

中央研究院  
三民主義研究所

# 專題選刊

(七十二)

方法論的否證說與政治行爲的調查研究：  
統計假設的檢定和統計解釋的性質

郭秋永

中華民國

臺灣 臺北 南港

中華民國七十六年四月

## 目 次

一、引言 .....	1
二、統計假設的檢定 .....	3
三、統計解釋的性質 .....	14
四、結語 .....	25
五、註解 .....	27
六、參考書目 .....	34

# 方法論的否證說與政治行爲的調查研究：

## 統計假設的檢定和統計解釋的性質

郭秋永

### 一、引言

當代著名科學哲學家波普(K. Popper)所創設的方法論否證說(methodological falsificationism)，基本上是以「大膽臆測，經由演繹而力圖否證」爲其要旨。大體而言，「否證」一詞具有兩種不盡相同的意義；其中之一純屬邏輯觀念，另外一個則爲檢定觀念。若一個臆測(或述句或假設或理論)在邏輯上至含有一個可以跟它相互抵觸的基始述句(base statement)或潛在否證項(potential falsifier)，則它便是可否證的(falsifiable)或具有可否證性(falsifiability)。若將一個可否證的臆測，在一些方法論規則的指引之下，透過演繹推論而付諸檢定，從而認爲它確實抵觸了一個基始述句或潛在否證項，則可下一個否證(falsification)的決定，或它便被否證(falsify)。爲了化除某些環繞著「否證」一詞而衍生的誤解，筆者曾經運用政治研究領域內的一些例子，剖析過方法論否證說的重要意義，並指明波普斷定「歸納乃是一件不可能或不必要的工作」的基本理由(郭秋永，民75)。然而，筆者過去的分析，大部份上集中在全稱述句或定律(universal statement or law)的例釋；這對一向著重統計述句或定律(statistical statement or law)的調查研究來說，誠然顯得有所缺憾，甚至可能滋生一些疑問。

扼要而言，在政治行爲的調查研究中，研究者皆從一個母體(population)隨機抽出一個樣本(sample)，進而依據樣本資料，檢定其統計述句或統計假設(statistical hypothesis)，期能達成統計定律或統計通則(statistical generalization)，藉以奠定統計解釋(statistical explanation)的基石。對方法論否證說而言，在這種過程中，至少隱含三個問題。

第一，一般科學哲學家皆已肯定統計述句或統計假設，既無「可檢證性」(verifiability)，又乏「可否證性」(Sayer, 1984: 192)。然而，在政治行為的調查研究中，它們為何能被當作「可否證的假設」而進行顯著性檢定(test of significance)？

第二，許多政治學者經常指出，從樣本資料達成統計通則的過程，乃是歸納過程或歸納推論，有些學者更引述謝爾門(W. Salmon)的論著來佐證，例如易薩克(A. Isaak, 1985: 115)及麥克哥與華德生(D. McGaw and G. Watson, 1976: 56n, 189)。姑且不論其「歸納」語詞的用法，這些政治學者的見解，是否抵觸了他們一向稱述的演繹檢定法呢？

第三，幾乎所有政治學方法論家皆曾斷定，若政治研究領域內已有通則，那麼它們絕大部份屬於統計通則，甚至僅止於趨勢述句(tendency statement)，因而個別政治現象的統計解釋，皆具漢培爾(C. Hempel)所提出之「歸納及統計模型」(inductive-statistical model)的邏輯結構。然而，易薩克等人曾經訴求過的謝氏，却在一篇重要文章中一再指出漢氏模型，乃是「一個不健全與不正確」的說明，或徒然助長一種「虛假的安全感」(Salmon, 1971b: 29, 31, 36)。其次，政治學者時常認為漢氏與布羅貝克(M. Brodbeck)兩人，在科學哲學上同屬一個派別(Bowen and Balch, 1981: 14)，但布氏却明白否認統計通則可以解釋個別事件(Brodbeck, 1968: 377)。由此說來，漢氏模型似乎值得再作進一步的評述。

顯而易見的，不論就主張「否證」與「演繹檢定」的波普而言，或對政治行為的調查研究者來說，解決或澄清上述三個問題，乃是一件刻不容緩之事。本文的主要目的，端在根據方法論否證說，分別剖析這三個課題。

## 二、統計假設的檢定

波普曾將機率述句( probability statement )分爲數字性與非數字性兩類( Popper, 1972: 147)。一般而言，政治學者通常所說的統計假設或通則，乃指數字性的機率述句，而所謂的趨勢述句，則指非數字性的機率述句。前一類述句，乃根據數字來表達機率的述句，其基本形式是「 $P(G, F) = r$ 」或「某百分比的甲是乙」，例如「具有政黨認同的選民，參加投票的機率爲 0.8」或「百分之七十五的商人，具有保守心態」。後一類述句，乃是未根據數字表達機率的述句，其基本形式是「多數的甲是乙」或「甲趨向於乙」，例如「當政治參與急速增加時，多數之低度政治制度化的系統，是政治不穩定的系統」或「在單一選區中推行簡單多數選舉制，趨向於促成兩黨制」。就檢定而言，機率述句引起一個亟待答覆的問題：它們在邏輯上缺乏「可否證性」，但在調查研究中爲何能被當作「可否證的假設」而進行顯著性檢定呢？(註一)

機率述句在邏輯上缺乏「可否證性」的理由，十分淺顯。試舉一個古典的例子，略加說明。在投擲一枚硬幣的試驗中，假設其出現正面的機率爲二分之一。若在前十次投擲中，出現十次正面，則此一觀察值或事實，是否抵觸了該機率述句呢？答案是否定的；這可從三方面來敘述。第一，在該機率述句(亦即其出現正面的機率是二分之一)爲真之下，前十次投擲中出現十次正面的機率，雖然十分小(註二)，但絕非不可能，因而該機率述句並不排除此一觀察值。第二，在原先的投擲試驗中，出現此一觀察值的機率雖然十分小，但若繼續投擲若干次，則可能不再出現正面，從而該一觀察值在總共投擲試驗中的出現機率，也就可能顯著提高，因此，有限概念的特定觀察值，在重複投擲的試驗中，其出現機率的大小，總有變動的可能。第三，當該機率述句爲妄時，例如其出現正面的機率，不是二分之一，而是四分之三，則在前十次投擲中，也有可能出現十次正面(註三)，因而此一觀察值，既可符合原先的機率述句，又可符合其他各種機率述句(例如，其出現正面的機率

爲四分之三)。由上述三個敘述看來，任何一個觀察值或事實，皆不抵觸所設假的機率述句，或所假設的機率述句，皆不排除任何特定的觀察值，因此，在邏輯上，機率述句缺乏「可否證性」，從而僅僅憑藉特定觀察值與邏輯，無法「否證」機率述句(註四)。在政治行爲的調查研究中，機率述句也因相似的理由，而缺乏「可否證性」。我們試依政治學者仲斯(T. Jones, 1984: 155)所舉的例子，略作說明。設一母體共有二千人，其中具有高教育程度與強民主態度的人、高教育程度與弱民主態度的人、低教育程度與強民主態度的人、以及低教育程度與弱民主態度的人，分別各有五百名。從這些數值，我們可以推知，在此一母體中，諸成員的教育程度與民主態度之間，並無任何關係，或者我們可以算出，這兩個變項之間的相關係數等於零(註五)。若從這一母體，隨機抽取一百人的樣本，則在樣本中計算得到的觀察值(教育程度與民主態度之間的相關係數)必定等於零或接近於零嗎？這或許十分可能，但並非必定如此，我們也許抽到一個樣本，其中具有高教育程度與強民主態度的人，有六十名，其他四十名則概屬低教育程度與弱民主態度之人，從而可以計算出其相關係數等於一。抽取到這一種樣本的機率，誠然十分微小，但並非完全不可能。進一步說，從另一母體(其教育程度與民主態度之間具有「非零」關係的另一母體)，也可能抽得這一種樣本。據此而言，研究者對於特定母體所假設的機率述句，並無「可否證性」，從而單憑樣本觀察值與邏輯，不足以「否證」它。

機率述句缺乏「可否證性」，誠對方法論否證說，構成一個「致命的打擊」(Popper, 1972: 191)；但波普認爲這正是考驗其方法論否證說的一個試金石。他說：「就我的方法論主張而言……這個難題似乎造成了一個幾乎無法克服的異議。因爲機率述句雖在經驗科學中扮演一個極爲重要的角色，但在原則上它們却『無法嚴格否證』。然而，這個絆腳石，正是檢驗本人之理論的一個試金石。」(Popper, 1972: 146)大抵上講，波普乃從下述兩種方式來克服這個難題：(一)針對隨機性(randonness)的概念與機率述句的「存在成分」(existential

constituent )，剖析機率述句的邏輯形式，藉以建立它們跟特定觀察值或基始述句之間的關係；(二)指明科學家能夠並且確實採取某些方法論規則，從而使得邏輯上不可否認的機率述句，成為「實踐上可被否認」( practical falsification )，以期進行統計假設的演繹檢定。波普說明這兩種方式的詳細論證及精巧例釋，雖然集中在機率論與物理學，但其說明中所含的主要觀念，正是政治學者在調查研究中進行統計假設檢定的基本原理，或者，政治學者從事統計檢定的工作，就是在實踐方法論否認說的主張。我們試用一個統計假設的檢定，來顯現此一主要觀念。

