

運輸計劃季刊  
第三十三卷 第二期  
民國九十三年六月  
頁 391 ~ 頁 420

Transportation Planning Journal  
Vo1. 33 No. 2  
June 2004  
PP. 391 ~ 420

# 考慮選擇集合與異質性之個體城際客運 選擇模式

DISAGGREGATE INTERCITY PASSENGER CHOICE MODELS  
WITH CHOICE SET AND HETEROGRNEITY

楊志文 Chih-Wen Yang<sup>1</sup>  
段良雄 Liang-Shyong Duann<sup>2</sup>

(92 年 2 月 18 日收稿，92 年 5 月 12 日修改，93 年 4 月 1 日定稿)

## 摘要

本研究利用自行設計的問卷蒐集敘述偏好數據，進行台南台北間城際大眾運輸旅客的旅運選擇行為研究。研究的目的在於探討選擇集合、個體異質性、與新方案加入市場對旅客的個體選擇行為之影響。研究結果發現以內生方式決定個體旅客選擇集合的兩階段選擇模式的解釋能力相當良好。旅行時間與旅行成本變數在兩階段選擇模式的選擇集合與方案選擇階段都發揮了作用。在異質性方面，不論是在選擇集合階段或方案選擇階段考慮個體的異質性均可顯著增加模式的解釋能力，但方案選擇階段的個體異質程度對模式解釋能力之影響大於選擇集合階段之影響。兩階段均考慮個體異質性模式之績效優於僅在單一階段考慮異質性之模式，而個體在不同階段的異質性可能互相影響。新方案高鐵加入市場對個體旅客的選擇集合與方案選擇均產生影響。

**關鍵詞：**選擇集合；個體異質性；多項羅機；兩階段選擇模式

- 
1. 台中技術學院流通管理系助理教授。
  2. 國立成功大學交通管理科學系教授（聯絡地址：701 台南市東區大學路 1 號成功大學交通管理科學系；E-mail:lsduann@mail.ncku.edu.tw）。

## ABSTRACT

*In this study stated preference data were used to examine travel behavior for passengers traveling between Tainan and Taipei. The purpose is to discuss the effects of choice set generation, individual's heterogeneity, and the inclusion of new alternative in the market on individual traveler's choice behavior. The results showed that two-stage choice models, whose choice sets were endogenously decided, had very good explanatory power. Travel time and travel cost variables affected both the choice set generation stage and alternative choice stage. Including heterogeneity in the choice set generation stage or alternative choice stage would significantly increase models' explanatory power. The effect of heterogeneity in the alternative choice stage is greater than that of the choice set generation stage. The model considering heterogeneity in both stages obtained best results. The heterogeneity in different stages would affect each other. The new alternative high-speed rail would affect individual traveler's choice set and alternative choice.*

**Key Words:** Choice set; Individual heterogeneity; Multinomial logit; Two-stage choice model

## 一、緒論

個體選擇模式一般都基於效用的假設，由決策者於所有可行的替選方案中選取效用最大或滿足效用的方案。這種做法需要有兩個步驟，第一個步驟是決定選擇集合，第二個步驟是由選擇集合中的替選方案選取最佳方案。但研究者所能觀察者僅為決策者的實際選擇行為，對於未被選取的替選方案並無法觀測，因此並無法觀測所謂的選擇集合。由於選擇集合無法實際觀察，大都由研究者由主觀或經驗決定。例如，捷運沿線居民即假設捷運為其選擇集合中的替選選具，而新運具則假設成所有個體皆可搭乘。但此種主觀的定義可能造成選擇集合指定錯誤，進而導致模式校估上的偏誤。以運具選擇為例，假設往返兩地有票價便宜但旅行時間長的火車與巴士、及票價貴但旅行時間短的飛機等三種運具。對某一旅行者而言，因為心理與安全因素造成飛機並非其替選方案。此時正確的做法是僅由火車與巴士的旅行時間與成本之交互損益關係找出其時間價值。若誤將飛機納入選擇集合，將使飛機的旅行時間與成本亦列入時間價值的評量中。由於此旅行者不會選擇飛機，研究者將誤認為其較重視成本而不重視時間，從而高估成本的負效用、低估旅行時間的負效用。

為了改善由主觀方式定義選擇集合所可能造成之參數偏誤，Swait 和 Ben-Akiva<sup>[1]</sup>提出利用機率觀念定義個體選擇集合的兩階段間斷選擇模式 (two-stage discrete choice model)，以選擇集合內生化的方式構建同時考量選擇集合及方案選擇的個體選擇模式。行銷與運輸領域的學者有相當多探討選擇集合的文獻<sup>[2,3]</sup>，依效用函數在選擇集合及方案選擇階段的角色，可區分為雙重效用函數模式及單一效用函數模式。採用雙重效用函數者認為在兩階段的選擇模式中，選擇集合及方案選擇階段各自有其效用函數，且對整個決策程

序的影響角色不同<sup>[4-12]</sup>。採用單一效用函數者則認為選擇集合僅是個體效用偏好的表徵，其本質上與方案選擇相同，無需構建另一效用函數<sup>[13]</sup>。Swait<sup>[14]</sup>則提出以 GEV (generalized extreme value) 模式為架構的 GenL (choice set generation logit) 模式以解決上述對於效用函數角色之疑慮。GenL 模式必須對每個選擇集合子集指定一個參數，以計算每個選擇集合子集之機率。此類參數的數目會隨著替選方案數呈等比級數增加，在  $N$  個替選方案數的情況下，此類參數數目將高達  $2^N - 1$  個。使得此模式應用於多替選方案時會有很大的限制。

依上述文獻之模式對於選擇集合的假設，可歸納為三大類。第一類模式的選擇集合僅包括全集與特定子集<sup>[5,7,10]</sup>；第二類模式的選擇集合則考慮所有可能之選擇集合子集<sup>[8,12,15]</sup>；第三類模式則僅考量單一方案於選擇集合中之機率<sup>[6,9,11]</sup>。構建選擇集合模式時，最大的問題來自於選擇集合的子集數目會隨著替選方案的個數呈等比級數成長。上述三類模式的主要差異在於處理選擇集合子集數問題的方式不同，選擇集合的定義小至單一方案，大至所有可能子集。但文獻中對於何類模式較佳並無討論。

上述文獻對於兩階段個體選擇模式的效用函數指定方式，多以個體社經變數做為選擇集合階段的解釋變數，而以替選方案屬性變數（運具服務水準變數、行銷變數等）做為方案選擇階段的解釋變數<sup>[5,9,12]</sup>。雖然此種指定方式可以有效避免相同變數同時出現在兩個效用函數所可能引起的校估問題（如共線），但是否符合個體真實的選擇行為，則有待商榷。此外，兩階段個體選擇模式的選擇程序雖區分為兩階段，但其機率公式仍為一聯合模式。因此，在合理的選擇行為假設下，應該同時考慮個體社經變數與旅運屬性變數指定在模式不同階段的可行性，以了解各解釋變數在不同選擇階段對於選擇行為的影響程度。

一些探討個體選擇模式的文獻對個體的異質性做了討論，共同的結論是不考慮個體異質性將使得個體選擇模式的參數產生偏誤，進而導致不正確地選擇行為推論<sup>[16-20]</sup>。Bhat<sup>[18]</sup>指出個體效用函數的異質性主要來自於偏好異質 (preference heterogeneity) 與回應異質 (response heterogeneity)。前者包含個體社經特性對於運具選擇的可觀察及不可觀察的影響效果。而後者則是個體對於運具服務水準的評價差異。對偏好異質與回應異質兩種異質性的處理方式可分為系統異質與隨機異質的兩種假設。將偏好異質假設為系統異質時，一般是將個體社經特性指定成替選方案特定變數；將其假設為隨機異質時，則以加入替選方案個體偏好項來處理。將回應異質假設為系統異質時，一般是將個體社經特性與服務水準變數指定成交互作用，或利用市場區隔來處理；將其假設為隨機異質時，則以隨機變數來處理。

僅有少數研究選擇集合的文獻考慮了個體異質性的影響。Bronnenberg 和 Vanhonacker<sup>[11]</sup>提出了 HCSM (heterogeneous choice set model) 模式以市場區隔的觀念考量個體異質性在選擇集合與方案選擇的整體影響性，但此模式無法明確區別個體異質性的來源與影響程度，而且必須事先決定市場區隔數以進行模式校估。Chiang 等人<sup>[19]</sup>則是在考量選擇集合時，探討方案選擇階段效用函數參數之異質，並以馬可夫鏈蒙地卡羅 (Markov chain Monte Carlo) 法進行參數之校估。但此模式在選擇集合機率的指定上是以將選擇集合內的替選方案個數指定為 Dirichlet 分配，並未將個體社經特性及方案屬性變數納入考量，故此種指定

方式無法清楚顯示個體選擇集合之差異性。個體異質性對考量選擇集合的個體選擇模式之影響方式及程度可能依選擇階段不同而有差異，但文獻中並無此類研究。因此，本研究在構建考慮選擇集合的兩階段個體選擇模式時，將異質性的來源區分為選擇集合與方案選擇兩階段，並同時處理偏好異質與回應異質以探討個體異質性對於個體兩階段選擇行為之影響。

選擇集合相關文獻對選擇集合的探討皆僅限於現有替選方案的選擇情境，對新增的替選方案（服務、產品、或品牌）對於個體選擇集合及方案選擇的影響則尚無相關文獻進行探討。新替選方案的加入對個體選擇集合與方案選擇行為的影響亦有待探討。

本研究的研究主題是臺南台北間的城際大眾運輸旅客的個體選擇行為，旅客共面對飛機、巴士及火車等三種運輸工具，而每種運具下尚有不同公司品牌、服務水準等級的運輸服務。飛機方面有遠東、復興、及立榮三家航空公司；巴士方面有國光、統聯、與和欣客運；火車方面有台鐵自強號、莒光號、與興建中的高鐵。在此複雜的選擇情境下，個體的選擇集合顯然會有不同，而個體的異質性亦可預期。本研究所探討的城際客運牽涉了公司品牌、等級、與新方案，並沒有好的判斷或經驗準則來決定個體的選擇集合，選擇集合產生的過程顯然應加以考慮。因此，本研究對下列與選擇集合模式有關，但文獻中並未探討的課題進行探討。

首先是各類兩階段選擇模式的比較分析。將以實證分析找出各類對選擇子集做不同假設的選擇集合模式中何者的解釋能力最佳，並以其做為基礎模式來進一步分析其他課題。在建立基礎模式時，將社經與旅運屬性變數同時指定在選擇集合與方案選擇兩個階段，以探討他們在不同階段的作用與影響。其次，將建立一新的模式來探討各種個體異質性對於個體兩階段選擇行為之影響。此部分將同時處理偏好異質與回應異質，分析時以較能反映個體異質性的隨機異質為主。最後，則是討論新方案的加入對個體選擇集合與方案選擇的影響，並指出那些變數的參數值會因而改變。

由於本研究所探討的是臺南台北間的大眾運輸客運的選擇問題，若採用實際的旅運數據將有變數變異度不足的問題，且不易處理新的運輸方案，故本研究以敘述偏好<sup>[21,22]</sup>數據進行分析。設計一個能反映實際選擇情境的敘述偏好問卷是本研究相當重要的部分。個體選擇模式的基本架構則與大部分相關文獻相同，採用多項羅機模式。

## 二、模式理論

本研究主要探討個體運具選擇行為中的選擇集合問題。個體決策程序可區分為選擇集合及方案選擇兩階段。在方案選擇部分以多項羅機模式 (multinomial logit model, MNL)<sup>[23]</sup> 為基礎架構，而選擇集合部分則依模式而有不同之假設。以下將區分成四小節分別構建與選擇集合課題相關之模式，並於第五小節說明模式參數的校估法。首先是以多項羅機模式構建一階段選擇模式，以與兩階段選擇模式比較。其次，則是構建各類考慮選擇集合的兩

