

Statistické testování algoritmů

Radek Mařík

ČVUT FEL, K13133

September 6, 2011



- 1 Klasické propagování kovarianční matice
 - Motivace
 - Princip
- 2 Přímé propagování chyby
 - Princip
 - Variance
 - Problémy s korelací
 - Min/Max chyba
 - Příklad
- 3 Propagace kovarianční matice - implicitní forma
 - Definice
 - Příklady
 - Validace algoritmů



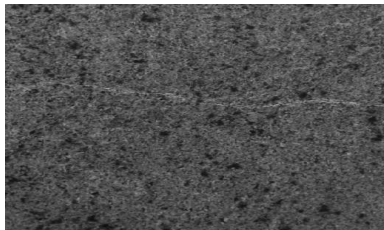
Zpracování textury



(a) Původní obraz



(b) Detekovaná skrvna



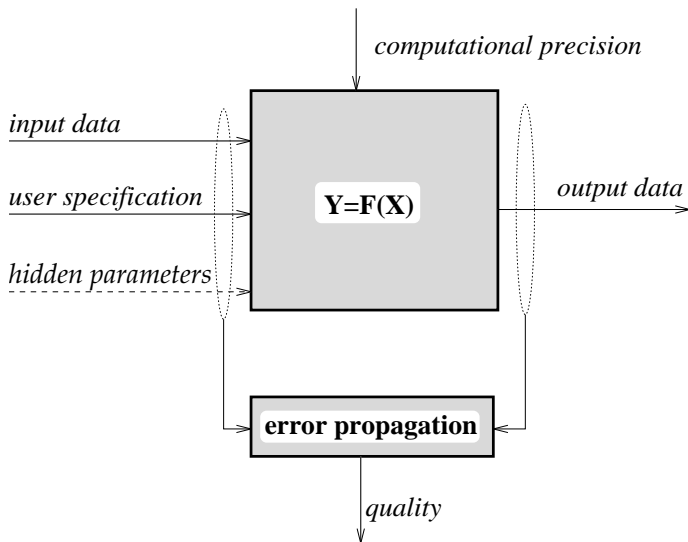
(c) Původní obraz



(d) Detekovaná prasklina



Model systému



Propagace kovarianční matice

- vstupní data: \mathbf{X}
- výstupní data: \mathbf{Y}
- explicitní vztah: $\mathbf{Y} = \mathbf{F}(\mathbf{X})$

Propagace kovarianční matice:

$$\Sigma_Y = \mathbf{J} \Sigma_X \mathbf{J}^T$$

kde

- Σ_Y ... kovarianční matice výstupních dat \mathbf{Y} ,
- Σ_X ... kovarianční matice vstupních dat \mathbf{X} ,
- \mathbf{J} ... lineární operátor prvního řádu Taylorova rozvoje funkce $\mathbf{F}(\mathbf{X})$ v okolí bodu \mathbf{X}_0 .



Propagace kovariační matice - odvození

explicitní vztah:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{F}(\mathbf{X})$$

Taylorův rozvoj v okolí bodu \mathbf{X}_0 :

$$\mathbf{Y} = \mathbf{Y}_0 + \left. \frac{\partial \mathbf{F}}{\partial \mathbf{X}} \right|_{\mathbf{x}_0} (\mathbf{X} - \mathbf{X}_0) + \mathbf{R}_{\mathbf{Y}_0}$$

substitute:

$$\delta \mathbf{X} = \mathbf{X} - \mathbf{X}_0, \quad \delta \mathbf{Y} = \mathbf{Y} - \mathbf{Y}_0$$

$$\mathbf{J}_0 = \left. \frac{\partial \mathbf{F}}{\partial \mathbf{X}} \right|_{\mathbf{x}_0} \dots \text{Jakobián}$$

$$\delta \mathbf{Y} = \mathbf{J}_0 \cdot \delta \mathbf{X} + \mathbf{R}_{\mathbf{Y}_0}$$

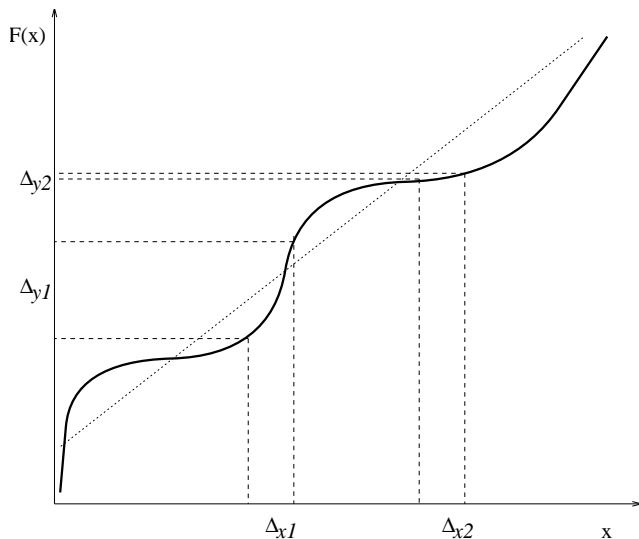
$$\delta \mathbf{Y} \cdot \delta \mathbf{Y}^T = (\mathbf{J}_0 \cdot \delta \mathbf{X} + \mathbf{R}_{\mathbf{Y}_0})(\mathbf{J}_0 \cdot \delta \mathbf{X} + \mathbf{R}_{\mathbf{Y}_0})^T = \mathbf{J}_0 \cdot \delta \mathbf{X} \cdot \delta \mathbf{X}^T \cdot \mathbf{J}_0^T + \mathbf{R}_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}_0}$$

$$\underline{\Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}_0}} = 1/n \Sigma_{i=1}^n (\delta \mathbf{Y}_i \cdot \delta \mathbf{Y}_i^T) = 1/n \Sigma_{i=1}^n (\mathbf{J}_0 \cdot \delta \mathbf{X}_i \cdot \delta \mathbf{X}_i^T \cdot \mathbf{J}_0^T) =$$

