

運輸計劃季刊

第四十四卷 第二期

中華民國一〇四年六月三十日出版

(本卷共計四期，預定出版時間為一〇四年三月三十日、六月三十日、九月三十日及十二月三十日)

TRANSPORTATION PLANNING JOURNAL

Quarterly, Vol. 44, No. 2

June 30, 2015

(Publish dates for Vol. 44: March 30, June 30, September 30, and December 30, 2015)

本季刊內容不代表本所意見

The views expressed in the Journal are not necessarily those of the Institute of Transportation.

目錄 Table of Contents

隨機進廠及維護時間下航機年度維護排程調整最佳化之研究	顏上堯、郭俊志	99
Optimal Adjustment of Annual Aircraft Maintenance Schedule under Stochastic Aircraft Check-In and Maintenance Times.....	Shang-Yao Yan and Jyun-Jhih Guo	
中央實體分隔路型停等車疏解能力之坡度調整因素	曾平毅、林豐博、楊信毅、張筱瑜	145
The Grade Adjustment Factor of Queue Discharge Behavior on Divided Urban Streets	Pin-Yi Tseng, Feng-Bor Lin, Hsin-Yi Yang and Siao-Yu Chang	
線性及非線性跟車模式漸近安定性之模擬分析	許書耕、邱裕鈞	169
A Simulation Analysis on the Asymptotic Stability of Linear and Nonlinear Car-Following Models	Shu-Keng Hsu and Yu-Chiun Chiou	
兩岸店配物流服務擴散過程	黃昱凱、馮正民、許紋綺	187
Diffusion Process of Cross-Strait Retailing Delivery Services.....	Yu-Kai Huang, Cheng-Min Feng and Wen-Chi Hsu	

運輸計劃季刊

TRANSPORTATION PLANNING JOURNAL

中華民國六十年十一月創刊

發行人：林信得

審查者：運輸計劃季刊審查委員會

編輯者：運輸計劃季刊編輯指導會

召集人：林信得

編輯委員：張家祝 曹壽民 馮正民 林大煜 黃德治 曾國雄 吳榮貴 顏上堯

主編：曹瑞和

副主編：廖美容

編輯：洪銘揚

出版者：交通部運輸研究所

地址：10548 臺北市敦化北路 240 號 6 樓

網址：www.iot.gov.tw (中文版>圖書服務>運輸計劃季刊)(本書同時登載於本所網站)

電話：(02)23496882

印刷所：萬達打字印刷有限公司

地址：106 臺北市新生南路 3 段 84-1 號 2 樓

電話：(02)23639367・23627718

本期印製 920 冊

經銷處：國家書店

104 臺北市松江路 209 號 1 樓・電話：(02)26579211

五南文化廣場

400 臺中市中山路 6 號・電話：(04)22260330

交通部運輸研究所運輸資訊組

電話：(02)23496880

每冊售價 100 元

中華郵政臺北誌字第 420 號執照登記為雜誌交寄

截至 104 年 6 月 20 日運輸計劃季刊稿件處理統計：審查及修改中 17 件，待刊登 7 件。

本刊參與科技部人文社會科學研究中心「補助期刊審查專書書稿」業務，並因應 TSSCI 資料庫建置需求，授權科技部人文社會科學研究中心進行期刊論文之中英文摘要與全文數位化、重製等加值流程，以電子形式透過單機、網際網路、無線網路或其他公開傳輸方式，提供用戶進行檢索、瀏覽、下載、傳輸、列印等行為。

Publisher：Transportation Planning Journal Quarterly

Editors：Editorial Board of Transportation Planning Journal Quarterly

Chairman：Mr. Lin, Shinn-Der

Address：Institute of Transportation

Ministry of Transportation and Communications

6F., No. 240, Dunhua N. Rd.,

Taipei City 10548, Taiwan (R.O.C.)

隨機進廠及維護時間下航機年度維護 排程調整最佳化之研究¹

OPTIMAL ADJUSTMENT OF ANNUAL AIRCRAFT MAINTENANCE SCHEDULE UNDER STOCHASTIC AIRCRAFT CHECK-IN AND MAINTENANCE TIMES

顏上堯 Shang-Yao Yan²

郭俊志 Jyun-Jhih Guo³

(102 年 2 月 6 日收稿，102 年 12 月 11 日第 1 次修改，103 年 7 月 30 日第 2 次修改，
104 年 5 月 30 日定稿)

摘 要

本研究基於航機維護工廠業者之立場，考量實務中航機的隨機進廠及維護時間、營運目標及相關的限制條件，建構一隨機進廠及維護時間下航機年度維護排程的調整模式。本模式可定式為一零壹整數規劃，為有效地求解實務大型的問題，本研究結合 CPLEX 數學規劃軟體發展一啟發解法。另外，本研究並發展一模擬方法以適當地評估隨機性與確定性規劃的停機排程在實際營運的績效。最後，為展示及評估此隨機規劃模式的實用績效，本研究以一國內航空公司所屬之航機維護工廠的實際維護資料為例，進行範例測試與分析。測試結果良好，顯示本研究隨機模式較確定性模式為佳，可為一穩健且有效的規劃工具，以輔助航機維護工廠業者在面

-
1. 本研究承科技部專題研究計畫之部分補助，謹此致謝。作者亦感謝審查委員提供之寶貴意見，使本文更為嚴謹。
 2. 國立中央大學土木工程學系教授（聯絡地址：32001 桃園市中壢區五權里 2 鄰中大路 300 號中央大學土木工程學系；電話：03-4227151 轉 34141；E-mail：t320002@cc.ncu.edu.tw）。
 3. 國立中央大學土木工程學系博士（聯絡地址：32001 桃園市中壢區五權里 2 鄰中大路 300 號中央大學土木工程學系；電話：03-4227151 轉 34155；E-mail：y.943402010@gmail.com）。

臨實際營運中的隨機航機進廠及維護時間上，每年有效地重新調整航機進廠維護排程。

關鍵詞： 航機維護工廠；年度排程調整；隨機事件；進廠及維護時間；零壹整數規劃；模擬評估

ABSTRACT

Based on aircraft maintenance providers, the present study attempted to develop an optimization model for the annual schedule adjustments of stochastic aircraft check-in by considering factual, aircraft check-in and maintenance times, operational objectives, and related constraints. The model is formulated as a zero-one integer program. To effectively solve large-scale practical problems, the researchers developed a heuristic with the use of the mathematical programming solver, CPLEX. In addition, a simulation-based evaluation method was developed to evaluate the performance of the schedules obtained from the stochastic and deterministic models. Finally, to demonstrate and evaluate the stochastic model in practice, a case study was conducted using the real-time operating data from a major aircraft maintenance center in Taiwan. The test results were extremely favorable, verifying the superiority of the stochastic model over the deterministic model. The proposed model is a robust and useful planning tool for aircraft maintenance centers to effectively adjust their annual aircraft maintenance schedules while focusing on stochastic aircraft check-in and maintenance times.

Key Words: *Aircraft maintenance center; Annual schedule adjustment; Stochastic event; Aircraft check-in and maintenance times; Zero-one integer program; Simulated evaluation*

一、緒 論

航機的維護與飛航安全息息相關，有了良好的維護才能讓航機維持在安全的狀態下飛行。時至今日，全球化的經濟環境加速了航運的發展，而各大航空公司亦面臨日益激烈的營運競爭。為了保持營運競爭力，首要目標是確認航機能持續且安全地飛行。為了達成此一目標，使每架航機在穩定且有效率的排程下，進廠執行預防性定期維護是非常重要的。由於航機預防性定期停機維護排程的規劃成效，對航次營運及整體維護系統運作有關鍵性影響。因此，如何在現有維護資源與需求條件下，找到有效率的排程規劃做法，進而規劃出能滿足營運過程實務運用的維護排程，使維護工作能穩定進行並提升營運績效，對於航機維護工廠而言是一相當重要的課題。

吳國賓^[1]曾指出國內航機預防性定期停機維護排程可分為長期、中期及短期排程等3種，其中長期排程主要是安排航機未來5年必須執行的大型定期維護工作；中期排程主要

是以長期排程及飛航季班表之規劃為基礎，再加入週間檢查的每月排程；短期排程主要是依中、長期排程結果，規劃 3 天內每日需進行之例行性維護工作。定期維護工作之等級大致可區分為 A、B、C、D-Check、Structure Check、Landing Gear Change、Painting 等（詳劉世德^[2]），其中週間檢查係指 A/B-Check 之一般性檢修保養，大型維護係指 C、D-Check 等較長天數維護。在規劃維護排程時，除依民航法^[3]等相關規定及航機維護計畫（aircraft maintenance program, AMP）外，尚需考量維護項目及內容、維護時間、進廠時窗、維護資源條件及營運配合等實務規劃需求。以往航機定期維護排程之研究，依模式目標不同可區分為成本、可用飛行時間與維護人力等 3 類。與成本相關者，例如 Tedone 與 Gray^[4]、顏上堯等人^[5]；與可用飛行時間相關者，例如 Radhika^[6]、劉世德^[2]、陳俊汝^[7]、Yan 等人^[8]、顏上堯等人^[9]；與維護人力相關者，例如吳國賓^[1]。由文獻可以看出，與可用飛行時間之相關研究較多，亦可顯示其在維護排程規劃上之重要性。

實務上航空公司在規劃定期維護排程時，為符合法規並避免影響營運航班調度，首先會規劃長期排程，確定各航機的大型維護作業。接著，再擬定飛航季班表。之後，再依序規劃定期維護之中期及短期排程。以往長期排程的研究大多採確定性規劃，且在設定與可用飛行時間相關之隨機進廠時窗及維護時間等測試值時，係採用平均值或固定值處理（如陳俊汝^[7]及 Yan 等人^[8]研究等）。由於長期排程之規劃期長達 5 年，造成原規劃排程在營運過程經常受隨機事件擾動而須不斷調整。因此，規劃人員每年必須於適當時間，開始檢視下 1 年規劃排程並做銜接調整。此調整為滾動式的年度調整，主要係以更新規劃後的 5 年長期排程為基礎，截取未來決策年度的更新排程，並依當年度已知營運變化更新排程需求參數，以人工方式逐步進行調整（詳顏上堯等人^[9]）。就數學規劃來說，由於以人工經驗處理長期排程僅屬一可行解，雖能運作但很難評估其成效之優劣。此外，以人工方式頻繁調整，除可能導致營運作業配合困難外，甚至可能影響航次營運及提高維護成本，使航機定期維護長期排程失去原本最佳化規劃的意義。因此，顏上堯等人^[9]發展一數學規劃模式，以有效地調整航機年度維護之長期排程。然而，其雖已考量最晚進廠日提前作為隨機擾動影響的適當緩衝，但實質上仍採確定性模式規劃，因此在實際營運中常容易受隨機的擾動事件影響，而大幅調整原規劃排程，導致實際排程績效的降低。值得說明的是，長期、中期及短期排程均屬於規劃階段，而人工即時調整則屬於營運階段。在實務上，由於長期排程在營運階段受隨機擾動後的即時調整，受限於公司決策優先、時效性、營運變化及地勤配合等因素考量，大多仍以人工經驗方式處理。因此，在規劃階段所完成的長期排程（不論是採確定性規劃或隨機性規劃作法），在模擬未來營運階段使用時，應採人工方式即時調整長期排程，以契合實務營運過程。

理論上，隨機性規劃在規劃過程中已考量未來營運的隨機擾動事件，因此其較確定性規劃更能如實反應實務上受隨機擾動的影響，進而規劃出更為穩健的排程。雖然以往在航機預防性定期維護的相關研究中，對於隨機擾動規劃的探討較缺乏，但在其他航空運輸相關領域中，已陸續有相關研究。例如 Yan 等人^[10]曾進行飛航排程隨機規劃問題之研究，以最大化營運利潤為目標，建構一隨機性需求之機隊飛航排程模式。楊大輝、李綺容^[11]

曾進行航空貨物運輸市場需求量隨季節性變動問題之研究，利用隨機規劃方法，建構隨機性飛航網路規劃模式，並整合為混合整數規劃問題以求解。Yan 等人^[12]曾探討隨機需求下航空貨運站收貨人員人力供給規劃問題，建立隨機性需求之航空貨物收貨人員排班模式。Yan 與 Tang^[13]曾進行隨機性擾動下機門指派規劃問題求解演算法之研究，發展一整合規劃與即時調整兩階段之求解架構。此外，非屬航空運輸領域中亦有對隨機擾動規劃進行探討之研究，如林益生^[14]、唐存寬^[15]、Kenyon 與 Morton^[16]、Yan 等人^[17]等，不在本節詳述其文獻內容，請讀者自行參考文獻。

由於隨機進廠及維護時間下的航機年度維護排程的調整規劃，在以往尚未發現有相關的隨機規劃文獻，且上述相關確定性規劃研究，均未如實反應長期排程在實際營運過程受隨機事件擾動影響，所引發的隨機進廠時窗、隨機維護時間及重新調整排程所需的成本。因此，本研究主要目的是針對航機維護長期排程中的年度調整問題，考量實際營運中經常性的航機隨機進廠時窗及維護時間，構建一有效率的調整模式及求解方法，以輔助維護工廠業者，每年有效地且穩健地重新調整航機進廠維護排程，進而提升航機維護的營運績效。數學上，此模式可定式為一零壹整數規劃問題，在應用於實務大型維護系統時，問題規模可能太大而難以在適當的時間內求解完成。因此，為有效地求解實際的大型問題，本研究利用重複機率選擇之避險技巧發展一啟發解法。另外，為評估本研究規劃排程在實際營運的績效，茲參考實務的人工調整作法，發展一模擬評估方法。

本文其餘的內容概要如下：第二節說明模式構建背景，第三節構建模式，第四節說明啟發解法及模擬評估方法，第五節以國內航空公司維護資料進行測試及分析，第六節提出結論與建議。

二、模式構建背景

由於文獻中以顏上堯等人^[9]研究 (模式簡稱 LMSYA_CM) 在航機年度維護排程的調整作法上較完整，因此本研究參考其確定性規劃架構做為模式構建之基礎。之後，透過與維護排程專業人員訪談並考量航機維護工廠的實務作業，延伸發展一隨機進廠及維護時間下航機年度維護長期排程調整之最佳化模式 (an optimization model for yearly adjustments of long-term maintenance schedule under stochastic aircraft check-in and maintenance times in the real world，以下簡稱 LMSYA_SM)。本節首先簡要說明 LMSYA_CM 之基本條件與假設、數學模式，以為 LMSYA_SM 構建之參考。

2.1 LMSYA_CM 基本條件與假設

1. 長期排程年度調整作業所需資料已知

此等資料係指在航空公司未來 5 年滾動式長期規劃策略更新後，截取決策年度 (指下一年度) 內應執行 C/D-Check 等級以上維護排程之調整時所需。其中包含所有應進廠之航

機編號、機型、項目、維護時距、維護時間、進廠時窗及維護資源等，並依 AMP 規定、維護紀錄及新的 5 年長期規劃結果篩選規劃資料。

2. 維護時間

維護時間估算是根據機型、項目、機齡、拆檢修報告等資訊，並參考 AMP 及過去經驗概估其平均值。

3. 進廠時窗

(1) 應進廠維護之期限已知

AMP 規定航機定期維護之週期（以下稱為維護時距），係指設定相鄰兩次維護間可使用的飛行小時（以下簡稱飛時）數或日曆天數（起降次數等不同基準亦可轉換成日曆天數），視何者先達到做為預估到期日基準。在實務上，航機應於規劃之進廠時窗（即最早及最晚進廠日間）內進廠維護，至遲不得超逾預估到期日。顏上堯等人^[9]曾說明在決策年度內航機進廠時窗之估算方法如(2)項說明。

(2) 最早進廠日及最晚進廠日之設定

一般而言，確定性規劃為了求得最大維護時距使用率（ P_L 值），會以預估到期日為最晚進廠日，但如此易造成資源規劃過緊，進而導致營運過程調整困難。因此，顏上堯等人^[9]曾以緩衝做法改善此問題。此外，該研究亦提及依民航通告維護計畫管理^[18]規定，當航機維護時距使用率達成一定標準（以下簡稱 RL 值，單位：%）時，可申請維護時距展延寬，並以此作為設定最小維護時距使用率（ P_E 值）之參考。由適當選擇 P_E 值與 P_L 值可轉換得到最早與最晚進廠日，並找出與維護時距（以日曆天計算為例）之關係式如下：

$$\text{最早進廠日} = \text{最晚進廠日} - (P_L - P_E) \times \text{維護時距}$$

4. 機庫數量及容量限制

顏上堯等人^[9]係以航機維護工廠所在航站之維護資源做維護排程規劃，由於各項維護必須在核可的維護廠棚內進行，因此機庫總數量設為固定。此外，單座廠棚內可能設有 2 座以上機庫，但每座機庫內僅容許有 1 架飛機（不細分大小型）在庫進行維護，因此，每日容許可在庫維護之最多數量視為固定已知。機庫適用機型或特殊維護項目會隨各航機維護工廠規劃而有不同，本項視為固定已知。

5. 維護人力限制

為簡化問題規模，假設每架航機維護工作需求 1 組維護人力且不考慮加班成本。實務上，各分項維護工作區之人力有限且需互相支援，以控制人事成本並滿足維護需求。因此在常態維護人力（亦即每日可執行維護之最多維護人力組數或航機架數）上可視為是固定已知。

6. 營運配合作業之限制，均視為固定且已知。進一步說明如下：

- (1) 為配合營運作業需求，在某些特定進廠時窗或機庫必須列入不可規劃或特定使用限制，包含機庫維修、契約客戶航機業務、跨年度維護、營運旺季等。

- (2) 實務上，同型航機不同時在機庫中進行大型定期維護，以避免影響同航線之營運調度。
7. 實務上，航機要達到 C/D-Check 以上需求之維護時距，可飛行之營運時間皆超逾 1 年，亦即決策年度內最多進廠維護 1 次。
 8. 假設每項維護作業均不可分割。
 9. 實務上與安全有關的 C/D-Check 以上需求之維護項目必須 1 次完成，否則會依法規遭受嚴重懲罰；而與安全無關的項目，是否分割成 2 次以上進廠，原則上在規劃期即應決定併入何種維護項目及內容再執行。若為臨時決策，則可併入短期排程考量。
 10. 以維護工廠所在航站之維護能量進行維護排程，不考慮外站之維護支援。

2.2 LMSYA_CM 數學定式

決策變數：

x_{ijk} ：表示自有或已訂契約客戶的第 i 架航機在第 j 天是否被指派至第 k 機庫進行維護？如果求解結果是指派，則為“1”，否則為“0”。

參數定義：

i ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機。

j ：第 j 天進廠日。

k ：第 k 個維護機庫。

m_{ij} ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機在第 j 天進廠之維護時距使用率（單位：%）。

w_i ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機的座位數權重值。由於每架航機的維護時距使用率最大值均為 1，且在實務訪談時得知，政策上大航機的重要性優先於中小型機，中型機又優於小型機，因此為儘量符合實務的政策需求，以訂出合理的模式目標值，本研究參考 Yan 等人^[8]做法，以座位數最少之機型 Boeing 737-800 為基準，依各機型不同座位數之相對比值訂定各機型的權重值。

e_i ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機最早進廠日。

l_i ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機最晚進廠日（為到期日提前某些日數做為緩衝）。

r_i ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機進廠維護之維護時間（即停機維修天數）。

q_{sk} ：第 s 天第 k 個維護機庫因機庫大小或維護設備支援能力限制，最多可同時停放的航機總架數（不論大小機型均設為 1 架）。

p_s ：第 s 天所有的維護機庫因人力限制，最多可同時維護的航機總架數。

$p_s^{o_type}$ ：自有航機 o_type 同型機種第 s 天最多可停機維護的架數。

集合定義：

T ：決策年度內所有規劃天數。

- H_{is} : 第 i 架自有或已訂契約客戶航機涵蓋所有第 s 天 (含) 以前進廠日之集合。
 $H_{is} = \{j | j \leq s \leq j + r_i - 1\}$ 。
- I : 應於決策年度內進廠維護之自有及已訂契約客戶航機集合。
- I^o : 應於決策年度內進廠維護之自有航機集合。
- I^{cr} : 維護作業由決策前 1 年度跨越至決策年度或因政策需求特定維護時窗的自有及已訂契約客戶航機航機集合。
- S_i^{cr} : 自有及已訂契約客戶航機中, 第 i 架航機因維護排程跨越至決策年度或政策需求, 已排定機庫及進廠維護時窗之集合。
- K : 航機維護工廠內所有機庫之集合。
- IK : 因機型限制無法調整至機庫或無法使用機庫之自有及已訂契約客戶航機暨機庫集合。
- I^{o_type} : 屬於 o_type 機型之自有航機集合。
- TP^o : 自有航機之所有機型集合。

LMSYA_CM 可定式為一零壹整數規劃問題如下：

Maximize

$$\sum_{i \in I} \sum_{j \in T} \sum_{k \in K} m_{ij} \cdot w_i \cdot x_{ijk} \quad (1)$$

Subject to

$$\sum_{j=e_i}^{l_i} \sum_{k \in K} x_{ijk} = 1, \quad \forall i \in I; \quad (2)$$

$$\sum_{i \in I} \sum_{j \in H_{is}} x_{ijk} \leq q_{sk}, \quad \forall k \in K, \forall s \in T; \quad (3)$$

$$\sum_{i \in I} \sum_{j \in H_{is}} \sum_{k \in K} x_{ijk} \leq p_s, \quad \forall s \in T; \quad (4)$$

$$\sum_{(i,k) \in IK} \sum_{j=e_i}^{l_i} x_{ijk} = 0; \quad (5)$$

$$\sum_{(j,k) \in S_i^{cr}} x_{ijk} = 0, \quad \forall i \in I^{cr}; \quad (6)$$

$$\sum_{i \in I^{o_type}} \sum_{j \in H_{is}} \sum_{k \in K} x_{ijk} \leq P_s^{o_type}, \quad \forall o_type \in TP^o, \forall s \in T; \quad (7)$$

$$x_{ijk} = 1 \text{ or } 0, \quad \forall i \in I, \forall j \in T, \forall k \in K; \quad (8)$$

目標式 (1) 表示所有自有及已訂契約客戶的航機維護時距使用值最大化；限制式 (2) 表示所有自有及已訂契約客戶的航機須在維護時距內維護限制：該研究在最早進廠日設定上，以過去數年度之維護時距使用率之平均值設定緩衝比例值，較預估到期日提前 1 緩衝天數；在最早進廠日之設定上，則先考量以能滿足航機可展延寬的基準做設定。若初始規劃結果造成營運階段無解時，則以小幅度逐步降低整體機隊之最小維護時距使用率（對應等於最早進廠日逐步提前）的做法，漸漸擴大進廠時窗，再重覆進行求解測試，直至模擬營運過程求解均有解為止，並取得初始規劃用之最早進廠日之設定參數（機隊整體最小維護時距使用率）；限制式 (3) 為個別機庫單日使用架數限制：代表在第 s 天，第 k 個維護機庫最多可停放的航機總架數不得超過 q_{sk} 架；限制式 (4) 為維護工廠單日維護人力限制：即第 s 天最多允許維護航機總架數為 p_s 架；限制式 (5) 為機庫有機型或使用限制；限制式 (6) 為考量跨越年度或政策需求已排特定時窗限制；限制式 (7) 為配合營運考量，同型機單日維護數量限制自有 o_type 機種，於第 s 天最多可停放的總架數不得超過 $p_s^{o_type}$ 架；限制式 (8) 為變數是零壹整數的限制式。

三、模式構建

本節首先說明隨機規劃模式 LMSYA_SM 之基本條件與假設、接著說明數學模式，最後說明模式之應用。

3.1 模式基本條件與假設

本研究 LMSYA_SM 是以隨機之進廠時窗及維護時間下，含不確定性懲罰值（因維護排程變動）之維護時距使用值最大化為目標。在 LMSYA_SM 構建上，利用排程規劃實務探討所得資訊做相關的假設。由於 LMSYA_SM 與 LMSYA_CM 均係處理類似的長期排程的年度調整問題，且主要著重於國內實務之營運。因此，顏上堯等人^[9] 研究中所考量的相關假設與條件也納入 LMSYA_SM 考量。至於其餘假設則與隨機的進廠時窗及維護時間相關，說明如下：

1. 維護時間及應進廠維護之期限已知

(1) 隨機維護時間之處理

以往實務上規劃維護排程所需用維護時間參數係取用經驗估計值，然而維護時間受到檢查與拆修結果、經驗、技巧能力、效率高低及零組件備妥與否等不確定性影響，即使是相同等級項目所需時間亦不一定相同。因此，本研究考量各航機之維護時間為具一機率分布之隨機值。值得說明的是，當維護時間增加，除了自身維護時距使用率減少外，可能會影響其他航機維護進廠維護作業。因此，本研究給予一適當之懲罰值（詳 3.2 數學定式 2.(2)

說明)。

(2) 隨機進廠時窗 (亦即隨機最早進廠日及最晚進廠日) 之處理

由於在計算基準日之後之剩餘可飛行日曆天數及剩餘飛時，會受隨機事件擾動 (如航次增減或順逆風飛行時間等不同) 而影響到期日，因此本研究考量到期日為具一機率分布之隨機值。為能在隨機環境下提高機隊維護時距使用率，本研究令最晚進廠日為預估到期日 (亦即 $P_L = 1$)，可得關係式如下：

$$\text{最早進廠日} = \text{最晚進廠日} - (1 - P_E) \times \text{維護時距}$$

由上式可知，當 P_E 值及維護時距不變，最早進廠日會隨著最晚進廠日受隨機擾動呈一定關係變化。因此，得知最晚進廠日之隨機值時，則可同時計算出最早進廠日之隨機值。此外，當預估最晚進廠日提前或排程受隨機擾動而使規劃進廠日早於預設之 P_L 值轉換日 (轉換日由 RL 值(%) 乘上維護時距後，再加上前次完工出廠日期可得到，以下簡稱此轉換日為 RLD) 時，會減少維護時距使用率或增加維護次數。因此，本研究各給予一適當之懲罰值 (詳 3.2 數學定式 2.(1) 及 2.(3) 說明)。

有鑑於此，排程單位應逐年建立規劃排程受隨機事件擾動後，各航機維護時間及進廠時窗估計值及實際值 (假設二者之差異值為隨機擾動值) 紀錄，之後轉換成不同隨機擾動值對應機率及累積機率密度函數圖，作為維護排程隨機規劃需用。規劃時，以隨機方式選取代表各航機受隨機事件擾動的隨機數值，並對照隨機擾動值累積機率密度函數圖，求得對應之維護時間及進廠時窗之隨機擾動值，再加上原估計或已知值，即可決定在各次隨機事件擾動下，各航機更新後的維護時間及進廠時窗數值。

2. 隨機維護時間及進廠時窗機率分布之假設與處理

一般而言，排程規劃參數受隨機擾動的影響可分為航班營運面及維護作業面。在航班營運方面，自有航機由以往的經驗資料可以得知隨機擾動值的機率分布，已訂契約客戶則需自行提供；在維護作業方面，契約客戶航機若在同一系統維護，其所受隨機事件擾動的機率分布理論上應與自有航機大致相同。此外，在維護資源受限制下，整體維護系統經長期磨合後，理論上機隊之隨機擾動值機率分布型態將漸趨穩定一致。因此，本研究假設契約客戶航機受隨機擾動影響與自有航機相同且已知。此外，為反映實際營運上可能出現的航機進廠日受擾動狀況，本研究透過專業排程人員之訪談資料，設定維護時間、最早及最晚進廠日受隨機事件擾動的機率分布型態。

依作者與一國籍大型航空公司航機維護工廠 (以下簡稱 F 廠) 專業排程人員之實務訪談資料內容，其僅能提供部分的邊界條件 (包含最晚進廠日提前或延後最多 4 日、維護日期最多增加 15 日或最多減少 9 日、大致 1~2 天的變動較常見，變動愈大機率可能愈小等)，並未建立完整的實際資料。因此，本研究參考訪談意見，設定維護時間之隨機擾動值約介於 +15 (增加 15 日) ~ -9 (減少 9 日) 間，進廠時窗之最晚進廠日之隨機擾動值則約介於 +4 (延後 4 日) ~ -4 (提前 4 日) 之間。本研究假設二者之隨機變數 (指隨機擾動值) 之機率分配型態為類似截斷式常態分配 (truncated normal distribution)，並轉成離散之機率分布。

其分布係以擾動值 -1 為最大機率，向增加（或延後）側及減少（或提前）側近似均勻逐步遞減，統計隨機擾動值累積機率後，據以求出隨機擾動值累積機率密度函數圖。此外，由3.1 模式基本條件與假設 1.(2) 說明可知，由於最早與最晚進廠日間有一定的比例關係且無足夠實務資料可供使用，因此為簡化模式，設二者的擾動值產生的範圍相同。值得說明的是，未來應用此模式時，各航機維護工廠應引用自有的維護紀錄及隨機擾動機率分布資料。

3. 隨機事件次數之設定

理論上，隨機事件擾動樣本次數愈多愈接近母體。因此，當模式最佳化目標值隨著隨機事件次數增加而逐漸收斂，亦即維護系統母體之最佳化目標值不再隨著隨機事件次數增加而有明顯的變化，則此隨機事件次數可適當地反應事件母體。為找出可適當地代表事件母體並在合理時間內得到收斂解之隨機事件次數，做為隨機規劃與模擬評估之用，本研究於後續範例測試章節求解不同隨機事件次數下之模式最佳化目標值，並做目標值收斂分析。

4. 機庫數量及容量限制

本研究暫不考量廠棚受外力毀損等較大但較少發生的隨機事件，以降低模式的複雜度及求解困難度。此等情況可考量為未來的後續延伸研究，以本研究為基礎，再修訂成更完整且更貼近實務之模式。

5. 維護人力限制

顏上堯、陳玉菁^[19]曾提及維護作業一般為每日3班人員輪班制，在實務上，為避免維護時間延長而影響後續航機進廠或航班營運，部分輪休人員可能需加班趕工。因此，本研究依勞基法考量，在加班及輪休限制下，僅容許1組人力加班4小時，並給予一適當之懲罰值（詳3.2 數學定式 2.(2) A 項說明）。

6. Letter Check 計畫、發動機翻修及起落架翻修時距3項之RL值設定相同，唯可依實務應用需求做調整。

3.2 數學定式

在數學定式前，我們除部分引用LMSYA_CM之相關變數與參數外，茲定義本研究LMSYA_SM另外所需之變數、參數與集合，並分成3部分說明如下：

1. 與LMSYA_CM相關且具隨機性變數部分：

ω : 第 ω 次隨機事件。

$m_{ij}(\omega)$: 第 ω 次隨機事件下，第 i 架自有或已訂契約客戶航機在第 j 天進廠之維護時距使用率（單位：%）。

$e_i(\omega)$: 第 ω 次隨機事件下，第 i 架自有或已訂契約客戶航機最早進廠日。

$l_i(\omega)$: 第 ω 次隨機事件下，第 i 架自有或已訂契約客戶航機最晚進廠日。

$r_i(\omega)$: 第 ω 次隨機事件下，第 i 架自有或已訂契約客戶航機進廠維護之維護時間（即停機維護天數）。

$H_{is}(\omega)$ ：第 ω 次隨機事件下，第 i 架自有或已訂契約客戶航機涵蓋所有第 s 天 (含) 以前進廠日之集合。若機庫於第 s 天有航機執行維護中，則該航機可能在第 s 天 (不含) 以前已進廠或第 s 天才進廠。

$$H_{is}(\omega) = \{j \mid j \leq s \leq j + r_i(\omega) - 1, s \in T\} \equiv \{j \mid s - r_i(\omega) + 1 \leq j \leq s, s \in T\}$$

2. 與 LMSYA_CM 不相關之參數與具隨機性變數部分 (懲罰值)：

為使隨機規劃結果，在營運時能具穩健型功能，需儘量納入實務上排程運作考量。本研究 LMSYA_SM 其中一項作法，係參考實務上排程專業人員決策考量，對於違反模式限制或減少整體維護系統目標值的情況，給予適當懲罰。因為不同懲罰值的設計，使得 LMSYA_SM 在指派排程之決策上更加複雜。各項懲罰值之設定概要說明如下：

(1) 屬模式目標值之第 1 項懲罰值 $C_i^L(\omega)$ (最晚進廠日比原初始規劃提前所造成)

A. 最晚進廠日提前日數與增加長期維護次數間之假設與估算

若某型航機設定汰換時之預估機齡為 u_i 年，最晚進廠日平均每年提前維護日數為 d_i 天，以日平均飛時 f_i 小時換算，計為 $u_i \times f_i \times 365$ 飛時。另設 AMP 維護時距為 s_i 飛時、預估平均維護時距為 S_i 飛時，扣除剛交機使用及汰換當年不必再進行長天期維護，因此，理論上最經濟維護總次數為 Q_i^{\min} ，可得：

$$\frac{u_i * f_i * 365}{S_i} - 1 = Q_i^{\min} \quad (9)$$

若在不更動同型航機維護順序的前提下，受隨機事件擾動後，維護單位對第 i 架航機所設定的最晚進廠日會造成維護時距提前，若航機汰換前，各年提前之維護時距累計後的平均值為 S_i ，則理論上提前結果所造成決策維護總次數為 Q_i ，可得：

$$\frac{u_i * f_i * 365}{S_i} - 1 = Q_i \quad (10)$$

由 (9) 及 (10) 可導出增加之次數為：

$$Q_i - Q_i^{\min} = \frac{S_i - S_i}{S_i * S_i} * (u_i * 365 * f_i)$$

令 $s_i - S_i = d_i * f_i$ ，則：

$$Q_i - Q_i^{\min} = \frac{f_i^2}{S_i * S_i} * (u_i * 365 * d_i) = \frac{f_i^2}{(S_i - d_i f_i) * S_i} * (u_i * 365 * d_i) \quad (11)$$

若維護次數增加 $Q_i - Q_i^{\min} = p$ ，則：

$$Q_i - Q_i^{\min} = p = \frac{f_i^2}{S_i * S_i} * (u_i * 365 * d_i) = \frac{f_i^2}{(S_i - d_i f_i) * S_i} * (u_i * 365 * d_i) \quad (12)$$

移項可得：

$$\begin{aligned} (u_i * 365 * f_i^2 + p S_i f_i) * d_i &= p S_i^2 \\ d_i &= \frac{p S_i^2}{(u_i * 365 * f_i^2 + p S_i f_i)} \end{aligned} \quad (13)$$

假設最晚進廠日平均提前日數 t_i ，可能會造成航機壽限內增加 1 次維護，則：

$$\begin{aligned} p &= 1, d_i = t_i \\ t_i &= \frac{S_i^2}{(u_i * 365 * f_i^2 + S_i f_i)} \end{aligned} \quad (14)$$

同理，若第 i 架航機 AMP 維護時距以日曆天 g_i 計，預估平均維護時距為 G_i 飛時，則(9)、(10)可修訂為：

$$\frac{u_i * 365}{g_i} - 1 = Q_i^{\min} \quad (15)$$

$$\frac{u_i * 365}{G_i} - 1 = Q_i \quad (16)$$

$$Q_i - Q_i^{\min} = \frac{u_i * 365 (g_i - G_i)}{G_i * g_i} = \frac{u_i * 365 * t_i}{(g_i - t_i) * g_i} \quad (17)$$

令 $Q_i - Q_i^{\min} = \frac{u_i * 365 * t_i}{(g_i - t_i) * g_i} = 1$ ，可得：

$$t_i = \frac{g_i^2}{g_i + u_i * 365} \quad (18)$$

B. 最晚進廠日提前所衍生懲罰值之設定

為清楚說明此懲罰值之參數設定過程，茲先以某架航機日平均飛時 15 小時、法定維護時距 5,000 飛時、除役機齡 30 年（依實務界訪談人員之建議，以不再飛行設定航機除役機齡）為例計算，在實例測試時仍以華航公司提供之各航機排程規劃用數據為依據。代入式 (14) 計算可知，若提前天數在 9.85 (取整數 10) ~ 19.7 (取整數 20) 天者，理論上會增加

1 次維護次數；相反地，若每次維護提前均在 $10 (= t_i)$ 天以下，並不會增加維護次數，唯當年度航機的最晚進廠日提前，仍會影響汰換前的總提前日數與維護次數。依上述，本研究假設維護次數增加量隨最晚進廠日提前天數而增加並為正比關係，為了方便說明，以第 i 架提前 t_i 天為維護次數會增加之臨界點，以提前達 t_i 天者，維護次數增加值設為 1，達 $2 t_i$ 天者，設為 2，....，依此類推。若第 i 架航機最晚進廠日提前天數為 d_i^l ，則維護次數增加值 $C(d_i^l)$ 之公式可依內插法推導如下：

$C(0) = 0, C(d_i^l), C(t_i) = 1$ ，由內插法可知，

$$\frac{C(d_i^l) - C(0)}{C(t_i) - C(0)} = \frac{d_i^l - 0}{t_i - 0} \Rightarrow \frac{C(d_i^l)}{1} = \frac{d_i^l}{t_i}$$

令 $C_i^L = C(d_i^l)$ ，故可求得第 i 架航機最晚進廠日提前 d_i^l 天時的維護次數增加值為：

$$C_i^L = \frac{d_i^l}{t_i} \quad (19)$$

本研究模式目標值為維護時距使用值最大化，是實際使用時間與維護時距的比值，故以維護次數增加值來設定懲罰值，在配合使用率尺度上，需要再設加權，加權值設定說明如后：

航機維護時距使用率設定為實際維護時距使用時間／維護時距，而最晚進廠日提前會增加維護次數，每增加 1 維護次數會增加 1 次維護時間。因此，換算第 i 架航機最晚進廠日每增加 1 次之目標懲罰值加權＝維護時間／維護時距。承上所述，設定在 ω 隨機事件下，若第 i 架航機的最晚進廠日提前 $d_i^L(\omega)$ 天，造成除役前總維護次數增加的懲罰值為：

$$C_i^L(\omega) = -\frac{d_i^L(\omega)}{t_i} * \frac{r_i(\omega)}{g_i}, \text{ 維護時距以日曆天計} \quad (20)$$

$$C_i^L(\omega) = -\frac{d_i^L(\omega)}{t_i} * \frac{r_i(\omega)}{(s_i/f_i)}, \text{ 維護時距以飛時計} \quad (21)$$

其中：

g_i ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機依 AMP 規定之維護時距（以日曆天計）。

s_i ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機依 AMP 規定之維護時距（以飛時計）。

f_i ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機日平均飛時。

u_i ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機設定汰換時之預估機齡（以年計）。

t_i ：第 i 架自有或已訂契約客戶航機提前進廠維護而不會增加除役前總維護次數的平均提前日數：

$$t_i = \frac{s_i^2}{(u_i * 365 * f_i^2 + s_i f_i)}, \text{以飛時計。} \quad t_i = \frac{g_i^2}{g_i + u_i * 365}, \text{以日曆天計。}$$

$d_i^L(\omega)$ ：第 ω 次隨機事件下，第 i 架自有或已訂契約客戶航機最晚進廠日比原初始規劃提前的天數。

(2) 屬模式目標值之第 2 項懲罰值 $C_i^R(\omega)$ (維護時間比原初始規劃增加所造成)

因維護時間受隨機擾動所衍生的懲罰值，主要朝三個層面考量：第一，航機維護時間送會各相關部門所增加的人力費用，是必須的優先做法，實務上無法縮減，與重新指派結果優劣無關。第二，航機維護時間增減所增減的維護費用，與其他航機重排結果優劣無關。第三，航機維護時間增減，可能會影響其他航機進廠的情形。但維護時間減少，在維護的初始規劃成本上不會有增加，反而有助於營運的調度。若維護時間增加，則有人力不足、機具不足及使用同棚廠後續其他航機如期或延後進廠的情形產生。在人力不足方面，可以工作優先順序、增加人力（若屬 3 班制，可容許以 1 班人力加班 4 小時）方式處理；在機具不足方面，實務上可用工作優先使用順序的方式調整以解決；在使用同棚廠後續其他航機如期或延後進廠方面，如果無機庫，則可先置於臨時機庫。若後續航機延後進廠，會有 2 種情況，一是受限於法定維護時距，無法續飛，影響營運；一是可以再飛，至可以進廠為止，但因季班表已排定，僅能用於臨時調度使用。由於實務上會儘量使應進廠維護航機如期進廠，若因維護時間增加而產生人力加班費用，則本研究在排程規劃上給予懲罰值，並就維護時間增加所衍生人力加班費用、估算結果與懲罰值設定二點進一步說明：

A. 維護時間增加所衍生的人力加班費用：

根據上述分析，當某架航機維護時間增加時，其他維護工作是否能順利進行，主要原因在人力的維護能量。實務上，為了避免使後續進廠航機維護時程受到影響或使已受到影響而調至臨時機庫的航機亦能如期出廠而不影響營運，維護單位人員會視工作順序及機具安排使用，調度人力或加班進行維護作業。

根據維護單位提供的資料分析，各航機工作計畫組可供抽調人力至臨時機庫協助維護的數量平均約占正常維護人力的一半（視不同維護單位維護人力能量而有差異）。換句話說，在工作效率不變的條件下，臨時機庫工作量每日僅能完成平日作業量的一半。在不增加常態人力條件並顧及正常輪休下，維護工廠原則上會安排 1 組人力加班，以儘速完成維護時間增加的航機維護工作。承上所述，維護時間增加的航機維護工作小組，每日輪流加班 4 小時，依照現行勞基法相關規定，加班費的計算，前 2 小時為正常薪資的 1.33 倍，後 2 小時為正常薪資的 1.66 倍，每天加班不得逾 4 小時。故平均每小時增加薪資費用約為 1.5 倍，可求得每日費用增加比例為 $\frac{8*1+4*1.5}{8*1} - 1 = 0.75$ 。

B. 維護時間增加估算結果與懲罰值設定

本研究模式目標值為維護期限使用值，是實際使用時間與法定維護時距（預定使用時間）的比值再乘上航機座位數加權，故以增加的維護時間與預定維護時距的比值配合維護

期限使用率尺度來設定懲罰值加權。承上所述，設第 i 架航機原規劃維護時間 r_i ，維護費用為 Q_i ，若維護時間增加 Δr_i 天至第 j 天完成維護，則第 i 架航機損失了下年度的預定飛時或可使用日曆天數 Δr_i ，故給予懲罰值為：

$$C_i^1 = \frac{\Delta r_i}{g_i}, \text{ 其中 } g_i \text{ 為第 } i \text{ 架航機維護時距} \quad (22)$$

此外，在第 i 架航機延長維護期間，為避免影響原規劃後續進廠維護航機的出廠時程，每天加班人力（至第 i 架航機完成維護止，最多加班 Δr_i 天）所增加的後續航機維護費用提高為 1.75 倍，亦即在正常工率下，視為延長後續航機維護時間 $0.75 \Delta r_i$ ，給予懲罰值為：

$$C_i^2 = \frac{0.75 * \Delta r_i}{g_i}, \text{ 其中 } g_i \text{ 為第 } i \text{ 架航機維護時距} \quad (23)$$

