

다중선형회귀법을 활용한 예민화와 환경변수에 따른 AL-6XN강의 공식특성 예측

정 광 후¹ · 김 성 종^{2,†}

¹한국해양수산연수원 목포분원, 전라남도 목포시 고하대로 597

²목포해양대학교 기관시스템공학부, 전라남도 목포시 해양대로 91

(2020년 12월 08일 접수, 2020년 12월 17일 수정, 2020년 12월 17일 채택)

Prediction of Pitting Corrosion Characteristics of AL-6XN Steel with Sensitization and Environmental Variables Using Multiple Linear Regression Method

Kwang-Hu Jung¹ and Seong-Jong Kim^{2,†}

¹Mokpo branch, Korea institute of maritime and fisheries technology,
Goha-daero, Mokpo-si, Jeollanam-do, 58625, Korea

²Division of marine engineering, Mokpo national maritime university,
Haeyangdaehak-ro 91, Mokpo-si, Jeollanam-do, 58628, Korea

(Received December 08, 2020; Revised December 17, 2020; Accepted December 17, 2020)

This study aimed to predict the pitting corrosion characteristics of AL-6XN super-austenitic steel using multiple linear regression. The variables used in the model are degree of sensitization, temperature, and pH. Experiments were designed and cyclic polarization curve tests were conducted accordingly. The data obtained from the cyclic polarization curve tests were used as training data for the multiple linear regression model. The significance of each factor in the response (critical pitting potential, repassivation potential) was analyzed. The multiple linear regression model was validated using experimental conditions that were not included in the training data. As a result, the degree of sensitization showed a greater effect than the other variables. Multiple linear regression showed poor performance for prediction of repassivation potential. On the other hand, the model showed a considerable degree of predictive performance for critical pitting potential. The coefficient of determination (R^2) was 0.7745. The possibility for pitting potential prediction was confirmed using multiple linear regression.

Keywords: AL-6XN, Corrosion characteristics, Sensitization, Environmental variable, Multiple linear regression

1. 서론

국부 부식은 스테인리스강에서 발생하는 대표적인 손상 형태이다. 국부적인 두께 손실은 재의 강도를 급격하게 저하시키며, 초기 피로 균열을 유발할 수 있다. 미국산업 통계자료에 따르면, 부식손상에 대한 수리비용은 매년 국민총생산의 3.1%에 해당하며, 전체 부식의 약 70%가 국부영역에서 발생하는 것으로 보고하고 있다 [1]. 국부 부식은 균일 부식과 비교하여, 초기 발견 및 대응이 어려우므로, 더 많은 위험성을 내재하고 있다. 국부 부식은 위험 수

준에 도달하기 전에 예측할 수 있어야 한다. 그러나 주로 스테인리스강의 적용 환경은 다양한 인자가 복합적으로 작용하는 강한 부식 환경으로 간주된다. 따라서 적용 환경에서 국부 부식에 영향을 미치는 인자에 의한 영향성 평가가 선행되어야 하며, 이를 바탕으로 한 특성 예측이 필요하다.

스테인리스강은 산소 및 Cl^- 이온과 같은 할라이드(halide) 이온이 존재하는 환경에서 공식(pitting corrosion)과 입계부식(intergranular corrosion)의 국부 부식에 매우 민감하다. 부식 전위가 공식전위보다 높은 경우, 부동태 피막은 국부적으로 손상되며, 마이크로 셀 기구(소양극-대음극)로 인해 매우 높은 부식속도를 나타낸다 [2]. 다양한 환경변수 중 화학성분, 미세구조, Cl^- 농도, 온도, pH, 그리고 유속 등은 스테인리스강의 국부 부식 구동

