

アーベル耐熱性の分布と判定法にたいする一考察

竹山 象三*

ニトロセルロースの分解率が $x\%$ に達するまでの時間 t_x を同一条件下で多数回測定した。 t_x の分布について考察した結果、アーベル耐熱性が2母数指数分布に従うことを傍証した。

アーベル耐熱性データが2母数指数分布に従うとの前提のもとに、位置母数の大きさを保証する抜取検査法を提案した。また、この方法をモンテカルロシミュレーションによって検証した。その結果、尺度母数が未知のニトロセルロースのロットにたいしても有効であることが示された。

1. はじめに

安定度試験等においては、ある不安定現象を敷きい値として特定の条件下でその不安定現象が生起するまでの時間を特性値とする形式の試験が多く活用されてきた。しかし、このような寿命試験的データのばらつきについての考察はほとんどなされていない。筆者は、ニトロセルロース(以下、NC)のアーベル耐熱試験(以下、耐熱試験)のデータのばらつきがワイブル分布にしたがうことを報告した¹⁾。さらに、形状母数が約1であることから、データの分布形状は指数分布であることを推定した。しかし、耐熱試験は官能試験であるため、定量的な測定によってそのばらつきが指数分布であることを確認されることが望ましいであろう。本報告の前半は、NCの熱分解により発生する NO_2 を吸光度分析によって連続定量することで、NCの耐熱試験データのばらつきが指数分布であろうことを傍証しようとしたものである。また後半では、耐熱試験データのばらつきが指数分布に従う場合の耐熱性判定法を提案し、現在製造されているNCの耐熱試験データにたいする指数分布解析の知見をもとにその判定法の有効性について検討した。

2. 耐熱性の分布

2.1. 実験

NCの熱分解および NO_2 測定に用いた実験装置の概要をFig. 1に示した。30mgのNC(N分12.12%)を50 $^{\circ}\text{C}/\text{min}$ で所定の温度まで昇温して定温に保ち、200ml/minの N_2 気流中で熱分解させ、発生する NO_2 をザルツマン試薬に吸収して吸光度分析により定量した²⁾。

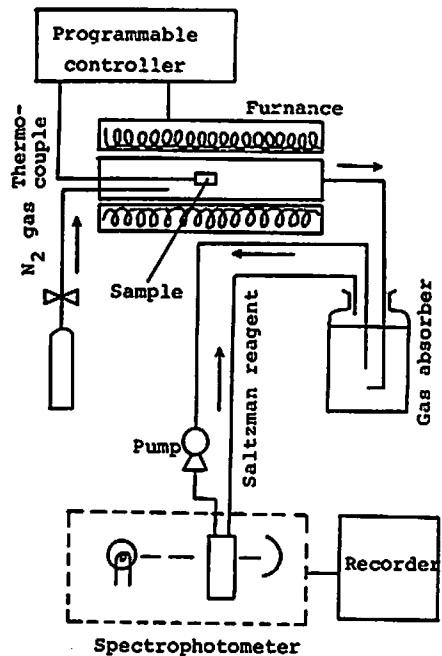


Fig. 1 Measuring system for generated NO_2

連続に NO_2 を測定するためにガス吸収びんと吸光度計中の資料セルをシリコンチューブで連結し吸収液を循環させた。 NO_2 発生が長時間にわたって持続した場合には175 $^{\circ}\text{C}$ に昇温して分解を完結させて分解率 $X=1$ に対応する発生 NO_2 量を求めた。

2.2. 結果および考察

分解温度135 $^{\circ}\text{C}$ 一定として、試験を15回繰返して得られた時間 t -分解率 X 曲線をFig. 2に示す。これらの曲線のそれぞれにたいして、種々の分解率 X を敷きい値とし、この分解率に到達するまでの時間 t_x を求め、時間 t_x の指数分布への適合性の検討を行った。

