

PSYb2520

Statistická analýza dat v psychologii II

---

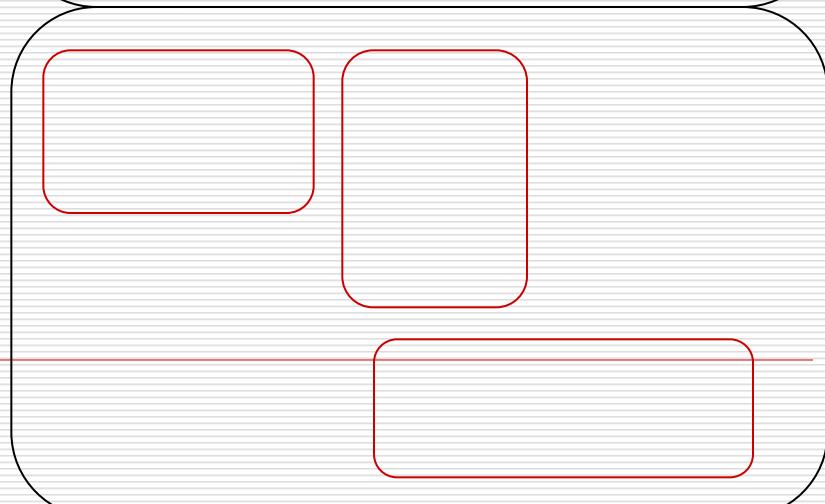
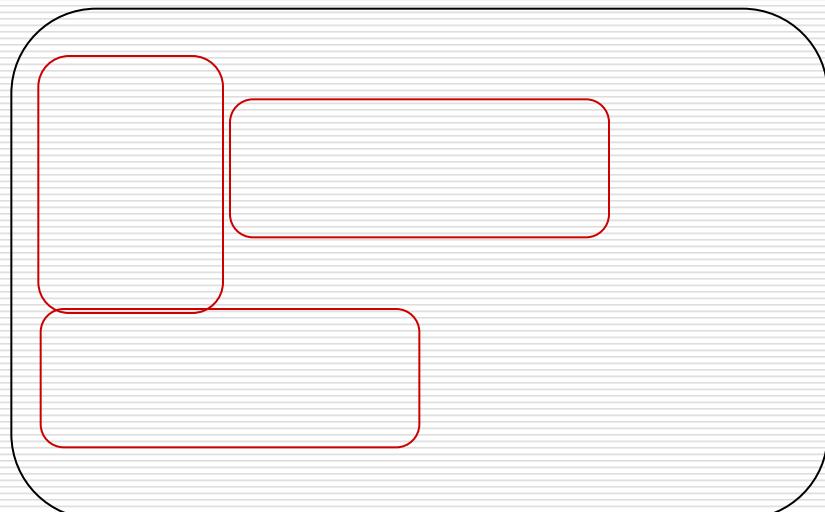
# Víceúrovňový lineární model (multilevel, hierarchical, mixed, random-coefficients model)

# Víceúrovňová data

| ID  | Třída | Výkon |
|-----|-------|-------|
| 100 | 1     | 11    |
| ... | 1     | 20    |
| 120 | 1     | 31    |
| 121 | 2     | 40    |
| ..  | 2     | 52    |
| 150 | 2     | 63    |
| 151 | 3     | 20    |
| ... | 3     | 40    |
| 180 | 3     | 30    |
| 181 | 4     | 100   |

# Víceúrovňová data

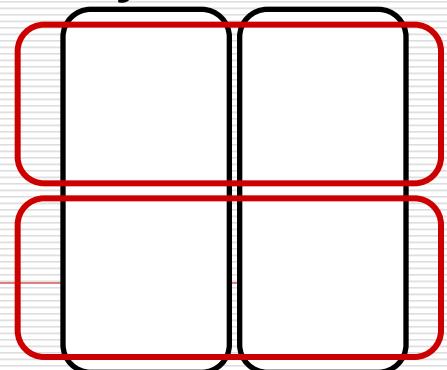
| ID  | Třída | Výkon |
|-----|-------|-------|
| 100 | 1     | 11    |
| ... | 1     | 20    |
| 120 | 1     | 31    |
| 121 | 2     | 40    |
| ..  | 2     | 52    |
| 150 | 2     | 63    |
| 151 | 3     | 20    |
| ... | 3     | 40    |
| 180 | 3     | 30    |
| 181 | 4     | 100   |



# Víceúrovňová data – vnořené (nested) faktory

---

- Určité úrovně faktorů nižší úrovně se vyskytují pouze v jediné úrovni faktorů vyšší úrovně
  - Proto též hierarchická data - Multilevel linear model
  - Konkrétní třída je jen v jedné škole, žák je členem jen jedné třídy
- Protikladem pro vnořené faktory jsou **zkřížené (crossed) faktory** – vyskytují se všechny kombinace jejich hodnot
  - Mixed linear model



