

國立交通大學

管理科學系

博士論文

No. 037

複相關分析之運算與應用



The Computation and Application of Multiple Correlation Analysis

研究生：龔千芬

指導教授：謝國文 教授

中華民國九十七年五月

複相關分析之運算與應用

The Computation and Application of Multiple Correlation Analysis

研究生：龔千芬

Student : Chien-Feng Kung

指導教授：謝國文

Advisor : Gwowen Shieh

國立交通大學

管理科學系



Submitted to Department of Management Science
College of Management
National Chiao Tung University
in Partial Fulfillment of the Requirements
for the Degree of
Doctor of Philosophy
in

Management

May 2008

Hsinchu, Taiwan, Republic of China

中華民國九十七年五月

複相關分析之運算與應用

研究生：龔千芬

指導教授：謝國文博士

國立交通大學管理科學系 博士班

摘 要

迴歸分析已廣泛運用於管理、心理、組織、及策略等各領域研究中。然而，其中複相關係數分佈的結構十分複雜，許多研究者對直接相關的統計推論，如檢定力計算、區間估計、與所需求之樣本數等議題的不熟悉，故衍生許多經驗法則，但許多文獻證明由經驗法則所得之數據並不精確，故本研究主要針對研究者經常遇到的統計分析：假設檢定、檢定力計算、區間估計、以及樣本數等四大議題，利用 Excel 介面的親和性與普及性，配合電腦的迅速運算能力，提供便利與即時的統計分析軟體，以克服研究者因運算複雜而束手無策的窘境，並同時破除經驗法則的迷失，提供研究者一個精確的依據，以作為研究規劃與分析之用。

關鍵字： 區間估計、檢定力分析、假設檢定、樣本數、Excel、複相關分析

The Computational and Application of Multiple Correlation Analysis

Student: Chien-Feng Kung

Advisor : Dr. Gwown Shieh

**Department of Management Science
National Chiao Tung University**

Abstract

Regression analysis is widely used in many areas of science, and the literature is very extensive. Classical inferences on correlation coefficients are conducted mainly under the assumption that all variables have a joint multivariate normal distribution. Although the underlying normality assumption provides a convenient and useful setup, the resulting probability density function of the multiple correlation coefficients is notoriously complicated in form. Consequently, considerable attention has been devoted to the construction of useful approximations and rules of thumb for the inferential procedures of squared multiple correlation coefficient. In general, the rules of thumb fail to incorporate effect size and have often provided inaccurate results. In view of the ultimate aim of presenting exact procedures for correlation analysis and the extensive accessibility of Microsoft Excel software, the associated computer routines for hypothesis testing, interval estimation, power calculation, and sample size determination are developed. The statistical methods and available programs of multiple correlation analysis described in this article purport to enhance pedagogical presentation in academic curriculum and practical application in research.

Key words: Excel, Hypothesis testing, Interval estimation, Power analysis, Sample size, multiple correlation analysis

致謝辭

時間飛逝，交大五年的求學歲月中，也是在人生最精華的時段投入於學術研究中，而現在即將畢業的當下，回首過去在交大的點點滴滴，除了不捨與感謝之外，還是感謝。

在博士班的學習過程中，讓我收穫最多也讓我最感謝上天的是 --- 幸運的我遇到了一位非常優秀的指導教授，謝國文教授 --- 在他多年的指導下，我從一個對統計不感興趣、甚至是畏懼的學生，逐漸成長為一個想要瞭解統計、想進一步探究其中原理、及對統計產生的興趣，並因為統計我很幸運的找到了未來的工作，這一切皆歸功於我指導教授多年來對我的教導。謝老師除了在學術研究上有嚴謹的堅持外，在教學與對學生的態度上，都成為即將為人師表的我最佳的學習典範。在跟隨著謝老師學習如何作研究的這些年，也幫我開啟了新的一扇窗，在畢業的前夕，向謝老師表達最誠摯的感謝。同時，也謝謝志同學長的推薦，說服謝老師指導學生，讓我得以遇到如此優秀的指導教授。

另外，要感謝這些年曾經教導過的老師們，謝謝王耀德老師，除了老師精闢的上課內容之外，更感謝王老師對於我的論文一些問題給予的指導與建議；謝謝張家齊老師，每每為我加油打氣，更感謝張老師對於我的論文給予的肯定並提供可行的建議。謝謝林金賢教授在我的論文口試中給我的肯定，並提出一些寶貴的意見，使得論文更趨完整與價值，最後，更要謝謝沈維雄教授，沈教授是我見過最認真的口試委員，他在口試前已完整的閱讀過論文的每一部份，有了他的建議使我的論文更趨嚴謹。

在交大五年的學習歲月中，五年的時間不算短，在這裡與同學們一起渡過無數次的大小考試與討論，這些點點滴滴是我難以忘懷的。感謝淑芳、若蓮、佳誼、志成幫助，有你們時時的提點我，讓神經大條的我能夠順利的完成許多的工作。另外，也謝謝涵錚學姐，常常有妳的幫忙與相伴，讓這孤獨的研究生生活中，不再那樣的寂寞。

最後，要感謝我的家人在這五年來對我的支持與包容。首先要謝謝我的父母親，尤其是我母親，總是在我最需要幫忙的時候，適時的幫助我解決生活中的大小雜事，讓我在忙碌的生活中，有堅強的後盾。另外，更要感謝我的先生，一路的支持與包容我，成為我最佳的避風港，也謝謝我的哥哥與嫂嫂們，謝謝您們的鼓勵，讓我有成長的動力。在完成學業的當下，謝謝您們的栽培，才有今天的我。

完成學業要感謝的人太多了，除了感謝更多了一份責任感，期望以今日為基礎，成為一個有責任感的教師，與一個具有使命感與嚴謹的研究學者，以不辜負老師們、家人們、與同學們對我的期望。

龔千芬

于新竹交通大學管理科學系

98. 5. 28.

目 錄

中文摘要	i
英文摘要	ii
致謝辭	iii
目錄	iv
表目錄	vi
圖目錄	vii
一、	研究動機與目的.....	1
二、	文獻探討.....	9
2.1	顯著性假設檢定與檢定力.....	9
2.1.1	顯著性假設檢定.....	9
2.1.2	檢定力.....	10
2.2	信賴區間.....	14
2.3	樣本數.....	16
2.4	信賴區間、檢定力與樣本數.....	17
2.5	系統軟體相關文獻.....	20
三、	研究方法.....	22
3.1	R^2 之機率函數.....	22
3.2	假設檢定.....	24
3.3	區間估計.....	27
四、	系統發展與功能.....	30
4.1	系統軟體.....	30
4.2	數據之精確度與嚴謹性.....	31
4.3	軟體功能介紹.....	42
五、	關鍵要素分析.....	45
5.1	檢定力與其他關鍵因素之間的關係.....	45
5.1.1	預測變數個數與檢定力.....	46
5.1.2	效應量及檢定力.....	48
5.1.3	顯著水準與檢定力.....	48
5.1.4	樣本數與檢定力.....	51
5.1.5	小結.....	51
5.2	樣本數與其他關鍵因素之間的關係.....	54
5.2.1	母體判定係數與樣本數.....	54
5.2.2	預測變數個數與樣本數.....	58
5.2.3	小結.....	60
5.3	信賴區間.....	61
5.3.1	預測變數個數與信賴區間.....	61

5.3.2	樣本數與信賴區間.....	64
5.3.3	小結.....	65
六、	文獻個案與探討.....	68
6.1	RHO-SQUARE 應用時機.....	68
6.2	資訊管理與電子商務相關研究之個案.....	70
6.3	組織行為與心理相關研究之個案.....	79
七、	結論.....	83
參考文獻	86



表目錄

表 1	統計檢定結果分析表	11
表 2	檢定力與顯著水準、樣本數、效應量之關係	13
表 3	複相關係數相關文獻彙總表	19
表 4	檢定力計算結果比較表	33
表 5	假設檢定樣本數彙總表	35
表 6	樣本數比較彙總表	36
表 7	檢定力擷取小數點位數的差異結果	38
表 8	母體複相關係數之下界	39
表 9	在範圍 $[0, \bar{R}^2 + b)$ ，樣本需求彙總表	41
表 10	預測變數個數、母體判定係數與檢定力資料彙總表	46
表 11	檢定力與其他關鍵要素關係彙總表	52
表 12	母體判定係數、檢定力與樣本數之彙總表	54
表 13	預測變數個數、檢定力與樣本數之彙總表	58
表 14	所需樣本數與其他關鍵要素關係彙總表	61
表 15	預測變數個數、樣本判定係數與母體判定係數信賴區間資料彙總表	62
表 16	解釋 PU 之迴歸結果資料彙總表	72
表 17	解釋 PEOUW 之迴歸結果資料彙總表	77
表 18	Dulebohn 和 Ferris (1999) 之迴歸結果	80

圖目錄

圖 1	檢定力計算示意圖	26
圖 2	樣本複相關係數之下界與上界示意圖	29
圖 3	軟體介紹功能之畫面	43
圖 4	母體判定係數與檢定力之折線圖($P = 3 \sim 20$), $N = 50$	47
圖 5	預測變數個數與檢定力之折線圖 (effect size)	49
圖 6	母體判定係數與檢定力之折線圖 (alpha)	50
圖 7	母體判定係數與檢定力之折線圖($P = 3 \sim 20$), $N = 150$	53
圖 8	檢定力與樣本數之折線圖 (Rho square)	56
圖 9	檢定力與樣本數之折線圖 (effect size)	57
圖 10	檢定力與樣本數之折線圖 ($P = 3 \sim 10$)	59
圖 11	樣本判定係數與母體判定係數信賴區間關係圖	63
圖 12	母體判定係數信賴區間與樣本數之關係圖 (alpha)	66
圖 13	區間範圍與樣本數之關係圖	67
圖 14	Shih (2004) 的研究模型	71
圖 15	Worksheet 1 輸入參數畫面	73
圖 16	R^2 的機率函數分佈圖 (PDF)	74
圖 17	R^2 的累積機率函數分佈圖 (CDF)	74
圖 18	Worksheet 3.1.a 輸入參數畫面	75
圖 19	Worksheet 3.2.a 輸入參數畫面	76
圖 20	Worksheet 3.3.a 輸入參數畫面	77
圖 21	Worksheet 3.2.a 檢定力計算之輸入參數畫面	78
圖 22	Worksheet 3.3.a 決定樣本數之輸入參數畫面	79
圖 23	Worksheet 2.1.a 預估 ρ^2 之上界信賴區間之輸入畫面	81
圖 24	Worksheet 2.2 可觀測值落入範圍(R_L^2, R_U^2) 的機率輸入畫面	82
圖 25	Worksheet 2.3.c 可觀測值有 99% 的機率落入範圍 (R_L^2, R_U^2) 所需最少樣本數之輸入畫面	82

一、 研究動機與目的

在多元常態下之複迴歸模式分析的情況下，複相關係數已經普遍的應用於各個不同的領域，Bobko (2001) 更在有關相關係數與迴歸的書中，列舉相關係數在策略管理、組織行為和個人心理這些研究領域上的應用。在策略管理方面，Miller (1988) 根據 Porter 所提出的企業策略（包括創新差異、成本領導、及集中化）對企業績效的關係，進一步探討企業策略是否隨著環境與組織結構的不同，對企業績效的關係強度是否也因此而不同。另外，Richard (2000) 以資源基礎的觀點，探討種族的差異化對企業績效的關係，並進一步提出種族差異化與企業績效的關係，會根據組織策略的變化而影響其關係強度的變化。在組織行為研究方面，Deci, Connell, 和 Ryan (1989) 主要探討管理者與人相處之的傾向（支援下屬自我決定或控制下屬行為）與下屬的知覺、情感、與滿意度的相關性，清楚說明管理者與人相處之傾向對於下屬各項認知情感變數的關係，並說明管理者對下屬的態度是否影響下屬之工作情緒，並進而影響員工之工作滿意度的關係。Pell 和 Xin (1999) 在 *Journal of Management* 中發表員工情緒與退縮行為的關係，論文中說明情緒的好壞與員工行為的關係，並進一步探討工作滿意度會干擾情緒與行為之間的關係，情緒與行為的相關性可以做為管理者管理員工情緒與行為之重要參考依據。Dulebohn 和 Ferris (1999)

在 *Academy of Management Journal* 上發表論文，主要探討在績效評量過程中，員工所使用的策略對評量公平的認知之相關性。Farh 和 Dobbins (1989) 在 *Journal of Applied Psychology* 中發表員工自我評比與自己和上司共同評比兩種方式互相比較，並說明其關係的相關性，研究結果說明兩種方式皆因提供較多比較資訊而有較高的相關性。在管理研究方面，Ashford, Lee, 和 Bobko (1989) 在 *Academy of Management Journal* 中發表有關工作不安全的相關議題，論文中主要討論工作不安全性的內容、原因與結果之關係強度，並且探討工作不安全性與工作績效之關係。在研究中，作者強調各個變項前因與後果的相關性，並檢測三種量表與各個前因因素的關係，說明哪一種量表最能解釋原因的變異量。從上面橫跨策略、管理、與組織行為與心理的眾多研究中，大多數的研究致力於說明各項變項之關係，了解各項相關性之強弱，關係是否存在、是否顯著，可否藉由這些變項做相關性的解釋，並藉由這些關係推演為有管理意涵之結論。這些管理研究中所關注的變項關係的強度，皆與相關係數有密不可分的關係，然而，Babko (2001) 強調在研究上，針對兩個以上預測變數的情況下，複相關係數比相關係數而言是一個更佳的判斷指標，而且正與負之分對複相關係數而言是不必要的或不具任何意義的，所以，大部分研究者皆使用複相關係數作為研究上的指標。根據複相關係數的強弱才能夠有

效解釋預測變數與反應變數的關係性強度。所以在管理學術界，複相關係數普遍應用的情況下，複相關係數的使用是研究者不得不知並且必須具備的研究知識，然而在大多數學者對複相關係數皆不熟悉的情況下，如何讓研究者以更有效率及正確的方式了解並運用複相關係數，是當今研究者與學術界必須進行的一項重要工程。在統計分析中主要分為顯著性檢定與區間估計，兩種分析方法，以下則針對者兩種分析方法作更詳細的敘述。

統計之顯著性檢定為大多數管理類與應用心理類研究皆普遍使用之統計分析方式。在顯著性分析的過程中，主要需要考慮型 I 誤差 (α) 與型 II 誤差 (β) 的平衡，當樣本數固定時，若型 I 誤差變小時，則型 II 誤差變大，相反的，若型 II 誤差變大時，則型 I 誤差則變小。而一般社會科學、行為科學、與管理類的相關研究中，皆只專注於型 I 誤差是否適合，使用較小的型 I 誤差 (例如： $\alpha = 0.05$ 或 0.01) 來嚴密監控統計分析的結果，而造成許多研究者忽略了型 II 誤差而造成更嚴重的錯誤。所以，Mazen 等學者 (1987) 利用個案與圖表說明忽略型 II 誤差會比型 I 誤差所引發的風險更大，所以，Mazen 等學者 (1987) 建議，除了對型 I 誤差的重視之外，更應該讓型 I 誤差與型 II 誤差得到對等的重視。然而，型 II 誤差 (β) 與 檢定力 (power, $1 - \beta$) 更是息息相關。統計之檢定力對任何研究者而言，是使用統計推論檢定

中重要的一個主題。雖然研究者投入大量的時間與資源收集資料以供分析，但具有較低統計檢定力的研究將導致不確定性的推論。Cohen (1992) 說明為什麼許多研究仍為檢定力不足的現象，主要的原因之一為檢定力分析太複雜。在 APA 及許多國際知名期刊的倡導下，檢定力分析有越來越備受重視的趨勢，所以，許多著名國際期刊皆要求欲投本期刊的論文皆需說明該研究之檢定力。另外，針對顯著性檢定而言，一般研究皆考慮以虛無假設等於零的情況下進行分析（例如： $\rho^2=0$ ），考慮變數之間是否有相關。雖然，大部分的研究者皆侷限於虛無假設等於零的情況下檢定，但是有時在虛無假設具有某些非零之固定常數仍具有某些實際與特殊的意義。所以，本研究將針對檢定力分析，與顯著性檢定在虛無假設等於零或等於某一特定常數時，提供一個全面性的顯著性檢定。

雖然，至目前為止，顯著性假設檢定仍為絕大多數的研究者所採用，但是近年來，有更多的學者提出對顯著性假設檢定的一些潛藏的問題與質疑，並建議使用區間估計以求得統計分析的完整性。Kelly 和 Maxwell (2003) 指出，當信賴區間開始獲得廣泛使用時，顯著性假設檢定似乎已漸漸在社會科學中失去了立場。Wilkinson (1999)、Maxwell (2004)、和 Cohen (1994) 等學者皆強調信賴區間比顯著性假設檢定更能夠提供較多的研究資訊，並且信賴區間比顯著性假設檢定較不易有解

釋錯誤的傾向，以讓研究者作更正確的分析決策。針對複相關係數的區間估計，並不和一般傳統的假設檢定與區間估計的計算方式相似，複相關係數的區間估計較為複雜，並且與複相關係數的假設檢定的運算方式大為不同。所以，本研究除了提供複相關係數的顯著性假設檢定之外，也提供運算方式大為不同的複相關係數之信賴區間，以提供研究者全面性的統計分析的研究工具。

研究過程中需要用多少的樣本，是許多研究學者非常關注的議題。用少量的樣本將使許多結果皆不顯著，但收集大量的樣本又需耗費研究者龐大的經費與時間，形成抉擇兩難的問題。而目前有許多學者作了許多研究，討論與建議研究者應該運用多少樣本數，才能在有限的時間及資源下，得到一個較佳的結果。例如：Green (1991) 強調樣本數之決定並非仰賴一些學者所提出之經驗法則，研究之結果顯示不支援經驗法則所得的樣本數，並建議研究者必須結合效應量 (effect size) 一起決定樣本數之多寡。的確，從事研究者的學者針對樣本數的決定一直皆存在有經驗法則的問題，而這些經驗法則所決定的樣本數，也對分析的結果存在了一些不正確的期望與推論，而造成一些是似而非的誤解。所以，本研究將針對檢定力與樣本數，欲達到多少檢定力則需要多少的樣本，以及區間估計與樣本數，欲符合多大的區間範圍需要多少樣本，這兩個方面求得精確的樣本數數值，提供一般學

者對於樣本數的正確認識，以破除一般學者對於樣本種種不正確的經驗法則。

隨著科技的進步，電腦運算能力的增強，使得許多複雜式子得以解決，而複相關係數分佈之運算與其結構非常複雜，致使許多研究者望之卻步。但是，仍有一些學者，例如：Cohen (1988)、以及 Gatsonis 和 Sampson (1989) 針對檢定力與樣本數提供一些特定參數的數值表，以提供一般學者較為便利以獲取到資訊的一項途徑，但是對於資訊取得的便利性與資訊的全面性皆存在相關的問題。然而近幾年來，由於電腦硬體功能的提升與電腦軟體的輔助，使得研究者可以有更多有利的工具幫助研究進行的更順利與嚴謹，例如：Algina 和 Olejnik (2003)、Dunlap, Xin 和 Mayer (2004)、Mandoza 和 Stafford (2001) 以及 Shieh (2006) 皆結合 Fortran, Mathematica, SAS, 和 SPSS 等系統軟體，以提供學術研究者更有效率的工具。但是，以上所列的那些統計或數學運算專業軟體，對於一般學者而言皆存在有一定程度的進入障礙，所以，本研究選擇對於一般使用者親和性高並且容易使用等等特性的 Excel 作為發展軟體的系統，利用 Excel 將複雜的複相關係數分佈呈現，使本軟體可以做相關的顯著性檢定、檢定力分析、及區間估計。本軟體可即時顯示各種情況之檢定力分析、樣本數、及信賴區間。本研究主要強調在管理層面的相關研究應用，期望本軟體能讓統計意

涵能真正落實於實際研究應用上，提供一個有效規劃與檢測軟體工具，嘉惠後續研究學者。

本研究根據統計理論發展電腦軟體，期望對後續進行研究者提供研究的便利性。因此，本研究之目的包括下列幾點：

(1)、針對複相關係數之顯著性假設檢定、檢定力分析、區間估計、以及樣本數等等基本概念的詳細介紹，目前相關研究的發展，與各相關之關鍵影響要素所具備之特質與分析。

(2)、配合複相關係數分佈的理論根據，針對顯著性假設檢定的推論、檢定力的計算、區間估計的運算方法加以簡述推論演化過程，以求得在各個方法上存在強而有力的理論依據。

(3)、發展一套電腦輔助軟體，從電腦軟體中可計算求得以下的功能：

(a)呈現複相關分析的分佈圖、累積密度函數分佈圖、以及計算至特定樣本複相關係數之累積密度機率，讓使用者對複相關係數有最直接的體認。

(b)可分別求得顯著性假設檢定之右尾、左尾、以及雙尾之臨界值、p-value、檢定力與所需樣本數

(c)預估變數之上界或下界、在一特定區域所存在的機率與符合特定

區域範圍所需的樣本數

幫助研究者更順利的在研究過程中做相關的決策。

(4)、針對某特定參數，彙整實際執行的數據，藉著圖與表提出說明在研究上會遇到的一些情況，以讓研究者有更深刻的體會。

(5)、提供實際研究個案，說明此電腦軟體如何應用於研究中，並且詳細的闡述所代表的含意。

本研究的論文結構包含下列的章節，除了第一部分研究與動機外，其餘分別為第二部分文獻探討，主要針對複相關係數之顯著性假設檢定、檢定力分析、區間估計、以及樣本數相關文獻的探討與整理，並分析影響之關鍵要素的特質與相關性；第三部分為研究方法，主要針對複相關係數分佈的統計理論的部分，簡述推演過程，運算函數為何，檢定力的計算方法、以及區間估計的運算方法提供統計理論的分析依據；第四部分為系統發展，主要介紹發展軟體的系統、此系統包含哪些功能、驗證過程等等部分；第五部分為關鍵要素分析，主要針對特定的參數彙整執行後所得到的結果，針對所圖與表格所顯示的現象，作深入的解釋；第六部分則舉出論文文獻，針對此研究所得到的數據，實際操作如何執行此系統，並且針對所得到的數據加以解釋；第七部分則提出結論。

