

第四章 資料處理與討論

在優仕網上顯示問卷作答者為 488 人，扣掉未通過測謊題者後剩 481 人，再扣除回答未使用過網路銀行與年齡小於 20 歲者，最後得有效問卷共 217 份。

本研究分析分成兩部分，第一部分陳述基本資料的敘述統計量來呈現樣本的特性，第二部分為使用結構方程模式方法來驗證本研究模型。本研究對第一部份的著墨並不深，僅列出其基本的敘述統計量，主要有以下幾個原因：

1. 本研究目的並非在探討各人口變項對於模型的干擾或效用為何，也非探討曾使用過網路銀行的人口特性對其使用網路習慣的影響。
2. 本研究採用問卷調查法而非實驗法，因此在沒有理論支持下，無法推論人口特性對於研究模型具有因果關係的影響力，僅能有限度的說明人口特性對於模型中各構面的相關性，而這尚需花費相當多的時間與精力且無法清楚描繪出人口特性對於模型的整體影響。
3. 本研究的樣本大小為217人，若探討人口變項對於模型的干擾或效用，依人口特性切割樣本各別進行結構方程模式分析，容易造成分析上的統計問題，如樣本太小致使常態性假設無法成立、模型鑑定的卡方檢定統計量無法趨近於卡方分配等問題。

4.1 樣本基本資料統計

統計本樣本中使用者的性別上48.8%的人為男性，而51.2%的人為女生，大約是各半的比率。在年齡上結構上，本研究樣本是偏向於年輕化的，20-30歲這個區帶的人共佔了80.8%，超過30歲區帶的人則佔了19.2%。在網路經驗上擁有3年

以上網路經驗的人共佔了83.4%。在月收入上，5,000元以下的人佔了33.2%，5,000~15,000元的人最多佔了23.5%，15,000~35,000元的人佔了32.7%，35,000元以上的人則佔了10.6%。在學歷上，擁有大學學歷的人最多，高達了83.4%。在網路經驗上擁有3年以上網路經驗的人共佔了83.4%。在平均每週使用網路的總時間上，有49.8%的人每週花費20小時以上使用網路。在上網路方式上ADSL所佔的比例最高，佔了77.4%。在上網地點方面，最常上網的地點是家裡，共佔了73.3%，而選擇由公司或學校上網的人居次，分別佔了12.4%與12.0%。最常選用的網路銀行中，共有52%的使用者選擇了中國信託商業銀行、玉山商業銀行及國泰世華商業銀行，另外在選擇使用外商網路銀行方面，最多人選擇花旗銀行，共佔了5.1%。經常使用的功能上，帳戶查詢類是最常被使用的功能(73.7%)，而轉帳/繳款類是次常被使用的功能(42.9%)。

綜合來說本樣本的人口特性為：男女比例平均、年齡層相當地年輕、具備高學歷、有一定程度網路經驗、對網路具有一定的倚重程度、習慣在家裡使用網路銀行、且上網的管道是台灣最普遍的ADSL、最常使用的功能是帳務的查詢與轉帳繳款、國內的中國信託、玉山與國泰世華商業銀行和國外的花旗銀行是最常被選用的網路銀行。對照黃怡音 (2005)與創市際市場研究顧問股份有限公司 (2003)的報告發現本研究在性別、學歷、網路經驗與網路倚重程度、最常使用功能、最常被選用的網路銀行都相當地符合，而上網管道為ADSL(大都為家庭裝設)則與李雅萍 (2005)的台灣網路使用行為調查研究一致。但在年齡上本研究的樣本則較為年輕，21~30歲人口所佔的比例較黃怡音 (2005)的50%為高。而在月收入上也較黃怡音 (2005)的研究中低收入的人口比例略高。而這種樣本偏向於年輕、收入略低的狀況也同樣在使用網路問卷的蔡惠如 (2003)、陳靜怡 (2004)與簡鴻賓 (2004)等研究中可見此現象。

表4.1 樣本基本資料統計

人口變項	類 別	人 數	比 例(%)
性別	男	106	48.8
	女	111	51.2
年齡	20-24歲	157	72.4
	25-29歲	40	18.4
	30-34歲	13	6.0
	35歲-39歲	7	3.2
月收入	5,000元以下	72	33.2
	5,001~15,000元	51	23.5
	15,001~25,000元	33	15.2
	25,001元~35,000元	38	17.5
	35,001元以上	23	10.6
學歷	國中	1	0.5
	高職/高中	22	10.1
	大學/大專	181	83.4
	碩士	12	5.5
	博士	1	0.5
網路經驗	1年以下	17	7.8
	1-2年	11	5.1
	2-3年	8	3.7
	3-4年	24	11.1
	4-5年	33	15.2
	5-6年	32	14.7
	6年以上	92	42.4
平均使用 網路時間	10小時以下	74	34.1
	11-20小時	35	16.1
	21-30小時	29	13.4
	31-40小時	17	7.8
	40小時以上	62	28.6
上網方式	撥接	2	0.9
	Cable Modem	8	3.7
	ADSL	168	77.4
	專線	3	1.4
	校園網路	16	7.4
	工作場所的網路	16	7.4
	校園網路	3	1.4

	其它	1	0.5
上網地點	家裡	159	73.3
	公司	27	12.4
	學校	26	12.0
	網咖	3	1.4
	其它	2	0.9
最常使用的網路銀行	中國信託商業銀行	51	23.5
	玉山商業銀行	35	16.1
	國泰世華商業銀行	27	12.4
	第一商業銀行	14	6.5
	花旗銀行	11	5.1
	華南商業銀行	10	4.6
	台北富邦商業銀行	9	4.1
	彰化銀行	8	3.7
	台新國際商業銀行	7	3.2
	台灣中小企業銀行	6	2.8
	台灣土地銀行	6	2.8
	匯豐銀行	5	2.3
	中國國際商銀	4	1.8
	合作金庫銀行	4	1.8
	荷蘭銀行	3	1.4
	萬泰商業銀行	3	1.4
	上海商業儲蓄銀行	3	1.4
	建華商業銀行	2	0.9
	日盛國際商業銀行	2	0.9
	聯邦商業銀行	2	0.9
新竹國際商銀	2	0.9	
台北國際商銀	2	0.9	
台灣銀行	1	0.5	
經常使用的功能(複選)	帳戶類查詢	160	73.7
	投資損益查詢	28	12.9
	線上申請	43	19.8
	理財試算	27	12.4
	線上定存/解約	18	8.3
	轉帳/繳款	93	42.9
	線上信貸	6	2.8
	線上投保	7	3.2

	基金下單	15	6.9
	證券下單	14	6.5
	其它	7	3.2

4.2 結構方程模式

第三章的最後介紹結構方程模式的操作流程[圖3.6]上是在模型界定完成後，由電腦協助進行參數估計與模型契合度估計之後，再由研究者依據理論合理性反覆地進行模型的評鑑、修飾與重新界定模型，在經過這一連串程序後得一修正模型。然而在結果數據與報表陳述上，本研究的說明與操作流程有所不同：本研究先是表列說明初始模式與修正模式的各項評鑑指數並簡要列式模式修飾過程；接著本研究擇要列示8大參數矩陣估計值；再來本研究探討模型的測量品質(包含了信度、建構效度(及診斷常態假設是否成立；最後本研究說明修正模式中各構念的關係及強度(標準化徑路系數)。

