

# 我國大學教師升等制度 對獎勵研究生產力功效之分析 ——事件史分析法應用實例

田芳華\*

中央研究院調查研究工作室助研究員

本研究之主旨有二：(1)探討我國大學教師升等制度是否做到獎勵教師研究生產力；(2)檢驗升等酬賞之獲得，是否不受研究生產力以外其它背景因素的影響。本研究對象為 1,017 位任教於九所大學，分屬人文、社會、自然、工程類科之專任講師、副教授與教授。教師背景、升等時間和歷年著作記錄由下述資料匯整而成：教育部教師名冊，國科會研究人才檔，九校出版之教師著作目錄，作者進行之郵寄調查。

本研究採事件史分析法，以年為時間分析單位，共建構 13,968 個人年記錄。作者首先以生命史表格法證實無論在升副教授或升教授階段，研究生產力高之教師組，其升等速度均較中、低組為快。其次以非連續時間成敗比對數模式顯示在控制性別、年齡、學位、國內外訓練、年資、公私立學校別、系所類科與進入學術市場時間後，研究生產力仍為決定升等成功與否之關鍵。一般而言，欲升等之等級越高，平日的研究表現就越形重要；與出版期刊論文相比，出版書籍較有利於升等。

雖然我國大學教師升等制度的確做到獎勵研究生產力，但本研究亦發現：在研究生產力和其它條件相同的狀況下，女性與年輕教師處於升等不利地位。此現象值得學術界及教育行政當局重視。

**關鍵詞：**高等教育、升等、大學教師研究生產力、事件史分析法

---

\* 作者為中央研究院調查研究工作室助研究員。作者感謝兩位匿名審查人對本文所提的寶貴建議，文中缺失由作者自負。

## 壹、導論

從事學術研究是大學的主要任務之一。爲了激勵教師們多做研究，大學常建立各種不同的制度來達成組織目標。一般常見的制度有：鼓勵休假進修，頒發獎金榮譽，抵免教學時數，與訂定升等辦法等。在這些不同的措施裡，其中尤以升等制度爲影響大學教師長期生涯發展的關鍵。對教師個人來講，升等成功不僅代表著薪資的調高與頭銜的變更，也意味著同行對個人學術能力的肯定。從組織的角度來看，升等制度是爲達成大學任務而建立的酬賞措施。換句話說，升等制度可以視爲組織用來操控團體內成員行爲，以便完成組織目標的獎懲工具。

操弄升等制度最簡易的方法之一，就是增加教師等級的級數。而從文獻上來看，建議用增加大學教師等級來刺激教師們多做研究的想法，可謂中美皆有（Pan & Hsieh, 1989；Tuckman, 1976, 1979；黃政傑, 1990；賴君義, 1990）。例如，爲了降低因爲大學教師年齡逐漸老化而導致對整體研究表現上的衝擊，Tuckman（1976, 1979）建議改變美國既有的大學教師分級制度——以增加新的職等來達到刺激教師研究生產力的目的。不過，Tuckman 的建議在當時並沒有受到重視。十多年以後，「增加新的大學教師等級」的想法，卻在中央集權教育體系下的台灣具體實現。爲了延長大學教師研究生涯，提高教師研究生產力，我國教育部決定修改大學法，主張在原有的講師與副教授之間增設助理教授一級（立法院公報, 1989年1月7日）。經過多年的辯論與修法程序，最後這項主張終於經過立法院修法同意，並於1994年正式公布實施（大學法, 1994）。

增設助理教授的政策是基於「教師對升等的欲求會激勵其多發表研究著作」的假設而建立的。這樣的假設引發出本研究所關心的研究主題：「我國大學教師升等制度是否真能做到獎勵教師研究生產力」？在法律上，教育人員任用條例（1990，第14、15、16、17及18條）規定研究著作、學歷與年資是決定大學教師升等與否的要素。然而，在實際的運作上，究竟研究著作的多寡能影響升等速率之快慢到何種程度仍然值得深究。

對這項問題的檢驗無論在政策制定或學術探討上皆有其重要性。從政策制定的角度而言，如果我們能夠證實我國的升等制度的確做到獎勵教師研究生產力，那麼對於大學教師來說，尤其是那些為獲得升等酬賞而致力於研究出版的人，他們投注在研究著作上的心血並沒有白費。相反地，倘若實證的結果發現升等制度並未做到獎勵教師研究生產力，那麼恐怕不僅教育行政當局很難說服教師去相信升等制度的公平性，反而更需要進一步探究造成該制度失敗的原因。

由學術探討的觀點來看，對「升等制度是否做到獎勵研究生產力」問題的檢核，將會彌補既有科學社會學與高等教育文獻之不足。在科學社會學裏，普遍主義 (universalism) 的規範認定對個人酬賞的給予應不計其他無關功能性 (functionally irrelevant) 之因素 (例如性別、年齡等)，而應以個人的成就論定 (Braxton, 1993; Cole, 1992; Xie, 1989)。或許是因為大部分的教師信任普遍主義對學術界的規範及約束力吧 (Braxton, 1989)，僅有極少的研究真正採用教師研究表現作為預測變項去檢驗研究生產力之高低對升等速率的影響。舉例來說，雖然有研究報導，研究生產力是決定美國大學教師升等與否的主要指標，但是這些研究若非只調查教師知覺 (perception) (Colombo, 1988; Gaston, Lantz, & Snyder, 1975; Lawrence & Blackburn, 1985)，就是僅提供虛構的申請升等個案讓受試者做決斷 (Kasten, 1984; Salthouse, McKeachie, & Lin, 1978)。而在那些採用真實研究著作數量為指標的研究中 (Perrucci, O'Flaherty, & Marshall, 1983; Persell, 1983)，鮮少有學者在方法上克服處理割捨值 (censored data) 與時間波動變項 (time-variant variables) 的難題、或者建立多重變項模式來探討影響教師升等之因素。<sup>1</sup>

1 由於研究者之觀察時間有限，當對於冒險期 (risk period) 的持續時間 (duration) 資訊不足時，即會出現割捨值的現象。事件史分析法可處理右割捨值 (right-censoring) 的問題。右割捨值乃指受試在觀察期間開始其可能發生某事件之冒險過程，但直至研究者的觀察期間結束時，該事件仍未發生。至於對於割捨值詳細的分類討論，請見 Yamaguchi (1991)。另外，對於 censoring 一詞，作者將之譯為「割捨」。不過，國內其他學者有不同的翻譯名稱。例如薛承泰 (1993) 即譯成「限控」。

國內的文獻也存在類似上述的方法問題。例如我國學者周祝瑛 (Chou, 1992) 在其研究中發現研究生產力 (期刊論文數與書本數的總合) 並非預測升等的顯著指標。不過, 這項結論是否周全還須進一步深究。撇開將期刊論文數與書本數合併計算是否適當不談, 該研究在方法上可能有三點值得商榷。首先, 該研究僅以升等成功教師為研究對象。由於樣本並不包含割捨案例 (指在該研究調查結束時, 仍未升等成功之教師), 致使該研究存在有選擇性偏差 (selection bias) 的問題。我們有理由懷疑研究生產力之所以未能成為預測升等的顯著指標, 很可能是因為其所選取之研究對象——升等成功之教師多為豐產型研究者所致。若果真如此, 那麼我們很難期盼在研究生產力的變項上會出現較大的變異量。其次, 該研究以傳統的多重迴歸 (multiple regression) 統計方法探討升等, 然而多重迴歸無法處理時間波動變項的問題。以研究生產力而言, 教師出版的著作量可能因年而異。可是多重迴歸不能測知研究著作出版的時間 (timing) 對於升等會造成何種影響。再者, 該研究以在較低等級所待時間之長短作為升等之依變項。而依照教育人員任用條例之規定 (1990, 第 15、16、17 及 18 條), 年資是決定升等與否的主要條件, 故其應被視為自變項, 而非依變項。

在本研究中, 作者將採取兩步驟來彌補前述研究缺失。第一, 作者採用事件史分析法 (event history analysis) 探究教師升等問題。事件史分析法具備處理右割捨值 (right-censored observation) 與時間波動變項之優點 (Allison, 1982, 1984; Blossfeld, Hamerle, & Mayer, 1989; Teachman, 1983; Teachman & Hayward, 1993; Yamaguchi, 1991)。由於事件史資料得之不易——例如, 需蒐集教師升等時間、每年出版之研究著作量等資訊, 加之以建構此資料費時費力, 迄今鮮少有研究採用此法來調查教師升等 (Long, Allison, & McGinnis, 1993 是惟一的例外, 但也僅以生化領域教師為研究對象)。

作者所採取的第二個步驟是藉建立多重變項模式來檢驗影響升等之可能因素。除了教育人員任用條例與一般升遷研究 (Sicherman & Galor, 1990) 所認定之學歷與年資外, 本研究模式的自變項還包括: 性別、年齡、學科領域、學術市場狀況、國內外學術訓練、與服務學校公私立類別。各變項被選

取之理由如下：研究顯示女性的升等速度較男性為慢 (Ahern & Scott, 1981; CEEWISE, 1983; Reskin, 1977; Long, Allison & McGinnis, 1993)。不同學科領域之大學教師升等平均年限長短不一 (CEEWISE, 1983)；處在買方學術市場 (供過於求) 的教師比起處於賣方學術市場 (求過於供) 的教師之升等速率為慢 (Perrucci, O'Flaherty, & Marshall, 1983)；<sup>2</sup> 而普遍主義的理念規範則主張年齡不應影響升等決定 (Braxton, 1993; Cole, 1992)；在台灣的社會裏，擁有國外學位享有某種程度之聲望 (Altbach, 1989)，因此作者以「最高學歷訓練之國內外別」測試接受國內外訓練教師在升等速率上是否有差異。最後，由於公立學校教師較私立學校教師出版更多的著作，作者也想瞭解在考慮其它變項 (包含研究著作數目) 之後，公私立學校教師之升等速度是否有別。