# Příklady víceúrovňových dat

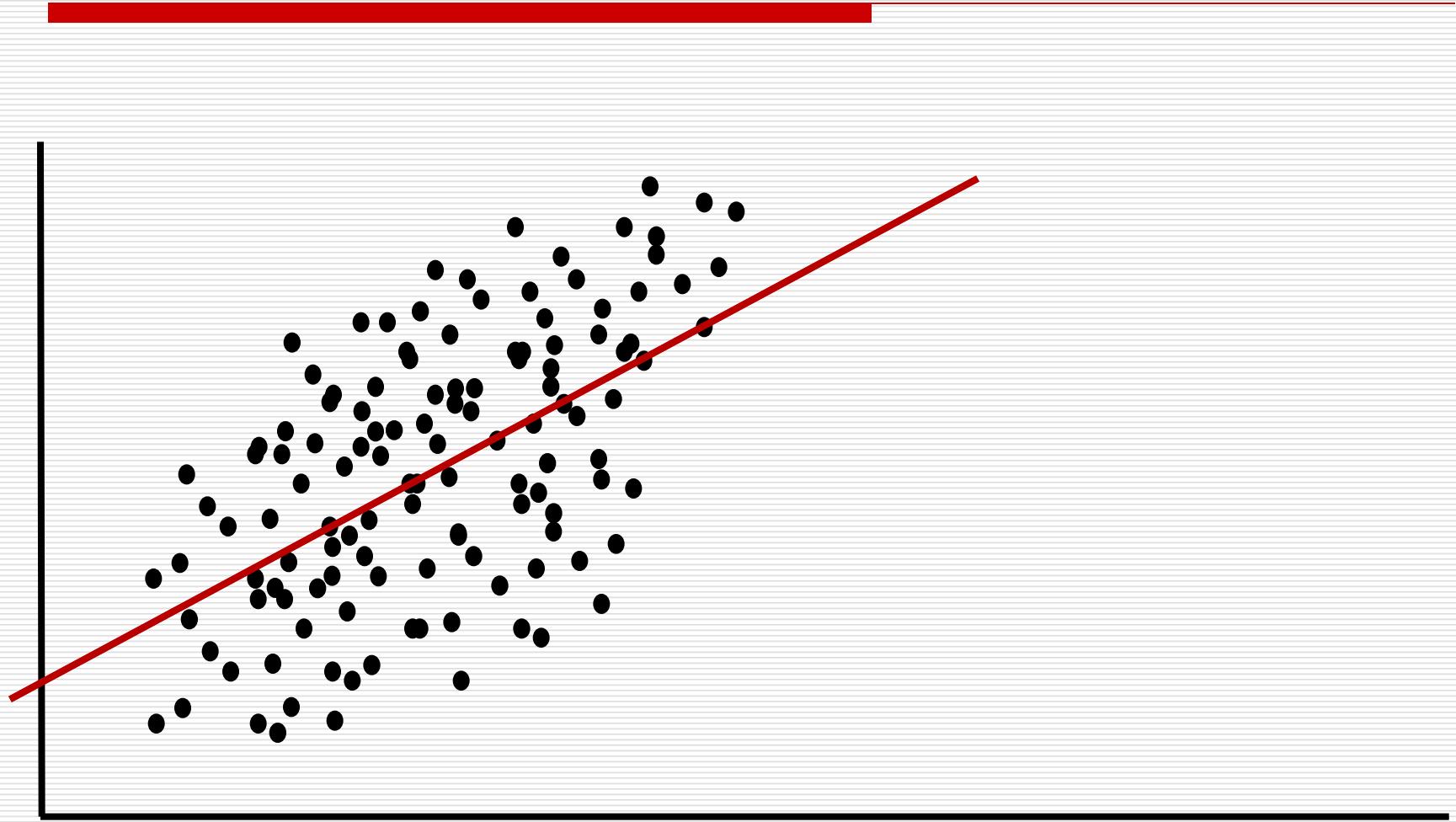
---

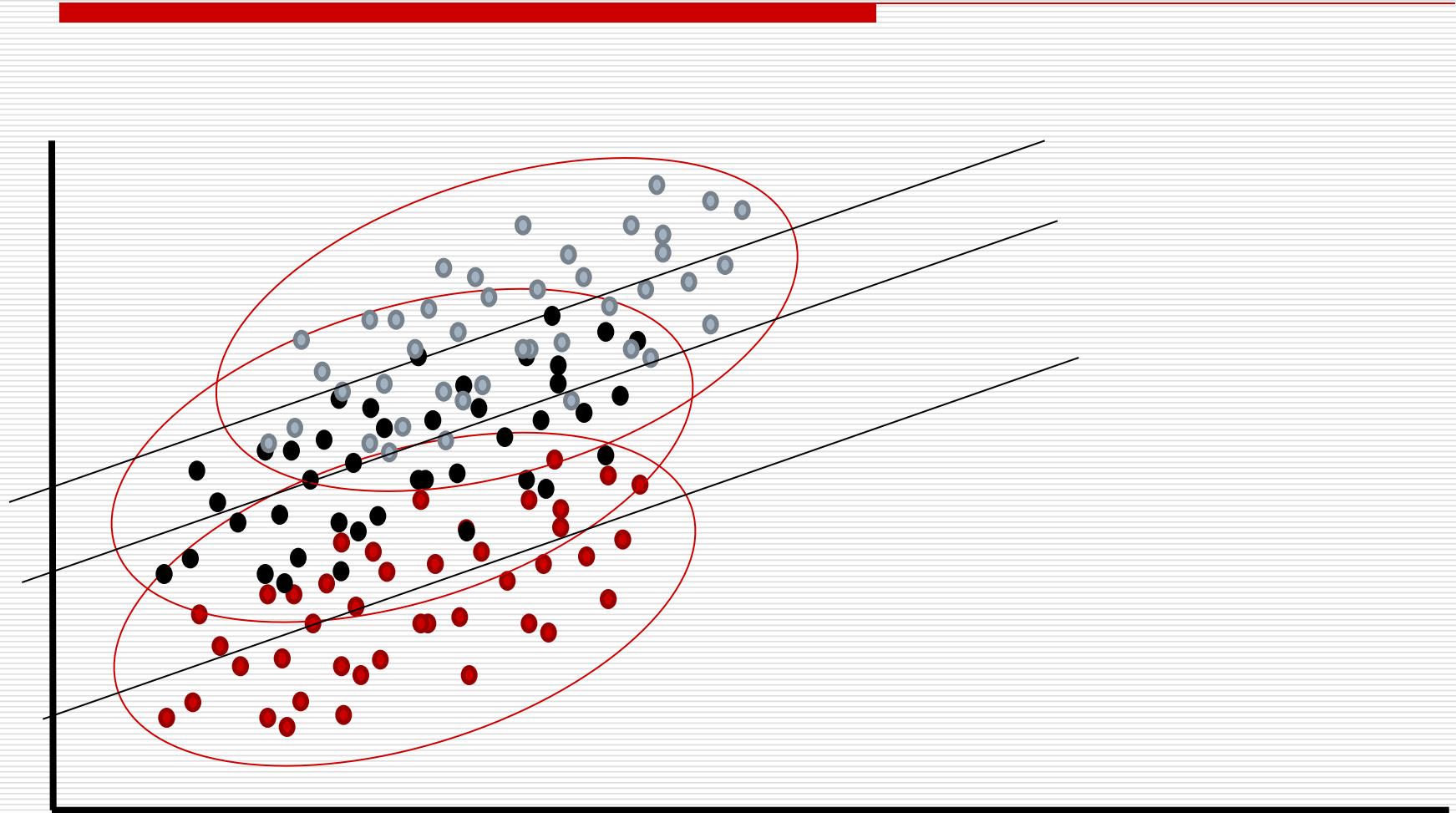
- Žáci(L1) ve třídách (L2) ve školách (L3) v okresech (L4) ...
  - Účastníci experimentu (L1) testovaní po skupinkách (L2), popř. na různých místech (L2 či L3)
  - ...
  - Opakovaná měření (L1) týchž lidí (L2)
-

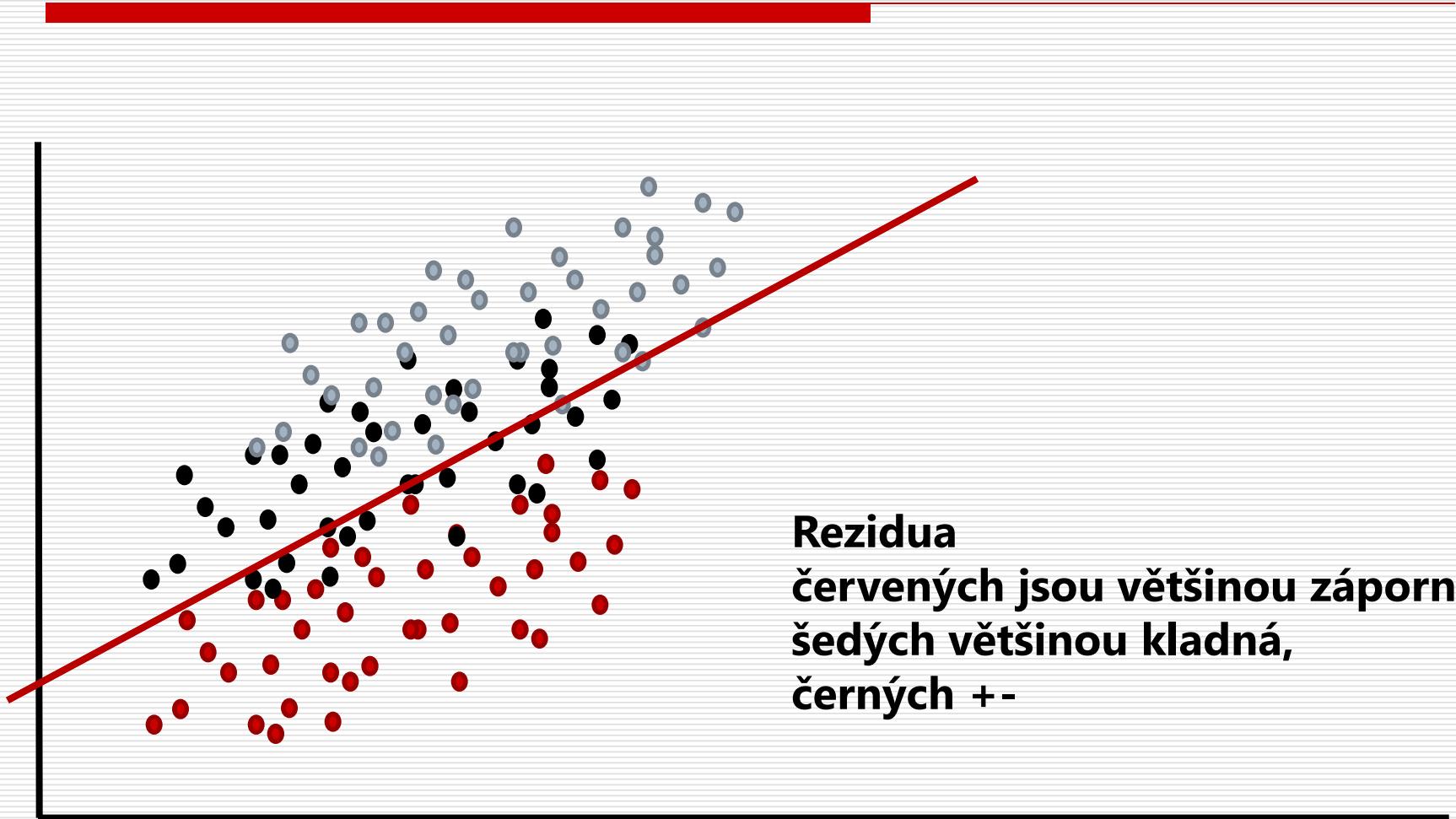
# Víceúrovňovost způsobuje závislost reziduí

---

- Pokud proměnná definující skupiny na vyšší úrovni jakkoli souvisí s modelovanou charakteristikou, její ignorování způsobuje to, že rezidua lidí ve skupině si budou podobnější než rezidua lidí napříč skupinami.
  
