

# Explicitný tvar momentov aproximácie MSE pre EBLUP v lineárnych regresných modeloch časových radov

Prezentácia Robust 2016

Andrej Gajdoš  
Martina Hančová

Prírodovedecká fakulta UPJŠ v Košiciach

15.9.2016

# Čím sa zaoberáme

- skúmanie časových radov (ČR)
- predikcie ČR lineárnymi regresnými modelmi (FDSLRLM)

## Definícia(FDSLRLM)

Model časového radu  $X(\cdot)$  nazývame lineárny regresný model s konečným diskretným spektrom (FDSLRLM), ak  $X(\cdot)$  má tvar

$$X(t) = \sum_{i=1}^k \beta_i f_i(t) + \sum_{j=1}^l Y_j v_j(t) + w(t); \quad t = 1, 2, \dots; k, l \in \mathbb{N}_0,$$

kde  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$  z  $\mathbb{E}^k$  je vektor regresných parametrov,  
 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_l)'$  je náhodný vektor so strednou hodnotou  $E\{Y\} = \mathbf{0}$  a kovariančnou maticou  $Cov\{Y\} = \text{diag}(\sigma_j^2)$  z  $\mathbb{E}^{l \times l}$  so  $\sigma_j^2 \geq 0; j = 1, 2, \dots, l$ ,  
 $f_i(\cdot); i = 1, 2, \dots, k$  a  $v_j(\cdot); j = 1, 2, \dots, l$  sú reálne funkcie definované na  $\mathbb{E}^1$ ,  
 $w(\cdot)$  je biely šum nekorelovaný s  $Y$  a s disperziou  $D\{w(t)\} = \sigma^2 > 0$ .

# Čím sa zaoberáme

## Definícia (Najlepší lineárny nevychýlený prediktor - BLUP)

Nech  $\mathbf{X} = (X(1), X(2), \dots, X(n))'$  je konečné pozorovanie časového radu  $X(\cdot)$  popísané lineárnym regresným modelom s neznámym parametrom  $\beta$ :

$$\mathbf{X} = F\beta + \varepsilon, \quad E(\varepsilon) = 0, \quad \text{Cov}(\mathbf{X}) = \Sigma_n > 0,$$

pričom  $\beta \in \mathbb{E}^k$ ,  $F \in \mathbb{E}^{n \times k}$  je tzv. matica plánu s plnou hodnotou.

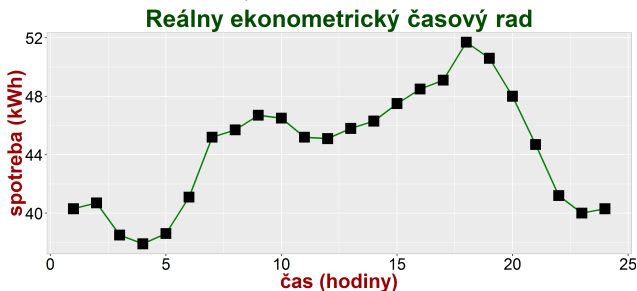
Prediktor  $X^*(n+d)$  nazývame **najlepším lineárnym nevychýleným prediktorom** zložky  $X(n+d)$ , ak je:

- (a) lineárny vzhľadom na  $\mathbf{X}$ , t.j.  
 $X^*(n+d) = \mathbf{a}'\mathbf{X} + a_0$ ;  $\mathbf{a} \in \mathbb{E}^n$ ,  $a_0 \in \mathbb{E}$ ,
- (b) nevychýlený pre všetky  $\beta$ , t.j.  $E_\beta(X^*(n+d)) = E_\beta(X(n+d))$
- (c) najlepší, t.j. minimalizuje MSE v triede všetkých lineárnych nevychýlených prediktorov  $\tilde{U}(n+d)$