[†]Corresponding author: ksj@mmu.ac.kr

정광후: 교수, 김성종: 교수

력에 결정적인 역할을 한다 [3-9]. 일반적으로 Cl^- 농도, 온도, 그리고 산성도는 그 경향이 증가함에 따라 국부 부식에 대한 민감성을 증가시킨다. 온도상승에 따라 초기 공식이 안정화되며, 재 부동태를 억제하여, 성장 속도를 제어한다. Pourbaix 도표[10]에 의하면, 강산에서 부동태 피막은 열역학적으로 불안정하다. 부동태 피막은 강산에서 그 특성이 약화된다. 반면, 알칼리 환경에서 공식 저항성은 향상되는 것으로 알려져 있다 [8]. 또한, 부동태 피막에 대한 Cl^- 이온의 공격성은 작은 크기, 높은 확산성, 그리고 강한 음이온성에 기인한다. 위와 같이, 국부 부식의 대표적인 형태인 공식과 입계부식은 외부 환경에 존재하는 다양한 인자에 영향을 받는다. 더불어 합금의 화학조성은 공식 생성과 성장에 중대한 영향을 미치는 요소이다. 특히, 오스테나이트계 스테인리스강은 일정 시간 이상 550 ~ 850 °C의 온도범위에 노출됨에 따라 결정립계에 2차상이 석출되며, 그 주변부에 일부 합금에 대한 고갈영역(depleted-zone)이 생성된다 [11]. 결정립계 주변에 고갈영역은 내식성이 불안정하며, 부식 환경 하에서 우선적으로 부식 손상이 발생한다. 위와 같이, 국부 부식에 영향을 미치는 다양한 변수가 존재하며, 복잡한 부식 환경을 구성한다. 이에 대한 수많은 연구가 진행되었으나, 대부분 단일 변수의 제한적인 조건에서 연구가 대부분이다. 따라서 다양하고 복잡한 환경 변수가 복합적으로 작용하는 스테인리스강의 공식 특성에 대한 각 인자의 이해와 특성 예측이 필요하다.

통계기반의 실험계획법(design of experiment, DOE)은 실험 조건의 중요성을 정의하여, 그에 대한 효율적인(최소한) 실험방법을 설계하는 것이다. 통계적 기법에 따라 얻어진 결과를 통해 다양한 변수 영향성, 변수 간의 교호작용, 그리고 다중선형회귀방정식(multiple linear regression, MLP)과 같은 최대한의 정보를 획득할 수 있는 효율적인 기법이다. 1920년대, 실험계획법은 로널드 피셔에 의해 농업 분야에 처음 적용되었으며 [12], 이후 다양한 산업 분야에서 널리 적용되고 있다. 다양한 실험계획법 중 완전요인설계는 각 인자의 주요한 효과, 유의성, 그리고 각 인자 간의 교호작용을 파악할 수 있다. 또한, 완전요인설계에 따라 수행된 반응 값에 대한 분산분석(analysis of variance, ANOVA)을 통해 각 인자 간의 유의성을 검증할 수 있다.

본 연구에서는 해양환경용 슈퍼 오스테나이트계 스테인리스강 중 AL-6XN을 대상으로 3.5% NaCl 용액 하에서 예민화도와 환경변수(온도, pH) 수준 변화에 실험을 설계하고, 이로부터 생성된 데이터를 기반으로 하여, 임의 변수에 대한 특성 예측에 대한 가능성을 확인하였다. 예측을 위한 도구로는 다중선형회귀와 분산분석이 사용되었다.

2. 연구방법

2.1 재료 및 등온열화

본 연구에서 사용된 슈퍼 오스테나이트 스테인리스강 AL-6XN강의 화학조성은 0.02 wt% C, 0.27 wt% Si, 0.56 wt% Mn, 0.03 wt% P, 0.01 wt% S, 20.2 wt% Cr, 6.83 wt% Mo, 24.8 wt% Ni, 0.61 wt% Cu, 그리고 나머지는 Fe이다. 예민화를 위한 열처리는 800 °C로 승온된 전기열처리로에서 최대 6시간까지 수행하였으며, 열처리 완료된 시편은 상온의 청수에서 퀀칭 처리하였다. 예민화된 판재는 10 mm × 10 mm × 5 mm의 크기를 가진 미소 시편으로 가공하였으며, 예민화 과정에서 생성된 표면 스케일 제거를 위해 표면 연마를 수행하였다.

2.2 예민화도 측정

예민화도 측정을 위한 Double loop electrochemical reactivation(DL-EPR) 시험은 작동전극, 대극, 그리고 기준전극으로 구성된 3 전극 부식셀과 전기화학측정 장비(VSP potentiostat, Biologic)로 수행하였다. 열처리 시편은 연마지 #2000까지 표면을 가공하였으며, 1 μm 알루미늄나 파우더를 사용하여 최종 연마하였다. 또한, 모든 시편은 이물질 및 유분 제거를 위해 에탄올과 증류수에서 초음파 세척을 수행하였다. 작동전극으로 사용된 열처리 시편은 자체 제작한 거치대를 사용하여 반응면적 1 cm²을 노출시켰다. 대극과 기준전극은 20 mm × 20 mm 크기의 백금망과 Ag/AgCl(sat. by KCl)을 사용하였다. 시험매체는 30 °C의 2M H₂SO₄ + 0.01M KSCN + 2M NaCl 용액이다. 시험 공정에서 개로전위는 시험 수용액에 30분간 침지 후 계측하였다. 분극은 기준전위 기준 +300 mV에 도달된 후 개로전위까지 역방향으로 수행하였다. 주사속도(scan rate)는 1.667 mV/s로 동일한 조건에서 수행하였다. 전기화학 측정값에 대한 신뢰성 확보를 위해 각 실험은 3회 수행되었다. DL-EPR 시험을 통한 예민화도는 활성화구간의 전류밀도 정점(I_a)과 재활성화구간의 전류밀도 정점(I_r)을 계측하여, 식 1을 통해 산출하였다. 본 연구에서 DL-EPR에 대한 상세 데이터는 제시되지 않았다.

