

應用聯合機率分析方法於淡水河系之 重現期洪水位預測

The Application of Joint Probability Method to Predict Water Levels for Different Return Periods in the Danshuei River System

國立聯合大學
土木與防災工程學系(所)
研究助理

柳 鴻 明

Hong-Ming Liu

國立聯合大學
土木與防災工程學系(所)
教授
國立聯合大學副校長暨研發長

柳 文 成*

Wen-Cheng Liu

摘 要

台灣因為河川坡陡流急，於颱風期間洪流溢堤時有所聞，加上外海暴潮位與內陸河川洪水宣洩的交互作用有密切相關性，暴潮與河川流量間具有相當的不確定性。本研究建置河系一維變量流模式，分析天文潮、暴潮偏差量及河川流量的機率密度函數，應用聯合機率分析之蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法，對於各參數進行取樣，再以取樣結果進行河系之洪水位模擬預測。本研究分別以 2011 年南瑪督颱風、2012 年蘇拉颱風與 2013 年蘇力颱風，三場颱風事件進行一維變量流模式之水理模式驗證，結果顯示模擬水位與實測水位大致上吻合，經驗證後之模式進行不同聯合機率分析法於淡水河系之洪水位預測。聯合機率分析法則選擇常用之蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法進行比較，蒙地卡羅法取樣 2,000 組、拉丁超維取樣法取樣 200 組與 400 組，顯示應用拉丁超維取樣法取樣 400 組之洪水位預測結果與蒙地卡羅法取樣 2,000 組之預測結果相當接近，意即拉丁超維取樣法較蒙地卡羅法可減少許多模擬組數及模式模擬計算時間。另應用拉丁超維取樣法取樣與頻率分析法進行淡水河系不同地點之重現期水位預測，結果顯示拉丁超維取樣法取樣預測之不同重現期洪水位，大致皆低於頻率分析法所預測之洪水位，表示頻率分析法所預測的洪水位可能有高估之現象。

*通訊作者，國立聯合大學土木與防災工程學系教授，36003 苗栗市南勢里聯大二號，wcliu@nuu.edu.tw

關鍵詞：淡水河系，一維變量流，聯合機率，蒙地卡羅法，拉丁超維取樣法，頻率分析。

ABSTRACT

Due to the steep topography and flash flood in Taiwan, massive flood events and recurring overtopping flow occurred frequently. The interaction between storm surge in coastal ocean and inland river flood displays a high correlation. However, storm surge and river discharge exist uncertainties. In the present study, one-dimensional unsteady flow model is established for the Danshuei River system of northern Taiwan. The astronomical tide, surge height, and river discharge were analyzed with historical data to build the probability density functions of each parameter. The joint probability method including Monte Carlo simulation (MCS) and Latin hypercube sampling (LHS) was adopted to yield samples of each parameter. Then the sampling scenarios were served as boundary conditions to drive the model simulations with one-dimensional unsteady flow model. The model was validated with observational water level data of three typhoon events. The overall model simulation results are in quantitative agreement with the available measured data. The validated model was then applied to predict water levels with different sampling scenarios obtained from joint probability method. The predicted water levels using MCS 2000 samplings, LHS 200 samplings, and LHS 400 samplings were analyzed and compared. The results revealed that the predicted water levels for different return periods using MSC 2000 samplings and LHS 400 samplings were quite similar. It means that the predicted water levels using LHS 400 samplings can save the computational time comparing with using MCS 2000 samplings. Moreover, the predicted water levels at different locations for different return periods using LHS and traditional frequency analysis. We found that the predicted water levels for different return periods using LHS were less than using traditional frequency analysis. The traditional frequency analysis used to predict water levels for different return period would be overestimated.

Keywords: Danshuei River system, One-dimensional unsteady flow model, Joint probability, Monte Carlo simulation, Latin hypercube sampling, Frequency analysis.

一、前 言

1.1 研究動機與目的

台灣由於可居住之土地有限，隨著經濟的快速發展與人口集中遷移，導致人口過度集中於都市區域，使得都市化之程度日益顯著，而在都市化的過程中，原先可透水的自然環境改變成幾乎不透水的人工環境，地表不透水面積的增加，讓

降雨入滲不易，進而使得集流時間縮短及洪水量增加，其結果則加重水利設施之負擔。尤其近年來受到全球暖化氣候變遷的影響，改變了降雨強度與發生頻率，使得暴雨造成的逕流量屢屢超過目前防洪排水設施之設計標準，導致台灣都會區之洪災頻傳，大幅地增加都市區域內生命與財產之損失。目前防洪排水設施之設計標準大多使用頻率分析，以單一最佳參數之模擬結果進行設計

依據，並未考慮各參數間之不確定性影響，可能會導致實際情況不符。因此降低各參數間之不確定性影響，提供更精確之模擬結果，是現今重要的課題之一，而目前的焦點研究是以聯合機率分析方法來改善各參數間不確定性所產生之影響 (Archetti *et al.*, 2011)。

都市化與氣候變遷之影響，導致颱風期間因洪流造成溢堤時有所聞，顯示過去在主要河川設計之水利工程設施恐已有低估或不足之可能性，以現今防洪系統之設計，並未同時考慮多項致災因子之不確定性影響，例如外海暴潮位與內陸河川洪水宣洩的交互作用有密切之相關性。因此本研究之目的為降低天文潮、暴潮位與上游流量之間的不確定性影響，應用聯合機率分析方法進行淡水河系之洪水位預測。首先須建置淡水河系一維變量流模式，應用聯合機率分析方法降低各參數(天文潮、暴潮位及與上游河川流量等)之不確定性影響，提高模式預測河川洪水位之可靠度與準確度，另探討近年來廣泛使用之不確定性分析方法，蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法之間的差異性，並比較頻率分析方法與聯合機率分析方法於淡水河系洪水位之預測。

1.2 文獻回顧

目前聯合機率模型於水文與水理上常見之不確定性分析方法有數種，其中蒙地卡羅法 (Monte Carlo Simulation, MCS) 與拉丁超維取樣法 (Latin Hypercube Sampling, LHS) 為近年來廣泛使用之不確定性分析方法。Iman 與 Helton (1988) 比較三種廣泛應用於不確定性分析之方法，分別為反應曲面法、拉丁超維取樣法與微分解析法，結果顯示拉丁超維取樣法於三種方法中是最佳可靠的不確定方法。Vachaud and Chen (2002) 提及在相同取樣次數下，拉丁超維取樣法之效益可達蒙地卡羅法的十倍。Smemoe *et al.* (2007) 使用拉丁超維取樣法建置美國南猶他州 Virgin River 之 100 年重現期淹水潛勢圖，指出應用拉丁超維取樣法僅需取樣模擬 100 組，即足以產生該區域精確之 100 年重現期淹水潛勢圖。Svensson *et al.* (2013) 使用蒙地卡羅法架構結合聯合機率的概

念，應用在事件型的降雨逕流模式與甘保極端值 (Gumbel Extreme Value, GEV) 分佈進行比較。Baalousha (2015) 分別應用拉丁超維取樣法、正交陣列、正交陣列之拉丁超維取樣法，以 Mathematica 之結果為基礎進行比較，結果顯示三種取樣方法之收斂速度皆快於蒙地卡羅法。Li *et al.* (2015) 以拉丁超維取樣法取樣 50 組參數，應用 MIKESHE/MIKE 11 model 於新疆省的 Yanqi basin 探討綜合水文模式參數不確定性之影響，結果顯示許多參數之不確定性皆為降低，即是提高模式預測之可靠度與準確度。石宜軒 (2015) 探討蒙地卡羅法、拉丁超維取樣法、小中取大法與最小相關性法四種取樣方式，進行三個不確定性來源模擬河川水位，研究顯示拉丁超維取樣法遠優於蒙地卡羅法，能夠有效降低模式誤差。Vanem (2016) 應用數個以演算聯結函數 (copulas) 為基礎的統計方法，與條件模式 (conditional model) 和雙變量對數 (bivariate lognormal) 進行比較，並分析氣候變化對波浪高與波浪週期聯合分佈之影響。Mazas and Hamm (2017) 發展注重時間序列取樣，並針對波浪高與海平面之聯合機率方法，此方法可以避免低估直接向外推估之海平面結果。

