Idősorok regressziója

Ferenci Tamás tamas.ferenci@medstat.hu

Utoljára frissítve: 2023. május 9.

Tartalom

- Exogén változós idősormodellek
 - Alapgondolatok, statikus regresszió
 - Dinamikus regressziók
 - Idősoros regressziók általános modellje
- 2 Idősoros regresszió becslése OLS-sel
 - Standard modellfeltevések
 - Az OLS véges mintás tulajdonságai idősorokra
 - Az OLS nagymintás tulajdonságai idősorokra

Idősorok regressziójának alapgondolata

- Az idősorunkat más idősor(ok)kal akarjuk magyarázni
- Lényegében tehát ki akarjuk regresszálni az idősorunkat (mint eredményváltozót), más idősorokkal (mint magyarázó változókkal)
- Bizonyos értelemben az eddigi AR-modellek is ilyenek voltak, csak a "más idősor" ugyanannak a késleltetettjeit jelentette
- Most viszont megengedjük, hogy tényleg eltérő idősorok (vagy azok késleltetettjei!) is belépjenek magyarázó változóként
- A fő kérdésünk az lesz, hogy e modelleknek milyen feltételeket kell teljesíteniük, hogy jó tulajdonsággal becsülhetőek legyenek a paramétereik
- És persze szokásosan az ökonometriai modellek két felhasználása: elemzés és előrejelzés

Statikus regresszió

A legegyszerűbb idősoros regressziós modell:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + u_t,$$

ahol y_t és z_t tehát két idősor ugyanazon időpontbeli megfigyelései

- Például: statikus Phillips-görbe (infláció vs. munkanélküliség)
- ullet Az u_t hibatag és tulajdonságai lesznek majd vizsgálódásunk fókuszában, ami a modellfeltevéseket illeti
- Legegyszerűbb eset, ha z_t valami "teljesen más", u_t -től külső információ (ezt majd pontosítjuk), úgy fogjuk mondani, hogy **exogén változó**
- Természetesen lehet több exogén változó is:

$$y_t = \alpha + \beta_1 z_{t1} + \beta_2 z_{t2} + \ldots + \beta_k z_{tk} + u_t$$

Statikus regresszió

- β_i jelentése: ha az i-edig idősor értéke egy adott időszakban egy egységgel megnő (minden mást változatlanul tartva), akkor modellünk szerint várhatóan hány egységgel lesz nagyobb az eredményváltozó ugyanazon időszakban
- Azért hívjuk statikusnak, mert ugyanazon időszaki változásokat kapcsol össze, tehát nincs időszakok közötti hatás
- (A dinamika szó általában is időben kiterjedten lezajlódó dolgokra utal)

A dinamika szükségessége

- Rengeteg helyzetben a statikusság irreális
- Nem várható, hogy egy beruházás rögtön ugyanabban az időpontban befolyásolja a kibocsátást, hogy egy felvilágosítókampány azonnal lecsökkenti a megbetegedések számát, hogy egy szociálpolitikai intézkedés rögtön megváltoztatja a jövedelmi viszonyokat stb.
- A legtöbb társadalmi-gazdasági jelenség csak időben elnyújtva, késleltetéssel hat, több időszakon keresztül fejti ki a hatását
- Ezért szükséges a dinamika beépítése is a regressziós modelljeinkbe

Osztott késleltetésű modellek

 A legegyszerűbb dinamikus modell: legyen most csak egyetlen magyarázó változónk, csak épp

$$y_t = \beta_0 + \delta_0 z_t + \delta_1 z_{t-1} + \delta_2 z_{t-2} + \ldots + \delta_p z_{t-p} + u_t$$

- Az idősor tárgyidőszaki értékére a korábbi z-k is hatást gyakorolnak...
- ... avagy fordítva elmondva ugyanazt a z mostani változásai a jövőben fognak kihatni y-ra
- β_i : ha z most megváltozik, akkor i időszakkal később ez hogyan hat y-ra
- Amennyiben véges sok korábbi z hat y-ra (később fogjuk látni hogyan hathat végtelen sok korábbi), akkor véges osztott késleltetésű modellről (FDL, finite distributed lag) beszélünk

