

行政院國家科學委員會專題研究計畫 期末報告

台灣中老年人幸福感及相關因素之長期追蹤研究(III)

計畫類別：個別型
計畫編號：NSC 101-2410-H-040-010-SSS
執行期間：101年08月01日至102年07月31日
執行單位：中山醫學大學心理學系(所) (臨床組)

計畫主持人：李仁豪
共同主持人：余民寧
計畫參與人員：碩士班研究生-兼任助理人員：郭鈞揚
碩士班研究生-兼任助理人員：陳怡君

公開資訊：本計畫涉及專利或其他智慧財產權，2年後可公開查詢

中華民國 102年10月25日

中文摘要：本研究以臺灣中老年人為研究對象，除了探討相關影響因子對幸福感的影響路徑外，也關注幸福感的長期變化歷程，研究共歷時三年，收集四波資料，前三波調查間隔約 6 個月，第四波與第三波則間隔一年。第一波收集 653 人，第二波收集 643 人，第三波 682 人，第四波 555 人。其中，至少參加一波者有 1091 人，至少參加二波者有 627 人，至少參加三波者有 474 人，四波皆參加者有 311 人。研究結果分三個部分來陳述，包括心理幸福感量表的編製及驗證、影響幸福感相關因素所構成的路徑關係模型之建構、幸福感相關構念的潛在成長曲線分析。目前主要的成果是已發表 2 篇國內外 TSSCI 及 SSCI 論文，一篇是心理幸福感量表的編製，一篇是外向性人格、神經質人格、社會支持對主觀幸福的影響路徑，另有 3 篇論文正在審查中，並預計再撰寫數篇論文針對最後一年收集的資料及合併四波後的資料。

中文關鍵詞：幸福感、人格、社會支持、潛在成長曲線、結構方程式模型

英文摘要：

英文關鍵詞：

台灣中老年人幸福感及相關因素之長期追蹤研究(III)成果報

告

摘要

本研究以臺灣中老年人為研究對象，除了探討相關影響因子對幸福感的影響路徑外，也關注幸福感的長期變化歷程，研究共歷時三年，收集四波資料，前三波調查間隔約 6 個月，第四波與第三波則間隔一年。第一波收集 653 人，第二波收集 643 人，第三波 682 人，第四波 555 人。其中，至少參加一波者有 1091 人，至少參加二波者有 627 人，至少參加三波者有 474 人，四波皆參加者有 311 人。研究結果分三個部分來陳述，包括心理幸福感量表的編製及驗證、影響幸福感相關因素所構成的路徑關係模型之建構、幸福感相關構念的潛在成長曲線分析。目前主要的成果是已發表 2 篇國內外 TSSCI 及 SSCI 論文，一篇是心理幸福感量表的編製，一篇是外向性人格、神經質人格、社會支持對主觀幸福的影響路徑，另有 3 篇論文正在審查中，並預計再撰寫數篇論文針對最後一年收集的資料及合併四波後的資料。

關鍵詞：幸福感、人格、社會支持、潛在成長曲線、結構方程式模型

壹、緒論

本報告綜合三年來的研究結果，分三個部份來陳述。第一部分是心理幸福感量表的編製及驗證；第二部分是影響幸福感相關因素所構成的路徑關係模型之建構；第三部分是長期資料的追蹤分析。其中，第一部分及第二部分都已有論文發表或已被接受的成果產出，第三部分由於涉及串連歷年來資料，頗費心思於整理相關脈絡，目前正積極分析及撰寫相關論文，但尚未有具體的分析結論，因此，這部份在這裡僅能初步解釋報表結果。

貳、文獻探討及研究結果

一、第一部分：心理幸福感量表簡式版的建立及驗證

關於簡式量表的建立已被國外期刊 SSCI 期刊接受，另外關於該量表的因素不變性檢定目前也已撰寫完畢，正在投稿審查中，現扼要陳述如下。

人類自古以來便努力與周遭的人事物環境進行接觸交流，希望獲得生活上的

舒適快樂，並進一步達成個人的理想實現，因此發展出兩種哲學思考方向，一種強調快樂原則，另一種強調追求潛能發揮，這兩類取向形成兩種幸福感的研究主流，在概念上相關但實徵上則不同(Keyes, Shmotkin, & Ryff, 2002)。無論是何種取向的幸福研究，欲將複雜的幸福構念進行科學化測量是一種挑戰，尤其是良好的心理計量實務通常要求每個構念須有多個測量試題來評估，而主要構念通常又包含數個相關但有區別性的次構念，因此使得部份量表的長度頗為可觀。從內部一致性信度的觀點而言，試題數目較多的量表之信度通常不低；從內容效度的觀點而言，量表試題的編寫過程通常須有特定主題之心理學理論為依據，以保證所測量的構念不會偏離預定的主題，如此一來，在上述質性效度及量化信度的配合下，曾經出現包含六向度(構念)長達 120 題的心理幸福感量表(Ryff, 1989b)，乃至後來的 84 題版(Ryff, Lee, Essex, & Schmutte, 1994)。然而，早在 20 世紀初，利用因素分析將抽象的構念加以捕捉的做法就已經出現，逐漸成為評估量化效度的重要技術，一般稱為探索性因素分析(exploratory factor analysis, EFA)，但是，這種分析方式對於長題數多構念的量表而言，通常無法獲得試題與構念間歸屬一致的驗證結果，這對部分未能提供較佳因素分析結果的量表而言頗為不利，尤其是心理測驗學強調健全的量表應該提供合理的量化效度證據，以利客觀科學研究的進行。

隨著時代的演進，出現結構方程式模型方法學，可利用預設模型將量表所收集到的樣本資料具體化，再藉由模型與資料的適配情形及相關參數的解讀，來提供量表效度達到何種水準之建構效度證據，一般稱為驗證性因素分析(confirmatory factor analysis, CFA)，可改善早期使用 EFA 無法提供驗證指標訊息及其它種種的問題(Brown, 2006；Richardson, Ratner, & Zumbo, 2009)。然而，即使如此，在實務上，過多試題仍然使 CFA 模型適配指標出現不佳的可能性大增，理由是，即使是參酌相關理論所編製出的試題，或多或少都可能測量到一些非研究預期的構念(因素)，這些非研究構念會導致試題測量誤差間相關的存在，迫使正確模型與資料的適配度不佳。從 CFA 的技術來看，在多構念的量表中，每個構念只需兩個試題即可讓模型獲得辨識，但考量可能出現其它實務上的辨識問題，Brown(2006)建議每個構念最少有三個測量指標。因此，本研究將參酌過去不同學者將 Ryff(1989b)心理幸福感量表簡化後的版本，在該 PWB 量表六向度架構下，將其中文化後進行簡式版的發展及信效度驗證工作，以利幸福感相關研究的進行，特別是對問卷中包含多份量表、需要長期追蹤的調查研究而言，較短的量表可以減少受試者的調查疲勞、避免樣本流失等優點(Stanton, Sinar, Balzer, & Smith, 2002)，已成為一種趨勢(Rammstedt, & John, 2007)，尤其是以年紀較大的中老年人或低教育程度者為研究對象，簡式量表更能增加其配合的意願，提升研究結果的可信度。關於本量表的相關選題及信效度結果已於去年結案報告中陳述，這裡不再贅述，僅列出該量表供參考。

