

第三章 制度運作與影響：台灣立委選舉制度的比例性

本章首先將概要論述台灣制度改革的背景，而在進入台灣的案例研究之前，將先在方法論上論述為何採用 Loosemore-Hanby D 指數的原因，接著將分別檢視台灣新選制實施後的區域比例性偏差以及全國比例性偏差，除了與選制改革前相比較之外，並試圖解釋偏差產生之原因。

第一節 台灣立委選制改革的背景與過程

一、為何改革與何時改革

「傳統對選舉制度的思維，認為其反映基本的政治系統特徵，除非政治系統本身出現重大變遷，否則選舉制度不容改變」(Dunleavy & Margetts, 1995: 10)，但是當選舉制度失靈³⁹，無法產生預期的政治效果時，則必須面臨改革。曾有學者對選制改革的解釋提出了三個相互關連的問題：「為何改革？」「何時改革？」「改革成什麼？」(Katz, 2005: 73)。而一般對於選制改革有著重要假設：大多數選制改革未必成功，因為它必須要被在舊制度下所產生的執政黨所接受。Katz 則對於此一假設提出質疑⁴⁰，認為許多改革仍是由掌權的政黨(parties in power)所推動，指出所有「在位者較偏好現狀，且傾向不改變現狀」的假設，都過於簡化。以台灣選制改革的例子而言，可以發現亦符合 Katz 的論點，乃由國民黨政府首先提出改革方向，民進黨的立場在執政後由反對轉為支持，箇中原因值得探討。

³⁹ Taagepera 和 Shugart (1989: 220-230) 指出兩種選制失靈可能發生的情況：1.現行規則嚴重地壓抑或過分膨脹民意，亦即選民偏好被扭曲；2.現有選制過於複雜，使選民無法了解其基本機制。

⁴⁰ Katz (2005: 63-68) 提出六種改革可能發生的情況：1.當下的選制嚴重威脅到他們是否可以繼續執政—對現狀感到不保險和不滿？2.獲勝者不能掌控所有情況，亦即在位者不能防止改革的產生。3.獲勝的聯合政府成員之間缺乏一致的利益。4.對新選制過度樂觀，錯誤判斷其可能的結果。5.政黨較重視長期利益。6.政黨或許會為了其他目的而交易選舉利益。

長久以來，台灣立法委員選舉之區域選區一直採用 SNTV 制，即便 1992 年第二屆國會全面改選，也只是廢除了職業代表而改以政黨名單比例代表制產生全國不分區代表，區域部分仍沿用舊制。然而，學界與政界普遍認為台灣實施的 SNTV 制對政治所產生的影響弊大於利，國內學者王業立（2008：96-105）在專書中已有詳盡的討論，筆者試圖從「派系政治」、「黨內競爭」、「選風敗壞」三個角度加以整理，如表 3-1：

表 3-1 SNTV 對台灣政治之影響

	成因	影響
派系政治	複數選區下的提名過程，有利於各政黨內部派系的席位分配。	拔擢人才的管道被派系所壟斷，被提名人不屬於派系支持者如鳳毛麟角。
黨內競爭	候選人不但要面臨其他黨候選人的挑戰，更要防範同黨候選人瓜分票源。	候選人為順利當選而求自保，便向票源相同的同黨候選人互挖牆角，在犧牲同志以成全自己的心態之下，導致黨內競爭可能比黨際競爭更為激烈。同時，由於個人利益高於派系或整黨利益，因此也出現政黨功能弱化或黨紀不彰的現象。
選風敗壞	在複數選區之下，候選人只要爭取少數票源即可當選，且對於大多數候選人而言，必須思考如何在同黨或他黨諸多候選人之中突顯自己，以爭取選票。	為了鞏固死忠支持者，極力突顯個人色彩或高舉鮮明旗幟，因此「走偏鋒」成為 SNTV 之下特殊的選風；此外，由於當選門檻低，買票和賄選亦成為 SNTV 下常見的競選手段。

（資料來源：王業立，2008：96-105，由筆者整理而成）

由於 SNTV 具有過多的缺失，南韓於 1988 年廢除了該選制，而台灣也在第一屆立法委員全面改選前，逐漸出現改革聲浪，復以同樣採行 SNTV 的日本亦在 1994

年改採混合制之後，全世界各國也只剩台灣、約旦與阿富汗⁴¹採用此一選制選舉國會議員（王業立，2008：15）。雖然台灣朝野均以民主政治的良性發展為訴求，但是只有在「要不要」改革達到社會共識，對於改革方向和內容各黨皆未有定論。

二、改革的方向

參考外國的經驗可以發現，自 1980 年代後期開始，韓國(1993)、紐西蘭(1993)、義大利(1993)、日本(1994)紛紛改變選制，即使各國原先的選舉制度不盡相同，但此時同時選擇混合制做為新選制的改革方向，其目的無非是希望透過混合制兼顧可治理性和比例性的選制設計，穩定國家的政治發展。期待在政治秩序穩定的前提之下，將社會的多元聲音納入政治系統，以達到某種程度的中庸 (intermediate)，使政治系統得以有效運作。

就台灣的案例而言，舊制度 SNTV 即有區域選區和比例代表選區的設計，某種程度上已經是混合制。因此，1990 年代改革聲浪出現之時，朝野共同關注的焦點大多是檢討選票結構「一票制」和「兩票制」所涉及的比例代表選區之代表性問題（中國時報，1991 年 2 月 23 日：6 版；中央日報，1991 年 5 月 24 日：2 版），而非整體選制的大變動。

至於「單一選區」的變革尚未出現的原因，一方面在制度層面「兩票制」只需修改選罷法，只要朝野達成共識即可推動，而單一選區則是涉及立委應選人數、區域選舉婦女當選名額如何產生，即應選名額總額是否應固定等修憲層面的問題，技術上遠比修法複雜；另一方面，「單一選區」的變革方向牽涉到現有民意代表的既得利益，必然對調整選區形成抗拒，這樣的因素對當時的政策規劃與實施形成強大的阻力。

⁴¹ 請參見 http://en.wikipedia.org/wiki/Single_non-transferable_vote。

至 1994 年，國民黨立委林志嘉和趙永清正式表明將推動「單一選區與比例代表混合制」(中時晚報，1995 年 1 月 2 日：2 版)，主要是國民黨為了避免實施兩票制所造成席次上可能的損失，力主必須與單一選區搭配的計畫，作為追求勝選和確保現狀利益的算盤。事實上，就現實層面而言，只憑在野黨的力量，亦無法讓對小黨有利的「兩票制」單獨通過。

在 1995 年第三屆立委選舉後不久，行政院長連戰即公開表示，未來選制改革的方向，可朝向「單一選區」、「兩票制」的方向思考⁴²。次(1996)年，內政部組成選罷法專案小組，就建議採行兩票制，同年底朝野政黨共同參與的「國家發展會議」，曾就選舉制度改革應採「單一選區與比例代表制混和的兩票制」達成共識。當時朝野政黨對於推動此一選制並無太大歧見，唯一的爭議是新選制的單一選區與比例代表選區的比重分配及第二票的計算方式，亦即，應採取日本式的並立制或是德國式的聯立制有嚴重的歧異，無法妥協，因此，在 1997 年第四次修憲過程中，選制改革的議題未能正式進入議程。

事實上，制度改革初期的進展有如牛步，即使現任立委不一定因為改革而失利，一些改革過程中的不確定因子⁴³卻可能使其退卻(林繼文，1999：76)，一方面是由於舊選制對於各政黨仍存在著誘因；另一方面則是各政黨對於單一選區之提議存有很大的戒心，才造成這樣的情況。

對於大黨(國民黨)而言，90 年代初期之所以尚不考慮採納 SMD 的可能性，

⁴² 事實上，行政院長連戰在 1995 年第三屆立委選舉前明確反對單一選區與兩票制，指出「由於我國政黨政治尚未成熟，若貿然採取兩票制，恐將引起意識形態對立：至於改採單一選區也不是一個很恰當的方式」，表明不宜貿然實施的立場(自立早報，1995 年 10 月 25 日，2 版；青年日報，1995 年 10 月 25 日：2 版)；然而，僅隔一個多月，第三屆立委選舉過後連戰對「單一選區」、「兩票制」的立場卻出現大轉變，認為對於改善舊制弊端，「應極具意義」(聯合晚報，1995 年 12 月 6 日：1 版)，甚至在次(7)日，層級高至李登輝總統亦表達支持態度(中央日報，1995 年 12 月 7 日：2 版)。對於這樣的重大轉變，筆者以為可能是甫結束的立委選舉新黨大有斬獲，使執政黨驚覺其優勢是否穩固，復以次年的總統大選在即，必須形塑改革的形象，才轉而支持「單一選區」、「兩票制」。

