

Statistische Methoden der Datenanalyse

Markus Schumacher

Übung IX

Matthew Beckingham und Markus Warsinsky

1.7.2009

Anwesenheitsaufgaben

Aufgabe 39 Fisherdiskriminante und Likelihoodverhältnis

Betrachten Sie die Fisherdiskriminante für den Fall zweier Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen $f(\vec{x}|H_0)$ und $f(\vec{x}|H_1)$, die jeweils multidimensionale Gaussverteilungen mit identischen Kovarianzmatrizen $V_0 = V_1 = V$ sein sollen. Die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion ist also gegeben als:

$$f(\vec{x}|H_k) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}|V|^{1/2}} \exp\left[-\frac{1}{2}(\vec{x} - \vec{\mu}_k)^T V^{-1}(\vec{x} - \vec{\mu}_k)\right] \quad k \in \{0,1\} \quad (1)$$

(i) Zeigen Sie, dass das Likelihoodverhältnis gegeben ist durch

$$r = \frac{f(\vec{x}|H_0)}{f(\vec{x}|H_1)} = \exp(t), \quad (2)$$

wobei t die Fisherdiskriminante

$$t(\vec{x}) = a_0 + (\vec{\mu}_0 - \vec{\mu}_1)^T V^{-1} \vec{x} \quad (3)$$

mit einem beliebigem Schwellenwert a_0 ist. Dementsprechend ist eine Optimierung des Likelihoodverhältnisses äquivalent zu einer Optimierung der Fisherdiskriminante.

(ii) Benutzen Sie das Bayes-Theorem mit Aprioriwahrscheinlichkeiten π_0 und π_1 für H_0 bzw. H_1 , um zu zeigen, dass die bedingte Wahrscheinlichkeit für H_0 bei gegebenen Daten \vec{x} gegeben ist durch

$$P(H_0|\vec{x}) = \frac{1}{1 + e^{-t}} = s(t), \quad (4)$$

wobei $s(t)$ die Logistische Funktion ist. Betrachten Sie dazu eine Redefinition des Schwellenwertes von der Form $a'_0 = a_0 + \ln \frac{\pi_0}{\pi_1}$.

Aufgabe 40 Zählexperiment für eine Signal- und Untergrundmessung

Betrachtet wird ein Experiment, dessen Ziel die Entdeckung eines neuen Teilchens oberhalb eines von momentanen Theorien vorhergesagten Untergrundes ist. Dabei könnte es sich beispielsweise um das Higgs-Boson oder auch um supersymmetrische Teilchen handeln, wobei die Untergrundvorhersage durch das Standardmodell der Teilchenphysik erfolgt.

Die zu betrachtenden Hypothesen sind also die Nullhypothese H_0 , dass nur Ereignisse aus Untergrundprozessen gemessen wurden, sowie die Alternativhypothese H_1 , dass sowohl Signal- als auch Untergründereignisse beobachtet wurden.

Im Experiment wurde eine Gesamtanzahl x von Ereignissen aufgezeichnet. Weiterhin wurde eine andere, signalfreie kinematische Region definiert, aus der man die Normierung des Untergrundes bestimmen kann. In dieser Region wurden y Ereignisse gefunden. Das Verhältnis der Untergründereignisse in der signalfreien Region zu denjenigen in der Signalregion sei τ . Die mittlere Anzahl der Untergründereignisse in der Signalregion sei b und die mittlere Anzahl der Signalereignisse im Falle von Hypothese H_1 sei s .

- (i) Stellen Sie die Likelihoodfunktionen für die Hypothesen H_0 und H_1 auf. Nehmen Sie dabei an, dass die Gesamtanzahlen von Ereignissen in Signal- und Kontrollregion jeweils Poissonverteilt sind.
- (ii) Betrachten Sie jetzt die Schätzer für s und b unter der Hypothese H_1 (\hat{s} bzw. \hat{b}) sowie den Schätzer für b unter der Nullhypothese, $\hat{\hat{b}}$.
- a) Stellen Sie die Profile Likelihood λ auf.
- b) Bestimmen Sie Ausdrücke für \hat{s} , \hat{b} und $\hat{\hat{b}}$. Betrachten Sie dazu

$$\left. \frac{\partial L(H_0)}{\partial b} \right|_{\hat{\hat{b}}}, \quad (5)$$

sowie die die beiden gleichzeitigen Einschränkungen

$$\left. \frac{\partial L(H_1)}{\partial s} \right|_{\hat{s}} \quad \text{und} \quad \left. \frac{\partial L(H_1)}{\partial b} \right|_{\hat{b}}. \quad (6)$$

- c) Berechnen Sie $q = -2 \ln \lambda$.

Hausaufgaben

Aufgabe 41 Zählexperiment für eine Signal- und Untergrundmessung 2

7 Punkte

In dieser Aufgabe sollen Sie die Ergebnisse von Aufgabe 40 benutzen, um die erwartete Sensitivität des ATLAS-Experimentes auf eine Entdeckung des Higgs-Bosons im Zerfallskanal $H \rightarrow \gamma\gamma$ zu ermitteln.

Monte-Carlo-Studien von Proton-Proton-Kollisionen im ATLAS-Detektor haben gezeigt, dass der Wirkungsquerschnitt für $pp \rightarrow H + X \rightarrow \gamma\gamma + X$ -Ereignisse, die die Ereignisselektion passieren, gegeben ist durch $\sigma_S = 25,4 \text{ fb}$. Der Wirkungsquerschnitt für Untergrundereignisse, die dieselbe Ereignisselektion passieren, beträgt $\sigma_B = 947 \text{ fb}$. In einer weiteren Analyse kann ein reiner Untergrunddatensatz mit einem Wirkungsquerschnitt von $\sigma_T = 10300 \text{ fb}$ ausgewählt werden.

