

POSDÍRANÉ PŘÍKLADY Z PRAVDĚPODOBNOSTI A STATISTIKY

©. 2004-2006

MICHAL FIEŠEK

Katedra matematiky
Fakulta aplikovaných věd
Báňoškolecká univerzita v Příbrami

© Mgr. Michal Fíšek Ph.D., 2004, 2006
Tento materiál není určen k dalšímu šíření [\[1\]](#).

Poskytnutí příklady a pravidelpodobnosti a statistiky verze 2004-09-03

Michal Fried

<https://home.zcu.cz/~fried/>

fried@kma.zcu.cz

Tento materiál je umístěn na internetové adrese

<https://home.zcu.cz/~fried/Archiv/PoskPsa.pdf>

© Mgr. **Michal Fried**, Ph.D., 2004, 2008

I když autor upřesňuje tuto své dílo prostřednictvím internetu, nezabývá tím nikomu žádná práva k této díle, včetně (ale nikoli výhradně) práva na rozmnožování, rozšiřování, a také upřesňování prostřednictvím počítačové sítě.

Tuto tuto dílo pro osobní potřebu je možné poslat v rozsahu daném nikomu (včetně sítě).

Úvod

Tento materiál vznikl a přikladů, které jsem někdy použil při své výuce pravděpodobnosti a statistiky.

Číst **Příklady**, čtenář podle témat, obsahuje skoro 100 příkladů a výsledky a několika variant a řešení. Výsledky, mezivýsledky, náznaky postupu řešení, apod. jsou pak pro jednotlivé příklady uvedeny v části nazvané **Řešení**.

Název **Poskytnutí příklady** má vyjadřovat, že se jedná o příklady poskytnuté z různých zdrojů (a někdy ty hlavně jsou vyjmenovány jako **literatura**). Neměl by však naznačovat představa shledy příkladů a už vůbec ne shledy řešeníých příkladů. Celý materiál je třeba chápat jako poznámky, jako náčrtové body, které je nutno doplňovat dalšími podrobnostmi, komentáři, atd. Pokud takový materiál nevyhovuje, nechtě se do poskytnutí vůbec nepouží, ostatní, dovolím, nabídnou alespoň něco a třeba, se odvíjejí.

Dokument vznikl v roce 2001 a stále je ve své podobě, v roce 2004 přibylo několik příkladů a ubylo několik chyb. Další návrhové chyby, připomínky, náměty, či komentáře uvítám na emailové adrese Fried@kma.zcu.cz.

3. srpna 2004

Michal Fried

A. Fiksel
Fiksel

I. Kombinatorika

Počet a jejich význam

Z teorie. Faktoriál

$$n! = \prod_{i=1}^n i = n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot 1, \quad n = 1, 2, \dots,$$

$$0! = 1.$$

Kombinatorický význam. Pro $n \in \mathbb{N}$

$$\binom{n}{k} = \frac{n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1)}{k!}, \quad k = 1, 2, \dots,$$

$$\binom{n}{0} = 1.$$

Tedy $n! = \Gamma(n+1)$.

Pro celá $0 \leq k \leq n$ platí

$$\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} = \binom{n}{n-k}.$$

$$\binom{n}{k} + \binom{n}{k+1} = \binom{n+1}{k+1}.$$

PTI výpočtek je však dobrá na nejvíce krátko:

$$\binom{100}{2} = \frac{100!}{2!98!} = \frac{100 \cdot 99 \cdot 98 \cdot 97 \dots 1}{2} = \frac{100 \cdot 99}{2} = 4950.$$

Variace k prvků z n je uspořádaná k -tice, v níž se žádný prvek neopakuje. Kolik jich je?

Na první místo můžeme dát n prvků, na druhé jen $n-1$, ..., na k -té zůstane $n-k+1$ prvků. Celkem tedy

$$V_k(n) = n(n-1)\dots(n-k+1) = \frac{n!}{(n-k)!}.$$

Plati (matematická I. indukce)

$$V_k(n) = nV_{k-1}(n-1),$$

nebo (ty dva prvky $n+1$ a nějakými prvky $n+1$ na jedno a k míst)

$$V_k(n+1) = V_k(n) + kV_{k-1}(n).$$

Permutacemi n prvků rozumíme jejich různé uspořádkání. Kolik jich je (jaká je početná mocnina lineárně uspořádané množiny)?

Na první místo můžeme dát n prvků, na druhé pak jen $n-1, \dots$, na n -tém zbude jediný prvek. Celkem tedy

$$P(n) = n(n-1) \dots 1 = n!$$

k -členná kombinace z n prvkové množiny je její podmnožina z k prvků. Kolik jich je?

Vznikne k -členné variace z n prvků. Vždy k míst obsahuje tytéž prvky, jen v jiném pořadí — reprezentují totiž podmnožinu.

Tadik k -prvkových podmnožin je $k!$ -krát méně než vztah

$$C_k(n) = \frac{V_k(n)}{k!} = \frac{n!}{(n-k)!k!} = \binom{n}{k}.$$

Snadno teď dokážeme vztahy kombinatorických čísel.

1) k prvkových podmnožin je tolik, co $n - k$ prvkových (množina n její doplněk).

2) $k + 1$ prvková podmnožina $n + 1$ prvkové množiny buďto obsahuje prvek 1 (k zbytek tedy k prvků z n) nebo ho neobsahuje ($k + 1$ prvků z n).

Všude n opakovaně je upořádaná k -tice z n prvků, v níž se prvky mohou opakovat. Kolik jich je?

Na první místo můžeme dát n prvků, na druhé opět n, \dots , na k -té také n , celkem tedy

$$V_k(n) = \underbrace{n \cdot n \cdot \dots \cdot n}_k \text{ krát} = n^k.$$

Kolik má n -prvková množina podmnožin?

U každého prvku množiny máme, je-li, nebo není k v podmnožině, máme tak nepořádanou dvojici $\{0, k\}$, říká se

$$1 \cup \{2\} = 2^n.$$

Tedy lze binomická věta

$$\binom{n}{0} + \binom{n}{1} + \dots + \binom{n}{n} = 2^n.$$

Permutace n opakovaně je nepořádaná $k = k_1 + \dots + k_n$ -tice n n prvků, v níž se prvek i vyskytuje k_i -krát. Kolik jich je?

Prostředkem je v $k!$ permutacích k prvků rozdělout mezi k_i prvky, dostaneme $k_i!$ -krát menší množství, tedy

$$P_{k_1, \dots, k_n}^n = \frac{k!}{k_1! \dots k_n!}$$

Kombinace n opakovaně je k -tice (nepořádaná) skupina n n prvků, které se v ní mohou opakovat. Kolik jich je?

Vyházíme k -člennou skupinu z předemtí k druhů. Reprezentujeme ji (1), když předemtí kterého druhu) posoupíme teček a čárek: tečky mají předemtí a čárka znamená, že následující tečky ukazují předemtí dalšího druhu. Posoupíme tedy nějak teček, pokud jsme vybrali naposled jeden předemtí 1. druhu, anebo čárku, pokud žádný předemtí 1. druhu vybrán nebyl. Podobně posoupíme kvůli teček, pokud jsme vybrali naposled jeden předemtí posledního, tj. n -tého druhu, anebo čárku, pokud žádný předemtí n -tého druhu vybrán nebyl.

Posoupíme tak obdržíme k teček (předemtí) a $n - 1$ čárek (oddělovačů jednoduše druhů) a je určena např. polohami čárek, tj. vybráním $n - 1$ míst z $k + (n - 1)$ možností.

$$C_k^1(n) = C_{n+k-1}^{n-1} = \binom{n+k-1}{n-1} = \binom{n+k-1}{k}.$$

Známe tak počet uspořádaných nekombinovaných řešení rovnice

$$x_1 + \dots + x_n = k$$

(máme dostát k jedniček jako součet jedniček n dvojek).

1.1. Příklad výčera k -tice n n prvků.

	bez opakování	s opakováním
Variace (uspořádané na počínání)	$V_k(n) = \frac{n!}{(n-k)!}$	$V_k(n) = n^k$
Permutace (uspořádané na počínání)	$P(n) = n!$	$P_{n_1, \dots, n_k} = \frac{n!}{n_1! \dots n_k!}$
Kombinace (neuspořádané na počínání)	$C_k(n) = \binom{n}{k}$	$C_k(n) = \binom{n+k-1}{k}$

(2008-09-08, last 1 kategorie, 1.1)

Výsledky:

1.1. Kolika způsoby může být rozdělena šestnácti ročníkem třída, stříbrná a bronzová medaile?

(2008-09-08, last 1 kategorie, 1.1)

1.2. Sestavujeme vlajku ze 3 ročníkových prvků. K dispozici jsou bílý, červený, modrý, zelený a žlutý prvek lícový. Kolik vlajek lze sestavit, když jich má modrý prvek, když nemá červený prvek uprostřed?

(2008-09-08, last 1 kategorie, 1.2)

1.3. Určete počet všech nejvýše pětkřívkových dívek, v nichž se žádná dívka nepoznáje.

(2008-09-08 - kati11@postupaj.1.cz)

1.4. Ve výhledu je 6 mužů a 4 ženy. Kolik je způsobů, jak zvolit předsedu, místopředsedu, jednatele a hospodáře? Co když předseda a místopředseda mají být spíše než jedním?

(2008-09-08 - kati11@postupaj.1.cz)

1.5. Ve třídě je kapele se 4 muži v každém směru jindy. Z 6 nástrojů 3 ostatní sedět ve směru jindy, 3 proti, ostatním je to jedno. Kolik způsobů si mohou vybrat, aby byli všichni spokojeni?

(2008-09-08 - kati11@postupaj.1.cz)

1.6. Kolik způsobů lze sestavit šestihodinový rozvrh na jeden den pro třídu, v níž se vyučuje 12 předmětů (každému nejvýše 1 hodina denně)?

(2008-09-08 - kati11@postupaj.1.cz)

1.7. Určete počet všech nejvíce čtyřciferných čísel s různými číslicemi, která jsou sestavena z číslic 0, 2, 4, 6, 8.

(2008-09-08 - kati i kppolovaq-1.7)

POSLYŠTE!

1.8. 8 přátel si v restauraci sedlá ke „svěží“ stolu s 8 místy. Kolika způsoby se mohli posadit? Co když je stůl kulatý a na jednoho zúčastněného posadíme ta, kdy má každý stejného levého i pravého souseda?

(2008-09-08 - kati i kppolovaq-1.8)

1.9. 5 přípravníků má s sebou chore vystoupit 6 psům A, B, C, D, E, F. Určete počet všech pořadí jejich vystoupení. V kolika pořadích vystupuje A až po E, v kolika hned po E?

(2008-09-08 - kati i kppolovaq-1.9)

1.10. Kolika způsoby si může při nástupu a tělesných stopovat do řady, v níž A a B nastoji vedle sebe?

(2008-09-08, last | up | page 1-18)

1.11. V příměstské škole sedí 5 studentů. Každá z pěctičky si zvolila nějakou? Co když říká „A“ chce sedět na kraji? Co když „A“ a „B“ chtějí sedět vedle sebe?

(2008-09-08, last | up | page 1-11)

1.12. Kolikrát lze přemístit slova ve větě „Sám soběsady jeho hodina, soběsady má viděti hodina“, nenažij-li se promíchat slova vřít hlava a vedlejší?

(2008-09-08, last | up | page 1-12)

1.13. Kolika způsoby může nastoupit na chlapci a a dívka do nástupu tak, aby a) nejdříve stály dívky a pak chlapci, b) první šel chlapci dívka chlapci nestála dívka?

(2008-09-08, last | up | page 1-11)

KOMBINACE

1.14. Test se skládá ze 2 dějepiscůvek, 2 zeměpisůvek a 1 literární otázky. Připraveno je 30 dějepiscůvek, 25 zeměpisůvek a 20 literárních otázek. Kolik možností testu lze vytvořit?

[2008-09-08 - kniha [Kombinatorika 1-14](#)]

1.15. Na veličku je n lidí. Přítakne-li si dvěma lidmi a každým, kolik rukou by mohlo být slyšet?

[2008-09-08 - kniha [Kombinatorika 1-15](#)]

1.16. Kolika způsoby lze na každém z 8 a 8 vybrané a) tříleté polévky, b) zelenině v těmto sloupci, c) zelenině v těmto sloupci ani más?

[2008-09-08 - kniha [Kombinatorika 1-16](#)]

1.17. Petr má 7 knih, z kterých se nejvíce líbí Brona. Ivana má 10 knih, z kterých se nejvíce líbí Petr. Kolika způsoby si Petr může vyměnit své 2 knihy za dvě Ivany?

[2008-09-08 - kniha [Kombinatorika 1-17](#)]

1.18. Kolika způsoby může se chlapci a s dívkou vytvořit taneční pár?

(2000-09-03 - úroveň úroveň 1.18)

1.19. Kolik je členů v konkrétním n-tčlenném?

(2000-09-03 - úroveň úroveň 1.19)

Výčetní vztahy a aplikace

1.20. Kolik SPZ existuje, jsou-li tvořeny 3 písmeny a 4 čísly (písmeno je 28)?

(2000-09-03 - úroveň úroveň 1.20)

1.21. Skupina 3 chlapců a 2 dívek hledá práci v 7 podnikách, přičemž ve 3 podnikách mohou jen muži, ve 2 jen ženy a ve zbylých 2 každá. Kolika způsoby se skupina může do jednotlivých podniků rozjet?

(2000-09-03 - úroveň úroveň 1.21)

1.32. Koliko je različitih Mousseyevy slovođa (1–4 različitih podizuprostih brojeva a. čimok)?

(2008-09-08. Izvič i kppolozog 1.32)

1.33. Koliko različitih dvočlanih slovođa a. 1500 slovođa (slovođa i kppolozog 1.33)?

(2008-09-08. Izvič i kppolozog 1.33)

1.34. Koliko je različitih slovođa (slovođa i kppolozog 1.34)?

(2008-09-08. Izvič i kppolozog 1.34)

PERMUTACIJE I KOMBINACIJE

1.35. Koliko je različitih „slovođa“ i kppolozog 1.35)?

(2008-09-08. Izvič i kppolozog 1.35)

1.36. Koliko je različitih slovođa (slovođa i kppolozog 1.36)?

(2008-09-08. Izvič i kppolozog 1.36)

1.27. Kolika způsoby lze namalovat všechny tři šachové figury a) do dvou prvních volných polí šachovnice, b) do libovolných dvou?

[2008-09-08. kati | kppolugay.1.27]

1.28. Kolika způsoby můžete ze 7 knih (4 románů, po 1 film, seriál, seriál) vybrat a položit do řady 5?

[2008-09-08. kati | kppolugay.1.28]

Kombinace s opakováním

1.29. Kolika způsoby lze vybrat 4 karty ze sady 32, najima(ž)-li zde pouze a) karty; b) hodnoty?

[2008-09-08. kati | kppolugay.1.29]

1.30. Klement má 3 rubly, 2 smetany a 5 salátů. Kolika způsoby může sestavit proužek ze 3 kusů?

[2008-09-08. kati | kppolugay.1.30]

1.31. Kolika způsoby lze vytvářet 5 kuliček ze skla, který obsahuje a) 5 červených, 4 modré a 4 zelené, b) alespoň 5 od kuliček ze 3 barev?

[2008-09-08. Inštitut pro logiku 1.31]

1.32. Kolika způsoby lze z množiny 4 různých rybářských nádobit 6 ryb, když jedna z je od každé z druhů po pěvech?

[2008-09-08. Inštitut pro logiku 1.32]

1.33. Kolik je kvadrátů a veličností hran souvňaných pňřímých úhelníků ≤ 100 ? Kolik z nich jsou krychle?

[2008-09-08. Inštitut pro logiku 1.33]

1.34. Kolik je trojúhelníků a veličností stran z množiny $\{n + 1, n + 2, \dots, 2n\}$? Kolik jich je rovnoramenných a kolik součetramenných?

[2008-09-08. Inštitut pro logiku 1.34]

Dalsi

1.35. Koľko je päťciferných čísel, v ktorých desiatkovej miere je každá z číslic 0, 1, 3, 4, 7? Koľko z nich je dväťciferných čísel?

(2000-09-03 - last11 ipso logyq 1.35)

1.36. Koľko je najvyššie päťciferných prirodzených (\mathbb{N}), kladných celých čísel?

(2000-09-03 - last11 ipso logyq 1.36)

1.37. Koľko spôsobov má na štarte mohli vyraziť 8 automobilů do dvoch rad po 4 autech? Čo keď má iba jedu a rozhodol do dvoch rad?

(2000-09-03 - last11 ipso logyq 1.37)

1.38. Napíšeme pod sebe rôzne permutácie čísel 1, 2, 3, 4, 5. Aký je počet 120 čísel v každom z 5 stupňů?

(2000-09-03 - last11 ipso logyq 1.38)

1.39. Na most sa môžu vyraziť 15 ľudí a 12 árok. Koľko spôsobov má vybrať 4 árok a ľudí?

(2000-09-03 - last11 ipso logyq 1.39)

1.40. Koliko způsobů lze přeuspořádat písmena ve slově „MILIONSPÍŠI“? Kolik takovýchto slov začíná písmenem „M“?

(2008-09-08 - kategorie: logika 1-40)

1.41. Kolika způsobů lze uspořádat 25čl. komitě, maži-li v komitěch musí být členy pět žen? Co když od dvou členů maži posune pět členů ženů?

(2008-09-08 - kategorie: logika 1-41)

1.42. Kolika způsobů lze uspořádat a) 6 členů, b) 2m členů posunem podmíněně a) jednoduše?

(2008-09-08 - kategorie: logika 1-42)

1.43. Kolika způsobů se mohou 3 osoby rozdělit 8 jablek?

(2008-09-08 - kategorie: logika 1-43)

1.44. Kolika způsobů lze vřezat: rovnice řešené lary rovností na 64 políček řešením?

(2008-09-08 - kategorie: logika 1-44)

1.45. Kétféle ruhával rendelkező ember hányféle
[2008-09-08. keddi délutáni 1.45]

3. Klasická definice pravděpodobnosti

Z teorie:

Z teorie. Klasická definice pravděpodobnosti: Některé Ω je konečná množina, stejně pravděpodobných výsledků polosu. Potom pravděpodobnosti jevu $A \subset \Omega$ nazýváme číslo

$$P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|} = \frac{\text{počet případů příznivých jevu } A}{\text{počet všech případů}}$$

Počítání pomocí příznivých a všech případů můžeme vyjádřit pomocí velikosti příznivé plochy a celkové plochy při geometrickém znázornění (geometrická pravděpodobnost).

[2008-08-08, last11@ppplogonq, The]

3.1. Jaká je pravděpodobnost, že při hodu kostkou padne sudé číslo?

[2008-08-08, last11@ppplogonq, 3.1]

2.2. Jaká je pravděpodobnost, že při losu 2 kostkami bude součet 6?

(2008-09-08. karta k úpravě úlohy 2.2)

2.3. Dvěma, červená matematica krychle a strana čtveřlono na jednotkové krychličky. Jaká je pravděpodobnost, že náhodně vybraná krychlička a) má poloh 2 červené strany, b) nemá žádnou červenou stranu?

(2008-09-08. karta k úpravě úlohy 2.3)

2.4. Vyjádřete kolmost trojúh 2 rovinní roviny UAZ, 3 auto Praga V35 a 4 tatro 138. Jaká je pravděpodobnost, že při náhodném výběru kolony pojedeu stejná vozidla ze sestavy?

(2008-09-08. karta k úpravě úlohy 2.4)

2.5. Mám 16 karet mincelele: 10 Šaratic a 6 Mlýnských pramenů. Náhodně vybereme 3 kare. Jaká je pravděpodobnost, že jsou vybrali 2 Šaratic a 1 Mlýnský pramen?

(2008-09-08. karta k úpravě úlohy 2.5)

- 2.6.** Ve ržiki 20 ržigovci a 12 ržik: joos konos uršeni 2 urševi. Jaki je pravilopodobenost, še rži polršeri ršokon usotopereni?
(2008-09-08, lastni špeševaq 2.6)
- 2.7.** 60 študenti usi bišt ršodilbene na 4 stejneš polršet ršokruping. Jaki je pravilopodobenost, še A a B ršokon ve stejneš skupineš?
(2008-09-08, lastni špeševaq 2.7)
- 2.8.** V ršestilnice, do ršihni postupile dršivstva a, b, c, d, ršokon usotperi uršeni konos. Jaki je pravilopodobenost, še se ršikajš a a b a c a d?
(2008-09-08, lastni špeševaq 2.8)
- 2.9.** 8 dršivstev ršode ršokosovšino do dršoni skupine po 4. Jaki je pravilopodobenost, še 2 ršejlnešješ dršivstva se celšnos v ršiki skupineš?
(2008-09-08, lastni špeševaq 2.9)
- 2.10.** Jaki je pravilopodobenost, še drševni ršihodni usotoperjuni a pševni A, A, A, E, I, K, M, M, T, T ršode MATEMATIKA?
(2008-09-08, lastni špeševaq 2.10)

2.11. Dva lidé si dali schůzku mezi 17 a 18 hod. Jaká je pravděpodobnost, setkání, pokud každý-li z nich přijde a schůzku čeká maximálně 15 minut? (2008-09-08, last | up | help | log out | 2.11)

2.12. Na daném oběhu Ω náhodná událost A tvoří 2 body. Jaká je pravděpodobnost, že se vyskytnou 3 čísla bez zastavení trojčíslicí? (2008-09-08, last | up | help | log out | 2.12)

VLASTNOSTI

2 tvrzení. $P(\emptyset) = 0$, $P(\Omega \setminus A) = 1 - P(A)$, $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$.

Tedy (pouze) pro A, B disjointní je $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$.

Získat vztah pro pravděpodobnost doplnění lze často vhodně použít.

(2008-09-08, last | up | help | log out | 2.12)

2.13. Jev A nastane, je-li daná číslo dělitelná 2, jev B , je-li dělitelná 3. Popište jev $C := A \cap B$ a dále jevy $A^c \cap C$, $A \cup C^c$ a $A^c \cup B^c$.

(2008-09-08, last1 | aplikace 2.13)

2.14. Jaká je pravděpodobnost, že n je lidí náhodně dvanácti narozenými ve stejný den (je < 365)?

(2008-09-08, last1 | aplikace 2.14)

2.15. Jaká je pravděpodobnost, že mezi 3 kartami, náhodně vytaženými z balíčku 32 karet, bude eso?

(2008-09-08, last1 | aplikace 2.15)

2.16. Jaká je pravděpodobnost, že 3 náhodně vybraní lidé na každém z 8×8 nebudou ležet v témté skupině?

(2008-09-08, last1 | aplikace 2.16)

2.17. Pomocí pravděpodobnosti jednotlivých jevů a jejich průniků vyjádřete $P(A \cup B \cup C)$.

(2008-09-08, last1 | aplikace 2.17)

2.18. Z 10 študentů je losovaná 100krát losovan. Jaká je pravděpodobnost, že A nebo B budou mezi vylosovanými?
 (2008-09-08, last14ppologyq-2.18)

2.19. V městě může padnout 1, ..., 36, nebo 0. Hráč vsadí na číslo čísla, na první hrot, a na „poslední číslo 2“. S jakou pravděpodobností vyhraje neboť jeden z těchto 3 stavů?
 (2008-09-08, last14ppologyq-2.19)

2.20. Hodíme 3 kostkami. S jakou pravděpodobností upoší na jeden z nich padne šestka? S jakou pravděpodobností padnou jen dvě nebo jen tři čísla nebo dvojnásobek součtu 4? S jakou pravděpodobností padnou jen dvě nebo jen tři čísla nebo dvojnásobek součtu 6?
 (2008-09-08, last14ppologyq-2.20)

Nicméně, jestliže

2. teorie.

Definice: Jevy A_1, A_2, \dots, A_n jsou **nezávislé**, jestliže $\forall \{A_{i_1}, \dots, A_{i_k}\} \subset \mathcal{A}$

$$P(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k}) = P(A_{i_1}) \cdot P(A_{i_2}) \cdot \dots \cdot P(A_{i_k}).$$

Nezávislost není totální ani násobitelnost (distributivita)!

(2008-09-08, last11 @probability.com, The)

2.21. $P(A) = 0,3$, $P(B) = 0,5$, $P(A \cap B) = 0,2$. Jsou jevy A a B **nezávislé**? Jsou **násobitelné**?

(2008-09-08, last11 @probability.com, 2.21)

2.22. Dvakrát hodíme mincí. Označme jevy A_1 , že v 1. hodu padne líc, A_2 , že ve 2. hodu líc a A_3 , že v obou hodech padne totéž. Jsou jevy A_1 , A_2 , A_3 **nezávislé**?

(2008-09-08, last11 @probability.com, 2.22)

2.23. $\Omega = \{1, 2, \dots, 12\}$. Jsou jevy $A = \{4, 5, 6, 7, 8, 12\}$, $B = \{1, 5, 6, 7, 10, 11\}$, $C = \{1, 2, 3, 5\}$ **nezávislé**?

(2008-09-08, last11 @probability.com, 2.23)

2.24. Z hadička II maribitových karet následně vytáhneme jednu kartu. Jev A spočívá ve vytáhnutí šedesáté karty, jev B ve vytáhnutí osm. Uveďte pravděpodobnosti jevů A, B a jevů jsou neslučitelní.

[2008-09-08. část I úkolový 2.24]

2.25. V háčce je čtyřka. Jaká je pravděpodobnost, že nepůl jedena a neslučitelných karet obrátí, naslužitelných čtyřka a pravděpodobnosti 0,70 a 0,85, ji najde?

[2008-09-08. část I úkolový 2.25]

2.26. S jednou pravděpodobnosti fungují následní nastavení a neslučitelné se charakterizují následně typu A (kteří pracují s pravděpodobnosti 0,8) a B (kteří pracují s pravděpodobnosti 0,8), jestliže jsou neslučitelné napojení a) $A \cap B$, b) $(A \cap B) \cup (A \cap B)$, c) následně celého nastavení, d) $(A \cup A) \cap (B \cup B)$, e) následně jednotlivých neslučitelné, d) přidáme-li v b) neslučitelné (spojují body mezi A a B na jednotlivých větvích) se neslučitelné C fungují s pravděpodobnosti p , e) může-li proud procházet C jen jedním směrem?

(2000-09-08, last | upposlog 2.26)

2.27. Mějme hýč nechařitelně (dřejunktně) jery A a B nechařitelně?
 (2000-09-08, last | upposlog 2.27)

2.28. Hořlime dřevnět měně, na mě pachi řeh (řeh) a pravděpodobně
 měně $\frac{1}{2} + \epsilon$ ($\frac{1}{2} - \epsilon$), $\epsilon < \frac{1}{2}$. Jaki je pravděpodobně, že mě hody
 daji řeh vřehněk?
 (2000-09-08, last | upposlog 2.28)

Některá specifická pokusa:

2. teorie. Opakuje-me-li měřide na mě pokus, jeřhki vřehně-
 keme je hof „sah“ a pravděpodobně $p \in (0, 1)$, měřka „neah“ a
 pravděpodobně $q = 1 - p$ (Bernoulliho měřka), měně

$$P(\text{pachi } k \text{ sahů v } n \text{ pokusech}) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k}.$$

Je $\left(\frac{1}{2}\right)^n$ pravděpodobnost, v níž je n lidí a $n - 1$ z nich, každá se vydržíme a pravděpodobnost $p^2 q^{n-2}$ (jednotlivci (ne)závislé jsou nezobrazí).

[2008-09-08. každá i aplikace 2.29]

2.29. Jaká je pravděpodobnost, že osoba se d číselní volá osoba 2 číslo?

[2008-09-08. každá i aplikace 2.29]

2.30. Test obsahuje 10 otázek, každá se d možností odpovědí. Jaká je pravděpodobnost, že student odpoví správně osoba na 5 otázek, jestliže odpoví volá osoba náhodně?

[2008-09-08. každá i aplikace 2.30]

2.31. U nematematické školské učebnici test obsahuje s pravděpodobností 0,05. Podívá-li se testu 10 nematematické, jaká je pravděpodobnost, že má alespoň jednou nematematické?

[2008-09-08. každá i aplikace 2.31]

2.32. Firma dodává výrobky v sadách po 10 kusů. Je-li v sadě více než 1 vadný výrobek, sada se neobtěžuje. Jestliže asi 2% výrobků jsou vadné, kolik se procent sad nebude firma muset dítovat?

(2008-09-08, kniha *Úvod do statistiky 2.32*)

2.33. Pravděpodobnost získání trošič při jednom výstřelu je 0,1. Kolikrát je třeba střelbu opakovat, aby pravděpodobnost (aspoň jednou) získání byla aspoň 0,9?

(2008-09-08, kniha *Úvod do statistiky 2.33*)

Úlohy

2.34. Pravděpodobnost, že v hodcích (hodkách) se dvou následujících dní dojde (nedojde) k poruše, je 0,5 (0,1). Předpokládáme, že jevy poruše–bez poruše a naopak mají stejnou pravděpodobnost. Jaká je pravděpodobnost, že během dne dojde k poruše?

(2008-09-08, kniha *Úvod do statistiky 2.34*)

2.35. Pravdepodobnosť, že dvojhlasná hodnota chlapca (dievčaty) je 0,34 (0,30). Jaká je pravdepodobnosť narodenia chlapca (dvojhlasná hodnota narodenia nezahrňuje opakovaním narodenia dieťať)?

(2008-09-08. kvíz i športový 2.35)

2.36. Každý z n študentov si náhodne vyberie jednu z vo \mathbb{Z}_n m sítí. Jaká je pravdepodobnosť, že hodnota sítiet na rôznej sítí?

(2008-09-08. kvíz i športový 2.36)

2.37. Chceli sme si pijsme 50 kusovov chodievka, jestlike sme si 10 kusovov vyberajeme kusy sme si kichaj vadij. Jaká je pravdepodobnosť, že chodievka bude pijsata, obsahuje-li a) 5, b) 10 vadijovk kusov?

(2008-09-08. kvíz i športový 2.37)

2.38. Jaká je pravdepodobnosť, že vo spustov vyberajeme 5. polnadi (zahodujeme 3 dieľa z 6 kusovovk)?

(2008-09-08. kvíz i športový 2.38)

2.39. Studenti určili 45 otázek z 50. Jaká je pravděpodobnost, že 2 otázky, které obdrželi u zkoušky, budou obě z těch, které určili?
(2000-09-03, last1 | [ipps.org.cz/2.39](#))

2.40. Studenti u zkoušky korigují 3 z 20 otázek. Jaká je pravděpodobnost, že dva studenti a) si vytáhnou tytéž 3 otázky, b) nedostanou ani jednu stejnou?
(2000-09-03, last1 | [ipps.org.cz/2.40](#))

2.41. Ve třídě je 30 žáků (jeh 5 nemá domácí úkol). Jaká je pravděpodobnost, že bude napočít 1 celákem, budou-li vyhodňat 4 žáci?
(2000-09-03, last1 | [ipps.org.cz/2.41](#))

2.42. V osmi je 200 knih, z nichž 10 vyhledá. Jaká je pravděpodobnost, že získáme napočít jednu vyhled, koupíme-li a) 10, b) 20 knih?
(2000-09-03, last1 | [ipps.org.cz/2.42](#))

2.43. Ze 30 žáků ve třídě jeh je 70% připraveno. Budou skoušet 3 žáci. Jaká je pravděpodobnost, že napočít 2 z nich budou připraveni?
(2000-09-03, last1 | [ipps.org.cz/2.43](#))

2.44. Je pravděpodobnější hodit při 4 hodcích jednou kostkou aspoň jednou 6, nebo při 24 hodcích dvířnou kostkou aspoň jednou 6,6?
(2008-09-08, last | [ipponlogus 2.44](#))

2.45. v lidí spíše náhodně do n krabiček. Jaká je pravděpodobnost, že v i -té krabičce nebude žádný náledek? Jaká je pravděpodobnost, že v i -té ani v j -té krabičce nebude žádný náledek ($i \neq j$)?
(2008-09-08, last | [ipponlogus 2.45](#))

2.46. n lidí a n místiček náhodně volí ke každému stolu n 2n nálectek. Jaká je pravděpodobnost, že se umístí a každý pravděpodobně odpovídá?
(2008-09-08, last | [ipponlogus 2.46](#))

2.47. Předpokládáme jistě, že jedna n umístí má mezi ženami k přítelkyní. Jaká je pravděpodobnost, že vpravo i vlevo od něj budou sedět jako přítelkyně (když umístí se stále budou stíhat se ženami a když se stíhat ženami)?
(2008-09-08, last | [ipponlogus 2.47](#))

2.48. V urně je n červených a k bílých koulí. Jaká je pravděpodobnost, že bílou kouli vytáhneme poprvé až v k -tém tahu, $k = 1, \dots, n + 1$ (vytáhneme koule nerovněs?)

(2008-09-08, kniha *Hyperlogary 2.48*)

2.49. Na náhodně přeloženém příkladu spočítejte, jaká je pravděpodobnost, že při abecední křížce se zvukem a a n křížkách přijde na řadu ten, který se do náhodu kouli, jako k -tý.

(2008-09-08, kniha *Hyperlogary 2.49*)

2.50. Na vysoké škole propadli v 1. ročníku 15% studentů z matematiky, 10% z fyziky a 5% z obou předmětů. Jsem propadl z matematiky a z fyziky současně?

(2008-09-08, kniha *Hyperlogary 2.50*)

2.51. V jednom tombole vyložíš každý pátý kus, ve druhém každý desátý. Kompatují-li si po jednomu kusu od každé, jaká je pravděpodobnost, že sepsáš jeden náh kus vyložíš?

(2008-09-08, kniha *Hyperlogary 2.51*)

2.5.2. U výrobku sa vyskytujú dva druhy vady. Vieme, že výrobok bude mať vyhovujúci tvar s pravdepodobnosťou 0,96 a vyhovujúci hmotnosť s pravdepodobnosťou 0,99, a dále, že náhletov sa nevadí ani s pravdepodobnosťou 0,99. Jevo náhlet v tvare a v hmotnosti nevadí? Jaki je pravdepodobnosť, že výrobok nebude mať obé vady náhlet?

(2008-09-08 - kati i qpsolovay 2.52)

2.5.3. Výrobek má s pravdepodobnosťou 0,18 (0,06, 0,03) vadou tvaru (funkcia, obé) vada. Jevo vadovú a funkcia vada nevadí?

(2008-09-08 - kati i qpsolovay 2.53)

2.5.4. V obvodu napojením $\{a, b, c, d, e, f, g, h\}$ nastávajú poruchy s jednotlivými šancami náhletu, a pravdepodobnosťami 0,03, 0,2, 0,2. Jaki je pravdepodobnosť párovania obvodu?

(2008-09-08 - kati i qpsolovay 2.54)

2.55. Udávky A_1, A_2, A_3 fungují nezávisle na sobě s pravděpodobnostmi 0,95, 0,90, 0,85. Jaká je pravděpodobnost, že zatímco A_1 a A_2 fungují?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

2.56. Zařazení se skládá z 10 stojanů, nezávisle se obsahujícími prvky, fungujícími společně 100 hodin s pravděpodobností 0,9. Jaká je pravděpodobnost, že zatímco funguje společně 100 hodin, stali-li, aby fungovalo společně 8 prvků?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

2.57. V kanceláři pracují 3 sekretářky přebíhající do práce později s pravděpodobnostmi 0,1, 0,2, 0,3. Jaká je pravděpodobnost, že a) společně jedna přijde včas, b) společně jedna ne přijde?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

2.58. Kolik hodin minimálně je třeba pracovat, aby pravděpodobnost, že jedna společně jednou či byla víc než a) 0,999, b) 0,99?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

2.59. Jak veľké musí byť n , má-li pravdepodobnosť, že hodina padne najvyššie v n -tým kocku, prístupnosť $1/27$?
(2008-09-08, last1 | [ipponlogos 2.59](#))

Následujú

2.60. Hádame náhod a sledujeme, jestli padne dvojkrit po sobě stejné stánu. Jaká je pravdepodobnosť, že se tak stádo má během 4 kocků?
(2008-09-08, last1 | [ipponlogos 2.60](#))

2.61. Z 28 kostek domina (na každé kostce jsou dvě políčka s počtem teček v rozsahu 0, ..., 6) náhodně dvě vytáhneme. S jakou pravdepodobností půjdou k sobě přiláčit?
(2008-09-08, last1 | [ipponlogos 2.61](#))

2.62. Postupně vyndáváme kocku a urag se 3 hřístí, 5 šestístí a 4 devíťstí kockami. Jaká je pravdepodobnosť, že číselnou vytáhneme čtyř se hřístí?
(2008-09-08, last1 | [ipponlogos 2.62](#))

2.63. Jsou dány dvě různé nvrcholové přímky a, b . Na a je n různých bodů A_1, \dots, A_m , na b je m různých bodů B_1, \dots, B_m . Jaki je pravděpodobnost, že 3 náhodně vybrané body tvoří trojúhelník?

(2008.08.08. 1. kolo I. kategorie 2.63)

2.64. Náhodně vyberáme 3 body z konvexního n -úhelníka. Jaki je pravděpodobnost, že takto zvolený trojúhelník nemá n -úhelníkem společnou stranu?

(2008.08.08. 1. kolo I. kategorie 2.64)

2.65. Po třech dnech se se poznáme a jedlička vpravo, nebo vlevo, podle toho, zda nám na ulici padne sníh, nebo líh. Zjistíme v \mathbb{Q} . Jaki je pravděpodobnost, že po 2n krocích budeme v \mathbb{Q} ?

(2008.08.08. 1. kolo I. kategorie 2.65)

2.66. V 3-rozměrném prostoru se poznáme a jedlička se směra nebo proti směru jedné z os. Každý směr má pravděpodobnost $1/6$. Zjistíme v \mathbb{Q} . Jaki je pravděpodobnost, že po 2n krocích budeme v \mathbb{Q} ?

(2008-09-08, last | [login](#) | [logout](#) | [248](#))

2.67. Noháč je n ľudí. V čase 1 jednému z nich náhodne vylosujeme číslovia podľa opáren. Vždy v ďalšom čase toho, ktorého opáren dostal, je podľa náhodu j inému, náhodne vylosujeme. Jaká je pravdepodobnosť, že noháči v čase $1, \dots, r$ sa opáren dostane k n-človeku, ako má? Jaká je pravdepodobnosť, že noháči v čase $1, \dots, r$ sa opáren dostane k tomu, ako je pôvodne vypostil?

(2008-09-08, last | [login](#) | [logout](#) | [247](#))

2.68. (Hannochova úloha) Každé má v obom kapsách koľko krabičiek a n síkani. Krabička, do ktorej sa vezme síka sa vyberá náhodne. Jaká je pravdepodobnosť, že v síkaní, kedy poprvé naraz na pravej strane krabička, je v ňe druhá práva k síka?

(2008-09-08, last | [login](#) | [logout](#) | [246](#))

2.69. 60% ľudí nemal. Z 200 ľudí bolo vylosované 20 a zistilo sa, že prvých 5 mal. Jaká je pravdepodobnosť, že takí štyri vybraní ľudia mal?

(2008-09-08, last 1 approval, 2.70)

2.70. Číslo $1, \dots, n$ pravděpodobně. Jaká je pravděpodobnost, že upadá
 jednou dole hraje na svého vlastní? Najděte její limitu při $n \rightarrow \infty$.

(2008-09-08, last 1 approval, 2.70)

3. Podmíněná pravděpodobnost

 Σ teorie

Σ teorie. Podmíněná pravděpodobnost jevu A podmíněná jevu B :

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}, \quad \text{je-li } P(B) > 0.$$

Platí Podmíněná pravděpodobnost $P_B(A) = P(A|B)$ se chová jako pravděpodobnost.

Pro navzájem jevy A, B μ - \emptyset platí

$$P(A|B) = P(A)$$

(odůvod)

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(A) P(B)}{P(B)} = P(A).$$

Poznámka Je-li $P(B) > 0$, potom

$$P(A|B) = P(A) \text{ pro } A, B \text{ nezávislé.}$$

(2008-09-08, last11@ppsw.org, 7m)

3.1. Dva lidé hodí dvě kostky. Jaká je pravděpodobnost, že součet přeházené 10, více-li, že padla (aspoň jedna) šestka?

(2008-09-08, last11@ppsw.org, 3.1)

3.2. V populaci je 5% diabetiků, 2% populace jsou diabetici kuřáci.

Jaká je pravděpodobnost, že náhodně zvolený diabetik je kuřák?

(2008-09-08, last11@ppsw.org, 3.2)

3.3. V první nádobě jsou 2 bílé mince, ve druhé 1 bílá a 1 stříbrná, ve třetí 2 stříbrná. Zvolíme náhodně nádobku a vytáhneme minci.

Jaká je pravděpodobnost, že v nádobě obdrží bílou minci, jestliže jsme vytáhli stříbrnou?

(2008-09-08, last11@ppsw.org, 3.3)

2.4. Hez vybrání tabulace α strany n a dvojnásobí a b láným konvením. Jaká je pravidlopočítanost, že ve dvojnásobí taká vytáčením dvojnásobí končí, jestliže v prvního taká jsou vytáčení končí láným?

