UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

Riadkovo-stĺpcové návrhy štatistických experimentov

BAKALÁRSKA PRÁCA

2020 Róbert Druska

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

Riadkovo-stĺpcové návrhy štatistických experimentov

BAKALÁRSKA PRÁCA

Študijný program: Matematika

Študijný odbor: 1114 Matematika

Školiace pracovisko: Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky

Vedúci práce: doc. Mgr. Radoslav Harman, PhD.

Bratislava 2020 Róbert Druska





Univerzita Komenského v Bratislave Fakulta matematiky, fyziky a informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Róbert Druska

Študijný program: matematika (Jednoodborové štúdium, bakalársky I. st., denná

forma)

Študijný odbor:matematikaTyp záverečnej práce:bakalárskaJazyk záverečnej práce:slovenskýSekundárny jazyk:anglický

Názov: Riadkovo-stĺpcové návrhy štatistických experimentov

Row-column designs of statistical experiments

Anotácia: Predpokladajme, že budeme pozorovať výsledky všetkých kombinácií úrovní

dvoch kvalitatívnych faktorov. Pre každú dvojicu úrovní faktorov máme možnosť zvoliť typ "ošetrenia": buď typ 0, alebo typ 1. Takéto experimenty sa niekedy nazývajú "riadkovo-stĺpcové", pretože ich je možné reprezentovať maticou, v ktorej riadky zodpovedajú úrovniam prvého faktora, stĺpce zodpovedajú úrovniam druhého faktora a prvky matice vyjadrujú ošetrenia

použité pre každú kombináciu úrovní faktorov.

Ciel': Ciel'om bakalárskej práce je analyzovať vlastnosti odhadu kontrastu ošetrení

v riadkovo-stĺpcovom experimente, ak pozorovania modelujeme aditívne, čiže stredná hodnota pozorovaní je súčtom efektov úrovní oboch faktorov a efektu typu ošetrenia. Druhým cieľom je vypočítať optimálne návrhy pre takýto typ experimentu a štatistického modelu, čiže určiť optimálne binárne matice, tak, aby sme čo najpresnejšie vedeli odhadnúť rozdiel medzi efektmi jednotlivých

ošetrení.

Vedúci: doc. Mgr. Radoslav Harman, PhD.

Katedra: FMFI.KAMŠ - Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky

Vedúci katedry: prof. RNDr. Marek Fila, DrSc.

Dátum zadania: 15.10.2019

Dátum schválenia: 18.10.2019 prof. RNDr. Ján Filo, CSc. garant študijného programu

študent vedúci práce

Abstrakt

TODO

Kľúčové slová: lineárny regresný model

Abstract

TODO

Keywords: linear regression

Obsah

Ú	vod		8							
1	Maticová príprava									
	1.1	Projekčné matice	10							
2	Lin	eárny regresný model	12							
	2.1	Metóda najmenších štvorcov	13							
	2.2	Gaussova-Markovova veta	14							
3	Me	todika skúmania	16							
4	Ria	dkovo-stĺpcový aditívny model s dvoma typmi ošetrení	17							
	4.1	Odhadnuteľnosť h^Tb	19							
	4.2	Ekvivalencie binárnych matíc	22							
	4.3	Optimálnosť návrhu experimentu	23							
	4.4	Hodnota minimálneho rozptylu	26							
	4.5	Reprezentácia bipartitným grafom	31							
Zá	iver		33							
Zo	Zoznam použitej literatúry									
Pı	Príloha A									
Pı	Príloha B									
Ρı	Príloha C									

$\mathbf{\acute{U}vod}$

TODO

1 Maticová príprava

V našej práci budeme často pracovať s poznatkami z lineárnej algebry, preto v krátkosti zhrnieme niektoré najdôležitejšie z nich.

Definícia 1.1. Nech A je ľubovoľná matica typu $m \times n$. Potom symbolom $\mathcal{M}(A)$ označujeme stĺpcový priestor matice A, t. j.

$$\mathcal{M}(A) = \{ Au : u \in \mathbb{R}^n \}.$$

Symbolom K(A) označujeme jadro matice (kernel), t. j.

$$\mathcal{K}(A) = \{ v \in \mathbb{R}^n : Av = 0 \}.$$

Lema 1.2. Platí

$$\mathcal{K}(A^T) = [\mathcal{M}(A)]^{\perp} \equiv \{ v \in \mathbb{R}^m : \forall_{u \in \mathcal{M}(A)} u^T v = 0 \}.$$

Dôkaz: $x \in \mathcal{K}(A^T) \Leftrightarrow A^T x = 0 \Leftrightarrow \forall_v v^T A^T x = 0 \Leftrightarrow \forall_v (Av)^T x = 0 \Leftrightarrow x \in [\mathcal{M}(A)]^{\perp}$. \square

Lema 1.3. Nech A je ľubovoľná matica typu $m \times n$. Potom

$$\mathcal{M}(A^T) = \mathcal{M}(A^T A).$$

Dôkaz: Nech $z \in \mathcal{M}(A^T A)$. Potom existuje také v, že $z = A^T A v = A^T u$ pre u = A v. Preto $z \in \mathcal{M}(A^T)$, a teda $\mathcal{M}(A^T A) \subseteq \mathcal{M}(A^T)$.

Teraz nech $z \in \mathcal{K}(A^T A)$. Potom:

$$A^{T}Az = (0, 0, \dots, 0)^{T} \Rightarrow z^{T}A^{T}Az = 0 = (Az)^{T}Az = ||Az|| \Rightarrow Az = 0.$$

Preto $z \in \mathcal{K}(A)$, a teda $\mathcal{K}(A^TA) \subseteq \mathcal{K}(A)$. Z lineárnej algebry ale vieme, že nulový priestor matice je kolmý doplnok jej riadkového priestoru, preto predošlý výraz vieme rozšíriť:

$$[\mathcal{M}(A^TA)]^{\perp} = \mathcal{K}(A^TA) \subseteq \mathcal{K}(A) = [\mathcal{M}(A^T)]^{\perp}.$$

Odstránením \bot sa inklúzia obráti, čo spolu s opačnou inklúziou vyššie dáva výsledok $\mathcal{M}(A^T) = \mathcal{M}(A^TA).\square$

Definícia 1.4. Nech A je ľubovoľná matica. Potom matica A⁻ taká, že

$$AA^{-}A = A$$
,

sa nazýva g-inverzia (alebo pseudoinverzia) matice A.

Poznámka: Ak A^{-1} neexistuje, tak pre maticu A existuje nekonečný počet g-inverzií.

Pseudoinverzie použijeme neskôr v našej práci, keď budeme skúmať, či vektor patrí do stĺpcového priestoru matice. Na to nám poslúži nasledovná veta.

Veta 1.5. Nech rovnica Ax = y má riešenie a nech A^- je ľubovoľná g-inverzia. Potom A^-y je riešením tejto rovnice.

Dôkaz: Keďže Ax = y má riešenie, tak existuje také x_0 , že $Ax_0 = y$. Potom

$$A(A^-y) = A(A^-Ax_0) = Ax_0 = y.\Box$$

Veta 1.6. Lineárny systém Ax = y má riešenie práve vtedy, ak $AA^-y = y$ pre ľubovoľnú g-inverziu A^- . Ak x_0 je riešením tohto systému, existuje taká g-inverzia A^- , že $x_0 = A^-y$.