故可設定在第 ω 隨機事件下，第 i 架自有或已訂契約客戶航機進廠維護後，因維護時間增加導致損失可用飛時（或相當於維護時距使用率）及造成人力調度加班的懲罰值為：

$$C_i^R(\omega) = -(C_i^1 + C_i^2) = -\frac{h * \Delta r_i(\omega)}{g_i}, \quad h = 1.75, \text{ (以日曆天計)} \quad (24)$$

$$C_i^R(\omega) = -(C_i^1 + C_i^2) = -\frac{h * \Delta r_i(\omega)}{(s_i / f_i)}, \quad h = 1.75, \text{ (以飛時計)} \quad (25)$$

其中：

$\Delta r_i(\omega)$ ：第 ω 次隨機事件下，第 i 架自有或已訂契約客戶航機進廠維護後，因維護時間較初始規劃維護時間增加之天數（視為加班天數）。

h ：航機維護時間每延長 1 天所造成的人力成本費用增加比例。

(3) 屬模式目標值之第 3 項懲罰值 $c_{ij}^{Ev}(\omega)$ (因規劃進廠日早於最早進廠日所造成)

因航機規劃進廠日提前並早於最早進廠日，所衍生無法展延寬維護時距的懲罰值。主要考量方向係依交通部民用航空局「民航通告」(維護計畫通告) 所述，Letter Check、發動機翻修及起落架翻修時距 3 類維護時距展延寬計畫，應事先備妥計畫細節含選定機號 (Letter Check 時距使用率要達 90% 以上) 或發動機序號 (發動機翻修時距使用率要達 95% 以上) 或起落架序號 (起落架翻修時距使用率要達 95% 以上)、作業時間、資料蒐集方式、製造廠家之建議、零組件拆檢報告 (為第 1、2 類 Product，含平均故障時距、TSN、TSO、故障導因、預防性措施、廠家建議)、結構檢查報告與分析 (限 Letter Check)、技術修改紀錄 (為延長使用壽命者應說明)、展寬值影響適航指令之說明與修正列表、不可展延之維護項目評估說明與列建議表 (限 Letter Check) 及民航局認為需要之其他資料，按民航局適航檢查員手冊規定之 5 階段檢定程序向民航局標準組提出申請。亦即在維持裝備之安全與可靠

度條件下，民航局同意翻修時距可展延寬，因此，航空公司維護單位為節省成本，通常依以往經驗將最早進廠日 $e_i(\omega)$ 設定約最晚進廠日維護日 ($l_i(\omega)$) -10% 法定維護時距，部份航機進廠維護日控制在最晚進廠日 ($l_i(\omega)$) -5% 法定維護時距內，並向民航局標準組提出維護時距展延寬。

通常排程人員規劃進廠日不早於最早進廠日，唯隨機事件發生後，調整之進廠日若不早於最早進廠日，可能有無解之情況產生（由模擬評估及實務訪談過程得知確實可能有此情況）。本研究為求規劃上有解，故設定在有條件下（即設懲罰值）做調整。此外，為了使部分航機能滿足維護時距展延寬計畫，以求節省維護成本並維持裝備之安全與可靠度，故設定規劃排程中，未於最早進廠日以後進廠者，即給予懲罰值。為了避免調整之進廠日提前太多，增加營運成本，並避免發生以某架航機維護時距使用值降低，來換取其他航機均滿足 RL 值之不合理指派應另給予適當限制。懲罰值設定說明如后：

本研究考量 3 個懲罰值設定基準，首先，維護時距使用率隨進廠日提早而降低，據以設定懲罰值之基本數值為維護時距使用值（各航機維護時距使用率乘以航機權重）之減少值並隨進廠日提早日數增加而增加；其次，依 F 廠專業排程人員經驗，若決策上無法避免早於最早進廠日，仍希望提早日數盡量降低，且規劃時亦須避免潛在可能產生不合理指派。因此，隨提早日數增加設定級距與門檻值，並給予不同懲罰值權重；最後，在客戶優先的考量下，設定契約客戶機之懲罰值為自有航機的 2 倍。第 i 架航機維護時距無法展延寬之懲罰值級距及門檻值設定舉例說明如下：當進廠日早於 $e_i(\omega)$ 日（可展延寬條件下的最早進廠日 (RLD)，第一級門檻值）且未早於 $A_i(\omega)$ 日（第二級門檻值，等於 $RLD - 5\% \times$ 維護時距），設定第 i 架航機懲罰值之權重等於 2；若早於 $A_i(\omega)$ 日且未早於 $B_i(\omega)$ 日（第三級門檻值， $RLD - 10\% \times$ 維護時距），設定第 i 架航機懲罰值之權重等於 4；若早於 $B_i(\omega)$ 日，設定第 i 架航機懲罰值之權重等於 8。此外，各契約客戶航機懲罰值之 1 至 3 級權重分別為 4、8 及 16。

承上所述，第 ω 次隨機事件擾動下，第 i 架航機早於 RLD 日進廠致無法展延寬所造成的懲罰值之設定說明如下：

(A) 若第 i 架航機的規劃進廠日提前至第 j 天，比 RLD 日提前且未逾 5% 維護時距，造成第一級距懲罰值 $c_{ij}^{E1}(\omega)$ ：

a. 屬自有航機第一級距懲罰值：

$$c_{ij}^{E1}(\omega) = -\frac{k_{1a}(d_i^{RL}(\omega) - j)}{g_i}, \text{ 以日曆天計。} \quad (26)$$

$k_{1a} = 2$ （自有航機第一級距懲罰權重）

$$c_{ij}^{E1}(\omega) = -\frac{k_{1a}(d_i^{RL}(\omega) - j)}{(s_i/f_i)}, \text{ 以飛時計。} \quad (27)$$

$k_{1a} = 2$ （自有航機第一級距懲罰權重）

b. 屬已訂契約客戶航機第一級距懲罰值：

$$c_{ij}^{E1}(\omega) = -\frac{k_{1b}(d_i^{RL}(\omega) - j)}{g_i}, \text{ 以日曆天計。} \quad (28)$$

$k_{1b} = 4$ (契約客戶機第一級距懲罰權重)

$$c_{ij}^{E1}(\omega) = -\frac{k_{1b}(d_i^{RL}(\omega) - j)}{(s_i/f_i)}, \text{ 以飛時計。} \quad (29)$$

$k_{1b} = 4$ (契約客戶機第一級距懲罰權重)

(B) 若第 i 架航機的規劃進廠日提前至第 j 天，比 RLD 日提前，提前日數超逾 5% 維護時距且未逾 10% 維護時距，造成第二級距懲罰值 $c_{ij}^{E2}(\omega)$ 為：

a. 屬自有航機第二級距懲罰值：

$$c_{ij}^{E2}(\omega) = -\frac{k_{1a}(5\% * g_i) + k_{2a}(d_i^{RL}(\omega) - 5\% * g_i - j)}{g_i}, \text{ 以日曆天計。} \quad (30)$$

$k_{1a} = 2$ (自有航機第一級距懲罰權重); $k_{2a} = 4$ (自有航機第二級距懲罰權重)

$$c_{ij}^{E2}(\omega) = -\frac{k_{1a}(5\% * (s_i/f_i)) + k_{2a}(d_i^{RL}(\omega) - 5\% * (s_i/f_i) - j)}{(s_i/f_i)}, \text{ 以飛時計。} \quad (31)$$

$k_{1a} = 2$ (自有航機第一級距懲罰權重); $k_{2a} = 4$ (自有航機第二級距懲罰權重)

b. 屬已訂契約客戶航機第二級距懲罰值：

$$c_{ij}^{E2}(\omega) = -\frac{k_{1b}(5\% * g_i) + k_{2b}(d_i^{RL}(\omega) - 5\% * g_i - j)}{g_i}, \text{ 以日曆天計。} \quad (32)$$

k_{1b} (契約客戶機第一級距懲罰權重) = 4; $k_{2b} = 8$ (契約客戶機第二級距懲罰權重)

$$c_{ij}^{E2}(\omega) = -\frac{k_{1b}(5\% * (s_i/f_i)) + k_{2b}(d_i^{RL}(\omega) - 5\% * (s_i/f_i) - j)}{(s_i/f_i)}, \text{ 以飛時計。} \quad (33)$$

k_{1b} (契約客戶機第一級距懲罰權重) = 4; $k_{2b} = 8$ (契約客戶機第二級距懲罰權重)

(C) 若第 i 架航機的規劃進廠日提前至第 j 天，比 RLD 日提前之日數超逾 10% 維護時距，造成第三級距懲罰值 $c_{ij}^{E3}(\omega)$ 為：

a. 屬自有航機第三級距懲罰值：

$$c_{ij}^{E3}(\omega) = -\frac{k_{1a}(5\% * g_i) + k_{2a}(5\% * g_i) + k_{3a}(d_i^{RL}(\omega) - 10\% * g_i - j)}{g_i}, \text{ 以日曆天計。} \quad (34)$$

$k_{1a} = 2$ (自有航機第一級距懲罰權重); k_{2a} (自有航機第二級距懲罰權重) = 4;

$k_{3a} = 8$ (自有航機第三級距懲罰權重)

$$c_{ij}^{E3}(\omega) = -\frac{k_{1a}(5\% * (s_i/f_i)) + k_{2a}(5\% * (s_i/f_i)) + k_{3a}(d_i^{RL}(\omega) - 10\% * (s_i/f_i) - j)}{(s_i/f_i)},$$

以飛時計。 (35)

$k_{1a} = 2$ (自有航機第一級距懲罰權重); k_{2a} (自有航機第二級距懲罰權重) = 4;

$k_{3a} = 8$ (自有航機第三級距懲罰權重)

b. 屬已訂契約客戶航機第三級距懲罰值：

$$c_{ij}^{E3}(\omega) = -\frac{k_{1b}(5\% * g_i) + k_{2b}(5\% * g_i) + k_{3b}(d_i^{RL}(\omega) - 10\% * g_i - j)}{g_i}, \text{ 以日曆天計。}$$

(36)

$k_{1b} = 4$ (契約客戶機第一級距懲罰權重); $k_{2b} = 8$ (契約客戶機第二級距懲罰權重);

$k_{3b} = 16$ (契約客戶機第三級距懲罰權重)

$$c_{ij}^{E3}(\omega) = -\frac{k_{1b}(5\% * (s_i/f_i)) + k_{2b}(5\% * (s_i/f_i)) + k_{3b}(d_i^{RL}(\omega) - 10\% * (s_i/f_i) - j)}{(s_i/f_i)},$$

以飛時計。 (37)

$k_{1b} = 4$ (契約客戶機第一級距懲罰權重); $k_{2b} = 8$ (契約客戶機第二級距懲罰權重);

$k_{3b} = 16$ (契約客戶機第三級距懲罰權重)

其中：

$c_{ij}^{Ev}(\omega)$ ：第 ω 次隨機事件下，第 i 架自有或已訂契約客戶航機在第 j 天規劃進廠，因早於 RLD 且落於第 v 級距時窗，所造成維護時距無法展延寬的懲罰值。本研究為避免在求解過程中，發生以某架航機維護時距使用值降至太低，來換取其他航機均滿足 RL 值之不合理情況，以及區分增加維護次數之影響程度，故共設定 3 個時窗級距 ($v = 1 \sim 3$) 與門檻值，並給予不同懲罰權重。此外，在爭取客戶業務的政策考量下，設定契約客戶機之各級懲罰權重值為自有航機的 2 倍 (詳郭俊志^[20])。

$d_i^{RL}(\omega)$ ：第 ω 次隨機事件下，第 i 架自有或已訂契約客戶航機之 RLD (以日曆天計)。

k_{va}/k_{vb} ： k_{va} ：自有航機規劃進廠日早於 RLD ，且屬第 v 級距時窗之第 v 級距懲罰值權重。

k_{vb} ：已訂契約客戶航機規劃進廠日早於 RLD ，且屬第 v 級距時窗之第 v 級距懲罰值權重。下標 a ：指進廠維護航機屬自有航機者；下標 b ：指進廠維護航機屬契約客戶航機者。 $v = 1 \sim 3$ ，各級距的時窗定義不同，其中第一級距時窗指早於 RLD 但未早於 $RLD - 5\% \times$ 維護時距；第二級距時窗指早於 $RLD - 5\% \times$ 維護時距，但未早於 $RLD - 10\% \times$ 維護時距；第三級距時窗指早於 $RLD - 10\% \times$ 維護時距等。

$\delta_{ij}^v(\omega)$ ：表示第 ω 次隨機事件下，第 i 架航機在第 j 天進廠時，是否會產生第 v 級距懲罰

值的關係係數 (共有 3 級, 即 $v = 1 \sim 3$)。若是則為 “1”, 否則為 “0”。注意, 當第 i 架航機在第 j 天進廠時, 最多只會產生其中 1 級距懲罰值。參考之後的集合定義, 此係數表示如下:

$$\sum_{v=1}^3 \delta_{ij}^v(\omega) = 1, \quad \delta_{ij}^v(\omega) = 0 \text{ or } 1; \quad \forall i \in I^{Ev}, \forall j \in T_i^{Ev};$$

$$\delta_{ij}^1(\omega) = 1, \forall j \in T_i^{E1}(\omega); \delta_{ij}^2(\omega) = 1, \forall j \in T_i^{E2}(\omega); \delta_{ij}^3(\omega) = 1, \forall j \in T_i^{E3}(\omega)。$$

3. 與 LMSYA_CM 不同之集合部分:

$I^L(\omega)$: 第 ω 次隨機事件下, 最晚進廠日提前的所有自有及已訂契約客戶航機集合。

$I^R(\omega)$: 第 ω 次隨機事件下, 維護時間延長的所有自有及已訂契約客戶航機集合。

$I^{Ev}(\omega)$: 第 ω 次隨機事件下, 規劃進廠日早於 RLD , 且屬第 v 級距時窗之所有自有及已訂契約客戶航機集合。 $v = 1 \sim 3$ 。

$T_i^L(\omega)$: 第 ω 次隨機事件下, 第 i 架自有或已訂契約客戶航機在最晚進廠日提前時 (即 $d_i^L(\omega) \geq 1$), 所有進廠時窗內的日期所構成的集合。

$$T_i^L(\omega) = \{j | e_i(\omega) \leq j \leq l_i(\omega)\} \cap \{j | d_i^L(\omega) \geq 1\}$$

$T_i^R(\omega)$: 第 ω 次隨機事件下, 第 i 架自有或已訂契約客戶航機在維護時間增加時 (即 $\Delta r_i(\omega) \geq 1$), 所有進廠時窗內的日期所構成的集合。

$$T_i^R(\omega) = \{j | e_i(\omega) \leq j \leq l_i(\omega)\} \cap \{j | \Delta r_i(\omega) \geq 1\}$$

$T_i^{Ev}(\omega)$: 第 ω 次隨機事件下, 第 i 架自有或已訂契約客戶航機之進廠維護日, 早於 RLD 且屬第 v 級距時窗的所有日期所構成的集合。 $v = 1 \sim 3$, 各級距時窗的所有日期所構成的集合之計算方式不同, 如下所示:

$$T_i^{E1}(\omega) = \{j | 1 \leq j\} \cap \{j | d_i^{RL}(\omega) - 5\% * g_i \leq j < d_i^{RL}(\omega)\}, \text{ 以日曆天計。}$$

$$T_i^{E2}(\omega) = \{j | 1 \leq j\} \cap \{j | d_i^{RL}(\omega) - 10\% * g_i \leq j < d_i^{RL}(\omega) - 5\% * g_i\}, \text{ 以日曆天計。}$$

$$T_i^{E3}(\omega) = \{j | 1 \leq j < d_i^{RL}(\omega) - 10\% * g_i\}, \text{ 以日曆天計。}$$

$$T_i^{E1}(\omega) = \{j | 1 \leq j\} \cap \{j | d_i^{RL}(\omega) - 5\% * (s_i / f_i) \leq j < d_i^{RL}(\omega)\}, \text{ 以飛時計。}$$

$$T_i^{E2}(\omega) = \{j | 1 \leq j\} \cap \{j | d_i^{RL}(\omega) - 10\% * (s_i / f_i) \leq j < d_i^{RL}(\omega) - 5\% * (s_i / f_i)\}, \text{ 以飛時計。}$$

$$T_i^{E3}(\omega) = \{j | 1 \leq j < d_i^{RL}(\omega) - 10\% * (s_i / f_i)\}, \text{ 以飛時計。}$$

I_i^{line} : 因季節性熱門航線營運需求之機隊, 已排定熱門營運期間不可進廠之時窗與機庫的自有航機集合。

S_i^{line} : 自有航機中, 第 i 架航機因季節性熱門航線營運需求, 已排定熱門營運期間不可進廠之時窗與機庫之集合。

V : 計算航機規劃進廠日早於 RLD 之懲罰值的所有級距集合, 即 $V = \{1, 2, 3\}$ 。

Ω : 決策年度內所有隨機事件所構成的集合。

本研究 LMSYA_SM 可定式如下：

Maximize

$$E \left\{ \sum_{k \in K} \left[\sum_{i \in I} \sum_{j \in T} w_i m_{ij}(\omega) x_{ijk} + \sum_{i \in I^L(\omega)} \sum_{j \in T_i^L(\omega)} w_i c_i^L(\omega) x_{ijk} + \sum_{i \in I^R(\omega)} \sum_{j \in T_i^R(\omega)} w_i c_i^R(\omega) x_{ijk} \right. \right. \\ \left. \left. + \sum_{v \in V} \sum_{i \in I^{Ev}(\omega)} \sum_{j \in T_i^{Ev}(\omega)} w_i \delta_{ij}^v(\omega) c_{ij}^{Ev}(\omega) x_{ijk} \right] \right\} \quad (38)$$

Subject to

$$\sum_{j=e_i(\omega)}^{l_i(\omega)} \sum_{k \in K} x_{ijk} = 1, \quad \forall i \in I, \forall \omega \in \Omega; \quad (39)$$

$$\sum_{i \in I} \sum_{j \in H_{is}(\omega)} x_{ijk} \leq q_{sk}, \quad \forall k \in K, \forall s \in T, \forall \omega \in \Omega; \quad (40)$$

$$\sum_{i \in I} \sum_{j \in H_{is}(\omega)} \sum_{k \in K} x_{ijk} \leq p_s, \quad \forall s \in T, \forall \omega \in \Omega; \quad (41)$$

$$\sum_{(i,k) \in IK} \sum_{j=e_i(\omega)}^{l_i(\omega)} x_{ijk} = 0, \quad \forall \omega \in \Omega; \quad (42)$$

$$\sum_{(j,k) \in S_i^{cr}} x_{ijk} = 0, \quad \forall i \in I; \quad (43)$$

$$\sum_{(j,k) \in S_i^{line}} x_{ijk} = 0, \quad \forall i \in I^{line}; \quad (44)$$

$$\sum_{i \in I^{o_type}} \sum_{j \in H_{is}(\omega)} \sum_{k \in K} x_{ijk} \leq P_s^{o_type}, \quad \forall o_type \in TP^o, \forall s \in T, \forall \omega \in \Omega; \quad (45)$$

$$x_{ijk} = 1 \text{ or } 0, \quad \forall i \in I, \forall j \in T, \forall k \in K. \quad (46)$$

目標式 (38) 表示預期的機隊 (包含所有自有及已訂契約客戶) 維護時距使用值扣除懲罰值後之結果最大化，其中維護時距使用值等於所有應進廠航機之個別維護時距使用值 (即個別航機維護時距使用率 * 個別航機權重) 的總和，而 $E\{\}$ 表示模式目標之期望值。由於大小機型航機的重要性不同，故分別給予不同之權重值 w_i 。此外，目標式中受隨機擾動所產生之懲罰值共有 3 項。第 1 項係指航機最晚進廠日提前所衍生的懲罰值：由於最晚進廠日可能因航機使用平均飛時或起降次數等不符預估值而導致延後或提前，若為延後仍不可超逾其他規定到期限制，因而對航機壽命而言，減少維護次數機率不大。反之，若提前

則通常代表使用率提高，必然會增加維護次數，因此本研究對最晚進廠日提前給予懲罰值。第 2 項係指維護時間受隨機擾動而增加所衍生的懲罰值：實務上維修廠會盡量使應進廠維護航機均如期進廠與出廠，若某架航機維護時間較原規劃值減少，則對維修廠的長期排程而言，僅係增加了維護能量餘裕，並無損失。反之，若維護時間增加，則維護廠需調度人力加班以進行維護作業，以避免影響後續進廠航機維護時程，而此亦產生加班成本，因此本研究對維護時間的增加給予懲罰值。第 3 項係指航機規劃進廠日之指派結果若早於 RLD ，因維護時距無法展延寬所衍生的懲罰值：航機的指派進廠日若早於 RLD ，則代表航機維護的可靠度不佳，其仍必須按 AMP 規定之維護時距做定期維護。對航機壽命而言，因維護時距無法展延寬而導致平均維護的次數無法再減少。此外，平均維護次數亦會隨著指派進廠日早於 RLD 的差距增加而逐漸增加。因此，本研究對指派進廠日早於 RLD 的差距情況給予 3 類不同程度的懲罰值，此做法亦可避免求解偏差所導致的不合理指派（詳 $c_{ij}^{Ev}(\omega)$ 參數設定說明）。限制式 (39) 表示維護時距內維護限制：亦即在決策年度內，所有應進廠航機必須在隨機擾動下的進廠時窗（即最早 $(e_i(\omega))$ 及最晚 $(l_i(\omega))$ 進廠日之間）內進廠執行 1 次維護工作，本研究在最早及最晚進廠日之設定做法詳 3.1 節 1.(2) 說明。限制式 (40) 為個別機庫單日使用架數限制：考量在隨機擾動下，限制第 s 天在第 k 個維護機庫，最多可停放的航機總架數不得超過 q_{sk} 架，其中 q_{sk} 值依機庫大小或維護設備支援能力而定。限制式 (41) 為單日常態維護人力限制：考量維護人力是有限且為互相支援的作業型態，將維護工廠單日最多可提供之常態維護人力，轉換成第 s 天最多可容許維護之航機總架數為 p_s 架。此外，臨時性的航機維護需求，通常適用中期的臨時需求規劃，因此不納入本研究長期排程的調整規劃內。限制式 (42) 為機庫有機型或使用之限制：實務上限制某些機庫僅供特定機型或特殊維護作業使用，故在受隨機擾動下，機隊中不屬該類機型或該項作業均不得指派。此外，為提升客戶服務滿意度，在契約客戶進廠時窗受隨機擾動下，保留 1 適用該機型之機庫專屬其使用，使客戶航機均能符合 RL 值限制。限制式 (43) 為特定時窗限制：本研究考量在政策需求已排定或跨越年度維護之時窗與機庫不可再指派。限制式 (44) 為航線營運需求特定時窗限制，表示季節性熱門航線營運需求之部分自有機隊，對已排定熱門營運期間不可進廠之時窗與機庫不可指派之限制。值得說明的是， $LMSYA_CM$ 限制式 (6) 未考量其他未跨越年度或政策需求航機亦不可於特定時窗指派進廠，雖不影響實例測試結果，仍有需要於模式中劃分更清楚，因此，本研究將限制式 (6) 再細分為限制式 (43) 與 (44)。限制式 (45) 為自有同型機庫單日最多維護數量限制：為避免影響航運，限制自有航機屬同型 o_type 機種，在隨機擾動下，第 s 天最多可停機維護的架數不可超過 $p_s^{o_type}$ 架。因此，若設定 $p_s^{o_type} = 1$ 時，即意指各類同型自有航機之維護作業時窗均不能重疊。此外，對已訂契約客戶航機，在實務上並不做此項限制，以增加契約客戶機的維護業務。限制式 (46) 限制變數是零壹整數。

值得注意的是， $LMSYA_CM$ 採用平均的（或固定的）進廠時窗與維護時間。 $LMSYA_CM$ 除隨機進廠時窗、維護時間及懲罰值外，與本研究 $LMSYA_SM$ 類似。若令 $LMSYA_SM$ 中之所有隨機進廠時窗與維護時間均以平均值（或固定值）取代並移除懲罰

值，再設定維護時距使用率之緩衝值，即可簡化為 LMSYA_CM。換言之，LMSYA_CM 實際上為本研究 LMSYA_SM 之一特例。

LMSYA_CM 及 LMSYA_SM 均可定式為零壹整數規劃問題，屬 NP-hard 問題，其中 LMSYA_CM 模式之計算複雜度 (computational complexity) 為 $O(C_n^N)$ ， $N = |I| \times |T| \times |K|$ ， $n = |I|$ 。由 F 廠測試範例之實務作業資料得知，其問題規模約 63,820 個決策變數 (包含 109,500 個決策變數，再扣除 45,680 個已設定為 0 之決策變數) 及 4,451 條限制式，可直接利用 CPLEX 數學規劃軟體在短時間內求解。而本研究 LMSYA_SM 因考量隨機變數導致整個問題規模大幅增加，以 F 廠之測試範例而言，其問題規模約含 $63,820 \times \Omega$ 個決策變數 (包含單次隨機有 $109,500 \times \Omega$ 個決策變數，再扣除 $45,680 \times \Omega$ 個已設定為 0 之決策變數等於 $63,820 \times \Omega$ 個決策變數) 及 $4,451 \times \Omega$ 條限制式，若取 50 個隨機事件 (假設可反應母體的分佈)，則問題規模將達到 3,191,000 變數及 222,550 限制。以此等規模問題勢必無法以最佳化解法在合理時間內求得最佳解，故本研究發展一啟發解法以有效率地求解模式 (詳如第四節說明)。

3.3 模式應用

本研究參考顏上堯等人^[9]研究，建議於決策年度開始前約 3~6 個月，設定一適當的計算基準點，開始進行長期排程決策年度調整作業，流程說明如下：

1. 取得決策年度所有應進廠航機重新調整排程所需資料，以及進廠時窗及維護時間所對應的隨機擾動值機率分佈資料。
2. 依機率分佈以隨機方式取得進廠時窗及維護時間隨機值，連同其他規劃需求參數，於更新後輸入 LMSYA_SM。
3. 以本研究所發展之啟發解法，求解初始規劃最佳化排程。
4. 初始規劃最佳化排程送交維護工廠其他部門會審，並重複調整與求解作業至完成。
5. 該排程再交由營運單位進行營運可行性評估後，才完成年度調整作業並公布。

本研究 LMSYA_SM 具備契合實務隨機環境之穩健型規劃功能，所規劃之排程除有助於人工調整作業外，另連結 EXCEL 軟體可獲得機庫使用情況、可維護時窗空檔、每日應在庫維護、後續應進廠航機及可安排休假空檔等資訊供決策者使用。值得說明的是，若模式發生無解時，可放鬆部分限制 (例如容許同型航機維護可重疊數日、大型航機部分進廠時窗空檔容許小型航機使用、最早進廠日再提前以擴大進廠時窗等) 或調整輸入資料 (例如預估維護時間重新檢討等) 重新求解，此做法與顏上堯等人^[9]類似。

四、啟發解法及模擬評估方法

為有效率地求解 LMSYA_SM，本研究發展一啟發解法。另外，本節亦參考顏上堯等

人^[9]研究，發展一模擬評估方法，以評估 Yan 等人^[8]研究、顏上堯等人^[9]研究 (LMSYA_CM) 及本研究 LMSYA_SM 之模擬營運績效。值得說明的是，顏上堯等人^[9] (LMSYA_CM) 所發展之模擬評估方法，雖是採用模擬營運過程受隨機擾動影響進行績效評估，然而在規劃做法上，其亦是採用確定性規劃。

4.1 啟發解法

本研究利用風險規避觀念，針對排程受不同隨機事件擾動後之指派結果中，選擇重複出現機率較高者應較能契合隨機環境中承受隨機擾動之規劃解概念，發展有效率的啟發解法。作法說明如下：首先設定適當回合數及隨機事件次數，接著針對每回合中的每一個隨機事件，以 CPLEX 求解確定性規劃模式（簡稱確定性規劃），統計所有隨機事件的求解結果，並篩選各航機規劃進廠日出現機率達設定選取標準者。之後以加入額外限制式（如式 (47) 及相關參數說明）之方式，固定符合標準之航機進廠日並進行下一回合。重複此過程，直至達到設定之回合數為止。最後利用確定性規劃求解剩餘的航機之指派（含進廠日及機庫）。值得說明的是，最後一次的確定性規劃是以各航機平均的進廠時窗與維護時間為輸入（及一個平均事件），並利用 LMSYA_SM（加上式 (47) 以固定先前確定的航機指派）求解。此外，每一回合的隨機事件次數應需能反應母體，而此將在範例測試一節中進一步測試。

$$\sum_{(j,k) \in S_i^n} x_{ijk} = 1; \quad \forall i \in IF^n; \quad (47)$$

S_i^n ：第 n 回合隨機模擬下，自有及已訂契約客戶航機中，第 i 架航機因已達篩選標準，已固定機庫及進廠日之配對集合。

IF^n ：第 n 回合隨機模擬下，所有自有及已訂契約客戶航機已達篩選標準，並固定機庫及進廠日的航機集合。

至於回合數的設定上，一般當某回合挑選達標準的航機數量與之前數回合達標準之總數相比，少於一定比值時可設定終止，代表固定航機指派的數量已趨收斂；或者直接是以一容許求解時間內而設定一最大回合數為之。本研究參考上述二者作法，經事先的多次測試，考量航機指派的收斂情形，並參考最大可容許的求解時間，設定 1 回合數。未來各維護工廠在運用此啟發解法時，可視本身需求並參考前述二作法，以設定適當的回合數。此啟發解法之演算流程如圖 1 所示，具體步驟如下所述：

1. 首先輸入模式所需之各項參數資料。
2. 令 $r = 1$ 。 RN 為預定隨機事件數， $r = 1, 2, 3, \dots, RN$ 。
3. 利用隨機抽樣方式，依累積機率分布，產生各航機最早、最晚進廠日及維護時間之隨機值。
4. r 是否達預定隨機事件次數 RN ？若是，則進行步驟 5；否則， $r = r + 1$ ，並回步驟 3。

5. 令 $n = 1$ 。 N 為預定運算回合數， $n = 1, 2, 3, \dots, N$ 。
6. 令 $r = 1$ 。 RN 為預定隨機事件數， $r = 1, 2, 3, \dots, RN$ 。
7. 輸入第 r 次各航機最早、最晚進廠日及維護時間之隨機值，並求出長期排程年度重新調整之結果，記錄各航機進廠日排程、目標值及懲罰值。
8. r 是否達預定隨機事件次數 RN ? 若是，則進行步驟 9；否則， $r = r + 1$ ，並回步驟 7。
9. 統計第 n 回合所有隨機事件中，所求得之各航機進廠日之重複出現次數並累計比例。
10. 依設定之重複出現比例選取標準篩選進廠日。值得說明的是，本研究訂定一重複出現比例選取方式，主要是設定各回合重複出現比例之選取標準，篩選出的航機進廠日，做為下回合求解前已確定的航機進廠日。理論上個別回合設定之選取標準值愈低則可選出的航機指派數量愈多，各回合標準值依序由大至小逐步降低設定，且差異類似。
11. 統計此回合及之前各回合所累積已確定之航機指派，轉成已固定部份航機指派之額外限制式，並輸入下 1 回合求解。
12. n 是否達預定模擬回合數 $N - 1$? 若是，則進行步驟 13；否則， $n = n + 1$ ，並回步驟 6。
13. 最後，第 N 回合以確定性規劃方式執行 1 次求解，以求得全部航機規劃排程。

為適當地評估此啟發解法的績效，本研究設計一上限解，其作法是以啟發解法之第 1 回合，對每一個隨機事件，以 CPLEX 求解確定性規劃模式，再求所有目標值之平均值，此平均值即為 LMSYA_SM 之上限解。值得說明的是，以 CPLEX 求解各隨機事件下之確定性規劃模式所得的解，即所謂的 wait-and-see 解 (WS)，屬完全資訊解，故其解為原問題之上限解。至於原問題之解屬事前規劃解，即所謂的 here-and-now (HN) 解，且 $WS \geq HN$ (Birge 與 Louveaux^[21])。

4.2 模擬營運評估方法

以往以模擬評估方法測試模式之營運績效之相關文獻不少，但與本研究較相關者，為顏上堯等人^[9]。因此，本研究參考顏上堯等人^[9]研究，發展一模擬評估方法，以比較 LMSYA_SM、顏上堯等人^[9]與 Yan 等人^[8]研究所規劃的停機排程，在決策年度模擬營運階段運作的績效差異。茲說明此模擬評估方法如下：

1. 研究模式選取及比較基準設定

Yan 等人^[8]採用確定性規劃，考量維護期限使用率及客戶維護利潤最大化之雙目標模式，其在實務的營運目標與相關限制條件的設計較以往傳統確定性規劃較完整，但仍有限制契約客戶機進廠時窗不得指派作法而影響資源有效運用、未考量已指派契約客戶航機之排程調整 (模式中契約客戶機可不指派) 等問題。至於模式求解若遇無解，則給予一虛擬機庫或增加人力。此外，該模式未進行模擬評估，無法証實模式在實務隨機環境運用時的績效。顏上堯等人^[9]雖採用確定性規劃考量實務的營運目標與相關限制條件類似，然其利用將進廠期限提前一定比例 (維護廠經驗值) 的彈性緩衝機制，開始將營運階段會受隨機擾動的情況納入考量，且為更有效率利用資源，將契約客戶機視為自有航機般一起納入規

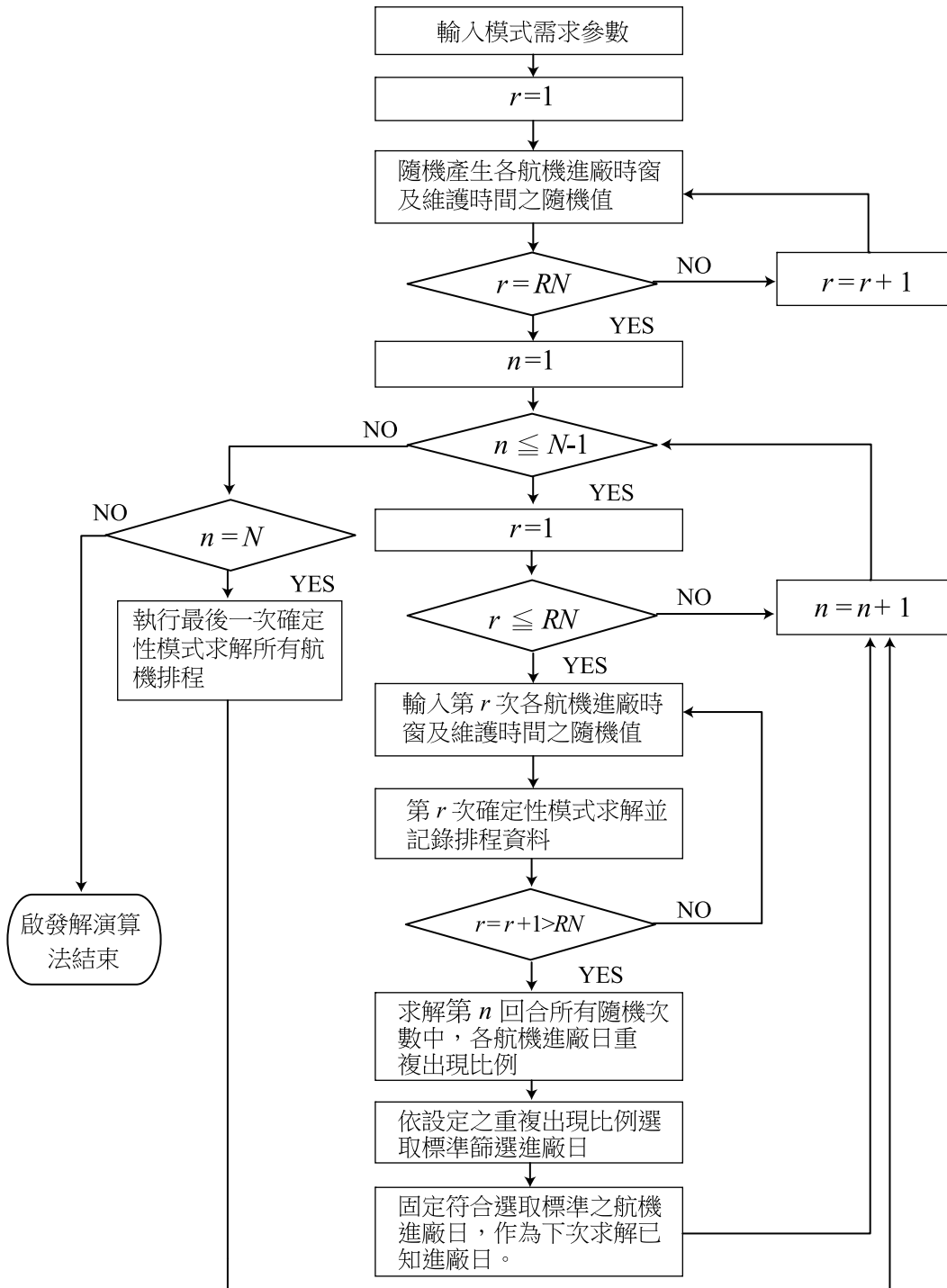


圖 1 本研究 LMSYA_SM 啟發解法之演算流程圖

劃，惟於其進廠時窗保留一機庫供使用。該研究在不增加機庫及人力下，為求模式一定有解，利用微調方式逐步擴大進廠時窗之最早進廠日；此外，該研究已進行模擬營運評估，以証實模式的績效。

為使 3 研究模式具相同的比較基準，必須深入了解目標式及限制式之差異後做適當的篩選與設定。首先，在目標值方面，由於僅比較自有航機維護使用值，而 Yan 等人^[8]研究為多目標式，包含第 1 目標式（為最大化自有航機維護使用值）及第 2 目標式（為最大化契約客戶航機維護利潤）。因此，截取其第 1 目標式。此外，由於 Yan 等人^[8]及顏上堯等人^[9]研究目標式未設懲罰值，故另加上與 LMSYA_SM 相同的懲罰值。其次，在限制式方面，由於 Yan 等人^[8]研究中，含有契約客戶機可增額的人力限制，應改為不可增額的人力限制。最後，僅考量契約客戶航機（不納入臨時客戶機）且須設定 3 模式之契約客戶航機於相同進廠日維護。

值得說明的是，部份航空公司為了提高維護利潤，已逐漸摒除自有航機維護空檔才承接臨時客戶機維護的做法，而轉向爭取定期維護客戶。因此，策略上必須以儘量爭取較佳之維護時距使用率等的做法，滿足客戶維護需求，以招攬客戶業務。為反應此需求，本研究除將已訂契約客戶機一併納入規劃外，另在目標值計算上亦納入已訂契約客戶。經由上述做法，3 模式在比較之基準上可視為相同。

2. Yan 等人^[8]及顏上堯等人^[9]研究模式修正後的求解

依上述比較基準分別修正 Yan 等人^[8]及顏上堯等人^[9]模式並求解，作法如下：首先執行 LMSYA_SM，並依所求隨機規劃解之契約客戶機排程，作為修正後之 Yan 等人^[8]及顏上堯等人^[9]模式中契約客戶機之預定排程，之後，再以 CPLEX 求解二研究之模式，以得剩餘自有航機排程。

3. 模擬 3 研究模式之規劃解在營運階段受隨機擾動與人工調整過程

模擬評估之隨機事件次數與隨機求解規劃設定相同。在設定每次隨機事件時，本研究會對機隊中的每架航機之進廠時窗及維護時間隨機產生一組新的值。理論上，對長期排程而言，一組隨機產生的進廠時窗及維護時間，是真實世界中所有隨機事件中的某個可能性組合，換言之，規劃排程可能已不同於實務營運的結果，因此需要適當地調整。此實務上人工調整步驟及經驗原則係參考顏上堯等人^[9]研究，主要係滿足進廠時窗、所有限制條件及目標值較高者優先指派之原則，概要說明如下：

- (1) 令 $m = 1$ 。 m 為計數值， M 為隨機事件總模擬次數。
- (2) 在符合已知次數累積機率分配函數下，以隨機方式產生各航機新的最早、最晚進廠日及維護時間。
- (3) 若原規劃進廠日超逾更新後最晚進廠日，應調整其至最晚進廠日。
- (4) 同規劃作法，選取第 m 次隨機事件下 LMSYA_SM 完成人工調整後之契約客戶機排程，做為 Yan 等人^[8]及顏上堯等人^[9]模式之契約客戶機已知排程。
- (5) 參考實務做法，以人工調整各航機進廠日均滿足所有限制，求得第 m 次隨機事件下

的新排程做為後續隨機擾動調整用。

(6) m 是否達模擬次數 M ？若是，進行後續步驟 (7)，若否， $m = m + 1$ 回到步驟 (3)。

(7) 分別記錄 3 研究模式求解結果並統計各航機排程進廠日期、目標值及內部解等。

本研究參考顏上堯等人^[9]研究，以其所設計具檢核功能之人工調整 EXCEL 軟體資料庫，進行人工調整及時間計算。具體做法說明如下：「首先，輸入每次隨機事件隨機擾動值，電腦可自動計算更新之參數及限制條件，並自動檢核及顯示 60 架航機中不符限制條件者，約耗時 10 秒，此時間 3 模式均不納入比較。接著，開始人工調整排程起算時間，找出各航機顯示之不符合情況，並依實務上人工調整步驟及經驗原則，由年度末逐日往前，逐架比對所有不符限制條件之航機進廠時程與機庫並重新調整指派，直至電腦檢核均符合限制為止，並結算人工調整時間。

4. 評估模擬結果

由資料統計結果，比較、分析 3 研究模式之初始規劃解及模擬人工調整後解的差異。

五、範例測試及分析

本節首先以國內實務維護資料為測試範例，分析並設定模式參數資料；接著說明以相同範例測試 LMSYA_SM、Yan 等人^[8]模式及顏上堯等人^[9]模式之求解結果，並進行模擬評估與比較；最後進行敏感度及方案分析。

本研究以 Microsoft EXCEL 2010 軟體建立模式需求參數資料庫並轉換成 TXT 檔，經由 Microsoft Visual C++ 6.0 程式軟體結合 TXT 檔及 CPLEX 11.0 線性規劃軟體撰寫程式及求解，並採用 Microsoft Windows 7 作業系統、中央處理器 Intel Core i7 /2.70GHz 及記憶體為 8.00GB RAM 等電腦設備，以進行範例的測試與分析。

5.1 資料分析

本研究測試範例所需輸入資料簡要說明如下各點，其中除隨機進廠時窗及維護時間與懲罰值相關資料外，更深入的說明請參考顏上堯等人^[9]研究。

1. 維護規模

包括 60 架航機 (共 6 種機型) 及 5 座機庫，其中包含自有航機 52 架 (含 6 機型) 及契約客戶航機計有 8 架 (含 4 機型)。航機權重值是參考華航專業排程人員之建議，以與運量相關之座位數做航機權重設定考量，惟其他航空公司可視需求以其他方式設定其航機權重。在做法上，以座位數最少之 738 機型為 1，再依座位數相對比值訂定其餘機型權重。在模式應用時，規劃者可依其需求設定權重值。

2. 維護時距使用率計算所需資料

由測試資料中選取自計算基準日起各航機剩餘飛時數或日曆天數、每日平均飛時數、

維護時距、上次維護完工日期、最早及最晚進廠日、預估維護時間等參數，分別依飛時及日曆天來計算航機維護時距使用率。

3. 最早進廠日、最晚進廠日、維護時間及隨機擾動值資料

3 研究模式均設定進廠日應介於最早進廠日（對應等於最小維護時距使用率）及最晚進廠日（除顏上堯等人^[9]模式設定 97% 維護時距使用率外，其餘 2 研究模式對應等於預估到期日，即 100% 維護時距使用率）之間。