昭和61年6月24日受理

*近畿大学工学部経営工学科

〒577 東大阪市小若江3-4-1

TEL 06-721-2332 Int. 4619

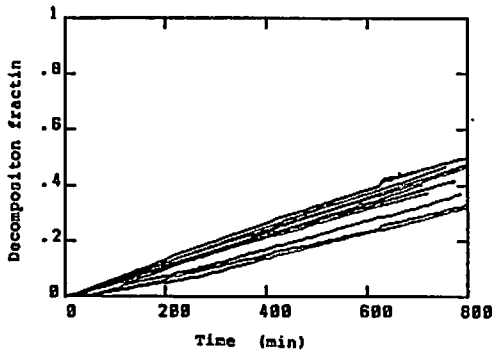


Fig. 2 Time vs. decomposition fraction curve of NC in 135°C

指数分布の一般型は(1)式で表される。ここで、

$$F(t) = 1 - \exp\left(-\frac{t-\gamma}{t_0}\right) \quad (1)$$

t は確率変数、 $F(t)$ は累積分布関数、 γ 、 t_0 は位置母数、尺度母数である。 t_0 の分布が(1)式で表されるとき、時間 t においてNCの分解率が x を超える確率が $F(t)$ に相当する。(1)式を変形すると(2)式

$$\ln\{1-F(t)\} = -\frac{1}{t_0} \cdot t + \frac{\gamma}{t_0} \quad (2)$$

が得られ、 $\ln\{1-F(t_x)\}$ と t_x をプロットしたときの直線性によって、 t_x の分布の指数分布への適合性を確認できる。

分解率の敷きい値 x を5, 15, 30, 40%としたときの分解率 x 到達するまでの時間 t_5 , t_{15} , t_{30} , t_{40} の $t_x - \ln\{1-F(t_x)\}$ プロットをFig. 3に示す。 t_0 の $t_x - \ln\{1-F(t_x)\}$ プロットは直線とならないが、敷きい値とする分解率を小さく設定するにつれて、 $t_x - \ln\{1-F(t_x)\}$ プロットは直線性を増し、 t_5 のプロットは良い直線となった。これより、分解率を高く設定した t_x の分布は指数分布からずれているが、分解率を低く設定するにつれて t_x の分布は指数分布に近づいていくといえる。なお、直線となった t_5 の $t_x - \ln\{1-F(t_x)\}$ プロットは原点($F(t)=0$, $t=0$)を通らないことより、 t_5 の分布は位置母数 γ を有した2母数指数分布に従うといえる。

以上と同様の解析を分解温度145°Cとしたときの t_x ($x=15, 30, 40\%$)について行った結果をFig. 4に示す。 $t_x - \ln\{1-F(t_x)\}$ プロットは、分解温度135°Cの場合と異なり、いずれの t_x についても直線とならず、 t_x の分布が指数分布からずれていることがわかる。しかし、累積確率 $F(t_x)$ が50~90%の領域に着目すると、敷きい値とする分解率が低くなるにつれて直線性を増し、直

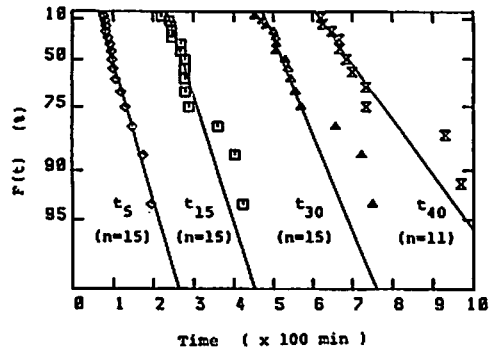


Fig. 3 t_x vs. $\ln\{1-F(t_x)\}$ plot for decomposition of NC in 135°C

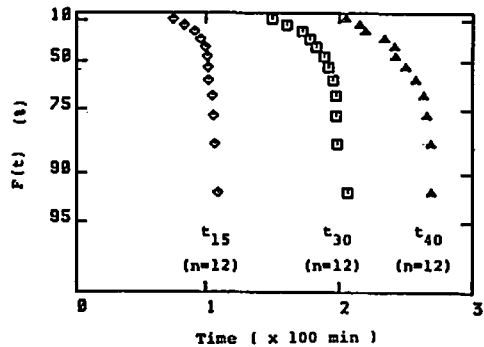


Fig. 4 t_x vs. $\ln\{1-F(t_x)\}$ plot for decomposition of NC in 145°C

線となる領域も広がることが認められる。

分解温度135°C、145°Cにおけるそれぞれの $t_x - \ln\{1-F(t_x)\}$ プロットの比較により、つぎのことがいえる。①分解温度が高く分解速度が早い場合 t_x の分布は指数分布に従わないが、分解温度が低くなり分解速度が遅くなるにつれて t_x の分布は指数分布に近づく。②敷きい値とする分解率が高い場合 t_x の分布は指数分布からずれているが、敷きい値とする分解率を低くするにつれて t_x の分布は指数分布に従うようになる。