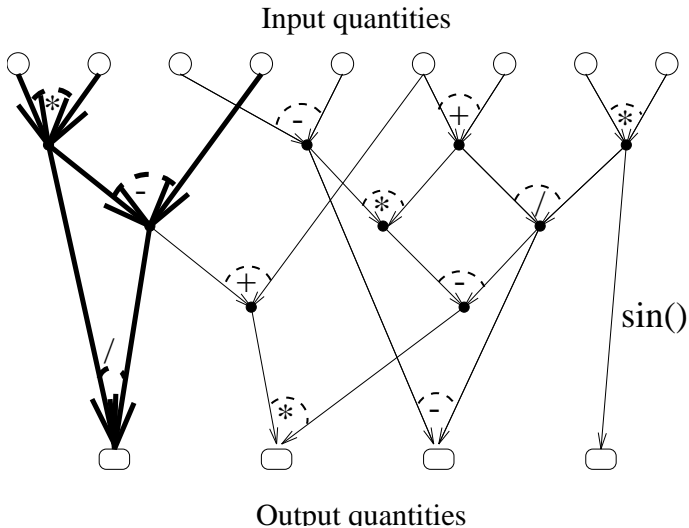
$$= \mathbf{J}_0 \cdot \underbrace{1/n \Sigma_{i=1}^n (\delta \mathbf{X}_i \cdot \delta \mathbf{X}_i^T)}_{\Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}_0}} \cdot \mathbf{J}_0^T = \underline{\mathbf{J}_0 \cdot \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}_0} \cdot \mathbf{J}_0^T}$$



Propagace chyby v nelineárním systému



Model datového toku



Přímé propagování chyby

- Odpadá zdlouhavé odvození chybového modelu.
- **Substituce hodnot proměnných strukturami** modelu chyby.
- “Symbolická derivace” následovaná výpočtem.
- Bodová analýza.
- Výpočet okamžité chyby.
- Lze hodnotit přesnost výpočtu.
- Předpokládá dostupnost zdrojového kódu.
- Chybový model jakéhokoliv hodnoty proměnné je vypočten pomocí chybových modelů vstupních operandů operace.
- Parametry chybových modelů:
 - dáno,
 - určené přesností měření,
 - určené předchozími výpočty.



Přímé propagování chyby - implementace

- Založeno na přetížení operátorů v objektově-orientovaném kódování.
- Přepínání mezi normálním kódem a kódem propagujícím chyby.

C++ normální kód

```
typedef double RealT;
```

C++ kód propagující chyby

```
class RealT .....
```

Příklad

```
RealT x, a=3, b=5;  
x = a + b;
```



Propagace variance

Dána funkce $g(x, y)$ dvou proměnných x a y s variancemi σ_{xx}^2 a σ_{yy}^2 a kovariancí σ_{xy} .

Variance hustoty chyb hodnot funkce

$$\begin{aligned}\sigma_{gg}^2(x_0, y_0) = & \sigma_{xx}^2 (\partial g / \partial x)^2|_{(x_0, y_0)} \\ & + \sigma_{yy}^2 (\partial g / \partial y)^2|_{(x_0, y_0)} \\ & + 2 \sigma_{xy} (\partial g / \partial x) (\partial g / \partial y)|_{(x_0, y_0)}\end{aligned}$$

Typické zjednodušení: $\sigma_{xy} = 0$

$$\sigma_{gg}^2(x_0, y_0) = \sigma_{xx}^2 (\partial g / \partial x)^2|_{(x_0, y_0)} + \sigma_{yy}^2 (\partial g / \partial y)^2|_{(x_0, y_0)}$$



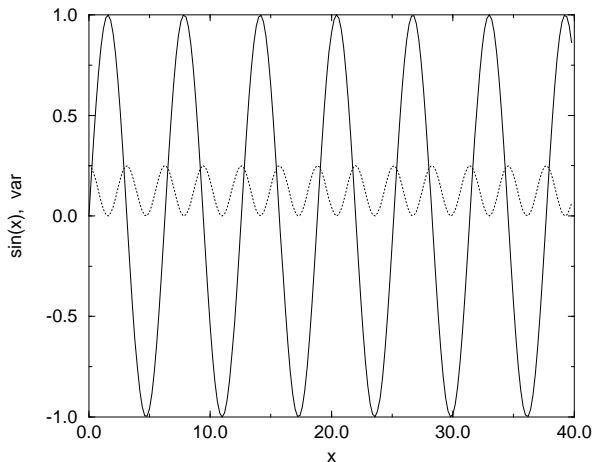
Propagace variance

Základní aritmetické operace a standardní funkce:

| Funkce | Propagace variance |
|----------------|--|
| $z = x + y$ | $\sigma_{zz}^2 = \sigma_{xx}^2 + \sigma_{yy}^2$ |
| $z = x - y$ | $\sigma_{zz}^2 = \sigma_{xx}^2 + \sigma_{yy}^2$ |
| $z = xy$ | $\sigma_{zz}^2 = y_0^2 \sigma_{xx}^2 + x_0^2 \sigma_{yy}^2$ |
| $z = x/y$ | $\sigma_{zz}^2 = (\sigma_{xx}^2 + x_0^2/y_0^2 \sigma_{yy}^2)/y_0^2$ |
| $z = x^2$ | $\sigma_{zz}^2 = 4x_0^2 \sigma_{xx}^2$ |
| $z = \sqrt{x}$ | $\sigma_{zz}^2 = \frac{1}{4x_0} \sigma_{xx}^2$ |
| $z = \sin x$ | $\sigma_{zz}^2 = \cos^2 x_0 \sigma_{xx}^2$ |
| $z = \cos x$ | $\sigma_{zz}^2 = \sin^2 x_0 \sigma_{xx}^2$ |
| $z = e^x$ | $\sigma_{zz}^2 = e^{2x_0} \sigma_{xx}^2$ |
| $z = \ln x$ | $\sigma_{zz}^2 = 1/x_0^2 \sigma_{xx}^2$ |
| $z = \log_a x$ | $\sigma_{zz}^2 = \frac{1}{(x_0 \ln a)^2} \sigma_{xx}^2$ |
| $z = x^y$ | $\sigma_{zz}^2 = (y_0^2/x_0^2 \sigma_{xx}^2 + \ln^2 x_0 \sigma_{yy}^2) x_0^{2y_0}$ |



Propagace variance - příklad



Hodnoty funkce $\sin x$ pro argument s absolutní chybou ± 0.25 .