簡言之，假如台灣的大學教師升等制度真正做到了獎勵教師研究生產力，那麼，我們應觀察到下列現象：

假設一：研究生產力愈高之教師，其升等速率愈快。

假設二：在控制性別、年齡、學科領域、學位、國內外訓練、年資、任教學校公私立之類別、與學術市場狀況等變項後，研究生產力高之教師其升等速率仍較研究生產力低之教師為快。

## 貳、研究方法

本研究採用作者在 1993 年年初所蒐集的多種資料。當時的時間背景是大學法仍在立法院修訂中，因此仍未增設助理教授一級。僅將研究設計敘述如下：

---

2 依照歷年留學生畢業歸國與國內碩博士畢業人數 (教育部, 1990:25, 50-53)，作者將講師群和副教授群的受試者區分成經歷三種不同學術市場狀況的世代：1975 年前即進入各該等級之教師 (每年國內碩士畢業人數每年數少於 1,000 人，博士畢業人數少於 40 人，留學生返國服務人數少於 500 人)、在 1976 年至 1985 年間進入各該等級任教之教師 (每年國內碩士畢業人數每年數超過 1,000 人，博士畢業人數少於 100 人，留學生返國服務人數少於 1,500 人)、在 1986 年至 1992 年間進入各該等級任教之教師 (每年國內碩士畢業人數每年數超過 4,000 人，博士畢業人數超過 200 人，留學生返國服務人數超過 1,500 人)。

## 研究對象

本研究所界定之母群為 1980 位在九所出版教師著作目錄的大學任教之專任講師、副教授與教授。專任教師係指在 1992 年接受大學專任教師聘書與薪資給付之教師。這九所出版教師著作目錄之大學分別是：中山大學、中興大學、台灣大學、成功大學、東吳大學、政治大學、逢甲大學、淡江大學與清華大學。這些學校在公私立類別、學校發展特色（多元化大學、側重人文社會科學、側重理工科學）與地理位置上（北、中、南部）各有差異。

此 1980 位教師分別任教於十四個系所：中文、英文、歷史（以上屬人文類）、法律、政治、社會、經濟（以上屬社會類）、數學、物理、化學（以上屬自然類）、電機工程、化學工程、機械工程、土木工程（以上屬工程類）。系所的選取則以在九校中，至少有三校設置該系所，該系所在九校中之專任教師總額超過五十五人，且該系所屬人文、社會、自然及工程類科為原則。

本研究選擇九所出版教師著作目錄的大學，是考慮為了與其他著作目錄來源配合以建構事件史資料。而科系的選擇則是以科系的涵蓋性和教師人數多寡為考量，希望得到足夠的回卷者資料，以利進行較複雜的統計分析。不過，這些資料上的先天限制會使得本研究的結果無法推論到理想母體——本國所有大學和科系。

## 資料來源

本研究之資料來源有四：(1)教育部提供之教師名冊，(2)國科會提供之研究人才檔，(3)各校出版之教師著作目錄，(4)作者主持之郵寄問卷調查。

作者在 1993 年初以郵寄問卷調查方式蒐集前述 1,980 位大學教師人口變項、教育背景、升等經歷、對升等制度之意見、工作動機及最新出版資料等資訊。在正式調查前先做預試以改進問卷設計，在正式問卷寄發後進行兩波追蹤調查：先以明信片催收，再寄發原問卷促答。在扣除出國、死亡與遷移等無法作答人數後，本問卷之有效回收率為 52%，成功樣本共 1,017 人。

教師研究著作資料由四種來源匯整而成：(1)郵寄回卷中教師自行提供之著作目錄；(2)行政院國科會研究人才檔；(3)二十五冊各校歷年出版之著作目

錄；(4)郵寄回卷中教師填答之各類著作數目。前三種來源皆經系統化彙整比對處理，在剔除重覆及補充完整著作資訊後，再邀請十二位各領域之專業人士將研究著作分類，並由其進行篩選工作以刪除非學術性作品（例如發表於一般期刊報紙之文章、未經專家審查之期刊論文等）。<sup>3</sup> 只有在欠缺前三種來源的情況下，才考慮引用第四種來源。以檢驗研究對象之 1987 年研究著作為例，約有 11% 的期刊論文及 8% 之書本被專業人士認定為非學術性論著。至於各類著作來源在事件史資料中所佔之百分比請見表 1。

表 1 各類研究著作來源在資料中所佔之數目與百分比

來 源	人年記錄數目	百分比
經專家過濾之著作目錄		
教師自行提供之著作目錄	2,996	21.45
國科會研究人才檔	4,313	30.88
學校出版之教師著作目錄	2,760	19.76
郵寄回卷中自填之著作數目	1,797	12.87
流失資料	2,102	15.04
總計	13,968	100.00

3 原則上各學科領域之著作目錄皆由一位該領域之專人負責篩選分類。此十二位專人包括 4 位大學教師、2 位研究人員、4 位博士班研究生與 2 位碩士班研究生。大學教師和研究人員經作者請託力邀，各研究生則由該領域教師推薦能力強且嫻熟該領域之學術期刊者而得。其中，有一位大學教師篩選了三個領域的著作目錄：政治〔本領域〕、法律〔教學相關〕和社會學。著作目錄之篩選標準訂定如下：(1)刪除非學術性的作品。例如在報紙、一般雜誌和非學術性期刊的作品；(2)將學術作品區分成四類：(a)期刊論文、(b)會議論文、(c)書本、(d)研究計畫報告。其它未包含在這四類中的作品，像是碩士論文、博士論文、專利，則予以刪除；(3)對於標題完全一致，但出版者卻不一致的作品處理方式為：(a)如果它們屬於同一類的學術作品，則只計算早期發表者。(b)如果不屬於同一類，則分開計算(例如會議論文和期刊論文)；(4)刪除翻譯作品。這是因為升等時，教師必須提出具原創力之作品，而非翻譯本；(5)為避免膨脹專書的數量，如果該教師在他人編訂的書中發表的是一至兩篇的專章，則以期刊論文計篇數。

## 回卷者特性分析

為檢驗回卷者是否能充分代表母群，作者接著以教育部提供之教師名冊與回卷者資料進行比對。與本研究所界定之調查母體相較，卡方考驗結果顯示回卷者多為擁有博士學位、工程類科、年紀在 30 歲至 40 歲間、任教於私立大學之教師。<sup>4</sup> 不過，在性別、等級與訓練國別上，回卷者與非回卷者並無差異。

為進一步探求回卷者與非回卷者在發表研究著作數量上之差異，作者隨機選取 202 名樣本（回卷者 105 名，非回卷者 97 名）追溯其著作記錄，並分別比較其在 1991 年、1987 年與 1983 年出版之期刊論文數與書本數，結果發現除了 1991 年出版的期刊論文數外，無論在各年出版的書本數或其它早年發表之期刊數上，回卷者與非回卷者皆無顯著差異。大體而言，本研究之回卷者與非回卷者在發表研究著作上尚稱近似。

## 事件史資料結構

本研究運用事件史分析法進行資料分析，其資料結構與一般研究者慣用之橫剖面資料結構不同。本研究之資料結構明列於表 2。從編號欄起至訓練國別欄止之資料，係自郵寄問卷調查與教育部提供之教師名冊而得。從期刊論文數欄起至研究著作資料來源欄止之資訊係由教師自行提供之著作目錄、國科會研究人才檔、各校出版之教師著作目錄與郵寄問卷調查中教師填答之研究著作數目匯整而成。茲將各欄說明如下：

編號欄：每位回卷者皆有獨一無二之編號以避免與其它回卷者混淆。出生年欄：研究對象之出生年。性別欄：分男女。領域欄：回卷者服務系所之專業領域。學校類別欄：回卷者受聘學校之公私立別。年度欄：該人年記錄

---

4 在本文中，回卷者和非回卷者的差異是 binary analysis（例如：卡方考驗）的結果。Binary analysis 並沒有同時考慮其他變項的影響效果。如果用 multivariate model（例如 logistic regression）的話，可能呈現顯著差異的變項個數會更少（例如，若理工科教師擁有博士學位者較多，也可能平均年齡較年輕）。



表 2 事件史資料結構(虛擬案例)

編號	出生年	性別	領域	學校	年度	等級	升等	年資	學位	國別	期刊	書本	來源
0001	38	1	12	02	92	4	0	08	3	2	00	0	1
0001	38	1	12	02	91	4	0	07	3	2	01	0	1
0001	38	1	12	02	90	4	0	06	3	2	00	0	1
0001	38	1	12	02	89	4	0	05	3	2	01	0	1
0001	38	1	12	02	88	4	0	04	3	2	00	0	1
0001	38	1	12	02	87	4	0	03	3	2	01	1	1
0001	38	1	12	02	86	4	0	02	3	2	02	0	1
0001	38	1	12	02	85	4	0	01	3	2	01	0	1
0001	38	1	12	02	84	3	1	06	3	2	00	0	1
0001	38	1	12	02	83	3	0	05	3	2	00	0	1
0001	38	1	12	02	82	3	0	04	3	2	01	0	1
0001	38	1	12	02	81	3	0	03	3	2	00	0	1
0001	38	1	12	02	80	3	0	02	3	2	01	0	1
0001	38	1	12	02	79	3	0	01	3	2	01	0	1
0001	38	1	12	02	78	2	1	05	3	2	01	0	1
0001	38	1	12	02	77	2	0	04	2	1	00	0	1
0001	38	1	12	02	76	2	0	03	2	1	00	0	1
0001	38	1	12	02	75	2	0	02	2	1	00	0	1
0001	38	1	12	02	74	2	0	01	2	1	00	0	1
0001	38	1	12	02	73	2	0	05	2	1	00	0	1
0001	38	1	12	02	72	2	0	04	2	1	00	0	1
0001	38	1	12	02	71	2	0	03	2	1	01	0	1
0001	38	1	12	02	70	2	0	02	2	1	00	0	1
0001	38	1	12	02	69	2	0	01	2	1	00	0	1
0002	47	2	01	03	92	3	0	05	3	1	01	0	4
0002	47	2	01	03	91	3	0	04	3	1	00	0	2
0002	47	2	01	03	90	3	0	03	3	1	01	0	2
0002	47	2	01	01	89	3	0	02	3	1	00	0	2
0002	47	2	01	01	88	3	0	01	3	1	01	0	2

