

電氣設備의 診斷技術

③

第2章 經年劣化 데이터의 統計處理와 信賴度

2.1 經年劣化데이터의 統計處理

2.1.1 絶緣破壞데이터의 와이블確率 分布解析

高電壓·高電界 技術分野에서는 絶緣破壞電壓이나 一定電壓 印加時의 壽命時間 데이터가 중요하다. 또 劣化診斷을 고려할 때 필요하게 되는 非破壞데이터와 破壞데이터의 관계를 나타내는 데이터, 예를 들면 CV 케이블에 있어서 직류누설 전류와 절연과피 전압의 相關데이터도 하나의 중요한 데이터가 된다.

그러나 이들 壽命데이터나 파괴데이터는 일반적으로 산만하고 흐트러져 있어 어떠한 統計處理를 함으로써 성질을 定量的으로 평가할 필요가 있다. 여기서는 가장 기본적인 것이라고 생각되는 몇개의 統計量에 관하여 간단히 소개한다. 그리고 본서에서는 確率論에 대한 정확한 해설이 아니고 수명평가나 파괴강도평가에 있어서 실제적인 데이터처리의 방법을 목적으로 하고 있기 때문에 수학적인 정확성은 약간 뒤떨어지고 있다.

또한 데이터 처리에 이용되는 確率分布는 와이

블分布, 正規分布, 指數分布, 감마分布 등 여러 가지가 있다. 수명평가나 파괴통계에는 정규분포 또는 와이블분포가 종종 이용되고 있으며 정규분포에 대해서는 많은 해설서가 나와 있으므로 참고하기 바란다.

여기서는 高電壓 機器의 劣化統計에 가장 많이 이용되고 있는 와이블分布를 예로서 설명한다. 그리고 간단한 統計處理方法을 설명하기 전에 高分子材料의 절연과피 전압에 대한 통계처리를 예로서 설명한다.

표 2.1에 두께 약 0.5mm의 폴리에틸렌재료에 대한 절연과피 강도의 측정예를 나타낸다. 여기서 가장 기본적인 統計量인 평균치 E 와 표준편차 σ 를 계산한다.

$$E = (50.2 + 70.6 + 71.4 + 78.5 + \dots + 115.9) / 10 = 84.2 \text{ kV/mm}$$

$$\sigma^2 = ((50.2 - 84.2)^2 + (70.6 - 84.2)^2 + \dots + (115.9 - 84.2)^2) / 10 = 313.29$$

$$\rightarrow \sigma = \sqrt{313.29} = 17.7 \text{ kV/mm}$$

평균치 84.2kV/mm와 표준편차 17.7kV/mm가 구해진다. 이 예와 같은 破壞데이터를 실제의 機器設計에 이용하는 경우 평균치가 중요함은 물론 흐트러짐의 指標인 표준편차도 매우 중요하다. 극단적인 경우에는 아무리 평균치가 높더라도 표준편차가 높으면 실용적이 못되는 경우에 이르게 된다.

〈표 2.1〉 폴리에틸렌 재료의 절연파괴 데이터
(실은, 절연두께 0.5mm)

試料番號	破壞強度[kV/mm]
1	50.2
2	70.6
3	71.4
4	78.5
5	82.0
6	83.0
7	89.7
8	99.7
9	101.4
10	115.9
平均	84.2
標準偏差	17.7

일반적인 경우에는 다음과 같이 계산한다. 즉 데이터가 n 개 있고 이 중에서 i 번째의 데이터가 X_i ($i=1, 2, \dots, n$)인 경우 평균치 X 와 표준편차 σ 는 다음과 같이 계산한다.

$$X = (X_1 + X_2 + X_3 + X_4 + \dots + X_n) / n \quad (2.1)$$

$\sigma =$

$$\sqrt{(X_1 - X)^2 + (X_2 - X)^2 + (X_3 - X)^2 + \dots + (X_n - X)^2} / n$$

σ 를 계산할 때 루트안의 除算分母는 n 이 아니고 $(n-1)$ 로 하는 경우가 있다. 이와 같이 n 이 아니고 $(n-1)$ 로 하는 이유는 確率論에 유래되고 있다. 다시 말하면 측정된 X_i 는 어떤 가상적인 集團(통상적으로 母集團이라고 한다) 중에서 종종 선택하는데 이 X_i 를 기초로 하여 계산된 標準偏差는 본래의 母集團에 대한 표준편차의 근사치에 지나지 않는다고 말할 수 있으며 補正을 하기 위하여 n 대신 $(n-1)$ 을 사용하고 있다.

그러나 n 이 클 경우에는 어느 쪽이든 큰 차이는 없으며 수명평가나 절연파괴 강도의 평가에는 이들의 平均値나 標準偏差 뿐만 아니라 表題의 와이블分佈를 응용한 통계처리도 빈번히 행하여지고 있다.

와이블分佈는 最弱點 破壞確率分佈라고도 부르며 累積確率分佈는 確率變數 X 의 實現値를 x

로 하여

$$F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x-x_i}{x_s}\right)^m\right] \quad (x \geq x_i) \quad (2.2)$$

$$= 0 \quad (x < x_i)$$

으로 표시된다. 확률변수 X 의 실현치가 x 이하가 되는 확률이 $F(x)$ 라는 것을 의미하고 있는데 여기서 x_i , x_s , m 은 각기 位置파라미터, 尺度파라미터, 形狀파라미터라고 부른다.

x_i 은 이 값 이하에서는 절대로 절연파괴 등의 현상이 일어나지 않는다는 下限値이며, 또 x_s 는 累積破壞率 63.2%에 상당하는 평균적인 破壞強度에 대응하고 있다.

m 은 누적파괴 확률분포의 분포형상을 결정하는 파라미터로서 m 이 커짐에 따라 호트러짐은 작은 분포로 되며 m 이 1 정도에서는 指數分佈에 가까운 分佈形狀이 되고 m 이 4 정도 이상이면 正規分佈에 가까운 분포형상이 된다.

예로서 試料에 電界 E 를 인가하였을 때 累積破壞確率 $F(E)$ 가 와이블分佈를 따를 경우에는 E_2 를 최저파괴전계로 하여 다음 식으로 표시된다.

$$F(E) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{E-E_i}{E_s}\right)^m\right] \quad (E \geq E_i)$$

$$= 0 \quad (E < E_i)$$

앞에서 설명한 절연파괴전계 데이터가 와이블 분포에 따른다고 가정하고 E_i , E_s , m 을 지정한 다. 간단하게 위치파라미터를 $0(E_i=0)$ 이라 하고, E_s , m 의 값을 지정하도록 하는데 이를 위하여 와이블確率紙가 준비되어 있다.