以上の結果から耐熱試験データのばらつきの分布形状を推定すると、耐熱試験の試験温度は本実験にくらべ十分低く、また、NO₂に鋭敏なヨードカリでんぶん紙を試験紙として使用するので十分に低い分解率の敷きい値として考えられることから、試験紙が着色するまでの時間として求められる耐熱試験データは指数分布に従うことが推測される。

前報の耐熱試験結果¹⁾を $t_x - \ln\{1-F(t_x)\}$ でプロットしなおしてFig. 5に示す。試験温度70~80°Cで良い直線性を示しており、耐熱試験データの分布が指数分布であることがわかる。また、直線の傾きは試験温度

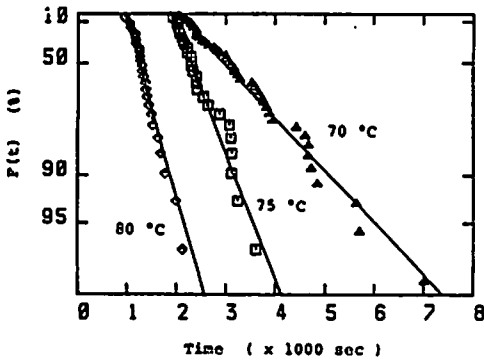


Fig. 5 t . vs. $\ln(1-F(t))$ plot of Abel heat test data for nitrocellulose (N:12.21%; sample weight 3 g)

によって異なり、指数分布の尺度母数が試験温度によって変化していることがわかる。さらに、プロットが原点を通らないことより位置母数を有していることがわかる。

以上のことより、耐熱試験データ試験の分布は2母数指数分布であると考えるのが妥当であろう。耐熱試験はNCの貯蔵にさいして、法的に義務づけられて、実施されている。一方、前報¹⁾で示したように、耐熱試験データのばらつきは単に実験誤差と考え難い特徴的な分布を示しており、数回の試験値の平均値または最少値だけでアーベル耐熱性(以下、耐熱性)を判定することに疑問がもたれる。すなわち、耐熱試験データのばらつきが耐熱性の本質に由来するものである場合、耐熱性は耐熱試験データの個々の値を評価対象とするのではなく、データの分布形状を規定する母数を評価対象として判定されなければならない。また、このような場合、試験前に設定した合格判定値と試験データの平均値または最少値との比較だけで合格NCと不合格NCを正確に判別することはできず、ある程度の誤った判定を下すことを覚悟しなければならない。抜取り検査³⁾の考え方はばらつきをもつ特性値の母数を評価しようとするもので、さらに、誤った判定をくだすことが避けられないとしたうえで誤判定の確率をある限度以下におさえようとするものである。したがって、耐熱性判定においても抜取り検査の考え方を適用することにより、ばらついて得られる耐熱試験データの母数を評価対象とし、誤判定の確率を試験実施者の意図する限度以下に抑制することができる。

しかし、2母数指数分布を対象とした抜取り検査方式はみあたらない。そのため、本報告の後半では、2母数指数分布を対象とした抜取り検査方式を耐熱性判定の一方法として提案する。さらに、現在製造されているNCの耐熱試験データから推定した指数分布の尺

