彈性擴散模型之模型配適度研究

何雍慶* 蔡仲宜**

摘 要

銷售預測向來被認爲是攸關企業成功與否的關鍵因素之一。近年來由於企業推出新產品的腳步遠遠超過了以往的水準，且產品生命週期縮短，因此創新擴散模型的研究又再次地引起了學術界廣泛的注意。然而過去三十年間所發展出的模型數目之多，已經使得實證研究的工作遠遠地落後模型發展的速度。研究者應該要有系統地檢驗各種擴散模型，找出具最佳配適度（Model fit）的模型。本研究將針對 20 種不同的彈性擴散模型進行實證研究，再以後設分析法分析比較各模型的配適能力。研究結果有二：1.如應用三參數水準的彈性擴散模型來進行產品銷售量的預測即可獲致良好的模型配適度，如果繼續增加參數水準的話，則應採用五參數水準下，研究的完整模型才能獲得配適度的顯著提昇。而在三參數水準中，最佳的模型唯有修正後的 NUI 模型一種，亦即研究設計中的模型 9。2.產品別因素的確對彈性擴散模型間的配適度造成顯著的差異，這項研究結果與 Sultan, Farley 與 Lehmann（1990）所做的實證研究結果一致。由於產品不同會造成模型配適度間的顯著差異，因此可判定彈性擴散模型無法將產品特性列入考量，適用於所有產品的創新擴散預測上，因此將產品特性列入擴散模型中有其必要性。

關鍵字詞： 彈性擴散模型、模型配適度、創新擴散、後設分析

* 國立中正大學企業管理學系教授
** 大眾電腦公司業務專員

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、研究動機與目的

自從 1960 年代以來，學術性的行銷文獻中發展出了許許多多的新產品擴散模型，用以預測不同時點的新產品接受程度。其中最廣爲人知且運用最廣泛的要算是 Bass(1969)所提出的「新產品成長模型」（a new product growth model）。Bass 模型以及其修訂模型已被廣泛地應用在零售服務（retail service）、工業科技（industrial technology）、農業（agriculture）、教育（educational）、製藥（pharmaceutical）以及消費性耐久材（consumer durable goods）等市場上作爲創新擴散的預測之用。（Mahajan et al., 1990）而一些使用 Bass 模型作爲企業內預測工具的的代表性企業則包括了 Eastman Kodak, RCA, IBM, Sears, 以及 AT&T（Bass, 1986）。

許多的學者對於將擴散模型應用在預測用途上提出了質疑（Bernhardt 與 MacKensie, 1972; Heeler 與 Hustad, 1980）, Mahajan 等（1990）指出「等到有了足夠的觀察值來進行參數估計時，將所得之估計值用以進行預測已經太遲了」。Simon（1992）認爲「將擴散模型用來作爲預測工具是相當冒險的（risky），而且可能具有潛在的誤導（misleading）效果」。

Parker（1994）認爲在眾多的模型中，究竟該使用哪一種？這些模型究竟分別適用於哪些產品種類與行銷過程？雖然有許多的學者針對上述的問題提出了許多不同的解答，然而對於究竟該如何選擇並正確地使用新產品擴散模型依然缺乏一般性且系統性的方法。因此本研究將針對此問題，分析數個具代表性的新產品彈性擴散模型，在不同類別產品的銷售量予以驗證，並針對驗證結果進行系統性的比較分析，試圖找出上述問題的答案，作爲日後有意應用擴散模型進行銷售預測之實務工作者的參考。

Mahajan, Muller 與 Bass（1990）指出新產品擴散模型不論在學術界或者實務界，其重要性與日漸增，導致形形色色的各種數量模型相繼問世。然而，過去三十年間所發展出的模型數目之多，已經使得實證研究的工作遠遠地落後模型發展的速度。因此 Mahajan, Muller 與 Bass（1990）呼籲研究者應該要

臺灣大學學術期刊資料庫

有系統地檢驗各種擴散模型，找出具最佳配適度（Model fit）的模型。

基於以上的理由，再加上表面的模型配適度差異未必能達到統計上的顯著水準，本研究將針對 20 種不同的彈性擴散模型進行實證研究，再以後設分析法分析比較各模型的配適能力。而本研究的具體目的有以下三點：

一、分別找出不同參數水準下具有最佳配適度的彈性擴散模型。

二、探討不同參數水準下的最佳模型間是否存有顯著的差異。

三、探討並檢驗產品類別這項變數是否會造成模型配適度的顯著差異。

貳、文獻探討

一、Bass 基本擴散模型的意義

產品的創新過程中，擴散模型最主要的用途即在於發展產品生命週期曲線，並且提供新產品首次購買的銷售量預測。因此，首次購買的擴散模型中含有一假設:「在所考慮的期間內，沒有重覆購買的消費者，而且每位顧客的購買量均爲一單位」。所以，擴散模型描述的是某一產品類別的成長狀況。

Bass 擴散模型爲行銷學上擴散研究的最主要啓蒙者，融合了 Fourt 與 Woodlock(1960)和 Mansfield(1961)所提出的兩種模式。Bass 假設新產品的潛在採用者受到兩種傳播方式的影響：「大眾媒體」（mass media）與「口碑」（word of mouth）。在發展的過程中，他進一步地假定這些潛在的採用者可分爲兩種群體：一是受到大眾媒體影響（外部影響）的人;其他的人則僅受到口碑的影響（內部影響）。前者稱之爲「創新者」，後者則稱爲「模仿者」。而在 Fourt 與 Woodlock（1960）所提出的模式中，則假設擴散過程中，基本上僅受到大眾媒體影響—即外部影響；而在 Mansfield（1961）的模式中則認爲採用者僅受到口碑影響。

圖 1 與圖 2 爲 Bass 模型的觀念性與分析性架構。圖 1 觀念上認爲創新者，即僅受大眾媒體影響而購買產品的人，持續地存在擴散過程中的每一個階

臺灣大學學術期刊資料庫

段。而在圖 2 則表現其分析結構；從非累積性的採用者分佈圖中顯示在 T*時到達頂點，這也是 S 形累積曲線的反曲點。此模式假設在擴散過程的起點，就有 pm 個採用者購買新產品。S 形累積曲線是個對稱圖形，也就是說在 T*左右兩邊具有對稱性質。

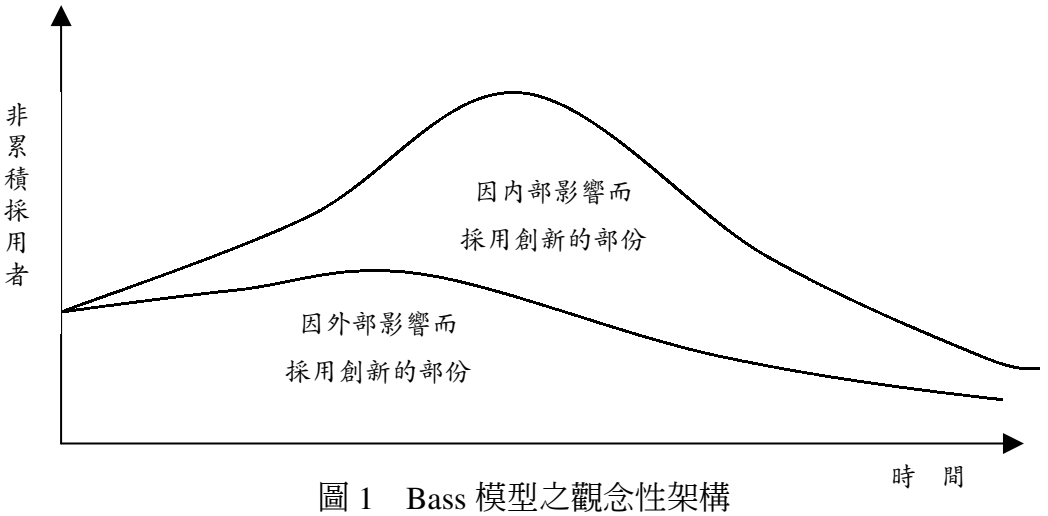


圖 1 Bass 模型之觀念性架構

資料來源：Mahajan, V., E. Muller, and F. M. Bass (1990), "New product diffusion models in marketing: a review and directions for future research", Journal of Marketing, 54(1), pp. 1-26.

