

香港高等教育院校之組織績效

關 譽 綱

香港城市大學商學部

本研究的目的有二，除旨在證明高等教育院校的「組織績效」(organizational effectiveness) 為一個含多因子的二階建構 (second-order construct) 外，亦進一步探討各因子對整體組織績效的相對影響。透過一項以香港七所大學的教員為對象的問卷調查，研究發現香港教員偏重學術研究多於學生的學習。這結果反映出大學教育資助委員會的研究評審機制 (Research Assessment Exercise) 對大學的影響。

引 言

隨著世界各地政府有意加強對高等教育院校的問責，各大學均致力提升組織績效 (Johnes & Taylor, 1990)。然而，由於高等教育院校的性質與目標均有別於一般的商業機構，故不能以收益作為單一的績效指標；再加上高等教育院校的鬆散連結體系 (loose-coupling system)，令績效的定義更為複雜 (Cameron & Whetten, 1983)，因此有關這方面的研究不多 (Denison & Mishra, 1995)。縱觀關於高等教育機構組織績效的文獻，除了少部分局限在概念層面的探索與討論外，其餘均是以 Cameron (1978) 的「高等教育院校組織績效」量表為中心。Cameron 的量表曾被納入美國、英國及澳洲等地的研究 (見 Lysons & Hatherly, 1992, 1996; Lysons, Hatherly, & Mitchell, 1998)，並與其他組織因素連在一起，例如組織文化 (organizational culture；見 Cameron & Ettington, 1988; Smart & Hamm, 1993a; Smart & St. John, 1996)、組織使命 (mission orientations；見 Fjortoft & Smart, 1994; Smart & Hamm, 1993b)、組織外

在環境 (external environments；見 Cameron & Tschirhart, 1992)、組織式微(organizational decline；見 Smart, 1989)、組織決策模式(Smart, Kuh, & Tierney, 1997)等。上述研究的結果均對 Cameron 的量表加以肯定。

由於文獻資料未見有以亞洲地區為對象的研究，因此本研究嘗試將 Cameron 的量表套用於香港的大學上。Cameron (1980, 1981, 1983) 將組織績效界定為含有九個因子的多元概念，而這九個因子只是概念上獨立而非統計上獨立；換言之，九個因子是互相影響的。根據 Byrne (1998) 的推論，假如因子間存在相互關係，便可反映「組織績效」是一個含多因子的二階建構。而將「組織績效」設定為二階建構的好處，就是可以進一步探求每個因子對整體組織績效的相對影響。因此，本研究試圖透過證明「組織績效」是一個二階建構，從而了解在香港的大學教員對每個因子的相對比重。

香港高等教育

由於香港曾經是英國殖民地，香港高等教育的發展一向都受制於其宗主國 (Sensicle, 1992)，並沿用英國的雙軌制，容許大學與理工學院並存，由大學及理工教育資助委員會管轄。20 世紀 80 年代初期，香港的專上學府只有香港大學、香港中文大學及香港理工學院，它們為約 3% 的適齡學生提供大專教育，另有羅富國、葛亮洪、柏立基和工商師範四所師範學院。除了上述各院校外，還有浸會學院、嶺南學院及樹仁學院等私立大專。然而在 80 年代中期，中、英兩國簽署有關香港前途的聯合聲明後，香港的高等教育發生了重大的變化 (Cheng, 1996)：香港城市理工學院及香港科技大學相繼於 1984 年和 1991 年成立；1990 年推行大學劃一三年制；1994 年浸會學院納入政府的資助架構，並與香港理工學院及香港城市理工學院一併升格為大學；同年，大學及理工教育資助委員會易名為大學教育資助委員會；1997 年四所師範學院合併為香港教育學院；1999 年嶺南學院也升格為大學。至此，香港合共有八所政府資助的高等教育院校，而可以接受大學教育的適齡人口，也由原來的 3% 大幅提升至 18%。

目前，大學教育資助委員會（下稱「教資會」）透過三套機制，對各大學問責。該三套機制為：研究評審（Research Assessment Exercise, RAE），教與學質素過程檢討（Teaching and Learning Quality Process Review, TLQPR），及管理檢討（Management Review, MR）。

教資會於 1993 年成立研究資助局（Research Grants Council, RGC），委任海外及本地著名學者為成員，分設「生物學及醫學」、「自然科學」、「工程學」、「人文學、社會科學及商科」四個學科小組。同年並推行研究評審，要求每位教員向研究資助局提交過往四年的研究著作，由研究資助局評審各項研究成果是否達致國際水平，而教資會則會向成績突出的院校提供額外撥款。另外，教資會也鼓勵各教員提交研究計劃，以申請研究補助金；研究資助局亦負責評審這些研究計劃，以釐定個別補助撥款數目。

為了避免大學過分偏重研究而忽略教學質素，教資會於 1995 年推行教與學質素過程檢討，檢討範圍包括「課程設計」、「教學設計」、「教學質素」、「成效評估」及「教學資源調配」五個環節。教與學質素過程檢討的目的是協助大學設計與推行有效的教學質素檢討機制；教與學質素過程審計委員會（audit committee）只會著眼於大學有否落實執行各項既定政策，而非衡量各大學教學質素的優劣。委員會根據大學提交的自我檢討報告，並透過與教員及學生的面談，以了解各大學的情況。

教資會於 1998 年推行管理檢討，檢討範圍包括「策略性計劃」、「資源調配」、「計劃執行」、「員工責任與發展」、「支援服務」及「管理訊息」六個層面。跟教與學質素過程檢討相若，管理檢討的目的是協助大學進行較全面的檢討，而非比較各大學在管理方面的成效。管理檢討委員會根據大學提交的自我檢討報告，再透過與大學管理層面談，以了解各大學的情況。

在上述三套機制中，除研究評審的結果以統計數字形式表達外，其餘兩者均以文字闡述為主。由於一般認為統計數字較科學化和客觀，所以教資會傾向採用研究評審結果作為比較各大學表現的基礎。雖然教資會表示會以該三套機制的評審和檢討結果來考慮對各大學的撥款，

