

# 啟智教師學習電腦網路及其相關因素之研究

王華沛

特殊教育系副教授

國立台灣師範大學

台北市／台灣

hpwang@icon.ntnu.edu.tw

黃富廷

特殊教育系博士班研究生

國立台灣師範大學

台北市／台灣

footingh@ms23.hinet.net

## 摘要

本研究以潛在變項徑路分析探討啟智教師學習電腦網路與個人背景、職業現況、專業領域、校園環境之間的因果關係，並以三因子變異數分析探討不同網路設計風格、性別、學歷的啟智教師在學習電腦網路所有相關因素方面的差異，其結果如下：1.就變項於整體模式所呈現的因果關係而言：(1)個人背景與電腦網路學習之間有顯著相關，而個人背景與職業現況之間、電腦網路學習與職業現況之間則無顯著相關。(2)電腦網路學習、個人背景、職業現況分別無法影響專業領域、校園環境。(3)專業領域、校園環境之間顯然無法相互影響。2.就單一變項之下的結果而言：(1)動態網頁與專業便利性的網路設計概念對於提昇專業知識、改進專業態度、行政溝通互動、改善校園文化等顯然有正面影響。(2)性別因素對於啟智教師在電腦網路學習方面並無顯著影響。(3)大學以上畢業之啟智教師在電腦接受度、電腦學習成效、電腦原始程度、拓展生活資訊、提昇專業自信、提昇專業知識、教室文書工作、提昇教學品質、改進專業態度等方面顯然優於大學以下畢業教師，造成差異之主因可能與教師英文程度有關。

關鍵字：電腦網路、啟智教師

## 壹、問題背景與研究目的

Sowers 與 Power(1991)估計從 1990 年代至 2000 年代早期，將有 75% 工作與電腦有關。未來 21 世紀將是資訊網路時代，資訊網路對一切事物提供新的準則與行為規範，資訊網路科技正在改變我們的商業模式、工作模式、學習模式、及生活方

式(行政院，民 86)。行政院在民國 87 年頒訂「科技化國家推動方案」，將「資訊」列為加速科技推動的八大重點之一(行政院，民 87a)，亦於「教育改革行動方案」中提出「加強資訊與網路教育」之具體執行內容(行政院，民 87b)。過去，在前台灣省教育廳第一科陳科長枝祥大力推動下，原省屬特殊學校大量充實電腦網路設備，啟智教師專業知能在這股網路旋風中是否因而有所提昇？對校園環境有何影響？哪些因素影響啟智教師之學習？是故，本研究之目的有二：(1)探討啟智教師學習電腦網路之成效，並討論其與個人背景、職業現況、專業領域、校園環境之間的因果關係。(2)探討不同網路設計風格(簡稱「網風」，分甲(動態／專業便利)、乙(靜態／非專業便利)兩類)、性別、學歷的啟智教師在學習電腦網路所有相關因素方面的差異。

## 貳、文獻探討

### 一、電腦網路的特性

美國 Head Start 計畫認為教師應於教室中應用電腦教學，因為一來可配合學習者的學習特性，二來電腦應於教室中隨時供兒童取用(Wright & Thoucnelle, 1991)。WWW 透過 HTML 註標功能可將網頁之影、音、圖、文結合起來(蕭順榮，民 84)，形成可應用於教育上的多媒體網路。電腦網路為學生提供更佳學習環境(Frisch, 1995)，Choy(1995)認為電腦結合教育與娛樂，使學前兒童學習起來既容易、又好玩，電腦可以增進兒童的社交技能、語文能力、認知發展、問題解決能力、手眼協調等，Dobson(1995)則認為電腦虛

擬實境功能可適用於個別化學習需求。

## 二、電腦網路在啟智教育的應用潛力

Schwartz(1995)認為電腦應是兒童教育最重要一環。Goldman、Barron 與 Witherspoon(1991)認為傳統口述教學對多數學生並非最有效，故教師應尋找更有效替代方法。Wright (1994)認為教師若能使用現代科技與設備進行教學，則可改進教學活動。Rief(1993)曾指出：多數學生主要學習管道為視、觸、動覺，僅 15%學生偏賴聽覺學習，傳統口述教學帶給學生的學習效果十分有限。Okolo(1992)認為 CAI 是很好的教學工具，和學習者之間可進行極佳互動，且對學習者始終耐心十足。Inhelder 於 1968 年曾依 Piaget 認知發展理論將各類智障兒童之認知功能加以整理，發現輕度智障兒童最高認知發展僅達具體運思期(引自何華國，民 76)。黃富廷(民 82)曾就台南啟智學校唐氏症與腦性麻痺(CP)兒童進行母群推估，發現僅少數 CP 兒童可達運思前期，而多數兒童僅達感覺動作期。故在啟智教學中應借重影像、圖形、音效、動畫進行多重感官教學。Fazio 與 Reith(1986)對輕、中度智障幼兒的研究即指出玩電腦是智障兒童所喜愛的活動。Bergland(1996)的研究顯示利用網際網路進行教學，可提昇學生作文能力。Scopinich 與 Fink(1996)以電腦訓練兒童閱讀、數學、寫作、生活技能、閱讀技巧，經兩週訓練後，發現 75%兒童對電腦更喜愛。電腦網路在啟智教育的應用性著實不容小覷。

