A multikollinearitás

Ferenci Tamás tamas.ferenci@medstat.hu

Utoljára frissítve: 2023. május 12.

Tartalom

Tartalomjegyzék

1 Multikollinearitás 1

1. Multikollinearitás

A magyarázó változók körében rejlő egyéb probléma-lehetőségek

- Van egy másik oka is annak, hogy túl sok magyarázó változó használata miért lehet problémás: az, hogy a magyarázó változók a tipikus gyakorlati esetekben egymást is magyarázzák, vannak közöttük lineáris kapcsolatok
- Ezt a következő egyszerű példán mutatjuk be:

$$Y = \beta_0 + \beta_B \text{Ber} + \beta_F \text{Fo} + u,$$

• Tegyük most fel (nyilván nem igaz ilyen erősen, de nem teljesen elrugaszkodott), hogy a Bér-hez képest a Fő hozzáadása már felesleges, mégpedig azért mert "nem hordoz további információt" (ugyanazt írja le más szemszögből), mi mégis bevonjuk a modellünkbe

Multikollinearitás

- Mi történik ilyenkor? \rightarrow a magyarázó változók egymást is magyarázni fogják
- Egyre rosszabb a becsülhetőség
- Vigyázat: együtt becsülhetőek, csak külön-külön nem a probléma épp az, hogy csak nagyon bizonytalanul lesznek elkülöníthetőek a hatások!

- Ez a *multikollinearitás*: az a jelenség, hogy a magyarázó változók lineáris kapcsolatban vannak egymással
- Bár nem tökéletesen precíz, de ezt a gyakorlatban azzal jellemezzük, hogy mennyire magyarázzák egymást
- Ennek megfelelő mérőszám az ún. tolerancia:

$$\text{Tol}\left(\text{Ber}\right) = 1 - R_{\text{Ber}|\text{Fo}}^2$$

Multikollinearitás leírása

Általában: a vizsgálat magyarázó változót mennyire magyarázza a többi magyarázó változó, tehát

$$\operatorname{Tol}(j) = 1 - R_j^2 = 1 - R_{\mathbf{X_j}|\mathbf{X_1},\mathbf{X_2},\dots,\mathbf{X_{j-1}},\mathbf{X_{j+1}},\dots,\mathbf{X_k}}^2$$

• Minél nagyobb R_j^2 , annál kisebb a tolerancia \rightarrow intuitíve: annál kevesebb többlet-információt hoz be ez a változó a modellbe a többi magyarázó változó mellett

Multikollinearitás hatása

• Írjuk most fel egy már bent levő változó koefficiensének mintavételi varianciáját:

$$\mathbb{D}^{2}\left(\widehat{\beta_{j}}\right) = \frac{ESS/\left(n-k-1\right)}{\left(n-1\right)\mathbb{D}^{2}\left(X_{j}\right)} \cdot \frac{1}{\operatorname{Tol}\left(j\right)} = \frac{\widehat{\sigma^{2}}}{\left(n-1\right)\mathbb{D}^{2}\left(X_{j}\right)} \cdot \frac{1}{\operatorname{Tol}\left(j\right)}$$

- Látszik, hogy egy magyarázó változó koefficiensének a mintavételi varianciája c.
 p. nő, ahogy a tolerancia romlik (csökken); elvi minimum erre a varianciára a tolerancia = 1-nél
- Itt a c.p.-t úgy képzeljük el, mintha tudnánk csak a multikollinearitást változtatni
- De figyelem: a multikollinearitás, bármilyen közel is van 1-hez az R_j^2 , nem megsértése a standard modellfeltevéseknek (hacsak nem egzakt)

A multikollinearitás mérése

• Bevezetjük a variancia infláló tényezőt (VIF):

$$VIF(j) = \frac{1}{Tol(j)}$$

- VIF (j) = 1 jelentése: a fenti variancia az elvi minimum (tehát: a magyarázó változót egyáltalán nem magyarázza a többi magyarázó változó); VIF (j) = 2: a mintavételi variancia megduplázódott pusztán a multikollinearitás miatt (tehát amiatt, hogy a magyarázó változók egymást is magyarázzák) ahhoz képest mintha nem lenne multikollinearitás stb.
- A használatával kapcsolatban vannak bizonyos fenntartások!