

스테인리스 강의 고온 인장강도와 크리프 파단시간의 와이블 통계 해석

Weibull Statistical Analysis of Elevated Temperature Tensile Strength and Creep Rupture Time in Stainless Steels

정원택 · 김영식 · 김선진

W. T. Jung, Y. S. Kim and S. J. Kim

(접수일 : 2010년 6월 21일, 수정일 : 2010년 7월 21일, 채택확정 : 2010년 8월 9일)

Key Words : Weibull Statistical Analysis(와이블 통계 해석), Tensile Strength(인장강도), Creep Rupture Time(크리프 파단시간), Stainless Steel(스테인리스 강), Variability(변동성)

Abstract : This paper is concerned with the stochastic nature of elevated temperature tensile strength and creep rupture time in 18Cr-8Ni stainless steels. The Weibull statistical analysis using the NRIM data sheet has been performed to investigate the effects of variability of the elevated temperature tensile strength and creep rupture time on the testing temperature. From those investigations, the distributions of temperature tensile strength and creep rupture time were well followed in 2-parameter Weibull. The shape parameter and scale parameter for the Weibull distribution of tensile strength were decreased with increasing the testing temperature. For the creep rupture time, generally, the shape parameter were decreased with increasing the testing temperature.

1. 서 론

금속재료의 인장강도, 항복강도와 크리프 파단시간 등의 기계적 성질은 통상 수개 내지 수십개의 시험편에 의한 실험치의 평균치가 사용되는 경우가 일반적이다. 그러나 이것으로부터도 이해할 수 있듯이 이들은 확정치가 아니고, 변동성을 나타내는 하나의 확률적 량이다. 이러한 실험치의 변동의 원인에는 시험조건의 부정확성(시험편, 시험기 등)이나 시험기술의 부족 등에 의한 것도 있지만, 다음과 같은 요인을 생각할 수 있다. (1) 재료의 화학 성분의 차이 (2) 열처리 조건의 불균일 (3) 시험편의 가공방법, 잔류응력 등의 변동 (4) 기계적 성질 고유의 산포 등. 실제로는 이를 요인이 중복하여 일어나기 때문에 변동은 복잡한 양상을 나타내고, 그 원인을 특정짓는 것은 반드시 용이하지만은 않다¹⁾. 그러나 인장강도, 항복강도와 같은 기계적 성질의 정량적 확률분포 특성은 기계나 구조물의 신뢰성 설계, 설계

의 합리화 및 품질 관리의 기초 데이터로서 유용하게 이용되고 있다²⁾.

각종 열기관, 자동차나 항공기 등의 엔진, 발전소 보일러, 터빈, 원자로 부품 등의 여러 가지 고온 재료의 고온 분위기에서의 사용 기회가 증가하고 있으며, 효율 면에서도 이들의 사용온도가 점점 높아지는 추세이고 이러한 고온에서 사용할 수 있는 내열강, 내열 합금의 개발과 함께 내열 재료에 있어 무엇보다도 중요한 고온 인장강도, 특히 크리프 파단시간 특성에 관한 연구가 매우 중요하다³⁻⁷⁾. 이와 같은 고온 재료는 고온에서 장시간 사용되므로 고온 파괴, 즉 크리프 손상에 의한 고장 및 파손으로 경제적 손실은 물론 인명 피해까지도 발생할 수 있을 것이다. 따라서 이러한 강재의 장시간 고온 크리프 특성을 단시간의 실험을 통하여 파악하고 수명을 예측함으로써 사고 방지는 물론 인명 및 재산 손실 예방을 도모한다는 것은 고온 재료의 사용에 있어서 가장 중요한 요소라 할 수 있다.