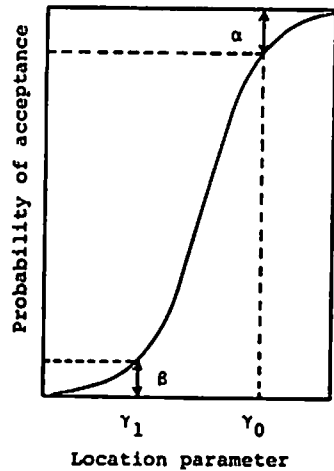


Fig. 6 Schematic OC curve

度数 t_0 にもとづき、現行の判定方法の問題点および提案方式の有効性について検討する。

3. 耐熱性判定法への一提案とその有効性

3.1 耐熱性判定のための一方法

耐熱試験データのばらつきは2母数指数分布に従い、また、耐熱性は望大特性である。したがって、無限回の試験を行ったときに得られる最少値に相当する指数分布の位置母数 γ が下限規格値 γ_0 より大きいことを保証できれば耐熱性判定の目的が達せられる。そこであるNCの生産ロット(以下、ロット)について n 回の試験を行って得られた耐熱試験データの最少値を試験前に設定した合格判定値 S_1 と比較することで、ロットにたいする位置母数 γ が下限規格値 γ_0 より大きいことを保証する耐熱性の判定方式について論じる。(以下、母数は耐熱試験データの分布の母数を意味する。)

耐熱試験データ t のばらつきが2母数指数分布(尺度母数 t_0 、位置母数 γ)に従うとき、時間 t で試験紙が着色する累積確率 $F(t)$ は(1)式であたえられる。判定の対象とするロットにたいして n 回の耐熱試験を行い、得られたデータを値の小さい順に並べ換えたものを T_1, T_2, \dots, T_n とする。また、合格としたいロットの位置母数を γ_0 、不合格としたいロットの位置母数を γ_1 ($\gamma_1 < \gamma_0$)とし、生産者危険 α 、消費者危険 β とする。これらの関係をFig. 6に示した。

t_0 が既知であると仮定したとき、ロットにたいして n 回の耐熱試験を行って得られる耐熱試験データの最少値 T_1 が合格判定値 S_1 より大きくなる確率 L は(3)式で示される。ゆえに、(3)式より、 t_0 が

$$L = \{1 - F(S_1)\}^n = \exp(-n \cdot \frac{S_1 - T_1}{t_0}) \quad (3)$$

既知のロットにたいして耐熱試験データの最少値によって耐熱性判定を行ったときのOC曲線(位置母数 γ を有したロットを合格と判定する確率)が求められる。一方、耐熱試験データの分布は2母数指数分布であり、この分布の性質から合格判定値 S_i より大きい位置母数 γ を有するロットの合格率は100%である。したがって、 $S_i = \gamma_0$ となる合格判定値を設定すると、 $\gamma > \gamma_0$ であるロットの合格率は100%であり、 $\alpha = 0$ となる。そのため $S_i > \gamma_0$ となる合格判定値を設定することは、生産者危険が大きくなり、2母数指数分布の特徴を活かすことができず無意味である。ゆえに、合格判定値は $S_i = \gamma_0$ で一定とすべきである。これらのことより、耐熱試験データのばらつきが従う2母数指数分布の位置母数 γ が下限規格値 γ_0 より大きいことを保証する耐熱性の判定方式の設計では $S_i = \gamma_0$ 、 $\alpha = 0$ として、消費者危険 β を満足させる試験回数 n を求めることに帰着する。

t_0 が既知のロットの耐熱性判定において、生産者危険 $\alpha = 0$ 、消費者危険 β を満足する試験回数 n は(4)式を n について解き求められる。ゆえに、(4)

$$\beta > \exp\left(-n \frac{S_i - \gamma_1}{t_0}\right) = \exp\left(-n \frac{\gamma_0 - \gamma_1}{t_0}\right) \quad (4)$$

式を満足する n 回の耐熱試験を行い、得られた最少値 T_1 を合格判定値 $S_i (= \gamma_0)$ と比較して母集団の合否を判定すればよい。

しかし、一般に尺度母数 t_0 は未知である。(4)式で示したように、必要試験回数 n は $\gamma_0 - \gamma_1$ (以下、判定区間と定義する。)および t_0 によって決定される。そのため、 t_0 が耐熱試験データから推定できるならば t_0 未知のロットの耐熱性の判定においても t_0 既知の場合に準じて必要試験回数を求めることができる。以下には、順序統計量 T_1, T_2, \dots, T_n のデータから t_0 を推定する手順⁴⁾について述べたのち、 t_0 の推定値 \hat{t}_0 をもちいた場合の必要回数 n について示す。

