

W. POGORZELSKI (Warszawa)

PRAWDOPODOBIENSTWO BEZPIECZEŃSTWA KONSTRUKCJI

1. Zagadnienie bezpieczeństwa konstrukcji bez uwzględnienia czasu. Niech układ mechaniczny U będzie złożony z powiązanych wzajemnie części sprężystych

$$U_1, U_2, \dots, U_m.$$

Na układ ten działają dane siły zewnętrzne. Po osiągnięciu stanu równowagi we wnętrzu układu powstaną naprężenia; obliczymy je rozwiązując pewne równania różniczkowe teorii sprężystości z uwzględnieniem warunków brzegowych i więzów, którym poddany jest układ. Naprężenia te odpowiadają punktom każdego układu i kierunkom w tych punktach.

Niech $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_m$ oznaczają największe wartości bezwzględne naprężeń w każdej części U_1, U_2, \dots, U_m . Wartości te wyrażą się zawsze w postaci pewnych nieujemnych funkcji n parametrów niezależnych q_1, q_2, \dots, q_n

$$(1) \quad \sigma_1 = F_1(q_1, q_2, \dots, q_n), \quad \dots, \quad \sigma_m = F_m(q_1, q_2, \dots, q_n),$$

gdzie parametry q_1, q_2, \dots, q_n określają cechy geometryczne układu, jak długości, kąty, momenty bezwładności, a nadto pewne cechy fizyczne układu, jak moduły Younga poszczególnych części lub współczynniki Lamégo. Do parametrów można też dołączyć tzw. współczynniki zamocowania i obciążenia. Funkcje (1) są określone w pewnym obszarze n -wymiarowym Ω punktów o współrzędnych prostokątnych q_1, q_2, \dots, q_n .

Bezpieczeństwo bezwzględne konstrukcji (układu U) wyraża się warunkiem nieprzekraczania przez największe naprężenia $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_m$ pewnych liczb dodatnich R_1, R_2, \dots, R_m odpowiadających tzw. granicy plastyczności materiałów, z których są zbudowane poszczególne części U_1, U_2, \dots, U_m . W praktyce bezpieczeństwo konstrukcji wyrażamy zazwyczaj warunkiem nieprzekraczania przez naprężenia $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_m$ pewnych części

$$\frac{R_1}{a_1}, \frac{R_2}{a_2}, \dots, \frac{R_m}{a_m}$$

powyższych wartości granicznych; liczby a_1, a_2, \dots, a_m dodatnie większe od jedności nazywają się *współczynnikami bezpieczeństwa* i mogą być dane z góry.

Warunek bezpieczeństwa konstrukcji wyraża się więc układem m nierówności

$$(2) \quad F_1(q_1, q_2, \dots, q_n) < \frac{R_1}{\alpha_1}, \quad \dots, \quad F_m(q_1, q_2, \dots, q_n) < \frac{R_m}{\alpha_m},$$

które powinny spełniać jednocześnie wszystkie parametry układu q_1, q_2, \dots, q_n .

Parametry układu q_1, q_2, \dots, q_n , jak również granice plastyczności R_1, R_2, \dots, R_m , są to liczby, które wskutek niedokładności produkcji przemysłowej są obciążone *odchyleniami przypadkowymi*. Wobec tego zmienne $q_1, q_2, \dots, q_n, R_1, R_2, \dots, R_m$ należy traktować jako *zmiennne przypadkowe (losowe)*, z których każda ma pewien ciągły rozkład prawdopodobieństwa. Zakładamy, że wszystkie te zmienne są *niezależne*.

Zagadnienie bezpieczeństwa konstrukcji sprowadza się więc do wyznaczenia prawdopodobieństwa, że nierówności (2) są spełnione.

Zagadnienie to postawił pierwszy W. Wierzbicki¹⁾. Autor wyraża żądane prawdopodobieństwo w postaci iloczynu prawdopodobieństw dla każdego z parametrów oddzielnie, co jest jednak niesłuszne, gdyż prawdopodobieństwo bezpieczeństwa wynika z zespołu nierówności (2), wymagających łącznego traktowania parametrów. W niniejszej pracy obliczymy prawdopodobieństwo bezpieczeństwa konstrukcji w sposób, który uważamy za poprawny. Nadto wyniki teorii zilustrujemy na przykładzie.

Jeśli q_1, q_2, \dots, q_n traktujemy jako współrzędne prostokątne punktów przestrzeni n -wymiarowej, to nierówności (2) dla ustalonych wartości R_1, R_2, \dots, R_m wyrażają warunek zawierania się punktu q_1, q_2, \dots, q_n w pewnym obszarze n -wymiarowym $\Omega_{R_1 \dots R_m}$ leżącym w obszarze Ω i ograniczonym powierzchniami o równaniach

$$(3) \quad F_1(q_1, q_2, \dots, q_n) = \frac{R_1}{\alpha_1}, \quad \dots, \quad F_m(q_1, q_2, \dots, q_n) = \frac{R_m}{\alpha_m}.$$

Dla każdej ze zmiennych q_1, q_2, \dots, q_n przyjmujemy rozkład normalny, to znaczy zakładamy, że iloczyn

$$\frac{1}{s_v \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(q_v - q_v^0)^2}{2s_v^2} \right] dq_v \quad (v=1, 2, \dots, n)$$

wyraża prawdopodobieństwo zawierania się parametru q_v w przedziale elementarnym $(q_v, q_v + dq_v)$, gdzie s_v oznacza odchylenie średnie, a q_v^0 — wartość oczekiwaną parametru q_v . Prawdopodobieństwo zawierania się

¹⁾ W. Wierzbicki, *La sécurité des constructions comme un problème de probabilité*, Ann. de l'Ac. d. Sc. Techn. 7 (1946), p. 63-74.

punktu (q_1, q_2, \dots, q_n) w obszarze $\Omega_{R_1 \dots R_m}$ wyraża się wtedy przez następującą całkę n -krotną rozciągniętą na ten obszar:

$$(5) \quad P(R_1, \dots, R_m) = \\ = \int \int \dots \int_{\Omega_{R_1 \dots R_m}} \frac{1}{(\sqrt{2\pi})^n s_1 s_2 \dots s_n} \exp \left[- \sum_{v=1}^n \frac{1}{2s_v^2} (q_v - q_v^0)^2 \right] dq_1 dq_2 \dots dq_n.$$

