Warsztaty badawcze - projekt 7

Adam Biesiada, Marcin Kosiński, Piotr Prostko, Marta Sommer

3 Grudnia 2014

Pytanie 1a

Analize planujemy dla hipotezy:

```
\begin{cases} \mathbb{H}_0: \mu_S - \mu_L = 0 \\ \mathbb{H}_A: \mu_S - \mu_L \ge 5 \end{cases}
```

Pytanie 1a

	n	Z	Nominal p
1	135.286	2.961	0.002
2	270.572	2.094	0.018
3	405.857	1.710	0.044

Tabela: Plan analizy.

Pytanie 1b

```
gsD.1b <- gsDesign(k=3,test.type=1,alpha=0.05,
              n.fix=ceiling(n),beta=0.1,sfu='Pocock')
```

	n	Z	Nominal p
1	153.848	1.992	0.023
2	307.696	1.992	0.023
3	461.544	1.992	0.023

Tabela: Plan analizy.

Rekomendujemy strategie O'Brien-Fleminga jako bardziej konserwatywna w poczatkowych analizach przejściowych. Ze względu na dość dużą wariancje różnicy ostrości wzroku u pacjentów, chcemy zachować większy poziom istotności dla testu na końcu próby.

ZAŁOŻENIA I HIPOTEZY

$$X_S = VA_{c_S} \sim \mathcal{N}(\mu_S, \sigma = 17)$$

$$X_L = VA_{c_L} \sim \mathcal{N}(\mu_L, \sigma = 17)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \mathbb{H}_0 : \mu_S - \mu_L = 0 \\ \mathbb{H}_A : \mu_S - \mu_L = 5 \end{array} \right.$$

Rozkłady

$$\hat{\mu_S} = \bar{X_S} = \frac{X_1 + \dots + X_{mk}}{mk} \sim \mathcal{N}(\frac{\mu_S mk}{mk}, \frac{\sigma \sqrt{mk}}{mk}) = \mathcal{N}(\mu_S, \frac{\sigma}{\sqrt{mk}})$$

$$\hat{\mu_S} - \hat{\mu_L} \sim \mathcal{N}(\mu_S, \frac{\sigma}{\sqrt{mk}}) - \mathcal{N}(\mu_L, \frac{\sigma}{\sqrt{mk}}) \stackrel{\mathbb{H}_0}{=} \mathcal{N}(0, \frac{\sigma \sqrt{2}}{\sqrt{mk}})$$

STANDARYZOWANA STATYSTYKA

$$Z_{k} = \frac{\hat{\mu_{S}} - \hat{\mu_{L}}}{\frac{\sigma\sqrt{2}}{\sqrt{mk}}} = \frac{\hat{\mu_{S}} - \hat{\mu_{L}}}{\sigma\sqrt{2}} \cdot \sqrt{mk} = \frac{\sum_{i=1}^{km} X_{Si}}{\frac{km}{m}} - \frac{\sum_{i=1}^{km} X_{Li}}{\frac{km}{m}} \cdot \sqrt{mk} =$$

$$Z_{k} = \frac{\sum_{i=1}^{km} X_{Si} - \sum_{i=1}^{km} X_{Li}}{\sigma\sqrt{2mk}}$$

Korzystając z równości (slajd 14, wyk 8)

$$Z_{k} = \frac{\sum_{i=1}^{km} X_{Si} - \sum_{i=1}^{km} X_{Li}}{\sigma \sqrt{2mk}} \stackrel{?}{=} \frac{\bar{X}_{Sk} - \bar{X}_{Lk}}{\sigma \sqrt{2k/m}},$$

dochodzimy do wniosku, że tak wygląda statystyka testowa

$$Z_{k} = \frac{\sum_{i=1}^{km} X_{Si} - \sum_{i=1}^{km} X_{Li}}{\sigma \sqrt{2mk}} = \frac{\sum_{i=1}^{mk} \frac{X_{Si}}{m} - \sum_{i=1}^{mk} \frac{X_{Li}}{m}}{\sigma \sqrt{2k}} \cdot \sqrt{m} = \frac{\bar{X}_{Sk} - \bar{X}_{Lk}}{\sigma \sqrt{2k/m}}$$

Wybierając środkową postać statystyki przyjmujemy, że

$$\Delta = \sum_{i=1}^{mk} \frac{X_{Si}}{m} - \sum_{i=1}^{mk} \frac{X_{Li}}{m},$$

a wtedy

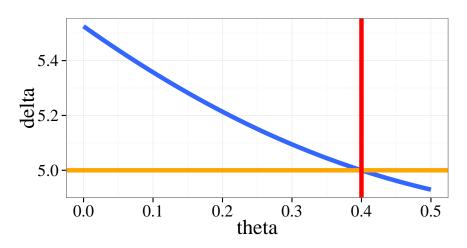
$$Z_2 = \frac{\Delta}{\sigma\sqrt{2\cdot 2}} \cdot \sqrt{m} \Rightarrow \Delta = \frac{2Z_2 \cdot \sigma}{\sqrt{m}} = \frac{2Z_2 \cdot \sigma}{\sqrt{\frac{n}{2}}},$$

czyli ostatecznie

$$\Delta(\theta) = \frac{2Z_2(\theta) \cdot 17 \cdot \sqrt{2}}{\sqrt{n(\theta)}},$$

zaś w języku funkcji z pakietu gsDesign

$$\Delta(\theta) = \frac{\text{gsDesign}(..., \theta) \text{upper} \text{bound}[2] \cdot 34 \cdot \sqrt{2}}{\sqrt{\text{gsDesign}(..., \theta) \text{sn.I}[2]}}$$



	n	Z	Nominal p	spend
1	180.849	2.120	0.017	0.017
2	361.698	1.978	0.024	0.018
3	542.547	1.899	0.029	0.015

