

台北市土地混合使用特性對旅次發生之影響*

林楨家** 蕭博正***

論文收件日期：94年2月17日

論文接受日期：95年6月12日

摘 要

本研究之目的在實證分析土地混合使用對旅次發生的影響，以台北市187個交通分區為分析樣本，使用稅捐稽徵處與交通局分別提供的土地使用與旅運需求資料，模式自變數包含控制變數與土地混合使用變數，後者包括混合種類數、混合內容以及混合強度等三方面特性，應變數為旅次發生數。利用多元迴歸分析校估影響關係，並進行各項假設檢定，以獲得最佳線性不偏估計式。實證研究結果發現：過度的混合使用會產生旅次積累效應而增加旅次量，居住—就業以及零售業—就業的混合方式將能減少旅次發生數，住宅區內允許零售業的混合使用將令旅次發生數增加，上述影響會因為不同旅次目的而有顯著的差異。最後，根據所確認之影響效果研提可行且具體的台北市都市發展策略，以達到減少旅運需求之目標。

關鍵詞：土地混合使用、旅次發生、迴歸分析

* 作者感謝行政院國家科學委員會專題研究計畫補助經費（計畫編號NSC91-2415-H-305-008），以及使本文內容更為改善的匿名審查委員意見，但研究內容仍由作者負責。

** 聯絡人，台北大學都市計劃研究所副教授，台北市104建國北路二段69號，02-25009715，jenjia@mail.ntpu.edu.tw

*** 台北大學都市計劃研究所碩士。

The Influence of Land Mixed-Use on Trip Generation in Taipei City*

Jen-Jia Lin** and Po-Cheng Hsiao***

Abstract

This study investigates influences of mixed land use on trip generation. The samples are from 187 traffic zones of Taipei City, based on the data of land utilization and travel demand offered by the Revenue Service of Taipei City and Bureau of Transportation of Taipei City, respectively. The independent variables include control variables and mixed land use variables. The latter includes the different kinds of mixture, the content of mixture, and the intensity of mixture. The dependent variable is trip generation. The paper evaluates the influences using Multiple Regression Models and concludes that: (1) excessive mixed land use increases trip generation; (2) mixing housing and employment land uses and retail and employment land uses decreases trip generation; (3) the allowance of retail activities in the residential zone increases trip generation; and (4) the influences of mixed land use on trip generation differ significantly for varied trip purposes. Finally, feasible and concrete strategies for Taipei City development according to the estimated influences are recommended to decrease trip generation.

Keywords: land mixed-use, trip generation, regression analysis

一、前言

由於社會經濟環境以及價值觀轉變，大部分已開發國家之運輸規劃議題已發生變化，其中在紓解運輸問題的策略手段上，漸漸由傳統的增加運輸供給手段（例如新建道路）擴及至改變旅運需求手段（例如錯開工作時間），這種藉改變旅運需求以有效利用運輸系統的手段，即所謂的「旅運需求管理（travel demand management, TDM）」。由於TDM被認為是有助於控制公共建設支出以及追求環境永續發展目標，因此愈來愈多國家將之列為重要的政策手段，例如美國ISTEA（intermodel surface transportation efficiency）與TEA-21（transportation equity act for the 21st century）法案均設計了促使地方政府實施TDM的鼓勵措施（Ferguson, 2000），我國也將之列為重要的運輸發展政策（交通部，1995）與永續發展政策（行政院國家永續發展委員會，2000）。

會影響旅運需求的因素相當多，每項影響因素都可以被利用來設計為TDM策略；都市發展規劃或管制是影響旅運需求的重要因素之一，前者對後者的影響可歸納在三類因素上（Cervero and Kockelman, 1997）：發展密度（density）、混合使用（diversity）以及都市設計（design）。其中「土地混合使用（mixed-uses）」因會增加多目的旅次與順道旅次而減少旅次發生數量，因此常被列為重要的TDM策略之一（Ferguson, 2000；交通部，1995；馮正民與方志文，1993），同時也是世界各城市永續發展的策略方向（行政院國家永續發展委員會，2000；Coupland, 1997），但是此項策略規劃的詳細內容或方式在國內卻尚未被完整深入地探討研究。

關於都市型態對旅運需求的影響在國外已有許多調查研究成果，例如荷蘭（Dieleman et al, 2000）、英國（Stead, 1999）、美國（Bagley and Mokhtarian, 2002; Boarnet and Greenwald, 1999; Boarnet and Sarmiento, 1998; Cervero, 1988; Cervero, 1991; Cervero, 1996; Cervero and Kockelman, 1997; Cervero and Radisch, 1996; Colorado/Wyoming Section Technical Committee, 1987; Crane and Crepeau, 1998; Ewing et al, 1996; Giuliano and Small, 1993; Marlon and Sarmiento, 1998），這些研究提供了充份的資訊作為都市發展政策的基礎，並具有以下特性：

1. 分析之樣本包括以交通分區為單元的總體性資料以及以家戶或個人為單元的個體性資料兩種；旅運需求資料均來自國家或地方之大規模旅運需求調查，土地使用與社會經濟資料則來自相關部門的普查或二手統計，並常需要進行缺漏資料之補調。

2. 分析方法係由資料屬性與變數型態決定；通常連續型的應變數資料會使用以最小平方法校估之多元迴歸分析，例如交通分區的旅次發生數；而類別或次序型的應變數資料會使用個體選擇模式，例如家戶的運具選擇或旅次發生數；也有少數使用推論統計方法進行分析，例如以變異數分析討論住業平衡與旅運需求之關係（Ewing et al, 1996）；另外由於變數間的因果關係錯綜複雜，最近出現使用結構方程模型的研究（Bagley and Mokhtarian, 2002）。
3. 各個研究所使用衡量變數具多樣化；旅運需求變數包括旅次發生數、旅行距離、運具選擇以及小客車承載率，土地混合使用變數包括就業與住宅平衡、各種使用之樓地板面積、土地使用強度、建物垂直混合程度以及亂度指標（entropy），其控制變數則包括土地使用、運輸系統以及社會經濟三個面向。
4. 絕大多數研究結論確認土地混合使用可減少旅次發生次數，縮短旅行距離，並促進大眾運輸、徒步或腳踏車的利用，但其影響程度則各有差異，甚至少數研究獲得相反的結果，例如Stead（1999）發現社會經濟條件對旅運需求的影響大於土地混合使用，Ewing et al（1996）發現土地使用與旅次發生間的相關性極低。

由上述研究可歸納得到以下經驗：一是土地混合使用會因地域及社經背景差異而產生獨特的混合與影響方式，因此實證結果很難在異地間引用；二是大多數研究結果吻合TDM目標，而可將混合使用作為TDM策略設計手段；三是多數研究在模式假設條件的檢定並不完整，而可能產生偏誤的結論；四是各研究在衡量變數上的設計，可提供有用的參考資訊；五是混合使用以外的其它控制變數應妥善考量在模式中，以避免偏誤的分析結果。

另一方面，國內雖然早在10年前便有文獻提出以都市規劃手段設計TDM策略的構想（馮正民與方志文，1993），但實際的影響關係研究卻相當稀少，例如：劉淑娟（1990）分析土地混合使用的共享車位（shared parking）效果，郭子齊（1999）研究都市土地使用型態對消費性土地旅次運具選擇行為的影響；由於實證研究成果不夠充分，故無法提供具體有效的資訊給政策制訂參考。同時，雖然國際上已有豐富的研究成果，然而根據Handy（1996）、Crane（2000）以及Boarnet and Crane（2001）之回顧評述，此主題尚存在許多議題待突破，例如：因果關係的確認、變數的適切性、更精細嚴謹的分析項目與方法、個人特質與認知因素的考量、異地間的調查比較、適當的分析尺度等。

因此，本研究目的有以下兩點：一是以台北市之樣本資料實證分析土地混合使用對旅次發生數量之影響關係；二是根據實證之影響關係，研提都市土地使用規劃策略，以達到減少旅運需求之目標。本文內容在本段說明研究動機與目的之後，第