Důsledky zanedbání korelace

- hloubková data ovlivněná chybnou kalibrací a náhodným šumem,
- \tilde{d}_i ... správné vzdálenosti,
- chybná kalibrace b se standardní odchylkou σ_b ,
- šum n_i se společnou standardní odchylkou σ_n ,
- předpoklad: kalibrace a šum jsou nezávislé se střední hodnotou šumu i odchylky kalibrace 0.

$$\begin{aligned} d_i &= \tilde{d}_i + b + n_i \\ \sigma_{d_i}^2 &= \sigma_b^2 + \sigma_n^2 \\ \sigma_{d_1 d_2} &= \sigma_b^2 \end{aligned} \qquad \rho = \frac{\sigma_{d_1 d_2}}{\sigma_b^2 + \sigma_n^2} = \frac{\sigma_b^2}{\sigma_b^2 + \sigma_n^2} = \frac{1}{1 + \frac{\sigma_n^2}{\sigma_b^2}}$$

Důsledek

- Korelace je nezanedbatelná pokud odchylka je mnohem větší než přesnost standardní odchylky šumu.
- $\sigma_n = 1\text{mm}$ a $\sigma_b = 3\text{mm}$ by vedl k $\rho = 0.9$, tedy 90% korelaci.

Lineární závislost - vstupy

$$\mathbf{Y}^T = \begin{bmatrix} d_1 & d_2 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{X}^T = \begin{bmatrix} b & n_1 & n_2 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{Y} = \mathbf{F}(\mathbf{X}) = \begin{bmatrix} \tilde{d}_1 + b + n_1 \\ \tilde{d}_2 + b + n_2 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{J} = \frac{\partial \mathbf{F}}{\partial \mathbf{X}} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} \sigma_b^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_n^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_n^2 \end{bmatrix}$$



Lineární závislost - propagace

$$\begin{aligned}
 \Sigma_{YY} &= \mathbf{J} \cdot \Sigma_{XX} \cdot \mathbf{J}^T = \begin{vmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{vmatrix} \bullet \begin{vmatrix} \sigma_b^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_n^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_n^2 \end{vmatrix} \bullet \begin{vmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = \\
 &= \begin{vmatrix} \sigma_b^2 & \sigma_n^2 & 0 \\ \sigma_b^2 & 0 & \sigma_n^2 \end{vmatrix} \bullet \begin{vmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \sigma_b^2 + \sigma_n^2 & \sigma_b^2 \\ \sigma_b^2 & \sigma_b^2 + \sigma_n^2 \end{vmatrix} = \\
 &= (\sigma_b^2 + \sigma_n^2) \begin{vmatrix} 1 & \frac{\sigma_b^2}{\sigma_b^2 + \sigma_n^2} \\ \frac{\sigma_b^2}{\sigma_b^2 + \sigma_n^2} & 1 \end{vmatrix} = (\sigma_b^2 + \sigma_n^2) \begin{vmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{vmatrix} = \\
 &= \begin{vmatrix} \sigma_{d_1}^2 & \sigma_{d_1 d_2} \\ \sigma_{d_1 d_2} & \sigma_{d_2}^2 \end{vmatrix}
 \end{aligned}$$



Rozdíl korelovaných proměnných

$$\mathbf{Y} = f(\mathbf{X}) = \Delta = d_2 - d_1$$

$$\mathbf{X}^T = \begin{vmatrix} d_1 & d_2 \end{vmatrix}$$

$$\mathbf{J} = \frac{\partial \mathbf{F}}{\partial \mathbf{X}} = \begin{vmatrix} -1 & 1 \end{vmatrix}$$

$$\Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} = \sigma_n^2 \begin{vmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{vmatrix} \quad \begin{aligned} d_1 &= \tilde{d}_1 + n_1 \\ d_2 &= \tilde{d}_2 + n_2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Sigma_{\mathbf{Y}\mathbf{Y}} &= \sigma_{\Delta}^2 = \mathbf{J} \cdot \Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} \cdot \mathbf{J}^T = \begin{vmatrix} -1 & 1 \end{vmatrix} \bullet \sigma_n^2 \begin{vmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{vmatrix} \bullet \begin{vmatrix} -1 \\ 1 \end{vmatrix} = \\ &= \sigma_n^2 \begin{vmatrix} -1 + \rho, & -\rho + 1 \end{vmatrix} \bullet \begin{vmatrix} -1 \\ 1 \end{vmatrix} = \sigma_n^2 (1 - \rho + 1 - \rho) = \\ &= 2(1 - \rho)\sigma_n^2 \end{aligned}$$



Průměr korelovaných proměnných - vstupy

$$\mathbf{Y} = f(\mathbf{X}) = d = \sum_{i=1}^n d_i/n$$

$$\mathbf{X}^T = \begin{vmatrix} d_1 & d_2 & \cdots & d_n \end{vmatrix}$$

$$\mathbf{J} = \frac{\partial \mathbf{F}}{\partial \mathbf{X}} = \begin{vmatrix} 1/n & 1/n & \cdots & 1/n \end{vmatrix}$$

$$\Sigma_{\mathbf{X}\mathbf{X}} = \sigma_n^2 \begin{vmatrix} 1 & \rho & \cdots & \rho \\ \rho & 1 & \cdots & \rho \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \rho & \rho & \cdots & 1 \end{vmatrix} \quad d_i = \tilde{d}_i + n_i$$



