

以地理加權迴歸分析建立灌溉率與各影響因子之關係

Using Geographically Weighted Regression to Build the Relationship with Irrigation Rate and Effecting Factors

國立台灣大學
生物環境系統工程學系
博士候選人

張 齡 方
Ling-Fang Chang

國立台灣大學
生物環境系統工程學系
碩士班研究生

古 建 廷
Chang-Ting Ku

國立台灣大學
生物環境系統工程學系
教 授

林 俊 男*
Chun-Nan Lin

摘 要

台灣目前農業用水為用水的大宗，而灌溉用水又佔農業用水之 87%，在面對用水不足的壓力下，農業用水成為最大的轉移目標，因此應配合農業用水結構的改變，水稻灌溉用水量需予以合理估算。目前在灌溉用水的估算方面乃採用「灌溉率」的方式計算之，其來源乃是依據工作人員與農民多年工作經驗粗估得知。使用上雖簡便，卻無法由其數值中得知灌溉率與各影響因子間的關係，因此其最大問題為一定值，無法隨各因子變動而調整。故本研究擬以嘉南水利會二期作水田區域為研究對象，藉由空間迴歸找出灌溉率的影響因子，並建立各因子與灌溉率的關係，同時討論各因子在空間上的變化情形。研究結果發現入滲率、溫度、降雨量為其影響因子，而溫度、降雨量其迴歸係數具有空間上顯著的差異。

關鍵詞：灌溉率，缺水，乾旱管理。

ABSTRACT

Agricultural sector in Taiwan holds the biggest share (70%) of water right. About 87% of agricultural water consumption is utilized for irrigation purpose. Water right reallocation becomes a more pressing pressure on agricultural sector because the shortages in water supply comparing to the continuously increasing water demands. An efficient assessment for agricultural water demand is necessary for this regional water reallocation decisions,

Irrigation Rate is currently used by Irrigation Association in Taiwan for estimating

*通訊作者，台灣大學生物環境系統工程學系教授，106 台北市大安區羅斯福路 4 段 1 號，lcn@upland.ae.ntu.edu.tw

water demand of paddy farming. These irrigation rates were made up through working experience of the staffs and farmers. Although it is a convenient way for demand assessment, it is difficult to adjust according to the cropping pattern change because the relationships between the Irrigation Rate and related affecting factors are unknown. The Irrigation rate are mainly affected by farm water requirement, as well as the losses in percolation, conveyance and irrigation management practices.

This paper introduces the Geographically Weighted Regression to analyze the relationship among irrigation rate and the spatially distributed affecting factor like rainfall, soil and temperature. It is found that the Geographically Weighted Regression does significantly improve the traditional regression and capture the spatial variations of the affecting factors.

Keywords: Irrigation Rate, Water shortage, Drought management.

一、前言

台灣地區山地面積約佔全島之四分之三，由於山高坡陡，河道均大都屬於源短流急，且降雨在時間與空間上分佈不均，故水資源不易攔截儲存利用，進而形成台灣用水不足的情況發生。台灣早期農業經營以提供糧食生產為主要目標，農業是主要之經濟活動，農業用水佔總用水量 71%，而灌溉用水又佔農業用水之 87%，灌溉用水中以稻作所需之灌溉用水占主要部分(經濟部水利司，1996)。近年來台灣因工商業蓬勃發展，人口快速成長，導致民生與工業用水在量的需求與日遽增，但無法適時配合開發可靠水資源以應需求，因而使用量最多的農業用水成為被用水轉移的目標，導致農業用水佔總用水量的比例逐年下降(沈榮茂，2005)。在我國加入 WTO 之後，水稻面積減少，因而水稻用水量之分配額度亦相對減少，將使水田灌溉用水量面臨不足的問題。因此在水資源的有效分配利用、環境生態平衡及國土保育利用的觀點上，應配合農業用水結構的改變，水稻灌溉用水量需予以合理估算。

國內外常用的灌溉用水量的推估方式可分為兩大類：

1. 以單位面積用水量為概念：
也就是以單位面積所需的灌溉用水量或灌

溉率來推估灌溉用水量。所謂的灌溉率乃指每秒立方公尺的流量可以灌溉的面積(hm/cms)，其數值愈高代表每秒立方公尺的流量可灌溉的面積愈大，也就是單位面積所需的水量愈少。經濟部水利署(2004)以單位面積之灌溉用水量乘上種植面積來估算灌溉用水量；經濟部所頒訂的「地面水水權/臨時用水登記申請須知」附錄十一中則明訂各種土壤質地及各種作物之灌溉率，再配合下列公式來推估灌溉用水量。

$$Q = \frac{A}{IR} \times \frac{24}{T} \times \frac{100}{100 - Loss} \dots\dots\dots(1)$$