$$DOS = (I_r/I_a) \times 100 \quad (1)$$

2.3 Cyclic potentiodynamic polarization 시험

Cyclic potentiodynamic polarization(CPDP) 시험은 작동전극, 대극, 그리고 기준전극으로 구성된 3 전극 부식셀과 전기화학측정 장비(VSP potentiostat, Biologic)로 수행하였다. CPDP 시험에서 사용된 부식셀의 구성은 DL-EPR 시험과 동일하다. CPDP 시험은 기본적으로 3.5% NaCl 용액에서 수행되었으며, 예민화도, 온도, 그리

Table 1 Designed factors and their levels

Factors	Unit	Level			
		1	2	3	4
Heat-treatment time(DOS): A	hours	0(1)	1(3)	3(28)	6(53)
Temperature: B	°C	25	50	75	-
pH: C		2	4	6	-

Table 2 Experiment design matrix and response for CPDP tests in 3.5% NaCl solution

Row	Input parameter			E _{pit} , V	E _{rep} , V
	DOS	Temp., °C	pH		
1	0	25	2	0.915	0.965
2	0	25	4	0.986	1.038
3	0	25	6	1.023	0.989
4	0	50	2	0.868	0.895
5	0	50	4	1.036	0.967
6	0	50	6	1.022	0.967
7	0	75	2	0.807	0.119
8	0	75	4	0.959	0.995
9	0	75	6	0.795	0.731
10	3	25	2	0.953	0.923
11	3	25	4	1.059	0.997
12	3	25	6	1.049	1.009
13	3	50	2	0.858	0.039
14	3	50	4	0.981	0.0854
15	3	50	6	1.028	0.16
16	3	75	2	0.456	0.085
17	3	75	4	0.497	0.143
18	3	75	6	0.339	0.049
19	28	25	2	0.9357	0.0957
20	28	25	4	1.15	1
21	28	25	6	1.059	0.9978
22	28	50	2	0.572	0.015
23	28	50	4	0.5295	0.0572
24	28	50	6	0.4916	0.0113
25	28	75	2	0.263	0.005
26	28	75	4	0.228	-0.061
27	28	75	6	0.31	-0.038
28	53	25	2	0.95	0.114
29	53	25	4	1.069	0.121
30	53	25	6	1.001	0.006
31	53	50	2	0.4336	0.004
32	53	50	4	0.3945	0.08
33	53	50	6	0.693	0.001
34	53	75	2	0.275	0.093
35	53	75	4	0.306	0.063
36	53	75	6	0.265	0.053

고 pH 조건은 Table 1과 2의 실험설계 조건과 행렬에 따라 수행되었다. 시험 공정에서 개로전위는 시험 수용액에 30분간 침지 후 계측하였다. 분극은 기준전위 기준 -250 mV에서 시작하여, 전류밀도가 10 mA/cm^2 에 도달할 때까지 수행하였다. 그 다음, 개로전위까지 역방향으로 수행하였다. 모든 구간에서 주사속도는 0.5 mV/s 로 동일하다. 전기화학 측정값에 대한 신뢰성 확보를 위해 각 실험은 최소 2회 수행되었다.

2.4 통계분석

예민화도, 온도, 그리고 pH는 각각 4, 3, 그리고 3 수준으로 구성하였으며, 이에 대한 상세는 Table 1에 제시하였다. 각 인자와 수준으로 구성된 실험행렬은 Table 2에 제시하였다. 실험행렬에 대한 통계적 분석(영향성, 분산분석, 다중 선형회귀)은 Minitab® 19 소프트웨어를 통해 수행하였다.

