防蝕工程　第二十五卷第四期　第 219 ~ 230 頁　2011 年 12 月
Journal of Chinese Corrosion Engineering, Vol. 25, No. 4, pp. 219 ~ 230 (2011)

臺灣地區鋅金屬大氣腐蝕速率預測模式之建立

周淑芳[1]、王朝正*[1]、羅俊雄[2]、邱永芳[3]、陳桂清[3]、柯正龍[3]

A Regression Model for Predicting the Corrosion Rate of Zinc in Taiwan

S. F. Chou[1], C. J. Wang*[1], J. S. Luo[2], Y. F. Chiu[3], K. C. Chen[3], J. L. Ko[3]

Received 10 June 2011; received in revised form 7 August 2011; accepted 18 August 2011

摘　要

本研究利用臺灣地區腐蝕劣化因子研究調查之數據，以迴歸分析建立適用於鋅金屬腐蝕速率解釋與預測的模式，並依據統計推論應遵循之程序，完成迴歸模式顯著性及基本假設之檢定，以確立分析結果爲具意義之模式。研究結果顯示：氯鹽沉積、二氧化硫沉積與溼潤時間等 3 項環境因子對臺灣地區鋅金屬的腐蝕速率，以氯鹽的影響最爲顯著。經由數個分析模式的檢定結果，得到一適用於 C5M 腐蝕性等級的鋅金屬腐蝕速率預測之簡單迴歸模式，Rcorr = 4.108 + 0.541 × Cl。

關鍵詞：大氣腐蝕；迴歸分析；鋅金屬。

ABSTRACT

This study aimed at developing a regression model for predicting the corrosion rate of zinc based upon the data from earlier studies on corrosion factors of atmosphere in Taiwan. Furthermore, in order to establish a meaningful model, we completed significance tests and validated the basic assumptions of the regression analysis based on statistical principles. The results showed that chloride is the most significant factor to influence the corrosion rate of zinc in Taiwan among the factors of chloride deposition, sulfur dioxide deposition, and time of wetness. According to the analysis results from a number of models, a simple regression model was developed for predicting the corrosion rate of zinc exposed to highly corrosive atmospheres.

Keywords: Atmospheric corrosion; Regression analysis; Zinc metal.

1 國立台灣科技大學機械工程學系
1 Dept. of Mechanical Engineering, National Taiwan University of Science and Technology
2 工業技術研究院材料與化工研究所
2 Material and Chemical Research Lab., Industrial Technology Research Institute
3 交通部運輸研究所港灣技術研究中心
3 Harbor & Marine Technology Center, I. O. T., M. O. T. C.
* 連絡作者：cjwang@mail.ntust.edu.tw

1. 前言

臺灣許多公共工程建設常引用國外大氣腐蝕數據進行腐蝕速率評估與防蝕設計，結果常有未及設計年限就已銹蝕損壞的情形。因此針對臺灣地區的大氣環境，提出適合的金屬腐蝕速率預測方法，實爲大氣腐蝕研究的一大要事。

許多被廣泛應用之金屬皆是大氣腐蝕測試工作的研究對象，例如碳鋼、耐候鋼、鋅、銅及鋁等。鋼與鋅金屬皆爲興建工程結構體的重要材料，鋼材使用於大氣環境時，通常都會經由各種適當之表面處理以減緩其受大氣腐蝕的影響，例如鍍鋅。鋅金屬每年全球產量超過一千一百萬公噸，產量中約 50%用於鍍鋅以保護鋼材減緩腐蝕的發生，將近 17%則用於製造鋅基合金[1]，且其製品之運用範圍甚爲廣泛，故鋅金屬的腐蝕研究更形重要。若以金屬腐蝕速率的觀點，如表 1 所示，碳鋼於大氣環境暴露第一年的腐蝕速率仍未達到穩定狀態，若要進行長期的腐蝕速率預測，需要利用數年的現地暴露數據。但鋅金屬第一年的腐蝕速率已經與穩定狀態相近，故腐蝕預測研究可使用一年的暴露數據。

本研究有鑑於鋅金屬的廣泛應用及其腐蝕速率的特性，故利用交通部運輸研究所港灣技術研究中心規劃之 2007 至 2008 年臺灣地區腐蝕劣化因子[2]研究調查之數據，希冀以迴歸分析建立適用於鋅金屬腐蝕速率的解釋與預測模式。迴歸分析投入之參數爲 ISO 9223[3]測試規範所訂定的 3 項環境因子，即溼潤時間、氯鹽沉積率和二氧化硫沉積率，以其爲自變數討論對鋅金屬腐蝕速率的影響，並依據統計推論應遵循之程序，完成迴歸模式顯著性及基本假設之檢定，以確立分析結果爲具意義之模式。