在營運過程之每次隨機事件發生後，對每架航機之最早、最晚進廠日及維護時間會產生擾動，其擾動值應可由以往維護系統每年度排程調整過程紀錄獲得。最晚進廠日及維護時間之隨機次數、隨機擾動值（單位為日）及機率分布如表 1 及表 2。值得說明的是，由 3.1 模式基本條件與假設 1.(2) 說明可知，由於最早與最晚進廠日間有一定的比例關係且無足夠實務資料可供使用，因此為簡化模式，設二者的擾動值產生的範圍相同。

表 1 最晚進廠日之隨機擾動值及累積機率資料表

項目名稱	提前				不變	延後			
隨機擾動值(日)	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
機率值	0.018	0.036	0.073	0.436	0.127	0.182	0.073	0.036	0.018
累積機率值	0.018	0.055	0.127	0.564	0.691	0.873	0.945	0.982	1.000

表 2 維護時間之隨機擾動值及累積機率資料表

項目名稱	減少									
隨機擾動值(日)	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1
機率值	0	0.007	0.013	0.020	0.020	0.026	0.039	0.052	0.078	0.261
累積機率值	0	0.007	0.020	0.039	0.059	0.085	0.124	0.176	0.255	0.516
項目名稱	不變	增加								
隨機擾動值(日)	0	+1	+2	+3	+4	+5	+6	+7	+8	+9
機率值	0.111	0.078	0.078	0.052	0.039	0.026	0.020	0.020	0.013	0.007
累積機率值	0.627	0.706	0.784	0.837	0.876	0.902	0.922	0.941	0.954	0.961
增加										
隨機擾動值(日)	+10	+11	+12	+13	+14	+15	+16	+17	+18	+19
機率值	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0	0	0	0
累積機率值	0.967	0.974	0.980	0.987	0.993	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

在隨機事件次數設定上，本研究參考實務上作法，約於決策年度（下一年度）開始前 3~6 個月開始進行年度調整規劃並於決策年度開始前至少 1 週結束規劃（規劃期約 13 至 26 週）。因此在初始規劃時，本研究即考量專業排程訪談結果，設定每週約 1~2 次發生足以影響排程之隨機事件，即在調整規劃開始後至規劃結束前，約有 13~50 次（預估值）隨機事件發生。理論上，當隨機事件數量增加而目標值變化趨於收斂時，即認定隨機事件次數已可適當地代表母體。為檢驗隨機事件數的母體代表性，本研究先設定隨機事件數 110 次（大於 2 倍預估值）以進行數據之收斂測試。

為儘速求得模式目標值之收斂結果，因此本研究考量以 10 次為間隔，自 10 次至 110 次等 11 種隨機次數，進行平均目標值的收斂測試。結果如圖 2 及圖 3 所示，平均目標值之差異隨著隨機次數增加而逐漸縮小，而求解時間則逐漸增加。由圖 2 顯示，當隨機次數達 20 次即已漸趨收斂，代表 20 次以上的隨機次數已可適當地代表母體，但為保守起見並在考量合理時間內可得到收斂解，本研究設定 50 次隨機事件數以為隨機規劃與人工調整模擬評估之模擬次數。

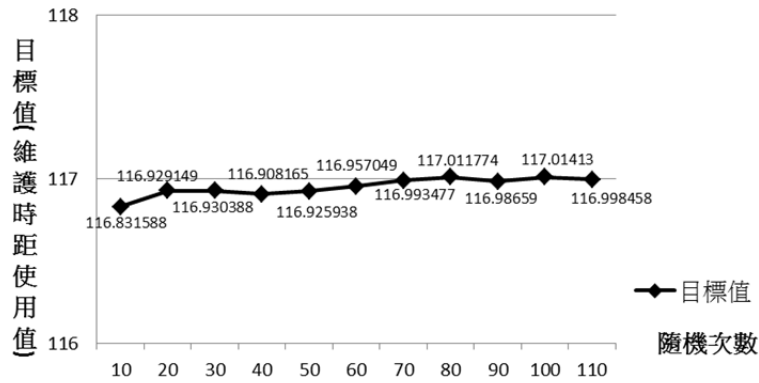


圖 2 本研究隨機規劃模式在不同隨機次數下求解之目標值

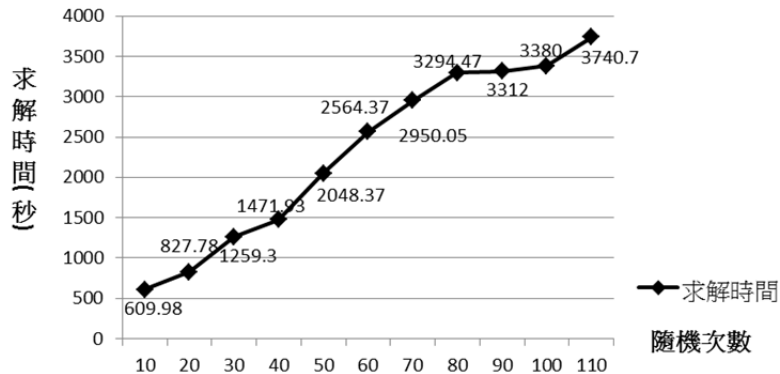


圖 3 本研究隨機規劃模式在不同隨機次數下之求解時間

為求隨機規劃及模擬測試時一定有解，本研究首先分別對 3 模式模擬測試 50 次隨機事件並求解。接著，若有無解情形發生，則由原設定 90%維護時距使用率（當最早進廠日符合 RL 值時），每次以小幅度（0.5%維護時距使用率）逐步減低最小維護時距使用率後，再進行求解，直至 50 次求解均有解為止。由於本研究在 50 次隨機模擬測試過程發現，當最早進廠日之設定降至 69.5%維護時距使用率時，3 研究模式均有解。因此，在隨機規劃時，茲設定最小維護時距使用率為 69.5%並轉換成最早進廠日。

值得說明的是，顏上堯等人^[9]模式以 97%維護時距使用率轉換最晚到期日，雖較 Yan 等人^[8]模式與 LMSYA_SM 設定的 100%維護時距使用率為緊，唯其在模擬人工調整時可超逾 97%並以 100%維護時距使用率為限制。此外，本研究是以模擬人工調整 50 次之最後結果進行 3 研究模式之績效評估，因此不影響模擬測試結果之公平性。

4. 懲罰值計算

本研究之 LMSYA_SM 目標式中共有 3 項懲罰值，懲罰值總和為 $c_i^L(\omega) + c_i^R(\omega) + c_{ij}^{Ev}(\omega)$ 。其中第 1 項 $c_i^L(\omega)$ 係指在第 ω 次隨機事件擾動下，第 i 架航機最晚進廠日提前 $d_i^L(\omega)$ 日之懲罰值為 $c_i^L(\omega) = -\frac{d_i^L(\omega)}{a_i} * \frac{r_i(\omega)}{(s_i/f_i)}$ （維護時距以飛時計）或 $c_i^L(\omega) = -\frac{d_i^L(\omega)}{a_i} * \frac{r_i(\omega)}{g_i}$ （維護時距以日曆天計）；第 2 項 $c_i^R(\omega)$ 係指在第 ω 次隨機事件擾動下，第 i 架航機維護時間增加 $\Delta r_i(\omega)$ 日之懲罰值為 $c_i^R(\omega) = -\frac{p^{ot} * \Delta r_i(\omega)}{g_i}$ （以日曆天計算）。

同理，以飛時計者，式中 g_i 改為 (s_i/f_i) ，其中 $p^{ot} = 1.75$ ；第 3 項 $c_{ij}^{Ev}(\omega)$ 係指在第 ω 次隨機事件擾動下，第 i 架航機規劃於第 j 天進廠，因早於 RLD 而衍生懲罰值，共設定 3 個時窗級距與門檻值並分別給予不同懲罰權重。若規劃進廠日落於第一級距時窗內則屬第一級距懲罰值（懲罰值等於第一級距懲罰權重（設為 2）×第一級距時窗內之提早日數／維護時距）；若規劃進廠日落於第二級距時窗內則屬第二級距懲罰值（懲罰值等於第一級距懲罰權重×第一級距時窗內之提早日數／維護時距+第二級距懲罰權重（設為 4）×第二級距時窗內之提早日數／維護時距）；若規劃進廠日落於第三級距時窗內則屬第三級距懲罰值（懲罰值等於第一級距懲罰權重×第一級距時窗內之提早日數／維護時距+第二級距懲罰權重×第二級距時窗內之提早日數／維護時距+第三級距懲罰權重（設為 8）×第三級距時窗內之提早日數／維護時距）。此外，在客戶優先的考量下，茲設定契約客戶機之各級距懲罰值為對應各級距自有航機懲罰值的 2 倍。

5. 機庫使用限制及適用機型資料

F 廠共有 5 個機庫，其中 1 號機庫僅供線上維護，2 號及 5 號機庫均可供各機型維護，3 號機庫不能維護 744、74Y 機型，4 號機庫僅供 744、74Y 機型維護。此外，須執行噴漆維護作業航機及派龍架大翻修者，僅能使用 5 號機庫。

6. 其他維護資源資料

(1) 常態人力維護限制

本研究引用 F 廠維護資料，設定每天執行定期維護人力最多可維護 3 架航機。

(2) 特定維護時窗限制

自有航機編號 1 至 4 號 744 歐美航線客機，在耶誕營運旺季不可進廠維護；此外，跨越年度的維護測試資料包含第 1 至第 10 天在 2 號機庫、第 1 至第 5 天在 3 號機庫及第 1 至第 14 天在 4 號機庫，以延續決策年度前一年度在庫工作。

綜合上述，相關參數之測試值及數值範圍詳如附錄之附表 1 至附表 3 所示。

5.2 測試及模擬結果評估分析

為控制本研究啟發解之求解時間於 70 分鐘內，在運算回合數的設定上，茲選取 2 回合及最終做 1 次確定性規劃求解。其中，第 1 回合選取標準值設為 0.6，第 2 回合設為 0.5。表 1 顯示在相同測試範例下，LMSYA_SM、顏上堯等人^[9]及 Yan 等人^[8]之求解結果，與對此 3 模式進行模擬 50 次人工調整的結果。進一步說明如下：

1. 在外部解方面

(1) 初始規劃目標值

表 3 中，3 模式之初始規劃目標值係指全部航機依個別模式做法指派進廠日所求得之最佳解目標值。其中，以 Yan 等人^[8]模式的目標值最大 (117.917333)，LMSYA_SM 次之 (116.906387)，顏上堯等人^[9]模式最小 (114.448491)。請注意，理論上一般確定規劃解表面上較隨機規劃解佳，但顏上堯等人^[9]模式目標值較 LMSYA_SM 小，其原因在顏上堯等人^[9]模式以 97%維護時距使用率轉換最晚到期日 (考量緩衝)，較 Yan 等人^[8]模式與 LMSYA_SM 設定的 100%維護時距使用率為緊。至於 LMSYA_SM 初始規劃排程之各決策變數的求解結果詳如附錄之附表 4 所示。

(2) 模擬 50 次人工調整後之平均目標值

由表 3 顯示，經過模擬 50 次人工調整後，LMSYA_SM 之平均目標值與機隊平均維護時距使用率分別為 117.200609 與 98.15%，顏上堯等人^[9]為 116.952742 與 98.03%及 Yan 等人^[8]為 114.607082 與 97.78%。由上述數據，可看出對整個機隊維護的目標值而言，LMSYA_SM > 顏上堯等人^[9] > Yan 等人^[8]。此外，由啟發解法求解 LMSYA_SM 所得之初始規劃目標值 116.906387 與上限解 116.925938 之差距為 0.02%，顯示啟發解效果良好。

在營運績效比較上，國內 F 航空公司以收益座位數×飛行距離 (公里) 來估算客運運量，並據以估計客運營運收入等於單位收益×RPK (=總收益座位數×總飛行公里數)。而飛行距離除可以用航線距離×航班次數計算外，亦可用總飛時 (=航機架數×平均維護時距×平均維護時距使用率)×航程平均時速做概估。因此，假設單位收益、收益座位數及航程平均時速數據持平，在航機架數及平均維護時距固定下，理論上營運收入與平均維護時距使用率成正相關；同理，貨運營收亦可有相同推論。由於航機維護時距使用率之高低亦可視為可營運飛行時數之多寡且上述說明亦可証實與營運收入成正相關，而在平均維護時

距使用率上，本研究 LMSYA_SM 亦較其他 2 模式分別提升近 0.37% 及 0.12%，因此若以 F 廠所屬航空公司機隊於 2006 年營運之平均維護時距使用率 97.5% 及當年度之客貨運營運收入約 1,200 億台幣保守估算（設平均維護時距使用率 100%），則對於整體客貨運營運收入之影響即分別超逾 4 億 4 仟萬及 1 億 4 仟萬台幣，顯示本研究 LMSYA_SM 對於航空公司營運應具有正面之助益。

(3) 求解時間

由表 3 中可看出，本研究 LMSYA_SM 在初始規劃之求解時間為 3985.74 秒，雖較 Yan 等人^[8] 模式及顏上堯等人^[9] 模式之求解時間 68.09 秒及 21.78 秒長，但本研究屬長期排程重新規劃問題，時間較不緊迫，因此求解時間不是主要考量，而此時間應屬可接受範圍。

(4) 人工調整排程時間

每次完成人工調整作業所需時間，係自模式參數資料更新，並開始人工調整排程起算，至 60 架航機調整結果均滿足各項限制為止。在經過模擬 50 次人工調整後，任一模式在各次隨機事件下，所需人工調整時間差異並不大，顯示實務上人工調整的步驟及經驗原則相當穩定。由表 3 中可看出，LMSYA_SM 之人工調整平均所需時間 < 50 分鐘，較 Yan 等人^[8] 模式之平均所需時間 120~240 分鐘大幅降低，而較顏上堯等人^[9] 模式 (< 60 分鐘) 稍低，顯示本研究 LMSYA_SM 的規劃解較彈性及穩健，可有效改善人工調整的效率。

2. 在內部解方面

(1) 航機維護系統可靠度

若規劃進廠日超逾 RLD，即顯示航機維護情況之可靠度不理想，表 3 中顯示，LMSYA_SM 規劃之排程經過模擬 50 次人工調整，在規劃進廠日早於 RLD 之數據上，包含平均架數、最多架數、達 1 架以上之次數、達 2 架以上之次數、達 3 架以上之次數、達 4 架以上之次數，分別為 0.7 架、3 架、25 次、8 次、2 次、0 次。而顏上堯等人^[9] 模式之求解結果則分別為 1.24 架、4 架、37 次、17 次、7 次、1 次及 Yan 等人^[8] 模式之求解結果分別為 1.52 架、5 架、48 次、18 次、7 次、2 次。由上述數據可以發現，對機隊維護的可靠度比較優劣順序為 LMSYA_SM > 顏上堯等人^[9] 模式 > Yan 等人^[8] 模式，顯示本研究發展的 LMSYA_SM 較能規劃可靠的航機維護排程。值得說明的是，LMSYA_SM 在啟發解求解過程是每經一回合即固定某些達標準的航機與機庫，因此降低部分時窗之可調整彈性，而導致表 3 中之初始規劃解有 1 架航機超逾 RLD，但此解在人工調整後仍然較其他 2 模式可靠。

以年度 LMSYA_SM 規劃結果經 50 次模擬後，規劃進廠日早於 RLD 之航機平均架數為 0.7 架而言，若航機壽限設定為 30 年，則 30 年內可能有 21 架次航機因規劃作法及人工調整因素而導致無法向民航局申請維護時距展延寬，其餘 2 模式則分別為 37.2 次及 45.6 次定期維護費用，差距多達 1.77 及 2.17 倍，顯示本研究 LMSYA_SM 的實務價值。

(2) 維護能量餘裕

由於本研究設定每日有 3 組常態維護人力及 5 座機庫，工作負荷包括 C/D Check 以上

表 3 50 次隨機規劃求解及 50 次模擬營運階段人工調整結果

求解結果	Yan 等人 ^[8] 模式 (傳統確定性模式)		顏上堯等人 ^[9] 模式 (確定性模式)		本研究 LMSYA_SM (隨機規劃模式)	
	初始 規劃	模擬營運 人工調整	初始 規劃	模擬營運 人工調整	初始 規劃	模擬營運 人工調整
初始規劃最佳目標值(1)*	117.917333	---	114.448491	---	116.906387	---
隨機規劃模式上限解(2)	---	---	---	---	116.925938	---
(1)與(2)之 GAP	---	---	---	---	0.02%	---
求解時間(秒)	68.09	---	21.78	---	3985.74	---
每次模擬人工調整 平均所需時間(單位：分鐘)	---	120 ~240	---	< 60	---	< 50
規劃進廠日早於 RLD**之航機架數	0	---	3	---	1	---
50 次模擬後，規劃進 廠日早於 RLD 之航 機平均架數	---	1.52	---	1.24	---	0.7
50 次模擬後，規劃進 廠日早於 RLD 之航 機最多架數	---	5	---	4	---	3
50 次模擬後，規劃進 廠日早於 RLD 達 1 架以上之模擬次數	---	48	---	37	---	25
50 次模擬後，規劃進 廠日早於 RLD 達 2 架以上之模擬次數	---	18	---	17	---	8
50 次模擬後，規劃進 廠日早於 RLD 達 3 架以上之模擬次數	---	7	---	7	---	2
50 次模擬後，規劃進 廠日早於 RLD 達 4 架以上之模擬次數	---	2	---	1	---	0
安排 0~1 組停機維 護人力之平均日數	---	33.5	---	35	---	36.1
模擬 50 次人工調整 平均目標值	---	114.607082	---	116.952742	---	117.200609
模擬 50 次人工調整 平均維護時距使用 率	---	97.78%	---	98.03%	---	98.15%

*： LMSYA_SM 之初始規劃最佳目標值 (1) 係由啟發解求得，其中在求解各子問題上，CPLEX 的收斂誤差設為 0，即皆求得最佳解。至於 Yan 等人^[8] 模式及顏上堯等人^[9] 模式皆求得最佳解。

**： RLD 設定為可以申請展延寬維護時距之最小維護時距使用率 (= 90%) 所轉換之規劃日。

---： 表中欄位註記“---”者，表示該欄位無此項數據。

長期排程作業 (需 1 組)、A/B Check 中期排程作業 (需保留 1 組)、持續維護中的自有或契約客戶機業務 (各需 1 組)。此外,在加班及輪休限制下,增加臨時維護業務必須再考量每日最多容許 1 組常態維護人力加班 4 小時,及剩餘機庫可能有適用的機型限制。因此,本研究參考顏上堯等人^[9]評估在儘量不加班原則下,當某日已規劃 0 組或 1 組常態人力執行長期排程之維護時,於中期排程規劃承接臨時客戶機維護業務較具可行性。由表 3 可看出,在 LMSYA_SM、顏上堯等人^[9]模式及 Yan 等人^[8]模式之模擬結果中,需求 0 組或 1 組常態維護人力的之平均日數,分別為 36.1 日、35 日及 33.5 日。因此,在有較多維護能量餘裕來承接臨時客戶機維護業務之優劣比較上,LMSYA_SM > 顏上堯等人^[9]模式 > Yan 等人^[8]模式,顯示本研究 LMSYA_SM 較能規劃具餘裕人力的航機維護排程。

(3) 進廠日及機庫指派差異分析

由 LMSYA_SM 初始規劃與模擬 50 次人工調整後之排程結果做差異比較後發現,自有及契約客戶航機在原規劃進廠日、機庫及二者均有更新指派的數量上,分別為 48 架及 8 架、12 架及 3 架、10 架及 3 架,人工調整後排程共延後 106 天及提前 31 天,合計延後 75 天;顏上堯等人^[9]模式則分別為 50 架及 8 架、34 架及 5 架、33 架及 5 架、人工調整後排程共延後 396 天及提前 31 天,合計延後 365 天;Yan 等人^[8]模式則分別為 45 架及 8 架、31 架及 4 架、28 架及 4 架,人工調整後排程共延後 24 天及提前 31 天,合計提前 7 天。分析上述之排程差異原因如下:由於顏上堯等人^[9]在初始規劃時採用最晚進廠日提前之緩衝作法,且部份規劃進廠日又於人工調整時可延後至預估到期日,導致其排程更新的數量自然較多,因此其他二模式無法直接與顏上堯等人^[9]模式比較,而只比較進廠時窗設定相同之 LMSYA_SM 及 Yan 等人^[8]模式。至於 LMSYA_SM 雖在初始規劃進廠日更新的指派數量較 Yan 等人^[8]模式稍多,然而在機庫更新的指派數量、進廠日及機庫均更新的指派數量 2 項均大幅減少。此外,在經模擬 50 次人工調整後, LMSYA_SM 在人工調整後的排程共可延後 75 天,而 Yan 等人^[8]模式則為提前 7 天,二者對目標值分別造成正反面影響,顯示 LMSYA_SM 規劃解較能配合受隨機擾動後的人工調整作業。

綜合上述 3 模式的比較分析結果,在模擬營運過程人工調整結果上,不論是外部解或是在內部解方面,均顯示本研究 LMSYA_SM 在營運過程績效最佳。

5.3 敏感度／方案分析

為觀察 LMSYA_SM 模式中數項重要參數值的變化對目標值的影響,本研究進行敏感度測試與分析。此外,本研究亦針對擴大機隊維護規模進行方案分析,以提供業者做長期規劃決策時之參考。

1. 敏感度分析

(1) 每日常態維護人力組數限制

由圖 4 可以看出,隨著每日人力組數上限由 3 組增加至 4 組,目標值由 116.906387 增加至 117.016263,增加 0.09%。且在第 4 組以後,目標值已不再隨人力增加而提高,皆為

固定值 117.016263，顯示目標值已受限於其他資源或條件。此結果亦顯示，以機隊規模相對於維護能量而言，超逾 4 組人力即屬多餘的人力資源。

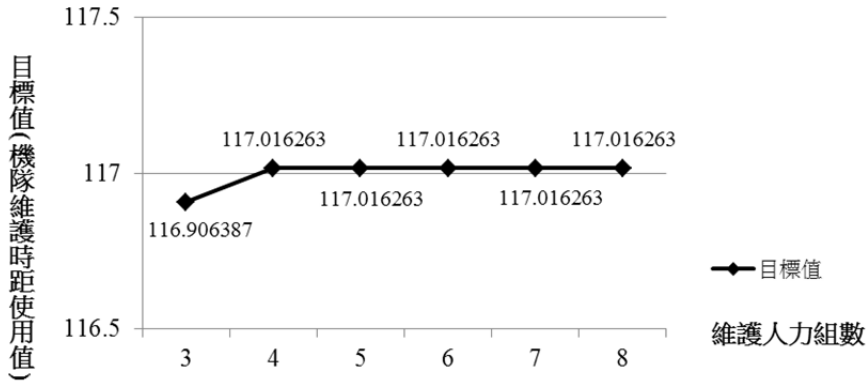


圖 4 每日常態維護人力組數變化對目標值影響

(2) 航機權重

本研究模式的目標函數為最大化，在最佳化求解過程時，會優先指派權重較大之航機。顏上堯等人^[9]曾提及機隊中機型加權值對目標值的影響，744/74Y 約為 744/74Y 以外之各機型的影響總和之 8 倍，單機影響則超逾 3.5 倍。因此，本研究針對機隊中之 744/74Y 型航機權重進行敏感度分析。由圖 5 顯示，隨著 744/74Y 機型航機權重值增加，LMSYA_SM 目標值亦隨著穩定增加，且 744/74Y 機型航機的指派不論在進廠日或機庫均有改變，此結果可供決策者設定航機權重時之參考。

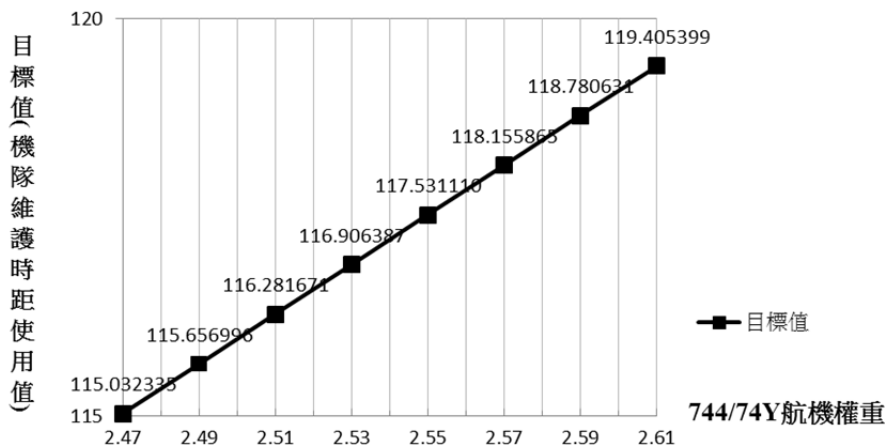


圖 5 744/74Y 系列航機權重值變化對目標值影響

(3) 每日自有同型航機停機維護架數限制

由圖 6 可以看出，隨著限制架數由原規劃 1 架增加至 2 架，目標值由 116.906387 增加至 117.327515，可增加 0.36%。且在增至 2 架以後，目標值已不再隨同型航機限制架數增加而提高，均為固定值 117.327515。換言之，以範例上維護規模來看，超逾 2 架應屬限制過鬆，目標值已受限於其他資源或條件，亦即若每日同型機限制架數增加至 3 架（含）以上，不但無法提高目標值，反而會對飛航營運造成負面影響。

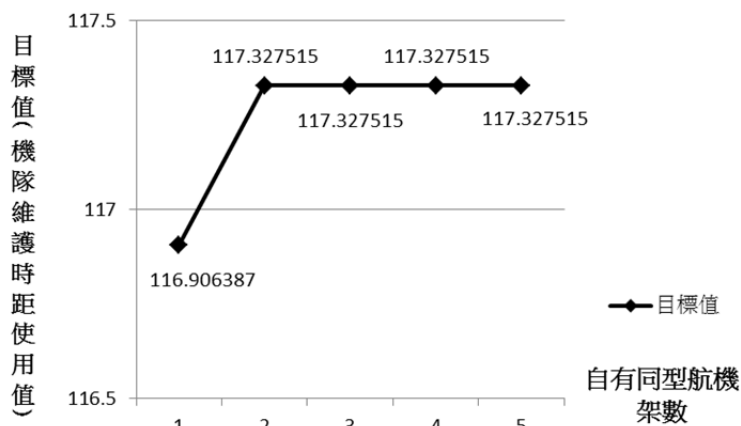


圖 6 每日自有同型航機停機架數限制變化對目標值影響

2. 方案分析

由於維護工廠之維護能量有限制，因此不同機型可容許增加的維護數量會有不同的變化。為避免新增自有航機維護業務影響其他已進行中的維護工作，有必要確認現有的維護能量餘裕尚能承接何種型態的維護業務，以作為未來採購新機或新增契約客戶機維護業務之參考。為簡化測試，本研究僅以自有機隊中對目標值加權的影響最大之 744 (客機)/74Y (貨機) 機型進行方案分析，並設定新增維護航機之參數資料與同機型之航機相同。值得一提的是，為避免因同型機限制而限縮航機架數規模，本研究在設定各同型機之上次完工日期時，均恰好錯開其維護時間間隔，以取得預估可增加維護之最多架數。本研究分別就自有之 744 客機以飛時計算到期日者（以下簡稱 744 飛時客機）、74Y 貨機以飛時計算到期日者（以下簡稱 74Y 飛時貨機）、744 客機以日曆天計算到期日者（以下簡稱 744 日曆客機）、74Y 貨機以日曆天計算到期日者（以下簡稱 74Y 日曆貨機）4 種機型，再依全客機、客貨機混合及全貨機 3 種型態之擴大維護規模方案，進行分析，結果如表 4、表 5 及表 6 所示（表中符號「---」代表無解），並如下說明：

(1) 若設定增加的維護數量全為客機（744 飛時客機或 744 日曆客機）型態

由表 4 可以看出 2 種機型之組合結果，當增加之架數全屬 744 飛時客機機型時，最多僅達 2 架（增加至第 3 架以後模式無解）；而全屬 744 日曆客機機型，則至多可增加 12 架

(增加至第 13 架以後模式無解)。由此可知，744 飛時客機的限制較 744 日曆客機為緊。

(2) 若設定增加的維護數量為客機 (744 飛時客機或 744 日曆客機) 及貨機 (74Y 飛時貨機或 74Y 日曆貨機) 之組合型態

由表 5 可以看出 4 種機型之組合結果：方案 6~21 屬 74Y 飛時貨機與 744 日曆客機組合之型態，當 74Y 飛時貨機由 1 架逐漸增加至 16 架 (增加至第 17 架以後模式無解) 時，744 日曆客機則由至多可增加 10 架降到至多 2 架。至於方案 23 屬 744 飛時客機與 74Y 飛時貨機與 74Y 日曆貨機組合之型態，當 744 飛時客機增加 1 架與 74Y 飛時貨機增加 1 架時，74Y 日曆貨機至多可增加 6 架。方案 24 同方案 23 之組合型態，當 744 飛時客機增加達 2 架 (增加至第 3 架以後模式無解) 與 74Y 飛時貨機增加 1 架時，74Y 日曆貨機至多可增加 1 架。由此可看出，提高 744 飛時客機的維護增加量，會令 74Y 飛時貨機及 74Y 日曆貨機 2 種組合的維護增加量均大幅縮減。

表 4 744 (全客機) 維護規模擴大方案

方案	增加各機型客機之維護架數組合		合計最多可增加架數	備註
	744 飛時客機架數 (以飛時計之機型)	744 日曆客機架數 (以日曆天計之機型)		
1	0	至多 12 架	12	有解
2	---	13	---	無解
3	1	至多 5 架	6	有解
4	2	至多 3 架	5	有解
5	3	---	---	無解

註：欄位中“---”表示測試結果為無解。

表 5 744/74Y (客貨機組合) 維護規模擴大方案

方案	增加各機型(客機+貨機)之維護架數組合				合計最多可增加架數	備註
	744 飛時客機架數	74Y 飛時貨機架數	744 日曆客機架數	74Y 日曆貨機架數		
6	0	1	至多 10 架	0	11	有解
7	0	2	至多 10 架	0	12	有解
8	0	3	至多 10 架	0	13	有解
9	0	4	至多 10 架	0	14	有解
10	0	5	至多 10 架	0	15	有解
11	0	6	至多 10 架	0	16	有解
12	0	7	至多 9 架	0	16	有解
13	0	8	至多 8 架	0	16	有解
14	0	9	至多 7 架	0	16	有解
15	0	10	至多 6 架	0	16	有解

表 5 744/74Y (客貨機組合) 維護規模擴大方案 (續)

方案	增加各機型(客機+貨機)之維護架數組合				合計最多可增加架數	備註
	744 飛時客機架數	74Y 飛時貨機架數	744 日曆客機架數	74Y 日曆貨機架數		
16	0	11	至多 6 架	0	17	有解
17	0	12	至多 6 架	0	18	有解
18	0	13	至多 6 架	0	19	有解
19	0	14	至多 5 架	0	19	有解
20	0	15	至多 4 架	0	19	有解
21	0	16	至多 2 架	0	18	有解
22	0	17	---	---	---	無解
23	1	1	0	至多 6 架	8	有解
24	2	1	0	1	4	有解
25	2	2	---	---	---	無解

註：欄位中“---”表示測試結果為無解。

(3) 若設定增加的維護數量全為貨機 (74Y 飛時貨機或 74Y 日曆貨機) 型態

由表 6 中方案 26~42 可以看出 2 種機型之組合結果：當 74Y 飛時貨機由 1 架至 16 架 (增加至第 17 架以後模式無解) 時，74Y 日曆貨機由至多 11 架降至 0 架。由此可看出，74Y 日曆貨機之增加維護數量限制較 74Y 飛時貨機稍緊。

綜上分析，自有航機中之 744 客機 (以飛時計算到期日者) 對擴大維護規模較其他機型之影響度為大，本研究對此經深入分析人工調整過程的資料，發現因該機型之架數佔機隊的 1/5，且各航機間之進廠時窗重疊之情形較其他機型高出許多，而導致進廠日受同型機不可同時在庫維護之限制較緊，故對機隊排程指派結果產生較關鍵的影響。此等結果可供決策者於規劃維護業務時參考。

表 6 74Y (全貨機) 維護規模擴大方案

方案	增加維護架數之機型組合 (全貨機)		合計最多可增加架數	備註
	74Y 飛時貨機 (以飛時計之機型)	74Y 日曆貨機 (以日曆天計之機型)		
26	0	至多 11 架	11	有解
27	1	至多 9 架	10	有解
28	2	至多 9 架	11	有解
29	3	至多 9 架	12	有解
30	4	至多 8 架	12	有解
31	5	至多 7 架	12	有解

表 6 74Y (全貨機) 維護規模擴大方案 (續)

方案	增加維護架數之機型組合 (全貨機)		合計最多 可增加架數	備註
	74Y 飛時貨機 (以飛時計之機型)	74Y 日曆貨機 (以日曆天計之機型)		
32	6	至多 7 架	13	有解
33	7	至多 3 架	10	有解
34	8	至多 4 架	12	有解
35	9	至多 4 架	13	有解
36	10	至多 4 架	14	有解
37	11	至多 4 架	15	有解
38	12	至多 2 架	14	有解
39	13	1 架	14	有解
40	14	1 架	15	有解
41	15	1 架	16	有解
42	16	0	16	有解
43	17	---	---	無解

註：欄位中“---”表示測試結果為無解。

六、結論與建議

本研究基於航機維護工廠業者之立場，考量實務上隨機進廠及維護時間，延伸、改良顏上堯等人^[9]的模式，建構一隨機進廠及維護時間下航機年度維護排程的調整模式 (LMSYA_SM)。在數學上，LMSYA_SM 可定式為一零壹整數規劃問題，以 F 廠實務維護資料而言 (包括 60 架航機 (共 6 種機型) 及 5 座機庫)，測試問題的規模甚大，最多達 3,191,000 個決策變數及 222,550 條限制式。為有效率地求解如此大型的實務問題，本研究應用風險規避的觀念，在受不同隨機事件擾動後之指派結果中，選擇重複出現機率以符合設定標準者之技巧，並結合 CPLEX 數學規劃軟體發展一啟發解法。此外，本研究模擬初始規劃解在營運階段受隨機擾動情形與人工調整過程，發展一模擬評估方法，以適當地評估隨機性與確定性規劃模式的求解結果在實際營運的績效。

為展示及評估 LMSYA_SM 的實用績效，本研究以 F 廠的實際維護資料為例，進行範例測試與分析。結果顯示針對大型實務的問題，本研究啟發解法可以在一合理的時間 (少於 70 分鐘) 內求解 LMSYA_SM，且最大誤差在 0.02% 以下，顯示啟發解效果良好。本研究並比較 LMSYA_SM、顏上堯等人^[9] 模式及 Yan 等人^[8] 模式的模擬營運績效，結果顯示，在外部解方面，以平均目標值與機隊平均維護時距使用率而言，LMSYA_SM (117.200609 與 98.15%) > 顏上堯等人^[9] 模式 (116.952742 與 98.03%) > Yan 等人^[8] 模式 (114.607082 與 97.78%)，顯示 LMSYA_SM 對於航空公司營運績效具有較佳之助益。另外，以每次人工調

整平均所需要的時間而言，LMSYA_SM (<50 分鐘)<顏上堯等人^[9] 模式 (<60 分鐘)<Yan 等人^[8] 模式 (120~240 分鐘)，顯示 LMSYA_SM 的規劃解較彈性及穩健，可有效地改善人工調整的效率。在內部解方面，以機隊維護的可靠度而言 (依規劃進廠日不早於 RLD 之平均架數等各項數據比較結果)，LMSYA_SM>顏上堯等人^[9] 模式>Yan 等人^[8] 模式；以維護能量餘裕能力而言 (指在維護能量餘裕之 0 組/1 組常態維護人力的之平均日數)，LMSYA_SM(36.1 日)>顏上堯等人^[9] 模式 (35 日)>Yan 等人^[8] 模式 (33.5 日)，亦顯示 LMSYA_SM 較能規劃具餘裕人力的排程。由此等結果顯示，不論是外部解或內部解，LMSYA_SM 所調整的長期排程，能使營運過程的實務人工調整運作更有效率且更穩健，並能減少航機壽限內的維護次數及增加營運可飛行時數，使航空公司整體營運獲得更佳的績效。

本研究亦針對 LMSYA_SM 模式中 3 項重要參數進行敏感度分析，結果顯示現況下超過 4 組人力即屬人力資源浪費，每日同型機限制架數超過 2 架即無法再提升維護時距使用率。另外，本研究針對自有機隊之 744 客機與 74Y 貨機各機型進行方案分析，結果發現 744 客機 (以飛時計算到期日者) 對擴大維護規模較其他機型之影響度為大。此等結果皆可提供決策者於規劃維護業務時之參考。綜合上述，本研究隨機模式較二確定性模式為佳，可為一穩健且有效的規劃工具，以輔助航機維護工廠業者在面臨實際營運中的隨機航機進廠及維護時間上，每年有效地重新調整航機進廠維護排程。最後，雖然本研究初步的測試結果顯示 LMSYA_SM 及啟發解法可運用在未來營運實務中，但在應用前，決策者宜對 LMSYA_SM 及啟發解法進行更多的測試，以瞭解其使用的特性及限制。

參考文獻

1. 吳國賓，「航機高階維護最佳化模組之開發」，國立成功大學航空太空工程學系碩士論文，民國 93 年。
2. 劉世德，「航空機隊維護計畫預測與排程規劃」，私立元智大學工業工程管理學系碩士論文，民國 91 年。
3. 交通部民用航空局，「01-01A 民用航空法/法令規範及手冊指引/民用航空法規彙編第 1 冊」，<http://www.caa.gov.tw/>，民國 101 年。
4. Tedone, M. and Gray, D. A., "Decision Support for Aircraft Overhaul Maintenance Planning", Proceedings of the 31st AGIFORS Symposium, AGIFORS, 1991, pp. 205-218.
5. 顏上堯、陳俊穎、袁瑞霞，「航機維護廠中期維護停機排程最佳化模式之研究」，運輸學刊，第 19 卷，第 2 期，民國 96 年，頁 121- 140。
6. Radhika, S., "Strategic Planning and Scheduling of Aircraft Heavy Maintenance at Delta Airlines", Proceedings of the 33rd AGIFORS Symposium, AGIFORS, 1993, pp. 151-168.
7. 陳俊汝，「機隊維護排程最佳化之研究」，國立成功大學航空太空工程學系碩士論文，民

國 92 年。

8. Yan, S., Chen, C. Y., and Yuan, J. H., “Long-term Aircraft Maintenance Scheduling for an Aircraft Maintenance Center: A Case Study”, *International Journal of Applied Management Science*, Vol. 1, No. 2, 2008, pp. 143-159.
9. 顏上堯、郭俊志、蕭妃晏，「航機維護工廠年度停機排程調整最佳化模式之研究」，**運輸計劃季刊**，第 41 卷，第 3 期，民國 101 年，頁 309 -342。
10. Yan, S., Tang, C. H., and Fu, T. C., “An Airline Scheduling Model and Solution Algorithms under Stochastic Demands”, *European Journal of Operational Research*, Vol. 190, 2008, pp. 22-39.
11. 楊大輝、李綺容，「需求變動下之航空貨運網路規劃」，**運輸學刊**，第 19 卷，第 2 期，民國 96 年，頁 169-190。
12. Yan, S., Chen, C. H., and Chen, C. K., “Short-term Manpower Supplying under Stochastic Demands for Air Cargo Terminals”, *Transportation*, Vol. 35, No. 3, 2008, pp. 425-444.
13. Yan, S. and Tang, C. H., “A Heuristic Approach for Airport Gate Assignments for Stochastic Flight Delays”, *European Journal of Operational Research*, Vol. 180, Issue 2, 2007, pp. 547-567.
14. 林益生，「隨機環境下多商品、多車種派車問題之研究」，中原大學工業工程研究所碩士論文，民國 87 年。
15. 唐存寬，「在顧客需求為隨機之假設下多種貨品儲運分配系統設計」，國防管理學院資源管理研究所碩士論文，民國 88 年。
16. Kenyon, A. and Morton, D. P., “Stochastic Vehicle Routing with Random Travel Times”, *Transportation Science*, No. 37, 2001, pp. 69-82.
17. Yan, S., Lin, H. C., and Jiang, X. Y., “A Planning Model with a Solution Algorithm for Ready Mixed Concrete Production and Truck Dispatching under Stochastic Travel Times”, *Engineering Optimization*, Vol. 44, Iss.4, 2012, pp. 427-447.
18. 交通部民用航空局，交通部民用航空局網站，「維護計畫管理 (編號：AC120-17) /民航通告/法令規範及手冊指引」，<http://www.caa.gov.tw/>，民國 101 年。
19. 顏上堯、陳玉菁，「純檢修資格航機維護人力供給模式之建立」，**運輸計劃季刊**，第 31 卷，第 4 期，民國 91 年，頁 817-829。
20. 郭俊志，「隨機進廠及維護時間下航機年度維護排程調整最佳化模式目標懲罰值之研究」，國立中央大學土木工程學系博士論文工作報告，民國 101 年。
21. Birge, J. R. and Louveaux, F., *Introduction to Stochastic Programming*, Springer-Verlag, New York, 1996.