3. 연구결과 및 고찰

3.1 온도, pH의 영향

Fig. 1은 각 인자(입력 변수)가 AL-6XN의 부동태 특성

에 미치는 영향을 직관적으로 분석하기 위한 일부 CPDP 곡선을 나타낸 것이다. 관찰하고자 하는 특정 인자를 제외한 나머지 인자는 최소수준이다. 먼저, Fig. 1a는 온도 변화에 따른 AL-6XN의 사이클릭 분극곡선이다. 열처리를 하지 않은 시편은 약 10^{-3} mA/cm^2 의 부동태 구간($-0.1 \sim 0.8 \text{ V}$)을 나타낸 이후 0.8 V 산소발생전위 구간에서 급격한 전류밀도 증가를 나타냈다. 그러나 산소 발생 전위구간 이하에서 그 특성은 매우 다르게 나타났다. 온도가 상승함에 따라 양극분극에 따른 전류밀도는 급격하게 증가하였다. 전반적인 분극거동은 전류밀도가 정체되는 부동태가 아닌 활성화에 가까운 거동을 나타냈다. 개로전위와 0.8 V 이하의 전위구간에서, 인자수준 25°C 와 최대 인자수준 75°C 의 전류밀도는 2차수 정도 높게 나타났다. 이와 같이 온도 변화에 따른 전류밀도의 증가는 식 2의 Arrhenius 방정식에 기초하여 설명될 수 있다 [13].

$$\log i = \log A - \frac{E_a}{2.303RT} \quad (2)$$

여기에서, E_a 는 공정 내 물 활성화 에너지이며, 전극/전해

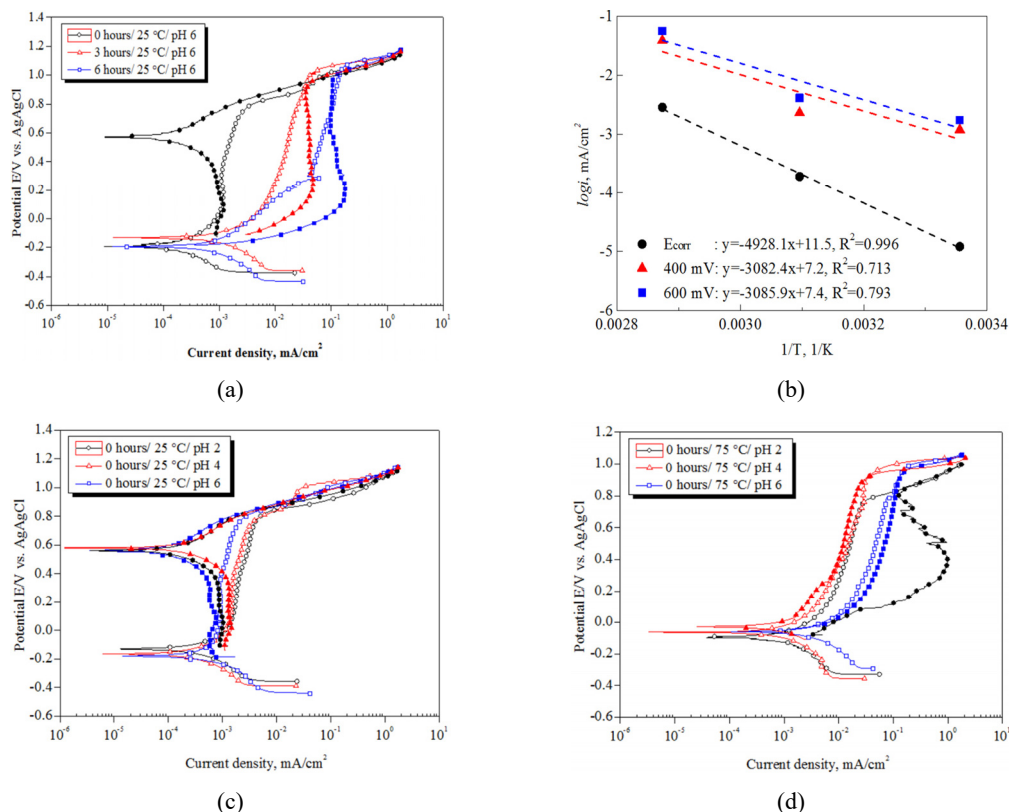


Fig. 1 CPDP curves with the level variance of specific factors in 3.5% NaCl solution, (a) temperature, (b) Arrhenius plots of current densities at different potentials from the CPDP curves, (c) pH at 25°C (d) pH at 75°C : The open dot and closed dot indicate forward and reverse scan.

질 계면에서 전자 교환에 필요한 에너지이다. R 은 가스 상수이며, T 는 절대온도(K)이며, A 는 Arrhenius 상수이다. Fig. 1b는 식 2의 Arrhenius 방정식에 근거하여, Fig. 1a에 제시된 곡선들의 일정 전위영역에서 온도에 따른 전류밀도를 나타낸 것이다. 각 전위에서 온도 변화에 따른 $\log i$ 값은 직선적 관계이며, 직선에 대한 기울기는 E_a 를 나타낸다. 따라서 E_a 값의 크기는 전류밀도(부식속도)와 온도의 의존성을 나타내며, 그 크기가 클수록 높은 의존성을 가지는 것으로 해석할 수 있다. E_a 가 높을수록 온도 변화에 따른 전류밀도 변화는 큰 값을 나타낸다. 각 전위영역(산소발생 전위 이하) $E_{corr.}$, 400 mV, 600 mV에서 각 E_a 는 94.36 KJ/mol, 59.2 KJ/mol, 59.1 KJ/mol이다. 이를 통해 온도 변화에 따른 전류밀도 증가는 부식 전위에서 그 영향성이 더 크게 작용하며, 공식전위 이하의 양극영역에서는 매우 유사한 증가율을 나타내는 것으로 확인되었다. 결과적으로, 각 전위에서 전류밀도는 온도에 대한 영향성을 가지고 있으며, 식 2의 관계를 통해 설명될 수 있다. Fig. 1c, d는 pH

