

政府資助的產業創新活動： 以工研院科專計畫為例

鄭秀玲

台灣大學經濟系副教授

黃國綱*

台灣大學經濟系碩士

本文以 1991-2001 年期間工研院執行的 372 個年度科專計畫為研究對象，蒐集其專利資料並輔以問卷，運用計量方法來探討其研發行為。本文的主要實證結果為：(1)以國內專利數為被解釋變數的模型所得的 R&D 支出彈性值為 0.354。然而若以美國專利數為被解釋變數的模型所得的 R&D 支出彈性值會提高為 0.555，此與 Hausman, Hall and Griliches (1984) 的研究所得之 0.49 相當接近。(2)工研院科專計畫的專利品質呈逐年上升趨勢，是一可喜現象。(3)經過品質調整的研發人力對研發產出有正向的影響。而科專計畫執行年期越長者，其研發成效越顯著，其中尤以 11~12 年者為最。電子類科專計畫之技轉案例屬於製程相關技術之比重增加時，對專利表現有正向影響；然而化工材料類和機械自動化類科專計畫則剛好相反；(4)參與計畫廠商規模和區位對計畫執行成效的影響端視產業別而定。

關鍵字：專利數，調整品質後專利數，工研院，科專計畫

* 作者感謝兩位匿名審稿人的建議及行政院國科會計畫 (NSC 91-2415-H-002-013) 提供本文之經費補助

收稿日期：93 年 4 月 5 日；接受刊登日期：93 年 12 月 2 日

一、前言

台灣的中小企業家數占全部製造業家數的比重，長期以來一直都高達90%以上。這些中小企業由於研發人力和資金不足，大多無法獨立進行研究發展工作。我政府乃自1977年起透過經濟部科技專案研究計畫（以下簡稱科專計畫）的補助和技術移轉的推動，期能提昇民間企業的產業科技實力。經過將近三十年來的努力，我國之電子資訊業和機械製造業等產業之科技實力已顯著提升，公部門在產業科技的研發補助，尤其是科專計畫，有不可磨滅的貢獻，其研發行為和成效值得吾人深入探討。

遺憾的是截至目前為止，有關政府執行科專計畫所產生的產業創新活動的經濟研究卻付之闕如，只有袁建中等（1999）和林月珠（2002）等人分別用資料包絡分析法來評估少數能源和電子類科專計畫的執行效率。Mathews（1997）從管理學的觀點分析工研院如何透過科專計畫的執行，引進國外技術，進而自行研發，並將開發出來的新技術轉移給民間企業的策略運用。Mathews（2001）則以田野調查的方法，評估工研院科專計畫與民間廠商進行研發策略聯盟的個案成效。然而鮮少文獻以計量模型來量化分析科專計畫的研發行為。

過去先進國家如美國、歐洲和日本為了幫助廠商降低高科技研發的成本和風險，多透過研發策略聯盟的方式（例如美國的SEMATECH策略聯盟，日本的VLSI研發策略聯盟和歐洲的ESPRIT研發計畫）來資助產業創新活動。相關的實證文獻有Irwin and Klenow（1996）研究1970-1993年間廠商參與美國政府和半導體業組成之SEMATECH策略聯盟之研發成效。Wallsten（2000）分析1983-1995年間美國廠商是否收到政府的中小企業創新研發獎助（SBIR）對其經營績效的影響。Branstetter and Sakakibara（1998 and 2002）探討日本廠商參與政府資助之研發策略聯盟對其研發行為之影響。這些文獻多著重於分析民間廠商參與政府研發計畫與否對其經營績效或研發績效之影響。此外還有一些文獻，例如Jaffe and Lerner（2001）以專利生產函數分析美國能源部資助的國家實驗室的研發行為。然而由於商

業或國防機密的考量，個別研發計畫的投入和產出資料非常不容易取得，因此只有極少數文獻，例如 Mansfield (1988)，分析個別研發計畫的研發行為。

本文則應用近年來經濟部公佈之個別科專計畫資料庫、科專計畫期末報告、本文自行進行之移轉技術特性之問卷調查結果以及工研院所獲得美國專利之相關資訊，以工研院歷年（1991-2001 年）執行之 372 個年度科專計畫為研究對象，透過嚴謹的計量模型來分析政府資助的產業創新活動。誠如 Mathews (2002) 所言，我國政府透過科專計畫的執行，主要著眼在幫助廠商快速學習新科技，促進產業升級，而不像先進國家研發策略聯盟，著重在降低廠商成本和風險。因此，本文除了分析科專計畫的投入與產出關係外，我們於模型中還特別納入了計畫執行年期，參與廠商的規模和區位特性，移轉技術的特性等變數，以便探討下列相關課題：

- (1) 政府補助科專計畫的適當年期為何？
- (2) 參與科專計畫的廠商規模越大，計畫執行成效是否越高？
- (3) 參與科專計畫的廠商區位越靠近研究機構，計畫執行成效是否越好？
- (4) 政府補助科專計畫的技術導向是否以製程創新為主較具成效？

除了前言之外，本文第 2 節是科專計畫的背景介紹。第 3 節是資料來源說明和樣本統計分析。第 4 節是計量模型的設定。第 5 節是實證結果分析。第 6 節是結論及建議。

二、科專計畫之背景介紹

本節先針對科專計畫的角色和功能作相關的背景介紹，接著說明本文為何選取工研院執行的科專計畫為研究對象。

從表 1 可知近年來我國的總研發經費呈現逐年上升的趨勢，不過政府研發經費增加速度已較民間研發經費緩慢。政府研發經費占全國總研發經費的比重由 1991 年的 52% 下降至 2001 年的 37%。這其中由政府主導的產業技術研究開發工作（即科專計畫）的經費則一直維持在 20% 上下。科專計畫的總經費在 1991 年為 3 億美元，到了 2001 年時已增加到 4.4 億美元，主要是由經濟部編列預算，委託所屬財團法人研究機構（如工研院、中科院、金屬中心

表 1：全國研發經費和科專經費

年度	全國總研發經費*	政府研發經費**	科專經費	工研院科專經費	科專佔政府研發經費的比例 (%)	工研院科專經費佔全部科專經費的比例 (%)
1991	3049.909	1588.049	296.522	204.37	18.67	68.92
1992	3768.549	1967.532	430.879	275.69	21.9	63.98
1993	3927.564	1922.978	430.53	301.381	22.39	70
1994	4334.984	2089.132	408.505	298.62	19.55	73.1
1995	4722.428	2108.627	439.87	280.632	20.86	63.8
1996	5024.219	2144.147	452.109	261.49	21.09	57.84
1997	5453.946	2224.374	442.712	249.808	19.9	56.43
1998	5293.885	2074.54	409.598	219.465	19.74	53.58
1999	5904.667	2235.387	453.233	234.426	20.27	51.72
2000	6329.21	2375.23	466.573**	245.354***	19.64	52.59
2001	6065.037	2244.064	444.083	232.218	19.79	52.29

註：1. *全國總研發經費包括公、私部門的研發經費總和。單位為百萬美元；

**表中的政府研發經費皆不包含國防經費；

***2000 年度因政府會計年度調整，科專實際執行時間為 1.5 年，所以原始經費除以 1.5 後得出現有數據。

2. 資料來源：中華民國科學技術統計要覽及經濟部技術處的網頁。

和資策會等) 規劃開發以創新為導向之前瞻性、關鍵性或通用性之產業技術，且其研發成果要以移轉企業使用為主要目的。早期科專計畫多委託公營的研究機構，近年則有業界科專及學界科專的出現。科專計畫都是以數年為一期，例如「醫藥化學品製程技術發展五年計畫」或「民航航電技術發展三年計畫」，不過其預算編列或審查都是以一年為一期。而工研院歷年所執行的科專計畫經費都占政府總科專研發經費的 50% 以上，惟從 1991 年的 69% 已逐年下降至 2001 年的 52%。因此，工研院執行的科專計畫是探討政府資助的產業創新活動極為重要的研究標的。此外以工研院科專計畫為研究對象的優點是因為工研院是一個純粹的研究機構，主要的業務和經費都與研發有關。它不像一般企業有龐大的生產及行銷部門，所以更能顯現 R&D 投入及產出之間的關係。