  - Může mít podobu třeba rozdílných průměrů skupin nebo rozdílných efektů prediktoru na závislou v různých skupinách
-







**Rezidua**  
červených jsou většinou záporná,  
šedých většinou kladná,  
černých +-

# Odbočka

## Autokorelace

---

- Jak vyjádříme to, že jsou si rezidua jednotlivců uvnitř skupin podobnější? = neplatnost nezávislosti reziduí
- Jedním způsobem je udělat na reziduích ANOVu se skupinou jako faktorem...
- Někdy se k tomu využívá **autokorelace** – korelace proměnné se sebou samotnou posunutou o jeden (lag 1) nebo více případů
- V SPSS funkce ACF (Analyze > Forecasting > Autocorrelations)
- Z této části statistiky přichází i test Durbin-Watson

| X  | X<br>(lag 1) |
|----|--------------|
| 1  | 2            |
| 2  | 3            |
| 3  | 45           |
| 45 | 6            |
| 6  | 8            |
| 8  | 7            |
| 7  | 4            |
| 4  | 5            |
| 5  | 21           |
| 21 |              |

Chceme tedy zohlednit to, že vztahy, které zjištujeme se mohou lišit napříč L2 skupinami

---

*Lineární regrese, jak ji známe*

- $Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + e_i$ 
    - $b_0, b_1, b_2$  platí pro všechny lidi  $i$
    - Pro predikci dosazujeme každému člověku  $i$  jeho hodnoty  $X_1$  a  $X_2$
    - $b_0, b_1, b_2$  jsou **fixované koeficienty/efekty**
-

Chceme tedy zohlednit to, že vztahy, které zjištujeme se mohou lišit napříč L2 skupinami

---

Jak bychom mohli zajistit, aby se  $b_0$ ,  $b_1$  nebo  $b_2$  mohly lišit napříč skupinami?

$Y_i = b_{0j} + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + e_i$

$$b_{0j} = b_{00} + u_{0j}$$

- Pro predikci dosazujeme každému člověku  $i$  jeho hodnoty  $X_1$  a  $X_2$ , ale průsečík  $b_0$  použijeme takový, které platí ve skupině, do které člověk  $i$  patří
  - $b_1$ ,  $b_2$  jsou **fixované koeficienty/efekty**
  - Průsečík  $b_0$  je **náhodný koeficient/efekt**
-

Víceúrovňový model zohledňuje závislost reziduí danou členstvím ve skupinách

---

$$Y_i = b_0 + b_1 X_i + e_i$$

$$Y_{ij} = b_{0j} + b_{1j} X_{ij} + e_{ij}$$

$$b_{0j} = b_{00} + u_{0j}$$

Průsečík ve skupině  $j$

Průměrný průsečík

<1. úroveň>  
<2. úroveň>

Odchylka průsečíku skupiny  $j$  od průměrného průsečíku

*Odchylky .... rozptyl*

$b_0$  se stává náhodným koeficientem (random coefficient)

Víceúrovňový model zohledňuje závislost reziduí danou členstvím ve skupinách

---

$$Y_{ij} = b_{0j} + b_{1j}X_{ij} + e_{ij} \quad <1. \text{ úroveň}>$$

$$b_{0j} = b_{00} + u_{0j} \quad <2. \text{ úroveň}>$$

Alternativně (dosazením sloučeno)

$$Y_{ij} = (b_{00} + u_{0j}) + b_{1j}X_{ij} + e_{ij}$$

$$Y_{ij} = b_{00} + b_{1j}X_{ij} + (e_{ij} + u_{0j})$$

# Random-intercept model

$$Y'_{ij} = b_{00} + b_1 X_{ij} + (e_{ij} + u_{0j})$$

---

$Y'_{ij}$  predikovaná hodnota  $Y$  člověka  $i$  (ze skupiny  $j$ )

## **Efekty (*fixed effects*)**

$b_{00}$  průměrný průsečík napříč skupinami

$b_1$  efekt pro všechny skupiny (*není random*)

## **Struktura reziduí (*kovarianční parametry*)**

$\text{Var}(u_{0j})$  rozptyl průsečíků napříč skupinami,  $u_{0j} \sim N(0, \sigma^2_{u0})$

$\text{Var}(e_{ij})$  rozptyl reziduí,  $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2_e)$

Model má 4 odhadované parametry.

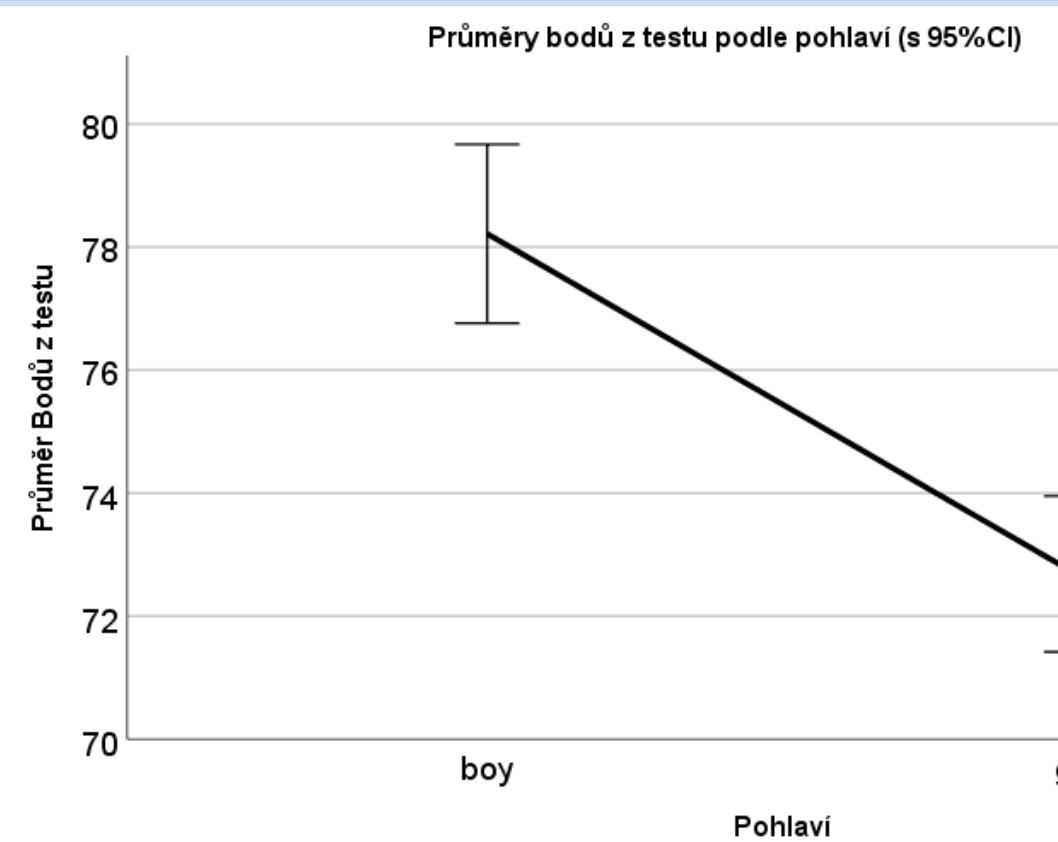
---

# Příklad – Skotské zkoušky

---

Liší se holky a kluci ve výsledku testů?

- Ano,  $m_B - m_G = -5,5$  ( $t(1903) = 5,57$ ,  $d \approx 0,25$ )



# Příklad – Skotské zkoušky

Liší se holky a kluci ve výsledku testů?