但從教資會的文件所見（例如 University Grants Committee, 2000），除研究評審結果與撥款掛勾外，其餘兩者與撥款的關係並不清晰。由於香港各大學向工商界籌募的款項仍不足以應付營運經費，故此均需要依賴教資會的撥款。爲了增加大學的經費，各大學近年不得不致力提升研究評審成績。

Cameron 高等教育院校組織績效量表

Cameron (1978) 設定高等教育院校的組織績效含有九個性質獨立的因子，並透過在美國收集的數據，確立了一套量度組織績效的工具。該九個因子包括：

1. 學生學習滿足感 (student education satisfaction) —— 指學生對大學生活的滿意程度；
2. 學生學術發展 (student academic development) —— 指學生在學術方面的成就；
3. 學生事業發展 (student career development) —— 指學生在就業方面的訓練；
4. 學生全人發展 (student personal development) —— 指學生在文化、社會及個人修養方面的提升；
5. 教員工作滿足感 (teaching employment satisfaction) —— 指教員對大學及工作的滿意程度；
6. 教員素質與專業發展 (professional development and quality of the faculty) —— 指教員的資歷及大學爲教員提供培訓的機會；
7. 開放系統與社區參與 (system openness and community interaction) —— 指大學與社會的聯繫及對社會的承擔；
8. 贏取資源能力 (ability to acquire resources) —— 指大學爭取政府撥款、各界捐款及招攬優質學生的能力；
9. 組織健康狀況 (organizational health) —— 指大學內部運作的生命力及對外界環境的適應力。

爲了進一步證實這工具的效度，Cameron 於四年後重邀曾參與首輪研究的院校合作進行第二輪研究。他除了找出各院校四年來在各個組織績效因子上的變化外，更在第二輪研究時加入了五項影響組織績效的因素，包括組織背景（institutional demographics）、組織策略（institutional strategies）、組織架構（institutional structure）、組織財政（institutional finances）及外在環境（external environment）（Cameron, 1986）。Cameron 將這五項因素列爲自變項，再分別將各院校在九個組織績效因子上的得分及它們在四年間的變化作爲因變項，進行兩組回歸分析（regression analysis），結果證明該九個因子不單可以反映院校的表現，更可反映他們在數年間的變化。

除了以美國爲背景的研究外，Cameron 的工具也曾在英國及澳洲等地採用。例如，Lysons & Hatherly (1992, 1996) 和 Lysons et al. (1998) 就曾以 Cameron 的量表分析三十所英國大學的績效。有關的因子分析結果除其中兩項有分歧外，其餘的都與美國的結果相若，而且各因子的內部一致性（internal consistency）均達滿意程度。該兩項分歧爲：（1）「學生學術發展」與「贏取資源能力」兩因子合併爲一；（2）「開放系統與社區參與」因子則一分爲二。

Lysons & Hatherly (1996) 就上述的結果作出了以下的分析。他們認爲，第一項分歧可反映英國大學的實況。一般而言，英國大學的籌款能力是與知名度成正比的；而知名度高的大學，也獲公認爲可以培養出更優秀的畢業生，因此「學生學術發展」便與「贏取資源能力」連在一起。至於第二項分歧，他們認爲將「開放系統與社區參與」因子一分爲二，更能反映「開放系統」與「社區參與」兩個概念的分別：前者指大學在運作及課程發展方面能配合社會的需要，而後者則指個別教育工作者對社會的貢獻。

Lysons et al. (1998) 亦透過判別分析（discriminate analysis）進一步證實 Cameron 量表的效度。他們首先按九個組織績效因子把各大學進行分類，然後再按照 *Times Good University Guide* 中各大學的得分作分類，結果顯示兩者的分類結果相同。基於上述的分析，他們確定 Cameron 的量表爲量度高等教育院校組織績效的有效工具。

另一方面，Lysons (1990a, 1990b, 1993) 和 Lysons & Ryder (1988) 在澳洲也展開相類似的研究。他們根據從六十所院校收集得來的數據進行因子分析，結果發現在四個與學生有關的因子中，只有「學生全人發展」能顯現出來。他們推斷，這個結果與研究的著眼點只放在大學管理層有關。由於他們對學生的情況不太熟悉，故此相關的因子未能顯示出來。另外，「贏取資源能力」這因子也一分為二，當中之被納入了「教員素質與專業發展」這因子內。Lysons & Ryder (1988) 認為這結果正好反映澳洲的情況。由於澳洲政府對大學的撥款是以學生人數及研究表現兩個項目為基礎的，因此若大學能擁有優良師資，便能取得更佳的研究表現，也就能多獲撥款。研究結果也顯示「組織健康狀況」這因子包含了 14 個項目，而那些項目所涉及的範疇又很廣，因此難以對該因子進行較深入的剖析。

Cameron 量表有待改進之處

根據上述文獻所示，Cameron 量表可以有效量度高等教育院校的組織績效；研究者更認為，在英國及澳洲等地研究結果的分歧，不單不可作為 Cameron 量表的反證，反而更顯示量表能切實反映各地的實際情況。然而，過往的研究結果也顯示這量表有若干有待改進之處，現討論如下。

首先，Lysons & Ryder (1988) 和 Lysons & Hatherly (1992, 1996) 認為若干與學生有關的因子之所以未能在因子分析中顯示出來，是與研究只以大學管理層為對象有關。這結果正好表示如果研究能包括前線教員，那麼便能更有效地反映學生的情況。可惜的是，Lysons 等人並沒有在這方面跟進。有鑑於此，本研究將受訪對象擴及所有教員。

另外，「組織健康狀況」因子也是較難處理的一環：一方面它在每次分析中都浮現出來，另一方面它所含的項目數目頗多，內容又繁雜，令研究者難以闡釋。事實上，在上述各研究中，「組織健康狀況」均被視為「指標因子」(indicator) 而不是「預報因子」(predictor)。Goodman, Atkin, & Schoorman (1983) 曾就兩者的分別提醒研究者，指

