

프로빗 모델 기반 핀풀러의 작동 신뢰도 추정

문병민¹⁾ · 이진욱¹⁾ · 김남호²⁾ · 최창선³⁾ · 김재일³⁾ · 배석주^{*1)}

¹⁾ 한양대학교 산업공학과

²⁾ 플로리다대학교 기계항공우주공학과

³⁾ 국방과학연구소 제4기술연구본부

Functional Reliability Estimation of Pin Pullers Based on a Probit Model

Byeong Min Mun¹⁾ · Chinuk Lee¹⁾ · Nam-ho Kim²⁾ · Chang-Sun Choi³⁾ · Zaeill Kim³⁾ · Suk Joo Bae^{*1)}

¹⁾ Department of Industrial Engineering, Hanyang University, Republic of Korea

²⁾ Department of Mechanical & Aerospace Engineering, University of Florida, USA

³⁾ The 4th Research and Development Institute, Agency for Defense Development, Korea

(Received 29 August 2016 / Revised 3 January 2017 / Accepted 24 March 2017)

ABSTRACT

To generate mechanical movements in one-shot devices such as missiles and space launch vehicles, pyrotechnic mechanical device(PMD) such as pin pullers using pyrotechnic charge has been widely used. Reliability prediction of pin pullers is crucial to successfully execute target missions for the one-shot devices. Because the pin pullers require destructive tests to evaluate their reliability, one would need about 3,000 samples of success to guarantee a reliability of 99.9 % with a confidence level of 95 %. This paper suggests the application of a probit model using the charge amount as a functional parameter for estimation of functional reliability of pin puller. To guarantee target reliability, we propose estimation methods of the lower bound of functional reliability by applying the probit model. Given lower bound of functional reliability, we quantitatively show that the optimum amount of charge increases as the number of samples decreases. Along with a variety of simulations the validity of our new model via real test results is confirmed.

Key Words : Delta Method(델타방법), Functional Reliability(작동 신뢰도), Method of Maximum Likelihood(최우추정법), Probit Model(프로빗 모델), Pyrotechnic Mechanical Device(PMD)

1. 서론

핀풀러(pin puller)는 화약에서 발생하는 에너지를 기계 동작 에너지로 변환시키는 대표적인 PMD(Pyrotechnic Mechanical Device)이며, 각종 유도탄, 인공위성 및 우주발사체에 다양하게 사용되고 있다. 핀풀러는 Fig. 1

* Corresponding author, E-mail: sjbae@hanyang.ac.kr

Copyright © The Korea Institute of Military Science and Technology

과 같이 착화기(pyrotechnic initiator), 핀(pin shaft), 전단핀(shear pin) 및 반발방지장치(locking mechanism) 등으로 구성되어 있으며, 착화기의 화약(pyrotechnic charge)이 연소함으로써 발생하는 압력으로 전단핀이 끊어지면서 핀이 후퇴하여 구속을 해제한다^[1,2]. 핀풀러의 주요 고장모드(failure mode)는 전단핀 절단 불능과 핀 작동 불능이 있으며, 고장원인은 화약 ZPP(Zirconium Potassium Perchlorate)에 의해 발생하는 착화기의 발생 압력이 낮아 전단핀이 절단되지 않거나 핀이 움직이지 않는 것이다.

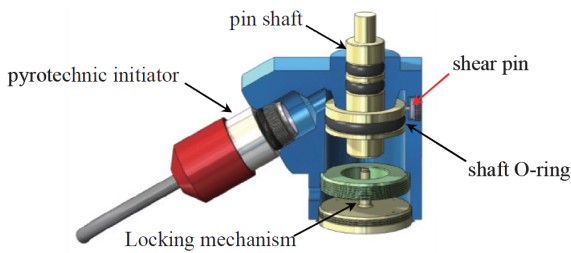


Fig. 1. Pin puller^[2]