Powyższe prawdopodobieństwo jest funkcją zmiennych R_1, R_2, \dots, R_m . Załóżmy, że każda z tych zmiennych losowych ma też rozkład normalny, więc iloczyn

$$\frac{1}{(\sqrt{2\pi})^m s'_1 s'_2 \dots s'_m} \exp \left[- \sum_{v=1}^m \frac{1}{2s_v'^2} (R_v - R_v^0)^2 \right] dR_1 dR_2 \dots dR_m$$

wyraża prawdopodobieństwo, że granice plastyczności leżą jednocześnie w przedziałach

$$(R_1, R_1 + dR_1), \dots, (R_m, R_m + dR_m),$$

gdzie s'_v jest odchyleniem średnim, a R_v^0 — wartością oczekiwaną zmiennej R_v . Jeśli zatem R_1, R_2, \dots, R_m są współrzędnymi prostokątnymi punktów przestrzeni m -wymiarowej i jeśli A oznacza obszar wypełniony wszystkimi punktami (R_1, R_2, \dots, R_m) , dla których równania (2) mogą być spełnione jednocześnie, to całka m -krotna

$$(6) \quad \prod (a_1, a_2, \dots, a_m) = \\ = \int \int \dots \int_A \frac{P(R_1, R_2, \dots, R_m)}{(\sqrt{2\pi})^m s'_1 s'_2 \dots s'_m} \exp \left[- \sum_{v=1}^m \frac{(R_v - R_v^0)^2}{2s_v'^2} \right] dR_1 \dots dR_m$$

wyraża prawdopodobieństwo bezpieczeństwa konstrukcji przy przyjętych umownie wartościach współczynników bezpieczeństwa a_1, a_2, \dots, a_m .

Podstawiając do wyrażenia (6) wartości $a_1=1, a_2=1, \dots, a_m=1$, otrzymamy prawdopodobieństwo spełnienia nierówności

$$\sigma_1 < R_1, \quad \sigma_2 < R_2, \quad \dots, \quad \sigma_m < R_m,$$

które możemy nazwać *prawdopodobieństwem bezwzględnym bezpieczeństwa konstrukcji*, jako niezależnym od umownych wartości współczynników a_1, a_2, \dots, a_m .

2. Zagadnienie bezpieczeństwa konstrukcji w czasie. Obliczone prawdopodobieństwo bezpieczeństwa konstrukcji odpowiada danej chwili, w której wartości oczekiwane parametrów

$$q_1^0, q_2^0, \dots, q_n^0, R_1^0, R_2^0, \dots, R_m^0$$

i ich odchylenia średnie

$$s_1, s_2, \dots, s_n, s'_1, s'_2, \dots, s'_m$$

są określone z pewnością. Gdy konstrukcja pracuje, to wartości powyższe ulegają zmianie w czasie bądź dlatego, że zmieniają się wymiary geometryczne konstrukcji i słabnie powiązanie jej elementów, bądź dlatego, że zmieniają się właściwości fizyczne materiału (np. przez zmęczenie), lub wreszcie dlatego, że rozkład obciążeń ulega zmianie.

Jeśli wartości oczekiwane parametrów i ich odchylenia średnie są danymi określonymi funkcjami czasu t w przedziale od chwili początkowej $t=0$ działania konstrukcji do pewnej chwili $t=T$, to wzory (5) i (6) dają prawdopodobieństwo bezpieczeństwa konstrukcji jako funkcję czasu określoną w przedziale $(0, T)$ i pozwalają przewidzieć wartość tego prawdopodobieństwa dla każdej chwili t w przedziale $(0, T)$.

W rzeczywistości nie mamy jednak pewnych danych dotyczących zmiany w czasie wartości oczekiwanych

$$(7) \quad q_1^0, q_2^0, \dots, q_n^0, R_1^0, R_2^0, \dots, R_m^0$$

i odchylen średnich

$$(7') \quad s_1, s_2, \dots, s_n, s'_1, s'_2, \dots, s'_m.$$

Na podstawie obserwacji lub doświadczenia możemy uzyskać wartości (7) i (7') jako funkcje empiryczne

$$(8) \quad \begin{aligned} q_v^0 &= \psi_v(t, \delta_{1v}, \delta_{2v}, \dots, \delta_{\lambda v}), \\ s_v &= \bar{\psi}_v(t, \bar{\delta}_{1v}, \bar{\delta}_{2v}, \dots, \bar{\delta}_{\lambda v}) \\ R_a^0 &= \chi_a(t, \varepsilon_{1a}, \varepsilon_{2a}, \dots, \varepsilon_{\rho a}), \\ s'_a &= \bar{\chi}_a(t, \bar{\varepsilon}_{1a}, \bar{\varepsilon}_{2a}, \dots, \bar{\varepsilon}_{\rho a}) \end{aligned} \quad \begin{aligned} (\nu &= 1, 2, \dots, n), \\ (\alpha &= 1, 2, \dots, m), \end{aligned}$$

czasu t i parametrów

$$\delta_{1v}, \dots, \delta_{\lambda v}, \bar{\delta}_{1v}, \dots, \bar{\delta}_{\lambda v}, \varepsilon_{1v}, \dots, \varepsilon_{\rho v}, \bar{\varepsilon}_{1v}, \dots, \bar{\varepsilon}_{\rho v},$$

które nie mają wartości pewnych, lecz są zmiennymi losowymi podlegającymi np. rozkładowi normalnemu o gęstościach

$$(9) \quad \frac{1}{\sigma_{\mu\nu} \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(\delta_{\mu\nu} - \delta_{\mu\nu}^0)^2}{2\sigma_{\mu\nu}^2} \right], \quad \frac{1}{\bar{\sigma}_{\mu\nu} \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(\bar{\delta}_{\mu\nu} - \bar{\delta}_{\mu\nu}^0)^2}{2\bar{\sigma}_{\mu\nu}^2} \right]$$

($\mu = 1, 2, \dots, \lambda; \nu = 1, 2, \dots, n; \mu = 1, 2, \dots, \bar{\lambda}$),

$$\frac{1}{\sigma'_{\beta a} \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(\varepsilon_{\beta a} - \varepsilon_{\beta a}^0)^2}{2\sigma_{\beta a}^2} \right], \quad \frac{1}{\bar{\sigma}'_{\beta a} \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(\bar{\varepsilon}_{\beta a} - \bar{\varepsilon}_{\beta a}^0)^2}{2\bar{\sigma}_{\beta a}^2} \right]$$

($\beta = 1, 2, \dots, \rho; a = 1, 2, \dots, m; \beta = 1, 2, \dots, \bar{\rho}$).