그러나 오늘날 고온 인장강도나 크리프 파단시간은 확률적 본성을 나타내는 것으로 널리 알려져 있다¹⁾. 따라서 고온 인장강도나 크리프 파단시간의 통계적 특성이나 확률론적 수명예측에 관한 연구가 국제적으로는 많이 보고되고 있지만^{1,8-11)}, 국내의 경

김선진(교신저자) : 부경대학교 기계자동차공학과
E-mail : sjkim@pknu.ac.kr, Tel : 051-629-6163
정원택 : 부경대학교 대학원
김영식 : 부경대학교 기계자동차공학과

우는 매우 부족한 설정이다⁷⁾. 이는 실험결과가 다른 강도 실험의 데이터의 획득만큼이나 그리 간단히 얻어지는 것이 아니라는 면이 있다.

이러한 관점에서 본 연구는 고온 크리프 특성의 통계적 변동과 크리프 수명 예측에 관한 연구의 일환으로서, 스테인리스강의 고온 인장강도와 크리프 파단시간의 통계적 성질과 그 확률분포 특성을 명확히 고찰하고자 NRIM의 실험 데이터¹²⁾를 이용하여 스테인리스강의 고온 인장강도와 파단시간에 대한 와이블 통계 해석을 통하여 저자들에 의해 수행된 과거의 실험 데이터^{5,7)}와 비교 고찰하였다.

2. NRIM의 실험 데이터¹²⁾

2.1 재료 및 시험편

본 연구의 해석에 사용된 시험편 재료는 보일러와 열교환기 투브 등에 사용되는 18Cr-8Ni계 스테인리스강인 SUS 304 HTB(JIS 규격)이며, 재료의 실험적 상세 구성과 그 화학적 성분을 Table 1과 Table 2에 각각 나타내었다. Fig. 1은 고온 인장시험과 크리프 파단시험에 사용된 시험편의 형상과 치수를 나타낸다. 시험편 평행부의 직경은 50.8 mm의 직경을 갖는 투브로부터 임의의 위치에서 6 mm로 가공하였으며, 표점 길이(gage length)는 30 mm로 하였다.

2.2 실험방법

모든 인장시험은 실온과 고온에서 JIS G 0567 규정에 따라 수행되었다. 한편 크리프 파단시험은 레버 형식의 단일 시험편과 다중시험편 형식의 크리프 시험기를 사용하였으며, 모든 시험은 JIS Z 2271 및 JIS Z 2272 규정에 따라 수행하였다. 그리고 온도측정에는 열전대를 사용하였고, 실험 중 온도를 일정 온도에서 ±4°C 범위 이내로 유지하면서 모든 시험을 수행하였다.

2.3 본 해석에 사용한 실험 데이터

본 해석에 사용한 고온 인장실험 데이터의 구성은 Table 3과 같다. 각 온도 조건에서 9개의 실험결과를 해석하는 것으로 하였다. 또한 크리프 파단 실험 데이터의 구성은 Table 4와 같이 600°C에서 750°C까지 4개의 온도범위에서 각각의 응력 조건에 대한 크리프 파단 데이터의 통계적 해석을 행하였다.

Table 1 Details of 18Cr-8Ni stainless steel tubes

NRIM ref.	Type of melting	Deoxidation process	Dimensions (mm)	Processing and thermal history	Austenite grain size
ABA	Basic		50.8 OD*	Hot extrude and cold drawn	5.9
ABB	Electric	Si-killed	8 WT**	1130°C WQ	5.0
ABC	Arc		5000 L***		5.1
ABD	Basic		50.8 OD	Hot extrude and cold drawn	4.7
ABE	Electric	Si-killed	8 WT	Solution treated	5.1
ABF	Arc		5000 L		6.2
ABL	Basic		50.8 OD	Rotary pierced and cold drawn	4.9
ABM	Electric	Si-killed	8 WT	1070°C/10min WQ	5.0
ABN	Arc		5000 L		4.8

* ; OD : outside diameter

** ; WT : wall thickness

*** ; L : length

Table 2 The Chemical composition of 18Cr-8Ni stainless steel tubes (wt.%)

