

EGY XX. SZÁZADI MAGYAR MATEMATIKUS PÁLYÁJÁNAK RÖVID TÖRTÉNETE – SZIDAROVSKY FERENC ÉLETE ÉS MUNKÁSSÁGA¹

MOLNÁR MÁRK – MOLNÁR SÁNDOR
ELTE GTK – HUN-REN SZTAKI

1 Bevezetés

A következőkben szeretnénk egy rövid megemlékezést adni Szidarovszky Ferenc professzor úrról, áttekintve szakmai pályafutásának fontosabb lépcsőit, kitérve főbb tudományos eredményeire, és összefoglalva az egyes kutatási területeken elért főbb eredményeit. Miután életében minden barátja és kollégája professzor urat Szidarnak hívhatta, és az ő felszólítására így is kellett, hogy hívja, ezért a cikk hátralevő részében alkalmanként mi is így fogjuk hívni, most még egyszer, utoljára. Halála óta a *Szigmában* már a harmadik posztumusz közleménye jelenik meg, ezzel a cikkel is adózunk kiemelkedő munkásságának.

Szidarovszky Ferenc számos tudományterület műveléséhez járult hozzá kiemelkedő szinten, többek között a döntéselmélet, a numerikus módszerek, a közgazdasági rendszerdinamika, a játékelmélet diszciplínáihoz – hogy csak néhányat említsünk. A cikk szerzői kollégái, szerzőtársai és talán mondhatjuk, barátai is voltak, évtizedekre visszamenően dolgoztak és végeztek közös kutatásokat vele. Akárcsak más kutatókat is, akik olvasták munkáit, mély meglátásaival és bölcsességével vezetett minket, kitartása és szorgalma pedig inspiráló volt.

Szidarovszky Ferenc a Pécsi Tudományegyetem Alkalmazott Matematikai Tanszékének és a Corvinus Egyetem Matematika Tanszékének egyetemi tanára volt, kiváló kutató, nagyszerű oktató és jókedvű barát, aki, bár munkáját nagyon komolyan vette, mindig szerette a tréfát. Egy értelmiségi család egyetlen fiúgyermekéként született: édesanyja és három nővére is tanárnő volt, édesapja pedig okleveles mérnök. Már középiskolás korában kitűnt matematikai tehetségével, amikor két második helyezést is elért a Nemzetközi Matematikai Diákolimpián. Felvételi vizsga nélkül vették fel az Eötvös Loránd Tudományegyetem matematika szakára, ahol 1966-ban szerzett diplomát, majd 1968-ban mesterdiplomát. Ugyanitt folytatta doktori tanulmányait, és 1970-ben védte meg doktori értekezését a numerikus módszerek területén. Ezt követően az ELTE Geometria Tanszékének oktatója lett, majd az újonnan alapított Numerikus és Számítástechnikai Módszerek Tanszékén dolgozott.

¹Beérkezett 2025. június 24. DOI: <https://doi.org/10.15170/SZIGMA.56.1281>. E-mail: molnar.sandor.prof@uni-mate.hu, molnar.mark@gtk.elte.hu.

Kilenc év elteltével, 1977-ben a Kertészeti Egyetemre került, ahol további kilenc évet töltött numerikus analízis, operációkutatás és számítástechnika oktatásával, miközben a Számítástechnikai Tanszék megbízott tanszékvezetőjeként is tevékenykedett. Ezekben az években, fiatal adjunktusként látogatta Szép Jenő professzor játékelméleti szemináriumait a Marx Károly Közgazdaságtudományi Egyetemen (MKKE), ahol megismerkedett egyik élethosszig tartó kutatási témájával, a játékelmélettel, azon belül is az oligopóliumok területével. Az MKKE-n 1977-ben közgazdaságtudományi doktorátust is szerzett, majd 1986-ban csatlakozott az egyetem Matematikai és Számítástudományi Intézetéhez. Mindemellett intenzíven foglalkozott gazdaságmodellezési tevékenységgel, a természeti erőforrások optimális kiaknázásának és hasznosításának kérdéseivel is.

Az Arizonai Egyetemen 1988 és 1990 között vendégprofesszorként, majd 1990-től rendes egyetemi tanárként dolgozott az Ipari Rendszerek és Mérnöki Tudományok Tanszéken, egészen 2011-es nyugdíjazásáig.

Azon kevés hazai kutatók egyike, akinek egy Nobel-díjas tudóssal közös publikációi voltak, Szidar az Arizonai Egyetemen működő Kísérleti Közgazdaságtani Laboratórium vezetőjével, Vernon L. Smith-szel publikált közös folyóiratcikkeket a kísérleti közgazdaságtan és az oligopóliumok témájában (ld. [1,2,3]).

2 Egy élet a tudomány szolgálatában – lépcsőfokok Budapesttől Tucsonig

Szidar akadémiai pályájára visszatekintve, a diploma megszerzése után öt fordulópontra emelt ki (ld. [4]), amelyek későbbi karrierje szempontjából döntő fontosságúnak bizonyultak. Az első épp azután következett be, hogy 1968 júniusában befejezte tanulmányait az Eötvös Loránd Tudományegyetemen, amikor is felajánlottak neki egy oktatói állást. Diákévei alatt az egyetem szimfonikus zenekarának hegedűszólamában játszott, így nem volt sem ideje, sem hajlandósága politikai tevékenységekben részt venni, emiatt a pártvezetés ellenezte az alkalmazását. A tanszékvezető azt javasolta, hogy nyáron utazzon ki a Szovjetunióba egy magyar diákokból álló csoporttal egy nemzetközi diáktáborba – amit meg is tett. Így a politikai akadály elhárult, és tanársegéd lett a Geometria Tanszéken, ahol grafikus és numerikus módszereket tanított.

Úgy esett, hogy 1972-ben egyik kollégáján keresztül személyes kapcsolatot tudott kialakítani az Arizonai Egyetem néhány professzorával. Tudományos beszélgetéseik alapján amerikai partnerei közös kutatási pályázatot nyújtottak be az NSF-hez (National Science Foundation). A pályázatot elfogadták, így 1973-tól 1986-ig szinte minden évben lehetősége volt Arizonába látogatni, sőt, két alkalommal vendégprofesszorként is dolgozott ott egy, illetve három szemeszteren át. Ez a kapcsolat nagyban elősegítette, hogy 1988-ban csatlakozhasson az Arizonai Egyetem Ipari Rendszerek és Mérnöki Tudományok Tanszékéhez.

A harmadik fontos esemény a '70-es évek végén történt, amikor a híres

japán közgazdász, Koji Okuguchi lektorálta az egyik tanulmányát. A bírálat után felvette a kapcsolatot Szidarral, több levélváltást követően meglátogatta Magyarországot, majd ez a látogatás szinte minden évben megismétlődött. Okuguchi professzor még a magyar nyelvet is megtanulta. Együttműködésük nagyon sikeres volt, számos közös cikket írtak az oligopóliumelmélet különböző aspektusairól, valamint egy könyvet is: *The Theory of Oligopoly with Multi-Product Firms* (Springer-Verlag, 1990), amely második kiadásban is megjelent ([5]).

Egy dublini konferencián 1991-ben Okuguchi professzor úr külön szekciót szervezett, ahol Szidar megismerkedett Carl Chiarellával, a Sydney-i Műszaki Egyetem professzorával. Ez a találkozás egy több mint tízéves együttműködés kezdetét jelentette, amelynek fókuszában oligopólium- és egyéb dinamikus gazdasági modellek kutatása állt. Két másik kutatóval közösen írták meg a *Nonlinear Oligopolies: Stability and Bifurcations* (Springer-Verlag, 2010) című könyvet is [6].

Az ötödik mérföldkő a kilencvenes évek végéhez köthető, amikor egy dániai (odensee-i) konferencián megismerkedett Akio Matsumotóval. Gyorsan fény derült kutatásaik közös vonatkozásaira, és rendkívül sikeres együttműködés vette kezdetét, amely máig is tart. Közös munkájuk során újragondolták a dinamikus monopóliumokat, oligopóliumokat és számos klasszikus közgazdasági modellt. Eredményeiket számos cikk mellett egy játékelméleti monográfiában (*Game Theory and its Applications*, Springer-Verlag, 2015) összegezték, amelynek második kiadásának megírását és szerkesztését Szidar még szokásos gondosságával el tudta végezni [7]. Eredményeiket számos közös cikkükön túlmenően a Tokióban megrendezett 9. Nemlineáris Gazdasági Dinamika Konferencia tanulmánykötetében (*Essays in Economic Dynamics*, Springer Science, 2016) is publikálták [8].

A következőekben kísérletet teszünk Szidarovszky Ferenc munkásságának rövid összefoglalására.

3 Munkássága fő pillérei

Szidarovszky Ferenc tudományos tevékenysége a tiszta matematikától az ipari problémák alkalmazásáig igen széles spektrumot ölelt fel, és kétségtelenül kimagasló eredményeket ért el számos kutatási területen. Kiváló csapatjátékos, kutatótársai, hallgatói, társszerzői a világ minden táján megtalálhatóak. Bár szinte lehetetlen összes tudományos közleményét teljeskörűen besorolni, főbb kutatási eredményeit alapvetően mégis hat területre oszthatjuk. Ezek a szakterületek, amelyeken széles körben idézett, nagy újdonságtartalmú és jelentős hatású munkái jelentek meg, az alábbiak voltak: numerikus módszerek, optimalizálás, dinamikus rendszerek, játékelmélet és oligopóliumelmélet, ipari alkalmazások és gazdasági dinamika. Az alábbiakban ezek rövid ismertetésére vállalkozunk, az alábbi összefoglaló minden bizonnyal nem lesz teljeskörű.

Numerikus módszerek

Ez volt pályafutása korai éveinek központi területe. Szidar általános sémát dolgozott ki olyan mátrixokra, amelyek inverze nemnegatív, ideértve az M-mátrixokat is. Konvergenciakritériumokat adott meg ponthalmazokra leképező algoritmusokra, valamint többféle Newton-típusú módszerre, nemállandó többlépcsős iterációkra és módosított kontrakciókra. Speciális módszereket fejlesztett ki erőforráskihasználási egyenletek megoldására, mikroelektronikai mátrixegyenletek megoldására, nemlineáris áramköri egyenletrendszerekhez való iterációs technikákra, valamint polinomegyenletek megoldásának hibabecslésére. Korai eredményeit két könyvben foglalta össze: Sydney Yakowitzcal közösen írt *Principles and Procedures of Numerical Analysis* (1978) művében [9], valamint a Ioannis K. Argyros-szal közös *The Theory and Applications of Iteration Methods* (1993) kötetben [10].

Optimalizálás

A többcélú optimalizálási modellek kiválasztására szolgáló módszert dolgozott ki, és kimutatta az összefüggést a súlyozott átlagoló (OWA – Ordered Weighted Average) operátor és a kompromisszumos programozás között. Az OWA operátort vizsgáldokadási problémákra alkalmazta. További gyakorlati alkalmazásai közé tartozott az invazív fajok elleni optimális védekezés vizsgálata Arizonában, egy konfliktuselemzési modell alkalmazása az erdőgazdálkodásban, és többcélú optimalizálási modellek felhasználása borászati termelésre, az élelmiszeripar optimális termékszerkezetére, valamint az energiaszektor és a természeti erőforrásgazdálkodás területén különféle problémákra. Mahdi Zarghamival közösen írt könyvük (*Multicriteria Analysis. Applications to Water and Environment Management*, 2011) tartalmazza ezen eredményeit [11].

Dinamikus rendszerek és szimulációk

Ezen a területen elsőként említendő, hogy stabilitási feltételeket dolgozott ki adaptív szabályozási rendszerekhez, általános technikákat javasolt véges memóriájú adatok manipulálására és sima előrejelzésére, valamint rekurzív szűrők érvényesítésére. A késleltetések kulcsszerepet játszanak a természet-tudományokban és társadalomtudományokban egyaránt – Szidar egyszerű, elemi módszert dolgozott ki egy vagy két késéssel rendelkező dinamikus rendszerek stabilitásának vizsgálatára. A numerikus szimuláció kiegészítheti az analitikus elemzést, különösen akkor, ha az utóbbi korlátozott. Vizsgálta a perturbációs becslések konvergenciáját, és korrelált mintavételezést vezetett be integrálásban. Ügynök-alapú szimulációkat végzett közszolgálati rádió támogatói kampányának vizsgálatára, társadalmi problémák kezelésére, véges szomszédságú bináris játékok és a „nemek harca” játéknak az elemzésére. Továbbá súlyozott Monte Carlo integrálásra dolgozott ki módszert, általános jellemzést adott kétjátékos bináris játékokra, valamint többszereplős tanulási modelleket vizsgált.

Játékelmélet és oligopóliumelmélet

A Marx Károly Közgazdaságtudományi Egyetemen Szép Jenő professzor szemináriumain ismerkedett meg a játékelmélettel, amelynek oktatói irányítás alatt rögtön aktív művelője is lett. Azóta is folyamatosan foglalkozik a témával. Négy játékelméleti könyvet írt magyar kollégáival, Forgó Ferenc, Molnár Sándor, Szép Jenő professzorokkal, angolul Akio Matsumotóval jelenik meg (sajnos már csak posztumusz) második kiadása játékelméleti témájú monográfiájuknak [12,13,7]. Emellett számos játékelméleti és oligopóliumelméleti cikke jelent meg hazai és külföldi matematikai és közgazdasági szakfolyóiratokban.

A tárgyalási játékkal kapcsolatban Szidar vizsgálta a bizonytalanság melletti és fuzzy környezetben zajló változatokat, új osztályozást adott a Nash-féle tárgyalási megoldásra, valamint módosított alternáló ajánlati eljárást vezetett be és alkalmazta is azt például a vasúti menetrend-tervezésben.

Számos további területen végzett kutatásokat, így dinamikus játékmoddell dolgozott ki számítógépes hálózatok biztonságára, egyensúlyelemzést végzett aszimmetrikus versenyhelyzetekben endogén árakkal, stabilitási feltételeket adott általános kvadratikus játékokra, és vizsgálta a stratégiai interakciókban fellépő jutalmakat és költségeket.

A konfliktusmodellek területén általános modellekhez adott meg szükséges és elégséges feltételeket az egyensúly létezésére, valamint közjavak használatával kapcsolatos csoportközi konfliktusokat elemzett.

Az oligopóliumokkal foglalkozva, Szidar két könyvet is írt a témában: az elsőként írt a közgazdaságtani szakaszban szerepel, míg a második, *Nonlinear Oligopolies: Stability and Bifurcations* (2010) címmel jelent meg Gian Italo Bischi, Carl Chiarella és M. Kopel társszerzőségében [6].

Függetlenül a játékelmélet egyik óriásának számító, és 1994-ben közgazdasági Nobel-emlékdíjat elnyerő Reinhard Seltenől, Szidar vezette be a válaszfüggvényeket az iparági össztermelés függvényeként, és egy egyszerű numerikus eljárással konstruktív bizonyítást adott a konkáv oligopóliumok egyensúlyának létezésére és egyértelműségére. Nem differenciálható konkáv oligopóliumok esetén kimutatta, hogy az iparági össztermelés egyértelmű, és az egyensúlyhalmaz vagy egyetlen pont, vagy poliéder.

Különböző oligopóliummodellek keretein belül alaposan és rigorózan vizsgálta a következő kérdéseket: egyensúlyok létezése és egyértelműsége kapacitáskorlátos, piacsaturációs, termékdifferenciálós, output-kiigazítási költséges, valamint oligopólium-oligopszóniás modellekben, dolgozók irányította oligopóliumokban, járadékvadász játékokban, környezetszennyezéses scenáriókban és kutatás-fejlesztési (K+F) versenyhelyzetekben.

Kidolgozott többpiacos és vezető-követő típusú modelleket is, különböző körülmények között: bizonytalanság mellett, részben együttműködő vállalatokkal, időben egymásra ható kereslet mellett, hibás keresleti függvényekkel, versenyellenes küszöbértékek figyelembevételével, költségtámogatásokkal, reklámmal, külső költségekkel, kartellizálódó csoportokkal, társadalmi felelősséget vállaló vállalatokkal, időszakos munkaerővel és munkanélküli-biztosítási

rendszerekkel, szakadó kifizetésekkel, termelés-kiigazítási és beruházási költségekkel, valamint hiányos információ mellett.

Stabilitási és irányíthatósági feltételeket, valamint különböző tanulási eljárások mellett a sikeres tanulás kritériumait is meghatározta. Emellett alkalmazta az oligopóliumelméletet nemzetközi halászati kérdésekben is, valamint egy- és kétkétsleltetéses modelleket vizsgált.

Alkalmazott kutatások az iparban

Szidar főként ipari tanácsadóként dolgozott a Magyar Ipari Minisztérium, valamint a Központi Bányászati Fejlesztési Intézet számára, így kiterjedt ipari tapasztalattal rendelkezett, és speciális ismereteket halmozott fel a vízgazdálkodási rendszerek, az energiapolitikai döntéshozatal, a hidrológiai modellezés, a földrengésvédelmi berendezések modellezése és a neurális hálózatok előrejelzésre és optimalizálásra való alkalmazása terén a vízgazdálkodásban. Természetes következményként számos, a társadalom valós problémáit érintő tanulmánya született.

Egy Bayes-féle módszert dolgozott ki bányák alatti vízbetörések elemzésére, valamint optimális megfigyelőhálózatot tervezett a bányászati ipar számára. Matematikai modelleket alkotott optimális ellenőrzési, javítási és tervszerű megelőző karbantartási cserestratégiákhoz, valamint az ásványkincsek optimális kitermeléséhez. Bizonyította a geostatisztikai Kriging-módszer konvergenciáját, vizsgálta az optimális stratégiákat bérleti szerződések esetén nemkooperatív, kooperatív játékelméleti és konfliktuskezelési keretekben, valamint hiányzó meghibásodási adatok mellett végezte el komponens-megbízhatósági becsléseit.

A vízgazdálkodás területén Szidar módszert dolgozott ki az árvízvédelmi töltések optimális tervezésére, többcélú modelleket konstruált az agrár- és többfelhasználós vízelosztás optimalizálására. Ezen kívül a vízgazdálkodásban is alkalmazta az oligopóliumelméletet, valamint vezető-követő típusú játékmmodelleket vízelosztási problémákra.

Numerikus módszert alkalmazott jégtakarók és gleccserek mozgásának leírására a kapcsolódó parciális differenciálegyenletek megoldásával, valamint neurális hálózatokat használt felszín alatti vízszintek átmeneti előrejelzésére, a vízellátás és a környezeti egészségügyi kockázatok közötti konfliktus elemzésére, a sós víz betörésének becslésére és algaszám előrejelzésére felszíni vizekben.

Közgazdaságtan

Egyik mentora, Koji Okuguchi jól ismert közgazdász volt, aki az oligopóliumelméletre szakosodott. Vele együtt dolgozva Szidar számos kihívást jelentő problémát oldott meg, amely nagy számú közös publikációban, valamint egy könyvben csúcsozott ki: *The Theory of Oligopoly with Multi-Product Firms* (1999) [5]. Feltételt adott meg nemlineáris input-output modellek megoldhatóságára, és vizsgálta a dinamikus fogyasztó–termelő piacok stabilitását.

Ezen túlmenően, Akio Matsumoto professzorral együttműködve tovább bővítette gazdasági problémák irányába végzett kutatásait. Olyan témákat dolgoztak fel, mint a szubvenciók játékok dinamikusan elemzése, reklámalapú duopóliumok, neoklasszikus növekedési modellek, multiplikátor-akcelerator modellek, nemlineáris pókháló-modellek, az IS-LM klasszikus modelljének adóbeszedéssel bővített változata, eszközár-modellek heterogén szereplőkkel, Goodwin-féle üzleti ciklusmodell, a Kaldor-Kalecki modell, valamint Hicks-féle kereskedelmi ciklusok modellje.

4 Közös munka Szidarovszky Ferencsel - egy kolléga és barát a matematikán túl

A következőkben jeles szerzőtársa és barátja, Akio Matsumoto professzor úr visszaemlékezését közöljük.

„Mikor először hallottam a Szidarovszky nevet – amelyet a japánok számára nehéz kiejteni, először magam sem tudtam, hogyan kellene kiejteni. Valószínűleg még a hetvenes évek végén, amikor posztgraduális hallgatóként a piacelmélet szakirodalmát kutattam haladó mikroökonómiai órán. Akkoriban Koji Okuguchi fiatal, feltörekvő matematikai közgazdász volt, aki rendszeresen publikált ebben a témakörben. Két jelentős kötete, az *Expectations and Stability in Oligopoly Model* és *The Theory of Oligopoly with Multi-product Firms* szinte kötelező olvasmány volt minden oligopóliummodellekkel foglalkozó hallgató számára. A nyolcvanas és kilencvenes években Okuguchi professzor úr szoros szakmai együttműködésben dolgozott Szidarovszky Ferencsel. Ekkor találkoztam először a nevével – Okuguchi egyik tanulmányában. Természetesen csak írásban láttam a nevét; személyes kapcsolatunk akkor még nem volt.

Az 1980-as évek végétől kezdtem el foglalkozni a káoszelmélet – például a káosz, szolitonok, fraktálok – közgazdasági alkalmazásaival. Az 1990-es évek közepétől egyre gyakrabban vettem részt európai és amerikai konferenciákon, köztük Gustav Feichtinger (TU Wien) által szervezett bécsi konferenciákon is, ahol a kutatók elsősorban optimalizálásról, differenciáljátékokról, nemlineáris dinamikáról tartottak előadásokat. Szidar természetesen rendszeres résztvevő volt. Személyes kapcsolatunk azonban ekkor még távoli maradt. Úgy emlékszem, 2000-ben egy kisebb, barátságos hangulatú találkozóra került sor a Dél-dániai Egyetemen. Napközben egymás kutatásait hallgattuk, este borozás és dán vacsora mellett beszélgettünk. A rendezvény házigazdája Szidar volt, aki remek humorával tette emlékezetessé az estét – ez volt az első alkalom, hogy személyesen is beszélgettünk.

Kapcsolatunk elmélyülésének egyik fordulópontja az volt, amikor meghívtott magához Tucsonba, Arizonába. Akkoriban jelentős kutatási támogatásban részesültem az államtól és az egyetemtől, így anyagi forrásaim lehetővé tették az utazást. Tucsonban igazi „western hangulatú” steakeket kóstoltam, részt vettem egy amerikai stílusú BBQ-partin, sőt, egy napos túrát is tettem a Grand Canyonhoz, ami öt-hat órás utazást jelentett oda-vissza. Ekkor kezdtünk közösen dolgozni. A késleltetés jelentőségét már felismerték a közgazdasági elméletekben, azonban a közgazdászok általában nem rendelkeztek elmélyült ismeretekkel a matematikai kezeléséről. Szidar kiválóan ismerte a késleltetett dinamikák elméletét, és első közös publikációnk az oligopóliummodellek késleltetett dinamikájának vizsgálatáról szólt – ez egy olyan terület volt, amelyet mindketten jól ismertünk. Szidar szakmai tudásának és elkötelezettségének köszönhetően az elmúlt húsz évben több mint száz közös, lektorált tudományos közleményt publikáltunk.

Közös munkánk mindig kiegészítő jellegű volt. Tipikus esetben én dolgoztam ki az alapvető közgazdasági modellt, meghatároztam az egyensúlyi megoldás létezésének és stabilitásának feltételeit, majd bevezettem a késleltetést, és vizsgáltam az ebből fakadó esetleges instabilitást és annak dinamikai következményeit. A modellek nemlineáris késleltetett differenciál- vagy különbségi egyenletekkel írhatók le. Bár ezeknek a lokális stabilitási feltételei levezethetők, az egyenletek zárt formában nem oldhatók meg, ezért numerikus szimulációkat alkalmaztunk a globális viselkedés feltérképezésére. A matematikai kidolgozás főként Szidar feladata volt, míg a numerikus számításokat én végeztem. Tokió és Tucson között 16, Tokió és Budapest között 7 óra az időeltolódás, ami kimondottan kedvezőnek bizonyult: amikor este 9 körül elküldtem neki a kérdéseimet, Budapesten ez délután 1-et, Tucsonban pedig hajnal 5-öt jelentett. Mire másnap reggel megnyitottam a gépemet, már ott várt a részletes válasz. Szidar valóban élő matematikai lexikon volt, aki gördülékennyé és élvezetessé tette a kutatást.

Kutatói szabadságomat 2007-ben az Arizonai Egyetemen töltöttem. Egyedül utaztam Tucsonba. Az ottani tartózkodásomhoz kapcsolódik egy kedves emlék: Szidar hetente rendezett zenei esteket szűkebb baráti körének, és engem is meghívtott. Tudtam, hogy rendkívül jártas a klasszikus zenében, otthonában ezernyi CD sorakozott. Én azonban a Beatles-generációhoz tartozom, elsősorban rockzenét hallgattam, a klasszikus zene nem állt közel hozzám. Gyanítom, Szidar célja az volt, hogy – ha szelíden is – „átneveljen” a klasszikus zene irányába. Nem zenei estként, hanem „magyar házi vacsoraként borral” hirdette meg az alkalmat. Természetesen elfogadtam a meghívást. A vacsora 4-5 fő részére készült, igazi magyaros fogásokkal, amelyet egyórás zene-

hallgatás követett. Eleinte inkább az ételek és a bor kötöttek le, a zene háttérként szolgált – néha el is bóbiskoltam közben. De ahogy hétről hétre hallgattuk a műveket, egyes darabok felkellették az érdeklődésemet, különösen Bach billentyűs versenyei és csellóművei. Így fokozatosan, hétről hétre egy kis klasszikus zenei magot ültetett el bennem, amely a hazatérésem után szárba szökkenett – ma már magam is elkötelezett rajongója vagyok a klasszikus zenének. Szidar stratégiája bevált.

Számos közgazdasági problémát sikerült közösen megoldanunk és publikálnunk. Egyetlen komoly kihívás maradt megoldatlan: az optimális gazdasági növekedésmélelet késleltetéssel. A tőkefelhalmozás dinamikájának késleltetett kezelése esetén a modell egyszerre tartalmaz késleltetést és előretekintést, ami matematikailag rosszul definiált, ún. „ill-posed” problémát eredményez. Ezt a kérdést – sajnálatos módon – már nem tudjuk közösen megoldani.

Zárszó

Áttekintve Szidar életpályáját, barátai és kollégái számosságát, tudományos közleményeinek kiterjedt és széles körét, azzal vigasztalódhatunk, hogy bár távozása váratlanul és megrázóan hirtelen történt, de mégis maradandó nyomot hagyott a hazai és a nemzetközi tudományos életben. Tanárként, kutatóként, barátként egyaránt nagyszerű teljesítményt nyújtott, erről tanúskodik a családja által összeállított emlékkötetben számos közeli jóbarátjának, tanítványának és kollégájának megemlékezése. Fáradhatatlan tettekézségével, kutatói vénájával tanítványai és kutatótársai számára kiapadhatatlan inspirációt biztosított. Jószándékúságával és nagylelkűségével pedig sok esetben segítette pályáján hallgatóit és doktoranduszait az előttük tornyosuló akadályok leküzdésében és a fokozat megszerzésében.

Szidarovszky Ferenccben a hazai tudományos élet legfelső élvonalába tartozó, a nemzetközi tudományos életben kiváló hírnévnek és megbecsültségnek örvendő magyar matematikust tisztelhattunk, akinek távozása fájó veszteség.

Bár ebben a visszaemlékezésben magánéletével kapcsolatban nem bocsátkozunk részletekbe, de gondos családfőként, négy gyermek apjaként, és számos unoka nagyapjaként, boldog és teljes családi életet élt, lelkiismeretesen gondoskodva mindvégig gyermekeiről és szeretteiről.

Emlékét megőrizzük.

Irodalom

1. Smith, V. L., F. Szidarovszky (2004). Monetary Rewards and Decision Cost in Strategic Interactions. In M. Augier and J. March (eds.) *Essays in Memory of Herbert A. Simon*. MIT Press, Cambridge, MA, 169–182.
2. Rassenti, S., S. S. Reynolds, V. L. Smith, F. Szidarovszky (2000). Adaptation and Convergence of Behavior in Repeated Experimental Cournot Games. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 41(2), 117–146.

3. Szidarovszky, F., V. L. Smith, S. Rassenti (2009). Cournot Models: Dynamics, Uncertainty and Learning. *Cubo, A Mathematical Journal*, 11(2), 57–88.
4. Matsumoto, A. (ed.) (2017). *Optimization and Dynamics with Their Applications. Essays in Honor of Ferenc Szidarovszky*. Springer.
5. Okuguchi, K., F. Szidarovszky (1999). *The Theory of Oligopoly with Multi-Product Firms*. Springer Verlag, Berlin/Heidelberg/New York, Second Edition.
6. Bischi, G. I., C. Chiarella, M. Kopel, F. Szidarovszky (2010). *Nonlinear Oligopolies: Stability and Bifurcations*. Springer Verlag, Berlin/Heidelberg.
7. Matsumoto, A., F. Szidarovszky (2015). *Game Theory and its Applications*. Springer-Verlag, Tokyo, Japan.
8. Matsumoto, A., F. Szidarovszky, T. Asada (eds.) (2016). *Essays in Economic Dynamics*. Springer Science and Business Media, Singapore.
9. Szidarovszky, F., S. Yakowitz (1978). *Principles and Procedures of Numerical Analysis*. Plenum, New York.
10. Argyros, I. K., F. Szidarovszky (1993). *The Theory and Applications of Iteration Methods*. CRC Press, Boca Raton/Ann Arbor/London.
11. Zarghami, M., F. Szidarovszky (2011). *Multicriteria Analysis. Applications to Water and Environment Management*. Springer-Verlag, Berlin/Heidelberg/New York.
12. Forgó, F., J. Szép, F. Szidarovszky (1999). *Introduction to the Theory of Games: Concepts, Methods, Applications*. Kluwer Academic Publishers, Boston.
13. Molnár, S., F. Szidarovszky (2011). *Játékelmélet: Többcélú optimalizáció, konfliktuskezelés, differenciáljátékok*. Computerbooks, Budapest.

THE SHORT STORY OF A HUNGARIAN MATHEMATICIAN FROM THE
XX. CENTURY – THE LIFE AND SCIENTIFIC CONTRIBUTIONS OF
FERENC SZIDAROVSKY

This paper commemorates the life and scholarly legacy of Ferenc Szidarovszky, whose profound contributions enriched the fields of mathematics, economics, and engineering. It highlights his most influential research achievements and traces the major milestones of his distinguished academic career. The paper concludes with a personal remembrance offered by one of his international collaborators, Akio Matsumoto.

PÉNZÜGYI STABILITÁS ÉS BIZTONSÁG REGIONÁLIS FELMÉRÉSE MAGYAR FELNÖTTEK KÖRÉBEN – BETEKINTÉS AZ OECD 2023-AS FELMÉRÉS ADATAIBÓL¹

KÁLMÁN BOTOND GÉZA – NÉMETH ERZSÉBET – MALATYINSZKI SZILÁRD

Neumann János Egyetem – Budapesti Metropolitan Egyetem – Kodolányi János Egyetem

A magyar felnőtt lakosság pénzügyi kultúráját rendszeresen felméri az OECD. A legutóbbi, 2022-ben elvégzett vizsgálat eredményeiből merít a jelen tanulmány, amelyről 2023-ban jelent meg a hivatalos jelentés. A cél a magyar felnőttek pénzügyi biztonságának vizsgálata. Ezt az eredeti kutatási kérdőív erre vonatkozó kérdéseit felhasználva végeztük statisztikai módszerek (t-próba, ANOVA, lineáris regresszió, klaszteranalízis) segítségével. A cél a pénzügyi biztonság és az ország régióinak fejlettsége közötti összefüggés kimutatása volt. Ugyancsak célként szerepelt a pénzügyi biztonság településtípus szerinti vizsgálata is. Az eredmények azt mutatják, hogy a felnőtt magyar lakosság pénzügyi biztonsága összefügg azzal, hogy lakóhelye mely régióban van. Nem függ össze viszont a lakóhely településtípusával. A pénzügyi biztonságot elsősorban az egyén rendelkezésére álló pénzügyi tartalékok határozzák meg, ugyanakkor a befektetések diverzifikáltsága nem függ össze ezzel a biztonsággal. Az eredmények alapján érdemes a kutatást más országokra is kiterjeszteni, valamint idősorosan is vizsgálni a kimutatott összefüggések alakulását.

¹Beérkezett 2025. április 29. DOI: <https://doi.org/10.15170/SZIGMA.56.1282>. Szerzők: Kálmán Botond Géza (kalman.botond.geza@nje.hu) (a) a Neumann János Egyetem Gazdaságtudományi Kar (NJE GTK) Pénzügy és Számvitel Tanszékének (PSZT) adjunktusa, 6000 Kecskemét, Izsáki utca 10.; (b) a Széchenyi István Egyetem Kautz Gyula Gazdaságtudományi Kar (SZE GTK) Fenntarthatósági Kompetencia Központjának megbízott kutatója, 9026 Győr, Egyetem tér 1.; (c) a II. Rákóczi Ferenc Kárpátaljai Magyar Főiskola (KMF) Számvitel és Auditálás Tanszékének megbízott kutatója, UA-90201 Beregszász, Kossuth tér 6., Ukrajna; (d) a Budapesti Metropolitan Egyetem Üzleti, Kommunikációs és Turisztikai Kar Gazdaságtudományi és Pénzügyi Intézetének óraadó oktatója, 1148 Budapest, Nagy Lajos király útja 11.; (e) az Óbudai Egyetem Keleti Károly Gazdasági Kar Üzleti Tudományok és Digitális Ismeretek Intézetének megbízott oktatója, 1086 Budapest, Tavaszmező utca 15–17.; (f) a Kodolányi János Egyetem Gazdaságtudományi Kar Gazdaságtudományi Kutatóintézete (GKI) Pénzügyi Kutatócsoportjának vezetője, valamint Gazdálkodási és Menedzsment Tanszékének (GMT) óraadó oktatója, 8000 Székesfehérvár, Rákóczi utca 25. Németh Erzsébet (enemeth@metropolitan.hu) a Budapesti Metropolitan Egyetem (METU ÜKT) Kommunikációs Intézet tanszékvezető egyetemi tanára. Malatyinszki Szilárd (mszilard@kodolanyi.hu) a Kodolányi János Egyetem Gazdaságtudományi Kar (KJE GTK) dékánja, valamint Gazdálkodási és Menedzsment Tanszékének (GMT) egyetemi docense.