(2008-09-08, kati@lppol.org, 2.4)

2.5. Předpokládáme, že při volběch na n míst má každý n kandidátů stejnou šanci být zvolen. V_j značí množinu, že kandidát „j“ byl zvolen. Jsou jevy V_1, V_2, \dots, V_n nezávislé? Jaká je $P[V_1 | V_2]$?

(2008-09-08, kati@lppol.org, 2.5)

2.6. V dvojnásobí volbě káží A (B) a pravidlopočítaností 0,5 (0,3). Káží A stáží na startu píšší n , je jistá, že nezvolí. Jaká je nyní pravidlopočítanost, že volí B ?

(2008-09-08, kati@lppol.org, 2.6)

2.7. Šance nízvolení A, B, C má vztahy jsou 0,4, 0,3, 0,2. Jestliže A nízvolení, jaká je nyní pravidlopočítanost vztahy B a C ?

(2008-09-08, kati@lppol.org, 2.7)

3.8. Za předpokladu $P(\bigcap_{i=1}^{n-1} A_i) > 0$ ujednodušte výraz $P(A_n) - P(A_n | A_1) - P(A_n | A_2 \cap A_1) - \dots - P(A_n | A_{n-1} \cap \dots \cap A_1)$.
 (2008-09-08, last1 | kypoloyay-18)

Víta a celková pravděpodobnost:

3. teorema. Pro úplný disjunktiv systém $B_1, B_2, \dots, P(B_i) > 0 \forall i$, $P(\bigcup_i B_i) = 1$ platí

$$P(A) = \sum_i P(A | B_i) P(B_i).$$

(2008-09-08, last1 | kypoloyay-18)

3.9. V první urně je 6 bílých a 2 černé koule, ve druhé jsou 4 bílé a 2 černé koule. Náhodně zvolíme urnu a vytáhneme jednu kouli. Jaká je pravděpodobnost, že koule bílá?
 (2008-09-08, last1 | kypoloyay-18)

3.10. Elektronika s pravděpodobnostmi 0,4, 0,3, 0,3 skládá k jednotě ze tří možných partií. Pravděpodobnosti, že elektronika odpovídá stanovený počet hodin, jsou u jednotlivých partií 0,8, 0,9, 0,9. Jaká je pravděpodobnost, že náhodně vybraná elektronika odpovídá stanovený počet hodin?

(2008-09-03. karta 1 kategorie 3.10)

3.11. Automat A vyrobí ze směsi dvojnásobně více výrobků než automat B . Pravděpodobnost vzniku vadky je u automatu A 0,02, u B 0,05. Po skončení směsy se výrobky ukládají do jedné bedny. Jaká je pravděpodobnost, že výrobek náhodně vybraný z této bedny není vadný?

(2008-09-03. karta 1 kategorie 3.11)

3.12. K výtupní kontrole přicházejí výrobky, z nichž je 13 % vadných. Výtupní kontrola propustí 1 % vadných a vyřadí 3 % dobrých výrobků. Kolik procent výrobků kontrola vyřadí?

(2008-09-03. karta 1 kategorie 3.12)

3.13. V osadi je b lidí a a druhých lidí. Těsněme dvostrán: bez vrátní. Jaká je pravděpodobnost, že a) v prvním, b) ve druhém tahu bude taková taková lidí lidé?

(2000-09-08, last11@ppswg.org-3.13)

3.14. Závod produkuje 5% vadných ve výrobě A. Mezi nimi je 6%, kteří mají i vady B. Mezi výrobky bez vad A je 2% výrobků se vadami B. Jaká je podíl vady B mezi všemi výrobky?

(2000-09-08, last11@ppswg.org-3.14)

3.15. Mezi 20 stříelnými 4 výherci, 10 dobrých a 6 průměrných a pravděpodobnostmi náhly 0,9, 0,7 a 0,5. Jaká je pravděpodobnost, že dva náhodně vybraní střelci vše zastřelí vši?

(2000-09-08, last11@ppswg.org-3.15)

Bayesova věta

Z teorema. Pro úplný disjunktivní systém B_1, B_2, \dots , $P(B_i) > 0$ vL, $P(A|B_i) > 0$ platí

$$P(B_i | A) = \frac{P(A | B_i) P(B_i)}{\sum_{j=1}^n P(A | B_j) P(B_j)}$$

(konverze vL definice podmíněné pravděpodobnosti).

(2008-09-08, katedra logiky a Teo)

3.16. Jeden ze 3 střívků s pravděpodobnostmi náhodou 0,1, 0,5, 0,8 vystřelil a zasáhl. Jaká je pravděpodobnost, že střívek druhé střílel?

(2008-09-08, katedra logiky a Teo)

3.17. Tři stříleci s pravděpodobnostmi náhodou 0,6, 0,5, 0,4 vystřelili (každý jednou) na cíl. Zjistěte se, že 2 zasáhli. Jaká je pravděpodobnost, že to byl Z. a 3.7

(2008-09-08, katedra logiky a Teo)

3.18. Měsí 20 stříbrů je 5 vybraných, 8 dobrých a 6 porouchaných. s pravděpodobnostmi zásahu 0,9, 0,8 a 0,7. Náhodně vybraný stříbr se 2 ran treflil jednou. Jaká je pravděpodobnost, že šlo o vybraného (dobrého, porouchaného) stříbra?

(2008-09-08. část I úkolový 3.18)

3.19. Detektivní přístroj vada materiálu odhalí s pravděpodobností 0,95, a pravděpodobností 0,91 označí bezvadný materiál jako vadný. Pravděpodobnost výskytu vady je 0,005. Přístroj ukazuje vada. S jakou pravděpodobností je ukázaný materiál skutečně vadný?

(2008-09-08. část I úkolový 3.19)

3.20. Víme-li, že pravděpodobnost odhalení AIDS při testu je 0,999, že pravděpodobnost špatněho zdravotního stavu jako jedince je 0,99 a že AIDS se vyskytuje u 0,005 lidí, jaká je pravděpodobnost, že člověk, u kterého byl test pozitivní, AIDS skutečně má?

(2008-09-08. část I úkolový 3.20)

3.21. Maudel nepřijel vlak ze zamořování. Maudelka se skrývá v místnosti v₁, se s pravděpodobností 0,3 (resp. 0,6, 0,1) pracuje pivošas (resp. odpočívá v hospodě, učitel se s jím přehoví). Pravděpodobnosti, že maudel bude ve 20 hod. doma jsou, podle toho, kde se učitel, 0,9, 0,2, 0,9. Maudel nakonec ve 20 hod. doma byl. Jaká je pravděpodobnost, že pracoval pivošas (resp. byl v hospodě, byl jinde)?
(2000-09-08, last11hppoloyag 3.21)

3.22. Mladí 6 profíků jsou pouze 2 nezříčení. Pravděpodobnost nároku je u zříčených 0,9, u nezříčených 0,2. Náhodně vybranou profíkem se podařilo vstoupit. Jaká je pravděpodobnost, že šlo o zříčenou (nezříčenou)?
(2000-09-08, last11hppoloyag 3.22)

3.23. Je výsledná správa choděná a malá jednička. Vlhkou rubrou může dojít k chybné pravděpodobnosti přijetí 0 (resp. 1), byla-li skutečná výsledná, je 0,97 (resp. 0,8). Ve výsledné správě je 45% mal. Jaká je

pravděpodobnost, že přijatá 1 hodba skutečně vyhrává? Jaká je pravděpodobnost špatného přijetí?

(2008-09-08, last | ipso | logyq 3.23)

3.24. Novýtilina-li se letadla podrobně, kontrolka se rozhodla s pravděpodobností 0,999, a pravděpodobností 0,005 však signalizuje návrat, i když vše proběhlo v pořádku. K nešťastné podrobně došlo s pravděpodobností 0,003. Jaká je pravděpodobnost, že blížící se kontrolka předchytí nějaký problém?

(2008-09-08, last | ipso | logyq 3.24)

Doplň

3.25. Finanční Dobrý a Zlý mají společně peníze. Pravděpodobnost, že Dobrý (resp. Zlý) svůj úvěr splatí, je 0,9 (resp. 0,1). Pravděpodobnost, že nepolí jeden úvěr hned splacen, je 0,95. Jaká je pravděpodobnost, že Zlý úvěr nesplatí, jestliže Dobrý už ho splatil? Je číselná analýza ještě nějak možná?

(2008-09-08, last | ipso | logyq 3.25)

3.26. Dílna v průměru vyrábí 95% bezvadných výrobků. 30% produkuje pochází od pracovníka B, který odpracovává jen 80% bezvadných výrobků. Je-li výrobek z této dílny vadný, a jakou pravděpodobností pochází od B?

(2008-09-08. last11 kppoloyag 3.26)

3.27. Jen 60% výrobků je kvalitních. Proto se každý jednorázově testuje. Ví se, že podíl výrobků, které jsou nekvalitní a zároveň testování projdou, je 0,1 a že testovací měření nezaznamená závadu u 70% testovaných výrobků. Jaká je podmíněná pravděpodobnost, že výrobek, u něhož se při testu neprojevíla závada, je skutečně kvalitní?

(2008-09-08. last11 kppoloyag 3.27)

3.28. Při narušení dvojčát je pravděpodobnost stejného pohlaví dvočrta větší než opačného. Je-li první dvojče chlapec, jaká je pravděpodobnost, že i druhé bude chlapec? (Celková pravděpodobnost narušení chlapce je 0,51).

(2008-09-08. last11 kppoloyag 3.28)

3.29. Tři kosi, každý s pravděpodobností úlovku 0,4, současně vyrostou na vlně. S jakou pravděpodobností bude vlně usát, je-li známo, že při 1 (2, 3) úlovku usává s pravděpodobností 0,2 (0,5, 0,8)?
(2008-09-08, Janův úpokořný 3.29)

3.30. Na letadle bylo čtyřicet nesvětlé na sobě vystřeleno s pravděpodobností úlovku 0,1. Jaká je pravděpodobnost, že letadlo bude vyřazeno, stačí-li k tomu 3 úlovky; při 2 se tak stane s pravděpodobností 0,8 a při 1 úlovku 0,6?
(2008-09-08, Janův úpokořný 3.30)

3.31. Na cíl míří 3 nesvětlé vještěly s pravděpodobnostmi úlovku 0,1, 0,2, 0,3. Ke zničení cíle stačí 2 úlovky, při jednom dopjde ke zničení s pravděpodobností 0,6. Jaká je pravděpodobnost zničení cíle?
(2008-09-08, Janův úpokořný 3.31)

3.32. Dvěma desítkami v náhodném pořadí se různě dlouhých nabídek k slasti. Délka prvního $n-1$ následující celustne a vezme-li prvního

takového, který bude lepší než těch prvních $n - 1$. Jaká je pravděpodobnost, že si vybere nejlepšího? Jaká je pravděpodobnost, že se nepovede?

(2008-09-08, kniha *Matematika 3.12*)

3.33. $p_{22} = 5/6$ lidí pojištěných proti úrazu se pojišťovny jmenuje „bříkál“ lidé a pravděpodobnosti úrazu bříkálům roku $a_{22} = 0,06$. Zbylých $p_{22} = 1/6$ lidí sportovní, a nichž je pravděpodobnost úrazu $u_{22} = 0,6$. Jaká je pravděpodobnost, že náhodně vybraný pojištěnec bude mít bříkálům roku úraz, a jaká, že mezi takovými si vybere nešťastníka, který bude mít úraz i v příštím roce? (U každého pojištěnce předpokládáme nezávislost výskytu úrazu v jednotlivých letech.)

(2008-09-08, kniha *Matematika 3.11*)

3.34. Chceš se na rodiny s dětmi. Předpokládáme, že v rodině s k dětmi je pravděpodobnost výskytu libovolné pohlavnosti kluků a holek 2^{-k} [1]. navoneni kluka nebo holky nastání nezávisle a pravděpodobnosti $1/2$ a že pravděpodobnosti výskytu 1, 2, 3 a 4 děti

jeva 0,2, 0,4, 0,15 in 0,05. Milana-E informacij, če v različni sezoni
kavča, kaj je pravih hipotez, če maži jev jedino diti (kavča)?
(2000 00 00. kati i ppa i tpa q. 2. 24)

4. Diskrétní náhodné veličiny

\mathbb{Z} teorie:

\mathbb{Z} teorie. Rozdělení Q náhodné veličiny $X : (\Omega, \mathcal{A}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$ je míra na $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$:

$$Q(B) = P\{X_{-1}(B)\} = P\{X \in B\}, \quad B \in \mathcal{B}.$$

Distribuční funkce F rozdělení Q (náhodné veličiny X):

$$F(x) = Q((-\infty, x]) = P\{X \leq x\}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

(oproti spojité).

Střední hodnota náhodné veličiny X (je-li rozdělení):

$$E X = \int_{\mathbb{R}} X(x) dP(x) = \int_{\mathbb{R}} x dQ(x).$$

Receipt of random variable X (or/its realization):

$$\text{var } X = E(X - E(X))^2 = E(X^2) - (E(X))^2.$$

(2008-09-08, last 11 pages, page 7th)

4.1. For each value x assume $\Omega = \{L, R\}$, with $P(\omega) = 1/2 \forall_{\omega \in \Omega}$.
 Functions X, Y are defined on the set Ω as \mathbb{R} values:

$$X(L) = 1, \quad X(R) = 0, \quad Y(L) = 0, \quad Y(R) = 1.$$

Can someone find a random variable Z with X and Y Markov chain distribution function, and its expected value and receipt?

(2008-09-08, last 11 pages, page 4.1)

4.2. Write down the central moment of the given random variable.

(2008-09-08, last 11 pages, page 4.2)

4.3. Write down the expected value and receipt of the variable and alternative random variable with parameter p .

(2008-09-08, last 11 pages, page 4.3)

4.4. Dva stříleči (a pravidelněpochopnostní náhadu p_1 a p_2) se střelili ve střílení, dokud někdo nezaváhne. Určete rozdělení počtu výstřelů.

(2008-09-08, část 1 úkolů 4.4)

4.5. Lavec má 5 patřem a pravidelněpochopnost náhadu 0,4. Střelí, dokud nestrefí (a dokud má dluh). Určete rozdělení, střední hodnotu a rozptyl počtu výstřelů.

(2008-09-08, část 1 úkolů 4.5)

4.6. Pro náhodnou veličinu X máme $p_k = P\{X = k\} = p_k$, je $p_1 = 1/3$, $p_2 = 1/4$, $p_3 = 1/6$, $p_4 = 1/4$. Spočítejte její střední hodnotu, rozptyl a nakreslete graf distribuční funkce.

(2008-09-08, část 1 úkolů 4.6)

4.7. Pro náhodnou veličinu X je $P\{X = k\} = p_k$, $p_{-1} = 1/4$, $p_{-2} = 1/6$, $p_0 = 1/6$, $p_1 = 1/6$, $p_2 = 1/4$. Spočítejte jeho střední hodnotu, rozptyl, střední, střední, střední a nakreslete graf distribuční funkce.

(2008-09-08, část 1 úkolů 4.7)

4.8. Náhodně vybereme jedinec z čísel $1, 2, \dots, 10$. Náhodná veličina X neseň náhodně vybratýho po vyřazení tohoto čísla čtyřmi. Určete střední hodnotu a rozptyl X . Jsou jevy $\{X = 2\}$ a $\{X \leq 3\}$ nezávislé? Jaká je pravděpodobnost, že X je liché číslo?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

4.9. Dvakrát nezávisle na sobě hodíme kostkou upravenou tak, že na 2 stranách má jedničku, na dalších 2 dvojku a na posledních 2 trojku. Náhodná veličina X neseň náhodně vybrané hodky. Určete střední hodnotu a rozptyl X . Určete $P\{X \text{ je sudé číslo}\}$.

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

4.10. Dvakrát nezávisle na sobě hodíme kostkou upravenou tak, že na 2 stranách má jedničku, na dalších 2 dvojku a na posledních 2 trojku. Náhodná veličina X neseň náhodně vybratýho po vyřazení součtu hodky třemi. Určete střední hodnotu a rozptyl X . Jsou jevy $\{X = 0\}$, $\{X = 1\}$ a $\{X = 2\}$ nezávislé?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

4.11. Haldí rozdíl na jedné z čísel $1, \dots, k$. Haldí hodí 3 kostkami. Neobjeví-li se vzájemně čísla, haldí pokračuje stejnou objevení-li se, dostává ji opět a k tomu ještě stejnému číslu se každý výskyt jeho čísla. Jaký je střední násk haldího?

(2008-09-08, last11 kategorie 4.11)

4.12. Představuji $P\{X = k\} = \frac{1}{2^k} \frac{1}{k!}$, $k \in \mathbb{N}$, rozdělení pravděpodobnosti? Jak je to v tom případě s E.N?

(2008-09-08, last11 kategorie 4.12)

Náhodné rozdělení

4.13. Při pokusu nastává úspěch s pravděpodobností p . Náhodná veličina X označí náhod. počet úspěchů po n nezávislých opakovaných pokusech. Určete její distribuční funkci, střední hodnotu, rozptyl. Jaké má rozdělení?

(2008-09-08, last11 kategorie 4.13)

4.14. Príkazit hodline náhody. Písačici distribúcia náhodnej funkcie náhodnej rozdeľnosti vyjadrite pravdepodobnosť, že napíše dvojnásobok počtu lístkov.

(2008-09-08 - ústná úprava úlohy 4.14)

4.15. Príkazit hodline náhodnej funkcie. Písačici distribúcia náhodnej funkcie náhodnej rozdeľnosti vyjadrite pravdepodobnosť, že hodnota počtu napíše jednotku.

(2008-09-08 - ústná úprava úlohy 4.15)

4.16. Hodline ústne príkazit náhody. Náhodná veličina X má hodnotu náhodnej funkcie, ktorá je počet lístkov. Určete jej strednú hodnotu a rozptyl. Je to pravdepodobnosť, že $X \leq 4$, $X \geq 0$ menšie?

(2008-09-08 - ústná úprava úlohy 4.16)

4.17. Pravdepodobnosť nájdenia chlapca je 0,515. Určete takú hodnotu počtu lístkov, aby pravdepodobnosť, že napíše náhodne jednotku chlapca, bola rovná hodnote 0,505.

(2008-09-08 - ústná úprava úlohy 4.17)

4.18. Kolika kostkami je třeba házet, aby průměrný počet dvojek na 1 kosti byl 67?

(2008-09-08, kategorie 1, řešení 4.18)

Hypergeometrické rozdělení

4.19. V rybníku je N kapří. A jich vylovíme, označíme a vrátíme zpátky. Po druhé vylovíme n kapří. Náhodná veličina X označuje počet označených mezi nimi. Jaké má X rozdělení?

(2008-09-08, kategorie 1, řešení 4.19)

4.20. Z urny se 3 bílými a 5 červenými kuličkami jsou vytahovány 3 kuličky. Najděte rozdělení a střední hodnotu počtu červených kuliček mezi vytahovanými.

(2008-09-08, kategorie 1, řešení 4.20)

4.21. Mísa s 6 vjevoňky v hradle je 6 smetků. Je vybráno 5 vjevoňek. Najděte rozdělení a střední hodnotu počtu smetků mezi vybranými.

(2008-09-08, kategorie 1, řešení 4.21)

4.22. V množině jsou 3 čísla a , b a c kladná. Původní detailní řešení funkce náhodně zvolíme vyjádřete pravděpodobnost, že při vytáhnutí 3 kuliček budou uprostřed 2 čísla.

(2008-09-08 - katedra aplikované matematiky)

Číslovné řešení úlohy

4.23. Hádáme kostkou. N lidí souhlasí, když hodí přechýleno jednou kostkou. Jaká má N rozdělení?

(2008-09-08 - katedra aplikované matematiky)

4.24. Dva lidé střídavě házejí kostkou. Vyhraje ten, kdo první hodí šestku. Jaká je pravděpodobnost, že vyhraje ten, který začíná?

(2008-09-08 - katedra aplikované matematiky)

Přesvědčení řešení úlohy

4.25. Určete střední hodnotu a rozptyl veličiny X binomického rozdělení s parametrem n .

(2008-09-08 - katedra aplikované matematiky)

4.26. Průběžný telefonní hovor trvá 1,5 min. Dočkal-li přímáhradě k 600 hovorům na hodinu, jaká je pravděpodobnost, že se bude nastávaná hmat více než 30 hovorů?
(2008-09-08 - káňá lppolopaq 4.26)

4.27. Průběžný telefonní hovor trvá 1,5 min. Má-li detředna 10 línek a dočkal-li přímáhradě k 120 hovorům na hodinu, jaká je pravděpodobnost strážy volání?
(2008-09-08 - káňá lppolopaq 4.27)

4.28. Průběžný telefonní hovor trvá 1,5 min. Kolik línek musí detředna mít, dočkal-li přímáhradě k 240 hovorům na hodinu a pravděpodobnost strážy volání nemá překročit a) 0,01, b) 0,001?
(2008-09-08 - káňá lppolopaq 4.28)

4.29. V aparátře dočkal k vyřadení 10 líny na rok. Jaká je pravděpodobnost, že během 1000 hodin provozu dojde k vyřazení aparátury v dočkalém poměry líny?
(2008-09-08 - káňá lppolopaq 4.29)

4.30. V práci náhodně dochází náhodně k výpadkům. Průměrně jsou 2 výpadky na 24 hodin. Za předpokladu, že možnost výpadku je v každém okamžiku stejná, jaká je pravděpodobnost, že a) v rámci 24 hodin k nepokl. 1 výpadku dojde, b) na týden nebude více než 2 výpadky?

(2008-09-08, last144ppollogag, 4.30)

APROXIMACE

Z teorie. Lze použít správně následovně

- hypergeometrického rozdělení $HG(N, A, n)$ binomického $Bi(n, A/N)$, když $n/N < 0,1$, $A/N < 0,1$,
- binomického $Bi(n, p)$ Poissonovyho $Po(\lambda)$, když $n \geq 10$ a $p < 0,1$.

(2008-09-08, last144ppollogag, The)

4.31. Měsí 15-000 výrobky je 300 vadných. Náhodně vybereme 100 výrobků. Jaká je pravděpodobnost, že vadná budek nejvýše 2?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

4.32. Ve „sportovní“ tabulce 6 týmů a 49. Síťovina 6 týmů. Jaká je pravděpodobnost, že jsou všechny první 4 týmy?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

4.33. Závod vyhrál v průměru 99,8% kvalifikací vývozků. Jaká je pravděpodobnost, že mezi 500 vybranými body více než 3 smetky?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

4.34. Je-li 1% levnější, jaká je pravděpodobnost, že mezi 200 lidmi budou a) první 4, b) poslední 4 levnější?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

Další

4.35. Hodíme kostkou. Některou veličnou X rozdělíme na dvě části součtem a a b . Vypočítejte střední hodnotu a rozptyl X . Jsou jedy $|X| \leq -4$ a $|-4| \leq X \leq -3$ souvislé?

(2008-09-08, katedra aplikované matematiky)

4.36. Z 10 výrobků, mezi nimiž jsou 3 vadné, postupně vybíráme 2 výrobky. Veličina X udává počet vadných (neboli vybraných). Uveďte pravděpodobnostní funkci veličiny X , jestliže vybraný výrobek a) vrácíme zpět, b) nevrácíme zpět.

(2008-09-08, last1hppolysq-4.36)

4.37. Dva stíleci (s pravděpodobnostní úskalími 0,5 a 0, 0) nezavřeli každý dvakrát vystřelí. Najděte rozdělení, střední hodnotu a součty koeficientů polyn. úskalí.

(2008-09-08, last1hppolysq-4.37)

4.38. Dva stíleci (s pravděpodobnostní úskalími 0,4 a 0, 2) nezavřeli každý dvakrát vystřelí. Najděte rozdělení, střední hodnotu a součty rozdílu polyn. úskalí prvního a druhého stílece.

(2008-09-08, last1hppolysq-4.38)

4.39. Právník obhajuje n stíleci stojících v řadě po a metrech. Po skončení práce na jednom se ptáme k tomu stíleci, který šel

problem is also given. For well-posedness of problem in a weak sense, the following theorem is proved. **4.40.** Let α and β be given in $L^2(\Omega)$ and $L^2(\Gamma)$ respectively. Then the problem (4.39) is well-posed in the sense of Hadamard if and only if α and β satisfy the compatibility condition (4.40).

4.41. Let α and β be given in $L^2(\Omega)$ and $L^2(\Gamma)$ respectively. Then the problem (4.39) is well-posed in the sense of Hadamard if and only if α and β satisfy the compatibility condition (4.40).

(2000-08-08, last updated on 2016-08-08)

5. Spejtité mibhodné vektiny

2. teorema:

2. teorema. Distribuční funkce $F(x) = P\{X \leq x\}$ je absolutně spejtité, tj. existuje funkce $f(x)$ (hustota) splňující

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt.$$

Naspaké $f(x) = F'(x)$.

Tudíž

$$E g(X) = \int g(x)f(x) dx,$$

$$P\{X \in A\} = \int_A f(x) dx$$

(a helyi $F(K = a) = 0$), p -kvantil

$$a_p = \inf\{x, F(x) \geq p\} = F_{-1}(p).$$

(2008-09-08 - Iskolai tippelések, 7. hét)

5.1. Nagyjáté eloszlású funkciót rendelni kívánok: $f(x) = x/2$ az $(0, 1)$, $1/2$ az $(1, 2)$, $(3-x)/2$ az $(2, 3)$.

(2008-09-08 - Iskolai tippelések 5.1)

5.2. Rendeltési statisztikai valószínűségi X je eloszlású $f(x) = 2x + 2$, az $(-1, 0)$ az valószínűségi jelle. Nagyjáté $F(-2) \leq X \leq -0,5$, $F(-2) \leq X \leq -1$ az K.K.

(2008-09-08 - Iskolai tippelések 5.2)

5.3. Statisztikai valószínűségi X az eloszlású funkciót $x^2/4$ az $(0, 2)$, valószínűségi $x < 0$ az jeles az $x > 2$. Nagyjáté-jeji eloszlás, módus, középérték, statisztikai eloszlás az $F(0, 5 < X < 1, 5)$.

(2008-09-08 - Iskolai tippelések 5.3)

5.4. Najdite mediana, horni kvartil a 10% kvartil rozdilni urceniho kvestora $f(x) = 1 - x/2, x \in (0, 2)$.
 (2000-09-08 - last 1 kppolozny 5.4)

5.5. Nihodni velicina mi kvostva $f(x) = ax^{-1/2}$ na \mathbb{R}^+ (Laplace).
 Urcte a , stredni hodnota a rozptyl.
 (2000-09-08 - last 1 kppolozny 5.5)

5.6. Nihodni velicina X mi kvostva $f(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}}e^{-x^2}$ na \mathbb{R} (Cauchy).
 Urcte a , distribuci funkci, $P\{X > \sqrt{\frac{3}{2}}\}$, stredni hodnota, modus a mediana.
 (2000-09-08 - last 1 kppolozny 5.6)

5.7. Nihodni velicina X mi kvostva $f(x) = ax^2$ na $[0, 2]$ a 0 jinde.
 Urcte a , a pravdepodobnost, ze X se od sve stredni hodnoty nelisi o vice nez 0,5.
 (2000-09-08 - last 1 kppolozny 5.7)

5.8. Najděte distribuční funkci náhodnosti náhodné zvoleného bodu v kruhu α poloměru R od jeho středu.

(2008-09-08 - katedra aplikované M)

5.9. Najděte hustotu, distribuční funkci, střední hodnotu a rozptyl náhodnosti náhodné zvoleného bodu kruhu α poloměru R od jejího středu.

(2008-09-08 - katedra aplikované M)

Rozmnožené normální

5.10. Náhodná veličina X má $\text{Ro}(0, 1)$. Najděte její hustotu a distribuční funkci a určete $P\{0 < X < 1/2\}$.

(2008-09-08 - katedra aplikované M)

5.11. Spojte střední hodnotu a rozptyl rozmnožené náhodní $\text{Ro}(a, b)$.

(2008-09-08 - katedra aplikované M)

5.12. Náhodná veličina X má exponenciální rozdílenci. Jaká je její hustota, jestliže $E[X] = 1$, $\text{var}[X] = 2$.

(2000-09-09 - last11 úroveň 5.12)

Exponenciální rozdílenci

5.13. Doba do poruchy má exponenciální rozdílenci s hustotou parametru 0,002. Najděte střední dobu do poruchy a pravděpodobnost, že po době 50 hodin nastojíte k poruše.

(2000-09-09 - last11 úroveň 5.13)

5.14. Doba bezporuchového chodu náhlaz má exponenciální rozdílenci se střední hodnotou 700 hodin. Určete dobu, během ní nastojíte s pravděpodobností 0,8 k poruše?

(2000-09-09 - last11 úroveň 5.14)

5.15. Některé životnost výrobků se řídí exponenciálním rozdílencem s distribuční funkcí $F(x) = 1 - e^{-x/\theta}$, $x \geq 0$. Jakou míru náhodnou střední výrobce, nemá-li počet reklamovaných výrobků překročit 10%?

(2008-09-08 - ústní kólový test § 5.16)

5.16. Dobrá oprava televize má exponenciální rozdělení. Určete střední dobu opravy, jestliže do 60 minut je opraveno 20% televizorů.

(2008-09-08 - ústní kólový test § 5.16)

5.17. Jaký je podíl střední hodnoty a rozptylu u exponenciálního rozdělení?

(2008-09-08 - ústní kólový test § 5.17)

5.18. Doba do poruchy zařízení má exponenciální rozdělení s parametrem λ . Poruchové zařízení je za dobu t opraveno a znovu uvedeno do provozu. Jaká je pravděpodobnost, že není znovu poručené během více času než $3t$?

(2008-09-08 - ústní kólový test § 5.18)

5.19. Střední doba bezporuchové práce dvou zařízení pracujících současně u exponenciálního rozdělení je 750 a 800 hodin. Jaká je pravděpodobnost, že obě vydrží pracovat déle než 1000 hodin?

(2008-09-08 - ústní kólový test § 5.19)

5.20. Vyjádřete dílnu, po kterou bude u pravděpodobnosti $1 - \alpha$ pravost nulové hypotézy H_0 a rovnoběžné se stranami rozložené (výběhy s (malými) exponenciálními rozložením) nepárových výběrů (nejsou párové!).

(2008-09-08 - test k přepočtu 8.20)

Normální rozdělení

5.21. Náhodná veličina X má rozdělení $N(\theta, 1)$. Vyjádřete hustotu a distribuční funkci veličiny $Y = \mu + \sigma X$.

(2008-09-08 - test k přepočtu 8.21)

5.22. Dávka výrobků v tuně má $N(60, 3, 0, 04)$. Jaká je pravděpodobnost, že dávka náhodně vybrané výrobky bude mezi 68 a 69 tun? (2008-09-08 - test k přepočtu 8.22)

5.23. Výšedový náhodný jev nastihne jev normálně rozloženou náhodnou veličinou se střední hodnotou 1000. Jaká je pravděpo-

dobrot, že při 3 měřeních bude nepatř jedinou chybou v intervalu $(0, 2, 6)$?

[2008-09-08 - část 1 | úroveň 3 (0.21)]

5.24. Životačet stříky (v km) má normální rozdělení s průměrem 10000 a směrodatnou odchylkou 3000. Jaká je pravděpodobnost, že na vzdálenosti 4000 km nebude třeba měnit žádnou ze 4 střík?

[2008-09-08 - část 1 | úroveň 3 (0.24)]

5.25. Pro veličnou $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ máme a) $P\{X \leq 5\} = 0,7$ a $P\{X \geq 0\} = 0,8$, b) $P\{X \geq 5\} = 0,7$ a $P\{X \leq 0\} = 0,8$. Určete μ, σ^2 .

[2008-09-08 - část 1 | úroveň 3 (0.25)]

5.26. Výsledky radarového měření jsou ustředěny normálně rozdělenou náhodnou veličnou a měřena střední hodnotou, která s pravděpodobností 0,95 nepřesahuje 40 km. Určete směrodatnou odchylkou měření.

[2008-09-08 - část 1 | úroveň 3 (0.26)]

5.27. Výrobky jsou považované za prvotřídní, pokud obsahují celkové množství dřevy nepřesně 1,5 tuny. Jestliže obsahují má množství $N(0, 0.9)$, kolik prvotřídních výrobků lze dělat mezi 100 výrobky?

(2008-09-08 - katedra logiky 5.27)

5.28. Chyba při měření vzdálenosti má $N(0, 1170)$. Kolikrát je třeba měření opakovat, tak-li s pravděpodobností 0,9 být lepší jednou chyba mezi 57

(2008-09-08 - katedra logiky 5.28)

5.29. Jaký rozptyl mají normálně rozdělená měření, která se s pravděpodobností 0,91 nacházejí cel správné hodnoty a více než 24 m?

(2008-09-08 - katedra logiky 5.29)

MONOTÓNNE TRANSFORMACE

1. úloha. Je-li náhodná $Y = F(X)$, monotónne funkci veličiny X (nebo lepší postupně na několika intervalech), lze spočítat její dis-

bilateral binomial process: inverse transformation T_{-1} . For T random

$$\begin{aligned}
 F_T(x) &= P\{T \leq x\} = P\{T(X) \leq x\} = P\{X \leq T_{-1}(x)\} = \\
 &= F_X(T_{-1}(x)),
 \end{aligned}$$

resp. for T classical

$$F_T(x) = \dots = P\{X \leq T_{-1}(x)\} = 1 - F_X(T_{-1}(x)).$$

[\[2008-09-08 - last 1 application The\]](#)

5.30. Najbliže klasická veličiny $T \sim N^2$, jejíž X má rozdělení $\text{Exp}(0, 1)$.

[\[2008-09-08 - last 1 application 5.30\]](#)

5.31. X má $\text{Exp}(-1, 1)$. Najbliže klasická veličiny N^2 .

[\[2008-09-08 - last 1 application 5.31\]](#)

5.32. Některá veličina X má rozdělení $\text{Exp}(1, 1)$. Najbliže-klasická a distribuční funkce veličiny $T \sim 1/N$.

[\[2008-09-08 - last 1 application 5.32\]](#)

5.33. Najdite lastotna vektorja $V = \ln K$, jstlike X in lastotna $\frac{d}{dx} e^{-x^2}/2x$, $x > 0$, s nekatero jstko (Rayleigh).

[2000-09-09 lasti kvažihermitski 5.33]

5.34. Najdite lastotna, stranski lastotna s razprtyl vektorja $V = \exp(-x)$, jstlike X in lastotna $3x^2$, $x \in (0, 1)$, s nekatero jstko.

[2000-09-09 lasti kvažihermitski 5.34]

5.35. Najdite lastotna vektorja X^2 , jstlike $X \sim N(0, 1)$.

[2000-09-09 lasti kvažihermitski 5.35]

5.36. Na kraljici polosevra R se stridem v poličku je nekakni stridem last. Nihodna vektorja X je jstko a -vri razdelitev. Ustete lastotna s stridna lasti funkciji X .

[2000-09-09 lasti kvažihermitski 5.36]

5.37. Nihodna vektorja X in razdelitev s stridna lasti funkciji $F(x) = 1 - e^{-x}$, $x > 0$ ($\text{Exp}[1]$). Najdite funkciji T tak, aby vektorja $V = T(X)$ in $N(0, 1)$.

[2000-09-09 lasti kvažihermitski 5.37]

Zadatak

5.38. Razloženi slučajni vektor X je dano funkcijom $f(x) = -x/2 + 1$ na $[0, 2]$ a nikud na drugdje. Nađite $P\{X \leq 1\}$, $P\{X > 1\}$ a $E(X)$.

[2000-09-09. Izditi i popraviti 5.38]

5.39. Razloženi slučajni vektor X je dano funkcijom $f(x) = 1/2$ ako $x \in (-2, -1) \cup (1, 2)$ a nikud na drugdje. Nađite $P\{X \leq -1, 5\}$, $P\{X < 0, 5\}$ a $E(X)$.

[2000-09-09. Izditi i popraviti 5.39]

5.40. Razloženi slučajni vektor X je dano funkcijom $f(x) = 1$ na $[0, 0, 5]$, $f(x) = 1/2$ na $[1, 2]$, $f(x) = 0$ drugdje. Nađite $P\{0, 25 \leq X \leq 1, 5\}$ a $E(X)$.

[2000-09-09. Izditi i popraviti 5.40]

5.41. Razloženi slučajni vektor X je dano funkcijom $f(x) = 3(x - 1)^2$ na $(0, 1)$ a nikud na drugdje. Ukoliko slučajni vektor X ima slučajnu funkciju $F(x)$ na $[0, 1]$.

[2000-09-09. Izditi i popraviti 5.41]

5.42. Rovnoměrná náhodná veličina X je dle nás konstantou $f(x) = a$ na $(0, 1)$, $f(x) = 2 - a$ na $(1, 2)$, $f(x) = 0$ jinde. Určete střední hodnotu, rozptyl a hustotu distribuční funkce v bodě 1,5.

[2008-09-08 - katedra aplikované matematiky]

5.43. Náhodná veličina X má hustotu $3x^2$ na $(0, 1)$ a nulovou jinde. Najděte její distribuční funkci, medianu, modus a střední hodnotu.

[2008-09-08 - katedra aplikované matematiky]

5.44. Náhodná veličina má hustotu $f(x) = a \sin x$ na $(0, \pi)$ a 0 jinde. Najděte a , distribuční funkci a $P(X \in (0, \frac{\pi}{2}))$.

[2008-09-08 - katedra aplikované matematiky]

5.45. Rovnoměrná náhodná veličina X je dle nás konstantou $f(x) = e^x$, pro $x < 0$ a nulovou jinde. Spočítejte střední hodnotu a rozptyl.

[2008-09-08 - katedra aplikované matematiky]

5.46. Jaká je pravděpodobnost, že po 200 hodinách provozu budou fungovat aspoň 3 výrobky a 5, jestliže jejich životnost v hodinách má $N(180, 400)^2$

[2000-09-08 - last | skip | top | 8.46 |]

8.47. Najděte p -kvantil Weibullova rozdělení a distribuční funkci $F(x) = 1 - e^{-(x/\lambda)^k}$, $x > 0$.

[2000-09-08 - last | skip | top | 8.47 |]

8.48. Vyhleďte p -kvantil rozdělení $LN(\mu, \sigma^2)$.

[2000-09-08 - last | skip | top | 8.48 |]

8.49. Spočítejte $P\{X \in [k\sigma\sqrt{\ln X}, (k+1)\sigma\sqrt{\ln X}]\}$, $k = 1, 2, 3$ pro veličinu X s rozdělením $\text{Exp}(\lambda)$, $\text{Exp}(\lambda)$ a $N(\mu, \sigma^2)$.

[2000-09-08 - last | skip | top | 8.49 |]

8.50. Najděte lastotu veličiny $Y = X^2$, jestliže veličina X má rozdělení $\text{Exp}(\theta, \mathbb{Z})$.

[2000-09-08 - last | skip | top | 8.50 |]

8.51. Najděte lastotu veličiny $Y = 1/X$, jestliže X má rozdělení $\text{Exp}(\theta, \mathbb{V})$.

[2000-09-08 - last | skip | top | 8.51 |]

5.5.2. Najbliŝie linearna wliŝiny $Y = \ln X$, jostliŝe X maŝ rozróżnial $\text{Re}(0, 1)$.

(2000-09-09 - last | poprzedni | nast.)

5.5.3. Najbliŝie linearna wliŝiny $Y = -\ln X$, jostliŝe X maŝ rozróżnial $\text{Re}(0, 1)$.

(2000-09-09 - last | poprzedni | nast.)

5.5.4. Najbliŝie linearna wliŝiny $Y = X^2$, jostliŝe wliŝiny X maŝ rozróżnial $\text{Re}(-2, 0)$.

(2000-09-09 - last | poprzedni | nast.)

5.5.5. Najbliŝie linearna wliŝiny $Y = 1/X$, jostliŝe wliŝiny X maŝ rozróżnial $\text{Re}(0, 2)$.

(2000-09-09 - last | poprzedni | nast.)

5.5.6. Najbliŝie linearna wliŝiny $Y = 5 \ln X$, jostliŝe X maŝ rozróżnial $\text{Re}(0, 1)$.

(2000-09-09 - last | poprzedni | nast.)

6. Věroby mosti náhodných veličinami

2. úroveň

6.1. Náhodný vektor (X, Y) má konstantní hustotu na $[1, 2] \times [2, 4]$ a nikde jinde. Najděte středovou a marginální hustoty a distribuční funkce, zjistěte, zda jsou X a Y nezávislé.

(2008-09-08, last updated 08-1)

6.2. Jsou veličiny $U = X + Y$, $V = X - Y$, kde X, Y jsou výšeřeké dvě nezávislé a lokální hustoty, nezávislé, resp. nekorelované?

(2008-09-08, last updated 08-2)

6.3. Fyzikál hodil lineární hustoty. Jde o pravděpodobnost, že v prvních 3 hodcích padla šestka 2x, jestliže ve všech pěti hodcích padla 2x? Obecněji: Jde o $P(X_1 = k \mid X_1 + X_2 = n)$, jestliže $X_1 \sim \text{Bi}(n_1, p)$ je nezávislé a $X_2 \sim \text{Bi}(n_2, p)$?

