

Exaktní intervalové odhady
prevalence vzácnějších vrozených vad.
Rozpory s testy a jak je řešit.

Jan Klaschka
`klaschka@cs.cas.cz`
ÚI AV ČR, Praha

Robust 2017, Rybník 21. – 26. 1. 2018

Osnova

- Úvod

Osnova

- Úvod
- Poznámky o oboustranných exaktních testech a konfidenčních intervalech

Osnova

- Úvod
- Poznámky o oboustranných exaktních testech a konfidenčních intervalech
- Příklady p -funkcí (typů testů / konf. intervalů / metod)

Osnova

- Úvod
- Poznámky o oboustranných exaktních testech a konfidenčních intervalech
- Příklady p -funkcí (typů testů / konf. intervalů / metod)
- Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů mezi testy a konf. intervaly

Osnova

- Úvod
- Poznámky o oboustranných exaktních testech a konfidenčních intervalech
- Příklady p -funkcí (typů testů / konf. intervalů / metod)
- Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů mezi testy a konf. intervaly
- Návrh řešení.

Osnova

- Úvod
- Poznámky o oboustranných exaktních testech a konfidenčních intervalech
- Příklady p -funkcí (typů testů / konf. intervalů / metod)
- Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů mezi testy a konf. intervaly
- Návrh řešení.
- Závěr

Úvod

- Grantový projekt *Analýza efektivity prenatální diagnostiky vrozených vad a přežívání dětí s vrozenou vadou v ČR v období 1994 – 2015* (grant AZV MZ ČR 17-29622A).
Hlavní řešitel: MUDr. Antonín Šípek, CSc. (Thomayerova nemocnice, Praha).

Úvod

- Grantový projekt *Analýza efektivity prenatální diagnostiky vrozených vad a přežívání dětí s vrozenou vadou v ČR v období 1994 – 2015* (grant AZV MZ ČR 17-29622A).
Hlavní řešitel: MUDr. Antonín Šípek, CSc. (Thomayerova nemocnice, Praha).
- V datech z registrů ÚZIS (Ústavu zdravotnických informací a statistiky) studujeme trendy výskytu různých typů vrozených vad a vliv prenatální diagnostiky.

Úvod

- Některé vrožené se vyskytují vzácně (v ČR jednotky za rok).
Při analýzách pak mohou přijít ke slovu exaktní metody.

Úvod

- Některé vrozené se vyskytují vzácně (v ČR jednotky za rok). Při analýzách pak mohou přijít ke slovu exaktní metody.
- Některé exaktní metody analýzy kategoriálních dat ovšem vykazují určité patologické rysy, na něž si musíme dát pozor, abychom nedocházeli ke zmatečným závěrům.

Úvod

- Některé vrozené se vyskytují vzácně (v ČR jednotky za rok). Při analýzách pak mohou přijít ke slovu exaktní metody.
- Některé exaktní metody analýzy kategoriálních dat ovšem vykazují určité patologické rysy, na něž si musíme dát pozor, abychom nedocházeli ke zmatečným závěrům.
- Podíváme se blíže na jeden typ patologie.

Úvod

- Některé vrozené se vyskytují vzácně (v ČR jednotky za rok). Při analýzách pak mohou přijít ke slovu exaktní metody.
- Některé exaktní metody analýzy kategoriálních dat ovšem vykazují určité patologické rysy, na něž si musíme dát pozor, abychom nedocházeli ke zmatečným závěrům.
- Podíváme se blíže na jeden typ patologie.
- Zmiňuje se o něm Fay v článku *Two-sided exact tests and matching confidence intervals*, R Journal 2010, kde o něm mluví jako o *nevyhnutelných rozporech* (unavoidable inconsistencies).

Úvod

- Některé vrozené se vyskytují vzácně (v ČR jednotky za rok). Při analýzách pak mohou přijít ke slovu exaktní metody.
- Některé exaktní metody analýzy kategoriálních dat ovšem vykazují určité patologické rysy, na něž si musíme dát pozor, abychom nedocházeli ke zmatečným závěrům.
- Podíváme se blíže na jeden typ patologie.
- Zmiňuje se o něm Fay v článku *Two-sided exact tests and matching confidence intervals*, R Journal 2010, kde o něm mluví jako o *nevyhnutelných rozporech* (unavoidable inconsistencies).
- Ukážu, že se těmito rozporům vyhnout lze (a jak).