二、 文獻探討

此一部份主要針對複相關係數之相關文獻進行探討，而相關議題之文獻探討可以分為下列五個部分。

2.1、顯著性假設檢定與檢定力，主要介紹複相關係數假設檢定與檢定力相關之概念與文獻整理。

2.2、信賴區間，除了介紹複相關係數之信賴區間的優勢之外，並說明複相關係數之信賴區間的建構方式與一般常態分佈之信賴區間建構方法不同。

2.3、樣本數，探討研究者對於需要使用多少樣本數之不同看法。

2.4、信賴區間、檢定力與樣本數，提供複相關係數此三個重要議題全面性的文獻探討，並彙整相關的文獻。

2.5、系統軟體相關文獻，介紹有提供複相關係數軟體的相關論文。

2.1、顯著性假設檢定與檢定力

2.1.1、顯著性假設檢定

在一般社會科學或管理相關的研究中，假設檢定是研究中不可缺少的重要分析過程。在檢定過程中需要決定 α 與 β 的數值。 α 為型 I 誤差，意指若虛無假設 H_0 為真，卻因統計檢定結果予以拒絕的機率，

如表 (1) 所示。所以， α 越小也代表拒絕虛無假設的標準越嚴格。 β 為型 II 誤差，若虛無假設 H_0 為假，卻因統計檢定結果而予以接受的機率。當樣本數 N 固定時， α 小則 β 會大， α 大則 β 會小。在統計推論中， α 與 β 受到關注的程度是明顯不對等的 (Baroudi & Orlikowski, 1989)。在一般行為科學與資訊管理的領域相關的研究專注於型 I 誤差是否適合，利用設立較小的型 I 誤差 ($\alpha = 0.05$ 或 0.01) 來嚴密監控統計結果，所以，許多研究者因此而忽略了型 II 誤差。然而，Mazen et al. (1987) 利用個案與相關圖表說明型 II 誤差比型 I 誤差所引發的風險更大，故除了型 I 誤差的重視外，更應該讓型 I 與型 II 誤差得到對等的重視。然而型 II 誤差與檢定力 (Power) 息息相關，故以下則針對檢定力進行相關的介紹。



2.1.2、檢定力

檢定力 (power) 代表對立假設為真時，而檢定結果也正確的予以接受的機率。所以，檢定力也可以說是 $(1 - \beta)$ ，如表 (1) 所示。Cohen (1962) 強調在用於研究資料的統計檢定上，檢定力代表一個非常重要的資訊。Baroudi 和 Orlikowski (1989) 強調在虛無假設為不成立時，統計檢定力成為解釋結果決定性的關鍵。

表 1 統計檢定結果分析表

		What is True in the population?	
		Treatments have no effect	Treatments have an effect
Conclusion Reached in A Study	No Effect	Correct Conclusion $1 - \alpha$	Type II error β
	Treatment effect	Type I error α	Correct Conclusion $1 - \beta$

影響統計檢定力的三個主要因素：(1) 顯著水準 (significance level)、(2) 樣本數 (sample size)、以及 (3) effect size。以下則針對此三個主要因素做詳細的說明：

(1)、顯著水準 (α) 代表虛無假設之“拒絕臨界區域”，故顯著水準越小，則虛無假設的拒絕區域越小，拒絕標準越嚴格。顯著水準越大則增加檢定力。Pollard (1993) 說明當不希望研究文獻充斥假的效應和不鼓勵做無意義的實驗時，此時應關注如何避免型 I 錯誤，然而當型 I 錯誤已被控制時，Cohen (1962) 強調在心理類研究中， β 已被忽略，而且在已出版的研究中，這些研究的檢定力介於 0.5 與 0.8 之間，這些數據代表，若研究的檢定力為 0.55，則型 II 誤差 0.45，導致難以接受研究的結論。

(2)、樣本數 (sample size)：在各項條件皆不變的情況下，樣本數

越大則精確度越高，會增加拒絕“假”虛無假設的機會，如此，檢定力會增加。Sedlmeier 和 Gigerenzer (1989)說明，在檢測 H_0 與 H_1 時，當樣本數增加時，樣本分佈標準差減少，如此導致分佈較少重覆和增加檢定力。

(3)、效應量 (effect size) 代表變數間關係的重要性與強度的多寡、在母體呈現此現象的程度、或 H_0 與 H_1 的真實差異。效應量的統計方式首先由 Cohen (1988) 提出，效應量可廣泛的用於有效應的程度，大部分是以標準化的方式呈現效應程度，可以以 $\frac{\mu_1 - \mu_2}{\sigma}$ 的方式表示。若在其餘的條件皆控制的情況下，效應量越大則能夠證明此現象的程度越高，能夠偵測與拒絕虛無假設的機率越高，則檢定力也越高。Cohen (1988) 也說明母體判定係數 (ρ^2) 與母體效應量 (f^2) 的關係，如下個方程式所示。

$$f^2 = \frac{\rho^2}{1 - \rho^2} \quad (1)$$

相同的，樣本判定係數 (R^2) 與樣本效應量 (\hat{f}^2) 的關係，如下所示。

$$\hat{f}^2 = \frac{R^2}{1 - R^2} \quad (2)$$

對研究者而言，效應量也許是最難預測的參數。Mazen 等學者 (1987) 建議可由之前相關研究可解釋變異之比例建立效應量之索引。Cohen (1988) 為了方便預測效應量，以順利計算檢定力，故發展可操作的定義，以應用迴歸分析方法而言，效應量分為小、中、大三種不同之效應量依序為 0.02、0.15、0.35，以式子(1) 轉換則母體判定係數從小到大依序為 0.0196、0.13、及 0.26。Cohen (1992) 進一步定義中效應量 (medium effect size)，指的是觀察者用肉眼可以察覺變化的程度。Sedlmeier 和 Gigerenzer (1989) 發現中效應量接近於樣本中位數，並由過去相關文獻支援定義效應量。另外，Cohen (1988) 說明小效應量 (small effect size) 大部份出現於性格和社會心理方面的研究，因為這類研究的衡量大多有較低的信度。大效應量 (Large effect size) 出現於實驗心理類的研究，這類研究大多有實驗組與控制組，並且重視衡量過程與工具的嚴謹性。

綜合以上這三個影響因素的現象，當增加這三個影響因素的數值，同時也增加檢定力。這三個影響因素對檢定力的關係整理如下表所示。

表 2 檢定力與顯著水準、樣本數、效應量之關係

	顯著水準 (significance level)	樣本數 (sample size)	效應量 (effect size)
檢定力 (power)	正向關係	正向關係	正向關係

Baroudi 和 Orlikowski (1989) 提出如何提升檢定力，主要的方法包括：(1)、增加樣本數，(2)、改變抽樣方式，建議採用隨機抽樣，若無法達成隨機抽樣，也建議採用目的取樣或盡量增加樣本同質性，而使標準誤差減小。(3)、變數的選擇，建議選擇相關性小的變數，可以避免共線性的問題。(4)、減少誤差，盡量減少衡量誤差，等等的方法。另外，Murphy 和 Myers (2004) 提出兩種方法以增加檢定力，第一種最簡單的方法為改變顯著水準，當顯著水準較為寬鬆時，檢定力則增加，但是，此種作法對於研究本身與研究的解釋能力並不代表任何意義。第二種方法即增加樣本數，主要增加同質性或一般性，減少抽樣誤差的可能性所導致對結果的錯誤解釋。

2.2、信賴區間

Kelley 和 Maxwell (2003) 指出，當信賴區間開始獲得廣泛使用時，虛無假設之顯著檢定似乎已漸漸在行為科學中失去了立場。Schmidt (1996) 也指出，一些學者建議由區間估計來代替假設檢定，尤其當樣本數非常大或非常小的時候；大樣本能夠產生統計檢定極度

敏感，導致在參數真實存在時，統計顯著性分析的差距非常的小。小樣本不敏感的檢測，導致當參數間有極大差異時才可以檢定出結果。信賴區間在相關係數上的構建是相當困難的，尤其包含於複相關係數上更是困難，本研究將針對複相關係數之信賴區間加以探討。

Cohen (1988) 指出，信賴區間估計對於資料分析而言是一個非常有用的工具，因為區間估計可以直接指定未知母體參數可能的範圍，並且在類似的母體參數中，提供較精確的樣本資訊，並且區間估計也可以幫助虛無假設的檢定。Wilkson (1999) 建議顯著性檢定藉由效應量之衡量與信賴區間的方式完成是一個較佳告知讀者的方式。Cohen (1994) 說明因為信賴區間會顯示一些不確定性，故許多研究者較不願意將信賴區間的數據告知讀者，以避免一些質疑。Schmidt (1996) 強調，區間估計是比較相關研究區間的最有用的方法，換句話說，信賴區間可以幫助我們彙總分析之前相關的研究，並追溯說明之前研究特殊的效應量。Cumming 和 Finch (2001) 在介紹信賴區間以及如何使用信賴區間的論文中，提出為什麼建議研究者多使用信賴區間有下列四個理由。

(1) 信賴區間可以直接的被解釋，由信賴區間中可知點及區間估計的資訊，如此可以很容易及詳細的了解及解釋。

(2) 由信賴區間可以很容易的直接轉換虛無假設顯著性假設檢定。

(3)信賴區間是累積研究相當有用的工具，並且支援彙總分析的想法。

(4)信賴區間提供各個參數衡量是否精確的相關資訊。

在常態分佈下，信賴區間的建構是一件相當簡單與直接的過程。然而，母體判定係數 (ρ^2) 之信賴區間並非如在常態分佈虛無檢定過程之相反轉換，因為問題在於樣本判定係數 (R^2) 抽樣分佈的變異數依賴母體判定係數，所以在這非獨立變數之信賴區間的尋找過程中，需要與 R^2 之抽樣分佈產生直接的關係。在 Mood 和 Grabill (1963) 及 Mendoza 和 Stafford (2001) 簡單的說明母體判定係數 (ρ^2) 之區間估計的作法。既然信賴區間對研究的是如此的重要，而且難以掌握變化的趨勢，故本研究將信賴區間發展為一套軟體，有利研究者對於信賴區間的運用，使得研究進行的更有效率與嚴謹。

2.3、樣本數

對研究者而言，在研究過程中需要運用多少樣本數而能夠反應出母體的真正現象，是許多研究者一直想要克服的難題。雖然使用較多的樣本較可以反應出真正現實面的狀況，但是受限於時間與預算，研究者皆希望能夠以最少的資源發揮出最大的效果，所以，在研究中要使用多少的樣本數一直是研究者最關注的議題。Maxwell (2000) 說明在迴歸分析的情況下，如何決定樣本數。在迴歸分析下，檢定力檢定

依據 noncentral F 分配，主要有三個影響參數：分子自由度，分母自由度，以及 noncentrality 參數。另外，分子與分母的自由度又決定於預測變數的數目 (p)，樣本數 (N)，和效應量的類型。由於樣本數式子複雜，故許多學者便提出一些「經驗法則」以簡馭繁。例如：Harris (1985) 以及 Wampold 和 Freund (1987) 皆指出，一般的規則 N 與 p 的比例應為 10 : 1。Green (1991) 指出若效應量為 0.075 時，則一般較合理的法則，最小的樣本數應為

$$N = 104 + p \quad (3)$$

Nunnally (1978) 建議在迴歸分析中，至少需要 300~400 份樣本數才足夠應付一般變數數量的研究。由以上各個學者皆持不同的論點，雖然這些一般法則提供學者一個較為簡單判斷樣本數的方法，但是這些方法仍遭遇一些學者的質疑與批評。Green (1991) 強調一般經驗法則所得到的樣本數較大，並且所得的研究結果不支持經驗法則所得的樣本數。Cohen (1988) 出版第二版有關檢定力分析的書中，彙整了各種不同分析方法的檢定力與所需的樣本數，主要可以藉此與一般之經驗法則相互比較，進而判斷其適切性。本研究發展一套軟體，藉由這套軟體可以即時的計算出檢定力與樣本數及信賴區間與樣本數，為研究者提供一個既快速及彈性的方式，並且破除一般是似而非的經驗法則，提供一個精確的最少樣本數，增加研究者進行研究的效率與可信度。

2.4、信賴區間、檢定力與樣本數

針對樣本複相關係數 (R^2) 相關研究中，以 Steiger 和 Fouladi (1992)的論文提供較全面性的探討，在此論文中，作者不僅提供樣本判定係數之機率函數分佈圖與累積機率函數分佈圖，也提供計算檢定力分析、精確信賴區間與樣本數等功能，但是以上這些功能皆基於 $H_0: \rho^2 = 0$ 下所發展的功能，而 $H_0: \rho^2 = \rho_0^2$ ($\rho_0^2 > 0$) 並不包括於相關的電腦軟體功能中。Wilcox (1980)及 Fowler (1985)皆表示當 ρ^2 為非零或是某一常數的情況下，可以代表某些特別的意義。雖然，從上面的討論中得知，信賴區間在提供資訊、精確度皆優於檢定力分析，但是，在顯著性假設檢定中，尤其在 $H_0: \rho^2 \leq \rho_0^2$ 及 $H_0: \rho^2 \geq \rho_0^2$ 情況下，檢定力分析對於確認重要的研究結果提供重要的判斷基礎。故本研究可在 $H_0: \rho^2 \leq \rho_0^2$ 、 $H_0: \rho^2 \geq \rho_0^2$ 及 $H_0: \rho^2 \neq \rho_0^2$ ($\rho_0^2 \neq 0$) 的情況下，提供全面性顯著性檢定、發展精確的信賴區間功能，進一步結合信賴區間與顯著性檢定之相關功能，並提供精確的樣本數成為研究者在研究規劃階段重要的依據。表 3 為本研究整理相關文獻之彙總表。

表 3 複相關係數相關文獻彙整表

	假設檢定 (Hypothesis testing)	信賴區間 (Confidence Interval)
檢定力 (Power)	Shieh (2006) Dunalp, Xin, and Myers (2004) Maxwell (2004) Maxwell (2000) Algina and Olejnik (2003) Cumming and Finch (2001) Mendoza and Stafford (2001) Borkowski , Welsh, and Zhang (2001) Rothstein, Norenstein, Cohen, and Pollack (1990) Baroudi and Orlikowski (1989) Gatsonis and Sampson (1989) Mason and Perreault (1991)	Shieh (2006) Barnette (2005) Cumming and Finch (2001) Smithson (2001) Mendoza and Stafford (2001) Maxwell (2004)
樣本數 (Sample size)	Shieh (2006) Kelley and Maxwell (2003) Algina and Olejnik (2003) Mendoza and Stafford (2001) Maxwell (2004) Maxwell (2000) Green (1991) Gatsonis and Sampson (1989)	Algina and Moulder (2001) Shieh (2006) Mendoza and Stafford (2001)

2.5、系統軟體相關文獻

隨著科技的日益進步，電腦的硬體也有迅速的進展，電腦的處理速度加快、可儲存的容量加大、和體積也大幅度的縮小，故許多之前研究無法處理的複雜運算，現在由於電腦運算能力的大幅提升，使之前的不可能變成可能，所以，近幾年來，利用電腦軟體來解決一些研究上所面臨的統計問題之相關研究也越來越多，逐漸形成一股潮流。針對於 R^2 相關議題而發展的電腦軟體有 Algina 和 Olejnik (2003), Dunlap, Xin 和 Mayers (2004), Mendoza 和 Stafford (2001), 和 Shieh (2006) 皆結合 Fortran、Mathematica、SAS 和 SPSS 等系統軟體，以提供學術研究者更有效率的工具。Dunlap、Xin 和 Myers (2004) 利用 Fortran 發展電腦軟體計算檢定力。在此研究中，作者們專注於探討檢定力的運算，並利用程式所產生的結果說明，作者所提供的程式比之前的相關研究更為精確。Mendoza 和 Stafford (2001) 利用 Mathematica 所提供的函數，對樣本判定係數分佈計算區間估計、檢定力、和樣本數。由上述兩個相關的研究中，一個使用 Fortran 語言、另一個使用 Mathematica 軟體，這兩種語言皆針對科學與數理方面專業的軟體，若沒有使用該軟體的經驗，則很難在短時間內知道如何使用，對於另外領域的研究者則障礙更大，所以，在 Mendoza 和 Stafford (2001) 此篇研究中，在附錄中教導使用者如何使用 Mathematica 並說明如何運

用相關的指令。在驅使使用者使用軟體的過程中，軟體界面的易使用性和即時反應是促使使用者願意使用軟體的重要影響因素。而 Excel 是兼具種種優勢的試算軟體，所以，近來許多研究者利用 Excel 來發展軟體，以達到教化與說服使用者的目的。Alf 和 Graf (2002) 利用 Excel 發展樣本判定係數 (R^2) 分佈並以最大概式法提出新的估計值的想法，作者們欲利用 Excel 的圖形，提供讀者一個較佳的說明。Cumming 和 Finch (2001) 藉由 Excel 之圖形界，教導讀者信賴區間的相關概念，提供一個最佳的說明。由於檢定力、樣本數及區間估計是每個研究者及研究皆會遇到的例行性的問題，本研究欲利用 Excel 的親和性，發展成每位研究者皆容易使用且可以經常使用的軟體。



三、 研究方法

研究方法這一個部分主要介紹本論文所依據的理論架構，進而推演出計算複相關係數的相關議題，故此一部份包括三個主題：第一、介紹 R^2 之機率函數的相關假設，主要理論依據；第二、主要說明如何推演複相關係數之假設檢定；第三則針對區間估計說明演算的方式。

3.1、 R^2 之機率函數 (density function)

考慮複迴歸模式的情況下，有 i 個觀測樣本，反應變數 Y_i ， p 為解釋變數的個數，預測變數為 $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ip}$ ，此迴歸模式如下所示：


$$Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \quad (4)$$

假設 X_{ij} 為多變量常態分佈， $X_{ij} \sim N(\mu, \sigma^2)$ ， $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ 為未知的參數， $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。 ρ 為 Y 和 X_1, X_2, \dots, X_p 之間的母體複相關係數 (population multiple correlation coefficient)，定義為 $\frac{\sigma_{YX}}{\sigma_Y \sigma_X}$ ，而 ρ^2 為母體判定係數 (population squared multiple correlation coefficient)。在樣本數 $N > p$ 的情況下， Y 和 X_1, X_2, \dots, X_p 之間的樣本判定係數 (sample squared multiple correlation coefficient) 為 R^2 。 R^2 的密度函數如下所示 (Anderson, 1984, p.145)。

$$\begin{aligned}
& f(R^2; p, N, \rho^2) \\
&= \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Gamma^2[(N-1)/2+i](\rho^2)^i (1-\rho^2)^{(N-1)/2} (r^2)^{p/2+i-1} (1-r^2)^{(N-p-1)/2}}{\Gamma[(N-1)/2]i!\Gamma[p/2+i]\Gamma[(N-p+1)/2]} \quad (5)
\end{aligned}$$

在式子 (5) 中，其中 $0 \leq R^2 \leq 1$ ， ρ^2 是母體判定係數(population squared multiple correlation coefficient)， $\Gamma(\alpha)$ 為 gamma 函數。

由式子 (5) 可知， R^2 密度函數是一個非常複雜的式子。而後來有許多學者以不同的方式呈現，例如：Gatsonis 和 Sampson (1989)，Ding (1996)，Mendoza 和 Stafford (2001)，以及 Steiger 和 Fouladi (1992)。

然而，Mendoza 和 Stafford (2001)，以及 Steiger 和 Fouladi (1992) 皆以 Lee (1972) 所推演的式子為基準，算出精確的結果。Lee (1972) 的式子如下所示：

$$\begin{aligned}
& f(N, p, \rho^2, R^2) \\
&= \left\{ B\left(\frac{1}{2}p, \frac{1}{2}n_2\right) \right\}^{-1} (1-\rho^2)^{\frac{1}{2}n} (R^2)^{\frac{1}{2}p-1} (1-R^2)^{\frac{1}{2}n_2-1} F\left(\frac{1}{2}n, \frac{1}{2}n, \frac{1}{2}p; \rho^2 R^2\right) \quad (6)
\end{aligned}$$

在式子 (6) 中， $B(\cdot)$ 和 $F(\cdot)$ 分別代表 Beta 和超幾何分配(hypergeometric) 之函數， $n = N - 1$ 和 $n_2 = n - p = N - p - 1$ ，其中 N 代表樣本數， p 為解釋變數的個數。本研究之 R^2 密度函數也依據 Lee (1972) 的式子發展而成。 R^2 的密度函數也可以說明以樣本數 N (sample

sizes)、解釋變數的個數 p (number of predictor variables)，母體判定係數 ρ^2 (population squared multiple correlation coefficient)，以及樣本判定係數 R^2 (sample squared multiple correlation coefficient) 以上四個參數所構成的函數。