Nadto funkcje (8) dla chwili początkowej $t=0$ działania konstrukcji przybierają dane wartości pewne

$$(10) \quad \begin{aligned} q_v^0 &= \psi_v(0, \delta_{1v}, \dots, \delta_{\lambda v}), \\ s_v^0 &= \bar{\psi}_v(0, \bar{\delta}_{1v}, \dots, \bar{\delta}_{\lambda v}), \\ R_a^0 &= \chi_a(0, \varepsilon_{1a}, \dots, \varepsilon_{\rho a}), \\ s_a^0 &= \bar{\chi}_a(0, \bar{\varepsilon}_{1a}, \dots, \bar{\varepsilon}_{\rho a}) \end{aligned} \quad \begin{aligned} (v=1, 2, \dots, n), \\ (a=1, 2, \dots, m) \end{aligned}$$

dla wszelkich wartości zmiennych losowych $\delta_{\mu\nu}, \bar{\delta}_{\mu\nu}, \varepsilon_{\beta a}, \bar{\varepsilon}_{\beta a}$. Zwróćmy teraz uwagę, że na zasadzie wzorów (5) i (6) prawdopodobieństwo bezpieczeństwa konstrukcji Π jest określoną funkcją

$$(11) \quad \Pi = \Psi(q_1^0, q_2^0, \dots, q_n^0, s_1, \dots, s_n; R_1^0, R_2^0, \dots, R_m^0, s_1', \dots, s_m')$$

parametrów (7) i (7'). Podstawiając w wyrażeniu (11) funkcje czasu (8), mnożąc przez funkcje Gaussa (9) odpowiadające wszystkim zmiennym losowym $\delta_{\mu\nu}, \bar{\delta}_{\mu\nu}, \varepsilon_{\beta a}, \bar{\varepsilon}_{\beta a}$ i całkując iloczyn po pełnym obszarze zmienności D_1, D_2, D_3, D_4 tych zmiennych, otrzymamy prawdopodobieństwo bezpieczeństwa konstrukcji dla dowolnej chwili t w przedziale $(0, T)$, uwzględniające niepewność współczynników we wzorach (8).

W wielu zastosowaniach można powyższe zagadnienie znacznie uprościć przyjmując dla funkcji empirycznych czasu t wielomiany w postaci

$$(12) \quad \begin{aligned} q_v^0 &= q_v^0(0) + \delta_{1v}t + \delta_{2v}t^2 + \dots + \delta_{\lambda v}t^{\lambda} & (v=1, 2, \dots, n), \\ R_a^0 &= R_a^0(0) + \varepsilon_{1a}t + \varepsilon_{2a}t^2 + \dots + \varepsilon_{\rho a}t^{\rho} & (a=1, 2, \dots, m), \end{aligned}$$

lub ogólniej, wyrażenia liniowe względem parametrów $\delta_{\beta\nu}, \varepsilon_{\beta a}$ postaci

$$(12') \quad \begin{aligned} q_v^0 &= q_v^0(0) + \delta_{1v}f_{1v}(t) + \delta_{2v}f_{2v}(t) + \dots + \delta_{\lambda v}f_{\lambda v}(t) & (v=1, 2, \dots, n), \\ R_a^0 &= R_a^0(0) + \varepsilon_{1a}\varphi_{1a}(t) + \varepsilon_{2a}\varphi_{2a}(t) + \dots + \varepsilon_{\rho a}\varphi_{\rho a}(t) & (a=1, 2, \dots, m), \end{aligned}$$

gdzie $f_{\beta\nu}(t), \varphi_{\beta a}(t)$ są danymi funkcjami czasu, a nadto zanedbując niepewność funkcji $s_\nu(t)$ i $s_a'(t)$ lub wprost zakładając ich niezmiennosc w czasie.

Założymy więc, że tylko współczynniki $\delta_{1v}, \dots, \delta_{\lambda v}$ i $\varepsilon_{1a}, \dots, \varepsilon_{\rho a}$ są zmiennymi losowymi, których wartości oczekiwane $\delta_{1v}^0, \dots, \delta_{\lambda v}^0, \varepsilon_{1a}^0, \dots, \varepsilon_{\rho a}^0$ i odchylenia średnie otrzymano z obserwacji za pomocą rachunku wyrównania.

Przy pierwotnych założeniach prawdopodobieństwo parametru q_ν podlegało rozkładowi normalnemu o gęstości

$$(13) \quad \frac{1}{s_\nu \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(q_\nu - q_\nu^0)^2}{2s_\nu^2} \right] \quad (v=1, 2, \dots, n).$$

Biorąc teraz pod uwagę wyrażenia (12), rozkłady normalne prawdopodobieństw (9) współczynników $\delta_{1\nu}, \delta_{2\nu}, \dots, \delta_{\lambda\nu}$ i opierając się na znanym twierdzeniu o dodawaniu zmiennych losowych niezależnych o rozkładzie normalnym oraz twierdzeniu o rozkładzie funkcji liniowej zmiennych losowych, możemy twierdzić, iż prawdopodobieństwo, że w danej chwili t parametr q_ν leży w przedziale elementarnym $(q_\nu, q_\nu + dq_\nu)$ wyraża się w następujący sposób:

$$(14) \quad \frac{1}{\sqrt{2\pi \left[s_\nu^2 + \sum_{\mu=1}^{\lambda} \sigma_{\mu\nu}^2 f_{\mu\nu}^2(t) \right]}} \exp \left(-\frac{(q_\nu - q_\nu^*)^2}{2 \left[s_\nu^2 + \sum_{\mu=1}^{\lambda} \sigma_{\mu\nu}^2 f_{\mu\nu}^2(t) \right]} \right) dq_\nu$$

($\nu=1, 2, \dots, n$),

gdzie

$$(15) \quad q_\nu^* = q_\nu^0(0) + \delta_{1\nu}^0 f_{1\nu}(t) + \delta_{2\nu}^0 f_{2\nu}(t) + \dots + \delta_{\lambda\nu}^0 f_{\lambda\nu}(t).$$

Prawdopodobieństwo (14) uwzględnia zmianę w czasie wartości oczekiwanej q_ν^0 i niepewność współczynników $\delta_{1\nu}, \dots, \delta_{\lambda\nu}$ we wzorach (12).

Postępując analogicznie, a więc uwzględniając zmianę w czasie wartości oczekiwanej R_α^0 według wzorów (12), niepewność współczynników $\varepsilon_{1\alpha}, \dots, \varepsilon_{\rho\alpha}$ i ich rozkłady normalne (9), możemy twierdzić, iż prawdopodobieństwo, że w danej chwili t parametr R_α leży w przedziale elementarnym $(R_\alpha, R_\alpha + dR_\alpha)$, wyraża się w następujący sposób:

$$(16) \quad \frac{1}{\sqrt{2\pi \left[s_\alpha^2 + \sum_{\beta=1}^{\rho} \sigma_{\beta\alpha}^2 \varphi_{\beta\alpha}^2(t) \right]}} \exp \left[-\frac{(R_\alpha - R_\alpha^*)^2}{2 \left[s_\alpha^2 + \sum_{\beta=1}^{\rho} \sigma_{\beta\alpha}^2 \varphi_{\beta\alpha}^2(t) \right]} \right] dR_\alpha$$

($\alpha=1, 2, \dots, m$),

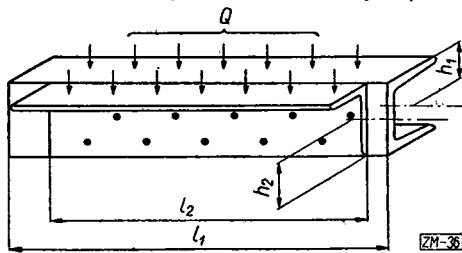
gdzie

$$(17) \quad R_\alpha^* = R_\alpha^0(0) + \varepsilon_{1\alpha}^0 \varphi_{1\alpha}(t) + \varepsilon_{2\alpha}^0 \varphi_{2\alpha}(t) + \dots + \varepsilon_{\rho\alpha}^0 \varphi_{\rho\alpha}(t).$$