NRIM ref.	C	Si	Mn	P	S	Ni	Cr	Mo	Cu	Ti
ABA	0.062	0.62	1.56	0.025	0.013	10.69	18.70	0.47	0.17	0.040
ABB	0.054	0.41	1.52	0.031	0.020	10.15	18.34	0.36	0.19	0.064
ABC	0.056	0.40	1.52	0.030	0.016	10.10	18.50	0.36	0.16	0.054
ABD	0.07	0.52	1.49	0.023	0.006	9.68	18.70	0.06	0.06	0.006
ABE	0.07	0.55	1.46	0.023	0.006	9.57	18.95	0.04	0.07	0.062
ABF	0.08	0.62	1.34	0.021	0.006	9.80	18.25	0.06	0.05	0.020
ABL	0.07	0.58	1.47	0.022	0.013	9.80	18.16	0.05	0.14	0.031
ABM	0.09	0.61	1.56	0.022	0.014	10.27	18.24	0.32	0.16	0.036
ABN	0.07	0.60	1.58	0.022	0.012	10.26	18.18	0.31	0.12	0.040

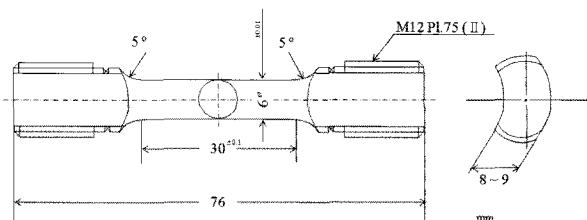


Fig. 1 Shape and dimension of test specimen

Table 3 Matrix of tensile testing data used in this analysis

NRIM ref.	Temp.	Test temperature (°C)				Remarks	
		600	650	700	750		
ABA	400	320	260	230	3	(each temp.)	
	380	330	260	220	200		
	380	330	270	230			
ABD	380	320	260	210	3	(each temp.)	
	380	300	270	190	190		
	420	340	280	230			
ABL	400	340	260	220	3	(each temp.)	
	400	350	280	240	240		
	400	360	300	240			
Total	9	9	9	9	9	45	

Table 4 Matrix of creep rupture data used in this analysis

NRM ref.	Stress (MPa)	Test temperature (600°C)				
		220	200	180	160	Remarks
ABA	730.1	1717.7	5636.8	15419.6	3	(each temp.)
	219.0	502.8	1568.7	5151.0		
	216.0	553.2	1538.4	4676.5		
ABD	254.0	629.9	1366.0	3493.7	3	(each temp.)
	478.0	990.5	2218.8	5508.1		
	1039.3	2130.8	4582.6	10407.3		
ABL	2118.6	9746.9	39181.5	59734.0	3	(each temp.)
	1545.8	6700.7	19171.9	48649.6		
	1593.0	7062.2	20901.5	49531.7		
Total	9	9	9	9	45	

3. 해석 결과 및 고찰

일반적으로 3-parameter Weibull 분포는 다음과 같은 확률분포함수를 가지는 분포이다¹³⁾.

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t-\gamma}{\beta}\right)^{\alpha}\right] \quad (1)$$

여기서, α 는 분포의 형상을 나타내는 형상 파라미터(shape parameter)이며, β 는 특수한 수명 혹은 강도를 나타내는 척도 파라미터(scale parameter)이며, 그리고 γ 는 최소수명 혹은 최소강도를 의미하는 위치 파라미터(location parameter)이다.

본 연구에서는 데이터의 수 등을 고려하고, 해석의 편의성을 고려하여 $\gamma=0$ 인 2-parameter Weibull 분포에 대하여 고찰하기로 한다. 이 때 그 확률밀도 함수는 아래와 같이 주어진다.

$$f(t) = \frac{\alpha}{\beta} \left\{ \left(\frac{t}{\beta} \right)^{\alpha-1} \right\} \exp\left\{-\left(\frac{t}{\beta} \right)^{\alpha}\right\} \quad (2)$$

또한 이 분포의 신뢰도 함수 $R(t)$ 아래의 식으로 표현할 수 있다.

$$R(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha}\right] \quad (3)$$

2-parameter Weibull 함수의 평균치(μ)은 다음과 같이 주어진다.

$$\mu = \beta \cdot \Gamma\left(\frac{1}{\alpha} + 1\right) \quad (4)$$

여기서, $\Gamma(-)$ 는 감마함수(gamma function)이다.

