

Komputerowa Analiza Danych Doświadczalnych

Prowadząca:
dr inż. Hanna Zbroszczyk

e-mail: *gos@if.pw.edu.pl*

tel: +48 22 234 58 51

konsultacje: poniedziałek, 10-11; środa: 11-12

www: <http://www.if.pw.edu.pl/~gos/students/kadd>

Politechnika Warszawska
Wydział Fizyki
Pok. 117b (wejście przez 115)

METODA NAJMNIEJSZYCH KWADRATÓW – KONT.

Obszary ufności i błędy niesymetryczne w przypadku nln.

$$\phi(\mathbf{x}) = k \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{x}-\mathbf{a})^T B(\mathbf{x}-\mathbf{a})\right\} = k \exp\left\{-\frac{1}{2}g(\mathbf{x})\right\} \quad g(\mathbf{x}) = (\mathbf{x}-\mathbf{a})^T B(\mathbf{x}-\mathbf{a})$$

$g = 1 = \text{const} \rightarrow$ elipsa kowariancji.

$g = \text{const} \rightarrow$ obszary elipsoidalne o stałym prawdopodobieństwie W

\mathbf{x} ma rozkład normalny $\rightarrow g(\mathbf{x})$ ma rozkład χ^2 o n stopniach swobody.

Prawdopodobieństwo wystąpienia wartości \mathbf{x} wewnątrz **elipsoidy** $g = \text{const}$:

$$W = \int_0^g f(X^2; n) dX^2 = P\left(\frac{n}{2}, \frac{g}{2}\right)$$

P to niepełna funkcja Gamma.