階段個體選擇模式，以探討選擇集合對於個體選擇行為之影響。接著在個體異質性的考量下，構建異質性選擇集合模式以探討異質性來源及程度對於個體選擇之影響。然後探討新方案加入對於選擇集合及方案選擇之影響。最後則是說明校估上述模式所應用的軟體與方法。

## 2.1 一階段選擇模式

個體  $t$  在方案  $i$  的效用函數 ( $U_{it}$ ) 可指定如下：

$$U_{it} = V_{it} + \varepsilon_{it} = \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，

$V_{it}$ ：方案  $i$  對個體  $t$  的可衡量效用；

$\varepsilon_{it}$ ：方案  $i$  對個體  $t$  的不可衡量效用；

$X_{it}$ ：方案  $i$  屬性水準與個體  $t$  社經特性之變數向量；

$\beta$ ：待校估之參數向量， $\beta'$  為其轉置矩陣。

若將  $\varepsilon_{it}$  假設為相同且獨立的極端值分配 (extreme value distribution)，則可推導出多項羅機模式，其選擇機率如下：

$$P_t(i) = \frac{\exp(V_{it})}{\sum_{k=1}^M \exp(V_{kt})} \quad (2)$$

上式中  $M$  為個體  $t$  的可選方案數。多項羅機模式假設每一個體的選擇集合皆為  $M$  個方案，且並不考慮個體異質性對於選擇模式之影響，故為本研究中限制最嚴格的個體選擇模式。本研究將多項羅機模式做為一階段選擇模式的代表，並做為後續考慮選擇集合與個體異質性模式之比較基準。

## 2.2 兩階段選擇模式

上述的一階段選擇模式假設個體的選擇集合為已知，但此假設在本研究探討的城際客運顯然並不恰當，考慮選擇集合的兩階段的選擇模式應較為理想。構建選擇集合模式時，最大的問題來自於選擇集合子集的數目會隨替選方案的數目呈等比級數成長，本研究所探討的替選方案多達 8 至 9 個，益顯出此問題的重要性。前已將文獻中各相關模式依其對選擇集合的假設，歸納為三大類。第一類模式的選擇集合僅包括全集與特定子集；第二類模式的選擇集合則考慮所有可能之選擇集合子集；第三類模式則考量單一方案於選擇集合中之機率。

這三類模式的主要差異在於處理選擇集合的子集合的方式不同。本研究由三類模式各擇一進行模式構建，以了解三類模式在處理本研究所探討問題的適用性。選擇的準則為子

集合的數目不會太多，而使模式無法校估。選定的模式為 PLC (parameterized logit captivity) 模式<sup>[5]</sup>、PIAL 模式 (parameterized independent availability logit)<sup>[8]</sup> 及 CDM (competing destinations model) 模式<sup>[6]</sup>，以下將分別說明各類模式之構建方式。

第一類模式以 PLC 模式為代表，此模式是以方案屬性或個體社經特性的指數函數值表示每個方案進入選擇集合的可能性，但其所定義的選擇集合僅限於全集 ( $S = 1, \dots, M$ ) 與單一方案兩種情形，並不考慮其他子集狀況。本模式假設替選方案  $i$  包含於個體  $t$  的選擇集合內的可能性 ( $U_i$ ) 為方案屬性或個體社經特性向量 ( $Y_{it}$ ) 的指數函數值：

$$U_i = \exp(\gamma' Y_{it}) \quad (3)$$

上式中  $\gamma$  為待校估的參數向量。由以上選擇集合效用函數指定，再假設個體在全集  $S$  中選擇替選方案  $i$  的機率可由 MNL 模式表示，即其機率為  $P(i|S)_{\text{MNL}}$ 。如此便可得出由選擇集合與方案選擇兩部分所構成之 PLC 模式如下所示：

$$P(i|S)_{\text{PLC}} = \frac{P(i|S)_{\text{MNL}} + U_i}{1 + \sum_{k=1}^M U_k} \quad (4)$$

從上式的函數型態可看出 PLC 模式僅共需計算  $M$  個替選方案進入選擇集合之效用函數值即可，不需計算所有替選方案組合的子集。因此，縱使替選方案的數目增加，也不會造成模式校估的困難。

第二類模式以 PIAL 模式為代表，此模式假設替選方案  $k$  進入選擇集合的可能性視此方案的效用值 ( $U_k^{cs}$ ) 超過門檻值 ( $U_*^{cs}$ ) 的機率而定，其機率公式如下：

$$D_k = \Pr(U_k^{cs} > U_*^{cs}) = \Phi(U_k^{cs}) = \Phi(\gamma' Y_k) \quad k = 1, 2, \dots, M \quad (5)$$

而選擇集合可能的方案組合機率則以二項分配表示之：

$$U_{C_j} = \prod_{k \notin C_j} (1 - D_k) \prod_{k \in C_j} D_k \quad (6)$$

當個體的選擇集合為  $C_j$  時，其選擇替選方案  $i$  的機率為  $P(i|C_j)_{\text{MNL}}$ 。兩階段選擇模式之架構係以選擇集合機率  $U_{C_j}$  為方案選擇的權重，並以所有子集之機率總和標準化，其模式型態如下式所示。

$$P(i|S)_{\text{PIAL}} = \frac{\sum_{j=1}^{2^M-1} U_{C_j} P(i|C_j)_{\text{MNL}}}{\sum_{j=1}^{2^M-1} U_{C_j}} \quad (7)$$

個體在 PIAL 模式下的可能選擇集合包括所有選擇集合的子集。在  $M$  個方案數下，此模式須考量  $2^M - 1$  個選擇集合子集，因此在模式的參數校估上將花費相當多的運算時間。

第三類模式以 CDM 模式為代表，此模式係以方案屬性及個體社經特性的標準常態累積分配函數值來表示方案進入選擇集合的可能性，再以此機率作為方案選擇效用函數的權重。替選方案  $i$  包含於選擇集合  $C$  之可能性如下式所示：

$$P(i \in C) = \Phi(\gamma' Y_{it}) \quad (8)$$

個體選擇方案  $i$  的機率採用多項羅機模式的架構，但以  $P(i \in C)$  作為方案選擇效用函數的權重，其機率公式如下式所示：

$$P(i | S)_{\text{CDM}} = \frac{\exp(V_{it}) \cdot p(i \in C)}{\sum_{k=1}^M \exp(V_{kt}) \cdot p(k \in C)} \quad (9)$$

### 2.3 異質性兩階段選擇模式

前已述及個體的異質性可分為偏好異質與回應異質，且兩者之來源均有系統異質與隨機異質兩類。由於系統異質可由個體社經變數或市場區隔處理，其處理方式相當簡單，故本研究將重點放在隨機異質。本研究以 CDM 模式為架構，再加入隨機係數 (random coefficients) 的概念來考量個體的異質性，構建出 HCDM (heterogeneous competing destinations model) 模式。以下先簡述隨機係數的觀念，再介紹 HCDM 模式的構建流程。

個體異質性的存在會使效用函數中各解釋變數與替選方案特定虛擬變數的參數值並非為一定值，而會隨著個體的品味差異而有不同。因此，異質性參數值 ( $\beta_t$ ) 可由其平均值 ( $\beta$ ) 及個體品味差異項 ( $v_t$ ) 組成<sup>[24]</sup>：

$$\beta_t = \beta + v_t \quad (10)$$

在隨機異質性及大樣本的假設下，令個體品味差異項 ( $v_t$ ) 為獨立於解釋變數 ( $X_{it}$ ) 的隨機變數，並服從常態分配 ( $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ )，其機率密度函數為：

$$f(v_t) = \frac{1}{\sigma_v \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{v_t}{\sigma_v}\right)^2\right] \quad (11)$$

在個體選擇模式 ( $p(i | v_t)$ ) 的架構下，可得出替選方案  $i$  的選擇機率如下：

$$P_i = \int_{-\infty}^{+\infty} p(i | v_t) \cdot f(v_t) dv_t \quad (12)$$

接著說明 HCDM 模式的構建過程。對於偏好異質的隨機異質指定方式是在兩個階段的效用函數中分別加入個體偏好項，至於回應異質的指定方式則是將可能具有個體異質的參數指定成隨機係數的型態，包含平均值及標準差。

為說明方便，(13)式與(14)式將方案特定常數與解釋變數分開指定。在選擇集合階段

的效用函數指定方面，方案  $i$  進入個體  $t$  的選擇集合之機率如下：

$$P(i \in C_t) = \Phi((D_{1i} + \alpha_{1t}) + (\gamma + v_{1t})' Y_{it}) \quad (13)$$

其中， $D_{1i}$  為選擇集合效用函數中方案  $i$  的特定常數， $\alpha_{1t}$  為個體偏好項， $\gamma$  及  $v_{1t}$  則分別為解釋變數的係數平均值向量及標準差向量， $\alpha_{1t}$  與  $v_{1t}$  分別表示選擇集合階段的偏好異質及回應異質。

在方案選擇階段的效用函數則指定如下：

$$U_{it} = V_{it} + \varepsilon_{it} = (D_{2i} + \alpha_{2t}) + (\beta + v_{2t})' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中， $D_{2i}$  為方案選擇效用函數中方案  $i$  的特定常數， $\alpha_{2t}$  為個體偏好項， $\beta$  及  $v_{2t}$  則分別為解釋變數的係數平均值向量及標準差向量， $\alpha_{2t}$  與  $v_{2t}$  分別表示方案選擇階段的偏好異質及回應異質。

在  $\varepsilon_{it}$  服從極端值分配、 $\alpha_{1t}$ 、 $\alpha_{2t}$ 、 $v_{1t}$ 、 $v_{2t}$  各自服從常態分配，且  $\varepsilon_{it}$ 、 $\alpha_{1t}$ 、 $\alpha_{2t}$ 、 $v_{1t}$ 、 $v_{2t}$  之間彼此獨立假設下，替選方案  $i$  的選擇機率如下式所示：

$$P_t(i) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{\Phi((D_{1i} + \alpha_{1t}) + (\gamma + v_{1t})' Y_{it}) \cdot \exp((D_{2i} + \alpha_{2t}) + (\beta + v_{2t})' X_{it})}{\sum_{k=1}^M \Phi((D_{1k} + \alpha_{1t}) + (\gamma + v_{1t})' Y_{kt}) \cdot \exp((D_{2k} + \alpha_{2t}) + (\beta + v_{2t})' X_{kt})} d\alpha_{2t} d\alpha_{1t} dv_{2t} dv_{1t} \quad (15)$$

上述兩個選擇階段中的個體異質部分，分別由表示偏好異質的個體偏好項 ( $\alpha_{1t}, \alpha_{2t}$ ) 及表示回應異質的係數標準差 ( $v_{1t}, v_{2t}$ ) 表示之。藉由上述的指定方式以探討不同來源的個體異質性對選擇集合及方案選擇的影響。

## 2.4 新方案加入之影響

本小節的重點在於探討新方案對於個體選擇行為之影響。在選擇集合的研究課題中，尚無相關文獻探討新替選方案對於選擇集合及方案選擇的影響。本研究利用選擇集合情境不同之兩筆數據，構建同時考量現有方案及新增方案之兩階段選擇模式，以探討個體選擇行為在新增方案前後之變化。