壹、模型評鑑與修飾

模型界定的工作在本研究第三章已指定完成，接著在 Lisrel8.2 的執行選項上，指定樣本的共變異數矩陣作為輸入資料並且指定最大概似估計法為參數估計方法。Lisrel8.2 執行模式的過程中也並未出現任何辨識錯誤的問題或是共變矩陣非正定的問題。而模式跑出來用於評鑑單一模型適合度指數已經相當不錯了，如 2 所示：除了 χ^2 test 及 CN 指數外，其它指數大都是在優良或是可接受的範圍。而極差的 χ^2 test 指數的計算公式上是樣本大小有關，樣本愈大會導致檢定力上升易於拒絕模型適合度的假設，因此在眾多的文獻中指出 χ^2 test 對於模型評鑑無太大影響力。而 CN 指數原是為評估樣本的大小是否足夠用於構建模型，本研究中 CN 指數僅有 112.98 尚未到達 200 門檻，但參照邱皓政 (2003)

書中之範例發現在 CN 指數上並無著墨並且本研究具有樣本取得不易的問題，因此在這裡本研究略過此指數的評鑑。

表4.2 原始模式配適指標

指標名稱與性質	數 值	評 價
卡方檢驗		
χ^2 test 理論模型與觀察模型的契合程度	809.64 (P-value=0)	極差
χ^2 test/df 考慮模式複雜度後的卡方值	2.28	優良
適合度指標		
GFI 假設模型可以解釋觀察資料的比例	0.80	可接受
AGFI 考慮模式複雜度後的 GFI	0.76	接近可接受
PGFI 考慮模式的簡約性	0.65	優良
NFI 比較假設模型的與獨立模型的卡方差異	0.89	接近優良
NNFI 考慮模式複雜度後的 NFI	0.93	優良
替代性指標		
NCP 假設模型的卡方值距離中央卡方分配的離散程度	421.98	比較模式時使用
CFI 假設模型與獨立模型的非中央性差異	0.93	優良
RMSEA 比較理論模型與飽和模式的差距	0.074	優良
AIC 經過簡約調整的模型契合度的波動性	937.98	比較模式時使用
CAIC 經過簡約調整的模型契合度的波動性	1292.75	比較模式時使用
CN 產生不顯著卡方值的樣本規模	112.74	不佳
殘差分析		
RMR 未標準化假設模型整體殘差	0.06	優良
SRMR 標準化假設模型整體殘差	0.041	優良

雖然Lisrel的修正指標指出了藉由增加參數的設定可以增加模型適合度，但在考慮理論的合理性及模型的精簡性之後[邱皓政 (2003)]，本研究最後僅依序加入了五個測量誤差的共變異(如表4.3及圖4.1所示)：計算原則的信任因素的第2及

第3問項的誤差共變異、*信任信念*的第2及第4問項的誤差共變異、熟悉性因素的第2問項及*認知風險*的第2問項間的誤差共變異、*信任信念*的第1及第3問項間的誤差共變異、*配適性因素*的第1及第2問誤差共變異。加入的共變異大都為同一構念當中問項的共變異，僅有熟悉性信念的第2問項與*認知風險*的第2問項間的誤差共變異不是同一構念的共變異，這可以解釋為愈熟悉網路銀行的交易流程，可能就愈知道在網路上傳輸個人資料是不安全的。而這種問項變異的相關性可能是來自於網路問卷的缺失，在缺乏面對面訪談的基礎下，致使有部分應答者無法分辨某些同構念問項間的語意。

表4.3 修飾過程模型的配適指標

指標名稱與性質	原模式	加Td(3,2)	加Te(4,2)	加Td(14,12)	加TE(3,1)	加TD(9,8)
卡方檢驗						
χ^2 test	809.64 (P-value=0)	791.90 (P-value=0)	780.26 (P-value=0)	768.03 (P-value=0)	757.46 (P-value=0)	748.16 (P-value=0)
χ^2 test/df	2.28	2.24	2.22	2.19	2.16	2.14
適合度指標						
GFI	0.80	0.80	0.81	0.81	0.81	0.81
AGFI	0.76	0.76	0.76	0.76	0.76	0.77
PGFI	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65	0.65
NFI	0.89	0.89	0.89	0.90	0.90	0.90
NNFI	0.93	0.93	0.93	0.93	0.93	0.93
替代性指標						
NCP	421.98	406.32	393.57	382.98	380.36	371.95
CFI	0.93	0.94	0.94	0.94	0.94	0.94
RMSEA	0.074	0.073	0.072	0.071	0.071	0.070
AIC	937.98	923.32	911.57	901.98	900.36	892.95
CAIC	1292.75	1282.47	1275.10	1269.89	1272.65	1269.62
CN	112.74	114.94	116.34	117.87	119.19	120.35
殘差分析						
RMR	0.06	0.056	0.055	0.055	0.055	0.056
SRMR	0.041	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038

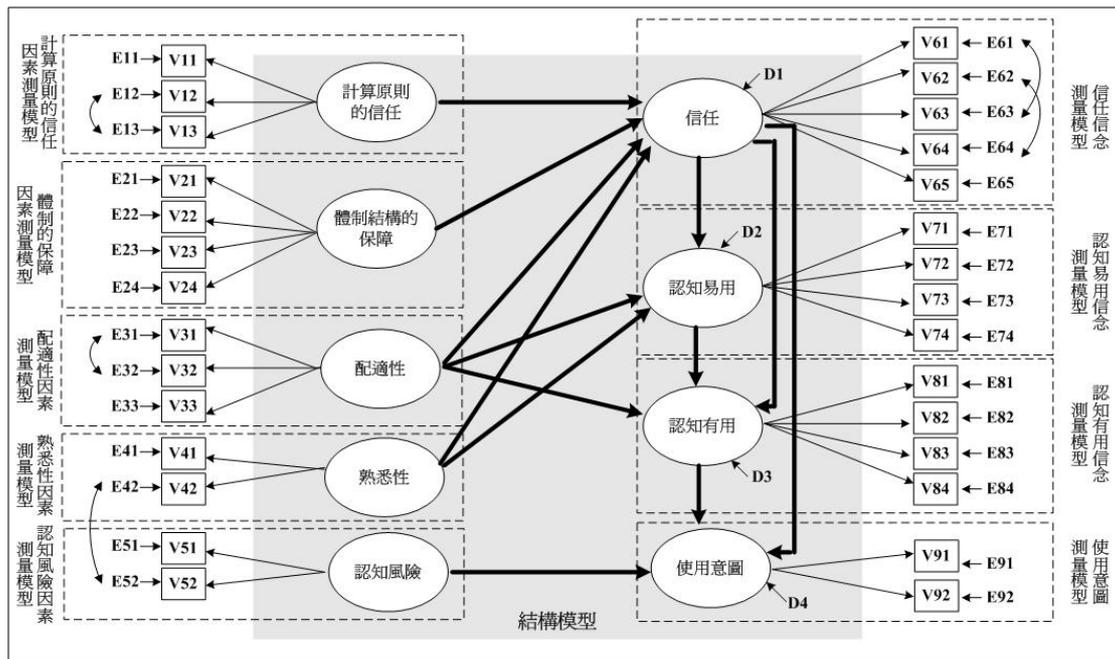


圖4.1 修正模式

檢視與比較原始的與修正模式[表4.4]發現：

1. 衡量原始模式呈現的優良指數，到了修正模式中表現出更佳或是相同的數值： χ^2 test/df、PGFI、NFI、NNFI、CFI、RMSEA、RMR、SRMR。
2. 比較模式的指數均指出修正模式較原來的模式為佳：NCP、AIC、CAIC。
3. 衡量原始模式呈現可接受或接近可接受的指數，到了修正模式變得比較好：GFI、AGFI。
4. 衡量原始模式呈現極差或不佳的指數，到了修正模式中變得有改善。