所記載之年份。年度欄始於其進入大學教師生涯之首年，止於本研究觀察終止之 1992 年。等級欄：回卷者任職之教師等級。升等狀態欄：是否升等。年資欄：在該教師等級任職之累計年數。學位欄：研究對象之最高學歷別。國別欄：最高學歷之訓練國別。研究表現分為期刊論文數與書本數。著作來源

欄乃指該年度中所列之研究出版著作係根據教師自行提供之著作目錄、國科會研究人才檔、學校著作目錄或郵寄問卷教師自填之著作數目而得。

由於各受試者擔任大學教師之年數不一，因此各受試者的人年記錄 (person-year record) 也就長短有別。假使一位專任教師已在大學中待了十年，則其將有十年的人年記錄。舉表 2 中虛構的例子來說，編號 0001 的回卷者是位已在大學中任職 24 年的前輩，而編號 0002 的回卷者則為一任職 5 年之資淺教師。第一位教師生於 1938 年，是位男性，任教於中興大學歷史系，於 1969 年開始其大學教師生涯、起先被聘為講師，繼於 1978 年升等至副教授、最後在 1984 年升等為正教授。該教師先在國內拿到了碩士學位，爾後在 1978 年拿到美國的博士學位。他在 1971、1978、1979、1980、1982、1985、1987、1989、和 1991 年各發表過一篇期刊論文，在 1986 年有二篇期刊論文，1987 年時出版過一本書。而此著作記錄之來源為該教師自行提供之著作目錄。第二位教師是位女性，生於 1947 年。其於 1988 年時獲得博士學位，同年進入中山大學土木工程系擔任副教授。在 1990 年時，該教師轉至台灣大學任教。並在 1988、1990、1992 年間各出版一篇期刊論文。她的著作記錄除 1992 年為依照其郵寄回卷所填之著作數外，其餘各年皆來自國科會研究人才檔。在 1992 年結束前，此教師仍未升至教授。在分析副教授升等至教授之研究中，這位教師就屬於割捨案例。

在作者所建構之事件史資料檔中總計有 1,017 位教師所構成 13,968 項人年記錄。為進行本研究，作者依照回卷者的生涯經驗將其分為兩群：由講師升等為副教授之事件群 (簡稱講師群)，與副教授升等為正教授之事件群 (簡稱副教授群)。講師群由 531 位正在擔任或者曾經擔任過講師的教師所組成。在 1992 年的時候，這些具備講師經驗的教師之中，有的人正在擔任講師 (割捨案例)、有的則是副教授或者正教授。副教授群由 880 位具備擔任副教授經驗之教師所構成。他們在 1992 年時有的仍擔任副教授 (割捨案例)，但也有人已經升等為正教授。為了方便讀者瞭解各職等教師分別與不同升等事件間的關係，圖 1 備有詳細解說。



本研究用非連續時間成敗比對數模式 (discrete-time logit model) 檢驗假設二。此法有助於我們瞭解在控制其它變項作用後，研究生產力如何影響教師之升等速率。作者採非連續時間成敗比對數模式而不用連續時間模式的理由為：(1)研究中所用的升等時間分析單位是“年”，而非更精確的月日。與月日相較，年是一種較大的時間間距，故採非連續時間模型較為適合。(2)本研究的升等事件有糾纏成結 (ties) 的現象。所謂事件打結是指有二個以上的受試者在同時間內 (年) 經歷同樣的事件 (升等)。與連續時間模型相較，非連續時間模型可有效處理事件打結的情況而不會導致參數估計值發生偏差。

## 變數與公式

本研究所稱之事件係指升等而言。在每一項人年記錄中，如果某教師在該年獲得升等，則其升等狀態編碼為 1，否則即編碼為 0。在非連續時間成敗比對數模型中之自變項有兩類：時間固定變項 (time-fixed variables) 與時間變動變項 (time-varying variables)。時間固定變項乃指在冒險期內 (risk period) 數值不會發生變化的變項。在本研究中，性別、學科領域、及學術市場狀況 (以各講師群或副教授群中何年開始講師或副教授生涯測量) 皆屬之。時間變動變項為在觀察時段內數值可能產生變化的變項。年齡、最高學位、最高學位之訓練國別、受聘大學公私立別、年資、每年出版之期刊數與書本數皆屬時間波動變項。

為詳細檢驗發表各類研究著作與其出版時間對升等機率的影響，作者將研究著作區分為期刊論文與書本兩類，並進一步測量其現年出版效應 (current-year publication effect) 與累積出版效應 (cumulative publication effect)。現年出版效應係指教師在第  $t$  年裏所出版的期刊論文數 (或書本數)。累積出版效應為教師於第  $t$  年以前在任職該等級時所累積出版之期刊論文數 (或書本數)。這樣的區分有助我們瞭解在研究出版上臨門一腳與平時燒香的努力對升等是否有不同的影響程度。

非連續時間成敗比對數模型可用下列數學公式表達：

$$\log[P(t)/1-P(t)] = a(t) + X'_1\beta_1 + X'_2(t)\beta_2 + X'_1X'_2(t)\beta_3$$

其中,  $P(t)/1-P(t)$  為“冒險率”(hazard rate), 乃由在第  $t$  年可能發生升等事件之機率除以在第  $t$  年以前沒有發生升等事件之機率求得。 $a(t)$  為隨時間變動而變化之截距。 $\beta_1$  為對應於時間固定變項向量  $X'_1$  之參數向量。 $\beta_2$  是對應於時間波動變項向量  $X'_2$  之參數向量。 $\beta_3$  為對應於時間固定變項與時間波動變項之交互作用向量的參數向量。至於各變項的詳細編碼, 請見表 3。

表 3 本研究變項編碼一覽表

變項名稱	敘述	編碼
性別	男性或女性	男性=1 女性=0
年齡	連續變項	年齡=92-出生年度
領域(人文)		
領域 1	社會科學	社會科學=1 其它=0
領域 2	自然科學	自然科學=1 其它=0
領域 3	工程	工程=1 其它=0
最高學位 (學士及其它)		
學位 1	碩士	碩士=1 其它=0
學位 2	博士	博士=1 其它=0
最高學位接受訓練國別(本國)		
國別 1	美國	美國=1 其它=0
國別 2	其它國家	其它國家=1 其它=0
學術市場 (1975 年以前)		
學術市場 1	1976 至 1985 年間	是=1 否=0
學術市場 2	1986 至 1992 年間	是=1 否=0
受聘學校別	學校公私立類別	公立=1 私立=0
年資	在該等級上所任職之年數	連續變項
年資 <sup>2</sup>	(在該等級上所任職之年數) <sup>2</sup>	
現年期刊論文數	第 $t$ 年出版期刊論文數	連續變項
現年書本數	第 $t$ 年出版書本數	連續變項
先前累積期刊論文數	第 $t$ 年以前在該等級上累積出版期刊論文數	連續變項
先前累積書本數	第 $t$ 年以前在該等級上累積出版書本數	連續變項
研究著作流失資料	研究著作之流失資料	流失=1 非流失=0

## 參·結果

### 生命表格分析

表 4 以生命表格明列講師群之升等過程。<sup>6</sup> 在各時段 (episode) 之存活時間以年為單位。第一直行標示教師被聘為講師之年數。頭九年以一年期為間隔分割成九年，第十年以後的則每十年切割一次。這樣的時間區隔法是因為大多數的受訪者擔任講師的年數多未超過九年。第二直行報導在各時段開始時之講師人數。以低研究生產力講師群為例，在成為講師的第四年開始時，此期有 92 位講師處於可能獲得升等之風險 (at risk) 狀態。

第三直行顯示在各時段割捨之講師人數。該數字告訴我們有多少位現任講師在該職位上待了幾年。例如，在低研究生產力組中有 8 位教師在本研究調查結束時仍然擔任講師，且在該職位上已待了 4 年。第四直行羅列升等成功之人數。在第四年期間，有 9 位教師順利升等為副教授。各時段上改變等級的條件機率 (conditional probability) 呈現於第五直行。第六直行為“存活函數” (survivor function)，指的是講師至某時段為止仍未升等之機率。第八直行表達機率密度 (probability density) 係指在各時段中經驗升等的可能性。以低研究生產力組而言，擔任講師的第七年獲得升等的機率最大。

冒險函數 (hazard function) 乃指個人存活至某時段開始且將會在該時段升等成功的機率。此函數之值標示於第十直行。冒險函數可顯示升等的過程是否隨時間的不同而有變化。就三個研究生產力組而言，冒險函數皆呈現先增後降之趨勢。這意味著冒險率 (hazard rate) 與年資之間可能存在著非線性關係。作者在底下進一步建立非連續時間成敗比對數模型時，會同時考慮此一非線性關係。至於存活函數、機率密度、與冒險率之各項標準誤則分

---

6 表 4 和表 5 是生命表格分析法的結果呈現。由於用到該法時，必須有至少四種資料：職級、在職級所待年數 (含起年、迄年)、和每年的期刊論文出版數量 (才能計算論文年出版率)。若有其中任何一個變項資料不全，就會成為流失資料，而無法包含在生命表格的分析裡。因此表四和表五中之講師群及副教授群人數，會和前面依照回卷者生涯經驗所建構之事件史資料檔中的講師群和副教授群人數，呈現一些差異。

