

Téma 11: Parametrické úlohy o jednom a dvou nezávislých náhodných výběrech z alternativních rozložení

Úkol 1.: Asymptotický interval spolehlivosti pro parametr Q alternativního rozložení

Může politická strana, pro niž se v předvolebním průzkumu vyslovilo 60 z 1000 dotázaných osob (tj. 6%), očekávat se spolehlivostí 0,95, že by v této době ve volbách překročila 5% hranici pro vstup do parlamentu?

Návod: Zavedeme náhodné veličiny X_1, \dots, X_{1000} , přičemž $X_i = 1$, když i -tá osoba se vysloví pro danou politickou stranu a $X_i = 0$ jinak, $i = 1, \dots, 1000$. Tyto náhodné veličiny tvoří náhodný výběr z rozložení $A(Q)$. V tomto případě $n = 1000$, $m = 60/1000 = 0,06$, $\alpha = 0,05$, $u_{1-\alpha} = u_{0,95} = 1,645$.

Ověření podmínky $nQ(1-Q) > 9$: parametr Q neznáme, musíme ho nahradit výběrovým průměrem. Pak $1000 \cdot 0,06 \cdot 0,94 = 56,4 > 9$.

95% levostranný interval spolehlivosti pro Q je

$$\left(\frac{m}{n} - \frac{1}{n} u_{0,95} \sqrt{\frac{m}{n} \left(1 - \frac{m}{n}\right)}; \infty \right) = \left(0,06 - \frac{1}{1000} \cdot 1,645 \sqrt{0,06 \cdot 0,94}; \infty \right)$$

V našem případě

$$d = \left(0,06 - \frac{1}{1000} \cdot 1,645 \cdot 0,24; \infty \right) = (0,047; \infty)$$

S pravděpodobností přibližně 0,95 tedy $Q > 0,048$. Protože tento interval zahrnuje i hodnoty nižší než 0,05, nelze vyloučit, že strana získá méně než 5% hlasů.

Postup ve STATISTICE:

Přesný způsob: Vytvoříme datový soubor o jedné proměnné (nazveme ji d) a o jednom případě. Do Dlouhého jména proměnné d napíšeme $=0,06 - \text{sqrt}(0,6 \cdot 0,94 / 1000) \cdot \text{VNormal}(0,95; 0; 1)$
Vyjde 0,047647.

Přibližný způsob: Do nového datového souboru o jedné proměnné X a 1000 případech uložíme 60 jedniček (indikují volbu dané politické strany) a 940 nul (indikují volbu jiné politické strany).

Statistika – Základní statistiky a tabulky – Popisné statistiky – OK – Proměnné X – OK – Detailní výsledky – zaškrtneme Meze spolehl. prům. – Interval 90,00 – Výpočet.

Dostaneme tabulku:

Popisné statistiky (Tabulka1)				
Proměň.	N platn.	Prům.	Int. spoleh.	Int. spoleh.
X	1000	0,060	0,047	0,072

Protože dolní mez oboustranného 90% intervalu spolehlivosti pro střední hodnotu je shodná s dolní mezí 95% levostranného intervalu spolehlivosti, můžeme konstatovat, že voliči budou volit danou politickou stranu s pravděpodobností aspoň 4,76%. Na základě uvedených dat strana tedy nemá zaručeno, že překročí 5% hranici pro vstup do parlamentu.

Úkol k samostatnému řešení: Přírůstky cen akcií na burze (v %) u 10 náhodně vybraných společností dosáhly těchto hodnot: 10, 16, 5, 10, 12, 8, 4, 6, 5, 4. Sestrojte 95% asymptotický empirický interval spolehlivosti pro pravděpodobnost, že přírůstek ceny akcie překročí 8,5%.

Výsledek: $0,096 < Q < 0,704$ s pravděpodobností aspoň 0,95.

Znamená to, že pravděpodobnost, že přírůstek ceny akcie překročí 8,5%, je aspoň 9,6% a nanejvýš 70,4% (při spolehlivosti 95%).

Úkol 2.: Testování hypotézy o parametru Q alternativního rozložení

Určitá cestovní kancelář organizuje zahraniční zájezdy podle individuálních přání zákazníků. Z několika minulých let ví, že 30% všech takto organizovaných zájezdů má za cíl zemi X. Po zhoršení politických podmínek v této zemi se cestovní kancelář obává, že se zájem o tuto zemi mezi zákazníky sníží. Ze 150 náhodně vybraných zákazníků v tomto roce má 38 za cíl právě zemi X (tj. 25,3%). Potvrzují nejnovější data pokles zájmu o tuto zemi? Volte hladinu významnosti 0,05.