A tanulmány célja

Jelen tanulmány a magyar felnőtt lakosság pénzügyi biztonságát vizsgáló cikksorozat második eleme. A vizsgálat három területre terjed ki. Az első az egyén szubjektív pénzügyi biztonságérzetét méri fel, választ keresve arra a kérdésre, hogy mennyire érzi pénzügyi helyzetét veszélyben. Ezt a kérdést tárgyaltuk egy már megjelent cikkünkben (Németh et al., 2024). A második terület a veszély tényleges mértékét vizsgálja és hasonlítja össze a veszélyérzettel. Ehhez a területhez kapcsolódik ez a tanulmány, amely a tényleges veszély regionális aspektusait méri fel. Végül felmérjük, hogy az egyén milyen lépéseket tesz a veszélyhelyzet kezelésére – ez a vizsgálat egy következő tervezett tanulmány témája lesz.

Szakirodalmi összefoglaló

Az egyéni pénzügyi biztonság a személyes pénzügyek olyan állapotát jelenti, amelyben az egyén képes kezelni a pénzügyi kockázatokat és fenntartani a stabil pénzügyi helyzetet (Garman, 1999). Ez magában foglalja a pénzügyi stabilitást, a megbízható jövedelemforrásokat, a tartós gazdasági növekedést és a kockázatokkal szembeni ellenálló képességet (Kaur et al., 2023). A pénzügyi biztonság megteremtése és fenntartása érdekében fontos a megfelelő pénzügyi tervezés (De Zarzà et al., 2023), a kiegyensúlyozott költségvetés, a tartós megtakarítás és a megfelelő likviditás biztosítása (McKay, 2021). A regionális fejlettség és a személyes pénzügyi biztonság közötti kapcsolat széles körben kutatott terület a közgazdaságtan és társadalomtudományok területén. A regionális fejlettség számos aspektusa, mint például az infrastruktúra, oktatási színvonal, egészségügyi szolgáltatások és munkaerőpiac, jelentős hatással lehet az egyének pénzügyi biztonságára. Ez a szakirodalmi áttekintés bemutatja, hogyan befolyásolja a regionális fejlettség az egyének pénzügyi biztonságát különböző szempontok alapján. A regionálisan fejlettebb területek általában magasabb jövedelemszintet kínálnak az ott élők számára, köszönhetően a jobb gazdasági lehetőségeknek és fejlettebb munkaerőpiacnak (Gennaioli et al., 2014). A magasabb jövedelem növeli az egyének pénzügyi biztonságát, mivel több forrást biztosít a megtakarításokhoz és befektetésekhez. Emellett a fejlettebb régiókban gyakran magasabb az oktatási színvonal, ami hosszú távon javítja az egyének munkaerőpiaci kilátásait és jövedelmi potenciálját (Chetty et al., 2014).

Az oktatás és a pénzügyi biztonság közötti kapcsolat jól dokumentált. A magasabb szintű oktatás nemcsak magasabb jövedelmet eredményez, hanem javítja az egyének pénzügyi döntéshozatali képességeit is (Lusardi & Mitchell, 2014). A regionálisan fejlettebb területeken elérhető jobb oktatási lehetőségek hozzájárulnak az egyének pénzügyi stabilitásához, mivel jobban felkészítik őket a pénzügyi kockázatok kezelésére és a hosszú távú pénzügyi tervezésre (Behrman et al., 2012). A jól fejlett infrastruktúra, beleértve a közlekedési és kommunikációs hálózatokat, szintén hozzájárulhat az egyének pénzügyi biztonságához. A könnyebb hozzáférés a munkahelyekhez és a szolgáltatásokhoz

növeli a foglalkoztatási lehetőségeket és csökkenti a munkanélküliséget (Duranton & Turner, 2012). Az infrastrukturális fejlettség ezenkívül megkönnyíti az információhoz való hozzáférést, ami segíti az egyéneket a jobb pénzügyi döntések meghozatalában (Aker & Mbiti, 2010). A jó minőségű egészségügyi szolgáltatásokhoz való hozzáférés szintén kritikus a pénzügyi biztonság szempontjából. A jobb egészségügyi ellátás csökkenti a váratlan egészségügyi költségeket és a hosszú távú munkanéptelenség kockázatát (Grossman, 2000). A regionálisan fejlettebb területeken elérhető magas színvonalú egészségügyi szolgáltatások tehát közvetlenül hozzájárulnak az egyének pénzügyi stabilitásához és biztonságához (Cutler & Lleras-Muney, 2010).

Összességében elmondható, hogy a regionális fejlettség számos módon befolyásolja az egyének pénzügyi biztonságát. A magasabb jövedelem, jobb oktatási lehetőségek, fejlettebb infrastruktúra és magas színvonalú egészségügyi szolgáltatások mind hozzájárulnak a pénzügyi stabilitáshoz és biztonsághoz. A jövőbeli kutatásoknak tovább kell vizsgálniuk ezeket az összefüggéseket, különösen a fejlesztési politikák és intézkedések hatékonyságának értékelése érdekében.

Az egyén pénzügyi biztonsága és lakóhelyének településtípusa közötti összefüggést ugyancsak több kutatás is vizsgálta, különböző szempontokból közelítve meg a kérdést. Lusardi és Mitchell (2011) a lakóhelyi környezet hatását vizsgálta a pénzügyi biztonságra, Luea (2017) a város és a vidék pénzügyi biztonságát hasonlította össze. Keese (2012) azt mérte fel, hogy a lakóhely településtípusa meghatározó-e a pénzügyi stressz szempontjából, Despard és Chowa (2014) a településtípus és a pénzügyi kiszolgáltatottság kapcsolatát kutatta. Beck és Brown (2015) kutatása a pénzügyi bevonódás településtípussal való összefüggését vizsgálta.

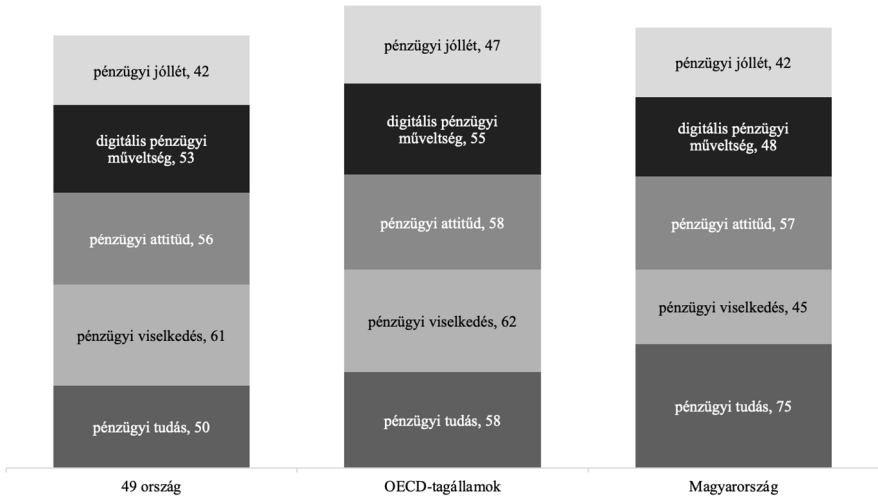
Az OECD/INFE által 2015, 2018, 2020 és 2023-ban végzett nemzetközi pénzügyi műveltségi felmérései során gyűjtött adatok a pénzügyi műveltség különböző aspektusaira fókuszálnak, beleértve a pénzügyi ismereteket, viselkedést és attitűdöket. Ezek az elemek szorosan kapcsolódnak a személyes pénzügyi biztonsághoz, mivel a magasabb pénzügyi műveltség hozzájárulhat a jobb pénzügyi döntésekhez és a nagyobb pénzügyi stabilitáshoz.

Az OECD által használt fogalmak, mint a „Financial resilience”, „Subjective financial well-being”, és a kettő kombinációjaként értelmezett „Financial well-being” néhány fontos szempontban különböznek a fenti definícióban megfogalmazott „egyéni pénzügyi biztonság” fogalmától, bár van a fogalmak között átfedés is. A jelen cikkben használt definíció hangsúlyozza a stabilitást és a kockázatok megelőzését (proaktív megközelítés), míg a „financial resilience” inkább reaktív, a pénzügyi alkalmazkodóképességre és a stresszhelyzetek kezelésére fókuszál, ellentétben az OECD „subjective financial well-being” fogalmával, amely az érzelmekre, a bizalomra és az egyéni percepciókra épít, az egyéni pénzügyi biztonság inkább az objektív tényezőkre (likviditás, stabil jövedelemforrások) összpontosít. Ennek megfelelően a jelen kutatásban használt definíció szűkebb, objektívebb és mérhetőbb az OECD által használt széles, körülíró jellegű fogalmaknál.

A 2020-as felmérés például tartalmazott egy újonnan létrehozott pénzügyi

jóléti mutatót, amely a pénzügyi műveltség és a pénzügyi biztonság közötti kapcsolatot vizsgálta (Kossev, 2020). A 2023-as felmérés eredményei szintén hasonló összefüggéseket tártak fel, hangsúlyozva a pénzügyi műveltség fontosságát a pénzügyi stabilitás és biztonság szempontjából (OECD, 2023a). Bár a felmérések nem közvetlenül a személyes pénzügyi biztonságot mérték, az eredmények rámutatnak arra, hogy a pénzügyi műveltség fejlesztése kulcsfontosságú a pénzügyi biztonság elérésében és fenntartásában. Az OECD legutóbbi felmérésének eredményeit összegzi az 1. ábra.

A felmérés az ábrán látható öt területet vizsgálja. Az egyes területeket felmérő kérdések összegzett pontszámait 0-100 közötti skálára normalizálva alakul ki az adott területen elért pontszám. A felmérésben a minimális célpontszámot 70 pontban határozták meg; azok a válaszadók, akik ezt elérik vagy meghaladják, megfelelő pénzügyi műveltséggel rendelkeznek.



1. ábra. Magyarország felmérési eredményei a részt vevő összes országhoz és az OECD-tagállamokhoz viszonyítva. Forrás: saját szerkesztés, OECD, 2023 alapján.

Az eredmények alapján Magyarország feltűnően jól teljesített a pénzügyi ismeretek kategóriájában. Ugyanakkor a tudás átültetése a gyakorlatba, azaz a pénzügyi viselkedés területén sajnos a magyarok jelentős lemaradással „kompenzálták” ezt az előnyt. A pénzügyi attitűdben nincs jelentős különbség a három minta között. A digitális pénzügyi műveltségben Magyarország szintén jelentős hátrányban van, a pénzügyi jólét szintje viszont megegyezik a 49 ország átlagával.

A releváns szakirodalom áttekintése után az alábbi hipotéziseket fogalmaztuk meg:

- H1: Magyarország felnőtt lakosainak pénzügyi biztonsága összefügg azzal, hogy a megkérdezett az ország melyik régiójában él.

H2: A felnőtt magyar lakosság pénzügyi biztonságának szintje összefügg azzal, hogy a válaszadó milyen településtípus lakója.

H3: A magyar felnőttek pénzügyi biztonságát legnagyobb mértékben pénzügyi tartalékai határozzák meg.

Módszertan

Jelen adatforrásként az OECD (2023a) pénzügyikultúra-felmérés eredményeit használtuk fel. Ez a felmérés 39 államot vizsgált, amelyek között 19 nem-OECD tagállam. Jelen tanulmány kizárólag a magyarországi felmérés adatain alapul. Ezeket az adatokat a Pénziránytű Alapítvány jóvoltából tudtuk felhasználni, amely az 2022-es felmérés adatbázisát tudományos kutatás céljára a kutatók rendelkezésére bocsátotta. Szíves hozzájárulásukat köszönjük. A módszertan és a kérdőív 2022-ben megújult, a kérdezőbiztosok már az új kérdőívet használták. A kérdőív kérdései a jelentés függelékében megtalálhatók. Az eredményeket szintén nyilvánosan közzétette a szervezet Excel formátumban (OECD, 2023b). Mivel az OECD a részvétel feltételeként szabja egy megfelelő közvéleménykutatató cég bevonását, minden országban nagyjából ezer fős, reprezentatív minta vizsgálata zajlott. A pénzügyi műveltség felmérése továbbra is a klasszikus hármass felosztásban (tudás, viselkedés, attitűd) történt az egyes szociodemográfiai csoportokban.

A jelentés emellett tartalmaz még egy digitális pénzügyi műveltséget és egy pénzügyi jólétet felmérő fejezetet is. Előbbi a kriptovalutákkal és az online fizetéssel, vásárlással, biztonsággal kapcsolatos tudást, viselkedést és attitűdöt mérte fel, az utóbbi pedig 4 kérdéssel a pénzügyi rugalmasságot (pl. a váratlan nagy költségek kifizetésének képességét) vizsgálja, 8 további kérdéssel pedig a jóllét szubjektív érzetét (a válaszadók elégedettségét saját pénzügyi helyzetükkel, pénzügyeikkel kapcsolatos aggodalmaikat). Ezekből a kérdésekből mi is válogattunk a pénzügyi biztonság témakörének elemzésekor.

A pénzügyi biztonságot az OECD kérdőív kérdéseinek felhasználásával mértük. A kérdések kiválasztásában a kérdezőbiztosok számára készített részletes útmutatót használtuk (OECD, 2022). A kérdések magyarra fordítását magunk végeztük. Tekintettel arra, hogy a pénzügyi biztonság jelen kutatásban használt definíciója eltér az OECD által használt fogalmaktól, nem az OECD beosztása szerint csoportosítottuk a kérdéseket, hanem válogattunk azokból a cikkben definiált pénzügyi biztonság fogalomnak megfelelően. Az alábbi kérdéseket használtuk:

- QS2-4: marad pénze a hónap végére^{LR}
- QF11: elfogy a pénze a hónap vége előtt*
- QF4: ki tudna-e fizetni egy váratlan kiadást saját erőből^R
- QF13: jövedelem nélkül milyen hosszú ideig tudja fizetni a költségeit^{LR}

- QS1_7: pénzügyi helyzete nem teszi lehetővé a számára fontos célok elérését^L

A *L* jelű kérdések Likert-skálán válaszolhatók meg, ahol az 1-es opció (teljesen egyetért) kedvező választ jelent, míg a többi kérdésnél kedvezőtlen. Ez az OECD eredeti kódolása. Az *LR* jelű kérdések eltérnek ettől a metodikától, ezeknél a 5-ös opció a legkedvezőbb válasz. Ezért a a QS2_4 kérdés kódolását megfordítottuk. Ez azt jelenti, hogy az 5-ös opciót kódoltuk 1-es értékkel, a 4-es opciót 2-vel és így tovább. Az így kódolt kérdést QS2_4R néven használtuk a vizsgálat további részében. Hasonló okokból volt szükség a nem Likert-skálás, hanem igen-nem opciós QF4 és QF13 kérdés átkódolására is, QF4_R és QF13_R kérdésre. A QS2_4 és a QF11 kérdések ugyanazt mérik. Azonban azért tartottuk mindkettő szerepeltetését a kutatás kezdetén, mert feltételeztük, hogy a QF11 egy ellenőrző kérdés. Bár az OECD metodikája ezt nem írja, csak arról lehet szó, hogy a QF11-re adott válaszoknak elvileg meg kell felelniük a QS2_4 válaszainak, ha a válaszadó komolyan vette a kérdőív kitöltését. Továbbá a QF11 egy igen-nem típusú kérdés (ezeket a kérdéseket jelöltük a felsorolásban *-gal, míg a QS2_4 árnyaltabb válaszra ad lehetőséget. Ezért elképzelhetőnek gondoltuk, hogy az eredmények alakulásában szerepet fog játszani. Fontosnak tartjuk kiemelni azt a ténytet, hogy a kérdőív minden pénzügyi biztonságot vizsgáló kérdése a személyes pénzügyi tartalékok meglétéhez kapcsolódik. A mindennapok költségeinek fedezésére és a váratlan kiadások esetére szükséges anyagi források rendelkezésre állását mérik.

A pénzügyi biztonságot mérő fenti öt kérdés pontszámainak összegzésével létrehoztuk a pénzügyi biztonságérzet indexét (FinancRealDanger_Index). Ezt az indexet a kérdőív erre a témára rákérdező kérdéseiből származtattuk (1. táblázat). Mivel ezek a kérdések nominális és ordinális változókat is kódolnak, úgy döntöttünk, hogy a válaszok közül a legkedvezőtlenebb opciónak az 1 értéket adjuk, míg a többi kedvezőbb opció 0 értéket kap. Ennek eredményeképpen az index értéke 0 (nincs veszélyben), illetve 1 (veszélyben van) lehet. Az index létrehozásának módszeréből adódóan a magasabb pontszám kisebb biztonságot jelent.

A tényleges pénzügyi biztonságnak részét képezik a szintén pénzügyi tartalékokat jelentő megtakarítások is. Ezeket a szerzők a kérdőív QP2 kérdésének alábbi alpontjaival mérték fel:

- _9 van megtakarítási számlája,
- _11 van biztosítása,
- _12 vannak részvényei,
- _13 vannak kötvényei,
- _16 vannak kriptoeszközei.

A kérdésekre kétféle válasz adható: 0 = nem, 1 = igen. A válaszadók által adott pontszámok összegével képezték a szerzők a megtakarítások mérőszámát (Savings változó). A változó 0-5 közötti értékeket vehet fel, a lehetséges

értékek súlyozatlan számtani közepe 2.5. Mivel a változó lehetséges értékei egész számok, a 2 és a 3 pontszámot is átlagosnak tekintettük. A változó magasabb értéke diverzifikáltabb portfoliót jelent. A számtani középérték használatával kapcsolatban megjegyezzük, hogy a változók és indexek értékét a lehetséges minimum és maximum (pl. 0–5) alapján értelmeztük, és referenciaértékként a skála közepét használtuk. Ezt a viszonyítási pontot az egyszerűség és az értelmezhetőség miatt alkalmaztuk, azonban tisztában vagyunk vele, hogy ez nem azonos a tényleges mintaátlaggal vagy a valószínűségi értelemben vett várható értékkel. Az ilyen módon használt viszonyítási értékre a továbbiakban a referenciaközép kifejezést használjuk.

Ezt követően az egyes magyarországi régiókban élő válaszadók csoportjait összehasonlítottuk biztonságérzet szempontjából. Vizsgáltuk továbbá a pénzügyi biztonság és a befektetések diverzifikáltsága települések szerinti megoszlását is. A szignifikancia szintjét (α) 5%-ban határoztuk meg.

Régiók szerinti összehasonlítás

A Levene-teszt (Levene et al., 1960) eredménye ($F(7, 992) = 0.163$, $p = 0.992$) igazolja a regionális csoportok szerinti homoszkedaszticitást, tehát a csoportok pénzügyi biztonságérzetét ANOVA módszerrel hasonlítottuk össze. Alapfeltételezéseként a szórások homogenitására tekintettel a változók egyenlőségét feltételeztük (Fisher, 1954). Post hoc tesztként ennek megfelelően a Tukey-tesztet alkalmaztuk (Tukey, 1949). Ugyancsak ANOVA módszerrel vizsgáltuk a megtakarítások eltéréseit regionális bontásban. A minta eloszlásvizsgálatainak eredménye miatt az ANOVA Welch változatát alkalmaztuk. A heteroszkedaszticitás miatt feltételeztük a változók eltérését, ezért post-hoc tesztként a Games–Howell-tesztet (Games & Howell, 1976) használtuk.

A településtípusok összehasonlítását ugyancsak ANOVA módszerrel végeztük el. A településtípusokat a magyarországi felmérés kódolását használva lakosságszám alapján határoztuk meg:

- község (3000 fő alatt)
- kisváros (3000 – 15 000 fő)
- közepes város (15 000 – 100 000 fő)
- nagyobb város (100 000 – 1 000 000 fő)
- nagyváros (1 000 000 fő felett)

Mivel a normalitás a központi határeloszlás tétele (Pólya, 1920) alapján feltételezhető volt, a szóráshomogenitást pedig a Levene-teszt (Levene et al., 1960) igazolta, feltételeztük a csoportok varianciáinak egyenlőségét. Ezért az ANOVA beállításánál a Fisher (1954) kritériumot alkalmaztuk. Ennek megfelelően a post-hoc tesztek közül is a Tukey (1949) tesztet használtuk.

A pénzügyi biztonságot meghatározó tényezők vizsgálata többváltozós lineáris regressziós modellel történt. Célunk az volt, hogy megállapítsuk,

milyen erőteljesen befolyásolják a `FinancRealDanger_Index` egyes összetevői az egyén pénzügyi biztonságát. A modell függő változója tehát a saját létrehozott pénzügyi biztonság indexünk. Független változóként pedig a pénzügyi biztonság összetevőit vizsgáló kérdések (1. táblázat) mindegyikét felvettük a modellbe. További független változóként szerepel emellett a modellben a megtakarítások indexe (`Savings`) is, hiszen ezek is meghatározzák az egyén pénzügyi biztonságát. Terveink szerint a végső modellben majd csak a szignifikáns hatást mutató tényezőket szerepeltetjük. Egyetlen kivétel a `QF11` kérdés, mivel ez gyakorlatilag ugyanazt méri, mint a `QS2_4R`. Ezért a `QF11` kérdést az autokorreláció elkerülése és a multikollinearitás csökkentése érdekében már az eredeti modellben sem szerepeltettük. Mivel a független változók nominális, illetve ordinális típusúak, szükséges volt az egyes változókra a referenciaértékek meghatározása, ugyanis a modellt leíró egyenes egyenletének tengelymetszeti értéke a függő változók referenciaértéken állása esetére vonatkozik.

Változó	Referenciaérték	Referenciaérték jelentése
<code>QS2_4R</code>	1	sosem marad pénze a hónap végére
<code>QF4_R</code>	1	nem tudja fedezni a hirtelen kiadásokat
<code>QF13_R</code>	1	1 hétnél rövidebb időre vannak tartalékai
<code>QS1_7</code>	1	pénzügyi helyzete korlátozza céljai elérését

1. táblázat. A regressziós modell független változóinak referenciaértékei

Úgy döntöttünk, hogy referenciaértékként minden változó esetében a legkedvezőtlenebb lehetőséget választjuk (1. táblázat).

A kezdeti modell várt egyenlete (1) az alábbi volt:

$$\begin{aligned} \text{pénzügyi biztonság} = & b + a_1 \cdot \text{pénzügyi korlátok} + \\ & + a_2 \cdot \text{hónap végére elfogyó pénz} + a_3 \cdot \text{pénzügyi tartalékok} + \\ & + a_4 \cdot \text{fedezet váratlan kiadásokra} + a_5 \cdot \text{megtakarítások} + \varepsilon, \end{aligned} \quad (1)$$

ahol b a tengelymetszet értéke, a_1, \dots, a_5 a független változók együtthatói, ε pedig az úgynevezett maradéktag, azaz az egyenletben nem szereplő, de a magyarázott változó alakulását befolyásoló tényezőket összegző változó.

Kíváncsiak voltunk arra is, hogy az ezer fős mintában kimutathatók-e olyan klaszterek, amelyekben a pénzügyi biztonság egyes tényezőinek hatása eltérő. További kérdésként merült fel, hogy amennyiben vannak ilyen klaszterek, ezek megfelelnek-e a regionális lokációnak is. A klaszterképzés alapját az 1. táblázatban látható változók képezték. Mivel ezek a változók nominális, illetve ordinális típusúak, olyan klaszterezési eljárásra van szükség, amellyel az ilyen változók is klaszterelemzésnek vethetők alá (Huang, 1997; Gan & Wu, 2007).

Ezért a klaszterképzést az R programnyelvhez tartozó `clustMixType` csomagjának `k-prototypes` eljárásával végeztük. Az eredmények hasonlóan egy `k`-közép klaszteranalízis kimenetéhez. Azonban a vizsgált változók jellege miatt nem a klaszterátlagok, hanem a móduszok szerepelnek az eredmény-adatokban. Ezt az értelmezés során figyelembe kell venni.

Eredmények

Leíró statisztikák

Minden mintacsoport teljes, hiányzó elem nincs, ami azt jelenti, hogy minden válaszadó besorolta magát a demográfiai csoportok szerint. Az egyes demográfiai csoportok normalitása a magas elemszám alapján a központi határeloszlás tétele (Pólya, 1920) alapján kimondható. A többi csoportban a Shapiro–Wilk-teszt (Shapiro & Wilk, 1965) eredménye ($p > 0.001$) alapján szintén igazolódott a mintaátlagok normál eloszlása. Ezért a vizsgálatok paraméteres próbákkal végezhetőek. Az ilyen próbák statisztikailag kedvezőbbek, mivel pontosabban kimutatják a szignifikáns összefüggéseket (Hoskin, 2012).

Regionális csoportok pénzügyi biztonsága

A regionális csoportok ANOVA tesztjének eredményeit összegzi a 2. és 3. táblázat.

FinancRealDanger_Index	<i>F</i>	df1	df2	<i>p</i>
	9.84	7	992	< .001

2. táblázat. A pénzügyi biztonság eltérései az egyes regionális csoportokban (ANOVA). *Forrás:* saját számítás.

Régió	<i>N</i>	Mean	<i>SD</i>	<i>SE</i>
Budapest	181	9.93	2.67	0.199
Közép-Magyarország	133	9.73	2.77	0.241
Észak-Magyarország	113	8.71	2.64	0.249
Észak-Alföld	145	8.99	2.74	0.228
Dél-Alföld	123	8.92	2.79	0.252
Közép-Dunántúl	110	10.46	2.68	0.256
Nyugat-Dunántúl	106	10.89	2.69	0.261
Dél-Dunántúl	89	9.06	2.67	0.283

3. táblázat. A régiók szerinti biztonságérzet leíró statisztikája.
Forrás: saját számítás.

Tehát az egyes régiókban élő válaszadók pénzügyi biztonsága között ($\alpha = 5\%$ szinten) kimutatható szignifikáns eltérés. A csoportokban közös elem, hogy még a legkisebb pénzügyi biztonságú régiókban is meghaladja a személyes pénzügyi biztonság a referenciaközép értékét, tehát magasabb a referenciaközép értékénél. Mivel a p értéke ($p = 0.051$) közel van a szignifikancia szintjéhez, elvégeztük a post-hoc vizsgálatot a változók egyenlőségét figyelembe véve (Tukey, 1949). Ennek eredményét mutatja a 4. táblázat.

A post-hoc teszt alapján pénzügyi biztonság szempontjából Magyarország régiói két, egymástól szignifikánsan eltérő csoportot alkotnak:

- Budapest, Közép-Magyarország, Közép-Dunántúl, Nyugat-Dunántúl: átlag 9.70 felett;
- Észak-Magyarország, Észak-Alföld, Dél-Alföld, Dél-Dunántúl: átlag 9.07 alatt.

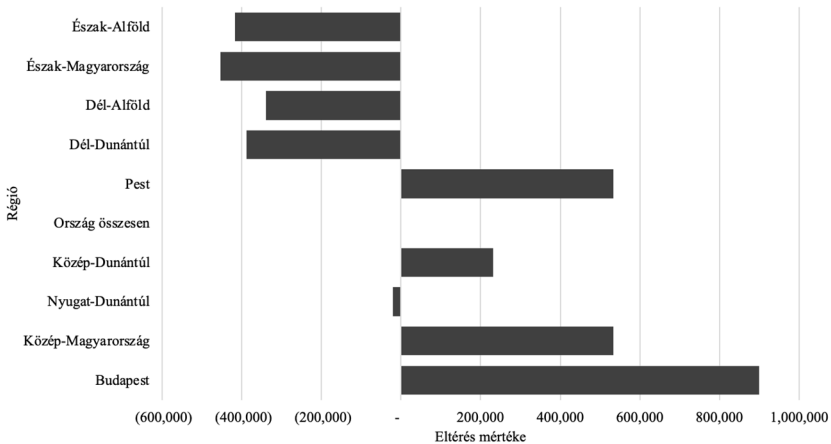
	Buda- pest	Közép- Mo.	Észak- Magyaro.	Észak- Alföld	Dél- Alföld	Közép- Dunántúl	Nyugat- Dunántúl	Dél- Dunántúl
Budapest	-	0.998	0.004	0.042	0.037	0.728	0.077	0.188
Közép-Mo.		-	0.067	0.342	0.283	0.424	0.028	0.613
É-Magyaró.			-	0.99	0.999	< .001	< .001	0.983
É-Alföld				-	1	< .001	< .001	1
D-Alföld					-	< .001	< .001	1
K-Dunántúl						-	0.943	0.007
Ny-Dunántúl							-	< .001
D-Dunántúl								-

4. táblázat. A regionális ANOVA post-hoc tesztjének eredményei (csak a p -értékek!).
Forrás: saját számítás.

Ez a csoportosítás nem teljesen fedi a KSH-nak a regionális jövedelmek (egy főre jutó bruttó jövedelem) alapján megállapított felosztását² (5. táblázat).

Régió	Jövedelem
Budapest	3 983 727
Nyugat-Dunántúl	3 063 626
Közép-Dunántúl	3 314 660
Közép-Magyarország	3 616 809
Dél-Alföld	2 745 692
Dél-Dunántúl	2 696 617
Észak-Alföld	2 666 832
Észak-Magyarország	2 631 086

5. táblázat. Egy főre jutó bruttó jövedelem a magyarországi régiókban (HUF/fő/év), 2022. Forrás: KSH.



2. ábra. Egy főre jutó bruttó jövedelem eltérése az országos átlagtól régióként (2022).
Forrás: saját számítás a KSH adatai alapján.

A 2. ábra az 5. táblázat adatainak eltérését szemlélteti az országos bruttó átlagjövedelemtől (3 083 981 HUF). Ezen jól látható, hogy a post-hoc teszt

²https://www.ksh.hu/stadat_files/jov/hu/jov0045.html

alapján kialakult csoportok és a regionális jövedelmek KSH szerinti csoportosítása nem teljesen egyezik (Nyugat-Dunántúl és Dél-Dunántúl itt a másik csoportba tartozik). Ez azt jelzi, hogy a pénzügyi biztonságérzet regionális megoszlása saját eredményeink szerint nem, vagy nem kizárólag a jövedelmek regionális eltérésein alapul.

A pénzügyi biztonság eredményeit árnyaló megtakarítások regionális eltéréseit mutatja a 6. és 7. táblázat.

<i>F</i>	<i>df1</i>	<i>df2</i>	<i>p</i>
12.9	7	406	< .001

6. táblázat. A megtakarítások regionális ANOVA (Welch-) tesztje. *Forrás:* saját számítás.

Régió	N	Mean	SD	SE
Budapest	181	0.420	0.578	0.043
Közép-Magyarország	133	0.406	0.729	0.063
Észak-Magyarország	113	0.504	0.629	0.059
Észak-Alföld	145	0.345	0.681	0.057
Dél-Alföld	123	0.650	0.665	0.060
Közép-Dunántúl	110	0.709	0.828	0.079
Nyugat-Dunántúl	106	0.632	0.760	0.074
Dél-Dunántúl	89	0.135	0.375	0.040

7. táblázat. A megtakarítások regionális átlagai. *Forrás:* saját számítás.

A Welch-ANOVA eredménye szignifikáns, azaz az egyes régiók között vannak számottevő eltérések. A post-hoc teszt alapján megállapítottuk, hogy a Dél-Dunántúl (átlaga: 0.135) a legkisebb és minden régiótól szignifikánsan eltér, kivéve a második legkisebb átlagú Észak-Alföld régiót (átlaga: 0.345). Érdekes a post-hoc elemzést arra a kérdésre is kiterjeszteni, hogy a többi régiónál 2-3.5-szer fejlettebb Budapest (5. táblázat) a megtakarítások területén is kiemelkedik-e. Az eredmények alapján ez nem igazolható. Budapest teljesítményéhez (átlag: 0.420) a megtakarítások területén hasonló eredményt ért el Közép-Magyarország (átlag: 0,406), Nyugat-Dunántúl (átlag: 0.632), Észak-Magyarország (átlag: 0.504) és Észak-Alföld (átlag: 0.345) régió is. Ez a két utóbbi régió ebben a csoportban meglepő eredmény, hiszen fejlettségük jelentősen eltér a csoport másik három tagjától. Egy lehetséges magyarázatot a diskusszióban ismertetünk.

A fenti eredmények látszólag ellentétesek az általános gazdasági ismeretekkel. Ez az ellentmondás azonban csak akkor jelentkezne, ha a befektetések pontszáma a befektetés értékét jelezné. A módszertani részben azonban szerepelt, hogy a pontszám a befektetések diverzifikáltságát jelzi. Ezért elképzelhető, hogy gazdasági fejlettség szempontjából eltérő régiókban élő válaszadók befektetései hasonló mértékben diverzifikáltak akkor is, ha értékük jelentősen elmarad a fejlett régiókban mért befektetésektől. Érdekes viszont felfigyelni arra, hogy egyik régió átlaga sem éri el a 0.7 értéket. A módszertani fejezetben leírtuk, hogy a megtakarítások indexének értéke 0-5 közötti lehet, ahol a magasabb érték diverzifikáltabb portfóliót jelez. Az

alacsony indexértékek azt jelzik, hogy a magyar felnőtt lakosság nem diverzifikálja olyan mértékben a befektetéseit, ahogyan azt az OECD felmérése alapján megtehetné. Ennek okait a diszkusszióban igyekszünk megtalálni.

