

Az időjárás véletlen hatásának szerepe a szezonális kiigazítás során, a hazai földgázfogyasztás példáján

Mák Fruzsina,

a Budapesti Corvinus Egyetem
tanársegédje, az IP Systems
Informatikai Kft. energiapiaci
szakértője

E-mail: fruzsina.mak@uni-
corvinus.hu

A szerző a szezonális kiigazítás módszertanát alkalmazva mutatja be a hőmérséklet okozta véletlen hatás kezelésének egy lehetséges módját, gyakorlati alkalmazását, illetve azt, hogy a hőmérséklet okozta instabil szezonális kiigazítás hogyan javítható.

TÁRGYSZÓ:

Szezonális kiigazítás.
Hőmérsékletváltozás.
Földgázfogyasztás.

Az energetikai idősorok modellezése, valamint előrejelzése rövid és hosszú távon egyaránt érdekes feladat, mind a szabályozott, mind a versenyipiaci ágazatok szempontjából állandó érdeklődésre tart számot. Mint azt korábbi munkákból már ismerjük (Mák [2014], Sugár [2011]), a hosszú távú energetikai idősorok szinte mindig tartalmaznak trendet, illetve szezonalitást, amelyek determinisztikusan vagy sztochasztikusan egyaránt kezelhetők (Mák [2014]).

A legtöbb energianemet vizsgálva, a szezonális jellegű az időjárásból, az időjárásfüggő tényezőkből adódik. Ez a földgáz és a távhő esetében a téli hideg okozta fűtési hatást jelenti. A villamos energiát tekintve a helyzet valamivel összetettebb. A nyári melegben a légkondicionáló-készülékek fokozott használata, télen pedig a korábbi napnyugta és a fűtési hatás (a villamos energiát közvetlenül fűtésre használják, vagy azzal működtetik a más tüzelőanyagot igénylő fűtési rendszereket) miatt magasabb a fogyasztás értéke.¹

Az időjárás sztochasztikus jellegéből adódóan hosszú és rövid távon is rendkívül nagy a véletlen szerepe. A véletlen hatás mind a volumen, mind az árfolyam idősorok alakulását befolyásolhatja. Gondoljunk például arra, hogy amikor viszonylag hideg a tél, a földgázfogyasztás ceteris paribus magasabb, vagy a szomszédos Románia és a délszláv országok csapadékosabb időjárása miatt a vizes erőművek túlkínálata a magyar villamosenergia-árakat lenyomja, így annak szintje ceteris paribus csökken.

Az időjárás mellett természetesen létezik az a véletlen, ami az idősorok esetében általában – tehát az energetikaiakban is –, például itt is lehet strukturális törés.

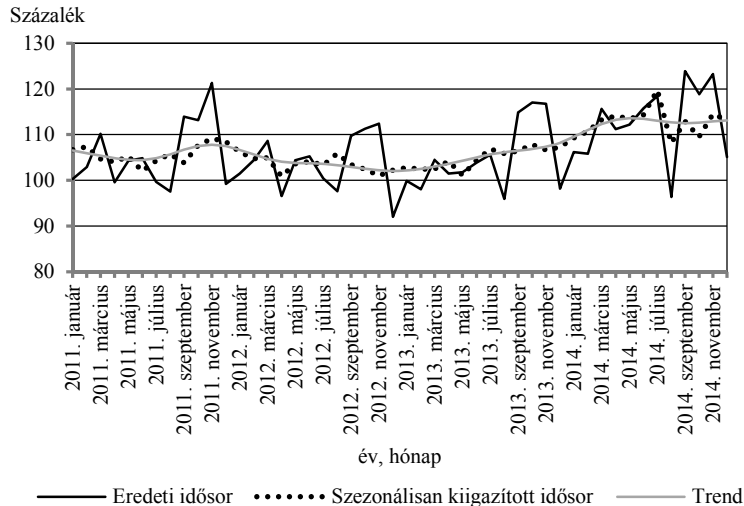
Mivel a tanulmányban szezonális kiigazítási módszertant alkalmazunk, ezért kézenfekvő egy időjárástól nem függő és egy erősen függő idősor példáján bemutatni, hogy az időjárásból adódóan – láthatóan – nagyobb lehet a véletlen szerepe.

Az 1. ábra a magyarországi ipari termelés 2011 és 2014 közötti volumenindexének alakulását mutatja, a 2. ábra pedig a hazai földgázfogyasztását 2006 és 2013 között. Mindkét ábra tartalmazza a megfelelő szezonálisan kiigazított, illetve trend idősorokat is. Jól látható, hogy az ipari termelés volumenindexénél a véletlen szerepe valóban jóval kisebb, mint a földgázfogyasztás idősora esetében.

A tanulmányban a szezonális kiigazítás során beépítjük a hőmérséklet hatását, és bemutatjuk, hogy ez milyen következményekkel van a szezonális kiigazításra, ehhez kapcsolódóan felmerül a hőmérséklet megfelelő módon történő kezelésének kérdése.

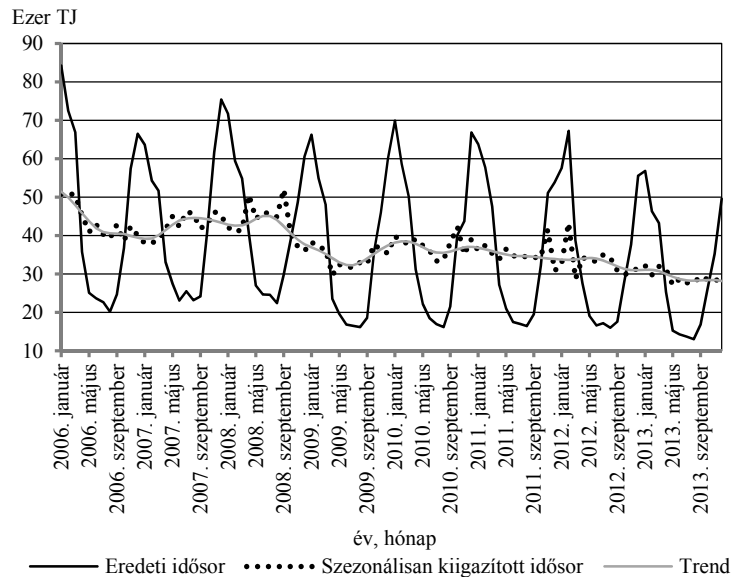
¹ Bár a hangsúly mindvégig az energetikai idősorokon van, nem szabad elfelejteni, hogy az időjárástól, hőmérséklettől még nagyon sok más jelenség alakulása függ, például a fagyalt- vagy italfogyasztás, de akár különböző turisztikai (bevételek) idősorok változása is.

1. ábra. A magyarországi ipari termelés volumenindexének szezonális kiigazítása, 2011–2014



Forrás: Az alapadatok forrása a Központi Statisztikai Hivatal adatbázisa. Itt és a 2., a 6–10. ábra, valamint az 1–6. táblázat esetén X-13ARIMA-SEATS eredmények alapján saját számítás.

2. ábra. A magyarországi földgázfogyasztás szezonális kiigazítása, 2006–2013



Az időjárási tényezők (tehát a hőmérséklet, csapadék, szélereősség/szélirány, globálsugárzás stb.) hatásának vizsgálata több szempontból is nehéz. Egyrészt a kapcsolat jellemzően nemlineáris, hiszen a fűtési hatás a földgáz idősoroknál csak

akkor jelenik meg, ha a hőmérséklet egy bizonyos szint alá csökken; másrészt a különböző időjárási tényezők erősíthetik is egymás hatását (interakciós hatások jelenléte), például amikor télen hideg van és erősen fúj a szél, az a hidegérzetünket jelentősen növeli, és feltételezhetően ez a fogyasztásban is megjelenik.

A kapcsolat megfelelő modellezésén, leképezésén túl további kérdés az extrém időjárási körülmények hatásának a leválasztása. Ez azért sem triviális, mert a különböző komponensek (trend, szezonális, véletlen) latens tényezők, és az extrém időjárás hatása is ezek egyikének a részeként jelenik meg. A tanulmányban erre mutatunk egy példát a magyarországi földgázfogyasztás idősorának felhasználásával. A célunk tehát a relatíve hideg, illetve meleg hőmérséklet hatásának a kiszűrésével javítani a szezonális kiigazítás minőségét. A korábbiakban tárgyalt időjárási véletlen tehát esetünkben a hőmérsékletben jelenik majd meg.

1. Alkalmazott módszerek

A fejezet célja röviden áttekinteni a szezonális kiigazítás módszertani keretét, illetve az alkalmazott alapvető idősoros technikákat. Részleteket a hivatkozott irodalmakban talál az Olvasó.

1.1. Regressziószámítás és mozgóátlagolás

A szezonális legegyszerűbb modellezése regressziós technikával dummy, illetve kontraszt változók felhasználásával vagy trigonometrikus függvények alkalmazásával történhet, amennyiben a determinisztikus modellezés mellett döntünk. A szezonális leírható sztochasztikus modell feltételezése mellett is (például SARIMA-modellek² (*Box–Jenkins* [1976]), ahol különösen fontos szerepet kap az idősorok integráltságának vizsgálata (*Mák* [2014])).