핀풀러는 유도탄과 우주발사체와 같이 복잡한 시스템에서 임무 성공 여부를 결정짓는 주요 디바이스로 작동 신뢰도(functional reliability)의 추정이 매우 중요하다. 핀풀러는 1회 사용 후 임무를 완료하는 원샷 디바이스(one-shot device)로 분류할 수 있으며, 신뢰성을 평가하기 위해서는 파괴시험을 실시해야 하기 때문에 많은 시험횟수 및 시료가 필요하다. 일반적으로 핀풀러와 같은 원샷 디바이스의 신뢰도를 추정하기 위해서는 이항분포(binomial distribution)를 가정하며, n 개의 시료에서 m 개의 실패가 발생하였을 때 이항분포의 확률밀도함수(probability density function, pdf)는 다음과 같다.

$$f(m) = {}_n C_m p^m (1-p)^{n-m}. \quad (1)$$

여기서 n 은 시료의 수, m 은 고장의 수, p 는 고장확률이기 때문에 작동 신뢰도 $R = 1-p$ 는 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation, MLE)을 사용하여 $\hat{R} = 1-m/n$ 과 같이 추정할 수 있다. 하지만 특정 신뢰도를 보증하기 위해서 때로는 수 천개에서 수 만개 이상의 시료가 필요할 수 있으며, 시험을 수행하는데 많은 비용과 시간이 소비된다. 예를 들어, 95% 신뢰수준(confidence level)에서 99.9%의 신뢰도를 보증하

기 위해서는 약 3,000개 이상의 시료와 시험이 필요하다^[1]. Jang et al.^[2]과 Lee et al.^[3]은 핀풀러의 작동을 6개의 상미분 방정식을 통하여 성능 모델링(performance modeling)하였으며, 특히 Lee et al.^[3]은 Kort et al.^[4]이 제안한 응력-강도 간접 모델(stress-strength models)에 근거하여 몬테카를로 시뮬레이션(Monte-Carlo simulation)을 통하여 핀풀러에 대한 신뢰도를 추정하였다. 이와 같은 성능 모델링 기반 신뢰도 추정 방법은 시료가 필요하지 않는 장점이 있는 반면 성능 모델링의 정확도를 100% 확보하기가 현실적으로 불가능하기 때문에 시험 기반 신뢰도 추정 방법이 요구된다.

본 논문에서는 핀풀러에 대하여 시험 기반 신뢰도를 추정하기 위한 화약량에 따른 프로빗 모델(probit model)을 제안하였다. 핀풀러의 주요 고장모드인 전단핀 절단 및 핀 작동 불능에 영향을 주는 화약량을 주요인자로 선정하였으며, 화약량을 감소시켜 고장 데이터를 확보하고 구축된 프로빗 모델을 통하여 적정 화약량에서의 신뢰도를 추정하였다. 목표 신뢰도를 보증하기 위하여 신뢰도에 대한 신뢰하한(lower confidence limit) 및 시료 수에 따라 요구되는 적정 화약량을 추정하였으며, 구축된 프로빗 모델을 실제 시험 및 시뮬레이션 데이터에 적용하여 그 결과를 비교분석하였다.

2. 화약량에 따른 프로빗 모델

프로빗 모델은 PMD와 같은 원샷 디바이스의 신뢰도를 추정하기 위하여 다양하게 사용되어 왔다. Jang and Cha^[5]와 Jang et al.^[6]은 격벽 착화모듈에 대하여 격벽 두께에 따른 프로빗 모델을 적용하여 신뢰도를 추정하였으며, Mun et al.^[7]은 원샷 디바이스에 대하여 시간에 따른 프로빗 모델을 적용하여 저장 신뢰도를 추정하였다. 프로빗 모델에 대한 자세한 이론적 배경은 Wooldridge^[8,9]을 참고하기 바란다.