出前者反映管理的成果，而後者則描述達至成果的過程。因此，「預報因子」是「因」，而「指標因子」是「果」。綜觀 Cameron 量表有關「組織健康狀況」因子內的各個項目，可見他們全都是「因」而不是「果」。例如，「溝通形態」、「策略性計劃及建立目標」、「督導形態」及「彈性管理」等項目都是達至有效成果的過程，而非有效成果的投射。因此按 Goodman 等學者的建議，「組織健康狀況」是有別於其他八項因子的，它只是「預報因子」而非「指標因子」。基於這個原因，本研究將量表內有關這因子的項目刪除。

雖然 Cameron 與其他學者均認同這九個因子各有其獨特性，內部一致性也很高，亦認為各個因子可能會互相影響，然而並沒有進行任何跟進研究，探討各因子間的相互關係。因此，本研究期望可以透過將「組織績效」設定為一個二階建構，從而了解各個因子對整體組織績效的相對比重。

「組織績效」概念架構

根據 Byrne (1998) 的理論，「組織績效」各因子間存在著相互關係，可反映出它是一個含多因子的二階建構；亦由於 Cameron 量表建基於「學生」及「大學組織」兩大元素，由此推論「組織績效」有可能是一個二元建構。因此，本研究設定第一個測試模式為一個二元二階建構——四個與「學生」有關的因子組成一個二階因子，而餘下四個與「大學組織」有關的因子組成另外一個二階因子。另一方面，據以上論及的文獻顯示，「學生」因子亦會併入「大學組織」因子內，兩元素間的分野並不明顯，因此本研究第二個測試模式是將「組織績效」設定為一個單元二階建構——亦即八個因子組成單一個二階因子。兩個測試模式的簡略結構路徑模式見圖一。

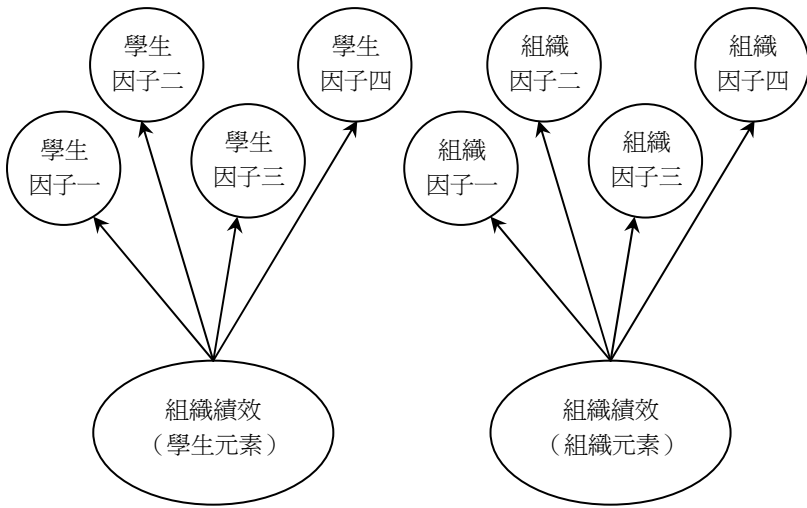
研究方法

從以上討論可見，Cameron 量表在刪除了「組織健康狀況」一環後，是

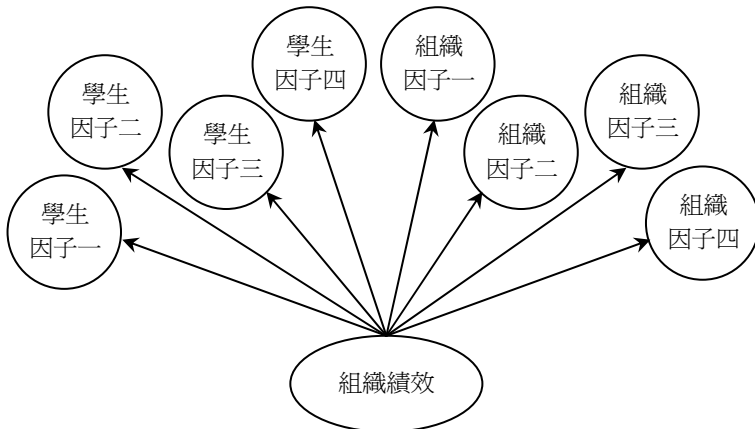
一個量度高等教育院校組織績效的有效度的工具。因此，本研究以此為基礎，再輔以若干切合香港情況的修訂。由於香港地方較小，不如外國般有「全國學生」與「本地學生」之分，因此問卷內「能招攬全國優秀學生」一項被刪去，而「能招攬本地優秀學生」一項則簡化為

圖一 兩個測試模式的簡略結構路徑模式

甲、測試模式一：二元二階建構



乙、測試模式二：單元二階建構



「能招攬優秀學生」。其次，「大學能適應外界環境」一項也由於是「預報因子」而非「指標因子」而被剔除。

香港合共有八所政府資助的高等教育院校，其中香港教育學院只提供教師培訓，目標與另外七所院校不同，故這次研究並未將其包括在內，因此本研究的調查對象為香港七所大學的所有教員。問卷以郵遞方式於 2001 年 4 月寄出，並於 4 星期後再以電子郵遞方式重發。研究共發出 4,066 份問卷，收回 481 份，回應率約為 12.1%。由於文獻資料從未有報導曾涉及在香港高等教育院校進行問卷調查的回應率，故無法將這次結果與以往數字比較。但 Harzing (2000) 曾比較世界 22 個地方的問卷調查回應率，結果發現香港的回應率一般只有 7.1%；與此相比，這次調查的回應率也算頗為理想。表一顯示各院校的問卷回應情況，而表二則列出回應者的職級，可見樣本頗具代表性。

表一 各院校的問卷回應情況

| | 發出問卷 數目 (1) | 收件人已 離職數目 (2) | 收回問卷 數目 (3) | 無效問卷 數目 (4) | 有效問卷 數目 (3-4) | 回應率 [3/(1-2)] |
|--------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|---------------------|------------------|
| 浸會大學 | 335 (8.24%) | 0 | 38 | 2 | 36 (7.84%) | 11.3% |
| 城市大學 | 464 (11.41%) | 24 | 48 | 1 | 47 (10.24%) | 10.9% |
| 中文大學 | 891 (21.91%) | 19 | 111 | 2 | 109 (23.75%) | 12.7% |
| 香港大學 | 868 (21.35%) | 18 | 113 | 12 | 101 (22.00%) | 13.3% |
| 嶺南大學 | 142 (3.49%) | 0 | 18 | 0 | 18 (3.92%) | 12.7% |
| 理工大學 | 946 (23.27%) | 9 | 83 | 2 | 81 (17.65%) | 8.9% |
| 科技大學 | 420 (10.33%) | 9 | 54 | 0 | 54 (11.76%) | 13.1% |
| 未有提供 個人資料 | | | 16 | 3 | 13 (2.83%) | |
| 總數 | 4,066 (100%) | 79 | 481 | 22 | 459 (100%) | 12.1% |