## 參、研究方法

### 一、研究設計

本研究採問卷調查法，分兩個主軸來探討：

#### 1. 潛在變項徑路分析

其潛在自變項包含：個人背景(backgrnd)(觀察變項：年齡(AGE)、特殊教育年資(TCHYEAR)、學歷(SCHOOLNG)、任教的學部(DEPART)、性別(SEX))、電腦網

路學習(learnpc)(觀察變項：電腦學習動機(MOTIVE)、電腦接受度(ACCEPT)、電腦學習成效(EFFECT)、電腦原始程度(ORIGIN))、職業現況(jobcondi)(觀察變項：職業倦怠(BURNOUT)、職業壓力(STRESS)、工作環境滿意度(COMFORT))。本研究之潛在變項包括：專業領域(profield)(觀察變項：教室文書工作(PAPERWRK)、提昇教學品質(QUALITY)、提昇專業自信(CON-FIDNS)、提昇專業知識(KNOWLEDG)、改進專業態度(ATTITUDE))、校園環境(campenvi)(觀察變項：行政溝通互動(INTERACT)、改善校園文化(CUL-TURE)、拓展生活資訊(LIFEINFO))。括號內英文為 LISREL 分析之變項簡稱，觀察變項=大寫，潛在變項=小寫。

### 2. 三因子變異數分析

以網風、性別、學歷為自變項，以電腦學習動機、電腦接受度、電腦原始程度、職業倦怠、職業壓力、工作環境滿意度、教室文書工作、提昇教學品質、提昇專業自信、提昇專業知識、改進專業態度、行政溝通互動、改善校園文化、拓展生活資訊等為依變項。

### 二、研究工具

本研究之測驗工具係為研究者自編之「啟智教師學習電腦網路及其相關因素之問卷」(簡稱「本問卷」)，本問卷題目係參考何東墀(民 78)、何東墀與張瑞芬(民 79)、及 Fimian(1988)之問卷內容編製而成，依研究需要分為五大部分：個人背景(內容：年齡、特殊教育年資、學歷、任教的學部、性別)、職業現況(分測驗：職業倦怠、職業壓力、工作環境滿意度)、專業領域(分測驗：教室文書工作、提昇教學品質、提昇專業自信、提昇專業知識、改進專業態度)、校園環境(分測驗：行政溝通互動、改善校園文化、拓展生活資訊)、電腦網路學習(分測驗：電腦學習動機、電腦

接受度、電腦學習成效、電腦原始程度)。除個人背景外，其餘題目皆以李克特氏五點量表設計，受試者以 1、2、3、4、5 答題，其中，5 代表最正向答題，1 代表最負向答題，本問卷亦設計若干反向題(若未特別說明，在統計分析前其計分方式皆予反向轉換)，作為測謊題。本問卷之量表品質如下：(1)信度：依據張春興(民 78)的說法：「在一種測驗缺少複本，只能實施一次的情況下，通常採用折半法(split-half method)以估計測驗的信度」(p.620)，本研究樣本獨特而有限，無法施測兩次，故以折半法考驗信度，經統計結果得  $r=.78$  ( $p<.05$ )，可見本問卷具中等以上之信度。(2)效度：本問卷採專家效度，問卷內容係徵詢過啟智學校教師、教育部中部辦公室所屬特教網路中心的電腦網路專家、及啟智教育學者之意見而進行修改，最後整理出 147 道題目。

### 三、研究對象

本研究所需之受試學校係為兼俱國際網路與校園網路、且對教師施行電腦網路訓練至少達一年以上者，故從下列學校抽取 94 位教師(女 75 人、男 19 人)進行施測，樣本人數分配表如下所示：

表 1 樣本人數分配表

受試學校	受試人數
台南啟智學校	61 人
嘉義啟智學校	33 人
總計	94 人

### 四、資料分析與處理

本研究以 SPSS 8.01 版、LISREL 8.20 版進行下列統計分析：(1)常態性考驗(normality test)：由於常態分配對統計推論有極重要影響，故研究者常想了解研究資料是否為常態分配(Norusis,1992)。本研究受試者僅 94 人，可能呈現偏態分配，故須利用 Kolmogorov-Smirnov 考驗進行常態性考驗。(2)潛在變項徑路分析(path analysis with latent variables)：Jöreskog 與 Sörbom (1993a)在 SIMPLIS 指令語言使用手冊中曾介紹此法，其最常用者乃由潛在

自、依變項所組成之結構方程系統(structural equation system)，本研究以此分析五個潛在自、依變項間的因果關係。(3)三因子變異數分析(3-way ANOVA)：考驗不同網風、性別、學歷的啟智教師在學習電腦網路所有相關因素方面的差異。本研究所有統計考驗顯著水準均設於 $\alpha=.05$ 。

## 肆、結果與討論

### 一、研究結果

#### 1.常態性考驗

如表 2 所示，本研究受試得分經 Kolmogorov-Smirnov 考驗結果未達顯著，依據 Norusis(1992)說法，此代表受試者得分(觀察值)與常態分配理論值間未達顯著差異，故本研究受試者得分乃具常態性。