⁴³ 這些因子包括選區劃分是否公平合理、對於改革機關的不信任(立法院與國民大會的衝突)、了解選制差別的訊息成本、以及改革過程中的利益交換成本等(林繼文，1999：76)。

除了不確定SMD對本身是否確實有利之外，亦對舊制度已有依賴性(Hsieh, 1999: 77)。但是，參照Reeve和Ware的見解(1992: 13):「當政府(執政黨)發覺已漸失民心，並且意識到在現行的選舉制度之下，該黨的競爭力反而具脆弱性(vulnerability)時，便有動機更改選舉制度與規則」，我們便可以察覺：隨著民進黨、新黨等在野勢力逐漸增強，國民黨也開始對現狀感到不滿和不安，懷疑現有的選制將嚴重威脅到他們是否可以繼續執政。因此，國民黨寄望透過新選制對大黨有利的特色換得政治實力的再鞏固，且藉由單一選區的設計強化政黨在選舉過程中的所扮演的角色，同時可以避免同黨分食、黨內競爭的情況出現；然而，個別候選人卻傾向維持舊制以鞏固地方派系，不願因為新選制而重整長期經營的地方勢力，反倒成為改革的不小阻力；另一方面，對在野各政黨來說，尤以民進黨為代表，在地方政治實力長期穩固的情況之下，對於自己在新選制下的得票率較無信心，自然傾向保守，但倘若改革勢不可擋，理所當然會選擇較能反映得票狀況的德國式聯立制。

總體來說，除了因為選舉制度的改革涉及修憲的重大政治工程之外，亦是由政治行動者在既得利益和新制度產生的不確定性之間拉鋸所形成的衝突心理所導致，致使選制改革初期舉步維艱。

時至第五屆(2001年)立法委員選舉結束，民進黨成為國會最大黨，國會生態丕變。根據表3-2和表3-3所示，由於SNTV所具有的比例性，使得固定選票尚足以反映在席次率，讓民進黨不僅在國會的力量始終維持三分之一，且席次率有逐年上升的趨勢；相較之下，由於國民黨內部的分裂，在2001年以後偏好國民黨的選民急遽萎縮，部分選民轉向新成立的親民黨，因此在第五屆選後正式失去國會相對多數的優勢，這樣國會勢力的變化，讓民進黨有動機藉由選舉制度的改革來確保國會第一大黨的勢力。職是之故，民進黨在樂觀的預期心理下，對於新選制的內容由過去德國式聯立制改為偏好有利於大黨的日本式並立制。雖然

此次的選制改革聲浪同樣無疾而終，但值得一提的是，台聯黨於第五屆第一會期曾提出「立委席次減半」的修憲案，引起社會各界廣大的迴響，「單一選區兩票制」遂逐漸隨著「立委席次減半」的口號成為修憲案的主體，在輿論壓力之下，各黨已有共識，將在 2004 年總統大選後將迅速討論此項修正案。

表 3-2 各政黨歷屆得票率 (V%) 統計表 (1992-2008)

	1992	1995	1998	2001	2004	2008*
國民黨	52.70	46.00	46.40	28.60	32.80	51.23
民進黨	31.40	33.20	29.60	33.40	35.70	36.91
新黨	-	13.00	7.10	2.60	0.10	3.95
親民黨	-	-	-	18.60	13.90	0.00
台聯	-	-	-	7.80	7.80	3.53
其他	15.90	7.80	16.90	9.00	9.70	4.38

(筆者自製；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫⁴⁴)

*2008 年的得票率係以政黨票為統計標準；灰底代表多數)

表 3-3 各政黨歷屆席次率 (S%) 統計表 (1992-2008)

	1992	1995	1998	2001	2004	2008
國民黨	59.00	51.83	54.67	30.22	35.11	71.68
民進黨	31.68	32.93	31.11	38.67	39.56	23.89
新黨	-	12.80	4.89	0.45	0.45	0.00
親民黨	-	-	-	20.44	15.11	0.89
台聯	-	-	-	5.78	5.33	0.00
其他	9.32	2.44	9.33	4.44	4.44	3.54

(筆者自製；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫；灰底代表多數)

於是，立法院在 2004 年 8 月召開臨時會，並於 8 月 23 日在國民黨與民進黨兩大黨的合作下，聯手以 198 票對 0 票，三讀通過了「國會席次減半」和「單一選區兩票制」等⁴⁵內容的修憲案，小黨建議的「中選區兩票制」無力回天，並於次年由「任務型國大」複決通過此次修憲案。

⁴⁴ 網址請參見 <http://vote.nccu.edu.tw/cec/vote4.asp>

⁴⁵ 此次修憲案尚包括「廢除任務型國大」以及「公民複決入憲」兩項議案。

三、改革的內容

表 3-4 台灣立法委員選舉制度改革前後之比較

項目	舊制	新制
總席次	225	113
區域立委席次	168 (SNTV-MMD)	73 (plurality-SMD)
原住民 (平地/山地) 席次	4/4 (SNTV-MMD)	3/3 (SNTV-SMD)
政黨名單比例代表席次	49 (PR)	34 (PR)
席次分配方式	並立式一票制	並立式兩票制
比例代表政黨法定門檻	5%	5%
比例代表政黨席次計算方式	嘿爾基數法	嘿爾基數法
立委任期	三年	四年

(參考自王業立，2008：40)

由表 3-4 可知，台灣立委新選制自第七屆起總席次由 225 席減半至 113 席，在 73 席的區域選區部分改採單一選區相對多數決制，34 席的全國不分區採政黨名單比例代表制，山地、平地原住民兩個選區則維持舊有 SNTV 制度。歷經近十年的選舉制度改革，確定借鏡日本式並立制為台灣新選制的內容，以下表 3-5 茲比較同樣採行混合式選舉制度的台灣新選制、日本式並立制與德國式聯立制：

表 3-5 台灣、德國與日本混合制之比較

	台灣	日本	德國
選舉制度	並立式兩票制	並立式兩票制	聯立式兩票制
總席次	113	480	656
席次比例	73:34 (尚有 6 席原住民)	300:180	328 : 328
比例代表選區數目	1	11	16
比例代表計算方式	嘿爾基數法	頓特制	嘿爾基數法
比例代表政黨法定門檻	5%	無 ⁴⁶	5% or 3 席單一選區議席
雙重提名制	無	有	有
婦女保障名額	政黨名單 1/2 名額	無	無

(資料整理自吳東野，1996：72-75；蔡學儀，2003：66-68；王業立，2008：40)

從前一章的理論回顧中的跨國比較研究可以得知，日本式並立制較德國式聯立制具有較高的比例性偏差，而台灣在將近十年的選制改革過程中，因為一味地專注在如何革除 SNTV 所帶來的弊端，再加上各政黨各自計算利益極大化的考慮，而最終選擇了較不具比例性的並立制，這樣的選擇突顯出改革者忽視於舊制度本身所存在的優點。

整體來說，由於台灣國會全面改選以來所呈現出的候選人選舉行為和國會議事現象，讓政治行為者（甚至是選民）自然而然的歸咎於舊制度所帶來的亂象，再加上 SNTV 制度上的特色使然，個別候選人和小黨的確得以在國會保有基本實

⁴⁶ 日本的混合制雖然沒有設定明確的政黨法定分席門檻，但是在參選資格方面，規定擁有現任參議院或眾議院國會議員 5 人以上，或於最近眾議院選舉的小選區選舉，或比例代表選舉，或參議院的定期比例代表選舉或選區選舉，所獲得票總數在有效票數之 2% 以上，始得提出政黨提名之申請登記（蔡學儀，2003：74）。

力，更促使擁有決定權的大黨將改革導向政府可治理性的方向，一方面可以呼應民間「終結國會亂象的聲浪」，另一方面也可以藉由新選制來達成鞏固自己政治實力的目標。

顯然地，「比例性」的議題在改革過程中不受到重視，選舉制度設計的過程，反而專注在傳達舊制度的缺失，SNTV 所具有的半比例特性，在新選制實施後遂無法延續其保障小黨的功能。後文將重拾「比例性」的視角，從方法論上檢視台灣在忽視「比例性」的選制改革工程下，新選制所產生的比例性偏差結果。



第二節 新舊選制比例性之比較：方法論上的探討

一、方法論的比較

代議民主的基礎之一，即是選票與席次之間的關係（Loosemore and Hanby, 1971: 468），但是在正常情況下，不同政黨所獲得的席次比例，在數值上幾乎不會等值地對應到選票比例，也因此選舉制度傾向產生比例性偏差的結果（Lijphart, 1984: 161）。由於比例性偏差的產生無法避免，學界便將焦點放在如何測量選舉制度及其結果的比例性偏差程度⁴⁷。