一維變量流模式在國外方面，首先為 Mahmood and Yevjevich (1975) 與 Abbot (1976) 分別以較完整的理論分析渠道變量流及其水理。Englund and Fredsoe (1976) 發展出可做為模擬河川、渠道、灌溉系統、降雨逕流及移流－延散現象的一維模擬系統 (MIKE 11)。Chu and Mostafa (1976) 及 Ahmed and Kenneth (1979) 曾分別以試驗及數值模擬分析渠道中水流溢岸之情況。Cunge *et al.* (1980) 將變量流應用於實際的河川水理計算。Yen (1985) 以迪聖凡納方程式 (De St. Venant equation) 為主體，分別將動力波、準變量波、擴散波及運動波之差分方程式作一概述，並探討其適用性 Wiley (1993) 發展具有資料校正、可預測流量及流速功能的網路型態渠道之河川流量演算模式 (DAFLOW)。由於完整的 Saint-Venant 方程式過於繁雜與使用之限制，大部份求解 Saint-Venant 方程式的數值方法，均會

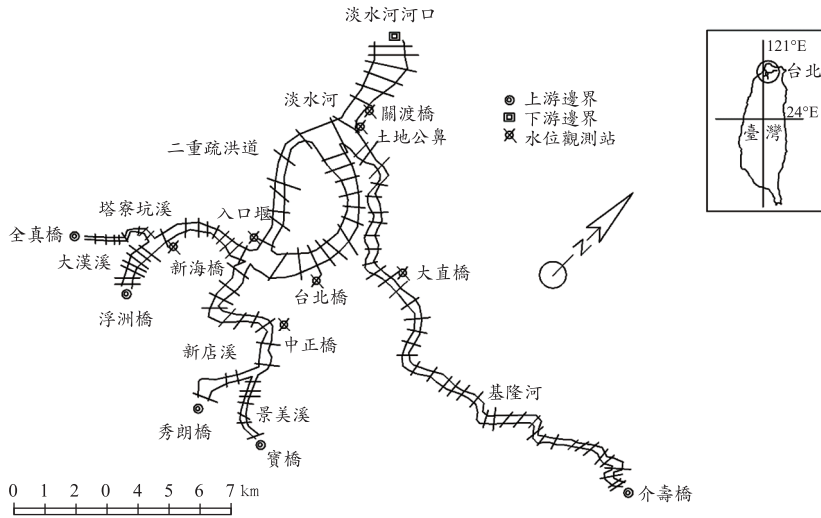


圖 1 淡水河系之示意圖。

簡化方程式以符合研究區域與研究目的之所需，故很少有應用完整 Saint-Venant 方程式之研究 (Samuels, 1990)，為了解決 Saint-Venant 方程式的限制，均勻流公式(即曼寧公式)及堰流方程式 (Cunge *et al.*, 1980; Estrela, 1994; Romanowicz *et al.*, 1996)或運動波方程式及擴散波方程式 (Singh, 1994; Bates and De Roo, 2000; Jaber and Mohtar, 2002; 2003; Helmio, 2002; 2005; Hsu *et al.*, 2003; Tayefi *et al.*, 2007; Calvo and Savi, 2009; Patro *et al.*, 2009; Vorogushyn *et al.*, 2010; Pramanik *et al.*, 2010; Zhang *et al.*, 2012; Timbadiya *et al.*, 2014; Nguyen *et al.*, 2016)亦常被使用。

1.3 研究區域概述與資料蒐集

淡水河流域位於台灣北部，發源於品田山及大霸尖山之北麓，發源於標高 3,529 公尺的品田山，位於新竹縣及台中縣交界，為台灣第三長之河川。淡水河流域共有三大支流，最南邊是主流大漢溪，為淡水河第一大支流，中間是支流新店溪，兩者匯流於台北市附近之江子翠，北邊是支流基隆河，於台北盆地內匯聚成一大河，稱為淡水河，由關渡隘口向西北經淡水注入台灣海峽，見圖 1。淡水河感潮段受到之潮汐主要為主太陰

半日潮(M_2 tide)所控制，淡水河河口之常年平均潮差為 2.17 公尺，於大潮期間之潮差則可達 3.0 公尺。大漢溪之平均流量約為 $39.67 \text{ m}^3/\text{s}$ ，新店溪之平均流量約為 $70.24 \text{ m}^3/\text{s}$ ，基隆河之平均流量約為 $25.42 \text{ m}^3/\text{s}$ (Liu and Chan, 2016)。

本研究蒐集之地文與水文資料係由水利署第十河川局所提供，做為模式地形建置、參數輸入、模式檢定驗證與分析之依據。地文資料為 2012 年第十河川局所量測之淡水河系及主要支流大漢溪、新店溪、景美溪、基隆河、淡水河及二重疏洪道之大斷面測量資料，大漢溪支流塔寮坑溪部份之河川斷面則採用經濟部水利署 2011 年「塔寮坑溪排水系統-塔寮坑溪排水治理計畫」之設計規劃斷面。

水文資料為第十河川局於淡水河流域管轄之水位站與流量站時序資料，水位站分別為大漢溪之新海橋，新店溪之中正橋，基隆河之大直橋，淡水河主流之入口堰、台北橋、土地公鼻、河口等四站，共計七站；流量站為蒐集本研究選定之淡水河流域上游邊界，分別為浮洲橋、秀朗橋、寶橋、介壽橋及全真橋。蒐集之水文資料不僅是做為數值模式檢定與驗證之依據，另分析潮位及流量測站資料做為模式不確定分析之參數因

表 1 蒐集之觀測資料說明

測站位置	資料類別	時間	資料說明
淡水河口	觀測潮汐水位	1994~2015	每小時潮汐水位
全真橋(塔寮坑溪)	觀測河川流量	1994~2014	日平均流量
浮洲橋(大漢溪)	觀測河川流量	1994~2014	日平均流量
秀朗橋(新店溪)	觀測河川流量	1994~2014	日平均流量
寶橋(景美溪)	觀測河川流量	1994~2014	日平均流量
介壽橋(基隆河)	觀測河川流量	1994~2014	日平均流量

表 2 淡水河系之河道、斷面數及採用之曼寧係數值

河道	1	2	3	4
斷面數	71	8	3	13
曼寧係數	0.025	0.033-0.039	0.033-0.040	0.035-0.045
河道	5	6	7	8
斷面數	9	22	22	10
曼寧係數	0.033-0.039	0.030-0.035	0.022-0.027	0.022-0.030
河道	9	10	11	
斷面數	2	137	13	
曼寧係數	0.025	0.019-0.090	0.023-0.028	

子，以進行頻率分析方法與聯合機率分析方法於淡水河預測洪水水位之比較，蒐集之觀測資料說明，如表 1 所示。

二、模式理論與建置

本研究於河川之洪流演算，採用一維變量流理論，依據迪聖凡納方程式(De St. Venant equation)所推導的一維變量流方程式，考慮完整之水流連續方程式及運動方程式，即為動力波方程式(Dynamic Model)。

2.1 一維變量流模式之控制方程式

連續方程式：

$$\frac{\partial A}{\partial t} + \frac{\partial Q}{\partial X} - q_{11} + q_{12} + q_{13} = 0 \dots\dots\dots(1)$$

運動方程式：

$$\frac{\partial Q}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial X} \left(\frac{Q^2}{A} \right) - gA \left(S_o - \frac{\partial Y}{\partial X} - S_f \right) - q_{11}V_1 + q_{12} \left(\frac{Q}{A} \right) + q_{13} \left(\frac{Q}{A} \right) = 0 \dots\dots\dots(2)$$

