PSYb2520
Statistická analýza dat v psychologii II

Víceúrovňový lineární model

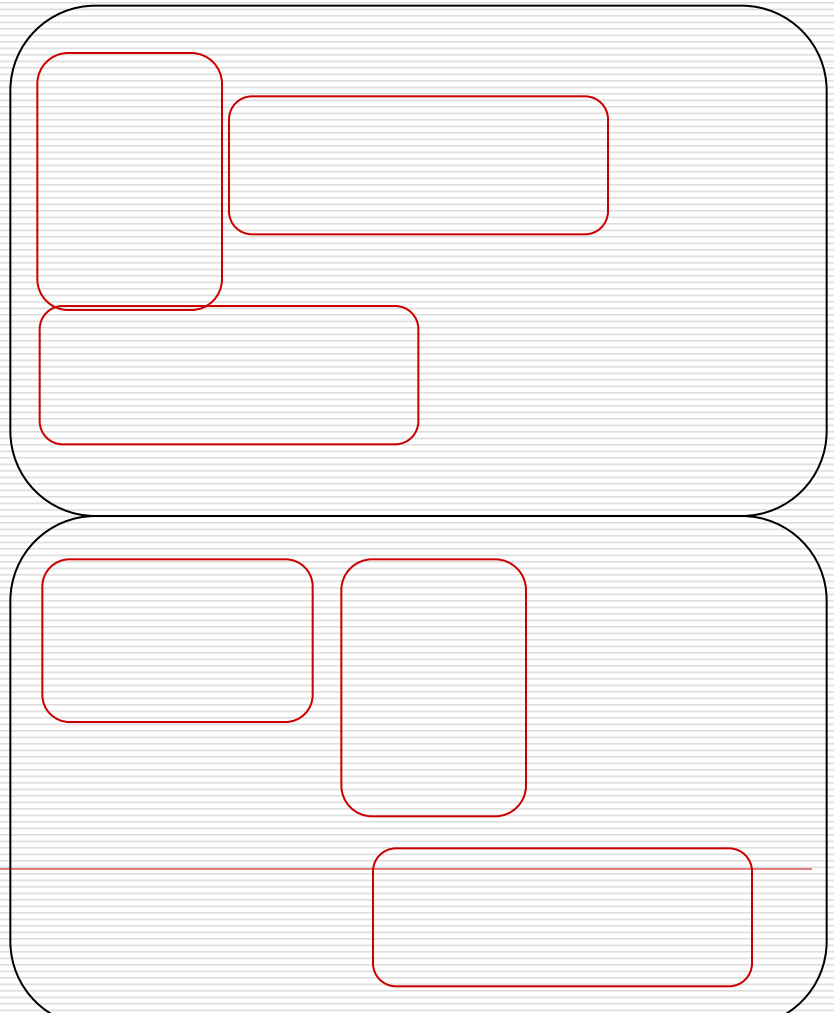
(multilevel, hierarchical, mixed, random-coefficients model)