二段將說明研究設計，第三段描述樣本資料，第四段進行假說驗證，第五段綜整應用實證結果所設計的TDM策略，最後則提出結論與建議。

二、研究設計

本段首先由理論關係推演來研提假說，繼而設計衡量變數並討論先驗關係，最後設計分析程序用以檢驗假說並確認土地混合使用特性對旅次發生的影響。

(一) 假說研提

雖然大多數實證研究結果認為土地混合使用會減少旅次發生數，但也有部分研究發現相反的影響關係，Boarnet and Crane (2001) 認為這種現象源自於理論因果關係不明所致，於是由旅運需求理論推導各種都市型態特性對旅運需求的影響關係。其中在土地混合使用對旅次發生的影響上，提出以下關係式：

$$\frac{dG}{dM} = \frac{\partial G}{\partial M} + \frac{\partial G}{\partial T} \frac{\partial T}{\partial M} \dots\dots\dots (1)$$

其中， G 為旅次發生， M 為混合土地使用， T 為旅行時間，以上變數均表示各個概念的強度。

(1) 式^{註1} 等號左側代表土地混合使用對旅次發生所造成的總影響，它由三個可能的效果所決定：一是因順道或多目的旅次增加而對旅次發生造成直接的減少效果，表示在等號右側第一項，關係為 $\partial G/\partial M < 0$ ，可稱為「替代」效果；二是因土地混合使用縮短旅行距離而減少旅行時間 ($\partial T/\partial M < 0$)，加上旅行時間對旅次發生的負向影響關係 ($\partial G/\partial T < 0$)，組合成 (1) 式等號右側第二項的正向效果，即 ($\partial G/\partial T$) ($\partial T/\partial M$) > 0 ，可稱為「接近」效果；三是因土地混合使用常伴隨活動量增加而降低旅行速度，進而提高旅行時間 ($\partial T/\partial M > 0$)，加上旅行時間對旅次發生

註1. 為便於說明，本文在變數符號上作了調整。等號兩側分別使用d（用於單變數函數的微分）與 ∂ （用於多變數函數的偏微分）兩種符號，原文並無說明原因，本文解讀如下：等號左側使用d，顯示認定影響旅次發生的因素均與混合土地使用有關，而可轉換為由其為變數的函數型態，因此 G 的函數中只存在 M 一個變數；等號右側使用 ∂ ，表示若不以土地混合使用變數代表其它影響因素，而改以其它影響因素原本的型態存在，則 G 的函數會成為多變數函數，在本式， G 的函數中至少存在 M 與 T 兩個變數，因此第一項代表 M 對 G 的直接影響，第二項代表 M 透過 T 對 G 的間接影響；若直接以簡例說明，令 $G = a + bM + cT$ (A式)，當 $T = d + eM$ 時， $G = a + cd + (b + ce) M$ (B式)，原文等號左側應指對B式的微分，等號右側應指對A式的偏微分。

的負向影響關係 ($\partial G/\partial T < 0$)，組合成 (1) 式等號右側第二項的負向效果，即 $(\partial G/\partial T)(\partial T/\partial M) < 0$ ，可稱為「擁擠」效果。

上述三種效果的總合影響之正負關係不定，端視旅次目的與混合特性而定；例如日常必要且時間固定的工作旅次，其替代與擁擠效果較弱，若接近效果較強時，整體將產生正向影響；活動密度高的地區，其擁擠與替代效果較強，若接近效果較弱時，整體將產生負向影響，但此負向影響常被發展密度對旅次發生的正向影響所抵銷。為掌握土地混合使用對旅次發生的影響在各種混合特性與旅次目的間的差異，以進行更精細的討論與策略設計，本研究提出以下三項假說進行驗證：

假說一：土地混合使用對旅次發生數會產生顯著的影響；

假說二：不同的土地混合使用特性對旅次發生數會造成不同的影響；

假說三：假說二之影響關係在區分旅次目的時會與不區分旅次目的時具有明顯差異性。

(二) 衡量變數

本研究使用樣本單元為交通分區，分析應變數為交通分區之旅次發生數，本研究以交通分區一日平均旅次產生 (production) 與吸引 (attraction) 數量總和來衡量此變數，採用全日數量目的在反映土地混合使用對一天日常活動的影響，將產生與吸引加總目的在反應旅次總數的特性。自變數則包括兩類：一是本研究所關注的土地混合使用變數，二是其它會影響旅次發生的控制變數，說明如下：

1. 土地混合使用變數

為有意義地代表各種混合特性，綜合實證研究文獻使用之變數，定義混合種類、混合內容以及混合強度三類計五個變數如下：

(1) 土地混合使用種類

以交通分區內的土地使用種類數目，作為衡量使用多樣性的指標；但因為若使用面積過小，將不會產生土地混合活動的特質，因此本研究將樓地板面積過小之使用別排除於種類數計算之外，門檻訂為一般店舖面積的100平方公尺。

(2) 土地混合使用內容

包括就業與住宅、零售服務與住宅以及零售服務與就業三種混合內容。首先，因為交通分區內的住宅供給與就業機會間愈平衡，則區外工作旅次將降低，設定第一個衡量變數如下：

$$J/H = 1 - \frac{[J_i \times \rho_i \times \omega] - [H_i]}{[J_i \times \rho_i \times \omega] + [H_i]} \dots\dots\dots (2)$$

其中， J_i 為*i*交通分區及業人口數， ρ_i 為*i*交通分區扶養率， H_i 為*i*交通分區住宅樓地板面積， ω 為每人享有樓地板面積。 J/H 代表就業與住宅平衡，(2)式以*i*交通分區內及業人口數(J)乘上扶養率(ρ)和參數 ω (每人享有樓地板面積)估算住宅需求。 J/H 值域界定在0到1之間，當住宅需求與供給愈接近時，絕對值符號中的分子會愈接近0，使 J/H 愈接近1，表示就業與住宅愈趨平衡；當該分區完全為及業人口聚集而無住宅供給時(或完全為住宅而無及業人口時)，絕對值符號中的分子與分母均會有一項(而且為同樣的一項)為0，此時絕對值會趨於1，使 J/H 愈接近0，表示就業與住宅愈不平衡，即此交通分區愈趨向就業或住宅屬性之土地使用。

其次，若交通分區內的住宅獲得零售或服務之機會愈大，則區外旅次將降低，設定第二個衡量變數如下：

$$R/H = \frac{R_i}{Hp_i} \dots\dots\dots (3)$$

其中， R_i 為*i*交通分區之零售或服務業之樓地板面積， Hp_i 為*i*交通分區居住人口數。 R/H 值代表每居住人口享有之零售/服務業樓地板面積，值愈高代表居民在住家附近完成零售或服務活動之機會愈大。

最後，若交通分區內的就業獲得零售或服務之機會愈大，則區外旅次將降低，設定第三個衡量變數如下：

$$R/J = \frac{R_i}{J_i} \dots\dots\dots (4)$$

其中， R_i 與 J_i 之定義同(3)式與(2)式。 R/J 值代表每及業人口享有之零售/服務業樓地板面積，值愈高代表及業人口在工作地附近完成零售或服務活動之機會愈大。

(3) 土地混合使用強度

土地混合使用存在混合強度的特質，例如同樣具備10種使用的兩個地區，其中一個地區有90%屬於單一使用，其餘九種使用僅佔10%，而另一地區每種使用分佔10%；兩相比較可判斷後者有較高的混合強度，前者雖種類相同，但單純使用的狀況較為強勢。本研究使用亂度熵值(entropy)來衡量交通分區之混合強度如下：

$$H = -\sum_k [P_k \ln(P_k)] \dots\dots\dots (5)$$

其中， P_k 為土地使用種類*k*樓地板面積百分比； H 值愈高表示交通分區內的混合強度愈大。

2. 控制變數

旅運需求屬於衍生性需求，除了土地混合使用特性外，一般會影響旅次發生的因素包括：社會經濟背景、其它土地使用特性以及運輸系統特性三個方面（王慶瑞，2001；Meyer and Miller, 2001）；為避免實證分析解釋產生偏誤，必須同時考量控制變數的影響關係；過去的實證結果亦顯示，控制變數對旅運需求的影響顯著，其影響程度常超過土地混合使用變數。本研究參考過去實證研究經驗以及資料取得可能性，在社會經濟背景方面選擇居住人口數與及業人口數兩個變數，在其它土地使用變數方面選擇總樓地板面積為變數，在運輸系統特性方面選擇道路面積為變數；上述四個控制變數對旅次發生的影響，理論上均為正向關係。

