(19) Europäisches Patentamt
European Patent Office
Office européen des brevets

(11) EP 0 867 841 A2

(12) EUROPÄISCHE PATENTANMELDUNG

(43) Veröffentlichungstag:
30.09.1998 Patentblatt 1998/40

(51) Int. Cl.[6]: **G07C 5/00**, G07C 3/00

(21) Anmeldenummer: **98105443.0**

(22) Anmeldetag: **25.03.1998**

(84) Benannte Vertragsstaaten:
AT BE CH DE DK ES FI FR GB GR IE IT LI LU MC NL PT SE
Benannte Erstreckungsstaaten:
AL LT LV MK RO SI

(30) Priorität: **26.03.1997 DE 19712767**

(71) Anmelder:
ESG Elektronik-System-Gesellschaft mbH
D-81675 München (DE)

(72) Erfinder:
- **Leuthäusser, Ulrich, Dr.**
85630 Grasbrunn/Harthausen (DE)
- **Sellen, Jürgen, Dr.**
81927 München (DE)

(74) Vertreter:
Prechtel, Jörg, Dipl.-Phys. Dr. et al
Postfach 860 820
81635 München (DE)

(54) Verfahren zum Abschätzen der Ausfallsrate von Komponenten technischer Einrichtungen

(57) Bei einem Verfahren zum Abschätzen der Ausfallsrate $\lambda(t)$ einander entsprechender Komponenten in einem Bestand an technischen Einrichtungen, wie z. B. Fahrzeugen aller Art, wobei man laufend die Anzahl der in einem jeweiligen Zeitintervall ausfallenden und daher durch Reparatur oder Austausch zu ersetzenden Komponenten feststellt und daraus eine Lebensdauerverteilung f(t) dieser Komponenten bestimmt, wird vorgeschlagen, daß man bei einem sich gemäß einer vorgegebenen oder laufend ermittelten Bestandsfunktion G(t) zeitlich ändernden Gesamtbestand die Lebensdauerverteilung f(t) oder die kumulierte Lebensdauerverteilung F(t) durch Berücksichtigung der Bestandsfunktion G(t) korrigiert.

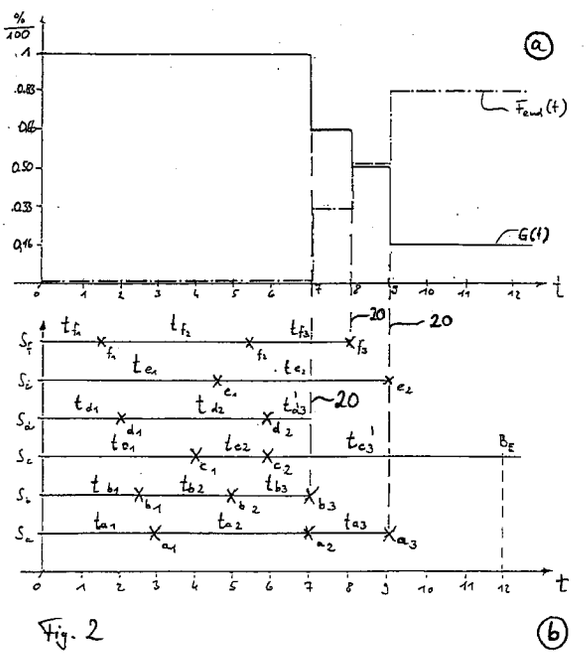


Fig. 2

EP 0 867 841 A2

Beschreibung

Die Erfindung betrifft ein Verfahren zum Abschätzen der Ausfallsrate $\lambda(t)$ einander entsprechender Komponenten in einem Bestand an technischen Einrichtungen, wie z. B. Fahrzeugen aller Art, wobei man laufend die Anzahl der in einem jeweiligen Zeitintervall ausfallenden und daher durch Reparatur oder Austausch zu ersetzenden Komponenten feststellt und daraus eine Lebensdauerverteilung f(t) dieser Komponenten bestimmt.

Komplexe technische Einrichtungen, wie Fahrzeuge aller Art, mit im allgemeinen einer Vielzahl von Komponenten, werden in der Regel nach Ausfall der einen oder anderen Komponente durch Reparatur oder Austausch wieder in Stand gesetzt. Für eine langfristige Ersatzkomponentenplanung ist es wesentlich, die Ausfallsrate $\lambda(t)$ der jeweiligen Komponente möglichst zuverlässig zu bestimmen, da deren Integration über die Betriebszeit unter Berücksichtigung des Bestands den Ersatzbedarf an der jeweiligen Komponente angibt. Die Ausfallsraten der einzelnen Komponenten sind herstellerseitig häufig unbekannt, zumal dann, wenn für den jeweiligen Einsatzzweck in der technischen Einrichtung eigens konstruierte Komponenten eingesetzt werden. Von einzelnen Bestandteilen der Komponenten mögen zwar Ausfallsraten bekannt sein - ein zuverlässiger Schluß auf die Ausfallsrate der Komponente selbst läßt sich bei einer entsprechenden Vielzahl von Einzelteilen in der Regel jedoch nicht durchführen.

Aus der fraglichen Komponenten läßt sich unmittelbar oder über die kumulierte Lebensdauerverteilung F(t) die Ausfallsrate $\lambda(t)$ berechnen. Die Lebensdauerverteilung der jeweiligen Komponente wird daher laufend während des Einsatzes der technischen Einrichtungen ermittelt, um hieraus die Ausfallsrate für eine Prognose zukünftigen Bedarfs an dieser Komponente zu berechnen. Hierbei geht man so vor, daß man bei jedem Ausfall der technischen Einrichtung aufgrund einer defekten Komponente bzw. bei jedem Austausch einer defekten Komponente anläßlich einer Wartung der Einrichtung, den Austausch dieser Komponente registriert und dabei auch notiert, um den wievielten Austausch es sich bei dieser Komponente innerhalb dieser technischen Einrichtung handelt.

Aus diesen so gewonnenen Daten läßt sich unmittelbar die Ausfallsrate $\lambda(t)$ aus dem Quotienten der Anzahl der ausgefallenen Komponenten und des betreffenden Beobachtungszeitraums bestimmen. In dieser direkt berechneten Ausfallsrate ist allerdings das durch statistische Schwankungen bedingte Systemrauschen der Lebensdauern der einzelnen Komponenten nicht berücksichtigt. Eine zuverlässige Ausfallsprognose auf der Basis einer direkt aus den gewonnenen Daten berechneten Ausfallsrate $\lambda(t)$ ist somit nicht möglich.

Um ein das Systemrauschen berücksichtigendes und damit schärferes, für Prognosen geeigneteres Ergebnis für die Ausfallsrate $\lambda(t)$ zu erhalten, ermittelt man aus den gewonnenen Daten Lebensdauerverteilungen f(t), wobei im folgenden die Lebensdauerverteilung der im Wartungszeitraum zum ersten Mal ausgefallenen Komponenten mit $f_1(t)$ bezeichnet ist und die Lebensdauerverteilung der zum zweiten Mal ausfallenden Komponenten $f_2(t)$ usw. Aus den so ermittelten Lebensdauerverteilungen läßt sich dann im Prinzip die Ausfallsrate $\lambda(t)$ bestimmen, beispielsweise indem man die Laplace-Transformierten der Lebensdauerverteilungen aufsummiert und die Summe rücktransformiert (siehe z. B. Cox, D.R.; Miller, H.: The Theory of Stochastic Processes, Methun & Co. LTD, London).

Aus der klassischen Erneuerungstheorie läßt sich eine einfache Beziehung für die Laplace-transformierte Ausfallsrate $\lambda(s)$ ableiten und zwar als Quotient der Laplace-Transformierten $f_1(s)$ der ersten Lebensdauerverteilung $f_1(t)$ geteilt durch die Differenz von 1 und der Laplace-Transformierten f(s) einer der weiteren Lebensdauerverteilungen f(t). Vorausgesetzt ist hier jedoch, daß die weiteren Lebensdauerverteilungen alle gleich sind. Vorausgesetzt ist weiterhin, daß sich auch der Bestand an den technischen Einrichtungen nicht ändert. Diese Voraussetzungen sind jedoch häufig nicht erfüllt.

So ändert sich beispielsweise der Bestand an Kampfflugzeugen im Laufe der Zeit nach vorgegebenen Ausmusterungsplänen. Hinzu kommen können weitere Bestandsreduzierungen, z. B. aufgrund von Unfällen oder nicht mehr lohnender Reparatur.

