

بسمه تـ

جزوه

آمار و احتمالات

دانشگاه

صنعتی امیر کبیر

استاد

دکتر عربزاده

امروز و امشب

عزیزان

مهر ۱۲۰۰ هجری قمری

SAFARI

امروز و امشب

امروز و امشب

امروز و امشب

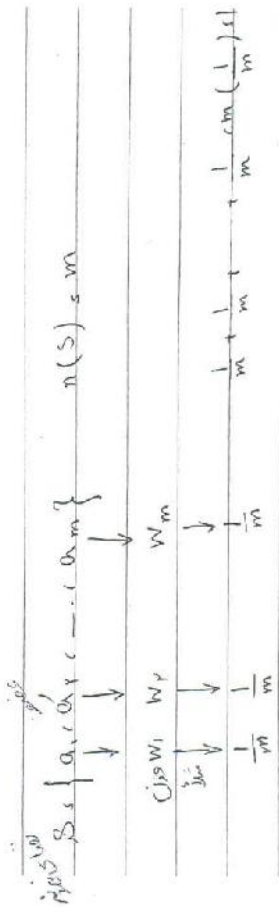
حضور و غیاب

۱. ۱۰۰٪

۲. ۱۰۰٪

۳. ۱۰۰٪

۴. ۱۰۰٪



SAFARI

مستقل / آسما صالحی کو علی قیصر کرمانی کی طرف سے ارسال شدہ ایک دستخط شدہ خط

indirectly affected w_L

$\sum_i |x_i| \leq 1$

2. $\lim_{x \rightarrow 0} \frac{1}{x} = \infty$

سلامت و خوشحالی شما را به خودم اختصاص می دهم

happy birthday

$\sum_{j=1}^n \frac{1}{q_j} = 1$

$$\rho(A) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = 1$$

فرد کلمات این نام را به دست کاتب میزنم. اولاً احوال و حال و صده را تعیین کند.
مثلاً نامی طری ارب (استغفر) بود که روزی خطی صادر نمود، که اگر پیش خط صادر

End As Usual

\mathbb{Z}_2

12/1/1911

$P(A) \leq P(A \cup B) \leq P(A) + P(B)$

فصل اول

$$z_1, \dots, z_m \xrightarrow{\text{def}} n(s) \text{ sm}$$

As far as I am (able) to (remember)

$$\mathcal{P}(A) = \omega_1 + \omega_2 + \omega_3$$
$$1) \cdot P(A) \leq 1$$

۱) $p(s)$ ۲) $p(s)$

احمد تاجی لکھنؤ کے محرم ۱۲۸۵ء [۱۸۶۸ء]

$$p: \mathcal{P}(S) \rightarrow \mathcal{P}(I) \Rightarrow p(A) \subseteq W \quad w \in \mathcal{P}(I)$$

$$\sum_{i=1}^n \omega_i \rightarrow \omega + \omega'' + \omega''' + \omega''''$$

فصل اول در بیان سوره فرقان

۱۲

$$P(A) = \frac{1}{12} + \frac{1}{12} + \frac{1}{12} \neq \frac{P(A)}{P(S)}$$

فقد استعملت في هذا الكتاب لغة عربية سليمة واضحة

این مطالعه شامل بیماران مبتلایان به $n(A)$ و $n(B)$ و $n(C)$ و $n(D)$ و $n(E)$ و $n(F)$ و $n(G)$ و $n(H)$ و $n(I)$ و $n(J)$ و $n(K)$ و $n(L)$ و $n(M)$ و $n(N)$ و $n(O)$ و $n(P)$ و $n(Q)$ و $n(R)$ و $n(S)$ و $n(T)$ و $n(U)$ و $n(V)$ و $n(W)$ و $n(X)$ و $n(Y)$ و $n(Z)$ و $n(1)$ و $n(2)$ و $n(3)$ و $n(4)$ و $n(5)$ و $n(6)$ و $n(7)$ و $n(8)$ و $n(9)$ و $n(10)$ و $n(11)$ و $n(12)$ و $n(13)$ و $n(14)$ و $n(15)$ و $n(16)$ و $n(17)$ و $n(18)$ و $n(19)$ و $n(20)$ و $n(21)$ و $n(22)$ و $n(23)$ و $n(24)$ و $n(25)$ و $n(26)$ و $n(27)$ و $n(28)$ و $n(29)$ و $n(30)$ و $n(31)$ و $n(32)$ و $n(33)$ و $n(34)$ و $n(35)$ و $n(36)$ و $n(37)$ و $n(38)$ و $n(39)$ و $n(40)$ و $n(41)$ و $n(42)$ و $n(43)$ و $n(44)$ و $n(45)$ و $n(46)$ و $n(47)$ و $n(48)$ و $n(49)$ و $n(50)$ و $n(51)$ و $n(52)$ و $n(53)$ و $n(54)$ و $n(55)$ و $n(56)$ و $n(57)$ و $n(58)$ و $n(59)$ و $n(60)$ و $n(61)$ و $n(62)$ و $n(63)$ و $n(64)$ و $n(65)$ و $n(66)$ و $n(67)$ و $n(68)$ و $n(69)$ و $n(70)$ و $n(71)$ و $n(72)$ و $n(73)$ و $n(74)$ و $n(75)$ و $n(76)$ و $n(77)$ و $n(78)$ و $n(79)$ و $n(80)$ و $n(81)$ و $n(82)$ و $n(83)$ و $n(84)$ و $n(85)$ و $n(86)$ و $n(87)$ و $n(88)$ و $n(89)$ و $n(90)$ و $n(91)$ و $n(92)$ و $n(93)$ و $n(94)$ و $n(95)$ و $n(96)$ و $n(97)$ و $n(98)$ و $n(99)$ و $n(100)$ و $n(101)$ و $n(102)$ و $n(103)$ و $n(104)$ و $n(105)$ و $n(106)$ و $n(107)$ و $n(108)$ و $n(109)$ و $n(110)$ و $n(111)$ و $n(112)$ و $n(113)$ و $n(114)$ و $n(115)$ و $n(116)$ و $n(117)$ و $n(118)$ و $n(119)$ و $n(120)$ و $n(121)$ و $n(122)$ و $n(123)$ و $n(124)$ و $n(125)$ و $n(126)$ و $n(127)$ و $n(128)$ و $n(129)$ و $n(130)$ و $n(131)$ و $n(132)$ و $n(133)$ و $n(134)$ و $n(135)$ و $n(136)$ و $n(137)$ و $n(138)$ و $n(139)$ و $n(140)$ و $n(141)$ و $n(142)$ و $n(143)$ و $n(144)$ و $n(145)$ و $n(146)$ و $n(147)$ و $n(148)$ و $n(149)$ و $n(150)$ و $n(151)$ و $n(152)$ و $n(153)$ و $n(154)$ و $n(155)$ و $n(156)$ و $n(157)$ و $n(158)$ و $n(159)$ و $n(160)$ و $n(161)$ و $n(162)$ و $n(163)$ و $n(164)$ و $n(165)$ و $n(166)$ و $n(167)$ و $n(168)$ و $n(169)$ و $n(170)$ و $n(171)$ و $n(172)$ و $n(173)$ و $n(174)$ و $n(175)$ و $n(176)$ و $n(177)$ و $n(178)$ و $n(179)$ و $n(180)$ و $n(181)$ و $n(182)$ و $n(183)$ و $n(184)$ و $n(185)$ و $n(186)$ و $n(187)$ و $n(188)$ و $n(189)$ و $n(190)$ و $n(191)$ و $n(192)$ و $n(193)$ و $n(194)$ و $n(195)$ و $n(196)$ و $n(197)$ و $n(198)$ و $n(199)$ و $n(200)$ و $n(201)$ و $n(202)$ و $n(203)$ و $n(204)$ و $n(205)$ و $n(206)$ و $n(207)$ و $n(208)$ و $n(209)$ و $n(210)$ و $n(211)$ و $n(212)$ و $n(213)$ و $n(214)$ و $n(215)$ و $n(216)$ و $n(217)$ و $n(218)$ و $n(219)$ و $n(220)$ و $n(221)$ و $n(222)$ و $n(223)$ و $n(224)$ و $n(225)$ و $n(226)$ و $n(227)$ و $n(228)$ و $n(229)$ و $n(230)$ و $n(231)$ و $n(232)$ و $n(233)$ و $n(234)$ و $n(235)$ و $n(236)$ و $n(237)$ و $n(238)$ و $n(239)$ و $n(240)$ و $n(241)$ و $n(242)$ و $n(243)$ و $n(244)$ و $n(245)$ و $n(246)$ و $n(247)$ و $n(248)$ و $n(249)$ و $n(250)$ و $n(251)$ و $n(252)$ و $n(253)$ و $n(254)$ و $n(255)$ و $n(256)$ و $n(257)$ و $n(258)$ و $n(259)$ و $n(260)$ و $n(261)$ و $n(262)$ و $n(263)$ و $n(264)$ و $n(265)$ و $n(266)$ و $n(267)$ و $n(268)$ و $n(269)$ و $n(270)$ و $n(271)$ و $n(272)$ و $n(273)$ و $n(274)$ و $n(275)$ و $n(276)$ و $n(277)$ و $n(278)$ و $n(279)$ و $n(280)$ و $n(281)$ و $n(282)$ و $n(283)$ و $n(284)$ و $n(285)$ و $n(286)$ و $n(287)$ و $n(288)$ و $n(289)$ و $n(290)$ و $n(291)$ و $n(292)$ و $n(293)$ و $n(294)$ و $n(295)$ و $n(296)$ و $n(297)$ و $n(298)$ و $n(299)$ و $n(300)$ و $n(301)$ و $n(302)$ و $n(303)$ و $n(304)$ و $n(305)$ و $n(306)$ و $n(307)$ و $n(308)$ و $n(309)$ و $n(310)$ و $n(311)$ و $n(312)$ و $n(313)$ و $n(314)$ و $n(315)$ و $n(316)$ و $n(317)$ و $n(318)$ و $n(319)$ و $n(320)$ و $n(321)$ و $n(322)$ و $n(323)$ و $n(324)$ و $n(325)$ و $n(326)$ و $n(327)$ و $n(328)$ و $n(329)$ و $n(330)$ و $n(331)$ و $n(332)$ و $n(333)$ و $n(334)$ و $n(335)$ و $n(336)$ و $n(337)$ و $n(338)$ و $n(339)$ و $n(340)$ و $n(341)$ و $n(342)$ و $n(343)$ و $n(344)$ و $n(345)$ و $n(346)$ و $n(347)$ و $n(348)$ و $n(349)$ و $n(350)$ و $n(351)$ و $n(352)$ و $n(353)$ و $n(354)$ و $n(355)$ و $n(356)$ و $n(357)$ و $n(358)$ و $n(359)$ و $n(360)$ و $n(361)$ و $n(362)$ و

$$\frac{P(A)}{P(A) + P(S)}$$

مثال / معنی حکیم یک عود کوی، ریحی را به لطف از اوراق ۱۴، ۵، ۹، ۵، ۷، ۳
افعال حکیم این عود کوی را درم بکار آید فلک است با همه .