2. 研究方法

2.1 預測模式之變數

預測模式利用之數據係源自於臺灣地區大氣腐蝕劣化因子調查研究[2]。此計畫於臺灣本島地區建置 77 個氯鹽沉積量試驗點，54 個二氧化硫沉積量試驗點，88 個現地暴露試驗點，調查期間自 2007 年 5 月至 2008 年 8 月，現地取樣與試驗調查分爲季節性與一年期之成果。此外，該計畫將中央氣象局氣象站逐時記錄之相對濕度資料，以溼潤時間百分比表示，若試驗點位置無氣象站，則以鄰近氣象站之數據代之。根據上述研究與 ISO 9223 大氣腐蝕性分類之陳述，選定鋅金屬大氣腐蝕速率、氯鹽沉積率、二氧化硫沉積率與溼潤時間百分比爲預測模式擬採用之變數，其說明於表 2。

由於一年期之試驗採集時間較長，部份試驗點之氯鹽及二氧化硫採集工具已發生破損，致使沉積量難以準確計算，因此與季節性調查期間所得之沉積率差異甚大。故於建立預測模式時，將一年期之氯鹽及二氧化硫沉積率進行調整，分別將四組季節沉積率乘上其採集天數後加總，除以總採集天數，得到調整後之一年期*沉積率。(*此一年期指 2007.5 ~ 2008.8)

2.2 預測模式之建立

預測模式的建立分爲五個步驟，以下針對各個步驟的內容逐一說明：

(1) 提出假設性之迴歸模式

本研究所提出的複迴歸模式和簡單迴歸模式分別如下：

$$Rcorr = \beta_0 + \beta_1 \times Cl + \beta_2 \times SO_2 + \beta_3 \times TOW + \varepsilon \quad (1)$$

表 1.　碳鋼與鋅第一年和穩定態之腐蝕速率(μm/y)[3]。

Table 1　Short-term and long-term corrosion rates of steel and zinc.

腐蝕性分類	碳鋼		鋅	
	第一年(r_{corr})	穩定態(r_{lin})	第一年(r_{corr})	穩定態(r_{lin})
C1	$r_{corr} \le 1.3$	$r_{lin} \le 0.1$	$r_{corr} \le 0.1$	$r_{lin} \le 0.05$
C2	$1.3 < r_{corr} \le 25$	$0.1 < r_{lin} \le 1.5$	$0.1 < r_{corr} \le 0.7$	$0.05 < r_{lin} \le 0.5$
C3	$25 < r_{corr} \le 50$	$1.5 < r_{lin} \le 6$	$0.7 < r_{corr} \le 2.1$	$0.5 < r_{lin} \le 2$
C4	$50 < r_{corr} \le 80$	$6 < r_{lin} \le 20$	$2.1 < r_{corr} \le 4.2$	$2 < r_{lin} \le 4$
C5	$80 < r_{corr} \le 200$	$20 < r_{lin} \le 90$	$4.2 < r_{corr} \le 8.4$	$4 < r_{lin} \le 10$

$$Rcorr = \beta_0 + \beta_1 \times Cl + \varepsilon \quad (2)$$

迴歸模式旨在預測鋅金屬暴露於大氣中之腐蝕速率，故以變數 Rcorr 爲依變數，其餘變數爲自變數。式中，β_0 爲常數，β_1、β_2 和 β_3 分別爲各自變數待估計之迴歸參數，ε 則代表殘差值。

(2) 估計迴歸參數

彙整臺灣地區大氣腐蝕劣化因子調查研究[2]之數據，篩選同時進行現地暴露試驗、氯鹽沉積量及二氧化硫沉積量之試驗點，將這些試驗點之各項數據代入迴歸模式進行迴歸參數之估計。

(3) 檢定迴歸模式顯著性

爲確定所提出之迴歸模式具意義，必須對迴歸模式之顯著性進行檢定。首先觀察其決定係數 R^2，複迴歸模式則觀察調整後的決定係數 R_a^2，若 R^2 (R_a^2)之值愈高，代表自變數所能解釋依變數之變異量愈大。繼之利用 F 分配對 R^2 (R_a^2)之顯著性進行檢定，以考驗整個迴歸模式之顯著性。最後以 t 分配對複迴歸模式的各個自變數之顯著性進行檢定，以確定投入之自變數具意義。顯著性檢定之顯著水準爲α = 0.05，顯著水準α愈小，代表偏差量愈小，結果愈顯著。

