

主成份田口法於 A6061 之預時效製程最佳化研究

李義剛¹ 余豐榮^{2*} 郭冠頡³ 張皓鈞⁴

^{1,4}大葉大學材料科學與工程學系

^{2,3}大葉大學工業工程與管理系

51591 彰化縣大村鄉學府路 168 號

摘要

鋁合金具有比强度高（密度與強度比值）、耐腐蝕與易回收等特性，對於講求節約能源、注重環保的現代，其用途愈來愈廣。由於，熱處理型鋁合金必須藉由熱處理技術以穩定品質。然而，熱處理製程會受到固溶處理、淬火及人工時效等多重因子之影響，造成其品質不穩定和成本高居不下。因此，將以時效熱處理前，利用不同水淬溫度之條件，評估使第二相粒子-Mg₂Si 先行孕核的預時效可行性，以利節省後續時效處理時間，俾能降低熱處理成本且提昇材料性能的品質。本研究即對於 A6061-T6 熱處理製程以田口方法進行參數最佳化設計。首先，進行初步的田口實驗，針對單一品質特性進行最佳化參數設計，再與主成份分析方法結合，將多重品質特性值轉換為單一性能指標，即為最佳整合性解。檢測的機械性質為硬度、抗拉強度與伸長率。當確認實驗與單一品質特性最佳值比較時，檢測結果發現：沿滾軋（T 方向）的抗拉強度增加 0.2%，伸長率改善 1.1%，改善結果並不顯著。在多重品質特性指標變異數分析與因子分析研究結果顯示，人工時效溫度對製程具有最大的影響力，人工時效從 8 小時降為 4 小時，縮短製程時間。其驗證結果也令人滿意且可達節省實驗成本效果。

關鍵詞：A6061，T6，田口方法，主成份分析，多重品質特性，變異數分析。

A6061-T6 Optimization Using the Taguchi-PCA Method

I-KON LEE¹, FONG-JUNG YU^{2*}, KUAN-CHIEH KUO³ and HAO-CHUN CHANG⁴

^{1,4} Department of Materials Science and Engineering, Da-Yeh University.

^{2,3} Department of Industrial Engineering and Management, Da-Yeh University

168, University Road, Dacun, Changhua 51591, Taiwan, R.O.C.

ABSTRACT

Aluminum alloys are used widely in energy conservation and environmental protection because they are strong, corrosion-resistant, and resilient. For manufacturing heat-treated aluminum alloys, stable heat treatment technologies are required, but heat treatment processes can be destabilized by factors such as solution treatment, quenching, and artificial aging. In this study, the Taguchi method was applied to design optimal parameters for the A6061-T6 heat treatment process. First, preliminary Taguchi experiments were conducted to design optimal parameters for single performance characteristics. Principal component analysis method was then used to convert the values of multiple performance characteristics into a single performance index, which was the optimal integrated



solution. Confirmation experiments and optimized values of single performance characteristic were compared, and mechanical properties including hardness, tensile strength, and elongation were tested. The results of testing demonstrated that tensile strength along the rolling (T) direction was increased by 0.2%, and the elongation rate decreased by 1.1%. Indicator variance analysis of the multiple performance characteristics index and the results of factor analysis suggested that the manufacturing process was affected primarily by artificial aging temperatures. The results of validation tests were satisfactory and lowered experimental costs effectively

Key Words: A6061, T6, Taguchi method, Principal components analysis, Multiple performance characteristics, Analysis of variance.

一、前言

隨著科技的進步，國民所得提升，人類對於生活品質的重視及要求也越來越嚴苛，因而對環境帶來許多衝擊，例如污染問題、環保問題與能源危機問題等，因此政府提倡節能減碳，鼓勵自行車運動，許多企業也紛紛響應，所以各大自行車廠積極研發輕量、高強度及成形性佳的鋁合金 (Aluminum Alloy) 製品。鋁合金具有可回收再利用之特性 [12]，當鋁合金材料到達需要報廢時，可將大部分的材料回收再利用，非常符合地球環保之問題。

鋁合金常被用於鑄造、鍛造及精密加工之結構用件，其優點為具有比強度 (密度與強度比值) 高、不變色、優良的銲接性、高抗腐蝕性及防止應力腐蝕裂紋等。鋁合金依製造分法可分為鍛造用與鑄造用，鍛造用鋁合金又可分為熱處理型與非熱處理型。熱處理型鋁合金主要是藉由時效硬化來提高強度，近幾年來6000系Al-Mg-Si合金已被廣泛應用在建築門窗、汽車、造船、國防、自行車與電子等工業零件上，故鋁合金的輕量化與提高強度已成爲各個產業提升品質的必要手段。其中以自行車產業與電子產品最爲重視，例如自行車的車架、前叉、手把等部位，但若要以熱處理型鋁合金全面取代鋼製零件，對其材料硬度與強度之機械性質要求必須相當的嚴格要求，故硬度與強度兩種品質特性爲評估製程之重要性能指標，此爲多重品質特性問題。爲達成上述品質特性，可從熱處理製程進行技術提升，在熱處理製程中，其控制因子的參數設定，如固溶處理、淬火及人工時效等，都是製程中重要的控制因子，因此這些因子參數設定的良窳，將決定熱處理製程之品質穩定度。

熱處理型鋁合金是藉由析出硬化 (Precipitation Hardening) 來提高強度，而析出硬化型鋁合金較非析出硬化型鋁合金具高強度，前者爲中抗拉強度及高抗拉強度，後

者爲低抗拉強度及中抗拉強度[4]。商用Al-Mg-Si合金爲了達到所需之強度，採用T6熱處理[3]。T6熱處理製程包含固溶處理、淬火、人工時效，說明如下：

固溶處理爲得到完全單一固溶體，使得析出的元素分解並溶入鋁基地中。以提高溫度的方式，使合金對其組成元素具有最大的溶解度並且達到合金均質化的效果，固溶處理能達到均質化的效果，使偏析的情形減到最低，A6061鋁合金固溶處理溫度爲 $530\pm 5^{\circ}\text{C}$ [8]。

