素會同時地影響民眾對於貿易自由化的態度。本研究亦發現在 2010-2013 年間，台灣民眾的政治認同高度地影響對中國的各種貿易自由化與對美國 FTA 的態度，但以對中國貿易態度的影響較大，反應兩岸間特殊政治情勢。

順著過去對 S-S、R-V 模型的論證，本研究以單一對手國估計發現，人力資本較低者(教育程度較低或非技術之一般勞工)傾向於反對與中國簽署 FTA 與服貿；透過比較兩對手國與交叉態度分析發現，相對於對美國與新加坡態度，非技術之一般勞工較傾向於反中國 FTA，教育程度低者較傾向於反中國服貿，符合 S-S 理論預期。然而，不論是對 FTA 或服貿態度，民眾所屬之部分產業別仍具有顯著影響，故可推論在台灣 2010-2013 年間台灣民眾態度同時符合 S-S 與 R-V 模型。

此外，如 Hooghe & Marks(2004)指出，許多人口特性與社經條件會影響民眾的貿易傾向。本研究透過交叉態度分析發現，年齡、性別、風險趨避、生活滿意度、自信程度、競爭偏好、家戶所得對民眾貿易態度皆有影響，除風險趨避與不好競爭者較反對中服貿外，其餘變數皆普遍地影響個人的貿易態度，不限於對特定對手國。

若依傳統貿易理論，貿易自由化總會特定要素持有者受惠，但在 2010-2013 年間的調查樣本中有高達 23% 民眾同時反對與中國和新加坡簽署服貿、19% 同時反對與中美兩國簽署 FTA、13% 完全反對任何貿易自由化。本文更進一步探討發現，政治認同對於反自由貿易並無顯著一致的影響，但年輕、居住郊區、女性、低所得者顯著地反對各種形態之自由貿易，顯示該類人可能是自由貿易下的犧牲者，呼應了自由貿易潛在將帶起世代差異、中心邊陲、性別不均、貧富擴大等反全球化論述。

同時，本研究發現教育程度較低、非技術之一般勞工、低所得者較傾向於不分對手國反對服貿，由於服貿性質偏重於資本流動，故此結果與 Beaulieu et al. (2005)、

Feenstra & Hanson(1996)與 Trefler & Zhu (2005)的分析一致，即資本跨國流動下非技術勞工將因而受害，使得貧富、工資差距擴大。

台灣政治認同宥於兩岸特殊政治關係導致，難解且並不會促使民眾全盤反對自由貿易，故在政策上應視為次之；經濟因素影響與 H-O、S-S 理論一致，可透過貿易對手的選擇或是重分配降低爭議，不為貿易自由化的最大問題。最重要的關鍵在於如何回頭檢視過往自由化政策對於貧富、世代、中心邊陲、性別的影響。

隨勞動雇用形態越趨彈性、競爭越趨劇烈、勞資間的議價能力越不對等，即便自由化政策可帶起整體經濟成長，但勞資的獲益並不必然會同步增加。照 2000 年以來趨勢，未來若只以自由化作為帶動經濟成長的解方，將使勞資分配愈加不均、貧富差距更擴大，勢必導致民眾對貿易自由化更加反彈。因此，回頭檢視國內勞動市場是否存在買方壟斷、議價力過大、壓抑薪資、典型雇傭制度隨世代崩解、過度競爭的問題，並加以解決，才可能降低民眾疑慮，提高貿易自由化政策落實的可行性。

## 參考文獻

- Baldwin, R. and C. Magee, 2000, Is trade policy for sale? Congressional voting on recent trade bills. *Public Choice* 105, 79–101.
- Balistreri, E., 1997. The performance of the Heckscher–Ohlin–Vanek model in predicting endogenous policy forces at the individual level. *Canadian Journal of Economics* 30, 1–17.
- Beaulieu, E., 1996. Who supported the Canada–U.S. free trade agreement: factor or industry cleavages in trade policy? Unpublished manuscript.
- Beaulieu, E., 1998. Factor or industry cleavages in trade policy? An empirical test of the Stolper–Samuelson theorem. Unpublished manuscript.
- Beaulieu, E., R. A. Yatawara and W. Wang, 2005, Who supports free trade in latin America? *The World Economy* 28, 941–958.
- Blonigen, B. A., 2011, Revisiting the evidence on trade policy preference. *Journal of International Economics* 85, 129–135.
- Chiang, C.F., Liu, J.T. and Wen, T.W., 2013. Individual preferences for trade partners in Taiwan. *Economics & Politics* 25, 91–109.
- Feenstra, R.C., Hanson, G.H., 1996. Foreign investment, outsourcing and relative wages. In: Feenstra, R.C., Grossman, G.M., Irwin, D.A. (Eds.), *Political economy of trade policy: essays in honor of Jagdish Bhagwati*. MIT Press, Cambridge, 89–127.

- Hooghe, L. and G. Marks, 2004. Does identity or economic rationality drive public opinion on European integration? *Political Science* 37, 415–442.
- Irwin, D., 1994. The political economy of free trade: voting in the British general election of 1906. *Journal of Law and Economics* 37, 75–108.
- Juhn, C., Ujhelyi, G., Villegas-Sanchez, C., 2014. Men, women, and machines: How trade impacts gender inequality? *Journal of Development Economics* 106 (2014) 179–193.
- Magee, S., 1978. Three simple tests of the Stolper–Samuelson theorem. In: Oppenheimer, P. (Ed.), *Issues in International Economics*. Oriel Press, Stockfield.
- Mayda, A.M. and D. Rodrik, 2005. Why are some people (and countries) more protectionist than others? *European Economic Review* 49, 1393–1430.
- Rodrik, D., 1995. Political economy of trade policy, in: G. Grossman and K. RogoD, eds., *Handbook of International Economics* (North Holland, Amsterdam) 1457–1494.
- Scheve, K.F., Slaughter, M.J., 2001. What determines trade policy preferences? *Journal of International Economics* 54, 267–292.
- Trefler, D., Zhu, S.C., 2005. Trade and inequality in developing countries: a general equilibrium analysis. *Journal of International Economics* 65, 21–48.