表 2 常態性考驗摘要表

	df	統計量
全體	94	.087

\* $p<.05$  \*\* $p<.01$

#### 2.潛在變項徑路分析

初步潛在變項徑路分析結果如下：

表 3 本研究初步潛在變項徑路分析摘要表

$\chi^2(df)$	GFI	AGFI	RMR	RMSEA
368.84**(159)	.70	.61	.14	.12

\* $p<.05$  \*\* $p<.01$

依據 Jöreskog 與 Sörbom(1993a)說法： $\chi^2$ 會受樣本大小影響，而 GFI 與 AGFI 則否。Tanaka(1993)指出 GFI 與 AGFI 範圍介於 0~1 之間，數值愈高，模式適配度愈佳。Cole(1987)認為當模式的  $GFI > .90$ 、 $AGFI > .80$ ，且  $RMR < .10$  時，可視為好模式。Browne 與 Cudeck(1989)認為 .05 的 RMSEA 值可做為良好模式指標，RMSEA 小於 .05 之 90% 信賴區間能提供有效模式訊息。本研究初步潛在變項徑路分析結果未令人滿意，故依據 Jöreskog 與 Sörbom (1993b)建議，對有關變項及路徑做調整，以符合良好模式之標準。圖 1 為本模式調整後之徑路圖，依據 Jöreskog 與 Sörbom(1993a)說法，此徑路數值為估計迴歸係數(estimated regression coefficients, ERC；暫以  $\check{r}$  表示)。

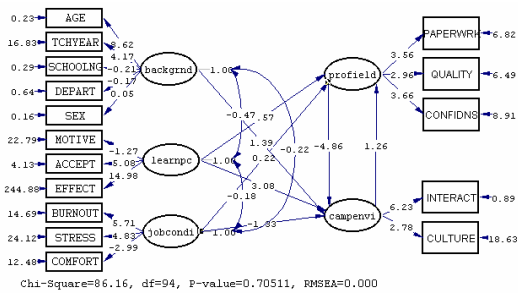


圖 1 模式調整後之因果關係圖

模式調整後 LISREL 分析結果如表 4 所示，其中， $\chi^2$ 、GFI、AGFI、RMR 皆符合良好模式之標準，而 RMSEA =.0(p<.05)，其 90% 信賴區間介於.0~.045 之間，表示該模式可被接受。

表 4 模式調整後之潛在變項徑路分析摘要表

$\chi^2$ (df)	GFI	AGFI	RMR	RMSEA
86.16(94)	.90	.85	.08	.0*

\*p<.05 \*\*p<.01

圖 1 及其 t 值之研究結果為：(1)個人背景與電腦網路學習間有顯著相關( $r=-.47, t=-4.95, p<.05$ )。(2)個人背景與職業現況間無顯著相關( $r=-.22, t=-1.95, p>.05$ )。(3)電腦網路學習與職業現況間無顯著相關( $r=-.18, t=-1.46, p>.05$ )。(4)個人背景無法影響專業領域(此徑路於模式調整中刪除)。(5)個人背景無法影響校園環境( $\beta=1.39, t=1.86, p>.05$ )。(6)電腦網路學習無法影響專業領域( $\beta=.57, t=.88, p>.05$ )。(7)電腦網路學習無法影響校園環境( $\beta=3.08, t=1.82, p>.05$ )。(8)職業現況無法影響專業領域( $\beta=.22, t=.82, p>.05$ )。(9)職業現況無法影響校園環境( $\beta=-1.33, t=-1.54, p>.05$ )。(10)專業領域無法影響校園環境( $\beta=-4.86, t=-.99, p>.05$ )。(11)校園環境無法影響專業領域( $\beta=1.26, t=.36, p>.05$ )。

### 3. 三因子變異數分析

#### (1) 在電腦學習動機方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著性( $F=2.37, p>.05$ )。二因子交互作用方面，網風×性別( $F=1.93, p>.05$ )、網風×學歷( $F=.04, p>.05$ )、性別×學歷( $F=.35, p>.05$ )等未達顯著性。單因子方面，不同網風( $F=1.33, p>.05$ )、不同性別( $F=.13, p>.05$ )、不同學歷( $F=.16, p>.05$ )啓智教師之電腦學習動機未達顯著性。

表 5 電腦學習動機之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	32.87	1	32.87	1.33
性別	3.32	1	3.32	.13
學歷	3.95	1	3.95	.16
網風×性別	47.47	1	47.47	1.93
網風×學歷	.93	1	.93	.04
性別×學歷	8.73	1	8.73	.35
網風×性別×學歷	58.33	1	58.33	2.37
誤差	2118.83	86	24.64	
全體	2274.43	93	24.46	

\*p<.05 \*\*p<.01

#### (2) 在電腦接受度方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著性( $F=.53, p>.05$ )。二因子交互作用方面，網風×性別( $F=.10, p>.05$ )、網風×學歷( $F=.01, p>.05$ )、性別×學歷( $F=.03, p>.05$ )等未達顯著性。單因子方面，不同網風( $F=1.09, p>.05$ )、不同性別( $F=.15, p>.05$ )啓智教師之電腦接受度未達顯著性，但不同學歷( $F=11.88, p<.01$ )啓智教師電腦接受度達顯著，大學以上者( $M=37.89$ )大於大學以下者( $M=31.89$ )。