1.1 Projekčné matice

Pri práci s lineárnym regresným modelom sa nám zídu poznatky o projekčných maticiach, napr. pri metóde najmenších štvorcov.

Definícia 1.7. Nech $\mathcal{V} \subset \mathbb{R}^n$ je lineárny priestor. Potom matica P je lineárny projektor na \mathcal{V} práve vtedy, keď platia nasledovné podmienky:

a)
$$\forall_{x \in \mathbb{R}^n} Px \in \mathcal{V}$$

b)
$$\forall_{v \in \mathcal{V}} Pv = v$$

Z vlastností a) a b) vyplýva, že $P^2 = P$, t. j. matica P je idempotentná. Poznamenávame, že aj naopak, ak matica P je idempotentná a definujeme $\mathcal{V} = \mathcal{M}(P)$, tak P má vlastnosti a) a b) z predošlej definície.

Takto definovaný projektor nemusí byť ortogonálny, t. j. nezobrazuje vektory na k nim najbližší vektor z priestoru \mathcal{V} . Formálne ortogonalitu definujeme nasledovne.

Definícia 1.8. Projektor P na lineárny podpriestor \mathcal{V} je ortogonálny vzhľadom na skalárny súčin $\langle \cdot, \cdot \rangle$, ak $\langle x, Py \rangle = \langle Px, y \rangle$ pre všetky $x, y \in \mathbb{R}^n$.

Veta 1.9. Nech $F \in \mathbb{R}^{m \times n}$, m > n má plnú hodnosť a nech $\langle a, b \rangle = a^T b$ je skalárny súčin v \mathbb{R}^m . Potom ortogonálny projektor na $\mathcal{M}(F)$ je

$$P = F(F^T F)^{-1} F^T.$$

Dôkaz: Ukážeme, že P spĺňa vlastnosti z definície lineárneho projektora, aj podmienku ortogonality z definície 1.8.

$$\forall_{x \in \mathbb{R}^m} Px = F(F^T F)^{-1} F^T x = Fu \in \mathcal{M}(F),$$

$$\forall_{l = Fu \in \mathcal{M}(F)} Pl = P(Fu) = F(F^T F)^{-1} F^T Fu = Fu = l,$$

$$\forall_{x, y \in \mathbb{R}^m} \langle x, Py \rangle = x^T F(F^T F)^{-1} F^T y = x^T [F(F^T F)^{-1} F^T]^T y = x^T P^T y = \langle Px, y \rangle. \square$$

Veta 1.10. Predchádzajúca veta platí aj pre maticu F, ktorá nemá plnú hodnosť, ak namiesto inverzie $(F^TF)^{-1}$ použijeme ľubovoľnú g-inverziu $(F^TF)^{-}$.

2 Lineárny regresný model

Lineárna regresia patrí v súčasnosti medzi najpoužívanejšie štatistické metódy. Aplikácie regresie možno nájsť v mnohých vedeckých odvetviach, vrátane medicíny, biológie, ekonómie, sociológie atď. Ciele regresnej analýzy zväčša možno zaradiť do troch oblastí:

- 1. nájsť vzťah medzi závislou premennou y a regresormi x_1, \ldots, x_n ,
- 2. odhadnúť y na základe hodnôt x_1, \ldots, x_n ,
- 3. preskúmať premenné x_1, \ldots, x_n a identifikovať, ktoré z nich lepšie popisujú premennú y, resp. určiť, ktoré z nich majú na y aký vplyv

V našej práci sa budeme zaoberať treťou z pomenovaných oblastí.

Uvažujme teda lineáry regresný model

$$y = Xb + \varepsilon \tag{1}$$

Na ľavej strane y je $n \times 1$ vektor pozorovaných náhodných premenných. Vektor y nazývame závislou premennou. Na pravej strane X je matica plánu, b je neznámy parameter regresného modelu a ε je náhodná chyba. X vo všeobecnosti môže, ale nemusí byť náhodná matica. Pre účely našej práce budeme narábať s fixnou (známou) maticou X, čo zohľadníme aj v ďalších teoretických základoch v tejto kapitole.

Nech teda X je známa matica $n \times p$ tvaru:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{np} \end{bmatrix}$$

Rovnica (1) nám určuje n lineárnych vzťahov tvaru:

$$y_i = b_0 + b_1 x_{i1} + \ldots + b_p x_{ip} + \varepsilon_i = b^T x_i + \varepsilon_i$$

pre
$$y = (y_1, y_2, \dots, y_n)^T$$
, $b = (b_1, b_2, \dots, b_p)^T$ a $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n)^T$.

Ďalej budeme predpokladať $E(\varepsilon) = \mathbf{0}$, $Var[\varepsilon] = \sigma^2 I$, t. j jednotlivé ε_i , ε_j sú nezávislé a rovnako rozdelené. Pre jednoduchosť takisto predpokladajme, že $\sigma^2 = 1$.

V praxi je b neznámy vektor, ktorý sa snažíme odhadnúť na základe nameraných hodnôt y. Na spočítanie odhadu sa používajú rôzne metódy, najčastejšie napr. metóda najmenších štvorcov alebo metóda maximálnej vierohodnosti.

2.1 Metóda najmenších štvorcov

Metódou najmenších štvorcov vypočítame odhad \hat{b} parametra b nasledovne:

$$\hat{b} = \underset{b \in \mathbb{R}^p}{\operatorname{argmin}} (y - Xb)^T C(y - Xb) = \underset{b \in \mathbb{R}^p}{\operatorname{argmin}} ||y - Xb||_{C^{-1}}^2$$

kde C je nejaká kladne definitná matica. Ak C = I, potom minimalizujeme výraz $||y - Xb||_I^2 = ||y - Xb||^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - X_{i\cdot}b)^2$, kde $X_{i\cdot}$ značí i-ty riadok matice X. Keďže sme predpokladali nezávislosť chýb a tiež homogenitu ich rozptylu, je pre nás najvýhodnejšie dosadiť C = I, čo možno dokázať pomocou Gaussovej-Markovovej vety, ktorú uvedieme neskôr. Preto maticu C v ďalšom opise teórie spomínať nebudeme.

Geometricky metódu najmenších štvorcov možno interpretovať ako projekciu vektora y na stĺpcový priestor matice X. Hľadáme teda taký vektor \hat{b} , pre ktorý platí $X\hat{b} = Py$, kde P je matica ortogonálnej projekcie na stĺpcový priestor X. Z vety (1.10) vieme, že $P = X(X^TX)^-X^T$.

Odhad \hat{b} parametra b je teda riešením rovnice

$$Xb = X(X^T X)^- X^T y (2)$$

kde $P = X(X^TX)^-X^T$ je ortogonálny projektor na stĺpcový priestor X.

Všetky riešenia tejto rovnice musia mať tvar:

$$(X^TX)^-X^Ty$$

kde použitá g-inverzia je ľubovoľná.

