Tages-Anzeiger 6. Dez. 2000

Wunschkühe dank Spermasexing

Stierspermien können neu nach Geschlecht getrennt werden.

Schwyz. – Kühe sollen keine unerwünschten Muni mehr zur Welt bringen. Ein neues Verfahren ermöglicht es, vor der künstlichen Befruchtung die Samen nach dem Geschlecht zu trennen und so die Rinderzucht entscheidend zu steuern. Für den Züchter gehe mit dem nach Geschlechtern getrennten Sperma ein jahrzehntelanger Traum in Erfüllung, sagte Jörg Hähni vom Schweizer Braunviehzüchterverband.

Das Spermasexing genannte Verfahren ist am Dienstag in Schwyz vorgestellt worden. Entwickelt wurde es vom amerikanischen Landwirtschaftsdepartement und der US-Firma XY Inc. Schweizer Lizenznehmerin ist die Biotechfirma BIG X AG.

Nur Hopplo war ein Stier

Im Schweizer Probelauf funktionierte das Sexing in elf von zwölf Fällen. Nur Stierkalb Hopplo tanzte aus der Reihe. Sortiert werden die Spermien optisch in einer Maschine. Diese kann die grösseren X- (Weibchen) von den kleineren Y-Chromosomen (Männchen) unterscheiden. In der Schweiz werden über 80 Prozent der Kühe künstlich besamt.

Beispiel: Spermasexing (Tages-Anzeiger 6.12.2000)
Geschlechts-Beeinflussung von Kuhkälbern mit Spermasexing
Ziel: ein weibliches Kalb züchten
Testlauf: zwölf Kühe mit Spermien besamt (mit der Spermasexing-Methode)
Sei X = Anzahl weiblicher gezüchteter Kuhkälber
vernünftiges Modell:

$$X \sim \text{Binomial}(12, \pi),$$

wobei π unbekannt ist
effektiv beobachtet wurden $x = 11$ weiblich gezüchtete Kuhkälber: d.h. $X = x = 11$ wurde tatsächlich **realisiert**.

Daten

Statisticher Test bei Beispiel "Kälberzucht" (Spermasexing)

Entwickler der Zuchtmethode behauptet, dass die Erfolgswahrscheinlichkeit für die Zucht eines weiblichen Kalbs grösser als 70% sei

$X = 11$

Modell: $X \sim$ Binomial$(12, \pi)$

Null-Hypothese: $H_0: \ \pi = 0.7$
Alternative: $H_A: \ \pi > 0.7$

Signifikanzniveau: $\alpha = 0.05$

Verwerfungsbereich: von der Form $K = \{X \geq c\}$
Suche c so dass

$$P_{\pi=0.7}(X \geq c) \overset{\approx}{\leq} 0.05$$

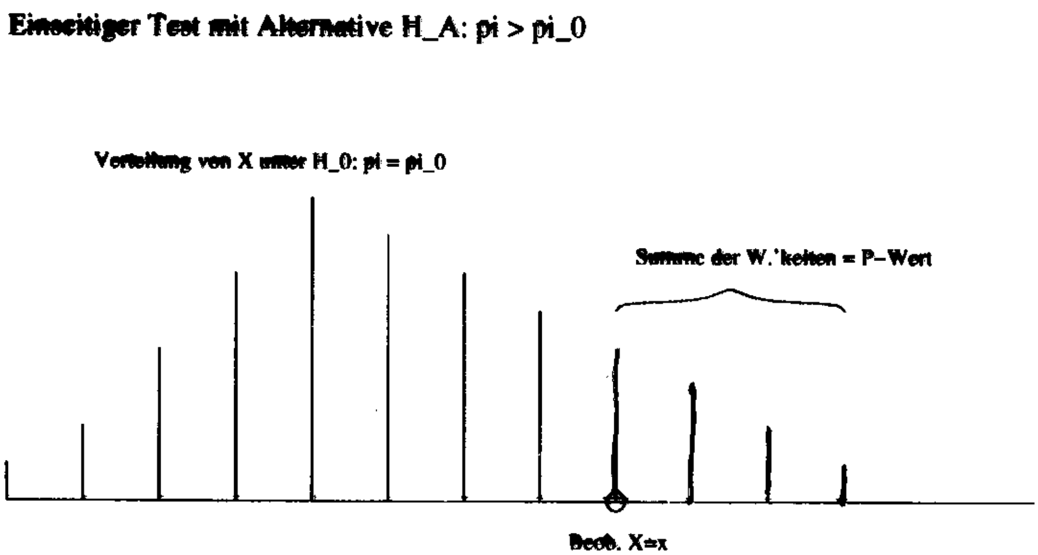
$P(X \geq 10) = 0.253$
$\pi = 0.7$ $P(X \geq 11) = 0.085$
$P(X \geq 12) = P(X = 12) = 0.014$
d.h: $K = \{12\}$

Beobachtung $x = 11$ nicht im Verwerfungsbereich $K = \{12\}$
$\rightsquigarrow$ belasse $H_0: \ \pi = 0.7$

es gibt keine Evidenz bzgl. der Aussage vom Entwickler des Zuchtverfahrens.