	完 全 不 符 合	相 當 不 符 合	有 點 不 符 合	有 點 相 符 合	相 當 相 符 合	非 常 相 符 合
1.我喜愛與家人或朋友聊天和分享個人話題	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2.人們形容我是個肯付出的人，願意花時間在他人身上	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3.我知道我可以信任我的朋友，而他們也知道可以信任我	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
4.我對自己的主張很有信心，即使與多數人的共識不同	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
5.我不是那種會屈服於社會壓力而表現出某些行為或思考方式的人	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
6.我以自己認為重要的價值來評論自己，而非依照別人的標準	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
7.整體而言，我覺得自己能掌管生活情境	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
8.我能管理好日常生活中該做的事情	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
9.我通常能管理好個人財務與事務	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
10.我認為有新的體驗來激發自己如何看待自我及世界是很重要	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
11.對我而言，人生是持續學習、改變和成長的過程	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
12.我欣見自己看事情的觀點逐年改變且成熟	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
13.我喜歡為未來訂定計畫，並努力實踐它	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
14.我會積極完成已擬訂的計畫	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
15.我不是那一種對人生毫無目標的人	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
16.當我回顧過往，對於大多數事情的結果我感到滿意	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
17.整體來說，我認為自己有自信且積極	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
18.當我和身邊朋友相比時，我覺得自己還不錯	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

以下是進一步針對此量表所進行的因素不變性檢定結果。因素不變性檢定以及因素關係與潛在平均數在組間的比較，目前並無較多相關研究可供討論比較，因此，以下的研究結果是本研究的新發現。

(一)因素不變性的檢定

因素不變性(factorial invariance)涉及到量尺不變性(metric invariance)[或稱量尺相當(metric equivalence)，亦即 invariance 與 equivalence 這兩個字可交替使用]及純量不變性(scalar invariance)兩個部分，當這兩部分都成立時稱為因素不變性。量尺不變性須考慮因素結構相當(factor structure equivalence)及因素負荷量相當(factor loading equivalence)，當每個因素至少有兩個試題的因素負荷量在各組不變或相等時，稱為因素負荷量相當，此時因素間的關係在各組間的比較是有意義的；而純量不變性是指每個因素至少有兩個試題的截距在各組不變或相等，此時因素平均數(潛在平均數)在各組間的差異比較是有意義的(Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006)。

Cheng 與 Chan(2005)在老中青分組及男女分組進行模型適配度的比較中，發現各組的適配度差異頗大，因此，他們認為年齡及性別在 PWB 量表上並不具有因素不變性。為了確認此結果，本研究將進行量尺不變性及純量不變性的檢定程序。由表 1 的性別量尺不變性檢定結果可知，男女兩組在一階六因素斜交模型下都有合理的適配度。接著，將兩組放在一起進行因素結構相當的檢定，此時的適配結果亦可接受，然後以此作為基線模型，繼續進行因素負荷量相當的檢定，除了將每個因素第一題設為參照指標，以利跨組因素可以在相同的量尺上進行比較

外，每個因素另外兩題的因素負荷量亦設定為在兩組間相等，並利用巢套模型(nested model)的概念，將因素負荷相當與因素結構相當兩個模型的卡方值相減，以顯著水準.01 為判斷標準，結果發現卡方差異量並未達到.01 的顯著水準，表示男女兩組達到因素負荷量相當，因此，本量表在性別間符合量尺不變性的條件，有利於因素間關係在兩組間的比較。最後，以量尺不變性模型為比較標準，每個因素設定其中兩題截距項在性別間相等，以進行純量不變性檢定，結果發現卡方差異量亦未達到.01 顯著水準，表示男女兩組符合純量不變性的條件，有利於潛在平均數在組間的比較。由於量尺不變性及純量不變性獲得支持，因此，性別在本研究 18 題版 PWB 量表上符合因素不變性。

表 1 男性與女性一階六因素斜交結構之因素不變性的檢測

模型	χ^2	df	p	RMSEA	CFI	GFI	$\Delta\chi^2$	Δdf	p
男性樣本	385.19	120	<.001	.090	.97	.86	---	---	---
女性樣本	305.51	120	<.001	.064	.98	.92	---	---	---
因素結構相當	690.70	240	<.001	.076	.98	.86/.92	---	---	---
量尺不變：因素負荷量相當	704.89	252	<.001	.074	.98	.86/.92	14.19	12	>.01
純量不變：截距相當	730.75	264	<.001	.074	.97	.86/.92	25.86	12	>.01

表 2 是中老年人因素不變性檢定結果，其結果與表 1 的結果大致相同，亦即中老年人間達到量尺不變性與純量不變性的條件，符合因素不變性的要求，有利於因素間關係及潛在平均數在中老年人間的比較。

表 2 中年人與老年人一階六因素斜交結構之因素不變性的檢測

模型	χ^2	df	p	RMSEA	CFI	GFI	$\Delta\chi^2$	Δdf	p
中年人樣本	303.51	120	<.001	.066	.98	.91	---	---	---
老年人樣本	394.51	120	<.001	.088	.96	.87	---	---	---
因素結構相當	698.02	240	<.001	.077	.97	.91/.87	---	---	---
量尺不變：因素負荷量相當	712.97	252	<.001	.075	.97	.91/.87	14.95	12	>.01
純量不變：截距相當	738.97	264	<.001	.074	.97	.91/.87	26.00	12	>.01

(二)因素關係與潛在平均數在組間的比較

由於性別間符合量尺不變性的條件，因此，以表 1 的量尺不變：因素負荷量相當模型為比較標準，逐一比較六向度中的兩兩因素間之相關係數在兩組間是否有顯著差異。結果如表 3 所示，其中有兩個相關係數在性別間的差異達到.01 顯著水準，分別是「與他人正向關係」與「自主」，以及「自主」與「個人成長」。同時可發現，這兩個差異都是女性高於男性，這是本研究的新發現，暗示與男性相較下，女性中老年人自主性的提升，更可能隨著個人成長以及隨著與他人正向關係的建立而提升，反之亦可能成立。

表 3 六向度因素關係在男性組及女性組之間的差異檢定

因素相關	未限制前參數估計		限制後參數估計值	限制參數相等後 χ^2	$\Delta\chi^2$	p
	男性	女性				
PR 與 AU 關係	0.66	1.03	0.87	713.36	8.47	< .01
PR 與 EM 關係	0.83	0.88	0.86	704.88	-0.01	> .01
PR 與 PG 關係	0.81	1.04	0.94	706.43	1.54	> .01
PR 與 PL 關係	0.80	0.92	0.87	705.80	0.91	> .01
PR 與 SA 關係	0.84	0.95	0.91	705.37	0.48	> .01
AU 與 EM 關係	0.61	0.72	0.67	705.64	0.75	> .01
AU 與 PG 關係	0.76	1.09	0.95	712.62	7.73	< .01
AU 與 PL 關係	0.71	0.92	0.83	708.33	3.44	> .01
AU 與 SA 關係	0.71	0.98	0.86	708.98	4.09	> .01
EM 與 PG 關係	0.72	0.81	0.77	705.49	0.60	> .01
EM 與 PL 關係	0.86	0.86	0.86	704.90	0.01	> .01
EM 與 SA 關係	1.05	0.86	0.94	708.03	3.14	> .01
PG 與 PL 關係	0.77	1.03	0.92	710.00	5.11	> .01
PG 與 SA 關係	0.74	0.94	0.86	708.41	3.52	> .01
PL 與 SA 關係	0.90	0.94	0.92	704.86	-0.03	> .01

