

Reprint 950

應用「協同克里金」定量降水估計法於雨量資料品質控制

楊漢賢、文進<sup>\*</sup> & 陳世倜

第二十五屆粵港澳氣象科技研討會

香港，2011 年 1 月 26-28 日

\*香港中文大學

# 應用「協同克里金」定量降水估計法於雨量數據質量控制

楊漢賢<sup>(1)</sup> 文進<sup>(2)</sup> 陳世倜<sup>(1)</sup>

<sup>(1)</sup>香港天文台 <sup>(2)</sup>香港中文大學

## 摘要

自動雨量器數據可算是定量降水估計中最重要的一個觀測要素。事實上，對於水文預報及暴雨警告等業務，雨量器提供的實測雨量數據，更往往是唯一的憑據。一般量度雨量的儀器，例如自動站常用的翻斗式雨量器，所提供的雨量資料中，都有機會出現系統或隨機誤差。因此，質量控制是必須進行的一項數據前處理工作。本文聚焦其中兩種誤差，即數據通過無線電遙測網絡傳輸受干擾時所出現的異常值，以及雨量器受例如昆蟲或雀鳥污物堵塞而產生的錯誤報告。前者一般體現為一些異常的特大值，而後者則往往顯現成零值或異常的偏小值。這些異常值具持續性，並在氣候極端值範圍內。要成功檢測出這兩種誤差並不容易，尤其是後者，在短時累積雨量或當雨勢不大的情況下十分困難。

我們從降雨空間分布的連貫性入手，藉著統計雨量器數據與定量降水估計值之間的殘差，嘗試設計一套簡單而客觀的雨量數據質量控制方案。本文會介紹一個融合雷達及雨量器數據的「協同克里金」(co-Kriging) 算法，並以此作為反映空間連貫性的一種定量降水估計。在此基礎上，我們分析錯誤雨量器數據的殘差頻數分布，並識別出當中的特徵，從而得出一些適用於數據質量控制的參考閾值。文中除闡述具體的應用辦法，亦會報告初步的測試結果，及討論這套方案在實時操作上遇到的限制及需要進一步處理的問題。

## 1. 引言

礙於各種例如風、蒸發、儀器校準、雨量器堵塞、甚至數據傳輸受干擾等因素而產生的系統或隨機誤差[1]，在定量應用自動雨量器數據前，數據質量控制(QC)是必需的過程。本文根據近期文獻[2]所提出的一套建基於融合雷達及雨量器數據的「協同克里金」(co-Kriging)定量降水估計算法的雨量數據質量控制方案，推出改良方案以處理 5 分鐘及 60 分鐘累積雨量，並嘗試實時處理數據。

## 2. 「協同克里金」定量降水估計法及數據質量控制方案特點

Co-Kriging 算法在統計地質學中是一種相當普遍及有效的分析方法，有關的技術細節可參閱[3]、[4]、[5]及[6]等文獻。氣象界中，文獻[7]、[8]及[9]記載 co-Kriging 分析在雷達及雨量數據方面的應用。近期文獻[2]所提出方案的特點在於：(一) 局地 co-Kriging 分析—讓計算域收窄至 50 公里範圍以內，大大減低運算量；(二) 採用平均方差圖(variogram)—足以表達短時降水分布的空間特徵，並避免實時分析方差圖可能導致的計算不穩定性；(三) 雷達反射率的應用—填補了地面定點觀測的空隙，容許比雨量器站網更精密的雨量分析；(四) 只需實時雨量資料—集中考慮空間連貫性，免卻處理降雨在時間上不連續的問題；(五) 簡單質量控制程序—主要牽涉雨量數據的閾值檢驗，快捷有效。上述特點增加了方案實時操作的可行性。

## 3. 雨量數據及研究細節

本研究使用的主要數據集，包括 2009 年 3 月至 2010 年 2 月期間的雨量器數據和雷達反射率數據。前者包括全香港 157 個自動翻斗式雨量器的 5 分鐘累積雨量報告，數據每 5 分鐘更新一次，時間滯後約 5 分鐘。最低翻斗雨量為 0.5 毫米。業務運行上，同時會以最新的十二個 5 分鐘累積雨量報告之和作為 60 分鐘累積雨量的一個實時估計值。若收到的 5 分鐘報告不足十二個，亦會把當時所有的雨量總和視為 60 分鐘累積雨量。

雷達反射率數據則來自香港天文台的多普勒天氣雷達 2 公里等高反射率(CAPPI) 網格產品，數據每 6 分鐘更新一次，水平分辨率約為 1 公里。由於數據量大，計算方差圖時需要把 CAPPI 數據稀釋，以每 5 點抽 1 點的取樣方式把有效分辨率降低至約 5.3 公里。至於 co-Kriging 網格點雨量分析，則保持以 CAPPI 數據原有分辨率進行。在文獻[2]的研究中，反射率至降雨率的轉換過程採納了標準的 Marshall-Palmer 參數，即  $a=200$ 、 $b=1.6$ ，但結果顯示所得的累積雨量估計偏低，影響了其在 co-Kriging 分析中所佔的

比重。本研究使用了從 2009 年香港降雨資料統計出的另一對參數，即  $a=118$ 、 $b=1.52$ ，反映本地降雨對流性較強的情況。圖(1)顯示利用新參數導出的 5 分鐘及 60 分鐘累積雨量方差圖，當中包含研究數據集內其中 90 個雨天的數據，具體算法見附錄。比較圖(1a)中的《雨量器·雨量器》方差圖及《雨量器·雷達》協同方差圖的 sill 參數值，兩者之比例約為 0.5 : 0.3，與文獻[2]報告的 sill 參數值比例（約為 0.2 : 0.05）相比，量級上較為接近，意味著在本研究中雷達反射率資料在 co-Kriging 分析中所佔的比重有所增加。

為量化雨量器數據的空間不連貫程度，我們以包含雷達及雨量器數據的 co-Kriging 定量降水估計值  $K$  作為一個反映空間連貫性的參考資料，從而計算雨量器原始值的殘差  $D$  及對數殘差  $\xi$ ，並研究其頻數分佈：

$$D = G - K \quad (1)$$

$$\xi = 10 \log(G/K) = 10 \log G - 10 \log K \quad (2)$$

式(1)中，殘差  $D$  的單位為毫米。式(2)中，對數殘差  $\xi$  的單位為分貝 (dB)，而  $G$  為雨量器所錄得的累積雨量。在實際計算時，如  $G$  或  $K$  為零值，會以 0.08 毫米取代。