表二 回應者的職級

| | 教授級 或以上 | 副教授級 | 助理教授級 或講師 | 未有提供 資料 | 總 數 |
|--------------|------------|------|--------------|------------|-----|
| 浸會大學 | 4 | 12 | 19 | 1 | 36 |
| 城市大學 | 9 | 12 | 20 | 6 | 47 |
| 中文大學 | 23 | 37 | 44 | 5 | 109 |
| 香港大學 | 14 | 40 | 41 | 6 | 101 |
| 嶺南大學 | 7 | 2 | 8 | 1 | 18 |
| 理工大學 | 7 | 22 | 44 | 8 | 81 |
| 科技大學 | 6 | 21 | 25 | 2 | 54 |
| 未有提供 個人資料 | | | | 13 | 13 |
| 總 數 | 70 | 146 | 201 | 42 | 459 |

研究結果

分析的第一步是把所有反義描述的變項理順，然後再求出各因子的內部一致性系數（reliability alpha）。分析結果顯示，八個組織績效因子的內部一致性系數由 0.7323 至 0.8704 不等（見表三），由此可確立該等因子的信度。文獻中的研究者只是止於測試因子的內部一致性，而未有探索他們的相互關係（例如 Cameron & Ettington, 1998; Lysons & Hatherly, 1992, 1996; Lysons et al., 1998）。本研究爲了進一步了解各因子的相對比重，故繼續驗證「組織績效」是一項二階建構。

表三 各因子之內部一致性系數

| 因 子 | 內部一致性系數 |
|-----------|---------|
| 學生學習滿足感 | 0.7323 |
| 學生學術發展 | 0.7579 |
| 學生事業發展 | 0.8177 |
| 學生全人發展 | 0.7618 |
| 教員工作滿足感 | 0.8704 |
| 教員素質與專業發展 | 0.7768 |
| 開放系統與社區參與 | 0.7644 |
| 贏取資源能力 | 0.8035 |

組織績效為一項二階建構

本研究主要應用線性結構關係模式（LISREL）為統計分析工具。根據 Byrne（1998）的建議，研究者可從卡方考驗值比例（Chi-square）、漸進誤差均方根（RMSEA）及其信賴區間（confidence interval）去判斷接受驗證的因子結構模式是否合適。一般而言，上述指數的數值愈小，則顯示被驗證的模式愈合適。然而，據文獻資料，各學者對 RMSEA 的數值有不同的意見，有些取向較嚴謹（例如 Stan 提議 0.05，轉引自 Hayduk & Glaser, 2000, p. 13），有些則較寬鬆（例如 Browne & Cudeck, 1993、Byrne, 1998、Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1995 等學者提議 0.08），又有一些比較中庸（例如 Yuan & Bentler, 1998 提議 0.06）。Hayduk & Glaser 對 RMSEA 的應用有所保留，認為 RMSEA 的數值會受樣本大小影響。因此，本研究除參考 RMSEA 的數值外，也參考由 Marsh, Balla, & McDonald（1988）、Marsh & Hau（1996）等學者所倡議的 CFI（Comparative Fit Index）及 NNFI（Non-Normed Fit Index），因為他們不受樣本大小影響，而指數數值在 0.90 以上便可接受。

至於驗證一個二階建構的方法，Marsh（1987）提倡用目標系數（target coefficient）作指標；其數值愈趨於 1.00，即證明模式愈合適。目標系數的推算有賴下列三個經由不同模式分析得出的卡方考驗值：（1）驗證性因子分析（confirmatory factor analysis）；（2）二階驗證性因子分析（second-order confirmatory factor analysis）；及（3）空洞模式（null model）。目標系數的方程式為 $[(3) \text{ 的卡方考驗值} - (2) \text{ 的卡方考驗值}] / [(3) \text{ 的卡方考驗值} - (1) \text{ 的卡方考驗值}]$ 。

本研究嘗試驗證兩個二階建構模式：第一個測試模式是將組織績效設定為一個二元（「學生」因子及「大學組織」因子）二階建構，而第二個測試模式則將組織績效設定為一個單元二階建構。

根據研究所得的數據推算，可得出表四的數值。由表四可見，測試模式一和測試模式二的目標系數均在 0.90 以上，兩者均可接受；而測試模式二的目標系數比測試模式一的更接近 1.00，因此推論測試模

式二更爲適當。上述結果也顯示，因子結構模式之所以仍未符合理想，是源於模式的設定，與它是否一個二階建構無關。

表四 驗證「組織績效」爲一個二階建構

| | χ^2 | df | RMSEA | CFI | NNFI | 目標系數 |
|---------|----------|-----|-------|------|------|------|
| 驗證性因子分析 | 1615.03 | 377 | 0.088 | 0.80 | 0.80 | |
| 空洞模式 | 6711.97 | 435 | | | | |
| 測試模式一 | 1904.45 | 397 | 0.095 | 0.76 | 0.76 | 0.94 |
| 測試模式二 | 1885.78 | 397 | 0.094 | 0.76 | 0.76 | 0.95 |

修正 Cameron 量表以配合香港情況

上述的分析證明了「組織績效」是一個單元二階建構。然而，若從它的適合度指標（Goodness-of-fit Index）看，則顯示這模式仍有待改進。

因此，本研究嘗試根據文獻的紀錄及各因子的相關系數（correlation）去探求可改善的方案。如前文論及，文獻中曾報告在英國及澳洲的兩項修正：其一爲「教員素質與專業發展」及「贏取資源能力」兩個因子的合併，而另外一項則是「開放系統與社區參與」因子一分爲二。有鑑於香港教資會對大學的撥款機制與澳洲的相類似，而且教員也積極參與社會事務並在媒體上發表意見，因此推論這兩項修正也會在香港重現。另外，各因子的相關系數（如表五所示）顯示「學生學習滿足感」及「學生全人發展」兩因子的相關系數達 0.90，故此它們也極有可能合併爲單一因子。因此，本研究將上述三項納入事後分析（post-hoc analysis）的修正模式中。