(4) 檢定迴歸模式適配性

確定提出有意義之迴歸模式後，必須進一步對迴歸模式是否符合迴歸分析之基本假設進行檢定，其中包含常態性、均質性、獨立性和線性重合檢定[4]。

常態性可利用常態機率圖(又稱 P-P 圖)作爲判斷方法，當數據來自一個常態分配的母體時，在 P-P 圖上殘差值的累積機率會約略成一條右上到左下的 45°線，如圖 1 所示。均質性可由殘差圖檢視，如果模式正確，則殘差圖應是沒有規則性的散佈，如圖 2(a)。因爲殘差是不可解釋的部份，若殘差有一規則性，則應再將它抽離放在可解釋的部份。若提出之模式不正確，殘差的變異數有時會隨預測值的增大也變大，或是預測值增大而殘差的變異數反而變小，違反均質性，其散佈圖可能如圖 2(b)。獨立性常由 DW(Durbin-Watson)統計量進行檢定，DW 檢定的判定準則如表 3，若 DW 值落在"無自我相關"則通過檢定。線性重合檢定可由變異數波動因數(variance inflation factor, VIF)檢視，通常 VIF 值大於 10 時，則表示自變數間可能有高度線性重合的問題。

(5) 解釋與預測

根據各自變數的迴歸參數顯著與否及正負方向等進行變數間關係之解釋；其次，對於新的氯鹽沉積率、二氧化硫沉積率及溼潤時間的數據，則可根據其在預測模式中的權重，預測其對鋅金屬腐蝕速率造成的影響。

3. 結果與討論

3.1 複迴歸模式

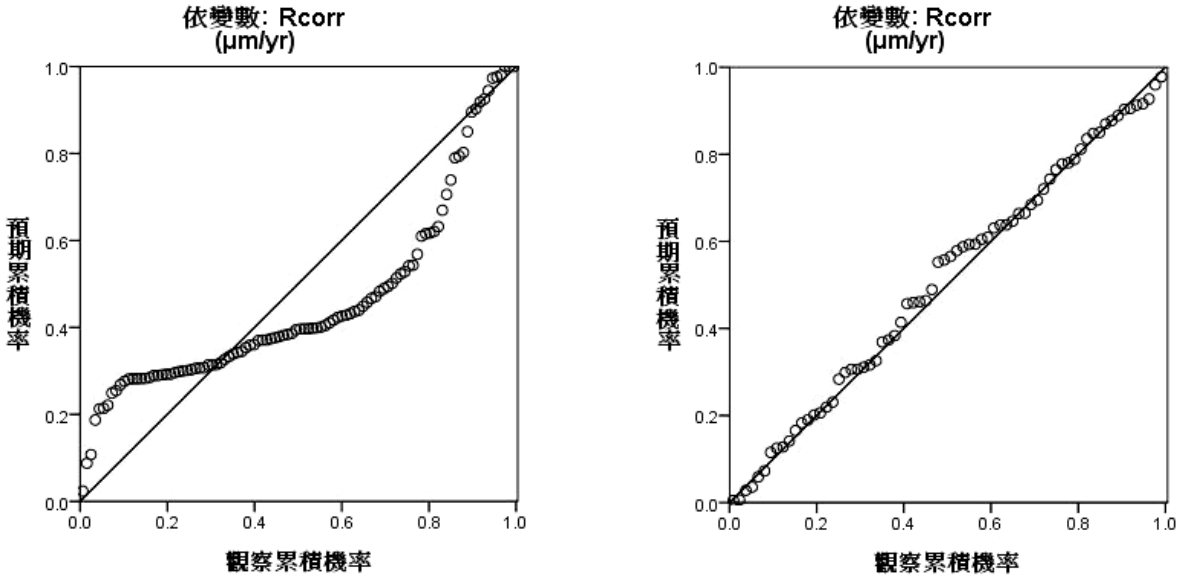
臺灣本島地區共 26 個試驗點(圖 3)同時具有現地暴露試驗、氯鹽沉積量、二氧化硫沉積量和溼潤時間百分比等 4 項調查之數據。其中 5 個爲垂直海岸線之試驗線的試驗點、8 個西部濱海試驗點、4 個高鐵站、2 個東部濱海試驗點及 7 個山區和市區之對照組。

利用上述 26 個試驗點季節性與一年期之數據分別進行迴歸參數之估計與模式檢定，得到結果如表 4 至表 6 所列。

表 2. 變數說明。

Table 2 Meanings of variables.

