EURASIAN JOURNAL OF ACADEMIC RESEARCH
Innovative Academy Research Support Center
UIF = 8.1 | SJIF = 5.685 www.in-academy.uz

TAQSIMOTNI NORMALLIKKA TEKSHIRISHDA MUVOFIQLIK ALOMATLARINING BA'ZI MASALALARI

[1]Iskandarov Davlatbek Xursanbekovich,
[2]Haydarov Muhammadjon Alijonovich.
[1]Email: idavlatbek15@gmail.com,
Andijon qishloq xo'jaligi va agrotexnalogiyalar instituti o'qituvchisi,
[2]Email: mahhayredmi9@gmail.com,
Andijon qishloq xo'jaligi va agrotexnalogiyalar instituti o'qituvchisi
https://doi.org/10.5281/zenodo.7444830

ARTICLE INFO

Received: 04th December 2022
Accepted: 14th December 2022
Online: 15th December 2022

KEY WORDS

μ^* absolyut markaziy moment, α^* tanlama asimmetriya kieffeitsienti, γ^* tanlama ekssesiya.

ABSTRACT

Maqolada muvofiqlik alomatlari yordamida X vodorot malekulasi tezligi proeksiyasi bo'lgan holda H_0 gipotezani tekshirish masalasini ko'rib chiqamiz. Absolyut markaziy moment, tanlama asimmetriya koeffitsienti va tanlama ekssesiya alomatlari yordamida normallikka tekshirish ko'rib chiqilgan.

Murakkab H_0: "Nazariy taqsimot $F(x)$ normal taqsimlangan (ya'ni $X_1, X_2, \dots, X_n$ tanlama $N(m, \sigma^2)$ bosh to'plamdan olingan)" degan gipotezani unga alternativ bo'lgan H_1: "Nazariy taqsimot $F(x)$ normal taqsimlangan" tekshirish talab qilinmoqda. Bunda tanlamaning emperik va nazariy momentlari taqqoslanadi. Bunda normal taqsimot parametrlari m va σ^2 larni baholari ishlatiladi, ular:

$$m^* = \sum_{i=1}^{n} \frac{X_i}{n} - tanlama\ o'rta\ qiymat$$

$$S^{2*} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(X_i - m)^2}{n-1} - tuzatilgan\ tanlama\ dispersiya$$

Muvofiqlik alomati sifatida birinchi tartibli tanlama, absolyut markaziy moment

$$\mu^* = \frac{1}{n\sqrt{S^{2*}}} \sum_{i=1}^{n} |X_i - m^*|$$

Bu statistikaning taqsimoti H_0 gipoteza o'rinli degan shart ostida faqat tanlama hajmi n gagina bog'liq bo'ladi, m va σ^2 ga bo'g'liq emas. Katta sonlar qonuniga asosan $\mu^*\ n \to \infty\ da\ \mu$ (nomal taqsimotning birinchi tartibli momenti) ga ehtimol bo'yicha yaqinlashadi $\mu \approx 0.8$. Tabiiy ravishda agar μ^* statistikaning qiymati μ dan keskin farq qilsa, u holda H_0

ishlatiladi. Ya'ni quyidagi statistikani qaraylik:
gipoiteza rad qilinadi. Agar $C_1 < \mu^* < C_2$ bo'lsa, H_0 gipoteza qabul qilinadi. Qiymatdorlik darajasi α bo'lganda simmetriklikka asosan

$C_1 = \mu_{\frac{\alpha}{2}}\ va\ C_2 = \mu_{1-\frac{\alpha}{2}}$ olinadi, bunda $\mu_\alpha - \mu^*$ statitikaning α kvantlidan iborat. Bu statistiksa H_0 gipoteza o'rinli bo'lgan holda n hajmli tanlama bilan tuzatilgan.