式中， Q 為每日引用水量(cms)

A 為灌溉面積(ha)

IR 為灌溉率(ha/cms)

T 為每日用水時間(hr)

$Loss$ 為輸水損失率(%)

此方法已將灌溉之影響因子綜合於灌溉率內，因此在灌溉用水量計算時，僅需取得面積資料即可方便快速求得；然而由於其在應用上，每個時間的用水標準皆已固定，也就是第 1 旬到第 36 旬灌溉率分別為一定值，無法隨著年度氣候變化而調整，因此當田間之灌溉遇到缺水時，則無法即時反應做出應變措施，故僅適用於正常期之配水。

2. 以經驗公式來推估：相關的經驗公式有很多(陳清田，1996)，本研究僅列舉較常用的

兩個代表模式來說明：

- (1) 聯合國糧農組織(Food and Agriculture Organization of the United Nations，簡稱 FAO)：

$$IR_{FAO} = ET_C - AR - Ge - Wb \dots\dots\dots(2)$$

式中： IR_{FAO} ：灌溉需水量(mm)

ET_C ：作物蒸發散量(mm)

AR ：有效雨量(mm)

Ge ：地下水補充量(mm)

Wb ：土壤臨前含水量(mm)

- (2) 荷蘭土地開墾與發展研究所(International Institute for Land Reclamation and Improvement，簡稱 ILRI)：

$$IR_{ILRI} = ET_C + P - AR \dots\dots\dots(3)$$

式中 IR_{ILRI} ：灌溉需水量(mm)

ET_C ：作物需水量(mm)

P ：滲漏量(mm/day)

AR ：有效雨量(mm)

甘俊二(1973)、廖一光(1992)、鄧松敦(1993)、陳清田(1996)、經濟部水利司(1996)、志和(1997)、溫在弘等(1998)、洪培浩(1999)等多位學者的研究，皆是引用經驗公式來推估灌溉用水量。此類的方式雖然概念簡單，但在各因子的推估公式繁多且複雜，而且何者為最合理之推估公式，迄今亦無定論(溫在弘，1998)；此外，若想變更推估公式則必須重新撰寫程式，將降低農業用水規劃決策之效能與效率。故目前台灣在實務上灌溉用水量的推估，乃採用使用上較為簡便的灌溉率作為制訂灌溉用水計畫的依據(陳獻、葉名山，1981)。然而如前所述各旬別的灌溉率分別為一定值，從數值中又無法得知其與各影響因子的關係，因此當氣候變化或缺水時，無法即時調整，故本研究希望能空間加權迴歸分析的方式，建立灌溉率與各影響因子之關係，如此不僅能同時兼具方便快捷與即時應變的優點，亦可探討各因子之迴歸係數於空間上的變化情形。

本文的主要分為三部分，第一說明為何選用地理加權空間迴歸模式，第二進行影響因子的選定與模式的建立，最後再進行結果討論。

二、研究流程

迴歸分析方法可分為全域的迴歸分析，與區域的迴歸分析兩大類(Platt，2004)。其中全域的迴歸分析方法常會出現兩個問題：(1)殘差項存在空間上自相關的情形；(2)很多空間模式，存在空間非穩態的情形，然而透過地理加權迴歸分析(GWR)可以解決殘差項存在空間上自相關的情形，並可以由其結果表現出空間非穩態的狀況(Brunsdon et al.，1996、1998a、1998b、Fotheringham et al.，1996、1997a、1997b、1998、2000、2002、Platt，2004)。因此本研究擬定先採用以全域的迴歸分析方法-最小平方推估，灌溉率與各因子的關係，並藉由 Moran's I 檢測其殘差項是否存在空間自相關或非穩態的問題，判定的方式為：若 Moran's I 值大於 0 則為正相關，小於 0 則為負相關，且值越大表示空間分佈的相關性越大，即空間上有聚集分佈的現象。反之值越小代表空間分佈相關性小，而當值趨於 0 時，即代表此時空間分佈呈現隨機分佈的情形(陳慈仁，2001)。若檢測結果確認全域的迴歸分析方法-最小平方其殘差項是否存在空間自相關，再以區域性的迴歸-GWR(Geographically Weighted Regression)來進行分析，最後再比較全域分析與區域分析的結果。詳細的模式理論將於下一章節介紹。