式中： t ：時間[s]；

X ：沿河川主流方向之距離座標[m]；

Y ：河川之水深[m]；

R ：水力半徑[m]；

A ：河道通水橫斷面積[m²]；

Q ：流量[m³s⁻¹]；

q_{11} ：單位河川長度之側入流量[m³s⁻¹m⁻¹]；

q_{12} ：單位河川長度之溢堤流量[m³s⁻¹m⁻¹]；

q_{13} ：單位河川長度之破堤流量[m³s⁻¹m⁻¹]；

g ：重力加速度[ms⁻²]；

S_0 ：底床坡度；

$$S_f：摩擦坡度 \left(= \frac{n^2 Q |Q|}{A^2 R^{4/3}} \right)；$$

n ：河川之曼寧粗糙係數；

V_1 ：分別為側入流之平均速度在 X 方向之分量[ms⁻¹]。

2.2 一維變量流模式之建置

本研究使用第十河川局 2012 年所量測之淡

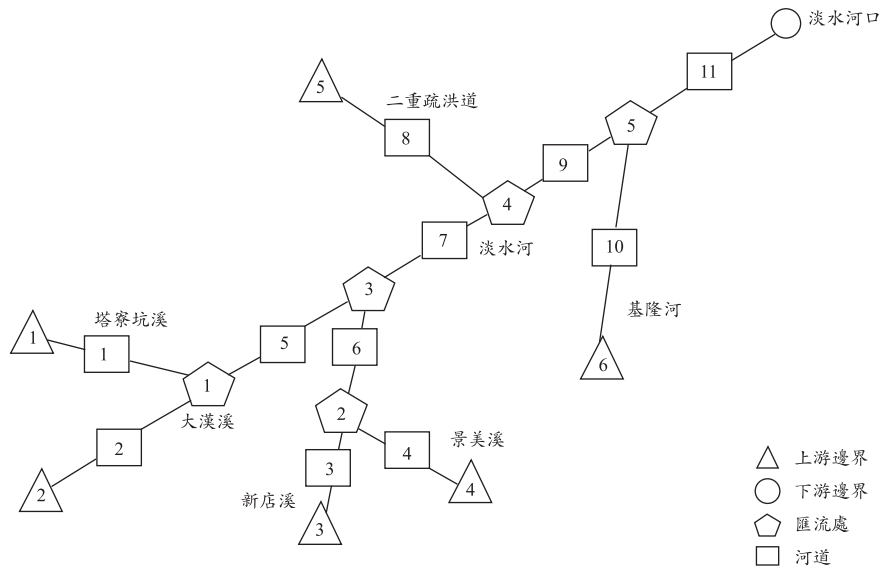


圖 2 淡水河系之一維變量流模式結構與邊界條件圖。

水河流域大斷面資料與經濟部水利署 2011 年「塔寮坑溪排水系統—塔寮坑溪排水治理計畫」報告中之塔寮坑溪設計規劃斷面資料，於淡水河系總共建置 11 條河道，其斷面總數為 310 個，各河道斷面數與採用之曼寧係數如表 2 所示。本研究選定 5 個上游邊界，分別為塔寮坑溪之全真橋、大漢溪之浮州橋、新店溪之秀朗橋、景美溪之寶橋、及基隆河之介壽橋，並以淡水河河口處設定為下游邊界，如圖 2 所示。

三、聯合機率分析及頻率分析方法

本研究使用兩種聯合機率分析方法於淡水河系之洪水水位預測，分別為蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法，另使用頻率分析進行極端值重現期洪水水位預測。各方法說明如下節。

3.1 蒙地卡羅法

蒙地卡羅法為水文上常用之不確定性分析方法，係由 Benjamin and Cornell (1970) 提出，使用機率密度函數代表各參數因子之不確定性，分析各參數之最適用累積機率函數，於各個參數累積機率函數中隨機取樣，即為一組參數群(一組模

擬情境)，重複上述步驟取樣至所需之模擬組數，再以模擬模式於各種情況之過程，決定輸出變數的分佈，以減少各參數間不確定性影響，提高模式模擬之可靠度與準確度。蒙地卡羅法之準確度取決於模擬之次數，模擬次數越多則所得到之結果越準確，因此蒙地卡羅法需要大量模擬組數進行模擬，本研究於決定各參數因子之最適用累積機率函數後，應用 Matlab 進行各參數因子之隨機取樣，並取樣至本研究所需之模擬組數。

3.2 拉丁超維取樣法

拉丁超維取樣法與蒙地卡羅法相似，但相較於蒙地卡羅法(完全隨機取樣)，拉丁超維取樣法採用分層區塊之取樣方式，可均勻且有效地產生各參數因子之隨機樣本，其優點為可用較少之取樣次數得到近似蒙地卡羅法大量取樣之模擬結果，可節省模式模擬之計算時間，取樣作業程序如下：

- (1) 確定取樣參數因子之個數 I ，並分析各參數因子最佳之累積機率函數，決定分層取樣之層數 J 。
- (2) 將參數因子之累積機率函數分層為 J 個均

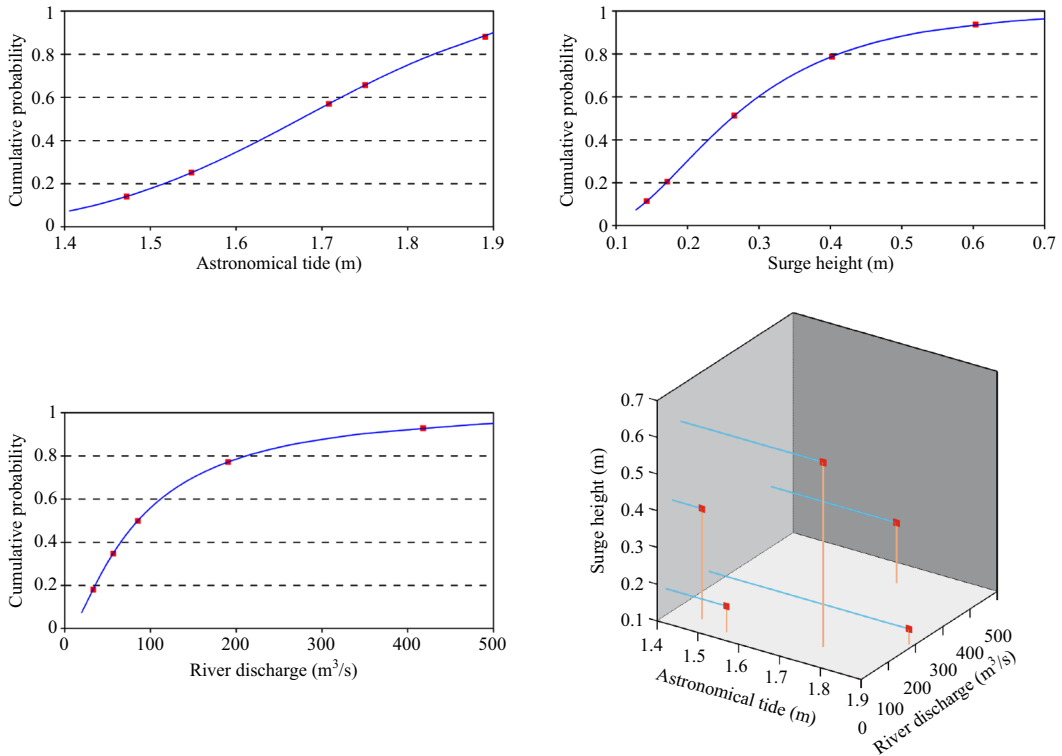


圖 3 拉丁超維取樣法示意圖(以天文潮、暴潮與上游流量三個參數因子為例)。

均區間，即每分層內之事件發生機率相同，使得每一組分層被取樣之機率均為 $1/J$ 。

- (3) 針對參數因子所劃分之 J 個分層，以亂數隨機之方式進行各分層取樣，可得到 J 個隨機樣本。
- (4) 重複上述(1)~(3)步驟，完成各參數因子之取樣。
- (5) 將各參數因子 I 選取之 J 個樣本進行隨機排列，得到 J 組隨機排列之參數群 I 。

由上述所得到之 J 組參數進行模式的模擬計算，做為不確定性分析之用。圖 3 為拉丁超維取樣法之示意圖，圖中係以天文潮、暴潮偏差(surge height)與上游流量三個參數因子為例。

3.3 頻率分析方法

由於機率分佈函數眾多，為有效分析最適用

於淡水河系水文之機率分佈函數，本研究選用六種水文資料分析之機率分佈函數，分別為 Gumbel 分佈、Weibull 分佈、Frechet 分佈、Normal 分佈、Lognormal 分佈及 Log-Pearson 3 分佈，其機率密度函數與累積機率函數形式，如表 3 所示。

為了探討各種機率分佈函數之適用性，本研究選用標準誤差(Standard Error, SE)與相關係數(Correlation Coefficient, R)兩項誤差指標值進行最適用機率分佈函數分析，選取計算之標準誤差較小值與相關係數較接近 1 的結果做為最適用之機率分佈函數，標準誤差與相關係數之計算方程式如下：