工研院創立於 1973 年，是政府資助的非營利財團法人。政府賦予工研院的主要任務是透過政府資助的科專計畫，引進國外先進工業技術，再經改良與突破，來發展國內產業需要的科技。它的研發單位可分為七所五中心，分別是電子所、電通所、光電所、材料所、化工所、機械所、能資所、環境與安全衛生技術發展中心、航太中心、量測中心、生醫中心和晶片中心。在人力方面，工研院員工總數近年來都維持在 6000 人左右，其中碩博士所佔的比例約在五、六成左右。其實除了研發成果外，工研院科專計畫對產業發展最重要的影響是將國外學習或自行研發的科技透過廠商的參與，移轉給企業界。廠商參與科專計畫的方式有合作研究、先期參與或成果移轉等數種。廠商究竟以何者方式參與科專計畫，主要是依據其意向和能力。「合作研究」是科專計畫一開始廠商和工研院就簽訂合作研究契約，必須提供合作研究配合款給工研院（至少大於總經費的 10%），並且可派遣研發人力合作研發。此外，廠商可依其投入經費比例享有相關智慧財產權。至於「先期參與」的廠商則不在計畫初期負擔研發經費，而是在計畫結束前支付權利金，即可要求工研院陸續將研究成果移轉給他們。最後一種參與方式是「成果移轉」，是在計畫結束後，廠商才支付權利金，要求工研院將相關技術移轉給他們。從表 2 可知每年約有 500 多家廠商參與科專計畫的研發或技轉。上述三種廠商參與科專計畫的時程不同，其成效差異為何，值得探討。可惜因為相關資料不足，無法進一步分析。不過本文從不同資料來源（詳見第 3.2.2 節）可收集到參與廠商的規模和座落區位等資料，於實證研究時將納入參與廠商特性對科專計畫研發成效的影響分析。

由於政府以技術移轉為目標的政策導向以及民間企業的強烈需求下，歷年工研院科專計畫的執行成果除了一般研究機構常見的專利、論文和研究報告外，還有研討會的舉行、¹ 民間企業後續的委託研究案、工業服務案和實際促成的投資案，詳見表 3 所示。因為政府實施補貼政策，上述技術移轉授權金、權利金、研討會收入和工業服務費等金錢收入的費率通常遠低於市場價值，約為 3~5% 而已。因此，吾人不易將這些低估的報酬納入科專計畫的研

1 從表 3 可知幾乎每年超過兩萬人次參與研討會。

表 2：歷年參與工研院科專計畫廠商數和金額

年度	合作研究		先期參與		成果轉移	
	廠家數	金額*	廠家數	金額	廠家數	金額
1991	142	N/A	N/A	N/A	97	N/A
1992	301	N/A	N/A	N/A	178	N/A
1993	547	N/A	N/A	N/A	249	N/A
1994	366	14952	N/A	N/A	423	5445
1995	362	10709	N/A	N/A	385	5528
1996	372	8391	N/A	N/A	412	14042
1997	140	9180	269	4061	123	8191
1998	156	9528	309	6330	111	2692
1999	24	4325	378	6026	107	3140
2000	8	1156	299	4975	109	3641
2001	16	1761	282	5025	115	2856

1. *單位為千美元；**2000 年度因政府會計年度調整，科專實際執行時間為 1.5 年，所以原始經費除以 1.5 後得出現有數據。

2. 資料來源：經濟部技術處科專成果知識庫

表 3：歷年工研院科專計畫之研發產出

年度	專利獲得 (件數)		論文 (篇數)		研究報告 (篇數)	研討會 (人次)	委託案及 工業服務		促成投 資生產	
	國內	國外	國內	國外			廠家數	金額*	廠家數	金額*
	1991	77	25	508	133	1518	14779	4159	N/A	N/A
1992	127	56	644	204	1839	18816	5033	N/A	N/A	N/A
1993	122	55	715	157	2439	19467	4656	N/A	N/A	N/A
1994	119	123	678	274	2656	27425	4433	43128	N/A	N/A
1995	132	150	644	219	2550	32753	4730	96699	N/A	N/A
1996	150	141	609	175	2401	28908	4062	49587	N/A	N/A
1997	194	168	587	214	2586	19434	2454	66830	362	1785559
1998	199	206	635	194	2585	44773	4539	64463	391	2552743
1999	162	269	675	173	2401	27075	1320	70606	292	1774000
2000	335	421	580	329	2676	18142	4009	64237	247	972825
2001	424	271	655	210	2449	24695	614	55235	236	748269

1. *金額單位為千美元。

2. 資料來源：經濟部技術處科專成果知識庫

http://doit.moea.gov.tw/tier/hypage.exe?HYPAGE=itis_count.htm

發產出。然而由於民間企業透過合作研發、成果移轉等各類方式參與科專計畫的研究和技轉工作對研發成效所帶來的正面回饋效果是不可忽視的，這也是本文將參與廠商特性納入實證分析模型的主要原因。

三、資料來源及樣本統計分析

(一)資料來源

我們從經濟部技術處網頁收集工研院 1991-2001 期間的所有科專計畫資料，再進行篩選，排除以下資料：(1)性質不符合者：由於我們所要研究的重點是工研院科專計畫的研發行為，若非屬此一性質者，即加以刪除。例如刪除檢測驗證專案類和科技行政管理類等科專計畫。(2)資料不完整的科專計畫：本文資料主要整理自工研院科專計劃的期末報告，不過仍然有部分的期末報告殘缺不全。經過篩選後，本文收集的研究樣本共有 1991-2001 年期間的 372 個年度科專計畫。除了國內專利資料外，本文還利用 Hall, Jaffe and Trajtenberg (2001) 所建立的美國專利資料庫的資料，來為本研究樣本內的所有年度科專計畫一一估算其調整過品質的美國專利產出。Hall 等人所建這個資料庫是根據 USPTO (United States Patent and Trademark Office) 的專利相關資料，加以整理而成，主要的資料有兩類，一類是原始資料，如：申請人、發明人、申請時間等；另一類是經過他們進一步計算整理的資料，例如每個專利的原創性。此外，我們還從 1991-2001 年期間本研究樣本內所有科專計畫之期末報告找出 4579 個技術移轉的個案，以問卷向六位相關的專家學者調查了每個移轉技術的特性並收集了移轉廠商特性(例如規模和區位)的相關資料。²

2 雖然參與技轉廠商的相關資料，主要是來自於科專期末報告書。不過其中還有不少闕漏，所以我們還利用經濟部科技專案執行成果摘要資料庫或 ITIS 的廠商資料庫來查詢。有些公司的工廠並不只有一家時，我們則採取公司的總工廠地址為代表，若不知公司的總工廠為何，則用公司登記的地址來表示。有關產品與製程技術的問卷，承蒙各領域的六位專家學者(台大電機系蔡志宏教授，交大材料系韋光華教授，工研院航太中心張克勤先生，工研院機械所魏依玲小姐，工研院量測中心溫瑰逸小姐，及能資所的陳先生)費心填寫，特此致謝。

(二)樣本統計分析

有關本研究樣本（即工研院 1991-2001 年科專計畫）之投入產出變數之定義及其統計值分析如下：

1. 研發產出

(1)專利數：國內專利數&美國專利數

大多數的文獻都是以專利數作為研發產出項，專利代表成功的研發產出 (Hausman, Hall, and Griliches (1984); Hall and Ziedonis (2001); 林惠玲和李顯峰 (1996); 楊志海和陳忠榮 (2001))。從經濟部科專計畫資料庫中，我們可取得每個年度科專計畫的國內專利核准數和國外專利核准數。依據 Jung and Imm (2002) 的研究指出台灣廠商有新的研發成果不一定會先在國內申請專利，不少廠商會選擇直接到國外申請專利。因此，除了以每個年度科專計畫的國內專利數作為其研發產出外，我們還應考量其國外專利數。然而由於國外專利數只有總數並沒有詳細的國別資訊。而各國的專利制度（例如專利年限）不盡相同，若將到各國申請到的專利數加在一起，將會缺乏一致性。因此國外專利數不能完整地代表每個年度科專計畫的真正研發成果。美國是我國廠商的主要出口市場，預期工研院會將其執行科專計畫的研發成果盡量拿到美國申請專利，所以用美國專利核准數來代表其研發產出應該比用國外專利數更具代表性。由於歷年我國廠商到美國申請專利的成功率偏低，因此本文認為用專利核准數應該比一般文獻常用的專利申請數更能反映我國廠商（本文指工研院科專計畫）的研發成果。³ 然而這項美國專利數資料並不是現成的，我們必須從每個科專計畫的期末報告書、經濟部技術處科專成果知識庫或是工研院的網站中逐筆找出工研院歷年每個年度科專計畫在美國申請獲准的專利號碼，再與美國專利資料庫相連接，找出工研院每個年度科專計畫在美所獲專利數及專利品質的相關資料。