三、方法

3-1 研究區域

本研究以嘉南農田水利會為研究地區，嘉南農田水利會位於台南西南部的嘉南平原，灌溉區域面積約 7.8 萬公頃，為台灣水利會中灌溉面積最大者。本研究中選用水利會管理層級的最基本單位，也就是以小組為研究單元，而本研究區域內二期作水田的小組共計有 602 個。

3-2 模式變數

灌溉率用水因子的選定方面，本研究乃選定文獻中所提及的灌溉用水量的相關因子(陳獻、葉名山，1981、顏志和，1997、陳清田，1991、鄭建民，1981、陳順和，1990、經濟部水利司，1996)，

表 1 各參數資料來源及與灌溉率的關係

描述		資料來源	預期與灌溉率的關係
IR	灌溉率(ha/cms)	嘉南水利會 2005 年資料	
AV_INF	土壤入滲率	台灣省農業試驗所 1998 年資料	—
AV_TEM	溫度	中央氣象局 1967 年至 1996 年氣象站資料 ^a	—
AV_MOIS	相對溼度	中央氣象局 1967 年至 1996 年氣象站資料 ^a	+
A_WIND	風速	中央氣象局 1967 年至 1996 年氣象站資料 ^a	—
AV_EVAP	蒸發散量	Blaney-Criddle ^b	—
AV_PE	有效降雨量	中央氣象局 1967 年至 1996 年氣象站資料 ^a	+
AV_SUN	日照率	中央氣象局 1967 年至 1996 年氣象站資料 ^a	—

^a 包括中央氣象局屬 27 個氣象站、33 個氣候站、90 個農業氣象站分析而得

^b 計算公式為 $C.U. = \sum Kc \times p \times (0.46T + 8)$

其中 C.U.：全生育期作物需水量 (mm)

Kc：作物係數

P：不同緯度平均日溫時間所佔之百分比(%)

T：平均日溫度 (°C)

包括入滲率、溫度、相對溼度、風速、蒸發散量、有效雨量、日照率等因子作為模式之預測變數，以供後續分析使用。

各項資料的來源分述如下：入滲率資料來台灣省農業試驗所提供的土系分佈在經由面積加權所求得的小組平均入滲率。溫度、相對溼度、風速、降雨量、日照率資料來自於中央氣象局 1967 年至 1996 年逐日之氣象站資料整理而成的旬別資料。蒸發散量(EvaPotranspiration)採用修正後的 Blaney-Criddle 方法來估算，也就是以溫度及日照時數及日照比率推估蒸發散量有時亦稱為作物需水量(Consumptive Use of Crops)，其定義為—作物葉面蒸散與其附近地面及水面蒸發之總和。作物需水量間接估算方法大多以各地區之物理現象，記錄作物生長期間之各種氣象環境因素，而成立推求作物需水量之經驗公式，雖然在計算上較為複雜，但在電子計算器之協助下亦不失為一簡單而方便之方法，其間接推估法即利用如 Modify Penman、Modify Blaney-Criddle、Radiation 或蒸發皿推求法等推求參考作物需水量之公式，再乘上各地之作物係數，即可推算各生育期之作物需水量。本研究作物需水量乃採 Blaney-Criddle 方法作為參考作物需水量之依據，進行作物需水量推估。於氣象資料中，溫度

之資料較易取得，而日照比率則可由地球緯度及月份得到，所以本法使用之情形相當普遍。灌溉率的資料來源為 2005 年嘉南水利會所提供之各輪區現行各旬別的灌溉率(單位：ha/cms)，本研究主要針對二期作水田的部分進行探討，由於本研究選用的研究單元為小組，故需將各旬別之灌溉率整理為各小組的旬別平均灌溉率，並將整理後的小組灌溉率與小組圖層結合，以供後續分析之用。