圖(2)顯示 2009 年 3 月至 2010 年 2 月期間的 5 分鐘累積雨量殘差(以下標數字 5 識別) 頻數分佈圖。在圖(2a)及(2b)中，主峰正象限的尾部可理解為一群異常值，反映該部分雨量器數據的原始值不合理地大於估計值，意味著可能是數據通過無線電遙測網絡傳輸時受干擾而出現異常。由於本數據集只包含一年時間的資料，我們採取的策略傾向保守，只篩掉殘差較大的數據，並以不連續的地方，例如  $D_5 = 14$ ，作為分野。這一觀察將成為質量控制的其中一項準則。

至於雨量器的錯誤零值或異常偏小值，它們所引致的殘差相對細小，往往隱藏在頻數分佈圖近縱軸的主峰裏。若要區分出隱藏的峰值，我們需要定出一個有效篩選適當殘差數據樣本的辦法。為此，我們引入 co-Kriging 估計的誤差值  $\sigma_5$ ，以此設計出一個新的參數  $\delta_5$ ，並定義為  $\delta_5 \equiv |G_5 - K_5| / \sigma_5 = |D_5| / \sigma_5$ 。在這定義下， $\delta_5$  可理解為標準絕對殘差。當  $G_5$  值明顯偏離  $K_5$  值時， $\delta_5$  就會變大，在  $K_5$  相對準確而其誤差  $\sigma_5$  偏小時尤其顯著。圖(2c)顯示把  $\delta_5 \leq 2$  的數據樣本篩掉後所得出的對數殘差頻數分佈圖。在圖(2c)的負象限中，於  $\xi_5$  約為 -12 dB 的位置浮現出一個峰值，揭示出一些不合理的對數殘差負值(即  $G_5$  值明顯比  $K_5$  值小)，意味著可能有雨量器受例如昆蟲或雀鳥污物堵塞而錯誤產生零值或異常偏小值。這個現象並不屬偶然，因為當進一步篩掉  $\delta_5 \leq 3$  的數據樣本後，此一峰值在餘下的對數殘差頻

數分佈圖中(見圖(2d))仍然得以保留。這一發現將成為另一項質量控制的準則。

圖(3)顯示 60 分鐘累積雨量殘差 (以下標數字 60 識別) 頻數分佈圖。在圖(3a)及(3b)中, 主峰正象限的尾部同樣可理解為一群異常值, 有可能是數據通過無線電遙測網絡傳輸時重複受干擾而產生的異常。基於上述相同的策略, 我們只篩掉殘差較大的數據, 並以不連續的地方, 例如  $D_{60}=42$ , 作為分野。這一觀察將成為質量控制的另一項準則。圖 (3c)及(3d)分別顯示以  $\delta_{60} \leq 2$  及  $\delta_{60} \leq 3$  作為條件篩掉後的對數殘差頻數分佈圖。從圖(3c)可見, 在  $\xi_{60} \approx -19\text{dB}$  及  $\xi_{60} = 18\text{dB}$  的地方均浮現異常峰值, 並且在圖(3d)的頻數分佈圖中仍然可見。前者峰值與 5 分鐘累積雨量對數殘差分布圖(2c)中所見類似, 可同樣識別為雨量器錯誤零值或異常偏小值所致。後者峰值則可理解為一些較鄰近雨量資料明顯偏大的雨量器報告。其中一個例子, 是在 2010 年 9 月 9 日的紅色暴雨期間, 個別雨量站因受雷擊而出現故障, 在雨帶離開後仍然錯誤傳回 5 毫米的 5 分鐘累積雨量報告, 並且持續了一段時間。這些發現可作為 60 分鐘累積雨量質量控制的另外兩項準則。

#### 4. 雨量器數據質量控制方案建議

基於上文第 3 節的發現, 我們提出一套簡單的雨量器數據質量控制方案, 包括以下四個步驟:

- (i) 根據香港氣候極端值  $G^c$  進行預先篩選, 只保留低於  $G^c$  的雨量器原始數據;
- (ii) 對步驟(i)保留下來的原始數據, 執行空間連貫性檢測 —
  - 計算 co-Kriging 定量降水估計值;
  - 計算殘差、對數殘差及標準絕對殘差; 及
  - 與對應的殘差閾值 (分別以  $D^c$ 、 $\xi^c$  及  $\delta^c$  標示) 比較;
- (iii) 根據以下條件, 為每一個 5 分鐘累積雨量給出「P」(表示合格) 或「R」(表示不合格) 的質量標籤:
  - 如  $D_5 > D_5^c$ , 標籤為「R」;
  - 否則, 如  $\delta_5 > \delta_5^c$  及  $\xi_5 < \xi_5^c$ , 則標籤為「R」;
  - 除上述兩種情況外, 標籤皆為「P」。
- (iv) 根據以下條件, 為每一個 60 分鐘累積雨量給出質量標籤:
  - 如  $D_{60} > D_{60}^c$ , 標籤為「R」;
  - 否則, 如  $\delta_{60} > \delta_{60}^c$  及  $\xi_{60} < \xi_{60}^c$ , 或  $\delta_{60} > \delta_{60}^c$  及  $\xi_{60} > \xi_{60}^{c+}$  (上標符號“-”及“+”分別代表正及負象限), 則標籤為「R」;
  - 除此以外, 標籤皆為「P」。

步驟(i)是為了避免 co-Kriging 定量降水估計因受到一些極端的原始數

據影響而出錯，從而弄跨隨後的空間連貫性檢測步驟。根據香港天文台於1971年所錄得的每小時513毫米的最高瞬間降雨率，我們把5分鐘及60分鐘累積雨量的極端值 $G_5^c$ 、 $G_{60}^c$ 分別設定為42.75（即 $513 \times 5/60$ ）及513毫米。而步驟(iii)中所需的閾值，我們根據上文第3節的結果，分別設定為 $D_5^c = 14$ 毫米、 $\delta_5^c = 2$ 及 $\xi_5^c = -12$  dB。至於步驟(iv)中所需的閾值，則設定為 $D_{60}^c = 42$ 毫米、 $\delta_{60}^c = 2$ 、 $\xi_{60}^c = -19$  dB及 $\xi_{60}^{c+} = 18$  dB。注意， $\xi^c$ 閾值的選取對 $\delta^c$ 的設定並不太敏感，選取更高的 $\delta^c$ 值亦可，但質量控制的成功偵錯比率可能會相應下降。

