

# Heritabilita III

## - metody odhadu koeficientu heritability

doc. Ing. Tomáš Urban, Ph.D.  
*urban@mendelu.cz*



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

# ANOVA

## Princip:

Detekce důležitých rozdílných zdrojů efektů

Určit jejich příspěvek na celkové varianci

Variance je odvozena ze součtu čtverců a stupňů volnosti

Nutné jedince ve skupinách se stejným stupněm příbuznosti

Skupiny polosourozenců podle otce

Rodiče – potomci

**Kovariance mezi členy rodin nebo skupin = komponenta variance mezi skupinami**

Rozčlenění součtu čtverců (SS) podle zdrojů variance (skupina zvířat) a výpočet středního čtverce (MS) ~ variance



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

# Sire model – 1 f ANOVA

- Odhad korelace polosourozenců

$$y_{ij} = \mu + a_i + e_{ij}$$

$$V_S = \sigma_S^2 = \frac{1}{4} \sigma_A^2$$

$$V_e = \sigma_e^2 = \frac{3}{4} \sigma_A^2 + \sigma_E^2$$

$$\sigma_y^2 = \sigma_S^2 + \sigma_e^2$$

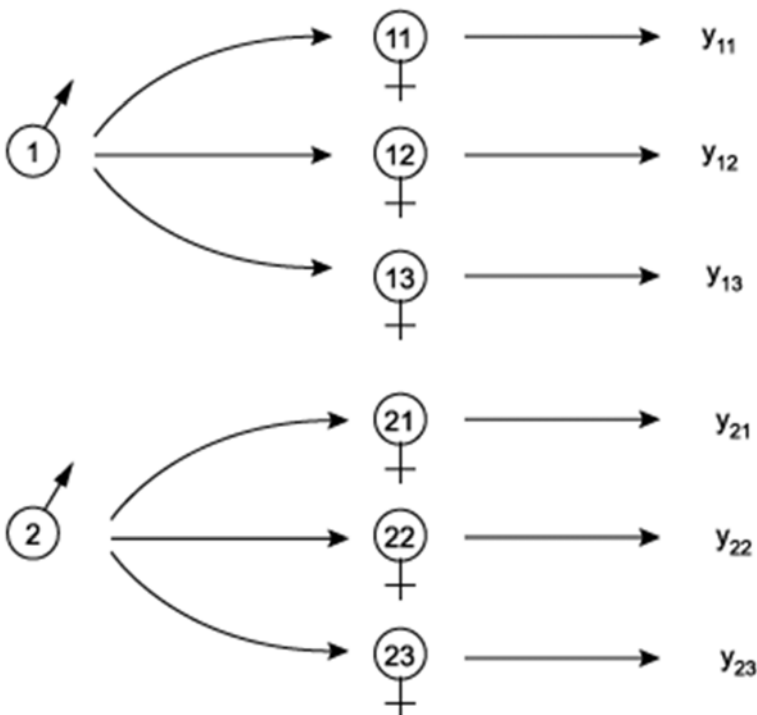
- předpoklad, že otcové a matky jsou nepříbuzní, náhodně páření, bez selekce
- balancovaný design:  $p$  otců (sire) pářeno s  $n$  matkami (dam)  $\Rightarrow$  1 potomka



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

Design pokusu pro Sire model



Variance mezi skupinami  
polosourozenců =  
kovarianci mezi  
polosourozenci ve skupině

$$\text{COV}_{(\text{polos.})} = \text{COV}(y_{ij}, y_{ik}) = \sigma_S^2$$

$$4\sigma_S^2 = \sigma_A^2$$

To lze pomocí  
ANOVA  
odhadnout



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

# Sire model – tabulka ANOVA

Zdroj proměnlivosti	df	SS	MS	E(MS)
Mezi rodinami (mezi otci)	$p - 1$	$SS_s = \sum_{i=1}^p n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2$	$MS_s = \frac{SS_s}{(p-1)}$	$\sigma_e^2 + n_0 \sigma_g^2$
V rodinách (reziduální)	$n - p$	$SS_e = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$	$MS_e = \frac{SS_e}{(n-p)}$	$\sigma_e^2$
Celkem	$n - 1$	$SS_c = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y})^2$	$MS_c = \frac{SS_c}{(n-1)}$	