不論是古典的或是當代的民主理論，政治行為者的參與行動及其心理特質之間，存在著某種特定關係的觀念，一向都是不同理論家的共同立論核心。在當代的各種調查研究文獻中，此種特定關係的檢定，乃是最常見的統計假設檢定。七十年代以前的政治學者，概將政治行為者的參與行動，局限於選舉行為，其後則擴展到選舉以外的參與行為；而政治行為者的心理特質，向來包含政黨認同、政治疏離感、政治知識、政治興趣、以及政治功效感等。一般而言，經驗研究者在設定了這些次級性的參與行動和心理特質之間的關係，並引入政治行為者的性別、年齡、收入、居住地、教育程度、以及組織成員等變項後，就構成了調查研究中的各種「理論」。為了便於說明，設所要檢定的，只是其中一個假設(A)：在民主政治系統中，政治功效感趨向於促進投票活動(註六)。為了檢定假設(A)，研究者必須藉助其他業已獨立檢核的補助假設，例如一九八六年的美國政治系統乃是一個民主政治系統，方能推演出可觀察述句(B)，例如，在一九八六年的美國政治系統中，公民的政治功效感趨向於促進投票活動。然而，調查研究者無法直接檢定此類可觀察述句(B)，它必須轉譯成一種包含運作語詞與統計語詞的述句，方可訴諸檢定。投票活動的運作界說，通常使用公民於特定期間中是否參加投票而來界定；政治功效感的運作界說，一般沿用密西根大學調查研究中心所發展出來的六道測驗題(註七)；至於用來闡釋「趨向於促進」的統計語詞，大體上乃指母體中該兩個變項之間，並不呈現出統計獨立，或指某一代表母體性質之母數(parameter)，具有

特定數值或其數值落在特定範圍內。設在本例中，運用積差相關係數（product-moment correlation coefficient）闡釋「趨向於促進」語詞（註八），則可觀察述句（B）便能轉成統計假設（H）： $R_{xy} > 0$ 。這即是說，在特定母體（一九八六年美國政治系統）中，公民的政治功效感（X）與其投票活動（Y）之間，具有「正相關」。嚴格說來，在政治行為的一般調查研究中，直接付諸檢定的，並非假設（H），而是所謂的「虛無假設」（null hypothesis），亦即「 $H_0: R_{xy} = 0$ 」；此乃意指，在此一母體中，該兩個變項之間並無關係。研究者原先轉譯成的假設（H），從而再度轉成所謂的「對立假設」（alternative hypothesis），亦即「 $H_1: R_{xy} \neq 0$ 」；此則意指，在這一母體中，該兩個變項之間具有「非零」的關係。透過這些轉譯過程後，我們就能較清楚地指明波普克服其難題的方式，或能較明確地顯現出統計假設的檢定原理。

設從該一母體，運用單純隨機抽樣法，抽取一個包含 3095 人的樣本（註九）。在此一樣本中，我們可以計算出一個代表樣本性質且對應於母數的統計量（statistic），亦即計算出樣本中政治功效感與投票活動之間的「積差相關係數」的數值（ $r_{xy}$ ）。設運算結果，得到  $r_{xy} = 0.45$ 。依據方法論否證說，在沿用某些規則之下（參見郭秋永，民75：171-175），我們可將 X 與 Y 兩變項的測量理論，視為「無疑的背景知識」，並把此一觀察值  $r_{xy} = 0.45$ ，當作「基始述句」。進一步說，運用相同抽樣方法，原則上可從該一母體抽取到樣本大小同為 3095 人的無限多個樣本，並在每一樣本中，都可計算得到同一統計量的各種數值，從而構成無限多個  $r_{xy}$  的數值。這些無限多個  $r_{xy}$  的數值，不但有大有小，而且有同有異。若將相同數值的  $r_{xy}$  歸成同一組並按大小順序排列，則形成一個次數分配，進而可依各組次數的多寡，轉成一個機率分配。這個機率分配，即是統計量  $r_{xy}$  的抽樣分配（sampling distribution）。倘若虛無假設為真（ $H_0: R_{xy} = 0$ ），並假定母體中該兩個變項是「兩元常態分配」，則運用特定數學方法能夠導出上述抽樣分配的分配式，從而得知其各種性質（例如，期望值與變異數的數值，以及該



抽樣分配轉成常態分配的方式)。據此而言，在單純隨機抽樣與母體兩元常態分配的假定下，我們可從一個機率述句（在本例，即是  $H_0$ ），推演出特定統計量（在本例，乃是  $r_{x,y}$ ）的抽樣分配或無限多的「存在成分」，而研究者實際上抽取並計算得到的數值（在本例，即為 0.45），只是這些無限多個「存在成分」中的一個而已。就波普克服其難題的第一個方式而言，上述的簡要說明，正是他在種種論證與例釋中所含的一個主要觀念。波普指出：「在此處，我的論旨乃是，唯有機率估計的存在成分……以及隨機性的要求，方才建立了機率估計與基始述句之間的一個邏輯關係。」（Popper, 1972: 194）

奠基在上述觀念上，雖能建立虛無假設與特定觀察值之間的演繹關係，但由於虛無假設缺乏「可否證性」，因而單憑邏輯與特定觀察值，不足以否證虛無假設。可是，根據我們可從虛無假設推演出來的抽樣分配來說，在可能隨機抽得的無限多個樣本中（或從而計算得到的無限多個  $r_{x,y}$  數值），每一樣本（或每一  $r_{x,y}$  數值）雖然皆有出現的可能性，但各個樣本（或各個  $r_{x,y}$  數值）的出現機率却有大有小，因此我們可以問道：在虛無假設為真之下，隨機抽取得到我們實際上抽得的特定樣本（或實際上計算得到的特定數值 0.45），其機率究竟是多少呢？進一步說，從該抽樣分配的性質可以推知，它乃是以「零為平均數， $\frac{1}{n-1}$  為變異數」的常態分配（註十），因而上一問題可以轉成下一問題：在運用單純隨機抽樣法之下，實際上抽取並計算得到的特定數值（0.45）與虛無假設（0.00）之間的差異，是否源自抽樣過程中的隨機因素（random factor）？或者，在那基於隨機抽樣而從虛無假設導出的抽樣分配中，特定數值與虛無假設之間的差異值（0.45 - 0.00），是否顯著？由此看來，在統計假設的顯著性檢定中，研究者事實上乃依據推得的抽樣分配，進行特定數值與虛無假設之間的比較，或樣本統計量與假想母數之間的比較。比較之後，產生兩種可能情形：(1) 特定數值十分接近虛無假設，以至於兩者之間的不顯著差異，乃源自抽樣過程中的隨機因素，從而無理由懷疑虛無假設；(2) 特定數值非常偏離虛無假設，以至於兩者之間之顯著差異，不能歸於隨機因素，從

而有理由懷疑虛無假設。然而，對於兩者之間的差異值，我們如何判定為「顯著」或「不顯著」呢？比如，在本例中，兩者之間的差異值（ $0.45 - 0.00 = 0.45$ ），到底是「顯著」或是「不顯著」呢？自方法論否證說看來（Popper, 1972: 191, 199-205; Lakatos, 1977: 109; O'Hear, 1980: 124-125），唯有引入方法論規則，才能決定其顯著或不顯著，從而才可進行「實踐上的否證」。值得注意的，在所須引入的方法論規則上，波普或許不企圖建立一個抽象的、普遍性的規則（Ackermann, 1977: 83），但其論旨包含兩方面的宣稱—這不但益加彰顯其否證說實非「武斷否證說」（註十一），並且恰能說明統計檢定的實際程序。其中之一的宣稱，乃是經驗斷言，旨在指出物理學家都是運用某一方法論規則以進行統計檢定；另外一個宣稱，則屬規範性的提議，藉以主張所有科學家皆應該按照物理學家的方式從事統計檢定。誠然，在判定觀察值與假想母數之間的差異上，政治學者所運用的規則，正是方法論否證說所強調的「機率述句的否證規則」（falsifying rule for probability statement）：

設一隨機變項的全距，可以分割成兩個集合A與C，並設 $P(C) = k < k_0$ （ $k_0$ 為某一適當的常數），那麼，當特定觀察值落在C範圍內，就須認定統計假設已被否證。

在本例中，隨機變項是指樣本統計量，並且其抽樣分配已經化成常態分配。A與C兩個集合，乃指該常態分配中的保留區（region of retension）和拒斥區（region of rejection）。分割這兩個集合或區域的標準，通常沿用百分之一或五的顯著度（level of significance）。若用百分之一的顯著度，並採雙尾檢定（two-tailed test），則保留區的範圍是 $[-0.0463, 0.0463]$ ，而在這一範圍之外的，即為拒斥區（註十二）。由於實際計算得到的特定數值與假想母數之間的差異值，落在拒斥區（ $0.45 > 0.0463$ ），因而拒斥虛無假設。這即是說，因為兩者之間的差異值，十分顯著（大於0.0436），以至於隨機抽取到實際抽得樣本的機率十分微小（至少小於0.005），從而不能將此一差異歸屬於抽樣

過程中的隨機因素，或者，實際抽得的樣本，隨機抽取自該一母體的機率十分微小，以至於該樣本十分可能隨機抽取自另外一個母體（積差相關係數不等於零的母體），從而拒斥虛無假設，並保留對立假設。