Úvod

- Fay (2010): V analýze kategoriálních dat (v jedno- nebo dvouvýběrové úloze) statistický SW často vedle sebe používá test a konfidenční interval rozdílného typu.
(Příklady typů za chvíli.)

Úvod

- Fay (2010): V analýze kategoriálních dat (v jedno- nebo dvouvýběrové úloze) statistický SW často vedle sebe používá test a konfidenční interval rozdílného typu.
(Příklady typů za chvíli.)
- Pak se často stane, že test zamítne hodnotu parametru, která leží v konf. intervalu, popř. naopak.

Úvod

- Fay (2010): V analýze kategoriálních dat (v jedno- nebo dvouvýběrové úloze) statistický SW často vedle sebe používá test a konfidenční interval rozdílného typu.
(Příklady typů za chvíli.)
- Pak se často stane, že test zamítne hodnotu parametru, která leží v konf. intervalu, popř. naopak.
- Příklad: V R příkazem `poisson.test(5,r=1.8)` dostaneme $p = 0.036$ (hodnota parametru 1.8 se zamítá), ale konf. interval (1.6, 11.7) číslo 1.8 obsahuje.

Úvod

- Testy a konf. intervaly je třeba používat ve vzájemně si odpovídajících dvojicích. (Fay nabízí balíky v R, které to umožňují.)

Úvod

- Testy a konf. intervaly je třeba používat ve vzájemně si odpovídajících dvojicích. (Fay nabízí balíky v R, které to umožňují.)
- Ale i tehdy, když se testy a konf. intervaly používají ve „správných“ dvojicích, zbývají některé (byť méně časté) rozpory – Fay jim říká „nevyhnutelné“.

Úvod

- Testy a konf. intervaly je třeba používat ve vzájemně si odpovídajících dvojicích. (Fay nabízí balíky v R, které to umožňují.)
- Ale i tehdy, když se testy a konf. intervaly používají ve „správných“ dvojicích, zbývají některé (byť méně časté) rozpory – Fay jim říká „nevyhnutelné“.
- Jak je to možné? Kde se takové rozpory vezmou? A co s nimi?

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- T ... celočíselná nezáporná náhodná veličina s rozdělením z rodiny $\{P_\theta\}$ s jediným reálným parametrem θ . (U případných dalších parametrů, např. počtu pokusů v binom. rozdělení, předpokládáme pevnou a známou hodnotu.)

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- T ... celočíselná nezáporná náhodná veličina s rozdělením z rodiny $\{P_\theta\}$ s jediným reálným parametrem θ . (U případných dalších parametrů, např. počtu pokusů v binom. rozdělení, předpokládáme pevnou a známou hodnotu.)
- Test of hypotézy $\theta = \theta_0$ je určen – za předpokladu „vnořenosti“ (nestedness condition) – funkcemi p -hodnoty, stručněji p -funkcemi (p-value functions, též evidence functions, confidence interval functions, ...) pro $T = k$:

$$\beta_k(\theta_0) = \inf\{\alpha; \theta = \theta_0 \text{ zamítá test na hladině } \alpha, \text{ když } T = k\}.$$

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- T ... celočíselná nezáporná náhodná veličina s rozdělením z rodiny $\{P_\theta\}$ s jediným reálným parametrem θ . (U případných dalších parametrů, např. počtu pokusů v binom. rozdělení, předpokládáme pevnou a známou hodnotu.)
- Test of hypotézy $\theta = \theta_0$ je určen – za předpokladu „vnořenosti“ (nestedness condition) – funkcemi p -hodnoty, stručněji p -funkcemi (p-value functions, též evidence functions, confidence interval functions, ...) pro $T = k$:

$$\beta_k(\theta_0) = \inf\{\alpha; \theta = \theta_0 \text{ zamítá test na hladině } \alpha, \text{ když } T = k\}.$$

- „Vnořenost“: $\theta = \theta_0$ zamítáme na hladině $\alpha \Rightarrow$ zamítáme též na hladině α' , když $\alpha' > \alpha$.