Byrne（1998）認爲，利用事後分析方法修正一個因子結構模式，應採用探索性因子分析（exploratory factor analysis），而非驗證性因子分析（confirmatory factor analysis）。雖然事後分析方法也有其不足之處，但很多研究員仍視之爲探討改善模式方案的可行之法（例如 Tanaka, 1993）。由於香港尚未有涉及 Cameron 量表的研究，因此採用探索性因子分析不單是恰當的方法，而且更是必須的。

表五 各因子的相關系數

| | D1 | D2 | D3 | D4 | D5 | D6 | D7 | D8 |
|----|------|------|------|------|------|------|------|------|
| D1 | 1.00 | | | | | | | |
| D2 | 0.73 | 1.00 | | | | | | |
| D3 | 0.64 | 0.66 | 1.00 | | | | | |
| D4 | 0.90 | 0.84 | 0.67 | 1.00 | | | | |
| D5 | 0.67 | 0.62 | 0.56 | 0.72 | 1.00 | | | |
| D6 | 0.60 | 0.60 | 0.52 | 0.64 | 0.89 | 1.00 | | |
| D7 | 0.65 | 0.59 | 0.60 | 0.65 | 0.87 | 0.89 | 1.00 | |
| D8 | 0.50 | 0.56 | 0.46 | 0.58 | 0.72 | 0.95 | 0.70 | 1.00 |

註： D1 = 學生學習滿足感 D2 = 學生學術發展
 D3 = 學生事業發展 D4 = 學生全人發展
 D5 = 教員工作滿足感 D6 = 教員素質與專業發展
 D7 = 開放系統與社區參與 D8 = 贏取資源能力

交叉實證

有鑑於事後分析方法之不足，Byrne(1998)、Cudeck & Browne(1983)建議研究者可以採用交叉實證方法(cross-validation strategy)來補救。交叉實證方法就是利用另外一個獨立樣本，去引證從事後分析方法所得出的因子結構模式。然而，基於資源及時間的限制，要搜集兩個獨立樣本並非易事，故此權宜之策是把樣本一分為二，其一用作建立因子結構模式，而另一個則用於驗證所得模式。Byrne(1998)及Cudeck & Browne(1983)倡議用交叉實證系數(Cross-Validation Index)去判別兩個模式的差距；數值愈小，表示兩個樣本愈近似，也表示第一樣本所建立的因子模式可以確立。但由於要將樣本分拆為二，樣本的大小也需要考慮。綜觀本研究的樣本大小及變項數目，樣本在一分為二後，其大小仍足以支持變項的數目(Pedhazur & Schmelkin, 1991)。

本研究按Byrne(1998)等學者的建議，把樣本隨機分為兩份，然後選取其中一份作因子結構分析。

上文曾提及事後分析將根據下列三項來作修正：(1)將「教員素質與專業發展」及「贏取資源能力」合併為單一因子；(2)將「開放系統與社區參與」因子一分為二；及(3)將「學生全人發展」與「學

生學習滿足感」因子合併。經修正後，模式內共有七個因子。由於合併後的因子所含變項數目較多，爲了減低因子受個別變項影響的機會，研究採用了「變項配對」(item-pairing)方法(Marsh & O'Neill, 1984)。所謂「變項配對」，即把因子內的變項隨意配對合併，藉以減低因子所含變項的數目。另外在分析中，六對相關的變項也准予自由關連(freely correlate)。修正模式經驗證性因子分析後，得出下列適合度指標 $\chi^2 = 506.00$ ($df = 217$)，RMSEA = 0.075，CFI = 0.92，NNFI = 0.1；而交叉實證系數期望值(Expected Cross-Validation Index, ECVI)爲 2.80。上述數值顯示這修正模式爲可接受的因子結構。