3-3 程序

在進行迴歸分析前，本研究先以直方圖(histogram)與 Normal P-P(probability plot)圖等來測定應變項是否拒絕其為常態分配的假設，檢定結果應變項皆符合常態分配的假設。再者為了避免各變項間之關係呈現線性關係(linearity)與共線性(collinearity)所造成的誤差，本研究分別進行雙變項相關分析與共線性分析，雙變項相關分析中，若應變項與自變項間之關係很弱或比自變項間之相關弱的話，就則各變項間之關係可能為線性關係。表 2 為各參數之相關係數，由表中可發現各氣候因子間有很大的相關性，若自變項間高度相關的話，會影響到對迴歸係數之假設測定，故本研究擬以變異數波動因素(variance inflation

表 2 各參數之相關係數

	灌溉率	入滲率	溫度	相對濕度	風速	蒸發散量	降雨量	日照率
灌溉率	1	-0.16	-0.40	0.15	0.03	-0.37	-0.03	-0.47
入滲率	-0.16	1	0.14	-0.07	-0.02	0.15	-0.02	0.20
溫度	-0.40	0.14	1	<u>0.24</u>	<u>0.23</u>	<u>0.59</u>	<u>0.52</u>	<u>0.86</u>
相對濕度	0.15	-0.07	0.24	1	<u>0.91</u>	<u>-0.62</u>	<u>0.87</u>	-0.13
風速	0.03	-0.02	0.23	<u>0.91</u>	1	<u>-0.62</u>	<u>0.84</u>	-0.04
蒸發散量	-0.37	0.15	<u>0.59</u>	<u>-0.62</u>	<u>-0.62</u>	1	<u>-0.32</u>	<u>0.75</u>
降雨量	-0.03	-0.02	<u>0.52</u>	<u>0.87</u>	<u>0.84</u>	<u>-0.32</u>	1	0.09
日照率	-0.47	<u>0.20</u>	<u>0.86</u>	-0.13	-0.04	<u>0.75</u>	0.09	1

factor, VIF)來檢定自變項間之共線性，若 VIF 大於 10，則表示該變項與其他預測變項有共線問題，若變數間存在共線性，則考慮理論模式而剔除具有共線性的變數。表 3 為各參數之 VIF 值，由表中可發現各氣候因子間有共線問題，故需剔除變數以使得 VIF 小於 10。本研究中最後選用土壤因子中的入滲率以及氣象資料中較易取得之溫度及降雨量作為模式之預測變數，入滲率、溫度、降雨量之 VIF 值如表 4 所示，其 VIF 值皆小於 10，已解決共線問題。

預測變數選定後，分別進行一般迴歸分析與空間加權迴歸分析(GWR)。傳統的多元迴歸分析是推估蒐集變數與預測變數間的關係。以兩個預測變數、n 個觀測點的例子而言，其模式可表示為：

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon \quad \text{.....(4)}$$

其中 y 為應變數， x_1 和 x_2 為自變數，

β_0 、 β_1 、 β_2 為迴歸係數， ε 為誤差項，

為了改善線性迴歸模式結果無法滿足其殘差於空間上的分佈不呈常態分佈的假設時，可用地理加權迴歸模型 GWR (Fotheringham et al., 1998)加以修正。也就是將式(4)修改如下：

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \beta_1(u_i, v_i)x_1 + \beta_2(u_i, v_i)x_2 + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中 y 為應變數， x_1 和 x_2 為自變數， (u_i, v_i) 表示觀測點 i 點的座標

$\beta_0(u_i, v_i)$ 、 $\beta_1(u_i, v_i)$ 、 $\beta_2(u_i, v_i)$ 為迴歸係數， ε_i 為點 (u_i, v_i) 迴歸式之誤差項

一般而言，模式參數的推估是利用 OLS 法，線性迴歸模式的參數可由下列式子求得：

表 3 各參數之變異數波動因素

	VIF
入滲率	1.052
溫度	1135.133
相對濕度	91.851
風速	118.683
蒸發散量	133.782
降雨量	381.336
日照率	444.490

表 4 各參數之變異數波動因素

	VIF
入滲率	1.032
溫度	1.422
降雨量	1.393

$$\beta = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad \text{.....(6)}$$

在 GWR 模式中，各觀測點之迴歸係數可由下式(7)推求：

$$\beta = (X^T W X)^{-1} X^T W Y \quad \text{.....(7)}$$

其中 X 是自變數觀測值之矩陣，為 $n \times 2$ 的矩陣

$$X = \begin{bmatrix} x_1(u_1, v_1) & x_2(u_1, v_1) \\ x_1(u_2, v_2) & x_2(u_2, v_2) \\ . & . \\ . & . \\ x_1(u_n, v_n) & x_2(u_n, v_n) \end{bmatrix}$$