Der Erfindung liegt die Überlegung zugrunde, daß z. B. eine Reduzierung des Bestandes zu weniger Ausfällen führt, d. h. zu geänderten Lebensdauerverteilungen. Legt man diese Lebensdauerverteilungen dann der Berechnung der Ausfallsrate $\lambda(t)$ der jeweiligen Komponente zugrunde, so ergeben sich in der Regel zu geringe Werte für die Ausfallrate $\lambda(t)$; eine höhere Zuverlässigkeit der jeweiligen Komponente wird vorgetäuscht. Eine Bedarfsprognose für die Komponente auf der Grundlage der so ermittelten Ausfallsrate $\lambda(t)$ liefert daher falsche Ergebnisse.

Der Erfindung liegt die Aufgabe zugrunde, ein Verfahren der eingangs genannten Art anzugeben, welches einen sich zeitlich ändernden Gesamtbestand an den technischen Einrichtungen berücksichtigt.

Diese Aufgabe wird dadurch gelöst, daß man bei einem sich gemäß einer vorgegebenen oder laufend ermittelten Bestandsfunktion G(t) zeitlich ändernden Gesamtbestand die Lebensdauerverteilung f(t) oder die kumulierte Lebensdauerverteilung F(t) durch Berücksichtung der Bestandsfunktion G(t) korrigiert. Wie bereits angesprochen, ergibt sich die Ausfallsrate $\lambda(t)$ aus der gemessenen Lebensdauerverteilung f(t), und zwar, entsprechend dem jeweils gewählten mathematischen Formalismus, unmittelbar aus der Lebensdauerverteilung f(t) oder aus der kumulierten Lebensdauerverteilung F(t). Die erfindungsgemäße Korrektur zur Berücksichtigung der Bestandsfunktion G(t) kann bei der Lebensdauerverteilung f(t) oder der kumulierten Lebensdauerverteilung F(t) vorgenommen werden.

Die Korrektur der kumulierten Lebensdauerverteilung F(t) wird bevorzugt dadurch vorgenommen, daß man die kor-

rigierte kumulierte Lebensdauerverteilung $F^0(t)$ in Abhängigkeit von der Zeit dadurch bestimmt, daß man für ein momentanes Zeitintervall t-1 bis t eine Ausfallszahl A(t) als Anzahl der im momentanen sowie in sämtlichen vorangegangenen Zeitintervallen ausgefallenen Komponenten feststellt, daß man jeweils die in den vorangegangenen Zeitintervallen (i) gemäß einer fallenden Bestandsfunktion G(t) durch Außerbetriebsetzen der jeweiligen technischen Einrichtung außer Betrieb gesetzten Komponenten feststellt und die ermittelte Anzahl b(i) mit einem ersten bzw. zweiten Term $\beta(i)$ bzw. $\gamma(i)$ multipliziert, der von der bis zum jeweiligen Zeitintervall kumulierten und bereits bestimmten Lebensdauerverteilung F(i) abhängt, und die so ermittelten Produkte für sämtliche vorangegangenen Zeitintervalle (i = 1 bis t - 1) addiert zum Erhalt eines ersten bzw. zweiten Korrekturfaktors B(t) bzw. C(t), und daß man als kumulierte Lebensdauerverteilung $F^0(t)$ den Quotienten aus der Differenz von Ausfallszahl A(t) und dem ersten Korrekturfaktor B(t) und der Differenz von 1 und dem zweiten Korrekturfaktor C(t) bestimmt, so daß folgende Beziehung gilt:

$$F^0(t) = \frac{A(t) - B(t)}{1 - C(t)} \text{ mit}$$

$$A(t) = \sum_{i=1}^{t} a(i), \qquad B(t) = \sum_{i=1}^{t-1} b(i) \cdot \beta(i), \qquad C(t) = \sum_{i=1}^{t-1} b(i) \cdot \gamma(i).$$

Hierbei wird vorgeschlagen, daß der erste Term $\beta(i)$ der Quotient aus der bis zum jeweiligen Zeitintervall kumulierten Lebensdauerverteilung F(i) und der Differenz von 1 und dieser Lebensdauerverteilung F(i) ist, und daß der zweite Term $\gamma(i)$ der Quotient aus 1 und der Differenz von 1 und dieser Lebensdauerverteilung F(i) ist, das heißt

$$\beta(i) = \frac{F(i)}{1 - F(i)} \text{ und } \gamma(i) = \frac{1}{1 - F(i)}.$$

Hierdurch läßt sich auf einfache Weise der Einfluß der sich ändernden Bestandsfunktion G(t) auf die kumulierte Lebensdauerverteilung F(t) berücksichtigen. Durch zeitliche Differentiation der korrigierten kumulierten Lebensdauerverteilung $F^0(t)$ läßt sich die korrigierte Lebensdauerverteilung $f^0(t)$ bestimmen. Daraus erhält man die Ausfallsrate $\lambda(t)$ durch beispielsweise numerisches Lösen der folgenden Integralgleichung:

$$\lambda(t) = f_1^0(t) + \int_0^t \lambda(t - u) \cdot f^0(u)\, du,$$

wobei u die Integrationsvariable, $f_1(t)$ die erste Lebensdauerverteilung und f(u) (bzw. f(t)) die zweite, dritte, usw. Lebensdauerverteilung ist.

Die klassische Erneuerungstheorie setzt, wie bereits angesprochen, voraus, daß sich die Lebensdauerverteilungen einer Komponente, also die erste, die zweite usw. Lebensdauerverteilung, nicht voneinander unterscheiden. Diese Voraussetzung ist in vielen praktischen Fällen jedoch nicht erfüllt. Eine mögliche Ursache hierfür ist, daß die jeweils ausgefallene Komponente nicht durch eine fabrikneue Komponente ersetzt wird, sondern durch eine überholte Komponente, wie z. B. Austauschmotor. Eine derartige überholte Komponente weist also eine Vielzahl nicht überholter, d. h. älterer Komponententeile auf, sowie eine oder mehrere neue Komponententeile. Aufgrund des Anteils an älteren Komponententeilen wird die mittlere Lebensdauer dieser Austauschkomponenten im allgemeinen geringer sein als die einer fabrikneuen Komponente. Es ist jedoch auch denkbar, daß die Lebensdauer einer Austauschkomponente größer ist als die einer fabrikneuen, z. B. deshalb, weil in der Austauschkomponente ein weniger störanfälliges Komponententeil eingesetzt worden ist als in der fabrikneuen Komponente.

Gemäß einem weiteren Aspekt der Erfindung, der vom vorstehenden Aspekt Berücksichtigung der Bestandsfunktion an sich unabhängig ist, jedoch bevorzugt in Verbindung mit diesem realisierbar ist, befaßt sich die Erfindung mit einem Verfahren zum Abschätzen der Ausfallsrate $\lambda(t)$ einander entsprechender Komponenten in einem Bestand an technischen Einrichtungen, wie z. B. Fahrzeugen aller Art, wobei man nach einem ersten Ersetzen der ausgefallenen Komponenten durch Reparatur oder Austausch und wenigstens nach einem zweiten Ersetzen laufend die Anzahl der in einem jeweiligen Zeitintervall ausfallenden Komponenten feststellt und daraus eine erste und wenigstens eine zweite Lebensdauerverteilung $f_1(t)$, $f_2(t)$ der Komponenten bestimmt.

Zur Berücksichtigung sich ändernder Lebensdauerverteilungen wird vorgeschlagen, daß man die Laplace-transformierte Ausfallsrate $\lambda(s)$ nach folgender Beziehung annähert

$$\lambda(s) = f_1(s) \sum_{i=1}^{\infty} \left(\exp\left(- s \sum_{j=2}^{i} \mu_j + \tfrac{1}{2} s^2 \sum_{j=2}^{i} \sigma_j^2 \right) \right),$$

wobei $f_1(s)$ die Laplace-transformierte erste Lebensdauerverteilung, μ_j das erste Moment der j-ten Lebensdauerverteilung $f_j(t)$, σ_j das zweite Moment der j-ten Lebensdauerverteilung $f_j(t)$ und s die Laplace-Variable bedeuten, und daß man die Ausfallsrate $\lambda(t)$ durch Laplace-Rücktransformation berechnet.

Somit läßt sich zumindest für vergleichsweise große Betriebszeiten (d. h. im allgemeinen $t \geq \mu$) die Laplace-transformierte Ausfallsrate $\lambda(s)$ als einfache Summe über die Laplace-Variable s sowie die ersten und zweiten Momente der Lebensdauerverteilungen enthaltende Terme weitgehend exakt berechnen und daraus die Ausfallsrate $\lambda(t)$ selbst durch Laplace-Rücktransformation bestimmen.