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

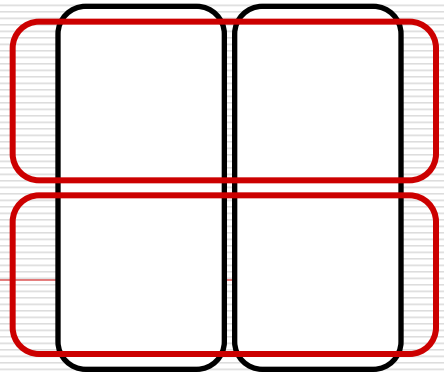
Víceúrovňová data

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



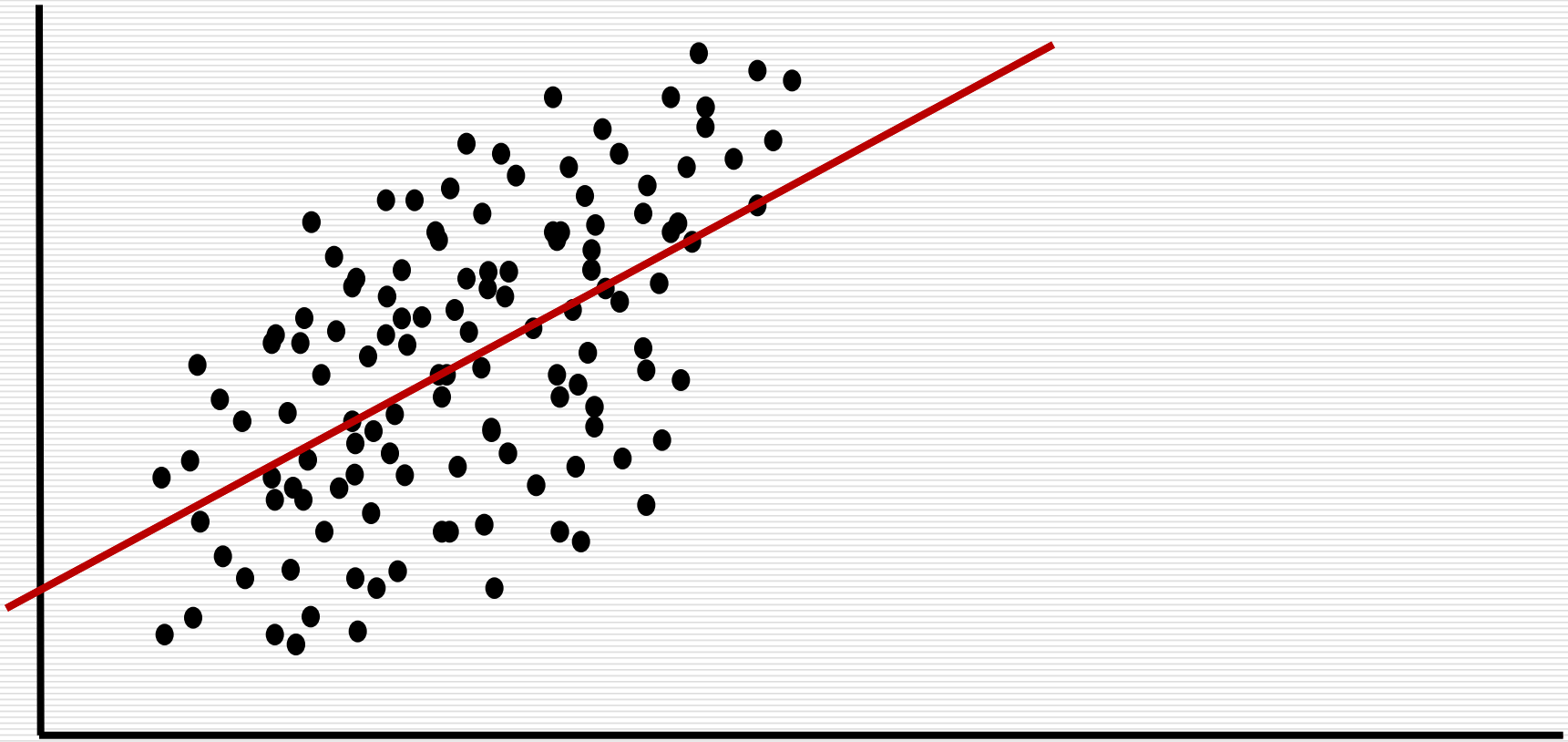
Příklady víceúrovňových dat

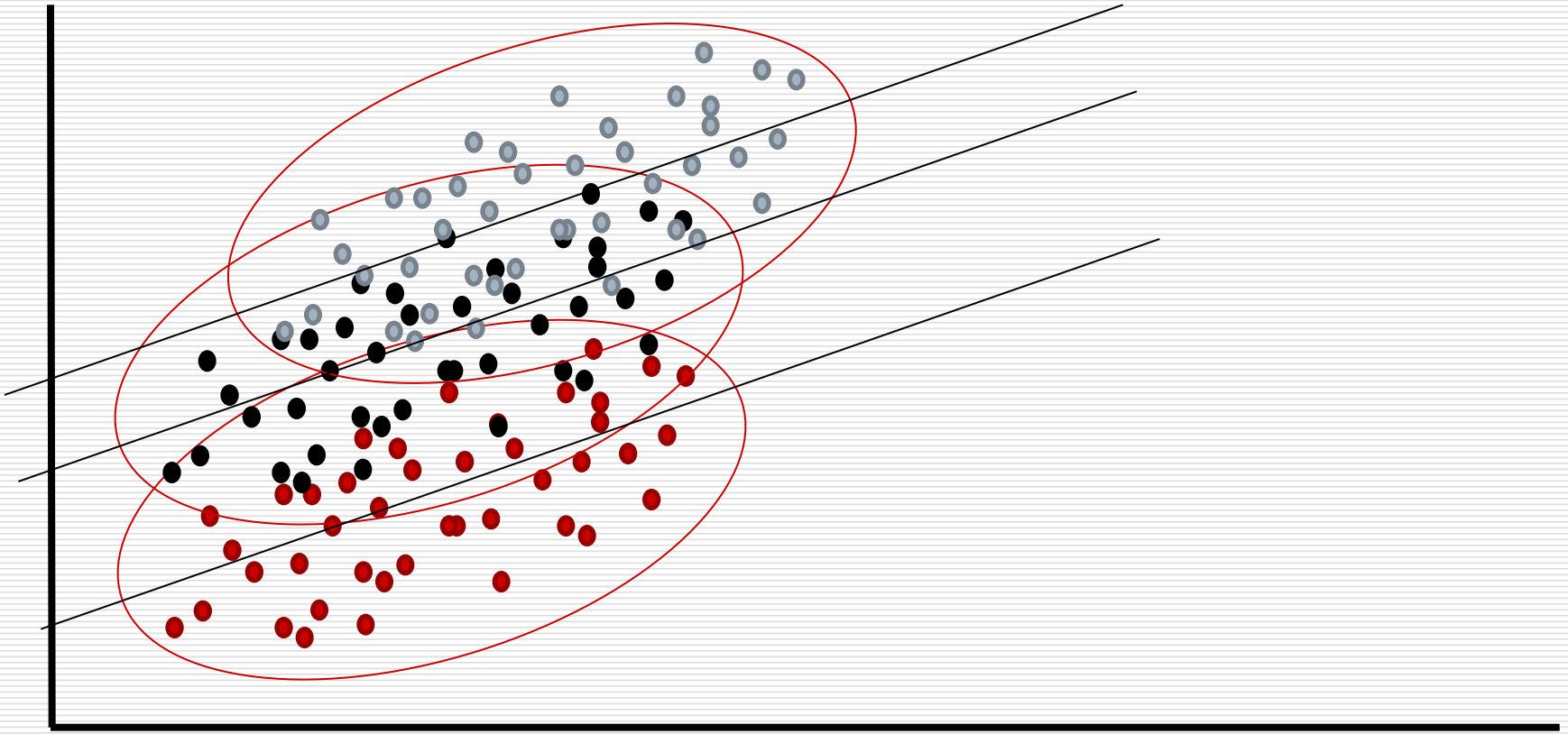
- Žáci(L1) ve třídách (L2) ve školách (L3) v okresech (L4) …
- Účastníci experimentu (L1) testovaní po skupinkách (L2), popř. na různých místech (L2 či L3)
- …
- Opakovaná měření (L1) týchž lidí (L2)

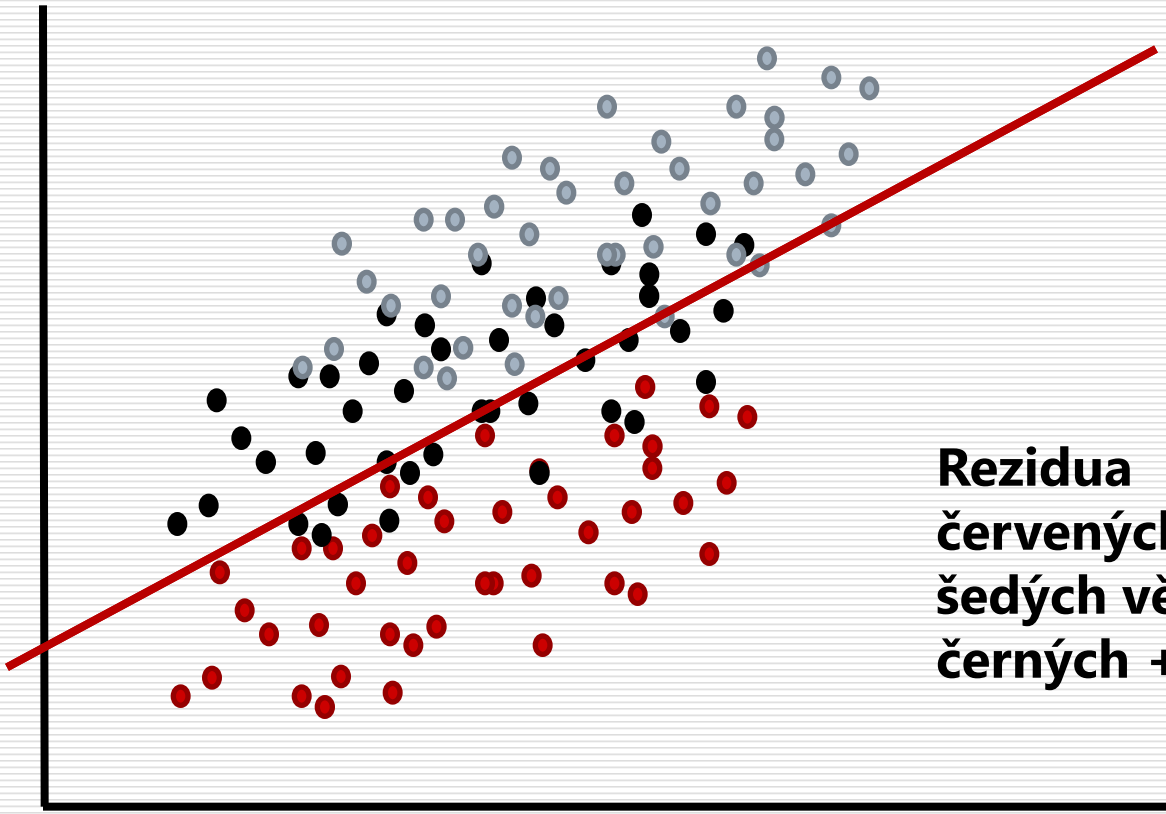
Víceúrovňovost způsobuje závislost reziduí

- 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 (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 souvislosti, které modelujeme se mohou lišit napříč L2 skupinami

