

國立政治大學財政學系博士論文

指導教授：陳國樑 博士

自殺的經濟分析

研究生：黃勢璋 撰

中華民國一〇一年七月

# 謝 辭

五年的財政博士班生涯，即將在此畫下句點。這篇博士論文能夠順利呈現給大家，首要感謝我的指導教授—陳國樑老師，在學術專業總讓我感到望塵莫及，對於論文格式的嚴謹更讓我了解到做事細膩的重要。尤其在論文寫作期間，從觀念的溝通、導正，到研究方向題目確定、章節架構安排以及分析方法運用等，老師總是不厭其煩的細心指導，讓我能夠一步步地把博士論文確實完成。此外，與老師討論小孩教養的各種議題，尤其是老師談到女兒 Emma 所顯露出的開心燦爛笑容，更讓我體會到老師散發出的慈愛與滿足。而日常生活雜七雜八的事情，也多虧國樑老師願意提供我參考意見，讓我在最需要幫助的時候能夠得到鼓勵與一雙溫暖的手。恩師的協助與付出，我畢生難忘、銘記在心。

其次，我要感謝博士論文口試委員—徐偉初老師、李文福老師、翁永和老師、連賢明老師以及羅光達老師，在三次口試的過程中，細心耐心地聽我報告，並提出許多寶貴意見，讓這篇論文得以更臻完善與周延。此外，也要感謝引領我發現財政租稅領域之美，讓我得以一窺現實租稅改革的挑戰—曾巨威老師，以及其他對我曾伸出經濟援手，與我分享許多研究與學習的心得和經驗，包括：朱澤民老師、林其昂老師、林忠正老師、周德宇老師、吳文傑老師、羅德城老師、林馨怡老師、韓幸紋學姊以及北商財稅系的師生等。我也不會忘記「那些年，我們一起談笑風生」的仲林、揚仁、竹君、韻旻、鈴宜、慧華、浩菱與香吟，以及所有曾經接觸過的學長姊與學弟妹，感謝您們充實我的博士生涯。

最後，我要感謝家人的支持，讓我在社會上工作打拼三年之後，仍願意尊重我選擇博士求學的道路。尤其感謝媽媽為這個家的付出與辛勞，感謝爸爸無為而治的態度讓我了解努力向上的重要，並且感謝勢霖（弟弟）隨時解決家中的需要，岳父岳母對我的期待與關心，以及兆年（小舅子）在博士求學的相互鼓勵。當然，一定要將最滿滿的謝意送給我最親愛的依樵（太太），以及最可愛的兒子柏睿（牛牛）；謝謝你們每天給我豐富的愛，讓

我隨時感覺到幸福與美滿，我才有持續下去的動力，沒有後顧之憂、專心讀書與研究，並且克服種種的困難與挑戰，才能在最後順利完成這篇論文，取得博士學位。

謹將此榮耀與所有我愛及愛我的人一同分享。<sup>Ψ</sup>

祝福大家 平安

黃勢璋 謹致於

國立政治大學財政系

民國 101 年 7 月 6 日



---

<sup>Ψ</sup> 所有文責與錯誤之處由作者自負。

# 摘要

自殺議題已成為各國政府非常重視且亟欲解決的問題之一。觀察日本近 20 年的自殺率的變化，發現兩種在文獻上未曾被討論的特殊現象。第一，日本自殺率在 1998 年出現幅度高達 34.21% 的大幅跳躍增加，本文將此跳躍現象稱為自殺的位移性 (displacement)。第二，自殺率在 1998 年出現大幅跳躍上升之後，縱使後來經濟情勢好轉，自殺率卻未曾再明顯回跌至 1997 年以前的較低自殺率，本文將此現象稱為自殺的持續性 (persistence)。不論是位移或持續性效果，目前的經濟相關理論的文獻，在社會經濟變數沒有相對應巨幅變化的情況下，並無法針對上述自殺率的特殊現象提出適當解釋。本文第三章將針對自殺的位移與持續性做深入討論。

另外，儘管世界各國的自殺率高低及趨勢存在差異，但從不同性別的自殺率角度切入，卻存在相當一致的現象，就是男性自殺率都明顯高於女性自殺率。既有的經濟相關理論文獻，就自殺率在性別差異的情況，並無相關理論模型解釋此一現象。本文第四章將針對男女性別在自殺率的差異現象做詳細分析。

第三章根據 OECD 與臺灣共 34 個國家的自殺率資料，首先根據實證檢定方法證實位移與持續性等特殊現象，並非僅存在於日本而已，有 9 個國家的自殺率具有位移與持續性現象。在理論模型分析方面，本文提出自殺的社會風俗模型，用來說明自殺率的位移與持續性現象。模型結果發現，自殺率在理論上可能存在多重均衡解。在社會自殺率很低的情形下，以自殺作為解決問題所必須承受的社會壓力與心理成本越大，此時的個人自殺機率與社會自殺率將維持在一個相對“好”的低自殺率均衡水準。相反地，若一般社會、經濟情況發生惡化，許多人透過自殺尋求解脫，使得社會自殺率出現明顯增加，此時以自殺解決問題逐漸成為一種被默許的社會氛圍時，欲尋求自殺必須承受的社會壓力與心理成本會大大降低。自殺率甚至會出現以跳躍上升的方式，迅速移往一個相對“壞”的高自殺率均衡水準。

此時，如果社會經濟變數沒有出現巨幅改善，均衡自殺率將無法回到原先相對“好”的低水準而持續維持在相對“壞”的高水準，如同日本自殺率在 1989 至 2009 年間所呈現的位移及持續性現象。

第四章則透過經濟理論模型提出，預期壽命、天生基因以及風險趨避程度，是導致各國自殺率具有性別差異的主要因素。因為，預期壽命越高所帶來個人的預期終生效用現值越大，自殺行為或自殺率越低；使得各國女性預期壽命皆大於男性的情況下，得到男性自殺率高於女性之結果。心理醫學、生物學發現的性別天生基因不同，導致自殺率產生明顯差異的說法，也透過經濟理論模型進一步呈現。而工作選擇的風險趨避程度越低所伴隨工作所得變異性越大，導致個人落入貧窮的機會大增，自殺行為或自殺率提高；使得文獻發現女性風險趨避程度高於男性的結論，得到現實生活中男性自殺率高於女性的結果。在實證分析方面，根據從 OECD 成員國與臺灣共 34 個選樣國家資料，透過結合橫斷面與時間序列的統計資料，檢驗預期壽命與自殺率之間的關係是否與理論模型的結果相一致。結果發現，不論在哪一種 Panel Data 模型下，預期壽命與自殺率之間確實呈現顯著的負向關係，表示整體國家的預期壽命增加將使得社會自殺率降低。

**關鍵字：**自殺、社會風俗、自殺的位移性、自殺的持續性、多重均衡、自殺性別差異

# 目 錄

	頁次
目 錄	v
表 目	viii
圖 目	ix
<b>第一章 緒論</b>	<b>1</b>
1.1 前言	1
1.2 從經濟學觀點看自殺議題	3
1.3 研究目的	6
1.3.1 自殺的社會風俗模型	7
1.3.2 自殺的性別差異	9
1.4 本文架構	16
<b>第二章 文獻回顧</b>	<b>17</b>
2.1 自殺的經濟理論文獻	17
2.1.1 預期效用學派	17
2.1.2 實質選擇權學派	18
2.2 自殺的實證分析文獻	20
2.3 社會風俗理論模型	23
<b>第三章 自殺的社會風俗模型</b>	<b>26</b>
3.1 自殺的位移與持續性現象	26
3.1.1 資料來源	26

3.1.2	檢定方法：位移效果	26
3.1.3	檢定方法：持續性效果	28
3.1.4	敘述統計量	29
3.1.5	檢定結果：位移效果	31
3.1.6	檢定結果：持續性效果	34
3.2	理論模型	38
3.2.1	自殺的社會風俗模型	38
3.2.2	均衡與動態調整	40
3.3	圖解說明	42
3.3.1	原始情況	42
3.3.2	均衡自殺率之分析：以老化程度為例	45
3.3.3	均衡自殺率之分析：以恆常所得為例	48
3.3.4	自殺對策對均衡自殺率之影響	51
3.4	理論模型之應用：性別年齡層與自殺率—以日本為例	53
3.4.1	位移與持續性效果之檢定	53
3.4.2	男性自殺率之圖解狀況	54
3.4.3	女性自殺率之圖解狀況	57
3.5	小結	58
<b>第四章 自殺的性別差異</b>		<b>60</b>
4.1	理論模型	60
4.1.1	預期壽命對自殺率之影響	60
4.1.2	天生基因對自殺率之影響	62
4.1.3	風險趨避程度對自殺率之影響	63
4.2	資料與迴歸模型	66
4.2.1	資料來源	66
4.2.2	敘述統計	66

4.2.3	追蹤資料迴歸模型	68
4.2.4	模型檢測方法	69
4.2.5	自殺率與預期壽命之迴歸分析	70
4.2.6	自殺率性別差異與預期壽命之迴歸分析	73
4.3	小結	75
<b>第五章 結論</b>		<b>77</b>
<b>參考文獻</b>		<b>80</b>
附錄1：具位移效果之各國自殺率趨勢與結構轉變點		90
附錄2：各國歷年不同性別之自殺率趨勢		92



# 表 目

	頁次
表1 各國男女自殺率現況	11
表2 OECD 國家與臺灣自殺率之選樣區間	27
表3 自殺率之敘述統計量	30
表4 Quandt-Andrews 檢定結果	32
表5 選樣國家自殺率之位移現象	33
表6 各國自殺率單根檢定	35
表7 位移前後持續性之單根檢定	36
表8 選樣國家之持續性現象	37
表9 日本男性自殺率之位移現象	54
表10 日本女性自殺率之位移現象	54
表11 日本青年男性與中年世代男性之自殺率單根檢定	55
表12 自殺性別差異之基本統計量 (1980–2009年)	67
表13 Panel Data 模型選擇之檢定結果	70
表14 自殺率與預期壽命之迴歸分析結果	71
表15 自殺率性別差異與預期壽命之迴歸分析結果	74

# 圖 目

	頁次
圖1 臺灣自殺率趨勢圖 (1989-2009年)	2
圖2 日本自殺率趨勢圖 (1989-2009年)	8
圖3 OECD 性別平均自殺率趨勢圖 (1989-2009年)	14
圖4 臺灣性別自殺率趨勢圖 (1989-2009年)	14
圖5 自殺的社會風俗模型之原始狀況	44
圖6 社會老化程度上升對均衡自殺率之影響	45
圖7 社會老化程度上升至上臨界值對均衡自殺率影響	46
圖8 社會老化程度降回原始值對均衡自殺率影響	47
圖9 社會老化程度下降至下臨界值對均衡自殺率影響	47
圖10 社會老化程度與均衡自殺率之變化動態路徑	48
圖11 社會恆常所得下降對均衡自殺率之影響	49
圖12 社會恆常所得下降至下臨界值對均衡自殺率影響	49
圖13 社會恆常所得上升至上臨界值對均衡自殺率影響	50
圖14 社會恆常所得與均衡自殺率之變化動態路徑	51
圖15 不同年齡層日本男性自殺率趨勢圖 (1989-2009)	56
圖16 社會恆常所得下降對不同年齡男性自殺率影響	56
圖17 不同年齡層日本女性自殺率趨勢圖 (1989-2009)	58
圖18 社會恆常所得下降對不同年齡女性自殺率影響	58

# 第一章 緒論

## 1.1. 前言

人從出生的那一刻起，面對生活的點點滴滴，自然地在“活著”的基本前提追求自己的人生目標，而追求的人生目標有很多，包括提高自己個人的效用程度、開心感受、社會地位與經濟成就等。但是，不斷追求生活品質與物質享受的人生目標，即使目前生活水準相較過去有明顯進步，但社會卻仍存在不少人選擇“自殺”來結束生命。此舉嚴重地和人類求生存的天性與意志背道而馳。

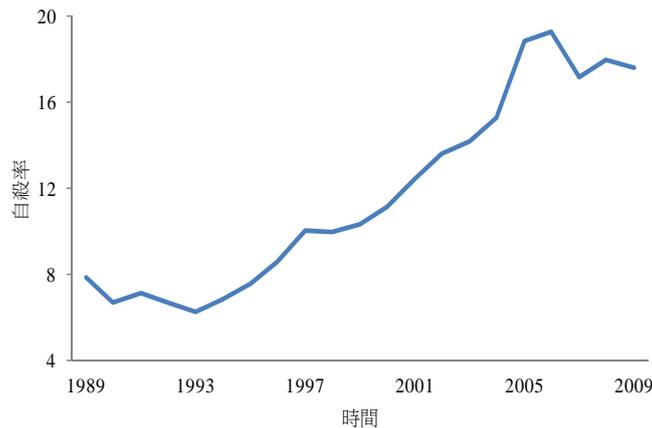
根據 WHO (World Health Organization, 世界衛生組織) 在 2007 年公布的資料顯示，過去 50 年全球的平均自殺率上升 60% 之多；其中，平均每天約有 3,000 人自殺，換算成單位時間之後則可發現，平均每小時約有 125 人自殺、平均每分鐘更達到 2 個人自殺的水準，甚至平均每 3 秒鐘就有 1 個人有自殺意圖。自殺不僅是影響個人生命的單一事件而已，受到影響的周遭親友，至少達到六個人以上；若自殺事件發生在學校或工作場合，影響人數更超過數百人之多 (WHO, 2009)。<sup>1</sup> 因此，自殺行為除了對個人及親友造成無法彌補的遺憾之外，對社會國家的影響也會產生極大的外部成本。

此外，根據我國行政院衛生署公布的自殺率趨勢發現 (如圖 1 所示)，近二十年來臺灣的自殺率從 1989 年每 10 萬人約 6 至 7 人自殺的相對低水準，逐年上升至 2009 年的 17 至 18 人自殺的相對高水準，成長幅度高達 1.57 倍。這些統計數據使得國內自殺率的警示已經明顯地亮起紅燈，除了名列我國前十大主要死因外，臺灣更已成為 WHO 所定義的高自殺盛行國家 (吳若寧與鄭雅文, 2008)。<sup>2</sup>

有鑒於自殺議題是目前各國政府，尤其是已開發國家相當關心且亟欲

<sup>1</sup> 為了提昇世界各國對自殺議題的重視，WHO 將每年 9 月 10 日訂定為世界自殺防治日。

<sup>2</sup> 根據行政院衛生署公布的資料顯示，自殺在 1997 年之後皆名列國人的前十大死因；但在 2010 年則退出前十大死因而名列第 11 位。另外，根據 WHO 制定的國際標準，自殺率在每 10 萬人低於 6.5 人屬於低盛行區域，若介於 6.5-13 人則屬中盛行區域，若超過 13 人則屬高盛行區域。



資料來源：臺灣衛生署。

圖 1 臺灣自殺率趨勢圖 (1989 – 2009 年)

解決的重要議題，影響自殺行為的可能動機及因素非常複雜，包涵的層面也相當廣泛。此外，從身旁的親朋好友，到其他不同年齡、不同性別、甚至是不同國籍且毫無關連的人，也都可能受到個人自殺的行為影響。因此，國內外的政府官員與專家學者，至今仍持續進行相關研究，探討自殺發生的可能原因，希冀提出有效的預防方法與對策，避免自殺悲劇持續上演。

最早開始研究自殺議題的領域，多從心理醫學或精神病學的角度，認為自殺是由於個人不理性，甚至是天生基因或人格特質所導致 (Mann, 2004; Mann *et al.*, 2005)。但即便如此，經濟因素對自殺行為也扮演相當重要的角色。當個人心理出現不健康的壓力、沮喪、憂鬱，甚至罹患精神疾病時，相較於其他心理健康的人容易走向自殺一途。<sup>3</sup> 若個人罹患精神疾病的嚴重程度越高，未來選擇自殺的機率也隨之提高 (Kisch *et al.*, 2005; Wong *et al.*, 2005)。當心理不健康程度越高，對於個人工作效能也會產生負面影響，造成工作壓力上升，使得心理不健康的症狀越來越嚴重，造成一連串的惡性循環 (Strazdins *et al.*, 2004)。<sup>4</sup> 當心理不健康程度越嚴重，工作能力及績效表現下降速度越快時，除了直接地導致經濟報酬減少，也

<sup>3</sup> 根據「精神疾病診斷統計手冊」(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, DSM-IV) 所做的憂鬱情緒描述，憂鬱症狀除了會導致活動力、注意力降低，也會使得罹患憂鬱症患者新事物的欣喜感減少 (孔繁鐘, 1997)。

<sup>4</sup> 自殺率也可視為一國人民的憂鬱指標，如果一個國家人民的生活幸福感程度能夠提昇，該國人民的自殺率將可望降低 (Reseland *et al.*, 2006)。

會間接地受到社會群體的剝奪，例如：專職被強迫轉任兼職的工作，甚至失業而無法取得固定收入，使得心理不健康程度又更加嚴重，形成嚴重的惡性循環，最後可能將淪落至社會最底層而成為經濟弱勢者，甚至以自殺的方式結束生命。因此，個人如果在心理不健康惡化的過程中，能夠適時得到經濟方面的援助，將有助於改善心理健康惡化的情況 (Liu *et al.*,2002; 蔡鵬如, 2012)。

在社會科學方面的自殺議題研究，最早跳脫從醫學研究角度看自殺議題，並且提出系統性結果的貢獻是社會學者 Émile Durkheim。Durkheim (1897) 以社會學的專業角度，透過《自殺論》(*Le Suicide*) 以具體量化的資料，提出分析討論並為自殺歸納，並且根據 1862 至 1890 年歐洲各國人口的資料發現，男性、老年人、軍職人員、單身鰥寡或離婚者的自殺現象，相較於女性、年輕人、一般民眾或有配偶者要來得高；另外，夏季與都市等環境下的自殺現象也明顯比冬季與鄉村環境要來得高。有別於傳統心理醫學對自殺的研究結果，Durkheim (1897) 提出一個非常重要結論就是，自殺並非只是單純的個人行為，同時也受到社會因素的影響。自此之後，Durkheim 為社會學研究自殺議題開啟了關鍵大門。

## 1.2. 從經濟學觀點看自殺議題

相較於社會學研究自殺議題，經濟學的起步甚晚，直到 20 世紀中後期才開始以經濟學的理性思維，針對自殺議題進行分析。最早運用理論模型探討自殺的經濟文獻是，Daniel S. Hamermesh 以及 Neal M. Soss 於 1974 年，從預期效用的角度，在 *Journal of Political Economy* 發表第一篇研究自殺的經濟理論模型 (An Economic Theory of Suicide)。

「理性個人」的假設在傳統經濟分析中扮演不可或缺的重要角色，例如：理性的生產者，必然在有限的成本預算下追求利潤極大；理性的消費者，則必然在有限的所得預算下追求效用極大。不論是在就業、消費、投資、貿易、公共支出與教育選擇等，許多社會、經濟或政策的議題上，經濟學家多能提供理性思維及深入討論。在自殺議題的研究上，經濟學在自殺方面的探討也相當廣泛，有別於傳統心理醫學與社會學的研究角度，認

為自殺是一種理性選擇 (rational choice) 的決策，包括個人是否選擇自殺，或以哪種方式實現自殺 (如：割腕、臥軌、跳樓、燒木炭、喝農藥或製作毒氣) 或是哪個時點實施自殺等 (如：現在或未來)。<sup>5</sup> 本質上，經濟學關心自殺議題的討論與其他經濟議題相似。<sup>6</sup>

目前，使用經濟理論模型研究自殺議題的文獻，可以分為兩大分支，第一個是 Hamermesh and Soss (1974) 的預期效用極大化模型，第二個則是 Dixit and Pindyck (1994) 的實質選擇權模型。這兩篇探討個人對於自殺選擇的經濟理論文獻，都是從個體經濟觀點出發，也都是影響後續經濟學家研究自殺議題的重要啟蒙文獻。

Hamermesh-Soss 模型是第一篇以經濟理論研究自殺議題的文獻。根據傳統經濟學分析個人追求效用極大的架構，假設個人是理性選擇的情況下，當預期終生效用期望現值低於自殺門檻數值 (threshold value) 時，個人將不再“歹活”且選擇自殺。因此，Hamermesh-Soss 模型研究結果發現，影響預期終生效用折現值的負向因素將與自殺率呈現正向關係，如同個人的年齡越大，使得預期終生效用折現值越低、自殺機率越高。另外，影響預期終生效用折現值的正向因素將與自殺率呈現負向關係，如同個人的恆常所得越大，使得預期終生效用折現值越低，自殺機率越低。

除了從終身預期效用的經濟模型分析自殺外，Dixit and Pindyck (1994) 則是從實質選擇權理論出發，在個人投資決策選擇具獨占性、未來所得報酬具不確定性、以及決策決定後的不可逆等三項特性下，理性的人會考慮是否應該等待未來可能發生的利益，而對現階段的投資選擇進行評估。<sup>7</sup> 因此，個人自殺的選擇就如同投資決策的評估，如果準備自殺者已處於極端劣勢，且未來確實毫無獲得正向報酬或目標的機會時，個人將沒有繼續苟

---

<sup>5</sup> 在自殺時點的選擇方面，決定自殺的人，若發現幾天後的自殺可讓家屬領到為數不少的理賠金給付，則個人延緩自殺的機率將大大提高。

<sup>6</sup> 有關自殺研究的相關文獻，請參閱本文第二章。

<sup>7</sup> 自殺者選擇做出自殺的決策，很可能是自殺者對生命意義或定義出現問題。但是，根據目前分析自殺的經濟理論模型來看，Hamermesh and Soss (1974) 強調個人效用極大化，故自殺者即使對生命定義出現問題，但是只要自殺對個人的效用最大，自殺便可能產生；另外，根據 Dixit and Pindyck (1994) 的實質選擇權模型來說，即使自殺者對生命定義出現問題，但是在彼此不瞭解等資訊不對稱的情況下，只要個人無法對未來有任何正向預期時，自殺決策將因而產生。

活的未來價值，自殺決策將可能是個人最好的選擇。但是，如果準備自殺者對於未來報酬或目標能有絲毫的正向期盼時，個人將會選擇繼續活著以等待可能實現的未來價值。

除了從經濟理論模型探討自殺行為之外，實證分析方法作為研究自殺的經濟文獻也不少，主要探討社會經濟變數與自殺行為之間的關連性。尤其，經濟衰退所產生的高失業率，除了伴隨工作壓力增加外，也導致社會成本提高，例如：國民健康與社會經濟衰退等；因此，實證文獻在失業率與自殺率得到一致性的正向關係。然而，許多探討自殺議題的實證文獻，在個人生活特徵、經濟就業狀況、所得報酬情形、結婚生育與教育等社會經濟變數與自殺率之間的關係討論卻仍尚未得到一致性研究結果；造成不一致關係的可能因素，包括：國家資料、區間變數、實證模型或計量方法等資料特性不同。但即便如此，目前的實證結果仍是各國政府解決自殺問題的重要參考依據。

自殺議題除了與經濟學的關係密切外，與財政學的相關程度也相當密切，這可以透過資源配置的公平面以及制度契約的效率面來說明。從公平的角度來看，社會多數人認為自殺者的心理罹患嚴重的精神疾病，而將自殺或嘗試自殺的人視為不理性行為者；這使得社會常常忽略自殺者或潛在自殺者的需要，甚至產生社會資源配置不均現象，導致自殺議題雖能透過報章雜誌得到民眾矚目，但卻無法確實受到政府社會福利或社會救助等政策的關切，甚至無法得到較多實際的社會關懷。而社會資源分配不均所衍生嚴重的貧富差距問題，也確實與自殺之間產生顯著的關連性。

另一方面，從效率的角度來看，我國政府至今在自殺防治的作法有限。目前主要的自殺防治是透過各縣市政府，設置自殺防治專線作為主要的預防措施。除了顯示我國在自殺防治的資源不足且單調外，目前也尚未立法通過的自殺防治相關法案；臺灣從 2002 年開始步入 WHO 定義的高自殺率國家，自殺防治的作法至今卻沒有任何更積極的作為與改善。此外，外部成本導致自殺人數過高，資訊不對稱影響資源配置不均，以及政府政策或制度設計不良所誘使的個人決策扭曲等，也都可能會成為民眾選擇自殺的

誘因，甚至造成“制度或政策殺人”的現象出現。以下分別從政策制度及私人契約的角度，提出三個實際的例子作說明。

首先，在政府政策制度方面，根據 2007 年經濟學人雜誌 (*Economist*) 報導，印度南部若干省份的地方政府，為了降低該地人民的自殺率，逕行對自殺死亡的農夫提出給予債務清償的協助，並且輔助該自殺農夫的家庭獲得遺孤補助；但很不幸地，在原先立意良善的政策施行後不久，當地自殺率並無達到原先地方政府的下降預期，反而出乎意料地迅速上升。其次，在私人企業契約方面，臺灣民營企業市值之首的鴻海集團，2010 年在中國深圳的富士康廠區，接連發生一共 13 起的員工連續自殺事件。當時，許多媒體與報章雜誌推測，公司撫卹金可能是造成連續自殺事件的一個主要導火線，誘使自殺員工為了讓家人獲取大額撫卹而出現「一跳飽全家」的想法與作法。<sup>8</sup> 最後，根據 Chen *et al.* (2008) 從生命保險角度分析自殺現象發現，儘管生命保險明定契約生效後之一定期間內（一般為二年）的自殺死亡給付是不予理賠，但逆選擇與道德危機的問題仍存在生命保險中。<sup>9</sup> 根據 2005 年日本每日新聞 (*Mainichi Shinbun*) 的報導，日本一間大型保險公司因自殺所給付的理賠金額，從 1995 至 2005 年成長了 50 個百分點，單是 2005 一年的自殺給付金額就達到該年全部給付金額的一成左右。

### 1.3. 研究目的

經濟學相較於醫學與社會學探討自殺議題的起步甚晚，直到二十世紀末才開始從理性選擇的角度切入，至今近四十年的時間也吸引許多經濟學家相繼投入自殺的相關研究，在自殺防治的議題上扮演相當重要的角色。對於本文主要二項研究課題，首先是針對第三章在日本自殺率趨勢發現的位移與持續現象，其次則是第四章在各國男女自殺率出現性別差異的一致性現象，本節將提出理論模型與實證方法的簡單介紹。

---

<sup>8</sup> 富士康員工自殺案件，從 2010 年累計至 2011 年 7 月止，一年半的時間總共發生 17 起自殺墜樓，其中造成 15 人死亡 (今日新聞網, 2011/07/19)。

<sup>9</sup> 即使生命保險在契約內明定自殺免責期，但對於免責期後的自殺案件，仍須負起相當之理賠金額，導致吸引相當程度的欲自殺者投保，進而產生且存在逆選擇的問題；另外，投保生命保險的一般要保人或被保人，在已知自殺理賠金的相關規範之後，很可能在免責期之後出現自殺的現象，導致生命保險出現道德危機。

### 1.3.1. 自殺的社會風俗模型

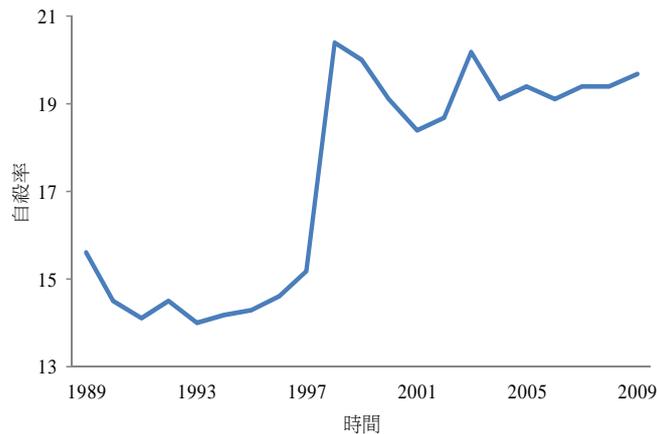
日本，過去曾為全球的第二大經濟體，是一個非常關心且重視自殺議題，並將自殺防治與因應層次拉高到法律層級的國家。<sup>10</sup> 日本每年在自殺防治投入大量經費，在自殺議題的研究成果或政策工具，成為日本及其他國家施政的重要參考依據。但即便如此，日本卻仍被戲稱為“自殺國度”，甚至高自殺率也成為一種特殊標籤。根據圖 2，日本自 1989 至 2009 近 20 年的自殺率資料顯示，在 1989 至 1997 年間的平均自殺率處在每十萬人有 14.56 人的水準。但是，1998 年自殺率出現明顯大幅跳升後，卻在 1998 至 2009 年間的平均自殺率上升至每十萬人有 19.41 人的情況，前後段的平均自殺率變動幅度高達 33.31%。

圖 2 的日本自殺率趨勢具有二點特殊現象。首先，在其他的社會經濟變數沒有產生突發且大幅的改變下，相較於 1997 年，1998 年自殺率出現明顯跳升 34.21% 的幅度；對於這種跳躍現象，本文稱為位移效果 (displacement effect)。<sup>11</sup> 其次，日本自殺率在 1998 年出現大幅度的位移之後，直到 2009 年都穩定維持在每十萬人 18 至 19 人的水準；對於這種穩定維持在某一區間的現象，本文稱為持續性效果 (persistence effect)。<sup>12</sup> 這兩種現象已經引起日本政府與學界的注意，也讓本文欲探究出現在日本的自殺率特殊現象，是否在其他國家的自殺資料出現 (Chen *et al.*, 2009)。另外，是否可以透過經濟理論模型及計量檢定方法，檢驗自殺率在位移與持

<sup>10</sup> 日本將自殺防治與因應的層次拉高到法律層級，反觀臺灣至今卻仍無一部專門有關自殺防治的法律，目前的防治體系僅建立在「精神衛生法」，而自殺通報責任更是缺乏法源依據，導致臺灣出現社工人員通報自殺個案，卻被反控洩漏隱私而要求民事賠償 (聯合報, 2010/06/07)。

<sup>11</sup> 過去在財政學討論位移效果的文獻，最早是 1961 年的 Peacock and Wiseman 認為，政府公共支出會以階梯、位移的方式增加，而非以單調遞增方式成長的公共經濟文獻。根據英國政府的公共支出成長狀態則發現，當國家遭逢全國性的不幸事件、嚴重的公共事務，或長期社會問題無法解決之問題時，人民會願意以多繳稅方式提供政府有更大的能力解決問題，導致中央政府的公共支出規模，常因此而更加擴張 (徐偉初等, 2008)。

<sup>12</sup> 其他探討持續性現象的研究也常稱為慣性現象 (inertia)。例如：物體若非受到其他力量改變其運動狀態，否則都將一直處於靜止或等速的直線運動狀態，稱為慣性定律。在管理學方面，當組織運作一段期間後，成員偏好原先習慣的運作模式；當組織調整速度不及外在環境變動，或妨礙組織創新與發展時，則稱為組織慣性 (Hannan and Freeman, 1984)。另外，在經濟學方面，政府公共支出在增加之後，就不在回到原來低水位的預算水準，如藥品成本上升導致多數國家的醫療保健支出不斷上升的問題等，則稱為慣性支出 (Okunade and Suraratdecha, 2006)。勞動經濟學則將持續性現象稱為磁滯現象 (hysteresis)，如：失業率一旦上升之後就無法回到原來較低的水準 (Alogoskoufis and Manning, 1988; Barro, 1988)。



資料來源：OECD Database。

圖 2 日本自殺率趨勢圖 (1989 – 2009 年)

續性現象就是本文第一個研究主題的主要研究目的。

首先，在實證檢驗分析方面，對於日本自殺率趨勢在圖 2 所呈現的位移與持續性現象，本文針對 OECD 成員國 (The Organization for Economic Cooperation, 經濟合作開發組織) 與臺灣的自殺率資料，檢測 34 個國家的自殺率是否存在如日本自殺率的特殊現象。除了參考 Hansen (2001) 提出的「Quandt – Andrews」檢定方法，作為判斷自殺率資料是否存在位移效果之外，也運用一般性的單根檢定法，作為衡量自殺率是否存在持續性現象。