（三）檢定方法

以迴歸方法分析旅次發生多使用多元線性迴歸模式（王慶瑞，2001；Meyer and Miller, 2001），模式中通常只使用前述控制變數，然而由（1）式可知，混合使用亦會影響旅次發生，但不同混合特性的影響會不一樣；為瞭解影響差異，令存在以下函數可以解釋旅次發生（ G ）：

$$G=f(C, F) \dots\dots\dots (6)$$

其中， f 為線性函數， C 為控制變數陣列， F 為某一種混合使用特性，如前述定義五個混合使用變數中的某一個。研究過程首先蒐集研究範圍的樣本資料，進行初步統計分析，以瞭解變數特性與相關性；繼而使用不同 F 變數校估（6）式，並分析比較使用不同 F 變數的模式之校估結果，用以檢定假說一與假說二；接著進行不同旅次目的之模式校估，檢驗其與總旅次之校估結果是否存在顯著的差異，用以檢定假說三。詳細內容說明如下：

1. 樣本資料蒐集與分析

本研究使用民國89年之台北市資料，以交通分區為樣本單元；旅次發生數取自「台北都會區整體運輸規劃基本資料之調查與驗校」（台北市政府交通局，2001），土地使用資料取自台北市稅捐稽徵處之房屋稅登記資料庫，控制變數則由政府各項統計資料為基礎進行整理。資料進行以下兩種初步分析：一是敘述統計，觀察各交通分區的旅次發生數與土地混合使用變數的數字關係，初步探討二者的因果關係；二是相關分析，計算各項量性變數間的相關係數，據以挑選合適的自變數，提高模式解釋能力，且避免自變數間具共線性關係。

2. 多元迴歸分析

選定自變數後，進行先驗符號以及變數型態討論，繼而校估以下二種迴歸模式：一是不區分旅次目的的校估，使用總旅次發生數進行迴歸模式之校估；本研究共設計五種土地混合使用自變數，由於預判不同混合特性對旅次發生將產生差異的影響，因此逐項投入(6)式內校估，共產生五個模式，並進行各項檢定，以確認模式均為最佳線性不偏估計式；由本部分校估結果在各個土地混合使用自變數之t統計量，可檢定假說一成立之顯著性，並由係數值間的差異判斷假說二成立與否，同時瞭解各混合特性之影響方向與程度。二是區分旅次目的之校估，使用不同旅次目的之旅次發生數進行迴歸模式校估，並利用t統計量^{註2}檢定各種旅次目的在土地混合使用自變數之係數是否與不區分旅次目的之校估係數有顯著差異，公式如下：

$$t = \frac{|\beta_i - \beta_i^*|}{S_{\beta_i}} \dots \dots \dots (7)$$

其中， β_i 為某種旅次目的發生數之土地混合使用自變數之係數， β_i^* 為不區分旅次目的發生數（亦即所有旅次目的之發生數總合）之土地混合使用自變數之係數， S_{β_i} 為 β_i 之標準差，虛無假說為 $\beta_i = \beta_i^*$ ，若遭拒絕，則可判斷假說三在該種旅次目的成立。

三、樣本資料

本研究以台北市的交通分區為樣本，資料時間以民國89年為基準，資料整理自多個事業主管單位。旅次發生數使用民國89年進行的台北都會區整體運輸規劃基本資料之調查與驗校資料（台北市政府交通局，2001），雖然共有212個交通分區，但因為部分交通分區非以里為界線劃分，而其它變數資料係依里作統計，為求各項資料統計範圍之正確性，剔除非以完整里界劃分之樣本，最後使用187個樣本進行迴歸模式之校估。土地使用資料係向台北市稅捐稽徵處洽取民國89年房屋稅資料，其為建物所有人登記之使用別與面積，區分為42類，本研究依使用性質相似性將之歸納為15類^{註3}，據以整理各交通分區各種使用類別之樓地板面積。控制變數方面，

註2. 常用的t檢定有兩種：一是檢定迴歸模式中某個校估係數是否與某個特定值無明顯差異，參見Washington et al (2003) 第76頁的說明；另一是檢驗兩母體平均數是否有顯著差異，有時又稱為成對t檢定，如Washington et al (2003) 第40頁說明；本文因分析資料只有一群母體，且非平均數的比較，而是迴歸係數的比較，故採用前者之t檢定方法。

註3. 這15類所包含原稅捐稽徵處分類別（如括弧所示）如下：住宅（套房、住宅、農舍）、旅館業（國際觀光旅館、旅館）、娛樂商業（夜總會、舞廳、酒家、歌廳）、餐飲業（咖啡

總樓地板面積由前述房屋稅資料整理；居住人口數與及業人口數取自台北都會區整體運輸規劃基本資料之調查與驗校資料（台北市政府交通局，2001）；道路面積則利用GIS資料庫，將台北市路網圖依里界進行切割，整理各交通分區之道路面積。

表一整理樣本資料之敘述統計，各變數之樣本散布差異很大，顯示符合迴歸分析對變數值廣泛散布的要求。但是其中混合種類數僅有10種變數值，落在5到10種間，為瞭解是否適宜被視為比例關係的連續變數，本研究使用Kolmogorov-Smirnov檢定其數值分配是否呈常態分配，檢定結果為 $Z = 1.324$ ，在 $\alpha = 0.01$ 時無法拒絕為常態分配的假設（ $Z_{0.01} = 2.576$ ），故在模式中仍使用此自變數。進一步觀察旅次發生數與土地混合使用變數之對應散布如圖一，對混合種類數而言，相關文獻多數認同混合種類越多將會降低旅次發生數，但圖一A顯示旅次發生數與混合種類數成正相關（相關係數為0.502，通過顯著水準為0.01之檢定），可能因為使用愈多樣將提高活動強度而增加旅次發生；而住業平衡（ J/H ）與旅次發生數在圖一B成明顯的負相關（相關係數為-0.321，通過顯著水準為0.01之檢定），表示當住業愈不均衡時，則旅次發生數則越多，且發現樣本值均在0.33以下，表示現況台北市多數的交通分區均呈現住業不均衡的現象；就每居住人口享有零售業樓地板面積（ R/H ）而言，圖一C顯示部分 R/H 值較低的樣本有較高的旅次發生數，整體呈現些微的負向關係（相關係數為-0.187，通過顯著水準為0.05之檢定），但部分區段卻顯示正相關的散布型態，有待迴歸分析予以確認；就每及業人口享有零售業之樓地板面積（ R/J ）而言，圖一D顯示其與旅次發生數呈現斜率較小的負相關（相關係數為-0.187，通過顯著水準為0.05之檢定），表示在工作地點增加零售業樓地板可以降低旅次發生；最後對於熵（亂度值）而言，圖一E顯示其與旅次發生成正相關（相關係數為0.284，通過顯著水準為0.01之檢定），表示混合強度愈強將因增加活動機會而提高旅次發生。

再觀察旅次發生數與控制變數之散布關係如圖二，發現四個控制變數對旅次發生均有明顯的正相關^{註4}，其中以總樓地板面積與及業人口數的相關性最強，道路面積次之，而居住人口數之離散程度較其他控制變數為大。