利用上述的式子 (6) 求得樣本複相關分配函數的數值之後，再利用 Simpson's rule 進行積分，求得累積樣本判定係數分佈函數面積值。

3.2、假設檢定



針對複迴歸模式的假設檢定，由於檢定 $H_0: \rho^2 = 0$ 和 檢定 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$ 相同，所以可以使用 F 檢定來進行整個模式 (Full model) 假設檢定的分析。同時，檢定力分析也運用了 F 檢定以進行檢定力分析。以檢定 $H_0: \rho^2 = 0$ 以及 $H_1: \rho^2 \neq 0$ 主要根據 F 檢定，如下所述。

$$F_1 = \frac{MSR}{MSE} = \frac{SSR/p}{SSE/(N-p-1)} \quad (7)$$

分子與分母同時皆除以 SST ，則得到以下的式子。

$$F_1 = \frac{\frac{SSR/SST}{SSE/SST}}{N-p-1} = \frac{P}{N-p-1} \frac{SSR/SST}{SSE/SST}$$

然而， $R^2 = \frac{SSR}{SST}$ ，代入上述的式子，故得以下的式子。

$$F_1 = \frac{(N-p-1)R^2}{p(1-R^2)} = \frac{R^2/p}{(1-R^2)/(N-p-1)} \quad (8)$$

其中， N 為樣本數， p 為解釋變數的個數， R^2 為樣本判定係數。

假如， $F_1 > F_{p, N-p-1, \alpha}$ ，則拒絕虛無假設。

利用 F_1 與 R^2 的關係可以以 R^2 分佈來計算檢定力，檢定力函數表示如式子 (9)。

$$P\{F_1 > F_{p, N-p-1, \alpha}\} = \int_0^{\infty} P\{F(p, N-p-1, \Lambda_1 * K_1) > F_{p, N-p-1, \alpha}\} * f(K_1) dK_1 \quad (9)$$

其中， $\Lambda_1 = \rho^2 / (1 - \rho^2)$ ， $f(K_1)$ 是 K_1 的 pdf，而且 $K_1 \sim \chi^2(N-1)$ 。詳細的內容請參考 Shieh (2006)。

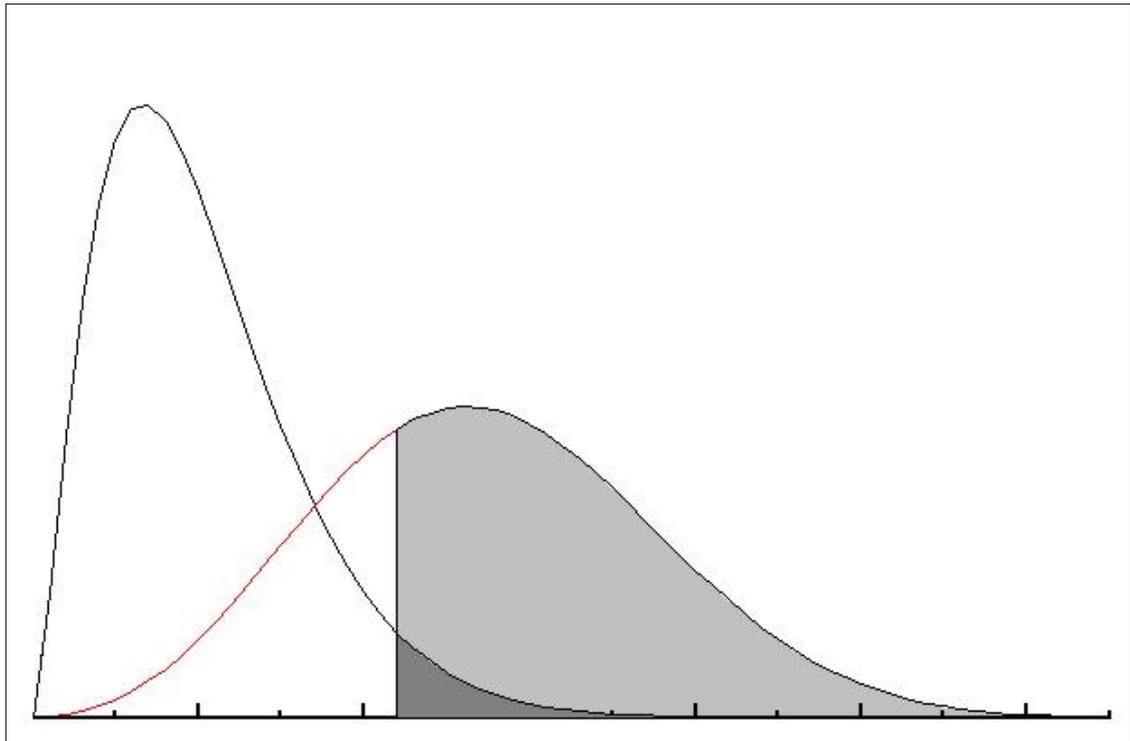


圖 1 檢定力計算示意圖

以圖 1 表示本研究計算檢定力之示意圖，圖 1 中有兩個分配，由於樣本判定係數為 noncentral F 分配，所以，以左方之分配為虛無假設的情況，右邊之分配為對立假設之情況，以檢定力之定義為當對立假設為真時，拒絕虛無假設的機會，即為圖上陰影的部分。本研究計算的方式為，若以顯著水準為 α ，則在虛無假設的情況下找出左邊的面積，最接近 $1-\alpha$ 的切點，找出切點後，在對立假設下，算出由切點到最右邊端點的機率，所求出之機率即為檢定力。

3.3 區間估計

在常態分佈下，信賴區間的建構是一件相當簡單與直接的過程。信賴區間的過程與虛無假設的檢定過程相當的相似。若考慮虛無假設 $H_0: \mu = \mu_0$ 下，虛無假設是否成立則視樣本觀察值平均值 \bar{X} 是否落在區間 $\mu_0 \pm tS/\sqrt{N}$ 內，若 \bar{X} 不落在區間內，則拒絕虛無假設。使用樣本區間則利用樣本平均數來代替 μ_0 ，故得到 μ 的信賴區間為 $\bar{x} \pm tS/\sqrt{N}$ 。

然而， ρ^2 之信賴區間並非如上述之虛無檢定過程之相反轉換，因為問題在於 R^2 抽樣分佈的變異數必須依賴 ρ^2 ，所以在相互依賴的情況下，信賴區間的尋找過程需要與樣本複相關係數 R^2 之抽樣分佈產生直接的關係。Mood and Grabill (1963)、Mendoza and Stafford (2001) 以及 Steiger and Fouladi (1997) 簡單的說明 R^2 之區間估計的作法。Steiger and Fouladi (1997) 提出有關 “inversion confidence interval” 之論點，首先假設 v 為 X 的可觀測值，若一隨機變數存在一連續機率分佈，為了某些參數 θ 以 $F(v, \theta) = P(X \leq v | \theta)$ 的方式呈現。讓 $F(v, \theta)$ 為了某些固定數值 v ，在 θ 中為單一、遞減之函數。選擇 $t1$ 和 $t2$ ，而使 $P(X \leq v | \theta = t1) = 1 - \alpha/2$ 和 $P(X \leq v | \theta = t2) = \alpha/2$ ，則 $t1$ 為 θ 之 $1 - \alpha/2$ 信賴區間的下界，另外， $t2$ 為 θ 之 $1 - \alpha/2$ 信賴區間的上界。 $t1$ 以及 $t2$ 為 θ 之 $1 - \alpha$ 信賴區間的兩端點。另外，Steiger and

Fouladi (1997) 也建議可利用累積分佈函數之反轉以求得各個端點，例如：一般在常態分佈下， $Z(1.645) = 0.95$ ，表示在端點 1.645 時求得機率值為 0.95，以反轉的觀點來看，首先找最接近機率 0.95 的切點，此切點即為 1.645。Mendoza and Stafford (2001) 更進一步說明，在樣本複相關係數 R^2 的分佈中尋找 h_1 及 h_2 兩個數值，主要符合下列的情況。

$$P(R^2 < h_1 | \rho^2) + P(R^2 > h_2 | \rho^2) = \alpha \quad (10)$$

在 ρ^2 上考慮 α 信賴區間，首先找出 h_1 及 h_2 ，使兩者條件機率的和等於信賴區間 α ，在 ρ^2 軸上，範圍為 (0,1) 中連續不斷的尋找 h_1 及 h_2 。(注意： h_1 及 h_2 將依序產生 R^2 之下界及上界) 給定一特定 R^{2*} 平行於 ρ^2 軸，在 R^{2*} 上找到與 h_1 、 h_2 之交會點 h_1^* 、 h_2^* 並投影至 ρ^2 軸，則找到信賴區間之下界及上界。若以單尾 $(1-\alpha)\%$ 信賴區間的情況下，若要求得 h (上界) 則需要下面的式子。

$$P(R^2 \geq h) = \int_h^1 g(R^2; \rho^2) dR^2 = \alpha \quad (11)$$

$g(R^2; \rho^2)$ 代表在隨機的情況下，樣本複相關係數 R^2 的抽樣分配。若 h 為 ρ^2 的一個函數，則可以依據上述之做法，找到區間估計之上界。根據上述建構 ρ^2 之信賴區間的過程可由圖 2，得到較為清楚的解釋。

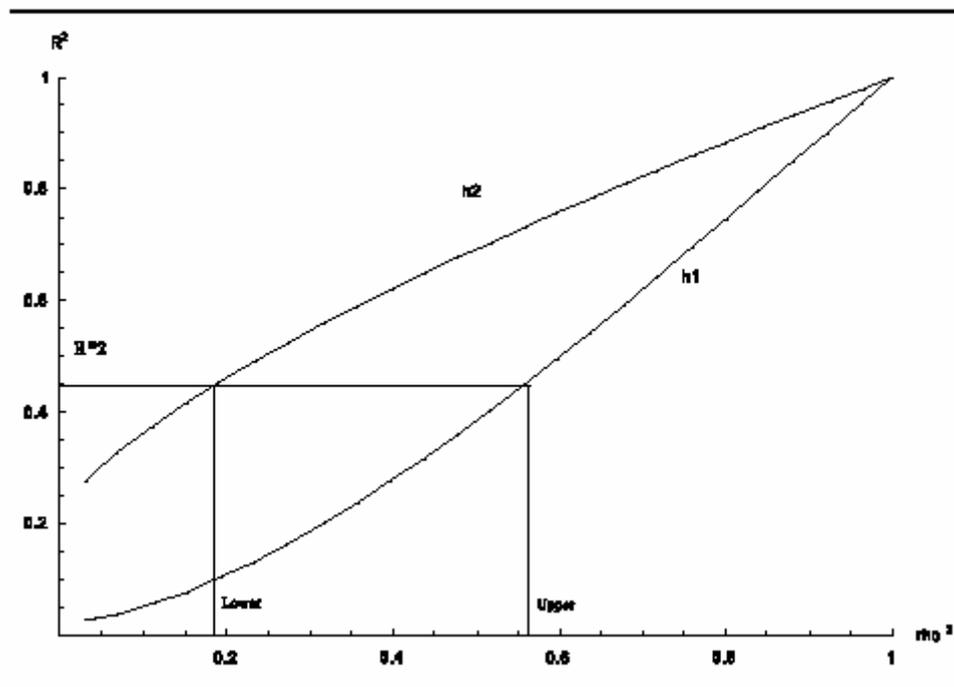


圖 2 樣本複相關係數之下界與上界示意圖 ($N = 40, P = 4$)

資料來源：Mendoza and Stafford (2001)

以圖 2 為例，考慮 $1 - \alpha = 90\%$ 的 ρ^2 上的信賴區間，在 $p = 4, N = 40, \alpha = 10\%$ 的情況下，首先在 ρ^2 為 $(0,1)$ 的範圍內密集的尋找 $h1$ 及 $h2$ ，以使得兩個條件機率和為 α ，點出符合條件的 $h1$ 及 $h2$ ，並在以 ρ^2 及 R^2 為兩軸的平面上，得 $h1$ 及 $h2$ 兩條曲線，並給定一特定值 R^{2*} ，並劃一穿越 R^{2*} 且平行 ρ^2 的直線，並將此直線與 $h1$ 與 $h2$ 兩曲線的交點投射至 ρ^2 軸上，而求得信賴區間的上界與下界，故從圖 1 可得到信賴區間為 $(0.18, 0.57)$ 。

四、系統發展與功能

本研究為了因應複雜的 R^2 分佈運算而發展一軟體，名稱為：RHO-SQUARE，本章節介紹 RHO-SQUARE 主要分為三個部分：第一部主要說明為何使用 EXCEL 為發展系統並使用少數 EXCEL 所提供的函數。第二部分主要藉由與其他已出版的論文相關資料，加以比對與驗證本軟體的精確性與嚴謹性。第三部分主要介紹本軟體的功能。

4.1、系統軟體

本研究以 Microsoft Excel 為系統軟體，以 Excel 之內建之 VBA 語言，發展 RHO-SQUARE。本研究選擇 Excel 來發展此一軟體主要因為：(1)、Excel 為目前最普遍的試算軟體，最多人使用，而且進入障礙也最低，只要稍具電腦基礎的人士皆會操作 Excel。(2)、Excel 具有高度親和的介面，並且又具有高度彈性、即時反應，接受度較高。雖然 Excel 具有高度親和性介面、接受度高的優點，但是，Excel 的函數庫中僅包括少部份一般實務面較常運用的函數，對於數學或統計研究較複雜的函數皆不支援，所以，本研究除了少部份的函數(例如：Beta function 以及 Inverse F distribution) Excel 本身之函數庫有支援外，其他剩下的部份皆根據 Lee (1972) 的演算法，自行加以建構與發展新的函數，更加深程式撰寫與開發的困難度與複雜度。

4.2、數據之精確度與嚴謹性

McCullough 和 Wilson (2005) 提出 Excel 雖具有親和性與方便等優勢，但相較於一些專業之統計與數學軟體，例如：SAS 或 Mathematica 等軟體，Excel 對於結果的精確性具有較大的限制，為了克服這些限制，本研究藉由已經出版的論文中的相關資料，並將結果加以交叉驗證比對，嚴密的控制軟體的信度與精確度。主要針對本研究主要的研究主題：

(1)、檢定力 (power) 數值：與 Dunlap, Xin, and Myers (2004) ---

Computing aspects of power for multiple regression --- 中的檢定力計算所得的結果相互比對，作者使用 Fortran 軟體以得到結果，比較結果如表 4。

(2)、檢定力與樣本數 (power and sample size) 數值：與 Gatsonis

and Sampson (1989) --- Multiple correlation : exact power and sample size calculations --- 中的檢定力與樣本數所得的結果相互比對，比較結果如表 5 及表 6。

(3)、信賴區間 (confidence interval) 數值：與 Mendoza and

Stafford (2001) --- Confidence intervals, power calculation, and sample size estimation for the squared multiple correlation coefficient under the fixed and random regression models : a computer program and useful

standard tables --- 信賴區間之下界數值相互比對，作者使用 Mathematica 3.0 軟體，比較結果如表 8。

(4)、信賴區間與樣本數 (confidence interval and sample size) 數值：Shieh (2006) --- exact interval, power calculation and sample size determination --- 不同信賴區間需要樣本數數值的驗證，作者使用 SAS 軟體，比較結果如表 9。



表 4 檢定力計算結果比較表 RHO-SQUARE & program (Dunlap, Xin, and Myers, 2004)

Number of Predictors (P)	ρ^2	Dunlap, Xin, Mayer program	RHO-SQUARE	
$(N = 15)$	0.85	0.9983	0.99825	
	3	0.50	0.7091	0.70914
		0.25	0.3008	0.30075
		0.10	0.1249	0.12494
8	0.85	0.9285	0.92840	
	0.50	0.3188	0.31880	
	0.25	0.1279	0.12785	
	0.10	0.0732	0.07323	
$(N = 50)$	0.85	1.0000	1.00000	
	3	0.50	0.9997	0.99972
		0.25	0.8999	0.89994
		0.10	0.4385	0.43850
8	0.85	1.0000	1.00000	
	0.50	0.9963	0.99634	
	0.25	0.7368	0.73677	
	0.10	0.2712	0.27122	
$(N = 100)$	0.85	1.0000	1.00000	
	3	0.50	1.0000	1.00000
		0.25	0.9979	0.99791
		0.10	0.7784	0.77849
8	0.85	1.0000	1.00000	
	0.50	1.0000	1.00000	
	0.25	0.9853	0.98525	
	0.10	0.5903	0.59038	

四捨五入到小數點後第五位

$\alpha = 0.05$

right-tail testing

從表 4 中的比較結果中顯示，RHO-SQUARE 與 Dunlap, Xin, and Mayer (2004) 的程式，在相同的參數數值下，所得的數據幾近完全一致，所以，針對檢定力與相關顯著性檢定方面的運算所得的精確值是

可以信賴的。



表 5 假設檢定樣本數彙整表

ρ	0.25	0.5	0.6	0.67	0.7	0.75	0.8	0.85	0.9	0.95	0.99
0.1	338	694	852	972	1037	1146	1273	1428	1635	1963	2653
0.15	149	305	375	428	456	504	560	628	719	864	1168
0.2	83	169	208	237	253	280	311	349	399	480	649
0.25	52	106	131	149	159	176	195	219	251	302	408
0.3	35	72	89	101	108	119	133	149	170	205	277
0.35	25	52	63	72	77	85	95	106	122	146	198
0.4	19	38	47	54	57	63	70	79	90	109	147
0.45	15	29	36	41	43	48	53	60	69	83	112
0.5	11	23	28	32	34	37	41	46	53	64	87
0.55	9	18	22	25	26	29	32	36	42	50	68
0.6	7	14	17	20	21	23	26	29	33	40	54
0.65	6	11	14	16	17	18	20	23	26	31	43
0.7	5	9	11	12	13	14	16	18	21	25	34
0.75	4	7	9	10	10	11	13	14	16	20	27
0.8	3	6	7	8	8	9	10	11	13	15	21
0.85	3	5	5	6	6	7	8	8	10	11	16
0.9	2	4	4	4	5	5	6	6	7	8	11

$P = 5$

Data from Gatsonis & Sampson (1989)

Note. Required sample size = tabled value + $p + 1$.