Ostateczne rozwiązanie zagadnienia, to znaczy prawdopodobieństwo bezpieczeństwa danej konstrukcji w dowolnej chwili t w przedziale $(0, T)$ uwzględniające niepewność zmiany w czasie wartości oczekiwanych $q_\nu^0(t)$ i $R_\nu^0(t)$ oraz daną zmianę czasową odchyień średnich s_ν i s'_ν , wyrazi się tymi samymi wzorami (5) i (6), co w poprzednim zagadnieniu, pod warunkiem, żeby zamiast q_ν^0 i R_ν^0 podstawić wyrażenia q_ν^* i R_ν^* określone przez wzory (15), (17) oraz zamiast s_ν^2 i $s_\nu'^2$ wyrażenia

$$(17') \quad s_\nu^2 + \sum_{\mu=1}^{\lambda} \sigma_{\mu\nu}^2 f_{\mu\nu}^2(t), \quad s_\nu'^2 + \sum_{\beta=1}^{\rho} \sigma_{\beta\nu}^2 \varphi_{\beta\nu}^2(t).$$

3. Przykład²⁾. Niech układ będzie złożony z dwóch belek poziomych o końcach bądź wmurowanych, bądź podpartych (rysunek 1). Długości tych belek niech będą l_1 i l_2 ,



Rys. 1

momenty bezwładności przekrojów poprzecznych — J_1 i J_2 , moduły Younga — E_1 i E_2 , odległości skrajnych włókien od osi obrotowych h_1 i h_2 .

Dana jest siła Q rozłożona równomiernie na całej długości zespołu tych belek; nadto zakładamy, iż belki są łączone w ten sposób, że ich strzałki ugięcia f są równe.

Mamy więc warunek

$$(18) \quad f = \frac{Q_1 l_1^3}{c E_1 J_1} = \frac{Q_2 l_2^3}{c E_2 J_2}, \quad Q = Q_1 + Q_2,$$

gdzie Q_1 i Q_2 są siłami działającymi na poszczególne belki; $c=384$ w przypadku belek o końcach wmurowanych, $c=76,8$ w przypadku belek podpartych swobodnie na końcach.

Z równań (18) otrzymujemy

$$(19) \quad Q_1 = Q \frac{E_1 J_1 l_2^3}{E_1 J_1 l_2^3 + E_2 J_2 l_1^3}, \quad Q_2 = Q \frac{E_2 J_2 l_1^3}{E_1 J_1 l_2^3 + E_2 J_2 l_1^3}.$$

Dla największych naprężeń w każdej z belek mamy wzory

$$(20) \quad \sigma_1 = \frac{Q_1 l_1 h_1 \kappa}{J_1}, \quad \sigma_2 = \frac{Q_2 l_2 h_2 \kappa}{J_2},$$

gdzie $\kappa=1/12$ w przypadku belek o końcach wmurowanych, natomiast $\kappa=1/8$ w przypadku belek podpartych na końcach. Warunek bezpieczeństwa tej konstrukcji wyraża się nierównościami

$$(21) \quad \frac{Q E_1 h_1 l_1 l_2^3 \kappa}{E_1 J_1 l_2^3 + E_2 J_2 l_1^3} < \frac{R_1}{\alpha_1}, \quad \frac{Q E_2 h_2 l_2 l_1^3 \kappa}{E_1 J_1 l_2^3 + E_2 J_2 l_1^3} < \frac{R_2}{\alpha_2},$$

gdzie R_1 i R_2 są granicznymi wartościami naprężeń materiałów belek, α_1 i α_2 zaś odpowiednimi współczynnikami bezpieczeństwa. Założymy dla uproszczenia, że tylko E_1, E_2, R_1, R_2 są zmiennymi przypadkowymi, których wartości oczekiwane i odchylenia średnie nie zależą od czasu. $l_1=l_2=l$, h_1, h_2, J_1, J_2 są stałymi, których zmienność losową zanedbujemy.

Ostatnie założenie jest usprawiedliwione, jeśli zwrócimy uwagę na to, że niepewność wyników doświadczeń dotyczy głównie wielkości fi-

²⁾ Temat do tego przykładu zawdzięczam W. Moszyńskiemu.

zycznych E_1, E_2, R_1, R_2 wyrażających własności sprężyste materiału. Wielkość Q traktujemy w tym przykładzie jako daną stałą; najlepiej przyjąć tutaj kres górny spodziewanego obciążenia. Ponieważ wszystkie wielkości występujące w nierównościach (21) są dodatnie, więc przy powyższych założeniach upraszczającym warunek bezpieczeństwa (21) jest równoważny z warunkiem wyrażonym nierównościami

$$(22) \quad (\beta_1 - R_1) E_1 < \frac{R_1 J_2}{J_1} E_2, \quad (\beta_2 - R_2) E_2 < \frac{R_2 J_1}{J_2} E_1,$$

gdzie

$$(23) \quad \beta_1 = \frac{Q h_1 l a_1 \kappa}{J_1}, \quad \beta_2 = \frac{Q h_2 l a_2 \kappa}{J_2}.$$

Nierówności (22) przy ustalonych wartościach parametrów (R_1, R_2) określają na płaszczyźnie o współrzędnych prostokątnych (E_1, E_2) pewien obszar Ω_{R_1, R_2} , którego kształt poznamy badając położenie dwóch prostych o równaniach

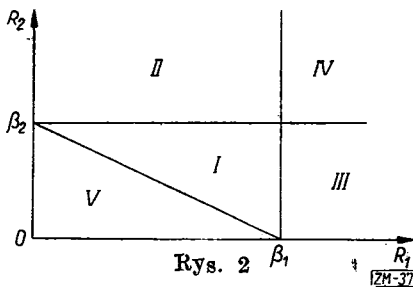
$$(24) \quad \begin{aligned} (\beta_1 - R_1) E_1 &= \frac{R_1 J_2}{J_1} E_2 && \text{(prosta } D_1), \\ (\beta_2 - R_2) E_2 &= \frac{R_2 J_1}{J_2} E_1 && \text{(prosta } D_2). \end{aligned}$$

Należy tu rozróżnić pięć przypadków, zależnych od położenia punktu o współrzędnych prostokątnych (R_1, R_2) w pięciu częściach pierwszej ćwiartki ($R_1 > 0, R_2 > 0$).