Az FDL-modell

- Ha z konstans, majd egy időszakra felugrik eggyel nagyobbra, majd után visszaáll a konstans szintre, akkor a tárgyidőszaki y β_0 -lal lesz nagyobb mint az állandósult szintje, az eggyel később y β_1 -gyel, …, a p-vel későbbi időszakban β_p -val, és a p utáni időszakokra már nem hat ez a módosulás
- Ezeket hívjuk **rövid távú hatásmultiplikátornak**, értéke tehát az i-edik időszakra épp β_i
- Éppen ezért szokás kiplottolni β_i -t a i-vel szemben
- A másik tipikus értelmezési keret, hogy z egy adott időszakban felugrik eggyel és úgy is marad, kérdés, hogy hosszú távon mi történik y-nal
- ullet Ugyanabban az időszakban eta_0 -lal nő meg, a következőben eta_0+eta_1 -gyel és így tovább
- Ezt hívjuk hosszú távú hatásmultiplikátornak, értéke tehát $\sum_{i=0}^{p} \beta_i$

FDL-modell strukturálatlan becslése

- Ha a fenti módon egyszerűen megbecsüljük β -kat, akkor **strukturálatlan becslésről** beszélünk (mert semmit nem tettünk fel a β -k értékeiről)
- A probléma ezzel, hogy nagyon sok esetben egy idősor egymást követő értékei nagyon korreláltak \to a fenti modellben rendkívül erős multikollinearitás lesz, a β -kat csak nagyon bizonytalanul (hatalmas CI-vel) tudjuk csak becsülni
- (*Együttesen* vizsgálhatóak, például *F*-teszttel, vagy a hosszú távú hatásmultiplikátort is jól meg tudjuk becsülni, csak külön-külön nem)

FDL-modell struktrált becslése, Almon-lag

- ullet Éppen ezért gyakori, hogy nem teljesen szabadon becsüljük eta_i -ket, hanem feltételezünk valamilyen struktúrát
- Lényegében: átcseréljük az eredeti paramétereket kisebb számú, kevésbé multikollineáris paraméterekre
- (Persze ennek az az ára, hogy a struktúrát el kell találnunk, az ugyanis nem az adatokból jön, hanem mi mondjuk meg kívülről)
- Az egyik népszerű választás az **Almon késleltetési struktúra**, amikoris azt tételezzük fel, hogy a β_i -k az i-ben polinomiálisak:

$$\beta_i = \sum_{j=0}^n w_j i^j,$$

ahol n tipikusan kicsi (pl. 2-3)

- Akármennyi is p, nekünk csak n darab általában már nem túl multikollineáris paramétert kell becsülnük
- ullet De még egyszer: fontos, hogy eta_i tényleg kvadratikus (/köbös/stb.) legyen i-ben

FDL-modell strukturált becslése, Koyck-lag (GDL)

ullet Egy másik népszerű választás, hogy eta_i geometriailag lecsengő i-ben:

$$\beta_i = \beta_0 \rho^i,$$

ahol természetesen |
ho| < 1

- (Azt is mondhattuk volna, hogy $\beta_i = \rho \beta_{i-1}$)
- Ezt hívják Koyck késleltetési struktúrának
- Ami nagyon érdekes, hogy ehhez igazából az sem kell, hogy csak véges sok késleltetés lépjen be a modellbe!
- Nyugodtan lehet az a modellünk, hogy

$$y_t = \beta_0 + \delta_0 z_t + \delta_1 z_{t-1} + \delta_2 z_{t-2} + \ldots + u_t,$$

nem lesz végtelen sok becsülendő paraméterünk, hiszen a DL részhez tartozó paraméterek száma *mindenképp* 2 (β_0 és ρ)

 Tehát értelmesen megbecsülhető a fenti specifikáció is, mintegy végtelen osztott késleltetésű modellként, a neve geometriai osztott késleltetű modell (GDL, geometric distributed lag)

A GDL-modell értelmezése

- A rövid távú hatásmultiplikátor tehát $\beta_i = \beta_0 \rho^i$
- A hosszú távú hatásmultiplikátor izgalmasabb:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \beta_{i} = \sum_{i=0}^{\infty} \beta_{0} \rho_{i} = \beta_{0} \sum_{i=0}^{\infty} \rho_{i} = \frac{\beta_{0}}{1 - \rho}$$