註：PR 表示與他人正向關係，AU 表示自主，EM 表示環境精熟，PG 表示個人成長，PL 表示生活目的，SA 表示自我接納。顯著水準.99 下的 $\chi^2(1)=6.635$ 。表中參數估計值係共同量尺完全標準化解(common metric completely standardized solution)的結果，使組間的參數估計值可以在相同的量尺上互相比較，其中有 5 個參數估計值大於 1 為不合理，但可視為非常接近 1，表示因素間相關非常密切。

由於性別間符合純量不變性的條件，因此，在表1的純量不變：截距相當模型之下，同時比較六向度潛在平均數在兩組間是否有顯著差異。此項檢定以男性組各向度的潛在平均數為參照，女性組各向度的潛在平均數與之相較下的差異如表4所示，性別在各向度潛在平均數差異都未達.01顯著水準，表示男性與女性中老年人在六個向度上的潛在平均數可視為相等。然而，Ryff(1989b)的結果顯示女性在與他人正向關係上有顯著較高的分數，而本研究雖發現女性較男性在該向度上高，但卻無顯著差異，這可能暗示過去女性被視為較容易與他人建立正向關係的優勢不在，其原因仍需進一步研究。

表 4 各向度潛在平均數在男性組與女性組之間的差異檢定

女性 vs. 男性的 潛在平均數差異檢定	與他人正向 關係(PR)	自主 (AU)	環境精熟 (EM)	個人成長 (PG)	生活目的 (PL)	自我接納 (SA)
平均數差異	0.06	-0.13	0.12	-0.03	-0.08	-0.01
標準誤	0.06	0.06	0.07	0.05	0.07	0.07
t 值	0.98	-2.20	1.62	-0.57	-1.13	-0.22

由於中年人與老年人兩組間符合量尺不變性的條件，因此，以表 2 的量尺不變：因素負荷量相當模型為比較標準，進行類似表 3 的比較程序，結果發現任兩個因素間的關係在中老年人之間沒有顯著差異的。又因中年人與老年人兩組間符

合純量不變性的條件，因此，在表 2 的純量不變：截距相當模型之下，同時比較六向度潛在平均數在兩組間的差異，此項檢定以中年人組各向度的潛在平均數為參照，差異檢定結果如表 5 所示，老年人比中年人在各向度潛在平均數上都較低，其中在 4 個向度上至少達到 .01 顯著水準，分別是與他人正向關係、環境精熟、個人成長、生活目的。其中，個人成長及生活目的與 Ryff(1989b)使用明顯分數檢定中老年人差異的結果一致；至於環境精熟以及與他人正向關係在本研究中出現中年人高於老年人的結果，可能暗示近年來科技工業的進步幅度，讓老年人對於環境的掌控能力漸感不足，也逐漸失去與他人建立正向關係的熱忱。Neugarten(1973)也認為在成人生活軌跡的變化中，中年人在環境精熟上應該有較突出的表現。

表 5 各向度潛在平均數在中年人組與老年人組之間的差異檢定

老年人 vs. 中年人的 潛在平均數差異檢定	與他人正向 關係(PR)	自主 (AU)	環境精熟 (EM)	個人成長 (PG)	生活目的 (PL)	自我接納 (SA)
平均數差異	-0.22	-0.09	-0.22	-0.22	-0.28	-0.14
標準誤	0.06	0.06	0.07	0.06	0.07	0.06
t 值	-3.57**	-1.50	-3.03**	-3.82**	-4.19**	-2.24

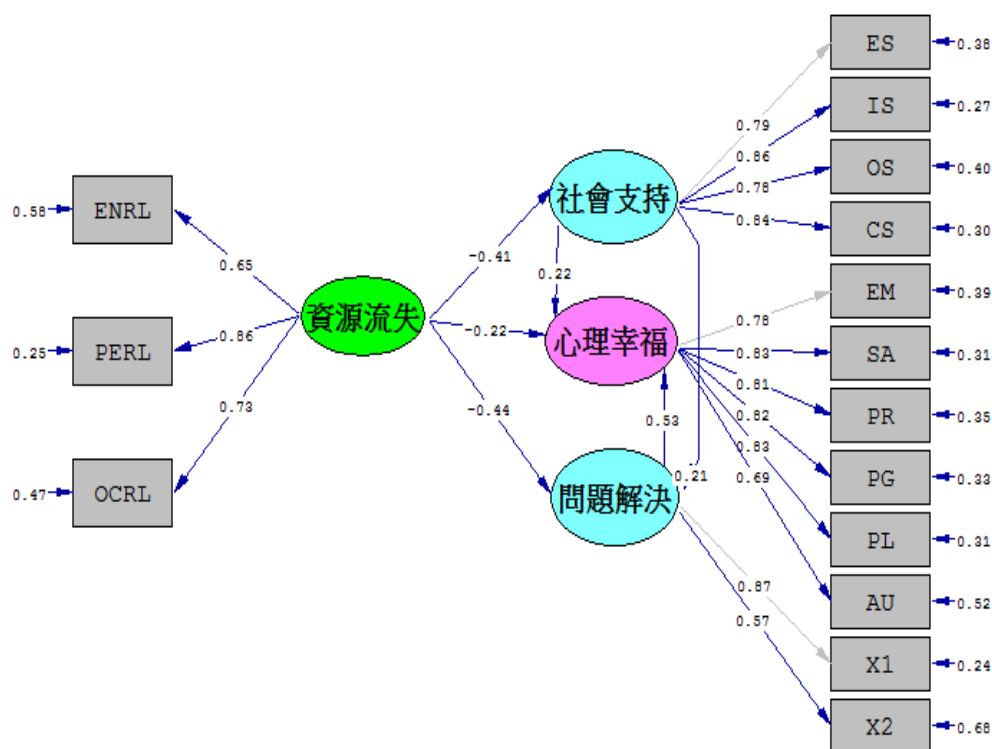
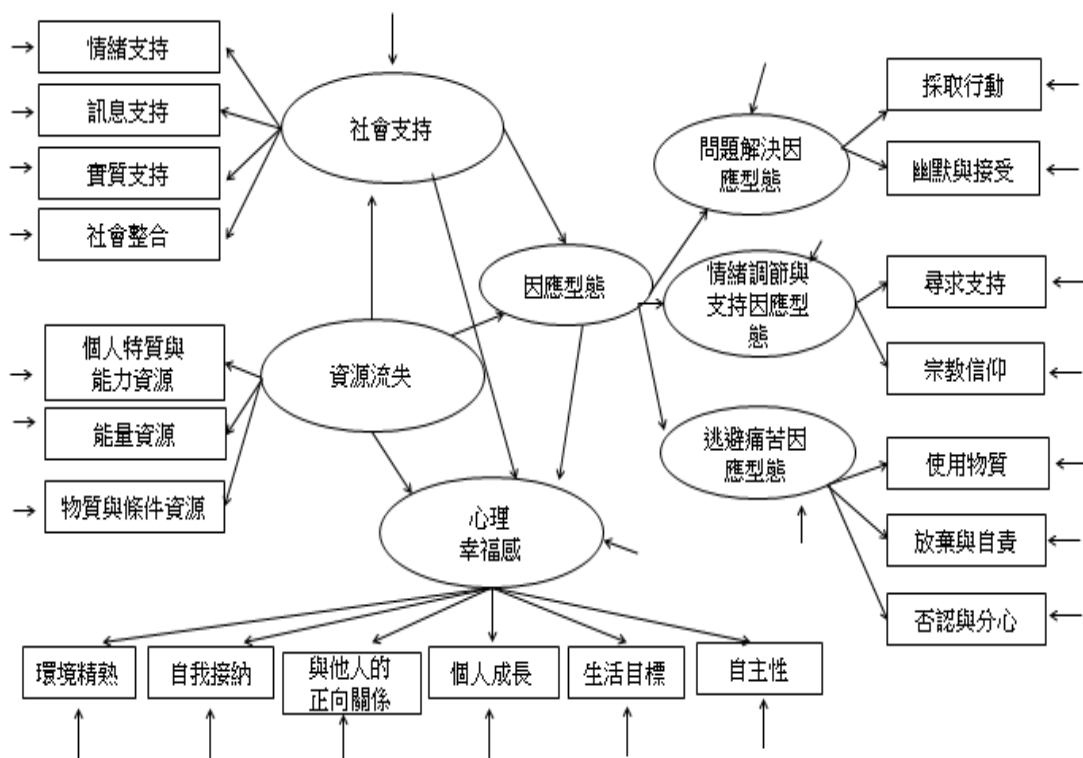
註：** $p < .01$