另外，在理論模型基礎方面，不論是從 Hamermesh and Soss (1974) 的效用極大化模型結果，還是從 Dixit and Pindyck (1994) 的實質選擇權理論方式來看，除非在社會經濟變數出現顯著且突發性地改變，例如：老化程度、薪資所得、折現率等因素出現大幅度地波動，否則目前兩大研究自殺的經濟理論支派並無法妥善合理解釋。因此，本文在 Hamermesh-Soss 模型架構下，結合社會學認為自殺會受到個人及社會環境影響的概念，從社會態度或氛圍的角度，提出一個解釋自殺率產生位移與持續性現象的社會風俗模型 (social norms model)。

在兩種研究自殺議題的社會科學領域裡，經濟學從個人裡性行為出發，而社會學則是從社會因素來探討，似乎完全找不到對於自殺研究的

共識。本文與傳統模型的最大不同之處在於，結合經濟學與社會學研究自殺議題的精神，將社會態度氛圍的概念納入經濟理論模型而認為，影響個人自殺的因素將不僅只有個人的經濟條件，社會整體自殺率或自殺人數也扮演相當重要的角色。在傳統民風純樸的社會中，自殺常被視為一種抗壓不足或逃避責任而為人所不齒的行為。假設個人決定自殺與否，除了考慮自己的效用外，社會同儕對於自殺行為所給予的心理壓力也是影響自殺的重要因素。因為，自殺本來就是一種違反人類先天本性或後天社會化的行為，不遵守社會道德或行為規範，除了個人內心良知會有不安的情況外，也會受到社會上其他遵守此社會道德規範的人譴責，甚至對自殺者的身旁親友指指點點。如果社會遵守此道德規範的其他成員越多，欲求自殺的人所需承受的社會壓力所帶來的心理成本越大。

因此，在傳統民風純樸的社會中，想自殺的人會因為別人的看法而產生無形的社會心理壓力，使得社會整體自殺率或自殺人數相對較少。但是，隨著民風改變所導致的心理壓力式微，當社會對自殺行為的態度，由不以為然轉為習以為常時，社會整體自殺率或自殺人數是否成為影響個人自殺決定的關鍵，就成為本文亟欲探討的研究焦點。根據自殺的社會風俗模型結果發現，如果社會遵守道德規範的人越多，準備自殺所需承受的社會壓力與心理成本越大，此時的個人自殺機率與社會自殺率將會在一個相對“好”的低水準。

相反地，若社會經濟變數發生惡化，使得自殺率出現增加，加上社會多數同儕認為自殺並不是什麼大不了的事，而出現自殺是一種無所謂的社會態度氛圍時，個人對自殺決定與否的壓力會大大降低，使得個人較容易輕率決定自殺，此時的個人自殺機率與社會自殺率在突破臨界值後，迅速移往一個相對“壞”的高水準；此時，儘管社會經濟變數好轉，但是自殺率將無法回到原先相對“好”的低水準，如同日本自殺率呈現的位移及持續性現象。

### 1.3.2. 自殺的性別差異

儘管世界各國的自殺率高低不同，但若依性別區分的自殺死亡率，則

存在一種普遍的共同現象，亦即男性自殺率明顯地高於女性自殺率；男性自殺率平均約為女性自殺率的 3 至 4 倍 (Hawton, 2000；Moller, 2003；Värnik, *et al.*, 2009)。根據表 1 具有性別自殺率的 86 個國家資料顯示，兩性自殺率差距倍數最小的是 2001 年塔吉克的 1.26 倍，而差距倍數最大的則是 2006 年巴拿馬的 13 倍；兩性自殺率平均差距倍數為 3.90 倍。另外，在 OECD 成員國資料方面，兩性自殺率差距倍數最小的是 2010 年南韓的 1.97 倍，而差距倍數最大的則是 2009 年斯洛伐克的 10.42 倍；兩性自殺率平均差距為 3.76 倍。

另外，從圖 3 的 OECD 成員國性別平均自殺率趨勢也發現，1989 年男性與女性的平均自殺率分別為 22.33 人與 7.39 人，兩性自殺率差距約為 3.02 倍；到了 2009 年，男性與女性的平均自殺率稍降至 20.88 人與 5.91 人，但是兩性自殺率的差距卻上升至 3.53 倍。至於臺灣的性別自殺率，由圖 4 根據我國行政院衛生署公布的資料發現，1989 年男性與女性的自殺率分別為 9.5 人與 6.1 人，差距倍數僅為 1.56 倍；到了 2009 年，男性與女性的自殺率上升至 24.1 人與 11.0 人，差距倍數擴大到 2.19 倍。

兩性在越來越平等的社會趨勢下，面對相同外在環境與條件，男性與女性在自殺率卻存在明顯差異。從表 1 發現，不論是經濟發展相對較高的 OECD 成員國成員國，還是其他發展中國家，儘管整體自殺率的高低略有不同，但兩性自殺率卻皆呈現男性高於女性的一致性現象。影響性別在自殺產生差異的因素是否存在，世界各國的自殺率是否長期發生性別差異的現象，以及性別差異產生的缺口是否逐漸縮小或擴大，都是本文第四章討論的主要重點。因此，本文第二個研究主題試圖從經濟理論角度，透過計量模型方法，探討自殺率在性別差異的可能影響因素。

過去文獻尚未有針對自殺率的性別差異提出經濟理論模型探討，甚至沒有針對個人可以存活的預期壽命多加討論。<sup>13</sup> 因此，本文首先根據 Hamermesh-Soss 模型的理論架構，假設個人對於未來預期壽命有較高之預

---

<sup>13</sup> 預期壽命，是不同群體中衡量單一生命存活平均長度統計量，是國際上評價各國人口的生存品質和健康水平的重要指標之一，對於人壽保險及養老保險的費用計算影響很大。本文使用的預期壽命則是指 0 歲的年齡組人口的平均生存年數。

表 1 各國男女自殺率現況

排名	國家或地區	男性自殺率	女性自殺率	男女自殺率差距(倍)	整體自殺率	取樣年份	排名	國家或地區	男性自殺率	女性自殺率	男女自殺率差距(倍)	整體自殺率	取樣年份
1	立陶宛	61.30	10.40	5.89	34.10	2009	21	法國	24.70	8.50	2.91	16.30	2007
2	南韓	41.40	21.00	1.97	31.20	2010	22	烏拉圭	26.00	6.30	4.13	15.80	2004
3	蓋亞那	39.00	13.40	2.91	26.40	2006	23	南非	25.30	5.60	4.52	15.40	2005
4	哈薩克	43.00	9.40	4.57	25.60	2008	24	奧地利	23.80	7.10	3.35	15.20	2009
5	白俄羅斯		n. a.		25.30	2010	25	波蘭	26.40	4.10	6.44	14.90	2008
6	日本	36.50	14.30	2.55	24.60	2010	26	香港	19.00	10.70	1.78	14.60	2009
7	匈牙利	40.00	10.60	3.77	24.60	2009	27	蘇利南	23.90	4.80	4.98	14.40	2005
8	俄羅斯		n. a.		23.50	2010	28	捷克	23.90	4.40	5.43	14.00	2009
9	拉脫維亞	40.00	8.20	4.88	22.90	2009	29	塞席爾		n. a.		13.20	1998
10	中國		n. a.		22.23	2010	30	紐西蘭	20.30	6.50	3.12	13.20	2008
11	斯洛維尼亞	34.60	9.40	3.68	21.90	2009	31	瑞典	18.70	6.80	2.75	12.70	2008
12	斯里蘭卡		n. a.		21.60	1996	32	古巴	19.00	5.50	3.45	12.30	2008
13	烏克蘭	37.80	7.00	5.40	21.20	2009	33	保加利亞	18.80	6.20	3.03	12.30	2008
14	芬蘭	29.00	10.00	2.90	19.30	2009	34	羅馬尼亞	21.00	3.50	6.00	12.00	2009
15	愛沙尼亞	20.60	7.30	2.82	18.10	2008	35	挪威	17.30	6.50	2.66	11.90	2009
16	瑞士	24.80	11.40	2.18	18.00	2007	36	丹麥	17.50	6.40	2.73	11.90	2006
17	克羅埃西亞	28.90	7.50	3.85	17.80	2009	37	愛爾蘭	19.00	4.70	4.04	11.80	2009
18	臺灣	24.10	11.00	2.19	17.61	2009	38	加拿大	17.30	5.40	3.20	11.30	2004
19	比利時	26.50	9.30	2.85	17.60	2009	39	冰島	17.90	4.50	3.98	11.30	2009
20	摩爾多瓦	30.10	5.60	5.38	17.40	2008	40	智利	18.20	4.20	4.33	11.10	2007

表 1 各國男女自殺率現況 (續)

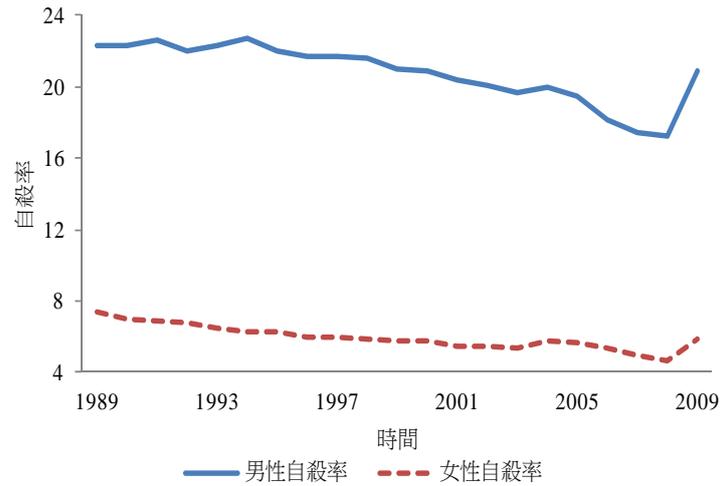
排名	國家或地區	男性自殺率	女性自殺率	男女自殺率差距(倍)	整體自殺率	取樣年份	排名	國家或地區	男性自殺率	女性自殺率	男女自殺率差距(倍)	整體自殺率	取樣年份
41	美國	17.70	4.50	3.93	11.00	2005	61	尼加拉瓜	11.10	3.30	3.36	7.20	2005
42	印度	13.00	7.80	1.67	10.50	2009	62	厄瓜多	9.10	4.50	2.02	6.80	2006
43	新加坡	12.90	7.70	1.68	10.30	2006	63	薩爾瓦多	10.20	3.70	2.76	6.80	2006
44	斯洛伐克	19.80	1.90	10.42	10.30	2009	64	英國	10.90	3.00	3.63	6.90	2009
45	澳大利亞	14.90	4.50	3.31	9.70	2009	65	模里西斯	11.80	1.90	6.21	6.80	2008
46	德國	15.10	4.40	3.43	9.50	2009	66	義大利	10.00	2.80	3.57	6.30	2007
47	吉爾吉斯	14.10	3.60	3.92	8.80	2009	67	格瑞那達	9.80	1.90	5.16	5.90	2005
48	土庫曼	13.80	3.50	3.94	8.60	1998	68	以色列	9.90	2.10	4.71	5.80	2007
49	荷蘭	12.00	5.00	2.40	8.50	2009	69	巴拿馬	10.40	0.80	13.00	5.70	2006
50	哥斯大黎加	13.20	2.50	5.28	8.00	2006	70	哥倫比亞	7.80	2.10	3.71	4.90	2005
51	馬其頓	12.60	3.90	3.23	8.00	2009	71	烏茲別克	7.00	2.30	3.04	4.70	2005
52	葡萄牙	13.20	3.40	3.88	7.90	2008	72	巴西	7.30	1.90	3.84	4.60	2005
53	阿根廷	12.70	3.40	3.74	7.90	2005	73	巴拉圭	5.50	2.70	2.04	4.10	2004
54	辛巴威	10.60	5.20	2.04	7.90	1990	74	阿爾巴尼亞	4.70	3.30	1.42	4.00	2008
55	盧森堡	13.20	2.90	4.55	7.80	2008	75	墨西哥	6.80	1.30	5.23	4.00	2008
56	泰國	12.00	3.80	3.16	7.80	2002	76	土耳其	5.36	2.50	2.14	3.94	2008
57	聖露西亞	10.40	5.00	2.08	7.70	2002	77	委內瑞拉	6.10	1.40	4.36	3.80	2005
58	西班牙	11.90	3.40	3.50	7.60	2008	78	賽普勒斯	5.90	1.30	4.54	3.60	2009
59	貝里斯	13.40	1.60	8.38	7.60	2001	79	希臘	6.10	1.00	6.10	3.50	2009
60	波多黎各	13.20	2.00	6.60	7.40	2005	80	馬爾他	5.90	1.00	5.90	3.40	2008

表 1 各國男女自殺率現況 (完)

排名	國家或地區	男性 自殺率	女性 自殺率	男女自殺率 差距(倍)	整體 自殺率	取樣年份	排名	國家或地區	男性 自殺率	女性 自殺率	男女自殺率 差距(倍)	整體 自殺率	取樣年份
81	巴林	4.90	0.50	9.80	3.10	1988	90	約旦		n. a.		1.10	2009
82	塔吉克	2.90	2.30	1.26	2.60	2001	91	巴哈馬		n. a.		1.00	2002
83	亞美尼亞	3.90	1.00	3.90	2.40	2006	92	秘魯	1.10	0.60	1.83	0.90	2000
84	瓜地馬拉	3.60	1.10	3.27	2.30	2006	93	巴貝多		n. a.		0.70	2001
85	喬治亞	3.40	1.10	3.09	2.20	2001	94	亞塞拜然	1.00	0.30	3.33	0.60	2007
86	菲律賓	2.50	1.70	1.47	2.10	1993	95	馬爾地夫		n. a.		0.30	2005
87	科威特	2.50	1.40	1.79	2.00	2002	96	伊朗	0.30	0.10	3.00	0.20	1991
88	巴基斯坦		n. a.		2.00	2008	97	牙買加		n. a.		0.10	1990
89	多明尼加	2.60	0.60	4.33	1.60	2004	98	敘利亞		n. a.		0.10	1985

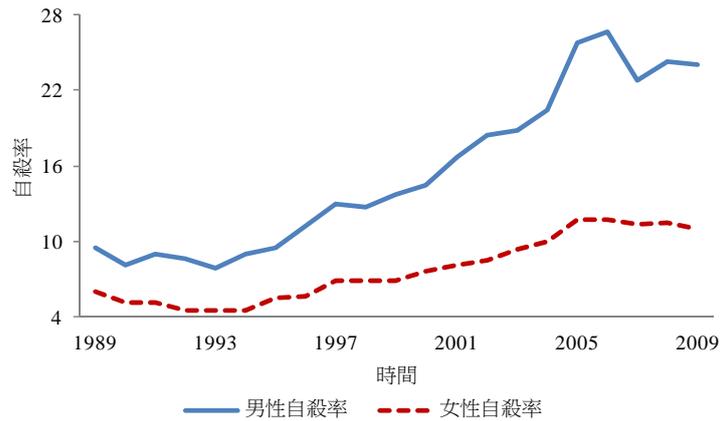
資料來源：維基百科 (<http://zh.wikipedia.org/wiki/各國自殺率列表>)。

說明：(n. a.) 表示無該區間資料。



資料來源：OECD Database。

圖 3 OECD 成員國性別平均自殺率趨勢圖 (1989 - 2009 年)



資料來源：臺灣衛生署。

圖 4 臺灣性別自殺率趨勢圖 (1989 - 2009 年)

期時，個人預期終生效用期望現值必會隨之上升，使得低於自殺門檻的機會降低，自殺機率亦隨之下降。也就是說，本文有別於傳統分析自殺的經濟理論模型，首先將預期壽命視為外生變數，探討預期壽命是否對自殺率產生影響；同時討論男性預期壽命低於女性預期壽命的情況下，是否將造成男性自殺率高於女性自殺率。<sup>14</sup>

<sup>14</sup> 另外，醫學相關報導也指出，在兩性生活型態的差異上，多數男性相較於女性有著較多不良

其次，最早從心裡醫學探討自殺的相關研究則是認為，男女雙方天生在基因與特性上就存在差異，這也可能是影響不同性別在自殺率呈現差異的主要因素。例如：男性天生暴力傾向與自我傷害的致命能力較女性高 (McIntosh, 2002)。<sup>15</sup> 因此，本文在 Hamermesh-Soss 模型的理論架構下，針對不同性別在自殺門檻存在天生基因不同，亦即女性基因優於男性的前提假設下，探討對於性別自殺率產生差異的影響。

從所得方面來看，不論是傳統或父權社會皆認為，男性必須扮演承擔家庭經濟支柱的角色。在相同生產力的前提下，女性的風險趨避程度確實比男性高；在面對未來不確定的工作與工資時，女性也較容易選擇就業性質相對安全、穩定性高、挑戰性低、離職與失業機會低的工作，使得女性相對於男性在工資區間上相對穩定，工資變動程度相對較低 (Bonin *et al.*, 2007; Pfeifer, 2011)。因此，男性的風險趨避程度低於女性，表示男性的工資差異程度較女性大，成為低所得者的機會也較女性為高；如此一來，男女性別在風險區避程度的不同，就是本文探討自殺率在性別產生差異的研究目的。<sup>16</sup> 也就是說，在風險趨避特性與工資變異程度呈現反向關係的特性下，探討不同的風險趨避是否造成自殺率在性別之間產生影響。

最後，根據 OECD 成員國及臺灣共 34 個國家所公布的資料，結合橫斷面與時間序列的統計資料，透過綜橫資料 (panel data) 計量方法，作為檢驗自殺率是否受到預期壽命的影響。結果發現，除了固定效果模型是最適合的 Panel Data 分析方法之外，預期壽命與自殺率之間所呈現的顯著負向關係也符合理論模型的結論，表示預期壽命越高將使得預期終生效用現值上升，造成低於自殺門檻的機率降低，自殺機率亦隨之下降；同時，預期壽命對於女性自殺率的抑制效果要大於男性自殺率，使得男女性別的自

---

且高危險的健康習慣，如抽菸、喝酒、熬夜、賭博等，導致男性較女性容易罹患高風險性的疾病，男性的預期壽命也易較女性的預期壽命低 (林培正, 1994)。

<sup>15</sup> Kaplan & Klein (1989) 認為，男性相較於女性容易接觸槍枝或身處肢體鬥毆、血腥暴力等情況，使得致命性的自我傷害、毀滅能力與自殺機率較女性為高。

<sup>16</sup> 多數男性在面臨就業市場的選擇時，偏好尋求高薪以達到傳統社會或父權心態的期盼，卻也隱含工資變異程度較高的工作。此時，若面臨失業或身陷長期間失業，而導致收入產生不穩定時，男性就容易造成經濟與心理雙重壓力，甚至出現快速累積，進而產生自我了斷的意念，甚至做出自殘、自殺等行為。因此，失業或工作就業不穩定的情況都可能是影響男性自殺率的主要原因之一 (Hawton, 1998; Platt and Hawton, 2000; Koo and Cox, 2008)。

殺率差異呈現顯著的正向關係。

#### 1.4. 本文架構

本文的分析結構如下。第一章為緒論，除了在自殺與經濟、自殺與財政之間關係的介紹之外，並說明本文的研究動機、目的與架構。第二章是對於目前的經濟理論與實證文獻做一簡單回顧，並將過去探討社會風俗模型的文獻做一介紹，除能了解過去從經濟學探討自殺的相關文獻結果外，也可以知道本文在自殺的經濟分析中所使用的分析方法。

第三章部分，首先以 OECD 成員國與臺灣的自殺率資料，探討自殺率是否具有位移效果以及持續性現象。其次，以 Hamermesh-Soss 模型架構，結合社會風俗因素建立自殺選擇模型，以作為日本自殺率的位移與持續性現象的解釋。因為，個人自殺的決定，除了滿足極大化效用之外，社會態度氛圍對於自殺所給予的心理壓力，也是影響自殺的重要因素。最後則運用圖解方式來說明，在社會態度氛圍的影響下，不同社會經濟變數與自殺之間的調整過程；同時，透過日本不同性別與年齡層的自殺率資料，檢驗是否與整體自殺率一樣存在位移及持續性現象。

此外，世界各國的自殺率儘管高低不同，但卻存在一種共通的男性自殺率高於女性自殺率的一致性現象。因此，第四章部分也是將 Hamermesh-Soss 模型的效用極大化作為探討自殺性別差異的理論架構，在不同性別的預期壽命、天生基因以及風險趨避程度等外生變數差異下，解釋自殺率在不同性別產生差異的可能原因。另外，資料區間則選自 OECD 成員國及臺灣共 34 個國家，從 1980 年至 2009 年共 30 年的社會經濟數據，提供基本統計量以及 Panel Data 迴歸模型方法發現，預期壽命確實對自殺率產生負向影響，對於男女性別的自殺率差異則是呈現顯著的正向關係。第五章為本文之結論。

## 第二章 文獻回顧

本章將針對自殺議題既有的經濟理論與實證分析的文獻，以及第三章使用到的社會風俗模型，做一簡單的整理與介紹。

### 2.1. 自殺的經濟理論文獻

#### 2.1.1. 預期效用學派

Hamermesh and Soss (1974) 是首開以經濟理論模型從事研究自殺議題的重要先河。<sup>17</sup> 根據傳統效用極大化分析方法，在理性選擇及折現率固定的假設下，當個人的預期終生效用折現值低於自殺門檻時，表示個人再也不想“歹活”而決定選擇自殺。在基本架構中， $m$  歲且恆常所得  $YP$  的個人效用函數如第(1)式所示；其中， $C$  與  $K$  分別表示消費及生活最低支出水準。<sup>18</sup> 另外，個人在  $a$  歲的預期終生效用現值 (the present value of expected lifetime utility) 如第(2)式所示：

$$U_m = U[C(m, YP) - K(m)] > 0, \quad (1)$$

$$Z(a, YP) = \int_a^w e^{-r(m-a)} U_m P(m) dm, \quad (2)$$

其中， $w$  表示個人最長可活到的年紀、 $r$  表示折現率、 $P(m)$  則是在  $a$  歲下持續活到  $m$  歲的機率。另外，假設個人生存意志臨界值服從常態分配，亦即  $\Phi \sim N(0, \sigma^2)$ 。若個人預期終生效用現值與生存意志臨界值加總為 0，表示將會選擇自殺、結束生命，如第(3)式所示。第(3)式經過整理後得到， $a$  歲且恆常所得  $YP$  的個人自殺機率如第(4)式：<sup>19</sup>

$$Z(a, YP) + \Phi = 0, \quad (3)$$

$$S(a) = F[-Z(a, YP)]. \quad (4)$$

根據第(4)式的比較靜態分析結果發現，年齡與自殺之間呈現單調的

<sup>17</sup> 在 Hamermesh-Soss 模型提出第一篇自殺的經濟理論模型之前，Holtmann and Ridker (1965) 根據 1959 年美國的 25-64 歲男性資料發現，自殺將產生人力資本損失達 7.4 億美元。

<sup>18</sup> 為了維持醫療健康的費用與年齡呈現正相關，假設  $K' > 0$ ，表示年齡與生活最低支出水準呈現正向關係。

<sup>19</sup> 根據第(4)式得知，自殺者是在常態分配的左尾，表示群體中求生意志較為薄弱者。

(monotonic) 正向關係，表示個人的年齡越大，預期終生效用現值越低，自殺機率就越高 ( $\partial S/\partial a > 0$ )。恆常所得與自殺之間則是呈現反向關係，若個人的恆常所得越大，預期終生效用現值越高，使得自殺機率越低 ( $\partial S/\partial YP < 0$ )；自殺與恆常所得之間的關係，則是隨著恆常所得的增加而加速遞減 ( $\partial^2 S/\partial YP^2 > 0$ )。為了驗證這樣的理論結果，Hamermesh-Soss 模型根據美國 1947 年至 1967 年的資料發現，年齡、失業率及經濟惡化程度等變數與自殺率之間確實呈現顯著的正向關係；在恆常所得與自殺之間的結果方面，除了青年人之外，其他各年齡層則皆呈現顯著的反向關係，符合 Hamermesh-Soss 模型的經濟結果。

延續預期效用學派架構，Koo and Cox (2008) 研究結果認為，影響個人預期終生效用現值的是相對所得而非恆常所得。相對所得是人力資本的增函數，表示人力資本越高伴隨相對所得越大；而人力資本是失業狀況的減函數，表示遭遇失業就等於失去在工作中學習 (on-the-job training) 的機會，人力資本出現跌價損失且造成相對所得下降。因此，有關  $a$  歲、相對所得  $RY$  及人力資本  $h$  的個人預期終生效用現值函數，如第(5)式所示：

$$Z(a, RY(h)) = \int_a^w e^{-r(m-a)} U_m [C(m, RY(h)) - K(m)] P(m) dm. \quad (5)$$

在其他變數定義及討論方式皆與 Hamermesh-Soss 模型相同的情況下，Koo and Cox (2008) 的結果發現，失業將造成人力資本跌價損失，使得現在與未來的相對所得下降，造成個人自殺的機率提高；並且透過日本 1950 至 2003 年的資料得知，失業率與自殺率之間確實呈現顯著的正向關係，以中壯年世代的影響最為嚴重，此與 Hamermesh-Soss 模型所得到的年齡與自殺之間存在單調正相關的結論不同。<sup>20</sup> 這是因為中壯年世代在失業之後，新工作技能或技術的壓力相對於其他世代最大，也是所有世代人力資本跌價損失最為嚴重的一群。

### 2.1.2. 實質選擇權學派

另一個運用經濟理論模型探討自殺現象的學派，就是 Dixit and

<sup>20</sup> 失業除了使人力資本產生跌價、相對所得下降之外，也容易導致婚姻解離，造成自殺的機率上升。

Pindyck (1994) 透過實質選擇權作為探討自殺議題的架構。模型假設未來在個人投資決策選擇具獨占性、未來所得報酬具不確定性、以及決策決定後的不可逆等三項特性下，理性投資者會考慮是否應該等待未來的可能利益，對現階段的專案選擇進行評估，決定是否進行投資，作為探討投資延遲對資產淨現值的影響。在二期模型下，假設第一期決定投資的成本與收益分別為  $I$  及  $P_0$ ，第二期將有機率  $q$  能獲得正報酬  $(1+u)P_0$ ，乘數為  $(1+u)$ ，但有機率  $(1-q)$  得到較低的報酬  $(1-d)P_0$ ，乘數為  $(1-d)$ ； $u$  與  $d$  皆為正數。在折現率為  $r$  的情況下，第一期執行投資決策的淨現值，以及第一期選擇等待且第二期確實執行投資決策並獲取正向報酬的淨現值，分別為第(6)式及第(7)式：

$$NPV = -I + P_0 + q \cdot \frac{1}{(1+r)}(1+u)P_0 + (1-q) \cdot \frac{1}{(1+r)}(1-d)P_0, \quad (6)$$

$$NPV = \frac{q}{(1+r)}[-I + (1+u)P_0], \quad (7)$$

在第(6)式與第(7)式相等情況下，得到第一期投資選擇的收益臨界值 (critical price)，如第(8)式所示：

$$P_0^* = \frac{(1+r)+q}{(1+r)+(1-q)(1-d)} \cdot I, \quad (8)$$

模型結果發現，影響第一期是否進行投資的因素，除了第二期正報酬乘數  $(1+u)$  不會影響收益臨界值之外，投資成本  $I$ 、第二期正報酬機率  $q$  越大或折現率  $r$  越小，將導致收益臨界值越大而造成投資遞延；若正報酬機率  $q$  越小，第二期負報酬機率  $(1-q)$ 、乘數  $(1-d)$  或折現率  $r$  越大，則收益臨界值越小而越可能導致理性投資者進行投資。

將自殺選擇置於上述投資決策的討論就可發現，如果準備自殺者已處於極端劣勢，且未來確實毫無獲得正向報酬機會，個人將無苟活的未來價值，使得決定自殺將是最好的選擇；如同第(8)式的收益臨界值，若第二期正報酬機率  $q$  下降，第二期負報酬機率  $(1-q)$ 、乘數  $(1-d)$  或折現率  $r$  上升，個人將無苟活的未來價值而將選擇自殺。但是，如果準備自殺者對於未來

報酬有正向期盼，繼續活著、遞延自殺以等待可能實現的未來價值將是最符合的個人利益；如同第(8)式的收益臨界值，若在第二期正報酬機率  $q$  上升，第二期負報酬機率  $(1-q)$ 、乘數  $(1-d)$  或折現率  $r$  下降，個人將選擇自殺遞延以等待未來價值。

延續實質選擇權理論架構，在不確定因素的概念下，Culter *et al.* (2001) 在三期的模型架構且假設效用函數皆服從隨機漫步 (random walk) 的分析結果發現，不同世代選擇自殺的條件不同；隨機變數或折現率越大，表示越年輕的世代效用變動越大，使得其自殺率上升。並且，根據美國在 1996 年針對 12 歲到 18 歲學生的企圖自殺資料也發現與 Koo and Cox (2008) 相同的結果，亦即自殺與年齡之間並非單調正向關係。另外，Culter *et al.* (2001) 也提出自殺傳染 (contagion) 的例子，當自殺者在身亡後，使親朋好友頓時陷入極度哀痛與壓力中，將可能促使自殺模仿的行為出現，如同 David (1974) 所提出的「維特效應」(the Werther effect)。<sup>21,22</sup> 然而，目前尚未有相關的經濟理論或實證文獻，針對自殺傳染提出進一步的模型討論。

有關自殺議題的經濟理論分析，預期效用學派與實質選擇權學派最大不同點在於不確定因素。Hamermesh-Soss 模型假設恆常所得穩定不變，並無針對恆常所得的變異程度做任何討論。<sup>23</sup> 但是，在不確定的因素下，恆常所得可能發生改變，而所得不確定性機率的大小也可能影響自殺的決定。因此，Suzuki (2008) 考慮工資所得不確定性，在實質選擇權的概念下，透過 Hamermesh-Soss 模型架構發現，工資所得分配差異程度越大，風險趨避者的預期效用越低，表示所得差異越大將越容易決定自殺；工資所得不確定性程度越高、工資瞬時降低為零的機率越大或預期工資成長率越低，個人走向自殺的可能性越高。

## 2.2. 自殺的實證分析文獻

<sup>21</sup> 自殺傳染就像是一種社會現象的流行傳染病，也就是說當某一個人自殺後會促使其他人自殺的現象。通常，若是在一段短期間發生自殺群聚的現象，即可視為是一種自殺傳染的情況。

<sup>22</sup> 德國文學家歌德 (Goethe) 在 1774 年創作的『少年維特的煩惱』發行後不久，社會上出現許多年輕的男孩也利用和書中維特相同手法自殺。David 在 1974 年就以「維特效應」，形容經由媒體方式而受到傳染的自殺模仿行為，亦即一些內心痛苦的人，透過媒體報導別人自殺身亡的消息後，就啟發自我了斷的念頭，進而仿效自殺者的行為。

<sup>23</sup> Suzuki (2008) 認為，變異數或標準差皆可作為所得不確定性的代理變數。

經濟學探討自殺議題的實證文獻方面，目前多著重在探討社會經濟變數與自殺率的相關性。在就業狀況方面，失業率與自殺率存在一致性的正向關係；也就是說，許多文獻都發現失業率增加將使自殺率上升 (Burr *et al.*, 1994; Chen *et al.*, 2012; Chuang and Huang, 2003; Koo and Cox, 2008)。根據 Williams *et al.* (2011) 的研究報告指出，失業率的提高將使工作壓力增加，導致國民健康的成本上升。經濟狀況與工作壓力確實對個人心理健康造成影響，包括：焦慮、沮喪、自卑、憂鬱、抑鬱、自我厭惡以及互動緊張等，容易導致個人自殺機率提高。尤其在金融危機或經濟惡化期間，個人或企業的破產確實使自殺率明顯增加 (Watanabe *et al.*, 2006)。<sup>24</sup>