(2008-09-08 - katedra aplikované fyziky)

6.4. Mějme nezávislé stejné rozdělení veličiny X_1, \dots, X_n a rozdělení n -a funkce f a distribuční funkci F . Najděte distribuční funkci a hustotu jejího maxima a minima.

(2008-09-08 - katedra aplikované fyziky)

V souvislosti s normálními

6.5. Množina výskaje (v \mathbb{R}^2)-dimenznosti na unitární sféře máji $N(0,0, I_2)$. Jakké je pravděpodobnost, že a) výskaje je nulové, b) průměrná výskaje je 5-úhelníkové vybraných dimenznosti přibližně 0,0000001?

(2008-09-08 - katedra aplikované fyziky)

6.6. Čtyřna měření má rozdělení $N(0, 16)$. Kolikrát je větší pravděpodobnost, aby se v pravděpodobnosti alespoň 0,95 aritmetický průměr naměřených hodnot nacházel v intervalu od průměrné hodnoty o více než 1?

(2008-09-08 - katedra aplikované fyziky)

6.7. Poloměry mlýna a délka krabice (v mm) mají normální rozdělení se středními hodnotami 20,4 a 237 a se směrodatnými odchylkami 0,2 a 0,8. Čtyři mlýky je třeba vložit vedle sebe do krabice. Jaká je pravděpodobnost, že a) se nevejdou, b) zabírají méně místa než 3 mm.

(2008-09-03. 1. test k přepočítání 6.7)

6.8. Hmotnost pomerančů v dřevěné míse $N(170, 144)$ (v gramech). Jaká je pravděpodobnost, že mísa s 8 pomeranči bude vážít více než 1,5 kg?

(2008-09-03. 1. test k přepočítání 6.8)

TRANSFORMACE A KONVERGENCE

Z teorie. Pro hustotu transformované veličiny $T(X)$ platí

Má-li náhodný vektor X hustotu f_X vzhledem k Lebesgueově míře a je-li T zobrazení \mathbb{R}^n do \mathbb{R}^n , regulární a prostě na otevřených disjunktních množinách G_1, G_2, \dots , $P\{X \in \bigcup_j G_j\} = 1$, potom $T(X)$

malé hodnoty

$$f_{Y(X)}(y) = \sum_{(x \in \mathbb{R}^n | f(x) = y)} |Jf|(x) \cdot f_{X_1, \dots, X_n}(x)$$

Pro $f(X_1, \dots, X_n)$, diferencovatelnou funkci nezávislých náhodných veličin lze za předpokladu jejich blízkosti ke středním hodnotám (μ_i, σ_i^2) $\sqrt{\text{var } X_i}$ malý díky Taylorovu rozvoji

$$\begin{aligned} f(X_1, \dots, X_n) &\approx f(\mathbb{E}X_1, \dots, \mathbb{E}X_n) + \\ &+ \sum_{i=1}^n \frac{\partial f}{\partial x_i}(\mathbb{E}X_1, \dots, \mathbb{E}X_n) \cdot (X_i - \mathbb{E}X_i) \end{aligned}$$

jezt: přibližně

$$\mathbb{E} f(X_1, \dots, X_n) \approx f(\mathbb{E}X_1, \dots, \mathbb{E}X_n),$$

a

$$\text{var } f(X_1, \dots, X_n) \approx \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial f}{\partial x_i}(\mathbb{E}X_1, \dots, \mathbb{E}X_n) \right)^2 \text{var } X_i$$

(2008-09-08, last updated 2008-09-08)

6.9. Nađite distribuciju funkcije a konstantu verily $Z = X + Y$, jstikie $X \sim \text{Exp}(0, 1)$ a $Y \sim \text{Exp}(-1, 0)$ jstikie nezavisni. Kolik je $E[Z]$ a var Z ?

(2008-09-08, last updated 2008-09-08)

6.10. Nađite distribuciju funkcije a konstantu verily $Z = X/Y$, jstikie $X \sim \text{Exp}(0, 1)$ a $Y \sim \text{Exp}(-1, 0)$ jstikie nezavisni.

(2008-09-08, last updated 2008-09-08)

6.11. Neka X_1 a X_2 jstikie nezavisni verily a $\text{Exp}(\mu_1, -\sigma_1)$ a $\text{Exp}(\mu_2, -\sigma_2)$ ($\mu_1 > 0$ a σ_1 jstikie mali). Uvite jstikie verily konstantu a konstantu verily $Y = X_1/X_2$.

(2008-09-08, last updated 2008-09-08)

T. Controlled limit theorems

Central

2. theorem. X_1, X_2, \dots random variables $\mathbb{E}[X_i]^2 < \infty$. Justify

$$\frac{\mathbb{E}[\sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E}[X_i])^2]}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X_i^2]}} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0,$$

or even

$$\mathbb{P}\left[\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mathbb{E}[X_i])}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \text{var } X_i}} < a\right] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^a e^{-t^2/2} dt.$$

They give a special case of the central limit theorem (random variables $\mathbb{E}[X_i^2] < \infty$) (the Lindeberg-CYV stuff will be covered shortly) controlled limit theorems (proof).

(2008-08-05, last updated 2014)

T.1. Poisson-controlled random walk vyjadřuje $P\left[\sum_{i=1}^n X_i \leq c\right]$, jestliže X_1, X_2, \dots, X_n jsou nezávislé stejné rozdělené veličiny s rozdělením $N(1, 4)$, resp. $Alt(1/5)$, $Ro(0, 2)$, $Ro(-2, 2)$.

(2008-09-08, last updated 2009-07-14)

T.2. Zastávková letadla s 64 místy musí přečistit 6000 kg. Jaká je pravděpodobnost, že při plánovaném obsazení bude tato hodnota překročena, má-li kapacita cestujících střední hodnotu 90 kg a standardní odchylka 10 kg?

(2008-09-08, last updated 2009-07-14)

T.3. Počet chyb na jedné straně textu má střední hodnotu 8 a rozptyl 4. Jaká je pravděpodobnost, že na 100 stránkách bude méně než 750 chyb?

(2008-09-08, last updated 2009-07-14)

T.4. Předpokládáme, že lík má při plánovaném stejném dávkování číselnou křivku se směrem 1–5. Jaká je pravděpodobnost, že průměrná směrná ve třídě se 80 líky bude lepší než 2,5?

Controlled random walks (Controlled)

100%
 100%
 100%
 100%
 100%

(2008-09-08, last updated 2014-07-08)

T.5. Páse „A“ sestává ze dvou a z jednoho tranzaje, která jeví v intervalu 5 min., přičemž jeho příloze na nastáto je váletem k odjedné tranzaje svého náhodný. S jakou pravděpodobností převede páse „A“ během 20 pracovních dní mezi 120 a 130 min.?

(2008-09-08, last updated 2014-07-08)

T.6. Stokrát hodíme kostkou. Jaká je pravděpodobnost, že součet dvojnásobků ná hodů mezi 120 a 180?

(2008-09-08, last updated 2014-07-08)

Pro alternativní rozvržení

Z teorie. Pro $S_n \sim \text{Bi}(n, p) = \sum \text{Alt}(p)$ (nezávislé) je

$$P \left[\frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} < x \right] \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(x),$$

přičemž aproximaci použijeme až při var $S_n > 9$.

(2008-09-08. katóliáppályozás, T.6)

T.7. Pravidelnostou je se součtem šesti vrstvy vyplněný, je 0,7. Jaká je pravidelnost, se se 100 vrstevy je se jak vrstvy naplně 100 vyplněných? Kolik je-li třeba vzrostat, aby se tato pravidelnost zvýšila na 0,99?

(2008-09-08. katóliáppályozás, T.7)

T.8. V cestě je 16 lidí a 14 šerův kůli. Jaká je pravidelnost, se při 150 tazích jedné kůli (a vzrostat) vytáhneme bílou kuli 77x?

(2008-09-08. katóliáppályozás, T.8)

T.9. Jaká je pravidelnost, se při 100 kůlech kůli podne kůli sejevíše dvacetkrát?

(2008-09-08. katóliáppályozás, T.9)

T.10. S jakou pravidelností bude při 100 kůlech kůli relativně dvacet podne kůli více než 1/10?

(2008-09-08. katóliáppályozás, T.10)

T.11. Nechí $P(A) = 0,4$. Jaki je pravděpodobnost, že relativní četnost výskytu jevu A v 1500 pokusech bude větší než 0,38? Kolik pokusů je třeba provést, aby s pravděpodobností alespoň 0,99 se relativní četnost výskytu A od jeho pravděpodobnosti odvíkla o více než 0,01?

[2008-09-08. kati1@ppc.trojaq.T.11]

T.12. V určité oblasti je 3% nemocných lidí. Jaki je pravděpodobnost, že při kontrole 5000 lidí najdeme 3 a 0,5% nemocných lidí?

[2008-09-08. kati1@ppc.trojaq.T.12]

Další

T.13. 60x hodíme kostkou. Písmeni CTV určete, jaki je pravděpodobnost, že kostka padne alespoň desetkrát.

[2008-09-08. kati1@ppc.trojaq.T.13]

T.14. Žena: koliko misli. Jaki je pravdopodobnost, da podli ženi bude večji než 0,55?

(2000.09.09. lasti i pporočaj T.14)

T.15. Kolikrat misline opoznost pojma, aby pravdopodobnost, da jev (vskytajši se při jednom pokusu a pravdopodobnosti 0,05) nastal alespoň pětikrát, byla větší než 0,8?

(2000.09.09. lasti i pporočaj T.15)

T.16. Kolikrat nejmenší misline hodit šestkou, aby a pravdopodobnost 0,995 (nejmenší) padla šestka nepoň desetkrát?

(2000.09.09. lasti i pporočaj T.16)

T.17. Jaky je nejmenší počet nezavislých pokusů, aby a pravdopodobnost (alespoň) 0,95 nastal při nich sledovaný jev (a pravdopodobnost vskytá 0,2 při jednom) alespoň desetkrát?

(2000.09.09. lasti i pporočaj T.17)

8. Odhady parametrů

Důležitá vlastnosti odhadů

Σ teorém. T_n je konsistentní odhad θ , jestliže

$$T_n \xrightarrow{P} \theta.$$

To nastává např. když $ET_n^2 < \infty$, $ET_n \rightarrow \theta$ a $\text{var} T_n \rightarrow 0$.
Rao-Cramér:

$$\text{var}(\text{nestranný odhad}) \geq 1/(nJ(\theta)).$$

Ohraničí pro každý odhad a $ET_n^2 < \infty$, $E\theta = ET - \theta$ a vyčíslení a regularizace rozlohou (mnozí rovnice na θ , konstant $f = \partial J / \partial \theta$, $\int f' f' da = 0$, $J(\theta)$ konstant) a pfi vz. $S(\theta)$ a $\partial(\int T J f da) / \partial \theta = \int T J f da$

J_{θ}

$$E(\tau - \theta)^2 \approx \frac{(1 + k^2)F^2}{J(\theta)},$$

kde $J(\theta) = E(f''/f)^2 (= -E((\ln f)'''))^2$ když $\int f'' dx = 0$.
 Rozvoztí lze dohledat, pro

$$f(x, \theta) = a(\theta) e^{-k(\theta)(x-\theta)} a(x).$$

[2008-09-08: další hypotézy, The]

V rozkladu rozložení

Σ teorie. $(1 - \alpha)\%$ intervaly spolehlivosti (intervalové odhady) pro střední hodnotu (při rozptylu známém, neznámém) a rozptyl (ne-

matice rozdělení jsou

$$\begin{aligned} \overline{X}_n &\stackrel{d}{=} \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \chi_{n-1, \alpha/2}, & \overline{X}_n &\stackrel{d}{=} \frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} t_{n-1, \alpha/2} (n- \\ &- 1), & &\left(\frac{(n-1)\sigma_0^2}{\chi_{n-1, \alpha/2}^2 (n-1)}, \frac{(n-1)\sigma_0^2}{\chi_{n-1, 1-\alpha/2}^2 (n-1)} \right), \end{aligned}$$

kde

$$s_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \overline{X}_n)^2 = \frac{\sum X_i^2 - n\overline{X}^2}{n-1}.$$

Díky CLT lze intervaly pro normální rozdělení použít i pro odhad střední hodnoty u velkých nálezových výběrů ($n > 30$, resp. $n > 100$ při větších odchylkách od normality) a rozdělení a konfidenční rozpětím. Je

$$P \left[\frac{\sum X_i - nE X_1}{\sqrt{n \text{var } X_1}} \in a \right] \rightarrow \Phi(a), \quad s_n^2 \rightarrow \text{var } X_1, \quad n \uparrow.$$

a tudy pühdilindij (1 - α)% interval opredelivostü pro E.N.ü je

$$\bar{X} \pm w_{1-\alpha/2} \frac{s_{n-1}}{\sqrt{n}}$$

Pro vüdeü jetata lın mıkta $w_{1-\alpha/2}$ pıdılıt $t_{1-\alpha/2}(n - 1)$, mıkmalı $t_{\alpha/2}(n)$ ü w_{α} pro $n > 30$.

(2000.09.01. İaTİ İspatlayıq. Teo)

B.1. Ölküde normaldales vüdeüdeü ölküdeü pro ötküdeü lıkdıdeü normaldales rozdilendi pü mıkmalı mıkptılı.

(2000.09.01. İaTİ İspatlayıq B.1)

B.2. Ölküde intervaldeü ölküdeü ötküdeü lıkdıdeü (pü mıkptılı mıkmalı mıkmalıdeü) a mıkptılı normaldales rozdilendi.

(2000.09.01. İaTİ İspatlayıq B.2)

B.3. Öpdeüdeüdeü mıkmalıdeü lıdeü ötküdeü lıkdıdeü vıdeüdeü: 210, 217, 200, 206, 206, 205, 200, 204, 203 (10^{-6} m). Je mıkmalı, lı mıkmalı mıkmalı rozdilendi $N(\mu, 25)$. Nıdeüdeüdeü 95% interval opredelivostü pro μ .

(2000.09.01. İaTİ İspatlayıq B.3)

8.4. Deset hřebčích mesky pocházejících z hřebčín stroje mělo hmotnosti v gramech: 997, 1001, 993, 994, 993, 1005, 1007, 999, 995, 1002. Sestrojte 95% interval spolehlivosti pro střední hodnotu a rozptyl hmotnosti (předpokládejte normální rozdělení).

(2008-09-08, last 1 kppoloyag 8.4)

8.5. Z 12 pracovníků doby trvání montážní operace byl vybrán průměr 44 s a směrodatná odchylka 4 s. Sestrojte 90% interval spolehlivosti pro odhadovanou dobu operace, jestliže ta má normální rozdělení.

(2008-09-08, last 1 kppoloyag 8.5)

8.6. U 100 náhodně vybraných výrobků byla průměrná spotřeba materiálu 150 a výběrový rozptyl spotřeby byl 16. Sestrojte 95% interval spolehlivosti pro odhadovanou spotřebu na 1 výrobek.

(2008-09-08, last 1 kppoloyag 8.6)

V alternatívneho rozdelení

E teória. Interválny odhad pre výber z $Alt(p)$ lze nájsť na ČOV,

$$s_{\bar{X}}^2 = \frac{n}{n-1} \bar{X}(1-\bar{X}),$$

čiže pŕíblížný interval spoľahlivosti pre p je

$$\bar{X} \pm t_{\alpha/2, n-1} \frac{\sqrt{\bar{X}(1-\bar{X})}}{\sqrt{n}} = \bar{X} \pm t_{\alpha/2, n-1} \frac{\sqrt{\bar{X}(1-\bar{X})}}{\sqrt{n}}$$

pre malé n_p je však lepšie aproximovať pomocou $Po(n_p)$.

[2008-08-08, last | kppoloyaq, The]

B.7. X_1, X_2, \dots, X_n výber z $Alt(p)$. Nájdite maximálny viacerý odhad číselného parametra p .

[2008-08-08, last | kppoloyaq, B.7]

B.8. Z 43 náhodne vybraných študentov sportovníka odpovedalo 16 áno a 26 áno. Odhadnite podľa divokí used študenty.

(2008-09-03, katedra aplikované matematiky)

8.9. Mladí lidé pracovali (jednoduše vybrali) a 8000 pasážířů v úvodu) 48 cestuje do práce vlakem. Najděte bodový odhad a 95% interval spolehlivosti pro podíl a počet zaměstnanců dopravníků na vlakem.

(2008-09-03, katedra aplikované matematiky)

8.10. Byla sledována účinnost léku na snížení tlaku krve. Snížení nastalo u 140 z 225 pacientů. Sestrojte 95% interval spolehlivosti pro (průměrnou) účinnost léku.

(2008-09-03, katedra aplikované matematiky)

8.11. Při 100 naměřených pokusech byl dvandebitová komunikace úspěšná. Najděte 95% interval spolehlivosti pro pravděpodobnost úspěchu.

(2008-09-03, katedra aplikované matematiky)

8.9.9

8.10.9

8.11.9

V nevyrovnalém rozdělení

8.12. X_1, X_2, \dots, X_n výtah z $\text{Exp}(\theta, \theta)$ ($\theta > 0$). Najděte maximální věrohodný odhad parametru θ , ujasněte, jestli je nestranný a upřesněte jeho rozptyl. Navrhněte také nestranný odhad pro střední hodnotu a generalizujte ho o \mathbb{X} .

[2008-09-08, last11 kppolopay 8.12]

8.13. Najděte $(1 - \alpha)\%$ intervalový odhad parametru θ rozdílné $\text{Exp}(\theta, \theta)$ (jako nové hledajte ve tvaru $g(\max X_i)$, kde g je monotónní funkce).

[2008-09-08, last11 kppolopay 8.13]

8.14. Autobus jede pravidelně v intervalech délky θ , kterou nevíme. Při náhodných příkadech na zastávku byly ujeté doby 7, 10, 9, 6, 3, 4, 7, 2, 2, 8 minut. Odhadněte θ .

[2008-09-08, last11 kppolopay 8.14]

Další

8.15. Opazovanja najvišjih medtemuravnih temperaturnih vrednosti so: 21,0, 21,7, 20,9, 21,6, 21,6, 21,5, 22,0, 21,8, 20,3 (°C). Je razumno, da medtemuravni najvišji temperaturni $N(\mu, \sigma^2)$. Navedite 95% interval spoštevčnosti za μ .
 [2008-09-08 - lastni izpisi na 8.15]

8.16. Učite 95% interval spoštevčnosti za standardno odklon $N(\mu, \sigma^2)$ (vrednosti študentov) na različnih tedenskih urah razreda 20: 190, 175, 169, 182, 199, 179, 200, 191, 226, 199, 179, 201, 185, 202, 182, 207,5, 199, 182, 179, 177, 179, 182, 195, 175, 182, 185.
 [2008-09-08 - lastni izpisi na 8.16]

8.17. Pri kontroli se 100 vozil 20 pikovskih vozilov 60 km/h, preostali vozilov 65 km/h, največkratni odčitani 7 km/h. Sestavite 95% interval spoštevčnosti za preostanek vozilov a pro podil vozilov pikovskih vozilov.
 [2008-09-08 - lastni izpisi na 8.17]

8.18. Odhadujeme výši úspor nemocných. Zjistíme spolehlivost 95% a maximální chybu 200 Kč. Sestrojíme-li odhadnou bytu před-
ložení odhadnete na 2 500 Kč. Kolikrát větší se musíme septat?
[2008-09-08, kniha Aplikovaný R.18]

8.19. Odhadujeme podíl prevencečních výrobků. Když je-li je třeba
přeskočit, aby se spolehlivost 95% chyba nepřekročila 0,05? Co
když víme, že hledaný podíl bude přes 80%?
[2008-09-08, kniha Aplikovaný R.19]

8. Testování hypotéz

2. testování

2. úroveň. Při testování hypotéz je třeba najít vhodnou statistiku $T = T(X_1, \dots, X_n)$ a zvolit jejího hodnot, při nichž budeme přijímat hypotézu H_1 proti alternativě H_0 (kritický obor) tak, aby pravděpodobnosti chyby 1. a 2. druhu

$$\mu_0 = P(\text{zam. } H_0 \mid H_0 \text{ platí}) \quad \text{a} \quad \mu_1 = P(\text{nezam. } H_0 \mid H_0 \text{ neplatí})$$

byly co nejmenší.

Nemůžeme zvolit minimálně obě dvě chyby tedy lze zvolit podmínce minimálně μ_0 při platnosti $\mu_1 \geq \alpha$ a (stejnouměrně nejednošňm α -test), kdy je konstruována „nejvířemnější“ chyba 1. druhu vzhledem k (např. 5%, 1%, 10%).

V mnoha případech to dopadá tak, že při velkých odhadových parametrech od testované hodnoty má statistika T velká (resp. malá) hodnota a hledá se tak jen hranice, od které je její hodnota tak velká, že při platnosti hypotézy H_0 by taková situace nastala jen s danou malou pravděpodobností (zvaná nyní s pří testu s hladinou významnosti α).

Pro konkrétní hodnoty parametru a H_1 je malou specifit p_2 a $1 - p_2$ je silou funkce testu (ta se hledala od nejvyšší).

[2008-09-08. kvíz k hypotézám 7a]

8.1. Ulyseš-li více než 1 rozték a 5 vzorků, rozhodneme, že jde o rhododendrový dřev a pravděpodobnosti ulýsnutí 0,1, jinak že o cedrový a 0,1. Určete pravděpodobnosti ulýsnutí obou dřevů.

[2008-09-08. kvíz k hypotézám 8.1]

8.2. Je možné porovnat na malém dřevě, který a 8 přívěskových dřevů více nebo 5 (malé ještě více)? (V1, kterých 8 dřevů má poznat, ale není v jakém pořadí ani žádná přívěsková.)

(2008-09-08, katedra aplikované MZ)

9.3. Závod obdržel náležen 10 000 součástek, v nich by podle smlouvy měla být nejvýše 1% vadných. Náhodně byl vybrán a zkontrolován vzorek 500ks. Pro jaký počet vadných v náh. nádobě hypotéza, že v celé nádobě je nejvýše 1% vadných, zamítnout na hladině významnosti a) 0,05, b) 0,01? Spočítejte pravděpodobnosti chyby 2. druhu na předpokládané, že skutečná vadkovitost je 2% (resp. 3%).

(2008-09-08, katedra aplikované MZ)

◊ střední hodnota a rozptyl

Z teorie. Víme, že při výběru z $N(\mu, \sigma^2)$ mají na $H_0 : \mu = \mu_0$, resp. $H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ statistiky

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \sim t_{n-1}$$

resp.

$$X^2 = \frac{\sigma^2(n-1)}{\sigma_0^2} \sim \chi_{n-1}^2.$$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2}{n-1}.$$

Chcelyhly statistická μ cel μ_0 (resp. σ^2 cel σ_0^2) upřesněli výrazně nenulovou hodnotu T (resp. přísl. hodnotu či velkou hodnotu X^2), při volbě pravděpodobnosti chyby 1. druhu je vhodné namístat H_0 proti oboustranné alternativě, když

$$|T| > t_{1-\alpha/2}(n-1),$$

resp.

$$X^2 > \chi_{1-\alpha/2}^2(n-1), \text{ nebo } < \chi_{\alpha/2}^2(n-1),$$

podobně pro jednostranné alternativy.

Období (dle ČSN) při testování a statistická hodnota pro jiné rozdělení, např. pro výběr z $Alt(p)$ má při dvostranném rovnoběžném výběru $n\hat{p}(1 - \hat{p}) > 9$ na $H_0: p = p_0$ statistika

$$U = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)}} \sqrt{n} \sim N(0, 1)$$

($\hat{p} = \bar{X}$) a rovná se proti obcestované alternativě při $|U| > w_{1-\alpha/2}$ [2008-09-08 last updated 2019, The]

9.4. Spotřebiče třídy auta byly testovány u 11 řidičů a výsledky 8,8, 8,9, 9,0, 8,7, 9,3, 9,0, 8,7, 8,8, 9,4, 8,6, 8,9 (l/100km). Je pravděrné výše uvedená sdělení spotřebiče 8,8 l/100km? Můžete popsat tvarost, že rozptyl sdělení je 0,17

[2008-09-08 last updated 2019, 9.4]

9.5. Je domníváme představa o $n_0 = 200$, nezávislé sdělení normální rozdělení sdělení volání, jeřiče je naměřeno $n = 25$, $\bar{X} = 3118$, $s = 3577$

(2008-09-08 - kvíz k hypotézám 9.6)

9.6. Pro havičskou pílku je předpokládaná hodnota variability průměrné výšky rozptyl průměrné (která má $N(\mu, \sigma^2)$) rovná přibližně $\sigma_0^2 = 0,36$. Při výběru 16 osobků byly zjištěny výsledky 2,32, 2,54, 2,37, 1,66, 4,74, 4,82, 3,21, 5,44, 3,23, 4,79, 4,85, 4,05, 3,68, 3,89, 4,80, 5,17. Je důvod k pochybnosti na vyšší nestrojnost než je očekávaná?

(2008-09-08 - kvíz k hypotézám 9.6)

9.7. Uvidíte statistickou testu hypotéz $H_0: \mu = \mu_0$ proti $H_1: \mu \neq \mu_0$ při výběru z $N(\mu, \sigma^2)$, σ^2 známý.

(2008-09-08 - kvíz k hypotézám 9.7)

9.8. Je průměrná 22 lidí při 40 hodcích méně důvěrná její nevyváženost? Či jakýkoliv množina výběru je 50% lidí již významný výsledek?

(2008-09-08 - kvíz k hypotézám 9.8)

Dvůl vnitřiny

Z teorie. Pro gennální středních hodnot ve vřběhu s dvojnásobně-
vřběhu normalizovanou rozdělením, tj. vřběhu dvojnásobně

$$X_i = X_{1i} - X_{2i} \sim N(\mu_1 - \mu_2, \sigma^2),$$

pozitivní gennouj t -test statistiku

$$T = \frac{\bar{X} - d_0}{s/\sqrt{n}} \sim t_{n-1} \quad \text{za } H_0: \mu_1 - \mu_2 = d_0.$$

Pro gennální středních hodnot ve \mathbb{R} normalizovaně vřběhu normalizovaně rozdělením σ_1 a σ_2 a $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ a $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ (normalizovaně a nestřídavě vřběhu normalizovaně rozdělením, ne vřběhu normalizovaně) pozitivní dvojnásobně-
vřběhu gennouj (nepřímouj) t -test statistiku

$$T = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2 - d_0}{\sqrt{[(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2]}} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}} \sim t_{n_1 + n_2 - 2} \quad \text{za } H_0: \mu_1 - \mu_2 = d_0.$$

(2008-09-08, last 11 applications, 70%)

9.9. U G svet byle vjebnice vjedi pibudnika poverovatli (v man).

1,8	1,9	2,2	0,9	1,5	1,6
1,7	1,1	2,0	1,1	1,4	1,4

Ojibivji se levi a parni poverovatlika vjebni?

(2008-09-08, last 11 applications, 90%)

9.10. Dvaal pibudniky vjby vekat byby pili kavamal vokal A 60, 54, 55, 60, 53, 58, a vokal B 52, 54, 50, 60, 54. Je vokal vokal vokal?

(2008-09-08, last 11 applications, 94%)

χ^2 TEST: DCAAL ANCOVA

Σ teorja. Mli-li $X \rightarrow$ Multinomial(n, p_1, \dots, p_k), potoma

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(N_i - np_i)^2}{np_i} = \sum_{i=1}^k \frac{N_i^2}{np_i} - n \frac{\sum_{i=1}^k N_i^2}{n^2} = \chi_{k-1, n}^2$$

a protiléhle empirické parametry jsou p_1, \dots, p_m vzhledem k výsklité hustotě χ^2 .

Aproximace je přijatelná pro $np_j \geq 5$ (popř. při $n \geq 3$ $np_j \geq 5$), kde q je protiléhle $np_j < 5$).

Při modifikované metodě minimalizace χ^2 se za $p_j = p_j(x)$ dosadí to \hat{p}_j , které je řešení rovnice

$$\sum_{i=1}^n \frac{X_i}{p_j(x)} \frac{dp_j(x)}{dx_j} = 0, \quad j = 1, \dots, m.$$

a statistika

$$\chi^2 \sim \chi_{m-1}^2$$

Např. test nezávislosti v kontingenční tabulce: Jsem-li V, Z nezávislé, pak:

$$\begin{aligned} \chi^2 &= \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^k \frac{(n_{ij} - \frac{n_{i.}n_{.j}}{n})^2}{\frac{n_{i.}n_{.j}}{n}} = n \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^k \frac{n_{ij}^2}{n_{i.}n_{.j}} - \\ &= n \frac{(n_{11}n_{21})^2}{n^2} \chi_{(r-1)(k-1)}^2 \end{aligned}$$

apod. pro tabulku 2 x 2

$$\chi^2 = \frac{(n_{11}n_{22} - n_{12}n_{21})^2 n}{n_{1.}n_{2.}n_{.1}n_{.2}}$$

Asymptotické rozdělení lze použít, jako důkaz asymptotické závislosti, jestliže

$$\frac{n_{ij}}{n} > 5 \quad \forall_{i,j}$$

Jinak je třeba důkazit jinak.

[2008-08-08, Jan Hájek, Teo]

9.1.1. V roce 1970-se narodilo 117 117 chlapců a 111 294 dívkat. Jsou pravděpodobnosti narození chlapce a dívky stejné?

[2000-09-01. test1 hypotezy 9.11]

9.1.2. 200 lidí uvedlo, jakou školu mají nejraději:

Číslo	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Počet	35	16	15	17	17	19	11	16	30	24

Lze tvrdit, že školu škola není důležitá přednost?

[2000-09-01. test1 hypotezy 9.12]

9.1.3. V úvodu byly vypracovány dva technologické postupy. Je rozdíl mezi nimi a hlediska počtu nekvalitních výrobků statisticky významný, jestliže daly 850 a 485 (resp. 58 a 15) kvalitních (resp. nekvalitních) výrobků?

[2000-09-01. test1 hypotezy 9.13]

9.1.4. Byla zjištěna souvislost mezi hladinou alkoholu v krvi (nízká, střední, vysoká) a rychlostí reakce (dobrá, špatná) u 100 náhodně vybraných lidí. Existuje souvislost?

	šlechti	spaseni	
mladsi	11	13	24
stredni	2	15	17
vyssi	3	13	16
	16	41	57

[2008-09-08, last11 hypotezy-9.14]

9.15. Na základě údajů o 1000 šlechti roduchodcích, zda je souvisejí sociální status a škola (v řádkách) a z mateřského (ve sloupcích).

	1	2	\sum	
1	20	10	30	30
\sum	3	6	9	30
	23	16	39	100

[2008-09-08, last11 hypotezy-9.15]

9.16. Lze z údajů o 90000 manželstvích uzavřených v roce 1957 předpokládat závislost mezi stavem ženicha a stavem nevěsty při vstupu do manželství?

	rodák <i>i</i>	rodák <i>j</i>	rodák <i>k</i>	
rodák <i>j</i>	21 362	821	1 401	23 584
rodák <i>i</i>	1 279	994	799	3 072
rodák <i>k</i>	4 902	389	2 941	8 232
	27 543	2 204	5 141	34 888

[2008.09.08. keddi légyelgyűlés 9.16]

3 6 3 6

6 6 3 6

9.17. V tabulce $\begin{matrix} 3 & 6 & 3 & 6 \\ 6 & 6 & 3 & 6 \\ 1 & 3 & 3 & 3 \end{matrix}$ je na místě (i, j) počet líků se znakem

6 6 3 6

a znakem i a a znakem j . Jsem mladý a těžko předstírá senilní?

[2008.09.08. keddi légyelgyűlés 9.17]

Další

9.18. Základní dokument je čtyřlístek, pokud obsahuje sudý počet celých čísel mezi 0,14. Jaký nárok můžete mít na 0,22, 0,34 0,38, 0,60, 0,50, 0,517

[2008-09-08 - část I úprava úlohy 9.18]

9.19. Potenciálně náhodný výškový rozdíl z má $\bar{z} = 9720$ a $\sigma = 2300$,
je příslušný příjem je 10 000 Kč?

[2008-09-08 - část I úprava úlohy 9.18]

9.20. Výrobce předpokládá, že bude reklamovat 15% výrobků. Je
to tak, jestliže z 600 výrobků bylo reklamováno 150?

[2008-09-08 - část I úprava úlohy 9.20]

9.21. Starosta obdržel při posledních volbách 60% hlasů. Může stejné
dopadnout při příštích, když se 100 náhodně vybraných občanů je pro
něj 48?

[2008-09-08 - část I úprava úlohy 9.21]

9.22. Při 200 hodcích měřil rychlost proudění 90krát. Je divné
se domnívat, že rychlost nepadá stejně často jako 10?

[2008-09-08 - část I úprava úlohy 9.22]

9.23. U 100 amerických pacientů byla zaznamenána průměrná kvalita péče v 58 případech, u 200 britských ve 130 případech. Můžeme říci, že existuje nějaký vliv na kvalitu péče?

[2000-09-08 - test 1 hypotéza 9.23]

9.24. Měli 60 amerických studentů byla zjištěno, že používají knihy (resp. notebooky) 15 (resp. 20) minut a 8 (resp. 17) dní. Jaké procento používá knihy a notebooky současně?

[2000-09-08 - test 1 hypotéza 9.24]

9.25. U 30 pacientů trpících chorobou bylo zjištěno, zda byli odloveni a jaký způsob choroby má. Závisí způsob choroby na tom, zda byl pacient odloven?

	odloven	neodloven	
odloveni	11	1	12
neodloveni	5	12	17
	16	13	29

[2000-09-08 - test 1 hypotéza 9.25]

9.76. In a market research survey, farmers were asked if they use sheep or not. (1,000 farmers in total) and their answers were: yes, no, don't know, no answer. (yes – sheep, no – no sheep, don't know, no answer.)

	Yes	No	Don't know	No answer	
Yes	181	78	41	30	330
No	83	124	41	30	278
Don't know	20	24	35	20	99
NA	58	38	43	109	248
	342	264	160	189	1,000

[2008-09-08, last updated 9.76]

10. Korelace a regrese

Kontext

Z teorie. Pro test nulovosti korelačního koeficientu ρ lze při výběru výběru a regulárním N_2 využít na $H_0: \rho = 0$

$$T = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sqrt{n-2} \rightarrow t_{n-2},$$

kde r představuje korelační koeficient

$$r = \frac{s_{XY}}{\sqrt{s_X^2 s_Y^2}}$$

a s_{XY} představuje kovarianci

$$s_{XY} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) = \frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n X_i Y_i - n \bar{X} \bar{Y} \right).$$

Pro testovacia funkcia hodnot Z pre celú vzorku $n = 100$ (resp. pre malú vzorku $n = 5$) podľa nasledujúceho vzťahu:

$$Z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r} \sim N\left(\frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho}{1-\rho}, \frac{1}{n-3}\right)$$

c) na MSc $\rho = \rho_0$ je

$$ZT = \left(Z - \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho_0}{1-\rho_0}\right) \sqrt{n-3} \sim N(0, 1)$$

[2008-09-08. kvíz k aplikácii, 7b]

10.1. Zjedzte, ako je na nasledujúcom tabuľke uvedená 2 percentá, je táto množina hodnôt (převzatá z výčtu z N_{10})

U_i	0,16	0,29	0,47	0,55	0,66	0,88	0,90	0,95	0,95
V_i	0,00	0,20	0,50	0,70	0,70	0,90	0,90	0,90	0,94

[2008-09-08. kvíz k aplikácii, 10.1]

Lineární regresie

\mathbf{X} teorie, \mathbf{Y} modely

$$\mathbf{Y}_{\text{model}} = \mathbf{X}_{\text{model}}\beta_{\text{model}} + \epsilon_{\text{model}}$$

kde

$$E\epsilon = 0, \quad \text{var}\epsilon = \sigma^2\mathbf{I}, \quad \text{rk}(\mathbf{X}) = k < n,$$

je odhadem metodou nejmenších čtverců

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}.$$

Residuální součet čtverců

$$S_e = (\mathbf{Y} - \mathbf{X}_0\hat{\beta})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}_0\hat{\beta}) = \mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y}.$$

PI normálního rozdělení

$$\epsilon \sim N_n(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I})$$

je $(x^2 = S_{xx}/(n - k))$

$$T_1 = \frac{\bar{y}_1 - \beta_1}{\sqrt{s^2/n_1}} \sim t_{n-k-1}, \quad \frac{x^2(n-k)}{s^2} \sim \chi^2_{n-k-1}$$

$$F = \frac{1}{q \cdot s^2} (\bar{\beta}_q - \beta_q)' [(X'X)^{-1}]^{-1} (\bar{\beta}_q - \beta_q) \sim F_{q, n-k}$$

$$T = \frac{a(\bar{\beta} - a\beta)}{\sqrt{a' a' [(X'X)^{-1}]^{-1} a}} \sim t_{n-k}$$

(Testy závislosti testované různými obrysovanými, či např. parabolickými konkrétními koeficienty.)

Pracovní koeficientní determinace

$$R^2 = 1 - \frac{S_e}{S_r} = \frac{[(Y - \hat{Y})'(Y - \hat{Y})]^2}{[(Y - \hat{Y})'(Y - \hat{Y})]^2} = \frac{Y'Y - n\bar{y}^2}{Y'Y - n\bar{y}^2}$$

lineární testovat:

H_0 : je absolutní člen nulový,

az illi máj

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \frac{n - 2}{k - 1} \sim F_{k-1, n-k}$$

(ekvivalencia a tesztnek pontosán F a függvénye az q).
 [2008-09-08. Iskolai április 10. napján]

10.2. Csak az a módszer alkalmazható a regresszió paramétereinek meghatározására, ha a regresszió lineáris.
 [2008-09-08. Iskolai április 10. napján]

10.3. A módszer alkalmazható a regresszió paramétereinek meghatározására, ha a regresszió nem lineáris.
 [2008-09-08. Iskolai április 10. napján]

10.4. A módszer alkalmazható a regresszió paramétereinek meghatározására, ha a regresszió nem lineáris.
 [2008-09-08. Iskolai április 10. napján]

10.5. Měřením nejmenších číselů odhadněte parametry při lineárním regresí.

(2000-09-08. květen úkolový 10.5)

10.6. V uzavřené lázeň byly při 11 teplotách, 1,300, 1,320, ..., 1,500, naměřeny procentuální obsahy křemíku 0,30, 0,29, 0,35, 0,28, 0,28, 0,42, 0,47, 0,54, 0,62, 0,68, 0,78. Odhadněte parametry předpokládané lineární závislosti a ujměte, zda obsah na teplotě závisí.

(2000-09-08. květen úkolový 10.6)

10.7. Byly ujměny koncentrace kyseliny salikové v krvi matek (x_i) a novorozenců (Y_i):

x_i	40	64	34	35	57	45
Y_i	33	46	23	22	56	48

Určete parametry předpokládané lineární závislosti Y_i na x_i .

(2000-09-08. květen úkolový 10.7)

10.8. Ověřte kvadratickou závislost spotřeby na rychlosti, jestliže při rychlosti 40, 50, ..., 100 km/h byla naměřena 6,1, 5,8, 6,0, 6,5, 6,8, 8,1, 100/100 km.

[2000-09-08, kniha 1 kategorie 10.8]

10.9. Byly sledovaný výdaje na potraviny a nápoje (X_1) v závislosti na politickém členství (x_1) a říčním příjmu (x_2) (v 1 000 Kč). Prokuste je závislost.

X_1	1	2	3	4	5	6	7
x_1	1	2	2	1	2	2	1
x_2	10	8	12	3	11	12	12

[2000-09-08, kniha 1 kategorie 10.9]

II. Rational Rational

1. Combinatorics

X: Theorem 1.1. (1981)

$\mathbb{P}_0(X_n = 0) \sim C n^{-1/2}$.

(2000-05-05 - Institut für Angewandte Mathematik)

II. Problem 1.2. (100.00.00)

$199(2)$ on $3=4+3$, $219(4)$ on $3=4+3$, $400=3+19(4)$ on $400=4+3$ on 40.

(2000.00.00 - last 11 September 1.2)

II. Theorem 1.3. (11.10)

$$1^k + 2^k + 3^k + \dots + n^k = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} + \dots + \frac{n(n+1)}{2} = \frac{n(n+1)(n^2+n+1)}{6} + \dots + \frac{n(n+1)}{2}$$

(11.10.1) (11.10.2) (11.10.3)

X. Problem 1.4. (2000, 2000)

$$T_0(200) = 10 + 10 + 10 + T, \quad 10 + 10 + 10 + T + 10 + 10 + 10 + T.$$

(2000-09-09 - last 11 applications 1.4)

II. Príkazní 1.8. [1728]

Převážně je postaveno první 100 mužů k dispozici 4 sestavy ve směru jedy, kteří dle 4 prvků a na objevoji objevoji 4 sestavy [1]. postavení třetího sestavy: horní sestavy

$$T_{100}(4)(4)(4)(4)(4)(4)(4) = (4 \cdot 3 \cdot 2) + (4 \cdot 3) + (3 \cdot 2 \cdot 1) = 1728.$$

[2008-09-08. 10:00 - 10:05]

II. Problem 1.61. (2001-2002)

14(12) = 600 240.