標準誤差：

$$SE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \hat{x}_i)^2}{n}} \dots\dots\dots (3)$$

表 3 頻率分析之機率分佈函數

機率分佈函數	範圍值	$f(x)$ = 機率密度函數 $F(x)$ = 累積機率函數
Gumbel	$-\infty < x < +\infty$; $\sigma > 0$	$f(x) = \frac{1}{\sigma} \exp\left(-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) - \exp\left(-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right)\right)$ $F(x) = \exp\left(-\exp\left(-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right)\right)$
Weibull	$\gamma \leq x < +\infty$; $\alpha, \beta > 0$	$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x-\gamma}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{x-\gamma}{\beta}\right)^\alpha\right)$ $F(x) = 1 - \exp\left(-\left(\frac{x-\gamma}{\beta}\right)^\alpha\right)$
Frechet	$\gamma < x < +\infty$; $\alpha, \beta > 0$	$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{\beta}{x-\gamma}\right)^{\alpha+1} \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x-\gamma}\right)^\alpha\right)$ $F(x) = \exp\left(-\left(\frac{\beta}{x-\gamma}\right)^\alpha\right)$
Normal	$-\infty < x < +\infty$; $\sigma > 0$	$f(x) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right)}{\sigma\sqrt{2\pi}}$ $F(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$
Lognormal	$\gamma < x < +\infty$; $\sigma, \mu > 0$	$f(x) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-\gamma)-\mu}{\sigma}\right)^2\right)}{(x-\gamma)\sigma\sqrt{2\pi}}$ $F(x) = \Phi\left(\frac{\ln(x-\gamma)-\mu}{\sigma}\right)$
Log-Pearson 3	$0 < x \leq e^\gamma \quad \beta < 0$; $e^\gamma \leq x < +\infty \quad \beta > 0$; $\alpha > 0, \beta \neq 0$	$f(x) = \frac{1}{x \beta \Gamma(\alpha)} \left(\frac{\ln(x)-\gamma}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{\ln(x)-\gamma}{\beta}\right)$ $F(x) = \frac{\Gamma(\ln(x)-\gamma)/\beta(\alpha)}{\Gamma(\alpha)}$

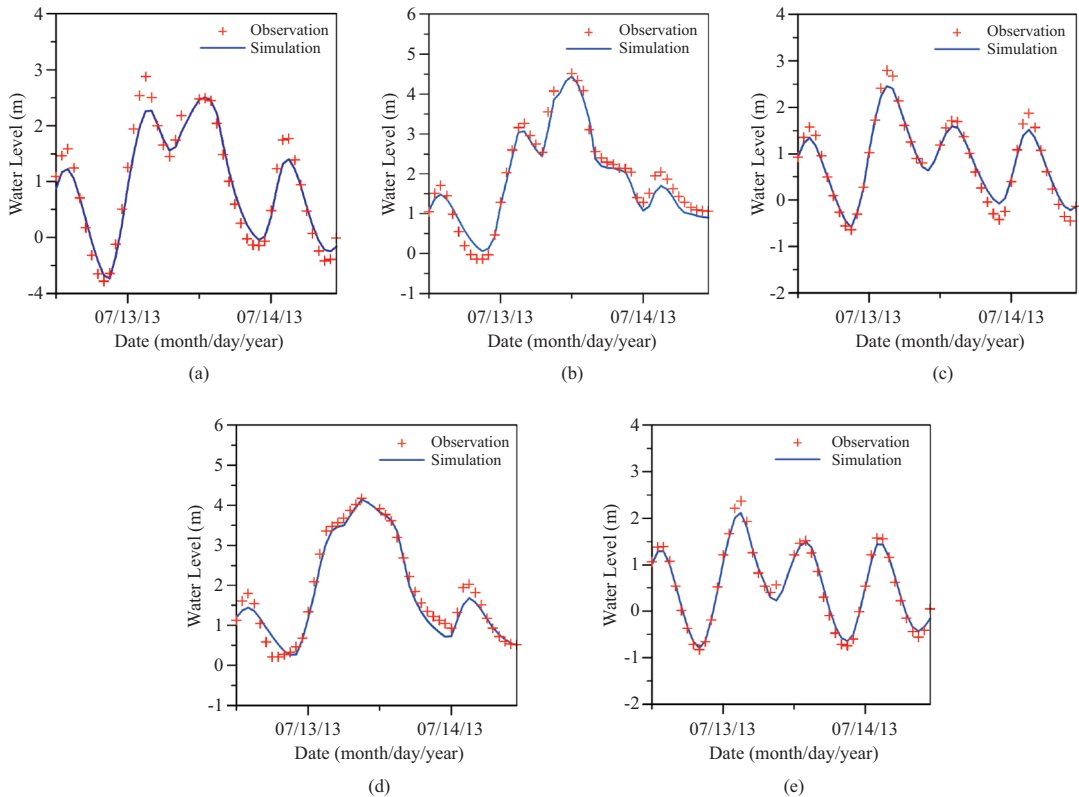


圖 4 模擬水位與實測水位比較圖(蘇力颱風) (a)台北橋(b)新海橋(c)大直橋(d)中正橋(e)土地公鼻。

相關係數：

$$R = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(\hat{x}_i - \bar{\hat{x}})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (\hat{x}_i - \bar{\hat{x}})^2}} \dots\dots\dots(4)$$

式中，

- x_i ：第 i 個觀測樣本資料； \hat{x}_i ：利用 Weibull 點繪公式計算第 i 個觀測樣本之累積機率 $F(x_i)$ ，再經由選用之分佈函數計算對應該累積機率之預測值；
- \bar{x} ：觀測樣本資料之平均數；
- $\bar{\hat{x}}$ ：分佈函數計算對應累積機率預測值之平均數；
- n ：觀測樣本資料總數。

四、模式驗證與聯合機率應用

4.1 一維變量流模式之驗證

本研究利用蒐集之淡水河系水位站之實測時序水位與模擬結果進行比較，以 2011 年至 2013 年三場颱風事件做為模式參數之驗證，三場颱風事件分別為 2011 年南瑪督颱風(NANMADOL)、2012 年蘇拉颱風(SAOLA)與 2013 年蘇力颱風(SOULIK)，而一維變量流模式需要驗證之參數為曼寧係數 n 值，驗證後之各河段所採用之曼寧係數，如表 2 所示。於淡水河系選取供時序水位驗證之水位站分別為台北橋、新海橋、大直橋、中正橋及土地公鼻等五站，圖 4 為蘇力颱風於各水位站模擬水位與實測水位之比較。表 4 與表 5 分別為三場颱風事件模式模擬水位與實測時序水位之均方根誤差(Root mean square error, RMSE)與平均絕對誤差(Mean absolute error, MAE)，其

表 4 一維變量流模式驗證之均方根誤差分析

(單位：公尺)

颱風事件	台北橋	新海橋	大直橋	中正橋	土地公鼻
2011 年南瑪督	0.24	NaN	0.20	NaN	0.18
2012 年蘇拉	0.29	0.08	0.26	0.14	0.22
2013 年蘇力	0.24	0.21	0.16	0.21	0.12

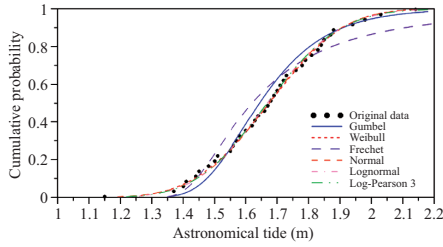
註：均方根誤差單位為公尺；NaN：表示無實測資料。

表 5 一維變量流模式驗證之平均絕對誤差分析

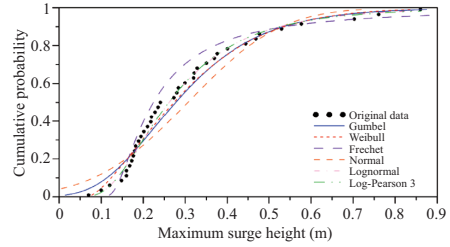
(單位：公尺)