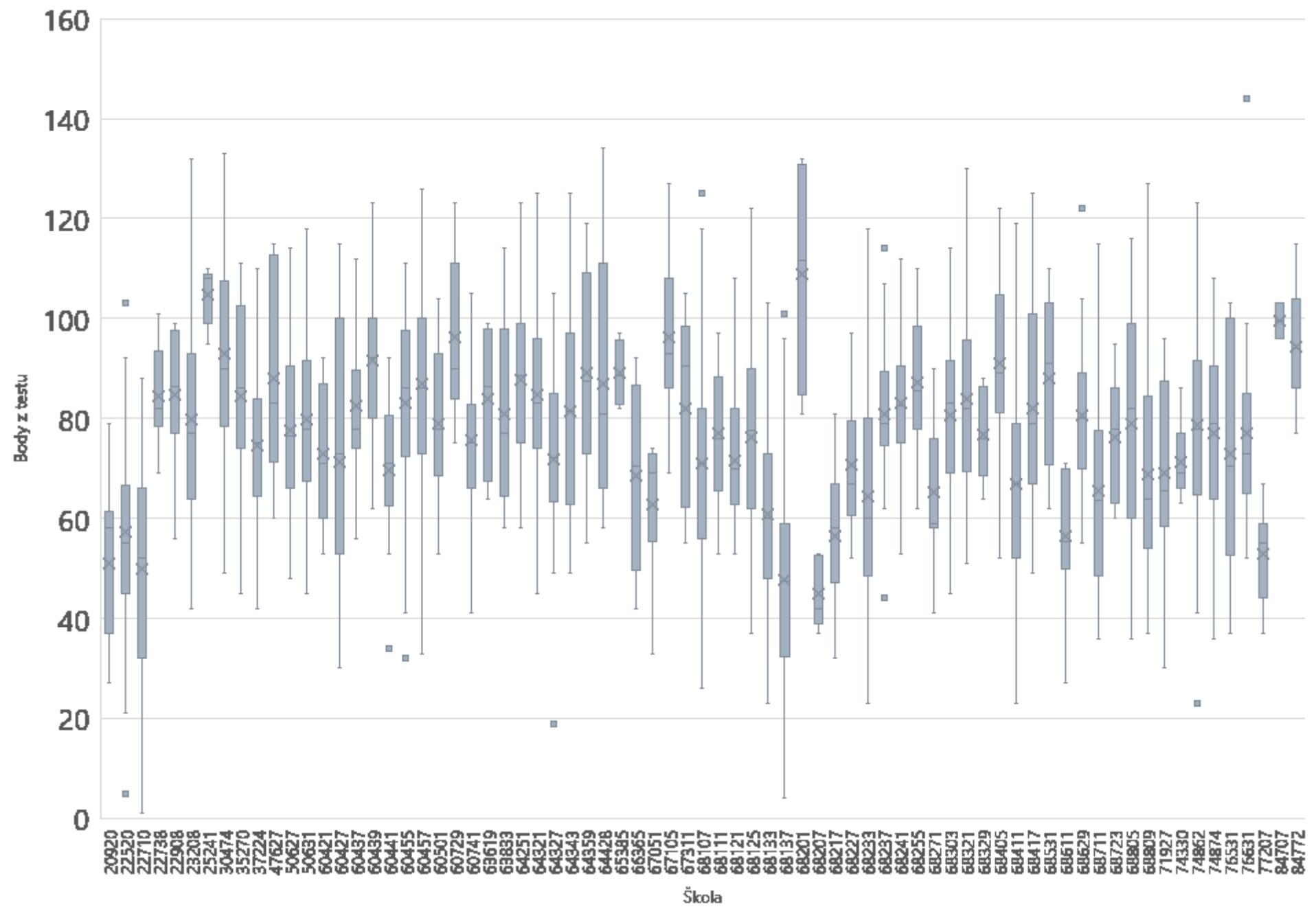
- Ano,  $m_B - m_G = -5,5$  ( $t(1903) = 5,57$ ,  $d \approx 0,25$ )
- $Test_i = b_0 + b_1 Gender_i + e_i$
- $Test_i = 78,2 - 5,5 Gender_i + e_i$

| Coefficients <sup>a</sup> |                |                             |            |        |                           |       |
|---------------------------|----------------|-----------------------------|------------|--------|---------------------------|-------|
| Model                     |                | Unstandardized Coefficients |            |        | Standardized Coefficients |       |
|                           |                | B                           | Std. Error | Beta   | t                         | Sig.  |
| 1                         | (Constant)     | 78,214                      | 0,763      |        | 102,548                   | 0,000 |
|                           | gender Pohlaví | -5,529                      | 0,991      | -0,127 | -5,578                    | 0,000 |

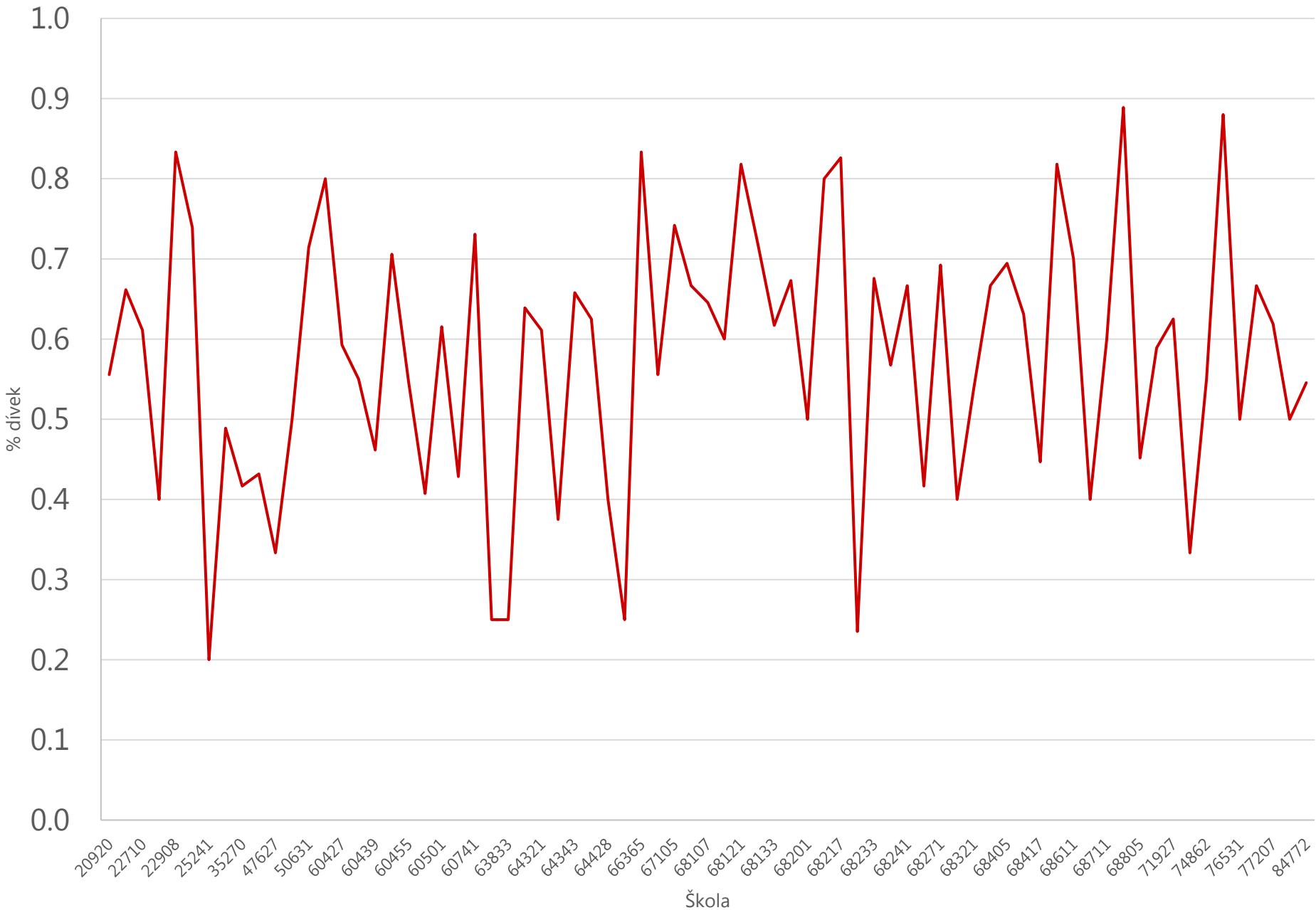
a. Dependent Variable: test Body z testu

- Jenže různé školy se liší průměrnou výkonností, ale i zastoupením pohlaví.