表4.4 比較原始模式與修正模式的配適指標

指標名稱與性質	原始模式	修正模式	評價
卡方檢驗			
χ^2 test	809.64	748.16	極差但且修正模型較原模型好
χ^2 test/df	2.28	2.14	優良且修正模型較原模型好
適合度指標			
GFI	0.80	0.81	可接受且修正模型較原模型好
AGFI	0.76	0.77	接近可接受且修正模型較原模型好
PGFI	0.65	0.65	優良
NFI	0.89	0.90	接近優良→優良
NNFI	0.93	0.93	優良
替代性指標			
NCP	421.98	371.95	不佳，但修正模型較原模型好
CFI	0.93	0.94	優良且修正模型較原模型好
RMSEA	0.074	0.070	優良且修正模型較原模型好
AIC	937.98	892.95	修正模型較原模型好
CAIC	1292.75	1269.62	修正模型較原模型好
CN	112.74	120.35	修正模型較原模型好
殘差分析			
RMR	0.06	0.056	優良且修正模型較原模型好
SRMR	0.041	0.038	優良且修正模型較原模型好

由於本研究採用最大概似估計法估計參數，因此也必須診斷母體的常態性假設，由殘差與標準化殘差的莖葉圖[表4.5與表4.6]可以看出殘差與標準化殘差的確是相當地接近常態分配，而QQplot的點分布也相當接近於45°線[圖4.2]。顯示本研究符合常態性假設。

表4.5 殘差莖葉圖

-16 1
-14 53
-12
-10 886630
-8 7664337754420
-6 977332108775444321000
-4 998876643333329999987755544333211000
-2 998866553322110999998888886655555444443333222100000
0 999988877776555443333322111100999988888876555444443332111100000000000+26
0 111112233455566678899900012222233333445556666666777788
2 0001222333345666677778889990000122333444555566777888
4 0000011122234566778890011123445566778889
6 222333347891222566
8 0017928
10 01136823889
12 3456445
14 4
16 915568
18
20 9
22
24
26 5

表4.6 標準化殘差莖葉圖

-3 555
-3 3321100
-2 99876665
-2 4443332222211000000000
-1 9999998888777777776666655555
-1 4444443332222222111111000000
0 999999999999888888887777777766666655555555
0 44444444433333332222222222111111000000000000000000000000000000000000+07
0 1111112222223333344444444444
0 55555555555556666677777777777888888888899999999
1 0000000000111111122222222233333444444444444
1 55555666666678888889999
2 0000011122244
2 5556667888999
3 112244
3 579
4 01
4 57
5 12
5 6
6 0

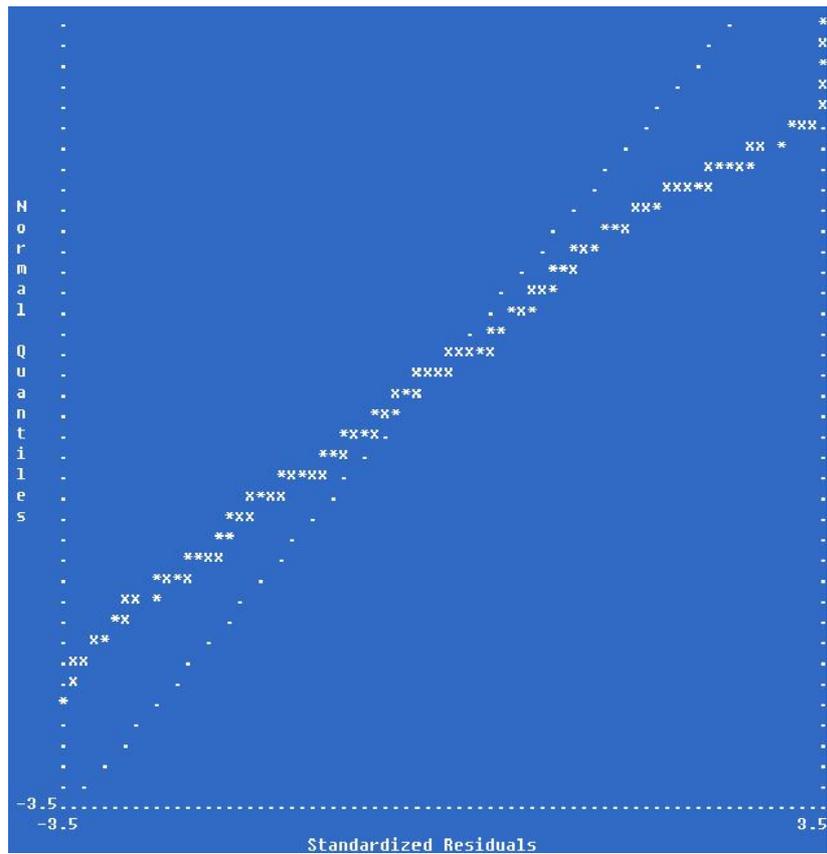


圖4.2 QQplot

貳、參數估計結果：

修正模型共進行了13次的疊代估計流程，使用最大概似估計法，標準化的8個參數矩陣中，除了Gamma與Beta外其餘矩陣的參數估計皆為顯著(雙尾檢定， $\alpha=0.05$)，因此本研究在參數估計說明僅列示了 Γ 、 B 兩個矩陣(至於 λ_x 與 λ_y 矩陣則於說明建構信度時列示，餘四者列示請見附錄B)：

在這裡要先說明的是 B 與 Γ 矩陣與其後續的參數估計表中，無括弧數字代表非標準化係數，有括弧數字代表檢定統計量的 Z 值(標準常態值)，本研究將估計值的顯著強度成三種：***代表在95%顯著水準的雙尾檢定下的強顯著(Z 值的絕對值大於 $Z_{\alpha=0.975}=1.96$)；**代表在95%顯著水準的單尾檢定下中顯著(Z 值的絕對值大於 $Z_{\alpha=0.95}=1.645$)；*代表在95%顯著水準的單尾檢定下接近顯著條件的弱顯著。

B 係數矩陣[表4.7]除了信任影響認知有用的路徑係數為中顯著外，其它路徑係數皆為強顯著。Γ 係數矩陣[表4.8]裡強顯著的路徑係數有：計算原則的信任因素影響信任的路徑係數、配適性因素影響認知有用的路徑係數；中顯著之路徑係數有熟悉性因素影響信任的路徑係數；弱顯著之路徑係數有體制結構的保障因素影響信任的路徑係數；不顯著的路徑係數有配適性因素影響信任的路徑係數、配適性因素影響認知易用的路徑係數、熟悉性因素影響認知易用的路徑係數、認知風險信念影響意圖使用的路徑係數。