淬火目的在於形成過飽和固溶體，使合金在低溫時仍可保持在高溫時的固溶度。淬火介質對淬火效果的影響很大，常用的淬火介質有水、油與空氣等[14]。水是應用最廣的淬火液，而且是極有效的淬火液，對於高合金含量的鋁合金，固溶處理後之淬火速率愈快愈好，當淬火速率快時，其耐蝕性及抗應力腐蝕性愈高，這兩種性質對於飛機和船舶結構用的鋁材相當重要[2]。淬火有時用較溫和的淬火液如熱水，爲預時效處理，在於避免變形及殘留應力。由於 Mg_2Si 在 250°C 到 400°C 之間快速析出[16]，所以淬火延遲時間最好控制在十秒以內，以免析出物析出不佳而影響到機械性質 [3]。

本研究所使用的A6061鋁合金之時效析出過程可表示爲： $\alpha(\text{sss}) \rightarrow \text{GP-zones}(\text{aperical}) \rightarrow \beta''(\text{needle}) \rightarrow \beta'(\text{rod}) \rightarrow \beta(\text{Mg}_2\text{Si})$ ，GP(I) zone爲整合性似球狀組織， β'' 相爲整合性針狀組織，而 β' 相則呈現半整合性圓柱狀組織，這些中間相的形成是時效析出硬化最主要的原因。而且，以人工時效處理進行可加快析出作用的產生，在時效過程中，藉由 Mg_2Si 析出以達到強化的效果。時效的溫度及時間是控制析出硬化的最重要因素，T6人工時效溫度約 $170\sim 200^{\circ}\text{C}$ 之間[9]，在人工時效的過程中，材料的強度及硬度會快速提升，而鋁合金強度的提升和其延性的降低有關，析出硬化型



合金強度愈強，其伸長量會愈來愈小[3]。然而，利用固溶處理後之淬火的水溫溫度不同，使 β 相在高水淬溫度中先行成核，達到預成核的目的。如此，在人工時效處理時，能以較短的時效時間即可達到目標硬度值，達到縮短時效時間之成效。而且，水淬溫度的提高更可以減緩材料在急冷過程中熱應力的殘留，使因急速冷卻的變形量降低，故亦為變形防制的有效方法之一。

田口方法是由田口玄一博士所發展出來的一套簡單、有效率且有系統的參數設計及實驗規劃工具[5]，此方法利用分析製程參數變異對設計目標之影響，使得實施最佳化時，除了滿足限制條件外，亦可降低設計目標對設計製程參數變異之敏感性。至今已有多位學者專家應用此方法成功探討單一品質特性製程參數最佳化[19,13,10,20]。然而在處理具多重品質特性問題上則不盡完善，如何解決上述問題並提出簡單、有效解決方法乃是一重要課題。

為了克服田口方法只能解決單一品質特性最佳化問題，Su & Tong[17]以主成份分析方法將多重品質特性問題轉化成單一的主成份值，結合品質損失觀念，以特徵值大於1作為挑選目標，求得多重品質特性最佳解。Antony[6]利用主成份分析方法，結合品質損失函數，對多重品質特性問題進行案例研究，結果發現運用主成份分析方法求解時更具有實際改善效果。呂淮熏等[1]以田口方法結合主成份分析方法於高速端銑SKD61模具鋼切削參數最佳化設計之研究，以降低表面粗糙度及表面波紋為多重品質特性改善目標，實驗結果發現刀具磨耗對多重品質特性之影響最為顯著，確實能夠同時有效改善加工件之表面粗糙度與表面波紋。Shih[18]運用田口方法結合主成份分析方法於熔化極惰性氣體保護焊製程焊接泡沫鋁板，進行微硬度與彎曲強度兩種品質特性檢測，發現電流、焊接速度與工件之間隙為製程中最重要之控制因子，實驗結果證明最佳製程參數能改善泡沫鋁板之多重品質特性問題。

主成份分析方法最早由Pearson[15]提出，後來由Hotelling[11]加以擴展。其概念為先將品質特性轉化成品質損失，再加以標準化，將多個有關的變數簡化成少數幾個沒相關的主成份，經由線性組合而得的主成份仍保有原來變數最多資訊，因而本研究結合田口方法與主成份分析探討A6061-T6製程以硬度、抗拉強度與伸長率為多重品質特性進行探討。

二、研究方法

(一) 田口方法

田口式品質工程，又可稱為田口方法，乃是田口玄一博士所提出之品質改善方法，希望透過工程最佳化之方式，增加品質特性的穩健度，以降低品質損失。田口式品質工程技術應用於產品或製程上主要分為：(1) 系統設計、(2) 參數設計、(3) 允差設計三階段，本研究主要為參數設計。

信號雜訊比(Signal-Noise Ratio)可以作為衡量產品品質之統計量度，可簡稱為SN比(η)。田口玄一博士以品質損失函數的觀念為基礎，提出以信號雜訊比的觀念作為田口實驗品質衡量之統計量。SN比在理想的情況下，會與變異之降低有關，而不會影響平均值的調整，SN比愈大，則品質特性愈佳。信號雜音比有三種形式，即望大特性(Larger The Better, LTB)、望小特性(Smaller The Better, STB)及望目特性(Nominal The Best, NTB)(蘇朝墩, 2002)，SN比之計算說明如下：

1. 望大特性

$$SN_{LTB} = -10 \log \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{y_i^2} \right) \quad (1)$$

2. 望小特性

$$SN_{STB} = -10 \log \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^2 \right) \quad (2)$$

3. 望目特性

$$SN_{NTB} = 10 \log \left(\frac{-2}{s^2} \right) \quad (3)$$

其中， n 為各組實驗之次數， y_i 為各組在第 i 次實驗之實驗值， s 為標準差。

(二) 主成份分析方法

一般的田口實驗設計，大多使用於單一品質特性的最佳化問題上，當面臨到多種品質特性(Multi-Response)之問題時，原始的田口方法無法對全部的品質特性提出一整體性之最佳參數水準組合，為解決此一問題，本研究將運用主成份分析法(Principal Component Analysis)進行多種品質特性問題參數水準最佳化分析。主成份分析利用原先資料的變