T_1, T_2, \dots, T_n を(5)式によって U_1, U_2, \dots, U_n に変換すると、これらはたがいに独立な指数分布に従う。また、それぞれの確率密度関数は(6)式で示さ

$$\left. \begin{aligned} U_i &= n \cdot T_i \\ U_i &= (n-i+1)(T_i - T_{i-1}) \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

$$\left. \begin{aligned} u_i: f(u_i) &= -\frac{1}{T_0} \exp\left(-\frac{u_i - \gamma_1}{t_0}\right) \\ u_i: f(u_i) &= -\frac{1}{t_0} \exp\left(-\frac{u_i}{t_0}\right) \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

れる。また、 U_2, U_3, \dots, U_n と(7)(8)式によって t_0 を点推定することができる。

$$V = \sum_{i=2}^n U_i \quad (7)$$

$$\hat{t}_0 = \frac{V}{n-1} \quad (8)$$

V はガンマ分布 $\Gamma(n-1, t_0)$ に従うので、自由度 $n-1$ の確率密度関数および累積分布関数は(9)(10)式で与えられる。(10)式を $y = v/t_0$ として置換すると(11)式となる。さらに、(12)で関数 $G(n-1, y)$ を定義すると、ガンマ分布の上側 $100 \times \epsilon$ パーセント点 $\Gamma(n-1, t_0; \epsilon)$ は(13)式で表される。ゆえに、尺度母

$$f(v, n-1, t_0) = \frac{1}{(n-2)! t_0} \left(\frac{v}{t_0}\right)^{n-2} \exp\left(-\frac{v}{t_0}\right) \quad (9)$$

$$F(v) = \int_0^v \frac{1}{(n-2)! t_0} \left(\frac{v}{t_0}\right)^{n-2} \exp\left(-\frac{v}{t_0}\right) dv \quad (10)$$

$$F(v) = \int_0^{v/t_0} \frac{1}{(n-2)!} y^{n-2} \exp(-y) dy \quad (11)$$

$$G(n-1, y) \equiv 1 - \int_0^y \frac{1}{(n-2)!} y^{n-2} \exp(-y) dy = \epsilon \quad (12)$$

$$\Gamma(n-1, t_0; \epsilon) = G^{-1}(n-1; \epsilon) \cdot t_0 \quad (13)$$

数 t_0 のロットにたいして耐熱試験を行ったとき、 $100 \times (1-P)\%$ の確率で得られる V の区間は(14)式で求められ、その結果、 t_0 について信頼率 $100 \times (1-P)\%$ の区間推定が(15)式でなされる。

$$t_0 \cdot G^{-1}\left(n-1; 1 - \frac{P}{2}\right) < V < t_0 \cdot G^{-1}\left(n-1; \frac{P}{2}\right) \quad (14)$$

$$\frac{(n-1)\hat{t}_0}{G^{-1}\left(n-1; \frac{P}{2}\right)} < t_0 < \frac{(n-1)\hat{t}_0}{G^{-1}\left(n-1; 1 - \frac{P}{2}\right)} \quad (15)$$

したがって、これらの信頼限界を用いると、OC曲線(尺度母数 t_0 が未知で位置母数 γ のロットを合格と判定する確率)は、 t_0 の区間推定に対応して信頼上限および信頼下限OC曲線として得られる。 t_0 が既知であった場合のOC曲線はこれらの2つの曲線に囲まれた領域内に存在する。ゆえに、 t_0 が未知の場合、安全側である信頼上限OC曲線が消費者危険 β を満足するのに必要な試験回数を実施することにより、 t_0 既知と仮定した場合のOC曲線に β を満足させることが可能になる。すなわち、(16)式を満足する n が必要試験回数となる。なお、合格判定値および消費者危険は2

$$\beta > \exp \left\{ -n \frac{\tau_0 - \tau_1}{(n-1)\hat{t}_0} \frac{G-1 \left(n-1; 1-\frac{P}{2} \right)}{G-1 \left(n-1; 1-\frac{P}{2} \right)} \right\} \quad (16)$$