Az eddigiek kombinációja

- Az eddigiek természetesen kombinálhatóak is: lehet benne több z is, akár késleltetve
- Természetesen lehet vegyesen is (bizonyosak késleltetés nélkül, mások késleltetéssel, a rend sem kell, hogy azonos legyen)
- A jobb oldalra berakhatjuk az eredményváltozó késleltettjeit is (itt nyilván egyidejű tagot nem rakhatunk be...), ezzel AR-hatást is létrehozhatunk

Egy általános modell felé

- Láttuk tehát, hogy a magyarázó változó lehet:
 - Exogén z (mint a statikus regresszióban)
 - Exogén z késleltetettje (mint a DL-ben)
 - Az eredményváltozó késleltetettje (mint az AR-ben)
- Külön-külön mindegyiket néztük már lásd a zárójeles megjegyzéseket de semmi akadálya, hogy többet (vagy akár az összeset egyszerre) berakjuk egy modellbe!

Az általános modell

Mindent összetéve:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \ldots + \beta_k x_{tk} + u_t = \beta_0 + \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_t + u_t,$$

ahol $x_{t,i}$ egyaránt lehet exogén változó, késleltett exogén változó vagy késleltetett eredményváltozó

- Formailag teljesen olyan, mint a regresszió keresztmetszetben, van eredményváltozó és vannak magyarázóváltozók
- Egyszerűen behúzzuk őket egy modellbe történetesen nem keresztmetszeti adatok, hanem idősorok, de hát az OLS-nek mindegy, számok vannak így is, úgy is – és simán megbecsüljük OLS-sel... jó ötlet ez?
- A következőkben ezzel fogunk foglalkozni: mi történik akkor, ha a β -kat egyszerűen megbecsüljük OLS-sel, milyen feltételek mellett milyen tulajdonságúak lesznek az így kapott becslések?

A modellfeltevések és szerepük

- A helyzet, és a kérdés teljesen analóg a keresztmetszetnél látottakkal: milyen modellfeltevések mellett garantálhatóak, hogy az OLS szolgáltatta becsléseknek jó tulajdonságaik legyenek?
- Úgy fogjuk végignézni, hogy mindenhol a keresztmetszetivel rakjuk párhuzamba
- Ugyanúgy 5 (+1) modellfeltevés lesz

Linearitás

• Keresztmetszetnél ez volt:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \ldots + \beta_k X_k + u$$

és ez igaz mindegyik megfigyelési egységre, és így az egész mintára is:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \ldots + \beta_k X_{ik} + u_i$$

• Idősornál pontosan ugyanez a feltétel (legfeljebb i helyett t-t szokás írni)

Nincs egzakt multikollinearitás

• Keresztmetszetnél ez volt:

$$\mathbb{P}\left(\operatorname{\mathsf{rank}}\,\underline{\underline{X}}=k\right)=1$$

• Idősornál pontosan ugyanez a feltétel

Szigorú exogenitás

• Keresztmetszetnél, ha trehányak voltunk, ez volt:

$$\mathbb{E}\left(u_i\mid \underline{X}_i\right)=0,$$

ha precízek, akkor ez:

$$\mathbb{E}\left(u_i\mid\underline{\underline{X}}\right)=0$$

- Idősornál, ha precízek voltunk, pontosan ugyanez a feltétel
- Tehát: minden időszaki hiba várható érték független minden (akár más időszaki!) magyarázó változótól

Szigorú és egyidejű exogenitás

- A trehányság azért volt megengedhető, mert ha fae a mintavétel ami keresztmetszetnél egy elfogadható feltevés lehet – akkor a precíz tényleg a trehányra egyszerűsödik
- Ez teljesen logikus: ha a különböző mintaelemek függetlenek, akkor egy adott időszaki hiba az összes többi időszaki magyarázó változótól nyilván várható érték független lesz, tehát csak az ugyanazon időszakiktől való függetlenséget kell megkövetelni
- Idősornál, mivel a fae mintavétel itt már nem elfogadható általánosságban, ez a trehányság nem lesz megengedhető
- A továbbiakban a $\mathbb{E}(u_i \mid \underline{X}_i) = 0$ feltételt **egyidejű exogenitásnak**, az erősebb $\mathbb{E}(u_i \mid \underline{X}) = 0$ feltételt **szigorú (vagy erős) exogenitásnak** nevezzük
- (Most válik érthetővé, hogy a szigorú exogenitás elnevezésben mit jelent a szigorú!)
- A standard modellfeltevésben tehát a szigorú exogenitás szerepel