比例性偏差的測量係屬於方法論的範疇，如第二章所述，比例性測量的概念源自於「立方法則」，其後學界有關偏差程度的測量方法叢生，學者皆依照各自認為最「公平」（fair）的方法發展出各種指數。目前學界普遍使用的指數已在前章論述，我們也知道每種指數皆有其適合的測量研究主題，因此，必須先確認本文之研究主題和對象，並選擇一個最適宜的比例性偏差測量方法。

本文之研究旨趣乃是「測量一次選舉中所有政黨（亦即全國的）的比例性偏差」，若檢視第二章第四節所論及的各種測量方法我們可以發現，Rae 所提出之 I 指數，乃以席次率和得票率的差額為基礎，加總後除以所有參選政黨中得票率達 0.5% 以上的政黨數（Gallagher, 1991: 40），因此 Rae 的 I 指數對參選政黨數目十分敏感，目的是計算一次選舉中「各參選政黨」的比例性偏差，適用於參選政黨數較多，且各政黨的當選率與得票率相當平均的情況，與本文欲討論之目的不相符；而 Lijphart 的兩大黨指數基本上是假定兩大黨的偏差情況即能反映整個選舉結果的比例性偏差現象，這樣的假定也讓人質疑過於武斷，且無法反映第三黨的比例性偏差情況；至於 d'Hondt 指數的目的並非要極小化所有政黨的比例性

⁴⁷ Rose (1984: 76) 亦稱為選舉制度的代表性（representativeness），代表性愈高，該選制呈現出愈好的比例性。

偏差(Gallagher, 1991: 42)，而是以所有政黨中，擁有最大的席次率與得票率比值之政黨作為計算對象，因此算法只取一黨而非加總各政黨，與 Lijphart 的兩大黨指數同樣具有以偏概全的缺點。

換言之，若從研究主題——**每次選舉結果所有政黨的偏差**——而言，已經初步排除了 Rae 指數、Lijphart 的兩大黨指數、最大黨偏差指數和 d'Hondt 指數對於本文的適用性；相對而言，Loosemore-Hanby D 指數、Gallagher 最小平方數、Sainte-Lague 指數皆是以每次選舉(per election)作為測量基準，與本文主旨相符。然而，曾有研究指出，後兩者以平方計算比例性偏差指數，將會誇大比例性偏差的結果，導致對較大偏差的政黨給予較重的加權(謝相慶, 1996: 49-51)，本文試以第六屆與第七屆數個區域選區作為檢視的案例，從表 3-6 可以發現，事實上，至少就台灣的例子而言，Gallagher 最小平方數並不會產生膨脹指數的結果，幾乎與 D 指數所呈現的比例性偏差值相接近；相較之下，Sainte-Lague 指數顯然具有膨脹的效果，特別是在較大差額 ($S\%-V\%$) 的選區會有這種情況，但是在差額較小的選區所呈現出的比例性偏差值，反而較前兩種指數更低，因此，筆者以為應該更精確的補充說明謝相慶的說法：Sainte-Lague 指數對於選票與席次之間的差額程度特別敏感，且只有在選票和席次分配之較大差額的選區才会有明顯的膨脹現象。

表 3-6 各項指數之比較

2004 年台北市	KMT	DPP	OT
席次率 (%)	35	40	25
得票率 (%)	33.17	34.67	32.16
D=7.16 G=6.44 SL=2.51			
2008 年台北市	KMT	DPP	OT
席次率 (%)	100	0	0
得票率 (%)	62.03	36.40	1.57
D=37.97 G=37.21 SL=61.21			
2004 年嘉義縣	KMT	DPP	OT
席次率 (%)	25	75	0
得票率 (%)	37.82	44.85	17.33
D=30.15 G=26.21 SL=41.93			
2008 年嘉義縣	KMT	DPP	OT
席次率 (%)	50	50	0
得票率 (%)	50.33	49.29	0.38
D=0.71 G=0.62 SL=0.39			

D=Loosemore-Hanby D 指數、G= Gallagher 最小平方數、SL=Sainte-Lague 指數 (筆者自製；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫)

此外，再加上指數應求簡單化和易於了解的原則，Gallagher 最小平方數、Sainte-Lague 指數皆需五道以上的計算手續，因此排除過程比較複雜的 Gallagher 最小平方數和對選票與席次分配之偏差特別敏感的 Sainte-Lague 指數，本文進行比例性偏差測量時將採用 Loosemore-Hanby D 指數：

$$D=1/2\sum_{i=1}^n |S_i - V_i| \quad (\text{公式 2-6})$$

D (deviation) 指數乃以席次率與得票率之差額為基礎，計算全國或特定區域每一政黨的比例性偏差，而各政黨的偏差總合之二分之一即為 D 值，就個別政黨來講，亦即第 i 黨的比例代表性偏差為 $S_i - V_i$ 。當 $S_i - V_i > 0$ ，為該個別政黨享有過度代表；當 $S_i - V_i < 0$ ，為該政黨呈現低度代表。我們可以發現過度代表偏差 (正值) 與低度代表偏差 (負值) 相加等於零，因為一個政黨所獲得的必然是其他政黨所失去的。因此，為了讓數值有意義，便將所有的 $S_i - V_i$ 作絕對值

處理後加總，但又要避免重複計算和正負經過絕對值處理後過度膨脹的現象，所以再將加總所獲得的數值除以 2，便是 D 指數。假設某一選區的 A、B、C 三黨的席次率分別是 30%、50%、20%，得票率分別為 33%、45%、22%，則 $D = (|30-33| + |50-45| + |20-22|) / 2 = 5$ 。對於既定的政黨，如果所有席次率和得票率都相等，其比例代表性偏差為零，是最小的偏差情況；最大偏差發生於某些政黨以零得票率獲得百分之百席位，而使其他百分之百得票率的政黨未獲得任何席次 (Taagepera and Shugart, 1989: 105)。

學界對於 D 指數亦存在批判。Gallagher(1991:39)指出，若將 D 值套用在使用最大餘數法的選舉時，D 值將被低估⁴⁸。筆者認為造成此現象並非 D 指數的缺失，應該是決定席次分配規則 (formula) 本身的問題。針對此問題國內學者謝相慶 (1996: 43) 曾簡單提出解決之道：(1)增加應選名額，(2)改變配額規則。筆者試圖加以補充，在「增加應選名額」的部分，亦即讓當選基數變小，使得各黨在第一輪分配的席次增加，減少必須透過餘數決定席次分配而產生爭議的可能性；另一方面，即直接改變配額規則，若仍採取基數法分配，則可往族普基數法修正，其概念與增加應選名額相同，即總有效票數除以應選席次加一為當選基數，在除數變大的情況下，當選基數將下降，原理等同增加應選名額。在排除問題非出自指數本身之後，本文將以 D 指數作為測量台灣立法委員選舉制度之比例性偏差程度的計算方法，將檢視台灣在選制改革前後，D 值是上升或下降，並探究其原因。

⁴⁸ 假設有 90 張票、2 個席次和 2 個政黨，A 黨獲得其中的 68 張選票，B 黨則獲得 22 張選票，如以最大餘數法計算，當選基數為 45 張票，因此 2 個席次都將由 A 黨獲得。倘若 C 黨加入這場選戰，獲得另外 10 張先前未投的選票，此時選票分配為 68-22-10，當選基數將由 45 張變為 50 張選票，A 黨的餘數由 23 變為 18，低於 B 黨的餘數 22，因此 A 和 B 黨各獲得一席(Gallagher, 1991: 39)，若以 Loosemore-Hanby D 指數計算，得出 C 黨未加入選戰前的 D 值為 24，C 黨加入後的 D 值為 18，此即是美國著名的「新州矛盾」(“new state” paradox)(Balinski and Young, 1982: 43-44)。

二、 1992-2008 年區域選區比例性的比較

誠如前述，D 指數乃以差額為基礎，測量每次選舉結果所有政黨的偏差。由於 D 值代表與理想比例線 (perfect proportionality line) 偏差的程度，因此，D 值愈高，代表離理想比例性愈遠，比例性偏差愈高。