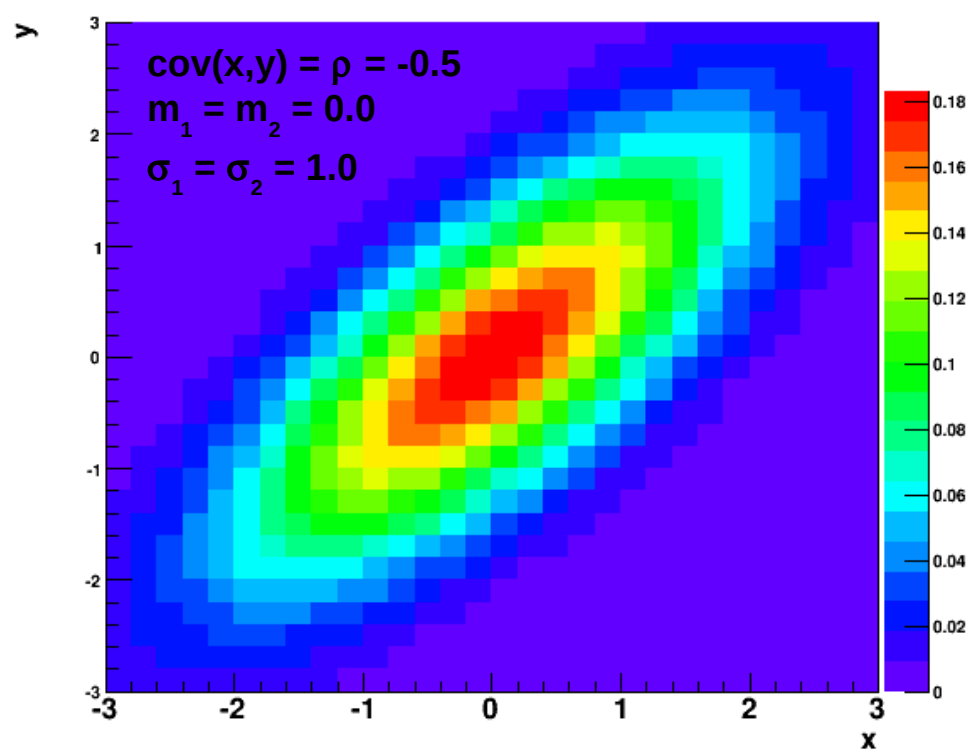
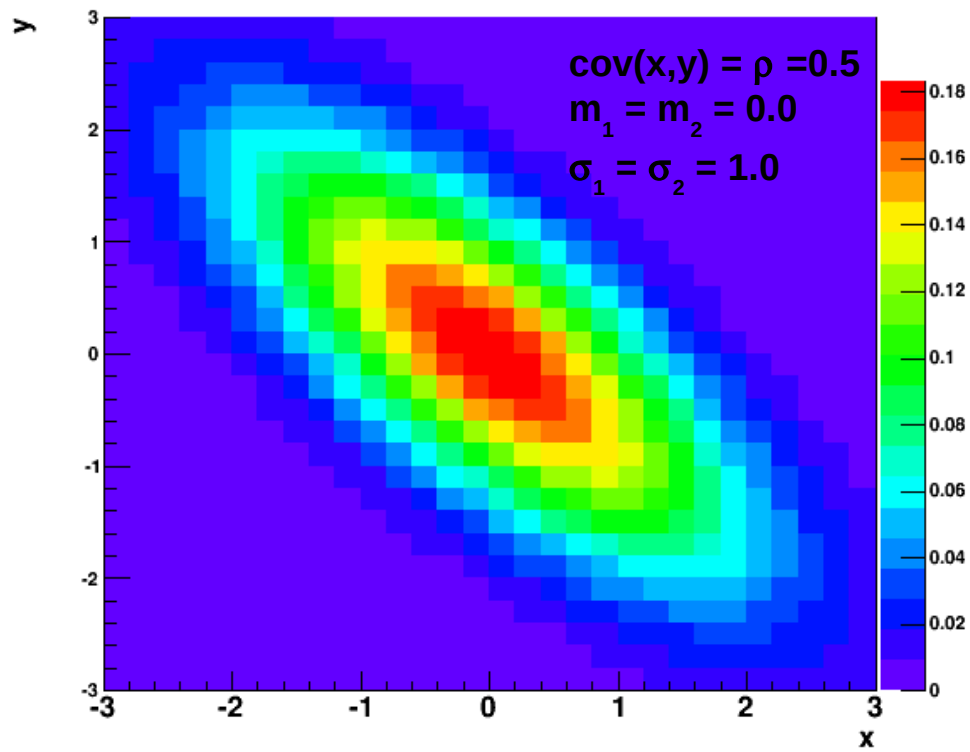