$$E(X^*(n+d) - X(n+d))^2 \leq E(\tilde{U}(n+d) - X(n+d))^2.$$

# Reálne dáta

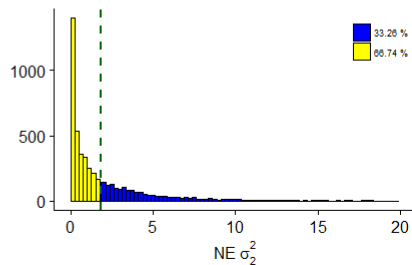
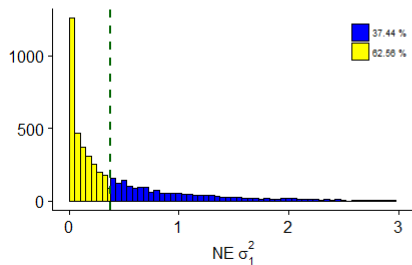
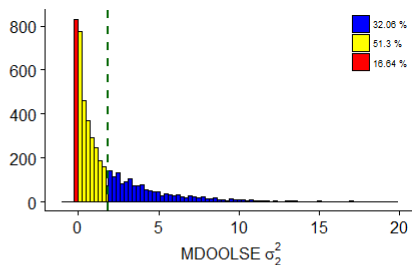
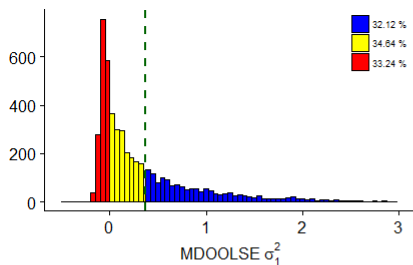
- 24 hodinové pozorovanie  $X$  spotreby el. energie v obchodnom dome (Štulajter & Witkovský, 2004):



$$X_m = \alpha + \sum_{i=1}^m (\beta_i \cos \lambda_i t + \gamma_i \sin \lambda_i t) + \sum_{j=1}^{3-m} (Y_j \cos \lambda_j t + Z_j \sin \lambda_j t) + w(t); \lambda_i, \lambda_j \in \mathbb{E}^1, m \in \{0, 1, 2, 3\}$$

- štyri FDSLRLM dizajny a ilustrácia výsledkov pre dizajn  $m = 2$  (R Core Team, 2015)

# Problém - záporné odhady



skutočná hodnota variance v    ■ nezáporné odhady väčšie ako v    ■ nezáporné odhady menšie ako v    ■ záporné odhady

## Korekcia MSE pre EBLUP

- BLUP  $\rightarrow X_{\nu}^*(n+d) = \mathbf{f}'\beta_{\nu}^*(\mathbf{X}) + \mathbf{r}'_{\nu}\Sigma_{\nu}^{-1}(\mathbf{X} - F\beta_{\nu}^*(\mathbf{X}))$ ,  
pričom  $\beta_{\nu}^*(\mathbf{X}) = (F'\Sigma_{\nu}^{-1}F)^{-1}F'\Sigma_{\nu}^{-1}\mathbf{X}$
- $\text{MSE}\{X_{\nu}^*(n+d)\} = D_{\nu}\{X(n+d)\} - \mathbf{r}'_{\nu}\Sigma_{\nu}^{-1}\mathbf{r}_{\nu} +$   
 $+ \|\mathbf{f} - F'\Sigma_{\nu}^{-1}\mathbf{r}_{\nu}\|_{(F'\Sigma_{\nu}^{-1}F)^{-1}}$
- EBLUP  $\rightarrow X_{\tilde{\nu}}^*(n+d) = \mathbf{f}'\beta_{\tilde{\nu}}^*(\mathbf{X}) + \mathbf{r}'_{\tilde{\nu}}\Sigma_{\tilde{\nu}}^{-1}(\mathbf{X} - F\beta_{\tilde{\nu}}^*(\mathbf{X}))$
- $E_{\nu_0}[X_{\tilde{\nu}}^*(n+d) - X_{\nu_0}^*(n+d)]^2 \approx E_{\nu_0}\left[\frac{\partial X_{\nu}^*(n+d)}{\partial \nu'}\Big|_{\nu=\nu_0}(\tilde{\nu} - \nu_0)\right]^2$
- Potreba explicitných vyjadrení momentov až do 6. rádu  $E\{\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}\}$   
resp.  $E\{\mathbf{X}'\mathbf{B}\mathbf{X}\}$ ,  $E\{\mathbf{X}\mathbf{X}'\}$ ,  $E\{\mathbf{X}\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}\mathbf{X}'\}$  resp.  $E\{\mathbf{X}\mathbf{X}'\mathbf{B}\mathbf{X}\mathbf{X}'\}$ ,  
 $E\{\mathbf{X}\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}\mathbf{X}'\mathbf{B}\mathbf{X}\mathbf{X}'\}$  a ďalšie...