A pénzügyi biztonság településtípus szerinti összehasonlítására használt ANOVA-vizsgálat eredménye ($F(4, 995) = 1.75$, $p = 0.137$) nem jelez szignifikáns eltéréseket az egyes településtípusokon élők pénzügyi biztonságának szintjében. Az egyes településtípusok átlaga 9.19 (kisváros) és 9.93 (Budapest) között alakult. Ez magasabb a pénzügyi biztonság referenciaközepének értékénél (8.5). Tehát a felnőtt magyar lakosság pénzügyi biztonsága függetlennek bizonyult attól, hogy a válaszadó milyen településtípus lakója. Ugyanakkor – településtípustól függetlenül – a pénzügyi biztonság szintje magasabb a referenciaközép szintjénél, azaz a FinancialDanger-Index lehetséges értékeinek 8.5-es súlyozatlan számtani közepénél.

A pénzügyi biztonság tényezőinek hatását vizsgáló regressziós modellt foglalja össze a 8. és 9. táblázat.

Model	R	R^2	Adjusted R^2	F	df1	df2	p
1	0.989	0.979	0.979	4693	9	916	< .001

8. táblázat. A pénzügyi biztonság regressziós modellje – 1 (illeszkedés).
Forrás: saját számítás.

A modell F statisztikája szignifikáns ($F(9, 916) = 4693$, $p < 0.001$). A Durbin-Watson statisztika ($DW = 1.88$, $p = 0.066$) alapján autokorreláció nem lép fel. A VIF értéke minden változónál 1.03-1.22 közötti, tehát multikollinearitás nem mutatható ki. A Cook-távolság tesztje ($D = 6.67 \cdot 10^{-4}$) alapján nincs a modellt jelentősen torzító kiugró érték. Az adjusted R^2 értéke 0.979, tehát a modellben szereplő független változók alakulásával 97.9%-ban magyarázható a függő változó (a pénzügyi biztonság index) alakulása.

Predictor	Estimate	SE	St. Estimate	t	p
Intercept b	3.624	0.0432	83.9	83.9	< .001
QF4_R (váratlan kiadások fedezete)	0.833	0.0324	25.7	25.7	< .001
QF13_R (pénzügyi tartalékok)	2.362	0.0505	45.2	45.2	< .001
QS1_7 (pénzügyi korlátok)	2.960	0.0328	98.8	89.8	< .001
QS2_4R (hónap végére elfogyó pénz)	2.814	0.0371	76.3	76.3	< .001

9. táblázat. A pénzügyi biztonság modellje – 2. Forrás: saját számítás.

Mivel minden magyarázó változó szignifikáns hatású, mindegyiket meghagytuk a modell végleges változatában is. Tekintettel arra, hogy a magyarázó változók mérési skálái nem egyformák, a modell egyenletében (2) együtthatóként a standard estimate értékek szerepelnek. Az egyenlet (ε az ún. maradéktag, azaz a modellben nem szereplő további tényezők hatása, amivel a magyarázottság teljessé válik):

$$\begin{aligned}
 \text{pénzügyi biztonság} &= 83.9 + 98.8 \cdot \text{pénzügyi korlátok} + \\
 &+ 76.3 \cdot \text{hónap végére elfogyó pénz} + 45.2 \cdot \text{pénzügyi tartalékok} + \\
 &+ 25.5 \cdot \text{fedezet váratlan kiadásokra} + \varepsilon,
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

A (2) egyenlet alapján a pénzügyi biztonság mértékét elsősorban az határozza meg, hogy az egyént a pénzügyi helyzete milyen mértékben korlátozza elképzeléseinek megvalósításában. A biztonság második kritériuma, hogy hónap végére rendszeresen elfogy-e pénze. A következő elemet a pénzügyi tartalékok rendelkezésre állása jelenti. Az egyén pénzügyi biztonságát befolyásolja továbbá, hogy van-e fedezete a váratlan kiadásokra. Ez a négy kritérium együttesen 97,9%-ban magyarázza a pénzügyi biztonság alakulását. Az (1) egyenletben ötödik elemként szereplő megtakarítások hatása nem bizonyult szignifikánsnak. Ez azért nem meglepő eredmény, mert a módszertan fejezet is említi, hogy a megtakarítások változója nem a megtakarítások nagyságát, hanem azok diverzifikáltságát jellemzi.

A pénzügyi biztonság klaszterei

A pénzügyi biztonság klaszteranalízisének eredményeit összegzi a 10. táblázat. A táblázatban az alkalmazott eljárásnak megfelelően nem klaszterátlagok, hanem móduszok szerepelnek. Négy klasztert kaptunk, ezek elemszáma meg lehetőségen kiegyensúlyozott. Ez azt jelzi, hogy a klaszterelemzés megfelelő.

Klaszter	Elemszám	Hóvégi pénz	Váratlan kiadás	Tartalékok	Korlátok	Régió
1	246	4	1	4	2	2
2	286	1	0	2	3	3
3	209	1	0	2	3	6
4	185	5	1	3	2	6

Megjegyzés. A régiók értékei a kódolásnak megfelelőek (2=Pest, 3=Közép-Dunántúl, 6=Észak-Magyarország) a többi tényező annál kedvezőtlenebb hatású, minél kisebb az értéke.

10. táblázat. A pénzügyi biztonság klaszterei. *Forrás:* saját számítás.

A klaszterelemzés eredményei azt mutatják, hogy négy klaszter jött létre, ezekbe összesen 926 válaszadót sikerült besorolni. A 2. és 3. klaszterben egyedül a régió jelenti az eltérést (Észak-Magyarország, illetve Közép-Dunántúl). Ebbe a két klaszterbe olyan válaszadók tartoznak, akiknek a pénze általában már a hónap vége előtt elfogy, és képtelenek váratlanul felmerülő nagyobb kiadások fedezésére. Tartalékot is csak kevesen tudnak képezni. Egyedül pénzügyi korlátaikról nyilatkoznak kedvezőbben a másik két klaszterbe tartozóknál. Ennek egyik lehetséges magyarázata, hogy korlátozott anyagi körülményeik miatt nincsenek is komolyabb terveik.

További fontos eredmény, hogy Észak-Magyarországon van egy másik klaszter is (a 4. klaszter), ám ebbe kevesebb válaszadó tartozik. Nekik mindig marad pénzügük a hónap végére, és képesek kifizetni jelentősebb váratlan kiadásokat. Általában van tartalékuk is. Pénzügyi korlátozottságukról viszont kedvezőtlenebb nyilatkozatot adnak, mint a 2-3. klaszterekbe tartozók.

Az 1. klaszter több szempontból is hasonlít a 4. klaszterhez. Az ide tartozó válaszadók ugyanolyan mértékben érzik magukat pénzügyileg korlátozottnak, és ugyanúgy ki tudják fizetni a váratlan költségeket, mint a 4. klaszterbe tartozók. Amiben eltérnek a 4. klasztertől, hogy közülük többen kifogynak a pénzből a hónap végére. Minden bizonnyal ez utóbbi ténnyel függ össze, hogy némileg kevesebben tudnak tartalékot is képezni.

Diszkusszió

A regionális fejlettség és az egyéni pénzügyi biztonság közötti kapcsolatot több kutatás vizsgálta az utóbbi években. A regionális fejlettség szintjét gyakran GDP per capita PPP (vásárlóerő-paritás szerinti egy főre jutó bruttó hazai termék) mérőszámokkal értékelik. Ez lehetővé teszi a különböző régiók gazdasági helyzetének összehasonlítását. Az egyéni pénzügyi biztonság magában foglalja az egyén pénzügyi stabilitását, megtakarításait, adósságkezelését és képességét a váratlan kiadások fedezésére.

Számos tanulmány igazolja, hogy a magasabb GDP per capita PPP-vel rendelkező régiókban élő egyének általában jobb pénzügyi biztonsággal rendelkeznek. Ezek a régiók általában magasabb jövedelmet, jobb munkaerőpiaci lehetőségeket és jobb hozzáférést kínálnak a pénzügyi szolgáltatásokhoz. A World Bank (2022) jelentése szerint a magasabb GDP-vel rendelkező régiókban a magasabb pénzügyi biztonság arra vezethető vissza, hogy a lakosság jobban hozzáfér a pénzügyi szolgáltatásokhoz és termékekhez. Egy másik tanulmány (McKinsey, 2024) szerint a magasabb GDP per capita PPP-vel rendelkező országokban élők életszínvonala általában magasabb, és nagyobb pénzügyi biztonságuk is. Ezek az eredmények megfelelnek a jelen kutatásban tett megállapításainknak.

Azonban a két terület közötti kapcsolat nem mindig lineáris. Proto & Rustichini (2013) szerint a szegényebb régiókban a GDP növekedése jelentős pozitív hatással van az életszínvonalra és pénzügyi biztonságra. A gazdagabb régiókban ez a kapcsolat kevésbé egyértelmű. Itt a GDP növekedése nem feltétlenül eredményez a szegényebb országokban megfigyelhetőhöz hasonló mértékű javulást a lakosság pénzügyi biztonságában. Ez azzal magyarázható, hogy az alacsonyabb jövedelmi szinteken más tényezők, például az egyenlőtlenségek és az alapvető szükségletek költségei is jelentős szerepet játszhatnak (McKinsey, 2024).

A tanulmányok azt mutatják, hogy a magasabb GDP per capita PPP pozitívan korrelál az egyéni pénzügyi biztonsággal. Hayo & Seifert (2003) kimutatta, hogy azok az országok, amelyek magasabb GDP per capita PPP-vel rendelkeznek, általában alacsonyabb munkanélküliségi rátával és magasabb megtakarítási rátával rendelkeznek. Ez növeli az egyének pénzügyi biztonságát. Beck, Demirguc-Kunt, & Levine (2007) arra mutatott rá, hogy a gazdasági növekedés és a pénzügyi fejlettség közötti kapcsolat pozitív hatással van az egyéni pénzügyi jólétre és biztonságra.

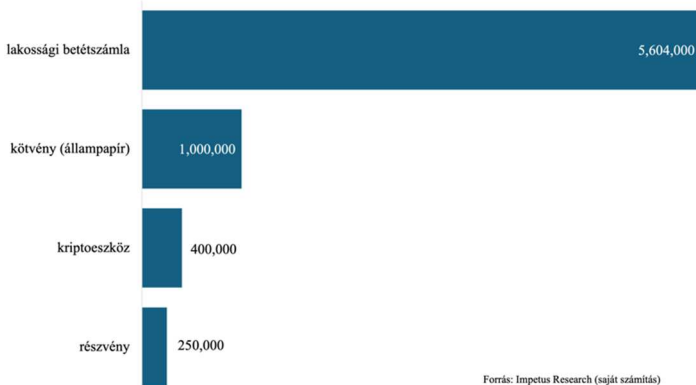
Acs és Armington (2006) az Egyesült Államokban vizsgálta a regionális gazdasági egyenlőtlenségeket és azok hatását az egyéni pénzügyi biztonságra. Eredményeik szerint a gazdaságilag fejlettebb régiókban élő emberek nagyobb pénzügyi biztonsággal rendelkeznek. Ballas és Tranmer (2012) kimutatta, hogy azokban a régiókban, ahol magasabb a jövedelem és jobb a gazdasági teljesítmény, az emberek kisebb valószínűséggel éreznek pénzügyi stresszt. Hasonló eredményre jutott Kínában Li és Xu (2016), akik kimutatták, hogy a gazdaságilag fejlettebb régiókban élő emberek stabilabb pénzügyi helyzetben vannak, mint a kevésbé fejlett régiók lakosai. Dorling és munkatársai (2007)

Egyesült Királyságban végzett kutatása kimutatta, hogy a jövedelmi egyenlőtlenségek jelentős regionális különbségeket eredményeznek a pénzügyi biztonság területén is. A pénzügyi biztonság regionális különbségeit és regionális fejlettséggel való összefüggését a jelen tanulmány is kimutatta, igazolva ezzel *H1 hipotézisünket*. Nem mutattak ki viszont szignifikáns összefüggést a pénzügyi biztonság szintje és a válaszadók lakóhelyének településtípusa között. Azaz a *H2 hipotézist megcáfoltuk*.

A megtakarítások regionális eltéréseinek post-hoc tesztje szerint Budapest teljesítménye nem tér el szignifikánsan az Észak-Magyarország és az Észak-Alföld régiótól. A megtakarítások mutatója nem a megtakarítások mértékét, hanem diverzifikáltságát jellemzi. A régiók 0,13–0,71 átlaga feltűnően alacsony ahhoz képest, hogy az index 0–5 közötti értékű lehet, és a referenciaközép értéke 2,5. Az alacsony diverzifikáltság oka a magyar felnőtt lakosság megtakarítási attitűdjében kereshető. A bankszámlával rendelkező személyek számát becslési algoritmussal határoztuk meg. Ennek működése röviden a következő. Az Impetus Research felmérése szerint Magyarországon 2023 decemberében 9 359 000 bankszámla volt lakossági tulajdonban. Kimutatta a felmérés azt is, hogy a tulajdonosok 66 százaléka egyszámlás, 23 százalékuknak két bankszámlája van. Három vagy több (maximum 10) bankszámlával csak 11 százalék rendelkezik (Portfolio, 2024). A fenti adatok alapján a bankszámla-tulajdonosok számát (x) a következő képlettel számítottuk ki:

$$x = \frac{9\,359\,000}{0.66 \cdot 1 + 0.23 \cdot 2 + 0.11 \cdot 5}, \quad (3)$$

így a számlatulajdonosok becsült száma közelítőleg 5 604 000. Ugyancsak az Impetus közli, hogy Magyarországon hány kötvény-, részvénytulajdonos van, illetve hányan rendelkeznek kriptovalutával. Ezeket az adatokat mutatja a 3. ábra. Látható, hogy a diverzifikáltság foka viszonylag alacsony, különösen a részvény- és kriptovaluta-tulajdonosok előfordulási gyakorisága kicsi. Ezért az eredményeink szerinti alacsony diverzifikáltsági fok is érthető.



3. ábra. A megtakarítással rendelkező felnőtt lakosok száma Magyarországon (2023. dec.).
Forrás: saját szerkesztés, Impetus, 2023 alapján.

Természetesen befektetni nemcsak a fenti eszközökbe lehet. Arany és más nemesfémek, műtárgyak, ingatlan, termőföld szintén szerepelhet befektetésként, azonban ezekre a OECD kérdőíve nem kérdez rá. Ezért jelen kutatás sem vizsgálta ezeket a befektetéseket.

A regressziós modell négy tényező szignifikáns szerepét igazolta, amelyek kapcsolatban állnak a pénzügyi biztonság alakulásával: pénzügyi korlátok, hónap végéig kitart-e az egyén pénze, vannak-e tartalékai és tudja-e fedezni a jelentősebb váratlan kiadásokat. *Tehát sikerült igazolni a H3 hipotézist.* Ezekkel a tényezőkkel a szakirodalom is foglalkozik. A pénzügyi korlátok jelentősen befolyásolják az egyén azon képességét, hogy fenntartsák a pénzügyi biztonságot. Tanulmányok kimutatták, hogy a pénzügyi forrásokhoz való korlátozott hozzáférés és a magas adósságszint növelheti a pénzügyi sebezhetőséget. Például a magas adósság/jövedelem arányú egyének nagyobb valószínűséggel tapasztalnak pénzügyi stresszt és instabilitást (Brown & Taylor, 2014). Az, hogy van-e pénz a hónap végén, a pénzügyi állapot egyik legfontosabb mutatója. A kutatások szerint azok, akiknek rendszeresen van hó végi pénzmaradványuk, általában nagyobb pénzügyi biztonságban vannak, mivel megfelelőbb pénzügyi magatartást tanúsítanak, és nagyobb valószínűséggel takarékoskodnak hosszú távra is. Ez a tény pufferként lehetővé teszi az egyén számára, hogy előre nem látható kiadásait magas kamatozású kölcsönök vagy hitelkártyák igénybevétele nélkül is kezelje (McCrae & John, 1992).

A jelentős pénzügyi tartalékok vagy megtakarítások kulcsfontosságú tényezők a pénzügyi biztonság elérésében. Az erős sürgősségi alappal rendelkező egyének jobban felkészültek a váratlan pénzügyi sokkok kezelésére, mint például az egészségügyi vészhelyzetek vagy a munkahely elvesztése, anélkül, hogy veszélyeztetnék pénzügyi stabilitásukat. A váratlan kiadások külső források nélkül történő fedezésének képessége a pénzügyi biztonság kritikus szempontja (CFPB, 2022). A tanulmányok azt mutatják, hogy azokat, akik megfelelő megtakarításokkal rendelkeznek, és pénzügyi tervezésük is megfelelő, kisebb valószínűséggel fenyegeti pénzügyi csőd, ha váratlan kiadások merülnek fel. Például az ilyen célra rendelkezésre álló elkülönített segélyalap jelentősen csökkenti a pénzügyi stresszt, és növeli az általános biztonságot (Landmark Bank, 2022). Ezek a tanulmányok szintén alátámasztják a jelenlegi kutatás eredményeit, amely szerint ez a négy tényező csaknem 98%-ban magyarázza a pénzügyi biztonság alakulását.

A klaszterelemzés eredményei arra utalnak, hogy a pénzügyi biztonságot meghatározó, jelen kutatásban vizsgált tényezők klaszterei nem feleltethetők meg Magyarország régióinak. A négy klaszter sem mutat egyértelmű regionalitást, viszont 2-2 klaszter egymáshoz jelentős mértékben hasonlít. Ezért javasoljuk a az 1. és 4. klaszterek összevonását, illetve a 2. és 3. klaszterek egyesítését is. Az így kapott klaszterek közül a nagyobb biztonságúak klaszterébe (1. + 4.) némileg kevesebben tartoznak (431 fő), mint az alacsonyabb pénzügyi biztonsággal jellemezhető (2. + 3.) klaszterbe (495). Bár az eltérés nem nagy, ez a tendencia mégis kedvezőtlen. Ezek az eredmények némileg eltérnek a szakirodalomban olvasható megállapításoktól. Egy európai kutatás (Pereira

és Lino, 2017) például kimutatta, hogy a hóvégi pénzmaradvány mértéke jelentős regionális különbségeket mutat, amelyek szorosan összefüggenek a helyi gazdasági feltételekkel és a megélhetési költségekkel. A kevésbé fejlett régiókban élők gyakrabban tapasztalnak pénzügyi korlátozottságot, ami csökkenti pénzügyi biztonságukat is.

Dabla-Norris és Koeda (2008) az Egyesült Államokban vizsgálta a különböző régiókban élők pénzügyi tartalékainak eltéréseit. Különös figyelmet fordítottak a regionális jövedelmi különbségekre és az azokkal összefüggő megtakarítási szokásokra. Megállapították, hogy a gazdaságilag fejlettebb régiókban élők nagyobb pénzügyi tartalékokkal rendelkeznek, ez megalapozza a magasabb pénzügyi biztonságot.

Japánban Yamori és Nishimura (2011) azt vizsgálta, hogy a különböző régiókban élők mennyire képesek kifizetni váratlan kiadásokat. Eredményeik azt mutatták, hogy a fejlettebb régiókban élők jobban felkészültek a váratlan pénzügyi eseményekre. Ez a pénzügyi tartalékok és a pénzügyi biztonság közötti kapcsolatot erősíti. Kanadában Frenette és Frank (2020) a különböző régiókban élők pénzügyi biztonságát vizsgálta a tartalékok, a hóvégi pénzmaradvány, a pénzügyi korlátozottság és a váratlan kiadások kifizetésének képessége szempontjából. Az eredmények azt mutatták, hogy a gazdaságilag fejlettebb régiókban élők nagyobb pénzügyi biztonsággal rendelkeznek, mint a kevésbé fejlett régiók lakosai.

Összefoglalás

A magyar lakosság pénzügyi biztonságát leginkább meghatározó tényezők a jövedelmekhez kapcsolódnak: marad-e pénz hónap végére, jut-e minden váratlan jelentős kiadásra, van-e az egyénnek tartaléka. Fontos meghatározó továbbá az is, hogy az egyén mennyire érzi magát pénzügyileg korlátozva abban, hogy megvalósítsa elképzeléseit. Ezeket a tényezőket a jelen vizsgálat is alátámasztotta. Kimutattuk azt is, hogy a magyar felnőtt lakosság pénzügyi biztonsága jelentős mértékben összefügg azzal, hogy a válaszadó Magyarország mely régiójában él. A pénzügyi biztonság településtípusokkal való összefüggését és egyes tényezőinek regionálisan jellemző kombinációit viszont nem sikerült kimutatni. A kutatás Magyarország felnőtt lakói körében zajlott 2022-ben. Ez kizárja a nemzetközi összehasonlítást lehetőségét, csakúgy, mint a hosszabb idősorok vizsgálatát. Tekintettel arra, hogy a jelen kutatás az OECD pénzügyi kultúrát felmérő kutatási eredményein alapul, a későbbiekben mindkét kutatási limit átlépését lehetővé teszi.

Irodalom

1. Acs, Z. J., & Armington, C. (2006). *Entrepreneurship, geography, and American economic growth*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511493546>

2. Aker, J. C., & Mbiti, I. M. (2010). Mobile phones and economic development in Africa. *Journal of Economic Perspectives*, 24(3), 207–232. <https://doi.org/10.1257/jep.24.3.207>
3. Ballas, D., & Tranmer, M. (2012). Happy people or happy places? A multi-level modeling approach to the analysis of happiness and well-being. *International Regional Science Review*, 35(1), 70–102. <https://doi.org/10.1177/0160017611403737>
4. Beck, T., & Brown, M. (2015). Financial inclusion: Measurement and determinants. *European Journal of Finance*, 21(11), 837–861. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2013.804156>
5. Beck, T., Demirguc-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality, and the poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27–49. <https://doi.org/10.1007/s10887-007-9010-6>
6. Behrman, J. R., Mitchell, O. S., Soo, C. K., & Bravo, D. (2012). How financial literacy affects household wealth accumulation. *American Economic Review*, 102(3), 300–304. <https://doi.org/10.1257/aer.102.3.300>
7. Brown, S., & Taylor, K. (2014). Household finances and well-being: An empirical analysis. *Review of Income and Wealth*, 60(1), 155–184. <https://doi.org/10.1111/roiw.12065>
8. Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., & Saez, E. (2014). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553–1623. <https://doi.org/10.1093/qje/qju022>
9. Consumer Financial Protection Bureau (CFPB). (2022). Emergency savings and financial security. Retrieved from CFPB Report (https://files.consumerfinance.gov/f/documents/cfpb_mem_emergency-savings-financial-security_report_2022-3.pdf)
10. Cutler, D. M., & Lleras-Muney, A. (2010). Understanding differences in health behaviors by education. *Journal of Health Economics*, 29(1), 1–28. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2009.10.003>
11. Dabla-Norris, E., & Koeda, J. (2008). *The challenges of fiscal consolidation and debt reduction in the Caribbean*. IMF Working Papers, 08/203. International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781451870795.001>
12. Despard, M. R., & Chowa, G. A. N. (2014). Testing a measurement model of financial capability among youth in Ghana. *Journal of Consumer Affairs*, 48(2), 301–322. <https://doi.org/10.1111/joca.12045>
13. De Zarzà, I., De Curtò, J., Roig, G., & Calafate, C. T. (2023). Optimized Financial Planning: Integrating Individual and Cooperative Budgeting Models with LLM Recommendations. *AI*, 5(1), 91–114. <https://doi.org/10.3390/ai5010006>
14. Dorling, D., Rigby, J., Wheeler, B., Ballas, D., Thomas, B., Fahmy, E., Gordon, D., & Lupton, R. (2007). *Poverty, wealth and place in Britain, 1968 to 2005*. The Policy Press. <https://doi.org/10.1332/policypress/9781861349945.001.0001>
15. Duranton, G., & Turner, M. A. (2012). Urban growth and transportation. *Review of Economic Studies*, 79(4), 1407–1440. <https://doi.org/10.1093/restud/rds010>
16. Fisher, R. (1954). The Analysis of Variance with Various Binomial Transformations. *Biometrics*, 10(1), 130–139. <https://doi.org/10.2307/3001667>

17. Frenette, M., & Frank, K. (2020). *The financial well-being of Canadians across provinces: An analysis of the 2019 Canadian Financial Capability Survey*. Statistics Canada. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/pub/11f0019m/11f0019m2020015-eng.htm>
18. Games, P. A., & Howell, J. F. (1976). Pairwise Multiple Comparison Procedures with Unequal N's and/or Variances: A Monte Carlo Study. *Journal of Educational Statistics*, 1(2), 113–125. <https://doi.org/10.3102/10769986001002113>
19. Gan, G., Ma, C., & Wu, J. (2007). *Data Clustering: Theory, Algorithms, and Applications*. SIAM. <https://doi.org/10.1137/1.9780898718348>
20. Garman, E. T. (1999). *Personal Finance*. Houghton Mifflin Harcourt
21. Gennaioli, N., La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., & Shleifer, A. (2014). Growth in regions. *Journal of Economic Growth*, 19(3), 259–309. <https://doi.org/10.1007/s10887-014-9105-9>
22. Grossman, M. (2000). The human capital model. In A. J. Culyer & J. P. Newhouse (Eds.), *Handbook of Health Economics (Vol. 1)*, Elsevier, 347–408. [https://doi.org/10.1016/S1574-0064\(00\)80166-3](https://doi.org/10.1016/S1574-0064(00)80166-3)
23. Hayo, B., & Seifert, W. (2003). Subjective economic well-being in Eastern Europe. *Journal of Economic Psychology*, 24(3), 329–348. [https://doi.org/10.1016/S0167-4870\(02\)00173-3](https://doi.org/10.1016/S0167-4870(02)00173-3)
24. Huang, Z. (1997). Clustering large data sets with mixed numeric and categorical values. In *Proceedings of the First Pacific-Asia Conference on Knowledge Discovery and Data Mining (PAKDD)*, 21–34. https://doi.org/10.1007/3-540-62868-1_59
25. Kaur, G., Singh, M., & Gupta, S. (2023). Analysis of key factors influencing individual financial well-being using ISM and MICMAC approach. *Quality & Quantity*, 57(2), 1533–1559. <https://doi.org/10.1007/s11135-022-01422-9>
26. Keese, M. (2012). Who feels constrained by high debt burdens? Subjective vs. objective measures of household debt. *Journal of Economic Psychology*, 33(1), 125–141. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2011.08.005>
27. Kossev, K. (2020). OECD/INFE 2020 International Survey of Adult Financial Literacy (p. 78). <https://www.oecd.org/financial/education/oecd-infe-2020-international-survey-of-adult-financial-literacy.pdf>
28. Landmark Bank. (2022). *Tips for paying for unexpected expenses*. Retrieved from Landmark Bank (<https://www.banklandmark.com/blog/how-to-pay-for-unexpected-expenses/>)
29. Levene, H., Olkin, I., & Hotelling, H. (1960). Robust tests for equality of variances. In *Contributions to Probability and Statistics: Essays in Honor of Harold Hotelling*. Stanford University Press. 278–292. <https://www.semantic scholar.org/paper/Robust-tests-for-equality-of-variances-Levene/3eb99d37fef7c5b23ea3ecb4e1a7de65b0af59ed>
30. Li, S., & Xu, X. (2016). Regional disparities in financial inclusion in China: Evidence from 31 provinces. *Journal of Financial Stability*, 22, 1–10. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2016.10.004>
31. Luea, H. M. (2017). The financial health of urban and rural America. *Economic Inquiry*, 55(2), 676–695. <https://doi.org/10.1111/ecin.12365>
32. Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2011). Financial literacy around the world: An overview. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 497–508. <https://doi.org/10.1017/S1474747211000448>

33. Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2014). The economic importance of financial literacy: Theory and evidence. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5–44. <https://doi.org/10.1257/jel.52.1.5>
34. McCrae, R. R., & John, O. P. (1992). An introduction to the Five-Factor Model and its applications. *Journal of Personality*, 60(2), 175–215. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1992.tb00970.x>
35. McKay, C. L. (2021). Eight Truths about Savings and Four Principles for Inclusion (p. 14). Aspen Institute. https://www.aspeninstitute.org/wp-content/uploads/2021/04/8-savings-truths-and-4-inclusion-principles_2021.pdf
36. McKinsey (2024). Economic empowerment: A better life everyone can afford. McKinsey & Company. Retrieved from McKinsey
37. Németh E., Kálmán B. G., & Malatyinszki S. (2024). Pénzügyi biztonság Magyarországon: A 2023-as OECD-felmérés eredményeinek kettős nézőpontú elemzése. *Statistikai Szemle*, 102(9), 896–915. <https://doi.org/10.20311/stat.2024.09.hu0896>
38. OECD (2022, March 27). OECD/INFE Toolkit for Measuring Financial Literacy and Financial Inclusion 2022. Organisation for Economic Co-operation and Development. <https://www.oecd.org/en/publications/oecd-infe-toolkit-for-measuring-financial-literacy-and-financial-inclusion-2022.cbc4114f-en.html>
39. OECD (2023a). OECD/INFE 2023 International Survey of Adult Financial Literacy (OECD Business and Finance Policy Papers No. 39; OECD Business and Finance Policy Papers, 39, p. 76). Organisation for Economic Co-operation and Development. <https://doi.org/10.1787/56003a32-en>
40. OECD (2023b). OECD/INFE 2023 International Survey of Adult Financial Literacy Dataset (No. TOC) [xlsx]. https://www.oecd.org/daf/fin/financial-education/Financial%20Literacy%20Survey%20Adults_Annex%20D.xlsx
41. Pereira, J., & Lino, E. (2017). Regional disparities in financial exclusion: Evidence from Europe. *Journal of Regional Science*, 57(4), 606–624. <https://doi.org/10.1111/jors.12304>
42. Pólya, G. (1920). Über den zentralen Grenzwertsatz der Wahrscheinlichkeitsrechnung und das Momentenproblem. *Mathematische Zeitschrift*, 8(3–4), 171–181. <https://doi.org/10.1007/BF01206525>
43. Portfolio (2024, January 25). Kiderült, hány bankjuk van a magyar lakossági ügyfeleknek, és mit terveznek velük. [Portfolio.hu](https://www.portfolio.hu/bank/20240125/kiderult-hany-bankjuk-van-a-magyar-lakossagi-ugyfeleknek-es-mit-terveznek-veluk-665157). <https://www.portfolio.hu/bank/20240125/kiderult-hany-bankjuk-van-a-magyar-lakossagi-ugyfeleknek-es-mit-terveznek-veluk-665157>
44. Proto, E., & Rustichini, A. (2013). GDP and life satisfaction: New evidence. Centre for Economic Policy Research. <https://cepr.org/voxeu/columns/gdp-and-life-satisfaction-new-evidence#:~:text=People%20in%20countries%20with%20a,link%20between%20GDP%20and%20happiness.>
45. Tukey, J. W. (1949). Comparing Individual Means in the Analysis of Variance. *Biometrics*, 5(2), 99–114. <https://doi.org/10.2307/3001913>
46. World Bank. (2022). Correcting course: Poverty and shared prosperity 2022. The World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/a33782e6-415e-5699-a9a8-4a50dc4ae3bc>
47. Yamori, N., & Nishimura, K. (2011). Regional economic conditions and financial distress in Japan: Evidence from bank loan data. *Journal of Banking & Finance*, 35(5), 1026–1035. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.09.020>

ASSESSING FINANCIAL STABILITY AND SECURITY AMONG
HUNGARIAN ADULTS – INSIGHTS FROM OECD 2023 SURVEY DATA

The OECD regularly assesses the financial literacy of the adult population in Hungary. This study draws on data from the most recent assessment conducted in 2022, with the official report released in 2023. Its primary focus is to explore the financial security of Hungarian adults. Using relevant questions from the original survey, the analysis was carried out with statistical tools such as t-tests, ANOVA, linear regression, and cluster analysis. A key objective was to identify any relationship between financial security and the level of regional development across Hungary. The study also aimed to examine how financial security varies by type of settlement. The findings suggest that financial security among adults in Hungary is linked to the region they live in, but not to the type of settlement (e.g., urban or rural). Financial security appears to be mainly influenced by the availability of personal financial reserves, while the level of investment diversification does not show a meaningful connection. Based on these insights, further research could be beneficial, both by extending the study to other countries and by conducting longitudinal analyses to track changes over time.

A HAZAI FÖLDGÁZFOGYASZTÁS ALAKULÁSA 2006 ÉS 2024 KÖZÖTT¹

MÁK FRUZZSINA
Budapesti Corvinus Egyetem

A hazai földgázfogyasztás 2006 és 2024 közötti, mintegy 20 év alatti alakulása rendkívül változatos volt konjunkturális és recessziós időszakok, strukturális változások, illetve válságok (pl. a 2008/09-es gazdasági és pénzügyi válság, a COVID19 vagy a 2022-es gázáremelkedés) tekintetében. A dominánsnak mondható fűtési célú felhasználás miatt a hőmérséklet hatása azonban jelentősen bonyolítja a képet. A tanulmányban a szezonális kiigazítás klasszikus dekompozíciója mellett az idősor extrém hőmérsékleti hatástól való szűrését, valamint a változások hőmérsékletfüggő és nem hőmérsékletfüggő részekre történő dekompozícióját is bemutatom. A számítások implementálása a nyílt forráskódú R programnyelvben történt.

Kulcsszavak: dekompozíció, földgázfogyasztás, szezonális kiigazítás

Bevezetés

A hazai földgázfogyasztás alakulása mindig kiemelt érdeklődésre tart számot. Közismert, hogy hazánk gázfüggősége – különösen télen, a gáz fűtési célú felhasználása miatt – önmagában is komoly mennyiségi és árkockázatot jelent valamennyi piaci szereplőnek. Ugyan az éves földgázfogyasztásból az erőművi fogyasztás részesedése relatíve alacsony, elsősorban a nyári hónapokban – amikor a fűtési hatás nincs jelen – az erőművi felhasználás a fogyasztás 20-30%-át is kiteheti. Habár a napközbeni csúcs villamosenergiafogyasztást a megújulóknak nagyléptékű terjedésével egyre kevésbé a gázerőművek biztosítják, utóbbiaknak a naplemente utáni csúcs kielégítésében és a szabályozásban való részvétele továbbra sem nélkülözhető vagy elhanyagolható rendszerkockázati szempontból.

Mindezek mellett az utóbbi években több olyan esemény is történt, amelyek a fent leírtakat tovább komplikálják, azonban a fűtési célú gázfelhasználás (hőmérsékleti hatás) annyira erős, hogy a többi (sok esetben egyszeri), de egyébként szintén fontos tényező beazonosítása és számszerűsítése rendkívül nehéz.