종속변수(dependent variable) y 가 성공 ($y = 0$) 또는 실패 ($y = 1$)로 구분되는 이진 데이터일 경우 화약량 x 에 따른 이진반응모델(binary response model)은 다음과 같다.

$$P(y=1|x) = F(\beta_0 + \beta_1 x), \quad (2)$$

β_0, β_1 은 추정해야 할 회귀계수(regression coefficient)이며, $F(\cdot)$ 는 0과 1 사이의 확률을 가지는 비선형 함

수(nonlinear function)이다. 정규분포 가정 하에 프로빗 모델은 식 (3)과 같으며, 함수 $\Phi(\cdot)$ 는 표준정규분포(standard normal distribution)의 누적분포함수(cumulative distribution function, cdf)이며, $\phi(v)$ 은 표준정규분포의 확률밀도함수(probability density function, pdf)이다.

$$\Phi(\beta_0 + \beta_1 x) = \int_{-\infty}^{\beta_0 + \beta_1 x} \phi(v) dv, \quad (3)$$

$$\phi(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{v^2}{2}\right).$$

핀폴러의 화약량에 따른 신뢰도를 추정하기 위해서는 회귀계수 β_0, β_1 을 추정해야 한다. 회귀계수 β_0, β_1 을 추정하기 위해서는 일반적으로 최우추정법(method of maximum likelihood)을 사용하며, 최우추정법은 우도함수(likelihood function)가 최대가 될 때의 회귀계수 β_0, β_1 을 추정하는 방법이다. 화약량 x_1, x_2, \dots, x_k 에서 각각 n 개의 시료를 시험하여 m_1, m_2, \dots, m_k 개의 실패가 발생하였다면 우도함수는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$L = \prod_{i=1}^k \Phi(\beta_0 + \beta_1 x_i)^{m_i} [1 - \Phi(\beta_0 + \beta_1 x_i)]^{n - m_i}. \quad (4)$$

우도함수 식 (4)에 자연로그를 취하여 로그우도함수(log-likelihood function)를 유도하면 다음과 같다.

$$\ell = \ln L = \sum_{i=1}^n m_i \ln \Phi(\beta_0 + \beta_1 x_i) + (n - m_i) \ln [1 - \Phi(\beta_0 + \beta_1 x_i)]. \quad (5)$$

핀폴러의 화약량에 따른 신뢰도를 추정하기 위해서는 로그우도함수 식 (5)가 최대가 될 때의 회귀계수 β_0, β_1 을 추정해야 한다. 하지만 해석적 해(analytic solution)가 존재하지 않기 때문에 Nelder-mead method, Newton's method과 같은 수치적 알고리즘을 사용하여 회귀계수 β_0, β_1 을 추정할 수 있다. 추정된 회귀계수 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ 를 통하여 정규분포의 평균(mean), 표준편차(standard deviation)는 각각 $\hat{\mu} = -\hat{\beta}_0/\hat{\beta}_1, \hat{\sigma} = -1/\hat{\beta}_1$ 와 같이 추정할 수 있으며, 핀폴러의 화약량에 따른 신뢰도는 다음과 같이 추정할 수 있다.

$$R(x) = 1 - F(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x). \quad (6)$$

3. 신뢰도에 대한 신뢰하한 및 적정 화약량 추정

$(1-\alpha)\%$ 신뢰수준에서 목표 신뢰도를 보증하기 위해서는 신뢰도 $R(x)$ 에 대한 신뢰하한 R_L 을 추정해야 한다. 신뢰도 $R(x)$ 는 식 (6)과 같이 추정할 수 있기 때문에 신뢰도 $R(x)$ 에 대한 신뢰하한을 추정하기 위해서는 $g = \beta_0 + \beta_1 x$ 에 대한 표준오차를 추정해야 한다. 로그우도함수 식 (5)에 대하여 각각 회귀계수 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ 에 대하여 2차 편미분을 하여 다음과 같이 분산-공분산 행렬(variance-covariance matrix)을 추정할 수 있다.