이상과 같은 Weibull 분포의 통계적 특성을 이용하여 스테인리스 강의 고온 인장강도와 크리프 파단시간의 확률론적 본성을 평가하였다.

Fig. 2는 Table 3의 인장강도를 2-parameter 와이블 확률분포에 플롯트한 것이다. 상기의 2-파라미터 와이블 분포 함수의 통계적 특성을 이용하여 인장강도에 대하여 해석한 결과를 Table 5에 나타내었다. Table 5에는 식(4)에 의해 구한 분포함수의 평균치와 산술통계에 의한 평균(mean), 표준편차(standard deviation, std), 변동계수(coefficient of variation, COV)도 함께 나타내었다.

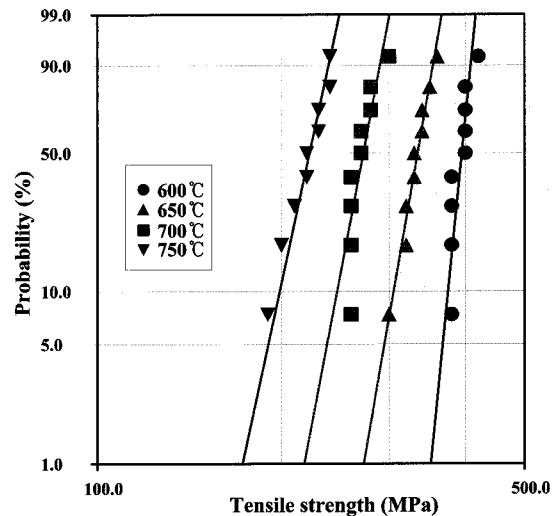


Fig. 2 Weibull plots of tensile strength

Table 5 The estimated Weibull parameters for tensile strength

NRM ref.	Parameter	Test temperature (°C)				
		600	650	700	750	
All	Weibull Dis.	α	36.2	20.8	26.7	13.8
		β	398.8	340.2	276.1	228.9
		eq.(4)	392.7	331.5	270.5	220.4
	Arithmetic Statistics	mean	393.3	332.2	271.1	221.1
		std	14.14	17.87	13.64	17.68
		COV	0.036	0.054	0.050	0.080

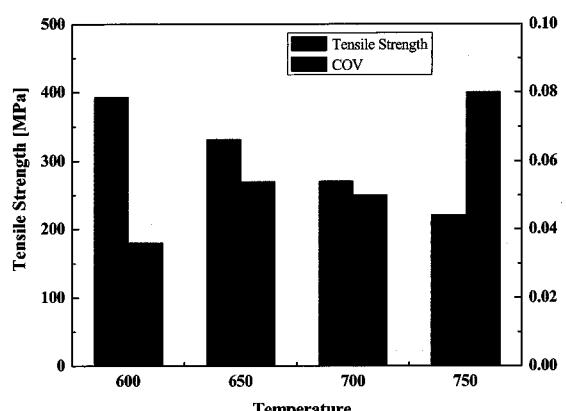


Fig. 3 Effects of tensile strength on temperature

각각의 온도에서의 와이블 분포에 의한 평균치와 그 산술 평균치는 거의 일치함을 알 수 있다. 또한 고온 인장강도의 평균치는 Fig. 3과 같이 온도가 증가함에 따라 선형적으로 감소함을 알 수 있고, 그 변동계수는 700°C의 경우를 제외하면 온도가 증가하면 변동계수도 증가함을 알 수 있다. 700°C의 경우 변동계수가 650°C의 경우보다 약간 낮게 나타났으나 전반적 경향으로는 온도가 증가하면 그 변동계수도 증가하는 경향을 보이는 것으로 판단된다. 그러나 700°C의 고온에서는 인장강도에 대한 파괴의 메카니즘이 다를 가능성성이 존재할 수도 있다. 향후 이에 대한 고찰도 중요한 과제라고 사료된다.