Az idősorokban meglévő hosszabb távú trendek elemzésének fő eszköze a szezonális kiigazítás módszertana. Az itt bemutatott elemzés nagyban épít Mák (2015) munkájára abban a tekintetben, hogy a hőmérséklet véletlen hatásának az explicit kezelése segít a valóságot jobban tükröző következtetéseket

¹Beérkezett 2025. március 18. DOI: <https://doi.org/10.15170/SZIGMA.56.1283>. E-mail: fruzsina.mak@uni-corvinus.hu.

levonni többek között azáltal, hogy javít a szezonális kiigazítás eredményein.

Jelen tanulmány új eredményének tekinthető ezen módszertannak egy hosszabb időszoron történő alkalmazásával a földgázfogyasztás alakulásának (1) klasszikus, a szezonális kiigazítás keretrendszerében vett dekompozíciója, (2) extrém hőmérsékleti hatástól történő megtisztítása, valamint (3) a változások hőmérsékletfüggő és nem hőmérsékletfüggő részekre történő dekompozíciója. Az eredmények relevanciáját kiemeli, hogy egy meglehetősen hosszú idősről van szó, ahol az aggregált számok önmagukban kevés információt szolgáltatnak a fundamentális okokról.

A számítások az R statisztikai programcsomag *RJDemetra* csomagja² felhasználásával készültek. Az *RJDemetra* a *JDemetra+* szoftverhez készített *interface* csomag; maga az *JDemetra+* pedig szezonális kiigazítási számítások végzésére ajánlott szoftver az Európai Statisztikai Rendszer (*European Statistical System, ESS*) és a Központi Bankok Európai Rendszere (*European System of Central Banks, ESCB*) tagországai számára. A *JDemetra+* funkcionalitása az R által biztosított rugalmas elemzési lehetőségekkel együtt rendkívül hasznos eszköztárat jelent.

1 A hazai földgázfogyasztás szerkezetének alakulása

Mivel a földgázfogyasztás alakulása komplex, és sok tényezőtől függ, ezért a modellezési eredmények kontextusba helyezése érdekében mindenképpen érdemes az összetételének az időbeli alakulását röviden áttekinteni.

Időben hosszabb időszakra visszatekintő idősorok az EUROSTAT adatbázisából érhetőek el, a teljes fogyasztás tekintetében havi, szektoronkénti bontásban viszont csak éves szinten. A tanulmány későbbi részében havi idősorokkal dolgozunk majd, ebben a fejezetben viszont éves szintű adatok felhasználásával mutatjuk be az összetétel alakulását.³ Ezáltal fundamentálisan is be tudjuk azonosítani azokat a tényezőket, amelyek a fogyasztás alakulását és trendjét alapvetően befolyásolták az elmúlt közel 20 évben.

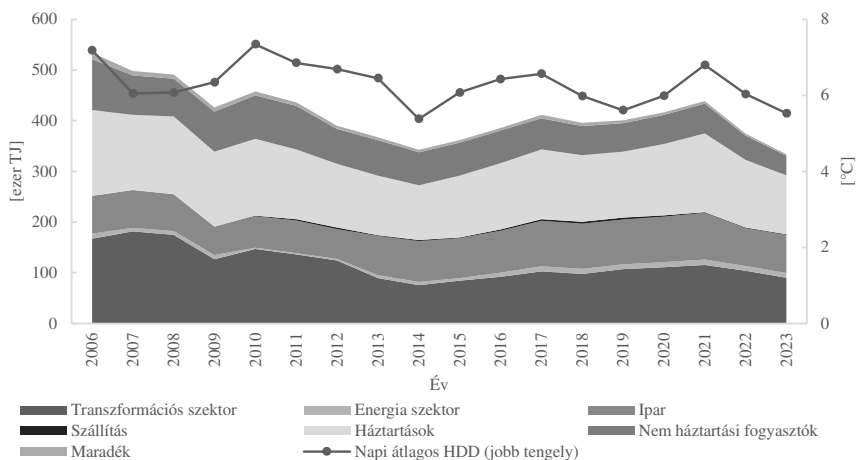
Az 1. ábra a szektoronkénti fogyasztás és a napi átlagos napfok⁴ értékét mutatja 2006 és 2023 között. A fogyasztás alakulásában 2006 és 2014 között alapvetően csökkenő, 2021-ig pedig növekvő trend érződik, majd az utolsó két évben ismét csökkenés tapasztalható. Azonban ennyi információ alapján nagyon nehéz jól alátámasztható megállapításokat megfogalmazni a fogyasztás tényleges trendjét illetően. Figyelembe kell ugyanis venni például azt, hogy a kisebb fogyasztási csúcsok (pl. 2010, 2017 vagy 2021) vagy alacsonyabb fogyasztási szintek (pl. 2014, 2022 vagy 2023) viszonylag hideg, illetve meleg

²<https://CRAN.R-project.org/package=RJDemetra>

³Ebben a fejezetben naptári éves bontást használok a hivatalos adatpublikációnak megfelelően, míg a tanulmány későbbi részében az eredmények gázév szerinti bontásban szerepelnek, részben igazodva az iparági konvencióhoz, részben az eredmények könnyebb értelmezése miatt.

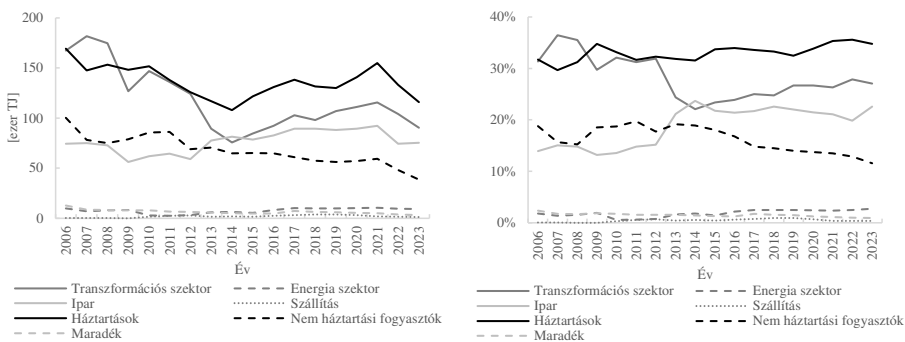
⁴Angolul heating degree day, HDD. A tanulmányban használt napfok definíció pontos leírását ld. később.

évek voltak, így kérdés, hogy a csökkenő-növekvő-csökkenő mintázat a hőmérsékleti hatás potenciális kiszűrése után is jelen van-e. Magának a hőmérsékletnek az alakulásában ugyanis van egyfajta véletlen hatás (miszerint egyes téli hónapok hidegebbek, mások melegebbek, mint a hosszú távú átlag), és ennek a véletlen hatásnak a fogyasztás értékére történő transzformációja jelentős lehet.



1. ábra. A földgázfogyasztás és a napi átlagos HDD-értékek alakulása 2006 és 2013 között. *Forrás: saját szerkesztés.*

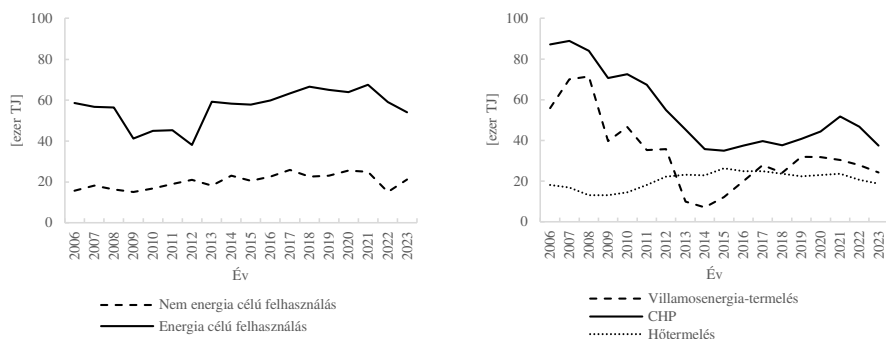
A 2. ábra ezer TJ-ban és %-ban mutatja a fogyasztás összetételének az alakulását az EUROSTAT nomenklatúrájának megfelelően. Az M5. melléklet tartalmazza az egyes kategóriák rövid leírását, valamint a mögöttes adatokat, amely a hazai viszonylatban releváns részletezettséggel készült az EUROSTAT részletes statisztikájának megfelelő aggregálásával.



2. ábra. A földgázfogyasztás szektoronkénti alakulása 2006 és 2013 között. *Forrás: saját szerkesztés.*

Mivel a háztartási fogyasztást leginkább a fűtési célú felhasználás dominálja (ld. az M5. mellékletet), ezért nem meglepő, hogy a fogyasztási kategóriák közül ebben rajzolódik ki leginkább a fűtési napfok alakulásához leginkább hasonlító mintázat. A háztartási fogyasztásban egyébként az elmúlt 20 évben komolyabb strukturális változás nem történt olyan értelemben, hogy az infrastruktúra kiépítése a 2000-es évek elejére megtörtént⁵.

Az ipari felhasználás tekintetében a 2008/09-es válság nyomán következett be hirtelen visszaesés, majd a hosszan elhúzódó válságból való szinte ugrásszerű kilábalás és fokozatos növekedés jellemző, amit a háztartási fogyasztáshoz hasonlóan a 2022-es hirtelen gázáremelkedés tör meg ismét. Mivel az energiacélú ipari felhasználás (3. ábra) nem csak fűtési célú felhasználást jelent, ezért ennek a hőmérsékletfüggése gyengébb, mint a háztartási felhasználás esetében. A földgáz nem energiacélú (vagyis nyersanyagként történő) ipari felhasználása (3. ábra) a műtrágyagyártás földgázigényét jelenti, amely nem hőmérsékletfüggő. Utóbbi egyébként a 2022/23-as évek magas árszintjei sokkal jobban sújtották, mint a 2008/09-es válságot követő általános visszaesés.



3. ábra. Az ipari és erőművi földgázfogyasztás alakulása 2006 és 2013 között. *Forrás:* saját szerkesztés.

Érdemes még külön említést tenni a földgáz ún. transzformációs input jellegű felhasználásáról, amelynek átlagosan több mint 90%-át a villamosenergia-termelő, hőtermelő és CHP-erőművek⁶ teszik ki (3. ábra). Ezekben az idősorokban is fellelhető értelemszerűen a hőmérsékletfüggés, azonban az egyéb strukturális változások is jelentősek. Például a 2008/09-es válságot követően részben a visszaeső villamosenergiaigény, részben a dráguló földgázárak miatt az erőművi földgázigény jelentősen visszaesett: a rosszabb hatásfokkal működő erőműveket üzemem kívül helyezték, és nőtt az (olcsó) importáram mennyisége is. A villamosenergia-termelő és kapcsolt erőművek gázfelhasználása egyébként nagyon hasonló trendet ír le, azonban a csak villamosenergia-termelő erőművek földgázfogyasztása jóval inkább csipkézett, hiszen a *merit*

⁵A vezetékes gázzal ellátott települések aránya az összes település %-ában nézve 2006-ban 90,5% volt, 2011 óta pedig stabilan 91,2% (forrás: KSH STADAT).

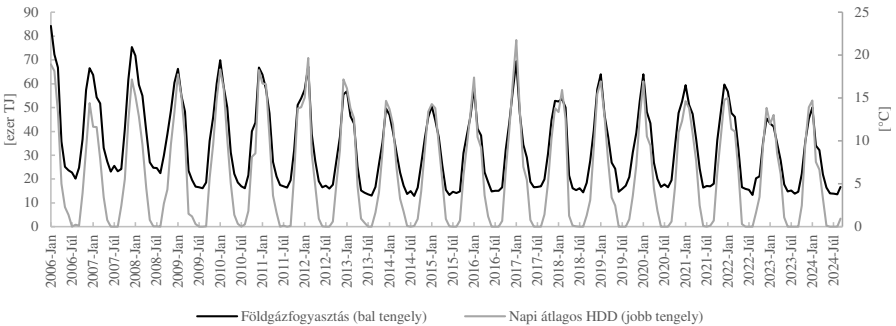
⁶CHP (combined heat and power): kapcsolt villamosenergia és hőtermelés.

orderben⁷ elfoglalt helyzetükből fakadóan piaci alapon vagy működnek vagy nem, szemben a kapcsolt erőművekkel, amelyeknek a hőtermelés is biztosít bevételt, és a hőtermelési szerződéseikből adódóan kell is üzemelniük.

A következő fejezetben a modellezéshez közvetlenül használt idősorokat ismertetem.

2 A tanulmányban felhasznált adatok bemutatása

A 4. ábra a földgázfogyasztás és a napi átlagos napfok idősorok alakulását mutatja 2006. január és 2024. szeptember között. Bár azok a tendenciák, amik az éves bontású idősor esetén megfigyelhetők voltak (többek között a hőmérsékletfüggés, válságok), itt is fellelhetők, nagyon jól érződik, hogy ezek beazonosítása és számszerűsítése korántsem egyszerű, mivel a fogyasztás téli hőmérsékletfüggősége nagyon megnehezíti az elemzést, hiszen a nagyságrendekből adódóan gyakorlatilag minden más hatást elfed.



4. ábra. A földgázfogyasztás és a napi átlagos napfok alakulása 2006. január és 2024. szeptember között. *Forrás:* saját szerkesztés.

Az 1. táblázat gázév⁸ szerinti bontásban mutatja a fogyasztás alakulását, illetve gázévenkénti változását. Jól látható, hogy a legnagyobb változások a válságok éveiben voltak (mind a 2008/09-es, mind a 2022/23-as gázévben 20%-kal csökkent a fogyasztás az előző gázévhez képest), viszont még ha ettől a két extrémnek mondható változástól eltekintünk is, az éves változások abszolút értékben akkor is viszonylag széles terjedelemben (1 és 20% között) mozognak. Érdekes és fontos kérdés az, hogy ezekből az értékekből mennyi köszönhető a hőmérsékleti hatásnak. Utóbbi ugyanis mindenképpen egyfajta

⁷A merit order az erőműveknek a fajlagos tüzelőanyag-költségeik növekvő sorrendje alapján történő rangsorolási módját jelenti, amelynek a tetején a magasabb fajlagos tüzelőanyag-költséggel üzemelő erőművek (a jelenlegi árarányok mellett lényegében a gáz- és olajtüzelésűek) állnak.

⁸2015 óta a gázév október 1-jén kezdődik (pl. a 2015/16-os gázév 2015. október 1-től 2006. szeptember 30-ig tartott), de a tanulmányban a korábbi időszakokat is eszerint a konvenció szerint ábrázoljuk (a 2015-öt megelőző években a gázév kezdete július 1. volt).

külső adottság, amelynek a hosszú távú trendje legalább annyira releváns, mint magának a földgázfogyasztásnak a hőmérsékleti hatástól megtisztított hosszú távú trendje.

	2006/07	2007/08	2008/09	2009/10	2010/11	2011/12	2012/13	2013/14	2014/15
ezer TJ	487	533	429	447	439	415	366	327	340
vált. %		+9	-20	+4	-2	-5	-12	-11	+4

	2015/16	2016/17	2017/18	2018/19	2019/20	2020/21	2021/22	2022/23	2023/24
ezer TJ	357	402	387	394	397	422	409	326	316
vált. %	+5	+13	-4	+2	+1	+6	-3	-20	-3

1. táblázat. A földgázfogyasztás alakulása, 2006/07 és 2023/24 közötti gázévek.

Forrás: saját számítás.

A földgázfogyasztási adatok az EUROSTAT adatbázisából havi bontásban elérhetőek 2008 januárjától⁹. Korábbi munkákból adódóan rendelkezésre állt a 2006-2007-es évek havi bontású adatsora is, amelynek forrása szintén az EUROSTAT¹⁰.

A fűtési napfok (angolul *heating degree day*, röviden HDD) értékek számítása az Iowa State University – Iowa Environmental Mesonet¹¹ Budapest mérési pontra vonatkozó ASOS-mérései alapján történt. Első lépésként az óras gyakoriságú¹² hőmérsékletadatok alapján kiszámoltam a napi középhőmérsékletet, majd a napi napfok értéket az alábbi módon:

$$\text{napfok} = \max(0, 16 - \text{napi középhőmérséklet}).$$

A napi szintű napfok értékek havi összegzésével kaptam meg a havi napfok értékeket.

Érdemes megjegyezni, hogy a napfok számításának módszertana többféle lehet, magyar viszonylatban az itt alkalmazott megoldás az egyik leggyakoribb (ld. pl. Sugár, 2011). Az EUROSTAT adatbázisában is megtalálhatóak havi szintű aggregált napfok adatok, körültekintő és részletes dokumentációval, azonban a saját napfokszámítások a regressziós modellezés során némileg jobb illeszkedést biztosítottak. Emellett az EUROSTAT adatok csak 2023 decemberéig álltak rendelkezésre a tanulmány írásakor, így az nem tett volna lehetővé elemzési lehetőségeket a 2024-es évre vonatkozóan.

⁹<https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>. 2024 szeptemberére a földgázfogyasztásnak még csak egy előzetes (provisional) értéke volt elérhető az EUROSTAT adatbázisában a tanulmány írásakor.

¹⁰A két adatletöltés között nem történt olyan szignifikáns módszertani változás, ami a 2006-2007-es évek adatainak a jelenleg elérhető időszakhoz történő hozzáfűzését megakadályozná. Ezt alátámasztja az is, hogy az átfedő 2008 és 2013 közötti évek értékei pontosan megegyeznek a két adatletöltésben.

¹¹https://mesonet.agron.iastate.edu/request/download.phtml?network=HU_ASOS

¹²A hőmérsékletadatok alapvetően félórás gyakoriságúak, azonban adatrögzítési hibákból fakadó néhány perces, még ritkább esetben egy-egy óras eltérések előfordulhatnak. A hiányzó óras időpontok (kevesebb, mint a teljes idősor 0,1%-a) értékeit a legközelebb eső korábbi időpont értékével, az így létrejött – óras gyakoriságú – adatbázisban a „ténylegesen” hiányzó értékeket (kevesebb, mint a teljes idősor 0,01%-a) pedig az egy órával korábbi értékkel helyettesítettem. A hiányzó értékek alacsony számából és a havi aggregálásból adódóan az adatpótlás mikéntje az eredményeket gyakorlatilag nem befolyásolja.

3 Módszertani áttekintés

A szezonális kiigazítás célja az idősorok szezonális hatásoktól történő megtisztítása, hiszen a szezonális ingadozás jelenlétében nehezebb jellemezni az idősor hosszú távú trendjét, alakulását. Különösen igaz ez az energetika területén, ahol jellemzően a hőmérséklet – mint szezonális, illetve mint véletlen tulajdonságú változó egyszerre – jelentősen befolyásol(hat)ja az idősorok alakulását.

A szezonális kiigazítás módszertanát a mai napig az TRAMO/SEATS+ és X-12ARIMA/X-13ARIMA-SEATS módszerek uralják, amelyeknek a *JDemetra+* szoftver ad otthont, de a módszerek az R program *RJDemetra interface* csomagján keresztül is teljes funkcionalitással elérhetőek. Ebben a fejezetben csak a fontosabb módszertani sarokpontokat tekintjük át, részletesebben ld. az *RJDemetra* dokumentációját¹³, az EUROSTAT publikációit (EUROSTAT, 2024, 2018a, 2018b, 2017), vagy magyarul Sugár (1999a, 1999b) tanulmányait.

Mint közismert, a szezonális kiigazítási módszertanok alappillére az idősor komponensekre történő felbontása, hiszen a szezonális komponens kiszűrése ilyen dekompozíciós logikán alapulva valósítható meg. A komponensek összekapcsolódása lehet additív, multiplikatív és pseudoadditív. Amennyiben a modell multiplikatív (mint jelen tanulmányban is), a különböző komponensek multiplikatív módon kapcsolódnak össze, azaz:

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

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, O az outlier megfigyelések hatását, I pedig a klasszikus véletlent jelenti. A szezonális kiigazítás az S , TD és H komponensektől történő szűrést jelenti.

Valamennyi dekompozíciós megoldás megelőző lépése az idősor előzetes megtisztítása különböző outlierektől, a hónapok eltérő napszámának, a szökőév vagy az ünnepnapok számának a hatásától exogén változókkal kiegészített SARIMA regresszió felhasználásával. Ez a regresszió a TRAMO/SEATS esetében a dekompozíció alapja, míg a másik esetben a komponensekre bontás többszöri mozgóátlagolás felhasználásával történik meg.

A tanulmányban az X13-ARIMA regARIMA nevű regressziós megoldását használom, és ennek eredményeit mutatom be a 4. és 5. fejezetekben. A választást alapvetően az indokolja, hogy az idősor viszonylag hosszú, ráadásul strukturális törésekkel teli. Ilyen esetekben az X13-ARIMA egyik kiegészítő eszköze, a csúszó tartományok elemzése (*sliding span analysis*) az eredmények stabilitásának a vizsgálatára nem csak általában a szezonális kiigazítás, hanem a strukturális törések stabilitása szempontjából is rendkívül kézenfekvő. A csúszó tartományok elemzésével kapott eredmények az M2. mellékletben szerepelnek.

¹³<https://jdemetra-new-documentation.netlify.app>

Emellett érdemes megemlíteni azt is, hogy a gyakorlatban a TRAMO/SEATS valamivel elterjedtebb az X13-ARIMA-hoz képest, a tanulmány szempontjából azonban a hőmérsékleti hatással kapcsolatos eredmények legalább annyira hangsúlyosak, vagy talán sokkal inkább hangsúlyosabbak, mint maguk a szezonális kiigazítási eredmények. Mivel előbbieket a regressziós előigazításon alapulnak, amely mindkét szezonális kiigazítási módszertan esetén hasonló (és hasonló funkciót tölt be), ezért a lényegi eredményeket tekintve a választott szezonális kiigazítási módszertan kevésbé releváns, de enyhe preferencia mutatkozik az X13-ARIMA irányába.

4 A földgázfogyasztás szezonális kiigazítása

A szezonális kiigazítást a 2006–2023 közötti időszakra végeztem el, összesen tehát 18 évre. A következő két alfejezetben a becslési eredményeket, majd a földgázfogyasztás szezonálisan kiigazított idősorát mutatom be.

4.1 A becslési eredmények bemutatása

Az X13-ARIMA modell specifikációja során úgy jártam el, hogy a lényeges specifikációs szempontok kapcsán a lehető legtöbb szabadságot engedjem meg, és a legjobb illeszkedést biztosító opciót válasszam ki. Így a földgázfogyasztási idősor logaritmikus transzformálásának szükségessége, a komponensek összekapcsolódásának mikéntje, a lehetséges outlier-típusok becslése automatikus szelekció útján történt. Hasonlóan igaz ez a kiválasztásra kerülő SARIMA modell paramétereire, amelyek a *JDemetra+* alapbeállításai szerint különböző illeszkedési metrikák együttes figyelembevétel alapján¹⁴ kerültek kiválasztásra.

Exogén változóként szerepeltettem az ún. HDD-eltérés változókat. Ezek számítási módja az alábbi: a 2006 és 2023 közötti időszak minden hónapjára kiszámoltam a napi átlagos napfok értéket, majd naptári hónap szerint csoportosítva meghatároztam ezek átlagát mint az adott hónapra hosszabb távon jellemző napi átlagos napfok értéket. Ezt követően a vizsgált időszak minden hónapjára kiszámoltam, hogy egy adott hónap napi átlagos napfok értéke mennyivel tér el az adott hónapra jellemző hosszú távú átlagtól (ez az ún. HDD-eltérés változó, amely tehát minden hónap esetén az adott hónapra jellemző hosszú távú átlagtól vett eltérést méri).

Ez a megoldás többek között azért is praktikus, mert így a regARIMA modellben expliciten az a hőmérsékleti hatás kerül figyelembevételre, amely minden esetben az adott hónapra jellemző hosszú távú átlaghoz képesti *relatív hideg* vagy *meleg* időjárási viszonyokat jelenti, attól függően, hogy a *HDD-eltérés pozitív* vagy *negatív*. Emellett az 5. fejezetben bemutatott elemzések szempontjából is praktikus ez a megoldás, különösen az eredmények értelmezése miatt.

¹⁴Többek között: parciális t-próba, Ljung-Box-statisztika, gyökök, ld. bővebben: <https://jdemetra-new-documentation.netlify.app>.

A regressziós modellezés során a HDD-eltérések hatását havonként külön-külön számszerűsítettem, így kiindulásként 12 HDD-eltérés változóval dolgoztam. A havonkénti HDD-eltérések használata a logaritmus-transzformáció használata miatt vált fontossá, ugyanis logaritmus transzformáció esetén a regARIMA jobb illeszkedést mutatott. Mivel azonban a hidegebb téli vagy az átmeneti tavaszi/őszi hónapokban 1 °C hatása érezhetően más (téli alacsonyabb, hiszen akkor a fogyasztás szintje magasabb), ezért döntöttem 12 változó használata mellett.¹⁵

A HDD-eltérés változók mellett szerepeltettem egy kategória jellegű változót a 2008-as és az azt megelőző évek május és szeptember közötti hónapjaira vonatkozóan. Ennek pontos okára az eredmények tárgyalása során térek ki.

A szezonális kiigazítás során valamennyi általam definiált exogén változó a szezonális komponensbe került besorolásra, aminek a szezonális hatások kiszűrésénél, a szezonálisan kiigazított idősor meghatározásánál lesz jelentősége.

A 2. táblázat az X13-ARIMA modell specifikációját, illetve a végleges modell fontosabb tulajdonságait tartalmazza. A 3. táblázatban a regressziós modell eredményei szerepelnek.

	Specifikációs beállítás	Végleges modell
Transzformáció	automatikus	log
Összekapcsolódás	automatikus	multiplikatív
Outlierek becslése	minden típus (AO, TC, LS)	LS(2008-11), TC(2022-10)
regARIMA-modell	– HDD-eltérések (külön-külön az 1-12. hónapokra) – szinteltolódás 2008-ig az 5-9. hónapokban	– HDD-eltérések (külön-külön az 1-5. és 9-12. hónapokra) – szinteltolódás 2008-ig az 5-9. hónapokban
ARIMA-modell	automatikus	SARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1) ₁₂

2. táblázat. X13-ARIMA modellspecifikáció fontosabb beállításai. *Forrás:* saját szerkesztés.

Változó	Béta	Standard hiba	t-próba	p-érték
HDD-eltérés (Január)	0,0397	0,0042	9,4400	0,0000
HDD-eltérés (Február)	0,0415	0,0043	9,7700	0,0000
HDD-eltérés (Március)	0,0582	0,0055	10,5350	0,0000
HDD-eltérés (Április)	0,0740	0,0067	11,0250	0,0000
HDD-eltérés (Május)*	0,1469	0,0170	8,6670	0,0000
HDD-eltérés (Szeptember)*	0,0922	0,0194	4,7470	0,0000
HDD-eltérés (Október)	0,0674	0,0079	8,5140	0,0000
HDD-eltérés (November)	0,0409	0,0069	5,9080	0,0000
HDD-eltérés (December)	0,0404	0,0065	6,2060	0,0000
Szinteltolódás 2006–2008 5-9. hó	0,1952	0,0398	4,9080	0,0000
Munkanap-hatás	0,0026	0,0011	2,4610	0,0147
LS (2008-November)	-0,1896	0,0404	-4,6930	0,0000
TC (2022-Október)	-0,2199	0,0453	-4,8570	0,0000

*A májusi és szeptemberi eltérések csak 2009-től kerültek figyelembevételre.

3. táblázat. A regressziós modell eredményei. *Forrás:* saját számítás.

¹⁵A példa kedvéért: a januári HDD-eltérés változó 0 értéket vesz a januári hónapok kivételével minden hónapban, a januári hónapokban pedig a 2006 és 2023 közötti januári átlagos HDD-értékhez képesti előjeles eltérést mutatja.

Nem meglepő eredmény, hogy a HDD-eltérés változók a nyári hónapokban (június, július és augusztus) nem szignifikánsak. Természetesen előfordulhatnak ezekben a hónapokban is hidegebb napok, azonban ez nem eredményez szignifikánsan magasabb földgázfogyasztást (pl. az épületek nem hűlnek annyira le, hogy az magasabb – fűtési célú – gázfogyasztást indokolna).

A nyári hónapokhoz közelebb eső hónapok esetében a HDD-eltérés paraméterek értéke magasabb, ami leginkább azzal magyarázható, hogy exponenciális modelltől lévén szó, az abszolút értelemben tekintett hőmérsékletkülönbség relatív értelemben nagyobb különbséget jelent a földgázfogyasztásban, hiszen utóbbinak a szintje a nyári hónapokhoz közeledve csökken.

Érdekes és fontos eredmény, hogy a májusi és szeptemberi hónapok hatása csak 2009-től különbözik szignifikánsan nullától. Ez minden bizonnyal összefügg azzal, hogy az első három évben többet működtek a kombinált ciklusú (fűtő és villany) erőművek, és ez pont a nyári hónapokat keretező hónapokban éreztette igazán a hatását. Ez a májusi és a szeptemberi HDD-eltérésekben megfigyelhető „törés” az 5-9. hónapokban 2006 és 2008 közötti megfigyelhető szinteltolás alapján vált sejtethetővé, és több töréspontot is kipróbálva a legjobb illeszkedést – és egyben a nyári szinteltolással való konzisztenciát is – ez a megoldás biztosította. A paraméterek nagyságrendjéről és értelmezéséről ld. még az 5.1 fejezetet is.

A földgázfogyasztás alakulásában nemcsak éves, hanem heti szinten is erős szezonális viselkedés jellemző, ezzel magyarázható, hogy a hónapon belüli munkanapok számának a hatását kontrolláló változó¹⁶ szignifikáns.

A fentiekén túl még két outliert azonosított be a modell: 2008 novembere LS típusú (*Level Shift*), 2022 októbere pedig TC típusú (*Transitory Change*) outlier. Ezekről a szezonálisan kiigazított idősor kapcsán a 4.2 fejezetben ejtek több szót.¹⁷

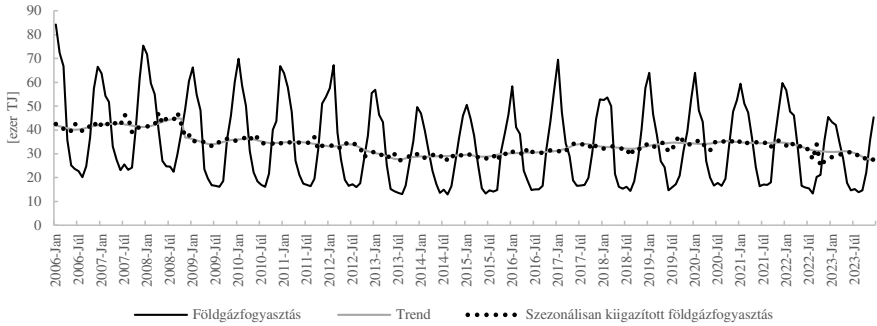
Az eredmények stabilitásának vizsgálatára, illetve a szezonális kiigazítás minőségének ellenőrzésére vonatkozó statisztikákat az M1. és M2. mellékletek tartalmazzák.

4.2 A földgázfogyasztás szezonálisan kiigazított idősora

A földgázfogyasztás szezonálisan kiigazított idősorát mutatja az 5. ábra. A módszer 2008 novemberére becsült egy szinteltolásos (LS) törést, ami a gazdasági-pénzügyi válságnak tudható be. Összességében elmondható, hogy egészen 2013-ig egy fokozatosan csökkenő trend volt jellemző, amelynek főként az elhúzóválság és a földgáz iránti kereslet azzal együtt járó alacsonyabb szintje volt az oka.

¹⁶A változó definiálása az alábbi módon történik: hétköznapok száma = $5/2 * (\text{szombatok és vasárnapok száma})$.

¹⁷Érdemes megjegyezni, hogy ez a két outlier típus kerül beazonosításra akkor is, amikor a modell a HDD-eltéréseket nem tartalmazza, illetve ha pl. az EUROSTAT HDD-számítási metodológiáját alkalmaztam, tehát ezen outlierok választása az ilyenfajta modellezői választástól függetlenül stabilnak mondható. Terjedelmi okok miatt részeredményeket nem közlök, de valamilyen szinten ezek is az eredmények robusztusságát támasztják alá az M1. és M2. mellékletben közölt klasszikus szezonális kiigazítási statisztikák mellett.



5. ábra. A földgázfogyasztás szezonálisan kiigazított időszora 2006–2023 között. Forrás: saját szerkesztés.

Az említett csökkenő tendencia enyhén megfordulni látszik 2013–2014 környékén (az 1. fejezettel összekapcsolva ezt a megállapítást, ez elsősorban az ipari felhasználás növekedésének köszönhető), majd komolyabb fellendülés 2017 közepén következik be (ez a fellendülés egyébként nemcsak a gáz-, de a villamosenergia-fogyasztásban is megfigyelhető volt). 2019 nyara a majdnem rekord alacsony gázárakban is tükröződő rövidebb visszaesés időszaka ismét (a szezonálisan kiigazított idősor 2019. június-júliusi viszonylag alacsony (trend alatti) értékei mutatják ezt).

2019 végétől nagyjából 2022 elejéig alapvetően stagnálás tapasztalható. 2020 első felében a COVID hatása azért megjelenik (ezt hivatottak jelölni a 2020. április-májusi trend alatti értékek), majd kezdetét veszi egy alapvetően csökkenő fogyasztási tendencia, amit az előző fejezetben már említett csillapodó jellegű törés (TC) 2022 októberében tovább erősít.

A 2022. októberi TC típusú outlier egyértelműen az akkori ugrásszerű világszertei gázárak hatásának tekinthető, amelynek nyomán a hazai versenypiaci és egyetemes szolgáltatói árak is megemelkedtek. Ugyan a megelőző 2022. szeptemberi hónap még valamivel hűvösebb is volt a szokásosnál, az október és az azt követő hónapok viszont már az átlagosnál jóval enyhébbek. Októbertől mind a lakosság, mind a nem-lakossági gázár növekedése hirtelen fogyasztáscsökkentést okozott, ami még a fokozatosan csökkenő trend mellett is szignifikánsnak bizonyult. Az októberi outlier egyébként feltehetően azért lett inkább TC, mint LS típusú, mert a gázárak később fokozatosan korrigáltak, amelynek a hatása elsőként a lakossági árakban jelent meg.