依據上述剖析，我們可將此一統計假設檢定的整套推論式，綜述如下：

推 論 式	例 釋
(1) A	A：在民主政治系統（T）中，政治功效感（X）趨向於促進投票活動（Y）。
(2) C	C：一九八六年的美國政治系統（M），乃是T。
(3) 若 A 與 C，則 B	B：在M中，X趨向於促進Y。
(4) B 轉成 H	H：在M中，X與Y呈現「正」相關。
(5) H 轉成 $H_1$ ，而跟 $H_0$ 對立	$H_1$ ：在M中，X與Y呈現「非零」的相關。 $H_0$ ：在M中，X與Y呈現「零」的相關。
(6) I	I：在M中，X與Y乃是「兩元常態分配」，並且已採單純隨機抽樣法，抽得一個樣本數為3,950人的樣本，從而計算出 $r_{xy} = 0.45$ 。
(7) 引入方法論規則 G	G：視X與Y的測量理論為無疑的背景知識，並將 $r_{xy} = 0.45$ 當作基始述句
(8) 若 $H_0$ 與 I，則 N	N：樣本統計量的抽樣分配，並依其性質，轉成常態分配。
(9) 引入否證規則 F	F：將N分割成拒斥區與保留區；當用0.01顯著度的分割標準時，保留區為〔0.0463, -0.0463〕，餘為拒斥區

(0)若 $H_0$ 與 $I$ ，則在0.99機率下 $D$ 不顯著  $D$ ：乃是特定觀察值與假想母數之間的差異值，亦即 $0.45 - 0.00 = 0.45$ 。  
（但由實際觀察值知） $D$ 顯著  
故非（ $H_0$ 與 $I$ ） 由於0.45大於0.0463，故 $D$ 值顯著或落在拒斥區，從而拒斥 $H_0$ 。  
但 $I$ 成立  
故非 $H_0$ ，從而保留 $H_1$

依據上述整套推論式，雖然第(0)式中的前提，含有「0.99機率」語詞，但統計假設的顯著性檢定，在下述意義上，乃是演繹的（註十三）：

正如其他所有假設的檢定，一個統計假設的檢定，乃是演繹的：首先，從假設推演出……並建立起一個檢定述句，然後，此一檢定述句跟經驗相互比較。  
。（Popper, 1972: 412）

顯然的，波普用來克服機率述句之「不可否認性」的主要觀念，正是政治學者在調查研究中進行統計假設檢定的基本原理，或者，政治學者從事統計假設的檢定，就是在實踐方法論否認說的主張。進而言之，基於上述整套推論式，我們尚可澄清幾個問題。

第一，顯著性檢定的直接作用，乃在拒斥第(5)式的 $H_0$ 並保留 $H_1$ ，而非拒斥或保留第(1)式的 $A$ 。這意指，它實際上只是基於抽得的樣本特徵，斷定一個「獨特的歷史情境」或一個「設定母體」（a specified population），比如本例的一九八六年美國政治系統，而非研究者原先所感興趣的「假想群體」或「概念母體」（hypothetical universe or conceptual population），比如超過抽得樣本所屬時空之外的美國政治系統或其他民主政治系統。哥德（D. Gold, 1969: 43）曾經指出：「即使在最佳情況下，顯著性檢定只不過提供一個可信的指標罷了。這種指標深受時間、空間、及對象等的局限，以至於我們實際上是在處理獨特的歷史知識。」據此而言，在政治行為的調查研究中，一般所謂的統計述句或統計通則，約略具有兩種不同意義；其一乃是概述「設定母體」的特徵，另一則是綜述「概念母體」的特徵。

第二，由於統計述句或統計通則，具有兩種不同意義，因而對於所謂「從樣本歸納推論出統計通則」的一般說法，就須格外注意。按照邏輯家的見解（Salmon, 1963: 3），一個論證（argument）就是具有相互關係的一組述句，其中一個述句作為「結論」，另外一個或多個當作支持證據的述句，稱為「前提」。當從一個或多個陳述特定觀察值的「前提」，推出一個「通則性的結論」（a generalized conclusion），即為歸納論證或歸納推論，從而具有兩個特徵：(1)若所有前提皆為真，則結論為蓋然真（probably true），而非必然為真；(2)結論包含著某種未曾出現在（或未曾隱含在）前提中的訊息。據此說來，上述的一般說法，至少具有三種意義。首先的意義，指謂研究者乃從一個樣本觀察值，歸納推論出「設定母體」的統計通則。然而，在這種意義之下，研究者不但要忽視上文整套推論式中的演繹性質，從而只將一個樣本觀察值視為「前提」、並把虛無假設當作「結論」、此外又得將上文第(9)式的F 特意闡釋為一種「歸納規則」（Giere, 1984: 246），方才能夠達成歸納推論，或「反轉推論」（inverse inference）或「簡單枚舉歸納」（induction by simple enumeration）（Kaplan, 1964: 233）。其次的意義，乃指研究者從一個樣本觀察值，歸納推論出「概念母體」的統計通則。無庸置疑的，這顯然是一種「尚須運用健全判斷與理由的歸納躍進」的含糊說詞（Taylor, 1974: 71）。最後的一個意義，正是波普一再斥之為「不必要或不可能之工作」的歸納機率（inductive probability）的意義。大體上說，單從一個樣本觀察值（e）的前提，甚至由多量或多樣的各種樣本觀察值的前提，雖然無法為歸納論證式中的結論（例如H），建立起必然性或「無時限的穩固確定性」，但誠然可能賦與某種強度的支持。若用C、H、及e，分別代表支持、結論、及前提，則或許可用C（H，e）來表示這種支持程度——儘管此式的意義，並非十分精確，或尚待闡釋。然而，主張歸納機率的學者不但不滿足於C（H，e）的表達方式，而且企圖在機率計算的意思上，進一步運用一種介於零與一之間的精確量詞，來標定支持程度，以期建立「無時限的蓋然確定性」。若以P

代表機率，則他們的基本論旨，端在肯定  $C(H, e) = P(H, e)$ 。顯而易見的，在歸納機率的見解下，所謂的歸納推論，與其說是檢定一個統計假設（或全稱假設）的方法，毋寧說為計算並企圖篩選出最佳統計假設（或全稱假設）的方式。一向自許為不計較術語的波普，對於「歸納」語意的任何擴展，基本上並無異議；然而，一旦某種擴展易生誤導作用，則致力反對（Popper, 1972: 418; Lakatos, 1980: 136）。在波普看來，歸納機率見解下的「歸納」語意（亦即肯定  $C = P$ ），正是「既屬無用又易誤人」的擴展（波普用來駁斥歸納機率的理由，參見郭秋永，民75：160—164）。即使一再稱述並引用歸納機率的漢培爾，依然坦承它的理論建構及其應用，至今仍是一個「未決問題」（參見本文第三節）。

第三，亞克梅（R. Ackerman, 1977: 84）曾經指出，多數統計學家基於方法論規則，自由地談及統計假設的接受與拒斥，但波普的方法論否證說，基本上僅涉及單一統計假設與特定觀察值之間的關係，從而只能論及「拒斥」統計假設，因此其見解乃是「保守的」或「太具限制性」，以至於不能披露「多數的統計實踐系絡」。依照亞氏見解，在多數的統計檢定中，研究者基於特定觀察值而進行評估的對象，乃是兩個不相容的、各具有明確數值的假設，比如「 $H_0: R_{xy} = 0.3$ 」與「 $H_1: R_{xy} = 0.6$ 」，進而考慮到第一類型誤差、第二類型誤差、及檢定力等，藉以追求最佳檢定（註十四）。然而，在波普的方法論否證說中，由於僅僅述及一個統計假設的檢定，比如只有「 $H_0: R_{xy} = 0.3$ 」，因而立即陷入一個困境（Ackerman, 1977: 85）：在拒斥該統計假設之下，研究者所須保留的，却屬無限多個的其他統計假設，或除了母數等於0.3之外的無限多個數值。誠然，波普並未細述兩個不相容的統計假設的檢定，但為了答覆諸如亞氏的這類批評，我們或可引述吉利斯（D. Gillies）一篇重要文章的基本辯解——波普曾經贊許該文為「對於機率論或統計理論的可否證性問題，以及統計檢定的否證問題，作了一個重要的貢獻。」（Popper, 1972: 419）吉利斯指出，一般認為不能檢定一個「孤立的」統計假設的主要理由是：研究者引入「機率述句的否證規則」，雖能劃分出保留區與

拒斥區，但却無法排除劃分標準的任意性質，即使訴諸習慣而採用百分之一或五的顯著度的劃分標準，這依然只是隱藏任意選擇的一種托詞，因此，爲了排除或降低其任意性，研究者應該且能夠事先設計出兩個不相容的（最好各具明確數值的）統計假設，藉以計算檢定力，並篩選出那具有最大檢定力的拒斥區（詳細數學論證，參見 Gillies, 1971）。然而，吉利斯認爲這種理由，由於下述三個原因而顯得十分牽強：(1)研究者事先設計兩相對抗的統計假設的要求，雖屬可欲，但陳義過高，尤其在無法精確指明對立假設的情況下，此一要求更顯不當；(2)一般所謂的對立假設與虛無假設，實際上只不過是各具不同母數值的相同假設（註十五），因此，在前者僅是後者的「瑣碎變體」之下，去追求最佳檢定力，並無多大意義；(3)首先論述研究者必須事先設計對立假設的統計學家紐曼（J. Neyman），在其本人的實際研究或例釋中，對立假設的提出，仍然是在否證原先假設之後。鑒於上述三個原因，並爲了排除劃分標準的任意性，吉利斯重新建構一個不必考慮到對立假設的否證規則。細述此一新的否證規則，顯然超出本文的目的；可是本節所綜述的整套推論式，基本上滿足了吉利斯的新規則（註十六）。無論如何，政治學者雖然也「依照習慣」，而將統計假設區分爲虛無假設與對立假設（Leege and Francis, 1974: 317），但從不計算（或無法計算）第二類型誤差及其檢定力，因此實際上只是在檢定一個「孤立的」統計假設（註十七）。在這樣的情況下，兩種對抗假設的設定，不過是著眼於波普素所強調的「檢證與否證之間的邏輯不對稱性」。這就是說，研究者爲了避免「肯定後項的謬誤」，方才基於「逆斷律」的演繹推論，試圖否證一個母數爲零的虛無假設，以期保留母數不等於零的對立假設（郭秋永，民72：173—180；民75：165—166）。誠然，在這種方式下保留起來的對立假設，或會流於「微弱而瑣碎的陳述」（Kish, 1959），但至少可以肯定變項間的某種關係並非隨機因素所促成，進而裨益於「根據統計以外的理由」以進行推論（Henkel, 1976: 77—78, 91; Winch and Campbell, 1969）（註十八），或促成資料分析與理論建構之間的互動關係（Taylor, 1974）。