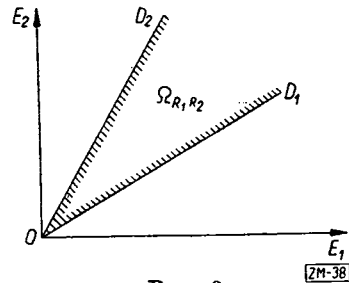
Przypadek 1.

$$R_1 < \beta_1, \quad R_2 < \beta_2, \quad \frac{R_1}{\beta_1} + \frac{R_2}{\beta_2} - 1 > 0.$$

Punkt (R_1, R_2) leży w obszarze I na rysunku 2



Rys. 2 (2M-37)



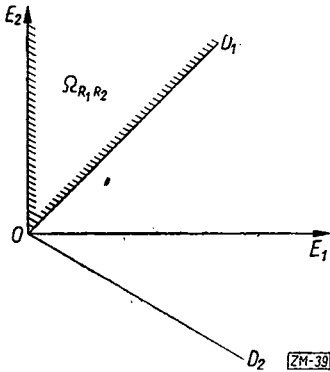
Rys. 3 (2M-38)

Wtedy współczynniki kątowe prostych D_1 i D_2 są dodatnie, przy czym prosta D_2 ma większy współczynnik kątowy od prostej D_1 . Obszar Ω_{R_1, R_2} jest więc w danym przypadku częścią ćwiartki pierwszej leżącą między prostymi D_1 i D_2 (rysunek 3).

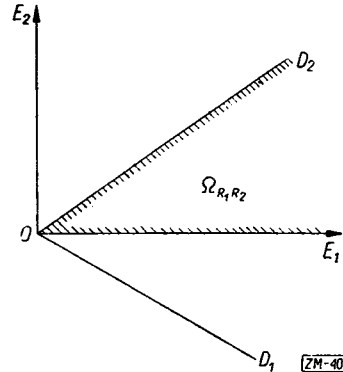
Przypadek 2.

$$0 < R_1 < \beta_1, \quad R_2 > \beta_2 \quad (\text{obszar II, rys. 4}).$$

Wtedy tylko prosta D_1 ma współczynnik kątowy > 0 i obszar $\Omega_{R_1 R_2}$ jest ograniczony w pierwszej ćwiartce półprostą OD_1 i półprostą OE_2



Rys. 4



Rys. 5

Przypadek 3.

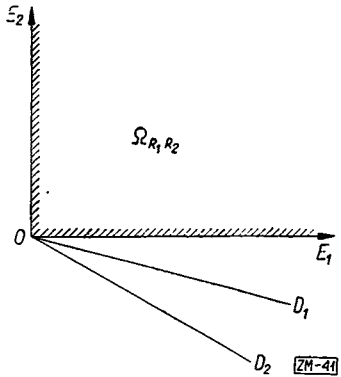
$$R_1 > \beta_1, \quad 0 < R_2 < \beta_2 \quad (\text{obszar III}).$$

Wtedy tylko prosta D_2 ma współczynnik kątowy dodatni i obszar $\Omega_{R_1 R_2}$ jest ograniczony półprostymi OE_1 i OD_2 (rysunek 5).

Przypadek 4.

$$R_1 > \beta_1, \quad R_2 > \beta_2 \quad (\text{obszar IV}).$$

Wtedy obie proste D_1 i D_2 mają współczynniki kątowe ujemne i cała pierwsza ćwiartka $E_1 OE_2$ jest obszarem $\Omega_{R_1 R_2}$ (rysunek 6).



Rys. 6

Przypadek 5.

$$R_1 > 0, \quad R_2 > 0, \quad \frac{R_1}{\beta_1} + \frac{R_2}{\beta_2} - 1 < 0 \quad (\text{obszar V}).$$

Wtedy półprosta OD_1 leży powyżej półprostej OD_2 w ćwiartce pierwszej i spełnienie zespołu nierówności (22) jest niemożliwe, gdyż wyrażają one, że punkt (E_1, E_2) leży wyżej od półprostej OD_1 i niżej od półprostej OD_2 . Bezpieczeństwo konstrukcji jest więc w tym przypadku niemożliwe.

Odpowiadające pierwszym czterem przypadkom prawdopodobieństwa względne $P(R_1, R_2)$ są następujące:

$$\begin{aligned}
 (25.I) \quad P_I(R_1, R_2) &= \\
 &= \int \int_{\Omega_{R_1 R_2}} \frac{1}{2\pi s_1 s_2} \exp\left(-\frac{(E_1 - E_1^0)^2}{2s_1^2} - \frac{(E_2 - E_2^0)^2}{2s_2^2}\right) dE_1 dE_2 = \\
 &= \frac{1}{2\pi s_1 s_2} \int_0^\infty \left[\int_{\substack{\beta_1 - R_1 \\ R_2 J_1}}^{\frac{R_1 J_2}{J_1} \cdot \frac{E_2}{s_2}} \exp\left(-\frac{(E_1 - E_2^0)^2}{2s_1^2}\right) dE_1 \right] \exp\left(-\frac{(E_2 - E_2^0)^2}{2s_2^2}\right) dE_2 = \\
 &= \frac{1}{s_2 \sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \left\{ \Phi\left[\frac{R_1 J_2}{(\beta_1 - R_1) J_1} \cdot \frac{E_2}{s_1} - \frac{E_1^0}{s_1}\right] - \Phi\left[\frac{\beta_2 - R_2}{R_2 J_1} \cdot J_2 \cdot \frac{E_2}{s_1} - \frac{E_1^0}{s_1}\right] \right\} \times \\
 &\quad \times \exp\left(-\frac{(E_2 - E_2^0)^2}{2s_2^2}\right) dE_2,
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (25.II) \quad P_{II}(R_1, R_2) &= \\
 &= \frac{1}{2\pi s_1 s_2} \int_0^\infty \left[\int_0^{\frac{R_1 J_2}{\beta_1 - R_1} \cdot \frac{E_2}{J_1}} \exp\left(-\frac{(E_1 - E_1^0)^2}{2s_1^2}\right) dE_1 \right] \exp\left(-\frac{(E_2 - E_2^0)^2}{2s_2^2}\right) dE_2 = \\
 &= \frac{1}{s_2 \sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \left\{ \Phi\left[\frac{R_1 J_2}{\beta_1 - R_1} \cdot \frac{E_2}{J_1 s_1} - \frac{E_1^0}{s_1}\right] - \Phi\left(-\frac{E_1^0}{s_1}\right) \right\} \exp\left(-\frac{(E_2 - E_2^0)^2}{2s_2^2}\right) dE_2.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (25.III) \quad P_{III}(R_1, R_2) &= \\
 &= \frac{1}{2\pi s_1 s_2} \int_0^\infty \left[\int_{\substack{\beta_2 - R_2 \\ R_2 J_1}}^{\infty} \exp\left(-\frac{(E_1 - E_1^0)^2}{2s_1^2}\right) dE_1 \right] \exp\left(-\frac{(E_2 - E_2^0)^2}{2s_2^2}\right) dE_2 = \\
 &= \frac{1}{s_2 \sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \left\{ 1 - \Phi\left[\frac{\beta_2 - R_2}{R_2 J_1} \cdot \frac{E_2 J_2}{s_1} - \frac{E_1^0}{s_1}\right] \right\} \exp\left(-\frac{(E_2 - E_2^0)^2}{2s_2^2}\right) dE_2,
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (25.IV) \quad P_{IV}(R_1, R_2) &= \\
 &= \frac{1}{2\pi s_1 s_2} \int_0^\infty \left[\int_0^\infty \exp\left(-\frac{(E_1 - E_1^0)^2}{2s_1^2}\right) dE_1 \right] \exp\left(-\frac{(E_2 - E_2^0)^2}{2s_2^2}\right) dE_2 = \\
 &= \Phi\left(\frac{E_1^0}{s_1}\right) \cdot \Phi\left(\frac{E_2^0}{s_2}\right).
 \end{aligned}$$

W powyższych wzorach oznaczono przez Φ funkcję Laplace'a

$$(26) \quad \Phi(T) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^T e^{-t^2/2} dt;$$

E_1^0 i E_2^0 oznaczają wartości oczekiwane zmiennych E_1 i E_2 , a s_1 i s_2 ich odchylenia średnie.