表 6 電腦接受度之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	30.72	1	30.72	1.09
性別	4.09	1	4.09	.15
學歷	335.20	1	335.20	11.88**
網風×性別	2.89	1	2.89	.10
網風×學歷	.31	1	.31	.01
性別×學歷	.79	1	.79	.03
網風×性別×學歷	14.89	1	14.89	.53
誤差	2426.11	86	28.21	
全體	2814.99	93	30.27	

\*p<.05 \*\*p<.01

#### (3) 在電腦學習成效方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著( $F=.56, p>.05$ )。二因子交互作用方面，網風×性別( $F=.87, p>.05$ )、網風×學歷( $F=.01, p>.05$ )、性別×學歷( $F=.18, p>.05$ )等未達顯著。單因子方面，不同網風( $F=1.87, p>.05$ )、性別( $F=.11, p>.05$ )啓智教師電腦學習成效未達顯著，但不同學歷( $F=5.59, p<.05$ )啓智教師電腦學習成效達顯著，大學以上者( $M=104.00$ )大於大學以下者( $M=85.51$ )。

表 7 電腦學習成效之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	862.08	1	862.08	1.87
性別	49.20	1	49.20	.11
學歷	2579.07	1	2579.07	5.59*
網風×性別	400.43	1	400.43	.87
網風×學歷	4.73	1	4.73	.01

性別×學歷	84.98	1	84.98	.18
網風×性別×學歷	258.83	1	258.83	.56
誤差	39699.50	86	461.62	
全體	43938.81	93	472.46	

\*p<.05 \*\*p<.01

(4)在電腦原始程度方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著(F=1.17, p>.05)。二因子交互作用方面，網風×性別(F=.58, p>.05)、網風×學歷(F=.07, p>.05)、性別×學歷(F=.02, p>.05)等未達顯著。單因子方面，不同網風(F=.02, p>.05)、性別(F=1.33, p>.05)啓智教師之電腦原始程度未達顯著，但不同學歷(F=8.55, p<.01)啓智教師之電腦原始程度則達顯著，大學以上者(M=92.56)大於大學以下者(M=66.60)。

表 8 電腦原始程度之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	11.67	1	11.67	.02
性別	839.18	1	839.18	1.33
學歷	5397.97	1	5397.97	8.55**
網風×性別	367.64	1	367.64	.58
網風×學歷	43.94	1	43.94	.07
性別×學歷	15.35	1	15.35	.02
網風×性別×學歷	739.95	1	739.95	1.17
誤差	54291.62	86	631.30	
全體	61707.32	93	663.52	

\*p<.05 \*\*p<.01

(5)在職業倦怠方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著(F=.04, p>.05)。二因子交互作用方面，網風×性別(F=1.11, p>.05)、網風×學歷(F=1.52, p>.05)、性別×學歷(F=.02, p>.05)等未達顯著。單因子方面，不同網風(F=2.89, p>.05)、性別(F=.02, p>.05)、學歷(F=1.56, p>.05)啓智教師職業倦怠未達顯著性。

表 9 職業倦怠之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	136.11	1	136.11	2.89
性別	.75	1	.75	.02
學歷	73.18	1	73.18	1.56
網風×性別	52.26	1	52.26	1.11
網風×學歷	71.67	1	71.67	1.52
性別×學歷	.97	1	.97	.02
網風×性別×學歷	1.67	1	1.67	.04
誤差	4045.84	86	47.04	
全體	4382.44	93	47.12	

\*p<.05 \*\*p<.01

(6)在職業壓力方面

網風×性別×學歷三因子交互作用未達顯著(F=.99, p>.05)。二因子交互作用方面網風×性別(F=.10, p>.05)、網風×學歷(F=1.68, p>.05)、性別×學歷(F=.78, p>.05)

等未達顯著。單因子方面，不同網風(F=3.36, p>.05)、性別(F=.01, p>.05)、學歷(F=.06, p>.05)啓智教師職業壓力未顯著。

表 10 職業壓力之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	160.68	1	160.68	3.36
性別	.32	1	.32	.01
學歷	3.08	1	3.08	.06
網風×性別	4.98	1	4.98	.10
網風×學歷	80.30	1	80.30	1.68
性別×學歷	37.11	1	37.11	.78
網風×性別×學歷	47.34	1	47.34	.99
誤差	4108.83	86	47.78	
全體	4442.64	93	47.77	

\*p<.05 \*\*p<.01

(7)在工作環境滿意度方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著性(F=.00, p>.05)。二因子交互作用方面，網風×性別(F=1.23, p>.05)、網風×學歷(F=1.11, p>.05)、性別×學歷(F=1.97, p>.05)等未達顯著性。單因子方面，不同網風(F=2.03, p>.05)、性別(F=.61, p>.05)、學歷(F=1.10, p>.05)啓智教師之工作環境滿意度未達顯著性。

表 11 工作環境滿意度之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	42.72	1	42.72	2.03
性別	12.73	1	12.73	.61
學歷	23.11	1	23.11	1.10
網風×性別	25.78	1	25.78	1.23
網風×學歷	23.40	1	23.40	1.11
性別×學歷	41.35	1	41.35	1.97
網風×性別×學歷	.00	1	.00	.00
誤差	1805.65	86	21.00	
全體	1974.73	93	21.23	