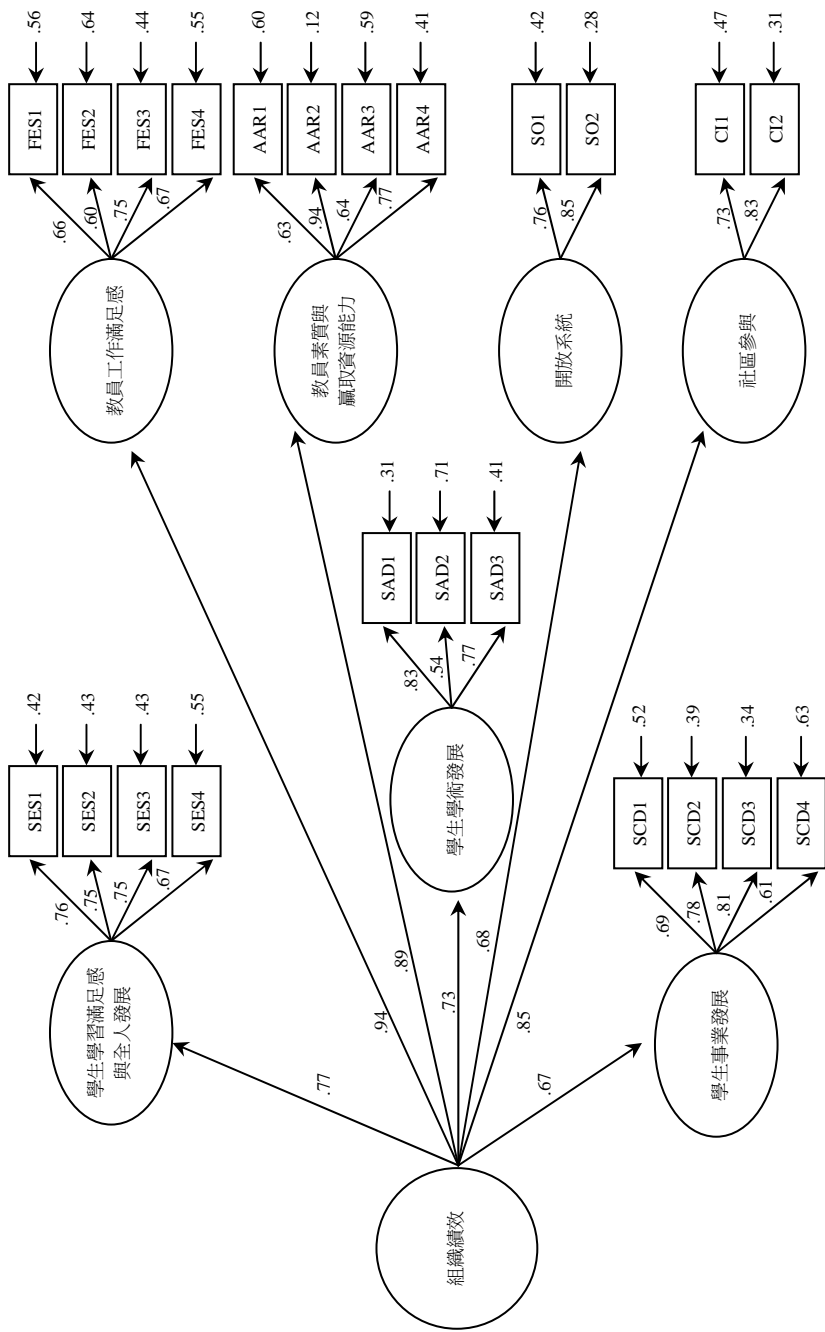
交叉實證的下一步驟，是利用第二份樣本對這一因子結構作實證。透過SIMPLIS分析方法，第二份樣本的交叉實證系數爲 1.67，而信度區間爲 1.36 至 2.02。由於第二份樣本的交叉實證系數比第一份樣本爲低，因此證明第一份樣本的因子結構也適用於第二份樣本。將兩份樣本重新組合後再進行分析，適合度指標則爲 $\chi^2 = 469.44$ ($df = 217$)，RMSEA = 0.072，CFI = 0.94，NNFI = 0.93。上述數值確立「組織績效」爲一個含有七個因子的二階建構，其結構路徑模式見圖二，而各因子的變項則見附錄。

香港高等教育院校的組織績效

上述分析顯示，香港高等教育院校的組織績效由下列七個因子所組成：

1. 學生學習滿足感與全人發展 (student education satisfaction and personal development)
2. 學生學術發展 (student academic development)
3. 學生事業發展 (student career development)
4. 教員工作滿足感 (faculty employment satisfaction)
5. 教員素質與贏取資源能力 (ability to acquire resources and quality of the faculty)
6. 開放系統 (system openness)
7. 社區參與 (community interaction)

圖二 「組織績效」的二階建構模式



研究結果反映的香港高等教育院校現況，有數點是值得關注的。首先，「學生學習滿足」與「全人發展」合併為一個因子，這顯示香港各大學的教員混淆了全人教育與學生滿足感兩個不同的教育目標，沒有看清兩者的取向不同，前者是關乎學生個人素質及修養的提升，著眼於長遠發展，而後者則是學生對大學生活的滿足感，以短線目標為中心。雖然若干大學都致力提倡學生全人教育，但這個目標似乎仍未得到大學教員的認同。

研究結果也顯示「教員素質」因子融合於「贏取資源能力」因子內。這結果與 Lysons & Ryder (1988) 在澳洲的研究結果相若。事實上，香港教資會對大學的撥款機制類似澳洲，亦是以學生人數及研究結果為基礎。因此，教員的資歷愈高，則研究成果愈豐富，所爭取的撥款也愈多。

最後，研究結果也顯示「開放系統與社區參與」因子應該分拆為「開放系統」與「社區參與」兩部分，才能貼切地反映香港的情況。Lysons & Hatherly (1996) 認為「開放系統」是指大學能因應社會的需求而在整體政策上作出回應，而「社區參與」則反映個別教員所肩負的社會服務。研究結果反映這兩個因子在高等教育院校中有不同的作用。因應社會大眾對大學生質素下降的批評，以及工商界對大學畢業生語言能力及溝通技巧的要求（〈工商界對大學畢業生表不滿〉，2001），大學不得不考慮加強學生在這些方面的訓練。另一方面，香港媒體的發展及政制上的轉變，也促成學者積極參與各項公職服務，並在媒體發表意見。

總括來說，上述七項因子均能適切反映香港高等教育院校的現況。

七個因子的相對比重

上文曾論及將「組織績效」設定為一個二階建構，好處是可以透過各因子的負荷量（ β -factor loading），推論出每個因子對整體組織績效的相對影響。

從圖二可見，七個因子中以「教員工作滿足感」的負荷量為最高

($\beta = 0.94$)，其次為「教員素質與贏取資源能力」($\beta = 0.89$)，而最低則為「學生事業發展」($\beta = 0.67$)。整體而言，與學生有關的因子的負荷量均較其他因子為低。由此可見，學生的學習未受到教員重視。

由於是次研究以各大學的教員為調查對象，因此「教員工作滿足感」被評為是最重要的因子是可以理解的。至於「教員素質與贏取資源能力」被評為是第二重要因子，則反映出教資會對大學的深切影響。自從香港推行研究評審以來，無論是傳統大學或前身為理工學院的大學，均致力推動及鼓勵研究，以期可以多獲撥款及彰顯校譽，致令個別院校的特色和宗旨日漸模糊。個別教員的研究表現往往是大學對教員的聘任、實任及進升等各項人事決策的根據。相比之下，教員的教學質素反而未在考慮之列。教員會因為研究表現未達基準而被迫離任，但不會因為在教學上有優秀表現而獲得進升和責任。雖然各大學均設有「傑出教學表現獎」，但似乎不足以在大學內凝聚推動教學質素的力量。