假設個體面臨兩種選擇情境 ( $j = 2$ ) 分別為未加入新替選方案前 ( $j = 1$ ) 與加入新替選方案後 ( $j = 2$ )。在兩階段選擇模式 CDM 的架構下，方案  $i$  於選擇情境  $j$  時，進入個體  $t$  選擇集合的機率公式如下：

$$P_{jt}(i \in C) = \Phi(\mu_j \cdot \gamma_j' Y_{ijt}) \quad (16)$$

其中  $\mu_j$  為情境  $j$  的尺度因子。兩筆數據合併時可能產生因誤差的變異程度不同而導致尺度問題<sup>[25]</sup>。尺度因子為兩筆數據之相對比較值，故可令情境一之數據尺度為 1，僅由模式內生校估情境二的相對尺度。個體  $t$  於選擇情境  $j$  時選擇替選方案  $i$  之機率 (兩階段選

擇 CDM 模式) 如下式所示：

$$P_{jt}(i|S) = \frac{p_{jt}(i \in C) \cdot \exp(\mu_j \cdot \beta'_j X_{ijt})}{\sum_{k=1}^M p_{jt}(k \in C) \cdot \exp(\mu_j \cdot \beta'_j X_{kjt})} \quad (17)$$

為獲得具有效性的參數估計值，本研究利用全部資訊最大概似法 (full information maximum likelihood method) 進行模式參數的校估，此模式的概似函數值如下式所示：

$$L = \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J \prod_{i \in C_{jt}} P_{jt}(i|S)^{f_{ijt}} = \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J \prod_{i \in C_{jt}} \left\{ \frac{P_{jt}(i \in C) \cdot P_{jt}(i|S)}{\sum_{k=1}^M P_{jt}(k \in C) \cdot P_{jt}(k|S)} \right\}^{f_{ijt}} \quad (18)$$

若個體  $t$  在情境  $j$  的實際選擇為方案  $i$ ，則  $f_{ijt} = 1$ ，否則為 0。

式(16)、(17)、與式(18)中的參數值  $(\gamma_j, \beta_j, \mu_j)$  在兩筆數據中是否有差異為檢定之重點。前兩者有差異表示新方案的加入對選擇行為有影響，後者若不等於 1 表示兩筆數據的尺度不同。

## 2.5 校估方法

本節針對上述各模式之校估方法進行說明。採用之校估軟體包括 ALOGIT<sup>[26]</sup> 套裝軟體及 Gauss<sup>[27]</sup> 程式語言，前者的應用範圍僅限於 MNL 及 NL (nested logit) 模式之校估，而後者由於可自行撰寫校估程式，故可適用於任何模式架構之選擇模式，包括非線性效用函數及非封閉性模式。

在一階段選擇模式的參數校估上，本研究採用 ALOGIT 軟體進行 MNL 模式的校估。而在後續各類選擇集合模式的校估上，由於模式架構皆異於 MNL 模式，且為非線性效用函數或非封閉性模式，故皆以 Gauss 程式語言撰寫校估程式。在 Gauss 校估程式的驗證上，係以 MNL 模式為基準，藉由 ALOGIT 軟體與 Gauss 程式所估計之結果相互比較，以驗證本研究自行撰寫之 MNL 校估程式之正確性，再依此程式修改以校估考慮選擇集合與個體異質性的選擇模式。

在機率性選擇集合模式的校估上，模式參數的校估法採用最大概似法 (maximum likelihood method, ML)，且由於三種選擇集合模式皆為非線性效用函數，故採用非線性求解法 BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb, Shanno)<sup>[27]</sup> 進行參數估計。

在異質性選擇集合模式方面，由於模式為包含積分項的非封閉型態，考量多維度積分的困難度，本研究採用最大模擬概似法 (maximum simulated likelihood, MSL)<sup>[28]</sup> 進行模式校估，而非線性求解法仍採用 BFGS 法。MSL 是以隨機亂數的方式模擬分配函數，藉由隨機抽出符合特定機率密度函數的亂數以計算機率 ( $P_i^r$ )，在  $R$  次隨機抽取過程後計算其平均值 ( $\hat{P}_i$ )：

$$\hat{P}_i = (1/R) \sum_{r=1}^R P_i^r \quad (19)$$

以模擬機率值  $\hat{P}_i$  近似真實機率值  $P_i$ ，再由此計算模擬概似值。隨機亂數的抽取方式係採用 Halton 數列 (Halton sequences) 以提升參數校估的效率。Bhat<sup>[29]</sup> 對 Halton 數列的研究指出當積分維度小於 3 時，75 個 Halton 亂數的參數精準度相當於 2000 個 pseudo-random 亂數，積分維度為 4 至 5 個時，100 個 Halton 亂數的參數精準度相當於 2000 個 pseudo-random 亂數。本研究依積分維度多寡選定適當的抽取次數，當積分維度為 3 時，隨機亂數的抽取次數為 75，當積分維度為 4 時，隨機亂數的抽取次數為 100。

在新方案對於選擇集合與方案選擇影響的探討中，校估程式與 CDM 模式相似，但須加入數據尺度因子之估計，校估技術較複雜。

### 三、數據分析

#### 3.1 問卷設計

本研究實證分析的對象是台南台北間的城際大眾運輸旅客的選擇行為。台南台北間的大眾運輸目前有飛機、巴士、與火車等三種運輸工具，每種運具均有不同的公司品牌或不同服務等級的運輸服務。飛機方面有遠東、復興、及立榮三家航空公司；巴士方面有國光、統聯、與和欣客運；火車方面有台鐵自強號、莒光號、與興建中的高鐵。台鐵的復興號原亦在考慮之內，但調查結果發現其市場占有率極低，故予以剔除。

進行城際客運的研究有顯示偏好與敘述偏好兩種數據可供選擇。若在本研究中採用顯示偏好數據則可能產生以下缺點。首先，本研究探討的替選方案太多，旅客在回答各替選方案的旅運服務水準變數時將有困難。由於本研究的主題是選擇集合，在不知受訪者選擇集合的情形下，要求受訪者回答此類問題並不合理。其次，本研究探討的是台北台南兩地間的客運選擇問題，由於受訪者面對的實際情境相同，各旅運服務水準變數將有變異度不足的問題。最後，本研究要探討新方案對選擇集合與方案選擇的影響，而顯示偏好數據並無法提供與新方案有關的數據。在考量上述因素後，本研究決定以敘述偏好數據進行。

為了提高受訪者的回應準確度，以改善敘述偏好數據的回應誤差問題，本研究採用符合個體選擇情境的客製化 (customized) 敘述偏好問卷設計進行調查。本研究以 Visual Basic 程式語言撰寫客製化的電腦問卷。問卷首先調查旅客的旅運現況資訊，包括受訪者的社經背景 (性別、年齡、有無就業、個人與家戶所得等)，實際選擇的運具與品牌，旅運情境 (實際搭乘的時段、何時決定此次的旅行、有無購來回票)，與由出發點至車站或機場的時間 (含等候時間) 等。考量到受訪者對於目的地車站或機場至最終目的時間的不確定性，本研究僅考量出發點至車站或機場的時間及等候時間。由於高鐵在臺南地區的歸仁 (沙崙) 站的位置並不為民眾所熟知，故改以詢問受訪者較為熟悉的臺南 (仁德) 交流道作

為高鐵車站的替代性地標，作為計算高鐵的到站時間之依據。問卷僅詢問受訪者由出發地至臺南（仁德）交流道的時間，再由研究者加上該地至高鐵車站的時間，共同得出受訪者從出發點到達高鐵車站的時間，再加上等候時間，成為高鐵的到站時間。問卷接著依據上述資訊進行客製化敘述偏好題組的設計。各選擇情境均採用到站時間、車內旅行時間、旅行成本、與班次等四個屬性變數。出發點至場站的時間（含等候時間）採用受訪旅客由第一部分所得的實際數據。旅行成本係依受訪旅客的個別特性設計，由資料庫（事先存入所有可能情況之數據。舉例而言，不同年齡、不同旅行時段、提早購票、與是否購來回票等在各運輸工具的票價均不相同）自動依據個體社經背景與旅次特性找出適當的旅行成本水準值。車內旅行時間與班次則依各公司或等級之現況設計。各方案的屬性水準值設計方面，除到站時間採用實際數據外，旅行成本與車內旅行時間水準值依據旅行時間價值的界限值 (boundary value)<sup>[30]</sup> 觀念調整之，班次變數則設計成低、中、高三個水準值，隨機抽取一水準值，但避免各方案間的班次水準值相同。每個受訪者均面對兩個題組，題組一為現有運輸工具，題組二則加入新方案高鐵。

由於受訪旅客所面對的替選方案數太多，為便於其填答，本研究採用兩階段的方式進行。以題組一為例說明。每一題組均包括四個選擇情境。前三個情境均由三個運輸工具的其中之一品牌組成。例如，旅客甲面對的第一個情境由遠東、國光、與自強號組成，第二個情境由復興、統聯與莒光號組成，第三個情境由立榮、和欣、與復興號組成。受訪者實際選擇的公司一定出現在第一情境中，其餘公司則隨機出現在各情境。但每一公司必須出現在一情境，且相同運具的公司不可出現在同一情境。各個情境的變數水準值中，到站時間採用受訪旅客的實際數據，班次由三個水準值中隨機抽取。旅行成本與旅行時間之水準值則依變數交互損益的觀念設計。第一個情境三方案的旅行成本及旅行時間的水準值係隨機出現。第二與第三情境則將第一情境中未選運具之旅行成本及旅行時間水準值變佳。例如，受訪者在第一情境選擇遠東航空，則第二與第三情境中的巴士及火車替選方案（統聯與莒光號、和欣與復興號）的車內旅行時間與旅行成本均調低。此做法的目的在於能更精確的找出各變數間的交互損益關係。

第四個情境則由前三個情境的被選方案組成。若甲旅客在前三個情境所選擇的方案分別是自強號、莒光號、與和欣，則第四個情境即由這三個方案在原情境中的變數水準值組成。採用這種做法可將九選一的問題簡化為四個三選一的問題。題組二的設計方式與題組一相似，但加入了新方案高鐵。高鐵是以隨機的方式進入前三個情境中。因此，在題組二受訪者的前三個情境有兩個三擇一的情境，一個四擇一的情境，第四個情境則仍為三擇一。

問卷調查是以擇基抽樣 (choice-based sampling)<sup>[24]</sup> 進行，依據本研究探討的替選方案，分別從其旅客中隨機抽取所需比率之樣本數。調查方式是由調查員攜帶筆記型電腦，以面對面方式請受訪者依電腦問卷指示填答問卷。在鐵路運輸方面以隨車訪問的方式為主，以場站訪問為輔；航空與公路運輸方面，由於受訪者的旅次起迄點較易掌握，故於航站大廈及客運站進行問卷調查。受訪對象為往返台南台北間的旅客。

### 3.2 樣本旅客的選擇偏好

表 1 為受訪旅客的實際選擇與兩題敘述偏好題組之選擇偏好分配表。原調查包括台鐵的復興號，但因實際選擇與在偏好題組中選擇此運具的樣本均極少，故將相關樣本剔除。由表中可看出未加入高鐵的題組一中，台鐵自強號及遠東航空為受訪旅客較偏好的方案，偏好國光號與莒光號的旅客比率則較低，其餘方案與實際選擇的數目接近。題組二為加入高鐵後的偏好結果。由表中可看出有超過四成的乘客較偏好高鐵，現有方案之占有率皆顯著降低。

表 1 旅客實際選擇與敘述偏好之樣本分布表

選擇	運具別	飛機			巴士			火車			合計
	品牌別	遠東	復興	立榮	國光	統聯	和欣	自強號	莒光號	高鐵	
實際選擇		64	62	56	56	56	55	61	45	—	455
敘述偏好	題組一	92	60	54	32	57	48	94	18	—	455
	題組二	61	23	32	26	31	31	41	14	196	455