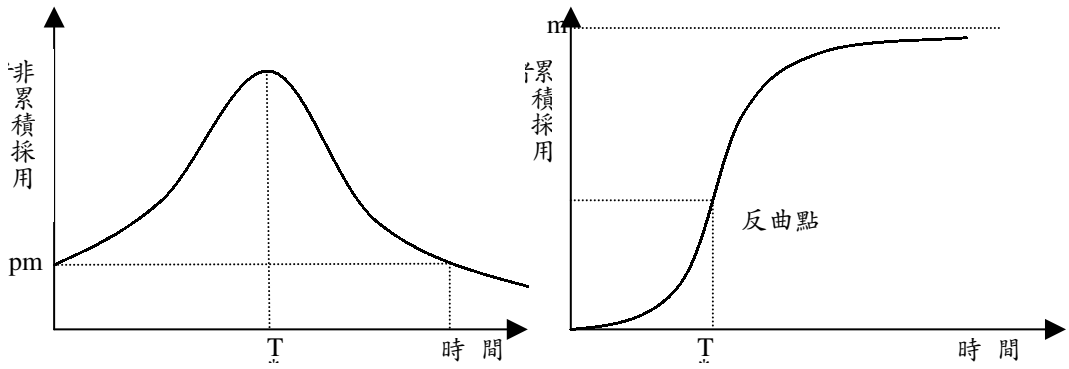


圖 2 Bass 模型之分析性架構

資料來源：Mahajan, V., E. Muller, and F. M. Bass (1990), "New product diffusion models in marketing: a review and directions for future research", Journal of Marketing, 54(1), pp. 1-26.

臺灣大學學術期刊資料庫

Bass 模型的基本前提爲：

f(t)/[1-F(t)]=p+qF(t)---- ----------(2.2a)

f(t)：採用者的時間密度函數
F(t)：在 t 期的累積採用者部份
p：創新係數，即大眾傳播媒體對新產品的潛在採用者的影響力
q：模仿係數，即口碑對新產品的潛在採用者的影響力

其基本前提爲在 t 期的採用條件機率將隨著採用人數的增加而增加，也就是說採用者的一部份將受到模仿的影響，而另一部份則不受任何人影響。參數 q 所反應的就是那份影響力，可稱之爲「模仿係數」；參數 p 則爲不受先前採用者影響的參數，可稱爲「創新係數」。如果 m 爲基本採用者的潛在數量，則 t 期的採用者人數可表示成：

mf(t)=n(t) ----------(2.2b)
而其累積人數爲
mF(t)=N(t) ----------(2.2c)

因此，Bass 模型的基本型式可改爲
n(t)=p〔m-N(t)〕+(q/m)N(t)〔m-N(t)〕----------(2.2d)

第一項 p〔m-N(t)〕表示不受先前已採用該產品人數所影響的採用人數，第二項(q/m)N(t)〔m-N(t)〕則表示受到已採用該產品人數的影響而購買此新產品的消費者總數。當時間 t=0 時，n(t=0)=pm 爲基本的原始採用人數。

方程式（2.2d）爲一階微分方程，積分後可得 S 型累積採用者分配函數 N（t），表示如下：

臺灣大學學術期刊資料庫

$$N(t) = mF(t) = m\left[\frac{1-e^{-(p+q)t}}{1+\frac{p}{q}e^{-(p+q)t}}\right] \quad \text{----------(2.2e)}$$

因此一 且 N(t)已知，微分之後便可求出 n(t)，以及非累積採用者曲線達到頂點的時間 T*。

$$n(t) = mf(t) = m\left[\frac{p(p+q)^2 e^{-(p+q)t}}{(p+qe^{-(p+q)t})^2}\right] \quad \text{----------(2.2f)}$$

$$T^* = \frac{1}{(p+q)}\ln\left(\frac{p}{q}\right) \quad \text{----------(2.2g)}$$

二、彈性擴散模型

擴散模型的基本結構可以用兩項數學特性來加以描繪：反曲點（inflection point）以及對稱性(symmetry)。擴散曲線上的反曲點發生在當擴散速度極大時（T*）。而如果過了反曲點以後的擴散型態（pattern）是反曲點之前的鏡像（mirror image），這樣的擴散曲線及被稱爲「對稱」。

Bass 模型假設當產品已經的擴散程度已經超過市場潛能的 50%後，就不可能發生最大擴散速率（Mahajan et. al., 1990）。然而不論從理論或實務上來看，擴散速率的極大值應該可以發生在擴散過程中的任意一點。此外，擴散型態應該可能是對稱，也有可能是非對稱的。

正由於基本擴散模型有上述種種缺乏彈性的缺點，許多的研究者紛紛嘗試著發展各種不同的彈性擴散模型，以下將介紹幾種著名的彈性擴散模型。表 1 列出 10 種彈性擴散模型，並將其模型方程式、模型解、反曲點、對稱性等特質作綜合整理：

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1　彈性擴散模型

模　　型	模型方程式 (dF/dt=)	模　型　解 (F=)	反曲點 F^*	對稱性[a]	內部影響參　數
1.Bass（1969）	(p+qF)(1-F)	$\frac{1-e^{-(p+q)t}}{1+\frac{q}{p}e^{-(p+q)t}}$	.0-.5	NS	常數
2.Gompertz Curve(e.g. Dixon 1980)	QFln(1/F)	$e^{-e^{-(\alpha+qt)}}$	.37	NS	常數
3.Mansfield(1961)	qF(1-F)	$\frac{1}{1+e^{-(\alpha+qt)}}$	.5	S	常數
4.Floyd(1962)	$qF(1-F)^2$	*	.33	NS	遞減到 0
5.Sharif and Kabir(1976)[d]	$\frac{qF(1-F)^2}{1-F(1+\sigma)}$	*	.33-.5	NS	常數或遞減到 0
6.Jeuland(1981)[e]	$(p+qF)(1-F)^{1+\gamma}$	*	.0-.5	S 或 NS	常數或遞減到 0
7.NUI(Easingwood, Mahajan,and Muller 1983) NSRL(Easingwood ,Mahajan,and Muller 1981)	$(p+qF^{\delta})(1-F)$ $qF^{\delta}(1-F)$	*	.0-.1	S 或 NS S 或 NS	遞增、遞減或常數 遞增、遞減或常數
8.Nelder[f,g](1962)	$qF(1-F^{\phi})$	$\frac{1}{\left[1+\phi e^{-(\alpha+qt)}\right]^{1/\phi}}$	.0-1.0	S 或 NS	遞減爲一常數
Bertalanffy[h](1957)	$\frac{q}{1-\theta}F^{\theta}(1-F^{1\theta})$	$\left[1-e^{-(\alpha+qt)}\right]^{1/1-\theta}$	.0-1.0	S 或 NS	遞減爲一常數
9.Stanford ResearchI Institute(e.g. Teotia and Raju 1986)[b]	$\frac{q}{t}F(1-F)$	$\frac{1}{1+(\frac{T^*}{t})^q}$	.0-.5	NS	遞減到 0
10.FLOG(Bewley and Fiebig 1988)	$q\left[(1+kt)^{1/k}\right]^{\mu-k}$	$\frac{1}{1+e^{-[\alpha+qt(\mu,k)]}}$	.0-1.0	S 或 NS	遞增、遞減或常數

: S=對稱；NS=不對稱
b: 該模型在尖峰時間 T*到 2T*爲對稱
c: C 爲常數
d: $0 \leqq \sigma \leqq 1$
e: $\gamma \geqq 0$
f: 只要將 Bertalanffy 模型中的ϕ換爲θ-1，Nelder 的模型與 Bertalanffy 的模型就完全相同。ϕ單調曲線參數
g: c 爲常數；當ϕ=1 時，就成爲 Mansfield 模型；而當ϕ趨近於 1 就成爲 Gompertz Curve。
h: c 爲常數；$\theta \geqq 0$；當θ=2 時就成爲 Mansfield 模型；而當θ趨近於 1 就成爲 Gompertz Curve。
i: μ、k 爲常數。

資料來源：Mahajan, V., E. Muller, and F. M. Bass(1990), "New product diffusion models in marketing: a review and directions for future research", Journal of Marketing, 54(1), pp. 1-26.

臺灣人學學術期刊資料庫

許多的證據顯示，比起基本的擴散模型（例如 Bass 模型），一些彈性模型提供了更好的模型配適度表現（Easingwood, 1987, 1988； Lattin 與 Roberts, 1989； Mcgrowan, 1986； Rao, 1985）。這項優勢的來源是加入了更多額外的參數。然而，卻也使得這些模型更難在缺乏時間序列資料（diffusion time-series data）時使用。除此之外，Mahajan, Muller 與 Bass（1990）指出彈性擴散模型存在著兩個重要的問題：(1)當參數數目受限下，這些彈性模型能比基本擴散模型提供多少的準確度。(2)參數如何在實施長期預測前估計出來。

因此，模型間優劣的比較應該在相同參數數目的基礎下進行比較才能求得客觀的結論，更進一步來說，當模型的參數增加時，模型的配適度是否也能同時獲得顯著的提昇也必須透過嚴謹的統計方法予以檢定，而正是本研究的最主要目的所在。

回顧國內的相關研究可以發現，部分的研究者（劉益華，民 73；王秋雁，民 82）修改了 Bass 基本擴散模型，或者合併數種模型後提出新的修正模型（彭花春，民 77；莊國瑞，民 80；蕭淑惠，民 88）。而在模型的比較上，有兩項共同的缺失：首先，用以進行模型比較的參考模型之選擇缺乏標準，有失客觀原則；其次，模型間的比較往往僅以觀察法進行（例如，如果 A 模型的 R2 大於 B 模型，就認爲 A 模型較 B 模型爲佳），缺乏嚴謹的統計檢定，以分辨績效優劣的顯著性。而本研究企圖針對這兩項缺失發展有系統的模型比較方法，避免讓模型的比較流於主觀判斷。