異矩陣及特徵向量，將原有的 P 個變數做線性組合轉換成 k 個新變數，作為其主成份值，同時，可以選擇 $k \leq p$ 以簡化資料分析歸納出多重品質特性問題之最佳參數水準組合。對於一個多重品質特性問題，因每個品質特性的量化單位不盡相同，所以每個品質特性數據必需先經標準化處理，其值在0~1之間，而標準化後之值愈大表示結果愈佳。Antony [6] 認為標準化方法如下：

1. 計算各個品質特性值的品質損失 L_{ij} 。

L_{ij} ：第 i 種品質特性於第 j 次實驗的品質損失。

2. 將各品質損失標準化。

$$N_{ij} = \frac{L_i^{\max} - L_{ij}}{L_i^{\max} - L_i^{\min}} \quad (4)$$

N_{ij} ：第 i 種品質特性於第 j 次實驗標準化後品質損失。

L_i^{\max} ：第 i 種品質特性之最大品質損失。

L_i^{\min} ：第 i 種品質特性之最小品質損失。

3. 對標準化後的 N_{ij} 進行主成份分析。
4. 決定主成份的個數 k ，以特徵值大於1作為挑選標準。

對主成份分析的定義為假設隨機向量 $X = (X_1 \cdots X_p)$ ，

則特徵值-特徵向量為 $(\lambda_1, V_1), (\lambda_2, V_2) \cdots (\lambda_p, V_p)$ ，令

$\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \cdots \geq \lambda_p \geq 0$ ，且特徵向量 V_i 對應於特徵值 λ_i 。因此，第 i 個主成份可寫成下式（呂淮熏等，2007）：

$$Y_i = V_{i1}X_1 + V_{i2}X_2 + \cdots + V_{ip}X_p, i = 1, 2, \dots, p \quad (5)$$

第 i 個主成份變異數等於變異矩陣的第 i 個特徵

$(\text{Var}(Y_i) = V_i^T \Sigma V_i = \lambda_i)$ ，且主成份彼此的共變數為

$0 (\text{Cov}(Y_i, Y_k) = V_i^T \Sigma V_k = 0, i \neq k)$ 。所有主成份變異總和

為：

$$\sum_{i=1}^p \text{Var}(X_i) = \sum_{i=1}^p \text{Var}(Y_i) = \sum_{i=1}^p \lambda_i \quad (6)$$

第 i 個主成份對總變異之解釋能力，由下列公式定義：

$$\lambda_i / \sum_{i=1}^p \lambda_i \quad (7)$$

三、實例說明

(一) 實驗設計

實驗施行目的在於提升整體 A6061 鋁合金的品質穩定度，以期望硬度、抗拉強度與伸長率能夠同時獲得改善為目標，因此，硬度之信號雜音比以望大特性、抗拉強度之信號雜音比以望大特性、伸長率之信號雜音比以望小特性加以計算。根據文獻與專家訪談結果，熱處理製程重要影響的參數包括：固溶溫度、淬火溫度、人工時效溫度與人工時效四個控制因子。選用四個控制因子與三水準，因而本實驗選用 $L_9(3^4)$ 直交表做實驗設計，因子水準分佈如表 1 所示。

(二) 實驗材料

本實驗選用試片材料為 A6061 板狀試片，其主要化學成份如表 2 所示。

預時效熱處理須分為三個步驟進行，分別為：固溶處理、淬火處理及人工時效處理，圖 1 為熱處理實驗之溫度時序規劃示意圖。熱處理後試件分進行硬度量測和拉伸機械性質測試，其硬度量測採洛氏硬度 HRE 方式進行。

拉伸機械性質測試則採以拉伸試片規格依照 Annual Book of ASTM Standards [7] 規範，拉伸試片尺寸製作規格如圖 2 與表 3 所示，拉伸試片依滾軋方向有 T（垂直）方向與 L（平行）方向 [7]。

表 1. 因子水準分佈表

控制因子		水準		
		1	2	3
A	固溶溫度 (°C)	500	530	560
B	淬火溫度 (°C)	室溫	50	80
C	人工時效溫度 (°C)	150	170	190
D	人工時效 (H)	2	4	8

表 2. A6061 鋁合金化學成份 (%)

Alloy	Si	Fe	Cu	Mn	Mg	Cr	Zn	Ti
6061	0.40-0.80	0.7 max	0.15-0.40	0.15 max	0.8-1.2	0.04-0.35	0.25 max	0.15 max

資料來源：Dolan and Robinson (2004)



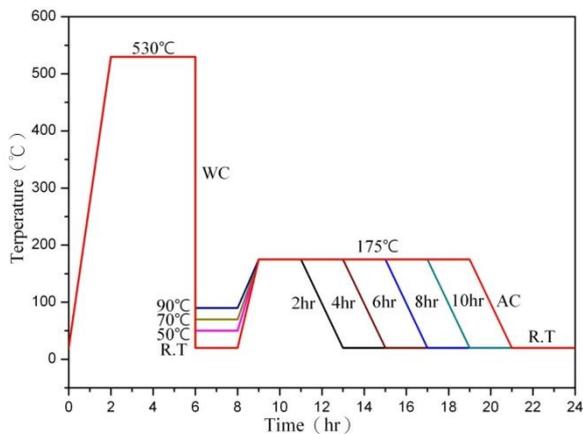


圖 1. 預時效熱處理之溫度時序規劃示意圖

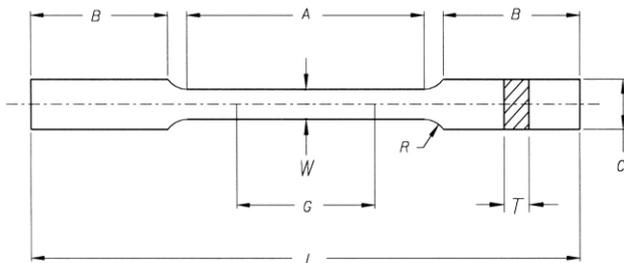


圖 2. 拉伸試片

表 3. 拉伸試片尺寸規格

代號	代號意義	試片尺寸 (mm)
A	減縮段長	>32
G	標距長度	25±0.08
W	試片寬度	6.25 ± 0.05
C	夾頭段寬	10
L	試片全長	>100
B	夾頭段長	>32
T	試片厚度	<6.25
R	內圓角半徑	>6