Für den Fall, daß die Differenz $\Delta\mu$ der ersten Momente aufeinanderfolgender Lebensdauerverteilungen sowie die Differenz $\Delta\sigma^2$ der Quadrate der zweiten Momente aufeinanderfolgender Lebensdauerverteilungen im wesentlichen konstant ist (d. h. die ersten Momente μ_j und die Quadrate der zweiten Momente σ_j der Lebensdauerverteilungen ändern sich angenähert linear mit der Zeit), läßt sich die Ausfallsrate $\lambda(t)$ unmittelbar in einfacher Weise dadurch berechnen, daß man die Ausfallsrate $\lambda(t)$ nach folgender Beziehung annähert:

$$\lambda(t) \cong \frac{1}{\mu} + \frac{\Delta\mu}{\mu^3} \cdot t - \frac{\Delta\mu}{\mu^2} \left(\frac{\mu_1}{\mu} - \frac{3}{2} \left(1 + \frac{\sigma^2}{\mu^2} \right) \right) + \frac{\Delta\sigma^2}{2\mu^3},$$

wobei μ_1 das erste Moment der ersten Lebensdauerverteilung $f_1(t)$, μ das erste Moment einer weiteren, vorzugsweise der zweiten Lebensdauerverteilung $f_2(t)$, $\Delta\mu$ die Differenz der ersten Momente μ_2 und μ_3 zweier aufeinanderfolgender, vorzugsweise der zweiten und dritten Lebensdauerverteilungen $f_2(t)$ und $f_3(t)$, σ das zweite Moment der weiteren Lebensdauerverteilung $f_2(t)$ und $\Delta\sigma^2$ die Differenz der Quadrate zweier zweiter Momente σ_2 und σ_3 der beiden aufeinanderfolgenden Lebensdauerverteilungen $f_2(t)$ und $f_3(t)$ bedeuten.

Die Erfindung wird im folgenden an bevorzugten Ausführungsbeispielen anhand der Zeichnungen erläutert. Es zeigt:

- Fig. 1 schematisch einen Bestand an technischen Einrichtungen in Form von Fahrzeugen mit einer Vielzahl von Komponenten;
- Fig. 2 in ihrem mit a bezeichneten oberen Teil eine kumulierte Ausmusterungskurve $F_{end}(t)$ und eine Bestandskurve G(t) aufgetragen über die Zeit, und in ihrem mit b bezeichneten unteren Teil Ausfälle einer bestimmten gleichen Komponente S in den technischen Einrichtungen a bis f aufgetragen über die Zeit unter Berücksichtigung der Bestandskurve G(t) aus Fig. 2a;
- Fig. 3 ein Histogramm der Lebensdauerverteilung $f_1(t)$ bis zum ersten Ausfall der Komponente S in den technischen Einrichtungen a bis f entsprechend dem Ausfallsverhalten gemäß Fig. 2b sowie die kumulierte Lebensdauerverteilung $F_1(t)$ aufgetragen über die Zeit;
- Fig. 4 ein Histogramm der Lebensdauerverteilung $f_2(t)$ bis zum zweiten Ausfall sowie die kumulierte Lebensdauerverteilung $F_2(t)$ über die Zeit;
- Fig. 5 ein Histogramm unter anderem der Lebensdauerverteilung $f_3(t)$ bis zum dritten Ausfall sowie die kumulierte Lebensdauerverteilung $F_3(t)$ über die Zeit;
- Fig. 6 Graphen einer Lebensdauerverteilung $f_i(t)$ und ihr erstes Moment μ_i sowie einer den auf diese unmittelbar folgenden Erneuerungsprozeß charakterisierenden, von dieser verschiedenen Lebensdauerverteilung $f_{i+1}(t)$ und ihr erstes Moment μ_{i+1}; und
- Fig. 7 Graphen einer Ausfallsrate $\lambda_{\Delta\mu=0}(t)$ bei konstanten Lebensdauerverteilungen $f_i(t) = f_{i+1}(t)$ (durchgezogene Linie) sowie einer Ausfallsrate $\lambda_{\Delta\mu\neq0}(t)$ bei nicht konstanten Lebensdauerverteilungen $f_i(t) \neq f_{i+1}(t)$ (gepunktete Linie) sowie einer Asymptote $\lambda_A(t)$ (strichpunktierte Linie).

In Fig. 1 ist schematisch ein Bestand an technischen Einrichtungen in Form von sechs Fahrzeugen a bis f dargestellt, die sich aus einer Vielzahl von schematisch dargestellten Komponenten 12, 14, 16, 18 zusammensetzen, wie z. B. einem Motor, einer Bremsanlage, einer Batterie, einer Lenkung oder dergleichen. Jedes Fahrzeug des Bestandes ist gleich aufgebaut und setzt sich somit jeweils aus den gleichen Komponenten wie die übrigen Fahrzeuge des Bestandes zusammen. Die einzelnen Komponenten sind wiederum aus Komponententeilen zusammengesetzt, welche bei einem Ausfall einer der Komponenten 12, 14, 16, 18 zur Reparatur derselben einzeln ausgetauscht werden können.

Die Fahrzeuge a bis f des Bestandes werden bezüglich ihres Ausfallsverhaltens, d. h. im Hinblick auf auftretende Ausfälle einzelner Komponenten und Reparaturen bzw. Neueinbau derselben, überwacht und aufgetretene Ausfälle

werden dokumentiert.

Die so gewonnenen Ausfalldaten können dann mit Hilfe des erfindungsgemäßen Verfahrens ausgewertet werden.

Bei dieser Auswertung kann eine in Fig. 2a dargestellte Bestandsfunktion G(t) berücksichtigt werden. Diese Bestandsfunktion G(t) gibt den Gestambestand an Fahrzeugen (d. h. die Anzahl der im Betrieb befindlichen Fahrzeuge) bezogen auf den Anfangsbestand in Abhängigkeit von der Betriebszeit t der Fahrzeuge an. Der Verlauf der Bestandsfunktion G(t) kann einerseits dadurch bestimmt werden, daß Fahrzeuge aufgrund einer vorgegebenen Ausmusterungskurve außer Betrieb gesetzt werden und somit eine weitere Beobachtung des Ausfallsverhaltens der Komponenten bei einem derartigen Fahrzeug nicht mehr möglich ist, oder daß andererseits das Fahrzeug durch einen Unfall oder dergleichen ausfällt und nicht mehr repariert wird. Auch in diesem zweiten Fall bricht die Beobachtung der einzelnen Systemkomponenten ab.

Fig. 2a zeigt ferner die kumulierte Lebensdauerverteilung $F_{end}(t)$ der Fahrzeuge, welche die Anzahl der außer Betrieb gesetzten Fahrzeuge bezogen auf die anfangs in Betrieb genommenen Fahrzeuge a bis f angibt und welche gemäß folgender Beziehung mit der Bestandsfunktion G(t) zusammenhängt:

$$G(t) = 1\text{-}F_{end}(t). \quad (1)$$

In Fig. 2b sind die gesammelten Ausfallsdaten einer jeweils gleichen Komponente S (beispielsweise eines Motors) in den Fahrzeugen a bis f jeweils auf einer Zeitachse graphisch dargestellt. Betrachtet man beispielsweise die Komponente S_a des Fahrzeugs a, so ist zu erkennen, daß ein erster Ausfall a_1 der Komponente S_a nach einer Zeit t_{a1} ab dem Beobachtungsstartzeitpunkt (t = 0) stattgefunden hat. Nach diesem Ausfall wurde die Komponente S_a gegen eine fabrikneue oder überholte Komponente ausgetauscht und das Fahrzeug a wurde erneut in Betrieb genommen. Nach einem weiteren Zeitraum t_{a2} trat dann im Fahrzeug a ein zweiter Ausfall der Komponente S auf, wie durch den Punkt a_2 angedeutet. Daraufhin wurde die Komponente erneut gegen eine fabrikneue bzw. überholte Komponente S ausgetauscht und das Fahrzeug wieder in Betrieb genommen. Nach einem weiteren Zeitraum t_{a3} nach der erneuten Inbetriebnahme fiel die Komponente S im Fahrzeug a ein drittes Mal aus, wie durch den Punkt a_3 angedeutet. Zu diesem Zeitpunkt wurde das Fahrzeug a schließlich stillgelegt.