Lineární regrese, jak ji známe

- $Y_i = b_0 + b_1X_{1i} + b_2X_{2i} + e_i$
  - 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 (pevné) koeficienty/efekty**

Chceme tedy zohlednit to, že souvislosti, které modelujeme 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 *j*, 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

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

$$Y_{ij} = b_{0j} + b_1 X_{ij} + e_{ij} \qquad \text{<1. úroveň>}$$

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

Průsečík ve skupině *j*

Průměrný průsečík

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

$Y_{ij} = b_{0j} + b_1 X_{ij} + e_{ij}$ *<1. úroveň>*

$b_{0j} = b_{00} + u_{0j}$ *<2. úroveň>*

Alternativně (dosazením sloučeno)

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

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

Random-intercept model

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

Y_{ij} 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 (kovariančí parametry)

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

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

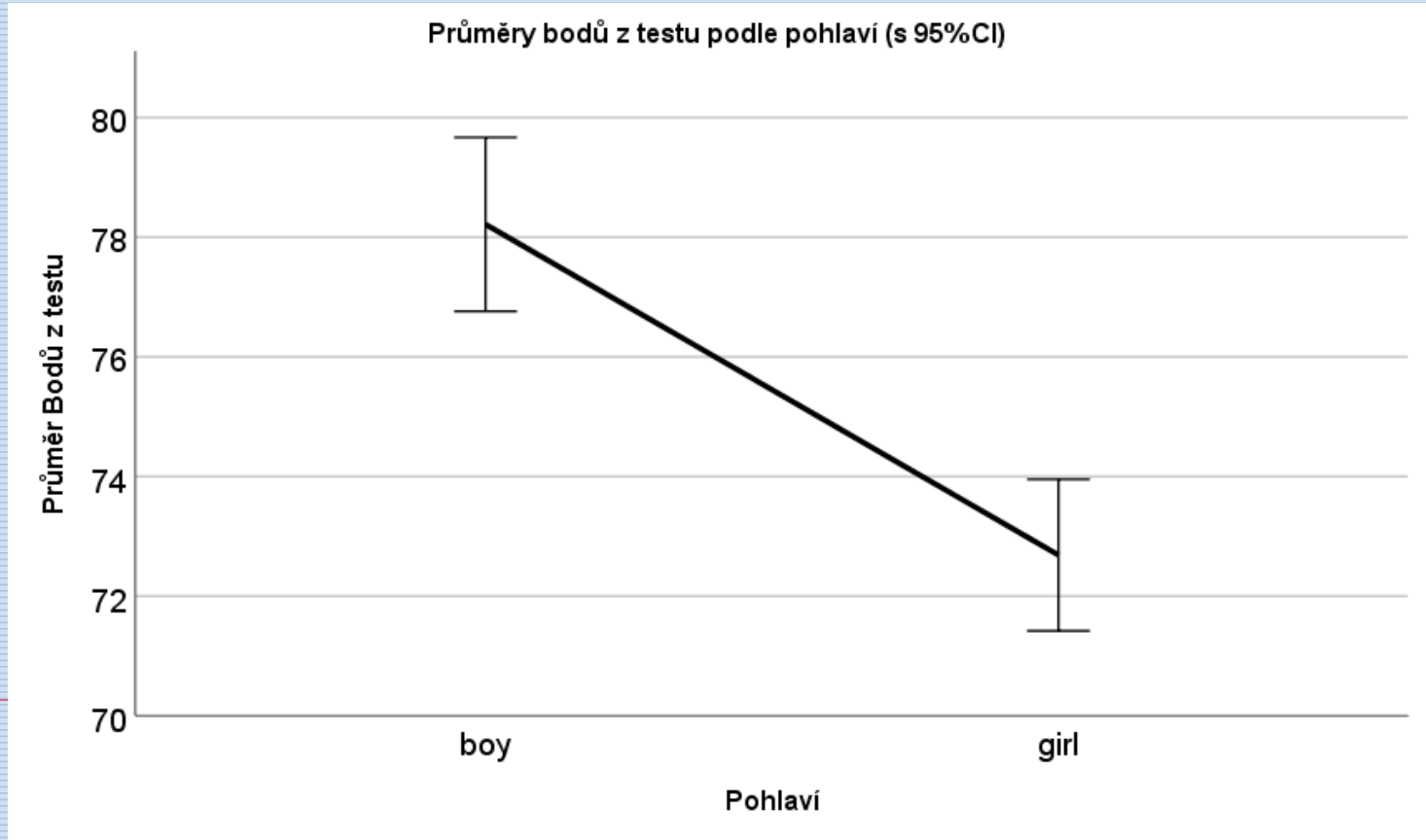
Model má 4 odhadované parametry.

* Protože jsou v rovnici zahrnutá i rezidua, je na levé straně Y_{ij}. Kdybychom rovnici zapsali bez e_{ij}, byla by na levé straně predikovaná hodnota Y'_{ij}.

Příklad – Skotské zkoušky

Liší se holky a kluci ve výsledku testů?

- Ano, m_B-m_G=-5,5 (t(1903)=5,57, d≈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≈0,25)

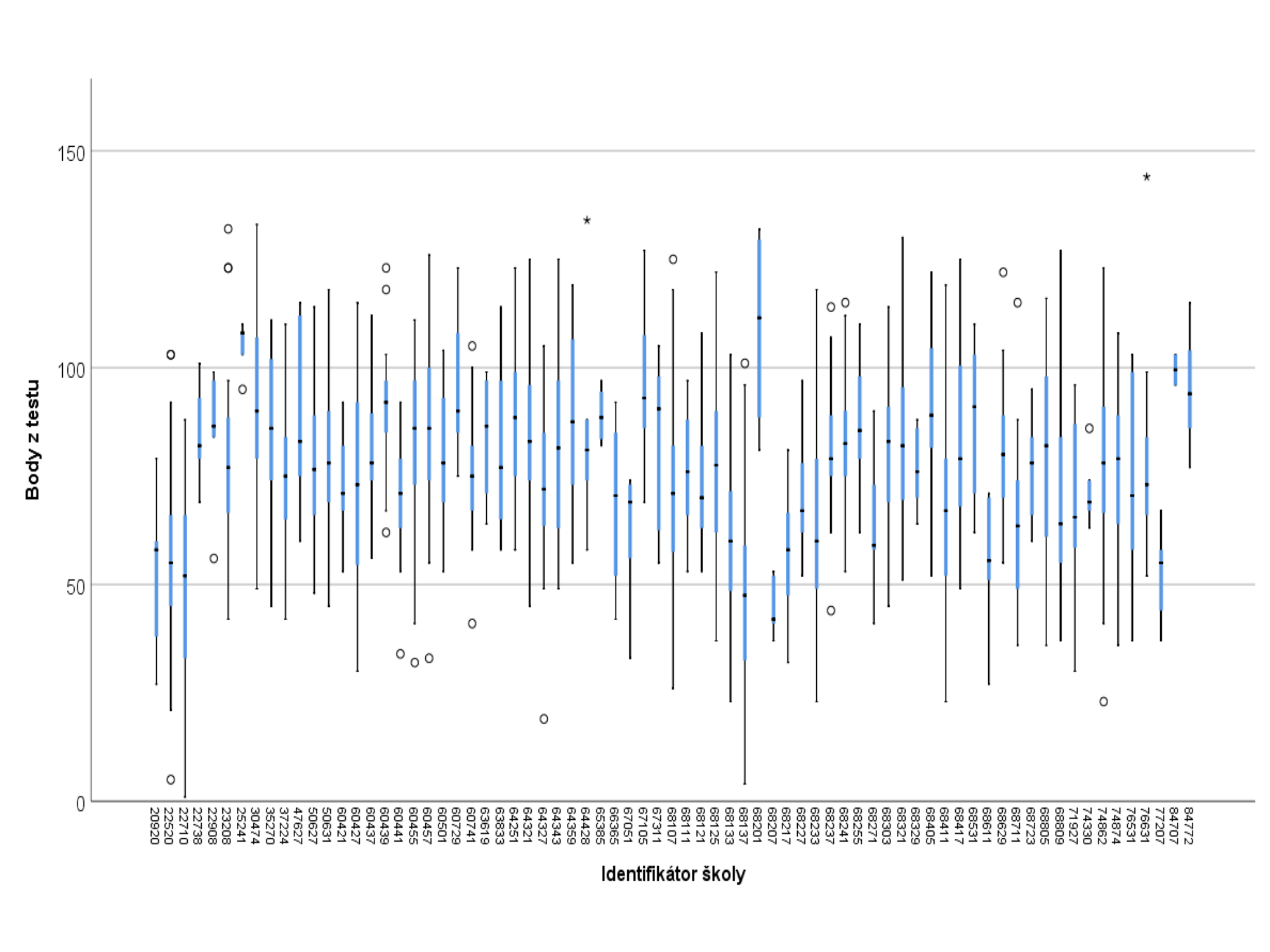
- $Test_i = b_0 + b_1 Gender_i + e_i$
- $Test_i = 78{,}2 - 5{,}5 Gender_i + e_i$