參、研究方法

一、研究架構

本研究主要要探討的是各種彈性擴散模型間以及各種參數數目間的模型配適度差異，此外 Sultan, Farley 與 Lehmann（1990）針對擴散模型所做的後設分析中證實產品類別（product category）也會影響擴散模型，因此本研究亦

臺灣大學學術期刊資料庫

將產品類別加入預測變數中，一方面再次檢驗該變數對擴散模型配適度的影響，另一方面亦可藉以提高研究模型的解釋能力。本研究的觀念性研究架構如圖 3 所示：

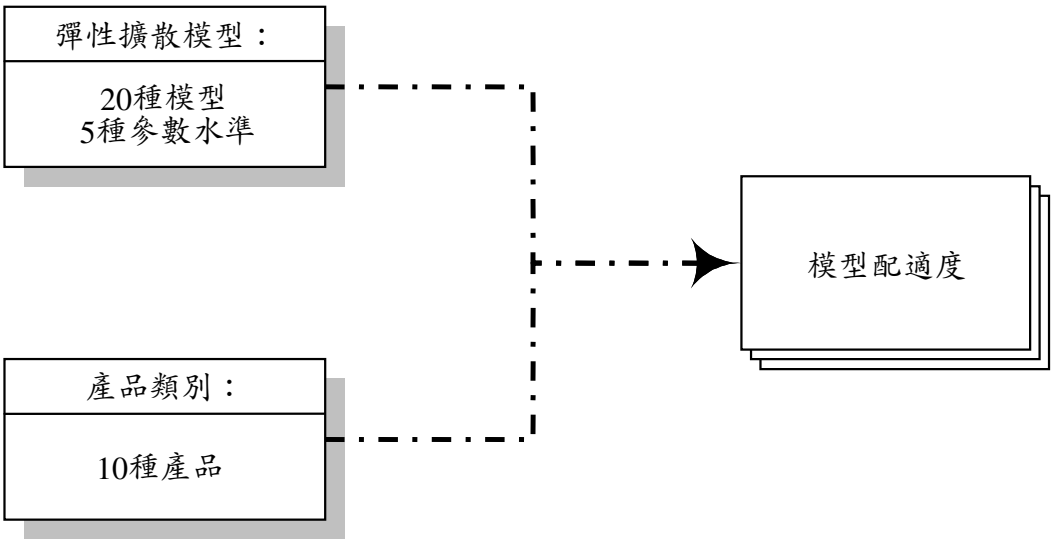


圖 3　本研究觀念性架構

二、研究模型

本研究的完整模型如下列方程式所示：

$$n(t)=\left(a+b\left(\frac{N(t)}{cM(t)}\right)^{(1+d)}\right)\left(cM(t)-N(t)\right)^{(1+d)} \quad \text{----------（3.1a）}$$

其中 n(t)表第 t 期的產品採用量

N(t)爲第 t 期，不包含第 t 期的累積採用量

M(t)爲第 t 期的市場潛量

a：爲 Bass 模型中的外部影響參數；p

$0 \leqq a$

b：爲 Mansfield 模型中的內部影響參數；q

$0 \leqq b$

臺灣大學學術期刊資料庫

c：爲 Kamakura 與 Balasubramanion 提出的市場潛量修正參數

$0 \leqq c \leqq 1$

d：爲 NUI 以及 NSRL 模型中的非一致影響參數；δ

$-1 \leqq d$

e：爲 Jeuland 模型中的參數；γ

$0 \leqq e$

由於完整模型所綜合的各項模型中，參數 b 爲各模型的共同參數，因此在保留參數 b 而將其餘四種參數排列組合後形成了以完整模型爲基礎的 16 種彈性擴散模型，如下表 3-1 所示。其中有些模型未曾進行過實證研究，有些則是多種模型的綜合；（例如模型 3 爲 NUI 模型與 Jeuland 模型的綜合；模型 11 爲 NSRL 模型與 Jeuland 模型的綜合）而有些則是原始的擴散模型（如：模型 7 爲 NUI 模型；模型 12 爲 Bass 的基本擴散模型）。此外，爲了進行相同參數水準下的模型比較，本研究以使用相同資料爲前提下加入了 Nelder 模型、Sharif and Kabir 模型、Floyd 模型與 Compertz Curve。因此，本研究所探討的模型共計 20 種，如下表 2 所示：

表 2　研究模型一覽表

模型編號	參數個數	包含參數	擴散方程式	說明
1	5	a、b、c、d、e	$n=\left(a+b\left(\frac{N}{cM}\right)^{1+d}\right)(cM-N)^{1+e}$	Full model
2	4	b、c、d、e	$n=b\left(\frac{N}{cM}\right)^{1+d}(cM-N)^{1+e}$	
3	4	a、b、d、e	$n=\left(a+b\left(\frac{N}{M}\right)^{1+d}\right)(M-N)^{1+e}$	NUI + Jeuland
4	4	a、b、c、d	$n=\left(a+b\left(\frac{N}{cM}\right)^{1+d}\right)(cM-N)$	Ad-NUI*
5	4	a、b、c、e	$n=\left(a+b\left(\frac{N}{cM}\right)\right)(cM-N)^{1+e}$	Ad-Jeuland
6	3	a、b、c	$n=\left(a+b\left(\frac{N}{cM}\right)\right)(cM-N)$	Ad-Bass
7	3	a、b、d	$n=\left(a+b\left(\frac{N}{M}\right)^{1+d}\right)(M-N)$	NUI

臺灣大學學術期刊資料庫

模型編號	參數個數	包含參數	擴散方程式	說明
8	3	a、b、e	$n=\left(a+b\left(\frac{N}{M}\right)\right)(M-N)^{1+e}$	Jeuland
9	3	b、c、d	$n=b\left(\frac{N}{cM}\right)^{1+d}(cM-N)$	Ad-NSRL
10	3	b、c、e	$n=b\left(\frac{N}{cM}\right)(cM-N)^{1+e}$	
11	3	b、d、e	$n=b\left(\frac{N}{M}\right)^{1+d}(M-N)^{1+e}$	NSRL + Jeuland
12	2	a、b	$n=\left(a+b\left(\frac{N}{M}\right)\right)(M-N)$	Bass
13	2	b、c	$n=b\left(\frac{N}{cM}\right)(M-N)$	Ad-Mansfield
14	2	b、d	$n=b\left(\frac{N}{M}\right)^{1+d}(M-N)$	NSRL
15	2	b、e	$n=b\left(\frac{N}{M}\right)(M-N)$	
Nelder	2	b、ϕ	$n=bN(1+\frac{N}{M})^{2}$	
Sharif and Kabir	2	b、σ	$n=bN\ln\left(\frac{M}{N}\right)$	
16	1	b	$n=b\left(\frac{N}{M}\right)(M-N)^{1+e}$	Mansfield
Floyd	1	b	$n=bN\left(1+\left(\frac{N}{M}\right)^{\phi}\right)$	
Gompertz	1	b	$n=\frac{bN(1-(N/M)^{2})}{1-N/M(1+\sigma)}$	
註：「Ad-…」代表該模型加市場調整係數 "c"。				

資料來源：本研究

三、研究假說

本研究的第一個研究目的乃是要探討相同的參數水準下，各彈性擴散模型間與各產品類別間的模型配適度差異，因此針對此一部份建構了 4 條迴歸方程式如下所示：

臺灣大學學術期刊資料庫

$r_j = \alpha_0 + \beta_k M_k + \delta_i CAT_i + \varepsilon_{ki}$， j=1,2,3,4 ；i=1,2,……,10

----------（3.3a）

其中 r_j 爲各參數水準下的相關係數

M_k 爲第 k 個模型的虛擬變數

CAT_i 爲第 i 個產品類別的虛擬變數

ε_{ki} 爲殘差項 ε_{ki} iid $N(0, \sigma^2)$

β_k 爲 M_k 的迴歸係數

δ_i 爲 CAT_i 的迴歸係數

j 爲參數水準 1～4

i 爲產品類別 1～10

如果將各參數水準下配適度最佳模型的虛擬變數設定爲 0，則βk 代表在 j 個參數水準下，第 k 個模型與最佳模型的配適度差異，而如果βk 達到顯著水準，則代表該模型的配適度顯著低於最佳模型。同理，吾人只要檢定δi 的顯著水準即可得知產品類別間的相關係數是否具有顯著差異。

另外，值得注意的是迴歸模型中截距項所代表的意義，由於本研究以將具有最佳配適度的模型的虛擬變數設定爲 0，因此截距項α0 的值即爲各參數水準下最佳配適模型的母體配適度估計值。