### 三、統計解釋的性質

依據上節分析，方法論否證說一方面指出統計假設的檢定，乃是演繹檢定，另一方面斷定歸納機率見解下的「歸納」語意，徒然流於「既屬無用又易誤人」的擴展。然而，此種「歸納」語意，實際上已經透過另外一種方式，逕行伸展到個別事件之統計解釋的說明中，從而再次展現在漢培爾的「歸納及統計模型」，並為許多政治學者視作理所當然。顯而易見的，這對方法論否證說，構成了另外一個「嚴重的詰難」(Watkins, 1984: 226)。在科學解釋的說明上，波普力主「演繹論」或「涵蓋定律模型」(Popper, 1972: 59—62; 1969: 51—63; 1983: 131—146)，而甚少論及「歸納及統計模型」，但我們或可運用直接評述「歸納及統計模型」的方式，而來間接化除或舒解此一「嚴重的詰難」(註十九)。

就說明統計解釋的性質而言，首先進行有系統的分析，從而備受政治學者稱述的，乃是漢培爾的一系列著作(Hempel, 1962: 121—166; 1965: 376—412; 1966: 54—69; 1968)。漢氏指出，經驗科學中的科學解釋，基於所須運用的通則或定律的類別，可以區分為兩種：其一為「演繹及律理的解釋」(deductive-nomological explanation)，另一為統計解釋。當用圖型方式概述前者時，便稱為「演繹及律理的模型」或「涵蓋定律模型」。統計解釋則可依據其邏輯結構，再行細分為二：其一是「演繹及統計的解釋」(deductive-statistical explanation)，另一是「歸納及統計的解釋」(inductive-statistical explanation)。前者所要解釋的對象，乃是具有「統計定律形式」的一個述句；雖然其所須運用的通則，至少必須包含一個統計形式的定律或理論，但其解釋性質仍屬演繹的邏輯關係，如同「涵蓋定律模型」一樣。後者所要解釋的對象，乃是個別的事件或現象；其所須使用的通則，雖然也是統計形式的通則，但其解釋性質却為歸納的邏輯關係。當用圖形方式概述它的特徵時，則可稱為「歸納及統計模型」——為了彰顯其獨特性以及便於行文，下文按照漢氏的用法，簡稱為歸納模型或歸



納論證，而「歸納及統計的解釋」，則簡稱為統計解釋或歸納解釋或機率性解釋。

依照漢氏的說法，各種類型的科學解釋，皆是一種「論證」：引用來解釋的通則及先行條件，組成論證式中的「前提」，而稱為「解釋項」，所要解釋的對象，構成論證式中的「結論」，而稱為「被解釋項」。由此說來，統計解釋中的歸納模型，基本上就是由前提與結論所組成的一種歸納論證。若用  $P$ 、 $r$ 、 $F$ 、 $G$ 、 $F_1$ 、以及  $G_1$ ，分別代表機率、機率值、甲類事件、乙類事件、發生了甲類中的一個個別事件、以及產生了乙類中的一個個別事件，則解釋項與被解釋項之間的歸納論證，可以圖示如下：

$$P(G, F) = r$$

$$\frac{F_1}{G_1} \quad [r]$$

在說明這種歸納論證時，漢氏曾經將它對照著演繹論證，解析兩者之間的異同，並分別列舉出各自所須滿足的一些條件。然而，一旦忽視其中某些重要條件，則易於產生謝爾門所謂的扭曲印象或危險態度：

多數理論家認為歸納解釋與演繹解釋在原則上十分類似，以至於運用統計通則取代演繹解釋中的全稱定律，並藉著某種歸納關係替代解釋項與被解釋項之間的演繹關係，一個歸納解釋的適當說明，就幾乎自動浮現了。當然，這是極為危險的一種態度。（Salmon, 1971, : 30）

爲了免除這種不太正確的籠統印象，從而指出歸納模型實非「已成定論」的理由，我們針對其關鍵性的三種闡釋或條件，分別作一扼要的評述。

第一，解釋項中的  $P(G, F) = r$ ，乃指統計通則或定律，式中的  $r$ ，即爲「統計機率」的數值。按照漢氏的說明（Hempel, 1965: 379），若用統計機率陳述一個述句，則該述句便具有「統計定律的形式」或「機率及統計性質的形式」（form of probabilistic-statistical character）。這種述句包含各色各樣的斷言，但最簡單的基本式，則爲  $P(G, F) = r$ 。由於漢氏採取「機

率的次數論」，從而將基本式中的統計機率，闡釋為「相對次數的極限」，因此其所謂基本式的意義便為：在隨機實驗F的——長系列履行中，出現結果為G類事件的比例，幾乎接近於r；或者，在長期上，F類的事件，也是G類事件的比例，十分接近於r；或者，指涉類（reference class）F中的元素，也是屬性類（attribute class）G中元素之相對次數的極限，乃為r。在這樣的闡釋下，指涉類F中的元素，不是指謂實際上已在「有限類」中觀察到的所有事例，而是意指「無限類中所有潛在的事例」（the infinite class of all its potential instances），因此，基本式中的相對次數或比例，不等於觀察得到的一種次數報告或統計描述。若用本文上節的例子，而設F類為具有政治功效感的公民、G類為參加投票的公民，並設百分之九十五具有政治功效感的公民參加投票，亦即 $P(G, F) = 0.95$ ，那麼此一斷言所指稱的對象，既非一九八六年美國政治系統的一個樣本觀察值，也非該「設定母體」的母數，而是其「概念母體」的母數。顯然的，即使是基本式的統計述句，依然具有「準定律述句」的地位（the status of lawlike sentence），從而如同全稱述句，也含有律理特性或普遍宣稱（nomological character or general claim），並可憑藉支持證據而被接受為統計通則或統計定律，以資作為歸納模型中的解釋項（註二十）。

值得注意的，在漢氏看來，為人接受的統計定律，由於具有 $P(G, F) = r$ 的形式，因而易於促成兩種似是而非的想法。其中一個想法是，任何科學定律皆作「普遍宣稱」，而用來支持科學定律的經驗證據，概屬有限或不能包含潛在上的所有事例，因此經驗證據只對科學定律，提供某一強弱程度或機率性的支持；若用h、e、p、及r，分別代表科學定律、支持證據、機率性支持、及機率值，那麼，即使是全稱定律，依然僅具 $p(h, e) = r$ 的形式，從而也應該描述為統計的或機率性的定律。然而，漢氏指出，這樣的想法，混淆了支持證據與宣稱形式之間的重要差異：就普遍宣稱的邏輯形式而言，全稱定律乃將某一特徵歸屬於一個無限類中的所有成員，統計定律則將某一特徵歸屬於一個無限類中特定比例的成員，這兩

種普遍宣稱的形式，雖然有所分別，但皆無關於其支持證據的多寡或其斷言的真妄；就經驗證據的支持程度而言，支持一個全稱定律的證據數量，未必多於或優於一個統計定律的支持證據。簡言之，歸納模型中的統計定律與涵蓋定律模型中的全稱定律之間的差別，端在於普遍宣稱的邏輯形式，而不在於經驗證據的支持程度。可是，統計定律的這種普遍宣稱形式，却促成漢氏所謂的另外一個似是而非的想法——這正是政治學者易薩克所認定的「當代多數社會科學家」的想法。易薩克指出，當代多數社會科學家都認為，統計知識乃是「不完全的」知識，但其不完全性，來自研究者尚未能偵知所有的影響因素，而非源自經驗世界的「固有的統計性質」，所以經由不斷努力後，不完全的統計知識，最後終會達成「完全的」知識；如此一來，「政治學中既有的每一統計通則，在未來的某一天，終將採取全稱形式……這是邏輯上可能之事。」（Isaak, 1985: 114）然而，漢氏認為這樣的想法，基本上憑藉一個過時的觀念，從而意含「統計解釋乃是不成功的演繹解釋」的不當見解。漢氏說：「我們不能將統計解釋，算作不成功的演繹及律理解釋；統計解釋正當地構成一個重要的解釋類別。誠然，早期的一個信念是，物理過程中的微視現象，概屬嚴格全稱定律，但由於測量及計算能力的限制……研究者方才運用統計假設和統計理論。然而，這種信念，已經漸被放棄……統計形式的定律，也被接受為經驗世界的基本定律，統計解釋遂為自成一格的解釋型式。」（Hempel, 1965: 417-418）（註二十一）

第二，在歸納模型中，雙橫線右端方括弧內的符號（ $r$ ），表示解釋項與被解釋項之間的歸納關係，從而意指解釋項是以「近乎確定性」蘊涵著被解釋項，並在能夠解析成機率計算的範圍內，它就是數值接近於——的歸納機率。所謂「近乎確定性」或「十分可能」或「高度蓋然」或「幾乎可確定」等語詞，乃是表達歸納論證式中前提與結論之間的一種關係（若前提為真，則結論十分可能為真，雖然也有妄的可能性），而非結論的一部分。這如同在涵蓋定律模型中，解釋項是以「演繹確定性」蘊涵被解釋項一樣，其「演繹確定性」或「必然」或「必定」等語詞，