表 4 講師群研究生產力低、中、高組之生命表格分析結果

起始 時間 間隔	進入該 時間間 隔人數	在該時 段退出 之人數	該時段 結束事 件數	事件 條件 機率	時段結束 時之累積 存活比率	存活累 積率之 標準誤	機率 密度	機率密度 標準誤	冒險率	冒險率 標準誤
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
低研究生產力講師群 (N=147)，存活時間中數=9.28 年										
0	147	0	0	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
1	147	9	0	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
2	138	20	4	.031	.969	.015	.031	.015	.032	.016
3	114	16	6	.057	.914	.026	.055	.022	.058	.024
4	92	8	9	.102	.820	.038	.094	.030	.108	.036
5	75	5	4	.055	.775	.042	.045	.022	.057	.028
6	66	2	8	.123	.680	.048	.095	.032	.131	.046
7	56	4	8	.148	.579	.053	.101	.034	.160	.056
8	44	3	5	.118	.511	.055	.068	.029	.125	.056
9	36	9	24	.762	.122	.041	.039	.006	.123	.020
19	3	3	0	.000	.122	.041	.000	.000	.000	.000
中研究生產力講師群 (N=168)，存活時間中數=7.85 年										
0	168	0	0	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
1	168	0	0	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
2	168	2	5	.030	.970	.013	.030	.013	.030	.014
3	161	1	5	.031	.940	.018	.031	.013	.032	.014
4	155	4	16	.105	.842	.029	.098	.023	.110	.028
5	135	5	13	.098	.759	.034	.083	.022	.103	.029
6	117	6	21	.184	.619	.039	.140	.028	.203	.044
7	90	4	20	.227	.479	.041	.141	.029	.256	.057
8	66	2	20	.308	.331	.039	.147	.030	.364	.080
9	44	19	25	.725	.091	.027	.024	.004	.114	.019
高研究生產力講師群 (N=142)，存活時間中數=5.55 年										
0	142	0	0	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
1	142	2	1	.007	.993	.007	.007	.007	.007	.007
2	139	2	9	.065	.928	.021	.065	.022	.067	.022
3	128	8	15	.121	.816	.027	.112	.033	.129	.033
4	105	1	27	.258	.605	.036	.211	.043	.297	.056
5	77	1	24	.314	.415	.035	.190	.044	.372	.075
6	52	2	13	.255	.309	.028	.106	.041	.292	.080
7	37	7	6	.179	.254	.022	.055	.040	.197	.080
8	24	0	6	.250	.191	.025	.064	.037	.286	.115
9	18	2	16	.941	.011	.004	.018	.011	.178	.020

別標示於第七、第九與第十一直行。

“存活時間中數” (median survival time) 係指過半數受訪者被預期能夠經歷某事件 (升等) 之時間點。此數值在各研究生產力組中皆有報導。表 4 清楚地呈現了存活時間中數隨著研究生產力之提高而下降的趨勢。在低研究生產力組中有半數的教師在擔任講師的 9.28 年後升等為副教授，中研究生產力組須耗時 7.85 年，而高研究生產力組則需時 5.55 年。此結果支持假設一：研究生產力越高之講師，其升等速度越快。

表 5 羅列副教授群之生命表格分析結果。各研究生產力組之冒險函數再次出現先增後減隨時間變化而改變的趨勢。比較各組存活時間中數後，即發現發表期刊論文越多之副教授，其升為正教授之速率越快。與低研究生產力組相較，中研究生產力組之升等年限快了近两年 (9.19 比 7.23)；而高研究生產力組又比中研究生產力組快一年 (6.37 比 7.23)、比低研究生產力組快了近三年 (6.37 比 9.19)。此一隨著研究生產力增加而存活時間中數遞減的現象支持研究假設一。

## 非連續時間成敗比對數模式

上述生命表格分析法之前題為假定每位教師在各時間間隔內的冒險率彼此相同。然而，該法卻未能同時考慮其它可能影響教師升等速率的變項。為彌補這個弱點，作者在本節中將更進一步採用非連續時間成敗比對數模式來檢驗在控制年資、研究生產力與其它人口、教育、學校等背景變項後，研究生產力是否仍為決定升等速率的關鍵因素。

### 流失資料處理方法

在本節的資料分析裏，作者捨羅列刪除 (listwise deletion) 而採 Xie (1989) 處理流失資料的方法。採用羅列刪除法常導致資訊大量流失與產生選擇性偏差 (selection bias) 的現象。以本分析為例，若採羅列刪除法則講師升副教授組將由 3,364 個人年記錄降至 2,643 個人年記錄，副教授升教授組由 5,065 個人年記錄降至 4,545 個人年記錄，故作者棄羅列刪除法不用。為簡化資料處理流程，作者首先將其它非研究著作變項之流失個案剔除，然後建立



表 5 副教授群研究生產力低、中、高組之生命表格分析結果

起始 時間 間隔	進入該 時間間 隔人數	在該時 段退出 之人數	該時段 結束事 件數	事件 條件 機率	時段結束 時之累積 存活比率	存活累 積率之 標準誤	機率 密度	機率密度 標準誤	冒險率	冒險率 標準誤
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
低研究生產力副教授群 (N=278), 存活時間中數=9.19 年										
0	278	0	0	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
1	278	8	0	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
2	270	34	2	.008	.992	.006	.008	.006	.008	.006
3	234	23	8	.036	.956	.013	.036	.012	.037	.013
4	203	24	19	.100	.861	.024	.095	.021	.105	.024
5	160	14	16	.105	.771	.030	.090	.021	.110	.028
6	130	17	23	.189	.625	.037	.146	.028	.209	.043
7	90	7	10	.006	.553	.039	.072	.022	.123	.039
8	73	8	6	.087	.505	.040	.048	.019	.091	.037
9	59	32	22	.512	.247	.043	.026	.004	.069	.014
19	5	4	0	.000	.247	.043	.000	.000	.000	.000
29	1	1	0	.000	.247	.043	.000	.000	.000	.000
中研究生產力副教授群 (N=271), 存活時間中數=7.23 年										
0	271	0	0	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
1	271	13	1	.004	.996	.004	.004	.004	.004	.004
2	257	22	0	.000	.996	.004	.000	.000	.000	.000
3	235	23	8	.036	.961	.013	.036	.012	.036	.013
4	204	8	7	.035	.927	.018	.034	.012	.036	.013
5	189	23	43	.242	.702	.033	.225	.030	.276	.042
6	123	17	28	.245	.531	.037	.172	.029	.279	.052
7	78	14	18	.254	.396	.039	.135	.029	.290	.068
8	46	5	17	.391	.241	.038	.155	.033	.486	.114
9	24	16	7	.438	.136	.037	.011	.003	.056	.020
19	1	1	0	.000	.136	.037	.000	.000	.000	.000
高研究生產力副教授群 (N=286), 存活時間中數=6.37 年										
0	286	0	0	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
1	286	5	0	.000	1.000	.000	.000	.000	.000	.000
2	281	24	2	.007	.993	.005	.007	.005	.008	.005
3	255	17	15	.061	.932	.016	.060	.015	.063	.016
4	223	21	32	.151	.792	.027	.140	.023	.163	.029
5	170	21	44	.276	.573	.034	.218	.029	.320	.048
6	105	14	34	.347	.374	.035	.199	.030	.420	.070
7	57	9	17	.324	.253	.034	.121	.027	.386	.092
8	31	3	14	.475	.133	.029	.120	.028	.622	.158
9	14	7	6	.571	.057	.024	.008	.003	.080	.030
19	1	1	0	.000	.057	.024	.000	.000	.000	.000

一個虛擬變項辨認該筆資料之研究著作變項是否為流失資料（1=流失，0=記載有研究著作數目）。<sup>7</sup> 最後，作者再將研究著作變項上的流失資料再轉錄為 0（期刊論文數=0，書本數=0）。雖然這個方法或許會降低研究著作數目的平均值，但卻對非連續時間成敗比對數模式之估計值毫無影響。反之，假如作者所用的轉錄值是研究著作變項上之非流失值的平均數，那麼研究結果將會有嚴重的偏差。

將研究著作數目變項上之流失值轉錄為 0 是有些武斷。不過，作者的確有實際的理由來支持本研究「將期刊論文數與書本數之流失值轉錄為 0」的做法。第一，如同在研究設計一節中所言，作者蒐集四種來源去追溯並補齊大學教師的生涯著作記錄：教師在郵寄問卷中自附的著作目錄、行政院國科會之研究人才檔、各大學歷年出版之教師著作目錄，與郵寄回卷中教師自填之研究著作數目。這四種來源幾乎涵蓋了一個研究者在台灣能用來追溯大學教師著作記錄的方法。對於那些在著作人年記錄上仍有缺失值出現的狀況而言，很可能是因為某些教師在缺失值出現的年份中並未出版任何作品。第二，在統計上，缺失值極可能就是未出版作品（作品數為 0）的假設是可以檢驗的。在非連續時間成敗比對數模式中，假如被登錄為流失值的虛擬變項係數與 0 並無顯著差異，那麼我們可以推論流失值並不影響升等速率。這樣的結果將至少間接支持作者在本研究中處理流失資料的方法。而讀者在底下的分析表 7 與表 9 可以清楚的看到，研究著作流失資料變項的係數在講師組與副教授組中皆未達顯著水準。

### 講師群的非連續時間成敗比對數模式

表 6 明列七個為講師群而設定的模式。模式 IN1 檢核人口、教育與學校相關變項對升等的影響。該模式包含時間固定變項——性別、學術領域、學術市場，與時間變動變項——年齡、最高學位、國內外訓練與受聘公立學