表 6 樣本數比較彙總表 ($P = 5$)

ρ	power																					
	0.25		0.5		0.6		0.67		0.7		0.75		0.8		0.85		0.9		0.95		0.99	
	G	R	G	R	G	R	G	R	G	R	G	R	G	R	G	R	G	R	G	R	G	R
.10	344	344	700	700	858	858	978	978	1043	1043	1152	1152	1279	1279	1434	1434	1641	1640	1969	1969	2659	2659
.15	155	155	311	311	381	381	434	433	462	462	510	510	566	566	634	634	725	725	870	870	1174	1174
.20	89	89	175	175	214	214	243	243	259	259	286	286	317	317	355	355	405	405	486	486	655	655
.25	58	58	112	112	137	137	155	155	165	165	182	182	201	201	225	225	257	257	308	308	414	414
.30	41	41	78	78	95	95	107	107	114	114	125	125	139	139	155	155	176	176	211	211	283	283
.35	31	31	58	58	69	69	78	78	83	83	91	91	101	101	112	112	128	128	152	152	204	204
.40	25	25	44	44	53	53	60	60	63	63	69	69	76	76	85	85	96	96	115	115	153	153
.45	21	21	35	35	42	42	47	47	49	49	54	54	59	59	66	66	75	75	89	89	118	118
.50	17	17	29	29	34	34	38	38	40	40	43	43	47	47	52	52	59	59	70	70	93	93
.55	15	15	24	24	28	28	31	31	32	32	35	35	38	38	42	42	48	48	56	56	74	74
.60	13	13	20	20	23	23	26	26	27	27	29	29	32	32	35	35	39	39	46	46	60	60
.65	12	12	17	17	20	20	22	22	23	23	24	24	26	26	29	29	32	32	37	37	49	49
.70	11	11	15	15	17	17	18	18	19	19	20	20	22	22	24	24	27	27	31	31	40	40
.75	10	10	13	13	15	15	16	16	16	16	17	17	19	19	20	20	22	22	26	26	33	33
.80	9	9	12	12	13	13	14	14	14	14	15	15	16	16	17	17	19	19	21	21	27	27
.85	9	9	11	11	11	11	12	12	12	12	13	13	14	14	14	14	16	16	17	17	22	22
.90	8	8	10	10	10	10	10	10	11	11	11	11	12	12	12	12	13	13	14	14	17	17

G: The results of Gatsonis & Sampson (1989)

R: The results of RHO-SQUARE

針對表 5 是由 Gatsonis and Sampson (1989)眾多的表中，擷取預測變數個數為 5 的個案中，將資料擷取出來，但是所得的樣本數仍需要經由下列式子的轉換，所以，為了容易比較，在表 6 中的數值則是已經轉換後的數據。在表 6 中顯示兩者執行後的數據加以比較，發現除了下列兩個情況下，樣本數有差距 1 的情況，其餘的結果兩者完全相同一致。

(1)、在檢定力 (power) = 0.67，而且，母體複相關係數 (ρ) = 0.15 的情況下，RHO-SQUARE 所得的樣本數為 433，另外，Gatsonis and Sampson (1989) 的資料為 434。

(2)、在檢定力 (power) = 0.9，而且，母體複相關係數 (ρ) = 0.1 的情況下，RHO-SQUARE 所得的樣本數為 1640，另外，Gatsonis and Sampson (1989) 的資料為 1641。

本研究，進一步的推測可能是檢定力系統擷取的小數點位數的不同原因才造成如此的誤差，所以，本研究再執行下列的數據，由表 7 中顯示由於檢定力擷取小數點位數的差異，所以，也造成所得的樣本數也有這樣些微的差異，對於這些差異得到合理的解釋。故由表 7 的數值相對比較驗證，可得在不同的檢定力下，RHO-SQUARE 所得的樣本數精確性是可以信賴的。

表 7 檢定力擷取小數點位數的差異結果

ρ	power			
	0.67 (G)	0.667 (R)	0.66667 (R)	0.666667 (R)
0.15	434	433	433	433

G: The results of Gatsonis & Sampson (1989)

R: The results of RHO-SQUARE



表 8 母體複相關係數之下界, (樣本數 = 50)

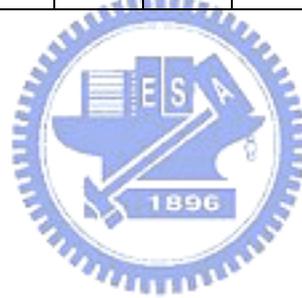
N ₅₀	Number of Predictors																			
	2		3		4		5		6		8		10		12		14		16	
R ²	M	R	M	R	M	R	M	R	M	R	M	R	M	R	M	R	M	R	M	R
.14	.008	.0084	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
.16	.017	.0177	.002	.0025	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
.18	.028	.0281	.012	.0126	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
.20	.039	.0396	.023	.0238	.007	.0075	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
.22	.051	.0521	.036	.0360	.018	.0194	.002	.0023	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
.24	.065	.0655	.048	.0492	.031	.0324	.015	.0150	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
.26	.079	.0797	.062	.0632	.046	.0463	.028	.0288	.010	.0106	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
.28	.094	.0947	.078	.0781	.061	.0611	.043	.0434	.025	.0251	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
.30	.110	.1104	.093	.0938	.077	.0767	.058	.0589	.039	.0406	.002	.0017	0	0	0	0	0	0	0	0
.32	.127	.1268	.11	.1103	.092	.0931	.075	.0753	.057	.0569	.017	.0179	0	0	0	0	0	0	0	0
.34	.143	.1439	.127	.1274	.110	.1103	.092	.0925	.074	.0741	.034	.0350	0	0	0	0	0	0	0	0
.36	.161	.1616	.144	.1452	.127	.1282	.109	.1105	.092	.0921	.053	.0531	.011	.0107	0	0	0	0	0	0
.38	.179	.1799	.163	.1637	.146	.1468	.129	.1292	.111	.1109	.071	.0721	.029	.0298	0	0	0	0	0	0
.40	.198	.1989	.182	.1828	.165	.1660	.148	.1486	.131	.1305	.092	.0918	.05	.0498	.003	.0037	0	0	0	0
.42	.218	.2184	.203	.2025	.185	.1859	.168	.1687	.150	.1507	.111	.1124	.070	.0707	.024	.0249	0	0	0	0
.44	.238	.2384	.223	.2227	.206	.2064	.189	.1894	.171	.1717	.134	.1338	.092	.0924	.048	.0470	0	0	0	0
.46	.258	.2590	.244	.2436	.228	.2275	.210	.2108	.194	.1933	.156	.1560	.115	.1151	.070	.0701	.021	.0204	0	0
.48	.281	.2802	.264	.2650	.249	.2493	.235	.2328	.215	.2156	.18	.1788	.138	.1385	.093	.0942	.045	.0450	0	0

.50	.300	.3018	.287	.2870	.271	.2715	.255	.2554	.238	.2385	.203	.2024	.162	.1628	.119	.1191	.070	.0707	.015	.0167
.52	.325	.3240	.308	.3095	.294	.2944	.278	.2786	.262	.2621	.227	.2267	.186	.1878	.144	.1449	.097	.0973	.044	.0441
.54	.345	.3467	.333	.3326	.318	.3178	.301	.3024	.286	.2863	.251	.2517	.213	.2136	.170	.1716	.124	.1248	.071	.0726
.56	.369	.3699	.356	.3562	.341	.3418	.325	.3268	.310	.3111	.277	.2773	.240	.2402	.199	.1991	.153	.1533	.102	.1021
.58	.394	.3936	.380	.3803	.367	.3663	.351	.3517	.335	.3364	.303	.3037	.267	.2675	.226	.2274	.183	.1828	.131	.1327
.60	.417	.4178	.405	.4049	.391	.3913	.377	.3772	.363	.3624	.330	.3306	.295	.2955	.257	.2566	.213	.2131	.164	.1644
.62	.443	.4425	.429	.4300	.416	.4169	.403	.4033	.389	.3890	.358	.3582	.324	.3242	.285	.2865	.244	.2444	.196	.1971
.64	.467	.4676	.455	.4556	.442	.4430	.43	.4299	.415	.4161	.387	.3865	.352	.3537	.317	.3173	.277	.2765	.23	.2307

M: The program of Mendoza and Stafford

R: RHO-SQUARE

小數點後第五位四捨五入



針對信賴區間方面，主要比較在同樣樣本數 ($N = 50$) 下，在不同的預測變數的個數 ($p = 2 \sim 16$)，以及在不同的樣本複相關係數的不同組合下，所計算出符合該條件之信賴區間下界，從表 8 中的比較資料中顯示，所有的數據幾近相同一致。所以，在信賴區間的計算上，RHO-SQUARE 所得的數值是相當精確的。

表 9 在範圍 $\left[0, \bar{R}^2 + b\right)$ ，樣本需求彙總表 ($p = 5$)

B								
\bar{R}^2	0.05		0.10		0.15		0.20	
	S	R	S	R	S	R	S	R
0.00	221	221	110	110	73	73	55	55
0.05	414	414	154	154	90	90	63	63
0.10	551	551	184	184	101	101	68	68
0.15	649	649	204	204	108	108	70	70
0.20	714	714	215	215	111	111	71	71
0.25	749	749	219	219	111	111	70	70
0.30	757	757	217	217	108	108	67	67
0.35	744	744	210	210	103	103	63	63
0.40	711	711	197	197	96	96	58	58
0.45	662	662	182	182	87	87	53	53
0.50	600	600	163	163	78	78	46	46
0.55	529	529	142	142	67	67	40	40
0.60	451	451	120	120	57	57	33	33
0.65	371	371	98	98	46	46	27	27
0.70	291	291	76	76	35	35	20	20
0.75	214	214	56	56	25	25	14	14
0.80	145	145	37	37	17	17	NA	NA
0.85	85	85	21	21	NA	NA	NA	NA
0.90	39	39	NA	NA	NA	NA	NA	NA
0.95	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

S: The program of Shieh (2006)

R: RHO-SQUARE

針對表 9 中，在符合不同的信賴區間之上界，以及樣本複相關係數不同組合下，RHO-SQUARE 與 Shieh (2006) 在相同條件下所得到的運算結果全部皆相同一致。所以，針對信賴區間與欲達此信賴區間所要求的樣本數相關的主題所得的數據其精確度，讓人信賴。

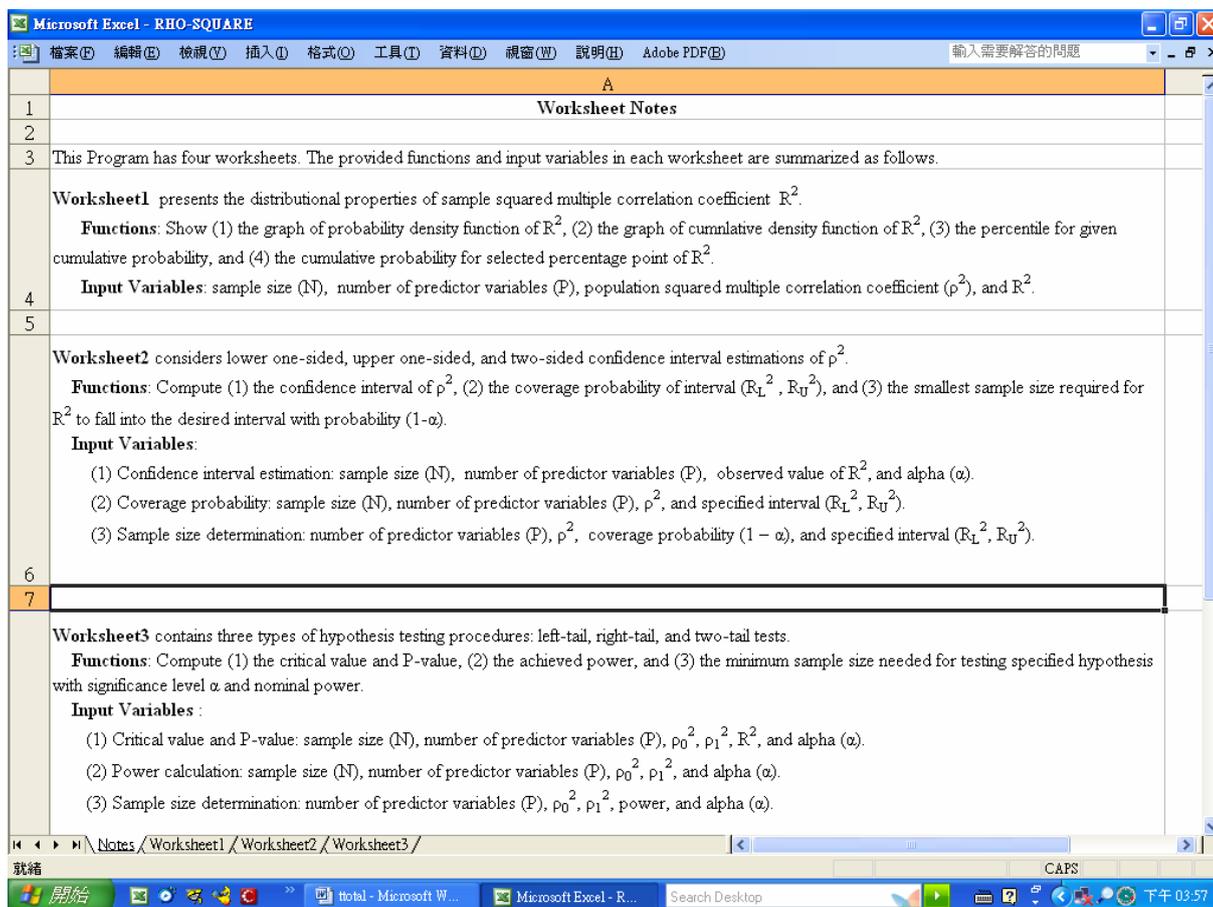
針對上面四項對於檢定力、檢定力與樣本數、區間估計、以及區間估計與樣本數，本研究皆提出不同的相關研究，而這些研究原本利用不同且較專業的數學與統計軟體，經過交叉比對之後，所得的結果證實本研究所發展的 RHO-SQUARE 所得的數據跟其他研究一樣精確，是一個具有信度的軟體。

4.3、軟體功能介紹



本軟體主要提供全面性的精確統計分析，針對此軟體的實際呈現可以對複相關係數有較深切認識，本軟體除了對複相關係數的分佈與特質作詳盡的呈現之外，並且提供母體複相關係數之統計方法的區間估計與顯著性假設檢定。本軟體共有四個工作表。第一個工作表介紹各個工作表包含的功能及參數，電腦畫面如圖 3 所示。針對各個工作表所提供的功能及輸入的參數，作下面的敘述。

圖 3 軟體介紹功能之畫面



(1)、樣本判定係數 (R^2) 分佈的特質：

工作表二提供 R^2 的機率分佈情況，使用者輸入樣本數(sample size)、預測變數的數目 (number of predictor variables)、及 母體判定係數 (ρ^2) 這三個參數值，軟體則顯示 R^2 機率密度函數 (PDF) 分佈圖及累積機率密度函數 (CDF) 分佈圖。

(2)、母體判定係數 (ρ^2) 信賴區間之預估計算：

工作表三提供 ρ^2 信賴區間預估計算。在此工作表中考慮單尾

下界、上界及雙尾信賴區間估計。其中包括預估 ρ^2 之 $100(1-\alpha)\%$ 信賴區間，需要使用者輸入樣本數、預測變數數目、可觀測 R^2 值、 α 值及 ρ^2 信賴上界/下界數值。另外，軟體也提供計算 coverage probability 的功能，只要提供樣本數、預測變數個數、母體判定係數 (ρ^2)、及可觀測值 R^2 之下界及上界 (R_L^2, R_U^2)，軟體則計算出此一區間所涵蓋之機率。最後，若提供預測變數數目、母體判定係數、 α 值、及樣本可觀測值 (R^2) 之下界或上界數值 (R_L^2, R_U^2)，則軟體可以計算出符合 $100(1-\alpha)\%$ 所欲求之信賴區間的最小樣本數。

(3)、母體判定係數 (ρ^2) 之顯著性檢定：

工作表四考慮 ρ^2 之假設檢定。此工作表處理單尾右尾檢定 ($H_0: \rho^2 \leq \rho_0^2$)、單尾左尾檢定 ($H_0: \rho^2 \geq \rho_0^2$)、及雙尾檢定三種情況 ($H_0: \rho^2 = \rho_0^2$)。可以計算出臨界值及 p -value，需要使用者提供樣本數、預測變數個數、 ρ_0^2 、 ρ_1^2 、可觀測之樣本判定係數值及 α 值之資料。另外，工作表四也可以計算出檢定力，使用者要提供樣本數、預測變數個數、 ρ_0^2 、 ρ_1^2 、及 α 值之資料。最後，軟體也提供滿足所指定檢定力之最小樣本數，需要輸入預測變數數目、 ρ_0^2 、 ρ_1^2 、 α 值及檢定力數值之資料。

五、 關鍵要素分析

本章將針對一般研究常遇到的問題，例如：在哪些條件下，檢定力將達到 0.8，另外，至少需要多少的樣本數才能夠達到檢定力大於 0.8，等等的問題，將相關條件情況利用 RHO-SQUARE 加以運算，將所得的結果彙整成圖表，藉由圖表的表達使讀者能夠進一步對研究上的相關問題有更深一步的認識。本章共分為以下三節：

5.1 為檢定力與相關變數之間的關係：主要清楚表達檢定力與預測變數的個數、Type I error rate (α)、樣本數、母體判定係數與效應量之

間的關係。

5.2 為樣本數與相關變數之間的關係：主要闡述樣本數、預測變數的個數、母體判定係數、效應量、與檢定力之間的關係。

5.3 為信賴區間相關情況的結果：主要呈現在不同的樣本數、樣本複相關係數、母體複相關係數、與預測變數的個數之間不同的關係。

5.1、 檢定力與其他關鍵因素之間的關係

Baroudi 和 Orlikowski (1989) 在討論檢定力分析的相關議題時，強調影響統計檢定力分析的三個主要因素：(1) 顯著水準、(2) 樣本數、以及 (3) 效應量或母體判定係數，以下則分別針對不同的因素與

檢定力的關係，利用實際的運算結果加以彙總，詳細闡述之間的關係與趨勢。

5.1.1 、 預測變數個數與檢定力

當樣本數為 50，顯著水準為 0.05，雙尾檢定時，以下的資料為針對不同的預測變數個數 (P) 搭配不同的母體判定係數 (ρ^2) 所得的結果如表 10 與圖 4 所示。

表 10 預測變數個數、母體判定係數與檢定力資料彙總表

$P \setminus \rho^2$	0.0196	0.1	0.13	0.2	0.26	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
3	0.078	0.329	0.45	0.707	0.86	0.924	0.989	0.999	1	1	1	1
4	0.072	0.283	0.393	0.648	0.817	0.893	0.982	0.999	1	1	1	1
5	0.067	0.249	0.349	0.597	0.776	0.863	0.974	0.998	1	1	1	1
6	0.064	0.223	0.314	0.551	0.736	0.831	0.963	0.996	1	1	1	1
7	0.062	0.201	0.284	0.51	0.697	0.799	0.951	0.994	1	1	1	1
8	0.06	0.184	0.259	0.473	0.66	0.767	0.938	0.992	1	1	1	1
9	0.059	0.169	0.238	0.439	0.624	0.735	0.923	0.988	0.999	1	1	1
10	0.057	0.156	0.22	0.409	0.59	0.703	0.906	0.984	0.999	1	1	1
15	0.054	0.114	0.155	0.291	0.442	0.552	0.802	0.949	0.994	1	1	1
20	0.052	0.09	0.117	0.212	0.327	0.419	0.671	0.879	0.978	0.999	1	1

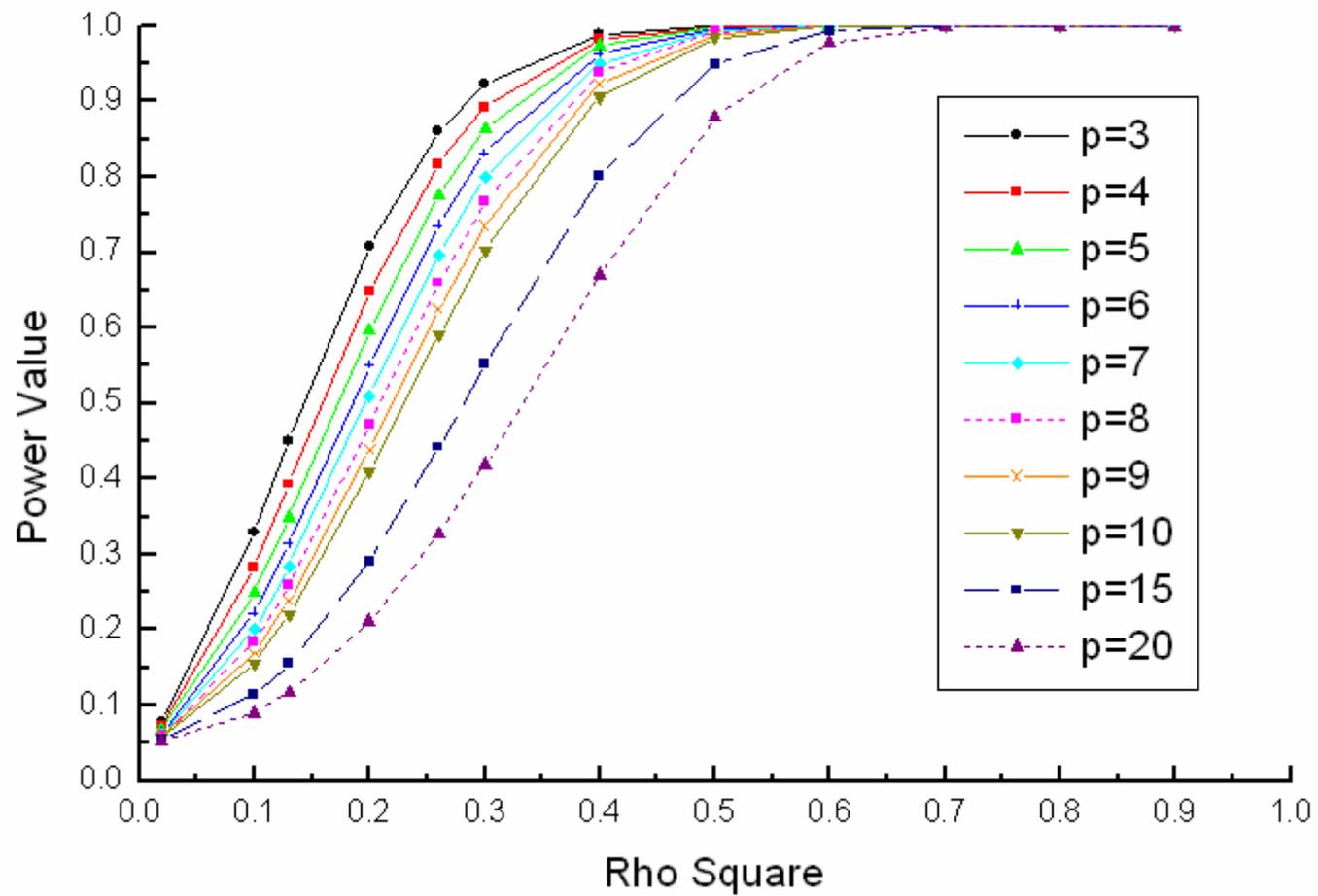


圖 4 母體判定係數與檢定力之折線圖 (P=3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 15, 20)

圖 4 中顯示，當樣本數、母體複相關係數、及顯著水準皆維持固定時，預測變數的個數越大時，則檢定力越小。所以，其他條件維持不變下，當同樣 $\rho^2 = 0.1$ 時， $P = 3$ 時，檢定力為 0.329 大於 0.249 ($P = 5$) 及 0.156 ($P = 10$)。另外，隨著母體判定係數的增加，檢定力也隨之增加，最後趨向於 1，故母體判定係數與檢定力呈現正向相關的關係，所以大效應量所得的檢定力數值會比中效應量及小效應量所得的檢定力要高。值得注意的是，當中效應量與樣本數為 50 時，檢定力皆小於 0.5，然而，在大效應量時，只有在預測變數個數小於 5 時，所得的檢定力大於 0.8。然而，在 APA 中規定，一個品質好的論文檢定力必須至少達到 0.8，所以，由以上這些情況來看，不具備大量的樣本數，則無法達到高水準的檢定力。