와이블확률지를 사용하는 사전의 준비로서 먼저 표 2.1의 데이터를 파괴전계 강도가 적은 순으로 늘어놓은 다음에 i 번째의 데이터 E_i 에 대하여 다음식으로 계산되는 累積確率 F_i 를 대응시켜 표 2.2를 만든다.

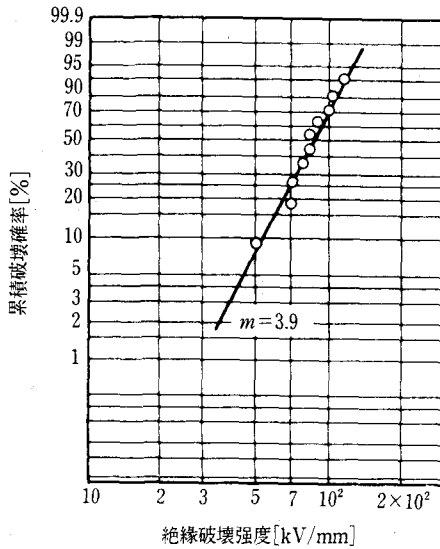
$$F_i = \frac{i}{n+1} \quad (i=1, 2, \dots, n)$$

여기서 n 은 데이터數이다. 표 2.2의 데이터를 와이블確率紙에 플롯한 것이 그림 2.1이다.

이 플롯점이 거의 직선상에 나란히 하고 있어

〈표 2.2〉 폴리에틸렌 재료의 누적파괴 확률

試料番號	累積破壞確率[%]
1	9.1
2	18.2
3	27.3
4	36.4
5	45.5
6	54.5
7	63.2
8	72.2
9	81.8
10	90.9



〈그림 2.1〉 폴리에틸렌 절연파괴 데이터의 와이블 플롯

와이블분포에 따른 다른 가정은 거의 만족되고 있는 것으로 생각할 수 있다. 이 데이터점에 대하여 직선에 꼭 들어 맞도록 하고 직선의 기울기로부터 형상파라미터($m=3.90$)를, 그 직선과 $F=63.2\%$ ($E=E_s$ 로 될 때의 F 값)가 교차하는 점의 E 값에서尺度파라미터($E_s=93.4\text{kV/mm}$)를 얻는다. 이 파라미터 값이 계산되면 다음 식을 이용하여 임의의 印加電壓에 대한累積破壞確率을 추정된다.

$$F(E) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{E}{93.4}\right)^{3.90}\right] \quad (E \geq 0)$$

$$= 0 \quad (E < 0)$$

예를 들어 $E=15\text{kV/mm}$ 인 경우의 파괴확률 F 는

$$F(E) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{15}{93.4}\right)^{3.90}\right]$$

$$= 1 - \exp(-0.0007987)$$

$$= 1 - 0.99920 = 0.00080$$

즉 0.08%로 추정된다. 또 이 재료를 실제로 사용하여 機器를 설계할 때에 파괴확률을 허용치 이하로 하기 위한 印加電界의 한계치(허용전계)를 알 필요가 있으나 상기식의 F 와 E 의 관계를

$$E = 93.4 \cdot \exp\left[\frac{\log\left(\log\frac{1}{1-F}\right)}{3.90}\right]$$

로 고쳐쓰으로써 임의의 파괴확률에 대한 許容印加電界를 구할 수 있다.

예로서 許容破壞確率을 0.1%로 하면 상기식에서

$$E = 93.4 \cdot \exp\left[\frac{\log\left(\log\frac{1}{1-0.001}\right)}{3.90}\right]$$

$$= 93.4 \cdot \exp\left[\frac{\log(\log 1.001001)}{3.90}\right]$$

$$= 93.4 \cdot \exp[-1.7711]$$

$$= 15.9$$

가 된다. 즉 파괴확률을 0.1%로 하려면 印加電界 E 를 15.9kV/mm 이하로 해야 한다는 것을 알 수 있다. 이와 같이 와이블분포를 이용하면 얻어진 절연파괴 데이터로부터 중요한 許容印加電界 등의 값을 추정할 수 있다.

2.1.2 壽命데이터의 와이블 확률 분포해석

와이블분포에 익숙해진 후에 또 하나의 중요한 응용이 되고 있는 經年劣化데이터의 와이블 統計解析에 관하여 설명한다. 표 2.3은 에폭시 樹脂板에 일정한 전압을 걸어 部分放電을 발생시키고 부분방전열화에 의하여 板에 구멍이 뚫려 절연파괴가 생길 때까지의 壽命(부분방전수명)을 측정한 결과를 나타낸 것이다. 이 수명데이터를 다음 식의 와이블분포에 따라서 간단하게 하기 위하여 位置파라미터 t_0 를 0으로 가정하고 와이블確率紙에 플롯한 것이 그림 2.2이다.

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t-t_i}{t_s}\right)^m\right] \quad (t \geq t_i)$$

$$= 0 \quad (t < t_i)$$

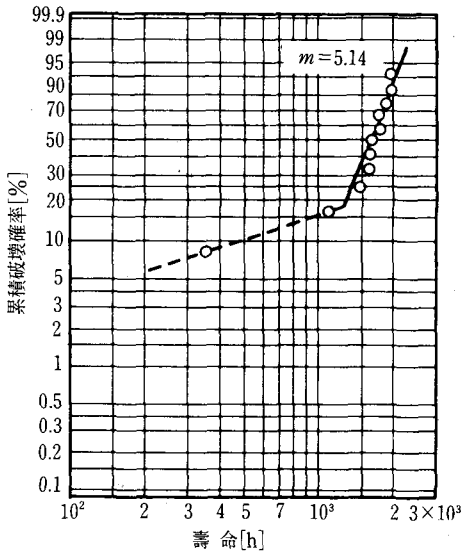
데이터를 플롯할 때 표 2.3에 나타낸 바와 같이 수명이 적은 순으로 데이터를 나란히 나열한 후 i 번째의 데이터 t_i 에 대하여 다음식에서 계산되는 累積確率 F_i 를 대응시킨다.

$$F_i = \frac{i}{n+1} \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (2.3)$$

여기서 n 은 데이터數로서 그림 2.2에 표시한 바

<표 2.3> 에폭시수지판의 부분 방전 열화수명

試料番號	壽命[時間]
1	350
2	1100
3	1473
4	1600
5	1617
6	1634
7	1722
8	1753
9	1841
10	1931
11	1958
平均	1543.5
標準偏差	439.9



<그림 2.2> 에폭시수지의 수명에 대한 와이블 플롯

와 같이 극단적으로 수명이 짧은 데이터點을 제외하면 플롯점은 거의 직선상에 병렬하게 되므로 대체적으로 와이블 분포를 따른다고 생각된다.

이 플롯의 기울기에서 형상파라미터($m=5.14$), 尺度파라미터($t_s=1760$ 시간)을 얻을 수가 있어 다음식이 얻어진다.