# Simple Boxplot of Body z testu by Škola



# Podíl dívek napříč školami



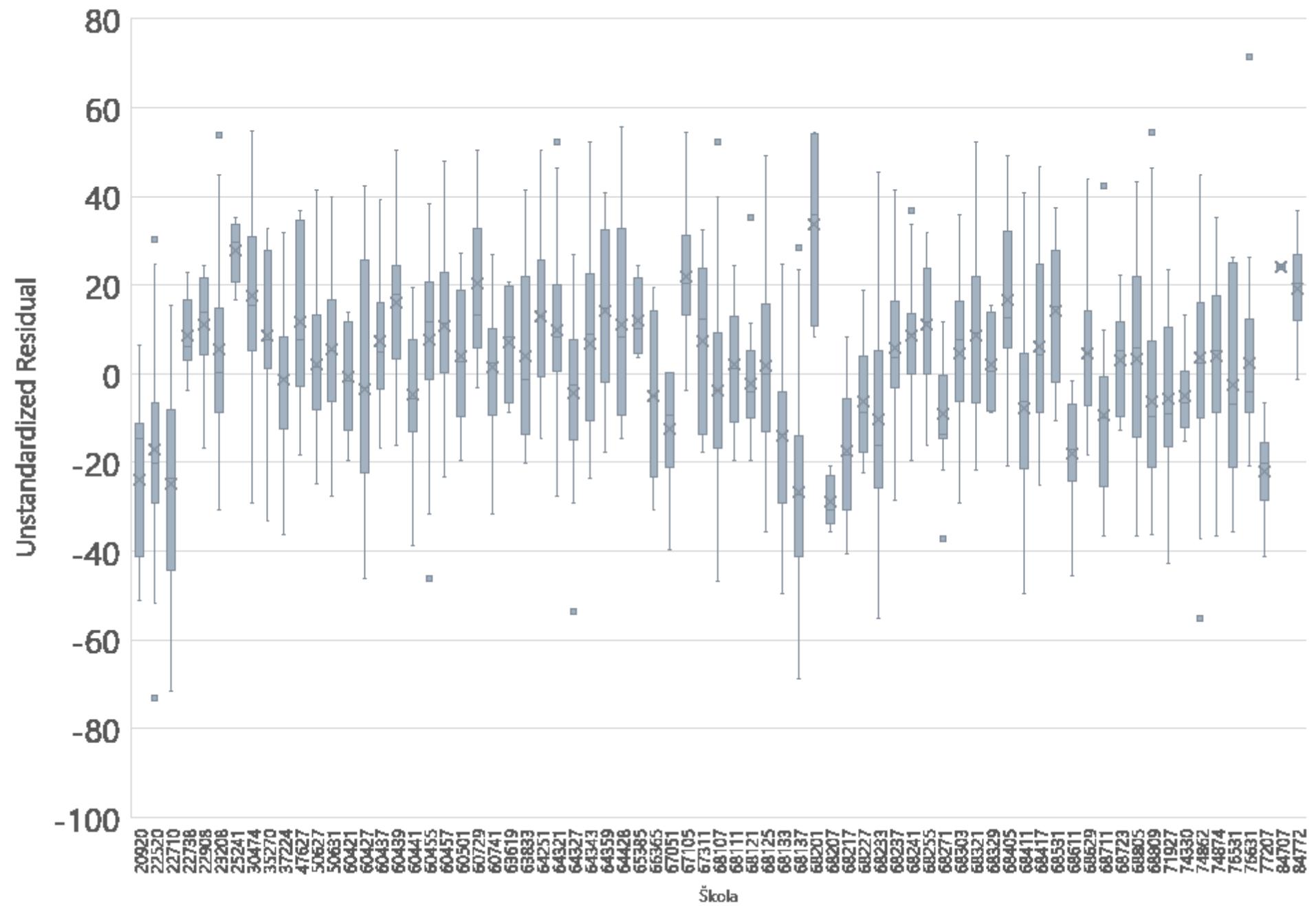
# Příklad – Skotské zkoušky

---

Liší se holky a kluci ve výsledku testů?

- Ano,  $m_B - m_G = -5,5$  ( $t(1903) = 5,57$ ,  $d \approx 0,25$ )
  - Jenže různé školy se liší jednak průměrnou výkonností, tak zastoupením pohlaví.
  - Pokud by náhodou bylo ve školách s vysokou výkonností více kluků, mohli by kluci vyjít lépe jen díky tomu.
  - Navíc, Durbin-Watson = 1,4 (a lag-1 ACF = 0,31)
-

# Boxploty reziduí podle školy



# Příklad – Skotské zkoušky

---

Liší se holky a kluci ve výsledku testů?

- Multilevel model, kde je zohledněno to, jaké školy žáci pochází
- Random-intercept model = předpokládáme, že
  - školy se liší průměrnou výkonností v testu (random Intercept)
  - rozdíl mezi pohlavími je ve všech školách stejný (fixed Slope/effect)
  - ID jsou vnořena do škol – škola je L2 proměnná

$$Test_{iS} = b_{0S} + b_1 Gender_i + e_{iS} \quad <1. \text{ úroveň}>$$

$$b_{0S} = b_{00} + u_{0S} \quad <2. \text{ úroveň}>$$

---

# Specifikace ML modelu v SPSS

---

- Analyze -> Mixed models -> Linear
- 1. okno: L2 proměnnou do Subjects
  - School do Subjects
- 2. okno
  - ZP do Dependent variable, kategorické do Factors, spojité so Covariates
  - Fixed:
    - Vložit **všechny** prediktory (a případné interakce), zaškrtnout Include intercept
  - Random:
    - Covariance type: VC, nebo UN
    - Zaškrtnutím „Include intercept“, má-li být průsečík random
    - Ty efekty, které mají být random, vložíme do Model
    - L2 proměnnou dáme do Combinations
  - Estimation: ML

### Estimates of Fixed Effects<sup>a</sup>

| Parameter | Estimate  | Std. Error | df        | t      | Sig.  | 95% Confidence Interval |             |
|-----------|-----------|------------|-----------|--------|-------|-------------------------|-------------|
|           |           |            |           |        |       | Lower Bound             | Upper Bound |
| Intercept | 79,184309 | 1,504421   | 86,628    | 52,634 | 0,000 | 76,193929               | 82,174689   |
| gender    | -3,990176 | 0,857784   | 1 859,095 | -4,652 | 0,000 | -5,672497               | -2,307854   |

a. Dependent Variable: test Body z testu.

### Estimates of Covariance Parameters<sup>a</sup>

| Parameter                    | Estimate   | Std. Error | Wald Z    | Sig.  | 95% Confidence Interval |             |            |
|------------------------------|------------|------------|-----------|-------|-------------------------|-------------|------------|
|                              |            |            |           |       | Lower Bound             | Upper Bound |            |
| Residual                     | 318,168776 | 10,518350  | 30,249    | 0,000 | 298,206884              | 339,466913  |            |
| Intercept [subject = School] | Variance   | 125,116268 | 24,691785 | 5,067 | 0,000                   | 84,982313   | 184,203981 |

a. Dependent Variable: test Body z testu.