Természetesen lehetőség van ezek mellett olyan – esetleg sztochasztikus jellegű – változók modellbe építésére, amelyek a szezonális fő mozgatói (ilyen lehet például a hőmérséklet- vagy a belőle számított HDD-idősor³, amennyiben olyan idősorral dolgozunk, amelyre a hőmérséklet erősen hatással van).

A mozgóátlagolást a szezonális és véletlen hatást kisimító tulajdonsága miatt lehet alkalmazni trend meghatározására.

A közismert szezonális kiigazítási eljárások szinte valamennyi felsorolt módszert alkalmazzák, emellett még sok más egyéb technikát (például az outlierok kiterjedt tesztelését) is kifejlesztettek a szezonális tartalmú idősorok korrekt modellezésére.

² SARIMA (seasonal autoregressive integrated moving average): szezonális autoregresszív integrált mozgóátlag-folyamat.

³ HDD (heating degree day): fűtési napfok.

1.2. Szezonális kiigazítási eljárások

A szezonális kiigazítási eljárások alapvető célja az idősor szezonális hatásoktól történő megtisztítása, ugyanis ennek jelenléte mellett nehéz az idősorban rejlő tendenciák értékelése, illetve az eltérő szezonális jellemzőjű idősorok összevetése.

A szezonális kiigazítást sokféleképpen lehet végezni, akár egyszerű regressziós technika felhasználásával is, azonban a legigényesebb megoldásokat ma is az ún. X-13ARIMA, illetve TRAMO⁴/SEATS⁵ eljárások jelentik, amelyek korábbi változatai már évtizedek óta részét képezik a szezonális kiigazítás módszertanának (X-11, X-11ARIMA, X-12ARIMA, TRAMO, SEATS stb.).

Jelenleg ezek az eljárások az amerikai népszámlálási hivatal által üzemeltetett X-13ARIMA-TRAMO, illetve Win X-13 programokon keresztül érhetők el. Hasonlóan felhasználóbarát felülettel rendelkezik az NbDemetra alkalmazás, ahol mindkét eljárás használható, illetve az R Project statisztikai programcsomagban két olyan csomag áll rendelkezésre (X-12 és seasonal), amely az X-12ARIMA, illetve az X-13ARIMA-TRAMO alkalmazásokkal kommunikál. Természetesen vannak további szoftverek is, azonban az itt említettek a legelterjedtebbek. Az NbDemetra és X-13ARIMA-TRAMO előnye, hogy az X-13ARIMA és a TRAMO/SEATS szezonális kiigazítási eljárásokkal számolt eredmények igény szerint akár össze is hasonlíthatók. Természetesen ez alatt nem egzakt összehasonlítás értendő, hiszen a modellkomponensek latensek, és az eljárások teljesen más feltételrendszerrel és háttérrel rendelkeznek.

Az X-12ARIMA és a TRAMO/SEATS szezonális kiigazítási eljárásokról nagyon jó áttekintést nyújt *Sugár András* ebben a témában megjelent két cikke (*Sugár* [1999a], [1999b]). Itt most csak a lényegét foglaljuk össze röviden, a részletes ismeretetés, empirikus példákkal együtt az említett irodalomban található.

A szezonális kiigazítás kapcsán a legfontosabb kiindulópont az idősort alkotó (latens) komponensek definiálása, illetve ezek kapcsolódásának rögzítése.

Additív modell feltételezése mellett az idősor a következő tényezőkből épül fel:

$$Y = T + C + S + TD + H + O + I,$$

ahol

T – a hosszú távú trendet,

C – a középtávú ciklus hatását,

S – az éven belüli szabályos ingadozást leíró szezonalitást,

TD – a munkanapok eltérő számának hatását,

H – az ünnepnapok hatását,

⁴ TRAMO (time series regression with ARIMA noise, missing observations and outliers): idősorregresszió ARIMA-zajjal, hiányzó megfigyelésekkel és outlierekkel /kiugró értékekkel/

⁵ SEATS (signal extraction in ARIMA time series): jelkinyerés ARIMA-idősorokban.

O – az outlier megfigyelések hatását,
 I – pedig a klasszikus véletlent jelenti.

A szezonális kiigazítás nem más, mint az idősor S , TD és H komponensektől történő megszűrése.

Az additív modell mellett létezik még ún. multiplikatív, logadditív modellfelírás is, amely a komponensek szorzatszerű, illetve azok logaritmusának összezszerű felírását jelenti, valamint létezik az ún. pszeudoadditív modell is, amelyet olyan idősorok esetén használnak általában, ahol a szezonális ingadozások következtében az idősor bizonyos időszakokban nagyon kicsi, zero közeli értéket is felvehet.

Az említett eljárások lehetővé teszik a modellek közüli automatikus választást, de a felhasználó szabadon is dönthet arról, hogy milyen modellt szeretne becsülni.

Lehetőség van emellett nemcsak az eredeti idősor, hanem annak valamilyen transzformált változatának elemzésére az említett dekompozíciós megoldások bármelyikével, így lehetőség van a logaritmus-, illetve a Box–Cox-, valamint az ún. általánosított Box–Cox-transzformáció használatára. Az összes transzformáció előnye alapvetően az idősor heteroszkedasztikus jellegének kezelésében, azaz a szórás összehúzásában van.

Mind az X-13ARIMA, mind a TRAMO/SEATS tulajdonsága, hogy a dekompozíciót megelőzően szűrik az idősort bizonyos hatásoktól, így többek között az outlierektől, a munkanapok eltérő számának hatásától, a hónapok/negyedévek hosszának eltérésétől, a szökőév- és ünnepnaphatástól. Ez az ún. előszűrés mindkét eljárás alkalmazása során regressziós technikával történik, regARIMA néven az X-13ARIMA és TRAMO elnevezéssel a TRAMO/SEATS esetében. Mindkettőre igaz az, hogy a regressziós technika a felsorolt, ún. determinisztikus jellegű változókkal kiegészített szezonális ARIMA, azaz SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) $_s$ -modell. A SARIMA azonban az X-13ARIMA-ban nem olyan lényeges, csak az idősor meghosszabbítására használjuk, viszont a TRAMO/SEATS-ben a komponensekre bontás ezen SARIMA-modell spektrális elemzésen alapuló felbontásával történik. Az X-13ARIMA dekompozíciós része többszöri mozgóátlagolást alkalmazó, nem modellalapú megközelítés. A dekompozíció pontos menetéről és a kétféle eljárás előnyeiről, illetve hátrányairól lásd bővebben Sugár ([1999a], [1999b]) tanulmányait.

2. A hazai földgázfogyasztás szezonális kiigazítása

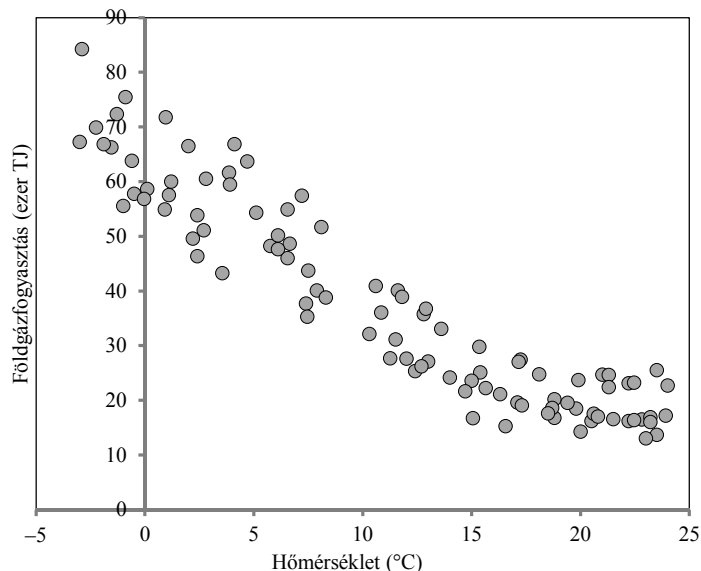
A hazai földgázfogyasztás példáján elsőként áttekintjük a számítások során használt idősorok alakulását, kapcsolatát, ezt követően részletesen bemutatjuk az empirikus eredményeket, kiemelt figyelmet fordítva arra, hogy az átlagostól eltérő hőmér-

séklet hatásának modellbe építése nemcsak az átlagostól eltérő hatás számszerűsítésében, hanem az egyéb számítási eredmények javulásában is megjelenik.

2.1. A felhasznált adatok bemutatása

A tanulmány empirikus részében felhasznált földgázfogyasztás-adatok az Eurostat adatbázisából származnak (<http://ec.europa.eu/eurostat/>, ezer terajoule-ban (TJ) kifejezve), a hőmérsékletadatokat pedig az Országos Meteorológiai Szolgálat Pestszentlőrinci mérőállomásán mérték (http://www.varaljamet.eoldal.hu/cikkek/climate_budapest.html, Celsius-fokban (°C)).