基於上述，第一部份的研究假說有以下兩個：

H1：第 j 個參數水準下，模型間的配適度具有顯著差異。

（$\beta_k \neq 0$）

H2：第 j 個參數水準下，產品別間的配適度具有顯著差異。

（$\delta_i \neq 0$）

第二部份要探討的是每增加一個參數下的模型配適度是否存有顯著差異，針對這項目本研究分別針對各相鄰參數水準（例如：5 參數與 4 參數，4 參數與 3 參數…等等）的最佳模型建構了四條迴歸方程式如（式 3.3b）所示，在第二部份中，每一條迴歸方程式的模型虛擬變數 Mj 只有一個，乃爲較低一級參數水準下的最佳模型。而產品類別雖然加入模型中，卻只是爲了提高可

臺灣大學學術期刊資料庫

解釋變異，其迴歸係數的顯著性不再列入研究範圍。

$$r_j = \alpha_0+\beta_j M_j+ \delta_i CAT_i +\varepsilon_i,\ j=1,2,3,4;\ i=1,2,\ldots\ldots,10$$

----------（3.3b）

其中 rj 爲各參數水準間最佳模型的相關係數

Mj 爲參數水準低一級之最佳模型的虛擬變數

CATi 爲第 i 個產品類別的虛擬變數

εi 爲殘差項 ε i iid $N(0, \sigma 2)$

βj 爲 Mj 的迴歸係數

δi 爲 CATi 的迴歸係數

i 爲產品類別 1～10

因此第二部份的研究假說有以下一個：

H3：各相鄰參數水準之最佳模型間的模型配適度具有顯著差異。

（$\beta j \neq 0$）

四、研究流程

本研究的研究流程如 90 頁圖 4 所示，共分爲四個步驟，首先是研究對象產品的選擇，以及資料庫建立，形成一個由 20 種模型與 10 種產品的 200 格矩陣；接下來針對每一矩陣格進行參數估計；參數估計之後每一個矩陣格內會產生數筆歷年產品銷售量的估計值，乃將每一筆估計值與歷年的產品銷售量實際值求算模型的配適度指標；最後將所產生的模型配適度指標作爲應變數進行後設分析以進行假說檢定。

Mullen 與 Rosenthal（1985）提出後設分析法的概念性架構，其中相關係數矩陣、部分相關與複相關等技術，可以用來了解研究特性對研究結果的影

臺灣大學學術期刊資料庫

響。而相關係數矩陣法可以藉由許多統計套裝軟體中的基本複迴歸程式進行檢驗（Madron, 1981；Chereb, 1979）

Hedges（1985）以迴歸分析進行相關係數矩陣模型的檢驗工作，此種表示法與一般常見的迴歸模式並無差異。

本研究的後設分析法乃採用「虛擬變數迴歸分析」方式進行，建構八條迴歸方程式，以前一個步驟產生的 200 個相關係數爲應變數，產品別與模型別爲自變數進行分析。

五、研究限制

綜合前述章節所敘述的本研究研究方法、模型選擇與研究產品選擇，本研究有以下三項研究限制：

(一)彈性擴散模型的比較僅限於表 2 的 20 種模型，其他的彈性擴散模型由於不在本研究的研究範圍內，因此本研究的研究結論不適宜推論到其他的彈性擴散模型中。

(二)本研究的產品選擇僅限於國內的十種家電產品，因此所獲得的研究結論未必能推廣到跨國產品的產品擴散，以及其他類別產品上。

(三)本研究乃針對彈性擴散模型的模型配適度這項模型績效構面上，而模型預測能力這項模型績效構面由於受限於缺乏將預測能力指標轉換爲相關係數（r 值）或者標準差異數（d 值），以進行後設分析的技術，不列入本研究的研究範圍。因此本研究的模型優劣結果僅限於模型配適度上，未涵蓋模型的預測能力。

臺灣大學學術期刊資料庫

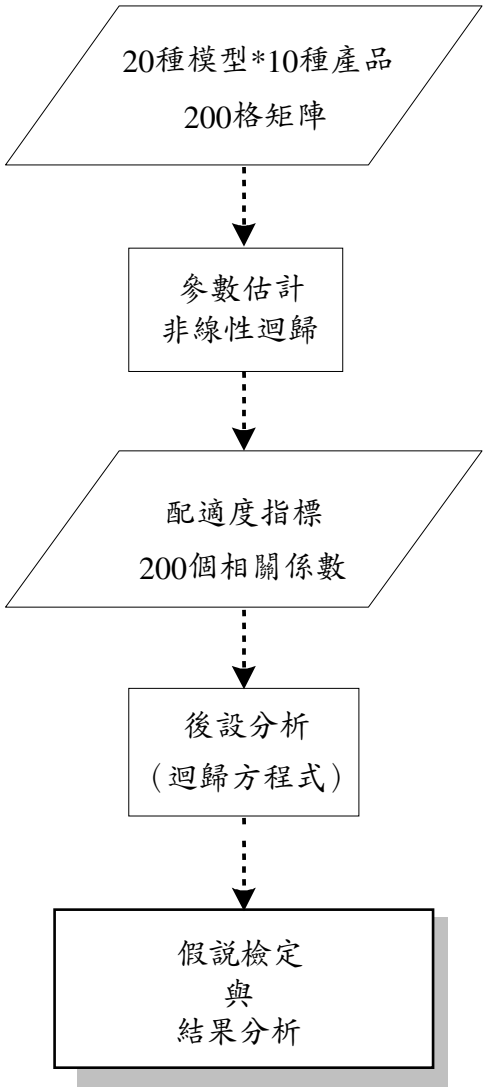


圖 4　研究流程

資料來源：本研究

肆、資料分析

一、模型參數部分

研究的第一步驟是針對每一個 200 格矩陣中的產品歷年資料以非線性迴

臺灣大學學術期刊資料庫

歸法進行模型參數的估計值，並將所產生的各時點預測值（$\tilde{Y}$）與歷年的實際銷售量（Y）進行相關分析，以獲得皮爾生相關係數這項模型配適度指標。各模型與產品的相關係數列於表 3 中。

表 3　相關係數矩陣表

產品 / 模型	冷氣機	果汁機	烘衣機	排油煙機	開飲機	微波爐	電磁爐	電鍋	錄放影機	電冰箱	模型平均值
1	0.974	0.970	0.801	0.989	0.994	0.899	0.967	0.917	0.900	0.954	0.937
2	0.967	0.970	0.608	0.966	0.994	0.896	0.954	0.878	0.897	0.951	0.908
3	0.968	0.970	0.309	0.970	0.930	0.729	0.884	0.918	0.897	0.540	0.812
4	0.970	0.970	0.801	0.988	0.993	0.894	0.966	0.917	0.842	0.954	0.930
5	0.928	0.889	0.681	0.973	0.994	0.890	0.966	0.909	0.866	0.942	0.904
6	0.858	0.819	0.611	0.903	0.922	0.813	0.896	0.839	0.663	0.870	0.819
7	0.950	0.950	0.293	0.945	0.910	0.874	0.855	0.888	0.822	0.520	0.801
8	0.928	0.889	0.310	0.971	0.854	0.877	0.777	0.909	0.864	0.344	0.772
9	0.966	0.970	0.608	0.966	0.993	0.894	0.954	0.878	0.842	0.951	0.902
10	0.858	0.839	0.611	0.901	0.924	0.794	0.891	0.838	0.708	0.872	0.824
11	0.943	0.950	0.393	0.944	0.910	0.876	0.860	0.829	0.858	0.520	0.808
12	0.898	0.859	0.280	0.932	0.824	0.842	0.733	0.878	0.653	0.314	0.721
13	0.898	0.859	0.651	0.878	0.962	0.834	0.932	0.859	0.671	0.912	0.846
14	0.929	0.940	0.383	0.932	0.900	0.864	0.845	0.848	0.812	0.510	0.796
15	0.898	0.859	0.219	0.941	0.812	0.836	0.733	0.861	0.794	0.307	0.726
Nelder	0.926	0.946	0.322	0.932	0.862	0.854	0.822	0.854	0.666	0.423	0.761
S&K	0.898	0.859	0.281	0.939	0.823	0.843	0.775	0.840	0.800	0.451	0.751
16	0.888	0.849	0.209	0.919	0.902	0.826	0.715	0.863	0.375	0.297	0.684
Floyd	0.775	0.484	0.271	0.929	0.813	0.833	0.765	0.777	0.790	0.441	0.688
Gompertz	0.802	0.649	0.312	0.920	0.852	0.844	0.785	0.844	0.656	0.413	0.708

資料來源：本研究

由表 3 中可以發現整體而言，各模型的配適度都相當不錯，尤其是本研究的完整（5 參數）模型，其平均的模型配適度高達 0.937，而且配適度最低的烘衣機這項產品也有 0.801 的高配適度，低於 0.9 配適度的產品只有兩種而