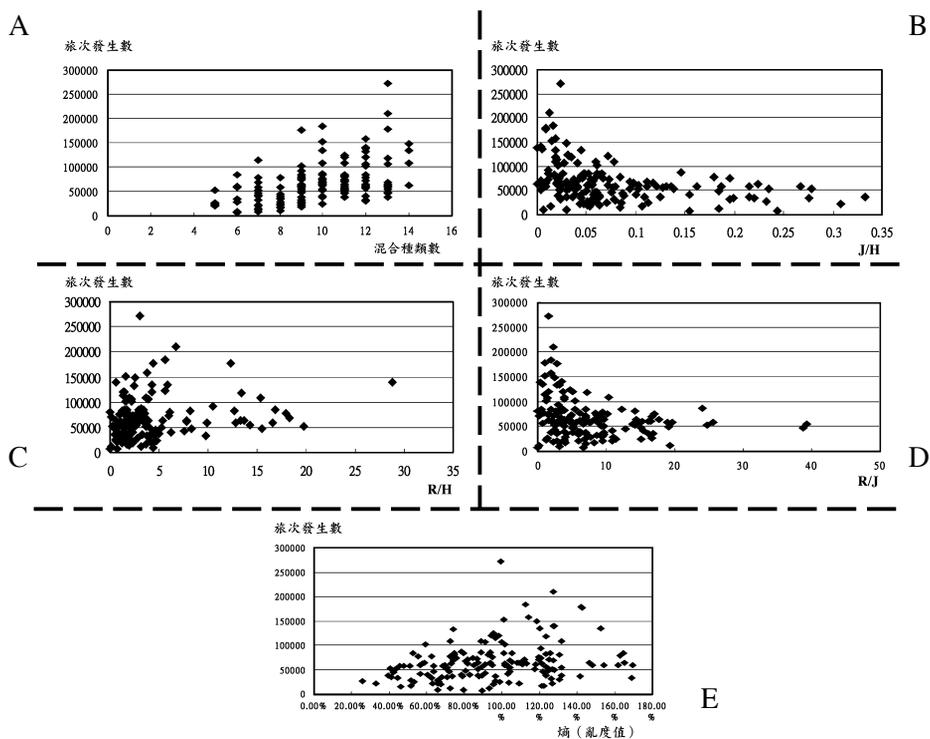
廳、餐廳）、零售業（超級市場、市場、店舖）、百貨業與大型商場（百貨公司、大型商場）、休閒業（影劇院、遊戲場所、游泳池）、學校（校舍）、文教設施（圖書館、美術館、博物館、紀念館、體育館）、醫療設施（醫院、診所）、辦公機關（電視台、廣播電台、辦公廳）、宗教設施（納骨塔、禮堂、寺廟、教堂）、工業（工廠、倉庫）、農業（農業用房屋）、其他（油槽、焚化爐、停車場、防空避難室、其他）。

註4. 與旅次發生數之相關係數分別是：總樓地板面積0.633、道路面積0.188、居住人口0.514、及業人口0.640，均通過顯著水準0.01之檢定。

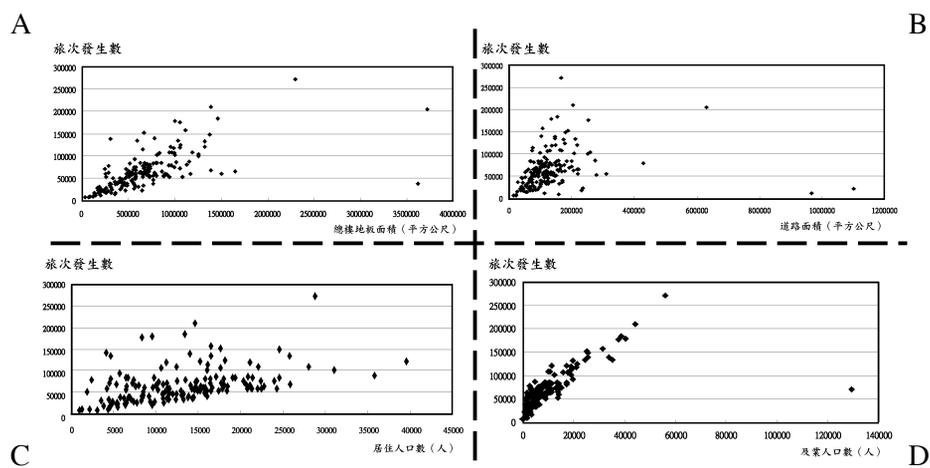
表一 旅運需求與自變數資料敘述統計量整合表

樣本數：187						
變數名	統計量	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
旅次發生數		63756.15	58404.00	40824.41	6652.00	271716.00
控制變數						
總樓地板面積 (平方公尺)		665552.76	586584.90	460909.10	31837.40	3721090.00
道路面積(平方公尺)		129864.33	108624.51	117575.50	14094.48	1101543.40
居住人口數(人)		13351.37	12743.50	8088.61	970.00	69836.00
及業人口數(人)		8915.02	5210.50	12470.32	114.00	129382.00
土地混合使用變數						
混合種類數		9.62	10.00	2.28	5.00	14.00
J/H (住業平衡)		0.08	0.06	0.07	0.00	0.33
R/H (每人享有零售業 樓地板面積)		3.82	2.17	4.70	0.00	30.22
R/J (每及業人口享有零 售業樓地板面積)		7.35	5.29	7.24	0.00	58.88
熵(亂度值)		0.92	0.91	0.31	0.26	1.70

由散布圖發現，自變數與因變數間並不全然為單純的線性關係，本研究以試誤方法，觀察不同型態（根號、二次項、三次項、對數）自變數與應變數間的相關係數，採用相關係數最高者之型態進入迴歸分析中校估。歸納變數最佳型態分別為： F_{c1} =總樓地板面積的開根值、 F_{c2} =道路面積取對數值、 F_{c3} =居住人口一次項、 F_{c4} =及業人口三次項（以上為（6）式之C陣列內變數）、 F_1 =混合種類一次項、 F_2 = J/H 取對數值、 F_3 = R/H 開根值、 F_4 = R/J 開根值以及 F_5 =亂度開根值（以上任一為（6）式之F變數），詳如附錄一所示。



圖一 旅次發生數—土地混合使用變數之散佈圖



圖二 旅次發生數—控制變數變數之散佈圖

四、假說驗證

本段首先說明總旅次發生數之迴歸分析過程與結果，據以驗證假說一與假說二；繼而說明以t統計量檢定區分旅次目的之迴歸係數是否有顯著差異之結果，據以驗證假說三。

(一) 迴歸分析

本研究使用187筆樣本，以旅次發生數為應變數，表一所列控制變數與土地混合使用變數為自變數（但變數型態依前段所述轉換），進行多元線性迴歸分析；其中，為瞭解不同混合特性的影響差異，混合變數係逐一與所有控制變數進行校估。

首先以普通最小平方法（ordinary least squares, OLS）校估只放入控制變數的模式，發現控制變數中之道路面積與及業人口數之係數不顯著，且DW值落入正向自我相關；同時因Adj. R²值僅達0.48，顯示只考量控制變數對旅次發生的解釋能力尚有改善空間。為改正上述問題，剔除係數不顯著之控制變數，分別與五個混合使用變數進行迴歸分析，並改以一般化最小平方法（generalized least squares, GLS）校估係數，發現以Park-Glejser檢定無法拒絕殘差變異異質性；為改正此問題，繼續改以加權最小平方法（weighted least squares, WLS）校估係數，結果如表二。各變數t檢定顯示大部分係數達到 $\alpha=0.1$ 顯著水準，F檢定顯示所有模式之整體係數顯著；Adj. R²值在0.62到0.75間，相較於只放控制變數的結果，多考量混合土地使用特性會使模式解釋能力顯著地提昇（Adj. R²增加0.14到0.27之間）。各變數VIF值小於10顯示變數間無嚴重共線性問題，且之前已改正自我相關與殘差變異異質問題，觀察殘差直方圖亦顯示近乎服從常態分配，可判斷表二為最佳線性不偏估計式。為控制文章篇幅，詳細校估過程請參閱蕭博正（2003）。