3. ábra. A magyarországi földgázfogyasztás a hőmérséklet függvényében, 2006–2013



Forrás: Itt és a 4. ábra esetén az Eurostat adatai alapján saját számítás.

A 3. ábra alapján látható a hőmérséklet és a földgázfogyasztás közötti kapcsolat jellege 2006 és 2013 között, havi átlaghőmérséklet és fogyasztásadatok tekintetében.

Jól látható, hogy 15-16 °C feletti átlaghőmérséklet esetén a havi fogyasztás viszonylag stabil szint körül ingadozik, és ahogy csökken a havi átlaghőmérséklet, úgy emelkedik a fogyasztás értéke. Az említett küszöbérték alatt a kapcsolat jó közelítéssel még akár lineárisnak is mondható, azonban ha eltekintünk a legmagasabb fogyasztási értéktől (ami egyébként 2006 januárja, a vizsgált időszak egyik lehidegebb téli hónapja⁶), akkor a lineáris kapcsolat már korántsem olyan egyértelmű.

⁶ Ennél hidegebb hónap csak 2012 februárja volt, azonban ekkor a csökkenő trend miatt jóval alacsonyabb volt a fogyasztás, a rendkívüli hideg ellenére is.

Az 15-16 °C-os küszöbérték figyelembe vétele alapvetően kétféleképpen történhet. Az egyik megoldás a HDD számítására, amikor a hagyományosan 16 °C küszöbértéktől lefelé vett eltéréseket számítjuk (és összegezzük)⁷, a másik lehetőség, amikor 15 °C alatti hőmérsékletértékeknek (de csak ezeknek) a 18 °C küszöbértéktől vett eltéréseit számítjuk (és összegezzük). Képlettel a két megoldás a következő:

1. módszer:

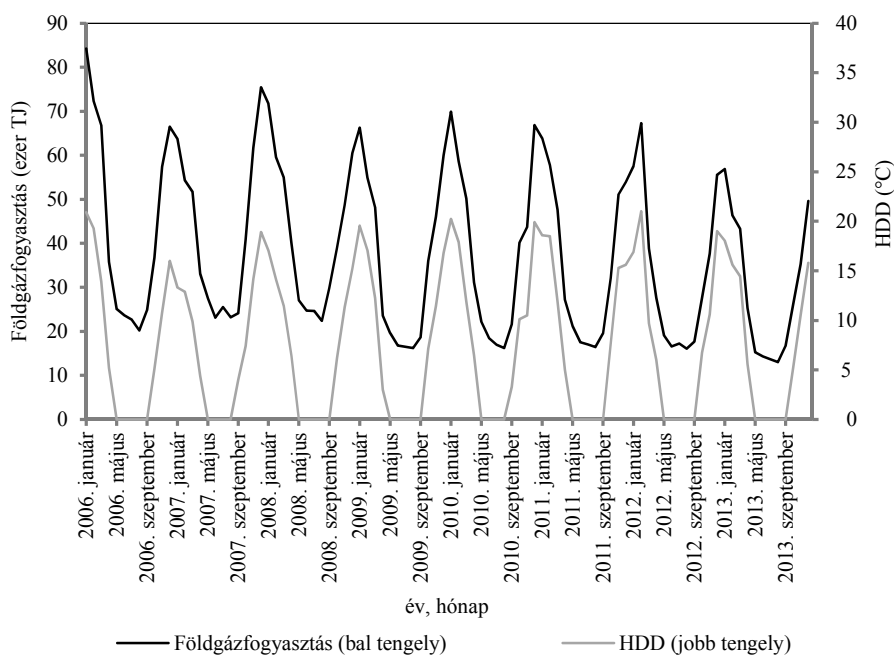
$$HDD = \max(0, 16 \text{ °C} - \text{hőmérséklet}),$$

2. módszer:

$$\begin{aligned} HDD &= 18 \text{ °C} - \text{hőmérséklet}, & \text{ha a hőmérséklet} \leq 15 \text{ °C}, \\ HDD &= 0 \text{ °C}, & \text{egyébként.} \end{aligned}$$

A második módszer esetén a számítás ennél jóval szofisztikáltabban is körüljárható (lásd például *Howden et al. [2001]*); az empirikus eredmények mindenesetre azt igazolják, hogy az utóbbi megoldás általában jobb illeszkedést biztosít, illetve az Eurostat is e képlet szerint publikál.

4. ábra. A magyarországi földgázfogyasztás és a HDD alakulása, 2006–2013



⁷ Hasonlóan léteznek hűtési napok is (ún. cooling degree day), amely a légkondicionálók nyári meleg miatt magasabb fogyasztásának leírásában tud segíteni. Itt egy adott küszöbértéktől felfelé vett eltéréseket szokás számítani, a küszöbérték tekintetében azonban kevésbé vannak „szabványok” úgy, mint a fűtési hatás tekintetében.

Esetünkben a 2. módszer szerint számoltunk.⁸ A 4. ábra a földgázfogyasztás és a hőmérséklet alapján számított HDD időbeli alakulását mutatja a 2006 és 2013 közötti időszakra. Jól látható a fogyasztásban meglevő csökkenő tendencia – ami nemcsak a 2008-as válság hatásával magyarázható –, valamint, hogy a hidegebb teleken magasabb a fogyasztás, míg melegebb teleken alacsonyabb, illetve felismerhető a korábban említett kiugró 2012. februári hideg hatása is.

Összefoglalva az empirikusan tett megállapításainkat, önmagában a HDD-módszer tehát csak arra alkalmas, hogy a fűtési hatást modellezze, de a küszöbérték alatti megfigyelések esetében a kapcsolatot alapvetően lineárisan írja le. Azonban az ábrák alapján sejthető, hogy a küszöbérték alatt sem feltétlenül lineáris a kapcsolat. A tanulmányban többek között az utóbbi empirikus tény modellezésére és számszerűsítésére mutatunk be egy lehetséges megoldást.

A bemutatott módszertant felhasználva azt is megvizsgáljuk, hogy a modell hogyan alkalmazható az extrém hőmérsékleti hatások kezelésére. Ahogyan azt a bevezetőben bemutattuk, a földgázfogyasztás szezonálisan kiigazított idősorában még jelentős az extrém hideg vagy meleg időjárásból adódó véletlen hatás, ezért kézenfekvőnek tűnik a számított HDD-k átlagos értékektől való eltéréseit definiálni, és változóként az átlagos HDD-től vett eltéréseket használni. Így az eltérés lehet pozitív vagy negatív, attól függően, hogy az átlagos tendenciához képest viszonylag hideg vagy meleg hónap volt.

Mivel a december, január (esetleg februári) hónapok jellemzően hidegebbek a többinél, ezért célszerű az átlagtól vett eltéréseket havonta számolni. Azaz csak a januári hónapokat figyelembe véve kiszámoljuk a januári átlagos⁹ HDD-t, és megnezzük minden egyes januári hónap HDD-értékének ezen átlagtól vett eltérését, majd ugyanígy járunk el mind a 12 hónap esetében. Így minden hónapban igaz az, hogy az átlagos HDD-től, mint referenciaszinttől számított eltérések átlaga pontosan zéró (hiszen az átlagtól vett eltérések átlaga zéró).

2.2. A becslési eredmények bemutatása

A tanulmányban bemutatott eredmények az X-13ARIMA-módszerrel, az X-13ARIMA-SEATS, illetve az Excel program felhasználásával készültek. A részletes lépéseket nem mutatjuk be, a fontosabb eredményeket, a modellezés közben meghozandó döntéseket és nehézségeket ismertetjük. Megvizsgáljuk, hogy a HDD-eltérések,

⁸ Amennyiben rendelkezésre állnak napi adatok, az ezekből számított értékek aggregálásával kaphatjuk meg a havi és éves szinten az éves értékeket stb. Mivel 2006-ig visszamenőleg hiteles hőmérsékletadatok napi bontásban nem álltak rendelkezésünkre, és az Eurostat is csak 2009-ig közöl ilyen tartalmú adatokat, ezért a tanulmányban – napi adatok hiányában – a havi átlaghőmérsékletből számolt eredményekkel dolgoztunk.

⁹ Átlag alatt a mintabeli időszak átlagát értjük.

mint exogén változók (a szezonális kiigazítást végző programok elnevezésével élve az ún. felhasználó által definiált változók (user-defined variables)) a szezonális kiigazítás minőségét hogyan befolyásolják. Erre azért érdemes külön hangsúlyt fektetnünk, mert a bevezetőben említettek alapján a földgázfogyasztás esetében a szezonalitást alapvetően a hőmérséklet befolyásolja, ahol a véletlen szerepe rendkívül nagy, és így a szezonális kiigazítás stabilitására is jelentős mértékben hatással lehet. Ennek vizsgálatára felhasználjuk majd az X-13ARIMA-módszer egyik közismert diagnosztikáját (a csúszó tartományokat (sliding spans)). A TRAMO-SEATS-eljárás ilyen diagnosztikai megoldásokkal nem rendelkezik, ezért ez is indokolja az X-13ARIMA előnyben részesítését a másik közismert szezonális kiigazítási eljárással szemben.