表4.7 B 係數矩陣

	信 任	認知易用	認知有用	意圖使用
信 任	—	—	—	—
認知易用	0.85*** (10.04)	—	—	—
認知有用	0.26** (1.65)	0.31*** (2.09)	—	—
意圖使用	0.46*** (3.27)	—	0.43*** (3.13)	—

註：係數值為完全標準化係數值；括弧內數值為 Z 值。

表4.8 Γ 係數矩陣

	計算原則的 信任因素	體制結構的 保障 因素	配適性 因素	熟悉性 因素	認知風險 信念
信 任	0.73*** (7.67)	0.10* (1.45)	-0.08 (-0.49)	0.24** (1.75)	—
認知易用	—	—	0.04 (0.30)	0.09 (0.64)	—
認知有用	—	—	0.40*** (5.44)	—	—
意圖使用	—	—	—	—	-0.01 (-0.17)

註：係數值為完全標準化係數值；括弧內數值為 Z 值。

參、信度與建構效度

信度是指測量的可靠程度。信度的高低，反應在測量工具的一致性或穩定性等特徵。一致性係指同一構念下的問卷問項間是否相互配合；穩定性係指同一問卷在不同時間測量下測驗分數前後一致的程度[邱皓政 (2003)p.5.25]。本研究提供兩種信度指標：內部一致性信度(Chronbach's α)與結構方程模式建構信

度。前者係在測量同一構念下問卷問項群相互配合的程度，而後者則是指出問卷問項群的測量變異能夠真實地被構念反應出來的程度。

1. 內部一致性信度

本研究問卷問項的內路一致性指數如表 4.9 所示，Nunnally and Bernstein (1994)建議 α 值至少要大於 0.7 以上，構面才具有內部一致性。而由表 4.9 可以觀察出所有的 α 值皆大於 0.8，這顯示了本研究問卷具有相當優良的內部一致性。

表4.9 內部一致性信度(Chronbach's α)

信任	認知易用	認知有用	使用意圖	計算原則 信任因素	體制結構的 保障因素	配適性 因素	熟悉性 因素	認知風 險
0.926	0.94	0.919	0.823	0.921	0.929	0.92	0.915	0.932

2. 結構方程模式建構信度：

在本研究中測量模型中的每一觀察變項(亦即問項)都是受單一的潛在變項(亦即構念)與測量誤差影響的無截距項簡單線性迴歸：

$$x = \lambda_x \xi + \theta_\delta ,$$

$$y = \lambda_y \eta + \theta_\epsilon .$$

測量變項(問項)的測量分數的變動是係受到潛在因素與測量誤差的影響，而潛在因素所影響產生的變異即代表真實分數²⁴的存在。因此信度便是測量變項的變異量可以被潛在變項解釋的百分比[邱皓政 (2003)p.5.27]，而這也是一種迴歸的判定係數(R^2)。構念的量測指標若是非常忠實地表現了無法被量測的構念的話，那麼量測指標所呈現的變異數應該有很大的比例能被構念所解釋。除了問卷問項的建構信度之外，結構方程模式尚可以計算出構念的信度度指標及全量表信度，其計算概念同判定係數為

$$\text{信度} = 1 - \frac{\text{誤差變異和}}{\text{總變異}}$$

²⁴ 有關真實分數與觀察分數的說明，請參閱邱皓政 (2003). 結構方程模式：LISREL 的理論、技術與應用. 台北市，雙葉書廊有限公司.p.5.26

[詳細計算說明詳見黃芳銘 (2003)p.187；邱皓政 (2003)p.5.28]。而本研究最後整理報表及計算得各問卷問項、各構念及問卷整體的信度，如表 4.10 所示。

至於如何評斷建構信度的好壞，Bogozzi and Yi (1988)認為各別觀察變項信度需大於 0.5；而各別潛在變項的建構信度需大於 0.6。但 Raine-Eudy (2000)則認為各別潛在變項之建構信度只需大於 0.5 即可。表 4.10 可以看出來不論是問卷問項、構念或問卷整體的信度皆大於 0.6，因此本研究在問卷問項、構念或是問卷的整體表現上都具有相當優良的建構信度。

表4.10 問項、構念與問卷的建構信度表

	構念	問 項	問項建構信度	構念建構信度	問卷建構信度
內衍變項(信念與意圖)	信任	信任問項1	0.66	0.70	0.76
		信任問項2	0.74		
		信任問項3	0.63		
		信任問項4	0.78		
		信任問項5	0.70		
	認知易用	認知易用問項 1	0.82	0.80	
		認知易用問項 2	0.83		
		認知易用問項 3	0.86		
		認知易用問項 4	0.70		
	認知有用	認知有用問項 1	0.76	0.74	
		認知有用問項 2	0.79		
		認知有用問項 3	0.69		
		認知有用問項 4	0.71		
意圖使用	意圖使用問項 1	0.65	0.70		
	意圖使用問項 2	0.76			
外衍變項(因素)	計算原則信任	計算原則的信任因素問項1	0.73	0.77	
		計算原則的信任因素問項2	0.83		
		計算原則的信任因素問項3	0.75		
	體制結構的保障	體制結構的保障因素問項1	0.79	0.77	
		體制結構的保障因素問項2	0.76		
		體制結構的保障因素問項3	0.81		
		體制結構的保障因素問項4	0.70		
	配適性	配適性因素問項1	0.74	0.77	
		配適性因素問項2	0.78		

		配適性因素問項3	0.79		
熟悉性		熟悉性因素問項1	0.88	0.85	
		熟悉性因素問項2	0.82		
認知風險		認知風險因素問項 1	0.89	0.87	
		認知風險因素問項 2	0.86		

由內部一致性信度與建構信度的結果來看本研究問卷具備相當程度的一致性與穩定度。

3. 建構效度：

評估效度的方法有兩大類：一種係根據資料作判斷(Informed Judgement)的方法稱為判斷法；另一種根據實證證據的收集(Gathering of empirical evidence)的方法則稱為實證法[朱柔若 (2000)p.131]，判斷法的效度評估包含了：表面效度與內容效度；而實證法則包含了：效標效度與建構效度，其中建構效度又可分為聚合效度與區別效度。在這一部分本研究將效度評估的解說重心放在建構效度上，而對於其它效度評估則是略為說明。

在評估問卷問項的表面效度與內容效度上，本研究遵從 Gefen, Karahanna et al. (2003)的模型並修改其問卷問項，問卷問項經過一連串的修正程序：中文化、數位博碩士生討論、指導教授審閱、線上試問數位使用者，最後修正而得適用於網路銀行情境的問卷，因此本研究具備了一定程度的表面效度與內容效度²⁵。而由於本研究缺乏有效的效標，因此本研究並不探討問卷的效標效度²⁶。

建構效度是用來評估研究模型的構念是否能被問卷問項真實地量測的程度，而其下的聚合效度與區別效度的概念係來自於 Campbell 和 Fiske 所發展

²⁵ 有關表面效度與內容效度的說明，請參閱 Herzog, T. (2000). 社會科學研究方法與資料分析 (Research Methods and Data Analysis in the Social Sciences). 台北市, 揚智文化事業有限公司, 朱柔若 (2000). 社會科學研究方法與資料分析 (Research Methods and Data Analysis in the Social Sciences). 台北市, 揚智文化事業有限公司.p.132-133。