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- Odvození konf. intervalu/množiny (CI/CS) na hladině spolehlivosti $1 - \alpha$ pro $T = k$ z p -funkcí (inverze testu):

$$CS = \{\theta; \beta_k(\theta) > \alpha\}.$$

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- Odvození konf. intervalu/množiny (CI/CS) na hladině spolehlivosti $1 - \alpha$ pro $T = k$ z p -funkcí (inverze testu):

$$CS = \{\theta; \beta_k(\theta) > \alpha\}.$$

- Dokonalá shoda testu a CS:

$$\theta_0 \in CS \Leftrightarrow \theta = \theta_0 \text{ se nezamítá na hladině } \alpha.$$

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- Odvození konf. intervalu/množiny (CI/CS) na hladině spolehlivosti $1 - \alpha$ pro $T = k$ z p -funkcí (inverze testu):

$$CS = \{\theta; \beta_k(\theta) > \alpha\}.$$

- Dokonalá shoda testu a CS:

$$\theta_0 \in CS \Leftrightarrow \theta = \theta_0 \text{ se nezamítá na hladině } \alpha.$$

- Ovšem... Může se objevit menší problém...

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- $CS = \{\theta; \beta_k(\theta) > \alpha\}$ nemusí být interval.

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- $CS = \{\theta; \beta_k(\theta) > \alpha\}$ nemusí být interval.
- Může se to stát, když p -funkce není unimodální.

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- $CS = \{\theta; \beta_k(\theta) > \alpha\}$ nemusí být interval.
- Může se to stát, když p -funkce není unimodální.
- Nesouvislé konf. množiny se nikomu nelíbí $\rightarrow$ nahrazujeme konfidenční ne-intervaly jejich konvexními obaly (tj. zaplňujeme mezery).

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- $CS = \{\theta; \beta_k(\theta) > \alpha\}$ nemusí být interval.
- Může se to stát, když p -funkce není unimodální.
- Nesouvislé konf. množiny se nikomu nelíbí $\rightarrow$ nahrazujeme konfidenční ne-intervaly jejich konvexními obaly (tj. zaplňujeme mezery).
- Tím se ovšem shoda mezi testem a konf. intervaly poruší.

Oboustranné exaktní testy a konfidenční intervaly

- Schematicky:

$$\begin{array}{ccc} \beta(\cdot) \rightarrow \text{test} \sim \beta(\theta) \leq \alpha & \xrightarrow{\text{inverze}} & \text{konf. mn. } \{\theta; \beta(\theta) > \alpha\} \\ & \nwarrow \text{inkonsist.} & \downarrow \text{konv. obal} \\ & & \text{CI } \text{conv}(\{\theta; \beta(\theta) > \alpha\}) \end{array}$$

Příklady p -funkcí

- Clopper-Pearson (1934):

$$\beta_k^{CP}(\theta) = \min\{2P_\theta(T \leq k), 2P_\theta(T \geq k), 1\}.$$

Příklady p -funkcí

- Clopper-Pearson (1934):

$$\beta_k^{CP}(\theta) = \min\{2P_\theta(T \leq k), 2P_\theta(T \geq k), 1\}.$$

- Říká se též: Twice the smaller tail.

Příklady p -funkcí

- Clopper-Pearson (1934):

$$\beta_k^{CP}(\theta) = \min\{2P_\theta(T \leq k), 2P_\theta(T \geq k), 1\}.$$

- Říká se též: Twice the smaller tail.
- Test typu TOST – Two One-Sided Tests.