7 在本研究中，其它非研究著作變項（如人口與背景）之流失值極少。推究其因，可能是由於作者在登錄資料時，已先用教育部提供之教師名冊將資訊補齊，並且人口與背景等變項較為穩定，不似研究著作數目變項易年年變動之故。

校別。此模式將作為與其它六個模式比較之基線 (baseline)。模式 IN2 包含了時間變動變項——年資與年資的平方。作者在模式 IN2 中加入年資的二次方程是因為前述的生命表格分析顯示升等機率與年資之間存在著非線性關係。以模式 IN2 與模式 IN1 相較，其模式卡方值 (model chi-square) 有顯著地增加 (211.329,  $df=2$ ,  $p<.001$ )。因此，模式 IN2 經評比為較好的模式。模式 IN3 加入四個依時間變化而有變動的研究著作變項與一個研究著作流失資料之虛擬變項。研究著作變項主要包括在第  $t$  年出版之期刊論文數，第  $t$  年出版之書本數、在第  $t$  年以前 (未含第  $t$  年) 擔任講師期間所累積發表的期刊論文數與在第  $t$  年以前擔任講師期間所累積出版的書本數。模式 IN3 用以測試研究著作之現時 (contemporary) 與滯時 (lagged) 效應。如表6所示，

表 6 講師群非連續時間成敗比對數模型評比

模式敘述	變 項	模式卡方值	df	p
模式 IN1	性別+領域 1+領域 2+領域 3 +學術市場 1+學術市場 2+年齡(t) +學位 1(t)+學位 2(t)+訓練國別 1(t) +訓練國別 2(t)+受聘學校別(t)	409.394	12	<.001
模式 IN2	模式 IN1+年資(t)+(年資(t)) <sup>2</sup>	620.723	14	<.001
模式 IN3	模式 IN2+在第 t 年出版之期刊論文數 (t)+第 t 年出版之書本數(t) +在第 t 年以前累積之期刊論文數(t) +在第 t 年以前累積之書本數(t) +流失研究著作資料(t)	690.199	19	<.000
模式 IN4	模式 IN3+性別*年資(t)	659.600	20	<.001
模式 IN5	模式 IN4+性別*(年資(t)) <sup>2</sup>	705.022	21	<.001
模式 IN6	模式 IN4+性別*第 t 年出版期刊論文數 (t)+性別*第 t 年出版之書本數(t)	714.046	23	<.001
模式 IN7	模式 IN5+性別*第 t 年以前累積之期刊論 文數(t)+性別*第 t 年以前累積之書本數(t)	714.232	25	<.001
模式 IN2 vs. 模式 IN1		211.329	2	<.001
模式 IN3 vs. 模式 IN2		69.476	5	<.001
模式 IN4 vs. 模式 IN3		5.401	1	<.050
模式 IN5 vs. 模式 IN4		9.422	1	<.001
模式 IN6 vs. 模式 IN5		9.024	2	<.050
模式 IN7 vs. 模式 IN6		0.186	2	>.900

註：人年記錄數目=3,333

加入研究著作變項增進了模式之適合度 (69.476,  $df=5$ ,  $p<.001$ )。模式 IN4 與模式 IN5 加進性別與年資之交互作用，而模式 IN4 優於模式 IN3 (5.401,  $df=1$ ,  $p<.05$ )，模式 IN5 又優於模式 IN4 (9.422,  $df=1$ ,  $p<.001$ )。模式 IN6 包含性別與在第  $t$  年出版書本數、期刊論文數之交互作用。模式 IN7 加入性別與累積著作數目之交互作用。大體而言，模式 IN6 較模式 IN5 為佳，但模式 IN7 不如模式 IN6 (.186,  $df=2$ ,  $p>.900$ )。有基於此，模式 IN6 被選為最適合講師組的模式。

表 7 明列模式 IN2、IN3 與 IN6 中各變項的係數與機會比例 (odds ratio)。由於模式 IN6 被評定為最適模式，以下的討論多集中在該模式。如表 7 所示，不同的學術領域在升等速率上互異。社會科學領域之教師由講師升上副教授的可能性是人文領域教師的 2.33 倍；工程類科比人文領域的升等機會大 1.56 倍。然而，自然科學與人文類科教師之升等機會無顯著差異。

何時開始講師生涯在升等機率上亦有差異。在 1975 年以前即成為講師者，比 1976 至 1985 年及 1986 年至 1992 年兩段期間內開始擔任講師者之升等機率高。此一世代差異很可能反映了國內學術市場的狀況。依照 Perrucci, O'Flaherty, 及 Marshall (1983) 的說法，教師處在買方市場 (供過於求) 的狀況下，升等速度會比較慢。假使供過於求的情形持續下去，升等市場之競爭將日益激烈。

年齡是預測升等速率的顯著指標：每增加一歲，升等機率增加 3%。即使控制其它變項效果，年長的教師升等機會仍較年輕教師為大。不過，雖然年齡與升等機率呈現線性關係，年資與升等則為非線性關係。具備博士學位能增加升等機率。和擁有學士或其它專科學位的大學教師相比，在其它條件都相同的狀況下，博士教師的升等速率是學士或專士教師的 22.72 倍。依照 1985 年教育人員任用條例第 17 條的規定，擁有博士學位的講師可請求升等至副教授。本研究也顯示：只要講師能夠拿到博士學位證書，其升等幾為定局。

各研究著作變項的主要效果互異。作者將之歸納為四點討論。第一，在其它條件相同的狀況下，研究生產力高的教師之升等速度較低者為快。詳細的說，在第  $t$  年中每增加一篇期刊論文，其升等機率增加 78%。而在第  $t$  年中出版書本的教師，其升等機率是沒有出書教師的 6.59 倍。第二，出版書本

表 7 講師群之非連續時間成敗比對數模型結果

變 項	模式 IN2		模式 IN3		模式 IN6	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
常數	-7.44***		-7.24***		-7.01***	
時間固定變項						
性別(女)	.40*	1.49	.30	1.35	-.27	.77
領域						
領域 1	.82***	2.28	.85***	2.35	.85***	2.33
領域 2	.10	.91	-.09	.91	-.09	.91
領域 3	.27	1.31	.50**	1.64	.45*	1.56
學術市場						
學術市場 1	-.62**	.54	-.75***	.47	-.68**	.51
學術市場 2	-.59	.55	-.67	.51	-.66*	.52
時間波動變項						
年齡	.03**	1.03	.03**	1.03	.03**	1.03
最高學歷						
最高學歷 1	.17	1.18	-.10	.91	-.10	.90
最高學歷 2	3.44***	31.30	3.07***	21.62	3.12***	22.72
訓練國別						
國別 1	-.31	.73	-.20	.82	-.24	.79
國別 2	-.31	.74	-.40	.67	-.40	.67
受聘大學類別	.18	1.19	.24	1.27	.24	1.28
年資	.87***	2.39	.79***	2.21	.50**	1.65
年資 <sup>2</sup>	-.05***	.95	-.04***	.96	-.02*	.98
第 t 年發表之期刊論文數			.24***	1.28	.58**	1.78
第 t 年以前累積之期刊論文數			.06*	1.06	.05*	1.05
第 t 年出版之書本數			1.02***	2.77	1.89***	6.59
第 t 年以前累積之書本數			.31*	1.36	.27*	1.31
研究著作流失資料			-.28	.76	-.27	.76
交互作用						
性別*年資					.46*	1.59
性別*年資 <sup>2</sup>					-.04***	.96
性別*第 t 年發表之期刊論文數					-.38	.68
性別*第 t 年出版之書本數					-.09*	.34

註：a .05<p<.10；\* p<.05；\*\* p<.01；\*\*\* p<.001

對於能否升等的影響力要大過刊登期刊論文。而這點對於現年 (current year) 出版效應及累積出版效應皆成立。在第 t 年出版一本書相當於在該年刊登了 3.26 (1.89/.58) 篇文章。在第 t 年以前所出版的一本書也相當於同期發表 5.4 (.27/.05) 篇期刊論文。第三，在何時出版很重要。舉例而言，在第 t 年裏出版一本書對升等的影響力是第 t 年前出版一本書的七倍 (1.89/.27)。

第四，穩定且持續的出版研究著作會增加升等機率。倘若有兩位講師，其人口、教育、服務學校類別等各方面條件相當，包括在第  $t$  年裏兩人皆出版相同數量的書本和期刊，那麼升等的決定將對其中那一位發表較多累積研究著作者有利。以上的結果基本上支持假設二：即使在控制其它變項的狀況下，研究著作越多者，其升等機率越高。

另外，有幾項交互作用的效應亦值得注意。性別與年資的交互作用達顯著水準，情勢對男性有利。以樣本平均數導入模式 IN6 後，圖 2 顯示性別與年資的升等期望值。除非女性已擔任講師十一年以上，她們的升等機率一般而言較男性為小。性別與現年期刊數的交互作用未達 .05 顯著水準 ( $.05 < P < .1$ )，但是現年出版之書本數對男性與女性教師有不同的效應 ( $P < .05$ )。如圖 3 所示，假如女性教師不出版書籍，其升等機率較男性教師小。當男性、女性皆出版一本書，則大家的升等機率相當。除非女性在出版二本或二本以上的書，女性的升等機率才超過男性。不過，在現實世界裏，極少的講師能在一年之內出版二本或二本以上的書。倘若就一般大學教師的研究著作出版現狀而論，升等制度明顯地不利於女性教師。