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t}{1760}\right)^{5.14}\right] \quad (t \geq 0)$$

$$= 0 \quad (t < 0)$$

여기서 중요한 것은 前項의 破壞電界 데이터인 경우와 달리 壽命데이터인 때에는 形狀파라미터 m 에 특징적인 數值範圍가 있어 $m < 1$, $m = 1$, $m > 1$ 의 각각에 대하여 초기고장형의 수명분포, 우발사고형의 수명분포, 마모고장형의 수명분포라고 부른다.

또한 파라미터 값이 추정되면 위의 식을 이용하여 임의의 時刻에 있어서의 절연과괴 확률을 추정할 수 있다. 예를 들면 $t=1500$ 시간인 경우의 과괴확률 F 는

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{1500}{1760}\right)^{5.14}\right] = 1 - \exp(-0.4398)$$

$$= 1 - 0.6442 = 0.3558$$

즉 35.6%로 추정할 수 있다. 또 이 재료를 실제로 사용하여 機器를 설계할 때에 破壞確率을 許容值 이하로 하기 위한 사용시간의 한계치(수명)을 알 필요가 있으며 상기식의 F 와 t 의 관계를

$$t = 1760 \cdot \exp\left[\frac{\log\left(\log\frac{1}{1-F}\right)}{5.14}\right]$$

로 고쳐 씌으로써 과괴확률에 대한 수명을 구할 수 있다. 예를 들어 許容破壞確率을 10%로 하면 상기식에 의하여

$$t = 1760 \cdot \exp\left[\frac{\log\frac{1}{1-F}}{5.14}\right]$$

$$= 1760 \cdot \exp\frac{\log(\log 1.1111)}{5.14} = 1136$$

이 된다. 즉 과괴확률을 10% 이하의 관리상태로 하면 수명은 1,136시간 이하가 됨을 알 수 있다. 이와 같이 와이블分佈를 이용하게 되면 얻어진 절연과괴 데이터로부터의 수명값을 추정할 수 있다.

2.2 經年劣化와 信賴度

2.2.1 신뢰도와 壽命

2.1절에서 설명한 바와 같이 絶緣破壞데이터(또는 고장데이터)나 壽命데이터에 관한 기본적인 統計的 性質을 어느 정도 파악할 수 있다면 이것을 기초로 하여 部品이나 시스템의 장기적인 성능을 事前評價할 수 있다.

여기서는 經年劣化와 裝置의 壽命에 대한 관련성을 검토할 때 필요한 壽命, 殘餘壽命, 信賴度, 故障確率 등의 기초적 개념에 대하여 설명한다.

장치의 수명은 新品인 장치가 갖고 있는 「正常的으로 動作할 수 있는 時間 또는 고장날 때까지의 時間에 대한 期待値」로서 생각하기로 한다. 즉 동일한 종류의 장치에서도 고장이 날 때까지의 시간은 하나하나가 달라지는 것이 보통이다. 예컨대 동일한 스트레스가 더해지더라도 동일한 수명을 갖는 것은 드문 일이다.

따라서 기기의 수명을 생각할 때에는 다수의 같은 장치에 대한 통계적인 성질 즉 期待値로서의 의미를 갖게 되는데 이와 같은 생각은 엄격한 것은 아니지만 수명의 개념에 관하여 이해하는데는 충분한 것이다.

여기서 期待値라고 하는 것은 確率分布를 이용하여 계산되는 가상적인 母集團의 平均值이며 통상적으로는 단지 측정된 값의 평균치를 근사치로 하는 경우가 많다. 보통 殘餘壽命은 劣化診斷을 하여 알 수 있는 것으로서 新品에는 없고 이미 어떤 스트레스를 받고 있는 상태에서 얼마동안 사용되고 있는 장치에 대한 것과 어떤 시각 이후에 고장이 일어날 때까지의 시간에 대한 기대치라고 말할 수 있다.

이상과 같이 壽命과 殘餘壽命에 대하여 개념적인 설명을 하였으나 우선 장치에 대한 스트레스가 일정한 경우의 수명에 관하여 약간의 수식을 이용해서 설명한다.

스트레스가 분포하는 경우에는 스트레스·強度모델을 이용하여 수명 등의 期待値를 계산하게 되는데 이 방법에 관해서는 나중에 설명하기로 한다.

대상으로 하는 장치나 부품이 지정되는 조건하에서 지정된 기간 및 지정된 기능을 갖는 확률을 信賴度라고 하고 지정된 기능을 갖지 못하게 되는 것이 즉 故障이다. 대상으로 하는 장치가 고장날 때까지 사용시간의 합계를 X 라 한다면 X 는 確率變數이며 이 X 가 주어진 시간보다 크게 되는 확률 $P(X > t)$ 가 信賴度函數 또는 信賴度 $R(t)$ 이다.

결국

$$P(X > t) = R(t) \quad (t > 0) \quad (2.4)$$

가 된다.

반대로 X 가 주어진 시간 t 보다 작아지는 확률 $P(X < t)$ 가 累積故障分布函數 또는 不信賴度 $F(t)$ 로

$$F(t) = 1 - R(t) \quad (2.5)$$

가 된다. 이 $F(t)$ 에는 통상적으로 앞절에서 사용된 와이블分布를 가정하는 누적분포 함수를 이용하는 경우가 많다.

시간에 관한 와이블分布에서는 시간의 위치파라미터 t_s 를 0으로 생각하는 경우가 많으며 이 때에는

$$F(t) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{t}{t_s}\right)^m\right] \quad (2.6)$$

$$R(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{t_s}\right)^m\right] \quad (2.7)$$

등으로 된다. 또 고장 밀도함수 $f(t)$ 는

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} \quad (2.8)$$

이 된다.

이것을 통상적으로 破壞確率 密度分布라고 부르며 만약 $F(t)$ 가 와이블분포인 경우

$$f(t) = m \cdot \frac{t^{m-1}}{t_s^m} \cdot \exp\left[-\left(\frac{t}{t_s}\right)^m\right]$$

이 된다. 그리고 故障率 $\lambda(t)$ 는

$$\lambda(t) = \frac{\{dR(t)/dt\}}{R(t)} \quad (2.10)$$

이 되어 t 까지 고장없이 작동해온 장치가 $t+dt$ 동안에 고장이 발생하는 조건부 確率에 상당하는 것이다. 만약 $F(t)$ 가 와이블분포인 경우에는

$$\lambda(t) = m \frac{t^{m-1}}{t_s^m} \quad (2.11)$$

이 된다. 또한 $R(t)$ 와 $\lambda(t)$ 의 관계는

$$R(t) = \exp\left[-\int_0^t \lambda(x) dx\right] \quad (2.12)$$

가 되어 $\lambda(t)$ 에서 $R(t)$ 를 계산할 수 있게 된다. 또 이 $R(t)$ 에서 수명 T 는 다음과 같이 계산된다.

$$T = \int_0^{\infty} R(t) dx \quad (2.13)$$

또한 t 까지 고장없이 사용될 수 있는 장치의 餘壽命 $T(t)$ 는

$$T(t) = \int_t^{\infty} \frac{R(x)}{R(t)} dx = \left[\int_t^{\infty} R(x) dx \right] / R(t) \quad (2.14)$$

가 된다. 만약 $F(t)$ 가 와이블分布인 경우는

$$T = t_s \cdot \Gamma\left(1 + \frac{1}{m}\right) \quad (2.15)$$

가 된다. 여기서 $\Gamma\left(1 + \frac{1}{m}\right)$ 은 감마함수라고 하는 特殊函數로서 다음 식으로 정의되는 數表가 주어져 있다.