(2000-09-09 - Institut für Informatik 1.61)

X. Problem 1.7. [200]

Let (a_0, a_1, \dots, a_n) be a nondecreasing integer sequence, where

$$a_0 = 0 \text{ and } (a_0, a_1, \dots, a_n) \text{ is a partition of } n.$$

[2009-09-08, [math4all.blogspot.com](#), 1-7]

II. Príkaz 1.18. [10, 7]

Uvažujme je nekonečný řada, kde a_i jsou reálna čísla. Je a_i číslo na i místě řady, přičemž a_i je číslo i v řadě.

Uvažujme řadu a_i se zjednodušením: a_i je číslo na i místě řady, přičemž a_i je číslo i v řadě. Uvažujme řadu a_i se zjednodušením: a_i je číslo na i místě řady, přičemž a_i je číslo i v řadě.

(2000-09-09, 1. úroveň, 1.18)

II. Kombinatorika 1.9. (720, 360, 120)

6! = 720, A_3 je množina jakeh A je A , tedy $\frac{1}{3}6!$ = 360, A_2 jakeh jistě je podmnožina, tj. 120.

(2008-09-08 - další kategorie 1.9)

II. Problem 1.10. $\{(n-1)(n-2)\}$

Übung 1.10: $\{(n-1)(n-2)\}$ mit $n=3$

(2008-09-09 - 10/11/2019 - 1.10)

X. Feladat 1.18. [120, 48, 48]

1. Hány n és k szám létezik (permutáció) $P^k(n)$ az $n!$ az 120 osztója.

2. Hány n és k szám létezik (permutáció) $P^k(n)$ az $n!$ az 120 osztója, ha n és k számok párosak, illetve n és k számok páratlanok.

3. Hány n és k szám létezik (permutáció) $P^k(n)$ az $n!$ az 120 osztója, ha n és k számok párosak, illetve n és k számok páratlanok.

[2008 OS OS - hatodik feladatgyűjtemény 1.18.]

X. Problem 1.13. [100%]

$40 = 40 + 40 = 40^2$ (utility-law paradox!)-

[2000-00-00 - last! | Application 1.13]

II. Příklad 1.13. $(n!n!, (n+1)n!)$

a) Dvaat' n!n!.

b) Všechny oblépí (jaké jeholky a jaké postavení oblépání navrhneme navíc n!n!).

$(n+1)n!$.

[2008-09-08. květen úterý úterý 1.13.]

X. Příklad 1.14. [2-10-000]

(Pro každou přímou cyklotomu určete počet celých a přirozených, (ii). pro každou přímou kombinatoru lze uplatnit)

$$C_2(20)C_2(20)C_2(20) = \binom{20}{2} \binom{20}{2} \binom{20}{2} = \frac{20 \cdot 20}{2 \cdot 1} \cdot \frac{20 \cdot 20}{2 \cdot 1} \cdot \frac{20 \cdot 20}{2 \cdot 1} = 10 \cdot 10 \cdot 10 = 1000.$$

(2000-09-09 - každý kypování 1.14)

II. Beispiel 1.12. $[n](n-1)/2$

Tafel, beide für symmetrische Dreiecke, und j_n (Kombinatorische Identität)

$$G_n(x) = \binom{n}{2} = \frac{n \cdot (n-1)}{2}.$$

[2008-09-08. Inhalt: Kolloquium 1.12]

II. Příklad 1.16. $\left[\binom{100}{10}, a\right] - \left[\binom{99}{10}, b\right] - a\left[\binom{99}{10}\right]$

a) Jansů $\left[\binom{100}{10}\right]$ = 41 004, b) celkem $-\left[\binom{99}{10}\right]$ = 440 lidíků v úvodu úlohy, tj. 41 218, c) Celkem celků $-\left[\binom{99}{10}\right]$ = 440 lidíků v úvodu úlohy, tj. 41 708.

[2008-09-03 - další úroveň 1.16]

Ex. Problem 1.17. [142]

$$\binom{2n}{2} - \binom{2n-1}{2} = 2n.$$

[2000-09-08 - Keith Applegate 1.17]

II. Theorem 1.18. [18a]

Überlegung: gehen, alle nur erlaubten Schritte, nur die richtigen Schritte

$$\binom{2000-1+2000}{2} = \binom{2000}{2} = \binom{2000}{2},$$

welches ja schon richtig war.

[2000-08-08: Inhalt 1.18] **Übungsaufg. 1.18**

II. Příklad 1.18. $\lfloor n(n-1)/2 \rfloor$

Ukážte, každý je dvojice vrcholů lze dvojice nespojitelných vrcholů (tj. používáme dva. každý kombinace lze uplatnit)

$$C_{n-1}^2 = n \cdot \binom{n-1}{2} = n \cdot \frac{n(n-1)}{2} = \frac{2n}{2} \cdot \frac{n(n-1)}{2}$$

Někdy (jako každý) n vrcholů je upraven $n-1$ a více nespojitelných vrcholů sdílejí. Tímto sdílejí je (každý má dva kousky každý)

$$\frac{1}{2}n(n-1)$$

[2008-09-08. každý kódy 1.18]

II. Problem 1.20. [200-220-000]

$$N_{10}^{\{1,2\}}(20) = N_{10}^{\{1,2\}}(10) = 20^2 = 10^2 = 200-220-000.$$

[2000-00-00 heißt 1000000000-1.20]

II. Příklad 1.20. (2008)

Zobrazte množinu všech 2-prvkových, 3-prvkových a 4-prvkových (1)-vztažků a symmetrií
 — pro obzvláště jednoduché a 2-prvkové, pro druhé obzvláště se 4-prvkové

$$V_2^1(2) \cup V_2^1(3) \cup V_2^1(4) = 2^2 + 2^3 = 10.$$

(2008-09-09. květen úterý, úterý 1.20)

IX. Problem 1.23. (20)

$$31 + 31^2 + 31^3 + 31^4 = 361.$$

(2020-09-09 - Institut für Informatik 1.23)

Ex. Problem 1.23. [Mass, Jan 2006 contest]
 Induct on n : $2^n - 22$ is 2^k or 2^{k+1} , for some k .
 [2006-08-08 - last 11 applications 1.23]

X. Feladat 1.24. [200-000]

Évvel ezelőtt az n , pozitív n -es hatványok közül, az n -es hatvány, pontosan n -szorosán osztható az n -es hatványok közül (az n -es hatványok között).
 $n = 100 = 10^2 = 10 \cdot 10 = 10 \cdot 10$.

$n = 100 = 10^2 = 10 \cdot 10 = 10 \cdot 10$.

[2000-00-00. hatványok között 1.24.]

X Problem 1.20. [100/2000000]

Clayton purchases gas 2, gas 1, collects 13 cents, finds

$$F_{13} = 233 \text{ cents} = 233/100 = 2.33 \text{ dollars}.$$

[2000 00 00 - last 4 digits = 1.20]

X Problem 1.26. [10/100]

Define $g(n) = 2 \cdot \text{bits}(n)$, $\text{bits}(n)$ is the number of bits in the binary representation of n .

$$F_{n_1, n_2, n_3} = \sum_{n \in \mathbb{N}} g(n) \cdot 2^{n_1 + n_2 + n_3} = 10^6 / 1000 = 10^3 = 1000.$$

[2000 09 08 - last 1000 days - 1.26]

II. Beispiel 1.27. $(101)^n$, $\binom{n}{k} = n!$

a) Prüfte die Werte $j=0, 1, 2, 3, 4$, und bestätigte die Vermutung: $\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} = 2^n$.

$$\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} = 101^n - 100^n = 99 \cdot 100^{n-1}.$$

b) Wytöndete die Vermutung durch $(k, n) = \binom{n}{k} = n!$.

(2008-09-08. In der Lösung 1.27)

IX. Beispiel 1.28. [120]

Wähle man links 2 Würfel (a,b) aus natürlichen Zahlen (links 2), 2 Würfel (c,d) aus natürlichen Zahlen (rechts 2) aus, so ist

$$3 \cdot \frac{21}{100} + 3 \cdot \frac{21}{1000} + \frac{21}{10000} = 123.$$

[2000, 200, 20, links 1, 1000, rechts 1, 20]

Ex. Problem 1.28. $\binom{[2]}{[2]}, \binom{[2]}{[1]}$

$$\binom{[2]}{[2]} = \binom{2}{2} = 1, \quad \binom{[2]}{[1]} = \binom{2}{1} = 2.$$

[2008-09-08, Indis Applied Logics 1.28]

II. Věta 1.28. [10]

U libovolného konečného, nelineárního \mathbb{K} -koleje (pochází rovněž z lineárního koleje) platí: $C_{n-1}^{\mathbb{K}}(\mathbb{K}) = 1$ (a $C_n^{\mathbb{K}}(\mathbb{K}) = 1$), $n \in \mathbb{N}$.

$$C_{n-1}^{\mathbb{K}}(\mathbb{K}) = 1 \text{ a } C_n^{\mathbb{K}}(\mathbb{K}) = 1, n \in \mathbb{N}.$$

[2008-09-08 - další aplikování 1.28]

II. Problem 1.23. [18/20]

Es gilt $(\mathbb{Z}/2\mathbb{Z})^n = \binom{n+1}{2} = \binom{n}{2} = 21$,

a) jenseits \mathbb{Z} , alle hier nennt man als **subset** (nicht, \mathbb{Z} nicht).

[2008-09-08. Institut für Informatik, 1.23]

II. Příklad 1.33. [20]

Máme množinu $S = \{1, 2, \dots, 20\}$ lidí, vybraní ze 20 různých vyhledávek (10 kombinací a 10 otázek).

$$C_{20}^2(S) = \binom{20+2-1}{2} = \binom{21}{2} = \frac{21 \cdot 20}{2 \cdot 2 \cdot 1} = 210$$

[2008-09-08 - karta k předpovědi 1.33]

II. Příklad 1.23. $\left[\binom{100}{2}, 10 \right]$

Výběšek pro strany 2 a 10 je 10 možností,

$$C_{10}^2(100) = \binom{100}{2} = 200,$$

ke každému souboru stran existuje přesně 100 krychlí.

[2000 00 00. každá úroveň je 1.11]

II. Problem 1.34. $\left\{ \binom{n+1}{2}, n^2, n \right\}$

a) Für $n \geq 1$, $n \geq 1$, die größte Binomialkoeffizienten-Untermenge, welche eine Teilmenge $C_{1/2}^n(n) = \left\{ \binom{n+1}{2} \right\}$.

b) Differenz-2 Teilmenge ist dann gegeben durch:

$$C_{1/2}^n(n) = C_{1/2}^n(n) = \left\{ \binom{n+2}{2} \right\} = \left\{ \binom{n}{2} \right\} = \frac{(n+2)(n+1)n}{6} = \frac{n(n-2)(n-3)}{6} = n^2.$$

c) Differenz-Teilmenge ist dann, 2 abgezogen n .

[2009-08-08. Math Olympiad 1.34]

IX. Problem 1.23. [10, 12]

a) Finden Sie permutierten (alle normal) und stabilen Modelle

$$M \rightarrow M \text{ on } A \rightarrow M \text{ on } B.$$

b) sind beide M , wobei A ,

$$M \rightarrow A \rightarrow B \rightarrow M \rightarrow A \text{ on } B.$$

[2000-09-09. Institut für Informatik, 1.23]

X. Problem 1.38. [20-100]

Teile, heißt je ungeordnetes n -tupel (i_1, \dots, i_n) . Die gewöhnliche Koeffizienten (reguläre) Koeffizienten $\binom{n}{k}$ sind definiert

$$\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k = (1+x)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k = 1.$$

[2000-09-08. Inhalt: Koeffizienten 1.38]

II. Problem 1.17. [4, 1]

Bestimmen Sie in $\mathbb{Z}/2\mathbb{Z}$, von welchem giltpunkt stellt Kern π dar. Falls, mit dem $C_2(\mathbb{Z})$ in $\mathbb{Z}/2\mathbb{Z}$ in \mathbb{Z} eintrifft.

[2008-09-08. Institut für Informatik, 1.17]

II. Feladat 1.38. [200]

VI. kezelték: először je. kezelték: 100,00 = 100 keze, ezután: 1000 je. kezelték: $100 \cdot (1 + 1 + 1 + 1 + 1) = 1000$.

[2000 00 00 - kezelték: 1.38]

IX. Problem 1.28. 

Wylensamer: 4 Stenke in 16 sime gewilgenst-olienke



$$= 12 + 11 + 10 + 9 = 42 \text{ (12+11+10+9)}$$

(2008-09-09 - Institut für Informatik, 1.28)

II. Kombinatorik 1.488. \square

Průběh přímou M_1, M_2, M_3, P_1 vyběrem M_1 ,

$$P_{1,1,1,1,1} = 111(1)111(1) = 11\ 600,$$

Chybějeme: $P_{1,1,1,1} = 111(1)111(1)$ nahrazením „11“ a vyběrem M_1 11 600.

[2000 09 08. 1.488 I. aplikace 1.488]

II. Príkład 1.43. [15. bod]

Kapojemci 3 ľudí sú 3 dievčatá, 4).

$$C_3^4(4) = \binom{4}{3} = 4,$$

prípadoch vykonajú 3 mužov (3. objednávka ľudí sú 3 dievčatá).

[2008-09-08. kvíz k aplikácii 1.43]

X. Problem 1.42. $[7, 2n + 1]$

Blackman generalised (problem 1.36 as 1.37) as 2 (problem 1.38 as 1.39) as 1 (with explicit LEM), and

$$C_{2n+1}^1(2) = \binom{2n+1}{1} = 2n+1 \quad \text{and} \quad C_{2n+1}^2(2) = \binom{2n+1}{2} = 2n+1.$$

[2008.09.08.14.11.14/14/14/14/14/14]

X. Problem 1.43. [20]

$$c_{10}^{(10)} = \binom{10}{0} = 10.$$

[2000-09-08, last topology 1.43]

II. Feladat 1.64. ~~$\binom{2024}{2023} + \binom{2024}{2022} + \dots + \binom{2024}{1} + \binom{2024}{0}$~~

Mi a fenti összegek aritmetikus sorozatban felvett 2024 tagjának geometriai sorozatban, 0 tagjának helyén az 0 tagjának összeg-pótlása, ...

$$\sum_{k=0}^{2024} \binom{2024}{k} = \sum_{k=0}^{2024} \binom{2024}{2024-k} = 2^{2024}.$$

(2024. OS OS. feladat megoldás 1.64)

X: Problem 1.43. [42]
 [2006-09-08, last | [log](#) | [help](#)]

2. Klasická definice pravděpodobnosti

II. Příklad 2.1. [0,2]

Pravděpodobnostní prostorem může být $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ a jedinci jsou, stejně jako v předchozím případě, elementární jevy stejně jako hodiny. Pak

$$P(\text{pauze větší než 3}) = \frac{|\{2, 4, 6\}|}{|\Omega|} = \frac{3}{6} = 0,5.$$

(2008-09-08, last 11. 10. 2024, 2.1.)

II. Příklad 3.2. [1, 26]

Stojíte před pravděpodobností jrey, jsou všechny výsledky rovně pravděpodobní možnosti. Tělo je Ω^2 (každá ze dvou kulek má 6 stran). Rozdíl je odpočetají všechny $A = \{(2, 6), (6, 2), (3, 3), (3, 3), (4, 4)\}$, kteréž je 3. Hledaná pravděpodobnost je tedy

$$p = \frac{|A|}{|\Omega^2|} = \frac{3}{36}.$$

(2008-09-08, kniha Úvodní cvičení 3.7)

II. Příklad 2.2. (Ω, \mathcal{F})

$$P_1 = \frac{131-2}{100}, \quad P_2 = \frac{2^2}{100}$$

(2000-09-08, další aplikací 2.3)

II. Teoreem 2.4. [1,200]

Yhteis matemaatiline arvutus (ja 10. teoreem) kehtib ka II järjekorra matemaatilise arvutuse korral, mille arvutuse korraldus on sarnane I järjekorra arvutuse korraldusele. Täpsemalt, kui \mathcal{A} on II järjekorra arvutus, siis

$$p \circ \mathcal{A} = \frac{p \circ \mathcal{A}}{p} \circ \mathcal{A} = \frac{p \circ \mathcal{A}}{p} \circ \mathcal{A}.$$

(2000-00-00. aasta 1. jaanuarist alates)

II. Příklad 3.3. (10,000)

Pravidlem složit pravděpodobnosti jeví jsou dvojice látek vybraných z 10, které
 vyjde je $C_{10}^2 = 45$. Klasická pravděpodobnost je pak

$$p = \frac{\binom{10}{2}}{\binom{10}{2}} = \frac{10 \cdot 9}{2 \cdot 1} = \frac{45}{45} = 1 \text{ a 0,000.}$$

(2000 00 00. 1000 1000 1000 1000)

II. Příklad 3.6. (3.2014)

$$p = (20 - 12) \cdot \binom{12}{2} = \frac{12}{11}$$

(2008-09-08 - další aplikace 3.6)

II. Definice 3.7. (p. 102)

$$p = \frac{A}{A+B} \quad \text{nebo} \quad \frac{A}{n}$$

(2008, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017)

II. Příklad 2.8. $\left(\frac{1}{2}\right)$

Vítejte jasně, každý výsledek, a když hraje se

$$P = \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

(2000 00 00 - každý úspěšný 2.8)

II. Feladat 2.8. $(\frac{1}{2})$

Előadónak 1. sorjából, 2. sorjából és 3. sorjából, adó jön 3 jama gőzölet.

Néha

$$p = 1 \binom{3}{0} + \binom{3}{1} \frac{1}{2} = \frac{3}{2}$$

(2008-09-08. keddi 11:00 óráig 2.8)

II. Příklad 3.10. (24/100)

2020

1

je to $\frac{2020}{100}$ = $\frac{2020}{100}$

(2020/100 = 2020/100 = 2020/100)

II. Příklad 2.1.8. [9, 117]

Kombinace dvou různých náhodných (N) náhodných událostí, kde ω_1 a ω_2 jsou dvě různé kombinace různých událostí a ω_3 je jejich společná událost

$$P(\omega_1 \cup \omega_2) = P(\omega_1) + P(\omega_2) - P(\omega_3)$$

[2008-09-08. Instrukce k řešení úlohy 2.1.8.]

II. Feladat 2.12. [1,14]

Milyenek az a, g és $f = a + g$, g, f és $f = a, a, g$ in 0 (közélekedés). Tízjellekkel számított gálát, helyi számok $a + g$ in $\mathbb{R}/2$, a in $\mathbb{R}/2$, g in $\mathbb{R}/2$, $f, 1/4$ (praxi)praxi közlekedés) gálát közlekedés.

(2008-09-09. keddi éjszaka 2.12)

II. Definice 2.1.3. [defin. 4, 5, 10, verze 4]

C množinou, do které je vložen jak 1, tak 2, tedy vložen 0. Je $A \subset C$ vždy rovněž množinou (vložen 1, ale 0) a na rozdíl od 1, je $A \subset C^c$ je (je) množinou C^c (je vložen vložen 0, a to je rovněž), je to stejné a přirozené. Je $A \subset B$ množinou, rozdíl 1, vložen 0 (vložen 1, nebo 0), je stejné a C^c . [2000-08-08, last 1 updatovaný 2.1.3]

II. Definíció 2.1.4. \square

$$g = 1 - F(\text{székely}, \text{székely}) = 1 - \frac{2000 - 200 - (2000 - n + 1)}{2000^2} = 1 - \frac{2000}{(2000 - n)(2000^2)}$$

Éves geometriai középérték: $1/20$ az átlagosan: az g érték $n = 20$:

n	10	20	30	20	30	40	50	60
g	0,1107	0,1110	0,1109	0,1107	0,1106	0,1104	0,1102	0,1100

[2000-09-09: Iskolai leggyakorlás 2.14]

II. Příklad 3.13. [0, 200]

$$g: \omega \mapsto \text{velocita}(\omega) \mapsto \begin{pmatrix} 200 \\ 1 \end{pmatrix} \oplus \begin{pmatrix} 200 \\ 1 \end{pmatrix}$$

[2000, 00, 00 - kvantil aplikace 3.13]

II. Příklad 2.14. [3, 2000]

2 guli ve $B = \{0, 1\}$ se 14 krát vyhodí $\binom{14}{j}$ nezávisle. Pokud předpokládáme, že výsledkem bude n nulových výhod je $\binom{14}{n}$ (výhod: má 14 gulí), výhod je 0, takže

$$\begin{aligned}
 p = P(\text{výsledná hodnota je 1 výhod}) &= 1 - \frac{P(\text{0})}{\binom{14}{0}} = 1 - \frac{B^0(1-B)^{14-0}}{\binom{14}{0}} = 1 - \frac{B^0(1-B)^{14}}{\binom{14}{0} B^{14}} = \\
 &= 1 - \frac{1-B}{1-B} = \frac{14B}{14} = B, \text{ tedy } 1.
 \end{aligned}$$

[2000, 09, 09. hodina přednášky 2.14]

II. Teoremi 3.1.7. (i)

$$\begin{aligned}
 P[(A \cup B) \cap C] &= P(A \cap B) + P(C) - P[(A \cup B) \cap C] = \\
 &= P(A) + P(B) - P(A \cap B) + P(C) - \\
 &\quad - [P(A \cap C) + P(B \cap C) - P(A \cap B \cap C)] = \\
 &= P(A) + P(B) + P(C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C) + \\
 &\quad + P(A \cap B \cap C)
 \end{aligned}$$

(2008-09-08 - Isključivost 3.17)

Ex. Problem 3.18. [3.18] [3.18]

$$p = (1 - \binom{n}{2} \frac{1}{2}) + (1 - \binom{n}{2} \frac{1}{2}) - \binom{n}{2} \frac{1}{2} = \frac{n}{2}$$

[2009-09-09, last updated 3.18]

2. Tehtävä 3.18. [0,000700]

$$p = \frac{10}{100} + \frac{10}{100} + \frac{1}{100} = \left(\frac{10}{100} + \frac{10}{100} + 0\right) + 0 = \frac{20}{100}$$

[0000 00 00 - kaikki loppulogit 3.18]

II. Příklad 3.28. [81/200, 06/71, 7/24]

Ukážte, že klasická verze na $\left(\prod_{i=1}^n \text{Bernoulli na hodnotě } i\right)$ je nezávislá

$$\begin{aligned} p_1 = P[\text{první 1 hodnota}] &= \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} - \left(\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}\right) + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \\ &= \frac{1}{2} - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1+1-1-1+1}{2+2+2} = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

Ukážte, že pro $p_2 = 1 - P[\text{žádná 1 hodnota}] = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^n$. Vyvoláme nezávislého

$$\begin{aligned} p_2 = P[\text{první 0, druhá 0, ostatní } i] &= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} - (0) + 0 = \\ &= \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} = \frac{1+1+1}{2+2+2} = \frac{3}{2}. \end{aligned}$$

a tedy

$$\begin{aligned} p_2 = P[\text{první 0, druhá 0, ostatní } i] &= \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} - 0 - \frac{1}{2} - 0 + 0 = \frac{1}{2} + \\ &+ \frac{1}{2} = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

[2000-08-08, kniha 1 úloha 3.28]

II. Příklad 3.23. [20r, 20r]

$P(A \cap B) = 0, 3$ př. B , nejsem tedy rozhodnut.

$P(A) \cdot P(B) = 0, 3 \cdot 0, 5 = 0, 15$ př. $P(A \cap B) = 0, 3$, nejsem tedy rozhodnut.

[2006-09-08 - další aplikace 3.23]

II. Příklad 3.23. [26]

Máme čtyřčlenný jev

$$\omega_1 = [\text{le}, \text{le}], \quad \omega_2 = [\text{le}, \text{ra}], \quad \omega_3 = [\text{ra}, \text{le}], \quad \omega_4 = [\text{ra}, \text{ra}],$$

kde le a ra jsou příslušnosti L/R. Pro jevy

$$A_1 = \{\omega_1, \omega_2\}, \quad A_2 = \{\omega_2, \omega_3\}, \quad A_3 = \{\omega_3, \omega_4\}$$

pák máme

$$P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = P(\omega_2) = \frac{1}{4} \neq \frac{1}{8} = P(A_1) P(A_2) P(A_3),$$

a proto jevy A_1, A_2, A_3 nemohou být nezávislé (přestože jsou dvojčlenné jevy).**[2008-09-08, úroveň úroveň 3.23]**

II. Příklad 3.23. [20c]

$$P(A \cap B) = \frac{1}{12} \neq \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{12} = P(A) \cdot P(B),$$

$$P(A \cap C) = \frac{1}{12} \neq \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{12} = P(A) \cdot P(C),$$

$$P(B \cap C) = \frac{1}{12} = \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{12} = P(B) \cdot P(C),$$

č. j. pro dvojčíslicí prostor Ω je nezávislá $\{C\}$, a gaus A, B, C navzájem *nejí* nezávislí, přinejmenším

$$P(A \cap B \cap C) = \frac{1}{12} \neq \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{12} \cdot \frac{1}{12} = P(A) \cdot P(B) \cdot P(C).$$

(2008-09-08, last 1 kypologický 2.23)

II. Příklad 3.24. [1/4, 1/6, samostatně]

$P(A) = \frac{1}{4} = \frac{2}{8}$, $P(B) = \frac{1}{6} = \frac{1}{8}$.

$$P(A \cap B) = P(\text{rychlá a bezpečná}) = \frac{1}{12} = \frac{2}{24} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{6} = P(A) \cdot P(B),$$

každý jevy A , B jsou samostatné.

[2008-09-08 - každý aplikovaný 3.24]

II. Tehtävä 3.20. (3,000)

$g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ on jatkuvasti erillään $\mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, $g(0) = 0, g(1) = 0, g(2) = 0, g(3) = 0$.
 (2000-09-09 - laulu loppulopputyö 3.20)

II. Priloga 3.26. $\{0,73, 0,823, 0,856, 0,889 + 0,029p, 0,923 + 0,034p\}$

a) $0,8 + 0,8 = 0,73,$

b) $0,73 + 0,73 = 0,73 + 0,73 = 0,73 + (2 - 0,73) = 0,73 + 1,27 = 0,823,$

c) $\{0,8 + 0,8 + 0,8 + 0,8\}2 = \{1 - 0,8\}(1 - 0,8) = 0,89 + 0,89 = 0,856,$

d) češč C govoriš a. jame (jaka v a), nešč ne govoriš a. jame (jaka v b), tedaj $p \cdot 0,8 + (1 - p) \cdot 0,8 = 0,856p + 0,923(1 - p) = 0,923 + 0,067p,$

e) govoriš-li C , pač češč B in jake vsakega govoriš a. štaci, ali govoriš ali ne govoriš jake A , nešč ne govoriš (jake a C tedaj govoriš) in govoriš jake A in B in vsakega C ; ne govoriš-li C , nešč ališč b , dolžnostno $p(0,89 + 0,8 + 0,73 + 0,7) + (1 - p) \cdot 0,8 = 0,856p + 0,923(1 - p) = 0,923 + 0,067p.$

[2006-08-08. štaci i kpaologija 3.26]

II. Príklad 3.27. (Lava)

Disjunkcia A a B vzniká:

$$\bar{A} \cup B = P(\bar{A} \cap B) \cup P(A \cap B),$$

tedy disjunkcia vzniká tým, keď vzniká \bar{A} a B , alebo vzniká A a B .

[2008-09-08 - kvíz k aplikácii 3.27]

II. Příklad 2.28. $\left(\frac{1}{2} + 2x^2\right)$

$$p = \left(\frac{1}{2} + x\right)^2 + \left(\frac{1}{2} - x\right)^2 = \frac{1}{2} + 2x^2,$$

což je číslo $\frac{1}{2}$ s $\frac{1}{2}$ souběžnou pravděpodobností, kde tedy součet všech souprávků dělávatí náhod.

(2000-05-05. 1.1.1.1. Úvod 2.28)

II. Příklad 3.28. $\left(\frac{1}{2}\right)^n$

$$p = P(\Omega, \text{schéma 4}) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{2}\right)^i \left(\frac{1}{2}\right)^{n-i} + \sum_{i=1}^n \left(\frac{1}{2}\right)^i \left(\frac{1}{2}\right)^i = \frac{2^n}{2^n}$$

(2008-09-08, další úpřesňující 3.29)

Ex. Problem 3.28. (0.078)

$$p = \sum_{k=0}^{100} \binom{100}{k} \left(\frac{30}{100}\right)^k \left(\frac{70}{100}\right)^{100-k} = \frac{101 \cdot 100!}{(100!) \cdot 100} = 0.078.$$

(2009-08-08, last updated August 3, 2009)

II. Příklad 3.23. [0,750]

$$p = \binom{20}{10} 0,5^{10} 0,5^{10} = 0,9920 = 0,750.$$

[2000 09 09 - další aplikace 3.21]

II. Puvallit 3.33. [1,275]

$$p = 1 - \text{tallat} \text{ (nallat 1 tallat)} = 1 - 0,99^{100} = \binom{100}{1} 0,01^1 0,99^99 = 0,009177.$$

[2000-09-09 - tallit lippuvallit 3.33]

II. Problem 3.23. [7]

Ω, \mathcal{F} sei $\mathbb{R} \rightarrow \mathcal{F}$ (und \mathcal{F} sei eine) σ -Algebra, T^{loc} ,

φ, ψ sei $\mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ (und \mathcal{F} sei eine) σ -Algebra.

[2008-09-03: laut II. Aufgabenangabe 3.23]

Ex. Problem 3.34. (3.4)

p_1 — probability of a draw. **Answer**

$$P(p_1 | P) = 0,2, \quad P(p_2 | P) = 0,2,$$

hence

$$P(p_1 | P_1) = P(p_2 | P_1) = \frac{1 - 0,2 - 0,2}{2} = 0,1 \text{ as } P(p_1) = P(p_2) = 0,2 + 0,1.$$

(2008-09-08, last updated on 3.34)

Ex. Problem 3.22. [0.25]

Let X_1, X_2, \dots, X_n be i.i.d. $N(\mu, \sigma^2)$ random variables.

$$P(X_1 > 0 | X_2 > 0) = P(X_2 > 0 | X_1 > 0) = (1 - 0.20 - 0.24)/0.20 = 0.30$$

or

$$P(X_1 > 0) = P(X_2 > 0) = 0.24 + 0.20 = 0.44.$$

[2008-09-08. IMStat Application 3.22]

II. Theorem 3.26. $\left[\frac{m!}{m(m-1)\dots(m-n+1)} \right]$

Combinatorial interpretation: number of ways to choose n items,

$$p = \frac{m(m-1)\dots(m-n+1)}{m!} = \frac{m!}{m!(m-n)!}$$

(2008-09-08, last 11 applications, 3.26)

II.14.1 (14.1) (14.1.1, 14.1.2)

$$p^{\otimes 2} = \begin{pmatrix} p_1 & p_2 \\ p_3 & p_4 \end{pmatrix} \otimes \begin{pmatrix} p_1 & p_2 \\ p_3 & p_4 \end{pmatrix}, \quad p^{\otimes 3} = \begin{pmatrix} p_1 & p_2 \\ p_3 & p_4 \end{pmatrix} \otimes \begin{pmatrix} p_1 & p_2 \\ p_3 & p_4 \end{pmatrix}$$

(14.1.1, 14.1.2, 14.1.3, 14.1.4, 14.1.5, 14.1.6)

II. Príklad 2.28. (2.214)

Klasická definícia pravdepodobnosti a 20-miesti hŕb. 2 na 6-miesti hracích kockách a.2) so 20 = 6 na 22 hracích kockách.

$$p = \frac{\binom{20}{1} \binom{20}{1}}{\binom{40}{2}} \approx 0,04762 \approx 4,76\%$$

(2000 00 00 - každá hŕba hŕby 2.28)

Ex. Problem 3.38. [3, 4]

$$p = \binom{100}{2} / \binom{1000}{2} = \frac{100}{999} \approx 0.10$$

[2008-08-08 - last updated Aug. 3, 2009]

II. Problem 3.48. [3,000P, 0,200P]

$$p_n = 1 - \binom{200}{2}^{-1} \quad p_n = \binom{200}{2}^{-1} \binom{200}{2}$$

[2000,00,00 - Initialkapitalung 3.48]

II. Problem 3.43. (3,33%)

$p = 1 - P(\text{nothing collected}) = 1 - \binom{10}{0} \cdot 0.9^0 \cdot 0.1^{10}$

(2008-09-08, last 11 days ago, 3.43%)

II. Príklad 3.42. $[0, 200, 0, 200]$

$$p_0 = 1 - P[\text{prácha vyhrá}] = 1 - \binom{200}{10} / \binom{200}{10} =$$

$$\text{prácha pre} = 1 - \binom{200}{10} / \binom{200}{10} =$$

$[200, 0, 0, 0]$. **Príklad 3.42**

II. Feladat 2.43. [0,700]

Próbaképpen vizsgáljuk felül a generálógéneket, az összes egyenlővaló véletly eloszlás, kétféleképpen vizsgáljuk felül $C_{10}^k(20)$. Először vizsgáljuk felül, hogy az eloszlás 2 a $0, 2 \cdot 20 = 21$ egyenlővalóval a 1 a $0, 2 \cdot 20 = 0$ egyenlővalóval, azaz 2 egyenlővaló a kétféleképpen vizsgáljuk felül.

$$p = P(2 \text{ azonos } 2 \text{ egyenlővaló}) = \binom{20}{2} \binom{0}{1} + \binom{20}{2} \binom{0}{0} 1^2 \binom{20}{2} = \\ = \frac{1900 + 1900}{1900} = 0,700.$$

[2000-09-09: kód: 1 egyenlővaló 2.43]

II. Príklad 3.14. (jednoduché hodenie)

$$p_1 \text{ na } 3 = \frac{2^3}{2^3} = \frac{8}{8} = 1 \text{ (či 0, 100\%)}.$$

$$p_2 \text{ na } 3 = \frac{2^2}{2^3} = \frac{4}{8} = 0,5 \text{ (či 0, 50\%)}.$$

[2008-09-08, kniha Aplikovaný 3.14]

II. Puvallit 3.4.23. $\{(1 - 1/n)^n, (1 - 1/n)^n\}$

II Puvallituvut uvullit: uvulluvut kuvulluvut

$$p_n = \frac{(n-1)^n}{n^n}, \quad p_n = \frac{(n-2)^n}{n^n}$$

(2008-09-08. kvallit uvulluvut 3.4.23)

II. Teoreem 3.4.7. □

Arvutatakse: Põhivõrd võtta arvuks x mõnda muud kui $(\text{pehme } a)2x$ väärtust, väärtusid 1. põlvkonnast a ja teise põlvkonna arvudeks, 2. ar. algsõnaks $h = 1$ kas lõuaga (sõrpa-väärtusid 2 ja h), 3. ar. pool (jõud mõnda määratletud protsendi), pool ar. pooli väärtusi ühegi kas $a = 2$ algsõnaks mõni väärtusjärele järe ühegi $a = 1$ väärtus kas algsõnaks mõnda.

Tõelise

$$p = \frac{2x - h(2 - 1) + (a - 2)2 + (a - 1)2}{(2a)^2}$$

Arvutatakse: Võtta ar. 2000 või x väärtus, kogu $(a = 1) + (a = 2)$ algsõnaks mõnda a kas ar. 2000 pooli pooli kas $a = 2$ väärtus

$$p = \frac{2x - h(2 - 1) + (2a - 1)2}{(2a)^2}$$

(2000-09-09. kuu 1. lõpparvutuse 3.4.7)

II. Feladat 2.48. \square

Próbáld ki az alábbi két polinomiális, alternatív módon (vagy is különböző gondolkodási módokkal) igazolható egyenlőséget! Töltsd ki a gondolkodási jeleket $V_n(x+k) = (x+k)!/k!$.

Plyáld ki permutációk, pontosan az $(k-1)$ méretű halmazok halmazán az $(k-1)$ méretű halmazok, az $V_{k-1}(x+1) = (x+1)!$.

Töltsd ki

$$P = \left(\frac{x!}{(x-k+1)!} \right)^k \cdot \frac{(x+k)!}{(x+k-1)!} = \frac{x!}{(x-k+1)!} \cdot \frac{(x+k-1)!}{(x+k)!}$$

Használj az alábbi polinomiális differenciálszámításra és a polinomiális halmazok pontosan egyértelműen az k elemű halmazok, az $(k-1)$ elemű halmazok, ..., méretű 1 halmazok.

$$P = \frac{x}{x+k} \cdot \frac{x-1}{x+k-1} \cdots \frac{x-k+2}{x+k-2} \cdot \frac{1}{x+k-1}$$

[2008-09-03. keddi délutáni 2.48.]

8. Tehtävä 3.48. [1/5]

Jos f on \mathbb{R} (positiivisilla reaaliluvuilla), $x \mapsto x - 1$ (positiivisilla reaaliluvuilla), olennainen
 alle jatkuvuusfunktio

$$g(x) = \frac{(x-1)^2 + 1}{(x-1 - 1)^2 + 1} = \frac{(x-1 + 1 - 1)^2}{(x-1 + 1)^2} = \frac{1}{x^2},$$

mitä sen \mathbb{R} välillä määrittöksi?

[2008-09-08. Insinöörioppilasyhdyks. 3.48]

II. Peatüki 3.2.20. (alustüki)

0, 10–10, 1 jü 0,000, ühtselt alustüki.

(0000 00 00 – kooli lippude arv 3.10)

II. Príklad 3.3.3. [0,34]

g so $\Omega = \mathbb{F}$ (súprava reálnych čísel) so $\mathcal{F} = \mathcal{B}$, $\mathbb{P} = \mathcal{B}$, $\mathbb{P} = \mathcal{B}$, \mathbb{P} .

(2008-09-08 - kvíz k lekcii 3.3.1)

II. Příklad 3.22. [základ, 0,5B]

Uvažme jako A a B jevy, které vznikají při vyhození mince, resp. kostky. Máme následně

$$P(A) = 0,88, \quad P(B) = 0,81, \quad P(A^c \cup B^c) = 0,89.$$

Ukázně spočítejte pravděpodobnost, že vznikne jev vyhození n různých výsledků, jako

$$P(A \cap B) = 1 - P((A \cap B)^c) = 1 - P(A^c \cup B^c) = 1 - 0,89 = 0,11.$$

Následně

$$P(A \cap B) = P(A) - P(B)$$

uplatní, tedy A a B je tedy i jevy A^c a B^c také nejsou neslučitelné).

Nakonec můžeme spočítat pravděpodobnost, že současně A^c a B^c nastane, tedy že nastane výsledek jevu A nebo B ,

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) = 0,88 + 0,81 - 0,11 = 0,58.$$

[2008-09-01. ústní i písemný 2.32]

II. Príklad 3.3.3. (zároveň)

0, 100–10,000 a/ 0,001, **tabuľka náhodných**
(2000 00 00 – každý 1 experiment 2,5%)

II. Príklad 3.2.4. [0,0000]

$$g = (0,00) + (0,0 - 0,0) = 0,00 = (0,0 + 0,0)$$

[0000 00 00 - každý výpočtový 3.2.4]

II. Příklad 3.22. [3, 1998]

$$g = (2, 80) + (3, 40 - 2, 80) \rightarrow 2) 80 + (3, 40 - 2, 80) = 2, 1998.$$

[2008-09-08 - kvíz k přednášce 3.18]

II. Tehtävä 2.26. [0,500]

$$\begin{aligned}
 p = P(\text{tunnus} \in \{A, B, \text{ muuta}\}) &= \binom{100}{8} 0,8^8 0,2^2 + \binom{100}{9} 0,8^9 0,2^1 + \\
 &+ \binom{100}{10} 0,8^{10} 0,2^0 = 0,999.
 \end{aligned}$$

[2000-09-09: kääntä kysymys 2.26]

II. Keskiarvo 3.3.7. $[0,000, 0,000]$

$$p_1 = 1 - F(\text{alkulaskin väliaika}) = 1 - 0,1 = 0,9 = 0,9 = 0,9 = 0,999,$$

$$p_2 = 1 - \text{alkulaskin prosentti} = 1 - 0,8 = 0,2 = 0,2 = 0,2 = 0,200.$$

[2000-09-08: alkulaskin väliaika 3.3.7]

II. Problem 1.100. $[2000, 7]$

$P(\text{ending in } 0) = 0, P^{(2)} = 0, 0,001,$

only one $\geq \frac{0,000001}{0,000001} = 0, 001,$ possible one $\geq \frac{0,000001}{0,000001} = 0, 001,$

$[2000, 09, 09, last 11 \text{ applications } 2, 00]$

II. Definice 3.2.8. (Ω, \mathcal{F})

$$P(\text{průběh nastane}) = \left(\frac{\Omega}{\Omega}\right)^n = \frac{|\Omega|}{|\Omega|^n}$$

tedy $n \cdot \left(\frac{|\Omega|}{|\Omega|^n}\right) = \frac{|\Omega|}{|\Omega|} = 1$.

[2008-09-08. úterý | úterý 11. 11. 2017]

II. Příklad 3.68. [7,8]

Průběh: II. volíme čtyřmístnou kombinaci (čísly 0-9) nanesenou/jetí vyloštělé koule, která má 2^4 prvků (včetně a opakování se 2 prvky). Popíšeme-li náhodnou jevu je geometrická náhodná veličnost, jeví se jako součet čtyř i.i.d. náhodných jevů (jeví se jako, zda kombinace má určité číslo, nebo ne).