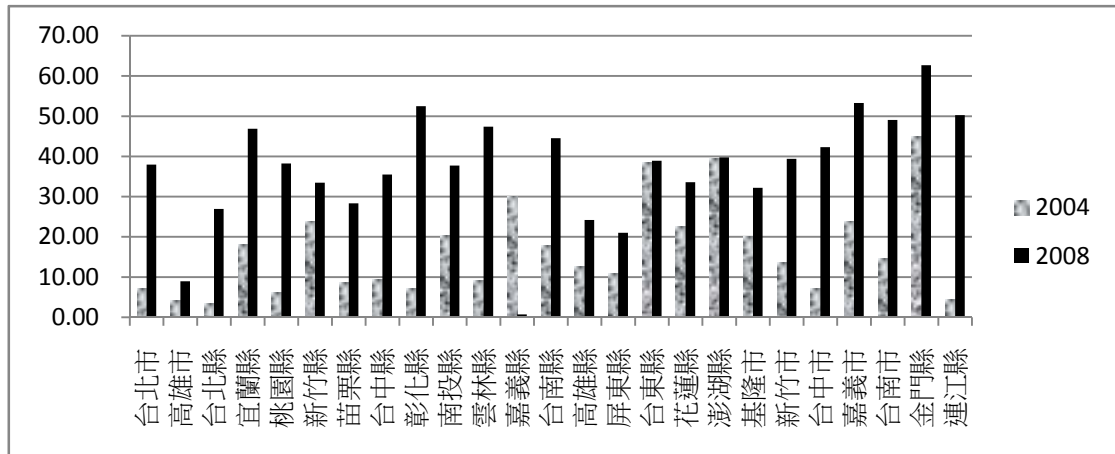
首先在地方層次上，本節將先以 2004 年和 2008 年兩次區域立委選舉為例。縱然選區已經過重劃，但是新的單一選區仍然是位於 2004 年行政區之範圍內，因此為了呈現兩次選舉的比較研究，筆者將統一比較基準以行政區為單位，試圖比較選制改革前後的各縣市 D 指數的差異性，以檢視選制改革後是否符合假設一：「理論上選區規模愈大，比例性偏差愈低。因此，在地方層次上，假設複數選區改為單一選區，比例性偏差將變大」。

國會自 1992 年始全面改選，因此第一屆立委選舉本文不列入計算。區域選區的 D 值乃將政黨數分為國民黨、民進黨與其他⁴⁹，且由於只比較地方行政區之區域選舉的變化，故不將原住民選區的選票和席次以及全國不分區、僑選的席次列入計算。

若以 2004 年 2008 年立委之區域選舉為例，由於只比較地方行政區之區域選舉的變化，故本段落比較之選制改革前後的各行政區域 D 值不將原住民選區的選票和席次列入計算。如圖 3-1、附錄一、附錄二所示：

⁴⁹ 這樣的分類方式會有無黨籍與無黨團結聯盟當選人的「被代表選票」與其他獨立候選人之「死票」混在一起，形成錯誤代表的情況。但檢視附錄一、二可知，大部分選區的「其他」類別囊括了所有負偏差，因此沒有必要再將這些負偏差切割，並不會改變最後的比例性指數，只有金門縣兩屆選舉被錯誤代表的選票佔總票數的比例較大，因此將 2004 年的新黨與 2008 年的無黨籍之後選人從「其他」類別獨立出來。

圖 3-1 2004/2008 年區域選區 D 值比較圖（行政區為單位）



（筆者自繪；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫）

從圖 3-1 可以得知，新選制施行後，大多數縣市的比例性偏差數值皆在 30 以上，且「捏造的多數」(manufacture majorities)(Rae, 1971: 74-77)成為這些縣市的普遍現象，亦即政黨在沒有獲得絕對多數的選票之下，卻獲得絕對多數的席次，造成比例性偏差大增。尤有甚者，以 2008 年為例，多數縣市的優勢政黨，皆以些微過半數的得票率，獲得近八成的席次，其中，彰化縣、嘉義市、連江縣的當選人皆未獲得過半數的選票，卻獲得百分之百的席次，比例性偏差指數高達 50 以上。相對地，除了嘉義縣、台東縣、金門縣與澎湖縣無顯著落差之外，2004 年之比例性偏差則是普遍低於 2008 年之選舉結果。

分析結果呈現明顯的特例是嘉義縣，由於嘉義縣的兩個選區分別由國民黨和民進黨各囊括一席，且兩黨在兩個選區的選票勢均力敵（國民黨與民進黨的得票率分別為，第一選區：57.47%、42.53%；第二選區：42.12%、57.05%），因此在以行政區為單位的計算方式之下，便會呈現出比例性偏差極低的現象，這也是以行政區為單位的限制。但是，如果直接以選區為單位進行探討（如附錄三所示），可以發現嘉義縣兩個選區反而因為兩黨勢力各囊括近半數的選票，在新選制下的還是呈現極高的比例性偏差（D 值分別是 42.53 和 42.95）。

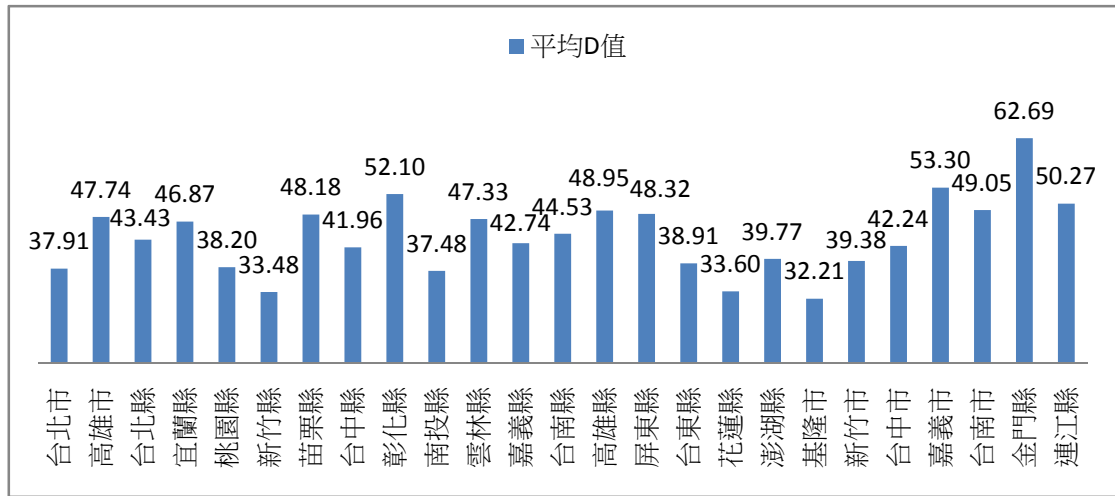
此外，部分縣市如台東縣、花蓮縣、澎湖縣和金門縣，在舊制度下即已是單一選區，因此比例性偏差皆呈現較高的狀態，兩屆比較之後變化不大，但是同樣為單一選區的連江縣，由於 2004 年以前選票皆集中在單一候選人，因此比例性偏差極小，而 2008 年因為選票分散在三個候選人，在只有一名當選人的情況之下，比例性偏差自然升高。

除了比較比例性偏差數值之外，亦可從 D 值解釋各縣市的政黨競爭。Yu 指出 (2009: 16)，諸如台北市、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、南投縣、台東縣、花蓮縣、基隆市和新竹市，這些縣市的當選人皆獲得超過 60% 的選票，呈現「單邊競爭」(one-sided competition) 的型態；相反的情況出現在高雄市，國民黨與民進黨的得票皆近於 50%，在分別獲得 3 席和 2 席的情況下，呈現二元競爭的態勢。然而，也因為以行政區為比較單位，使得比例性偏差呈現較低的狀態。

若嘗試以選區為單位，進一步檢視 2008 年 73 個單一選區的平均比例性偏差數值⁵⁰ (如圖 3-2、附錄三)，發現更能呈現選區規模變化後的比例性偏差程度，避免了類似嘉義縣與高雄市以行政區為單位的反理論現象。就實際數值而言，所有選區的 D 值皆高於 30，73 個選區的平均 D 值更高達 44.41，皆反映出選區規模為一 (M=1) 時的高度比例性偏差。

⁵⁰ 依據附錄二可以得知以選區為單位，全國 73 個單一選區的比例性偏差指數，由於多數縣市經過選區重劃後分成多個選區，因此在這些選舉區大於 1 的縣市以平均 D 值呈現在圖 3-2。