研究結果也顯示教與學質素過程檢討仍未能發揮其功能。按照教資會的構想，各大學可透過這個機制自我檢討教與學的質素。因此，由教資會委任的審計委員會只負責審視各大學呈報的自我檢討報告書，從而得知大學是否有一套質素保證制度；並透過與大學教職員面談，以了解是否落實執行該制度。至於制度孰優孰劣，則不屬檢討範疇。因此教與學質素過程檢討是審計 (audit)，而不是評核 (assessment)。基於這種性質，教資會要比較各大學在「教與學質素」的表現，不及利用量化的研究評審般容易。正因如此，教資會對大學的撥款並未與「教與學質素」的表現直接掛勾。

從「社區參與」($\beta = 0.85$)及「開放系統」($\beta = 0.68$)兩者比重的差異，可以得悉香港的大學教員對外界社會持兩種態度：一方面，他們不認同大學要為工商業服務而制定迎合他們的課程；另一方面，他們卻熱衷於以個人身分參與社區服務。究其原因，可能是後者會帶來更大的滿足感。

總括而言，研究結果雖然顯示香港的大學教員頗為現實，關注個人的事業及工作多於學生的學習和利益，但也正好反映教資會對大學

的評核機制迫使教員將學術研究凌駕在一切之上。由於香港各大學的經費主要是依靠教資會，所以便受制於它的研究評審機制。然而，大學的功能是否應重研究而輕教學？研究評審的結果是否能有效地反映各大學的研究水平？大學應否加重課程的實務元素以迎合工商界的要求？這些都是值得反思的。

教資會在 2002 年曾全面檢討香港的高等教育，提出十二項改革，其中較受爭議的包括有：建議將資源集中於少數研究表現優秀的大學，而其他表現稍遜的大學則專注於教學；教資會在決定各大學的撥款時，會考慮教育投資的經濟效益。就首項建議來說，一方面確實可以令各大學重新審視其宗旨，避免角色混淆，有利資源調配；但另一方面，從本研究的結果可見，自教資會推行研究評審至今，追求研究成果已成爲大學文化的一部分，尤其對歷史較短的大學而言，過往十年它們曾努力發展研究，從「教學型」大學轉變爲「研究型」大學，期能提升校譽。可是，這項建議近乎否定它們的成績，打擊它們教員的士氣。雖然第一項建議仍未落實，但教資會已決定推行第二項建議。教資會認爲大學畢業生修讀授課式碩士課程，可視爲他們對自己的投資，期望所得資歷可以帶來可觀的經濟效益。因此教資會自 2003 年開始，決定撤銷大部分授課式碩士課程的資助。由於修讀授課式碩士課程的學生約佔全港大學學生人數的 9%，故院校所獲撥款也將會有相若的減幅。由於香港的高等教育院校未能如歐、美各地的大學般可以從工商界中籌集龐大的經費，這項措施將會對各大學帶來沉重的打擊。爲了增加收入，個別大學已陸續開辦「自資」（自負盈虧式）課程。雖然這些以商業形式運作的課程，可以暫時解決大學的財政困境，但會否進一步影響本來已不太受重視的教學質素，這是令人憂慮的。

結 論

本研究透過數據實證，不單證明 Cameron 的「高等教育院校組織績效」量表適用於香港，而且更證明「高等教育院校組織績效」是一個含有七個因子的二階建構。研究結果也顯示，香港的大學教員對研究的重

視遠較對學生的關注為高。這現象可反映在教資會對大學監管的三項機制中，由於研究評審是唯一與撥款直接掛勾的，故此它的影響力也最大。教資會有需要將教與學質素過程檢討及管理檢討兩項機制重新定位，方可發揮最佳效果。

參考文獻

- 〈工商界對大學畢業生表不滿〉（2001，2月19日）。《明報》，頁22。
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cameron, K. S. (1978). Measuring organizational effectiveness in institutions of higher education. *Administrative Science Quarterly*, 23(4), 604–632.
- Cameron, K. S. (1980). Critical questions in assessing organisational effectiveness. *Organisational Dynamics*, 9(2), 66–80.
- Cameron, K. S. (1981). Domains of organisational effectiveness in colleges and universities. *Academy of Management Journal*, 24(1), 25–47.
- Cameron, K. S. (1983). Strategic responses to conditions of decline: Higher education and the private sector. *Journal of Higher Education*, 54(4), 359–380.
- Cameron, K. S. (1986). A study of organisational effectiveness and its predictors. *Management Science*, 32(1), 87–112.
- Cameron, K. S., & Ettington, D. R. (1988). The conceptual foundations of organisational culture. In J. C. Smart (Ed.), *Higher education: Handbook of theory and research* (Vol. 4, pp. 356–396). New York: Agathon Press.
- Cameron, K. S., & Tschirhart, M. (1992). Postindustrial environments and organisational effectiveness in colleges and universities. *Journal of Higher Education*, 63(1), 87–108.
- Cameron, K. S., & Whetten, D. A. (1983). *Organisational effectiveness: A comparison of multiple models*. New York: Academic Press.
- Cheng, K. M. (1996). The evaluation of the higher education system in Hong Kong. In R. Cowen (Ed.), *World yearbook of education: The evaluation of higher education systems* (pp. 82–101). London: Kogan Page.
- Cudeck, R., & Browne, M. W. (1983). Cross-validation of covariance structures. *Multivariate Behavioral Research*, 18(2), 147–167.
- Denison, D. R., & Mishra, A. K. (1995). Toward a theory of organizational culture and effectiveness. *Organization Science*, 6(2), 204–223.