附 錄

附表 1 相關參數的設定值及數值範圍 (自有航機_飛時計算)

程式所需參數輸入值												參數調整欄					
編號	機型	航機權重	剩餘飛時	維護時距	日平均飛時	剩餘飛時換算日曆天	上次維護完成日	維護時間	最早進廠日	最晚進廠日	進廠日最大提前天數	增維護次數懲罰加權	預估到期日	計算基準日	年度開始日	最小維護時距使用率	最大維護時距使用率
1	744	2.53	5000	5000	15.0	333	3572	47	153	255	10	0.0030	255	3470	3650	69.5%	100%
2	744	2.53	4250	5000	15.0	283	3420	12	1	103	10	0.0030	103	3470	3650	69.5%	100%
3	744	2.53	5000	5000	15.0	333	3476	12	57	159	10	0.0030	159	3470	3650	69.5%	100%
4	744	2.53	5000	5000	15.0	333	3523	12	104	206	10	0.0030	206	3470	3650	69.5%	100%
5	744	2.53	5000	5000	15.0	333	3541	12	122	224	10	0.0030	224	3470	3650	69.5%	100%
6	744	2.53	7500	7500	15.0	500	3485	14	183	335	22	0.0020	335	3470	3650	69.5%	100%
7	744	2.53	6380	7500	16.0	399	3400	8	76	219	20	0.0021	219	3470	3650	69.5%	100%
8	744	2.53	6460	7500	16.0	404	3405	8	81	224	20	0.0021	224	3470	3650	69.5%	100%
9	744	2.53	6924	7500	16.0	433	3434	8	110	253	20	0.0021	253	3470	3650	69.5%	100%
10	744	2.53	6620	7500	16.0	414	3415	8	91	234	20	0.0021	234	3470	3650	69.5%	100%
11	744	2.53	5000	5000	13.5	370	3484	15	91	204	12	0.0027	204	3470	3650	69.5%	100%
12	74Y	2.53	7500	7500	15.0	500	3515	9	213	365	22	0.0020	365	3470	3650	69.5%	100%
13	74Y	2.53	7500	7500	15.0	500	3502	7	200	352	22	0.0020	352	3470	3650	69.5%	100%
14	74Y	2.53	6750	7500	15.0	450	3420	9	118	270	22	0.0020	270	3470	3650	69.5%	100%
15	74Y	2.53	6435	7500	15.0	429	3399	9	97	249	22	0.0020	249	3470	3650	69.5%	100%
16	74Y	2.53	5640	7500	15.0	376	3346	9	44	196	22	0.0020	196	3470	3650	69.5%	100%
17	74Y	2.53	7440	7500	15.0	496	3466	12	164	316	22	0.0020	316	3470	3650	69.5%	100%
18	74Y	2.53	5790	7500	15.0	386	3356	12	54	206	22	0.0020	206	3470	3650	69.5%	100%
19	74Y	2.53	6030	7500	15.0	402	3372	8	70	222	22	0.0020	222	3470	3650	69.5%	100%
20	74Y	2.53	6525	7500	15.0	435	3405	8	103	255	22	0.0020	255	3470	3650	69.5%	100%
21	74Y	2.53	7335	7500	15.0	489	3459	7	157	309	22	0.0020	309	3470	3650	69.5%	100%
22	74Y	2.53	6945	7500	15.0	463	3433	7	131	283	22	0.0020	283	3470	3650	69.5%	100%
23	74Y	2.53	7500	7500	15.0	500	3504	7	202	354	22	0.0020	354	3470	3650	69.5%	100%

附表 2 相關參數的設定值及數值範圍 (自有航機_日曆天計算)

程式所需參數輸入值										參數調整欄				
編號	機型	航機權重	維護時距(日)	上次維護完成日	最早進廠日	最晚進廠日	維護時間	進廠日最大提前天數	增維護次數懲罰加權	預估到期日	計算基準日	年度開始日	最小維護時距使用率	最大維護時距使用率
24	744	2.53	548	3414	145	312	14	26	0.0018	312	3470	3650	69.5%	100%
25	744	2.53	548	3457	188	355	12	26	0.0018	355	3470	3650	69.5%	100%
26	744	2.53	549	3366	98	265	12	26	0.0018	265	3470	3650	69.5%	100%
27	74Y	2.53	531	3300	19	181	30	24	0.0019	181	3470	3650	69.5%	100%
28	74Y	2.53	500	3258	1	108	30	21	0.0020	108	3470	3650	69.5%	100%
29	74Y	2.53	546	3297	26	193	12	25	0.0018	193	3470	3650	69.5%	100%
30	74Y	2.53	549	3150	1	49	9	26	0.0018	49	3470	3650	69.5%	100%
31	333	1.67	549	3164	1	63	7	26	0.0018	63	3470	3650	69.5%	100%
32	333	1.67	547	3263	1	160	7	26	0.0018	160	3470	3650	69.5%	100%
33	333	1.67	548	3453	184	351	7	26	0.0018	351	3470	3650	69.5%	100%
34	333	1.67	549	3466	198	365	7	26	0.0018	365	3470	3650	69.5%	100%
35	AB6	1.72	457	3499	167	306	37	18	0.0022	306	3470	3650	69.5%	100%
36	AB6	1.72	457	3236	1	43	15	18	0.0022	43	3470	3650	69.5%	100%
37	738	1	364	3432	35	146	13	11	0.0027	146	3470	3650	69.5%	100%
38	738	1	365	3515	119	230	13	11	0.0027	230	3470	3650	69.5%	100%
39	738	1	365	3532	136	247	13	11	0.0027	247	3470	3650	69.5%	100%
40	738	1	365	3566	170	281	8	11	0.0027	281	3470	3650	69.5%	100%
41	738	1	365	3593	197	308	8	11	0.0027	308	3470	3650	69.5%	100%
42	738	1	365	3420	24	135	8	11	0.0027	135	3470	3650	69.5%	100%
43	738	1	365	3414	18	129	6	11	0.0027	129	3470	3650	69.5%	100%
44	738	1	365	3558	162	273	8	11	0.0027	273	3470	3650	69.5%	100%
45	738	1	365	3465	69	180	9	11	0.0027	180	3470	3650	69.5%	100%
46	738	1	365	3472	76	187	9	11	0.0027	187	3470	3650	69.5%	100%
47	738	1	365	3383	1	98	6	11	0.0027	98	3470	3650	69.5%	100%
48	738	1	365	3617	221	332	7	11	0.0027	332	3470	3650	69.5%	100%
49	343	1.66	455	3291	1	96	27	18	0.0022	96	3470	3650	69.5%	100%
50	343	1.66	455	3301	1	106	27	18	0.0022	106	3470	3650	69.5%	100%
51	343	1.66	455	3311	1	116	27	18	0.0022	116	3470	3650	69.5%	100%
52	343	1.66	457	3352	20	159	27	18	0.0022	159	3470	3650	69.5%	100%

附表 3 相關參數的設定值及數值範圍 (契約客戶航機_日曆天計算)

程式所需參數輸入值										參數調整欄				
編號	機型	航機權重	維護時距(日)	上次維護完成日	最早進廠日	最晚進廠日	維護時間	進廠日最大提前天數	增維護次數懲罰加權	預估到期日	計算基準日	年度開始日	最小維護時距使用率	最大維護時距使用率
53	744	2.53	540	3345	70	235	27	25	0.0019	235	3470	3650	69.5%	100%
54	74Y	2.53	540	3405	130	295	8	25	0.0019	295	3470	3650	69.5%	100%
55	AB6	1.72	450	3305	1	105	5	17	0.0022	105	3470	3650	69.5%	100%
56	AB6	1.72	450	3222	1	22	41	17	0.0022	22	3470	3650	69.5%	100%
57	AB6	1.72	450	3229	1	29	34	17	0.0022	29	3470	3650	69.5%	100%
58	AB6	1.72	450	3286	1	86	47	17	0.0022	86	3470	3650	69.5%	100%
59	343	1.66	450	3356	19	156	27	17	0.0022	156	3470	3650	69.5%	100%
60	343	1.66	450	3528	191	328	47	17	0.0022	328	3470	3650	69.5%	100%

附表 4 本研究隨機規劃排程年度調整模式 (LMSYA_SM) 之初始規劃排程

初始最佳化規劃排程								
自有航機以飛時管制			自有航機以日曆天管制			契約客戶航機以日曆天管制		
機號	進廠日	指派機庫	機號	進廠日	指派機庫	機號	進廠日	指派機庫
1	254	2	24	311	2	53	234	4
2	102	2	25	352	5	54	294	4
3	159	2	26	234	2	55	97	2
4	186	2	27	129	2	56	21	2
5	198	2	28	67	4	57	29	3
6	333	4	29	184	5	58	86	3
7	218	2	30	49	4	59	133	3
8	210	2	31	62	5	60	327	3
9	246	2	32	160	3	契約客戶航機以日曆天管制者， 為編號 53~60，共 8 架。		
10	226	2	33	345	5			
11	171	2	34	364	2			
12	364	4	35	306	5			
13	347	4	36	34	5			
14	266	5	37	144	5			
15	241	5	38	190	3			
16	196	5	39	228	5			
17	315	4	40	275	5			
18	206	5	41	303	2			
19	220	5	42	115	2			
20	250	5	43	123	2			
21	308	4	44	258	5			
22	283	5	45	172	3			
23	354	2	46	181	3			
自有航機以飛時管制者， 為編號 1~23，共 23 架。			47	80	5			
			48	326	2			
			49	89	5			
			50	62	2			
			51	116	5			
			52	157	5			
			自有航機以日曆天管制者， 為編號 24~52，共 29 架。					

中央實體分隔路型停等車疏散能力 之坡度調整因素¹

THE GRADE ADJUSTMENT FACTOR OF QUEUE DISCHARGE BEHAVIOR ON DIVIDED URBAN STREETS

曾平毅 Pin-Yi Tseng²
林豐博 Feng-Bor Lin³
楊信毅 Hsin-Yi Yang⁴
張筱瑜 Siao-Yu Chang⁵

(102 年 12 月 25 日收稿，103 年 9 月 2 日第 1 次修改，104 年 6 月 2 日定稿)

摘 要

臺灣有一些市區道路利用地下道或高架道路來降低交通衝突。這些地下道通常不長且其上坡終點下游通常緊鄰號誌化路口，而高架道路的下匝道下坡終點也通常緊鄰號誌化路口。這些路口的停等車疏散特性及其車道容量很可能受到緊鄰地下道或高架道路下匝道坡度的影響。目前臺灣公路容量手冊（以下簡稱 HCM）係利用坡度調整因素來估計車道疏散能力因坡度之影響情形，但此調整因素並未依據臺灣本土交通特性。本研究主要針對臺灣市區常見之「中央實體分隔、無快慢分隔、無緊鄰公車專用道」路型，進行現場資料蒐集 7 個不同車道的現場資料。研究成果顯示停止線上

-
1. 本文初稿曾於 102 年中華民國運輸學會年會暨學術論文研討會中發表。
 2. 中央警察大學交通學系教授（聯絡地址：33304 桃園市龜山區樹人路 56 號 中央警察大學交通學系；電話：03-3281991；E-mail：unal39@mail.cpu.edu.tw）。
 3. 美國 Clarkson 大學土木與環境工程學系教授。
 4. 中央警察大學交通管理研究所碩士，目前為新北市政府警察局交通警察大隊執法組組長。
 5. 中央警察大學交通管理研究所碩士，目前服務於基隆港務警察總隊。

游的平均坡度確實明顯影響停等車疏解能力，且影響程度高於美國 HCM 的數值。本研究並提出此路型之坡度調整因素(f_g)迴歸式。

關鍵詞：容量；幾何設計；停等車疏解率；坡度；坡度調整因素

ABSTRACT

Many urban streets in Taiwan have underpasses or viaducts to minimize conflicting traffic movements. These underpasses are generally short and include a signalized intersection at the upgrade end. Similarly, the off-ramps of viaducts usually include a signalized intersection at its downgrade end. The queue discharge characteristics at such intersections and the resulting lane capacities may be affected by the grades of the adjacent underpasses or off-ramps of viaducts. The Taiwan Highway Capacity Manual (HCM) applies a grade adjustment factor to the estimated queue discharge rate of a level traffic lane to assess the impact of grades. But the adjustment factors used in this manual are not based on the traffic characteristics in Taiwan. Focusing on intersections located on urban streets that have median barriers without exclusive bus lanes and divided express and local lanes, the researchers of the present study collected and analyzed the queue discharge data of seven lanes. Results showed that the approach grade at an intersection had a significant impact on queue discharge rate and that the impact was greater than that indicated in the HCM published by the U.S. Transportation Research Board. The present study proposed a regression model for this road type to estimate the grade adjustment factor (f_g).

Key Words: Capacity; Geometric design; Queue discharge rate; Grade; Grade adjustment factor

一、前言

號誌化路口的車道容量及作業績效與停等車之疏解特性息息相關，而停等車之疏解又受幾何設計、號誌控制、車種組成及車輛行進方向等因素所影響^[1,2]。傳統估計號誌化路口容量之方法主要根據飽和流率 (saturation flow rate) 之觀念，此觀念認為在綠燈開始之後，停等車之平均疏解率會迅速地達到一穩定之最高值，稱之為飽和流率。但根據臺灣現場資料顯示，停等車疏解特性與飽和流率之觀念大不相同，停等車隊之疏解率在第 12 部停等車通過停止線之後常常仍持續上升，而且在何時疏解率才會達到穩定狀況很難訂定^[3-5]。所以傳統利用飽和流率之觀念來估計汽車道之容量方法，並不見得適用於臺灣地區，但對於機車專用道之容量估計，則適合以飽和流率來估計^[6-8]。

2011 年臺灣 HCM 已針對此問題，提出一替代方案，建議亦可利用直接估計在綠燈時段及燈號轉換時段的平均疏解車數的方式，以估計車道或車道群之容量，並建立不同類型車道之容量估計式。但在第 18 章對於機車專用道容量之估計，則以飽和流率來估計車道

容量，亦即在有大量機車之情況下，綠燈開始後大約 10 秒，疏解率大致達到一穩定的最高值^[8]。

有關號誌化路口容量分析，不論是採用傳統飽和流率之觀念，抑或直接利用在綠燈時段及燈號轉換時段的平均疏解車數的方式，來估計車道或車道群之容量，均是先建立基本(理想) 狀況之容量估計式，再針對各種可能影響容量之因素加以調整。各種調整因素之決定必須依不同之地區及交通特性而異，目前 2011 臺灣 HCM 第 13 章^[8]，針對號誌化路口容量之調整因素有車種及行進方向、坡度、公車站、路邊停車、交叉路口所在市區及衝突行人等。

其中，影響停等車疏解特性之其中一關鍵因素即為坡度 (grade)，坡度路段的車流特性與平坦路段不同，上、下坡均可能影響車流疏解率。目前 2011 年臺灣 HCM 第 13 章^[8]，有關號誌化路口一般車道之容量估計，其坡度調整因素係沿用前一版臺灣 HCM^[2]，該版的資料係引用 1985 年美國 HCM (Transportation Research Board)^[9] 之看法，認為坡度每增加(減少) 1%，容量會減少(增加) 1.5%，並沒有根據臺灣現場資料。由於道路工程、車輛組成、駕駛習慣等均會影響車道運作特性與效能，停等車疏解率若沒有實際現場資料參考，所推估之坡度調整因素作為服務水準或容量估計時，便會與實際坡度路段之容量產生落差。由於目前臺灣交通界對這方面之研究不多，為進一步了解號誌化路口上游之坡度對停等車疏解率之影響，實有必要廣泛蒐集坡度路段的現場資料。

有鑑於此，本研究主要針對臺灣市區常見之「中央實體分隔、無快慢分隔、無緊鄰公車專用道」路型，進行現場資料蒐集 7 個不同車道的現場資料，並探討停止線上游平均坡度對於號誌化路口疏解能力之影響。

二、文獻回顧

本小節回顧 2011 臺灣 HCM 號誌化路口容量估計方法以及國內、外對於坡度因素之相關研究等，並作一綜合評析。

2.1 市區號誌化路口容量估計方式

傳統根據飽和流率之觀念^[10]，號誌化路口車道或車道群之容量可估計如下：

$$c = S \frac{G_e}{C} \quad (1)$$

此式中，

c ：容量 (輛／小時)；

S ：車道或車道群之飽和流率 (輛／有效綠燈小時)；

G_e ：有效綠燈 (秒)；

C ：定時控制之週期長度或觸動化控制之平均週期長度 (秒)。

根據 2011 臺灣 HCM 第 13 章之定義，號誌化路口車道或車道群之容量，指在最少 15 分鐘內能利用綠燈及燈號轉換時段通過停止線之最高流率的期望值^[8]。經調查臺灣現場資料顯示疏解率之特性與傳統之疏解率有不可忽視的差異，市區直行停等車之疏解率通常在綠燈亮後 20 秒仍繼續上升，在何停等位置之後疏解率才會達到穩定狀況很難訂定^[11]。在這種情形之下，利用式 1 來估計一般車道的容量，會造成嚴重之困擾。

2011 臺灣 HCM 第 13 章利用下式估計一般車道之容量^[8]：

$$c = \frac{3600}{C} \left[\sum_{i=1}^n N_{gvi} \right] f_v f_g f_b f_s f_z f_p \quad (2)$$

此式中，

c ：車道容量 (輛／小時)；

C ：號誌週期長度 (秒)；

N_{gvi} ：特定狀況下，在第 i 個可用時相之綠燈時段及燈號轉換時段中能疏解之平均停等車輛數 (輛)；

n ：可用之時相數；

f_v ：車種及行進方向調整因素；

f_g ：坡度調整因素；

f_b ：公車站調整因素；

f_s ：路邊停車調整因素；

f_z ：交叉路口所在市區調整因素；

f_p ：衝突行人調整因素。

式 2 中之調整因素的性質，隨 N_{gvi} 的性質而變。例如 N_{gvi} 之值若已包括所有車種及行進方向，則沒有必要利用 f_v 來調整 (換言之， $f_v = 1.0$)。

近幾年交通部運輸研究所 (以下簡稱運研所) 在臺北都會區地下道 (即上坡路段) 下游號誌化路口之車道蒐集停等車疏解特性資料，現場資料顯示地下道之上坡道確實會降低下游號誌化路口停等車之疏解能力，研究結果已修訂臺灣 HCM 第 10 章「市區地下道」^[12]。然而，不管根據學理或實務經驗，市區道路號誌化路上游路段如果是下坡度，預計也會影響下游號誌化路口停等車的疏解率，一般認為應高於同條件下之平坦車道。

2011 臺灣 HCM 第 13 章將直行快車道分為表 1 之 6 種路型^[8]，因有限的資源，本研究主要針對臺灣都市常見的 S1 路型 (中央實體分隔、無快慢分隔、無緊鄰公車專用道之直行快車道) 之坡度路段做為調查對象，利用現場觀察與調查方式進行疏解特性資料蒐集及坡度量測，比較其與相對路型之平坦路段疏解率的差別，以探討坡度之影響，並建構 S1 路型坡度與調整因素之關係式。

2011 臺灣 HCM 並建立不同類型車道之容量估計式，其 N_{gvi} 可由表 2 之對應公式估計。

表 1 臺灣 HCM 第 13 章^[8] 直行快車道類型劃分

類型代號	車道之性質
S1	中央實體分隔、無快慢分隔、無緊鄰公車專用道
S2	中央實體分隔、無快慢分隔、有緊鄰公車專用道
S3	中央實體分隔、快慢分隔
S4	中央標線分隔、快慢分隔
S5	中央標線分隔、無快慢分隔
S6	緊鄰左側快慢分隔島

表 2 臺灣 HCM 直行快車道 N_{gvi} (小車) 之估計模式

車道類型	估計模式	g 之範圍(秒)
S1	$N_{gvi} = -0.77 + 0.475 g + 1.273 \times 10^{-3} g^2$	5 ~ 55
	$N_{gvi} = -3.69 + 0.598 g$	>55
S2	$N_{gvi} = -0.98 + 0.426 g + 1.105 \times 10^{-3} g^2$	5 ~ 60
	$N_{gvi} = -5.40 + 0.566 g$	>60
S3	$N_{gvi} = -0.59 + 0.428 g + 1.250 \times 10^{-3} g^2$	5 ~ 50
	$N_{gvi} = -4.36 + 0.566 g$	>50
S4	$N_{gvi} = -0.88 + 0.437 g + 1.783 \times 10^{-3} g^2$	5 ~ 50
	$N_{gvi} = -3.70 + 0.582 g$	>50
S5	$N_{gvi} = -0.71 + 0.422 g + 1.500 \times 10^{-3} g^2$	5 ~ 70
	$N_{gvi} = -8.68 + 0.638 g$	>70
S6	$N_{gvi} = -1.28 + 0.425 g + 1.150 \times 10^{-3} g^2$	5 ~ 50
	$N_{gvi} = -3.24 + 0.522 g$	>50

資料來源：2011 臺灣 HCM 第 13 章^[8]。

2.2 國內、外對於坡度之相關研究

坡度路段的車流特性與平坦路段不同，隨著道路類型（如高速公路、快速道路、多車道公路及二車道公路）、車種組成、路段之幾何設計（如坡度、坡長、曲度及有無實體分隔）等因素而變。上、下坡均可能影響車流疏解率，上坡對重車之影響尤其嚴重^[8]。曾平毅^[13]的研究指出，坡度長或坡度陡之路段上的車流特性與平坦路段有很大之不同，由平坦基本路段所建立之流率與空間平均速率的關係，並不適用於分析坡度路段。

許添本^[14]翻譯 Roger 等人之交通工程 (Traffic Engineering) 第 18 章指出，飽和流率之估算，有關坡度調整因素部分，在無干擾車流的分析中，坡度的效果總是和重型車輛調整因素合在一起討論。但研究顯示不論是否有重型車輛存在，坡度都會影響小客車的起動

運行。基於這個理由，另外找一個調整因素是有必要的。Roger 等人所提出之坡度調整公式為：

$$f_g = 1 - \frac{G}{2} \quad (3)$$

此式中，

f_g ：坡度調整因素；

G：坡度(%)。

為探討坡度對車輛疏解車距（及飽和流率）之影響，早期的研究^[15]曾利用理論來推演，假設跟車距離固定，車輛由靜止啟動，加速度相同，以等速通過停止線。因坡度所造成加速度的改變，使得每部車通過停止線時之速度不同，造成時間間距亦可能不同，進而計算出坡度調整因素約當成 2.5 倍於坡度 (%)。

美國 HCM 認為坡度增加（減少）1%時，容量會減少（增加）0.5%^[10]。目前 2011 臺灣 HCM 第 13 章^[8]，則沿用 2001 年版之臺灣 HCM，建議將坡度調整因素訂定為：

$$f_g = 1 - 0.015S \quad (4)$$

此式中，S：坡度 (%)；上坡之 S 為正值，下坡之 S 為負值。

機車專用道之估計也可根據式 2，但機車專用道之停等車疏解率一般在綠燈時段開始後約 10 秒，就達到一大致穩定之疏解率，所以 2011 臺灣 HCM 第 13 章亦根據式 1 以估計其相關容量，惟式 1 所估計的容量比式 2 所估計的容量有稍大的誤差^[8]。

臺灣在實證研究方面，曾平毅等人^[16]為探討停止線上游之坡度對地下道下游號誌化路口疏解特性之影響，共蒐集 4 個臺北市地下道的直行車道疏解特性資料，分析發現地下道之直行車道疏解率的確明顯低於平面車道，且受到地下道幾何設計之影響，可能與地下道最低點與路面的高程差有關。曾平毅等人^[17]針對臺北市林森南路地下道之直行車道與機車專用道進行疏解特性分析，研究發現市區地下道上坡的確降低了停等車輛之疏解能力，且對於不同車道及車種之影響程度亦有所差異。

2000 年美國 HCM 第 16 章^[10]，有關號誌化路口飽和流率估算之調整因素，其坡度調整因素是和重型車輛調整因素合在一起討論，其認為臨近方向上坡度對車流造成的影響如同重車對車流造成的影響，並表示坡度會對所有車輛之起動運行造成影響。

$$f_g = 1 - 0.005G \quad (5)$$

此式中，G：臨近車道坡度(%)， $-6 \leq G\% \leq +10$ ，下坡之 G 為負值。

加拿大的號誌化路口容量手冊用交叉口上游 50 公尺內之平均坡度調整飽和流率，其調整因素估計如下^[18]：

$$f_g = 1 - (G + HV) \quad (6)$$

其中， G 指平均坡度 ($\% / 100$)； HV 指大車比例 ($\% / 100$)。

澳洲之容量分析方法用下列調整因素估計號誌化路口之飽和流率^[19]：

$$f_g = 1 \pm 0.5G \quad (7)$$

其中， G 指平均坡度 ($\% / 100$)，但沒有說明坡度如何估計或量測。

2.3 小結

1. 傳統估計號誌化路口容量之方法主要根據飽和流率之觀念，惟根據臺灣現場資料顯示，停等車疏解特性與飽和流率之觀念大不相同。針對此問題，2011 臺灣 HCM^[8] 已提供一估計市區號誌化路口容量之方法，建議亦可利用直接估計在綠燈時段及燈號轉換時段的平均疏解車數的方式，估計車道或車道群之容量。至於坡度調整因素之建議值，則是根據 2000 美國 HCM^[10]、相關研究及理論推演等，加以判斷而得，並沒有實際的臺灣本土資料佐證或驗證。
2. 國內之市區坡度路段規劃設計與運作，具有本土特性，國外之文獻並不見得適用於國內使用。由於目前臺灣交通界對這方面之研究不多，尤其是國內對於市區坡度路段之交通特性分析或停等車疏解特性的研究相當稀少。近幾年，國內已開始針對地下道（即上坡路段）蒐集下游號誌化路口停等車疏解資料，研究結果發現地下道之上坡道確實會降低下游號誌化路口停等車之疏解能力。
3. 由於坡度會影響號誌化路口車流運作，本研究希望透過現場資料之蒐集與分析，探討臺灣號誌化路口上游路段之坡度，對於市區號誌化路口疏解能力之影響。

三、現場調查

3.1 調查車道基本幾何資料

為探討 S1 路型（中央實體分隔、無快慢分隔、無緊鄰公車專用道之直行快車道）坡度對下游停等車疏解能力之影響，必須廣泛蒐集臺灣地區常見的坡度路段現場資料。上坡部分可於市區地下道之下游號誌化路口進行，下坡部分則可於高架道路及橋梁下坡路段之下游號誌化路口進行，並以臺北地區內之地下道上坡道、高架道路及橋梁下坡路段作為探討對象，蒐集不同坡度路段之停等車疏解資料。

本研究經實地踏勘後，選取表 3 之 7 個車道，其中臺北市市民高架、永吉路口（以下簡稱市民永吉路口），中正橋、和平西路口（以下簡稱中正和平西路口），大直橋、濱江街口（以下簡稱大直濱江街口）為下坡度，其餘 4 個車道均為上坡度，分別是臺北市復興北

路地下道往北、濱江街口 (以下簡稱復興北濱江街口)，復興北路地下道往南、民族東路口 (以下簡稱復興北民族東路口)，基隆路地下道往北、松隆路口 (以下簡稱基隆松隆路口) 及林森南路地下道往南、羅斯福路口 (以下簡稱林森南羅斯福路口) 作為研究對象。各調查地點的幾何設計資料整理如表 3，現場圖分別如圖 1 各小圖所示。

臺北市市民高架及中正橋全線均禁行機車，其餘各調查地點快車道均禁行機車。各調查路段與下游號誌化路口之距離均不長，其中，基隆路地下道往北出口坡度終點與下游號誌化路口 (松隆路) 停止線距離 23 公尺，其餘坡度終點均緊鄰下游號誌化路口停止線。各調查地點速限大多和市區道路速限相同，為 40 或 50 公里／小時。另外，除了市民永吉路口為單向通行，其餘各調查地點均為雙向通行。

表 3 調查車道基本幾何資料

序號	路段名稱	下游號誌化路口	車道數	調查車道位置	調查車道寬度 (m)	現場圖
1	臺北市市民高架	永吉路	2	2	3.4	圖 1(a)
2	臺北市中正橋	和平西路	2	1	2.9	圖 1(b)
3	臺北市大直橋	濱江街	2	1	2.8	圖 1(c)
4	臺北市復興北路 (往北)	濱江街	2	1	3.7	圖 1(d)
5	臺北市復興北路 (往南)	民族東路	2	1	3.25	圖 1(e)
6	臺北市基隆路 (往北)	松隆路	2	1	3.0	圖 1(f)
7	臺北市林森南路 (往南)	羅斯福路	3	2	3.0	圖 1(g)

註：地點 7 臺北市林森南路地下道經實地踏勘之後發現，當地之機車停等區內之機車會在綠燈亮起後快速疏散，其上游的停等車輛，可以機車停等區之框線作為基準線來探討該車道疏散特性。

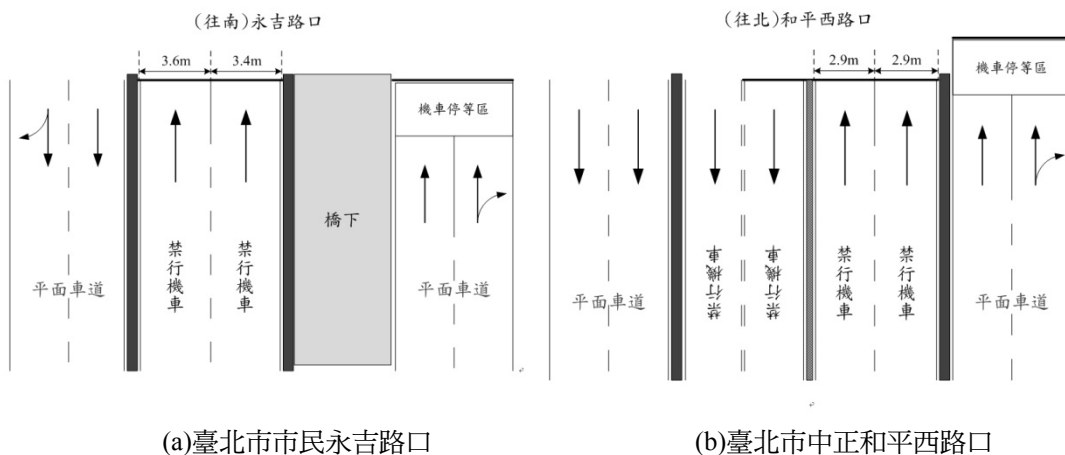


圖 1 各調查地點現場示意圖

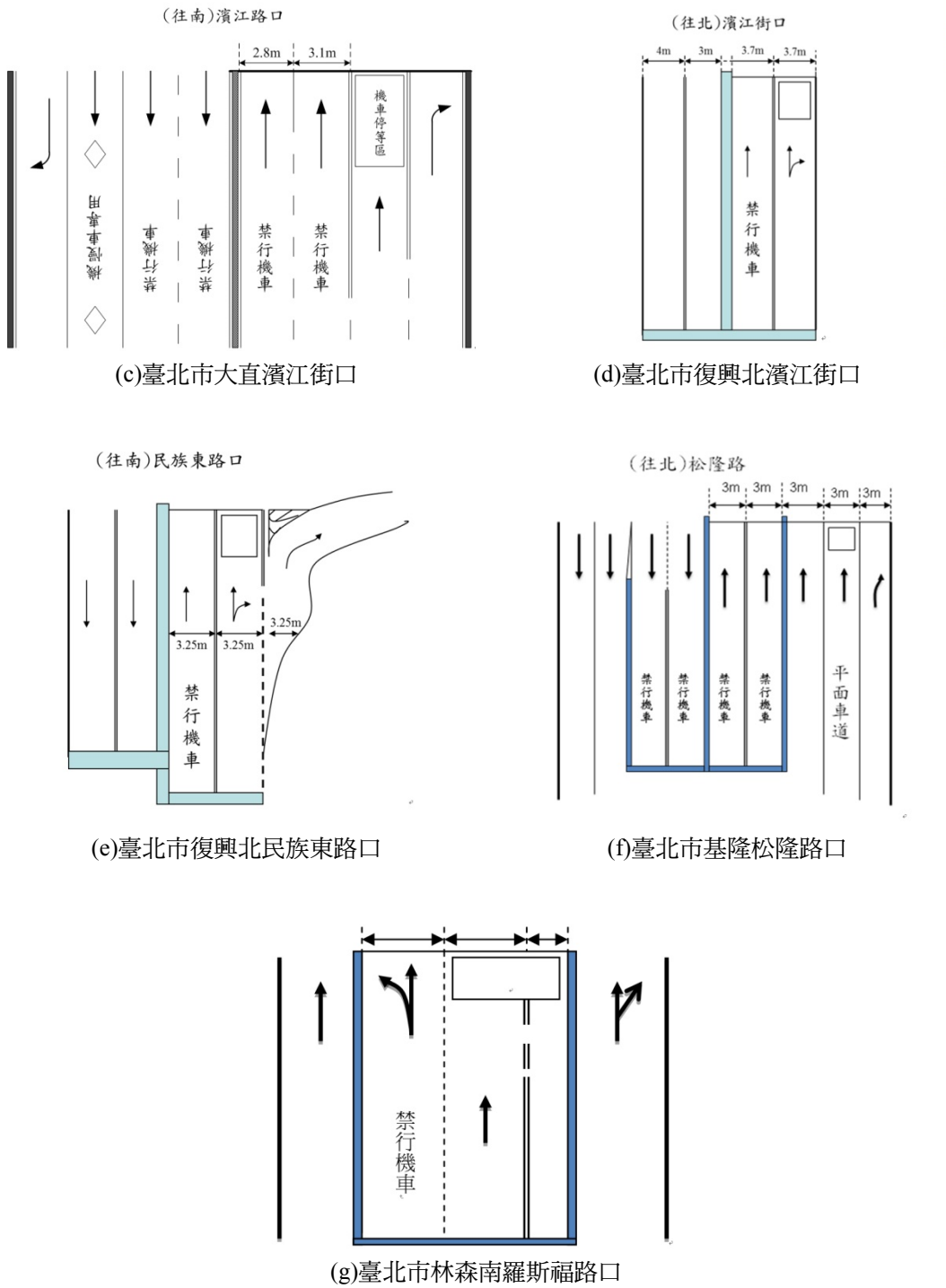


圖 1 各調查地點現場示意圖 (續)

3.2 調查車道坡度資料

本研究參考運研所進行 2011 臺灣 HCM 第 10 章「市區地下道」修訂研究^[8]，以號誌化路口停止線上游 100 公尺之路段平均坡度，作為探討影響號誌化路口之「坡度操作性定義」。其理由是停止線上游雖然可能有不同的坡度變化，但上游 100 公尺約可停等 16~18 輛小車，這些小車由停等狀況啟動向下游疏解，當然與其平均坡度大小有關。而運研所的經驗顯示，該坡度的界定與數值，的確可用來解釋對下游號誌化路口疏解能力的影響情形。

本研究採用實地量測方式，測量停止線上游 100 公尺的平均坡度。從停止線開始，沿上游坡度路段的曲線長度，以水平儀(水平尺，長度 1 m) 進行坡度的實地量測，每 10 公尺量測一次 (如圖 2)，從各點之量測高差值估計各點之坡度 G 即為 $\tan\theta = \text{高差}/\text{水平尺長度}$ ，順著坡道量 100 公尺，共計可得 11 個點 (D_0 至 D_{10} ， D_0 為停止線)，並可繪得臨近路段之縱剖面示意圖 (如圖 3)。

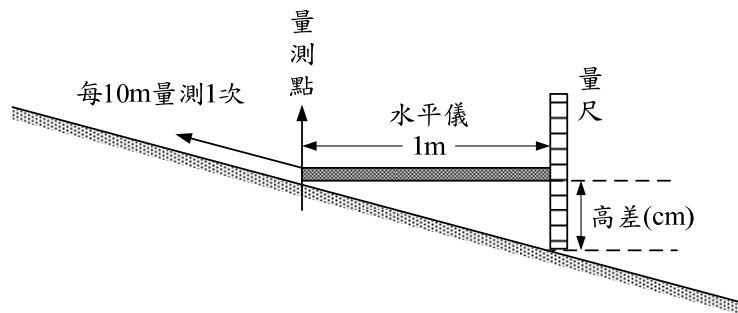


圖 2 以水平儀量測坡度示意圖

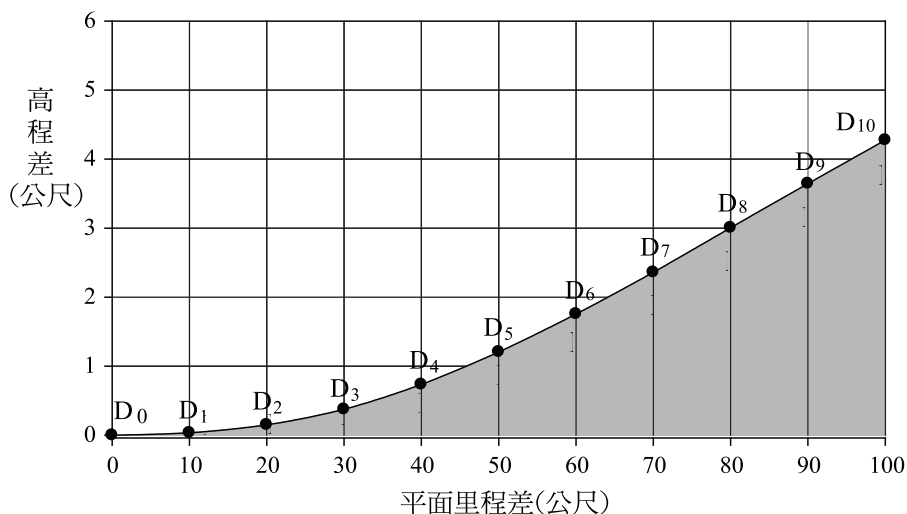


圖 3 實地量測之臨近路段縱剖面示意圖

利用臨近兩點坡度之平均值估計兩點之高差，並可計算出臨近路段之高程差(E)。

$$E = \frac{G_0 + G_1}{2} \times 10 + \frac{G_1 + G_2}{2} \times 10 + \dots + \frac{G_9 + G_{10}}{2} \times 10$$

$$= \left(\frac{G_0}{2} + G_1 + G_2 + \dots + G_9 + \frac{G_{10}}{2} \right) \times 10 \quad (8)$$

其中，

G_0 ：停止線之坡度(%)；

G_{10} ：自停止線起上游 100 公尺處之坡度。

當坡度很小(通常指 $\theta < 5^\circ$)時，臨近路段平均坡度可估計如下：

$$G = \tan \theta \cong \sin \theta = \frac{E}{F} \quad (9)$$

其中，

E ：估計之上或下坡路段之高程；

F ：沿上坡或下坡路段鋪面之曲線長度，共 100 公尺。

經利用前述方法實地量測後，獲得前述 7 個調查地點之平均坡度(上坡為正值，下坡為負值)介於-4.28%~6.7%之間，其中，臺北市市民永吉路口-3.12%、中正和平西路口-3.50%、大直濱江街口-4.28%、復興北濱江街口 1.4%、復興北民族東路口 6.7%、基隆松隆路口-2.1%及林森南羅斯福路口 5.5%。

3.3 停等車疏解車距之調查方法

停等車疏解車距資料蒐集之方法，原則上基準線應在第 1 部停等車車頭下游約 1~2 公尺處。經過初步觀察，市區號誌化路口之停等車停等位置通常在停止線上游 1~2 公尺處，故本研究係以號誌化路口之停止線為基準線(示意圖如圖 4)。調查員必須注意因號誌而停等之車隊狀況，檢視號誌轉換為綠燈之瞬間之車隊尾端(必須默記其車輛特徵)；並自號誌轉換為綠燈之瞬間利用有記憶體之碼錶(stopwatch)開始計時，分別記錄每一部停等車之車尾通過基準線之時間(以後輪通過基準線之時間為準)。第 1 部停等車之疏解車距則是綠燈啟亮至第 1 部停等車後輪通過基準線之車距(headway)，第 2 部停等車以後之疏解車距，則為前一部車通過基準線到該車輛通過基準線之車距。綠燈時段完畢之後，後輪尚未通過基準線但可疏解之車輛，則歸屬於燈號轉換期間內(包括黃燈與紅燈)之疏解車輛。由此，每一號誌週期如有大量之停等車輛，即可獲得適當之一筆停等車疏解車距資料。

3.4 調查計畫之執行

選定調查地點及車道後，即可開始實施停等車疏解車距之資料蒐集。經過現場觀察及

初步調查後，為使調查基準一致，針對現場執行過程中可能遭遇或產生之問題先行界定及釐清，茲說明如下：

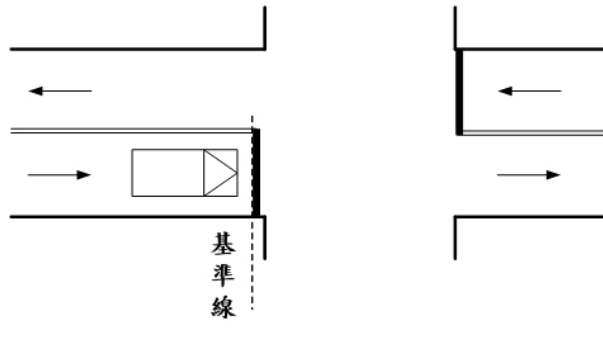


圖 4 號誌化路口停等車疏解車距調查示意圖

1. 調查時段之選擇

疏解車距調查以能紀錄到較長停等車隊為主要考量因素，故將依各調查地點所在位置與方向特性之不同，選擇合適的觀測時段，原則以平日白天尖峰時段為主。如遇該路口設有疏導勤務時，則僅調查疏導人員未指揮疏解，全依號誌行進之週期。

2. 停等車之認定、資料註記

當停等車隊因綠燈啟亮開始疏解後，上游仍有車輛駛至車隊最後方停等或後續車流有明顯接續停等車隊，且其車速受制於疏解車隊時，亦視為停等車隊。停等車隊疏解時，如有其他鄰近車道之車輛插入排隊停等車隊依序疏解，則亦視為停等車隊。

如有大車則必須特別記錄其停等位置，本研究分析時將大車及其後方受影響之小車車距資料捨棄不用。受干擾之停等車亦須特別註記，如第 1 部停等車有綠燈啟亮前提前起步之情形、臨時變換車道駛出停等車隊之車輛或其他不明原因非正常運行之車輛，分析時將這些受干擾之樣本資料捨棄不用。

3. 現場調查注意事項

本研究透過現場觀察並以碼錶記錄停等車隊疏解車距資料，調查人員之觀測位置必須能同時觀測車隊最末端及車輛通過基準線的情形。觀測位置通常選擇在行人陸橋橋上或臨近大樓的樓上制高點等處所，如無適當制高點，則應在路側選擇有遮蔽物或不易讓駕駛人察覺的位置，避免影響駕駛人的駕駛行為。另一重點是要能很清楚地明視車輛通過基準線的瞬間。

四、資料初步分析與觀察

4.1 調查停等車疏解車距資料

本研究現場調查對象共計 7 個 S1 路型車道，其中包含 3 個下坡道及 4 個上坡道。停等車疏解車距的調查必須利用尖峰時段有較長停等車隊狀況下進行調查，1 個週期只能蒐集 1 套停等車於之疏解車距資料。目前臺北市主要幹道的號誌，基於連鎖控制之故，通常採用 200 秒的週期長度，因此調查期間 1 小時最多只能蒐集 18 筆資料。由於每個週期所調查到的停等車輛數不相同，且資料整理過程會刪除大車及干擾車之資料，另外為了提高資料可信度，也會刪除兩個標準差以外之疏解車距，且設定「各停等位置」估計平均疏解車距之誤差在 0.2 秒／車之內，及樣本數必須大於 30。經過初步篩檢後之有效樣本資料如表 4 所示。

表 4 各調查地點平均停等車疏解車距 (秒／車) 資料

停等位置	S1 基準值	1 市民永吉	2 中正和平	3 大直濱江	4 復興濱江	5 復興民族	6 基隆松隆	7 林森羅斯
1	3.69	2.47	2.05	2.92	3.16	3.25	2.85	3.42
2	2.05	2.16	2.17	2.38	2.87	2.89	2.82	2.70
3	2.03	2.23	2.11	2.29	2.43	2.63	2.32	2.50
4	2.02	2.05	1.89	2.01	2.17	2.58	2.16	2.34
5	1.99	1.99	1.91	1.95	2.24	2.44	2.19	2.27
6	1.97	1.87	1.83	1.94	2.21	2.31	2.04	2.20
7	1.95	1.80	1.70	1.96	2.05	2.15	2.04	2.15
8	1.93	1.74	1.84	1.81	2.12	2.13	2.03	2.17
9	1.91	1.71	1.73	1.89	2.04	2.03	2.02	2.13
10	1.90	1.85	1.71	1.90	1.99	2.06	2.05	2.01
11	1.88	1.73	1.84	1.83	1.96	2.16	2.00	2.10
12	1.86	1.82	1.80	1.89	1.91	2.11	1.91	1.91
13	1.85	1.71	1.75	1.84	1.91	2.13	1.96	2.04
14	1.83	1.71	1.80	1.86	1.99	1.95	2.03	1.95
15	1.82	1.70	—	—	2.00	—	2.08	2.08
16	1.80	1.72	—	—	1.85	—	2.07	2.02
17	1.78	1.50	—	—	1.92	—	2.09	1.87
18	1.78	1.66	—	—	1.98	—	2.06	1.84
19	1.75	1.65	—	—	1.98	—	2.09	1.82
20	1.75	1.66	—	—	1.89	—	2.05	2.07
21	1.73	1.60	—	—	1.93	—	2.01	1.78
22	1.71	1.63	—	—	1.89	—	2.14	1.86
23	1.71	1.78	—	—	—	—	2.04	1.94
24	1.69	1.63	—	—	—	—	2.03	—
25	1.68	—	—	—	—	—	2.02	—
週期數	—	115	105	105	94	119	101	64