²⁶ 有關效標效度的說明，請參閱 Herzog, T. (2000). 社會科學研究方法與資料分析 (Research Methods and Data Analysis in the Social Sciences). 台北市, 揚智文化事業有限公司, 朱柔若 (2000). 社會科學研究方法與資料分析 (Research Methods and Data Analysis in the Social Sciences). 台北市, 揚智文化事業有限公司.p.133-134。

用來評估問卷的建構效度的矩陣，名為多重特徵與多重方法矩陣(Multi-Trait and Multi Method Matrix)。聚合效度係指在測量同一構念的問卷問項群的結果要能聚焦、收斂，也就是同一構念的問卷問項間要有高度的相關性；而區別效度則是指問卷的量尺能有效分別、區別相似的構念，也就是不同構念下的問卷問項間具有較低的相關性 Leedy (1988) [p.27]。

(1) 聚合效度

本研究借用內含在 PA-LV 分析中的驗證型因素分析²⁷來探討聚合效度，與先驗型的探索性因素分析不同，驗證型因素分析是先有理論、構念再有量表，而非先有量表再從中解析、找尋出構念來[邱皓政 (2003)p.9.16]，因此在驗證理論構念的問卷問項群是否具有聚合效度時，即是在檢驗各問卷問項的與構念的負荷量是否顯著，支持著問項群能夠聚焦反應出共同的構念。

在結構方程模式中， λ_x 與 λ_y 是潛在變項(構念)解釋觀察變項(問項)的無截距項簡單迴歸的潛在變項係數值，而這些係數值也可以說是該潛在變項在其所影響的觀察變項的因素負荷量(loading)[邱皓政 (2003)p.3.5]，表 4.11 與表 4.12 則是列示了這 29 組迴歸的潛在變項與觀察變項的完全標準化係數值，並在括弧中附上 Z 值。由兩表中發現各係數值幾乎皆大於 0.8，同時其檢定 Z 值皆大於 95%顯著水準雙尾檢定所需的臨界值($Z_{\alpha=0.975}$)，屬於強顯著。這驗證了無法被直接量測的各構念的確能被外顯地呈現在其問項群中被量測，因此本研究的測量模型或說是構念的量測指標具有良好的聚合效度。

表4.11 構念(內衍潛在變項)解釋問項的無截距項簡單迴歸係數(λ_y)表

	信任	認知易用	認知有用	意圖使用
信任問項1	0.81	—	—	—
信任問項2	0.86 (15.19)	—	—	—
信任問項3	0.79 (15.61)	—	—	—

²⁷ PA-LV 分析中驗證型因素分析可視為測量模型的檢驗。

信任問項4	0.88 (15.82)	—	—	—
信任問項5	0.84 (14.64)	—	—	—
認知易用問項1	—	0.91	—	—
認知易用問項2	—	0.91 (22.18)	—	—
認知易用問項3	—	0.93 (23.35)	—	—
認知易用問項4	—	0.84 (17.79)	—	—
認知有用問項1	—	—	0.87	—
認知有用問項2	—	—	0.89 (18.28)	—
認知有用問項3	—	—	0.83 (16.16)	—
認知有用問項4	—	—	0.84 (16.48)	—
意圖使用問項1	—	—	—	0.81
意圖使用問項2	—	—	—	0.87 (13.52)

註：係數值為完全標準化係數值；括弧內數值為 Z 值。

表4.12 構念(外衍)潛在變項解釋問項的無截距項簡單迴歸係數(λ_x)表

	計算原則的 信任因素	體制結構的 保障因素	配適性 因素	熟悉性 因素	認知風險 因素
計算原則的信任因素 問項1	0.85	—	—	—	—
計算原則的信任因素 問項2	0.91 (17.82)	—	—	—	—
計算原則的信任因素 問項3	0.86 (16.17)	—	—	—	—
體制結構的保障因素 問項1	—	0.89	—	—	—
體制結構的保障因素 問項2	—	0.87 (18.27)	—	—	—
體制結構的保障因素 問項3	—	0.90 (19.68)	—	—	—
體制結構的保障因素 問項4	—	0.84 (16.87)	—	—	—
配適性因素問項1	—	—	0.86	—	—
配適性因素問項2	—	—	0.88 (20.71)	—	—
配適性因素問項3	—	—	0.89 (17.36)	—	—
熟悉性因素問項1	—	—	—	0.94	—
熟悉性因素問項2	—	—	—	0.90 (22.17)	—
認知風險因素問項1	—	—	—	—	0.94
認知風險因素問項2	—	—	—	—	0.93 (17.55)

註：係數值為完全標準化係數值；括弧內數值為 Z 值。

(2) 區別效度：

Gaski (1986)將內部一致性係數取代潛在變項(構念)的相關係數矩陣對角線上的變異數(皆為 1)使得區別效度矩陣如表 4.13 所示，Gaski (1986)指出當各行的相關係數小於該行的內部一致性係數(在對角線上)時，說明各構面的問卷問項確實具有區別效度。經過檢視後發現本研究的構念間的相關係數大部份都比該行的內部一致性係數小，但信任信念的內部一致性係數小於信任信念與認知易用信念的相關係數；配適性因素的內部一致性係數等於配適性因素與熟悉性因素的相關係數。雖然有違反犯則的相關係數存在，但因為情節並不嚴重且大部分的相關係數都能符合規則，所以本研究的區別效度在可以接受的範圍之內。

表4.13 區別效度矩陣

	信任	認知易用	認知有用	使用意圖	計算原則的信任因素	體制結構的保障因素	配適性因素	熟悉性因素	認知風險
信任	0.926								
認知易用	0.94	0.94							
認知有用	0.89	0.89	0.919						
使用意圖	0.84	0.82	0.84	0.823					
計算原則的信任因素	0.93	0.89	0.85	0.79	0.921				
體制結構的保障因素	0.79	0.76	0.77	0.69	0.78	0.929			
配適性因素	0.82	0.81	0.87	0.75	0.81	0.80	0.92		
熟悉性因素	0.81	0.81	0.84	0.74	0.78	0.75	0.92	0.915	
認知風險	0.57	0.55	0.54	0.49	0.62	0.34	0.53	0.52	0.932

4. 因素分數迴歸表

除了上述有關本研究的測量模型具有建構效度(聚合、離散)的證據外，本研究另外提供因素分數迴歸表作為佐證資料。因素分數迴歸係指將各構念作為

反應變數與所有構念指標(問項，本研究共29個)為解釋變數的一種無截距項無交互項之線性迴歸模式，最後本研究共得到9個(構念數)的迴歸式表列如表4.14與表4.15所示，由迴歸係數我們可以發現當問項迴歸係數愈大時代表該問項對於構念的影響力愈大，而本研究在表中將問項與其所對應的構念圈選起來，最後發現大部分構念的操作問項相較於其它問項會有明顯較高的係數值，這代表了某種程度的聚合效度與區別效度；但信任信念的第3個問項的係數值則是相較於同構念的其它問項係數值低，且還小於某些不它構念的問項係數，這造成了信念構念的區別效度略為不佳；另外就是配適性的第1個問項的係數值較熟悉性的第1個問項的係數值為低。而這兩個比較異現象則與區別效度矩陣的陳述相呼應。