Érdeemes kiemelni még a villamosenergiapiaci szempontból is fontos gázüzemű erőművi felhasználás alakulását. Ahogy az 1. fejezetben is említettem, a 2008-as válsággal karöltve egy olyan folyamat is elkezdődött, hogy a rossz hatásfokú erőművek versenyképesség híján már egyre kevésbé termeltek (ezzel párhuzamosan a hőt és villamosenergiát kapcsoltan termelő erőművek, illetve a csak hőt termelő fűtőművek is fokozatosan csökkenő termeléssel működtek tovább). A gázos erőművek egyébként az olcsó import, majd különösen 2019-től a megújulók terjedése miatt is versenyhátrányba kerültek, bár a gázfogyasztás általános csökkenő trendje miatt a nyári hónapokban még nő-

vekedett is az erőművi gázfelhasználás részaránya a teljes gázfelhasználáson belül.

A szezonálisan kiigazított idősor alakulásában tehát beazonosíthatam azokat az elemeket/tendenciákat, amelyeket az 1. fejezetben a földgázfogyasztás összetételének a vizsgálatánál az éves idősorokból „érezni” lehetett. Az elemzés hozzáadott értéke többek között az, hogy mindezek havi adatokra épülően explicit módszertannal vannak alátámasztva és számszerűsítve.

5 A hőmérsékleti hatás elemzési lehetőségei

A fejezetben olyan eredményeket mutatok be, amelyek a fogyasztás hőmérsékleti szempontból történő dekompozícióján alapulnak. Az 5.1 fejezetben az extrém hőmérsékleti hatás szűrése történik meg, amely a hosszabb idősből kifolyólag empirikus szempontból mindenképpen szolgáltat újtonságot Mák (2015) eredményeihez képest. Az 5.2 fejezetben az évenkénti változások alakulását vizsgálom, ami gyakorlati szempontból is érdekes, hiszen sokszor találkozunk olyan elemzésekkel, amelyek az előző évhez vagy az előző év azonos időszakához hasonlítanak – sok esetben azonban a dekompozíció módszertana nem ismert és/vagy az elemzés csak rövid időszakra korlátozódik.

5.1 Extrém hőmérsékleti hatás szűrése

Az extrém hőmérsékleti hatás kiszűrése a regARIMA modellben szereplő HDD-eltérés változók becsült paraméterei alapján történik. Fontos szempont azonban, hogy az, hogy mit tekintünk extrém hőmérsékleti hatásnak, az természetesen függ attól, hogy mit tekintünk referenciaidőszaknak. Az előző fejezetben bemutatott regressziós módszertanból – pontosabban a HDD-eltérés változók definíciójából – adódóan a becsült béta együtthatókra nincsen hatással az, hogy mit választunk referenciaidőszaknak: a regressziós módszertan a lineáris transzformációra invariáns, ezért mindegy, hogy milyen időszak átlagához képesti eltérésekkel dolgozunk.

A szezonális kiigazítás során azonban fontos szempont az, hogy azoknak a változóknak a hatása, amelyeket a szezonális komponens részeként határozunk meg, a teljes időszak átlagában nulla legyen. Ennélfogva a HDD-eltérések definiálása során nemcsak kézenfekvő volt a megfelelő 2006-2023-as időszak átlagát választani referenciának, de a szezonális kiigazítás logikájából adódóan mintegy elvárás is.

Amennyiben azonban a kérdés úgy vetődik fel, hogy mit tekintünk extrém hőmérsékleti hatásnak, a szezonális kiigazításnál megjelenő korlátot már nem kell figyelembe venni, ugyanakkor a referencia megválasztása nyilvánvalóan befolyásolja az eredményeket. A fejezetben referenciaidőszaknak az 1991 és 2020 közötti, ún. éghajlati normált tekintem. Ez az időszak az OMSz (Országos Meteorológiai Szolgálat) által, a WMO (*World Meteorological Organization*, Meteorológiai Világszervezet) ajánlása alapján legutóbb meghatározott olyan 30 éves időszak, amely alapján egy-egy terület éghajlati adottságai jellemezhetőek, illetve ez alapján összehasonlítások végezhetőek. A témáról ld.

bővebben Szentes, 2021 tanulmányát az OMSz 1991 és 2020 közötti éghajlati normálra történő átállításához kapcsolódóan.¹⁸

A fenti megfontolásokat összegzendő, a 4. táblázat a HDD-eltérés változók béta paraméterértékét, illetve (az idősor logaritmikus transzformációjából adódóan) ezek értelmezését tartalmazza. Mivel a nyári hónapokban a HDD-eltérés nem szignifikáns, ezért ezekben a hónapokban az extrém hőmérsékleti hatás szűréséről nincs szó. A májusi és szeptemberi hónapokban pedig 2006 és 2008 között nem bizonyultak szignifikánsnak a HDD-eltérések, így ebben a 6 hónapban sincs extrém hőmérsékleti hatástól történő szűrés. A 4. táblázat alapján, ha egy januári hónapban átlagosan 1 fokkal magasabb a napfok értéke a referenciaszinthez képest, akkor a földgázfogyasztás átlagosan 4,05%-kal magasabb. Hasonlóan értelmezhető a többi hónap paramétere is.

Hónap	Béta	$\exp(\text{Béta}) - 1$ [%]
Január	0,0397	4,05
Február	0,0415	4,24
Március	0,0582	5,99
Április	0,0740	7,68
Május*	0,1469	15,83
Június	-	-
Július	-	-
Augusztus	-	-
Szeptember*	0,0922	9,66
Október	0,0674	6,98
November	0,0409	4,18
December	0,0404	4,12

*A májusi és szeptemberi eltérések csak 2009-től kerültek figyelembevételre, ld. a 3. fejezetet

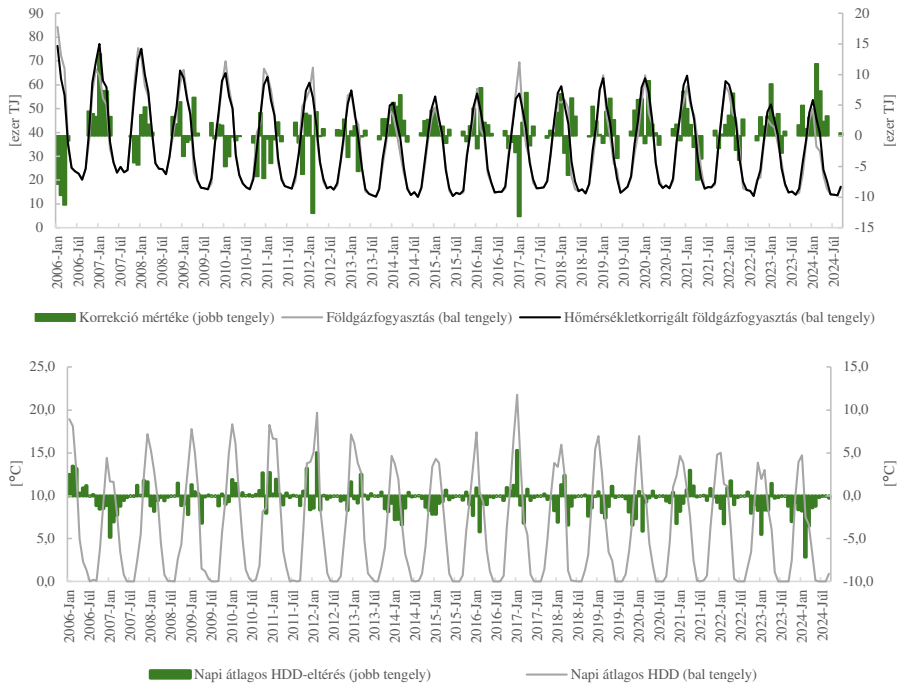
4. táblázat. A HDD-eltérés paraméterek és transzformáltjaik.
Forrás: saját számítás.

Az extrém hőmérsékleti hatás kiszűrését az alábbi képlet felhasználásával végeztem el:

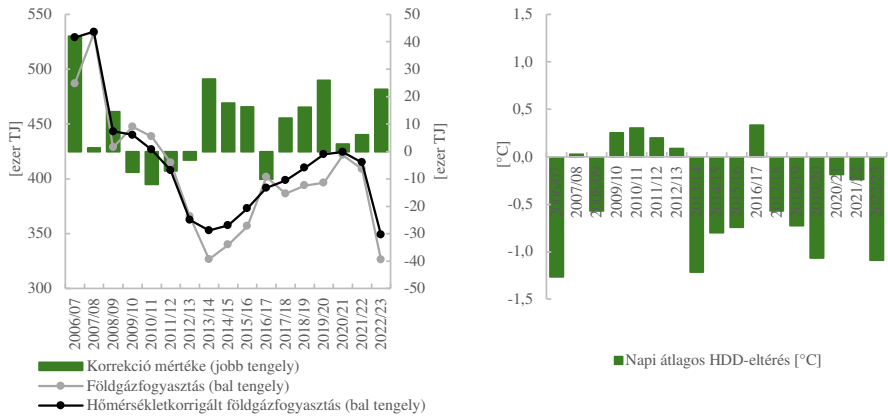
$$y(\text{hő}_m\text{-korr}) = y / \exp(\text{Béta} * \text{HDD-eltérés}),$$

ahol $y(\text{hő}_m\text{-korr})$ az extrém hőmérsékleti hatástól megtisztított (korrigált) földgázfogyasztás értéke, y a földgázfogyasztás tény értéke, Béta a HDD-eltérés változók regressziós paramétere, a HDD-eltérés pedig a tény HDD-eltérés értéke, ahol a HDD-eltérés számítása az 1991 és 2020 közötti éghajlati normálhoz képest történt.

¹⁸Az éghajlati jellemzők felülvizsgálata és utókövetése egyébként 10 évente kerül elvégzésre, de különböző éghajlati/klimatológiai elemzések még mindig az 1961 és 1990 közötti normált tekintik referenciának.



6. ábra. A földgázfogyasztás hőmérsékletkorrekciója 2006. január és 2024. szeptember között.
 Forrás: saját szerkesztés.



7. ábra. A földgázfogyasztás hőmérsékletkorrekciója a 2006/07 és 2023/24 közötti gázévekre.
 Forrás: saját szerkesztés.

Az eredeti, a fenti módon az extrém hőmérsékleti hatástól megtisztított földgázfogyasztás, valamint a HDD és HDD-eltérés idősorok szerepelnek a 6. ábrán 2006. január és 2024. szeptember között. A 7. ábra ugyanezen információkat tartalmazza gázév szerinti bontásban. A gázév szerinti ábrázolás előnye, hogy egy adott gázév a hőmérsékletfüggő hónapokat nem vágja szét,

hanem egyben tartalmazza, így könnyebb az interpretáció. A naptári év és gázév eltéréséből adódóan az aggregált ábra csak a 2006. október és 2024. szeptember közötti időszakot fedi le.

Az ábrák rengeteg elemzési lehetőséget biztosítanak, ezek közül emelek ki néhányat. (Az éves aggregált adatok számértékei egyébként az M4. mellékletben is megtalálhatóak.)

Nagyon szembetűnő az időszak elején a meglehetősen enyhe 2006/07-es gázév, amely a legnagyobb mértékű hőmérsékletkorrekciót okozta a vizsgált időszak során, hiszen ekkor – a válság előtt – a fogyasztás is nagyon magas volt.

Az elmúlt 18 évet tekintve ugyanakkor rendkívül emlékezetes volt például a 2017. januári extrém hideg, ami részben felelős volt a 2016/17-es gázév kiugróan magas fogyasztásáért. Hasonlóan relatíve hidegek voltak a 2009/2010, 2010/11 és 2011/12-es gázévek téli hónapjai, ugyanakkor ezekben az években a téli hónapok egyenletesen, stabilan voltak hidegek, a 2017. januárhoz hasonló igazán extrém hónap kevésbé fordult elő. Némi kivételt 2012 februárja jelent csak.¹⁹ Összességében ezekben az években a földgázfogyasztás alapvetően alacsony volt a válság miatt, így ennél fogva a relatíve hideg időjárás sem okozott kiugró fogyasztást.

Érdemes megemlíteni azt is, hogy utolsó 6 gázév telei enyhék vagy átlagosnál valamivel enyhébbek voltak az 1991–2020-as éghajlati normál viszonylatában, így a hőmérsékletkorrekció pozitív irányban (a tényhez képesti magasabb fogyasztás irányában) történt. Mindez egyben azt jelenti, hogy az utóbbi évek csökkenő tendenciáját többek között a sorozatosan enyhe telek is magyarázzák. Ez a megállapítás egyben át is vezet a következő fejezethez.

5.2 Az időszakonkénti változások hőmérsékletfüggő dekompozíciója

A fejezetben bemutatom azt, hogy az előző évhez, illetve az előző év azonos időszakához képest hogyan változott a földgázfogyasztás, illetve a változás milyen tényezőkkel magyarázható. Az ilyenfajta elemzés aktualitása örök, így a rendelkezésünkre álló 18 éves időszak ebben a tekintetben egyedi és releváns elemzési lehetőséget kínál.

Mindemellett az elmúlt években nagyon sok kisebb-nagyobb sokkhatás érte ezt a piacot, így nagy érdeklődésre tart számot az, hogy a földgázfogyasztás tendenciái hogyan folytatódnak a jövőben. Az ilyenfajta predikciók készítése természetesen meghaladja a tanulmány kereteit, annak számszerűsítése azonban, hogy mi az, ami az elmúlt években exogénnek tekinthető hőmérsékleti hatásnak tudható be, és mi az, ami nem, mindenképpen hasznos és érdekes adalékul tud szolgálni.

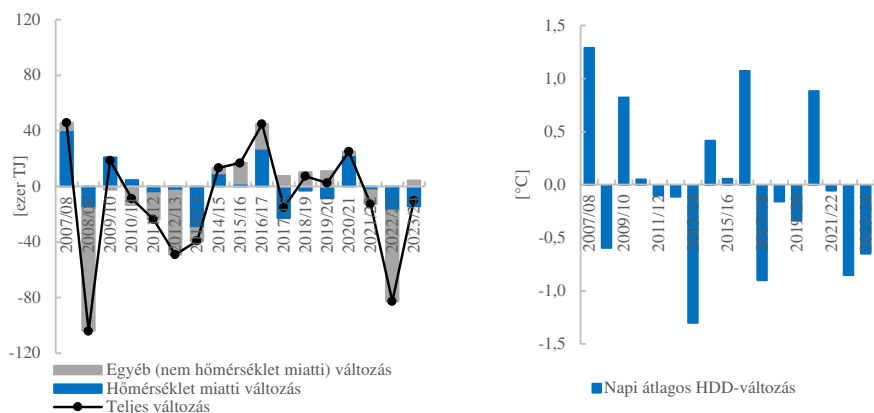
Ahhoz, hogy egy adott hónapra megkapjuk azt a földgázfogyasztás értéket, ami abban az esetben lett volna, ha az adott hónapban a hőmérséklet

¹⁹Abszolút értelemben nézve természetesen 2017 januárja volt a komolyabb: a havi középhőmérséklet $-5,8\text{ °C}$ volt, a HDD-eltérés $5,3\text{ °C}$ – ugyanezek az értékek 2012. februárban $-3,7\text{ °C}$, illetve 5 °C .

olyan lett volna, mint az előző év azonos időszakában, az alábbi képlet szerint számoltam:

$$y(\text{hőm}_{cp}) = y / \exp(\text{Béta} * \text{HDD}_{\text{eltérés}}) * \exp(\text{Béta} * \text{HDD}_{\text{eltérés}}(-12)),$$

ahol $y(\text{hőm}_{cp})$ a földgázfogyasztás korrigált értéke abban az esetben, ha a hőmérséklet az adott hónapban azonos lett volna a 12 hónappal korábbi hőmérséklettel, y a földgázfogyasztás tényértéke, Béta a HDD-eltérés változók regressziós paramétere, a $\text{HDD}_{\text{eltérés}}$ a tény napfokeltérés értéke, míg a $\text{HDD}_{\text{eltérés}}(-12)$ a tény napfokeltérés értéke 12 hónappal korábban. Az eredményeket bemutatom itt is éves (gázév szerint számolva), illetve havi bontásban (8. ábra).



8. ábra. A földgázfogyasztás éves változásának dekompozíciója a 2007/08 és 2023/24 közötti gáz évekre. Forrás: saját szerkesztés.

A 2008/09-es gázévben a relatíve enyhe tél mellett a válságnak jóval nagyobb hozzájárulása volt a földgázfogyasztás előző évhez képesti csökkenéséhez. A 2008/09-es gazdasági-pénzügyi válságot követően a földgázfogyasztás évről évre jellemzően csökkent, gyakorlatilag a 2013/14-es gázévig folyamatosan. Kivételt a 2009/10-es gázév jelentett, de itt a növekedés forrása alapvetően az, hogy a 2009/10-es gázév hidegebb volt, mint a 2008/09-es gázév.

A 2013/14-es, előző gázévhez képesti 10%-os csökkenés már leginkább a hőmérsékletnek (az előző évhez képest enyhébb télnek) volt betudható, nem pedig a csökkenő trendnek. Ezt követően megindult a hosszú válságot követő fellendülés, ami a gázfogyasztás évenkénti folyamatos növekedésében is megmutatkozott, amire csak rátett a 2016/17-es gázév rendkívül hideg tele (főként 2017. január), ami az előző évhez képest összességében több, mint 10%-os (45 ezer TJ-os) fogyasztásnövekedést eredményezett. Ezt követően azonban ismét, főként egy enyhe tél miatt, mintegy 4%-kal (15 ezer TJ-lal) csökkent a fogyasztás az előző gázévhez képest.

Az ezt követő években a fogyasztás éves változását a hőmérséklet mozgatta igazán nagy mértékben (a szezonálisan kiigazított idősor is stagnálást mutat ezekben az években, bár kisebb kilengések azért voltak: például 2019

nyarának rendkívül alacsony gázkereslete, 2020-ban a COVID, az ezt követő időszakok „kis” visszaesései-kilábalásai 2020-ban és 2021-ben főként), majd 2022-ben a gázáremelkedés az enyhe téllal karöltve extrém 20%-os fogyasztás-csökkenést eredményezett, aminek csak relatíve kis hányadéért (kb. 5%) volt felelős az időjárás.

Hasonlóan az extrém hőmérsékleti hatás szűréséhez, az éves aggregált adatok számértékei az M4. mellékletben is megtalálhatóak.

A 9/a és 9/b ábrák az előző év azonos időszakához képesti változásokat mutatják. A 2007-es és 2008-as években az egy évvel korábbi időszakokhoz képesti változásból jórészt a hőmérséklet hatása erősebb, hiszen ezekben az években hideg és nagyon enyhe telek váltogatták egymást. Ezekben az években a nyári fogyasztás jellemzően nőtt az előző év azonos időszakához képest, ami többek között a fokozódó villanykereslettel és hazai erőművi gázigénnyel magyarázható. Az ezt követő időszakban a válság miatti recesszió, ezzel párhuzamosan a rossz hatékonyságú kombinált ciklusú erőművek használaton kívül helyezése is csökkentette a gázfogyasztást, ami éves szinten és a nyári hónapokban is jól látszik.

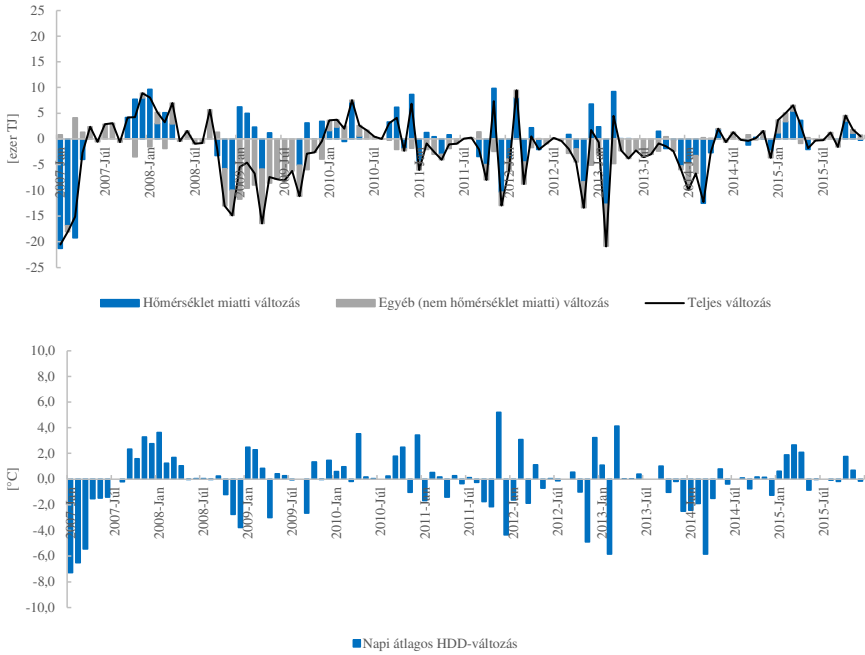
Érdemes kiemelni a 2017 nyarán és a 2019 nyarán történő kisebb felendülések hatásait is. Nagyon szembetűnő pl. 2018 januárja is, amikor az előző évi januárhoz képesti nagy hőmérsékletbeli differencia okozott nagy fogyasztáscsökkenést, ezzel szemben 2018 márciusa az előző év márciusához képest relatíve hideg volt, maga a 2018. márciusi gázfogyasztás pedig az előző év azonos időszakához képest jóval magasabb, ami a januári hónaphoz hasonlóan szintén főként a hőmérséklettel magyarázható.

A 2019. év eleji változásokban is elsősorban a hőmérséklet hatása köszön vissza: az első hónapok enyhébbek, a márciusi és áprilisi hónapok jóval hidegebbek voltak az előző év azonos időszakához képest.

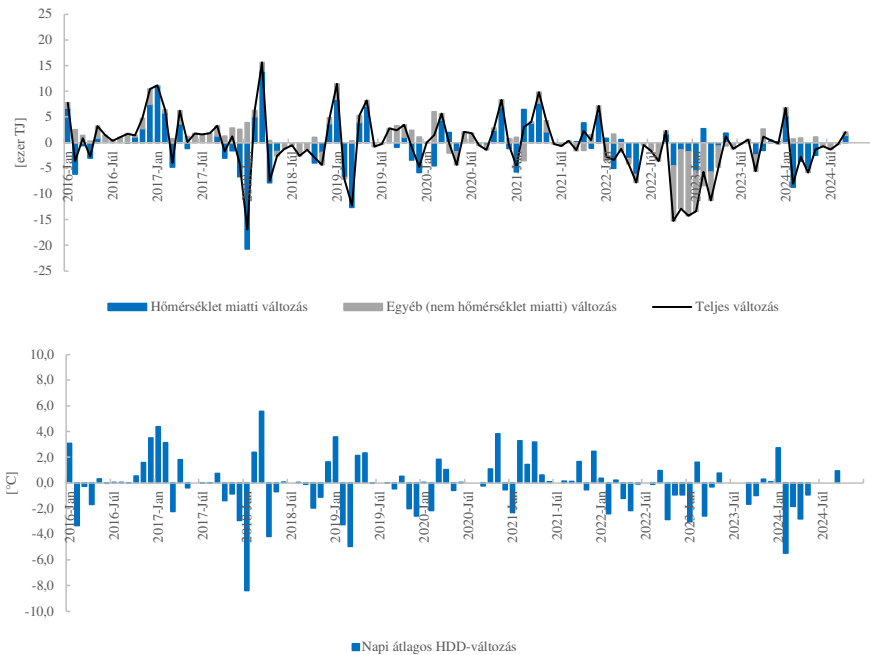
2020 elején az előző év azonos időszakához képest hidegebb időjárás a COVID miatti fogyasztáscsökkenést kompenzálta. A 2020 év végi, 2021 év eleji téli/átmeneti időszakban ismét elsősorban az előző év azonos időszakához képesti hidegebb időjárás okozott magasabb fogyasztást (a decemberi és januári hónapok kivételével, amik relatíve enyhék voltak).

A 2022/23-as és 2023/24-es gázévek teleinek az előző év azonos időszakához képesti alacsonyabb fogyasztásának a háttérben egyrészt az egyre enyhébb telek állnak, 2022-ben pedig a fogyasztás jelentős része a magas gázárak miatt csökken drasztikusan az egy évvel korábbi azonos hónapokhoz képest – ennek havi lefutása nagyon jól látszik az 9/b ábrán.

A majdnem 20 éves idősor tekintetében egyébként a két igazán drasztikus változást tehát a 2008/09-es gazdasági-pénzügyi válság, illetve a 2022-es drasztikus gázáremelkedés jelentette. Hatását tekintve mindkettő komoly változást okozott, az ábrákat vizsgálva talán az előbbi volt erősebb (technikailag ez persze abban is megjelenik, hogy az egyik LS, a másik TC típusú törés). Összességében elmondható, hogy a 2008/09-es válság nyomán az előző év azonos időszakához képest sokkal hosszabb ideig volt tapasztalható csökkenés, annak ellenére, hogy ott a hőmérséklet kevésbé rontott párhuzamosan a helyzeten.



9/a. ábra. A földgázfogyasztás előző év azonos időszakához képesti változásának dekompozíciója 2007. január és 2015. december között. *Forrás:* saját szerkesztés.



9/b. ábra. A földgázfogyasztás előző év azonos időszakához képesti változásának dekompozíciója 2016. január és 2024. december között. *Forrás:* saját szerkesztés.

6 Összefoglalás

A tanulmányban a hazai földgázfogyasztás alakulását vizsgáltam egy majdnem 20 év hosszúságú idősor felhasználásával, 2006. január és 2024. szeptember között, havi gyakoriságú adatokon. A felhasznált módszertan a szezonális kiigazítás területén elterjedt X13-ARIMA, amely a szezonális kiigazítást a regARIMA regressziós előigazítását követően különböző mozgóátlagolások felhasználásával végzi el.

Ezen túlmenően különös figyelmet szenteltem a hőmérsékleti hatás elemzésének, amely ilyen hosszú idősor tekintetében mindenképpen egyedi, ráadásul az adatforrások publikációs gyakoriságának megfelelően egészen 2024 szeptemberéig, a legutolsó ismert gázév végéig elvégzésre került. Elmondható, hogy az igazán jelentős strukturális töréseket/változásokat leszámítva a hőmérséklet az, amely egyik évről a másik évre képes volt az összefogyasztást szignifikánsan megemelni vagy csökkenteni.

Ebből is érezhető, hogy a hőmérséklet alakulásának a hosszú távú trendje fontos kérdés a jövőre nézve is, figyelembe véve azt, hogy az elmúlt 10 gázévből egyetlen (!) olyan volt, amely a napi átlagos HDD-eltérések alapján mérve hidegebb volt, mint az OMSz által jelenleg használt legfrissebb, 1991 és 2020 közötti éghajlati normál.

A legutolsó gázév példája rendkívül szemléletes közelmúltbéli aktualitással szolgál. A 2023/24-es gázév fogyasztása 316 PJ volt²⁰ (ez nagyjából 8,3 milliárd m³-nek felel meg), 11 PJ-lal kevesebb, mint az elmúlt közel 20 tekintetében rekordalacsonynak számító 2013/14-es gázév fogyasztása (327 PJ, 8,5 milliárd m³). Hogy mennyit számít a hőmérsékleti hatás, az nagyon jól látszódik abból, hogy a 2016/17-es extrém hideg gázév hőmérsékleti karakterisztikáját felhasználva a 2023/24-es gázév fogyasztására 363 PJ (9,5 milliárd m³) adódna, ami a rangsorban még mindig csak az 5. legalacsonyabb fogyasztás lett volna. Ennél alacsonyabb fogyasztás csak a 2013/14, 2014/15, 2015/16 (rendkívül enyhe) és 2022/23 (magas gázárakkal sújtott és szintén enyhe) gázévekben volt.

Érdeemes még megemlíteni, hogy szezonális kiigazítás ma már nemcsak a sok manuális munkát igénylő *JDemetra+* alkalmazásban végezhető el, hanem vannak erre kifejlesztett és folyamatosan karbantartott R csomagok is, amelyeket a tanulmány írása során használtam. Ezek együttesen nem csak magát a szezonális kiigazítást, de annak rendkívül vizualizáció-dús eredményeit is konzisztensen és könnyen reprodukálható módon képesek megvalósítani (*ggplot2*-re és *rmarkdown*-ra építve).

Irodalom

1. European Commission: Eurostat (2017): Handbook on Rapid Estimates: 2017 edition. Publications Office of the European Union. <https://data.europa.eu/doi/10.2785/4887400>

²⁰1 PJ = ezer TJ

2. European Commission: Eurostat (2018a): ESS guidelines on temporal disaggregation, benchmarking and reconciliation: 2018 edition. Publications Office of the European Union. <https://data.europa.eu/doi/10.2785/79182>
3. European Commission: Eurostat (2018b): Handbook on Seasonal Adjustment: 2018 edition. Publications Office of the European Union. <https://data.europa.eu/doi/10.2785/279605>
4. European Commission: Eurostat (2024): ESS guidelines on seasonal adjustment: 2024 edition. Publications Office of the European Union. <https://data.europa.eu/doi/10.2785/705102>
5. 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*, 85(410), 345–355. <https://doi.org/10.1080/01621459.1990.10476207>
6. Mák, F. (2015): Az időjárás véletlen hatásának szerepe a szezonális kiigazítás során, a hazai földgázfogyasztás példáján. *Statisztikai Szemle*, 93(5), 417–441.
7. Sugár, A. (1999a): Szezonális kiigazítási eljárások I. *Statisztikai Szemle*, 77(9), 705–721.
8. Sugár, A. (1999b): Szezonális kiigazítási eljárások II. *Statisztikai Szemle*, 77(10-11), 816–832.
9. Sugár, A. (2011): A hőmérséklet hatásáról a villamosenergia- és gázfogyasztás magyarországi példáján. *Statisztikai Szemle*, 89(4), 379–398.
10. Szentés, O. (2021): Átállás az 1991–2020-as éghajlati normálra. https://www.met.hu/ismeret-tar/erdekesssegek_tanulmanyok/index.php?id=3011. Letöltés dátuma: 2024. október 17.

Mellékletek

M1. Modelldiagnosztika

A melléklet különböző modelldiagnosztikai eredményeket közöl, amelyek a szezonális kiigazítás megfelelő minőségét támasztják alá. A tesztek alapján az idősorban nincs mozgó szezonális hatás (az idősor hossza miatt ez különösen fontos), illetve sem a szezonálisan kiigazított idősorban, sem az irreguláris komponensben nem maradt szezonális hatás. A Q- és M-statisztikák eredményei kielégítőek, mindössze kettő haladja meg enyhén az 1 küszöbértéket. Az M1. és M2. mellékletek módszertani háttéréről ld. bővebben a korábban már hivatkozott szezonális kiigazítással foglalkozó irodalmakat.

Teszt	Próbafüggvény értéke	p-érték
Szezonálisitás (Kruskall-Wallis χ^2)	209,7802	0,0000
Szezonálisitás (F)	4322,1184	0,0000
Mozgó szezonálisitás	0,3428	0,9934

M1. táblázat. Állandó és mozgó szezonálisitás tesztelése. Forrás: saját számítás.

Teszt	Próbafüggvény értéke	p-érték
QS-teszt (szezonálisan kiigazított idősor)	0,0000	1,0000
QS-teszt (irreguláris komponens)	0,0000	1,0000
F-teszt (szezonális dummy-k, szezonálisan kiigazított idősor)	0,5448	0,8709
F-teszt (szezonális dummy-k, irreguláris komponens)	0,6398	0,7933
regARIMA reziduomok (teljes idősor)	0,5041	0,8992
regARIMA reziduomok (utolsó 3 év)	0,5294	0,8642
F-teszt (munkanap-hatás, szezonálisan kiigazított idősor)	1,3232	0,2481
F-teszt (munkanap-hatás, irreguláris komponens)	1,1878	0,3141

M2. táblázat. Szezonális tesztelése az irreguláris komponensen és a szezonálisan kiigazított idősoron. Forrás: saját számítás.

Mutató neve	Mutató értéke
M(1)	0,0090
M(2)	0,0142
M(3)	1,1087
M(4)	0,4612
M(5)	1,0986
M(6)	0,5416
M(7)	0,0305
M(8)	0,0710
M(9)	0,0336
M(10)	0,0548
M(11)	0,0504
Q	0,3423
Q-M2	0,3828

M3. táblázat. Q- és M-statisztikák eredményei.
Forrás: saját számítás.

M2. Az eredmények stabilitása

Az M4. táblázat a csúszó tartományok (sliding span) elemzés eredményeit tartalmazza.²¹ Az eredményeket 16, 14, 12 és 10 éves tartományokkal, azaz 3, 5, 7 és 9 darab tartománnyal végeztem el.