5.1.2 、 效應量及檢定力

圖 5 顯示在樣本數為 50，顯著水準為 0.05，預測變數個數為 5，雙尾檢定時，效應量與檢定力之間的關係。

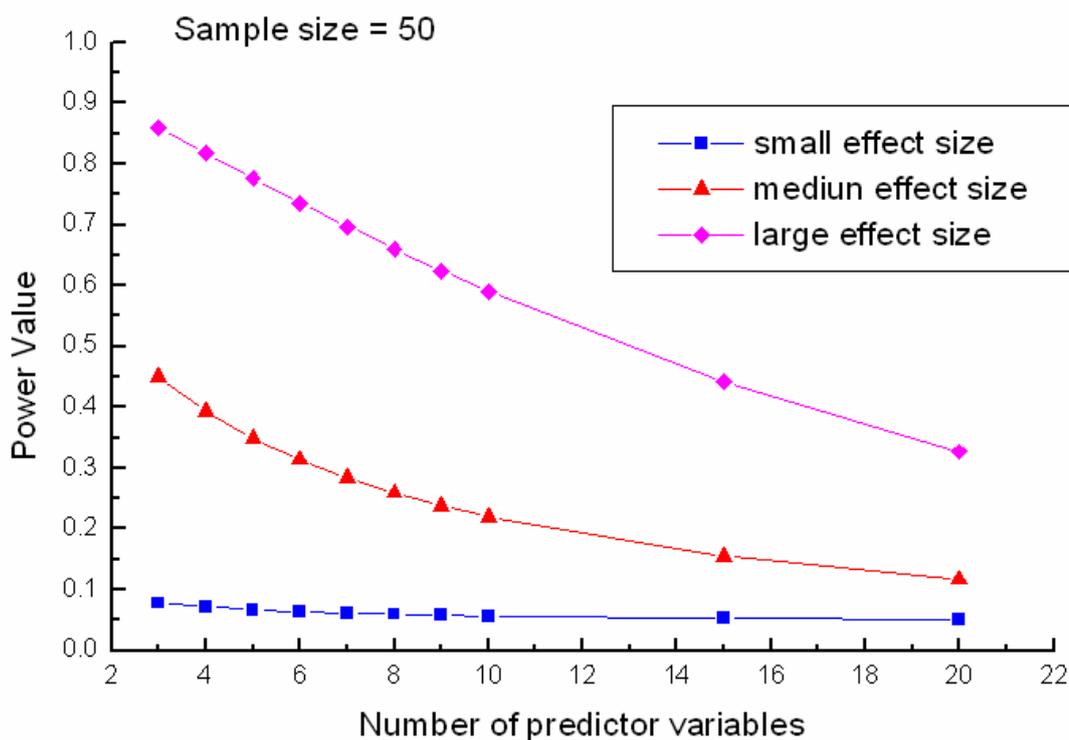


圖 5 預測變數個數與檢定力之折線圖 (small, medium, large effect size)

由圖 5 中顯示，在樣本數為 50 的情況下，中效應量及小效應量不管預測變數的個數，檢定力皆很低皆小於 0.5，以大效應量而言，在預測變數個數小於 5 的情況下，檢定力大於 0.8，並且與中效應量及小效應量產生相當大的差距。另外，從圖 5 也顯示，隨著預測變數個數的增加，檢定力也隨之遞減。

5.1.3 、 顯著水準 (α) 及檢定力

當樣本數為 50、預測變數個數為 5、及雙尾檢定時，圖 6 則顯示不同之顯著水準與檢定力之間的關係。

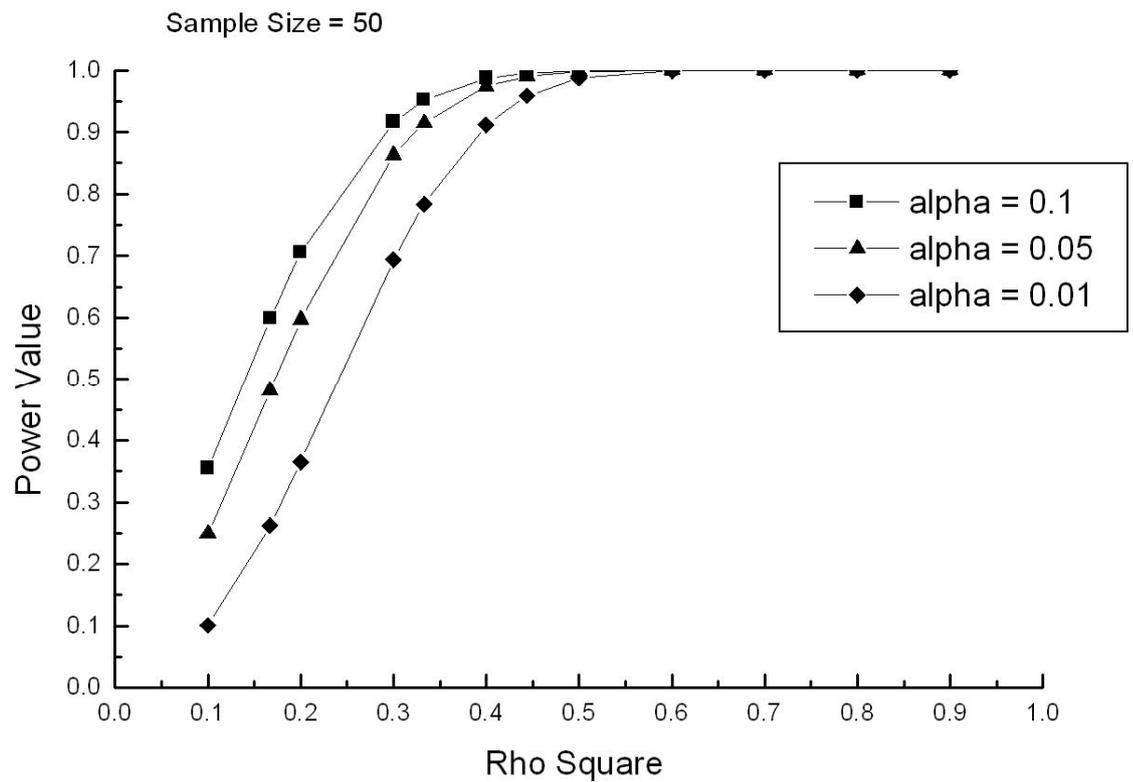


圖 6 母體判定係數與檢定力之折線圖 (alpha = 0.1, 0.05, 0.01)

由圖 6 中顯示，當樣本數、預測變數個數、以及母體判定係數皆維持不變時，顯著水準越小，則檢定力也越小；相反的，顯著水準越大則所得的檢定力也越大，所以，當顯著水準為 0.05 時，檢定力大於顯著水準為 0.01 的檢定力。所以由此推論，一般假設檢定時，若顯著水準越小，則拒絕虛無假設的機會也越小，而在此情況下所得的檢定力也越小。

5.1.4 、 樣本數與檢定力

圖 7 表示在樣本數為 150，顯著水準為 0.05，及雙尾檢定下，可以顯現出預測變數及母體判定係數對於檢定力的關係，進一步的說明，及代表圖 4 與圖 7 僅在於樣本數的不同，圖 4 為樣本數為 50 的情況，而圖 7 則將樣本數增加為 150 的情況。兩者的大致成長的趨勢是類似的，同樣為當其他條件維持不變下，預測變數的個數較小時，則檢定力較高，而且母體判定係數也與檢定力呈現正相關的趨勢。兩者最大的差異即為當樣本數增加時，檢定力也隨之增加，當樣本數為 50，預測變數的個數為 3，母體判定係數為 0.1 時，檢定力為 0.329，同樣的條件當樣本數增加為 150 時，則檢定力增加為 0.885。更值得注意的是，當樣本數增加為 150 時，在中效應量的情況下，檢定力大都大於 0.8，相反的，當樣本數為 50 時，在中效應量的情況下，檢定力全部低於 0.5，所以，由兩者的比較可以得到結論是，增加樣本數也會使檢定力增加。

5.1.5、小結

綜合以上分析的結果，在此小結中彙總與整理。此部分針對檢定力與其他因素之間，綜合以上的結果，如下列幾點所述。

- (1) 預測變數個數與檢定力呈反向的關係，即預測變數個數越少，則檢定力越大。

(2) 顯著水準與檢定力呈正向關係，顯著水準越大則檢定力也越大。

(3) 母體判定係數與檢定力呈正向關係，母體判定係數越大則檢定力越大。

(4) 效應量也與檢定力呈正向關係，同樣地，大效應量時，則檢定力也比較大。

(5) 樣本數也與檢定力呈正向關係，代表樣本數少則檢定力也小，增加樣本數也提升檢定力。

表 11 檢定力與其他關鍵要素關係彙總表

	預測變數個數	顯著水準	母體判定係數	效應量	樣本數
與檢定力的關係	預測變數小則檢定力大	顯著水準小則檢定力小	母體判定係數小，則檢定力小	小效應量，則檢定力小	樣本數小，則檢定力小
	反向關係	正向關係	正向關係	正向關係	正向關係

所以，從表 11 中顯示，若要增加檢定力，則可以利用下列的方法：

(1) 增加顯著水準 (2) 增加樣本數 (3) 減少預測變數的個數等等的方法，而與其他文獻彙整，以 (1) 與 (2) 兩種方法最多人建議使用。

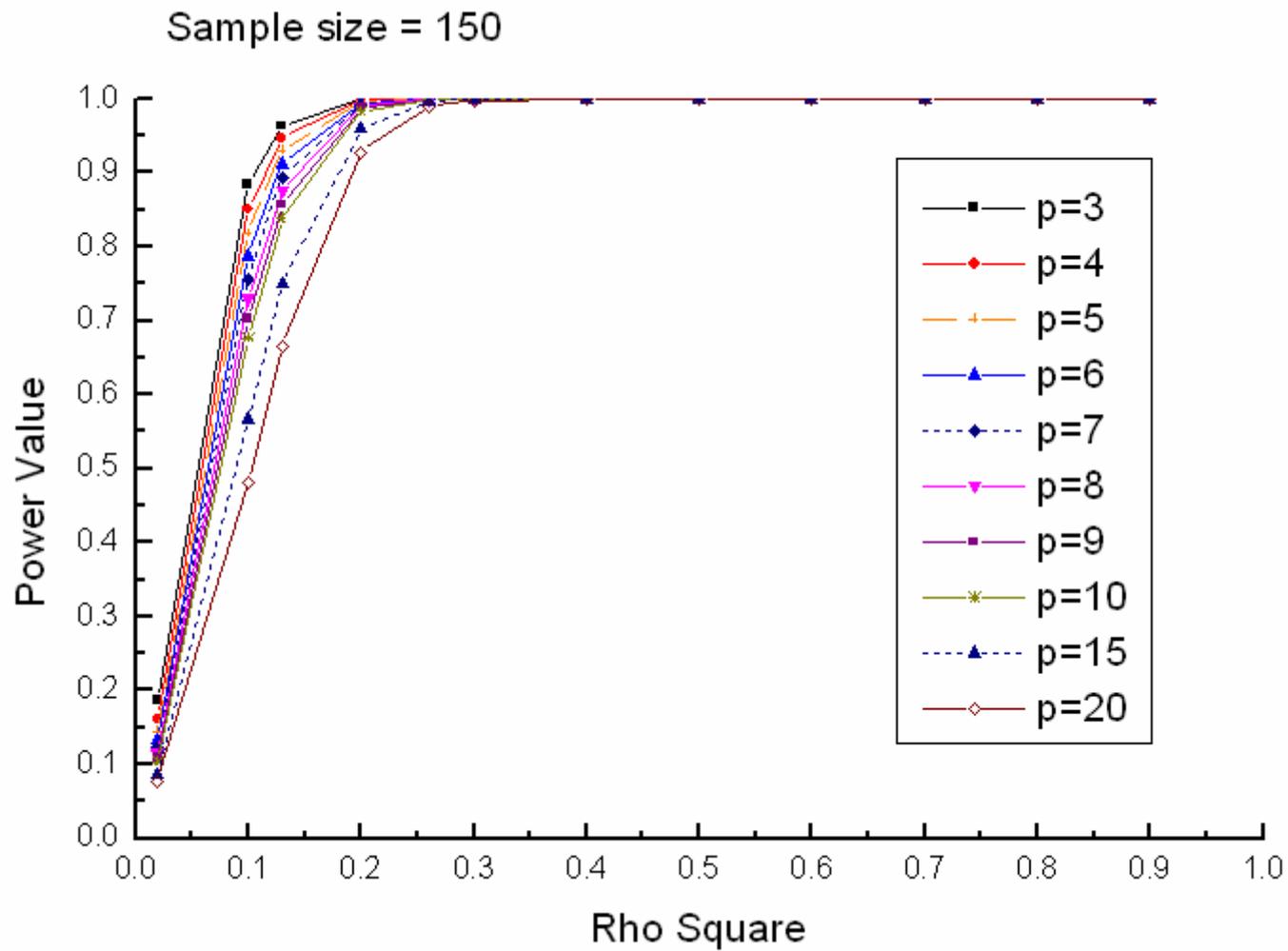


圖 7 母體判定係數與檢定力之折線圖 ($P = 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 15, 20$)

5.2、 樣本數與其他關鍵因素之間的關係

本節將針對主要影響樣本數的關鍵因素，例如：檢定力、預測變數的個數、母體判定係數、或效應量，藉由圖與表的呈現，詳細的說明各個要素與樣本數的關係。

5.2.1、母體判定係數與樣本數

表 12 整理當預測變數的個數為 5、顯著水準為 0.05、雙尾檢定的情況下，不同的母體判定係數與不同的檢定力搭配組合下，所需最少樣本數的結果彙總表。

表 12 母體判定係數、檢定力與樣本數資料彙總表

$\rho^2 \backslash \text{power}$	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.75	0.8	0.85	0.9	0.95	0.99
0.0196	99	202	286	366	446	534	635	694	763	847	958	1135	1503
0.1	25	43	58	72	87	103	122	133	145	161	181	214	282
0.13	20	34	45	56	67	79	93	101	111	122	138	162	213
0.2	15	23	30	37	43	51	59	64	70	77	87	102	133
0.26	13	19	24	29	33	39	45	48	53	58	65	76	99
0.3	12	17	21	25	29	33	38	41	45	49	55	64	83
0.4	11	14	16	19	22	25	28	30	32	35	39	45	58
0.5	10	12	14	15	17	19	22	23	25	27	29	34	43
0.6	9	11	12	13	14	16	17	18	20	21	23	26	33
0.7	8	10	11	11	12	13	14	15	16	17	18	20	25
0.8	8	9	9	10	11	11	12	12	13	14	15	16	19
0.9	8	8	9	9	9	10	10	10	11	11	11	12	14

圖 8 則為根據表 12 相同的條件所繪製的折線圖。從圖 8 中顯示，在

預測變數為 5、顯著水準為 0.05 雙尾檢定的固定條件下，同樣在檢定力為 0.1 下，母體判定係數越小，所需的樣本數越多，例如：在母體判定係數為 0.1 下，檢定力為 0.1，所需最小樣本數為 25，而母體判定係數為 0.9，只需要 8 個樣本即可達到檢定力為 0.1。另外，從圖 8 也呈現當欲達到的檢定力越高時，所需要的樣本數也越高，所以，依據母體判定係數為 0.3 的情況下，欲達到檢定力 0.7 時，至少需要 38 個樣本數，而欲達到檢定力 0.8 時，則需要 45 個樣本數。

若以 Cohen(1988) 將效應量分為大效應量、中效應量、小效應量三種，將這三種以母體判定係數的方式表示，則分別為母體判定係數等於 0.26、0.13、0.0196。以下則主要以大效應量、中效應量、小效應量三種為主軸，藉由繪圖的方式，進一步詳細的闡述樣本數與效應量之間的關係，如圖 9 所示。

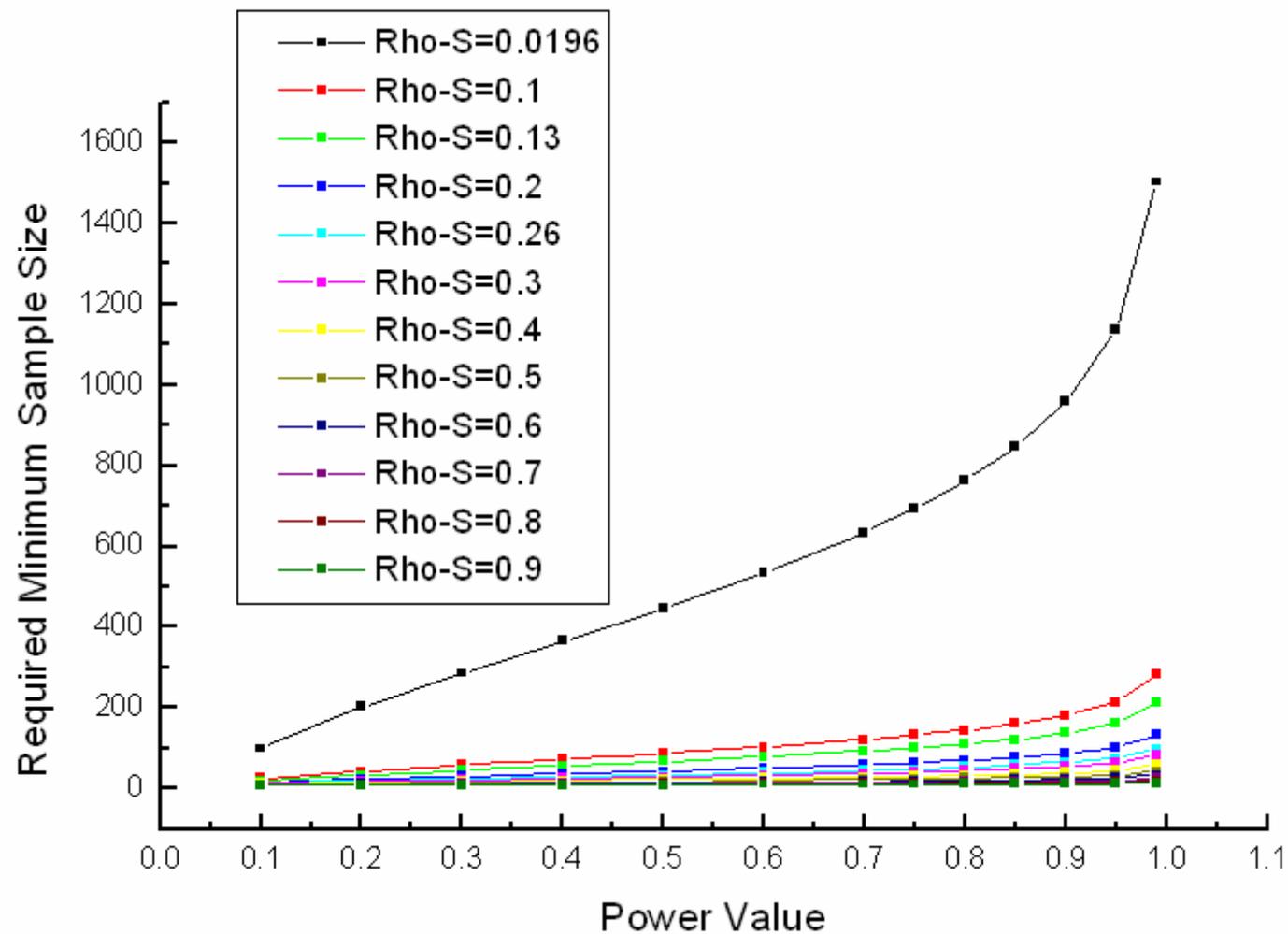


圖 8 檢定力與樣本數之折線圖 ($\rho^2 = 0.0196, 0.1, 0.13, 0.2, 0.26, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9$)

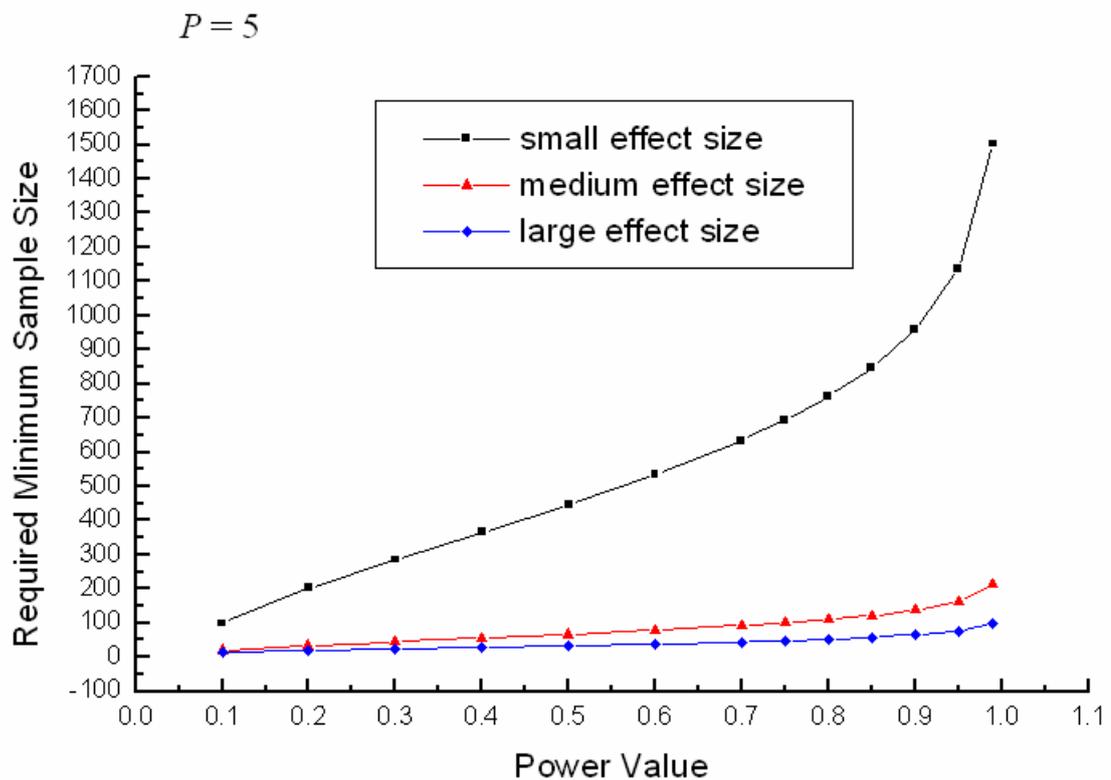


圖 9 檢定力與樣本數之折線圖 (小效應量, 中效應量, 大效應量)

