

صفحه ۱۴

14-1 - روشهای تخمین تابع توزیع

14-2 - روش χ^2 -Test

14-3 - روش کولموگوروف و χ^2 -Test

14-4 - Kolmogorov-Smirnov Test

14-5 - Kullback-Leibler (روش تابع توزیع)

14-6 - Anderson-Darling Test

14-1 - روشهای تخمین تابع توزیع

مضامین عمده به شرح حال و تخمین تابع توزیع به روش آرایه که در دست آورده
و کتاب ساز است آ داده وجود دارد

14-1-a - Naive Estimator روش

این روش به سبب گرام معروف است. به این روش به این روش
به این روش به این روش (bin) عرض h در تقویم که به این روش
به این روش به این روش $[x_0 + mh, x_0 + (m+1)h]$ به این روش به این روش

kernel Estimator

14-1-b

روش غیر پاریس برای تخمین کرنل موجود است. در این روش $\hat{\phi}(x)$ و $\phi(x)$

که بصورت زیر تعریف می شود تخمین زده می شود

$$\hat{\phi}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=x-\frac{n}{2}}^{x+\frac{n}{2}} k\left(\frac{x-x_i}{h}\right)$$

$k(x)$ عموماً تابع متقارن حول $x=0$ است و در این هم دلخواه است.

$\hat{\phi}$ نیز باید باشد ($\int \hat{\phi}(x) dx = 1$) نتیجه می آید که

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

کرنل انتخاب می شود که انتخاب اول ما $k(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}b} e^{-\frac{x^2}{2b^2}}$ است.

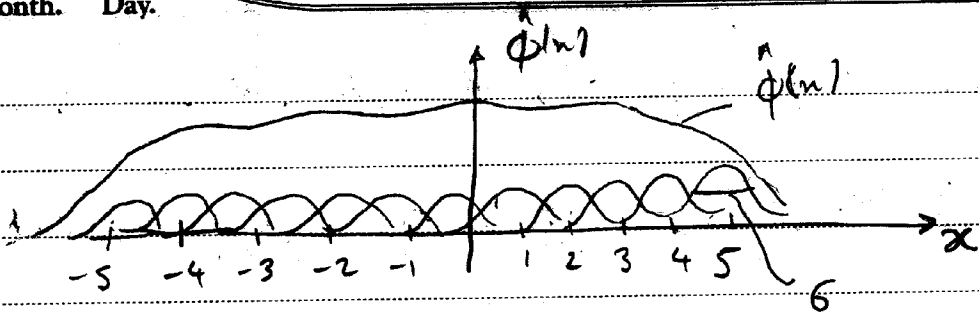
دو تابع نزدیک $k(x)$ و $\hat{\phi}(x)$ نیز می تواند فواید بود و کرنل این

هم به کار می آید. به همین نام منتقل می کنند. به این کرنل ما در این این

فواید $e^{-\frac{(x-x_i)^2}{2b^2}}$ کم فواید است. به این فواید ما (که در این حالت)