臺灣大學學術期刊資料庫

已。此外表 3 中可以發現模型的參數水準愈高，其平均配適度也有愈高的傾向；而且產品間的配適度似乎也有相當大的差異存在。然而，要達到更嚴謹的結論，還必須進行下一節的後設分析後才能確定。

二、後設分析部分

在後設分析部份將分爲兩步驟進行，首先將驗證相同參數水準下的模型差異以及不同產品間的配適度差異，亦即假說一與假說二；接下來則是將相差一個參數水準的最佳模型進行兩兩比較，檢驗每增加一個參數水準是否能顯著的提高模型的配適度，亦即假說三的部份。

(一)假說一與假說二的檢定

由於五參數水準的擴散模型只有一種，無須進行比較，因此這一部份的檢驗將分別討論四、三、二以及一參數水準下的模型比較，與假說檢定。

1.四參數水準

四參數水準下建構的迴歸模型係將平均配適度最高（0.930）的模型 4（參照表 3）的虛擬變數設定爲零，而預測變數有 3 個模型變數與 9 個產品變數共計 12 個。

由表 4 可以發現此迴歸模型的判定係數有 0.717，調整後的判定係數亦有 0.591，亦即所有預測變數可共同解釋模型配適度總變異之 59.1％，可見模型具有相當的解釋能力。此外模型的 F 值爲 5.678，達到 0.01 的顯著水準，由此推論此迴歸模型的迴歸係數不全爲零。關於 ε_{ki} 殘差分析，從殘差散佈圖判斷本研究模式正確。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4　四參數水準迴歸模型之模型診斷統計量

判定係數（R^2）	調整後判定係數（a-R^2）	F值	P值	D.W.值
0.717	0.591	5.687	0.000	2.673

資料來源：本研究　　註：自由度爲 F(12,187)

接下來診斷此迴歸模型是否具有自身相關現象，由表 4 中可以見到此迴歸模型的 D.W.值爲 2.673，接近 2，因此可以推論此迴歸模型沒有自身相關現象。

在複共線性（multicollinearity）的診斷上，黃俊英（民 84）建議「如果預測變數之間的簡單相關係數小於整個迴歸模式的√R2，即可假定爲無複共線性現象存在」。而四參數水準迴歸模型各預測變數間的相關係數矩陣表如表 5 所示。吾人可以發現由於所有的預測變數均爲虛擬變數，因此各預測變數間的相關程度不高；只有各模型虛擬變數間有-0.333 的負相關，而各產品虛擬變數間有-0.111 負相關，遠低於√R2 值 0.846。因此本研究所做的無複共線性假定大致合理。此外，本研究另外建構的 7 條迴歸模型的預測變數間相關係數均與表 5 相似，因此爾後的迴歸模型將不再說明複共線性的診斷，而認定本研究建構的所有迴歸模型均無複共線性現象發生。

表 5　四參數水準迴歸模型預測變數間相關係數矩陣

	配適度	模型2	模型3	模型5	冷氣機	果汁機	烘衣機	排煙機	開飲機	微波爐	電磁爐	電鍋	錄影機
配適度	1.000	0.084	-0.324	0.066	0.132	0.042	-0.031	0.170	0.150	-0.702	0.209	0.218	-0.088
模型 2	0.084	1.000	-0.333	-0.333	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
模型 3	-0.324	-0.333	1.000	-0.333	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
模型 5	0.066	-0.333	-0.333	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
冷氣機	0.132	0.000	0.000	0.000	1.000	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111
果汁機	0.042	0.000	0.000	0.000	-0.111	1.000	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111
烘衣機	-0.031	0.000	0.000	0.000	-0.111	-0.111	1.000	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111
排煙機	0.170	0.000	0.000	0.000	-0.111	-0.111	-0.111	1.000	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111
開飲機	0.150	0.000	0.000	0.000	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	1.000	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111
微波爐	-0.702	0.000	0.000	0.000	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	1.000	-0.111	-0.111	-0.111

臺灣大學學術期刊資料庫

電磁爐	0.209	0.000	0.000	0.000	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	1.000	-0.111	-0.111
電　鍋	0.218	0.000	0.000	0.000	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	1.000	-0.111
錄影機	-0.088	0.000	0.000	0.000	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	-0.111	1.000

資料來源：本研究

經過上述的各項診斷後，要進一步分析的是各預測變數的迴歸係數，以及迴歸係數的 t 值與 P 值。在下表 6 中可以發現將模型 4 的虛擬變數設定爲零情況下，各模型虛擬變數之迴歸係數均呈現負值，因此可知模型 4 爲四參數水準條件下最佳配適度模型，而且此迴歸模型的截距項爲 0.888，即爲模型 4 配適度的估計值。

然而儘管模型 4 爲四參數水準下最佳配適度模型，但是其領先其他模型的差距並未全部達到顯著水準，其中只有模型 3 的迴歸係數 t 值爲-2.974 達到 0.01 顯著水準外，模型 2 與模型 5 落後模型 4 的配適度並不顯著，由此可以推論吾人並沒有顯著的證據可以指出模型 4 比模型 2、5 有較好的配適度表現。

在模型虛擬變數的迴歸係數解釋上，以模型 3 爲例；其非標準化迴歸係數爲-0.118，而標準化迴歸係數爲-0.373，由此可知模型 3 的配適度母數比模型 4 要少了 0.118 配適度水準，換算成標準差的話，其落後模型 4 的配適度達到了 0.373 個標準差之多。

表 6　四參數水準迴歸係數分析表

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
截距項	0.888	0.051		17.556***	0.000
模型 2	-0.021	0.040	-0.068	-0.539	0.594
模型 3	-0.118	0.040	-0.373	-2.974***	0.006
模型 5	-0.026	0.040	-0.081	-0.648	0.523
電磁爐	0.096	0.063	0.210	1.526	0.139
電鍋	0.059	0.063	0.129	0.936	0.357
錄影機	0.029	0.063	0.063	0.458	0.650
冷氣機	0.112	0.063	0.244	1.777*	0.087
果汁機	0.103	0.063	0.226	1.642	0.112

臺灣博碩士學術期刊資料庫

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
烘衣機	-0.247	0.063	-0.541	-3.937***	0.001
排煙機	0.128	0.063	0.279	2.032*	0.052
開飲機	0.131	0.063	0.287	2.088**	0.046
微波爐	0.005	0.063	0.012	0.088	0.931

註：*P＜0.1，P**＜0.05，P***＜0.01

資料來源：本研究

在產品別因素對模型配適度影響的探討上，可以由表 6 中發現計有四項產品對配適度指標造成了顯著差異，其中達到 0.01 顯著水準的是烘衣機，達到 0.05 顯著水準的有開飲機，而達到 0.1 顯著水準的則有冷氣機與排煙機兩項產品。因此整體上來看，可以推論產品別因素的確對模型配適度造成顯著影響，因此本研究的假說二在此獲得了驗證。

2.三參數水準

三參數水準下建構的迴歸模型係將平均配適度最高（0.902）的模型 9 之虛擬變數設定爲零，另外在以 5 個模型虛擬變數以及 9 個產品別虛擬變數建構一條 14 個預測變數的迴歸方程式。

表 7　三參數水準迴歸模型之模型診斷統計量

判定係數（R^2）	調整後判定係數（$a\text{-}R^2$）	F值	P值	D.W.值
0.731	0.648	8.746	0.000	2.123

資料來源：本研究

在迴歸係數的分析方面，表 8 中可以見到模型 9 爲三參數水準下的最佳配適度模型。將模型 9 的虛擬變數設定爲零，則其他模型的迴歸係數均爲負值，而且其截距項係數值 0.761 乃爲模型 9 的母體配適度估計值。由於上述這些模型虛擬變數的迴歸係數值顯著不等於零，因此可以推論在三參數水準

臺灣大學學術期刊資料庫

下，模型 9 比其他模型顯著具有較高度的模型配適度表現。而且本研究的假說一在此亦可以達到相當有力的支持。

在這部份針對研究假說二的討論上，可以見到表 8 中多項產品虛擬變數的迴歸係數均達到了不同程度的顯著水準。其中除了錄影機一項產品只達到 0.1 顯著水準外，其餘產品對模型配適度的影響均到達 0.01 的顯著水準，因此，研究假說二在三參數水準建構的迴歸模型中得到了相當強力的支持。

表 8　三參數水準迴歸係數分析表

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
截距項	0.761	0.050		15.212***	0.000
模型6	-0.083	0.045	-0.185	-1.851*	0.071
模型7	-0.102	0.045	-0.226	-2.270**	0.028
模型8	-0.130	0.045	-0.290	-2.905***	0.006
模型10	-0.079	0.045	-0.175	-1.758*	0.086
模型11	-0.094	0.045	-0.209	-2.100**	0.041
電磁爐	0.193	0.058	0.346	3.337***	0.002
電鍋	0.184	0.058	0.330	3.187***	0.003
錄影機	0.113	0.058	0.204	1.963*	0.056
冷氣機	0.238	0.058	0.427	4.117***	0.000
果汁機	0.223	0.058	0.401	3.868***	0.000
烘衣機	-0.209	0.058	-0.374	-3.611***	0.001
排煙機	0.259	0.058	0.465	4.483***	0.000
開飲機	0.239	0.058	0.430	4.145***	0.000
微波爐	0.175	0.058	0.315	3.034***	0.004

