

## 1 Prawdopodobieństwo całkowite i warunkowe

Prawdopodobieństwo całkowite. Niech będzie dana przestrzeń probabilistyczna  $(\Omega, \Sigma, P)$  oraz zdarzenia  $A_1, A_2, A_n \in \Sigma$  spełniająca warunki:  $P(A_i) > 0$  dla każdego  $i = 1, \dots, n$ ;  $A_i \cap A_j = \emptyset$  dla wszystkich  $i \neq j$ ;  $A_1 \cup \dots \cup A_n = \Omega$

Prawdopodobieństwo warunkowe:  $P(B|A) = \frac{P(B \cap A)}{P(A)}$ . Wtedy dla każdego zdarzenia  $B \in \Sigma$  zachodzi następująca równość:  $P(B) = \sum_{i=1}^n P(B|A_i)P(A_i)$

Wzór Bayesa:  $P(A_k|B) = \frac{P(B|A_k)P(A_k)}{\sum_{i=1}^n P(B|A_i)P(A_i)}$ . Niezależność zdarzeń:  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$ ,  $P(A_{k_1} \cap \dots \cap A_{k_r}) = P(A_{k_1}) \cdot \dots \cdot P(A_{k_r})$

## 2 Wartość oczekiwana i wariancja

Wartość oczekiwana dla rozkładu dyskretnego:  $m = E(X) = \sum_{i=1}^n x_i p_i$ , ciągłego:  $m = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$

Wariancja:  $\sigma^2 = D^2(X) = E((X - m)^2)$ , odchylenie standardowe:  $\sigma = \sqrt{\sigma^2} = \sqrt{D^2(X)}$

Wariancja dla rozkładu dyskretnego:  $D^2(X) = \sum_{i=1}^n (x_i - m)^2 p_i$ , dla rozkładu ciągłego:  $D^2(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m)^2 f(x) dx$

Zmienne niezależne gdy dla dowolnych zdarzeń  $B_1, \dots, B_k \in \Sigma$ :  $P(X_1 \in B_1, \dots, X_k \in B_k) = P(X_1 \in B_1) \cdot \dots \cdot P(X_k \in B_k)$ .

Wartości własności i wariancji:

jeżeli  $X = \text{const} = c$ , to  $E(X) = c$ ;  $E(aX) = aE(X) \forall a \in \mathbb{R}$ ;  $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$ ;  $D^2(X) = E(X^2) - E(X)^2$ ;  $D^2(aX) = a^2 D^2(X) \forall a \in \mathbb{R}$ ;  $X = \text{const} = c$  to  $D^2(X) = 0$ ; jeżeli  $X$  i  $Y$  są niezależnymi zmiennymi losowymi, to  $D^2(X + Y) = D^2(X) + D^2(Y)$

## 3 Rozkłady

Rozkład Bernoulliego:  $\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ ,  $m = np$ ,  $\sigma^2 = np(1-p)$

Jeżeli  $X \sim B(n, p)$  i  $Y \sim B(m, p)$  są dwiema niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie dwumianowym, wtedy ich suma  $X + Y$  jest zmienną losową o rozkładzie dwumianowym  $B(n + m, p)$

Rozkład Poissona (duża liczba prób bernoulliego  $m \geq 100$  z małym prawdopodobieństwem  $p \leq \frac{1}{10}$ ):  $f(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$ ,  $\lambda = np$ ,  $m = \lambda$ ,  $\sigma = \lambda$

Dla dwóch zmiennych losowych o rozkładzie Poissona z parametrami  $\lambda$  i  $\mu$  suma tych zmiennych losowych ma rozkład Poissona o parametrze  $\lambda + \mu$

Rozkład jednostajny:  $f(x) = \frac{1}{b-a}$  gdy  $x \in [a, b]$ , 0 gdy  $x \notin [a, b]$ ,  $F(x) = 0$  gdy  $x < a$ ,  $\frac{x-a}{b-a}$  gdy  $x \in [a, b]$  1 gdy  $x > b$ ,  $m = \frac{a+b}{2}$ ,  $\sigma = \frac{(b-a)^2}{12}$

Rozkład wykładniczy (ciągły odpowiednik rozkładu geometrycznego - czas oczekiwania na pierwszy sukces w nieskończonym ciągu niezależnych prób Bernoulliego):  $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ ,  $x \geq 0$ ,  $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$ ,  $m = \frac{1}{\lambda}$ ,  $\sigma = \frac{1}{\lambda^2}$  Rozkład geometryczny:  $p(1-p)^{k-1}$ ,  $m = \frac{1}{p}$ ,  $\sigma = \frac{1-p}{p^2}$