母数指数分布の特徴を活かすために、 $S_1 = \tau_0$ 、 $\alpha = 0$ である。

しかし、耐熱試験データから推定される t_0 の信頼上限は試験回数 n によって変化するため、試験開始前に必要な試験回数を決めることはできない。そのため、逐次抜取り形式をとらざるを得ない。すなわち、便宜的に適当な回数の試験を実施して耐熱性を判定し、他方、これらのデータより推定した \hat{t}_0 とそのときの試験回数 n が(16)式を満足したか否かによって、試験回数が十分であったか否かを確認する形式となる。不十分であった場合は、追加試験を行って再び判定を試みなければならない。ただし、試験回数が不十分であっても最少値 T_1 が合格判定値 S_1 より小さい場合には、そのロットに不合格の判定を下すことができる。なぜなら、この後試験をいくら続行しても合格へ判定が翻る可能性がない。以上のことより、本判定法は、合格判定値 S_1 より大きい T_1 が得られ合格と判定するときこのロットが不良ロットであった場合にこの最少値の得られる確率が β 以下であることを確認することの必要性を強調した方法であるといえる。

t_0 未知の場合の耐熱性判定手順を次に示す。

- 手順1 τ_0 、 τ_1 、 β を設定する。なお、 $\alpha = 0$ 、 $S_1 = \tau_0$ である。
- 手順2 適当な試験回数を決める。 t_0 を予想できるならば、(4)式を満足する n を求め、初期試験回数とする。
- 手順3 n 回の試験を実施する。
- 手順4 最少値 T_1 と S_1 を比較し、 $T_1 < S_1$ であれば母集団を不合格とする。
 $T_1 > S_1$ であれば、つぎの手順に進む。
- 手順5 データを値の小さい順にならべ(5)(7)(8)式より \hat{t}_0 を推定する。
- 手順6 推定値 \hat{t}_0 に対して、試験回数 n が(16)式を満足するか否かを判定する。満足しないときは、追加試験を行い、手順4にもどる。追加サンプル数は \hat{t}_0 、 β にたいして(16)式を満足する試験回数を求め、実施済みの試験回数との差を追加する。

3.2. 提案法の有効性の検討

合格させたいロットの位置母数 τ_0 、不合格としたいロットの位置母数 τ_1 、生産者危険 α 、消費者危険 β としたとき、耐熱性の判定方式(抜取り検査方式)の設計は、

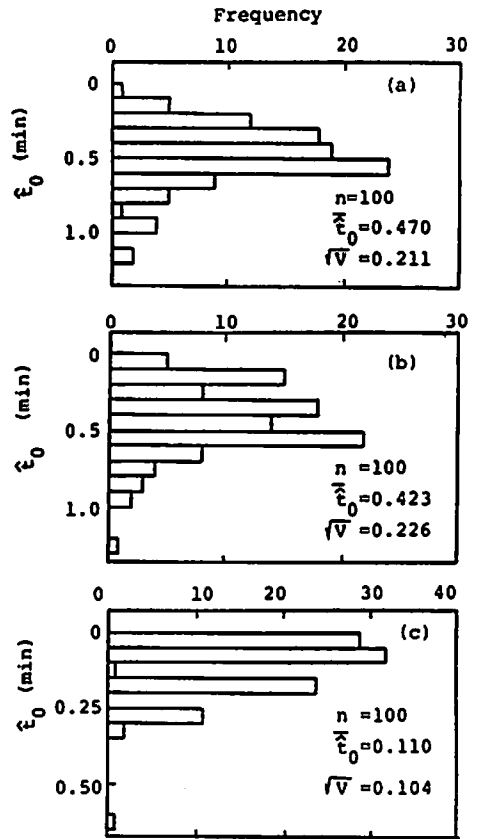


Fig. 7 Histogram of estimated scale parameter \hat{t}_0 for Nitrocellulose lots (N percentage a:13.4, b:12.7, c:12.2)

n 回の試験結果から推定した尺度母数 \hat{t}_0 に基づいてその n が必要試験回数を満足しているか否かを判断することに帰着することを前節で述べた。ここでは、現在製造されているNCの各生産ロットの耐熱試験データについて指数分布解析を行い、推定した尺度母数に基づいて提案法の有効性を検討する。

3種の異なった N 分のNCのそれぞれ100ロットにたいする耐熱試験データ(試験回数3回)⁵⁾から(5)(7)(8)式をもちいて推定した \hat{t}_0 のヒストグラムをFig.7に示す。 N 分13.4%、12.7%、12.2%のNCについて推定された \hat{t}_0 の{平均(分)、標準偏差(分)}は{0.470, 0.211}, {0.423, 0.226}, {0.110, 0.104}であった。下側3シグマから上側3シグマの値を考慮すると、現在製造されているNCの耐熱試験データの尺度母数 t_0 の範囲として0~1.103分が得られる。以下、現在製造されているNCの尺度母数 t_0 がこの範囲にあるものとして、議論を進める。