Z uvedeného vyplýva, že v prípade regulárnosti X^TX je odhad \hat{b} parametra b jednoznačný. V našej práci budeme skúmať matice X, ktoré nie sú regulárne, takže jednoznačný odhad \hat{b} nebudeme schopní nájsť (čo v konečnom dôsledku ani nie je naším záujmom). Budeme odhadovať lineárnu funkciu zložiek vektora b, konkrétne $h^Tb = h_1b_1 + \ldots + h_pb_p$, ktorá býva jednoznačne odhadnuteľná aj v prípade singularity X^TX , ak vektor h spĺňa určité podmienky.

Definícia 2.1. Lineárnu kombináciu h^Tb zložiek vektora b nazývame odhadnuteľnou, ak pre ľubovoľné riešenia b^* a b^{**} rovnice (2) platí $h^Tb^* = h^Tb^{**}$.

Je niekoľko ekvivalentných podmienok, ktoré stačia na to, aby $h^T b$ bolo odhadnuteľné. Z nich spomenieme dve v nasledovnej vete, ktorú použijeme neskôr v našej práci.

Veta 2.2. h^Tb je odhadnuteľné, ak platia nasledovné ekvivalentné podmienky:

1.
$$h \in \mathcal{M}(X^T)$$

2.
$$h \in \mathcal{M}(X^TX)$$
,

 $kde \mathcal{M}$ označuje stĺpcový priestor matice.

Dôkaz: Ukážeme, že ak $h \in \mathcal{M}(X^T)$ tak $h^T b$ je odhadnuteľné. Nech teda $h \in \mathcal{M}(X^T)$. Potom existuje také u, že $h = X^T u$. Preto pre ľubovoľné riešenie \hat{b} rovnice (2) platí:

$$h^T \hat{b} = u^T X \hat{b} = u^T P y$$

kde päta kolmice Py je jednoznačne daná, preto aj $h^T\hat{b}$ je jednoznačne dané (bez ohľadu na voľbu \hat{b}). h^Tb je teda podľa definície (2.1) odhadnuteľné.

Ekvivalencia podmienok (1) a (2) vyplýva z toho, že podľa lemy (1.3) vo všeobecnosti platí, že $\mathcal{M}(X^T) = \mathcal{M}(X^TX)$. \square

Ak h patrí do riadkového priestoru matice X, potom existuje také u, že $h=X^Tu$. Potom pre jednoznačný odhad $h^T\hat{b}$ vektora h^Tb platí:

$$h^T \hat{b} = u^T X \hat{b} = u^T P y = u^T X (X^T X)^{-} X^T y$$

Vidíme, že v strede výrazu na pravej strane je projekčná matica $X(X^TX)^-X^T$, ktorá je vždy jednoznačne určená, nezávisle na voľbe zovšeobecnenej g-inverzie v danom výraze.

Výsledok predchádzajúcej vety je dôležitý pre našu prácu, pretože nebudeme skúmať odhady b, ale odhady niektorých lineárnych kombinácií zložiek vektora b, konkrétne napr. rozdiely medzi nimi.

2.2 Gaussova-Markovova veta

V predchádzajúcej časti sme ukázali, že ak matica je matica plánu X regulárna, jej odhad metódou najmenších štvorcov je rovný

$$\hat{b} = \underset{b \in \mathbb{P}^p}{\operatorname{argmin}} ||y - Xb||^2 = (X^T X)^{-1} X^T y$$

Pre strednú hodnotu odhadu \hat{b} teda platí:

$$E[\hat{b}] = E[(X^T X)^{-1} X^T y] = (X^T X)^{-1} X^T E[y] = (X^T X)^{-1} X^T E[Xb + \varepsilon] = (X^T X)^{-1} X^T X b = b$$

To znamená, že \hat{b} je lineárnym nevychýleným odhadom parametra b. Pre varianciu \hat{b} dostávame:

$$Var[\hat{b}] = Var[(X^TX)^{-1}X^Ty] = (X^TX)^{-1}X^TVar[Xb + \varepsilon]X(X^TX)^{-1} = (X^TX)^{-1}X^TVar[\varepsilon]X(X^TX)^{-1} = (X^TX)^{-1}X^TIX(X^TX)^{-1} = (X^TX)^{-1}.$$

Veľkosť kovariančnej matice $(X^TX)^{-1}$ je v určitom zmysle najmenšia možná, t. j. \hat{b} je najlepší lineárne nevychýlený odhad. Podobné tvrdenie platí pre odhad $h^T\hat{b}$ parametra h^Tb , ktorý je takisto lineárne nevychýlený. Upresníme to v nasledujúcej vete.

Neskôr v našej práci budeme hľadať také modely X, pri ktorých je disperzia odhadov h^Tb najmenšia možná, čo nám dá najlepší lineárny nevychýlený odhad. Ak nami navrhované modely X budú opisovať ten istý experiment, ten model X, pre ktorý disperzia odhadu h^Tb bude najmenšia, bude svojím spôsobom optimálny.

K nájdeniu optimálneho modelu X nám poslúži Gaussova-Markovova veta, ktorá určuje minimálnu možnú disperziu odhadu h^Tb .

Veta 2.3. (Gaussova-Markovova) Nech h je z riadkového priestoru X. Potom minimálna možná disperzia lineárneho nevychýleného odhadu h^Tb je

$$m = Var[h^T \hat{b}] = h^T M^- h$$

kde $M=X^TX$ je informačná matica parametra b a M^- je jej ľubovoľná g-inverzia a \hat{b} je ľubovoľné riešenie rovnice

$$(X^T X)b = X^T y$$

3 Metodika skúmania

Cieľom nášho skúmania bude nájsť ideálnu maticu vstupu do experimentu (konkrétny problém popíšeme v nasledujúcej kapitole). Pokúsime sa vysloviť závery pre všeobecný prípad matice $m \times n$, avšak pre istý prvotný náhľad do problematiky problém popíšeme a preskúmame na menších rozmeroch, konkrétne do rozmeru, do ktorého nám to umožní výpočtová technika. Pracovať budeme s programovacím jazykom python.

Od "preskúmania situácie" do istého rozmeru si sľubujeme dôležité náhľady, ktoré nám umožnia vysloviť závery a hypotézy pre všeobecný prípad $m \times n$. Tie sa následne pokúsime dokázať matematickými metódami.

4 Riadkovo-stĺpcový aditívny model s dvoma typmi ošetrení

Cieľom tejto práce je skúmať experiment reprezentovaný binárnou maticou. Možná reprezentácia nášho modelu pri matici rozmeru $m \times n$ je takáto:

Uvažujeme model s dvomi kvalitatívnymi faktormi A a B, pričom faktor A má m úrovní a faktor B n úrovní. Pre každú kombináciu faktorov experimentátor zvolí jedno z dvojice ošetrení (angl. treatment). Budeme uvažovať len aditívny model bez interakcií.

Napríklad faktor A môže označovať dobrovoľníka (t.j. máme m dobrovoľníkov) a faktor B účinnú látku, ktorú nazveme liečivo (t.j. máme n liečiv). Ošetrenie 0 reprezentuje podanie liečiva orálnym spôsobom a ošetrenie 1 vnútrožilne). Účinok, ktorý po čase nameriame na dobrovoľníkovi, závisí aditívne od efektu samotného dobrovoľníka (jeho predispozícií), efektu liečiva a efektu ošetrenia. Všetky tieto efekty uvažujeme ako neznáme parametere modelu.