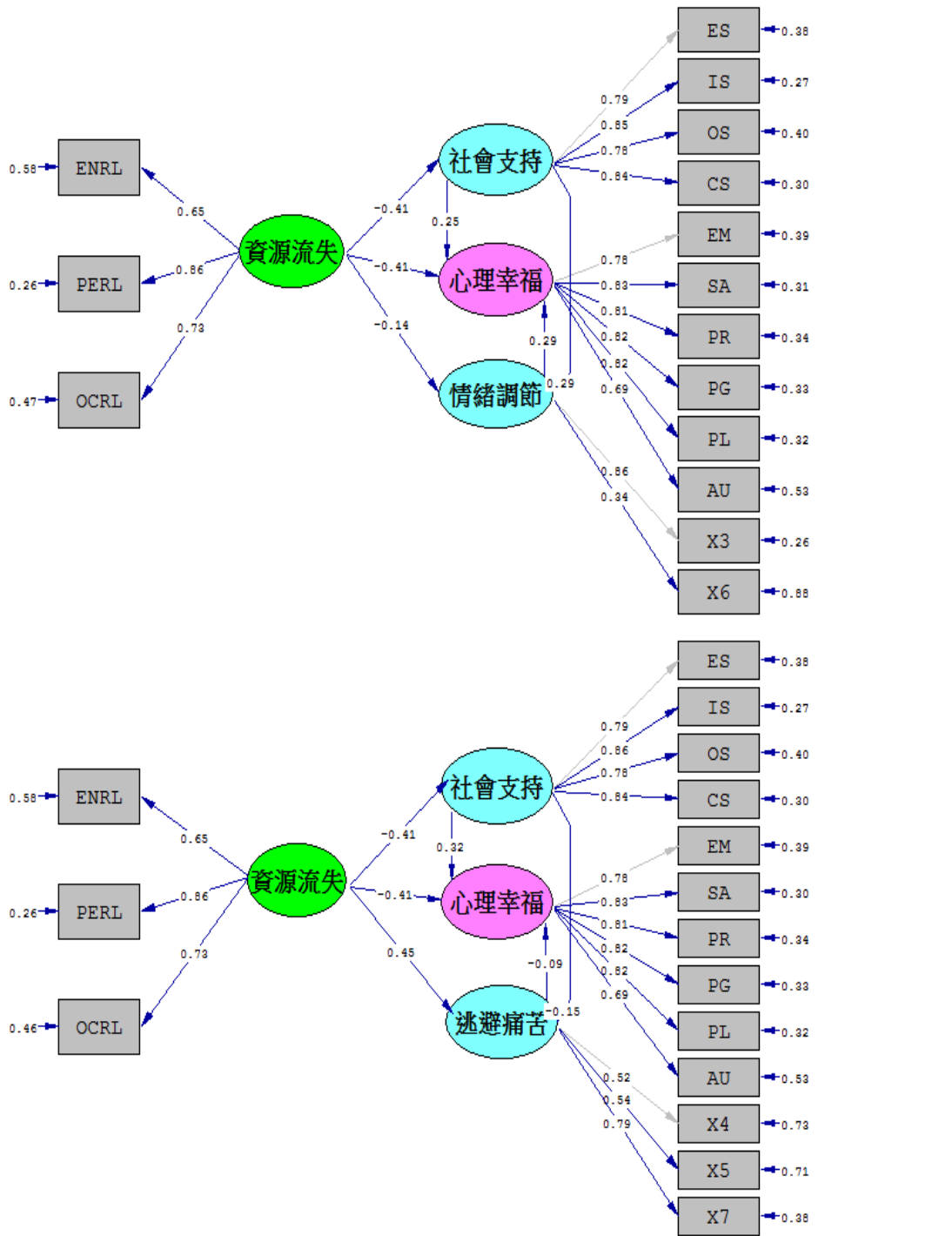
二、第二部分：心理幸福感相關因素路徑模型的建立

目前已建立的兩個模型為 1. 外向性及神經質人格、社會支持與主觀幸福感路徑關係；2. 資源流失、社會支持、因應型態與心理幸福感的的路徑關係。前者已於第一年成果報告中有陳述，研究成果已被 TSSCI 期刊接受，後者研究成果也正在投稿審查中，現扼要陳述如下。

隨著年齡漸增，中老年人生活將面臨不同以往的改變與挑戰，例如退休、失去伴侶、生病等，這些都是因年老而增加的壓力源。若無法妥善處理壓力，壓力容易對個體造成種種影響，舉凡無法維持原本的生活型態、增加對他人的依賴、難以維持良好社交等，進而影響一個人的情緒、生活滿意度、幸福感。依據「資源保留理論」(conservation of resources theory, COR) 的看法，上述生活壓力可被視為資源流失 (resources loss) (Hobfoll, 1989)，而資源流失愈多，個體愈感痛苦，愈容易有憂鬱與焦慮等負向情緒，使幸福感下降。當一個人缺乏或失去資源時容易罹患心理與生理疾病，若能有效管理資源則可預防疾病並提升幸福感 (Hobfoll & Jackson, 1991)。而社會支持是預防身心疾病進而提升幸福感的重要因子之一，尤其從中年階段步入老年後的親密需求會增加，傾向與家人、知心好友相處 (Charles & Carstensen, 2009)，當老年人接受的社會支持型態愈多元、社會支持滿意度愈高，則心理幸福感愈高 (Pinquart & Sörensen, 2000；羅凱南, 2001)。而因應方式 (coping) 亦是影響個人的心理幸福感另一個重要因子 (Park & Adler, 2003；Schnider, Elhai, & Gray, 2007)。當個體面對困難或不利條件時，若能採用正向主動因應方式，則能增加生活滿意度，較少出現憂鬱情緒，整體心

理狀態較佳；但若採用負向因應方式，則容易出現心理困擾乃至生活適應上的困難（Hsu & Tung, 2010；Yang, Brothers & Anderson, 2008）。以下是所建立的模型及分開執行分析的結果。