## 5. 客觀評估

由於上述質量控制方案建基於定量降水估計之上，因此在評估其成效前，需要先評估co-Kriging算法的準確度。上文第4節的殘差數據，撇除極端值後，可用作交叉驗證。包含所有降水估計數據（包括零雨量）的結果顯示， $K_5$ 的標準誤差為0.3毫米，平均誤差則接近零，線性迴歸系數為0.79。而 $K_{60}$ 的標準誤差為1.0毫米，平均誤差則為0.006毫米，線性迴歸系數為0.85。從 $K$ 對 $G$ 的散點圖（圖略）中亦得知，co-Kriging定量降水估計仍有低估的傾向。這顯然是由於在進行交叉驗證時，最重要的一項數據——即估計地點的雨量器數據，必須在降水估計過程中略去。無論如何，由於本質量控制方案主要檢視殘差及其相對於殘差閾值的距離，因此對降水估計的絕對值並不太敏感，所以質量控制的成效未受太大影響。圖(4)——(7)比較以co-Kriging、Kriging、Barnes及純雷達四種定量降水估計法製作的雨量分析圖在四個案例中的表現。整體而言，co-Kriging無論對於空間分布或雨量強度的掌握，都顯得較為合理，在雨量器缺乏的地方更為明顯。

為了具體了解本方案的效能，我們以2010年6月10日早上3時至下午2時的一次降雨過程為例，深入剖析。在這段時間內，共接收到20,039個5分鐘累積雨量數據，我們使用第4節所提出的客觀方案進行質量控制測試，並以主觀方法（筆者人手）複檢，詳細結果羅列於表(1)及表(2)中。整體而言，被客觀判斷為不合格數據的比率少於1%，而在這些不合格數據當中，錯判比率約為10%。錯判的原因，部分是由於雨量器處於降雨區的邊緣位置，單單參考co-Kriging定量降水估計值並不足以準確衡量雨量數據的空間連貫性。

為進一步排除主觀因數，我們再進行了兩項模擬測試，分別把人造零值（有雨情況下）及人造大值（雨量器無雨量紀錄情況下）逐一植入雨量器數據，並進行質量檢測。從表(1)及表(2)最右兩欄的結果可見，人造零值的成功偵錯比率分別達83%（5分鐘累積雨量）及97%（60分鐘累積雨量）。在失敗的檢測中，大部份的 $\delta$ 及 $\xi$ 均十分接近其閾值，這代表把閾值調低可以使成功偵錯比率增加。然而，這亦有機會增加錯判率。在設計人造大值

測試時，為儘量避免出現無凌兩可的結果，大值選擇的準則定為閾值對應的雨量加上 $2\sigma$ （即兩倍 co-Kriging 估計的誤差值；測試時段內， $\sigma_5$ 及 $\sigma_{60}$ 平均約為 0.5 及 2.4 毫米）。在 5 分鐘累積雨量人造大值（15 毫米）測試中，成功偵錯比率達 98.3 %。在失敗的檢測中，大部份都是由於 co-Kriging 的誤差，導致雨量估值大於 1 毫米，以致殘差少於閾值（14 毫米）而通過檢測。至於 60 分鐘累積雨量人造大值（47 毫米）測試方面，成功偵錯比率達 99.9 %。而人造 10 毫米（以模擬不合理偏大值）的成功偵錯比率只有 55.2 %。事實上，若  $K_{60}$  接近零，例如 0.08 毫米，閾值  $\xi_{60}^{c+} = 18$  dBZ 對應的雨量只約為 5.1 毫米。但由於測試不是在完全無雨的情況下進行（co-Kriging 分析顯示部分地區有 3 至 5 毫米雨量），後者較低的偵錯比率反映要成功找出不合理偏大的錯誤數據仍存在一定困難。

## 6. 討論

本研究雖然使用了一對統計上較能反映對流性降雨的 Marshall-Palmer 參數，但對個別暴雨例子來說未必完全適用。日後若投入業務運作，可嘗試配合雷達降雨實時訂正方案使用。對應香港的地理範圍，以 CAPPI 數據原有分辨率進行 co-Kriging 格點雨量分析可以在一分鐘之內完成。但若擴展至涵蓋如珠三角範圍，軟件仍有待進一步優化。上文第 5 節提及質量檢測錯判的原因，部分是由於雨量器處於降雨區的邊緣位置。比較表(1)及表(2)中《人造零值》兩欄的偵錯比率，可見因雨量器堵塞而產生的錯誤，在較長時段的累積雨量中一般較容易給偵察出來。圖(8)顯示兩個成功偵察出錯誤零雨量報告的實例。至於 60 分鐘雨量數據質量檢測的準則能否幫助檢測 5 分鐘雨量數據，從而提升降雨區邊緣的質量控制效果的問題，仍需進一步研究。此外，雖然 60 分鐘雨量數據的人造異常大值的偵錯比率尚算滿意，但對於那些不屬異常但卻不合理偏大的問題數據，現時的方案仍有改善的空間。

## 7. 總結

本文介紹了一套融合雷達及雨量器數據的 co-Kriging 算法，並以此作為反映空間連貫性的一種定量降水估計。透過分析錯誤雨量器數據的殘差頻數分布中的特徵，從而建議一套簡單而客觀的雨量數據質量控制方案。測試結果顯示方案有一定的成效，但若實時業務操作仍需注意有關的限制及未能處理的問題。co-Kriging 算法同時亦適用於網格點的定量降水分析，效果比單純利用雨量器數據的傳統方法，無論在空間分布或雨量強度的掌握都更有優勢。

## 鳴謝

本文作者多謝岑智明先生的寶貴意見及澳洲氣象局 Alan Seed 博士的支持和啟發，並促成是次研究及本文的誕生。

## 參考文獻

- [1]. Habib, E., W.F. Krajewski, & A. Kruger, 2001: Sampling Errors of Tipping-Bucket Rain Gauge Measurements. *J. Hydrol. Eng.*, **6**, 159-166.
- [2]. YEUNG, Hon-yin, C. Man, A. Seed & S.T. Chan, 2010: Development of a Localized Radar-Rain Gauge Co-Kriging QPE Scheme for Potential Use in Quality Control of Real-time Rainfall Data, *the 3rd WMO International Conference on Quantitative Precipitation Estimation, Quantitative Precipitation Forecasting and Hydrology*, 18-22 October 2010, Nanjing, China.
- [3]. Wackernagel, H., 1998: *Multivariate geostatistics — An introduction with applications*, 2nd Edition, Springer, Berlin.
- [4]. Webster, R. & M. Oliver, 2001: *Geostatistics for Environmental Scientists*, Wiley, England.
- [5]. Goovaerts, P., 1998: Ordinary Cokriging Revisited. *Mathematical Geology*, **30**, 21-41.
- [6]. Phillips, D.L., E.H. Lee, A.A. Herstrom, W. E. Hogsett & D.T. Tingey, 1997: Use of auxiliary data for spatial interpolation of ozone exposure in southeastern forests. *Environmetrics*, **8**, 43-61.
- [7]. Creutin, J.D., G. Delrieu & T. Lebel, 1988: Rain Measurement by Rain-gage-Radar Combination: A Geostatistical Approach. *J. Atmos. Oceanic Technol.*, **5**, 102-115.
- [8]. Schuurmans, J.M., M.F.P. Bierkens & E.J. Pebesma, 2007: Automatic Prediction of High-Resolution Daily Rainfall Fields for Multiple Extents : The Potential of Operational Radar. *J. Hydromet.*, **8**, 1204-1224.
- [9]. Velasco-Forero, C.A., D. Sempere-Torres, E.F. Cassiraga & J.J. Gómez-Hernández, 2009: A non-parametric automatic blending methodology to estimate rainfall fields. *Advance in Water Resources*, **32**, 986-1002.