乃是表達前提與結論之間的一種關係（若前提為真，則結論必然為真，或者，結論乃是前提的一個邏輯結果）而非結論的一部分。一旦將「近乎確定性」等語詞，視同歸納論證中的結論的一部分，則造成下述的錯誤論證式：

形 式	例 釋
$P(G, F) = r$	若公民具有政治功效感，則高度蓋然地會去投票
<u><math>F_i</math></u>	<u>張三是位具有政治功效感的公民</u>
Therefore, it is very probably that $G_i$	因此，張三高度蓋然地會去投票

漢氏指出，諸如「張三高度蓋然地會去投票」等形式的結論，既非真也非妄，從而無法由前提或任何述句推論出來，因此，上述形式的例釋，乃是誤解「近乎確定性」等語詞的作用，而為一個站不住腳的論證概念（Hempel, 1965: 382-383）。值得注意的，某些政治學者在引述漢氏模型時，經常忽視這個重要觀念，例如麥克哥、華德生、及史密斯等人（McGaw and Watson, 1976: 64-65; Smith, et al., 1976: 55）。

據此而言，在歸納模型中，解釋項使得被解釋項成為「高度蓋然」或「近乎確定性」的歸納關係，實際上就是「歸納機率」的一個特例（Hempel, 1962: 145; 1965: 389）：在通常的「歸納支持」的觀念中，一個或一組述句（亦即經驗證據 e），將或強或弱的歸納支持，賦與一個述句（亦即假設 h）的方式，可以表示為  $C(h, e)$  的形式；而在漢氏模型中，e 乃指解釋項（統計定律和先行條件），h 則指被解釋項（個別事件）。然而，漢氏進一步指出，一旦能在機率計算的意思上，運用量化語詞來表達「歸納支持」的觀念，例如卡納普（R. Carnap）的歸納邏輯系統，則它便成為一種介於零與一之間的歸納機率，亦即  $C(h, e) = P(h, e) = r$ 。因此，歸納機率乃是諸特定述句（解釋項與被解釋項）之間的一個量化邏輯關係，截然不同於歸納模型中第一個前提的統計機率，亦即「 $P(h, e$

) = r」十分不同於「 $P(G, F) = r$ 」。最值得注意的，在斷定歸納機率有別於統計機率之下，漢氏一方面坦承，學界是否已對歸納機率的概念，發展出一個清楚判準與精確理論，從而可應用於科學理論的語言中，「至今依然是一件爭論之事」或「仍然是個未決問題」或「引起一些尚待克服的難題」，另一方面却肯定「在某些簡單的例子中」，統計機率的數值等於歸納機率的數值，亦即 $P(G, F) = r = P(h, e)$ ，乃是一個合理的說法（Hempel, 1965: 385, 389; 1966: 67）。

進一步說，為了使得其歸納模型，適用於個別事件或事象的統計解釋，漢氏勢須排除一個常見的異議。按照他本人的說明，這個常見的異議，乃指統計定律只能解釋集體事件（mass event）的統計現象，但不能解釋個別的事件（individual or single or particular event）。例如，根據「投擲一枚均勻硬幣，出現正面的機率為二分之一」的一個統計定律，以及各個不同投擲之間是統計獨立的假定，顯然不能解釋「某一次特定投擲」出現正面的緣故，但可用來解釋「在一萬次投擲中，出現正面的次數，介於4,900與5,100之間」的統計現象，因為出現這種結果的機率，超過0.95（註二十二）。漢氏化除這個異議的方式，端在引用下述規則，從而要求歸納模型中的機率數值，必須接須近於一：

若 $1 - P(G, F) < C$ ， $C$ 為十分微小的正數，則當隨機實驗 $F$ 「只是履行一次」時，出現 $G$ 的結果，乃是實際上可以確定的；若 $P(G, F) < C$ ，則「不出現」 $G$ 的結果，也是實際上可以確定的。（Hempel, 1965: 387; 1962: 130）

由於設定歸納模型中的機率數值接近於一，所以漢氏認為，我們也必須將「解釋地位」，賦與個別事件的統計解釋。然而，多大的機率數值，方可視為「接近於一」呢？漢氏坦陳，這含有一些「任意性」（Hempel, 1965: 390; 1968: 117）。

第三，由於個別事件的歸納論證，可能呈現出「統計解釋的曖昧性」（ambiguity of statistical explanation），因而在歸納模型中，必須隱含一個

「極大設定性」的要求 ( the requirement of maximal specificity ) 。所謂「統計解釋的曖昧性」乃指一個個別事件，經常可從各種指涉類中的任何一個指涉類，隨機抽取而得，從而其屬性類的統計機率，也會隨之變動，因此，就該個別事件的歸納論證而言，時常存在一個相同機率形式的、但也成立的「對抗論證」( 註二十三) 。例如，設有一個統計定律指出，在民主政治系統中，具有政治功效感的公民 ( 指涉類 F ) ，參加投票活動 ( 屬性類 G ) 的機率為 0.95 ，亦即  $P ( G , F ) = 0.95$  ，並設該系統中一位公民張三具有政治功效感 ( 先行條件  $F_i$  ) ，則張三參加投票活動 ( 個別事件  $G_i$  ) 的統計解釋，便為下式：

$$P ( G , F ) = 0.95$$
$$\frac{F_i}{G_i} [ 0.95 ]$$

但依晚近的經驗研究 ( Finkel, 1985 ) ，政治功效感應該區分成外在政治功效感 ( sense of the external political efficacy ) 與內在政治功效感 ( sense of the internal political efficacy ) ，並且投票活動與前者之間的相關強度，甚為顯著，但跟後者之間的關係，則極為微弱 ( 註二十四) 。此外，歷年來的經驗研究也分別指出，社會團體、種族團體、政黨認同、以及性別或社經地位等因素，各跟公民的投票活動，顯現出某一強度的關係。這就是說，此一指涉類 ( 具有政治功效感的公民 ) 一方面至少能夠分成兩個次級的指涉類 ( 具有外在與內在政治功效感的公民 ) ，另一方面也能跟其他類別合成更高層次的指涉類，諸如「具有政治功效感且是少數種族團體的公民」這一種指涉類。如此一來，個別事件 ( 張三參加投票 ) 實際上可以隸屬於各類指涉類，例如「具有內在政治功效感的公民」或「具有政治功效感且是少數種族團體的公民」，從而其屬性類 ( 參加投票活動 ) 的統計機率的數值，便會隨著不同指涉類而變動。我們僅就「具有內在政治功效感的公民」的指涉類 ( E ) 來說。依據既有的研究文獻，這類公民參加投票 (

G) 的機率數值，很可能顯著降低，亦即，他們不去參加投票 ( - G ) 的機率數值，可能很高。設他們不去參加投票 ( - G ) 的機率數值為 0.94，亦即設  $P( - G, E) = 0.94$  也是一個統計定律，並設張三所具有的政治功效感，乃是內在政治功效感 (  $E_i$  )，那麼張三不去參加投票 (  $-G_i$  ) 的統計解釋，便為下式：

$$P( - G, E) = 0.94$$

$$\frac{E_i}{- G_i} \quad [ 0.94 ]$$

就上述兩個歸納模型而言，各自的統計定律與先行條件皆依假定而為真，但却以約略相等數值的歸納機率，解釋了正好相反的結論 (  $G_i$  與  $-G_i$  )，或者「皆藉真述句，解釋了個別事件的發生與不發生」，從而促成「兩相對抗的論證」。顯而易見的，當運用一個歸納模型來解釋個別件的「發生」時，若對於該事件的「不發生」，存在著另外一個邏輯上與經驗上皆屬健全的統計解釋，則必須懷疑它的解釋地位。就是由於這種「統計解釋的曖昧性」，漢氏方才提出「極大設定性」的要求。詳細敘述此一要求，難免涉及許多艱深的專門術語，但為了掌握其要旨，我們或可針對上述兩個相互對抗的模型，作些扼要說明。設  $P(G, F) = 0.95 = r_1$  與  $F_i$ ，均在知識現況中被接受為真的述句，且為第一個歸納模型的兩個前提。假使此一模型是合理可接受的，則它必須滿足下述要求：

在知識現況中，若其解釋項蘊涵<sub>1</sub>也屬於E類，而E是F的次類，則它必須蘊涵一個統計定律  $P(G, E) = r_2$ ，並且  $r_1 = r_2$ ，除非  $P(G, E) = r_2$  純屬數學理論的一個定理（註二十五）。

根據上舉兩例，我們分從下述四點，來說明這個要求：(1)在所假定的知識現況中，一個個體（張三）雖然屬於F類（具有政治功效感的公民），並且F類成員具有屬性G（參加投票活動）的機率，雖然高達0.95，亦即  $P(G, F) = 0.95$ ，然而，知識現況提供進一步的訊息；(2)這個進一步訊息指出，張三也屬於E類（具有

內在政治功效感的公民)，並且E類(F的次類)成員具有屬性G的機率，低到0.06，亦即 $P(G, E) = 0.06$ ，或者他們具有屬性「-G」(不去參加投票活動)的機率，高達0.94，亦即 $P(-G, E) = 0.94$ ；(3)由前面兩項說明可知，因為F類可以再行區分，並且 $r_1(0.95)$ 不等於 $r_2(0.06)$ ，所以第一個歸納模型，不滿足「極大設定性」的要求；(4)E類本身或能再次區分成幾個次類，但在知識現況中，它是「最具設定性的訊息」(the most specific information)，或者它是一個不再予以區分的「極大設定的類別」，從而該個體(張三)不再被分派到一個比E類更為狹小的指涉類(a still narrower reference class)，因此第二個歸納模型，滿足了「極大設定性」的要求。簡言之，就任何一個歸納模型而言，為了滿足「極大設定性」的要求，其解釋項中的統計定律，必須述及已知之所有相干於被解釋項的統計性質，或其統計定律的指涉類，必須是一個不再區分的、相干於被解釋項的指涉類。