와이블 통계에 의한 인장강도의 온도에 미치는 영향을 종합적으로 해석한 결과, 분포의 형상 파라미터 α 는 온도가 증가하면 감소하는 경향을 보였으며, 척도 파라미터 β 도 감소하는 경향을 보였다. 이는 저자 등에 의한 실험결과와도 유사한 경향을 보였다⁵⁾. 또한 본 재료에 대한 600~750°C의 고온 인장강도의 형상 파라미터 값은 14~36 정도를 가지며, 변동계수는 약 4~8%의 값을 가짐을 확인할 수 있다.

Fig. 4는 일례로 Table 4의 600°C에 대한 크리프 파단시간에 대한 변동성을 고찰하기 위하여 2-parameter 와이블 확률분포에 플롯트한 것이다. 또한 와이블 분포 함수의 통계적 특성을 이용하여 600, 650, 700 및 750°C에 대한 크리프 파단시간에 대하여 해석한 결과를 Table 6, Table 7, Table 8 및 Table 9에 각각 나타내었다. 각 표에는 식(4)에

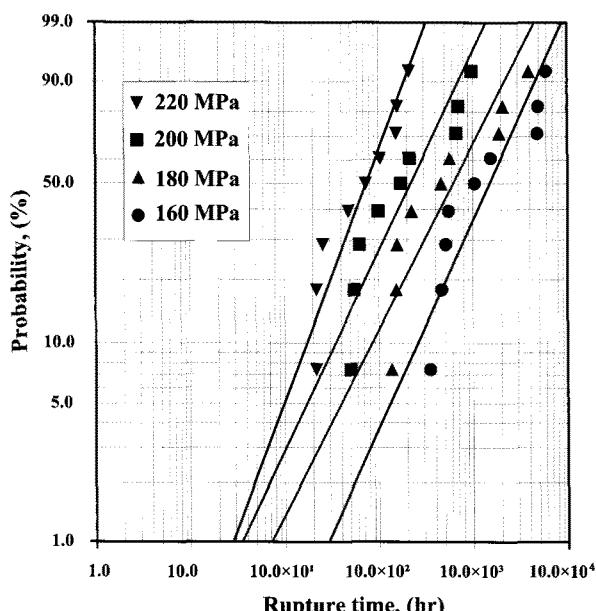


Fig. 4 Weibull plots of creep rupture time (600°C)

Table 6 The estimated Weibull parameters for creep rupture time

NRIM ref.	Test temperature (600°C)					
	Stress (MPa)	220	200	180	160	
All	Weibull Dis.	α	1.30	1.024	0.949	1.070
		β	982.2	3123.3	9055.4	21155.0
		eq.(4)	906.6	3091.7	9055.6	20526.6
	Arithmetic Statistics	mean	910.4	3337.1	10685.1	22507.9
		std	703.3	3517.3	13117.1	23091.8
		COV	0.775	1.054	1.227	1.026

Table 7 The estimated Weibull parameters for creep rupture time

NRIM ref.	Test temperature (650°C)					
	Stress (MPa)	180	140	120	100	
All	Weibull Dis.	α	1.402	1.132	1.311	1.701
		β	186.0	2248.5	6315.7	20274
		eq.(4)	169.3	2045.6	5747.3	17962
	Arithmetic Statistics	mean	173.8	2337.4	6033.6	18081.6
		std	134.1	2298.8	4998.6	11637.9
		COV	0.771	0.9835	0.8285	0.6436

Table 8 The estimated Weibull parameters for creep rupture time

NRIM ref.	Test temperature (700°C)					
	Stress (MPa)	140	100	80	70	
All	Weibull Dis.	α	2.185	3.157	2.546	5.819
		β	75.00	1049.5	4669.3	12262
		eq.(4)	66.4	931.9	4127.4	11320
	Arithmetic Statistics	mean	66.61	941.4	4121.4	11450.9
		std	33.05	314.8	1341.7	2633.1
		COV	0.4962	0.3344	0.3256	0.2299

Table 9 The estimated Weibull parameters for creep rupture time

NRIM ref.	Test temperature (750°C)					
	Stress (MPa)	80	54	48	38	
All	Weibull Dis.	α	3.157	3.825	3.617	None
		β	431.9	6052.6	11967	
		eq.(4)	386.5	5447.1	10800	
	Arithmetic Statistics	mean	387.0	5561.5	10802.1	
		std	132.6	2077.1	3225.4	
		COV	0.3426	0.3735	0.298	

의해 구한 확률분포의 평균치와 산술 통계에 의한 평균(mean), 표준편차(standard deviation, std) 및

변동계수(coefficient of variation, COV)도 함께 나타내었다.