依據表 4 之停等車疏解車距資料，可計算出每個停等位置之疏解率（小車／小時），並建立綠燈時段內停等車疏解率之關係，如圖 5。由圖可知，此調查車道於綠燈始亮後到 10 秒間之疏解率較低，是因為前面幾部停等車自起動到達基準線之速率較慢，而造成較大之疏解車距。但在綠燈始亮 10 秒後，仍然沒有達到一明顯的穩定值之現象，且有持續上升之趨勢，此一疏解特性與傳統飽和流率概念則有顯著不同。

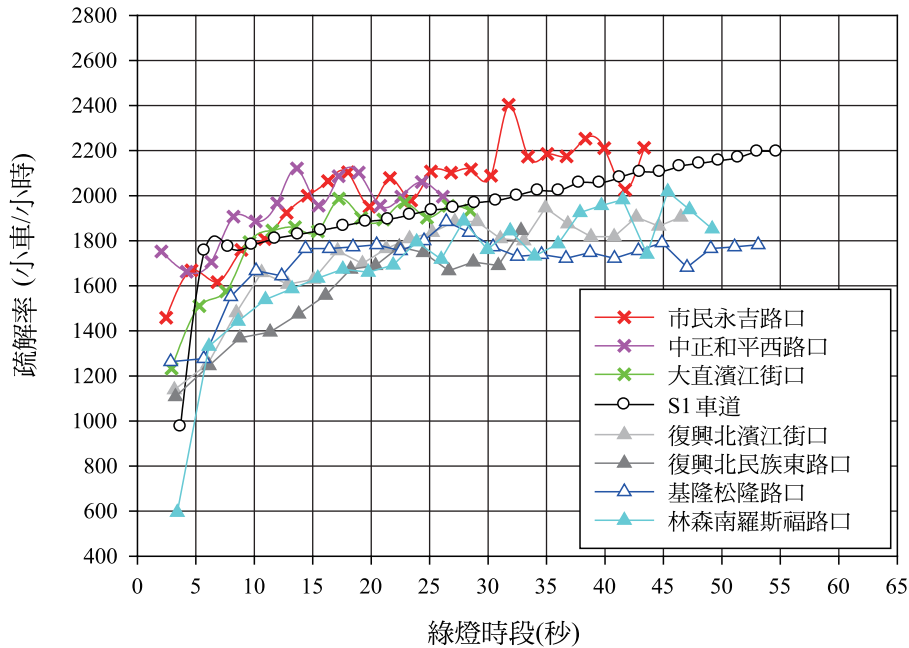


圖 5 S1 類型車道綠燈時段與停等車疏解率之關係

4.2 建構調查車道綠燈時段與可疏解小車數之關係

目前臺灣 HCM 第 13 章^[8]表 13.7 指出，平坦路段上之 S1 直行快車道的代表性停等車疏解率可用下式來估計：

如綠燈時段在 5~55 秒範圍，

$$N_{gvi} = -0.77 + 0.475g + 1.273 \times 10^{-3}g^2 \quad (10a)$$

如綠燈時段大於 55 秒，

$$N_{gvi} = -3.69 + 0.598g \quad (10b)$$

此兩式中，

g ：綠燈時段加大約 3.5 秒可有效使用之燈號轉換時段（秒）；

N_{gvi} ：在可用時相之 g 秒時段內能疏解之停等直行小車數（輛）。

透過式 8 所估計之平坦 S1 車道代表性疏解率與表 4 調查車道之停等車疏解車距資料，可整理如圖 6 之綠燈時段與可疏解小車數關係圖。由圖可知，停止線上游為地下道（臨近路段為上坡度），其疏解率相對於平坦路段的疏解能力較低，而停止線上游為下匝道或下橋梁（臨近路段為下坡度），其疏解率相對於平坦路段則較高。

依據表 4 之停等車疏解車距資料，可計算每一停等位置之累計平均疏解車距（亦即綠燈始亮後之綠燈長度， g ），並以此時間（ g ）作為自變數，通過車輛數為依變數（即停等車輛數， N_{gvi} ），進行迴歸分析，建立調查車道小車疏解數之估計式，結果如表 5。

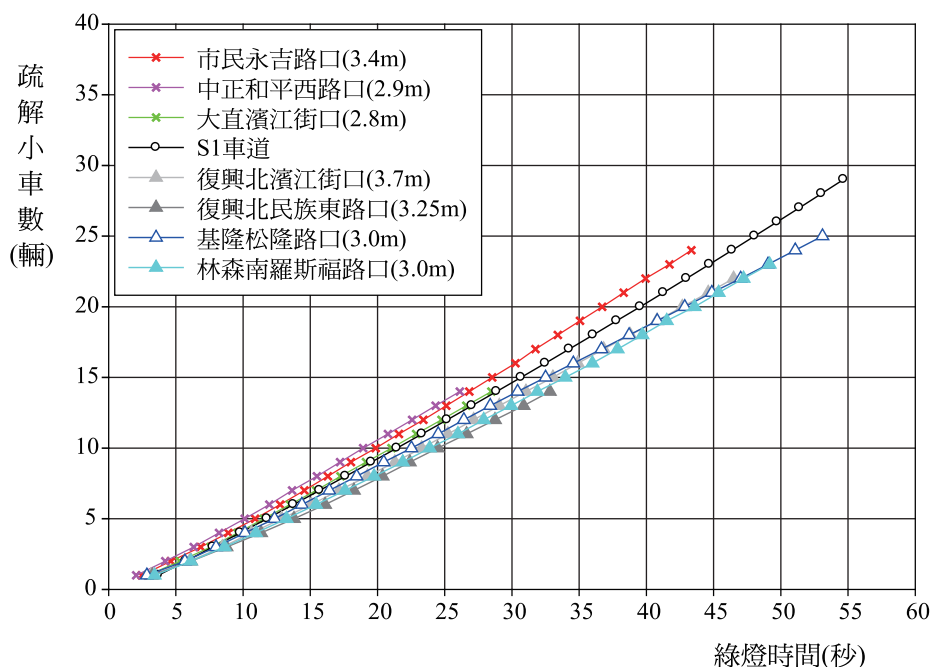


圖 6 調查車道及平坦 S1 車道綠燈時段與可疏解小車數之關係

本研究建立 g 與 N_{gvi} 之關係，係為估計各調查車道在不同綠燈長度可疏解小車數。其函數型式係參考 2011 臺灣 HCM^[8]，採二項式迴歸式，故自變數有 g 及 g^2 兩項。 g 的迴歸係數反映了大部分 g 對 N_{gvi} 的關係，均為正。常數項之值係迴歸而得，均為負，且數值很小，該數值於數學式之意義，係指當 g 為 0 時之 N_{gvi} 值。由於 g 指綠燈長度，故該常數項影響 N_{gvi} 值之估計不大。 g^2 之係數亦由迴歸分析而得，均為正，主要功能在於微調由 g 線性估計 N_{gvi} 之值，其影響明顯小於 g 之估計項。

調查車道之關係式與平坦 S1 車道略有差異，為進一步檢定調查車道與相對平坦車道疏解率是否存在差異，本研究運用鄒氏檢定法^[20]分別檢定各調查車道與平坦 S1 車道之關係係數是否均對應相等，結果均拒絕虛無假設，顯示雖然調查車道與平坦 S1 車道均能利用 g 及 g^2 合理估計 N_{gvi} ，但其對應之迴歸係數並不對應相等。換言之，調查車道之疏解特性明顯與平坦 S1 車道不同。

表 5 S1 類型各車道綠燈時段與可疏解小車數之關係

車道類型	估計模式	g 之範圍(秒)
平坦 S1 車道	$N_{gvi} = -0.77 + 0.475g + 1.273 \times 10^{-3}g^2$ $N_{gvi} = -3.69 + 0.598g$	5 ~ 55 >55
1.市民永吉路口	$N_{gvi} = -0.38 + 0.486g + 1.849 \times 10^{-3}g^2$	5 ~ 43
2.中正和平西路口	$N_{gvi} = -0.12 + 0.494g + 1.904 \times 10^{-3}g^2$	5 ~ 26
3.大直濱江路口	$N_{gvi} = -0.44 + 0.451g + 2.071 \times 10^{-3}g^2$	5 ~ 28
4.復興北濱江街口	$N_{gvi} = -0.69 + 0.435g + 1.116 \times 10^{-3}g^2$	5 ~ 60
5.復興北民族東路口	$N_{gvi} = -0.36 + 0.368g + 2.096 \times 10^{-3}g^2$	5 ~ 55
6.基隆松隆路口	$N_{gvi} = -0.73 + 0.475g + 1.917 \times 10^{-4}g^2$	5 ~ 42
7.林森南羅斯福路口	$N_{gvi} = -1.61 + 0.396g + 1.557 \times 10^{-3}g^2$	5 ~ 52

五、坡度調整因素之探討

5.1 坡度與調整因素關係式

為比較調查車道與平坦 S1 車道之疏解能力，茲利用表 4 每一個停等位置之平均疏解車距資料，進一步分析如下：

1. 計算每一個停等位置 ($n=1, 2, \dots$) 所使用的疏解時間。亦即加總由第 1 停等位置至該停等位置 (n) 之平均疏解車距 g_n ，也就是疏解 n 部小車需要的綠燈時間。
2. 將 g_n 代入式 10，可以求得對應之可疏解小車數 Ng_n 。
3. 第 n 停等位置表示疏解 n 部小車，該綠燈時段內，平坦 S1 車道可疏解小車數為 Ng_n 。經進一步計算 n/Ng_n 比值，可顯示調查車道第 n 個停等位置相對於平坦 S1 車道之疏解能力比值。

本研究 7 個調查車道依前述程序，可將停等車疏解車距資料轉換成調查車道相對於平坦 S1 車道疏解能力之比值和綠燈時段的關係，如表 6 及圖 7 所示。

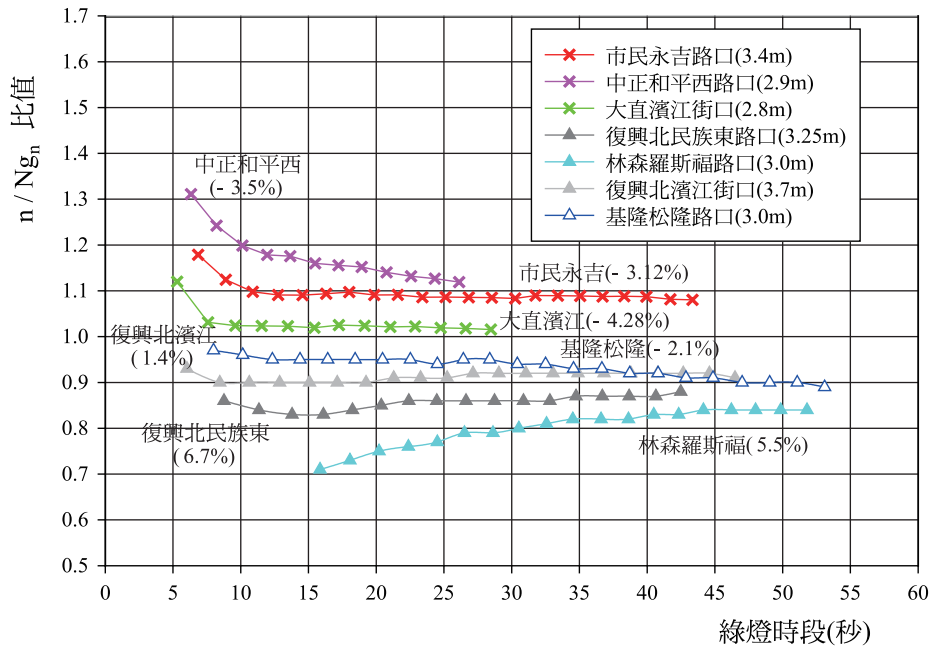
以市民永吉路口調查車道第 3 個停等位置為例，疏解 3 部小車 ($n=3$) 所需疏解時間 (g_n) = 2.47 + 2.16 + 2.23 = 6.86。將 $g_n = 6.86$ 代入式 10，可求得 $Ng_n = 2.55$ ，即相同疏解時間 ($g_n = 6.86$) 內，平坦 S1 車道可疏解 2.55 部小車。進一步計算疏解率比值 $n/Ng_n = 3/2.55 = 1.18$ ，可顯示市民永吉路口調查車道第 3 個停等位置相對於平坦 S1 車道之疏解能力比值。

由圖 7 可知，不同綠燈時段長度之疏解率比值 (n/Ng_n ，即坡度調整因素 f_g) 有隨著綠燈長度而變化的現象，但在綠燈約 10 秒之後，隨著綠燈時段加長，各調查車道之疏解率比值有趨於穩定的情形，顯示不論上坡或下坡車道，綠燈亮後，停等車疏解會逐漸趨近平面車道的疏解特性。

表 6 調查車道與平坦 S1 車道代表性疏解率之比值 (n/Ng_n)

停等 位置 n	1 市民永吉	2 中正和平	3 大直濱江	4 復興濱江	5 復興民族	6 基隆松隆	7 林森羅斯
1	—	—	—	—	—	—	—
2	—	—	1.12	0.93	0.91	1.02	0.92
3	1.18	1.31	1.03	0.90	0.86	0.97	0.88
4	1.12	1.24	1.02	0.90	0.84	0.96	0.87
5	1.10	1.20	1.02	0.90	0.83	0.95	0.71
6	1.09	1.18	1.02	0.90	0.83	0.95	0.73
7	1.09	1.18	1.02	0.90	0.84	0.95	0.75
8	1.09	1.16	1.03	0.90	0.85	0.95	0.76
9	1.10	1.16	1.02	0.91	0.86	0.95	0.77
10	1.09	1.15	1.02	0.91	0.86	0.95	0.79
11	1.09	1.14	1.02	0.91	0.86	0.94	0.79
12	1.09	1.13	1.02	0.92	0.86	0.95	0.80
13	1.09	1.13	1.02	0.92	0.86	0.95	0.81
14	1.09	1.12	1.02	0.92	0.86	0.94	0.82
15	1.09	—	—	0.92	—	0.94	0.82
16	1.08	—	—	0.92	—	0.93	0.82
17	1.09	—	—	0.92	—	0.93	0.83
18	1.09	—	—	0.92	—	0.92	0.83
19	1.09	—	—	0.92	—	0.92	0.84
20	1.09	—	—	0.92	—	0.91	0.84
21	1.09	—	—	0.92	—	0.91	0.84
22	1.09	—	—	0.91	—	0.90	0.84
23	1.08	—	—	—	—	0.90	0.84
24	1.08	—	—	—	—	0.90	—
25	—	—	—	—	—	0.89	—

3 個下坡道中，大直濱江街口調查車道之坡度較另外兩個下坡車道（市民永吉路口，中正和平西路口）之坡度陡，但疏解率卻明顯較低，在綠燈 10 秒後之疏解率比值的平均值為 1.02（市民永吉為 1.09，中正和平西為 1.15）。這現象可能是因為大直橋往南之下坡路段上方有高架道路，且通過濱江街後隨即進入復興北路地下道。駕駛人通過此下坡路段時，受到車道上方設施之壓迫感，且將進入地下道，視覺明顯受到影響（如圖 8），造成此車道之疏解率較低。



註：坡度係從停止線到上游 100 公尺範圍內之平均坡度。

圖 7 調查車道與平坦 S1 車道綠燈時段與小車疏解數比值之關係



圖 8 駕駛人行經大直濱江街口所見前方路況

因大直濱江街口之現場路況與一般市區常見的下坡車道情形不同，而本研究尚未蒐集到具有相同路況之車道能一起探討比較。另外，基隆路地下道往北臨近松隆路口停止線上游 100 公尺路段為下坡，平均坡度為-2.1%，其道路設計亦與一般市區常見的地下道不同，故此 2 車道之調查資料先不納入建構坡度調整因素關係式之討論。其他 5 個調查車道於綠燈 10 秒後之疏解率比值的平均值，如表 7 所示。

表 7 S1 調查車道疏解率比值之比較

坡度類型	調查車道	平均坡度(%) ^a	綠燈 10 秒後之疏解率比值	
			平均值	標準差
下坡	市民永吉路口	-3.12	1.09	0.004
下坡	中正和平西路口	-3.50	1.15	0.024
上坡	復興北濱江街口	1.4	0.91	0.008
上坡	復興北民族東路口	6.7	0.85	0.012
上坡	林森南羅斯福路口	5.5	0.80	0.039

註 a：下游停止線之上游 100 公尺範圍內之平均坡度，上坡為正，下坡為負。

表 7 之各調查車道在綠燈 10 秒後之疏解率比值之標準差均在 0.04 以下，本研究採用綠燈 10 秒後之疏解率比值的平均值代表 S1 類型車道之坡度調整因素，並加入平坦路段資料（坡度為 0%，調整因素為 1），共 6 筆坡度與調整因素之資料，以坡度調整因素 (f_g) 為依變數，坡度路段下游（在停止線上游 100 公尺內）平均坡度作為自變數，常數項設定為 1.00（平坦路段平均坡度為 0% 狀況），進行迴歸分析，建構坡度與調整因素關係式。

如綠燈時段大於或等於 10 秒，則

$$f_g = 1.00 - 3.065 \times 10^{-2} S \quad (11)$$

(t=7.57)

上式中，

$f_g = n / N_{gn}$ ：調查車道臨近坡度影響停等車疏解率之調整因素；

S ：調查車道下游路口停止線上游 100 公尺範圍內的平均坡度（%），
 $-3.5 \leq S \leq 6.7$ ，上坡為正，下坡為負。

式 11 之判定係數 R^2 值為 0.92， F 值=57.27，在 $\alpha=0.05$ 下具顯著性，且參數之 t 值顯著異於 0。換言之，式 11 具有統計意義且具有解釋能力。

5.2 小結

本研究利用臺灣現場調查資料，進行迴歸分析，建立坡度與調整因素之關係。至於其他影響因素，例如車道寬、速限，經過迴歸分析後，發現其參數之 t 值趨近 0， p 值亦不顯

著，顯示車道寬在 2.8 公尺到 3.7 公尺之範圍內，以及速限 40 公里／小時或 50 公里／小時，對停等車疏解所造成的影響並不顯著，故本研究將這些影響因素視為明顯不影響，亦不列入迴歸分析之資料。

透過臺灣現場調查資料建立坡度與調整因素關係式，與本研究所整理坡度相關文獻所建議之關係式，整理如表 8。

表 8 國內外研究建議號誌化路口坡度與調整因素關係式比較表

來源	車道類型	關係式	S (%)之範圍
本研究	S1	$f_g = 1.00 - 3.065 \times 10^{-2} S$	$-3.5 \leq S \leq 6.7$
2011 臺灣 HCM ^[8]	汽車道	$f_g = 1.00 - 0.015 S$	—
	機車道	$f_g = 1.00 - 0.005 S$	—
理論推導 (許添本 ^[15])	汽車道	$f_g = 1.00 - 0.025 S$	—
美國 2000 年 HCM ^[10]	汽車道	$f_g = 1.00 - 0.005 S$	$-6 \leq S \leq 10$

註： f_g ：坡度調整因素。

S ：從停止線到上游 100 公尺範圍內之平均坡度，上坡為正，下坡為負。

由表 8 可知，各篇研究建議之關係式有所差異，本研究之關係式，坡度參數的係數為 0.031 明顯大於理論推導之 0.025、2011 臺灣 HCM^[8] 之 0.015，及美國 2000 年 HCM^[10] 之 0.005。換言之，根據臺灣現場資料顯示，坡度調整因素 (f_g) 之數值隨坡度增加 (或減少) 而遞減 (或遞增) 程度較先前研究，不論是理論推導、2011 臺灣 HCM^[8] 或美國 2000 年 HCM^[10] 所建議均更為明顯。

根據表 8 之各關係式，可試算出不同坡度路段之坡度調整因素，彙整如表 9。根據表 9 之資料，分析說明如下：

1. 以坡度為 3%、4% 及 5% 為例，比較先前文獻^[8,11,15] 在不同程度坡度所建議之調整因素 (f_g)。坡度 3% 時，理論推導之 f_g 為 0.93 低於 2011 臺灣 HCM^[8] 之 0.96 及美國 2000 年 HCM^[10] 之 0.99；相差 3% 及 6%。坡度 4% 時，差異為 4% 及 8%；坡度 5% 時，差異為 5% 及 10%。換言之，理論推導所建議之 f_g ，受坡度影響而遞增 (或遞減) 之程度最為明顯，其次是 2011 臺灣 HCM^[8]，且隨著坡度增加， f_g 之差異會越來越大。
2. 進一步比較本研究與先前文獻所建議之調整因素 (f_g)，以坡度 3% 為例，美國 2000 年 HCM^[10] 之 f_g 為 0.99 最大，其次為 2011 臺灣 HCM^[8] 之 0.96 以及理論推導之 0.93。本研究 S1 路型之 f_g 為 0.91 則最小，與 2011 臺灣 HCM^[8] 之 f_g 相比，差異高達 5%；且隨著坡度增加， f_g 之差異會越來越大。此差異會連帶造成在進行容量估計時之誤差。
3. 綜上所述，根據臺灣現場調查資料所推估之坡度調整因素 f_g ，與先前文獻所建議之有所相異，遞減 (或遞增) 程度隨坡度的增加 (或減少) 更為明顯。

表 9 號誌化路口車道容量之坡度調整因素 f_g 比較表

類型	坡度 S (%)	本研究 S1 路型	2011 臺灣 HCM ^[8] 汽車道	理論推導 (許添本 ^[15])	2000 美國 HCM ^[10]
下坡	-3.5	1.11	1.05	1.09	1.02
	-3.0	1.09	1.05	1.08	1.02
	-2.5	1.08	1.04	1.06	1.01
	-2.0	1.06	1.03	1.05	1.01
	-1.5	1.05	1.02	1.04	1.01
	-1.0	1.03	1.02	1.03	1.01
	-0.5	1.02	1.01	1.01	1.00
平坦	0.0	1.00	1.00	1.00	1.00
上坡	0.5	0.98	0.99	0.99	1.00
	1.0	0.97	0.99	0.98	1.00
	1.5	0.95	0.98	0.96	0.99
	2.0	0.94	0.97	0.95	0.99
	2.5	0.92	0.96	0.94	0.99
	3.0	0.91	0.96	0.93	0.99
	3.5	0.89	0.95	0.91	0.98
	4.0	0.88	0.94	0.90	0.98
	4.5	0.86	0.93	0.89	0.98
	5.0	0.85	0.93	0.88	0.98
	5.5	0.83	0.92	0.86	0.97
	6.0	0.82	0.91	0.85	0.97
	6.5	0.80	0.90	0.84	—

六、結論與建議

對於坡度調整因素，目前臺灣 HCM^[8] 分析方法不符合臺灣實際狀況，且除了第 10 章「市區地下道」之坡度調整因素外，其餘尚無本土性的現場資料。本研究乃嘗試利用臺北地區一些現場資料進行初步探討，針對 S1 路型之下坡路段（臺北市市民永吉路口、中正和平西路口、大直濱江街口）及上坡路段（臺北市復興北濱江街口、復興北民族東路口、基隆松隆路口及林森南羅斯福路口）進行初步之資料蒐集與分析，有以下發現：

1. 市區坡度路段調查車道之小車疏解率並沒有在第 4 或第 5 部停等車之後，迅速達到一穩定的疏解率，這現象與先前市區直行快車道所觀察的現象相似。依據現場資料，本研究建立 S1 路型坡度車道下游號誌化路口綠燈時間 (g) 與疏解小車數 (N_{gvi}) 之迴歸式，結果

發現各調查車道均能利用 g 及 g^2 合理估計 N_{gvi} 。

2. 根據現場資料，比較 S1 路型坡度路段與平坦路段綠燈時段之疏解小車數，結果發現，相較於相對平坦車道，在相同綠燈時段，3 個下坡車道之疏解小車數較多，而 4 個上坡車道之疏解小車數則較低。本研究並利用鄒氏檢定法 (Chow^[20]) 檢定各調查車道與 2011 臺灣 HCM 第 13 章^[8] S1 車道之疏解能力，結果發現各調查車道與相對平坦路型之疏解率存在明顯差異。
3. 為探討坡度與調整因素之關係，本研究進一步計算各調查車道與相對平坦車道疏解率之比值 (n/Ng_n ，即坡度調整因素 f_g)，結果發現疏解率比值有隨著綠燈長度而變化的現象，且隨著綠燈時段加長，有趨於穩定的情形，且不論上坡或下坡車道，綠燈亮後，停等車疏解會逐漸趨近平面車道的疏解特性。
4. 臺北市大直濱江街口下坡路段之平均坡度較同類型下坡調查路段陡，但其直行快車道之疏解能力卻較差，研判可能受到上方高架設施及前方進入復興北地下道之道路幾何設計的影響。視覺衝突對停等車疏解特性有影響，惟本研究尚未蒐集到具有相同條件之車道的停等車疏解資料，建議後續研究進一步討論。
5. 根據臺灣市區坡度路段現場調查資料，比較坡度路段 (包含上坡與下坡) 與平坦路段之停等車疏解能力差異，以迴歸分析建構坡度與調整因素 (f_g) 之關係。結果發現本研究所建立之關係式相較於 2011 臺灣 HCM 第 13 章^[8] 所訂之關係式，調整因素 (f_g) 隨坡度 (S) 增加 (或減少)，其遞減 (或遞增) 幅度更大。
6. 本研究利用號誌化路口上游 100 公尺之平均坡度，作為影響號誌化路口停等車疏解能力之分析變數，且提供一簡易的現場量測方法以估計其平均坡度。根據坡度路段現場調查資料，號誌化路口上游 100 公尺範圍約可停等 17 部小車，此臨近路段確實影響下游停等車疏解特性，分析成果亦顯示此平均坡度可作為分析坡度調整因素 (f_g) 之基礎。
7. 本研究僅針對臺北地區 S1 路型之坡度路段進行討論，臺灣市區坡度路段常見車道尚有直行／左轉、直行／右轉、直行／左轉／右轉共用車道、左轉專用與機車專用道等，而直行快車道類型又包括 S2、S3、S4、S5 及 S6 路型等，建議後續研究可針對不同類型車道進行研究，以增加對不同類型坡度路段下游號誌化路口疏解特性之了解。

參考文獻

1. 交通部運輸研究所，臺灣地區公路容量手冊，民國 80 年。
2. 交通部運輸研究所，2001 年臺灣地區公路容量手冊，民國 90 年。
3. 交通部運輸研究所，市區號誌化路口容量分析及服務水準之研究 (1/2)，民國 95 年。
4. 交通部運輸研究所，市區號誌化路口容量分析及服務水準之研究 (2/2)，民國 96 年。
5. 曾平毅、張瓊文、林豐博，「市區號誌化路口停等車疏解特性」，中國土木水利工程學刊，

第 19 卷，第 2 期，民國 96 年，頁 289-300。

6. 交通部運輸研究所，機車專用道車流特性與容量探討，民國 91 年。
7. 交通部運輸研究所，機車專用道、公車設施及都市幹道容量與服務水準研究(1/3)，民國 97 年。
8. 交通部運輸研究所，2011 臺灣公路容量手冊，民國 100 年。
9. Transportation Research Board, *Highway Capacity Manual*, National Research Council, Washington, D. C., 1985.
10. Transportation Research Board, *Highway Capacity Manual*, Special Report 209, National Research Council, Washington, D. C., 2000.
11. 曾平毅、林豐博，「利用飽和流率分析號誌化路口車道容量之重新檢視」，中國土木水利工程學刊，第 17 卷，第 2 期，民國 94 年，頁 363-371。
12. 交通部運輸研究所，高快速公路收費站、隧道及坡度路段容量及車流特性之研究(3/3)，民國 102 年。
13. 曾平毅，「高速公路坡度路段服務水準分析之課題」，交通學報，第 2 卷，第 2 期，民國 91 年，頁 49-64。
14. 許添本，「號誌化路口容量與服務水準分析（翻譯自 Roger etc. Traffic Engineering, Chap. 18）」，92 年度交通工程人才培訓課程，交通部，民國 92 年，頁 19。
15. 許添本，「號誌化交叉路口容量分析及應用之研究—臨界流動法之發展」，臺灣大學土木工程研究所碩士論文，民國 71 年。
16. 曾平毅、林豐博、楊信毅、張瓊文、鄭嘉盈，「市區地下道疏解特性之初探」，中華民國運輸學會第 27 屆學術論文研討會論文光碟，中華民國運輸學會，民國 101 年。
17. 曾平毅、張筱瑜、楊信毅，「臺北市林森南路地下道疏解特性分析」，中華道路季刊，第 51 卷，第 4 期，民國 101 年，頁 1-12。
18. Teply, S., Allingham, D. I., Richardson, D. B., and Stephenson, B. W., *Canadian Capacity Guide for Signalized Intersections*, second edition, Committee on the Canadian Capacity Guide for Signalized Intersections, Canada, 1995.
19. Akcelir, R., *Traffic Signals: Capacity and Timing Analysis*, Research Report AAR No.123, Australian Road Research Board, Australia, 1982.
20. Chow, G. C., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, Vol. 28, No. 3, 1960, pp. 591-605.

線性及非線性跟車模式漸近安定性 之模擬分析

A SIMULATION ANALYSIS ON THE ASYMPTOTIC STABILITY OF LINEAR AND NONLINEAR CAR-FOLLOWING MODELS

許書耕 Shu-Keng Hsu¹

邱裕鈞 Yu-Chiun Chiou²

(102 年 12 月 23 日收稿，103 年 5 月 27 日第 1 次修改，
103 年 8 月 5 日第 2 次修改，104 年 6 月 5 日定稿)

摘 要

微觀跟車模式可描述個別車輛駕駛在車流中的行為，惟其數學組成相當複雜，對於模式的安定性，多年來相關研究只完成線性模式的分析，非線性模式的安定性分析一直闕如。本研究以系統模擬的方式分析跟車模式的安定性。對於線性跟車模式，模擬結果除驗證過去理論分析結果外，另發現只要滿足 $C \leq 1/2$ 的漸近安定性條件，線性跟車模式模擬的最大允許加減速率絕對值會隨車密度(k)增加而減少，但並不受跟車反應時間(T)的影響。對於非線性跟車模式，模擬結果顯示在符合漸近安定性的條件下，模擬的最大允許加減速率絕對值不但隨車密度的增加而降低，亦隨跟車反應時間的增加而降低。更重大的發現是，非線性跟車模式漸近安定性的條件亦為 $C \leq 1/2$ ，與線性跟車模式同。以 Greenshields 模式為例，在恰為安定的條件下 ($C = 1/2$)，可據以推得不同車流狀態 (車密度) 下適用的最大允許反應時間 $T_{max} = k_j / (2u_j k^2)$ ，其與高階連續流模式鬆弛時間的定式非常相似，值

-
1. 中原大學土木系兼任副教授，交通部運輸研究所運輸工程組組長 (聯絡地址：臺北市敦化北路 240 號 9 樓 交通部運輸研究所運輸工程組；電話：02-2349-6820；E-mail：keng@iot.gov.tw)。
 2. 國立交通大學運輸與物流管理學系教授。

得後續研究繼續加以探討。

關鍵詞：跟車模式；安定性分析；漸近安定性；反應時間；鬆弛時間

ABSTRACT

Microscopic car-following models can accurately describe individual driving behaviors within traffic flows. However, due to their complicated model formulation, only linear car-following models have been established for stability analysis, and non-linear models have always been a lackluster. This paper aimed to analyze the stability of car-following models by simulation. Simulation results showed that under the condition of $C \leq 1/2$ ($C = \text{sensitivity} \times \text{response time}$), linear models became asymptotically stable and the maximum allowed acceleration for remaining asymptotically stable decreased concurrently with the increased traffic density (k), but is irrelevant to the response time (T) of the vehicle. By contrast, the maximum allowed acceleration of the non-linear models decreased concurrently with increased traffic density and response time. Notably, the researchers found that the condition for the asymptotic stability of non-linear models was consistent to that of linear models (i.e. $C \leq 1/2$). Using Greenshields model as an example, the maximum allowed response time under various traffic densities can be expressed as $T_{\max} = k_j / (2u_j k^2)$, which is closely similar to the relaxation time equation of the high order continuum model. This similarity should be further examined.

Key Words: Car following models; Stability analysis; Asymptotic stability; Response time; Relaxation time.

一、緒 論

車流理論自 Greenshields^[1] 提出一巨觀車流模式 (stream model) 以來, 已有 70 多年的歷史, 並已發展出許多類比水流、氣體的巨觀模式, 亦有基於個別車輛跟車行為的微觀跟車模式 (car-following models), 在研發的歷程中, 不同模化途徑曾有交會與整合, 亦有分歧與爭議。

任何模式在實際應用之前, 均須通過兩個層次的檢驗, 一為模式合理性驗證 (verification), 另一為模式代表性確認 (validation)。前者係檢驗模式本身的數學特性, 後者則在檢驗模式對所模化真實系統的代表性。跟車模式的安定性分析 (stability analysis) 係屬模式的驗證工作。針對此一課題, 數十年來相關研究只完成線性跟車模式安定性的數值分析, 至於非線性跟車模式因其數學組成複雜, 甚難進行數值分析, 故其有關安定性方面的相關研究一直闕如。

微觀跟車模式另一重要特性, 係在車流達到均衡 (equilibrium) 或穩定狀態 (steady state) 下, 與巨觀車流模式有一對一對應的關係。惟在推導其對應巨觀車流模式的過程中,

跟車模式的反應時間在均衡狀態的假設下被忽略，導致推導而得的巨觀車流模式中並無此項參數，直到發展出高階連續流模式，其定式中的鬆弛項 (τ) 常被類比成駕駛者的反應時間 (T)，此一被忽略的參數方重見天日，惟其二者間到底存在何種關係，相關研究亦未有定論。

本研究旨在以系統模擬方式分析非線性跟車模式的安定性條件，以彌補跟車模式在合理性驗證的研究空缺。值得說明的是，車流模式的安定性 (stability) 與車流的穩定狀態 (steady-state)，意義不同，但中譯卻常混用，為避免不必要的混淆困擾，本研究特定義此二名詞如下：

1. Stability：譯為「安定性」，係指車流模式定式應具備的數學特性。任何車流模式均須經數學或其他方式證實具有安定性後，方能加以應用；
2. Steady-state (equilibrium)：譯為「穩定(均衡)」，指受干擾經一段時間後，整條車流不再有加減速的變化，而一直維持等速運行的狀態。車流巨觀的 $q-k-u$ 關係即係建立在此一穩定狀態 (steady-state) 的基礎上。

二、文獻回顧

2.1 車流巨觀與微觀模式的對應關係與問題

依 May 與 Keller^[2] 的回顧，車流巨觀車流模式 (stream models) 的發展最早可回溯到 1934 年，Greenshields^[1] 在分析一組車流速率－密度調查資料後，假設該兩參數成線性關係：

$$u = u_f \left[1 - \frac{k}{k_j} \right] \quad (1)$$

其中， u_f = 自由流車速； k_j = 壅塞密度； u = 空間平均速率； k = 密度。

依 May 與 Keller^[2] 的回顧，車流微觀模式最早係由 Reuschel^[3] 與 Pipes^[4] 所提出，並在之後美國通用汽車實驗室一連串的研究下達成熟。該實驗室由 Robert Herman 領軍，所屬研究團隊曾於 1958 年提出跟車行為的刺激－反應關係式^[5]，其線性模式的數學式如下：

$$\ddot{x}_{n+1}(t+T) = \lambda[\dot{x}_n(t) - \dot{x}_{n+1}(t)] \quad (2)$$

其中，公式右側的 $[\dot{x}_n(t) - \dot{x}_{n+1}(t)]$ 為前後兩車的速率差，反映後車跟隨前車不斷接收到的刺激， λ 則為後車駕駛對前車行為的敏感項 (sensitivity)，線性模式將之設定為常數；左側係一加速率，代表後車受刺激後的反應行為， T 則係反應的延遲時間，一般設為常數。

上示公式經 Herman 研究團隊不斷的實車驗證與修改，終於 1961 年由 Gazis 等人^[6] 提出微觀跟車模式的通式：

$$\ddot{x}_{n+1}(t+T) = \alpha \frac{\dot{x}_{n+1}^m(t+T)}{[x_n(t) - x_{n+1}(t)]^l} [\dot{x}_n(t) - \dot{x}_{n+1}(t)] \quad (3)$$

上式中，敏感項改由 $\alpha \frac{\dot{x}_{n+1}^m(t+T)}{[x_n(t) - x_{n+1}(t)]^l}$ 組成， α 為敏感度常數； $[x_n(t) - x_{n+1}(t)]$ 為前後兩車的車間程 (spacing)，其倒數即為密度； \dot{x}_{n+1} 為後車的車速； l, m 則為敏感項指數係數，會決定跟車模式的定式與特性。

Gazis 等人^[6]指出，給予式 (3) 不同的 l, m 值，透過以下程序，可由微觀模式導出對應的各種巨觀車流模式：

1. 假設車流達均衡狀態，忽略(剔除)跟車模式中的反應時間 T ；
2. 將跟車模式積分，並代入必要的邊界條件，如 u_f, k_j ，以解出積分常數。可導出過去相關研究曾提出的各種巨觀車流模式。

以 Greenshields^[1] 車流模式為例，只要令 $l=2, m=0$ ，並在積分過程中代入 u_f, k_j 邊界條件，即可由微觀跟車模式推導而得對應的車流模式： $q = u_f k (1 - k/k_j)$ ，且微觀跟車模式的敏感度常數亦與巨觀車流模式的參數對應： $\alpha = u_f/k_j$ 。從微觀跟車模式推導巨觀車流模式的過程可以發現：

1. 巨觀車流模式沒有反應時間 T 。由微觀模式推導巨觀模式時，在均衡狀態的假設下， T 遭剔除，致巨觀車流模式中完全看不到反應時間參數；
2. 微觀跟車模式設有常數型的反應時間 T 。事實上加入反應時間 T 係跟車模式發展上相當重要的突破，惟基於數學上的簡化，在定出通式 ($l-m$ 模式) 時，反應時間 T 僅以常數來設定，亦即跟車時不論車速如何、與前車相距的遠近，其跟車反應時間均假設為相同，模化上並未進一步處理跟車反應時間在不同車速 (密度) 狀況下應有所不同的問題。

微觀跟車模式雖與巨觀車流模式有對應關係，惟微觀跟車模式本身係一加速率公式，可以模化車流均衡或非均衡的運動行為，但巨觀車流模式根本不會動，只是用以描述車流在均衡狀態下，其 3 個巨觀參數—流率、密度、速率間的關係式，換言之，它只是一靜態的模式。事實上，巨觀車流模式一直到發展出高階連續流模式 (high-order continuum models) 後，才在模式中出現類似反應時間的參數。以 Payne^[7] 高階連續流模式的動量公式為例：

$$\frac{\partial u}{\partial t} + u \frac{\partial u}{\partial x} = \frac{u_e(k) - u}{\tau} - \frac{\mu}{k} \frac{\partial k}{\partial x} \quad (4)$$

上式中的 τ 一般稱為鬆弛時間 (relaxation time)，相關文獻通常將之類比為駕駛者的反應時間 (許多研究甚而直接寫成 T)。為與微觀模式有所區分，以下本研究均將之以 τ 表之。

相關研究雖提出不同的高階連續流模式，但 τ 多設為常數，與微觀跟車模式將反應時間 T 設為常數的狀況相似。只有少數研究採不同的方式來加以模化，例如，Michalopoulos

等人^[8]將 τ 模化成密度 (k) 的函數：

$$\tau(k) = t_0 \left[1 + \frac{rk}{k_j - rk} \right] \quad (5)$$

其中， r 為常數， $0 \leq r < 1$ 。

Castillo 等人^[9]仔細研究 Payne^[7]的原始高階模式，發現其有一不符實際的缺點，即行駛中的車輛會受後方車流狀況的影響。為克服此一缺點，該研究建議鬆弛時間 τ 為密度的函數：

$$\tau(k) = -\frac{1}{2k^2 u_e'} \exp\left(-\frac{u - u_e}{a}\right) \quad (6)$$

其中， a 為常數， $u_e' = du_e / dk$ ，通常為負值。

比較式 (5)、(6) 可發現，兩研究均認為整體車流由非均衡狀態調適成均衡狀態所需的時間應與當時的車流密度有關，惟其值的大小二者的認定恰相反－密度愈高時，Michalopoulos 等人^[8]認為 τ 應愈大，而 Castillo 等人^[9]卻認為應愈小。前者可能係在模式恆為安定的前提下，認為交通愈壅塞，車流受擾動至恢復穩定的需時愈長；後者可能係從探討模式安定性條件的角度上，認為交通愈壅塞，跟車反應時間須愈短，車流方會安定。

2.2 線性跟車模式安定性的數學分析

分析跟車模式安定性的目的有二：一係針對特定模式（參數已知），判定其模化下的車流行為是否安定（車流內部發生的擾動會沉寂，或有限、無限傳遞及擴大），據以瞭解模式的適用範圍；另一則係用以界定出安全的跟車原則。

Herman 等人^[10]將跟車模式安定性的檢驗分為下列兩種：

1. 局部安定性 (local stability)：只考慮前後兩輛車，前車改變行動下，後車跟隨前車所作反應的振盪狀況；
2. 漸近安定性 (asymptotic stability)：係考慮一串車輛組成的車隊，其頭車行動的變化在後續各車間振盪的擴散情形。

對式 (2) 的線性跟車模式，Herman 等人^[10]以數值分析證明其局部安定性條件為：

1. $0 \leq C (= \lambda T) < 1/e (\approx 0.368)$ ：非振盪 (non-oscillatory)，並指數型沉寂 (exponential damping)；
2. $1/e \leq C (= \lambda T) < \pi/2 (\approx 1.571)$ ：振盪 (oscillatory)，但會沉寂；
3. $C (= \lambda T) = \pi/2$ ：振盪，且有固定振幅 (constant amplitude)；
4. $C (= \lambda T) > \pi/2$ ：振盪，且振幅逐漸擴大 (increasing amplitude)。

如考慮一車隊，假設其各車均遵循式 (2) 跟車，則 Herman 等人^[10]以數值分析證明其

漸近安定性條件為：

1. $C = \lambda T < 1/2$ ：車隊會漸近安定；
2. $C = \lambda T = 1/2$ ：車隊內連續兩兩車輛間的車間程會振盪，但係以指數型式迅速沉寂，而頭車行動產生的振盪會以 λ^{-1} 秒／車的速率向後續各車傳遞，與反應時間 T 無關；
3. 當 $C = \lambda T > 1/2$ ：車隊內連續兩兩車輛間的車間程會振盪，且振幅會擴大，最終在車隊的某處必會發生前後車的碰撞。