圖 3-2 2008 年區域選區平均 D 值（選舉區為單位）



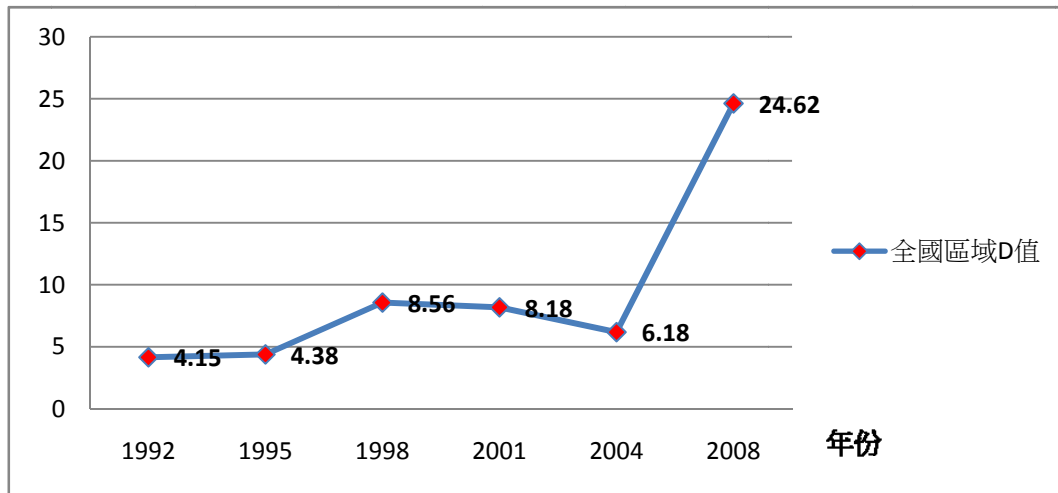
（筆者自繪；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫）

從理論上來說，一旦採取某種比例性代表分配方法之後，選區規模愈大，該制度的比例性程度就愈大（Taagepera and Shugart, 1989: 112）。與 2004 年以前相較，台灣過去的選區規模屬應選名額 2-5 人的中選區制，舊制度下由於選區規模較大，候選人所需票數門檻又不高的情況之下，有利於政黨生存，特別是小黨的生存更為有利，從政黨角度而言，具有較高的比例性，同時廢票的數量也較少。也就是說，新選制下，由於選區規模縮小，在只有一名當選人的情況下，區域的廢票率增高，D 值也就越高，比例性偏差同時也提高。

如上所述，在實施新選制後的比例性偏差明顯增加，由於文章篇幅有限，在此暫不逐一探討各縣市或各選區比例性偏差增加的原因，但根據統計資料我們可以確信，由於第七屆區域立委開始採用「單一選區相對多數決制」，因為選區規模只有一名，在勝者全拿（winner takes all）的特性下，領先者只要多出對手一票，且不必獲得絕對多數，即可當選，是故，任何候選人不論其得票數的多寡，只要不是得票最多的候選人，便無法得到席次，非常不利於小黨。同時，Duverger（1955: 226）指出，選民為了怕浪費選票，將選擇兩大黨中較不討厭的一方，此種「心理效果」（psychological effect）將進一步壓縮小黨的生存空間。若

我們再搭配選制改革前後的全國區域選區平均 D 值歷年趨勢圖(圖 3-3)⁵¹來看，可以發現在 2008 年新選制上路後，全國區域選區的比例性偏差 D 指數驟升，高達 24.62，遠高於選制改革前的 D 值，符合一般對於多數代表制具有較低比例性的認知。

圖 3-3 區域選區 D 值歷年趨勢圖



(筆者自繪；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫)

三、1992-2008 整體選舉制度比例性之比較

進一步比較全國性 D 值在選制改革前後的變化之前，必須說明的是，根據前章假設二之論述：「PR 較 SMD 具有比例性，且混合制下 SMD 與 PR 之席次分配比例，將影響比例性。而台灣的混合制，整體選制的比例性偏差受到 SMD (區域選區)、PR (政黨名單選區)、SNTV (原住民選區) 三個部分影響」，因此，本段欲檢驗的目標為：台灣採用的新選制之下，PR 與 SNTV 兩部份之比例性會對 SMD 部份之比例性產生牽制和調和的作用，而使得整體選制的比例性偏差低於單純 SMD 部份。亦即，三個層次間的**議席分配**情形，將如何影響比例性偏差程度，當區域

⁵¹ 計算方式乃分別將國民黨、民進黨與其他政黨的各縣市之席次總和百分比與得票總和百分比相減，再套以 Loosemore-Hanby D 指數加以計算，得出該年的 D 值。以 1992 年為例，國民黨各縣市總票數為 4942358，佔 52.72%，民進黨總票數為 2940426，佔 31.36%，其他政黨總票數為 1492824，佔 15.92%；國民黨 67 席，佔 56.3%，民進黨 38 席，佔 31.93%，其他政黨 14 席，佔 11.77%，因此 $D = (|56.3 - 52.72| + |31.93 - 31.36| + |11.77 - 15.92|) / 2 = 4.15$ 。

D 值加入比例代表席次的 D 值時，比例性偏差的情形是否會下降。

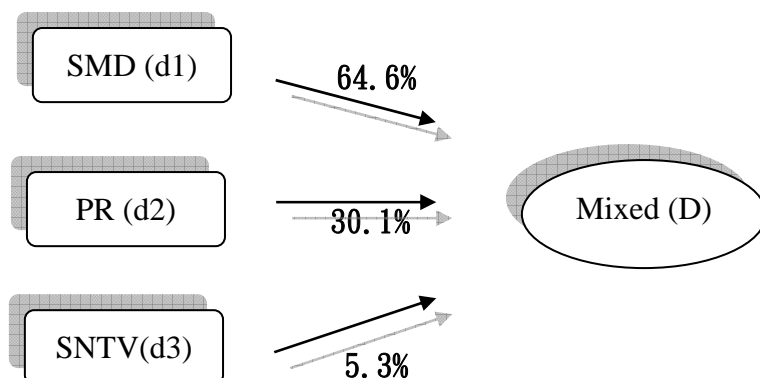


圖 3-4 台灣混合式選舉制度 D 值產生的概念（筆者自繪）

由於新選制屬於混合制，再加上台灣除了單一選區和政黨名單比例代表選區之外，尚還有一個維持 SNTV 的原住民選區，也就是說新選制的全國總 D 值實際上是由三個小 d 值所構成（如圖 3-4 所示），因此，後文將先分別算出單一選區、政黨名單比例代表選區、原住民選區的三個 D 值，再依照三個選舉層次（tier）在新選制中所佔的席次比例（64.6%、30.1%、5.3%），分別加權計算，以得出新選制的全國總 D 值。另一方面，縱然 SNTV 在選舉制度分類中眾說紛紜，但是若依照 Shugart 和 Wattenberg 從「選舉層次」的概念定義混合制，那麼台灣以往採用的 SNTV 確實具有兩個層次（縣市區域選區⁵²與原住民選區），因此從這個角度而言亦可將舊選制視為混合制的一種，而考量到新舊選制比較時計算方法的一致性，故在計算舊選制之比例性指數時，將同樣依照比例加權，如圖 3-5。以 2004 年第六屆立委選舉為例，如表 3-7，將全國 D 值分為區域與原住民選區，因此得出兩個小 d，再根據兩個小 d 所佔總席次的比值加權計算，得出總 D 值的計算方式如下： $5*158/164+23*6/164=4.8+0.8=5.6$ 。

⁵² 從票源的角度而言，由於選票結構為一票制，即使尚具有政黨名單比例代表制的全國不分區，但只有一個層次（區域選區）的票對選舉結果有影響。

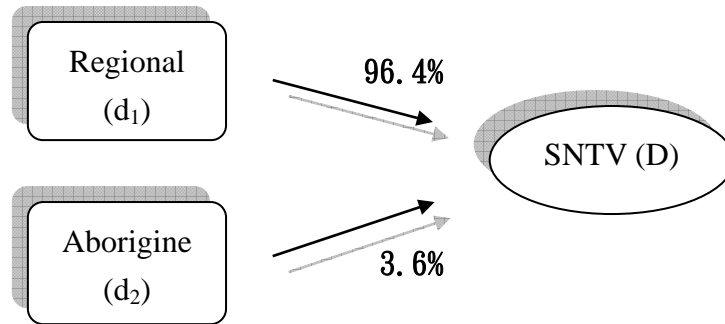


圖 3-5 台灣 SNTV 之 D 值產生概念 (筆者自繪)

表 3-7 2004 年立委選舉全國 D 值

2004 年		國民黨	民進黨	其他	
區域選區 & 政黨名單選區	V%	32.71	36.12	31.17	d ₁ 值
	S%	34.56	40.55	24.89	
席次紅利		1.85	4.43	-6.28	6.28
原住民選區	V%	40.64	9.77	49.59	d ₂ 值
	S%	50%	12.5%	37.5	
席次紅利		9.36	2.73	-12.09	12.09
D 值: $6.28 \times 96.4\% + 12.09 \times 3.6\% = 6.49$					