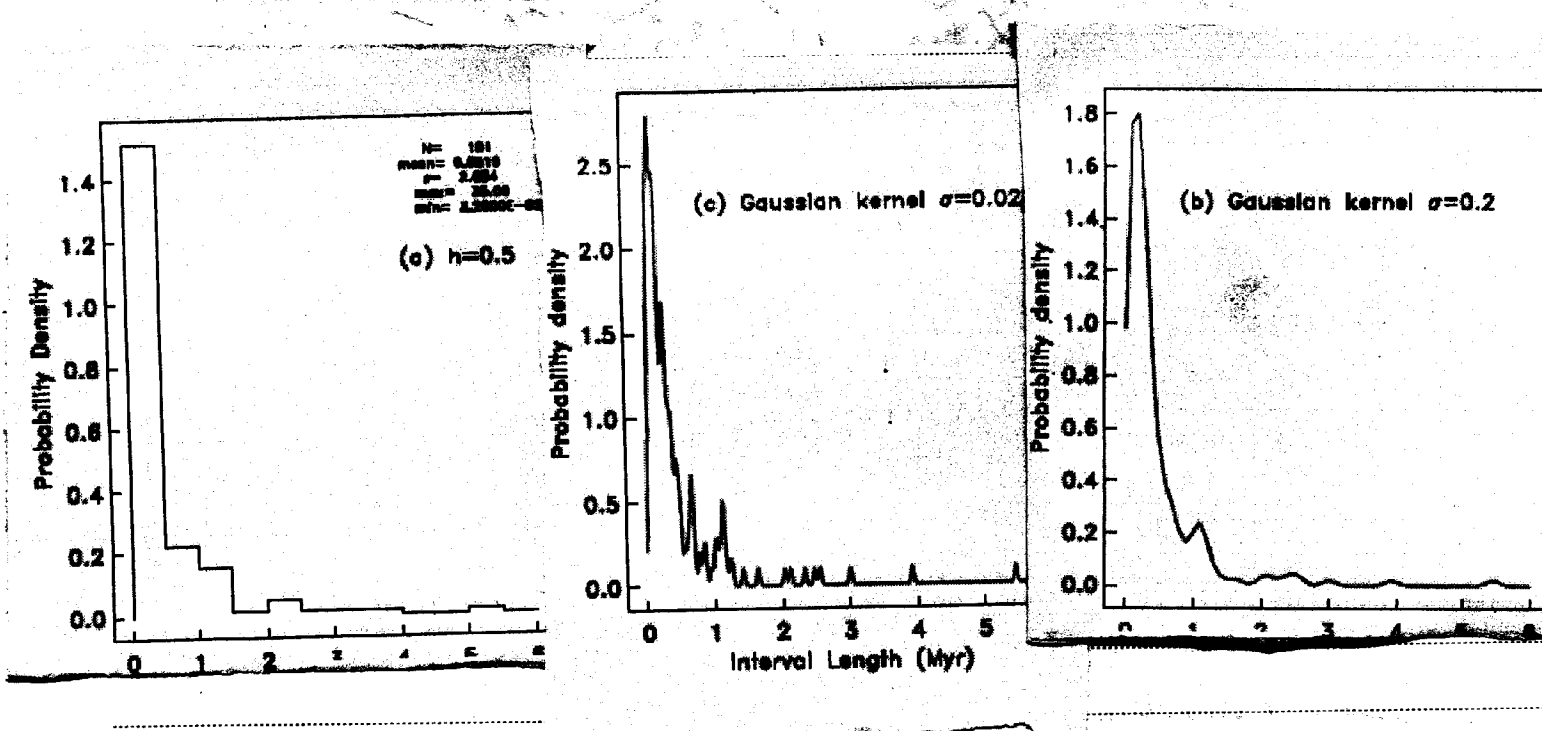
است نرم کنند. در این فواید ما که در این فواید ما که در این

در این فواید ما که در این فواید ما که در این فواید ما که در این



که در این روش فقط سه bin در روش Naive دارد. اگر چه این روش
 کاربرد فراوانی دارد و گاهی $\hat{\phi}(x)$ به $\phi(x)$ بسیار نزدیک است
 بعد که و می‌تواند با آن نزدیک. در روش $h=0.5$ و $\sigma=0.2$ ،
 به روش Naive و $h=0.5$ و $\sigma=0.2$ ،
 $\hat{\phi}(x)$ به $\phi(x)$ بسیار نزدیک است.

نرم افزار



سواءً متساوی یا افزاینده n هم که در این دو روش از هم تابع توزیع
بیشتی مطلع شد و می فرمایند کار از دست دادن وقت در مرکز تابع
توزیع خواهد بود که داده زیر در مجموع در زیر روش ارائه می شود -