實證文獻上，除了失業率與自殺率之間皆呈現正向關係之外，其他社會經濟或人口統計等變數與自殺率之間的關係，至今尚未得到一致性的結果。在經濟環境方面，Gingberg (1966) 認為自殺與經濟環境呈現正向關係，亦即經濟蕭條使自殺率降低，經濟擴張則讓自殺率提高。雖然經濟不景氣可能會造成失業與所得降低，但也伴隨休閒的機會成本降低；此時，若加上周遭親友也同樣遭遇失業，對失業者較不會產生丟臉的心理壓力，而較願意增加休閒、提昇健康，使失業者的工作壓力下降，導致企圖自殺的人數或比率下降 (Clark, 2003)。另一方面的文獻則認為，自殺與經濟環境之間存在的是負相關，表示經濟繁榮將使自殺率下降，而經濟不景氣則易使人產生心理壓力，導致自殺的人數或比率提高 (Henry and Short, 1954; Ogburn and Thomas, 1922)。

在所得水準與自殺率之間的探討上，許多文獻則認為兩者存在顯著的負向關係，亦即所得水準越低伴隨自殺率上升 (Chuang and Huang, 2003; Daly and Wilson, 2006; Faupel *et al.*, 1987; Hamermesh and Soss, 1974; Huang, 1996; Kimenyi and Shughart, 1986; Klick and Markowitz, 2006; Minoiu and Rodríguez, 2008)。例如，Chen *et al.* (2008) 透過不同年齡層的資料，提出所得與自殺率存在顯著負相關的結論；其中，負向關係最為明顯的是 45-64 歲的男性中年世代以及 65 歲以上的女性老年世代。而在討

---

<sup>24</sup> 儘管如此，政府設立各地區的自殺防治機構，則有助於降低自殺的發生機率 (Chuang and Huang, 2003; 李明濱等, 2005; 江弘基等, 2006)。

論兩性對於所得與自殺之間負向效果的強度方面，Neumayer (2003) 認為男性受的影響較大，而 Rodríguez (2006) 則認為女性受的影響較大。

但也有學者認為，高所得者的生活花費高且開銷壓力大，所以所得水準與自殺率之間是呈現正向關係。例如，Durkheim (1897) 認為，面對任何社會經濟的惡化或衰退，貧窮者較能體認自己的經濟狀況而接受現狀，心理也較不會患得患失；但是富有者卻出現相反情況，使得所得水準與自殺率之間存在正向關係 (Burr *et al.*, 1994；Freeman, 1998；Jungeilges and Kirchgassner, 2002；Lester, 1995；Rodríguez, 2005；Simpson and Conklin, 1989)。這些討論與 Esterlin (1974) 提出所得高低、快樂程度與個人福利之間，並非必然存在正相關的結論相互呼應。

除了所得、經濟環境與自殺率關係的文獻討論之外，另外也有文獻是對所得分配與自殺率的關係做討論。<sup>25</sup> Stack (2000) 就是將吉尼係數 (gini index) 作為所得不均度的代理變數；結果發現，所得不均度越高，相對被剝奪的受害者面對的生活與經濟壓力較大，導致個人的生活與健康受到影響，甚至透過酒精或香煙的慢性自我傷害之後，最終走向自殺。但是，Neumayer (2004) 及 Leigh and Jencks (2007) 則認為所得不均度對自殺率的影響並不顯著。

在人口統計資料方面，多數文獻認為，女性勞動參與程度越高，越容易造成傳統家庭角色產生衝突 (role conflict)，產生個人、家庭與社會之間關係弱化，造成社會整體自殺率因而提高 (Chen *et al.*, 2008；Klick and Markowitz, 2006；Neumayer, 2003)。相反地，Pampel (1998) 則認為，女性的勞動參與程度越高，將有助於個人、家庭與社會之間關係強化，讓傳統家庭角色出現累積 (role accumulation) 的現象，使得社會整體的自殺率因而下降。另外，Chen *et al.* (2008) 與 Lester (1995) 則認為，生育在現代社會裡，隱含未來必須負擔龐大教育及養育等費用，易使個人與家庭產生經濟壓力與負擔，導致社會自殺率提高；但也文獻認為生育率與自殺率是呈現顯著負相關 (Durkheim, 1897；Fauper *et al.*, 1987；Neumayer, 2003)。

<sup>25</sup> 在所得與自殺率之間的討論上，作為所得的代理變數包括：每人 GDP、每人所得、經濟成長率、所得成長率或中位數家庭所得等。

在離婚率與自殺率的討論方面，多數文獻認為兩者具有顯著正向關係 (Burr *et al.*, 1994；Freeman, 1998；Helliwell, 2007)。至於離婚對性別的影響程度，多數文獻發現男性受到離婚的影響最大，受到刺激而自殺的影響較為明顯。因為，男性在婚姻關係中獲得的效益較大，例如多數家庭由女性負責家事工作等，使得男性在離婚後失去的效益及受到的影響較大 (Chen *et al.*, 2008；Neumayer, 2003；Watanabe *et al.*, 2006)。

在探討年齡與自殺率關係方面，普遍認為年長者在健康與經濟方面較容易發生問題，尤其是在獨居或親友死亡的情況下，自殺機率較容易上升 (Simpson and Conklin, 1989)。如同 Hamermesh-Soss 模型得到年齡與自殺呈現單調正向關係的理論結果。另一方面，年紀越輕的人越容易受到家庭關係好壞的影響，尤其是如果父母婚姻長期處於失和，而出現明顯虐待、暴力或生命傷害等情事時，年輕人就越可能選擇自殺，使得年齡與自殺率呈現負向關係 (Mäkinen, 1997；Faupel *et al.*, 1987)。如同 Culter *et al.* (2001) 與 Koo and Cox (2008) 得到某些年齡層的自殺率較高之研究結果。

### 2.3. 社會風俗理論模型

近年來，有關人類心理壓力或心理成本的討論，已成為經濟議題不可或缺的一環，而將這種觀點融入經濟學的關鍵人物就是 George Akerlof。Akerlof (1980) 認為在雇主給薪具有社會壓力的情況下，針對失業議題的效率工資理論 (efficiency wage theory) 提出社會風俗模型。理性者注重的不只是金錢報償或物質享受，人際互動下的面子與尊嚴也會做一併考量；而這個考量卻是源自於社會普遍存在的社會道德或行為規範 (a code of behavior or a code of honor)，非利潤動機的社會尊嚴、地位或名聲才是發生非自願性失業的主要原因。<sup>26</sup>

若社會普遍認為，市場工資必須高於勞工的機會成本，則給付一般水準工資給勞工的廠商，將受到認同此理念的社會大眾指責，導致企業廠商

---

<sup>26</sup> Akerlof 認為考量 Durkheim 社會觀點下的經濟分析，比較能夠貼近社會生活的現實情況。除了社會風俗模型之外，其他五種討論效率工資理論的模型分別為：標準效率工資 (standard efficiency wage model)、偷懶模型 (shirking model)、反淘汰模型 (adverse selection model)、投桃報李模型 (gift exchange model) 及異動成本模型 (turnover cost model)。

將為了尊嚴、面子問題，願意支付勞工高於機會成本的工資，使得非自願性失業問題產生。另外，因為不遵守社會道德或行為規範，除了個人內心良知可能有不妥的情況發生外，也會受到其他遵守此社會道德規範的人所譴責，甚至也會對其身旁親友指指點點。如果社會遵守此道德規範的成員越多，想要違反社會道德或行為規範的人，勢必也須面對更大的社會壓力，其所承受的心理壓力或成本也就越大。

以下舉二個社會風俗的實際案例供讀者參考。首先是 Gneezy and Rustichini (2000) 針對以色列海法地區幼稚園所做的實驗發現，原先接小孩會遲到的家長，在不處任何罰款時，遲到家長數量非常少；但是，當幼稚園決定對遲到家長處以小額罰款的政策後，遲到家長的人數顯著地比原先沒罰款時的遲到家長數量增加，甚至出現遲到人數大幅度跳躍的現象。接下來，幼稚園為了避免施以罰款卻導致遲到家長數量提高而將遲到罰款的政策取消後，遲到家長數量並無回到原來不罰款前的低水準，反而持續維持在跳躍後的高水準。第二個有關社會風俗的案例則是林忠正與黃璿娟 (2009) 的黑人與白人的種族歧視。傳統上，由於黑人的薪資較白人低，在工作效率與能力差不多的情況下，雇用黑人對雇主應該較為划算；但是，如果社會充斥著種族歧視，加上企業主是白人的情況下，聘用黑人在白人社群中將可能受到社會指責。此時，雇主可能考量尊嚴與面子而放棄雇用黑人，導致種族歧視的問題在白人社會持續產生惡性循環。

Lin and Yang (2006) 於是利用社會風俗理論提出一個經濟模型，將 Gneezy and Rustichini (2000) 的幼稚園實施罰款政策的前後現象，在「準時不遲到」是一種社會規範或道德，探討遲到家長越多（越少），遲到所承受的心理壓力越小（越大），作為探討幼稚園遲到家長的均衡結果。有關決定遲到與否的效用函數，如第(9)式所示：

$$U = m + v \cdot t - C, \quad (9)$$

其中， $m$  表示所得價值， $v$  表示遲到帶來的時間價值， $C$  表示決定遲到與否的心理壓力或心理成本。若家長準時不遲到  $t=0$ ，則心理壓力成本  $C=0$ ；若家長決定遲到  $t=1$ ，則心理壓力成本  $C>0$ 。同時，為了探討社會風俗造

成家長遲到與否的心理壓力影響，假設家長承擔的心理壓力成本為  $\lambda \cdot c(f, x)$ ，如(10)式所示：

$$C = \lambda \cdot c(f, x); c_f = \frac{\partial c}{\partial f} < 0; c_x = \frac{\partial c}{\partial x} < 0, \quad (10)$$

$\lambda$ 是反映不同背景的家長，天生對遲到的心理壓力；假設  $\lambda$ 是介於[0,1] 之間的均等分配 (uniform distribution)， $\lambda$ 越低的遲到家長心理壓力成本越小， $\lambda$ 越高的遲到家長心理壓力成本越大。 $c(f, x)$ 則是作為刻劃家長遲到所必須承擔社會風俗所帶來的精神壓力成本；假設  $c_x < 0$  表示社會遲到人數或遲到比例  $x$  越多所受到的精神壓力成本越低， $c_f < 0$  則表示因遲到所繳交的罰款  $f$  越多所受到的精神壓力成本越低。

根據(9)式與(10)式在極大化效用的情況下，可以得到準時與遲到決策毫無差異的邊際家長型態  $\hat{\lambda}$ ，如(11)式所示：

$$\hat{\lambda} = \frac{v - f}{c(f, x)}, \quad (11)$$

利用比較靜態分析以及圖解的方式，得到 Gneezy and Rustichini (2000) 的研究結果。在處以小額罰款的懲罰下，家長會將罰款視為市場價格，只要付出此費用便可以公然遲到，這樣買賣交易的心態讓接小孩遲到的家長數量明顯提高，以致於當遲到的家長人數變多之後，遲到所造成的社會道德心理壓力逐漸變小。所以，在取消罰款之後，遲到的家長就再也不會回復到原先未罰款時的水準，如同「遲到」被商品化之後，就永遠被視為一種商品。類似上述社會行為的經濟應用範圍很廣，但社會風俗應用在自殺相關議題的討論卻尚未有任何的討論。因此，本文第三章將透過 Hamermesh-Soss 模型架構，加入社會態度或氛圍的概念，提出自殺的社會風俗模型，作為自殺率產生位移效果的一個解釋。<sup>27</sup>

<sup>27</sup> 後續應用社會風俗模型探討社會經濟議題的文獻，包括：Booth (1985)、Lindbeck *et al.* (1999)、Naylor (1989)、林忠正與黃璿娟 (2009)、林莉旻 (2009) 以及周德宇與林忠正 (2008)等。

### 第三章 自殺的社會風俗模型

本章首先於第一節根據 OECD 成員國與臺灣的自殺率資料，提供敘述統計量並根據檢定方法探討各國自殺率是否具有位移與持續性現象。第二節以 Hamermesh and Soss (1974) 的效用極大化模型為架構，從社會風俗角度分析個人的自殺決定，除了受到極大化效用的影響外，社會態度氛圍對於自殺行為所形成的心理壓力也是影響自殺的重要因素。第三節則運用圖解方式說明，在社會態度氛圍下，不同的社會經濟變數對自殺行為的影響。最後，第四節則是運用日本不同性別、不同年齡層的自殺率資料，檢驗是否存在位移及持續性現象。

#### 3.1 自殺的位移與持續性現象

##### 3.1.1. 資料來源

為分析 OECD 成員國與臺灣的自殺資料是否存在位移與持續性現象，本文將 1960 至 2009 年共 50 個年度資料，分為 1989 至 2009 年的 20 年短期區間、1975 至 2009 年的 35 年中期區間、以及 1960 至 2009 年的 50 年長期區間。<sup>28</sup> 短期區間具有自殺率資料的國家共有 34 個；中期區間具有自殺率資料的國家，除了智利、捷克、愛沙尼亞、韓國、墨西哥、斯洛伐克、斯洛文尼亞及土耳其外，則共有 27 個；長期區間具有自殺率資料的國家，除了智利、捷克、愛沙尼亞、以色列、韓國、墨西哥、斯洛伐克、斯洛文尼亞、臺灣及土耳其之外，則共有 23 個。詳請參考表 2。

##### 3.1.2. 檢定方法：位移效果

一般可以作為解釋位移效果的實證應用方法有三種，第一種是探討結構性轉變或結構性斷裂的 Chow 檢定 (Diamond, 1977; Diamond and Tait, 1988; Henrekson, 1994; Kozumi and Hasegawa, 2000; Nomura, 1995)。<sup>29</sup> 第二種是以政策變動、制度改變或受外在衝擊影響的時間點，在迴歸方程式

<sup>28</sup> 由於土耳其在 OECD 資料庫並無自殺率資料，故本章有關位移與持續性之檢定將不予納入。

<sup>29</sup> 日本政府的公共支出規模，也確實在戰後期間以及石油危機期間，出現位移效果 (Kozumi and Hasegawa, 2000; Nomura, 1995)，但 Henrekson (1994) 在同樣為石油危機發生期間的瑞典公共支出資料中，並無得到相同具有顯著性的發現。

表 2 OECD 國家與臺灣自殺率之選樣區間

國家	資料期間			國家	資料期間		
	1960-2009	1975-2009	1989-2009		1960-2009	1975-2009	1989-2009
澳大利亞	○	○	○	韓國	n. a.	n. a.	○
奧地利	○	○	○	盧森堡	○	○	○
比利時	○	○	○	墨西哥	n. a.	n. a.	○
加拿大	○	○	○	荷蘭	○	○	○
智利	n. a.	n. a.	○	紐西蘭	○	○	○
捷克	n. a.	n. a.	○	挪威	○	○	○
丹麥	○	○	○	波蘭	○	○	○
愛沙尼亞	n. a.	n. a.	○	葡萄牙	○	○	○
芬蘭	○	○	○	斯洛伐克	n. a.	n. a.	○
法國	○	○	○	斯洛文尼亞	n. a.	n. a.	○
德國	○	○	○	西班牙	○	○	○
希臘	○	○	○	瑞典	○	○	○
匈牙利	○	○	○	瑞士	○	○	○
冰島	○	○	○	臺灣	n. a.	○	○
愛爾蘭	○	○	○	土耳其	n. a.	n. a.	n. a.
以色列	n. a.	○	○	英國	○	○	○
義大利	○	○	○	美國	○	○	○
日本	○	○	○				

資料來源：OECD Database與台灣衛生署。

說明：(○) 表示具有該區間資料，(n. a.) 表示無該區間資料。

設置虛擬變數 (dummy variables) 作為檢驗方法 (Pryor, 1968 ; Stevens, 1997)。第三種是衝擊反應函數 (impulse response function) 或向量自我迴歸模型 (Vector Auto-regressions)，作為判斷暫時性的外在衝擊對位移效果之影響 (Gabiella, 2004 ; Goff, 1999)。雖然，這三種實證方法皆可檢測位移現象，但卻存在研究者必須清楚了解外生衝擊的確切時點之限制。因此，本研究若以傳統方式探討位移效果，就必須確認 OECD 成員國及臺灣自殺率資料的結構性改變確切時點；但是，在無法確認時點以及自行判斷可能有主觀認定的錯選風險下，使用以上三種檢測位移效果的實證方法，將可能對分析結果產生偏誤。

一般來說，造成結構性改變的原因可能是政府政策改變、環境制度變化以及其他外生衝擊等重大因素的影響，例如：金融風暴、石油危機等全球性的事件，以及各國本身的租稅制度改變、天災或人禍的產生等。因此，結構性改變也就是探討模型參數受到外在因素衝擊所導致的平均值、變異數或迴歸係數之變化，亦即探討模型參數的變化情況。在變動點已知的

Chow 檢定，假設只有一次外在衝擊且變動時點為  $T$  的一階自我迴歸模型 (the first-order autoregressive Model, AR(1)) 如第(12)式所示：

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1} + \beta_0 \cdot D_t(T) + \beta_1 \cdot [D_t(T) \times y_{t-1}] + \varepsilon_t, \quad (12)$$

其中，若  $t < T$ ，則  $D_t(T) = 0$ ；若  $t \geq T$ ，則  $D_t(T) = 1$ 。因此，第(12)式的一階自我迴歸模型 AR(1)可改寫為第(13)式：<sup>30</sup>

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, & \text{if } t < T; \\ y_t &= (\alpha_0 + \beta_0) + (\alpha_1 + \beta_1) \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t, & \text{if } t \geq T. \end{aligned} \quad (13)$$

然而，在各國自殺率變動的確切時間點不確定之前提下，為了避免時間點在主觀認定時出現誤判，在位移效果的檢定方面，本文參考 Hansen (2001) 提出判斷結構改變時間點的方法，客觀地根據每一筆時間序列資料都做一次檢定，並計算出各時間點的 F 統計量之後，再選出最高的 F 統計量來代表結構轉的之時點。<sup>31</sup> 一般將此計量方法稱為「max-Chow 檢定」、「sup-F 檢定」、「Quandt-Andrews 檢定」或「移動式 Chow 檢定」。<sup>32,33</sup> 目前，sup-F 統計量的漸進分配方法已逐漸取代傳統 Chow 檢定，而本文也將運用該統計量的時間點作為各國自殺率最可能發生結構轉變的時間判斷。

### 3.1.3. 檢定方法：持續性效果

一般傳統迴歸模型的假設是資料需滿足最佳線性不偏估計式 (Best Linear Unbiased Estimators, BLUE)。如果變數資料非屬於定態 (stationary)，將導致實證結果產生如 Granger and Newbold (1974) 提出的「假性迴歸」問題 (spurious regression)，造成無法正確解釋變數之間的真正關係，估計結果也將無任何經濟意義。換句話說，非定態資料將造成假性迴歸結果，使得具有隨機趨勢的兩個完全無關之變數得到偏誤的相關性，嚴重影響後續經濟意義的判斷。為避免資料檢驗時發生上述假性迴歸的問題，一般常

<sup>30</sup> 結構性改變的假設檢定為： $H_0: \beta_0 = \beta_1 = 0$ 。

<sup>31</sup> 有關 sup-F 統計量的概念，最早是由 Quandt (1960) 所提出。

<sup>32</sup> 陳旭昇 (2010)，《時間序列分析—總體經濟與財務金融之應用》，p.142。

<sup>33</sup> 楊奕農 (2009)，《時間序列分析—經濟與財務上之應用》，p.124。

用單根檢定作為檢驗方法。<sup>34</sup>

時間序列資料的單根檢定方法有很多，最早是 Dickey and Fuller (1979) 提出 DF 單根檢定法，但殘差項存在自我相關以及符合變異數齊一作為前提，使得 DF 檢定後的結果及可靠性易受質疑。<sup>35</sup> Said and Dickey (1984) 則提出 ADF 檢定方法，作為解決 DF 檢定存在自我相關的檢定方式。然而，ADF 檢定法仍存有變異數需具備齊一性假設的限制，Phillips and Perron (1988) 利用無母數的方法，提出 PP 檢定法來修正殘差項具備自我相關，並且放寬資料存在變異數異質性 (heteroskedasticity) 的問題。因此，本文採取 ADF 及 PP 檢定方法進行單根檢定，作為檢驗自殺率是否存在持續性現象的判斷方法。<sup>36</sup> 若 ADF 或 PP 檢定法在變數檢定結果皆拒絕虛無假設，表示變數資料不存在單根現象，亦即資料序列存在恆定性的持續性效果；若檢定結果不拒絕虛無假設，表示變數資料非定態且存在單根現象，亦即資料非存在持續性現象。

#### 3.1.4. 敘述統計量

表 3 是 34 個國家在不同的選樣區間之自殺率基本統計量。由表 3 可知，平均自殺率每十萬人超過 20 人，在短期區間共有四個國家（自殺率），分別是：匈牙利 (26.65 人)、愛沙尼亞 (26.08 人)、斯洛文尼亞 (24.32 人) 以及芬蘭 (21.53 人)。在中期區間則有二個國家，分別是：匈牙利 (31.88 人) 以及芬蘭 (22.48 人)。在長期區間也是二個國家，分別為：匈牙利 (31.50 人) 以及芬蘭 (22.31 人)。

若從波動程度來看，自殺率的標準差超過 5 人，在短期區間共有三個

<sup>34</sup> 有關失業率是否存在持續性現象之檢定，Alogoskoufis and Manning (1988) 發現，歐洲國家的失業率相較於美國與日本具有高度持續性，而勞動市場的工資僵固性是造成此持續性磁滯現象的主因之一。Barro (1988) 發現，多數 OECD 成員國國家的失業率呈現高持續性現象。另外，透過 ADF 或 PP 檢定法發現失業率具有磁滯性現象的實證文獻，包括：Blanchard and Summer (1986)、Mitchell (1993)、林瓊香與李秀雲 (2001) 等。

<sup>35</sup> 若變數資料無需利用差分方式就存在恆定性，稱之為「零階整合」；若變數資料需做一階差分處理才具有恆定性，稱之為「一階整合」；若變數資料需做  $d$  階差分後才具有恆定性，則稱為  $d$  階整合。而「單根」指的是時間序列資料非屬定態數列，需經  $d$  次差分才可達到定態的境界。

<sup>36</sup> 黃淑卿 (2003, 2011) 利用追蹤資料的單根檢定發現，14 個 OECD 成員國國家的失業率資料具有磁滯性現象。另外，林淑惠 (2003) 以臺灣失業率的月資料，透過追蹤資料的單根檢定發現，農漁業產業為主、較為落後以及傳統產業集中的地區，其失業率具有慣性效果。

表 3 自殺率之敘述統計量

國家	1960–2009		1975–2009		1989–2009		國家	1960–2009		1975–2009		1989–2009	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差		平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
澳大利亞	12.46	1.72	11.73	1.17	11.71	1.49	日本	18.14	2.24	17.81	2.13	17.33	2.52
奧地利	19.91	3.66	19.36	4.25	16.53	2.94	韓國	n. a.		n. a.		16.32	6.68
比利時	16.50	2.60	18.05	1.84	17.06	1.07	盧森堡	14.11	2.85	14.62	2.90	14.04	2.74
加拿大	12.02	1.71	12.62	1.27	11.70	0.84	墨西哥	n. a.		n. a.		3.82	0.46
智利	n. a.		n. a.		8.29	2.13	荷蘭	8.70	1.19	9.12	1.06	8.48	0.66
捷克	n. a.		n. a.		14.18	2.20	紐西蘭	11.82	1.68	12.55	1.46	13.17	1.20
丹麥	19.13	5.33	18.78	6.25	14.25	4.23	挪威	10.76	2.56	12.12	1.63	11.75	1.50
愛沙尼亞	n. a.		n. a.		26.08	7.48	波蘭	12.33	1.49	13.14	0.85	13.44	0.80
芬蘭	22.31	2.74	22.48	3.16	21.53	3.72	葡萄牙	8.39	1.76	7.74	1.72	6.74	1.55
法國	16.23	1.97	16.88	2.05	16.05	1.63	斯洛伐克	n. a.		n. a.		11.83	1.37
德國	16.07	3.57	14.76	3.60	11.99	1.61	斯洛文尼亞	n. a.		n. a.		24.32	4.26
希臘	3.19	0.44	3.06	0.37	2.94	0.30	西班牙	5.73	1.07	6.06	1.06	6.64	0.42
匈牙利	31.50	6.90	31.88	7.90	26.65	5.60	瑞典	15.56	3.02	14.38	2.76	12.40	1.66
冰島	12.20	3.31	12.13	2.90	11.40	2.30	瑞士	18.62	2.74	18.91	3.22	16.57	1.99
愛爾蘭	7.33	3.57	9.30	2.20	10.81	1.13	臺灣	n. a.		11.25	3.64	11.70	4.52
以色列	n. a.		6.84	1.08	6.73	1.23	英國	7.61	1.21	7.09	0.73	6.61	0.48
義大利	6.05	0.67	6.30	0.67	6.13	0.66	美國	11.54	0.83	11.35	0.90	10.78	0.72

資料來源：OECD Database與台灣衛生署。

說明：(n. a.) 表示無該區間資料。

國家，分別是：愛沙尼亞（7.48 人）、韓國（6.68 人）以及匈牙利（5.60 人）。在中期區間則有二個國家，分別是：匈牙利（7.90 人）以及丹麥（6.25 人）。在長期區間也是二個國家，分別為：匈牙利（6.90 人）以及丹麥（5.33 人）。

### 3.1.5. 檢定結果：位移效果

為了簡單分析各國自殺率變數存在結構改變的時間點，假設單純使用截距項做為檢驗自殺率結構轉變點，再依照 Hansen (2001) 的作法，透過各國總樣本數的前後 15% 的修整 (trimming) 後作為資料檢定的區間，並計算各個時間點的 F 統計量，即可得到各國資料區間下的最大 F 統計量，作為判斷時間序列資料是否存在結構性改變的根據。<sup>37</sup> 相關結果請參考表 4。<sup>38</sup>

根據表 4 的 Quandt-Andrews 檢定的估計結果得知，短期區間自殺率具有結構性改變的國家（時間點）共有五個，分別是：智利（2000 年）、日本（1998 年）、韓國（2002 年）、盧森堡（2003 年）以及臺灣（2005 年）。中期區間自殺率具有結構性改變則有二個國家，分別是：法國（1987 年）以及日本（1998 年）。長期區間自殺率資料具有結構性改變的國家則有五個，分別是：澳大利亞（1968 年）、法國（1987 年）、匈牙利（1988 年）、日本（1998 年）以及西班牙（1983 年）。

透過 Quandt-Andrews 檢定方法發現，除了澳大利亞、智利、法國、匈牙利、日本、韓國、盧森堡、西班牙、臺灣等九個國家之外，其他 23 個國家的自殺率 sup-F 統計量都無顯著拒絕虛無假設，表示 23 個國家的自殺率資料並無存在結構性改變。表 5 則是根據 Quandt-Andrews 檢定判斷出的結構轉變時間點，計算前後兩期自殺率漲跌變化的百分比。在短期區間中，變化幅度呈現上升位移的國家有 4 個，分別是：2000 年的智利（38.36%）、1998 年的日本（34.21%）、2002 年的韓國（23.84%）以及 2005 年的臺灣（23.06%）。在中期區間內，僅日本在 1998 年呈現上升位移（34.21%），而

<sup>37</sup> 除單純的截距項模型之外，另以一階自我迴歸模型 AR(1) 所得到的估計結果，也是與單純使用截距項模型的結果相同。

<sup>38</sup> 本文有關 sup-F 統計量及結構轉變時間點之結果，係透過 EViews 內建的 Quandt-Andrews 檢定所得到。

表 4 Quandt-Andrews 檢定結果

國家	1960–2009		1975–2009		1989–2009		國家	1960–2009		1975–2009		1989–2009	
	F值	結構轉變點	F值	結構轉變點	F值	結構轉變點		F值	結構轉變點	F值	結構轉變點	F值	結構轉變點
澳大利亞	<b>12.73</b>	<b>1968**</b>	3.48	1999	4.13	1997	日本	<b>16.9***</b>	<b>1998</b>	<b>15.78**</b>	<b>1998</b>	<b>59.20***</b>	<b>1998</b>
奧地利	6.58	1987	6.93	1987	1.52	1997	韓國	n. a.		n. a.		<b>63.94***</b>	<b>2002</b>
比利時	5.05	1988	5.98	1988	0.91	1992	盧森堡	2.90	2000	3.60	2002	<b>10.80*</b>	<b>2003</b>
加拿大	4.35	1984	4.61	1987	7.69	2000	墨西哥	n. a.		n. a.		9.08	2001
智利	n. a.		n. a.		<b>21.81***</b>	<b>2000</b>	荷蘭	5.30	1985	5.37	1985	5.19	1998
捷克	n. a.		n. a.		3.58	1994	紐西蘭	6.93	1986	5.22	1986	5.43	2000
丹麥	4.90	1990	5.07	1990	3.64	1994	挪威	6.08	1989	6.50	1992	2.49	2002
愛沙尼亞	n. a.		n. a.		9.17	1995	波蘭	4.24	1990	2.21	1990	0.90	2005
芬蘭	4.69	1996	4.60	1996	3.26	2005	葡萄牙	2.38	1988	2.04	1988	5.54	2001
法國	<b>9.93*</b>	<b>1987</b>	<b>12.93**</b>	<b>1987</b>	5.14	1995	斯洛伐克	n. a.		n. a.		1.29	1996
德國	7.22	1982	3.10	1982	6.62	1993	斯洛文尼亞	n. a.		n. a.		6.70	1995
希臘	3.43	2001	4.54	1981	5.88	2001	西班牙	<b>12.11**</b>	<b>1983</b>	5.96	1983	3.82	2005
匈牙利	<b>11.07*</b>	<b>1988</b>	6.65	1988	3.06	2001	瑞典	6.57	1990	8.30	1990	2.67	2000
冰島	1.34	1989	2.40	1989	1.83	1993	瑞士	3.31	1986	8.07	1986	3.91	2003
愛爾蘭	5.21	1990	4.54	1990	1.63	2005	臺灣	n. a.		8.34	2005	<b>11.48*</b>	<b>2005</b>
以色列	n. a.		3.67	1995	9.51	1995	英國	2.33	1989	4.32	1989	8.24	1993
義大利	5.487	1975	6.856	1998	8.671	1998	美國	5.13	1991	3.20	1996	4.38	1999

資料來源：OECD Database與台灣衛生署。

說明：(n. a.) 表示無該區間資料；(\*) 代表在10%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*) 代表在5%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*\*) 代表在1%的顯著水準下呈現顯著。

表 5 選樣國家自殺率之位移現象

國家	1960–2009		1975–2009		1989–2009		國家	1960–2009		1975–2009		1989–2009	
	結構轉變點	位移幅度	結構轉變點	位移幅度	結構轉變點	位移幅度		結構轉變點	位移幅度	結構轉變點	位移幅度	結構轉變點	位移幅度
澳大利亞	1968	-16.05% **	×		×		日本	1998	34.21% ***	1998	34.21% **	1998	34.21% ***
奧地利	×		×		×		韓國	n. a.		n. a.		2002	23.84% ***
比利時	×		×		×		盧森堡	×		×		2003	-40.12% *
加拿大	×		×		×		墨西哥	n. a.		n. a.			×
智利	n. a.		n. a.		2000	38.36% ***	荷蘭	×		×			×
捷克	n. a.		n. a.		×		紐西蘭	×		×			×
丹麥	×		×		×		挪威	×		×			×
愛沙尼亞	n. a.		n. a.		×		波蘭	×		×			×
芬蘭	×		×		×		葡萄牙	×		×			×
法國	1987	-5.31% *	1987	-5.31% **	×		斯洛伐克	n. a.		n. a.			×
德國	×		×		×		斯洛文尼亞	n. a.		n. a.			×
希臘	×		×		×		西班牙	1983	16.67% **	×			×
匈牙利	1988	-9.09% *	×		×		瑞典	×		×			×
冰島	×		×		×		瑞士	×		×			×
愛爾蘭	×		×		×		臺灣	n. a.		×		2005	23.06% *
以色列	n. a.		×		×		英國	×		×			×
義大利	×		×		×		美國	×		×			×

資料來源：OECD Database與台灣衛生署。

說明：(n. a.) 表示無該區間資料；(x) 表示效果不顯著，(\*) 代表在10%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*) 代表在5%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*\*) 代表在1%的顯著水準下呈現顯著。