Návrh teda možno reprezentovať binárnou maticou (alebo bipartitným grafom, čo opíšeme neskoršie v našej práci).

Cieľom experimentu je odhadnúť rozdiel medzi efektmi daných dvoch ošetrení. Cieľom hľadania optimálneho modelu je nájsť taký návrh, pri ktorom rozptyl Gauss-Markovovho odhadu rozdielu medzi efektmi dvojice ošetrení (t.j. odhadu kontrastu ošetrení) bude čo najmenší.

Pre maticu typu $m \times n$ dostaneme teda mn vzťahov tvaru:

$$y_{ij} = a_i + b_j + t + e_{ij}$$

 $i=1,\ldots,m;\ j=1,\ldots,n;\ a_i$ je efekt *i*-tej úrovne faktora A a b_j efekt *j*-tej úrovne faktora B;t je t_0 alebo t_1 podľa hodnoty na ij-tej pozícii matice a e_{ij} je chyba. Budeme odhadovať rozdiel medzi t_0 a t_1 .

Z návrhu modelu v podobe binárnej matice tvaru $m \times n$ vytvoríme lineárny regresný model s maticou tvaru $mn \times (m+n+2)$, pretože máme mn meraní závislých od m+n+2 parametrov.

Príklad:

Maticu návrhu experimentu

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{bmatrix} \tag{3}$$

prepíšeme ako:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

$$(4)$$

Ako presne sme pri generovaní matice postupovali? Každý riadok reprezentuje jednu z hodnôt v matici (3), preto máme dokopy $3\times 3=9$ riadkov. Prvé tri stĺpce reprezentujú riadok, v ktorom sa hodnota nachádza, ďalšie tri reprezentujú stĺpec. Vo všeobecnosti ij-tu pozíciu matice typu $m\times n$ reprezentuje riadok, ktorý má jednotky na i-tej a (m+j)-tej pozícii. Posledné dva stĺpce sú určené tým, či je hodnota 0 alebo 1.

Predpokladáme lineárne vzťahy, preto dostávame lineárnu regresiu

$$y = Xb + e$$

kde y je vektor dát nameraných v experimente, b je vektor neznámych koeficientov a $e = (e_{11}, e_{12}, e_{13}, \dots, e_{m1}, \dots, e_{mn})^T$ je vektor chýb merania. Uvedomme si, že v našej práci nebudeme pracovať s konkrétnym vektorom y; snažíme sa totiž navrhnúť maticu návrhu experimentu B (a z nej vyplývajúcu maticu modelu X) ešte pred tým, než experiment vykonáme.

Naším cieľom teraz bude odhadnúť rozdiel medzi efektmi t_0 a t_1 , resp. zistiť, aká môže byť disperzia tohto odhadu pri danej matici návrhu B. Modely, pre ktoré bude možná disperzia najmenšia, budeme považovať za optimálne.

V danej lineárnej regresii y = Xb + e teda nebudeme odhadovať celý vektor b, ale len jeho lineárnu kombináciu h^Tb , kde h je vektor rozmeru m + n + 2, ktorý má na m + n miestach 0 a na zvyšných dvoch miestach +1 a -1, ktoré zodpovedajú efektom t_0 a t_1 . Z algoritmu, ktorým sme z matice návrhu B vytvorili maticu lineárnej regresie X, vyplýva, že vektor h má tvar $(0, 0, 0, \ldots, +1, -1)^T$.

Na zistenie, či $h^T b$ je odhadnuteľné, použijeme vetu (2.2), a na následné nájdenie minimálneho rozptylu Gauss-Markovovho odhadu rozdielu medzi efektami použijeme Gaussovu-Markovovu vetu (2.3).

4.1 Odhadnuteľnosť $h^T b$

Pokúsime sa preskúmať, kedy matica návrhu umožňuje odhadnuteľnosť hodnoty h^Tb pre vyššie spomenuté h. Situáciu preskúmame do rozmeru 4×5 a na základe našich zistení vyslovíme hypotézu pre všeobecný prípad $m \times n$.

Postupovať budeme nasledovne: vyberieme si malý rozmer a pre všetky matice daného rozmeru zistíme, či h^Tb bude alebo nebude odhadnuteľné, a to nasledovným spôsobom. Z danej matice návrhu B vytvoríme maticu lineárnej regresie X spôsobom spomenutým vyššie. Hodnota h^Tb bude na základe vety (2.2) odhadnuteľná práve vtedy, keď vektor $h = (0, 0, 0, \ldots, +1, -1)^T$ patrí do stĺpcového priestoru matice X^TX .

Označme $M = X^T X$, túto maticu budeme nazývať informačnou maticou. Ak h patrí do stĺpcového priestoru M, potom existuje taký vektor v, že Mv = h. Na základe vety (1.6) vieme, že ak toto riešenie existuje, tak sa rovná M^-h , pričom zvolená g-inverzia môže byť ľubovoľná. Preto na zistenie, či h patrí do stĺpcového priestoru $M = X^T X$ stačí overiť platnosť rovnosti $M(M^-h) = h$.

Demonštrujme algoritmus na maticiach rozmeru 3×3 . Existuje $2^9 = 512$ binárnych matíc typu 3×3 , a keď sme na nich rozbehli daný algoritmus, dospeli sme k zisteniu, že pri 12 z nich hodnota h^Tb nie je odhadnuteľná. To znamená, že optimálne matice návrhu budeme hľadať v zvyšných 500 maticiach.

Ako vyzerajú matice, pri ktorých h^Tb nie je odhadnuteľné? Zoznam všetkých sa nachádza v Prílohe A, tu uvedieme 3 z nich:

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Týmto spôsobom sme pri našom výskume získali zoznam matíc, pri ktorých h^Tb nie je odhadnuteľné, až do rozmeru 4×5 . Zoznam všetkých sa nachádza v GitHub repozitári spomenutom v úvode. Na základe podobnosti matíc daného typu sme odvodili nasledovné tvrdenie.

Tvrdenie 4.1. h^Tb je odhadnuteľné práve vtedy, keď v matici návrhu B existuje aspoň jeden riadok a aspoň jeden stĺpec taký, ktorý má aspoň jednu 0 a aspoň jednu 1.

Dôkaz: Na základe vety (2.2) vieme, že h^Tb je odhadnuteľné práve vtedy, keď $h \in \mathcal{M}(X^T)$ (keď h patrí do riadkového priestoru X), preto s danými podmienkami môžeme pracovať ekvivalentne.

Nech $h = (0, ..., +1, -1) \in \mathcal{M}(X^T)$. Použijeme dôkaz sporom. Nech v matici B typu $m \times n$ neexistuje taký riadok, ktorý má aspoň jednu 0 a aspoň jednu 1, t. j všetky riadky obsahujú buď samé 0 alebo samé 1. Ako vyzerá matica X?