3 Trajtenberg (2001) 的研究指出，平均而言，1992-1997 年台灣申請美國專利的成功率為 47%，遠低於韓國的 62%。

(2)調整過品質的專利數

如果以專利數目當成研發的產出，可能隱含下列四個假設：

- (i) 產出技術的價值等於申請到的專利的價值：事實上並非所有研發成果都可以申請專利 (Pakes and Griliches, 1984)。Scherer (1983) 就指出美國汽車產業及運輸設備業主要的研發資源是用在建立及測試原型的車輛或設備，這些成果很難申請到專利。
- (ii) 在同一個時點上，所有的專利其價值相同：我們以每個年度科專計畫每年所獲專利數目的多寡來衡量其研發的產出，這隱含了每個專利的價值在同一時點都相同的假設，才可以直接加總。事實上，並不是所有專利的價值都相同。有些基礎性的專利可能因為後來衍生的相關專利都必須搭配它才可以發揮作用，其價值自然會比較高 (Reitzig, 2003)。
- (iii) 同一個專利在不同時點的價值都相同：Pakes and Griliches (1984) 就指出大部分的專利在短時間之內就變得沒有價值。也就是說即使是同一個專利，但是在不同的時點之下，其價值也會不一樣。若是屬於基礎性、突破性的技術隨著時間的增加，衍生的技術愈來愈多，則其價值將會增加。一些偏向應用性的專利，很可能在替代性高的專利出現之後，就變得沒有價值了。除此之外，有些國家的專利制度也可能會隨著時間加以調整。因此，將專利數目跨年加以比較時，必須審慎處理。
- (iv) 個別專利價值的加總會等於同時擁有這些專利所帶來的價值：這個假設可能與事實不符，因為通常一個專利必須搭配其他的專利才可以生產出最終產品，所以如果只擁有其中一個的專利，則其價值自然會比較低。如果有一群彼此搭配的專利，其價值通常高於個別專利加值的加總 (Harhoff, Scherer, and Vopel, 1999)。

嚴謹的來說，必須以上四個假設都滿足，才可以用專利數目來當作研發的產出。事實上這四個假設很難同時滿足，可是因為專利數是研發產出中最容易取得的資料，所以有不少文獻討論補救之道。他們主要是利用其他資訊來補強只有使用專利數的資訊不足，例如 Scherer (1983) 提出 *propensity to patent* (即每一百萬美金的研發經費投入可以獲得幾項專利) 來取代專利數。而 Harhoff, Scherer and Vopel (1999) 則以問卷的方式詢問專利的持有者

要多少錢才願意出售其專利權，然後以問卷的結果，來檢視哪些指標比較可以反映專利價值。他們發現若只以每個專利引證其他過去已核准專利的次數多寡 (backward citation) 來衡量，並不足以充分反映專利價值，尚須搭配一些指標例如每個專利核准後，被後來才核准的其他專利所引證的次數多寡 (forward citation)、到國外申請專利的國家別數 (size of international patent family) 和是否成功贏得與對手的專利爭議 (patent opposition) 等指標，方能較為完整的反映專利價值。Lanjouw, Pakes, and Putnam (1998) 以專利更新及專利申請的資料來估計專利的價值。Hall (1999) 以股票市場價值及專利被引用的程度來估計專利的價值，然而除非證券市場是效率市場，否則有關 R&D 的資訊將不會完整地反應在股價上。楊志海和陳忠榮 (2002) 則以我國專利商標局給予不同專利類別如發明、新型和新式樣的專利年限 (分別是 20、15 和 10 年) 作為權重，來反映專利品質的差異，以求出加權後的專利數。

本文則利用美國專利資料庫的資料，為每個年度科專計畫建立一個調整過品質的專利數指標，亦即以 claim 數加權的美國專利數。美國專利局 (USPTO) 於網站上，對每一個所核准的專利，均一一列舉其組成的內涵與功能。Lanjouw and Schankerman (1999) 的研究發現由所列舉的專利內涵和功能數目 (即 claims 數) 可以看出每一專利的範疇 (patent scope)。Lerner (1994) 的實證研究發現，平均而言，廠商所擁有專利涵括的範疇越廣，表示其專利品質越佳，對其市價的正面影響越大。我們先計算出電腦和通訊類、電子和電器類、醫藥類、化學類、機械類和其他雜項類等各類專利的歷年全世界平均 claim 數為多少，再以此平均數分別對工研院的每個專利之 claim 數進行平減。接著，將所得的值從低到高分別給予 1-5 的權重，而得出以 claim 數加權的 (claim-weighted) 專利數。⁴ 接著我們將每個年度計

4 本文參考社會學問卷調查方法，以世界平均平減後所得的每個 claim-weighted 專利絕對數，先依其高低給予 1-5 的權重，再作整個科專計畫 claim-weighted 專利數的加總。因此，每個計畫每年的 claim-weighted 專利總數會大於 (或等於) 未作加權的專利數。由於經過品質調整的 claim-weighted 專利總數越大，表示其專利品質越佳，吾人僅需比較前者較後者高多少，就可以清楚的看出其專利品質表現。再者，因為一個專利含多少 claim 數，會受

畫中的 claim-weighted 專利相加，即可分別得到 1991-2001 年期間每個年度計畫的 claim-weighted 專利數。我們原本也要建立一個以 claims 數為權重之國內專利數，然而因為歷年國內專利之 claims 數資料品質頗為粗糙，因此作罷。⁵ 此外，我們還以與上述方法類似的步驟，應用 Hall, Jaffe, and Trajtenberg (2001) 已算好之工研院歷年在美國所獲每個專利的原創性值，建立每個年度科專計畫的原創性加權 (originality-weighted) 的美國專利數，惟這個變數僅有 1991-1999 年的資料。每個專利的“原創性值”係指 Trajtenberg, Jaffe and Henderson (1997) 應用集中度指數的概念，以每個專利之引證資料，透過下列公式(1)，所計算的原創性值：

$$O_m = 1 - \sum_n^N S_{mn} \quad (1)$$

其中 O_m 為專利 m 的原創性值， S_{mn} 為專利 m 引證第 n 個技術領域的專利次數佔其引證所有領域的專利總次數的比重。如果專利 m 引證其他過去已核准的專利數大都集中於少數技術領域，則其 $\sum_n^N S_{mn}$ 的值越大，專利 m 的原創性 (O_m) 值就越低。反之，如果專利 m 所引證的既有專利分散於各領域，則表示專利 m 在提出前，已參考了許多不同領域的知識，加上自己的原創性和整合性，才能有此新專利 m 的創新產出，因此此專利的原創性自然較高。

從本文樣本所含 372 個工研院年度科專計畫之歷年以 claim 數加權的美國專利數和以原創性加權的美國專利數走勢圖 (圖 1)，可得出以下兩個發現：

(1) 用 claim 數和原創性加權的專利數呈現相當一致的走向，兩者的相關係數高達 95.5%，此乃表示這兩種專利品質調整的方法均可用以衡量工研院

專利撰寫方式的影響，所以如果僅是差距在 1、2 個 claim 數之內的話，可能不能反映實質上的差異。如果用一個 range 來衡量的話，就可找出哪些專利的 claim 明顯多於其他專利。然而上述作法，的確有匿名審查人所言之人為主觀判斷的缺點。

5 我們觀察同時獲得國內專利和美國專利的那些工研院科專計畫的研發成果，發現國內專利的 claim 數與其專利品質之間似無正比關係。反之，美國專利的 claim 數與專利的原創性之間則是呈現高度正相關，可參見圖一所示。專利原創性的定義，可參見公式(3)及其說明。

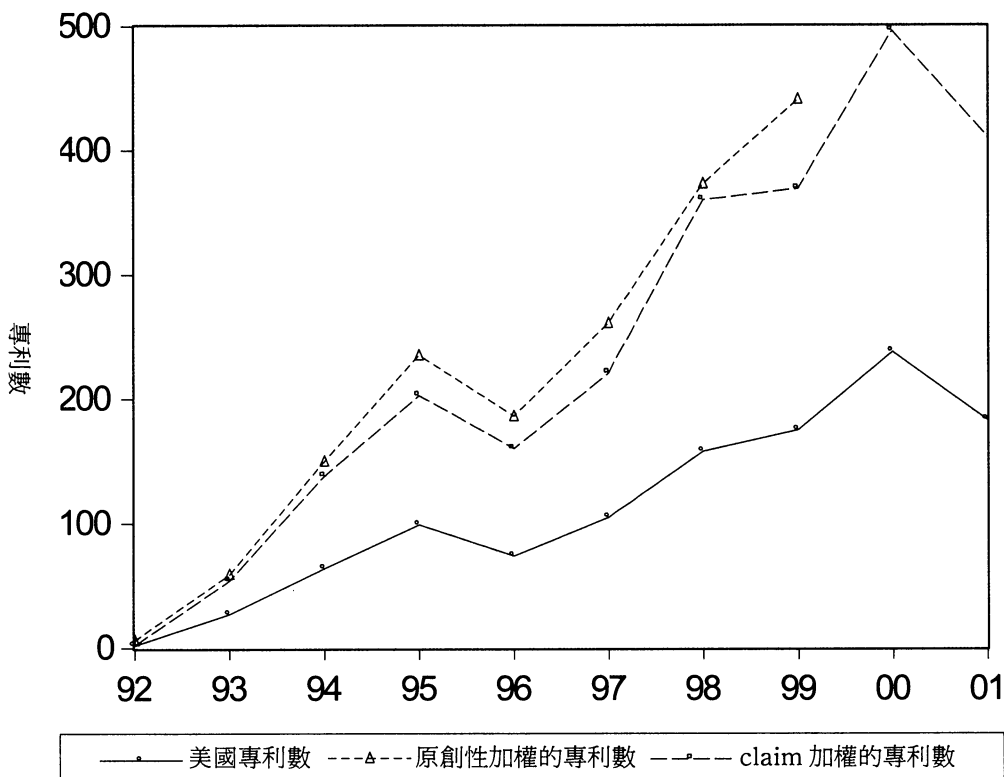


圖 1：本文樣本所含工研院科專計畫歷年美國專利數及加權後美國專利數

科專計畫的美國專利數。由於後者的資料只到 1999 年，比本文的樣本期間短少兩年，我們於後續的實證分析就不再用此變數，而只用 claim 數加權的美國專利數；(2)將工研院歷年科專計畫的專利品質與世界平均值相比較，可更精確看出其歷年專利品質的變化，呈逐年上昇的趨勢。