颱風事件	台北橋	新海橋	大直橋	中正橋	土地公鼻
2011 年南瑪督	0.20	NaN	0.16	NaN	0.13
2012 年蘇拉	0.24	0.06	0.21	0.11	0.17
2013 年蘇力	0.19	0.18	0.13	0.17	0.10

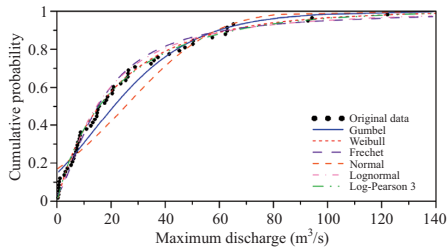
註：平均絕對誤差單位為公尺；NaN：表示無實測資料。



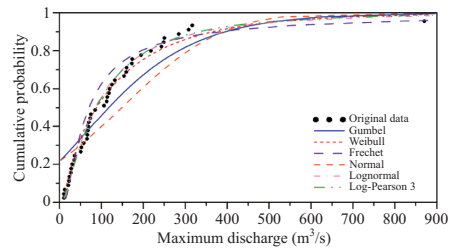
(a)



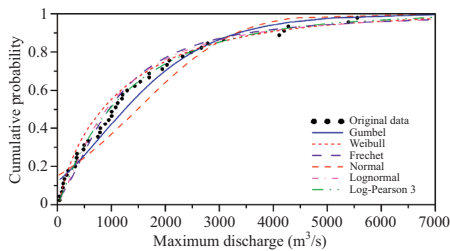
(b)



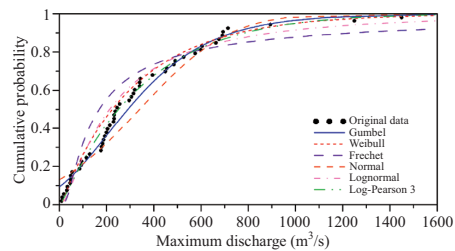
(c)



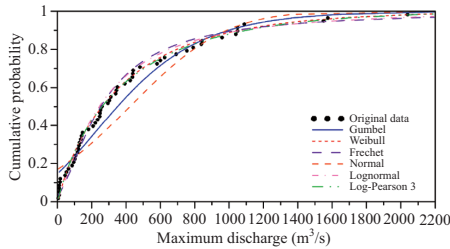
(d)



(e)



(f)



(g)

圖 5 累積機率函數分析比較圖 (a)天文潮(b)暴潮差(c)塔寮坑溪流量(d)大漢溪流量(e)新店溪流量(f)景美溪流量(g)基隆河流量。

表 6 各參數因子於機率分佈函數之標準誤差與相關係數

機率分佈函數	河口天文潮		河口暴潮差		全真橋 (塔寮坑溪)		浮洲橋 (大漢溪)		秀朗橋 (新店溪)		寶橋 (景美溪)		介壽橋 (基隆河)	
	標準 誤差 (公尺)	相關 係數	標準 誤差 (公尺)	相關 係數	標準 誤差 (m ³ /s)	相關 係數	標準 誤差 (m ³ /s)	相關 係數	標準 誤差 (m ³ /s)	相關 係數	標準 誤差 (m ³ /s)	相關 係數	標準 誤差 (m ³ /s)	相關 係數
Gumbel	0.0397	0.9754	0.0346	0.9806	6.55	0.9695	95.67	0.8605	325.32	0.9761	69.70	0.9744	109.37	0.9695
Weibull	0.0128	0.9975	0.0323	0.9848	2.60	0.9953	71.71	0.9354	321.72	0.9849	49.05	0.9895	43.46	0.9953
Frechet	0.2388	0.8410	0.1339	0.8880	10.27	0.9617	96.78	0.9557	455.41	0.9613	945.57	0.8449	171.49	0.9617
Normal	0.0138	0.9971	0.0663	0.9258	11.22	0.9041	122.86	0.7713	548.70	0.9221	117.66	0.9195	187.42	0.9041
Lognormal	0.0132	0.9974	0.0262	0.9901	7.14	0.9795	61.80	0.9578	403.87	0.9718	143.36	0.9739	119.26	0.9795
Log-Pearson 3	0.0129	0.9975	0.0268	0.9889	2.74	0.9952	68.82	0.9532	200.03	0.9911	49.10	0.9866	45.77	0.9952

均方根誤差介於 0.08 公尺至 0.29 公尺，平均絕對誤差介於 0.06 公尺至 0.24 公尺，顯示模擬水位與實測水位大致上是吻合，亦驗證模式模擬的精確性與可靠性。

4.2 蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法比較

蒙地卡羅法是最常使用之聯合機率分析方法，透過大量的取樣模擬，降低各因子之不確定性影響，以提高模式預測之可靠度與準確度，但是缺點為大量的模擬組數，需要大量的模擬時間，而拉丁超維取樣法則使用分層區塊取樣之方式，減少了蒙地卡羅法需要大量取樣的缺點。

本研究為比較蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法，將其應用於淡水河系洪水水位預測，選用之參數分別為淡水河河口天文潮、淡水河河口暴潮偏差與塔寮坑溪、大漢溪、新店溪、景美溪及基隆河之上游流量，總共七個參數因子進行聯合機率分析，相關資料蒐集的統計時間及資料說明如表 1 所示。首先利用歷史資料分析出各參數之最佳累積機率函數，為有效分析最適用之機率分佈函數，本研究使用六種水文資料之機率分佈函數進行分析，分別為 Gumbel 分佈、Weibull 分佈、Frechet 分佈、Normal 分佈、Lognormal 分佈及 Log-Pearson 3 分佈，並選用標準誤差及相關係數選定各參數之最佳累積機率函數(見方程式(3)及(4))。圖 5 為各參數因子於不同累積機率函數比

較分析圖，表 6 為各參數原始資料的累積機率分佈與不同機率分佈函數之累積機率分佈計算所得之標準誤差及相關係數，由表 6 中各參數選取標準誤差最小者及相關係數最大者為最佳機率分佈函數。各參數因子之最佳分佈函數分別為河口天文潮為 Weibull 分佈函數、河口暴潮偏差為 Lognormal 分佈函數、塔寮坑溪全真橋為 Weibull 分佈函數、大漢溪浮洲橋為 Lognormal 分佈函數、新店溪秀朗橋為 Log-Pearson 3 分佈函數、景美溪寶橋為 Weibull 分佈函數及基隆河介壽橋為 Weibull 分佈函數。再分別應用於蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法之參數組取樣，本研究取樣組數分別為蒙地卡羅法 2,000 組、拉丁超維取樣法 200 組與拉丁超維取樣法 400 組，將取樣之參數群輸入至一維變量流模式中進行淡水河系之洪水水位預測，然後再選取關渡橋、台北橋、新海橋、大直橋與中正橋五處，分別進行洪水水位之最佳機率分佈函數分析，即可得到該處於各重現期距之洪水水位預測。選取最佳機率分佈函數之依據仍為標準誤差最小者及相關係數最大者，結果顯示應用蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法選取的最佳機率分佈函數是一致，即關渡橋選用 Gumbel 分佈函數、台北橋為 Lognormal 分佈函數、新海橋 Lognormal 為分佈函數、大直橋 Lognormal 分佈函數及中正橋 Weibull 分佈函數。蒙地卡羅法採用 2,000 組的原因係因為 3000 組與 2000 組所模