β 是迴歸係數之矩陣，為 $n \times 3$ 的矩陣

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_0(u_1, v_1) & \beta_1(u_1, v_1) & \beta_2(u_1, v_1) \\ \beta_0(u_2, v_2) & \beta_1(u_2, v_2) & \beta_2(u_2, v_2) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \beta_0(u_n, v_n) & \beta_1(u_n, v_n) & \beta_2(u_n, v_n) \end{bmatrix}$$

W 是空間權重矩陣，為 $n \times n$ 的矩陣

$$W = \begin{bmatrix} w_{i1}(u_i, v_i) & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & w_{i2}(u_2, v_2) & \dots & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & w_{in}(u_n, v_n) \end{bmatrix}$$

每一個觀測值的權重為：

$$w_{ij}(u_i, v_i) = \exp(-d_{ij}/h)^2 \dots\dots\dots(8)$$

d_{ij} ：是觀測值 i 與 j 位置之間距離

h ：是一個叫做 bandwidth 的定值

參數推估的結果可以解釋區域的變化情形，透過此模式的建立，可修正參數在區域內沒有變化的問題。

四、結 果

4-1 全域迴歸分析

表 5 為二期作灌溉率之全域迴歸分析結果，由表中可知，溫度、降雨量之迴歸係數在 5% 的顯著水準下均呈現顯著。迴歸係數方面，除了降雨量的係數為正號外，入滲率、溫度之迴歸係數皆為負號，此結果皆與預期符號相符。再由標準化係數中可發現，各參數中以溫度對於模式的個別解釋力最高，入滲率的解釋力最低，由此可見在本研究區域內，灌溉率的影響因子中以溫度最大，入滲率最小。

為了探討線性迴歸模式之殘差項是否存在空間上自相關的情形，本研究將二期作 OLS 之殘差製圖如圖 1，並利用 Moran's I 檢定其殘差在空間之分佈是否呈現空間自相關。一般而言，若 Moran's I 明顯大於 0，則存在空間正相關，若 I

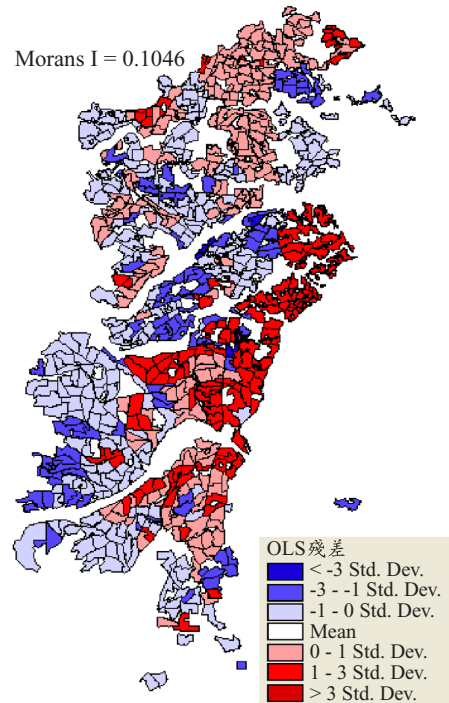


圖 1 二期作 OLS 之殘差空間圖

表 5 二期作灌溉率之全域 a 迴歸分析結果(n=602)

	標準化係數	標準誤	T	P-Value
常 數		31.779	14.631	0.000
入滲率	-0.083	18.065	-2.231	0.026
溫 度	-0.506	1.215	-11.642	0.000
降雨量	0.233	0.042	5.424	0.000

a. 整個研究區域的平均迴歸結果

明顯小於 0，則存在空間負相關，若未明顯偏離 0，則表示空間分佈呈隨機分佈。由圖中可知 Moran's I = 0.1046，因此可判定殘差在空間中有些許的正相關，故後續仍以 GWR 模式修正之。

4-2 地理加權迴歸分析

地理加權分析結果發現二期作之 GWR 模式中，R-Square 值從原本之 0.21 提高至 0.82。表 6 為以蒙地卡羅法檢測空間非穩態之結果，由表中可發現常數項、溫度與降雨量之迴歸係數在空間上均顯著地呈現非穩態，入滲率之迴歸係數在空間上呈現穩態變化，因此我們可以說，本研究區