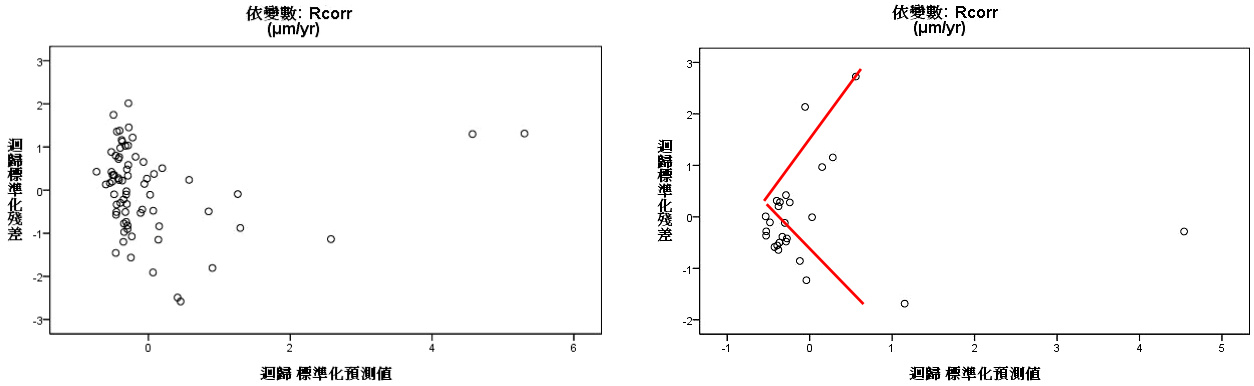
變數名稱	變數代號	單位	說明
鋅金屬大氣腐蝕速率	Rcorr	μm/y	在迴歸預測模式爲依變數，以此變數預測鋅金屬一年期以上之長期大氣腐蝕速率。
氯鹽沉積率	Cl	$mg/m^2/day$	在迴歸預測模式爲自變數，以此變數解釋氯鹽沉積對依變數的影響。
二氧化硫沉積率	SO_2	$mg/m^2/day$	在迴歸預測模式爲自變數，以此變數解釋二氧化硫沉積對依變數的影響。
溼潤時間百分比	TOW	%	在迴歸預測模式爲自變數，以此變數解釋溼潤時間對依變數的影響。



(a)　　(b)

圖 1　常態機率圖(以季節性資料爲例)。(a) 104 筆資料，不符常態性；(b) 70 筆資料，符合常態性。

Figure 1　Normal probability plot (examples from seasonal data) with (a) 104 records of non-normality and (b) 70 records of normality.



(a)　　(b)

圖 2　殘差圖(以複迴歸模式爲例)。(a) 70 筆季節性資料，符合均質性；(b) 26 一年期筆資料，不符均質性。

Figure 2　Residual plot (examples from multiple regression analysis) with (a) 70 seasonal records of homoscedasticity and (b) 26 annual records of heteroscedasticity.

表 3.　Durbin-Watson 檢定判斷原則表。

Table 3　Rules used in a Durbin-Watson test.

殘差值爲正的自我相關	殘差值爲負的自我相關	無自我相關	無法判定
DW < dL	DW > 4-dL	dU < DW < 4- dU	dL < DW < dU 4-dU < DW < 4-dL

3.1.1 季節性

(1) 迴歸參數估計

每個試驗點有 4 筆季節性資料，共計 104 筆數據。由於迴歸模式中有關信賴區間及檢定問題都是假設殘差是常態分配，故以殘差落於 3 個標準差以內爲篩選資料之原則，刪去表 7 所列之資料，得到

圖 3　複迴歸模式分析之 26 個試驗位置[2]。

Figure 3　26 locations referred to for multiple regression analyses.

表 4.　複迴歸模式之迴歸參數。

Table 4　Regression parameters used in multiple regression analyses.

迴歸模式	資料分類	資料筆數	β_0 (常數)	β_1 (Cl)	β_2 (SO_2)	β_3 (TOW)
複迴歸模式	季節性	70	1.807	1.911	-0.006	0.01
	一年期	26	2.497	0.538	0.007	-0.009

70 筆資料之分析結果(表 4)。由結果可知氯鹽沉積率對鋅金屬大氣腐蝕速率之影響最鉅，二氧化硫沉積率與溼潤時間的影響皆相對弱勢。

(2) 迴歸模式顯著性

顯著性檢定如表 5 所示，資料 70 筆時，R_a^2 值將近 0.95。隨之以 F 分配對 R_a^2 之顯著性進行檢定，F 值達到顯著水準，表示建立的迴歸模式爲有意義之模式，三個自變數中至少有一個自變數與依變數之關係達到顯著水準。進一步以 t 值對個別之迴歸參數進行顯著性檢定。溼潤時間未達到顯著水準，僅氯鹽沉積率與二氧化硫沉積率爲有意義之變數。

(3) 迴歸模式適配性

適配性檢定如表 6 顯示，70 筆資料之迴歸模式可依常態分配執行，符合均質性的基本假設，但 DW

表 5.　複迴歸模式之顯著性檢定。

Table 5　Significance tests on multiple regression analyses.

迴歸模式	資料分類	資料筆數	R^2 (R_a^2)	F 分配	t 檢定
複迴歸模式	季節性	70	0.948	通過	Cl 通過 SO_2 通過 TOW 未通過
	一年期	26	0.902	通過	Cl 通過 SO_2 未通過 TOW 未通過

表 6.　複迴歸模式之適配性檢定。

Table 6　Goodness-of-fit tests on multiple regression analyses.