(三) 單一品質特性最佳化

本節先運用田口方法與變異數分析針對單一品質特性進行實驗分析與探討，以求得製程最佳參數水準組合。分述如下：

每組取三個洛氏硬度量測值，並代入望大特性公式(1)，以求出 SN 比，如表 4 所示。再由 SN 比算出可控因子之回應表及變異數分析，分別如表 5、表 6 所示。透過變異數分析表可得各個因子貢獻率。

每組取三個拉伸試驗量測值，將 T 方向抗拉強度代入望大特性公式 (1)，以求出 SN 比如表 7 所示。再由 SN 比算出可控因子之回應表及變異數分析，分別如表 8、表 9 所示。透過變異數分析表可得各個因子貢獻率。

由表 9 結果得知，按貢獻率比例，C 因子具有最大顯著性，亦即人工時效溫度具有最大影響力。每組取三個拉伸試驗量測值，將 T 方向伸長率代入望小特性公式 (2)，以求出 SN 比如表 10 所示。再由 SN 比算出可控因子之回應表及變異數分析，分別如表 11、表 12 所示。

表 4. 硬度平均值和 SN 比

實驗編號	I	II	III	平均值	SN 比
1	33.500	37.500	38.000	36.333	31.164
2	54.000	52.000	55.000	53.667	34.587
3	57.000	54.500	54.000	55.167	34.826
4	63.000	60.500	62.000	61.833	35.821
5	62.000	62.000	64.000	62.667	35.938
6	62.000	54.000	51.000	55.667	34.826
7	67.000	67.000	63.500	65.833	36.361
8	58.000	59.000	51.000	56.000	34.908
9	59.500	61.000	62.000	60.833	35.679

表 5. 硬度 SN 比回應表

水準	控制因子			
	固溶溫度	淬火溫度	人工時效溫度	人工時效
1	33.526	34.449	33.633	34.260
2	35.528	35.144	35.362	35.258
3	35.649	35.110	35.708	35.185
Max-Min	2.123	0.695	2.075	0.998
排序	1	4	2	3

表 6. 硬度 SN 比變異數分析表

變異來源	自由度	平方和	均方	淨平方和	F 值	貢獻率
A	2	8.533	4.267	7.143	6.140	38.13%
B*	2	0.923	—	—	—	—
C	2	7.420	3.710	6.030	5.338	32.19%
D*	2	1.855	0.928	—	—	—
Error	0	0.000	—	—	—	—
Pooled	4	2.778	0.695	5.558		29.67%
Total	8	18.731		18.731		100%



表 7. T 方向抗拉強度平均值和 SN 比

實驗編號	I	II	III	平均值	SN 比
1	240.244	243.205	239.282	240.910	47.636
2	286.354	282.432	282.432	283.739	49.058
3	272.625	260.857	247.128	260.203	48.285
4	262.818	268.702	268.702	266.741	48.520
5	274.586	290.277	288.316	284.393	49.070
6	264.780	258.896	266.741	263.472	48.413
7	270.664	296.161	286.354	284.393	49.060
8	245.166	260.857	241.244	249.089	47.912
9	272.625	258.896	268.702	266.741	48.516

表 8. T 方向抗拉強度 SN 比回應表

水準	控制因子			
	固溶溫度	淬火溫度	人工時效溫度	人工時效時間
1	48.326	48.405	47.987	48.407
2	48.668	48.680	48.698	48.844
3	48.496	48.405	48.805	48.239
Max-Min	0.342	0.275	0.818	0.605
排序	3	4	1	2

表 9. T 方向抗拉強度 SN 比變異數分析表

變異來源	自由度	平方和	均方	淨平方和	F 值	貢獻率
A*	2	0.175	—	—	—	—
B*	2	0.151	—	—	—	—
C	2	1.186	0.593	1.022	7.232	48.76%
D	2	0.584	0.292	0.42	3.561	20.04%
Error	0	0.000	—	—	—	—
Pooled	4	0.326	0.082	0.654		31.20%
Total	8	2.096		2.096		100%

表 10. T 方向伸長率平均值和 SN 比

實驗編號	I	II	III	平均值	SN 比
1	0.220	0.200	0.240	0.220	13.128
2	0.217	0.183	0.200	0.200	13.959
3	0.167	0.183	0.217	0.189	14.418
4	0.233	0.227	0.260	0.240	12.380
5	0.197	0.250	0.207	0.218	13.183
6	0.383	0.343	0.340	0.355	8.974
7	0.193	0.167	0.143	0.168	15.447
8	0.367	0.360	0.417	0.381	8.355
9	0.330	0.393	0.300	0.341	9.289

表 11. T 方向伸長率 SN 比回應表

水準	控制因子			
	固溶溫度	淬火溫度	人工時效溫度	人工時效
1	13.835	13.652	10.152	11.867
2	11.512	11.832	11.876	12.793
3	11.030	10.894	14.349	11.718
Max-Min	2.805	2.758	4.197	1.075
排序	2	3	1	4

由表 12 結果得知，C 因子具有最大顯著性，亦即人工時效溫度具有最大影響力。每組取三個拉伸試驗量測值，將 L 方向抗拉強度代入望大特性公式（1），以求出 SN 比如表 13 所示。再由 SN 比算出可控因子之回應表及變異數分析，分別如表 14、表 15 所示。

由表 15 結果得知，C 因子具有最大顯著性，亦即人工時效溫度具有最大影響力。每組取三個拉伸試驗量測值，將 L 方向伸長率代入望小特性公式（2），以求出 SN 比如表 16 所示。再由 SN 比算出可控因子之回應表及變異數分析，分別如表 17、表 18 所示。

表 12. T 方向伸長率 SN 比變異數分析表

變異來源	自由度	平方和	均方	淨平方和	F 值	貢獻率
A	2	13.491	6.746	11.453	6.620	21.20%
B	2	11.797	5.899	9.759	5.789	18.06%
C	2	26.706	13.353	24.668	13.104	45.65%
D*	2	2.038	—	—	—	—
Error	0	0.000	—	—	—	—
Pooled	2	2.038	1.019	8.152		15.09%
Total	8	54.032		54.032		100%