Der P-Wert ist definiert als das kleinste Signifikanzniveau, bei dem die Nullhypothese H_0 (gerade noch) verworfen wird

Schematische Darstellung des P-Werts bei einer einseitigen Alternative $H_A: \ \pi > \pi_0$



für Verwerfungsbereich $K = K(\alpha)$, welcher einseitig nach oben zeigt:
wird so eingerichtet, dass K(P-Wert) $= [x, n]$, x = beobachteter Wert

$$\text{P-Wert} = P_{\pi_0}(X \geq x)$$

P-Wert liefert mehr Information als bloss Test-Entscheidung bei einem vorbestimmten Signifikanzniveau α

$$\begin{cases} \text{verwerfe } H_0 \text{ falls P-Wert} \leq \alpha \\ \text{belasse } H_0 \text{ falls P-Wert} > \alpha. \end{cases}$$

Zusätzlich: P-Wert quantifiziert Signifikanz einer Alternative
Sprachlich kann wie folgt übersetzt werden:

$$\begin{cases} \text{P-Wert} \approx 0.05: & \text{schwach signifikant} \\ \text{P-Wert} \approx 0.01: & \text{signifikant} \\ \text{P-Wert} \approx 0.001: & \text{stark signifikant} \\ \text{P-Wert} \leq 10^{-4}: & \text{äusserst signifikant} \end{cases}$$

Beispiel: Kälberzucht
Null-Hypothese $H_0: \ \pi = 0.7$
Alternative $H_A: \ \pi > 0.7$
Beobachtet: $x = 11$
P-Wert ist dann:

$$\text{P-Wert} = P_{\pi=0.7}(X \geq 11) = P_{\pi=0.7}(X = 11) + P_{\pi=0.7}(X = 12) = 0.085.$$

$\rightsquigarrow$ kein Verwerfen von H_0 auf Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$
(Würde man $\alpha = 0.09$ wählen $\rightsquigarrow$ Verwerfen von H_0)

Bsp: Asbest-Fasern

gemessen: 19 kritische Fasern auf 15 Liter
$0.015 m^3$

$\rightsquigarrow$ 1267 Fasern / m^3

Grenzwert: 1000 Fasern / m^3

Frage: wahre Asbest-Konzentration über dem Grenzwert?

Modell: $X = x = 19$ realisierte Z.V.

$X \sim \text{Poisson}(\lambda)$ (Anzahl Fasern / 15 l)

Grenzwertparameter: da $E[X] = \lambda$,

$\lambda_{\text{Grenzw.}} = 15$ (erwartete Anzahl = 1000 Fasern / m^3)

$\rightsquigarrow$ Frage: Teste, ob $\lambda_0 = 15$ verträglich mit Beobachtung $X = x = 19$?

statistischer Test:

(1) Nullhypothese $H_0: \lambda = \lambda_0 = 15$

Alternative $H_A: \lambda > \lambda_0 = 15$

(2) Wahl des Signifikanzniveaus $\alpha = 0.05$

(3) Bestimmung des Verwerfungsbereichs K:

$K = [c, \infty)$ zeigt in Richtung H_A

und c so, dass

$$\underbrace{P_{\lambda_0}[X \geq c]}_{} \lesssim \alpha = 0.05$$

$$= \sum_{k=c}^{\infty} \frac{\lambda_0^k}{k!} e^{-\lambda_0} \overset{=.13}{\lesssim} \alpha = 0.05$$

$$\Longleftrightarrow 1 - \underbrace{\sum_{k=0}^{c-1} \frac{\lambda_0^k}{k!} e^{-\lambda_0}}_{P_{\lambda_0}[X < c]} \lesssim \alpha = 0.05$$

$\xrightarrow{\lambda_0 = 15} c = 23$

(4) Entscheidung: Da $X = x = 19 \notin K = [23, \infty)$

$\rightsquigarrow$ H_0 wird belassen

(keine Evidenz, dass Grenzwert signifikant überschritten ist)

Poisson(15)