(筆者自製；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫)

即使台灣混合制的比例性偏差指數算法較為複雜，我們仍然可以預期，最後產生的全國總 D 值將受到比例代表選區的 D 值影響，而比例代表選區的 D 值也會對原來單一選區的 D 值產生牽制的作用，使得最後的全國總 D 值將小於單一選區的 D 值。另一方面，台灣的混合制單一選區席次高達 64.6%；而比例代表席次比例僅佔 30.1% (另有 5.3% 原住民的議席)，由於比例代表選區席次數量的不高，對混合制的牽制力應該不大，也就是全國總 D 值與單一選區之 D 值相較之後，下降幅度應該不大。

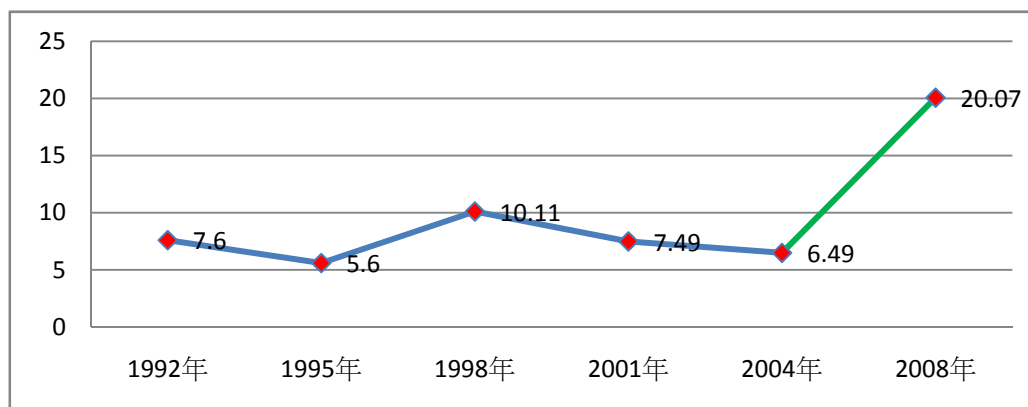
表 3-8 2008 年全國不分區 PR、原住民 D 值表

2008 年	國民黨			民進黨			其他			D 值
	S%	V%	S-V	S%	V%	S-V	S%	V%	S-V	
政黨名單比例										
代表選區	58.82	51.23	7.59	41.18	36.91	4.27	0.00	11.86	-11.86	11.86
全國原住民選區										
	66.67	54.89	11.78	0	6.76	-6.76	33.33	38.35	-5.02	11.78

(筆者自製；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫)

根據表 3-9，我們可以知道政黨名單比例代表選區之 D 值為 11.86；原住民選區為 11.78，若我們同單一選區所得之 D 值分別依照在新選制中所佔的席次比例 (64.6%、30.1%、5.3%)，分別加權計算，可得出 2008 年第七屆立委選舉的全國總 D 值為 $24.62 \times 0.645 + 11.86 \times 0.301 + 11.78 \times 0.053 = 20.07$ ，參考圖 3-4。若與前文算出的單一選區之 D 值相較，全國總 D 值在受 PR 和 SNTV 兩個較具有比例性的制度調和之後，卻只有下降 4 個百分點，仍與 2008 年以前的 D 值相差甚遠。顯然新選制實施後，試圖互補多數代表制和比例代表制的利弊得失，但選制結果很大一部份受到單一選區席次所影響，也驗證了假設二所提出之不同層次間的議席分配，將影響選制與選舉結果的比例性程度。

圖 3-6 全國總 D 值歷年趨勢圖



(筆者自繪；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫)

此外，我們亦可以從圖 3-6 的趨勢圖檢視假設三，論述指出「理論上全國總席次數量愈多，比例性偏差愈低。因此，台灣經過兩次全國席次總數的變化，全國的比例性將受到影響」。首先，台灣立法委員應選名額在第四屆（1998 年）選舉增加為 225 位固定名額，在總名額變多的情況下，選舉結果所呈現的比例性偏差卻也同時上升，顯然與假設不符合，而是在下一屆（2001 年）選舉結果的比例性偏差才符合理論概念。究其原因，一方面是因為制度上總名額的增加主要是提高大多數縣市選區的選區規模，全國為一選區的政黨名單選區只有增加 13 席，因此提升比例性的效果不佳。另一方面，從前一節表 3-3 的歷屆政黨得票率可以發現，1992 年到 1998 年選民偏好國民黨的相當穩定，使得第四屆的選舉結果近半數的選票仍然集中在國民黨，再加上國民黨的席次率呈現成長，而其他政黨則幾乎持平的情況下，導致比例性偏差反而升高。這樣的現象似乎隱含著非制度因素在選舉中的影響力，特別是原來的省議員因凍結省議會選舉而改選立法委員，而國民黨本來就在省議員選舉中佔優勢，所以造成國民黨在 1998 年第四屆選舉的當選席次增加，並進一步提高了比例性偏差。因此，縱然在總席次增多的情況下，選民因為制度與非制度因素的影響，使得投票行為和偏好心理沒有改變，因而產生與理論背道而馳的結果。

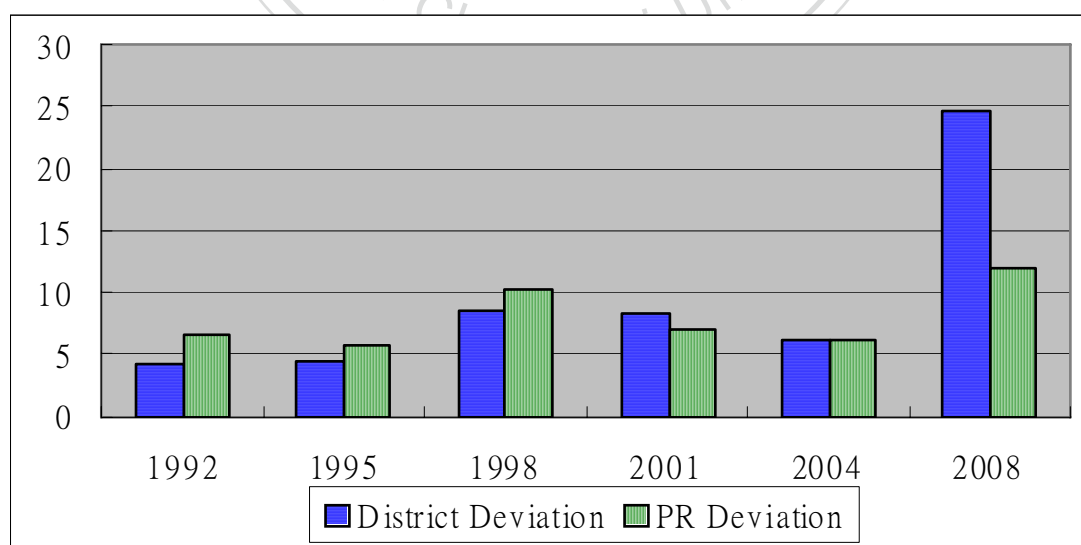
若進一步檢視第二次（2008 年）國會總席次數量的改變，由於總席次數量減半，以及選舉制度的變動促使小黨政治菁英往大黨移動，小黨本身式微，以致於小黨的偏好者往大黨靠攏（盛杏媛，2009：10），造成小黨獲得席次的比例大幅下降，復以藍綠長久以來為選民長期穩定的認同對象，因此選民傾向將選票（包括政黨票）集中在兩大黨，且在並立制不具有補償小黨的特性下，比例性偏差自然驟升。

除了前述提及新選制「區域選區規模縮小」和「席次劃分比例分配不當」的因素之外，此次選舉法定門檻（legal threshold）的設計，亦是降低比例性的

重要變數之一。選舉的法定門檻一般是要求各政黨的得票率或在選區中的當選席次，必須超過某個標準才有資格分配政黨名單上的席次。台灣過去採用的 SNTV 制，即有所謂法定門檻的設計，以 2004 年立委選舉為例，在總數 225 席中，儘管有 5% 的法定門檻，但由於前述提及 SNTV 具有保障小黨的半比例特性，使跨過 5% 得票率門檻而獲得政黨名單選區席次的政黨仍有四個之多。因此，可以知道在舊制下，小黨因為可以在複數選區贏得部分選票，也因而可以在政黨名單中分配席次。