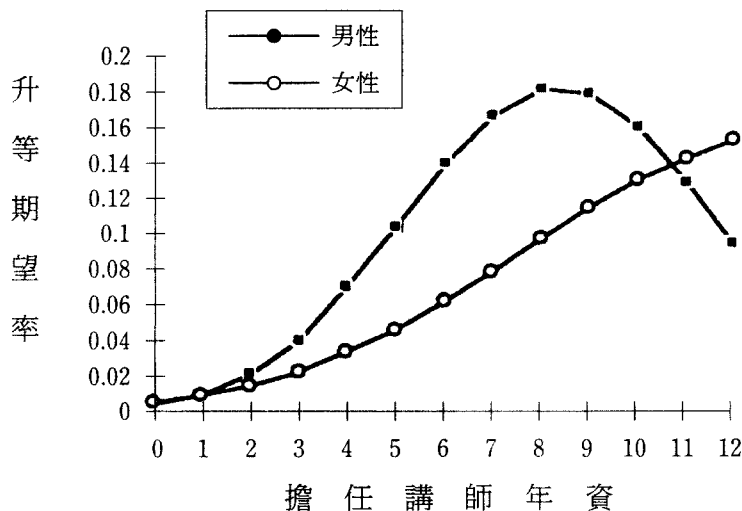


圖 2 以任職講師年資為基準之升等期望率(講師升至副教授)

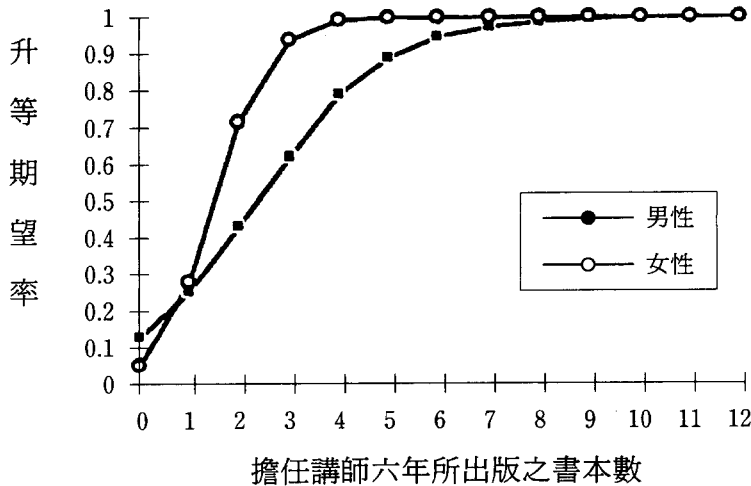


圖 3 以任職講師六年所出版之書本數為基準之升等期望率  
(講師升至副教授)

### 副教授群的非連續時間成敗比對數模式

表 8 明列七個為副教授群而建立的模式。模式 ASO1 包含人口、教育與學校變項。模式 ASO2 加入擔任副教授年資之二次方。模式 ASO3 考慮研究著作變項之效果，並假設年資與研究著作對升等的影響不因性別的不同而有差異。模式 ASO4 加入性別與年資的交互作用。模式 ASO5 採用性別與年資二次方的交互作用。模式 ASO6 加上性別與現年研究著作變項之交互作用。模式 ASO7 加進性別和先前累積著作數之交互作用。依據一連串模式評比的結果，模式 ASO6 是最適合的模式。副教授組之 ASO6 模式與講師組之模式 IN6 近似，但是模式 ASO6 並未包涵性別與年資平方的交互作用。未包括的原因是該交互作用在模式 ASO5 中已被證明未達顯著水準。

表 9 羅列模式 ASO2、模式 ASO3 與模式 ASO6 之各變項係數。如表 9 所列，性別對升等機率的影響因模式而異。當模式 ASO2 未考慮研究著作數目時，男性升等機率較女性為高。在模式 ASO3 考慮研究著作變項之效果後，不同的性別在升等機率上並無差異。不過，當進一步加入性別與年資、性別與現年出版研究著作數等交互作用變項後，模式 ASO6 顯示男性升為正教授

表 8 副教授群之非連續時間成敗比對數模型評比

模式敘述	變 項	模式卡方值	df	p
模式 ASO1	性別+領域 1+領域 2+領域 3 +學術市場 1+學術市場 2+年齡(t) +學位 1(t)+學位 2(t)+訓練國別 1(t) +訓練國別 2(t)+受聘學校別(t)	144.341	12	<.001
模式 ASO2	模式 ASO1+年資(t)+(年資(t)) <sup>2</sup>	470.387	14	<.001
模式 ASO3	模式 ASO2+在第 t 年出版之期刊論文數 (t)+第 t 年出版之書本數(t)+在第 t 年 以前累積之期刊論文數(t)+在第 t 年以 前累積之書本數(t)+流失研究著作資料 (t)	607.308	19	<.001
模式 ASO4	模式 ASO3+性別*年資(t)	612.644	20	<.001
模式 ASO5	模式 ASO4+性別*(年資(t)) <sup>2</sup>	614.864	21	<.001
模式 ASO6	模式 ASO4+性別*第 t 年出版期刊 論文數(t)+性別*第 t 年出版之書本數(t)	623.769	22	<.001
模式 ASO7	模式 ASO5+性別*第 t 年以前累積之期 刊論文數(t)+性別*第 t 年以前累積之書 本數(t)	626.651	24	<.001
模式 ASO2 vs. 模式 ASO1		326.046	2	<.001
模式 ASO3 vs. 模式 ASO2		136.921	5	<.001
模式 ASO4 vs. 模式 ASO3		5.366	1	<.050
模式 ASO5 vs. 模式 ASO4		2.220	1	>.300
模式 ASO6 vs. 模式 ASO4		11.125	2	<.010
模式 ASO7 vs. 模式 ASO6		2.882	2	>.200

註：人年記錄數目 = 4,955

的機率是女性教師的 5.88 倍。

年資與性別之交互作用達顯著水準。在其它條件相同的狀況下，假如男性教師在其擔任副教授的前八年內提出升等申請，其升等成為正教授的機率較女性為高（請見圖 4）。現年出版之書本數與性別之間亦有交互作用。假設大家都不出版書本，男性比女性有較高的機會成為正教授（請見圖 5）。但是如果男女皆出書，則女性的升等成功機率要比男性高。也就是說女性只有靠出書才能有較高的機會成為正教授。由此可見性別、出版著作類別和出版時間對升等機率的影響很複雜，值得進一步探究。

一般講來，副教授群與講師群所求得的结果近似。自然科學教師升上正



表 9 副教授群之非連續時間成敗比對數模型結果

變 項	模式 ASO2		模式 ASO3		模式 ASO6	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
常數	-7.66***		-8.21***		-9.60***	
時間固定變項						
性別(女)	.37*	1.44	.29	1.34	1.77**	5.88
領域						
領域 1	.37*	1.45	.39*	1.48	.35 <sup>a</sup>	1.42
領域 2	.36*	1.44	.48**	1.61	.48**	1.62
領域 3	.21	1.24	.29 <sup>a</sup>	1.34	.27	1.31
學術市場						
學術市場 1	-.17	.84	-.30 <sup>a</sup>	.74	-.29 <sup>a</sup>	.75
學術市場 2	-.82*	.44	-.93***	.39	-.95***	.39
時間波動變項						
年齡	.02 <sup>a</sup>	1.02	.03**	1.03	.03**	1.03
最高學歷						
最高學歷 1	-.03	.97	-.01	.99	-.02	.98
最高學歷 2	.75*	2.17	.53*	1.70	.53*	1.71
訓練國別						
國別 1	-.11	.90	.16	1.17	.16	1.17
國別 2	-.06	.94	.05	1.05	.07	1.07
受聘大學類別	.63***	1.88	.47**	1.59	.43*	1.54
年資	1.07***	2.91	.96***	2.61	1.15***	3.14
年資 <sup>2</sup>	-.06***	.94	-.06***	.94	-.06***	.94
第 t 年發表之期刊論文數			.09***	1.10	.13*	1.14
第 t 年以前累積之期刊論文數			.07***	1.08	.07***	1.08
第 t 年出版之書本數			.82***	2.28	2.25***	9.53
第 t 年以前累積之書本數			.02	1.02	.02	1.02
研究著作流失資料			-.32	.73	-.29	.75
交互作用						
性別*年資					-.17*	.84
性別*第 t 年發表之期刊論文數					-.04	1.02
性別*第 t 年出版之書本數					-1.54***	.22

註：a .05 < p < .10；\* p < .05；\*\* p < .01；\*\*\* p < .001

教授的速度比人文類科教師為快。比起 1975 年前即任副教授的前輩教師，在 1986 年至 1992 年期間擔任副教授的這一代之升等速度較慢。年齡與升等速率呈線性關係。每增一歲，升等速率增加 3%。擁有博士學位的副教授其升等速率是學士教師的 1.71 倍。公立大學教師比私立大學教師較早升等為正教授。年資與升等冒險率之間呈現非線性關係。平日所累積發表的期刊論文數與現年出版的書本數是預測升等速率的顯著指標；現年發表的期刊論文數對

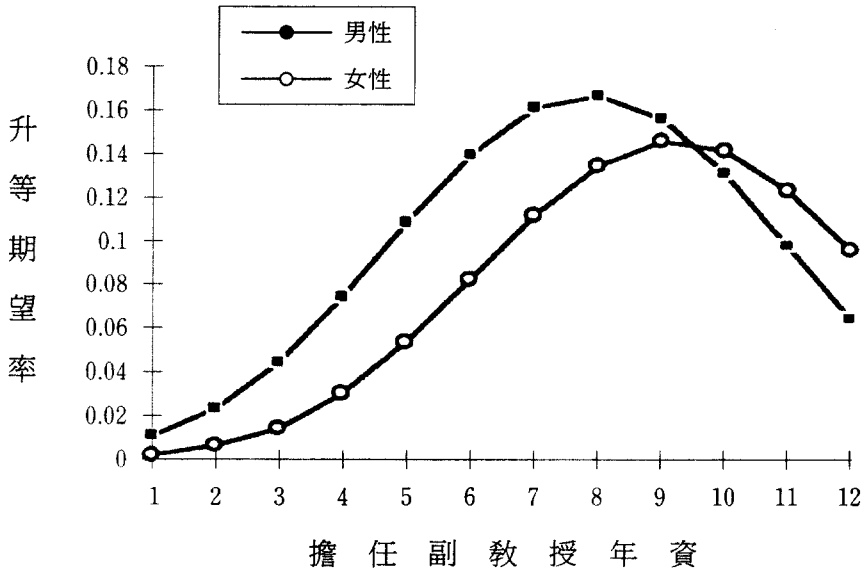


圖 4 以任職副教授年資為基準之升等期望率(副教授升至教授)