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

$$MS_e \doteq \sigma_e^2$$

$$n_0 = \frac{n - (\sum n_i^2 / n)}{n - 1}$$

$$MS_a = \sigma_e^2 + n_0 \sigma_g^2 = MS_e + n_0 \sigma_g^2$$

$$\sigma_g^2 = \frac{MS_a - MS_e}{n_0}$$

Intraklasní korelační koeficient

$$\rho = r_i = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_g^2 + \sigma_e^2}$$

$$h^2 = 4\rho = 4 \frac{\sigma_g^2}{\sigma_g^2 + \sigma_e^2} = 4 \frac{\sigma_g^2}{\sigma_p^2}$$

Vybalancovaná data

$$se_{h^2} = 4.s_\rho = 4 \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot (1-\rho)^2 (1+(n_0-1)\rho)^2}{n_0(n_0-1)(p-1)}}$$

Nevybalancovaná data

$$se_{h^2} = 4.s_\rho = 4 \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot (n-1)(1-\rho)^2 (1+(n_0-1)\rho)^2}{n_0(n_0-p)(p-1)}}$$



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

# Závěr výpočtu

- odhad koeficientu dědivosti
- odhad střední chyby  $h^2$
- intervalu spolehlivosti (hranice platnosti)

$$h^2 \pm se_{h^2} \quad \dots \leq h^2 \leq \dots$$



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

## Př. 1 faktorové ANOVA pro výpočet $h^2$

-skupin polosourozenců

Statistický model jednofaktorové  
analýzy variance:

$$y_{ij} = \mu + a_i + e_{ij}$$

$y_{ij}$  – užítkovost j-tého potomka po i-tém otci

$\mu$  – obecný průměr populace

$a_i$  – vliv i-tého otce

$e_{ij}$  – ostatní nahodilé vlivy

Výpočet součtu čtverců odchylek od průměru:

- mezi otci

$$SS_a = \sum_{i=1}^p \frac{Y_{i\cdot}^2}{n_i} - \frac{Y_{\cdot\cdot}^2}{n}$$

- uvnitř skupin podle otců (reziduální)

$$SS_e = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{m_j} y_{ij}^2 - \sum_{i=1}^p \frac{Y_{i\cdot}^2}{n_i}$$

n	O <sub>1</sub>	O <sub>2</sub>	O <sub>3</sub>	O <sub>4</sub>	O <sub>5</sub>
1	717	732	603	648	690
2	704	694	731	669	650
3	753	691	737	693	788
4	700	631	678	718	678
5	675	683	747	606	611
6	793	592	763	669	674
7	691	680	687	657	658
8	687	618	618	600	717
$\Sigma$	5720	5321	5564	5260	5466

skupina	$Y_{i\cdot}$	$Y_{i\cdot}^2$	$Y_{i\cdot}^2/n_i$	$\sum y_{ij}^2$
O <sub>1</sub>	5720	32718400	4089800,00	4100638
O <sub>2</sub>	5321	28313041	3539130,13	3554379
O <sub>3</sub>	5564	30958096	3869762,00	3894894
O <sub>4</sub>	5260	27667600	3458450,00	3469684
O <sub>5</sub>	5466	29877156	3734644,50	3753878

$Y_{\cdot\cdot} = 27331$   $18691786,63$  **18773473**

$Y_{\cdot\cdot}^2 = 746983561$   $\sum Y_{i\cdot}^2/n_i$   $\sum \sum y_{ij}^2$

$p = 5$

$n = 40$

$n_i = n_0 = 8$



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model (a)	4	17197.60000	4299.40000	1.84	0.1428
Error (e)	35	81686.37500	2333.89643		
Corrected Total	39	98883.97500			

$$MS_a = \sigma_e^2 + n_0 \sigma_g^2$$

$$MS_e = \sigma_e^2$$

Výpočet odhadu **genetické variance** podle otců:

$$MS_a = \sigma_e^2 + n_0 \sigma_g^2 = MS_e + n_0 \sigma_g^2$$

$$\sigma_g^2 = \frac{MS_a - MS_e}{n_0} = \frac{4299,4 - 2333,89643}{8} = 245,683$$

$$\rho = r_i = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_g^2 + \sigma_e^2} = \frac{245,368}{245,368 + 2333,896} = 0,0952$$

$$h^2 = 4\rho = 4 \frac{\sigma_g^2}{\sigma_g^2 + \sigma_e^2} = 4 \frac{\sigma_g^2}{\sigma_p^2} \quad se_{h^2} = 4 \cdot s_{\rho} = 4 \cdot \sqrt{\frac{2 \cdot (1 - \rho)^2 (1 + (n_0 - 1)\rho)^2}{n_0(n_0 - 1)(p - 1)}}$$

$$h^2 \pm se_{h^2} = 0,38 \pm 0,57$$



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

## 2 faktorová hierarchická ANOVA

- Odhad korelace u **vlastních sourozenců** a **polosourozenců**
- Stanovení komponent variance mezi a v rodinách vlastních sourozenců