現行の耐熱性の判定方式は、数回の試験データの平

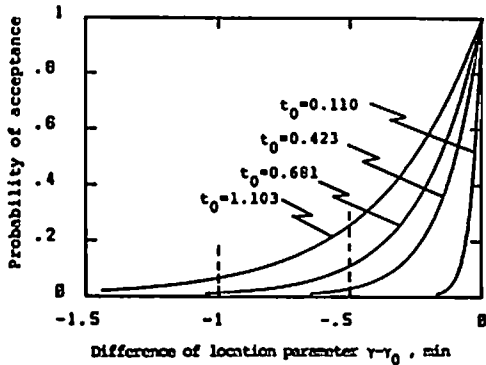


Fig. 8 OC curve for the inspection by comparison of the minimum data with the acceptance value (t_0 : scale parameter, min)

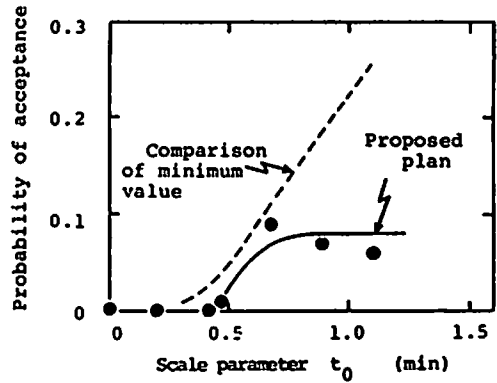


Fig. 9 Probability of acceptance of Nitrocellulose lots having location parameter γ ($\gamma = \gamma_0 - 0.5$ min) and various scale parameter t_0 ($\gamma_0 - \gamma_1 = 0.5$ min)

均値または最少値を試験前に設定した合格判定値と比較し判定するだけで、データのばらつきについての考慮は払われていないといえる。ここでは、提案法においても採用している最少値を合格判定値と比較し合否を判定する方法(以下、現行法)をとりあげ検討し、その改良案ともいえる提案法とを比較する。

ロットの耐熱試験データの尺度母数 t_0 が1.103, 0.681, 0.423, 0.110分のそれぞれであったとき、試験回数を3回とした現行法で判定したときのOC曲線を(3)式によって求めFig. 8に示す。(3)式でわかるようOC曲線は判定の対象となるロットの位置母数 γ と合格としたいロットの位置母数 $\gamma_0 (=S_1)$ の差、尺度母数 t_0 および試験回数 n によって決定されるので、横軸には $\gamma - \gamma_0$ をとって示した。判定区間 $\gamma_0 - \gamma_1$ を1分として耐熱性を判定すると、尺度母数 t_0 がいずれの値であっても位置母数 γ が γ_0 より1分以上小さいロットの合格率は0.1以下となり、90%以上確率でこの不良ロットを不合格として排除できることがわかる。抜取り検査方式の設計において一般に消費者危険 β を0.1とすることを考慮すると、耐熱性の判定に1分程度の判定区間を見積もるならばほぼ良好な判定が実施されているといえる。しかし、判定区間0.5分としたとき、位置母数 γ が γ_0 より0.5分小さいロットでも尺度母数 t_0 が大きいものは合格率が0.1を超えるようになり、不合格とすべき不良ロットを合格させてしまう誤りを無視できなくなる。

一方、 γ_0 より0.5分小さい位置母数 γ のロットを提案法によって判定した場合のシミュレーションを行った。種々の尺度母数 t_0 のロットを仮定し、モンテカルロシミュレーションによりもつめた合格判定率をFig. 9に示す。シミュレーションは、3.1節に示した手順

により実施し、初期試験回数は3回、 $\beta = 0.1$ 、 $P = 0.5$ とした。また、同一尺度母数および位置母数の組合せに対して100回の判定を繰返した結果によってロットにたいする合格判定率を求めた。提案法の判定方式を用いることにより、いずれの尺度母数であってもロットの合格率は $\beta = 0.1$ より小さく、現行法の欠点が解消されている。