Mnożąc powyższe cztery prawdopodobieństwa przez funkcje Gaussa zmiennych R_1 i R_2 i całkując podwójnie w czterech odpowiednich obszarach (na rys. 1) otrzymamy cztery składniki $\Pi_I, \Pi_{II}, \Pi_{III}, \Pi_{IV}$, których sumą

$$\Pi(a_1, a_2) = \Pi_I + \Pi_{II} + \Pi_{III} + \Pi_{IV}$$

jest żądane prawdopodobieństwo bezpieczeństwa układu dwóch belek.

Otrzymamy mianowicie:

(27)

$$\begin{aligned} \Pi_I &= \frac{1}{2\pi s_1' s_2'} \int_0^{\beta_2} \left[\int_{\frac{\beta_1}{\beta_2}(\beta_2 - R_2)}^{\beta_1} P_I(R_1, R_2) \exp\left(-\frac{(R_1 - R_1^0)^2}{2s_1'^2}\right) dR_1 \right] \exp\left(-\frac{(R_2 - R_2^0)^2}{2s_2'^2}\right) dR_2, \\ \Pi_{II} &= \frac{1}{2\pi s_1' s_2'} \int_{\beta_2}^{\infty} \left[\int_0^{\beta_1} P_{II}(R_1, R_2) \exp\left(-\frac{(R_1 - R_1^0)^2}{2s_1'^2}\right) dR_1 \right] \exp\left(-\frac{(R_2 - R_2^0)^2}{2s_2'^2}\right) dR_2, \\ \Pi_{III} &= \frac{1}{2\pi s_1' s_2'} \int_0^{\beta_2} \left[\int_{\beta_1}^{\infty} P_{III}(R_1, R_2) \exp\left(-\frac{(R_1 - R_1^0)^2}{2s_1'^2}\right) dR_1 \right] \exp\left(-\frac{(R_2 - R_2^0)^2}{2s_2'^2}\right) dR_2, \\ \Pi_{IV} &= \frac{1}{2\pi s_1' s_2'} \int_{\beta_2}^{\infty} \left[\int_{\beta_1}^{\infty} P_{IV}(R_1, R_2) \exp\left(-\frac{(R_1 - R_1^0)^2}{2s_1'^2}\right) dR_1 \right] \exp\left(-\frac{(R_2 - R_2^0)^2}{2s_2'^2}\right) dR_2 = \\ &= \Phi\left(\frac{E_1^0}{s_1}\right) \cdot \Phi\left(\frac{E_2^0}{s_2}\right) \left[1 - \Phi\left(\frac{\beta_1 - R_1^0}{s_1}\right)\right] \left[1 - \Phi\left(\frac{\beta_2 - R_2^0}{s_2}\right)\right]. \end{aligned}$$

Tylko w ostatnim (czwartym) przypadku składnik prawdopodobieństwa rozszczepia się na iloczyn czterech czynników odpowiadających czterem zmiennym E_1, E_2, R_1, R_2 ; składnik ten nie jest główny, a nawet, jak wykazemy niżej, można go zaniedbać, gdy obciążenie Q jest dostatecznie duże. Rachunek liczbowy powyższych wyrażeń, które wydają się dość zawiłe, upraszcza się znacznie dzięki temu, że dystrybuanta Φ szybko dąży do jedności dla $T \rightarrow \infty$, i szybko dąży do zera dla $T \rightarrow -\infty$. Na przykład już dla $T=4$ mamy $\Phi(T)=0,999988$.

Wobec tego wzory powyższe uprościmy podstawiając dla funkcji pod znakiem całki

$$(28) \quad \Phi(T) = \begin{cases} 0, & \text{gdy } T < -\frac{\sqrt{2\pi}}{2}, \\ \frac{1}{2} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} T, & \text{gdy } -\frac{\sqrt{2\pi}}{2} \leq T \leq \frac{\sqrt{2\pi}}{2}, \\ 1, & \text{gdy } T > \frac{\sqrt{2\pi}}{2}. \end{cases}$$

Takie uproszczenie wydaje się uzasadnione, gdyż we wzorach powyższych funkcja Φ jest mnożona wielokrotnie przez czynniki mniejsze od jedności, wobec czego błąd wyniku ulega znacznej redukcji. Okoliczność ta występuje wyraźnie przy obliczeniach.

Powyższa teoria ma większe znaczenie wtedy, gdy naprężenia w układzie są bliskie wartości granicznych i intuicji ufać nie można. Otóż stosunki E_1^0/s_1 , E_2^0/s_2 mają wartość około 20, odchylenia średnie s'_1, s'_2 zaś wynoszą około 10% wartości R_1 i R_2 ; jeśli więc obciążenie Q jest dostatecznie duże, to różnice $\beta_1 - R_1$ i $\beta_2 - R_2$ przekraczają kilkakrotnie wartości s'_1, s'_2 i wyrazy $\Pi_{IV}, \Pi_{II}, \Pi_{III}$ można pominąć. Przy dostatecznie dużym obciążeniu Q wyrazem głównym jest więc Π_I . Obliczmy go przy założeniu upraszczającym

$$E_1^0 = E_2^0, \quad J_1 = J_2, \quad R_1^0 = R_2^0, \\ s_1 = s_2 = s, \quad s'_1 = s'_2 = s', \quad h_1 = h_2, \quad a_1 = a_2 = 1.$$

Wtedy

$$\beta_1 = \beta_2 = \beta.$$

Według wzoru (25.I) mamy teraz

$$P_I(R_1, R_2) = \frac{1}{s\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty \left[\Phi\left(\frac{E_2}{s\left(\frac{\beta}{R_1} - 1\right)} - \frac{E^0}{s}\right) - \Phi\left[\left(\frac{\beta}{R_2} - 1\right)\frac{E_2}{s} - \frac{E^0}{s}\right] \right] \times \\ \times \exp\left(-\frac{(E_2 - E^0)^2}{2s^2}\right) dE_2.$$

Prawdopodobieństwo P_I jest wobec tego różnicą dwóch całek $P_I = P'_I - P''_I$, z których pierwszą wyrażamy w następujący sposób:

$$(29) \quad P'_I = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-E^0/s}^\infty \Phi\left(\frac{E^0 + s\tau}{s\left(\frac{\beta}{R_1} - 1\right)} - \frac{E^0}{s}\right) e^{-\tau^2/2} d\tau,$$

gdzie $E_2 - E^0 = s\tau$.