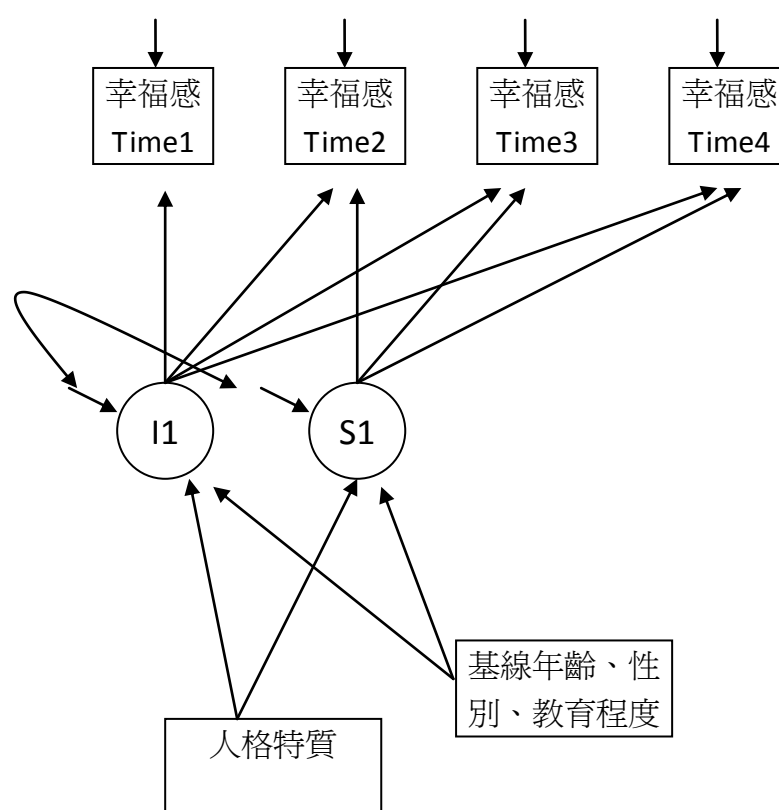


三、第三部分：長期追蹤資料的分析

過去研究少有針對幸福感等相關變項進行固定樣本的長期追蹤分析，因此這部分的過去橫斷面資料的參考價值有限，但本研究分析結果仍可與之進行比較，找出兩種資料分析結果在因果推論上的異同。

本研究三年來共收集四波資料，前三波之間都間隔半年，第四波與第三波則間隔一年。初步統計結果發現，至少參加一波者有 1091 人，至少參加二波者有

627 人，至少參加三波者有 474 人，四波皆參加者有 311 人。以下是針對 18 題心理幸福感量表以及臺灣簡明版世界衛生組織生活品質量表，在四波調查中出現的變化情形所進行的潛在成長曲線分析，前者以總分來處理，後者分別以四個次元量表總分來分析，包括生理範疇、心理範疇、社會關係範疇、環境範疇。分析過程依序以三個模型來適配資料，模型一不考慮任何預測變項，純粹檢定兩個成長因素的平均數及變異量，即水準(level)因素及斜率(slope)因素，因素負荷量的設定分別為 1,1,1,1 及 0,1,2,4，以下模型亦同；模型二則加入基線年齡、性別及教育程度三個背景變項為預測因子，來解釋水準及斜率兩個成長因素的變化情形；模型三則進一步增加外向性人格及神經質人格為預測變項，來了解控制基本背景變項後，人格因子的解釋效果。模型三可以下圖表示之。



以下數個表格是初步分析的結果，使用至少參加三波的 474 人及至少參加二波的 627 人之資料來進行分析，這裡可以合理的假設樣本減損與所關心的依變項無關，這些減損並非由於受試者死亡或對依變項有顧忌而退出研究，純粹是施測者畢業而不願繼續施測，或受試者嫌麻煩而不願每次幫忙填寫問卷所致，因此可以假設資料遺漏是屬於 MAR(missing at random)型式，即隨機遺漏。因此，可利用多元插補法(multiple imputation)，藉由其他輔助變項(auxiliary variables)來協助估計遺漏值，但預測變項的遺漏值無法藉由多元插補法來處理。

在 474 人的心理幸福感成長曲線分析中，如表 6 所示，模型一的適配度卡方值為 17.653，在自由度為 5 的顯著性為 $p = .0034$ ，卡方與自由度比值為 3.531，

在合理範圍內，其它適配指標 $CFI = .982$ ， $RMSEA = .073$ 也顯示出此模型具有可接受的品質。由模型一可發現，這三年來四波心理幸福感的起始點分數平均為 76.619，達到 .001 顯著水準，且受試者的起始分數是有顯著變化的，變異量為 87.863，表示受試者在一開始的心理幸福感程度平均而言雖然較高，但受試者間仍有不小的個別差異，因此分數較為分散。另外，由斜率因素來看，受試者在這四波心理幸福感的斜率之平均值為 0.216，未達顯著水準，這顯示，平均而言，心理幸福感的線性趨勢十分平穩而不陡峭，然而，此線性趨勢在受試者間仍有一定的差異，斜率變異量為 1.667， $p < .06$ ，表示受試者間的斜率變化仍有不可忽略的個別差異存在。此外，初始水準與斜率兩因素間的共變為 -4.404，達到 .05 顯著水準，表示受試者初始心理幸福感越高，斜率越低，即心理幸福感隨波次而改變得越負向。

模型二增加了三個背景變項，模型適配度卡方值為 31.506，在自由度為 11 的顯著性為 $p = .0009$ ，卡方與自由度比值為 2.864，在合理範圍內，其它適配指標 $CFI = .974$ ， $RMSEA = .063$ 也顯示出此模型具有可接受的品質。在三個背景變項對兩個潛在成長因素的預測下，受試者初始水準的截距之平均為 64.356，仍達到 .001 顯著水準，初始水準的截距變異量(即其殘差變異)為 70.009，與模型一的對應的變異量相較下有降低，但仍達到 .001 顯著水準；而受試者心理幸福感隨波次變化的斜率之截距為 3.225，達到 .01 顯著水準，表示在控制背景變項下，平均而言，每波次的心理幸福感改變量是增加 3.225 個單位，受試者有越來越幸福的感受。而斜率殘差變異量為 1.996，達 .05 顯著水準，然而與模型一對應下，不減反增，似有違常理。此外，截距與斜率殘差變異的共變仍然為顯著地負向。最後，針對三個背景變項的固定效果進行分析可發現，教育程度對心理幸福感初始水準的效果為 3.264，達 .001 顯著水準，即教育程度越高，心理幸福感的初始水準越高，而基線年齡及性別對初始水準並沒有顯著的影響。另外，就斜率而言，基線年齡對斜率的效果為 -0.035，達 .05 顯著水準，表示年齡越高，每波次的心理幸福感變化越負向，即斜率的改變越負向。而性別沒有影響，但教育程度對斜率的效果為 -0.259，達 .05 顯著水準，表示教育程度越高者，每波次的心理幸福感變化越負向，即斜率的改變越負向。

模型三再增加了兩種人格因子作為預測變項，模型適配結果大致合理可接受。各項參數估計結果與模型二大致相似，不再贅述。外向性人格對初始水準的效果為 0.464，達 .001 顯著水準，表示越外向的人，心理幸福感越高；而神經質人格對初始水準的效果為 -0.753，達 .001 顯著水準，表示神經質越高，心理幸福感的初始水準越低，此與過去橫斷面研究結果一致。此外，外向性人格對斜率沒有影響，但神經質人格對斜率則有 0.098 的效果，達 .05 顯著水準，表示神經質越高，各波次心理幸福感的變化趨勢越正向，但這個結果頗令人意外，亦即此結果並非如一般橫斷面研究所發現的神經質人格對幸福感有負向效果。加入時間考量後，神經質人格對幸福感變化的影響是正向的。