總而言之，按照本節的分析，上述三個關鍵性闡釋或條件的扼要說明，不但在漢氏模型的引用上，明白彰顯出某些政治學論著失諸粗心大意之處，而且在漢氏模型本身的「合理再建構」上，隱含地指出一些懸而未決或易起爭端之處。我們試將這些未決或爭執的論點，再次一一地陳述出來，以期指明漢氏模型，並非定論，至多只是「代表一個邁向更適當分析之過渡性的建構」罷了(Fetzer, 1974:346<sub>n</sub>) (註二十六)。

首先，解釋項與被解釋項之間的關係，能夠訴諸於歸納機率嗎？或者，諸如「歸納邏輯的種種，皆可應用於統計解釋」的斷言(Isaak, 1985: 136)，確實有憑有據？在歸納機率的理論建構及其應用上，漢氏一方面坦承「至今是個未決問題」，從而指出其模型中的歸納機率，「並不束縛於任何特殊的理論」(Hempel, 1962: 137; 1965: 385)，但另一方面却強調「括弧內的數字，不是一個統計機率，而是卡納普所謂的歸納機率」(Hempel, 1968: 117)。顯而易見的，這是一種似可非可的說詞。若歸納機率僅止於無法量化的歸納支持的概念，則這雖然



不致引起異議，但却促使整個模型的瓦解，因從「質」的概念，既無法判定其「數值」是否接近於一，又無法肯定其「數值」是否等於統計機率的數值。若歸納機率指謂卡納普之歸納邏輯上的意義，從而企圖滿足機率計算的各種基本規則（Hempel, 1966: 63），則誠如漢氏本人所說，這至今是個未決問題。無論如何，此種似可非可的說詞，易於引起疑義，甚至招致痛斥。謝爾門就曾指出一件「令人駭異」的事實：

若要進一步闡明歸納機率的觀念，則訴諸卡納普的印證理論，似乎是件合理之事。但當察考卡納普的歸納邏輯時，我們發現到一個駭人的事實：在此一歸納邏輯的系統中（就歸納機率的觀念而言，此為漢氏明確訴求的一個系統）……並無諸如漢氏所要求的歸納推論之事！（Salmon, 1971<sub>a</sub>: 8; see also 1971<sub>b</sub>: 37 - 38, 77, 82.）

其次，歸納機率的數值，能夠等同於統計機率的數值嗎？自漢氏看來，在複雜事例中，這引起一些難題，但在簡單事例中，兩者同具相等數值，則是一個合理的說法。然而，劃分「複雜」與「簡單」的標準，究竟是什麼呢？平實而言，在漢氏本人的著作中，並無明確的說明或例釋。我們或可設想，當歸納模型中的解釋項，僅僅包含一個統計定律與一個先行條件時，乃為簡單事例，餘則皆為複雜事例。那麼，在這種簡單事例中，歸納機率的數值，等於統計機率的數值嗎？依個人淺見，一旦承認歸納機率的理論建構及其應用，尚處於正待發展的階段，並肯定統計定律具有「律理特性或普遍宣稱」時，則此一問題，依然是個未決課題。

最後，姑且承認歸納機率與統計機率在「簡單事例」中同具相等數值，那麼其值必須接近於一嗎？依漢氏見解，這種數值雖乏「特定的共同下限」，但必須接近於一。然而，這個高度機率值的條件，一方面抵觸其「極大設定性」的要求，另一方面排斥某些事件的統計解釋。就其排斥某些事件的統計解釋言，不論知識現況如何，某些低度機率的事件，不但也有發生的可能，而且要求我們提出解釋。若堅持高度機率值，則無異於要把這類「不太可能發生但竟然發生」的事件，先驗地排除

在統計解釋之外( Jeffrey, 1971: 22-25; Railton, 1978: 212 )。就其「極大設定性」的要求而言，歸納模型的要旨，繫於統計相干性質的分類，或統計定律中指涉類的區分，但是「統計相干並不保證高度機率值，而高度機率值也不確保統計相干」( Fetzer, 1974: 343 )。若以調查研究中常用的相關係數值來代替機率數值，則或許較易看出這種抵觸情形。一個古典的例子指出，在候鳥數與嬰兒出生數之間，我們雖可求得一個高度相關係數值，但這顯然不確保統計相干性質的有意義區分( Rosenberg, 1968: 28 )。再如本節的例釋，設研究者在求得政治功效感與投票活動之間的相關係數值後，爲了滿足「極大設定性」的要求，再次求出內在政治功效感與投票活動之間的相關係數值，但此值未必就是「高度的」數值。

## 四、結語

不論在政治學方法論上，或在政治行為的調查研究中，機率述句雖然佔據一個相當顯著的地位，但其檢定方式與解釋性質的說明，相形之下却顯得十分薄弱，並且隱含著一些問題。本文憑藉波普所創設的方法論否證說，並運用政治行為調查研究上的一些例子，企圖試作解答或澄清其癥結所在。大體而言，在解答或澄清問題上，本文的分析達成了幾個論點，現在分別綜述如後。

在波普看來，關於機率的課題，基本上可以區分為二：其一是「事件的機率」，另一是「假設的機率」。前者包含機率概念的闡釋理論，以及機率述句與經驗之間的關係；後者涉及假設本身的效力評估。就政治行為的調查研究而言，機率述句包含統計述句、統計假設、統計通則、及統計定律，因而在機率述句與經驗之間的關係上，研究者就須面臨一個問題：統計假設在邏輯上缺乏「可否證性」，但為何能夠視同「可否證的假設」而進行顯著性檢定呢？本文憑藉方法論否證說而指出，除了運用隨機抽樣的概念，來建立統計假設與特定觀察值之間的關係外，尤須引入「機率述句的否證規則」，然後統計假設方能達成「實踐上可否證的假設」。因此，在波普所強調的意義上（先從假設推演出一個可觀察述句，然後再跟經驗相互比較），統計假設的顯著性檢定，乃是演繹檢定。

至於所謂「由樣本歸納推論出統計通則」的一般說法，至少具有三種不同意義。第一個意義，指謂研究者從一個樣本觀察值，歸納推論出「設定母體」的統計通則。然而，在這種意義之下，我們不但要忽視整套推論式的演繹性質，而且必須特意闡釋「機率述句的否證規則」，方才能夠達成「反轉推論」的歸納說法。第二個意義，乃指研究者從一個樣本觀察值，歸納推論出「概念母體」的統計通則。可是，在這個意思之下，只能訴諸「尚須應用健全判斷與理由的歸納躍進」的含糊說詞。第三個意義，正是波普一再駁斥之「歸納機率」的意義。依照一些主張「歸納機率」的學者看來，單從一個樣本觀察值（甚至多量或多樣的樣本觀察值），誠然無

法為歸納論證式中的結論（全稱假設或統計假設），建立起「無時限的確定性」，但却可在機率計算的意思上，建構一個「無時限的蓋然確定性」。顯而易見的，這種歸納推論的意義，已非「事件的機率」問題，而是「假設的機率」課題，並且其理論建構與應用，至今依然困難重重。

然而，這個尚屬議論紛紛的「歸納機率」，却透過另一種方式，逕行伸展到個別事件的統計解釋的說明中，從而再次展現在漢培爾的「歸納模型」，並為許多政治學者視作理所當然。本文運用漢氏本人的一系列著作，評述其歸納模型的三個關鍵性闡釋或條件，進而分別指出兩個值得注意之處：就政治學者引述漢氏模型而言，某些論述確有再加斟酌的必要；就漢氏模型的建構來說，它實非「已成定論」，至多只是一個「邁向更適當之分析的過渡性建構體」。

## 五、註解

註一：除了這個問題外，機率述句至少尚引起另外一個課題：如何闡釋它們，尤其如何闡釋其所斷定的「數字宣稱」？這就是「機率度量」(Probability measure)的闡釋問題。在「機率度量」的設定中，「機率」一詞，乃是運算系統內未被界定的基始語詞(primitive term)，除了指明其所應符合的基本條件，從而構成一套可以運算的數學系統外，這種設定並不指明機率的闡釋方式。一般而言，方法論家對於「機率度量」，或機率的數學性質及其運算，並無爭議，但對於機率的「闡釋」，則無一致的立場，從而衍生出一些不同見解，例如肯定形式的或否定形式的全稱述句，是否即為機率等於一或零的機率述句，不同的闡釋立場常有互異的見解(參見Braithwaite, 1968: 152n.; Kaplan, 1964: 244)。這些不同的立場，約計有古典機率論、次數論、主觀論、以及傾向論。開普蘭(A. Kaplan, 1964: 221)在說明統計學的運算基礎時，就曾提議使用「機率計算」(Calculus of probability)來稱呼「機率度量」，並且建議專用「機率論」來指稱各種闡釋機率的立場，以期避免可能惹起的混淆。在機率論的領域內，波普原先肯定次數論，其後則主張傾向論(Popper, 1972: 147.; 1983: part II; O'Hear, 1980: 125-146)。至於政治學方法論家，大都依循次數論來闡釋機率，例如米漢(E. Meehan, 1965: 109-110)。然而，波普指出(Popper, 1972: 189-190)，不論採取何種闡釋立場，各種機率論者總要面臨機率與經驗之間究竟呈現出何種關係的課題，此即本節正文中所指出之機率述句的「可否證性」的問題。