Průměr korelovaných proměnných - propagace

$$\begin{aligned}
 \Sigma_{YY} &= \sigma_d^2 \\
 &= \mathbf{J} \cdot \Sigma_{XX} \cdot \mathbf{J}^T \\
 &= \begin{vmatrix} 1/n & 1/n & \cdots & 1/n \end{vmatrix} \bullet \sigma_n^2 \begin{vmatrix} 1 & \rho & \cdots & \rho \\ \rho & 1 & \cdots & \rho \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \rho & \rho & \cdots & 1 \end{vmatrix} \bullet \begin{vmatrix} 1/n \\ 1/n \\ \cdots \\ 1/n \end{vmatrix} = \\
 &= \sigma_n^2 \begin{vmatrix} 1/n + (n-1)\rho/n, & \cdots \\ 1/n & \\ \cdots & \\ 1/n & \end{vmatrix} = \\
 &= \sigma_n^2 (1/n + (n-1)\rho/n) = \frac{1 + (n-1)\rho}{n} \sigma_n^2
 \end{aligned}$$



Vliv průměrů a rozdílů

- Průměrná vzdálenost

$$d = \sum_{i=1}^n d_i / n$$

$$\sigma_d = \sqrt{\frac{1 + (n-1)\rho}{n}} \sigma_n$$

- Rozdíl dvou vzdáleností

$$\Delta = d_2 - d_1$$

$$\sigma_{\Delta} = \sqrt{2(1-\rho)} \sigma_n$$

- Průměrování korelovaných pozorování má pouze omezený vliv, $\lim_{n \rightarrow \infty} \sigma_d = \sqrt{\rho} \sigma_n$. Např. 90% korelace omezuje zdola standardní odchylku na $0.95\sigma_n$.
- Standardní odchylka rozdílu je významně menší pro korelovaná data než pro nekorelovaná. Např. 90% korelace vede ke standardní odchylce $0.45\sigma_n$ přičemž pro nekorelovaná data je $1.4\sigma_n$.
- Testování průměrných hodnot vede k příliš optimistickým výsledkům, zatímco rozdíly vedou k pesimistickým výsledkům.



Propagace chyby Min/Max

Uzavřený interval reálných čísel nebo Interval

$$\begin{aligned} A &= [a_{min}, a_{max}] \\ &= \{t \mid a_{min} \leq t \leq a_{max}, a_{min}, a_{max} \in \mathcal{R}\} \end{aligned}$$

- $I(\mathcal{R})$... množina uzavřených intervalů,
- A, B, C, \dots, X, Y, Z ... intervaly z $I(\mathcal{R})$.

Nechť $*$ $\in \{+, -, \cdot, :\}$ je binární operace na množině reálných čísel \mathcal{R} .
Jestliže $A, B \in I(\mathcal{R})$, potom

$$A * B = \{z = a * b \mid a \in A, b \in B\}$$

definuje binární operace na $I(\mathcal{R})$.



Propagace chyby Min/Max - operace

Vstupní hodnoty:

$$x \in [x_{\min}, x_{\max}], y \in [y_{\min}, y_{\max}]$$

| Funkce | Výstupní Min/Max intervaly |
|-----------------|--|
| $z = x + y$ | $[x_{\min} + y_{\min}, x_{\max} + y_{\max}]$ |
| $z = x - y$ | $[x_{\min} - y_{\max}, x_{\max} - y_{\min}]$ |
| $z = x \cdot y$ | $[\min\{x_{\min} \cdot y_{\min}, x_{\min} \cdot y_{\max}, x_{\max} \cdot y_{\min}, x_{\max} \cdot y_{\max}\}, \max\{x_{\min} \cdot y_{\min}, x_{\min} \cdot y_{\max}, x_{\max} \cdot y_{\min}, x_{\max} \cdot y_{\max}\}]$ |
| $z = x/y$ | $[x_{\min}, x_{\max}] \cdot [1/y_{\max}, 1/y_{\min}]$ |

Jestliže $g(x)$ je spojitá unární operace na \mathcal{R} , potom

$$g(X) = [\min_{x \in X} g(x), \max_{x \in X} g(x)]$$

definuje *unární operaci* na $I(\mathcal{R})$.



Propagace chyby Min/Max - monotónní unární funkce

- rostoucí funkce $g_i(x)$:

$$[x_{min}, x_{max}] \implies [g_i(x_{min}), g_i(x_{max})]$$

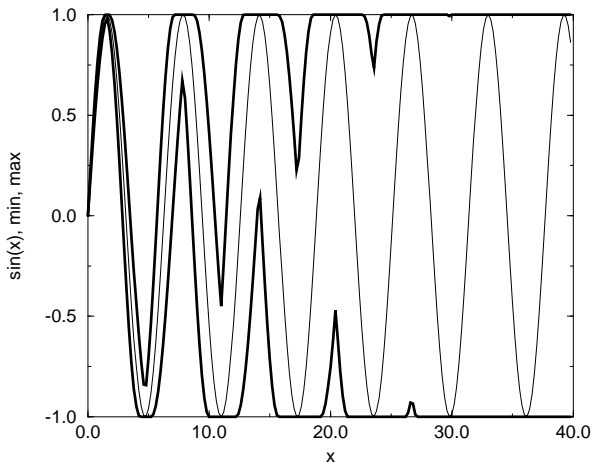
- klesající funkce $g_d(x)$:

$$[x_{min}, x_{max}] \implies [g_d(x_{max}), g_d(x_{min})]$$



Propagace chyby Min/Max - nemonotónní funkce

$\sin x$ s 10% relativní chybou argumentu



Jednoduchý příklad

Funkce

$$f(x) = x + 10$$

Její implementace:

$$f_{imp}(x) = (x \cdot x - 100)/(x - 10).$$

Testován rozsah x : $[0, 20]$ s krokem 0.01.