由圖 9 中顯示，在預測變數個數為 5 的基準下，小效應量所需要的樣本數遠比中效應量及大效應量多，以同樣達到檢定力 0.8 的情況下，小效應量需要至少 763 個樣本數，而中效應量以及大效應量同樣達到檢定力 0.8 的情況下，只分別需要 111 及 53 個樣本數。值得注意的是，小效應量所需樣本數之成長曲線非常的陡，與中效應量以及大效應量所需樣本數明顯成長許多，以小效應量而言，若達到檢定力 0.2 時，即需要 202 個樣本。

5.2.2、預測變數個數與樣本數

預測變數也嚴重的影響所需樣本數的多寡，Maxwell (2000)、Harris (1985)、以及 Wampold 和 Freund (1987) 也在論文中建議以預測變數的個數來判斷所需要的樣本數的數量，表 13 與圖 9 也顯示在不同的預測變數個數下，檢定力與樣本數的關係。

表 13 預測變數個數、檢定力與樣本數資料彙總表

p\power	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.75	0.8	0.85	0.9	0.95	0.99
3	9	12	15	18	21	25	29	31	34	37	42	49	65
4	10	14	17	20	24	27	32	34	37	41	45	53	69
5	12	16	19	23	26	30	34	37	40	44	49	57	73
6	13	17	21	24	28	32	37	39	43	46	52	60	77
7	14	19	23	26	30	34	39	42	45	49	54	63	81
8	15	20	24	28	32	36	41	44	47	51	57	66	84
9	17	22	26	30	34	38	43	46	50	54	59	68	87
10	18	23	27	31	35	40	45	48	52	56	62	71	90

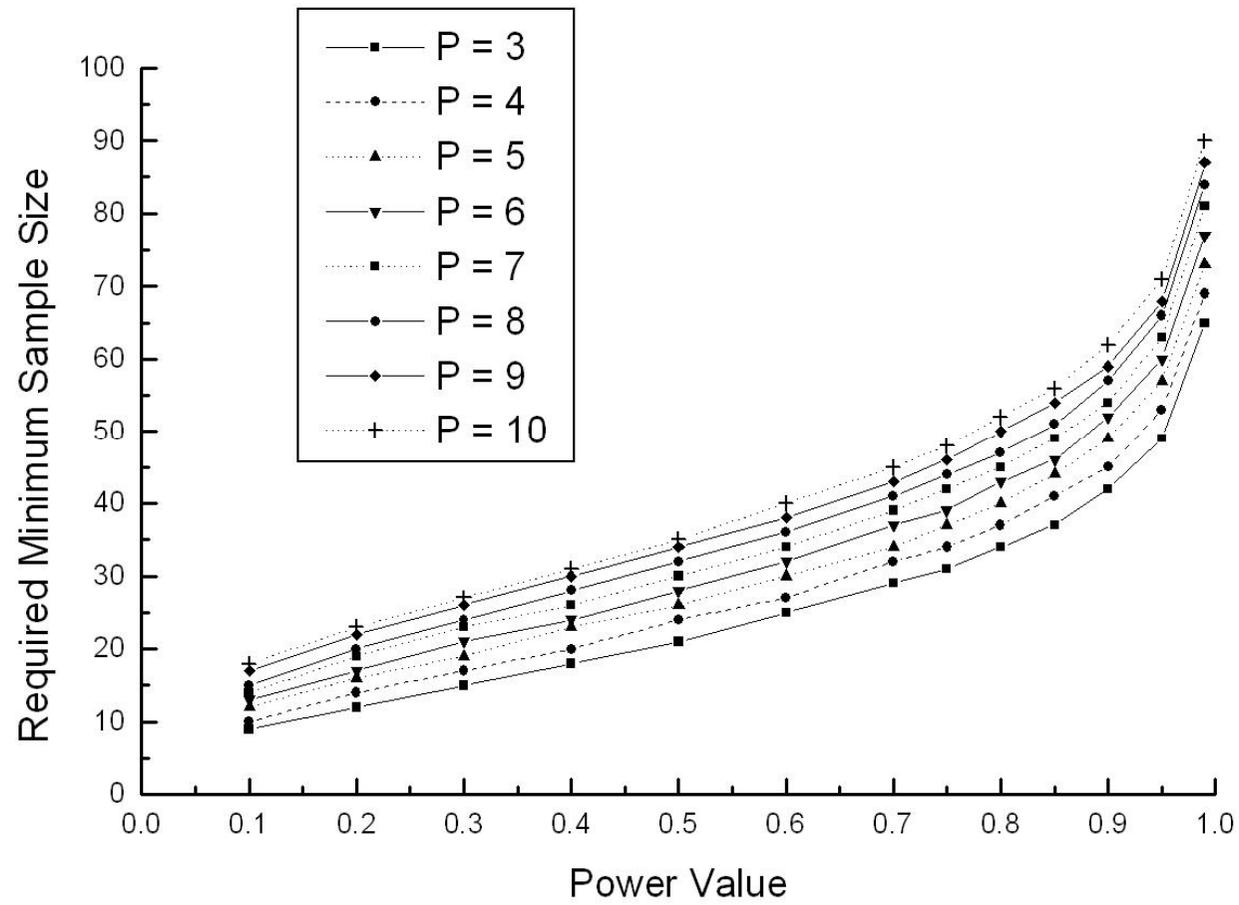


圖 10 檢定力與樣本數之折線圖 (P=3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10)

由圖 10 中顯示，當預測變數個數越小時，所需的樣本數也最少，故以預測變數為 3 時，所需的樣本數最少。另外，當欲達到的檢定力較小時，同樣的，所需的樣本數也最少，故預測變數個數與檢定力皆與樣本數呈正向相關。另外，值得注意的是，Harris (1985) 及 Wampold 和 Freund (1987) 皆建議樣本數與預測變數個數的比例為 10:1，若以檢定力為 0.8 的基準下，當預測變數個數為 10 時，所需的樣本數為 100；但是，根據圖 9 所顯示，當預測變數個數為 10 時，樣本數只需 52，此結果跟 Harris (1985) 及 Wampold 和 Freund (1987) 所預測的樣本數有蠻大的差異，在如此的情況下，使用 RHO-SQUARE 除了可得到較精確的樣本數規劃外，更可以節省收集大量樣本所耗費的金錢與時間。



5.2.3、小結

由上述分析的結果可彙總下列幾點結論。

- (1) 當母體判定係數越小時，所需要的樣本數越多，所以，兩者呈現反向關係。
- (2) 同樣的，小效應量所需的樣本數也最多。
- (3) 當預測變數個數越少時，所需要的樣本數越少；若增加預測變數之個數，則需要增加樣本數，故兩者呈現正向相關。

表 14 所需樣本數與其他關鍵要素彙總關係表

	母體判定係數	效應量	預測變數個數
與所需樣本數之關係	母體判定係數越小，所需樣本數越多	小效應量所需樣本數越多	預測變數個數少，所需樣本數越少
	反向關係	反向關係	正向關係

5.3 信賴區間



本節主要針對兩個議題：(1)、在不同預測變數個數下信賴區間的分佈情況，(2)、在不同信賴區間下，應具備多少樣本數。

5.3.1、預測變數個數與信賴區間

表 15 與 圖 11 顯示在樣本數為 50，顯著水準為 0.05 (左邊信賴係數為 0.025，右邊信賴係數為 0.025) 不同的樣本判定係數與不同預測變數個數搭配組合所得的信賴區間上界與下界的結果。

表 15 預測變數個數、樣本判定係數與母體判定係數信賴區間資料彙總表

P	R^2	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
3	RU	0.255	0.3819	0.4854	0.5764	0.6589	0.7353	0.8069	0.8744	0.9386
	RL	0	0.0078	0.0673	0.1496	0.2506	0.3686	0.5026	0.6525	0.8182
4	RU	0.2335	0.3662	0.4732	0.5667	0.6514	0.7297	0.8028	0.8719	0.9374
	RL	0	0	0.0507	0.1328	0.2346	0.3543	0.4908	0.6439	0.8135
5	RU	0.2108	0.3497	0.4603	0.5566	0.6436	0.7238	0.7986	0.8692	0.9361
	RL	0	0	0.0337	0.1153	0.218	0.3394	0.4784	0.6348	0.8086
6	RU	0.1865	0.3323	0.4469	0.5461	0.6354	0.7176	0.7942	0.8664	0.9348
	RL	0	0	0.0162	0.09717	0.2006	0.3237	0.4654	0.6253	0.8034
7	RU	0.1606	0.3139	0.4327	0.535	0.6269	0.7112	0.7897	0.8635	0.9334
	RL	0	0	0	0.0783	0.1824	0.3074	0.4518	0.6153	0.7979
8	RU	0.1328	0.2945	0.4178	0.5234	0.6179	0.7044	0.7849	0.8604	0.9319
	RL	0	0	0	0.0588	0.1635	0.2902	0.4375	0.6048	0.7922
9	RU	0.1031	0.2739	0.4022	0.5112	0.6085	0.6974	0.7799	0.8573	0.9304
	RL	0	0	0	0.0384	0.1436	0.2722	0.4224	0.5937	0.7861
10	RU	0.0713	0.2522	0.3856	0.4984	0.5986	0.6899	0.7746	0.8539	0.9288
	RL	0	0	0	0.0172	0.1229	0.2532	0.4065	0.5819	0.7996

RU: Upper ρ^2 confidence limit

RL: Lower ρ^2 confidence limit

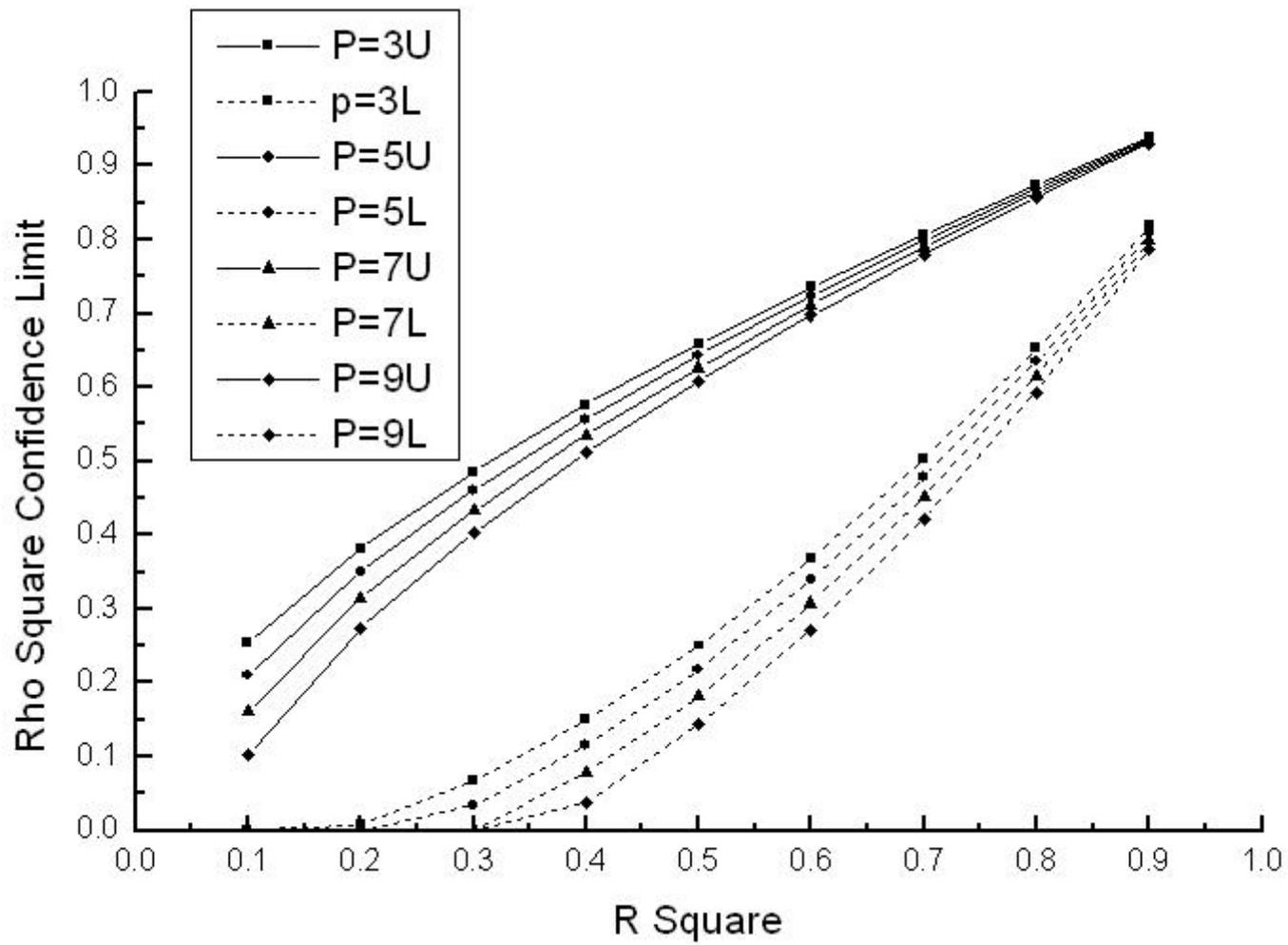


圖 11 樣本判定係數與母體判定係數信賴區間關係圖 ($P = 3, 5, 7, 9$) 與 (Upper, Lower bound)

由圖 11 顯示，在信賴區間上界方面，若預測變數個數越少，則所得的母體判定係數的信賴區間上界越高，同樣的，在下界部分，若預測變數個數越少，則所得的母體判定係數的信賴區間下界也較高，所以，不管是信賴區間的上界或下界，所得的母體判定係數的信賴區間的界限，隨著預測變數的增加而往下遞減。例如：當預測變數個數為 3 時，樣本判定係數為 0.5 時，母體判定係數信賴區間的上界為 0.6589，下界為 0.2506，皆高於預測變數個數為 5 時，母體判定係數信賴區間的上界為 0.6436 與下界 0.2180。另外，從圖 11 中，隨著樣本判定係數的增加，母體判定係數之信賴區間的範圍也逐漸縮小。



5.3.2、樣本數與信賴區間

在不同的區域範圍下，需要多少樣本數，也是大多研究者關心的重要議題。此處的區域範圍為 $[\rho^2 - 0.05, \rho^2 + 0.05]$, $[\rho^2 - 0.1, \rho^2 + 0.1]$, $[\rho^2 - 0.15, \rho^2 + 0.15]$ ，範圍依序由小到大。由圖 12 中顯示，在預測變數個數為 5，信賴水準為 0.05 的條件下，區間範圍越小者，需要越多的樣本數支持，反之，區間範圍越大者，需要較少的樣本數。所以，以圖 12 而言， $[\rho^2 - 0.05, \rho^2 + 0.05]$ 範圍是三者之中最小的需要最多的樣本數，在母體判定係數為 0.5 時，需要 771 個樣本數，

而 $[\rho^2 - 0.15, \rho^2 + 0.15]$ 此範圍是三者之中最大的，在母體判定係數為 0.5 時，只需要 88 個樣本數，不同的區間範圍需要的樣本數也存在很大的差異。另外，值得注意的是，三種不同範圍的需求樣本曲線，皆在母體判定係數為 0.3 及 0.5 之間，所需的樣本數是最多的，然後，在隨著母體判定係數的增加，需求的樣本數再逐漸遞減。更進一步，從圖 13 中更可以清楚發現，圖中有四種不同的母體判定係數，共有 0.167、0.3、0.5、以及 0.7，其中以 0.167 為最小，從圖 13 中發現，母體判定係數為 0.167 時所需的樣本數不是最多的，令人注意的是，當母體判定係數為 0.3 時所需的樣本數最多，如此的曲線型態與假設檢定時的樣本數需求曲線是不同的，如此的現象實在令人值得多加注意，及再進一步探討其中差異之處。

5.3.3、小結

針對信賴區間的範圍與預測變數個數及樣本數之分析結果，如下列幾點所述。

- (1) 隨著預測變數個數的增加，預估之信賴區間之上界與下界，也隨之往下移動。
- (2) 當信賴區間越大時，所需要的樣本數也越少。
- (3) 隨著母體判定係數的增加，所需的樣本數遞減，但是，值得注意

的是，在母體判定係數為 0.3 ~ 0.5 之間，所需樣本數突然增加為最多。

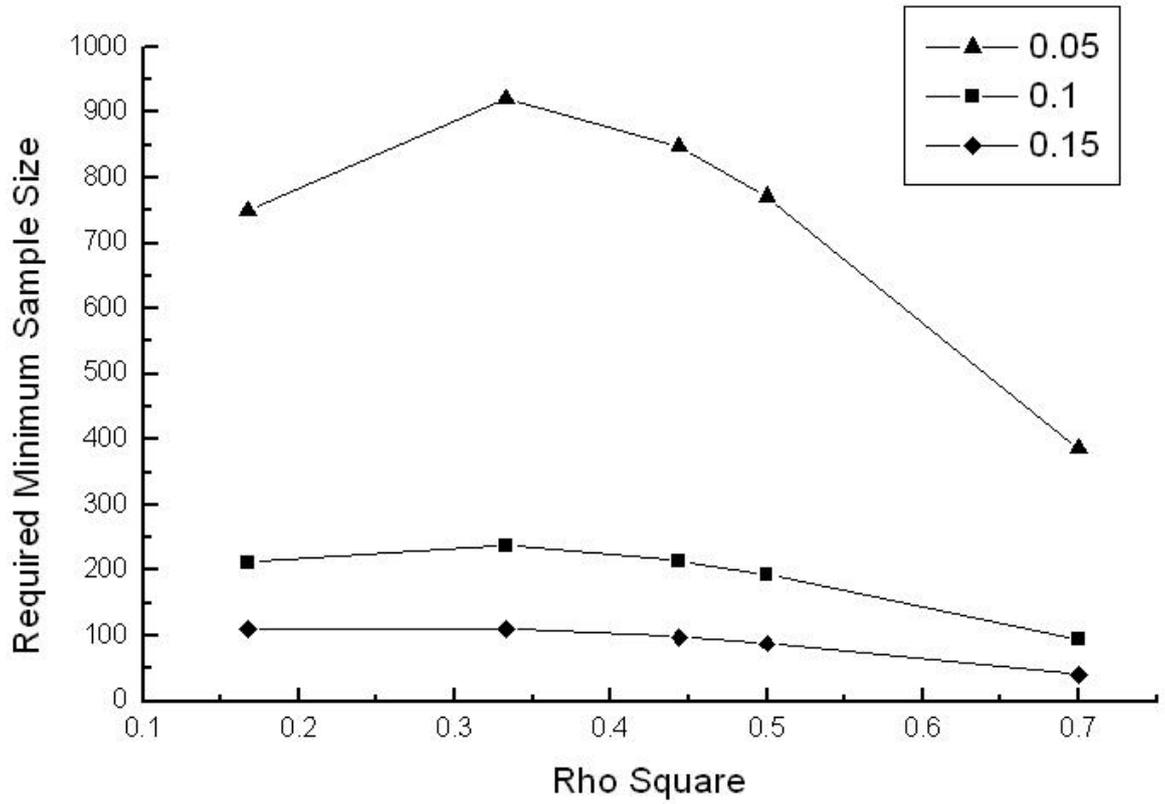


圖 12 母體判定係數之信賴曲線與樣本數之關係圖 (區域範圍 $\pm 0.05, 0.1, 0.15$)