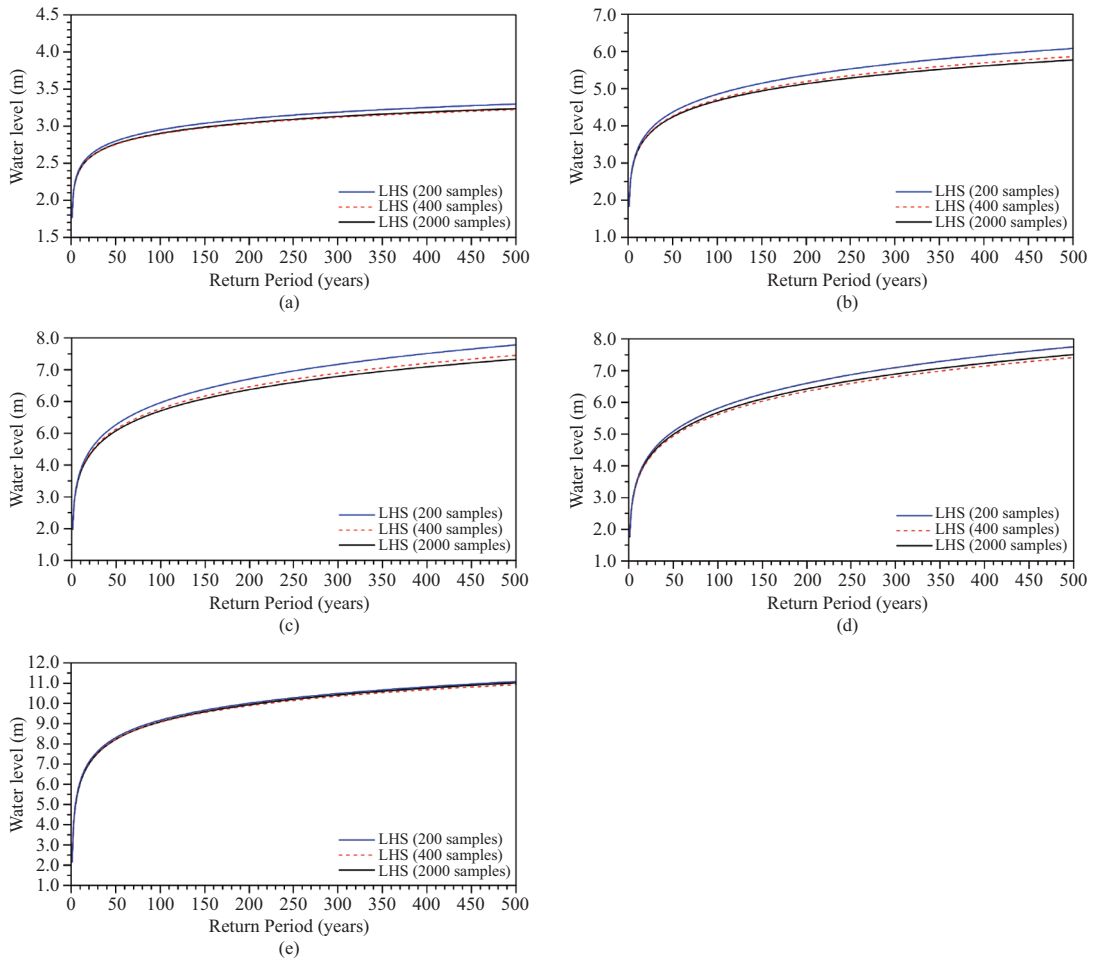


圖 6 拉丁超維取樣法 200 組、400 組與蒙地卡羅法 2,000 組分析比較圖(a)關渡橋(b)台北橋(c)新海橋(d)大直橋(e)中正橋。

擬的洪水位，再經過統計分析結果，發現兩者是很相近的，故本研究取用 2000 組的蒙地卡羅結果。

應用蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法於淡水河系之洪水位預測比較結果，如圖 6 所示，圖 6 為不同重現期之預測洪水位，圖中均顯示拉丁超維取樣法 400 組分析結果較符合蒙地卡羅法 2,000 組之分析結果，表 7 係以蒙地卡羅法 2,000 組為基準(即視為實測值)，分析拉丁超維取樣法 200 組與 400 組(視為預測值)之統計誤差(均方根誤差及平均絕對誤差)，其結果亦顯示拉丁超維取

樣法 400 組與蒙地卡羅法 2,000 組大致吻合，均方根誤差與平均絕對誤差均小於 0.1 公尺，表示淡水河系之洪水位預測應用拉丁超維取樣法取樣之組數，只要應用蒙地卡羅法取樣組數的五分之一，即可達到相似之洪水位預測結果，而將上游與下游邊界條件輸入一維變量流模式的組數減少至五分之一，亦即節省了五分之四數值模式之模擬時間。本研究結果與 Iman 與 Helton (1988) 及 Baalousha (2015) 相同，使用拉丁超維取樣法取樣於不確定性分析是聯合機率法中最有效率且可靠的方法。

表 7 蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法之統計分析

測站名稱		關渡橋	台北橋	新海橋	大直橋	中正橋
200 組	均方根誤差 (公尺)	0.0546	0.2396	0.3488	0.1860	0.0732
	平均絕對誤差 (公尺)	0.0537	0.2302	0.3354	0.1780	0.0725
400 組	均方根誤差 (公尺)	0.0104	0.0657	0.0950	0.0777	0.0601
	平均絕對誤差 (公尺)	0.0100	0.0616	0.0916	0.0758	0.0547

表 8 頻率分析方法於選定地點之各重現期距洪水位

各重現期距洪水位 (公尺)	2 年	5 年	10 年	25 年	50 年	100 年	200 年
關渡橋	1.98	2.36	2.67	3.04	3.30	3.53	3.76
台北橋	2.12	3.05	3.85	4.53	5.00	5.47	5.97
新海橋	2.30	3.49	4.38	5.13	5.66	6.18	6.75
大直橋	2.07	3.08	4.15	5.34	5.75	5.90	5.98
中正橋	3.08	5.60	6.70	7.76	8.47	8.97	9.43

表 9 拉丁超維取樣法採用 400 組情境於不同地點模擬水位之標準誤差與相關係數

機率分佈函數	關渡橋		台北橋		新海橋		大直橋		中正橋	
	標準誤差 (公尺)	相關係數	標準誤差 (公尺)	相關係數	標準誤差 (公尺)	相關係數	標準誤差 (公尺)	相關係數	標準誤差 (公尺)	相關係數
Gumbel	0.0369	0.9900	0.1205	0.9821	0.1426	0.9840	0.2599	0.9553	0.2914	0.9836
Weibull	0.0534	0.9795	0.1347	0.9785	0.1358	0.9868	0.2382	0.9644	0.2062	0.9921
Frechet	0.0454	0.9856	0.1055	0.9865	0.2207	0.9691	0.3232	0.9362	1.1494	0.8872
Normal	0.0600	0.9731	0.2548	0.9199	0.3077	0.9250	0.4220	0.8828	0.5076	0.9495
Lognormal	0.0411	0.9877	0.0808	0.9926	0.1116	0.9903	0.2209	0.9703	0.6118	0.9515
Log-Pearson 3	0.0378	0.9895	0.0838	0.9922	0.1118	0.9902	0.2320	0.9645	0.3615	0.9757

4.3 頻率分析與聯合機率分析比較

由於現今防洪系統皆使用頻率分析方法進行設計，並未同時考慮多項致災因子之不確定性影響，恐怕與現地情況有嚴重的落差；聯合機率分析方法則可以降低各致災因子間之不確定性，並提升分析結果之可靠度與準確度。

本研究分別以頻率分析方法與聯合機率分析方法，兩種方法進行淡水河系洪水位之模擬預測與比較。頻率分析方法是先決定重現期距後，直接選取各參數因子累積機率函數於該重現期距之參數進行模擬，即可得知模擬區域整體於該重現期距之洪水位結果，選定重現期距 2 年、5 年、10 年、25 年、50 年、100 年與 200 年進行

模式模擬，而頻率分析方法與聯合機率分析方法於淡水河系比較之地點，分別選定於關渡橋、台北橋、新海橋、大直橋與中正橋。表 8 為頻率分析方法於選定地點之洪水位預測結果，重現期 200 年洪水位為 3.76 公尺至 9.43 公尺。

本研究於聯合機率分析法則使用拉丁超維取樣法取樣 400 組進行淡水河系洪水位之預測模擬，再從 400 組模擬洪水位中獲得選定地點之洪水位數據進行最適機率分佈函數分析，最後從分析之最佳累積機率函數求得選定地點各重現期距之洪水位結果。表 9 為原始資料的累積機率分佈與不同機率分佈函數之累積機率分佈計算所得之標準誤差及相關係數，由表中可得知各地

表 10 聯合機率分析法(拉丁超維取樣法取樣 400 組)於選定地點之各重現期距洪水位(公尺)

各重現期距洪水位(公尺)	2 年	5 年	10 年	25 年	50 年	100 年	200 年
關渡橋	2.04	2.27	2.42	2.61	2.75	2.90	3.04
台北橋	2.36	2.90	3.31	3.88	4.34	4.84	5.38
新海橋	2.60	3.28	3.80	4.54	5.13	5.78	6.47
大直橋	2.34	3.02	3.55	4.31	4.94	5.62	6.35
中正橋	3.55	5.08	6.10	7.34	8.22	9.07	9.89