A szigorú exogenitás sérülései

- Természetesen minden, amit keresztmetszetnél is láttunk (pl. kihagyott változó, mérési hiba)
- Itt azonban más okok is lehetnek a háttérben:
 - Rosszul megragadott dinamika: például statikus regressziót becslünk, miközben FDL lenne a helyes
 - Az u-beli változás nem befolyásolhatja a későbbi x-et (ez meg hogy lehetne? úgy, ha y
 értékei visszahatnak a későbbi x-kre, például bűnözés regresszálása a rendőri erők
 létszámával)

Homoszkedaszticitás

• Keresztmetszetnél ez volt:

$$\sigma_i^2 := \mathbb{D}^2 \left(u_i \mid \underline{\underline{X}} \right) = \sigma^2$$

• Idősornál pontosan ugyanez a feltétel

Autokorrelálatlanság

• Keresztmetszetnél ez volt: ha fae a mintavétel, akkor automatikusan teljesül, különben

$$\operatorname{cov}\left(u_{i},u_{j}\mid\underline{\underline{X}}\right)=0$$

minden
$$i, j = 1, 2, \ldots, n, i \neq j$$

• Idősornál pontosan ugyanez (az utóbbi) a feltétel

Hibanormalitás

• Keresztmetszetnél ez volt:

$$\underline{u} \mid \underline{\underline{X}} \sim \mathcal{N}\left(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}\right)$$

• Idősornál pontosan ugyanez a feltétel

Összefoglalva

- Ha precízen fogalmaztunk, akkor igazából a keresztmetszetnél látott feltételek egy-az-egyben ugyanazok, mint amire itt is szükség van
- Most már elárulható, hogy ez nem véletlen: a precíz fogalmazás épp azért kellett, hogy az
 ott látott dolgok valójában univerzálisak legyenek, tehát ne csak keresztmetszetre
 vonatkozzanak, hanem ugyanúgy idősorra is
- …ami tulajdonképpen jól érthető is: a tiszta elmélet egységes kell legyen, hiszen a változóknak "mindegy", hogy ők most idősorok, vagy keresztmetszeti adatok, vagy micsodák

Az OLS véges mintás tulajdonságai idősorokra

- Az első három feltétel teljesülése esetén az OLS szolgáltatta becslések torzítatlanok
- Ha mind az öt feltétel teljesül, akkor az OLS szolgáltatta becslések ezen felül hatásosak is (azaz BLUE-k is)
- Ha mind az öt feltétel teljesül, akkor a σ^2 és a hibák kovarianciamátrixának OLS szolgáltatta becslése torzítatlan
- Ha még a hibanormalitás is teljesül, akkor az OLS szolgáltatta becslések eloszlása normális, a t (F) statisztikák nulleloszlásai tényleg t-k (F-ek), a szokásos tesztek és a konfidenciaintervallumok validak

A keresztmetszeti esethez való viszony

- Mindez lényegében azt jelenti, hogy ezen feltevések teljesülése esetén az idősoros adatokkal pontosan ugyanúgy hajthatunk végre regressziót, mintha keresztmetszetiek lennének!
- Persze látni kell, hogy ezek rettentő erős feltevések voltak, a gyakorlatban ritkán teljesülnek

Véges (vagy kis-) mintás tulajdonság mivolt

mintanagyságtól függetlenül – azaz minden mintanagyságra – igazak

A tulaidonságoknál nem mondtuk semmit a mintanagyságról: ez azt jelenti, hogy

- Ilyenkor azt szokták mondani, hogy ezek "kis" mintás (véges mintás) tulajdonságok voltak
- (A kismintás elég szerencsétlen elnevezés, hiszen természetesen nagy mintára is igazak, gyakorlati szempontból persze érthető a kifejezés oka)

A nagymintás tulajdonság értelme és szükségessége

- Nagymintás: nem minden n-re igaz, hanem csak $\lim_{n\to\infty}$ értelemben (szokás még aszimptotikus tulajdonságnak is nevezni)
- Fontos, mert a gyakorlatban a véges mintás tulajdonságokhoz tartozó feltételek sokszor nem teljesülnek, de nagy mintát néha van módunk venni, így nagyon lényeges annak vizsgálata, hogy ezzel mit tudunk "kiváltani"
- Igazából már keresztmetszetnél is láttunk egy nagymintás tulajdonságot: amikor azt mondtuk, hogy az első három tulajdonság fennállása esetén az OLS szolgáltatta becslések konzisztensek