表 6 心理幸福感潛在成長曲線模型(N=474 人)

	模型一	模型二	模型三
平均或截距			
I(水準)	76.619 ^{***}	64.356 ^{***}	64.929 ^{***}
S(斜率)	0.216	3.225 ^{**}	3.000 [*]
變異數/殘差變異數/共變數			
I(水準)	87.863 ^{***}	70.009 ^{***}	62.117 ^{***}
S(斜率)	1.667 [§]	1.996 [*]	1.839 [*]
I與S共變數	-4.404 [*]	-3.943 [*]	-3.214 [§]
共變量迴歸			
I			
基線年齡		0.020	0.028
性別(女性為參照組)		-0.782	-1.245
教育程度		3.264 ^{***}	2.821 ^{***}
外向性人格			0.464 ^{***}
神經質人格			-0.753 ^{***}
S			
基線年齡		-0.035 [*]	-0.035 [*]
性別(女性為參照組)		-0.106	-0.125
教育程度		-0.259 [*]	-0.201 ^{††}
外向性人格			-0.042
神經質人格			0.098 [*]
模型適配指標			
模型卡方	17.653	31.506	51.393
自由度	5	11	15
顯著性 <i>p</i>	0.0034	0.0009	<0.0001
CFI	0.982	0.974	0.957
RMSEA	0.073	0.063	0.072

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$; § $p < .06$; †† $p < .10$;

以下表 7 是 627 人的心理幸福感潛在成長曲線分析結果，模型適配度合理可接受。參數估計結果與 427 人結果的較大差異是，各波次心理幸福感的斜率之變異量並不顯著，表示受試者在短短三年內的四波調查中，心理幸福感的變化十分的穩定，儘管如此，背景變項中的基線年齡及教育程度仍對斜率的變化有顯著的影響力，神經質人格仍然對斜率有顯著正向的解釋效果。

表 7 心理幸福感潛在成長曲線模型(N=627 人)

	模型一	模型二	模型三
平均或截距			
I(水準)	77.115 ^{***}	66.063 ^{***}	66.547 ^{***}
S(斜率)	0.183	3.245 ^{**}	3.058 ^{**}
變異數/殘差變異數/共變數			
I(水準)	84.637 ^{***}	68.202 ^{***}	59.368 ^{***}
S(斜率)	1.248	1.231	1.355
I與S共變數	-3.349 [§]	-2.838 ^{††}	-2.168
共變量迴歸			

I			
基線年齡		0.002	0.015
性別(女性為參照組)		-0.722	-1.218
教育程度		3.093 ^{***}	2.664 ^{***}
外向性人格			0.495 ^{***}
神經質人格			-0.804 ^{***}
S			
基線年齡		-0.035 [*]	-0.036 [*]
性別(女性為參照組)		-0.250	-0.168
教育程度		-0.247 [*]	-0.191 ^{††}
外向性人格			-0.050
神經質人格			0.107 [*]
模型適配指標			
模型卡方	23.573	34.389	56.507
自由度	5	11	15
顯著性 <i>p</i>	0.0003	0.0003	<0.0001
CFI	0.976	0.974	0.957
RMSEA	0.077	0.058	0.066

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$; § $p < .06$; †† $p < .10$;

表 8 是針對生活品質量表在生理範疇上的潛在成長曲線分析結果，模型適配度也是合理可接受。值得注意的是，斜率的變異量皆達.05 顯著水準，表示各波次的生活品質生理範疇分數雖在短短三年中，仍有顯著的改變，與先前發現的心理層面幸福感有較大的不同。就預測變項的影響而言，基線年齡及教育程度對起始的心理幸福感分別有顯著負向及正向的影響，而外向性人格及神經質人格對初始水準也分別有顯著正向及負向的效果。就斜率預測效果來說，教育程度對斜率的影響勉強有效，其他背景變項則無顯著效果，但是考慮人格因子的影響後，教育程度的影響變得可以忽略。而外向性人格對斜率的效果不顯著，但神經質人格對斜率的正向影響仍十分突出，值得注意。

表 8 生活品質的生理範疇之潛在成長曲線模型(N=627 人)

	模型一	模型二	模型三
平均或截距			
I(水準)	24.719 ^{***}	26.962 ^{***}	29.103 ^{***}
S(斜率)	-0.128 ^{**}	0.420	-0.039
變異數/殘差變異數/共變數			
I(水準)	14.033 ^{***}	10.654 ^{***}	8.318 ^{***}
S(斜率)	0.255 [*]	0.263 [*]	0.252 [*]
I 與 S 共變數	-0.527 [*]	-0.443 ^{††}	-0.191
共變量迴歸			
I			
基線年齡		-0.091 ^{***}	-0.089 ^{***}
性別(女性為參照組)		0.098	-0.264
教育程度		0.877 ^{***}	0.655 ^{***}
外向性人格			0.101 [*]

神經質人格			-0.524 ^{***}
S			
基線年齡		-0.004	-0.004
性別(女性為參照組)		-0.056	0.009
教育程度		-0.075 [†]	-0.046
外向性人格			0.002
神經質人格			0.075 ^{***}
模型適配指標			
模型卡方	17.146	29.477	45.937
自由度	5	11	15
顯著性 <i>p</i>	0.0042	0.0019	0.0001
CFI	0.986	0.981	0.972
RMSEA	0.062	0.052	0.057

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$; § $p < .06$; † 表示 $p < .07$; †† $p < .10$

表 9 是針對生活品質量表在心理範疇上的潛在成長曲線分析結果，模型適配度也是合理可接受。斜率的變異量仍未達顯著，表示各波次的生活品質心理範疇分數十分穩定，變化不大，與之前心理幸福感潛在成長曲線模型的結果一致。此外，教育程度對斜率的影響勉強有效，但考慮人格因子後，教育程度的影響變得可以忽略。

表 9 生活品質的心理範疇之潛在成長曲線模型(N=627 人)

	模型一	模型二	模型三
平均或截距			
I(水準)	19.909 ^{***}	20.676 ^{***}	22.194 ^{***}
S(斜率)	0.116 ^{**}	0.232	-0.126
變異數/殘差變異數/共變數			
I(水準)	8.255 ^{***}	6.552 ^{***}	4.558 ^{***}
S(斜率)	0.080	0.074	0.070
I 與 S 共變數	-0.080	0.035	0.236
共變量迴歸			
I			
基線年齡		-0.056 ^{***}	-0.053 ^{***}
性別(女性為參照組)		0.285	-0.042
教育程度		0.688 ^{***}	0.478 ^{***}
外向性人格			0.132 ^{***}
神經質人格			-0.465 ^{***}
S			
基線年齡		0.002	0.002
性別(女性為參照組)		-0.118	-0.056
教育程度		-0.059 ^{††}	-0.032
外向性人格			-0.002
神經質人格			0.067 ^{***}
模型適配指標			
模型卡方	15.609	20.101	40.669
自由度	5	11	15

顯著性 p	0.0081	0.0440	0.0004
CFI	0.985	0.989	0.973
RMSEA	0.058	0.036	0.052

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$; § $p < .06$; † 表示 $p < .07$; †† $p < .10$

表 10 是針對生活品質量表在社會關係範疇上的潛在成長曲線分析結果，模型適配度也是合理可接受。斜率的變異量也未達顯著，表示各波次的生活品質社會關係範疇分數十分穩定，變化不大，與之前心理幸福感及生活品質的心理範疇潛在成長曲線模型的結果一致。此外，教育程度對斜率的影響勉強有效，但考慮人格因子後，教育程度的影響變得可以忽略。