表 6 以蒙地卡羅法檢測空間非穩態 a 之結果
(n=602)

	P-Value
常數	0.000***
入滲率	0.750
溫度	0.000***
降雨量	0.000***

a. 檢測若迴歸係數在空間上沿著某方向而變化，則迴歸係數在空間變化不為隨機

*** = significant at .1% level

** = significant at 1% level

* = significant at 5% level

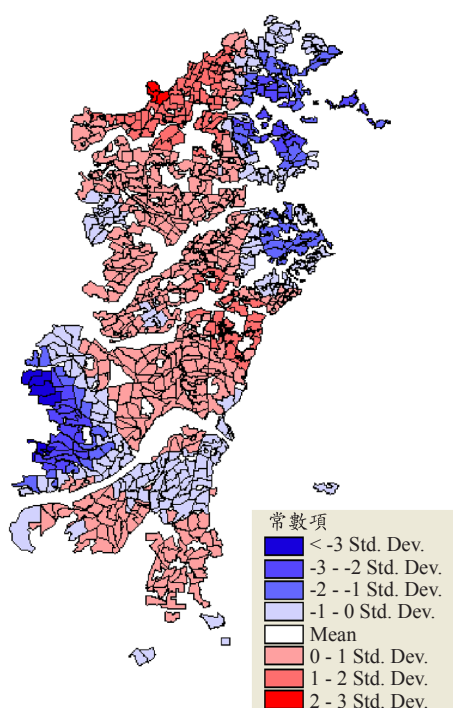


圖 2 常數項之空間變異

域內常數項與溫度及降雨量對灌溉率的影響具有空間上的變異，故應以地理加權迴歸模型來修正灌溉率與各因子的關係較為合理。

圖 2~4 分為常數項與溫度與降雨量之迴歸係數在空間上之變異情形。圖 2 可發現研究區域內的中間區域之常數項較大，往東北或西南兩端漸小。圖 3 可發現研究區域內的中間區域之溫度的迴歸係數較小，往東北或西南兩端漸大。圖 4

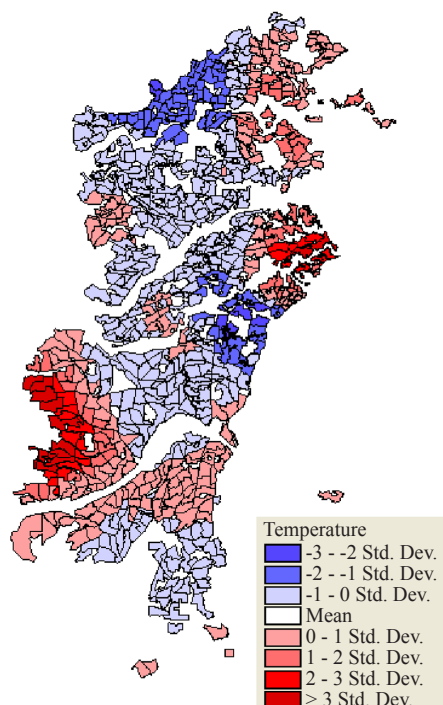


圖 3 溫度迴歸係數之空間變異

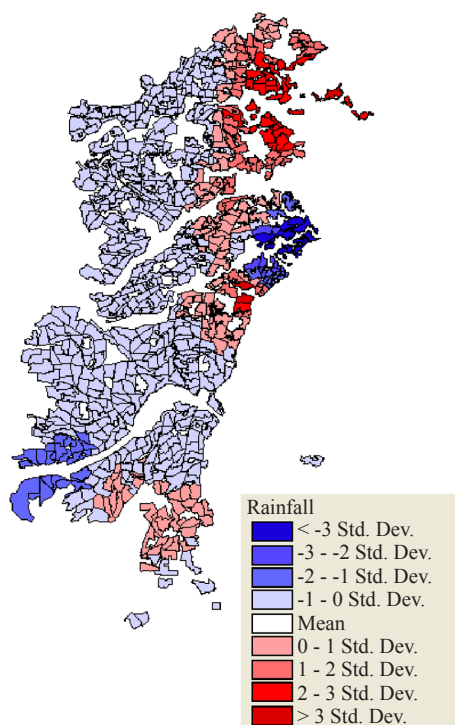


圖 4 降雨量迴歸係數之空間變異

可發現研究區域內的東北區域之降雨量的迴歸係數較大，愈往西南迴歸係數漸小。由此 GWR 的結果可發現各參數對灌溉率的影響程度具有空間上的變異，因此在應用於規劃灌溉用水量時，可進一步考量各參數在空間上具有不同的影響。