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} y^{-(x-1)} \cdot \exp(-y) dy$$

또 고장을 수리하여 재사용할 수 있는 경우에서로 이웃한 고장과 고장의 시간 간격이 동일한 確率分布에 따를 때에는 시간간격을 확률변수 X 로 표시하면 앞에서 설명한 $R(t)$ 가 정의되고 X 의 期待値를 계산할 수 있어서 平均故障間隔 (MTBF: Mean Time Between Failure)이라고 부른다.

이상과 같이 $F(t)$, $R(t)$, $\lambda(t)$ 는 밀접하게 관련되어 있기 때문에 이 중에서 하나를 알면 다른 것을 계산할 수 있다.

2.2.2 하저드 解析

壽命評價試驗은 가장 중요한 시험의 하나이지만 통상적으로 많은 시간과 비용이 소모되며 충분한 시험이 실시된다고는 할 수 없다. 경우에 따라서는 供試試料중 일부 시료의 파괴데이터가 얻어진 단계에서 시험을 중지해야 하는 경우도 있다. 이와 같이 불완전한 데이터나 증도에 중단하는 데이터 등을 효과적으로 壽命推定에 이용하기 위한 하저드解析法이 있다. 앞 절에서 故障率 $\lambda(t)$ 는

$$\lambda(t) = \frac{dR(t)/dt}{R(t)}$$

가 되어 t 까지 고장없이 작동해온 장치가 $t+dt$ 사이에 고장나는 條件附確率에 상당하는 것이라는 것을 설명하였다.

본 절에서 상세하게 설명하는 도중에 중단하는 경우의 해저드(Hazard)는 사실은 故障率 $\lambda(t)$ 의 別名이다. 위의 식에서 알 수 있듯이 $\lambda(t)$ 에서 t 의 값을 계산할 경우에는 全試料의 壽命데이터가 아니고 t 까지로 파괴된 시료의 수명데이터가 있으면 충분하다. 이것은 도중에 중단되는 경우 해저드 해석을 가능케 하는 것이다.

이제 $R(t)$ 와 $\lambda(t)$ 의 관계는

$$R(t) = \exp\left[-\int_0^t \lambda(x) dx\right]$$

가 되어 $\lambda(t)$ 에서 $R(t)$ 를 계산할 수 있다는 것을 앞에서도 기술하였다. 이 指數部分을 累積해저드 $H(t)$ 라고 부르며 이 절에서 고찰하는 가장 기본적인 統計量이다.

$$H(t) = \int_0^t \lambda(t) dt \quad (2.16)$$

당연한 것으로 이 $H(t)$ 와 $F(t)$ 는 다음식과 같이 밀접한 관계가 있다.

$$F(t) = 1 - \exp[-H(t)] \quad (2.17)$$

또 $F(t) \ll 1$ 일 때는 $F(t) \sim H(t)$ 가 된다. 따라서 예컨대 $F=0.1\%$ 와 같은 파괴확률이 낮은 경우를 주로 관찰하는 경우에는 $F(t)$ 에서나 $H(t)$ 로도 거의 같은 값의 고찰을 할 수 있다.

$F(t)$ 가 와이블分布일 때는

$$\lambda(t) = m \cdot \frac{t^{m-1}}{t_s^m} \text{이 되므로}$$

$$H(t) = \left(\frac{t}{t_s}\right)^m \text{이 되어}$$

$$\log H = m \cdot \log t - m \cdot \log t_s \quad (1.19)$$

가 되므로 $\log H$ 와 $\log t$ 는 직선관계가 된다. 여기서 예로서 발전기편의 고장데이터의 해석예를 든다. 발전기편의 고장데이터 예를 동작중인 것을 포함하여 표 2.4에 나타내었다. 이 표의 데이터는 모두 동작시간과 수명이 짧은 순으로 다시 나열한 것이다.

주목해야 할 것은 고장난 팬은 *표시를 한 것
뿐이며 다른 팬은 動作中이라는 것이다. 이 표에서
해저드와 累積해저드의 계산방식은 매우 간단하며
예를 들면 番號 1의 팬에 대한 해저드는

$$\text{해저드} = \lambda(t) = \frac{(\text{고장난 팬數})}{(\text{작동된 팬의 數})}$$

$$= 1/70 = 0.0143 (1.43\%)$$

$$\text{累積해저드} = H(t)$$

$$= (\text{그 때까지의 누적해저드})$$

$$+ (\text{그 때의 해저드})$$

<표 2.4> 發電機 팬의 故障데이터

試料番號	時間	해저드	累積해저드	試料番號	時間	해저드	累積해저드
1(70)	4,500*	1.43	1.43	36(35)	43,000		
2(69)	4,600			37(34)	46,000*	2.94	18.78
3(68)	11,500*	1.47	2.90	38(33)	48,300		
4(67)	11,500*	1.49	4.39	39(32)	48,500		
5(66)	15,600			40(31)	48,500		
6(65)	16,000*	1.54	5.93	41(30)	48,500		
7(64)	16,600			42(29)	50,000		
8(63)	18,500			43(28)	50,000		
9(62)	18,500			44(27)	50,500		
10(61)	18,500			45(26)	61,000		
11(60)	18,500			46(25)	61,000*	4.00	22.78
12(59)	18,500			47(24)	61,000		
13(58)	20,300			48(23)	61,000		
14(57)	20,300			49(22)	63,000		
15(56)	20,300			50(21)	64,500		
16(55)	20,700*	1.82	7.75	51(20)	64,500		
17(54)	20,700*	1.85	9.60	52(19)	67,000		
18(53)	20,800*	1.89	11.49	53(18)	74,500		
19(52)	22,000			54(17)	78,000		
20(51)	30,000			55(16)	78,000		
21(50)	30,000			56(15)	81,000		
22(49)	30,000			57(14)	81,000		
23(48)	30,000			58(13)	82,000		
24(47)	31,000*	2.13	13.62	59(12)	85,000		
25(46)	32,000			60(11)	85,000		
26(45)	34,500*	2.22	15.84	61(10)	85,000		
27(44)	37,500			62(9)	87,500		
28(43)	37,500			63(8)	87,500*	12.50	35.28
29(42)	41,500			64(7)	87,500		
30(41)	41,500			65(6)	94,000		
31(40)	41,500			66(5)	99,000		
32(39)	41,500			67(4)	101,000		
33(38)	43,000			68(3)	101,000		
34(37)	43,000			69(2)	101,000		
35(36)	43,000			70(1)	115,000		