Návod: Máme náhodný výběr X_1, \dots, X_{150} z rozložení $A(0,3)$. Testujeme $H_0: Q = 0,3$ proti levostranné alternativě $H_1: Q < 0,3$. V tomto případě je testovým kritériem statistika

$$T_0 = \frac{\sum_{i=1}^n X_i - nQ}{\sqrt{nQ(1-Q)}}, \text{ která v případě platnosti nulové hypotézy má asymptoticky rozložení } N(0,1).$$

Musíme ověřit splnění podmínky $nQ(1-Q) > 9$: $150 \cdot 0,3 \cdot 0,7 = 31,5 > 9$. Vypočteme realizaci

testového kritéria: $t_0 = \frac{\bar{x} - Q}{\sqrt{\frac{Q(1-Q)}{n}}} = \frac{\frac{38}{150} - 0,3}{\sqrt{\frac{0,3 \cdot 0,7}{150}}} = -1,47$. Kritický obor:

$W = (-\infty; -1,644854]$. Protože testové kritérium nepatří do kritického oboru, H_0 nezamítáme na asymptotické hladině významnosti 0,05.

Postup ve STATISTICE:

Přesný způsob: Vytvoříme datový soubor o dvou proměnných (nazveme je t_0 a kvantil) a jednom případě. Vypočteme realizaci testového kritéria tak, že do Dlouhého jména proměnné t_0 napíšeme

$$=(38/150-0,3)/\text{sqrt}(0,3*0,7/150)$$

Do Dlouhého jména proměnné kvantil napíšeme

$$=V\text{Normal}(0,95;0;1)$$

Tím získáme kvantil $u_{0,95}$ a testové kritérium porovnáme s opačnou hodnotou tohoto kvantilu.

		1	2
		t_0	kvant
1		-1,2472	1,644

Jelikož testové kritérium je větší než -1,644854, H_0 nezamítáme na asymptotické hladině významnosti 0,05.

Přibližný způsob: Do nového datového souboru o jedné proměnné X a 150 případech uložíme 38 jedniček (indikují zájem o danou zemi) a 112 nul (indikují nezáměr o danou zemi).

Statistika – Základní statistiky a tabulky – t-test, samost. vzorek – OK – Proměnné X – OK, Test všech průměrů vůči 0,3 – Výpočet.

Promě	Test průměru vůči referenční konstantě (hodnota)							
	Prům	Sm.od	N	Sm.chy	Referenční konstar	t	Sv	p
X	0,253	0,436	15	0,035	0,300	-1,30976	14	0,1923

Hodnota testové statistiky je při tomto přibližném způsobu -1,30976. Odpovídající p-hodnota je 0,1923, ovšem to je p-hodnota pro oboustranný test. Tuto p-hodnotu tedy musíme dělit dvěma a dostaneme 0,0961. Na asymptotické hladině významnosti 0,05 nelze zamítnout hypotézu, že zájem o danou zemi se nezměnil.

Úkol 3.: Asymptotický interval spolehlivosti pro parametrickou funkci q

Při výstupní kontrole bylo náhodně vybráno 150 výrobků vyrobených na ranní směně a rovněž 150 výrobků vyrobených na odpolední směně. U ranní směny bylo zjištěno 16 zmetků a u odpolední 12 zmetků. Sestrojte 95% asymptotického interval spolehlivosti pro rozdíl pravděpodobností vyrobení zmetku v obou směnách.

Návod: Zavedeme náhodnou veličinu X_{1i} , která bude nabývat hodnoty 1, když i -tý výrobek z ranní směny je zmetek, 0 jinak, $i = 1, \dots, 150$. Náhodné veličiny $X_{1,1}, \dots, X_{1,150}$ tvoří náhodný výběr z rozložení $A_{1,q}$. Dále zavedeme náhodnou veličinu X_{2i} , která bude nabývat hodnoty 1, když i -tý výrobek z odpolední směny je zmetek, 0 jinak, $i = 1, \dots, 150$. Náhodné veličiny $X_{2,1}, \dots, X_{2,150}$ tvoří náhodný výběr z rozložení $A_{2,q}$.

$n_1 = 150, n_2 = 150, m_1 = 16/150 = 0,1067, m_2 = 12/150 = 0,08$.