Table 6에서 알 수 있듯이 600°C의 경우 응력이 증가하면 그 크리프 파단시간의 평균치는 감소하였다. 즉 Weibull 확률분포의 통계적 해석 관점에서는 척도 파라메터 β 가 감소한다는 것을 의미한다. 또한 통계적 변동성을 고찰하여 보면 데이터의 산술적 변동계수는 응력이 증가하면 감소하는 경향을 보였고, Weibull 통계 해석의 관점에서 형상 파라메터 a 의 증가를 의미한다. 160 MPa의 경우를 제외하면 이론적으로 잘 일치하는 결과를 보여준다. 이는 저자들의 STS304의 실험 결과와도 동일한 양상이다⁷⁾.

Table 7은 650°C의 경우에 대한 것으로써 정도의 차이는 있지만 600°C의 경우와 비슷한 양상을 보여주고 있다고 판단된다. 예를 들어 180 MPa의 동일 응력에서 600 및 650°C에서의 변동계수는 각각 1.227 및 0.771로 온도가 증가할수록 감소하는 경향을 보였다. 이는 동일 응력 조건하에서 온도의 증가에 따른 재질의 평균화에 의한 영향이라 사료된다.

이 두가지 온도 조건에서 저자들의 실험결과⁷⁾와 비교하여 분포의 형상 파라메터 값에 차이를 보였다. 즉, 저자들의 형상 파라메터값은 6~12 정도의 값을 나타낸 반면, 본 해석의 결과는 1~2정도의 값을 보였다. 이는 여러 가지 이유가 있을 수 있지만 무엇보다도 본 실험 데이터의 해석에 사용된 실험 재료에 있어서 세가지 다른 제조 공정과 열이력에 의한 재질의 차이에 의한 영향이라 사료된다. 하지만, 본 해석에서는 통계적 데이터의 부족 등을 이유로 이들을 명확히 분리하지 않고 동일시하여 해석 하였음을 부기하고자 한다.

한편, Table 8과 Table 9는 각각 700 및 750°C에서의 통계 해석 결과를 나타낸 것이다. 650°C의 경우를 고찰하여 보면 180 MPa의 경우를 제외하면 응력이 감소하면 그 산술적 변동계수도 감소하는 것으로 나타났다. 이는 온도가 600, 650°C의 경우와는 반대의 경향을 보여주는 것으로 아주 흥미로운 결과이다. 즉 분포의 형상 파라메터는 응력의 증가와 더불어 감소하는 경향을 보이고 있다. 이러한 이유는 이 온도 범위에서 크리프 변형의 메카니즘이 다소 다를 가능성이 존재하기 때문이라 사료된다¹⁰⁾.

이상의 결과를 종합적으로 고찰하여 보면 600°C에서의 크리프 파단시간의 평균적 변동계수는 약 1.02 정도의 아주 큰 값을 보였고, 650°C에서는 약

0.81, 700°C에서는 약 0.35 그리고 750°C에서는 0.33 정도의 값을 보였다. 그 평균적 변동계수를 저자들에 의한 STS304 데이터의 결과⁷⁾와 함께 Fig. 5에 나타내었다. 또한 Weibull 통계 해석에 의한 크리프 파단시간에 대한 분포의 형상 파라메터의 온도에 대한 평균적 영향을 Fig. 6에 나타낸다.