Nach dem gleichen Prinzip sind jeweils die Ausfalldaten der Komponente S in den Fahrzeugen b bis f dargestellt, wobei besonderes Augenmerk auf die Komponenten S_c und S_d der Fahrzeuge c, d zu richten ist. Bei beiden Fahrzeugen endet der letzte Beobachtungszeitraum t_{c3}' und t_{d3}' nicht mit einem Ausfall der Komponente S_c bzw. S_d. Die beobachtete Komponente S_c bzw. S_d ist am Ende der Beobachtung (Stillegung bei Fahrzeug d, Beobachtungszeitraumende B_E bei Fahrzeug c) noch funktionstüchtig, d. h. nicht ausgefallen, und darf somit bei der Abschätzung einer Ausfallsrate $\lambda(t)$ nicht ohne entsprechende Korrektur (siehe unten) als Komponentenausfall behandelt werden, da dies das Ergebnis verfälschen würde.

Über strichlierte Linien 20 ist ein direkter Zusammenhang zwischen Fig. 2a und 2b dargestellt. Beispielsweise werden zum Zeitpunkt t = 7 die Fahrzeuge b und d außer Betrieb genommen, so daß die Bestandskurve entsprechend fällt. Zum Zeitpunkt t = 8 wird das Fahrzeug f stillgelegt, so daß die Bestandskurve weiter fällt, usw.

Die in Fig. 2b zur Veranschaulichung dargestellten Ausfallsdaten der Komponente S der Fahrzeuge a bis f können nun zur Bestimmung der Lebensdauerverteilungen $f_i(t)$ für den i-ten Ausfall der Komponente S verwendet werden, wie in den Fig. 3 bis 5 für die ersten, zweiten und dritten Ausfälle der Komponente dargestellt.

In Fig. 3 sind die ersten Ausfälle (Index 1) der Komponente S in den Fahrzeugen a bis f als Histogramm aufgetragen, welches die Lebensdauerverteilung $f_1(t)$ bildet. Jeder Ausfall ist mit einem Punkt markiert und das zugehörige Zeitintervall vom Beobachtungsstart bis zum Ausfall unter Verwendung eines Bemaßungspfeils angegeben (in Fig. 3 oben). Die jeweils pro Zeitschritt der t-Achse aufgetretenen Ausfälle werden aufsummiert; die Summe ergibt die Stufenhöhe. Beispielsweise fallen im Zeitraum zwischen t = 1 und t = 2 die Systemkomponenten S_f und S_d zum ersten Mal seit dem Beobachtungsstart (t = 0) aus, so daß das Histogramm für dieses Zeitintervall eine Ausfallszahl A_1 (= Stufenhöhe) von 2 angibt. Auf ein Ende eines Zeitschritts fallende Ausfälle werden diesem Zeitschritt zugeordnet. Der Ausfall d_1 ist also der zweite Ausfall in dem Zeitraum zwischen t = 1 und t = 2. Die Lebensdauerverteilung $f_1(t)$ gibt somit die stochastische Verteilung der Lebensdauern der Komponenten S_a bis S_f für den ersten Ausfall seit Beobachtungsstart (t = 0) wieder.

Bei der bebensdauerverteilung $f_1(t)$ bis zum ersten Ausfall kann der Fall eintreten, daß der Beobachtungsstart nicht mit dem Zeitpunkt der ersten Inbetriebnahme der Komponente S zusammenfällt. So haben selbst "fabrikneu" angelieferte Fahrzeuge bereits eine gewisse Betriebszeit (z. B. Probelaufzeit) hinter sich. Die erhaltene Lebensdauerverteilung $f_1(t)$ hat somit nicht den Verlauf der an sich gewünschten Lebensdauerverteilung mit Beobachtungsstart ab erster Inbetriebnahme. Um die in $f_1(t)$ enthaltene Information nicht zu verlieren und eine frühzeitige Prognose für den Komponentenbedarf zu ermöglichen, wird im nachfolgend beschriebenen Verfahren die Lebensdauerverteilung $f_1(t)$ mit berücksichtigt.

Die gemessene Lebensdauerverteilung $f_2(t)$ ab dem ersten Ausfall bis zum zweiten Ausfall der Komponenten S_a bis S_f (siehe Fig. 4) ist also die erste vollständige Lebensdauerverteilung.

Fig. 3 zeigt zusätzlich zu $f_1(t)$ noch eine kumulierte Lebensdauerverteilung $F_1(t)$ bis zum ersten Ausfall. Diese beschreibt die Wahrscheinlichkeit, daß eine Komponente S der Fahrzeuge a bis f bis zum Zeitpunkt t ausfällt.

Allgemein gilt zwischen der i-ten Lebensdauerverteilung $f_i(t)$ und der zugehörigen i-ten kumulierten Lebensdauerverteilung $F_i(t)$ der Zusammenhang:

$$F_i(t) = \int_0^t f_i(x)\,dx \text{ bzw. } f_i(t) = \frac{dF_i(t)}{dt} . \quad (2)$$

Fig. 4 zeigt einen Graph entsprechend Fig. 3 für die Ausfälle a_2 bis f_2, d. h. jeweils für den zweiten Ausfall der Komponente S in den Fahrzeugen a bis f jeweils seit Wiederinbetriebnahme des Fahrzeugs nach dem ersten Ausfall der Komponente S. Die jeweiligen Lebensdauern t_{a2} bis t_{f2} sind also die Betriebszeiten der jeweiligen Fahrzeuge a bis f ab der Wiederinbetriebnahme nach dem ersten Ausfall der Komponente S bis zum zweiten Ausfall der Komponente S. Entsprechend Fig. 3 ist die Lebensdauerverteilung $f_2(t)$ bis zum zweiten Ausfall und eine gemäß Gleichung (2) gewonnene, kumulierte Lebensdauerverteilung $F_2(t)$ über die Zeit aufgetragen. Es ist anzumerken, daß gemäß Fig. 2a und 2b alle Fahrzeuge a bis f bis zum zweiten Ausfall der Komponente S in Betrieb sind, d. h. daß die Komponente S in jedem Fahrzeug zweimal ausgefallen ist, bevor eines der Fahrzeuge a bis f stillgelegt wurde.

Fig. 5 zeigt eine Lebensdauerverteilung $f_3(t)$ (strichlierte Linie) und eine daraus gewonnene kumulierte Lebensdauerverteilung $F_3(t)$ (Strich-Doppelpunkt-Linie) für die Ausfälle der Komponente S in den Fahrzeugen a, b und f. Es ist zu erkennen, daß die Komponenten S der Fahrzeuge c, d und e nicht zur Lebensdauerverteilung $f_3(t)$ und der kumulierten Lebensdauerverteilung $F_3(t)$ beitragen, da in diesen Fahrzeugen die Komponente S kein drittes Mal ausfällt. Fahrzeug c ist nach dem zweiten Ausfall der Komponente S und der entsprechenden Reparatur über den Beobachtungszeitraum hinaus ohne weiteren Ausfall der Komponente S in Betrieb. Fahrzeug d wird mit intakter Komponente S im Beobachtungszeitraum stillgelegt. Fahrzeug d wird unmittelbar nach dem zweiten Ausfall der Komponente S stillgelegt

Da bei der Bestimmung der Lebensdauerverteilung $f_3(t)$ bzw. der daraus gewonnenen kumulierten Lebensdauerverteilung $F_3(t)$ nur die im Beobachtungszeitraum im betreffenden Fahrzeug zum dritten Mal ausgefallenen Komponenten (S_a, S_b, S_f) berücksichtigt sind, jedoch die mit den betreffenden Fahrzeugen stillgelegten Komponenten (S_c, S_d, S_e) für diese Lebensdauerverteilungen außer Acht gelassen werden, liegt die erhaltene kumulierte Lebensdauerverteilung $F_3(t)$ unterhalb einer tatsächlichen Lebensdauerverteilung $F_3^0(t)$. Unter der tatsächlichen Lebensdauerverteilung $F^0(t)$ soll hier diejenige Lebensdauerverteilung verstanden werden, die man bei über den Beobachtungszeitraum unverändertem Bestand an Einrichtungen erhält. Die kumulierte Lebensdauerverteilung $F_3(t)$ bildet, da sie nur die bei abnehmendem Bestand stattgefundenen Ausfälle berücksichtigt, den unteren Grenzwert für die tatsächliche Lebensdauerverteilung $F_3^0(t)$. Eine Bestimmung der Ausfallsrate $\lambda(t)$ auf der Basis der kumulierten Lebensdauerverteilung $F_3(t)$ würde eine zu geringe Ausfallsrate $\lambda(t)$ ergeben, da die zu erwartenden Ausfälle bei den stillgelegten Komponenten nicht berücksichtigt werden.