註：*P＜0.1，P**＜0.05，P***＜0.01

資料來源：本研究

3.二參數水準

二參數水準下建構的迴歸模型係選擇將平均配適度最高（0.846）的模型 13 之虛擬變數設定爲零，另外在以 5 個模型虛擬變數以及 9 個產品別虛擬變

臺灣大學學術期刊資料庫

數建構一條 14 個預測變數的迴歸方程式。

表 9　二參數水準迴歸模型之模型診斷統計量

判定係數（R^2）	調整後判定係數（$a\text{-}R^2$）	F值	P值	D.W.值
0.859	0.815	19.558	0.000	2.460

資料來源：本研究

本研究的假說一在二參數水準下得到支持的結論。而在假說二的檢定上，由表 10 中可以發現除了烘衣機這項產品的虛擬變數迴歸係數值只達到 0.05 顯著水準外，其餘所有產品的迴歸係數 t 檢定均達到 0.01 顯著水準，因此可以證實假說二在此得到了高程度支持。

表 10　二參數水準迴歸係數分析表

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
截距項	0.565	0.044		12.865***	0.000
模型 12	-0.124	0.039	-0.229	-3.165***	0.003
模型 14	-0.049	0.039	-0.091	-1.255	0.216
模型 15	-0.120	0.039	-0.220	-3.045***	0.004
Nelder	-0.085	0.039	-0.156	-2.161**	0.036
S & K	-0.095	0.039	-0.174	-2.411**	0.020
電磁爐	0.321	0.051	0.475	6.320***	0.000
電鍋	0.371	0.051	0.549	7.306***	0.000
錄影機	0.247	0.051	0.365	4.861***	0.000
冷氣機	0.422	0.051	0.625	8.315***	0.000
果汁機	0.401	0.051	0.594	7.905***	0.000
烘衣機	-0.130	0.051	-0.193	-2.567**	0.014
排煙機	0.440	0.051	0.651	8.667***	0.000
開飲機	0.378	0.051	0.560	7.448***	0.000
微波爐	0.359	0.051	0.532	7.086***	0.000

註：*P＜`0.1，P**＜0.05，P***＜0.01

資料來源：本研究

臺灣大學學術期刊資料庫

4.一參數水準

一參數水準下計有三種模型以及十種產品，本研究選擇將平均配適度最高（0.708）的 Gompertz Curve 模型之虛擬變數設定爲零，另外的 2 個模型虛擬變數以及 9 個產品別虛擬變數建構一條 11 個預測變數的迴歸方程式。

表 11　一參數水準迴歸模型之模型診斷統計量

判定係數（R^2）	調整後判定係數（$a\text{-}R^2$）	F值	P值	D.W.值
0.872	0.794	11.137	0.000	2.850

資料來源：本研究

迴歸係數的分析上，由表 12 可以發現兩個模型虛擬變數的迴歸係數雖然均爲負值，但是其 t 檢定均不顯著。因此雖然可以猜測 Gompertz Curve 模型可能具有最高的配適度水準（0.398），但是並沒有獲得顯著的證據支持。亦因爲如此，研究假說一在此參數水準下並沒有獲得支持。然而假說二的支持證據可以由各個產品的迴歸係數檢定上明顯地看出來。

表 12　一參數水準迴歸係數分析表

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
截距項	0.398	0.065		6.155***	0.000
模型 16	-0.023	0.046	-0.050	-0.512	0.615
Floyd	-0.020	0.046	-0.042	-0.435	0.669
電磁爐	0.371	0.083	0.503	4.447***	0.000
電　鍋	0.444	0.083	0.602	5.322***	0.000
錄影機	0.223	0.083	0.303	2.675**	0.015
冷氣機	0.438	0.083	0.594	5.246***	0.000
果汁機	0.277	0.083	0.375	3.318***	0.004
烘衣機	-0.120	0.083	-0.162	-1.433	0.169
排煙機	0.539	0.083	0.731	6.455***	0.000

臺灣大學學術期刊資料庫

開飲機	0.472	0.083	0.640	5.653***	0.000
微波爐	0.451	0.083	0.611	5.397***	0.000

註：*P＜0.1，P**＜0.05，P***＜0.01

資料來源：本研究

二、假說三的檢定

假說三的檢定法將分別針對五參數與四參數、四參數與三參數、三參數與二參數以及二參數與一參數等四種參數水準間最佳配適度模型的比較建構四條迴歸方程式，並於下列文章中針對相鄰參數水準間進行兩兩比較，而各參數水準下最佳配適度模型的選擇是以第一個部份中所找出的最佳配適度模型爲標準，儘管有些參數水準下的最佳配適度模型並沒有顯著優於其他模型，吾人仍可以由迴歸係數爲負值這項證據獲得合理的推論。各參數水準下所選出的最佳配適度模型與其配適度的估計值如表 13 所示。

表 13　各參數水準下的最佳配適度模型

選擇模型	模型 1	模型 4	模型 9	模型 13	Gompertz Curve
模型說明	完整模型	Ad-NUI	Ad-NSRL	Ad-Mansfield	
參數水準	5	4	3	2	1
配適度估計值	0.937	0.888	0.761	0.565	.0398

資料來源：本研究

(一)五參數與四參數水準的比較

將模型 1 的虛擬變數設定爲零再加上九個產品別虛擬變數形成一條十個預測變數之迴歸方程式。由表 14 中可以發現兩模型間配適度的變異有 95.6％可由迴歸模型解釋，而且模型的顯著程度亦達到 0.01 顯著水準，可見本迴歸模型的適合程度很高。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 14　四、五參數水準比較之迴歸模型診斷統計量

判定係數（R^2）	調整後判定係數（a-R^2）	F值	P值	D.W.值
0.979	0.956	42.159	0.000	2.819

資料來源：本研究

表 15　四、五參數水準比較之迴歸係數分析表

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
截距項	0.958	0.009		101.403***	0.000
模型 4	-0.007	0.006	-0.059	-1.229	0.250
電磁爐	0.012	0.013	0.063	0.982	0.352
電　鍋	-0.037	0.013	-0.188	-2.906**	0.017
錄影機	-0.083	0.013	-0.421	-6.519***	0.000
冷氣機	0.018	0.013	0.091	1.414	0.191
果汁機	0.016	0.013	0.081	1.257	0.241
烘衣機	-0.153	0.013	-0.777	-12.017***	0.000
排煙機	0.034	0.013	0.175	2.710**	0.024
開飲機	0.040	0.013	0.201	3.102**	0.013
微波爐	-0.058	0.013	-0.292	-4.516***	0.001

註：*P＜0.1，P**＜0.05，P***＜0.01

資料來源：本研究

（二）四參數與三參數水準的比較

四參數水準與三參數水準的比較是以模型 4 與模型 9 進行比較，將模型 4 的虛擬變數設定爲零，則模型 9 的虛擬變數加上 9 個產品別虛擬變數形成一條 10 個預測便數的迴歸模型。由表 16 中判定兩種水準下最佳模型間的配適度差異有 78.8％可以由此迴歸模型解釋，而且迴歸模型亦達到了 0.01 的顯著水準。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 16　三、四參數水準比較之迴歸模型診斷統計量

判定係數（R^2）	調整後判定係數（$a\text{-}R^2$）	F值	P值	D.W.值
0.889	0.788	8.044	0.002	2.879

資料來源：本研究

然而由表 17 的迴歸係數分析表中發現，由於模型 9 的迴歸係數檢定 P 值未達顯著水準，因此模型 4 對於模型 9 的配適度差異並未獲得顯著的支持。

表 17　三、四參數水準比較之迴歸係數分析表

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
截距項	0.966	0.031		30.912***	0.000
模型9	-0.027	0.019	-0.153	-1.448	0.181
電磁爐	0.008	0.042	0.025	0.178	0.863
電鍋	-0.055	0.042	-0.185	-1.305	0.224
錄影機	-0.111	0.042	-0.372	-2.622**	0.028
冷氣機	0.015	0.042	0.052	0.368	0.722
果汁機	0.017	0.042	0.059	0.415	0.688
烘衣機	-0.248	0.042	-0.835	-5.885***	0.000
排煙機	0.025	0.042	0.082	0.581	0.575
開飲機	0.041	0.042	0.136	0.961	0.362
微波爐	-0.058	0.042	-0.197	-1.388	0.199