表 13. L 方向抗拉強度平均值和 SN 比

實驗編號	I	II	III	平均值	SN 比
1	278.509	262.818	266.741	269.356	48.599
2	315.774	315.774	311.851	314.466	49.951
3	307.929	305.967	305.967	306.621	49.732
4	294.199	292.238	288.136	291.524	49.293
5	300.083	304.006	307.929	304.006	49.656
6	282.432	286.354	288.316	285.701	49.117
7	304.006	305.967	302.045	304.006	49.657
8	284.393	282.432	286.354	284.393	49.078
9	300.083	292.238	296.161	296.161	49.429



表 14. L 方向抗拉強度 SN 比回應表

水準	控制因子			
	固溶溫度	淬火溫度	人工時效溫度	人工時效
1	49.427	49.183	48.931	49.228
2	49.355	49.562	49.558	49.575
3	49.388	49.426	49.682	49.368
Max-Min	0.072	0.379	0.751	0.347
排序	4	2	1	3

表 15. L 方向抗拉強度 SN 比變異數分析表

變異來源	自由度	平方和	均方	淨平方和	F 值	貢獻率
A*	2	0.008	—	—	—	—
B	2	0.221	0.111	0.213	27.750	15.40%
C	2	0.971	0.485	0.963	121.250	69.63%
D	2	0.183	0.092	0.175	23.000	12.65%
Error	0	0.000	—	—	—	—
Pooled	2	0.008	0.004	0.032		2.31%
Total	8	1.383		1.383		100%

表 16. L 方向伸長率平均值和 SN 比

實驗編號	I	II	III	平均值	SN 比
1	0.267	0.270	0.277	0.271	11.329
2	0.200	0.203	0.197	0.200	13.979
3	0.150	0.143	0.160	0.151	16.411
4	0.237	0.200	0.183	0.207	13.643
5	0.163	0.140	0.150	0.151	16.404
6	0.217	0.220	0.237	0.225	12.963
7	0.140	0.130	0.143	0.138	17.216
8	0.230	0.243	0.260	0.244	12.229
9	0.223	0.237	0.247	0.236	12.546

表 17. L 方向伸長率 SN 比回應表

水準	控制因子			
	固溶溫度	淬火溫度	人工時效溫度	人工時效
1	13.906	14.062	12.174	13.426
2	14.337	14.204	13.389	14.719
3	13.997	13.973	16.677	14.094
Max-Min	0.431	0.231	4.503	1.293
排序	3	4	1	2

由表 18 結果得知，C 因子具有最大顯著性，亦即人工時效溫度具有最大影響力。綜上回應表，可知單一品質特性最佳製程參數水準組合，彙整如表 19 所示。

由表 19 得知，各不同品質特性之最佳參數水準組合不盡相同；上述分析同時顯示，對於每一個品質特性而言，影響最重要的控制因子並非固定的。故而，不易選擇最佳參數水準組合，但若依照實務經驗去判斷，又增加了不確定性，無法達到真正最佳化。所以，田口方法對於多重品質特性問題時有其困難性，而主成份分析方法因可藉由標準化，將各個品質特性的相互影響消除，故可處理多重品質特性問題。

(四) 多重品質特性最佳化

本節將運用主成份分析方法與變異數分析針對多重品質特性進行實驗分析與探討，以求得製程最佳參數水準組合。

1. 多重品質特性最佳化設計之建構流程

步驟一：計算各品質特性的 SN 比。

每個品質特性經計算後整理成如表 20。

步驟二：標準化處理。

由於每個品質特性其單位不同，所以將步驟一所得之各品質特性 SN 比須要進行標準化處理，經公式 (4) 使標準化後的數據介於 0 至 1 之間，計算後整理成如表 21。

表 18. L 方向伸長率 SN 比變異數分析表

變異來源	自由度	平方和	均方	淨平方和	F 值	貢獻率
A*	2	0.308	—	—	—	—
B*	2	0.081	—	—	—	—
C	2	32.567	16.284	32.373	167.87	91.28%
D	2	2.508	1.254	2.314	12.93	6.52%
Error	0	0.000				
Pooled	4	0.389	0.097	0.778		2.19%
Total	8	35.465	—	35.465	—	100%

表 19. 單一品質特性最佳製程參數組合

品質特性	固溶溫度	淬火溫度	人工時效溫度	人工時效時間
硬度	A ₃	B ₂	C ₃	D ₂
T 方向抗拉強度	A ₂	B ₂	C ₃	D ₂
T 方向伸長率	A ₁	B ₁	C ₃	D ₂
L 方向抗拉強度	A ₁	B ₂	C ₃	D ₂
L 方向伸長率	A ₂	B ₂	C ₃	D ₂



步驟三：利用主成份分析求取為多重品質特性指標總得點。

在品質損失加以標準化後，根據其轉化之品質損失，本研究運用 SPSS 統計軟體 18.0 版進行分析，其主成份分析與特徵向量分析結果如表 22 與表 23 所示：

由表 22，五個主成份的特徵值分別為 3.177、1.260、0.293、0.195、0.074，第一主成份特徵值與第二主成份之特徵值皆大於 1，故挑選第一與第二主成份之特徵向量為多重品質特性指標。第一與第二主成份之特徵值所對應之特徵向量為其主成份權重值，第一與第二主成份可以矩陣形式 $[Y]=[M] \times [X]$ 表示如下：

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.809 & 0.803 & 0.500 & 0.917 & 0.887 \\ -0.485 & -0.450 & 0.844 & 0.043 & 0.329 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \end{bmatrix} \quad (8)$$

其中 $[M]$ 為權重矩陣，第一與第二主成份為多重品質特性指標，對原資料總變異之解釋能力分別佔為：63.55% 與 25.21%，總共佔 88.76% 的原資料總變異，第一與第二主成份滿足多重品質特性最佳化之依據，也就是第一與第二主成份可以其貢獻度（解釋能力）作為權重值，整合為多重品質特性指標得點值，其多重品質特性指標得點值矩陣型態 $[MPCI]=[P] \times [Y]$ 表示如下：

$$[MPCI] = [0.6355 \quad 0.2521] \times \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} \quad (9)$$