表二所列五個模式使用相同的控制變數以及不同的土地混合使用變數，目的在比較不同的混合特性是否產生相異的影響。五個模式間在控制變數係數上，呈現相同的影響方向，均為顯著的正向影響，此與過去實證結論以及先驗知識相符。但影響程度則有所差異，其中，樓地板面積對旅次發生的影響程度在25.52到95.53之間，居住人口對旅次發生的影響在1.22到2.38之間。上述影響程度差異的原因，可能在於各模式使用不同的混合使用變數所致，因為混合使用變數與控制變數之間存在些許關聯性，但由VIF值小於10可判斷上述關聯性尚未明顯到使校估結果發生偏誤的程度。

五個土地混合使用變數係數之顯著水準均達到10%，其中四個變數達到1%，因此接受假說一成立，亦即土地混合使用對旅次發生數會產生顯著的影響。同時，

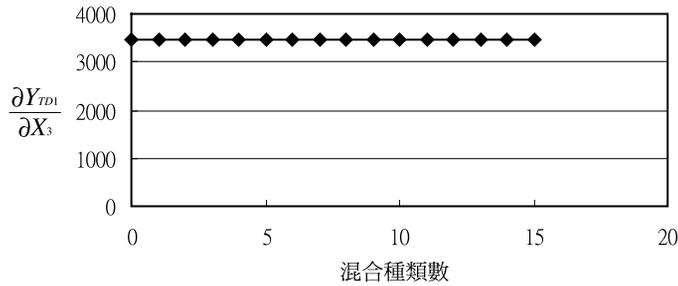
表二 WLS校估結果 (應變數=旅次發生數, Y_{TDI})

自變數	常數	F_{C1} 樓地板面積 ^{1/2}	F_{C3} 居住人口	F_1 混合種類數	F_2 $\ln(J/H)$	F_3 $(R/H)^{1/2}$	F_4 $(R/J)^{1/2}$	F_5 亂度值 ^{1/2}
係數估計值	-17115.46	50.95	1.22	3460.43				
t值	-5.58	4.05	3.67	4.17				
P-value	***0.001	***0.000	***0.003	***0.000				
VIF	—	2.72	2.09	1.45				
係數估計值	-60187.46	59.07	2.03		-20459.56			
t值	-10.30	7.21	8.16	—	-11.47			
P-value	***0.000	***0.000	***0.000	—	***0.000			
VIF	—	1.96	2.11		1.11			
係數估計值	-13417.22	67.59	1.64			5767.75		
t值	-8.21	6.67	4.65	—		2.45		
P-value	***0.000	***0.000	***0.000	—		***0.015		
VIF	—	2.32	2.22			1.15		
係數估計值	-4219.93	93.53	1.24				-8097.74	
t值	-1.14	9.02	3.43				-5.35	
P-value	0.2559	***0.000	***0.007				***0.000	
VIF	—	1.97	2.02				1.07	
係數估計值	-37269.29	25.52	2.38					71038.42
t值	-6.69	3.15	8.76					7.43
P-value	***0.000	*0.019	***0.000					***0.000
VIF	—	2.24	2.22					1.13

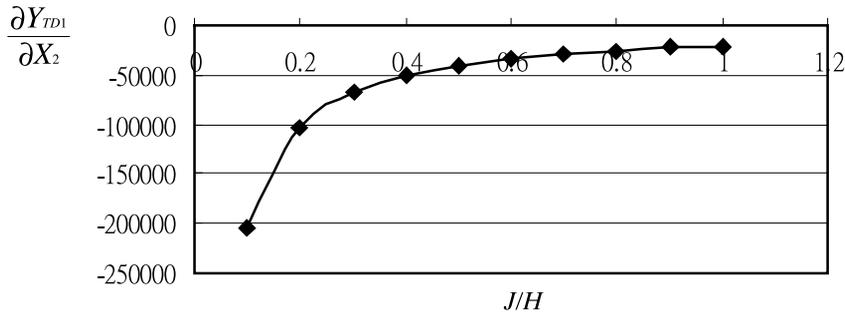
***者表示達 $\alpha=0.01$ 顯著水準；**者表示達 $\alpha=0.1$ 顯著水準；*者表示達 $\alpha=0.2$ 顯著水準
資料來源：本研究整理

因為五個土地混合使用變數係數值之間差距很大，甚至發現正負相反關係，所以可接受假說二，亦即不同的土地混合使用特性對旅次發生數會造成不同的影響。

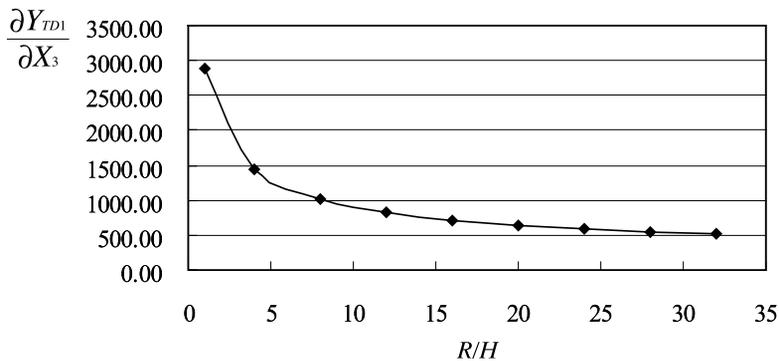
以下逐項檢討各種土地混合使用特性對旅次發生數的影響：（圖三到圖七之變數定義同表二）



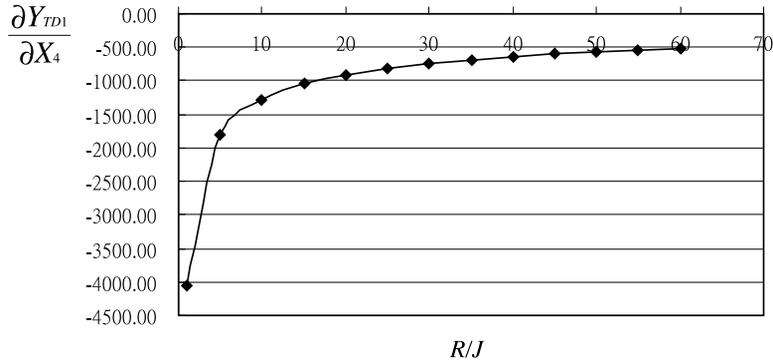
圖三 混合種類數對旅次發生數之邊際影響



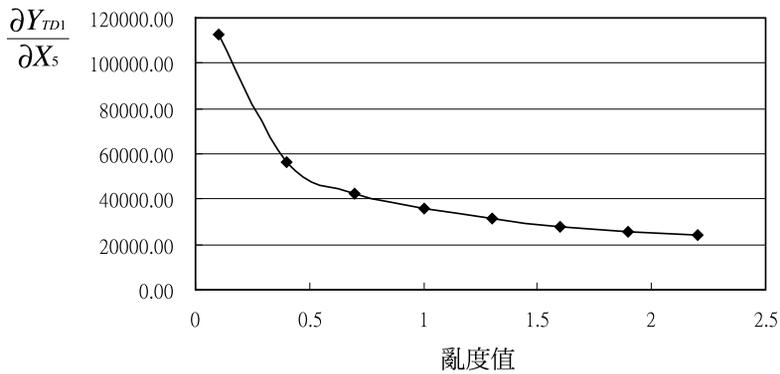
圖四 J/H對旅次發生數之邊際影響



圖五 R/H對旅次發生數之邊際影響



圖六 R/J對旅次發生數之邊際影響



圖七 亂度值對旅次發生數之邊際影響

1. 混合種類數：對旅次發生數為顯著的正向影響，且邊際影響效果為水平線如圖三。顯示土地使用過於多樣化，可能因形成商圈或市集而吸引旅次，與一般認為會減少旅次發生之想法不符，因此單純增加種類數的土地混合策略將無助於減少旅次。
2. 住業平衡（J/H）：對旅次發生數為顯著的負向影響，且其邊際影響效果隨平衡水準愈高而遞減，如圖四。顯示當土地使用原為單純居住或就業活動時，調整土地使用規劃或管制內容使住業趨向平衡，則旅次發生數將會明顯地降低；但是對於住業愈平衡的地區，再實施規劃或管制策略的成效會變小。此實證結果與國外研究結論相符合，後續研擬TDM策略時，可以將住業平衡的土地使用計畫，優先執行於單純居住或就業使用之分區，其降低旅次發生數的成效會較顯著。由於樣本值域只分布於0到0.33之間，所以0.33以上J/H值之邊際效果為外插式的推