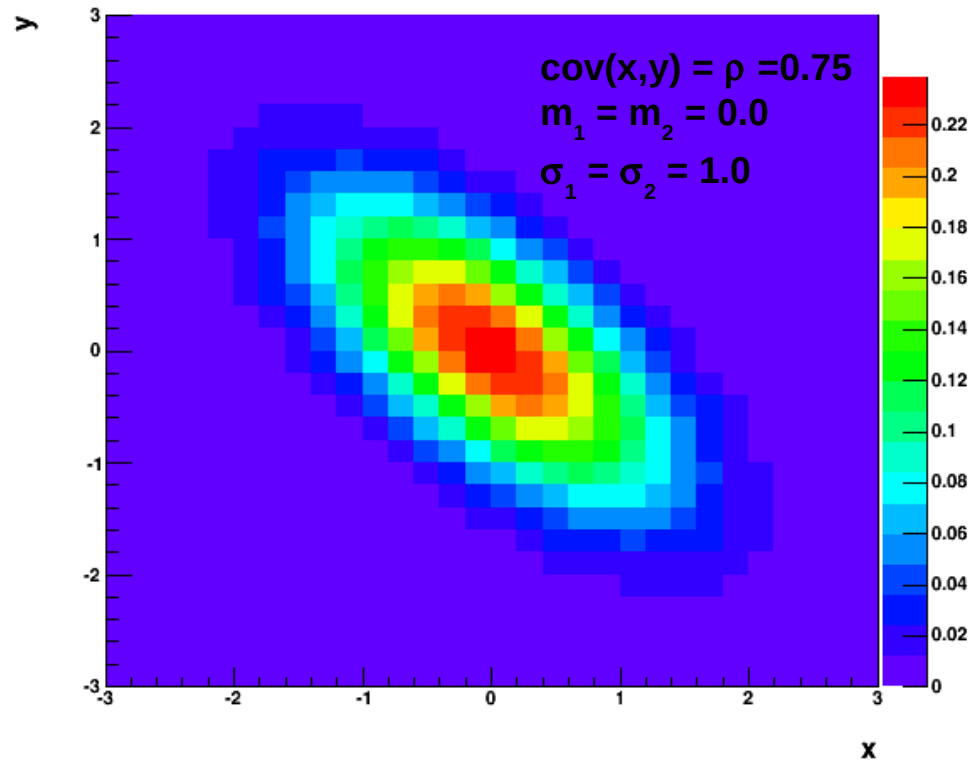
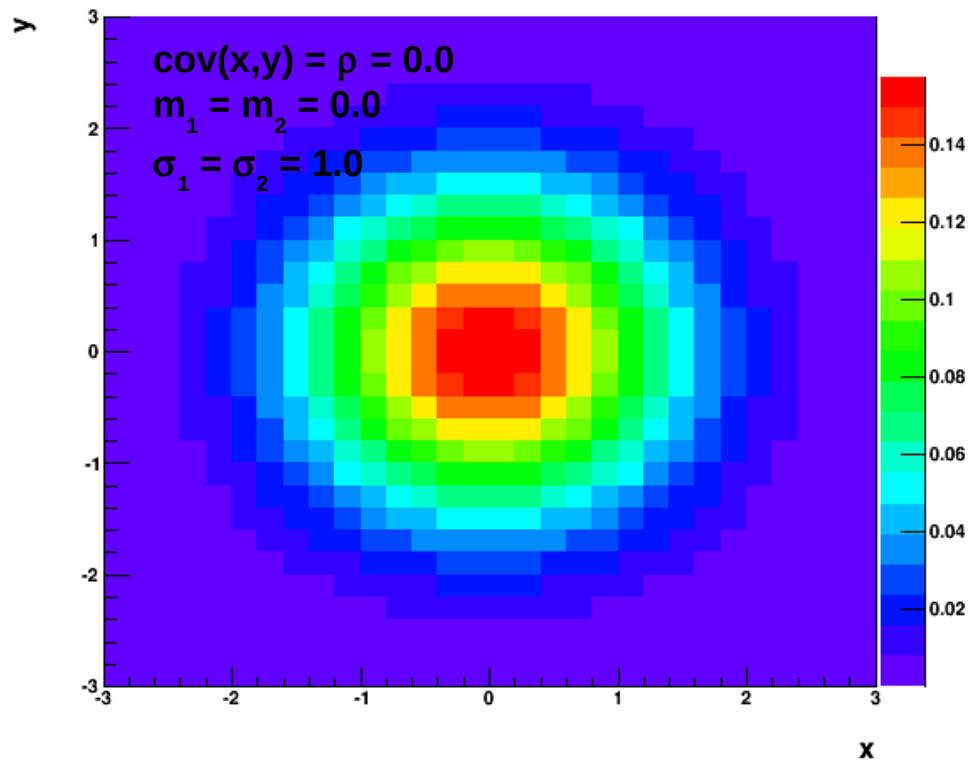
Dla elipsoidy kowariancji:

$$W_n = P\left(\frac{n}{2}, \frac{1}{2}\right)$$

Dla małych n :

$$W_1 = 0.68269; W_2 = 0.39347; W_3 = 0.19875;$$

$$W_4 = 0.09020; W_5 = 0.03734; W_6 = 0.01439;$$



Obszary ufności i błędy niesymetryczne w przypadku nln.

Wyznaczenie obszarów o tym samym prawdopodobieństwie (dla różnych n):

- ustalamy wartość W
- obliczamy odpowiadającą mu wartość g . (g to kwantylem z prawdopodobieństwem w rozkładzie X^2 o n stopniach swobody).

$$g = X^2_W(n)$$

Elipsoida ufności; odpowiada wartości g , takiej, że zawiera wektor \mathbf{x} z prawdopodobieństwem W

(Jeśli $W = 0.95$, to \mathbf{x} leży wewnątrz elipsoidy ufności na 95%)

- Związek między elipsoidą ufności i funkcją M : $M = (\mathbf{c} + A \mathbf{x})^T G_y (\mathbf{c} + A \mathbf{x}) = \min$

- Różnica między funkcją M w punkcie \mathbf{x} oraz w punkcie $\tilde{\mathbf{x}}$:

$$M(\mathbf{x}) - M(\tilde{\mathbf{x}}) = (\mathbf{x} - \tilde{\mathbf{x}})^T A^T G_y (\mathbf{x} + \tilde{\mathbf{x}}) = \min$$

Ponieważ: $A^T G_y A = G_{\tilde{\mathbf{x}}} = B$

- Można dowieść, że $M(\mathbf{x}) - M(\tilde{\mathbf{x}}) = g(\mathbf{x})$

Obszary ufności i błędy niesymetryczne w przypadku nln.

- **Elipsa kowariancji** - hiperpowierzchnia w przestrzeni r-wymiarowej opisanej zmiennymi: x_1, x_2, \dots, x_r .
- Odpowiadają **stałej** wartości funkcji $M = M(\mathbf{x}) = M(\sim\mathbf{x}) + 1$.
- **Elipsoida ufności** - hiperpowierzchnia, gdzie $M = M(\mathbf{x}) = M(\sim\mathbf{x}) + g$ (odpowiada prawdop. W).
- **G** - kwantyl rozkładu X^2 o $f = n-1$ stopniach swobody.

- Te rozważania pozostają słuszne, kiedy stosujemy **MNK** do przypadków **nieliniowych**.

Przybliżenie lepsze, gdy odstępstwo parametrów nieznanych od wyrażenia

$$f_j(\mathbf{x}, \boldsymbol{\eta}) = f_j(x_0, \boldsymbol{\eta}) + \left(\frac{\partial f_j}{\partial x_1} \right)_{x_0} (x_1 - x_{10}) + \dots + \left(\frac{\partial f_j}{\partial x_r} \right)_{x_0} (x_r - x_{r0})$$

spowodowane nieliniowością są małe (kiedy np. pochodne mają stałe wartości, kiedy zmiany nieznanych parametrów są małe).

- **Błędy są małe** → interpretacja elipsoidy kowariancji bez zmian.

(szukane są kontury przedziałów ufności, gdzie z prawdopodobieństwem W znajduje się prawdziwa wartość \mathbf{x}).

Obszary ufności i błędy niesymetryczne w przypadku nln.

- Wyznaczany jest **1 parametr** $x \rightarrow$ krzywa $M = M(x)$ to odcinek na osi x .
- Wyznaczane są **2 parametry**: x_1, x_2 granicą obszaru ufności jest krzywa opisana wzorem:

$$M(x) = M(\tilde{x}) + g$$

- **Więcej parametrów** \rightarrow możliwe jest wyznaczenie cięć obszarów ufności przechodzących przez punkt

$$\tilde{x} = (\tilde{x}_1, \tilde{x}_2, \dots, \tilde{x}_r)$$

Dowolnej parze zmiennych (x_1, x_2, \dots, x_r)

Procedura do wykreślenia obszarów ufności jest opisana w podręczniku Brandt'a.

Rozpatrzony został także przypadek błędów niesymetrycznych wraz z niesymetrycznymi

Granicami obszaru ufności.