[註] *은 고장난 시간

$$= 0 + 0.0143 = 0.0143 (1.43\%)$$

이 된다. 番號 2의 팬은 고장나지 않았기 때문에
해저드에 변화가 없다. 番號 3의 팬에 대한 해저드는

$$\text{해저드} = \lambda(t) = \frac{(\text{고장난 팬數})}{(\text{작동된 팬의 數})}$$

$$= 1/68 = 0.0147 (1.47\%)$$

$$\text{累積해저드} = H(t)$$

$$= (\text{그 때까지의 누적해저드})$$

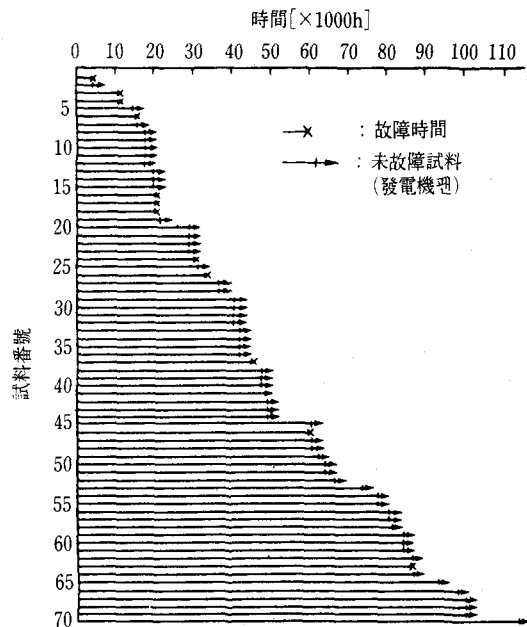
$$+ (\text{그 때의 해저드})$$

$$= 0.0143 + 0.0147 = 0.0290 (2.90\%)$$

가 된다. 이하 마찬가지로 全팬에 대하여 $\lambda(t)$ 와
 $H(t)$ 를 계산한 결과가 표 2.4의 값이다. 표 2.4는
數值表이므로 그 데이터를 視覺的으로 알기 쉽게
플롯한 것이 그림 2.3이다.

그림 2.3에서 알 수 있듯이 종래의 수명데이터
해석으로는 도저히 해석이 안되는 데이터이나 이
것으로도 해저드解析을 할 수 있기 때문에 試料數
는 많으나 故障데이터가 그다지 많지 않은 필드데
이터의 해석에는 가장 적합한 壽命特性 解析法이
라고 할 수 있다.

표 2.4의 데이터를 종축으로, 고장시간을 횡축으로



<그림 2.3> 고장데이터의 그래프 표시

로 累積해저드를 취한 와이블 해저드紙(와이블分布에 기초한 해저드해석을 실시하기 위해 준비된 用紙)에 플롯한 것이 그림 2.4이다. 이 그림에서 경사진 직선은 플롯點에 대하여 직선으로 맞춘(이 직선을 데이터 직선이라고 칭한다) 것이다. 이 직선으로부터 다음의 항목과 같은 각종 特性値를 얻을 수 있다.

(1) 累積故障率이 5%가 될 때까지의 시간은 그림 2.4의 윗쪽 故障率 눈금의 5%에서 垂線을 내려 데이터 직선과 교차하는 점의 고장시간을 읽으면 약 14,000시간이 얻어진다.

(2) 사용시간이 100,000시간일 때의 累積故障率은 종축의 100,000시간부터 우측으로 직선을 그어 데이터 직선과 교차하는 점의 누적 고장률을 읽으면 약 38%가 되는 것을 알 수 있다.

(3) 32,000시간까지 사용한 팬이 다음의 8,000시간 사이의 고장날 條件附率은 우선 32,000시간에 대응하는 확률 13.0%를 읽고 또 40,000(=32,000+8,000)시간에 대응하는 확률 16.8%를 읽어 그 差를 취하면 3.8(=16.8-13.0)%가 된다.

이상과 같이 해저드解析을 하게 되면 종래 해석이 매우 귀찮았던 도중에 중단한 데이터를 용이하

게 사용할 수 있다. 본 절에서는 와이블確率에 기초한 해석예를 나타내었으나 기초가 되는 $F(t)$ 를 正規分布, 對數正規分布, 下限極值分布 등으로 쉽게 적용할 수 있다.

2.2.3 배스터브 曲線

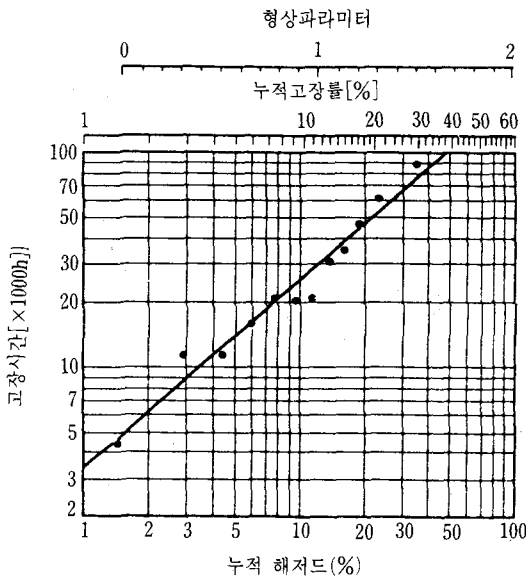
앞 절까지의 壽命데이터에서 故障率 $\lambda(t)$ (또는 해저드)의 계산방법을 기술하였으나 이 $\lambda(t)$ 에는 표 2.5에 나타낸 바와 같이 t 의 減少函數가 되는 減少故障率(DFR: Decreasing Failure Rate), t 에 관계없는 定數가 되는 定故障率(CFR: Constant Failure Rate), t 의 증가함수가 되는 增加故障率(IFR: Increasing Failure Rate)과 같은 3개의 기본패턴이 있다.

DFR은 量產品 등을 처음 사용할 때에 발생하는 경우가 많으며 고장이 나기 쉬운 결함을 갖는 제품이 먼저 고장이 발생하며 이들 결함을 제거함으로써 故障率도 低下하는 경우인데 소위 初期故障이 출현하는 바와 같이 기간의 $\lambda(t)$ 에 상당한다.