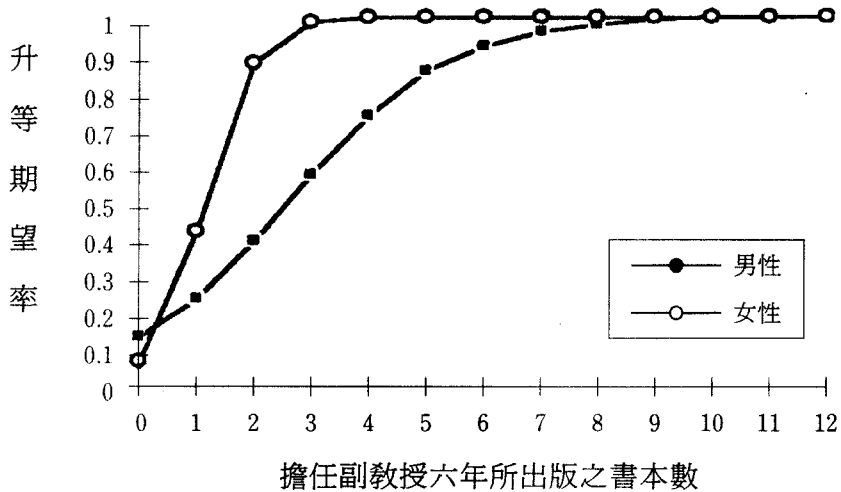


圖 5 以任職副教授六年所出版之書本數為基準之升等期望率(副教授升至教授)

升等的影響力處於邊緣地位 ( $.05 < p < .10$ )，唯獨平日所累積出版的書本數無法預測升等速率。但大體而言，本分析結果支持假設二：在控制其它變項作用後，研究著作量為決定升等與否的顯著指標。

## 性別與年齡

雖然我國的教師升等制度獎勵教師研究生產力，但是女性與年輕教師在升等速率上與同僚之間的差距更引起另一項令人關心的課題——現行的升等制度在實行上是否真正做到眾生平等 (universalistic)？在控制了其它變項效果後，本研究顯示女性教師必須符合更高的要求——例如，必須是書本的豐產者，或者要在較低的等級上至少待上十年——才能擁有與其男性同僚相當的升等機會。而年輕教師即使各方面的表現不落人後，其升等速度也比年長教師來得慢。

根據上述的結果，我們是否就能馬上斷言現行升等制度對女性與年輕教師不公平？如同 Cole (1992, p.164) 所言，除非一個研究能同時控制角色表現與動機變項，否則該研究不能冒然聲稱有歧視的現象存在。在本研究中，非連續時間成敗比對數模式已將教師研究生產力的變項納入，但該模式並未包括升等動機。雖然作者無法以回溯方式像蒐集研究著作資料般來蒐集教師各年的升等動機，不過，作者卻有另一筆橫斷面資料可用來檢驗教師升等動機的差異。從作者所主持的郵寄問卷調查裏，作者詢問了現任 (1992 年) 講師與副教授有關升等對他們的重要性，並以此資料來進行升等動機分析 (以 0 至 100 分評量，0 代表升等對該教師毫不重要，100 代表升等對該教師極為重要)。假如分析的結果顯示女性的升等動機小於男性，或者年輕教師的升等動機小於年長教師，那麼，各教師在升等速率上的差距則極可能是由於其升等動機差異所致。

表 10 顯示了此分析的結果。作者發現不僅女性教師在升等動機上與其男性同僚不分軒輊 ( $p > .85$ )，而且年輕教師的升等動機要顯著高於年長教師 ( $p < .001$ )。這些結果併同上述模式分析，仍然指明了女性與年輕教師處於升等不利地位。

表 10 t 考驗與變異數分析檢驗性別與年齡

變項	組別	N	平均值	T or F	p	Sheffe
性別	男	421	70.95	-.15	.88	
	女	116	71.32			
年齡	25 至 35	154	76.19	11.74	.000	45+ < 25 至 35
	35 至 45	301	71.12			45+ < 35 至 45
	45+	78	61.18			

## 肆、討論

本研究運用事件史分析法檢驗我國大學教師升等制度是否真正做到獎勵教師研究生產力，茲將主要發現討論如下：

首先，在各升等層級上，研究著作量是預測升等速率的良好指標。一般而言，研究生產力高的教師比研究生產力低的教師較快獲得升等（支持假設一）。而且，在進一步控制年齡、性別、學科領域、學術市場狀況、最高學歷、國內外訓練、任教學校公私立類別、年資與數項交互作用等變項後，研究著作量仍然是預測升等與否的顯著指標（支持假設二）。此結果與美國學者 Long, Allison, & McGinnis (1993) 的發現近似——研究著作量為決定美國生化教師是否能夠順利升等的關鍵。不過，本結論卻迥異於我國學者周祝瑛 (Chou, 1992) 的研究——出版的書本與期刊論文總數（合併計算）並非預測台灣地區大學教師升等與否的顯著變項。而根據本研究的結果，我國大學教師升等制度的確做到了獎勵教師研究生產力。

其次，研究著作類別與出版時間對升等有影響。大體而言，出版書本比出版期刊論文更能影響升等機率。但是這仍然要考慮到不同學門科系之升等出版規範有差異的事實。因為在提出升等的時候，有的學門可能只計算期刊論文，有的則必須出版書本，也有的是兩者皆可。從本研究的結果來看，欲升等的等級越高，平日持續而穩定的研究表現也就越形重要。在其它條件都相同的競爭狀態下，獲得升等的人將會是平日就埋首發表期刊論文者，而非

那些一直拖到提出升等申請前才臨時抱佛腳趕緊出版研究作品者。

再者，雖然接受國外學術訓練的大學教師或許在台灣的社會中享有一定的聲望（Altbach, 1989），但在考慮過其它變項效應後，其與接受國內學術訓練的同僚在升等機率上並無二致。

作者也證實高學歷增加了向上階層流動的可能性。本研究與 Sicherman & Galor (1990) 針對 25 種職業所作的調查結論相同——學歷越高者，其獲得升遷的可能性也越高。不過，在台灣的學術圈內，這種說法僅對擁有博士學位的教師成立，並不及於有碩士學位、學士學位或其它學歷者。並且，博士學歷對能否升等的影響力隨著等級的升高而降低。在升等為副教授階段，即使大家其它各方面的條件相當，博士講師的升等成功機率是學士講師的 22.72 倍。而此一機率在升等為正教授階段已降低至 1.71 倍。這種現象應與教育人員任用條例的規定有關（1990，第 17 條）。依照該條例，取得博士學位的講師可以其學位申請升等為副教授；而本研究結果顯示，他們一般也都申請成功了。另一方面，取得博士學位對於成為正教授的機會有正面影響，這意味著我國的升等制度獎勵大學教師在自身人力資本上的投資。

另外，在私立大學任教的教師比在公立大學任教的教師較晚升等成正教授。對於此現象有幾種可能的解釋：(1)私立學校很可能以控制教師升等速度作為調節預算的一種方法。對於一所大學而言，擢升一位正教授意味著增加日後在人事預算的長期開銷（薪資、退休金等）。因此，私立學校或許因為經費的考量而在人事擢升上顯得較為保守。(2)本研究並未精密測量研究著作品質。雖然作者力邀各領域的學者先行篩選剔除著作目錄中的非學術作品，但這樣的過濾過程並無法進一步將著作細分為優良、普通或不佳。在各領域學者篩選著作目錄的過程中，有幾位向作者提出了著作加權（weighting）的考量。茲引述其中一位的觀點如下：「我認為公立大學與私立大學教師的研究著作不僅在數量上有差距，而且在品質上也有所不同。大體上講來，公立大學教師不僅出版較多的研究著作，而且品質也比較好。我相信光是比較他們的期刊論文在那一種期刊上發表，在這個領域的人大多數都會同意我的看法。因為在你（指作者）的研究裏，你將所有的著作一視同仁，並沒有再經過加權處理，我想你可能得注意這個差距。」從這位學者的觀點來看，研究

著作品質有可能是導致公私立大學教師升等速率差異的主因。

本研究也證實年資決定升等機率。不過，它與升等機率間呈現非線性關係。隨著年資的增加，升等的可能性先上升後下降。下降的原因或許是因為某些教師在早年嘗試提出升等申請失敗後即停止再試所致。然而，此一觀點仍有待研究進一步證實。

作者發現不同學科領域的升等機率隨著升等等級的不同而有所差異。與人文學科比較，在升至副教授階段時，社會科學與工程類科教師之升等速度較快。而在升至正教授階段時，自然科學教師之升等速率較快。

最後，隨著教師所經歷之學術市場狀況的不同，其升等速度有差異。在 1986 年至 1992 年間進入各較低等級任教之教師，其升等速度均較 1975 年以前即進入各該等級之教師升等速度為慢。這意味著為了儘早升等，在 1986 年以後進入較低等級之教師，必須比其前輩同僚出版更多的研究作品。這種現象或許是由於學術市場比從前緊繃的緣故。依照 Perrucci, O'Flaherty, & Marshall (1983) 的說法：處在買方市場（供過於求）的教師世代，其升等速度較處於賣方市場（求大於供）的教師世代為慢。當然，此現象也有可能是由於台灣的學術界目前日漸重視教師的研究表現所致。