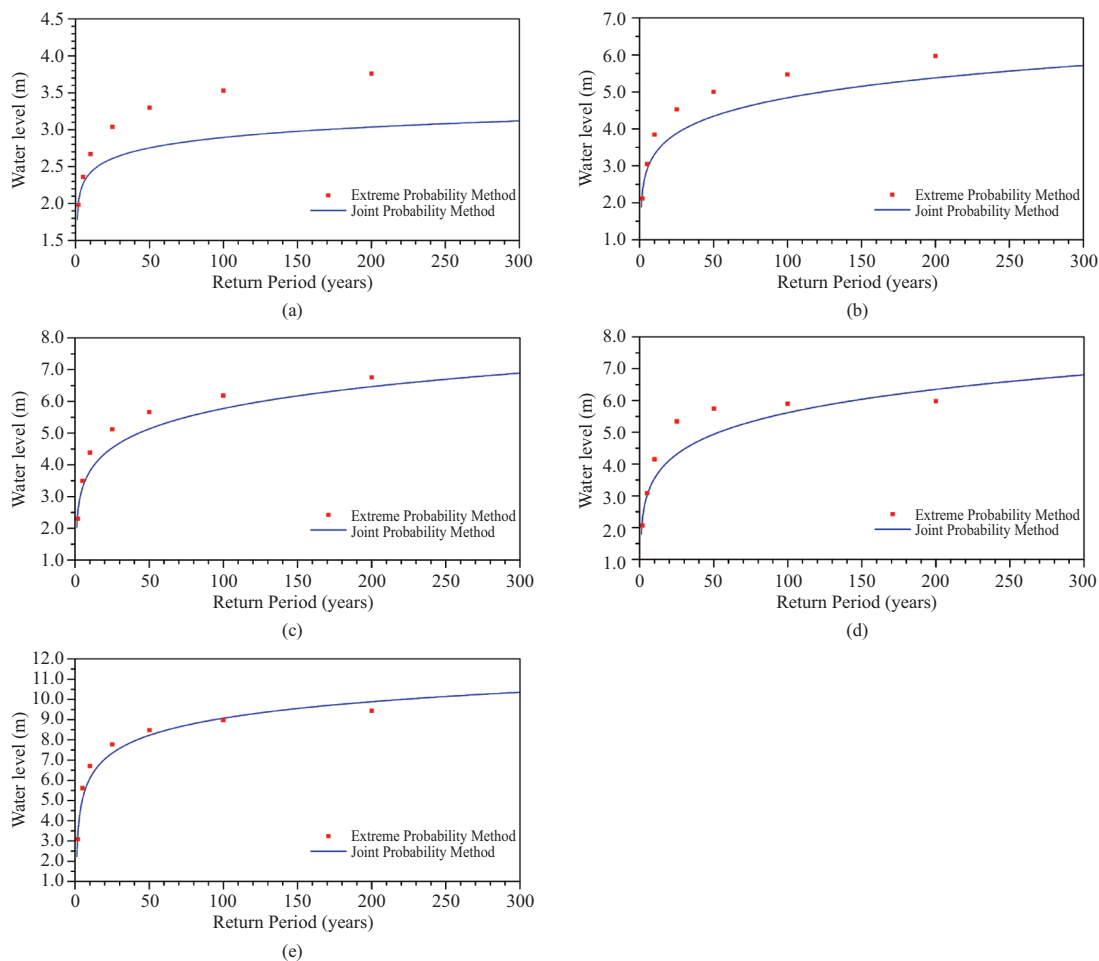


圖 7 頻率分析與聯合機率法(拉丁超維取樣法取樣 400 組)之洪水位預測比較(a)關渡橋(b)台北橋(c)新海橋 (d)大直橋(e)中正橋。

點最適用機率分佈函數，關渡橋為 Gumbel 分佈函數、台北橋為 Lognormal 分佈函數、新海橋為 Lognormal 分佈函數、大直橋為 Lognormal 分佈函數及中正橋為 Weibull 分佈函數。表 10 為聯合

機率分析法(拉丁超維取樣法取樣 400 組)於選定地點之洪水位預測結果，重現期 200 年洪水位為 3.04 公尺至 9.89 公尺。

圖 7 為應用頻率分析方法與聯合機率分析方

法(拉丁超維取樣法取樣 400 組)之洪水位預測比較圖，包括關渡橋、台北橋、新海橋、大直橋與中正橋，圖中顯示應用聯合機率分析之洪水位模擬，結果大致皆低於頻率分析所模擬之洪水位，除各地點之重現期距 2 年、大直橋之重現期距 200 年，以及中正橋之重現期距 100 年與 200 年洪水位高於頻率分析預測之洪水位。由於應用聯合機率分析可以使得各參數間之不確定性降低，進而提高數值模式預測之可靠度與準確度，表示應用頻率分析法所預測的淡水河洪水位可能會有高估之趨勢。

五、結論

本研究應用一維變量流模式建置淡水河系之水理數值模式，並應用聯合機率法(蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法)與傳統頻率分析法進行淡水河系之洪水位預測，可獲致以下幾點結論：

本研究使用一維變量流模式，選定 2011 年南瑪督颱風、2012 年蘇拉颱風與 2013 年蘇力颱風，進行淡水河系之時序水位驗證，比較台北橋、新海橋、大直橋、中正橋及土地公鼻實測水位與模擬水位之統計誤差，均方根誤差為 0.08 公尺至 0.29 公尺，平均絕對誤差為 0.06 公尺至 0.24 公尺，顯示建置之一維變量流模式所模擬之淡水河系時序水位變化，具有可靠性與精確性。

分別應用蒙地卡羅法與拉丁超維取樣法進行聯合機率分析之取樣，蒙地卡羅法取樣 2,000 組、拉丁超維取樣法取樣 200 組與 400 組，於一維變量流模式中進行不同聯合機率分析方法之洪水位預測，其模擬分析結果顯示拉丁超維取樣法取樣 400 組之分析結果較符合蒙地卡羅法取樣 2,000 組之分析結果，應用聯合機率分析方法於淡水河系之洪水位預測，拉丁超維取樣法只要蒙地卡羅法五分之一之取樣組數，意即節省五分之四之模擬時間。

應用拉丁超維取樣法取樣 400 組參數，進行淡水河系之洪水位模擬，將 400 組模擬結果分析洪水位於關渡橋、台北橋、新海橋、大直橋與中正橋之最適用機率分佈函數，分析結果顯示最適用機率分佈函數於關渡橋為 Gumbel 分佈函數、

台北橋為 Lognormal 分佈函數、新海橋為 Lognormal 分佈函數、大直橋為 Lognormal 分佈函數及中正橋為 Weibull 分佈函數。

應用頻率分析與聯合機率分析兩方法於淡水河系洪水位預測之比較，分析結果顯示應用聯合機率分析之模擬洪水位，大致皆低於頻率分析所模擬之洪水位，由於聯合機率分析可以使各參數間之不確定性降低，提高模式預測之可靠度與準確度，表示頻率分析於淡水河系所預測的洪水位可能有高估之趨勢。

謝 誌

本研究承蒙行政院科技部提供計畫研究經費補助，計畫編號 MOST 105-2625-M-239-001-MY2；經濟部水利署第十河川局提供寶貴之實測資料供研究分析，一併予以致謝。

參考文獻

1. Abbot, M. B., "Computational Hydraulics," Pitman Publishing Ltd., London, 1976.
2. Ahmed, E.I., and Kenneth, V.H., "Experimental Investigation of Flow over Side Weirs," Journal of Hydraulics Division, ASCE, Vol. 102, No. 9, pp. 1255-1367, 1979.
3. Archetti, B.A., Bolognesi, A., Casadio, A., and Maglionico, M., "Development of Flood Probability Charts for Urban Drainage Network in Coastal Areas through a Simplified Joint Assessment Approach," Hydrology and Earth System Sciences, Vol. No. 10, pp. 3115-3122, 2011.
4. Baalousha, H.M., "Approximation of the Exponential Integral (Well Function) Using Sampling Methods," Journal of Hydrology, Vol. 523, pp. 278-282, 2015.
5. Bates, P.D., and De Roo, A.P.J., "A Simple Raster-based Model for Flood Inundation Simulation," Journal of Hydrology, Vol. 236, No. 1-2, pp. 54-77, 2000.
6. Benjamin, J.R., and Cornell, C.A., "Probability,