測，仍有待後續更多的實證資料來確認；但因值域範圍內的邊際效果變化很大，已足夠顯示前面的結論。

3. 每人享有零售業樓地板面積 (R/H)：對旅次發生數為顯著的正向影響，且邊際影響效果遞減如圖五。顯示零售業聚集而逐漸演變成商圈與市集，反而會吸引活動與旅次；同時，若地區原本即為零售業高度聚集者，再提高零售業樓地板面積所增加旅次發生數的效果不大；反之，若原為單純住宅區，增加一些零售業的使用面積，將會大幅度提升旅次發生數。
4. 每及業人口享有零售業樓地板面積 (R/J)：對旅次發生數為顯著的負向影響，且其邊際影響效果隨比例值愈高而遞減，如圖六。顯示當每及業人口享有零售業樓地板面積越高，則旅次發生數減少的程度將降低，若工作地區周圍原本就已有許多的零售業聚集，則再增加零售業樓地板所降低旅次發生數有限；反之，若原交通分區內為單純就業活動，則適度地混入零售業，將滿足及業人口的活動需要，而大幅度地降低旅次發生數。因此建議新設立的工作區（如科學園區、工業區等）適度規劃滿足及業人活動需求的零售業，應可達到TDM規劃之目標。
5. 亂度值：本研究以亂度值衡量混合強度，對旅次發生數為顯著的正向影響，與混合種類數實證結果相同，且邊際影響效果隨混合強度愈高而遞減，如圖七。顯示原為高強度混合的地區即使再提升混合強度，所增加的旅次發生數會較在原混合強度不高的地區提升混合強度所增加旅次發生數為低，因此基於TMD規劃目標，不宜在混合強度低的地區，驟然提高混合強度。

（二）不同旅次目的之比較

本節使用t檢定驗證土地混合使用特性對旅次發生數的影響會因旅次目的而有差異之假說，首先將旅次發生數區分「家—工作」、「家—就學」、「家—其他」以及「非家」四種目的之統計量，分別與表二所列自變數進行迴歸分析，再以t統計量檢定「 H_0 ：區分旅次目的之係數=不區分旅次目的之係數」，若t值超過臨界則拒絕 H_0 ，表示區分旅次目的之係數顯著地異於不區分旅次目的之係數，亦即土地混合使用特性對旅次發生數的影響會因旅次目的而有差異。檢定結果整理如表三，校估係數與（6）式之t值詳見蕭博正（2003），發現各種混合使用特性對旅次發生數的影響在不同旅次目的上均有顯著差異，故可接受假說三成立，進一步討論如下：

1. 混合種類數與亂度值：

兩項變數分別代表混合種類數與強度，這兩項自變數的影響方向與不區分旅次目的時相同均為正向，顯示混合的種類與強度的增加，會因為形成商圈而增加旅次

表三 不同旅次目的之旅次發生數t檢定結果彙整表

自變數		F_{C1} 總樓地板面積 ¹²	F_{C3} 居住人口	F_1 混合種類數	F_2 $\ln(J/H)$	F_3 $(R/H)^{1/2}$	F_4 $(R/J)^{1/2}$	F_5 (亂度值) ^{1/2}	
原係數符號		+	+	+	-	+	-	+	
旅次目的		係數 差異	係數值	係數 差異	係數值	係數 差異	係數值	係數 差異	係數值
模式一	家-工作	**	32.38	**	0.19	**	1383.29		
	家-就學	**	2.03	**	0.17	**	253.41		
	家-其他	**	26.38	**	0.27	**	1403.13		
	非家	**	17.74	**	0.17	**	880.92		
模式二	家-工作	**	33.19	**	0.55	**	-7472.41		
	家-就學	**	4.43	**	0.11	**	431.21		
	家-其他	**	28.65	**	0.57	**	-6427.07		
	非家	**	18.83	**	0.37	**	-4304.93		
模式三	家-工作	**	34.85	**	0.29	**	3467.76		
	家-就學	**	7.18	**	0.04	**	-1481.7		
	家-其他	**	29.51	**	0.36	**	3237.33		
	非家	**	19.59	**	0.22	**	2081.82		
模式四	家-工作	**	41.28	**	0.22+	**	-4768.62		
	家-就學	**	3.76	**	0.16	**	-510.31		
	家-其他	**	35.65	**	0.27	**	-3921.02		
	非家	**	23.50	**	0.17	**	-2672.38		
模式五	家-工作	*	32.43	**	0.37	**	28324.77		
	家-就學	**	3.12	**	0.17	**	2171.49		
	家-其他	※	27.83	**	0.41	**	24826.82		
	非家	**	18.27	**	0.27	**	16656.18		

**者表示差異有達 $\alpha=0.01$ 顯著水準；*者表示差異有達 $\alpha=0.1$ 顯著水準；※：無顯著差異
網底註記：係數絕對值最高者

發生數；其中，混合種類數在家-其他旅次（係數約1,403）以及混合強度在家-工作旅次（係數約28,325）分別產生最大的增加影響。

2. 每人享有零售業樓地板面積（ R/H ）：

家—工作、家—其他以及非家旅次之影響與不區分旅次目的時相同均為正向，但家—就學旅次的影響卻成負向，與不區分旅次目的時相反，顯示零售業的集聚會排斥就學活動：一方面減少學校用地設置，二方面降低寧適性而減少就學人口居住；因而導致家-就學旅次數的減少。

3. 住業平衡（ J/H ）：

家—工作、家—其他以及非家旅次之影響與不區分旅次目的時相同均為負向，且以家—工作旅次數（係數約-7,472）的減少程度最大；然而家—就學旅次卻相反為正向影響，顯示住業愈平衡所增加之家庭多具有就學人口。

4. 每及業人口享有零售業樓地板面積（ R/J ）：

各種旅次目的之影響與不區分旅次目的時相同均為負向，其中以家—工作旅次（係數約-4,769）的負向影響程度最大，顯示當工作地點附近零售服務之方便性提高時，一方面可能吸引居住活動，二方面可能排斥居住用地，以上兩種情況均將減少家—工作旅次發生數。

五、策略設計

本段應用前面驗證的關係，設計台北市土地使用規劃與管制策略，以減少旅次發生數，達到旅運需求管理之目的。

（一）設計構想

由三個角度構思策略內容：一是變數內涵，以瞭解其扮演角色，並掌握變數運用方式與策略擬定的主軸，即what向度；二是校估係數，以瞭解其對旅次發生數的顯著程度與影響方向，即how向度；三是邊際影響效果，用以建議策略實施時機與地點，即where向度。說明如下：

1. 變數內涵

五個土地混合使用變數以及兩個控制變數均與土地使用計畫與管制內容有關：

- （1）土地混合使用變數方面，混合種類數與計畫分區種類以及分區管制允許使用組數有關； J/H 值、 R/H 值以及 R/J 值均與住宅區和產業區（工業或商業）

之組合內容，以及分區管制之允許使用組別有關；亂度值顯示混合強度的狀態，與計畫分區組合比例和分區管制允許使用規模有關。

- (2) 控制變數方面，總樓地板面積與分區管制發展強度限制有關；居住人口數與計畫人口、住宅區計畫面積以及分區管制之容積或密度限制有關。

2. 校估係數

表二顯示，在係數不為零的t檢定上，大部分變數通過 $\alpha=0.01$ 以上的顯著水準，表示這些變數對旅次發生有明顯的影響。基於減少旅次發生數之目的，係數符號為負之變數特性應予鼓勵，而符號為正之變數特性則應予抑制。因此：