CFR은 고장이 우발적으로 일어나는 경우로서 많은 부품으로 구성되는 복잡한 量產品 등의 安定期間의 $\lambda(t)$ 에 상당한다. 끝으로 IFR은 소위 劣化가 진행되고 있는 경우로서 사용시간이 그 장치의 수명에 가까워져 많은 同種의 장치가 집중적으로 고장나기 시작할 때의 故障率에 상당한다.

$\lambda(t)$ 를 종축으로 하고 횡축을 장치사용시간 t 로 하여 표시한 것을 故障率曲線이라고 한다. 電力機器와 같이 많은 부품으로 구성되어 있는 장치의 고장률곡선에서는 그림 2.5와 같이 처음에는 고장률이 높다가 점차적으로 故障率이 저하하는 初期故障期, 그리고 안정되어 거의 일정한 故障率을 나타내는 偶發故障과 構成部品 등의 老化에 의하여 고장률이 증가하는 磨耗 故障期の 3가지 고장률 패턴이 순차적으로 나타난다.

이 곡선이 욕조(Bath-tub)모양과 비슷하다고 하여 배스터브曲線이라고 부른다. 이 배스터브곡선은 累積故障率이 어떠한 確率分布에 기초하고 있는 것과는 관계없이 일반적으로 나타나는 특성으

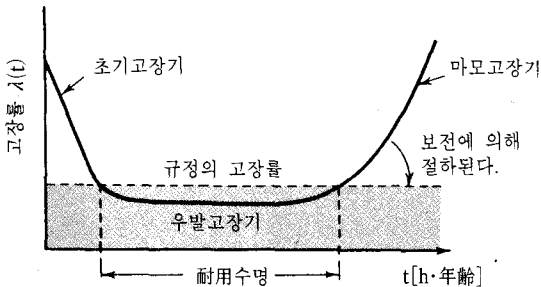


〈그림 2.4〉 고장데이터의 해저드 플롯

〈표 2.5〉 3가지 기본형의 고장률

고장률 유형	특징	보전에의 효과	신뢰도 $R(t)$	고장밀도함수 $f(t)$	고장 $\lambda(t)$	대응하는 분포의 예	와이블분포 $R(t) = e^{-tm/t_0}$ 의 형상모수 m
(1) 減少型 DER	良, 不良로트가 혼재하고 있는 제품의 사용표기나 인간의 유아사망기로 볼 수 있다. 대부분 전자 부품의 고장률	예방보전을 한다. 시간이 지나면 호전되어 디버깅이 유효				예를 들면 2개의 지수분포의 혼합 $R(t) = pe^{-\lambda_1 t} + (1-p)e^{-\lambda_2 t}$ $\lambda_1 > \lambda_2$ 로 나타내게 한 다든지 와이블분포를 사용	$m < 1$
(2) 一定型 CFR	각종 고장원인이나 스트레스의 랜덤한 혼입에 의한 고장이 우발적으로 일어난다. 비교적 복잡한 시스템, 인간 등의 움직임이 이 시기에 들어간다.	예방보전은 무효	$R(t) = e^{-\lambda t} = e^{-t/t_0}$ 	$f(t) = \lambda e^{-\lambda t} = \lambda e^{-t/t_0}$ 		지수분포 $R(t) = e^{-\lambda t} = e^{-t/t_0}$ $f(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ $1/\lambda = t_0$: MTBF 또는 MTTF	$m = 1$
(3) 增加型 IFR	마모, 노화 등에서 본질적으로 수명이 다해 집중적으로 고장을 일으킨다. 재료의 기계적 마모나 부식	고장이 집중적으로 일어나기 전에 예방보전으로 바꾸면 유효				정규분포 $f(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(t-\mu)^2/2\sigma^2}$ μ : MTBF 또는 MTTF	$m < 1$

다 長壽命化하는데 목적이 있다.



〈그림 2.5〉 전형적인 非修理系장치의 고장(bath-tub곡선)

로서, 특히 統計解析을 하는 경우에 고장률의 시간 특성으로부터 대체적인 이유를 유도하는데 매우 효과적인 개념이다.

劣化診斷을 실시하는 주된 목적은 經年劣化에 의해 수명이 가까워진 장치 즉 磨耗 故障期에 들어선 장치의 餘壽命을 정확하게 추정하여 사고를 미연에 방지함과 아울러 高價의 裝置인 경우 확실한 豫防保全에 의하여 이 배스터브곡線 최후의 磨耗 故障期의 $\lambda(t)$ 를 될 수 있는 한 작게 하여 보

2.2.4 시스템의 信賴度

偶發故障期에 있거나 磨耗 故障期에 접어들고 있는 장치의 餘壽命을 평가하거나 豫防保全을 효율이 좋게 시행하기 위해서는 장치의 신뢰도가 각 부품의 신뢰도와 어떠한 관계에 있는가를 고려할 필요가 있다. 여기서 部品이라고 하는 것은 단지 「構成部品」뿐만이 아니고 「構成部分」의 것도 포함된 넓은 의미의 部品이라고 생각하고 있다. 그리고 모든 부품을 교환하는 경우를 제외하고는 가장 효율 좋은 부품을 교환하기 위해서 어느 부품을 교환하는 것이 가장 효과가 있는지를 검토하는 것은 의미있는 일이다.

만약 대상으로 하는 제품에 있어서 각부의 신뢰도가 어떤 방법으로 추정될 수 있는 경우에는 이들의 정보를 충분히 살린 信賴度 設計가 바람직하다. 이때에 부품의 신뢰도와 집합체인 장치의 신뢰

도의 관계를 검토하는데 가장 기본이 되는 모델이 직렬시스템과 병렬시스템이다.

1. 直列시스템

어떤 장치의 기능이 정상적으로 작동하기 위해서는 그 장치의 모든 부품의 기능이 정상적으로 작동하고 있는 경우에 한정되어 있도록 하는 장치 또는 시스템의 모델로서 장치의 신뢰도 $R(t)$ 가 n 개 부품의 신뢰도 $R_i(t) (i=1, 2, \dots, n)$ 의 곱으로서 다음과 같이 표현될 수 있는 시스템이다.

$$R(t) = R_1(t) \cdot R_2(t) \cdots R_n(t) \quad (2.20)$$

이 경우 장치의故障率 $\lambda(t)$ 는 n 개 부품의 고장률을 $\lambda_i(t) (i=1, 2, \dots, n)$ 라고 하면

$$\lambda(t) = \lambda_1(t) + \lambda_2(t) + \cdots + \lambda_n(t) \quad (2.21)$$

이 된다.