## 附錄 — 方差圖的定義和算法

根據文獻[4]，我們把《雨量器·雨量器》方差圖  $\gamma_{GG}$ 、《雷達·雷達》方差圖  $\gamma_{RR}$  及《雨量器·雷達》協同方差圖  $\gamma_{GR}$  定義為：

$$\begin{aligned}\gamma_{GG}(h) &= \frac{1}{2P_1(h)} \sum_{k=1}^{P_1(h)} [G(x_k + h) - G(x_k)]^2 \\ \gamma_{RR}(h) &= \frac{1}{2P_2(h)} \sum_{k=1}^{P_2(h)} [R(x_k + h) - R(x_k)]^2 \\ \gamma_{GR}(h) &= \frac{1}{2P_3(h)} \sum_{k=1}^{P_3(h)} [G(x_k + h) - G(x_k)][R(x_k + h) - R(x_k)]\end{aligned}$$

當中  $G$  代表由雨量器所錄得的雨量， $R$  則代表從雷達反射率轉換而來的雨量， $h$  表示任意兩個雨量器或兩個雷達網格點之間的距離。為方便製作統計圖，我們把  $h$  分割成闊度為  $2\Delta$  的等寬間距， $h$  的初始值及  $\Delta$  均設定為 1 公里。 $P_{1,2,3}(h)$  表示在分隔距離  $h-\Delta$  至  $h+\Delta$  之間的所有兩點配對的數目。根據上述定義， $\gamma(h)$  可理解為一個量度兩點之間的雨量均方差，並且隨相隔距離  $h$  而變的函數。統計圖製成後，再以指數函數進行非線性迴歸分析：

$$\gamma(h) = \begin{cases} 0 & \text{if } h=0 \\ C_0 + C_1(1 - e^{-h/a}) & \text{if } h>0 \end{cases}$$

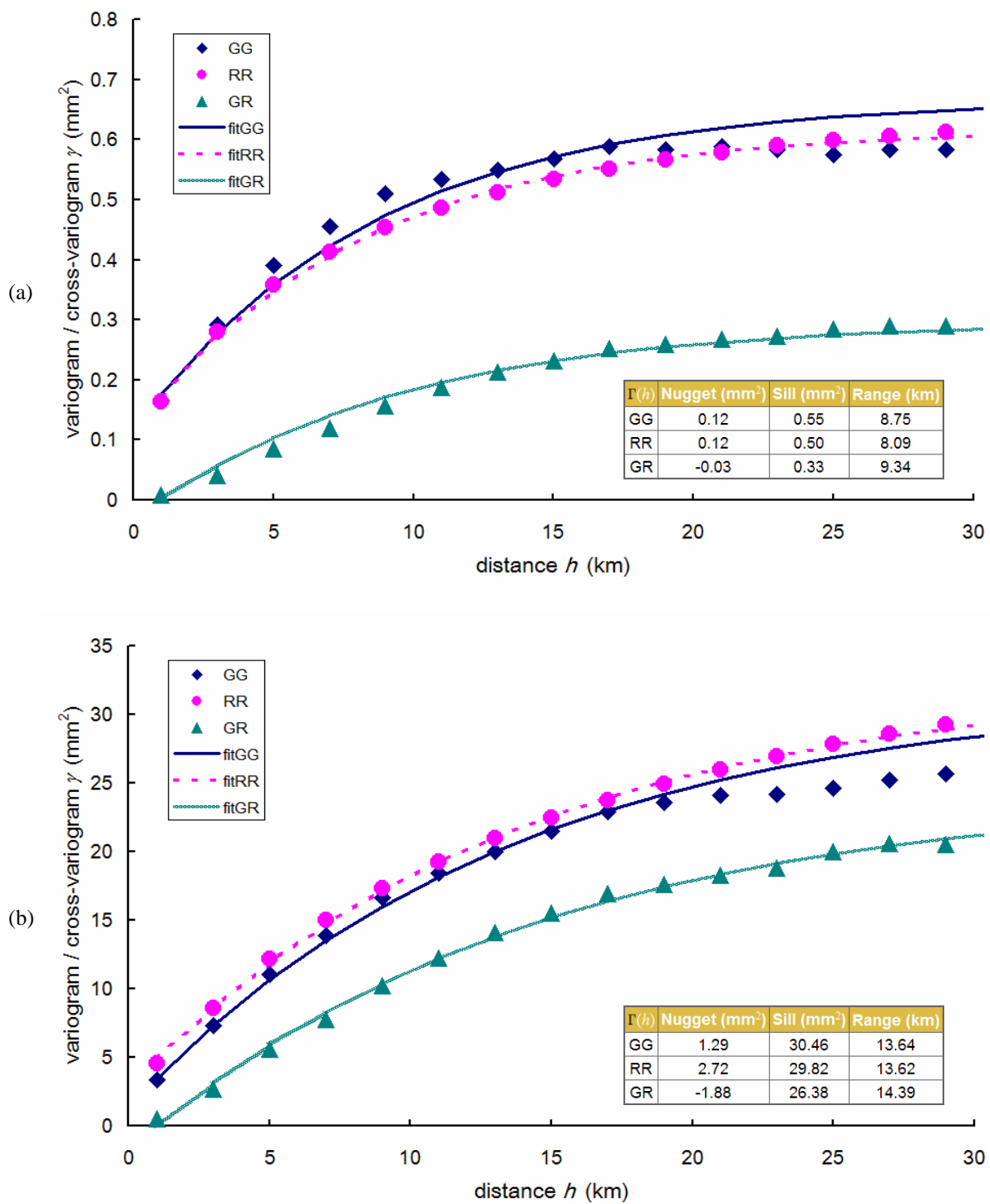
分析所得的  $C_0$ 、 $C_1$  及  $a$  分別代表 nugget、sill 及 range 三個 co-Kriging 算法所需的參數。