Eine obere Grenze für die tatsächliche kumulierte Lebensdauerverteilung $F_3^0(t)$ erhält man dann, wenn die im Beobachtungszeitraum nicht ausgefallenen, jedoch stillgelegten Komponenten (S_c, S_d, S_e) bei der Bestimmung der Lebensdauerverteilung jeweils so berücksichtigt werden, als wären sie zum Zeitpunkt ihrer Stillegung gemäß der Ausmusterungskurve $f_{end}(t)$ bzw. zum Ende des Beobachtungszeitraums B_E ausgefallen (mit Kreuzen markierte Punkte). Die tatsächliche kumulierte Lebensdauerverteilung $F_3^0(t)$ verläuft also zwischen der unteren Grenze $F_3(t)$ und der oberen Grenze $F_3'(t)$, wie in Fig. 5 beispielhaft angedeutet.

Sie kann mit Hilfe der folgenden Schätzformel bestimmt werden:

$$F^0(t) = \frac{A(t) - B(t)}{1 - C(t)} \quad (3)$$

wobei

$$A(t) = \sum_{i=1}^{t} a(i) \quad (4)$$

$$B(t) = \sum_{i=1}^{t-1} b(i) \cdot \beta(i) \quad (5)$$

$$C(t) = \sum_{i=1}^{t-1} b(i) \cdot \gamma(i) \tag{6}$$

Dabei ist A(t) die Anzahl aller bis zum Zeitpunkt t ausgefallenen Komponenten.

B(t) ist ein erster Korrekturfaktor, in den die ermittelte Anzahl b(i) der im Zeitintervall i außer Betrieb gesetzten Komponenten und ein erster Term $\beta(i)$ eingeht. C(t) ist ein zweiter Korrekturfaktor, in den ebenfalls die Anzahl b(i) der im Zeitintervall i außer Betrieb gesetzten Komponenten und ein zweiter Term $\gamma(i)$ eingeht. Für $\beta(i)$ und $\gamma(i)$ gelten folgende Beziehungen:

$$\beta(i) = \frac{F(i)}{1 - F(i)} \text{ und} \tag{7}$$

$$\gamma(i) = \frac{1}{1 - F(i)} \cdot \tag{8}$$

Insgesamt gilt somit:

$$F^0(t) = \frac{\sum_{i=1}^{t} a(i) - \sum_{i=1}^{t-1} b(i) \cdot \frac{F(i)}{1 - F(i)}}{1 - \sum_{i=1}^{t-1} b(i) \cdot \frac{1}{1-F(i)}} \tag{3'}$$

Für die Berechnung von $f^0(t)$ aus $F^0(t)$ gilt der oben genannte Zusammenhang (Gleichung 2) zwischen $f_i(t)$ und $F_i(t)$.

Vergleicht man die ermittelten Lebensdauerverteilungen (ggf. korrigierte Lebensdauerverteilungen) der einzelnen Ausfälle miteinander, so können prinzipiell zwei Fälle eintreten.

Im ersten Fall haben die Lebensdauerverteilungen der beobachteten Komponente mit steigender Betriebszeit der technischen Einrichtung im wesentlichen den gleichen Verlauf, d. h. sie sind invariant. Greift man in diesem Zusammenhang wieder das anfangs angesprochene Beispiel der Komponente S in den Fahrzeugen a bis f auf, so läßt sich dieser Fall dadurch erklären, daß die Komponente S, beispielsweise ein Motor, nach einem Ausfall jeweils durch eine fabrikneue Komponente S, also durch einen fabrikneuen Motor, ersetzt wird. Es ist zu erwarten, daß in diesem Fall die mittlere Lebensdauer der neuen Komponente S derjenigen der ausgefallenen Komponente S entspricht. Für diesen ersten Fall der invarianten Lebensdauerverteilungen läßt sich eine Ausfallsrate $\lambda(t)$ für die beobachtete Komponente, z. B. S, in einem Bestand an technischen Einrichtungen, wie z. B. in den Fahrzeugen a bis f, unter Berücksichtigung der fallenden Bestandsfunktion G(t) bestimmen. Zwischen der Ausfallsrate $\lambda(t)$ und den durch Differentiation der ermittelten korrigierten kumulierten Lebensdauerverteilungen $F_i^0(t)$ nach der Zeit gewonnenen korrigierten Lebensdauerverteilungen $f_1^0(t)$, $f_2^0(t)$, usw., allgemein $f_i^0(t)$, besteht folgender Zusammenhang:

$$\lambda(t) = f_1^0(t) + \int_0^t \lambda(t - u) \cdot f^0(u)\, du \tag{9}$$

wobei u die Integrationsvariable ist und $f_2^0(t)=f_3^0(t)=...f_i^0(t)$ und $i \geq 2$.

Somit lassen sich also für eine Vielzahl beobachteter Komponenten auf der Grundlage erfaßter Ausfallsdaten unter Berücksichtigung der Bestandsfunktion, beispielsweise durch numerisches Lösen der Gleichung 9, deren in Zukunft erwarteten Ausfallsraten $\lambda(t)$ abschätzen. Durch Integration der Ausfallsrate $\lambda(t)$ über die Zeit läßt sich gemäß folgender Beziehung

$$M(t) = \int_0^t \lambda(x)dx \tag{10}$$

eine Zahl M(t) von für einen Zeitraum $\Delta t=t_2-t_1$ zu erwartenden Ausfällen berechnen, die als Grundlage für die Bestimmung zukünftig benötigter Ersatzteile dienen kann.

Im zweiten Fall ändern sich die Lebensdauerverteilungen der beobachteten Komponente S mit steigender Betriebszeit der technischen Einrichtungen. Derartige Variante Lebensdauerverteilungen können dann auftreten, wenn beispielsweise die beobachtete Komponente S nach einem Ausfall nicht durch eine fabrikneue gleiche Komponente ersetzt wird, sondern lediglich ein oder mehrere defekte Komponententeile ausgetauscht werden und die somit mit den Austauschteilen überholte Komponente S wieder in Betrieb genommen wird. Dies bedeutet, daß sich die Komponente S aus fabrikneuen Komponententeilen und bereits gebrauchten Komponententeilen zusammensetzt. Eine derartige überholte Komponente S weist oftmals eine von einer fabrikneuen Komponente stark abweichende Lebensdauerverteilung auf.

Für das Beispiel des Motors bedeutet dies, daß der ausgefallene Motor durch einen überholten Austauschmotor ersetzt wird, der schon eine gewisse Betriebszeit hinter sich hat und der nach einem Ausfall durch Ersetzen des ausgefallenen Bauteils repariert wurde. Es ist in diesem Fall zu erwarten, daß der überholte Austauschmotor eine andere mittlere Lebensdauer als der fabrikneue Motor hat.

Mit steigender Anzahl der Ausfälle kann beispielsweise ein Absinken der mittleren Lebensdauer der Komponente eintreten, da die Komponententeile "altern", d. h. daß mit zunehmender Betriebszeit die Anzahl der fabrikneuen Komponententeile absinkt. Die mittlere Lebensdauer der Komponenten kann jedoch auch mit der Zeit zunehmen, falls störanfällige Komponententeile nach ihrem Ausfall nach und nach durch robustere Komponententeile ersetzt werden. Ein derartiges Steigen der mittleren Lebensdauer und somit eine Veränderung zweier aufeinanderfolgender Lebensdauerverteilungen $f_i(t)$ und $f_{i+1}(t)$ ist in Fig. 6 dargestellt. Zur Verdeutlichung der Veränderung der beiden aufeinanderfolgenden Lebensdauerverteilungen sind die ersten Momente μ_i und μ_{i+1} der beiden dargestellten Verteilungen auf der t-Achse eingetragen. Ferner ist die Differenz $\Delta\mu$ zwischen den beiden Momenten μ_i und μ_{i+1} mit Hilfe eines Bemaßungspfeils dargestellt. Auch sind die zweiten Momente σ_i und σ_{i+1} näherungsweise eingetragen.