法國則是在 1987 年呈現下降位移 (-5.31%)。在長期區間呈現上升位移的有二個國家：1998 年的日本 (34.21%) 以及 1983 年的西班牙 (16.67%)；而呈現下降位移的國家則有三個，分別是：1968 年的澳大利亞 (-16.05%)、1987 年的法國 (-5.31%) 以及 1988 年的匈牙利 (-9.09%)。

### 3.1.6. 檢定結果：持續性效果

表 6 是針對 34 個國家的自殺率，在三種不同區間做的單根檢定。從表 6 結果發現，不論是 ADF 或 PP 檢定結果，只有希臘、冰島及盧森堡的自殺率在三種不同區間皆具有持續性效果。在短期區間中，自殺率具有持續性效果的國家共有七個：希臘、冰島、愛爾蘭、盧森堡、挪威、瑞典及英國等。在中期區間則有五個國家的自殺率具有持續性效果，分別為：希臘、冰島、盧森堡、紐西蘭及波蘭等。在長期區間則僅希臘、冰島、日本與盧森堡等四個國家的自殺率具有持續性效果。除了希臘、冰島、愛爾蘭、日本、盧森堡、紐西蘭、挪威、波蘭、瑞典及英國的原始自殺率數列，其他 24 個國家自殺率資料的單根檢定都呈現不顯著的情況，需經過自殺率進一步取一階差分後，才能得到不論是 ADF 或 PP 檢定，在 1% 的顯著水準下皆可拒絕虛無假設，表示這 24 個國家的自殺率資料非具有持續性現象。因此，希臘、冰島、愛爾蘭、日本、盧森堡、紐西蘭、挪威、波蘭、瑞典及英國的自殺率數列屬於  $I(0)$ ，其餘 24 個國家則屬於  $I(1)$ 。

表 7 列出具有位移效果的 9 個國家結構轉變點，劃分為結構轉變前與後的區間資料，運用 ADF、PP 單根檢定方法判斷前後區間的自殺率是否存在持續性現象。結果發現，在短期區間的資料中，有 2 個國家的結構轉變點前後區間皆呈現持續性效果，分別為：1998 年的日本及 2003 年的盧森堡。只有在自殺率的結構轉變後呈現持續性效果的國家，則是 2000 年的智利。有 2 個國家的結構轉變點前後皆非呈現持續性效果的國家，則是 2002 年的韓國以及 2005 年的臺灣。在中期區間資料裡，只有日本在 1998 年後呈現持續性效果，而法國在 1987 年的前後區間則非呈現持續性現象。在長期區間的資料中，結構轉變點的前後皆呈現持續性效果共有 3 個國家，分別為：1968 年的澳大利亞、1998 年的日本以及 1983 年的西班牙；而結

表 6 各國自殺率單根檢定

國家	1960–2009		1975–2009		1989–2009		國家	1960–2009		1975–2009		1989–2009	
	ADF(p值)	PP(p值)	ADF(p值)	PP(p值)	ADF(p值)	PP(p值)		ADF(p值)	PP(p值)	ADF(p值)	PP(p值)	ADF(p值)	PP(p值)
澳大利亞	0.41	0.30	0.50	0.40	0.80	0.75	日本	0.01**	0.00***	0.38	0.34	0.74	0.72
奧地利	0.98	0.99	0.99	0.99	0.90	0.92	韓國	n. a.		n. a.		0.95	0.96
比利時	0.55	0.49	0.36	0.29	0.45	0.39	盧森堡	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.05*	0.06*
加拿大	0.38	0.41	0.76	0.91	0.76	0.89	墨西哥	n. a.		n. a.		0.46	0.37
智利	n. a.		n. a.		0.90	0.90	荷蘭	0.46	0.50	0.69	0.74	0.49	0.61
捷克	n. a.		n. a.		0.76	0.78	紐西蘭	0.15	0.22	0.09*	0.10	0.46	0.51
丹麥	0.93	0.93	0.95	0.94	0.42	0.16	挪威	0.36	0.36	0.50	0.46	0.09*	0.09*
愛沙尼亞	n. a.		n. a.		0.92	0.84	波蘭	0.12	0.12	0.05*	0.05*	0.22	0.23
芬蘭	0.74	0.79	0.91	0.92	0.86	0.90	葡萄牙	0.34	0.31	0.39	0.34	0.58	0.47
法國	0.85	0.72	0.89	0.75	0.87	0.87	斯洛伐克	n. a.		n. a.		0.22	0.16
德國	0.99	0.99	0.97	0.98	0.96	0.98	斯洛文尼亞	n. a.		n. a.		0.78	0.91
希臘	0.01**	0.02**	0.09*	0.09*	0.04**	0.04**	西班牙	0.77	0.67	0.43	0.43	0.64	0.64
匈牙利	0.95	0.93	0.98	0.98	0.66	0.63	瑞典	0.92	0.95	0.78	0.85	0.17	0.02**
冰島	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	瑞士	0.84	0.88	0.92	0.96	0.70	0.77
愛爾蘭	0.77	0.83	0.26	0.26	0.05*	0.05*	臺灣	n. a.		0.95	0.90	0.97	0.96
以色列	n. a.		0.32	0.28	0.59	0.74	英國	0.50	0.49	0.69	0.77	0.09*	0.09*
義大利	0.63	0.52	0.46	0.38	0.88	0.86	美國	0.77	0.76	0.72	0.73	0.58	0.58

資料來源：OECD Database與台灣衛生署。

說明：(n. a.) 表示無該區間資料；(\*) 代表在10%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*) 代表在5%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*\*) 代表在1%的顯著水準下呈現顯著。

表 7 位移前後持續性之單根檢定

國家	結構轉變點	1960–2009		1975–2009		1989–2009		
		ADF(p值)	PP(p值)	ADF(p值)	PP(p值)	ADF(p值)	PP(p值)	
澳大利亞	1968	轉變前	0.17	0.04**				
		轉變後	0.00***	0.00***	×		×	
智利	2000	轉變前					0.63	0.65
		轉變後	n. a.		n. a.		0.00***	0.00***
法國	1987	轉變前	0.99	0.99	0.95	0.95		
		轉變後	0.34	0.37	0.34	0.37		×
匈牙利	1988	轉變前	0.60	0.54				
		轉變後	0.24	0.15	×			×
日本	1998	轉變前	0.02**	0.02**	0.68	0.69	0.00***	0.00***
		轉變後	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***	0.00***
韓國	2002	轉變前					0.76	0.80
		轉變後	n. a.		n. a.		0.36	0.35
盧森堡	2003	轉變前					0.00***	0.00***
		轉變後	×		×		0.00***	0.00***
西班牙	1983	轉變前	0.02**	0.03**				
		轉變後	0.00***	0.00***	×			×
臺灣	2005	轉變前					0.99	0.99
		轉變後	n. a.		×		0.57	0.61

資料來源：OECD Database與台灣衛生署。

說明：(n. a.) 表示無該區間資料；(\*) 代表在10%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*) 代表在5%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*\*) 代表在1%的顯著水準下呈現顯著。

構轉變點的前後皆非呈現定態效果的國家，則是 1987 年的法國以及 1988 年的匈牙利。

結合表 5 及表 7 的結果而得到表 8。從表 8 的結果發現，日本是唯一在短期、中期以及長期區間的自殺率資料，在 1998 年皆呈現結構轉變的國家，而其當期與前一期自殺率的正向位移幅度高達 34.21%。同時，日本在短期及長期區間中，在 1998 年結構轉變點的前後區間也都能夠拒絕單根，存在持續性效果；<sup>39</sup> 另外，在中期區間資料裡，後段區間存在持續性效果，而前段區間則非存在持續性現象。

在短期區間中，除日本之外，結構轉變點在 2003 年的盧森堡自殺率

<sup>39</sup> 日本在 1975 至 2009 年屬於中期的 35 年選樣區間中，只有在結構轉變點 1998 年後段區間能夠拒絕單根，亦即只有在結構轉變點 1998 年之後的自殺率存在持續性現象。

表 8 選樣國家之持續性現象

國家	結構轉變點	位移幅度	持續性效果			
			1960–2009	1975–2009	1989–2009	
澳大利亞	1968	轉變前	-16.05% **	→	×	×
		轉變後		→		
智利	2000	轉變前	38.36% ***	n. a.	n. a.	§
		轉變後				→
法國	1987	轉變前	-5.31% *	§	§	×
		轉變後		§	§	
匈牙利	1988	轉變前	-9.09% *	§	×	×
		轉變後		§		
日本	1998	轉變前	34.21% ***	→	§	→
		轉變後		→	→	→
韓國	2002	轉變前	23.84% ***	n. a.	n. a.	§
		轉變後				§
盧森堡	2003	轉變前	-40.12% *	×	×	→
		轉變後				→
西班牙	1983	轉變前	16.67% **	→	×	×
		轉變後		→		
臺灣	2005	轉變前	23.06% *	n. a.	×	§
		轉變後				§

資料來源：OECD Database與台灣衛生署。

說明：(n. a.) 表示無該區間資料；(×) 表示效果不顯著，(→) 代表資料符合定態，具有持續性效果；(§) 則代表資料不符合定態，非具有持續性效果。

則是呈現負向位移且幅度高達 40.12%，其結構轉變點前後區間也都能存在持續性效果。2000 年的智利則是呈現正向位移且幅度高達 38.36%，但僅在結構轉變點 2000 年的後段區間存在持續性效果，前段區間自殺率資料則非呈現持續性現象。另外，韓國與臺灣的自殺率分別在 2002 及 2005 年呈現顯著地結構性改變，屬於上升位移且幅度高達 23.84% 及 23.06% 的二個國家；然而，韓國與臺灣在結構轉變點的前後段區間都無法拒絕單根檢定，表示這兩個國家近 20 年的自殺率呈現不斷上升且尚未達到穩定。

在中期區間裡，除了日本之外，法國是另一個具有顯著轉變的國家。結構轉變點在 1987 年的法國自殺率呈現負向位移且幅度達 -5.31%，並且前後段區間都非呈現持續性效果。在長期區間中，除日本之外，1983 年西班牙的自殺率呈現正向位移且幅度達 16.67%，前後段區間的自殺率資料也都

呈現持續性效果。1968 年澳大利亞的自殺率則是呈現負向位移且幅度達 -16.05%，其前後段區間資料則都表示具有持續性效果。另外，除了日本、西班牙及澳大利亞之外，法國與匈牙利的自殺率分別在 1987 與 1988 年也具有顯著結構轉變的負向位移效果，變動幅度分別達到 -5.31% 與 -9.09%；然而，法國與匈牙利在結構轉變點前後段區間資料皆非呈現持續性效果。

## 3.2 理論模型

經過第一節的檢定方法發現，在 OECD 會員國及臺灣共 34 個國家的自殺率資料中，具有位移與持續性現象的國家並不只有日本一個。為了從經濟理論模型解釋自殺率具有位移與持續性現象，本文提出自殺的社會風俗模型，並在 3.3 節運用圖解說明。

### 3.2.1. 自殺的社會風俗模型

本文與其他傳統運用效用極大化或實質選擇權模型的最大不同點在於，假設人們是否決定自殺，不只在意效用（或報酬）與成本，社會同儕對自殺行為所給予的心理負擔也是考量的重要因素。因為，自殺本來就是一種人類違反本性的行為，並不符合社會道德或行為規範，讓個人內心良知產生不安情況外，也會受到其他遵守此社會道德規範的人譴責，甚至對自殺者的身旁親友指指點點。如果其他重視此社會道德規範的成員越多，企圖自殺者所需承受的社會壓力或心理成本越大。因此，本文假設自殺是不符合社會道德規範的行為，以作為自殺的社會風俗模型探討之前提。<sup>40</sup>

在 Hamermesh-Soss 模型架構下，本文參考 Lin and Yang (2006) 對於社會風俗的設定，假設傳統社會充滿純樸單純的社會風氣，多數人對自殺抱持看不起且視為無法接受的荒謬行為，個人的生存意志臨界值  $\Phi$  會受到社會風俗  $c(x)$  的影響，如(14)式所示：

$$\frac{\Phi}{c(x)} = \lambda, \quad (14)$$

<sup>40</sup> 很多宗教都勸人：『自殺是一件最不可取的事』！因為，自殺是自己提前結束自己的生命，所以會產生永無止盡的輪迴現象。而佛教的法師在佛經弘法時也提出，自殺是要輪迴七世的因果，亦即若在今世種下自殺死亡的因，之後便有七世不斷在自殺當中輪迴的果。

其中， $\lambda$ 代表在不同屬性與獨特性下，個人與生俱來的生存意志臨界值。 $c(x)$ 代表社會風俗， $x$ 表示社會實際自殺人數。假設 $x$ 介於 $[0,1]$ 之間，則 $x$ 可視為社會實際自殺率。若模型不考慮社會風俗對生存意志影響時，社會風俗 $c(x)$ 為固定常數 1，此時的第(16)式為 $\Phi = \lambda$ ，則比較靜態分析的結果與 Hamermesh-Soss 模型相同。

在第(14)式中，由於 $c(x)$ 是一種受到社會實際自殺率所影響的社會風俗，表示個人是否自殺會受到社會同儕的影響，因此可將社會風俗視為一個正向效果 $c(x) \in R^+$ 。當多數社會同儕認為自殺是一種很笨且丟臉的作法，此時的社會實際自殺人數或比率 $x$ 較低，表示社會風俗 $c(x)$ 越小，個人生存意志臨界值 $\lambda$ 越大，亦即個人對自殺與否的壓力較高而較不願自殺。相反地，當多數社會同儕認為自殺並不是大不了的，甚至出現自殺是一種無所謂的風氣時，社會實際自殺人數或比率 $x$ 較高，表示社會風俗 $c(x)$ 越大，個人生存意志臨界值 $\lambda$ 越小，亦即個人對自殺與否的壓力會大大降低，使得個人決定自殺的壓力降低而較輕率自殺。所以，社會風俗將與社會實際自殺率呈現 $c_x > 0$ 的正向關係。

將第(14)式代入第(3)式後可得到個人選擇自殺的條件，表示在預期終生效用現值與生存意志臨界值之和為零時，個人就會決定自殺、結束生命，如第(15)式所示。在第(15)式移項整理之後，則可得到個人在年齡 $a$ 、恆常所得 $YP$ 及社會實際自殺率為 $x$ 的個人自殺機率，如第(16)式所示：

$$Z(a,YP) + \lambda \cdot c(x) = 0, \quad (15)$$

$$\hat{\lambda} = S(a,YP,x) = f\left[-\frac{Z(a,YP)}{c(x)}\right]. \quad (16)$$

從(16)式可以發現，個人決定自殺的因素，除了受到年齡及預期終生效用現值的影響外，也會受到社會實際自殺率所伴隨的社會風俗之影響。其中， $\hat{\lambda}$ 是代表性個人決定自殺與否都無差異的邊際臨界值；當 $\lambda \leq \hat{\lambda}$ 表示個人會選擇自殺，而 $\lambda > \hat{\lambda}$ 則表示個人會選擇活下去。<sup>41,42</sup> 邊際臨界值 $\hat{\lambda}$ 除

<sup>41</sup> 本文與 Hamermesh-Soss 模型假設相同，認為選擇自殺的人是屬於常態分配的左尾型態，亦即

了可視為個人自殺機率外，也可視為社會上潛在自殺機率。針對第(16)式的外生變數做比較靜態分析後，可得第(17)式至第(19)式結果：

$$\hat{\lambda}_a = S_a = -f' \cdot \frac{Z_a}{c(x)} > 0, \quad (17)$$

$$\hat{\lambda}_{YP} = S_{YP} = -f' \cdot \frac{Z_{YP}}{c(x)} < 0, \quad (18)$$

$$\hat{\lambda}_x = S_x = f' \cdot \frac{Z(a, YP) \cdot c_x}{c(x)^2} > 0, \quad (19)$$

其中，第(17)式與第(18)式的比較靜態結果與 Hamermesh-Soss 模型相同，亦即年齡越大，個人想自殺機率越高，社會潛在自殺機率越高 ( $\partial S / \partial a > 0$ )；恆常所得越大，個人想自殺機率越低，社會潛在自殺機率越低 ( $\partial S / \partial YP < 0$ )。而第(19)式則表示，由於社會實際自殺率  $x$  越高，社會風俗  $c(x)$  越大，個人生存意志臨界值  $\lambda$  越小，個人決定自殺與否的壓力會大大降低而較輕率決定自殺。也就是說，社會實際自殺率  $x$  越高，會讓社會風俗所產生的自殺壓力降低，導致個人自殺機率提高，社會潛在自殺機率越大 ( $\partial S / \partial x > 0$ )。

### 3.2.2. 均衡與動態調整

從自殺的社會風俗模型得知，當社會潛在自殺率  $\hat{\lambda}$  等於實際自殺率  $x^*$  時，社會自殺率達到均衡，如第(20)式所示：

$$\hat{\lambda} = x^*(a, YP), \quad (20)$$

選擇自殺的個人是屬於該群體中求生意志較為薄弱者。

<sup>42</sup> 另外，宗教因素也是可能影響自殺的因素之一。如果在第(15)式有關自殺的社會風俗模型，試圖將宗教因素  $R$  加入，則第(15)式可以改寫為第(15')式：

$$Z(a, YP) + \lambda \cdot c(x, R) \leq 0, \quad (15')$$

其中， $c(x, R)$  除了從社會同儕對於自殺的態度氛圍，說明社會風俗與自殺之間的關係之外，若宗教正面力量 透過社會氛圍的影響越大，個人對於自殺決定的壓力越大，就會使得個人越不敢做出自殺的決策；反之，若宗教正面力量 透過社會氛圍的影響越小，個人對於自殺決定的壓力越小，就會使得個人越敢做出自殺的決策。所以，社會風俗將與社會自殺率呈現  $c_r < 0$  的正向關係。因此，第(15')式移項整理並透過比較靜態分析的方式之後，得到宗教正面力量  $R$  越大，個人對於自殺決定的壓力越大，社會風俗  $c(x, R)$  越小，個人對自殺決定與否的壓力會大大增加，使得個人對自殺與否的壓力增加而較不敢輕率自殺；亦即宗教正面力量 越高，個人自殺機率越低，社會潛在自殺機率越小 ( $\partial S / \partial R < 0$ )。

若社會潛在自殺率與實際自殺率不相等時， $\hat{\lambda} \neq x^*$ ，表示社會潛在自殺率與實際自殺率尚未達到均衡，兩者必然有一番調整過程，直到自殺率均衡為止。假設社會潛在自殺率與實際自殺率之間的調整存在一個正常數 $\theta$ ，如第(21)式所示；同時，為了讓模型的調整能達到收斂且安定的效果，假設第(21)式的一階條件小於零，如第(22)式所示。同時，將第(19)式代入第(22)式之後，則可得到比較靜態分析的安定性條件，如第(23)式所示：

$$\dot{x} = \theta(\hat{\lambda} - x), \quad (21)$$

$$\frac{\partial \dot{x}}{\partial x} = \theta(\hat{\lambda}_x - 1) < 0, \quad (22)$$

$$f' \cdot Z \cdot c_x < c^2. \quad (23)$$

在滿足第(23)式比較靜態分析的安定性條件下，若社會潛在自殺率與實際自殺率不相等時， $\hat{\lambda} \neq x^*$ ，可對第(19)式進行二階導數，代表兩者之間調整過程的第(24)式：

$$\hat{\lambda}_{xx} = S_{xx} = \frac{f'c_{xx}c^2 - c_x^2(2f' - Zf'')}{c^4} Z \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 0, \quad (24)$$

也就是說，社會潛在自殺率與實際自殺率之間會隨社會實際自殺率的增加而無法確定是持續遞增、遞減或不變；第(24)式的正負符號皆有可能，必須視 $c_{xx}$ 的正負來判斷。但是，由於無法確定 $c_{xx}$ 的正負符號，所以第(24)式的正負結果皆有可能。

在 $\hat{\lambda} \neq x^*$ 的情況下，社會潛在自殺率與實際自殺率將進行調整，直到 $\hat{\lambda} = x^*$ 達到均衡。在社會尚未達到均衡自殺率之前，當 $\hat{\lambda} > x^*$ ，表示社會潛在自殺率大於實際自殺率，此時將產生正向有樣學樣的「滾雪球效果」(the snowballing effect)，使得均衡自殺率隨著實際自殺率的提高，而提高社會潛在自殺率，甚至引發自殺模仿現象出現。<sup>43</sup> 當 $\hat{\lambda} < x^*$ ，表示社會潛在自

<sup>43</sup> 若模型假設社會自殺人數或比率不會影響潛在自殺者的自殺意念增減幅度時，表示 $c_{xx}$ 則第(9)式社會自殺人數或比率與滾雪球效應之間將呈現負向關係，亦即社會自殺人數或比率越高，潛在想自殺的人數或比率逐漸降低，顯示滾雪球效應會逐漸縮小。

殺機率小於實際自殺率，此時將產生負向的「滾雪球效果」，使得均衡自殺率隨著實際自殺率的減少，而降低社會潛在自殺率。為了得到社會均衡自殺率  $x^*$ ，將  $\hat{\lambda} = x^*$  代入第(16)式後可得到第(25)式：

$$\hat{\lambda} = x^* = \tilde{S}(a, YP, x^*) = f\left[-\frac{Z(a, YP)}{c(x^*)}\right], \quad (25)$$

針對第(25)式的外生變數做比較靜態分析後發現，隨個人年齡提高，預期終生效用現值降低，個人想自殺的機率上升；從整體社會來看，老化程度越大，整體民眾的預期終生效用現值越低，使得社會均衡自殺率上升 ( $\partial \tilde{S} / \partial a > 0$ )，如第(26)式所示：

$$x_a^* = \tilde{S}_a = -\frac{f'Z_a c}{c^2 - f'c_x Z} > 0. \quad (26)$$

另外，隨個人恆常所得提高，預期終生效用現值會降低，個人想自殺的機率下降；從整體社會來看，富裕程度越高，整體民眾的預期終生效用現值越高，使得社會均衡自殺率下降 ( $\partial \tilde{S} / \partial YP < 0$ )，如第(27)式所示：

$$x_{YP}^* = \tilde{S}_{YP} = -\frac{f'Z_{YP} c}{c^2 - f'c_x Z} < 0. \quad (27)$$

### 3.3 圖解說明

#### 3.3.1. 原始狀況

本文結合 Hamermesh-Soss 模型架構與社會風俗模型，探討當個人自殺與否不只考量預期終生效用現值高低，也會受到社會風俗與同儕所形成的心理壓力影響。因此，根據上一節的比較靜態分析結果，透過圖 5 的  $(x^*, \hat{\lambda})$  平面得知，當變數為原始值時（社會平均年齡水準  $a = a_0$ 、社會恆常所得  $YP = YP_0$ ），第(26)式有關社會潛在自殺率之描述，即為「自殺風氣」XX 曲線。

社會潛在自殺率是一個常態分配，並屬於累積分配函數 (cumulative distribution function, cdf)，假設選擇自殺的個人係屬於群體中求生意志較

為薄弱的人，故本文以下探討自殺的相關分析，將僅著眼於常態分配的左尾型態，亦即該 XX 曲線的斜率將呈現先遞增 (convex)、後遞減 (concave) 的 S 形狀。<sup>44</sup> XX 曲線與 45°線相交所形成交點，可稱為社會均衡自殺率。而社會實際自殺率  $x^*$  介於 [0,1] 之間的數值，社會潛在自殺率  $\hat{\lambda}$  也是一個介於 [0,1] 的累積分配函數，加上市場均衡必會滿足在  $\hat{\lambda} = x^*$  的前提條件下，表示社會潛在自殺率與實際自殺率必然會在  $x^* = 0$  及  $x^* = 1$  得到均衡。

但是，由於模型假設  $\lambda_i$  代表在不同屬性與獨特性下，每個人與生俱來的生存意志臨界值，這表示社會必然存在極少數的悲觀或樂觀民眾。因此，在社會實際自殺率為 0 的情況下，當社會存在極少數具有想自殺念頭的悲觀者時，社會潛在自殺率  $\hat{\lambda}$  必然大於 0；相反地，在社會實際自殺率為 1 的情況下，當社會存在極少數完全不具有想自殺念頭的樂觀者時，社會潛在自殺率  $\hat{\lambda}$  必然小於 1。所以，XX 曲線與 45°線相交的均衡自殺率，必然不會在  $x^* = 0$  及  $x^* = 1$  得到均衡，如同圖 5 的 XX 曲線所示。

另外，有關 XX 曲線與 45°線形成的均衡自殺率部分，由於會受到外生變數原始值高低（如：社會平均初始年齡水準  $a$ 、社會初始恆常所得  $YP$ ）而影響均衡數量，亦即不同外生變數的初始狀況會影響到均衡點的數量：最少只有 1 個，也可能出現 2 個，最多則會出現 3 個均衡交點。當外生變數原始值出現非常極端狀況，例如：社會平均年齡水準  $a$  極大或極小，將影響 XX 曲線極端往上移動或往下移動，使得均衡自殺率只有一個。因此，為方便分析起見，本文假設外生變數初始值是一般水準而非極端狀況，均衡自殺率在初始狀況將有三個，如圖 5 的  $x_1^*$ 、 $x_2^*$ 、 $x_3^*$  所示。<sup>45</sup> 其中，除了  $x_2^*$  是屬於不穩定的狀態之外， $x_1^*$  與  $x_3^*$  皆是屬於穩定均衡的狀態。

為了說明只有  $x_1$  與  $x_3$  是穩定均衡，以下列舉兩種情況分別討論。當社會實際自殺率是  $\beta$ ，代表社會對自殺風氣造成的自殺率為  $\hat{\lambda}(x^* = \beta)$ ，並具

<sup>44</sup> 由於社會潛在自殺率是一個常態分配的累積密度函數，此處僅討論該函數的左尾型態，亦即該函數的效應與增加幅度必會呈現出以下四種順序：首先是小幅度緩步增加，其次大幅度增加，接著之後的增加幅度開始縮減，最後甚至到了幾乎沒有增幅的地步；如同 Lin and Yang (2006) 的假設。

<sup>45</sup> 45°線斜率為 1，表示社會上潛在自殺的比率等於實際自殺率。

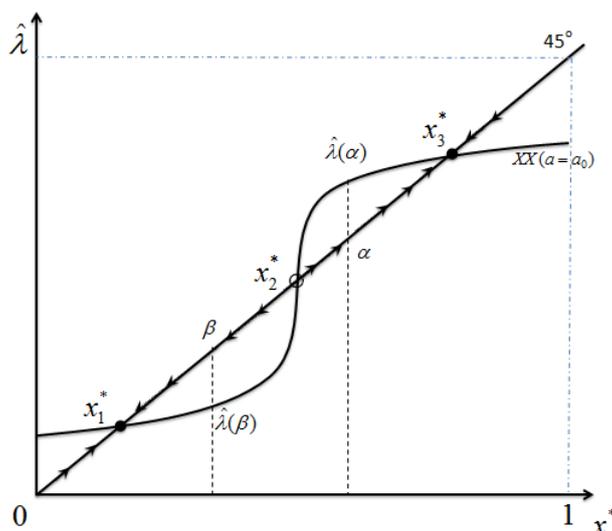


圖 5 自殺的社會風俗模型之原始狀況

有  $\hat{\lambda}(x^* = \beta) < x^* = \beta$  之特性存在。這表示社會潛在自殺率低於實際自殺率， $\beta$  所代表的社會實際自殺率並非均衡自殺率。此時，社會實際自殺率將會往左下方移動而逐漸減少，直到  $x_1^*$  時達到均衡。也就是說，均衡  $x_1^*$  代表社會面對個人選擇自殺時，在自殺具有極高成本以及社會對自殺產生高度議論的社會風氣壓力下，僅有少部分想自殺的人確實自殺，如同負向的「滾雪球效果」，社會均衡自殺率則會隨著實際自殺率的減少，而促使社會潛在自殺率降低。<sup>46</sup>

若社會實際自殺率是  $\alpha$ ，代表社會對自殺風氣所造成的自殺率是  $\hat{\lambda}(x^* = \alpha)$ ，並具有  $\hat{\lambda}(x^* = \alpha) > x^* = \alpha$  特性存在。 $\alpha$  代表社會潛在自殺率高於實際自殺率，而社會實際自殺率也並非均衡自殺率。此時，社會實際自殺率將會往右上方移動而逐漸提高，直到  $x_3^*$  達到均衡。也就是說，均衡  $x_3^*$  表示社會面對個人選擇自殺時，想自殺者在社會輿論減少且心理壓力降低的社會風氣下，造成社會想自殺的人確實自殺，如同正向的「滾雪球效果」一樣，使得社會均衡自殺率會隨著實際自殺率的提高，而使社會潛在自殺

<sup>46</sup> 只要個人決定且順利自殺，死亡將造成個人無法再享未來的開心與幸福的效用，所以自殺的成本相當高。

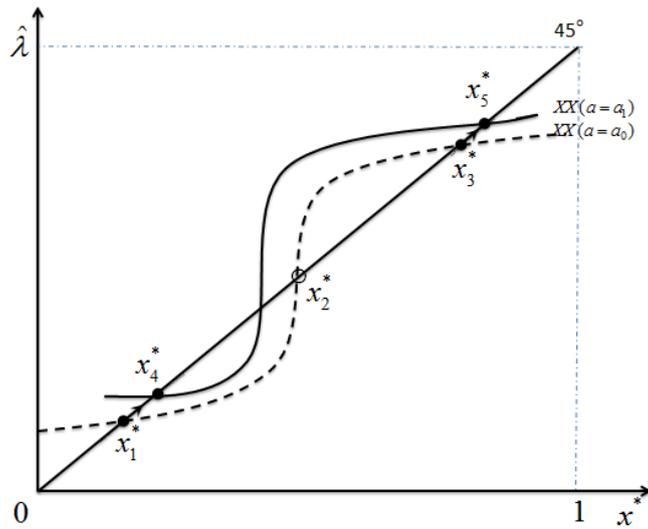


圖 6 社會老化程度上升對均衡自殺率之影響

機率增加，甚至引發自殺模仿的現象出現。

另外，雖然  $x_2^*$  點也是  $XX$  曲線與  $45^\circ$  線形成的均衡，但只要社會實際自殺率或自殺人數多增加或減少一個極小單位，社會實際自殺率與潛在自殺率就會產生不穩定的現象，讓均衡向右上或左下方移動並做調整，直到  $x_1^*$  與  $x_3^*$  達到穩定均衡。而在初始狀況下雖有  $x_1^*$  與  $x_3^*$  二個穩定均衡狀況，但由於本文假設社會初始狀況是具單純、傳統與純樸風氣情況，社會絕大多數人對自殺是抱持非常不認同且無法接受的荒謬行為，所以社會初始的均衡自殺率將是  $x_1^*$  而非  $x_3^*$ 。

### 3.3.2. 均衡自殺率之分析：以老化程度為例

在其他條件不變且社會均衡自殺率為  $x_1$  點情況下，若個人或社會年齡水準由  $a_0$  上升至  $a_1$  時，代表「自殺風氣」的社會潛在自殺率  $XX(a = a_0)$  曲線將上移至圖 6 的  $XX(a = a_1)$ 。從第(27)式比較靜態分析的結果亦可得知，個人或社會的年齡越高，社會老人化程度越高，社會均衡自殺率會隨之提高，如圖 7 的社會均衡自殺率將由  $x_1^*$  向右上移動，逐漸上升直到  $x_4^*$  為止。若社會老化程度由  $a_0$  上升至  $a_1$  後，仍繼續上升到代表上臨界值  $a_2$  時，具有