Jednoduchý příklad - C++ kód

```
#include <iostream.h>
#include "StdType.hh"
int main(void)
{
    for (RealT x=0; x<=20; x+=0.01){
        if (x == 10) continue; // to avoid division by zero
        cout << x << ' ' << (x*x -100)/(x-10) << '\n';
    }
    return 0;
}
```

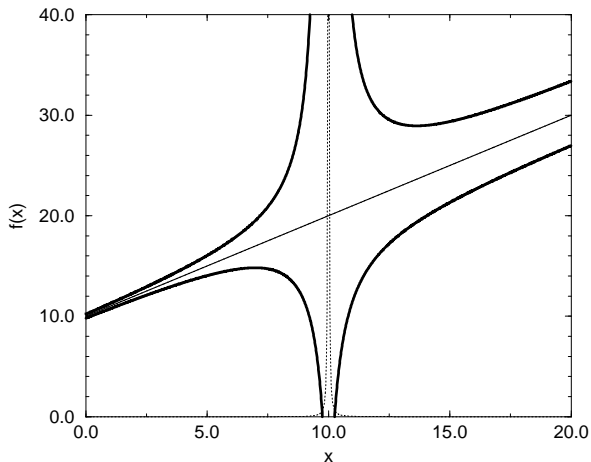
StdType.hh:

- typedef double RealT;
- class RealT { };



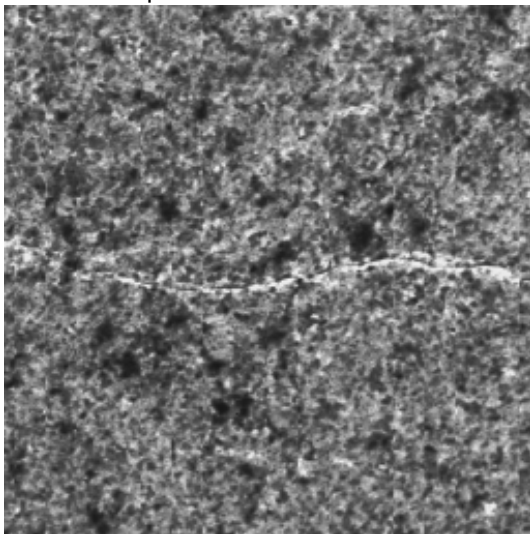
Jednoduchý příklad - výsledek

Relativní chyba 10% ve vstupních datech.

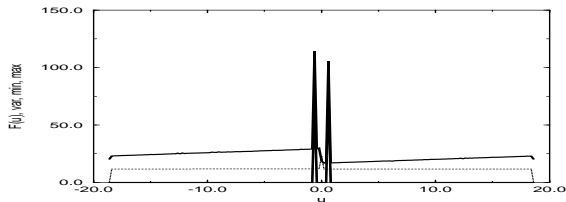


Detekce prasklin [SPK95]

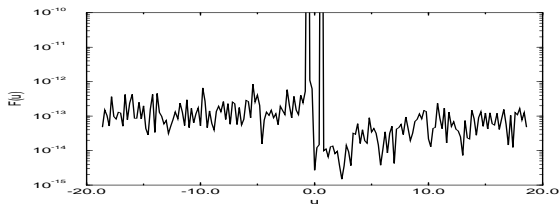
Textura žuly s horizontální prasklinou.



Výpočet DFT vzhledem k definici



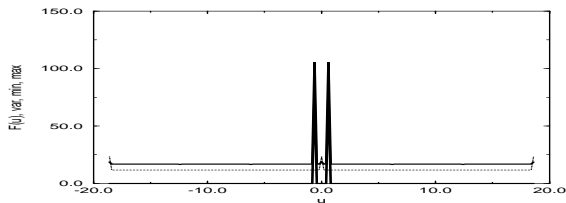
(a) 0.1% výpočetní chyba



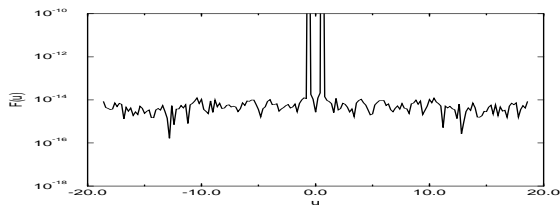
(b) přesnost procesoru - double



Výpočet DFT podle modifikace (modulo)



(a) 0.1% výpočetní chyba



(b) přesnost procesoru - double



Propagace kovarianční matice - implicitní forma ^[Har94]

- vstupní data: \mathbf{X}
- výstupní data: \mathbf{Y}
- vztah mezi \mathbf{Y} a \mathbf{X} je vyjádřen implicitní skalární funkcí $F(\mathbf{X}, \mathbf{Y})$.

Definice úlohy: dáno $\hat{\mathbf{X}} = \mathbf{X}_0 + \Delta\mathbf{X}$, určit $\hat{\mathbf{Y}} = \mathbf{Y}_0 + \Delta\mathbf{Y}$ tak, aby se minimalizovala $F(\hat{\mathbf{X}}, \hat{\mathbf{Y}})$ za předpokladu, že \mathbf{Y}_0 minimalizuje $F(\mathbf{X}_0, \mathbf{Y}_0)$.
Estimátor:

$$\hat{\Sigma}_{\Delta\mathbf{Y}} = \left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \mathbf{Y}}(\hat{\mathbf{X}}, \hat{\mathbf{Y}}) \right)^{-1} \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \mathbf{X}}(\hat{\mathbf{X}}, \hat{\mathbf{Y}}) \Sigma_{\Delta\mathbf{X}} \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \mathbf{X}}(\hat{\mathbf{X}}, \hat{\mathbf{Y}})^T \left[\left(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \mathbf{Y}}(\hat{\mathbf{X}}, \hat{\mathbf{Y}}) \right)^T \right]^{-1}$$

kde

$$\mathbf{g}(\mathbf{X}_0, \mathbf{Y}_0) = \frac{\partial F}{\partial \mathbf{Y}}(\mathbf{X}_0, \mathbf{Y}_0)$$