Ověření podmínek $n_1 q (1-q) > 9$ a $n_2 q (1-q) > 9$: Parametry q a q neznáme, nahradíme je odhady m_1 a m_2 : $16 \cdot (1-16/150) = 14,29 > 9, 12 \cdot (1-12/150) = 11,04 > 9$.

Meze $100(1-\alpha)\%$ asymptotického empirického intervalu spolehlivosti pro parametrickou funkci q jsou:

$$d = \frac{m_1(1-q)}{1-q} - \frac{m_2(1-q)}{1-q} \pm u_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{m_1(1-q)}{1-q} + \frac{m_2(1-q)}{1-q}}$$

$$= \frac{16}{150} - \frac{12}{150} \pm \frac{\sqrt{16(1-q)} + \sqrt{12(1-q)}}{\sqrt{150}} \cdot 1,96 = 0,039$$

$$h = \frac{m_1(1-q)}{1-q} + \frac{m_2(1-q)}{1-q} \pm u_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{m_1(1-q)}{1-q} + \frac{m_2(1-q)}{1-q}}$$

$$= \frac{16}{150} + \frac{12}{150} \pm \frac{\sqrt{16(1-q)} + \sqrt{12(1-q)}}{\sqrt{150}} \cdot 1,96 = 0,092$$

Zjistili jsme tedy, že s pravděpodobností přibližně 0,95: $-0,039 < q < 0,092$.

Postup ve STATISTICE:

Otevřeme nový datový soubor se dvěma proměnnými d a h a o jednom případě. Do Dlouhého jména proměnné d napíšeme:

$=16/150-12/150-\text{sqrt}((16/150)*(134/150)/150+(12/150)*(138/150)/150)*\text{VNormal}(0,975;0;1)$

Do Dlouhého jména proměnné h napíšeme:

$=16/150-$

$12/150+\text{sqrt}((16/150)*(134/150)/150+(12/150)*(138/150)/150)*\text{VNormal}(0,975;0;1)$

Dostaneme tabulku

	1	2
d	-0,039	0,092
h		

S pravděpodobností přibližně 0,95 se rozdíl pravděpodobností vyrobení zmetku na ranní a odpolední směně nachází v intervalu $(-0,039; 0,092)$.

Úkol 4.: Testování hypotézy o parametrické funkci q

Pro údaje z úkolu 3 testujte na asymptotické hladině významnosti 0,05 hypotézu, že pravděpodobnost vyrobení zmetků v obou směnách je táž.

Postup ve STATISTICE:

Statistiky – Základní statistiky a tabulky – Testy rozdílů: r, %, průměry – OK – vybereme Rozdíl mezi dvěma poměry – do políčka P 1 napíšeme 0,1067, do políčka N1 napíšeme 150, do políčka P 2 napíšeme 0,08, do políčka N2 napíšeme 150 –Výpočet. Dostaneme p-hodnotu 0,4274, tedy nezamítáme nulovou hypotézu na hladině významnosti 0,05.

Testy rozdílů: r, %, průměry: Tabulka4

Poslat/tisknout výsledky každ. výpočtu do okna protokolu

Storno

Rozdíl mezi dvěma korelačními koeficienty

r1: 0,00 N1: 10 p: 1,0000 Jednostr. Oboustr. Výpočet

r2: 0,00 N2: 10

Rozdíl mezi dvěma průměry (normální rozdělení)

Pr1: .25333 SmOd1: .43637 N1: 150 p: .0961 Výpočet

Pr2: .3 SmOd2: 1, N2: 10 Jednostr. Oboustr.

Výběrový průměr vs. střední hodnota

Rozdíl mezi dvěma poměry

P 1: .10670 N1: 150 Jednostr. Oboustr. Výpočet

P 2: .08000 N2: 150 p: .4274

Úkol k samostatnému řešení: V anketě, která se týkala očkování proti chřipce, odpovědělo z 200 náhodně vybraných mužů 97, že se podrobí očkování a z 300 náhodně vybraných žen chtělo podstoupit očkování 162. Na asymptotické hladině významnosti 0,05 testujte hypotézu, že pravděpodobnost uskutečnění očkování proti chřipce je u mužů nižší než u žen.

Výsledek: Podmínky dobré aproximace jsou splněny. Relativní četnost mužů ochotných k očkování je 0,485, relativní četnost žen ochotných k očkování je 0,54. Na asymptotické hladině významnosti 0,05 se neprokázalo, že pravděpodobnost ochoty k očkování je u mužů nižší než u žen, protože p-hodnota pro levostrannou alternativu je 0,1142