事實上，法定門檻是否具有影響力亦涉及選票結構的因素。相較之下，新選制由於選票結構改變，由過去的「SNTV+一票制」改為現行的「混合制+兩票制」，兩個層次之間不再互相影響，且並立制分開計算的結果，使得選民的分裂投票與否反倒成為小黨在政黨名單選區的關鍵因素。就此次選舉結果而言，小黨無法利用區域選區的得票分配政黨名單選區議席，更何況區域選區已不再是某種程度可以保障小黨的 SNTV 制，復以選民的第二張票仍集中在國民黨與民進黨，使得小黨在政黨票得票有限，根本無法達到法定門檻。

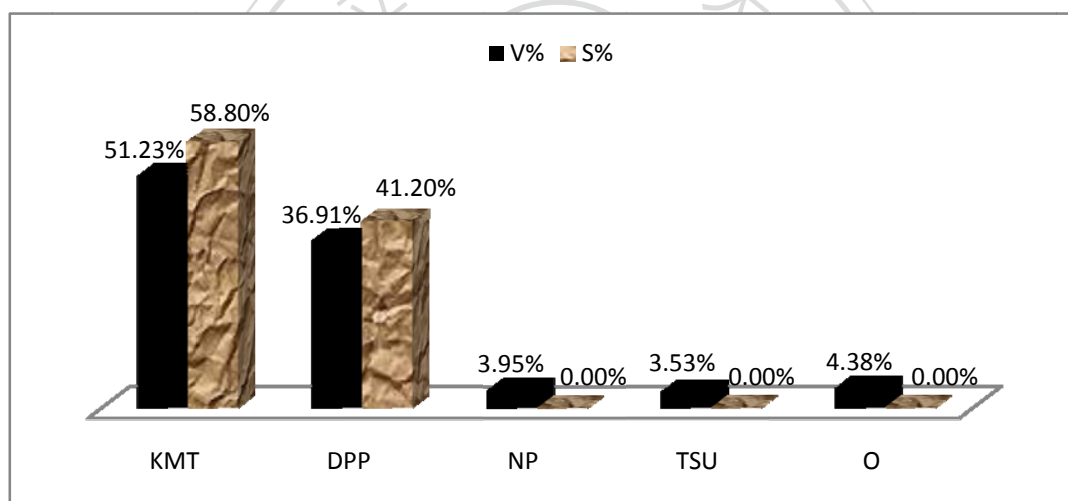
圖 3-7 區域選舉與比例代表選舉的偏差 (1992-2008)



(資料來源：Yu, 2009: 26)

令人弔詭的是，Yu (2009: 18) 透過對兩個層次進行比例性偏差檢驗（如圖 3-7 所示），指出由於 2008 以前的政黨名單比例代表席次係由區域選區的選票決定，各政黨在區域選區的表現與比例代表選區的表現具有高度正相關。亦言之，比例代表選區只是區域選區的「花車效應」(bandwagon effect)，在一票制下，根本沒有機會反映其應有的比例性，所謂的半比例特性事實上只有呈現在區域選區；相較之下，新選制兩張選票的結構，小黨本來應有機會藉由比例代表選區的增加其代表性，但是由於選票分配不均，新選制比例代表選區的 D 值仍高於歷屆 SNTV 下比例代表選區的 D 值。

圖 3-8 2008 年全國不分區席次與選票比例分配表

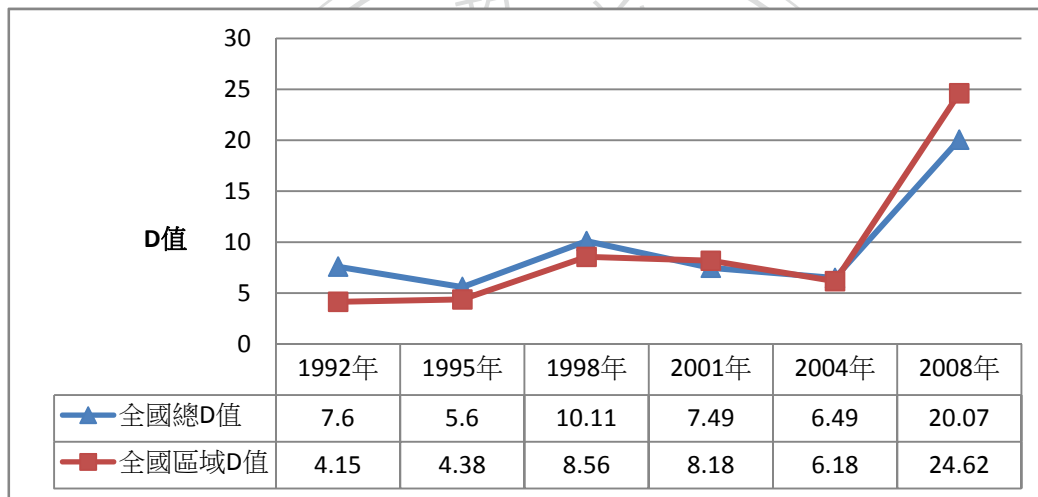


(筆者自繪；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫)

如前所述，在制定新選制的過程當中，比例性本來就不是主要的目標，且由於由大黨主導，故不考慮將政黨門檻調降，希望藉此降低小黨的生存空間。若我們將圖 3-6 和表 3-8 加以對照，可以發現新選制下的全國不分區 PR 的 D 值(11.86)，竟然高於選制改革前歷年 SNTV 的 D 值，顯然不符學理中：「比例代表制」較「複數選區-單記非讓渡投票制」具有比例性。分析箇中原因，本文的看法是，新選制比例代表選區的門檻為 5%，亦即，政黨至少必須獲得總有效票數的 5% 才有資格獲得分配議席的資格。就此次選舉結果而論（如圖 3-8），國民黨與民進黨共

以 88.24% 的得票率囊括所有席次，新黨和台灣團結聯盟分別只獲得將近 4% 的選票，連基本門檻都沒有跨越的情況下，遑論分配席次，使得兩大黨以外的其他政黨或獨立人士幾乎在立法院中銷聲匿跡。雖然新選制欲透過政黨比例代表名單的設計來舒緩單一選區下比例性偏差的現象，但是制度上過高的門檻設計，除了兩大黨之外，沒有任何一個政黨分得席次，讓小黨完全無生存空間，使得 PR 層次用以修正或提高整體制度比例性的功用蕩然無存，喪失混合制在制度設計上具有平衡治理性和比例性的功能。

圖 3-9 全國/區域 D 值趨勢比較圖



(筆者自繪；資料取材自政治大學選舉研究中心歷屆公職選舉資料庫)

值得注意的是，若我們試著將全國總 D 值與區域 D 值相結合，呈現在圖 3-9 可以發現，第二、三、四屆全國之比例性偏差高於 SMD，而第五、六、七屆則符合假設四之論述，亦即「在全國層次上，假設台灣歷屆（1992-2008）全國（整個選制）之比例性偏差將低於 SMD」。之所以出現兩個時期不同的現象，筆者以為，九〇年代初期台灣甫從威權一黨制解放，且台灣民主化的發展，發端於國民黨以選舉攏絡地方派系，並以提名及特殊利益供給，以控制地方事務，因此作為執政黨的國民黨仍維持堅強的地方連結力量，而 SNTV 正是需要一個基層組織穩固、配票能力強的政黨，才能享受到伴隨制度而來的機械性利益。從 Cox 和 Niou

(1994: 234) 的觀點可知，SNTV 制度下的反對黨因為沒有政府資源，大多無法有效配票或以利益交換的方式獲得選票；相對地，執政黨大多可以政策買票和有效配票。Hsieh (1999: 71) 亦指出，在屬於大選區的 SNTV 下的國民黨仍獲得紅利席次，可能是因為其有較好的組織能力。小黨在大選區雖然可獲得至少一席，但它若想得到與其得票相符的公平席次，則必須提名理想的候選人數，且平均配票。我們在前文（表 3-3）已論及民進黨在九〇年代的三次立委選舉皆維持 30% 左右的席次率，事實上得票率亦同樣持平佔三分之一左右（甚至在 1998 年席次增為 225 席得票率時，席次率和得票率皆下降）⁵³，選票成長的幅度並不高。這樣的數據除了顯示 SNTV 確實具有某種程度的比例性能有效地將小黨的得票反映在席次上，另一方面也顯示在野勢力的民進黨無論是資源或組織能力一直無法與國民黨相抗衡，因此得票一直無法成長，在選票數量固定的情況之下，民進黨在 1998 年（執政以前）尚無實力提名過多候選人爭取席次（這樣的策略只會造成低度代表），也因此國民黨在全國性的選舉一直享有制度上的席次紅利和非制度上的地方組織優勢，致使全國的比例性偏差仍呈現較高的狀態。而這樣的情況在民進黨執政、以及泛藍勢力分裂後，（在 2001 年的立委選舉）選票得以較為分散在其他政黨，不至於集中在固定大黨，全國性的比例性偏差自然有些微的降低，換言之，一旦 DPP 的組織能力成長，在大選區的得票和席次關係將與（全國之比例性偏差將低於 SMD）理論相符。