수준에 따른 CPDP 곡선을 나타낸 것이다. 25 °C의 3.5% NaCl 수용액에서, pH가 감소함에 따라 부동태 전류가 약간 증가하는 경향을 나타냈다. 그러나 산소발생전위 이상에서 부동태/과부동태 전이가 발생하였으며, negative hysteresis loop를 나타냄에 따라 양호한 부동태 특성을 나타냈다. 반면, 75 °C에서 pH 변화에 따른 분극 거동은 명확한 차이를 나타냈다. pH 2 용액에서 상대적으로 낮은 약 0.8 V 전위에서 급격한 전류밀도 증가를 나타냈으며, 이후 역분극 구간에서 positive hysteresis loop를 나타냈다. 용액의 온도가 증가하거나 pH가 감소함에 따라 부동태 피막의 보호성과 안정성은 저하되며, 이는 부동태 구간의 감소와 활성 구간의 증가에 기인한 것으로 판단된다 [14].

3.2 통계적 접근

각 인자가 반응값(E_{pit} , E_{rep})에 미치는 영향성에 대한 통계적 분석을 수행하였다. Table 3과 4는 실험행렬에 대한 분산분석 결과를 나타낸 것이다. 분산분석은 특성치의 산

Table 3 The result of ANOVA for all terms in Table 2

Response: E_{pit}					
Source	DF	Adj SS	Adj MS	F-value	P-value
Linear	6	2.65302	0.442171	20.09	0.000
A	1	0.00892	0.008925	0.41	0.529
B	1	0.03856	0.038560	1.75	0.196
C	1	0.02206	0.022055	1.00	0.325
A·B	1	0.21624	0.216245	9.83	0.004
A·C	1	0.00049	0.000488	0.02	0.883
B·C	1	0.01382	0.013824	0.63	0.434
Error	29	0.63818	0.022006		
Total	35	3.29120			
R^2			Adjusted- R^2		
0.8061			0.76		

Response: E_{rep}					
Source	DF	Adj SS	Adj MS	F-value	P-value
Linear	6	4.35536	0.72589	8.22	0.000
A	1	0.41739	0.41739	4.72	0.038
B	1	0.28393	0.28393	3.21	0.083
C	1	0.07461	0.07461	0.84	0.366
A·B	1	0.25243	0.25243	2.86	0.102
A·C	1	0.03592	0.03592	0.41	0.529
B·C	1	0.01056	0.01056	0.12	0.732
Error	29	2.56239	0.08836		
Total	35	6.91775			
R^2			Adjusted- R^2		
0.6296			0.553		

Table 4 The result of ANOVA for significant terms(confidence level 95%) in Table 2

Response: E _{pit}					
Source	DF	Adj SS	Adj MS	F-value	P-value
Linear	3	2.61275	0.87092	41.08	0.000
A	1	0.02226	0.02226	1.05	0.313
B	1	0.32983	0.32983	15.56	0.000
A·B	1	0.21624	0.21624	10.20	0.003
Error	32	0.67845	0.02120		
Total	35	3.29120			
R ²			Adjusted-R ²		
0.7939			0.7745		

Response: E _{rep}					
Source	DF	Adj SS	Adj MS	F-value	P-value
Linear	2	3.569	1.7843	17.58	0.000
A	1	2.059	2.0594	20.29	0.000
B	1	1.509	1.5093	14.87	0.001
Error	33	3.349	0.1015		
Total	35	6.918			
R ²			Adjusted-R ²		
0.5159			0.4865		