- Statistics and Decision for Civil Engineer”, New York: McGraw-Hill, 1970.
7. Calvo, B., and Savi, F., “Real-time Flood Forecasting of the Tiber River in Rome,” *Natural Hazards*, Vol. 50, No. 3, pp. 461-477, 2009.
 8. Chu, H.L., and Mostafa, M.G., “Unsteady Flow over Side Weirs in Open Channels,” *Symposium on Steady Flow in Open Channels*, U.K, 1976.
 9. Cunge, J.A., Holly, F.M., and Verwey, A., “Practical Aspects of Computational River Hydraulics,” Pitman Publishing Ltd., London, 1980.
 10. Englund, F., and Fredsoe, J., “A Sediment Transport Model for Straight Alluvial Channels,” *Nordic Hydrology*, Vol. 7, No. 5, pp. 296-306, 1976.
 11. Estrela, T., “Use of a GIS in the Modeling Flows on Floodplains,” In: White, W.R. and Watts, J. (Eds.), *Proceedings of the 2nd International Conference on River Flood Hydraulics*, Wiley, pp. 177-189, 1994.
 12. Helmio, T., “Unsteady 1D Flow Model of Compound Channel with Vegetated Floodplains,” *Journal of Hydrology*, Vol. 269, No. 1-2, pp. 89-99, 2002.
 13. Helmio, T., “Unsteady 1D Flow Model of a River with Partly Vegetated Floodplains- Application to the Rhine River,” *Environmental Modelling and Software*, Vol. 20, No. 3, pp. 361-375, 2005.
 14. Hsu, M.H., Fu, J.C., and Liu, W.C., “Flood Routing with Real-time Stage Correction for Flash Flood Forecasting in the Tanshui River, Taiwan,” *Journal of Hydrology*, Vol. 283, No. 1-4, pp. 267-280, 2003.
 15. Iman, R.L., and Helton, J.C., “An Investigation of Uncertainty and Sensitivity Analysis Techniques for Computer Models,” *Risk Analysis*, Vol. 8, No. 1, pp. 71-90, 1988.
 16. Jaber, F.H., and Mohtar, R.H., “Dynamic time step for one-dimensional overland flow kinematic wave solution,” *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE, Vol. 7, No. 1, pp. 3-11, 2002.
 17. Jaber, F.H., and Mohtar, R.H., “Stability and Accuracy of Two-dimensional Kinematic Wave Overland Flow Modeling,” *Advances in Water Resources*, Vol. 26, No. 11, pp. 1189-1198, 2003.
 18. Li, N., McLaughlin, D., Kinzelbach, W., Li, W.P., and Dong, X.G., “Using an Ensemble Smoother to Evaluate Parameter Uncertainty of an Integrated Hydrological Model of Yanqi Basin,” *Journal of Hydrology*, Vol. 529, pp. 146-158, 2015.
 19. Liu, W.C., and Chan, W.T., “Assessment of Climate Change Impacts on Water Quality in a Tidal Estuarine System Using a Three-dimensional Model,” *Water*, Vol. 8, No. 2, 60, 2016.
 20. Mahmood, K., and Yevjevich, V., “Unsteady Flow in Open Channels,” *Water Research Publications*, Foat Collins, Colorado, 1975.
 21. Mazas, F., and Hamm, L., “An Event-based Approach for Extreme Joint Probabilities of Waves and Sea Levels,” *Coastal Engineering*, Vo. 122, pp. 44-59, 2017.
 22. Nguyen, T.S., Luong, A.L., Luong, H.D., and Tran, H.T., “A Finite Element One-dimensional Kinematic Wave Rainfall-runoff Model,” *Pacific Science Review A: Natural Science and Engineering*, Vol. 18, No. 3, pp. 233-240, 2016.
 23. Patro, S., Chatterjee, C., Singh, R., and Raphuwanshi, N.S., “Hydrodynamic Modeling of a Large Flood-prone River System in India with Limited Data,” *Hydrological Processes*, Vol. 23, No. 19, pp. 2774-2791, 2009.
 24. Pramanik, N., Panda, R.K., and Sen, D., “One Dimensional Hydrodynamic Modeling of River Flow Using DEM Extracted River Cross-

- sections,” *Water Resources Management*, Vol. 24, No. 5, pp. 835-852, 2010.
25. Romanowicz, R., Beven, K.J., and Tawn, J., “Bayesian Calibration of Flood Inundation Models,” In: Anderson, M.G., Walling, D.E., and Bates, P.D. (Eds.), *Floodplain Processes*, Wiley, Chichester, pp. 333-360, 1996.
26. Samuels, P.G., “Cross Section Location in One-dimensional Models” In: White, W.R. (Ed.). *International Conference on River Flood Hydraulics*, Wiley, Chichester, pp. 339-350, 1990.
27. Singh, V.P., “Accuracy of Kinematic Wave and Diffusion Wave Approximations for Space-independent Flows,” *Hydrological Processes*, Vol. 8, No. 1, 45-62, 1994.
28. Smemoe, C.M., Nelson, E.J., Zundel, A.K., and Miller, W., “Demonstrating Floodplain Uncertainty Using Flood Probability Maps,” *Journal of the American Water Resources Association*, Vol. 43, No. 2, pp. 359-371, 2007.
29. Svensson, C., Kjeldsen, T.R., and Jones, D.A., “Flood Frequency Estimation Using a Joint Probability Approach within a Monte Carlo Framework,” *Hydrological Sciences Journal*, Vol. 58, No. 1, pp. 8-27, 2013.
30. Tayefi, V., Lanes, S.N., Hardy, R.J., and Yu, D., “A Comparison of One- and Two-dimensional Approaches to Modeling Flood Inundation over Complex Upland Floodplains,” *Hydrological Processes*, Vol. 21, No. 23, pp. 3190-3202, 2007.
31. Timbadiya, P.V., Patel, P.L., and Porey, P.D., “One-dimensional Hydrodynamic Modelling of Flooding and Stage Hydrographs in the Lower Tapi River in India”, *Current Research*, Vol. 106, No. 5, pp. 708-716, 2014.
32. Vachaud, G., and Chen, T., “Sensitivity of a Large-scale Hydrologic Model to Quality of Input Data Obtained at Different Scales; Distributed Versus Stochastic Non-distributed Modelling,” *Journal of Hydrology*, Vol. 264, No. 12, pp. 101-112, 2002.
33. Vanem, E., “Joint Statistical Models for Significant Wave Height and Wave Period in a Changing Climate,” *Marine Structures*, Vol. 49, pp. 180-205, 2016.
34. Vorogushyn, S., Merz, B., Lindenschmidt, K.E., and Apel, H., “A New Methodology for Flood Hazard Assessment Considering Dike Breaks,” *Water Resources Research*, Vol. 46, W08541, 2010.
35. Wiley, J.B., “Simulation Flow and Solute Transport and Mitigation of a Hypothetical Soluble-contaminant Spill for the New River in the New River Gorge National River,” *U.S. Geological Water-Resources Investigations Report* 93-4105, 1993.
36. Yen, C.L., “An Overview on Flood Routing Models,” *Proceedings of the ROC-Japan Seminar on Multiple Hazards Mitigation*, National Taiwan University, Taipei, Taiwan, pp. 552-582, 1985.
37. Zhang, X.Q., Bao, W.M., Qu, S.M., and Yu, Z.B., “One-dimensional Hydrodynamic Model Accounting for Tidal Effect,” *Hydrology Research*, Vol. 43, No. 1-2, pp. 113-122, 2012.
38. 石宜軒, 「序率淹水模擬與疏散規劃分析」, 臺灣大學生物環境系統工程學研究所碩士論文, 2015。
39. 經濟部水利署, 「塔寮坑溪排水系統—塔寮坑溪排水治理計畫」, 2011。
- 收稿日期：民國 106 年 11 月 30 日
修正日期：民國 106 年 12 月 25 日
接受日期：民國 106 年 12 月 27 日