Rozkład normalny:  $\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}}$  Własności  $\Phi(x)$ :  $\Phi(x) = 1 - \Phi(-x)$ ,  $\Phi^{-1}(\alpha) = -\Phi^{-1}(1-\alpha)$ ,  $\Phi(0) = \frac{1}{2}$ ,  $\Phi_{m,\sigma}(x) = \Phi(\frac{x-m}{\sigma})$

Dla  $X$  będącego zmienną losową o rozkładzie normalnym  $N(m, \sigma)$  i  $Y = aX + b$ , gdzie  $a \neq 0$   $Y$  ma rozkład normalny  $N(am + b, |a|\sigma)$

Dystrybuenta zmiennej losowej:  $F(x) = F_X(x) = P_X((-\infty, x]) = P(X \in (-\infty, x])$ . Pochodna dystrybuenty to funkcja rozkładu:  $F'(x) = f(x)$

Dystrybuenta jest niemalejąca,  $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$ ,  $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$ . Dla rozkładu dyskretnego:  $F(x) = \sum_{i: x_i \leq x} p_i$

## 4 Centralne twierdzenie graniczne

Dla  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ , gdzie  $X_i$  to niezależne zmienne losowe z tym samym rozkładem, nadzieją  $m$  i wariancją  $\sigma^2$ ,  $\sigma > 0$ :

$Z_n = \frac{S_n - E(S_n)}{\sqrt{D^2(S_n)}} = \frac{S_n - nm}{\sigma\sqrt{n}}$  -  $Z_n$  to standaryzacja sumy  $S_n$ ,  $E(Z_n) = 0$ ,  $D^2(Z_n) = 1$  tw. Lindeberga-Levy'ego:  $\forall x \in \mathbb{R} \lim_{n \rightarrow \infty} P(Z_n \leq x) = \Phi(x)$

Centralne twierdzenie graniczne dla sum:  $\forall x \in \mathbb{R} \lim_{n \rightarrow \infty} (F_{S_n}(x) - \Phi_{nm, \sigma\sqrt{n}}(x)) = 0$ . Dla średnich:  $\forall x \in \mathbb{R} \lim_{n \rightarrow \infty} (F_{\frac{S_n}{n}}(x) - \Phi_{m, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}}(x)) = 0$

tw. de Moivre'a-Laplace'a (gdy  $X_i$  to ciąg niezależnych prób Bernoulliego z tym samym  $p$ ):  $\forall x \in \mathbb{R} P\left(\frac{S_n - np}{\sqrt{npq}} \leq x\right) \rightarrow \Phi(x)$ :  $\Phi(\frac{S_n - np}{\sqrt{npq}})$ ,  $q = 1 - p$

## 5 Estymacja punktowa

Niech  $X_1, \dots, X_n$  będzie próbką prostą ze zmiennej losowej  $X$ . Estymatorem parametru  $\theta$  rozkładu  $P_\theta \in \mathbb{P}$  "odpowiednio bliskiego" rozkładowi  $P_X$  nazywamy zmienną losową  $\hat{\theta} \circ (X_1, \dots, X_n) = T(X_1, \dots, X_n)$  gdzie  $T$  jest odpowiednio dobraną funkcją, która "rozsądnie" przybliża (estymuje) wartość  $\theta$ . Przykładami estymatorów są: średnia arytmetyczna z próbki -  $\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$  - estymator wartości oczekiwanej  $E(X)$ .

Mediana z próbki -  $meX_{(\lfloor n/2 \rfloor)}$  - estymator mediany. Wariancja z próbki -  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - m)^2$  (jeżeli  $E(X) = m$  jest znane), lub  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  (jeżeli  $E(X) = m$  nie jest znane) - estymator wariancji  $D^2(X)$