2. 研發投入

(1)研發支出 (LNRD)：

在工研院的科專計畫經費中，研究人員的薪資佔總研發支出的比例很高，如果我們將人力投入項和總研發支出同時納入研發生產函數的解釋變數時，可能會產生共線性 (collinearity) 的問題。不過即使以資本支出取代總研發支出，人力支出和資本支出的相關性仍然很高，所以也不能將這兩者同

時放在迴歸式中。因此，我們參考 Hall and Ziedonis (2000) 的作法，將每個年度計畫的全部研發支出除以總研究人員數，再取自然對數值，得到每個年度計畫的“平均每人的研發經費”。以此變數 (LNRD)，再搭配下節所述“經過品質調整的人力項”作為 R&D 生產函數的解釋變數時，就可以消除共線性的問題。在計算 LNRD 時，我們將每個年度計畫之研發經費以 1996 年的 CPI 加以平減。⁶ 工研院的經費，除了用來購買機器設備及研究材料之外，其餘的大部分都是屬於研究人員薪資，所以整體而言，用 CPI 來加以平減應是可以接受的。此外，為了方便與國外相關文獻做比較，本文的金額都換算成千美元。從表 4 可知，平均而言，每個電子類科專年度計畫之研究經費和研究人員數均較非電子類高。

(2)調整過品質之研究人力項 (LNL, quality-adjusted labor)：

除了研究人員數 (L') 的多寡會影響研究計畫的成果外，具有碩博士學歷的研究員數佔總研究人員數的比例 (q) 越高，則整個研究團隊的人力素質越高，預期對計畫的研究成果會有正面的貢獻。我們參考 Christensen et al. (1983) 和鄭秀玲和林宇庭 (1998) 的作法，以下列公式計算調整過品質之研究人力：

$$L = L' * h(q) = L' * e^q$$

or
$$LNL = LNL' + q, \quad (2)$$

其中研發人力之品質指標 (q) 透過 $h(q)$ ，即 e^q 的函數關係與研發人員數 (L') 同時影響研發人力的質和量 (L)。

從表 4 可知，平均而言，每個電子類科專年度計畫之碩博士人數佔總人力數比重較非電子類為高，分別是 70.4% 和 61.5%，經過品質調整的人力投入量也是電子類高於非電子業。

6 關於研發經費平減的問題，採用實質金額的文獻在國外有 Mansfield (1981)，他將 1951-1971 的研發經費用 1960 年的物價水準為基期，1959-1976 的金額則以 1965 年為基期加以平減。國內文獻方面，莊奕琦和許碧峰 (1999) 是以台灣地區行業別產出物價指數來平減。至於沒有平減的文獻有 Pakes and Grilches (1984) 與 Brouwer and Kleinknecht (1999)。

表 4：研究樣本之投入產出與廠商特性變數：1991-2001

	電子類 科專計畫	非電子業 科專計畫	樣本內全部 科專計畫
計畫數目	128	244	372
研究計畫產出			
平均每個年度計畫所獲國內專利數	8.203	3.701	5.250
平均每個年度計畫所獲美國專利數	6.195	1.918	3.390
平均每個年度計畫以 claim 數加權的美國專利數	13.781	3.730	7.188
研究計畫特性			
平均每個年度計畫的 R&D 經費(單位：千美元)	10907.108	4707.658	6840.802
平均每個年度計畫的所有研究人員數(單位：人)	113.070	61.049	78.949
平均每個年度計畫每個研究員所獲得之 R&D 經費(單位：千美元)	95.384	84.186	88.039
平均每個年度計畫的碩博士比例(%)	70.4	61.5	64.6
平均每個年度計畫調整過品質後的人力投入數(LNL)	5.225	4.586	4.806
平均每個年度計畫的所有技轉案例中屬於製程技術的比例(%)	29.076	41.774	37.405
參與廠商特性			
平均每個年度計畫參與技轉廠商為大企業的家數比例(%)	68.352	59.687	62.668
平均每個年度計畫參與技轉廠商位在桃竹苗地區的家數比例(%)	46.038	26.179	33.012

(3) 計畫執行年期 (T2……T12)：

大多數的科專計畫是以數年為一期，例如無線通訊技術發展五年計畫。通常在第一期計畫結束時，會根據計畫中所得到的發現，考量未來產業發展的趨勢，繼續擬定新的相關研究計畫，例如：無線通訊技術發展第二期五年計畫。因此，我們首先將每個具有連續性的科專計畫加以連結，變成一系列之研究計畫，再以該年度研究計畫已經進行了多少年為其計畫執行年期。本樣本中有 12 個五年期以下之科專計畫，18 個六至十年期的科專計畫，而有 18 個十一年至十二年期的科專計畫。為了分析執行年期長短對研發成果的影

響，我們建立了 T2、T3……至 T12 的執行年期虛擬變數。例如計畫執行年期為第二年者，則令 $T2=1$ ，其餘為 0。其他的計畫執行年期虛擬變數依此類推，而執行年期為一年者，設定為基礎執行年期。我們預期科專計畫執行年期越久，越有可能累積過去的研發經驗和心得，而比較容易有成果產出。

(4) 產業虛擬變數：

各類科專計畫在專利數的差異可能是因為研發成效的不同，也可能是如 Scherer (1983) 和 Brouwer and Kleinknecht (1999) 所言，每個產業的專利傾向 (propensity to patent) 的差異性所致。我們以 DELEC, DMACH, DBIO 分別是電子資訊、機械自動化和生技醫藥產業虛擬變數，來區別產業差異性。若是屬於電子資訊領域的科專計畫，則令 $DELEC=1$ ，其餘為 0，其他產業虛擬變數也依此類推，而材料化工類則為基礎產業。

(5) 移轉技術以製程技術為主的比例 (PROC)：

Mansfield (1988) 之研究曾提及 “product-innovation” 與 “process-innovation” 用語，但並沒有對此有明確的定義。美國專利商標局 (USPTO) 曾對製程技術專利和產品技術專利做了以下的定義：某一製程相關的發明可以用來製造不同的產品；而某一產品相關的發明可以用不同的生產過程製造出來。然而要精確地判斷工研院所研發的技術是產品相關或製程相關並不容易，仍有賴專家的判定。我們先將本文所收集的 4579 個技轉個案，依照不同的領域加以分類整理成問卷，然後再請各領域的專家填寫。接著計算出每一個科專計畫中所有移轉出去的技术裏面，有多少比例是屬於產品相關技術 (PROC)，用這個比例來代表每個年度科專計畫的技術特性，而 (1-PROC) 則為移轉技術中屬於製程相關技術的比例。從各領域專家的問卷結果和訪談結果大約可將產品相關技術定義為：(i) 經由此技術可產出最終產品的，是屬於產品相關技術：例如像量測技術中的「可攜式心電圖記錄器」就是屬於產品相關技術；(ii) 最終產品中關鍵零組件或關鍵性 (即是非此技術不可，或者會對最終產品造成本質上改變的技術) 的技術，也歸類在產品相關技術中，例如：光電技術中的「DVD 的讀取頭」。而製程相關技術則是比較偏向輔助的性質，例如生產流程的設計，生產器具的改良……等，像航太技術中的「16G 座椅設計分析」。從表 4 可知，電子類科專計畫技轉案例中以製程技

術爲主的比例，平均約爲 31%，而非電子類的比例爲 40%。至於製程技術比重的改變，對研發成果（專利數）的影響，則有賴下節的實證模型加以分析。

(6)參與技轉廠商爲大企業的比例 (SIZE)：

我們將參與技轉廠商之規模區分成大企業及中小企業，大企業的定義是指員工超過 200 人，或其資本額大於 6000 萬新台幣者。從表 4 可知，1991-2001 年期間平均每個科專計畫參與技轉廠商爲大企業的家數比例是 62.67%，電子類更高達 68.35%。