Propagace kovarianční matice - odvození 1 ^[Har94]

- \mathbf{X} ... vektor $N \times 1$ bezchybného vstupu,
- $\Delta\mathbf{X}$... náhodná pertubace vektoru \mathbf{X} ,
- $\hat{\mathbf{X}} = \mathbf{X} + \Delta\mathbf{X}$... pozorovaný pertubovaný vstupní vektor,
- Θ ... vektor $K \times 1$ parametrů,
- $\Delta\Theta$... náhodná pertubace na Θ indukovaná náhodnou pertubací $\Delta\mathbf{X}$ na \mathbf{X} ,
- $\hat{\Theta} = \Theta + \Delta\Theta$... vypočtený náhodně pertubovaný vektor parametrů,
- F ... spojitá skalární funkce, která definuje vztah mezi \mathbf{X} a Θ a vztah mezi $\hat{\mathbf{X}} = \mathbf{X} + \Delta\mathbf{X}$ a $\hat{\Theta} = \Theta + \Delta\Theta$.
- Základní úloha: dáno $\hat{\mathbf{X}} = \mathbf{X} + \Delta\mathbf{X}$, určete $\hat{\Theta} = \Theta + \Delta\Theta$ tak, aby se minimalizovala $F(\hat{\mathbf{X}}, \hat{\Theta})$ za předpokladu, že Θ minimalizuje $F(\mathbf{X}, \Theta)$.
- Pokud $\hat{\Theta}$ je vypočtena explicitní funkcí \mathbf{h} tak, že $\hat{\Theta} = \mathbf{h}(\hat{\mathbf{X}})$, funkce F je definována takto

$$f(\mathbf{X}, \Theta) = (\Theta - \mathbf{h}(\mathbf{X}))^T (\Theta - \mathbf{h}(\mathbf{X}))$$



Propagace kovarianční matice - odvození 2 ^[Har94]

- gradient \mathbf{g} je vektorová funkce $K \times 1$: $\mathbf{g}(\mathbf{X}, \Theta) = \frac{\partial F}{\partial \Theta}(\mathbf{X}, \Theta)$
- Taylorovým rozvojem \mathbf{g} v okolí (\mathbf{X}, Θ) získáme aproximaci prvního řádu:

$$\begin{aligned} \mathbf{g}^{K \times 1}(\mathbf{X} + \Delta \mathbf{X}, \Theta + \Delta \Theta) &= \mathbf{g}^{K \times 1}(\mathbf{X}, \Theta) \\ &+ \frac{\partial \mathbf{g}^{K \times N}}{\partial \mathbf{X}}(\mathbf{X}, \Theta) \Delta \mathbf{X}^{N \times 1} \\ &+ \frac{\partial \mathbf{g}^{K \times K}}{\partial \Theta}(\mathbf{X}, \Theta) \Delta \Theta^{K \times 1} \end{aligned}$$

- $F(\hat{\mathbf{X}}, \hat{\Theta})$ má extrém v $\hat{\Theta}$, tedy $g(\hat{\mathbf{X}}, \hat{\Theta}) = 0$,
 $F(\mathbf{X}, \Theta)$ má extrém v Θ , $g(\mathbf{X}, \Theta) = 0$:

$$0 = \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \mathbf{X}}(\mathbf{X}, \Theta) \Delta \mathbf{X} + \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \Theta}(\mathbf{X}, \Theta) \Delta \Theta$$

- Relativní extrém F je relativní minimum,
 matice $\frac{\partial \mathbf{g}^{K \times K}}{\partial \Theta}(\mathbf{X}, \Theta)$ musí být pozitivně definitní pro všechna (\mathbf{X}, Θ) ,
 a není proto singulární. Proto existuje $(\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \Theta})^{-1}$.



Klasický regresní problém ^[Har94]

- $\Theta = \mathbf{h}(\mathbf{X}) = \mathbf{J}\mathbf{X}$
- Nalezni Θ pro minimum $F(\mathbf{X}, \Theta) = (\Theta - \mathbf{J}\mathbf{X})^T \Sigma_{\mathbf{X}}^{-1} (\Theta - \mathbf{J}\mathbf{X})$
- Derivace maticových forem

$$\begin{aligned}\Omega = \mathbf{A}\mathbf{x} &\longrightarrow \frac{\partial \Omega}{\partial \mathbf{x}} = \mathbf{A} \\ \Omega = \mathbf{x}^T \mathbf{A} &\longrightarrow \frac{\partial \Omega}{\partial \mathbf{x}} = \mathbf{A}^T\end{aligned}$$

- Gradient

$$\begin{aligned}\mathbf{g}(\mathbf{X}, \Theta) &= \frac{\partial F}{\partial \Theta}(\mathbf{X}, \Theta) = \{\Sigma_{\mathbf{X}}^{-1}(\Theta - \mathbf{J}\mathbf{X})\}^T + (\Theta - \mathbf{J}\mathbf{X})^T \Sigma_{\mathbf{X}}^{-1} \\ &= 2(\Theta - \mathbf{J}\mathbf{X})^T \Sigma_{\mathbf{X}}^{-1}\end{aligned}$$

- Potom

$$\begin{aligned}\frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \Theta} &= 2\Sigma_{\mathbf{X}}^{-1} & \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \mathbf{X}} &= -2\Sigma_{\mathbf{X}}^{-1}\mathbf{J} \\ \Sigma_{\Theta} &= (2\Sigma_{\mathbf{X}}^{-1})^{-1}(-2\Sigma_{\mathbf{X}}^{-1}\mathbf{J})\Sigma_{\mathbf{X}}(-2\Sigma_{\mathbf{X}}^{-1}\mathbf{J})^T(2\Sigma_{\mathbf{X}}^{-1})^{T-1} = \mathbf{J}\Sigma_{\mathbf{X}}^{-1}\mathbf{J}^T\end{aligned}$$