Estymator nieobciążony -  $E(\hat{\theta}) = \theta$ . Estymator zgodny -  $P(\omega \in \Omega : \lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\theta}_n(\omega) = \theta) = 1$  Metoda MLE: dla zmiennych losowych  $X_1, \dots, X_n$ ,  $L(\theta) = \prod_{i=1}^n P(X_i = x_i)$  - dla zmiennych dyskretnych,  $L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$  - dla zmiennych ciągłych, Żeby wyznaczyć MLE ( $\theta$ ) należy wyznaczyć maximum funkcji wiarygodności  $L(\theta)$ . Kwantyle i kwartyle -  $q_p = x_{(\lceil pn \rceil)} = \min\{x : F_n(x) \geq p\}$ ,  $Q_k = q_{k/4}$  ( $k = 1, 2, 3$ ). Klasyczny współczynnik

asymetrii  $\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{s^3}$ , pozytywny współczynnik asymetrii -  $\frac{Q_3 + Q_1 - 2me}{IQR}$ . Rozstęp międzykwartyłowy -  $IQR = q_{3/4} - q_{1/4}$ .  $mad = me(|x_1 - me|, \dots, |x_n - me|)$ .

## 6 Przedziały ufności Estymacja Przedziałowa

Dla wartości oczekiwanej w rozkładzie normalnym ze znanym odchyleniem standardowym (na poziomie ufności  $1 - \alpha$ ):

$(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2}), \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2}))$ ,  $(-\infty, \bar{X} + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \alpha))$ ,  $(\bar{X} - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \alpha), \infty)$

Dla wartości oczekiwanej w rozkładzie normalnym z nieznanym odchyleniem standardowym:

$(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n-1}} F_{n-1}^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2}), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n-1}} F_{n-1}^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2}))$ ,  $(-\infty, \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n-1}} F_{n-1}^{-1}(1 - \alpha))$ ,  $(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n-1}} F_{n-1}^{-1}(1 - \alpha), \infty)$ ,

Dla frakcji. Próbką prostą  $X_1, \dots, X_n$  pochodzi z rozkładu dwupunktowego  $B(1, p)$ . W przypadku. Dla próbki dużej ( $n > 30$ ):

$(\hat{p} - \frac{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})}}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2}), \hat{p} + \frac{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})}}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2}))$ ,  $(0, \hat{p} + \frac{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})}}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \alpha))$ ,  $(\hat{p} - \frac{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})}}{\sqrt{n}} \Phi^{-1}(1 - \alpha), 1)$  gdzie  $\hat{p} = \bar{X}_n = \frac{\#\{i: X_i = 1\}}{n}$

Dla wariancji w rozkładzie normalnym z nieznaną wartością oczekiwaną:  $(\frac{nS^2}{F_{n-1}^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2})}, \frac{nS^2}{F_{n-1}^{-1}(\frac{\alpha}{2})})$ ,  $(0, \frac{nS^2}{F_{n-1}^{-1}(\alpha)})$ ,  $(\frac{nS^2}{F_{n-1}^{-1}(1-\alpha)}, \infty)$

Przedziały ufności dla wartości oczekiwanej - uwagi. Jeżeli rodzina rozkładów nie jest znana oraz próbka jest duża ( $n \geq 30$ ), to konstruując przedziały ufności dla wartości oczekiwanej  $m$  możemy rozważyć zmienną losową  $Z = \frac{\bar{X} - m}{\frac{S}{\sqrt{n}}} \sqrt{n} \approx N(0, 1)$

Jeżeli natomiast próbka jest mała ( $n < 30$ ) oraz pochodzi z rozkładu  $B(1, p)$  to konstruując przedział ufności dla  $p$  możemy rozważyć zmienną losową  $K = \#\{i : X_i = 1\} \sim B(n, p)$

## 7 Testowanie hipotez statystycznych

Próbka  $X_1, \dots, X_n$  z rozkładu  $N(m, \sigma)$ , stat. testowe dają zm. los. przy prawdziwości hipotez zerowych.

Testowanie hipotez  $H_0 : m = m_0$  o wart. oczekiwanej w rozkładzie norm.:

gdy  $\sigma$  znana  $z = z(x_1, \dots, x_n) = \frac{\bar{x} - m_0}{\sigma/\sqrt{n}} \sqrt{n}$  dająca zm. los.  $Z = z(X_1, \dots, X_n)$  o rozkładzie  $N(0, 1)$ ,

gdy  $\sigma$  nieznana  $t = t(x_1, \dots, x_n) = \frac{\bar{x} - m_0}{s/\sqrt{n}} \sqrt{n-1}$  dająca zm. los.  $T = t(X_1, \dots, X_n)$  o rozkładzie t-studenta o  $n-1$  st. swobody.

Testowanie hipotez  $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$  o wariancji w rozkładzie norm.:

$\chi = \chi(x_1, \dots, x_n) = \frac{n s^2}{\sigma_0^2}$  dająca zm. los.  $\chi = \chi(X_1, \dots, X_n)$  o rozkładzie  $\chi$  a o  $n-1$  st. swobody.