(7)參與技轉廠商數位於桃竹苗地區的比例 (LOCA)：

參與技轉廠商的區位可分成北部地區（台北縣市與基隆宜蘭）、桃竹苗地區、中部地區、南部地區及花東地區等五區。我們計算出每個年度科專計畫的技術移轉案例中，有多少百分比的廠商數集中於桃竹苗地區（此爲工研院所在地最近的地區），即爲本文之廠商區位 (LOCA)。此區位變數的值越高，表示該科專計畫有越高比例的參與技轉廠商座落於桃竹苗地區，因而使該計畫參與人員有就近與工研院研發人員互動和切磋的地利之便，進而提升該計畫的專利產出。從表 4 可以發現，1991-2001 年期間平均每個電子類科專計畫參與技轉廠商位於桃竹苗地區的家數比例爲 46.04%，高於非電子類的 26.18%。

四、計量模型

爲了實證分析歷年工研院科專計畫研發投入與產出的關係，本文除了參考過去相關文獻（Hausman, Hall, Griliches (1984)；Hall, Griliches and Hausman (1986)；Hall and Ziedonis (2001)；林惠玲和李顯峰 (1996)；和楊志海與陳忠榮 (2001)）的作法，假設專利數爲研發支出的產出函數外，還特別將計畫執行年期、產業特性、技術特性和參與技術移轉廠商特性等可能影響科專計畫研發行爲的重要因素納入專利生產函數如下：

$$\text{LNY} = f(\text{LNRD}, \text{LNL}, \text{T2}, \text{T3}, \text{T4}, \text{T5}, \text{T6}, \text{T7}, \text{T8}, \text{T9}, \text{T10}, \text{T11}, \text{T12}, \text{DELEC}, \text{DMACH}, \text{DBIO}, \text{PROC}, \text{SIZE}, \text{LOCA}) \quad (3)$$

其中 LNRD 為平均每人的研發支出。LNL 為調整過品質之研究人力項。T2, T3……和 T12 分別為計畫執行年期虛擬變數；DELEC, DMACH 和 DBIO 為產業虛擬變數。PROC 為移轉技術以製程技術為主的比例；SIZE 是參與技轉廠商為大企業的比例；LOCA 代表參與技轉廠商位於桃竹苗地區的比例。PROC, SIZE 和 LOCA 這三個變數還與產業虛擬變數相乘，以區別出不同產業的影響效果。而 LNY 則為專利產出，分別有國內專利數、美國專利數和以 claim 數加權的美國專利數。上述這些變數的詳細定義和統計值，可參考表 1A。

有關落後期研發經費對研發成果的影響，一直是相關研究關心的議題。雖然從實務上而言，從研發經費投入到獲得專利核准之間會有時間差距存在，楊志海與陳忠榮（2001）的研究發現落後期 R&D 支出對專利產出的影響效果並不具統計顯著性。Hall, Griliches, and Hausman（1986）所估計的專利生產函數則發現當期和最後一期的 R&D 支出的係數都大於中間各期的係數。在影響效果不甚確定之下，納入落後期 R&D 支出於解釋變數，將使估計模型的觀察值數從 372 個大幅減少成 265 個。因此本文於實證分析時，乃決定以上述沒有涵括落後期 R&D 支出變數的公式(3)為主要計量模型，來探討工研院科專計畫之投入和產出關係。而將下列涵括落後期 R&D 支出變數的公式(4)的專利生產函數模型估計結果放在附錄。

$$\begin{aligned} LNY = f(&LNRD, LNRD1, LNRD2, LNRD3, LNL, T5, T6, T7, \\ &T8, T9, T10, T11, T12, DELEC, DMACH, DBIO, \\ &PROC, SIZE, LOCA) \end{aligned} \quad (4)$$

其中 LNRD1、LNRD2 和 LNRD3 分別是落後一年、落後兩年和落後三年的平均每人研發支出。配合落後三期 R&D 支出變數之納入，公式(4)之執行年期變數只有 T5、T6、……到 T12，去除了 T2、T3 和 T4。

有關估計模型之設定，因為上述公式(3)和公式(4)之專利權數（不論有否調整過品質專利數）是可數的非負整數資料，傳統常用的連續常態模型並不適用。我們乃參考 Cameron and Trivedi（1986）和林惠玲和李顯峰（1996）的做法，嘗試波式間斷模型（Poisson Model）或負二項模型（Negative

Binominal Model)。令 Y_i 為科專計劃 i 的專利數，假設 Y_i 為一 Poisson process 之隨機變數，其機率函數為

$$\Pr(Y_i = y_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad (5)$$

其中 λ_i 為某期間發生事件（獲有專利）的平均數。為確保 λ_i 之值為非負數，一般多設定為指數函數如下：

$$\lambda_i = \exp(x_i' \beta) \quad (6)$$

式中 X_i 為解釋變數， β 為未知的參數。而 Poisson 分配需滿足兩個條件，即(1)平均數 = 變異數（即無 over-dispersion）；和(2)事件在期間的發生是相互獨立的（即 time-independence）。因為本文資料屬於 pooling data，並不能做 time-independence 檢定（Cameron and Trivedi, 1986）。本文實證分析的第一個步驟是用 regression-based test 的方法來檢定樣本是否有 over-dispersion，也就是檢定下式中之 α 是否為零：

$$(Y_i - \lambda_i)^2 - Y_i = \alpha g(\lambda_i) + \varepsilon_i \quad (7)$$

若 α 顯著異於零，表示我們的資料具有 over-dispersion 的性質，並不宜採用 Poisson distribution model。其實大部分實證文獻的資料都具有 over-dispersion 的性質，所以有必要修正上述無 over-dispersion 的限制條件，一般修正的方法是令

$$\lambda_i = \exp(X_i \beta + \varepsilon_i) \quad (8)$$

其中 ε_i 呈 gamma distribution，即 $\lambda_i \sim \text{Gamma}(\phi_i, \nu_i)$ ， ϕ_i, ν_i 為 Gamma 分配之參數，如此即可得到下列之負二項分配（Negative Binominal distribution）：

$$\Pr(Y_i = y_i) = \int \Pr(Y_i = y_i | \lambda_i) f(\lambda_i) d\lambda_i$$

$$= \frac{\Gamma(y_i + \nu_i)}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\nu_i)} \left(\frac{\nu_i}{\nu_i + \phi_i} \right)^{\nu_i} \left(\frac{\phi_i}{\nu_i + \phi_i} \right)^{y_i} \quad (9)$$

而其平均數和變異數分別是 $E(Y_i) = \phi_i$ 和 $V(Y_i) = \phi_i + \frac{1}{\nu_i} \phi_i^2$ 。

因為 $\phi_i > 0$, $\nu_i > 0$, 所以 $V(Y_i) > E(Y_i)$, 可以允許變異數大於平均數。如果令 $\phi_i = \exp(X_i\beta)$, $\nu_i = \frac{1}{\gamma}(\exp(X_i\beta))^k$, $\gamma > 0$, 而 k 為任意常數。若 $k=0$, 可得 $V(Y_i) = E(Y_i)[1 + \alpha E(Y_i)]$, 即 $\frac{V(Y_i)}{E(Y_i)} = 1 + \alpha E(Y_i)$, 這是負二項型 II 模型 (Negative Binominal type II model)。⁷ 一般研究 R&D 及專利數的相關文獻, 多採此模型。我們也假設本文樣本有可能適用負二項型 II 模型。若模型分配已確知為負二項型 II 模型, 則最大概似法 (ML) 是其最佳估計方法。Gourieroux, Monfort, and Trognon (1984) 證明若分配未知, 但可正確設定平均數 (例如為 $\exp(X_i\beta)$) 和變異數 (設為 $V(Y_i|x_i) = \exp(x_i\beta) + \gamma \exp(x_i\beta)^2$) 時,⁸ 則可先對變異數進行估計, 再帶入目標函數估計 β 值, 此即為 QGPML 法 (quasi-generalized pseudo-maximum likelihood)。本文實證分析時, 分別用 ML 和 QGPML 法估計負二項型 II 模型, 再利用所得的估計結果進行 Hausman 檢定。Hausman test 的統計量為

$$(\hat{\beta}_{QGPML} - \hat{\beta}_{ML})(V(\hat{\beta}_{QGPML})' - V(\hat{\beta}_{ML}))^{-1}(\hat{\beta}_{QGPML} - \hat{\beta}_{ML}), \quad (10)$$

以上式來檢定 ML 法或 QGPML 法是較佳的估計方法。

五、實證結果分析

本文分別以工研院各個年度計畫之國內專利數 (Y1)、美國專利數 (Y2) 以及 claim 數加權之美國專利數目 (Y3) 作為公式(3)和公式(4)之專利生產函數的被解釋變數, 進行實證分析。除了有無落後期 R&D 支出變數之差異外,