⁵³ 此處所提及的席次率和得票率皆不包含原住民選區。

第三節 小結

比例性是衡量選舉制度的標準之一，比例性愈高，表示大黨愈難獲得超額席次，相對地，對小黨愈有保障，制度也愈顯得公平。然而我們從歷史經驗可以發現，比例代表制卻不是各國的首選，很顯然地，比例性並不是設計選舉制度時的唯一考慮。因為所有被用來檢視選舉制度的標準都屬於規範性層面⁵⁴，就算有選舉制度完全滿足這些標準，也不見得會被採用，因為一個新制度如果明顯違背政黨和現任者的利益，是很難被接受的（林繼文，1999：72）。

事實上，任何被設計出來的政治制度，都被期待可以發揮某些功能，選舉制度的設計也是如此（游清鑫，2003：13）。台灣歷經長達十年的選制改革工程，最終選擇「混合式多數決制」，在制度運作與精神上，看似同時融合了可治理性和比例代表性的優點，但是若從各項選舉制度要素的設計來看（如圖3-10所示），在選票結構方面，由「SNTV+一票制」改為「並立式+兩票制」，在制度上不允許選票層次間「連結」的情況下，小黨無法如同以往利用區域選區 SNTV 保障小黨的特性，獲得一定程度選票後得以分配政黨名單選區席次，復以 2008 年選民分裂投票之行為不明顯，票源仍集中在兩大黨，使得小黨在國會席次一無所獲；在議席分配方面，單一選區之比例遠高於比例代表選區之比例；在席次總數方面，立法院席次數為前一屆的二分之一；在選區規模方面，區域選區的選區規模由 2-5 人的中選區改為只有 1 人的小選區；而在法定門檻方面，規定任何政黨在政黨名單比例代表選區未得到 5% 選票，便不具有分配議席的資格。從上述可以發現各項選舉制度要素的改變皆不利於比例性發展，使得選舉結果所呈現的比例性偏差極為明顯。

⁵⁴ 林繼文指出（1999：72），從台灣實行 SNTV 的諸項弊端來看，至少應顧及以下四項標準：1. 選舉制度是否具有等比例性、2. 選舉制度可以降低賄選、3. 選舉制度是否可以提升立法機關的政策形成能力、4. 選舉制度是否能使憲政運作合理化。

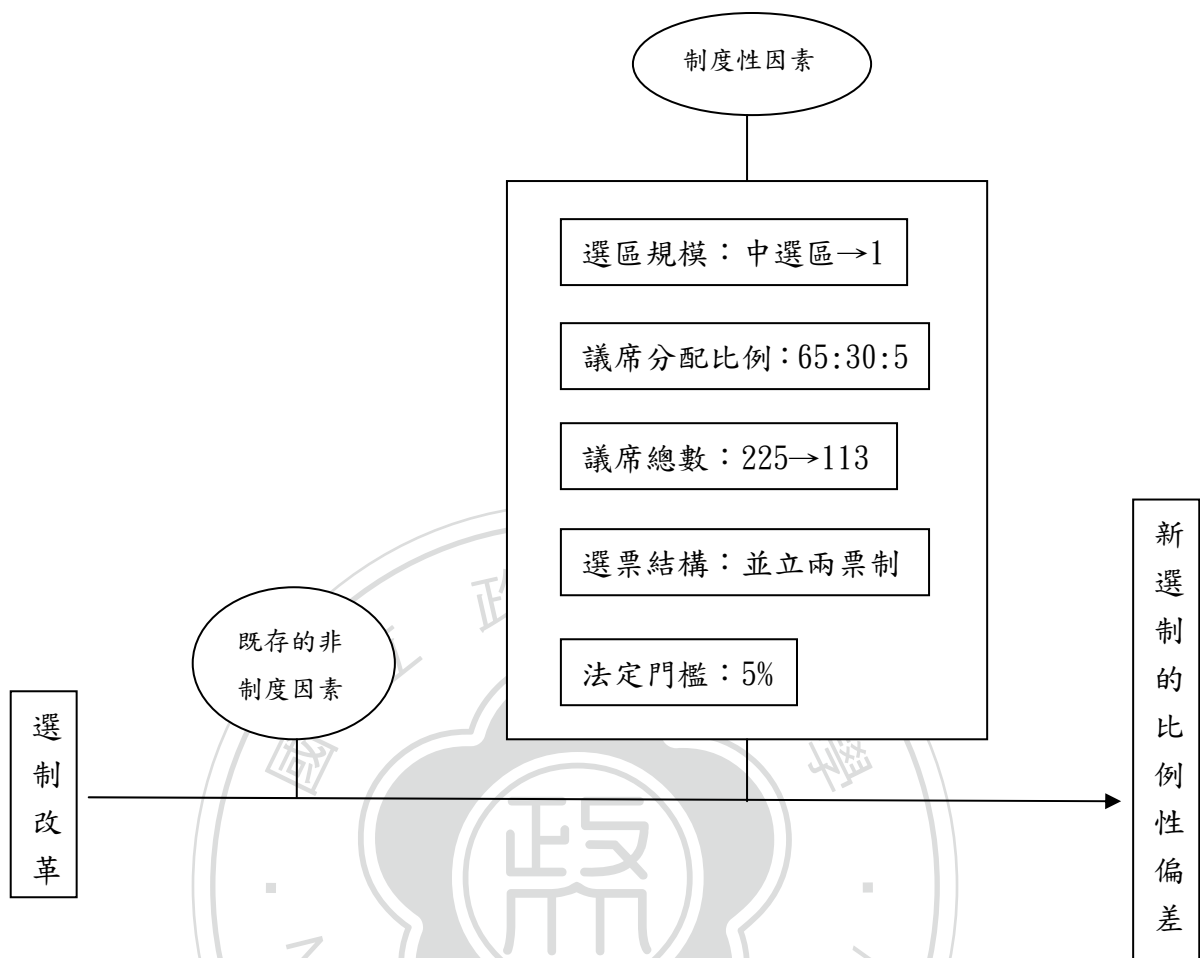


圖 3-10 台灣新選制下比例性偏差產生之因素

本章透過 Loosemore-Hanby D 指數計算過去五屆（1992-2004）舊選制以及新選制的比例性，並試圖驗證研究假設。針對「假設一」而言，研究結果顯示，地方層次改為單一選區之後，除了高雄市、嘉義縣、台東縣和澎湖縣之外，幾乎每個縣市的比例性偏差都明顯地提高，而全國區域的比例性偏差值亦高達 24.62，較過去五屆高出許多，符合一般對於相對多數決制較不具比例性的認知。而「假設二」是計算整體選制的比例性偏差，目的在驗證各層次之間的議席分配比例將影響到選舉結果的比例性。研究結果顯示，由於台灣新選制三個層次之間的議席分配比例落差過大，使得較具比例性的 PR 和 SNTV 層次無法發揮混合制下調和 SMD 比例性偏差的功能，與 SMD 的比例性偏差數值（24.62）相較，整體選制只有下降 4 個百分點（20.07）。至於從「假設三」發現，就台灣歷屆的立委選舉經

驗而言，比例性偏差在第四屆立委選舉（1998 年）時並沒有隨著國會議席總數的增加而降低，而是在第七屆總數減半的情況之下，制度上的效果才較為明顯，可能是由於前幾屆選舉選民對政黨偏好的心理並無太大的變化，讓國民黨依舊維持穩定的得票率，即使席次總數增加，其他政黨也因為得票率無明顯增長，造成席次率仍與過去持平而比例性偏差上升。這樣的結果也顯示，縱然制度尚帶來席次總數的變化，但是非制度性因素確實有助於輔助解釋制度變遷所造成的現象。最後，從檢驗「假設四」的結果得知，民進黨執政以前，國民黨在全國性的選舉一直享有制度上的席次紅利和非制度上的地方組織優勢，致使全國的比例性偏差仍呈現較高的狀態，直到 2001 年以後整體的比例性偏差才降低，勉強符合假設。

綜而言之，新選制所呈現的比例性偏差甚為明顯，這樣的結果在當初選舉制度改革忽視比例性的議題時，似乎就已經可以預期，而我們也發現除了從制度轉換的角度解釋之外，亦發現非制度因素亦有輔助的力道。筆者將在下一章以模擬（simulate）的方式探討研究假設成立或不成立的可能原因，並參考同樣採用「混合式多數決制」的日本選舉經驗和選舉結果，希冀能提供台灣作為借鏡。