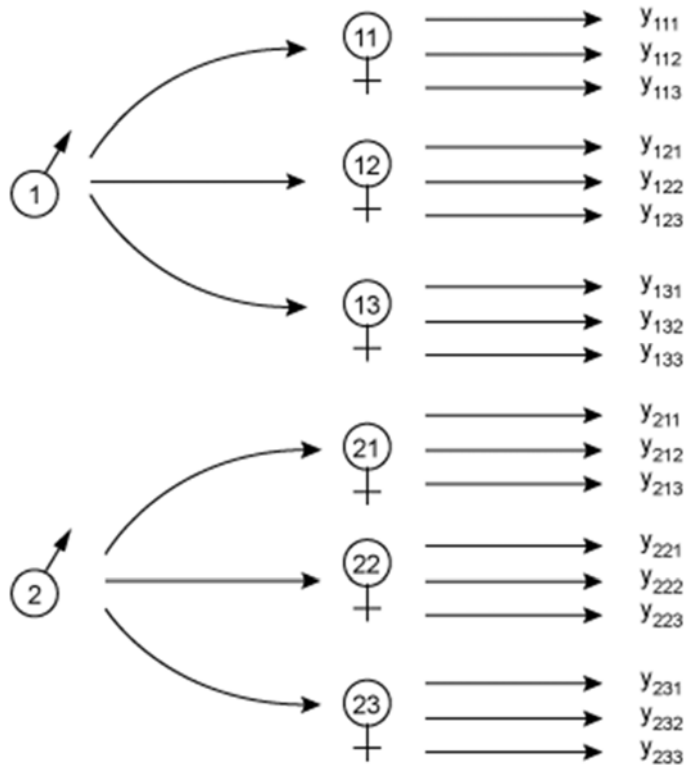
$$Y_{ijk} = \mu + a_i + b_{ij} + e_{ijk}$$

$$\sigma_y^2 = \sigma_s^2 + \sigma_d^2 + \sigma_e^2$$

- předpoklad, nejsou efekty dominance a společného prostředí
- balancovaný design:  $p$  otců (sire) pářeno s  $m$  matkami (dam)  $\Rightarrow n$  potomky

# Design pokusu pro analýzu úplných sourozenců

Genetika kvantitativních znaků  
a polosourozenců



**Variance mezi skupinami úplných sourozenců = kovarianci mezi úplnými sourozenci ve skupině**



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována Evropským sociálním fondem a státním rozpočtem České republiky

Zdroj proměnlivosti	df	SS	MS	E(MS)
Mezi otci (mezi rodinami)	$p - 1$	$SS_s = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{m_i} n_{ij} (\bar{y}_i - \bar{y})^2$	$MS_s = \frac{SS_s}{(p-1)}$	$\sigma_e^2 + k_2 \sigma_{g_M}^2 + k_3 \sigma_{g_0}^2$
Mezi matkami (uvnitř otců)	$m - p$	$SS_d = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{m_i} n_{ij} (\bar{y}_{ij} - \bar{y}_i)^2$	$MS_d = \frac{SS_d}{(m-p)}$	$\sigma_e^2 + k_1 \sigma_{g_M}^2$
Mezi potomky (v otcích a matkách)	$n - m$	$SS_e = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{m_i} \sum_{k=1}^{n_{ij}} (y_{ijk} - \bar{y}_{ij})^2$	$MS_e = \frac{SS_e}{(n-m)}$	$\sigma_e^2$
Cekem	$n - 1$	$SS_c = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^{m_i} \sum_{k=1}^{n_{ij}} (y_{ijk} - \bar{y})^2$	$MS_c = \frac{SS_c}{(n-1)}$	



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována Evropským sociálním fondem a státním rozpočtem České republiky