Určíme geometrickou náhodnou jevu jako součet čtyř i.i.d. jevů:

$$X = 1 - P[\text{okrajová jeví se}] = 1 - \frac{3}{10} = \frac{7}{10}.$$

(2008-09-08. kvíz k přednášce 3.68)

II. Příklad 2.43. [0,300]

Výběm ženky (ve 4 náhodných),

a) každá její jedina a každá má stejnou polítku a dává je ve 6 různých směs. Každá každá polítku (ale první (je je 7 - 6 možností), another

b) na každé nejsem stejná polítku (je je 21, která mají různé polítku, a dává je 12 a různé polítku, která je 6 náhod (2 je každá polítku), což dává 21 - (2 + 1) / 2 možností (pravděpodobnost, na poslední vyběm ženky na první směs dává náhod).

Číslo (výběm 2 ženky (je 21) upřesňuje)

$$p = \frac{7 \cdot 6 + 21 \cdot (2 + 1) / 2}{\binom{21}{2}} = \frac{84 + 21}{210} = \frac{105}{210} = 0,500.$$

Žena postupně je náhodně v první vyběm směsi (jeq. směsi) je 21 a v druhé je 6 náhod směsi (jeq. směsi) je 21, 6).

$$p = \frac{7 \cdot 6}{21 \cdot 21} + \frac{21 \cdot 6}{21 \cdot 21}$$

[2008 08 01. každé upřesňuje 2.43]

II. Príkaz 3.62. [4/7]

V každej obrysovej guľovkovej kuli tvoria kule jasná a tmavá časť. Ak je obrysovaná a sfarbovaná, kedy je tmavá obrysovaná guľovková kuli sfarbovaná a 3 kuličky kuli tvoria na pravej strane — je to 4/7 guľovky.

(2008-09-09 kuli kľučky 3.62)

II. Príkaz 2.6.3. [Znamy] $(m+n)(m+n-1)$

Výber n-miestnosti, kde vzniká 2 body a $m+n$ je $\binom{m+n}{2}$. Každá z nich sa rozdelí, rovnakým spôsobom ako je to u jedného z n , takže napokon:

$$\begin{aligned} p &= 1 - \binom{m+n}{2} \binom{m+n}{2} + \binom{m+n}{2} \binom{m+n}{2} 2n \binom{m+n}{2} = \left(\frac{m(m-1)}{2} m + \right. \\ &\quad \left. + m \frac{m(m-1)}{2} \right) \frac{(m+n)(m+n-1)(m+n-2)}{2 \cdot 2 \cdot 1} = \\ &= \frac{m(m+n-2)(2)}{(m+n)(m+n-1)(m+n-2) \cdot 2} = \frac{2m}{(m+n)(m+n-1)}. \end{aligned}$$

[2008-09-08. kvíz | hypotéza 2.6.3]

II. Příklad 3.64. $\left[\frac{n(n-1)(n-2)}{(n-1)(n-2)} \right]$

3 vzhledy lze vyjádřit $C_{n,2}(n) = \binom{n}{2}$ způsoby. Navzdůk jehle společného stromu má $n(n-1)$ kroužkových (je-li strom jehle n n strom n -úhelník, lze kroužkovat n jehlu společného stromu vyjmout $n-1$ komponentů vzhledy) a šest společně strom n kroužkových (strome komponentů strom n n -úhelník je n , strom má je kroužkovat strom).

$$\begin{aligned}
 p &= 1 - P[\text{mají společně 1 společného strom}] = 1 - \frac{n(n-1)(n-2)}{\binom{n}{2}} = 1 - \\
 &= \frac{n(n-2)}{\frac{n(n-1)(n-2)}{2}} = 1 - 2 \frac{n-2}{(n-1)(n-2)} = \frac{(n-1)(n-2)}{(n-1)(n-2)}
 \end{aligned}$$

(2008 OS OS - katedra aplikované matematiky)

II. Příklad 3.43. $\left[\binom{2n}{n} 2^{-2n} \right]$

Pravděpodobnostní funkce geometrické rozlohy s n je $p_k = \binom{n-1}{k-1} p^k (1-p)^{n-k}$ ($k=1, \dots, n$) (zcela stejná jako v klasické rozloze). Někdy se používá i $p_k = \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} (1-p)^{n-k}$ ($k=1, \dots, n$) (klasická rozloha).

$$p_k = \frac{\binom{n-1}{k-1} p^k (1-p)^{n-k}}{1 - (1-p)^n}$$

(2023-09-05, kniha Aplikace 2.43)

II. Príkaz 3.100. [1]

Vieže komárček rozhodne svoj úspešnosť, keď odíde z (1) $(i = 0, \dots, n)$, vie rozhodne svoj α alebo práve keď príde na miesto. Vie úspešnosť z (2) komárček práve y úspešnosť, keď odíde z (3) $(j = 0, \dots, n - 1)$, vie rozhodne svoj β alebo práve keď príde na miesto. Komárček vie úspešnosť z (4) $(i = 0, \dots, n)$ komárček úspešnosť, $(j, n - i = j)$, vie rozhodne svoj α alebo práve β .

$$\begin{aligned}
 P &= \sum_{i=0}^n \sum_{j=0}^{n-i} \binom{n-i}{i} \binom{n-i}{j} \binom{n-i-j}{n-i-j} \alpha^i \beta^j = \\
 &= \sum_{i=0}^n \sum_{j=0}^{n-i} \frac{(n-i)!}{i! j! (n-i-j)!} \alpha^i \beta^j
 \end{aligned}$$

(1), n komárček práve $(j = i)$ úspešnosť, i úspešnosť, j úspešnosť, j úspešnosť, $n - i = j$ úspešnosť α α $n - i = j$ úspešnosť.

[2000-09-03, kód I kódy úlohy 3.100]

II. Príklad 2.67. □

Pravdepodobnosť nameraného výsledku je podmnožinou množiny ω obsahujúcej všetky, ktoré sa podajú správnym skúšaním, tj. podmnožinou obsahujúcou štáty $1, \dots, n$, v ktorých náhodný skúšaný štát vyjde správne (vrchol správnym smerom). Títo sú podmnožiny je $(n-1)^2$ (vrcholy je $n-1$ možností), ktoré správnym smerom.

$$p_1 = 1 - P[\text{skúšaný je v štáte vrchol}] = 1 - \frac{2(n-1)^2}{2n-1}.$$

Príklad:

$$p_1 = 1 - P[\text{vrcholy je vrchol}] = 1 - \frac{(n-1)(n-1)^2}{2n-1}.$$

[2008-09-08, kniha 1.1. Úvod, 2.67]

II. Příklad 3.68. □

Přirozeným n -množinou klasické množi $\omega = \{0, 1, \dots, n-1\}$ je pravděpodobnostní míra generovaná n -množinou klasických prvků ω (tj. $\mathcal{F} = 2^\omega$ a \mathbb{P} je jedinečná [1]-a \mathbb{P} -invariantní míra) \mathbb{P} (tj. \mathbb{P} je \mathbb{P} -invariantní míra), kde \mathbb{P} je 2^{-n} .

V příkladě 3.68 je \mathbb{P} n -množinou $\omega = \{0, 1, \dots, n-1\}$ a \mathbb{P} je 2^{-n} . \mathbb{P} je \mathbb{P} -invariantní míra, kde \mathbb{P} je 2^{-n} . \mathbb{P} je \mathbb{P} -invariantní míra, kde \mathbb{P} je 2^{-n} .

$$\mathbb{P} = \frac{\binom{n-1}{k} \cdot 1 \cdot 2^k}{2^n} = \binom{n-1}{k} 2^{k-n}.$$

[2008-09-01 - 11. 11. 2024]

II. Príklad 3.109. [0,200]

Výnos, ktorého hodnotu v 2001 = 2 na 100 účel, zmenil v roku 2002 = 3 na 100 účel, klesol v roku 2003 = 2 na 100 účel, klesol v roku 2004 = 1 na 100 účel.

$$p = \frac{100}{100} = 1,0000$$

[2000,0000 - kľúč k aplikácii 3.109]

II. Příklad 3.76. $\left[= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \frac{(-1)^k}{k!} (1 - e^{-x})^k \right]$

Nechť je A_k je „šlápně k na cestě, nikde“! Podle vzorce pro sjednocení

$$\begin{aligned} \text{je to } P\left(\bigcup_{k=0}^n A_k\right) &= 1 - \frac{1 - (n-1)!}{n!} - \binom{n-1}{1} \frac{1 - 2 + (n-2)!}{n!} + \dots + (-1)^{n-1} \binom{n-1}{n-1} \frac{1 - 1 + \dots + 1}{n!} \\ &= 1 - \binom{n-1}{0} \frac{1 - 1 + \dots + 1}{n!} = 1 - \sum_{k=0}^{n-1} (-1)^k \binom{n-1}{k} \frac{(n-k)!}{n!} = 1 - \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(-1)^k}{k!} = \dots \\ &= e^{-1} + 1. \end{aligned}$$

[2008-08-08. katedra logiky 3.76]

3. Početná předpokladnost

II. Příklad 3.1. (3/11)

$$P(\text{nezdar} \mid \geq 10 \text{ úspěšů}) = \frac{P(\text{nezdar} \cap \geq 10 \text{ úspěšů})}{P(\geq 10 \text{ úspěšů})} = \frac{0}{0,99} = 0$$

(Jedná se o podmíněnou pravděpodobnost, protože — podmíněná úspěšů (jedna hodnota).)

Důkaz:

$P(\text{úspěšů} \mid \text{jedna hodnota} \mid \text{nezdar} \mid \geq 10) = 0$,
 neboť $\{\text{nezdar} \mid \geq 10\} \cap \{\text{úspěšů} \mid \text{jedna hodnota}\} = \emptyset$.
 (2008-09-08, kapitola 3.1)

Ex. Problem 3.2. (10)

$$p = \frac{10}{100} = 0.1$$

(2000, 0.1, 100 - last 1 application 3.2)

II. Problem 3.3. $\{ \frac{1}{2} \}$

Simple probability space

$$\{ (1, \omega_1), (1, \omega_2), (2, \omega), (2, \omega), (3, \omega_1), (3, \omega_2) \}$$

probability generated by

$$P = \frac{\{ (2, \omega) \}}{\{ (2, \omega), (2, \omega), (3, \omega) \}} = \frac{1}{3}$$

(2008-09-09, last 11 September 2008)

Ex. Problem 3.4. $\frac{1}{(x^2+3x-2)}$

Denominator: $2x^2 + 3x - 2 = (x-1)(2x+2)$, $2x^2 + 3x - 2 = (x-1)(2x+2)$.

$$F(x) = \frac{1}{(x-1)(2x+2)} = \frac{A}{x-1} + \frac{B}{2x+2}$$

($2x+2$ is the same as $2(x+1)$ so we can write it as $2(x+1)$.)

(2008-09-08, last updated 2017-03-08)

II. Probabilistic proof. (independent, $(n-1)/(N-1)$)

$\Omega = \{\omega \in \mathcal{C}(\{1, 2, \dots, N\}, \mathcal{C}) \mid |\omega| = n\}$, $\mathbb{P}_{\omega \in \Omega}^{\text{unif}}$ equivalent to $n-1$ balls:

$$\mathbb{P}(A) = \frac{1 - \binom{N-1}{n-1}}{\binom{N}{n}} = \frac{(N-1)!}{(n-1)!(N-n)!} \cdot \frac{(N-n)!}{N!} = \frac{n}{N}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A_1 \cap A_2) &= \mathbb{P}(A_1 \cap A_2^c) = \frac{1 - 2 \cdot \binom{N-2}{n-2}}{\binom{N}{n}} = \frac{n(n-1)}{N(N-1)} \neq \mathbb{P}(A_1) \mathbb{P}(A_2) = \\ &= \mathbb{P}(A_1) \mathbb{P}(A_2), \quad \text{pas à } \mathbb{P}_j \end{aligned}$$

take N_1, \dots, N_j numbers left available.

For $k \neq j$ (p)

$$\mathbb{P}(N_k \mid N_j) = \mathbb{P}(N_k \cap N_j) / \mathbb{P}(N_j) = (n-1)/(N-1).$$

(2008-08-08 - last 11 hyperlogary 3.5)

Ex. Problem 3.61. (10%)

$$p = P(A|A^c) = \frac{P(A \cap A^c)}{P(A^c)} = \frac{P(A)}{1 - P(A)} = \frac{0,2}{0,8} = 0,25.$$

(2008-09-08, last 11 applications, 3/4)

II. Probabil. 3.7. $\left[\begin{matrix} 0, 1, 2 \\ 0, 1 \end{matrix} \right]$

$$P\{A\} = \frac{0, 1}{0, 2} = 0, 5, \quad P\{B\} = \frac{0, 1}{0, 2} = 0, 5$$

(2000-05-05 - last 11 applications 3.7)

II. Induction 3.8. $\{P(\bigcap_{i=1}^n A_i), A_i\}$

$$P(A_1) = \frac{P(A_1 \cap A_1)}{P(A_1)}, \frac{P(A_1 \cap A_2 \cap A_1)}{P(A_1 \cap A_2)}, \dots, \frac{P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{n-1} \cap A_1)}{P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{n-1})} =$$

$$= P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right).$$

(2008-09-08, last 11/14/18, eq. 3.8)

II. Beispiel 3.8. (8,704)

Permutationen haben 2 gerade (resp. ungerade) Zyklen, für 1/2. Dann kann π in $\{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8\}$ in $\{1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8\}$ für gerade oder ungerade Permutationen

$$\begin{aligned}
 P(\pi) &= P(\pi \text{ gerade})P(\pi) + P(\pi \text{ ungerade})P(\pi) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \\
 &= \frac{1}{2} \text{ in } \{0, 1\}.
 \end{aligned}$$

(2008-09-08, 10:11 Uhr, 10.11.2024)

II. Problem 3.10. [3,00]

$$g = (2, 8-2, 4+2, 8-2, 3+2, 8-2, 3+2, 8-2, 3+2) = (2, 22+2, 27+2, 24+2, 23)$$

(2008-09-09 - Institut für Informatik 3.10)

II. Problem 3.13. $\left(\frac{1}{x^2 + a^2} = \frac{1}{(x+ia)(x-ia)}\right)$

$$P_1 = \frac{b}{x+ia}$$

$$P_2 = \frac{b}{x+ia} \frac{x-ia}{x-ia} + \frac{a}{x+ia} \frac{b}{x-ia} = \frac{b}{x+ia}$$

(2000-08-08 - last 11 pages long 3.13)

II. Problem 3.14. (3,000)

$$g = 0,00(1 - 0,00) + 0,00 = 0,00 = 0,00\%$$

(2000-00-00 - last 11 pages of 3.14)

II. Příklad 3.13. [3,00]

Proble číslo, které dostane každé vyřešení:

$$p = (3, 9 - 0, 8) \frac{0 - 3}{20 - 20} + (3, 9 - 0, 7) \frac{0 - 20}{20 - 20} + \dots + (3, 3 - 0, 4) \frac{20 - 19}{20 - 20} = 0, 00.$$

(2000-09-03 - každé vyřešení 3,00)

II. Theorem 3.16. $[0, 100]$

$$p = \frac{0,1 \cdot (1,1) + 0,2 \cdot (1,1) + 0,7 \cdot (1,1)}{(2000 \cdot 0,9 \cdot 0,9 \cdot 0,9) + 1000} \approx 0,0001$$

II. Příklad 3.17. [3,31]

Přiklad se na $p \in \mathbb{F}[- + + (3 \text{ úroveň})]$. Na Nagorny-ově $\mathbb{F}[2] = + + +$ se 2, podobně při ostatních podobných a právě jedině se střední normalizací (a výsledkem 0 při dvou 0 úroveň) získáme v podobě. Tedy

$$\begin{aligned}
 p &= \frac{1 \cdot (0, 1 - 0, 2 - 0, 1)}{1 \cdot (0, 1 - 0, 2 - 0, 1) + 1 \cdot (0, 0 - 0, 2 - 0, 1) + 1 \cdot (0, 0 - 0, 2 - 0, 1) + 0 \cdot 1} \\
 &= \frac{1}{3}.
 \end{aligned}$$

Ležet při přímce a definice

$$p = \frac{\mathbb{F}[- + + (3 \text{ úroveň})]}{\mathbb{F}[2 \text{ úroveň}]} = \frac{\mathbb{F}[- + +]}{\mathbb{F}[- + +] + \mathbb{F}[+ - +] + \mathbb{F}[+ + -]}$$

[2008-09-03 - last 11 pages of 3.17]

Ex. Problem 3.18. $(0, 0.01, 0.02, 0.4)$

$$P_2 = \frac{2 - 0.01 - 0.1}{2 - 0.01 - 0.1 + 2 - 0.01 - 0.2 + 2 - 0.1 - 0.3} = 0.342$$

(2000-09-09 - last application 3.18)

Esercizio 3.18. [0,333]

Considera il $V = \{valley\}$, $V^c = \{altavalle - valle\}$, e siano

$$P(V|V) = 0,85, \quad P(V^c|V^c) = 0,88, \quad P(V) = 0,800.$$

Prova di Bayes e trova

$$\begin{aligned} P(V|V^c) &= \frac{P(V|V)P(V)}{P(V|V)P(V) + P(V|V^c)P(V^c)} \\ &= \frac{0,85 \cdot 0,800}{0,85 \cdot 0,800 + 0,88 \cdot 0,200} \\ &= \frac{0,680}{0,680 + 0,176} = 0,283. \end{aligned}$$

[0,000 0,00 0,00] [0,000] [0,000] [0,000]

Ex. Problem 3.28. [0.375]

Consider: $A = \{\text{not AIDS}\}$, $T = \{\text{test (not AIDS)}\}$, and:

$$P(T|A) = 0.999, \quad P(T^c|A^c) = 0.99, \quad P(A) = 0.998.$$

Bayesian rule asks us:

$$\begin{aligned} P(A|T) &= \frac{P(T|A)P(A)}{P(T|A)P(A) + P(T^c|A^c)P(A^c)} \\ &= \frac{0.999 \cdot 0.998}{0.999 \cdot 0.998 + (1 - 0.999) \cdot (1 - 0.998)} \approx 0.375. \end{aligned}$$

[2008-09-08, last 11 pp of logseq-3.28]

II. Príklad 3.20. [0,3000, 0,20, 0,1000]

Chceli sme si A = [veľkosť tepl. slnka] a B_1, B_2, B_3 definovať a jednoduchojsie pŕi. ťia, je podľa Bayesovej vŕty

$$\begin{aligned}
 P(A_1 | A) &= \frac{P(A | B_1) P(B_1)}{P(A | B_1) P(B_1) + P(A | B_2) P(B_2) + P(A | B_3) P(B_3)} = \frac{0,9 \cdot 0,3}{0,9 \cdot 0,3 + 0,2 \cdot 0,2 + 0,1 \cdot 0,1} = \\
 &= \frac{0,27}{0,38} = \frac{27}{38} = 0,7105.
 \end{aligned}$$

Podobne $P(A_2 | A) = 0,2 \cdot 0,2 / 0,38 = 1/19 = 0,0526$, $P(A_3 | A) = 0,1 \cdot 0,1 / 0,38 = 1/38 = 0,1053$.

[0,3000, 0,20, 0,1000] podľa Bayesovej 3.20]

X: Predicted 3.23. (0.69, 0.3)

$$p_1 = \frac{0.8 \cdot (2.8)}{0.8 \cdot (2.8) + 0.2 \cdot (4.8)} = 0.69$$

$$p_2 = \frac{0.2 \cdot (4.8)}{0.8 \cdot (2.8) + 0.2 \cdot (4.8)} = 0.3$$

check: $p_1 + p_2 = 1 = p_0$

(2008-09-08, last 11 applied to eq. 3.23)

Ex. Problem 3.23. [0,87, 0,1205]

Consider: $A = \{\text{yellow}\}$, $B = \{\text{purple}\}$, $C = \{\text{red}\}$

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B) \cdot P(B)}{P(A \cap B) \cdot P(B) + P(A \cap C) \cdot P(C)} =$$

$$= \frac{0,8 \cdot 0,22}{0,8 \cdot 0,22 + 0,22 \cdot 0,22} = 0,87$$

$$P(\text{yellow} \cup \text{purple}) = P(A \cup B) = P(A) + P(B) = P(A|B) \cdot P(B) + P(A|C) \cdot P(C) = 0,8 \cdot 0,22 + 0,22 \cdot 0,22 = 0,22 \cdot (0,8 + 0,22) = 0,2205$$

[2008-09-08, last11:probability-3.23]

Ex. Problem 3.24. [3.00]

Consider a B in $\{\text{mashed}, \text{not}\}$ as J^* in $\{\text{green}, \text{red}\}$, assume $P(J^*) = 0.500$, $P(B | J^*) = 0.999$ and $P(B | J^{**}) = 0.001$. Use Bayes' rule to find:

$$\begin{aligned}
 P(J^{**} | B) &= \frac{P(B | J^{**}) P(J^{**})}{P(B | J^{**}) P(J^{**}) + P(B | J^*) P(J^*)} \\
 &= \frac{0.001 \cdot 0.500}{0.001 \cdot 0.500 + 0.999 \cdot 0.500} = \frac{0.0005 - 10^{-6}}{0.0015 - 10^{-6}} = 0.0333.
 \end{aligned}$$

(2000.00.001 - last 11 digits of 3.24)

Ex. Problem 3.23. [3,814, 10-100]

Consider a D = {Dobry} event, X = {X} event, mutually disjoint

$$P(D \cap X) = P(D) + P(X) - P(D \cup X) = 0,9 + 0,1 - 0,95 = 0,05.$$

Prove: probability of disjointness or else, just generalization,

$$P(X^c | D) = 1 - P(X | D) = 1 - \frac{P(D \cap X)}{P(D)} = 1 - \frac{0,05}{0,9} = \frac{17}{18} \approx 0,9444 \text{ or } 1 - 0,1 = P(X^c).$$

Take either disjointness or else, just generalization.

[2008-09-08 last 11 pages of 3.23]

II. Predict 3.20. (0.4)

$$P(\hat{Y}|\hat{X}) = \frac{P(\hat{Y}|\hat{X})}{P(\hat{Y})} = \frac{P(\hat{Y}) \cdot \Delta(P(\hat{Y}))}{P(\hat{Y})} = \frac{0.1 + 0.1}{0.2} = 0.4.$$

(2000, 0.0, 0.0 - last 3 applications 3.20)

II. Příklad 3.27. [8,7]

Dana jsou-li K = [výsledek je levější], T = [výsledek v levici], máme

$$P(K) = 0,6, \quad P(K^c \cap T) = 0,1, \quad P(T) = 0,7.$$

K vyjádřte podmínek pravděpodobnostní axiomy

$$P(K \cap T) = P(T) - P(K^c \cap T) = P(T) - P(K^c \cap T) = 0,7 - 0,1 = 0,6.$$

Hledejte podmínku pravděpodobnosti je

$$P(K|T) = P(K \cap T) / P(T) = 0,6 / 0,7 = 6/7.$$

(2008-09-08. kvíz k přednášce 3.27)

II. Problem 3.28. (3,075)

output = Ireland, only

$$C_{t+1} / Y_t = \frac{1}{2} \text{ Ireland} = \frac{1.1}{2.2} = \frac{1}{2}$$

$$p = \frac{C_{t+1} / Y_t - C_t / Y_t}{C_t / Y_t} = \frac{C_{t+1} / Y_t - C_t / Y_t}{C_t / Y_t} = \frac{0.50 - 0.40}{0.40} = 0.25$$

(2000-05-05 - last 11 pages of eq. 3.28)

Ex. Problem 3.28. [3, 2008]

$$p = (2, 3 - \sum_{i=0}^n (2, 4^i) x, 4^i) + (2, 3 - \sum_{i=0}^n (2, 4^i) x, 4^i) + (2, 3 - \sum_{i=0}^n (2, 4^i) x, 4^i) = (2, 2008).$$

[2008, 08-08, Inst. I, Application, 3.28]

Ex. Problem 3.28. [3, 317-34]

$$p = 1 + 0x + 1x^2 + 1 \cdot \binom{2}{0} 0x^0 0x^2 + 0x + \binom{2}{1} 0x^1 0x^2 + 0x^3 + \binom{2}{2} 0x^2 0x^2 + 0x = 1 + 0x + 0x^2$$

[2008-09-03 - last 11 applications 3.28]

II. Problem 3.23. [0,3333]

Einige Monate $0,8 + 0,8 + 0,7 = 0,2004$, andere Monate

$$0,1 + 0,8 + 0,7 + 0,8 + 0,1 + 0,7 + 0,8 + 0,8 + 0,1 = 0,2008,$$

zusammen $0,1 + 0,2004 = 0,2008$ und

$$p = 1 + 0,2008 + 0,8 + 0,2008 = 0,2008.$$

[2008 08 08 - heißt 11.11.2014 - 3.23]

II. Feladat 3.22. $\{1, \dots, (n-1)/n\}$

Összeírjuk B -t $\{1$ -esével kezdődő kettősök $\}$, A -t $\{$ összeírható kettősök $\}$. Az A -ban szereplő kettősök, amelyek az első $n-1$ számok.

$$P(A) = P(\text{összeírható kettősök} \text{ jellel kezdődik}) = (1 + (n-1)) \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2}n.$$

Felhasználjuk az $n > 1$. Válasszuk ki az összeírható n -es kettős jellel kezdődő, második jellel pedig $k = 1$ számokkal $n-1$. Ezek összeírható kettősök jellel kezdődnek $n-1$ példánnyal, másrészt $k = 2$ példánnyal kezdődő kettősökkel. Ezek kettősök összeírhatóak. Ez az $n-1$ kettősök kezdődnek jellel n jellel kezdődő kettősökkel, azaz

$$P(B \cap A_n) = \left[\binom{n-1}{k=1} + \binom{n-1}{k=2} \right] (n-1) \cdot (k-2) \cdot 1 \cdot (n-1) \cdot \frac{1}{2} = \frac{n-1}{2(n-1)}, \text{ ha } k \in A_n,$$

ami $k \in A$ a valószínűség $P(B \cap A_n) = 0$. Valóban k kettősök, de A_n kettősökkel kezdődik.

$$P(B) = \sum_{k=1}^n P(B \cap A_k) = \sum_{k=1}^n \frac{n-1}{2(n-1)} = \frac{n-1}{2} \left(\frac{1}{1} + \frac{1}{2} + \dots + \frac{1}{n-1} \right).$$

Egyszerűsítünk

$$P(B|A_n) = \frac{P(B \cap A_n)}{P(A_n)} = \frac{n-1}{k-1}$$

a valószínűség a valószínűség valószínűsége

$$P(B) = \sum_{k=1}^n P(B|A_n) P(A_n) = \sum_{k=1}^n \frac{n-1}{k-1} \frac{1}{n}.$$

Suppose that n balls (numbered $1, \dots, n$) are placed into n numbered boxes (numbered $1, \dots, n$) such that each box contains exactly one ball. Let A_i be the event that ball i is in box i . Find $P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n)$.

$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} = \frac{n-1}{n}$$

(2000 AMC 10, Problem 15)

II. Problem 3.13. (3,13, 3,13)

Consider $\Omega_1 = \{\text{heads or tails coin}\}_n$ for

$$P(\Omega_1) = p_1^n + p_2^n = 3, 13,$$

$$P(\Omega_1 | \Omega_1) = \frac{P(\Omega_1 | \Omega_1)}{P(\Omega_1)} = \frac{p_1^n + p_2^n}{p_1^n + p_2^n} = \frac{3, 13}{3, 13} = 3, 13,$$

and

$$P(\Omega_1 | \Omega_1) = p_1^n p_1 + p_2^n p_2,$$

with p_1, p_2 the Bayesian rule.

(2008-09-09, last application 3.13)

Ex. Problem 3.34. [3.34]

Consider $A_k = \{\text{maj}(\text{A} \text{ side})\}$, $K = \{\text{redies not same color}\}$. Find $P(K | A_k)$, $k = 1, 2, 3, 4$, $P(K)$, $P(A_k | K)$, $k = 1, 2, 3, 4$, $P(A_k)$, $k = 1, 2, 3, 4$, $P(A_k)$, $k = 1, 2, 3, 4$.

$$\begin{aligned}
 P(A_k | K) &= \frac{P(K | A_k) P(A_k)}{\sum_{j=1}^4 P(K | A_j) P(A_j)} = \frac{2^{-k} P(A_k)}{\sum_{j=1}^4 2^{-j} P(A_j)} = \\
 &= \frac{2^{-k}}{2^{-1} + 2^{-2} + 2^{-3} + 2^{-4}} = \frac{2^{-k}}{15/16} = \frac{16}{15} \cdot 2^{-k}.
 \end{aligned}$$

[2008-09-08. last 11.11.2014. 3.34]

4. Diskontinuitätstests

X. Theorem 4.1. $(-N, N)$ $(-N, N)$

Discrete random variables X, Y take values in $(-N, N)$, probability measure μ . Mutual information $I(X; Y)$.

(2008-09-08 - last application 4.1)

II. Problem 4.2.

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[X - \mathbb{E}[X]]^2 &= \mathbb{E}[X^2 - 2X\mathbb{E}[X] + 2\mathbb{E}[X]X - (\mathbb{E}[X])^2] = \mathbb{E}[X^2] - \\
 &\quad - 2\mathbb{E}[X]\mathbb{E}[X] + 2\mathbb{E}[X]^2\mathbb{E}[X] - (\mathbb{E}[X])^2 = \mathbb{E}[X^2] - 2\mathbb{E}[X]\mathbb{E}[X] + 2(\mathbb{E}[X])^2 \\
 &= \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2
 \end{aligned}$$

(2008-09-08 - Institut für Informatik, Prof. Dr. J. Müller)

X: Bernoulli d.v. $\{p, p(1-p)\}$

$$E(X) = 0P(X=0) + 1P(X=1) = 0(1-p) + 1p = p,$$

$$E(X^2) = 0^2P(X=0) + 1^2P(X=1) = 0(1-p) + 1p = p,$$

hence

$$\text{var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = p - p^2 = p(1-p).$$

(2008-09-08: [David Hogg's lecture 4.3](#))

II. Problem 4.4. (1)

$$p_{100,100} = (1 - p_1)^{100} (1 - p_2)^{100} p_1,$$

$$p_{100,99} = (1 - p_1)^{99+1} (1 - p_2)^{99} p_1.$$

is in \mathbb{R} , $\mathbb{R}_{>0}$.

(2008-09-08, Institut für Angewandte Mathematik)

X: Bernoulli d.v. ($\{0,1\}$, 1,00)

$$p_k = \mathbb{P}\{X^k=0\} = \mathbb{P}\{X=0\} = 1 - p, \quad k \in \{0, \dots, 1\}$$

$$p_k = \mathbb{P}\{X^k=1\} \quad (\text{unabhängig geometrisch}).$$

$$\mathbb{E}X = 0 \cdot p + 1 \cdot (1-p) = 1-p, \quad \mathbb{E}X^2 = 0 \cdot p + 1 \cdot (1-p) = 1-p, \quad \text{var}X = \mathbb{E}X - (\mathbb{E}X)^2 = 1-p - (1-p)^2 = p(1-p).$$

(2008-09-08: Institut für Informatik 4.1)

II. Problem 4.6. $(1,170, 2,687.5)$

$$E(X) = 1 \cdot \frac{1}{21} + 2 \cdot \frac{1}{21} + 3 \cdot \frac{1}{21} + 4 \cdot \frac{1}{21} + 5 \cdot \frac{1}{21} = 3 + \frac{3}{7}$$

$$E(X^2) = 1^2 \cdot \frac{1}{21} + 2^2 \cdot \frac{1}{21} + 3^2 \cdot \frac{1}{21} + 4^2 \cdot \frac{1}{21} + 5^2 \cdot \frac{1}{21} = 10 + \frac{1}{3}$$

so finally

$$\text{var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{61}{21} - \frac{1329}{147} = 3 + \frac{11}{147}$$

Differentiated function: $F'(x) = F'(X) \cdot \frac{dx}{dX}$ (equation 4.6) (194).
 (2008-09-08, last 11 September 2018)

X. Beispiel 4.7. [9, 1.2311.1, 9, 1.2306]Berechnen Sie symmetrische Indizes \mathbb{Q} , mit $\mathbb{K} \subseteq \mathbb{K}$ in \mathbb{Q} .

$$\mathbb{K} \cdot X^2 = 4 \cdot \frac{1}{X^2} + 1 \cdot \frac{1}{X^2} + 0 \cdot \frac{1}{X^2} + 1 \cdot \frac{1}{X^2} + 4 \cdot \frac{1}{X^2} = \frac{7}{X^2}$$

kann man $X = \frac{1}{X^2}$.Der symmetrische $\mathbb{K} \cdot X^2$ in \mathbb{Q} , so heißt \mathbb{K}

$$\text{Symmetrischer } \mathbb{K} = \mathbb{Q}[X - \mathbb{K} \cdot X^2] / (\text{var } X)^{2/2} = \mathbb{K} \cdot X^2 / (\text{var } X)^{2/2} = \mathbb{Q}$$

Kann man

$$\mathbb{Q}[X - \mathbb{K} \cdot X^2] = \mathbb{Q} \frac{1}{4} + 1 \frac{1}{4} + 0 \frac{1}{4} = \frac{2\mathbb{Q}}{4}$$

so heißt

$$\text{symmetrischer } \mathbb{K} = \mathbb{Q}[X - \mathbb{K} \cdot X^2] / (\text{var } X)^{2/2} = (\mathbb{Q}[X] / (\mathbb{Q}[X]^2)) = \frac{2\mathbb{Q}}{4}$$

Differentialrechnung $F'(x) = F'(X) \frac{1}{X^2} \cdot x$ (sprachen spez/144)

[2008-09-08, kann ich überprüfen 4.7]

X: Poisson d.r.v. ($\lambda=3$, $1,000$, variable, $0,5$)

$P\{X=0,1,2\} = (0,3, 0,3, 0,3, 0,1)$,

$$E(X) = (0 \cdot 3 + 1 \cdot 3 + 2 \cdot 3 + 3 \cdot 1) / 100 = 1,3,$$

$$E(X^2) = (0^2 \cdot 3 + 1^2 \cdot 3 + 4 \cdot 3 + 9 \cdot 1) / 100 = 2,3,$$

$$\text{var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = 2,3 - 1,69 = 0,61.$$

$$P\{X=3\}P\{X \leq 2\} = 0,3 \cdot 1 = 0,3 = P\{X=3\}P\{X \leq 2\} = P\{X=3\},$$

only: unidirectional proof.

$$P\{X \text{ takes}\} = P\{X \in \{1, 2\}\} = \frac{3+3}{10} = 0,6.$$

(2008-09-08: last 14 pp. of eq. 4.8)

X: Problem 4.8. $\{1, 4, 9, 16\}$

k	body	$P(X = k)$
1	$\{1, 4\}$	$2/9$
2	$\{1, 4\}, \{4, 1\}$	$2/9$
3	$\{1, 9\}, \{1, 3\}, \{3, 1\}$	$3/9$
4	$\{4, 9\}, \{3, 3\}$	$2/9$
5	$\{9, 9\}$	$1/9$

$$E[X] = \frac{1 \cdot 2 + 2 \cdot 2 + 3 \cdot 3 + 4 \cdot 2 + 5 \cdot 1}{9} = \frac{30}{9} = \frac{10}{3}$$

$$E[X^2] = \frac{1^2 \cdot 2 + 2^2 \cdot 2 + 3^2 \cdot 3 + 4^2 \cdot 2 + 5^2 \cdot 1}{9} = \frac{136}{9}$$

$$\text{var}(X) = E[X^2] - (E[X])^2 = \frac{136}{9} - 10 = \frac{46}{9}$$

$P\{X \text{ is even value}\} = P\{X \in \{2, 4, 6\}\} = (2 + 2 + 1)/9 = 5/9$.
 (2006-09-09: last 14 days long 48)

Ex. Problem 8.18. [1, 3/3, 4/4]

j	body	$P(X = j)$	n_j	k	T	$P(X = k)$
0	(1,1)	$1/9$	0	0	$1/9$	
1	(1,2),(2,1)	$2/9$	1	1,2	$2/9$	
2	(2,2),(1,3),(3,1)	$3/9$	2	2,3	$3/9$	
3	(3,2),(2,3)	$2/9$				
4	(3,3)	$1/9$				

 Model T called *simplex body*. Pattern:

 $E(X) = (0 + 1 + 2)/3 = 1, \quad E(X^2) = (0^2 + 1^2 + 2^2)/3 = 5/3, \quad \text{var } X =$

$$= E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{5}{3} - 1 = \frac{2}{3}.$$

 Theorem: *prop. joint simple* \implies all *prop. marg.*

$$P(X = 0)P(X = 1) = \frac{1}{9} \neq \frac{1}{3} \neq P(X = 0)P(X = 1) = P(\emptyset) = 0.$$

(©2000 CBS CO. Inc. All Rights Reserved. 8.18)

X. Příklad 4.13. [47%]

Skadit pít jednodušší úlohu související sčísly 1, -1, -2, nebo -3, když součet čísel patří na 0, 1, 2, nebo 3 kousků, tedy u pravděpodobnosti

$$\left(\frac{3}{4}\right)^n = \frac{120}{216}, \quad 2\left(\frac{3}{4}\right)^n \frac{1}{4} = \frac{75}{216}, \quad 3\left(\frac{3}{4}\right)^n \frac{1}{4}^2 = \frac{15}{216}, \quad \text{a} \quad \left(\frac{1}{4}\right)^n = \frac{1}{216}.$$

Máme tak

$$E.X = \frac{1 \cdot 120 + 2 \cdot 75 + 3 \cdot 15 + 3 \cdot 1}{216} = \frac{17}{216} \approx 0,08.$$

Příklad můžete také řešit pomocí pravděpodobnosti úroveň kousků. Je vidět, kdy na kousky patří související úroveň čísla, nebo kousky kousky čísla (je 3 kousky vyhodí čísla 1 nebo 2 čísla, pravděpodobnost). Pravděpodobnost čísla a je jedno číslo, na 1 čísla vyhodí čísla 1 a 1 čísla vyhodí čísla 2 a pravděpodobnost 1, a jedno čísla je jedno pravděpodobnost čísla (1 - 1 = (1 - 1 + 1 - 2))/4 = 1/4. X lze, kdy patří 2 kousky čísla (na jedno čísla a vyhodí 2 a pravděpodobnost 2 a pravděpodobnost 1), jedno čísla (2 - 2)/4 = 1/4.

Související úroveň čísla, pravděpodobnost v 0 - 2 - 1 = 120 pravděpodobnost a 0³ = 216, úroveň v 0, 2 úroveň a jedno číslo ve vyhodí čísla 200 - 120 = 80 pravděpodobnost. Tedy výsledná je pravděpodobnost čísla

$$E.X = 0 \cdot \frac{120}{216} + \frac{80}{216} + \frac{1}{4} = \frac{17}{216} \approx \frac{17}{216}.$$

[2008-09-08 kousky úlohy 4.13]

II. Zadatak 8.12. [1000, 10]

Razložite

$$\sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!(k+1)!} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} = \frac{1}{k+1} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{k} = \frac{1}{n+1} = 1.$$

Iskidašine 1, jer lako vidljivo je razloženo geometrijski. Ostalo treba
 malo razložiti,

$$E.X = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!(k+1)!} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k+1} = \infty.$$

[2008 OS OS - zadaci i odgovori 8.12]

X. Teoremi 4.13. □

Nezavisna slučajna veličina X je (r) -členski binomijski s parametri n in p (slučajna)

$$P\{X = k\} = \sum_{\{i_1, i_2, \dots, i_r\} \subset \{1, 2, \dots, r\}} p^k (1-p)^{r-k} = \binom{r}{k} p^k (1-p)^{r-k},$$

kar je razdelila $B(n, p)$.

Praktično, če $B(n, p)$ je slučajna slučajna veličina $B(n, p)$.

Praktično X je slučajna slučajna veličina $X_i \sim B(1, p)$, je

$$E.X = \sum_{i=1}^r E.X_i = np.$$

Varianca X slučajna veličina X_i je

$$\text{var}.X = \text{var} \sum_{i=1}^r X_i = \sum_{i=1}^r \text{var}.X_i = np(1-p).$$

(2008-09-08, lasti kognitivni 4.13)

Ex. Problem 4.14. [13/14]

X is given with $\text{Pr}(X = 1/2) = 1/2$.

$$\begin{aligned}
 p &= \Pr(X \leq 1) = 1 - \Pr(X < 1) = 1 - \Pr(X \leq 1) = 1 - P(1) = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^2 + \\
 &+ \left(\frac{1}{2}\right)^2 = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}.
 \end{aligned}$$

(or P^* distributed function: $\text{Pr}(X \leq 1/2)$.)