POMIARY ZALEŻNE

Pomiary zależne

- Nie zakładamy **niezależności** pomiarów – mogą być związane pewną liczbą więzów.
- **Przykład:** bezpośredni pomiar trzech kątów trójkąta.
- **Równanie więzów:** suma kątów wynosi 180 st.
- **Zadanie:** wyznaczenie estymatorów $\sim \eta$ wielkości η .

$$y_j = \eta_j + \epsilon_j \quad j = 1, 2, \dots, n$$

- **Błędy** mają rozkład **normalny** o wartości średniej równej zero:

$$E(\epsilon_j) = 0 \quad E(\epsilon_j^2) = \sigma_j^2$$

- **Równania więzów:**

$$f_k(\eta) = 0 \quad k = 1, 2, \dots, q$$

- Przypadek **liniowych** więzów:

$$b_{10} + b_{11} \eta_1 + b_{12} \eta_2 + \dots + b_{1n} \eta_n = 0$$

$$b_{20} + b_{21} \eta_1 + b_{22} \eta_2 + \dots + b_{2n} \eta_n = 0$$

$$b_{q0} + b_{q1} \eta_1 + b_{q2} \eta_2 + \dots + b_{qn} \eta_n = 0$$

- W notacji **macierzowej**:

$$B \eta + b_0 = 0$$

Pomiary zależne – metoda elementów

- Wychodzimy z **równania**: $B \eta \mathbf{b}_0 = 0$

- Eliminujemy q z n wielkości η . Pozostałe wielkości to **elementami**.

(można je dowolnie wybierać spośród pierwotnych pomiarów, mogą też stanowić ich kombinacje liniowe).

- Wektor η to liniowa kombinacja elementów:

$$\eta_j = f_{j0} + f_{j1} \alpha_1 + f_{j2} \alpha_2 + \dots + f_{j,n-q} \alpha_{n-q} \quad j = 1, 2, \dots, n$$

$$\eta = F \alpha + \mathbf{f}_0$$

- **Rozwiązanie**:

$$\tilde{\alpha} = (F^T G_y F)^{-1} F^T G_y (\mathbf{y} - \mathbf{f}_0)$$

- **Macierz kowariancji**:

$$G_{\tilde{\alpha}}^{-1} = (F^T G_y F)^{-1}$$

- **Wyniki poprawione**:

$$\tilde{\eta} = F \tilde{\alpha} + \mathbf{f}_0 = F (F^T G_y F)^{-1} F^T G_y (\mathbf{y} - \mathbf{f}_0) + \mathbf{f}_0$$

- **Macierz kowariancji** wyznaczona na podstawie **prawa propagacji błędów**:

$$G_{\tilde{\eta}}^{-1} = F (F^T G_y F)^{-1} F^T = F G_{\tilde{\alpha}}^{-1} F^T$$

Równanie więzów dla kątów w trójkącie - 1

- W wyniku pomiarów **kątów trójkąta** otrzymano wyniki: 89 st, 31 st, 61 st.

$$\mathbf{y} = \begin{pmatrix} 89 \\ 31 \\ 61 \end{pmatrix}$$

- **Równanie więzów:** $\eta_1 + \eta_2 + \eta_3 = 180$

- Można je zapisać w **postaci:** $B\boldsymbol{\eta} + \mathbf{b}_0 = 0$ $B = (1, 1, 1)$ $\mathbf{b}_0 = b_0 = -180$

- Jako **elementy** wybierzemy: $\eta_1, \eta_2 = \alpha_1, \alpha_2$ $\eta_3 = 180 - \alpha_1 - \alpha_2$

$$\boldsymbol{\eta} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1 & -1 \end{pmatrix} \boldsymbol{\alpha} + \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 180 \end{pmatrix}$$

$$F = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ -1 & -1 \end{pmatrix} \quad \mathbf{f}_0 = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 180 \end{pmatrix}$$

Równanie więzów dla kątów w trójkącie - 2

- Błąd pomiaru wynosi 1st (założenie):

$$C_y = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = I \quad G_y = C_y^{-1} = I$$

- Dochodzimy do:

$$\tilde{\alpha} = \begin{pmatrix} 88\frac{1}{3} \\ 30\frac{1}{3} \end{pmatrix} \quad \tilde{\eta} = \begin{pmatrix} 88\frac{1}{3} \\ 30\frac{1}{3} \\ 61\frac{1}{3} \end{pmatrix} \quad G_{\tilde{\eta}}^{-1} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 2 & -1 & -1 \\ -1 & 2 & -1 \\ -1 & -1 & 2 \end{pmatrix}$$

Wyniku takiego można było spodziewać się ze względu na równe wariancje.