本研究詢問了受訪旅客對各方案的搭乘經驗與拒絕考慮的方案，其結果列於表 2。由表中可看出搭乘經驗最高的是自強號，最低的是國光客運。受訪旅客拒絕考慮的方案以巴士客運與莒光號較高，自強號與高鐵最低。在現有 8 個替選方案中，旅客搭乘經驗的平均數是 4.3 個（可由表 2 中 8 個替選方案的總搭乘經驗人數除以總樣本數獲得），而拒絕考慮搭乘的平均數為 1.4 個（可由表 2 中 8 個替選方案的總拒絕考慮人數除以總樣本數獲得），即考慮搭乘的平均數為 6.6 個。比較搭乘經驗與拒絕考慮的比率後可發現搭乘經驗並不是做為判斷旅客選擇集合的良好依據。本研究的目的即在於由內生方式找出個體旅客的選擇集合。

表 2 受訪者選擇集合資訊彙整表

	運具別	飛機			巴士			火車			
	品牌別	遠東	復興	立榮	國光	統聯	和欣	自強號	莒光號	高鐵	
搭乘經驗	人數	277	257	235	168	269	203	354	201	—	
	比率	0.61	0.56	0.52	0.37	0.59	0.45	0.78	0.44	—	
拒絕考慮	人數	45	51	60	153	98	94	23	99	18	
	比率	0.10	0.11	0.13	0.34	0.22	0.21	0.05	0.22	0.04	

### 3.3 樣本旅客的社經特性

表 3 為受訪旅客的社經特性與實際方案選擇的交叉分析表。在樣本的社經背景方面，男女的比率相近，平均年齡為 32 歲，平均個人及家戶所得分別為 3.8 萬元及 11 萬元，有工作者占全部樣本中的 60%。旅次特性方面，約四成為公務旅次。約有三分之一的旅客旅次在一週前即決定此次旅行。購票習慣方面，三分之一的樣本旅客在考慮搭乘火車時，會購買來回票，但只有四分之一的樣本旅客在考慮搭乘巴士客運時會考慮買來回票。

在社經特性與實際運具選擇的交叉分析中，有 64% 的飛機旅客是公務旅次，八成的巴士及火車旅客是非公務旅次。在就業與否方面，三家航空公司旅客中的就業者約為非就業者的 3 ~ 5 倍，台鐵自強號及和欣客運的就業者則多於非就業者，而其他方案則以非就業者較多。在各方案的平均個人所得方面，飛機旅客約為 5.7 萬元，台鐵自強號及和欣客運約為 3 萬元，台鐵莒光號則為 2.5 萬元，國光及統聯客運則約為 2 萬元。

表 3 樣本旅客的社經特性與實際方案選擇的分布表

社經	運具別	飛機			巴士			火車		合計
	品牌別	遠東	復興	立榮	國光	統聯	和欣	自強號	莒光號	
目的	公務	42	39	35	9	10	18	15	7	175
	非公務	22	23	21	47	46	37	46	38	280
性別	男	35	36	36	23	24	30	29	24	237
	女	29	26	20	33	32	25	32	21	218
職業	就業	53	45	47	17	25	36	35	19	277
	非就業	11	17	9	39	31	19	26	26	178
年齡	20 歲以下	4	5	1	11	6	7	6	6	46
	21 ~ 30	24	26	22	23	39	32	30	22	218
	31 ~ 40	21	21	23	4	5	9	9	9	101
	41 ~ 50	9	9	8	6	4	3	12	4	55
	51 歲以上	6	1	2	12	2	4	4	4	35
個人所得	2 萬以下	13	16	9	36	31	21	26	24	178
	2 萬 ~ 4 萬	18	16	20	14	21	22	20	10	141
	4 萬 ~ 6 萬	22	14	16	5	3	9	13	9	91
	6 萬 ~ 8 萬	6	5	5	0	0	2	1	2	21
	8 萬以上	5	11	6	1	0	1	1	0	25
家戶所得	4 萬以下	1	8	5	12	9	9	10	7	61
	4 萬 ~ 6 萬	9	10	7	11	14	10	17	9	87
	6 萬 ~ 8 萬	10	6	11	12	12	8	9	8	76
	8 萬 ~ 10 萬	17	18	15	12	11	12	13	8	106
	10 萬以上	27	20	18	9	10	16	12	13	125
合計		64	62	56	56	56	55	61	45	455

## 四、模式校估與比較分析

實證分析部分依探討主題區分為一階段選擇模式、兩階段選擇模式、與加入個體異質性的兩階段選擇模式等依次進行模式之構建與比較分析，這些分析都是利用題組一的數據進行。最後則是利用題組一與題組二的數據討論新方案對選擇集合與方案選擇的影響。

### 4.1 一階段選擇模式

所謂的一階段選擇模式就是假設旅客的選擇集合為已知，僅考慮方案選擇此一階段的選擇行為。由於城際客運並無良好的先驗知識可供判定個體的選擇集合，且兩階段的選擇模式在考慮選擇集合時，均係將所有替選方案列入考慮，僅以不同假設來決定各替選方案進入選擇集合之機率，故本研究的一階段選擇模式將全部替選方案均列入選擇集合中來建立模式，以便於與兩階段選擇模式比較。

本研究所建立的各類模式均以多項羅機模式為其基本架構。一階段選擇模式即以傳統的多項羅機模式建立。所採用的數據為問卷中反映現有方案數的題組一數據，共有 8 個替選方案。由於本研究的抽樣調查採擇基抽樣，若直接以調查樣本進行模式校估，將造成效用函數中的方案特定常數具偏誤性。因此，本研究將各方案母體與樣本的市場占有率比值做為權重，直接放入最大概似函數中，於模式校估時直接修正樣本偏誤<sup>[24]</sup>。本研究的調查時間集中在 91 年 3 月份，故以該月份各方案的旅客人數（如表 4 所示）做為母體。

表 4 91 年 3 月份台南台北各方案旅客人數統計表

		飛機			巴士			火車		合計
運具別	人 數	116,810			144,230			44,697		305,737
	占有率	0.38			0.47			0.15		1
		遠東	復興	立榮	國光	統聯	和欣	自強號	莒光號	
品牌別	人 數	42,191	44,450	30,169	8,739	86,740	48,751	39,410	5,287	305,737
	占有率	0.14	0.14	0.10	0.03	0.28	0.16	0.13	0.016	1

資料來源：民航局網站、國光客運、統聯客運、和欣客運及台鐵管理局。

建立一階段選擇的多項羅機模式時，經過嘗試多種不同的函數指定方式，得出最佳的效用函數之解釋變數包括替選方案特定虛擬變數、運具慣性變數、旅行成本、旅行時間、飛航班次、個人所得、飛航卡、就業、計畫時間及年齡等。以下依分類說明各解釋變數之定義及指定方式。

1. 替選方案特定虛擬變數。台鐵莒光號為替選方案特定虛擬變數指定之基底。其餘遠東、

復興、立榮航空、國光、統聯、和欣客運、與台鐵自強號等均指定為替選方案特定虛擬變數。若替選方案為該方案則其值為 1，否則為 0。

2. 運具慣性變數。共有三個變數，分別為飛機運具慣性變數、巴士運具慣性變數、與火車運具慣性變數。若旅客在受訪當次的旅行選擇該類運具，則其值為 1，否則為 0。
3. 服務水準變數。旅行成本（千元）與旅行時間（車內與到站時間之和，單位為千分）指定為共生變數。班次指定為飛機運具特定變數，若替選方案為飛機運具，則其值為該航空公司一天的單向班次，否則為 0。
4. 個體社經變數。共有 6 個變數，均指定為替選方案特定變數。個人所得（飛機）為替選方案特定變數。若替選方案為飛機運具，則其值為該旅客的每月個人所得（千元），否則為 0。個人所得（和欣、自強號）亦為替選方案特定變數。若替選方案為和欣客運或自強號，則其值為該旅客的每月個人所得（千元），否則為 0。飛航卡（飛機）為替選方案特定變數。若替選方案為飛機運具，且受訪旅客擁有航空公司之飛航卡者，則其值 1，否則為 0。就業（飛機）為替選方案特定變數。若替選方案為飛機運具，且受訪旅客為就業者，則其值為 1，否則為 0。計畫時間（巴士）為替選方案特定變數。若替選方案為巴士，則其值為預先決定此次旅次之天數，否則為 0。年齡（統聯、和欣）為替選方案特定變數。若替選方案為統聯或和欣客運，則其值為受訪旅客之年齡，否則為 0。

表 5 中的 MNL 為一階段選擇模式的校估結果，各解釋變數的符號均與先驗知識相符，且係數值均相當顯著，模式的概似比指標值很高，表示此模式的解釋能力不錯。以下對模式的校估結果深入討論。

首先是運具慣性變數。此變數可反映個體對於某種運具的慣性偏好。指定方式採取運具別的主要原因，在於考量同種運具間的不同替選方案具有類似的特性。例如，選取自強號可能表示個體對於鐵路運輸的舒適具偏好性，而莒光號亦可部分滿足此要求。本研究亦曾嘗試將各方案分別指定慣性變數，但其結果並不優於此種較簡單的指定方式。模式校估結果顯示飛機運具慣性變數的係數值是三個運具慣性變數中最大者，顯示目前搭乘飛機的受訪乘客對飛機具有較高的偏好慣性。換言之，在相同的旅運情境下，對飛機乘客而言，三家航空公司具有較高的被選擇機率。而火車運具慣性變數的係數值則為三者中最小者，顯示搭乘火車的乘客對於火車的偏好慣性較低。

其次是服務水準變數。本研究曾嘗試將旅行時間分開指定成車內時間與到站時間兩部分，但其結果並不理想。由旅行成本與旅行時間兩變數係數值之比值可得出受訪旅客的平均旅行時間價值則為 212 元／小時。將班次指定為火車與巴士特定變數，或共生變數之結果不佳，故僅指定為飛機特定變數。模式結果顯示飛航班次對旅客的選擇行為有顯著影響。此表示由於飛機替選方案的班次相對較少，在旅行成本及旅行時間差異不大時，飛航班次之多寡成為飛機乘客選擇航空公司的重要依據。

最後是社經特性變數。個人所得是旅客選擇運輸替選方案的重要因素。表 5 中的個人所得指定方式是多種嘗試後的最佳結果。此指定方式是依據替選方案的旅行成本高低將替

選方案分為三類。第一類是代表高旅行成本的飛機替選方案，第二類是代表中旅行成本的火車與巴士運具替選方案中旅行成本最高的自強號與和欣客運，以及第三類代表低旅行成本的國光、統聯、與莒光號（為比較基礎）。個人所得（飛機）及個人所得（和欣、自強號）的係數值分別為 0.05 及 0.03，統計檢定結果顯示兩者均顯著，且彼此間亦有顯著差異。此結果表示個人所得愈高者愈傾向選擇旅行成本較高的替選方案。

就業變數指定給三家航空公司，其係數的符號為正，顯示擁有工作的受訪者較傾向選擇飛機運具，此可能反映了公務旅次較多使用飛機的現象。飛航卡是以是否持有各家航空公司之飛航卡做為指定依據，此變數之目的在於掌握航空公司的哩程酬賓等促銷方式對旅客的吸引力。本研究先將三家航空公司的飛航卡分別指定，但結果顯示其影響並無顯著差異，故合併成單一變數。校估結果顯示持有飛航卡的旅客確較未持有者更傾向選擇飛機運具。

計畫時間變數指定給三家巴士客運公司，此變數之符號為負，顯示計畫旅行的時間愈晚，選擇巴士的機率愈高，此結果反映了臨時性旅次（計畫時間較短）較偏好班次較多的巴士運具。年齡變數的目的在於了解年齡對旅客選擇運輸替選方案之影響。模式校估之結果顯示年齡較輕的旅客較傾向選擇巴士運具中的統聯與和欣。將年齡指定為其他方案的結果則不佳。由於和欣的票價 550 元與莒光號的票價 571 元相去不遠，且國光的影響並不顯著，顯示此現象並不能以低票價或較能忍受巴士客運的不舒適來解釋。其可能原因為統聯與和欣的某些服務特性，如 19 座、個人電視等對年輕人較具吸引力。