انتخاب اندک از bin نیز می تواند حاصل از

Sample distribution function 14-1 c

در این روش در عمل مجموعه T_n که به صورت زیر

$$T_n = \{x_1, \dots, x_n\}$$

می باشد به کار داریم. تابع توزیع تجربی $S_n(x)$ را به صورت زیر می نویسند

$$S_n(x) = \frac{1}{n} [\# \text{ of } x_i \in T_n \text{ such that } x_i < x]$$

این توزیع را می توان به سبب x_i ها که در آن نزدیک به صعودی

مرتب کنیم. به واقع $S_n(x_{(i)})$ به صورت خواهد بود که

$$S_n(x_{(i)}) = \frac{i}{n}$$

که n نقل داده ها است. چنین تابعی هم x را که در آن مرتب افشان

می شود در آن مرتب به اندازه $\frac{1}{n}$ خواهد بود. درنتیجه $S_n(x)$

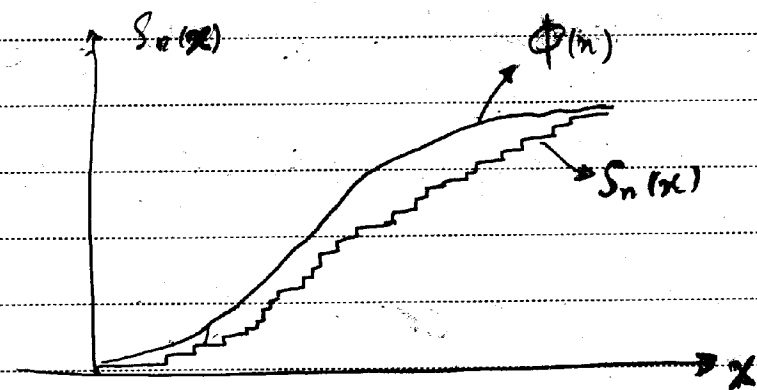
خواهر کامل تابع توزیع را دارد. اگر n به اعداد بزرگ میل کند این ظاهر

می شود که $S_n(x)$ تابع پیوسته و سگه و $\phi(x)$ میل کند.

این را قانون اعداد بزرگ می نامند که

$$\lim_{n \rightarrow \infty} S_n(x) \rightarrow \phi(x)$$

در شکل زیر $S_n(x)$ نمودار رسم شده است.



گام $\phi(x)$ را از یک نمودار می دانیم و $S_n(x)$ را می توانیم به آن تابع

کنیم. در واقع تابع $S_n(x)$ و $\phi(x)$ را می کنیم. خواهر که می شود

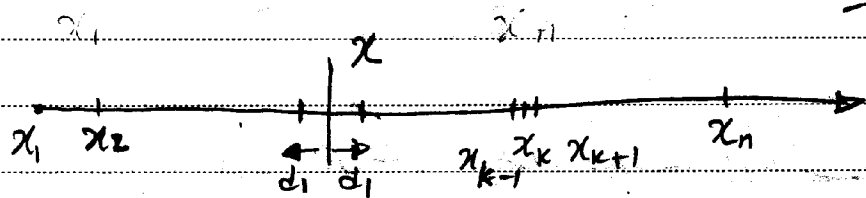
بزرگ می شود فاصله بین دو تابع بدون در نظر گرفتن

کولمگوروف-سیمونوف و کولباک-لیبلر D_{KL} .

Nearest Neighbors Method. 14-1-d

معمولاً وقتی که ما به دنبال یک نقطه x که با آن d_1 را بدست می آوریم در عدد x میمان
 نخواهد بود. در واقع در وسوسا توزیع است و d_1 و در دم ها است که می بینیم
 بعضی ها به نزدیک و بعضی ها به دور می آیند بعد معرّفی خواهد شد پس در این
 این لیست را رفع کنند.

در بعضی نزدیک ترین همان این است که یعنی d_1 که بعد از آن که داده ها در
 هر bin میمانند. یعنی در وسوسا توزیع h اگر h و
 در دم ما بزرگ بگیریم. در عمل ابتدا داده ها را از کوچک به بزرگ
 مرتب می کنیم.



حال فقط x را به d_1 می بینیم. در این مورد در نظر داریم. برابر هر نقطه x است
 حالا می توانیم d_1 را بدست آوریم. d_1 داده ها به صورت زیر می بینیم

$$d_1 = |x_i - x|$$

عدد اولی که $d_1(n) < d_2(n) < \dots < d_n(n)$

حال $\hat{\phi}(n)$ که تخمین تابع توزیع است؛ همان نزدیک به $\hat{\phi}(n)$ است
 تابع توزیع را برآورد

$$\hat{\phi}(n) \approx \frac{(k-1)}{2n d_k(x)}$$

که برای اولین بار $(k \leq 2)$ خواص دارد.