迴歸模式	資料分類	資料筆數	常態性	均質性	獨立性	線性重合
複迴歸模式	季節性	70	通過	通過	未通過	通過
	一年期	26	通過	未通過	未通過	通過

表 7.　季節性複迴歸模式刪除試驗點。

Table 7　Deleted seasonal data during multiple regression analyses.

項次	地點	試驗期間		項次	地點	試驗期間
1	基隆試驗線 3 Km	2007.9 ~ 2008.1		18	台南水工試驗所	2007.9 ~ 2008.1
2		2008.5 ~ 2008.8		19	興達火力電廠	2007.5 ~ 2007.9
3	台電林口電廠	2007.9 ~ 2008.1		20		2008.1 ~ 2008.5
4		2008.1 ~ 2008.5		21	中鋼公司	2007.5 ~ 2007.9
5	桃園試驗線 300 m	2007.5 ~ 2007.9		22		2007.9 ~ 2008.1
6		2007.9 ~ 2008.1		23		2008.5 ~ 2008.8
7	桃園試驗線 1 Km	2007.9 ~ 2008.1		24	台電大林電廠	2007.9 ~ 2008.1
8	蘇澳港試驗線 3 Km	2007.5 ~ 2007.9		25		2008.1 ~ 2008.5
9		2007.9 ~ 2008.1		26	高鐵嘉義站	2008.1 ~ 2008.5
10	台電通霄電廠	2007.9 ~ 2008.1		27		2008.5 ~ 2008.8
11		2008.1 ~ 2008.5		28	礁溪火車站	2008.5 ~ 2008.8
12		2008.5 ~ 2008.8		29	陽明山國家公園	2007.5 ~ 2007.9
13	台電台中電廠	2007.9 ~ 2008.1		30		2007.9 ~ 2008.1
14		2008.1 ~ 2008.5		31		2008.1 ~ 2008.5
15	彰濱工業區	2007.9 ~ 2008.1		32		2008.5 ~ 2008.8
16		2008.1 ~ 2008.5		33	阿里山工務段	2008.1 ~ 2008.5
17		2008.5 ~ 2008.8		34	台北市	2008.5 ~ 2008.8

值落在"無法判定"，不符獨立性的基本假設。自變數間沒有線性重合的問題。

3.1.2 一年期

(1) 迴歸參數估計

26 個試驗點之參數估計結果如表 4 所示。氯鹽沉積率之參數 β_1 值 0.538，遠高於 β_2 之 0.007 及 β_3 之-0.009，顯見在此迴歸模式中仍以氯鹽沉積率對鋅金屬大氣腐蝕速率的變異量影響最大，二氧化硫沉積量及溼潤時間則相對較不具影響力。

(2) 迴歸模式顯著性

迴歸模式顯著性之檢定結果如表 5 所示。R_a^2 值達 0.902，表示氯鹽沉積率等三項自變數對鋅金屬大氣腐蝕速率的變異量具有優良之解釋能力，僅約 10% 的變異量無法由自變數解釋。繼之進行 F 分配以檢定 R_a^2 之顯著性，結果顯示 F 值達到顯著水準，表示此一迴歸模式具意義且三項自變數中至少有一個自變數與鋅金屬大氣腐蝕速率之關係達到顯著水準。

利用 t 值對個別之自變數進行顯著性檢定，僅氯鹽沉積率達到顯著水準，其它二項自變數之顯著性皆未達顯著水準。由上述之結果可知此迴歸模式所投入之三項自變數中，僅氯鹽沉積率爲有意義之變數。

(3) 迴歸模式適配性

適配性檢定如表 6 顯示，26 筆資料之迴歸模式可依常態分配執行，但不符合均質性的基本假設，且 DW 值落在〝無法判定〞，亦不符獨立性的基本假設。自變數間沒有線性重合的問題。

3.1.3 季節性與一年期結果之比較

比較以季節性與一年期的數據進行之迴歸分析，其中參數估計的部份，氯鹽沉積率爲對鋅金屬大氣腐蝕速率最具影響力之自變數。在 t 值檢定的部份，氯鹽沉積率亦是惟一在每一組迴歸模式中均達到顯著水準者。

進一步對氯鹽沉積率的參數估計值進行比較，由於季節性之迴歸模式中，β_1 估計結果遠高於一年期之 0.538，顯示由於鋅金屬腐蝕速率於腐蝕發生初期較快，隨著時間增長腐蝕速率逐漸下降並達到穩定狀態。季節性的鋅金屬腐蝕速率較一年期快，於進行參數估計時相對使迴歸參數值提高。因此，若欲利用迴歸模式進行長期的鋅金屬大氣腐蝕速率預測，則不應使用季節性的數據進行迴歸分析，避免發生高估迴歸參數的情況，影響預測的信度。