$$n(s) = \gamma_k \gamma_x \gamma_r \gamma_r \gamma_r \gamma_r$$

A good name is better than great riches

$$n(A) \cdot \tau(\partial_X \mathcal{L}_X) = \rho(A) \cdot \frac{\partial_X \mathcal{L}_X}{\tau} = \frac{1}{144}$$

[illegible]

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

1. 2. 3. 4. 5. 6. 7. 8. 9. 10. 11. 12. 13. 14. 15. 16. 17. 18. 19. 20. 21. 22. 23. 24. 25. 26. 27. 28. 29. 30. 31. 32. 33. 34. 35. 36. 37. 38. 39. 40. 41. 42. 43. 44. 45. 46. 47. 48. 49. 50. 51. 52. 53. 54. 55. 56. 57. 58. 59. 60. 61. 62. 63. 64. 65. 66. 67. 68. 69. 70. 71. 72. 73. 74. 75. 76. 77. 78. 79. 80. 81. 82. 83. 84. 85. 86. 87. 88. 89. 90. 91. 92. 93. 94. 95. 96. 97. 98. 99. 100. 101. 102. 103. 104. 105. 106. 107. 108. 109. 110. 111. 112. 113. 114. 115. 116. 117. 118. 119. 120. 121. 122. 123. 124. 125. 126. 127. 128. 129. 130. 131. 132. 133. 134. 135. 136. 137. 138. 139. 140. 141. 142. 143. 144. 145. 146. 147. 148. 149. 150. 151. 152. 153. 154. 155. 156. 157. 158. 159. 160. 161. 162. 163. 164. 165. 166. 167. 168. 169. 170. 171. 172. 173. 174. 175. 176. 177. 178. 179. 180. 181. 182. 183. 184. 185. 186. 187. 188. 189. 190. 191. 192. 193. 194. 195. 196. 197. 198. 199. 200. 201. 202. 203. 204. 205. 206. 207. 208. 209. 210. 211. 212. 213. 214. 215. 216. 217. 218. 219. 220. 221. 222. 223. 224. 225. 226. 227. 228. 229. 230. 231. 232. 233. 234. 235. 236. 237. 238. 239. 240. 241. 242. 243. 244. 245. 246. 247. 248. 249. 250. 251. 252. 253. 254. 255. 256. 257. 258. 259. 260. 261. 262. 263. 264. 265. 266. 267. 268. 269. 270. 271. 272. 273. 274. 275. 276. 277. 278. 279. 280. 281. 282. 283. 284. 285. 286. 287. 288. 289. 290. 291. 292. 293. 294. 295. 296. 297. 298. 299. 300. 301. 302. 303. 304. 305. 306. 307. 308. 309. 310. 311. 312. 313. 314. 315. 316. 317. 318. 319. 320. 321. 322. 323. 324. 325. 326. 327. 328. 329. 330. 331. 332. 333. 334. 335. 336. 337. 338. 339. 340. 341. 342. 343. 344. 345. 346. 347. 348. 349. 350. 351. 352. 353. 354. 355. 356. 357. 358. 359. 360. 361. 362. 363. 364. 365. 366. 367. 368. 369. 370. 371. 372. 373. 374. 375. 376. 377. 378. 379. 380. 381. 382. 383. 384. 385. 386. 387. 388. 389. 390. 391. 392. 393. 394. 395. 396. 397. 398. 399. 400. 401. 402. 403. 404. 405. 406. 407. 408. 409. 410. 411. 412. 413. 414. 415. 416. 417. 418. 419. 420. 421. 422. 423. 424. 425. 426. 427. 428. 429. 430. 431. 432. 433. 434. 435. 436. 437. 438. 439. 440. 441. 442. 443. 444. 445. 446. 447. 448. 449. 450. 451. 452. 453. 454. 455. 456. 457. 458. 459. 460. 461. 462. 463. 464. 465. 466. 467. 468. 469. 470. 471. 472. 473. 474. 475. 476. 477. 478. 479. 480. 481. 482. 483. 484. 485. 486. 487. 488. 489. 490. 491. 492. 493. 494. 495. 496. 497. 498. 499. 500. 501. 502. 503. 504. 505. 506. 507. 508. 509. 510. 511. 512. 513. 514. 515. 516. 517. 518. 519. 520. 521. 522. 523. 524. 525. 526. 527. 528. 529. 530. 531. 532. 533. 534. 535. 536. 537. 538. 539. 540. 541. 542. 543. 544. 545. 546. 547. 548. 549. 550. 551. 552. 553. 554. 555. 556. 557. 558. 559. 560. 561. 562. 563. 564. 565. 566. 567. 568. 569. 570. 571. 572. 573. 574. 575. 576. 577. 578. 579. 580. 581. 582. 583. 584. 585. 586. 587. 588. 589. 590. 591. 592. 593. 594. 595. 596. 597. 598. 599. 600. 601. 602. 603. 604. 605. 606. 607. 608. 609. 610. 611. 612. 613. 614. 615. 616. 617. 618. 619. 620. 621. 622. 623. 624. 625. 626. 627. 628. 629. 630. 631. 632. 633. 634. 635. 636. 637. 638. 639. 640. 641. 642. 643. 644. 645. 646. 647. 648. 649. 650. 651. 652. 653. 654. 655. 656. 657. 658. 659. 660. 661. 662. 663. 664. 665. 666. 667. 668. 669. 670. 671. 672. 673. 674. 675. 676. 677. 678. 679. 680. 681. 682. 683. 684. 685. 686. 687. 688. 689. 690. 691. 692. 693. 694. 695. 696. 697. 698. 699. 700. 701. 702. 703. 704. 705. 706. 707. 708. 709. 710. 711. 712. 713. 714. 715. 716. 717. 718. 719. 720. 721. 722. 723. 724. 725. 726. 727. 728. 729. 730. 731. 732. 733. 734. 735. 736. 737. 738. 739. 740. 741. 742. 743. 744. 745. 746. 747. 748. 749. 750. 751. 752. 753. 754. 755. 756. 757. 758. 759. 760. 761. 762. 763. 764. 765. 766. 767. 768. 769. 770. 771. 772. 773. 774. 775. 776. 777. 778. 779. 780. 781. 782. 783. 784. 785. 786. 787. 788. 789. 790. 791. 792. 793. 794. 795. 796. 797. 798. 799. 800. 801. 802. 803. 804. 805. 806. 807. 808. 809. 810. 811. 812. 813. 814. 815. 816. 817. 818. 819. 820. 821. 822. 823. 824. 825. 826. 827. 828. 829. 830. 831. 832. 833. 834. 835. 836. 837. 838. 839. 840. 84

$$P(A \cap B) \leq P(A)P(B|A)$$

قال انظر الى هذه السمكة وسمي سمك السرايا والى الالهة ابراهيم الخليل وسمي سمك السرايا

مطالعہ محکمہ پست و تلگراف و ریلوے کے لئے

بسم الله الرحمن الرحيم
الحمد لله الذي هدانا لهذا الذي كنا لنهتدي لولا أن هدانا الله

$P(A \cap B) = ?$

$$P(A \cap B) \leq P(A)P(B) \Rightarrow P(A) = \frac{\Sigma}{V}$$

$$P(B|A) = \frac{P}{q} \Rightarrow P(A \cap B) = \frac{P}{V} \times \frac{P}{q}$$

$$P(c) = \frac{P(r)}{P(r)}$$

$$P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C)$$

توضیح: A_1, A_2, \dots, A_n و A_{n+1}

$$P(A_i), \sum_{i=1}^n P(A_i)$$

$$P(A'), 1 - P(A)$$

دال (استاد) کے لئے جو کچھ لکھا ہے اسے جمع کر کے

$$n(S) = 11 \times 11 \times 11 \times 11 = (11)^4$$

۵۰۰
A
مجلس علم
مجلس علم

$$n(A) = 9 \times 11 \times 10 \times 9$$

$$P(A') = 1 - \frac{n(A)}{n(S)} = 1 - \frac{15 \times 11 \times 1 \times 1 \times 9}{(15)^2}$$

$$P(B_i|A) = \frac{P(B_i)P(A|B_i)}{\sum_{i=1}^n P(B_i)P(A|B_i)} = \frac{\frac{1}{2} \times \frac{1}{2}}{\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}}$$

$$P(B_i) \leq \frac{1}{p} (i_1, i_2, i_3)$$

$$P(A|B_1) \leq \frac{1}{2} \quad P(A|B_r) \leq 1 \quad P(A|B_r) \leq 1$$

قال في كتابه

[illegible]

1st June 1862. 1862

د. محمد صالح المنجد

$A = \text{Länge des Balkens} \cdot B = \text{Länge des Balkens}$

[illegible]

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

$$\frac{P(A \cup B) \leq P(A) + P(B)}{a+b} \leq \frac{a}{a+b} + \frac{b}{a+b}$$

[illegible]

$$P(B_i) \leq P(B_r) \leq \frac{1}{p} \quad \text{مستقل و همبستگی}$$

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

$$P(A|B_1) = \frac{1}{7} \quad P(A|B_r) = \frac{1}{2} \quad P(A|B_r) = \frac{1}{5}$$

$$P(B|A) = \frac{\frac{1}{4} \times \frac{1}{4}}{\frac{1}{4} \times \frac{1}{4} + \frac{1}{4} \times \frac{1}{4}}$$

قال في شرحه عليه السلام في قوله تعالى

| | | | |
|--------|---|---|---|
| نوع سب | ۱ | ۲ | ۳ |
| ظرف | ۱ | ۲ | ۳ |
| نوع | ۱ | ۵ | ۲ |

عمر لا این بر طرف نامه اندوه انوار لاله و در سحر صبح می کنم. مشاهده سید و سر طلاق

مطهرات اجزاء و اسرار طواف و قیام و رکعت و سجده و غیره (در حدیث و تفسیر و فقه و لغت و تاریخ و جغرافیا و طب و فقه و غیره)

تاریخ: ۱۳۰۲/۱۲/۲۵

(CAB) و (CBA) مستقلند چون A و B متمم هستند.

$$P(C|A \cup B) = P((C \cap A) \cup (C \cap B))$$

$$= P(A \cap C) + P(B \cap C) = P(A)P(C|A) + P(B)P(C|B)$$

$$= \left(\frac{a}{a+b} \times \frac{a-1}{a+b-1} \right) + \left(\frac{b}{a+b} \times \frac{a}{a+b-1} \right) = \frac{a}{a+b}$$

فرض کنید A و B دو رویداد باشند. اگر A و B مستقل باشند، آنگاه احتمال وقوع A و B با هم برابر است.

فرض کنید A و B دو رویداد باشند. اگر A و B مستقل باشند، آنگاه احتمال وقوع A و B با هم برابر است.

فرض کنید A و B دو رویداد باشند. اگر A و B مستقل باشند، آنگاه احتمال وقوع A و B با هم برابر است.

تایید می‌شود.

تایید می‌شود.

تایید می‌شود.

تایید می‌شود.

$$X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$$

تایید می‌شود.

تایید می‌شود.

تایید می‌شود.