註二： ${}_n C_m P^m (1-P)^{n-m} = {}_{10} C_{10} (\frac{1}{2})^{10} (\frac{1}{2})^0 = 0.001$ 。

註三： ${}_n C_m P^m (1-P)^{n-m} = {}_{10} C_{10} (\frac{3}{4})^{10} (\frac{1}{4})^0 = 0.056$ 。

註四：依據類似的理由，機率述句也是無法完全檢證或證明。

註五：仲斯用來計算相關係數的公式，乃是Goodman and Kruskal's Lambda。

註六：就波普看來，若政治學者要檢定整套理論，則須依照「理論的演繹檢定」中的四個步驟（參見，郭秋永，民75）。

註七：依據亞寇克等人與芬克爾的引述（Acock, et al., 1985 : 1064 ; Finkel, 1985 : 910），這六道題目分別為：

- (1)像我這樣的人，對於政府的所作所為，無法說些什麼。
- (2)像我這樣的人，在選舉時去參加投票，乃是對於政府如何施政能夠說些什麼的唯一方法。
- (3)政治或有關政府的事情，有時顯得太複雜，以至於像我這樣的人不能真正了解。
- (4)我不認為政府官員十分關心像我這樣的人的想法。
- (5)一般說來，當選國會議員的人，很快地就跟選民失去連絡。
- (6)政黨所感興趣的，只是選民的選票，而不是選民的意見。

至於給予一定數值的方式，有些研究將每題分成「同意」與「不同意」兩個選項，而採取「零分」或「一分」的評分方式，其他研究則把每題分成四或五或六個選項，從而採用「累積評分法」。此套量表，原在一九五二年為康貝爾等人建立使用（Campbell, et al., 1976 : 187-188）；國內最先採用的，首推袁頌西先生一九七二年的景美研究（袁頌西，民61 : 240）。大體上講，不同的政治學者或許使用微有出入的題目，但基本上皆不脫離上述六道題目。

註八：在計算政治功效感與投票活動之間的關係上，一般調查研究常用「積差相關係數」。可是，此一係數基本上運用於等距或等比尺度的變項，而投票活動乃類別尺度，政治功效感則屬順序尺度（或等距尺度）的變項，因而易於導致一些疑義。然而，無論如何，在本節的例釋中，即使改採其他相

關係數，依然不致損益或更動下文的說明。

註九：大體而言，一般使用之統計量的抽樣分配，係奠基在單純隨機抽樣之上（Henkel, 1976：791）。但在調查研究中，研究者往往鑒於母體內個體數目龐大，不得不改採其他隨機抽樣法，因此，推應導出的與實際憑藉的抽樣分配之間，可能有所差別。為了便於行文，此處假定研究者採取單純隨機抽樣法。

註十：當母體積差相關係數為零時，令  $t = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$  代入樣本相關係數的  $r$  分配式中，即可將之化為自由度  $n-2$  的  $t$  分配。在  $n \geq 100$  時， $r$  分配近似成爲「以零爲平均數、 $\frac{1}{n-1}$  爲變異數」的常態分配。

註十一：許多學者時常誤解波普的學說爲「武斷的否證說」，進而極力抨擊，但波普所主張的，實際上爲方法論否證說。在經驗檢定中，武斷否證說只考慮到邏輯與特定觀察值，而方法論否證說則另行引入規範性的各種規則或決定（參見郭秋永，民75）。

註十二：當運用百分之一的顯著度，並採雙尾檢定時，令  $Z = r(\sqrt{n-1})$ ，可求得保留區的範圍爲  $[-0.0463, +0.0463]$ ，拒斥區的範圍遂爲  $[-0.0463, -\infty]$  和  $[+\infty, +0.0463]$ 。若以標準分數表示，則保留區的範圍是  $[-2.576, +2.576]$ ，拒斥區的範圍便是  $[-\infty, -2.576]$  和  $[+2.576, +\infty]$ 。應用相同公式，特定數值 0.45 可以化成 25.03 的標準分數。

註十三：在一九七二年出版的「科學發現的邏輯」中，波普曾經指出（Popper, 1972：192，note \* 1），就解析這個問題而言，他並非不同意「可演繹性」（deducibility），但現在則相信「幾乎可演繹的」（almost deducible）一詞，極爲有用。然而，波普並未明白指出「幾乎可演繹的」意義。根據他後來運用「機率等於一」闡釋「幾乎總是」（almost always）看來（Popper, 1982：97），「幾乎可演繹的」一詞的

使用，或許基於演繹論證式中含有接近於一的機率語詞，例如本節第(0)式中的「0.99 機率」。李斯諾夫 ( M. Lessnoff, 1976 : 20 )則建議運用「反參驗」( *discorroboration* )來稱呼此種否證推論式。

註十四：由於所要檢定的統計假設，區分為虛無假設與對立假設，所以檢定結果便有四種可能情形。當虛無假設為真，檢定後予以拒斥的情形，稱為第一類型誤差 ( *type I error* )；當虛無假設為妄，檢定後予以保留的情形，稱為第二類型誤差 ( *type II error* )。檢定力 ( *power of test* ) 乃指拒斥「妄的」虛無假設的機率，或在對立假設為真之下，樣本統計量出現在拒斥區內的機率；其值為「 $1 - P(II)$ 」。檢定過程中所追求的最佳檢定，可按虛無假設與對立假設中所含母數的多寡或方向，區分為最強檢定力 ( *MP* )、全線最強檢定力 ( *UMP* )、及全線最強不偏檢定力 ( *UMP* )。

註十五：麥克哥與華德生兩人曾經指出 ( *McGaw & Watson, 1976 : 294* )，由於虛無假設乃是對立假設的否定式，所以虛無假設的顯著性檢定，構成一種相當直接的「決斷檢定」( *crucial test* )。但依吉利斯所指陳的第二個原因看來，克華兩氏的說法，值得商榷。

註十六：在吉利斯重新建構的否證規則中，首要之務，端在導出並指明一個「可否證分配」( *a falsifiable distribution* )。依據吉氏的說明，常態分配即是一個「可否證分配」。

註十七：克林爵 ( *F. Kerlinger, 1973 : 202* ) 曾經宣稱：「按照一個統計假設的原先樣子，而來進行檢定，乃是一件不可能之事。」克氏所說的「原先樣子的」統計假設，是指對立假設。依個人淺見，克氏說法顯得不太恰當，因為研究者假使可對「原先樣子的」一個統計假設，指定一個「點的」或「精確的」數值，則可直接進行檢定。一般研究者不直接檢定對立假設的理由，除了無法指明其精確數值與方向之外，就是基於下文將要陳述



的理由。

註十八：溫契與康貝爾兩位學者指出（Winch & Campbell, 1969）闡釋一個經驗關係，必須考慮到十五種「威脅因素」，而統計假設的顯著性檢定，乃是排除第一個威脅因素（亦即隨機因素）的客觀方法。

註十九：某些政治學者曾經指出，廣被接受的涵蓋定律模型，雖然早為波普、漢培爾、及奧本漢（P. Oppenheim）等著名學者所提出，並為標準觀（從邏輯實證論發展出來的一個學派，漢培爾即是此派的一位健將）的立論核心，但統計解釋的性質，却直接撞擊該核心（Smith, et al., 1976：30n；42, 54-55）。依個人淺見，這些政治學者的評述，由於下述兩個理由，而值得商榷。第一，首對統計解釋的性質，進行有系統的分析，乃是漢培爾，因此，所謂的撞擊對象，與其說是標準觀，毋寧說是方法論否認說。第二，在說明統計解釋時，這些政治學者所運用的圖示及例釋，頗有疏忽之處（請見本節下文的論述）。

註二十：漢培爾所謂的「準定律述句」，不同於呂亞力教授所說的「準定律」（quasi law）；前者是指「除了可能為妄之外，皆同於定律」的述句（Hempel, 1962：102；1965：338），後者是指「趨勢述句」（呂亞力，民68：32）。關於此種基本式具有「準定律述句」的地位，從而滿足一些條件的詳細說明，參見漢氏的著作（Hempel, 1962：121-124；1965：376-380；1966：67；1968：123-124）。然而，在漢氏的著作中，對於歸納模型的第一個前提，並無固定的稱呼，先後約略計有「統計定律」、「統計通規」、「機率形式的定律」、「機率性定律」、「統計形式的定律」、及「統計及機率形式的定律」等等的不同用法。在本節的下文中，概稱為統計定律或統計通則。

註二十一：平實而言，此處涉及決定論（determinism）與無定論（indeterminism）之間的爭端；易薩克認定的一般見解，即是前一論旨，漢氏肯

定的主張，則為後一論旨。在原則上，這兩種論旨也許各有優劣（Nagel, 1961 : 23., Salmon, 1971a : 10），然而，一旦接受決定論，則無異於斷定統計定律不是「真正的」定律，從而意含統計解釋不是「真正的」科學解釋（Watkins, 1984 : 231-238 ; Railton, 1978 : 206-207）。據此說來，在援引漢氏的歸納模型，以期說明個別事件的統計解釋時，不加思辨地另行插入決定論的見解，例著易克薩的論述，乃是一個值得商榷的敘述方式。

註二十二：在漢氏所著「科學解釋的面面觀」的原版中，顯將 4900 誤植為 49000（Hempel, 1965 : 391）。依筆者的計算。若將二項分配轉成標準常態分配，亦即令  $Z = \frac{r - np}{\sqrt{npq}}$ ，則可求出  $Z = + 2 \left( \frac{5100-5000}{50} \right)$  與  $- 2 \left( \frac{4900-5000}{50} \right)$ ，從而得知其機率為 0.9544；這個數值超過 0.95。