表4.14 因素分數迴歸(Factor Score Regressions)表之一

	信 任	認知易用	認知有用	信用意圖
信任問項 1	0.07	0.02	0.01	0.02
信任問項 2	0.09	0.03	0.01	0.02
信任問項 3	0.06	0.02	0.01	0.02
信任問項 4	0.12	0.04	0.01	0.03
信任問項 5	0.10	0.03	0.01	0.03
認知易用問項 1	0.05	0.18	0.02	0.02
認知易用問項 2	0.05	0.19	0.03	0.02
認知易用問項 3	0.07	0.25	0.03	0.02
認知易用問項 4	0.03	0.10	0.01	0.01
認知有用問項 1	0.01	0.02	0.17	0.04
認知有用問項 2	0.02	0.02	0.20	0.04
認知有用問項 3	0.01	0.01	0.13	0.03
認知有用問項 4	0.01	0.02	0.14	0.03
意圖使用問項 1	0.02	0.01	0.02	0.22
意圖使用問項 2	0.03	0.01	0.03	0.36
計算原則的信任因素問項 1	0.04	0.01	0.01	0.01
計算原則的信任因素問項 2	0.06	0.02	0.01	0.02
計算原則的信任因素問項 3	0.02	0.01	0.00	0.01
體制結構的保障因素問項 1	0.01	0.00	1.00	0.00
體制結構的保障因素問項 2	0.01	0.00	0.00	0.00
體制結構的保障因素問項 3	0.01	0.00	1.00	0.00
體制結構的保障因素問項 4	0.01	0.00	0.00	0.00
配適性因素問項 1	0.00	0.00	0.02	0.00
配適性因素問項 2	0.00	0.00	0.03	0.00
配適性因素問項 3	-0.01	0.00	0.04	0.01
熟悉性因素問項 1	0.02	0.02	0.03	0.01
熟悉性因素問項 2	0.01	0.01	0.02	0.01
認知風險因素問項 1	0.01	0.01	0.01	0.00
認知風險因素問項 2	0.00	0.00	0.00	0.00

表4.15 因素分數迴歸(Factor Score Regressions)表之二

	計算原則的 信任因素	體制結構的 保障因素	配適性 因素	熟悉性 因素	認知風險 因素
信任問項 1	0.03	0.01	0.00	0.00	0.00
信任問項 2	0.04	0.01	0.00	0.01	0.00
信任問項 3	0.03	0.01	0.00	0.00	0.00
信任問項 4	0.05	0.01	0.00	0.01	0.00
信任問項 5	0.04	0.01	0.00	0.01	0.00
認知易用問項 1	0.02	0.00	0.00	0.01	0.00
認知易用問項 2	0.02	0.00	0.00	0.01	0.00
認知易用問項 3	0.03	0.01	0.00	0.01	0.00
認知易用問項 4	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
認知有用問項 1	0.01	0.00	0.03	0.01	0.00
認知有用問項 2	0.01	0.01	0.03	0.01	0.00
認知有用問項 3	0.01	0.00	0.02	0.01	0.00
認知有用問項 4	0.01	0.00	0.02	0.01	0.00
意圖使用問項 1	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
意圖使用問項 2	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
計算原則的信任因素 問項 1	0.17	0.02	0.01	0.00	0.01
計算原則的信任因素 問項 2	0.24	0.02	0.02	0.00	0.02
計算原則的信任因素 問項 3	0.10	0.01	0.01	0.00	0.01
體制結構的保障因素 問項 1	0.02	0.22	0.02	0.00	-0.01
體制結構的保障因素 問項 2	0.02	0.18	0.02	0.00	-0.01
體制結構的保障因素 問項 3	0.02	0.25	0.03	0.01	-0.01
體制結構的保障因素 問項 4	0.01	0.15	0.01	0.00	-0.01
配適性因素問項 1	0.01	0.01	0.12	0.04	0.01
配適性因素問項 2	0.01	0.02	0.18	0.05	0.01
配適性因素問項 3	0.02	0.03	0.24	0.07	0.02
熟悉性因素問項 1	0.00	0.01	0.13	0.41	0.07
熟悉性因素問項 2	-0.01	0.01	0.09	0.29	-0.10
認知風險因素問項 1	0.04	-0.02	0.03	0.06	0.48
認知風險因素問項 2	0.03	-0.02	-0.01	-0.06	0.41

肆、構念與其之間的路徑效應²⁸

經過上述一連串的模式界定、辨識、參數估計、配適度估計、模型修飾、模型再界定……的流程後，最後本研究得到一可接受的修正模型。而在模型的品質的一些評估上，由於本研究係以理論為本來修正模型、檢驗出多元常態假設成立、修正模型具備普遍優良的配適指數與測量模型具備良好的信效度(僅區別效度略為不佳)，因此本研究修正模型的結構模型是一個可信的模型。在正式探討

²⁸ 這裡的所指的路徑等同於研究假設。

結構模型中的構念與其之間的效應前，本研究先探討各個內衍潛在變數(信念與意圖構念)在模型中被其它構念解釋的比例。

在結構模型中以內衍潛在變項(即信任、認知易用、認知有用信念與意圖使用)為反應變數共形成了四則無截距項無交互項複迴歸：

$$\eta = \gamma\xi + \beta\eta + \zeta ,$$

解釋變項是外衍潛在變項(因素)與中介的內衍潛在變項(如信任信念是認知易用信念的中介變項)，因此迴歸的判定係數即是說明信念與意圖被其它構念解釋的比例，如表4.16所示：

表4.16 路徑關係中內衍潛在變項的判定係數(R^2)

信 任	認知易用	認知有用	意圖使用
0.89	0.90	0.87	0.75

四個內衍潛在變項的判定係數中最小為意圖使用的0.75，已大於Davis, Bagozzi et al. (1989)p.992中科技接受模式最大判定係數0.61，因此本研究的信念、意圖使用構念具備了相當好的解釋度。

各路徑的假設檢定及其標準化係數值如

表4.17所示，顯著水準有三種：強顯著代表在95%顯著水準的雙尾檢定下的顯著；中顯著代表在95%顯著水準的單尾檢定下的顯著；弱顯代表在95%顯著水準的檢定下接近顯著。

有關結構模型的構念與其之間的效應，係按表4.16與

表4.17繪製而成如圖4.3所示，其中實線代表顯著的路徑關係；虛線則是不顯著的路徑關係。顯著水準有三種：強顯著以***表示，中顯著以**表示，弱顯著以*表示。而括弧內的數值代表該構念的變異被其它構念解釋的比例。

表4.17 假設檢定整理

假設代碼	假設內容	標準化係數值	假設顯著程度			
			強	中	弱	不顯著
H ₁	計算原則的信任因素正面影響信任信念	0.73	○			
H ₂	體制結構的保障因素正面影響信任信念	0.10			○	
H ₃	配適性因素正面影響信任信念	-0.08				○
H ₄	配適性因素正面影響認知易用信念	0.04				○
H ₅	配適性因素正面影響認知有用信念	0.40	○			
H ₆	熟悉性因素正面影響信任信念	0.24		○		
H ₇	熟悉性因素正面影響認知易用信念	0.09				○
H ₈	信任信念正面影響認知易用信念	0.85	○			
H ₉	信任信念正面影響認知有用信念	0.26		○		
H ₁₀	信任信念正面影響使用意願	0.46	○			
H ₁₁	認知易用信念正面影響認知有用信念	0.31	○			
H ₁₂	認知有用信念正面影響使用意願	0.43	○			
H ₁₃	認知風險負面影響使用意願	-0.01				○