Kitérő: idősorok ergodicitása

- Egy idősort ergodikusnak nevezünk, ha az időben távoli tagjai bármely időpontból indulva – függetlenbe tartanak az időbeni távolságuk növekedtével (aszimptotikusan függetlenek)
- ullet Egy ergodikus idősorra, ha még stacioner is (és így létezik μ) teljesül, hogy

$$\lim_{T \to \infty} \frac{1}{T} \sum_{i=1}^{T} Y_i \xrightarrow[\text{m.b.}]{} \mu$$

- Néha ezzel definiálják az ergodicitást (pontosabban szólva a várható értékben ergodicitást) – ilyenkor a stacionaritást meg kell követelni, vagy legalábbis óvatosan eljárni
- (Természetesen mindig definiálhatjuk az $I_{\{Y_t \in A\}}$ idősort, ilyenkor a várható érték valószínűség lesz)

Az ergodicitás tartalma

- Lényegében azt mondja ki, hogy időátlag tart a sokasági összességi átlaghoz:
 - Azért fontos, mert azt mondja, hogy elég sok elemet megfigyelve (az időben ugye mi csak
 ezt tudjuk megtenni!) tényleg tudunk következtetni a várható értékekre/valószínűségekre
 (ami igazából érdekel minket!)
 - A nagy számok törvényének megfelelője, illetve általánosítása (nem kellett a teljes függetlenséget feltenni)
- Néha szokás ezt gyenge függőségnek is nevezni

Ergodicitás és az autokovarianciák

- Érezhető, hogy ha egyszer az ergodicitás olyasmit követel meg, hogy az egyre távolabbi értékek egyre függetlenebbek legyenek (a teljes függetlenséghez tartva), akkor összefügg az autokovarianciákkal – hiszen azok is valami függetlenséggel kapcsolatban lévő dolgot mérnek
- Csakugyan, belátható, hogy egy idősor ergodikus (a várható értékre), ha a kovarianciái nullába tartanak, mégpedig olyan gyorsan, hogy abszolút összegezhetőek is:

$$\sum_{i=1}^{\infty} |\gamma_i| < \infty$$

Stacionaritás és ergodicitás

- Egy stacioner idősor nem feltétlenül ergodikus: $Y_t = X$ (ahol X egy valószínűségi változó), azaz az idősor konstans
- Egy ergodikus idősor nem feltétlenül stacioner: $Y_t = \alpha t + u_t$, ahol $\alpha \neq 0$ és $u_t \sim \mathcal{N}\left(0, \sigma_u^2\right)$ függetlenül
- Nagyon sok esetben azonban a kettő ugyanaz (néhol keveredés is van emiatt a szóhasználatban)

Az új modellfeltevések

- Pluszban megköveteljük a linearitásnál, hogy az idősorok legyenek stacionerek és ergodikusak is
- Cserében viszont
 - Szigorú (erős) exogenitás helyett elég lesz az egyidejű exogenitás: $\mathbb{E}(u_i \mid X_i) = 0$
 - Szigorú (erős) homoszkedaszticitás helyett elég lesz az egyidejű homoszkedaszticitás: $\mathbb{D}^2(u_i\mid\underline{X}_i)=\sigma^2$
 - Szigorú (erős) autokorrelálatlanság helyett elég lesz az egyidejű autokorrelálatlanság: $\cos{(u_i, u_i \mid \underline{X}_i, \underline{X}_i)} = 0$
- (A hibanormalitásról nem tettünk fel semmit: nem kellett, mert úgyis aszimptotikus eredményeink lesznek, ahol a centrális határeloszlás tétel kihasználható ugyanis a fenti feltételek mellett az is működni fog, nem csak a nagy számok törvénye)

Az OLS nagymintás tulajdonságai

- Az előbb vázolt modellfeltevések közül az első három teljesülése esetén az OLS szolgáltatta becslések konzisztensek
- Ha mind az öt teljesül, akkor az OLS szolgáltatta becslések aszimptotikusan normálisak, a t(F) statisztikák nulleloszlásai tényleg t-k (F-ek) aszimptotikusan, a szokásos tesztek és a konfidenciaintervallumok aszimptotikusan validak