TABELA: Plan analizy.

```
n <- ceiling(nNormal(delta1=5,sd=17,alpha=0.05,beta=0.1,sided=1))
# bez timingu:
gsDesign(k=3,test.type=1,alpha=0.05,beta=0.1,sfu='0F',n.fix=n)</pre>
```

	n	Z	Nominal p
1	135.286	2.961	0.002
2	270.572	2.094	0.018
3	405.857	1.710	0.044

```
# z timingiem:
```

```
time <- c(0.5,0.75,1)
gsDesign(k=3,test.type=1,alpha=0.05,beta=0.1,sfu='0F',n.fix=n,timing=time)</pre>
```

	n	Z	Nominal p
1	204.295	2.450	0.007
2	306.442	2.001	0.023
3	408.589	1.733	0.042

Pytanie 2 c.d.

Rekrutacja 8 pacjentów na miesiąc (różnica w liczbie miesięcy czekania na kolejne analizy przejściowe):

(204-135)/8

[1] 8.625

(306-271)/8

[1] 4.375

Rekrutacja 20 pacjentów na miesiąc (różnica w liczbie miesięcy czekania na kolejne analizy przejściowe):

(204-135)/20

[1] 3.45

(306-271)/20

[1] 1.75

Pytanie 2 c.d.

- W przypadku rekrutacji ośmiu pacjentów na miesiąc decydujemy się na plan z zadania 1a, gdyż, w przypadku ewentualnego odrzucenia hipotezy już w pierwszej analizie przejściowej, zyskujemy aż 8 miesięcy.
- W przypadku rekrutacji dwudziestu pacjentów na miesiąc decydujemy się na plan z zadania 2, gdyż ta różnica nie jest już tak duża (3 miesiące), więc warto oprzeć pierwszą analizę na większej próbce (50% pacjentów, a nie tylko 30%).

Binding vs non-binding futility boundaries:

Binding - wiążąca granica obszaru "przyjmowania" \mathbb{H}_0 tzn. gdy statystyka przekroczy granicę, badanie jest przerywane, a sponsor lub IDMC nie powinni kwestionować tej decyzji. Górna i dolna granica są zależne, więc jeśli statystyka jest poniżej dolnej granicy, a badanie wciąż kontynuowane - α przekroczy ustaloną wartość.

Non-binding - jeśli granica zostanie przekroczona próba może być wciąż kontynuowana, gdyż górna granica jest obliczana niezależnie od dolnej. Daje większą elastyczność.

Decydujemy się na niewiążacą granicę akceptowania \mathbb{H}_0 , gdyż:

- IDMC może mieć zastrzeżenia co do np. zgromadzonych dotychczas danych, możliwości początkowego niezrównoważenia pewnego czynnika predykcyjnego w grupach z racji mniejszej próbki itp.
- Sponsor może chcieć kontynuować próbę ze względu na potencjał marketingowy związany z niższą częstotliwością wstrzykiwań SIRENu, chęcią gromadzenia dodatkowych danych (np. o efektach w grupach).

```
gsDesign (k = 3, test.type = 4, alpha = 0.05, beta = 0.1, timing = c(1), sfu = sfLDOF, sfupar = c(0),
          sfl = sfLDPocock, sflpar = c(0), delta = 0, delta1 = 5, delta0 = 0, endpoint = 'normal', n.fix = n
```

	n	Z	Nominal p	spend
1	165.137	3.200	0.001	0.001
2	330.274	2.141	0.016	0.016
3	495.412	1.695	0.045	0.034

Tabela: Upper boundaries (O'Brien Fleming)

	n	Z	Nominal p	spend
1	165.137	0.197	0.422	0.045
2	330.274	1.025	0.153	0.031
3	495.412	1.695	0.045	0.024

Tabela: Lower boundaries (Pocock)

- Udostępnimy IDMC wszystkie dane tzn. status próby (tempo rekrutacji, czas trwania próby), dane o różnicach w skuteczości leczenia SIREN-em i LUCENTIS-em oraz dane dotyczące efektów ubocznych. W skład komisji wchodzą eksperci z różnych dyscyplin w ten sposób każdy znajdzie coś dla siebie. Ukrywanie części danych wzbudza również podejrzenia o braku rzetelności.
- Nie będziemy zaślepiać danych o efektach ubocznych (w razie, gdyby SIREN okazał się mocno toksyczny, komisja powinna o tym wiedzieć) oraz o statusie próby, gdyż mają one wpływ na wnioskowanie o rzetelności próby, a nie na wnioskowanie o różnicach w efektach leczenia. Natomiast dane o efektach leczenia zaślepiamy, żeby opinia ekspertów nie była obciążona ich własnymi przekonaniami.

Pytanie 4 c.d.

• Udostępnimy <u>dane oryginalne</u> (niewyczyszczone, surowe dane), żeby nie wzbudzić podejrzeń co do rzetelności próby. Poza tym, czyszczenie danych trwa aż sześć miesięcy, co znacznie opóźniłoby kontrolowanie próby przez komisję, co z kolei mogłoby być poczytane jako nasza zła wola i chęć ukrycia ewentualnej nierzetelności.