Pozrime sa na riadky matice X zodpovedajúce prvému riadku matice B. Sú to práve tie riadky, ktoré majú na prvej pozícii 1, pričom si uvedomme, že všetky ostatné riadky majú na prvej pozícii 0.

$$x_1 = (1, 0, \dots, 1, 0, \dots, 0, 1, 0),$$

 $x_2 = (1, 0, \dots, 0, 1, \dots, 0, 1, 0),$
 \vdots
 $x_n = (1, 0, \dots, 0, 0, \dots, 1, 1, 0)$

Keďže $h \in \mathcal{M}(X^T)$, existuje taká lineárna kombinácia riadkov X, ktorá dokopy dáva vektor h. Aké môžu mať v tejto lineárnej kombinácii zastúpenie riadky $x_1, ..., x_n$? Označme postupne $a_1, ..., a_n$ koeficienty vektorov $x_1, ..., x_n$ v lineárnej kombinácii riadkov X, ktorá dáva vektor h. Keďže $x_1, ..., x_n$ sú jediné riadky matice X s 1 na prvej pozícii a vektor h má na prvej pozícii 0, musí platiť $\sum_{i=1}^n a_i = 0$.

Z predpokladu, že každý z riadkov matice B obsahuje buď samé 0 alebo samé 1, vyplýva, že každý z vektorov $x_1, ..., x_n$ má rovnaké posledné dve hodnoty, a to buď (0,1) alebo (1,0). Z toho spolu s rovnosťou $\sum_{i=1}^n a_i = 0$ vyplýva, že lineárna kombinácia $\sum_{i=1}^n a_i x_i$ bude mať na posledných dvoch miestach hodnoty (0,0), a teda nijako "neprispeje" do vektoru h. Vektor h teda nemožno napísať ako lineárnu kombináciu riadkov X, čo je podmienka odhadnuteľnosti.

Analogicky môžeme postupovať pre všetky riadky matice B. Týmto spôsobom pokryjeme všetky riadky matice X, vďaka čomu dospejeme k záveru, že z riadkov X nie je možné lineárnou kombináciou zostrojiť vektor h. To nám dáva spor s predpokladom $h \in \mathcal{M}(X^T)$. Preto nemôže platiť, že všetky riadky matice B obsahujú buď samé 0 alebo samé 1, a platí opačné tvrdenie, t.j v B existuje aspoň jeden riadok taký, ktorý obsahuje 0 aj 1.

Rovnakou úvahou pre stĺpce B dospejeme k záveru, že B musí takisto obsahovať aspoň jeden stĺpec obsahujúci 0 aj 1.

Nech matica B je taká, že existuje aspoň jeden riadok a aspoň jeden stĺpec také, že majú 0 aj 1. Zostrojíme takú lineárnu kombináciu riadkov X, ktorá sa bude rovnať h.

Nech riadok, ktorý má 0 aj 1, je *i*-ty v poradí a stĺpec s rovnakou vlastnosťou je j-ty v poradí. Bez ujmy na všeobecnosti, nech na ij-tom mieste matice B sa nachádza 0, teda $B_{ij} = 0$.

Potom v *i*-tom riadku B sa určite nachádza hodnota $B_{ik} = 1$ a v j-tom stĺpci sa nachádza hodnota $B_{lj} = 1$, pričom, samozrejme, $k \neq j$ a $l \neq i$. Označme $x_{ij}, x_{ik}, x_{lj}, x_{lk}$ riadky matice X prislúchajúce prvkom $B_{ij}, B_{ik}, B_{lj}, B_{lk}$ matice B. Potom:

$$x_{ij} - x_{ik} - x_{lj} + x_{lk} = (0, 0, 0, \dots, 0, N_1, N_2)$$

je vektor, ktorý má na prvých m+n miestach 0, a na posledných dvoch hodnoty N_1 a N_2 , ktoré zatiaľ necháme bokom. Prečo má daný vektor na prvých m+n miestach 0? Vo všeobecnosti má riadok x_{rs} matice X prislúchajúci prvku B_{rs} matice B na prvých m+n miestach dve 1, jednu prislúchajúcu riadku, druhú stĺpcu matice B. Konkrétne, riadok x_{rs} má 1 na r-tom mieste a (m+s)-tom mieste.

Súčet $x_{ij} + x_{lk}$ má teda štyri jednotky na miestach i, j, m + j, m + k. Súčet $x_{ik} + x_{lj}$ má jednotky na tých istých miestach, preto $x_{ij} - x_{ik} - x_{lj} + x_{lk} = x_{ij} + x_{lk} - (x_{ik} + x_{lj})$

má na prvých m+n miestach 0.

Takto to vyzerá, keď zanedbáme stĺpce so samými nulami:

$$+(1,0,1,0)$$

$$-(1,0,0,1)$$

$$-(0,1,1,0)$$

$$+(0,1,0,1)$$

$$=(0,0,0,0)$$

Ako vyzerá chvost (N_1, N_2) ? Keď že $B_{ij} = 0$ a $B_{ik} = B_{lj} = 1$, výraz $x_{ij} - x_{ik} - x_{lj}$ nám vytvorí chvost (1, -2) (prípadne (-2, 1), na tom ale nezáleží). Potom na základe toho, či na mieste B_{lk} matice návrhu bola 0 alebo 1, nám výraz $x_{ij} - x_{ik} - x_{lj} + x_{lk}$ dá na posledných dvoch miestach (2, -2) alebo (1, -1). Vo všetkých prípadoch vektor h dostaneme ihneď, prípadne po prenásobení konštantou. Našli sme teda lineárnu kombináciu riadkov X, ktorá nám dala vektor h, preto $h \in \mathcal{M}(X^T)$. \square

Uvedomme si, že toto tvrdenie dáva intuitívne význam. Ak by sme totiž organizovali experiment napr. podľa druhej matice so zoznamu vyššie, tak by sme nevedeli rozlíšiť, či sú pozorované rozdiely medzi meraniami zodpovedajúcimi prvým dvom stĺpcom a posledným stĺpcom spôsobené rozdielom medzi efektami ošetrení, alebo rozdielom medzi efektami ošetrovateľov 1 a 2 v porovnaní s ošetrovateľom 3. (Používame reprezentáciu modelu, kde riadky reprezentujú dobrovoľníkov a stĺpce liečívá.)

4.2 Ekvivalencie binárnych matíc

Pre rozmer $m \times n$ existuje 2^{mn} binárnych matíc, čo je obrovské číslo už pre malé hodnoty m a n. (Napríklad už pre rozmer 5×5 máme viac než milión matíc.) Pre skúmanie špecifík jednotlivých matíc je výhodné uvedomiť si niektoré očividné ekvivalencie medzi maticami, čo nám môže výrazne zredukovať počet matíc, s ktorými pracujeme, a v konečnom dôsledku nám to umožní pracovať spôsobom "brute force" do väčšieho rozmeru.

Hypotéza 4.1. Matice, ktoré možno spermutovať jednu na druhú riadkovými a stĺpcovými permutáciami, sú ekvivalentné v zmysle, že majú rovnakú hodnotu minimálneho rozptylu Gaussovho-Markovovho odhadu rozdielu medzi efektami ošetrení.

Hypotézu uvádzame bez matematického dôkazu, ukážeme však, že ak naša interpretácia modelu reprezentovaného binárnou maticou je správna, hypotéza musí platíť. Model sme interpretovali ako zoznam trojíc dobrovoľník, liečivo, spôsob jeho prijatia, pričom dobrovoľníci zodpovedali riadkom, liečivá stĺpcom, a spôsob prijatia liečiva hodnotám v matici. Uvedomme si, že o efektoch dobrovoľníkov ani liečiv pri výpočte rozptylu nič nevieme. Permutáciám riadkov a stĺpcov preto zodpovedá akési "preznačenie" jednotlivých dobrovoľníkov a liečiv, vôbec to ale nezmení štruktúru experimentu. Pripomeňme si, že rozptyl Gaussovho-Markovovho odhadu rozdielu medzi efektami počítame pred vykonaním experimentu a nameraním dát.

