Regressziós modellek alternatív becslési lehetőségei

Ferenci Tamás tamas.ferenci@medstat.hu

Utoljára frissítve: 2023. május 9.

Tartalom

A maximum likelihood (ML) elv

A likelihood fogalma

- Likelihood: folytonos változónál a sűrűségfüggvény helyettesítési értéke adott ponton, diszkrétnél a valószínűség (tehát a valószínűségi súlyfüggvény értéke adott ponton)
- (Lehet többdimenziós is)
- Nem mondhatunk valószínűséget helyette, hiszen folytonos esetben nem valószínűségről van szó (csak gondoljunk bele, a sűrűség simán lehet 1-nél nagyobb)
- Részletesebben: folytonos változó minden adott konkrét értéket nulla valószínűséggel vesz fel!
- De a likelihood mégis bír kézzelfogható értelmezéssel: ezzel arányos valószínűséggel esik a valószínűségi változó az adott pont kis környezetébe
- (A '80-as években kísérleteztek a "valószerűség" szó meghonosításával erre...)

A maximum likelihood (ML) elv

- Ha ismerjük a sokasági paraméterek értékét és egy modellt a mintavételre, akkor meg tudjuk mondani, hogy adott minta kijövetelének mekkora a likelihood-ja
- (Hiszen a modell épp ezt írja le, csak épp függ a sokasági paraméterektől, de ha azokat is ismerjük, akkor már egy konkrét számot kapunk)
- Az ML-becslés alapgondolata: ha nem ismerjük a sokasági paramétereket, akkor válasszuk azokat becslésnek, amely mellett a lehető legnagyobb a likelihood-ja annak, hogy az a minta jöjjön ki, ami ténylegesen ki is jött
- Józan paraszti ésszel is ésszerű, de nagyon fontos felhívni a figyelmet, hogy ez nem ugyanaz, mint hogy azt határozzuk meg, hogy mely paramétereknek a legnagyobb a likelihoodja (fordított a feltételezés iránya!)
- (Ez az igazán kézenfekvő kérdés, csakhogy ez igényel ismeretet arról, hogy a paraméterek eloszlása milyen még mielőtt egyáltalán mintát vettünk volna itt válik el a frekvencionista és a bayes-i statisztika)

Egyszerű várható érték becslés ML-elven

- Csináljuk meg újra ugyanazt az egyszerű példát amit az OLS-elvnél láttunk, de immár ML-elvű becsléssel!
- Emlékeztetőül a modellünk: $Y \sim \mathcal{N}\left(\mu, \sigma_0^2\right)$ (ahol σ_0^2 ismert) és erre van egy n elemű fae mintánk
- A valódi várható érték μ , a feltételezett várható értéket, ami végigfut majd az összes lehetséges értékén, jelölje m (és a legjobb érték, amit becslésként elfogadunk $\widehat{\mu}$)
- Minta igazából most az n elem együtt, tehát a minta likelihood-ja ennek az n-dimenziós folytonos sűrűségfüggvénynek a helyettesítési értéke

Egyszerű várható érték becslés ML-elven

• Szerencsére fae esetben ez szétesik szorzattá:

$$egin{align*} L_m \left(\mathbf{y}
ight) &= f_{\mathbf{Y}} \left(\mathbf{y}
ight) = f_m \left(\mathbf{y}
ight) = \prod_{i=1}^n f_m \left(y_i
ight) = \prod_{i=1}^n rac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} \cdot e^{-rac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{\left(2\pi\sigma_0^2
ight)^{n/2}} \cdot e^{-rac{\sum_{i=1}^n rac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-rac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{\left(2\pi\sigma_0^2
ight)^{n/2}} \cdot e^{-rac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= rac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= \frac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= \frac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= \frac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= \frac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= \frac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= \frac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= \frac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= \frac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= \frac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \ &= \frac{1}{2\sigma_0^2} \cdot e^{-\frac{\left(y_i - m
ight)^2}{2\sigma_0^2}} = \$$

 Célszerűbb ennek a maximalizálása helyett inkább a logaritmusát maximalizálni (a logaritmus monoton transzformáció, így a logaritmált maximum ugyanott van, mint az eredeti maximuma):

$$I_{m}(\mathbf{y}) = \log L_{m}(\mathbf{y}) = -\frac{n}{2} \log \left(2\pi\sigma_{0}^{2}\right) + \sum_{i=1}^{n} -\frac{(y_{i}-m)^{2}}{2\sigma_{0}^{2}}$$

Egyszerű várható érték becslés ML-elven

A maximalizáláshoz deriváljuk m szerint:

$$\frac{d I_m(\mathbf{y})}{d m} = -\frac{1}{2\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n 2(y_i - m) \cdot (-1)$$

• Tegyük egyenlővé nullával és oldjuk meg:

$$-\frac{1}{2\sigma_0^2} \sum_{i=1}^n 2(y_i - m) \cdot (-1) = 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^n 2(y_i - m) = 0$$
$$\Rightarrow \widehat{\mu_{\text{ML}}} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i}{n}$$