現在製造されているNCの耐熱試験データの今回の解析によって得られた尺度母数の大きさでは、判定区間を1分とするならば現行の判定方法で十分であり、耐熱試験データのばらつきの尺度母数の大きさは考慮の必要がないほど十分小さいといえる。しかし、さらに精度良くロットの合否を判定しなければならない場合、すなわち、判定区間をもっと狭くしなければならない場合においては、尺度母数の大きさについての考慮が必要となる。例えば、判定区間を0.5分に押さえるならば、現行法による判定では判定を誤る率が無視できないほどの大きさとなる。そのため、提案法を実施することが必要となる。

耐熱試験データのばらつきが実験誤差だけでなく耐熱自体がばらつきのあるものとするならば、試験の精度をいくら増しても、合格ロットと不合格ロットを正確に分離することはできない。すなわち、合格判定値と耐熱試験の平均値または最少値を単に比較して判定するだけではFig. 8のOC曲線に示したように不合格と判定すべきロットを誤って合格と判定する確率が存在する。そのため、判定区間が広いまたは判定対象とするNCの耐熱試験データの尺度母数が小さいと推測できるなどの理由で、結果的に尺度母数への考慮の必要がなかったとしても、つぎのことがいえる。OC曲線を基礎とした判定方式の設計を行うことなしに単に

合格判定値と試験データの平均値または最少値との比較でロットの合否を判定することは耐熱試験によって何をどの程度保証するかということを不明確にしたままであるといえよう。また、提案法を採用するには、ロットを合格または不合格に分離する根拠となる特性にたいする認識を明確にしなければ判定方式の設計の基礎となるOC曲線を設定することはできない。したがって、提案法を採用するには耐熱試験の目的および保証しようとしている内容を明確にできる利点がある。現行法を続行するにしても、提案法を採用するにしても、抜取り検査的観点に基づいて判定方法を設計または選択することは、耐熱試験の目的を明確にし、信頼を高めるうえで重要であろう。

4. おわりに

NCの分解により発生するNO₂の連続定量により、所定の分解率に達するまでの時間 t_x の分布を調査した。その結果、分解温度が低く分解速度が遅いほど、また攪きい値とする分解率を低く設定するほど、 t_x の分布が指数分布に近づくことがわかった。これより、耐熱試験データのばらつきも指数分布にしたがうことが推測できる。

一方、耐熱試験データが2母数指数分布に従うことをふまえ、抜取り検査手法を応用した耐熱性判定方式

を提案した。現在製造されているNCの耐熱試験データから推定した指数分布の母数の値に基づいて、耐熱性判定における提案方式の有効性をモンテカルロシミュレーションにより検討した結果、判定区間が0.5分に狭まると提案方式の採用が有効であることがわかった。

謝 辞

本研究の遂行にあたり、試料および耐熱試験データの提供を賜りました日本油脂(株)化薬研究所酒井洋所長に感謝致します。

また、本研究の一部は火薬工業技術奨励会の研究助成金を受けて行ったものであり、ここに記して感謝の意を表します。

文 献

- 1) 竹山象三, 合田進「安定度試験データのワイブル分布解析」, 工業火薬, 46, 93(1985)
- 2) 日本分析化学会関東支部編, 公害分析指針(大気1-b), 共立出版(1972)
- 3) 日科技連品質管理リサーチG編, 「抜取検査」, 日科技連出版(1959)
- 4) 竹内啓, 数理統計学, p.189, 東洋経済(1983)
- 5) 酒井洋, 私信(1986)

The distribution of Abel heat test data and the approach to the thermal stability inspection

by Shozoh TAKEYAMA*

The time t_x for nitrocellulose to decompose up to $x\%$ were measured many times under the same conditions. Upon consideration on distribution of t_x , it was mediately verified that Abel thermal stability distributed according to two parameters exponential law.

On the assumption that Abel heat test data distribute according to two parameters exponential law, the technique of sampling inspection with certifying location parameter was proposed. This technique was experimented by Monte-Carlo method. The results showed that the inspection for the population which have unknown scale parameter were accomplished successfully.

(*Faculty of science and technology, Kinki University,
3-4-1, Kowakae, Higashi-Osaka, Japan)