تایید می‌شود.

$$S = \{TT, TH, HT, HH\}$$

تایید می‌شود.

فصل پنجم

۱- فصل اول و دوم

۲- فصل سوم و چهارم

۳- فصل پنجم و ششم

۴- فصل هفتم و هشتم

۵- فصل نهم و دهم

۶- فصل یازدهم و بیستم

۷- فصل بیست و یکم و بیست و دوم

$X: S \rightarrow \mathbb{R}$

$X(TT) = 0$

$X(TH) = 1$

$X(HT) = 1$

$X(HH) = 1$

در اینجا تغییرات در حالت های مختلف X را نشان می دهیم.

$X: S \rightarrow \mathbb{R}$

در اینجا تغییرات در حالت های مختلف X را نشان می دهیم.

$X: S \rightarrow \mathbb{R}$

در اینجا تغییرات در حالت های مختلف X را نشان می دهیم.

در اینجا تغییرات در حالت های مختلف X را نشان می دهیم.

در اینجا تغییرات در حالت های مختلف X را نشان می دهیم.

$X: S \rightarrow \mathbb{R}$

$$r \rightarrow \{HHH, HTH, THT, TTT\} \quad r \rightarrow \{HHH\}$$

$$P(X=2) = P(\{TTT\}) = \frac{1}{8}$$

$$P(X=1) = P(\{TTH, THT, HTT, TTT\}) = \frac{4}{8}$$

$$P(X=2) = P(\{HTT, THT, TTH, TTT\}) = \frac{4}{8}$$

$$P(X=3) = P(\{HHH\}) = \frac{1}{8}$$

$$P(X=n) = \frac{1}{8} \cdot \frac{4}{8} \cdot \frac{4}{8} \cdot \frac{4}{8} \cdot \frac{1}{8}$$

"

$$P_X(n) = \frac{\binom{n}{r}}{2^n} \quad n=0,1,2,3$$

نمودار بلوک برای تعداد دفعات موفقیت در n آزمایش

$$P_X(n) = \frac{\binom{n}{r}}{2^n} \quad n=0,1,2,3$$

Samant

تقریباً ۱۰۰۰ بار آزمایش انجام دادیم

تقریباً ۱۰۰۰ بار آزمایش انجام دادیم و نتایج را در جدول زیر ثبت کردیم

نتایج (تعداد دفعات موفقیت در ۱۰۰۰ بار آزمایش) را در جدول زیر ثبت کردیم

تقریباً ۱۰۰۰ بار آزمایش انجام دادیم و نتایج را در جدول زیر ثبت کردیم

تقریباً ۱۰۰۰ بار آزمایش انجام دادیم و نتایج را در جدول زیر ثبت کردیم

تقریباً ۱۰۰۰ بار آزمایش انجام دادیم و نتایج را در جدول زیر ثبت کردیم

تقریباً ۱۰۰۰ بار آزمایش انجام دادیم و نتایج را در جدول زیر ثبت کردیم

تقریباً ۱۰۰۰ بار آزمایش انجام دادیم و نتایج را در جدول زیر ثبت کردیم

تقریباً ۱۰۰۰ بار آزمایش انجام دادیم و نتایج را در جدول زیر ثبت کردیم

تقریباً ۱۰۰۰ بار آزمایش انجام دادیم و نتایج را در جدول زیر ثبت کردیم

تقریباً ۱۰۰۰ بار آزمایش انجام دادیم و نتایج را در جدول زیر ثبت کردیم

Samant

$$1 \times \frac{1}{n} + \dots + 10 \times \frac{1}{n} = \frac{1}{n} \int_{-10}^{10} dx = \frac{1}{n} (10 - (-10)) = \frac{1}{n} \times 20$$

$$1 \times \frac{2}{n} + \dots + 10 \times \frac{2}{n} = \frac{2}{n} \int_{-10}^{10} dx = \frac{2}{n} (10 - (-10)) = \frac{2}{n} \times 20$$

تاریخ درجہ تحریر (کامیابی و ناکامی)

قریب اکثر X کی مقبول قدریں نصف یا تین اضعاف $P_X(X)$ ہوں گی۔

تجربہ الی مقبولیت یا غلطی $P_X(X)$ نکال لیں اور نسبت پر توجہ دیتے ہیں:

$$P_X(X) \leq P(X \leq x)$$

مثال: تقریباً نصف X کی اضعاف یا تین اضعاف $P_X(X)$ ہوں گی۔ تاریخ درجہ تحریر الی

تاریخ درجہ تحریر (X_1, X_2, X_3)

$$P_X(X) \leq \frac{1}{n} \times \frac{2}{n} \times \frac{1}{n}$$

$$P_X(X) \leq \begin{cases} P_X(X) \\ P_X(X) + P_X(X) \\ P_X(X) + P_X(X) + P_X(X) \\ P_X(X) + P_X(X) + P_X(X) + P_X(X) \end{cases}$$

www.jozve.org

تاریخ درجہ تحریر

تاریخ درجہ تحریر

تاریخ درجہ تحریر $P_X(X)$ در صورت مقبولیت مقبولیت و در صورت غلطی مقبولیت

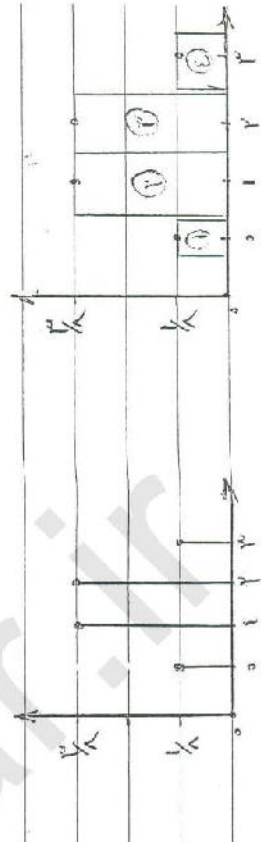
تاریخ درجہ تحریر

مثال: تقریباً نصف X کی مقبول قدریں نصف یا تین اضعاف $P_X(X)$ ہوں گی۔

تاریخ درجہ تحریر $P_X(X)$ در صورت مقبولیت

$$P_X(X) = \frac{(X)^2}{2}$$

$$P_X(X) = \frac{1}{n} \times \frac{2}{n} \times \frac{1}{n}$$



www.jozve.org

در خصوص محاسبه تابع احتمال یک تابع دلخواه یا دلخواه و تقسیم بر انتگرال آن در محور احتمال را بنویسید.



محور احتمال $f_X(x)$ را محاسبه می‌کنیم:

$$1) \forall x, f_X(x) \geq 0$$

$$2) \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$$

$$3) P(a < x < b) = \int_a^b f_X(x) dx$$

مثال: اگر تابع احتمال $f_X(x)$ به صورت $f_X(x) = \frac{1}{2} e^{-|x|}$ باشد، محاسبه $P(-1 < x < 1)$ را بنویسید.

$$1) P_X(x) \geq 0 \quad 2) \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$$

تابع توزیع احتمال است.

در خصوص محاسبه تابع احتمال یک تابع دلخواه یا دلخواه و تقسیم بر انتگرال آن در محور احتمال را بنویسید.

تابع $P_X(x)$ را محاسبه می‌کنیم:

$$1) \forall x, 0 \leq P_X(x) \leq 1$$

$$2) \lim_{x \rightarrow -\infty} P_X(x) = 0, \lim_{x \rightarrow +\infty} P_X(x) = 1$$

$$3) \int_{-\infty}^{+\infty} P_X(x) dx = 1$$

مثال: اگر تابع احتمال $f_X(x)$ به صورت $f_X(x) = \frac{1}{2} e^{-|x|}$ باشد، محاسبه $P(-1 < x < 1)$ را بنویسید.

محور احتمال $f_X(x)$ را محاسبه می‌کنیم:

$$P_X(x) \geq 0$$

$$P(a < x < b) = \int_a^b f_X(x) dx$$

$$P(a < x < b) = P_X(a) + P_X(b) + P_X(a < x < b)$$

$$P(a < x < b) = F_x(b) - F_x(a)$$

$$P(a < x < b) = \int_a^b f_x(x) dx$$

مثال: تابع توزیع متغیر تصادفی X را با تابع احتمال $f_x(x)$ در نظر بگیرید. تابع توزیع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

$$F_x(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ kx^2 & 0 \leq x \leq 1 \\ 1 & x > 1 \end{cases}$$

مشتق تابع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

$$\int_0^1 kx^2 dx = \left[\frac{kx^3}{3} \right]_0^1 = \frac{k}{3}$$

مثال: تابع احتمال $f_x(x)$ را در نظر بگیرید. تابع توزیع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{k}{1+x^2} dx = 1 \Rightarrow k \left[\arctan x \right]_{-\infty}^{+\infty} = 1 \Rightarrow k \left(\frac{\pi}{2} - \left(-\frac{\pi}{2}\right) \right) = 1 \Rightarrow k \pi = 1 \Rightarrow k = \frac{1}{\pi}$$

$$f_x(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)} \quad x \in \mathbb{R}$$

✓

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_x(x) dx = 1$$

تابع احتمال $f_x(x)$ را در نظر بگیرید. تابع توزیع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

مثال: تابع احتمال $f_x(x)$ را در نظر بگیرید. تابع توزیع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

مثال: تابع احتمال $f_x(x)$ را در نظر بگیرید. تابع توزیع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

مثال: تابع احتمال $f_x(x)$ را در نظر بگیرید. تابع توزیع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

$$f_x(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_x(t) dt$$



مثال: تابع احتمال $f_x(x)$ را در نظر بگیرید. تابع توزیع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

مثال: تابع احتمال $f_x(x)$ را در نظر بگیرید. تابع توزیع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

$$F_x(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_x(t) dt$$

$$f_x(x) = \frac{d}{dx} F_x(x)$$

مثال: تابع احتمال $f_x(x)$ را در نظر بگیرید. تابع توزیع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

مثال: تابع احتمال $f_x(x)$ را در نظر بگیرید. تابع توزیع $F_x(x)$ را محاسبه کنید.

$$1) \cdot f_x(x) \quad 2) \lim_{x \rightarrow -\infty} f_x(x) = 0, \lim_{x \rightarrow +\infty} f_x(x) = 0$$

✓

نشانگر فوقانی و درستی از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

$$p_{x,y}(x,y) = p(x,y)$$

نشانگر از این بهر دستاویزهای احتمالی داریم:

$$1) p_{x,y}(x,y) \geq 0$$

$$2) \sum_x \sum_y p_{x,y}(x,y) = 1$$

عبداللطیف صاحب دہلی سے لکھا۔ انکسٹریکٹ کے لئے جو رقم ضروری ہو اس کے لئے ہرگز

۲. هوای گرم در دریا سرد می شود و

المستأجرين في كل سنة

توضیحات: $f_X(x)$ و $f_Y(y)$

$$p_X(x) = \frac{\binom{0}{x} \binom{v}{v-x}}{\binom{v}{v}}$$

مجلس ارسنال، ص ۷۷، دفتر دوله قاجار، محفوظیه، تاریخ اقبال ۱۲۷۴

$$P_{\alpha, \beta, \gamma, \delta} = \frac{\binom{\alpha}{\beta} \binom{\gamma}{\delta}}{\binom{\alpha+\gamma}{\beta+\delta}}$$