برای دلیل این توزیع دست می‌زنیم که نگاه کنیم عدالت که در تابع

$$[x-1, x+1] \text{ و } x > 0 \text{ برابر خواص بود نیز } 2(n \hat{\phi}(n))$$

بنابراین در تابع $[x - d_k(n), x + d_k(n)]$ ما به تعداد $(k-1)$ می‌توانیم خواص

داشته باشیم. بنابراین $(k-1) = 2 d_k(n) \hat{\phi}(n)$ است خواص را

دست کنید در نظر بگیرید d_k کوچک در دردم ما نزدیک خواص بود

مثل $\hat{\phi}(n)$ Naive تابع توزیع $\hat{\phi}(n)$ نرمی توابع داشته است.

ایجاد اصل این روش است که وقتی x ما در فاصله بیرون (x_1, x_n)

را که داریم. مثلاً در شکل زیر x نزدیک x_n است.



و-ام χ^2 است. این مقدار را از توزیع که به توزیع $P(h)$ دارد این
 تعداد محاسب می‌شود. خواص بود که $N P(h_j)$ فرض کنید تعداد اندازه هر
 شده bin و-ام h_j است پس χ^2 مجموع را می‌توانیم
 به صورت زیر نوشتیم:

$$\chi^2 = \sum_{j=1}^n \frac{[h_j - N P(h_j)]^2}{N P(h_j)}$$

h_j و bin اینها چه هستند و-ام است. اگر بخواهیم
 دانسته باشیم می‌توانیم h_j را می‌توانیم. راهی که h_j و
 اینست و اگر از توزیع داده‌ها است. یعنی اگر یک عدد رند
 را از آن بر داریم و سؤال کنیم که آیا این داده متعلق به bin
 است یا نه؟ احتمال وقوع این حالت از توزیع داده‌ها
 بدست می‌آید. یعنی عدد انتخاب شده در bin و-ام است
 به نه احتمال اینکه در bin و-ام است $P(h_j)$ خواهد بود و
 بنابراین $1 - P(h_j)$ خواهد بود. اینها به صورت زیر
 $N P(h_j)$ که به توزیع که بر آن P بر این توزیع است که $N P(h_j)$

که عدد $NP(m_j)$ همان $h(x_j)$ است. بنابراین

$$\chi^2 = \sum_{\text{اجزای}}^n \frac{[h(x_j) - NP(x_j)]^2}{NP(x_j)}$$

$$\approx \sum_{\text{اجزای}}^n \frac{[h(m_j) - NP(m_j)]^2}{h(x_j)}$$

اگر $h(m_j) = NP(m_j)$ است، بنابراین $\chi^2 = 0$ خواهد بود و در عمل این کار

امکان پذیر نیست که در همه bin ها این امر تکرار شود.

بنابراین این χ^2 عدد مثبت خواهد بود. وقتی بخواهیم بدانیم که در این

Max, min است یا نه، و در هر دو طرف و به تعداد n تقسیم کنیم
و بتوانیم به هر bin $h(x_j)$ را اندازه بگیریم. در مجموع bin ها
شماره داده‌ها وجود نداشته‌اند. تعداد bin ها که در آن

داده وجود دارد و $h(x_j)$ وجود دارد در صورت آزادی
هم دارد که در آن χ^2 را جمع و اگر χ^2 را به صورت

$$\chi^2 = \frac{\chi^2}{v} \quad \text{تکثیر کنیم و نتیجه} \quad \chi^2 \quad \text{کنیم} \quad (1) \quad \text{خواهد بود.}$$