## 4.2 兩階段選擇模式

上節討論了選擇集合由外生決定的一階段選擇模式，本節將討論選擇集合為內生的兩階段選擇模式。兩階段選擇模式將個體的選擇程序區分為選擇集合與方案選擇兩階段，並以機率的觀點考量個體的選擇集合。以下將對三個不同類型的兩階段選擇模式進行探討。第一個模式是考慮全集與單一方案的 PLC 模式，第二個模式是考慮所有可能選擇集合子集的 PIAL 模式，第三個模式是考慮單一方案進入選擇集合機率的 CDM 模式。

### 4.2.1 效用函數的指定

PLC、PIAL 與 CDM 模式在效用函數的指定上皆採用雙重效用函數，亦即在選擇集合與方案選擇階段皆有各自的效用函數。雖然兩階段個體選擇模式之選擇程序在概念上區分為兩階段，但其選擇模式架構則為聯合模式。因此，在兩個階段效用函數的變數選取及指定上必須兩階段同時考量。文獻中<sup>[5,9,12]</sup>對兩階段效用函數的選取與指定，是以個體社經特性做為選擇集合階段的解釋變數，而將替選方案屬性變數（運具服務水準變數、行銷變數等）指定為方案選擇階段的解釋變數。此種指定方式的缺點已如前述，故本研究先探討兩個階段效用函數的指定方式。

依兩階段選擇模式的基本概念，個體在第一階段的選擇集合階段會先初步剔除選擇機率甚低的替選方案，再在第二階段的方案選擇階段仔細評估選擇機率較高的替選方案。依

此概念，選擇集合階段效用函數的複雜度應低於方案選擇階段的效用函數，本研究各模式效用函數之指定方式即依此原則進行。為便於模式比較，以一階段選擇模式所採用的變數進行兩階段選擇模式效用函數的指定。選擇集合與方案選擇兩階段的效用函數的指定方式，係依據先驗知識、變數的顯著水準、與模式績效來判定。經多次嘗試後，各兩階段選擇模式的最佳校估結果列於表 5。

由表 5 可看出 PLC 模式的對數概似函數值與 MNL 模式相同，其原因於下一小節討論，故不討論其校估結果。PIAL 模式與 CDM 模式的函數指定方式相同，在選擇集合效用函數方面，包括常數項，服務水準變數的旅行成本—低所得、旅行時間—高所得、與飛航班次，個體社經特性變數的計畫時間（巴士）及個人所得（和欣、自強號）等。後三變數原均指定於 MNL 模式方案選擇之效用函數中。旅行成本—低所得與旅行時間—高所得兩變數之目的在於反映低所得者較重視旅行成本，而高所得者較重視旅行時間，在決定選擇集合時便會先反映。前者之指定方式為若受訪旅客之每月個人所得低於 4 萬元，則其值為各替選方案之旅行成本，否則為 0。後者之指定方式為若受訪旅客之每月個人所得高於 4 萬元，則其值為各替選方案之旅行時間，否則為 0。高低所得係依據受訪旅客的平均所得劃分。

選擇集合階段的變數可決定替選方案進入個體旅客選擇集合之機率。旅行成本—低所得變數可使高旅行成本的替選方案進入低所得旅客選擇集合的機率減少，而旅行時間—高所得變數可使高旅行時間的替選方案進入高所得旅客選擇集合的機率減少。飛航班次（飛機）變數可區分不同航空公司進入個體旅客選擇集合之機率。計畫時間（巴士）則可區分巴士運具之各替選方案進入個體選擇集合的機率。個人所得（和欣、自強號）變數則是考量個人所得對於和欣及自強號進入選擇集合之影響。各變數之校估結果顯示其係數值均顯著，且符號與預期相符。

在方案選擇效用函數方面，採用了替選方案特定虛擬變數、運具慣性變數，旅行成本、旅行時間、個人所得（飛機）、就業（飛機）、飛航卡（飛機）、年齡（統聯，和欣）等變數。校估結果顯示各變數之係數值均顯著，且符號與預期相符。

文獻中有關兩階段選擇文獻的探討均將旅行成本與旅行時間指定於方案選擇階段，而不同時指定於選擇集合及方案選擇兩階段，其目的在於避免校估時可能遭遇的共線問題。本研究利用在選擇集合階段依所得區分來指定旅行時間與旅行成本變數，不僅有效的解決了校估的困難，也更能反映替選方案進入不同所得者的機率。

#### 4.2.2 模式比較

首先討論 PLC 模式與 MNL 模式之比較，並說明其績效不佳之原因。從 PLC 與 MNL 模式的公式可知，當每個替選方案進入選擇集合的可能性為零 ( $r = -\infty$ ) 時，PLC 模式會簡化成 MNL 模式。在 PLC 模式的校估過程中，嘗試多種選擇集合效用函數的指定方式均無法得出較 MNL 模式績效為佳的 PLC 模式。PLC 模式雖可化簡為 MNL 模式，但並不表示其績效必然優於 MNL 模式。以下以實例說明。當替選方案數為  $M$  時，假設選擇集合效

表 5 機率性選擇集合—兩階段個體選擇模式參數校估表

解釋變數	MNL	PLC	PIAL	CDM
	係數值 (t 值)	係數值 (t 值)	係數值 (t 值)	係數值 (t 值)
選擇集合效用函數				
常數項	- -	-11.25 (-3.2)	4.56 (4.5)	2.48 (2.3)
旅行成本—低所得	- -	-3.88 (-3.2)	-6.50 (-4.7)	-5.48 (-4.0)
旅行時間—高所得	- -	-1.47 (-11)	-10.5 (-4.2)	-5.04 (-1.9)
飛航班次(飛機)	- -	- -	1.03 (4.6)	1.03 (4.8)
計畫時間(巴士)	- -	- -	-0.25 (-3.5)	-0.13 (-2.6)
個人所得(和欣、自強號)	- -	- -	0.02 (1.8)	0.02 (2.0)
方案選擇效用函數				
遠東航空虛擬變數	-2.89 (-1.9)	-2.89 (-1.9)	-1.38 (-1.0)	-3.02 (-2.7)
復興航空虛擬變數	-3.04 (-2.2)	-3.04 (-2.2)	-1.70 (-1.2)	-3.30 (-3.0)
立榮航空虛擬變數	-2.87 (-2.3)	-2.87 (-2.3)	-1.76 (-1.3)	-3.31 (-3.1)
國光客運虛擬變數	-0.63 (-1.1)	-0.63 (-1.1)	-0.83 (-1.6)	-1.08 (-2.0)
統聯客運虛擬變數	2.65 (4.0)	2.65 (4.0)	2.48 (3.6)	2.05 (3.3)
和欣客運虛擬變數	1.55 (2.3)	1.55 (2.3)	1.88 (2.9)	1.81 (2.9)
台鐵自強號虛擬變數	0.96 (2.0)	0.96 (2.0)	1.77 (3.4)	1.77 (3.9)
飛機運具慣性變數	2.61 (7.1)	2.61 (7.1)	2.54 (7.4)	2.48 (7.3)
巴士運具慣性變數	1.78 (5.0)	1.78 (5.0)	2.08 (5.6)	1.88 (5.6)
火車運具慣性變數	0.99 (2.8)	0.99 (2.8)	1.23 (3.3)	1.08 (3.2)
旅行成本	-3.17 (-5.1)	-3.17 (-5.1)	-2.78 (-4.4)	-2.55 (-4.2)
旅行時間	-11.2 (-3.0)	-11.2 (-3.0)	-13.6 (-2.4)	-14.7 (-4.4)
飛航班次(飛機)	0.21 (2.0)	0.21 (2.0)	- -	- -
個人所得(飛機)	0.05 (4.0)	0.05 (4.0)	0.03 (2.5)	0.05 (3.6)
個人所得(和欣、自強號)	0.03 (3.0)	0.03 (3.0)	- -	- -
就業(飛機)	1.91 (3.5)	1.91 (3.5)	2.17 (3.9)	1.80 (3.3)
飛航卡(飛機)	1.12 (4.8)	1.12 (4.8)	1.15 (5.3)	1.13 (5.3)
計畫時間(巴士)	-0.11 (-2.4)	-0.11 (-2.4)	- -	- -
年齡(統聯、和欣)	-0.04 (-2.7)	-0.04 (-2.7)	-0.03 (-2.1)	-0.03 (-2.5)
樣本數	455	455	455	455
參數個數( $K$ )	19	22	22	22
參數零對數概似值( $LL(0)$ )	-946.13	-946.13	-946.13	-946.13
收斂對數概似值( $LL(\beta)$ )	-648.28	-648.28	-642.72	-637.22
概似比指標 $\rho^2$	0.315	0.315	0.321	0.326
修正概似比指標 $\bar{\rho}^2$	0.295	0.292	0.297	0.303

註： $\bar{\rho}^2 = 1 - (LL(\beta) - K) / LL(0)$

用函數僅放入一個常數項 ( $U_i = u, u \geq 0$ )，則替選方案  $i$  的選擇機率為：

$$P(i|S)_{PLC} = \frac{P(i|S)_{MNL} + U_i}{1 + \sum_{j=1}^M U_j} = \frac{P(i|S)_{MNL} + u}{1 + M \cdot u} \quad (20)$$

比較  $P(i|S)_{PLC}$  與  $P(i|S)_{MNL}$  的機率大小，則可判斷模式績效的優劣。MNL 與 PLC 模式的機率差值為：

$$P(i|S)_{PLC} - P(i|S)_{MNL} = \frac{u [1 - M \cdot P(i|S)_{MNL}]}{1 + M \cdot u} \quad (21)$$

上述機率差值顯示 PLC 模式的機率大於 MNL 模式的機率之條件為：

$$\text{若 } P(i|S)_{MNL} \leq (1/M), \text{ 則 } P(i|S)_{PLC} \geq P(i|S)_{MNL} \quad (22)$$

因為 MNL 模式的機率值在放入任何變數時均大於  $1/M$ ，故上式不可能成立。此例證明當 PLC 模式在選擇集合中放入變數，雖然自由度減少，但其解釋能力並不一定優於 MNL 模式。

表 5 的 PLC 模式的校估結果中，選擇集合階段的解釋變數包含常數項、旅行成本—低所得、與旅行時間—高所得，其係數符號皆為負值，且係數值均相當大，其作用為使替選方案進入選擇集合的可能性為零，導致 PLC 模式簡化成 MNL 模式。故方案選擇部分的校估結果皆與 MNL 模式相同。此結果顯示 PLC 模式在本研究使用數據之績效不佳。

接著比較 MNL、PIAL、與 CDM 三模式。首先比較三模式各變數的係數值。在方案選擇階段所採用的變數中，運具慣性變數與旅客社經特性變數的係數值並沒有太大的改變，三模式的係數值均相當接近。PIAL 與 CDM 兩模式的旅行時間與旅行成本變數的係數值相當接近，但與 MNL 模式有較大的差異。差異的原因來自於選擇集合階段也採用了類似的變數。三模式的方案特定常數值也有差異，其原因為選擇集合階段之影響以及不同的模式架構。上述結果顯示模式中加入選擇集合階段會對與選擇集合有關的變數之係數值產生影響，但對方案選擇階段所採用的其他變數則影響不大。PIAL 模式與 CDM 模式在選擇集合階段採用之變數除飛航班次（飛機）與個人所得（和欣、自強號）兩變數之係數值相近外，其餘各變數與常數項之係數值均有相當大的差異，其原因為二者採用不同的模式架構。