7 若 $k=1$, 可得負二項型 I 模型。

8 式中的 γ 估計值為
$$\frac{\sum_i (\exp(x_i\hat{\beta}))^2 \{(y_i - \exp(x_i\hat{\beta}))^2 - \exp(x_i\hat{\beta})\}}{\sum_i (\exp(x_i\hat{\beta}))^4}$$

這六個模型（即模型 1~模型 6）之解釋變數均相同。以第 4 節所述之實證分析步驟，我們分別就此六個模型進行計量分析。從 Regression-based test 的檢定結果可知，公式(7)之 α 估計值均顯著異於零，此乃表示本文樣本具有 over-dispersion 的性質，並不宜採用 Poisson distribution model。接著我們將每個模型分別用 QGPML 法與 ML 法估計其負二項型 II 迴歸式，再以 Hausman test 進行檢定。檢定結果顯示吾人以 ML 法來估計負二項型 II 迴歸式會比 QGPML 法來的適合，其估計結果列於表 5 和表 2A。

比較表 5 和表 2A 的估計結果，我們發現表 5 中的模型 1 至模型 3（這三個模型未包括落後期 R&D 支出變數）較表 2A 中的模型 4 至模型 6（這三個模型涵括落後期 R&D 支出變數）有更多具統計顯著性的估計係數，其中尤以執行年期效果和區位效果最為顯著，也就是說多加了落後期 R&D 支出的解釋變數可能把其他解釋變數的影響效果稀釋了。本節以下僅就表 5 內的估計結果進行詳細的分析討論。

從表 5 中三個模型之估計結果，整體而言我們發現模型 2 和模型 3（以美國專利數目作為被解釋變數）比模型 1（以國內專利數為被解釋變數）有更多的估計係數具統計顯著性。再者，所有顯著的估計係數中，模型 2 的係數絕對值皆大於模型 1 的數值，而模型 3 的值則大於模型 2。

以下就表 5 內之詳細估計結果加以討論。這三個模型中的當期 R&D 支出項的估計係數（LNRD）均顯著為正。由於國內外相關文獻極少以個別研究計畫的層級進行實證分析，我們無法找出類似的研究來比較相關實證結果，只好與以公司為研究對象之既有文獻加以比較。以本文之當期 R&D 支出彈性值與文獻之實證結果相比較可得出下列幾個有趣的發現：(1)本文模型 1（以國內專利數為被解釋變數）的當期 R&D 支出彈性值為 0.354，與楊志海和陳忠榮（2001）對 1989-1996 年期間 279 家台灣上市製造業廠商進行研究所獲得之當期 R&D 支出對其國內專利申請數之彈性值，0.3，極為相近，且兩者都具統計顯著性。⁹而林惠玲和李顯峰（1996）對 1990 年 397 家台灣製造業

9 楊志海和陳忠榮（2001）係控制其他變數（例如技術來源、動態效果、產業特性和廠商規模特性）不變之下，探討當期 R&D 支出對廠商之國內專利申請數的影響。

表 5：工研院科專計畫專利生產函數之估計結果：沒有落後期研發支出

變數	模型 1 (Domestic Patents)		模型 2 (U.S. Patents)		模型 3 (Claims-weighted U.S. Patents)	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
α	-6.239**	0.933	-10.450**	1.278	-10.766**	1.451
LNRD	0.354**	0.141	0.555**	0.169	0.649**	0.201
LNL	0.945**	0.088	1.134**	0.115	1.175**	0.135
T2	0.342	0.279	1.512**	0.595	1.632**	0.537
T3	0.610**	0.276	1.943**	0.585	2.043**	0.538
T4	1.007**	0.270	2.676**	0.575	2.758**	0.527
T5	0.901**	0.272	2.898**	0.576	3.211**	0.531
T6	1.119**	0.278	2.994**	0.579	3.250**	0.537
T7	1.062**	0.271	2.681**	0.577	2.931**	0.532
T8	0.969**	0.273	2.970**	0.577	3.222**	0.532
T9	1.111**	0.276	3.178**	0.580	3.427**	0.538
T10	1.428**	0.277	3.110**	0.584	3.366**	0.541
T11	1.911**	0.297	3.409**	0.597	3.827**	0.564
T12	2.149**	0.381	3.779**	0.661	4.047**	0.681
DELEC	0.493	0.312	0.380	0.432	0.407	0.516
DMACH	0.495	0.359	0.723	0.476	0.620	0.563
DBIO	0.409	0.610	0.536	0.863	0.792	0.954
PROC	-0.005**	0.003	-0.013**	0.004	-0.014**	0.004
DELEC*PROC	0.007**	0.003	0.016**	0.005	0.017**	0.005
DMACH*PROC	0.003	0.004	0.010 *	0.006	0.012*	0.006
DBIO*PROC	0.010	0.008	0.017	0.011	0.020*	0.011
SIZE	0.004	0.003	0.008 *	0.004	0.010**	0.005
DELEC*SIZE	-0.006	0.004	-0.006	0.005	-0.008	0.006
DMACH*SIZE	-0.004	0.004	-0.010 *	0.006	-0.014**	0.007
DBIO*SIZE	-0.012 *	0.006	-0.005	0.009	-0.012	0.010
LOCA	0.010**	0.004	0.013**	0.006	0.019**	0.006
DELEC*LOCA	-0.011**	0.005	-0.014**	0.007	-0.017**	0.008
DMACH*LOCA	-0.016**	0.006	-0.026**	0.008	-0.032**	0.009
DBIO*LOCA	-0.020*	0.012	-0.051**	0.018	-0.052**	0.017
Log-likelihood	-889.470		-710.4376		-918.793	
觀察值數目	372		372		372	

1. **/*分別是代表 5%與 10%的顯著水準；括號中的數字是 t-value

廠商進行橫斷面估計所得的當期 R&D 支出對其國內專利核准數之彈性值，0.23，則較低且不具統計顯著性。¹⁰ (2) 本文以美國專利數為被解釋變數的模型 2，所得的當期 R&D 支出彈性值則提高為 0.555。此與 Hausman, Hall and Griliches (1984) 對 1968-1975 期間年美國 121 大廠商的實證研究所得之當期 R&D 支出彈性值，0.49，相當接近。¹¹ (3) 至於本文模型 3 以調整過品質的美國專利數為被解釋變數，所得出的當期 R&D 彈性值更高達 0.649。但因為過去國外相關文獻的實證分析並沒有針對專利產出的品質加以調整，因此無法進一步作實證結果的比較。

對於國內廠商偏低的 R&D 支出彈性值，前述國內文獻均曾猜測其可能原因是國內業者從事 R&D 支出除了發明新技術、創新新產品，獲取專利之外，可能還有提高生產力、改良原產品等其他多種功能所致。然而從本文之實證結果可知，此項推測可能不盡然正確。因為像工研院是專責從事研究發展的研究機構，其執行科專計畫的 R&D 支出對國內專利產出的彈性值也不過是 0.354 左右，並沒有比國內上市公司的平均值高出多少。然而工研院科專計畫的研發成果一旦以美國專利數來衡量，則其 R&D 支出彈性值就會提高。所以癥結所在是吾人是否精確地衡量其研發成果。自 1998 年以來，台灣每年的美國專利申請數幾乎都是國內專利申請數的 1.5 倍以上，不少廠商會選擇直接到國外申請專利。因此，前述之國內文獻若以美國專利取代國內專利再進行實證估計，或許可以得到較高的 R&D 支出彈性值吧！

這三個模型中人力投入項之估計係數也都是顯著地異於零，表示經過品質調整的研發人力對科專計畫的專利產出有顯著的正向影響。在其他條件不變下，每增加 1% 的此項人力（包括數量增加和品質的提升）分別會增加 0.95% 的國內專利總數，1.13% 的美國專利總數和 1.18% 的經過品質調整的美國專利數。

10 林惠玲和李顯峰 (1996) 係控制遞延三年 R&D 支出，產業特性和技術來源特性等變數不變之下，分析當期支出對廠商之國內專利核准數的影響。

11 Hausman et al. (1984) 在控制時間因素、產業特性和廠商規模特性等變數不變之下，得出此彈性值。事實上，該文還在不同的控制變數之下，進行一連串相關的計量分析，所得出的當期 R&D 彈性值介於 0.4~0.75 之間。

由於 T2、T3……T12 等計畫執行年期變數是虛擬變數，他們對專利權數之邊際效果可以下列公式計算之：

$$\frac{\Delta E(X|D)}{\Delta D} = E(X|D, D=1) - E(X|D, D=0) \quad (11)$$

上式中之 X 分別為這三個估計模型之被解釋變數，D 為模型中之一個虛擬變數。

從表 5 之估計結果可知，在十一個計畫執行年期變數中，除了模型 1 之 T2 外，所有估計係數均顯著為正，而且呈現出計畫年期越長者其估計係數越大的明顯趨勢。進一步以公式(11)計算其邊際效果，發現在控制其他非虛擬變數於平均數，且其他虛擬變數為零時，科專計畫執行年期為長期者，例如 12 年，其國內專利數增加 27 個，美國專利數增加 69 個專利，而以 claim 數調整過品質的美國專利數方面可增加高達 175 個專利。因此，我們可以推論隨著研究心得和經驗的累積，費時愈久的科專計畫研發成效愈顯著，其中尤以 12 年執行年期的計畫最為顯著。研發成果在短期內要一蹴可及是不可能的。