表(1) 5分鐘累積雨量數據質量控制測試結果

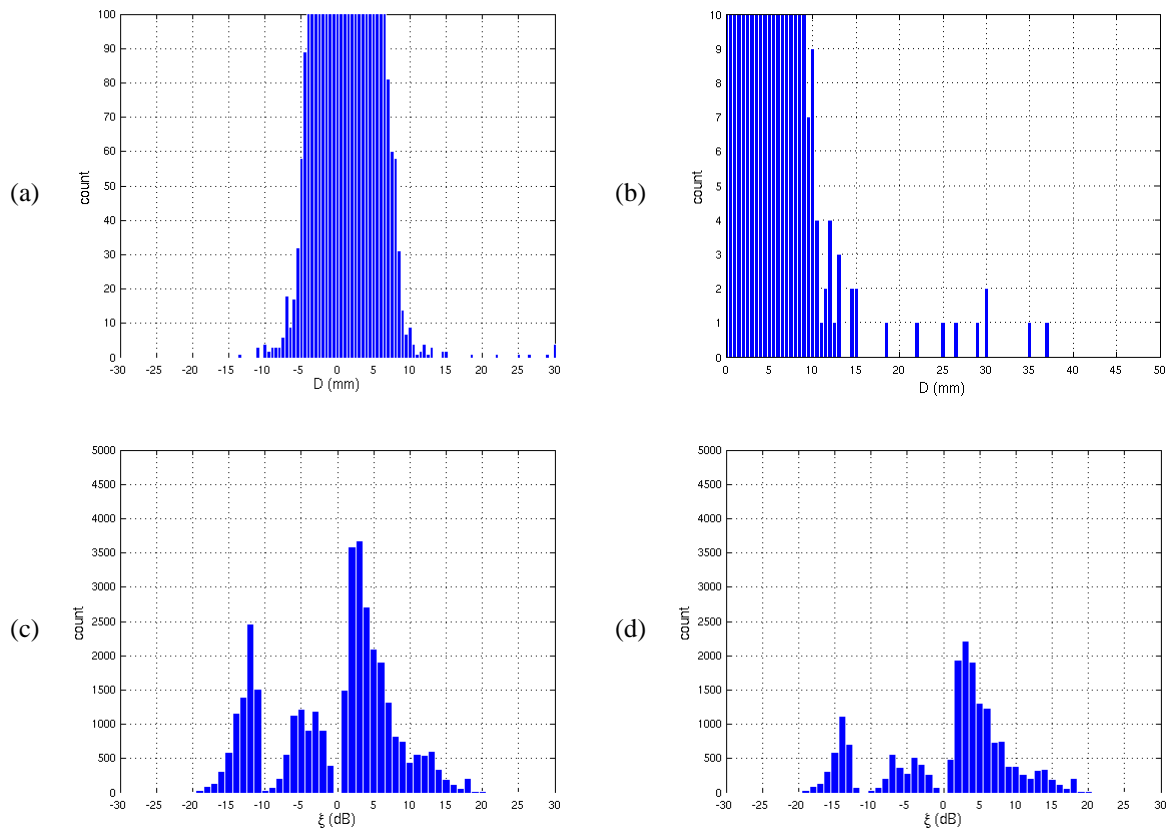
雨量器 報告	質量控制 方法	雨量範圍 (毫米)				
		$G_5 = 0.0$	$G_5 \geq 0.1$	所有 $G_5$	人造零值 ( $G_5$ 原始值 $\geq 2$ )	人造 15 ( $G_5$ 原始值=0)
報告總數	-	12,162	7,877	20,039	1,134	11,634
不合格數目 (比率)	客觀(co-Kriging)	137 (1.1 %)	0 (0.0 %)	137 (0.7 %)	940	11,438
	主觀判斷	123 (1.0 %)	0 (0.0 %)	123 (0.6 %)	1,134	11,634
錯判比率	相對不合格報告	10.2 %	-	10.2 %	-	-
	相對報告總數	0.12 %	0.0 %	0.07 %	-	-
偵錯比率	相對報告總數	-	-	-	82.9 %	98.3 %

表(2) 60分鐘累積雨量數據質量控制測試結果

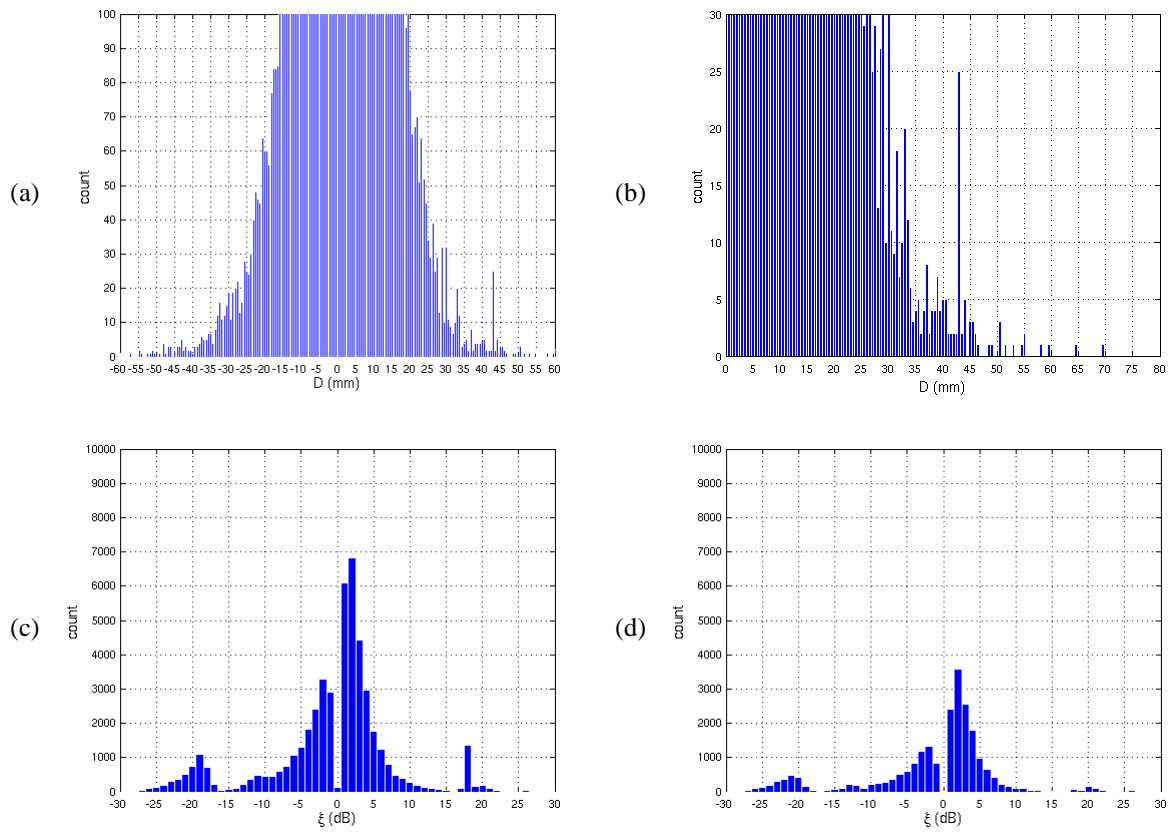
雨量器 報告	質量控制 方法	雨量範圍 (毫米)					
		$G_{60} = 0.0$	$G_{60} \geq 0.1$	所有 $G_{60}$	人造零值 ( $G_{60}$ 原始值 $\geq 10$ )	人造 10 ( $G_{60}$ 原始值=0)	人造 47 ( $G_{60}$ 原始值=0)
報告總數	-	1,967	18,322	20,289	2,873	1,653	1,653
不合格數目 (比率)	客觀(co-Kriging)	57 (2.9 %)	0 (0.0 %)	57 (0.3 %)	2,797	913	1,652
	主觀判斷	57 (2.9 %)	0 (0.0 %)	57 (0.3 %)	2,873	1,653	1,653
錯判比率	相對不合格報告	0.0 %	-	0.0 %	-	-	-
	相對報告總數	0.0 %	0.0 %	0.0 %	-	-	-
偵錯比率	相對報告總數	-	-	-	97.4 %	55.2 %	99.9 %