由公式 (8) 與 (9) 可計算主成份得點值與多重品質特性指標得點值如表 24，由表 24 多重品質特性指標得點值，計算每個參數對多重品質特性整體影響，得回應表如表 25 所示。故可得製程最佳水準組合為 $A_3B_2C_3D_2$ ，亦即當固溶溫度 560℃，淬火溫度 50℃，人工時效溫度 190℃，人工時效 4 小時之組合，其中以 C 因子的影響最大。

2. 變異數分析

變異數分析目的，在於以統計方法了解製程參數對多重品質特性影響程度，對多重品質特性總得點值進行變異數分析，結果如表 26，在多重品質特性上，按貢獻率比例，C 因子具有最大顯著性，亦即人工時效溫度對多重品質特性指標的影響最為顯著，其貢獻率達到 74.38%。

表 20. SN 比數據轉換結果

實驗編號	品質特性 SN 比				
	硬度	T 抗拉強度	T 伸長率	L 抗拉強度	L 伸長率
1	31.164	47.636	13.128	48.599	11.329
2	34.587	49.058	13.959	49.951	13.979
3	34.826	48.285	14.418	49.732	16.411
4	35.821	48.520	12.380	49.293	13.643
5	35.938	49.070	13.183	49.656	16.404
6	34.826	48.413	8.974	49.117	12.963
7	36.361	49.060	15.447	49.657	17.216
8	34.908	47.912	8.355	49.078	12.229
9	35.679	48.516	9.289	49.429	12.546

表 21. SN 比標準化後實驗數據

實驗編號	品質特性 SN 比標準化				
	硬度	T 抗拉強度	T 伸長率	L 抗拉強度	L 伸長率
1	0.000	0.000	0.673	0.000	0.000
2	0.659	0.992	0.790	1.000	0.450
3	0.705	0.453	0.855	0.838	0.863
4	0.896	0.616	0.568	0.513	0.393
5	0.919	1.000	0.681	0.782	0.862
6	0.705	0.542	0.087	0.383	0.278
7	1.000	0.993	1.000	0.783	1.000
8	0.720	0.913	0.000	0.354	0.153
9	0.869	0.614	0.132	0.614	0.207

表 22. 主成份分析表

主成份	特徵值	貢獻度 (%)	累積貢獻度 (%)
第一	3.177	63.546	63.546
第二	1.260	25.207	88.754
第三	0.293	5.854	94.608
第四	0.195	3.908	98.516
第五	0.074	1.484	100.000

表 23. 主成份特徵向量表

品質特性	特徵向量				
	第一	第二	第三	第四	第五
硬度	0.809	-0.485	-0.295	-0.035	0.150
T 方向抗拉強度	0.803	-0.450	0.292	0.258	-0.019
T 方向伸長率	0.500	0.844	0.077	0.101	0.145
L 方向抗拉強度	0.917	0.043	0.215	-0.332	-0.029
L 方向伸長率	0.887	0.329	-0.261	0.084	-0.172



表 24. 多重品質特性指標

組別	第一主成份	第二主成份	多重品質特性指標
1	0.337	0.568	0.357
2	3.041	0.092	1.956
3	2.896	0.496	1.965
4	2.323	-0.081	1.456
5	3.269	-0.004	2.076
6	1.647	-0.404	0.945
7	3.711	0.275	2.428
8	1.776	-0.694	0.954
9	2.009	-0.492	1.153

表 25 多重品質特性指標回應表

水準	控制因子			
	固溶溫度	淬火溫度	人工時效溫度	人工時效
1	1.426	1.414	0.752	1.195
2	1.492	1.662	1.522	1.776
3	1.512	1.354	2.156	1.458
Max-Min	0.086	0.308	1.404	0.581
排序	4	3	1	2

表 26. 多重品質特性指標之變異數分析表

變異來源	自由度	平方和	均方	淨平方和	F 值	貢獻率
A	2	0.003	—	—	—	—
B*	2	0.670	0.335	0.418	2.659	11.49%
C	2	2.958	1.479	2.706	11.738	74.38%
D*	2	0.499	—	—	—	—
Error	0	0.000	—	—	—	—
Pooled	4	0.502	0.126	0.514		14.13%
Total	8	3.638		3.638		100%

表 27. 確認實驗標準化 (SN+PCA)

品質特性	硬度	T 方向 抗拉強度	T 方向 伸長率	L 方向 抗拉強度	L 方向 伸長率
標準化值	0.890	1.000	1.000	0.859	0.976

3. 確認實驗

確認實驗目的，在於驗證上述演算法所決定的最佳製程參數水準組合，是否具有再現性，首先運用加法模式計算最佳製程參數水準組合的多重品質特性指標得點預測值。為避免過度預測，在預測模式中，僅考慮影響顯著之因子。最佳參數水準主成份多重品質特性指標預測值 $MPCI_{\text{預測}}$ 計算如下：

$$\begin{aligned} MPCI_{\text{預測}} &= \overline{MPCI} + (\overline{MPCI}_{B_2} - \overline{MPCI}) + (\overline{MPCI}_{C_3} - \overline{MPCI}) \\ &= 1.477 + (1.662 - 1.477) + (2.156 - 1.477) \\ &= 2.341 \end{aligned}$$

確認實驗之期望平均值的信賴區間為 $MPCI_{\text{預測}} \pm CI_2$ ， CI_2

計算如下：

$$CI_2 = \sqrt{F_{\alpha;1,v_2} \times V_e \times \left(\frac{1}{n_{\text{eff}}} + \frac{1}{r} \right)} \quad (10)$$

式中 $F_{\alpha;1,v_2}$ ：具顯著水準 α 的 F 值。

α ：顯著水準，信賴水準 = $1 - \alpha$ 。

v_2 ：合併誤差變異數之自由度。

V_e ：合併誤差變異數。

n_{eff} ：有效觀測數。

$$n_{\text{eff}} = \frac{\text{總實驗次數}}{1 + [\text{預測平均值之因子自由度總和}]}$$

本研究確認實驗做了三次，故

$$CI_2 = \sqrt{7.71 \times 0.126 \times \left(\frac{1}{1.8} + \frac{1}{3} \right)} = 0.929$$