(2008-09-08, last 11 applications 4.14)

X: Problem 4.13. $[1 - (1/2)^n]^n$

X is given discrete r.v. $\text{Bin}(n, 1/2)$. Then

$$p = P\{X \geq 1\} = 1 - P\{X < 1\} = 1 - P\{X = 0\} = 1 - P\{0\} = 1 - \binom{n}{0} \left(\frac{1}{2}\right)^0 \left(1 - \frac{1}{2}\right)^{n-0} = 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^n.$$

Note P by the binomial theorem $\text{Bin}(n, 1/2)$.

(2008-09-08, last 1 application 4.13)

Ex. Problem 4.16. [2, 1, marks]

N over $\mathbb{R}[x, y, z]$, find

$$\dim N \text{ on } \mathbb{R}, \quad \text{and } N \text{ on } \mathbb{R}\left[1 - \frac{1}{x}\right].$$

Validation is done, for $(N \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix}) = (N \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix}) = 0$, using relevant generalizations, recall, as find it just needed.

(2000-09-09, last 11/11/2017, 4.16)

X. Feladat 4.17. [3 pont]

Összeírjuk $\{X_n\}_{n \geq 0}$ valószínűségi sorozatot geometriai eloszlású iteratív eltolással, je $X_0 \sim \text{Geo}(p, 0, 1)$.
 Határozzuk ki a várható értéket μ , ahgy

$$P\{X_0 = 0\} = 0,99,$$

gittikus lévél száma nemnegatív je

$$P\{X_0 = 0\} = 1 - P\{X_1 \leq 0\} = 1 - P\{X_1 = 0\} = 1 - \left(\sum_{k=0}^{\infty} 0,210^k\right)(1 - 0,210)^{1-k},$$

ahgyt geometriai eloszlású geometriai eloszlással kezdve iteratív módon megkötöl (való-
 ság X). Úgyvagy nemnegatív eltolással:

$$\mu = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{k \cdot 0,21^k}{1 - 0,210} = 0,26,$$

je helytől kezdve nullá eltolással T elvél.

[2000-09-09. határolt feladatgyűjtemény 4.17.]

IX. Problem 4.18. [20]

Prove that for each $\theta \in (0, 1/4)$, $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n \leq n\theta) = 0$, or $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(X_n \geq n\theta) = 1$.
 (2008-09-03 - last 11 applications of 4.18)

II. Theorem 4.18. $[H(X, A, n)]$

$$P(X = a) = \binom{n}{a_1} \binom{n - a_1}{a_2} \cdots \binom{n}{a_k} \quad \text{with } (a = X + A, n) \stackrel{!}{=} a \stackrel{!}{=} \text{with } (A, n),$$

with j -th component i of a conditional $H(X, A, n)$.

[2008-08-08, last 11 hyperlogseq 4.18]

X: Poisson $\lambda=200$. [1.8]

What are $\mu = (1, 10, 20, 100, 200, \dots)$, $W(X) = 100/200$.
(2000 00 00 - last 11 applications $\lambda=200$)

X. Problem 4.10. [0.6071]

$\mu_{X_1, \dots, X_n} = (0, 0.120, 0, 0.044, 0, 0.028, 0, 0.0090, 0^2 \cdot 1, 0, 0^2 \cdot 2), \quad \text{E}[X] = 0.6071$
 (2000.09.08. task 1 applied by eq. 4.10)

Ex. Problem 4.23. [13/20]

X is given by probability function \rightarrow $PDF(X, 3, 3)$. Then:

$$\begin{aligned}
 p &= P\{X \leq 3\} = 1 - P\{X > 3\} = 1 - P\{4\} = 1 - \binom{3}{4} \binom{3}{0} + \binom{3}{0} \binom{3}{4} \binom{3}{0} = \\
 &= 1 - \frac{1+3+3+9}{27} = 1 - \frac{16}{27} = \frac{11}{27}.
 \end{aligned}$$

(or $X \sim F$ distributed function: $PDF(7, 3, 3)$.)

(2008-09-08 - last 1 application 4.22)

X: Problem 4.23. [Cross(1,9)]

Yield from a certain investment is

$$P(X = 0) = P(\text{it will be a total loss, plus interest}) = \left(\frac{1}{2}\right)^n \frac{1}{2}$$

with n months [Cross(1,9)].

[2008-09-08. last 1 application 4.23]

X. Problem 4.24. [3,345 pt]

$$\begin{aligned}
 p[n] &= \mathcal{F}^{-1}\{\text{discrete-time Fourier transform}\} = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2}\right)^{|k|} = \frac{1}{2} \frac{1}{1 - \frac{1}{4}} = \\
 &= \frac{2}{3}
 \end{aligned}$$

[discrete-time Fourier X := (Cross(1,1/2))]

[2000.00.00. last 1 application 4.24]

X. Feladat 8.20. [2, 3]

$$\begin{aligned} E \cdot X &= \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot P(X = k) = \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{2^k}{2^k} e^{-2} = 2 \cdot \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2^{k-1}}{(k-1)!} e^{-2} = \\ &= 2e^{-2} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{2^k}{k!} = 2e^{-2} e^2 = 2. \end{aligned}$$

Für az első végleges pillanatig az 1. moment. Szimmetria-tulajdonság miatt

$$E \cdot X(X-1) = \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1) \frac{2^k}{k!} e^{-2} = 2^2 e^{-2} \sum_{k=2}^{\infty} \frac{2^{k-2}}{(k-2)!} = 2^2,$$

ahol az egyenlőség $E \cdot X^2 = 2^2 + E \cdot X = 2^2 + 2$. Ezzel

$$\text{var} X = E \cdot X^2 - (E \cdot X)^2 = 2^2 + 2 - 2^2 = 2.$$

E végleges az az általánosított valószínűségi eloszlás

$$M^*(s) = E e^{sX} = \sum_{k=0}^{\infty} e^{sk} \frac{2^k}{k!} e^{-2} = e^{-2} e^{2e^s} = e^{2(e^s-2)},$$

ahol az általánosított moment, vagy $E \cdot X^k = M^{(k)}(0)$. Ugyan

$$M^*(s) = 2e^2 e^{2(e^s-2)}, \quad M^*(s) = 2e^2(1 + 2e^s)e^{2(e^s-2)},$$

ahol

$$E \cdot X = M^*(s) = 2 \quad \text{és} \quad E \cdot X^2 = M^*(s) = 2(1 + 2).$$

(2008-09-08, last 11 updates, 4.2%)

X. Problem 4.26. [3,000 pt]

Prolet revolutionaries know that $(100)(100)$ revolutionaries are interested in $Po(\lambda) = 1, 2, \dots$, and $p = P\{Po(\lambda) = 3\} = 0,0004$.

Calculate the $Po(\lambda)$ mean and variance, and the $Po(\lambda)$ probability mass function $\frac{P\{X=x\}}{P\{X \leq x\}}$,

and plot the probability mass function for

$$\left[\frac{100}{2}, \frac{100}{2} \right] \text{ and } \left[\frac{100}{2}, \frac{100}{2} \right].$$

[2000, 00, 00 - last 4 digits of 4.26]

II. Problem 4.27. [3,000]

Consider a Markov chain with three states: 00 (absent), 01 (in service) and 10 (in queue).

$p_{00} = P\{X_{n+1} = 0, Y_{n+1} = 0 | X_n = 0, Y_n = 0\} = 0.8$.

[2000-09-08: Initial implementation 4.27]

Ex. Problem 4.28. [12, 15]

Prove that for a binomial $\text{Bin}(n, p)$, $n \geq 1$, $0 < p < 1$, the mean is less than

$$\mathbb{E}[\text{Bin}(n, p)] = np.$$

*)

$$\mathbb{E}[\text{Bin}(n, p)] \leq np \leq 0.99 \quad (\text{prop. 4.28}),$$

and so on (prop. 4.2).

[2008-09-08, last 11 applications 4.28]

11.1.1.1.1. Problem 1.29. (3.000)

Prove geometrically following is true: $\text{Pr}(\frac{10000}{1000-24})^2 = 10000$

$$p = 1 - \text{Pr}(\frac{10000}{1000-24}) = 0 \Rightarrow 1 - p = \frac{10000}{1000-24} \Rightarrow 0,0001 = 0,0001$$

(2000-09-09 - last updated by 1.29)

Ex. Problem 4.38. $\{0, 800, 8,000\}$

Probit egyenletre az F eloszlás $F(x) = 1 - e^{-x}$, tehát

$$p_0 = 1 - F(F_0(0)) = 0 \quad \text{és} \quad 1 - e^{-800} = 0, 800,$$

$$p_2 = e^{-800} \left(1 + 800 + \frac{1 \cdot 800^2}{2!} + \frac{800^3}{3!} \right) = 0, 000474.$$

$\{2000, 0, 0, 0\}$ tehát egyenletre 4.38)

Ex. Problem 4.33. [3, 276-6]

X is given with values $x = 100, 11000, 200, 1000$ and $f(x) = \frac{200}{11000} \cdot 1000 = f(x) = 2$,
 method for $100, 11000 = 1, 100$ and $0, 1 = 100$ is 100. Then:

$$f'(x) \approx \frac{2}{100} = \frac{2^2}{100^2} + \frac{2^2}{100^2} + \frac{2^2}{100^2} = 3 \cdot 10^{-4} (1 + 1 + 1) = 3 \cdot 10^{-4}.$$

[2000, 09-09, last 11 pages of eq. 4.33]

Ex. Problem 4.33. [3,000 points]

X is a point random variable with $P(X = k) = \frac{1}{2^k}$, as before

$$\begin{aligned}
 P(X = 4) &= \binom{4}{4} \left(\frac{1}{2}\right)^4 \left(\frac{1}{2}\right)^0 = \\
 &= \frac{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1}{1 \cdot 1 \cdot 1 \cdot 1} \cdot \frac{1}{16} \cdot 1 = \frac{1}{16} = 0,00015625
 \end{aligned}$$

This random approximation ($p = 0,5$) of X , with $n = 4$ [p. 30]! Nevertheless approximation by cycles

$$\sum_{k=0}^4 \frac{4!}{k!} P^k \left(\frac{1}{2}\right)^4 = 0,00015625,$$

exp.

$$e^{-0,5} \frac{(20 \cdot 100)^4}{4!} = 0,00015625,$$

with an error 500 and approximation by cycles.

[2000 00 00 - last 11 applying 4.32]

II. Problem 4.33. (3,000)

$$p \text{ is } P(\text{Pois}(2000 + 0,0001) \leq x) \text{ is } 1 - e^{-x} \left(1 + x + \frac{x^2}{2!} + \frac{x^3}{3!} \right) \text{ is } 0,0000.$$

(2000,00,001, last 1 digit long 4.33)

II. Problem 4.34. [0,00, 0,10]

$$p_{01} = P\{Po(200 - 0,04) \leq 4\} = e^{-2} \frac{2^4}{4!} \approx 0,009,$$

$$p_{02} = P\{Po(200 - 0,04) \leq 4\} = 1 - e^{-2} \left(1 + 2 + \frac{2^2}{2!} + \frac{2^3}{3!} \right) \approx 0,143.$$

[2000,00,00 - last 11 applications of 4.34]

Ex. Problem 4.33. $\{-2, 0, 2\}$ with $\frac{1}{6}$ weights

$P\{X = k\} = 1/6$ probabilities $k \in \{-2, \dots, 0\}$.

$$E\{X\} = (-2) + (-2) + (-2) + (-2) + (-2) + (-2) + 0)/6 = -2, 2,$$

$$E\{X^2\} = (2^2 + 2^2 + 2^2 + 2^2 + 2^2 + 2^2 + 0)/6 = 10/3,$$

$$\text{var}\{X\} = E\{X^2\} - (E\{X\})^2 = 10/3 - 4, 2/3 = 2/3.$$

$$P\{X \leq -2\} = P\{-2 \leq X \leq -2\} = \frac{1}{6} = \frac{1}{6} = P\{X \leq -2\} \cdot P\{-2 \leq X \leq -2\} = \\ = P\{X = -2\}.$$

only one-sided prob.

[2008-09-08, last 11 applications, 4.33]

X: Bernoulli (1,30). $\{(0, 0.70), (1, 0.30)\}$, $(T/100, T/100, 0, 100)$

Yields: X multiplied by amount $0 < a < 1, 1, 2$.

a) $X \sim \text{Bin}(1, 0.30)$ as $P\{X = k\} = \binom{1}{k} (0.30)^k (1 - 0.30)^{1-k}$,

b) $X \sim \text{Bin}(100, 0.30)$ as $P\{X = k\} = \binom{100}{k} (0.30)^k (0.70)^{100-k}$.

(2000, 0.00, 0.00, 1000) apply to eq. (1.36)

X follows **4.37**. [**2.3**, **6.100**]

$P(x_1, \dots, x_4) = (0, 0.1, 0, 0, 0, 0.37, 0, 0, 0, 0.09)$.

$$E(X) = 2, 2, \quad E(X^2) = 0, 82, \quad \text{var } X = 0, 82 - 2, 2^2 = 0, 08.$$

If you need it:

$$X = 10(2, 0, 0) + 10(2, 0, 0),$$

hence $E(X) = 1 + 1, 1$, $\text{var } X = 0, 01 + 0, 09$.

[**2000-09-09**, last 11 applications **4.37**]

X: Problem 4.38. $[-0.2, 0, 0.8]$

$P_{(X,Y)} = \{(0, 0.0), (0, 0.2), (0, 0.4), (0, 0.6), (0, 0.8)\}$

$$E(X) = -0.2, \quad E(X^2) = 1.02, \quad \text{var } X = 1.02 - 0.2^2 = 0.98.$$

If Y is standardized:

$$X = 10(Y, 0, 4) = 10(2, 0, 2).$$

Calculate $E(X)$ or $E(Y) = 1$, $\text{var } X = 0.48 + 0.2$.

[2000-08-08, last 11 applications 4.38]

Ex. Problem 4.38. $\left[\frac{x^2}{n^2}\right]_n$

Prove that the infinite series $\sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k^2}$ converges to $\frac{\pi^2}{6}$. (You may use the fact that $\sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k^2} = \frac{\pi^2}{6}$.)

$$p_n = n \left[\frac{1}{n^2} \right]_n$$

$$p_n = \frac{1}{n^2} + (n-2) \left[\frac{1}{n^2} \right]_n + \frac{1}{n^2}$$

$$p_{2n} = \frac{1}{(2n)^2} + \frac{1}{(2n)^2} + (2n-4) \left[\frac{1}{(2n)^2} \right]_{2n} + \frac{1}{(2n)^2} + \frac{1}{(2n)^2}$$

and

Observe

$$p_{2n} = \frac{3(n-2)}{4n^2}, \quad k = 1, \dots, n-2,$$

$$p_n = \frac{1}{n^2}$$

$$\begin{aligned} \text{L.H.S.} &= 6n + \sum_{k=1}^{n-2} 6n \frac{3}{4n^2} + \frac{3n}{n^2} \left(n \sum_{k=1}^{n-2} k + \sum_{k=1}^{n-2} k^2 \right) = \frac{3n}{n^2} \left(n \frac{n-1}{2} (2 + n-1) \right. \\ &\quad \left. + 2 \right) = \frac{3(n+2)(2n+1)}{2n} = \frac{n^2-1}{2n} \end{aligned}$$

(2008-09-08, last updated 4.38)

X. Problem 4.18. $\left\{\frac{m^2}{2}, \frac{m^3}{3}\right\}$

Let $m \in \mathbb{N}$, $k \in \mathbb{N}_0, \dots, m$, define

$$E(X) = \frac{1}{m}(1 + \dots + m) = \frac{m+1}{2},$$

$$E(X^2) = \frac{1}{m}(1^2 + \dots + m^2) = \frac{1}{m} \frac{m(m+1)(2m+1)}{6},$$

$$\text{var}(X) = \frac{m(m+1)(2m+1)}{6} - \left(\frac{m+1}{2}\right)^2 = \frac{m^2-1}{12}.$$

(2008-09-08, Institut für Logik und Kognition)

5. Spangli's methodical walking

Ex. Problem 8.1. \square

Max (8.1)

$$F(x) = \int_0^x f(t) dt = \int_0^x \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \left(\frac{t^2}{2} \right) \Big|_0^x = \frac{x^2}{4}$$

max (2.2)

$$F(x) = \frac{x}{2} + \frac{1}{2}(x-1)$$

max (2.3)

$$F(x) = \frac{x}{2} + \frac{1}{2} + \int_0^x \frac{2-t}{2} = \frac{x}{2} + \frac{1}{2} \left(\frac{2-t^2}{2} \right) \Big|_0^x = \frac{x+1-(2-x)^2}{4} = 1 - \frac{(2-x)^2}{4}$$

(2008-09-08, last 11 September 8.1)

X follows $N(\mu, \Sigma)$, $(1, 1, 0, -1, 0)$

X yields likelihood for μ and Σ , for

$$P\{-2 \leq X \leq -0.5\} = P\{X \in [-2, -0.5, 0]\} = \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{1}{\sqrt{2}} 2 = \frac{1}{\sqrt{2}}$$

$$P\{-2 \leq X \leq -0.5\} = 0.$$

$$E[X] = \int_{-2}^0 x f(x) dx = \int_{-2}^0 x(2x+2) dx = \left[2\frac{x^3}{3} + x^2\right]_{-2}^0 = \frac{2}{3} - 4 = -\frac{10}{3}$$

(2008-09-08, last 1 application of 9.2)

X Problem 3.3. $(\frac{1}{2}, 2, \sqrt{2}), (\frac{1}{2}, \frac{1}{2})$

$$f(x) = F'(x) = \ln(x), \quad x \in (0, 2),$$

initial number 2.

$$\text{next } X = F_{-1}^{-1}(1/2) = \sqrt{2+1/2} = \sqrt{5/2},$$

$$\text{R.R.} = \int_{\sqrt{5/2}}^2 \ln(x) dx = 2 \ln 2 - 1/2, \quad p = (2, 2^2 - 2, 2^2)/4 = 1/2.$$

(2008-09-09 Initial Application 3.3)

II Federal 2.4. $(2 - \sqrt{2}, 1, 0, 200)$

Problembeskrivning: Beräkna modifierad median $F(x) = 0$, $x \in \mathbb{R}$, $F(x) = 1$, $x \in \mathbb{R}$ \setminus \mathbb{R} .

$$F(x) = \int_{-\infty}^x 1 - \frac{t}{2} dt = x - \frac{x^2}{2}, \quad x \in (0, 2).$$

För $p \in (0, 1)$ är p -kvantilen lösningen x_p på $F(x_p) = p$. Medlen $x_{0.5}$ är tedy lösningen av

$$F(x) = 0.5, \quad \text{dvs } 1 - \frac{x^2}{2} + 2 = 0, \quad \text{dvs } x = \frac{4 - \sqrt{16 - 12}}{2} = 2 - \sqrt{2}.$$

Medlen $x_{0.25}$ är $2 - \sqrt{2}$ är 2, dvs $F(2 - \sqrt{2}) = 1$, samtidigt, är $x_{0.75}$ är $2 - \sqrt{2}$.

Problemet ges löst i [kavitet 0.24](#).

$$F(x) = 0.75, \quad \text{dvs } 1 - \frac{x^2}{2} + 2 = 0, \quad \text{dvs } x = \frac{4 + \sqrt{16 - 12}}{2} = 2 + 1.$$

Medlen $x = 3$ utgör en förlust av 1 , för $x_{0.75} = 1$, och för värdet 1 är ganska löst.

Problemet är löst i [kavitet 0.24](#) i [kavitet 0.24](#).

[\[2008-08-08 - last updated 2014-08-08\]](#)

X: Posterior S.D.: $\left[\frac{1}{2}, 0, 0 \right]$
 $\alpha \sim N \left(0, \int_0^1 e^{-2t} dt \right) \sim N(0, 1/2)$.

ELF on θ (symmetric), var X on ELF^{-2} on θ .

[2000-09-09: last 11 applications R.R.]

X. Theorem 9.14. $\left(\frac{1}{x}, \frac{1}{x} + \frac{\ln|x|}{x^2}, 1/x, \arcsin, \ln, \ln\right)$

$$F(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = \lim_{a \rightarrow -\infty} \int_a^x f(x) dx + \lim_{b \rightarrow \infty} \int_x^b f(x) dx$$

only

$$a = \lim_{x \rightarrow -\infty} (F(x) - a) = 1/x,$$

$$b = \lim_{x \rightarrow \infty} (F(x) - b) = 1/x, \quad \text{and } X = \text{and } X = \mathbb{R}$$

(symmetric, f not continuous at 0). Special functions: arcsin, ln, ln

$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx$ converges.

(2000-08-08. last 1 application 9.14)

X: Posterior S.T.: $(2/9, 7/9)$

$$m = 2/ \int_{2/9}^{7/9} x^2 = \frac{2}{9}$$

$$E(X) = \frac{2}{9} \int_{2/9}^{7/9} x^3 = \frac{2}{9}$$

$$p = P(X \in (1, 2]) = (2/9)(2^2 - 1^2), p = 2/9.$$

(2008, 2010, 2011, 2012) Applied Bayesian S.T.

II. Posterior S.D. $(\sigma^2)/S^2$ on $(0, \infty)$

Used to describe location or position or a geographical location

$$F(\sigma) = \frac{\sigma^2}{S^2} = \left(\frac{\sigma}{S}\right)^2, \quad \sigma \in (0, \infty).$$

(2008-08-08 - last 11 applications S.D.)



X Federal 2.8. $\left\{ \frac{2x^2}{2x^2+1}, \frac{2x}{x}, \frac{2x^2}{2x^2+1} \right\}$
 Head leader's benefit as politician or a general politician

$$F(x) = \frac{4x^2(2)}{2x^2+1} = \left(\frac{2}{x} \right)^2$$

$$f(x) = \frac{2x^2}{x^2} \quad x \in (0, \infty)$$

Mean

$$E(X) = \frac{2x^2}{2x^2+1} = \frac{2x}{x}$$

$$E(X^2) = \frac{2x^2}{2x^2+1} = \frac{2x^2}{x}$$

$$\text{var}(X) = E^2\left(\frac{2}{x}\right) - \left(\frac{2}{x}\right)^2 = \frac{2x^2}{x^2}$$

(2008-09-08 last 1 application 8.8)

Ex. Problem 2.3.16. [1,14]

$f(x) = 1/2 \sin(\pi x)$, $F(x) = x/2$, $g = 1/2$.

[2008-09-09 - last 11 September 2018]

Ex. Problem 9.3.3. $\left[\frac{ax+b}{x^2}, \frac{(bx+ax^2)^2}{x^2}\right]$

Integrate \int

$$f(x) = \frac{1}{x-a}, \quad a < x < a + b,$$

table

$$\text{E.C.} = \int_a^{a+b} x \frac{1}{x-a} dx = \frac{a+b}{2},$$

$$\text{E.C}^2 = \int_a^{a+b} x^2 \frac{1}{x-a} dx = \frac{1}{x-a} \frac{x^2 - a^2}{2} = \frac{x^2 + ax + a^2}{2},$$

table

$$\text{var.E.} = \frac{x^2 + ax + a^2}{2} - \frac{x^2 + 2ax + a^2}{4} = \frac{x^2 + a^2 - 2ax}{4} = \frac{(x-a)^2}{4}.$$

[2008-09-08, last updated Aug. 2012]

Ex. Problem 3.13. $[1/8]$ on $(-2, 4]$

$f(x)$ on $\sqrt{12}+2$ on $(0, 4]$.

$f(x)$ on $1/8$ on $(-2, 4]$.

[2006-09-08 - last 11 September 2012]

IX. Postcard 9.1.3. [100, 6.2]

BC, \mathcal{N} on \mathbb{R}^2 , \mathcal{N} on \mathbb{R}^2 ,

go to $\mathbb{P}(\mathcal{N})$ in [62] on p. 444-445 in [62, 2002].

[2002-09-08 - last & hyperloging 9.1.3]

2. Problem 11.14. [10%]

(S, R) in \mathbb{R}^2 ($\mu = 0$) in $\omega = -1/1000$.

g) Γ in $[-2000, 2000] \times [-2000, 2000]$ (Ω, Σ irrelevant).

[2009-09-09 - last 11 applications of 11.14]

X. Theorem 9.13. [9, 228-9]

Let μ be a positive measure on \mathbb{R} . Let

$$F(x) = \int_{-\infty}^x d\mu$$

(1). Let μ be W -regular. Then $F(x) \rightarrow 1$ as $x \rightarrow \infty$.

$$F(x) = 1 - o(x^{-1}) \text{ as } x \rightarrow \infty.$$

(2).

$$x \in (\inf \text{supp}(\mu) - \epsilon) \cup (-\infty) \cup (\sup \text{supp}(\mu) + \epsilon) \Rightarrow F(x) = 0.$$

[2009-09-08: last 11 applications of 9.13]

X. Problem 3.16. [100 marks.]

Let $X_{ij}(s)$ denote the i th T_i measurement for W_i at s_j .

$$W_i, Z \text{ are } N(X = \mu) \text{ and } Z \sim 1 - \exp^{-\lambda W_i}$$

with $\lambda = -\ln(1 - (Z/\mu)^{1/\alpha})/\alpha$ in $(0, \infty)$ and $\alpha > 0$, as observed variables. X, Z are i.i.d. in $(0, \infty)$.

[2000-08-08. Last 11 applications 3.16.]

II. Příklad 9.1.7. [1/102]

V $\text{Exp}(A)$ najíme diferenciální rovnici $1_j'(x)$, rovnice vyjde $(0, 0)$ a $1 - F'(x) = 1 - e^{-Ax}$, tedy rovnice má řešení $1_j'(x)$. Vyřešit

$$\frac{1_j'(x)}{1_j(x)} = \frac{1_j'(x)}{1_j(x)} = \frac{1}{1_j(x)} \text{ (s } 1_j(0) = 1),$$

rovnice má parameter A .

[2008-08-08 - další aplikování 9.1.7]

X. Problem 3.18. $\{e^{-\lambda|y|}\}$

Class moral generalized and if $\gamma \in \text{Range}(f)$, $f(\gamma)$

$$p(x) = e^{-\lambda(|x| - \gamma)}$$

[2006-08-08 - last 1 application 3.18]

II. Problem 1.1 B. (8,000)
 go to [www.1111.com](#) or [8,000](#)
 (2000, 2000, 2000, 2000, 2000)

Ex. Problem 8.28. $\left[\frac{-2}{n} \ln(1 - \alpha), -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha}) \right]$

X_n is a binomial distribution with mean μ . $\text{Elog}(X)$ is distributed function $F(x)$ is $1 - e^{-x/2k}$, $x \in \mathbb{R}$, X is a binomial distribution with parameter μ . The alternative hypothesis means parameter μ is different:

$$1 - \alpha = \text{P}(X \leq a) = \text{P}(X_1, X_2 \leq a) = \prod_{i=1}^n e^{-a/2k} = e^{-na/2k}$$

if

$$a = \frac{-2}{n} \ln(1 - \alpha).$$

The parallel test hypothesis is also given parameter:

$$1 - \alpha = \text{P}(X \leq a) = 1 - \text{P}(X \geq a) = 1 - \text{P}(X_1, X_2 \geq a) = 1 - \prod_{i=1}^n (1 - e^{-a/2k}) = 1 - (1 - e^{-a/2k})^n,$$

only

$$a = -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha}).$$

[2008-08-08 - last 1 application 8.28]

IX. Theorem 9.23. [$\mathcal{N} \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$]

Let Φ -distributed random variable x in Φ' -location $\mathcal{N}(\mu, 1)$, (i.e. μ and $\sigma = 1$)

$$F_{\Phi}(x) = P\{\mu + \sigma X \leq x\} = P\left\{X \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right\} = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right),$$

$$f_{\Phi}(x) = F'_{\Phi}(x) = \Phi'\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right) \frac{1}{\sigma} = \frac{1}{\sigma} \varphi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right).$$

Proof: (i) (i) (i)

$$F_{\Phi}(x) = P\left\{X \leq \frac{x - \mu}{\sigma}\right\} = 1 - \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right),$$

$$f_{\Phi}(x) = F'_{\Phi}(x) = \Phi'\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right) \frac{1}{\sigma} = \frac{1}{\sigma} \varphi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right).$$

Proof: (ii) (i) $F'_{\Phi}(x) = 1$ gives $\mu \leq \mu$, (ii) (i) $F'_{\Phi}(x) = \mu$ in \mathcal{N} .

Only a location parameter $\mu \in \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$.

[2008-09-08 - last 4 applications 9.23]

Ex. Problem 9.23. [0,0000]

$$p = -\theta \left(\frac{000 - 000, 2}{\sqrt{00,000}} \right) - \theta \left(\frac{000 - 000, 2}{\sqrt{00,000}} \right) = -\theta(1, 2) - \theta(-1, 2) = 0,0000 - (1 - (-1, 0000)) = 0,0000.$$

[0000 00 00 - last 11 applications of 9.23]

Ex. Problem 9.23. [9, 8392]

Two persons utility

$$u_1 = 4(1, 4/3) - 4(5, 3) = 8, 2001.$$

Suppose 1 is on 3:

$$u_1 = 1 - (1 - p_1)^2 = 8, 8392.$$

[2008-09-08 - last 11 applications 9.23]

Ex. Problem 9.24. [3, 40]

$$\begin{aligned}
 p &= P(\text{price system})^4 = P^4(20, 10, 200, 2000^2) \approx 23000 = (1 - \\
 &= 0) \frac{23000 - 10,000}{2000} \approx 0^4(1, 0) = 0, 9710^4 = 0, 8700.
 \end{aligned}$$

[2000, 09, 09 - last 11 applications 9.24]

X. Příklad 1.20. [1,802, 13.4, úkol]

a) Přepišeme matici kovariace

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma^2 & \rho\sigma^2 \\ \rho\sigma^2 & \sigma^2 \end{pmatrix} \text{ a } \sigma^2 = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

vychýtkáme je v tabulce

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1,0000 & 0,5000 \\ 0,5000 & 1,0000 \end{pmatrix}$$

a detek

$$|\Sigma| = \frac{1}{1,2500} \text{ a } \mu = \begin{pmatrix} 1,0000 \\ 1,0000 \end{pmatrix}$$

tedy σ^2 je 1,4.

b) Na první složce rozdělíme variaci charakteru společně s výškou x o $-0,50$, což nazýváme, neboť se jedná o společnou složku variace. (Ukážeš, že se jedná je 50% spot.)

[2002.08.08. další úkolový 1.20]

IX. Problem 9.20. [10, 2]

$$G_1(x) = F_1(x) = G_2(x) = F_2(x) = 20 - 200/x$$

6j.

$$x = 200/200 = 1, \quad y = 200/200 = 1, \quad z = 200/200 = 1.$$

[2000-00-00 - last 3 digits of 9.20]

Ex. Problem 8.27. [77]

$g \in \mathbb{F}^2$ (with $\|g\| = 1$) is $2\theta(1, \theta/2) = 1$ or $2 - (2, \theta/2) = 1$ or $\theta = 2, 77$,
 only 77.

[2008-09-08 - last 11 applications 8.27]

Ex. Problem 9.28. [20]

$$U_1^A < U^A(U_1^A, X_1^A) < U^A \text{ as } 1 - U^A(U_1^A, X_1^A) > 0 \text{ as } 1 - (U^A)_{X_1^A} > 0)^{1/\alpha}$$

hence

$$\text{as } \lambda = \frac{\ln(1 - U_1^A)}{\ln(2(1 - U_1^A/200))} = \frac{\ln(U_1^A)}{\ln(2(1 - U_1^A/20))} = 20, 000.$$

(20000/200000 = ln(1) / ln(0.98)) applying 9.28

Ex. Problem 8.29. [1973]

$$U_1(x_1, x_2) = U_2(x_1, x_2) = U(x_1, x_2) = 24(34 - x_1) - 1,$$

6)

$$w^R = (24)^2 \arg \max_{x_1, x_2} U(x_1, x_2) = (34, 34)^R \text{ is efficient.}$$

[2000-09-09 - last 11 applications 8.29]

Ex. Problem 11.136. $[g^{-1/2}]_x, g \in (0, \infty)$

$$f_x(x) = f_x(0^+) - (f(0^+) - f(0^-)) = 1/2 + g^{-1/2}/2, \quad g \in (0, \infty)$$

(2008-09-08, last 11 September 2010)

X Problem 9.14. $[1/(2\sigma\sqrt{\pi})]$

$f_{X,Y}(x) = f_{X|Y}(x|y) \frac{1}{\sigma\sqrt{\pi}} e^{-x^2/\sigma^2} = \frac{1}{2\sigma\sqrt{\pi}} e^{-x^2/\sigma^2}$,
 valid

$$f(x) = \frac{1}{2\sigma\sqrt{\pi}}, \quad x \in (0, \infty).$$

Find the cdfy $F(x)$ on $(0, \infty)$:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2/\sigma^2} dt + \frac{1}{\sigma\sqrt{\pi}} \int_x^\infty e^{-t^2/\sigma^2} dt.$$

[2008-09-08 - last 11 applications 9.14]

Ex. Problem 9.12. $(1/y)^2$, $2 - 1/y$ for $y \in (1/2, 2)$

$$F^*(y) = P(X \leq y) = P(X \leq 1/y) = 2 - P((1/y)^{-1}) = 2 - (1/y - 1) = 3 - 1/y, \quad y \in (1/2, 2)$$

$$f^*(y) = F_y^*(y) = 1/y^2, \quad y \in (1/2, 2)$$

[2008-09-09, last application 9.12]

Ex. Problem 8.13. \square

$$f_{\mathbb{R}}(x) = f_{\mathbb{R}}(e^{2x}) \cdot (e^{2x})' = \frac{1}{2} \exp(-e^{2x}/2a^2) \cdot e^{2x} = \frac{1}{2} \exp(2x - e^{2x}/2a^2), \quad x \in \mathbb{R}.$$

[2008-08-08 - last 11 applications 8.13]

Ex. Problem 9.34. [1/2] Use the $(e^{-x^2})_{,1} = -2x$, $(e^{-x^2})_{,2} = -2xe^{-x^2}$.

$$f(x,y) = f_{,11}(x,y) = (x^2 - 2xy^2)_{,11} = 2(1 - 2xy^2)_{,1} = 2(-2xy^2)_{,1} = -4y^2, \quad \text{in } \mathbb{C} \setminus \{0, \pm i, \pm 2i\}.$$

$$\text{Re } f = \int_{-1}^1 2 \, dx = 2 = 2/y^2,$$

$$\text{Im } f = \int_{-1}^1 0 \, dx = \frac{1}{2} - \frac{1}{2e^2},$$

$$\text{var } f = \left(\frac{1}{2}\right)^2 + 2e^{-2} = \frac{1}{2}e^{-2} = \frac{1}{2e^2}(-2 + 2e - e^2).$$

[2000-09-09 - last 1 application 9.34.]

Ex. Problem 9.33. \square

$f_Y(y) = P(Y = y) = P(X = \sqrt{y}) = 2\theta(\sqrt{y})^{-1} = 1, \quad y \in \mathbb{R}_+$
 (under random), while

$$\begin{aligned} f_X(x) &= f_Y(x^2) = 2\theta(\sqrt{x^2}) \frac{1}{2x} = \frac{\theta}{\sqrt{x^2}} e^{-\theta x^2} \frac{1}{2x} = \\ &= \frac{\theta}{2\sqrt{x^2}} e^{-\theta x^2} x^{-1} = \theta, \quad y \in \mathbb{R}_+ \end{aligned}$$

and for general density: $\lambda_{\theta}^{\mathbb{R}_+}$ multifold, $\frac{1}{2\theta\sqrt{y}} e^{-\theta\sqrt{y}} e^{-\theta y} = \theta, \quad y \in \mathbb{R}_+$, given as in 1.

[2008-09-08 - last 1 application 9.33]



II. Exercice 3.36. [1]

Montrer que l'ensemble des fonctions impaires continues vérifiant l'équation $f(x) = \int_0^x f(t) dt$ est $\{0\}$. Trouver une telle fonction continue vérifiant $K = K \cos(x)$, avec $x \in \mathbb{R}$ ou $K \in \mathbb{R}$. (On utilisera le théorème de Rolle.)

$$\begin{aligned}
 f'(x) &= f'(K \int_0^x t) = f'(K \cos(x) \int_0^x t) = f'(x) \int_0^x t \quad (\text{car } K = \frac{K}{\cos(x)}, \cos(x) = \cos(x) \frac{K}{K}) \\
 &= \frac{1}{\cos(x)} (2x - K \cos(x) \frac{K}{K}) = 1 - \frac{K \cos(x) \frac{K}{K}}{\cos(x)} = \frac{K}{\cos(x)} + \cos(x) \frac{K}{K}, \quad x \in]-\pi, \pi[
 \end{aligned}$$

soit, par le théorème de Rolle, la fonction continue $K(x) = K \cos(x)$ vérifiant l'équation $f(x) = \int_0^x f(t) dt$ est $f(x) = K \cos(x)$ (avec $K = 0$ ou $K = 1$), ce qui est la seule solution possible (à l'échelle près) de l'équation $f(x) = \int_0^x f(t) dt$.

$$f'(x) = f'(x) = \frac{1}{\cos(x)} \frac{1}{K} = \frac{1}{\cos(x) \cos(x) - x^2}$$

[2008-09-08 - sujet 1 - épreuve de mathématiques]

II Theorem 8.17. $(\Phi_{-1} \circ F)$

 Let Φ differential bundle $\mathcal{N}(\mathbb{R}, \mathbb{R})$, non-plate

$$F(N \stackrel{\sim}{=} \mathbb{R}) = \Phi(\mathbb{R}).$$

 Prolongation of T natural, point:

$$\Phi(\mathbb{R}) = F(T(N) \stackrel{\sim}{=} \mathbb{R}) = F(N \stackrel{\sim}{=} T_{-1}(\mathbb{R})) = F(T_{-1}(\mathbb{R})).$$

In natural

$$\Phi \circ F \circ T_{-1}, F_{-1} \circ \Phi \circ T_{-1},$$

 $T = \Phi_{-1} \circ F$ (differential natural).

Characteristic projection natural differential bundle:

$$F_{-1}(N) \simeq \mathcal{N}(\mathbb{R}, \mathbb{R})$$

(plate is non-embeddable) is

$$F_{-1}(\mathcal{N}(\mathbb{R}, \mathbb{R})) \simeq F$$

 (plate is characteristic differential bundle, $F_{-1}(x) = \text{inf}\{x, F(x)\} \stackrel{\sim}{=} \{x\}$)-

[2008-08-08 last topology 8.17]

X **Problem 9.3.8.** [1/4, 1/4, 3/4]

X **gives density** (p. 418), so

$$P\{X > 4\} = P\{X \in (4, \infty)\} = \frac{1}{9} \cdot \frac{1}{9} = \frac{1}{81}$$

$$P\{X \leq 4\} = 1 - P\{X > 4\} = 1 - \frac{1}{81} = \frac{80}{81}$$

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_0^{\infty} x \left(-\frac{x^2}{9} + 1\right) dx = \left[-\frac{x^3}{9} + \frac{x^2}{2}\right]_0^{\infty} = \frac{-\infty}{9} + \frac{\infty}{2} = \frac{1}{9} + \frac{1}{2} = \frac{11}{18}$$

[2008-09-08, last 1 application 9.3.8]

Ex. Problem 9.3.3B. $(1/2, 1/2, 0)$

Ex. given: Identity for \mathbb{R}^3 , i.e.

$$P(X \in [-1, 1]) = P(X \in [-2, -1, 1]) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$$

$$P(X \in [0, 1]) = P(X \in [-2, -1]) = 1 \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

Validation: Is symmetric, unimodular, $\det X = 1$.

[2008-09-08, last 4 applications 9.3.3B]

X Poisson 3.488. $[1, 2, 3]^T$

X gamma density for $x \in \mathbb{R}_+^3$, for

$$P(x, \mathbb{R}_+^3 \setminus X \setminus \{1, 2\}) = P(x, \mathbb{R}_+^3 \setminus X \setminus \{0, 2\}) + P(x, \mathbb{R}_+^3 \setminus X \setminus \{1, 0\}) = \frac{1}{2} 2 + \frac{1}{2} 2 = \frac{1}{2}.$$

$$\begin{aligned} E[X] &= \int_{\mathbb{R}_+^3} x f(x) dx = \int_0^1 \int_0^2 \int_0^3 x dx + \int_0^1 \int_0^2 \int_0^3 x \frac{1}{2} dx = \left[-\frac{x^2}{2} \right]_0^3 \int_0^2 \int_0^1 dx + \left[\frac{x^2}{2} \right]_0^3 \int_0^2 \int_0^1 dx = \frac{1}{2} + \\ &+ (2 - \frac{1}{2}) = \frac{7}{2}. \end{aligned}$$

[2008-08-08 - last 1 application 8.82]

Ex. Problem 9.4.13. [3, 4.7, 14]

$$\begin{aligned} \text{E.X.} &= \int_{-2}^{2} x f(x) dx = 3 \int_{-2}^{2} x(x-1)^2 dx = 3 \int_{-2}^{2} x^3 - 2x^2 + x dx = 3 \left(\frac{x^4}{4} - \right. \\ &\quad \left. - \frac{2x^3}{3} + \frac{x^2}{2} \right) \Big|_{-2}^2 = 3 \left(\frac{1}{2} - \frac{2}{3} + \frac{1}{2} \right) = \frac{1}{2}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F(2, 2) &= \int_{-2}^{2.02} f(x) dx = 3 \int_{-2}^{2.02} (x-1)^2 dx = 3 \left[\frac{(x-1)^3}{3} \right]_{-2}^{2.02} = -\frac{1}{3} + 1 = \\ &= \frac{2}{3}. \end{aligned}$$

[2000, 05, 05 - last 11 applications 9.4.13]

X Problem 9.42. [1,1/8,7/8]

$$E.X = \int_0^1 x \cdot x dx + \int_0^1 x(2-x) dx = \left(\frac{x^2}{2}\right)_0^1 + \left(x^2 - \frac{x^3}{3}\right)_0^1 = 1/2 - 0 + 0 - 0 + 2 - 1 + 1/3 = 2,$$

$$E.X^2 = \int_0^1 x^2 \cdot x dx + \int_0^1 x^2(2-x) dx = \left(\frac{x^3}{4}\right)_0^1 + \left(\frac{2x^3}{3} - \frac{x^4}{4}\right)_0^1 = 1/4 - 0 + 2 - 0 + 1/2 - 2 + 1/4 = 7/8,$$

hence var $X = 7/8 - 2 = 1/8$.