$$\hat{\Sigma}_{\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1} = \begin{bmatrix} -\frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta_0^2} & -\frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta_0 \partial \beta_1} \\ -\frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta_1 \partial \beta_0} & -\frac{\partial^2 \ell}{\partial \beta_1^2} \end{bmatrix}^{-1}. \quad (7)$$

분산-공분산 행렬에서 대각행렬의 제곱근은 회귀계수 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ 의 표준오차이며, $\theta = (\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)^T$ 라고 한다면 $g = \beta_0 + \beta_1 x$ 에 대한 표준오차는 델타방법(delta method)을 사용하여 다음과 같이 추정할 수 있다.

$$s.e.(\hat{g}) = \sum_{i=1}^2 \left(\frac{\partial g}{\partial \theta_i} \Big|_{\hat{\theta}} \right)^2 \widehat{Var}(\hat{\theta}_i) + \sum_{i=1}^2 \sum_{j \neq i}^2 \left(\frac{\partial g}{\partial \theta_i} \Big|_{\hat{\theta}} \right) \left(\frac{\partial g}{\partial \theta_j} \Big|_{\hat{\theta}} \right) \widehat{Cov}(\hat{\theta}_i, \hat{\theta}_j). \quad (8)$$

$g = \beta_0 + \beta_1 x$ 에 대한 표준오차를 사용하여 g 에 대한 $(1-\alpha)\%$ 신뢰하한을 추정하면 다음과 같다.

$$g_L = \hat{g} - z_\alpha s.e.(\hat{g}). \quad (9)$$

$(1-\alpha)\%$ 신뢰수준에서 신뢰도 $R(x)$ 에 대한 신뢰하한 R_L 은 다음과 같다.

$$R_L = 1 - F(g_L) = 1 - F(\hat{g} - z_\alpha s.e.(\hat{g})). \quad (10)$$

목표 신뢰도를 R^* 라고 한다면 $(1-\alpha)\%$ 신뢰수준에서 $R_L \geq R^*$ 일 경우 목표 신뢰도 R^* 를 보증한다. 따라서 $(1-\alpha)\%$ 신뢰수준에서 목표 신뢰도 R^* 를 보증하기 위해서는 다음과 같은 식을 만족하는 적정 화약량 x^* 를 추정하면 된다.

$$R^* = 1 - F(\hat{g} - z_\alpha \widehat{s.e.}(\hat{g})) \quad (11)$$

식 (11)은 bisection method, Newton's method와 같은 수치적 알고리즘을 사용하여 적정 화약량 g^* 를 추정할 수 있다.

4. 핀풀러 신뢰도 추정

4.1 시험 데이터 분석

Lee et al.^[3]는 핀풀러에 대하여 Table 1과 같은 화약량에서 각각 8개의 시료를 시험하여 실패 수를 획득하였다.

Table 1. Result of test for pin puller

화약량(mg)	23.7	33.4	43.5	53.1
시료 수 n	8	8	8	8
실패 수 m	4	1	0	0

프로빗 모델의 회귀계수 β_0, β_1 을 추정하기 위하여 수치적 알고리즘인 Nelder-mead method를 사용하여 식 (5)의 로그우도함수가 최대가 되는 회귀계수 $\hat{\beta}_0 = 3.1115, \hat{\beta}_1 = -0.1302$ 를 추정하였다. 정규분포의 평균과 표준편차는 각각 $\hat{\mu} = -\hat{\beta}_0/\hat{\beta}_1 = 23.9016, \hat{\sigma} = -1/\hat{\beta}_1 = 7.6816$ 이며, 식 (6)을 통하여 화약량에 따른 신뢰도 추정 결과는 Table 2와 같다.