Táto jediná ekvivalencia nám výrazne zredukuje počet matíc, s ktorými musíme počítať. V tabuľke uvádzame počet neekvivalentných tried pre štvorcové rozmery až do 6×6 .

Rozmer	1×1	2×2	3×3	4×4	5×5	6×6		
Počet binárnych matíc	2	16	512	65 536	33 554 432	68 719 476 736		
Počet neekvivalentných tried	2	7	36	317	5 624	251 610		

4.3 Optimálnosť návrhu experimentu

Teraz sa pokúsime nájsť modely, ktoré pre nás budú v určitom zmysle optimálne. Najprv ale definujme, čo presne optimalita modelu znamená.

Definícia 4.2. Nech $h = (0, 0, ..., +1, -1)^T$ je vektor zodpovedajúci lineárnej kombinácii dvoch efektov a nech $B \in \mathbb{R}^{m \times n}$ je taká binárna matica, že pre jej informačnú maticu M_B platí $h \in \mathcal{M}(M_B)$. Potom B nazývame optimálnou, ak pre všetky binárne matice $C \in \mathbb{R}^{m \times n}$ také, že $h \in \mathcal{M}(M_C)$ pre ich informačnú maticu M_C , platí:

$$h^T M_B^- h \le h^T M_C^- h$$

 $kde\ M_B^-\ a\ M_C^-\ s\'u\ l'ubovol'n\'e\ pseudoinverzie\ informa\'en\'ych\ mat\'ic\ M_B\ a\ M_C.$

Nájsť optimálne matice v zmysle definície (4.2) je cieľom tejto práce. Podobne ako pri skúmaní, či hodnotu $h^T b$ vôbec budeme môcť odhadnúť, preskúmame najprv matice malého rozmeru a na základe výsledkov vyslovíme hypotézu pre všeobecný rozmer.

Postupovať budeme nasledovne: zoberieme si malý rozmer a pre všetky binárne matice tohto rozmeru spočítame hodnotu h^TM^-h , pokiaľ je to možné (viď tvrdenie (4.1)). Z množiny týchto hodnôt vyberieme minimum. Optimálne návrhy budú tie, ktorých prislúchajúca hodnota bude práve toto minimum.

Optimálne návrhy sme určili do rozmeru 6×5 , tu sú niektoré z nich pre štvorcové rozmery:

$$\begin{bmatrix} 0 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Ďalšie matice sa nachádzajú v prílohe B. Na základe týchto návrhov sme pre štvorcové matice odvodili nasledovnú hypotézu.

Hypotéza 4.2. (pre štvorcové matice)

Binárna matica návrhu B rozmeru $2k \times 2k$ je optimálna v zmysle definície (4.2) práve vtedy, keď má v každom riadku a v každom stĺpci práve k jednotiek (a práve k núl).

Binárna matica návrhu B rozmeru $(2k + 1) \times (2k + 1)$ je optimálna práve vtedy, keď všetky jej riadky aj stĺpce majú rovnaký počet jednotiek, a ten počet je buď k alebo k + 1.

Poznámka: Hypotéza je do rozmeru 6×6 tvrdením, pretože sa nám to podarilo ukázať úplnou enumeráciou všetkých možných návrhov.

Ako to vyzerá pre matice iného, ako štvorcového rozmeru? Kľúčový je pomer jednotiek a núl v matici návrhu. Všimnime si, že pri štvorcových rozmeroch v predošlej hypotéze je v prípade párneho rozmeru rovnaký počet jednotiek a núl, no v prípade nepárneho rozmeru pomer nielenže nie je pol na pol (čo ani nemôže byť), ale dokonca k tomuto pomeru ani nie je tak blízko, ako by mohol byť. Napríklad pri rozmere 5×5 by sme mohli očakávať, že pomer jednotiek a núl v optimálnom návrhu bude 13:12, ale podľa hypotézy je to 15:10. Skutočnosť, že 5 delí 10 aj 15, nie je náhodná, a bude zohrávať kľúčovú rolu pri hypotéze o návrhoch iných ako štvorcových rozmerov.

Hypotéza 4.3. (pre neštvorcové matice)

Postačujúcou podmienkou optimality pre rozmer $2k \times 2l$ je, ak má matica práve 2kl jednotiek a 2kl núl, pričom v každom z 2k riadkov je l jednotiek a l núl a v každom z 2l stĺpcov je práve k jednotiek a k núl.

Postačujúcou podmienkou optimality pre rozmer $2k \times 2l + 1$ je, ak má matica práve (2l+1)k jednotiek a (2l+1)k núl, pričom v každom z 2l+1 stĺpcov je práve k jednotiek a k núl, v k riadkoch je l+1 jednotiek a l núl a v k zvyšných riadkoch je l jednotiek a l+1 núl.

 \check{D} alej nech bez ujmy na všeobecnosti k < l.

Postačujúcou podmienkou optimality pre rozmer $(2k+1) \times (2l+1)$ je, ak má matica (l+1)(2k+1) jednotiek a l(2k+1) núl (alebo naopak), pričom v každom z 2k+1 riadkov je práve l+1 jednotiek a l núl, v l+k+1 stĺpcoch je práve k+1 jednotiek a v l-k stĺpcoch je práve k jednotiek.

Poznámka: Podmienky nie sú nutné, pretože napr. pri rozmere 3×6 sme našli optimálne matice s pomerom jednotiek a núl nielen 9 : 9 (spĺňajúce hypotézu), ale aj 6 : 12, čo naznačuje, že v niektorých prípadoch matice pokryté hypotézou nie sú všetky optimálne matice daného rozmeru. Hypotéza je napriek tomu cenná, pretože pre prax nám poskytuje mechanizmus, ako vytvoriť optimálny návrh experimentu.

Niektoré z optimálnych návrhov pre neštvorcové rozmery:

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Niektoré z optimálnych návrhov pre rozmer 3×6 :

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Napriek tomu, že hypotézu o optimálnych maticiach sa nám matematicky dokázať nepodarilo, numericky sme až do rozmeru 30×30 ukázali, že zmena jednej hodnoty v nami navrhovanom optimálnom návrhu spôsobí zväčšenie hľadaného rozptylu. Dané matice teda určite tvoria lokálne minimum (na okolí tých matíc, ktoré majú odlišnú najviac jednu hodnotu).

4.4 Hodnota minimálneho rozptylu

Ako závisí hodnota Gaussovho-Markovovho odhadu rozdielu medzi efektami od rozmeru matice návrhu? Ukážeme, že tento najmenší dosiahnuteľný rozptyl má so stúpajúcim rozmerom klesajúcu tendenciu. (Čo, napokon, dáva zmysel, pretože väčší rozdiel nám ponúka viac dát na určenie rozdielu medzi dvoma efektmi.)