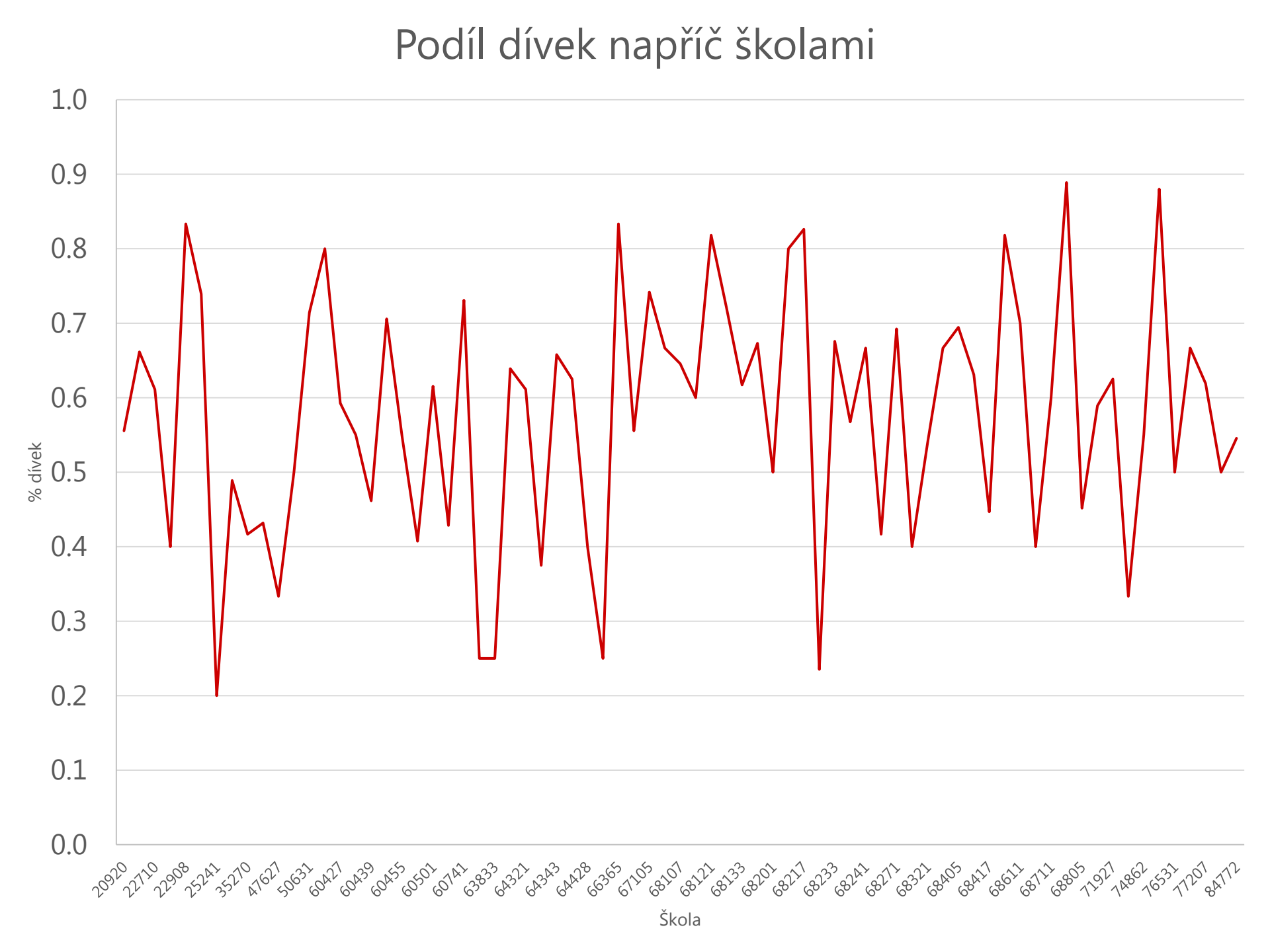
Coefficients[a]