2. 併列시스템

이 시스템에서는 구성부품 중에서 한 개라도 기능이 정상적으로 작동하고 있으면 시스템 전체의 기능이 정상적으로 작동되는 장치 또는 시스템의 모델로서 장치의 신뢰도 $R(t)$ 가 n 개 부품의 신뢰도를 $R_i(t) (i=1, 2, \dots, n)$ 로 하여 다음과 같이 표현될 수 있는 시스템이다.

$$R(t) = 1 - (1 - R_1(t)) \cdot (1 - R_2(t)) \cdots (1 - R_n(t)) \quad (2.22)$$

이 경우에 장치의 고장률 $\lambda(t)$ 는 n 개 부품의故障率을 $\lambda_i(t) (i=1, 2, \dots, n)$ 로 하면

$$\lambda(t) = \frac{1 - R(t)}{R(t)} \cdot \left(\frac{\lambda_1(t) \cdot R_1(t)}{1 - R_1(t)} + \cdots + \frac{\lambda_n(t) \cdot R_n(t)}{1 - R_n(t)} \right)$$

가 된다.

실제 시스템은 이들의 직렬시스템과 병렬시스템의 조합으로 표현되며 이 경우에는 한개 부품의 신뢰도 $R_i(t)$ 가 더욱 많은 부품으로 조합된 $R(t)$ 로 생각하여 순차적으로 낮은 부품의 신뢰도로 조합시켜 나가면 된다. 이렇게 함으로써 종합적인 신뢰도에 대하여 가장 큰 영향을 주는 부품의 신뢰도를 높일 수가 있다.

전력용 기기나 케이블에서는 기본적으로 하나

하나의 부품에 대한 신뢰도가 직접 장치의 신뢰도로 이어지는 직렬모델이 되는 경우가 많다.

이러한 의미에서 단순히 구성부품중 가장 낮은 신뢰도를 나타내는 부품을 交換·改良하는 것이 결과적으로 가장 효율 좋은 부품의 교환과 개량이 되는 것을 종종 볼 수 있다.

2.2.5 스트레스·强度모델

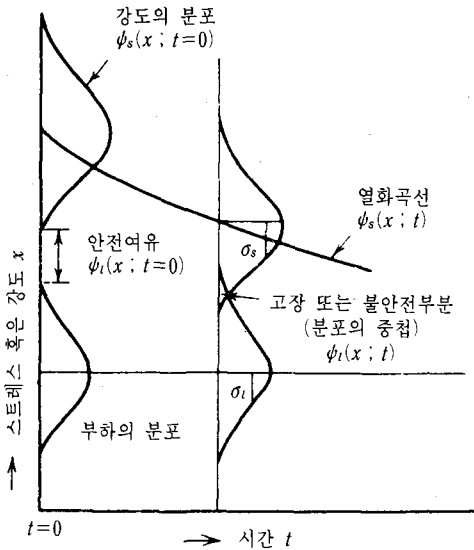
이 모델은 장치에 가해지는 스트레스(電界, 기계적 스트레스, 열 스트레스 등)가 시간적으로 일정하다고 생각되지 않는 경우의 安全設計에 있어서 중요한 것이다. 대상으로 하는 장치의 신뢰성은 「장치의 강도」와 「장치에 대한 스트레스의 크기」로 정해진다.

예를 들면 전력용기기 등에 있어서는 매일의電力消費量에 의하여 변동되는 열 및 기계스트레스를 받는 등 실제의 스트레스는 반드시 시간적으로 일정하다고 할 수 없으나 사용시간이 적은 경우, 즉 대부분劣化되지 않는 경우에는 스트레스의 변동에 대해 장치의 강도가 충분한 여유가 있으므로 스트레스의 변동은 고려하지 않더라도 신뢰도의 계산에는 거의 영향이 없다.

그러나 사용시간이 길어지고 장치수명에 가까워져 강도가 저하되고 있는 장치에서는 평균스트레스에서는 고장나지 않는 것이 변동하는 스트레스의 변동의 최대치에서 고장을 일으키는 것도 있다.

따라서 장시간 사용하고 있는 장치의 신뢰도를 검토할 때에는 스트레스가 변동할 수 없는 경우도 있다. 여기서는 이와 같은 스트레스에 대하여 强度가 충분한 여유를 갖지 못한 장치를 대상으로 하고 있다.

이제 시각 t 에서의 강도가 x 이하인 累積確率分布를 $\phi_i(x, t)$ 라고 하면 그림 2.6에 표시된 바와 같이 초기에는 强度의 分布 $\phi_s(x, t)$ 가 스트레스分布 $\phi_i(x, t)$ 보다 충분히 크고 $\phi_i(x, t)$ 에 겹쳐지는 부분이 없으며 고장에 대해 충분한 여유가 있다. 시간의 경과에 따라 장치에 열화가 생겨 강도가 낮아지게 되면 겹쳐지는 일이 발생하여 고장이 생길



〈그림 2.6〉 스트레스-강도모델

2.2.6 材料劣化 모델과 壽命

기기의 열화진단시에는劣化하기 시작한 다음의 고장률 영역을 대상으로 하는 것이 중요하다. 이를 위해서는 배스터브곡선에서 $\lambda(t)$ 의 증가부분, 즉 磨耗故障期의 출현이유를 검토하는 것이 필요하다. 지금까지 기기의 經年劣化 즉 部品の劣化가 기기의 수명과 관련되어 있음을 보아왔다. 여기서 기기에 대한 劣化故障期의 주원인인 재료의劣化에 대하여는 뒤에 상세하게 기술하겠으며 이 중에 電壓 스트레스劣化의 대표적인 電氣트리잉(Treeing)破壞와 機械스트레스劣化의 대표적인 크립(Creep)破壞의 類似性에 관하여 기술한다.

전기트리잉과 크립과괴는 전혀 다른 物理機構에 의해 발생하는 현상이지만 形態나 時間進展의 패턴도 그림 2.7에 나타난 바와 같이 아주 비슷하다.

예를 들면 크랙이 발생할 때까지의 잠복기간이 있고 크랙이 일어난 직후에는 큰 성장속도를 보이다가 어느 크기까지 성장한 후에는 성장속도가 크게 저하되고 있다. 특히 破壞구간내에서는 다시 급격한 성장을 하는 등의 주된 유사점이 존재하고 있다.

다만 電氣트리잉 破壞는 스트레스(電界)의 방향과 크랙 방향이 동일한 반면에 크립 파괴에서는 스트레스(機械的 應力)의 방향과 크랙의 방향이 직각이 되는 것이 다르다. 어느 쪽이든 크랙이 재료의 兩側을 연결할 정도로 성장하였을 경우에 크랙이 원인이 되어 전기적인 絶緣破壞를 일으켜 장치에 고장이 발생하거나 기계적인 파괴를 일으킴으로써 장치의 고장을 일으킨다. 이 때문에 크랙 길이의 시간진전이 비슷하면 재료나 부품이 故障 패턴도 비슷하게 된다.

이 트리잉破壞와 크립破壞는 現象論的으로 높은 類似性을 갖고 있으며 특히 크랙성장의 수학적인 처리와 시뮬레이션도 실시하여 그 유사성이 확인되고 있다. 이 모델에서는 재료내의 局所的인 스트레스가 어떤 한계값을 넘으면 국소적인 파괴가 일

확률이 증가하게 된다.