Első lépésben bemutatjuk tehát a HDD-eltérések használata mellett készült eredményeket, beleértve azt a megoldást, amikor a hőmérséklet hatását külön nem kezeljük, majd kitérünk az eredmények stabilitásának vizsgálatára, illetve a gyakorlati alkalmazásra.

2.2.1. Becslési eredmények HDD-eltérések használata nélkül, illetve annak használatával

Az 1. táblázat a modellbecslés fontosabb eredményeit tartalmazza.

1. táblázat

Fontosabb számítási eredmények

Modell	HDD-eltérés nélkül	HDD-eltéréssel
Komponensek összekapcsolódása	Multiplikatív	Multiplikatív
Transzformáció	Logaritmus	Logaritmus
Outlierek becslése	Minden típus	LS
Becsült regARIMA-modell	Konstans	Konstans, LS, exogén változók (lásd bővebben a 2. táblázatot)
Becsült ARIMA-modell	SARIMA(2, 1, 0)(0, 1, 1) ₁₂	SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1) ₁₂

Megjegyzés. A regARIMA-modell ARIMA részének becslése az X-11ARIMA-ban is implementált automatikus modellszelekciós eljárás alapján történt (Dagum [1988]). Ez a megoldás öt modellváltozat közül választ, melynek során figyelembe veszi, hogy fennáll-e a túldifferenciálás problémája (AR és MA együtthatók alapján), a Ljung–Box-statisztika reziduumokra számított értékét, illetve a minta utolsó három évére számított mintán belüli előrejelzések átlagos abszolút százalékos hibáját. Az öt modellváltozat a következő: SARIMA(0,1,1)(0,1,1)_s, SARIMA(0,1,2)(0,1,1)_s, SARIMA(2,1,0)(0,1,1)_s, SARIMA(0,2,2)(0,1,1)_s, SARIMA(2,1,2)(0,1,1)_s, ahol *s* a szezonok számát jelenti.

Az exogén változók nélküli és az azokat tartalmazó modellek esetében egyaránt a földgázfogyasztás idősorának logaritmálása és a komponensek multiplikatív össze-

kapcsolódása bizonyult a legjobb megoldásnak. A választás annak alapján történt, hogy melyik esetben kisebb a becslés végeredményeként adódó klasszikus véletlen átlagos értéke.

Outlierek tekintetében továbbra is az AO¹⁰, az LS¹¹ és a TC¹² automatikus tesztelésére van lehetőség az X-13ARIMA-SEATS-ben. Ezzel szemben vannak olyan (régie és új) outlier típusok, amelyek automatikus tesztelésére (azaz az időpont keresésére) nincsen ugyan lehetőség, de a felhasználó által definiálhatók (szignifikanciájuk természetesen a szokásos módon t -próbával ellenőrizhető).

Érdekes tapasztalat, hogy a HDD-eltérések nélküli változatban az automatikus szelekció eredményeként egyetlen additív outlier adódik 2012. február hónapra. Ez minden bizonnyal azzal magyarázható, hogy ebben a hónapban hirtelen lett nagyon hideg, aminek a hatására a földgázfogyasztás megugrott. Ez egy olyan véletlen hatás tehát, amit az exogén változók beépítése mellett transzparensabb módon tudunk majd kezelni.

Az idősorban rejlő csökkenő tendencia mellett egy szinteltolások törés illesztése a válság miatt indokolt lehet, hiszen úgy tűnik, hogy 2008 utolsó harmadától nagyobb mértékű hirtelen esés következett be. Szintén érdekes eredmény, hogy amennyiben az automatikus outlier szelekciót csak a szinteltolások tesztelésére korlátozzuk, a HDD-eltérések nélküli modell nem talál szignifikáns szinteltolást sehol az idősorban, még a válság környékén sem. Ennek valószínűleg az az oka, hogy a következő év hidegebb tele, illetve az általános csökkenő tendencia együttesen tévesztik meg a szelekciót. A HDD-eltérésekkel kiegészített modellben már felismerhető egy szinteltolások outlier, mégpedig 2008. októberi kezdéssel, ami közel megfelel a várakozásainknak.

Az földgázfogyasztás idősorát vizsgálva látható, hogy az első három évben, de különösen 2007-ben és 2008-ban a nyári időszakban is magasabb volt a fogyasztás szintje mint később, amikor egy látszólag stabil szint körüli ingadozásról beszélhetünk. Ennek a kezelésére többféle megoldással is próbálkoztunk (például „speciális” kettő vagy három évig tartó (nyári) szinteltolás, illetve előre meghatározott LS definiálásával, az új típusú, ún. SO¹³ beépítésével stb.).

Az SO használatát leszámítva a szezonálisan kiigazított idősor első három évében, de leginkább 2007-ben és 2008-ban bármilyen beavatkozás ellenére maradt egy „kiemelkedés”.

A szezonális outlier tehát alkalmasnak tűnt ugyan a jelenség látszólagos kezelésére, azonban a nyári fogyasztások szintje mögött – vélhetően – más ok van, mégpedig a nyári csúcspontok kielégítésére működő gázüzemű erőművek fogyasztása.

¹⁰ AO (additive outlier): additív kiugró érték.

¹¹ LS (level shift): szinteltolás.

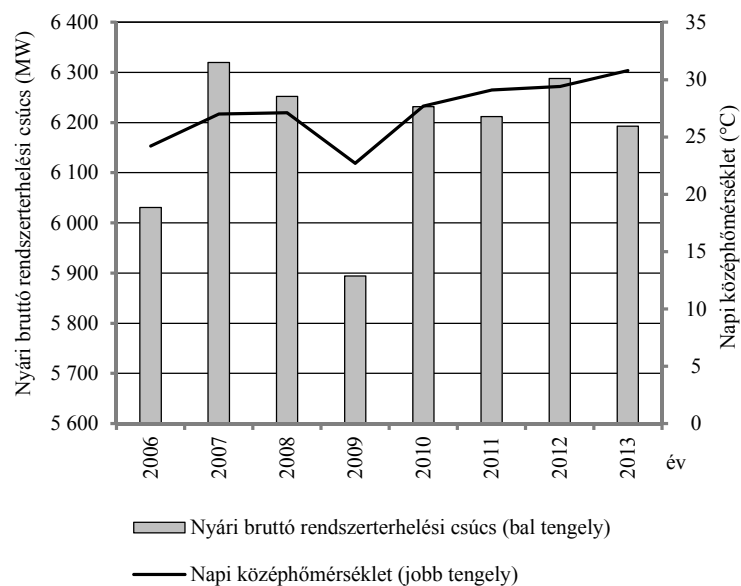
¹² TC (transitory change): csillapodó törés.

¹³ SO (seasonal outlier): szezonális kiugró érték.

Ez praktikus azt jelenti, hogy a gázfogyasztás esetében is van egy ún. nyári hőmérsékletthatás, ami a magasabb villamosenergia-rendszerterhelésen keresztül érhető tetten. Ennek több proxy változója is lehet, például a nyári hónapok villamos energia csúcsterhelés időszora vagy a legmagasabb csúcsterheléssel rendelkező napok hőmérséklet időszora.

A számítások során a havi értékekkel számolunk majd, a könnyebb áttekinthetőség kedvéért az 5. ábrán a nyári időszak¹⁴ bruttó rendszerterhelési csúcsának alakulását és az annak a napnak megfelelő napi középhőmérséklet értékét mutatjuk. Bár elméletileg mindkét idősor alkalmas lehet a nyári hőmérsékletthatás mérésére, érdemes inkább a rendszerterhelést választani, mivel a hőmérsékletben jól látható az emelkedő tendencia, és a napon belüli átlagolás egyébként is elmoshatja a napon belüli hőmérséklet-ingadozásokat, amik a gázüzemű erőművek igénybevételénél számítanak¹⁵. Ugyanúgy, ahogy a téli hőmérsékletfüggés esetében tettük, itt is a csúcsterhelések átlagától vett eltérésekkel dolgoztunk. A fejezet eredményei tehát a villamos energia rendszerterhelési csúcs, mint proxy változó beépítésével készültek el.

5. ábra. A magyarországi nyári rendszerterhelési csúcs és napi középhőmérséklet alakulása, 2006–2013



Forrás: A Magyar Villamosenergia-ipari Átviteli Rendszerirányító Zrt. (www.mavir.hu) adatai alapján saját készítésű ábra.

¹⁴ A június, július, illetve augusztusi hónapok.

¹⁵ A bizonytalanságot még az is növelheti, hogy azt sem tudjuk biztosan, a csúcsigényt hazai vagy külföldi erőművek elégítették-e ki.

A fontosabb tesztek, diagnosztika eredményeket a Függelékben közöljük.

A HDD-eltérésekkel kapcsolatos eredményekre rátérve (lásd a 2. táblázatot), a június, július és augusztus hónapok HDD-eltéréseit nem is teszteltük, hiszen ezekben a nyári hónapokban a HDD és a HDD-eltérés értéke a vizsgált időszakban végig zéró volt. A május és szeptember hónapok 1-1 évben mutattak ugyan pozitív értékeket, azonban a HDD-eltérések itt nem bizonyultak szignifikánsnak.