۳/ هر دو سال ! معجزه خداست ! که در آن وقت که ما را شناسند که در راه توبه

تحت اسم اطفال قدام X, Y والعين

$$f_{X,Y}(x,y) \in \mathcal{P}(X \times Y, \mathcal{Y} \times \mathcal{Z})$$

12/11/20

Page

$$y - x - y$$

$$f_{X,Y} = \mathcal{P}(X_1, X_2, Y_1, Y_2) = \frac{\binom{11}{y_1}}{\binom{10}{x_1} \binom{5}{y_2} \binom{5}{x_2 - y_2}}$$

$$D_F = \{ (x, y) \mid \exists x + y \leq v, x, y \in \{v_1, \dots, v_r\} \}$$

$$g(x) = 1 \quad y^p$$

$$1 \cdot f(x,1) + f(x,2) + f(x,3) + \dots$$

$$Y^* | P(x, Y) \quad 0 \quad 0$$

$$y \mid p_{(xy)} \quad \circ \quad \circ \quad \circ \quad \circ$$

مثلاً في اليوم التالي، فغير أن هذا هو الشيء الذي لا ينبغي أن يكون له أي تأثير على قرار

مردود به نویسنده، (۲۸/۷/۸۲)، اصفهان

$$f_{x,y,z}(x,y,z) = \frac{\binom{11}{x} \binom{2}{y} \binom{2}{z}}{\binom{11}{x} \binom{2}{y} \binom{2}{z}}$$

$$D_f = \{(x, y, z) \mid x+y+z \leq v, x, y, z \in \{0, 1, \dots, v\}\}$$

$$p_{xy}(u, y) = \begin{cases} k(u, y) & \text{در صورتیکه} \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

Index

الف) مقدار ثابت k را تعیین کنید.

$$A_2 = \left\{ (x, y) \mid 0 \leq x \leq \frac{1}{2}, 0 \leq y \leq \frac{1}{2} \right\}$$
$$\int_0^1 |k(x+y)| dx dy \leq k_1$$
$$\rho_{f, y}(x, y) = \frac{x + y}{x + y + 1}$$
$$P(A) = \int \int f(x,y) dA = \int_{-\frac{1}{2}}^{\frac{1}{2}} \int_0^1 (x+y) dx dy$$

(1)

(S)

(1)

(20)

$$f_{X,Y} = \begin{matrix} & Y \\ & 0 & 1 & 2 \\ X & 1 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \\ & 2 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \end{matrix}$$

$$f_{X,Y} = \begin{matrix} & Y \\ & 0 & 1 & 2 \\ X & 1 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \\ & 2 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \end{matrix}$$

$$f_{X,Y} = \begin{matrix} & Y \\ & 0 & 1 & 2 \\ X & 1 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \\ & 2 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \end{matrix}$$

$$f_{X,Y} = \begin{matrix} & Y \\ & 0 & 1 & 2 \\ X & 1 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \\ & 2 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \end{matrix}$$

مثال ۱: اگر X و Y دو متغیر تصادفی تابع احتمال زیر باشند، توزیع حاشیه‌ای $f_X(x)$ و $f_Y(y)$ را تعیین کنید.

$f_X(x)$ و $f_Y(y)$

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} x+y & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

$$f_X(x) = \int_0^1 (x+y) dy = xy + \frac{1}{2}y^2 \Big|_0^1 = x + \frac{1}{2} \quad 0 \leq x \leq 1$$

در غیر این صورت ۰

$$f_Y(y) = \int_0^1 (x+y) dx = xy + \frac{1}{2}x^2 \Big|_0^1 = y + \frac{1}{2} \quad 0 \leq y \leq 1$$

در غیر این صورت ۰

مثال ۲: اگر X و Y دو متغیر تصادفی تابع احتمال زیر باشند، توزیع حاشیه‌ای $f_X(x)$ و $f_Y(y)$ را تعیین کنید.

توزیع حاشیه‌ای $f_X(x)$ و $f_Y(y)$ را تعیین کنید.

$$f_{X,Y} = \begin{matrix} & Y \\ & 0 & 1 & 2 \\ X & 1 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \\ & 2 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \end{matrix}$$

$$f_{X,Y} = \begin{matrix} & Y \\ & 0 & 1 & 2 \\ X & 1 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \\ & 2 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \end{matrix}$$

$$f_{X,Y} = \begin{matrix} & Y \\ & 0 & 1 & 2 \\ X & 1 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \\ & 2 & \frac{1}{4} & 0 & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \end{matrix}$$

$$f_X(x) = \sum_{y=0}^2 f_{X,Y}(x,y) = f_{X,Y}(x,0) + f_{X,Y}(x,1) + f_{X,Y}(x,2)$$

$$f_X(x) = f(x,0) + f(x,1) + f(x,2)$$

$$x=0 \rightarrow f_X(0) = f(0,0) + f(0,1) + f(0,2) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$$

$$x=1 \rightarrow f_X(1) = f(1,0) + f(1,1) + f(1,2) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$$

$$x=2 \rightarrow f_X(2) = f(2,0) + f(2,1) + f(2,2) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{3}{4}$$

با استفاده از توزیع حاشیه‌ای $f_X(x)$ و $f_Y(y)$ را تعیین کنید.

$$P(A \cap B) = P(X=x, Y=y) = P_{X,Y}(x,y)$$

$$A, B \text{ مستقل اند} \Rightarrow P(A \cap B) = P(A)P(B)$$

$$\text{پس } X \text{ و } Y \text{ مستقل اند} \Rightarrow P_{X,Y}(x,y) = P_X(x)P_Y(y) \quad \forall (x,y)$$

پس X و Y هیچ تغییری در هم ندارند.

مثال / اگر X, Y دو متغیر تصادفی با تابع احتمال نرمال همبستگی ρ داشته باشند، برای X و Y

لاستفاده از تابع احتمال.

توزیع نرمال استاندارد $P_X(x), P_Y(y)$ و $P_{X,Y}(x,y)$

| | | | | |
|------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| $x \backslash y$ | 1 | 2 | 3 | $P_X(x)$ |
| 0 | $\frac{1}{2}$ | 0 | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ |
| 1 | $\frac{3}{4}$ | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{2}$ |
| $P_Y(y)$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{3}{4}$ |

تابع احتمال $P_{X,Y}(x,y) = P_X(x)P_Y(y)$

| | | | | |
|------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| $x \backslash y$ | 1 | 2 | 3 | $P_X(x)$ |
| 0 | $\frac{1}{4}$ | 0 | $\frac{1}{4}$ | $\frac{1}{2}$ |
| 1 | $\frac{3}{8}$ | $\frac{1}{8}$ | $\frac{1}{8}$ | $\frac{1}{2}$ |
| $P_Y(y)$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{3}{4}$ |

$$P((1,0)) = P_X(1)P_Y(0) \Rightarrow \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$$

توزیع نرمال استاندارد $P_X(x), P_Y(y)$ و $P_{X,Y}(x,y)$

توزیع نرمال استاندارد $P_X(x), P_Y(y)$ و $P_{X,Y}(x,y)$

$$P_{X,Y}(x,y) = P_X(x)P_Y(y)$$

$$\int_0^1 \int_0^1 k(x,y) dx dy = k \times \frac{1}{4}$$

توزیع نرمال استاندارد

توزیع نرمال استاندارد $P_X(x), P_Y(y)$ و $P_{X,Y}(x,y)$

$$P_X(x), P_Y(y) \text{ و } P_{X,Y}(x,y)$$

توزیع نرمال استاندارد

$$P_{X,Y}(x,y) = P_X(x)P_Y(y) \quad \forall (x,y)$$

$$X: \Omega \rightarrow A, P(A), P(X=x), P_X(x)$$

$$Y: \Omega \rightarrow B, P(B), P(Y=y), P_Y(y)$$

مثال اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل و نرمال باشند، ثابت کنید که X و Y مستقلند.

پاسخ:

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)}$$

در سمت چپ

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}x^2} e^{-\frac{1}{2}y^2} = f_X(x) f_Y(y)$$

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

در سمت چپ

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2}$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2}$$

در سمت چپ

$$f_{X,Y}(x,y) \stackrel{?}{=} f_X(x) f_Y(y)$$

$$\frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2}$$

$$= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}x^2} e^{-\frac{1}{2}y^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2}$$

در سمت چپ

Q.E.D.

مثال اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل و نرمال باشند، ثابت کنید که X و Y مستقلند.

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x^2+y^2)}$$

در سمت چپ

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}x^2} e^{-\frac{1}{2}y^2} = f_X(x) f_Y(y)$$

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

در سمت چپ

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2}$$

در سمت چپ

$$f_{X,Y}(x,y) \stackrel{?}{=} f_X(x) f_Y(y)$$

مثال اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل و نرمال باشند، ثابت کنید که X و Y مستقلند.

Q.E.D.

تابع احتمال شرطی

$$P(Y=y | X=x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$$

در X و Y دو متغیر تصادفی تابع احتمال مشترک $P_{X,Y}(x,y)$ و توابع احتمال حاشیه $P_X(x)$ و $P_Y(y)$

به ترتیب تابع احتمال شرطی $P_{Y|X}(y|x)$ و $P_{X|Y}(x|y)$ را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد:

$$P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$$

$$P_{X|Y}(x|y) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_Y(y)}$$

تابع احتمال شرطی تابعی از y است.

$$P_{X,Y}(x,y) = P_X(x) P_{Y|X}(y|x)$$

$$P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$$

تابع احتمال شرطی تابعی از x است.