## 伍、研究限制

本研究採用事件史分析法探討研究著作量與升等之間的關係。由於事件史分析法能有效處理割捨資料與時間變動變項的問題，本研究彌補了以往升等研究在方法上的不足。儘管如此，本研究仍然存在下述的研究限制：

首先，本研究所選擇的九個學校乃以出版教師著作目錄的大學為主，並未包含其他的大學。這主要是由於建構事件史資料需要蒐集多種教師生涯著作目錄的先天限制使然。例如，並非每位郵寄問卷的回卷者都會提供其生涯著作目錄給作者。而以國科會的研究人才檔而言，其涵蓋性有偏頗，因為它只登錄申請國科會研究獎助和研究計畫的教師著作資料，那些未曾和國科會來往的教師在該檔中不會出現，且有記錄的教師資料也僅止於最近一次向國科會申請時所留下的記錄，日後若沒有申請就沒有更新的記錄。在這些資料

條件限制下，作者只能從研究設計上著手，選取出版教師著作目錄的學校，以求兼顧研究對象的涵蓋性和運用多種教師生涯著作來源的需要。不過，這樣的設計會使本研究結果在推論上有所限制。

其次，本研究可能存在有選擇性偏差（selection bias）的問題。作者所選取的受試者為 1992 年在職的大學教師。雖然在 1992 年時被聘為講師與副教授者可被視為割捨案例，但是其它型態的割捨案例——例如，中途離職轉業者，在 1992 年以前退休或死於任上者——並未包括在本研究中。因此，本研究的受試者有可能對其學術生涯的委任感較強，也有可能是身體上較為健康的一群。儘管大學教師的離職率及死亡率極低，<sup>8</sup> 但選擇性偏差的問題仍然存在。

再者，本研究並未進一步測量研究著作的品質。作者雖然邀請專業人士篩選研究著作目錄，但此步驟卻無法細分著作品質的高低。因此，除了研究著作數量外，本研究無法確實得知研究著作品質的良窳對升等與否具有何種程度的影響。另外，由於所蒐集的各種著作目錄資料中，沒有可供區辨「主要或代表著作」與否的明確資訊，所以本研究中無法檢驗代表著作對於升等成功與否的真正影響力，未來的研究或許可朝此方向繼續探詢。

最後，本研究對升等制度的評量著重在升等的結果，而非升等審核的社會過程。儘管本研究顯示諸如性別與年齡的差異會影響到大學教師的升等速率，但這並不代表在決定升等與否的過程中，其它因素扮演的角色就不重要。在作者所主持的郵寄問卷調查裏，有些教師在填答開放式問題時即表明：申請升等者在系所內部人緣的好壞與派系傾軋，有可能會影響到申請者的升等機率。在本研究中，作者並未探討申請者人際關係的好壞、人脈網絡的密疏，與個人資源及協助的交換，在升等上扮演什麼樣的角色，亦未深究這些因素是否直接或間接與性別及年齡有關。但是這些問題仍然值得深究。對這方面

---

8 大專教師之離職率及死亡率每年約少於 5%。然而，此數字並未區隔大學教師與專科學校教師。在本研究中，因專科學校非為研究高深學術而設置，故專科學校教師非本研究受試者。另一方面，由於大學教師在台灣的社會中普遍受人敬重且薪資所得也算豐厚，作者相信大學教師（講師及其以上）的離職率應比 5% 更低。

的研究，將可以幫助我們瞭解台灣的學術界當中是否存在“差別待遇”（particularism）的情形，以及如果此現象存在的話，那麼該差別待遇又是如何在台灣的大學教師升等制度中運作。



## 參考資料

### 一、中文部份

大學法

1994 第 18 條。

立法院公報

1989 年 1 月 7 日 台北：立法院。

教育人員任用條例

1990 第 15、16、17、18 條。

教育部

1990 中華民國教育統計，頁 25, 50-53。台北：教育部。

賴君義

1990 〈評「我國大學工程教育的檢討」〉，見淡江大學教育研究中心、二十一世紀基金會主編，《二十一世紀我國高等教育的發展趨勢：體制、功能與學校組織》，頁 445-447。台北：師大書苑。

黃政傑

1990 〈國大學院校的經營管理與運作〉，見淡江大學教育研究中心、二十一世紀基金會主編，《二十一世紀我國高等教育的發展趨勢：體制、功能與學校組織》，頁 31-61。台北：師大書苑。

薛承泰

1993 〈事件時序分析法 (Event History Analysis) 簡介〉。人口研究通訊，14:18-24。

### 二、英文部份

Ahern, N. C. & E. L. Scott

1981 *Career outcomes in a matched sample of men and women Ph.Ds: An analytical report*. Washington, D. C.: National Academy Press.

Allison, P. D.

1982 "Discrete-time methods for the analysis of event histories" in S. Leinhardt (Ed.), *Sociological Methodology*. San Francisco: Jossey-Bass.

1984 *Event history analysis: Regression for longitudinal event data*. Newbury Park, CA: Sage.

Altbach, P. G.

1989 "Higher education and scientific development: The promise of newly industrializing countries", in P. G. Altbach (Ed.), *Scientific development and higher education: The case of newly industrializing nations*. New York: Praeger.

Blossfeld, H., A. Hamerle, & K. U. Mayer

1989 *Event history analysis: Statistical theory and application in the social sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Braxton, J. M.

1989 "Institutional variability in faculty conformity to the norm of science: A force

- of integration or fragmentation in the academic profession," *Research in Higher Education* 30:419-433.
- 1993 "Deviancy from the norms of science: The effects of anomie and alienation in the academic profession," *Research in Higher Education* 34:213-228.
- CEEWISE (Committee on the Education & Employment of Women in Science and Engineering)
- 1983 *Climbing the ladder: An update on the status of doctoral women scientists and engineers*. Washington, D. C.: National Academy Press.
- Chou, C. P.
- 1992 "Gender differences in the academic reward system: A national-wide study of university faculty members in Taiwan," Ph.D. dissertation, University of California, Los Angeles.
- Cole, J. R.
- 1992 *Making science: Between nature and society*. Cambridge: Harvard University Press.
- Colombo, S. E.
- 1988 "Medical school faculty and department chairman perception on faculty promotion," Ph.D. dissertation, University of Michigan.
- Gaston, J., H. R. Lantz, & C. R. Snyder
- 1975 "Publication criteria for promotion in Ph.D. graduate departments," *The American Sociologist* 10:23-242.
- Kasten, K. L.
- 1984 "Tenure and merit pay as rewards for research, teaching, and service at a research university," *Journal of Higher Education* 55:500-514.
- Lawrence, J. H., & R. T. Blackburn
- 1985 "Faculty careers: maturation, demographic, and historical effects," *Research in Higher Education* 22:135-154.
- Long, J. S., P. D. Allison, & R. McGinnis
- 1993 "Rank advancement in academic careers: Sex differences and the effects of productivity," *American Sociological Review* 58:703-722.
- Pan, H. & H. S. Hsieh
- 1989 The scientific research environment in Taiwan. In P.G. Altbach (Ed.), *Scientific development and higher education: The case of newly industrializing nations*. New York: Praeger.
- Perrucci, R., K. O'Flaherty, & H. Marshall
- 1983 "Market conditions, productivity, and promotion among university faculty," *Research in Higher Education* 19:431-449.
- Persell, C. H.
- 1983 "Gender, rewards, and research in education," *Psychological of Women Quarterly*, 8:33-47.
- Reskin, B. F.
- 1977 "Scientific productivity and the reward structure of science," *American*

- Sociological Review* 42:491-504.
- Salthouse, T. A., W. J. McKeachie, & Y. G. Lin  
1978 "An experimental investigation of factors affecting university promotion decisions," *Journal of Higher Education* 49:177-183.
- Sicherman, N. & O. Galor  
1990 "A theory of career mobility," *Journal of Political Economy* 98:169-192.
- Teachman, J. D.  
1983 "Analyzing social processes: Life tables and proportional hazard models," *Social Science Research* 12:263-301.
- Teachman, J. D. & M. D. Hayward  
1993 "Interpreting hazard rate models," *Sociological Methods and Research* 21:340-371.
- Tuckman, H. P.  
1976 "Publication, teaching, and the academic reward structure." Lexington, MA: Lexington Books.  
1979 "The academic reward structure in American higher education. In D. Lewis (Ed.), *Academic rewards in higher education*." Cambridge, MA: Ballinger.
- Xie, Y.  
1989 "The process of becoming a scientist," Ph.D. dissertation, University of Wisconsin, Madison.
- Yamaguchi, K.  
1991 *Event history analysis*. Newbury Park, CA: Sage.

# **The Impact of Research Productivity on Promotion of College Faculty in Taiwan: An Application of Event History Analysis**

Flora F. Tien

Assistant Research Fellow

## **ABSTRACT**

This study explores the research question: Does the promotion system in Taiwan reward faculty research productivity? By conducting event history analyses, this paper demonstrates that the simple answer to the question is “yes.” The results of life-table analysis show that the more research one produces, the sooner one gets promotion. Furthermore, even after controlling for the effects of demographic, educational, and institutional variables, discrete-time logit models indicate that the number of research publications predicts the odds of promotion well. Although the promotion system is unquestionably effective in rewarding research productivity for at least some faculty, whether the system is truly universalistic remains an open question. Most significantly, female and younger faculty members are clearly disadvantaged when seeking promotion. Future research on exploring how particularism operates in the Taiwanese academic community is thus recommended.

**Key Words:** higher education, promotion, faculty research productivity, event history analysis