Testowanie hipotez  $H_0 : p = p_0$  o frakcji,

gdy  $X_1, \dots, X_n$  z rozkładu  $B(1, p)$ : dla próbki  $n \geq 30$  używamy stat. testowej  $z = z(x_1, \dots, x_n) = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{p(1-p)}}$  dająca zm. los.  $Z = z(X_1, \dots, X_n)$  o rozkładzie  $N(0, 1)$ ,

dla małej próbki stat. testowa  $k = k(x_1, \dots, x_n) = \# \{i : x_i = 1\}$  dająca zm. los.  $K = k(X_1, \dots, X_n)$  o rozkładzie  $B(n, p_0)$ .

Test t-Studenta: próbki z rozkł.  $N(m_1, \sigma_1)$  i  $N(m_2, \sigma_2)$ ,  $H_0 : m_1 = m_2$ ,

dla znanych  $\sigma_1, \sigma_2$ :  $z = z(x_1, \dots, x_{n_1}, y_1, \dots, y_{n_2}) = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$  dająca zm. los.  $Z$  o rozkł.  $N(0, 1)$ ,

dla nieznanach  $\sigma_1, \sigma_2$ :  $t = t(x_1, \dots, x_{n_1}, y_1, \dots, y_{n_2}) = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{n_1 s_1^2 + n_2 s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \cdot \frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}}$  dająca zm. los.  $T$  o rozkładzie t-studenta o  $n_1 + n_2 - 2$  st. swobody.

Test  $\chi^2$  zgodności: dla rozkładów dyskretnych:  $H_0 : P_X = P$

$P(y_1) = \pi_1 > 0, \dots, P(y_k) = \pi_k > 0, \pi_1 + \dots + \pi_k = 1, n_i$  - liczba wystąpień  $y_i$  w ciągu  $x_1, \dots, x_n$

$\chi = \chi(x_1, \dots, x_n) = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - n\pi_i)^2}{n\pi_i}$ , zbiór krytyczny  $K$  to  $[l, \infty)$ , gdzie  $l$  to kwantyl rzędu  $1 - \alpha$  rozkładu  $\chi^2$  o  $k-1$  stopniach swobody.

Test niezależności rozkładów: dla zmiennych losowych:  $X \sim P_X$  i  $Y \sim P_Y$

$\chi = \chi((x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)) = \sum_{(s,t) \in S \times T} \frac{(n_{s,t} - \frac{n_{s.} n_{.t}}{n})^2}{\frac{n_{s.} n_{.t}}{n}}$ , gdzie  $S \times T$  jest nośnikiem próbki danych,

$n_{s,t} = \# \{i : (s, t) = (x_i, y_i)\}$ ,  $n_s = \# \{i : s = x_i\}$ ,  $n_t = \# \{i : t = y_i\}$  ( $n = \sum_{(s,t)} n_{s,t}$ ) Można wtedy wykazać, że  $\chi \approx \chi_{(\#S-1)(\#T-1)}^2$

## 8 Metoda bootstrap

Dla małej próbki (o wielkości  $n$ ) i nieznanym rozkładzie losujemy z niej ze zwracaniem kolejno  $B$  próbek o wielkości  $n$ .

Estymator bootstrapowy parametru ze znanym estymatorem  $g(x_1, \dots, x_n)$  to:  $\hat{g} = \hat{g}(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B g(x_1^i, \dots, x_n^i)$ , gdzie  $x_1^i, \dots, x_n^i$  to próbka wylosowana za  $i$ -tym razem.

Metoda percentylowa wyznaczania przedziałów ufności parametru  $\theta$ : losujemy 1000 próbek bootstrapowych, dla każdej obliczamy estymator  $\theta$ . Kwantyle odpowiednich rzędów z ciągu estymatorów dla próbek są końcami przedziału ufności.

## 9 Wektor losowy

Wektor losowy: funkcja  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$  ( $Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^m$ ) na przestrzeni  $(\Omega, \Sigma, P)$ , rozkład wektora losowego  $X$ :  $P_X(B) = P(X^{-1}(B))$  dla  $B \subset \mathbb{R}^n$ . Dla  $A_1 \subset \mathbb{R}^n, A_2 \subset \mathbb{R}^m$ :  $P_X(A_1) = P_{(X,Y)}(A_1 \times \mathbb{R}^m)$  i  $P_Y(A_2) = P_{(X,Y)}(\mathbb{R}^n \times A_2)$  są rozkładami brzegowymi, a  $P_{(X,Y)}$  to rozkład łączny.