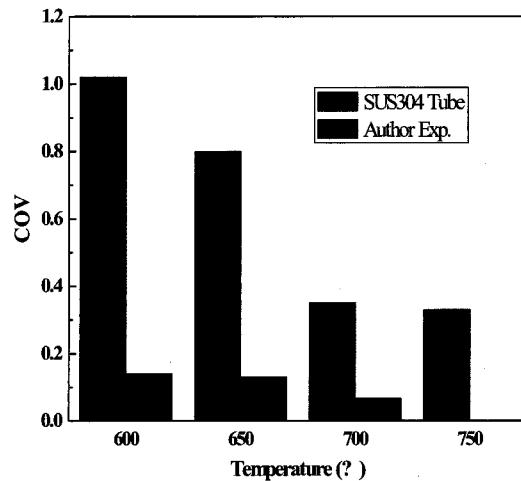


Fig. 5 Effects of coefficient of variation (COV) on temperature

본 그림에서와 같이 온도가 증가하면 그 형상 파라메터 a 는 증가하는 경향으로 이는 Fig. 4의 경우와 마찬가지로 비교적 잘 일치하는 경향을 보여준다. 그러므로 고온 인장강도와 크리프 파단시간 등의 재료강도를 평가함에 있어 와이블 통계 해석은 유용한 평가 수단임을 알 수 있다. 그러나 이들을 평가함에 있어 파괴의 모드, 혹은 고장률리의 개념을 함께 고려한 평가가 중요하다.

이상에서 알 수 있듯이 본 해석에 사용된 NRIM의 실험 데이터에 의한 크리프 파단시간의 변동계수가 매우 높게 나온 것은 앞에서도 에서도 설명하였듯이 본 실험 데이터의 해석에 사용된 실험 재료에 있어서 세가지 다른 제조 공정과 열이력에 의한 재질의 차이에 의한 영향으로 결정입의 크기, 경도 등이 저자들의 실험 데이터로 사용한 동일 제조 조건에서의 재질과의 차이에 의한 영향이라 사료된다. 따라서 본 데이터의 실제적 응용에는 이와 같은 영향을 고려하여 충분한 주의를 요한다. 한편 인장강도의 경우 산술적 평균치와 분포의 평균치가 비교적 잘 일치하고 있지만, 크리프 파단시간의 경우에는 비교적 고온도의 영역에서는 잘 일치하지만 저온도 낮은 응력에서는 다소 차이가 존재한다. 이는 본 실험에 사용된 재질의 영향이라 생각되지만 산

술적 통계치의 평가와 더불어 확률분포 해석이 필요함을 시사해 준다.

결론적으로 고온 인장강도와 크리프 파단시간의 와이블 통계 해석의 고찰을 통하여 확률분포를 적용하려고 할 때, 확률분포의 본성도 매우 중요하지만 때때로 평균, 표준편차 그리고 변동계수와 같은 산술적 통계적 성질도 중요하다는 것을 알았다.

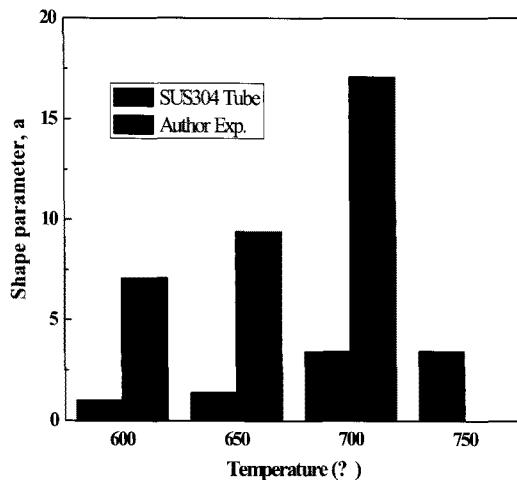


Fig. 6 Effects of Weibull shape parameter for creep rupture time on temperature

4. 결 론

고온 크리프 특성치의 통계적 변동과 크리프 수명 예측에 관한 연구의 일환으로서, NRIM 데이터에 의한 18Ni-8Cr 스테인리스강의 고온 인장강도와 크리프 파단시간에 대한 와이블 통계 해석을 통하여 저자들에 의해 수행된 과거의 실험 데이터와 비교 고찰한 결과 다음과 같은 결론을 얻었다.