# Explicitný tvar momentov

## Veta

Nech je dané konečné pozorovanie časového radu lineárnym regresným modelom:  $X \sim N(F\beta, \Sigma)$ , kde  $F \in \mathbb{E}^{n \times k}$ ,  $\beta \in \mathbb{E}^k$  a  $\Sigma \in \mathbb{E}^{n \times n}$ ,  $\Sigma > 0$ .  
Nech  $Q_A \equiv X'AX$ ,  $Q_B \equiv X'BX$ ,  $A, B \in \mathbb{E}^{n \times n}$  sú invariantné kvadratické formy, t.j.  $AF = BF = 0$ ,  $E(Q_A) = \text{tr}(A\Sigma)$ ,  $E(Q_B) = \text{tr}(B\Sigma)$  a  $\text{Cov}(Q_A, Q_B) = 2\text{tr}(A\Sigma B\Sigma)$ .

Potom pre centrované  $Q_A^* \equiv Q_A - \nu_A$  a  $Q_B^* \equiv Q_B - \nu_B$ ,  $\nu_A, \nu_B \in \mathbb{E}^1$  platí:

- $E(Q_A^*) = E(Q_A) - \nu_A$ ,  $E(XQ_A^*) = E(Q_A^*)F\beta$ ,  
 $E(XQ_A^*X') = E(Q_A^*)[\Sigma + F\beta(F\beta)'] + 2\Sigma A\Sigma$
- $E(Q_A^*Q_B^*) = \text{Cov}(Q_A, Q_B) + E(Q_A^*)E(Q_B^*)$ ,  
 $E(XQ_A^*Q_B^*) = E(Q_A^*Q_B^*)F\beta$ ,  
 $E(XQ_A^*Q_B^*X') = 2\Sigma[E(Q_A^*)B + E(Q_B^*)A + 2A\Sigma B + 2B\Sigma A]\Sigma +$   
 $+E(Q_A^*Q_B^*)[\Sigma + F\beta(F\beta)']$

# Explicitný tvar momentov

- dôkaz s využitím algebraických metód viacrozmernej štatistiky – vektorizácia, komutačné matice, kroneckerov súčin a vzťahy medzi nimi (Ghazal & Neudecker 2000, Kollo & Rosen 2005)



## Význam a prínos výsledkov

- potreba explicitných tvarov momentov pre ďalšie teoretické štúdium aproximácie MSE a iných vlastností EBLUPov
- Doteraz teoreticky študované aproximácie MSE pre EBLUPy vo FDSLRLM len pre nevychýlené invariantné odhady:
  - ortogonálny prípad FDSLRLM – nevychýlené DOOLSE=REMLE (Štulajter, 2007)
  - všeobecný prípad FDSLRLM – nevychýlené NE (Hančová, 2011)
- moderný a elegantný prístup k odvádzaniu výsledkov
- výsledné tvary výhodné pre počítačovú implementáciu v R (aplikácia na reálne dáta, počítačové simulácie, bootstrap)