3-14 تجزیہ سوال مارکف لڑیوں X^2

آرٹیکل اندلہ: کثیر دالہ: مع و کثرت مع جگہ: کثیر کہ آء آرٹیکل

آء دالہ: مع سوال مارکف است و کثرت لڑیوں X^2 التواء

کثیر. آرٹیکل کثرت مع جگہ: آرٹیکل Joint است، انبساط خواص دالہ:

$$P_3(x_3, t_3; x_2, t_2; x_1, t_1) = P_{1|2}(x_3, t_3 | x_2, t_2; x_1, t_1) \times P_2(x_2, t_2; x_1, t_1)$$

آرٹیکل مارکف، مع دالہ: مع

$$P_{3 \text{ Markov}}(x_3, t_3; x_2, t_2; x_1, t_1) = P_{1|1}(x_3, t_3 | x_2, t_2) \times P_2(x_2, t_2; x_1, t_1)$$

حال مارکف مع X^2 یا بہ صورت زیر لکھتے ہیں

$$X^2 = \frac{1}{2} \int \frac{[N P_3(x_3, t_3; x_2, t_2; x_1, t_1) - N P_{3 \text{ Markov}}(x_3, t_3; x_2, t_2; x_1, t_1)]^2}{N P_3(x_3, t_3; x_2, t_2; x_1, t_1)} dx_1 dx_2 dx_3$$

به این روش ما می توانیم t_2 را معین کنیم و $t_2 = \frac{t_3}{2}$ نیز می توانیم $(t_3 = 2t_2)$ را معین کنیم.
 پس χ^2 فقط به t_2 خواهد بود که χ^2_{Min} خواهد بود.
 و زمان مارکوف را خواهد داد. در زیر دو منحنی χ^2 برای EMB و return قیمت نفت آورده شد که در $t_2 = \text{EMB}$ زمان θ وارد می شود. در χ^2_{Min} هر دو مارکوف است و زمان حدوداً θ_{Markov} در شکل زیر برای قیمت نفت χ^2 از ابتدا افت و قیماً می کند و Min مطلق ندارد که نشان می دهد مدل مارکوف 1 (با قدم داره ها) است و به ترتیب اگر χ_i قیمت نفت $y_i = \ln \frac{\chi_{i+1}}{\chi_i}$ return χ را در نظر بگیریم

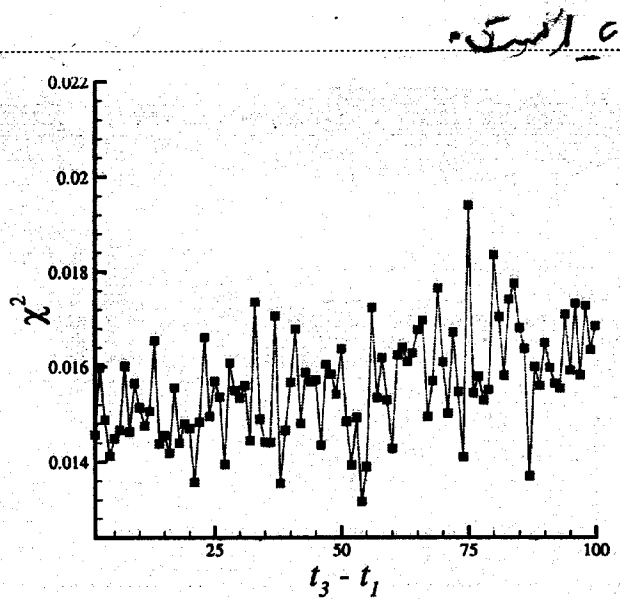
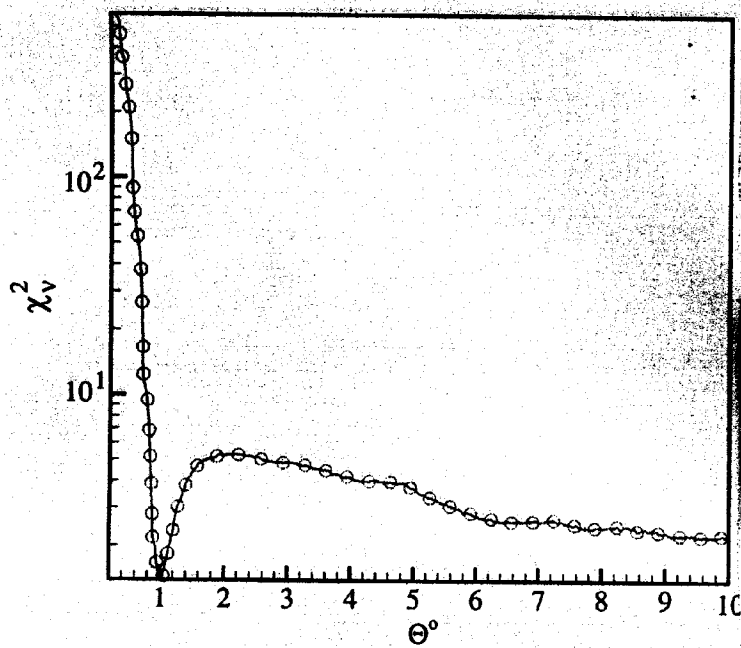