# Odhad $h^2$ u vlastních sourozenců a polosourozenců

$$\sigma_{g_M}^2 = \frac{MS_b - MS_e}{k_1}$$

$$\sigma_{g_o}^2 = \frac{MS_a - MS_e - k_2 \sigma_{g_M}^2}{k_3}$$

Když  $k_1 = k_2$  : 
$$\sigma_{g_o}^2 = \frac{MS_a - MS_b}{k_3}$$

potomků/matku = matek/otce

a) podle otců

$$h_o^2 = 4\rho_o = 4 \frac{\sigma_{g_o}^2}{\sigma_{g_o}^2 + \sigma_e^2} = 4 \frac{\sigma_{g_o}^2}{\sigma_P^2}$$

b) podle matek

$$h_M^2 = 4\rho_M = 4 \frac{\sigma_{g_M}^2}{\sigma_{g_M}^2 + \sigma_e^2} = 4 \frac{\sigma_{g_M}^2}{\sigma_P^2}$$

c) podle otců a matek

$$h_{O+M}^2 = 2\rho_{O+M} = 2 \frac{\sigma_{g_o}^2 + \sigma_{g_M}^2}{\sigma_{g_o}^2 + \sigma_{g_M}^2 + \sigma_e^2} = 2 \frac{\sigma_{g_o}^2 + \sigma_{g_M}^2}{\sigma_P^2}$$



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

## ANOVA v maticovém zápisu

Model NOVA můžeme vyjádřit v maticích:

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{e}$$

**X** je matice designová s 0 a 1, které sledují experimentální plán a jeho lineární model



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

# Zobecněný lineární model

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{e}$$

$\mathbf{y}$  je sloupcový vektor vlastnosti pro  $N$  jedinců

$\mathbf{X}$  je designová matice ( $N \times r$ )

$\mathbf{b}$  je vektor parametrů

$\mathbf{e}$  je vektor reziduí



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

## Řešení odhadů nejmenších čtverců vektoru $\mathbf{b}$

$$(\mathbf{X}'\mathbf{X})\mathbf{b} = \mathbf{X}'\mathbf{y}$$

$$\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{y}$$



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky



# Henderson 3

- Založen na ANOVA, pro nevybalancovanou strukturu dat

$$\mathbf{y} = \mu + \text{pevné efekty} + \text{náhodné efekty(otec)} + \mathbf{e}$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{Z}\mathbf{u} + \mathbf{e}$$

$$\begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{X} & \mathbf{X}'\mathbf{Z} \\ \mathbf{Z}'\mathbf{X} & \mathbf{Z}'\mathbf{Z} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{b}} \\ \hat{\mathbf{u}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}'\mathbf{y} \end{bmatrix}$$

- odhady jsou nevychýlené

- ALE nemusí ležet v parametrovém prostoru

$$\mathbf{Z}'\mathbf{M}\mathbf{Z}\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{Z}'\mathbf{M}\mathbf{y} \quad \longleftarrow \quad \mathbf{M} = \mathbf{I} - \mathbf{X}'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}$$

$$\hat{\mathbf{u}} = (\mathbf{Z}'\mathbf{M}\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{M}\mathbf{y}$$

$$\hat{\sigma}_e^2 = [\mathbf{y}'\mathbf{y} - \hat{\mathbf{u}}'\mathbf{Z}'\mathbf{y} - \hat{\mathbf{b}}'\mathbf{X}'\mathbf{y}] / (N - r(\mathbf{X}) - r(\mathbf{Z}) + 1)$$

$$\hat{\sigma}_u^2 = [\hat{\mathbf{u}}'\mathbf{Z}'\mathbf{M}\mathbf{y} - (r(\mathbf{Z}) - 1)\hat{\sigma}_e^2] / \text{tr}(\mathbf{Z}'\mathbf{M}\mathbf{Z})$$



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

## Metody založené na ML

Maximum Likelihood (ML)

REstricted Maximum Likelihood (REML)

**Maximilizuje pravděpodobnost pozorovaných dat daných parametru**

Nebalancovaná data

Komplexní rodokmenová struktura (matice příbuznosti)

Simultánní korekce pro fixní efekty

Vyžaduje známou distribuci (normální)

Odhady jsou nevychýlené a jsou vždy v parametrovém prostoru



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

# Funkce hustoty pravděpodobnosti normálního rozdělení:

Genetika kvantitativních znaků

$$f(y) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\frac{(y-\mu)^2}{\sigma^2}}$$