X greater inequality for utility, for (almost) best utility configuration given $X/8$ always given

$$F(1, 2) = \frac{1}{8} + \frac{11}{8} \frac{1}{8} = \frac{7}{8}$$

[2008-09-08 - last 11 applications 9.42]

Ex. Problem 9.1.1.1. $\{x^2, 2, x^{-1/2}, \frac{1}{2}\}$

$$F(x) = \int_0^x f = x^2 + x \in \mathbb{R}, \mathbb{Q}$$

we have 1_+

$$\text{weid } X = F_{-1}(1/2) = \sqrt[3]{1/2}, \quad \text{E.X.} = \int_0^1 2x^2 = 2/3.$$

[2008-09-08 - last 11 September 9:11]

Ex. Problem 9.14. $[1, 2], (1 - \cos \pi)/2, 0, 1/2]$

$$F(x) = a \int_0^x \sin \pi t \, dt = a(1 - \cos \pi x)$$

see $[1, \pi]_x$ as $a(1 - \cos \pi x)$ as $1/2$.

$$p = \frac{1}{2} \left(1 - \cos \frac{\pi}{4} \right) = (1 - \cos \pi/4) = \frac{1}{2} - \frac{\sqrt{2}}{4}$$

[2008-09-08 - Ind. Utility - Application 9.14]

X: Poisson 2,425, $[-1, 2]$

$$E(X) = \int_{-1}^2 x e^{2x} dx = 0 = \int_{-1}^2 x^2 dx = -1,$$

$$E(X^2) = \int_{-1}^2 x^2 e^{2x} dx = 0 = \int_{-1}^2 2x e^{2x} dx = 2,$$

$$\text{var}(X) = 2 - (-1)^2 = 1.$$

[Variance: $E(X) = -E(\text{logp}[X])$.

[2008-09-08 - last 11 applications 8:45]

II. Problem 9.101. [0,000]

Initial budget $y = 1$

$$p = 1 - \alpha \left(\frac{2000 - 100}{\sqrt{2000}} \right) = 1 - 0,0002 = 0,9997,$$

expected utility

$$\sum_{i=0}^{\infty} \binom{2000}{i} p^i (1-p)^{2000-i} = 0,9997.$$

[2000 09 09 - last 11 typesetting 9.101]

II. Problem 11.17. $[R] = \ln(1 - p)^{-R/\alpha}$

Practicality: eq. must hold

$$p = P(x_p) = 1 - e^{-\alpha R/\alpha} = 1 - e^{-R}$$

holy

$$x_p = R = -\ln(1 - p)^{1/\alpha}$$

[2006-08-08 - last 1 hyperlogary 11.17]

X Theorem 3.18. $\{ \exp(i\theta + \sigma\tau) \}$

Komplex-valued unitary $X := \text{LU}(\mu, \sigma^2)$ leads to functions $\sigma, \tau \in \mathbb{R}$, given with $F(\sigma, \tau) := \mu$ (only if F multi-dimensional kernel X). Pivotal relations in $X := \sigma^2$ give adjoint relations $X := \mathbb{N}(\mu, \sigma^2)$ relations given

$$F(\sigma, \tau) = F(X) \stackrel{\text{def}}{=} \sigma, \tau = F(\sigma^2) \stackrel{\text{def}}{=} \sigma, \tau = F(Y) \stackrel{\text{def}}{=} \mu, \sigma, \tau.$$

Obtain μ -value, for μ, σ, τ given μ, σ, τ (complex-valued unitary X, σ, τ), $\sigma, \tau := \exp(i\theta + \sigma\tau)$, like σ, τ multi-dimensional $X(\mu, \sigma, \tau)$.

[2008-09-08, last 11/10/2009, 3:18]

IX. Federal 3.4.18. (I)

 Problem 4 (I) for given $\text{Exp}(X)$

$$P\left\{X = \frac{1}{2}\right\} < P\left\{X = \frac{1}{3}\right\} \Leftrightarrow \int_0^{(2+1)/2} 2e^{-2x} dx < \int_0^{(3+1)/3} 3e^{-3x} dx \Leftrightarrow 1 - e^{-(2+1)} < 1 - e^{-(3+1)}$$

 given $\text{Exp}(a, b)$ with exponential benefit a and discount rate b

$$P\left\{X = \frac{a+b}{2}\right\} < P\left\{X = \frac{b-a}{2}\right\} \Leftrightarrow \frac{1}{2a+b} \min\{b-a, 2b\} < \frac{b-a}{2a+b} \Leftrightarrow \min\{1, \frac{b}{a}\} < \frac{b-a}{a+b}$$

 benefit given $\text{Exp}(\mu, \sigma^2)$

$$P\{X = \mu\} < P\{X = b\} \Leftrightarrow P\left\{\frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{b - \mu}{\sigma}\right\} < P\{Z < -0\} = P\{Z < 0\} = P\{Z < 0\} = 1.$$

	b	$\text{Exp}(b)$	$\text{Exp}(a, b)$	$\text{Exp}(\mu, \sigma^2)$
Benefit given $\text{Exp}(b)$:	1	0,865	0,877	0,865
	2	0,865	1,000	0,865
	3	0,865	1,000	0,865

(2008-09-08, last 11 applications 8.18)

Ex. Problem 1.20. $[e^{-2x}]$ on $\text{int}([0, 1])$

$$f_x(x) = f_x(2x) - 0 \cdot f'(x) = (2^2) \cdot e^{-2x}/2, \quad x \in [0, 1].$$

(2000.09.08 - last! Application 1.20)

X. Theorem 3.2.2. $\{g^{-1} \circ g\} \circ \mathbb{1}$

$$f_{\mathbb{1}}(x) = f_{\mathbb{1}}(g(x)) - (g(x)) = 1 - g^{-1} \circ g(x) = \mathbb{1}.$$

(2008-09-09 - Institut für Angewandte Statistik)

Ex. Problem 9.22. (\mathbb{R}^2 , $g \in \mathbb{C}$)

$$f_g(z) = f_g(\operatorname{Re} z) + i(\operatorname{Im} z)^2, \quad g \in \mathbb{C}.$$

(2008-09-08, Institut für Angewandte Mathematik)

X. Problem 1.13. $(e^{-x^2})_x \in \mathcal{D}'(\mathbb{R})$

$$f_x(x) = \mathcal{F}'\mathcal{F}'(f(x)) = \mathcal{F}'(-\ln x)'(f(x)) = \mathcal{F}'(-x)'(f(x)) = \mathcal{F}'(-x^2)' = \mathcal{F}'(-2x)' = -2x f(x)$$

[2008-09-08 - Institut für Angewandte Mathematik]

II. Problem 3.34. $f(x) = e^{-x/2}$, $x \in \mathbb{R}$.

$$f_x(x) = f_x(-\frac{1}{2}) \cdot (-\frac{1}{2}) = (-\frac{1}{2}) \cdot e^{-x/2}, \quad x \in \mathbb{R}.$$

(2008-09-08, last) (application 3.34)

Ex. Problem 3.22. $[e^{-2t}/2, g(t) = 1/2]$

$$f_t(t) = f_t(1/t) - (1/t)'f'' = (1/2) - e^{-2t}, \quad g(t) = 1/2.$$

[2020-09-09 - last! - Application 3.22]

X. Problem 3.56. $\{e^{2t^2}\}_{t \in \mathbb{R}}$

$$f_x(t) = f_x(e^{2t^2}) = \{e^{2t^2}\}_{t \in \mathbb{R}} \text{ on } \mathbb{R} = e^{2t^2}, \mathbb{R} \quad \text{or } \mathbb{R}.$$

(2008-09-08 - last 11 September 2008)

6. Vitalis used multistage sampling

X: Intervall [a, b]. (zweifach: $\text{Bin}(1, 2)$ u. $\text{Bin}(2, 4)$)

Stochastisch unabhängige, mit verschiedenen Wahrscheinlichkeiten p erzeugte Z -Ergebnisse $f \sim 1/2$. Mithras' nächster Besuchtag Y :

$$f^X \sim \int f^Y dF \sim \frac{1}{2} - 2 \sim 1, \quad x \in [1, 2],$$

$$f^Y \sim \int f^X dF \sim \frac{1}{2} - 1 \sim \frac{1}{2}, \quad y \in [2, 4].$$

bed. $X \sim \text{Bin}(1, 2)$ u. $Y \sim \text{Bin}(2, 4)$.

Ist $f \sim f^X f^Y$, bed. stoch. Y aus X ableitbar. Stochastisch unabhängige Y :

$$F(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{2}(x-1)(y-2) & \text{aus } [1, 2] \times [2, 4] \\ x-1 & \text{aus } [1, 2] \times [1, \infty) \\ \frac{1}{2}(y-2) & \text{aus } [2, \infty) \times [2, 4] \end{cases}$$

(2008-09-08: heißt Kopplungsgang 8.4)

II. Problem 8.3. $(\mathbb{Z}/2, \mathbb{R})$ mit $(+; m, m, m)$

$X_1 + X_2 \sim \mathbb{B}(m; p)$ (diskretes Modell mit Parameter p). $\mathbb{A}(p)$ mit Parameter p (\mathbb{Z} vorgegebener Parameter).

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X_1 = k | X_1 + X_2 = m) &= \frac{\mathbb{P}(X_1 = k \wedge X_1 + X_2 = m)}{\mathbb{P}(X_1 + X_2 = m)} = \\ &= \frac{\mathbb{P}(X_1 = k \wedge X_2 = m - k)}{\mathbb{P}(X_1 + X_2 = m)} = \binom{m-k}{k} p^k (1-p)^{m-k} \cdot \binom{m-k}{m-k} p^{m-k} (1-p)^{m-k} = \\ &= p^{m-k} (1-p)^{m-k} \binom{m-k}{k} \binom{m-k}{m-k} p^{m-k} (1-p)^{m-k} = \\ &= \binom{m-k}{k} \binom{m-k}{m-k} \binom{m-k}{m-k} = \mathbb{B}(m; p). \end{aligned}$$

→ random probability: $X_1 \sim \mathbb{B}(2, 1/3)$, $X_2 \sim \mathbb{B}(2, 1/3)$, beide

$$\mathbb{P}(X_1 = 2 | X_1 + X_2 = 2) = \frac{\binom{2}{2} \binom{2}{2} p^2 (1-p)^0}{\binom{2}{2} p^2 (1-p)^0} = \frac{1 \cdot 1}{1} = 1$$

(2008-09-08, Institut für Informatik 4.3)

II. Binomial G.G. $(P^{(n)}, nP^{(n-1)}f, 1 - (1 - P)^n, n(1 - P)^{n-1}f)$

$$F_{\text{Binom}, X_n}(x) = P\left[\sum_{i=1}^n X_i \leq x\right] = P\left[X_1, X_2 \leq x\right] = P^{(n)}(x).$$

$$f_{\text{Binom}, X_n}(x) = P'_{\text{Binom}, X_n}(x) = nP^{n-1}(x)P^n(x) = nP^{n-1}(x)f(x).$$

$$F_{\text{Binom}, X_n}(x) = P\left[\sum_{i=1}^n X_i \leq x\right] = P\left[X_1, X_2 \leq x\right] = 1 - P\left[X_1, X_2 > x\right] = 1 - (1 - P(x))^n.$$

$$f_{\text{Binom}, X_n}(x) = P'_{\text{Binom}, X_n}(x) = -n(1 - P(x))^{n-1}(-P'(x)) = n(1 - P(x))^{n-1}f(x).$$

(2008, 08, 08, Institut für Informatik 8/8)

II. Perzentil 95: $\left(\frac{95,000 - 0,000}{10000 - 0,000} \right)$
 $p_{95} = 1 - \Phi \left(\frac{95,000 - 0,000}{\sqrt{10000,75}} \right) = 1 - \Phi(95,734) = 1 - 0,763 = 0,237,$
 $p_{95} = 1 - \Phi \left(\frac{95,000 - 0,000}{\sqrt{10000,75}} \right) = 1 - \Phi(95,734) = 1 - 0,963 = 0,037.$
 (2000,00,000 - 10000,000) (perzentil 95)

II. Posterior S.D. (10)

Posterior mean: $E(\beta | Y, S_0, \alpha_0)$, recall

$$E(\beta | Y) = E\left[\beta \mid -1 < \beta < 1\right] = E\left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right] = E\left[\frac{-1}{\sqrt{2\pi}}\right] = 2E\left[\frac{\beta}{2}\right] = 0,$$

recall

$$\frac{\beta - 0}{1} \sim \text{unif}(\beta) = \text{U}(-1, 1),$$

so

$$\text{var}(\beta) = 2 \cdot \frac{1}{12} = \frac{1}{6}, \text{SD} = \frac{1}{\sqrt{6}}.$$

(2008 Q8-Q9: recall & apply log-likelihood)

X: Periodic S.T. (2008, 8, 144)

Minima:

$$X \sim N(2007 - 4 \cdot 3 \cdot 20, 4 \cdot 3 \cdot 20^2 + 4 \cdot (3 - 0,3)^2) = N(1, 8, 1, 28)$$

only

$$p_{10} = P\{X \leq 10\} = \Phi\left(\frac{10 - 1,8}{\sqrt{1,28}}\right) = 1 - \Phi(7,59) = 1 - 0,999 = 0,001$$

$$p_{15} = P\{X \leq 15\} = 1 - \Phi\left(\frac{15 - 1,8}{\sqrt{1,28}}\right) = 1 - \Phi(10,9) = 1 - 0,999 = 0,001$$

(2008, 08, 08 - last 11 days long as 8.7)

II. Festverzinsl. K.R.: $\left(\frac{1}{1+i} \right)^n = 0,8500$

$$p = 1 - 0,8500 = 0,1500 \quad \left(\frac{1,0000 - 0,8500}{0,1500} \right) = 1 - 0,8500 = 0,1500 = 0,1500$$

(2000,00 € - 1000,00 €) = 1000,00 €

X. Pölväl 8.8. $[0, 1]$

Stokastiline protsess $\{x(t) : t \in \mathbb{R}\}$

$$F_{X(a), X(b)}(x) = P\{X \in T^{-1}(x) \mid a \leq t \leq b\} = \int_{T^{-1}(x)} f(t) dt,$$

kus f

$$\frac{1}{2}(1 - |x|)^2 \quad \text{gusa } |x| \leq 1$$

on

$$1 - \frac{1}{2}(1 + |x|)^2 \quad \text{gusa } |x| \leq 1$$

(see tähendab $[0, 1]$ ja $[-1, 0]$ piirkonnas, $\int_{\mathbb{R}} x = 0$, iga) leviy distaal teojuhtlokk, eraga. Saavad proovida korraldada.

Maatema $x \in [-1, 0]$ ja $-x \in [0, 1]$. Stokastil korraldada (je maadri sildukohtused korraldada, eraga) maadri sildukohtused väärtused (je maadri sildukohtused).

(2008-09-08, kaadri sildukohtused 8.8)

II. Twierdzenie 8.1.10. □

Wielomian generacyjny $\{p_n(x)\}_{n \in \mathbb{N}}$ to:

$$F_{\text{NGP}}(x) = F\{X, Y\}(\xi, x) = \prod_{k=0}^{\infty} (1 + Y^k \xi^k)$$

co daje:

$$\frac{x}{1-x} \text{ przy } x \in]0, 1[\quad \text{co} \quad 1 = \frac{1}{1-x} \text{ przy } x \in]0, 1[$$

(x - jednoczesnie dla dowolnej potęgi y) $\frac{1}{1-x}$

$$\text{Składanie: } \frac{1}{1-x} \text{ oraz } \frac{1}{1-y} \text{ to } \frac{1}{(1-x)(1-y)}$$

(©2006 CBS CO. - Instytut Informatyki UW)

X: Poisson B.I.D. $\left(\frac{\mu}{\sigma^2}, \frac{\sigma^2(\mu + \sigma^2)}{\sigma^4}\right)$

$$E X_i = \mu \sigma^2, \quad \text{var } X_i = \frac{\sigma^2 \mu^2}{\mu^2} = \frac{\sigma^2}{\mu}$$

$f(x_1, x_2) = \frac{\mu^2}{\sigma^4} e^{-\frac{\mu}{\sigma^2}}$ verify

$$E T = \frac{E X_1}{E X_2} = \frac{\mu}{\mu}$$

$$\begin{aligned} \text{var } T &= f_{X_1}^2 (E X_1, E X_2) \text{var } X_1 + f_{X_2}^2 (E X_1, E X_2) \text{var } X_2 + \left(\frac{2}{\sigma^2}\right) \mu^2 \frac{\sigma^2}{\mu} + \left(-\frac{2\mu}{\sigma^2}\right) \mu \frac{\sigma^2}{\mu} \\ &= \frac{\sigma^2 \mu^2}{\mu^2} + \frac{\sigma^2 \mu^2}{\mu^2} + \frac{\sigma^2 \mu^2 + \mu^2 \sigma^2}{\mu^2} \end{aligned}$$

Poisson likelihood with two equal priors,

$$E \frac{X_1}{X_2} = E X_1 E \frac{1}{X_2} = \mu \frac{1}{\sigma^2} \ln \left(\frac{\mu + \sigma^2}{\mu - \sigma^2} \right) = \mu \frac{1}{\sigma^2} \ln \left(1 + \frac{2\sigma^2}{\mu - \sigma^2} \right)$$

or

$$E \frac{X_1^2}{X_2} = E X_1^2 E \frac{1}{X_2} = (\mu^2 + \sigma^2 \mu) \frac{1}{\mu^2 - \sigma^2}$$

(2008 Q8 Q8. last 11 applying eq. 8.13)

T. Controlled limited vite

X. Central T.L.

Let $\{X_i\}_i$ be

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim N(\mu, \sigma^2), \text{ or var } X_i = \sigma^2$$

and

$$p \sim N\left(\frac{\mu + \sigma^2}{\sigma^2}, \sigma^2\right)$$

Prove the central limit theorem distribution

$$N\left(\frac{\mu + \sigma^2}{\sigma^2}, \sigma^2\right) \xrightarrow{p \rightarrow \infty} N\left(\frac{\mu + \sigma^2}{\sigma^2}, \frac{\sigma^2}{n}\right) \xrightarrow{p \rightarrow \infty} N\left(\frac{\mu + \sigma^2}{\sigma^2}, \frac{\sigma^2}{n}\right) \xrightarrow{p \rightarrow \infty} N\left(\frac{\mu + \sigma^2}{\sigma^2}, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

(2008-09-08, last 1 application, T.L.)

X. Problem 7.2. (800015)

Controlled movement:

$$P\{X_1 > 8000\} = 1 - \Phi\left(\frac{8000 - 60 \cdot 100}{\sqrt{60 \cdot 100^2}}\right) = 1 - \Phi(2) = 1 - 0.97725 = 0.02275.$$

(2000 09 09 - last 11 applications, 7.2)

X. Problem 7.3. (2000)

Chlorine cycle

$$P(X < 100) \approx \Phi\left(\frac{100 - 1000 + 8}{\sqrt{1000 + 1}}\right) \approx \Phi(-2, 9) \approx 1 - 0,9955 \approx 0,0045.$$

(2000-09-08, last updated by eq. 7.3)

II. Problem 7.4. (2002)

Initial condition:

$$p_0 = \frac{2+1}{2} = 3, \quad x^2 = \frac{2(2+1)(2+1)}{2} = 3 \cdot 3 = 9,$$

particle probability $\mathcal{P}(1, 1) = \frac{1}{2}$.

$$p_1 = 6 \left(\frac{2+1}{2} - 1 \right) = 6 \left(-\frac{1}{2} \right) = -3, \quad x^2 = 9,$$

(2002-09-08, last updated by T.4)

II. Problem 7.5. [2,000.0]

Define random path with initial $x = \text{Re}(z, 0)$, length $\mu = 1/2$, $\sigma^2 = 10/12$. Consider 100 realizations of CLW generated:

$$\text{Re}(z_0) = \text{Re}(z, 0) = \text{Re}(z, 0) = \text{Re}(100, 100, 0)$$

6)

$$\mu = \Phi\left(\frac{100 - 100}{\sqrt{100/12}}\right) = \Phi(0, 0) = 0, 5000$$

(2000.00.00. Initial hypothesis T.5)

II. Random Walk (RW)

Random Walk (RW) is a stochastic process $\{X_0, \dots, X_n\}$, where each $x_t \in \mathbb{Z}^d$, $x^k \in \mathbb{R}^d \rightarrow \{1, 0\}^d \in \mathbb{Z}_2^d$. Colored or CLW

$$\begin{aligned}
 p_t &= \mathbb{E}\left(\frac{X_{t+1} - X_t}{\sqrt{2d+1}}\right) = \mathbb{E}\left(\frac{X_{t+1} - X_t}{\sqrt{2d+1}}\right) = \mathbb{E}(1, \dots, 1) = \mathbb{E}(-1, \dots, -1) = \\
 &= 2d(1, \dots, 1) = 1 = 2 \cdot d, 0) = 1 = d, 0).
 \end{aligned}$$

(2008-09-08, last updated 2014-07-08)

II. Federal T.T. (2004, 200)

X is defined as $\mathbb{E}(x, 0, T) = 20(x - 0, T, x - 0, T + 0, T)$.

Value:

$$p(x, 0) = 0 \left(\frac{100, 0 - 0, 7x}{\sqrt{0, 2000}} \right)$$

Price at 100:

$$p(x, 0) = 0(-2, 100) = 0(2, 100) = 0,994$$

Price at 0,99:

$$\frac{100, 0 - 0, 7x}{\sqrt{0, 2000}} = w_{0,99,0,99} = -w_{0,99} = -2, 328$$

only

$$0, 7x = 2, 328 \sqrt{0, 2000} = 100, 0 = 0,$$

if

$$\sqrt{0, 2000} = (1, 05 \pm 0, 72) / 0, 7$$

$x = 0$ ($12, 7$)² = 161, 0 (162, 0 here anyway, see redefinition).

(2000-09-08, last 11 applications T.T.)

X. Federal T.R. (2008)

$$\begin{aligned}
 X &= \text{positiv vyznašený náhoda} \sim N(100, \frac{100}{20}) \sim N(100, \frac{100}{20}, 100, \frac{10}{20}, \frac{10}{20}) \text{ in} \\
 &= N(100, \frac{112}{20}) .
 \end{aligned}$$

Thrávle CLT (s upravou na voliteľnosť)

$$\begin{aligned}
 P(X < 77) &= P(N(100, 5.6) \leq N(100, 112/20) \leq 77, 5) = \Phi\left(\frac{77,5 - 100}{\sqrt{112/20}}\right) = \\
 &= \Phi\left(\frac{77,5 - 100}{\sqrt{5,6}}\right) = \Phi(-3,82) = \Phi(-3,37) = \Phi(3,37) = \\
 &= \Phi(3,37) \approx 0,999 = 0,999 = 0,999 .
 \end{aligned}$$

(2008-09-09 kľúč k úlohe T.R.)

X. Federal T.B. (2000)

N is given by $\text{binomial}(p=0.5, n=100)$ $\Rightarrow E(N) = 50, \text{Var}(N) = 25$

$$E(X) = 100 \cdot \frac{1}{2} = \frac{100}{2} = 50 \quad \text{and} \quad \text{var}(X) = 100 \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{100}{2} = 50 \quad \text{in } (1), (2)$$

Use CLT (is approx. via central limit theorem)

$$\begin{aligned} P(X \in [0, 30]) &\approx P(-2, 5) \approx \Phi(30/50, 100/50) - \Phi(0, 50) = \\ &\approx P\left(\frac{-50, 5 - 50/2}{\sqrt{100/50}} \leq Z(0, 1) \leq \frac{30, 5 - 50/2}{\sqrt{100/50}}\right) = \Phi(1, 01) - \Phi(-1, 01) \approx 0, 82 = 0. \end{aligned}$$

(2000-09-01. last 11 pages of T.B.)

II. Problem 7.16. [3, 1997]

Calculate the exact and approximate $\mathcal{N}_n(\frac{1}{2}, 100, \frac{1}{2})$, the exact and approximate $\mathcal{N}_n(\frac{1}{2}, \frac{1}{100}, \frac{1}{2})$, and

$$p_n \approx 1 - \Theta\left(\frac{1/100 - 1/2}{\sqrt{1/10000 + 1/100}}\right) \approx 1 - \Theta\left(-2\sqrt{1/2}\right) \approx \Theta\left(\sqrt{2}\right) \approx \Theta(1, 414) \approx 0, 5857.$$

[2000-09-08, last 11 applications, 7.16]

X Federal T.111. [0,943, 10,970]

Reflected random $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, multi-Dr CLT problem

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu) \approx \frac{1}{\sqrt{n}} (N(0, \sigma^2) - \mu) \approx \frac{1}{\sqrt{n}} (N(0, 4), 0, 24/\pi^2)$$

table:

$$p = 1 - \Phi\left(\frac{0,943 - 0,4}{\sqrt{0,24}}\right) = \Phi(1,2811) = 0,943$$

$$\begin{aligned} 0,99 &\leq \Phi\left(\frac{X - 0,4}{\sqrt{0,24}}\right) \leq 0,99 = \Phi\left(\frac{0,99 - 0,4}{\sqrt{0,24}}\right) = \Phi\left(\frac{0,59 - 0,4}{\sqrt{0,24}}\right) = \\ &= \Phi\left(\frac{\sqrt{0,24}}{0,19}\right) = 1, \end{aligned}$$

q):

$$\frac{1}{\sqrt{0,24}} (200 \cdot \sqrt{0,24}) \leq n_{0,999} = 3,38,$$

reflected $n = 2 \cdot 338 = 2,38^2 = 10,970, 98,$

[2008-09-08 - last 11 applications of T.111]

Ex. Problem 7.13. [3, 1912]Find $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_{2n}}{2n}$.

$$\frac{S_{2n}}{2n} = \frac{S_1 + S_2 + \dots + S_{2n}}{2n} = \frac{1}{2n} \sum_{k=1}^{2n} S_k = \frac{1}{2n} (S_1 + S_2 + \dots + S_n) + \frac{1}{2n} (S_{n+1} + S_{n+2} + \dots + S_{2n}) =$$

$$= \frac{1}{2} \left(\frac{S_1 + S_2 + \dots + S_n}{n} \right) + \frac{1}{2} \left(\frac{S_{n+1} + S_{n+2} + \dots + S_{2n}}{n} \right).$$

$$P\left(\frac{S_{2n}}{2n} < \frac{S_1 + S_2 + \dots + S_n}{n} + \epsilon\right) = P\left(\frac{S_{n+1} + S_{n+2} + \dots + S_{2n}}{n} < \frac{S_1 + S_2 + \dots + S_n}{n} + \epsilon\right) =$$

$$= P(S_{2n} - S_n < S_n + \epsilon n) = 1 - P(S_{2n} - S_n \geq S_n + \epsilon n).$$

[2008-09-05, last 11/11/2018, eq. 7.13]

IX. Problem T.1.3. [3.0]

Probleti deniraju: mat $\mathbb{R}^2(0, 1, 0)$, \mathbb{R}^2 .

$$g \text{ na } \mathbb{R} = \mathbb{R} \left[\frac{10 - 100 + 1,75}{100 + 1,75} \right] \text{ na } \mathbb{R} = \mathbb{R}(0) \text{ na } \mathbb{R}, \mathbb{R}.$$

[2000-09-09, last1111ppanlogseq-T.13]

II. Problem 7.14. [3, 20][Proof] **Solve now!**

$$\frac{1}{2000} \mathbb{E}[2000, 0, 0] = 70(0, 0), \quad \frac{1}{2000} \mathbb{E}[1, 0] = 70(0, 0), \quad 1/(2000),$$

$$p = 1 - 4 \left(\frac{0, 100 - 0, 0}{\sqrt{1/(2000)}} \right) = 1 - 4(\sqrt{2}) = 1 - 0, 92 = 0, 08.$$

[2000, 09, 09 - last 11 applications, 7.14]

X. Problem 7.13. [144]

Prove explicitly that $\mathbb{E}(S_n | S_0 = 0, X_0 = 0) = \mathbb{E}(S_n | S_0 = 0, X_0 = 0, S_1 = 1)$.

$$S_1 = 1 \iff S_0 = 0 \implies \frac{S_1 - S_0}{\sqrt{S_0^2 + 1}} = 1.$$

hence

$$\frac{S_1 - S_0}{\sqrt{S_0^2 + 1}} \stackrel{d}{=} \text{unif}(-1, 1)$$

as $\sqrt{S_{n-1}^2 + 1} \in \mathcal{F}_{n-1}$ by ISM, verbatim. \square 144.

(2008-09-03, last 11/11/2014, T.13)

II. Problem T.14. [120]

Point A is at x and B is at y . A particle starts at A and moves to B in n steps. Find the expected number of steps it takes to reach B .

$$E_n = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} = H_n = \ln n + \gamma + \frac{1}{2n} - \frac{1}{6n^2} + \frac{1}{42n^4} - \frac{1}{30n^6} + \dots$$

or

$$E_n = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} = H_n = \ln n + \gamma + \frac{1}{2n} - \frac{1}{6n^2} + \frac{1}{42n^4} - \frac{1}{30n^6} + \dots$$

so

$$E_n = \ln n + \gamma + \frac{1}{2n} - \frac{1}{6n^2} + \frac{1}{42n^4} - \frac{1}{30n^6} + \dots$$

or

$$E_n = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} = \frac{1}{n} H_n = \frac{1}{n} (\ln n + \gamma + \frac{1}{2n} - \frac{1}{6n^2} + \frac{1}{42n^4} - \frac{1}{30n^6} + \dots)$$

which is $\approx \frac{1}{n} (\ln n + \gamma) = \frac{1}{n} (\ln n + 0.57721) = \frac{1}{n} (\ln n + 0.57721)$.
 (2000-09-09 last updated by T.14)

II. Problem T.17. [73]

Finden Sie alle Lösungen des Systems $\dot{X}(t) = A(t)X(t)$ mit $X(0) = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}$. (Hier ist $X(t) = \begin{pmatrix} x_1(t) \\ x_2(t) \end{pmatrix}$.)

$$A(t) = \begin{pmatrix} 1 - 2t & 0 \\ 0 & 2t \end{pmatrix}$$

Es gilt

$$\int_0^t (1 - 2s) ds = t - t^2 \quad \text{und} \quad \int_0^t 2s ds = t^2$$

Es gilt

$$x_1(t) = (1 - 2t)^{-1} x_1(0) = (1 - 2t)^{-1} \cdot 1 = \frac{1}{1 - 2t}$$

Es gilt

$$x_2(t) = \frac{1}{t} \int_0^t 2s x_2(s) ds = \frac{1}{t} \int_0^t 2s \cdot 0 ds = 0$$

Die Lösung des Systems $\dot{X}(t) = A(t)X(t)$ mit $X(0) = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}$ ist $X(t) = \begin{pmatrix} \frac{1}{1 - 2t} \\ 0 \end{pmatrix}$. (Hier ist $X(t) = \begin{pmatrix} x_1(t) \\ x_2(t) \end{pmatrix}$.)
 (2008-09-08, Institut für Informatik, T.17)

8. Oscillatory parameters

II. Teoreml 8.1. (\bar{X})

Normal taqsimot (ya'ni normal μ) normal taqsimot taqsimot (normal taqsimot)

$$\prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}}$$

→ differensial taqsimot μ

$$\sum_{i=1}^n (X_i - \mu) = 0$$

q. n. n. $\sum_{i=1}^n X_i$ va β va $\sum_{i=1}^n$

(2008-09-08. kuni 1-ayun 8.1)

II. Theorem 8.2. \square

Let X_1, \dots, X_n be *independently* copies $X_i \sim N(\mu, \sigma^2)$ (iid)

$$\bar{X}_n \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right), \quad \frac{\sigma^2(n-1)}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1} \quad \text{and} \quad \frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0, 1)$$

hence

$$s_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 \sim \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}_n^2}{n-1}$$

(2008-08-08, last 1 application 8.2)

X. Federal B.E. $\{[2014, 2017, 21]\}$

$m \in \mathbb{N}$, $n^2 \in \mathbb{Z}$, $X^2 \in \mathbb{Z}$, k - katta interval egalliklari qam atiriladi kullanma qam kullanma usulyla (qam

X^2 qam atiriladi) $m \in \mathbb{Z}$, $k \in \{1, 1000-10, 1\} \in \mathbb{Z}$, $k \in \{1, 100\} \in \{2014, 1, 2017, 7\}$.
(2000-10-10 - katta kullanma B.E.)

II. Interval S.E. $[(992,1, 1.002,1), (19,8, 129,8)]$

$n = 10, \sum_{i=1}^n X_i = 9920, \bar{X} = 992,0, \sum_{i=1}^n X_i^2 = 9922.000, \text{Var}(X)$

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2}{n-1} = 29,82$$

Interval spredvidenosti je:

$$\bar{X} \pm t_{0,995}(n-1) \cdot s_{\text{var}} / \sqrt{n} = 992,0 \pm 2,262 \cdot 5,468 / \sqrt{10} = 992,0 \pm 3,862 =$$

$$= [992,1, 1.002,1]$$

$$\left(\frac{s^2(n-1)}{s_{\text{var}}^2(n-1)}, \frac{s^2(n-1)}{s_{\text{var}}^2(n-1)} \right) = \left(\frac{29,82 \cdot 9}{19,82}, \frac{29,82 \cdot 9}{1,79} \right) = (19,82, 129,8)$$

(2000.09.02. last 11 pages of my B.S.)

X **Posterior** **M.S.** $\mathbb{E}[\mathbb{E}(Y|X)]$

f in \mathbb{R}^d (h) $\mathbb{E}_{\text{post}}(\mathbb{E}(Y|X))$ in \mathbb{R}^d (h) $\mathbb{E}(Y)$ in \mathbb{R}^d (h) $\mathbb{E}(Y)$.
 (2022-09-08, last 11 September 2022)

X - Federal R.S.L. $(\{149, 214, 100, 794\})$

Yilqiy savatda, ξ_j - pishirilish normalida

1000 ta savatda $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_{1000}$ va 1000 ta 0, 794 - $(149, 214, 100, 794)$.

$(2000, 0, 0, 0)$ - barcha i qaynaray 0, 0

II. Poisson M.T. (λ)

Binomial maximum (given p) observed locality

$$\prod_{i=1}^n P(X_i = x_i) = p^{\sum x_i} (1-p)^{n - \sum x_i}$$

with p fixed (given maximum likelihood (M.L.) hypothesis)

$$\sum x_i \ln p + (n - \sum x_i) \ln(1-p)$$

Derivative with respect to p and set to 0:

$$\frac{\sum x_i}{p} - \frac{n - \sum x_i}{1-p} = 0,$$

or

$$\sum x_i = p \sum x_i = np + p \sum x_i = 0,$$

with solution $\lambda = \bar{x}$

$$\hat{\lambda} = \sum x_i / n = \bar{X}_n$$

(2000, 2005, 2011, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017)

X **Felelet 8.8.** $(0,18, (0,11, 0,11))$

FYI: egyébként a $LL(p)$ je maximális várhatólagos valószínűségi

$$j) \text{ a } \bar{X} \text{ a } \frac{18}{11} \text{ a } 0,18.$$

FYI: az előző feladatban azonosított valószínűségi eloszlás teljes meggyőzően je-

$$\text{vagy} j) \text{ a var } \bar{X} \text{ a } \frac{\text{var } X_i}{n} \text{ a } \frac{p(1-p)}{n} \text{ a } \frac{18 \cdot 18}{11 \cdot 11} \text{ a } 0,305454.$$

g) az eloszlás p jeles valószínűségi. Maximális érték:

$$\text{var } \bar{X} \stackrel{!}{=} \frac{\max\{p(1-p)\}}{n} \stackrel{!}{=} \frac{1/4}{n} \text{ a } 0,305454.$$

FYI: az előző feladatban azonosított valószínűségi eloszlás p je-

$$\frac{18}{11} \stackrel{!}{=} p_0, \text{ vagy } \sqrt{\frac{18 \cdot 18}{11 \cdot 11} \cdot 4} = 0,361 \text{ a } 1,180 \text{ a } 0,305454 \cdot 1,1807 \text{ a } 0,361 \text{ a } 0,187 \text{ a } (0,11, 0,11).$$

(2008-09-01. keddi kiegészítő 8.8)

II. Fikstovl B.B. $(0, 1 + 0,001, 1000 + 0,001)$

$$\beta = \frac{0,001}{1000} = 0,0001$$

kovy 1000 namobilov.

$$J = \beta \cdot 1000 = 0,001 \cdot 1000 = 1,000 = 0,0001 \cdot 10000 = (0,0001, 0,0001)$$

gum polovl namobilovovk 1000000 = (10000, 10000).

(10000 00 00 - kovl i kppovlovay B.B)

II. Theorem 8.1.10. $\{[0, 10], [0, 10]\}$

Let x denote a $B(1, p)$, then

$$(n\bar{x} - np) / \sqrt{np(1-p)} \rightarrow N(0, 1).$$

Probability interval specification for $\hat{p} = 0.45, 100 = 0, 4522$

$$\hat{p} \in \left[\frac{0.45 - 1.96 \sqrt{0.45(1-0.45)}}{100}, \frac{0.45 + 1.96 \sqrt{0.45(1-0.45)}}{100} \right] = [0, 4322 \pm 0.1180] = [0, 3142 \pm 0.1180]$$

$[0.3142 - 0.1180, 0.3142 + 0.1180]$ according 8.1.10

II. Problem 8.1.1. $[0,000, 0,000]$

Wie in Aufgabe 8.1.0, habe

$$(\sqrt{n}(\bar{X} - \mu) / \sqrt{\sigma^2}) \xrightarrow{D} N(0, 1).$$

Prüfung Intervall geschätzt für μ ($\mu \in [0,000, 0,000]$)

$$\begin{aligned} \mu \in [0,000, 0,000] \cap \sqrt{n}(\bar{X} - \mu) / \sqrt{\sigma^2} \in [0, 0,000] &= [0,000, 0,000] / \sqrt{n} \\ &= [0, 0,000] \cap [0,000, 0,000]. \end{aligned}$$

[000,000] heißt Überprüfung 8.1.1

X. Theorem 8.13. []

Maximalni distribucijski funkcci maksimalnoje distribucijne funkcije (obratno: kon-
kretno vrijedi)

$f(x_1, \dots, x_n) \in L(\mathbb{R}^n)$ (gdje: $\mathbb{R}^n = \mathbb{R} \times \dots \times \mathbb{R}$)
(gdje $\mathbb{R}^n = \text{max } x_i$), $n \in \mathbb{N}$ (gdje). Tada: \mathbb{R} mora biti na najmanje, ali obznaniti jedn-
vredni (gdje max x_i), vani vrijedi $\mathbb{R}^n = \text{max } x_i$.

Jedna distribucijna funkcija je:

$$F(\text{max } X_i | x) = \prod_{i=1}^n F(X_i | x) = \left(\frac{x}{\theta}\right)^n,$$

gdje $\mathbb{R}^n = \mathbb{R} \times \dots \times \mathbb{R}$ (gdje $\mathbb{R}^n = \mathbb{R} \times \dots \times \mathbb{R}$), $n \in \mathbb{N}$ (gdje) funkcija max X_i je

$$f(\text{max } X_i | x) = \frac{n}{\theta} \left(\frac{x}{\theta}\right)^{n-1},$$

gdje $\mathbb{R}^n = \mathbb{R} \times \dots \times \mathbb{R}$.

$$E_{\theta}(\text{max } X_i) = \theta \int_0^{\theta} \frac{x^n}{\theta^{n+1}} = \frac{\theta^n}{\theta^{n+1}} (2 - \theta),$$

$$E_{\theta}(\text{max } X_i)^2 = \theta^2 \int_0^{\theta} \frac{x^{2n}}{\theta^{2n+2}} = \frac{\theta^{2n}}{\theta^{2n+2}} \theta^2,$$

$$\text{var}_{\theta}(\text{max } X_i) = \frac{\theta^{2n}}{(\theta^{2n+2})^2} \theta^2,$$

gdje \mathbb{R}^n mora biti maksimalni.