在產業差異性方面，所有產業虛擬變數的估計值均未顯著異於零，此乃表示不同產業領域的科專計畫其專利數沒有明顯差異。換句話說，在控制其他變數不變之下，政府投入較多研發資源的電子類科專計畫的專利數並沒有明顯較其他非電子類科專計畫的研發產出多。其中原因可能是我們將產業別虛擬變數與其它變數相乘（廠商規模和區位），使得產業效果分散到各個交叉項，而變得不顯著了。

至於在技術特性方面，從表 5 可知，三個模型之 PROC 的估計係數均顯著異於零。也就是說控制其他變數不變之下，化工材料類科專計畫每增加一個百分比製程相關技術的技轉案例，則其專利權數會減少約 0.01 個百分比左右；即模型 1 為 -0.005%（國內專利），模型 2 為 -0.013%（美國專利），模型 3 為 -0.014%（調整過品質的美國專利）。機械自動化類的技術特性相關係數在模型 1 未顯著異於零，於模型 2 和 3 才出現顯著異於零。由於 DMACH 是機械類科專計畫的虛擬變數，化工材料類科專計畫為被比較的基礎類別，因此機械類科專計畫的製程技術比例對專利產出的彈性值為 PROC 和

DMACH*PROC 兩者的係數和，是一個負值，約在 $-0.002 \sim -0.003$ 之間。上述這些實證結果可顯示出，在控制其他變數不變之下，化工材料類和機械科專計畫移轉技術以製程技術為主的比例 (PROC) 越高，則其專利產出越少。由於 $(1-PROC)$ 代表移轉技術以產品技術為主的比例，所以此乃隱含，以產品技術為主的比例越高，則其專利產出越多。這些結果與 Brouwer and Kleinknecht (1999) 以荷蘭公司的調查資料所進行的研究結果一致。他們發現一般民間公司比較傾向將產品創新申請專利，比較不會將製程創新拿去申請專利。因為廠商可以透過其他方式例如保密或比競爭對手搶先推出產品，來享用製程創新的好處。然而從表 5 我們發現一個有趣的實證結果是，在控制其他變數不變之下，電子類科專計畫如果越集中於製程相關的技術，反而越容易有專利產出，其國內專利數的彈性值 (即 PROC 和 DELEC*PROC 兩者的係數和) 為 0.002，美國專利數 (不論是否經過品質調整) 彈性值約為 0.003 左右。這個現象背後的原因可能是電子資訊領域相關先進技術大多由美日等先進國家主導，工研院科專計畫要在此領域有快速而重大技術突破，並且足堪獲得專利，可能會尋求較易達到或較為拿手的製程技術創新。¹²

有關技轉廠商規模方面，我們發現在控制其他變數不變之下，參與化工材料類科專計畫技轉的廠商規模愈大，對於科專計畫的國內專利產出沒有顯著影響，對於美國專利產出的增加則有顯著的影響。這或許意謂著參與的大廠在財力、研發能力和美國專利申請的相關資訊取得等方面較參與的小廠有相對優勢所致。而模型 2 和模型 3 這兩個模型之 SIZE 和 DMACH*SIZE 的估計係數總和均顯著地為負 (分別為 -0.002 和 -0.004)，表示機械自動化類科專計畫之技轉廠商規模越小，其美國專利表現反而越好。至於參與電子類科專計畫技轉的廠商規模大小，對科專計畫的專利表現則沒有顯著影響。

在技轉廠商的區位影響方面，在控制其他變數不變之下，化工材料類的科專計畫出現明顯的正向區位效果，此乃表示參與此類科專計畫技轉的廠商

12 例如工研院執行深次微米技術發展五年計畫時，因發展出一種利用表面成像技術達成半導體製程全面平坦化的方法，而獲得專利；執行平面顯示關鍵技術發展四年計畫時，因開發出捲帶式電路與基板之補償式引腳接合方法，而獲得專利。這些專利皆屬製程技術創新。

越靠近桃竹苗地區，與工研院有較佳的互動和學習機會，因此科專計畫的專利表現越好。電子類科專計畫的區位效果則呈現分歧現象，模型 1 和模型 2 為負向區位效果，於模型 3 才呈現正向區位效果。此乃表示參與電子類科專計畫技轉的廠商越靠近桃竹苗地區，與工研院互惠的結果，可能容易提升其技術複雜性和得到申請美國專利的資訊，而越會有較多調整過品質的美國專利產出。另一方面，非桃竹苗地區的技轉廠商越多的電子類科專計畫，因為參與廠商沒有就近向工研院請益的優勢，因此只有較多的國內專利產出。至於機械類和生技醫藥類科專計畫之技轉廠商，因為群聚效應，分別集中於中部地區和北部地區（兩者均非桃竹苗地區），所以它們的區位效果均為負向，與事實相符。

六、結論與建議

本文以工研院 1991-2001 年期間所執行之科專計畫為研究對象，透過專利生產函數模型來分析其研發行為。國內既有相關文獻都以國內專利總數作為公司研發產出的代理變數，本文則增加了美國專利數和調整過品質的美國專利數兩個變數作為科專計畫的研發產出變數。而研發人力項也有別於傳統之研發人力總數，納入高學歷人力比例，建立了調整過品質的研發人力變數。此外，本文之專利生產函數的解釋變數還包括了計畫執行年期，參與科專計畫技術移轉廠商的特性以及被移轉之技術特性。

本文主要的實證結果為：(1)以國內專利數為被解釋變數（即模型 1）所得的 R&D 支出彈性值為 0.354，與楊志海和陳忠榮（2001）所得之 R&D 支出對國內專利產出彈性值，0.3，極為相近。然而若以美國專利數為被解釋變數的模型所得的 R&D 支出彈性會提高為 0.555，此與 Hausman, Hall and Griliches（1984）所得之 0.49 相當接近。此外，以調整過品質的美國專利數替代美國專利總數，所得的 R&D 支出彈性值則更高達 0.649。因此，過去學者質疑國內廠商 R&D 支出彈性值偏低的問題應不存在。以精確的指標來衡量研發產出，應可得到較為合理的彈性值。(2)我們發現工研院科專計畫的專利品質呈逐年上升趨勢，是一可喜現象。(3)經過品質調整的研發人力對研發

產出有正向的影響。而科專計畫執行年期越長者，其研發成效越顯著，其中尤以 11~12 年者為最。電子類科專計畫之技轉案例屬於製程相關技術之比重增加時，對專利表現有正向影響；然而化工材料類和機械自動化類科專計畫則剛好相反；(4)參與計畫廠商規模和區位對計畫執行成效的影響端視產業別而定。

本文實證結果雖然發現科專計畫年期超過 10 年以上的研發成效最好，但是這其中有可能存在自我選擇 (self-selection) 的現象，也就是在第一期表現不好或是較無發展潛力的科專計畫，極有可能不會繼續執行第二期計畫，而能夠持續獲得科專的補助研究十年以上者，隱含著這個領域有豐富的研究價值，因此能夠獲得較多的專利產出也是順理成章的事。至於未來研究方向，日後若能取得每個科專計畫到國外申請專利的詳細國別資訊，還可以建立另一個專利品質指標，即到國外申請專利的國家別數。此外，應用最近工研院專利拍賣的資訊，也可以更精確地估計科專計畫的專利價值，進一步分析工研院執行科專計畫的研發行為。

參考資料

林惠玲、李顯峰

1996 〈台灣專利權數與 R&D 支出關係之研究——非負整數計量模型之應用〉，《經濟論文》24(2):273-301。

楊志海、陳忠榮

2001 〈研究發展、技術引進與專利——一般動差法於可追蹤資料的應用〉，《經濟論文叢刊》29(1):69-88。

2002 〈研究發展、專利與生產力——台灣製造業的實證研究〉，《經濟論文叢刊》30(1):27-48。

莊奕琦、許碧峰

1999 〈研究發展對生產力的貢獻及產業間的外溢效果：台灣製造業實證〉，《經濟論文》27(3):407-432。

袁建中、黃志男、張寶誠

1999 〈資料包絡分析法在科技專案執行效率評估的應用——以能源科技研發專案為例〉，《科技管理學刊》4(1):17-38。

林月珠

- 2002 〈資料包絡分析法應用於電子、資訊領域科專計畫的效率評估〉，《國立交通大學碩士論文》。

Branstetter, L. and M. Sakakibara

- 1998 "Japanese Research Consortia: A Microeconomic Analysis of Industrial Policy." *Research Policy* xlvii, 207-233.
- 2002 "When Do Research Consortia Work Well and Why? Evidence from Japanese Panel Data." *The American Economic Review* 92(1):143-159.