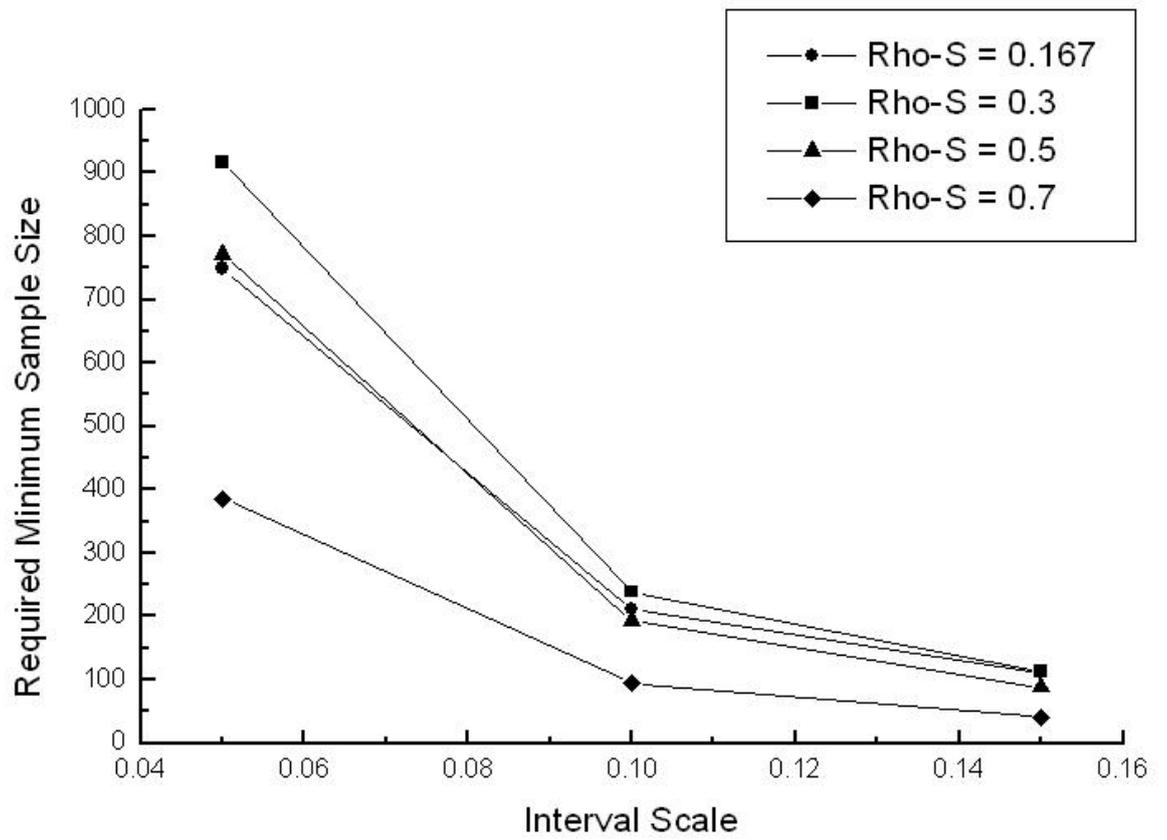


圖 13 區間範圍與樣本數的關係圖 ($\rho^2 = 0.167, 0.3, 0.5, 0.7$)



六、文獻個案與探討

本研究主要針對母體複相關係數的基本分佈、假設檢定、區間估計、與樣本數等議題發展的軟體。首先介紹應用 RHO-SQUARE 的適當時機，然後再舉出相關的個案詳細說明如何應用並深入說明各個結果所代表的含意。因為應用複迴歸模式分析的相關研究相當的多，所以本章節主要針對國際已出版的管理相關論文，利用其論文中實際的研究結果，作為本研究個案演練的腳本，如此除了可以讓讀者更瞭解如何使用本軟體外，更對研究中的統計分析結果有更深一層的體認，並進一步達到規劃與監控統計分析結果的效果。本章主要提供兩篇不同領域的研究，第一篇為資訊管理與電子商務方面的論文，第二篇則為有關組織行為與心理的相關研究。

6.1、RHO-SQUARE 應用時機

Baroudi 和 Orlikowski (1989) 說明檢定力分析對於研究而言是一個非常有用的工具，並且建議在研究的過程中分成三個階段，運用檢定力分析。第一階段為事前規劃 (priori determination)、第二階段為事後衡量 (post hoc determination)，以及第三階段為在進行研究中統計分析的決定 (determination of statistical power during a study)。

在第一階段，檢定力分析可當作一個規劃的工具，以確保在未來

進行的研究中，對於顯著結果，有合理機率。例如：在研究進行的初期，研究者使用檢定力分析，在符合欲達成的參數條件下，決定樣本數的多寡。此一決定與規劃的過程需要重複很多次，每一次皆依據研究者的目的與需求下，調整不同的參數組合，使研究者成為一個更主動的角色。

第二階段則針對自己或他人已經完成的論文，在分析方法、樣本數、以及顯著水準等等參數皆已知的情況下，利用檢定力分析，進行事後的衡量。主要的目的為利用這些已知的資料，以預測效應量，可幫助未來相關的研究在規劃上提供有價值的參考資訊。

第三階段則針對無法事先決定需要多少樣本，以達到所欲求的檢定力時，在研究進行時，依據現實動態發生的結果，執行當下之檢定力分析，並依據統計的結果與外在的情況予以調整。所以，在研究過程中，必須不斷的進行檢定力分析，並未下一個個案建立未來分析的基礎。

在以上這三個階段中，在每一個階段皆強調，研究者皆為主動且積極的針對研究的情況，予以立即的進行調整，而在這動態的調整過程中，RHO-SQUARE 則可以在這三個階段扮演非常重要的角色與工具，也唯有利用及時反應 RHO-SQUARE，可以使整個研究過程進行

的更有效率，更重要的是，研究者可以立即利用這些精確的資訊，作更正確的決定。

6.2、 資訊管理與電子商務相關研究之個案

本節所採用的論文來自 Shih (2004) 在 Information & Management 中發表的論文，論文的名稱為 “An empirical study on predicting user acceptance of e-shopping on the web.” 論文中主要期望提出預測使用者接受網路購物意願的研究模式。文中主要依據慎思行為理論 (theory of reasoned action, TRA) 及科技接受模式 (technology acceptance model, TAM) 為研究模型發展的根據，並再加以擴展。慎思行為理論主要說明每個人的行為 (behavior) 受其意圖 (intention) 的強烈所影響，若是意圖強則會驅使個人採取行動，然而每個人的意圖受個人不同的態度 (attitude) 所影響，態度與意圖成正向相關，若態度強則也會導致意圖強，另外，個人的信念 (belief) 也影響個人的態度，所以，此理論為探討信念 — 態度 — 意圖 — 行為，一連串連鎖關係的理論。另外，David (1989) 建議使用科技接受模式來解釋與預測使用者對於資訊系統與資訊科技的接受程度，並利用感知有用性 (perceived usefulness, PU)，使用者相信使用資訊系統會增進其工作效率的程度與感知容易使用 (perceived ease of use, PEOU)，使用者相信此資訊系統容易使用的程度，來衡量使用者對於使用此資訊系統或

資訊科技的態度。Davis (1989) 強調在科技接受模式中有用性的感知與對容易使用的感知是使用者對於資訊系統使用的重要兩大影響因素。除了引用慎思行為理論與科技接受模式之外，作者也加入使用網際網路及資訊系統的一些特性，例如：網站的安全性、資訊的品質、或系統的品質等等的影響因素，加以擴展此研究模型，此研究模型各要素之間的影響關係如圖 14 之研究模型所示。

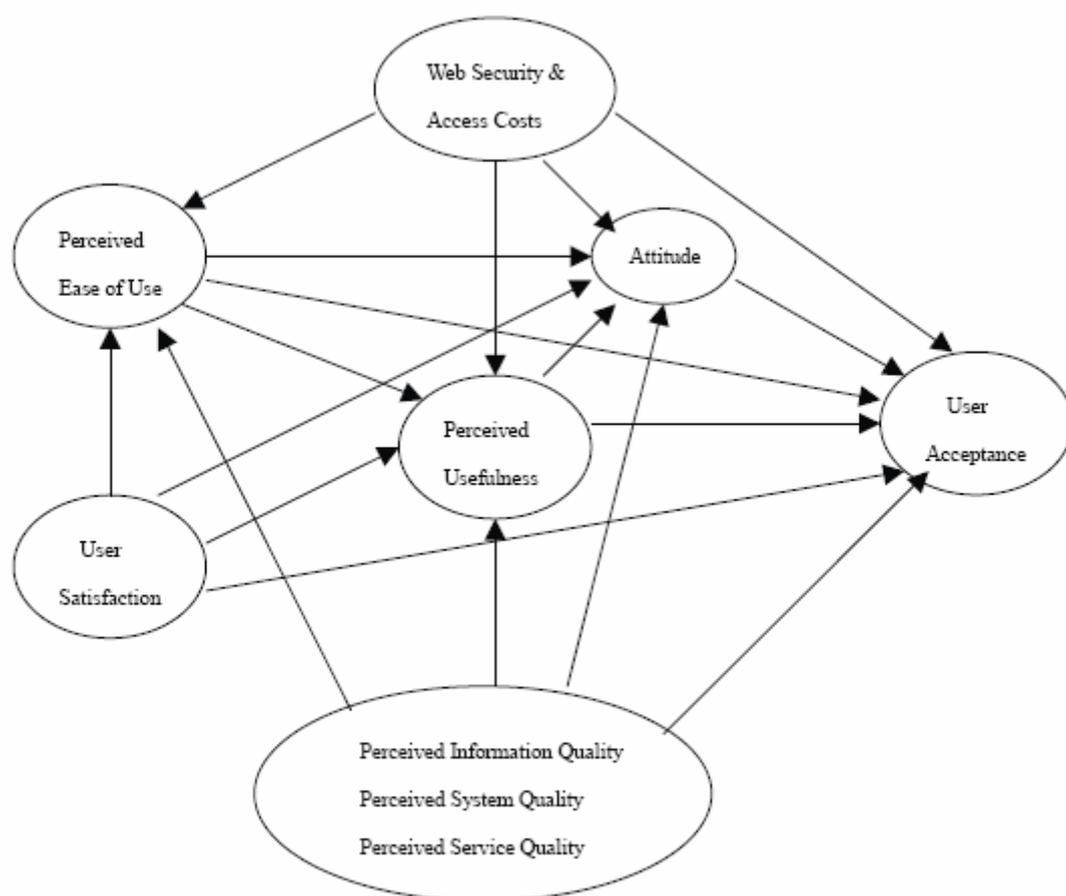


圖 14 Shih (2004) 的研究模型

此研究所取樣的樣本為一般的上班工作者，作者強調許多上班工

作者皆會利用上班的時間上網以蒐集資訊或在網路上與其他人進行溝通或對談，由於這些人接善於運用網路進行各項工作，所以，推論這群人可能是上網購物的潛在顧客。針對這些上班工作者進行問卷調查，總共收集了 212 份的有效問卷。

在結果方面，由於此研究的各要素之間關係十分的複雜，所以，本研究將列出兩個部分的數據，並以這兩部分為腳本，予以詳細介紹如何使用 RHO-SQUARE。

表 16 解釋 PU 之迴歸結果資料彙總表

Dependent variable	Independent variables	Adjusted R^2	β_s^a	P -value
PU	S	0.139	0.195**	0.005
	AC		-0.023	0.734
	PEOUW		0.093	0.182
	PEOUT		0.230**	0.002
	US		-0.004	0.958
	PIQ		0.014	0.880
	PSQ		0.150	0.106
	PSvQ		0.001	0.989

Standardized β coefficient

** 0.01 significance level

從表 16 中顯示，在顯著水準 0.01 下，網站的安全對於 PU 有顯著的正向效應，另外也發現，PEOUT 對於 PU 也有顯著的正向效應，整個模型可以解釋 PU 13.9% 的變異量。

由於 R^2 或 Adjusted R^2 是一對一的對應關係，並假設此樣本判定係

數可以代表母體所呈現的現象，所以在此以 Adjusted R^2 的數值來代表 ρ^2 。首先，當 $\rho^2 = 0.139$ 時顯示 R^2 函數分佈的情況，在 Worksheet 1 中輸入 $N = 212$ 、 $P = 8$ 、 $\rho^2 = 0.139$ 如圖 15 所示，則 RHO-SQUARE 會顯示出 (1) R^2 的機率函數分佈圖 (PDF)，以及 (2) R^2 的累積機率函數分佈圖 (CDF)，如圖 16 及圖 17 所示。

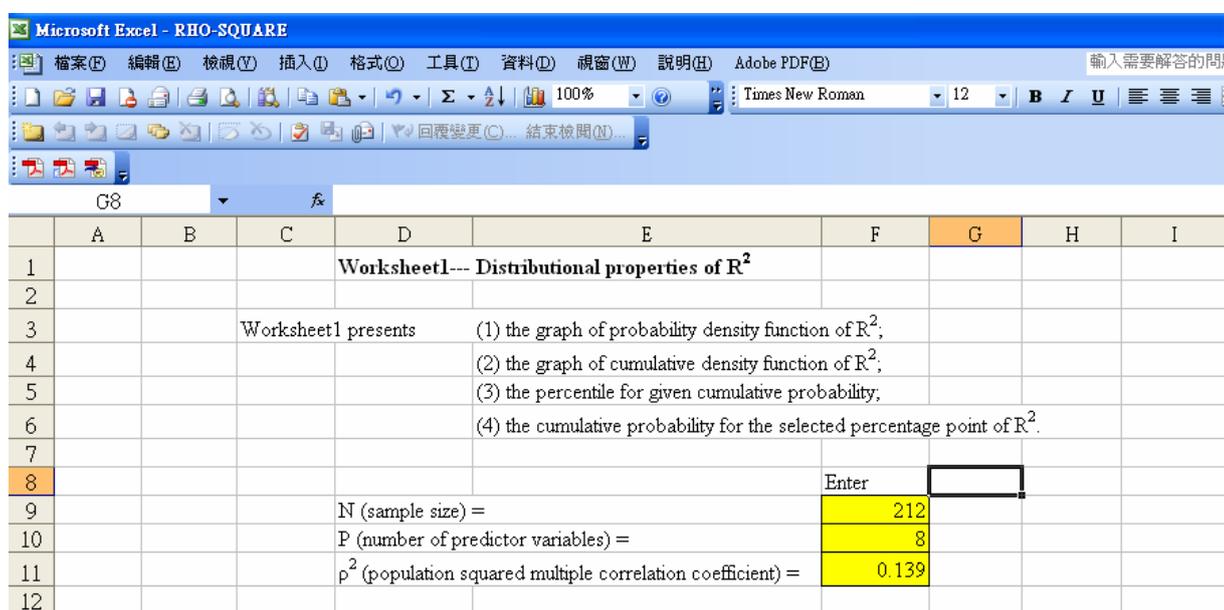


圖 15 Worksheet 1 輸入參數畫面

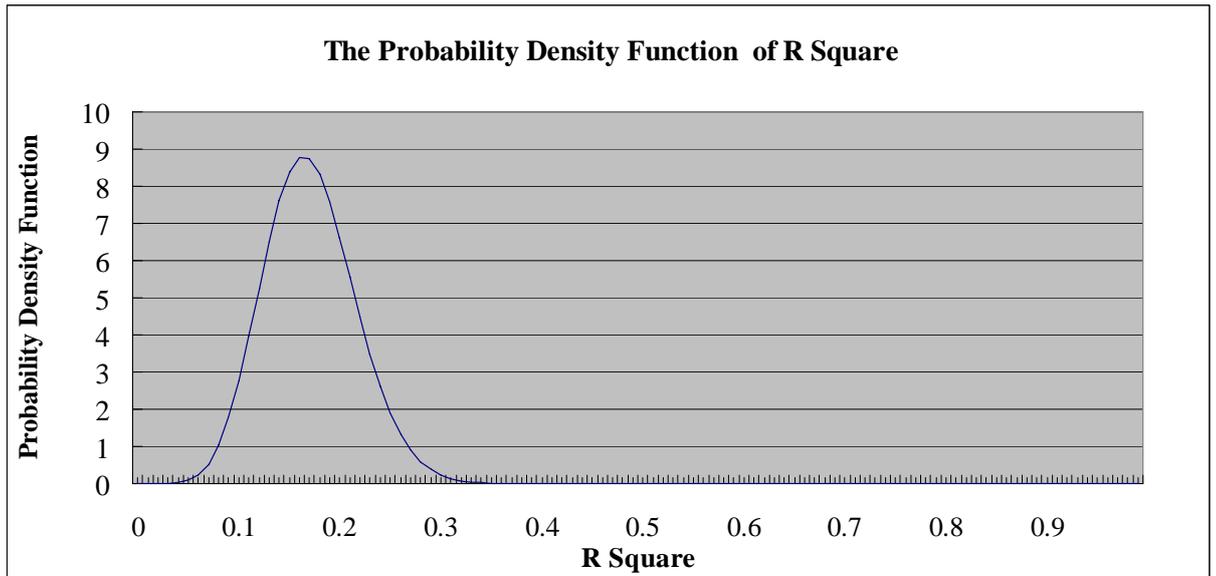


圖 16 R^2 的機率函數分佈圖 (PDF)

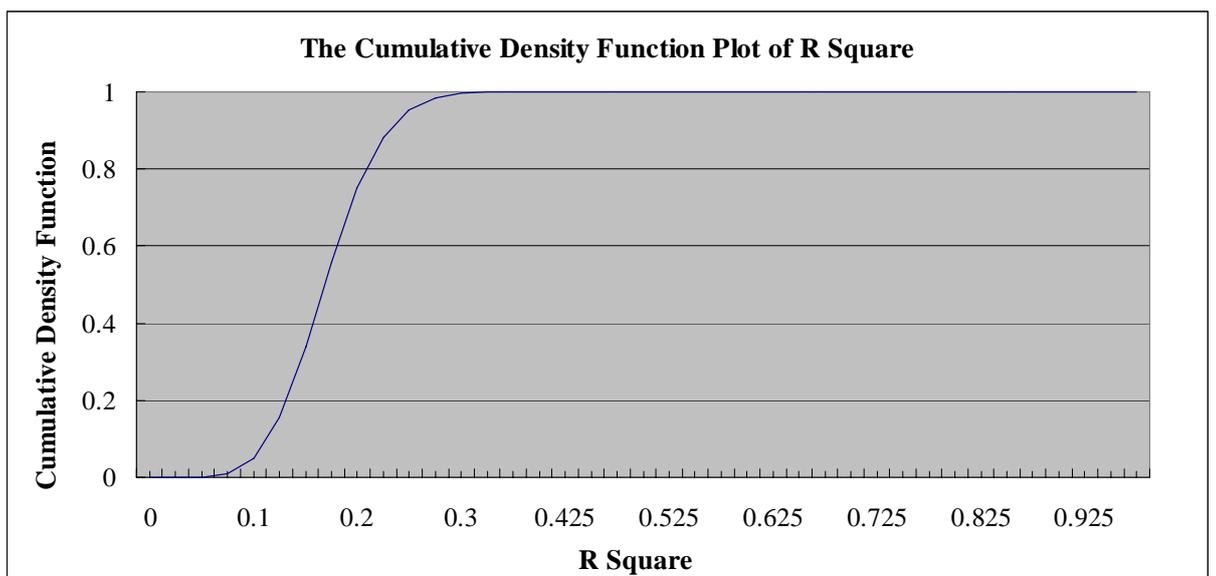


圖 17 R^2 的累積機率函數分佈圖 (CDF)

從圖 16 及 圖 17 顯示，當樣本數為 212、預測變數個數為 8、母體複相關係數為 0.139 時， R^2 的機率函數分佈圖 (PDF) 以及 R^2 的累積機率函數分佈圖 (CDF)，在 PDF 方面呈現一個類似鐘型形狀，高峰位於 1.8 左右。另外，針對 R^2 的累積機率函數方面，在 $R^2 = 0.4$

時， R^2 的累積機率幾近於 1，之後的累積機率皆為 1。

在假設檢定方面，RHO-SQUARE 提供右尾檢定、左尾檢定、以及雙尾檢定三種不同的假設檢定方式，在這裡本研究皆以右尾檢定的情況視之。若欲計算臨界值與 P-value 時，則必須在 Worksheet 3 下第 (1) 部分的 (a) 小節右尾檢定部分，輸入參數 --- ($N = 212, P = 8, \rho_0^2 = 0, R^2 = 0.139$, 右邊的 $\alpha = 0.01$) 如圖 18 顯示故可以得到臨界值為 0.09293，另外，也可以求得 P-value 為 0.00015，從 P-value 的值看來，此模式對於解釋 PU 的效應非常的顯著。



9	(1) Critical value and P-value					
10						
11	(a) Right-tail test					
12	$H_0: \rho^2 \leq \rho_0^2$	ρ_0^2 is the target value of squared multiple correlation coefficient under null hypothesis				
13	$H_1: \rho^2 > \rho_0^2$					
14		Enter				
15	N (sample size) =	212				
16	P (number of predictor variables) =	8				
17	$\rho_0^2 =$	0				
18	$R^2 =$	0.139				
19	α (alpha) =	0.01				
20						
21	Critical value	0.092936395				
22	P-value	0.000151085				
23						

圖 18 Worksheet 3.1.a 輸入參數畫面

關於檢定力計算上，必須在 Worksheet 3 中的第 (2) 部分中的檢定力計算中的第 (a) 點雙尾檢定中輸入參數 --- ($N = 212, P = 8, \rho_0^2 = 0, \rho_1^2 = 0.139, \alpha = 0.01$) 則可以計算出檢定力為 0.9672，如圖 19 所示，則代表此迴歸模式所得到的結果能夠正確的接受對立假設的

機率為 0.9672，是一個相當高準確率的結果，說明此結果是值得信任的結果。

另外，關於樣本數方面，Shih (2004) 這篇研究準備了 212 個樣本，但是就規劃研究的觀點而言，若能事先規劃樣本數的數量，則在研究的過程則較節省金錢與精力。所以，就樣本數的決定上，RHO-SQUARE 也提供此功能。首先必須在 Worksheet 3 中的第 (3) 部分中的第 (a) 點輸入 --- ($P = 8$, $\rho_0^2 = 0$, $\rho_1^2 = 0.139$, $\alpha = 0.01$, Power = 0.8)，如圖 20 所示，代表在預測變數個數為 8，檢定母體複相關係數是否為 0，顯著水準為 0.01，與達到檢定力為 0.8 時，則至少需要 141 個樣本數。



(2) Power calculation			
(a) Right-tail test			
$H_0 : \rho^2 \leq \rho_0^2$		Note: $\rho_0^2 < \rho_1^2$, N must be larger than P + 1	
$H_1 : \rho^2 > \rho_0^2$			
	Enter		
N (sample size) =		212	
P (number of predictor variables) =		8	
$\rho_0^2 =$		0	
$\rho_1^2 =$		0.139	
α (alpha) =		0.01	
Power		0.967258636	

圖 19 Worksheet 3.2.a 輸入參數畫面

94	(3) Sample size determination		
95			
96	(a) Right-tail test		
97	$H_0 : \rho^2 \leq \rho_0^2$		
98	$H_1 : \rho^2 > \rho_0^2$		
99		Enter	
100	P (number of predictor variables) =	8	
101	$\rho_0^2 =$	0	
102	$\rho_1^2 =$	0.139	
103	α (alpha) =	0.01	
104	power =	0.8	
105			
106	Minimum sample size	141	
107			

圖 20 Worksheet 3.3.a 輸入參數畫面

另一個例子則針對解釋 PEOUW 方面，迴歸結果如表 17 所示。

表 17 解釋 PEOUW 之迴歸結果資料彙總表

Dependent variable	Independent variables	Adjusted R^2	β_s^a	P -value
PEOUW	S	0.053	0.167*	0.019
	AC		-0.002	0.972
	US		0.192**	0.005

Standardized β coefficient.