在模式解釋能力方面，由於 MNL 模式是 PIAL 模式與 CDM 模式的限制式，故可採用（巢式）概似比檢定來比較模式績效之優劣。檢定結果顯示 PIAL 模式與 CDM 模式相較於 MNL 模式之概似比統計量分別為 11.12 與 22.12，均高於卡方臨界值 7.81（顯著水準 5%，自由度 3）。此表示這兩個考慮選擇集合的兩階段選擇模式的解釋能力均顯著優於未考慮選擇集合的一階段選擇模式。

由於 PIAL 模式與 CDM 模式的模式架構完全不同，並不互為限制式，故需採用非巢

式概似比檢定 (non-nested likelihood ratio test)<sup>[24]</sup> 進行檢定，其公式如下：

$$\Pr(\bar{\rho}_2^2 - \bar{\rho}_1^2 > z) \leq \Phi\{-[2N \cdot z \cdot \ln J + (K_2 - K_1)]^{1/2}\}, \quad z > 0 \quad (23)$$

其中， $\bar{\rho}_l^2$ ：修正概似比指標， $l = 1, 2$ ；

$N$ ：樣本數；

$J$ ：替選方案數；

$K_l$ ：模式參數個數， $l = 1, 2$ ；

$\Phi$ ：標準常態累積分配函數。

$z$ ：待檢定兩模式之差值。

由式(23)可算出非巢式概似比檢定之結果如下：

$$\Pr(\bar{\rho}_{\text{CDM}}^2 - \bar{\rho}_{\text{PIAL}}^2 > 0.006) \leq 0.00046$$

此結果表示拒絕 CDM 模式與 PIAL 模式之解釋能力無顯著差異之假設時，犯錯的機率小於 0.00046。因 CDM 模式之  $\bar{\rho}^2$  較高，故為較佳之模式。以下之討論將集中在 CDM 模式。

#### 4.2.3 CDM 模式的旅行時間價值

兩階段選擇模式的相關文獻由於並未能成功地將旅行時間與旅行成本變數同時指定在選擇集合與方案選擇這兩個階段的效用函數中，因此並未對旅行時間價值的問題深入探討。以下以模式績效最佳的 CDM 模式說明兩階段的效用函數同時指定旅行時間與旅行成本變數時，如何推導出旅行的時間價值。由公式(8)與(9)可得出 CDM 模式的選擇機率公式如下：

$$P_{it} = \frac{v_{it} \cdot u_{it}}{\sum_j v_{jt} \cdot u_{jt}} = \frac{\Phi(\gamma' Y_{it}) \cdot e^{\beta X_s}}{\sum_j \Phi(\gamma' Y_{jt}) \cdot e^{\beta X_s}} \quad (24)$$

其中， $v_{it}$ ：選擇集合階段的效用函數；

$u_{it}$ ：方案選擇階段的效用函數；

$Y_{it}$ ：選擇集合效用函數的解釋變數向量；

$X_{it}$ ：方案選擇效用函數的解釋變數向量；

$\Phi$ ：表標準常態累積分配函數；

$\gamma$ 、 $\beta$ ：待校估之參數向量。

旅行時間價值一般是藉由旅行成本與旅行時間對效用函數偏微分之比值得出，但兩階段的選擇模式之效用函數不易寫出，故本研究以此兩者對選擇機率偏微分之比值得出，經

此方式推導後，可得出旅行時間價值的一般式如下：

$$vot = \frac{\partial TC}{\partial TT} = \frac{\partial P / \partial TT}{\partial P / \partial TC} = \frac{\gamma_{tt} \cdot \Phi(\gamma' Y_{it}) + \beta_{tt} \cdot v_{it}}{\gamma_{tc} \cdot \Phi(\gamma' Y_{it}) + \beta_{tc} \cdot v_{it}} \quad (25)$$

表 6 為方案選擇階段的效用函數包括旅行時間與旅行成本變數，而選擇集合階段採用旅行成本與旅行時間變數的四種可能組合之旅行時間價值計算公式，其中型態四亦為一階段選擇模式之計算公式。對於低所得的樣本旅客而言，選擇集合階段僅使用了旅行成本變數，故採用型態二的計算公式。對於高所得的樣本旅客而言，選擇集合階段僅使用了旅行時間變數，故採用型態三的計算公式。由此二公式可得出高所得旅客與低所得旅客的旅行時間價值之平均值分別為 354 元／小時與 176 元／小時，高所得旅客的平均旅行時間價值約為低所得者的兩倍。所有旅客經過加權計算後所得出的平均旅行時間價值為 230 元／小時，而 MNL 模式所得出的平均旅行時間價值則為 212 元／小時。

表 6 CDM 模式之旅行時間價值計算公式整理表

	選擇集合階段	方案選擇階段	旅行時間價值公式
型態一	TC、TT	TC、TT	$vot_1 = \frac{\gamma_{tt} \cdot \phi(\gamma' Y_{it}) + \beta_{tt} \cdot v_{it}}{\gamma_{tc} \cdot \phi(\gamma' Y_{it}) + \beta_{tc} \cdot v_{it}}$
型態二	TC	TC、TT	$vot_2 = \frac{\beta_{tt} \cdot v_{it}}{\gamma_{tc} \cdot \phi(\gamma' Y_{it}) + \beta_{tc} \cdot v_{it}}$
型態三	TT	TC、TT	$vot_3 = \frac{\gamma_{tt} \cdot \phi(\gamma' Y_{it}) + \beta_{tt} \cdot v_{it}}{\beta_{tc} \cdot v_{it}}$
型態四	—	TC、TT	$vot_4 = \frac{\beta_{tt}}{\beta_{tc}}$

### 4.3 異質性兩階段選擇模式

異質性兩階段選擇模式對個體異質性的探討著重隨機異質部分。對於選擇集合與方案選擇這兩個階段的效用函數同時進行隨機偏好異質與隨機回應異質的探討。隨機偏好異質是以在效用函數中加入替選方案個體偏好項處理，隨機回應異質則是將特定變數的參數指定成隨機係數，除了原有的係數值（平均值）外，尚增加係數值的標準差。利用這種效用函數的指定方式，便可探討個體異質性對個體旅客選擇集合及方案選擇之影響。Bhat<sup>[18]</sup>指出使用經緯（panel）數據時，利用隨機係數的指定方式可探討個體的偏好異質問題，但使用橫斷面（cross sectional）的數據時，隨機係數的指定方式並無法區分個體的偏好異質與遺漏變數的效果，由橫斷面數據所估計的偏好異質可能涵蓋遺漏變數的效果。本研究所採用的數據為橫斷面數據，在以下的模式結果分析中將以偏好異質一詞涵蓋個體的偏好異

質與遺漏變數效果。

由於 CDM 模式在兩階段的選擇模式中績效最佳，故以其為基礎架構建立考量個體異質性的兩階段選擇模式，此模式即式(15)之 HCDM 模式。此模式所探討的個體異質性依其來源可區分為兩部分，分別是選擇集合階段與方案選擇階段的個體異質項。由於實證分析的對象是運具與品牌組合成的旅運替選方案，故同一運具不同品牌的替選方案可能具有某些共同無法衡量的因素（如遺漏變數）。因此，個體偏好異質性的指定方式主要考慮運具別。偏好異質的指定方式是在各運具替選方案的兩階段效用函數中分別加入  $\alpha_{1t}$  與  $\alpha_{2t}$  項，以表示個體對此運具的偏好變異，並假設此變異為多變量標準常態分配，以進行模式參數的校估。參數異質的指定方式則是假設每個個體對於特定解釋變數的評價不同，且解釋變數參數值之機率分配為標準常態分配，此解釋變數待校估的參數值包括平均數 ( $r, \beta$ ) 及其標準差 ( $v_{1t}, v_{2t}$ )，標準差表示個體對此解釋變數之變異。經嘗試多種指定方式後，所得出模式之校估結果列於表 7。

為了探討個體異質性對兩階段選擇模式的影響，本研究建立了三個異質性模式。第一個是僅在選擇集合階段考慮個體異質性的 HCDM–cs 模式。第二個是僅在方案選擇階段考慮個體異質性的 HCDM–alt 模式。第三個是在選擇集合及方案選擇階段同時考慮個體異質性的 HCDM–ca 模式。最佳的 HCDM–cs 模式是將偏好異質指定成飛機運具偏好變異 ( $\alpha_{1air}$ ) 及巴士運具偏好變異 ( $\alpha_{1bus}$ )，其意義為個體在選擇集合階段對於飛機及巴士偏好程度的變異。巴士運具偏好變異之係數值較飛機運具偏好變異之係數值為大，表示個體旅客在選擇集合階段對巴士運具替選方案的偏好有較大的變異，可能的原因在於巴士運具的三個替選方案彼此間差異性較大，例如，國光客運重視安全、統聯客運強調低廉便利、而和欣客運則標榜舒適，自然造成重視不同特性的旅客在決定選擇集合時對三家巴士客運公司有較大的偏好變異。火車運具偏好變異無法指定於效用函數中，則表示旅客對自強號與莒光號的偏好並無顯著差異。此模式選擇集合階段所採用的各解釋變數之參數異質性均不顯著。在模式績效方面，概似比檢定結果顯示 HCDM–cs 模式顯著優於 CDM 模式（概似比統計量為 7.5 高於顯著水準為 5%，自由度為 2 時之卡方臨界值 5.99）。此結果表示在選擇集合階段考量個體的異質性可以顯著提升模式的解釋能力。

最佳的 HCDM–alt 模式是將偏好異質指定成巴士運具偏好變異 ( $\alpha_{2bus}$ )，並將飛機慣性變數及巴士慣性變數之參數指定成隨機係數。巴士運具偏好變異顯示個體在方案選擇階段對於巴士運具的替選方案具有較大的偏好變異，原因在於三家巴士客運公司彼此間的性質差異明顯大於其他運具替選方案間之差異。飛機及巴士慣性變數係數值的標準差均相當大且顯著，表示飛機（巴士）乘客對於飛機（巴士）替選方案的忠誠度相當分歧。火車乘客則無此現象。此模式方案選擇階段所採用的服務水準與個人社經特性變數之參數異質性均不顯著。在模式績效方面，概似比檢定結果顯示 HCDM–alt 模式顯著優於 CDM 模式（概似比統計量為 38.32 高於顯著水準為 5%，自由度為 3 時之卡方臨界值 7.81）。此結果表示在方案選擇階段考量個體的異質性可以大幅提升模式的解釋能力。