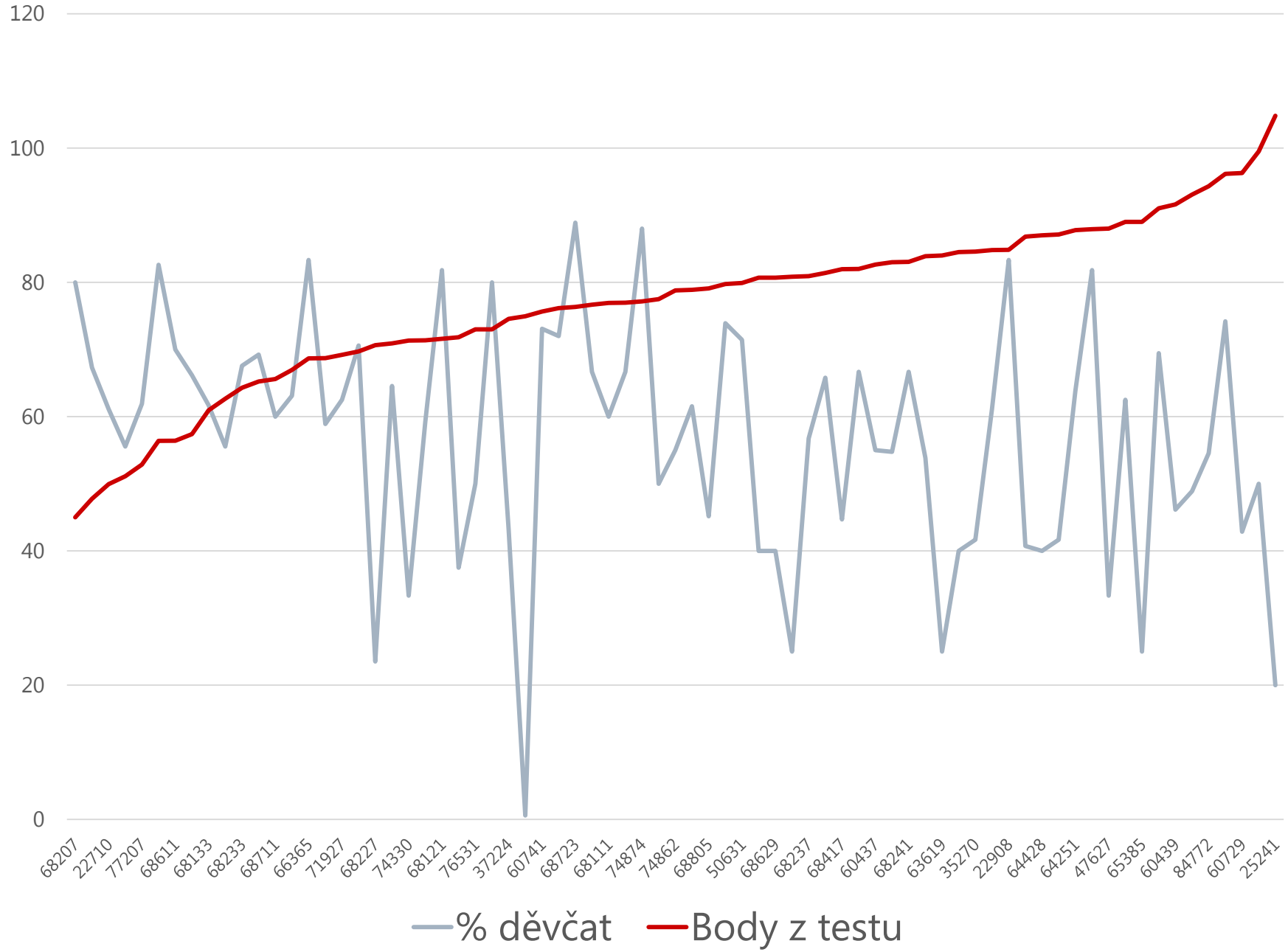
Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		
		B	Std. Error	Beta	t	Sig.
1	(Constant)	78,214	0,763		102,548	0,000
	gender Pohlaví	-5,529	0,991	-0,127	-5,578	0,000

a. Dependent Variable: test Body z testu

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


Body z testu
150
100
50
0
Identifikátor školy
20920
22520
22710
22738
22908
23208
25241
30474
35270
37224
47627
50627
50631
60421
60427
60437
60439
60441
60455
60457
60501
60729
60741
63619
63833
64251
64321
64327
64343
64359
64428
65385
66365
67051
67105
67311
68107
68111
68121
68125
68133
68137
68201
68207
68217
68227
68233
68237
68241
68255
68271
68303
68321
68329
68405
68411
68417
68531
68611
68629
68711
68723
68805
68809
71927
74330
74862
74874
76531
76631
77207
84707
84772

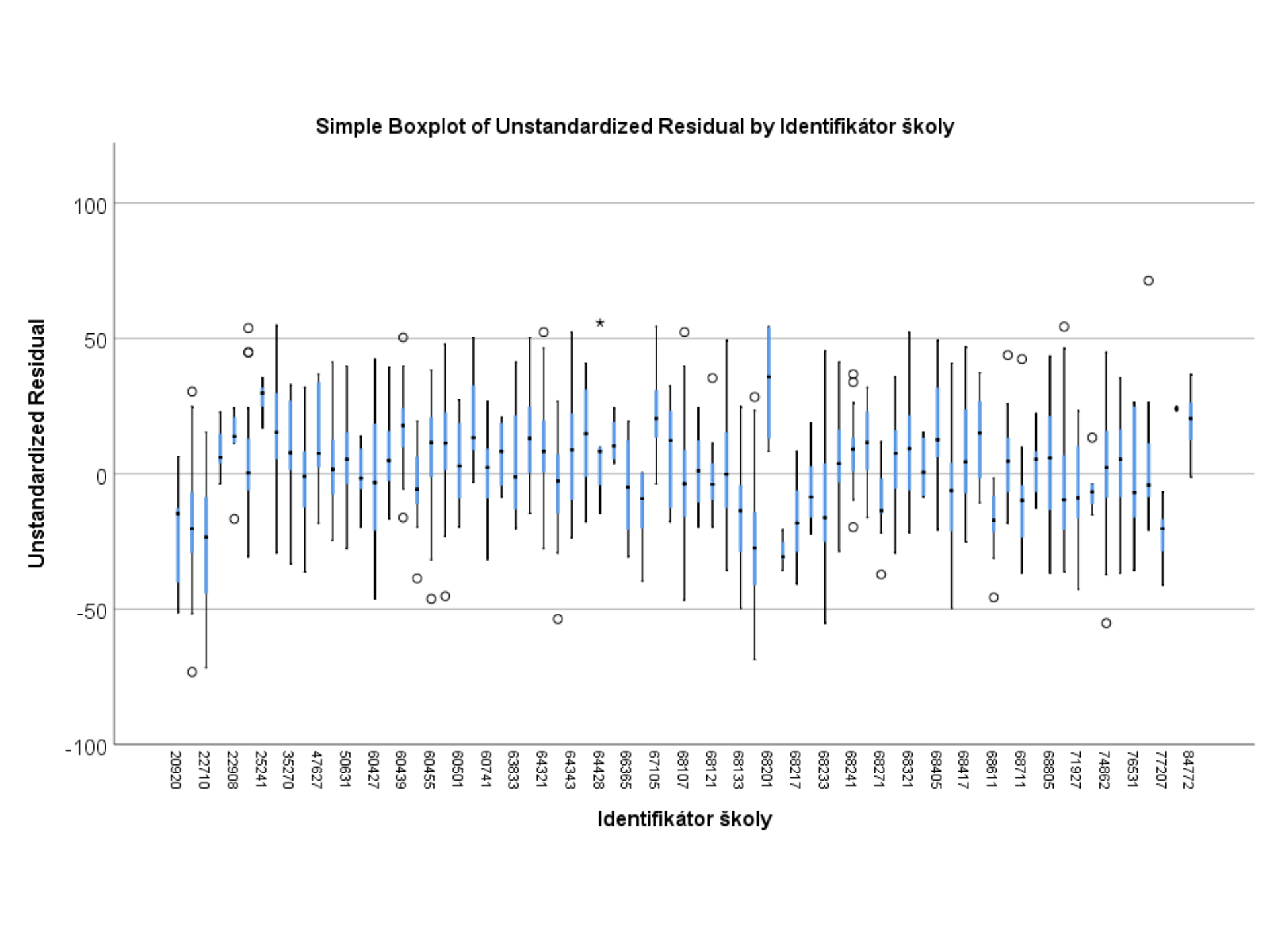

Podíl dívek napříč školami
1.0
0.9
0.8
0.7
0.6
0.5
0.4
0.3
0.2
0.1
0.0
% dívek
20920
22710
22908
25241
35270
47627
50631
60427
60439
60455
60501
60741
63833
64321
64343
64428
66365
67105
68107
68121
68133
68201
68217
68233
68241
68271
68321
68405
68417
68611
68711
68805
71927
74862
76531
77207
84772
Škola


120
100
80
60
40
20
0
68207
22710
77207
68611
68133
68233
68711
66365
71927
68227
74330
68121
76531
37224
60741
68723
68111
74874
74862
68805
50631
68629
68237
68417
60437
68241
63619
35270
22908
64428
64251
47627
65385
60439
84772
60729
25241
% děvčat
Body z testu

Příklad – Skotské zkoušky

Liší se holky a kluci ve výsledku testů?