由以上回顧知，跟車模式的漸近安定性條件比局部安定性條件嚴格，滿足漸近安定性，必能滿足局部安定性。基此，為節省篇幅，本研究後續僅進行漸近安定性之研析。

三、線性跟車模式的漸近安定性模擬分析

本節以模擬的方式，分析式 (2) 的線性跟車模式在各種 (λ, T) 組合下的漸近安定性條件，除用以驗證前節相關研究以數學分析獲得的結果外，主要目的是建立跟車模擬的標準作業程序，以作為後續模擬非線性跟車模式時的準據。

除模擬測試式 (2) 線性跟車模式的車隊漸近安定性條件外，本研究亦模擬分析反應時間 T 及最大允許加速率絕對值對後車及整體車流的影響。以下模擬均假設是在不能變換車道的單車道路段進行，含頭車前後共 20 輛車參與跟車。基本上，在模擬跟車行為時，頭車的加減速行為必須預先設定，以對追隨其後各車製造出輕微的擾動。為便於說明，以下僅列出本研究多次模擬測試所選用的實驗設計之一，其他實驗設計甚多，囿於篇幅無法一一列舉。惟只要維持頭車的车速非負（即令起始车速 v 、加減速率 a 及減速延時 t 滿足 $v \geq at$ 條件）均可獲得一致的結果。本研究設定頭車的行動均係先維持等速行駛 1 秒鐘，然後等減速行駛 4 秒鐘，接著等速行駛 1 秒鐘後，再以等加速行駛 4 秒鐘，加減速率的絕對值及時間相同。此外，本研究旨在探討跟車模式本身的數學特性，並不探討在不同道路交通條件下之車流行為變化。惟為提供參考基準以易於閱讀，特以符合一般公路的交通條件來設定模擬環境。實際應用時，可依實際道路狀況，進行模式邊界條件之調整與設定。值得說明的是，無論是頭車的加減速行為及巨觀車流的邊界條件設定，均只會影響車隊之運行軌跡及車流之運行效率，與模式之安定性分析無關。

3.1 漸近安定性理論條件的驗證

本模擬的設定如表 1 所示。其中，依據 2011 年臺灣公路容量手冊^[11]有關多車道郊區公路快車道之容量依其空間平均自由速率 50 ~ 90 公里／小時，可對應每車道容量自 1,700 ~ 2,100 公里／小時不等，故本文設定 $q_{\max} = 1800$ 車／小時、 $k_j = 140$ 車／公里，以設定式 (2) 對應的巨觀車流模式 ($q = q_{\max}(1 - k/k_j)$)。而壅塞密度 $k_j = 140$ 車／公里相當於車間程為 7.14 公尺，符合國內駕駛行為。本模擬旨在探討各種模式之安定性，故係以一確定性方式進行模擬，其模擬平台以簡單的電腦試算軟體（例如，Excel）即可完成。

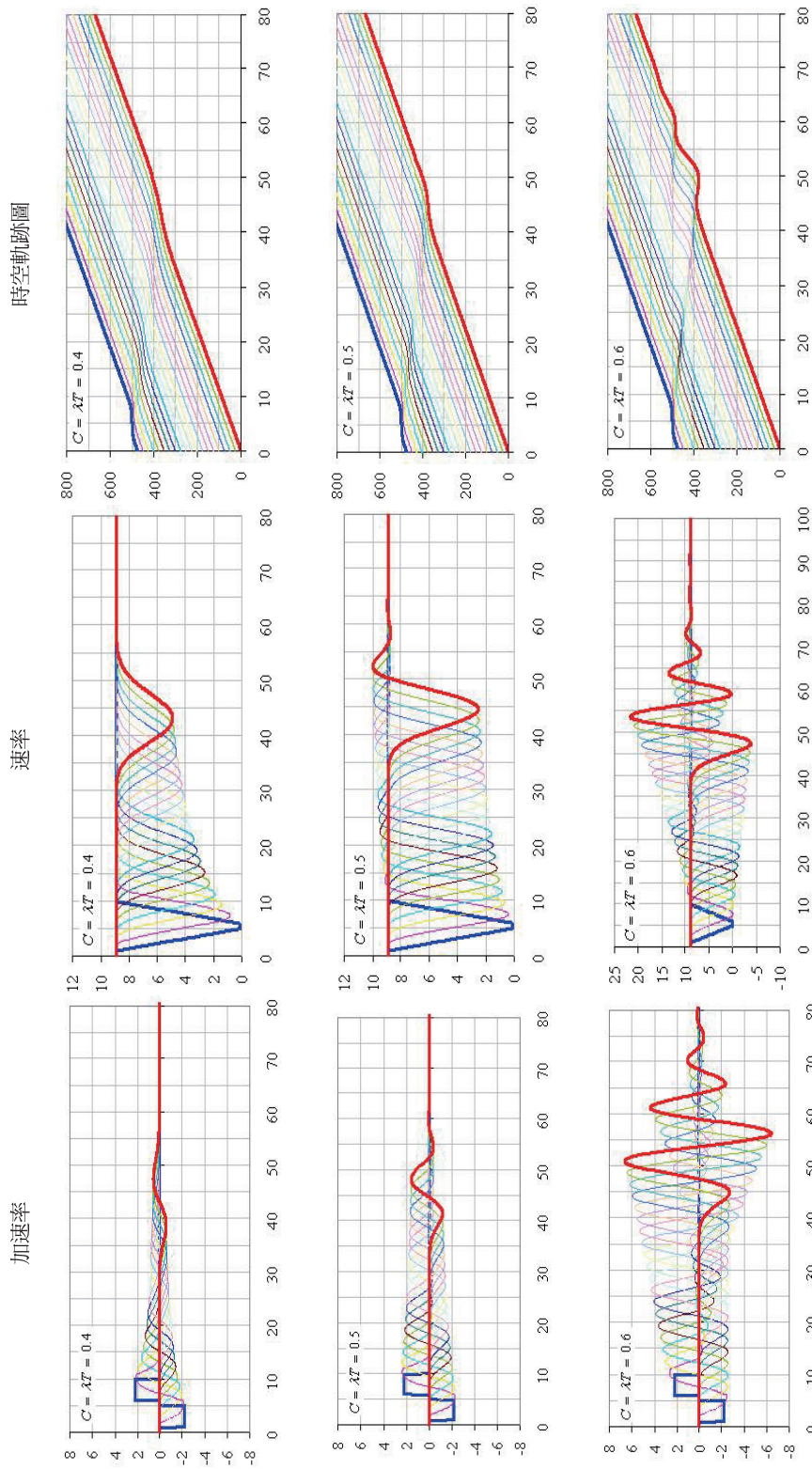
至於車流起始值是先設定 $k=40$ 車／公里，依指定的巨觀車流模式換算出 $u_e (=32.1$ 公里／小時)，再將單位轉換成秒、公尺後，得微觀跟車模擬的起始車間程 $s (=25$ 公尺) 與車速 $v (=8.9$ 公尺／秒)。此外，線性微觀跟車模式的敏感度參數 λ 設為固定的 0.5，以對應固定的 $q_{\max} (\lambda=q_{\max}/3600)$ ，跟車的反應時間 T 以 0.1 秒為增量，分別模擬 0.8 ~ 1.2 秒，可得 $C=\lambda T=0.4 \sim 0.6$ 各種狀態，頭車的加速率 a 設為 ± 2 公尺／秒²，俾利模式安定性之測試。本模擬平台係以 time-scan 的方式，每 0.1 秒更新車隊位置及速率。如反應時間設為 $T=0.8$ 秒時，後車的行動除基於本身的速率、位置外，尚要參考前車 0.8 秒 (8 個時間單元) 前的速率、位置。

表 1 線性跟車模式漸近安定性模擬的各項設定

項目	對應的巨觀車流模式		線性微觀跟車模式	
參數設定	$q_{\max}=1800$	車／小時	$\lambda=0.5$	1／秒
	$k_j=140$	車／公里	反應時間 $T=0.8 \sim 1.2$	秒
起始設定	$k=40$	車／公里	車間程 $s=25$	公尺
	$q=1286$	車／小時	車速 $v=8.9$	公尺／秒
	$u_e=32.1$	公里／小時	加速率 $a=\pm 2$	公尺／秒 ²

圖 1 所示者為線性微觀跟車模式車流漸近安定性的部分模擬結果 (僅列出 $C=0.4$ 、0.5、0.6，分別代表安定與不安定；同理，若 $C=0.45$ 、0.50、0.55，也可得到和前述設定狀況相同的安定性測試結果，惟囿於篇幅不一列出)。與前節 Herman 等人^[10]數學理論分析結果比較知，模擬結果與之完全相符，茲說明如下：

- (1) $C=\lambda T=0.4<1/2$ 時，車隊內各車的加速率與速率變化幅度，在由前車傳遞至後車的過程係逐漸縮小，同一輛車跟隨前車加速率與速率的振盪則係迅速沈寂；而由各車的車行時空軌跡可看出，頭車的些微擾動 (先減速再加速)，在向後傳遞 10 輛車後就幾乎消失，整體車流很快就恢復安定；
- (2) $C=\lambda T=0.5=1/2$ 時，車隊內各車的加速率與速率變化幅度，在由前車傳遞至後車的過程中振幅只略為縮小，大致維持不變，惟同一輛車跟車反應的振盪則仍係迅速沈寂；而由各車的時空軌跡可看出，頭車的些微擾動向後傳遞至第 20 輛車仍未消失，惟整體車流很快就恢復安定；
- (3) $C=\lambda T=0.6>1/2$ 時，車隊內各車的加速率與速率變化幅度，在由前車傳遞至後車的過程中有明顯擴大，導致傳至第 8 輛車以後的車速已出現不合理負值的問題，惟同一輛車跟車反應的振盪則仍係快速遞減 (要在 $C>\pi/2=1.57$ 時才會無限擴大)；而由各車的



註：1.粗藍線均代表頭車，粗紅線均代表最後一輛車。
2.橫座標均為時間（秒）；縱座標，加速度圖為（公尺/秒²）；速率圖為（公尺/秒）；時空圖為位置（公尺）。

圖 1 線性跟車模式漸近安定性模擬結果

車行時空軌跡可看出，頭車的些微擾動向後傳遞至第 20 輛車時不但未見消失，反而是更加擴大，且最後幾輛車的車行軌跡明顯出現向後退（車速為負）的不合理結果。

3.2 反應時間 T 及最大允許加速率對車流的影響

本模擬的設定如表 2 所示，同樣係以參數 $q_{\max}=1800$ 車／小時、 $k_j=140$ 車／公里設定式 (2) 對應的巨觀車流模式 ($q=q_{\max}(1-k/k_j)$)。起始值是先設定 $k=10, 40, 70, 100, 130$ 車／公里 ($s=1000/k$)，依指定的巨觀車流模式換算出分別對應的 u_c ，再將單位轉換成秒、公尺後，得微觀跟車模擬的起始車間程 s 與車速 v 。此外，線性微觀跟車模式的參數 λ 同樣設為固定的 0.5，以對應固定的 $q_{\max}(\lambda=q_{\max}/3600)$ ，跟車的反應時間則以 0.1 為增量設為 0.1 ~ 2.0 秒，可得 $C=\lambda T=0.05 \sim 1.0$ 等各種狀態。

各模擬中，頭車的加速率值（含加速與減速，模擬時其絕對值相同）未知，藉本次模擬會找出其最大允許值，在該最大值下，頭車可以減速至完全停止，但不出會出現負速率，且後車在跟車的過程中亦不會撞上頭車。

表 2 線性跟車模式受 T 及最大允許加速率影響的各項模擬設定

項目	對應的巨觀車流模式	線性微觀跟車模式
參數設定	$q_{\max}=1,800$ 車／小時	$\lambda=0.5$ 1／秒
	$k_j=140$ 車／公里	反應時間 $T=0.1 \sim 2.0$ 秒
起始設定	$k=10, 40, 70, 100, 130$ 車／公里	車間程 $s=100, 25, 14.3, 10, 7.7$ 公尺

茲列出部分模擬結果 ($T=0.1, 0.5, 0.8, 0.9, 1.0, 1.2, 2.0$ 等 7 種狀況) 如表 3 所示，分析說明如下：

1. 當 $C=\lambda T \leq 1/2$ 時，車隊是安定的。頭車最大允許加速率隨跟車間程（車密度）的減小（增加）而降低，與後車跟車反應時間 T 無關，亦即相同 k (或 s) 值下， $T=0.1$ 至 $T=1.0$ (當 $T>1.0$ 時， $C>1/2$ ，為不安定)，其最大允許加速率均相同。事實上，表中最大允許加速率 a 值恰為跟車起始車速 v 值的 4 倍，其間隱含一運動公式： $v-a \times t=0$ 。其中， t 為模擬設定的頭車減速延時（固定為 4 秒）。換言之，在車流處於安定的前提下，頭車最大允許加速率只受起始車速及頭車減速延時的制約，以維持車速為非負值；
2. 當 $C=\lambda T > 1/2$ 時，車隊是不安定的。頭車最大允許加速率隨跟車反應時間 T 的加長而明顯縮短，甚而降為 0。值得說明者，表中所示的最大允許加速率僅反應 20 輛車的擾動傳遞結果（傳至第 20 輛車的車速、車間程均仍能保持正值），事實上整條車隊的加速率及速率的振幅均隨向後傳遞車次數不斷擴大，即便將加速率降低至接近 0，例如 $T=1.2$ ， $k=10$ 的狀況，將其最大允許加速率由 7.98 降為 0.000000001，其不安定狀態並不會改變。簡言之，當模擬的車輛數增多，在 $C=\lambda T > 1/2$ 下將找不到最大允許加速率（即均須為 0）。

表 3 線性跟車模式各種密度 (k) 下的最大允許加速率絕對值

k	s	v	T=0.1	T=0.5	T=0.8	T=0.9	T=1.0	T=1.2	T=2.0
			C=0.05	C=0.25	C=0.4	C=0.45	C=0.5	C=0.6	C=1
10	100.0	46.4	11.61	11.61	11.61	11.61	11.61	7.98	0.000142
40	25.0	8.9	2.23	2.23	2.23	2.23	2.23	1.54	0.000027
70	14.3	3.6	0.89	0.89	0.89	0.89	0.89	0.61	0.000011
100	10.0	1.4	0.36	0.36	0.36	0.36	0.36	0.25	0.000004
130	7.7	0.3	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.05	0.000001

註：1. 單位：加速率為「公尺／秒²」； k 為「車／公里」； s 為「公尺」； v 為「公尺／秒」； T 為「秒」。

2. T 為跟車反應時間。

本研究經上述模擬分析，獲得以下重要的結果：

1. 線性跟車模式的安定性，模擬分析結果與相關研究的數值分析結果完全相符。其中，多車跟車具備漸近安定性的條件是 $C (= \lambda T) \leq 1/2$ ，在此條件下，後續各車因應頭車些微擾動所作的加減速反應與車速的變化，其振盪幅度會隨由頭車向後傳遞的車次數逐次縮減，而所有後車本身的車速振盪，因均符合局部安定性條件 ($C < \pi/2$)，故均會很快的沉寂；
2. 微觀跟車模擬，除起始條件必須審慎設定外，擾動的設計亦須有一定的規範，否則將出現與實務不符的狀況。最常見的是加減速率的大小及加減速時間的長短，在不當設計下很容易出現負車速（車輛倒車後退）的結果。惟由線性跟車模式的微觀跟車模擬結果知，只要滿足 $C \leq 1/2$ 的漸近安定性條件，且維持頭車的車速非負（即令起始車速 v 、加減速率 a 及減速延時 t 滿足 $v \geq at$ 條件），則模擬的最大允許加速率 a （指絕對值，含加、減速率）即不受跟車反應時間 T 的影響，此一重大的發現，可作為後續非線性跟車模式模擬分析安定性的參考。

由以上分析知，後續進行非線性跟車模式的安定性分析時，須同時檢查頭車的車速是否維持非負（確保模擬設計的合理），以及擾動向後傳遞的振盪規模是否會遞減（安定性條件）。

四、非線性微觀跟車模式安定性的模擬分析

本節以 Greenshields^[1] 巨觀車流模式對應的非線性跟車模式，以模擬的方式找出其漸近安定性的條件。選擇 Greenshields^[1] 模式的主要原因是該模式數學上雖最為簡單，但實際上已具備非線性車流模式的基本特性。

4.1 非線性跟車模式的漸近安定性

Greenshields^[1] 巨觀車流模式及其對應的非線性微觀跟車模式定式如下：

$$\text{巨觀車流模式：} q = u_f k \left[1 - \frac{k}{k_j} \right] \quad (7)$$

$$\text{微觀跟車模式：} \ddot{x}_{n+1}(t+T) = \frac{\alpha}{[x_n(t) - x_{n+1}(t)]^2} [\dot{x}_n(t) - \dot{x}_{n+1}(t)] \quad (8)$$

$$\text{其中，} \alpha = u_f / k_j \quad (9)$$

本模擬的設定如表 4 所示。模擬是假設在不能變換車道的單車道路段進行，含頭車前後共 20 輛車參與跟車。對應的巨觀車流模式固定，參數仍設為 $u_f = 80$ 車／小時、 $k_j = 140$ 車／公里。起始值是先設定 k (如 10, 40, 70, 100, 130 車／公里)，依指定的巨觀車流模式換算出分別對應的 $u_e = u_f(1 - k/k_j)$ ，再將單位轉換成秒、公尺後，得微觀跟車模擬的起始車間程 s 與車速 v 。此外，其對應微觀跟車模式的敏感度常數 $\alpha (= u_f/k_j)$ ，依代入參數值設為固定的 158.7 公尺²／秒，跟車的反應時間 T 係以 0.1 秒為增量，設定為 0.1 ~ 3.0 秒等各種狀態。

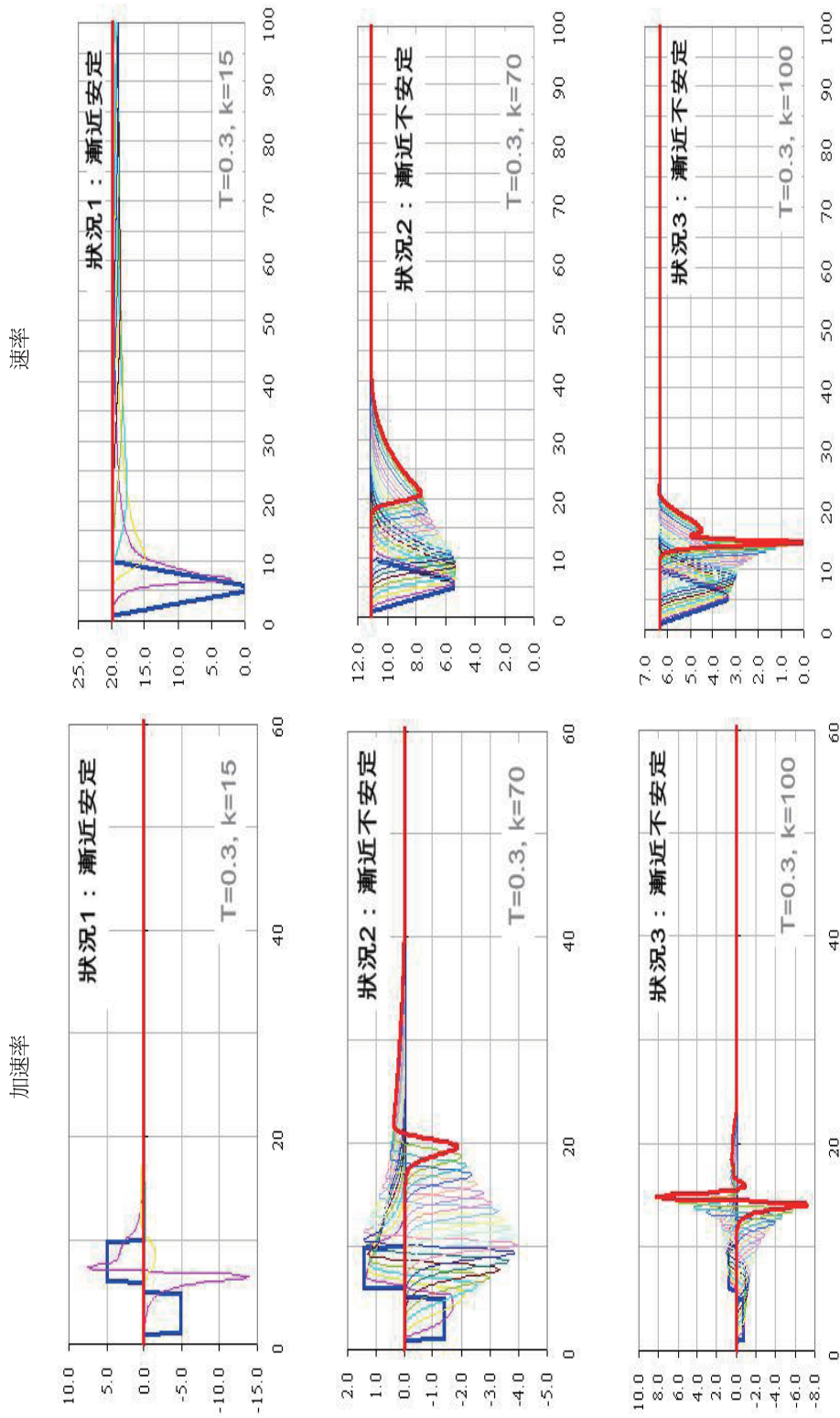
各模擬中，頭車的行動比照線性跟車模式的設定，均係先維持等速 1 秒鐘，然後等減速 4 秒鐘，維持等速 1 秒鐘後，再等加速 4 秒鐘，等加減速率絕對值 a 相等。模擬欲尋求最大允許加減速率值，在該最大值下，車流處於安定，且前後共 20 輛車的速率在模擬中能保持正值，不出會出現倒車後退的負速率。

表 4 非線性跟車模式漸近安定性模擬的各項設定

項目	對應的巨觀車流模式	非線性微觀跟車模式
參數設定	$u_f = 80$ 公里／小時	$\alpha = 158.7$ 公尺 ² ／秒
	$k_j = 140$ 車／公里	$T = 0.1 \sim 3$ 秒
起始設定	k 車／公里	$s = 1000/k$ 公尺
	$u_e = u_f(1 - k/k_j)$ 公里／小時	$v = u_e \times 1000/3600$ 公尺／秒

前節分析線性跟車模式的漸近安定性時，發現結果只有兩種情形，即 $C = \lambda T \leq 1/2$ 者安定， $C = \lambda T > 1/2$ 者不安定，特性簡單。非線性跟車模式的漸近安定性就相當複雜，部分模擬結果如圖 2 所示，其至少出現 3 種結果，茲分析說明如下：

1. 狀況 1 (安定)：車速變化振盪的最大幅度是發生在頭車，然後隨向後傳遞的車次依序縮減；
2. 狀況 2 (不安定)：車速變化振盪的最大幅度是發生在 20 輛車的中間 (頭車以後，尾車之前)，過後再隨向後傳遞的車次依序縮減；



註：1.加速率與速率圖中，粗藍線均代表頭車，粗紅線均代表最後一輛車。

2.各圖的橫座標均為時間(秒)；縱座標，加速率圖者為(公尺/秒²)；速率圖者為(公尺/秒)。

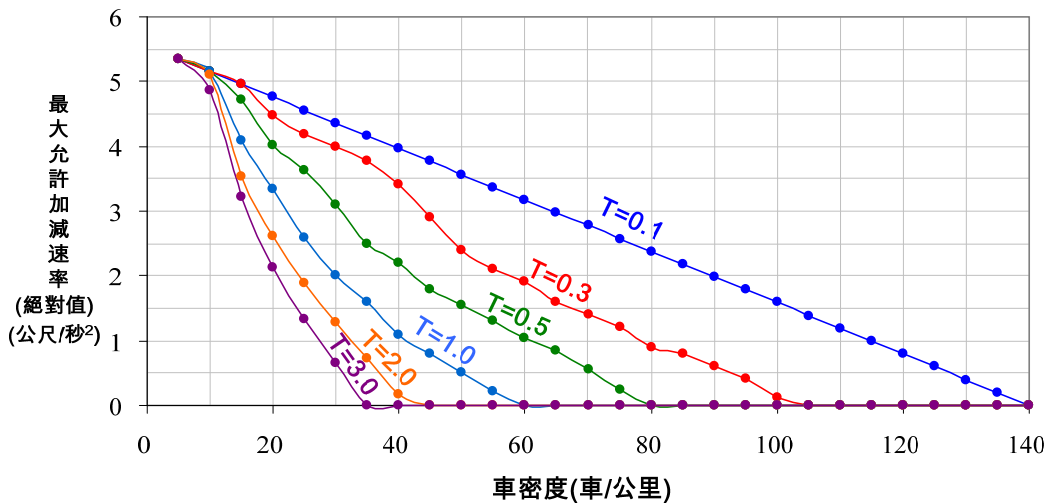
圖 2 非線性跟車模式漸近安定性的部分模擬結果

3. 狀況 3 (不安定)：車速變化的振盪隨向後傳遞的車次而依序擴大，以本模擬設定的車隊規模，其振盪的最大幅度是發生在第 20 輛車。

由於上述除狀況 1 之外，其餘兩種狀況均會發生頭車稍作加減速即導致後車 (某輛) 追撞前車，或者後車的車速因劇烈加減速而出現負值的不合理結果，亦即整條車流行為是不安定的。但經模擬分析發現，只要縮小頭車加減速的規模 (亦即縮小車流內部擾動的規模)，原屬狀況 2 與狀況 3 的不安定，卻有可能變為安定。換言之，非線性跟車模式的安定性，會受頭車加減速規模的影響，其允許最大加減速規模除係隨車間程的減小而降低外，且會依反應時間 T 的大小而不同，這是與線性跟車模式最大的不同。由此亦可理解，非線性跟車模式相當複雜，的確很難以數值分析直接推導出其漸近安定性的條件。

原屬狀況 2、3 不安定者，經將其頭車加減速規模縮小後，再模擬找出符合漸近安定性條件的加減速率，部分模擬結果如圖 3 與表 5 所示，茲分析說明如下：

1. 非線性跟車模式在符合漸近安定性的條件下，其模擬的最大允許加減速規模不但隨密度的增加而降低，亦隨反應時間 T 的增加而降低；
2. 反應時間 T 愈小，符合漸近安定性條件適用的 k 值範圍就愈大，例如 $T=0.1$ 秒可適用各種密度 (跟車間程) 的狀況，而隨 T 值愈增大，符合漸近安定性的適用範圍變得愈小，至 $T=3.0$ 秒時，密度 $k > 35$ 車／公里以上者均不適用，均找不到輕微擾動下而仍能保持安定的加減速率值 (即 $\pm a$ 須為 0)；
3. 對應 Greenshields^[1] 車流模式的非線性跟車模式，其敏感度項為非線性 ($\lambda = \alpha/s^2$)，由表 5 的右半部各欄 ($C = (\alpha/s^2) \times T$) 知，符合漸近安定性條件者，不論 T 值為何，其 C 值均是 $C = (\alpha/s^2) \times T \leq 1/2$ ，與線性跟車模式 $C = \lambda \times T \leq 1/2$ 的安定性條件相同。找出非線性跟車模式的漸近安定性條件，是本研究重大的發現。



註：圖中 T 為跟車反應時間，單位為「秒」。

圖 3 非線性跟車模式符合漸近安定性條件的最大允許加減速規模

表 5 非線性跟車模式符合漸近安定性的條件

密度 (k)	最大允許加減速率 (絕對值)						$C=(\alpha/s^2)\times T$					
	$T=0.1$	0.3	0.5	1.0	2.0	3.0	$T=0.1$	0.3	0.5	1.0	2.0	3.0
0	5.50	5.50	5.50	5.50	5.50	5.50	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
5	5.35	5.35	5.35	5.35	5.35	5.35	0.000	0.001	0.002	0.004	0.008	0.012
10	5.15	5.15	5.15	5.15	5.10	4.87	0.002	0.005	0.008	0.016	0.032	0.048
15	4.96	4.96	4.72	4.09	3.52	3.21	0.004	0.011	0.018	0.036	0.071	0.107
20	4.76	4.47	4.01	3.34	2.61	2.13	0.006	0.019	0.032	0.063	0.127	0.190
25	4.56	4.18	3.63	2.60	1.88	1.33	0.010	0.030	0.050	0.099	0.198	0.298
30	4.36	3.99	3.10	2.00	1.27	0.66	0.014	0.043	0.071	0.143	0.286	0.429
35	4.16	3.77	2.50	1.60	0.73	0.00	0.019	0.058	0.097	0.194	0.389	0.583
40	3.96	3.40	2.20	1.10	0.18	0.00	0.025	0.076	0.127	0.254	0.499	0.762
45	3.77	2.90	1.80	0.80	0.00	0.00	0.032	0.096	0.161	0.321	0.643	0.964
50	3.57	2.40	1.55	0.50	0.00	0.00	0.040	0.119	0.198	0.397	0.794	1.190
55	3.37	2.10	1.30	0.22	0.00	0.00	0.048	0.144	0.240	0.480	0.960	1.440
60	3.17	1.90	1.05	0.00	0.00	0.00	0.057	0.171	0.286	0.571	1.143	1.714
65	2.97	1.60	0.85	0.00	0.00	0.00	0.067	0.201	0.335	0.671	1.341	2.012
70	2.77	1.40	0.55	0.00	0.00	0.00	0.078	0.233	0.389	0.778	1.556	2.333
75	2.58	1.20	0.25	0.00	0.00	0.00	0.089	0.268	0.446	0.893	1.786	2.679
80	2.38	0.90	0.00	0.00	0.00	0.00	0.102	0.305	0.508	1.016	2.032	3.048
85	2.18	0.80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.115	0.344	0.573	1.147	2.294	3.440
90	1.98	0.60	0.00	0.00	0.00	0.00	0.129	0.386	0.643	1.286	2.571	3.857
95	1.78	0.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.143	0.430	0.716	1.433	2.865	4.298
100	1.59	0.11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.159	0.476	0.794	1.587	3.175	4.762
105	1.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.175	0.525	0.875	1.750	3.500	5.250
110	1.19	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.192	0.576	0.960	1.921	3.841	5.762
115	0.99	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.210	0.630	1.050	2.099	4.198	6.298
120	0.79	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.229	0.686	1.143	2.286	4.571	6.857
125	0.59	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.248	0.744	1.240	2.480	4.960	7.440
130	0.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.268	0.805	1.341	2.683	5.365	8.048
135	0.20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.289	0.868	1.446	2.893	5.786	8.679
140	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.311	0.933	1.556	3.111	6.222	9.333

註：1. 單位： k 為「車／公里」；最大允許加減速率為「公尺／秒²」； T 為「秒」； s 為「公尺」； α 為「公尺²／秒」。

2. 表中數字，有灰色網底者表找不到安定的狀況；其他無網底者表具安定性，即其車速變化的振盪是隨向後傳遞的車次而依序縮減。

3. 表中 T 為跟車反應時間， α 為跟車模式敏感常數， s 為前後兩車的車間程。

4.2 非線性跟車模式符合漸近安定性條件的 T - k 關係

由前節的模擬分析知，非線性跟車模式的漸近安定性條件仍係 $C \leq 1/2$ ，與線性跟車模式安定性的條件同。惟以 Greenshields^[1] 巨觀模式為例，其對應非線性微觀跟車模式的 $C = (\alpha/s^2) \times T = \alpha \times k^2 \times T = (u_f/k_j) \times k^2 \times T$ ，很明顯的， T 的最大值須隨 k 的不同而變，方能令模式在各種交通狀態下維持安定。圖 4 即為 $C = 1/2$ (恰符合漸近安定性條件) 下的 T - k 分布圖，其 $T = f(k)$ 的定式可寫成：

$$T = \frac{1}{2\alpha k^2} = \frac{k_j}{2u_f k^2} \quad (10)$$

比較 Castillo 等人^[9] 提出的式(6)可發現，其 τ 公式中的 $u'_e = du_e/dk$ ，以 Greenshields^[1] 模式之 $u'_e = -\frac{u_f}{k_j}$ ，代入式(6)可得：

$$\tau(k) = \frac{k_j}{2u_f k^2} \exp\left(-\frac{u - u_e}{a}\right) \quad (11)$$

由以上分析知，本研究以 Greenshields^[1] 巨觀車流模式模擬微觀跟車模式的安定性條件，獲得跟車反應時間 T 應為密度的函數的結果，而其定式與 Castillo 等人^[9] 巨觀高階連續流模式的鬆弛時間 τ 非常相像，微觀跟車模式的反應時間與巨觀連續流模式的鬆弛時間首次出現如此緊密的對應關係，值得相關研究持續地加以關注與分析。

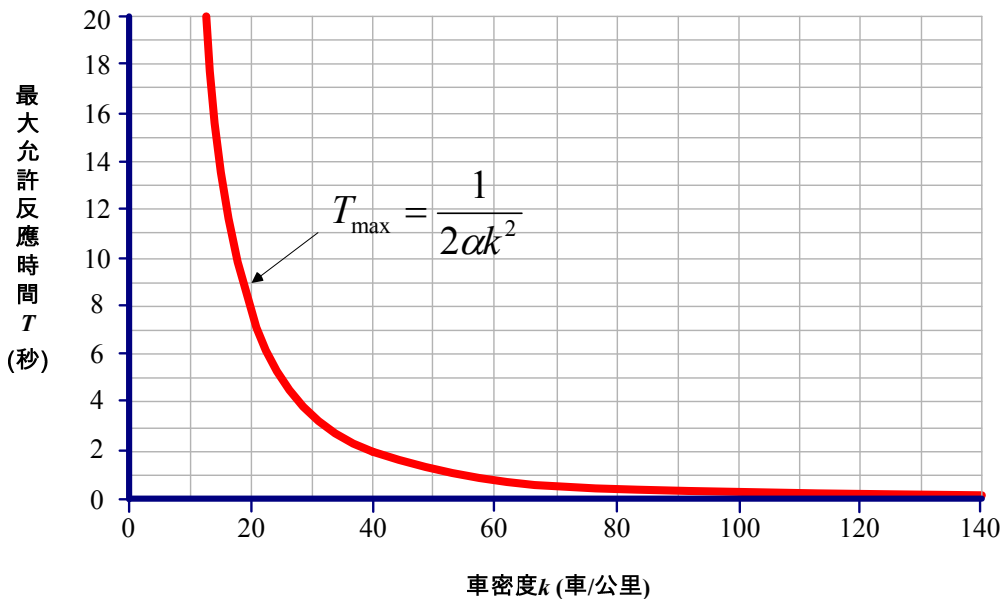


圖 4 非線性跟車模式符合漸近安定性條件的 k - T 分布圖

五、結論與建議

微觀跟車模式的漸近安定性分析，一直是跟車模式是否合理的重要檢驗特性之一。囿於跟車模式的複雜數學方程式，難以透過數學解析方法檢驗其漸近安定性。基此，本文透過系統模擬技術，分別針對線性及非線性跟車模式在不同車流環境、加減速率、反應時間等之漸近安定性進行分析。

由模擬結果知，線性跟車模式的漸近安定性只分成 $C = \lambda T \leq 1/2$ 者安定， $C = \lambda T > 1/2$ 者不安定兩種情況。而且，只要滿足 $C \leq 1/2$ 的漸近安定性條件，最大允許加減速率雖隨車流密度 k 提高而降低，但不受跟車反應時間 T 的影響。至於非線性跟車模式之漸近安定性相對複雜，出現以下 3 種模擬結果：

1. 狀況 1 (安定)：車速變化振盪的最大幅度是發生在頭車，然後隨向後傳遞的車次依序縮減；
2. 狀況 2 (不安定)：車速變化振盪的最大幅度是發生在車隊的的中間 (頭車以後，尾車之前)；
3. 狀況 3 (不安定)：車速變化的振盪隨向後傳遞的車次而依序擴大，即振盪的最大幅度是發生在最後一輛車。

另外，從非線性模式的模擬結果亦發現，當反應時間 T 愈小，模式適用的交通狀況範圍就愈大。例如， $T=0.1$ 秒可適用各種密度狀況 ($k=0 \sim k_j$)，當 $T=3.0$ 秒時，密度 $k > 35$ 車／公里以上均找不到車流能保持安定的加減速率值。此外，Greenshields^[1] 模式對應的非線性模式的敏感度項為 (α/s^2) ，模擬結果發現，其漸近安定性的條件為 $C = (\alpha/s^2) \times T \leq 1/2$ ，與線性跟車模式的漸近安定性條件相同，此為本研究一大發現。

巨觀高階連續流模式的鬆弛時間 τ 常被類比成微觀跟車模式的反應時間 T ，惟其巨、微觀間的關係則一直未明。由本研究獲得的非線性微觀跟車模式符合漸近安定性的條件知，不同車流狀態 (車密度) 下適用的最大允許反應時間 T 並不同，以 Greenshields^[1] 模式為例，其數學式為 $T_{\max} = k_j / (2u_f k^2)$ ，此與 Castillo 等人^[9] 高階連續流模式鬆弛時間的定式： $\tau(k) = \frac{k_j}{2u_f k^2} \exp\left(-\frac{u - u_e}{a}\right)$ 非常相似。微觀跟車模式的反應時間與巨觀連續流模式的鬆弛時間首次有如此緊密的對應關係，實為本研究另一項重大發現。建議後續研究，不論從微觀或巨觀角度，可針對此關聯性繼續深入探討。

參考文獻

1. Greenshields, B. D., "A Study of Highway Capacity", Proceedings of the Highway Research Board, Vol.14, Transportation Research Board, 1935, pp. 448-477.

2. May, A. D. JR. and Keller, H. E. M., “Non-integer Car-following Models”, *Highway Research Record*, No. 199, 1967, pp. 19-32.
3. Reuschel, A., “Fahrzeugbewegungen in der Kolonne”, *Oesterr. Ingr. Arch.* 4, 1950, pp. 193-215.
4. Pipes, L. A., “An Operational Analysis of Traffic Dynamics”, *Journal of Applied Physics*, Vol. 24, 1953, pp. 271-281.
5. Chandler, R. E., Herman, R., and Montroll, E. W., “Traffic Dynamic Studies in Car Following”, *Operations Research*, Vol. 6, No. 2, 1958, pp.165-184.
6. Gazis, D. C., Herman, R., and Rothery, R., “Nonlinear Follow-the-leader Models of Traffic Flow”, *Operations Research*, Vol. 9, No. 4, 1961, pp.545-567.
7. Payne, H. J., “Models of Freeway Traffic and Control”, *Simulation Council Proc.*, Vol. 1, 1971, pp. 51-61.
8. Michalopoulos, P. G., Yi, P., and Lyrintzis, A. S., “Development of an Improved High Order Continuum Traffic Flow Model”, *Transportation Research Record*, No. 1365, 1992, pp.125-132.
9. Castillo, J. M. D., Pintado, P., and Benitez, F. G., “The Reaction Time of Drivers and the Stability of Traffic Flow”, *Transportation Research*, Vol. 28B, 1994, pp. 35-60.
10. Herman, R., Montroll, E. W., Potts, R. B., and Rothery, R. W., “Traffic Dynamics: Analysis of Stability in Car Following”, *Operations Research*, Vol. 7, 1959, pp. 86-106.
11. 交通部運輸研究所，2011 年臺灣公路容量手冊，民國 100 年。

兩岸店配物流服務擴散過程¹

DIFFUSION PROCESS OF CROSS-STRAIT RETAILING DELIVERY SERVICES

黃昱凱 Yu-Kai Huang²

馮正民 Cheng-Min Feng³

許紋綺 Wen-Chi Hsu⁴

(103 年 3 月 4 日收稿，103 年 7 月 2 日第 1 次修改，
103 年 9 月 3 日第 2 次修改，104 年 6 月 10 日定稿)

摘 要

在電子商務的物流系統中，臺灣與其他國家最大不同的地方就是以便利商店為基礎的店配物流服務。近年來兩岸電子商務蓬勃的發展帶動了兩岸物流配送的需求，臺灣的便利商店更進一步與中國的淘寶網合作提供國際轉運的店配取貨服務。店配服務在臺灣電子商務物流系統中所具備的優勢，也勢必會在兩岸電子商務的物流配送中扮演重要的角色。本研究分析店配物流機制在兩岸電子商務的物流服務之擴散現象與影響其擴散之因素，首先利用個體選擇模型探討消費者選用店配服務之因素，經由分析結果建構兩岸店配物流服務之擴散模型並討論其擴散型態。研究結果將有助於瞭解消費者選擇行為的多重面貌，以利決策者研擬更為恰當的行銷策略。

關鍵詞：兩岸店配服務；個體選擇模式；巴斯擴散模型

-
1. 本文承蒙科技部 NSC 102-2410-H-343 - 006 專題研究計畫補助，特此致謝。作者亦感謝兩位審查委員對本文所惠賜之寶貴意見。
 2. 南華大學文化創意事業管理學系助理教授（聯絡地址：62249 嘉義縣大林鎮南華路一段 55 號南華大學文化創意事業管理學系；電話：05-2721001 分機 56444；E-mail: osilo.huang@gmail.com）。
 3. 國立交通大學運輸與物流管理學系教授（E-mail：cmfeng@mail.nctu.edu.tw）。
 4. 國立交通大學運輸與物流管理學系碩士班研究生（E-mail：hsu-jenny@hotmail.com）。

ABSTRACT

In the logistics system of electronic commerce, the major difference between Taiwan and other countries is the retailing delivery (RD) system. Up to date, the e-commerce between Taiwan and China will more closely and create the needs of Cross-Strait logistics. The convenience stores in Taiwan have integrated the delivery service combine with the Taobao in China to develop a new retail delivery model: "Cross-Strait Retailing Delivery System". Due to the advantage of the retailing delivery, the delivery mechanism will play an important role in the delivery system between Taiwan and China. To better understand the crucial factors of behavior intention in use of Cross-Strait retailing delivery service, this study explores what kind of factors can influence Cross-Strait retailing delivery service choice behavior intention via discrete choice model. Secondly, the Bass diffusion model was used to establish an evaluation model of the diffusion pattern. The results obtained in this study can be used to help managers formulate strategies for increase market share.