2. táblázat

A regressziós modell főbb eredményei

Változó	Koefficiens	Standard hiba	t-érték
konstans	-0,0010	0,0016	-0,68
LS_2008_okt	-0,2203	0,0494	-4,46
HDD_eltérés_jan	0,0363	0,0075	4,85
HDD_eltérés_feb	0,0478	0,0066	7,30
HDD_eltérés_márc	0,0556	0,0101	5,53
HDD_eltérés_ápr	0,0749	0,0145	5,17
HDD_eltérés_okt	0,0439	0,0111	3,96
HDD_eltérés_nov	0,0427	0,0091	4,70
HDD_eltérés_dec	0,0320	0,0093	3,46
csúcs_eltérés_nyár	0,0001	0,0001	1,78

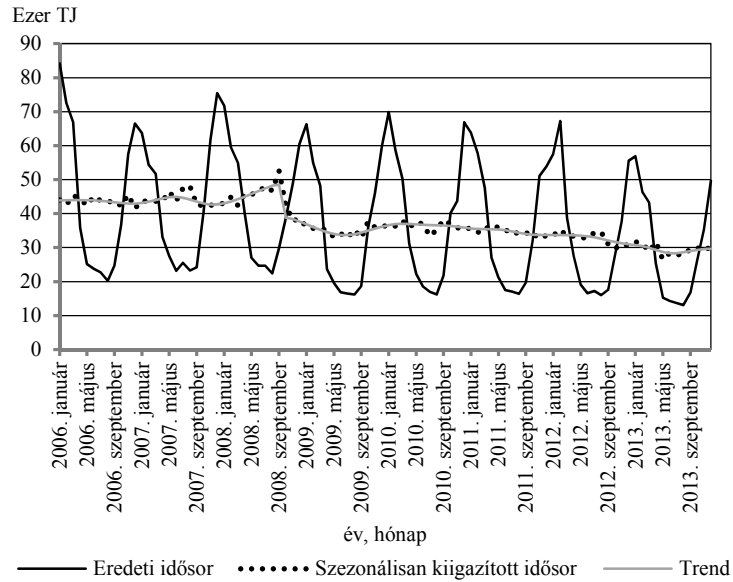
Mivel a modell az eredeti idősor logaritmalását követően készült el, ezért az idősor a különböző magyarázóváltozók exponenciális függvényeként írható fel.

Ebben az esetben – mint ismert – a paramétereket (jelöljük β -val) nem közvetlenül, hanem az exponenciális függvényformából adódóan az $\exp(\beta)$ értékekkel értelmezzük. Így például, ha a január hónap paramétere 0,0363, akkor $\exp(0,0363) = 1,0370$, tehát amennyiben a januári hónap 1 °C-kal hidegebb az átlagnál (azaz a HDD-eltérés értéke 1 °C-kal magasabb), akkor a földgázfogyasztás értéke ceteris paribus átlagosan 3,70 százalékkal lesz magasabb. Hasonlóan kalkulálhatók és értelmezhetők a többi hónap paraméterei is.

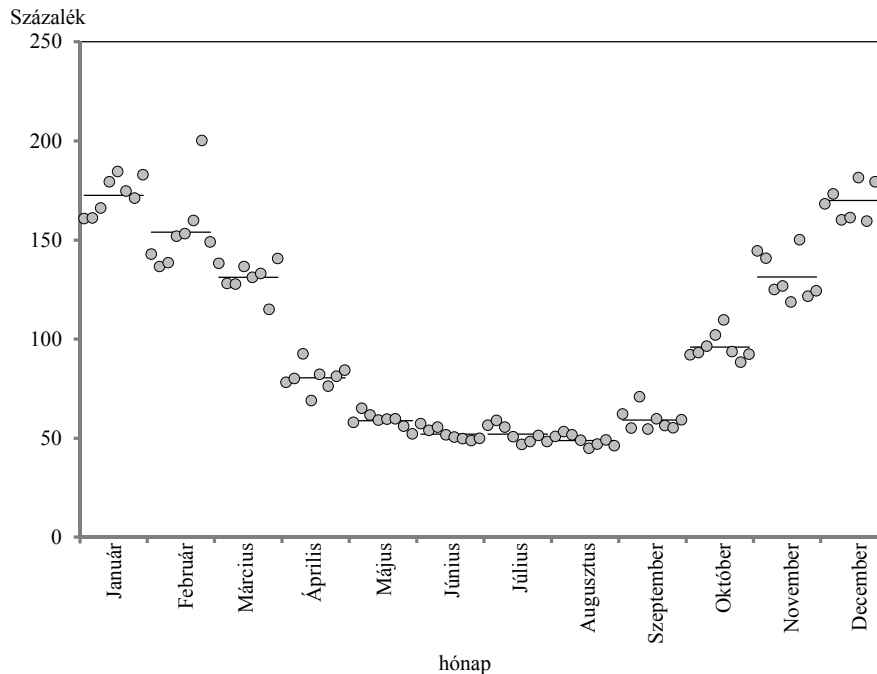
A 2. táblázat alapján az is látható, hogy a nyári hőmérséklet hatás proxy változójának előjele pozitív, tehát valóban az átlagosnál magasabb nyári csúcsterhelés mellett magasabb a földgázfogyasztás értéke.

Végezetül érdemes néhány ábrát megvizsgálni annak bemutatására, hogy a hőmérséklet beépítése a modellbe a szezonális kiigazítás szempontjából milyen hozaddal jár.

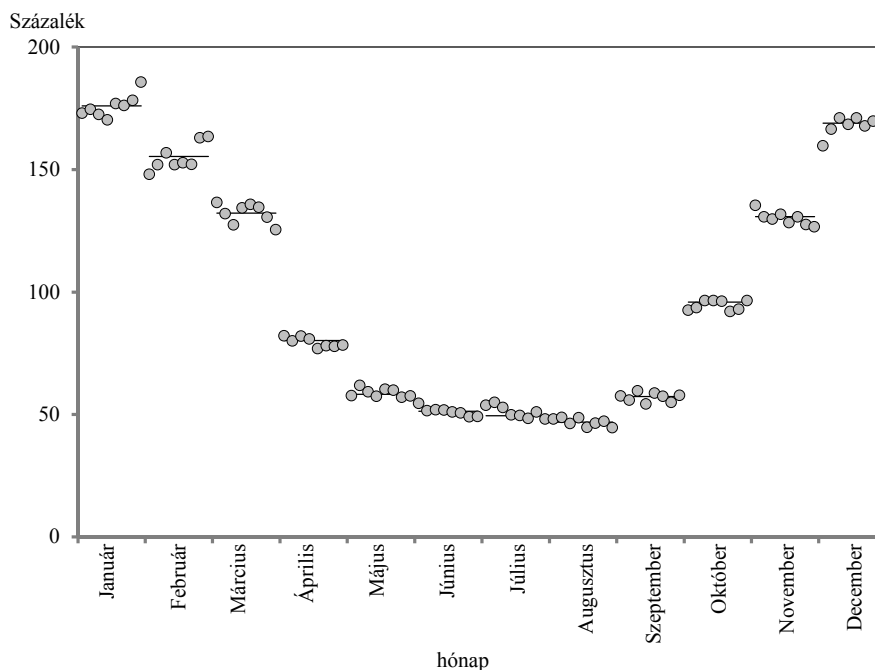
6. ábra. A szezonális kiigazítás végeredménye HDD-eltérések használata mellett, 2006–2013



7. ábra. Az SI-arányok HDD-eltérések használata nélkül, 2006–2013



8. ábra. Az SI-arányok HDD-eltérések használata mellett, 2006–2013



Láthattuk a bevezetőben, hogy a HDD-eltérések szerepeltetése nélkül a szezonális komponens hatásától megtisztított, tehát a szezonálisan kiigazított idősor meglehetősen cikkcakkos, hiszen a hőmérséklet okozta véletlen hatás még benne van. Ez különösen látványos a 2011/2012 telén, amikor februárban nagyon hideg volt. Ugyanígy cikkcakkos a válság környéki időszak, hiszen mint korábban említettük, ez a modell nem ismerte fel az válság során bekövetkező strukturális törést sem.

Hasonló megállapítás érhető tetten az SI-arányok vizsgálata esetén is, amikor hónapon belül ezek az értékek nagy változékonyságot mutatnak. (Lásd a 7. ábrát.)

A HDD-eltérések modellbe építését követően egy jóval kevésbé csipkézett szezonálisan kiigazított idősort kapunk, hiszen a HDD-eltéréseket a szezonális komponens részeként definiáltuk. Jól felismerhető mind a trendben, mind a szezonálisan kiigazított idősorban a szignifikánsnak bizonyuló, válság alatti törés hatása. (Lásd a 6. ábrát.) Folytatva az előző gondolatmenetet, ebben az esetben az SI-arányok is jóval kisebb ingadozást mutatnak. (Lásd a 8. ábrát.)