表 7 異質性選擇集合模式—HCDM 模式參數校估表

解釋變數	CDM	HCDM–cs	HCDM–alt	HCDM–ca
	係數值 (t 值)	係數值 (t 值)	係數值 (t 值)	係數值 (t 值)
選擇集合效用函數				
常數項	2.48 (2.3)	3.53 (4.1)	3.17 (6.0)	2.50 (2.4)
旅行成本－低所得	-5.48 (-4.0)	-7.73 (-7.1)	-7.97 (-8.2)	-7.93 (-5.9)
旅行時間－高所得	-5.04 (-1.9)	-10.6 (-4.2)	-9.14 (-7.0)	-5.33 (-1.5)
飛航班次	1.03 (4.8)	1.53 (6.1)	1.61 (7.3)	1.67 (6.8)
計畫時間 (巴士)	-0.13 (-2.6)	-0.38 (-3.0)	-0.04 (-0.5)	-0.29 (-2.6)
個人所得 (和欣、自強號)	0.02 (2.0)	0.02 (3.0)	0.02 (2.9)	0.03 (3.4)
飛機運具偏好變異	- -	3.39 (2.9)	- -	1.22 (1.2)
巴士運具偏好變異	- -	4.32 (4.2)	- -	3.71 (4.1)
方案選擇效用函數				
遠東航空虛擬變數	-3.02 (-2.7)	-4.12 (-6.4)	-6.08 (-7.9)	-7.54 (-3.7)
復興航空虛擬變數	-3.30 (-3.0)	-4.36 (-7.0)	-6.43 (-8.6)	-7.88 (-4.0)
立榮航空虛擬變數	-3.31 (-3.1)	-4.42 (-7.1)	-6.46 (-8.6)	-7.90 (-4.0)
國光客運虛擬變數	-1.08 (-2.0)	-0.79 (-1.2)	-7.17 (-2.9)	-7.59 (-2.2)
統聯客運虛擬變數	2.05 (3.3)	3.82 (4.4)	-1.85 (-0.8)	-2.42 (-0.7)
和欣客運虛擬變數	1.81 (2.9)	3.37 (4.6)	-1.82 (-0.8)	-2.46 (-0.7)
台鐵自強號虛擬變數	1.77 (3.9)	1.97 (5.0)	2.24 (4.2)	2.57 (3.4)
飛機慣性變數－平均值	2.48 (7.3)	2.92 (6.9)	8.82 (3.2)	9.62 (2.1)
-標準差	- -	- -	6.56 (2.8)	7.07 (1.8)
巴士慣性變數－平均值	1.88 (5.6)	5.63 (3.5)	10.6 (3.2)	15.8 (2.7)
-標準差	- -	- -	4.74 (2.6)	- -
火車慣性變數	1.08 (3.2)	1.16 (3.1)	1.46 (3.3)	1.55 (3.3)
旅行成本	-2.55 (-4.2)	-3.66 (-5.7)	-6.45 (-5.7)	-6.87 (-5.5)
旅行時間	-14.7 (-4.4)	-20.7 (-5.3)	-29.5 (-27)	-30.3 (-5.0)
個人所得 (飛機)	0.05 (3.6)	0.06 (4.3)	0.13 (5.1)	0.16 (4.4)
就業 (飛機)	1.80 (3.3)	2.64 (4.0)	3.54 (3.2)	3.71 (3.2)
飛航卡 (飛機)	1.13 (5.3)	1.15 (5.0)	1.19 (4.9)	1.21 (4.9)
年齡 (統聯、和欣)	-0.03 (-2.5)	-0.08 (-4.2)	-0.10 (-4.0)	-0.09 (-3.9)
巴士運具偏好變異	- -	- -	7.07 (3.7)	9.08 (3.0)
樣本數	455	455	455	455
參數個數	22	24	25	26
參數零對數概似值	-946.13	-946.13	-946.13	-946.13
收斂對數概似值	-637.22	-633.47	-618.06	-615.47
概似比指標 $\rho^2$	0.326	0.330	0.347	0.349

最佳的 HCDM-ca 模式指定方式是在選擇集合階段指定飛機運具偏好變異 ( $\alpha_{1air}$ ) 與巴士運具偏好變異 ( $\alpha_{1bus}$ )，而在方案選擇階段指定巴士運具偏好變異 ( $\alpha_{2bus}$ )，與將飛機慣性變數之參數指定成隨機係數。此模式兩階段所採用的其他解釋變數之參數異質性均不顯著。在模式績效方面，概似比檢定結果顯示 HCDM-ca 模式顯著優於 CDM 模式(概似比統計量為 43.5 高於顯著水準為 5%，自由度為 4 時之卡方臨界值 9.49)。此結果表示在選擇集合與方案選擇階段同時考量個體的異質性可以大幅提升模式的解釋能力。由此模式之校估結果可看出個體在不同階段的異質性可能互相影響，當兩階段的效用函數中均放入代表異質性的巴士運具偏好變數後，使得巴士慣性變數之變異無法表現。

非巢式概似比檢定結果顯示在顯著水準為 5% 時拒絕 HCDM-alt 模式與 HCDM-cs 無顯著差異的錯誤機率小於 2E-08，由於 HCDM-alt 模式的概似比指標值較大，表示其為較佳的模式。此結果表示個體異質性對方案選擇階段的影響大於選擇集合階段。

在 HCDM-alt 與 HCDM-ca 的模式優劣比較方面，非巢式概似比的檢定結果顯示 HCDM-ca 模式顯著較佳 (5% 的顯著水準下之錯誤機率小於 0.02)。此結果顯示選擇集合與方案選擇兩階段同時考量的個體異質性，可顯著提升模式的解釋能力。

由上述對於個體異質性的探討可知城際客運個體異質性的主要來源。在選擇集合階段主要來自於飛機及巴士運具的偏好異質，而在方案選擇階段則來自巴士運具的偏好異質及飛機與巴士慣性變數的參數異質。在選擇階段的異質程度方面，方案選擇階段的個體異質程度大於選擇集合階段。在模式績效方面，同時考量兩階段的個體異質將優於單獨考量任一選擇階段的個體異質。

以下討論異質性的指定對模式係數影響。在兩階段的效用函數中考慮異質性不但會影響本階段的效用數值，也會影響另一階段的效用函數值。幾乎所有變數的係數值都受到了影響。HCDM-cs 模式在選擇集合考慮異質性使得選擇集合階段除個人所得 (和欣、自強號) 變數外，其他各變數的係數值均有相當大的改變。在方案選擇階段各變數的係數值也受到影響。HCDM-alt 模式在方案選擇考慮異質性使得飛機與巴士慣性變數的平均值有很大的改變，替選方案特定虛擬變數的係數值也有相當大的改變。選擇集合階段的變數係數值也受到影響。HCDM-ca 模式的係數值與僅在單一階段考慮異質性模式之係數值也有一些差異。上述結果顯示在不考慮異質性時，異質性的作用由各相關變數吸收，此將造成參數校估的偏誤。

由於考慮異質性會造成模式尺度的改變，直接比較各變數之係數值並不容易，以下以旅行時間價值說明異質性的影響。利用表 6 中的公式可計算三個異質性選擇集合模式的旅行時間價值，如表 8 所示。此結果顯示不考慮異質性可能得到偏誤的旅行時間價值。

#### 4.4 新方案對選擇集合與方案選擇的影響

本小節之目的在於探討城際大眾運輸新方案的加入對個體旅客的選擇集合與方案選擇的影響。3.1 小節已述及本研究對每位旅客的問卷調查均包括兩個題組，題組一是 8 個

表 8 異質性選擇集合模式之旅行時間價值

旅行時間價值(元／小時)	CDM	HCDM–cs	HCDM–alt	HCDM–ca
低所得	176	178	164	149
高所得	354	392	282	274
平均	230	242	200	187

現有的運輸替選方案，而題組二則加入高鐵，共包括 9 個替選方案。利用這兩個題組的數據便可進行新方案影響的研究。

探討新替選方案對個體選擇行為造成影響，須由效用函數中的替選方案特定虛擬變數、解釋變數、與尺度因子三方面進行。在替選方案特定虛擬變數方面，由於題組一的替選方案數為 8 個，而題組二的替選方案數增至 9 個，即使個體的選擇行為不變，每個題組的樣本市場占有率亦會不同。因此，每個題組均必須指定各自的替選方案特定虛擬變數。採用兩筆數據進行模式校估時，個體旅客所面對的選擇情境並不相同，其回應誤差可能會有差異，因此須利用尺度因子來處理此問題。考慮了上述兩個影響模式比較的因素後，便可進行不同數據間模式的比較。新方案對於個體的影響可由題組一與題組二所校估模式的解釋變數之參數值是否有顯著差異來表示。

此部分的研究亦採用績效較佳的 CDM 模式進行。相關模式的校估結果列於表 9，表 5 之 CDM 模式亦並列於表中以利比較。表中的 JPCDM 模式為假設題組一與題組二數據的尺度與參數值均相同下所構建之模式。JPCDM 模式的績效雖然不錯，但在選擇集合階段中的旅行成本—低所得與旅行時間—高所得兩變數的係數值卻與原 CDM 模式中的係數值相差甚大，表示假設兩組數據的尺度與參數值均相同可能導致不正確的參數估計值。

為探討尺度因子與市場占有率對模式之影響，首先校估僅含有兩組方案特定常數與尺度因子的模式 (JPCDM1)，並假設其餘變數係數值之比值在兩數據中相同。此模式共有 31 個待校估的參數，收斂的對數概似值為 -1308.50。此模式選擇集合階段中的旅行成本—低所得與旅行時間—高所得兩變數之係數值亦與 CDM 模式有甚大差異。概似比檢定結果顯示此模式並不顯著優於 JPCDM 模式 (概似比統計量 8.44 低於顯著水準為 5%，自由度為 8 時之卡方臨界值 15.51)。

接著進行新方案是否會對解釋變數的參數值發生影響之檢定。作法是以 JPCDM 模式為基準，逐次將某一變數分別指定給兩組數據，並利用概似比檢定<sup>[24]</sup>與共同指定參數值的模式比較。若檢定結果顯示分別指定與共同指定無顯著差異，則採共同指定；否則，採分別指定。如此，可得較佳之函數指定方式。如此對各解釋變數逐一進行分別指定與共同指定之比較，直至所有解釋變數均指定完畢為止。

表 9 中的 JPCDM-H 模式是經多次嘗試後所得出的最佳模式，此模式的係數值與 CDM 模式相近。概似比檢定結果顯示此模式顯著優於 JPCDM 與 JPCDM1 模式。由模式的校估

表9 題組一、二聯合校估模式之結果

解釋變數	CDM	JPCDM	JPCDM-H	
	係數值 (t 值)	係數值 (t 值)	題組一	題組二
<b>選擇集合效用函數</b>				
常數項	2.48 (2.3)	-4.36 (-2.0)	3.13 (6.1)	
旅行成本－低所得	-5.48 (-4.0)	-0.26 (-2.0)	-6.16 (-7.9)	-3.06 (-6.2)
旅行時間－高所得	-5.04 (-1.9)	-0.26 (-0.9)		-7.06 (-4.9)
飛航班次	1.03 (4.8)	0.76 (2.2)		1.13 (7.2)
計畫時間 (巴士)	-0.13 (-2.6)	-0.01 (-1.2)		-0.15 (-3.6)
個人所得 (和欣、自強號)	0.02 (2.0)	0.004 (1.8)		0.02 (2.2)
<b>方案選擇效用函數</b>				
遠東航空虛擬變數	-3.02 (-2.7)	-13.05 (-1.3)	-2.10 (-3.6)	-0.56 (-1.0)
復興航空虛擬變數	-3.30 (-3.0)	-13.58 (-1.4)	-2.44 (-4.4)	-1.71 (-3.1)
立榮航空虛擬變數	-3.31 (-3.1)	-13.4 (-1.3)	-2.46 (-4.5)	-1.63 (-3.0)
國光客運虛擬變數	-1.08 (-2.0)	-0.99 (-2.3)	-0.97 (-2.0)	-1.47 (-2.1)
統聯客運虛擬變數	2.05 (3.3)	1.88 (4.1)	2.02 (4.1)	2.31 (5.7)
和欣客運虛擬變數	1.81 (2.9)	1.10 (2.4)	1.81 (3.9)	1.33 (3.1)
台鐵自強號虛擬變數	1.77 (3.9)	1.16 (3.6)	1.86 (5.5)	1.68 (4.4)
台灣高鐵虛擬變數		2.77 (5.3)		3.77 (6.0)
飛機慣性變數	2.48 (7.3)	2.33 (11.1)	2.59 (9.2)	
巴士慣性變數	1.88 (5.6)	1.99 (8.2)	1.77 (5.5)	3.18 (5.1)
火車慣性變數	1.08 (3.2)	1.08 (4.5)		1.29 (4.8)
旅行成本	-2.55 (-4.2)	-2.77 (-7.2)		-2.95 (-6.6)
旅行時間	-14.7 (-4.4)	-11.2 (-4.7)		-14.4 (-6.3)
個人所得 (飛機、高鐵)	0.05 (3.6)	0.04 (6.2)		0.05 (5.6)
就業 (飛機)	1.80 (3.3)	1.57 (5.0)		1.69 (4.6)
飛航卡 (飛機)	1.13 (5.3)	0.88 (5.5)		1.00 (5.3)
年齡 (統聯、和欣)	-0.03 (-2.5)	-0.02 (-2.7)		-0.03 (-2.6)
尺度因子	- -	- -	0.73 (9.2)	
樣本數	455	910	910	
參數個數	22	23	33	
參數零對數概似值	-946.13	-1945.84	-1945.84	
收斂對數概似值	-637.22	-1312.78	-1300.77	
概似比指標 $\rho^2$	0.326	0.325	0.331	