\*p<.05 \*\*p<.01

(8)在教室文書工作方面

網風×性別×學歷三因子交互作用未達顯著(F=2.52, p>.05)。二因子交互作用方面，網風×性別(F=1.25, p>.05)、網風×學歷(F=.13, p>.05)、性別×學歷(F=.34, p>.05)等未達顯著。單因子方面，不同網風(F=2.42, p>.05)、性別(F=.00, p>.05)啓智教師之教室文書工作未達顯著，但不同學歷(F=16.82, p<.01)啓智教師之教室文書工作則達顯著，大學以上者(M=34.00)大於大學以下者(M=28.14)。

表 12 教室文書工作之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	42.51	1	42.51	2.42
性別	.00	1	.00	.00
學歷	294.91	1	294.91	16.82**

網風×性別	21.96	1	21.96	1.25
網風×學歷	2.25	1	2.25	.13
性別×學歷	5.95	1	5.95	.34
網風×性別×學歷	44.23	1	44.23	2.52
誤差	1507.86	86	17.53	
全體	1919.66	93	20.64	

\*p<.05 \*\*p<.01

(9)在提昇教學品質方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著(F=2.33, p>.05)。二因子交互作用方面，網風×性別(F=6.13, p>.05)、網風×學歷(F=.00, p>.05)、性別×學歷(F=.58, p>.05)等未達顯著。單因子方面，不同網風(F=1.69, p>.05)、性別(F=.26, p>.05)啓智教師之提昇教學品質未達顯著，但不同學歷(F=5.44, p<.05)啓智教師之提昇教學品質達顯著，大學以上者(M=22.78)大於大學以下者(M=19.74)。

表 13 提昇教學品質之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	24.82	1	24.82	1.69
性別	3.84	1	3.84	.26
學歷	79.86	1	79.86	5.44*
網風×性別	89.95	1	89.95	6.13
網風×學歷	.00	1	.00	.00
性別×學歷	8.55	1	8.55	.58
網風×性別×學歷	34.15	1	34.15	2.33
誤差	1261.74	86	14.67	
全體	1502.90	93	16.16	

\*p<.05 \*\*p<.01

(10)在提昇專業自信方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著(F=.09, p>.05)。二因子交互作用方面，網風×性別(F=1.94, p>.05)、網風×學歷(F=.86, p>.05)、性別×學歷(F=.91, p>.05)等未達顯著。單因子方面，不同網風(F=2.81, p>.05)、性別(F=.04, p>.05)啓智教師之提昇專業自信未達顯著，而不同學歷(F=13.58, p<.01)啓智教師之提昇專業自信達顯著，大學以上者(M=30.78)大於大學以下者(M=25.15)。

表 14 提昇專業自信之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	56.61	1	56.61	2.81
性別	.76	1	.76	.04
學歷	273.54	1	273.54	13.58**
網風×性別	39.12	1	39.12	1.94
網風×學歷	17.30	1	17.30	.86
性別×學歷	18.32	1	18.32	.91
網風×性別×學歷	1.74	1	1.74	.09
誤差	1732.67	86	20.15	
全體	2140.05	93	23.01	

\*p<.05 \*\*p<.01

(11)在提昇專業知識方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著(F=.46, p>.05)。二因子交互作用方面，網風×性別(F=.16, p>.05)、網風×學歷(F=1.06, p>.05)、性別×學歷(F=.23, p>.05)等未達顯著。單因子方面，不同性別(F=.27, p>.05)啓智教師提昇專業知識未達顯著，而不同網風(F=9.72, p<.01)啓智教師之提昇專業知識達顯著，甲類(M=25.46)大於乙類(M=21.91)；不同學歷(F=11.48, p<.01)啓智教師之提昇專業知識達顯著，大學以上者(M=29.56)大於大學以下者(M=23.65)。

表 15 提昇專業知識之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	269.87	1	269.87	9.72**
性別	7.62	1	7.62	.27
學歷	318.77	1	318.77	11.48**
網風×性別	4.47	1	4.47	.16
網風×學歷	29.54	1	29.54	1.06
性別×學歷	6.39	1	6.39	.23
網風×性別×學歷	12.83	1	12.83	.46
誤差	2388.26	86	27.77	
全體	3037.74	93	32.66	

\*p<.05 \*\*p<.01

(12)在改進專業態度方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著(F=.06, p>.05)。二因子交互作用方面，網風×性別(F=1.29, p>.05)、網風×學歷(F=.88, p>.05)、性別×學歷(F=.05, p>.05)等未達顯著。單因子方面，不同性別(F=1.48, p>.05)之啓智教師之改進專業態度未達顯著，而不同網風(F=8.28, p<.01)啓智教師之改進專業態度則已達顯著，甲類(M=23.54)大於乙類(M=20.61)；不同學歷(F=9.46, p<.01)啓智教師改進專業態度亦達顯著，大學以上者(M=26.89)大於大學以下者(M=22.05)。

表 16 改進專業態度之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	184.46	1	184.46	8.28**
性別	32.97	1	32.97	1.48
學歷	210.84	1	210.84	9.46**
網風×性別	28.65	1	28.65	1.29
網風×學歷	19.59	1	19.59	.88
性別×學歷	1.01	1	1.01	.05
網風×性別×學歷	1.24	1	1.24	.06
誤差	1916.75	86	22.29	
全體	2395.49	93	25.76	