2.2.2. A csúszó tartományok elemzése

Szintén a HDD-eltérések beépítésének hasznosságát mutatja a csúszó tartományok elemzése során készült eredmény. Ennek az elemzésének a lényege (*Findley*

et al. [1990]), hogy a résztartományokra az eddigiekben bemutatottakkal ekvivalens modellezés végezhető, és a szezonális kiigazítás stabilitása ún. instabil időpontok meghatározásával vizsgálható.

Jelölje SA_j^t a szezonálisan kiigazított idősor t -edik időpontbeli értékét a j -edik csúszó tartományban. A szezonális kiigazítás instabilnak, megbízhatatlannak mondható az adott időpontra, amennyiben¹⁶

$$\left(\max_j SA_j^t - \min_j SA_j^t\right) / \min_j SA_j^t > 0,03. \quad /1/$$

Hasonlóan képezhető ilyen stabilitási, megbízhatósági mérőszám a szezonálisan kiigazított idősor időszakról időszakra történő változásaira:¹⁷

$$\max_j \left(A_j^t / A_j^{t-1}\right) - \min_j \left(A_j^t / A_j^{t-1}\right) > 0,03. \quad /2/$$

A hüvelykujjszabály az, hogy az /1/ szerinti instabilitások aránya ne haladja meg a 15 százalékot (kivételesen a 25 százalékot), a /2/ esetén pedig a 35 százalékot (kivételesen a 40 százalékot).

A vizsgálatot kettő, három, illetve négy tartomány¹⁸ definiálásával végeztük el, több küszöbérték alkalmazása mellett.¹⁹ Természetesen rövidebb tartományok, illetve alacsonyabb (azaz szigorúbb) küszöbértékek választása mellett az instabilnak minősített arányok *ceteris paribus* magasabbak lesznek.

A HDD-eltérésekkel számoló modellben csak a szigorú, 0,03-as küszöbértékkel rendelkező eredmények utalnak jelentősebb instabil szezonális kiigazításra, és ott is csak abban az esetben, amikor négy tartományt választottunk. Minden esetben igaz az, hogy számottevően jobb eredményeket kapunk, mint akkor, ha a HDD-eltérésekkel nem kalkuláltunk volna. Tehát a HDD-eltérések beépítése a modellbe stabilabb szezonális kiigazítást eredményez.

Jól látható, hogy ezen diagnosztikák mellett a HDD-eltéréssel dolgozó modell sokkal stabilabban teljesít, mint az azzal nem számoló párja,²⁰ illetve hogy a csúszó tartományok elemzése hogyan alkalmazható az instabil szezonális kiigazítás feltérképezésére.

¹⁶ A 0,03-as küszöbérték állítható.

¹⁷ A 0,03-as küszöbérték állítható.

¹⁸ Két tartomány esetén az időszakok 2006–2012, 2007–2013; három tartományánál 2006–2011, 2007–2012, 2008–2013; négy tartományt tekintve 2006–2010, 2007–2011, 2008–2012, 2009–2013.

¹⁹ Nem javasolt 0,05 feletti küszöbérték használata, ezért ilyen magas értékekkel mi sem számoltunk, de látni fogjuk, hogy 0,04 mellett is meggyőzők már az eredményeink.

²⁰ Érdemes megjegyezni, hogy a csúszó tartományok elemzésénél állítható, hogy fix (a teljes mintára becsült) regARIMA-moddellel szeretnénk-e a tartományoknál dolgozni vagy sem, esetleg bizonyos komponensek is fixen tarthatók. A bemutatott példában csak az outliereket rögzítettük, tekintettel azok meghatározásának nehézségére (lásd a korábbi elemzéseket).

3. táblázat

A csúszó tartományok elemzésének eredményei (két tartománnyal)

Mennyiség	HDD-eltérés nélkül			HDD-eltéréssel		
	0,03	0,035	0,04	0,03	0,035	0,04
Küszöbérték (azonosan)	0,03	0,035	0,04	0,03	0,035	0,04
Instabil szezonális faktorok						
száma (db)	12	11	7	12	5	4
aránya (%)	16,7*	15,3*	9,7	16,7*	6,9	5,6
Instabil százalékos változások a szezonálisan kiigazított idősorban						
száma (db)	23	19	14	14	13	9
aránya (%)	32,4	26,8	19,7	19,7	18,3	12,7

* Itt és a 4., 5. táblázatoknál az instabil időszakok aránya meghaladja a szigorúbb követelményszintet (15, illetve 35 százalék).

** Itt és a 4., 5. táblázatoknál az instabil időszakok aránya meghaladja a megengedőbb követelményszintet (25, illetve 40 százalék).

4. táblázat

A csúszó tartományok elemzésének eredményei (három tartománnyal)

Mennyiség	HDD-eltérés nélkül			HDD-eltéréssel		
	0,03	0,035	0,04	0,03	0,035	0,04
Küszöbérték (azonosan)	0,03	0,035	0,04	0,03	0,035	0,04
Instabil szezonális faktorok						
száma (db)	32	27	21	19	13	12
aránya (%)	44,4**	37,5**	29,2**	26,4**	18,1*	16,7*
Instabil százalékos változások a szezonálisan kiigazított idősorban						
száma (db)	40	27	22	17	17	13
aránya (%)	56,3**	38,0*	31,0	23,9	23,9	18,3

5. táblázat

A csúszó tartományok elemzésének eredményei (négy tartománnyal)

Mennyiség	HDD-eltérés nélkül			HDD-eltéréssel		
	0,03	0,035	0,04	0,03	0,035	0,04
Küszöbérték (azonosan)	0,03	0,035	0,04	0,03	0,035	0,04
Instabil szezonális faktorok						
száma (db)	48	39	32	28	19	15
aránya (%)	66,7**	54,2**	44,4**	38,9**	26,4**	20,8*
Instabil százalékos változások a szezonálisan kiigazított idősorban						
száma	40	32	25	23	20	10
aránya (%)	56,3**	45,1**	35,2*	32,4	28,2	14,1

2.2.3. A modell felhasználása az extrém hőmérsékleti hatások kiszűrésére

A 6. táblázatban a HDD-eltérés paraméterek becsült értékei láthatók, illetve a belőlük származtatható eredmények.

6. táblázat

A HDD-eltérés paramétereinek értéke és származtatott értelmezése

Hónap	β	$\exp(\beta) - 1$ (százalék)
Január	0,0363	3,70
Február	0,0478	4,90
Március	0,0556	5,72
Április	0,0749	7,78
Május	*	*
Június	**	**
Július	**	**
Augusztus	**	**
Szeptember	*	*
Október	0,0439	4,49
November	0,0427	4,36
December	0,0320	3,25

* A paraméter nem szignifikáns.

** Paraméterbecslés nem történt (HDD-eltérés zéró).

Ezek szerint tehát, ha januárban az átlagosnál (a januári átlagos értéknél) 1 °C-kal van hidegebb, akkor a fogyasztás ceteris paribus átlagosan 3,70 (februárban ez az érték 4,90, márciusban 5,72) százalékkal magasabb.

Az eredmények nem meglepők, hiszen decemberben-januárban van jellemzően a leghidegebb, így ha ezekben a hónapokban az átlagnál még 1 °C-kal alacsonyabb a hőmérséklet, akkor nem emelkedik annyira a fogyasztás, mint a többi hónapban. Részben azért, mert a fűtési rendszereknek is van egy limitje, részben pedig azért, mert ha a hőmérséklet –1 °C-ról –2 °C-ra csökken, annak valószínűleg nagyobb a hatása, mint ha –5 °C -ról –6 °C-ra (például a spórolás miatt is). Ezzel magyarázható az is minden bizonnyal, hogy az áprilisi érték a legmagasabb.

Természetesen előfordulhat extrém hideg májusban és szeptemberben is (bár ez ritka, a fűtési szezon jellemzően október közepén indul), de emiatt nem lép fel többlet fűtési hatás, így a HDD-eltérés ezekben a hónapokban nem szignifikáns. Következésképpen, ha májusban és szeptemberben van HDD-eltérés, az ezzel történő ki-

igazítás sem indokolt. A januári hónapokban 1 °C-nyi HDD-eltérés ceteris paribus átlagosan 3,70 százalékkal magasabb fogyasztást jelent, így amennyiben egy január 1 °C-kal hidegebb volt az átlagosnál, akkor ennek a hónapnak a hőmérsékletkiigazított fogyasztását 3,70 százalékkal kell csökkenteni a valós fogyasztáshoz képest, hiszen az átlagosnál hidegebb idő okozta a többletfogyasztást; ha 2 °C-kal volt hidegebb, akkor kétszer ennyivel, és így tovább. A kiigazítás természetesen fordított irányban is érvényes, tehát ha egy január 1 °C-kal melegebb volt az átlagosnál, akkor ennek a hónapnak a hőmérséklet-kiigazított fogyasztását 3,70 százalékkal kell növelni, hiszen az átlagosnál enyhébb idő okozta az alacsonyabb fogyasztást.