Table 2. Functional reliability estimate of the binomial distribution and probit model

화약량(mg)	23.7	33.4	43.5	53.1
이항분포	0.5000	0.8750	1.0000	1.0000
프로빗 모델	0.4895	0.8919	0.9946	0.9999

핀풀러와 같은 PMD는 고 신뢰도를 가지고 있기 때문에 적은 수의 시료를 시험할 경우 대부분 고장이 발생하지 않으며, 이에 따라 이항분포를 가정할 경우 신뢰도는 대부분 1.00이 추정된다. Table 2에서 이항분포는 화약량이 43.5 mg 이상인 경우 신뢰도가 1.00이

추정되었기 때문에 프로빗 모델을 통하여 추정된 신뢰도는 이항분포에 비해 더 신빙성 있는 결과가 도출되었다고 판단할 수 있다.

본 논문에서 대상으로 하고 있는 핀풀러는 95 % 신뢰수준에서 작동 신뢰도 0.999 이상을 보증해야 하며, 목표 신뢰도를 보증하기 위하여 신뢰도에 대한 신뢰하한을 추정하였다. 먼저 신뢰하한을 추정하기 위하여 식 (7)을 통하여 분산-공분산 행렬을 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\hat{\Sigma}_{\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1} = \begin{bmatrix} 3.0191 & -0.1038 \\ -0.1038 & 0.0037 \end{bmatrix}.$$

분산-공분산 행렬에서 대각행렬의 제곱근은 회귀계수의 표준오차이며, 회귀계수의 표준오차는 각각 $\widehat{s.e.}(\hat{\beta}_0) = 1.7376, \widehat{s.e.}(\hat{\beta}_1) = 0.0610$ 이다. 델타방법을 사용하여 $g = \beta_0 + \beta_1 x$ 에 대한 표준오차를 추정하였으며, 작동 신뢰도에 대한 95 % 신뢰하한을 추정한 결과는 Table 3과 같다. 여기서 $\widehat{s.e.}(\hat{g})$ 는 식 (8)을 통하여 추정하였으며, \hat{R}_L 는 추정된 \hat{g} 와 $\widehat{s.e.}(\hat{g})$ 를 통하여 식 (11)을 통하여 추정하였다.

Table 3. Lower confidence limit for functional reliability

화약량(mg)	23.7	33.4	43.5	53.1
\hat{g}	0.0262	-1.2365	-2.5513	-3.8011
$\widehat{s.e.}(\hat{g})$	0.4317	0.4817	1.0117	1.5746
\hat{R}_L	0.2308	0.6715	0.8125	0.8871

Table 2와 Table 3에서 화약량이 53.1 mg인 경우 신뢰도는 0.9999로 매우 높지만 신뢰하한이 0.8871이기 때문에 95 % 신뢰수준에서 목표 신뢰도 0.999를 보증하지는 못한다. 따라서 95 % 신뢰수준에서 목표 신뢰도를 만족하기 위하여 식 (11)을 만족하는 적정 화약량 $g^* = 114.53$ 를 추정하였으며, 화약량에 따른 신뢰하한은 Fig. 2와 같다. 적정 화약량은 시험 시 사용한 화약량보다 매우 높게 추정되었는데 그 이유는 시료의 수가 적어 신뢰하한이 넓게 추정되었기 때문이다. 적정 화약량을 감소시키기 위해서는 시료의 수를 늘려야 하며, 시료 수에 따른 적정 화약량은 4.2절에서 자세히 다루었다.