五、討 論

全域的迴歸分析結果，可以看到整個研究區域內各影響因子對於灌溉率的平均影響情形。降雨量的係數為正號，所代表的意義為當降雨量增加時，灌溉率也會增加，也就是單位流量所能灌溉的面積變大，換句話說為當降雨量增加時，單位面積所需的灌溉用水量減少，此結果與預期結果相符。入滲率、溫度之迴歸係數皆為負號，所代表的意義為當入滲率或溫度增加時，灌溉率也會減少，也就是單位流量所能灌溉的面積變小，換句話說當入滲率或溫度增加時，單位面積所需的灌溉用水量變多，此結果亦與預期結果相符。

為了探討 GWR 分析是否確實修正全域迴歸分析其殘差項在空間上呈現自相關的情形，本研究將二期作之 GWR 之殘差製圖如圖 5，並進行 Moran's I 值的檢測，檢測結果發現透過 GWR 模式的分析，二期作之 Moran's I 值降為-0.0013，由於其結果趨近於 0，故可以推定其殘差在空間中已呈隨機分佈，故透過 GWR 模式不僅能改善複迴歸模式，同時可改善複迴歸模式其殘差於空間上不呈現常態分佈的問題。

經由全域迴歸分析與 GWR 的分析結果可發現，考慮空間的影響模式使得模式的解釋力顯著提高，由此可見灌溉率的影響因子中，有一個或一個以上的參數具有空間上顯著的變異，故以全域迴歸分析之模式解釋力較低，考慮空間加權影響的 GWR 迴歸係數之模式解釋力較高。本研究區域之降雨量與溫度皆具有西南高，東北低的空間變異趨勢，故考慮空間變異的 GWR 的迴歸模式可以顯著增加模式的解釋力。

此外透過 GWR 分析結果，亦可以探討各影響因子在空間上對於灌溉率具有不同程度的影響，以降雨量之迴歸係數為例，由圖 4 中可發現

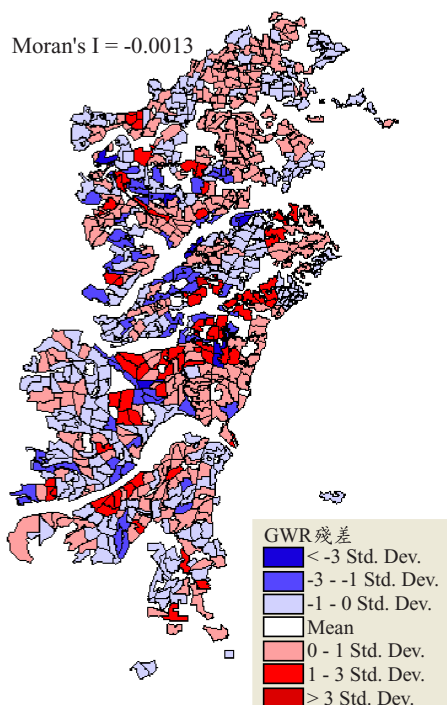


圖 5 二期作 GWR 之殘差空間圖

降雨量之迴歸係數於空間上呈現西南低東北高的情形，也就是西南區域單位降雨量的變化對灌溉率的影響較小，東北區域單位降雨量的變化對灌溉率的影響較大，推測造成此差異原因主要由於研究區域內降雨量分佈本為西南高東北低，因此當降雨量有所變化時，會以降雨量較低的東北區域對灌溉率的影響較顯著。故藉由 GWR 之分析，可進一步展現各影響因子對灌溉率在空間上之影響差異，此結果可以應用於區域灌溉用水規劃上的參考。

六、結 論

經由線性複迴歸分析結果可知，灌溉率的解釋變數有入滲率、溫度與降雨量。而透過 GWR 模式分析，不僅可以改善線性複迴歸分析其殘差於空間上不呈隨機分佈的情形，並可以將模式的解釋力顯著提高。