- Fjortoft, N., & Smart, J. C. (1994). Enhancing organizational effectiveness: The importance of culture type and mission agreement. *Higher Education, 27*(4), 429–447.
- Goodman, P. S., Atkin, R. S., & Schoorman, F. D. (1983). On the demise of organizational effectiveness studies. In K. S. Cameron & D. A. Whetten (Eds.), *Organisational effectiveness: A comparison of multiple models* (pp. 163–183). New York: Academic Press.
- Hair, J. F., Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1995). *Multivariate data analysis: With readings* (4th ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Harzing, A. W. (2000). Cross-national industrial mail surveys: Why do response rates differ between countries? *Industrial Marketing Management, 29*(3), 243–254.
- Hayduk, L. A., & Glaser, D. N. (2000). Jiving the four-step, waltzing around factor analysis, and other serious fun. *Structural Equation Modeling, 7*(1), 1–35.
- Johnes, J., & Taylor, J. (1990). *Performance indicators in higher education*. Buckingham, England: Society for Research into Higher Education; Open University Press.
- Lysons, A. (1990a). Dimensions and domains of organisational effectiveness in Australian higher education. *Higher Education, 20*(3), 287–300.
- Lysons, A. (1990b). Taxonomies of higher educational institutions predicted from organisational climate. *Research in Higher Education, 31*(2), 115–128.
- Lysons, A. (1993). The typology of organizational effectiveness in Australian higher education. *Research in Higher Education, 34*(4), 465–488.
- Lysons, A., & Hatherly, D. (1992). Cameron's dimensions of effectiveness in higher education in the U.K.: A cross-cultural comparison. *Higher Education, 23*(3), 221–230.
- Lysons, A., & Hatherly, D. (1996). Predicting a taxonomy of organisational effectiveness in U.K. higher educational institutions. *Higher Education, 32*(1), 23–29.
- Lysons, A., Hatherly, D., & Mitchell, D. A. (1998). Comparison of measures of organizational effectiveness in U.K. higher education. *Higher Education, 36*(1), 1–19.
- Lysons, A., & Ryder, P. (1988). An empirical test of Cameron's dimensions of effectiveness: Implications for Australian tertiary institutions. *Higher Education, 17*(3), 323–332.
- Marsh, H. W. (1987). The hierarchical structure of self-concept and the application of hierarchical confirmatory factor analysis. *Journal of Educational Measurement, 24*(1), 17–39.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin, 103*(3), 391–410.

- Marsh, H. W., & Hau, K. T. (1996). Assessing goodness of fit: Is parsimony always desirable? *Journal of Experimental Education*, 64(4), 364–390.
- Marsh, H. W., & O’Neill, R. (1984). Self-description questionnaire III: The construct validity of multidimensional self-concept ratings by late adolescents. *Journal of Educational Measurement*, 21(2), 153–174.
- Pedhazur, E. J., & Schmelkin, L. P. (1991). *Measurement, design, and analysis: An integrated approach*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Sensicle, A. (1992). The Hong Kong Initiative. In A. Craft (Ed.), *Quality Assurance in higher education: Proceedings of an international conference (Hong Kong, 1991)* (pp. 65–82). London: Falmer Press.
- Smart, J. C. (1989). Organizational decline and effectiveness in private higher education. *Research in Higher Education*, 30(4), 387–401.
- Smart, J. C., & Hamm, R. E. (1993a). Organizational culture and effectiveness in two-year colleges. *Research in Higher Education*, 34(1), 95–106.
- Smart, J. C., & Hamm, R. E. (1993b). Organizational effectiveness and mission orientations of two-year colleges. *Research in Higher Education*, 34(4), 489–502.
- Smart, J. C., Kuh, G. D., & Tierney, W. G. (1997). The roles of institutional cultures and decision approaches in promoting organizational effectiveness in two-year colleges. *Journal of Higher Education*, 68(3), 256–282.
- Smart, J. C., & St. John, E. P. (1996). Organizational culture and effectiveness in higher education: A test of the “culture type” and “strong culture” hypotheses. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 18(3), 219–241.
- Tanaka, J. S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. In J. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 10–39). Newbury Park, CA: Sage.
- University Grants Committee of Hong Kong. (2000). *UGC management reviews overarching report*. Hong Kong: Printing Department.
- Yuan, K. H., & Bentler, P. M. (1998). Structural equation modeling with robust covariances. *Sociological Methodology*, 28(1), 363–396.

Organizational Effectiveness in Hong Kong Higher Education Institutions

Paula Y. K. KWAN

Abstract

This study aims to validate that organizational effectiveness in higher education institutions is a second-order construct. It further examines the relative importance of various dimensions of organizational effectiveness. Based on the findings of a survey administered to university academics in seven Hong Kong universities, the second-order construct of organizational effectiveness was supported. The findings also reflected that the student-related dimensions of organizational effectiveness were not considered as important as the dimensions related to faculty employment and satisfaction, suggesting that there exists disproportionate influence of the governing body on Hong Kong higher education institutions.

附錄 「組織績效」各因子所含的變項

| 因 子 | 代號 | 變 項 |
|------------------------------------------------------------------------------|------|--------------------------------|
| 學生學習滿足感與全人發展 Student education satisfaction and personal development | SES1 | 享受大學生活；與教師關係良好 |
| | SES2 | 滿意課程設計；退學率低 |
| | SES3 | 關心社會；積極參與課外活動 |
| | SES4 | 尊師重道 |
| 學生學術發展 Student academic development | SAD1 | 學生學術水平高 |
| | SAD2 | 學生不求學問只求證書 |
| | SAD3 | 學生能自發學習 |
| 學生事業發展 Student career development | SCD1 | 學生畢業後能短期內找到工作 |
| | SCD2 | 能學以致用 |
| | SCD3 | 受僱主好評 |
| | SCD4 | 薪資比其他大學畢業生為優 |
| 教員工作滿足感 Faculty employment satisfaction | FES1 | 所屬大學教員熱衷教學 |
| | FES2 | 所屬大學教員熱衷研究 |
| | FES3 | 所屬大學教員滿意工作環境 |
| | FES4 | 所屬大學教員認為大學為好僱主 |
| 教員素質與贏取資源能力 Ability to acquire resources and quality of the faculty | AAR1 | 所任教大學之研究表現出色；所屬大學的教員素質較其他大學為優 |
| | AAR2 | 所屬大學的教員享有崇高的學術地位；所屬大學能吸引優質教研人員 |
| | AAR3 | 所屬大學能吸引優質學生；所屬大學能從工商界籌集經費 |
| | AAR4 | 大學鼓勵教員發展；所屬大學較其他院校所得的研究經費為多 |
| 開放系統 System openness | SO1 | 所屬大學關注僱主對學生的要求 |
| | SO2 | 所屬大學與工商界及其他院校關係密切 |
| 社區參與 Community interaction | CI1 | 所屬大學的教員積極參與社會事務 |
| | CI2 | 所屬大學的教員為社會大眾認識 |