Hodnoty pre jednotlivé rozmery určíme tak, že pre každý rozmer zoberieme jednu maticu optimálnu v zmysle definície (4.2).

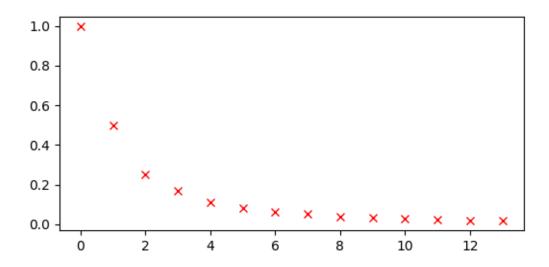
Pre párny rozmer $2k \times 2k$ rozdelíme maticu na 4 bloky $k \times k$, z nich ľavý horný a pravý dolný budú samé jednotky, zvyšné dva samé nuly. Pre nepárny rozmer $(2k+1) \times (2k+1)$ budú ľavý horný blok $k \times k$ tvoriť samé jednotky a pravý dolný blok $(k+1) \times (k+1)$ bude identita, v ktorej sa zamenili jednotky a nuly.

Názorný príklad, ako to vyzerá pre rozmery 6×6 a 7×7 :

$$\begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

V tabuľke a grafe sú znázornené hodnoty rozptylu do rozmeru 15×15 .

Rozmer	Minimálna hodnota rozptylu
2×2	1
3×3	0.5
4×4	0.25
5×5	0.167
6×6	0.111
7×7	0.083
8 × 8	0.063
9×9	0.05
10×10	0.04
11×11	0.033
12×12	0.028
13×13	0.024
14×14	0.02
15×15	0.018



Vidíme, že pre rozmer $2k\times 2k$ je hodnota rozptylu $1/k^2.$ Ukážeme, že to platí vo všeobecnosti.

Tvrdenie 4.3. Pre optimálnu maticu návrhu rozmeru $2k \times 2k$ je hodnota Gaussovho-Markovho odhadu rozdielu medzi efektami $1/k^2$.

Dôkaz: Nech B je optimálna matica návrhu rozmeru $2k \times 2k$ spĺňajúca hypotézu (4.2). Označme X maticu lineárnej regresie pre návrh B. Hodnotu rozptylu m vypočítame ako $h^T M^- h$, kde $M = X^T X$ je informačná matica lineárnej regresie a vektor $h = (0, 0, \ldots, -1, 1)^T$ zodpovedá rozdielu dvoch efektov. Ako vyzerajú posledné dva stĺpce matice M?

Matica X je rozmeru $(4k+2)\times(4k+2)$, pričom prvých 2k riadkov zodpovedá 2k riadkom návrhu B, druhých 2k riadkov zodpovedá 2k stĺpcom návrhu B, a posledné dva riadky zodpovedajú efektu na jednotlivých pozíciách návrhu B. Posledné dva stĺpce súčinu X^TX zodpovedajú násobkom riadkov X^T (stĺpcov X) s dvoma stĺpcami X zodpovedajúcimi efektu. Ak riadok, ktorým násobíme, je jeden zo 4k riadkov zodpovedajúcich stĺpcu alebo riadku návrhu B, hodnota súčinu bude predstavovať počet toho ktorého efektu v danom stĺpci alebo riadku. Tá je podľa hypotézy (4.2) práve k pre oba efekty. Ak navzájom násobíme riadok a stĺpce zodpovedajúci efektu, hodnota bude 0, ak ide o rozdielne efekty, alebo celkový počet daného efektu v návrhu B, ak ide o ten istý efekt. Počet efektu v optimálnom návrhu je podľa hypotézy $2k^2$. Matica X^TX je symetrická, preto jej posledné dva riadky budú rovnaké ako posledné dva stĺpce.

Posledné dva riadky matice $M = X^T X$ pre maticu návrhu B rozmeru $2k \times 2k$ majú teda tvar:

$$\begin{bmatrix} k & k & \dots & k & 2k^2 & 0 \\ k & k & \dots & k & 0 & 2k^2 \end{bmatrix}$$

Napr. takto vyzerá matica M pre optimálne návrhy rozmerov 2 a 4:

							4	0	0	0	1	1	1	1	2	2	
							1	4									
$\sqrt{2}$	0	1	1	1	1		0	0	4	0	1	1	1	1	2	2	
0	2	1	1	1	1		0	0	0	4	1	1	1	1	2	2	
1	1	2	0	1	1		1	1	1	1	4	0	0	0	2	2	
1	1	0	2	1	1	,	1	1	1	1	0	4	0	0	2	2	
1	1	1	1	2	0		1	1	1	1	0	0	4	0	2	2	
$\lfloor 1$	1	1	1	0	2		1	1	1	1	0	0	0	4	2	2	
							2	2	2	2	2	2	2	2	8	0	
							2	2	2	2	2	2	2	2	0	8	

Teraz dosadením ukážeme, že $h^T M^- h = (h^- M h^{-T})^-$. Ak to má platiť, musí platiť nasledovná rovnosť:

$$h^-Mh^{-T} = h^-Mh^{-T}(h^-Mh^{-T})^-h^-Mh^{-T} = h^-Mh^{-T}h^TM^-hh^-Mh^{-T}$$

Pre vektor v vo všeobecnosti platí, že $v^- = \frac{v^T}{v^T v}$. Pre náš vektor h to znamená, že $h^- = h^T/2 = (0,0,\ldots,-1/2,1/2)$. Ukážeme, že $h^{-T}h^T$ a hh^- vo vzorci vyššie dávajú tú istú maticu.

$$h^{-T}h^{T} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ -1/2 \\ 1/2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & -1 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \\ 0 & 0 & \dots & 1/2 & -1/2 \\ 0 & 0 & \dots & -1/2 & 1/2 \end{bmatrix}$$

$$hh^{-} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ -1 \\ 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & -1/2 & 1/2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \\ 0 & 0 & \dots & 1/2 & -1/2 \\ 0 & 0 & \dots & -1/2 & 1/2 \end{bmatrix}$$

Označme túto maticu H. Teraz ukážeme, že HM = MH.

$$HM = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \\ 0 & 0 & \dots & 1/2 & -1/2 \\ 0 & 0 & \dots & -1/2 & 1/2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} & & k & k \\ & \vdots & \vdots \\ k & \dots & k & 2k^2 & 0 \\ k & \dots & k & 0 & 2k^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \\ 0 & 0 & \dots & k^2 & -k^2 \\ 0 & 0 & \dots & -k^2 & k^2 \end{bmatrix}$$

$$MH = \begin{bmatrix} k & k \\ \vdots & \vdots \\ k & \dots & k & 2k^2 & 0 \\ k & \dots & k & 0 & 2k^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & & & \\ 0 & 0 & \dots & 1/2 & -1/2 \\ 0 & 0 & \dots & -1/2 & 1/2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & & & \\ 0 & 0 & \dots & k^2 & -k^2 \\ 0 & 0 & \dots & -k^2 & k^2 \end{bmatrix}$$

Takisto platí, že:

$$h^{-}H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & -1/2 & 1/2 \end{bmatrix} \begin{vmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \\ 0 & 0 & \dots & 1/2 & -1/2 \\ 0 & 0 & \dots & -1/2 & 1/2 \end{bmatrix} = h^{-}$$