포를 제곱합(sum of squares, SS)으로 나타내고, 이 제곱합을 실험과 관련된 요인들의 제곱합으로 분해하여 오차에 비해 특히 큰 영향을 주는 요인들을 찾아내는 분석방법이다. 총 제곱합은 각 공정변수 편차의 제곱합과 오차에 의한 제곱합으로 나눌 수 있다. 총 제곱합에 대한 각 공정변수 제곱합 성분의 백분율(percentage contribution)은 전체 특성치 산포에 대한 해당 공정변수의 기여도를 나타낸다. 또한, 공정변수의 제곱평균(mean of square, MS)과 오차 제곱평균의 비로 정의되는 F 값은 오차에 대한 해당 공정변수의 중요도를 표시한다. P 값은 여기서 제곱평균은 각 인자의 제곱합을 자유도(degree of freedom, DF)로 나눈 값으로 정의된다. 분산분석에서 가장 중요한 값은 P값으로, 0.05를 기준으로 신뢰수준 95%에서 인자의 유의성을 판단할 수 있다. P값이 0.05 이하일 경우 신뢰수준 95%에서 해당 인자는 유의하다. 이는 해당인자의 수준이 반응값 변화에 유의한 영향을 가지는 것을 의미한다. 특정 인자와 수준을 가지는 반응값에 대한 다중선행회귀식은 식 3의 구조를 가진다.

$$y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

Table 3은 식 3의 전체 항에 대한 분산분석 결과를 나타

낸 것이다. 각 주 인자와 교호 작용은 반응값 E_{pit}와 E_{rep}에 대한 변동(SS)을 유발하며, 오차 대비 변동 크기에 따라 영향성과 유의성을 해석할 수 있다. 본 연구에서는 분산분석에 대한 신뢰수준을 95% ($\alpha=0.05$)로 설정하였다. 95% 신뢰수준에서 유의하지 않는 인자는 수준 변화에 따라 반응값 E_{pit}과 E_{rep}의 유의한 영향을 나타내지 않는 것으로 간주되며, 다중선행회귀식의 과적합을 피하기 위해 제외되었다. 이에 대한 분산분석 결과는 Table 4와 같다. 신뢰수준 95%에서 유의 인자와 교호작용으로 구성된 반응값에 대한 다중선행회귀는 식 4와 같다. 각 입력 변수(인자수준)는 수월한 통계적 계산을 위해 식 5와 같이 정규화하였다.

$$\begin{aligned} E_{pit} &= 1.2201 + 0.0287A - 0.00694B - 0.001657AB \\ E_{rep} &= 0.985 - 0.745A - 0.627B \end{aligned} \quad (4)$$

$$X = 0.1 + \frac{(x - x_{\min})}{(x_{\max} - x_{\min})} \times 0.8 \quad (5)$$

여기에서 X는 정규화된 값, x는 정규화되지 않은 값, $x_{\max}$ 과 $x_{\min}$ 는 각 인자의 최대·최소 수준이다. E_{pit}와 E_{rep}의 다중선행회귀식에 대한 결정계수는 각 0.7745와 0.4865으로 산출되었다. 다중선행회귀식에서 결정계수의 크기는 입력변수(인자)와 반응값의 선형적 관계에 의존한다. 높은

결정계수는 모델과 데이터 간의 설명력을 의미하며, 모델에 대한 수용기준이 된다. 그러나 결정계수를 통한 모델의 표준화된 수용기준은 존재하지 않는다. 일부 문헌에 의하면 [15], 각 분야에서 고려되는 수용기준은 다르며, 연구목적, 변수, 결과값의 특성에 따라 변할 수 있다. 공학 분야의 경우, 일반적으로 0.7–0.9 범위의 결정계수는 대해 수용 가능한 것으로 고려된다. E_{rep} 는 예민화도, 온도, 그리고 pH와 선형관계를 나타내지 않으며, 불특정한 곡선관계를 나타냄에 따라 0.4865의 비교적 낮은 결정계수를 나타냈다.

Fig. 2는 다중선형회귀식에 대한 3차원 표면과 실제값 대 예측값을 나타낸 것이다. 3차원 표면에 표시된 검은색 점은 각 조건에서 실제값을 나타내며, 각 점들이 3차원 표면과 가까울수록 회귀식에 대한 결정계수는 증가한다. Fig. 2a, b는 E_{pit} 에 대한 실제값과 예측값의 선형관계와 결정계수를 잘 설명하고 있다. 반면, Fig. 2c, d의 E_{rep} 는 각 다중선형회귀식에 대한 데이터의 산포가 크며, 특히 Fig. 2d을 통해 비 선형적인 데이터의 산포를 명확하게 확인할 수 있다. E_{pit} 에 대한 다중선형회귀식은 수용 가능한 정도의 결정계수