Niezależność wektorów losowych o rozkładach ciągłych  $f_{(X,Y)}(x, y) = f_X(x) f_Y(y)$

dla  $x \in \mathbb{R}^n, y \in \mathbb{R}^m, P_X(x) > 0, P_Y(y) > 0, f_X(x) > 0, f_Y(y) > 0$

Rozkłady warunkowe wektora losowego (dyskretny):  $P_{X|Y=y}(B) = P(X \in B | Y = y) = \frac{P(X \in B, Y=y)}{P(Y=y)}$  dla  $B \subset \mathbb{R}^n$

Rozkłady warunkowe wektora losowego (ciągłego):  $f_{Y|X=x}(y) = \frac{f_{(X,Y)}(x, y)}{f_X(x)}$  dla  $y \in \mathbb{R}^m$

Warunkowa wartość oczekiwana:  $E(X|Y=y)$

## 10 Regresja Liniowa

Model regresji liniowej:  $Y_i = \alpha + \beta x_i + U_i$  dla  $i = 1, \dots, n$ ,

Wyznaczenie estymatorów  $\alpha$  i  $\beta$  MNK: wyznaczamy arg min  $S(\alpha, \beta)$  dla  $S(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n (y_i - \alpha - \beta x_i)^2$ ,

otrzymujemy  $\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta} \bar{x}$   $\hat{\beta} = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - (\sum_{i=1}^n x_i)(\sum_{i=1}^n y_i)}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2}$   $\hat{\alpha}$  i  $\hat{\beta}$  są nieobciążone.

Wyznaczenie estymatorów metodą największej wiarygodności dla błędów normalnych:

Zał:  $U_i \sim N(0, \sigma)$ , czyli  $Y \sim N(\alpha + \beta x_i, \sigma)$

$L(\alpha, \beta, \sigma^2) = f_1(y_1) \cdots f_n(y_n)$ , gdzie  $f_i(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(y - \alpha - \beta x_i)^2}{(2\sigma^2)}}$  dostajemy te same estymatory jak w MNK oraz  $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta} x_i)^2$  a także  $E(\hat{\sigma}^2) = \frac{n-2}{n} \sigma^2$

## 11 Analiza wariancji (ANOVA)

Rozkład F(-Snedecora): Niech  $X$  i  $Y$  będą niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładach  $\chi_p^2$  i  $\chi_q^2$ .

Zatem  $F = \frac{X/p}{Y/q}$  posiada rozkład F-Snedecora o  $(p, q)$  stopniach swobody, jeżeli  $T$  jest zmienną losową o rozkładzie  $t_q$ , to  $T^2 \sim F_{1,q}$ ,  $E(F) = \frac{q}{q-2}$

oraz  $D^2(F) = \frac{2q^2(p+q-2)}{p(q-2)^2(q-4)}$  dla  $q > 4$ . Jednoczynnikowa analiza wariancji: Mając  $k$  niezależnych próbek prostych:  $X_{11}, \dots, X_{1n_1}, X_{21}, \dots, X_{2n_2}, \dots, X_{k1}, \dots, X_{kn_k}$

które pochodzą z  $N(m_1, \sigma), \dots, N(m_k, \sigma)$  testujemy hipotezę:  $H_0 : m_1 = m_2 = \dots = m_k$  wobec  $H_1 : \text{nie wszystkie wartości } m_i \text{ są sobie równe}$ . Do weryfikacji  $H_0$  służy  $f = \frac{MSTR}{MSE}$ ,  $MSTR = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^k n_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2$ ,  $MSE = \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^k n_i s_i^2$ ,  $n = \sum_{i=1}^k n_i$ ,  $\bar{x}_i$  jest średnią arytmetyczną z  $i$ -tej próbki,  $s_i^2$  jest wariancją z  $i$ -tej próbki,  $\bar{x}$  jest średnią arytmetyczną ze wszystkich obserwacji, która daje  $F = F(X_{11}, \dots, X_{kn_k})$  o rozkładzie F-Snedecora o  $(k-1, n-k)$  stopniach swobody.  $K = [a, \infty)$ , a - kwantyl rzędu  $1 - \alpha$  rozkładu F-Snedecora.