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \\ 0 & 0 & \dots & 1/2 & -1/2 \\ 0 & 0 & \dots & -1/2 & 1/2 \end{vmatrix} \begin{bmatrix} 0 & & & & \\ 0 & & & \\ \vdots & & & \\ -1/2 & & & \\ 1/2 & & & \end{bmatrix} = h^{-T}$$

Dosad'me:

$$h^{-}Mh^{-T}h^{T}M^{-}hh^{-}Mh^{-T} = h^{-}MHM^{-}HMh^{-T} = h^{-}HMM^{-}MHh^{-T} = h^{-}HMHh^{-T} = h^{-}Mh^{-T}$$

Takže naozaj platí $h^TM^-h=(h^-Mh^{-T})^-$, resp. $(h^TM^-h)^-=h^-Mh^{-T}$. Hodnotu h^-Mh^{-T} vieme vypočítať:

$$h^{-}Mh^{-T} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & -1/2 & 1/2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} & & k & k \\ & \vdots & \vdots & \vdots \\ & & k & k \\ k & \dots & k & 2k^2 & 0 \\ k & \dots & k & 0 & 2k^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ -1/2 \\ 1/2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ -1/2 \\ 1/2 \end{bmatrix}$$

Hodnota x^- pre skalár x je rovná 1/x, preto $h^T M^- h = (h^- M h^{-T})^- = 1/k^2$. \square

Poznámka: Pri návrhoch nepárneho štvorcového rozmeru dôkaz zlyhá na rovnosti HM=MH. Infomačná matica M totiž pri nepárnom rozmere nemá natoľko vhodnú štruktúru ako pri párnom.

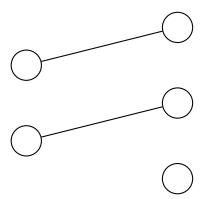
4.5 Reprezentácia bipartitným grafom

Ako sme avizovali na začiatku kapitoly, návrh nami opisovaného experimentu možno reprezentovať aj bipartitným grafom. Tak ako v maticovej reprezentácii zodpovedali riadky dobrovoľníkom a stĺpce liečivám, podobne v bipartitnom grafe budú dobrovoľníci zodpovedať jednej partícii a liečivá druhej. Hrana sa medzi dvoma bodmi nachádza práve vtedy, keď pozícii tejto dvojice v matici návrhu zodpovedá nami zvolený spôsob ošetrenia. Grafy zodpovedajúce jednému či druhému ošetreniu sú navzájom disjunktné a ich zjednotením získame kompletný bipartitný graf, t. j tieto dva grafy sú si navzájom doplnkami.

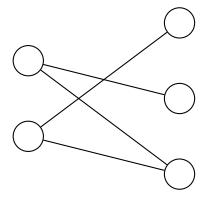
Napríklad nasledovnej matici návrhu experimentu

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

priradíme dva grafy, jeden zodpovedajúci efektu 1:



a druhý zodpovedajúci efektu 0:



Každú binárnu maticu návrhu $m \times n$, zodpovedajúcej experimentu, teda možno reprezentovať bipartitným grafom s partíciami veľkostí m a n. Ekvivalentne, každý

bipartitný graf reprezentuje binárnu maticu, a teda aj experiment opísaný v tejto práci.

Naše tvrdenia a hypotézy z predošlých podkapitol možno vďaka tejto reprezentácii prepísať do rámca teórie grafov.

Tvrdenie 4.4. Nech \mathcal{G} je bipartitný graf s partíciami veľkosti m a n. Potom hodnota hTb v lineárnom modeli reprezentovanom týmto grafom je odhadnuteľná práve vtedy, keď sa v \mathcal{G} ani v \mathcal{G}' nenachádza izolovaný bod.

Dôkaz: TODO

Hypotéza 4.4. Nech \mathcal{G} je bipartitný graf s partíciami veľkosti 2k a 2k. Potom maticový návrh experimentu opísaný týmto grafom je optimálny v zmysle definície (4.2) práve vtedy, keď \mathcal{G} je k-regulárny.

Nech \mathcal{G} je bipartitný graf s partíciami veľkosti 2k+1 a 2k+1. Potom maticový návrh experimentu opísaný týmto grafom je optimálny v zmysle definície (4.2) práve vtedy, keď \mathcal{G} je k-regulárny alebo (k+1)-regulárny.

Dôkaz: TODO

Reprezentácia bipartitným grafom nám pri našich súčasných poznatkoch o riadkovostĺpcovom aditívnom modeli s dvoma typmi ošetrení neponúkla ďalšie hlbšie závery, avšak ponúkla nám prísľub, že pri našom ďalšom skúmaní v budúcnosti sa budeme môcť oprieť aj o poznatky z teórie grafov.

Záver

TODO

Zoznam použitej literatúry

- [1] Pázman, A., Lacko, V.: *Prednášky z regresných modelov*, Vydavateľstvo UK, Bratislava, 2012, 2015
- [2] http://oeis.org/A002724

Príloha A

Niektoré optimálne návrhy

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix}$$

Príloha B

Vypočítanie variance pre dizajn

```
import numpy as np
import math
def compute_transformation_matrix(matrix):
    m, n = matrix.shape
    transformation_matrix = np.zeros(shape=(m*n, m + n + 2), dtype=np.int8)
    for i, row in enumerate(matrix):
        for j , value in enumerate(row):
             transformation_matrix[n*i + j, i] = 1
             transformation_matrix[n*i + j, m + j] = 1
             transformation_matrix[n*i+j, m+n+value] = 1
    return transformation_matrix
def compute_variance(matrix):
    m, n = matrix.shape
    transformation_matrix = compute_transformation_matrix(matrix)
    m_matrix = np.matmul(transformation_matrix.transpose(), transformation_matrix)
    m_matrix_inverse = np.linalg.pinv(m_matrix)
    \mathbf{try}:
        h = np.zeros(shape=(1, m + n + 2))
        h[0, m + n] = 1
        h[0, m + n + 1] = -1
        wannabe_h = np.matmul(np.matmul(m_matrix, m_matrix_inverse), h.transpose())
        for i , value in enumerate(wannabe_h):
             \operatorname{wannabe_h}[i] = [\operatorname{round}(\operatorname{value}[0], 3)]
        if np.array_equal(wannabe_h, h.transpose()):
             variance = np.matmul(np.matmul(h, m_matrix_inverse), h.transpose())
             return variance [0, 0]
        else:
             return math.inf
    except Exception as e:
        return math.inf
```

Príloha C

Vytvorenie optimálnej štvorcovej matice pre rozmer $n \times n$

```
def create_optimal_matrix(n):
    matrix = []
    if n \% 2 == 0:
         for i in range(n):
             row = [0 \text{ for } j \text{ in } range(n)]
             for j in range(n//2):
                  if i < n/2:
                      row[j] = 1
                  else:
                      row[n - j - 1] = 1
             matrix.append(row)
    else:
         for i in range(n):
             row = [0 \text{ for } j \text{ in } range(n)]
             if i < n//2:
                  for j in range(n//2):
                      row[j] = 1
             else:
                  for j in range(n//2 + 1):
                      row[n - j - 1] = 1
                      row[i] = 0
                  matrix.append(row)
    return matrix
```