Metoda mnożników Lagrange'a

Alternatywna metoda to metody elementów (obie dają identyczne wyniki, ale tu nie trzeba wybierać elementów).

- Liniowy układ więzów: $B\eta + b_0 = 0$

- Wartość pomiarowa to wartość prawdziwa oraz błąd pomiaru: $y = \eta + \epsilon$

$$B y - B \epsilon + b_0 = 0$$

- Wprowadzamy wektor: $c = B y + b_0$

- Dostajemy równanie: $c - B \epsilon = 0$

$$\mu = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \dots \\ \mu_q \end{pmatrix}$$

- Wektor mnożników Lagrange'a:

- Rozszerzymy funkcję pierwotną: $M = \epsilon^T G_y \epsilon$ do: $L = \epsilon^T G_y \epsilon + 2 \mu^T (c - B \epsilon)$

- L jest funkcją Lagrange'a.

- Warunek $M = \min$ z więzami: $c - B \epsilon = 0$ jest spełniony, kiedy funkcja Lagrange'a znika:

$$dL = 2 \epsilon^T G_y d\epsilon + 2 \mu^T B d\epsilon = 0$$

- Jest to równoważne:

$$\epsilon^T G_y - \mu^T B = 0$$

Metoda mnożników Lagrange'a

- **Wzory końcowe**, przy oznaczeniu: $G_B = (B G_y^{-1} B^T)^{-1}$

$$\tilde{\mu} = G_B \mathbf{c}$$

$$\tilde{\epsilon} = G_y^{-1} B^T G_B \mathbf{c}$$

$$\tilde{\eta} = \mathbf{y} - G_y^{-1} B^T G_B \mathbf{c}$$

- **Macierze kowariancji:**

$$G_{\tilde{\mu}}^{-1} = G_B$$

$$G_{\tilde{\eta}} = G_y^{-1} - G_y^{-1} B^T G_B B G_y^{-1}$$

- **Zastosowanie do przykładu z trójkątem:**

$$c = 2 \quad G_B = \frac{1}{3}$$

Macierze kowariancji:

$$G_{\tilde{\mu}}^{-1} = \frac{1}{3}$$

$$G_{\tilde{\eta}}^{-1} = \frac{1}{3} \begin{pmatrix} 2 & -1 & -1 \\ -1 & 2 & -1 \\ -1 & -1 & 2 \end{pmatrix}$$

Metoda mnożników Lagrange'a – przypadek nieliniowy

- Równania więzów: $f_k(\eta) = 0 \quad k = 1, 2, \dots, q$

- Rozwijamy w **szereg Taylora** wokół punktu η_0 , będącego pierwszym przybliżeniem η :

$$f_k(\eta) = f_k(\eta_0) + \left(\frac{\partial f_k}{\partial \eta_1}\right)_{\eta_0} (\eta_1 - \eta_{10}) - \dots + \left(\frac{\partial f_k}{\partial \eta_n}\right)_{\eta_0} (\eta_n - \eta_{n0}) \quad (*)$$

- Wprowadzając **oznaczenia**:

$$b_{kl} = \left(\frac{\partial f_k}{\partial \eta_l}\right)_{\eta_0} \quad c = f_k(\eta_0) \quad \delta_k = (\eta_k - \eta_{k0})$$

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1n} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & b_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ b_{q1} & b_{q2} & \dots & b_{qn} \end{pmatrix} \quad c = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \dots \\ c_q \end{pmatrix} \quad \delta = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \dots \\ \delta_n \end{pmatrix}$$

- Równanie (*) w postaci macierzowej:

$$B\delta + c = 0$$

Metoda mnożników Lagrange'a – przypadek nieliniowy

- Jako **pierwsze przybliżenie** mamy wartości z pomiarów: $\eta_0 = y$

$$\delta = \eta - \eta_0 = \eta - y = -\epsilon$$

- Można **dowieść**, że:

- estymator „błędów pomiarowych”: $\tilde{\delta} = -G_y^{-1} B^T (B G_y^{-1} B^T)^{-1} c$

- estymator wielkości poprawionych: $\tilde{\eta} = \eta_s = \eta_{s-1} + \tilde{\delta}$

(wynik każdego kroku to kolejne przybliżenie, po s iteracjach wynik jak wyżej)

- macierz kowariancji: $G_{\tilde{\eta}}^{-1} = -G_y^{-1} - G_y B^T G_B B G_y^{-1}$

- estymator błędów: $\tilde{\eta} = y - \tilde{\eta}$

- minimalizowana M: $\tilde{M} = \tilde{\epsilon}^T G_y \tilde{\epsilon}$

Przykładowe zadania na kolokwium z KADD (wykład):

1) Dana jest dystrybuanta zmiennej X:

x	(-inf, -2>	(-2, 1>	(1, 3>	(3, inf)
F(x)	0	0.2	0.8	1.0

Wyznacz funkcję prawdopodobieństwa.

2) Zmienna losowa X ma funkcję prawdopodobieństwa postaci:

x	-3	-1	3	5
p _i	0.1	0.2	0.5	0.2

Wyznaczyć funkcje prawdopodobieństwa zmienne U:

a) $U = 2X + 3$

b) $U = X^3$

c) $U = X^2 - 5$

Ponadto wyznaczyć wartości oczekiwane i wariancję.

3) Zmienna losowa ma rozkład prawdopodobieństwa:

$$f(x) = c \cdot \sin(x) \quad x \in [0, \pi]$$

a) Dobrać stałą c, aby f(x) była gęstością prawdopodobieństwa

b) Wyznaczyć funkcję dystrybuanty

c) Wyznaczyć wartość oczekiwaną, wariancję, odchylenie standardowe

d) Wyznaczyć medianą

4) Zaproponować metodą do generacji liczb z rozkładu potęgowego

5) Zaproponować metodę do generacji liczb z rozkładu sinusoidalnego

6) Dwuwymiarowa zmienna losowa (X,Y) ma rozkład gęstości: $f(x,y) = 1/(20\pi) \cdot \exp(-0.5 \cdot (x^2/4 + y^2/25))$. Zbadać, czy zmienne X, Y są niezależne, Podać sposób na obliczenie (obliczyć): $P(-1 < X < 2, 0 < Y < 3)$

7) Dane są dwie próby:

A) 21, 19, 14, 27, 25, 23, 22, 18, 21 (N = 9)

B) 16, 24, 22, 21, 25, 21, 18 (N=7)

Czy przy poziomie istotności 5% wariancja próby (B) jest mniejsza niż próby (A)?

8) Zweryfikuj hipotezę, że 10 pomiarów zostało wylosowane z populacji o wartości średniej 25.6?

Przyjmij, że poziom istotności wynosi 10%, załóż, że populacji ma rozkład normalny.

Pomiary: 22.03, 27.05, 27.5, 22.7, 25.3, 26.2, 27.9, 21.2, 23.3, 25.5.

PRZYPADEK OGÓLNY
MNK

Przypadek ogólny MNK

Notacja: poszukiwane parametry to r-wymiarowy wektor \mathbf{x} .

Wielkości mierzalne: n-wymiarowy wektor $\boldsymbol{\eta}$.

Wielkości mierzone: n-wymiarowy wektor \mathbf{y} .

Wyniki pomiarów różnią się od wielkości mierzonych o wielkości błędu ϵ (n-wymiarowy wektor).

Zakładamy, że błędy mają rozkład normalny z wartością oczekiwaną równą 0 oraz macierzą

Kowariancji $\mathbf{C}_y = \mathbf{G}_y^{-1}$.