註：*P＜0.1，P**＜0.05，P***＜0.01

資料來源：本研究

(三)三參數與二參數水準的比較

三參數水準選擇的最佳配適度模型是模型 9，而二參數水準則選擇模型 13。以模型 13 爲虛擬變數，加上 9 個產品別虛擬變數，所建構迴歸模型的可解釋變異量有 85.8％（如表 19 所示），而 ANOVA 分析的 F 值爲 12.493，達到 0.01 的顯著水準，由此可知所建構的迴歸模型具有顯著的解釋能力。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 18　二、三參數水準比較之迴歸模型診斷統計量

判定係數（R^2）	調整後判定係數（a-R^2）	F值	P值	D.W.值
0.933	0.858	12.493	0.000	2.555

資料來源：本研究

表 19　二、三參數水準比較之迴歸係數分析表

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
截距項	0.960	0.031		31.208***	0.000
模型 13	-0.058	0.019	-0.268	-3.104**	0.013
電磁爐	0.012	0.041	0.032	0.277	0.788
電　鍋	-0.063	0.041	-0.176	-1.518	0.163
錄影機	-0.175	0.041	-0.489	-4.218***	0.002
冷氣機	-0.005	0.041	-0.013	-0.108	0.916
果汁機	-0.017	0.041	-0.047	-0.410	0.692
烘衣機	-0.302	0.041	-0.844	-7.279***	0.000
排煙機	-0.009	0.041	-0.027	-0.229	0.824
開飲機	0.046	0.041	0.129	1.109	0.296
微波爐	-0.067	0.041	-0.189	-1.627	0.138

註：*P＜0.1，P**＜0.05，P***＜0.01

資料來源：本研究

在假說三的檢定方面，吾人可以由表 19 中模型 13 的迴歸係數 t 檢定達到 0.01 顯著水準得到支持。模型 13 的虛擬變數迴歸係數值爲-0.058，而-3.104 的 t 值檢定所得的 P 值爲 0.013，可見模型 13 的配適度顯著比模型 9 的要低。由此可以推論二參數水準的最佳模型比三參數水準的最佳模型有顯著低度的模型配適度表現，而研究者在進行擴散模型選擇時，應以三參數水準的模型 9 爲優先選擇。

臺灣大學學術期刊資料庫

(四)二參數與一參數水準的比較

此部份將二參數水準最佳配適模型的模型 13 與一參數水準最佳模型 Gompertz Curve 進行比較。所建構的迴歸模型解釋能力有 50.1％，達到 0.1 顯著水準，如表 20 所示。

表 20 一、二參數水準比較之迴歸模型診斷統計量

判定係數（R^2）	調整後判定係數（$a\text{-}R^2$）	F值	P值	D.W.值
0.764	0.501	2.906	0.062	2.564

資料來源：本研究

由表 21 中模型虛擬變數的迴歸係數檢定值可以知道，Gompertz Curve 與模型 13 的配適度有顯著差異，達到了 0.05 的顯著水準。因此本研究的假說三再次獲得了支持。

表 21 一、二參數水準比較之迴歸係數分析表

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
截距項	0.731	0.090		8.138***	0.000
Gompertz	-0.137	0.054	-0.410	-2.528**	0.032
電磁爐	0.196	0.121	0.352	1.618	0.140
電鍋	0.189	0.121	0.339	1.561	0.153
錄影機	0.001	0.121	0.002	0.008	0.994
冷氣機	0.183	0.121	0.328	1.507	0.166
果汁機	0.092	0.121	0.164	0.756	0.469
烘衣機	-0.181	0.121	-0.325	-1.494	0.169
排煙機	0.237	0.121	0.425	1.953*	0.083
開飲機	0.245	0.121	0.439	2.019*	0.074
微波爐	0.177	0.121	0.317	1.457	0.179

註：*P＜0.1，P**＜0.05，P***＜0.01

資料來源：本研究

臺灣大學學術期刊資料庫

(五)五參數與三參數水準的比較

之前的分析結果顯示五參數水準沒有顯著優於四參數水準，四參數水準沒有顯著優於三參數水準，而三參數水準顯著比二參數以及一參數水準爲佳。但是吾人對於五參數水準是否顯著優於三參數水準並無所知，爲了獲得更嚴謹的結論，，以下將應用多重比較的概念將五參數水準的完整模型與三參數水準下最佳模型進行比較。

表 22　三、五參數水準比較之迴歸模型診斷統計量

判定係數（R^2）	調整後判定係數（$a\text{-}R^2$）	F值	P值	D.W.值
0.948	0.899	7.998	0.002	2.326

資料來源：本研究

表 22 顯示本迴歸方程式具有顯著的解釋能力，而由表 23 中則可發現模型 9 比起五參數水準的完整模型的配適度低了 0.195 個標準差，經過 t 檢定所獲得的 P 值爲 0.098 達到了 0.1 的顯著水準，因此可以推論五參數水準的完整模型在統計上顯著優於三參數水準最佳模型—模型 9。而且雖然五參數水準沒有顯著優於四參數水準，四參數水準沒有顯著優於三參數水準，但是將參數水準由三參數水準提昇到五參數水準卻能獲得顯著的配適度提昇。

表 23　三、五參數水準比較之迴歸係數分析表

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
截距項	0.970	0.031		31.422***	0.000
模型 9	-0.034	0.019	-0.195	-1.843*	0.098
電磁爐	0.017	0.042	0.060	0.421	0.684
電　鍋	0.017	0.042	0.060	0.421	0.684
錄影機	-0.248	0.042	-0.848	-5.960***	0.000
冷氣機	0.025	0.042	0.085	0.601	0.563
果汁機	0.041	0.042	0.140	0.985	0.350

臺灣大學學術期刊資料庫

預測變數	非標準化迴歸係數		標準化迴歸係數	T 值	P 值
	B	標準差	Beta		
烘衣機	-0.056	0.042	-0.191	-1.346	0.211
排煙機	0.008	0.042	0.027	0.192	0.852
開飲機	-0.055	0.042	-0.188	-1.322	0.219
微波爐	-0.082	0.042	-0.279	-1.959	0.082

註：*P＜0.1，P**＜0.05，P***＜0.01

資料來源：本研究

伍、研究結論

一、相同參數水準下的模型配適度比較

(一)四參數水準

在四參數水準下，包含 a、b、c、d 四項參數的模型 4（亦即調整後的 NUI 模型）擁有最佳的模型配適度，其配適度的估計值爲 0.888，領先模型 2、3、5 分別有 0.068、0.373 與 0.081 個標準差，然而除了對模型 3 的配適度領先達到 0.01 顯著水準外，對模型 3 與模型 5 並未達到顯著差異。因此，吾人可以說模型 4 與模型 3、5 在統計上並沒有顯著差異。也就是說，如果研究者要選擇使用四參數水準的彈性擴散模型，除了模型 3 的 NUI + Jeuland 綜合模型外，其餘三種模型都是理想的選擇。

(二)三參數水準

在六種不同的三參數水準彈性擴散模型中，具有最佳配適度表現的是模型 9，也就是修正後的 NSRL 模型，包含的參數有 b、c、d 三項，而領先其他五種模型的配適度表現分別達到了不同的顯著水準。因此如果研究者選擇以三個參數爲彈性擴散模型的參數水準，就應該要以修訂後的 NSRL 模型爲第

臺灣大學學術期刊資料庫

一選擇對象。而該模型的模型配適度估計值爲 0.761。

(三)二參數水準

在六種二參數水準彈性擴散模型中，具有最佳配適度的是模型 13，亦即修正後的 Mansfield 模型，包含了 b、c 兩項參數，其配適度估計值爲 0.565。而其領先模型 12、15 的配適度指標分別達到了 0.229 與 0.220 標準差，領先 Nelder 與 S&K 模型則分別達到了 0.156 與 0.174 個標準差。上述四項領先在統計檢定上均達到了 0.05 以上的顯著水準。然而模型 13 對模型 14 在配適度的優勢雖然有 0.091 個標準差，卻沒有達到顯著水準，因此模型 14 在統計上可以說是與模型 13 沒有配適度上的顯著差異。選擇使用二參數水準彈性模型的研究者可以在模型 13 與 14 間任意選擇，均爲此一參數水準下的最佳配適度模型。

(四)一參數水準

在三種一參數水準的彈性擴散模型中，Mansfield 模型（亦即模型 16）、Floyd 模型與 Gompertz Curve 模型間均沒有顯著的差異。儘管 Gompertz Curve 模型在擁有最高的配適度的估計值 0.398，由於領先差距未達顯著水準，選擇一參數水準的研究者可以任意選取其中一種模型使用。

二、不同參數水準下的模型配適度比較

由分析中可得知，由一個參數提昇到二或三個參數水準均可以獲得顯著的模型配適度提昇，但是要將參數水準由三參數增加到四參數或者四參數增加到五個參數，均無法獲得模型配適度方面的顯著提昇效果。然而經過多重比較，將三參數水準與五參數水準進行比較後發現如果將三參數水準增加到五參數水準將可獲得顯著的配適度提昇。