- (1) 由混合種類數與亂度值係數為正可知，在需要抑制旅次發生的地區，不宜過度增加土地使用種類以及混合強度；
- (2) 由 R/H 值係數為正可知，不宜過度地在住宅區中混入零售業使用；
- (3) 由 J/H 值與 R/J 值係數為負可知，居住與就業以及零售與就業之混合方式值得鼓勵；
- (4) 由樓地板面積與居住人口數係數為正可知，地區發展總量的控管是非常需要的措施。

3. 邊際影響效果

觀察各項自變數對於旅次發生數的邊際影響效果可建議策略應用之時機，由表二與圖三到圖七可知，邊際影響效果有下列三種情形：

- (1) 定值遞增：包括居住人口數與混合種類數兩項變數，會隨變數增加而定量地增加旅次發生數，因此限制計畫人口或混合種類數在任何時機會有相同的效果。
- (2) 遞增趨緩：包括總樓地板面積、每人享有零售業樓地板面積以及亂度值三項變數，會隨變數增加而遞減地增加旅次發生數；因此限制容積、住宅區中之零售業或是混合強度在變數水準較低時（例如低容積、純住宅區或是其他較單純之土地使用）會有較顯著的效果；若在變數水準很高情形下採限制策略，必須限制較大的水準方會有明顯的效果。
- (3) 遞減趨緩：包括住業平衡與每及業人口享有零售業樓地板面積兩項變數，會隨變數增加而遞減地降低旅次發生數；因此鼓勵住業平衡或在就業地區增加零售業在變數水準較低時（例如純住宅區或純工業區）會有較顯著的效果；若在變數水準較高情形下採鼓勵策略，必須增加較大的水準方會有明顯的效果。

(二) 策略建議

根據前述構想，在減少旅次發生數之目標下，建議以下四項土地使用規劃策略：

策略一：於就業聚集之地區，規劃滿足及業人口所需之住宅用地或開發，以降低旅次發生數，應優先執行於單純為就業使用之地區。

說明：由模式二的實證結果可知，在其它條件不變下，住業愈平衡會減少旅次發生數；且圖四之邊際影響效果顯示，在土地使用愈單純的地區，其降低效果愈明顯。雖然在單純的就業地區增加住宅供給會增加居住人口數，依模式二顯示會增加旅次發生數；但以表一樣本總樓地板面積平均數以及(2)式住宅面積原為零的極端條件估算， $\ln(J/H)$ 每增加一單位，經由住宅樓地板而增加的居住人口數約為5,000人，所提高的旅次發生數約為10,000人次/日，仍遠低於 $\ln(J/H)$ 增加一單位所減少的旅次發生數(約20,000人次/日)；而當交通分區原住宅樓地板面積愈多，提高住業平衡透過增加居住人口而增加的旅次發生數會愈低，所以此策略在降低旅次發生數上具有效果。然而為使及業人口能定住於當地，住宅用地的規劃設計必須配合當地及業人口的需求，方能發揮此一對策的效果。

策略二：於工業、辦公以及科技園區等就業地點附近，允許適度的零售業土地使用，以降低旅次發生數，應優先執行於單純為就業使用之地區。

說明：由模式四的實證結果可知，在其它條件不變下， R/J 值越大則旅次發生數將減少；且圖六之邊際影響效果顯示，在愈是單純就業使用之地區，其降低效果愈好。另一方面，在就業地區增加零售業樓地板面積並不會改變模式四各項控制變數之表現，因此不會有間接增加旅次發生的效果。但依模式一與五的實證結果，應注意限制過多種類與強度的混合，以緩和旅次發生數增加的效果。

策略三：以成長管理方式規劃容積與計畫人口，避免旅次發生數超過設施負荷。

說明：模式一到五均顯示，在其它條件不變下，增加樓地板面積與居住人口會顯著地增加旅次發生數，故宜注意整合運輸系統容量、容積以及計畫人口三方之規劃內容，限制旅次發生數在運輸系統容量範圍內；而在交通壅塞且運輸系統難以調整的已發展地區，將發展權移轉至其他地區是非常直接有效的作法。

策略四：適度地規劃混合種類與強度，避免旅次發生數超過負荷。

說明：由模式一與五的實證結果可知，在其它條件不變下，增加混合種類或強度均會顯著地提高旅次發生數，尤其在原為混合強度不高的地區（如圖七顯示的邊際影響效果），因此在實施土地混合使用策略時必須注意其種類與強度之適度性；但在混合使用已達相當程度以上時（例如市中心商業區），由於增加旅次發生數的邊際效果趨低，若運輸系統容量已可支應需求，則可不必在意此項限制。

以上為通盤性的土地使用規劃策略，可藉由變更台北市土地使用分區計畫或修改台北市土地使用分區管制規則來實現；採行策略一或策略二時，應注意搭配實施策略三與策略四，以減緩前二者旅次發生減少效果被附帶而來之增加效果抵消的程度。若規劃者需要瞭解某特定策略對某個案的具體影響，可在表二中選擇合適模式進行估計，但確切的旅運需求仍宜依完整的旅運需求模式進行預測與分析。

六、結論與建議

土地混合使用是經常被提出的旅運需求管理策略之一，國外許多城市以完整的實證研究為基礎設計策略內容，以期切合發展背景而達到管理成效；國內雖已有此策略構想，但因缺少實證基礎，致無法提出清楚有效的策略內容。為此，本研究以台北市旅運需求、土地使用以及社經發展資料為樣本進行實證研究，確認土地混合使用對旅次發生數會產生顯著影響，並且不同的土地混合使用特性對旅次發生數會造成不同的影響，同時前述影響關係在不同旅次目的之間存在顯著的差異。

實證研究發現各種土地混合使用特性的影響如下：一是增加混合種類數會提高旅次發生數，其邊際提高效果固定；二是居住與就業愈趨平衡能夠降低旅次發生數，其邊際降低效果遞減；三是提高每居住人口享有零售業樓地板面積將增加旅次發生數，其邊際增加效果遞減；四是提高每及業人口享有零售業樓地板面積將降低旅次發生數，其邊際降低效果遞減；最後則是提高混合強度將增加旅次發生數，其邊際效果遞減。基於以上影響關係，在降低旅次發生數量之旅運需求管理目標上，建議以下四項土地使用規劃策略：首先是於就業聚集之地區，規劃滿足及業人口所需之住宅用地或開發，以降低旅次發生數，應優先執行於單純為就業使用之地區；其次是於工業、辦公以及科技園區等就業地點附近，允許適度的零售業土地使用，以降低旅次發生數，應優先執行於單純為就業使用之地區；再者應以成長管理方式規劃容積與計畫人口，避免旅次發生數超過設施負荷；最後則是適度地規劃混合種類與強度，避免旅次發生數超過負荷。

本文內容屬於「都市型態 (urban form)」對旅運需求影響之實證研究議題，此議題尚存在許多值得續予探索的方向：首先是土地混合使用對其它旅運需求特性之影響關係，例如旅次發生時間、旅次長度、多目的旅次、運具選擇以及使用路徑等，這些特性均與旅運需求管理目標有關，例如發生時間愈平均、旅次長度愈短、更多的多目的旅次，大眾運具使用比例愈高以及期望路徑的引導等；其次是其它都市型態特性對旅運需求的影響，例如都市設計、活動配置以及其它混合使用特性，這些均可作為TDM策略設計手段，例如良好的步道系統設計可能鼓勵大眾運具使用；再其次是過去文獻均探討都市型態對於人旅次的影響，忽略探討對貨物旅次的影響，有待補足以完整掌握影響效果。