Um den durch den Einsatz überholter Komponenten verursachten Effekt von sich ändernden Lebensdauerverteilungen bei der Abschätzung der zu erwartenden Ausfallsrate $\lambda(t)$ zu berücksichtigen, wird die, wie oben erläutert, durch den Beobachtungsstartzeitpunkt möglicherweise verfälschte, erste Lebensdauerverteilung $f_1(t)$, d. h. die Lebensdauerverteilung der beobachteten Komponente bis zum ersten Ausfall, und wenigstens eine zweite Lebensdauerverteilung, vorzugsweise die Lebensdauerverteilung der beobachteten Komponente bis zum zweiten Ausfall $f_2(t)$, bestimmt. Anschließend wird die erste Lebensdauerverteilung $f_1(t)$ in den Laplace-Raum transformiert, so daß man diese in Abhängigkeit von der Laplace-Variablen s erhält. Ferner bestimmt man jeweils das erste Moment und das zweite Moment der vorhandenen Lebensdauerverteilung $f_2(t)$ und ggf. weiterer Lebensdauerverteilungen $f_3(t)$, usw. Mit den so bestimmten Größen läßt sich allgemein die Ausfallsrate $\lambda(s)$ im Laplace-Raum für große t (d. h. im allgemeinen $t \geq \mu_j$) nach folgender Beziehung annähern:

$$\lambda(s) = f_1(s)\sum_{i=1}^{\infty}\left(\exp\left(-s\sum_{j=2}^{i}\mu_j + \tfrac{1}{2}s^2\sum_{j=2}^{i}\sigma_j^2\right)\right) \qquad (11)$$

wobei j den Index der jeweiligen Lebensdauerverteilung bezeichnet. Durch Laplace-Rücktransformation erhält man die Ausfallsrate $\lambda(t)$.

Fig. 7 zeigt den Verlauf einer Ausfallsrate $\lambda_{\Delta\mu=0}(t)$ bei invarianten, d. h. konstanten Lebensdauerverteilungen. Insbesondere bei großen Zeiten zeigt sich, daß sich diese Ausfallsrate asymptotisch einem Grenzwert nähert, der in diesem Beispiel etwa bei 0,75 liegt, und der mit einer strichlierten Geraden angedeutet ist, für welche die folgende Beziehung gilt:

$$\lim_{t\to\infty}\lambda = \frac{1}{\mu} \qquad (12)$$

Ferner zeigt Fig. 7 den Verlauf einer weiteren Ausfallsrate $\lambda_{\Delta\mu\neq0}(t)$, welche typisch für die in Fig. 7 dargestellten varianten Lebensdauerverteilungen $f_i(t)$ und $f_{i+1}(t)$ ist. Es ist zu erkennen, daß die Funktion für große Zeiten ($t > 5$) einen angenähert linearen Verlauf annimmt. Unter der Annahme, daß sich die ersten Momente μ und die Quadrate der zweiten Momente σ der sich ändernden Lebensdauerverteilungen linear mit dem Index i der Lebensdauerverteilungen $f_i^0(t)$ ändern, d. h.

$$\mu_i = \mu - \Delta\mu \cdot i \text{ und } \sigma_i^2 = \sigma^2 - \Delta\sigma^2 \cdot i$$

läßt sich diese durch die strichpunktierte Gerade $\lambda_A(t)$ annähern. Diese Gerade kann durch folgende Gleichung beschrieben werden:

$$\lambda(t) \cong \frac{1}{\mu} + \frac{\Delta\mu}{\mu^3} \cdot t - \frac{\Delta\mu}{\mu^2}\left(\frac{\mu_1}{\mu} - \frac{3}{2}\left(1 + \frac{\sigma^2}{\mu^2}\right)\right) + \frac{\Delta\sigma^2}{2\mu^3} \quad (13)$$

wobei μ_1 das erste Moment der ersten Lebensdauerverteilung $f_1(t)$, μ das erste Moment einer weiteren, vorzugsweise der zweiten Lebensdauerverteilung $f_2(t)$, $\Delta\mu$ die (konstante) Differenz der ersten Momente μ_i und μ_{i+1} zweier aufeinanderfolgender, vorzugsweise der zweiten und dritten Lebensdauerverteilungen $f_2(t)$ und $f_3(t)$, σ das zweite Moment der weiteren, vorzugsweise zweiten Lebensdauerverteilung $f_2(t)$ und $\Delta\sigma^2$ die (konstante) Differenz der Quadrate zweier zweiter Momente, vorzugsweise σ_2 und σ_3 der beiden aufeinanderfolgenden Lebensdauerverteilungen $f_2(t)$ und $f_3(t)$ bedeuten.

Durch diese Näherungsformel kann also die Ausfallsrate $\lambda(t)$ für große Zeiten auf einfache Weise bestimmt werden.

Generell kann durch Integration der Ausfallsrate $\lambda(t)$ über die Zeit gemäß dem oben erwähnten Zusammenhang (Gleichung 10) die in dem vorgesehenen Zeitintervall $\Delta t = t_2 - t_1$ zu erwartende Anzahl von Ausfällen $M(\Delta t)$ bestimmt werden. Dies ist in Fig. 7 mit einer trapezförmigen Fläche M(t) angedeutet, welche die Anzahl der Ausfälle zwischen den Zeitpunkten t_1=5 und t_2=11 angibt.

Mit einer Prognose auf der Grundlage der zu erwartenden Ausfallsrate $\lambda(t)$ für die interessierende Komponente in einem Bestand an technischen Einrichtungen, wie z. B. einem Fuhrpark oder einer Militärflugzeugstaffel, läßt sich die Lagerhaltung für nötige Ersatzteile optimieren, d. h. Lagerfehlbestände oder Lagerüberbestände bei ausreichend großem Bestand nahezu ausschließen.

Patentansprüche

1. Verfahren zum Abschätzen der Ausfallsrate $\lambda(t)$ einander entsprechender Komponenten in einem Bestand an technischen Einrichtungen, wie z. B. Fahrzeugen aller Art, wobei man laufend die Anzahl der in einem jeweiligen Zeitintervall ausfallenden und daher durch Reparatur oder Austausch zu ersetzenden Komponenten feststellt und daraus eine Lebensdauerverteilung f(t) dieser Komponenten bestimmt,
dadurch gekennzeichnet,
daß man bei einem sich gemäß einer vorgegebenen oder laufend ermittelten Bestandsfunktion G(t) zeitlich ändernden Gesamtbestand die Lebensdauerverteilung f(t) oder die kumulierte Lebensdauerverteilung F(t) durch Berücksichtigung der Bestandsfunktion G(t) korrigiert.

2. Verfahren nach Anspruch 1, dadurch gekennzeichnet, daß man die korrigierte kumulierte Lebensdauerverteilung $F^0(t)$ in Abhängigkeit von der Zeit dadurch bestimmt, daß man für ein momentanes Zeitintervall t-1 bis t eine Ausfallszahl A(t) als Anzahl der im momentanen sowie in sämtlichen vorangegangenen Zeitintervallen ausgefallenen Komponenten feststellt, daß man jeweils die in den vorangegangenen Zeitintervallen (i) gemäß einer fallenden Bestandsfunktion G(t) durch Außerbetriebsetzen der jeweiligen technischen Einrichtung außer Betrieb gesetzten Komponenten feststellt und die ermittelte Anzahl b(i) mit einem ersten bzw. zweiten Term $\beta(i)$ bzw. $\gamma(i)$ multipliziert, der von der bis zum jeweiligen Zeitintervall kumulierten und bereits bestimmten Lebensdauerverteilung F(i) abhängt, und die so ermittelten Produkte für sämtliche vorangegangenen Zeitintervalle (i = 1 bis t - 1) addiert zum Erhalt eines ersten bzw. zweiten Korrekturfaktors B(t) bzw. C(t), und daß man als kumulierte Lebensdauerverteilung $F^0(t)$ den Quotienten aus der Differenz von Ausfallszahl A(t) und dem ersten Korrekturfaktor B(t) und der Differenz von 1 und dem zweiten Korrekturfaktor C(t) bestimmt, so daß folgende Bezeichnung gilt:

$$F^0(t) = \frac{A(t) - B(t)}{1 - C(t)} \text{ mit}$$

$$A(t) = \sum_{i=1}^{t} a(i),\ B(t) = \sum_{i=1}^{t-1} b(i) \cdot \beta(i),\ C(t) = \sum_{i=1}^{t-1} b(i) \cdot \gamma(i).$$

3. Verfahren nach Anspruch 2, dadurch gekennzeichnet, daß der erste Term $\beta(i)$ der Quotient aus der bis zum jeweiligen Zeitintervall kumulierten Lebensdauerverteilung F(i) und der Differenz von 1 und dieser Lebensdauerverteilung F(i) ist, und daß der zweite Term $\gamma(i)$ der Quotient aus 1 und der Differenz von 1 und dieser Lebensdauer-

verteilung F(i) ist, das heißt

$$\beta(i) = \frac{F(i)}{1 - F(i)} \text{ und } \gamma(i) = \frac{1}{1 - F(i)} .$$

