Nemparametrikus tesztek

Nemparametrikus tesztek

Alkalmazásuk:

- nominális adatok (gyakoriságok) esetén,
- ordinális adatok esetén,
- metrikus adatok esetén (intervallum és arányskála), ha nem normális eloszlásúak, vagy ha a varianciahomogenitás feltétele nem teljesül.

Az ún. Likert-skála (pl. természetességi ítéletek 1–5-ig terjedő skálán) megítélése nem egyöntetű: egyesek szerint ordinális, mások szerint metrikusnak is tekinthető. Feltétel: ekvidisztáns legyen, vagyis a skála egyes értékei közötti különbség mindenhol azonos legyen. Pl. a két végpont *1: soha nem mondanék ilyet, 5: teljesen természetes*.

χ^2-próba (khí-négyzet próba)

Egy vagy két nominális skálájú minta eloszlásának illeszkedését teszteli a khí-eloszlás mentén. A khí-eloszlás hasonlít a t-eloszlásra, de nem szimmetrikus.

Egy minta: khí-négyzet-próba eloszlásvizsgálatra. Megfigyelések gyakoriságát összehasonlítjuk a várt gyakorisággal, azaz n/k-val.

Például: igaz-e, hogy májusban szignifikánsan több gyerek születik, mint máskor? 100 fős minta esetén megfigyelt gyakoriságok és várt gyakoriságok száma:

	jan	feb	már	ápr	máj	jún	júl	aug	szept	okt	nov	dec
megf.	8	9	10	4	14	7	9	10	6	9	8	6
várt	8,3	8,3	8,3	8,3	8,3	8,3	8,3	8,3	8,3	8,3	8,3	8,3

Példa

Illeszkednek-e a megfigyelt gyakoriságok a várt gyakorisághoz, vagyis közelítőleg egyenlő eloszlást mutatnak-e?

```
szuletes = c(8,9,10,4,14,7,9,10,6,9,8,6)

chisq.test(szuletes)
```

Eredmény: $p = 0.6698$. Mivel $p > 0.05$, az egyenlő eloszláshoz való illeszkedés hipotézisét nem vetjük el. Akkor sem, ha májusban legalább néggyel több gyerek született, mint bármely más hónapban.

Ha $p < 0.05$, a megfigyelt gyakoriságok nem illeszkednek a várt gyakoriságokhoz, azaz legalább egy érték kilóg (pl. májusban 20 gyerek született). Ellenőrzés: újabb teszt a kilógónak tűnő érték nélkül, vagyis 11 hónapra teszteljük az egyenlő eloszlás hipotézisét. Ha az nem szignifikáns, a kihagyott érték okozza az egyenlőtlenséget.

χ^2-próba két mintára

Khí-négyzet próba függetlenségvizsgálatra: függetlenek-e a gyakoriságok a nominális skála szintjeitől két eltérő csoportban? Itt a megfigyelt gyakoriságokat nem a várt gyakorisággal, hanem a másik mintával hasonlítjuk össze.

Két paprikanövény fejlődését vizsgáljuk június elejétől. Megszámoljuk, hány termést hoznak egy-egy héten. Az egyik növényt az erkélyre tesszük, a másikat a konyhaablakba. Gyorsabban fejlődik-e valamelyik növény?

	1. hét	2. hét	3. hét
erkély	11	17	14
konyha	31	25	28

H_0: az eloszlások függetlenek a nominális változó szintjeitől, azaz a két növény egyformán jól fejlődik.

Példa

```
paprika = cbind(c(11,31),c(17,25),c(14,28))
chisq.test(paprika)
```

$p = 0.38$: az eloszlás nominális változótól való függetlenségének hipotézisét nincs okunk elvetni. A gyakoriságok tehát függetlenek a növénytől.

A teszt szerint mindegy, hogy a paprikánkat az erkélyen vagy a konyhaablakban neveljük-e a fejlődésük szempontjából.

Fontos: a khí-négyzet próba csak nagy minták esetén megbízható. Elvárt cellagyakoriság egyenlő eloszlás esetén legalább 5.

Fisher-próba

Fisher's exact test: kontingenciatáblázatokra alkalmazható. Mivel a konkrét gyakoriságokkal számol, nem egy eloszlásra illeszt, kisszámú adat esetén is megbízható. Vagyis: ha nem igaz, hogy egyenletes eloszlás esetén cellánként legalább 5 előfordulást várunk, csak a Fisher-próbát alkalmazhatjuk.