Normallikka tekshirishda ishlatiladigon navbatdagi alomat tanlama

EURASIAN JOURNAL OF ACADEMIC RESEARCH
Innovative Academy Research Support Center
UIF = 8.1 | SJIF = 5.685 www.in-academy.uz

asimmetriya kieffeitsientiga asoslangan va u quyidagicha

$$\alpha^* = \frac{1}{n(S^{2*})^{\frac{3}{2}}} \sum_{i=1}^{n} (X_i - m^*)^3.$$

H_0 gipoteza oʻrinli boʻlganda α^* ning taqsimoti faqat n ga bogʻliq boʻlib m va σ^2 ga bogʻliq emas. Uning taqsimoti nolga nisbatan simmetrik boʻladi. α^* ni O bilan taqqoslab va yuqoridagilarnixisobga olib quyidagi qoidaga kelamiz: Agar $-C < \alpha^* < C$ boʻlsa, bu yerda α qiymatdorlik darajasida $C = a_{1-\frac{\alpha}{2}}, a_\alpha - \alpha^*$ satistikaning α kvantili shu shart ostidagi n hajmli tanlama normal bosh toʻplamdan olingan.
Normallikka tekshirishda ishlatiladigan yana bir alomat tanlama ekssesiya asoslangan boʻlib, u quyidagicha

$$\gamma^* = \frac{1}{n(S^{2*})^2} \sum_{i=1}^{n} (X_i - m^*)^4.$$

Maʼlumki normal taqsimot uchun eksses 3 ga teng va u quyidagicha aniqlanadi:

$$\gamma = \frac{M\big(X - M(X)\big)^4}{(DX)^2}$$

Agar $\gamma_{\frac{\alpha}{2}} < \gamma^* < \gamma_{1-\frac{\alpha}{2}}$ boʻlsa H_0 gipoteza qabul qilinadi, bu yerda $\gamma_\alpha - \gamma^*$ statistikani α kvantili.

Normallikka tekshirishning muvofiqlik alomati variatsion qatorning chetki hadlariga asoslangan boʻladi. Bu alomat normal taqsimotning zichlik funksiyasi $\bar{x}$ oʻrta qiymatdan uzoqlashganda nolga tez intilishiga asoslangan. Shu sababli juda kichik va juda katta tanlama qiymatlari boʻlgan tanlama normal bosh toʻplamga tegishli boʻla olmaydi. Shu sababli kriteriy quyidagicha tuziladi:

$$x^* = \frac{1}{\sqrt{S^{2*}}} \max_{1 \le i \le n} |X_i - m^*|$$

α qiymatdorlik darajasida $x^* < x_{1-\alpha}$, bu yerda $x_\alpha - x^*$ statistikani α kvantili, boʻlsa H_0 gipoteza qabul qilinadi, shu shart ostida tanlama normal boʻlishi kerak.

Misol. X vodorot malekulasi tezligi proeksiyasi boʻlgan holda H_0 gipotezani tekshirish masalasini koʻrib chiqamiz. $\alpha = 0.02$ boʻlsin.

x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9	x_{10}
-1,04	-1,06	1,06	-0,53	-1,58	0,01	0,41	-0,79	-,018	-0,52
x_{11}	x_{12}	x_{13}	x_{14}	x_{15}	x_{16}	x_{17}	x_{18}	x_{19}	x_{20}
-1,60	-1,29	-0,10	1,27	0,01	0,60	2,25	-0,88	0,01	0,30
x_{21}	x_{22}	x_{23}	x_{24}	x_{25}	x_{26}	x_{27}	x_{28}	x_{29}	x_{30}
-0,08	0,54	1,02	1,68	1,12	-0,01	2,15	0,96	-0,80	-0,50
x_{31}	x_{32}	x_{33}	x_{34}	x_{35}	x_{36}	x_{37}	x_{38}	x_{39}	x_{40}
-2,	-0,	0,14	-0,98	0,74	-1,32	-1,46	0,35	0,32	0,35
x_{41}	x_{42}	x_{43}	x_{44}	x_{45}	x_{46}	x_{47}	x_{48}	x_{49}	x_{50}
-0,05	-0,27	0,65	3,47	2,19	0,40	0,52	-0,28	-1,57	1,92

jadval asosida m^* va σ^{2*} larni hisoblaymiz:

$$m^* = \frac{1}{50}(-1.04 - 1.06 + 1.06 - \cdots - 1.57 + 1.92) = 0.082$$

x_i	x_1	x_2	x_3	$\cdots$	x_{48}	x_{49}	x_{50}	$\sum$	$\frac{\sum}{50}$
$x_i - m^*$	-1.133	-1.15	0.97	$\cdots$	-0.37	1.66	1.83	0.16	0.003
$\lvert x_i - m^*\rvert$	1.133	1.15	0.97	$\cdots$	0.37	1.66	1.83	44.52	0.89
$(x_i - m^*)^2$	1.28	1.32	0.94	$\cdots$	0.14	2.76	3.34	66.41	1.33
$(x_i - m^*)^3$	-1.46	-1.52	0.91	$\cdots$	-0.05	4.5	6.12	37.62	0.75
$(x_i - m^*)^4$	1.65	1.75	0.89	$\cdots$	0.02	7.6	11.2	291.95	5.84

$$\sigma^{2*} = \frac{1}{50}[(-1.04 - 0.082)^2 + (-1.06 - 0.082)^2 + \cdots + (1.92 - 0.082)^2] = 1.34$$

$$S^{2*} = \frac{50}{49}\sigma^{2*} = 1.37$$

Endi jadvallar asosida yuqoridagi statistikalarni kuzatilgan qiymatlarini hisoblaymiz:

$$\mu^* = \frac{1}{n\sqrt{S^{2*}}}\sum_{i=1}^{n}|X_i - m^*| = \frac{1}{50 \cdot \sqrt{1.37}}\sum_{i=1}^{50}|X_i - 1.34| = 0.79$$

$$\alpha^* = \frac{1}{n(S^{2*})^{\frac{3}{2}}}\sum_{i=1}^{n}(X_i - m^*)^3 = \frac{1}{50 \cdot 1.60}\sum_{i=1}^{50}(X_i - 0.082)^3 = 0.57$$

$$\gamma^* = \frac{1}{n(S^{2*})^2}\sum_{i=1}^{n}(X_i - m^*)^4 = \frac{1}{50 \cdot 1.60}\sum_{i=1}^{50}(X_i - 0.082)^4 = 0.57$$

$$x^* = \frac{1}{\sqrt{S^{2*}}}\max_{1\le i\le n}|X_i - m^*| = \frac{1}{\sqrt{1.37}}\max_{1\le i\le 50}|X_i - 0.082| = 2.90$$

Endi jadvaldan kritik nuqtalarni aniqlaymiz. Jadvallarga asosan topamiz[ilovaga qarang]

$$\mu_{0.01} = 0.7291\,, \mu_{0.99} = 0.8648\,, \alpha_{0.99} = 0.787$$

Bunda $\mu_{0.01}$ va $\mu_{0.99}$ $n = 51$ hajmli tanlama uchun ($n = 50$ ga yaqin) olingan $\gamma_{0.01} = 1.95$, $\gamma_{0.99} = 4.92$, $x_{0.98} = 3.370$ kuzatilgan kritik nuqtalarni taqqoslash bilan H_o gipoteza to‘g‘ri degan xulosaga kelamiz.

Shunday qilib biz vodorot malekulasi tezligi proeksiyasi bilan bog’liq bosh to’plamni normalligini tekshirdik va barcha xollarda H_o gipotezani to’g’ri degan hulosaga keldik.

Yuqoridagilarga qo’shgan holda nazariy momentlar bilan emperik momentlar orasidagi farqni bilish maqsadida Shappard tuzatishlaridan foydalandik. Unga asoslangan holda tuzilgan alomatlar deb μ^* , α^* , γ^* va x^* larni olishimiz mumkin. Shunga o’hshash alomatlarni tuzish ham amaliy, ham nazariy ahamiyatga ega.

References:

1. С.А. Аҳмедов “Жараёнларни статистик бошқариш” Андижон, АДУ. 2005 й.
2. Сифат менежменти тизимини яратиш – иқтисодий ўсишнинг хал қилувчи омили. Республика илмий амалий анжумани. Тезислар тўплами. Т “Иқтисодиёт” – 2011.
3. DG Zakhidov, DK Iskandarov – “Computer Data Analysis and Modeling: Stochastics and Data Science”, 335-336 p. 2019.
4. DG Zakhidov, DK Iskandarov – “Applied Methods of Statistical Analysis. Statistical Computation and Simulation-AMSA'2019”, 102-104 p. 2019