- Ano, m_B-m_G=-5,5 (t(1903)=5,57, d≈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)


Simple Boxplot of Unstandardized Residual by Identifikátor školy
Unstandardized Residual
100
50
0
-50
-100
20920
22710
22908
25241
35270
47627
50631
60427
60439
60455
60501
60741
63833
64321
64343
64428
66365
67105
68107
68121
68133
68201
68217
68233
68241
68271
68321
68405
68417
68611
68711
68805
71927
74862
76531
77207
84772
Identifikátor školy

Příklad – Skotské zkoušky

Liší se holky a kluci ve výsledku testů?

- Multilevel model, kde je zohledněno to, z 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

$$Test_{iš} = b_{0š} + b_1 Gender_i + e_{iš} \qquad \text{<1. úroveň>}$$

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

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[a]

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[a]

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[a]

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

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.

ODBOČKA

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=rozptyl průměrů/(rozptyl průměrů+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)

$$Test_{iš} = b_{0š} + e_{iš} \qquad \langle 1.\ úroveň \rangle$$

$$b_{0š} = b_{00} + u_{0š} \qquad \langle 2.\ úroveň \rangle$$

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
  - a že rezidua jsou napříč jednotkami vyššího řádu stejná

Random-slopes model

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

$b_{1j} = b_{10} + u_{1j}$ *<2. 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

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

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

$b_{1j} = b_{10} + u_{1j}$ <2. 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)

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

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

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

Model má 5 odhadovaných parametrů.

Šestý 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 pohlaví napříč školami

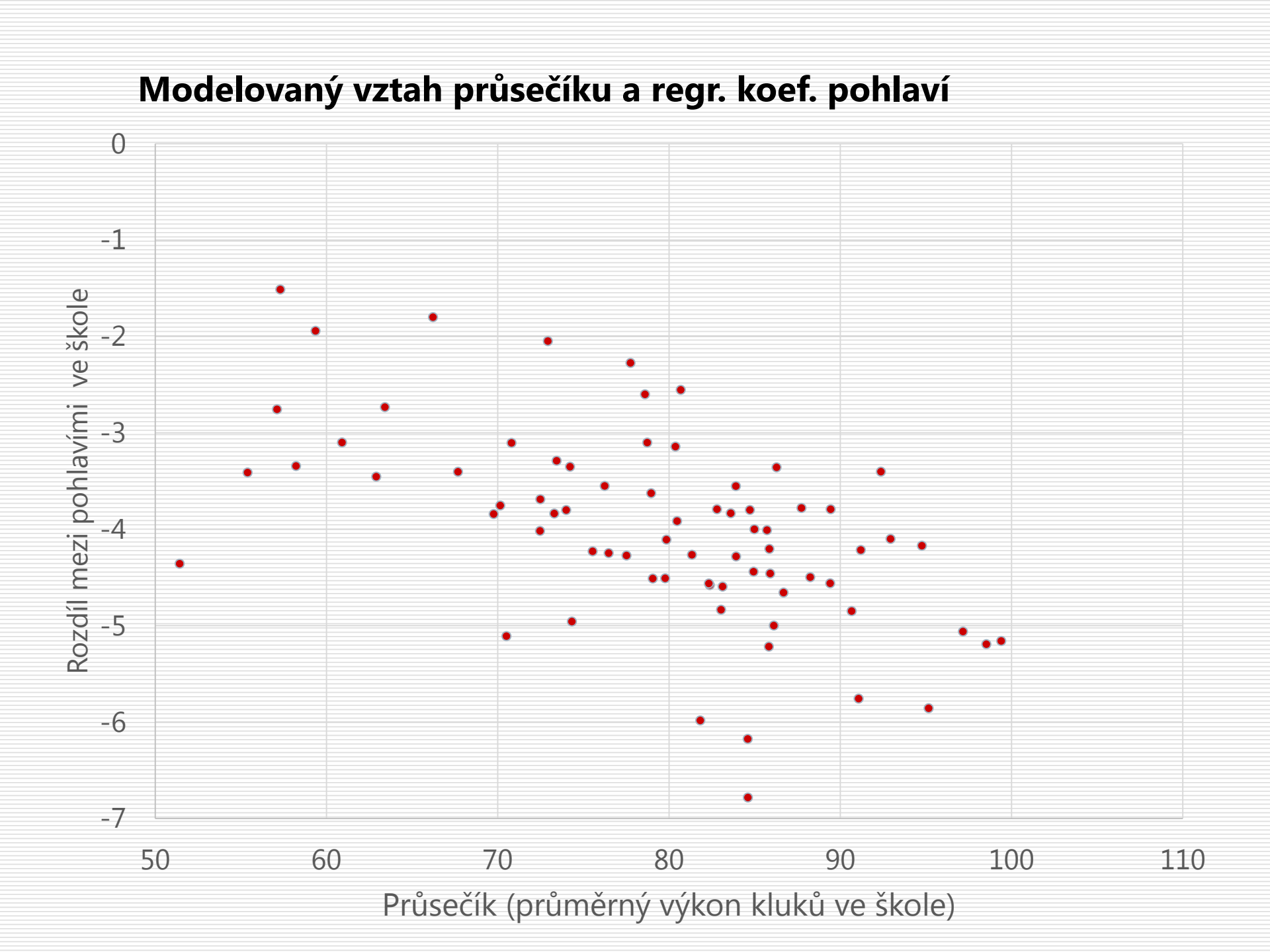
$$Test_{iš} = b_{00} + b_{10}G_{iš} + (e_{ij} + u_{0š} + G_{iš}u_{1š})$$