\*p<.05 \*\*p<.01

### (13)在行政溝通互動方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著( $F=.32, p>.05$ )。二因子交互作用方面，網風×性別( $F=1.78, p>.05$ )、網風×學歷( $F=.10, p>.05$ )、性別×學歷( $F=.58, p>.05$ )等未達顯著。單因子方面，不同網風( $F=88.87, p<.01$ )啓智教師之行政溝通互動已達顯著，其中，甲類( $M=28.28$ )大於乙類( $M=19.03$ )，而不同性別( $F=.04, p>.05$ )、學歷( $F=.92, p>.05$ )啓智教師之行政溝通互動則未達顯著性。

表 17 行政溝通互動之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	1831.67	1	1831.67	88.87**
性別	.72	1	.72	.04
學歷	19.00	1	19.00	.92
網風×性別	36.59	1	36.59	1.78
網風×學歷	2.02	1	2.02	.10
性別×學歷	11.95	1	11.95	.58
網風×性別×學歷	6.50	1	6.50	.32
誤差	1772.44	86	20.61	
全體	3680.90	93	39.58	

\* $p<.05$  \*\* $p<.01$

### (14)在改善校園文化方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著( $F=3.87, p>.05$ )。二因子交互作用方面，網風×性別( $F=1.26, p>.05$ )、網風×學歷( $F=.02, p>.05$ )、性別×學歷( $F=1.86, p>.05$ )等未達顯著。單因子方面，不同網風( $F=9.85, p<.05$ )啓智教師之改善校園文化已達顯著，甲類( $M=33.74$ )大於乙類( $M=30.33$ )，而不同性別( $F=.70, p>.05$ )、學歷( $F=1.04, p>.05$ )啓智教師之改善校園文化則未達顯著。

表 18 改善校園文化之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	248.19	1	248.19	9.85*
性別	17.64	1	17.64	.70
學歷	26.23	1	26.23	1.04
網風×性別	31.64	1	31.64	1.26
網風×學歷	.42	1	.42	.02
性別×學歷	46.96	1	46.96	1.86
網風×性別×學歷	97.62	1	97.62	3.87
誤差	2166.63	86	25.19	
全體	2635.33	93	28.34	

\* $p<.05$  \*\* $p<.01$

### (15)在拓展生活資訊方面

網風×性別×學歷之三因子交互作用未達顯著( $F=.75, p>.05$ )。二因子交互作用方面，網風×性別( $F=.75, p>.05$ )、網風×學

歷( $F=.38, p>.05$ )、性別×學歷( $F=.34, p>.05$ )等未達顯著。單因子方面，不同網風( $F=.90, p>.05$ )、性別( $F=.55, p>.05$ )啓智教師之拓展生活資訊未達顯著，而不同學歷( $F=10.99, p<.01$ )啓智教師拓展生活資訊則達顯著，大學以上者( $M=32.00$ )大於大學以下者( $M=25.32$ )。

表 19 拓展生活資訊之變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F 值
網風	30.59	1	30.59	.90
性別	18.62	1	18.62	.55
學歷	373.23	1	373.23	10.99**
網風×性別	25.61	1	25.61	.75
網風×學歷	12.80	1	12.80	.38
性別×學歷	11.49	1	11.49	.34
網風×性別×學歷	25.62	1	25.62	.75
誤差	2921.87	86	33.98	
全體	3419.83	93	36.77	

\* $p<.05$  \*\* $p<.01$

## 二、綜合討論

### 1. 變項於整體模式所呈現的因果關係

(1)Fahy(1991)曾指出：成人在學習電腦時所碰到的障礙會阻礙其學習意願與進步，成人較愛自行設定學習步伐與學習模式。本研究結果顯示個人背景與電腦網路學習之間有顯著相關，故在訓練啓智教師學習電腦網路時，可能需為不同個人背景的啓智教師設定不同的學習步伐與學習模式，以達事半功倍之效。(2)個人背景無法影響校園環境與專業領域，而且與職業現況無相關，故兩項個人因素(個人背景、專業領域)之間無明顯作用力，而且，個人因素與外在因素(校園環境、職業現況)之間亦無明顯之作用力。本研究結果亦顯示校園環境與專業領域無法相互影響，此亦為個人因素(專業領域)與外在因素(校園環境)之間無明顯作用力之例證。(3)職業現況無法影響校園環境與專業領域，且電腦網路學習與職業現況無相關、亦無法影響校園環境與專業領域，故於校園改革中若以電腦網路學習、改進職業現況來改善校園環境或提昇專業領域，效果可能較差。

### 2. 單一變項下的結果

(1)在網風方面：針對甲、乙兩類網風之差異，分析如下。A.動態網頁設計：動



態伺服器網頁(active server pages, ASP)可讓教師於留言板、聊天室、網路問卷、投票區等互動性網頁進行溝通或對行政單位提出建言，教師亦可於網路查詢圖書館藏或個人借／還書記錄，如表 20 所示，動態網頁設計對行政溝通互動、改善校園文化之影響顯然大於靜態網頁。

表 20 不同網風之啟智教師的答題差異分析(之一)

<題號> 題目內容(→所屬分測驗)	F 值	動態網頁	靜態網頁
<121>本校網路可以增進教師與行政單位之間的溝通與互動(→行政溝通互動)	59.54**	M=3.64	M=2.24
<127>本校網路可以讓同仁迅速掌握所有校內行政資訊(→行政溝通互動)	107.55**	M=4.10	M=2.39
<134>本校網路可以拉近同事之間的心理距離(→改善校園文化)	35.62**	M=3.25	M=2.21