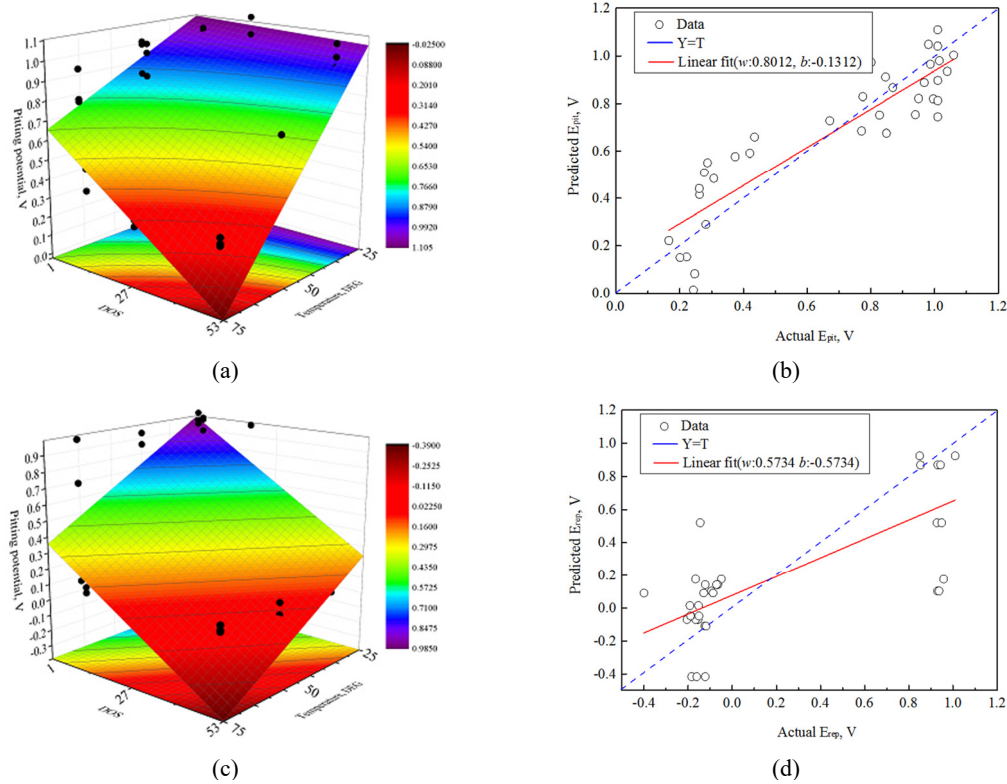


Fig. 2 3D surface plot diagram and actual values vs. predicted values for MLR model with DOS and temperature: (a,b) response is E_{pit} , (c,d): response is E_{rep}

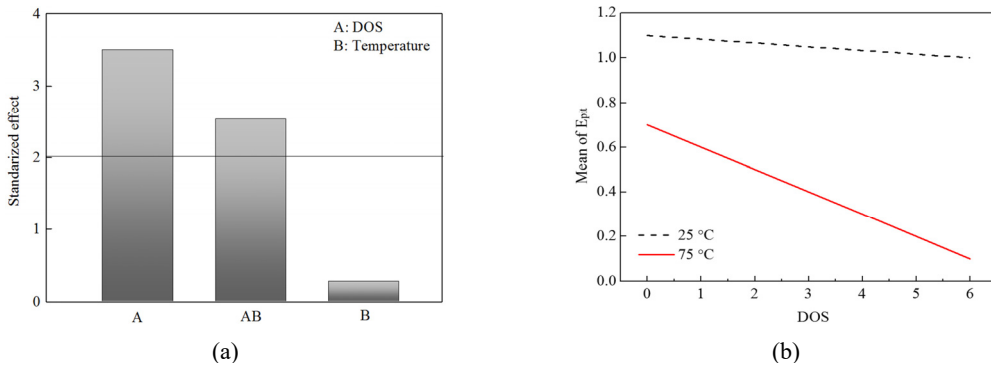


Fig. 3 Pareto chart(a) and interaction effect diagram(b) for significant factors in MLR model for E_{pit} .

를 나타냈다.

Fig. 3은 E_{pit} 의 다중선형회귀식에서 유의인자에 대한 파레토 차트(pareto chart)와 교호 작용(interaction)을 나타낸 것이다. 파레토 차트에서 E_{pit} 에 변화에 대한 유의 인자는 예민화(A)와 예민화·온도(A · B)로 나타났다. pH는 앞선 95% 신뢰수준의 분산분석에서 유의하지 않아 제외(pulling)되었다. Fig. 3b를 통해, 온도와 예민화 간의 교호 작용이 존재하며, 온도가 높아짐에 따라 예민화에 따른 국부식 손상이 크게 나타나는 것으로 확인되었다 [16].

4. 결론

본 연구에서는 3.5% NaCl 용액 하에서 다양한 예민화도를 가진 AL-6XN의 온도, 산성도 변화에 따른 전기화학적 특성 예측을 위해 다중선형회귀와 통계적 분석기법을 적용하였다.