3.1.4 討論

ISO 9223 規定之大氣腐蝕性的分類是以溼潤時間、二氧化硫汙染及空氣中的含鹽量決定的，且其源自於 ISO 在 1985 年起於全球 13 國進行的大氣腐蝕曝露試驗所制訂之標準規範。故本研究假設複迴歸模式投入之自變數，氯鹽沉積率、二氧化硫沉積率和溼潤時間，應可得到一適合臺灣本島地區長期鋅金屬大氣腐蝕速率之預測模式。

檢視上述的分析結果，一年期的迴歸模式中，僅氯鹽沉積率爲有意義之自變數，二氧化硫沉積率及溼潤時間經過檢定方法判定爲不具意義之變數。此與根據 ISO 9223 所提出之假設差異甚大，故針對可能造成此結果之原因討論如下：

(1) 二氧化硫沉積率

複迴歸分析使用的 26 個試驗點資料，從環境分類發現其中僅 7 個西部濱海的試驗點屬於工業環境，其他有超過半數的試驗點爲鄉村環境。而二氧化硫沉積量的分佈取決於工業區、石化廠與火力電廠所在的位置與生產頻率，因此若欲以多數非工業環境之試驗點探討二氧化硫沉積率對鋅金屬大氣腐蝕速率之影響，可能有失公允而造成 t 檢定將其判定爲不具意義之自變數。

另外，根據文獻[5]以模擬實驗討論氯鹽與二氧化硫對鋅金屬大氣腐蝕初期的影響，其結果顯示氯鹽在腐蝕初期會加快腐蝕速率，當二氧化硫與氯鹽同時存在時則有加乘效果；反觀僅二氧化硫存在時則對鋅金屬的腐蝕影響輕微。依此可解釋在季節性的迴歸模式中，二氧化硫雖經過 t 檢定爲具意義之自變數，但迴歸參數值僅約氯鹽之參數的 3%。表示二氧化硫每增加一單位，對鋅金屬大氣腐蝕速率的變異量之影響力，僅氯鹽的 3%。

(2) 溼潤時間百分比

本文引用的溼潤時間百分比之計算方式係將中央氣象局氣象站逐時記錄之相對溼度資料，統計相對溼度大於 80%的百分比。複迴歸模式選用的 26 個試驗點並非恰巧皆有氣象站，故需以鄰近的氣象站資料代之，但氣象站與試驗點的實際距離可能相距

數十公里以上，因此資料的準確性可能爲造成溼潤時間不具意義的原因之一。

綜觀前述各項結果與討論，雖然複迴歸分析的部份目前無法提出有效的迴歸模式，但仍可由顯著性檢定確定臺灣本島地區對鋅金屬大氣腐蝕速率影響最爲顯著者爲氯鹽，遂可針對氯鹽的影響力提出一簡單迴歸模式進行分析。

3.2 簡單迴歸模式

複迴歸模式的結果顯示氯鹽沉積率爲對鋅金屬大氣腐蝕速率最具影響力之自變數，故本節僅探討氯鹽沉積率對鋅金屬大氣腐蝕速率之關係。

臺灣本島地區共 66 個試驗點(圖 4)具有氯鹽沉積率與鋅金屬大氣腐蝕速率之數據，較複迴歸模式多 40 個試驗點之數據，應可提高參數估計之信度。66 個試驗點中有 31 個爲垂直海岸線之試驗線的試驗點、15 個西部濱海試驗點、4 個高鐵站、9 個東

圖 4　簡單迴歸模式分析之 66 個試驗位置[2]。

Figure 4　66 locations referred to for simple regression analyses.

部濱海試驗點及 7 個山區和市區之對照組。

除了以 66 個試驗點的數據進行分析，並依大氣腐蝕性的分類[3]將 66 個試驗點分爲 C3、C4 及 C5(包含 C5 以上)。

3.2.1 全部試驗點

66 個試驗點以殘差落於 3 個標準差以內爲篩選資料之原則，刪除桃園試驗線 0 m、外湖安檢所和外埔安檢所等 3 個試驗點後，得到 63 個試驗點之分析結果。

(1) 迴歸參數估計與迴歸模式顯著性

參數估計結果如表 8 所示，β_1 之值爲 0.536，與複迴歸模式的一年期氯鹽沉積率參數估計值 0.538 相近。迴歸模式顯著性檢定結果如表 9 所示，R^2 爲 0.837，表示氯鹽沉積率對鋅金屬大氣腐蝕速率的變異量之解釋能力高達 83.7%；繼之以 F 分配檢定 R^2 之顯著性，結果顯示 F 值達到顯著水準，表示氯鹽沉積率於此迴歸模式中爲有意義之自變數。