Očekávané průměry  $E(y) = Xb$  a  $\text{var}(y) = V$

Logaritmus věrohodnostní funkce:

$$L(b, V | X, y) = -\frac{1}{2} N \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log(|V|) - \frac{1}{2} (y - Xb)' V^{-1} (y - Xb)$$

- Rovnice dává pravděpodobnost parametrů  $(b, V)$  daných dat  $(X, y)$
- Na pravé straně
  - první dva výrazy jsou očekávané hodnoty
  - **poslední výraz je součet čtverců**

První derivace:  $\delta(\log L) / \delta b = -2X'V^{-1}(y - Xb)$

Derivace = 0

$$\hat{b} = (X'V^{-1}X)^{-1} X'V^{-1}y$$

Stejně jako pro LS odhady



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována Evropským sociálním fondem a státním rozpočtem České republiky

## Příklad algoritmu REML

- 1 Řešení rovnic smíšeného modelu s a priori hodnotou komponent variance (poměr)

$$\begin{bmatrix} X'X & X'Z \\ Z'X & Z'Z + \lambda A^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{b} \\ \hat{a} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ Z'y \end{bmatrix}$$

- 2 Řešení komponent variance z MME

$$\sigma_a^2 = [ \hat{a}' A^{-1} \hat{a} + \text{tr}(A^{-1}C) \sigma_e^2 ] / q$$

$$\sigma_e^2 = [ y'y - \hat{b}' X'y - \hat{a}' Z'y ] / (N - r(X))$$

Nové  $\lambda (= \sigma_e^2 / \sigma_a^2)$  a iterovat mezi 1 a 2



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována Evropským sociálním fondem a státním rozpočtem České republiky

# Proč je REML lepší než ANOVA?

Je přesnější

Používá rovnice smíšeného modelu, takže využívá příbuzenské vztahy všech zvířat (animal model)

Má tedy vlastnosti jako BLUP

Dovoluje řešit více komplikované smíšené modely (maternální efekty, multiple traits ...) jako BLUP

ALE při vybalancovaném pokusu jsou výsledky odhadů REML a ANOVA stejné



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

## Heritability Estimates of Protein %, Fat %, Lactose %, Non Fat Solids and Total Solids of Dairy Cattle in Northern Thailand

N. Chongkasikita, T. Veerasilpa and U. ter Meulenb

Deutscher Tropentag 2002, Witzenhausen, October 9-11, 2002, Conference on International Agricultural Research for Development

530 krav, 3 chovy

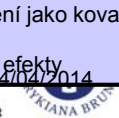
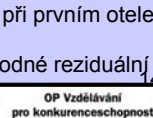
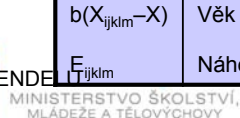
protein %, tuk %, laktóza %, sušina bez tuku a celková sušina

Pevné efekty: stádo-rok, sezóna, podíl HF skotu, počet dní laktace (regrese)

AM BLUP, použití REML programem VCE4 (Groeneveld, 1998).

$$Y_{ijklm} = \mu + C_i + HF_j + HY_k + S_l + A_m + b(X_{ijklm} - X) + E_{ijklm}$$

$Y_{ijklm}$	Produkční vlastnosti
$\mu$	průměr
$C_i$	Skupiny 1-10 podle % oblasti bíle zbarvené srsti (barva)
$HF_j$	Skupiny 1-5 podle % Holstein Friesian plemene u krav
$HY_k$	Stádo - Rok (1997, 1998, 1999, 2000 a 2001)
$S_l$	Období otelení (zima, léto a deště)
$A_m$	Jedinci (zvířata)
$b(X_{ijklm} - X)$	Věk při prvním otelení jako kovariata
$E_{ijklm}$	Náhodné reziduální efekty



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

	protein %	tuk %	laktóza %	sušina bez tuku	celková sušina
<b>Heritabilita</b>	<b>0,342</b>	<b>0,379</b>	<b>0,238</b>	<b>0,260</b>	<b>0,133</b>
$V_A$	0,041	0,130	0,022	0,963	0,036
$V_E$	0,079	0,212	0,069	2,736	0,238



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

## Odhady komponent variance

Proces rozčlenění fenotypové variance na její komponenty ( $V_A$  a  $V_E$ )

Proč odhadujeme komponenty variance?

Lepší porozumění mechanismu kontrolující vlastnost

Nutné pro predikci plemenných hodnot

Nutné pro optimalizaci šlechtitelských programů

Měly by být komponenty variance znovu odhadovány v čase?