表 10 生活品質的社會關係範疇之潛在成長曲線模型(N=627 人)

	模型一	模型二	模型三
平均或截距			
I(水準)	13.545***	14.461***	14.909***
S(斜率)	0.042	0.214	0.119
變異數/殘差變異數/共變數			
I(水準)	3.515***	3.014***	2.370***
S(斜率)	0.062	0.062	0.065††
I與S共變數	-0.205*	-0.184*	-0.121
共變量迴歸			
I			
基線年齡		-0.036***	-0.033***
性別(女性為參照組)		-0.067	-0.221
教育程度		0.350***	0.230**
外向性人格			0.108***
神經質人格			-0.236***
S			
基線年齡		-0.001	-0.001
性別(女性為參照組)		0.018	0.043
教育程度		-0.040††	-0.024
外向性人格			-0.010
神經質人格			0.032**
模型適配指標			
模型卡方	2.123	6.881	22.217
自由度	5	11	15
顯著性 p	0.8319	0.8087	0.1022
CFI	1.000	1.000	0.991
RMSEA	0.000	0.000	0.028

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$; § $p < .06$; † 表示 $p < .07$; †† $p < .10$

表 11 是針對生活品質量表在環境範疇上的潛在成長曲線分析結果，模型適配度也是合理可接受。斜率的變異量也未達顯著，表示各波次的生活品質環境範疇分數十分穩定，變化不大，與之前心理幸福感及生活品質的心理與社會關係範疇潛在成長曲線模型的結果一致。此外，教育程度對斜率的影響勉強有效，但考

慮人格因子後，教育程度的影響變得可以忽略。

表 11 生活品質的環境範疇之潛在成長曲線模型(N=627 人)

	模型一	模型二	模型三
平均或截距			
I(水準)	30.513 ^{***}	28.455 ^{***}	30.814 ^{***}
S(斜率)	0.207 ^{***}	1.339 ^{**}	0.831
變異數/殘差變異數/共變數			
I(水準)	16.489 ^{***}	13.698 ^{***}	11.118 ^{***}
S(斜率)	0.117	0.101	0.077
I與S共變數	-0.765 [*]	-0.605	-0.280
共變量迴歸			
I			
基線年齡		-0.033	-0.030
性別(女性為參照組)		-0.054	-0.448
教育程度		1.125 ^{***}	0.879 ^{***}
外向性人格			0.103 [*]
神經質人格			-0.581 ^{***}
S			
基線年齡		-0.010	-0.010
性別(女性為參照組)		-0.075	0.005
教育程度		-0.140 ^{**}	-0.100 [*]
外向性人格			-0.003
神經質人格			0.099 ^{***}
模型適配指標			
模型卡方	26.687	29.034	45.882
自由度	5	11	15
顯著性 <i>p</i>	0.0001	0.0022	0.0001
CFI	0.966	0.975	0.962
RMSEA	0.083	0.051	0.057

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$; § $p < .06$; † 表示 $p < .07$; †† $p < .10$

參、結論與建議

本研究歷時三年，共收集四波的樣本資料，主要目的是針對中老年人的幸福感進行長期的追蹤研究，除了部分固定樣本資料的收集外，也有一大部分的樣本是只參加其中一、兩波的調查。每波收集的樣本可以進行橫斷面資料的分析，因此，目前已根據這些資料撰寫出 5 篇論文，其中 2 篇已分別獲得國外 SSCI 及國內 TSSCI 期刊的接受，另 3 篇則正在審查中，預計將可再持續進行相關論文的撰寫及投稿。此外，三年四波的資料進行串連後，初步分析結果顯示幸福感的起始點高低與性別較無關連，而與教育程度及基線年齡有一定的關係，年齡越高者的幸福感越低，而教育程度越高者的幸福感較高，除這些背景變項外，外向性人格及神經質人格亦可提供額外的解釋效果，外向性人格分數越高者越容易感到幸福，神經質人格越高者幸福感越低；就長期變化的趨勢而言，斜率的變化並不是

很明顯，僅有微弱的變異存在，然而仍可被基線年齡、教育程度及神經質人格所解釋，特別是神經質人格的解釋力最強，其中，基線年齡及教育程度對斜率變異的效果都是負向的，年齡越高或教育程度越高，幸福感會有逐年下降的趨勢，然而，神經質人格對斜率變異的效果卻是正向的，即神經質人格分數越高，幸福感的長期的變化越正面。綜合言之，性別對截距因素及斜率因素皆無顯著效果，基線年齡及教育程度對截距因素的效果顯著性高於對斜率因素的效果顯著性，但基線年齡的效果都是負向，教育程度對截距的效果是正向但對斜率的效果是負向；外向性人格僅對截距有正向效果，對斜率並無顯著效果；神經質人格對截距有負向效果，但對斜率有正向效果。

其中最值得注意的有兩點，一是教育程度越高卻讓中老年人逐年的幸福感變化越趨負向，二是神經質人格對長期的幸福感變化有正向的幫助。前者的原因可能是學歷在進入中老年後變得越來越不重要，對於老年人族群而言，當進入人生晚期後，通常學歷高低已無法在職場上發生效用，因此，收入的影響比教育程度對幸福感來得更為重要（Pinquart & Sörensen, 2000），因此，可以合理推測教育程度對幸福感的影響會逐年下降，因此，教育程度對幸福感的斜率是負向效果。至於第二點關於神經質對斜率變化產生正向效果之原因可能較複雜，初步排除因外向性人格同時加入模型中產生的共線效果，因為在私下進行的模型試驗時發現，若不放外向性人格時，神經質人格對斜率的效果仍是正向的。文獻探討的結果發現，過去的研究結果確實發現神經質與健康的關係並非一致(Hampson, & Friedman, 2008)，神經質人格高者則可能有兩條生活路徑，一條路徑是會因悲觀焦慮而忽略自身的健康，導致不健康的生活型態，另一條路徑則是會因神經敏感而更加警覺自身的健康處遇，因而設法提升自身的健康(Friedman, 2000)，因此本研究的結果較支持後面這條路徑，神經質人格分數越高者可能更加警覺自己的身心健康狀態，從而導致其更加關注自己的幸福感，也就是臺灣中老年人中，神經質人格分數越高者，隨著時間推移，越會關注自己的幸福。儘管如此，仍然要注意可能有另外一種解釋，即神經質人格較高者可能對於本研究多次調查產生警覺性，因而在自陳幸福感時產生反動的心理，傾向在後面波次的調查中反應出較高的幸福感。

本研究的限制在於研究的期程只有三年，無法將研究結果推論到長時間的變化，未來可以由政府單位或委託大學定期針對中老年幸福感等相關因素做長時間的追蹤調查，建立大型資料庫，如國外澳洲針對 70 歲以上者有關健康功能、社會網絡及經濟資源所建立的資料庫 ALSA(Australian Longitudinal Study of Ageing)、又如受英美政府資助建立的 ELSA(English Longitudinal Study of Ageing) 資料庫亦針對 50 歲以上的人民進行健康功能、社會網絡及經濟資源的研究。其它如 HRS(Health and Retirement Study)是針對 51-61 歲人口所建立的資料庫、而 LOSA II(Longitudinal Study of Aging II)亦是針對 70 歲以上人口所建立的資料庫，調查內容都與身心健康功能有關。