- Ghazal, A.G., Neudecker, H. (2000).** *On second-order and fourth-order moments of jointly distributed random matrices: a survey.* Linear Algebra and its Applications 321, 61–93.
- Hančová, M. (2008).** *Natural estimation of variances in a general finite discrete spectrum linear regression model.* Metrika, 67(3):265-276.
- Hančová, M. (2011).** *Empirical Predictors in Finite Discrete Spectrum Linear Regression Models.* PROBASTAT 2011.
- Hančová, M., Hanč, J. & Gajdoš., A (2015).** *A Simulation Study of Bootstrap Methods for Kriging in Time Series Forecasting.* PROBASTAT 2015.
- Harville, D.A. (2008).** *Accounting for the Estimation of Variances and Covariances in Prediction Under a General Linear Model: an Overview.* Tatra Mountains Mathematical Publications 39, pp. 1-15.
- Kreiss, J.P. & Lahiri, S.N. (2012).** *Bootstrap methods for time series.* Handbook of Statistics – Time Series Analysis: Methods and Applications. Elsevier.

**Kollo, T., von Rosen., D. (2005).** *Advanced Multivariate Statistics with Matrices.*

**R Core Team (2016).** *R: A language and environment for statistical computing.* R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.

URL <https://www.R-project.org/>.

**Srivastava, V.K., Tiwari, R. (1975).** *Evaluation of Expectations of Products of Stochastic Matrices.* Scand J Statist 3, 135-138.

**Štulajter, F. (2002).** *Predictions in Time Series Using Regression Models* (Springer).

**Štulajter, F., Witkovský, V. (2004).** *Estimation of variances in orthogonal finite discrete spectrum linear regression models.* Metrika, vol. 60, no. 2, pp. 105–118.

**Štulajter, F. (2007)** *Mean squared error of the empirical best linear unbiased predictor in an orthogonal finite discrete spectrum linear regression model.* Metrika 65, 2007, pp. 331-348.

**Vďaka za pozornosť**

- pre MSE EBLUPu platí (Štulajter 2002)

$$E_{\Sigma}[\tilde{U} - X_{n+d}]^2 = E_{\Sigma}[U_{\Sigma}^* - X_{n+d}]^2 + E_{\Sigma}[U_{\Sigma}^* - \tilde{U}]^2.$$

- výpočet  $E_{\Sigma}[U_{\Sigma}^* - \tilde{U}]^2$  vo všeobecnosti je **otvorený problém**, v praxi aproximácia – Taylorov rozvoj:

$$\tilde{U} \approx U_{\Sigma}^* + \left. \frac{\partial \tilde{U}(\mathbf{X}, \boldsymbol{\nu})}{\partial \boldsymbol{\nu}'} \right|_{\boldsymbol{\nu}=\boldsymbol{\nu}_0} (\tilde{\boldsymbol{\nu}} - \boldsymbol{\nu}_0)$$

odkiaľ

$$\tilde{U} - U_{\Sigma}^* \approx \left. \frac{\partial \tilde{U}(\mathbf{X}, \boldsymbol{\nu})}{\partial \boldsymbol{\nu}'} \right|_{\boldsymbol{\nu}=\boldsymbol{\nu}_0} (\tilde{\boldsymbol{\nu}} - \boldsymbol{\nu}_0)$$

teda MSE  $\tilde{U} - U_{\Sigma}^*$  sa dá **aproximovať** vzťahom

$$E_{\nu_0}[\tilde{U} - U_{\nu_0}^*]^2 \approx E_{\nu_0} \left[ \left. \frac{\partial \tilde{U}(\mathbf{X}, \boldsymbol{\nu})}{\partial \boldsymbol{\nu}'} \right|_{\boldsymbol{\nu}=\boldsymbol{\nu}_0} (\tilde{\boldsymbol{\nu}} - \boldsymbol{\nu}_0) \right]^2$$