Key Words: *Cross-Strait retailing delivery; Discrete choice model; Bass diffusion mode*

一、前言

隨著兩岸簽訂「海峽兩岸經濟合作框架協議 (Economic Cooperation Framework Agreement, ECFA)」，彼此的經貿合作將不可避免地日趨密切。阿里巴巴集團⁵所屬的淘寶網 (taobao.com) 是中國大陸最大線上購物網站 (淘寶網上有 8 億個商品，商品數量遠超過臺灣最大購物網 PChome 的 107 萬)，截至 2012 年底，淘寶網的臺灣用戶數已突破 60 萬人次，而臺灣支付寶支付金額年成長也達到 65%，除了一般消費者向淘寶網購買之外，網友團購及店家批貨也是目前臺灣消費者在淘寶網購物的主要型態。儘管淘寶網每天來臺收件量已經達到 7 萬件⁶，但中國端零售商大多仍未提供商品直寄臺灣之服務，即使有部分電子零售商提供配送臺灣的物流機制，其商品亦多經過第三方物流輾轉配送到臺灣，這樣的物流機制對於買賣雙方而言，不論是在成本面或在配送時效上都有許多改善的空間。

近 10 年來，臺灣電子商務的蓬勃發展帶動國內物流配送市場的快速變革與發展，其中，便利商店結合自身的物流機制與資訊系統所提供的「線上購物、店配取貨」物流服務

-
5. 阿里巴巴集團創立於 1999 年，是一間提供電子商務在線交易平臺的公司，集團子公司有阿里巴巴 B2B、淘寶網、天貓、一淘網、阿里雲計算、中國雅虎及支付寶。其中，淘寶網和天貓網在 2012 年銷售額達到 1.1 萬億人民幣，超過 Amazon.com 和 eBay 的年銷售總和。
 6. 根據淘寶官方的資料顯示目前臺灣地區買家通過淘寶購物的訂單平均每天約有 7 萬張，其中約有 6 萬張訂單是通過集運公司合併、由貨運代理商中轉到臺灣，其餘 1 萬張訂單的商品則是通過快遞公司運輸 (<http://news.ecmaitian.com/hangyeshuju/2013/8243.html>)。

可說是臺灣電子商務最為重要的物流服務之一。臺灣憑藉著全球便利商店密度最高的優勢，在發展店配物流服務上可提供消費者極高的可及性，甚至可以達成『今日上午下單，明日中午送達』24 小時內的配送實效。店配物流服務已經是臺灣電子商務物流配送的重要服務型態之一，目前店配服務已根據不同的商務需求發展出許多不同的變形，如 B2C 的店配服務、C2C 的店到店寄件等，這些不同服務的機制對於傳統的郵局、宅配等物流服務商在電子商務的物流市場也產生不少衝擊^[1]。

雖然臺灣的店配物流服務已經相當成熟，但是提供臺灣與大陸間電子商務的店配物流機制卻尚未完成整合，隨著兩岸電子商務交易的增加，勢必會衍申出相對應的物流配送需求。為了滿足這個物流服務缺口，「臺灣端之超商業者」與「中國端之集貨業者」已進行合作建構兩岸間電子商務產品之超商店配系統，消費者可將其於淘寶網所購買的商品寄至集貨業者於中國之集貨物流中心，由集貨物流中心代為收貨，待欲配送至臺灣之商品累積至一定數量後，再統一由集貨業者負責商品於兩岸間之報關手續，並且將商品出貨至臺灣的便利商店。而淘寶在 2013 年第 4 季所提供的國際轉運機制，正式將臺灣的超商取貨納入其標準的物流機制，經由該物流機制可提供臺灣消費者於大陸淘寶購物，在臺灣便利商店取貨的物流服務。

當便利商店的店配物流服務進入兩岸電子商務的物流市場後，勢必衝擊目前的物流配送生態，因此，探討店配物流服務進入兩岸電子商務配送市場後，瞭解有哪些因素會影響消費者的選擇行為因素與其擴散模式，不論對於物流產業或便利商店業者而言，都是一個極重要且具挑戰性的課題。本研究關心超商店配在兩岸電子商務的物流服務擴散現象與影響因素，首先經由建構個體選擇模型分析影響選擇兩岸店配物流服務的因素；其次藉由發展巴斯擴散模型說明探討兩岸店配物流服務之擴散型態，藉由研究結果瞭解消費者選擇行為的多重面貌，以利決策者研擬更為恰當的行銷策略。

二、文獻回顧

2.1 兩岸電子商務物流服務現況

中國已成為世界最重要的市場之一，由於大陸的淘寶網具有商品種類多且價格低的優勢，因此近年來已經成為臺灣網路消費者經常購物的網站之一。隨著兩岸電子商務往來日趨頻繁，兩岸電子商務的物流服務的發展也越來越多元化，淘寶網的商務模式屬於 C2C (customer-to-customer)，以往兩岸電子商務的金流與物流配送機制均不成熟，因此大部分淘寶之賣家皆未提供配送到臺灣的物流服務。過去若臺灣的消費者想要在淘寶網購物，大多藉由代購業者協助完成金流與物流的作業，基本上代購網站就是與大陸的集運業者合作，在臺灣端收貨者為代購網站的物流中心處理，由該物流中心負責處理收到中國端集運商品再以宅配或超商取貨的方式出貨給消費者。圖 1 以淘寶網為例說明兩岸電子商務的主要不同物流配送模式，茲將這些不同的物流模式說明如下：

1. 中國郵政系統：類似郵局宅配，賣家用中國郵政發貨，中國郵政發至臺灣郵政，再由臺灣郵政宅配給消費者。
2. 國際物流公司：賣家直接發貨給國際快遞公司（如順豐快遞），優點為速度快，約兩、三個工作天可收到貨物，缺點為價格高，且部分賣家不提供寄送海外服務。
3. 國際轉運服務：這是淘寶網在 2013 年第 4 季推出的物流整合服務，主要為提供給海外消費者多樣的物流選擇。消費者有多家轉運商可供選擇，由賣家發貨到轉運商在境內的倉庫，在完成集併包裹後由轉運商發至海外，到臺灣端消費者可選擇宅配或是超商取貨，超商取貨有統一超商和全家便利商店可供選擇。運費收取分為兩階段，賣家發貨到轉運商為境內運費，經由轉運商完成集併貨後，收取國際運費後發貨。不論宅配或是超商取貨，運費都相較於直寄方案低廉，但運送時間較長，約一週左右到達。
4. 民營快遞與集運業者：此為較為便宜的物流方案，消費者在淘寶網上訂購商品後，由賣家發貨經由快遞方式到中國的集運業者倉庫，完成集貨後統一發到臺灣端合作的宅配業者，再由宅配業者送至消費者手中。目前中國的集貨業者提供寄送臺灣的業務以個體戶居多，或是與代購網站合作。運費收取方式為兩階段，賣家發貨到集運商收取一次運費（境內運），集貨商收到貨後發至臺灣收取第二次運費（國際運），國際運費包含從集貨商到宅配業者到消費者端，雖然收取兩次運費，但通常相較於直寄高昂的運費便宜，因此大多數海外消費者會選擇此物流方案。

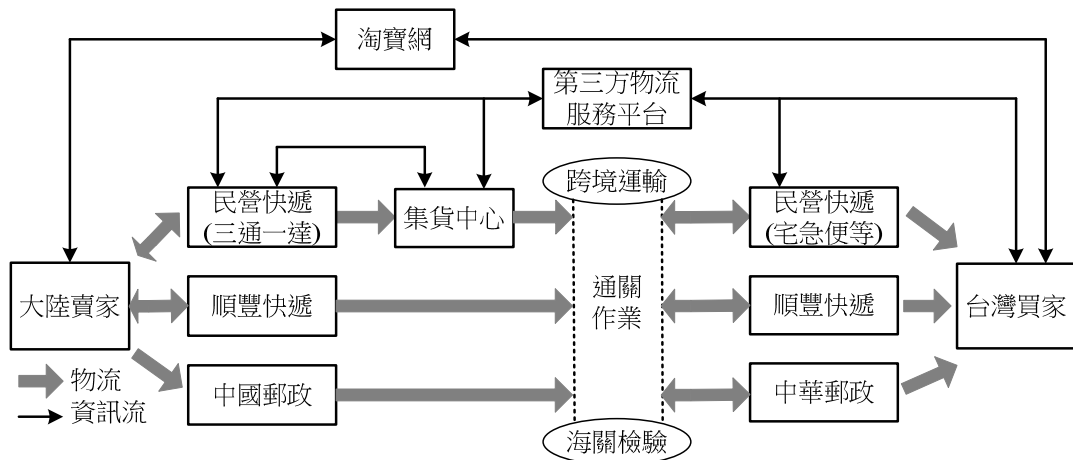


圖 1 兩岸間電子商務主要的物流方式

2.2 兩岸超商店配物流服務架構

雖然臺灣店配物流的發展已經有 10 幾年的歷史，但是兩岸店配物流服務系統的起迄點牽連到海峽兩岸不同配送系統的串接，當買家與賣家在淘寶網路上成交商品後，其後續物流的運作流程包含買賣雙方相關資料之輸入、賣家出貨作業、商品之通關與跨境運輸、

第三方物流的理貨配送，以及買家最後在便利商店完成取貨，顯現兩岸間店配物流服務系統之複雜程度遠高於國內之店配物流服務系統。另一方面，隨著臺灣便利店在中國展店，中國大陸的電子零售商也關注到店配取貨物流系統，並認為該系統將在日後中國大陸扮演重要的物流角色，因此淘寶網也與臺灣便利商店合作，於 2013 年 9 月開始提供臺灣網友於淘寶網購物，臺灣全家便利店取貨的物流服務，統一超商也隨即於同年 10 月提供一樣的服務。淘寶網與臺灣便利商店的物流合作，不但是店配物流在兩岸電子商務進展的一大步，日後臺灣便利商店更可以藉由自身在中國主要都會區的持續展店策略，提供中國大陸電子商務網站臺灣店配物流服務。

圖 2 是以全家便利商店為例，說明兩岸店配物流的基本架構。兩岸店配系統由四個環節組成，分別是「中國端之集貨物流中心」、「兩岸間之海關」、「臺灣端之配送物流中心」以及「臺灣端之超商店鋪」。消費者自中國之電子商務網站購物後，若欲將商品利用超商店配的方式配送至臺灣，須先將網購商品指定寄送至中國端之集貨物流中心，由集貨業者負責相關之商品建檔、包裝、報關...等作業。商品寄至中國端之集貨中心後，消費者首先須在集貨業者之網站上根據商品於電子商務網站之訂單編號認領其所託運之商品，要求集貨業者將多樣託運商品合併為單一包裹以節省運送費用，最後再選擇商品所欲配送至之超商門市即可完成兩岸間之商品超商店配手續。

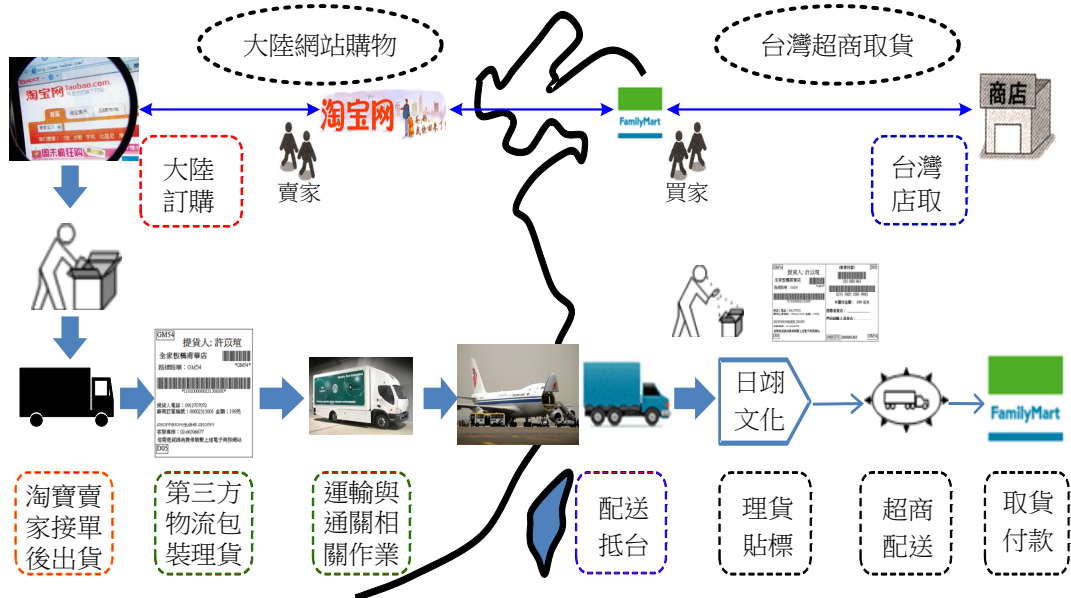


圖 2 淘寶網與全家便利商店合作之兩岸超商取貨物流架構

底下分別介紹商品配送之流程以及兩岸店配系統各環節對於網購商品所負責之處理事項：

1. 中國端之集貨中心

商品配送至中國端之集貨中心後，集貨業者首先清點商品件數並根據訂單編號將商品分類管理以利建檔作業。待消費者上網認領商品後，集貨業者將根據消費者所指定之商品合併方式將商品進行包裝。由於便利商店針對商品之重量及體積有嚴格的限制，故若商品之重量及體積不符合規定，消費者須將商品分作多件店配或是改採宅配的方式進行配送。商品包裝完成後進行貼標作業，所貼之標籤包含配送商品之相關資訊，提供後續臺灣端配送中心之過刷及轉貼標作業所需讀取之相關物流資訊。此外，集貨業者亦負責店配商品之報關手續，完成包裝、貼標及報關手續，並將店配商品利用麻布袋或紙箱集中包裝送至中國海關，進行後續商品於兩岸間通關之相關手續與流程。

2. 兩岸間之海關

中國端之集貨中心將欲進行通關商品之報關報單資料傳輸至海關之通關網路中心後，海關便會利用其內部之系統篩選商品之通關方式，通關方式共分作 C1、C2、C3 等 3 類，其中 C1 類為免審免驗，商品可直接放行通關；C2 類為應審免驗，商品須進行審核及分估方可通關放行（分估係指分類商品所適用之稅率及輸入規定並核估商品之完稅價格）；C3 類則為應審應驗，該類商品除了須進行審核分估之程序外，更須進一步對商品進行必要之查驗，商品通過查驗後方可放行，否則將商品扣留。商品送至臺灣端海關後會進一步透過 X 光機初步判斷檢查內容物，若發現異常商品或是 C3 類商品則海關人員會將之另行處理；C1 類商品及查驗完成商品將由人員送至領貨區，並將其依所屬廠商作分類堆疊於台車上；領貨後之商品將由臺灣端配送中心之人員送至理貨區進行理貨並清點商品件數，商品若需補稅則須領取補稅單，最後再將完成理貨之商品進行疊車作業並運送至臺灣端之配送中心。

3. 臺灣端之配送中心

司機將商品配送至物流中心後，將依照收發室之指示在指定之碼頭進行商品之卸貨，待配送中心人員清點件數無誤並蓋收發章後即完成交貨；交貨完成之商品將由臺灣端配送中心之作業人員逐筆過刷中國端集貨中心貼於商品之一段式標籤條碼，並藉由資訊系統將之轉換為二段式標籤條碼，以供後續進行商品配送路線之分類及超商店鋪端之收貨及交貨所使用。作業人員完成商品之貼標作業後，便將商品放置於自動理貨機之輸送帶上，其將藉由掃描商品標籤上之條碼以辨識商品配送所屬之路線，並藉此將商品分類；由於同一配送路線之超商店鋪已有既定之配送順序，故商品藉由自動理貨機完成路線分類後，作業人員會進一步地將所屬同一路線之商品根據其欲配送至之超商店鋪作分類；最後，確認配送至各超商店鋪之商品數量與資訊系統之資訊一致、無誤後，便可將商品裝箱，並堆疊至暫存區靜候司機配送至各超商店鋪。

4. 臺灣端之超商店鋪

司機將商品配送至其所屬超商店鋪後，店鋪人員應逐筆過刷商品包裝上之標籤條碼，除了確認所收商品之內容與數量和資訊系統上所顯示之資訊一致、無誤外，同時並需回傳驗收資訊至資訊平台以顯示商品已送達超商店鋪，由資訊平台發送簡訊及 e-mail 以通知消費者前往取貨；驗收後之商品將暫存於店鋪之櫃台或倉庫，待消費者前往取貨後，若其商品為「取貨付款」，則店鋪人員應確認消費者取貨之姓名與其應付之金額，確認無誤並由消費者簽收後便可將商品交予消費者；而若其商品為「取貨不付款」，則店鋪人員應核對消費者之姓名及身分證正本，並由消費者簽下其姓名及身分證字號後四碼以完成簽收，便可將商品交予消費者。

2.3 電子商務店配物流選擇行為

由於電子商務需要經由物流機制才能將實體商品送交到消費者，因此在電子商務購買商品的決策過程中，物流服務也是消費者考量的重點。臺灣提供電子商務的物流機制可以分為宅配、郵寄與店配等不同型態的配送服務，有越來越多學者開始關注影響消費者選擇物流服務的因素。也因為網路商店的物流服務品質一直是電子商務中的重要課題，因為物流服務不僅是網路商店關係品質的重要環節，同時物流服務的完善與否也會影響消費者的忠誠度^[2]。

物流服務品質構面可以分為系統親和性、可靠性、資訊完整性、客製性、回應性、和安全性、收貨即時性、收貨正確性與保證性等 8 項衡量構面^[3]。店配物流是以便利商店的物流配送為基礎，因此不會產生額外的運輸需求，相對於其他物流而言，更符合低碳運輸的概念^[4]。隨著電子商務的發展，可預見其所衍生的物流需求也將日益複雜，若在電子商務的領域中產生供應鏈斷鏈 (supply chain disruption) 勢必會對企業績效產生立即性的負面影響，因此現今普遍認為電子零售店做好供應鏈風險管理 (supply chain risk management) 是 BCM (business continuity management) 中一個重要的環節。而隨著店配服務逐漸提升其配送速度 (如金石堂網路書店提供 18 小時的店配物流服務)，店配物流的脆弱度課題也逐漸被學者重視。線上購物超商取貨與 24 小時配送可以說是臺灣電子商務物流系統的兩個重要服務機制，目前知名商務網站如 PChome、雅虎奇摩、博客來網路書店與金石堂網路書店都已經提供 24 配送的服務，入口網站是與宅配公司合作提供 24 取貨服務，而網路書店則是與便利商店合作建構 24 小時取貨的物流系統。除了金石堂網路書店外，其他網站提供 24 小時配送都是與單一物流公司合作 (如 PChome 與宅即便、雅虎奇摩與新竹貨運、博客來網路書店與大智通)，而金石堂網路書店卻與日翊文化以及萊爾富兩家物流公司合作提供全家、萊爾富以及 OK 便利商店等 3 家 18 小時的取貨服務，因此金石堂網路書店的 18 小時配送相較其他店配物流系統而言較為複雜^[5]。

馮正民、黃昱凱等人^[6]以物流行銷的觀點探討買家在網拍結標後選擇郵局寄送、宅配及店配 (以 7-11 為例) 等 3 種物流取件之選擇行為，首先透過結構方程模型分析影響物

流方式選擇行為意向的因素及其潛在變項間之因果關係，研究結果顯示服務品質、服務價值與顧客滿意度為影響消費者物流選擇行為的主要因素。其次，根據結構方程模型的結果、個人社經特性、寄送價格、寄送時間、商品尺寸、商品重量與運費支付者作為研究變數，並以多項羅吉特模式探討消費者對於物流方式的選擇行為。模式分析的結果說明服務品質的可靠性（即為買家對於該物品的配送速度與該物流方式是否能準確的在指定的時間內送達）與同理心（物流公司的服務據點與該據點提供服務的時間）對於買家的選擇行為有顯著的影響，其滿意度越高則消費者選擇該物流方式的機率越大，且女性、買家支付運費等變數對於選擇郵局寄送有顯著的影響。該研究認為改善消費者對於物流方式的顧客滿意度，對市場占有率的改變情形為最大。

以店配服務提供者角度而言，決定消費者選擇取貨點的主要因素除了地點外，資訊品質與便利性也是消費者選擇取貨點最重要的影響因素^[7]。馮正民等人^[8]發展二項羅吉特模式探討消費者對線上購物（B2C）店配取貨點之選擇行為，研究結果發現網購頻率、使用超商取貨意願、網購經驗、超商取貨經驗、商店印象與年齡為影響消費者選擇店配服務的主要因素，而便利商店服務地點亦是影響選擇行為的主要因素。該研究也指出顧客對便利超商的印象（例如接觸店鋪、企業形象、服務態度與整體表現等等）增加時，會提高消費者選擇該便利超商的機率。此外，黃昱凱等人^[9]經由建構多項、巢式與混合羅吉特模型來分析影響網拍結標後的物流選擇行為的因素，研究結果指出不同群之賣家選擇物流方式的因素有所不同，其中以較少使用網拍買賣商品之賣家對運費感受差異較大，且混合羅吉特模式優於多項與巢式羅吉特模式對於選擇行為的解釋能力。

2.4 擴散模型相關文獻

過去有關擴散模式的研究中，以 Bass^[10]所提出的 Bass 擴散模型的應用層面最廣，Bass 擴散模型以創新者與模仿者等兩個核心概念來解釋新產品擴散過程，當新產品流通於市場時，最初購買者為創新者，而模仿者則會受創新者的影響隨之購買。此後伴隨更多的消費者進入市場，新產品在擴散程度逐漸加速，在達到極限之後呈現平穩狀態。Bass 擴散模型假設新產品的潛在使用者會受到外在因素「大眾傳播」與內在因素「口碑」二種傳播方式影響，這二者最大差別在於其採用行為是否會受已採用者的意見影響。學術上常採用最小平方法來校估擴散係數，此模型適用來描述新產品或服務的生命週期曲線，經由擴散係數可進一步探討新產品引入的最最佳時機，除了可以讓業者對於市場的潛在需求有進一步的了解外，也可以藉由該模型來預測新產品剛上市時的可能銷售量。

Jun 與 Park^[11]結合 Bass 擴散模型與多項羅吉特模式，探討資訊產品的選擇因素及擴散情形，並考慮世代產品間替代過程。一般個體選擇模型通常會忽略需求的動態，因此結合擴散模式，並考慮選擇汰換舊產品是消費者追求效用最大的可能行為。該研究以 IBM 大型電腦及全球 DRAM 市場為實證對象，分析 1955 年至 1985 年每季的銷售系統產品數量，發現過去選擇行為的研究忽略了動態需求，因此修正原始多代擴散交替模型中未考量消費者知覺的部份，並加入選擇機率與行銷組合等變數，形成一動態的選擇擴散模型，並將資

料分成首次購買與升級購買二種需求加以分析，進而歸納推導出完整的多代擴散選擇機率模型。

Jun 等人^[12]利用羅吉特模式與巴斯擴散模式探討韓國行動通訊技術的擴散型態，並進一步預估韓國低軌道衛星行動通訊服務 (low earth orbit, LEO) 的市場需求。羅吉特模式結果顯示行動通訊需求程度、出差時所願意增加的通訊成本與所得對於 LEO 服務需求有正面且顯著的效果，而使用 LEO 服務的每月費用則對 LEO 服務有負面且顯著的影響，該研究也提出行動通訊使用的不滿意經驗會影響消費者使用新服務的機率，而顧客滿意度則是留住顧客的關鍵因素。此外，該研究也經由羅吉特模式計算市場潛量，並校估巴斯擴散模型參數來預測未來可能的銷售額與銷售成長幅度。

張彬^[13]以創新擴散模型分析網路市場前景，首先建立擴散模型並校估創新係數及模仿係數，再以現有年累積上網用戶數資料預測未來網路產品的擴散與發展，研究結果發現通信產品主要是透過人際傳播，至於廣告等大眾傳媒的影響力則不大。該研究亦根據模型預估未來 5 年的用戶量，結果顯示網路市場除了會持續增長外，並可能會經由創新商品推出帶動更多的用戶群上網。

古典的 Bass 擴散模型有兩項限制^[14]：(1) 若分析的市場存在著激烈競爭時，此時 Bass 擴散模型對於新產品的預測能力不佳；(2) 無法反應消費者偏好。為解決 Bass 擴散模型這兩個缺點，Lee 等人^[14]利用聯合分析法計算大螢幕電視的效用函數，並估計競爭品的價格函數，結合上述函數來修改 Bass 擴散模型並預測韓國大型 LCD 螢幕的市占率以及未來每期銷售量。該研究以韓國市場 1998-2003 年實證資料進行模型的參數校估，研究結果顯示消費者對於大螢幕電視的解析度與價格等變數較為敏感，分析的結果指出未來 LCD 市占率將會超越現在電視市場，且以 40 吋大小的電視最佳。

Lee 與 Kim^[15]以韓國家庭網路市場為調查對象，結合貝氏估計和聯合分析法來建構市場需求預測的擴散模型，此模型包含消費者的偏好及隱含動態市場的假設。透過模型的實證分析及模擬，該研究認為技術的發展才是影響需求的關鍵因素。然而，該模型依然具有一些限制，如將偏好假設為一固定函數，因此模型無法說明新商品導入市場後，與其他競爭品的相互影響進而導致市場量改變的可能情境。

廖俊雄等人^[16]藉由二項羅吉特模式估算 3G 市場潛量，並探討影響選擇 3G 行動電話服務之因素，該研究並結合巴斯擴散模型預測未來 10 年內國內用戶對於 3G 行動電話服務的需求。研究結果指出 3G 手機特性、3G 服務品質、3G 使用成本、使用者收入與行動電話費用 5 項影響因素，其中使用成本呈負向影響，其他因素對 3G 服務皆呈正向影響。擴散模型之預測結果指出 96 年至 100 年將是 3G 服務發展迅速的成長期，101 年至 106 年進入成熟期，其發展與 2G 服務現況相似，故可知未來 3G 服務將取代現有 2G 市場。

Wong 等人^[17]將採用者依創新程度進行分類，並蒐集 10 年的通訊產品歷史資料來建構擴散模型與校估係數，研究指出創新係數與模仿係數的比值約為 50.7，表示一般通訊產品上模仿效果通常大於創新效果，且預估的產品高峰期為上市後 5.4 年。該研究進一步以 Twitter 為例，指出該產品的高峰值會在 2012 年初期，隨後便會進入市場的穩定期。

2.5 文獻評析

便利商店 24 小時的營業特性，讓消費者可以在任何時間到店取貨，因此取貨便利性也成為店配物流的最大優勢，這樣的優勢也帶動不同物流公司彼此的合作，如 2014 年全家便利商店與新竹貨運合作，日後新竹貨運要配送的宅配包裹，若取件人不在家，新竹貨運可以將包裹先配送到取件人指定的全家便利商店，等取件人有空時再前往全家便利商店取件。與亞洲其他國家相比，臺灣雖然是超商取貨服務最為發達的國家，然而，若要將超商取貨服務將推廣至跨境的層面，仍有許多的作業存在著根本的差異，如複雜的通關、法令、關稅、配送的作業方式或配送時間等。兩岸店配物流系統雖然和國內的店配服務系統稍有不同，但與快遞服務相比，兩岸店配物流仍具有取貨便利性的相對優勢。

物流配送往往被視為在電子商務中能否順利讓買賣雙方完成交易的最後一哩，近年來兩岸電子商務在外在電子商務環境的變遷下，對於兩岸電子商務的物流服務需求大幅增加，以往對於電子商務環境下物流輸配送系統之相關研究，多集中在揀貨模型、最佳路徑規劃等領域，卻鮮少有研究引用擴散模型的概念來探討臺灣店配取貨的物流服務在新興物流市場的擴散課題。因此當店配物流業者加入兩岸電子商務市場後，探討店配物流服務在兩岸電子商務物流市場的擴散型態便是一個值得探究的議題。為了解消費者對於「大陸淘寶購物、臺灣店配取貨」的物流選擇行為，本研究選擇個體選擇模型作為探討消費者對於物流方案重視屬性的方法，根據上述相關文獻回顧可知，消費者對於物流服務重視的屬性包含物流費用、運送時間、運送準確率、商品尺寸等，影響消費者選擇物流方式之變數整理如表 1 所示。本文除了藉由個體選擇模型的分析結果預估「大陸淘寶購物、臺灣店配取貨」的市場潛量外，並進一步建構該物流服務的 Bass 擴散模型來分析其擴散型態。

表 1 影響消費者選擇物流方式之變數

解釋變數	相關文獻
物流費用	Nam ^[18] 、吳昭樂 ^[19] 、邱淑真 ^[20] 、Orit 與 Ilan ^[21] 、馮正民等人 ^[6] 、李佳惠 ^[22] 、Patterson 等人 ^[23] 、Wen 等人 ^[24] 、Arunotayanun 與 Polak ^[25]
運送時間	Nam ^[18] 、吳昭樂 ^[19] 、陳盈如 ^[26] 、Boyer 與 Hult ^[27] 、王昭仁 ^[3] 、邱淑真 ^[20] 、Orit 與 Ilan ^[21] 、李佳惠 ^[22] 、馮正民等人 ^[6] 、Huang 等人 ^[28] 、Arunotayanun 與 Polak ^[25]
取貨彈性	吳昭樂 ^[19] 、馮正民等人 ^[6] 、王昭仁 ^[3] 、Patterson 等人 ^[23]

三、研究方法

3.1 個體選擇模型

個體選擇模式 (discrete choice model) 是國內外學者在探討消費者選擇行為常使用的

方法之一，該模式也經常被應用在運輸相關的研究領域上^[29, 30]。個體選擇模式之理論基礎來自經濟學效用函數的概念來建立消費者決策行為之選擇模式，該模式假設消費者在選擇各種可能方案時均採用效用最大原則 (the principle of utility maximization)，經由顯示性或敘述性偏好之資料校估效用函數中的參數，分析決策者如何由選擇集合 (choice set) 中，採用效用最大原則 (the principle of utility maximization) 選擇效用最大的單一方案。

多項羅吉特模式 (multinomial Logit model, MNL) 是羅吉特模式家族中最常被使用的模型之一，該模式的優點是參數較容易校估，但也需注意該模型具有替選方案獨立性 (independence from irrelevant alternative, IIA) 之特性，因此在應用上需注意方案異質性與相似性的問題，多項羅吉特的數學概念如下：

當個人 n 在替選方案集合 A_n 中選擇 i 方案時，當式 (1) 若且唯若

$$U_{in} > U_{jn} \quad i, j \in A_n \quad i \neq j \quad (1)$$

亦即滿足式 (2)：

$$P_{in} = P(U_{in} > U_{jn}), \forall i \neq j \in A_n \quad (2)$$

此時，效用函數 U_{in} 可寫成式 (3)：

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} \quad (3)$$

其中：

U_{in} ：決策者 n 選擇方案 i 的總效用

U_{jn} ：決策者 n 選擇方案 j 的總效用

P_{in} ：決策者 n 選擇 i 方案之機率

A_n ： n 個人替選方案之集合

V_{in} ：決策者 n 選擇方案 i 的可衡量效用

ε_{in} ：決策者 n 選擇方案 i 的不可衡量效用

若 ε_{in} 獨立 (I.I.D) 且符合具相同岡勃分配 (Gumble distribution) 之假設，則一般化的多項羅吉特模式可表示如式 (4)：

$$P_{in} = \frac{e^{V_{in}}}{\sum_{j=1}^J e^{V_{jn}}} \quad (4)$$

其中 P_{in} 為個人 n 選擇方案 i 的機率， $e^{V_{in}}$ 為此方案對受訪者的效用， $\sum_{j=1}^J e^{V_{jn}}$ 為所有方案對受訪者效用的加總， P_{in} 介於 0 ~ 1 之間。若滿足所有替選方案間，彼此完全無關，此時，選擇替選方案之機率比值只與方案的可衡量效用有關。令 P_{ik} 和 P_{il} 為決策者 i 選擇方案 k 及方案 l 之機率， V_{ik} 和 V_{il} 為對應之可衡量效用，則決策者 i 對於方案 k 及方案 l 之

選擇機率比例如式 (5) 所示：

$$\frac{p_{ik}}{p_{it}} = \frac{e^{v_{ik}}}{e^{v_{it}}} = e^{(v_{ik} - v_{it})} \quad (5)$$

由於最大概似法能所估計之參數具有一致、漸進有效及漸進常態之特性，且偏誤會隨著樣本數的增加而減少，因此多項羅吉特模式一般以最大概似法 (maximum likelihood method) 校估參數。

3.2 巴斯擴散模型

Bass^[10] 提出的擴散模型主要用途為預測創新產品或服務首次購買的銷售量，並進而藉由繪製產品生命週期曲線來描述該產品隨時間而變的銷售情況。該模式的基本假設是消費者每次購買僅消費一個單位，每一時點新產品的採用機率如下：

$$P(t) = \frac{f(t)}{[1 - F(t)]} = p + qF(t) \quad (6)$$

其中， $P(t)$ 為在時點 t 之前尚未採用的潛在使用者在時點 t 發生首次採用的機率密度函數； $f(t)$ 為潛在採用者在時點 t 發生首次採用的機率密度函數； $F(t)$ 為潛在採用者在時點 t 發生首次採用的累加機率函數； p 為創新係數，或稱之為外部影響係數； q 為模仿係數，亦稱之為內部影響係數。

若以 m 代表市場潛量，則在時點 t 時，發生首次採用新產品的人數為 $n(t) = mf(t)$ ，而在時點 t 時，發生首次採用新產品的累積人數為 $N(t) = mF(t-1)$ ，此時可推導時點 t 時的銷售量如下式：

$$n(t) = mf(t) = p[m - N(t)] + \frac{q}{m} N(t)[m - N(t)] \quad (7)$$

其中， $p[m - N(t-1)]$ 代表在時點 t 時，不受之前創新產品採用者影響的創新者數量；而 $q(\frac{q}{m} N(t)/m)[m - N(t-1)]$ 則是代表在時點 t 時，會受到之前創新產品採用者影響的模仿者，此模型隱含在時點 0 時， $n(0) = pm$ 。

校估巴斯擴散係數通常有 3 種方法，最小平方法、最大概似估計法與非線性最小平方法。使用最小平方法的好處是方法簡單，且參數 p 、 q 符合最小變異與線性不偏性；缺點是以間斷時間序列資料來估計連續時間序列，易產生時間區隔偏誤，從而產生銷售量快速增加時會有高估銷售量，而在銷售量緩慢增加時反而會有低估銷售量的情形。

四、實證分析

4.1 問卷設計

本研究問卷包含 5 個部分，第 1 部分是社會經濟特性：消費者個人資料包含性別、教育程度、居住地區、每月可動用零用金。第 2 部分為消費者的網路購物使用經驗，詢問消費者是否曾用過線上購物、線上購物的頻率、單筆消費的金額、購物商品的種類及購物資訊來源等。另外詢問消費者認為未來會使用超商店配的比例。第 3 部分為探討線上購物後物流服務的選擇，包含曾使用過的物流服務、物流費用、由買方或賣方支付物流費用、使用過淘寶購物的金流及物流方式等。第 4 部分針對超商取貨的經驗填答，探討超商取貨使用的便利性、認知信任、服務品質等構面，各構面由李克特 5 點尺度量表來衡量，由數字 1~5 分別表示「非常同意」至「非常不同意」。第 5 部分為不同物流費用、運送時間等選擇因子之情境實驗，以各選項因子經由直交設計所產生之情境組合為基礎，探討消費者在權衡各種不同的因素後的選擇方案。

本研究關注於超商店配的導入對於兩岸傳統物流之影響，因此方案（選擇集合）的設計為郵局宅配、超商店配、順豐快遞（直寄）3 種，並根據文獻整理出影響線上購物選擇物流方案的主要變數，分別是物流費用、運送時間及取貨彈性為每項方案的屬性，每個方案的屬性各有 3 個，每個屬性有 3 個水準值，各方案變數水準值設定詳如表 2 所示。由於全部方案的組合數為 $(3 \times 3 \times 3 \times 3)$ 種共 243 種，為避免組合數過多造成受訪者無法填答，因此利用直交表縮減為 18 個情境。為了避免受訪者因填答過久而感到疲勞或不耐，本研究在每一份問卷的情境偏好資料部分僅出現 3 種情境組合，供受訪者比較後根據自身偏好填寫其選擇之方案，因此最終完成 6 種不同的問卷版本。底下分別說明表 2 中各項物流費用、運送時間、取貨彈性等 3 項變數的水準值意涵以及模式的正負號意義。

1. 物流費用

方案中設定之物流價格，依 3 個方案分別各有 3 個水準值（低、中、高），以新臺幣為計價單位。當物流費用越高時，帶給消費者的效用越低，故預期此變數校估後之參數應為負。

2. 運送時間

運送時間是指從電子零售商發貨至消費者收到貨的配送時間。由於本研究探討為兩岸配送，因此物流時間較長，單位為小時。當運送時間越長時，消費者之效用理應越低，故預期此變數校估後之參數亦應為負。

3. 取貨彈性

此變數是指取貨的方便程度，依據現況 3 個方案訂定，以低、中、高排序分別是郵局、

快遞、超商店配。為了校估方便，設為兩個方案特定變數：取貨彈性為高時，表示為店配服務設為 1，其餘為 0；取貨彈性為中時，表示為快遞服務設為 1，其餘為 0。物流方案的取貨彈性越佳，消費者之效用應增加，故預期此變數較估後之參數應為正。

表 2 各方案變數屬性及其水準值

方案 變數	郵局宅配			超商店配			順豐快遞 (直寄)		
物流費用 (新臺幣)	130	160	190	100	130	160	150	180	210
運送時間 (小時)	48	60	72	36	48	60	36	48	60
取貨彈性	早上 8 點-下午 5 點 (或存局候領)			24 小時皆可取貨			早上 8 點-晚上 7 點 (需要簽收)		

4.2 樣本組成與統計分析

根據臺灣寬頻網路使用調查^[31]，臺灣上網人口年齡 25 歲以下已經超過 4 成，隨著網路世代來臨，越來越多人使用線上購物，上網人口有 3 成以上是學生，顯見學生在網路購物中屬於主要的族群之一。學生大多對於網路購物並不陌生，在現在網路隨處可得的時代，大部分的學生都有網路購物的經驗，甚至有許多學生有使用超商取貨的經驗。若以在外租屋或住宿的學生而言，宅配送貨的時間可能學生都在上課，租屋處也無人可代為收貨，因此超商取貨的物流型態相當適合學生族群，而超商取貨提供代收的機制，也提供沒有信用卡的學生族群更為便捷的金流服務。

由於上述原因，本文認為學生是網路購物的重要族群之一，對於新型態的物流服務接受度也較高，與擴散模型中的早期接受者特性較相似，也因為學生通常對店配取貨服務較為熟悉，當淘寶提供兩岸的店配服務後，較無使用上困難及轉移障礙。因此本研究以大學生與研究所學生為研究對象，考慮其經濟能力及網購經驗，調查對於兩岸網購的物流偏好，分別於北、中、南幾所大專院校，於民國 102 年 6 月發放 220 份問卷，總共回收有效問卷 193 份，有效回收率為 89.55%，底下說明樣本基本輪廓。

樣本中男性、女性樣本分別占 46.7%及 53.3%；大學生占整體樣本的 68.5%。樣本居住地區以北部地區 (38.1%) 與南部地區 (41.1%) 較多，每月零用金大部分是在 1 萬元以下 (55.3%)。在網路購物經驗方面，多數樣本均有網購經驗，占 90.4%；有 40.6%的樣本表示其網購經驗為 3 年以下，有 22.8%的樣本表示其購物頻率為「兩、三個月購買一次」，但也有 27.9%的樣本表示很少網路購物。單筆交易金額最常見的價格區間為「500 ~ 999 元」，占整體樣本的 38.6%。此外，網路購物後以「店配取貨」和「郵寄」人數最多，分別為 43.2%、25.3%，快遞次之 (占 23.5%)；最常見的物流費用為 51 ~ 90 元 (34.5%)，此區間剛好是超

商取貨的物流費用。大部分物流費用支出者為買方，占 67.5%。有 92% 的受訪者表示有超商取貨的使用經驗。最常取貨的超商分別是 7-11 (88.3%) 與全家 (8.1%)。宅配簽收者分別為本人 (58.9%)、家人等 (34.5%)。

以往有學者認為移轉障礙及服務屬性等兩個變數會影響消費者對物流服務的選擇行為^[1]，本文分別以卡方獨立性檢定、等級相關檢定及變異數分析等方法，分別針對消費者之社經特性對移轉障礙及服務屬性看法進行統計檢定，分析結果詳如表 3 所示。在移轉障礙方面，「網購頻率」及「物流費用」不同的消費者對於移轉障礙有顯著差異，相關係數為負，表示常使用網路購物的消費者對於物流方式的選擇較有移轉障礙。而商品尺寸較大或較重的商品，其支付的物流費用也較高；北部地區的樣本相較南部地區的樣本而言，較不會因為商品的價格而影響物流的選擇行為；男性、網購頻率高者較重視遺失賠償金額；南部地區的樣本及支付物流費用高的族群較為重視運送準確率；零用金低及物流費用高的消費者較為重視取貨方便性。

表 3 消費者特性與物流選擇統計檢定分析

	性別	居住地點	零用金	網購頻率	物流費用
我習慣使用同一種物流方式	0.163 (0.087)	0.29 (0.41)	0.034 (0.736)	-0.07 (0.042)	-0.06 (0.043)
商品尺寸及重量會影響我採用物流方案	0.021 (0.391)	-1.56 (0.105)	-0.046 (0.112)	0.14 (0.339)	0.075 (0.048)
商品本身價格會影響我採用的物流方案	0.056 (0.862)	-0.04 (0.00)	-0.083 (0.345)	-0.019 (0.618)	0.009 (0.468)
遺失賠償金額會影響我採用的物流方案	0.282 (0.000)	0.063 (0.237)	-0.007 (0.225)	-1.86 (0.042)	0.01 (0.048)
選擇物流方案時我會較重視運送準確率	0.138 (0.217)	-0.03 (0.00)	-0.23 (0.285)	-0.88 (0.321)	-1.88 (0.017)
選擇物流方案時我會較重視取貨方便性	0.041 (0.636)	0.043 (0.129)	0.106 (0.007)	-0.057 (0.252)	-0.03 (0.036)

註：表格內為兩變數之相關係數，() 內數字為 p-value。

4.3 市場潛量預估

巴斯擴散模型是探討創新商品如何滲透進入市場的型態，Robertson^[32] 指出創新商品可以分為 3 類，分別是連續型創新 (continuous innovation)、動態連續型創新 (dynamically continuous innovation) 以及不連續型創新 (discontinuous innovation)。本文所分析的對象為兩岸店配物流服務，其本質為原本國內的 C2C 店配物流，只是範圍擴大為兩岸間的 C2C

物流服務所需，因此基本上可以視為連續型的創新。本節利用多項羅吉特模式建構兩岸店配物流的選擇模式，並分析影響選擇店配物流服務的因素及其市場占有率，進一步估算建構擴散模型所需的市場潛量。

本研究調查樣本共計 197 筆，其中每個受訪者填答 3 個情境組合，原本應有 591 筆樣本資料，但有少部分受訪者之間卷出現部分情境填答不全的情形，因此在扣除填答不全的樣本後，有效總樣本筆數為 580 筆。初次校估後發現模式在取貨彈性變數部分參數不顯著，因此合併為一個變數，將店配取貨彈性設定為 1，其餘為 0。修正後模式校估結果如表 4，解釋變數校估後均達到顯著水準，模式的共生變數分別是「物流費用」以及「運送時間」，其參數分別是負的 0.013361 與負的 0.026728，方案特定變數為「取貨彈性」，只有在兩岸店配顯著，其參數值為 0.01124。由表 4 得知本研究所建構之多項羅吉特模型 ρ^2 為 0.46，顯現模式具有一定程度的解釋能力。

表 4 多項羅吉特模式校估結果

解釋變數	參數校估值	p -value
共生變數		
X_1 ：運送時間	-0.013361	0.050
X_2 ：物流費用	-0.026728	0.000
方案特定變數		
X_3 ：取貨彈性（兩岸店配）	0.01124	0.000
方案特定常數		
郵局	5.00907	0.000
快遞	4.99784	0.000
店配	6.93476	0.000
Log Likelihood (β)	-240.651	
Log Likelihood (0)	-522.851	
ρ^2	0.46	
樣本數 (N)	580	