Aby zastosować teraz uproszczenie (28), wyznaczmy taką wartość τ_0 , żeby było

$$\frac{E^0 + s\tau_0}{s\left(\frac{\beta}{R_1} - 1\right)} - \frac{E^0}{s} = \mp \frac{\sqrt{2\pi}}{2}$$

Odpowiednie dwie wartości τ są następujące:

$$(30) \quad \tau'_0 = \left(\frac{\beta}{R_1} - 1\right) \left(\frac{E^0}{s} - \frac{\sqrt{2\pi}}{2}\right) - \frac{E^0}{s}, \quad \tau''_0 = \left(\frac{\beta}{R_1} - 1\right) \left(\frac{E^0}{s} + \frac{\sqrt{2\pi}}{2}\right) - \frac{E^0}{s},$$

gdzie $\tau''_0 - \tau'_0 = \left(\frac{\beta}{R_1} - 1\right) \sqrt{2\pi}$. Zgodnie z (28) jest

$$P'_I = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\tau'_0}^{\tau''_0} \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left[\frac{E^0 + s\tau}{s\left(\frac{\beta}{R_1} - 1\right)} - \frac{E^0}{s} \right] + \frac{-1}{2} \right\} e^{-\tau^2/2} d\tau + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\tau'_0}^{\infty} e^{-\tau^2/2} d\tau.$$

Stąd wynika, że

$$(31) \quad P'_I(R_1) = 1 - \frac{1}{2} \left[\Phi(\tau'_0) + \Phi(\tau''_0) \right] + \\ + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \frac{E^0}{s} \cdot \frac{2R_1 - \beta}{\beta - R_1} \left[\Phi(\tau''_0) - \Phi(\tau'_0) \right] + \frac{R_1}{2\pi(\beta - R_1)} (e^{-\tau'^2_0/2} - e^{-\tau''^2_0/2}).$$

Postępując analogicznie otrzymujemy dla drugiego dodajnika P''_I wyrażenie

$$(32) \quad P''_I(R_2) = 1 - \frac{1}{2} \left[\Phi(t'_0) + \Phi(t''_0) \right] + \\ + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \frac{E^0}{s} \cdot \frac{\beta - 2R_2}{R_2} \left[\Phi(t''_0) - \Phi(t'_0) \right] + \frac{\beta - R_2}{2\pi R_2} [e^{-t'^2_0/2} - e^{-t''^2_0/2}],$$

gdzie

$$(33) \quad t'_0 = \frac{R_2}{\beta - R_2} \left(\frac{E^0}{s} - \frac{\sqrt{2\pi}}{2} \right) - \frac{E^0}{s}, \quad t''_0 = \frac{R_2}{\beta - R_2} \left(\frac{E^0}{s} + \frac{\sqrt{2\pi}}{2} \right) - \frac{E^0}{s}.$$

W dalszym ciągu otrzymujemy

$$\Pi_I = \Pi'_I - \Pi''_I,$$

гдзіє

$$\Pi'_I = \frac{1}{s'\sqrt{2\pi}} \int_0^\beta \left[\Phi\left(\frac{\beta - R^0}{s'}\right) - \Phi\left(\frac{\beta - R_1 - R^0}{s'}\right) \right] P'_I(R_1) \exp\left(-\frac{(R_1 - R^0)^2}{2s'^2}\right) dR_1, \quad (34)$$

$$\Pi''_I = \frac{1}{s'\sqrt{2\pi}} \int_0^\beta \left[\Phi\left(\frac{\beta - R^0}{s'}\right) - \Phi\left(\frac{\beta - R_2 - R^0}{s'}\right) \right] P''_I(R_2) \exp\left(-\frac{(R_2 - R^0)^2}{2s'^2}\right) dR_2.$$

Везьмі прыклад лічбавы; нехь бэдыє

$$(35) \quad \beta = 4000 \frac{\text{kG}}{\text{cm}^2}, \quad R^0 = 2600 \frac{\text{kG}}{\text{cm}^2}, \quad s' = 260 \frac{\text{kG}}{\text{cm}^2}, \quad \frac{E^0}{s} = 20.$$

Понієвэ сілы Q_1 і Q_2 вавэжэ сіє докіла $Q/2$, вієч везьдуг вэзорів (20) і (23) нэвієкшіє нэпрэжэніє в даным прыкладзіє вавэжэ сіє кієліє вэртієсі $\beta/2 = 2000 \text{ kG/cm}^2$.

Сэліє (34) облієчэмі в звыклы спієсіб, дієлієчэ прэдыіэл сэлієковэніє нэ чэєсі; вэстэчэзі зэжэє сіє рэчункієм в прэдыіэлэ

$$1500 < R < 2500,$$

гдыє понієжэ вэртієсі 1500 вэртієсі функціє подсэлієковэј сэ знієкомэ, а повыєжэ вэртієсі 2500 чыньнієк P' јєст знієкомы, чыньнієк P'' бэрдзо блієкшіє јєдності, вэртієсі $\Phi[(\beta - R - R^0)/s']$ бэрдзо мэлэ, вэртієсі $\Phi[(\beta - R^0)/s]$ бэрдзо блієкшіє јєдності і одповієдніє чэєсі сэліє Π_I спровэдзэ сіє до звыклэј сэліє Гауссэ.

Рэчункэ прыблїєзны єлэєк (34) опэрты нэ вэрыэжэнієх (30), (31), (32) і (33) до вэртієсі $\Pi = 0,990$ прэвэдопобієєствэ бэзвэзглэєднэго ($\alpha=1$) бэзпэєчэєнієтвэ конієтрукціє в прэдыіэдкэ (35) прэдыієднэєчэ вэрыэжэніє Π_{II} , Π_{III} і Π_{IV} .

Осзэчэвэніє блэду нэ прэвэровэдзэно, прэдыієсзчэмі јєднэєк, жэ нэ прэєкэчэзэ он пэру јєдностєк нэ трэєєім мієјсєу по прэєєчінєку.

Прэчэ вэплыєнэла 14. 3. 1953 р.

В. ПОГОЖЕЛЬСКИЙ (Варшэвэ)

ВЕРОЯТНОСТЬ БЕЗОПАСНОСТИ УПРУГИХ СИСТЕМ

РЕЗЮМЕ

Автор зэніємэєтэєя опрэделєнієм вэрыэжэнієтвэ бэзопэєчэєнієтвэ упругієј сієстємы U сзостэєщэєј із упругієх вэзэімніє свэзэнієх чэєстє U_1, U_2, \dots, U_m . Мэксімэльніє абсієлутныє знэчэнієя нэпрэжэніє $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_m$ в этїєх чэєстєх јэвлэєтэєя функцієми

$$\sigma_v = F_v(q_1, q_2, \dots, q_n) \quad (v=1, 2, \dots, m)$$

n параметров q_1, q_2, \dots, q_n , определяющих геометрические соотношения и упругие свойства частей U_1, U_2, \dots, U_m . Автор предполагает, что параметры q_1, q_2, \dots, q_n , которых значения получаются экспериментальным путем, являются случайными величинами подчиненными распределению Гаусса.