另一方面，本研究在內容與方法上存在可能影響實證結論的重要限制，有待進一步探索確認：一是混合使用特性的衡量方式與變數設計有再進一步探討的空間，例如混合種類數變數雖無法被拒絕為常態分配，但其變數性質並非具完全比例性的連續變數，對校估結果的解釋會有一些疑慮，在應用時須予注意，未來應進一步探索更適合的衡量方式。二是可進一步使用個體旅運需求調查資料與分析方法進行更細節的分析，以彌補本研究使用總體性資料致無法適當考量部分重要變數的缺憾；例如(1)式中的旅行時間變數，是混合使用影響旅次發生的重要中介變數，但在總體性資料架構下難以合理地衡量；再如控制變數的社會經濟背景只考量規模的特性(居住人口數與業人口數)，其它諸如所得、教育、性別、汽車持有、工作性質等類別上的特性，均較適合以個體資料型式進行分析。三是本研究在不同旅次目的模式的校估使用相同的自變數，這樣的作法雖有利比較與不區分旅次目的係數間的差異，但理論上影響不同旅次目的之發生數應有相同與相異的因素；在本研究已確認區分旅次目的與不區分旅次目的在影響關係上存在顯著差異的基礎上，未來可針對不同旅次目的使用適合的自變數，以更細節地校估與分析影響關係。四是本研究以旅次發生數為應變數，雖與過去多數的理論與實證文獻作法一致，但不同類別的旅次發生數受混合使用的影響可能有差別，例如產生數與吸引數，後者受混合使用的影響可能較大；再如區內發生數與區間發生數，混合使用對前者可能是增加影響，對後者可能是減少影響；區分發生數類別的影響分析應可獲得更多且更有用的資訊，建議未來可進行更細節的實證分析。最後，關於國內其它都市的實證研究，以及國內外都市實證結果的差異比較，亦是值得進行的議題；此種比較結果有助評估國外TDM策略引進國內的適合性，並可據以設計本土性的TDM策略；國外例如Zhang (2004)對Boston與Hong Kong的比較，即屬於此方向之研究。

參考文獻

- 王慶瑞 (2001), 《運輸系統規劃》, 正揚出版社。
- 台北市政府交通局 (2001), 《台北都會區整體運輸規劃基本資料之調查與驗校 (二)》, 委託亞聯工程顧問股份有限公司辦理。
- 交通部 (1995), 《運輸政策白皮書》。
- 行政院國家永續發展委員會 (2000), 《二十一世紀議程: 中華民國永續發展策略綱領》。
- 郭子齊 (1999), 《都市土地使用型態對消費性旅次運具選擇行為之影響》, 國立成功大學都市計劃學研究所碩士論文。
- 馮正民、方志文 (1993), <運輸需求管理研析>, 《運輸》, 第 22 期, pp77-88。
- 劉淑娟 (1990), 《台北市停車產生率之研究》, 國立中興大學都市計劃研究所碩士論文。
- 蕭博正 (2003), 《台北市土地混合使用特性對旅運需求之影響》, 國立台北大學都市計劃研究所碩士論文。
- Bagley, M.N. and P.L. Mokhtarian (2002) . "The impact of residential neighborhood type on travel behavior: a structural equations modeling approach," *The Annals of Regional Science*, 36: 279-297.
- Boarnet, G.M. and M.J. Greenwald (1999) . "Land use, urban design, and nonwork travel," *Transportation Research Record*, 1772: 27-37.
- Boarnet, G.M. and R. Crane (2001) . "Travel by Design: The Influence of Urban Form on Travel," *Oxford University Press*, New York.
- Boarnet, G.M. and S. Sarmiento (1998) . "Can land-use policy really affect travel behavior? A study of link between non-work travel and land-use characteristics," *Urban Study*, 35 (7) : 1155-1169.
- Cervero, R. (1996) . "Mixed land-uses and commuting: evidence from the American housing survey," *Transportation Research A*, 30 (5) : 361-377.
- Cervero, R. and C. Radisch (1996) . "Travel choices in pedestrian versus automobile oriented neighborhoods," *Transport Policy*, 3 (3) : 127-141.
- Cervero, R. (1991) . "Land use and travel at suburban activity centers," *Transportation Quarterly*, 45: 479-491.
- Cervero, R. (1988) . "Land-use mixing and suburban mobility," *Transportation Quarterly*, 42 (3) : 429-446.
- Cervero, R. and K. Kockelman (1997) . "Travel demand and 3Ds: density, diversity, and

- design", *Transportation Research*, 2 (3) : 199-219.
- Colorado/Wyoming Section Technical Committee (1987) . "Trip generation for mixed use developments," *ITE Journal*, 57: 27-29.
- Coupland, A. ed. (1997) . *Reclaiming the City: Mixed Use Development*, E & FN Spon, London, UK.
- Crane, R. (2000) . "The influence of urban form on travel: an interpretive review," *Journal of Planning Literature*, 15 (1) : 3-23.
- Crane, R. and R. Crepeau (1998) . "Does neighborhood design influence travel? A behavioral analysis of travel diary and GIS data," *Transportation Research D*, 3(4): 225-238.
- Dieleman F.M., M. Dijst and G. Burghouwt (2000) . "Urban form and travel behavior: micro-level household attributes and residential context," *Urban Studies*, 39 (3) : 507- 527.
- Ewing R., M.Deanna and S.C. Li (1996) . "Land use impacts on trip generation rates," *Transportation Research Record*, 1518: 1-6.
- Ferguson, E. (2000) . *Travel Demand Management and Public Policy*, Ashgate Publishing Ltd, England, UK.
- Giuliano, G. and K.A. Small (1993) . "Is the journey to work explained by urban structure?" *Urban Studies*, 30 (9) : 1485-1500.
- Handy, S. (1996) . "Methodologies for exploring the link between urban form and travel behavior", *Transportation Research D*, 1 (2) : 151-165.
- Marlon G.B. and S. Sarmiento (1997) . "Can land-use policy really affect travel behaviour? A study of the link between non-work travel and land-use characteristics," *Urban Studies*, 35 (7) : 1155 -1169.
- Meyer, M.D. and E.J. Miller (2001) . *Urban Transportation Planning*, 2nd Edition, McGraw-Hill Companies, Inc., New York.
- Stead, D. (1999) . "Relationships between land use, socioeconomic factors, and travel patterns in Britain," *Environment and Planning B: Planning and Design*, 28: 499-528.
- Washington, S.P., Karlaftis, M.G., and Mannering, F.L. (2003) . *Statistical and Econometric Methods for Transportation Data Analysis*, Chapman & Hall/CRC, Washington, D.C.
- Zhang, M. (2004) . "The role of land use in travel mode choice," *Journal of the American Planning Association*, 70 (3) : 344-360.

附錄一 自變數各型態與旅次發生數之相關係數表

		自變數型態					最高相關者	新變數名稱
		X_n	$X_n^{1/2}$	X_n^2	X_n^3	$\ln X_n$		
旅次發生數 Y_{TD1}								
總樓地板面積	X_{c11}	0.633	0.691	0.420	0.281	0.678	$X_{c11}^{1/2}$	F_{c1}
道路面積	X_{c12}	0.188	0.323	0.001	-0.066	0.412	$\ln X_{c12}$	F_{c2}
居住人口數	X_{c13}	0.514	0.505	0.444	0.349	0.475	X_{c13}	F_{c3}
及業人口數	X_{c14}	0.640	0.801	0.243	0.087	0.799	X_{c14}^3	F_{c4}
混合總類數	X_1	0.502	0.500	0.499	0.488	0.486	X_1	F_1
J/H	X_2	-0.321	-0.369	-0.245	-0.203	-0.372	$\ln X_2$	F_2
R/H	X_3	-0.187	-0.236	-0.088	-0.046	-0.209	$X_3^{1/2}$	F_3
R/J	X_4	-0.187	-0.236	-0.088	-0.046	-0.209	$X_4^{1/2}$	F_4
亂度	X_5	0.284	0.322	0.247	0.211	0.306	$X_5^{1/2}$	F_5