4. Verfahren zum Abschätzen der Ausfallsrate $\lambda(t)$ einander entsprechender Komponenten in einem Bestand an technischen Einrichtungen, wie z. B. Fahrzeugen aller Art, wobei man nach einem ersten Ersetzen der ausgefallenen Komponenten durch Reparatur oder Austausch und wenigstens nach einem zweiten Ersetzen laufend die Anzahl der in einem jeweiligen Zeitintervall ausfallenden Komponenten feststellt und daraus eine erste und wenigstens eine zweite Lebensdauerverteilung $f_1(t)$, $f_2(t)$ der Komponenten bestimmt,
dadurch gekennzeichnet,
daß man die Laplace-transformierte Ausfallsrate $\lambda(s)$ nach folgender Beziehung annähert

$$\lambda(s) = f_1(s) \sum_{i=1}^{\infty} \left(\exp\left(- s \sum_{j=2}^{i} \mu_j + \tfrac{1}{2} s^2 \sum_{j=2}^{i} \sigma_j^2 \right) \right)$$

wobei $f_1(s)$ die Laplace-transformierte erste Lebensdauerverteilung $f_1(s)$, μ_j das erste Moment der j-ten Lebensdauerverteilung $f_j(t)$, σ_j das zweite Moment der j-ten Lebensdauerverteilung $f_j(t)$ und s die Laplace-Variable bedeuten, und daß man die Ausfallsrate $\lambda(t)$ durch Laplace-Rücktransformation berechnet.

5. Verfahren nach Anspruch 5 oder dem Oberbegriff des Anspruchs 4, dadurch gekennzeichnet, daß man die Ausfallsrate $\lambda(t)$ nach folgender Beziehung annähert:

$$\lambda(t) \cong \frac{1}{\mu} + \frac{\Delta\mu}{\mu^3} \cdot t - \frac{\Delta\mu}{\mu^2} \left(\frac{\mu_1}{\mu} - \frac{3}{2} \left(1 + \frac{\sigma^2}{\mu^2} \right) \right) + \frac{\Delta\sigma^2}{2\mu^3}$$

sofern die ersten Momente μ_j und die zweiten Momente σ_j der Lebensdauerverteilungen sich angenähert linear mit der Zeit ändern, wobei μ_1 das erste Moment der ersten Lebensdauerverteilung $f_1(t)$, μ das erste Moment einer weiteren, vorzugsweise der zweiten Lebensdauerverteilung $f_2(t)$, $\Delta\mu$ die Differenz der ersten Momente μ_i und μ_{i+1} zweier aufeinanderfolgender, vorzugsweise der zweiten und dritten Lebensdauerverteilungen $f_2(t)$ und $f_3(t)$, σ das zweite Moment der weiteren Lebensdauerverteilung $f_2(t)$ und $\Delta\sigma$ die Differenz zweier zweiter Momente σ_2 und σ_3 der beiden aufeinanderfolgenden Lebensdauerverteilungen $f_{j-1}(t)$ und $f_j(t)$ bedeuten.

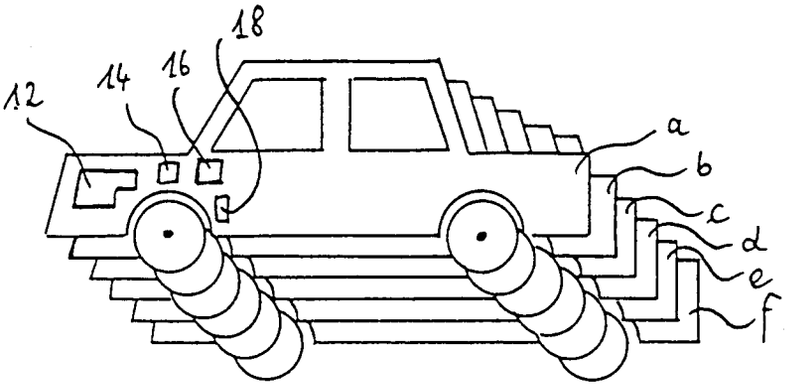

18
14
16
12
a
b
c
d
e
f

Fig. 1

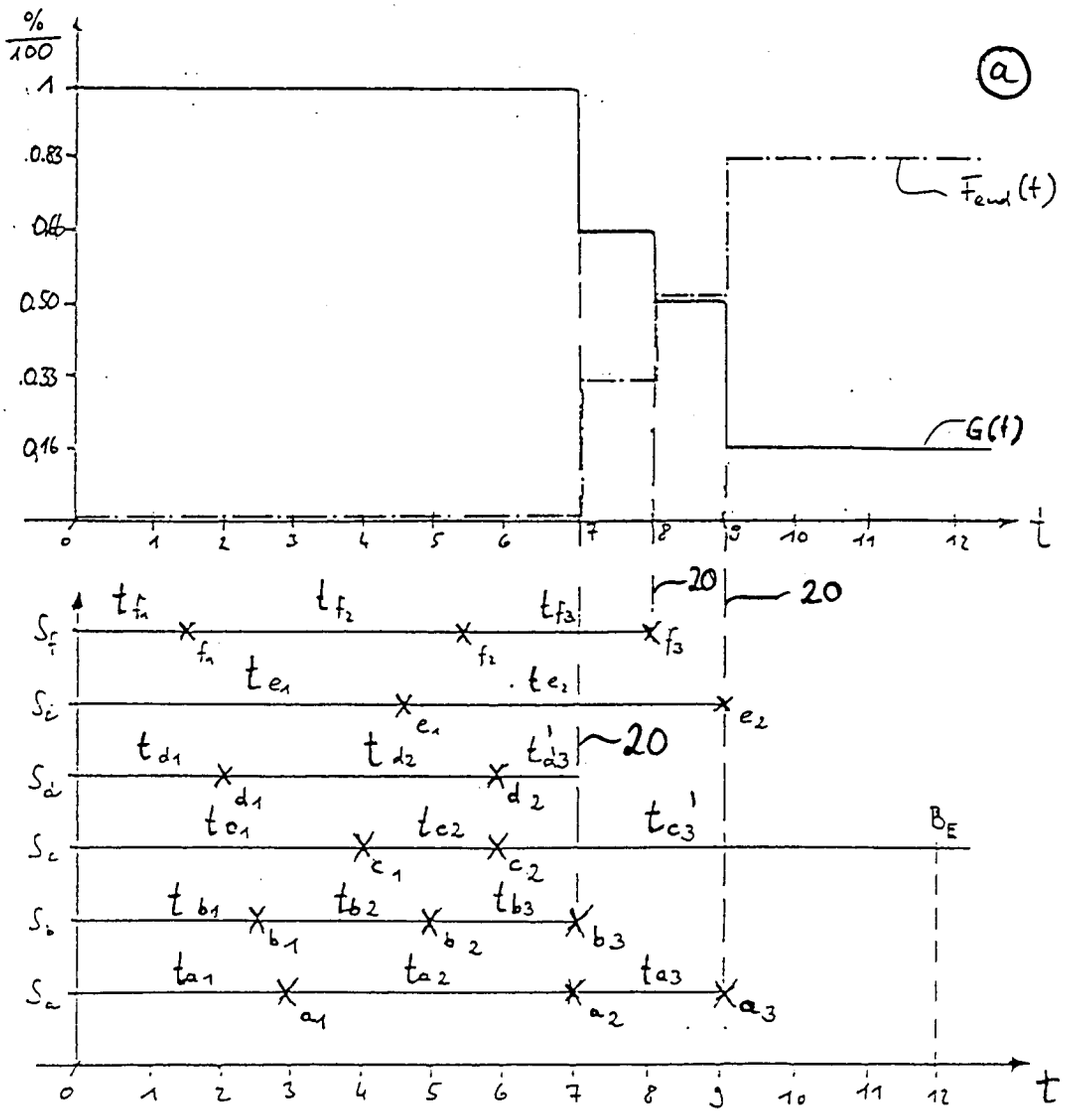

%
100
1
0.83
0.66
0.50
0.33
0.16
a
$F_{end}(t)$
G(1)
0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 t
20
20
t_{f_1} t_{f_2} t_{f_3}
S_f
f_1 f_2 f_3
t_{e_1} t_{e_2}
S_e
e_1 e_2
t_{d_1} t_{d_2} t'_{d3}
20
S_d
d_1 d_2
t_{c_1} t_{c2} t'_{c3}
B_E
S_c
c_1 c_2
t_{b1} t_{b2} t_{b3}
S_b
b_1 b_2 b_3
t_{a1} t_{a2} t_{a3}
S_a
a_1 a_2 a_3
0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 t