### Empirical Best Linear Unbiased Predictions<sup>a</sup>

| School Škola | Parameter | Prediction | Std. Error | df      | Sig.      | 95% Confidence Interval |             |
|--------------|-----------|------------|------------|---------|-----------|-------------------------|-------------|
|              |           |            |            |         |           | Lower Bound             | Upper Bound |
| 20 920       | Intercept | -20,160    | 5,366      | 612,460 | 0,000     | -30,697                 | -9,623      |
| 22 520       | Intercept | -18,439    | 2,565      | 524,384 | 2,281E-12 | -23,478                 | -13,399     |
| 22 710       | Intercept | -23,484    | 4,127      | 841,318 | 1,756E-8  | -31,585                 | -15,383     |
| 22 738       | Intercept | 5,510      | 5,164      | 658,376 | 0,286     | -4,629                  | 15,649      |
| 22 908       | Intercept | 6,303      | 6,185      | 436,148 | 0,309     | -5,854                  | 18,460      |
| 22 908       | Intercept | 6,303      | 6,185      | 436,148 | 0,309     | -5,854                  | 18,460      |

Pro každou školu je regresní rovnice  
trochu jiná

---

---

Průměr výkonu kluků v průměrné škole je 79,18  
Rozdíl mezi pohlavími korigovaný na průměrnou  
úroveň škol ji -3,99 (-5,5 před korekcí).

Rezidua mají  $M=0$  a  $SD=17,84$

Školní průměrné výkony kluků mají normální  
rozložení s průměrem 79,18 a  $SD=11,19$

Školní průměrné výkony holek jsou o 3,99 nižší.

---

# Nepodmíněný model průměrů

Unconditional means model, variance components

---

- Model bez prediktorů zohledňující strukturu dat
- Pouze dělí rozptyl na reziduální rozptyl a rozptyl průměrů skupin
  - $ICC = \text{rozptyl průměrů} / (\text{rozptyl průměrů} + \text{reziduální rozptyl})$
  - $ICC =$  jaká část rozptylu výkonů je vysvětlitelná pouze rozdíly mezi školami?
- 3 parametry – průměrný průměr škol ( $b_{00}$ ), rozptyl průměrů škol, rozptyl reziduí (variabilita uvnitř škol)

$$Test_{ij} = b_{0S} + e_{iS} \quad <1. \text{ úroveň}>$$

$$b_{0S} = b_{00} + u_{0S} \quad <2. \text{ úroveň}>$$

---

# Random-intercepts model

---

- Předpokládá,
    - že jednotky vyššího řádu se liší svým průměrem,
      - a že průměry mají normální rozložení,
    - že efekty prediktorů jsou stejné (fixed) napříč všemi jednotkami vyššího řádu
    - že rezidua jsou napříč jednotkami vyššího řádu stejná
-

# Random-slopes model

---

- Předpokládá,
    - že všechny jednotky vyššího řádu mají stejný průměr,
    - že efekt prediktoru je v každé jednotce vyššího řádu jiný a
    - že tyto efekty mají nějakou průměrnou hodnotu a nějakou variabilitu
-

## Random-slopes model

---

$$Y_{ij} = b_0 + b_{1j}X_{ij} + e_{ij} \quad <1. \text{ úroveň}>$$

$$b_{1j} = b_{10} + u_{1j} \quad <2. \text{ úroveň}>$$

Alternativně (dosazením sloučeno)

$$Y_{ij} = b_0 + (b_{10} + u_{1j})X_{ij} + e_{ij}$$

$$Y_{ij} = b_0 + b_{10}X_{ij} + (e_{ij} + u_{1j})$$

*Jen zřídka má smysl předpokládat náhodné  
efekty při fixovaných průsečících!*

---

# Random intercept and slope model

---

Předpokládá,

- že jednotky vyššího řádu mají různé průměry(průsečíky),
  - že efekt prediktoru je v každé jednotce vyššího řádu jiný,
  - že tyto průsečíky i efekty mají nějakou průměrnou hodnotu a nějakou variabilitu napříč skupinami,
  - že reziduální rozptyl je napříč skupinami konstantní.
  - Lze uvažovat i to, že mezi hodnotou průsečíku a efektu je nějaká korelace.
-

# Random intercept and slope model

---

$$Y_{ij} = b_{0j} + b_{1j}X_{ij} + e_{ij} \quad <1. \text{ úroveň}>$$

$$b_{0j} = b_{00} + u_{0j} \quad <2. \text{ úroveň}>$$

$$b_{1j} = b_{10} + u_{1j} \quad <2. \text{ úroveň}>$$

Alternativně (dosazením sloučeno)

$$Y_{ij} = b_{00} + b_{10}X_{ij} + (e_{ij} + u_{0j} + X_{ij}u_{1j})$$

---

# Random intercept and slope model

$$Y_{ij} = b_{00} + b_{10}X_{ij} + (e_{ij} + u_{0j} + X_{ij}u_{1j})$$

---

## **Efekty (fixed effects)**

$b_{00}$  průměrný průsečík napříč skupinami

$b_{10}$  průměrný efekt pro všechny skupiny

## **Struktura reziduí (kovarianční parametry)**

$\text{Var}(u_{0j})$  rozptyl průsečíků,  $u_{0j} \sim N(0, \sigma^2_{u0})$

$\text{Var}(u_{1j})$  rozptyl efektů,  $u_{1j} \sim N(0, \sigma^2_{u1})$

$\text{Var}(e_{ij})$  rozptyl reziduí,  $e_{ij} \sim N(0, \sigma^2_e)$

Model má 5 odhadovaných parametrů.

---

Šestý  $\text{Cov}(u_{0j}, u_{1j})$  kovariance průsečíků s efekty

# Příklad – Skotské zkoušky

---

Liší se holky a kluci ve výsledku testů?

- Zvažme, zda se mohou lišit i efekty napříč školami

$$Test_{iS} = b_{00} + b_{10}G_{iS} + (e_{ij} + u_{0S} + G_{iS}u_{1S})$$

# Příklad – Skotské zkoušky

---

$Test_i = (79 \pm 12) - (4,0 \pm 2,7)G_i \pm 17,8$

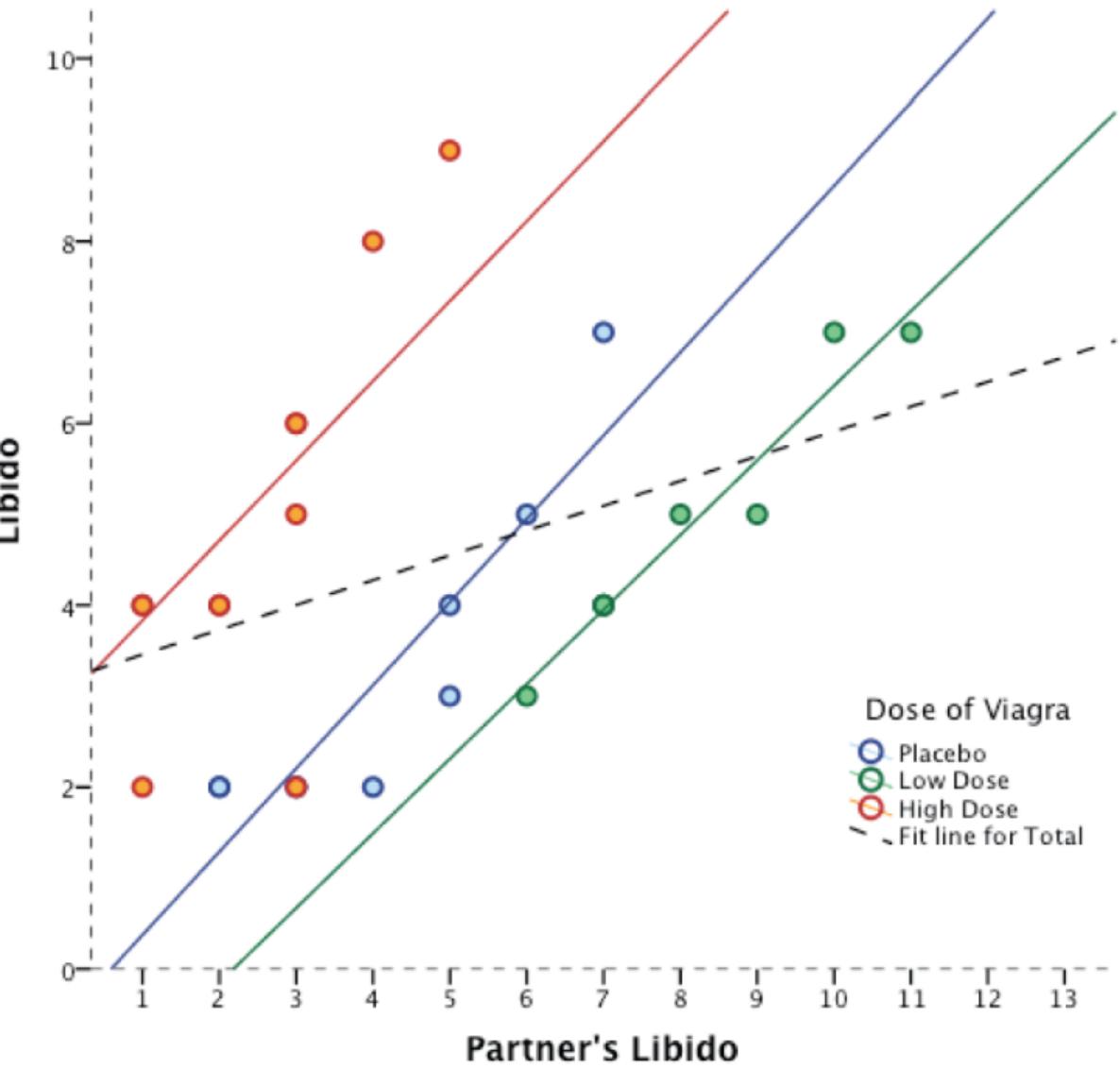
Jsou-li kluci 0 a holky 1, pak...