本研究不僅可藉由全域的迴歸分析可看出各因子對於灌溉率的平均影響情形，同時可藉由 GWR 模式進一步探討各參數對灌溉率在空間上

之影響程度變化。最後研究結果亦可提供管理單位做為灌溉用水量規劃上之參考。

參考文獻

1. Brunsdon, C., Fotheringham, A.S., and Charlton, M.E., Geographically weighted regression - modelling spatial non- stationarity, *Journal of the Royal Statistical Society, Series D-The Statistician*, 47(3), 431-443, 1998.
2. Brunsdon, C., Fotheringham, A.S., and Charlton, M.E., 1998, Spatial nonstationarity and autoregressive models, *Environment and Planning A*, 30(6), 957-993.
3. Brunsdon, C., A. Stewart Fotheringham and M.E. Charlton, 1996, "Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity", *Geographical Analysis*, 28(4), 281-298.
4. Platt, R. V., "Global and local analysis of fragmentation in a mountain region of Colorado." *Agriculture Ecosystems & Environment* 101(2-3): 207-218, 2004.
5. Fotheringham, A.S., Brunsdon, C., and Charlton, M.E., *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*, Chichester: Wiley, 2002.
6. Fotheringham, A.S., Brunsdon, C., and Charlton, M.E., *Quantitative Geography*, London: Sage, 2000.
7. Fotheringham, A.S., Brunsdon, C., and Charlton, M.E., Geographically weighted regression: a natural evolution of the expansion method for spatial data analysis, *Environment and Planning A*, 30(11), 1905-1927, 1998.
8. Fotheringham, A.S., M.E. Charlton and C. Brunsdon, "Two Techniques for Exploring Non-stationarity in Geographical Data" *Geographical Systems*, 4: 59-82, 1997.
9. Fotheringham, A.S., M.E. Charlton and C. Brunsdon "Measuring Spatial Variations in Relationships with Geographically Weighted Regression", Chapter 4 in *Recent Developments in Spatial Analysis, Spatial Statistics, Behavioral Modeling and Neurocomputing* M.M. Fischer and A. Getis (eds.), Springer-Verlag: London, 1997.
10. Fotheringham, A.S., M.E. Charlton and C. Brunsdon, "The Geography of Parameter Space: An Investigation into Spatial Non-Stationarity", *International Journal of Geographic Information Systems*, 10: 605-627, 1996.
11. 甘俊二、湯松義，「烏山頭水庫灌溉配水計畫與農業用水量推估之有關研究」，1973 年。
12. 台灣省水利局，「農田水利會合理灌溉用水量及水源可靠水量調查與評估」，1996 年。
13. 洪培浩，應用空間決策支援系統探討作物制度變更對農業灌溉用水之影響，國立台灣大學農業工程學研究所碩士論文，1999。
14. 沈榮茂，農業三生用水與民生工業用水之關係，2005 年農工研討會與談簡報，2005。
15. 陳獻、葉名山，嘉南灌區本田灌溉率調查研究報告，民國 70 年 6 月。
16. 陳清田，台灣地區旱作物需水量之推估研究，國立台灣大學農業工程學研究所碩士論文，1996。
17. 陳順和 (1990)，稻作灌區變動流量條件下配水技術之研究，國立臺灣大學農業工程研究所碩士論文。
18. 廖一光，「專家系統應用於灌溉用水之推估」，台灣大學農業工程研究所，碩士論文，1992 年。
19. 經濟部水資源局，「研擬合理農業灌溉用水標準及農業用水調配之可行性方案研究」，1997 年 6 月。
20. 鄧松敦，「雲林灌區灌溉用水模式之研究」，台灣大學農業工程研究所，碩士論文，1993 年。
21. 經濟部水利署，「台灣地區民國九十二年農業用水量統計報告」，2004 年 12 月。
22. 經濟部水利署，「地面水水權/臨時用水登記

- 申請須知」，經濟部水利署網站，2004。
23. 顏志和，農業灌溉用水量之推估及其實態用水特性之分析研究，國立臺灣大學農業工程學研究所碩士論文，1997。
24. 鄭健民，水田滲漏量之探討，國立臺灣大學農業工程研究所碩士論文，1981。
25. 溫在弘、蘇明道、林俊宏、陳增壽，「以地理資訊系統建立區域灌溉用水推估模式」，台灣水利，46(3)，p.12-23，1998。
26. 陳慈仁，「台北市資訊軟體業與網際網路服務業區位分佈之研究」國立台灣大學建築城鄉研究所碩士論文，2001。
- 收稿日期：民國 95 年 2 月 20 日
接受日期：民國 95 年 3 月 1 日