藉由建構多項羅吉特模型分析影響消費者在淘寶網購物後的物流偏好，可以得知臺灣消費者在大陸淘寶購物後，選擇店配物流模式的市場潛量。根據校估結果，各方案的效用函數如式 (8) 所示：

$$\begin{cases} U_1 = 5.00907 - 0.013361 \times X_1 - 0.026728 \times X_2 \\ U_2 = 6.93476 - 0.013361 \times X_1 - 0.026728 \times X_2 + 0.01124 \times X_3 \\ U_3 = 4.99784 - 0.013361 \times X_1 - 0.026728 \times X_2 \end{cases} \quad (8)$$

其中 X_1 為運送時間； X_2 為物流費用； X_3 為取貨彈性。由效用函數計算出 U_1 (郵局)=0.635； U_2 (店配)=3.326； U_3 (快遞)=0.102，式 (9) 說明各方案的選擇機率。由式 (9) 可以知道兩岸店配物流服務 (P_2) 在兩岸電子商務的物流市場中的市占率高達 90.28%，郵局 (P_1) 以及快遞業者 (P_3) 的市占率則分別為 6.12% 以及 3.6%。根據淘寶官方的資料顯示目前臺灣地區買家通過淘寶購物的訂單平均每天約有 7 萬件，根據本研究所建構的多項羅吉特分析結果，我們預估兩岸店配服務進入兩岸電子商務的配送市場後，其市場潛量 (每天的配送件數) 約為 63196 件 (7 萬×90.28%)。

$$\begin{cases} P_1 = \frac{e^{0.635}}{e^{0.635} + e^{3.326} + e^{0.102}} = 0.0612 \\ P_2 = \frac{e^{3.326}}{e^{0.635} + e^{3.326} + e^{0.102}} = 0.9028 \\ P_3 = \frac{e^{0.102}}{e^{0.635} + e^{3.326} + e^{0.102}} = 0.0360 \end{cases} \quad (9)$$

4.4 擴散模型參數校估

本文探討的研究議題為臺灣的便利商店提供兩岸店配服務後，該服務的擴散過程，並以全家便利商店與大陸淘寶間的兩岸店配物流服務為研究對象。一般來說，任何產品的市場需求，其發展過程都有一定程度的相似性，因此本研究參考以往探討擴散模型的文獻^[17, 33]，採用類比擴散模式作為做為估計創新係數與模仿係數的依據。類比擴散模式的想法就是認為多數商品的擴散過程都會有先例可循，因此我們可以選取一組與新產品類似的舊有產品的擴散型態，來分析新商品的可能擴散方式。

本研究的主軸是探討店配服務應用到兩岸 C2C 電子商務時，消費者選擇店配物流型態的擴散過程，並採用類比擴散模式來進行 Bass 擴散模型的參數校估。目前全家店配物流機制在 C2C 應用的商品有 3 種⁷，分別是 (1) 店到店 (Famiport)；(2) 臺灣便利配 (ezship.com) 以及 (3) 店到店 (Yahoo 拍賣)。店到店 (Famiport) 是全家便利商店針對 C2C 業務，整合店配服務與 Famiport 多媒體事務機 (Multimedia Kiosk; MMK) 所提供的店配物流服務，讓寄件者可以在全家寄件，並透過 Famiport 設定配送相關資料，讓取件者在指定的全家便利商店取件；臺灣便利配 (ezship.com.tw) 則是全家與斗牛科技合作，提供跨通路的寄件服務，讓 C2C 的賣家與買家可以透過臺灣便利配在全家、萊爾富與 OK 便利店互寄商品；店到店 (Yahoo 拍賣) 則是全家與雅虎拍賣合作，將店配物流機制整合到雅虎拍賣平台，讓雅虎的賣家經過申請與審查程序後，便可以提供買家店配的金流與物流服務。

7. 臺灣的店配物流服務分為 B2C 以及 C2C 兩種，在 C2C 服務方面又分為封閉型的全家「店到店」與統一超商的「取貨便」，這兩種類型的服務都只能全家寄全家取，或 7-11 寄 7-11 取，而「臺灣便利配」則是屬於開放型的 C2C 服務，寄件者可以選擇全家、萊爾富與 OK 等 3 家便利商店寄件，取件者亦可以在這 3 家便利店取件。

本研究選擇 3 種與淘寶國際轉運服務 (店配取貨) 相似的店配機制作為推估的依據，其中，全家店到店為 C2C 的物流服務，寄件與收件服務皆為一般消費者，並不限定消費者需為拍賣平台的使用者；臺灣便利配基本上和全家店到店型態相似，差異為全家店到店為全家便利商店封閉的物流系統，臺灣便利配統合了幾家超商業者，可做跨超商的店到店服務；而與 Yahoo 拍賣簽約的全家店到店，則是限定使用者為在雅虎 C2C 交易平台的買家和賣家。淘寶與全家便利商店共同合作所提供的兩岸店配服務與上述三者相近，對於消費者來說皆可視為相似產品，尤其是在消費者端所接受店配取貨之服務形態幾乎完全一樣，因此，本研究中選取上述 3 組店配物流服務為類比推估的資料來分析兩岸店配服務的可能擴散方式。

創新係數以及模仿係數是巴斯擴散模型中兩項重要參數，根據過去文獻研究，學者大多採用最小平方法作為校估參數之方法，本文亦即採用最小平方法校估。本文以周為單位分別搜集了上述 3 種不同類型店配物流服務的時間序列資料，表 5 說明了本研究類比資料之收集區間與筆數、以及使用最小平方法進行擴散模式創新係數及模仿係數校估之結果。由表 5 的結果可以知道創新係數 (p) 以全家店到店 (Famiport) 的數值最高 (0.063)，其次是臺灣便利配 (0.035)，最低的則是全家店到店 (Yahoo 拍賣) 的 0.0021。而在模仿係數 (q) 方面則以全家店到店 (Yahoo 拍賣) 的數值最高 (0.487)，其次是臺灣便利配 (0.372)，最低的則是全家店到店 (Famiport)，其數值為 0.32。不同類比資料創新係數 (p) 參數的校估值範圍為 0.021 ~ 0.063，模仿係數 (q) 參數的校估值範圍為 0.32 ~ 0.487，以往相關擴散模式的參數平均值約為 $p=0.03$ 及 $q=0.38$ ，本研究的校估結果與以往文獻有關擴散模型的創新係數與模仿係數相近^[34]。

巴斯擴散模型中的創新係數是指大眾傳播媒體對新商品潛在採用者的影響力，而模仿係數則是指口碑對新商品潛在採用者的影響力，本研究以 3 種不同性質的類比資料構建兩岸店配物流服務的擴散模型，其中，全家店到店 (Famiport) 與全家店到店 (Yahoo 拍賣) 不同的是，全家店到店 (Yahoo 拍賣) 的服務對象，是以在雅虎拍賣的買家與賣家，而賣家需要事先跟雅虎或全家簽約，才能夠在雅虎的賣家提供全家的店配物流服務給買家，因此在新商品的溝通與行銷刺激，均需由雅虎與全家兩家公司協議後才可進行。而全家店到店 (Famiport) 則是完全可以由全家便利商店進行主導與對消費者溝通的相關行銷活動；至於臺灣便利配則是由 3 家便利商店一起合作所提供的跨通路寄件，但是在與消費者溝通時也需要與其他兩家便利商店溝通協調後才可以進行。在全家便利商店所提供的 3 種不同 C2C 店配服務中，以全家店到店 (Famiport) 最具有獨立的行銷主導性，因此也最容易經由大眾媒體向消費者宣傳其物流服務 (其他兩種服務形態，全家便利商店均需要與雅虎或其他便利商店進行協調後才可以進行相關的行銷活動)，因此經由這 3 種不同類型的資料所建構之擴散模型，其創新係數便以全家店到店 (Famiport) 最高。而在模仿係數方面，根據表 5 有關擴散模型的校估結果得知，模仿係數以全家店到店 (Yahoo 拍賣) 最大，由於模仿係數是反映消費者間口耳傳播的效果，而全家店到店 (Yahoo 拍賣) 的店配服務可以經由 Yahoo 拍賣所提供的溝通平台，讓消費者經由網頁來對賣家的服務進行評價，透過這個

溝通平台也可讓消費者互相分享資訊，因此全家店到店 (Yahoo 拍賣) 的模仿係數預期會比其他兩種店配物流服務的模仿係數大，由於臺灣便利配也有在其官方網頁上提供使用者分享物流使用心得的互動功能，因此其模仿係數也比全家店到店 (Famiport) 高。

表 5 巴斯擴散模型校估結果

變數說明 \ 資料類型		全家店到店 (Famiport)	臺灣便利配 (ezship)	全家店到店 (Yahoo 拍賣)
類比資料收集區間筆數		98/1 ~ 102/6 共 216 筆	97/8 ~ 102/6 共 236 筆	100/1 ~ 102/6 共 120 筆
創新係數 (p_i)		0.063 (p1)	0.035 (p2)	0.021 (p3)
模仿係數 (q_i)		0.320 (q1)	0.372 (q2)	0.487 (q3)
F 檢定		22.770	43.605	24.234
創新係數 (p_i)	上限 95%	0.007	0.037	0.024
	下限 95%	0.006	0.028	0.017
模仿係數 (q_i)	上限 95%	0.360	0.402	0.551
	下限 95%	0.283	0.342	0.425
調整R ²		0.674	0.794	0.797
觀察值		216	236	120

由於本文探討之店配物流服務屬於連續型創新產品，可藉由相似產品推估其擴散型態，因此本文採用國內店配服務推估兩岸店配服務之擴散型態，在應用上可經由模式中的創新係數與模仿係數來探討未來兩岸店配物流服務各期的成長形態，以及每期新增的使用者數量，以供決策者制定管理策略時的參考依據。根據 4.3 節所得之市場潛量預估與表 5 的結果，可以將兩岸店配物流服務的 3 種可能擴散型態表示如式 (10)：

$$n(t) = mf(t) = p[m - N(t)] + \frac{q}{m} N(t)[m - N(t)] \quad (10)$$

由於表 5 是收集 3 種與兩岸店配服務類似之物流服務，並根據這 3 種物流服務每週的實際使用情形當作類比資料進行擴散模型的參數校估，因此式 (10) 所表示的兩岸店配物流服務的擴散預測也是以週為單位。我們以 x 軸為週別、 y 軸為當期使用比例（當期增加使用量/市場潛量），可預測兩岸店配物流服務上線後 100 週的每週使用情形，圖 3 說明兩岸店配物流服務不同擴散情境的分析結果。由圖 3 可以觀察到這 3 種不同情境的兩岸店配物流服務每週新增使用的時間序列，在 17 週之前，以全家店到店 (Famiport) 型態的每週新增使用比例最高，其次是臺灣便利配型態，最後則是全家店到店 (Yahoo 拍賣) 型態。在 17 ~ 27 週時，此時每週新增使用比例最高的是臺灣便利配型態；第 28 週開始，全家店到店 (Yahoo 拍賣) 類型已經成為每週新增使用比例最高的型態，其次是臺灣便利配型

態，但是兩者差距有限，而全家店到店 (Famiport) 型態則是在第 28 週後，其每週新增使用比例與其他兩種類型有一定的差距。會造成這樣的區別是因為全家店到店 (Famiport) 是完全可以由全家便利商店主導進行行銷刺激與潛在消費者進行溝通 (與 p 有關)，而臺灣便利配與全家店到店 (Yahoo 拍賣) 則是較容易具有網路外部性 (與 q 有關) 等因素造成的。

不同於創新係數會受到行銷手法刺激影響，而模仿係數主要是與消費者之間口耳之傳播效應有關，因此累計的採用者數量也是影響口碑效應之關鍵。如同上述討論，校估結果發現全家店到店 (Yahoo 拍賣) 之模仿係數最高，主要是因為這 3 種服務中，只有 Yahoo 拍賣平台提供消費者間直接的溝通管道，讓消費者在使用此服務前可以和賣家直接溝通，或是透過評價系統觀看其他消費者的意見，因此我們可以發現全家店到店 (Yahoo 拍賣) 的擴散形態中，在後期採用速度大幅增加。

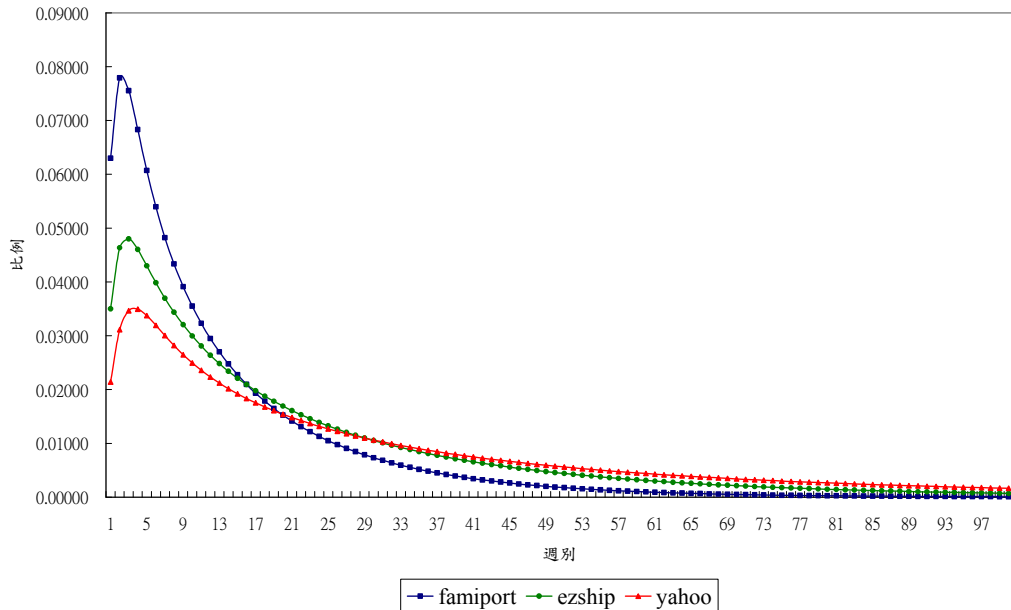


圖 3 不同擴散情境的每週新增使用比例

Robertson^[32]將採用者類別分為創新者 (占整體比例的 2.5%)、早期採用者 (占整體比例的 13.5%)、早期大眾 (占整體比例的 34%)、晚期大眾 (占整體比例的 34%) 以及落後者 (占整體比例的 16%)，本文根據 Robertson^[32] 將不同週別的累計使用比例整理如圖 4。比較圖 4 中 3 種不同可能的擴散型態，可進一步將各種擴散類型採用類型比例與速度整理成表 6。

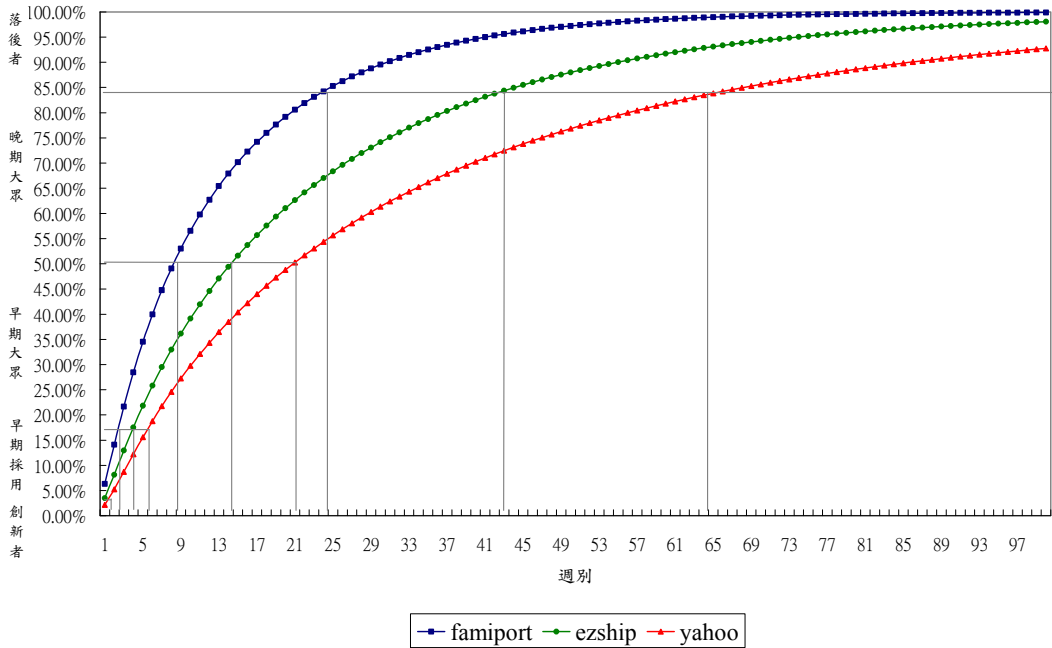


圖 4 不同擴散情境的累計使用比例

表 6 各種擴散類型採用類型比例與速度

採用類別 資料來源	創新者 (2.5%)	早期採用 (16%)	早期大眾 (50%)	晚期大眾 (84%)	落後者 (100%)
全家店到店 (Famiport)	第 1 週	第 3 週	第 9 週	第 24 週	第 100 週 (99.89%)
臺灣便利配	第 1 週	第 4 週	第 15 週	第 43 週	第 100 週 (98.06%)
全家店到店 (Yahoo 拍賣)	第 2 週	第 6 週	第 21 週	第 66 週	第 100 週 (92.76%)

註：() 內數字表示累計使用百分比。

由表 6 可以知道以全家店到店 (Famiport) 的擴散速度最快，在兩岸店配物流服務上線第 1 週時，所有的屬於創新者採用類型的人就已經開始使用該服務（使用該服務的人數已經占全體市場潛量的 2.5%）；上線第 3 週時，累計使用者已經達到 16%，市場屬於早期採用期；上線第 9 週（約第 2 個月）市場已經是屬於早期大眾了，此時累計使用者已經達到市場潛量的一半；當上線半年後（第 24 週），累計市場使用人數已經達到全體市場潛量的 84%。臺灣便利配的擴散速度比全家店到店 (Famiport) 稍緩，若兩岸店配物流服務以此類型進行擴散，要等到上線第 15 週，其累計市場人數才會達到市場潛量的一半，上線第 43

週後，市場才會屬於晚期大眾。全家店到店 (Yahoo 拍賣) 則是擴散速度最慢的型態，若兩岸店配物流服務以此型態擴散，則服務上線第 100 週，其累計市場人數也只會達到市場潛量的 92.76%，相較於其他類型的擴散速度，第 100 週的擴散比例分別達到 99.89%與 98.06%，全家店到店 (Yahoo 拍賣) 擴散類型則與其他兩類型的擴散還有 7%與 5%的差距。

4.5 綜合討論

根據羅吉特模型校估結果，運送時間與物流費用變數均顯著，且參數正負符號符合預期，皆為負值，亦即運送時間增加或提高物流費用皆會降低消費者的效用。取貨彈性變數在店配服務有顯著影響，消費者對於店配服務可提供的高度彈性有相當程度的偏好。此外，模式結果可計算出市場占有率，初步可得到店配物流市場的潛量。羅吉特模型結果提供幾項結論：消費者重視的變數有時間、費用、彈性，相對來說，店配服務能提供給消費者的彈性高出另外兩個方案許多，而根據初步計算市占率結果也顯示，消費者對於店配服務偏好大於另外兩者。

一般說來，兩岸的店配服務型態基本上和全家店到店 (Yahoo 拍賣) 店配服務較為相似，兩者皆是以在平台上完成交易的買賣雙方為服務對象。不同的地方在於賣家寄件過程，在臺灣使用店到店服務的賣家需親自從超商端出貨，而使用淘寶國際轉運的中國賣方，需將貨物送到在中國境內所指定的物流中心，接下來有關兩岸店配物流作業則交由該物流中心負責後續的轉運作業，臺灣端的超商業者只需配送到指定超商即可。

進一步觀察 3 種不同類型資料所建構的擴散模型，可以發現全家店到店 (Famiport) 型態的初期增加幅度最快速，其次為臺灣便利配，而到中後期時，臺灣便利配和全家店到店 (Yahoo 拍賣) 的增加幅度高於全家店到店 (Famiport) 型態。其中，擴散速度最快的的全家店到店 (Famiport) 在第 3 週即達到早期採用的使用者數量 (16%)，而全家店到店 (Yahoo 拍賣) 則在第 6 週才到達。若兩岸店配物流服務在擴散的初期是依照全家店到店 (Famiport) 型態在市場上擴張，可能會對轉運的物流中心造成貨量壓力，尤其在第 9 週時就達到一半以上潛在使用者採用，物流中心會來不及應付龐大的貨量導致影響出貨時間，甚至是倉儲理貨空間不足等情形。

由於擴散的速度越快，物流中心面對的貨量壓力來的便更早、更快速，因此更需要事前規劃以紓解大量訂單，來快速反應市場需求。尤其目前兩岸的電子商務供需仍未達穩定，在開放店配服務後，預計將會創造更多商機，帶來更多物流需求量。根據上述分析的結果，本文推論在淘寶的國際轉運服務提供兩岸店配服務後，在一段時間後將會在該商務模式的物流市場占有很高的市占率，進而成為兩岸網路購物最主要的物流方式。由於物流配送效率一直是電子商務市場的決勝關鍵之一，消費者往往會因為無法忍耐等待時間而導致退貨，中國每年的網購活動「雙十一光棍節」一時暴增的訂單量往往讓第三方物流無法因應，導致每年在雙十一活動時天貓商城退貨率高達四分之一。由此可以得知，消費者越來越重視配送效率，往往有許多消費者會因為物流速度慢、等待時間長，而選擇退貨，不

論是放棄購買該商品或是轉向其他家購買，對於賣方、物流業者來說都是損失，因此第三方物流是否能設計完善的倉儲服務以滿足大量訂單的理貨與配送需求便成為一個重要的管理課題。

4.6 管理意涵

取貨彈性是消費者選擇超商取貨的主因，在價格與運送時間的條件都相差不多之下，超商取貨的優勢大幅提升，成為消費者最主要的物流選擇方案。對各類型物流服務而言，消費者對於物流費用及運送時間重視程度相當，其中又以物流費用這項變數更受消費者重視。以下分別針對便利商店業者及物流業者提出管理意涵及行銷策略的建議：

1. 便利商店業者

研究結果指出，若消費者需支付較高的物流費用，會更要求物流服務的運送準確率、遺失賠償以及取貨方便性。此外，改變物流服務的轉移成本也相對較高，畢竟，消費者願意支付較高的物流費用是希望換取更滿意的服務經驗。同時，研究結果也顯示消費者對於物流費用的敏感度較高，若是一昧的提高物流費用，可能導致消費者轉移使用其他物流方案。由多項羅吉特模型分析結果顯示，價格是影響消費者選擇物流方案的重要變數，而當淘寶國際轉運服務在 2013 年第 4 季上線時，服務初期全家便利商店就推出「超商取貨送中杯拿鐵」的活動來吸引消費者，而統一超商則是以「國際轉運運費半價優惠」來因應其行銷活動，這些促銷活動都是店配服務業者在考慮地理位置、品牌以外，利用價格來進行促銷活動，這些現象也呼應本研究的發現，價格是影響消費者選擇物流服務方案的重要因素之一。

2. 物流業者

電子商務的物流服務需求與以往的商務模式有很大的差異，在網路交易平台上，消費者根據賣家提供的資訊來決定是否購買，一旦消費者下單後，便希望能儘快收到商品，對於配送實效的要求相對較高。以擴散模型的結果來說，在服務上線後的 3 週後，配送件數將達到每日萬件以上，若是在物流業者尚未準備充足的情況下，一時使用者數量大增，將會帶給物流中心的壓力。因此建議物流業者需提前進行理貨與配送的規劃，避免因爆量而發生物流中心產能不足、配送延遲的問題。

五、結論與建議

隨著兩岸間的經貿合作行為日趨密切，電子商務之往來亦逐年攀升，大陸淘寶網與臺灣消費者間的交易日趨熱絡，淘寶的國際轉運服務不但是近年來臺灣電子商務最受矚目的發展趨勢之一，同時也對兩岸電子商務的物流服務型態帶來機會與挑戰。而隨著阿里巴巴

集團在 2013 年 5 月聯合三通一達 (申通、圓通、中通、韻達)、順豐等民營物流公司共同成立「菜鳥網路科技有限公司」，正式宣佈阿里巴巴進入中國電子商務的物流市場後，淘寶網已經開始著手進行扮演中國電子商務的整合供應鏈管理角色，可以預見的是兩岸間電子商務的物流配送將會日趨重要。本研究整理了兩岸間電子商務物流現況及跨境超商取貨的物流架構，並經由個體選擇模式來探討影響消費者採用物流方案因素，並建立擴散模型探討兩岸店配物流服務的擴散特性及其管理意涵，主要結論整理如下：

1. 兩岸電子商務物流有許多途徑，本研究以 C2C 網路拍賣為主軸，整理了目前幾種物流方式：中國郵政、國際快遞、集貨業者，由於上述方案對消費者來說並不是經濟、便利的選擇，因而衍伸出淘寶的國際轉運服務，在淘寶的國際轉運服務中，店配服務俱有取貨彈性的優勢，而宅配則俱有價格的相對優勢。
2. 本研究以物流費用、運送時間、取貨彈性等變數來建構影響消費者採用物流方案之效用函數，經由多項羅吉特模型的分析結果顯示，消費者重視運費屬性大於時間，由於消費者對於運送時間的容忍度較高，因此建議業者可以提出主打運費低廉的物流方案來能吸引消費者採用，先求市占率再求獲利率。
3. 本文所建立之兩岸店配物流服務擴散模式，根據模式校估所得之創新係數與模仿係數可以知道，店配服務的擴散型態主要是受到內部影響，意即口碑效應的影響較大。此外，在交叉分析的結果發現已採用者對於物流服務的滿意度及忠誠度較高，表示此種類型的物流服務以口碑或是大眾媒體傳播方式分享將是一個有效的行銷方式，此發現可供決策者作為行銷策略之考量依據。

在研究限制方面，雖然學生是使用 C2C 線上購物的重要族群，但仍不足以推論整個臺灣對兩岸店配物流需求的全貌，因此建議後續研究者可以擴大調查範圍，作為改進模式的基礎；此外，本文並未針對影響擴散型態的因素進一步深入探討，建議後續研究的學者可對影響創新商品擴散過程的 4 個因素^[35]：產品特性、溝通管道、社會體系與時間進行分析與討論。若能對於相對優勢 (relative advantage)、相容性 (compatibility)、複雜性 (complexity)、可嘗試性 (trialability) 以及可觀察性 (observability) 等產品特性進行分析，並探討這些產品特性在擴散型態所扮演的角色將有助於我們更瞭解影響擴散型態的內部結構。另一方面，本研究採用基本的 bass 擴散模型，此模型在不同產品屬性的應用上仍有許多可改進的空間，有些學者建議可以考量不固定的市場潛量及影響其因素、考慮重複購買、替代效應等因素對 bass 模型進行修正，因此建議後續研究者除了可參考不同類型的擴散模型外，也可以在擴散模型中加入社經變數，進一步協助管理者經由修正後的擴散模型針對特定族群提出合適的物流行銷策略。

參考文獻

1. 馮正民、黃昱凱，「轉移成本與服務品質對線上購物店配取貨點選擇行為之影響」，運輸

計劃季刊，第 35 卷，第 4 期，民國 95 年，頁 507-542。

2. 黃昱凱，「以尖點劇變模型發展電子商務店配物流服務忠誠度之策略」，*運輸學刊*，第 25 卷，第 1 期，民國 102 年，頁 143-168。
3. 王昭仁，「網路商店物流服務品質之研究」，靜宜大學企業管理研究所碩士論文，民國 94 年。
4. Huang, Y. K., Hsieh, C. H., and Zhao, J. M., "The Analysis of Vulnerability in Low-carbon Delivery System Using Analytical Hierarchy Process", *Applied Mechanics and Materials*, Vol. 253-255, 2012, pp. 1571-1574.
5. Huang, Y. K., "Vulnerability Analysis of 18-hour Retail Delivery Service Using by Bayesian Network", *Przegląd Elektrotechniczny*, Vol. 9, 2012, pp. 9-12.
6. 馮正民、黃昱凱、蔣亦昕，「買家線上拍賣結標後之物流方式選擇行為意向分析」，2008 年中華民國管理科學學會『開啟臺灣迎向世界的新紀元』研討會，中華民國管理科學學會，民國 97 年。
7. Huang, Y. K., Feng, C. M., Fan, W. S., and Lin, H. P., "Exploring the Choice Behavior on the Retailing Delivery Provider for Online Auction Consumers", *International Journal of Business and Information*, Vol. 3, No. 2, 2012, pp. 325-334.
8. 馮正民、黃昱凱、王怡雯、葉文雅，「消費者線上購物店配取貨點選擇行為意向分析」，中華民國運輸學會 98 年學術論文國際研討會，中華民國運輸學會，民國 98 年，頁 613-630。
9. 黃昱凱、馮正民、林維微，「整合羅吉特模式與聯合分析法建構網路拍賣賣家選擇配送商品模型」，*運輸學刊*，第 25 卷，第 3 期，民國 102 年，頁 309-342。
10. Bass, F. M., "A New Product Growth for Model Consumer Durables", *Management Science*, Vol. 15, No. 5, 1969, pp. 215-227.
11. Jun, D. B. and Park, Y., "A Choice-Based Diffusion Model for Multiple Generations of Products", *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 61, 1999, pp. 45-58.
12. Jun, D. B., Kim, S. K., Park, M. H., Bae, M. S., Park, Y. S., and Joo, Y. J., "Forecasting Demand for Low Earth Orbit Mobile Satellite Service in Korea", *Telecommunication Systems*, Vol. 14, 2000, pp. 311-319.
13. 張彬、楊國英、榮國輝，「產品擴散模型在 Internet 採用者分析中的應用」，*中國管理科學*，第 10 卷，第 2 期，民國 91 年，頁 51-56。
14. Lee, J., Cho, Y., Lee, J. D., and Lee, C. Y., "Forecasting Future Demand for Large-Screen Television Sets Using Conjoint Analysis with Diffusion Model", *Technological Forecasting & Social Change*, Vol. 73, 2006, pp. 362-376.
15. Lee, C. Y., Lee, J. D., and Kim, Y., "Demand Forecasting for New Technology with a Short History in a Competitive Environment: The Case of the Home Networking Market in South Korea", *Technological Forecasting & Social Change*, Vol. 75, 2008, pp. 91-106.
16. 廖俊雄、陳俊偉、張湄萱，「國內第三代行動電話服務之需求預測」，*電子商務學報*，第 13 卷，第 1 期，民國 100 年，頁 169-196。

17. Wong, D. H., Yap, K. B., Turner, B., and Rexha, N., "Predicting the Diffusion Pattern of Internet-Based Communication Applications Using Bass Model Parameter Estimates for Email", *Journal of Internet Business*, Vol. 33, 2011, pp. 26-50.
18. Nam, K. C., "A Study on the Estimation and Aggregation of Disaggregate Models of Mode Choice for Freight Transport", *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, Vol. 33, No. 3, 1997, pp. 223-231.
19. 吳昭樂, 「消費者對網路購物實體商品收貨方式偏好之研究」, 東海大學工業工程學系研究所碩士論文, 民國 90 年。
20. 邱淑真, 「以 C2C 觀點探討宅配公司與通路商之結盟模式」, 國立東華大學全球運籌管理研究所碩士論文, 民國 94 年。
21. Orit, R. M. and Ilan., S., "The Impacts of E-retail on the Choice of Shopping Trips and Delivery: Some Preliminary Findings", *Transportation Research Part A*, Vol. 41, No. 2, 2007, pp. 176-189.
22. 李佳惠, 「網路購物配送服務選擇之研究」, 國立成功大學交通管理科學研究所碩士論文, 民國 97 年。
23. Patterson, Z., Ewing, G. O., and Haider, M., "How Different Is Carrier Choice for Third Party Logistics Companies", *Transportation Research Part E*, Vol. 46, 2010, pp. 764-774.
24. Wen, C. H., Tsai, M. C., and Lin, C. H., "Classification and Competition Analysis of Air Cargo Logistics Providers: The Case of Taiwan's High-Technology Industry", *Journal of Air Transport Management*, Vol. 17, 2011, pp. 106-109.
25. Arunotayanun, K. and Polak, J. W., "Taste Heterogeneity and Market Segmentation in Freight Shippers' Mode Choice Behavior", *Transportation Research Part E*, Vol. 47, 2011, pp. 138-148.
26. 陳盈如, 「店舖、網路與宅配之服務傳送品質」, 國立成功大學企業管理研究所碩士論文, 民國 92 年。
27. Boyer, K. and Hult, G. M., "Customer Behavior in an Online Ordering Application: A Decision Scoring Model", *Decision Sciences*, Vol. 36, No. 4, 2005, pp. 569-597.
28. Huang, Y. K., Feng, C. M., Wang, I. W., and Jeng, H. Y., "The Factors Affecting the 24-hour Delivery through a Fuzzy Cognitive Map: A Case Study of Pchome Dot Com", International Conference on Management Science and Engineering Management, ICMSEM, 2010.
29. 馮正民, 「運輸使用者之效益衡量—Logit 模式的應用」, *運輸計劃季刊*, 第 15 卷, 第 4 期, 民國 75 年, 頁 535-544。
30. 段良雄, 「巢式多項羅機 (NMNL) 運具選擇模式」, *運輸計劃季刊*, 第 13 卷, 第 3 期, 民國 73 年, 頁 285-308。
31. 財團法人臺灣網路資訊中心, 「寬頻網路使用調查報告」, 民國 102 年。
32. Robertson, T. S., "The Process of Innovation and the Diffusion of Innovation", *Journal of Marketing*, Vol. 31, No. 1, 1967, pp. 14-19.
33. 林大鈞, 「新產品市場需求動態之研究」, 逢甲大學工業工程與系統管理研究所碩士論文, 民國 97 年。

34. Lilien, G. L. and Rangaswamy, A., *Marketing Engineering*, Prentice Hall, New York, 1998.
35. Schiffman, L. G. and Kanuk, L. L., *Consumer Behavior*, 9th Edition, Prentice Hall, New York, 2007.

運輸計劃季刊稿約

- 一、本刊歡迎國內外有關運輸之工程、經濟、規劃、管理、資訊等未經刊登於其他刊物之中、英文研究論著；已刊登者，雖使用語文不同、題目更改、或內文經改寫，均不接受投稿。已於國內外會議發表之論文，不論有無收錄於其會議資料中，除經大幅修改者外，均請作者提附該會議主辦者之同意書，並於論文中加註說明。論文如屬接受公私機關團體委託研究出版之報告書之全文或一部分或經重新編稿者，作者應提附該委託單位之同意書，並於論文中加註說明。交通部運輸研究所同仁擬投稿件如屬所內已結案或未結案之計畫者，應依照本所出版品管理作業要點第 11 條之規定辦理。凡由本刊主動邀稿者，不受上述各項限制。
- 二、為便於一次刊出，來稿以 25,000 字為限，其中應包括 300 字以內之摘要 1 篇及 3 至 8 個關鍵詞，並請註明姓名、身分證字號、戶籍地址、服務單位、職稱、聯絡地址及電話。
- 三、中文稿之題目、作者姓名、摘要及關鍵詞均請附英文。文稿中需註釋處，請標明上標無括號序碼，並請從題目、作者介紹開始，往下連續編號，再於引註當頁下方加橫線排印註釋。文稿中之數學式，函數請排正體字，變數請排斜體字。圖及表中之中文字請排細明體，英文字請排 Times New Roman 體，圖原則上不加框，表之框線均採細線。
- 四、參考文獻請按出現序排列，文稿中提及時請標明上標加括號序碼，參考文獻必須是文稿所引用者始得列入，且參考文獻內容必須依本刊規定格式完整無缺列入。參考文獻中，英文之逗點、句點均採英國式排於引號外。本刊參考文獻編排規定格式及範例如下：
 - 1.期刊論文：作者姓名（姓在前名在後），論文篇名，期刊名稱，卷期，出版日期，起迄頁碼。
中文例：林楨家、李家儂，「用於都市地區活動分布之灰色 TOD 規劃模式」，**運輸計劃季刊**，第 34 卷，第 1 期，民國 94 年，頁 63-91。
英文例：Cervero, R. and Kockelman, K., "Travel Demand and the 3Ds: Density, Diversity, and Design", *Transportation Research A*, Vol. 2, No. 3, 1997, pp.199-219.
 - 2.圖書單行本：作者姓名，書名，版次（無則免列），出版社，出版地，出版日期。
中文例：黃芳銘，**結構方程模式：理論與應用**，第 5 版，五南圖書出版股份有限公司，臺北，民國 96 年。
英文例：Nunnally, J. C., *Psychometric Theory*, 2nd Ed., McGraw-Hill, New York, 1978.
 - 3.研討會論文：作者姓名，論文篇名，研討會/論文集名稱，冊別（無則免列），舉辦單位，出版日期，起迄頁碼。
中文例：溫傑華、藍武王、趙國婷，「國道客運車輛下層設置座位或臥鋪接受之研究」，中華民國運輸學會第 16 屆學術論文研討會論文集，第 1 冊，中華民國運輸學會，民國 90 年，頁 221-230。
英文例：Eberhart, R. C. and Kennedy, J., "Particle Swarm Optimization", *Proceedings of IEEE International Conference on Neural Networks*, Vol. IV, Institute of Electrical and Electronics Engineers, 1995, pp.1942-1948.
 - 4.博、碩士論文：作者姓名，論文名稱，學校系所，出版日期。
範 例：陳勝智，「以大眾運輸導向發展理念進行車站地區都市再發展之探討」，成功大學都市計劃研究所碩士論文，民國 90 年。
 - 5.政府出版圖書/規範：政府機關名，圖書/規範名，出版日期。
範 例：交通部統計處，**中華民國交通統計年鑑**，民國 94 年。
 - 6.網頁資料：作者姓名/網頁機關名，文章篇名/連結主題名，網址，網頁下載日期。
範 例：交通部運輸研究所，「全國路況資訊中心」，<http://e-traffic.iot.gov.tw/>，民國 97 年。
 - 7.與以上所列文獻格式不同者，請改以註解方式列出。
- 五、來稿請備一式三份，打印清楚；照片、圖片請附寄原本，凡無法清晰辨認及製版者，恕不接受；並請提供 Microsoft Word 97（含以上）版本可讀檔案格式之電子檔。
- 六、運輸計劃季刊編輯室對來稿在不變更其論點之原則下有刪改權；其他刊物如需轉載，應同時徵得作者及本所同意，並註明出處。
- 七、來稿請附本刊保證及授權書寄：10548 臺北市敦化北路 240 號 6 樓 交通部運輸研究所運輸計劃季刊編輯室。

Transportation Planning Journal Quarterly GUIDELINES FOR THE SUBMISSION OF PAPERS

1. The Journal welcomes the submission of previously unpublished research papers from all countries, which are related to engineering, economics, planning, management, and information processing of transportation systems. Previously published papers, even if published in a different language, with a different title, or modified contents, will not be accepted. Unless drastically revised since conference presentation, papers which have been previously presented in domestic or international conferences, regardless of whether they had been included in the conference proceedings or not, must be submitted with a letter of consent from the conference organizer, and such a presentation must be duly noted in the paper itself. Papers which duplicate or contain portions of study reports of research projects, edited versions thereof, or funded by government agencies or private organizations, should be submitted with a letter of consent from the funding agency, and this must be duly noted in the paper itself. Papers submitted by the staff of the IOT should comply with its "Guidelines for Publications". The above terms do not apply to invited papers and articles.
2. The length of submitted papers should not exceed 25,000 characters/words, and should include an abstract of no more than 300 characters/words, as well as 3 to 8 key words, and the author's name and position, institution, contact address, and telephone number.
3. Papers written in Chinese should also carry an English version of the abstract, including the title of the paper, the name of the author, and key words of the paper. Notes should be numbered consecutively in the order in which they first appear in the text and should be started with the title and the introduction of the author(s). References listed should be limited to all those mentioned and quoted in the text, and should be numbered consecutively in the order in which they have been mentioned in the text. The Times New Roman font should be used for the English version. Print all the mathematical equations and functions. And variables should be typed in italics.
4. The guidelines of reference formats are as follows:
 - (1) Journal: authors (beginning with the last name), article title, journal title, volume number, publish date, and page numbers.
 - (2) Book: authors, book title, edition number, publisher, place of publication, publish date.
 - (3) Conference paper: authors, paper title, conference title, sponsor, publish date, and page numbers.
 - (4) Doctoral dissertation or master thesis: author, title of the dissertation/thesis, department, college, and publish date.
 - (5) Government publication: government authority, name of the publication, and publish date.
 - (6) Web page: author or authority, article title or related link, URL, date of downloading.
5. Papers should be submitted with three copies of manuscript typed in a clearly legible form and an electronic file accessible by the Microsoft Word 97 (and above). All graphs and photographs should be submitted in originals. No illegible submissions will be accepted.
6. The Editor's Office of the Transportation Planning Journal Quarterly (TPJ Quarterly) reserves the right to edit and make any changes to the submitted papers, provided that such editing changes do not alter the paper's original content. The TPJ Quarterly reserves the copyright on all of its published papers, and all reproductions of such papers must receive a prior permission of the author and this journal, and meanwhile indicate the sources.
7. All submissions should be sent to the following address:

The Editor's Office
Transportation Planning Journal Quarterly
Institute of Transportation
6F., No. 240, Dunhua N. Rd.,
Taipei City 10548, Taiwan (R.O.C.)

保證及授權書

茲保證本人著作「
符合運輸計劃季刊稿約之規定，刊登後並授權中華民國（代表機關：交通部運輸研究所）得以重製、公開傳輸、散佈方式利用本著作，且得授權第三人為相同之利用，並同意得提供予其他資料庫進行刊載及相同之利用，本人並承諾對中華民國（代表機關：交通部運輸研究所）或其再授權利用之人不行使著作權。本人保證本著作無侵害他人著作權情事，如有違反，願就侵害他人著作權情事負損害賠償責任，並對中華民國（代表機關：交通部運輸研究所）因此肇致之損害負賠償責任。本人承諾本著作經貴刊刊登後，不再以同一稿件，或將題目更改，或將內容改編，轉投其他國內、外刊物登載，如有違反，同意貴所得公布本人姓名並永不再接受本人投稿。此致
中華民國（代表機關：交通部運輸研究所）
立保證及授權書人（所有作者均請簽章，姓名後註明身分證字號）：

中 華 民 國 年 月 日

LETTER OF GUARANTEE

This letter serves to guarantee that my paper entitled ' _____', conforms to the "Guidelines for the Submission of Papers" of the Transportation Planning Journal Quarterly, and that I hereby authorize the Republic of China (represented by the IOT of the Ministry of Transportation and Communications) and any third party to reproduce、public transmission、distribution my paper. I also agree my paper could be exchanged to the other database and to abandon the author's copyright to the Republic of China (represented by the IOT of the Ministry of Transportation and Communications) and users from the database. I guarantee that I did not infringe upon the copyright of the paper of any other person. If I violated this rule, I should take on the responsibility for compensation to the author and to the Republic of China (represented by the IOT of the Ministry of Transportation and Communications) accordingly. I guarantee that once this paper is published in the TPJ Journal, I will not make redundant or duplicate publication (i.e., submission of the same article, or with a different title, or modified content) to other journals or periodicals in the Republic of China or any other countries. I agree that in the event of any violation of the stated terms on my part, the IOT may announce my name in public and shall reject all my papers afterwards.

This guarantee is provided to the Institute of Transportation, Ministry of Transportation and Communications.

Signature (both author's and co-authors):

Date: _____