Jednoduchý příklad $y = x^2$

Explicitní propagace

$$\begin{aligned}
 \mathbf{Y} &= \mathbf{F}(\mathbf{X}) \quad \rightsquigarrow \quad y = x^2 \\
 J &= \frac{\partial \mathbf{F}}{\partial \mathbf{X}} = 2x \\
 \Sigma_{y^2} &= \left| \sigma_y^2 \right| = \left| 2x \right| \left| \sigma_x^2 \right| \left| 2x \right| = \left| 4x^2 \sigma_x^2 \right|
 \end{aligned}$$

Implicitní propagace

$$\begin{aligned}
 F(\mathbf{X}, \mathbf{Y}) &\rightsquigarrow F(x; y) = (y - x^2)^2 \dots \text{minimalizace pro 1 bod} \\
 g &= \frac{\partial F}{\partial y} = 2(y - x^2) \\
 \frac{\partial g}{\partial y} &= 2 \quad \frac{\partial g}{\partial x} = -4x \\
 \Sigma_{yy} &= \left| \sigma_y^2 \right| = \left| 1/2 \right| \left| -4x \right| \left| \sigma_x^2 \right| \left| -4x \right| \left| 1/2 \right| = \left| 4x^2 \sigma_x^2 \right|
 \end{aligned}$$



Jednoduchý příklad $y = x + q$

Explicitní propagace: $q = y - x$

$$\begin{aligned}
 \mathbf{J} &= \begin{vmatrix} \frac{\partial q}{\partial x} & \frac{\partial q}{\partial y} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} -1 & 1 \end{vmatrix} \\
 \Sigma_{qq} &= \begin{vmatrix} \sigma_q^2 \end{vmatrix} = \\
 &= \begin{vmatrix} -1 & 1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \sigma_x^2 & \sigma_{xy} \\ \sigma_{xy} & \sigma_y^2 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} -1 \\ 1 \end{vmatrix} = \\
 &= \begin{vmatrix} -\sigma_x^2 + \sigma_{xy}, & -\sigma_{xy} + \sigma_y^2 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} -1 \\ 1 \end{vmatrix} = \\
 &= \begin{vmatrix} +\sigma_x^2 - \sigma_{xy} - \sigma_{xy} + \sigma_y^2 \end{vmatrix} = \\
 &= \begin{vmatrix} \sigma_x^2 - 2\sigma_{xy} + \sigma_y^2 \end{vmatrix}
 \end{aligned}$$

Jednoduchý příklad $y = x + q$

Implicitní propagace: $y = x + q$

$$F(\mathbf{X}, \mathbf{Y}) \rightsquigarrow F(x, y; q) = (y - x - q)^2 \dots \text{minimalizace pro 1 bod}$$

$$g = \partial F / \partial q = -2(y - x - q)$$

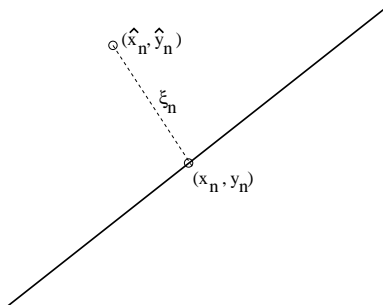
$$\partial g / \partial q = 2 \quad \partial g / \partial x = 2 \quad \partial g / \partial y = -2$$

$$\Sigma_{qq} = \begin{vmatrix} \sigma_q^2 \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 2 \end{vmatrix}^{-1} \begin{vmatrix} 2, & -2 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \sigma_x^2 & \sigma_{xy} \\ \sigma_{xy} & \sigma_y^2 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} 2 \\ -2 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} 2 \end{vmatrix}^{-1} =$$

$$= \begin{vmatrix} 1, & -1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \sigma_x^2 & \sigma_{xy} \\ \sigma_{xy} & \sigma_y^2 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} 1 \\ -1 \end{vmatrix} =$$

$$= \begin{vmatrix} \sigma_x^2 - \sigma_{xy} & \sigma_{xy} - \sigma_y^2 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} 1 \\ -1 \end{vmatrix} =$$

$$= \begin{vmatrix} \sigma_x^2 - 2\sigma_{xy} + \sigma_y^2 \end{vmatrix}$$

Obecný problém aproximace přímkou - zadání ^[Har94]

- Nepozorované nepertubované body (x_n, y_n) , $n = 1, \dots, N$ leží na přímce $x_n \cos \theta + y_n \sin \theta - \rho = 0$
- Pozorujeme (\hat{x}_n, \hat{y}_n) , zašuměné instance (x_n, y_n) .



Obecný problém aproximace přímkou - model [Har94]

- Model šumu:

$$\begin{pmatrix} \hat{x}_n \\ \hat{y}_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} x_n \\ y_n \end{pmatrix} + \xi \begin{pmatrix} \cos \theta \\ \sin \theta \end{pmatrix}$$

kde ξ_n jsou nezávislé a identicky distribuované $N(0, \sigma^2)$.

- Odhad parametrů přímky $(\hat{\theta}, \hat{\rho})$ použitím metody nejmenších čtverců a kritéria:

$$F(\mathbf{X}, \boldsymbol{\Theta}) = \sum_{n=1}^N (x_n \cos \theta + y_n \sin \theta - \rho)^2$$

kde $\mathbf{X}^T = (x_1, y_1, \dots, x_N, y_N)$ a $\boldsymbol{\Theta}^T = (\theta, \rho)$.