\*p<.05 \*\*p<.01

B.專業便利性網路設計：教師可於校園網路下載 CAI 進行教學，或下載公式表格(如：請假單)列印、填用，各類調查表、成績單亦直接上傳至網路主機，不必人力親自取送，此對減輕教室文書工作負擔顯然有其影響(表 21)。此外，WWW 網頁設有國內外特教 CAI 或專業網站鏈結，利於教師上網充電，以提昇專業知識，從表 21 可看出專業便利性網路設計概念對提昇專業自信、改進專業態度之影響顯然大於非專業便利之網路設計。

表 21 不同網風之啟智教師的答題差異分析(之二)

<題號> 題目內容(→所屬分測驗)	F 值	專業便利	非專業便利
<90>本校網路可以節省教師親自到行政單位取、送文件的人力(→教室文書工作)	22.34**	M=3.52	M=2.45
<102>由於具備電腦科技能力，讓我以身為啟智教師為榮(→提昇專業自信)	10.79**	M=3.57	M=2.97
<108>本校網路有助於提昇教師專業知識(→提昇專業知識)	16.71**	M=4.05	M=3.33
<118>藉由電腦的協助，我覺得可以塑造教師本身的特教專業感(→改進專業態度)	8.37**	M=3.90	M=3.30

\*p<.05 \*\*p<.01

(2)在性別方面：Cooper 與 Stone (1996)曾發現兩性在焦慮下學習電腦之反應相同，代表兩性學習電腦所需之智能並無顯著差異。本研究結果顯示男、女啟智教師在電腦網路學習之所有相關因素方面皆無顯著差異，經訪談 8 位啟智教師(女 4 人、男 4 人)結果，認為本研究所探討之範圍僅及於「電腦之使用」，而非「電腦程式設計」，故兩性於電腦網路學習自然未

達顯著差異。(3)在學歷方面：大學以上之啟智教師在電腦接受度、電腦學習成效、電腦原始程度、拓展生活資訊、提昇專業自信、提昇專業知識、教室文書工作、提昇教學品質、改進專業態度等方面顯然優於大學以下教師。表 22 列舉若干代表性題目，分析不同學歷之啟智教師的答題差異(為方便分析，此處第 8、12 之反向題未予反向轉換計分)：

表 22 不同學歷之啟智教師的答題差異分析

<題號> 題目內容(→所屬分測驗)	F 值	大學以上	大學以下
<8>我很怕現在無法把電腦學好(→電腦接受度)	5.44*	M=1.67	M=2.75
<12>許多電腦軟體都以英文呈現，是造成我學習電腦的最大障礙(→電腦接受度)	11.64**	M=1.33	M=2.85
<87>電腦可以節省撰寫 IEP 的時間(→教室文書工作)	7.38**	M=4.22	M=3.27
<97>電腦所撰寫的 IEP 比較容易執行(→提昇教學品質)	8.19**	M=3.56	M=2.73
<102>由於具備電腦科技能力，讓我以身為啟智教師為榮(→提昇專業自信)	4.74*	M=3.89	M=3.31
<108>本校網路有助於提昇教師專業知識(→提昇專業知識)	5.35**	M=4.33	M=3.74
<118>藉由電腦的協助，我覺得可以塑造教師本身的特教專業感(→改進專業態度)	6.99**	M=4.44	M=3.61
<144>我經常從網路上取得最新特教法規與訊息(→拓展生活資訊)	7.873**	M=4.44	M=3.47

\*p<.05 \*\*p<.01

雖然不同學歷啟智教師電腦學習動機並無顯著差異(表 5)，但從表 22 可知：大學以上畢業啟智教師在學習電腦時，英文障礙顯然較低(第 12 題)，大學以上畢業啟智教師較不怕無法將電腦學好(第 8 題)，故其電腦原始程度較佳(表 8)，後續電腦學習成效自然略勝一籌(表 7)，因而大學以上畢業教師較懂得將電腦活用於教學與生活中，使其在教室文書工作、提昇專業自信、提昇教學品質、改進專業態度、拓展生活資訊等方面獲益較多。

## 伍、結論與建議

### 一、研究結論

1.變項於整體模式所呈現的因果關係：(1)個人背景與電腦網路學習間有顯著相關，但個人背景與職業現況間、電腦網路學習與職業現況間無顯著相關。(2)電腦網路學習、個人背景、職業現況無法分別



影響專業領域、校園環境。(3)專業領域、校園環境顯然無法相互影響。2.單一變項下的結果：(1)動態網頁與專業便利性網路設計概念對行政溝通互動、提昇專業知識、改進專業態度、改善校園文化顯然有正面影響。(2)性別因素對於啓智教師在電腦網路學習方面並無顯著影響。(3)大學以上畢業啓智教師在電腦接受度、電腦學習成效、電腦原始程度、拓展生活資訊、提昇專業自信、提昇專業知識、教室文書工作、提昇教學品質、改進專業態度等方面顯然優於大學以下畢業教師，造成此一差異之主要原因可能與教師本身之英文程度有關。