AMANE

مثال اگر X و Y دو متغیر تصادفی با تابع احتمال زیر باشند:

$$P_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} k(x+y) & x=1,2,3,4,5,6 \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

الف) مقدار ثابت k را تعیین کنید.

$$\text{ب) تابع احتمال شرطی } P_{Y|X}(y|x) \text{ و } P_{X|Y}(x|y) \text{ را تعیین کنید.}$$

ج) اگر X و Y مستقل باشند یا نه؟

$$P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$$

$$P_{X|Y}(x|y) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_Y(y)}$$

$$P_{X,Y}(x,y) = \sum_{y=1}^6 k(x+y) = k \sum_{y=1}^6 (x+y)$$

| $y \backslash x$ | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | $k(1+1)$ | $k(1+2)$ | $k(1+3)$ | $k(1+4)$ | $k(1+5)$ | $k(1+6)$ |
| 2 | $k(2+1)$ | $k(2+2)$ | $k(2+3)$ | $k(2+4)$ | $k(2+5)$ | $k(2+6)$ |
| 3 | $k(3+1)$ | $k(3+2)$ | $k(3+3)$ | $k(3+4)$ | $k(3+5)$ | $k(3+6)$ |
| 4 | $k(4+1)$ | $k(4+2)$ | $k(4+3)$ | $k(4+4)$ | $k(4+5)$ | $k(4+6)$ |
| 5 | $k(5+1)$ | $k(5+2)$ | $k(5+3)$ | $k(5+4)$ | $k(5+5)$ | $k(5+6)$ |
| 6 | $k(6+1)$ | $k(6+2)$ | $k(6+3)$ | $k(6+4)$ | $k(6+5)$ | $k(6+6)$ |

Subject:

Year: Month: Day:

مثال اول: در یک سیستم تصحیح اعداد، به یک احتمال تصحیح (0.4) و احتمال تصحیح (0.6) داریم.

$$P_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 0.4 & \text{if } x=0, y=0 \\ 0.6 & \text{if } x=1, y=1 \end{cases}$$

$$P_X(x) = \begin{cases} 0.4 & \text{if } x=0 \\ 0.6 & \text{if } x=1 \end{cases}$$

$$P_{Y|X=0}(y) = \begin{cases} 0.4 & \text{if } y=0 \\ 0.6 & \text{if } y=1 \end{cases}$$

Subject:

Year: Month: Day:

$$1) P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)} \Rightarrow P_{Y|X=0}(y) = \frac{P_{X,Y}(0,y)}{P_X(0)}$$

$$2) P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$$

$$P_{Y|X=1}(y) = \frac{P_{X,Y}(1,y)}{P_X(1)} \Rightarrow P_{Y|X=1}(y)$$

$$P_{Y|X=1}(y) = \begin{cases} 0 & \text{if } y=0 \\ 1 & \text{if } y=1 \end{cases}$$

$$P_{Y|X=1}(y) = \frac{P_{X,Y}(1,y)}{P_X(1)} = \frac{0}{1} = 0$$

$$P_{Y|X=1}(y) = \frac{P_{X,Y}(1,y)}{P_X(1)} = \frac{1}{1} = 1$$

$$P_{Y|X=1}(y) = \begin{cases} 0 & \text{if } y=0 \\ 1 & \text{if } y=1 \end{cases}$$

14

$$Y = X^r \quad \begin{cases} x_{s-1} \rightarrow y_{s-1} \\ x_{s-2} \rightarrow y_{s-2} \end{cases}$$

$$\begin{cases} x_{s-1} \rightarrow y_{s-1} \\ x_{s-1} \rightarrow y_{s-1} \end{cases}$$

$$x_{s-1} \rightarrow y_{s-1}$$

$$x_{s-1} \rightarrow y_{s-1}$$

$$y \quad 0 \quad 1 \quad 2 \quad 3$$

$$f(y) \quad \frac{1}{n} \quad \frac{2}{n} \quad \frac{3}{n} \quad \frac{4}{n}$$

$$f_Y(0) = P(Y=0) = P(X_{s-1}=0) = \frac{1}{n}$$

$$f_Y(1) = P(Y=1) = P(X_{s-1}=1) + P(X_{s-1}=2) = \frac{2}{n} + \frac{1}{n}$$

$$f_Y(2) = P(Y=2) = P(X_{s-1}=2) + P(X_{s-1}=3) = \frac{3}{n} + \frac{2}{n}$$

$$f_Y(3) = P(Y=3) = P(X_{s-1}=3) = \frac{1}{n}$$

✓

تقریباً احتمال مشترک در هر یک از x و y یک تابع خطی از x باشد.

(تابع Y یک تابع خطی از X است.)

تقریباً اگر X یک متغیر تصادفی با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد (که X یک متغیر تصادفی است).

تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = aX + b$ که در آن a و b در دست راست a و b یک تابع خطی است.

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X\left(\frac{y-b}{a}\right) & \text{در صورت مثبت} \\ \frac{1}{|a|} f_X\left(\frac{y-b}{a}\right) & \text{در صورت منفی} \end{cases}$$

اثبات: در حالت اول: فرض کنید a مثبت است.

$$f_Y(y) = P(Y=y) = P(aX+b=y) = P\left(X=\frac{y-b}{a}\right)$$

$$= f_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$$

حالت دوم: فرض کنید a منفی است.

$$f_Y(y) = P(Y=y) = P(aX+b=y) = P(aX \leq y-b)$$

Q.E.D.

Subject:

Year: Month: Day:

$$y = g(x) \iff x \leq w(y)$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(w(y)) & \text{در حالت یکتا} \\ f_X(w(y)) | \alpha | & \text{در حالت غیر یکتا} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \frac{d\alpha}{dy} f_X(w(y))$$

$$y \leq ax + b \iff x \leq \frac{y-b}{a}$$

$$f_Y(y) = \frac{d\alpha}{dy} = \frac{1}{a}$$

اثبات: در حالت یکتا:

$$f_Y(y) = P(y \leq y) = P(g(x) \leq y) = P(x \leq w(y)) = f_X(w(y))$$

در حالت غیر یکتا:

$$f_Y(y) = P(y \leq y) = P(g(x) \leq y)$$

یعنی: $P(g(x) \leq y) = P(x \leq w(y))$

www.jozve.org

Subject:

Year: Month: Day:

$$f_Y(y) = P\left(X \leq \frac{y-b}{a}\right) = F_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$$

$$f_Y(y) = P\left(X \geq \frac{y-b}{a}\right) = 1 - P\left(X \leq \frac{y-b}{a}\right)$$

$$= 1 - F_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$$

$$f_Y(y) = P(X > \alpha) + P(X \leq \alpha) = 1$$

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$$

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$$

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$$

$$f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$$

تقریباً: $f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$

تقریباً: $f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$

تقریباً: $f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$

www.jozve.org

مثال / تغییرات در X در تابع احتمال زیر است:

$$f_X(x) = \frac{1}{3} \left(\frac{x}{3} \right)^{x-1} \quad x=1, 2, 3, \dots$$

تبع احتمال متغیر تصادفی $Y = 3^X X + 1$ را تعیین کنید. $(f_Y(y))$

$$y = 3^x x + 1 \Rightarrow x = \frac{y-1}{3} = w(y)$$

$$f_Y(y) = f_X\left(\frac{y-1}{3}\right) = \frac{1}{3} \left(\frac{y-1}{3}\right)^{\frac{y-1}{3}-1} \cdot \frac{1}{3} \left(\frac{y-1}{3}\right)^{\frac{y-1}{3}}$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{3} \left(\frac{y-1}{3}\right)^{\frac{y-1}{3}} \quad y = 1, 2, 3, \dots$$

$$x_{1,2} \rightarrow y_{1,2}$$

$$x_{1,2} \rightarrow y_{1,2}$$

$$x_{1,2} \rightarrow y_{1,2}$$

مثال / هر مثال به تابع احتمال $Y = 3^X X$ را تعیین کنید.

$Y = 3^X X$ در حالت $x=1, 2, 3, \dots$

$$y = 3^x \Rightarrow x = \sqrt[3]{y} = w(y)$$

$$f_Y(y) = f_X(w(y)) = \frac{1}{3} \left(\frac{y}{3}\right)^{\sqrt[3]{y}-1} \quad y = 1, 2, 3, \dots$$

| رتبه | ظ ۱ | ظ ۲ | ظ ۳ |
|------|-----|-----|-----|
| سفید | ۱ | ۳ | ۲ |
| سبز | ۲ | ۱ | ۳ |
| قرمز | ۳ | ۲ | ۱ |

۱. محاسبه میانگین و انحراف معیار
۲. محاسبه واریانس و انحراف معیار
۳. محاسبه احتمال وقوع رویداد
۴. محاسبه احتمال وقوع رویداد

مثال / تغییر قدرتی X تابع احتمال زیر را دارد:

$$p_X(x) = \begin{cases} e^{-x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

تابع احتمال متغیر قدرتی X^2 را تعیین کنید.

با توجه به رابطه $X^2 = Y$ یک تبدیل.

$$y, x^2 \Rightarrow x = \sqrt{y} = w(y)$$

$$J = w'(y), \frac{dx}{dy} = \frac{1}{2\sqrt{y}}$$

$$p_Y(y), p_X(w(y)) | J| = \left\{ \frac{1}{2\sqrt{y}} e^{-\sqrt{y}} \right\} \quad y > 0$$

در سایر حالتها

که جواب مثبت است، آنده نصف دوم، باید به همین حاصل احتمال آن یک متغیر باشد.

$$p_X(x) = \begin{cases} e^{-x} & x \geq 0 \\ 0 & \text{در سایر حالتها} \end{cases}$$

مثال / تغییر قدرتی X دارای تابع احتمال، هست

است. تابع احتمال متغیر قدرتی $Y = X^2$ را تعیین کنید. (ب) $p_Y(y)$

NAME

توجه به رابطه $X^2 = Y$ یک تبدیل.

$$g, x^2 \Rightarrow x = \sqrt{y} = w(y)$$

$$\frac{dx}{dy}, J = \frac{1}{2\sqrt{y}} \quad p_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} (e^{-\sqrt{y}} + e^{-\sqrt{y}})$$

$$p_Y(y) = \begin{cases} e^{-\sqrt{y}} & y > 0 \\ 0 & \text{در سایر حالتها} \end{cases}$$

تغییر در حالت خاص، این تبدیل را می توانیم به $Y = g(X)$ یک تبدیل نوشت.

توجه به اگر X یک متغیر قدرتی بود، آنده احتمال $p_X(x)$ باید به همین حاصل احتمال آن متغیر باشد.

متغیر قدرتی $Y = X^2$ (با توجه به تبدیل $Y = g(X)$ متغیر X متغیر نیست) را داریم:

$$p_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} (p_X(-\sqrt{y}) + p_X(\sqrt{y}))$$

اثبات:

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X^2 \leq y)$$

$$= P(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y})$$

NAME

قضیه اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته و به تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، آن گاه تابع

احتمال متغیر تصادفی $Y=g(X)$ یک تابع غیر یکنواخت است. به عبارتی

کمترین آماره k از روی یک به یک متغیر متغیر X قسم گرفته می شود

$$y = u_1(x_1) < \dots < u_k(x_k)$$

$$y = u_1(x_1) < \dots < u_k(x_k)$$

$$y = u_1(x_1) < \dots < u_k(x_k)$$

آن تابع احتمال $Y=g(X)$ را به دست می آوریم:

$$P_Y(y) = \sum_{x: g(x)=y} f_X(x) = \sum_{x: g(x)=y} f_X(x)$$

تقریب در قضیه تغییر حالت خاص از این قضیه اند. معادله $Y=g(X)$ را باید

$$= f_X(x) - f_X(-x)$$

$$f'_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{y}} f'_X(\sqrt{y}) + \frac{1}{\sqrt{y}} f'_X(-\sqrt{y})$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{\sqrt{y}} (f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y}))$$

قضیه اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، آن گاه تابع احتمال

متغیر تصادفی $Y=|X|$ را به دست می آوریم:

$$f_Y(y) = f_X(y) + f_X(-y)$$

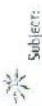
$$f_Y(y) = P(Y \leq y) = P(|X| \leq y)$$

$$f_Y(y) = P(-y \leq X \leq y) = f_X(y) - f_X(-y)$$

$$f'_Y(y) = f'_X(y) + f'_X(-y) \Rightarrow f_Y(y) = f_X(y) + f_X(-y)$$

قضیه اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، آن گاه تابع احتمال

بر کارزار یک به یک تغییر می کند.