Příklad – Skotské zkoušky

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

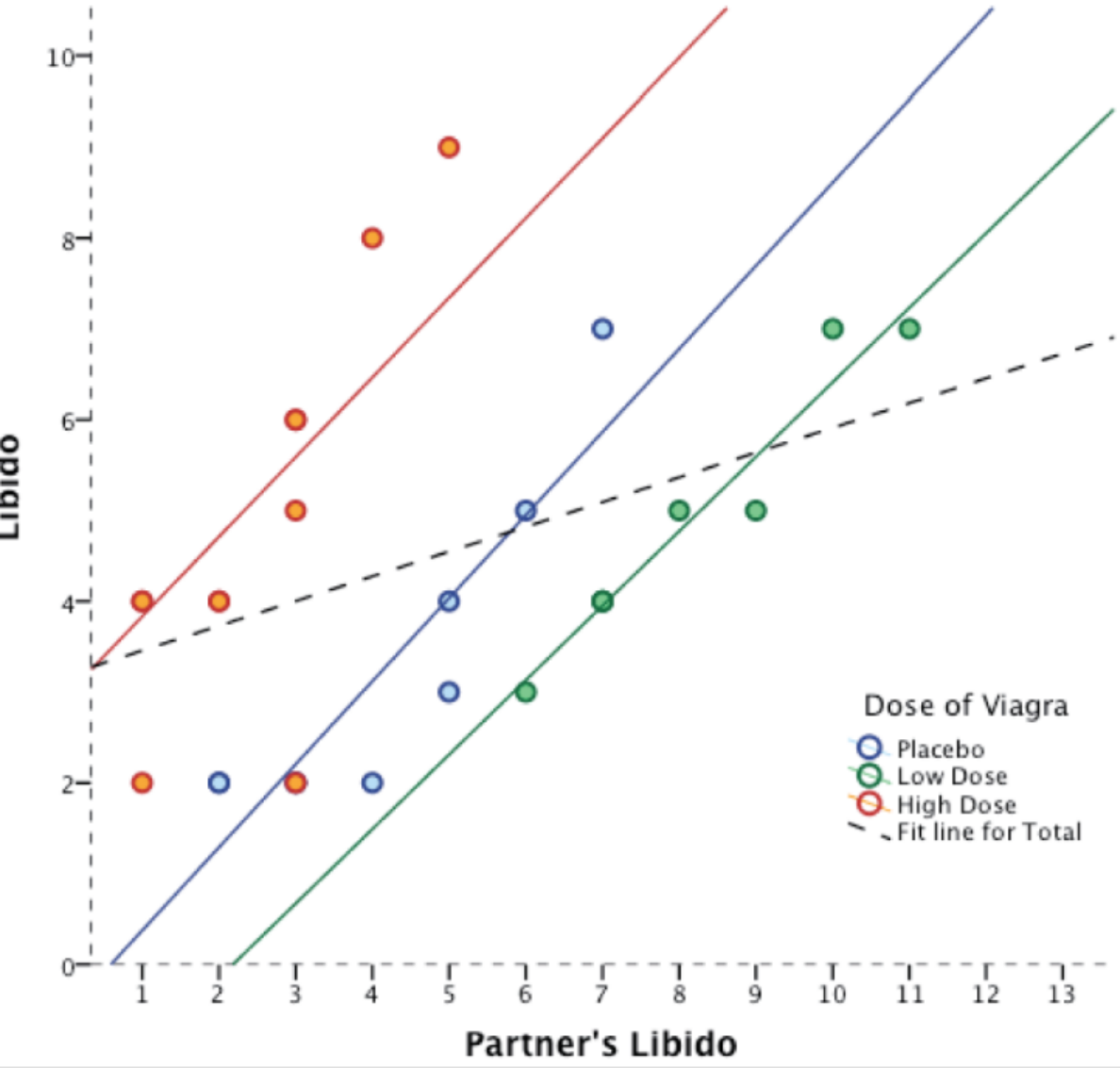
Jsou-li kluci 0 a holky 1, pak…

- 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

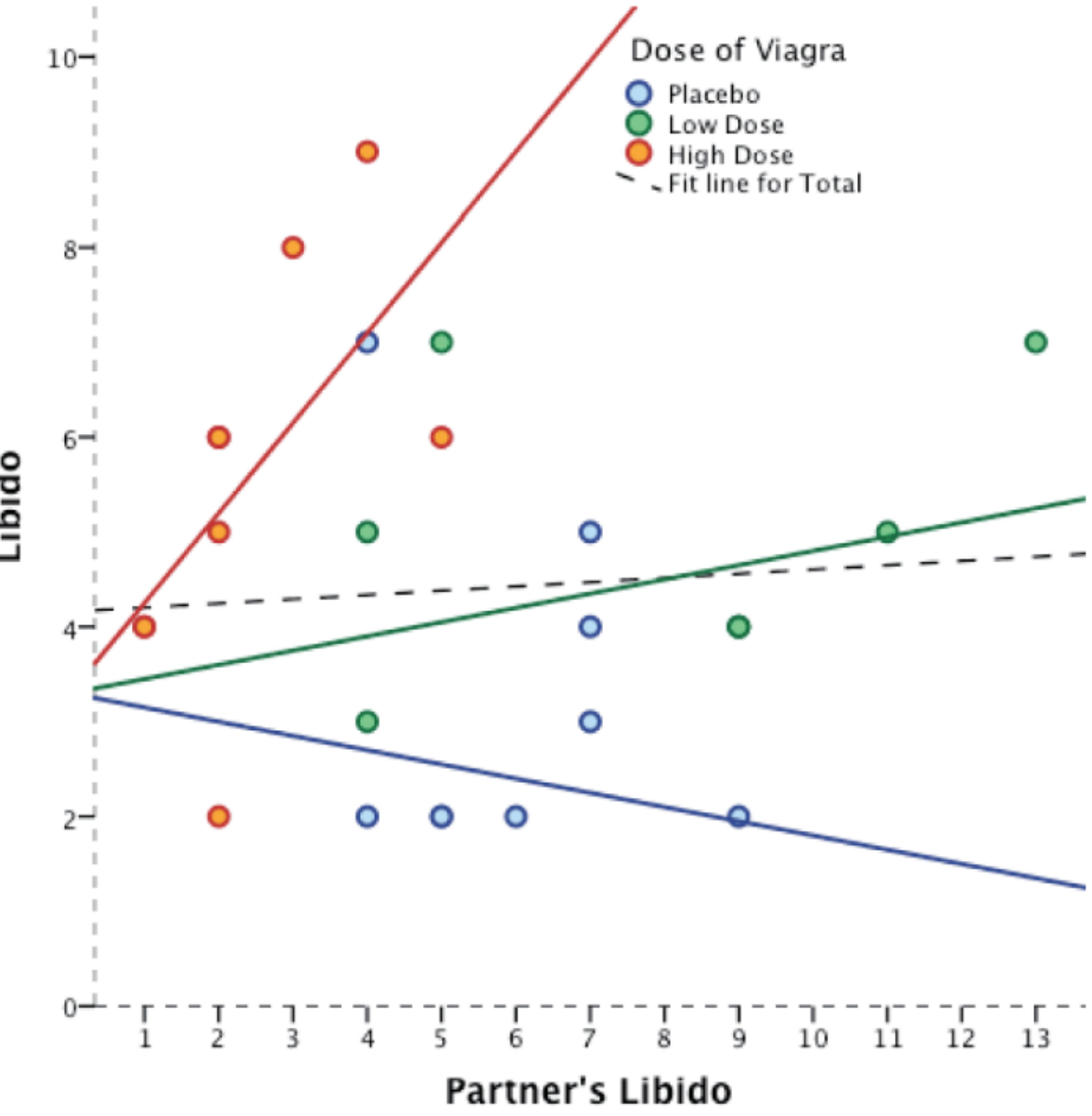

Modelovaný vztah průsečíku a regr. koef. pohlaví
Rozdíl mezi pohlavími ve škole
0
-1
-2
-3
-4
-5
-6
-7
50
60
70
80
90
100
110
Průsečík (průměrný výkon kluků ve škole)