- (i) Benutzen Sie die Relation

$$N = \mathcal{L}\sigma, \quad (7)$$

um die Anzahlen von Signal- (x), Untergrundereignissen (y) sowie die Anzahl von Ereignissen in der Seitenbandregion (τb) für eine integrierte Luminosität von $\mathcal{L} = 10 \text{ fb}^{-1}$ auszurechnen.

- (ii) Berechnen Sie die Schätzer für die Anzahl der Signalereignisse \hat{s} , der Untergrundereignisse \hat{b} unter der Hypothese von Signal plus Untergrund, sowie den Schätzer $\hat{\hat{b}}$ auf die Anzahl der Untergrundereignisse in der Nur-Untergrund Hypothese.
- (iii) Berechnen Sie die Größe

$$q = -2 \ln \lambda, \quad (8)$$

wobei λ die in Aufgabe 40 berechnete Profile Likelihood ist.

- (iv) Berechnen Sie daraus die Signifikanz des vorhergesagten Signals.
- (v) Nehmen Sie nun an, dass die Untergrundrate in der Signalregion mit einer relativen Genauigkeit von $\Delta b/b = 5\%$ abgeschätzt werden kann. Wenn man annimmt, dass es sich dabei um einen Poissonfehler handelt, kann man eine effektive Seitenbandregion konstruieren mit Ereignisanzahl $y' = \tau'b$. Dazu setzt man die relative statistische Unsicherheit in der hypothetischen Seitenbandregion (Poissonfehler) gleich der relativen Genauigkeit der Untergrundvorhersage:

$$\frac{\sqrt{\tau'b}}{\tau'b} = \frac{\Delta b}{b} \Leftrightarrow \tau' = \frac{b}{(\Delta b)^2} \quad (9)$$

Berechnen Sie die Werte für τ' und y' für die effektive Seitenbandregion.

- (vi) Benutzen Sie die Werte für τ' und y' sowie die ursprüngliche Anzahl von Ereignissen in der Signalregion x , um den neuen Wert für q und daher der Signifikanz für eine Messung mit einem Fehler von 5% auf die Untergrundvorhersage zu bekommen.

Aufgabe 42 Maximale Separation der Fisherdiskriminante**6 Punkte**

Ein Maß für die Separation zweier Hypothesen H_0 und H_1 mittels einer Fisherdiskriminanten ist gegeben durch

$$J(\vec{a}) = \frac{\vec{a}^T B \vec{a}}{\vec{a}^T W \vec{a}}, \quad (10)$$

wobei die Fisherdiskriminante definiert ist als

$$t(\vec{x}) = \vec{a}^T \vec{x}. \quad (11)$$

Die Separation zwischen H_0 und H_1 wird repräsentiert durch

$$B_{ij} = (\mu_0 - \mu_1)_i (\mu_0 - \mu_1)_j, \quad (12)$$

und die Summe der Kovarianzen zwischen den zwei Klassen ist gegeben durch

$$W_{ij} = (V_0 + V_1)_{ij}. \quad (13)$$

- (i) Bilden Sie die Ableitung $\partial J(\vec{a})/\partial \vec{a}$ von $J(\vec{a})$ nach \vec{a} und zeigen Sie, dass das Maximum von $J(\vec{a})$ durch die Eigenwertgleichungen

$$W^{-1} B \vec{a} = \lambda \vec{a} \quad (14)$$

gegeben ist.

- (ii) Zeigen Sie, dass für einen beliebigen Vektor \vec{a} der Vektor $B \vec{a}$ parallel zu $(\vec{\mu}_0 - \vec{\mu}_1)$ ist.

- (iii) Zeigen Sie damit, dass

$$\vec{y} \propto W^{-1}(\vec{\mu}_0 - \vec{\mu}_1) \quad (15)$$

eine Lösung der Eigenwertgleichungen aus (i) ist und daher $J(\vec{a})$ maximiert.

Aufgabe 43 Likelihoodverhältnis für die Ξ^0 Lebensdauer**7 Punkte**

Gegeben sei ein Datensatz von n gemessenen Zerfallszeiten t_1, t_2, \dots, t_n eines Ξ^0 -Teilchens. Betrachten Sie einen Test der Nullhypothese $H_0 : \tau = 1$, wobei τ die wahre Lebensdauer der Ξ^0 -Teilchens ist, gegenüber der Alternativhypothese $H_1 : \tau \neq 1$.

- (i) Wie lauten die zwei Likelihoodfunktionen $\alpha(\vec{x}, \vec{\lambda}(\omega))$ für H_0 und für den vollen Parameterraum $\alpha(\vec{x}, \vec{\lambda}(\Omega))$?

- (ii) Zeigen Sie, dass das Likelihoodverhältnis gegeben ist durch

$$T = \frac{\alpha(\vec{x}, \vec{\lambda}(\omega))}{\alpha(\vec{x}, \vec{\lambda}(\Omega))} = \bar{t}^n \exp(-n(\bar{t} - 1)), \quad (16)$$

wobei $\bar{t} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t_i$ der arithmetische Mittelwert der gemessenen Zerfallszeiten ist.

- (iii) Für große n ist \bar{t} nach $N(1, \frac{1}{n})$ verteilt. Berechnen Sie damit den kritischen Wert von \bar{t} für eine Signifikanz $\alpha = 0.05$.
- (iv) Berechnen Sie den kritischen Wert T_{cr} des Likelihoodverhältnisses und zeigen Sie, dass $T_{\text{cr}} \rightarrow 0$ für $n \rightarrow \infty$.