Az M4. táblázat alapján némi instabilitás csak a 9 tartományos esetben jelentkezik (ott is csak alacsonyabb küszöbértékek esetén), ami mindenképpen jó eredménynek mondható, hiszen ebben az esetben már gyakorlatilag csak a teljes idősor felével dolgozunk. Érdekes még megjegyezni, hogy a táblázat eredményeit úgy kaptam, hogy – szigorúan dolgozva – az

²¹A csúszó tartományok elemzésének a lényege, hogy rövidebb időszakokra a teljes időszakra vonatkozóval ekvivalens elemzést végez el, és a különböző időszakokon kapott eredmények stabilitásáról nyilatkozik (bővebben ld. Findley et al., 1990). Kétféle stabilitási mérőszámot szokás használni: az instabil szezonális faktorok arányát, illetve az instabil százalékos változások arányát. A szezonális kiigazítás instabilnak mondható az adott t időpontra, amennyiben: $(\max_j SA_j^t - \min_j SA_j^t) / \min_j SA_j^t > 0,03$. Vagy, ehhez hasonlóan, a szezonális kiigazítás instabilnak mondható az adott t időpontra, amennyiben: $\max_j SA_j^t / SA_j^{t-1} - \min_j SA_j^t / SA_j^{t-1} > 0,03$. A 3%-os küszöbértékek állíthatóak, tipikusan 3,5 és 4%-os értékeket szokás még használni, a j index pedig a j -edik csúszó tartomány jelölésére szolgál. Empirikus alapon az mondható el, hogy az eredmények instabilnak mondhatóak, amennyiben az első mutató szerinti instabilitások aránya meghaladja a 15 százalékot (esetlegesen a 25 százalékot), a második mutató esetén pedig a 35 százalékot (esetlegesen a 40 százalékot).

outliereket (LS (2008–November) és TC (2022–Október)) nem rögzítettem, pedig ezeket – a meghatározásuk nehézségéből fakadóan – inkább rögzíteni szokták. Rögzítésük esetén az eredmények természetesen nem romlanának. Összességében tehát az eredmények a csúszó tartományok elemzése alapján stabilnak tekinthetők.

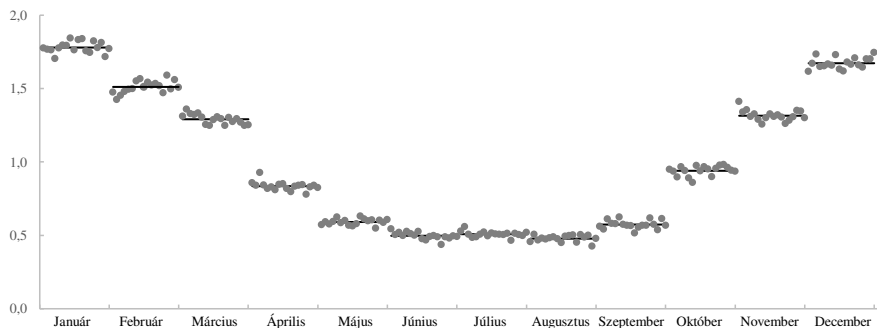
Az SI-arányok alakulása hasonlóan jól igazolja az eredmények stabilitását (ld. *M1. ábra*).

Küszöb	Három tartománnyal			Öt tartománnyal			Hét tartománnyal			Kilenc tartománnyal		
	0,03	0,035	0,04	0,03	0,035	0,04	0,03	0,035	0,04	0,03	0,035	0,04
Instabil szezonális faktorkok												
száma (db)	4	2	2	12	7	5	26	16	10	83	57	46
aránya (%)	2,1	1,0	1,0	6,3	3,6	2,6	13,5	8,3	5,2	43,2**	29,7**	24,0*
Instabil százalékos változások a szezonálisan kiigazított idősorban												
száma (db)	12	5	2	29	18	12	67	44	29	103	86	74
aránya (%)	6,3	2,6	1,0	15,2	9,4	6,3	35,1*	23,0	15,2	53,9**	45,0**	38,7*

*Meghaladja a 15%-os ill. 35%-os (belső) küszöbértéket

**Meghaladja a 25%-os ill. 40%-os (külső) küszöbértéket

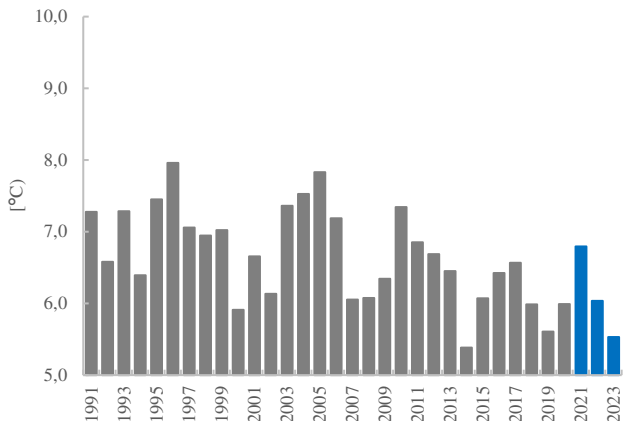
M4. táblázat. A csúszó tartományok (sliding span) elemzésének eredményei.
Forrás: saját számítás.



M1. ábra. SI arányok 2006. január és 2023. december között. *Forrás:* saját szerkesztés.

M3. Napi átlagos HDD-értékek alakulása 1991 és 2023 között

Az *M2. ábra* a naptári évenként számolt napi átlagos HDD-értékeket tartalmazza. A 2021–2023. évek kék színnel vannak jelölve, mivel ez a három év nem tartozik bele az OMSz által aktuálisan használt 1991–2020-as éghajlati normálba. Jól érzékelhető, hogy az időszak második felében a napi átlagos HDD-értékek alacsonyabbak, mint az időszak első felében, ami leginkább ezen évek enyhébb téli hónapjaival magyarázható.



M2. ábra. Napi átlagos HDD-értékek alakulása 1991 és 2023 között.
 Forrás: saját szerkesztés.

M4. Hőmérsékletkorrekció és hőmérsékletfüggő dekompozíció eredménye gázévenként

Az M5. és M6. táblázatok a tanulmány 7. és 8. ábrájához kapcsolódóan tartalmaznak pontos földgázfogyasztás és HDD-értékeket a hőmérsékletkorrekció és az éves változások dekompozíciója tekintetében.

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	/07	/08	/09	/10	/11	/12	/13	/14	/15
Földgázfogyasztás [ezer TJ]	487	533	429	447	439	415	366	327	340
Korrigált fogyasztás [ezer TJ]	529	534	443	440	427	408	363	353	358
Korrekció mértéke [ezer TJ]	42	1	14	-7	-12	-7	-3	26	18
Korrekció mértéke [%]	8,6	0,3	3,4	-1,7	-2,7	-1,7	-0,9	8,1	5,2
Napi átlagos HDD-eltérés [°C]	-1,3	0,0	-0,6	0,3	0,3	0,2	0,1	-1,2	-0,8

	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
	/16	/17	/18	/19	/20	/21	/22	/23	/24
Földgázfogyasztás [ezer TJ]	357	402	387	394	397	422	409	326	316
Korrigált fogyasztás [ezer TJ]	373	392	399	410	422	425	415	349	354
Korrekció mértéke [ezer TJ]	16	-10	12	16	26	3	6	23	38
Korrekció mértéke [%]	4,5	-2,5	3,1	4,1	6,5	0,7	1,5	6,9	12,0
Napi átlagos HDD-eltérés [°C]	-0,7	0,3	-0,6	-0,7	-1,1	-0,2	-0,2	-1,1	-1,7

M5. táblázat. A földgázfogyasztás hőmérsékletkorrekciója a 2006/07 és 2023/24 közötti gázévekre. Forrás: saját számítás.

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
	/07	/08	/09	/10	/11	/12	/13	/14	/15
Teljes változás [ezer TJ]	-	46	-104	19	-9	-24	-49	-39	13
Egyéb változás [ezer TJ]	-	5	-89	-2	-13	-19	-46	-9	4
Hőmérséklet miatti vált. [ezer TJ]	-	41	-15	21	5	-5	-3	-30	9
Teljes változás [%]	-	9,4	-19,5	4,3	-2,0	-5,4	-11,8	-10,7	4,1
Egyéb változás [%]	-	1,1	-16,6	-0,5	-3,0	-4,3	-11,1	-2,5	1,2
Hőmérséklet miatti változás [%]	-	8,2	-3,5	4,9	1,1	-1,1	-0,8	-8,4	2,9
Napi átlagos HDD-változás [°C]	-	1,3	-0,6	0,8	0,0	-0,1	-0,1	-1,3	0,4

	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
	/16	/17	/18	/19	/20	/21	/22	/23	/24
Teljes változás [ezer TJ]	17	45	-15	7	3	25	-13	-83	-10
Egyéb változás [ezer TJ]	15	18	8	10	11	3	-10	-65	4
Hőmérséklet miatti vált. [ezer TJ]	2	27	-23	-3	-8	23	-3	-17	-14
Teljes változás [%]	5,0	12,6	-3,8	1,9	0,7	6,4	-3,0	-20,2	-3,1
Egyéb változás [%]	4,4	5,0	1,9	2,7	2,8	0,7	-2,4	-16,0	1,3
Hőmérséklet miatti változás [%]	0,6	7,2	-5,6	-0,7	-2,1	5,7	-0,7	-5,0	-4,3
Napi átlagos HDD-változás [°C]	0,1	1,1	-0,9	-0,2	-0,3	0,9	-0,1	-0,9	-0,6

M6. táblázat. A földgázfogyasztás éves változásának dekompozíciója a 2007/08 és 2023/24 közötti gázévekre. Forrás: saját számítás.

M5. A hazai földgázfogyasztás szerkezete naptári évenként

Az M7. táblázat a hazai földgázfogyasztás szerkezetét mutatja szektoronkénti bontásban naptári évenként.²²

Az EUROSTAT által használt elnevezések alapvetően informatívak, de néhány megjegyzést érdemes az általam alkalmazott aggregáláshoz, illetve a kategóriák tartalmához fűzni:

- a transzformációs szektoron belül az 'Egyéb' kategória lefedi többek között azokat a felhasználókat, akik a hőt vagy villanyt saját maguknak állítják elő,
- az 'Energia szektor' földgázfelhasználásának számít pl. a fűtőolajjal működő erőművek vagy az olajfinomító művek földgázfelhasználása,
- az 'Egyéb szektorok' nem háztartási fogyasztóinak minősülnek többek között a kereskedelmi és közszolgáltatók, vagy a mezőgazdasági felhasználók,
- az általam definiált 'Maradék' kategória tartalmazza többek között a hálózati veszteséget, illetve a statisztikai különbözetet.

Az M8. táblázatban a háztartások földgázfogyasztásának a felhasználás célja szerinti szerkezete szerepel.²³

²²Az adatok forrása: <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

²³Az adatok forrása: <https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Transzformációs szektor	167	182	175	127	147	136	124	89	76
Villamosenergia-termelés	56	70	71	40	47	35	36	10	7
CHP	87	89	84	71	73	67	55	45	36
Hőtermelés	18	17	13	13	15	18	22	23	23
Egyéb	6	6	6	3	13	15	11	11	10
Energia szektor	10	7	8	8	3	3	3	6	6
Ipar	74	75	73	56	62	64	59	78	81
Nem energiacélú felhasználás	16	18	16	15	17	19	21	18	23
Energiacélú felhasználás	59	57	56	41	45	45	38	59	58
Szállítás	0	0	0	0	1	2	3	2	2
Egyéb szektorok	270	226	228	227	237	224	195	187	173
Háztartások	170	148	153	148	152	138	126	117	108
Nem háztartási fogyasztók	100	78	75	79	86	86	69	70	65
Maradék	13	9	8	8	8	7	6	6	5
Összesen	534	498	491	426	458	436	390	367	342

	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
Transzformációs szektor	84	92	103	98	107	111	115	104	90
Villamosenergia-termelés	12	20	28	24	32	32	31	28	24
CHP	35	38	40	38	41	45	52	47	38
Hőtermelés	26	25	25	24	22	23	24	21	19
Egyéb	11	10	10	12	12	11	9	9	9
Energia szektor	5	8	10	10	10	10	10	9	9
Ipar	79	83	89	89	88	89	92	74	75
Nem energiacélú felhasználás	21	23	26	23	23	26	25	15	21
Energiacélú felhasználás	58	60	63	67	65	64	67	59	54
Szállítás	2	2	3	4	4	3	2	1	1
Egyéb szektorok	187	196	199	189	186	198	214	181	155
Háztartások	122	131	138	132	130	141	155	133	116
Nem háztartási fogyasztók	65	65	61	57	56	57	59	48	39
Maradék	5	5	7	6	6	5	5	4	3
Összesen	361	386	412	396	401	417	439	374	334

M7. táblázat. A földgázfogyasztás alakulása 2006 és 2023 között [ezer TJ].

Forrás: EUROSTAT adatok alapján saját szerkesztés.

	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Fűtési célú felhasználás	99	108	115	109	108	117	131	111
Vízmelegítési célú felhasználás	13	14	14	13	13	15	15	14
Főzési célú felhasználás	9	9	9	9	9	9	9	9
Összesen	122	131	138	132	130	141	155	133

M8. táblázat. A háztartási földgázfogyasztás alakulása 2015 és 2022 között [ezer TJ].

Forrás: EUROSTAT adatok alapján saját szerkesztés.

THE HUNGARIAN NATURAL GAS CONSUMPTION BETWEEN 2006 AND 2024

The evolution of domestic natural gas consumption over the period of approximately 20 years between 2006 and 2024 was quite variable in point of boom and recession periods, structural changes and crises (e.g. the economic and financial crisis of 2008/09, the COVID19 or the gas-price increase of 2022). However, due to the dominant use for heating, the effect of temperature makes the picture even more complicated. In addition to the classic decomposition of the seasonal adjustment,

I also present the extreme temperature-corrected natural gas consumption and the decomposition of the changes into temperature-dependent and not temperature-dependent parts. The calculations were implemented in the open source programming language R.

Keywords: Decomposition, Natural Gas Consumption, Seasonal Adjustment

A MAGYARORSZÁGI ÜZEMANYAGÁRSTOP HATÁSÁNAK ELEMZÉSE AZ ÜZEMANYAG-FOGYASZTÁSRA SZINTETIKUSKONTROLL-MÓDSZERREL¹

SZEPES ÁRON – KERESZTÉLY TIBOR

Budapesti Corvinus Egyetem

A magyar kormány 2021. november 15-én vezette be az üzemanyagok árait szabályozó hatósági ársapkát. Az árszabályozást követően érezhetően megugrott a kereslet, 2022-ben közelítőleg 9,1 százalékkal nőtt az üzemanyagotöltő állomások által forgalmazott üzemanyagok mennyisége az előző évhez képest. Cikkünkben az árszabályozás kiskereskedelmi üzemanyag-fogyasztásra gyakorolt hatását elemeztük szintetikuskontroll-módszer segítségével. Az eredmények alapján 2021 novemberre és 2022 novemberre között a dízelfogyasztás 6,8, a benzinfogyasztás pedig 4,5 százalékkal növekedett pusztán az árszabályozás hatására. Az árszabályozás felfüggesztését követően az üzemanyagok kereslete jelentősen visszaesett a szintetikus fogyasztáshoz képes, ami alátámasztja az árszabályozás piactorzító jellegét.

1 Bevezetés

A magyar kormány 2021 novemberében 480 forintos hatósági áron maximalizálta a 95-ös oktánszámú benzin és dízelgázolaj literenkénti árát. A rendelet értelmében az üzemanyagárak adótartalma nem változott, csupán a kereskedői árrés zsugorodott. A hivatalos tájékoztatás szerint a kormány az emelkedő világpiaci árakból tovagyrúrózó inflációt kívánta mérsékelni, és az üzemanyagot megfizethető szinten tartani a magyar emberek védelme érdekében. A piaci folyamatokba való beavatkozást kezdetben három hónapra tervezték, azonban többszöri meghosszabbítást követően nagyjából egy évig állt fenn a rendszer. A szabályozás fennállása során több módosításon is átesett, a legnagyobb problémát a vártnál jóval nagyobb volumenű üzemanyag-turizmus megjelenése, valamint a feldolgozott termékek importjának leállása okozta (Magyarország Kormánya, 2022).

Hatósági áras üzemanyagot végül 2022. december 6-án lehetett utoljára vásárolni. Az árszabályozás bevezetését követően rendkívüli mértékben megemelkedett az üzemanyag-kereslet: 2022. január-március közötti időszakban a MÁSZ² tagvállalatai által értékesített üzemanyag mennyisége meghaladta az 1 milliárd litert, amely 34,1 százalékos növekedést jelentetett a megelőző

¹Beérkezett 2025. június 12. DOI: <https://doi.org/10.15170/SZIGMA.56.1284>. E-mail: tibor.keresztely@uni-corvinus.hu.

²Magyar Ásványolaj Szövetség

év azonos időszakához képest. Az egész évet tekintve éves szinten 22,8 százalékkal nőtt az üzemanyagfogyasztás (Magyar Ásványolaj Szövetség, 2023).

Tanulmányunkban arra a kérdésre kerestük a választ, hogy a kiskereskedelmi üzemanyag-fogyasztás változása mennyiben köthető az árszabályozáshoz. Az üzemanyagok típuskülönbségei miatt az elemzés során a fogyasztást szétválasztottuk benzín és gázolaj mennyiségekre. Feltételezésünk szerint a kormány által alkalmazott beavatkozás számottevően megnövelte az üzemanyag-keresletet, ugyanakkor e fogyasztásnövelő hatás eltérően hathatott a gázolaj és a benzín keresletére. A szabályozás hatását szintetikuskontrollmódszer alkalmazásával elemeztük, amelyhez 19 ország 187 havi adatát gyűjtöttük össze 2008 januárjától kezdődően.

2 Irodalom

A közgazdaságtan keretein belül számos tanulmány vizsgálja az ársapkák gazdaságra, vállalatok piaci működésére gyakorolt hatásait. Az árszabályozások két tág, de egymással átfedésben lévő kategóriába sorolhatók: áremelkedéseket elfogadó és hatósági árszabályozások. Az áremelkedéseket elfogadó szabályozások tématerületét elemző tanulmányok szerint, az ársapka korlátozás alkalmazásával a döntéshozók alapvetően a költségvetési szempontból hatékony vállalati működés és a haszon mértéke között fellépő dilemmával szembesülnek egy piaci erőfölénnyel rendelkező vállalat esetén (Cowan, 2002). Ezzel ellentétben a hatósági szabályozások a megszorító vagy bővítő hatásuk függvényében túlkínálatot vagy túlkeresletet eredményeznek, és céljuk egy kevésbé hatékony piac fenntartása valamilyen kormányzati cél elérésének érdekében.

A kormányzati árszabályozások áremelkedéssel való hatásainak elemzése az 1980-as évektől kezdve lendült fel, miután megjelent egy jelentés egy monopolhelyzetben levő brit cég állami szabályozásáról (Littlechild, 1983).

Az árplafon bevezetésének célja lehet, hogy az érintett vállalatokat társadalmilag hasznos termék- vagy folyamatinnovációra ösztönözze, fokozva ezzel a verseny intenzitását (Vogelsang, 2002). Több tanulmány mélyrehatóan elemzi az ársapka szabályozásoknak a termékek minőségére, a vállalatok innovációs tevékenységére, a költséghatékonyság ösztönzésére gyakorolt hatásai mellett a szabályozás során felmerülő döntéshozói problémákat és azok következményeit is.

Az ársapka szabályozást a korábban széles körben alkalmazott haszonráta helyettesítésére fejlesztették ki, amellyel a rossz költséghatékonysági ösztönzők mértékét és a szabályozói elfogultságból adódó piactorzító veszélyt kívánták csökkenteni. A szabályozás lényege, hogy a törvényileg szabályozott vállalat termékeinek árnövekedése egy p növekedési ráta alapján valósulhat meg, ami

$$\text{Infláció} - X = p$$

egyenletből adódik. Az X mértékének meghatározása döntéshozói szempontok függvénye (Cowan, 2002). A Littlechild (1983) által ajánlott keretrendszer a korban kivételes sikernek örvendett annak a ténynek köszönhetően,

hogy összekapcsolta a manapság alkalmazott szabályozások két sarkalatos karakterisztikáját: a költséghatékonyságra való ösztönzést és az árkiigazítás szabadságát (Vogelsang, 2002). Mindezek ellenére a szabályozás általában nem tökéletes. Cowan (2002) szerint a szabály fő gyengesége, hogy a döntéshozóknak nagy és bizonytalan mértékű mérlegetési joga van az X paraméter mértékére és a szabályozás időtartamára vonatkozólag. A szerző véleménye szerint ugyanis, míg a hosszú szabályozási késedelem hiteltelennek tűnik, addig annak rövid változata a hosszú távú ösztönzők hatásfokának csökkenésével jár. Az árszabályozás másik fő problémája a döntéshozók esetleges tapasztalatlansága, illetve a döntéshozatali folyamattal kapcsolatos bizonytalanság. A túlságosan is nagyvonalú árplafon ösztönözheti ugyan a vállalatok piacra lépését (Beesley – Littlechild (1983); Shughart (2008)), de jelentős jóléti veszteségeket is eredményezhet (Engel & Heine, 2017).

Dobbs (2004) megemlíti, hogy az említett bizonytalanságból fakadó túlszabályozás következtében a szabályozott vállalat elhalaszthatja beruházási szándékát, sőt csökkenhet a termelése, valamint romolhat termékeinek minősége (Cowan, 2002). Mindezen tényezők mellett Loube (1995) kiemeli, hogy a szabályozás által a vállalat jobban védve van az áremelkedésekkel szemben, mint a korábban alkalmazott haszonráta szabályozás esetében.

A hatóságilag szabályozott árak alkalmazását az áremelkedések tompításának érdekében a XX. század folyamán már több ízben is alkalmazták. Az Egyesült Államokban a második világháborútól kezdve számos alkalommal folyamodtak hatósági árszabályozáshoz az infláció csökkentése végett (Finley & Holt, 2019), amely eszköz használata a mai politikai diskurzusban is helyett kapott (Ibssa, 2022). Az árszabályozások vonzereje alapvetően a nehezebb helyzetben levő társadalmi csoportoknak tett ígérletében rejlik, miszerint keretek közé szorítja az áremelkedések mértékét, ezáltal elviekben hozzáférhetővé téve az adott terméket egy szélesebb társadalmi réteg számára. E szabályozásfajta társadalomra gyakorolt hatásáról bár megoszlanak a vélemények, több elemzés szerint a szabályozás árstabilizáló erővel bír. D. Quinn Mills (1975) az Amerikai Egyesült Államokban 1971 és 1973 közötti árszabályozási metódusokat vizsgálta. Tanulmánya alapján arra a következtetésre jutott, hogy oligopolisztikus vagy monopolisztikus környezetben, vagy ahol árrugalmatlan termékkínálat és jelentős keresleti nyomás is jelentkezik, ott az árszintek rövid távú fluktuációjának visszafogására irányuló kormányzati beavatkozások jelentősen hozzájárulhatnak az árstabilitáshoz, azaz az infláció letöréséhez. Az árszabályozások alkalmazásának pozitív viselkedéstani hatása mellett érvelt F. W. Taussig (1919), mivel rövid távon, az erőteljes áremelkedések okozta pánikszerű felvásárlások és sztrájkok mértékét enyhítheti a bizonytalan gazdasági környezetben bevezetett stabilizáló árszabályozás.

Evans (1982) ugyanakkor a negatív hatásokra hívja fel a figyelmet, szerrinte az árszabályozás egyéb gazdasági csatornákon keresztül csökkenti a háztartások és a társadalom jólétét. Erre példa lehet a hiánytermékek beszerzésével eltöltött idő, vagyis a nem pénzbeli költségek növekedése. Így a munkaidő csökkenése és/vagy a szabadidő szuboptimális felhasználása jóléti

veszteségekkel jár (Parish (1982); Tarr (1994)). Frech III és Lee (1987) az 1973-74-es és az 1979-es évek idején alkalmazott olajárszabályozás hatására kialakult jóléti veszteséget csak Kaliforniában 710 millió dollárra³ becsülte, ami a termékek beszerzésért történő sorban állások során eltöltött idő alternatív költségeiből adódott.

A hosszabb időintervallumon fenntartott hatósági árazás a kutatásfejlesztési kiadások visszaesése mellett túlkereslet esetén a szabályozott termék allokációs költségeinek⁴ megemelkedését is eredményezi (Francis (2005); Davis & Kilian (2011)).

2.1 Üzemanyagpiac ár- és jövedelemrugalmassága

A piaci hatékonyság szempontjából a szabályozást általában károsnak tekintik, mivel csökkenti a termelést, torzítja a piaci mechanizmusokat, és nem veszi figyelembe a kereslet–kínálat kölcsönhatását. Igazságossági okokból azonban a szabályozásra gyakran szükség van a fogyasztók védelme, az externáliák költségeinek hozzárendelése és a nemzetbiztonság megőrzése érdekében (Kraft & Rodekohr, 1979).

Egy ország lakosainak üzemanyag-fogyasztását számos tényező befolyásolja. A tényezők között említendők a különböző üzemanyagárak, a közlekedési szokások, a rendelkezésre álló jövedelem és a gazdaság aktuális állapota is. Mindazonáltal, az üzemanyagok rövid távú keresletét a szakértők hosszú idő óta árrugalmatlannak tartják. Az üzemanyag-kereslet inelaszticitása alapvetően abból a tényből adódik, hogy az üzemanyag kevés helyettesítő termékkel rendelkező jószág. A fogyasztók a személygépjárművel való közlekedésről nem tudnak, vagy nem kívánnak áttérni egyéb alternatív közlekedési módokra, mint a tömegközlekedés, a kerékpározás vagy a gyaloglás, azok időigényessége, kényelmetlensége vagy elérhetetlensége miatt. Az üzemanyag-árának változása ebből kifolyólag elviekben nem, vagy csak kis mértékben hat a fogyasztók döntéseire a termék felhasználásra vonatkozólag. James D. Hamilton (2009) a 2007-08-as olajválságot elemző tanulmányának első táblázatában több tanulmány eredményét mutatja be a rövid távú üzemanyag-kereslet árugalmasságára vonatkozólag (1. táblázat).

Tanulmány	Jószág	Módszertan	Elaszticitás
Dahl és Sterner (1991)	Benzin	Irodalmi áttekintés	0,26
Espey (1998)	Benzin	Irodalmi áttekintés	0,26
Graham és Glaister (2011)	Benzin	Irodalmi áttekintés	0,25
Brons et al. (2008)	Benzin	Irodalmi áttekintés	0,34
Dahl (1992)	Nyersolaj	Irodalmi áttekintés*	0,07
Cooper (2003)	Nyersolaj	Éves időszerelemzés	0,05**

*Csak fejlődő országok. **23 ország átlaga.

1. táblázat. Az üzemanyag és a nyersolaj iránti kereslet rövid távú árrugalmasságának szakirodalmi áttekintése. *Forrás:* Hamilton (2009)

³1985-ös árakon mérve

⁴Maximalizált piaci ár mellett nem azok a személyek férnek hozzá egy adott termékhez, akik a legtöbbet hajlandók fizetni érte, amelynek végeredményében a termék eloszlása nem hatékony. A társadalmi haszon ebből következőleg csökken.

A tanulmányok eredményei szerint a legnagyobb árrugalmasság 0,34, ami azt jelenti, hogy 1 százalékos üzemanyagár-változás esetén a kereslet 0,34 százalékkal módosul. Fontos eredmény, hogy a nyersolaj kereslete sokkal rugalmatlanabb, mint a benziné.

A táblázatban összefoglalt eredményeket támasztotta alá az utóbbi időben Coglianesse, Davis, Kilian és Stock (2016), Levin, Lewis és Wolak (2017), és Hughes, Knittel és Sperling (2008) is. A szerzők különböző OLS regressziót és IV modelleket alkalmazva havi és napi frekvencián becsültek eredményeket az üzemanyag-kereslet árrugalmasságára. Bár a szerzők mindegyike negatív és árrugalmatlan kapcsolatot talált az üzemanyagár emelkedése és a fogyasztás mennyisége között, az elaszticitás magnitúdójára vonatkozó becsléseik abszolút értéke eltérő, 0,05–0,34 tartományban ingadozik a vizsgált időszakától és az alkalmazott módszertől függően. Az árrugalmatlanság vizsgálata mellett Hughes és munkatársai (2008), illetve Levin és munkatársai (2017) a jövedelemrugalmasságot is elemezték, amely terület vizsgálata során arra a következtetésre jutottak, hogy ugyan a jövedelemrugalmasság nem tér el jelentősen az árrugalmasság mértékétől, a magasabb jövedelemmel rendelkező háztartások érzékenyebben reagálnak egyes árváltozásokra. Ennek feltételezhető oka, hogy míg a rosszabb pénzügyi helyzetben levő háztartások „autózási” gyakorlata már minimalizálva van, addig a tehetősebb családok szükség esetén tudnak az efféle szokásaikon változtatni.

2.2 Üzemanyagpiac az árszabályozások tükrében

Az üzemanyagpiaccal foglalkozó szakirodalom gyakran elemzi a különböző árszabályozások hatásait, aminek több oka is van. Egyrészt fontos és érzékeny termékről van szó, ami nemcsak a fogyasztók számára kiemelt súlyú, de nemzetbiztonsági szempontból is stratégiai jelentőségűnek számít. Másrészt pedig – részben az előző felvetésből következően – a kormányok előszeretettel avatkoznak be az üzemanyagpiac folyamataiba, ami sokszor vezet nem várt anomáliákhoz. Természetesen ez a beavatkozás irányulhat a keresleti-kínálati viszonyok közvetlen befolyásolására (pl. takarékos fogyasztás ösztönzése és/vagy stratégiai tartalékok felszabadítása), azonban ennél jóval gyakoribb az árszabályozások alkalmazása. Talán meglepő lehet, hogy az árszabályozás nem feltétlenül az árak maximalizálását jelenti, gyakran fordul elő minimális ár (árpaddló) előírása. Tanulmányunk szempontjából az ilyen esetek is érdekesek, ugyanis a következmények is hasonlóak lehetnek. Árpaddló és árplafon esetében is előfordulhat, hogy egyes szereplők kiszorulnak a piacról, homogénizálódik az egész piac, csökken a piaci verseny intenzitása.

Ebből az inelasztikus környezetből kiindulva foglalkozott a kanadai kiskereskedelmi árszabályozás üzemanyagpiacra való hatásával Carranza, Clark és Houde (2015). A szerzők a kanadai Québec tartományban 1997-ben, kiskereskedelmi forgalomban résztvevő kisebb gazdasági szereplők védelmében bevezetett árpaddló szabályozását elemezték, eladott mennyiségekre és a kiskereskedelmi piac összetételére vonatkozóan rövid és hosszú távon. Empirikus analízisük során a rövid távú kalkulációikat Diff-in-Diff megközelítéssel, hosz-

szú távú eredményeiket Diff-in-Diff és Matching⁵ módszerekkel készítették negyedéves frekvencián 1991 és 2001 közötti adatok felhasználásával. A szerzők számításai szerint az árpaddó szabályozásnak rövid távon (az árpaddó bevezetésének évét hasonlítva az azt megelőző évhez), kontrollálva benzinkutak és piaci környezet jellemzőire, nem volt inszignifikánstól elütő eredménye, amely az üzemanyag-kereslet inelasztikusságát sejteti. A hosszú távú becslés szintén inszignifikáns volt. Ugyanakkor, a kontrollváltozók csoportját szűkítve a töltőállomások jellemzőire, a benzinkutak üzemanyagmennyiségének eladása átlagosan hosszú távon 1000 literrel csökkent, rövid távon pedig körülbelül 600 literrel növekedett naponta. A rövid távú eredmény az üzemanyagra mint giffen-jószágra enged következtetni a szabályozás árnövelő hatása miatt, mindazonáltal ezen érték realizztikussága megkérdőjelezhető. A szerzők továbbá megállapították, hogy az árpaddó bevezetésének hatására növekedett a töltőállomások száma, és termékínálatukban homogénebbek lettek. Érvelésük alapján ennek az az oka, hogy az árpaddó lehetővé tette a kisebb hatékonysággal működő cégek fennmaradását, ezáltal csökkentve a québeci piac kompetitív jellegét.

Az árplafon hatásait vizsgálta a kínai kiskereskedelmi üzemanyagárak napi adatainak felhasználásával Cui, Yang, Wang és Yang (2023) egy AECM⁶ modell alkalmazásának segítségével. Munkájukban a szerzők megállapították, hogy a kiskereskedelmi üzemanyagok árai szignifikánsan és aszimmetrikusan változtak az árplafon módosításokra, ami a kiskereskedői árak az árplafon növekedésére való gyorsabb reagálását jelentette az árplafon csökkentésének ellenében. A szerzők eredménye részben összeegyezhető más tanulmányok konklúziójával, miszerint az árplafonok összefüggésben állhatnak magasabb üzemanyagárakkal a kereskedők hallgatólagos összejátszásának következtében (Knittel & Stango, 2003). Az árplafonok árakra való hatását vizsgálta továbbá Sen, Clemente és Jonker (2011), illetve Becker, Pfeifer és Schweikert (2021) is. Míg Sen és munkatársai (2011) Diff-in-Diff és IV modelleket alkalmaztak kutatásaikhoz, addig Becker és munkatársai (2021) szintetikuskontroll-módszerrel vizsgálták az Ausztriában 2009-ben bevezetett árszabályozást. Az Ausztriában bevezetett szabályozás meghatározta, hogy a benzinkutak naponta csak egyszer emelhették áraikat, amelynek célja a fogyasztók által tapasztalt és valamelyest kiszámíthatatlan árfluktuációk csökkentése volt. A beavatkozás hatására a szerzők 23,4 százalékos árcsökkenést becsültek a benzin, illetve 6,4 százalékos árcsökkenést kalkuláltak a dízel esetében rövid távon. Ugyanennek a szabályozásnak a későbbi változatát vizsgálta Obradovits (2014) egy kétperiódusos duopólium modellben, amelyben arra következtetésre jutott, hogy a hasonló struktúrájú szabályozások a nettó fogyasztói többlet csökkenését eredményezik a vállalatok profitvárakozásainak változatlanlansága mellett.

⁵Az utóbbi módszer, a nevéből is adódóan, egy párosító módszer, amelynek eredményesége a megfelelő ellenpéldák megtalálásán múlik. Előnye a Diff-in-Diff módszerrel szemben, hogy hasonló tulajdonságokkal rendelkező egyedeket párosítja össze, erősítve a Diff-in-Diff értékét.