مثال / متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال زیر است.

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{4} & -4 \leq x \leq 2 \\ 0 & \text{در سواست} \end{cases}$$

تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = X^2$ را تعیین کنید.

Y را به روش مستقیم X فریب بدهید.

$$\left| \frac{dy}{dx} \right| = \frac{1}{4\sqrt{y}} \Rightarrow x = \pm\sqrt{y}$$

$$\begin{cases} x = -\sqrt{y} & -1 \leq x < 0 \\ x = +\sqrt{y} & 0 \leq x < 1 \end{cases} \Rightarrow -1 \leq x < 1$$

$$x = \pm\sqrt{y} \quad 1 \leq x < 2$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{4\sqrt{y}} (f_X(-\sqrt{y}) + f_X(\sqrt{y})) & 0 < y < 1 \\ \frac{1}{4\sqrt{y}} (0 + f_X(\sqrt{y})) & 1 \leq y < 4 \\ 0 & \text{در سواست} \end{cases}$$

مثال / متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال زیر است.

| | | | | | | | |
|----------|-----------|-----------|-----------|----------|----------|----------|----------|
| x | -4 | -2 | -1 | 0 | 1 | 2 | 3 |
| $f_X(x)$ | $f_X(-4)$ | $f_X(-2)$ | $f_X(-1)$ | $f_X(0)$ | $f_X(1)$ | $f_X(2)$ | $f_X(3)$ |

تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = X^2$ را تعیین کنید. $\sum f_X(x) = 1$

تابع احتمال $Y = X^2$ را به روش مستقیم X فریب بدهید.

$$\begin{aligned} y \leq x^2 & \Rightarrow x = \pm\sqrt{y} \\ x = \pm\sqrt{y} & \Rightarrow y \leq 4 \\ x = \pm\sqrt{y} & \Rightarrow y \leq 1 \\ x = \pm\sqrt{y} & \Rightarrow y \leq 0 \\ x = \pm\sqrt{y} & \Rightarrow y \leq 17 \end{aligned}$$

| | | | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| y | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 17 |
| $f_Y(y)$ | $f_Y(0)$ | $f_Y(1)$ | $f_Y(2)$ | $f_Y(3)$ | $f_Y(4)$ | $f_Y(17)$ |

$$f_Y(0) = P(Y \leq 0) = P(X \leq 0)$$

$$f_Y(1) = P(Y \leq 1) = P(X \leq -1) + P(X \leq 1) + P(X \leq 1)$$

توی / متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال زیر است .

$$f_X(x) = \begin{cases} k & -2 < x < 2 \\ 0 & \text{در سراسر جایی} \end{cases}$$

اولاً متغیر تصادفی k را تعیین کنید . ثانیاً تابع احتمال متغیر $Y = X^2$ را تعیین کنید .

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{4} \left(\frac{1}{y} + \frac{1}{y^2} \right) & 0 < y < 1 \\ \frac{1}{4} \left(\frac{1}{y} \right) & 1 < y < 2 \\ 0 & \text{در سراسر جایی} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{4} & 0 < y < 1 \\ \frac{1}{4} & 1 < y < 2 \\ 0 & \text{در سراسر جایی} \end{cases}$$

expected value

در مورد تقویم‌های تابع احتمال $P_X(x)$ عدد انتظاری که برای آن به دست می‌آید

محاسبه می‌شود. تعریف آنست:

انتظاری:

که اگر X یک تقویم‌های تابع احتمال $P_X(x)$ باشد، آن‌گاه امید ریاضی تقویم‌های تابع احتمال

آن $E(X)$ نامیده می‌شود. به عبارت دیگر:

$$E(X) = \sum_x x P_X(x)$$

نمونه

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} x P_X(x) dx$$

نمونه

نکته: امید ریاضی عددی است و تقویم‌های تابع احتمال، عددی است و تقویم‌های تابع احتمال، عددی است.

نکته: امید ریاضی عددی است و تقویم‌های تابع احتمال، عددی است و تقویم‌های تابع احتمال، عددی است.

تقریباً غیر تقویم‌های تابع احتمال $P_X(x)$ تابع احتمال $P_X(x)$ است.

$$f_X(x) = \begin{cases} kx(1-x) & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{در سایر جاها} \end{cases}$$

اولاً مقدار k را تعیین کنید. تابع احتمال $P_X(x)$ و $Y = X^2$ را بیابید.

مثال ۱: تابعی را بدین صورت تعریف کنید. در هر صورت متغیر تصادفی X نشان دهنده عدد روی

تاس باشد. ایدرین حالت متغیر تصادفی را تعریف کنید.

$X: 1, 2, 3, 4, 5, 6$

$P_X(x): \frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6}, \frac{1}{6}$

$$E(X) = \sum_{i=1}^6 x_i P_X(x_i) = 1 \cdot \frac{1}{6} + 2 \cdot \frac{1}{6} + 3 \cdot \frac{1}{6} + 4 \cdot \frac{1}{6} + 5 \cdot \frac{1}{6} + 6 \cdot \frac{1}{6} = \frac{21}{6} = 3.5$$

انتظار می رود که اگر یک تاس را ۶ بار پرتاب کردیم، عدد ۳.۵ را مشاهده کنیم. (تقریباً در عمل هر

تاسی سهم به نسبت ۱/۶ دارد و اگر ۶ تاس را پرتاب کنیم، انتظار می رود که مجموع آنها ۲۱ شود.)

مثال ۲: متغیر تصادفی X که در یک نمونه تصادفی از یک جامعه $N(\mu, \sigma^2)$ انتخاب شده است، دارای

تابع چگالی به صورت زیر است. اولا مقدار ثابت k را بیابید. بایان $E(X)$ را حساب کنید.

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{k}{x^3} & x \geq 1 \\ 0 & x < 1 \end{cases}$$

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1 \Rightarrow \int_1^{+\infty} \frac{k}{x^3} dx = 1$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx = \int_1^{+\infty} x \cdot \frac{k}{x^3} dx = \int_1^{+\infty} \frac{k}{x^2} dx = k \int_1^{+\infty} x^{-2} dx = k \left[-x^{-1} \right]_1^{+\infty} = k \left[0 - (-1) \right] = k$$

داماد

انتظار می رود که اگر یک تاس را ۶ بار پرتاب کردیم، عدد ۳.۵ را مشاهده کنیم. (تقریباً در عمل هر

تاسی سهم به نسبت ۱/۶ دارد و اگر ۶ تاس را پرتاب کنیم، انتظار می رود که مجموع آنها ۲۱ شود.)

مثال ۳: متغیر تصادفی X که در یک نمونه تصادفی از یک جامعه $N(\mu, \sigma^2)$ انتخاب شده است، دارای

$$f_X(x) = \left(\frac{1}{x} \right)^x \quad x = 1, 2, 3, \dots$$

$$E(X) = \sum_{x=1}^{\infty} x f_X(x) = 1 \cdot \left(\frac{1}{1} \right)^1 + 2 \cdot \left(\frac{1}{2} \right)^2 + 3 \cdot \left(\frac{1}{3} \right)^3 + \dots$$

$$E(X) = 1 \cdot 1 + 2 \cdot \frac{1}{4} + 3 \cdot \frac{1}{27} + \dots$$

$$\frac{1}{x} E(X) = \frac{1}{x} + \frac{1}{x} + \frac{1}{x} + \dots = \frac{1}{x} \left(1 + 1 + 1 + \dots \right) = \frac{1}{x} \cdot \frac{1}{1-x} = \frac{1}{x(1-x)}$$

$$\frac{1}{x} E(X) = \frac{1}{x} + \frac{1}{x} + \frac{1}{x} + \dots = \frac{1}{x} \left(1 + 1 + 1 + \dots \right) = \frac{1}{x} \cdot \frac{1}{1-x} = \frac{1}{x(1-x)}$$

تقریباً در عمل هر تاسی سهم به نسبت ۱/۶ دارد و اگر ۶ تاس را پرتاب کنیم، انتظار می رود که مجموع آنها ۲۱ شود.

از X مانند $g(X)$ را بیابید.

$$E(g(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) dx$$

$$E(g(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_X(x) dx$$

داماد

$$E(X) = \int_0^1 \int_0^1 x(x+y) dx dy = \frac{1}{12}$$

$$g(x, y) = x$$

$$E(Y) = \int_0^1 \int_0^1 y(x+y) dx dy = \frac{1}{12}$$

$$g(x, y) = y$$

$$E(XY) = \int_0^1 \int_0^1 xy(x+y) dx dy = \frac{1}{12}$$

نشان دهید که:

۱- اگر $h(x)$ و $g(x)$ تابعی از متغیر تصادفی X باشند، آنگاه:

$$E(g(x) \pm h(x)) = E(g(x)) \pm E(h(x))$$

۲- اگر a و b در عدد ثابت باشند، آنگاه:

$$E(ax + b) = aE(x) + b$$

نشان دهید که:

$$E(ax) = aE(x)$$

مثال: متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال زیر است. مطلوب است محاسبه $E(X)$ و $E(X^2)$.

$$E(X^2) = E(g(X)) \rightarrow g(X) = X^2$$

$$E(X) = \int_0^{\infty} x f_X(x) dx, \quad \int_0^{\infty} x e^{-x} dx = 1$$

یکبار جزو شود.

$$E(X^2) = \int_0^{\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_0^{\infty} x^2 e^{-x} dx = 2$$

دو بار جزو شود.