Shrnutí

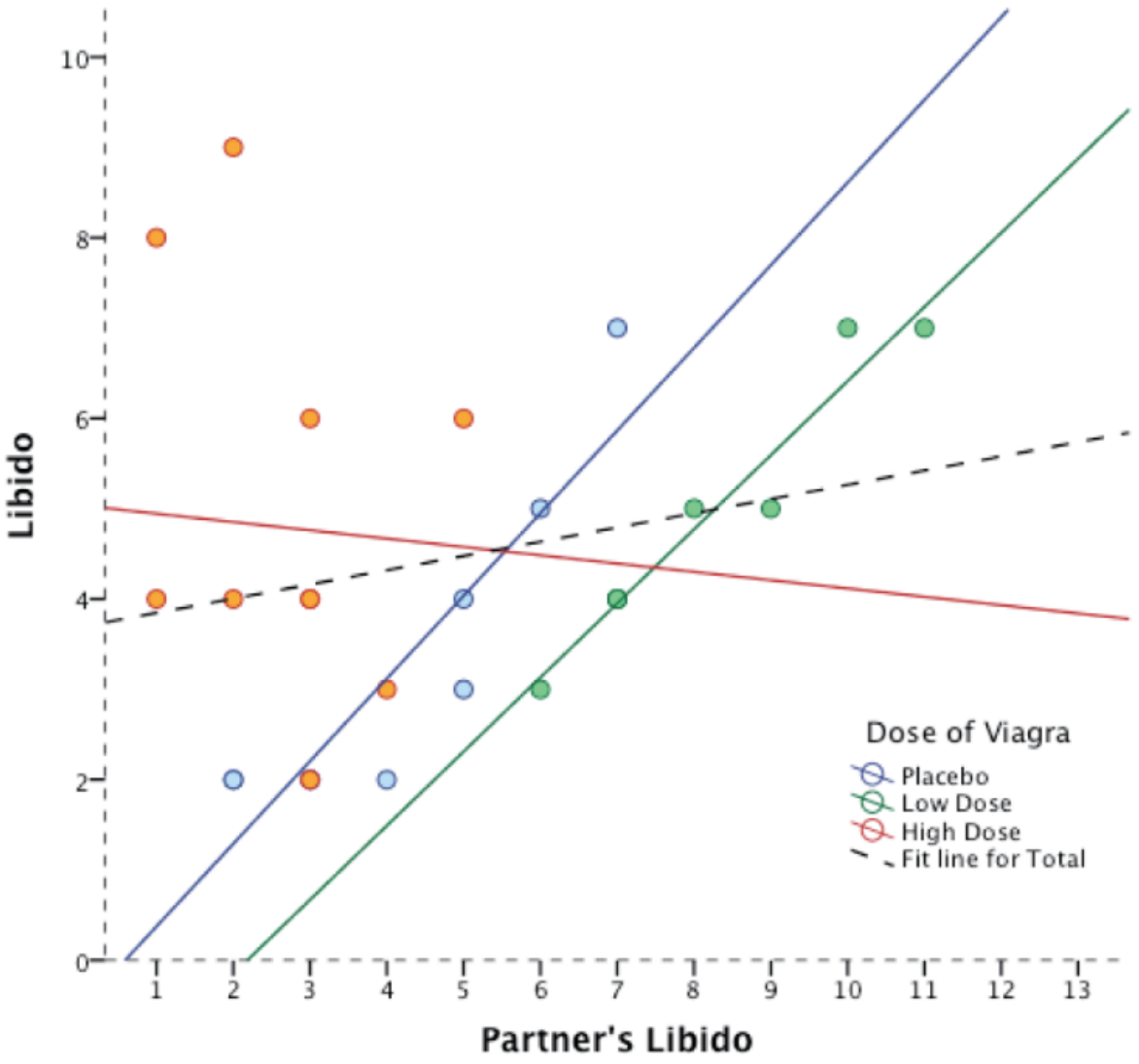
- Multilevel modely nám umožňují modelovat to, že některé parametry regresního modelu se mohou pro různé skupiny lišit – jsou *náhodné*.
- Od moderace se to liší tím, že různost parametrů má podobu normálního rozložení. Nezajímáme se o hodnoty pro jednotlivé skupiny – ze vzorku skupin usuzujeme na populaci 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*

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

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

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

- *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?

$Test_{ij} = b_{0š} + b_1 G_i + e_{iš}$ <1. úroveň>

$b_{0š} = b_{00} + b_{01} N_š + u_{0š}$ <2. úroveň>

$$Test_{iš} = b_{00} + b_{01} N_š + b_{10} G_{iš} + (e_{ij} + u_{0š} + u_{1š})$$

Estimates of Fixed Effects[a]

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Intercept	73,293834	3,087394	72,391	23,740	,000	67,139795	79,447872
gender	-4,054312	,940227	41,050	-4,312	,000	-5,953068	-2,155555
nbrhd	7,432932	3,380909	67,747	2,199	,031	,685977	14,179888

Estimates of Covariance Parameters[a]

Parameter		Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Residual		316,575876	10,634381	29,769	,000	296,404198	338,120329
Intercept + gender [subject = schoolID]	UN (1,1)	127,974368	29,242215	4,376	,000	81,775454	200,273286
	UN (2,1)	-12,296027	14,115611	-,871	,384	-39,962116	15,370063
	UN (2,2)	7,242819	9,736981	,744	,457	,519497	100,979192

a. Dependent Variable: test Body z testu.

Estimates of Fixed Effects[a]

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Intercept	74,053798	3,352290	60,819	22,091	,000	67,350077	80,757519
gender	-5,116975	2,003266	30,851	-2,554	,016	-9,203466	-1,030485
nbrhd	6,467401	3,767083	61,171	1,717	,091	-1,064921	13,999722
gender * nbrhd	1,346853	2,265781	33,245	,594	,556	-3,261623	5,955328

Estimates of Covariance Parameters[a]

Parameter		Estimate	Std. Error	Wald Z	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Residual		316,596876	10,634595	29,770	,000	296,424762	338,141730
Intercept + gender [subject = schoolID]	UN (1,1)	128,752974	29,371522	4,384	,000	82,333877	201,342737
	UN (2,1)	-12,776382	14,051131	-,909	,363	-40,316092	14,763328
	UN (2,2)	6,881447	9,630891	,715	,475	,442981	106,899132

a. Dependent Variable: test Body z testu.

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 nedá 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=rozptyl interceptů/(rozptyl interceptů+reziduální rozptyl)
- ICC= jaká část rozptylu výkonů je vysvětlitelná pouze rozdíly mezi L2 skupinami (př. školami)

- Když přidáme L1 prediktor, měl by klesnout reziduální rozptyl → $R^2_{\text{within}} = 1-(\sigma^2_{e\ (s\ prediktorem)} / \sigma^2_{e(bez\ prediktoru)})$
  - Interpretujeme jako R^2 v běžné regresi
- L2 prediktor by měl snížit rozptyl náhodného efektu → $R^2_{\text{between}} = 1-(\sigma^2_{u\ (s\ prediktorem)} / \sigma^2_{u(bez\ prediktoru)})$
  - 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 reziduí modelovatelná (=je to skupinami), vyléčí se tím problém

- Dostatečný počet jednotek i na druhé a vyšší úrovni (přibližně >20) pro dobrý odhad σ^2_u

Benefity Multilevel/Mixed modelu

- V mnoha situacích vyšší síla testu
- Vyšší tolerance k chybějícím datům
- Jednotné uvažování o spojitých 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 klid	EDA stres1	EDA 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)