Příklady p -funkcí

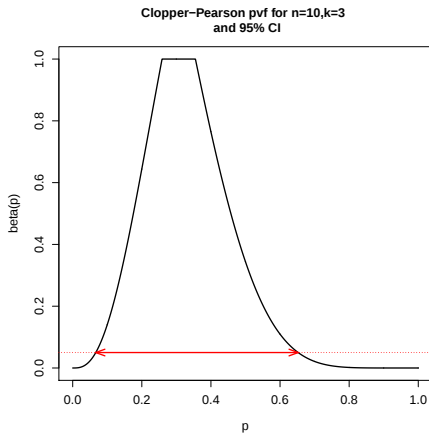
- Clopper-Pearson (1934):

$$\beta_k^{CP}(\theta) = \min\{2P_\theta(T \leq k), 2P_\theta(T \geq k), 1\}.$$

- Říká se též: Twice the smaller tail.
- Test typu TOST – Two One-Sided Tests.
- Je-li rodina P_θ stochasticky rostoucí (nebo klesající), tj. $P_\theta(T \geq k)$ je rostoucí (klesající) funkcí par. θ pro všechna k , jsou p -funkce unimodální $\rightarrow$ nejsou potíže s nesouvislými konf. množinami a rozpory mezi testem a konf. intervaly.

Příklady p -funkcí

- Příklad: Binomické rozdělení, $n = 10$, $k = 3$.



Příklady p -funkcí

- Clopper-Pearsonův test / konf. interval kritizovány jako příliš konzervativní → byly navrženy různé exaktní, ale méně konzervativní alternativy.

Příklady p -funkcí

- Clopper-Pearsonův test / konf. interval kritizovány jako příliš konzervativní $\rightarrow$ byly navrženy různé exaktní, ale méně konzervativní alternativy.
- Sterne (1954):

$$\beta_k^S(\theta) = \sum_{j \in A} P_\theta(T = j), \quad A = \{j; P_\theta(T = j) \leq P_\theta(T = k)\}.$$

Příklady p -funkcí

- Clopper-Pearsonův test / konf. interval kritizovány jako příliš konzervativní $\rightarrow$ byly navrženy různé exaktní, ale méně konzervativní alternativy.
- Sterne (1954):

$$\beta_k^S(\theta) = \sum_{j \in A} P_\theta(T = j), \quad A = \{j; P_\theta(T = j) \leq P_\theta(T = k)\}.$$

- Též se říká: Probability-based.

Příklady p -funkcí

- Pro unimodální rozdělení lze Sterneho p -funkci vyjádřit též jako

$$\beta_k^S(\theta) = \min\{P_\theta(T \leq k) + P_\theta(T \geq k_\theta^*), \\ P_\theta(T \geq k) + P_\theta(T \leq k_\theta^{**}), 1\},$$

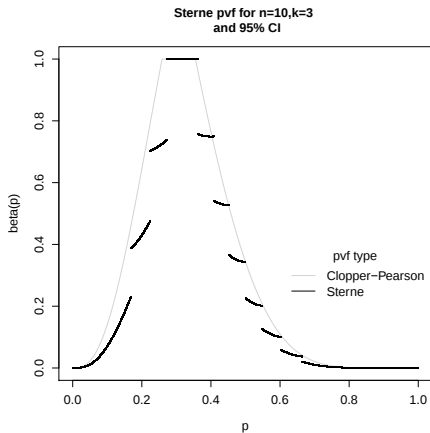
kde

$$P_\theta(T = k_\theta^*) \leq P_\theta(T = k), \quad P_\theta(T = k_\theta^{**}) \leq P_\theta(T = k)$$

ale co nejblíže „=“.

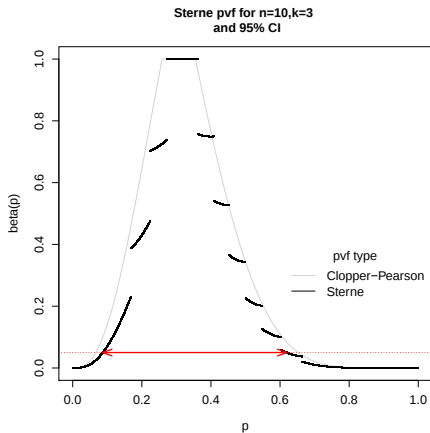
Příklady p -funkcí

- Příklad: Binomické rozdělení, $n = 10$, $k = 3$.



Příklady p -funkcí

- Příklad: Binomické rozdělení, $n = 10$, $k = 3$.