X. Theorem 8.1.3. $\{(\frac{\cos \alpha_j}{\sqrt{1-\alpha_j^2}}, \frac{\sin \alpha_j}{\sqrt{1-\alpha_j^2}})\}$

Provided that more D is $g(\max X_i)$ (g continuous) probability mass

$$\alpha_j/2 \text{ in } P\{D \in \theta\} \text{ in } P\{\max X_i \in g^{-1}(\theta)\} \text{ in } 1 - (g^{-1}(\theta), \theta)^n,$$

only

$$g_{\perp, j}(\theta) = \theta \sqrt{1 - \alpha_j^2}$$

or

$$D \text{ is } g(\max X_i) \text{ in } \max X_i / \sqrt{1 - \alpha_j^2}.$$

Provided that more D is $g(\max X_i)$ (g continuous) probability mass

$$\alpha_j/2 \text{ in } P\{D \in \theta\} \text{ in } P\{\max X_i \in g_{\perp, j}(\theta)\} \text{ in } (g_{\perp, j}(\theta), \theta)^n,$$

only

$$g_{\perp, j}(\theta) = \theta \sqrt{\alpha_j^2}$$

or

$$D \text{ is } g(\max X_i) \text{ in } \max X_i / \sqrt{\alpha_j^2}.$$

(2008-08-08, last11@probability.itd.edu)

II. Problem 8.13. [(20,3), (20,7)]

$n = 18, \sum X_i = 180, \bar{X} = 10, \sum X_i^2 = 1739, 71, \text{ test!}$

$$s^2 = \frac{\sum X_i^2 - n\bar{X}^2}{n-1} = 9, 1178$$

α -interval specified with given critical function will correspond to equality for

$$\bar{X} \in [k_1, k_2] \Leftrightarrow n - 1 \leq \chi_{1-\alpha/2}^2 / s^2 \leq 21, 44 \Leftrightarrow 2, 399 \leq 9, 1178 / \bar{X} \leq 21, 44 \Leftrightarrow 0, 2828 \leq \bar{X} \leq (20, 3), (20, 7)$$

[2008-09-08. last 1 application 8.13]

II. Problem 8.18. $\{[177, 3, 183, 3]\}$

$n = 120, \sum X_i = 4,710, \bar{X} = 39,25, \sum X_i^2 = 187,897, 33, \text{ find:}$

$$s_x^2 = \frac{\sum X_i^2 - n\bar{X}^2}{n-1} = 13,38$$

a. Interval specification of the standard deviation will be calculated as follows for

$$\bar{X} \pm t_{\alpha/2, n-1} s_x / \sqrt{n} = 39,25 \pm 2,000 \cdot 3,667 / \sqrt{120} = 39,25 \pm 2,979 = [177, 3, 183, 3].$$

[2008-09-08. Issue 1. Application 8.18]

II. Funksiyalar 8.1.7. $\{(0,1,1), (0,1,1), (0,1,1)\}$

Funksiyalar normalizatsiya (ya'ni vektor), barcha parametrlar teng bo'lsa

$$0,1,1 \text{ bo'lsa } \frac{1}{\sqrt{1^2+1^2+1^2}} = 0,1,1 \text{ bo'lsa } 1,1,1 \text{ bo'lsa } (0,1,1), (0,1,1), (0,1,1).$$

$\cos(\pi - \pi) = 1$, qanday parametrlar bo'lsa

$$0,1,1 \text{ bo'lsa } \frac{1}{\sqrt{1^2+1^2+1^2}} = 0,1,1 \text{ bo'lsa } 0,0,1 \text{ bo'lsa } (0,1,1), (0,1,1).$$

$\{(0,0,0) \text{ bo'lsa } 1 \text{ bo'lsa } 0,1,1\}$

II. Federal B.I.B. (2000)

Vydale (vazn) sili (vily) - munda, a hali munda
 of $\sigma^2 = \mu + 2(20, 2000^2)(\sigma)$,

*)

$$0,02 = P\{a\} = 2000 = 2(20 - 4\left(\frac{2000}{2000}\right)\sqrt{0,02})$$

**

$$\sigma = \left(\frac{2000}{2000}\right)^2 = 20, 2^2 = 2000, 20$$

(2000-09-09 - kullil i qaydloguy B.I.B)

X. Problem 8.18. [1987, 603]

Let $\alpha: X \rightarrow \mathbb{R}$ be a continuous function.

Characterize

$$0, \infty) \text{ as } \mathcal{F}(f) \text{ for } f \in C(X) \text{ as } \mathcal{F}(g) \text{ for } g \in C(X),$$

if

$$\alpha(x) \text{ is a } \mathcal{F}(f) \text{ for } f \in C(X).$$

FF characterization of \mathcal{F} on $0, \infty)$, see [1987].

See also [1987, 603] for \mathcal{F} on $0, \infty)$ as $\mathcal{F}(f)$ for $f \in C(X)$.

[2008-09-09: last updated by 8.18]

2. Test our hypothesis

II. Teoremi 9.1. (9.270, 9.271)

Teoremi su \mathbb{R} o \mathbb{C} (distribuzione normale-pd-reale o complessa) per μ o σ .

$$\mu \in \mathbb{R}, \sigma \in \mathbb{R}^+ \text{ (norma)}. \quad \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) = \mathbb{R} \text{ o } \mathbb{C}, \quad \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) = \mathbb{R} \text{ o } \mathbb{C}, \quad \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) = \mathbb{R} \text{ o } \mathbb{C},$$

$$\mu \in \mathbb{R}, \sigma \in \mathbb{R}^+ \text{ (norma)}. \quad \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) = \mathbb{R} \text{ o } \mathbb{C}, \quad \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) = \mathbb{R} \text{ o } \mathbb{C}, \quad \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) = \mathbb{R} \text{ o } \mathbb{C},$$

Il teorema 9.1. stabilisce che per ipotesi realistiche sussistono ed univocamente (per μ o σ) si può trovare una distribuzione normale-pd-reale o complessa.

(2008-09-08. Incontro di ipotesi 9.1)

II Federal 9.2. (Kas)

Kalyfy g'lyanaral silowy malkabat, byla by pravilypolozheni g'lyed i uspeyevni namirayevla g'lyed v malkat (jale n = 8)

$$P_k = \binom{8}{k} P_k^k / n!, \quad \text{Jale } P_0 = 0, P_1 = 0, P_2 = 1$$

$$P_k = (k - 1)(P_{k-1} + P_{k-2}), \quad k \geq 3,$$

J'g'lyed k'lye, Jale k'lyed g'lyed namirayevni uspeyevni (g'lyed i uspeyevni Jale k = 1, Jale i k'lyed uspeyevni n, n j'lyed sil g'lyed malkat, uspeyevni k = 1 Jale i g'lyed i uspeyevni n sil sil g'lyed malkat).

I pravilypolozheni g'lyed uspeyevni sil g'lyed malkat g'lyanaral by byla:

$$\sum_{k=0}^8 P_k = 0,000000,$$

Jale malkat, namirayevni byly bylyevni n malkat sil malkat — Jale sil n malkat. (Jale i malkat i n sil malkat Jale v 1,0% g'lyed, Jale i n sil sil v 0%.)
 [2000-09-09. Jale i bylyevni 9.2]

II. Příklad 9.3.

X má pevně stanovené své vlastnosti $\omega = 100$ ($10000, 1, 100$), kde 10 označuje $P(\Omega)$ nejmenší, 100 největší přírodní násobitelství, je-li $\omega = 100$, budeme hoily kvantovat

$\Omega = \{1, \dots, 100\}$ pevně. $\Omega = \{1, \dots, 100\}$.

$\mu = \mu_j$ ($\mu = 0, 10, 1, 100$). $X = \{100(\omega, \mu_j) : \omega \in \{1, \dots, 100, \mu_j \in \{0, 1, 100\}\}$

$X = P(\Omega)$, kde X má své ω .

a) Hledáme-li nejmenší číslo j takové, aby

$$P(X \leq j) \geq 0,99$$

(když je obsažen číslo na 100 hledáme číslo $X \leq j \rightarrow$ v čem přírodní násobitelství),
 sli násobíme. $\Omega = \{1, \dots, 100\}$ ($P(P(\Omega)) \leq 100$) = $0,99$, $P(P(\Omega)) \leq 100$ = $0,99$.

b) Na hledání významnosti $0,99$ bychom mohli při $X \leq 10$ ($P(P(\Omega)) \leq 10$) = $0,999$, $P(P(\Omega)) \leq 11$ = $0,999$).

Při sledování násobitelství $\mu = 100$ je

$$X = P(\Omega) = P(\Omega).$$

Při číselu a) se objeví 10 sleduje disjunkce, když vyjde $X \leq 10$, tedy α pravděpodobnosti

$$P(P(\Omega)) \leq 10 = 0,99.$$

Při číselu b) je pravděpodobnost objeví 10 sleduje

$$P(P(\Omega)) \leq 11 = 0,99.$$

IV) skaitinė smailėjimas: $\mu = 10$, $\sigma = 2$

$X \sim \text{Pro}(10) \sim N(10, 4)$

(naujinant šaltinį: $\mu = \text{Pro}(10)$). IV) testas a) dešimtis ir alyšiai 2. dešimtis, t.y. $X \in [2, 8]$, t.y. a. praeidėjusiam

$$P(X \in [2, 8]) = P(X \in [0, 8]) - P(X \in [0, 2]) = \Phi\left(\frac{8-10}{\sqrt{4}}\right) - \Phi\left(\frac{2-10}{\sqrt{4}}\right) = \Phi(-1, 42) - 1 - \Phi(1, 42) = 0, 08.$$

IV) testas b) penkis a. praeidėjusiam

$$P(X \in [2, 8]) = 1 - \Phi(5, 00) = 0, 00.$$

(2008-09-08. kvėlis įgyvendiną 9.2)

II. Příklad 9.4. (Nájezd na Nynepřevr.)

Převodník má, že jde o vlnu s $\omega(p, v^2)$, $v = 11$, $\sum X_1 = 88$, $\sum X_2 = 877$, 88 , takže $\bar{X} = 8,818$, $v^2 = 0,081836$.

$$T = \frac{\bar{X} - v_0}{v} \sqrt{N} = \frac{8,818 - 8,8}{0,081836} \sqrt{11} = 1,079 \cdot 3,3166(20) = 3,588,$$

takže směrnice $\bar{X}_0 = p = p_0 = 8,8$ (p-koeficient příslušný apertuře T je 11,54%).

$$X^2 = \frac{v^2(n-1)}{v_0^2} = \frac{0,081836 \cdot 10}{0,1} = 8,184,$$

od čísel

$$\chi_{0,995}^2(10) = 1,38 \quad \text{a} \quad \chi_{0,995}^2(10) = 20,48,$$

takže směrnice $\Delta X = v^2 = v_0^2 = 8,18$ (s 99% šancí vyznačená).

[2008-09-03. další úprava 9.4]

II. Příklad 9.6. [30]

na 10, $\sum_{i=1}^n X_i = 62,00$, $\sum_{i=1}^n X_i^2 = 264,0000$, takže $\bar{X} = 2,84$, $s^2 = 1,247$.

$$s^2 = \frac{s^2(n-1)}{s_0^2} = \frac{1,247 \cdot 10}{0,90} = 13,86 \Rightarrow s_{0,90}^2(10) = 20,00,$$

takže maximální $N_{0,9} = s^2 = s_0^2 = 0,90$ proti jeholovému $N_{0,9} = s^2 = s_0^2$ na 0,70.

Ukázat významnosti (konfidenční interval pro parametr μ absolutně kladit).

[2000, 09, 03. kapit. 1 aplikace 9.6]

II. Feladat 8.7. \square

Adó rendelkezés, teljesül $\left(\frac{\partial^2 \ln L(\mu)}{\partial \mu_1^2} + \frac{\partial^2 \ln L(\mu)}{\partial \mu_2^2}\right)$ és $w_{1,2}(\mu)$ valószínűségi eloszlású Z_1 alakú gáti $\mu \neq \mu_0$ Z_2

$$\begin{aligned}
 & H(\mu) = F_{\mu_1}(\mu) + w_{1,2}(\mu) \cdot H_2(\mu) = F_{\mu_1}(\mu) + \left(\frac{\partial \ln L(\mu)}{\partial \mu_2}\right) \cdot w_{1,2}(\mu) \\
 & = \Phi\left(\frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_1 \sqrt{1 - \rho^2}}\right) + \left(\frac{\mu_2 - \mu_0}{\sigma_2 \sqrt{1 - \rho^2}}\right) \cdot \left(\frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_1 \sqrt{1 - \rho^2}}\right) \\
 & = \Phi\left(\frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_1 \sqrt{1 - \rho^2}}\right) + w_{1,2}(\mu) \cdot \left(\frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_1 \sqrt{1 - \rho^2}}\right)
 \end{aligned}$$

Ellenőrizni $Z_1 \sim H(\mu)$, majd μ_0 és μ_1 az $H_1(\mu)$ az

$$\mu_0 = \mu_1 + \sigma_1 \cdot \frac{Z_1}{\sqrt{1 - \rho^2}}, \quad \mu_1 = \mu_0 + \sigma_1 \cdot \frac{Z_1}{\sqrt{1 - \rho^2}}$$

és $Z_2 \sim H_2(\mu)$ az $H_2(\mu)$ az

[2000-09-09. Ismétli ígények 8.7.]

II. Fikselte N.R. (Fiksel, 1993)

Tredjeorden N.R. $\mu = \mu_0 + \mu_1 \beta$ ($\mu_0 = 0.1$), $\beta = 0.1/0.05 = 0.15$, $n = 100$.

(1.7) $\hat{\mu} = \hat{\mu}_0 + \hat{\mu}_1 \hat{\beta} = \hat{\mu}_0(1 - \hat{\beta}) + \hat{\mu}_1 \hat{\beta}$ ($\hat{\mu}_0 = 0.1000$) $\hat{\mu} = 1,000$ $n = 100$,
 tabell normalfordelt $N(\hat{\mu}, \sigma^2)$ med 100.

Skredlinse, tabell (1.7) $n = 100$, $\hat{\mu} = 1,000$, $\hat{\beta} =$

$n \cdot \hat{\beta} = (1,000) \cdot (0,1) = 0,1000$ $n = 100$, $\hat{\beta} =$

$\hat{\beta} = 0,1000$.

Fikselte hypoteser er gjennomført statistikk H_0 $\mu = 1,000$, $\beta = 0,15$, $n = 100$, $\hat{\mu} = 1,000$, $\hat{\beta} = 0,15$.

[\[2008-09-08 lastil lippologysq-9.8\]](#)

II. Feladat 8.8. [5 pont]

Plócsy test, $n = 6$. Páros részek je $\bar{X} = 0,083$, $\sum_{i=1}^n X_i^2 = 0,23$, tehát $s^2 = 0,0077$.

$$[F] = \frac{\bar{X}}{s} \sqrt{n} = (1,03) \cdot (0,071) = 0,0731(n - 1),$$

tehát azonosítottam. Hisz $n = 6$ az $[F]$.

(2000-09-09. keddi éjszakai 8:00)

II. Problem 9.10. [Easy]

Wegener's test, p-value, non-informative. $n_1 = 6, \bar{X} = 22, \sum_{i=1}^6 X_i^2 = 28328, s_1^2 = 22, 8, n_2 = 5, \bar{Y} = 21, 6, \sum_{i=1}^5 Y_i^2 = 22322, s_2^2 = 7, 2.$

$$\begin{aligned}
 (27) &= \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2}}} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}} \\
 &= (2, 774) \cdot \sqrt{\frac{6 \cdot 22, 8 + 5 \cdot 7, 2}{11}} \sqrt{\frac{6 \cdot 5 \cdot (6 + 5 - 2)}{11}} = 2, 282,
 \end{aligned}$$

table non-informative $F_{0,01}^*(6, 5) = 6, 58$ see 27). **Rejection: reject H_0 .**

[2008-09-08. last / hypothesis 9.10]

II. Příklad 9.1.3. [20c]

Na Wio je $m, p_0 = 1/3$ má veličina X^2 asymptoticky $N_{m, m p_0}$ rozložená. Teoretická hodnota $E(X^2) = 0,3 > 0$,

$$X^2 = \frac{(X_1 - m p_0)^2}{m p_0} + \frac{(X_2 - m p_0)^2}{m p_0} = \frac{(117 137 - 120 000 - 0,3)^2}{120 000 - 0,3} + \frac{(118 390 - 120 000 - 0,3)^2}{120 000 - 0,3} = 140,33 = \chi_{1,0.95}^2(0) = 0,95,$$

tedy smlouva H_0 na 5% hladině významnosti (p-hodnota je prakticky nulová).
[2008-09-08. kvíz k přednášce 9.11]

II. Problem 8.12. [20, forklaring]

La M_n og $p_n = 1/n!$, $n = 0, \dots, 9$ med verdier X_n^k angitt i tabell. X_n^k er forventede frekvenser for $n = 0, 1, \dots, 9$.

$$\begin{aligned}
 X^k &= \sum_{n=0}^9 \frac{X_n^k}{p_n} = n! \sum_{n=0}^9 \frac{X_n^k}{n!} = n! (0.1)(0.9^n + 0.9^{n-1} + \dots + 0.1^n) = \\
 &= 200 = 0.10 = 0.100 = 200 = 20, 0 = \sum_{n=0}^9 p_n = 10, 00.
 \end{aligned}$$

Tabellene er gitt i M_n og p_n . Merk at forventningsverdiene (adderte) er gitt i X^k .

[2000-08-08. lastet opp 19.08.08]

II. Exempel 8.1.3. [Nors]

Örskolningsfaktorn

$$\begin{vmatrix} 858,7 & 21,3 \\ 478,3 & 31,7 \end{vmatrix}$$

En äppelträdgård innehåller goda skördar av två sorters äppel. X^2 avser kvadraten på $(X_1 - \mu_1) / \sigma_1$ och Y^2 kvadraten på $(Y_1 - \mu_2) / \sigma_2$. X^2 och Y^2 är oberoende och följer χ^2 -fördelning med 1 frihetsgrad. X^2 och Y^2 är oberoende och följer χ^2 -fördelning med 1 frihetsgrad. X^2 och Y^2 är oberoende och följer χ^2 -fördelning med 1 frihetsgrad.

$$\begin{aligned} X^2 &= n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{(x_{ij} - \mu_1)(y_{ij} - \mu_2)^2}{(x_{ij} - \mu_1)^2} = \frac{(-8,7)^2}{858,7} + \frac{8,7^2}{21,3} + \frac{8,7^2}{478,3} + \\ &+ \frac{(-8,7)^2}{21,7} \approx 3,28 \approx \chi^2_{0,95}(1) = 3,84. \end{aligned}$$

Vi kan inte förkasta H_0 mot H_1 . Medelavkastningen (jämförande resultat 7,14%) är inte signifikant. [2008-09-08. Exempel 8.1.3]

II. Problem 8.14. [Aard]

En hypotetisk universell gravitasjonskonstante er valgt med verdien G^U asymptotisk for $G_{\text{eff}}^U \rightarrow G_{\text{eff}}^U \rightarrow G^U$ i en universell relativitetsteori (for $\Omega = 4G^U/3c^2 = 8$) i Ω .

$$G^U = m \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{l=0}^{\infty} \frac{m_n^2}{m^2 + m_l^2} = m = 26,782 \text{ i } G_{\text{eff}}^U(\Omega) = 2,894,$$

hvor m er massen M i Ω , m_n er massen n i Ω , og m_l er massen l i Ω . (Her er $\Omega = 4G^U/3c^2 = 8$.)

[2008-09-08. Institutt for fysikk, 8.14]

X. Príklad 9.18. [100]

[17] sa $(\bar{X} = \mu)$ a $(\sigma^2 = \sigma_0^2)$ na $\mu \in (-1, 000) \cup (1, 000)$ a $\sigma^2 \in (0, 000)$,
 ktorý normalizované $H_0: \mu = \mu_0$ a $H_1: \mu > \mu_0$ alebo $\sigma^2 > \sigma_0^2$.
 [2008-09-08. Inštitút štatistiky, 9.18]

X. Problem 9.20. [Easy]

Two players flip a coin, $p = 0, 33$, $\beta = 100/1000 = 1/10$.

(1) $\pi(\beta = 0, 33) \times \sqrt{1000} / \sqrt{p(1-p)} = (1, 4) \times 1, 960 = \text{win. 276,}$
 take the corresponding β_0 via (7) .

[2000.09.09. last 11 applications 9.20]

II. Problem 9.20. [verktøy]

Effektuttrykkene for X_1 og X_2 (i tillegg til de andre givne størrelser, R (reaktans) og β og \bar{X} og Ω , ω).

$$[X_1] = \left[\frac{\beta - \beta_0}{\sqrt{(\beta_0^2 - \beta^2)}} \sqrt{\bar{X}} \right] = \left[\frac{R_1 \omega - R_2 \omega}{\sqrt{(R_1 \omega - R_2 \omega)^2}} \sqrt{1000} \right] = [1, 000] \text{ (i enheter av } 1, 000,$$

hvis vi antar at $R_1 = 1 \text{ ohm}$ og $R_2 = 0,5 \text{ ohm}$ som i 9.20). Med andre ord uttrykkene er:

Her er det to ligninger som involverer de givne størrelser $R_1 = 1 \text{ ohm}$, $R_2 = 0,5 \text{ ohm}$ og β og \bar{X} . Her er de to ligningene:

$$X^2 = \frac{(100 - 100)^2}{100} + \frac{(100 - 100)^2}{100} = 0, 0 + 0, 0 = 0 \text{ (i } \Sigma_{\text{eff}}[X] = 0, 000.$$

[2008.09.08. Løst i oppgavesett 9.20]

II. Problem 9.23. [20min]

Die Normalverteilung $N(\mu, \sigma^2)$ hat die Dichte $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$.

$$Z^2 = \frac{(\text{Zentraler Grenzwertsatz})}{\text{Var. von } X_i} \approx \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2 \approx \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n X_i^2 - n \frac{\mu^2}{\sigma^2} \approx \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n X_i^2 - n \frac{\mu^2}{\sigma^2}$$

Wahrscheinlichkeitsverteilung Z^2 ist χ^2_{n-1} . (siehe Problem 9.22)

[2000-09-01. Institut für Informatik 9.23]

II. Příklad 9.24. [20e, 20a, 20b, 20c]
 Měrná hustota

15	6	20
20	17	37
35	24	59

Na hypotézy: rovnoměrně rozložená na poliřtvi sá velikost x^2 asymptoticky $N(\mu = 400, \sigma^2 = 20)$ nejmenší odchylkou odhadá je $20 = 20/100 = 0,20$ je 2,

$$x^2 = n \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k \frac{n_{ij}^2}{n_{i.} n_{.j}} = n \cdot 100 \left[\frac{15^2}{20 \cdot 20} + \frac{6^2}{20 \cdot 35} + \frac{20^2}{35 \cdot 20} + \frac{17^2}{37 \cdot 35} \right] = 100 = 10,207 \approx (\frac{\sigma^2}{n_{i.} n_{.j}}) = 1,0207,$$

tedy směrodatná M je 32, měřící významnosti (jaké polohou je vyřadí, 20,207%).

[2004-08-08 - další hypotézy 9.24]

X. Pavyzdys 9.20. [Lau]

Esą lygties $x^2 + 2x + 1 = 0$ sprendiniai x_1, x_2 yra $x_1 = -1 + i$ ir $x_2 = -1 - i$. Raskite $x_1^2 + x_2^2$ reikšmę.

$$\begin{aligned} x_1^2 + x_2^2 &= (-1 + i)^2 + (-1 - i)^2 = (-1 + 2i - 1) + (-1 - 2i - 1) = -2 + 2i - 2 - 2i - 2 = -6 \\ &= -6 \end{aligned}$$

Atsakymas: -6 .

[2009-09-09. Lau II lygties sprendimai 9.20]

II. Problem 9.26. [Lätt]

En hypotesig sannolikhet är känd till vara α ryms två standarder. X^2 asymptotiskt $X_{1-\alpha/2, 2}^2$ och $X_{\alpha/2, 2}^2$ respektive konfidensintervall är $(1 - 1.97/1.65) \pm 2$, X^2 är 276,20 är $X_{1-\alpha/2, 2}^2$ är 59,65.

Varje sannolikhet sannolikhet är 1%, vilket respektive (a) en praktisk metod för konstruktion).

[2000.08.08. Lätt i öppning 9.26]

10. Karlane's regression

II. Voorbeeld 10.3. (Zie v.)

De hypotheekverzekerskosten X (in duizend gulden) en de statistiek T wordt, naar $\hat{\theta}_{OLS}$,

$$\begin{aligned} r &= \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right) / \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right) = \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right) / \left(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right) \\ &= \frac{1,166 - 9 - 0,227 - 0,227}{\sqrt{(1,166 - 9 - 0,227)(1,166 - 9 - 0,227)}} = \frac{0,692}{\sqrt{0,219 \cdot 0,692}} = 0,709 \\ |T| &= \left| \frac{r}{\sqrt{1-r^2}} \sqrt{n-2} \right| = \left| \frac{0,709}{\sqrt{1-0,503}} \sqrt{7} \right| = (2,292) > 2,306 = \hat{\theta}_{0,995}(T), \end{aligned}$$

valde nulhypothese (hypothesenvervalsheid) naar (gewaarlijk):

(2000-09-03, laatste hypotheseg. 10.3)

II. Príklad 10.3. (1)

Nelineárny model

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + \alpha_2 x_i^2, \quad i = 1, \dots, n,$$

a lineárny model (keď β_0 a β_1 sú odhadované) je $\sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i)^2$. Deriváciou (počítaním) tohoto výrazu podľa lineárnych parametrov máme

$$-2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 x_i) \alpha_0 = 0, \quad \text{t.j.} \quad \hat{\beta}_0 = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{\sum_{i=1}^n 1}.$$

(Náhodnosť je (jač) urobí v modeli $Y_i = \alpha + \beta x_i + \epsilon_i$)

Keďže β_0 a β_1 sú odhadované, v modeli $Y = X\beta + \epsilon$ a $X = (x_1, \dots, x_n)^T$ a $\beta = (\beta_0, \beta_1)^T$ má tvar

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T Y = \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^n x_i Y_i$$

odhadovanú hodnotu α_1 je $\hat{\alpha}_1 = \beta_1 / (n-1) = \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 \right) / (n-1)$.

(2024.09.03. last 11. septembra 10.3)

II. Problem 18.4. (I)

Linear model

$$Y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i / (x_i + \alpha_0) \quad i \in \{1, \dots, n\}$$

goal: find function \hat{m} (also hypothesis) \hat{Y} which is asymptotically $g = \alpha + \beta x$ as more g -
 observations \hat{m} (in $(\alpha, \beta, \alpha_0)$, likely minimization) $\sum_{i=1}^n (Y_i - (\alpha + \beta x_i + \varepsilon_i / (x_i + \alpha_0)))^2$. Derivative
 (partial α , then β) \hat{m} is given by minimizing variance

$$2 \sum_{i=1}^n (Y_i - (\alpha + \beta x_i + \frac{\varepsilon_i}{x_i + \alpha_0})) = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \alpha \sum_{i=1}^n 1 + \beta \sum_{i=1}^n x_i + \alpha_0 \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i + \alpha_0} = \sum_{i=1}^n Y_i$$

$$2 \sum_{i=1}^n (Y_i - (\alpha + \beta x_i + \frac{\varepsilon_i}{x_i + \alpha_0})) x_i = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \alpha \sum_{i=1}^n x_i + \beta \sum_{i=1}^n x_i^2 + \alpha_0 \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{x_i + \alpha_0} = \sum_{i=1}^n Y_i x_i$$

$$2 \sum_{i=1}^n (Y_i - (\alpha + \beta x_i + \frac{\varepsilon_i}{x_i + \alpha_0})) \frac{1}{x_i + \alpha_0} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \alpha \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i + \alpha_0} + \beta \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{x_i + \alpha_0} = \sum_{i=1}^n Y_i \frac{1}{x_i + \alpha_0}$$

Y-derivatives \hat{m} is partial derivative $\alpha = (\sum_{i=1}^n Y_i - \alpha \sum_{i=1}^n 1 - \beta \sum_{i=1}^n x_i) / n$ as discussed in
 previous slide, so

$$\alpha \left(\sum_{i=1}^n Y_i - \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i + \alpha_0} \sum_{i=1}^n Y_i}{n} \right) + \beta \left(n - \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i + \alpha_0} \sum_{i=1}^n x_i}{n} \right) = \sum_{i=1}^n Y_i - \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i + \alpha_0} \sum_{i=1}^n Y_i}{n}$$

$$\alpha \left(n - \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i + \alpha_0} \sum_{i=1}^n x_i}{n} \right) + \beta \left(\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i + \alpha_0} - \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i + \alpha_0} \sum_{i=1}^n x_i}{n} \right) = \sum_{i=1}^n Y_i \frac{1}{x_i + \alpha_0} - \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i + \alpha_0} \sum_{i=1}^n Y_i}{n}$$

a direct way:

$$\hat{\beta} = \frac{\begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} & \sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2 \\ \sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} & \sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2 \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} & \sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2 \\ \sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} & \sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2 \end{bmatrix}}$$

but from all above possible

$$\hat{\beta} = \sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y} / \sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2$$

Random variable from above the first table present determinants, next:

$$\hat{\beta} = \frac{\begin{bmatrix} (\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}) (\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2) \\ - (\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}) (\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2) \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} (\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}) (\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2) \\ - (\sum_{i=1}^n x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}) (\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2) \end{bmatrix}}$$

Multiple regression: all based on ordinary least squares

$$\begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum x_1^2 & \sum x_1 & n \\ \sum x_1 & n & \sum \frac{1}{n} \\ n & \sum \frac{1}{n} & \sum \frac{1}{n} \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \sum x_1 y_1 \\ \sum y_1 \\ \sum y_1 \frac{1}{n} \end{pmatrix}$$

Useful alternative formula for β_1 and β_2

$$\begin{aligned} \beta_1 &= \frac{\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - n\bar{Y}^2}{\mathbf{X}'\mathbf{X} - n\bar{X}^2} = \frac{\sum Y_i(x_i - \bar{X}) + \bar{Y} - \bar{Y}\bar{X}}{\sum X_i^2 - n\bar{X}^2} \\ &= \frac{\bar{X}\sum x_i Y_i + \bar{Y}\sum \frac{1}{n} Y_i + \bar{Y} - \bar{Y}\bar{X}}{\sum X_i^2 - n\bar{X}^2} \end{aligned}$$

[2008-09-08, last 11 applications, 10.4]

II. Příklad 18.2. □

Lineární model

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_i^2 + \alpha_2 x_i + \alpha_3 + \varepsilon_i \quad i \text{ in } \{1, \dots, n\}$$

Maticový vzhled: lineární systém

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n x_i^2 & \sum_{i=1}^n x_i & \sum_{i=1}^n 1 \\ \sum_{i=1}^n x_i^4 & \sum_{i=1}^n x_i^2 & \sum_{i=1}^n x_i \\ \sum_{i=1}^n x_i^6 & \sum_{i=1}^n x_i^3 & \sum_{i=1}^n x_i^2 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n Y_i \\ \sum_{i=1}^n x_i^2 Y_i \\ \sum_{i=1}^n x_i^3 Y_i \end{pmatrix}$$

nebo je lze také normalizovat rovnice

$$\alpha_1 \sum x_i^2 + \alpha_2 \sum x_i + \alpha_3 = \sum x_i^2 Y_i$$

$$\alpha_1 \sum x_i^4 + \alpha_2 \sum x_i^2 + \alpha_3 = \sum x_i^2 Y_i$$

$$\alpha_1 \sum x_i^6 + \alpha_2 \sum x_i^3 + \alpha_3 = \sum x_i^3 Y_i$$

Explicitní vyjádření lze získat, když například první rovnici vyjádříme α_3 pro α_1 a

ve druhé rovnici dosadíme rovnice

$$\alpha_1 \left(\sum x_i^2 - \frac{\sum x_i^2 \sum x_i^2}{n} \right) + \alpha_2 \left(\sum x_i^2 - \frac{\sum x_i^2 \sum x_i}{n} \right) = \sum x_i^2 Y_i - \frac{\sum x_i^2 \sum Y_i}{n}$$

$$\alpha_1 \left(\sum x_i^4 - \frac{\sum x_i^2 \sum x_i^2}{n} \right) + \alpha_2 \left(\sum x_i^2 - \frac{\sum x_i^2 \sum x_i}{n} \right) = \sum x_i^2 Y_i - \frac{\sum x_i^2 \sum Y_i}{n}$$

Formuliert die Normalgleichungen

$$\hat{\beta} = \frac{\begin{pmatrix} n \sum x_i^2 Y_i - \sum x_i^2 \sum Y_i & n \sum x_i Y_i - (\sum x_i)(\sum Y_i) \\ n \sum x_i Y_i - \sum x_i \sum Y_i & n \sum Y_i^2 - (\sum Y_i)^2 \end{pmatrix}}{\begin{pmatrix} n \sum x_i^2 - \sum x_i \sum x_i & n \sum x_i Y_i - (\sum x_i)(\sum Y_i) \\ n \sum x_i Y_i - \sum x_i \sum Y_i & n \sum Y_i^2 - (\sum Y_i)^2 \end{pmatrix}}$$

mit

$$\hat{\beta} = \frac{n(\sum x_i Y_i - \bar{x} \sum Y_i) - \sum x_i \sum Y_i}{n \sum x_i^2 - \sum x_i \sum x_i} = \frac{\sum x_i (Y_i - \bar{Y}) - \bar{Y} \sum x_i (Y_i - \bar{Y})}{n \sum x_i (Y_i - \bar{Y})}$$

a. berechnet $\hat{\beta}$ in $(\sum x_i Y_i - \bar{x} \sum Y_i - \bar{Y} \sum x_i (Y_i - \bar{Y})) / n$.

Koeffizienten durch Dividieren (p)

$$\hat{\beta}^2 = \frac{\sum Y_i^2 - n \bar{Y}^2}{\sum Y_i^2 - n \bar{Y}^2} = \frac{\sum Y_i^2 (1 - \bar{Y}_i + \bar{Y}_i) + \bar{Y}_i + \bar{Y}_i - \bar{Y} \sum Y_i}{\sum Y_i^2 - n \bar{Y}^2} = \frac{\bar{Y} \sum Y_i^2 (1 - \bar{Y}_i) + \bar{Y} \sum Y_i^2 (1 - \bar{Y}_i) + (\bar{Y} - \bar{Y}) \sum Y_i}{\sum Y_i^2 - n \bar{Y}^2}$$

(2008-09-08, last11, lippert@uni-kl.de)

II. Príklad 10.8. $[-2,45 + 0,000234 \cdot T, 0,0001]$

T modello: $T_i = \alpha_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$, ε_i je nezávisle parametrizované

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - (\sum_{i=1}^n x_i)(\sum_{i=1}^n y_i)}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2} = \frac{11 \cdot 7,000 \cdot 4 - 10 \cdot 000 \cdot 3}{11 \cdot 2,000,000 - 10 \cdot 000^2} = 0,000234,$$

$$\hat{\alpha}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} = 3,10 - 0,000234 \cdot 1,000 = -2,4508.$$

Príklad 10.8 sa týka β_1 , na $H_0: \beta_1 = 0$ má štatistika $T_1 \sim t_{10,0,0}$

$$t^2 = \frac{(\sum_{i=1}^n y_i^2 - \hat{\alpha}_0 \sum_{i=1}^n y_i - \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_i y_i)}{n - 2} = \frac{(2,1000 - [-2,4508] \cdot 3 - 0,000234 \cdot 7,000 \cdot 4)}{11 - 2} = 0,000211,$$

a teda

$$|T_1| = \left| \frac{\hat{\beta}_1}{s} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \bar{x}^2} \right| = \frac{0,000234}{\sqrt{0,000211}} \cdot \sqrt{20,000,000 - 10 \cdot 1,000} = 0,750 > 1,262 = t_{10,0,0,0.05},$$

teda nulová H_0 sa odmieta (5%).

[2008,08,08, last 11 pages of 10.8]

II. Feladat 10.7. [$Y = -1,208 + 0,8343x$]

Y azonosítás: $T_1 = a + (k_1 + a_1)$ eloszlásos sebesség $k^2 = 20,84$, $k = -1,208$, $\beta = 0,8343$.

Ellátás: M_1 ($\beta = 0,83$), statisztika

$[T] = [2,208] \Rightarrow 0,208 \cdot (8 - 2) = 2,208$,

valószínűségi eloszlás: M_1 azonosítás: $[T]$.

$[T]$ intervallum eloszlásos sebesség (β leggyorsabb) $(0,208, 1,208)$, valószínűségi eloszlás: $[T]$ azonosítás ($\beta = 1$).

Ellátás: T_1 azonosítás, sebesség eloszlásos sebesség eloszlásos sebesség

$k^2 = 1 - 0,208/0,208 = 1 - 100,4/100,4 = 0,4718$.

$$F = \frac{k^2}{1 - k^2} \cdot \frac{a - k}{k - 1} = 0,7 \cdot \frac{1 - 1,208}{1,208 - 1} = 7,708$$

valószínűségi eloszlás: M_1 : $k^2 = 0$.

[2008-08-08. last] [10.7]

X **Príklad 10.8.** $[Y = 11, 4 - 2, 07x + 0, 19x^2]$

Model

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + \varepsilon_i$$

(je sice reprezentovaná regresní model) (polynom 2. stupně) β_0, β_1

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 2 & 4 \\ 1 & 4 & 16 \\ 1 & 6 & 36 \end{pmatrix}$$

$$(X^T X)^{-1} = \begin{pmatrix} 0, 000 & -0, 000 & 0, 000 \\ -0, 000 & 0, 000 & -0, 000 \\ 0, 000 & -0, 000 & 0, 000 \end{pmatrix}$$

Odhad

$$\hat{\beta} = (\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) = (X^T X)^{-1} X^T Y = (11, 39, -2, 07, 0, 19)^T$$

$$s^2 = \frac{Y^T Y - \hat{\beta}^T X^T Y}{T - 3} = 0, 002 02$$

$$R^2 = 1 - \frac{s^2}{\hat{\sigma}^2} = 0, 993$$

Statistické testy: test nulové hypotézy $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$, test $F = F_{2, 3, 0, 05} = 10, 13$

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - k}{k - 1} = \frac{0, 993^2}{1 - 0, 993^2} \cdot \frac{T - 1}{3 - 1} = 100, 92 \text{ (je } F_{2, 3, 0, 05}(1, 4) = 0, 944)$$

tedy nulová H_0 je statisticky odlišná od nulové.

The β_0 , β_1 in (8), (9) are the individual, and β_0 is fixed,

$$[\mathcal{F}_0] = \left[\frac{\beta_0 - \beta_0}{\sigma^2_{\beta_0}} \right] = \left[\frac{0,10 - 0}{\sigma^2_{\beta_0,000} - 0,010} \right] = [1,7] \text{ (i) } \sigma_{\beta_0,000}(0) = 2,275,$$

conditioned by β_0 via likelihood representation (7).

[2000,00,00, last 11 applications, 10.8]

X **Federal 1988**. $\{ \}$

Y **variable**

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i}$$

populácie **matrix**

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

vyjde

$$Y_i = -0,171 + 0,328x_{1i} + 0,363x_{2i}$$

$n^2 = 0,1276$, **korrelačný determinans** $R^2 = 0,9927$.

F **test**

$$F = 26,2 \text{ (v } H_0: \alpha(2-1, 7-2) = 0,9927)$$

manipulácie H_{01} , $H^2 = 0$ a **tedy** Y_i **na** (x_{1i}, x_{2i}) **závisí**.

F **test** H_{02} ($\beta_1 = 0$ **ne** **manipulácie** ($T_1 = 1,209$ **v** $2,776$ **v** $d_{0,9927}(4)$), **manipulácia** **vyjde** **na** **prípust**.

H_{03} ($\beta_2 = 0$ **manipulácie** ($T_2 = 2,888$ **v** $2,776$ **v** $d_{0,9927}(4)$), **manipulácia** **vyjde** **na** **prípust**.

[2008-08-08. last11 kppa10y04-10.8]

LITERATURA

- [1] J. Azařel, *Matematická statistika*, SNTL, Praha, 1981.
- [2] J. Buzasák a Z. Nyjáček, *Teorie statistických příkladů a praktická generalizace*, skripty, ZČU Plzeň, Plzeň, 1985.
- [3] K. Čalá a V. Dupač, *Matematická pro gymnázia — Kombinatorika, pravděpodobnost a statistika*, Prometheus, Praha, 1981.
- [4] L. Čyžňák, J. Hrubý a F. Závada, *Příklady k aplikacím statistiky*, SNTL, Praha, 1988.
- [5] K. E. Čudák, *Skripty z učebních textů pro kurz matematické a matematické statistiky*, 1. vyd., Vydavatelský ústav, Olomouc, 1981.
- [6] G. V. Jemeljanov a V. F. Šišovskij, *Teorie statistických příkladů a matematické statistiky*, Institut pro letecký průmysl, Leningrad, 1987.
- [7] J. Štěpán, *Teorie pravděpodobnosti*, Academia, Praha, 1987.