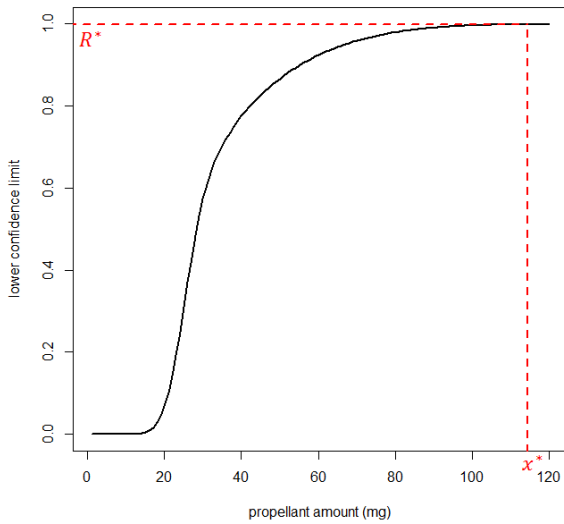


Fig. 2. Plot of charge amount vs. lower confidence limit

4.2 시뮬레이션 데이터 분석

Jang et al.^[2]가 제안한 성능 모델링으로부터 몬테카를로 시뮬레이션을 실시하여 Table 4와 같이 각 화약량에 따른 작동 신뢰도를 추정하였다. 추정된 작동 신뢰도를 참 신뢰도로 가정을 하여 Table 5와 같이 이항 분포로부터 난수(random number)를 생성하였다.

Table 4. Functional reliability of performance modeling

화약량(mg)	23.7	27.0	30.1	33.4	36.6	39.8
작동 신뢰도	0.53	0.65	0.76	0.88	0.95	0.99

Table 5. Randomly generated data from the binomial distribution

시료 수	화약량 (mg)					
	23.7	27.0	30.1	33.4	36.6	39.8
10	3	9	4	3	0	0
20	9	8	4	1	0	1
30	18	6	8	3	2	0
50	32	22	6	11	3	1
100	47	34	17	11	5	0
1,000	466	342	249	110	45	10

생성된 난수에 프로빗 모델의 회귀계수 β_0, β_1 을 추정하기 위하여 수치적 알고리즘인 Nelder-mead method를 사용하여 식 (5)의 로그우도함수가 최대가 되는 회귀계수를 추정하였으며, 회귀계수를 통하여 정규분포의 평균과 표준편차를 추정된 결과는 Table 6과 같다. 추정된 평균과 표준편차를 통하여 각 화약량에 따른 작동 신뢰도 추정 결과는 Table 7과 같으며, 추정된 신뢰도는 시료 수가 증가할수록 참 신뢰도와 가까워진다. 특히, 시료의 수가 1,000개인 경우 Table 4의 참 신뢰도와 거의 유사한 신뢰도가 추정되었다.

Table 6. Mean and standard deviation

시료 수	10	20	30	50	100	1,000
평균	26.96	23.50	24.20	25.58	23.48	23.67
표준편차	7.75	7.50	7.17	7.09	7.45	7.86

Table 7. Estimated functional reliability of the probit model

시료 수	화약량 (mg)					
	23.7	27.0	30.1	33.4	36.6	39.8
10	0.3370	0.5022	0.6575	0.7972	0.8934	0.9513
20	0.5106	0.6795	0.8105	0.9065	0.9596	0.9851
30	0.4725	0.6521	0.7948	0.9003	0.9582	0.9852
50	0.3953	0.5792	0.7380	0.8649	0.9399	0.9775
100	0.5117	0.6816	0.8128	0.9084	0.9609	0.9858
1,000	0.5216	0.6641	0.7933	0.8921	0.9500	0.9899

Table 8. Adequate amount of charge and number of samples given lower bound of functional reliability

시료 수	10	20	30	50	100	1,000
화약량	70.99	58.10	54.17	52.61	50.41	49.13
신뢰하한	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999

Table 8과 같이 95 % 신뢰수준에서 작동 신뢰도 0.999 이상을 보증하기 위한 적정 화약량 g^* 를 추정하였으며, 적정 화약량 g^* 에서의 작동 신뢰도에 대한 95

% 신뢰하한을 추정하였다. 작동 신뢰도에 대한 95 % 신뢰하한이 모두 0.999 이상이기 때문에 95 % 신뢰수준에서 작동 신뢰도가 0.999 이상을 보증한다고 판단할 수 있으며, 시료 수가 증가할수록 목표 신뢰도를 보증하기 위한 화약량이 감소한다.