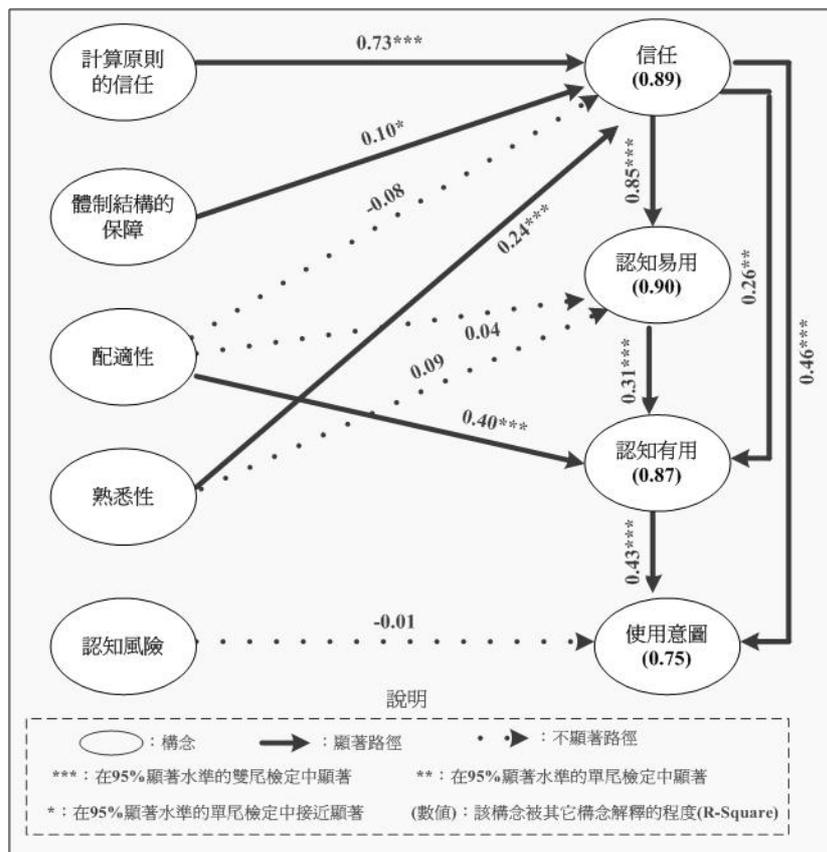


圖4.3 構念路徑與效應圖

以下則探討影響信念與意圖的構念與其效應：

1. 信任信念

在本研究模式中設定信任信念主要受四因素直接影響：*計算原則的信任*、*體制結構的保障*、*配適性與熟悉性因素*。經上述的分析之後得以下結果：*計算原則的信任*與熟悉性的效應皆為強顯著；*體制結構的保障因素*的效應則是弱顯著；而*配適性因素*的效應則為不顯著。在效應的強度上，*計算原則的信任*最強：使用者盤算網路銀行值得信任每增加一標準差的強度，影響使用者的信任網路銀行的信念增加0.73個標準差單位；*熟悉性因素*的效應是次強：使用者熟悉網路銀行的強度每增加一標準差，會提昇使用者信任網路銀行的信念0.24個標準差單位；*體制結構的保障因素*的強度是第三強：使用者感受到使用網路銀行受到體制結構的保障的強度每增加一標準差，則使用者的信任網路銀行的信念增加0.10個標準差單位；至於*配適性因素*的效應則因為不顯著故不討論其強度，但其值為負值的異常現象則提供了診斷模型是否契合實際觀察資料的線索。

2. 認知易用信念

本研究模式設定認知易用信念受*配適性*、*熟悉性因素*以及*信任信念*直接影響，經分析後得結果為：*信任信念*的效應是強顯著；而*配適性因素*與熟悉性的的效應是不顯著。以強度來說，*信任信念*的效應強度為當使用者對於網路銀行的信任度每上升一個標準差的強度，使用者認為網路銀行容易使用的程度就會上升0.85個標準差的單位；而因為*配適性*與*熟悉性因素*的不顯著，故這裡不討論兩者之效應強度。

除了直接效應外，以*信任信念*為中介來間接對*認知易用信念*造成影響的因素有*計算原則的信任*與*熟悉性因素*，其中以計算都則的信任因素的間接效應最強：使用者盤算網路銀行值得信任每增加一標準差的強度會先增加對於網路銀行的信任感，最後影響使用者覺得網路銀行覺得容易使用的程度增加 $0.73*0.85=0.6205$ 個標準差單位；*熟悉性因素*的間接效應次之：使用者熟悉網路

銀行的強度每增加一標準差會先增加對於網路銀行的信任感，最後再提昇使用者覺得網路銀行覺得容易使用的程度 $0.24*0.85=0.204$ 個標準差單位。

3. 認知有用信念

本研究模型設定*認知有用信念*受*配適性因素*、*信任信念*與*認知易用信念*直接影響，在經分析後得結果為：*配適性因素*與*認知易用信念*的效應都是強顯著；而*信任信念*的效應則是中顯著。以直接關係的強度來說，*配適性因素*的效應最強：使用者認為網路銀行的符合他們的處理財務的價值觀、過去經驗與需求的程度每上升一個標準差的強度，使用者認為網路銀行有用的程度就會上升0.4個標準差的單位；*認知易用信念*的效應則為次強：使用者認為網路銀行容易使用的程度每上升一個標準差的強度時，使用者認為網路銀行有用的程度就會上升0.31個百分點；*信任信念*的效應則是第三強：使用者認為網路銀行是值得信任的強度每上升一個標準差的單位時，使用者認為網路銀行是有用的程度就會上升0.26個標準差單位。

計算原則的*信任*與*熟悉性因素*對*認知有用信念*的的間接效應上，可以發現主要有兩條路徑：

- (1) 先對*信任信念*造成影響，再對*認知有用信念*造成影響；
- (2) 先對*信任信念*造成影響，再對*認知易用信念*造成影響，最後影響*認知有用信念*。

由於兩路徑皆透過*信任信念*，因此先計算*信任信念*對於*認知有用信念*的總效應，而後再計算得兩因素對*認知有用信念*的間接效應，將有助於方便計算與解釋效應的強度。。

*信任信念*透過*認知易用*間接對*認知有用*造成影響：當使用者認為網路銀行是值得信任的程度提升一個標準差單位時，使用者認為網路銀行容易使用的程度會上升，最後再造成使用者認為網路銀行是有用的程度上升 $0.85*0.31=0.264$

個標準差單位。對於總效應上，*信任信念*的總效應為當使用者認為網路銀行是值得信任的程度提升一個標準差單位時，使用者認為網路銀行是有用的程度共上升 $0.28+0.264=0.544$ 個標準差單位；而*配適性*的總效應因為沒有間接效應的存在，因此總效應仍舊為當使用者認為網路銀行的符合他們的處理財務的價值觀、過去經驗與需求的程度每上升一個標準差的強度，使用者認為網路銀行是有用的總程度上升 0.4 個標準差單位。因此*計算原則的信任因素*對*認知有用信念*的間接影響力為：使用者盤算網路銀行值得信任每增加一標準差的強度會先增加對於網路銀行的信任感，再影響使用者覺得網路銀行覺得有用的程度增加 $0.544*0.73=0.39712$ 個標準差單位；而*熟悉性因素*對*認知有用信念*的間接影響力為：使用者熟悉網路銀行的強度每增加一標準差會先增加對於網路銀行的信任感，最後再提昇使用者覺得網路銀行覺得容易使用的程度 $0.544*0.24=0.13056$ 個標準差單位。