(2) 迴歸模式適配性

適配性檢定如表 10 顯示，此迴歸模式可依常態分配執行，符合均質性的基本假設，但 DW 值落在〝殘差值爲正的自我相關〞，不符獨立性的基本假設。

檢視迴歸分析顯著性可知此迴歸模式均符合所需的檢定，惟從適配性分析中獲得此模式並不符合迴歸分析的基本假設，故此模式並不適當。然而此模式的 R^2 值高達 83.7%，顯示利用氯鹽沉積率解釋鋅金屬大氣腐蝕速率是適當的。參考工研院於民國 82 年提出的大氣腐蝕測試報告[6]，其中提到迴歸分析應將低腐蝕速率區與高腐蝕速率區分開考慮，避免高腐蝕速率區的數據對迴歸模式造成壟斷的現象，進而影響估計的準確性。推估可能因爲投入的試驗點遍及臺灣本島各地且環境多樣，因此受高腐蝕速率區的影響得到不錯的解釋能力，但實際上此迴歸模式無法通用於臺灣本島各地區。

表 8. 簡單迴歸模式之迴歸參數。

Table 8 Regression parameters used in simple regression analyses.

迴歸模式	資料分類	資料筆數	β_0 (常數)	β_1 (Cl)
簡單迴歸模式	全部試驗點	63	2.997	0.536
	C3 試驗點	8	1.650	-0.169
	C4 試驗點	21	2.892	0.096
	C5(包含 C5 以上)試驗點	35	4.108	0.541

表 9. 簡單迴歸模式之顯著性檢定。

Table 9 Significant tests on of simple regression analyses.

迴歸模式	資料分類	資料筆數	R^2 (R_a^2)	F 分配
簡單迴歸模式	全部試驗點	63	0.837	通過
	C3 試驗點	8	0.014	未通過
	C4 試驗點	21	0.218	通過
	C5(包含 C5 以上)試驗點	35	0.849	通過

表 10. 簡單迴歸模式之適配性檢定。

Table 10 Goodness-of-fit tests on simple regression analyses.

迴歸模式	資料分類	資料筆數	常態性	均質性	獨立性
簡單迴歸模式	全部試驗點	63	通過	通過	未通過
	C4 試驗點	21	通過	通過	未通過
	C5(包含 C5 以上)試驗點	35	通過	通過	通過

3.2.2 C3 和 C4 之試驗點

大氣腐蝕性分類 C3 的試驗點僅 8 個，參數估計及顯著性檢定結果分別如表 8 及表 9 所示。進行迴歸分析之 R^2 值落在 0.014，F 值未達到顯著水準，表示此迴歸模式於 C3 的試驗點不具意義，故亦不進行後續之適配性檢定。

C4 之試驗點共 21 處，分析結果如表 8 至表 10 所示，R^2 值落在 0.218，F 值達到顯著水準，表示此迴歸模式是具意義的。但氯鹽沉積率對鋅金屬大氣腐蝕速率之變異量的解釋能力僅 21.8%，結果並不理想。進一步檢定迴歸模式之適配性，此迴歸模式可依常態分配執行，符合均質性的基本假設，但 DW 值落在〝殘差值爲正的自我相關〞，不符獨立性的基本假設。

C3 的迴歸模式在顯著性檢定即無法達到顯著水準，表示氯鹽對鋅金屬大氣腐蝕速率不是一個有效的變數。檢視 C3 的 8 個試驗點，其中 6 個爲鄉村環境、2 個爲都市環境，根據工研院[7]提出臺灣大氣腐蝕環境與海岸線距離分區的結果表示，空氣中氯鹽輸送到內陸會受到風速、風向及局部地形的影響。距離海岸線愈遠，氯鹽的沉積速率愈小；且距離海岸超過 3 公里以上時，氯鹽沉積速率明顯降低至一定值。故此簡單迴歸模式無法用於解釋及預測 C3 地區的鋅金屬大氣腐蝕速率。

C4 的迴歸模式雖然在顯著性檢定達到顯著水準，但氯鹽對鋅金屬大氣腐蝕速率的解釋能力僅 2 成左右，顯然不是具影響力的因素。檢視 C4 的 21 個試驗點發現其中有 6 個距離海岸線 3 Km 的試驗點及 5 個非海洋環境之試驗點，基礎不同因此推論其不適用此迴歸模式的原因和 C3 相同。

此外，由於 C3 和 C4 腐蝕性等級的鋅金屬腐蝕速率及腐蝕因子之規範值皆較低，故於原始數據收集時較容易產生誤差，此亦成爲導致建立之迴歸模式無法有效解釋 C3 和 C4 等級的原因之一。

3.2.3 C5(包含 C5 以上)之試驗點

屬於 C5 及超過 C5 範圍共 37 個試驗點，以殘差落於 3 個標準差以內爲篩選資料之原則，刪去桃園試驗線 0 m 與外湖安檢所等 2 個試驗點後，得到 35 個試驗點之分析結果。