在 95% 的信賴區間為 2.341 ± 0.929 。即

$$1.412 \leq MPCI_{\text{預測}} \leq 3.270$$

表 27 為確認實驗數據 SN 比，加以標準化後所得之數據。

確認實驗由公式 (8) 計算如下：

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0.809 & 0.803 & 0.500 & 0.917 & 0.887 \\ -0.485 & -0.450 & 0.844 & 0.043 & 0.329 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 0.890 \\ 1 \\ 1 \\ 0.859 \\ 0.976 \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} 3.676 \\ 0.320 \end{bmatrix} \quad (11) \end{aligned}$$

之後將確認實驗多重品質特性指標得點值求出，以公式 (9)

計算如下：



$$[MPCI_{\text{確認}}] = [0.6355 \quad 0.2521] \times \begin{bmatrix} 3.676 \\ 0.320 \end{bmatrix} = 2.417 \quad (12)$$

由式(12)確認實驗所得多重品質特性指標得點值為 2.417，落在預測模式 95%信賴區間 2.341 ± 0.929 範圍內，表示本研究選擇的顯著因子是正確且適當的，亦即本實驗結果是可被信賴。

(五) 確認實驗與單一品質特性比較

在多重品質確認實驗與單一品質特性平均值比較方面，彙整數據如表 28，實驗數據顯示：硬度增加 15.7%、T 方向抗拉強度增加 6.9%、T 方向伸長率改善 10%、L 方向抗拉強度增加 6.3%、L 方向伸長率改善 6.3%。

由表 29 得知，在確認實驗與單一品質特性 9 組實驗組合之最佳狀態比較方面：T 方向抗拉強度增加 0.2%、T 方向伸長率改善 1.1%。

表 28. 確認實驗平均值與單一品質平均值比較

品質特性	平均值	確認實驗值	改善率
硬度 (HRE)	56.444	65.333	+ 15.7%
T 方向抗拉強度 (Mpa)	266.631	285.047	+ 6.9%
T 方向伸長率 (%)	0.257	0.157	+ 10%
L 方向抗拉強度 (Mpa)	295.137	313.812	+ 6.3%
L 方向伸長率 (%)	0.203	0.140	+ 6.3%

表 29. 確認實驗平均值與單一品質最佳值比較

品質特性	最佳值	確認實驗值	改善率
硬度 (HRE)	65.833	65.333	- 0.7%
T 方向抗拉強度 (Mpa)	284.393	285.047	+ 0.2%
T 方向伸長率 (%)	0.168	0.157	+ 1.1%
L 方向抗拉強度 (Mpa)	314.466	313.812	- 0.2%
L 方向伸長率 (%)	0.138	0.140	- 0.2%

(六) 材料試驗結果與討論

1. 顯微組織觀察

圖 3 為 A6061 鋁合金經不同人工時效處理後的顯微金相組織比較。圖 3 (a) 為未經過熱處理的原材，可發現晶粒內並無析出物的產生。若經標準的人工時效處理 ($530^\circ\text{C}/100\text{min}/\text{WC} + 175^\circ\text{C}/10\text{hr}/\text{AC}$)，可發現在晶粒內有明顯的析出物在基相中產生，如圖 3 (b) 所示。圖 3 (c) 顯示固溶處理後的淬火水溫由室溫提高到 70°C ，而人工時效時間僅 2 小時的顯微組織，基相中的析出物已多於圖 3 (b) 條件。由顯微組織比較可得到，經提高淬火的水溫程序下，確實可使預時效的目的達成。

2. 預時效之硬度趨勢分析

圖 4 為 A6061 鋁合金在相同固溶條件下，經不同時效時間及水淬溫度處理後之硬度趨勢曲線。在提高淬火的水溫下，達到標準硬度值的時間會隨著水溫的提高而縮短。然當水溫提高至 70°C 以上時，此現象反而會趨緩。不過，提早淬火水溫使有預時效且減少人工時效時間的目標可由圖 4 獲得確認。

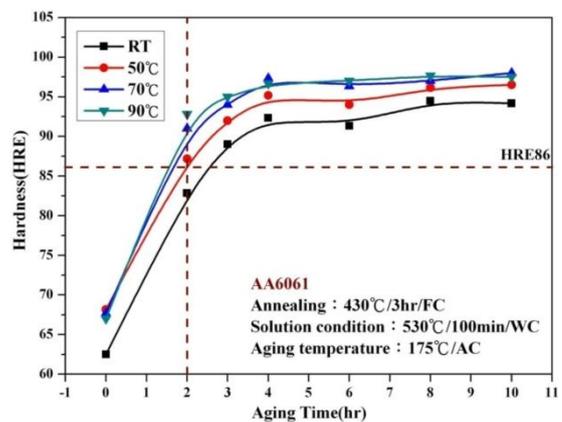
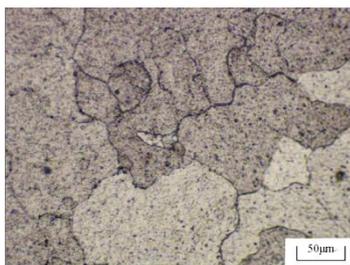
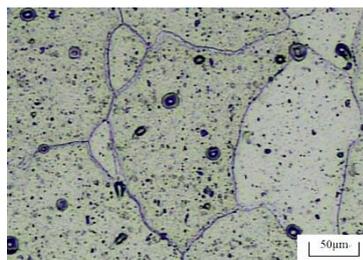


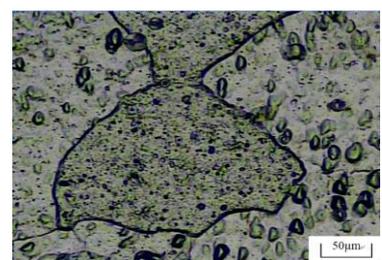
圖 4. A6061 之預時效熱處理的硬度趨勢



(a)



(b)



(c)