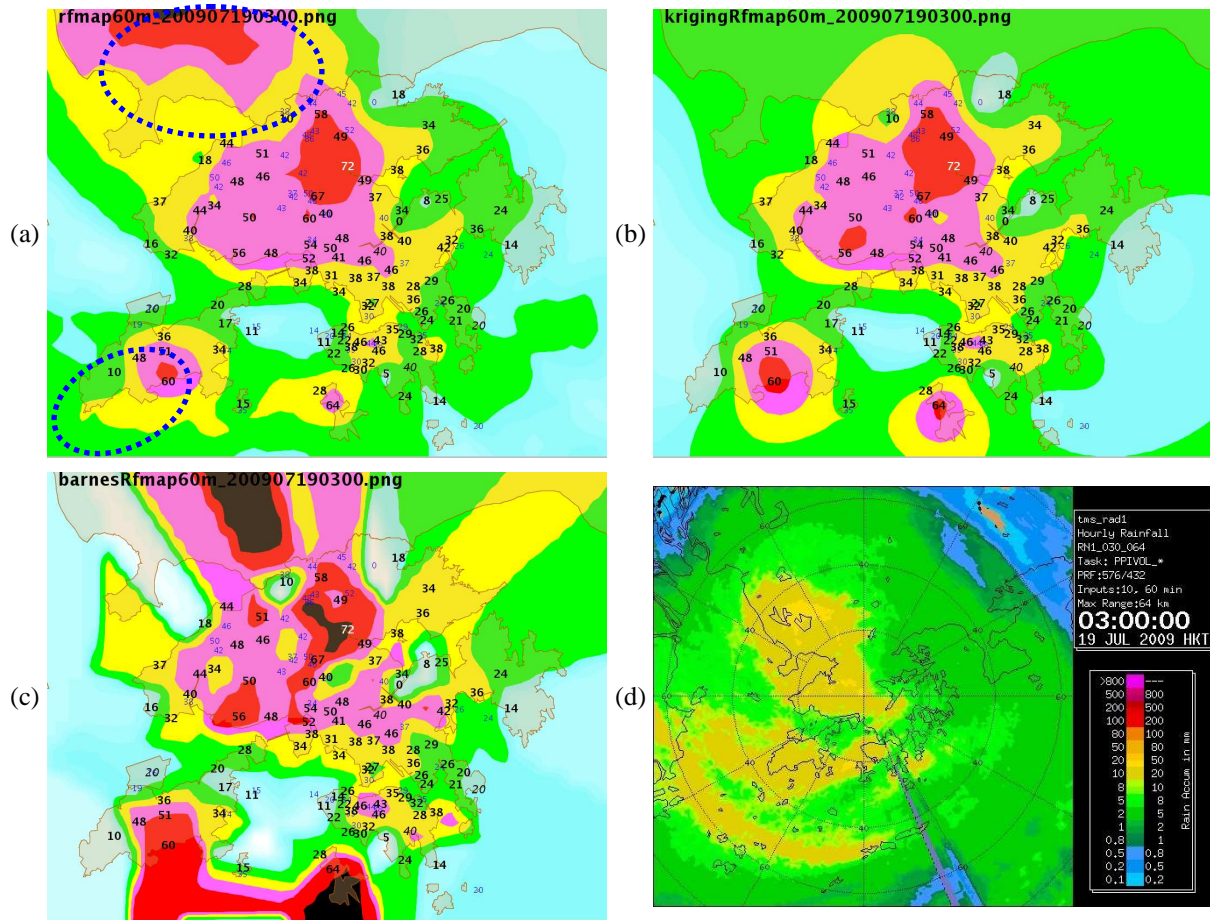
圖(1) 香港 2009 年 3 月至 2010 年 2 月的平均方差圖及協同方差圖：(a) 5 分鐘累積雨量；(b) 60 分鐘累積雨量。圖中 GG、RR 及 GR 分別表示《雨量器·雨量器》方差圖、《雷達·雷達》方差圖及《雨量器·雷達》協同方差圖。