FIG. 3. Test of the Chapman-Kolmogorov equation for the time series of the returns, indicating that the Markov time scale t_M is 1.

Figure 3. χ^2 in terms of the angular scale θ . The minimum value of $\chi^2 = 1.388$ corresponds to $\theta_{\text{Markov}} = 1.01^{+0.09}_{-0.07}$, with a 1σ confidence level.

به عنوان آزمون مثال فرض کنید، فاصله کمی کنیم آه دو آرایش داشته

توزیع مستند نه؟

فرض کنید تعداد داده ها در bin i نام n_i باشد. فاصله ارسال

$h(x_i)$ در برابر فاصله نام $g(x_i)$ و χ^2 را به صورت

زیر تعریف می کنیم

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{[g(x_i) - h(x_i)]^2}{\sigma^2(g) + \sigma^2(h)}$$

که $\sigma^2(g) + \sigma^2(h)$ در این تفاضل $g(x_i) - h(x_i)$ خواهد بود.

Kolmogorov-Smirnov Test 14-4
(KS-Test)

همانطور که در مبحث 14-1 دیدیم نیز کوئی فاصله است که در مبحث

اولین و ساده ترین روشی همان χ^2 است که در مبحث

قبل دیدیم. روش دیگر KS-Test است که به صورت زیر تعریف

شده. فرض کنید آرایه x_1, \dots, x_n که مرتب شده (از کمترین به

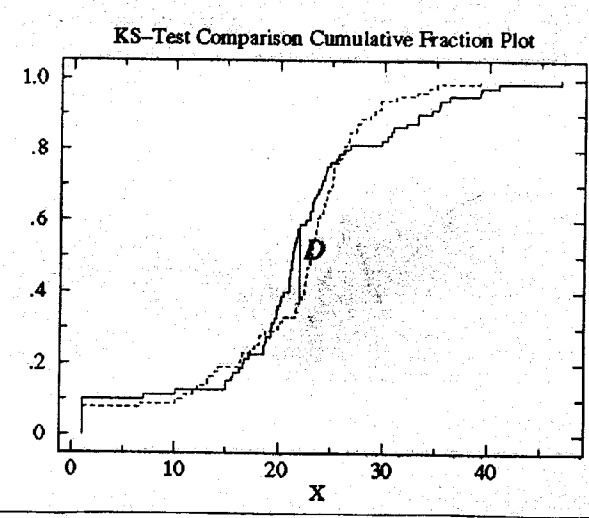
بیشترین). S_n را به صورت زیر تعریف می کنیم

$$S_n = \frac{n(i)}{N}$$

که $n(i)$ تعداد فاکتور n است که $n(i) = n$ می باشد.
 اگر S_n را بخوانیم و بگوییم که دلالت بر توزیع F است
 و D فاصله بین D و F است و D فاصله بین F و F است
 نوشتار کنیم.

$$D = \max_{1 \leq i \leq n} \left(F(x_i) - \frac{i-1}{n}, \frac{i}{n} - F(x_i) \right)$$

فاصله D در شکل زیر نشان داده شده است.