Příklady p -funkcí

- Další „méně konzervativní alternativa“ ke Clopper-Pearsonovu testu / konf. intervalu:

Příklady p -funkcí

- Další „méně konzervativní alternativa“ ke Clopper-Pearsonovu testu / konf. intervalu:
- Blaker (2000):

$$\beta_k^B(\theta) = \min\{P_\theta(T \leq k) + P_\theta(T \geq k_\theta^*),$$
$$P_\theta(T \geq k) + P_\theta(T \leq k_\theta^{**}), 1\},$$

kde

$$P_\theta(T \geq k_\theta^*) \leq P_\theta(T \leq k), \quad P_\theta(T \leq k_\theta^{**}) \leq P_\theta(T \geq k)$$

ale co nejblíže „=“.

Příklady p -funkcí

- Další „méně konzervativní alternativa“ ke Clopper-Pearsonovu testu / konf. intervalu:
- Blaker (2000):

$$\beta_k^B(\theta) = \min\{P_\theta(T \leq k) + P_\theta(T \geq k_\theta^*),$$
$$P_\theta(T \geq k) + P_\theta(T \leq k_\theta^{**}), 1\},$$

kde

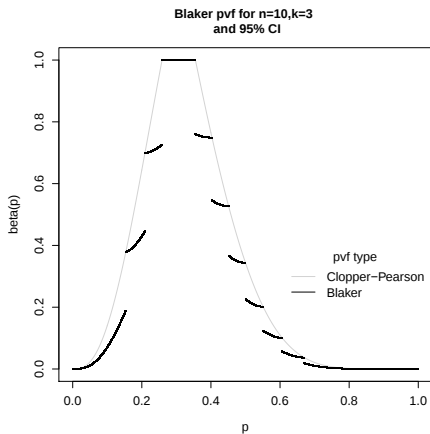
$$P_\theta(T \geq k_\theta^*) \leq P_\theta(T \leq k), \quad P_\theta(T \leq k_\theta^{**}) \leq P_\theta(T \geq k)$$

ale co nejblíže „=“.

- Též se říká: Combined tails.

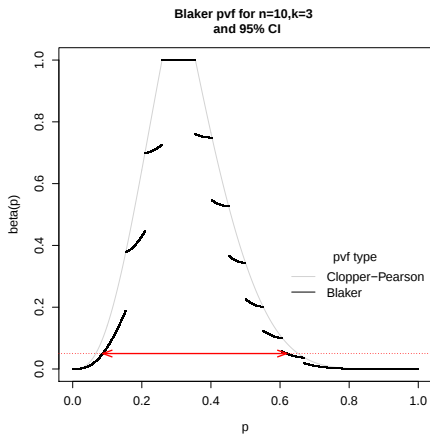
Příklady p -funkcí

- Příklad: Binomické rozdělení, $n = 10$, $k = 3$.



Příklady p -funkcí

- Příklad: Binomické rozdělení, $n = 10$, $k = 3$.



Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů

- p -funkce Blakerova a Sterneho typu jsou po částech spojité, se skoky tam, kde se k_{θ}^* nebo k_{θ}^{**} mění.

Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů

- p -funkce Blakerova a Sterneho typu jsou po částech spojité, se skoky tam, kde se k_θ^* nebo k_θ^{**} mění.
- Spojité úseky jsou funkce parametru θ tvaru

$$P_\theta(T \leq i) + P_\theta(T \geq j) \quad (i < j)$$

(BTT – Both-Tailed Tests – opak TOST.)

Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů

- p -funkce Blakerova a Sterneho typu jsou po částech spojité, se skoky tam, kde se k_θ^* nebo k_θ^{**} mění.
- Spojité úseky jsou funkce parametru θ tvaru

$$P_\theta(T \leq i) + P_\theta(T \geq j) \quad (i < j)$$

(BTT – Both-Tailed Tests – opak TOST.)

- Pro různá rozdělení (včetně binomického a Poissonova) jsou takové funkce „unimodální vzhůru nohama“ (kvazikonvexní, tvaru U; nejdříve klesající, pak rostoucí).

Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů

- p -funkce Blakerova a Sterneho typu jsou po částech spojité, se skoky tam, kde se k_θ^* nebo k_θ^{**} mění.
- Spojité úseky jsou funkce parametru θ tvaru

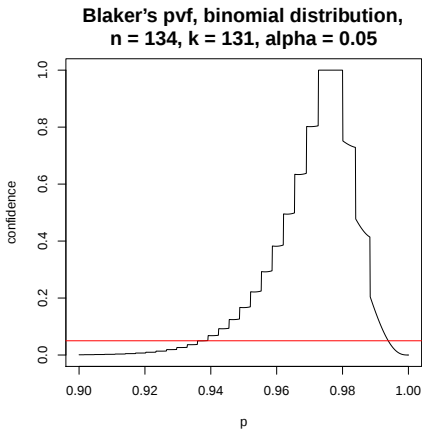
$$P_\theta(T \leq i) + P_\theta(T \geq j) \quad (i < j)$$

(BTT – Both-Tailed Tests – opak TOST.)

- Pro různá rozdělení (včetně binomického a Poissonova) jsou takové funkce „unimodální vzhůru nohama“ (kvazikonvexní, tvaru U; nejdříve klesající, pak rostoucí).
- Pokud spojitý úsek p -funkce $\beta_k(\theta)$ obsahuje okolí lokálního minima (což se děje často), celá p -funkce není unimodální a $\{\theta; \beta_k(\theta) > \alpha\}$ je nespojitá množina pro nějaká α .

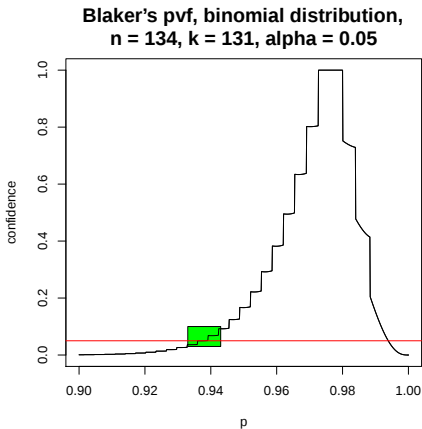
Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů

- Příklad: Binomické rozdělení, $n = 134$, $k = 131$, Blakerova metoda:



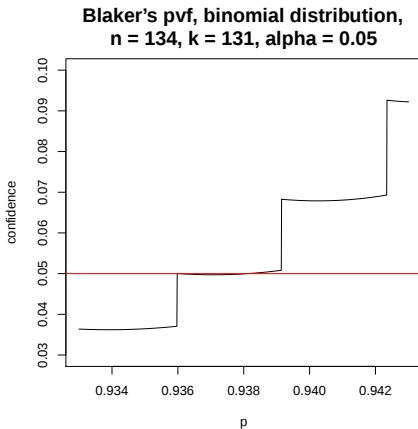
Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů

- Příklad: Binomické rozdělení, $n = 134$, $k = 131$, Blakerova metoda:



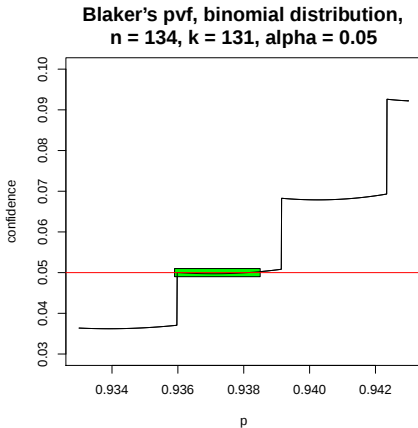
Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů

- Příklad: Binomické rozdělení, $n = 134$, $k = 131$, Blakerova metoda:



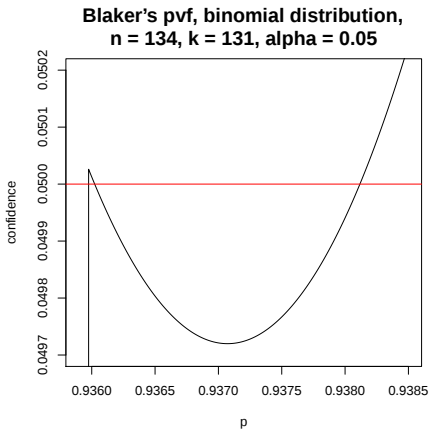
Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů

- Příklad: Binomické rozdělení, $n = 134$, $k = 131$, Blakerova metoda:



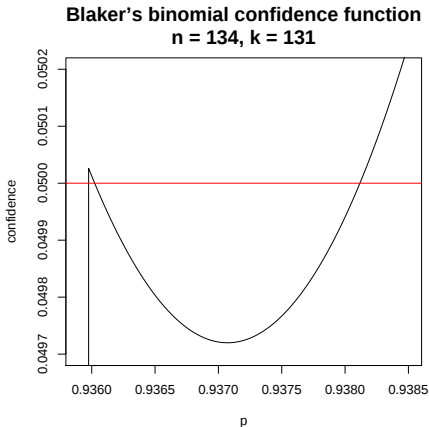
Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů

- Příklad: Binomické rozdělení, $n = 134$, $k = 131$, Blakerova metoda:



Anatomie „nevyhnutelných“ rozporů

- Rozpor se objevuje, když testujeme hypotézu $\theta = \theta_0$ a θ_0 leží v mezeře, která se musí zaplnit, aby vznikl konf. interval.



- Bod $\theta_0 = 0.937$ patří do Blakerova konf. int., ale hypotézu $H_0 : \theta = 0.937$ „odpovídající“ test zamítá.

Návrh řešení

- „Nevyhnutelným“ rozporům se lze vyhnout. Jak?

Návrh řešení

- „Nevyhnutelným“ rozporům se lze vyhnout. Jak?
- Modifikací testu – tzv. *unimodalizací* p -funkce:

$$\bar{\beta}_k(\theta) = \begin{cases} \sup_{\xi \leq \theta} \beta_k(\xi) & \text{if } \theta \leq \theta^*, \\ \sup_{\xi \geq \theta} \beta_k(\xi) & \text{if } \theta > \theta^*, \end{cases}$$

když $\beta_k(\theta)$ má maximum v θ^* .

Návrh řešení

- „Nevyhnutelným“ rozporům se lze vyhnout. Jak?
- Modifikací testu – tzv. *unimodalizací* p -funkce:

$$\bar{\beta}_k(\theta) = \begin{cases} \sup_{\xi \leq \theta} \beta_k(\xi) & \text{if } \theta \leq \theta^*, \\ \sup_{\xi \geq \theta} \beta_k(\xi) & \text{if } \theta > \theta^*, \end{cases}$$

když $\beta_k(\theta)$ má maximum v θ^* .

- $\bar{\beta}_k(\cdot)$ je stejnoměrně nejbližší unimodální aproximace $\beta_k(\cdot)$ shora.

Návrh řešení

- Schematicky:

$$\beta(\cdot) \rightarrow \text{test} \sim \beta_k(\theta) \leq \alpha \xrightarrow{\text{inverze}} \text{konf. mn. } \{\theta; \beta_k(\theta) > \alpha\}$$

unimod.
↓

konv. obal
↓

$$\begin{aligned} \bar{\beta}_k(\cdot) \rightarrow \text{test} \sim \bar{\beta}_k(\theta) \leq \alpha &\xrightarrow{\text{inverze}} \text{konf. int. } \{\theta; \bar{\beta}_k(\theta) > \alpha\} \\ &= \text{conv}(\{\theta; \beta_k(\theta) > \alpha\}) \end{aligned}$$

Návrh řešení

- Jak modifikované p -hodnoty počítat?
(Definice k tomu návod nedává.)

Návrh řešení

- Jak modifikované p -hodnoty počítat?
(Definice k tomu návod nedává.)
- Zatím to umím pro kombinaci binomického nebo Poissonova rozdělení se Sterneho nebo Blakerovou metodou.