因此在經過本研究嚴格的統計檢定之後，一般來說應用三參數水準的彈

臺灣大學學術期刊資料庫

性擴散模型來進行產品銷售量的預測即可獲致不錯的模型配適度，如果還要增加參數水準的話，則應該採用五參數水準下本研究的完整模型才能獲得配適度的顯著提昇。而在三參數水準中，最佳的模型唯有修正後的 NUI 模型一種，亦即本研究設計中的模型 9。該模型爲 Easingwood et al.在 1981 所提出的 NSRL 模型，經過 Kamakura 與 Balasubramanion（1988）引進用以調整市場潛量的參數 c。所形成的綜合模型，包含了內部影響參數 b，非一致影響參數 d，以及市場調整參數 c 等三項參數，其表示法如下：

$$n = b\left(\frac{N}{cM}\right)^{1+d}(cM - N) \quad \text{----------(5.1a)}$$

三、產品別因素對模型配適度的影響

整體而言，本研究結果顯示產品別因素的確對彈性擴散模型間的配適度造成顯著的差異，因此本研究的假說三亦獲得了有力的支持。這項研究結果與 Sultan, Farley 與 Lehmann（1990）所做的實證研究結果一致。

由於產品不同會造成模型配適度間的顯著差異，所以斷定彈性擴散模型無法將產品特性列入考量，適用於所有產品的創新擴散預測上，因此將產品特性列入擴散模型中有其必要性。在第二章文獻探討中曾指出許多的研究者已經成功的發展出考量產品特性的修正與擴展模型，例如：Srivastava et al.(1985)以及 Kalish 與 Lilien(1986)。實務工作者在進行創新擴散預測時，如果考量到產品特性會對擴散預測產生影響者，可以考慮採用這些學者所建構的擴散模型。

臺灣大學學術期刊資料庫

陸、研究建議

一、對學術界的建議

針對本研究所獲致的研究結果，在此向有志於從事擴散模型研究的學術界研究者做出三點建議：

1.本研究證實了僅就擴散模型實證後的績效指標來斷定模型的優劣，僅是初步的結論。在此建議從事後續研究的研究者如果要進行跨模型的比較，應藉由更加嚴格的統計方法來對所獲得的模型績效進行檢定，若確實達到統計上的顯著差異時，所做出的結論將更爲堅強。

2.研究者在進行迴歸分析時應將預測變數的數量水準納入考量，而以調整後的判定係數診斷模型的優劣，在擴散模型的研究領域中亦是如此。

3.研究者如果意圖發展適用大部份產品的一般性擴散模型，在進行模型的驗證工作時，產品別的取樣方法必須要既廣且多，如此才能證實所發展出的模型能適用於大部份的產品，否則可能會造成研究結論的偏頗且不公正。

二、對實務界的建議

基於本研究所獲得的結論，建議意圖以彈性擴散模型進行產品別銷售預測的實務工作者在模型的選擇上，至少必須選擇以三參數水準的修正後 NUI 模型來預測品類水準（product level）的長期銷售預測，以獲得一定程度的模型配適度。

至於爲求得更高水準配適度而選擇四參數水準以上彈性擴散模型的實務工作者，建議應採用本研究發展出的五參數完整模型而不要採用四參數水準的模型，以獲得配適度的顯著提昇。然而，增加參數相對的會提高參數估計的困難度與複雜度，因此建議在考量時間以及資金成本的因素下，可以選擇三參數水準中的最佳配適度模型—修正後的 NUI 模型，以節省因爲要估計多

臺灣大學學術期刊資料庫

餘參數所花費的人力與物力。

此外，本研究有鑑於管理者在進行長期銷售預測時，往往希望能再缺乏歷史資料或僅有少數歷史資料下即可進行，以獲取最即時的資訊，並藉以推展適當的行銷策略，爲企業獲取最大利潤。以下將針對本研究結果的最佳模型—修正後 NUI 模型中的三個參數 b、c、d 建議管理者銷售前（prior to launch）參數估計的方法。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

王秋雁，行動電話持有之創新擴散模式，國立成功大學交通管理研究所未出版碩士論文，民 82。

莊國瑞，自動化技術在台灣擴散之研究—以創新擴散模型爲分析工具，國立政治大學企業管理研究所未出版碩士論文，民 80。

黃俊英，多變量分析，台北「華泰文化事業公司，民 84」。

彭花春，台灣地區耐久材擴散模型之探討--家電產品之實」，淡江大學管理科學研究所未出版碩士論文，民 87。

劉益華，台灣地區家電產品擴散模式之研究，交通大學管理科學研究所未出版碩士論文，民 82。

蕭淑惠，創新擴散模型之研究--以數據機爲例，國立交通大學經營管理研究所未出版碩士論文，民 88。

Bass, F. M. A new product growth model for consumer durable. Management Science. 15, January 1969: 215-227.

The adoption of a marketing model: Comments and Observations, Innovation Diffusion of New Product Acceptance. Vijay Mahajan and Yoram Wind, eds., Cambridge, MA: Ballinger Publishing Company. 1986.and T. V. Krishnan. A generalization of the Bass model: Decision variable consideration. Working paper Series, 50-6-92, University of Texas in Dallas. 1992.

Bernhardt, I. and K. M. MacKensie. Some problems in using diffusion models for new product. Management Science. 19, October 1972: 187-200.

Chereb, D. M. Multiple regression analysis simplified. Creative Computing. 21, February 1979: 126-129.

Easingwood, C. J. Early product life cycle forms for infrequently purchased major product. International Journal of Research in Marketing. 4(1), 1987: 3-9.

臺灣大學學術期刊資料庫

_____ Product life cycle patterns for new industrial product. R & D Management. 18(1), 1988: 23-32.

Floyd, A. Trend forecasting: A methodology for figure on merit. Technological Forecasting for Industrial and Government: Methods and Applications. J. Bright, ed. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, Inc., 1962: 95-105.

Fourt, L. A. and J. W. Woodlock. Early prediction of market success for grocery product. Journal of Marketing. 25, 1960: 31-38.

Hedges, Larry V. Statistical Method for Meta-Analysis. New York: Academic Press, Inc. 1985.

Heeler, J. and E. Hustad. Some problems in using diffusion models for new product. Management Science. 19, October 1972: 187-200.

Kamakura, Wagner A., Siva K. Balasubramanion. Long-term forecasting with innovation diffusion of durables. International Journal of Research in Marketing. 5, 1988: 1-13.

Lattin, James M. and John H. Roberts. Modeling the role of risk-adjusted utility in the diffusion of innovation, Working paper 1089, Graduate School of Business, Stanford University. 1989.

Madron, T. W. Multiple regression for the TRS-80. Byte, October 1981: 430-447.

Mahajan, V., E. Muller, and F. M. Bass. New product diffusion models in marketing: a review and directions for future research. Journal of Marketing. 54(1), 1990: 1-26.

Mansfield, Edwin. Technical change and the rate of imitation. Econometrica. 29, October 1961: 741-766.

Mcgrowan, Ian. The use of growth curves in forecasting market development. Journal of Forecasting. 5(1), 1986: 69-71.

Mullen, Brian and Robert Rosenthal. Basic Meta-Analysis: Procedures and Programs. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc. 1985.

Nelder, J. A. An alternative form of a generalized logistic equation. Biometrics. 18,

臺灣大學學術期刊資料庫

December 1962: 614-616.

Parker, P. M. Aggregate diffusion forecasting models in marketing: A critical review. International Journal of Forecasting. 10, 1994: 338-380.

Rao, S. K. An empirical comparison of sales forecasting models. Journal of Product Innovation Management. 2, September 1985: 234-242.

臺灣大學學術期刊資料庫

A study of the model fitness for flexible diffusion models

Yung-Ching Ho* Zone-Yi Tsai**

Abstract

Sales forecast has always been considered as one of the key success factors of a company. In recent years, the studies of the Innovative Diffusion Model has regained the researcher's attention in the academic circle, due to the ever- fast speed of new product development and the shortening of product life cycle. As a result of numerous models developed in the past thirty years, the path of empirical research has been far behind the progress of the model development. Therefore, one of the major tasks for researchesr was to examine the Innovative Diffusion Models, and find out the model most-fitted. An empirical research on twenty innovative diffusion models were conducted through comparisons in this sutdy. The major findings of the study were: (1) the degree of model-fit could be improved by using three parameters; however. The levels of fitness would be significantly increased when five parameters were adopted. A good model by using three parameters could only be attained through modification, as represented by Model 9—NUI Model. (2).The individual differences among products did play an important role in deciding the fitness of a model. This finding was consistent with the results of the empirical research by Sultan, Farley and Lehmann(1990). As a result, it was essential that the characteristics of a product be incorporated into the model for a better result of sales forecast to be attained.

Keywords: Flexible innovative diffusion model， The model fitness， Innovative diffusion， Meta-analysis.

* Professor, Department of Business Administration, National Chung Cheng University
** Marketing Analyst, First International Computer, Inc.

臺灣大學學術期刊資料庫