Fig. 2

b

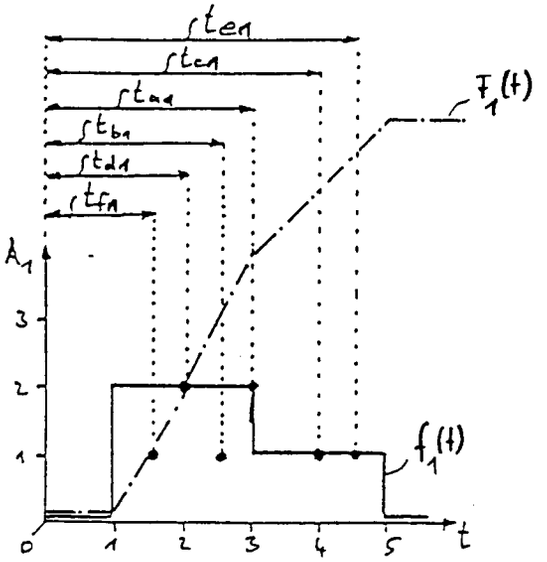


Fig. 3

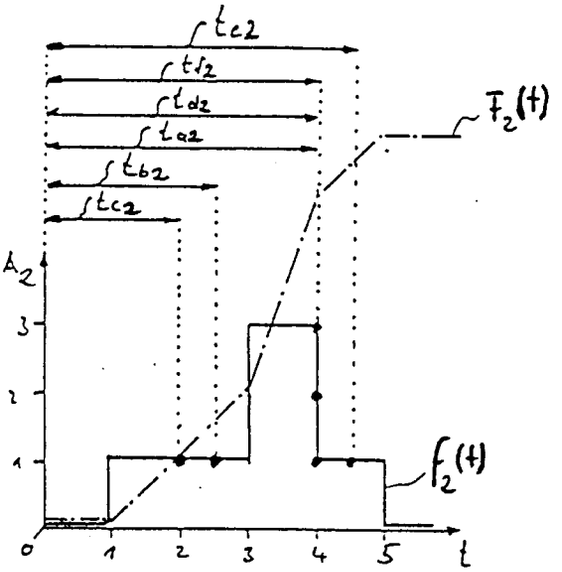


Fig. 4

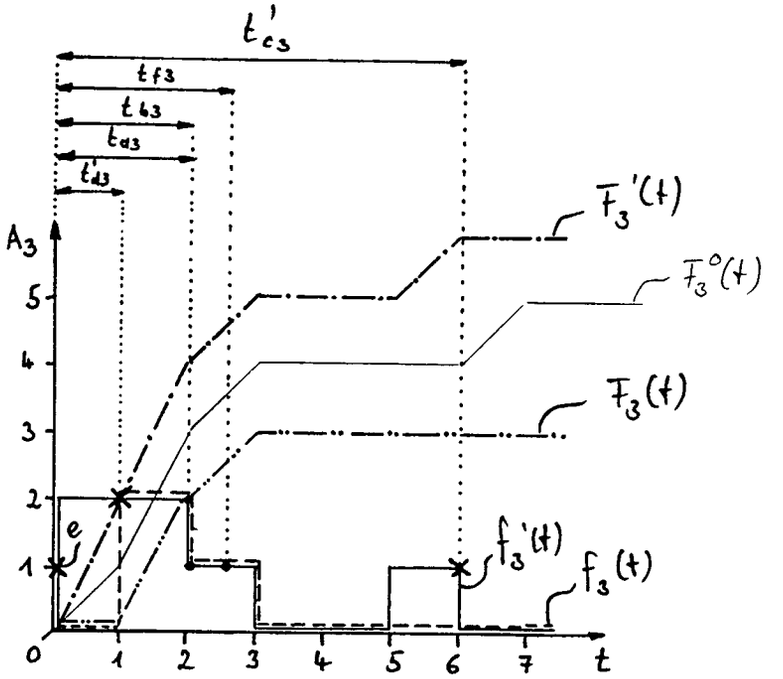


Fig. 5

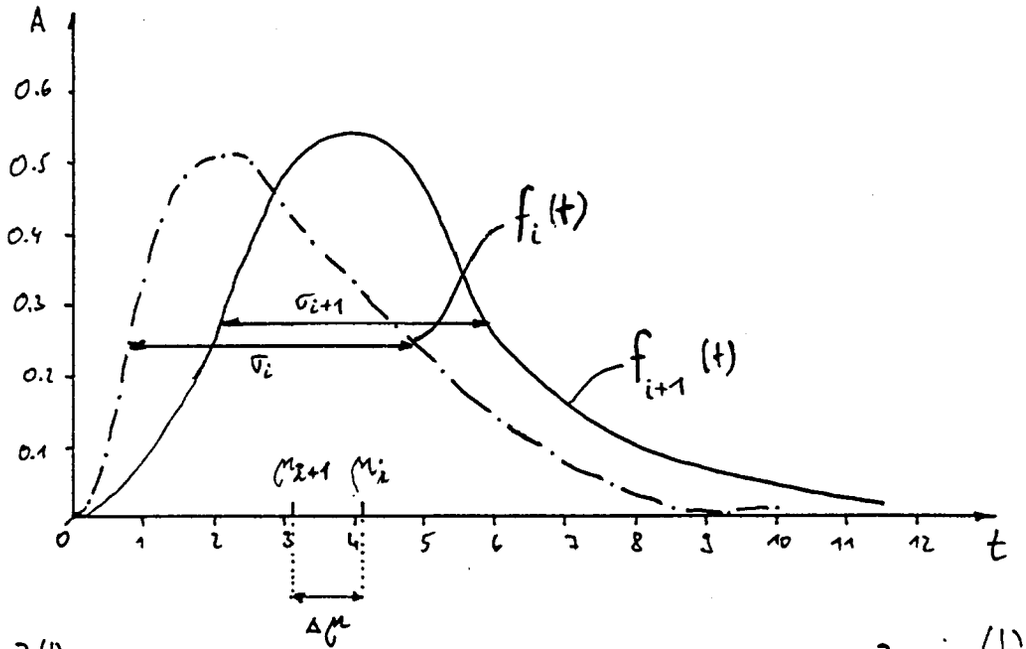

A
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
$f_i(t)$
σ_{i+1}
σ_i
$f_{i+1}(t)$
μ_{i+1} μ_i
0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 t
$\Delta\mu$

Fig. 6

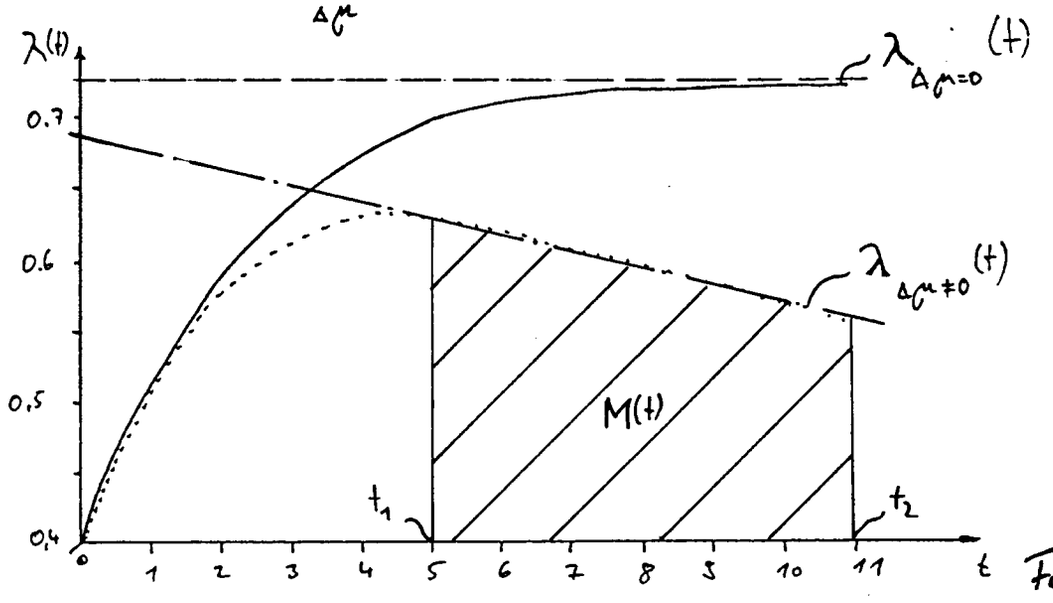

$\lambda(t)$
$\lambda_{\Delta\mu=0}(t)$
0.7
0.6
0.5
0,4
$\lambda_{\Delta\mu\neq0}(t)$
M(t)
t_1
t_2
0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 t

Fig. 7