Návrh řešení

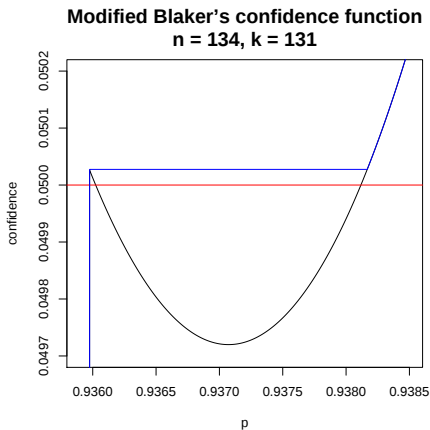
- Jak modifikované p -hodnoty počítat?
(Definice k tomu návod nedává.)
- Zatím to umím pro kombinaci binomického nebo Poissonova rozdělení se Sterneho nebo Blakerovou metodou.
- Ve všech těchto případech platí:

$$\bar{\beta}_k(\theta) = \max\{\beta_k(\theta), \beta_k(\theta')\},$$

kde θ' je nejbližší bod nespojitosti funkce $\beta_k(\cdot)$ v opačném směru od θ , než leží maximum $\beta_k(\cdot)$.

Návrh řešení

- Příklad unimodalizace: binomické rozdělení, Blakerova metoda:



- Modifikovaný test nezamítá $H_0 : \theta = 0.937$ (což je v souladu s tím, že $\theta = 0.937$ leží v konf. intervalu).

Návrh řešení

- Můj balíček `BlakerCI` v R obsahuje unimodalizaci p -hodnot pro Blakerovu metodu a binomické rozdělení. Totéž pro Poissonovo rozdělení je v plánu.

Návrh řešení

- Můj balíček `BlakerCI` v R obsahuje unimodalizaci p -hodnot pro Blakerovu metodu a binomické rozdělení. Totéž pro Poissonovo rozdělení je v plánu.
- Programy v R pro Sterneho metodu v kombinaci s binomickým a Poissonovým rozdělením budou brzy dostupné na webu J. Reiczigela (HUN).

Závěr

- Metodologické doporučení:
Používejte unimodalizované p -hodnoty!

Závěr

- Metodologické doporučení:
Používejte unimodalizované p -hodnoty!
- Nepřijmout toto doporučení znamená, že jsme ochotní pro nějaká $\theta_1 < \theta_0 < \theta_2$ zamítnout $\theta = \theta_0$, ale přitom nezamítnout $\theta = \theta_1$ ani $\theta = \theta_2$.

Závěr

- Metodologické doporučení:
Používejte unimodalizované p -hodnoty!
- Nepřijmout toto doporučení znamená, že jsme ochotní pro nějaká $\theta_1 < \theta_0 < \theta_2$ zamítnout $\theta = \theta_0$, ale přitom nezamítnout $\theta = \theta_1$ ani $\theta = \theta_2$.
- To není o nic hezčí než nesouvislé konfidenční množiny.

Závěr

- Metodologické doporučení:
Používejte unimodalizované p-hodnoty!
- Nepřijmout toto doporučení znamená, že jsme ochotní pro nějaká $\theta_1 < \theta_0 < \theta_2$ zamítnout $\theta = \theta_0$, ale přitom nezamítnout $\theta = \theta_1$ ani $\theta = \theta_2$.
- To není o nic hezčí než nesouvislé konfidenční množiny.
- Je zde ale psychologický rozdíl:
S nesouvislou konf. množinou jsme konfrontováni přímo, ale když testujeme $\theta = \theta_0$, nemusíme myslet také na *možné* testování hypotéz $\theta = \theta_1$ a $\theta = \theta_2$.

Závěr

- Metodologické doporučení:
Používejte unimodalizované p-hodnoty!
- Nepřijmout toto doporučení znamená, že jsme ochotní pro nějaká $\theta_1 < \theta_0 < \theta_2$ zamítnout $\theta = \theta_0$, ale přitom nezamítnout $\theta = \theta_1$ ani $\theta = \theta_2$.
- To není o nic hezčí než nesouvislé konfidenční množiny.
- Je zde ale psychologický rozdíl:
S nesouvislou konf. množinou jsme konfrontováni přímo, ale když testujeme $\theta = \theta_0$, nemusíme myslet také na *možné* testování hypotéz $\theta = \theta_1$ a $\theta = \theta_2$.
- Dokonce i Fayův příklad z r. 2010 funguje v R stále stejně...

Děkuji za pozornost.

Podpořeno z programového projektu
Ministerstva zdravotnictví ČR s reg. č. 17-29622A.

Veškerá práva podle předpisů na ochranu
duševního vlastnictví jsou vyhrazena.