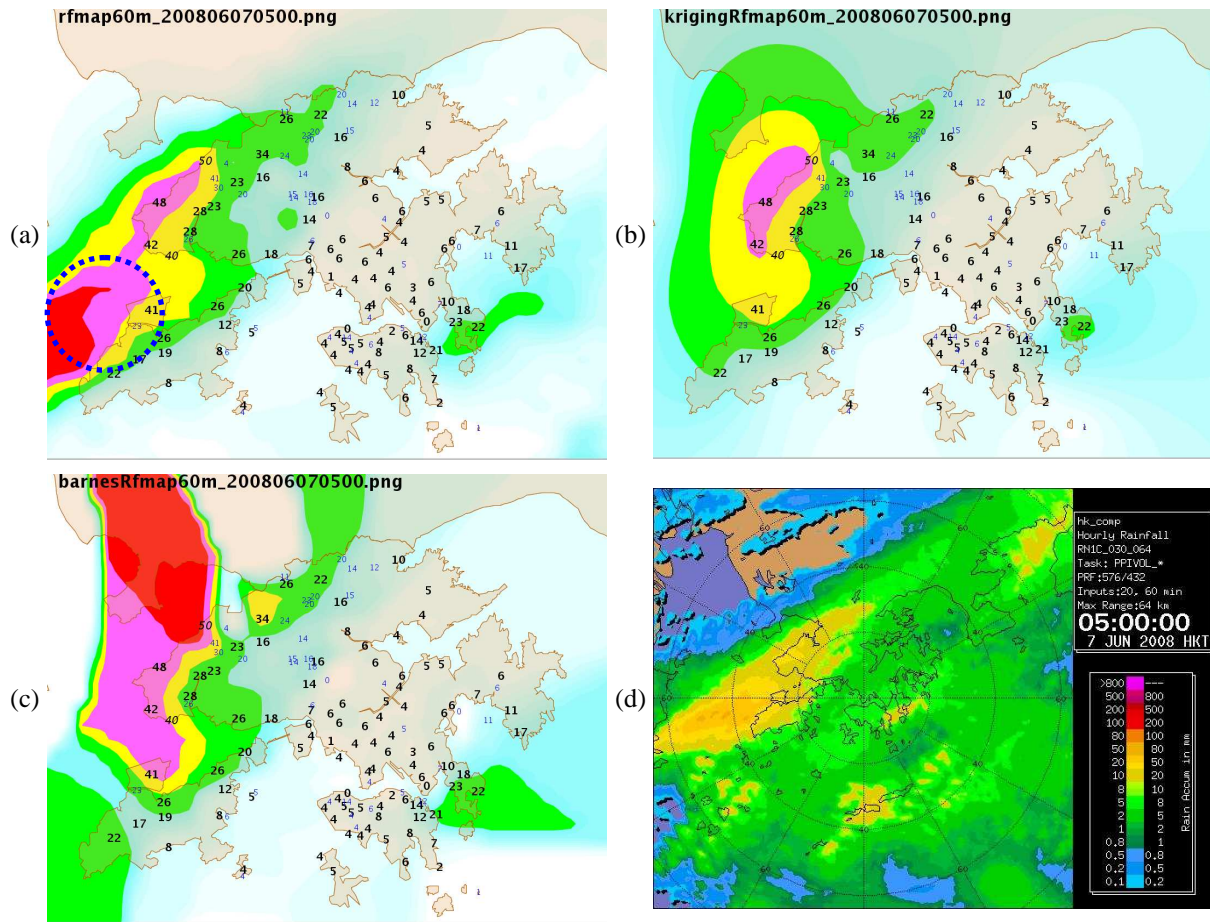
圖(2) 2009年3月至2010年2月的5分鐘累積雨量殘差頻率分佈圖：(a)所有殘差；  
 (b)圖(a)正象限的放大圖；(c)  $\delta > 2$  的對數殘差；(d)  $\delta > 3$  的對數殘差。



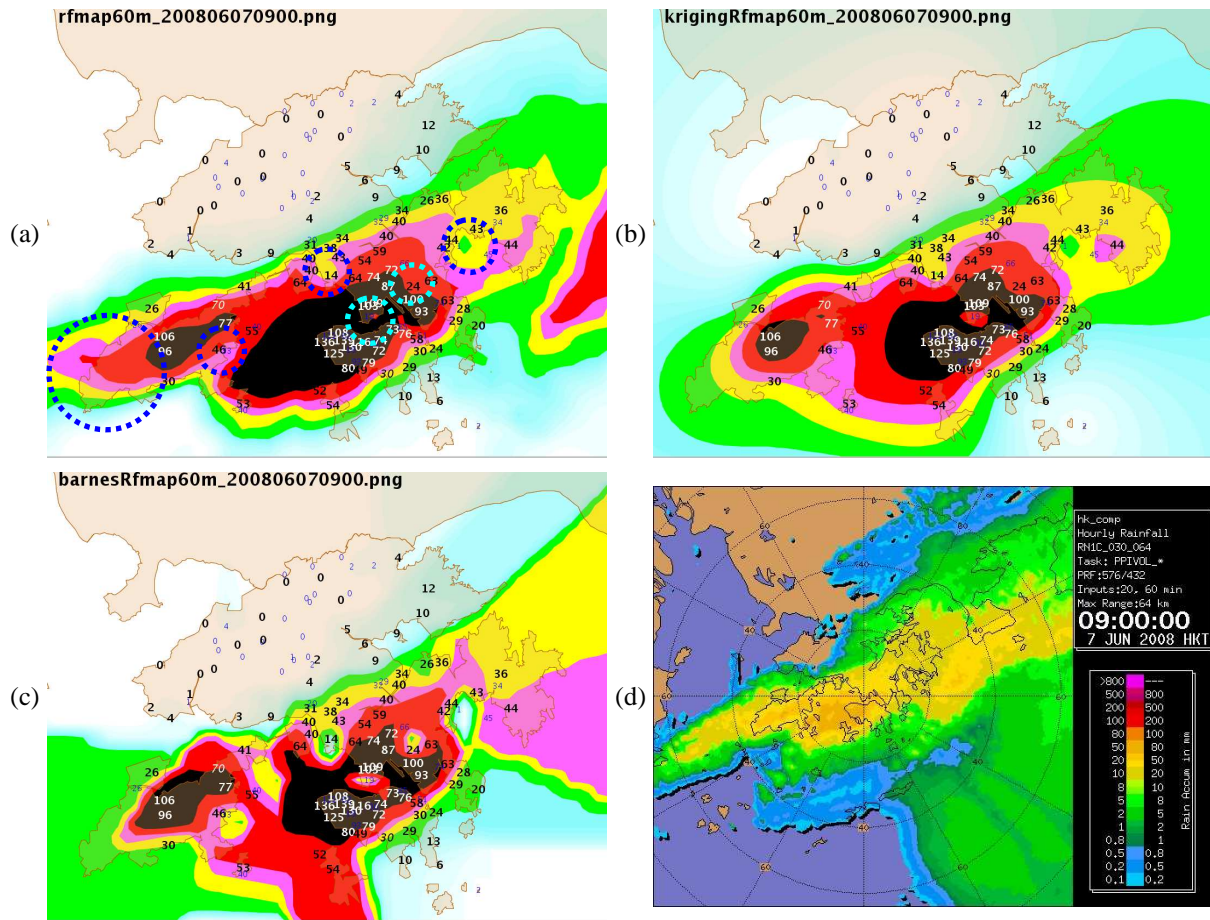
圖(3) 2009年3月至2010年2月的60分鐘累積雨量殘差頻率分佈圖：(a)所有殘差；  
 (b)圖(a)正象限的放大圖；(c)  $\delta > 2$  的對數殘差；(d)  $\delta > 3$  的對數殘差。



圖(4) 以四種定量降水估計法製作的 60 分鐘累積雨量分析圖之比較：(a) co-Kriging；(b) Kriging；(c) Barnes；(d) 純雷達反射率。雨量圖中的數字為雨量器紀錄，而綠、黃、粉紅、紅及黑色區域分別代表 20 至 30、30 至 40、40 至 50、50 至 70 及超過 70 毫米的雨量分析。上列個案的時間為 2009 年 7 月 19 日上午 3 時。co-Kriging 分析在圖中西北及西南角(以橢圓標示)雨量器缺乏的地方較為合理。