Általánosságban a bemutatott modell esetében a hőmérséklet-kiigazítás a következők szerint végezhető el:

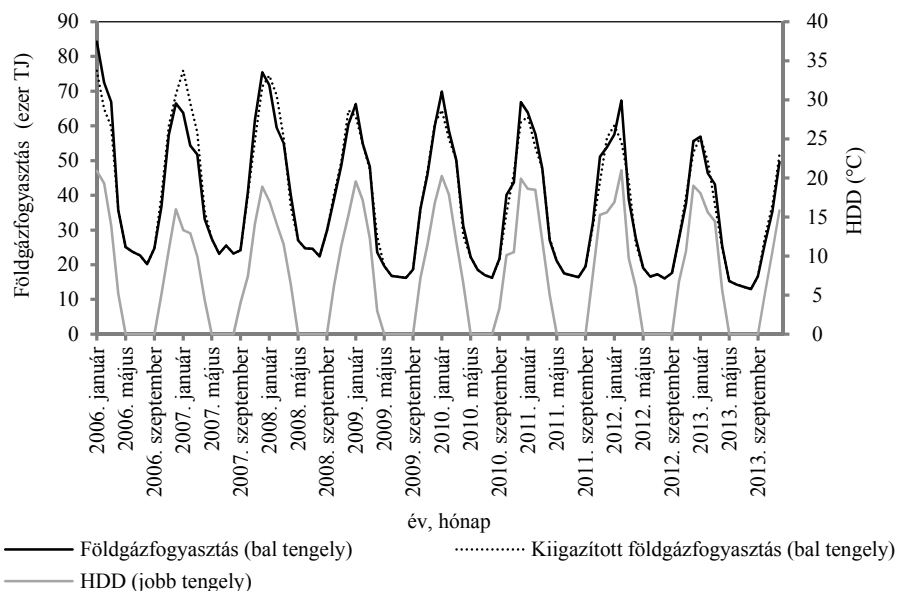
$$Y/exp(\beta * HDD\text{-eltérés}),$$

ahol

- Y – az eredeti idősor adatait tartalmazza,
- β – a becsült HDD-eltérés paramétereket jelöli,
- HDD-eltérés – a HDD-eltérés havi időszora.

Az előbbi képlet alapján számolva, a hazai földgázfogyasztás hőmérsékletkiigazított időszora látható a 9. ábrán.

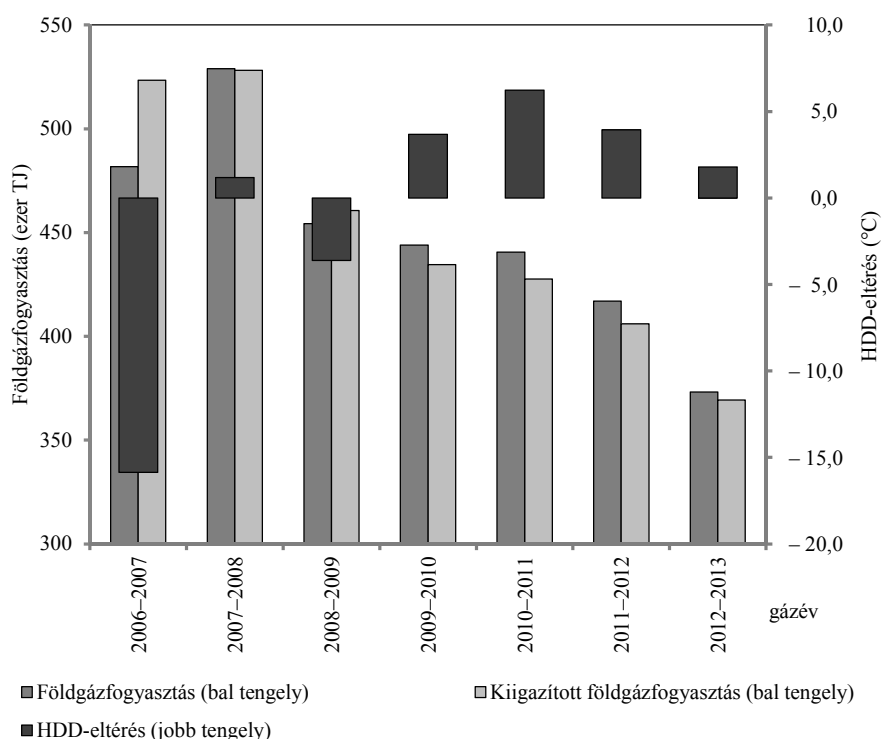
9. ábra. A hőmérséklettel kiigazított földgázfogyasztás alakulása, 2006–2013



Jól látható, hogy például 2006/2007-ben a tél relatív enyhe volt, így ott a hőmérsékletkiigazított mennyiségek magasabbak a tény mennyiségeknél, még a kiemelten hideg 2012. februárban a kiigazítás lefelé történt.

A 10. ábrán az előbbi eredmények gázév szerint aggregáltan láthatók. Egy gázév július 1-jétől a következő naptári év június 30-ig tart²¹, így a gázév a telet nem vágja ketté, és könnyebben értékelhető a relatív enyhe és hideg telek hatása (lásd a 2006–2007-es, illetve 2010–2011-es gázéveket).

10. ábra. A hőmérséklettel kiigazított földgázfogyasztás alakulása gázév szerint, 2006–2013



3. Összefoglalás

Az időjárás alakulásában előforduló többé-kevésbé szélsőséges körülmények nem eseti jelleggel előforduló kilengések, hanem az átlagostól kisebb vagy nagyobb mér-

²¹ 2015-től azonban változik a szabályozás, és egy három hónapos átmeneti időszakot követően a 2015-2016-os gázév kezdete már 2015. október 1-je.

tétkben vett, állandóan jelen levő eltérések, ezért azok klasszikus outlierként történő modellezése nehézkes, és nem is igazán megfelelő megoldás.

Az ilyen természetű véletlen hatások kezelése és számszerűsítése rövid és hosszú távon egyaránt fontos (a tanulmányban a hosszú távú kérdésekre helyeztük a hangsúlyt). Mivel a bizonytalanság (nem olyanról van szó, amit például egy strukturális törés jelent) folyamatosan fennáll, ezért a kapcsolódó kockázatok kezelése és számszerűsítése is fontos és állandó kontrollt igényel, legyen szó akár szabályozásról, akár hosszú távú portfóliókezelésről beszerzés (a hosszú távon szükséges szerződéses mennyiségek meghatározása) és fogyasztás oldalán (a fogyasztás várható alakulásának előrejelzése) egyaránt.

A tanulmányban szezonális kiigazítási módszertan alkalmazása mellett mutattuk be, hogy az időjárás (hőmérséklet) okozta sztochasztikus véletlen milyen mértékben képes befolyásolni a modellezési eredményeket (például magát a szezonális kiigazítást, az outlierok felismerését) és azt, hogy annak explicit kezelése mellett milyen eredménybeli javulásokat érhetünk el.

A véletlen jelleg természetesen a regARIMA-hoz hasonló regressziós modell becslésével is kezelhető, hiszen az idősor komponensekre bontása ettől gyakorlatilag független, ugyanis többek között az idősor előigazítására szolgál. Ennek megoldását ismertettük tanulmányunkban. A szezonális kiigazítás módszertana megadta a lehetőséget egyrészt a „hagyományos” outlierok kezelésére, valamint az eredmények validálására (például a csúszó tartományok vizsgálatával a stabilitás tekintetében).

Az eredmények között mindezek mellett olyan, jól interpretálható modell alkotása is szerepel, amely figyelembe veszi a hőmérséklet-fogyasztás nemlineáris kapcsolatát két oldalról is. Egyik oldalról abban a tekintetben, hogy a hőmérséklet hatása, csak egy bizonyos küszöbérték alatt releváns, így a HDD használata indokolt a modellekben. Ez a megoldás ekvivalens az ezen a téren jellemzően alkalmazott megoldásokkal. Másik oldalról abban a tekintetben, hogy a modell havonként az átlagtól vett HDD-eltérésekkel számol, így lehetőség van annak figyelembe vételére, hogy a hőmérséklet hatása az említett küszöbérték alatt sem feltétlenül egyforma.

Bemutattuk mindezek mellett a nyári hőmérséklet hatásának modellbe történő építését is a csúcs villamosenergia-rendszerterhelés időszorának felhasználásával, ami azért jelent fontos eredményt, mert földgáz esetében a hőmérséklet kettős hatásának (azaz téli és nyári) modellezésével kapcsolatban nagyon ritkák a számszerű eredmények.

A hőmérséklet hatásának beépítésén keresztül nemcsak egy véletlen hatásokkal kevésbé csipkézett, hanem egy biztosabb, stabilabb szezonális kiigazítást is kaphatunk, amit a csúszó tartományok módszer használatával támasztottunk alá. A csúszó tartományok kapcsán a stabilabb eredmények iránti igény szükségességét is érdemes

hangsúlyoznunk, hiszen az X-13ARIMA egyik nagy előnye pontosan ez, ugyanakkor a havi vagy negyedéves idősorok esetében a stabilitás vizsgálata, az eredmények általánosíthatósága mintha sokkal inkább feledésbe merülne, mint például az a napi vagy órás bontású idősorok esetében történik. Természetesen az ilyen vizsgálatoknak gyakran az alkalmazott módszertan is határt szabhat.