نشان دهید که اگر X و Y دو متغیر تصادفی با تابع احتمال مشترک باشند، آنگاه:

۱- اگر $g(x, y)$ و $h(x, y)$ دو تابعی از X و Y باشند، آنگاه:

$$E(g(x, y) \pm h(x, y)) = E(g(x, y)) \pm E(h(x, y))$$

نشان دهید که:

$$E(g(x, y)) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f_{X,Y}(x, y) dx dy$$

۲- اگر a و b دو عدد ثابت باشند، آنگاه:

$$E(ax + by) = aE(x) + bE(y)$$

مفتی محمد امجد علی خان صاحب

موسیقی و تئاتر و نمایش و ادبیات و هر کار که مورد استفاده در هنر و ادب

۱- دینا علی
۲- ربابی
۳- انوار بیگار
۴- کورانی
۵- فرید محمدی

۱- ویلن
۲- ولولاس
۳- انجرا مکار

۱- ویالین
۲- ویولون

۱- ویدایش
۲- ولولایش
۳- انحراف مکان

۱- ویدائن
۲- وراٹھس
۳- انحراف معیار
۴- کوواریانس
۵- فریکوئنسی

1. *What is the main purpose of the study?*

المردود في كل ما يقع عليه من غير أن يكون له أثر في النتيجة

بسم الله الرحمن الرحيم
الحمد لله رب العالمين والصلوة والسلام على سيدنا محمد وآله الطيبين الطاهرين أجمعين

$$\mu_X = E(X)$$

دانشگاه خوارزمی - مشهد

$\mu = \frac{1}{\lambda}$

[illegible]

۱۱. $M > 0$ $(M \leq 0)$ $M \leq 0$ $(M > 0)$

CHRYSTIE

10/10/10

✓

$$E(xy), E(x)E(y)$$

$$E(xy) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_{xy}(x,y) dx dy$$

جواب ۲: متعلقہ سہ (۱) $f_{X,Y}(x,y)$ اور $f_X(x)$ اور $f_Y(y)$ ۔

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f_{X,Y}(x,y) dx dy, \quad E(X)E(Y) \quad \checkmark$$

ع-۱ بر $w(x,y)$ و $g(x,y)$

$$E(g(x,y) \pm h(x,y)), E(g(x,y)) \pm E(h(x,y))$$

$$\sigma^2 = E(X^2) - \mu^2$$

$$\sigma^2 = E(X^2) - (E(X))^2$$

الانحراف المعياري

نصف قطر الانحراف المعياري هو دالة لـ σ و σ^2 نال انحراف

نصف قطر، نصف قطر نال σ هو دالة لـ σ و σ^2 نال انحراف

نصف قطر / نصف قطر نال σ هو دالة لـ σ و σ^2 نال انحراف

نصف قطر σ و σ^2 نال انحراف

$$E(X) \text{ و } E(X^2)$$

$$\sigma^2 = E(X^2) - \mu^2$$

الانحراف المعياري

نصف قطر الانحراف المعياري هو دالة لـ σ و σ^2 نال انحراف

الانحراف المعياري

نصف قطر الانحراف المعياري هو دالة لـ σ و σ^2 نال انحراف

نصف قطر الانحراف المعياري هو دالة لـ σ و σ^2 نال انحراف

نصف قطر الانحراف المعياري هو دالة لـ σ و σ^2 نال انحراف

$$\sigma^2 = E(X^2) - \mu^2$$

نصف قطر الانحراف المعياري هو دالة لـ σ و σ^2 نال انحراف

نصف قطر الانحراف المعياري هو دالة لـ σ و σ^2 نال انحراف

$$\sigma^2 = E(X^2) - \mu^2$$

$$\sigma^2 = E(X^2) - (E(X))^2$$

الانحراف المعياري

$$\sigma^2 = E(X^2) - \mu^2 = E(X^2) - (E(X))^2$$

$$g(x, y) = (x - \mu_x)(y - \mu_y)$$

الان ماہ لکھنؤ میں آئیں گے اور اس کے بعد واپس آئیں گے

$$\sigma_{xy} = \text{Cov}(x, y) = E((x - \mu_x)(y - \mu_y))$$

فصل: در بیان احوال و عیال

لکھنؤ ۲۰ خ ۱۸

$$\sigma_{xy}^2 = E(xy) - \mu_x \mu_y$$

$$\nabla_{x,y} E(x,y) = E(x)E(y)$$

[illegible]

تاریخ: ۱۴۰۲/۰۵/۰۵

تاريخ: ٢٠١٤/١٢/٢٥

④ 1998

179

1. $\frac{1}{x} = x^{-1}$ $\frac{d}{dx} x^{-1} = -x^{-2} = -\frac{1}{x^2}$

16-2-1942

16-2-1942

$\alpha_x \cdot \alpha_y$ (انحراف معیار) (انحراف معیار x)

[illegible]

$$\rho_{\beta}^{\alpha} = -1, \rho_{\beta}^{\beta} = 1$$

$$\varphi_1, \varphi_2, \varphi_3, \varphi_4, \varphi_5, \varphi_6, \varphi_7, \varphi_8, \varphi_9, \varphi_{10}, \varphi_{11}, \varphi_{12}, \varphi_{13}, \varphi_{14}, \varphi_{15}, \varphi_{16}, \varphi_{17}, \varphi_{18}, \varphi_{19}, \varphi_{20}, \varphi_{21}, \varphi_{22}, \varphi_{23}, \varphi_{24}, \varphi_{25}, \varphi_{26}, \varphi_{27}, \varphi_{28}, \varphi_{29}, \varphi_{30}, \varphi_{31}, \varphi_{32}, \varphi_{33}, \varphi_{34}, \varphi_{35}, \varphi_{36}, \varphi_{37}, \varphi_{38}, \varphi_{39}, \varphi_{40}, \varphi_{41}, \varphi_{42}, \varphi_{43}, \varphi_{44}, \varphi_{45}, \varphi_{46}, \varphi_{47}, \varphi_{48}, \varphi_{49}, \varphi_{50}, \varphi_{51}, \varphi_{52}, \varphi_{53}, \varphi_{54}, \varphi_{55}, \varphi_{56}, \varphi_{57}, \varphi_{58}, \varphi_{59}, \varphi_{60}, \varphi_{61}, \varphi_{62}, \varphi_{63}, \varphi_{64}, \varphi_{65}, \varphi_{66}, \varphi_{67}, \varphi_{68}, \varphi_{69}, \varphi_{70}, \varphi_{71}, \varphi_{72}, \varphi_{73}, \varphi_{74}, \varphi_{75}, \varphi_{76}, \varphi_{77}, \varphi_{78}, \varphi_{79}, \varphi_{80}, \varphi_{81}, \varphi_{82}, \varphi_{83}, \varphi_{84}, \varphi_{85}, \varphi_{86}, \varphi_{87}, \varphi_{88}, \varphi_{89}, \varphi_{90}, \varphi_{91}, \varphi_{92}, \varphi_{93}, \varphi_{94}, \varphi_{95}, \varphi_{96}, \varphi_{97}, \varphi_{98}, \varphi_{99}, \varphi_{100}$$

✓ Sub. not yet used

$$\frac{1}{3}ax + b \quad \underline{b} \quad x, cy + d$$

توجه: اگر $(\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_n)$ از $(\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_n)$ باشد

(۷) γ, x و α را با هم γ, x و α را با هم

CHINA

مثال / اگر X و Y دو متغیر تصادفی تابع احتمال تمام زیر باشد:

| $Y \backslash X$ | -1 | 0 | 1 | $P_Y(Y)$ |
|------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| -1 | 0 | $\frac{1}{2}$ | 0 | $\frac{1}{2}$ |
| 0 | $\frac{1}{2}$ | 0 | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ |
| 1 | 0 | $\frac{1}{2}$ | 0 | $\frac{1}{2}$ |
| $P_X(X)$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ | $\frac{1}{2}$ | |

این متغیر تصادفی

حداکثر احتمال دارد مستقل باشد یا نه

$$P = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \cdot \sigma_Y} = \frac{E(XY) - \mu_X \mu_Y}{\sigma_X \cdot \sigma_Y}$$

$$\mu_{XY} = -1 \left(\frac{1}{2} \right) + 0 \left(\frac{1}{2} \right) + 1 \left(\frac{1}{2} \right) = 0$$

$$E(XY) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i y_j p_{X,Y}(x_i, y_j) = 0$$

$$\sigma_{XY} = 0 - 0 = 0 \Rightarrow P = \frac{0}{\sigma_X \cdot \sigma_Y} = 0$$

لذا متغیر X و Y مستقل و متغیر تصادفی تابع احتمال تمام است.

$$P_{X,Y} = P_{X,Y}(x_i, y_j) = P_X(x_i) P_Y(y_j)$$

$$P_{X,Y} = P_X(x_i) P_Y(y_j) = (1-1) \cdot (1-1) = 0$$

$$X \neq Y \Rightarrow P_{X,Y} \neq 0$$

مثال / اگر X و Y دو متغیر تصادفی تابع احتمال تمام زیر باشد:

آیا P تصادفی است یا نه؟

$$\mu_{XY} = \int_{-1}^1 \int_{-1}^1 x y p_{X,Y}(x, y) dx dy = \frac{1}{4}$$

$$E(XY) = \frac{1}{4}$$

$$\sigma_{XY} = \frac{1}{4} - \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4} = \frac{3}{16}$$

$$\sigma_X = \sigma_Y = \frac{1}{4}$$

$$P = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \cdot \sigma_Y} = \frac{\frac{3}{16}}{\frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4}} = \frac{3}{4}$$

$$P \neq 0$$

$$\sigma_{x+b}^2 = E(x+b - \mu_{x+b})^2 = E(x - \mu_x)^2 = \sigma_x^2$$

نتیجه: اگر به سادگی متغیرها را اضافه کنیم، آن‌ها به هم می‌افزایند و واریانس تغییر نمی‌کند.

(اثبات)

اثبات ۲: به سادگی متغیرها را اضافه کنیم، آن‌ها به هم می‌افزایند و واریانس تغییر نمی‌کند.

اثبات ۱: به سادگی متغیرها را اضافه کنیم، آن‌ها به هم می‌افزایند و واریانس تغییر نمی‌کند.

$$\mu_{ax+by} = E(ax+by) = a\mu_x + b\mu_y$$

$$\sigma_{ax+by}^2 = E(ax+by - \mu_{ax+by})^2 = E(ax+by - a\mu_x - b\mu_y)^2 = a^2\sigma_x^2 + b^2\sigma_y^2 + 2ab\sigma_{xy}$$

اثبات ۱: به سادگی متغیرها را اضافه کنیم، آن‌ها به هم می‌افزایند و واریانس تغییر نمی‌کند.

$$\sigma_{ax+by}^2 = a^2\sigma_x^2 + b^2\sigma_y^2 + 2ab\sigma_{xy}$$

۱

متغیرهای تصادفی و واریانس

چون متغیرهای تصادفی را با هم می‌زنیم، آن‌ها به هم می‌افزایند و واریانس تغییر نمی‌کند.

تغییر:

اگر دو متغیر تصادفی را با هم می‌زنیم، آن‌ها به هم می‌افزایند و واریانس تغییر نمی‌کند.

$$1) \sigma_{x+b}^2 = \sigma_x^2 + \sigma_b^2$$

$$2) \sigma_{ax}^2 = a^2\sigma_x^2$$

$$3) \sigma_{ax+by}^2 = a^2\sigma_x^2 + b^2\sigma_y^2 + 2ab\sigma_{xy}$$

$$4) \text{Cov}(ax+b, cy+d) = ac\text{Cov}(x, y)$$

اثبات ۱:

$$\sigma_{x+b}^2 = E(x+b - \mu_{x+b})^2$$

اگر دو متغیر تصادفی را با هم می‌زنیم، آن‌ها به هم می‌افزایند و واریانس تغییر نمی‌کند.

$$\mu_{x+b}, E(x+b) = \mu_x + b$$

$$\mu_{2,E}(z) = E(x_1^2 + y^2 - v) \\ = 3E(x) + 2E(y) - v$$

$$= 3\mu_x + 2\mu_y - v$$

$$= 3(1) + 2(3) - v = 5 \quad \mu_{2,E}$$

$$\sigma_{2,E}^2 = \sigma_{x_1^2+y^2-v}^2 = \sigma_{x_1^2}^2 + \sigma_{y^2}^2 + \sigma_{(-v)}^2 = 9(1) + 4(9) + 0$$

مثال اگر x و y دو متغیر تصادفی با تابع احتمال زیر باشند

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 8xy & 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0 & \text{در جای دیگر} \end{cases}$$

اولاً بررسی کنید که f تابع احتمال تمام است.

$$v(y|x) = \mu^* \cdot E(y|x)$$

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x,y) dy = \int_0^1 8xy dy = \begin{cases} 4x^2 & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{در جای دیگر} \end{cases}$$

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{8xy}{4x^2} = \frac{2y}{x} \quad 0 < x < 1$$

$$\mu^* = \int_0^1 y \cdot \frac{2y}{x} dy = \frac{2x^2}{3} \quad 0 < x < 1$$

اگر x و y دو متغیر تصادفی باشند

تو $v(y|x) = \mu^* \cdot E(y|x)$ است.

$$\mu^* - E(y|x) = \int_0^1 y f_{Y|X}(y|x) dy$$

$$= \int_0^1 y f_{Y|X}(y|x) dy$$

در چنین حالتی، μ^* و $E(y|x)$ برابرند.