• (A második derivált pedig $-\frac{n}{2\sigma_0^2}$, negatív, tehát ez tényleg szélsőérték, és tényleg maximum)

Az ML-becslés általában

$$\widehat{ heta_{\mathrm{ML}}} = rg\max_{\mathbf{t}} L_{\mathbf{t}}\left(\mathbf{y}\right)$$

• Ha a mintánk fae, akkor:

$$\widehat{\theta_{\mathrm{ML}}} = \arg\max_{\mathbf{t}} \sum_{i=1}^{n} I_{\mathbf{t}}(y_i)$$

- Az ML-becslés valószínűségi modellt igényel (az OLS-becslésnél ez nem volt így, igazából elég volt az, hogy legyen egy predikált értékünk, az kijöhetett bárhogy), de cserében egy sor kellemes tulajdonsággal bír
- (Általában, tehát pusztán amiatt, hogy ML-becslésről van szó: függetlenül attól, hogy mi a probléma, ezeket a tulajdonságokat pusztán az ML-becslés mivolt miatt megkapjuk!)

Az ML-becslés tulajdonságai

Jelesül egy ML-becslés elég általános körülmények között

- konzisztens
- aszimptotikusan torzítatlan
- aszimptotikusan hatásos
- aszimptotikusan normális
- ullet invariáns (g(heta) ML-becslése $g\left(\widehat{ heta_{
 m ML}}
 ight)$, ha g egy kölcsönösen egyértelmű függvény)

Lineáris modell becslése ML-elven

- De ezt az ML-elvet nem lehetne a sima lineáris modellre is ráereszteni (hogy megbecsüljük, de másképp mint eddig, OLS-elven)? Dehogynem!
- eloszlásáról (különben az eredményváltozóra nem lesz eloszlásunk, anélkül pedig likelihood-unk sincs)

• Egyetlen dologra van szükségünk: itt mindenképp fel kell tennünk valamit a hibatag

- Tegyük fel a normalitást (és a szferikális hibákat, tehát, hogy az $\underline{\varepsilon}$ kovarianciamátrixa σ^2 I)
- Ekkor ugyanis \underline{Y} eloszlása is normális, mégpedig $\underline{X}\mathbf{b}$ várhatóértékkel és $\sigma^2\mathbf{l}$ kovarianciamátrixszal (hiszen $\underline{Y} = \underline{X}\mathbf{b} + \underline{\varepsilon}$)
- Mivel azt mondtuk, hogy b az (ismeretlen) sokasági paraméterek éppen feltételezett értéke; ebben fogunk majd maximalizálni
- Írhattuk volna azt is, hogy $Y_i = \underline{X}_i^T \mathbf{b} + \varepsilon_i$ és hozzátesszük, hogy a különböző megfigyelési egységek függetlenek

Lineáris modell becslése ML-elven

A log-likelihood (a második megközelítésből felírva):

$$-\frac{n}{2}\log\left(2\pi\sigma^2\right) + \sum_{i=1}^n -\frac{\left(y_i - \underline{X}_i^T \mathbf{b}\right)^2}{2\sigma^2}$$

• A log-likelihood (az első megközelítésből felírva, a többváltozós normális sűrűsége $\frac{1}{(2\pi)^{n/2}\det \mathbf{C}^{1/2}}\cdot e^{-\frac{1}{2}(\mathbf{x}-\boldsymbol{\mu})^T\mathbf{C}^{-1}(\mathbf{x}-\boldsymbol{\mu})}):$

$$-\frac{n}{2}\log\left(2\pi\sigma^{2}\right)-\frac{1}{2\sigma^{2}}\left(\underline{y}-\underline{\underline{X}}\mathbf{b}\right)^{T}\left(\underline{y}-\underline{\underline{X}}\mathbf{b}\right)$$

- Ha ezt **b**-ben maximalizáljuk, az ugyanaz, mint $\left(\underline{y} \underline{\underline{x}}\mathbf{b}\right)^T \left(\underline{y} \underline{\underline{x}}\mathbf{b}\right)$ -t **b**-ben minimalizálni
- ...de hát ez épp az amit az OLS-nél már megoldottunk!
- $\bullet \ \, \acute{\text{U}} \text{gyhogy az eredményt már tudjuk:} \ \, \widehat{\pmb{\beta}_{\mathrm{ML}}} = \left(\underline{\underline{X}}^T\underline{\underline{X}}\right)^{-1}\underline{\underline{X}}^T\underline{y}$

Lineáris modell becslése ML-elven

- A lineáris regressziós modell esetén tehát az ML-becslés és az OLS-becslés egybeesik (ebből adódóan a tulajdonságaik is azonosak)
- De az ML-hez fel kellett tenni a hibanormalitást, az OLS-nél erre nem volt szükség