- Výkon průměrného kluka v průměrné škole je 79, přičemž školy se liší tak, že výkony průměrných kluků mají SD=12.
  - Průměrná holka má v průměrné škole o 4,0 bodu míň.
  - I když napříč školami mají rozdíly mezi průměrnou holkou a průměrným klukem SD=2,7, rozptyl efektů není signifikantně odlišný od 0.
  - Čím vyšší je průměr kluků ve škole, tím nižší (větší) je rozdíl jejich průměru od průměru holek,  $r=-0,3$
-

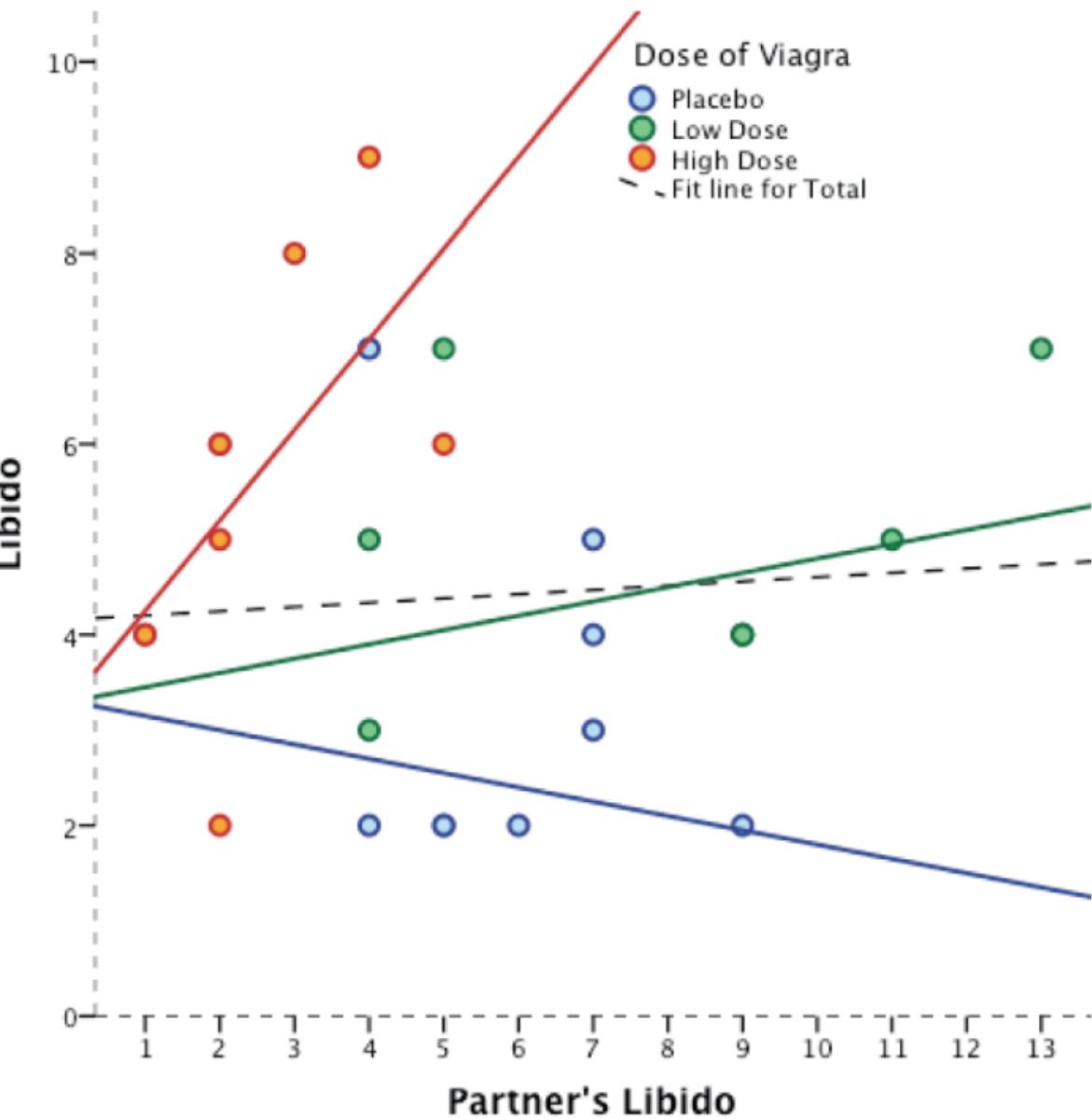
# Shrnutí

---

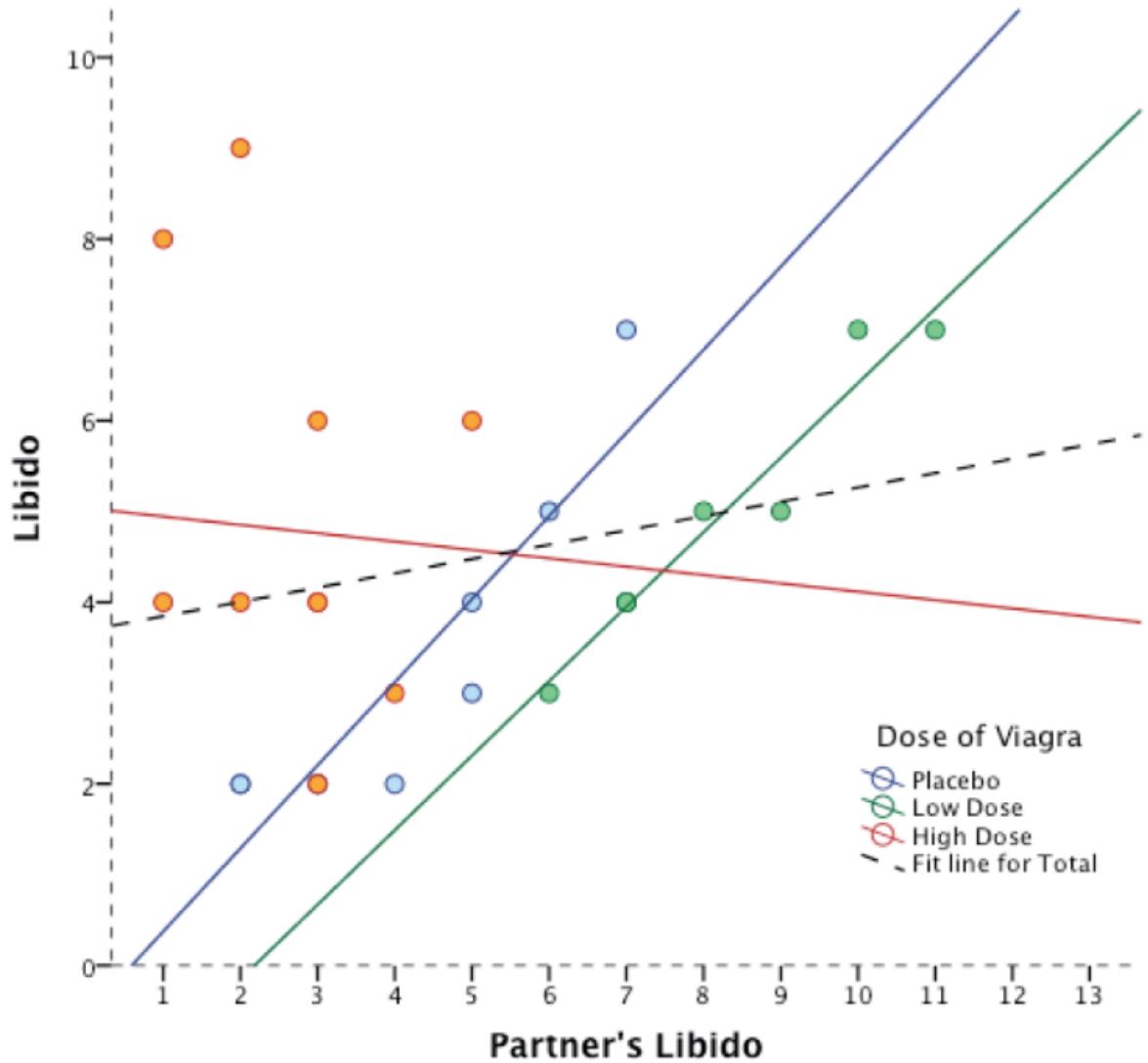
- Multilevel modely nám umožňují modelovat to, že některé parametry regresního modelu se mohou pro různé skupiny lišit.
- Od moderace se to liší tím, že různost parametrů má podobu normálního rozložení. Nezajímáme se o hodnoty pro jednotlivé skupiny – ze vzorku skupin usuzujeme na populaci skupin
- S tím je spojen předpoklad, že vzorek jednotek druhé úrovně (skupin) je reprezentativním vzorkem populace skupin