Условия безопасности системы определяются неравенствами (2), где предельные напряжения R_1, R_2, \dots, R_m считаются случайными величинами также подчиненными распределению Гаусса.

Неравенства (2), с постоянными значениями параметров R_1, R_2, \dots, R_m , определяют некоторую область $\Omega_{R_1 R_2 \dots R_m}$ в n -мерном пространстве точек (q_1, q_2, \dots, q_n) .

Вероятность $P(R_1, R_2, \dots, R_m)$ явления, что точка (q_1, q_2, \dots, q_n) находится в области $\Omega_{R_1 R_2 \dots R_m}$, определяется формулой (5). Умножая вероятность P на функции Гаусса, соответствующие параметрам R_1, R_2, \dots, R_m , и интегрируя по области A , содержащей все те точки (R_1, R_2, \dots, R_m) , в которых условия (2) выполняемы, получаем формулу (6). Формула эта определяет вероятность $\Pi(a_1, a_2, \dots, a_m)$ безопасности при данных коэффициентах a_1, a_2, \dots, a_m . Полагая $a_1 = a_2 = \dots = a_m = 1$ получаем абсолютную вероятность безопасности системы.

В следующей части автор занимается определением вероятности безопасности активной системы U в произвольном моменте времени t интервала $(0, T)$. Для этого автор предполагает, что математические ожидания q_v^0 и R_a^0 параметров q_v и R_a являются случайными функциями (8) времени t , зависящими от случайных параметров $\delta_{1\nu}, \delta_{2\nu}, \dots, \delta_{1\nu}$ и $\varepsilon_{1a}, \varepsilon_{2a}, \dots, \varepsilon_{ea}$ подчиненных закону Гаусса (9). Затем автор заменяет функции (8) более простыми функциями (полиномами) (12) и пользуясь свойствами распределения Гаусса приходит к выводу, что искомая вероятность безопасности активной системы в произвольном моменте времени t определяется теми-же формулами (5) и (6), с тем, что величины q_v^0 и R_a^0 надо заменить величинами q_v^* и R_a^* определенными формулами (15) и (17), а величины s_v и s_v' — выражением (17').

В последней части автор применяет теорию к задаче двух горизонтальных соединенных стержней находящихся под влиянием силы Q равномерно распределенной. Условие безопасности определяется неравенствами (21). Для определения вероятности безопасности рассматриваются пять областей (черт. 1) в плоскости переменных R_1 и R_2 . Этим областям соответствуют области $\Omega_{R_1 R_2}$ в плоскости переменных (E_1, E_2) (черт. 2, 3, 4, 5). Вероятности $P(R_1, R_2)$ соответствующие этим областям определяются формулами (25); а искомые вероятности $\Pi(a_1, a_2) = \Pi_I + \Pi_{II} + \Pi_{III} + \Pi_{IV}$ — формулами (27).

Приближенные значения вероятности Π определяются формулами (34). Автор приводит численный пример (35) и получает для вероятности значение $\Pi = 0,990$.

W. POGORZELSKI (Warszawa)

PROBABILITY OF THE SAFETY OF A CONSTRUCTION

S U M M A R Y

The author is concerned with determining the probability of the safety of a system U , consisting of elastic parts U_1, U_2, \dots, U_n , joined to one another. The greatest absolute value of the stresses $\sigma_1, \sigma_2, \dots, \sigma_m$ arising in those parts are functions

$$\sigma_v = F_v(q_1, q_2, \dots, q_n) \quad (v = 1, 2, \dots, m)$$

of n parameters q_1, q_2, \dots, q_n , determining the geometrical dimensions and elastic properties of the system.

In view of the inaccuracy of industrial production the author regards the parameters q_1, q_2, \dots, q_n as random variables subject to Gauss' law.

The condition of the safety of a construction is expressed by inequalities (2) where the limit values R_1, R_2, \dots, R_m are also regarded as random variables subject to Gauss' law.

Inequalities (2), for fixed parameters R_1, R_2, \dots, R_m , determine a certain domain $\Omega_{R_1 R_2 \dots R_m}$ in an n -dimensional space of the points (q_1, \dots, q_n) . The probability $P(R_1, R_2, \dots, R_m)$ of the point with the rectangular coordinates q_1, q_2, \dots, q_n lying in the domain $\Omega_{R_1 R_2 \dots R_m}$ is expressed by formula (5). Multiplying the probability P by Gauss' functions corresponding to the parameters R_1, R_2, \dots, R_m , and integrating in the domain A containing all points (R_1, R_2, \dots, R_m) for which the inequalities (2) are satisfied, we obtain formula (6). This formula expresses the probability $\Pi(a_1, a_2, \dots, a_m)$ of safety when we accept the coefficients a_1, a_2, \dots, a_m . Substituting $a_1 = a_2 = \dots = a_m = 1$ we obtain the absolute probability of the safety of a construction.

In the second part of this paper the author deals with determining the probability of the safety of a construction under working conditions, at an arbitrary moment t in the interval $(0, T)$. He assumes that the expected values q^0 and R^0 of the parameters q_v, R_a are functions (8) of the time t , but they are uncertain, *i. e.* dependent on the parameters $\delta_{1v}, \delta_{2v}, \dots, \delta_{2v}$ and $\varepsilon_{1a}, \varepsilon_{2a}, \dots, \varepsilon_{qa}$ which are random variables subject to Gauss' law (9). The author then adopts for functions (8) a simpler expression (12) in the form of polynomials, and, basing himself on the properties of Gauss' distribution, infers that the sought probability of a construction under working conditions at an arbitrary time t will be determined by the same formulae (5) and (6) as those appearing in the first part of the paper, on condition that the expressions q_v^* and R_a^* , determined by formulae (15) and (17), are substituted for the values q_v^0 and R_a^0 , and the expressions (17') substituted for the values s_v and s'_a .

In the final part of his paper the author gives the application of the theory to the case of two joined horizontal beams, uniformly loaded along their whole lengths. The condition of safety is expressed by inequalities (21). In order to determine the probability of safety we consider four domains in fig. 1 in the plane of the variables R_1 and R_2 . To these domains correspond the domains $\Omega_{R_1 R_2}$ in the plane of the variables (E_1, E_2) , shown in fig. 2, 3, 4, 5. The probabilities $P(R_1, R_2)$ corresponding to these domains are determined by formulae (27).

The approximate value of the probability Π is given by formulae (34). The author introduces a numerical example and obtains the value $\Pi = 0,990$ for the probability.