綜合來說若單以影響*認知有用信念*的直接效應來看，*配適性因素*較*信任*或*認知易用信念*的影響力來得大。但由於*信任信念*尚能透過*認知易用信念*對*認知有用*造成影響，因此*信任信念*的的整體影響力就較*配適性*來得大。另外若探討影響*認知有用信念*的因素的效應強度的話，*配適性*與*計算原則的信任因素*的強度相近，而*熟悉性*則提供了相較之下較低的影響力。

4. 意圖使用

本研究架構設定意圖使用受*信任信念*、*認知有用信念*與*認知風險因素*影響，其中*信任信念*與*認知有用信念*的效應皆為強顯著，而*認知風險因素*的效應不顯著。在直接效應上：當使用者認為網路銀行是可以信任的強度增加一個標準差時，使用者的*使用意圖*就會增加 0.46 個標準差單位；而當使用者認為網路銀行是有用的強度增加一個標準差時，使用者的*使用意圖*就會增加 0.43 個標準差單位。在間接效應上，*信任信念*可透過*認知有用*再對*使用意圖*造成影響；另外也可以是*信任信念*先是影響*認知易用*再影響*認知有用*，最後對*使用意圖*造成

影響。在間接效應的陳述上，前者為：使用者認為網路銀行是可以信任的強度增加一個標準差時，使用者認為網路銀行是有用的程度會上升，最後會影響使用者的使用意圖增加 $0.26*0.43=0.112$ 標準差單位；後者為：當使用者認為網路銀行是可以信任的強度增加一個標準差時，使用者認為網路銀行是容易使用的程度會先上升，接著再影響認為網路銀行有用的程度，最後影響使用者的使用意圖增加 $0.58*0.31*0.43=0.077$ 個標準差。單就直接效應來說，信任信念已較認知有用信念的影響力來得大；在總效應上，因為信任信念還透過中介構念(認知易用與認知有用信念)間接地對使用意圖造成影響，因此可以證明影響使用者繼續使用者網路銀行意願最大的因素便是使用者對於網路銀行所抱持的信任感的大小。

在這裡要說明的是認知風險因素在本研究中的效用雖如預期為負向，但是因為不顯著所以無法驗證信任行為是在認知風險存在的情況下所產生行為的理論。這可能是因為在操作化過程中選取了不適合的問卷問項，或是有可能需更進一步地探討認知風險的相關理論與信任信念之間的關係，然而這已經超出本研究範圍。因此在認知風險因素對於整體研究架構不會造成影響的情況下，本研究便不再探討認知風險與信任關係的假設。

4.3 小結

壹、基本資料敘述統計量

綜合來說本樣本的人口特性為：男女比例平均、年齡層相當地年輕、具備高學歷、有一定程度網路經驗、對網路具有一定的倚重程度、習慣在家裡使用網路銀行、且上網的管道是台灣最普遍的ADSL、最常使用的功能是帳務的查詢與轉帳繳款、國內的中國信託、玉山與國泰世華商業銀行和國外的花旗銀行是最常被選用的網路銀行。雖然在年齡層、月收入與公信機構所做的調查略有出入，但是與國內其它使用網路問卷的碩士論文卻是相當一致。

貳、結構方程模式分析

在結構方程模式分析的部分，本研究係遵造圖3.6所介紹的流程進行分析，但在本小結中只揭露重要分析事宜：先是確認模型配適觀測資料是否良好，在做了適當的模型修飾後，繼續確認問卷問項對於模型構念的測量品質是否良好，接著再探討各個被解釋構念的變異被解釋的程度以及各構念之間路徑的效應，最後陳述路徑效應的異常現象與可能的原因。

1. 模型配適：被原始模式的配適指數已相當不錯，代表模型配適觀測資料已相當好，因此本研究僅對原始模式增加五對測量誤差的共變異的模型修飾，而修飾後的配適指數都較原始模式為佳。
2. 測量品質：不論是信度(內部一致性信度與建構信度)、建構效度(聚合效度與區別效度)上都表現地非常良好，代表著本研究的問卷具有相當優良的測量品質。
3. 被解釋的構念與路徑效應：在模型中被解釋的構念與構念間各路徑效應正如前文的圖4.3所示：

(1) 被解釋的四構念的變異能被其它構念解釋的程度：*信任*、*認知易用*、*認知有用信念*與*使用意圖*構念的判定係數皆超越0.7，代表著其本身的變異能充分

地被其它構念所解釋。

(2) 構念間的路徑效應：

i. 檢定結果為強顯著或中顯著的路徑效應：

(i) 解釋*信任信念*的顯著路徑效應：最重要的計算為原則的*信任因素*的效應與次重要的*熟悉性因素*的效應解釋了大部分的*信任信念*來源。

(ii) 解釋*認知易用信念*的顯著路徑效應：*信任信念*壓倒性地解釋了大部分的*認知易用信念*來源。而就影響*認知易用*的*因素*來看，計算為原則的*信任*與*熟悉性因素*皆透過*信任信念*間接地對*認知易用信念*造成影響，而計算為原則的*信任因素*的影響力較大。

(iii) 解釋*認知有用信念*的顯著路徑效應：*配適性因素*、*認知易用信念*、*信任信念*解釋了*認知有用信念*的來源，其中以*配適性*的直接影響力為最大；但由於*信任信念*透過*認知易用信念*來間間對*認知有用信念*造成影響，因此在解釋*認知有用信念*上，*信任信念*的總效應為最大。而就影響*認知有用信念*的*因素*來看的話，*配適性*與計算原則的*信任因素*提供近似的影響力，相較之下*熟悉性因素*提供較小的影響力。而其中*配適性因素*採直接影響，而計算為原則的*信任*與*熟悉性因素*是透過*信任信念*的總效力來發生影響。

(iv) 解釋*使用意圖*的顯著路徑效應：*信任信念*略大於*認知有用信念*的效力解釋了*使用意圖*的來源，而同時由於*信任信念*另外透過中介構念(*認知易用*與*認知有用信念*)間接地對*使用意圖*造成影響，因此在解釋*使用意圖*上，*信任信念*的總效應最大。

ii. 檢定結果為不顯著及弱顯著的路徑效應：

(i) *體制結構的保障因素*對於*信任信念*的影響相當薄弱。

(ii) *配適性因素*僅對*認知有用信念*造成影響，對於*信任信念*及*認知易用信*

念的影響力都相當地微弱。

(iii) 熟悉性因素對於認知易用信念的影響相當微弱。

(iv) 認知風險因素在本模型當中對使用意圖的影響力則是幾乎等於 0。

4. 配適性因素影響信任信念的路徑雖不顯著但為負值的異常現象，與GFI、AGFI配適指標數值的不夠理想，本研究認為可能是有構念的概念需要再被釐清如計算原則的信任因素需被釐清為對於合作銀行的印象或是觀感，也可能是構念在操作化過程中的瑕疵，如配適性的操作化直接延用自中文文獻。