Brouwer, E. and A. Kleinknecht

- 1999 "Innovative Output, and a Firm's Propensity to Patent: An Exploration of CIS Micro Data." *Research Policy* 28:615-624.

Cameron, A.C. and P.K. Trivedi

- 1986 "Econometric Models Based on Count Data: Comparisons and Applications of Some Estimators and Tests." *Journal of Applied Econometrics* 1(1):29-53.

Gourieroux, C., A. Monfort, and A. Trognon

- 1984 "Pseudo Maximum Likelihood Methods: Theory," *Econometrica* 52(3):681-700.

Hall, B.H.

- 1999 "Innovation and Market Value," *Working Paper*.

Hall, B.H., A.B. Jaffe, Trajtenberg, M.

- 2001 "The NBER Patent Citations Data File: Lessons, Insights and Methodological Tools," *NBER Working Paper 8498*.

Hall, B.H., R. H. Ziedonis

- 2001 "The Patent Paradox Revisited: An Empirical Study of Patenting in the US Semiconductor Industry, 1979-95," *Rand Journal* 32(1):101-128.

Hall, B.H., Z. Griliches, and J. A. Hausman

- 1986 "Patent and R and D: Is There a Lag?" *International Economic Review* 27(2): 265-283.

Harhoff, D., F.M. Scherer, and K. Vopel

- 1999 "Citations, Family Size, Opposition and the Value of Patent Rights," *ZEW papers*.

Hausman, J.A., B. H. Hall, and Z. Griliches

- 1984 "Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship," *Econometrica* 52(4):909-938.

Irwin, D.A. and P. J. Klenow

- 1996 "High-tech R&D Subsidies: Estimating the Effects of Sematech," *Journal of International Economics* 40:323-344.

Jaffe, A.B. and J. Lerner

- 2001 "Reinventing Public R&D: Patent Policy and the Commercialization of National Laboratory Technologies," *Rand Journal of Economics* 32(1):167-199.

- Jung, S. and K. Y. Imm
2002 "The Patent Activities of Korea and Taiwan: A Comparative Case Study of Patent Statistics," *World Patent Information* 24:303-311.
- Lanjouw, J.O., A. Pakes, and J. Putnam
1998 "How to Count Patents and Value Intellectual Property: Uses of Patent Renewal and Application Data," *The Journal of Industrial Economics* 46(4): 405-433.
- Lanjouw, J.O. and M. Schankerman
1999 "Stylized Facts of Patent Litigation: Value, Scope and Ownership," *NBER working Paper* 6297.
- Lerner, J.
1994 "The Importance of Patent Scope: An Empirical Analysis." *RAND Journal of Economics* 25(2):319-333.
- Mansfield, E.
1988 "Industrial R&D in Japan and the United States: A Comparative Study," *American Economic Review: Papers and Proceedings* 78(2):223-228.
- Mathews, John A.
1997 "A Silicon Valley of the East: Creating Taiwan's Semiconductor Industry," *California Management Review* 39(4):26-54.
2002 "The Origin and Dynamics of Taiwan's R&D Consortia," *Research Policy* 31: 633-651.
- Pakes, A. and Z. Griliches
1984 "Patents and R&D at the Firm Level: A First Look," in Z. Griliches (ed.) *R&D, Patent, and Productivity*. The University of Chicago Press, Chicago, 55-72.
- Reitzig, M.
2002 "What Determines Patent Value? Insights from the Semiconductor Industry," *Research Policy* 32:13-26.
- Scherer, F.M.
1983 "The Propensity to Patent." *International Journal of Industrial Organization* 1:107-128.
- Trajtenberg, M.
2001 "Innovation in Israel 1968-1997: A comparative analysis using patent data," *Research Policy* 30:363-389.
- Trajtenberg, M., A. B. Jaffe, and R. Henderson
1997 "University versus Corporate Patents: A Window on the Business of Invention," *Economics of Innovation and New Technology* 5(1):19-50.
- Wallsten, S. J.
2000 "The Effects of Government-industry R&D Programs on Private R&D: The Case of the Small Business Innovation Research Program," *Rand Journal of Economics* 31(1):82-10

附錄

表 1A：變數定義和統計值

變數名稱	變數定義	平均數 (標準差)	最大值	最小值
Y1	國內核准專利數目	5.227 (6.802)	47	0
Y2	美國核准專利數目	3.390 (5.700)	44	0
Y3	以 claim 數加權所得之美國專利數目	7.136 (12.751)	102	0
LNRD	Ln(平均每位碩博士研究人員的 R&D 經費)(千美元)	4.866 (0.396)	7.716	3.785
LNL	Ln(以碩博士比例為指標調整過品質後的人力項)(人年)	4.806 (0.664)	6.615	1.693
PROC	技轉案例中為製程相關技術的比例(%)	37.404 (34.055)	100	0
SIZE	參與技轉廠商為大廠商的家數比例(%)；(大廠商的定義是指員工超過200人，或資本額大於6000萬新台幣者)	62.668 (31.188)	100	0
LOCA	參與技轉廠商位在桃竹苗的家數比例(%)	33.012 (27.280)	100	0

表 2A：工研院科專計畫專利生產函數之估計結果：有落後期研發支出

變數	模型 4 (Domestic Patents)		模型 5 (U.S. Patents)		模型 6 (Claims-weighted U.S. Patents)	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
α	-4.884**	1.494	-8.556**	1.804	-8.320**	2.239
LNRD	0.668**	0.159	0.699**	0.188	0.671**	0.227
LNRE1	-0.056	0.283	-0.446	0.333	-0.546	0.403
LNRD2	-0.617**	0.262	0.104	0.323	0.101	0.395
LNRD3	0.347*	0.210	0.468**	0.257	0.623**	0.327
LNL	0.894**	0.089	1.042**	0.114	1.061**	0.138
T5	-0.192	0.170	0.222	0.212	0.417*	0.249
T6	0.002	0.175	0.341	0.217	0.519**	0.258
T7	0.037	0.168	0.164	0.215	0.351	0.253
T8	-0.014	0.167	0.501**	0.209	0.703**	0.249
T9	0.120	0.174	0.558**	0.218	0.691**	0.263
T10	0.295	0.181	0.286	0.237	0.385	0.272
T11	0.866**	0.198	0.882**	0.258	1.247**	0.312
T12	0.852**	0.286	1.091**	0.356	1.259**	0.454
DELEC	0.452	0.313	0.388	0.421	0.366	0.505
DMACH	0.592	0.366	1.043**	0.487	1.049*	0.578
DBIO	0.630	0.687	0.290	0.846	0.373	0.972
PROC	-0.004	0.003	-0.011**	0.004	-0.010**	0.004
DELEC*PROC	0.005	0.004	0.012**	0.005	0.012**	0.006
DMACH*PROC	0.000	0.004	0.006	0.006	0.005	0.007
DBIO*PROC	0.002	0.009	0.015	0.011	0.019*	0.011
SIZE	0.000	0.003	0.006	0.004	0.007	0.005
DELEC*SIZE	-0.001	0.004	-0.003	0.005	-0.005	0.006
DMACH*SIZE	-0.004	0.005	-0.016**	0.006	-0.021**	0.007
DBIO*SIZE	-0.010	0.008	-0.001	0.009	-0.006	0.011
LOCA	0.007	0.005	0.007	0.006	0.011*	0.006
DELEC*LOCA	-0.007	0.005	-0.008	0.007	-0.007	0.007
DMACH*LOCA	-0.018**	0.007	-0.031**	0.010	-0.035**	0.011
DBIO*LOCA	-0.019	0.013	-0.039**	0.018	-0.037**	0.018
Log-likelihood	-661.147		-564.846		-737.974	
觀察值數目	265		265		265	

1. **/*分別是代表 5%與 10%的顯著水準

The Evaluation of Public Science & Technology Projects in Taiwan

Show-ling Jang

Associate professor
Department of Economics
National Taiwan University

Guo-gung Huang

master
Department of Economics
National Taiwan University

ABSTRACT

This paper evaluates the R&D production behaviors of 372 public science & technology projects conducted by ITRI during 1991–2001 using an econometric model. Our major findings are: (1) On average, the elasticity of R & D expenditures to domestic patents is 0.354, while it is 0.555 for US-granted patents, which is close to the results of Hausman, Hall and Griliches (1984); (2) Our evidence shows that the patent quality of ITRI S & T projects improved over time; (3) The effects of quality-adjusted R & D personnel and project length on patents are positive; (4) The influence of the percentage of process innovation, size and location of participating firms on patent performance varied among different fields' S & T projects.

Key Words: quality-adjusted patent, ITRI, S & T projects