圖 3. A6061 之顯微金相：(a) 原材；(b) 經標準人工時效處理 (T6)；(c) 70°C 水淬/ 175°C 時效 2 小時





圖 5. T 方向拉伸試驗之破斷面巨觀觀察

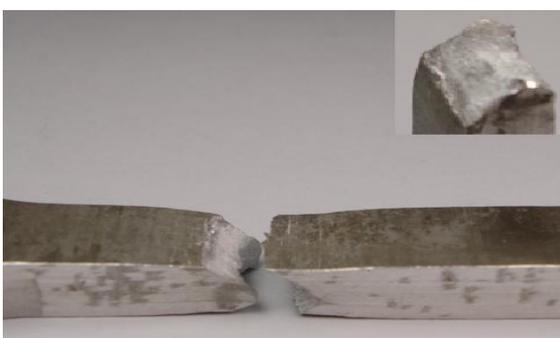


圖 6. L 方向拉伸試驗之破斷面巨觀觀察

3. 拉伸破斷面的巨觀觀察

圖 5 與圖 6 為確認實驗最佳參數水準組合“ $A_3B_2C_3D_2$ ”拉伸斷口狀況。從拉伸斷口巨觀觀察，T 方向與 L 方向之拉伸斷口呈現杯錐狀形，在斷口處截面積有明顯的縮小，即出現頸縮現象，表示材料在斷裂前有發生塑性變形，屬於延性破壞。

四、結論

本研究係探討 A6061-T6 的預時效最佳化製程，以硬度、抗拉強度及伸長率為多重品質特性指標，應用田口方法與主成份分析方法尋找一最佳製程參數。結論歸納如下：

- (一) 執行確認實驗所得之多重品質特性指標得點值為 2.417，落在預測模式 95% 信賴區間 2.34 ± 0.929 範圍內，表示本研究所選擇的顯著因子正確且適當的，也表示本研究最佳製程參數設計具有良好的再現性。
- (二) 經由本研究提出之演算法所得到的多重品質特性製程參數最佳水準組合為 $A_3B_2C_3D_2$ 。
- (三) 變異數分析可知，人工時效溫度對多重品質特性之影響最為顯著，其貢獻度高達 74.38%，故在 T6 製程，人

工時效溫度為一重要之控制因子，人工時效從八小時降為四小時，縮短製程時間。

- (四) 確認實驗與單一品質特性 9 組實驗組合之最佳狀態比較方面：T 方向抗拉強度增加 0.2%、伸長率改善 1.1%。
- (五) 經由主成份分析方法和實際實驗可得到驗證，即提高淬火的水溫確實會讓鋁合金產生預時效效應，可節省人工時效的孕核期，大量縮短時效的時間，進而可有效地降低熱處理成本，並防制因熱處理所產生的部份變形。

誌謝

感謝學界科專研究計畫（99-EC-17-A-16-S1-127）與國科會計畫（NSC98-2221-E-212-020-MY2）在研究經費上的贊助，特予致謝。

參考文獻

1. 呂淮熏、黃能崇、張清靠（民 96），主成份田口法應用於高速端銑 SKD61 模具鋼切削參數最適化設計之研究，技術學刊，22（4），325-333。
2. 曹啓彰（民 93），表面清淨度對 7075 鋁合金熱處理後之機械性質影響，大葉大學機械工程研究所碩士論文，彰化。
3. 楊秉勳（民 91），Be 與 Fe 含量對 A357 合金微結構及應力腐蝕性質之影響，國立中央大學機械工程研究所碩士論文，桃園。
4. 劉國雄、葉均蔚（民 83），高強力鋁合金之熱處理-析出硬化，工業技術研究院工業材料研究所，頁 1-21，新竹。
5. 蘇朝墩（民 91），品質工程，中華民國品質學會，台北。
6. Antony, J. (2000) Multi-response optimization in industrial experiments using Taguchi's quality loss function and principal component analysis. *Quality and Reliability Engineering International*, 16, 3-8.
7. Annual Book of ASTM Standards (2000), *Standard test methods for tension testing of metallic materials*. approved for use by agencies of the Department of Defense, 1-27.
8. Dolan, G. P. and J. S. Robinson (2004) Residual stress reduction in 7175-T73, 6061-T6 and 2017A-T4 aluminum alloys using quench factor analysis. *Journal of Materials*



- Processing Technology*, 153-154, 346-351.
9. Ericsson, M. and R. Sandström (2003) Influence of welding speed on the fatigue of friction stir welds, and comparison with MIG and TIG. *International Journal of Fatigue*, 25 (12), 1379-1387.
10. Ghani, J. A., I. A. Choudhury and H. H. Hassan (2004) Application of Taguchi method in the optimization of end milling parameters. *Journal of Materials Processing Technology*, 145 (1), 84-92.
11. Khoei, A. R., I. Masters and D. T. Gethin (2002) Design optimization of aluminum recycling processes using Taguchi technique. *Journal of Materials Processing Technology*, 127, 96-106.
12. Lu, S. M., Y. M. Li and J. C. Tang (2003) Optimum design of natural-circulation solar-water-heater by the Taguchi method. *Journal of Energy Research*, 28 (28), 741-750.
13. Nowotnik, G. M. and J. Sieniawski (2005) Influence of heat treatment on the microstructure and mechanical properties of 6005 and 6082 aluminium alloys. *Journal of Materials Processing Technology*, 162-163, 367-372.
14. Shivkumar, S., C. Keller and D. Apelian (1990) Aging behavior in Al-Si-Mg alloys. *AFS Transactions*, 905-911.
15. Su, C. T. and L. I. Tong (1997) Multi-response robust design by principal component analysis. *Total Quality management*, 8 (6), 409-416.
16. Shih, J. S., Y. F. Tzeng and J. B. Yang (2011) Principal component analysis for multiple quality characteristics optimization of metal inert gas welding aluminum foam plate. *Materials and Design*, 32 (6), 1253-1261.
17. Takatsuli, H. and T. Arai (2000) Pinholes in Al thin films: Their effects on TFT characteristics and Taguchi method analysis of their origins. *Vacuum*, 59 (6), 606-613.
18. Zhang, J. Z., J. C. Chen and E. D. Kirby (2007) Surface roughness optimization in an end-milling operation using the Taguchi design method. *Journal of Materials Processing Technology*, 184 (1-3), 233-239.

收件：102.03.04 修正：102.04.29 接受：102.08.02