순환분극 곡선 시험에서, 각 인자 예민화도, 온도, 그리고 pH는 AL-6XN의 전기화학적 특성 변동에 영향성을 나타냈다. 특히, 예민화도에 대한 영향성은 매우 크게 나타났다. 열화 1시간(DOS 2.83)을 초과한 경우, 공식전위와 재부동태 전위는 급격하게 비 방향으로 이동하였다.

다중선형회귀를 통한 예측에서, 공식전위는 입력변수와 높은 선형관계($R^2=0.7745$)를 나타냈다. 그러나 재부동태 전위는 입력변수와 불 특정한 관계를 나타냄에 따라 다소 낮은 예측성능($R^2=0.4865$)을 나타냈다.

추후 다양한 변수에 따른 실험 데이터를 통해 공식전위 예측에 대한 다중선형회귀 예측에 대한 가능성을 확인하였다.

감사의 글

이 논문은 해양수산부 재원으로 해양수산과학기술진흥원의 지원을 받아 수행된 연구임(선박 배출 대기오염물질 동시저감 후처리시스템 실증 및 인증체계 구축).

References

1. J. S. Chou, N. T. Ngo, and W. K. Chong, *Eng. Appl. Artif. Inte.*, **65**, 471 (2017).
<https://doi.org/10.1016/j.engappai.2016.09.008>
2. H. Khatak and B. Raj, *Corrosion of austenitic stainless steels: mechanism, mitigation and monitoring, 1st ed.*, p.75-80, Woodhead publishing, (2002).
3. T. Hong and M. Nagumo, *Corros. Sci.*, **39**, 285-293 (1997).
[https://doi.org/10.1016/S0010-938X\(96\)00127-8](https://doi.org/10.1016/S0010-938X(96)00127-8)
4. E. A. Abd El Meguid, N. A. Mahmoud, and S. S. Abd El Rehim, *Mater. Chem. Phys.*, **63**, 67 (2000).
[https://doi.org/10.1016/S0254-0584\(99\)00206-0](https://doi.org/10.1016/S0254-0584(99)00206-0)
5. C. Alonso, M. Castellote, and C. Andrade, *Electrochim. Acta.*, **47**, 3469 (2002).
[https://doi.org/10.1016/S0013-4686\(02\)00283-9](https://doi.org/10.1016/S0013-4686(02)00283-9)
6. A. Pardo, M. C. Merino, A. E. Coy, F. Viejo, R. Arrabal, and E. J. C. S. Matykina, *Corros. Sci.*, **50**, 1796 (2008).
<https://doi.org/10.1016/j.corsci.2008.04.005>
7. H. S. Klapper, J. Goellner, A. Burkert, and A. Heyn, *Corros. Sci.*, **75**, 239 (2013).
<https://doi.org/10.1016/j.corsci.2013.06.005>
8. Y. Wang, G. Cheng, W. Wu, Q. Qiao, Y. Li, and X. Li, *Appl. Surf. Sci.*, **349**, 746 (2015).
<https://doi.org/10.1016/j.apsusc.2015.05.053>
9. Y. S. Kim, *Corros. Sci. Tech.*, **9**, 20 (2010).
https://www.j-cst.org/main/abstract_view.htm?scode=C&code=C00090100020&vol=9&no=1&type=aissue
10. B. Beverskog and I. Puigdomenech, *Corros. Sci.*, **39**, 43 (1997).
[https://doi.org/10.1016/S0010-938X\(97\)89244-X](https://doi.org/10.1016/S0010-938X(97)89244-X)
11. K. T. Kim, S. B. Um, and S. Y. Kim, *Corros. Sci. Tech.*, **16**, 305 (2017).
<https://doi.org/10.14773/cst.2017.16.6.305>
12. T. O. Kowang and C. S. Long, *Appl. Mech. Mater.*, **789**, 1201 (2015).
<https://doi.org/10.4028/www.scientific.net/AMM.789-790.1201>
13. R. Baboian, *Corrosion tests and standards: application and interpretation, 2nd ed.*, p. 502, ASTM International (1995).
14. A. A. Dastgerdi, A. Brenna, M. Ormellese, M. Pedferri, and F. Bolzoni, *Corros. Sci.*, **159**, 108160 (2019).
<https://doi.org/10.1016/j.corsci.2019.108160>
15. J. W. Osborne, *Pract. Assess. Res. Evaluation*, **7**, 2 (2000).
16. H. Ezuber, A. Alshater, S. O. Nisar, A. Gonsalvez, and S. Aslam, *Surf. Eng. Appl. Elect.*, **54**, 73 (2018).
<https://doi.org/10.3103/S1068375518010039>