迴歸分析結果如表 8 至表 10 所示，氯鹽沉積率的參數估計值爲 0.541，此估計值與複迴歸一年期的 β_1 值 0.538 及 63 個試驗點的 β_1 值 0.536 極爲相近。R^2 值 0.849，表示氯鹽沉積率對鋅金屬大氣腐蝕速率變異量的解釋能力高達 84.9%；F 值達到顯著水準，表示此簡單迴歸模式是一個有意義之模式。

檢定迴歸模式之適配性，此迴歸模式可依常態分配執行，符合均質性的基本假設，且亦符合獨立性的基本假設。

此迴歸模式符合顯著性檢定，且 R^2 值頗高。從適配性分析中，獲得此迴歸模式符合基本假設，故此簡單迴歸模式是適當的。C5 及 C5 以上之 35 個試驗點所得到之迴歸模式爲唯一一組通過所有檢定的模式，而且氯鹽的解釋能力達 80%以上。此迴歸模式如下所示，由氯鹽的迴歸參數 0.541 可預測，氯鹽沉積率每增加一單位將使鋅金屬大氣腐蝕速率增加 0.541 個單位。

$$Rcorr = 4.108 + 0.541 \times Cl \quad (3)$$

式內，Rcorr = 鋅金屬大氣腐蝕速率(μm/y)

Cl = 氯鹽沉積率($mg/m^2/day$)

檢視 35 個試驗點的地理位置，發現多數試驗點位於海岸沿線，屬於受海洋影響之 C5 環境，ISO 12944[8]定義其腐蝕性等級爲 C5M，故此迴歸模式可更精確指出適用於 C5M 之地區。沿海爲高度建設開發的區域，此迴歸模式若可用於長期鋅金屬大氣腐蝕速率的預測，不失爲一腐蝕防制的助力。

4. 結論

1. 本研究採用交通部運輸研究所港灣技術研究中心委託工研院材化所執行「臺灣地區大氣腐蝕劣化因子調查研究」之數據，無法取得有意義之複迴歸線性模式和適用於 C3 及 C4 之簡單迴歸模式。
2. 季節性鋅金屬大氣腐蝕速率尚未達到穩定狀態，以季節性數據建立之迴歸模式將高估各投入之自變數對腐蝕速率之影響力。
3. 本研究之複迴歸線性模式 $Rcorr = \beta_0 + \beta_1 \times Cl + \beta_2 \times SO_2 + \beta_3 \times TOW$，不適用於解釋鋅金屬大氣腐蝕速率與氯鹽沉積率、二氧化硫沉積率及溼潤時間之關係。惟經過檢定得知氯鹽沉積率爲三項腐蝕因子中對鋅金屬腐蝕速率最具影響力者。
4. 本研究之簡單迴歸模式 $Rcorr = \beta_0 + \beta_1 \times Cl$，不適用於 C3 和 C4 試驗點。一則因爲 C3 及 C4 等

級之腐蝕速率及腐蝕因子之規範值皆較低，原始數據收集較容易產生誤差；再者，C3 及 C4 試驗點多非沿海區域，故氯鹽並非最主要之腐蝕因子。

5. 簡單迴歸模式 $R_{corr} = \beta_0 + \beta_1 \times Cl$，可建立一適用於 C5M 之試驗點的模式 $R_{corr} = 4.108 + 0.541 \times Cl$，此模式氯鹽對鋅金屬大氣腐蝕速率的解釋能力達 85%。

誌謝

感謝交通部運輸研究所港灣技術研究中心提供「臺灣地區大氣腐蝕劣化因子調查研究」資料。

參考文獻

1. IZA, Zinc Uses from http://www.zinc.org/basics/zinc_uses.
2. 陳桂清、柯正龍、羅俊雄、劉益雄、翁榮洲、陳新北，〝臺灣地區大氣腐蝕劣化因子調查研究(2/2)〞，交通部運輸研究所，2008。
3. ISO 9223:1992 Corrosion of metals and alloys -- Corrosivity of atmospheres – Classification.
4. 陳順宇，〝迴歸分析〞，華泰書局，2000 年。
5. Q. Qu, C. Yan, Y. Wan, and C. Cao, Corrosion Science, 44 (2002) pp. 2789 ~ 2803.
6. 蔡克群，〝電力相關材料大氣腐蝕測試及資料庫建立總結報告〞，工研院工材所、台電綜研所，1993 年。
7. 劉益雄、羅俊雄，〝台灣大氣腐蝕環境與海岸距離分區之探討〞，中華民國防蝕工程學會 99 年度防蝕工程年會暨論文發表會，2010 年。
8. ISO 12944:1998 Paints & varnishes – Corrosion protection of steel structures by protective paint systems.

收到日期：2011 年 6 月 10 日
修訂日期：2011 年 8 月 7 日
接受日期：2011 年 8 月 18 日