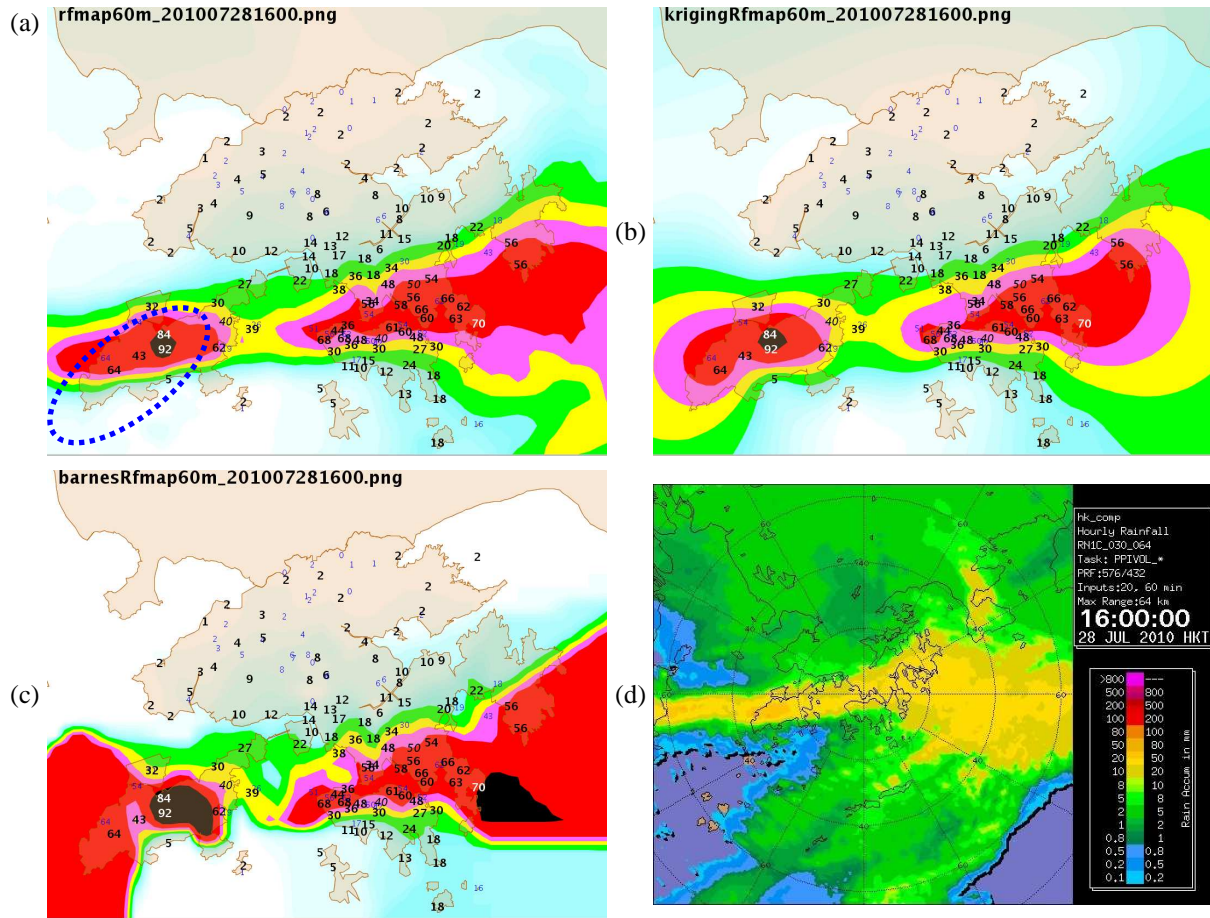


圖(5) 同圖(4)，個案時間為 2008 年 6 月 7 日上午 5 時。co-Kriging 分析在香港西部區域 (以圓圈標示)較為合理。



圖(6) 同圖(4)，個案時間為2008年6月7日上午9時。co-Kriging分析在大嶼山西南角及雨量器數據不合理地偏小的地方(以圓圈標示)較為合理。



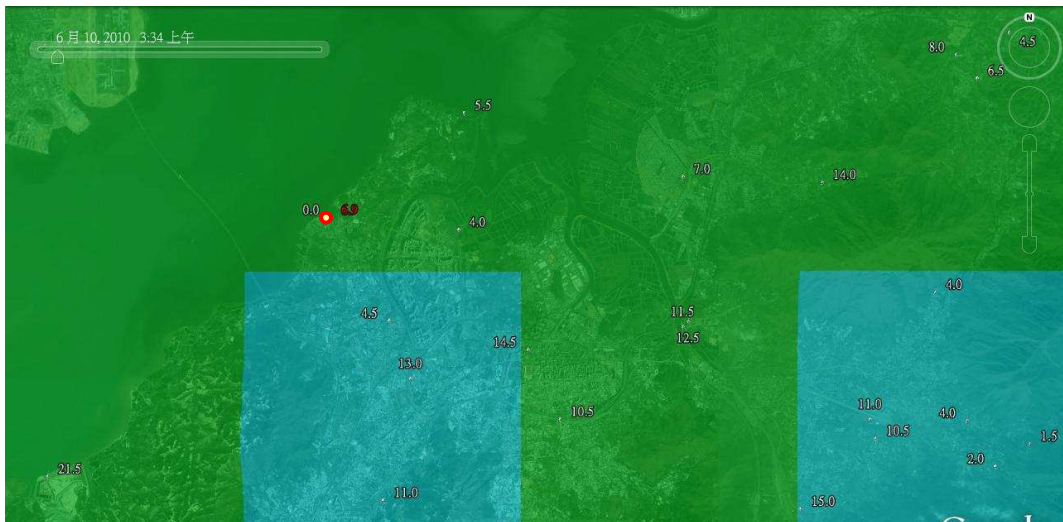


圖(7) 同圖(4)，個案時間為 2010 年 7 月 28 日下午 4 時。co-Kriging 分析在大嶼山西南角及超過 70 毫米的地方(以橢圓標示)較為合理。

(a)



(b)



圖(8) 成功偵察出錯誤零雨量（根據人手分析）報告的實例：(a) 2010年6月10日早上4時40分位於大嶼山北部的5分鐘累積雨量報告；(b) 2010年6月10日早上3時30分位於流浮山附近的60分鐘累積雨量報告。圖中紅圈表示問題雨量器位置，而紅色數字代表 co-Kriging 雨量估計值。