5. 결론 및 향후연구

본 논문에서는 핀풀러에 대하여 시험 기반 신뢰도를 추정하기 위한 화약량에 따른 프로빗 모델을 제안하였다. 화약량을 감소시켜 고장 데이터를 확보하고 구축된 프로빗 모델을 통하여 적정 화약량에서의 작동 신뢰도를 추정하였으며, 목표 신뢰도를 보증하기 위하여 적정 화약량 및 신뢰하한을 추정하였다. 실제 시험 데이터에 적용한 결과 프로빗 모델을 통하여 추정된 신뢰도는 이항분포에 비해 더 신빙성 있는 결과가 도출되었으며, 시뮬레이션 결과 시료 수가 증가할수록 참 신뢰도와 가까워짐을 확인하였다.

본 논문에서는 핀풀러의 주요 고장모드인 전단핀 절단 및 핀 작동 불능에 영향을 주는 화약량을 주요인자로 선정하여 프로빗 모델을 구축하였다. 제안된 프로빗 모델은 화약량 뿐만 아니라 다른 종류의 인자에 대해서도 적용이 가능하지만, 2개 이상의 인자에 대해서는 동시에 적용을 할 수 없다. 향후 연구에서는 2개 인자 이상인 경우에 대하여 프로빗 모델을 제안하고, 목표 신뢰도를 보증할 수 있는 방법을 제안하고자 한다. 또한 프로빗 모델을 사용하더라도 목표 신뢰도를 보증하기 위해서는 많은 시료 수가 필요하기 때문에 베이지안 접근법(Bayesian approach)을 사용하여 적은 시료 수로 프로빗 모델을 구축할 수 있는 방법을 연구하고자 한다.

후 기

본 연구는 방사청 및 국과연에서 주관하는 선도형 핵심기술 사업인 ‘유도탄용 고성능 PMD 기술’ 과제의 일환으로 수행되었습니다. 본 연구는 2015년도 산업통상자원부의 재원으로 한국에너지기술평가원(KETEP)의 지원을 받아 수행한 연구 과제입니다.

(No. 20154030200900).

References

- [1] L. J. Bement and H. A. Multhaup, "Determining Functional Reliability of Pyrotechnic Mechanical Devices," *AIAA Journal*, Vol. 37, No. 3, 357-363, 1999.
- [2] S. G. Jang, H. N. Lee and J. Y. Oh, "Performance Modeling of a Pyrotechnically Actuated Pin Puller," *International Journal of Aeronautical and Space Sciences*, Vol. 15, No. 1, pp. 102-111, 2014.
- [3] H. N. Lee, S. G. Jang and J. Y. Oh, "Reliability Prediction of a Pin Puller," *Journal of the Korean Society for Aeronautical and Space Sciences*, Vol. 41, No. 8, pp. 625-631, 2013.
- [4] S. Kort, Y. Lumelskii and M. Pensky, "The Stress-Strength Model and its Generalizations," *World Scientific*, New Jersey, 2003.
- [5] S. G. Jang and H. S. Cha, "Design and Reliability Analysis of the Through Bulkhead Initiation Module for Arm-Fire-Device(AFD)," 2008 The Korean Society of Propulsion Engineers Fall Conference, 273-276, 2008.
- [6] S. G. Jang, H. S. Cha and W. K. Kang, "Design and Reliability Analysis of the Through-Bulkhead Initiation Module using CH-6," 2009 The Korean Society of Propulsion Engineers Fall Conference, 327-330, 2009.
- [7] B. M. Mun, E. J. Sun and S. J. Bae, "Bayesian Reliability Estimation for Small Sample-Sized One-Shot Device," *Journal of Applied Reliability*, 99-107, 2013.
- [8] J. M. Wooldridge, "Econometric Analysis of Cross Section and Pane Data," MIT Press, Cambridge, 2002.
- [9] J. M. Wooldridge, "Introductory Econometrics: A Modern Approach," Thomson Learning, New York, 2003.