⁶Assymmetric Error Correction Model

Arteaga és Flores (2022) egy elméleti modell felépítésének a segítségével vizsgálta, kereskedői szempontból megközelítve, a kiskereskedelmi árszabályozás hatását. A szerzők tanulmányukban kihangsúlyozták az árszabályozások okozta üzemanyagminőség romlásának jelenségét, amelyet az elméletileg árusított és a valóságban eladott mennyiség közötti differenciával azonosítottak. Eredményeikkel Becker (1968) alaptéziseit igazolták, miszerint az (ár)szabályozások hatásossága a büntetés mértékén és a büntetésben való részesülés valószínűségén alapszik. Ezt a szerzők kiegészítették a piac versenyállapotának a helyzetével: eredményeik szerint az erősebb verseny tompítja a minőségromlást.

2.3 A magyar üzemanyagpiac állapota

Magyarország olajkeresletének közel 55 százalékát a közlekedési szektor használta fel. A szektor energiaigényének több mint 90 százalékát fedező olajmennyiségnek a 67 százaléka dízelből, míg 32 százaléka benzinből származott. Az abszolút számokat tekintve a közlekedésben felhasznált üzemanyag mennyisége 2020-ban megközelítette a napi 14 millió litert. Jelentősebb olajmezők hiányában a magyar gazdaság nagy kitétséggel rendelkezik nyersolaj tekintetében. A nyersolajimport fő forrása továbbra is Oroszország, ugyanakkor az orosz olaj a teljes olajimport arányában 2020-ra 64 százalékra csökkent, ami 10 év alatt 33 százalékpontos mérséklődést jelent. Az üzemanyagpiac domináns szereplője egyértelműen a MOL, annak ellenére, hogy a piacra való belépés költségei viszonylag alacsonyak (IEA, 2022a). Magyarországon az üzemanyag-töltőállomásokkal rendelkező vállalatok száma 2008 és 2023 között folyamatosan csökkenő tendenciát mutatott. Míg a 2008-as gazdasági válság idején a magyar közutakon körülbelül 980 vállalat üzemelt, addig 2023-ra ez a szám 700 alá zsugorodott, vagyis másfél évtized alatt jelentősen nőtt az iparág koncentrációja.

Ebben a piaci helyzetben vizsgálta az árak és a piaci koncentráció közötti összefüggéseket Csorba, Koltay és Farkas (2009). A szerzők 1400 benzinkút heti adatait több mint két évig figyelték meg, és szignifikáns negatív kapcsolatot találtak a kiskereskedelmi árrés és a versenyző kutak száma között. A tanulmányt Farkas (2017) egészítette ki térökonometriai eszközök felhasználásával. A szerző tanulmánya szerint pozitív kapcsolat figyelhető meg a kiskereskedelmi árrés és a termékek, illetve a benzinkutak változatossága között. A két tanulmány eredménye összeegyeztethető a korábban is említett Carranza és munkatársainak (2015) a művével, akik egy árpádló szabályozás során állapították meg a verseny csökkenését és a piac homogenizációját. Elmondható tehát, hogy az árpádló és az árplafon egyaránt azt eredményezi, hogy mesterségesen csökken a kiskereskedelmi árrés. A várható következmény mindkét esetben a szereplők számának és a piaci verseny intenzitásának csökkenése, azaz a kínálat kevésbé lesz változatos, a piac homogénebbé válik.

Érdekesség, hogy a kutatásunkkal szinte párhuzamosan készült el Helfrich (2023) tanulmánya, amelyben hozzánk hasonlóan a szintetikuskontrollmódszert alkalmazza az üzemanyag ársapka szabályozás elemzésére. A szerző

azonban velünk ellentétben az üzemanyagok árait, nem pedig a mennyiségét elemzi. A tanulmányban bemutatott eredmények szerint az árszabályozás kivezetését követő 10 hónapban átlagosan 11,7 százalékkal voltak magasabbak a hazai üzemanyagárak, mintha nem lett volna árszabályozás. A cikk eredményei megerősítik saját következtetéseinket az intézkedés piactorzító hatásával kapcsolatban.

3 Módszertan

A mikrogazdasági szakpolitika és egyes aggregált adatokat alkalmazó elemzések alapvetően egy kérdésre próbálnak választ találni: milyen hatással jár egy beavatkozás az adott változóra. Az események empirikus hatásvizsgálata azonban számos problémába ütközik, többek között a kezelés és az eredmény méréséből adódó bizonytalanság, valamint a szelekciós probléma, azaz a kezelt csoportba való kerülés randomizálatlansága következtében. Emellett, az idősoros adatok esetén az elemzések további bizonytalansága, hogy az eltelt időben megváltozhatnak olyan tényezők, amelyeknek a hatását nehéz vagy nem lehet számszerűsíteni.

A kutatók a problémák kiküszöbölése érdekében gyakran alkalmazzák az összehasonlító esetvizsgálatok módszerét, amelynek kontextusában a szakértők a beavatkozás hatásait hasonlítják össze egy, az esemény által nem érintett kontrollcsoporttal. A módszer alapelve, hogy az érdeklődés középpontjába állított alany és a kontrollcsoport közötti különbségek segítenek megérteni a beavatkozás hatásait. Ugyanakkor, az összehasonlító elemzések sarokköve, hogy a megfelelő számú kezelt „egyeddel” szemben legyen egy, a lehető legteljesebben azonos kontrollcsoport, amelyek közötti eltérések nem változnak a beavatkozás hiányában. Az e megszorító és korlátozó feltételek kiküszöbölésére szolgáltathat egy megoldást a szintetikuskontroll-módszer alkalmazása, amely modell akár heterogén adatok szintetizálása révén hozza létre az aggregált kontrollcsoportot. A szintetikus kontroll azon a gondolaton alapszik, hogy a donorcsoport egységeinek megfelelő kombinációja sokkal jobban közelítheti a kezelt egység jellemzőit, mint bármely nem kezelt egység egyedül (Abadie, 2021).

A módszer alapvető módszere, hogy a rendelkezésre álló beavatkozással nem érintett adatok súlyozásából hoz létre egy olyan, a beavatkozással érintett csoporthoz minél közelebb álló kontrollcsoportot, amely minimalizálja a vizsgált változó átlagos négyzetes előrejelzési hibáját a beavatkozás előtti időszakban a két csoport között. A kontrollcsoport súlyozása alapulhat szubjektív megítélésen, de akár az inputált adatokból származó objektív információkon is, csökkentve a kezelt és kezeletlen csoportok kiválasztásánál felmerülő szubjektivitási faktort. A módszer előnye, hogy akár egy kezelt alany esetében is alkalmazható, illetve nem követeli meg az összehasonlító elemzésekhez szükséges közös trend feltételének jelenlétét az elemzett csoportok között. A módszert először Abadie és Gardeazabal (2003) alkalmazta a baszkföldi terrorcselekmények GDP-re gyakorolt hatásának vizsgálatára. Tanulmányukban

egy érintett régiót vetettek össze 16 potenciális donorrégióból alkotott szintetikus kontrollal.

A módszer azonban nem feltételmentes. Az alkalmazhatóság szükséges feltétele, hogy a kezelt csoportot érintő beavatkozásnak ne legyen hatása egyrészt a beavatkozás előtti időszak megfigyeléseire, másrészt a donorként használt alanyok megfigyeléseire a beavatkozást követően.

3.1 Szintetikuskontroll-módszer elméleti háttere

A szintetikuskontroll-módszer alapötlete, a nevéből is adódóan, a szintézis fogalmán alapszik. Célja a donorcsoport alanyaiból kinyert információk tömörítése, új egységgé alakítása oly módon, hogy az a lehető legpontosabban képezze le a vizsgált egyedet. A módszertan elméleti formája Abadie (2021) munkája alapján a következő formában foglалható össze⁷:

Adott $J + 1$ megfigyelt régió, amelyek közül az első régió ($j = 1$) a kezelt csoport. Ebből következően J számú kezeletlen régió, azaz potenciális donorunk van.

- Y_{jt}^N a kimenetele a j -edik régiónak t időpontban a beavatkozás hiányában;
- Y_{jt}^I lenne a kimenetele a j -edik régiónak t időpontban, ha ki lenne téve a beavatkozásnak $T_0 + 1$ -től T -ig.

A korábban leírtaknak megfelelően a módszer alkalmazása során feltételezzük, hogy a kezelésnek nincs hatása a kezelési időszak előtt a kimenetekre, tehát a $t \in \{1, \dots, T_0\}$ időszakra, valamint minden $j \in \{1, \dots, J + 1\}$ régióra $Y_{jt}^I = Y_{jt}^N$ (Abadie, Diamond, & Hainmueller, 2012).

Továbbá rendelkezésre áll minden egyes j régióra k db prediktorváltozó, amelyek függetlenek a kezeléstől és magukba tartalmazzák a kezelt változó beavatkozás előtti megfigyeléseit is: X_{1j}, \dots, X_{kj} .

Mivel a feltételezésünk szerint az első régió esett a kezelés alá, ezért a régiónak a potenciális reakciója az intervencióra $t > T_0$ időszakokra Y_{1t}^I értékkel egyezik meg. Ebből következőleg a beavatkozás hatása a következő egyenlettel írható fel:

$$\tau_{1t} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N. \quad (1)$$

Az egyenlet fontos aspektusa, hogy engedi a beavatkozás hatásának változását az időszakok között.

Ugyanakkor $Y_{1t}^I = Y_{1t}$, ezért a hatás kiszámítása leszűkül Y_{1t}^N értékeinek a meghatározására, amelyre a szintetikuskontroll-módszer az alábbi megoldást kínálja:

Legyen W egy $J \times 1$ pozitív értékekből álló és 1 összegű vektor, amely a donorcsoportba tartozó régiók súlyértékeit tartalmazza: $W = (w_1, \dots, w_{j+1})'$, ahol $w_j \geq 0$ minden $j = 2, \dots, J + 1$ régióra, és $w_2 + \dots + w_{j+1} = 1$.

⁷Az egyszerűsítés kedvéért a megfigyelt alanyt a baszkföldi tanulmányhoz hasonlóan régiókkal analogizálom.

Ekkor adott W súlyokra a szintetikus kontrollból felépített modell becslése a következő az Y_{1t}^N változó és τ_{1t} értékeire:

$$\widehat{Y_{1t}^N} = \sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} \quad (2)$$

és

$$\widehat{\tau_{1t}} = Y_{1t} - \widehat{Y_{1t}^N}. \quad (3)$$

A becsléshez szükséges súlyok megtalálása érdekében a módszer azokat az értékeket keresi, amelyek minimalizálják a kezelt és a donorrégiók közötti különbségeket. Ekkor a szintetikus kontroll, $W(\mathbf{V}) = (w_2(\mathbf{V}), \dots, w_{j+1}(\mathbf{V}))'$

$$\|X_1 - X_0 W\| = \sqrt{(X_1 - X_0 W)'(X_1 - X_0 W)} \quad (4)$$

minimalizálásával határozható meg.

Az optimális minimalizálás érdekében (Abadie, Diamond & Hainmueller, 2012) úgy érdemes megválasztani \mathbf{V} mátrix értékeit, hogy a szintetikus kontroll $W(\mathbf{V})$ minimalizálja a szintetikus kontroll által előrejelzett értékek és Y_{1t} közötti négyzetes hibát (MSPE) a beavatkozás előtti időszakban:

$$\sum_{t \leq T_0} (Y_{1t} - w_2(\mathbf{V})Y_{2t} - \dots - w_{j+1}(\mathbf{V})Y_{j+1,t})^2. \quad (5)$$

A módszer eredménye tehát egy olyan súlyrendszer, amellyel súlyozva a donorrégiókat egy olyan mesterséges (szintetikus) régiót kapunk, amely a beavatkozás előtt nagyon hasonlított az általunk vizsgált (kezelt) régióra. Mivel a donorrégiók nem kapnak kezelést, a szintetikus régióink is kezeletlennek tekinthető. Vagyis a szintetikus régió és valódi kezelt régió közötti különbség lényegében a kezelés hatását fogja mutatni.⁸

A gyakorlatban az a jellemző, hogy viszonylag egyszerű súlyrendszerekkel is sikerül olyan szintetikus régiót (kontrollt) előállítani, amely sokkal kevésbé tér el az eredeti régiótól, mint ami a kezelés várható hatása. Vagyis az előző bekezdésben említett eltérést a szintetikus régió és valódi kezelt régió között tényleg elsősorban a kezelés okozza, és minimális a becsült súlyrendszer tökéletlenségének zavaró hatása.

Megjegyezzük, hogy a gyakorlati megvalósítás során a statisztikai-ökonometriai szoftverek numerikus módszerekkel keresik meg az említett szélsőértéket. Ez elméletileg nem garantálja ugyan a globális szélsőérték megtalálását, de a mai alkalmazások annyira szofisztikáltak, hogy lényegében soha nem fordul elő ilyen probléma a gyakorlatban.

3.2 A szintetikuskontroll-módszer alkalmazásai

A szintetikuskontroll-módszert első alkalmazása óta (Abadie & Gardeazabal, 2003) számos tanulmány használta különböző témák elemzésére. A

⁸Az ismertetett szintetikus kontroll az eltérések számszerűsítésére fókuszál, vagyis leíró statisztikai eszközként nem alkalmas statisztikai próbák elvégzésére.

leggyakrabban vizsgált területek a kormányzati beavatkozások hatásai, gazdasági körülmények megváltozása, valamint a törvénymódosítások hatásainak vizsgálatára.

Népszerű téma az EU- valamint az eurózána-csatlakozás gazdasági növekedésre (Bernd, 2022), illetve a munkanélküliségre (Ayala, Martín-Román, & Navarro, 2023) gyakorolt hatásának vizsgálata. Előfordul a természeti erőforrások felfedezésének hatásait vizsgáló elemzés (Hartwell, Horvath, & Popova, 2022), az egészségügyi programok életminőségre gyakorolt hatásának vizsgálata (Kim, Kim, & Lee, 2020), valamint a nem-pénzügyi támogatási programok makrogazdasági hatásainak elemzése (Newiak & Willems, 2017).

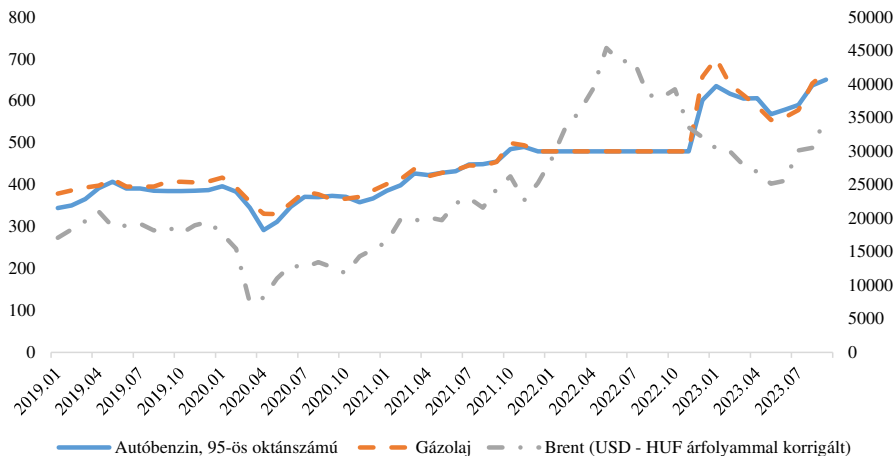
Magyar vonatkozásban Ván és Oláh (2018) elemezte a 2016-2017-es áfaváltozásoknak az árakra gyakorolt hatásait szintetikuskontroll-módszer segítségével, amihez a szerzők negyedéves bontásban elérhető, az európai országokra vonatkozó adatokat használtak. A gazdasági szabályozásnak a fogyasztásra gyakorolt hatását analizáló tanulmányok egyike Abadie, Diamond és Hainmueller (2012) írása, amely az 1989-ben bevezetett kaliforniai dohánytermék-adóemelést vizsgálta. A szerzők éves adatokat használtak fel az egy főre jutó cigarettásdobozok eladásának mérésére 1970 és 2000 között. Tanulmányuk eredményei szerint a vizsgált törvénymódosítás hatására a Kaliforniában eladott cigaretta mennyisége egy főre számítva évente átlagosan 20 dobozzal csökkent. Az üzemanyagár-szabályozás hatásának mérésére Becker és munkatársai (2021) alkalmaztak szintetikuskontroll-módszert. Tanulmányukban a 2009-ben bevezetett ausztriai árszabályozás hatásait vizsgálták az árakra vonatkozóan. A szerzők rövid távon 23,4 százalékos árcsökkenést becsültek a benzin, illetve 6,4 százalékos árcsökkenést a dízel esetében.

4 A magyar ársapka-szabályozás és az adatbázis

4.1 Háttér

A magyar kormány 2021. november 15-én vezette be az úgynevezett benzinárstopot, amely intézkedés keretében a 95-ös oktánszámú motorbenzin és a dízelgázolaj árának felső határát 480 forintban határozta meg (Magyarország Kormánya, 2022). A hivatalos tájékoztatás szerint az intézkedés a magyar emberek védelmében született, hogy csökkentsék a rájuk nehezedő nyomást az emelkedő világpiaci energiaárak következtében. A szabályozás eredetileg 3 hónapig tartott volna, azonban többszöri módosítást és hosszabbítást követően végül 2022. december 6-ig lehetett szabályozott áron üzemanyagot vásárolni.

Az intézkedés során a kormány nem csökkentette az üzemanyagok adótartalmát, a szabályozás teljes költségét az érintett vállalatoknak kellett finanszírozniuk.



1. ábra. Hazai üzemanyagárak és a Brent nyersolaj világpiaci árának változása (literenként és hordónként, forintban). *Forrás:* Európai Bizottság (Weekly Oil Bulletin), Reuters Eikon.

Az 1. ábrán a hazai bruttó üzemanyagárak és a Brent nyersolaj világpiaci árának alakulása látható. A benzin és a gázolaj árának együttmozgása az intézkedést megelőző és azt követő időszakban egyaránt megfigyelhető, ami azzal magyarázható, hogy Magyarországon az üzemanyagok jövedéki adója a Brent nyersolaj árfolyamához van rögzítve (IEA, 2022a).

Habár tanulmányok nem készültek a szabályozás hatásairól az üzemanyag-fogyasztásra vonatkozóan, több publikáció is foglalkozott a beavatkozás következtében kialakuló jelenségekkel, mint például az üzemanyag-turizmussal, az ellátási lánc zavaraiival és a közlekedési szokásokat érintő változásokkal (Ilku, 2023).

A magyar kormány a különböző negatív jelenségek korlátozására többször is módosította a szabályozás feltételeit: 2022 márciusában korlátozta a külföldi rendszámmal rendelkező és bizonyos súly feletti járművek hatósági áras tankolását, majd 2022 júliusában magánszemélyekre korlátozták a kedvezmény által érintett fogyasztói kört. Ennek ellenére tanulmányunkban nem teszünk különbséget a szabályozás időszakai között, az intézkedés teljes hatását elemezzük.

4.2 Adatok, adatbázis

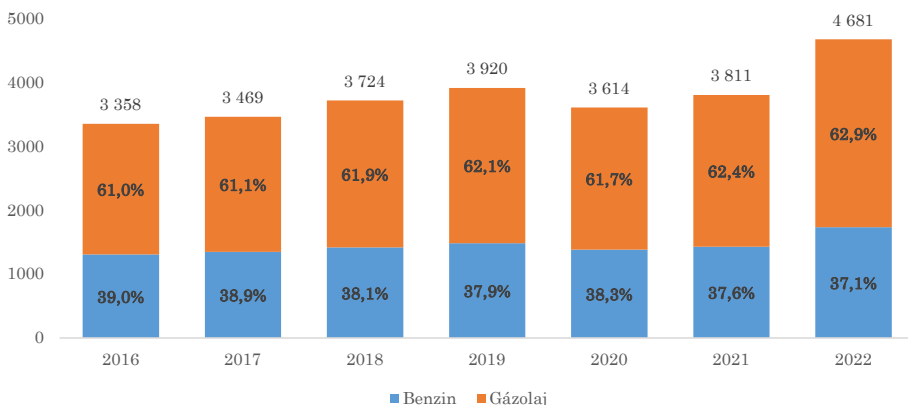
A szintetikuskontroll-módszer számításához 19 ország 187 havi adatát használtuk fel. Magyarországgal mint kezelt változóval szemben a szintetikus kontrollhoz donorországgként az Európai Unió tagországait használtuk fel. Közülük eltávolítottuk Románia, Bulgária, Szlovénia, Horvátország, Málta, Belgium, Ciprus és Luxemburg adatait. Ennek oka, hogy a felsorolt országok közül Szlovéniában és Horvátországban üzemanyagár-szabályozást vezettek be 2022-ben (Pölös, 2022), míg Belgiumban és Máltán eleve állami árszabályozások voltak érvényben az üzemanyagokra (Carter, (2022); IEA (2022b)),

így ezen országok esetében nem teljesült a kezelésmentesség. Románia, Bulgária, Luxemburg és Ciprus adatai pedig annyira hiányosak voltak, hogy elemzésre alkalmatlannak minősítettük azokat.

Számításaink során kettébontottuk a teljes üzemanyag-fogyasztást benzines dízelfogyasztásra. Ennek indoka az üzemanyagok eltérő árazása, eltérő megoszlása a teljes üzemanyag-fogyasztásban (2. ábra), valamint különböző felhasználása a használt gépjárművekben. Ugyanis, míg a kiskereskedelmi szektorban árult benzin csaknem teljes egésze a személygépjárművekben kerül felhasználásra, addig a gázolajat mezőgazdasági gépek, kamionok, buszok és egyéb nagyobb súlyú haszonjárművek is használják. Mindezen tényezők a továbbiakban kihathatnak az üzemanyagtípusok eltérő keresleti ár rugalmasságára is.

A keresleti ár rugalmasságok fennálló eltérését Dahl (2012) 300 tanulmány eredményeit és saját becsléseit összefoglaló munkájában is vizsgálta. A szerző elemzése szerint bár Magyarországon mindkét termék alapvetően ár rugalmatlannak tekinthető, a dízel egyértelműen rugalmasabban reagál az árváltozásokra, mint a benzin.

Ez talán meglepő lehet, mert globálisan ennek az ellenkezője igaz. Áremelkedés esetén az autóhasználók dönthetnek úgy, hogy kevesebbet használják a járműveket, és más közlekedési módot választanak (vagy kevesebbet utaznak), a haszonjárművek esetében azonban ritkábban van lehetőség ilyen megfontolásokra. A hazai eredmények elsősorban az ország földrajzi adottságaival magyarázhatók: kis ország vagyunk, nyitott határokkal, jelentős tranzit forgalommal. Vagyis, ha változik az üzemanyagok ára, akkor a haszonjárművek tulajdonosai nem azzal reagálnak, hogy mennyi üzemanyagot vásárolnak, hanem azzal, hogy hol veszik azt meg. Másként fogalmazva, a dízel esetében sokkal nagyobb az üzemanyag-turizmus jelentősége, mint a benzinében.



2. ábra. A MÁSZ tagvállalatok által értékesített üzemanyag mennyisége és megoszlása (millió liter). Forrás: Magyar Ásványolaj Szövetség (2023).

A becsléshez felhasznált változók részleteit a 2. táblázatban ismertetjük, amelyben kitérünk a változók nevére, frekvenciájára és a változók elérhetőségére is. A többségében nyilvános adatokból összeálló adattáblázat önálló

gyűjtés eredménye. A változók közül egyedül az International Energy Agency (IEA) által biztosított üzemanyag-kereslet (üzemanyag-fogyasztás) változó nem található meg nyilvánosan a világhálón. Ehhez az adathoz kérés útján jutottunk hozzá az IEA-tól. Az üzemanyag-fogyasztás kivételével a táblázatban szereplő összes változót prediktorként használtuk fel elemzésünk során. A bruttó értékű üzemanyagár és annak adótartalma a fogyasztás legfontosabb magyarázó változói. Bruttó üzemanyagárat használtunk a nettó érték helyett, ugyanis a kiskereskedelmi fogyasztók a bruttó árat érzékelik. Az adótartalom alkalmazásával az országokként eltérő adószabályokat kívántuk figyelembe venni.

A fogyasztás ciklikusságának és szezonálisának alaposabb mérésére használtunk továbbá az országokba irányuló import mennyiségeket dízelre és benzinre bontva. Az üzemanyag-fogyasztás intenzitását az urbanizációs szint figyelembevételével mértük, hiszen a városi környezetben az alternatív utazási módoknak és az úthosszak rövidegének függvényében változhat a fogyasztás mennyisége (Karathodorou, Graham, & Noland, 2010).

A gazdaság fejlettség szintjét és a gazdaság állapotát a háztartások rendelkezésre álló jövedelmével és a gazdasági növekedéssel kívántuk a modellben lefedni. Az előbbi változót az összehasonlíthatóság céljából PPS-en mértük

A piac szerkezetét, és ezáltal a verseny intenzitását kívántuk mérni a töltőállomások és a vállalkozások számával, valamint az útsűrűséggel. Adatok hiányában azonban a töltőállomások számát nem tudtuk proxy változóként alkalmazni. A verseny mérésére való alkalmasság a három változó esetében azon az egyszerű gondolatmeneten alapult, hogy a nagyobb darabszámú töltőállomások és a magasabb úti infrastruktúrával rendelkező országokban a szétaprózódott vállalkozások között magasabb lehet a verseny.

Mindezen változók mellett felhasználtuk a személygépjárművek éves állományának és a havi szinten újonnan forgalomba kerülő személygépjárművek számát is, amely változók szoros kapcsolatban lehetnek üzemanyag-fogyasztás alakulásával (Bello & Contín-Pilart, 2012).

A táblázatban említett változók egy részét módosítottuk, hogy alkalmasabbak legyenek a modellünkhöz: egy főre jutó üzemanyag-fogyasztást számítottunk a literre átkonvertált⁹ üzemanyag-fogyasztás és a népesség hányadosából. Hasonló módon egy főre jutó értékeket számoltunk a személygépjármű-állomány, az új személygépjárművek számának, a töltőállomásokat birtokló vállalkozások számának és az import mennyiségek esetében is, azzal az egy kivétellel, hogy a havi új személygépjárművek és a töltőállomásokat birtokló vállalkozások 1000 főre jutó számát használtuk fel. Végeterül az eredetileg 1000 literre megadott üzemanyagárakat és adókat átszámoltuk literenkénti árakra és adókra, majd havi számtani átlagokat számoltunk a heti adatokból.

⁹1 hordó = 159 liter, az IEA mértékegységei alapján: Unit Converter – Data Tools - IEA

Változó	Mértékegység, időszak és frekvencia	Elérhetőség
Üzemanyag-fogyasztás 95-ös oktánszámú benzin Dízel	1000 hordó/nap 2010. jan. – 2023. júl. 2012. jan. – 2023. júl. Országos havi adatok	IEA és NAV (KJIR): Monthly Oil Data Service (MODS) Complete - Data product - IEA és Jövedéki statisztikák - NAV (nav.gov.hu)
Bruttó üzemanyagár és adó tartalom 95-ös oktánszámú benzin Dízel	Euró / 1000 liter 2008. jan. 07. – 2021. okt. 25. Heti adatok havi adatokká átlagolva	Európai Bizottság: Weekly Oil Bulletin (europa.eu)
Üzemanyagimport 95-ös oktánszámú benzin „Road” Dízel	1000 tonna 2013. jan. – 2021. okt. 2008. jan. – 2021. okt. Havi frekvencia	EUROSTAT Supply and transformation of oil and petroleum products - monthly data
Populáció	fő, teljes népesség 2008 – 2023 Éves adat	Database - Eurostat (europa.eu)
Igazított rendelkezésre álló jövedelem, PPS	PPS alapon 2009 – 2021 Éves adat	Database - Eurostat (europa.eu)
Egy főre jutó reál-GDP, növekedési ráta	% 2009 – 2021 Éves adat	Database - Eurostat (europa.eu)
Útsűrűség*	km / 100 km ² 2009 – 2021 Éves adat	Transport performance indicators - ITF Transport Statistics - OECD iLibrary (oecd-ilibrary.org)
Városi népesség	% a teljes népességhez mértén 2009 – 2021 Éves adat	World Development Indicators - DataBank (worldbank.org)
Személygépjárművek állománya	Darab 2010 – 2021 Éves adat	Transport performance indicators - ITF Transport Statistics - OECD iLibrary (oecd-ilibrary.org) és Database - Eurostat (europa.eu)
Új személygépjárművek száma	Darab 2009. jan. – 2021. okt. Havi frekvencia	ACEA – European Automobile Manufacturers’ Association
Kiskereskedelmi töltőállomással rendelkező vállalatok száma	Darab 2009 – 2020 Éves adat	Database – Eurostat (europa.eu)

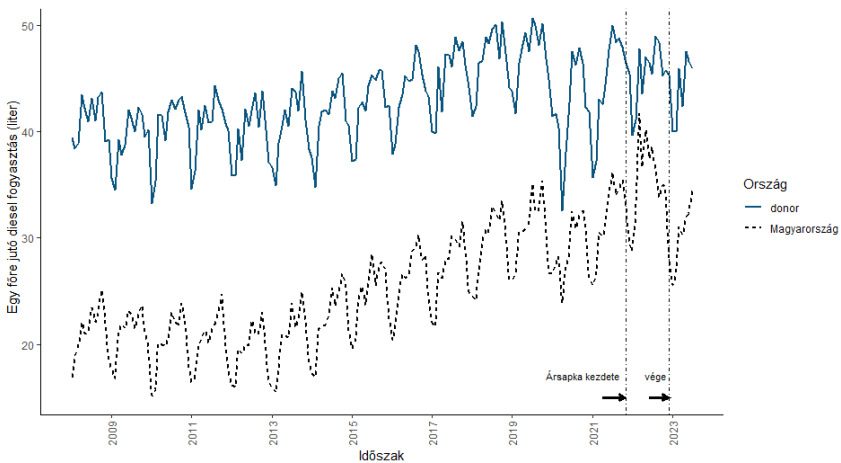
*Görögország elérhető adata: 2015.

5 A magyar ársapka-szabályozás hatása az üzemanyag-fogyasztásra

5.1 Az üzemanyag ársapka hatása a dízelfogyasztásra

5.1.1 Szintetikus Magyarország

Magyarország és a donorországok egy főre jutó dízelfogyasztásának átlaga között jelentős szintbeli különbség van (3. ábra). Ugyanakkor jól látható, hogy a két idősor közel azonos trendje az árszabályozás időszakában jelentősen megváltozik. Míg a magyar adat egy kiugró értékkel, a vizsgált időszakban nem tapasztalt fogyasztásmennyiséggel rendelkező időszakra enged következtetni, addig a donorcsoport átlaga egy jóval visszafogottabb periódust mutat. Az ábráról továbbá jól leolvasható a koronavírus-járvány okozta válság mértékének a különbsége is az árszabályozás időszaka előtt. A donorcsoportot alkotó országok átlagának visszaesése lényegesen erőteljesebb a magyar zsugorodáshoz képest a 2020-as év elején és végén.



3. ábra. Magyarország és a donorországok egy főre jutó dízelfogyasztásnak trendje.

Forrás: IEA, NAV.

Habár mindezek alapján nem jelenthető ki egyértelműen, hogy a donorcsoport megfelelő összehasonlítási alapként szolgál Magyarország számára az árszabályozás hatásának vizsgálatához, a trendek kedvezőnek bizonyulnak.

A szintetikus kontrollországot úgy alkotjuk meg a módszer segítségével, hogy a prediktorváltozók értékei a leginkább hasonlatosak legyenek a kezelt régióhoz a beavatkozás előtt. A szintetikus Magyarország adatai a 3. táblázatban találhatóak a dízelfogyasztásra vonatkozóan. A táblázatban összevettük a kapott eredményeket a „valódi” Magyarország értékeivel és a donorcsoport átlagával. Az ehhez szükséges optimalizációt az R programcsomaggal végeztük el.

Változó	M a g y a r o r s z á g		Donor- átlag
	Valódi	Szintetikus	
Bruttó dízelár (EUR/liter)	1,224	1,234	1,253
Import (tonna/fő)	0,010	0,010	0,019
Adótaralom (EUR/liter)	0,611	0,594	0,645
Rendelkezésre álló jövedelem (PPS, EUR/fő)	13611,6	14887,7	19442,7
Havi új személygépjárművek (darab/1000 fő)	0,754	0,777	1,795
Személygépjármű állomány (darab/1000 fő)	342,94	490,02	499,73
Vállalatok száma (darab/1000 fő)	0,084	0,378	0,143
Útsűrűség (km/100 km ²)	227,22	100,54	119,21
Városi népesség (%)	70,47	72,43	72,72
GDP növekedés (%)	2,12	-0,09	1,18

3. táblázat. Prediktorváltozók átlaga a dízel esetében. *Forrás:* szerzők számításai.

A donorcsoportot alkotó országokból kinyert szintetikus kontrollal megközelítőleg pontosan le lehetett követni a „valós” Magyarország adatait, így az felhasználható további elemzéshez. Számottevő eltérés mutatkozik azonban a vállalatok 1000 főre jutó számában, az útsűrűségben, az 1000 főre jutó személygépkocsik állományában és a GDP növekedés mértékében is.

A differencia mértékét két tényező magyarázhatja. Először is, a változók esetében a donorátlag jelentősen eltér a „valós” adathoz képest. Az útsűrűség esetében például a magyar adat csaknem kétszerese a donorcsoport átlagának, tehát ezt a változót nem lehet tökéletesen megalkotni a donorcsoportot alkotó országok kombinációjából. Másodsor, az említett változók magyarázóereje a fogyasztás előrejelzésében, a korábban ismertetett \mathbf{V} diagonális mátrix alapján elhanyagolható.

A 4. táblázatban a szintetikus Magyarországhoz felhasznált donorországok súlyát mutattuk be. A táblázat alapján elmondható, hogy Magyarország beavatkozás előtti egy főre jutó dízelfogyasztása négy ország kombinációjából alkotható meg a legpontosabban. Habár egyik ország súlya sem egyenlő 0-val, 14 esetben annak becsült értéke minimális. A legnagyobb súllyal rendelkező országok sorrendben a következők: Görögország, Lengyelország, Lettország és Szlovákia.