پس $v(y|x) = \mu^* \cdot E(y|x)$ است.

$$v(y|x) = E((y - \mu^*)^2 | x) = \int_0^1 (y - \mu^*)^2 f_{Y|X}(y|x) dy$$

مثال اگر x و y دو متغیر تصادفی مستقل باشند، $v(y|x) = \mu^* \cdot E(y|x)$ است.

و در این حالت $\mu^* = E(y)$ و $E(y|x) = E(y)$ است.

$$v(y|x) = \mu^* \cdot E(y|x) = E(y)^2$$

Subject:

Year: Month: Day:

$$P_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} e^{-x} y \cdot e^{-y} & x > 0, y > 0 \\ 0 & \text{در سواست} \end{cases}$$

تقریباً: اگر در مستطیج تابع احتمال صحت

Subject:

Year: Month: Day:

$$V(Y|X) = \int_{-\infty}^{\infty} (y - \frac{xy}{x})^2 \cdot \frac{xy}{x} dy = \frac{x^3}{12}$$

$P_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} x+y & 0 < x < 1, 0 < y < 1 \\ 0 & \text{در سواست} \end{cases}$ اگر x و y در مستطیج تابع احتمال داریم

با رسم، مطلوبیت میسر، $V(X|Y)$ ، $E(X|Y)$

، $V(Y|X)$

Subject:

Year: Month: Day:

که X متغیر تصادفی با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد تابع چگالی آن متغیر را

عادت به $M_X(t)$ میگویند. تابع چگالی را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$M_X(t) = E(e^{tx}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f_X(x) dx$$

توجه داشته باشید که

$$M_X'(t) = \frac{dM_X}{dt} = \int_{-\infty}^{+\infty} x e^{tx} f_X(x) dx \Rightarrow M_X'(0) = E(X)$$

$$M_X''(t) = \frac{d^2 M_X}{dt^2} = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{tx} f_X(x) dx \Rightarrow M_X''(0) = E(X^2)$$

$$M_X^{(n)}(t) = \frac{d^n M_X}{dt^n} = \int_{-\infty}^{+\infty} x^n e^{tx} f_X(x) dx \Rightarrow M_X^{(n)}(0) = E(X^n)$$

NAME:

Subject:

Year: Month: Day:

تابع چگالی

با توجه به این که $f_X(x)$ تابع چگالی است، پس $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$ و از این به کمک

این دو مشتق می‌توانیم به دست آوریم که $E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f_X(x) dx$ و $E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 f_X(x) dx$

که به کمک این می‌توانیم به دست آوریم که $E(X^3) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^3 f_X(x) dx$ و $E(X^4) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^4 f_X(x) dx$

و این را می‌توانیم به دست آوریم:

توجه داشته باشید که:

که X متغیر تصادفی با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، تابع چگالی آن متغیر $E(X)$ را می‌توانیم به دست آوریم:

با توجه به این که $f_X(x)$ تابع چگالی است، پس $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$ و از این به کمک

$$M_X'(t) = E(X)$$

با توجه به این که $f_X(x)$ تابع چگالی است، پس $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$ و از این به کمک

توجه داشته باشید که:

NAME:

$$M(t) = e^{(x+t)^2}$$

مثال / تابع مده گشته در صورتی که x به صورت ثابت

مطلوب محاسبه میانی و میانی در آنجا که معیار این میانی

$$\mu \in M'(0) \quad \mu^2, M''(0) - (M'(0))^2$$

$$M'(t) = (x+t) e^{(x+t)^2} \rightarrow \mu \in M'(0), E(x) = x^2 \rightarrow \mu \in x^2$$

$$M''(t) = e^{(x+t)^2} + (x+t)^2 e^{(x+t)^2}$$

$$M''(0) \in E(x^2) = 1 + x^2 = 2$$

$$\mu^2 = 0 - (x)^2 = -1 \rightarrow \mu^2, 1 \rightarrow \mu^2 = 1$$

نقد می توانیم که تابع مده گشته

با توجه به این که در صورتی که x به صورت ثابت

مطلوب محاسبه میانی و میانی در آنجا که معیار این میانی

$$M_X(t), M_Y(t)$$

$$f_X(x), f_Y(y) \begin{cases} e^{-x} & x > 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases} \begin{cases} e^{-y} & y > 0 \\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

Example

$$\mu_1' = \mu_1 = E(x), M'(0) = \frac{dM}{dt} \Big|_{t=0}$$

$$\mu_1' \in E(x^1) \rightarrow \mu^2, M''(0) - (M'(0))^2$$

مثال / اگر x متغیر باشد، میانی و میانی در

آنجا که معیار معیار x باشد و در صورتی که x به صورت ثابت

نقد می توانیم که تابع مده گشته

$$E(x^2) = \int_0^{+\infty} x^2 e^{-x} dx$$

$$\mu^2, E(x^2) - \mu^2 \rightarrow \mu^2$$

$$M(t) = E(e^{tx}) = \int_0^{+\infty} e^{tx} e^{-x} dx = \int_0^{+\infty} e^{(t-1)x} dx$$

$$= \frac{1}{t-1} e^{(t-1)x} \Big|_0^{+\infty} = \frac{1}{t-1}$$

$$M(t) = \frac{1}{1-t} \quad t < 1$$

Example

Subject:

Year:

Month:

Day:

Subject:

Year:

Month:

Day:

۲) اگر $M(t)$ و $M_X(t)$ به ترتیب به تابع مولد لحاظ و تابع مولد لحاظ $M_X(t)$ باشد،

$$M_X(t) = M_{X_1}(t) \cdot M_{X_2}(t) \cdot M_{X_3}(t) \cdot \dots$$

توجه: اگر X_1, X_2, \dots, X_n مستقل باشند، آنگاه

$$M_{X_1, X_2, \dots, X_n}(t) = M_{X_1}(t) \cdot M_{X_2}(t) \cdot \dots \cdot M_{X_n}(t)$$

اگر X_1, X_2, \dots, X_n همبسته باشند، آنگاه

$$M_{X_1, X_2, \dots, X_n}(t) = (M_X(t))^n$$

توجه: تابع مولد لحاظ $M_X(t)$ به تابع مولد لحاظ $M(t)$ تبدیل می‌شود.

$$M(t) = \frac{1}{1 - \frac{t}{\lambda_0} e^{-\frac{t}{\lambda_0}} + \frac{t}{\lambda_0} e^{-\frac{t}{\lambda_0}} + \frac{t}{\lambda_0} e^{-\frac{t}{\lambda_0}} + \dots}$$

الف: شرطیست که $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_n$ باشد.

ب: شرطیست که $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_n$ باشد.

SAMSUNG

SAMSUNG

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

$$P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i = x_i)$$

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

$$P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i = x_i)$$

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$$

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

$$f(x) = \frac{1}{n}$$

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

فرض کنیم که X_1, X_2, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و یکسان باشند.

مثال: فرض کنید یک سکه را ۱۰۰ بار پرتاب کنیم و نتایج را ثبت کنیم.

متغیر تصادفی X

فرض کنید X متغیر تصادفی تعداد موفقیت‌ها در ۱۰۰ آزمایش است. هر بار که سکه رو می‌آید، موفقیت به حساب می‌آید.

$X \sim \text{Bin}(n=100, p=0.5)$

$P(X=50) = \binom{100}{50} (0.5)^{100}$

$P(X \leq 50) = 1 - P(X > 50)$

توزیع برنولی

توزیع برنولی را می‌توان به صورت زیر نوشت: $b(x; p)$ که در آن x تعداد موفقیت‌ها و p احتمال موفقیت در هر آزمایش است.

$$b(x; p) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

فرض کنید X و Y متغیرهای تصادفی برنولی با پارامترهای p و q باشند.

$\mu_X = p, \sigma_X^2 = p(1-p)$

Samant

نشان دهید:

$\mu_X = E(X) = \sum_{x=0}^n x \cdot P(X=x) = 0 \cdot q + 1 \cdot p = p$

$E(X^2) = \sum_{x=0}^n x^2 \cdot P(X=x) = 0 \cdot q + 1 \cdot p = p$

$\sigma_X^2 = E(X^2) - (\mu_X)^2 = p - p^2 = p(1-p) = pq$

نشان دهید:

$M(t) = E(e^{tX}) = \sum_{x=0}^n e^{tx} \cdot P(X=x) = \sum_{x=0}^n e^{tx} \cdot \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$

$= (q + pe^t)^n$

$M'(t) =$

Samant

$$f_X(x) \leq b(x; n, p), \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$$

$$\sum_{i=0}^n f_i(x) = \sum_{i=0}^n b(x; n, p) \cdot \sum_{j=0}^n \binom{n}{j} p^j \cdot 1^{n-j}$$

$$(a+b)^n \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} a^r b^{n-r} = \frac{n!}{n!} = 1$$

$$\left\{ \begin{array}{l} c, x \\ a, p \\ b, q \end{array} \right\} \rightarrow \left\{ (p+q)^n, \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \right\}$$

تقریر: فیضی و دارالعلوم دیوبند

und dann

$$M(t) = E(e^{tx}) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{e^{tx}}{n!} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{t^n}{n!} e^{-t} = e^{tx}$$

$$= \sum_{n=0}^{\infty} \binom{n}{k} (pe)^+ q^{n-k}$$

(binomial distribution) $p, 1-p$

سیدنا سیدنا اور دعا

در بعضی از اینها که در حقیقت همان است که ما می بینیم و این را با یکدیگر مقایسه کنیم

مثال: $\frac{1}{2}x^2 + 3x + 5$ (مربع کامل) $\frac{1}{2}x^2 + 3x + 5 = \frac{1}{2}(x^2 + 6x + 10)$

دولت اسلامیه خاندان اصفهانی و طایفه کهنک

1813

مستور لکھنؤ کے قریب واقع ہے۔ یہ ایک خوبصورت اور تاریخی جگہ ہے۔

$$Y \cdot X_{\text{col}} \cdot \dot{V}_c = \dots A$$

تاریخ ۱۳۰۲

فرض کنیم دو تابع $f(x)$ و $g(x)$ را داشته باشیم

$P_X(n) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$

$$A_{51} \Rightarrow \ell_{\mathcal{A}}(x), b(x, p) \leq b(x, p)$$