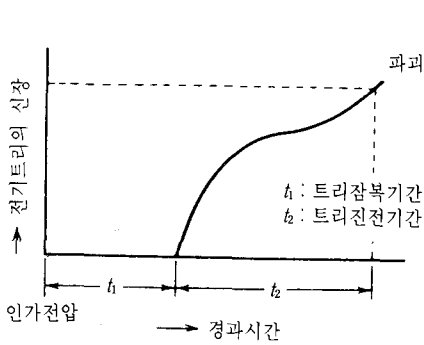
이 경우의 信賴度 $R(t)$ 는 強度>스트레스의 조건에서

$$R(t) = \int_0^{\infty} [1 - \psi_s(x, t)] \cdot \frac{d\psi_l(x, t)}{dx} dx \quad (2.24)$$

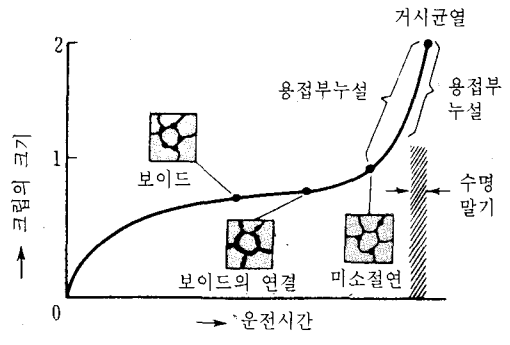
가 된다. 특별한 경우로서 $\psi_s(x, t)$ 와 $\psi_l(x, t)$ 가 완전히 중첩됐을 경우 즉 $\psi_s(x, t) = \psi_l(x, t)$ 일 때는 상기식은 간단히 적분되므로

$$\begin{aligned} R(t) &= \int_0^{\infty} [1 - \psi_s(x, t)] \cdot \frac{d\psi_l(x, t)}{dx} dx \\ &= \int_0^{\infty} [1 - \psi_s(x, t)] \cdot \frac{d\psi_s(x, t)}{dx} dx \\ &= \left[\frac{1}{2} \cdot \{1 - \psi_s(x, t)\}^2 \right]_0^{\infty} \\ &= -0 - \left(-\frac{1}{2} \right) = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

이 되어 신뢰도가 1/2 또는 고장확률이 1/2이 된다. 여기서 $\psi_s(0, t) = 0$, $\psi_s(\infty, t) = 1$ 이 되는 관계를 이용하였다. 이 계산은 실제의 安全設計에 이용하기 위해서는 強度 $\psi_s(x, t)$ 와 스트레스 $\psi_l(x, t)$ 양쪽의 分布形을 알 필요가 있으며 일반적으로는 쉽게 구해지지 않으나 앞으로 우수한 데이터베이스의 구축과 컴퓨터 계측기술을 구사함으로써 매우 효과적인 방법이 될 것으로 생각된다.



(a) 전기 트리의 시간진전

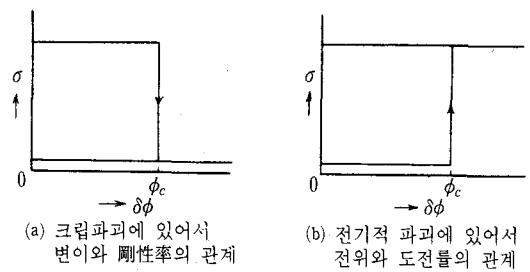


(b) 크립 손상의 시간진전

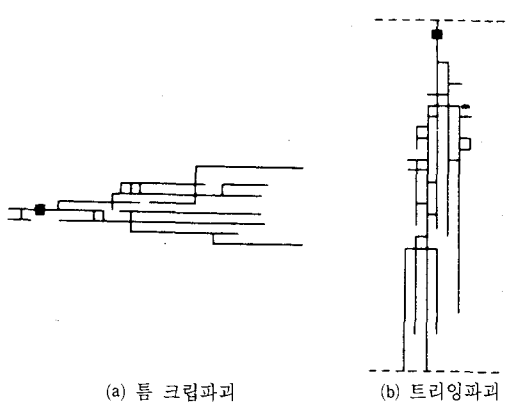
<그림 2.7> 전기트리잉과 크립파괴에 대한 시간진전의 유사성

어나는 것으로 되어 있다. σ 를 導電率 또는 剛性率로, ϕ 를 電位 또는 變位로 하면 기본 방정식은 다음과 같이 된다.

$$\begin{aligned} \nabla \cdot (\sigma \nabla \phi) &= 0 & (2.25) \\ \sigma &= \sigma(x, y, z) \\ \phi &= \phi(x, y, z) \end{aligned}$$



<그림 2.8>



<그림 2.9> 32×32 格子上에서 생긴 틈 크립파괴와 트리잉파괴의 모양

또한

$$\nabla = i \cdot \frac{d}{dx} + j \cdot \frac{d}{dy} + k \cdot \frac{d}{dz}$$

로서 i, j, k 는 각기 x 축, y 축, z 축 방향의 단위벡터이다. 시뮬레이션 계산에서의 파괴는 그림 2.8에 나타난 바와 같이 재료내의 미소부분의 양측 ϕ 의 차 $\delta\phi$ 가 어떤 한계값 $\delta\phi_c$ 를 초과하게 되면 전기적 파괴의 경우에는 σ 가 매우 큰 값으로 非可逆적으로 변화하게 되고 機械的 破壞의 경우에는 σ 가 0으로 비가역적으로 변화되어 나타나게 된다.

2차원의 공간에서 ϕ 와 σ 에 적당한 局所的 搖動을 갖는 초기조건을 첨가하여 상기식을 풀어 파괴가 일어난 부분의 σ 에 非可逆 變化를 加하고 또 상기식을 풀어가는 조작을 반복하게 되면 그림 2.9에 나타난 바와 같이 성장한 크랙이 얻어져 실제의 크랙형상과 비슷한 패턴을 관찰할 수 있다. 매우 간단한 시뮬레이션임에도 불구하고 완전히 다른 物理機構에 의거한 재료의 열화와 파괴를 현상으로 하여 통일적으로 설명할 수 있다.

대부분의 경우 磨耗故障期의 고장원인이 부품에 사용되고 있는 재료의 열화에 원인이 있으므로 劣化診斷을 정확하게 실행하기 위해서는 재료의 劣化機構를 해명하는 것이 중요하다. 다수의 부품으로 구성되는 복잡한 장치의 경우에도 마모고장의 원인을 추적하면 앞에서 설명한 것처럼 意外的 共通의 것이라도 단순한 모델로 劣化進展機構를 설명할 수 있는 가능성도 있다.

(다음호에 계속)