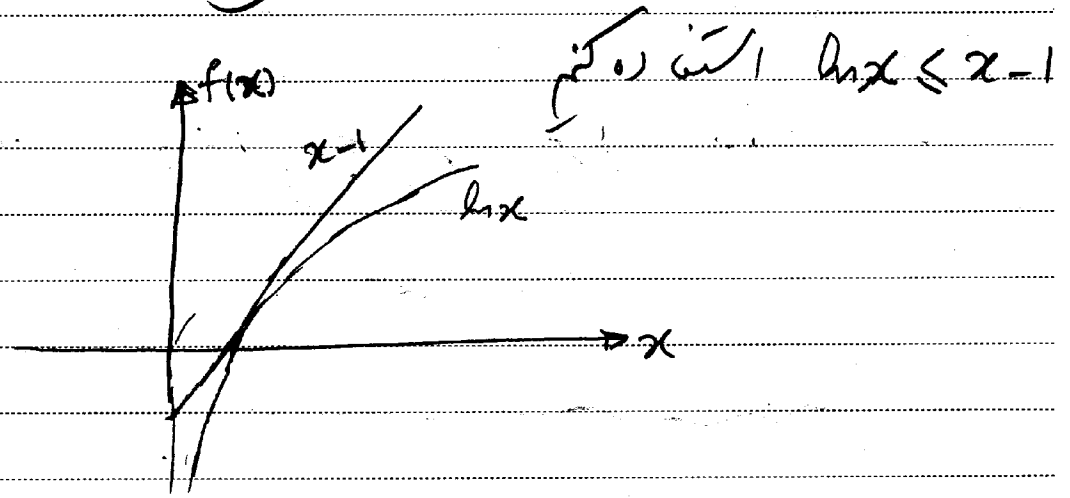


kullback-leibler فاصله 14-5
(KL)

فاصله KL یا آنتروپی KL به صورت زیر بین دو توزیع
 $P(x)$ و $Q(x)$ تعریف می شود.

$$d_{pq} = - \sum_{j=1}^n P(x_j) \ln \frac{q(x_j)}{P(x_j)}$$

دقت کنیم که این تعریف از این جهت $d_{pq} \neq d_{qp}$ (برعکس) است.
 d_{pq} نسبت به q است. برای همین این کامنت از کتاب در



$$D = \sum_{j=1}^n P(x_j) \ln \frac{q(x_j)}{P(x_j)} \leq \sum_{j=1}^n P(x_j) \left(\frac{q(x_j)}{P(x_j)} - 1 \right)$$

$$= \sum_{j=1}^n q(x_j) - \sum_{j=1}^n P(x_j) = 1 - 1 = 0$$

$$D \leq 0$$

$$d_{pq} \geq 0$$

که $D = d_{pq}$ - d_{qp} برابر صفر است و برای آن صفر

مارکف را که این روش درست است

$$d_s = \int dx_1 dx_2 dx_3 P_3(x_3, t_3; x_2, t_2; x_1, t_1) \\ \times \ln \left(\frac{P_{3\text{Markov}}(x_3, t_3; x_2, t_2; x_1, t_1)}{P_3(x_3, t_3; x_2, t_2; x_1, t_1)} \right)$$

که $t_3 \geq t_2 \geq t_1$ خواهد بود (که \min ، d ، $t_2 \leq t_1$ ، $t_3 \leq t_2$ ، $t_3 \leq t_1$ را خواهد داد).

Anderson-Darling Test - 14-6 (AD-Test)

این تست برای بررسی تابع توزیع تجمعی F در S_N است که تعیین کننده تست KS است. در واقع هر دو تست KS و AD برای بررسی F تغییرات را کم کرده و بدین وسیله هم بهتر از هم در مقایسه خواهند بود. این تست را برای بررسی داده‌ها می‌تواند

$$A^2 = -N \cdot S$$

$$S = \sum_{j=1}^N \frac{(2j-1)}{N} \left[\ln F(x_j) + \ln (1 - F(x_{N+1-i})) \right]$$

که F تابع توزیع تجربی است. (در مورد x_i ملاحظه فرمایند).

مقدار بحرانی A برای توزیع معروف F در جدول فای نورد

جستجو کنید که می توانید به سایت زیر مراجعه کنید

<http://www.itl.nist.gov/>