



## Hertentamen Inleiding Statistiek

23 maart 2011, 10:00–13:00

Je mag geen boek of aantekeningen gebruiken, zakrekenmachines (ook grafisch) zijn wel toegestaan. Schrijf leesbaar en motiveer je antwoorden.

### Opgave 1

Beschouw de discrete stochast  $X$  met verdeling  $P(X = 1) = \theta = 1 - P(X = 2)$ , met  $\theta$  een onbekende constante. De uitslagen van drie onafhankelijke trekkingen zijn  $X_1 = 1$ ,  $X_2 = 2$  en  $X_3 = 2$ .

- (a) Gebruik de momenten-methode om een schatter van  $\theta$  te berekenen.
- (b) Wat is de aannemelijkheidsfunctie ('likelihood function')  $\text{lik}(\theta)$ ?
- (c) Bereken de meest aanneemlijke schatter ('maximum likelihood estimator') van  $\theta$ .

### Opgave 2

Goed of fout:

- (a) De  $p$ -waarde van een toets is de kans dat de nulhypothese onjuist is.
- (b) De kans op het verwerpen van de nulhypothese terwijl deze onjuist is, heet het *onderscheidingsvermogen* ('macht' / 'power') van een toets.
- (c) Als een schatter  $\hat{\theta}$  voor een parameter  $\theta$  zuiver ('unbiased') en consistent is, dan is de variantie  $\text{Var}(\hat{\theta})$  gelijk aan de gemiddelde kwadratische fout ('mean square error') MSE.

Licht je antwoorden toe.

### Opgave 3

Definieer de term *voldoende* ('sufficient') *statistiek*, en redeneer waarom het wenselijk is de schatter van een bepaald parameter op een voldoende ('sufficient') statistiek te baseren.

### Opgave 4

Beschouw de  $\chi^2$ -aanpassing voor een multinomiale verdeling met twee mogelijke uitkomsten. Noem  $X_1$  en  $X_2$  het aantal uitkomsten van type 1 en 2, respectievelijk, en  $p_1$  en  $p_2$  de veronderstelde kansen op deze twee typen. Pearson's  $\chi^2$ -statistiek wordt gegeven door

$$\sum_{i=1}^2 \frac{(X_i - np_i)^2}{np_i}.$$

Laat zien dat deze grootte bij benadering  $\chi^2$ -verdeeld is met 1 vrijheidsgraad.

*Hint:* Bepaal eerst de asymptotische verdeling van

$$\frac{X_1 - np_1}{\sqrt{np_1(1 - p_1)}}.$$

Je mag gebruiken dat  $X_1$  binomiaal verdeeld is met parameters  $n$  en  $p_1$  (dus de verwachting is  $E(X_1) = np_1$  en de variantie  $\text{Var}(X_1) = np_1(1 - p_1)$ ).

### Opgave 5

Neem aan dat  $X_1, \dots, X_n$  onderling onafhankelijk en identiek verdeelde trekkingen zijn uit een tweezijdig exponentieel verdeelde stochast met kansdichtheid

$$f(x) = \frac{\lambda}{2} \exp\{-\lambda|x|\}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

Bepaal een likelihood-ratio toets voor de nulhypothese  $H_0: \lambda = \lambda_0$  tegen het alternatief  $H_1: \lambda \neq \lambda_0$ . Is deze toets uniform meest onderscheidend ('uniformly most powerful')?

### Opgave 6

Beschouw het model

$$Y_i = X_i \beta_1 + X_i^2 \beta_2 + e_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

Stel dat voor een gegeven dataverzameling  $(Y_1, X_1), \dots, (Y_n, X_n)$  de fouten  $e_i$  onderling onafhankelijk en normaal verdeeld zijn met verwachting 0 en variantie  $\sigma^2$ .

- (a) Bepaal de kleinste kwadraten schatter van  $\beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix}$ .
- (b) Leid een uitdrukking voor de covariantie matrix  $\Sigma_{\hat{\beta}}$  van deze schatter af.