參考文獻

- 羅凱南 (2001)。社會支持、人格特質、個人屬性對老年人心理幸福滿足感影響之研究。政治大學心理系研究所碩士論文，未出版，台北市。
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press.
- Charles, S. T., & Carstensen, L. L. (2009). Social and emotional aging. *The Annual Review of Psychology*, *61*, 383-409.
- Cheng, S. T., & Chan, A. C. M. (2005). Measuring psychological well-being in the Chinese. *Personality and Individual Differences*, *38*, 1307-1316.
- Friedman, H. S. (2000). Long-term relations of personality and health: Dynamisms, mechanisms, tropism. *Journal of Personality*, *68*, 1089-1108.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (6 th ed.). London: Prentice-Hall International.
- Hampson, S. H., & Friedman, H. S. (2008). Personality and health. In O. P. John, R. W. Robins, & L. A. Pervin (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (3rd ed., pp. 770-794). New York: Guilford Press.
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources. A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist*, *44*(3), 513-524.
- Hobfoll, S. E., & Jackson, A. P. (1991). Conservation of resources in community intervention. *American Journal of Community Psychology*, *19*(1), 111-121.
- Hsu, H.C., & Tung, H. J. (2010). What makes you good and happy? Effects of internal and external resources to adaptation and psychological well-being for the disabled elderly in Taiwan. *Aging and Mental Health*, *14*(7), 851-860.
- Kafka, G. J., & Kozma, A. (2002). The construct validity of Ryff's scales of psychological well-being (SPWB) and their relationship to measures of subjective well-being. *Social Indicators Research*, *57*, 171-190.
- Keyes, C. L. M., Shmotkin, D., & Ryff, C. D. (2002). Optimizing well-being: The empirical encounter of two traditions. *Journal of Personality and Social Psychology*, *82*, 1007-1022.
- Neugarten, B. L. (1973). Personality change in late life: A developmental perspective. In C. Eisendorfer & M. P. Lawton (Eds.), *The psychology of adult development and aging* (pp. 311-335). Washington, DC: American Psychological Association.
- Park, C. L., & Adler, N. E. (2003). Coping style as a predictor of health and well-being across the first year of medical school. *Health Psychology* *22*(6), 627-631.
- Pinquart, M., & Sörensen, S. (2000). Influences of socioeconomic status, social network, and competence on subjective well-being in later life: A meta-analysis.

Psychology and Aging, 15, 187-224.

- Rammstedt, B., & John, O. P. (2007). Measuring personality in one minute or less: A 10-item short version of the Big Five Inventory in English and German. *Journal of Research in Personality*, 41, 203-212.
- Richardson, C. G., Ratner, P. A., & Zumbo, B. D. (2009). Further support for multidimensionality within the Rosenberg self-esteem scale. *Current Psychology*, 28, 98-114.
- Ryff, C. D. (1989b). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 1069-1081.
- Ryff, C. D., Lee, Y. H., Essex, M. J., & Schmutte, P. S. (1994). My children and me: Mid-life evaluations of grown children and of self. *Psychology and Aging*, 9, 195-205.
- Stanton, J. M., Sinar, E., Balzer, W., & Smith, P. C. (2002). Issues and strategies for reducing the length of self-report scales. *Personnel Psychology*, 55, 167-194.
- Schnider, K. R., Elhai, J. D., & Gray, M. J. (2007). Coping style use predicts posttraumatic stress and complicated grief symptom severity among college students reporting a traumatic loss. *Journal of Counseling Psychology* 54(3), 344-350.
- Yang, H. C., Brothers, B. M., & Andersen, B. L. (2008). Stress and quality of life in breast cancer recurrence: moderation or mediation of coping? *Annals of Behavioral Medicine*, 35(2), 188-197.

國科會補助計畫衍生研發成果推廣資料表

日期 2013/10/17

國科會補助計畫	計畫名: 臺灣中老年人幸福感及相關因素之長期追蹤研究)
	計畫主持 秦仁豪
	計畫編號: 012-410H-0400-10S-S5 學門領域: 教育有關專門領域
無研發成果推廣資料	

101 年度專題研究計畫研究成果彙整表

計畫主持人：李仁豪		計畫編號：101-2410-H-040-010-SSS				計畫名稱：台灣中老年人幸福感及相關因素之長期追蹤研究(III)	
成果項目		量化			單位	備註（質化說明：如數個計畫共同成果、成果列為該期刊之封面故事...等）	
		實際已達成數（被接受或已發表）	預期總達成數(含實際已達成數)	本計畫實際貢獻百分比			
國內	論文著作	期刊論文	0	2	100%	篇	
		研究報告/技術報告	0	0	100%		
		研討會論文	0	0	100%		
		專書	0	0	100%		
	專利	申請中件數	0	0	100%	件	
		已獲得件數	0	0	100%		
	技術移轉	件數	0	0	100%	件	
		權利金	0	0	100%	千元	
	參與計畫人力 (本國籍)	碩士生	2	2	100%	人次	
		博士生	0	0	100%		
		博士後研究員	0	0	100%		
		專任助理	0	0	100%		
國外	論文著作	期刊論文	0	0	100%	篇	
		研究報告/技術報告	0	2	100%		
		研討會論文	0	0	100%		
		專書	0	0	100%		章/本
	專利	申請中件數	0	0	100%	件	
		已獲得件數	0	0	100%		
	技術移轉	件數	0	0	100%	件	
		權利金	0	0	100%	千元	
	參與計畫人力 (外國籍)	碩士生	0	0	100%	人次	
		博士生	0	0	100%		
		博士後研究員	0	0	100%		
		專任助理	0	0	100%		

<p>其他成果 (無法以量化表達之成果如辦理學術活動、獲得獎項、重要國際合作、研究成果國際影響力及其他協助產業技術發展之具體效益事項等，請以文字敘述填列。)</p>	<p>無</p>
--	----------

	成果項目	量化	名稱或內容性質簡述
科 教 處 計 畫 加 填 項 目	測驗工具(含質性與量性)	0	
	課程/模組	0	
	電腦及網路系統或工具	0	
	教材	0	
	舉辦之活動/競賽	0	
	研討會/工作坊	0	
	電子報、網站	0	
	計畫成果推廣之參與(閱聽)人數	0	

國科會補助專題研究計畫成果報告自評表

請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況、研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）、是否適合在學術期刊發表或申請專利、主要發現或其他有關價值等，作一綜合評估。

1. 請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況作一綜合評估

達成目標

未達成目標（請說明，以 100 字為限）

實驗失敗

因故實驗中斷

其他原因

說明：

2. 研究成果在學術期刊發表或申請專利等情形：

論文： 已發表 未發表之文稿 撰寫中 無

專利： 已獲得 申請中 無

技轉： 已技轉 洽談中 無

其他：（以 100 字為限）

3. 請依學術成就、技術創新、社會影響等方面，評估研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）（以 500 字為限）

第三年收集第四波資料，連同前二年所收集的三波資料，合併後共四波資料，將可進行長期資料分析(longitudinal data analysis)，包括階層線性模型及潛在成長曲線模型等等分析。預期可發表中外期刊論文至少 2 篇以上。總的而言，本研究不僅在分析技術上具創新性，也改善了一般使用橫斷面研究所造成的因果關係不確定性，同時研究中老年樣本的結果對社會有一定的影響，對於國家關於中老年人幸福感政策的制定具有相當的應用價值。