Függelék

1. Az Eurostat és a tanulmányban használt HDD-értékek eltéréseinek bemutatása

Ahogy a korábbi fejezetekben már utaltunk erre, a számított HDD-értékek eltérése az Eurostat és az általunk alkalmazott megoldást vizsgálva nagyon kicsi, a 2006. január és 2010. április közötti időszakot tekintve az átlagos abszolút eltérés 0,5 °C a kétféle számítási mód között, a legutolsó teljes év, 2009 példáján bemutatva látszik, hogy az eltérések elsősorban a tavaszi és őszi időszakokban adódnak. A könnyebb összehasonlíthatóság érdekében az Eurostat havi aggregált mennyiségeiből az adott hónap napjainak számával osztva havi átlagos értékeket számoltunk (lásd az F1. táblázatot).

F1. táblázat

Az Eurostat és a tanulmányban használt havi (átlagos) HDD-értékek, 2009

Számítás	Január	Február	Március	Április	Május	Június	Július	Augusztus	Szeptember	Október	November	December
Eurostat	19,56	16,39	11,76	2,57	1,57	0,59	0,00	0,00	0,03	6,52	10,65	16,10
Szerző saját	19,55	17,10	12,25	3,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	7,15	11,45	16,80

Forrás: Az Eurostat, illetve az Országos Meteorológiai Szolgálat adatai alapján saját számítás.

Érdeemes még megjegyezni, hogy a tanulmányban az első és a második módszer közötti választás csak igen elhanyagolható mértékben befolyásolja az eredményeket, hiszen nem a HDD-k konkrét értékeivel, hanem azok átlagtól vett eltérésekkel dolgozunk, így az árnyalatnyi eltérések nagyrészt a 16/18 °C-os küszöbérték különbözőségéből adódnak.

2. Az X-13ARIMA-TRAMO programcsomagban használható outlieriek

F2. táblázat

Az X13-ARIMA-TRAMO beépített outlierjei

Outlier típusa	Definíció, tartalom
AO	Az idősor egyik adata jelentősen kilóg, a változó értéke 1 ebben az időpontban (t_0), egyébként ($t \neq t_0$) 0.
TC	Az idősor szintje fokozatosan eltolódik lefelé vagy felfelé, a változó értéke 0 a törés időpontja (t_0) előtt ($t < t_0$), utána α^{t-t_0} ($t \geq t_0$), ahol $0 < \alpha < 1$ a sokk lefutásának gyorsaságát jellemző paraméter.
LS	Az idősor szintje hirtelen eltolódik lefelé vagy felfelé, a változó értéke -1 a szinteltolás időpontja (t_0) előtt ($t < t_0$), utána 0 ($t \geq t_0$).
SO*	Az idősor szintjében hirtelen változás áll be, ami azonban csak bizonyos szezonokban érvényesül. A változó értéke 0 a törés utáni időpontokban ($t \geq t_0$), 1 a törés előtti azonos szezonok időpontjaiban ($t < t_0$), és $-1/(s-1)$ egyébként, ahol s a szezonok számát jelenti, az SO tehát kontraszt jellegű változóként működik.
RP ^{22*}	Az idősor t_0 és t_1 időpontjai között egy lineárisan csökkenő vagy növekvő szinteltolódás következik be, a változó értéke $t_0 - t_1$ a szintváltás megkezdése előtt ($t \leq t_0$), $t - t_1$ a szinteltolódás alatt ($t_0 < t < t_1$), és 0 utána ($t \geq t_1$).
QI ^{23*}	Az idősor t_0 és t_1 időpontjai között egy kvadratikusan növekvő szinteltolódás következik be, a változó értéke $-(t_0 - t_1)^2$ a szintváltás megkezdése előtt ($t \leq t_0$), $(t - t_0)^2 - (t_1 - t_0)^2$ a szinteltolódás alatt ($t_0 < t < t_1$), és 0 utána ($t \geq t_1$).
QD ^{24*}	Az idősor t_0 és t_1 időpontjai között egy kvadratikusan csökkenő szinteltolódás következik be, a változó értéke $-(t_1 - t_0)^2$ a szintváltás megkezdése előtt ($t \leq t_0$), $(t - t_0)^2$ a szinteltolódás alatt ($t_0 < t < t_1$), és 0 utána ($t \geq t_1$).
TL ^{25*}	Az idősor szintje hirtelen eltolódik lefelé vagy felfelé majd egy későbbi időpontban visszaáll az eredeti szintre, a változó értéke 0 a szinteltolás időpontja (t_0) előtt ($t < t_0$), 1 a szinteltolódás alatt ($t_0 \leq t \leq t_1$), utána 0 ($t > t_1$).

* Automatikus outlier-szelekció nem futtatható.

Forrás: Saját készítésű táblázat.

²² RP (ramp): lineáris szintváltás.²³ QI (quadratic ramp, increasing): kvadratikusan növekvő szintváltás.²⁴ QD (quadratic ramp, decreasing): kvadratikusan csökkenő szintváltás.²⁵ TL (temporary level shift): átmeneti szinteltolás.

F3. táblázat

Fontosabb tesztek eredményei

Teszt	HDD-eltérés nélkül	HDD-eltéréssel
regARIMA reziduumok tesztelése	Ljung-Box(24) $Q = 27,1$; $p = 0,17$	Ljung-Box(22) $Q = 21,52$; $p = 0,49$
Szezonálítás tesztelése	$F = 237,175$; $p = 0,0000$; Kruskal-Wallis = $90,025$; $p = 0,0000$	$F = 1298,761$; $p = 0,0000$; Kruskal-Wallis = $92,388$; $p = 0,0000$
Mozgó szezonálítás tesztelése	$F = 2,021$; $p = 0,0630$	$F = 1,644$; $p = 0,1357$
	Szezonálítás tesztelése (QS-statisztikák)	
Eredeti idősor	$p = 0,0000$	$p = 0,0000$
Extrém értékektől szűrt eredeti idősor	$p = 0,0000$	$p = 0,0000$
regARIMA reziduumok	$p = 1,0000$	$p = 1,0000$
Szezonálisan kiigazított idősor	$p = 1,0000$	$p = 1,0000$
Extrém értékektől szűrt szezo- nálisan kiigazított idősor	$p = 1,0000$	$p = 1,0000$
Irreguláris komponens	$p = 1,0000$	$p = 1,0000$
Extrém értékektől szűrt irregu- láris komponens	$p = 1,0000$	$p = 1,0000$

Forrás: Itt és az F4. táblázat esetén X13-ARIMA-SEATS eredmények alapján saját számítás.

F4. táblázat

Q- és M-statisztikák eredményei

Statisztika	HDD-eltérés nélkül	HDD-eltéréssel
M1	0,037	0,026
M2	0,058	0,039
M3	0,885	1,097
M4	0,158	0,411
M5	0,857	0,872
M6	0,121	0,159
M7	0,166	0,068
M8	0,211	1,810
M9	0,200	0,126
M10	0,289	1,433
M11	0,286	0,569
Q (M2 nélkül)	0,330	0,540

Irodalom

- BOX, G. E. P. – JENKINS, G. M. [1976]: *Time Series Analysis: Forecasting and Control (2nd Edition)*. Holden-Day. San Francisco.
- DAGUM, E. B. [1988]: *X-11-ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method – Foundations and Users Manual*. Statistics Canada. Ottawa.
- FINDLEY, D. F. – MONSELL, B. C. – SHULMAN, H. B. – PUGH, M. G. [1990]: Sliding Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustments. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 85. No. 410. pp. 345–355.
- HOWDEN, S. M. – CRIMP, S. [2001]: *Effect of Climate and Climate Change on Electricity Demand in Australia*. CSIRO Sustainable Ecosystems. Canberra.
- MÁK F. [2011]: Egységgyöktesztek alkalmazása strukturális törések mellett a hazai benzinár példáján. *Statisztikai Szemle*. 89. évf. 5. sz. 545–573. old.
- MÁK F. [2014]: Egységgyöktesztek alkalmazása szezonalitást is tartalmazó idősorok esetében energiatőzsde-adatok példáján. *Statisztikai Szemle*. 92. évf. 7. sz. 647–679. old.
- SUGÁR A. [1999a]: Szezonális kiigazítási eljárások (I.). *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 9. sz. 705–721. old.
- SUGÁR A. [1999b]: Szezonális kiigazítási eljárások (II.). *Statisztikai Szemle*. 77. évf. 10–11. sz. 816–832. old.
- SUGÁR A. [2011]: A hőmérséklet hatásáról a villamosenergia- és gázfogyasztás magyarországi példáján. *Statisztikai Szemle*. 89. évf. 4. sz. 379–398. old.

Summary

The study examines the stochastic behaviour of temperature and introduces a method for controlling extreme temperature conditions in the seasonal adjustment framework. The benefit from controlling extreme temperature conditions is shown by more stable seasonally adjusted time series. An application for calculating temperature-corrected natural gas volumes is also presented.