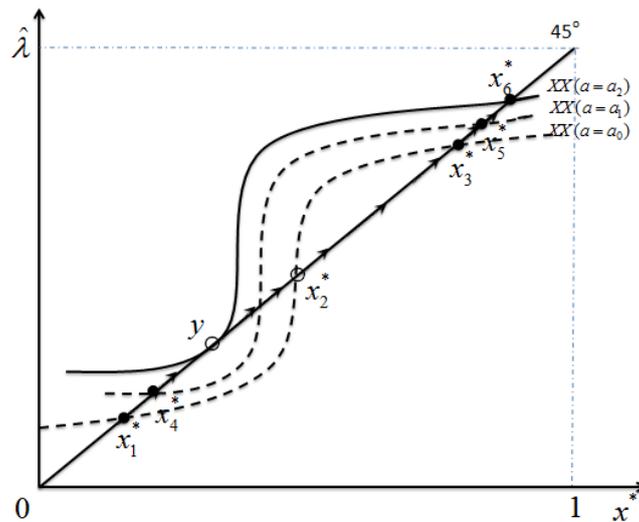


圖 7 社會老化程度上升至上臨界值對均衡自殺率影響

「自殺風氣」的社會潛在自殺率  $XX$  曲線，將移至如圖 7 的  $XX(a = a_2)$ 。代表社會初始狀況較少自殺的  $x_1^*$ ，會經過  $x_4^*$  後持續往右上方移動，在社會對於自殺的輿論降低且自殺率上揚至  $y$  點下，出現大幅度向右上方位移的驟變現象，直到代表社會相對高的均衡自殺率  $x_6^*$  為止。

根據圖 8 顯示，若政府對初期的社會老化程度上升以及自殺輿論降低的反應不足，在老化程度碰觸上臨界值以及社會均衡自殺率出現大幅位移至  $x_6^*$ ，政府才實施降低社會老化程度的政策手段，此時即使  $a_2$  能夠降回至  $a_0$  水準，讓  $XX$  曲線從  $XX(a = a_2)$  下移至  $XX(a = a_0)$ ，但對社會均衡自殺率卻僅能小幅度地從  $x_6^*$  降至  $x_3^*$ ，再也無法讓社會均衡自殺率水準產生大幅度向下位移，也無法再重回到原先代表相對低的社會均衡自殺率水準  $x_1^*$ 。

另外，根據圖 9 顯示，在相對高的社會均衡自殺率  $x_3^*$ ，若政府將自殺率降回原較低水準作為施政目標，那刺激社會老化程度降低的政策工具勢必要更加強而有力。若政府能讓社會老化程度從  $a_2$  下降至  $a_0$  之後，仍繼續下降至下臨界值  $a_4$  水準，並且使  $XX$  曲線下移至  $XX(a = a_4)$  時，代表相對高的社會均衡自殺率  $x_3^*$  將會往左下方移動且持續下降，直到  $z$  時呈現大幅

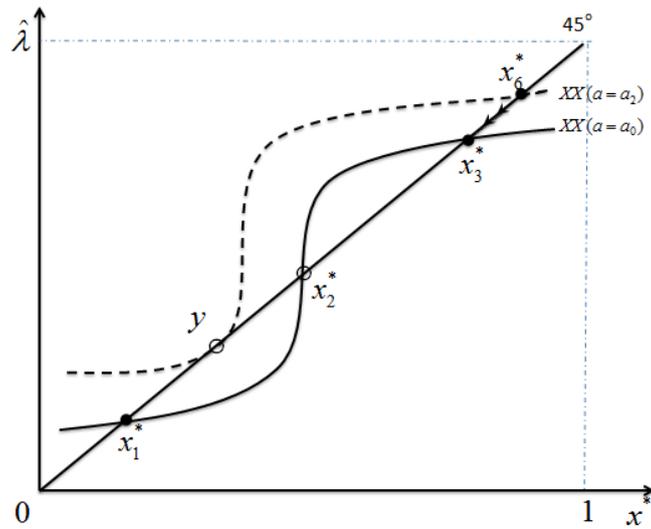


圖 8 社會老化程度降回原始值對均衡自殺率影響

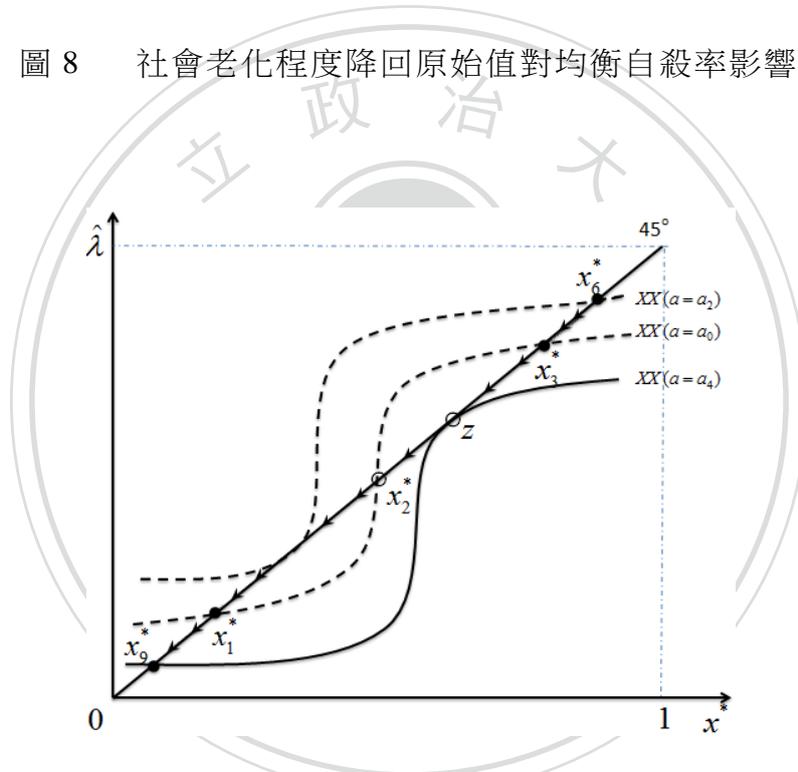


圖 9 社會老化程度下降至下臨界值對均衡自殺率之影響

度地向左下方位移，直到代表相對低的社會均衡自殺率  $x_0^*$  為止。

圖 10 則是結合圖 5 至圖 9 的結果於  $(x^*, a)$  平面呈現社會老化程度與社會均衡自殺率之間的動態變化路徑。假設社會初始老化程度  $a_0$ ，對應的社會初始均衡自殺率水準為  $x_1^*$ 。若社會老化程度上升至  $a_1$  時，社會均衡自殺率將上升至  $x_4^*$ 。若社會老化程度從  $a_0$  上升至  $a_1$  之後，仍持續增加至代表

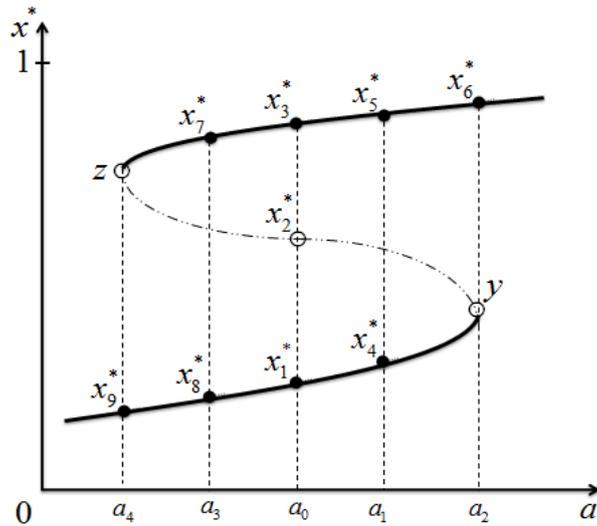


圖 10 社會老化程度與均衡自殺率之變化動態路徑

上臨界值的  $a_2$ ，則社會均衡自殺率將持續上揚，並且受到社會風俗對自殺輿論降低的影響，出現從  $y$  跳躍至  $x_6^*$  的位移效果。此時，即使政府試圖提出政策工具，並刺激社會老化程度從  $a_2$  降回原  $a_0$  水準，社會均衡自殺率也僅從  $x_6^*$  降至  $x_3^*$ ；同時，由於社會均衡自殺率會持續維持在相對初始狀況的高均衡自殺率水準，使得社會均衡自殺率產生持續性效果，並且很難再回到原始相對低的  $x_1^*$  水準。

### 3.3.3. 均衡自殺率之分析：以恆常所得為例

為分析個人或社會恆常所得對均衡自殺率之影響，假設恆常所得初始值為  $YP = YP_0$ ，社會均衡自殺率為  $x_1^*$ ，如圖 11 所示。在其他條件不變下，當恆常所得由  $YP_0$  下降至  $YP_1$  時，代表「自殺風氣」的社會潛在自殺率將從  $XX (YP = YP_0)$  上移至  $XX (YP = YP_1)$ 。根據(28)式比較靜態分析結果得知，個人或社會恆常所得越低，社會均衡自殺率會越高。所以，恆常所得由  $YP_0$  下降至  $YP_1$  會使得社會均衡自殺率由  $x_1^*$  向右上方提高至  $x_4^*$  為止。

若社會恆常所得  $YP_0$  下降至  $YP_1$  之後，仍繼續下降至代表下臨界值的  $YP_2$  時， $XX$  曲線將移至如圖 12 的  $XX (YP = YP_2)$ 。社會均衡自殺率將從  $x_4^*$  開

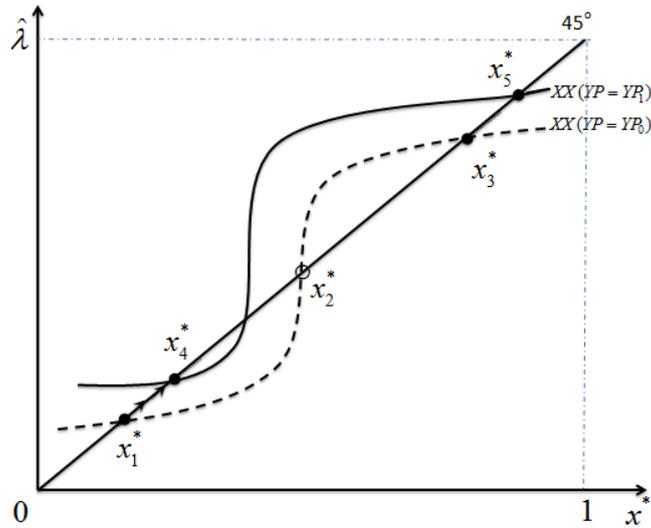


圖 11 社會恆常所得下降對均衡自殺率之影響

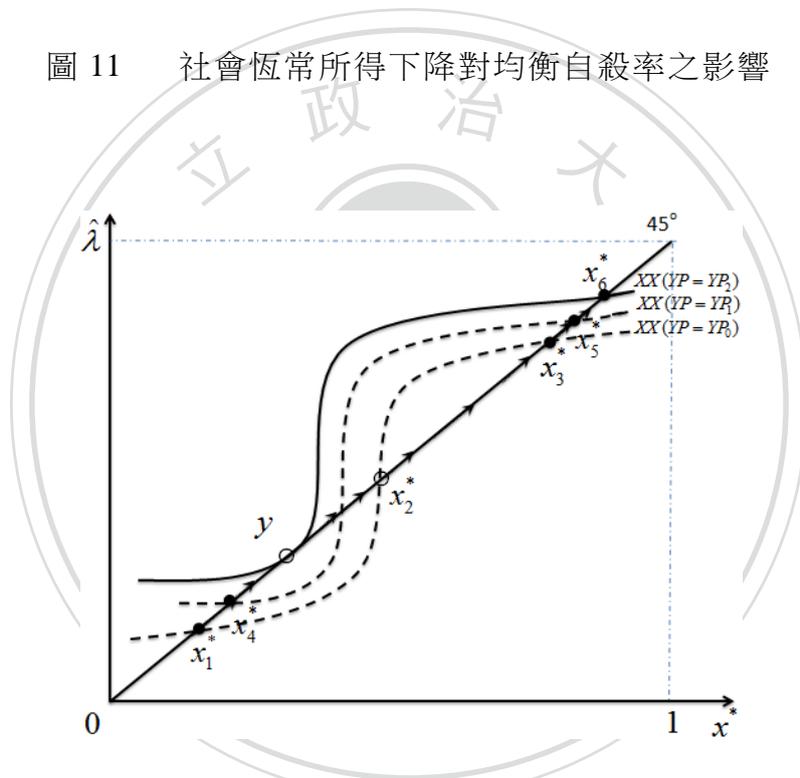


圖 12 社會恆常所得下降至下臨界值對均衡自殺率之影響

始，持續往右上方移動並提高至  $y$  之後，在社會對於自殺的輿論降低而出現大幅向右上方位移的驟變現象後，直到代表相對較高的社會均衡自殺率  $x_6^*$  達到均衡。此時，政府即使透過強有力政策性工具使社會恆常所得從  $YP_2$  提高回到原  $YP_0$  水準， $XX$  曲線也僅能從  $XX (YP = YP_2)$  下移至  $XX (YP = YP_0)$ ，社會均衡自殺率也僅能小幅度地從  $x_6^*$  降至  $x_3^*$ ，而再也無法讓社會均衡自殺

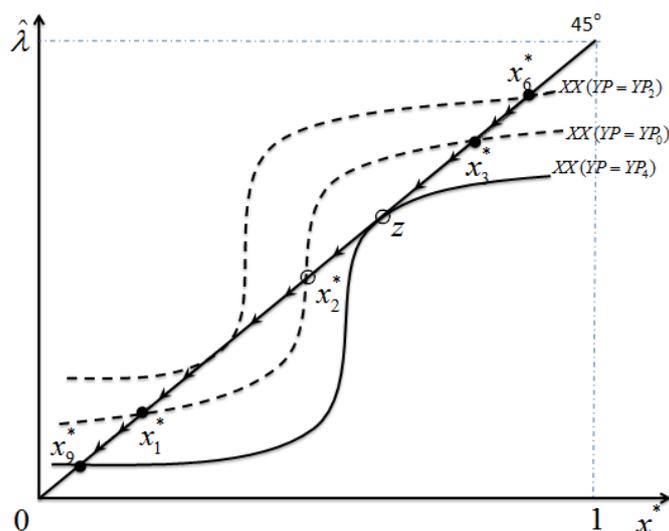


圖 13 社會恆常所得上升至上臨界值對均衡自殺率之影響

率大幅度地向下跳躍且回到原相對低的自殺率水準  $x_1^*$ ，導致自殺率會出現持續維持在高水準的持續性效果。

當然，若政府在面對相對高的自殺率水準時，將調降社會均衡自殺水準至原相對低的自殺率水準做為施政目標，則政府推出刺激社會恆常所得增加的政策性工具勢必要更加的強而有力，如圖 13 所示。若政府能讓社會恆常所得  $YP_0$  水準繼續增加至上臨界值  $YP_4$ ，使  $XX$  曲線下移至  $XX(YP = YP_4)$ ，社會相對高的均衡自殺率  $x_3^*$  將往左下方移動並持續下降，直到  $z$  出現大幅度向左下方跳躍的位移效果，持續縮小至代表相對低的均衡自殺率  $x_0^*$  為止。

圖 14 則是結合圖 11 至圖 13 均衡自殺率之結果，於  $(x^*, YP)$  平面呈現社會恆常所得與均衡自殺率之間的動態變化路徑。假設社會恆常所得  $YP_0$ ，對應初始的社會均衡自殺率為  $x_1^*$ 。若社會恆常所得下降至  $YP_1$ ，社會均衡自殺率將上升至  $x_4^*$ 。若社會恆常所得從  $YP_1$  持續降低至代表下臨界值  $YP_2$ ，則社會均衡自殺率將持續上揚，並且在社會風俗對於自殺輿論降低的影響下，產生從  $y$  點大幅跳躍至  $x_6^*$  的正向位移效果。此時，即使政府試

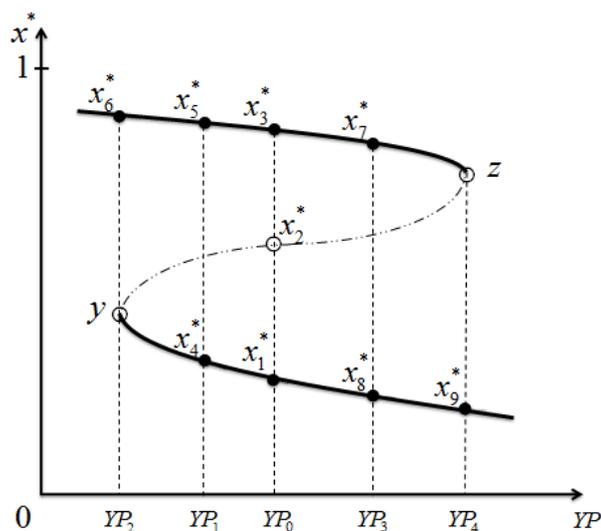


圖 14 社會恆常所得與均衡自殺率之變化動態路徑

圖將社會恆常所得從  $YP_2$  調升回原  $YP_0$ ，社會均衡自殺率也只能從  $x_6^*$  降至  $x_3^*$ ，導致持續性現象產生。

### 3.3.4. 自殺對策對均衡自殺率之影響

假設其他條件不變，在社會老化程度  $a_0$  及社會均衡自殺率  $x_1^*$  的初始狀況下， $(a, x^*)$  平面描述社會年齡水準與社會均衡自殺率之間的動態變化路徑。根據圖 7 結果發現，在社會風俗影響個人自殺決策的前提假設下，社會潛在自殺率將受社會實際自殺率的影響，並透過兩者調整之後達到社會均衡自殺率。

根據圖 10 結果得知，當社會老化程度從  $a_0$  升高至  $a_1$ ，社會可能出現生育率降低等老化程度上升的跡象時，社會均衡自殺率將從  $x_1^*$  升高至  $x_4^*$ 。此時，若政府能適時提出有效的政策工具，降低或抑制社會老化程度，讓  $a_1$  降回至  $a_0$  將有助於社會均衡自殺率從  $x_4^*$  回到  $x_1^*$  水準。但是，如果政府無法即時發現並提出有效政策工具，當社會老化程度持續從  $a_1$  上升至代表上臨界值的  $a_2$  時，社會均衡自殺率將從  $x_4^*$  持續上升至  $y$ ；在社會對自殺輿論降低的情況下，社會均衡自殺率出現大幅升高至  $x_6^*$  的位移現象。此時，若

政府才後知後覺地提出各項補貼的政策工具作為提高生育率、抑制社會老化程度的手段，例如：提出相關政策讓  $a_2$  降回至  $a_1$  水準，但社會均衡自殺率將僅能從  $x_6^*$  降至  $x_5^*$  而無法回到相對較低的  $x_4^*$  水準，使得持續性現象出現。除非，政府能夠提出非常強有力的政策手段，讓  $a_1$  持續降至  $a_4$ ，社會均衡自殺率才可望從  $x_5^*$  持續下降至  $z$  後，下降至  $x_9^*$  為止而出現大幅度的負向位移現象。

在政府面對社會恆常所得的政策反應敏銳方面，假設其他條件不變，若社會恆常所得初始狀況為  $YP_0$ 、社會均衡自殺率為  $x_1^*$  的情況下，在  $(YP, x^*)$  平面描述社會恆常所得與社會均衡自殺率之間的動態變化路徑，如圖 14 所示。從圖 14 發現，當社會恆常所得從  $YP_0$  逐漸下降至  $YP_1$ ，意味著社會可能出現了經濟狀況惡化、國民所得水準降低等社會跡象，導致社會均衡自殺率也從  $x_1^*$  逐漸升高至  $x_4^*$  的水準。此時，若政府能具有高社會現象敏銳度的官員，能即時發現社會恆常所得與社會均衡自殺率之間所呈現的負向關係，並能適時提出有效的政策工具來作為抑制提昇社會恆常所得的手段，如：促進就業、降低失業率、提高可支配所得等各項刺激景氣計畫，讓  $a_1$  增加至原來的  $a_0$  水準，將有助於社會均衡自殺率從  $x_4^*$  逐漸回到原來的  $x_1^*$  水準。

但是，如果社會恆常所得從  $YP_0$  下降至  $YP_1$  導致均衡自殺率從  $x_1^*$  上升至  $x_4^*$  水準，而且政府無法即時提出有效的政策工具時，當社會恆常所得持續下降至代表下臨界值的  $YP_2$ ，在社會對自殺輿論降低的情況下，均衡自殺率將從  $x_4^*$  上升至  $y$  後，持續到  $x_6^*$  為止而出現大幅的正向位移現象。若政府才後知後覺地提出各項刺激工具，作為提高社會恆常所得的政策手段，例如：政策工具能將恆常所得從  $YP_2$  增加至原來的  $YP_1$ ；雖然可使均衡自殺率下降，但也僅能從  $x_6^*$  降至  $x_5^*$  而無法回到相對較低的  $x_4^*$  水準，並且導致均衡自殺率發生持續現象。除非，政府能提出非常強有力的政策工具，讓恆常所得  $YP_1$  持續提高  $YP_4$ ，均衡自殺率才可望從  $x_5^*$  持續下降至  $z$  後，持續到  $x_9^*$  為

止而出現大幅的負向位移現象。

### 3.4 理論模型之應用：性別年齡層與自殺率—以日本為例

雖然日本整體社會自殺率在 1998 年出現位移現象，但是不同族群的自殺率，是否同樣在 1998 年呈現位移效果及持續性現象，就是本節想要探討的重點。以下將針對日本在 1960 年至 2009 年，根據不同性別及年齡的族群自殺率資料，檢驗族群間的自殺率是否產生位移現象與持續性現象。

#### 3.4.1. 位移與持續性效果之檢定

根據 WHO Mortality Database (世界衛生組織死亡資料庫) 公布的日本不同年齡層自殺率資料，在短期 1989 年至 2009 年、中期 1975 年至 2009 年及長期 1960 年至 2009 年的時間序列資料，透過 Quandt-Andrews 方法檢驗不同族群的自殺率是否具位移現象，並且運用最大 sup-F 值所代表的結構轉變時間點來計算位移幅度。<sup>47</sup> 在 WHO Mortality Database 的 ICD-7、ICD-8、ICD-9、ICD-10 所有死因資料中，首先透過 stata 軟體整理出日本不同樣本區間的不同年齡與性別的自殺死亡人數，並且搭配 Mortality Database 每年日本不同年齡與性別的人口數 (Populations and live birth) 算得不同族群的自殺率時間序列資料。<sup>48</sup>

表 9 是針對日本男性在三個不同年齡層 (25 至 44 歲、45 至 64 歲、及 65 歲以上) 的自殺率資料，透過 Quandt-Andrews 檢定的結果，判斷是否具有結構改變、結構轉變時間點及位移幅度。檢定結果發現，不論資料區間的長短，45 至 64 歲男性的自殺率在 1998 年出現結構改變之特性，位移幅度高達 46.52%。其次，25 至 44 歲男性只有在長期與短期的自殺率資料中，顯示 1998 年是具結構改變特性的年代，其位移幅度達 31.88%；在中期區間裡，則顯示無顯著的結構改變。而不論在短、中、長期區間，65 歲

<sup>47</sup> WHO Mortality Database 的網址：<http://www.who.int/whosis/mort/download/en/index.html>。

<sup>48</sup> ICD 是國際疾病傷害及死因分類標準 (International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems) 的簡稱，由聯合國世界衛生組織創立，針對不同疾病與外傷所做的分類編號。另外，此處根據不同年齡與性別計算出來的自殺率，是該族群的自殺死亡人數除以人口數，屬於粗自殺率的計算方式。

表 9 日本男性自殺率之位移現象

年齡層	1960-2009			1975-2009			1989-2009		
	F值	結構轉變點	位移幅度	F值	結構轉變點	位移幅度	F值	結構轉變點	位移幅度
25-44	11.12*	1998	31.88%	7.76	1998		9.86*	1998	31.88%
45-64	15.49***	1998	46.52%	11.95**	1998	46.52%	13.53**	1998	46.52%
65以上	4.62	1987		3.61	1988		2.41	1987	

資料來源：WHO Mortality Database。

表 10 日本女性自殺率之位移現象

年齡層	1960-2009			1975-2009			1989-2009		
	F值	結構轉變點	位移幅度	F值	結構轉變點	位移幅度	F值	結構轉變點	位移幅度
25-44	4.12	1997		6.28	1997		4.70	1997	
45-64	3.00	1989		2.47	1988		1.49	1995	
65以上	4.88	1974		4.77	1989		2.84	1999	

資料來源：WHO Mortality Database。

以上男性自殺率的檢定結果則無顯著的結構改變。相同地，表 10 則是根據日本女性在不同年齡層 25 至 44 歲、45 至 64 歲以及 65 歲以上等，三個群體的自殺率資料，經過 Quandt-Andrews 檢定後的結果發現，不論是在短、中、長期的區間，不同年齡層的女性自殺率資料都無顯著的結構改變。

在具有位移現象的男性自殺率資料中，表 11 是三種不同選樣期間所做的單根檢定，作為檢驗是否在結構轉變的前後期間出現持續性現象。從表 10 得知，在短、中、長期的資料區間中，不論是 45 至 64 歲還是 25 至 44 歲的男性自殺率，1998 年以前的 ADF 或 PP 檢定都是屬於非定態資料，而 1998 年以後的 ADF 或 PP 檢定才是呈現定態情況，表示 1998 至 2009 年的自殺率具有持續性效果。<sup>49</sup>

### 3.4.2. 男性自殺率之圖解狀況

從表 9 與表 11 發現 1989 至 2009 年期間，只有 45 至 64 歲及 25 至 44 歲的男性自殺率在 1998 年呈現顯著的位移現象，其幅度分別為 46.52% 與 31.88% 的水準。因此，本節根據第 2 節有關自殺的社會風俗模型結果，針對日本 1989 至 2009 年的青年（25 至 44 歲）、中年（45 至 64 歲）以及老

<sup>49</sup> 透過 Quandt-Andrews 結果顯示，日本中年與青年世代男性的自殺率資料呈現的位移現象，成因可能包括：社會同儕、家庭、經濟或感情壓力等。

表 11 日本青年男性與中年世代男性之自殺率單根檢定

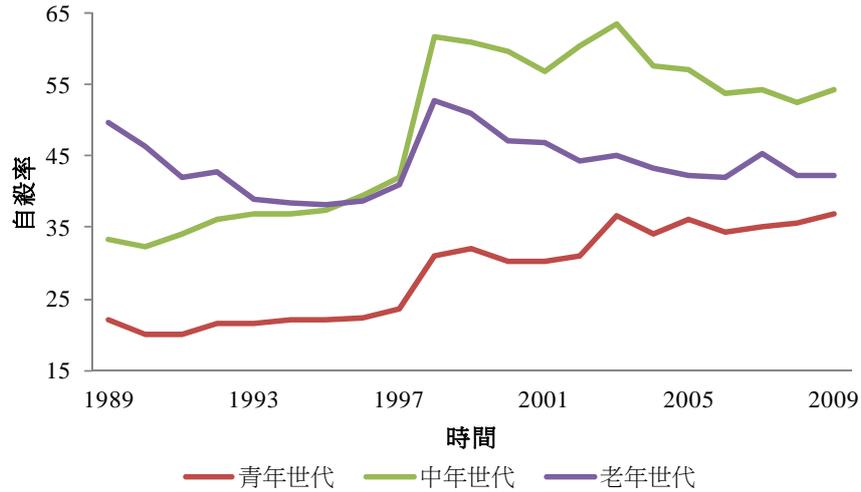
男性 年齡層	結構轉變點	1960-2009		1975-2009		1989-2009		
		ADF(p值)	PP(p值)	ADF(p值)	PP(p值)	ADF(p值)	PP(p值)	
25-44	1998	轉變前	0.19	0.15			0.18	0.17
		轉變後	0.04**	0.04**	×		0.04**	0.04**
45-64	1998	轉變前	0.70	0.53	0.40	0.36	0.22	0.57
		轉變後	0.00***	0.01***	0.00***	0.01***	0.00***	0.01***

資料來源：WHO Mortality Database。

年（65 歲以上）世代的男性自殺率資料，提出如同第 3 節的圖解說明。如圖 15 所示。

從圖 15 可以發現幾項特點。第一，1998 年之前日本三個不同世代的男性自殺率高低順序分別為：老年世代最高、中年世代居次、青年世代最低。第二，在位移現象方面，中年與青年世代男性的自殺率在 1998 年出現顯著的情況，但是老年世代則不顯著。第三，在 1998 年之後的三個不同男性世代的自殺率高低順序變更為：中年世代最高、老年世代居次、青年世代最低；其中，自殺率逐漸上升的青年世代以及逐漸走緩的老年世代之間，差距有越來越小的情況。第四，青年與中年世代的男性自殺率在 1998 年出現位移現象後都維持在相對高的水準，並在單根檢定方面呈現持續性現象。因此，透過本文第 3 節建構的自殺社會風俗模型，運用圖解說明日本不同世代的男性潛在自殺率與實際自殺率之間，均衡自殺率的動態調整過程，如圖 16 的  $(\hat{\lambda}, x^*)$  平面所示，以作為解釋圖 15 的四點特性。

在其他條件不變下，若不同世代  $j$  皆面對相同的社會年齡水準  $a_0$ 。其中， $j=O$  代表老年世代、 $j=M$  代表中年世代、 $j=Y$  代表青年世代。而不同世代具有不同的社會恆常所得  $YP_0^j$ ；不同世代男性 (m) 有關「自殺風氣」的潛在自殺率描述則分別為  $XX_m^Y(YP_0^Y)$ 、 $XX_m^M(YP_0^M)$ 、 $XX_m^O(YP_0^O)$  曲線。假設老年、中年及青年世代初始社會均衡自殺率分別為  $x_1^{O*}$ 、 $x_1^{M*}$  及  $x_1^{Y*}$ ，並且符合  $x_1^{O*} > x_1^{M*} > x_1^{Y*}$  的特性。



資料來源：WHO Mortality Database。

圖 15 不同年齡層日本男性自殺率趨勢圖 (1989-2009)

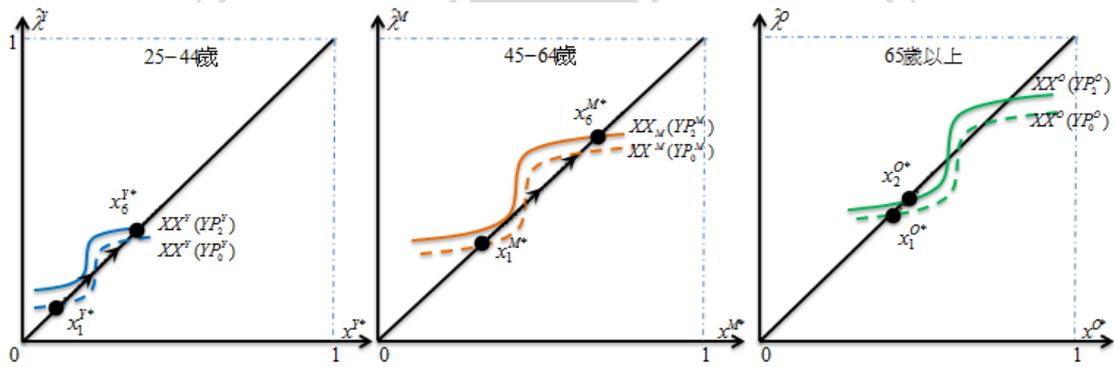


圖 16 社會恆常所得下降對不同年齡男性自殺率影響

若經濟狀況發生惡化，導致社會恆常所得從  $YP_0^j$  降至  $YP_1^j$  後，仍繼續下降至  $YP_2^j$  的水準。此時，除了不同世代的潛在自殺率代表的  $XX$  曲線會變動之外，也將使不同世代的均衡自殺率產生不同的效果。在男性青年世代方面，由於  $XX$  曲線從  $XX_m^Y(YP_0^Y)$  移至  $XX_m^Y(YP_2^Y)$ ，使得青年世代的均衡自殺率出現從  $x_1^{Y*}$  大幅上升至  $x_6^{Y*}$  的位移現象。在男性中年世代方面，由於  $XX$  曲線從  $XX_m^M(YP_0^M)$  移至  $XX_m^M(YP_2^M)$ ，使得中年世代的均衡自殺率出現從  $x_1^{M*}$  大幅上升至  $x_6^{M*}$  的位移現象。在男性老年世代方面，由於  $XX$  曲線從  $XX_m^O(YP_0^O)$