ANO > variance a kovariance se mění v čase v důsledku změn genetických a prostředí (tj. selekce,...)



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

# 3. neparametrické metody

- obtížně měřitelné znaky
- neznáme fenotyp, známe pořadí
- korelační koeficient dle Spearmana
- stanovíme pořadí rodičů a nezávisle pořadí potomků;
- difference mezi pořadím  $d_i$

$$r_s = 1 - \frac{6 \cdot \sum d_i^2}{n \cdot (n^2 - 1)}$$

$n$  - počet dvojic



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

## Př. Použití pořadového korelačního koeficientu podle Spearmana u matek a dcer

matky		dcery	
% tuku	pořadí	% tuku	pořadí
4,6	1	4,4	3
4,5	2	4,0	7
4,4	3	3,6	11
4,3	4	3,9	8
4,2	5	4,6	1
4,1	6	4,3	4
4,0	7	4,5	2
3,9	8	4,2	5
3,8	9	3,5	12
3,7	10	4,1	6
3,6	11	3,7	10
3,5	12	3,8	9

$$R = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)} = 1 - \frac{6 \times 198}{12(12^2 - 1)} = 0,3077$$

$$h^2 = R^2 = 0,0947$$



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

# Př. Výpočet odhadu koeficientu dědivosti na základě zjištění průměrného pořadí matka – dcera

- Vhodné využití u vlastností, které se nedají přesně číselně vyjádřit nebo při sledování málo početného souboru.
- Užitek matek se seřadí podle pořadí od nejvyšší hodnoty užitečnosti do nejnižší a podobně se provede určení pořadí u jejich dcer. Na základě stanovení pořadí u matek přiřadíme ke každé matce pořadí její dcery.
- Soubor se rozdělí na polovinu a vypočítáme průměrné pořadí dcer (**r**) lepších a horších matek a průměrné pořadí lepších a horších matek (**R**).

pořadí	lepší matky									horší matky								
matek	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
dcer	4	3	1	9	2	16	18	15	5	14	12	6	10	7	8	11	13	17

## Výpočet odhadu koeficientu dědivosti podle:

- průměrného pořadí dcer a matek:

$$h^2 = 2 \frac{\bar{r}_- - \bar{r}_+}{R_- - R_+} = 0,61728$$

- průměrného pořadí dcer:

$$h^2 = 2 \frac{2(\bar{r}_- - \bar{r}_+)}{n} = 0,61728$$



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky

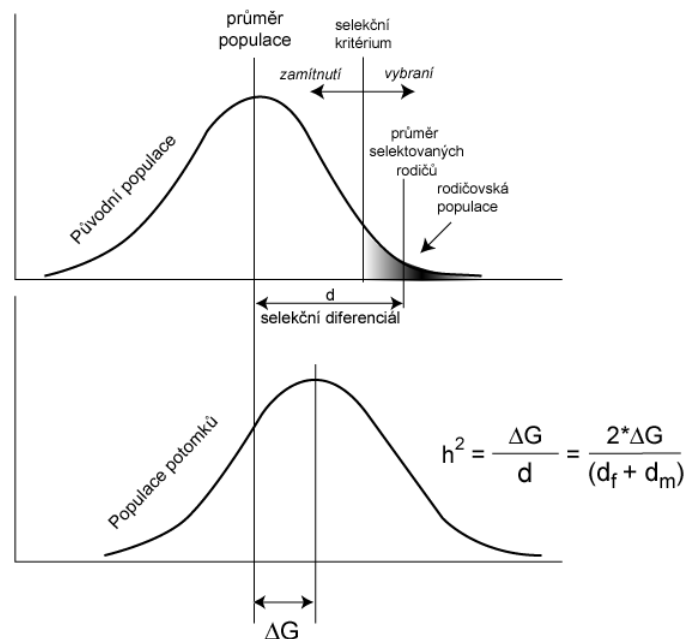
## 4. selekční experiment

### Realizovaná dědivost

$$h^2 = \frac{\bar{X}_0 - \bar{X}}{\bar{X}_s - \bar{X}}$$

### Realizovaná dědivost v genetickém zisku

$$h^2 = \frac{\Delta G}{d}$$



INVESTICE DO ROZVOJE VZDĚLÁVÁNÍ

Tato prezentace je spolufinancována  
Evropským sociálním fondem  
a státním rozpočtem České republiky