Wektory \mathbf{x} oraz $\boldsymbol{\eta}$ są ze sobą związane za pomocą m funkcji:

$$f_k(\mathbf{x}, \boldsymbol{\eta}) = f_k(\mathbf{x}, \mathbf{y} - \epsilon) = 0 \quad k = 1, 2, \dots, m$$

Zakładamy, że znamy pierwsze przybliżenie wartości szukanych dla wektora $\boldsymbol{\eta}$.

Są to wyniki pomiarów.

Zakładamy, że funkcje f_k są liniowe w otoczeniu $(\mathbf{x}, \boldsymbol{\eta}_0)$.

Rozwinięcie w szereg Taylora:

$$\begin{aligned} f_k(\mathbf{x}, \boldsymbol{\eta}) = & f_k(\mathbf{x}_0, \boldsymbol{\eta}_0) + \left(\frac{\partial f_k}{\partial \mathbf{x}_1} \right)_{\mathbf{x}_0, \boldsymbol{\eta}_0} (\mathbf{x}_1 - \mathbf{x}_{10}) + \dots \\ & \dots + \left(\frac{\partial f_k}{\partial \mathbf{x}_r} \right)_{\mathbf{x}_0, \boldsymbol{\eta}_0} (\mathbf{x}_r - \mathbf{x}_{r0}) + \left(\frac{\partial f_k}{\partial \boldsymbol{\eta}_1} \right)_{\mathbf{x}_0, \boldsymbol{\eta}_0} (\boldsymbol{\eta}_1 - \boldsymbol{\eta}_{10}) + \dots + \left(\frac{\partial f_k}{\partial \boldsymbol{\eta}_n} \right)_{\mathbf{x}_0, \boldsymbol{\eta}_0} (\boldsymbol{\eta}_n - \boldsymbol{\eta}_{n0}) \end{aligned}$$

Przypadek ogólny MNK

Wprowadzając oznaczenia:

$$a_{kl} = \left(\frac{\partial f_k}{\partial x_l} \right)_{x_0, \eta_0}$$

$$b_{kl} = \left(\frac{\partial f_k}{\partial \eta_l} \right)_{x_0, \eta_0}$$

$$c_k = f_k(x_0, \eta_0)$$

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1r} \\ a_{21} & a_{22} & \dots & a_{2r} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ b_{q1} & a_{q2} & \dots & a_{mr} \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1n} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & b_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ b_{q1} & b_{q2} & \dots & b_{mn} \end{pmatrix}$$

$$c = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \dots \\ c_m \end{pmatrix}$$

$$\xi = x - x_0$$

$$\delta = \eta - \eta_0$$

Układ równań w postaci macierzowej:

$$A\xi + B\delta + c = 0$$

Przypadek ogólny MNK

Można dowieść, że:

$$\tilde{\xi} = -(A^T G_B A)^{-1} A^T G_B c$$

$$\tilde{\delta} = -G_y^{-1} B^T G_B (c - A (A^T G_B A)^{-1} A^T G_B c)$$

$$\tilde{\mu} = G_B A (c - A (A^T G_B A)^{-1} A^T G_B c)$$

$$\tilde{x} = x_0 + \tilde{\xi}$$

$$\tilde{\eta} = \eta_0 + \tilde{\delta}$$

$$G_{\tilde{x}}^{-1} = (A^T G_B A)^{-1}$$

$$G_{\tilde{\eta}}^{-1} = G_y^{-1} - G_y^{-1} B^T G_B G_y^{-1} + G_y^{-1} B^T G_B A (A^T G_B A)^{-1} A^T G_B B G_y^{-1}$$

Można udowodnić, że przy spełnionym warunku dostatecznej liniowości:

$$M = (B \tilde{\epsilon})^T G_B (B \tilde{\epsilon})$$

Ma rozkład X_2 o NDF = m-r.

W przypadkach nieliniowych stosowana jest procedura iteracyjna przyjmująca jako wartości

Początkowe wartości z poprzedniego kroku iteracyjnego. Iteracja może być powtarzana aż

Do uzyskania satysfakcjonującego wyniku. Jest to kryterium bardzo trudne do określenia.