## 二、建議

(1)啓智教師學習電腦網路之障礙除英文外，可能尚有其它因素，後續研究宜進一步加以探究。(2)本研究結果對動態網頁在行政溝通互動、改善校園文化之功能顯然持正向立場，但此皆為教師(即：社會學之權力被宰制者)之見解，後續研究宜對行政單位(權力宰制者)之見解做進一步深究，並加以比較。

## 參考文獻

- [1] 行政院(民 86)：國家資訊通信基本建設推動方案(中華民國八十六年十二月十一日，行政院第二五五七次院會通過；中華民國八十七年十月廿二日，行政院第二六〇一次院會修訂)。  
<http://www.ey.gov.tw/planning/pz871022-1.htm>。
- [2] 行政院(民 87a)：科技化國家推動方案(中華民國八十七年四月二日，行政院第二五七二次院會通過)。  
<http://www.ey.gov.tw/planning/pq870402-1.htm>。
- [3] 行政院(民 87b)：教育改革行動方案(行政院八十七年五月廿九日，台八十七教字第二六六九八號核定)。  
<http://www.ey.gov.tw/planning/pe870529-1.htm>。
- [4] 何華國(民 76)：特殊兒童心理與教育。台北：五南。
- [5] 何東墀(民 78)：國民中學益智班教師工作滿意、工作壓力與工作倦怠之調查研究。特殊教育學報，4，1~68。
- [6] 何東墀、張瑞芬(民 79)：特殊教育教師工作壓力之研究。特殊教育學報，5，1~34。
- [7] 黃富廷(民 82)：台南啓智學校唐氏症兒童與腦性麻痺兒童智力發展之差異研究。特殊教育季刊，48，19-21,18。
- [8] 張春興(民 78)：張氏心理學辭典。台北：東華書局。
- [9] 蕭順榮(民 84)：如何設計自己的Homepage？—超文標示語言：HTML初步。HopeNet 光碟月刊，3，89-95。
- [10] Bergland, B. (1996). Using the internet in the introductory composition classroom. ERIC Document Reproduction Service No.ED396335.
- [11] Browne, M.W., & Cudeck, R. (1989). Single sample cross-validation indices for covariance structures. Multivariate Behavioral Research, 24, 445-455.
- [12] Choy, A.Y. (1995). Computer learning for young children. Kamehameha Journal of Education, 6, 49-59.
- [13] Cole, D.A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. Journal of Counseling and Clinical Psychology, 55, 584-594.
- [14] Cooper, J. & Stone, J.(1996). Gender, computer-assisted learning, and anxiety: With a little help from a friend. Journal of Educational Computing Research, 15(1), 67-91.
- [15] Dobson, E.L. (1995). An evaluation of the student response to electronic teaching using a CAL package. Computer and Education, 25(1-2), 13-20.
- [16] Fahy, P.J.(1991). Adult literacy learning

- and computer technology: Features of effective computer-assisted learning systems. ERIC Document Reproduction Service No.ED338867.
- [17] Fazio, B.B., & Reith, H.J. (1986). Characteristics of preschool handicapped children's microcomputer use during free-choice periods. ERIC, EJ343867.
- [18] Fimian, M.J. (1988). Teacher stress inventory. Brandon, VT: Clinical Psychology Pub. Co.
- [19] Frisch, S. (1995). Unexpected rewards of a networked ESL community: Or the confessions of a convert to the linkd-computer classroom. ERIC Document Reproduction Service No.ED396335.
- [20] Goldman, E., Barron, L., & Wither- spoon, M.L. (1991). Hypermedia cases in teacher education: A context for understanding research on the teaching and learning of mathematics. Action in Teacher Education, 8(1), 28-36.
- [21] Jöreskog, K.G., & Sörbom, D. (1993a). LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associate Publishers.
- [22] Jöreskog, K.G., & Sörbom, D. (1993b). LISREL 8 [computer program]. Chicago, IL: Scientific Software International.
- [23] Norusis, M.J. (1992). SPSS/PC+: Base system user's guide, version 5.0. Chicago, IL: SPSS Inc.
- [24] Okolo, C.M. (1992). Reflections on "The effect of computer-assisted instruction format and initial attitude on the arithmetic facts proficiency and continuing motivation of students with learning disabilities." Exceptionality, 3, 255-258.
- [25] Rief, S.F.(1993). How to reach & teach ADD/ADHD children: Practical techniques, strategies, and interventions for helping children with attention problems and hyperactivity. West Nyack, NY: The Center for Applied Research in Education.
- [26] Schwartz, W. (1995). A guide to computer learning in your child's school: For parents/about parents. ERIC Document Reproduction Service No.ED396010.
- [27] Scopinich, J. & Fink, D. (1996). Academic career success: Instructional technology for the at-risk student. ERIC Document Reproduction Service No.ED394540.
- [28] Sowers, J., & Power, L. (1991). Vocational preparation and employment of students with physical and multiple disabilities. Baltimore, MD: Paul H. Books Publishing Co.
- [29] Tanaka, J.S.(1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), Testing structural equation models, Newbury Park, CA: Sage.
- [30] Wright, V. (1994). Managing open learning. CLE Working Papers, 3,1-17.
- [31] Wright, J.L. & Thoucennelle, S.(1991). A developmental approach to teacher training. ERIC Document Reproduction Service No. ED338430.