Obecná aproximace přímkou 2 ^[Har94]

$$\mu_x = 1/N \sum_{n=1}^N x_n$$

$$\mu_y = 1/N \sum_{n=1}^N y_n$$

$$\sigma_x^2 = 1/N \sum_{n=1}^N (x_n - \mu_x)^2 = 1/N \sum_{n=1}^N x_n^2 - \mu_x^2$$

$$\sigma_y^2 = 1/N \sum_{n=1}^N (y_n - \mu_y)^2 = 1/N \sum_{n=1}^N y_n^2 - \mu_y^2$$



Obecná aproximace přímkou 3 [Har94]

$$\sigma_{xy} = 1/N \sum_{n=1}^N (x_n - \mu_x)(y_n - \mu_y)$$

$$= 1/N \sum_{n=1}^N x_n y_n - \mu_x \mu_y$$

$$\begin{aligned} F(\mathbf{X}, \boldsymbol{\Theta}) &= \sum_{n=1}^N (x_n^2 \cos^2 \theta + y_n^2 \sin^2 \theta + \rho^2 + 2x_n \cos \theta y_n \sin \theta \\ &\quad - 2\rho x_n \cos \theta - 2\rho y_n \sin \theta) \\ &= N(\sigma_x^2 + \mu_x^2) \cos^2 \theta + N(\sigma_y^2 + \mu_y^2) \sin^2 \theta \\ &\quad + N\rho^2 + N(\sigma_{xy} + \mu_x \mu_y) \sin 2\theta \\ &\quad - 2N\rho \mu_x \cos \theta - 2N\rho \mu_y \sin \theta \end{aligned}$$



Aproximace přímkou 4 ^[Har94]

Geometrie výsledku:

- Jestliže (x, y) je bod na přímce $x \cos \theta + y \sin \theta - \rho = 0$ a k je orientovaná vzdálenost mezi (x, y) a bodem na přímce nejbližším počátku, potom

$$k = \begin{cases} +\sqrt{x^2 + y^2 - \rho^2} & \text{if } y \cos \theta \geq y \sin \theta \\ -\sqrt{x^2 + y^2 - \rho^2} & \text{otherwise} \end{cases}$$

- Dále

$$x = -k \sin \theta + \rho \cos \theta$$

$$y = k \cos \theta + \rho \sin \theta$$

- Nechť

$$\mu_k = 1/N \sum_{n=1}^N k_n$$

$$\sigma_k^2 = 1/N \sum_{n=1}^N (k_n - \mu_k)^2$$



Aproximace přímkou - vzájemné vztahy x, y, k ^[Har94]

$$\mu_x = \rho \cos \theta - \mu_k \sin \theta$$

$$\mu_y = \rho \sin \theta + \mu_k \cos \theta$$

$$\sigma_x^2 = \sigma_k^2 \sin^2 \theta$$

$$\sigma_y^2 = \sigma_k^2 \cos^2 \theta$$

$$\sigma_{xy} = -\sigma_k^2 \sin \theta \cos \theta$$



Aproximace přímkou - interpretace ^[Har94]

- Po odvození a substituci

$$\Sigma_{\Theta} = \sigma^2 / N \begin{pmatrix} \frac{1}{\sigma_k^2} & \frac{\mu_k}{\sigma_k^2} \\ \frac{\mu_k}{\sigma_k^2} & 1 + \frac{\mu_k^2}{\sigma_k^2} \end{pmatrix}$$

- Jednoduchá geometrická interpretace:
 - Souřadnicový systém přímky takový, že 0 odpovídá bodu na přímce nejbližším počátku.
 - μ_k je střední poloha bodů.
 - σ_k^2 je variance polohy bodů.
 - μ_k se chová jako momentová páka.
 - Jestliže střední poloha bodů na přímce je ve vzdálenosti $|\mu_k|$ od počátku na přímce, potom se variance odhadu ρ zvětšuje s koeficientem $\mu_k^2 \sigma^2 / \sigma_k^2$. Jinými slovy, odhad ρ není invariantní vzhledem k translaci souřadnicového systému.



Statistická validace algoritmu 1 ^[Har94]

- Testuje se, zda vypočtené odhady patří do distribuce s danou střední hodnotou a kovarianční maticí.
- Hladina významnosti α .
- Testovaná statistika $\hat{\phi}$.
- Hodnota ϕ_0 zamítnutí hypotézy.
- Postup:
 - 1 urči správnou odpověď pro ideální případ bez šumu,
 - 2 pertubuj vstupní data normálním rozložením se nulou střední hodnotou a danou kovarianční maticí,
 - 3 propaguj analyticky odhady kovarianční matice.



Statistická validace algoritmu 2 ^[Har94]

- Testovaná hypotéza: zda pozorování $\theta_1, \dots, \theta_N$ pochází z normálního rozložení se střední hodnotou $\bar{\theta}$ a kovarianční maticí Σ .
- Existuje uniformně nejsilnější test

$$B = \sum_{n=1}^N (\theta_n - \bar{\theta})(\theta_n - \bar{\theta})^T$$

Definujme

$$\lambda = (e/N)^{pN/2} |B\Sigma^{-1}|^{N/2} \times \exp\left(-\frac{1}{2}[\text{tr}(B\Sigma^{-1}) + N(\bar{\theta} - \theta)^T \Sigma^{-1}(\bar{\theta} - \theta)]\right)$$

- Testovaná statistika:

$$T = -2 \log \lambda$$

- T distribuováno podle $\chi^2_{p(p+1)/2+p}$ kde p je dimenze θ
- T_α : $\text{Prob}(\chi^2_{p(p+1)/2+p} \geq T_\alpha) = \alpha$



Literatura I



R.M. Haralick.

Propagating covariance in computer vision.

In *12th International Conference on Pattern Recognition (Jerusalem, Israel, 1994)*, volume I, pages 493–498, Washington, DC, 1994. IEEE Computer Society Press.



K. Y. Song, M. Petrou, and J. Kittler.

Texture crack detection.

Machine Vision and Application, 8:63–76, 1995.