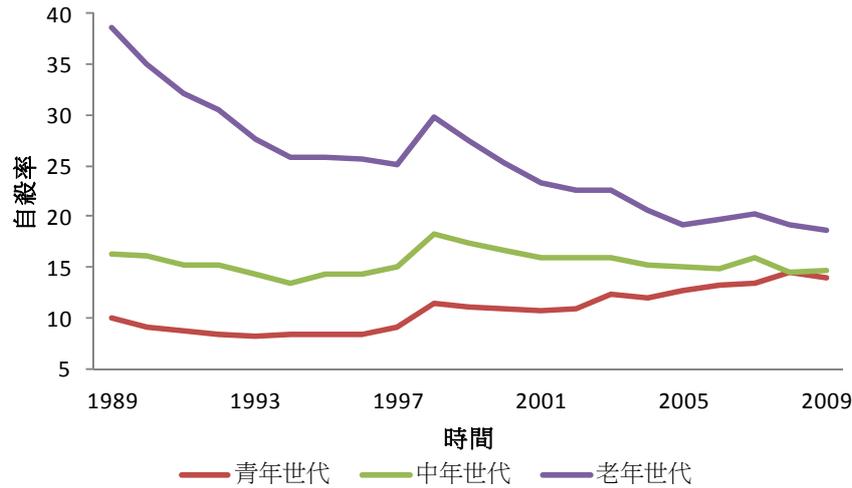
移至  $XX_m^O(YP_2^O)$ ，使得老年世代的均衡自殺率僅出現從  $x_1^{O*}$  上升至  $x_2^{O*}$  的水準。因此，在經濟狀況發生惡化，導致社會恆常所得從  $YP_0^j$  降至  $YP_2^j$  的水準後，不同世代的均衡自殺率則出現  $x_6^{M*} > x_2^{O*} > x_6^{Y*}$  的結果，且青年世代與老年世代均衡自殺率的差距 ( $x_2^{O*} - x_6^{Y*}$ ) 出現逐漸縮小的情況。

### 3.4.3. 女性自殺率之圖解狀況

從表 10 的 Quandt-Andrews 檢定結果得知，在 1989 至 2009 年期間，日本三個不同世代的女性，包括：青年 (25 至 44 歲)、中年 (45 至 64 歲) 以及老年 (65 歲以上) 的自殺率資料，都呈現無顯著的結構轉變。雖然如此，但仍可以透過圖 17 發現，1998 年也是日本不同世代女性自殺率的結構轉變年代；其特性如下：第一，日本三個不同世代的女性自殺率，在 1998 年雖無出現顯著位移效果，但仍出現小幅上升的情況。第二，從年度自殺率資料來看，高低順序仍持續為：老年世代最高、中年世代居次、青年世代最低。最後，三個不同世代的女性自殺率差距有逐年縮小的趨勢。因此，為了說明以上三個女性自殺率的特點，透過圖解說明日本不同世代的女性潛在自殺率與實際自殺率之間，均衡自殺率的動態調整過程，如圖 18 的  $(\hat{\lambda}, x^*)$  平面所示，以作為解釋圖 17 的三點特性。

在其他條件不變下，假設不同世代  $j$  都面對相同的社會年齡水準  $a_0$ ；其中， $j=O$  代表老年世代、 $j=M$  代表中年世代、 $j=Y$  代表青年世代。在不同世代具有不同社會恆常所得  $YP_0^j$  情況下，三個不同世代女性 ( $w$ ) 有關「自殺風氣」的潛在自殺率之描述分別為  $XX_w^Y(YP_0^Y)$ 、 $XX_w^M(YP_0^M)$  以及  $XX_w^O(YP_0^O)$  曲線。假設老年、中年以及青年世代初始的社會均衡自殺率分別為  $x_1^{O*}$ 、 $x_1^{M*}$  以及  $x_1^{Y*}$ ，並符合  $x_1^{O*} > x_1^{M*} > x_1^{Y*}$  之特性。若經濟狀況發生惡化，導致社會恆常所得從  $YP_0^j$  降至  $YP_1^j$  後仍繼續下降至  $YP_2^j$ 。此時，代表不同世代的潛在自殺率  $XX$  曲線會變動外，均衡自殺率也會隨之改變。

在圖 18 的說明中，代表青年世代的  $XX$  曲線，從  $XX_w^Y(YP_0^Y)$  移至



資料來源：WHO Mortality Database。

圖 17 不同年齡層日本女性自殺率趨勢圖 (1989-2009 年)

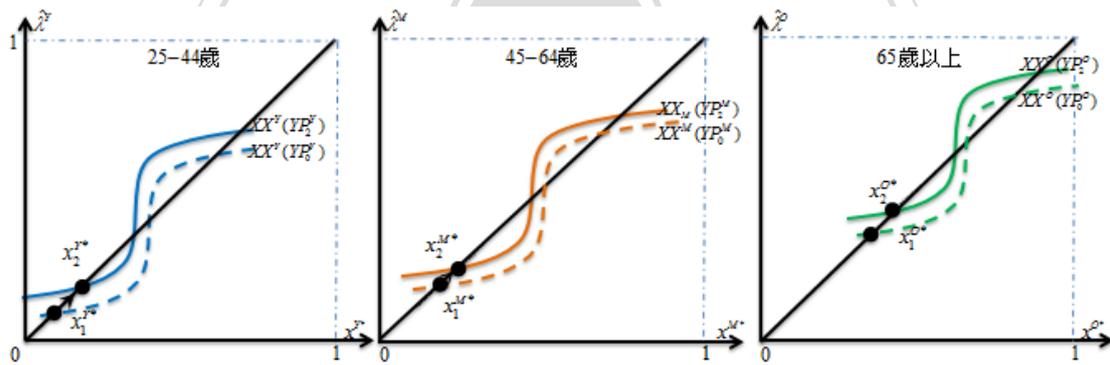


圖 18 社會恆常所得下降對不同年齡男性自殺率影響

$XX_w^Y(YP_2^Y)$ ，均衡自殺率則從  $x_1^{Y*}$  小幅上升至  $x_2^{Y*}$ ；代表中年世代的  $XX$  曲線，從  $XX_w^M(YP_0^M)$  移至  $XX_w^M(YP_2^M)$ ，均衡自殺率從  $x_1^{M*}$  小幅上升至  $x_2^{M*}$ ；而代表老年世代的  $XX$  曲線，從  $XX_w^O(YP_0^O)$  移至  $XX_w^O(YP_2^O)$ ，均衡自殺率則僅從  $x_1^{O*}$  小幅上升至  $x_2^{O*}$ 。而不同世代的均衡自殺率，雖然仍呈現  $x_2^{O*} > x_2^{M*} > x_2^{Y*}$  的結果，但青年世代分別與老年世代及中年世代的均衡自殺率差距  $(x_2^{O*} - x_2^{Y*})$ 、 $(x_2^{M*} - x_2^{Y*})$  則有逐漸縮小的現象。

### 3.5 小結

本章首先透過檢定方法針對 OECD 成員國與臺灣的自殺率資料，檢驗 34 個 OECD 成員國與臺灣的自殺率是否存在如日本自殺率的位移與持續性現象；結果發現，在短期、中期與長期的不同選樣區間中，共有 9 個國家的自殺率具有位移與持續性現象，顯示這樣特殊的現象並非僅存在某一個單獨國家或區域而已。

其次，在 Hamermesh-Soss 模型架構下，本章結合社會學認為自殺會受到個人及社會環境影響的概念，從社會態度或氛圍的角度，提出一個解釋自殺率產生位移與持續性現象的社會風俗模型。與傳統理論模型的最大不同點，在於結合經濟學與社會學研究自殺議題的精神，將社會態度氛圍的概念納入後發現，影響個人自殺的因素將不僅只有個人的經濟條件，社會整體自殺率或自殺人數也扮演相當重要的角色。結果發現，在多重均衡自殺率中，假設傳統純樸社會是一個大家都認為自殺是不好的行為，如果社會遵守道德規範的人越多，群求自殺所需承受的社會壓力與心理成本越大，此時的個人自殺機率與社會自殺率將會在一個相對“好”的低水準。相反地，若社會經濟變數發生惡化，使得自殺率出現增加，加上社會多數同儕遵守道德規範的人減少至出現自殺是一種無所謂的社會態度氛圍時，個人對自殺的心理壓力會大大降低，甚至導致均衡自殺率出現移往一個相對“壞”的高水準。此時，儘管社會經濟變數好轉，但是自殺率將無法回到原先相對“好”的低水準，如同日本自殺率呈現的位移及持續性現象。

最後，透過日本在 1989 至 2009 年期間，在短期、中期與長期的不同選樣區間下，針對不同性別、不同年齡層的自殺率進行位移與持續效果檢驗，並運用社會風俗模型的圖解作說明。結果發現，日本女性自殺率不論是青年、中年或老年世代，皆無明顯的位移現象。日本男性自殺率方面，除了老年世代呈現不顯著的位移效果外，青年世代在短期與長期的選樣區間，中年世代則是在短期、中期與長期選樣區間的自殺率，呈現顯著的位移與持續性現象。這樣的結果顯示，不同族群對於自殺行為的認知，可能具有不同的社會氛圍而導致自殺率呈現位移與持續性現象。

## 第四章 自殺的性別差異

兩性在面對相同的外在環境與條件下，性別平等在多數國家已有越來越明顯之趨勢，但在自殺行為方面卻存在相當明顯的差異，亦即男性自殺率高於女性自殺率的現象。有鑑於這些年的各國自殺率仍存在性別差異，及社會科學探討此現象成因之文獻的不足，本章從 Hamermesh-Soss 模型架構出發，提出影響不同性別在自殺率產生差異的可能因素。

### 4.1 理論模型

#### 4.1.1. 預期壽命對自殺率之影響

在人是理性的假設下，過去並沒有針對個人未來可能存活的預期壽命而多加討論的文獻。因為，若未來預期壽命有較高且可樂見的期待時，個人的預期終生效用現值將會提高，使得低於自殺門檻數值的機會降低，自殺的機率也將隨之下降。因此，在 Hamermesh-Soss 模型架構下，本節將探討預期壽命長短與自殺率高低之間的關係。假設個人在年齡  $a$ 、恆常所得  $YP$  以及預期壽命  $l^e$  時，預期終生效用現值如第(28)式所示；在比較靜態分析後，可得到第(29)至(31)式，有關外生變數與預期終生效用現值之間的關係：

$$Z(a, l^e, YP) = \int_a^{l^e} e^{-r(m-a)} U_m P(m) dm, \quad (28)$$

$$Z_a < 0, \quad (29)$$

$$Z_{YP} > 0, \quad (30)$$

$$Z_{l^e} > 0. \quad (31)$$

根據第(29)與(30)式發現，年齡和預期終生效用現值呈現負相關，恆常所得和預期終生效用現值呈現正相關；這部份與 Hamermesh-Soss 模型的結論相同。而第(31)式則表示，預期壽命和預期終生效用現值是呈現正向關係，亦即個人對自己未來壽命有較高之預期時，預期終生效用現值會隨之上升。當個人預期終生效用現值與個人生存意志臨界值  $\Phi$  之和為零，代

表性個人會決定自殺、結束生命，如第(32)式所示：

$$Z(a, l^e, YP) + \Phi = 0, \quad (32)$$

$\Phi$  代表在不同屬性與獨特性下，個人與生俱來的生存意志臨界值，亦即個人決定自殺與否都無差異的邊際臨界值； $\Phi \leq \hat{\Phi}$  表示個人將選擇自殺，而  $\Phi > \hat{\Phi}$  則表示個人將選擇活下去。若預期終生效用現值與個人與生俱來的生存意志臨界值  $\Phi$  之和為零，表示對於未來的「苟活」已不抱任何期望，而決定以自殺方式結束生命。因此，將第(32)式移項整理後，可得到在年齡  $a$ 、恆常所得  $YP$  以及預期壽命  $l^e$  的代表性個人的自殺機率，如第(33)式所示：

$$S(a, l^e, YP) = F[-Z(a, l^e, YP)]. \quad (33)$$

從第(33)式可以發現，有關個人自殺機率或社會整體自殺率的因素，除了包括年齡與恆常所得之外，也會受到預期壽命的條件影響。因此，針對第(33)式做比較靜態分析後，得到第(34)至(36)式，有關外生變數與自殺率之間的關係：

$$S_a = -f' \cdot Z_a > 0, \quad (34)$$

$$S_{YP} = -f' \cdot Z_{YP} < 0, \quad (35)$$

$$S_{l^e} = f' \cdot Z_{l^e} < 0, \quad (36)$$

其中，第(34)與(35)式的比較靜態結果與 Hamermesh-Soss 模型相同，亦即年齡與自殺率呈現正向關係 ( $\partial S / \partial a > 0$ )；恆常所得與自殺率呈現反向關係 ( $\partial S / \partial YP < 0$ )。另外，第(36)式的比較靜態結果則表示，由於個人對於預期壽命  $l^e$  的值越高，個人的預期終生效用現值越高，對於生存意志臨界值  $\Phi$  越小，導致個人自殺機率降低，社會整體自殺率也將隨之下降 ( $\partial S / \partial l^e < 0$ )。由於一般文獻結果以及 OECD 國家以及臺灣的實際資料顯示，女性預期壽命多高於男性，使得夠過本節所得到預期壽命與自殺率的理論結果，也驗證女性自殺率低於男性的結論。有關運用實際資料及計量方法，作為預期壽命與自殺率的關係驗證，將有待第二節做一完整介紹。

#### 4.1.2. 天生基因對自殺率之影響

除了預期壽命影響不同性別在自殺率產生差異的因素外，天生基因特性也可能是影響因素之一。由於文獻普遍認為，男性在暴力、傷害等致命能力方面，天生就比女性要高出許多，使得各國平均男性自殺率約為女性的四倍。<sup>50</sup> 因此，本節將從經濟學分析自殺行為的角度，將男女天生基因特性差異，亦即在女性基因優於男性基因以及女性自殺率低於男性自殺率的前提假設下，根據 Hamermesh-Soss 模型架構，探討性別基因的天生差異對自殺率高低之影響。在年齡與恆常所得分別為  $a$  與  $YP$  情況下，第(37)式表示個人預期終生效用現值；針對外生變數做比較靜態分析之後，可得到第(38)與(39)式：

$$Z(a, YP) = \int_a^w e^{-r(m-a)} U_m P(m) dm, \quad (37)$$

$$Z_a < 0, \quad (38)$$

$$Z_{YP} > 0. \quad (39)$$

從第(38)與(39)式的結果發現，年齡和預期終生效用現值呈現負相關，恆常所得和預期終生效用現值呈現正相關，這部份與 Hamermesh-Soss 模型相同。第(40)式則表示個人選擇自殺的條件，當個人預期終生效用現值與個人生存意志臨界值  $\Phi$  之和為零，代表性個人會決定自殺、結束生命：

$$Z(a, YP) + \Phi = 0, \quad (40)$$

其中， $\Phi$  代表每個獨特個人與生俱來的生存意志臨界值。為了探討不同性別對自殺率的影響，假設  $\Phi$  可以區分為  $M$  及  $G$ ，分別代表男性與女性的生存臨界值，在兩性面對其他條件不變且預期終生效用現值相同的情況下，

<sup>50</sup> 根據人力資源管理所提出的看法指出，多數女性相較於男性天生具有勤奮、吃苦耐勞、堅韌與高度忍耐之特性。在傳統以男為尊或重男輕女的社會特性下，女性知道必須具有更堅強的意志才能克服重重困難、挫折和坎坷，直至度過難關、取得最終成功。此外，在生物基因相關研究指出，MAOA (Monoamine oxidase A, 單胺氧化酶 A) 是人體內的神經傳導物質基因，位於人類的 X 染色體。由於，男性只有一條 X 染色體，女性則有兩條 X 染色體，故當一份 MAOA 基因受到外在刺激而發生突變時，男性較容易發生潛在反社會行為，甚至容易走向自殺；而女性則在另一份 MAOA 基因的保護作用下，發生潛在反社會行為的可能性較低 (Capi et al., 2002; David et al., 2005)。

可將第(40)式改寫為代表男性與女性的自殺條件，如第(41)與(42)式所示：

$$Z(a, YP) + M = 0, \quad (41)$$

$$Z(a, YP) + G = 0. \quad (42)$$

從第(41)與(42)式可以發現，當預期終生效用現值與性別的生存意志臨界值之和為零，個人將選擇自殺。在相同預期效用現值下，如果兩性的生存意志  $M$  及  $G$  相等，表示男女的自殺率相同。但是，由於男女天生基因在生存意志存有差異，故本文試圖透過一階隨機優勢 (First-Order Stochastically Dominates, FSD) 來解釋此一現象，亦即女性生存意志高於男性以及男性自殺率高於女性自殺率。

在預期終生效用現值滿足  $Z' > 0$ ，亦即愈多愈好 (more is better) 的情況下，假設女性天生基因或生存意志高於男性，女性自殺率永不大於男性自殺率，必然符合一階隨機優勢的條件： $Z'(W) > 0$ ；其中， $W$  代表任何的社會經濟變數， $M(W)$  與  $G(W)$  則分別代表男性與女性自殺累積機率函數。因此，滿足上述假設條件如第(43)式所示：

$$G(W) \leq M(W), \quad (43)$$

在一階隨機優勢的必要條件中，需至少存在一組  $G(W) < M(W)$ 。根據第(43)式發現，在男女天生存在差異且女性要優於男性的假設條件下，女性的個人生存意志臨界值較男性小，使得女性的自殺機率較男性低，整體社會的女性自殺率也較男性來得低。

#### 4.1.3. 風險趨避程度對自殺率之影響

本章探討不同性別在自殺率產生差異的第三個理論模型，從所得不確定性的角度出發，在風險趨避與工資變異程度具有反向關係，亦即風險趨避程度越高的工資變異程度較低，風險趨避程度越低的工資變異程度較高的假設下，以 Hamermesh-Soss 模型架構探討風險趨避程度對於自殺率高低的影響。

個人在年齡  $a$  與恆常所得  $YP$  的情況下，預期終生效用現值如第(2)式所

示。由於 Hamermesh-Soss 模型假設恆常所得穩定不變，並無針對恆常所得的變異程度做任何討論，加上 Suzuki (2008) 認為變異數或標準差都可作為所得不確定性的代理變數。在不確定的因素下，恆常所得可能會發生改變。因此，假設恆常所得服從常態分配，並且僅受到一般所得  $Y$  與變動所得  $\sigma$  之影響；其中，假設變動所得與風險趨避程度  $\eta$  呈現負向關係，如第(44)式所示：<sup>51</sup>

$$YP = Y \pm \sigma(\eta). \quad (44)$$

根據第(44)式發現，個人的恆常所得會受到一般所得與變動所得之影響，變動所得則受到個人風險趨避程度高低而有所不同。由於風險趨避程度與變動所得呈現負向關係；過去的文獻證實，男性風險趨避程度低、所得變動程度大，女性風險趨避程度高、所得變動程度小的結論。<sup>52</sup>

由於，女性的風險趨避程度較男性高，面對不確定的工作或工資時，多半選擇就業安全穩定性高、挑戰性低、離職與失業機會低的工作，使得女性的工資區間相對穩定，工資變動與差異程度也相對較低。相反地，男性在面對不確定的工作及工資時，多半傾向工作安全穩定性低、挑戰性大、離職與失業機會高的工作，導致男性工資區間則呈現較不穩定，工資變動與差異程度則相對較高 (Bellante and Link, 1981; Bonin *et al.*, 2007; Luechinger *et al.*, 2007; Pfeifer, 2011)。

在貧窮者容易自殺的先驗假設下，文章討論將僅著眼於低所得者，亦即如同左尾的  $Y - \sigma(\eta)$  部分，並在代入第(2)式的個人預期終生效用現值之後，得到第(45)式：

$$Z(a, Y, \eta) = \int_a^w e^{-r(m-a)} U\{C[m, Y - \sigma(\eta)] - K(m)\} P(m) dm. \quad (45)$$

在外生變數為年齡  $a$ 、一般所得  $Y$  以及風險趨避程度  $\eta$  的情況下，針對

<sup>51</sup> 本文關於恆常所得之假設係參考自 Suzuki (2008) 提出，變異數或標準差可作為所得不確定性代理變數之結論；運用變動所得作為所得不確定性大小之描述，作為影響自殺決定的因素之一。

<sup>52</sup> 在相同生產力的前提下，女性的風險趨避程度確實相較於男性要來得高 (Jianakoplos and Bernasek, 1996; Zinkhan and Karande, 1991)。

第(45)式做比較靜態分析，可得到第(46)至(48)式結果：

$$Z_a < 0, \quad (46)$$

$$Z_y > 0, \quad (47)$$

$$Z_\eta > 0. \quad (48)$$

從第(46)與(47)式的結果發現，年齡和預期終生效用期望現值之間呈現負相關，一般所得和預期終生效用期望現值之間呈現正相關，這部份與 Hamermesh-Soss 模型相同。而第(48)式的結果則是表示，個人風險趨避程度則是和預期終生效用期望現值之間呈現正向關係，亦即個人風險趨避程度越高，變動所得越低，對自己的恆常所得有較高的情況，使得預期終生效用期望現值隨之上升。

當個人預期終生效用期望現值與個人生存意志臨界值  $\Phi$  之和為零，表示個人決定以自殺的方式結束生命，如第(49)式。在經過式子整理之後，得到在年齡  $a$ 、一般所得  $Y$  以及風險趨避程度  $\eta$  的個人自殺機率，如第(50)式所示：

$$Z(a, Y, \eta) + \Phi = 0, \quad (49)$$

$$S(a, Y, \eta) = F[-Z(a, Y, \eta)]. \quad (50)$$

根據第(50)式的自殺機率可以發現，個人決定自殺的因素，除了受到個人年齡的影響外，也會受到一般所得及風險趨避程度的影響。為了得到外生變數與自殺率之間的關係，對第(50)式外生變數做比較靜態分析後，得到第(51)至(53)式結果：

$$S_a = -f' \cdot Z_a > 0, \quad (51)$$

$$S_y = -f' \cdot Z_y < 0, \quad (52)$$

$$S_\eta = -f' \cdot Z_\eta < 0. \quad (53)$$

其中，第(51)與(52)式的比較靜態結果與 Hamermesh-Soss 模型相同，亦即年齡越大，個人自殺機率越高，社會整體自殺率越高；一般所得越大，

個人自殺機率越低，社會整體自殺率越低。另外，第(53)式的比較靜態結果則表示，由於個人對於風險趨避程度  $\eta$  的值越高，個人的預期終生效用現值越高，使得個人對於生存意志臨界值  $\Phi$  越小，導致個人自殺機率降低，社會整體自殺率也越低 ( $\partial S / \partial \eta < 0$ )。

## 4.2 資料與迴歸模型

### 4.2.1. 資料來源

根據實證模型之建立及分析方法，在既有可以取得的公開資料上，透過適當的計量迴歸模型，作為驗證 4.1 節理論結果的實證參考依據。在計量分析所使用的相關資料來源，主要是取自於 OECD 成員國在其網站所公開的統計資料庫，以及中華民國衛生署及主計處的公開資料。選樣國家共有 34 個，資料區間從 1980–2009 共 30 年的時間資料。<sup>53</sup> 因此，本研究所使用的資料是結合橫斷面與時間序列的 Panel Data，使用變數包括：自殺率、失業率、每人 GDP、女性勞動參與率、生育率、預期壽命以及每周工作時數等變數資料。

Mundlak (1978) 是最早將 Panel Data 的概念引入到計量經濟分析。一般來說，使用 Panel Data 迴歸模型，可以兼具掌握橫斷面資料在經濟個體的異質性 (heterogeneity) 特點外，也能夠解決時間序列資料不足而產生的共線性 (collinearity) 或自由度不夠的現象，進而降低模型可能因為遺漏變數而導致設定或結果產生偏誤的問題，並且可以解決在單獨的橫斷面或時間序列資料模型分析中，無法單獨檢定的效果，讓整體的迴歸分析結果的正確性與參考價值能更加提昇 (Hsiao, 1986)。

### 4.2.2. 敘述統計

表 12 列出本研究 1980–2009 年各個使用變數之基本統計量。根據表 12 可以發現，在每個變數皆具有 727 個樣本數中，自殺率的平均值為每十萬人有 12.57 人自殺，中位數值為 11.9 人，兩項數據都相當接近 WHO 定

<sup>53</sup> 根據 OECD 成員國及臺灣的網路公開資料顯示，在 1960–2009 的資料區間中，大部分國家並無完整 50 年資料；因此，本文將以網路公開取得的資料作為實證分析的基礎。

表 12：自殺性別差異之基本統計量（1980–2009 年）

	平均數	標準差	中位數	最大值	最小值	樣本數
自殺率 (每十萬人)	12.57	5.55	11.90	34.20	2.40	727
失業率 (%)	7.13	4.04	6.45	23.88	1.36	727
生育率 (‰)	1.67	0.33	1.66	3.33	1.03	727
每人GDP (萬美元)	2.14	1.07	1.97	8.92	0.27	727
預期壽命 (歲)	76.92	2.50	77.00	83.00	68.70	727
每周工作時數 (小時)	37.83	5.32	37.17	60.65	28.71	727
女性勞動參與率 (%)	60.88	12.11	62.48	86.70	33.25	727

資料來源：OECD Database。

義 13 人的高自殺水準臨界值；而標準差 5.55 人則表示各國的自殺率差異程度相當大，最大值發生於 1992 年匈牙利的 34.2 人，最小值則是發生於 2002 年希臘的 2.4 人。

失業率的基本統計量方面，平均值與中位數值分別為 7.13% 與 6.45%，標準差 4.04 也顯示各國的失業率差異程度相當大；最大值發生於 1994 年西班牙的 23.88%，最小值則是發生於 1981 年臺灣的 1.36%。而在生育率方面，平均值與中位數值相當接近，分別為 1.67% 與 1.66%；標準差 0.33 顯示各國的生育率相當接近且差異不大，最大值發生於 1991 年墨西哥的 3.328‰，最小值則是發生於 2009 年臺灣的 1.03‰。另外，與年齡或社會老化程度相關的預期壽命變數，平均值為 76.92 歲，中位數值為 77.0 歲；標準差 2.50 則顯示各國的年齡老化程度差異不大，最大值發生於 2009 年日本的 83.0 歲，最小值則是發生於 1985 年韓國的 68.7 歲。

最後，與所得相關變數的基本統計量，在每人 GDP 方面，平均值為 2.14 萬美元，中位數值為 1.97 萬美元；標準差 1.07 顯示各國的每人 GDP 差異程度不大，最大值發生於 2008 年盧森堡的 8.92 萬美元，最小值則是發生於 1982 年臺灣的 0.27 萬美元。在每週工作時數方面，平均值為 37.83 小時，中位數值為 37.17 小時；標準差 5.32 顯示各國的每週工作時數差異程度很大，最大值發生於 1983 年韓國的 60.65 小時，最小值則是發生於 2009 年荷蘭的 28.71 小時。在女性勞動參與率方面，平均值與中位數值分

別為 60.88%與 62.48%；標準差 12.11 顯示各國的女性勞動參與率差異程度很大，最大值發生於 2003 年冰島的 86.70%，最小值則是發生於 1981 年西班牙的 33.25%。

### 4.2.3. 追蹤資料迴歸模型

在使用 Panel Data 模型得到估計結果前，我們首先介紹 Panel Data 的 Pooled OLS (混合資料最小平方法) 迴歸模型，作為分析模型依據。Pooled OLS 與傳統 OLS 的主要不同點在於，傳統 OLS 假設所有樣本的截距項皆相同，忽略了樣本可能存在差異性，使得迴歸分析的結果容易產生偏誤；而 Pooled OLS 則是允許樣本的截距項具有差異性，相對地能夠提昇迴歸分析結果的正確性。有關 Pooled OLS 之迴歸模型，如第(54)式所示：

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \beta_k \cdot X_{kit} + \varepsilon_{it}, \quad (54)$$

其中， $Y_{it}$  是指不同區域  $i$  在不同時間  $t$  的被解釋變數 (自殺率)， $\alpha_i$  為不同區域  $i$  各自的截距項， $\beta_k$  為第  $k$  個解釋變數的迴歸係數。另外， $X_{it}$  則是指不同區域在不同時間的解釋變數，包括失業率、每人 GDP、女性勞動參與率、生育率、預期壽命以及每周工作時數； $\varepsilon_{it}$  表示誤差項並且服從古典迴歸模型的基本假設  $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。

除了使用 Pooled OLS 作為 Panel Data 模型迴歸分析外，在同樣的選擇變數下，運用隨機效果模型 (random-effect model) 作為本章實證分析的第二個迴歸分析方法；此方法亦可稱為誤差成分模型 (error component model)。因此，以區域特定隨機效果為例，透過一般 Panel Data 常稱的一元隨機效果模型 (one-way random-effect model) 進行估計，迴歸模型如第(55)式所示：

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \beta_k \cdot X_{kit} + \varepsilon_{it} = (\bar{\alpha} + \mu_i) + \sum_{k=1}^k \beta_k \cdot X_{kit}, \quad (55)$$

其中， $X_{it}$  是與第(54)式相同的解釋變數。而  $\bar{\alpha}$  表示母體的截距平均值， $\mu_i$  則是區域個體差異無法觀察到的隨機誤差。

在同樣的選擇變數下，透過 Panel Data 模型的「區域特定固定效果」(region-specific fixed effect) 作為實證分析的第三個迴歸分析方法。固定效果模型的主要特點在於，每個區域會有其本身區域之特性，使得該區域歷年的被解釋變數有一個長期且不受年別影響的固定趨勢。因此，透過一般 Panel Data 常稱的一元固定效果模型 (one-way fixed effect model) 進行估計，迴歸模型如第(56)式所示：

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \beta_k \cdot X_{kit} + \sum_{j=1}^N \gamma_j \cdot R_{jt} + \varepsilon_{it}, \quad (56)$$

其中， $X_{it}$  是與第(54)式相同的解釋變數。而  $R_{jt}$  則是指區域特定固定效果，用來代表區域的特定常數項 (region-specific constant term)；也就是說， $R_{jt}$  是一個用來描述區域的虛擬變數，若  $i=j$  則  $R_{jt} = 1$ ，若  $i \neq j$  則  $R_{jt} = 0$ 。最後，同時結合「區域特定固定效果」與「時間特定固定效果」(time-specific fixed effect) 進行迴歸分析。此種固定效果模型的主要特點在於，每個時間年度會有該年具有之特性，使得該年各個區域的被解釋變數有一個短期且不受區域影響的固定趨勢。因此，第四個 Panel Data 迴歸模型是，同時考慮區域與時間特定固定效果的二元固定效果模型 (two-way fixed effect model)，並且重新進行估計，其迴歸模型如第(57)式所示：

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k \beta_k \cdot X_{kit} + \sum_{j=1}^N \gamma_j \cdot R_{jt} + \sum_{r=1}^{T-1} \delta_r \cdot T_{rt} + \varepsilon_{it}, \quad (57)$$

其中， $X_{it}$  是與第(54)式相同的解釋變數； $R_{jt}$  則與第(56)式相同的區域特定固定效果。 $T_{rt}$  則是指時間特定固定效果，用來代表時間的特定常數項 (time-specific constant term)；也就是說， $T_{rt}$  是一個用來描述區域的虛擬變數，若  $r=t$  則  $T_{rt} = 1$ ，若  $r \neq t$  則  $T_{rt} = 0$ 。

#### 4.2.4. 模型檢測方法

進行四種 Panel Data 迴歸分析之前，首先可以透過 LR 檢定 (likelihood ratio test) 判斷究竟在 Pooled OLS 與固定效果模型之間該如何進行選擇。若檢定統計量拒絕虛無假設，則固定效果模型的解釋能力明顯優於 Pooled

表 13：Panel Data 模型選擇之檢定結果

	Likelihood Ratio 檢定	Hausman 檢定
Chi-Sq. 統計量	1291.80***	27.641***

資料來源：OECD Database。

說明：(\*)代表在10%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*)代表在5%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*\*)代表在1%的顯著水準下呈現顯著，括弧內為標準誤。

OLS；若檢定統計量不拒絕虛無假設，則應該選擇 Pooled OLS 較好。<sup>54</sup> 其次，透過 Hausman 檢定判斷固定效果模型與隨機效果模型之間該如何進行選擇。Mundlak (1978) 的研究結果認為，若殘差項與解釋變數之間存在相關性，此時迴歸結果將會產生偏誤，而應該選擇固定效果模型較好；若殘差項與解釋變數之間不存在相關性，此時則應使用隨機效果模型較好。因此，經由 Hausman (1978) 檢定方法，針對截距項不同假設做檢定，以找出合適之估計模式。<sup>55</sup>