**Random Intercept,  
Fixed Slope**



**Fixed Intercept,  
Random Slope**



**Random Intercept,  
Random Slope**

# Prediktor na úrovni skupin

---

- Zatím jsme měli prediktor na L1 - pohlaví
  - Do modelu lze vložit i prediktor, který vysvětluje rozdíly mezi skupinami.
  - Například „nóblóznost“ spádové oblasti školy – ***nbrhd***
-

# Random intercept and slope model s prediktorem na úrovni skupin $S$

---

$$Y_{ij} = \color{red}{b_{0j}} + \color{purple}{b_{1j}}X_{ij} + e_{ij} \quad <1. \text{ úroveň}>$$

$$\color{red}{b_{0j}} = b_{00} + b_{01}S_{ij} + u_{0j} \quad <2. \text{ úroveň}>$$

$$\color{purple}{b_{1j}} = b_{10} + b_{11}S_{ij} + u_{1j} \quad <2. \text{ úroveň}>$$

- $S$  může být prediktorem náhodného průsečíku, směrnice, nebo obojího
  - Jeho zařazení pak vysvětluje rozptyl daného náhodného parametru
-

# Příklad – Skotské zkoušky

---

Liší se holky a kluci ve výsledku testů?

A liší se i efekt školy, pokud je v chudém sousedství?

$$Test_{ij} = b_{0S} + b_1 G_i + e_{iS} \quad <1. \text{ úroveň}>$$

$$b_{0S} = b_{00} + b_{01} N_S + u_{0S} \quad <2. \text{ úroveň}>$$

$$Test_{iS} = b_{00} + b_{01} N_S + b_{10} G_{iS} + (e_{ij} + u_{0S} + u_{1S})$$

---



# Shoda modelu s daty

---

- Podobně jako u logistické regrese vyjadřují celkový fit modelu informační kritéria založená na  $-2LL$ 
    - AIC, AICC, CAIC, BIC
  - Vnořené modely lze srovnávat LRT – rozdíl  $-2LL$  dvou vnořených modelů má chí-kvadrát rozložení s df rovným rozdílu v počtu parametrů mezi srovnávanými modely (*nefunguje s REML*)
-

# REML vs ML

---

- Dva způsoby **odhadu parametrů** multilevel modelu
  - ML – Maximum likelihood
    - Podhodnocuje odhady rozptylů – reziduálního i random parametrů
    - Produkuje -2LL, které mají chíkvadrát rozložení umožňující srovnávání modelů pomocí LRT
  - REML – Restricted Maximum Likelihood
    - Poskytuje nezkreslené odhady rozptylů
    - Produkuje -2LL, který se neá použít pro LRT
    - Výchozí možnost v SPSS
  - Reportujeme REML parametry, modely srovnáváme mezi sebou prostřednictvím -2LL hodnot získaných ML odhadem
-

# Velikost účinku Multilevel alternativy $R^2$

---

## ICC – vnitrotřídní korelační koeficient

- Random means model dělí rozptyl na reziduální rozptyl a rozptyl způsobený rozdílnými průměry skupin
  - $ICC = \text{rozptyl interceptů} / (\text{rozptyl interceptů} + \text{reziduální rozptyl})$
  - $ICC = \text{jaká část rozptylu výkonů je vysvětlitelná pouze rozdíly mezi L2 skupinami (př. školami)}$
- Když přidáme L1 prediktor, měl by klesnout reziduální rozptyl  $\rightarrow R^2_{\text{within}} = 1 - (\sigma^2_{e(\text{s prediktorem})} / \sigma^2_{e(\text{bez prediktora})})$
- Interpretujeme jako  $R^2$  v běžné regresi
- L2 prediktor by měl snížit rozptyl náhodného efektu  $\rightarrow R^2_{\text{between}} = 1 - (\sigma^2_{u(\text{s prediktorem})} / \sigma^2_{u(\text{bez prediktora})})$
- Interpretujeme: prediktor vysvětlil x% rozptylu průsečíků

# Typy kovariančních struktur náhodných koeficientů

---

- Ve výše popsaných modelech jsou smysluplné jen 2 volby a hraje to roli, jen, když máme v modelu více než 1 náhodný koeficient
- VC – Variance components – náhodné koeficienty nekorelují
- UN – Unstructured – náhodné koeficienty mohou korelovat

---

Čtěte opatrně, Andy tu nejistě mlží. (i v 5. vydání)

# Předpoklady

---

- Jako lineární regrese
  - Je-li závislost reziduů modelovatelná (=je to skupinami), vyléčí se tím problém
  - Dostatečný počet jednotek i na druhé a vyšší úrovni (přibližně  $>20$ ) pro dobrý odhad  $\sigma^2_u$
-

# Benefity Multilevel/Mixed modelu

---

- V mnoha situacích vyšší síla testu
  - Vyšší tolerance k chybějícím datům
  - Jednotné uvažování o spojitéch a diskrétních proměnných
  - Možnost modelovat heteroskedascitu
-



# Longitudinální, repeated data

---

1. úroveň: měření

2. úroveň: jednotlivec

- Čas, či pořadí měření je proměnnou na 1. úrovni.
  - Čas může nabývat různé hodnoty pro různé lidi v různé časy měření
- Charakteristiky jednotlivců jsou proměnnými na 2. úrovni.

---

LATENT GROWTH-CURVE MODELING

# ŠIROKÁ

VS.

# DLOUHÁ DATA

| ID   | EDA<br>klid | EDA<br>stres1 | EDA<br>stres2 |
|------|-------------|---------------|---------------|
| 101A | 1           | 2             | 3             |
| 102A | 4           | 5             | 6             |
| ...  |             |               |               |
| 199A | 5           | 3             | 5             |

| ID   | Stres  | EDA |
|------|--------|-----|
| 101A | Klid   | 1   |
| 101A | Stres1 | 2   |
| 101A | Stres2 | 3   |
| 102A | Klid   | 4   |
| 102A | Stres1 | 5   |
| 102A | Stres2 | 6   |
| ...  |        |     |
| 199A | Klid   | 5   |
| 199A | Stres1 | 3   |
| 199A | Stres2 | 5   |

# Převod širokých dat na dlouhá a zpět

---

□ SPSS >> Data >> Restructure  
(VARSTOCASES)