結果可看出新替選方案（高鐵）對個體旅客的選擇行為產生顯著影響。此影響可分選擇集合與方案選擇兩階段說明。在選擇集合的效用函數方面，高鐵的加入市場會使低所得旅客對旅行成本的評價發生改變。由此變數係數值之改變可看出，加入高鐵後，低所得旅客在考量選擇集合時，對旅行成本的重視程度降低，表示高旅行成本的替選方案進入低所得乘客的選擇集合的機率變高。此結果顯然是受高旅行成本的高鐵所影響。選擇集合階段所使用的其他解釋變數之係數值則不受新方案加入的影響。

替選方案特定虛擬變數分開指定在於反映高鐵加入市場前後市場占有率的改變。方案選擇階段所使用的其他解釋變數之係數值並不受新方案加入的影響。此結果顯示在方案選擇決策時，旅客對旅行時間與旅行成本的評價，不會受新方案加入的影響。其他個體社會特性變數亦不受新方案加入的影響。

在方案選擇的效用函數方面，高鐵的加入市場造成三個運具慣性變數相對係數值的改變。巴士慣性變數之係數值由高鐵加入前的 1.77，變成高鐵加入後的 2.32 (3.180.73)。本研究在方案選擇階段採用線性效用函數的多項羅機模式。在此架構下，影響方案選擇的是替選方案各解釋變數之差值。巴士運具的慣性變數之相對係數值變大反映的是飛機及火車運具的相對係數值變小。此結果表示在其他條件相同時，當高鐵加入市場後，飛機及火車旅客選擇高鐵的機率較巴士旅客為高。將兩組數據巴士運具的慣性變數合併指定，飛機及火車運具的慣性變數分別指定可得出相同的結果。但此種指定方式所得出的模式並不顯著優於 JPCDM-H 模式故不採用。

綜合兩階段的結果可看出，高鐵加入市場會影響低所得旅客在選擇集合階段對旅行成本的評價，因而造成選擇集合的改變。在方案選擇階段則會造成旅客慣性的改變，使飛機及火車旅客轉搭高鐵的意願較巴士旅客為高。其他變數的係數值在高鐵加入前後具有一致性，不會受到影響。

加入高鐵的題組二之尺度因子係數值為 0.73，且顯著異於 1，表示此題組的回應誤差較未加入高鐵的題組一為大，此與預期相符，原因在於旅客面對的是尚無實際經驗的新運輸情境。

## 五、結論與建議

本研究利用自行設計的問卷蒐集敘述偏好數據，進行台南台北間城際大眾運輸旅客的旅運選擇行為研究。研究的目的在於探討選擇集合、個體異質性、與新方案加入市場對旅客的個體選擇行為之影響。考慮的現有替選方案為飛機運具的遠東、復興、及立榮三家航空公司；巴士運具的國光、統聯、與和欣客運；與火車運具的自強號與莒光號。新方案則為興建中的高鐵。研究結果得出以下幾點結論：

1. 以外生方式將全部替選方案均指定為選擇集合的 MNL 模式的解釋能力不錯。但以內生方式決定個體旅客選擇集合的兩階段選擇模式的解釋能力則更佳。本研究所建立的三個

以內生方式決定個體旅客選擇集合的模式中，以 CDM 模式績效最佳，PIAL 模式次之，PLC 模式之績效最差。PLC 模式在某些情況下，其績效甚至劣於 MNL 模式。

2. 旅行時間與旅行成本變數在兩階段選擇模式的選擇集合與方案選擇階段都發揮了作用。顯示採用適當的函數指定方式可有效的解決變數的共線問題。
3. 不論是在選擇集合階段或方案選擇階段考慮個體的異質性均可顯著增加模式的解釋能力，但方案選擇階段的個體異質程度對模式解釋能力之影響大於選擇集合階段之影響。兩階段均考慮個體異質性模式之績效則優於僅在單一階段考慮異質性之模式。
4. 選擇集合階段的個體異質主要來自於飛機及巴士運具的偏好異質；而方案選擇階段的個體異質則包括巴士運具的偏好異質、飛機慣性變數及巴士慣性變數的參數異質。個體在不同階段的異質性可能互相影響，本研究發現當選擇集合與方案選擇階段的效用函數中均放入代表異質性的巴士運具偏好變數後，使得巴士慣性變數之變異無法表現。
5. 新方案高鐵加入市場對個體旅客的選擇集合與方案選擇均產生影響。高鐵加入市場會影響低所得旅客在選擇集合階段對旅行成本的評價，因而造成選擇集合的改變。在方案選擇階段則會造成旅客慣性的改變，使飛機及火車旅客轉搭高鐵的意願較巴士旅客為高。其他變數的係數值在高鐵加入前後具有一致性，不會受到影響。
6. 個體旅客在面對包括新方案在內的運輸情境時會有較大的回應誤差，使用新方案加入市場前後之數據建立模式時必須修正效用函數的尺度因子。

本研究與探討選擇集合的研究基本上均假設各替選方案間互為獨立，因此並不考慮替選方案間的相似性。GenL 雖考慮了替選方案間的相似性，但有選擇子集過多的缺點，在實證分析上無法應用。如何在一個考慮替選方案間具相似性的個體模式架構下，以內生的方式處理選擇集合並可在實證上應用的模式是一個值得進一步研究的課題。在此架構下處理異質性的問題亦值得進一步研究。

## 參考文獻

1. Swait, J. D. and Ben-Akiva, M., "Incorporation Random Constraints in Discrete Models of Choice Set Generation", *Transportation Research B*, 21, 1987, pp. 91-102.
2. Manrai, A. K., "Mathematical Models of Brand Choice Behavior", *European Journal of Operational Research*, 82, 1995, pp. 1-17.
3. Manrai, A. K. and Andrews, R. L., "Two-Stage Discrete Choice Models for Scanner Panel Data: An Assessment of Process and Assumptions", *European Journal of Operational Research*, 111, 1998, pp. 193-215.
4. Swait, J. D., *Probabilistic Choice Set Formation in Transportation Demand Models*, unpublished Ph.D. dissertation, Dept. of Civil Engineering, MIT Press, Cambridge, MA, 1984.
5. Swait, J. D. and Ben-Akiva, M., "Empirical Test of a Constrained Choice Discrete Model: Mode Choice in Sao Paulo", *Transportation Research B*, 21, 1987, pp. 103-115.

6. Fotheringham, A. S., "Consumer Store Choice and Choice Set Definition", *Marketing Science*, 6, 1988, pp. 299-310.
7. Andrews, R. L. and Manrai, A. K., "A Feature-Based Screening Model of Brand Consideration and Choice of Scanner Data", working paper, Department of Business Administration, University of Delaware, Newark, DE, 1995.
8. Andrews, R. L. and Srinivansan, T. C., "Studying Consideration Effects in Empirical Choice Models Using Scanner Panel Data", *Journal of Marketing Research*, 32, 1995, pp. 30-41.
9. Ben-Akiva, M. and Boccara, B., "Discrete Choice Models with Latent Choice Sets", *International Journal of Research in Marketing*, 12, 1995, pp. 9-24.
10. Siddarth, S., Bucklin, R. E., and Morrison, D. G., "Making the Cut: Modeling and Analyzing Choice Set Restriction in Scanner Panel Data", *Journal of Marketing Research*, 32, 1995, pp. 255-266.
11. Bronnenberg, B. J. and Vanhonacker, W. R., "Limited Choice Sets, Local Price Response, and Implied Measures of Price Competition", *Journal of Marketing Research*, 33, 1996, pp. 163-173.
12. Haab, T. C. and Hicks, R. L., "Accounting for Choice Set Endogeneity in Random Utility Models of Recreation Demand", *Journal of Environmental Economics and Management*, 34, 1997, pp. 127-147.
13. Horowitz, J. L. and Louviere, J. J., "What Is the Role of Consideration Sets in Choice Modeling?" *International Journal of Research in Marketing*, 12, 1995, pp. 39-54.
14. Swait, J. D., "Choice Set Generation within the Generalized Extreme Value Family of Discrete Choice Models", *Transportation Research B*, 35, 2001, pp. 643-666.
15. Basar, G. and Bhat, C. R., "A Parameterized Consideration Set Model for Airport Choice: An Application to the San Francisco Bay Area", technical paper, Department of Civil Engineering, The University of Texas at Austin, August, 2002.
16. Chintagunta, P. K., Jain, D. C., and Vilcassim, N. J., "Investigating Heterogeneity in Brand Preferences in Logit Models for Panel Data", *Journal of Marketing Research*, 28, 1991, pp. 417-428.
17. Gonul, F. and Srinivasan, K., "Modeling Multiple Sources of Heterogeneity in Multinomial Logit Models: Methodological and Managerial Issues", *Marketing Science*, 12, 3, 1993, pp. 213-229.
18. Bhat, C. R., "Accommodating Variations in Responsiveness to Level-of-Service Measures in Travel Mode Choice Modeling", *Transportation Research A*, 32, 1998, pp. 495-507.
19. Chiang, J., Chib, S., and Narasimhan, C., "Markov Chain Monte Carlo and Models of Consideration Set and Parameter Heterogeneity", *Journal of Econometrics*, 89, 1999, pp. 223-248.
20. Bhat, C. R., "Incorporating Observed and Unobserved Heterogeneity in Urban Work Travel Mode Choice Modeling", *Transportation Science*, 34, 2000, pp. 228-238.
21. Kroes, E. P. and Sheldon, R. J., "Stated Preference Methods, An Introduction", *Journal of Transport Economics and Policy*, 22, 1988, pp. 11-25.
22. Louviere, J. J., Hensher, D. A., and Swait, J. D., *Stated Choice Methods: Analysis and*

- Applications*, Cambridge University Press, New York, 2000.
23. McFadden, D., "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", Zarembka, P. Ed., *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York, 1973.
24. Ben-Akiva, M. and Lerman, S. R., *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, MIT Press, Cambridge, MA, 1985.
25. Swait, J. D. and Louviere, J. J., "The Role of the Scale Parameter in the Estimation and Comparison of Multinomial Logit Models", *Journal of Marketing Research*, 30, 3, 1993, pp. 305-314.
26. Hague Consulting Group, *Alogit Users' Guide Version 3.2*, HCG Report, Dan Haag, The Netherlands, 1992.
27. Aptech Systems, *Gauss Applications: Maximum Likelihood*, Aptech Systems Inc., Maple Valley, WA, 1995.
28. Train, K., *Discrete Choice Models with Simulation*, forthcoming, Cambridge University Press, 2003.
29. Bhat, C. R., "Quasi-Random Maximum Simulated Likelihood Estimation of the Mixed Multinomial Logit Model", *Transportation Research B*, 35, 2001, pp. 677-693.
30. Fowkes, T. and Wardman, M., "The Design of Stated Preference Travel Choice Experiments, with Special Reference to Inter-Personal Taste Variations", *Journal of Transport Economics and Policy*, 22, 1988, pp. 27-44.