表 13 是有關 Panel Data 模型選擇的檢定結果。在 LR 檢定結果方面，卡方統計量為 1291.8，亦即在 1% 的顯著水準下拒絕  $H_0$ ，表示固定效果模型明顯優於 Pooled OLS。另外，在 Hausman 檢定結果方面，卡方統計量為 27.641，亦表示在 1% 的顯著水準下拒絕  $H_0$ ，顯示固定效果模型明顯優於隨機效果模型。因此，根據模型檢測方法的檢定結果得知，本文在第 4.3 節所提出的 Pooled OLS、隨機效果模型、以及固定效果模型中，固定效果模型將是最適合的 Panel Data 分析方法。

#### 4.2.5. 自殺率與預期壽命之迴歸分析

雖然根據本章 2.4 節得到固定效果模型要優於 Pooled OLS 與隨機效果模型，但本節仍以 2.3 節所介紹的四種 Panel Data 迴歸方法進行估計，並根據 OECD 成員國與臺灣共 34 個橫斷面國家資料，以及 1980–2009 共 30 年的時間序列資料，透過 Panel Data 迴歸分析方法，將得到的迴歸結果列

<sup>54</sup> 有關 LR 檢定方法，可以參考「計量經濟學」(李選卿等, 2011)。

<sup>55</sup> 若 Hausman 檢定結果拒絕  $H_0$ ，則應該選擇固定效果模型較好；若檢定結果不拒絕  $H_0$ ，則採用隨機效果模型較好。

表 14：自殺率與預期壽命之迴歸分析結果

	自殺率			
	混合最小平方法	一元隨機效果	一元固定效果	二元固定效果
失業率	-0.140*** (0.051)	0.063* (0.036)	0.073** (0.037)	0.106*** (0.040)
生育率	-4.937*** (0.560)	-4.187*** (0.548)	-3.933*** (0.572)	-4.218*** (0.585)
每人GDP	0.047 (0.252)	-1.589*** (0.218)	-1.635*** (0.225)	-0.900*** (0.252)
預期壽命	-0.851*** (0.100)	-0.378*** (0.109)	-0.417*** (0.114)	-0.484*** (0.177)
每周工作時數	-0.082*** (0.043)	-0.819*** (0.072)	-0.950*** (0.078)	-0.789*** (0.083)
女性勞動參與率	0.176*** (0.018)	0.081*** (0.026)	0.076*** (0.028)	0.147*** (0.030)
截距項	79.58*** (8.001)	77.94*** (9.886)	85.50*** (10.482)	4.426 (16.011)
$R^2$	0.2533	0.3592	0.8737	0.8849
樣本數	727	727	727	727

資料來源：OECD Database。

說明：(\*)代表在10%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*)代表在5%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*\*)代表在1%的顯著水準下呈現顯著，括弧內為標準誤。

於表 14。

從表 14 的迴歸結果發現，在沒有考慮固定效果或隨機效果的追蹤資料中，單純使用最小平方法作為迴歸分析的解釋能力  $R^2$  最低，僅達 25.33% 的水準。其他的一元隨機效果模型、一元固定效果模型及二元固定效果模型之解釋能力  $R^2$  則分別為 35.93%、87.37% 以及 88.49%，也印證了 2.4 節的模型檢測結果，亦即固定效果模型要優於其他的 Panel Data 模型。

在解釋變數與被解釋變數關係探討部分，預期壽命與自殺率的關係在四種 Panel Data 迴歸模型，都能得到在 1% 的顯著水準呈現顯著負相關的結論。<sup>56</sup> 在 Pooled OLS 模型、一元隨機效果模型、一元固定效果模型、以及二元固定效果模型中，預期壽命每提高 1 歲將使自殺率分別減少 0.851、0.378、0.417 以及 0.484 人。這樣的實證結果驗證了本文 4.1 節，運用理論模型發現預期壽命與自殺率之間呈現負向關係的結果，得到資料的驗證。

<sup>56</sup> 預期壽命與自殺率的理論關係與實證結果，都是過去文獻尚未討論的重要變數，是本研究重要的研究貢獻之一。

失業率與自殺率關係方面，最小平方法呈現顯著的負向關係，亦即失業率上升 1% 將使自殺率每十萬人下降 0.14 人。這樣反向關係的結果，違反過去研究文獻的失業率與自殺率之間具有顯著一致正向關係的結論。然而，在使用 Panel Data 隨機效果模型、固定效果模型之後，所得到的失業率與自殺率關係，就如同文獻所得到的正相關之結論；同時，在其他變數與自殺率之間的估計結果，則是得到一致方向。在一元隨機效果模型中，10% 的顯著水準呈現顯著正相關，係數 0.063 表示失業率上升 1% 將使自殺率增加 0.063 人；在一元固定效果模型則是在 5% 的顯著水準下呈現顯著正相關，係數 0.073 則表示失業率上升 1% 將使自殺率增加 0.073 人；而在二元固定效果模型方面，則是在 1% 的顯著水準下呈現顯著正相關，得到的係數是 Panel Data 迴歸模型中最高的 0.106，亦即失業率上升 1% 將使自殺率增加 0.106 人。

生育率與自殺率的關係，四種 Panel Data 迴歸模型的結果則都是 1% 的顯著水準呈現負相關，支持生育率與自殺率之間呈現顯著負向關係的文獻結論。在 Pooled OLS 模型、一元隨機效果模型、一元固定效果模型、以及二元固定效果模型中，生育率每上升 1% 將使自殺率減少 4.937、4.187、3.933 以及 4.218 人；與傳統文獻的負相關結論相符 (Durkheim, 1897；Faupel *et al.*, 1987；Mäkinen, 1997；Neumayer, 2003；Rodríguez, 2005；Koo and Cox, 2008)。

有關所得的相關變數與自殺率之間關係的迴歸結果，在每人 GDP 與自殺率的關係上，Pooled OLS 模型的迴歸係數結果是呈現正向關係的 0.047 但不顯著，表示每人 GDP 上升 1 萬美元將使自殺率增加 0.047 人，似乎支持所得相關變數與自殺率之間呈現正向關係的文獻結論，如同 Durkheim (1897) 認為貧窮者較能體認自己經濟狀況而相對認命，富人在高所得隱含高花費與開銷的壓力而相對較易自殺的結論。然而，在其他三種 Panel Data 迴歸模型的結果方面，則都是在 1% 的顯著水準下呈現顯著負相關，這個結果則相當支持過去文獻所得到負向關係的結論。在一元隨機效果模型、一元固定效果模型、以及二元固定效果模型中，每人 GDP 上升 1 萬美元將使自殺率降低 1.589、1.635 以及 0.90 人。

另外，每週工作時數與自殺率的關係，在四種 Panel Data 迴歸模型的結果，皆是在 1% 的顯著水準下呈現顯著負相關，這個結果則相當支持過去文獻所得到負向關係的結論。在 Pooled Data 模型、一元隨機效果模型、一元固定效果模型、以及二元固定效果模型中，每週工作時數上升 1 小時將使自殺率減少 0.851、0.378、0.417 以及 0.417 人。在女性勞動參與率與自殺率之間的關係上，四種 Panel Data 迴歸模型的結果皆是 1% 的顯著水準下呈現顯著正向關係，這個結果支持過去得到女性勞動參與率與自殺率呈現正相關的文獻結論。在 Pooled OLS 模型、一元隨機效果模型、一元固定效果模型以及二元固定效果模型中，女性勞動參與率上升 1% 將使自殺率分別上升 0.176、0.081、0.076 以及 0.147 人。

#### 4.2.6. 自殺率性別差異與預期壽命之迴歸分析

經由 2.4 與 2.5 節得知，不論是透過 LR 與 Hausman 檢定，或整體資料的四種 Panel Data 解釋能力  $R^2$  結果，發現固定效果模型是最適合的分析方法。因此，為了檢驗不同性別在預期壽命與自殺率的差異，本節採用 OECD 網站與臺灣政府公開的相關變數資料，在 34 個橫斷面國家以及 1980 至 2009 年的時間序列，樣本數共 1,442 個資料，針對被解釋變數為自殺率及自殺率差異（男性自殺率與女性自殺率之間的差距）的情況，以其他解釋變數都與 2.5 節相同的固定效果模型作相關討論。詳細迴歸結果請參考表 15。

根據表 15 的迴歸結果得知，若被解釋變數是自殺率，不論在一元或二元固定效果模型中， $R^2$  都落在 85% 左右的水準，顯示模型的解釋能力是足夠的。在性別的虛擬變數方面，性別差異與自殺率呈現顯著正相關，表示男性自殺率在每十萬人中，確實高於女性自殺率約 33.134 與 22.129 人。雖然無法在資料上確實得到影響性別差異的主要成因，但確實能夠證明男性自殺率高於女性自殺率的情況。

在預期壽命與自殺率部分，不論一元或二元固定效果模型，都在 1% 顯著水準呈現負相關，亦即預期壽命每上升 1 歲將使自殺率分別減少 1.148 及 1.515 人；這個結果提供 4.1 節在 Hamermesh-Soss 模型架構下所得到理

表 15：自殺率性別差異與預期壽命之迴歸分析結果

	自殺率		自殺率差異 (男-女)
	一元固定效果	二元固定效果	二元固定效果
失業率	0.345*** (0.039)	0.371*** (0.039)	-0.004 (0.042)
生育率	-7.808*** (0.899)	-7.751*** (0.933)	-4.662*** (0.779)
每人GDP	0.390 (0.249)	-0.104 (0.278)	-0.361 (0.305)
預期壽命	-1.148*** (0.160)	-1.515*** (0.219)	1.017*** (0.222)
性別*預期壽命	-0.331*** (0.100)	-0.239** (0.101)	
每周工作時數	0.012 (0.023)	0.012 (0.024)	-0.017 (0.014)
女性勞動參與率	0.252*** (0.039)	0.257*** (0.039)	0.201*** (0.032)
性別(虛擬變數)	31.134*** (7.834)	22.129*** (8.134)	
截距項	92.654*** (12.371)	122.537*** (17.109)	-76.353*** (19.690)
$R^2$	0.8542	0.8580	0.8788
樣本數	1442	1442	721

資料來源：OECD Database。

說明：(\*)代表在10%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*)代表在5%的顯著水準下呈現顯著，(\*\*\*)代表在1%的顯著水準下呈現顯著，括弧內為標準誤。

論結果，亦即證明預期壽命與自殺率呈現負向關係。在不同性別與預期壽命的交叉效果方面，在 1% 顯著水準下皆呈現負向關係，亦即表示男性的預期壽命每上升 1 歲，將使自殺率分別減少 0.331 及 0.239 人，顯示男性在預期壽命與自殺率的負向效果低於整體平均。

在失業率與自殺率方面，在 1% 顯著水準呈現正相關，表示失業率上升 1% 將使自殺率每十萬人上升 0.345 及 0.371 人。這個正向關係的結果，證明了傳統文獻得到失業率與自殺率是正相關的一致性結論。在生育率與自殺率方面，在 1% 顯著水準是負向關係，表示生育率每上升 1%，自殺率就分別減少 7.808 及 7.751 人；可作為傳統文獻在生育率與自殺率所得到的負相關之結論佐證。

有關所得相關變數方面的迴歸結果，在每人 GDP 方面的係數並不顯著，而一元與二元固定效果模型的係數符號也不同，分別表示每人 GDP

上升 1 萬美金，將使自殺率每十萬人上升 0.390 人以及下降 0.104 人。在每週工作時數方面的係數也都呈現不顯著的情況，係數符號則皆呈現正向關係，亦即每週工作時數上升 1 小時將使自殺率增加 0.012 人。在女性勞動參與率方面，也都在 1% 顯著水準呈現正向關係，表示女性勞動參與率每上升 1% 將使自殺率分別上升 0.252 與 0.257 人；這個結果與傳統認為兩者呈現正相關的文獻結果相當一致。

另外，若被解釋變數為自殺率差異，亦即男性自殺率與女性自殺率之間的差距，在 721 個樣本數的二元固定效果模型中，得到解釋能力  $R^2$  為 87.88% 之水準。在失業率與自殺率關係方面，兩者呈現負向關係，但效果不顯著；亦即失業率上升每 1% 將使自殺率差異縮減 0.004 人，表示代表整體經濟環境狀況的失業率，對男女性別自殺率差異之影響並不顯著。在預期壽命與自殺率差異部分呈現 1% 顯著水準是正向關係，表示預期壽命每提高 1 歲將使自殺率差異擴大 1.017 人。整體預期壽命與自殺率男女差異之間的關係呈現顯著的正相關，表示預期壽命對於女性自殺率的影響要大於男性自殺率，導致預期壽命增加將使得男女自殺率的差異程度明顯上升。

在生育率與自殺率方面則是呈現 1% 顯著水準下是負向關係，生育率每上升 1% 將使男女自殺率差異縮減 4.662 人，表示生育率提高確實可以縮短男女自殺率差異；反之，生育率下降也將顯著地提昇男女自殺率差異。而在女性勞動參與率方面則是呈現 1% 顯著水準是正向關係，女性勞動參與率每上升 1% 將使自殺率差異提高 0.201 人，顯示出女性在勞動參與率的提高，確實會影響男性自殺率的增加。在所得相關的解釋變數方面，自殺率分別與每人 GDP 及每週工作時數的係數符號並不顯著，係數則分別為每人 GDP 上升 1 萬美金將可縮減自殺率差異達 0.361 人，以及每週工作時數上升 1 小時將使自殺率差異縮減 0.017 人。

### 4.3 小結

儘管世界各國的自殺率高低不同，但卻皆存在男性自殺率高於女性自殺率的一致性現象，本章運用 Hamermesh-Soss 模型理論架構，以及 Panel

Data 模型方法，針對自殺性別差異產生的可能原因做一討論。在理論架構的結果發現，預期壽命、天生基因以及風險趨避程度等外生變數可能會影響自殺率，進而在不同性別產生自殺率差異。在實證方法上則運用 1980 至 2009 年的資料區間，針對 OECD 成員國及臺灣共 34 個國家的社會經濟數據，透過 Panel Data 迴歸模型發現，不論在哪一種 Panel Data 模型下，整體預期壽命與自殺率之間確實呈現顯著的負向關係，表示整體國家的預期壽命增加將使得社會自殺率降低；整體預期壽命與自殺率男女差異之間的關係是呈現顯著的正相關，表示預期壽命對於女性自殺率的影響要大於男性自殺率，導致預期壽命增加將使得男女自殺率的差異程度明顯上升。

然而，在理論模型方面仍面臨幾點研究限制。儘管透過一階隨機優勢以及 Hamermesh-Soss 模型理論架構得到，天生基因以及風險趨避程度可能是影響自殺率在性別上產生差異的因素之一，並呼應過去心理醫學或社會學提出的文獻結果；但是，由於缺乏個體或個人相關資料，故暫時難以透過計量方法驗證此部份的理論模型結果。希望未來若能獲得在這方面的研究資料，將能有更進一步的實證研究結果，並以此作為未來努力的研究方向。

## 第五章 結論

自殺議題，是各國政府非常重視且亟欲解決的問題之一。自殺影響層面，從家庭周遭的親朋好友，到社會國家的種族民眾都有可能。這也是為什麼自然與社會科學的專家學者，包括：心理醫學、社會學、經濟學等，努力投入研究自殺的可能成因與其相關之預防措施。儘管經濟學家 Hamermesh and Soss 於 1974 年才提出自殺的理論模型，相較於其他科學領域晚了至少一個世紀以上，但運用經濟學探討自殺議題的文獻確實在近幾年有蓬勃發展之趨勢。然而，從經濟學探討自殺的文獻多數是從實證角度探討自殺的影響因子，如：社會、經濟特性的相關變數；相反地，從理論模型探討自殺的文獻則是相對有限。

本文第二章針對自殺議題的相關經濟理論與實證文獻做一介紹。第三章首先針對 OECD 成員國與臺灣的自殺率資料，檢驗 34 個國家的自殺率是否存在如日本自殺率出現位移與持續性現象。除了參考 Hansen (2001) 提出的「Quandt-Andrews」檢定方法，作為判斷自殺率資料是否存在位移效果之外，也運用一般性的單根檢定法，作為衡量自殺率是否存在持續性現象。結果發現，在不同的選樣區間中，共有 9 個國家的自殺率具有位移與持續性現象，顯示這樣特殊的現象並非僅存在某一個單獨國家或區域而已。

其次，由於各方面討論自殺議題的經濟理論模型的基礎上，除非在社會經濟變數出現顯著且突發性地改變，否則目前兩大研究自殺的經濟理論支派並無法妥善合理解釋自殺率的位移與持續現象。因此，本文在 Hamermesh-Soss 模型架構下，結合社會學認為自殺會受到個人及社會環境影響的概念，從社會態度或氛圍的角度，提出一個解釋自殺率產生位移與持續性現象的社會風俗模型。本文與傳統理論模型的最大不同點，在於結合經濟學與社會學研究自殺議題的精神，將社會態度氛圍的概念納入後發現，影響個人自殺的因素將不僅只有個人的經濟條件，社會整體自殺率或自殺人數也扮演相當重要的角色。

在傳統純樸社會中，欲自殺者會因為別人看法而產生心理壓力，使

得社會整體自殺率或自殺人數相對較少。但隨著民風改變且心理壓力式微，當社會對自殺行為的態度由不以為然轉為習以為常時，社會整體自殺率或自殺人數將成為影響個人自殺決定的關鍵。根據自殺的社會風俗模型結果發現，如果社會遵守道德規範的人越多，準備自殺所需承受的社會壓力與心理成本越大，此時的個人自殺機率與社會自殺率將會在一個相對“好”的低水準。相反地，若社會經濟變數發生惡化，使得自殺率出現增加，加上社會多數同儕遵守道德規範的人減少至出現自殺是一種無所謂的社會態度氛圍時，個人對自殺的心理壓力會大大降低，導致個人自殺機率與社會自殺率在突破臨界值後，將迅速移往一個相對“壞”的高水準。此時，儘管社會經濟變數好轉，但是自殺率將無法回到原先相對“好”的低水準，如同日本自殺率呈現的位移及持續性現象。

另外，針對日本在 1989 至 2009 年期間，不同性別、不同年齡層進行自殺率的位移與持續效果之檢驗，並運用社會風俗模型的圖解作說明。結果發現，日本女性自殺率不論是青年、中年或老年世代，皆無明顯的位移現象。在日本男性自殺率方面，除了老年世代呈現不顯著的位移效果外，青年與中年世代的自殺率趨勢則都呈現顯著的位移與持續性現象。這是因為青年與中年世代受到社會同儕或氛圍的影響，在社會經濟變數出現惡化時，自殺率所產生的特殊現象。

自殺除了受到社會、經濟等因素影響之外，資訊發達導致越來越多媒體報導生活中大大小小的自殺事件，使得周遭旁人乃至社會大眾對於自殺事件有越來越不以為然的看法，自殺也就顯得不再稀奇。本文第三章經由簡單數學經濟的理論模型，將自殺現象會受到社會風俗或同儕群體影響的觀點，透過社會經濟因素的變化，分析自殺率會出現位移現象與持續性效果。根據自殺的社會風俗模型結果得知，如果政府沒有對於持續性增加的自殺率提出確實有效的政策，將可能促使自殺率產生位移現象，甚至導致高自殺率現象變成一種持續性的結果。雖然，第三章的社會風俗理論模型納入「自殺是一種社會文化」的觀點，並無法完全作為解釋某些國家自殺率持續上升或下降的主要原因；但本文所試圖建構在社會風俗模型下的自殺經濟分析，以及社會均衡自殺率可能會因為政府未來即時提出相關政策

手段，導致較高且穩定的均衡自殺率出現的分析方式與結果，相信對於政府及相關單位在未來探討自殺議題時，能有益於政策之討論、研擬與執行。

本文第四章則是根據 OECD 的自殺率資料發現，在 1980–2009 共 30 年的期間，儘管世界各國的自殺率高低存在差異，但自殺率的性別差異卻存在一致性的現象，亦即男性自殺率明顯高於女性自殺率而存在共同的性別差異現象。為了探討上述的男女自殺率差異的現象，本文第四章首先從 Hamermesh-Soss 模型的效用極大化架構，試圖提出解釋男女自殺率產生差異的理論模型，並且運用計量經濟方法來作為理論結果的驗證依據。理論模型的結果發現，第一，預期壽命與自殺率呈現負向關係，亦即預期壽命越高、自殺率越低的反向關係；第二，透過一階隨機優勢的經濟方法證明，性別的天生基因差異確實造成性別自殺率產生差異；第三，風險趨避程度高低確實影響自殺率的水準，而女性的風險趨避程度要高於男性的傳統研究結果，將可能是導致各國的女性自殺率要低於男性自殺率的主因之一。

最後，在理論模型的比較靜態分析結果之後，本文根據 OECD 網站及臺灣衛生署與主計處所公開共 34 個選樣國家，以及從 1980–2009 共 30 年的資料中，透過結合橫斷面與時間序列的統計資料，作為檢驗自殺率是否受到其他社會或經濟相關變數所影響。不論是透過 LR 與 Hausman 檢定或是 Panel Data 模型的解釋能力  $R^2$  結果都發現，不論在哪一種 Panel Data 模型下，固定效果模型是最適合的迴歸分析方法；整體預期壽命與自殺率之間確實呈現顯著的負向關係，表示整體國家的預期壽命增加將使得社會自殺率降低；整體預期壽命與自殺率男女差異之間的關係是呈現顯著的正相關，表示預期壽命對於女性自殺率的影響要大於男性自殺率，導致預期壽命增加將使得男女自殺率的差異程度明顯上升。

## 參考文獻

### 中文部分

#### 報章雜誌：

聯合報 (2010) 「稚女救母，自殺防治體系禁得起檢驗？」，06 月 07 日，社論。

劉謙慧 (2011) 「富士康第 17 跳！員工不明原因墜樓」，今日新聞網，07 月 19 日。

蔡鵬如 (2012) 「賴活不如好死 希臘爆自殺潮」，中國時報，05 月 07 日。

#### 圖書：

孔繁鐘 (1997) DSM-IV 精神疾病的診斷與統計，台北：合記圖書出版社。

李選卿、蕭承德、謝振環 (2011) 計量經濟學，東華書局。

徐偉初、歐俊男、謝文盛 (2008) 財政學，第二版，華泰文化。

陳旭昇 (2010) 時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用，第二版，東華書局。

楊亦農 (2009) 時間序列分析：經濟與財務上之應用，第二版，雙葉書局。

#### 期刊論文：

江弘基、戴傳文、李明濱、王銘光、張文穎、蔡佩樺 (2006) 老人自殺問題，*臺灣醫學雜誌*，10(3)：33-31。

林忠正與黃瑾娟 (2009) 補習文化，*人文及社會科學集刊*，21(4)：587-643。

林培正 (1994) 「為什麼男性壽命較短？—胚胎學上的新解釋」，*科學月刊*，293。

林莉旻 (2009) 初探臺灣大學生延畢現象，國立政治大學財政學系碩士論文。

林淑慧 (2003) 臺灣區域性失業率之磁滯效應—Panel 單根檢定方法與應用，私立逢甲大學經濟學系碩士論文。

林瓊香與李秀雲 (2001) 東亞國家失業率的 Panel 單根檢定，東吳經濟學術研討會。

李明濱、戴傳文、廖士程、江弘基 (2005) 自殺防治策略推動現況與展望，*護理雜誌*，53(6)：5-13。

吳若寧與鄭雅文 (2008) 臺灣自殺死亡率趨勢：1959-2006，*臺灣公共衛生雜誌*，27(2)：110-120。

周德宇與林忠正 (2008) 盜版、反盜版與社會風俗，網路經濟學研討會，中央研究院人文社會科學研究中心—制度與行為研究專題中心。

黃淑卿 (2003) OECD 國家磁滯性失業之實證研究，國立中正大學國際經濟研究所博士論文。

黃淑卿 (2011) OECD 國家磁滯性失業之實證研究，*經濟與管理論叢*，7(1)：135-158。

## 英文部分

### 期刊論文：

Akerlof, George A. (1980) A Theory of Social Custom, of Which Unemployment May Be One Consequence. *Quarterly Journal of Economics*, 94: 749-775.

Alogoskoufis, G. and A. Manning (1988) Wage Setting and Unemployment Persistence in Europe, Japan, and the USA. *European Economic Review*, 32: 698-706.

Andrews, Donald W.K. (1993) Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, 61: 821-856.

Barro, R. (1988) The Persistence of Unemployment. *American Economic Review*, 78: 32-37.

- Bellante, D. and A.N. Link (1981) Are Public Sector Workers more Risk Averse than Private Sector Workers? *Industrial and Labor Relations Review*, 34: 408–412.
- Blanchard, O.J. and L.H. Summers, (1986) Hysteresis and the European Unemployment Problem. NBER Macroeconomics Annual (MIT Press, Cambridge, MA), 15–78.
- Blanchard, O.J. and L.H. Summers, (1987) Hysteresis in Unemployment. *European Economic Review*, 31: 288–295.
- Bonin, H., T. Dohmen, A. Falk, D. Huffman, and U. Sunde (2007) Cross-Sectional Earnings Risk and Occupational Sorting: The Role of Risk Attitudes. *Labour Economics*, 14: 926–937.
- Booth, A.L. (1985) The Free Rider Problem and a Social Custom Model of Trade Union Membership. *The Quarterly Journal of Economics*, 100: 253–261.
- Burr, J.A., P.L. McCall, and E. Powell-Griner (1994) Catholic Religion and Suicide: The Mediating Effect of Divorce. *Social Science Quarterly*, 75: 300–318.
- Capsi, A., J. McClay, T.E. Moffitt, J. Mill, J. Martin, I.M. Craig, A. Taylor, and R. Poulton (2002) Role of Genotype in the Cycle of Violence in Maltreated Children. *Science*, 297: 851–854.
- Chen, J., Y. Choi, and Y. Sawada (2008) Suicide and Life Insurance, Center for International Research on the Japanese Economy Discussion Papers. CIRJE-F-558, University of Tokyo.
- Chen, J., Y.J. Choi, K. Mori, Y. Sawada, and S. Sugano (2009) The Jump, Inertia, and Juvenization of Suicides in Japan. Discussion Papers, CIRJE-F-628, University of Tokyo.
- Chen, J., Y. Choi, K. Mori, Y. Sawada, and S. Sugano (2012) Socio-Economic Studies on Suicide: A Survey. *Journal of Economic Surveys*, 26(2): 271–306.
- Chuang, H.L. and W.C. Huang, (1996) A Reexamination of Sociological and Economic Theories of Suicide: A Comparison of the U.S.A. and Taiwan. *Social Science and Medicine*, 43: 421–423.
- Chuang, H.L. and W.C. Huang (2003) Suicide and Unemployment: Is There a

- Connection? An Empirical Analysis of Suicide Rates in Taiwan. *Journal of Socio-Economics*, 26: 277–289.
- Clark, A.E. (2003) Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data. *Journal of Labor Economics*, 21: 323–351.
- Cutler, D.M., E. Glaeser, and K. Norberg (2000) Explaining the Rise in Youth Suicide. NBER working paper No. 7713.
- Daly, M.C. and D.J. Wilson (2006) Keeping Up with the Joneses and Staying Ahead of the Smiths: Evidence from Suicide Data. FRB of San Francisco Working Paper 2006–12.
- David, A.B. and J.J. Mann (2005) Family Genetic Studies, Suicide, and Suicidal Behavior. *American Journal of Medical Genetics*, 133: 13–24.
- Diamond, J. (1977) Econometric Testing of the Displacement Effect: A Reconsideration. *Finanzarchiv*, 35: 387–404.
- Diamond, J. and A. Tait (1988) The Growth of Government Expenditure: A Review of Quantitative Analysis. *International Monetary Fund Working Paper*, 88/17.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistical Association*, 74: 427–431.
- Dixit, A.K. and R.S. Pindyck (1994) *Investment under Uncertainty*. Princeton: Princeton University Press.
- Durkheim, E. (1897) *Le Suicide: Etude de sociologie*. Paris: Alcan (translated by Spaulding, J.A. and G. Simpson (1951) *Suicide: A Study in Sociology*. New York, Free Press).
- Esterlin, R. (1974) Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. In David, R. and R. Reder, (Eds.), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*. New York: Academic Press.
- Faupel, C.E., G.S. Kowalski, and P.D. Starr (1987) Sociology's One Law: Religion and Suicide in the Urban Context. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 26: 523–534.
- Freeman, D.G. (1998) Determinants of Youth Suicide: The Easterlin–Holinger

- Cohort Hypothesis Re-Examined. *American Journal of Economics and Sociology*, 57: 183–200.
- Gabriella, L. (2004) The Displacement Effect in the Growth of Governments. *Public Choice*, 120: 191–204.
- Ginsberg, R.B. (1966) Anomie and Aspiration. *Dissertation Abstracts*, 27A: 3945–3946.
- Gneezy, U. and A. Rustichini (2000) Pay Enough or Don't Pay at All. *Quarterly Journal of Economics*, 115: 791–810.
- Goff, B. (1999) Persistence in Government Spending Fluctuations: New Evidence on the Displacement Effect. *Public Choice*, 97: 141–157.
- Granger, C. and P. Newbold (1974) Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2: 111–120.
- Hamermesh, D.S. and N.M. Soss (1974) An Economic Theory of Suicide. *Journal of Political Economy*, 82: 83–98.
- Hannan, M.T. and J.H. Freeman (1984) Structural Inertia and Organizational Change. *American Sociological Review*, 49: 149–164.
- Hansen, B.E. (2001) The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in US Labor Productivity. *The Journal of Economic Perspectives*, 59: 117–128.
- Hausman, J.A. (1978) Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46, 1251–1271.
- Hawton, K. (1998) Why has suicide increased in young males? *Crisis*, 19, 119–124.
- Hawton, K. (2000) Sex and Suicide: Gender Differences in Suicidal Behaviour. *British Journal of Psychiatry*, 177: 484–485.
- Helliwell, J.H. (2007) Well-Being and Social Capital: Does Suicide Pose a Puzzle? *Social Indicators Research*, 81: 455–496.
- Henrekson, M. (1994) The Peacock-Wiseman Hypothesis, In N. Gemmell, ed., *The Growth of the Public Sector. Theories and International Evidence*, 53–71.
- Henry, A.F. and J.F. Short (1954) *Suicide and Homicide*. New York: Free

Press.

Holtmann, A. and R. Ridker (1965) Burial Costs and Premature Death. *Journal of Public Economics*, 73: 284–286.

Hsiao, C. (1986) Analysis of Panel Data. Cambridge university press.

Huang, W. (1996) Religion, Culture, Economic and Sociological Correlates of Suicide Rates: A Cross-national Analysis. *Applied Economics Letters*, 3: 779–782.

Jianakoplos, N.A. and A. Bernasek (1996) Are Women More Risk Averse? Working Papers in Economics and Political Economy, Colorado State University.

Jungeilges, J. and G. Kirchgassner (2002) Economic Welfare, Civil Liberty, and Suicide: An Empirical Investigation. *The Journal of Socio-Economics*, 31: 215–231.

Kaplan, A.G. and R.B. Klein (1989) Women and Suicide. In D. H. Jacobs and H. N. Brown (Eds.), *Suicide: Understanding and responding*, 257–282. Madison, Conn.: International Universities Press.

Kimenyi, M.S. and W.F. Shughart (1986) Economics of Suicide: Rational or Irrational Choice. *Atlantic Economic Journal*, 14: 120–121.

Kisch, J., E.V. Leino, and M.M. Silverman (2005) Aspects of Suicidal Behavior, Depression, and Treatment in College Students: Results from the Spring 2000 National College Health Assessment Survey. *Suicide & Life-Threatening Behavior*, 35(1): 3–13.

Klick, J. and S. Markowitz (2006) Are Mental Health Insurance Mandates Effective? Evidence from Suicides. *Health Economics*, 15: 83–97.

Koo, J. and M. Cox (2008) An Economic Interpretation of Suicide Cycles in Japan. *Contemporary Economic Policy*, 26: 162–174.