(1) 고온 인장강도와 크리프 파단시간에는 분명히 변동성이 존재하였으며, 그 확률분포는 와이블 분포에 적합하여 해석할 수 있음을 알았다.

(2) 고온 인장강도가 온도에 미치는 영향을 종합적으로 해석한 결과, 고온 인장강도의 평균치는 온도의 증가에 따라 선형적으로 감소하였으나 변동계수는 온도의 증가에 따라 증가하는 경향을 보였다. 확률분포의 형상 파라메터 a 는 온도가 증가하면 감소하는 경향을 보였으며, 척도 파라메터 β 또한 감소하는 온도 의존성이 존재함을 확인되었다.

(3) 크리프 파단시간의 변동성에 미치는 온도의 영향을 해석한 결과, 온도가 증가하면 크리프 파단시간의 변동계수는 감소하는 경향을 나타내었으며, 이는 저자들의 실험결과와도 잘 일치하였다. 그러나

NRIM 데이터에 의한 변동계수가 전반적으로 높은 변동계수를 나타내었는데, 이는 본 실험 데이터의 해석에 사용된 실험 재료에 있어서 다른 제조 공정과 열이력에 의한 재질의 영향이라 사료된다.

(4) 결론적으로 고온 인장강도와 크리프 파단시간의 와이블 통계 해석의 고찰을 통하여 확률분포를 적용하려고 할 때, 확률분포의 본성도 매우 중요하지만 때때로 평균, 표준편차 그리고 변동계수와 같은 산술적 통계적 성질도 중요함을 알았다.

참고 문헌

- 재료강도확률모델연구회편, 1992, "재료강도의 통계적 성질", 양현당(일본서).
- Mischke, C. R., 1989, "Stochastic Methods in Mechanical Design: Part 1, Property Data and Weibull Parameters", Failure Prevention and Reliability, DE-Vol. 16, pp. 1~10.
- 김선진, 1996, "기계 구조물의 안전성 및 신뢰성", 한국해양공학회지, 제10권 제2호, pp. 1~11.
- 정민화, 1998, "발전소 고온배관재료의 크리프 수명예측과 AE평가에 관한 연구", 부경대학교 대학원 공학박사 학위논문, pp. 2~19.
- 김선진 외 3명, "스테인리스강의 고온 기계적 성질에 관한 연구", 한국해양공학회지, 제18권 제2호, pp. 64~69.
- Seon Jin Kim et al., "Statistical Properties of Creep Rupture Data Distribution for STS304 Stainless Steels", Materials Science & Engineering A, Vol. 483-484, pp. 529~532.
- 정원택, 공유식, 김선진, 2009, "크리프 파단 데이터의 변동성에 대한 새로운 고찰과 수명예측", 대한기계학회논문집 A, 제33권 제10호, pp. 1119~1124.
- S. Yokoi and Y. Monma, 1979, "Prediction of Long Time Creep Rupture Strength for High Temperature Materials", Iron & Steel, Vol. 65, pp. 931~842.
- Evans, M., 1994, "A Statistical Analysis of the Failure Time Distribution for 1/4Cr1/2Mo1/4V Steel Tubes in the Presence of Outliers", Int. J. Ves. & Piping, Vol. 60, pp. 193~207.
- Davies, R. B., Hales, R. J. C. and Holdsworth, S., "Statistical Modeling of Creep Rupture

- Data", Trans. of the ASME, Vol. 121, pp. 26
4~271.
11. Swada, K., Tabuchi, M. and Kimura, K.,
"Creep Strength Degradation of ASME
P23/T23 Steels", Materials Science &
Engineering A, Vol. 513–514, pp. 193~207.
12. NRIM, 1990, "NRIM Creep Data Sheet 1, Vol.
32, No. 4", National Research Institute for
Metals, Japan.
13. Weibull, W., 1951, "A Statistical Distribution
Function of Wide Applicability", Journal of
Applied Mechanics, Vol. 18, pp. 293~297.