Példa: idén nem paprikapalántát vettünk, hanem magról keltettük a paprikát. Ismét az erkélyen és a konyhaablakban próbálkozunk.

Az eredmény satnya. Kérdés: befolyásolja-e a hely a növény fejlődését?

```
paprika2 = cbind(c(1,8),c(2,4),c(3,7))
fisher.test(paprika2)
```

$p = 0.59$: a fejlődés mértéke itt is független attól, bent vagy kint tartjuk a paprikánkat.

Rangpróbák (nemparaméteres próbák)

Alapgondolat: a próbastatisztikát nem a megfigyelt értékekből, hanem azok sorrendjéből számoljuk ki, hasonlóan a Spearman-féle ρ és Kendall-féle τ korrelációs együtthatókhoz.

Felhasználásuk:

- ordinális függő változó esetén,
- nem normális eloszlású metrikus függő változó esetén.

Feltétel: unimodális eloszlás és a minták összehasonlíthatósága, azaz a sűrűségfüggvények azonos alakja (pl. mindkettő balra ferde, vagyis az átlagnál kisebb értékből több van), ezáltal a szórások azonossága. NB: az eloszlások hasonlóságát nem szokás komolyan venni, de ha az eloszlás bimodális, nem valószínű, hogy egyetlen populációhoz tartoznak az adataink.

Próbák típusai

Próbák:

- Mann-Whitney-próba, U-próba: a független mintás t-próba megfelelője: két ordinális vagy nem normális eloszlású független minta.
- Wilcoxon-próba: az egymintás t-próba és a páros t-próba megfelelője: egy ordinális vagy nem normális eloszlású minta ismert mediánnal való összehasonlítása vagy két páros (ismételt méréses) minta.
- Kruskal-Wallis-próba, H-próba: kettőnél több ordinális vagy nem normális eloszlású független minta (parametrikus megfelelője a független mintás egytényezős varianciaanalízis, ld. később).

R-függvények:
Mann-Whitney és Wilcoxon-próba: `wilcox.test(paired=F vagy paired=T)`.
Kruskal-Wallis-próba: `kruskal.test()`.

Példa: Mann-Whitney-próba

Hatékony-e egy tesztelt vaskészítmény a vérszegénység ellen? Az adatok a kezelés (szer és placebó) utáni hemoglobinszintet mutatják.

```
kezelt = c(9.1, 10.3, 11.0, 11.5, 11.9, 9.5, 10.6,
9.3, 11.0, 9.8)
kontroll = c(8.1, 8.4, 9.2, 9.4, 8.8, 9.8, 8.2, 10.3,
9.5)
```

```
wilcox.test(kezelt,kontroll)
```

$p = 0.011$, azaz a nullhipotézist elvetjük, a kezelt csoport hemoglobinszintje szignifikánsan magasabb.

Példa: Wilcoxon-próba

Mennyire elfogadható a *baleknak*, ill. *baleknek* alak? Egy 1-től 5-ig terjedő skálán kell értékelni, 1: egyáltalán nem elfogadható, 5: teljesen elfogadható. Tíz megkérdezett:

```
hatsom = c(5,5,5,5,4,5,5,5,4,5)
elsom = c(1,3,5,4,2,3,2,4,5,2).
```

Itt a tíz megkérdezett mindkét alakot értékelte, ezért a páros Wilcoxon-próbát alkalmazzuk:

```
wilcox.test(hatsom,elsom,paired=T)
```

$p = 0.017$, a nullhipotézist, a minták rangsorának azonosságát elvetjük, és az ítéleteket különbözőnek tekintjük.

Példa: Kruskal-Wallis-próba

longvow.RData a phon.nytud.hu/mady/courses/statistics/materials/ oldalról:

```
load(url("http://phon.nytud.hu/mady/courses/statistics/
materials/longvow.RData"))
```

Ellenőrizzük, hogy a tartamok a három magánhangzócsoportban normális eloszlást mutatnak-e.

```
tapply(longvow$dur,longvow$vowel,shapiro.test)
```

p /u:/-ra és /a:/-ra $p < 0.05$, tehát nem teljesül a normális eloszlás feltétele.

```
kruskal.test(longvow$dur~longvow$vowel)
```

p értéke jóval $0,000001$ alatt van, különbség szignifikáns.