Kozumi, H. and H. Hasegawa (2000) A Bayesian Analysis of Structural Changes with an Application to the Displacement Effect. *The Manchester School*, 68: 476–490.

Leigh, A. and C. Jencks (2007) Inequality and mortality: long-run evidence from a panel of countries. *Journal of Health Economics*, 26: 1–24.

Lester, D. (1995) Explaining Regional Differences in Suicide Rates. *Social*

- Sciences and Medicine*, 40(5): 719–721.
- Lin, C.C. and C.C. Yang (2006) Fine Enough or Don't Fine at All. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 59: 195–213.
- Lindbeck, A., N. Sten, and W.W. Jorgen (1999) Social Norms and Economic Incentives in the Welfare State. *Quarterly Journal of Economics*, 114: 1–35.
- Liu, J., Z. Wang, M. Wang, Y. Lan, C. Zhan, and X. Zhao (2002) Study on the Relationship between Occupational Stress and Psychological Health State among Oil Workers. *Chinese Journal of Industrial Hygiene and Occupational Diseases*, 20(1): 23–25.
- Luechinger, S., A. Stutzer, and R. Winkelmann (2007) The Happiness Gains from Sorting and Matching in the Labor Market. SOEP papers No. 45.
- Mäkinen, I. (1997) Are There Social Correlates to Suicide? *Social Science and Medicine*, 44: 1919–1929.
- Mann, J.J. (2004) Searching for Triggers of Suicidal Behavior. *The American Journal of Psychiatry*, 161(3): 395–398.
- Mann, J.J., A. Apter, J. Bertolote, A. Beautrais, D. Currier, A. Haas, U. Hegerl, J. Lonnqvist, K. Malone, A. Marusic, L. Mehlum, G. Patton, M. Phillips, W. Rutz, Z. Rihmer, A. Schmidtke, D. Shaffer, M. Silverman, Y. Takahashi, A. Varnik, D. Wasserman, P. Yip, and H. Hendin (2005) Suicide Prevention Strategies: A Systematic Review. *Journal of American Medical Association*, 294: 2064–2074.
- McIntosh, J.L. (2002) USA Suicide Statistics for the Year 1999: Overheads and a Presentation Guide. Washington D.C.: American Association of Suicidology.
- Minoiu, C. and A. Rodríguez (2008) The Effect of Public Spending on Suicide: Evidence from U.S. State Data. *The Journal of Socio-Economics*, 37: 237–261.
- Mitchell, W.F. (1993) Testing for Unit Roots and Persistence in OECD Unemployment Rates. *Applied Economics*, 25: 1489–1501.
- Moller-Leimkuhler, A.M. (2003) The gender gap in suicide and premature death or: Why are men so vulnerable? *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, 253: 1–8.

- Mundlak, Y. (1978) On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica*, 46: 69–85.
- Naylor, Robin (1989) Strikes, Free Riders, and Social Customs. *Quarterly Journal of Economics*, 104: 771–785.
- Neumayer, E. (2003) Are Socioeconomic Factors Valid Determinants of Suicide? Controlling for National Cultures of Suicide with Fixed-Effects Estimation. *Cross-Cultural Research*, 37: 307–329.
- Neumayer, E. (2004) Recessions lower (some) mortality rates: evidence from Germany. *Social Science and Medicine*, 58: 1037–1047.
- Nomura, M. (1995) Wagner's Hypothesis and Displacement Effect in Japan 1960–1991. *Public Finance*, 50: 121–135.
- Ogburn, W.F. and D.S. Thomas (1922) The Influence of the Business Cycle on Certain Social Conditions. *Journal of the US Statistical Association*, 18: 324–340.
- Okunade, A. and C. Suraratdecha (2006) The Pervasiveness of Pharmaceutical Expenditures Inertia in the OECE Countries. *Social Science and Medicine*, 63: 225–238.
- Pampel, F.C. (1998) National context, social change, and sex differences in suicide rates. *American Sociological Review*, 63: 744–758.
- Peacock, A.T. and J. Wiseman (1961) The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom. London: *National Bureau of Economic Research*.
- Phillips, Peter C.B. and P. Perron (1988) Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75: 335–346.
- Pfeifer, C. (2011) Risk Aversion and Sorting into Public Sector Employment. *German Economic Review*, 12(1): 85–99.
- Platt, S. and K. Hawton (2000) Suicide behaviour and the labour market. *The International Handbook of Suicide and Attempted Suicide*, 303–378.
- Pryor, F.L. (1968) Public Expenditures in Communist and Capitalist Nations. Homewood, III: Richard D. Irwin.
- Quandt, R. (1960) Test of the Hypothesis that a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes. *Journal of American Statistical Association*, 55: 324–330.

- Reseland, S., I. Bray, and D. Gunnell (2006) Relationship between Anti-Depressant Sales and Secular Trends in Suicide Rates in the Nordic Countries. *The British Journal of Psychiatry*, 188: 354–358.
- Rodríguez, A. (2005) Income Inequality, Unemployment, and Suicide: A Panel Data Analysis of 15 European countries. *Applied Economics*, 37: 439–451.
- Rodríguez, A. (2006) Inequality and Suicide Mortality: A Cross-Country Study. Development Research Working Paper Series 13/2006, Institute for Advanced Development Studies.
- Said, S. and D. Dickey (1984) Testing for Unit Roots in Autoregressive–Moving Average Model of Unknown Order. *Biometrika*, 71, 599–607.
- Simpson, M. and G. Conklin (1989) Socioeconomic Development, Suicide and Religion: A Test of Durkheim’s Theory of Religion and Suicide. *Social Forces*, 67: 945–964.
- Stack, S. (2000) Media Impacts on Suicide: A Quantitative Review of 293 findings. *Social Science Quarterly*, 81: 957–971.
- Stevens, A.H. (1997) Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses. *Journal of Labor Economics*, 15: 165–88.
- Stratham, D.J., A.C. Heath, and P.A. Madden (1998) Suicidal Behaviour: An Epidemiological and Genetic Study. *Psychological Medicine*, 28: 839–855.
- Suzuki, T. (2008) Economic Modeling of Suicide under Income Uncertainty: For Better Understanding of Middle-Aged Suicide. *Australian Economic Papers*, 47(3): 296–310.
- Värnik, A., K.J. Kõlves, E. Allik, E. Arensman, C. Aromaa, J.H. Audenhove, C.M. Bouleau, G. Feltz-Cornelis, R. Giupponi, M. Gusmão, A. Kopp, M. Marusic, H. Maxwell, A. Oskarsson, C. Palmer, A. Pull, T. Realo, A. Reisch, V.P. Schmidtke, L. Sola, and H.U. Wittenburg (2009) Gender Issues in Suicide Rates, Trends and Methods among Youths Aged 15–24 in 15 European Countries. *Journal of Affective Disorder*, 133: 216–226.
- Watanabe, R., M. Furukawa, R. Nakamura, and Y. Ogura (2006) Analysis of the Socioeconomic Difficulties Affecting the Suicide Rate in Japan. Kyoto Institute of Economic Research Discussion Paper.

Williams, E.D., E. Stamatakis, T. Chandola, and M. Hamer (2011) Assessment of Physical Activity Levels in South Asians in the UK: Findings from the Health Survey for England. *Journal of Epidemiology*, 65: 517–521.

Wong, J.P., S.M. Stewart, S.Y. Ho, U. Rao, and T.H. Lam (2005) Exposure to Suicide and Suicidal Behaviors among Hong Kong Adolescents. *Social Science & Medicine*, 61(3): 591–599.

Zinkhan, G.M. and K.W. Karande (1991) Cultural and Gender Differences in Risk-Taking Behavior Among American and Spanish Decision Makers. *The Journal of Social Psychology*, 131: 741–742.

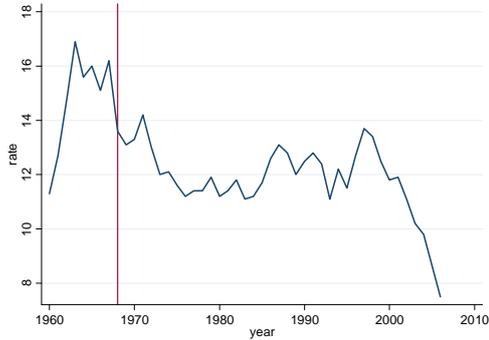
其他：

WHO (2009.05) Suicide prevention, [http://www.who.int/mental\\_health/prevention/suicide/suicideprevent/en/](http://www.who.int/mental_health/prevention/suicide/suicideprevent/en/)

WHO (2009.12) Prevention of suicidal behaviors: a task for all, [http://www.who.int/mental\\_health/prevention/suicide/background/en/index.html](http://www.who.int/mental_health/prevention/suicide/background/en/index.html)

# 附錄 1：具位移效果之各國自殺率趨勢與結構轉變點

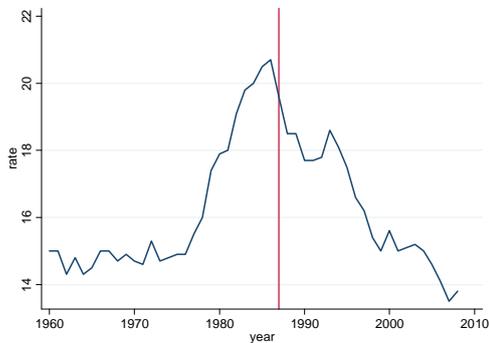
澳大利亞



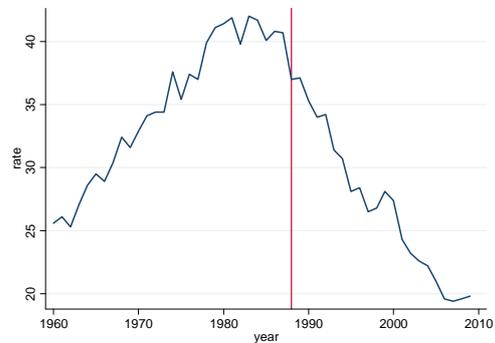
智利



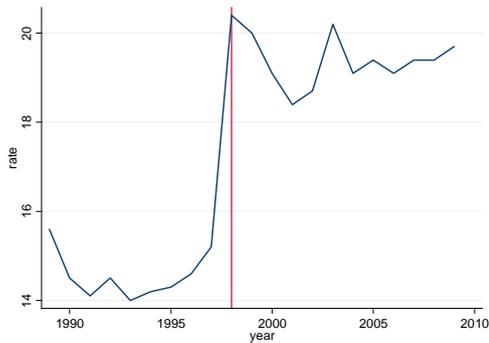
法國



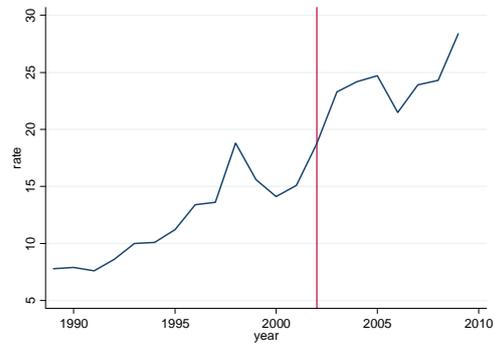
匈牙利



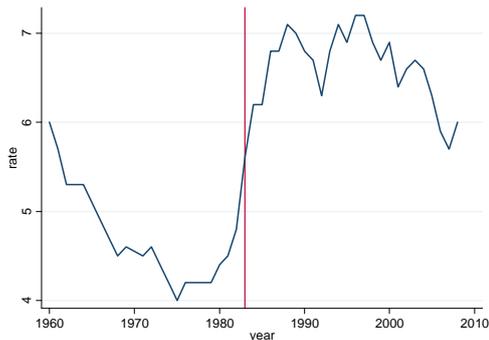
日本



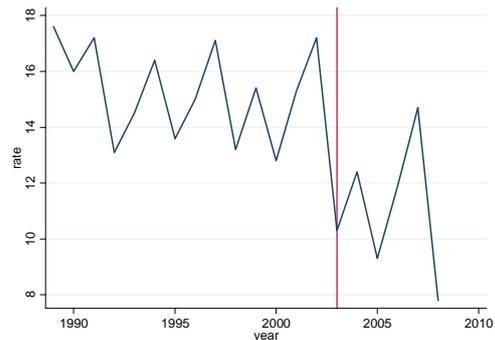
韓國



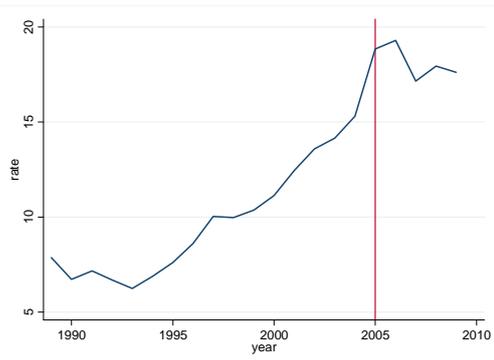
西班牙



盧森堡

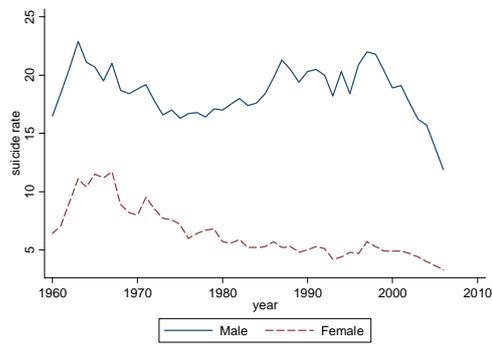


# 臺灣

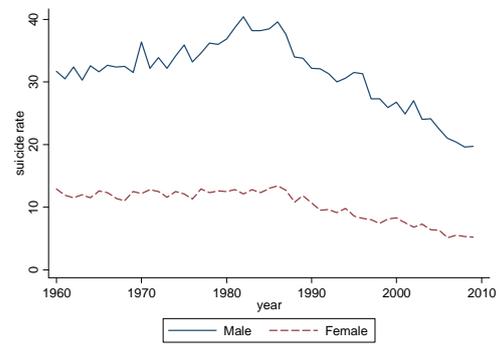


## 附錄 2：各國歷年不同性別之自殺率趨勢

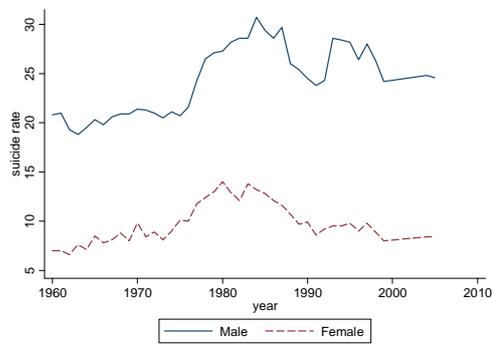
澳大利亞



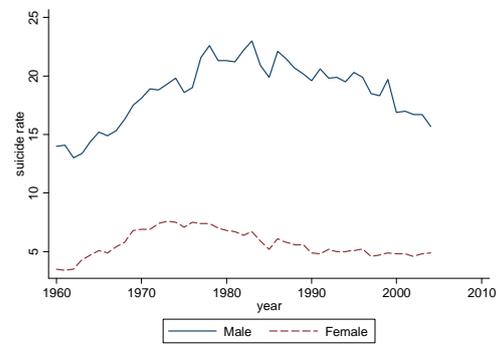
奧地利



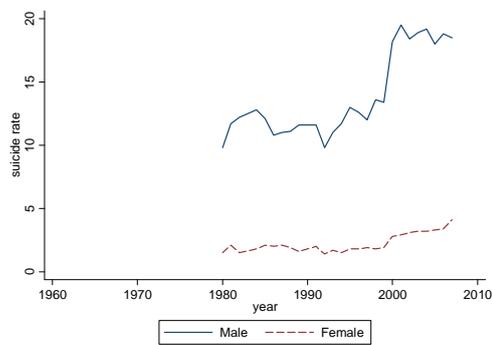
比利時



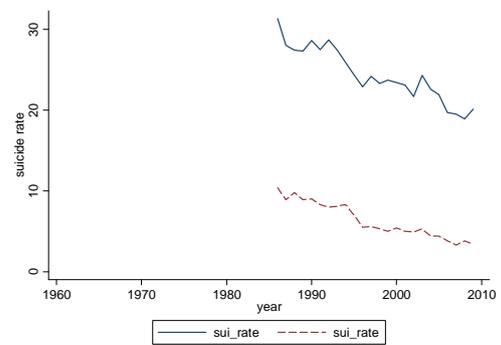
加拿大



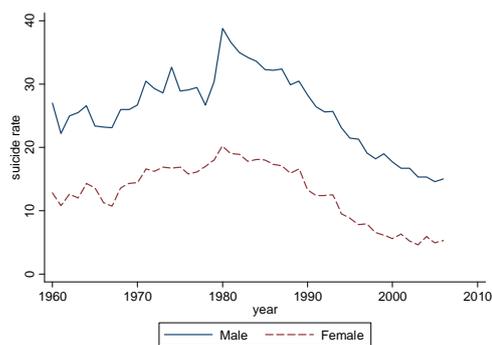
智利



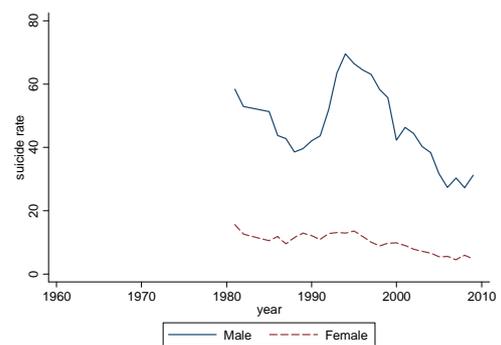
捷克



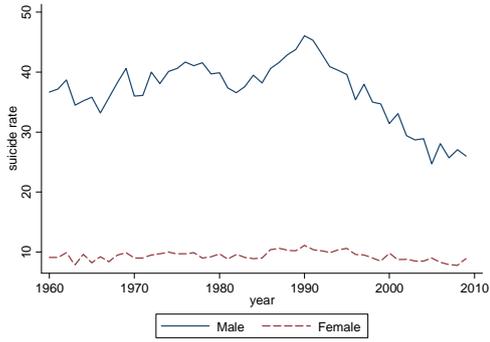
丹麥



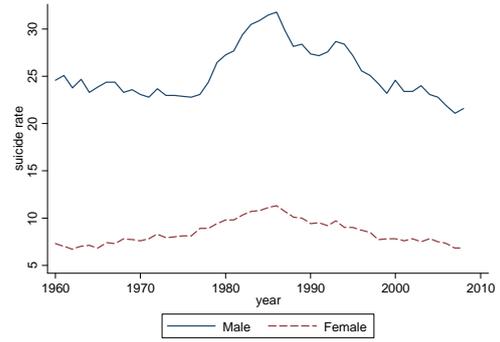
愛沙尼亞



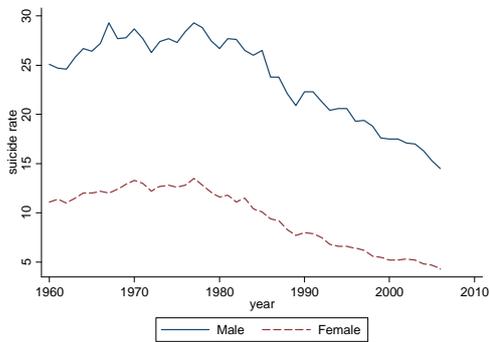
芬蘭



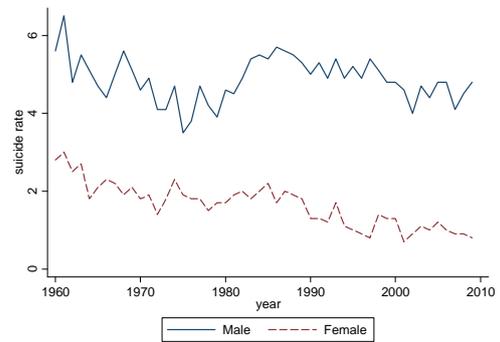
法國



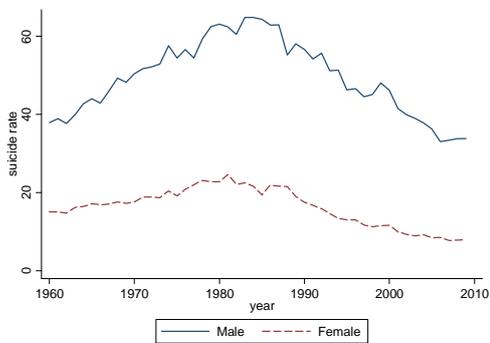
德國



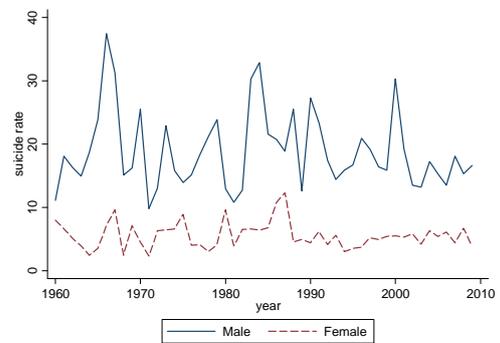
希臘



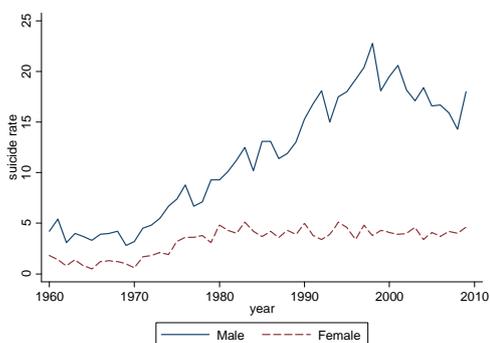
匈牙利



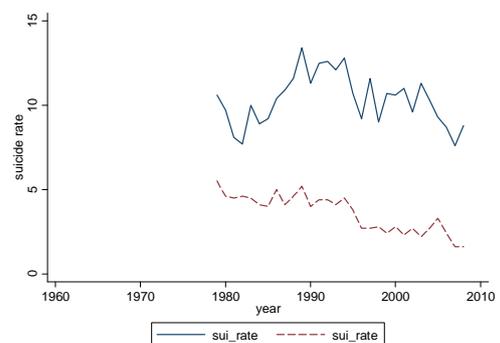
冰島



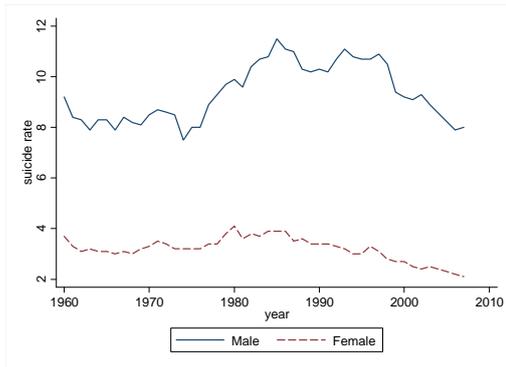
愛爾蘭



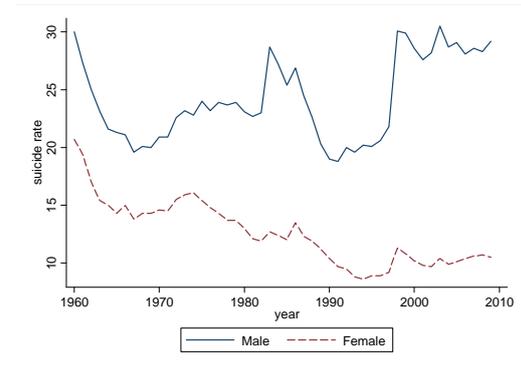
以色列



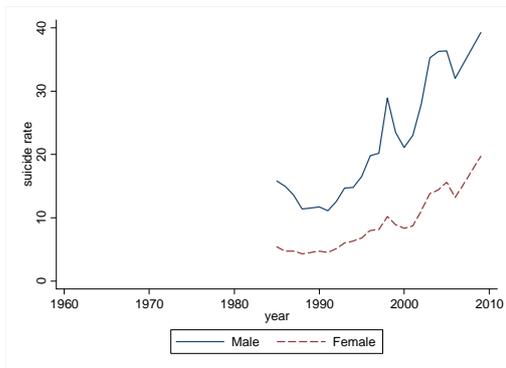
義大利



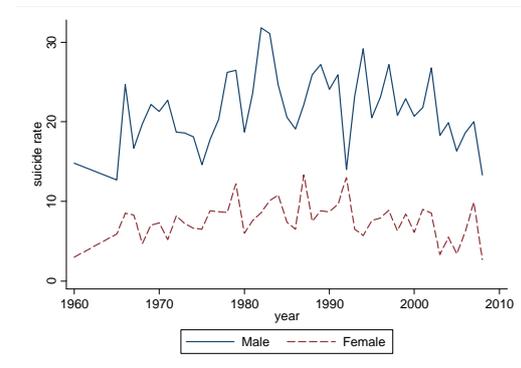
日本



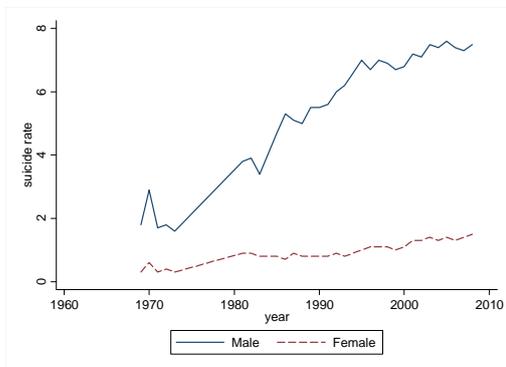
韓國



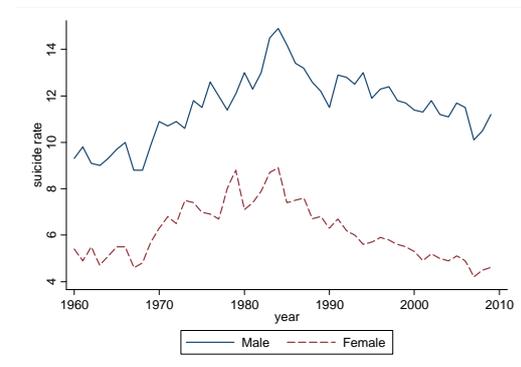
盧森堡



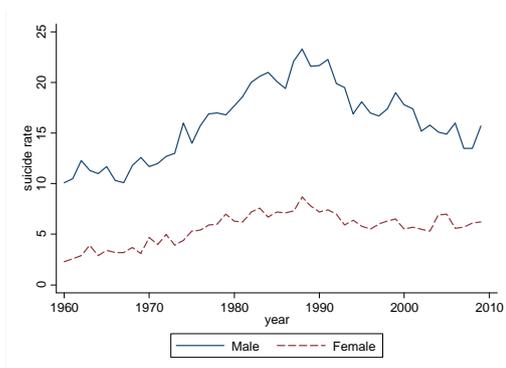
墨西哥



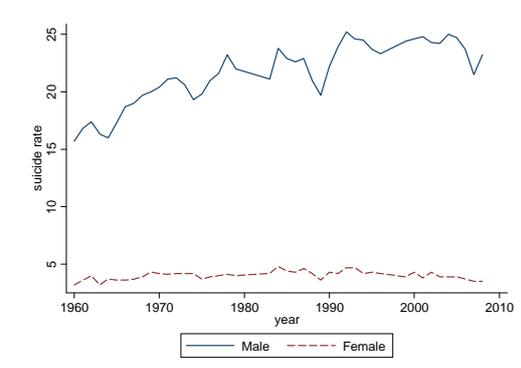
荷蘭



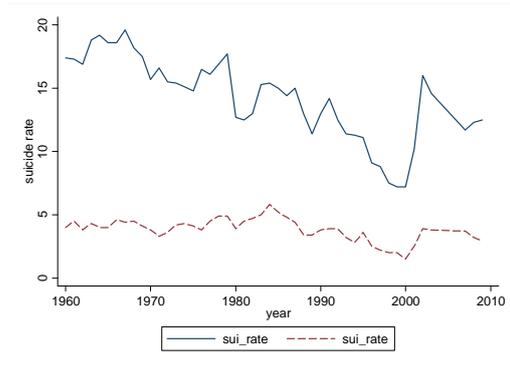
挪威



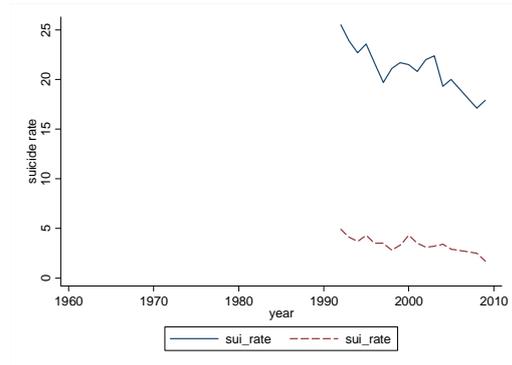
波蘭



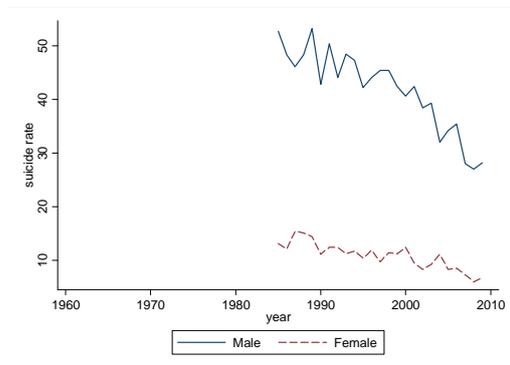
葡萄牙



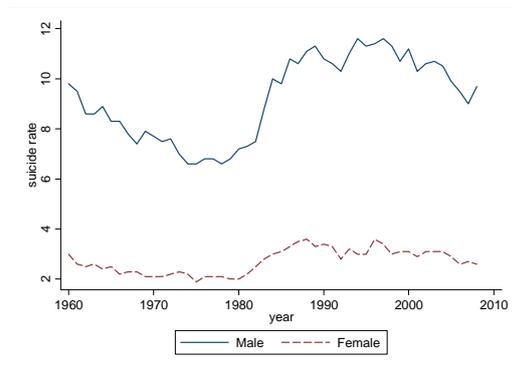
斯洛伐克



斯洛文尼亞



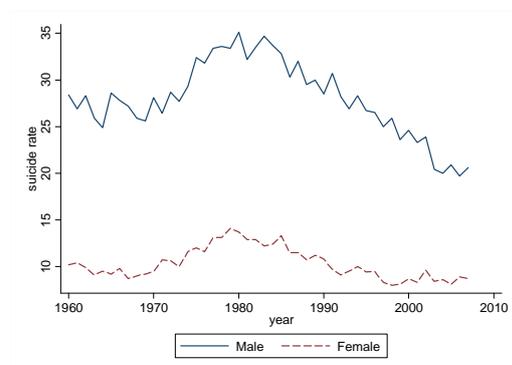
西班牙



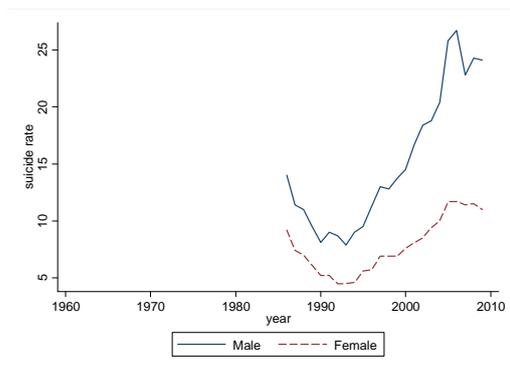
瑞典



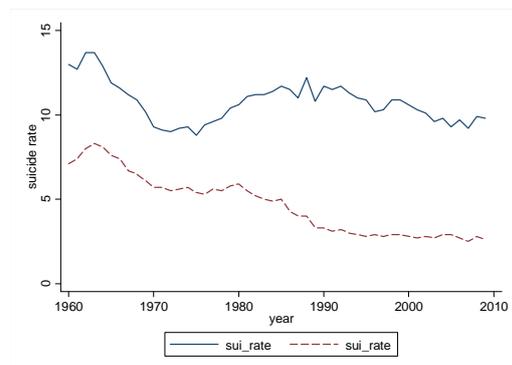
瑞士



臺灣



英國



美國