註二十三：對於這種對抗論證，漢氏原先稱為「歸納不一致性」（inductive inconsistencies），其後改稱為「統計解釋的曖昧性」，並將它細分成兩種：存在的曖昧性（ontic ambiguity）與認知的曖昧性（epistemic ambiguity）。前者乃指，兩個歸納模型中的解釋項，雖然皆為真，但未必為人所知或相信，從而造成對抗論證的情形；後者則指，各自的解釋項，雖然未必為真，但已經為人接受為真，進而促成對抗論證的情形（Hempel, 1962: 132-133 ; 1965: 56, 394-395; 1968: 117-118）。由於漢氏的討論，集中在後一種曖昧性，因此本節所述的「統計解釋的曖昧性」，乃是「認知的曖昧性」。

註二十四：測量政治功效感的題目，共有六道（參見註七），前三道題與後三道題，分別構成內在與外在政治功效感的運作界說。

註二十五：在化除「統計解釋的曖昧性」上，漢氏原先引入「全部證據」的要求，其後改採「極大設定性」的要求，進而為了克服一個反例，再次提出「極大設定性」的一個修正式（分別參見 Hempel, 1962 : 146-148 ; 1965 :

397-402 ; 1968 : 129-133 )。由於該修正式的說明，涉及許多專門術語，並且只爲了克服一個邏輯上的反例，因此我們不加以引述，以免流於艱澀煩瑣。至於此一要求中的「除非」語句，端在於排除「 $P(G, F \cdot G) = 1$ 」之類的述句。

註二十六：在說明個別事件的統計解釋上，除了漢氏的歸納模型外，尚有兩種值得注意的模型。其中之一，乃是謝爾門的「統計相干模型」( Salmon's statistical relevance model )，另外一個則爲瑞爾頓的「演繹和律理及機率性的模型」( Railton's deductive-nomological-probabilistic model )。但這兩個模型的適當性，仍然有待進一步的探討 ( Achinstein, 1983 : 9-11 ; Salmon, 1971b : 81 ; Watkins, 1984 : 239-241 )。

## 六、參考書目

- 呂亞力 (民 68) 政治學方法論 (台北：三民書局)，第二和四章。
- 易君博 (民 73) 政治理論與研究方法 (台北：三民書局)，第七章。
- 袁頌西 (民 61) 「家庭權威模式、教養方式與兒童之政治功效意識：景美研究」，思與言，十卷四期：35～55。
- (民 70) 「當代政治學中的解釋問題：實徵論與詮釋派之論爭」，政治學報，九期：53～107。
- 郭秋永 (民 72) 「實質假設與假設檢定：理論建構上的一些問題」，政治學報，十一期：139～198。
- (民 75) 「否證說與政治研究：經驗檢定上的一些問題」，中山社會科學譯粹，一卷四期：159～183。
- Achinstein, P. (1983) *The Nature of Explanation* (N.Y.: Oxford University Press).
- Ackermann, R. (1977) *The Philosophy of Karl Popper* (Amherst: University of Massachusetts Press).
- Acock, A., H. Clarke, and M. Stewart (1985) "A New Model for Old Measures: A Covariance Structure Analysis of Political Efficacy", *The Journal of Politics*, vol. 47, pp. 1062-1084.
- Bowen, E. and G. Balch (1981) "Epistemology, Methodology,

and Method in the Study of Political Behavior", in S. Long, ed., *The Handbook of Political Behavior*, vol. 5 (N.Y.:Plenum), pp.1-37.

Braithwaite, R. (1968) *Scientific Explanation: A Study of the Function of Theory, Probability and Law in Science* (N.Y.: Cambridge University Press, first paperback edition).

Brodbeck, M. (1968) "Explanation, Prediction, and Imperfect Knowledge", in M. Brodbeck, ed., *Readings in the Philosophy of the Social Sciences* (N.Y.: Macmillan), pp.363-398.

Campbell, A., G. Gurin, and W. Miller (1976) *The Voter Decides* (Connecticut: Greenwood Press, second Greenwood reprinting).

Fetzer, J. (1974) "Statistical Explanation", in K. Schafner and R. Cohen, eds., *Boston Studies in the Philosophy of Science*, vol. XX (Boston: D. Reidel Publishing Company), pp.337-347.

Finkel, S. (1985) "Reciprocal Effects of Participation and Political Efficacy: A Panel Analysis", *American Journal of Political Science*, vol. 29, No. 4, pp.891-913.

Giere, R. (1984) *Understanding Scientific Reasoning*

(N.Y.: Holt, Rinehart and Winston, 2nd edition).

Gillies, D. (1971) "A Falsifying Rule for Probability Statements", *The British Journal for the Philosophy of Science*, vol. 22, pp.231-261.

Gold, D. (1969) "Significant Tests and Substantive Significance", *American Sociologist* 4 (February), pp. 42-46.

Hempel, C. (1962) "Deductive-Nomological vs. Statistical Explanation", in H. Feigl and G. Maxwell, eds., *Minnesota Studies in the Philosophy of Science*, vol. III (Minneapolis: University of Minnesota Press), pp.98-169.

————— (1965) *Aspects of Scientific Explanation and Other Essays in the Philosophy of Science* (N.Y.: The Free Press).

————— (1966) *Philosophy of Natural Science* (N.J.: Prentice-Hall).

————— (1968) "Maximal Specificity and Lawlikeness in Probabilistic Explanation", *Philosophy of Science*, XXXV, pp.116-133.

Henkel, R. (1976) *Tests of Significance* (Beverly Hills: Sage Publications).

- Isaak, A. (1985) *Scope and Methods of Political Science: An Introduction to the Methodology of Political Inquiry* (Ill.: The Dorsey Press, 4th edition).
- Jeffrey, R. (1971) "Statistical Explanation vs. Statistical Inference", in W. Salmon, ed., *Statistical Explanation and Statistical Relevance* (Pittsburgh: University of Pittsburgh Press), pp.19-28.
- Jones, E. (1984) *Conducting Political Research* (N.Y.: Harper and Row, 2nd edition).
- Kaplan, A. (1964) *The Conduct of Inquiry: Methodology for Behavioral Science* (San Francisco: Chandler).
- Kerlinger, F. (1973) *Foundations of Behavioral Research* (N.Y.: Holt, Rinehart and Winston, 2nd edition).
- Kish, L. (1959) "Some Statistical Problems in Research Design", *American Sociological Review*, vol. 24 (June), pp.328-338.
- Lakatos, I. (1977) "Falsification and the Methodology of Scientific Research Programmes", in I. Lakatos and A. Musgrave, eds., *Criticism and the Growth of Knowledge* (London: Cambridge University Press, reprinted), pp. 91-96.
- (1980) "Changes in the Problem of Inductive Logic", in I. Lakatos, *Mathematics, Science and*

- Epistemology*, eds. by J. Worrall and G. Currie (London: Cambridge University Press), pp.128-200.
- Leege, D. and W. Francis (1974) *Political Research: Design and Analysis* (N.Y.: Basic Books).
- Lessnoff, M. (1976) *The Structure of Social Science* (London: George Allen and Unwin LTD, 2nd impression)
- McGaw, D. and G. Watson (1976) *Political and Social Inquiry* (N.Y.: John Wiley & Sons).
- Meehan, E. (1965) *The Theory and Methods of Political Analysis* (Ill.: The Dorsey Press).
- Nagel, E. (1961) *The Structure of Science: Problems in the Logic of Scientific Explanation* (N.Y.: Harcourt, Brace & World).
- O'Hear, A. (1980) *Karl Popper* (London: Routledge & Kegan Paul).
- Popper, K. (1969) *Conjectures and Refutation* (London: Routledge & Kegan Paul, 3rd edition).
- (1972) *The Logic of Scientific Discovery* (London: Hutchinson, 6th impression).
- (1982) *The Open Universe: An Argument for Indeterminism*, ed. by W. Bartely (N.J.: Rowman and Littlefield).
- (1983) *Realism and the Aim of Science: From the Postscript to the Logic of Scientific Discovery.*



- ed. by W. Bartely (N.J.: Rowman and Littlefield).
- Railton, P. (1978) "A Deductive-Nomological Model of Probabilistic Explanation", *Philosophy of Science*, vol. 45, pp.206-226.
- Rosenberg, M. (1968) *The Logic of Survey Analysis* (N.Y.: Basic Books).
- Salmon, C. (1963) *Logic* (N.J.: Prentice-Hall).
- (1971a) "Introduction", in W. Salmon, ed., *Statistical Explanation and Statistical Relevance* (Pittsburgh: University of Pittsburgh Press), pp.3-17.
- (1971b) "Statistical Explanation", in W. Salmon, ed., *Statistical Explanation and Statistical Relevance* (Pittsburgh: University of Pittsburgh Press), pp.29-87.
- Sayer, A. (1984) *Method in Social Science: A Realist Approach* (London: Hutchinson).
- Smith, B., K. Johnson, D. Paulsen, F. Shocket (1976) *Political Research Methods: Foundations and Techniques* (Boston: Houghton Mifflin).
- Taylor, C. (1974) "The Uses of Statistics in Aggregate Data Analysis", in J. Herndon and J. Bernd, eds., *Mathematical Applications in Political Science*, VII

(Charlottesville: The University Press of Virginia),  
pp.68-84.

Watkins, J. (1984) *Science and Scepticism* (N.J.:  
Princeton University Press).

Winch, R. and D. Campbell (1969) "Proof? No, Evidence?  
Yes. The Significance of Tests of Significance",  
*American Sociologist*, vol. IV (May), pp.140-143.