* 0.05 significance level.

** 0.01 significance level

從表 17 中顯示，在顯著水準 0.01 下，網站的安全對於 PEOUW 有顯著的正向效應，另外也發現，在顯著水準 0.05 下，顧客滿意程度對於 PEOUW 也存在顯著的正向效應，整個模型可以解釋 PEOUW 5.3% 的變異量。

針對檢定力而言，在輸入參數 --- ($N = 212, P = 3, \rho_0^2 = 0, \rho_1^2 = 0.053, \alpha = 0.01$) 後得到檢定力為 0.6234，如圖 21 所示，代表此迴歸模式所得到的結果能夠正確的接受對立假設的機率為 0.6234，只有一半的機率，也說明仍有一半的機率是不正確的，檢定力相當的低。若就此情況而言，將檢定力提升至 0.8，則需要增加多少樣本數？作法如圖 22 所示，計算所得的結果為至少需要 285 個樣本數。所以，就本個案而言，若樣本判定係數相對的小，除非在大量的樣本數支持下，不然所得的檢定力也會相對的小或不足，另外，針對檢定力而言，提高檢定力最簡單的方法就是提高 α 值，或是增加樣本數。



56	(2) Power calculation				
57					
58	(a) Right-tail test				
59	$H_0 : \rho^2 \leq \rho_0^2$		Note: $\rho_0^2 < \rho_1^2, N$ must be larger than $P + 1$		
60	$H_1 : \rho^2 > \rho_0^2$				
61			Enter		
62	N (sample size) =		212		
63	P (number of predictor variables) =		3		
64	$\rho_0^2 =$		0		
65	$\rho_1^2 =$		0.053		
66	α (alpha) =		0.01		
67					
68	Power		0.623437968		
69					

圖 21 Worksheet 3.2.a 檢定力計算之輸入參數畫面

94	(3) Sample size determination		
95			
96	(a) Right-tail test		
97	$H_0 : \rho^2 \leq \rho_0^2$		
98	$H_1 : \rho^2 > \rho_0^2$		
99		Enter	
100	P (number of predictor variables) =	3	
101	$\rho_0^2 =$	0	
102	$\rho_1^2 =$	0.053	
103	α (alpha) =	0.01	
104	power =	0.8	
105			
106	Minimum sample size	285	
107			

圖 22 Worksheet 3.3.a 決定樣本數之輸入參數畫面

就上述的例子而言，就假設檢定方面，已詳細介紹如何運用 RHO-SQUARE 計算出檢定力及所需的樣本數，以下則利用組織行為與心理之相關論文說明在信賴區間方面，如何運用 RHO-SQUARE 解決問題。

6.3、 組織行為與心理相關研究之個案

Dulebohn 和 Ferris (1999)在 *Academy of Management Journal* 上發表論文，主要探討在績效評量過程中，員工所使用的策略對評量是否公平的影響。在論文中，作者衡量之主效應為非正式的發言對衡量公平性認知的影響。作者們使用抽樣有效樣本為食品服務部門 128 名員

工，表 18 為此個案的迴歸結果。

表 18 Dulebohn 和 Ferris (1999) 之迴歸結果

結果變數	預測變數	Adjusted R^2	β_s^a
過程公平性衡量	受管理者影響之策略	0.68	-0.2
	受工作影響之策略		-0.5
	績效評分		0.07
	決策控制		0.13*
	與管理者關係之品質		0.21**
	發言機會		0.57***

* $p < 0.05$

** $p < 0.01$

*** $p < 0.001$

全部的研究模型採用 6 個預測變數，所得的 Adjusted R^2 為 0.68，由於 adjusted R^2 對 R^2 為一對一的對應關係，故本研究未加以還原，以原作者所提供之數據，以 adjusted R^2 來代表 R^2 。假設為右尾的情況，在 ρ^2 之 99% 的信賴區時，以 RHO-SQUARE 的 Worksheet 2 中的第 (1) 部份 --- 信賴區間的估計中的 (a) 部分，主要求得信賴區間的上界，必須輸入參數 --- ($N = 128, P = 6, R^2 = 0.68, \alpha = 0.01$) 後，可得 ρ^2 之上界信賴區間 (Upper ρ^2 confidence limit) 為 0.7654，如圖 23 所示。同樣的，可在 (b) 處輸入上述的資料，可得 ρ^2 之下界信賴區間 (Lower ρ^2 confidence limit) 為 0.5346。所以，由上述的資料可知 ρ^2 之 99% 信賴區間上界範圍為 (0, 0.7654)，而 ρ^2 之 99% 信賴區間下

界範圍為 (0.5346, 1)。另外，也可以得到雙尾的情況之上界與下界信賴區間之預估範圍。

Microsoft Excel - RHO-SQUARE							
檔案(F) 編輯(E) 檢視(V) 插入(I) 格式(O) 工具(T) 資料(D) 視窗(W) 說明(H) Adobe PDF(P)							
100% Times New Roman 12 B							
回覆變更(C)... 結束檢閱(R)...							
E20 =fintup(E16,E17,E18,E19)							
A	B	C	D	E	F	G	H
7							
8							
9	Please enter data into yellow cells						
10	Results will be seen in the blue cells						
11							
12							
13	(1) Confidence interval estimation						
14	(a) Upper one-sided confidence limit for ρ^2						
15				Enter			
16		N (sample size) =		128			
17		P (number of predictor variables) =		6			
18		R^2 (observed value of R^2) =		0.68			
19		α (alpha) =		0.01			
20		Upper ρ^2 confidence limit		0.765437971			
21							

圖 23 Worksheet 2.1.a 預估 ρ^2 之上界信賴區間之輸入畫面

另外，若欲求得可觀測值 R^2 落於範圍(0.6, 0.8) 的機率為何？則可利用 Worksheet 2 中的第 (2) 部份可以算出可觀測值 R^2 落於此範圍的機率，故輸入 ($N = 128, P = 6, \rho^2 = 0.68, R_L^2 = 0.6, R_U^2 = 0.8$)，如圖 24 所示，則得到可觀測值落入範圍 (0.6, 0.8) 的機率為 0.9654。

針對樣本數方面，若在實驗階段，預估可觀測值落於範圍 (0.6, 0.8) 之間，則在信賴區間 99% 下需要多少樣本數呢？在 Worksheet 2 第

(3) 部分的 (c) 處輸入參數值 --- ($P = 6$, $\rho^2 = 0.68$, $\alpha = 0.01$, $R_L^2 = 0.6$, $R_U^2 = 0.8$)，則可得樣本數為 231，如圖 25 所示，所以代表可觀測值有 99% 的機率落於 (0.6, 0.8) 的範圍內，此時實驗者應準備至少 231 個樣本。

	A	B	C	D	E	F	G	H
40	(2) Coverage probability of (R_L^2, R_U^2)				$0 \leq R_L^2 < R_U^2 < 1$			
41					Enter			
42			N (sample size) =		128			
43			P (number of predictor variables) =		6			
44			$\rho^2 =$		0.68			
45			R_L^2 (Lower R^2 bound) =		0.6			
46			R_U^2 (Upper R^2 bound) =		0.8			
47								
48			Coverage probability		0.965496433			
49								

圖 24 Worksheet 2.2 可觀測值落入範圍(R_L^2, R_U^2) 的機率輸入畫面

68								
69	(c) Two-sided interval (R_L^2, R_U^2)							
70					Enter			
71			P (number of predictor variables) =		6	Note: $R_L^2 < \rho^2 < R_U^2$		
72			$\rho^2 =$		0.68			
73			α (alpha) =		0.01			
74			R_U^2 (Upper R^2 bound) =		0.8			
75			R_L^2 (Lower R^2 bound) =		0.6			
76								
77			Minimum Sample size		231			
78								

圖 25 Worksheet 2.3.c 可觀測值有 99% 的機率落入範圍 (R_L^2, R_U^2) 所需最少樣本數之輸入畫面

七、結論

複相關係數已普遍應用於社會科學、策略管理、與心理等等各個不同的領域，能夠熟悉複相關係數的相關的統計分析與研究技巧，對研究者而言是一項非常重要的研究議題。關於推論過程的知識，在假設檢定的重視及可靠效應的確認，對於研究者而言更是關鍵的研究工作項目。更進一步，為了達到欲求的檢定力以決定必須的樣本數，更是在研究應用上經常出現且必須解決的主要問題。更重要的是，本研究提供了一個平台，讓研究學者與學生們，能夠利用先進的電腦，透過此軟體平台，迅速的處理有關複相關係數的相關運算，而節省大量的研究時間與精力。另外，本軟體更針對複相關係數，提供一個全面性的分析工具，包括：假設檢定、信賴區間估計、檢定力、與樣本數等等完整性的統計分析工具。期望此關於複相關係數的統計分析軟體能夠廣泛應用於學術研究上、教學展示上、或是在心理實務應用上。

關於研究者關注的檢定力、樣本數、與信賴區間估計的三個重要議題，本研究除了針對這三個議題所影響的相關影響因素之外，更藉由大量的運算資料，將資料彙整，繪成關係趨勢圖，藉此能清楚且確切的瞭解各影響要素的關係。在檢定力方面，顯著水準、樣本數、與效應量皆與檢定力成正向關係。這些結果與 Murphy 和 Myers (2004)、Baroudi 和 Orlikowski (1989) 等研究結果相符；然而，預測變數個數

則與檢定力成反向關係，預測變數個數越多時，除非有較多的樣本數支援，不然檢定力較低。針對樣本數方面，檢定力及預測變數個數與樣本數成正向關係，但是，樣本數與母體複相關係數及效應量成反向關係，即可說明，當母體複相關係數較小或小效應量時，所需要的樣本數較多。另外，針對區間估計方面，在估計上界時，會隨著預測變數個數增加時，而漸漸往下移動，所以，當預測變數個數較少時，區間估計的範圍較大。相反的，當估計下界時，也會隨著預測變數個數增加時，逐漸往下移動，所以，當預測變數個數較少時，區間估計的範圍較小。當雙尾的情況時，同時有上界與下界的存在，此時，上界會隨著預測變數個數增加，而逐漸往下移動，同時，下界也會會隨著預測變數個數增加往下移動，可以說明，當預測變數個數較小時，母體複相關係數的信賴區間不管為上界或下界皆較高。進一步的關於信賴區間與樣本數方面，當區間範圍較大時，所需要的樣本也較少，相反的，當區間範圍較小時，所需要較大量的樣本支援。

根據上述的結果，有些結論與之前的學者所提出的結果一致，有些結果是之前學者鮮少提及的現象，例如：信賴區間估計上界與下界的曲線圖。然而，分析結果後，有幾個現象更值得後續學者加以注意或繼續探討。第一個現象為，樣本數決定上的問題，關於研究過程中需要多少的樣本數，此議題一直是許多學者們持續探討的焦點，

Maxwell (2000)、Harris (1985)、Wampold 和 Freund (1987)、Green (1991)、以及 Nunnally (1978) 所提出的樣本決定的相關經驗法則，在此跟本研究所得的精確樣本數，兩者比較皆有很大的差距，也破除了關於許多決定樣本數所建立的經驗法則。第二個值得注意的現象為，在特定的信賴區間內需要多少樣本，在不同母體判定係數的情況下，本研究發現在母體判定係數為 0.3 與 0.5 之間，所需樣本數有突然增加的情況，比母體判定係數為 0.1 時，所需要的樣本數更多，之後又恢復原本的趨勢，隨著母體複相關係數的增加，樣本數遞減，此一特殊現象與檢定力和樣本數的現象有所不同，這個現象值得後續學者提出討論與研究。



本研究根據多變量常態迴歸模式的原理，發展有關複相關係數的運算軟體，主要針對複相關係數之判定係數模型的情況加以建構整個系統，但是，以一般階層線性模式而言，複相關係數之部分判定係數模型的情況也為許多學者所注意與應用，所以，本研究建議日後的學者可以遵循本架構，以複相關係數之部分判定係數模型為主，也是一項未來的研究方向。

參考文獻

- Alf, E. F., & Graf, R. G. (2002). A new maximum likelihood estimator for the population squared multiple correlation. *Journal of Educational and Behavior Statistics*, 27, pp. 223-235.
- Algina, J., & Olejnik, S. (2003). Sample size tables for correlation analysis with applications in partial correlation and multiple regression analysis, *Multivariate Behavioral Research*, 38, pp. 308-323.
- Algina, J., & Modulder, M. (2001). Sample sizes for confidence intervals on the increase in the squared multiple correlation coefficient. *Educational and Psychological Measurement*, 61, pp. 633-649.
- Anderson, T. W. (1984). *An introduction to multivariate statistical analysis* (2nd ed.). New York: Wiley.
- Ashford, S. J., Lee, C., & Bobko, P. (1989). Content, causes, and consequences of job insecurity: a theory-based measure and substantive test. *Academy of Management Journal*, 4, pp. 803-829.
- Barnette, J. J. (2005). An excel program for computing confidence intervals for commonly used score reliability. *Educational and Psychological Measurement*, 65, pp. 980-983.
- Baroudi, J. J., & Orlikowski, W. J. (1989). The problem of statistical power in MIS research. *MIS Quarterly*, March, pp. 87-106.
- Bobko, P. (2001). *Correlation and regression: Applications for industrial organizational psychology and management* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Borkowski, S. C., Welsh, M. J., & Zhang, M. (2001). An analysis of statistical power in behavioral accounting research. *Behavioral Research in Accounting*, 13, pp. 63-84.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112, pp. 155-159.
- Cohen, J. (1994). The earth is round ($p < .05$). *American Psychologist*, 49, pp. 997-1003.

- Cumming, G., & Finch, S. (2001). A primer on the understanding, use, and calculation of confidence intervals that are based on central and noncentral distributions. *Educational and Psychological Measurement*, 61, pp. 532-574.
- Davis, F. D. (1989). Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology. *MIS Quarterly*, 13, pp. 319-339.
- Deci, E. L., Connell, J. P., & Ryan, R. M. (1989). Self-Determination in a work organization. *Journal of Applied Psychology*, 74, pp. 580-590.
- Ding, C. G. (1996). On the computation of the distribution of the square of the sample multiple correlation coefficient. *Computational Statistics & Data Analysis*, 22, pp. 345-350.
- Dulebohn, J. H., & Ferris, G.R. (1999). The role of influence tactics in perception of performance evaluations' fairness. *Academy of Management Journal*, 42, pp. 288-303.
- Dunlap, W. P., Xin, X., & Mayers, L. (2004). Computing aspects of power for multiple regression. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36, pp. 695-701.
- Farh, J., & Dobbins, G. (1989). Effects of comparative performance information on the accuracy of self-ratings and agreement between self- and supervisor ratings. *Journal of Applied Psychology*, 74, pp. 606-610.
- Fowler, R. L. (1985). Testing for substantive significance in applied research by specifying nonzero effect null hypotheses. *Journal of Applied Psychology*, 70, pp. 215-218.
- Gatsonis, C., & Sampson, A. R. (1989). Multiple correlation: Exact power and sample size calculations. *Psychological Bulletin*, 106, pp. 516-524.
- Green, S. B. (1991). How many subjects does it take to do a regression analysis? *Multivariate Behavioral Research*, 26, pp. 499-510.
- Harris, R. J. (1985). *A primer of multivariate statistics* (2nd ed.) New York: Academic Press.
- Kelley, K., & Maxwell, S. E. (2003). Sample size for multiple regression: obtaining regression coefficients that are accurate, not simply significant. *Psychological Methods*, 8, pp. 305-321.
- Lee, Y. (1972). Tables of upper percentage point of the multiple correlation coefficient. *Biometrika*, 59, pp. 175-189.

- Maxwell, S. E. (2000). Sample size and multiple regression analysis. *Psychological Methods*, 5, pp. 434-458.
- Maxwell, S. E. (2004). The persistence of underpowered studies in psychological research: causes, consequences, and remedies. *Psychological Methods*, 9, pp. 147-163.
- Mason, C. H., and Perreault, W. D. (1991). Collinearity, Power, and interpretation of multiple regression analysis. *Journal of Marketing Research*, 28, pp. 268-280.
- Mazen, A., Graf, L., Lellogg, C., & Hemmasi, M. (1987). Statistical Power in Contemporary Management Research. *Academy of Management Journal*, 30, pp. 369-380.
- McCullough, B. D., & Wilson, B. (2005). On the accuracy of statistical procedures in Microsoft Excel 2003. *Computational Statistics and Data Analysis*, 49, pp. 1244-1252.
- Mendoza, J. L., & Stafford, K. L. (2001). Confidence interval, power calculation, and sample size estimation for the squared multiple correlation coefficient under the fixed and random regression models: A computer program and useful standard tables. *Educational and Psychological Measurement*, 61, pp. 650-667.
- Miller, D. (1988). Relating Porter's business strategies to environment and structure: analysis and performance implications. *Academy of Management Journal*, 31, pp. 280-308.
- Mood, A., & Grabill, F. (1963). *Introduction to the theory of statistics*. New York: McGraw-Hill.
- Murphy, K. R., & Myers, B. (2004). *Statistical power analysis - a simple and general model for tradition and modern hypothesis test* (2nd ed.). NJ: Erlbaum.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2nd ed.) New York: McGraw-Hill.
- Pelled, L. H., & Xin, K. R. (1999). Down and out: an investigation of the relationship between mood and employee withdrawal behavior. *Journal of Management*, 6, pp. 875-895.
- Pollard, P. (1993). How significant is "Significance"? In *A Handbook for Data Analysis in the Behavior Sciences: Methodological Issues*, edited by G. Keren and C. Lewis, pp. 449-460. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Richard, O. C. (2000). Racial diversity, business strategy, and firm performance: a resource-based view. *Academy of Management Journal*, 43, pp. 164-177.

- Rothstein, H. R., Borenstein, M., Cohen, J., & Pollack, S. (1990). Statistical power analysis for multiple regression / correlation: a computer program. *Educational and Psychological Measurement*, 50, pp. 819-830.
- Schmidt, F. L. (1996). Statistical significance testing and cumulative knowledge in psychology: implications for the training of researchers. *Psychological Methods*, 1, pp. 115-129.
- Sedlmeier, P., & Gigerenzer, G. (1989). Do studies of statistical power have an effect on the power of studies? *Psychological Bulletin*, 105, pp. 309-316.
- Shieh, G. (2006). Exact interval estimation, power calculation and sample size determination in normal correlation analysis. *Psychometrika*, 71(3), pp. 529-540.
- Shih, H. P. (2004). An empirical study on predicting user acceptance of e-shopping on the web. *Information & Management*, 41, pp. 351-368.
- Smithson, M. (2001). Correct confidence intervals for various regression effect sizes and parameters: The importance of noncentral distributions in computing intervals. *Educational and Psychological Measurement*, 61, pp. 605-532.
- Steiger, J. H., & Fouladi, R. T. (1992). R2: A computer program for interval estimation, power calculations, sample size estimation, and hypothesis testing in multiple regression. *Behavioral Research Methods, Instruments, and Computers*, 24, pp. 581-582.
- Wampold, B. E., & Freund, R. D. (1987). Use of multiple regression in counseling psychology research: A flexible data-analytic strategy. *Journal of Counseling Psychology*, 34, pp. 372-382.
- Wilcox, R. R. (1980). Some exact sample sizes for comparing the squared multiple correlation coefficient to a standard. *Educational and Psychological Measurement*, 40, pp. 119-124.
- Wilkinson, L., and the Task Force on Statistical Inference. (1999). Statistical methods in psychology journals: Guidelines and explanations. *American Psychologist*, 54, pp. 594-604.