Ország	Súly	Ország	Súly
Ausztria	0	Olaszország	0
Csehország	0	Lettország	0,08
Dánia	0	Litvánia	0
Észtország	0	Hollandia	0
Finnország	0	Lengyelország	0,23
Franciaország	0	Portugália	0
Németország	0	Szlovákia	0,03
Görögország	0,66	Spanyolország	0
Írország	0	Svédország	0

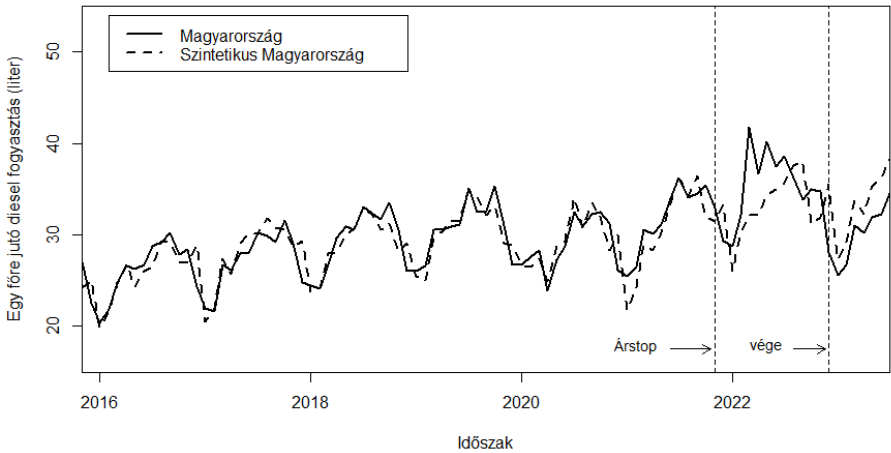
4. táblázat. Szintetikus Magyarország országsúlyai (dízel).

Forrás: szerzők számításai.

5.1.2 Eredmények

A 4. ábra mutatja Magyarország és annak szintetikus változatának pályáját 2015 novemberétől kezdve. Az üzemanyagárstop Magyarországon 2021 novemberében lépett hatályba, és 2022. december legelejéig tartott. Az utolsó,

kezelési előtti időszaknak a számításainkhoz 2021 októberét vettük, onnantól kezdve a modell a meghatározott súlyokkal számol.

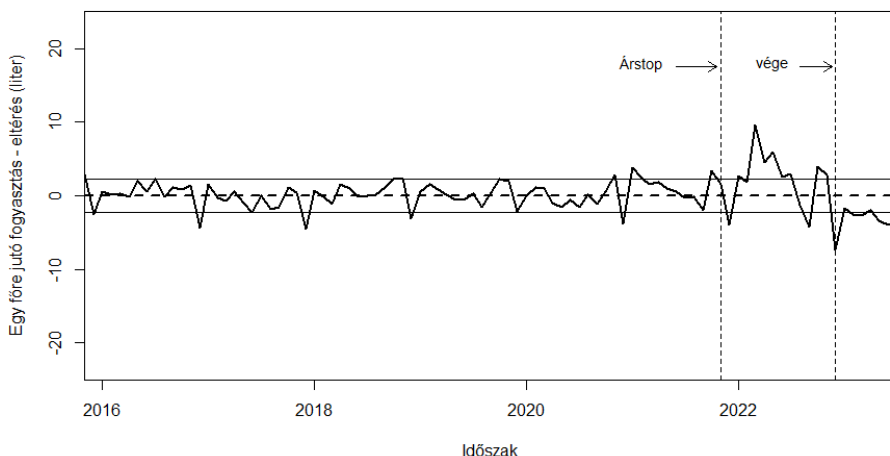


4. ábra. Magyarország és szintetikus Magyarország egy főre jutó dízelfogyasztásának trendje.
Forrás: szerzők számításai.

A várakozásoknak megfelelően a szintetikus Magyarország meglehetősen pontosan leköveti a valós adatok havi ingadozásait a szabályozás előtti időszakban, ami a modell használhatóságára enged következtetni. 2012. január és 2021 októbere között az egy főre jutó dízelfogyasztás átlagosan 26,15 liter volt, míg a modell RMSE értéke 1,68. Ebből következően, a becslés átlagos négyzetes hiba értéke megközelítőleg 6,4 százaléka volt az egy főre jutó fogyasztásnak.

A szabályozás bevezetése után szinte azonnal megugrott a hazai fogyasztás a szintetikus kontrollhoz képest, amely fokozatosan emelkedett a korábbi időszakokban megfigyelhető szezonális mozgásoknak megfelelően. Az eltérés előjele 2022 novemberére környékétől kezdve azonban tartósan megfordult. Az árszabályozás felfüggesztését követő időszak üzemanyag-fogyasztásának eltérése azzal magyarázható, hogy az árszabályozás piactorzító jellegéből fakadóan negatívan érintette a hosszabb távú üzemanyag-keresletet.

Az 5. ábra ábrázolja az árszabályozás hatásainak becsléseit havi alapon, azaz a valós Magyarország adatainak és a szintetikus Magyarország különbségeit. Az ábra alapján az árszabályozásnak nagy és pozitív hatása volt az egy főre jutó dízelfogyasztás mennyiségére a szabályozás első felében, míg az árszabályozást követő időszakban egy hosszabb távú negatív hatás volt tapasztalható. A hatás becsléseinek értékeit az egy szórási eltérés zárja keretbe.



5. ábra. Magyarország és szintetikus Magyarország egy főre jutó dízelfogyasztásnak eltérése.
 Forrás: szerzők számításai.

A 2021 novembere és 2022 novembere közötti időszakban a modell alapján az egy főre jutó dízelfogyasztás havonta átlagosan 2,217 literrel volt nagyobb az ársapka nélküli fogyasztáshoz viszonyítva. Ez az eredmény azt jelenti, hogy a becslések szerint a 13 hónapig fennálló árszabályozás idejében a dízelfogyasztás 279,21 millió literrel, vagy 6,8 százalékkal volt több, mint ami az árszabályozás nélkül lett volna. A 279,21 liter a teljes árszabályozott időszak dízelfogyasztásának 6,3 százalékaival egyenlő.

Az ársapka által érintett teljes hónapokra (azaz 2021 decembere és 2022 novembere között) számolva, az egy főre jutó dízelfogyasztás havi átlagos eltérése 2,28 literre módosult. A népességgel súlyozva ez összesen 264,64 millió liter dízelfogyasztás jelentett, amely az azonos időszak valós teljes fogyasztásának 6,43 százalékaival volt egyenlő.

A legnagyobb egy főre jutó dízelfogyasztás eltérés a valós és szintetikus Magyarország között 2022 márciusában figyelhető meg. Ebben a hónapban 29,9 százalékkal volt magasabb a dízelfogyasztás, mint amekkora lett volna az árszabályozás nélkül.

Mindemellett, az egy főre jutó dízelfogyasztás eltéréseinek szórását megfigyelve az időszakok között megállapítható (5. táblázat), hogy a fogyasztás értékei a legnagyobb mértékben az intervenció időszakában térnek el az átlagtól, körülbelül átlagosan 3,62 literrel. Az optimalizáláshoz felhasznált teljes időszakra mérve, azaz 2012 januárja és 2023 júliusa között a szórás 2,23-mal egyenlő.

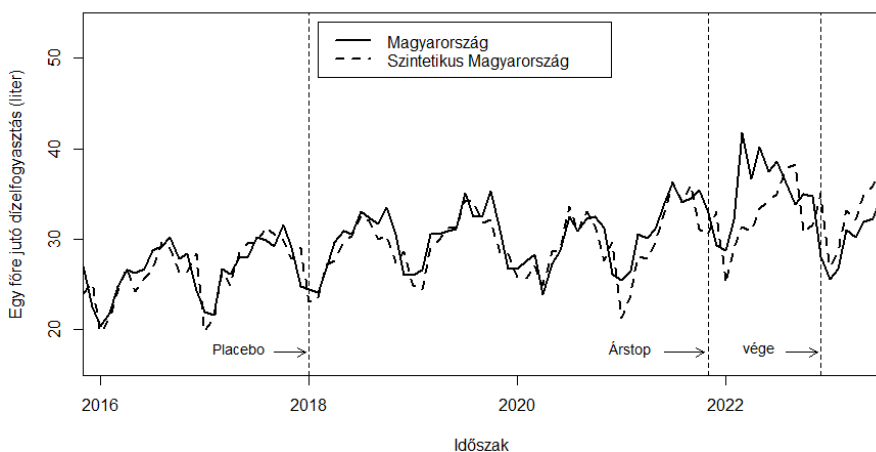
Időszak	Szórás
2015. nov. – 2016. nov.	1,30
2016. nov. – 2017. nov.	1,63
2017. nov. – 2018. nov.	1,68
2018. nov. – 2019. nov.	1,50
2019. nov. – 2020. nov.	1,43
2020. nov. – 2021. okt.	2,15
2021. nov. – 2022. nov.	3,62
2022. dec. – 2023. júl.	1,68

5. táblázat. Magyarország és szintetikus Magyarország eltéréseinek szórása időszakonként. *Forrás:* szerzők számításai.

5.1.3 Placebotesztek

Az eredmények robusztusságának és az illeszkedés minőségének ellenőrzésére több lehetőség is adódik a szintetikuskontroll-módszerének irodalmán belül.

Ezek közül az egyik metódus az úgynevezett „backdating”, amely során az intervenció időszakát tesszük át egy korábbi időpontra. A módszer felhasználható a szintetikus kontroll hitelességének teszteléséhez, a tökéletlen illeszkedésből adódó torzítás nagyságának és irányának meghatározása által (Abadie, 2021).



6. ábra. A szintetikus Magyarország illeszkedésének minőségét ellenőrző módszer: „backdating” próba. *Forrás:* szerzők számításai.

A módszer elvégzése során a kezelés kezdő időpontjának 2021 novemberére helyett 2018 februárját választottuk. Ez a modell becslésének tekintetében azt jelenti, hogy a súlyok meghatározásához csak a 2018. januárig elérhető adatokat vesszük alapul. Két fontos megállapítás tehető az 6. ábra alapján. Először is, a szűkített adatbázis ellenére a szintetikuskontroll-modell továbbra is megfelelően illeszkedik a valódi Magyarország egy főre jutó dízel fogyasztás adataihoz. Másrészt, a kormányzati árszabályozás időszakában ismételten elválik a szintetikus fogyasztás a valós adatoktól.

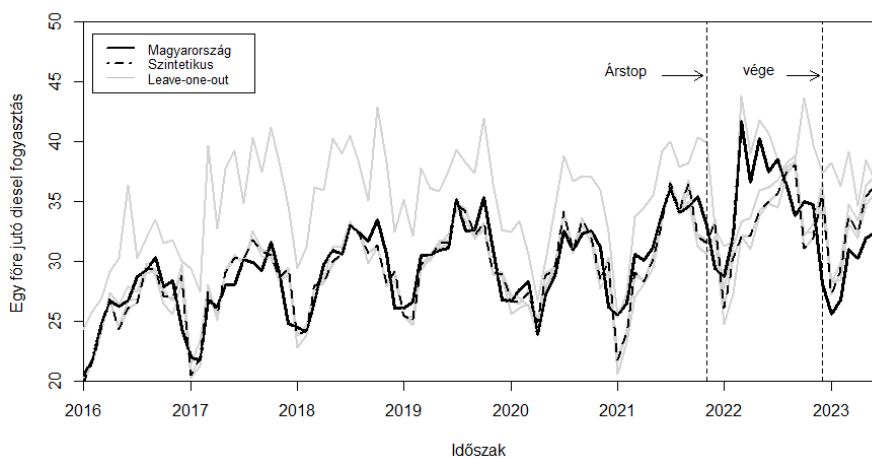
Az így kapott szintetikus Magyarország egy főre jutó teljes dízel fogyasztás becslése 2021 novemberére és 2022 novemberére közötti időszakban körülbelül

7,52 literrel kevesebb, mint a teljes adatbázist felhasználó szintetikus Magyarország eredménye.

Második placeboeszként, a modell robusztusságának vizsgálata érdekében elvégeztük az úgynevezett „leave-one-out” módszert, miszerint a súlyként felhasznált országok közül egyet kihagyva ellenőriztük a becslés stabilitását. A módszer eredményeit a 7. ábra mutatja.

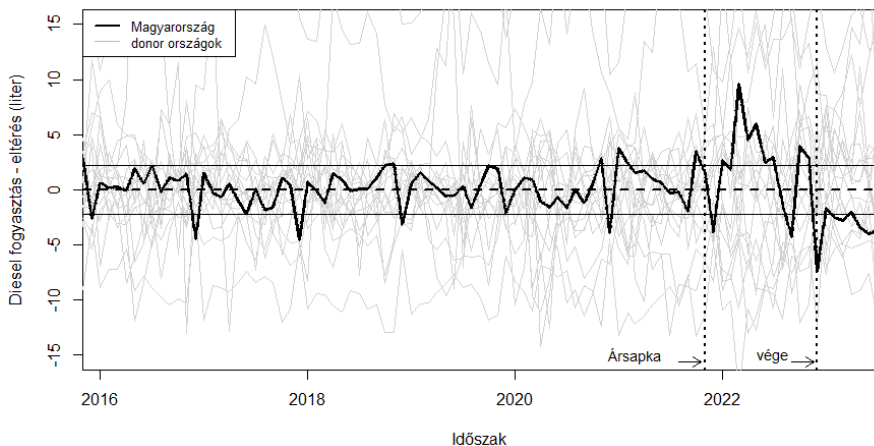
Az ábra összesen 4 darab „leave-one-out” szintetikus idősort mutat a két korábban már bemutatott idősor mellett. Számunka kedvezően, a „leave-one-out” idősorok csaknem mindegyike közel azonos pályával rendelkezik a teljes adatbázis alapján minimalizáló szintetikus Magyarország idősorával. Mindennek ellenére fontos megállapítani, hogy jelentős változás történik mind a pre-, mind a posztintervenciós szakaszban, mikor Görögországot kivesszük a donorcsoportot alkotó országok közül. Ez a tényező ugyanakkor nem meglepő. Ahogy a 4. táblázatban látható volt, a donorcsoportot alkotó országok közül a legnagyobb súllyal, 0,66-as értékkel Görögország szerepelt.

A szintetikus modellváltozatok közül a legkisebb MSPE eltérés a teljes szintetikus Magyarországhoz képest Szlovákia kihagyása esetén mutatkozik. Ebben az esetben a szintetikus modell becslése érdemben nem különbözik a teljes szintetikus Magyarorszáéhoz képest. Az intervenció időszaka alatt az egy főre jutó dízel fogyasztás átlagos havi eltérése 2,17 literre csökkent, amely 6,57 százalékos fogyasztásnövekedést jelent a teljes kezelt időszak esetében.



7. ábra. Szintetikus Magyarország robusztusságát vizsgáló teszt: „Leave-one-out” próba (liter fogyasztás). Forrás: szerzők számításai.

Harmadik placeboeszként elvégeztük az úgynevezett permutációtesztet is, amelynek értelmében minden ország valódi adatának és szintetikus változatának a becslését hasonlítottuk össze. Azaz, lényegében úgy vizsgáltuk a többi ország adatait, mintha Magyarország helyett az adott országban vezetnék volna be az árszabályozást. A permutációteszt során a szabályozást követő időszak eltéréseit vizsgáltuk az országok esetében annak felmérésére, hogy mennyire bizonyul egyedinek az 5. ábrán már ismertetett eltérés.



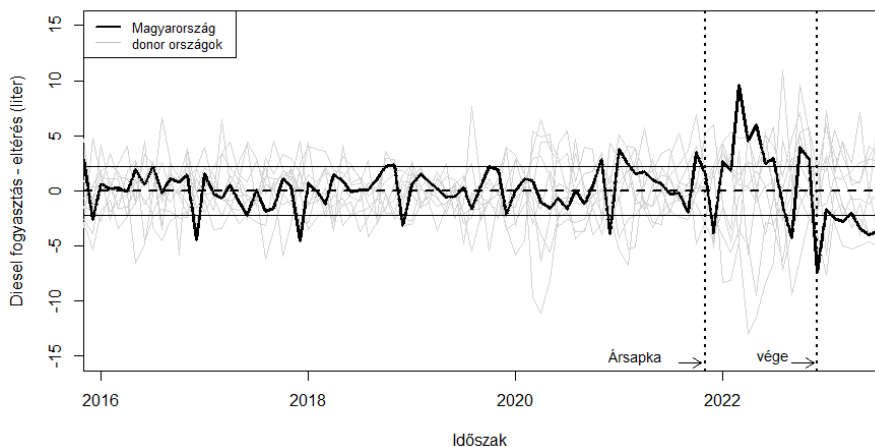
8. ábra. Permutációteszt (összes donorországot tartalmazza). Forrás: szerzők számításai.

Amint azt a 8. ábra sejteti, egyes országok esetében az üzemanyag-fogyasztásra vonatkozó becslés nem rendelkezik jó illeszkedéssel. 19 országra vonatkozó átlagos MSPE érték, azaz a valós és a szintetikus érték közti eltérés négyzetének az átlaga 44,2. Ez az érték Magyarországra mérve 2,83. A legrosszabb illeszkedéssel Ausztria rendelkezik, amelynek MSPE értéke meghaladja a 470 értéket.

Mindazonáltal, ha a szintetikus Magyarország nem tudta volna lekövetni megfelelően a valódi Magyarország egy főre jutó dízelfogyasztását a szabályozás előtt, akkor az intervenció időszakának eltérése elsősorban az illeszkedés hiányából adódott volna, és nem az árszabályozás hatásából. Ebből következőleg a gyenge illeszkedéssel rendelkező országok nem bírnak információval a szabályozás utáni eltérés mértékének relatív ritkaságára vonatkozólag. Ezért Abadie és munkatársaihoz (2012) hasonlóan, a permutációtesztből eltávolítottuk azon országokat, amelyeknek MSPE értéke több mint négyszerese a magyarországi értéknek.

Így a második permutációtesztben már csak tíz ország adatait vettük alapul (9. ábra). Ebben az esetben már megállapítható, hogy a magyar adat eltérése a szintetikus változatához képest szokatlanul magasnak bizonyul az árszabályozás időszakának első felében. Ez pedig azt jelenti, hogy Magyarországon igenis volt valamiféle beavatkozás ebben az időszakban, amely hatással volt az egy főre jutó dízelfogyasztás mennyiségére.

A placebovizsgálatok alapján így az eljárás kellően robusztusnak tekinthető.

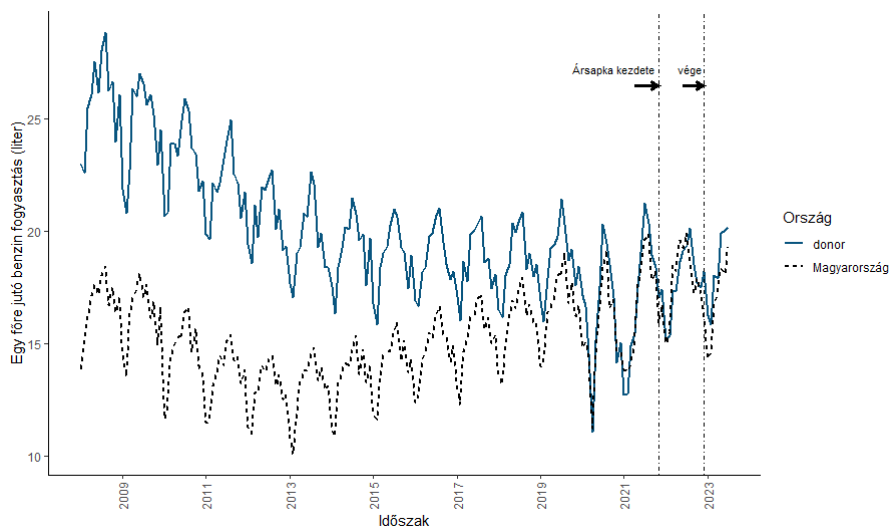


9. ábra. Permutációteszt (a több mint négyszeres MSPE értékekkel rendelkező országokat nem tartalmazza). Forrás: szerzők számításai.

5.2 Az üzemanyag ársapka hatása a benzinfogyasztásra

5.2.1 Szintetikus Magyarország

A 10. ábra mutatja az egy főre jutó benzinfogyasztás trendjeit.



10. ábra. Az egy főre jutó benzinfogyasztás trendje Magyarországra és a donorcsoport átlagára vonatkozóan. Forrás: IEA, NAV.

Az ábra alapján két észrevétel tehető. A donorcsoportot alkotó országok egy főre jutó benzinfogyasztásának pályája, habár hasonló szezonalitással rendelkezik, mint a magyar fogyasztás, egy csökkenő trendet ír le 2008 januárja

és 2023 júliusa között. Továbbá az árszabályozás időszakában nem vehető észre egy markáns eltérés a két idősor között, aminek feltételezhető oka lehet az, hogy az árszabályozás nem feltétlenül hatott oly mértékben a magyar benzinfogyasztásra, mint a dízel esetében.

A szintetikus kontrollhoz szükséges számítások elvégzés után az a megállapítás tehető, hogy a szintetikus Magyarország közel azonos karakterisztikákkal rendelkezik, mint a valós Magyarország az árszabályozás bevezetése előtt (6. táblázat). A benzin esetében a szintetikus Magyarországhoz felhasznált prediktorváltozók közül egyedül az 1000 főre jutó személygépjármű-állománynak a magyarázóereje 0. Ez a \mathbf{V} mátrix szerinti minimális magyarázóerő magyarázhatja a nagyobb fokú eltérést a szintetikus és a valós Magyarország átlaga között.

Változó	M a g y a r o r s z á g		Donor- átlag
	Valódi	Szintetikus	
Bruttó benzinár (EUR/liter)	1,21	1,24	1,37
Import (tonna/fő)	0,004	0,008	0,008
Adótartalom (EUR/liter)	0,65	0,69	0,81
Rendelkezésre álló jövedelem (PPS, EUR/fő)	13611,6	16769,6	19442,7
Havi új személygépjárművek (darab/1000 fő)	0,754	1,131	1,795
Személygépjármű állomány (darab/1000 fő)	342,941	550,058	499,725
Vállalatok száma (darab/1000 fő)	0,084	0,100	0,143
Útsűrűség (km/100 km ²)	227,22	185,37	119,21
Városi népesség (%)	70,47	66,14	72,72
GDP növekedés (%)	2,12	2,83	1,18

6. táblázat. Prediktorváltozók átlaga a benzin esetében. Forrás: szerzők számításai.

A számítások alapján Magyarország egy főre jutó benzinfogyasztásának alakulását legpontosabban három ország kombinációjából lehetett megalkotni. A két legnagyobb súlyértékkel rendelkező ország Lengyelország és Hollandia, amelyeknek súlya közel 95,9%-át tette ki a szintetikus kontrollnak. A maradék 4,1 százalékos súlyt Franciaország tette hozzá a modellhez. A többi ország súlyértéke nem éri el a 0,03 százalékot.

Ország	Súly	Ország	Súly
Ausztria	0	Olaszország	0
Csehország	0	Lettország	0
Dánia	0	Litvánia	0
Észtország	0	Hollandia	0,17
Finnország	0	Lengyelország	0,79
Franciaország	0,04	Portugália	0
Németország	0	Szlovákia	0
Görögország	0	Spanyolország	0
Írország	0	Svédország	0

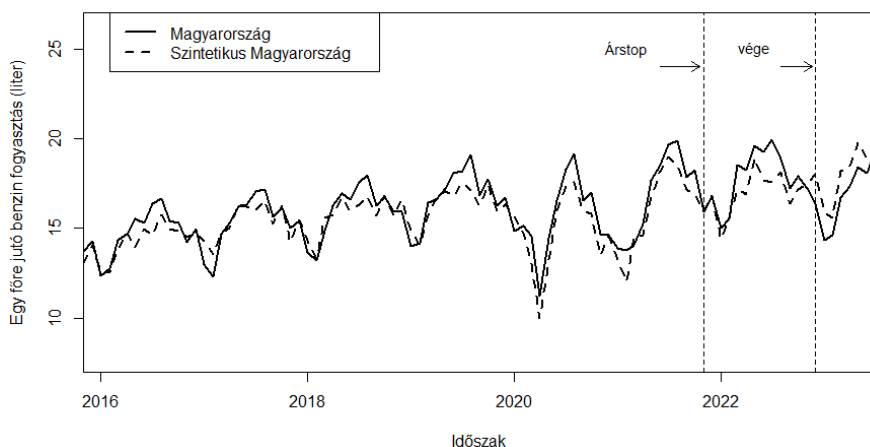
7. táblázat. Szintetikus Magyarország országsúlyai (benzin).

Forrás: szerzők számításai.

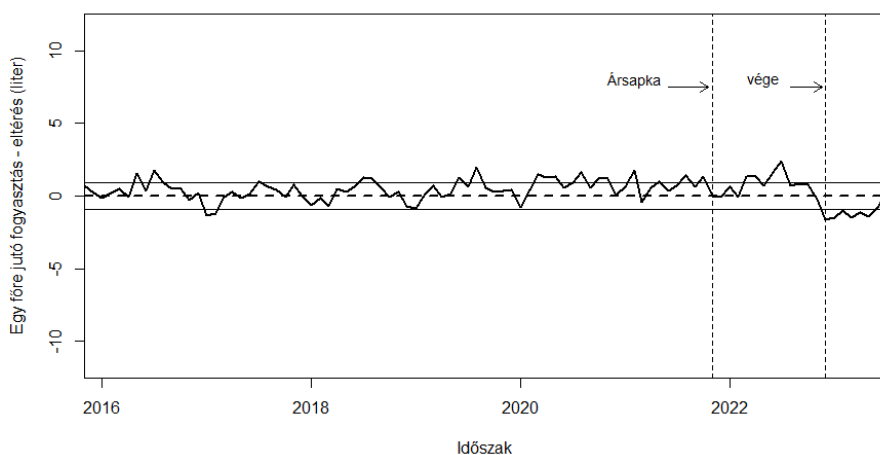
5.2.2 Eredmények

A szintetikus Magyarország idősora jól leköveti a valós Magyarország idősorát az árszabályozás időszaka előtt, bár a szezonális kilengéseket hajlamos alábecsülni (11. ábra). A 12. ábrán látható a becslés idősora, azaz Magyarország

és annak szintetikus változatának eltérése. Hasonlóan a dízel esetéhez, az eredményeket egy szórási keret zárja közre, amelynek értéke 0,92.



11. ábra. Magyarország és szintetikus Magyarország egy főre jutó benzinfogyasztásának trendje. *Forrás: szerzők számításai.*



12. ábra. Magyarország és a szintetikus Magyarország egy főre jutó benzin-fogyasztásának eltérése. *Forrás: szerzők számításai.*

Az ábrán látottak alapján elmondható, hogy a benzinfogyasztás esetében lényegesen kisebb az árszabályozás relatív becsült hatása az intervenció idejében a dízelfogyasztásra becsült hatáshoz képest. A 13 hónapig tartó beavatkozás időszakában egy havi eltérés rendelkezik precedens nélküli mértékkel, ami alapján két megállapítás tehető. Egyrészt, az árszabályozás nem hatott lényegesen az egy főre jutó benzinfogyasztás mennyiségére, másrészt nem jelenthető ki egyértelműen, hogy az árszabályozás időszakában a becsült eltérések többségét nem a modell tökéletes illeszkedésének hiánya okozta.

Ugyanakkor az árszabályozás utáni egy főre jutó benzin fogyasztásában végbemenő alkalmazkodási folyamat jelentősen szembetűnőbb: 2022 novemberét követően az egy főre jutó benzinfogyasztás eltérése 6 hónapon keresztül meghaladta a szórás értékét.

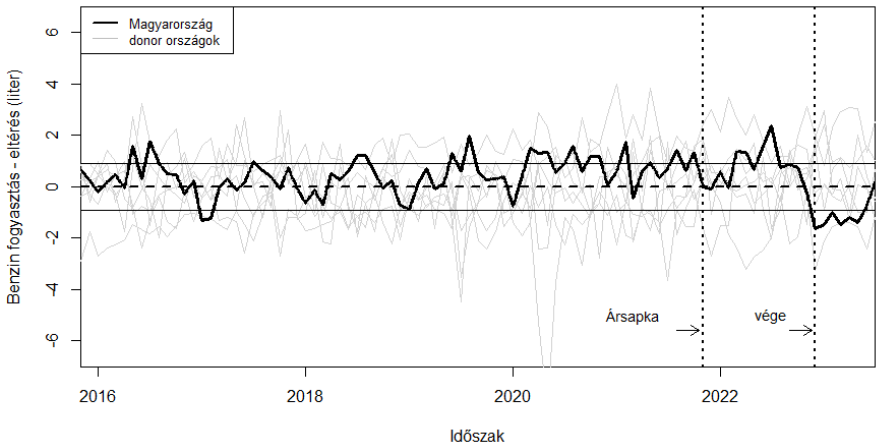
A legnagyobb eltérés 2022 júliusában volt, ahol az egy főre jutó benzinfogyasztás különbségének mértéke 2,374 liter. Ez a szám azt jelenti, hogy a becült árszabályozatlan fogyasztáshoz képest 2022 júliusában megközelítőleg 13,5 százalékkal volt magasabb az egy főre jutó benzinfogyasztás.

Az árszabályozás egész időszakát tekintve, azaz 2021 novembere és 2022 novembere között, a szintetikus kontrollhoz képest az egy főre jutó benzinfogyasztás eltérése havonta átlagosan 0,76 liter volt. Ez összesen 96,25 millió liter benzin különbséget, vagy 4,5 százalékos benzinfogyasztás növekedést jelent a becült ársapka nélküli állapothoz képest. A 96,25 millió liter a teljes szabályozott időszak benzinfogyasztásának 4,3 százalékát jelenti.

5.2.3 Placeboteszt

Az egy főre jutó dízelfogyasztás permutációtesztjéhez hasonlóan elvégeztük a vizsgálatot az egy főre jutó benzinfogyasztás esetében is. Az árszabályozás időszakában felmért eltérés egyediségének megállapítására eltávolítottuk a nem jól illeszkedő, azaz a szintetikus Magyarorszáéhoz képest több mint négyszeres MSPE értékkel rendelkező országok idősorát. A szintetikus Magyarország MSPE értéke az árszabályozás előtti időszakra mérve 0,792 volt.

A permutációteszt-ábrán (13. ábra) megmaradó országok száma nyolc. Az ábrát elemezve arra a következtetésre lehet jutni, hogy az árszabályozás időszakában a becült eltérések nem bizonyulnak szokatlannak. Az adatok alapján nem állapítható meg teljes mértékben az árszabályozás léte 2021 novembere és 2022 decembere között, azonban a kiugró 2022 júliusi érték egyedinek mondható.



13. ábra. Permutációteszt (a több mint négyszeres MSPE értékekkel rendelkező országokat nem tartalmazza). Forrás: szerzők számításai.

6 Összegzés

Tanulmányunkban a 2021 novemberében bevezetett és 2022 decemberében felfüggesztett hatósági árszabályozás kiskereskedelmi dízel- és benzinfogyasztásra gyakorolt hatásait vizsgáltuk. Munkánkban fel kívántuk mérni, hogy az egész évben tapasztalt üzemanyag-kereslet növekedésének mekkora része kapcsolódik az infláció mérséklésének céljából bevezetett árstop fenntartásához. Ugyanis, habár az áremelkedéseket mérséklő célkitűzését megvalósíthatja az árszabályozás, különböző gazdasági csatornákon keresztül csökkenti a háztartások és a társadalom jóléti helyzetét. A dolgozat eredményeinek további vizsgálatával felmérhető az árszabályozás okozta kormányzati bevételkiesés vagy növekedés értéke is a becslült állapothoz képest, amely kihatással van a társadalom jóléti helyzetére.

A becsléshez szintetikuskontroll-módszert használtunk, amelyhez 19 ország 187 havi adatát gyűjtöttük össze. Az eredmények alapján elmondható, hogy 2021 novembere és 2022 novembere között a dízelfogyasztás 279,21 millió literrel vagy 6,8 százalékkal növekedett a becslült, árszabályozás nélküli szinthez képest. A legnagyobb dízelfogyasztás-eltérés a valós és szintetikus Magyarország között 2022 márciusában figyelhető meg, amely hónapban 29,9 százalékkal volt magasabb a dízelfogyasztás, mint amekkora lett volna az árszabályozás nélkül. A dízelfogyasztás becslésére alkotott modell eredményei kellően robusztusnak és egyedinek mondhatók.

Bár a benzinfogyasztásra alkotott modell eredménye nem nyilvánítható egyértelműen szignifikánsnak, a mértéke nem elhanyagolható. 2021 novembere és 2022 novembere közötti időszakban a modell alapján 96,25 millió liter benzin, vagy 4,5 százalékos növekedés mérhető az árszabályozás nélküli becslült értékhez képest. A szintetikuskontroll-módszerrel becslült eltérések összességében jóval alacsonyabbak a nyers különbségeknél, ami az ársapka jelentős piactorzító hatásával magyarázható.

A két üzemanyagtípus becslült hatásának eltérése hátterében az a tényező állhat, hogy az elsősorban személygépjárművekben fogyasztott benzin keresletének árrugalmassága alacsonyabb, mint a fuvarozók által a nagyobb járművekben is használt dízel kereslete.

Az árszabályozás felfüggesztését követő időszakban mindkét üzemanyagtípus fogyasztása jelentősen visszaesett a becslült felhasználáshoz viszonyítva. Ezt a fogyasztáscsökkenéssel járó alkalmazkodási folyamatot az árszabályozás piactorzító jellege okozhatta.

Korlátok, javaslatok

A kutatást nehezítette, hogy nem volt nyilvánosan elérhető adat a donorcsoportot alkotó országok üzemanyag-töltő állomásai által értékesített üzemanyagok mennyiségére vonatkozóan. Így ezekre az adatokra az üzemanyag-kereslet változót kellett használnunk proxy változóként.

A kutatás továbbvitelét jelenthetné az árszabályozás egyes módosításai-

nak az elemzése, illetve az eredményekből számolható adóbevétel-változások felmérése.

Irodalom

1. Abadie, A. (2021). Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects. *Journal of Economic Literature*, 59(2), 391–425. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.20191450>
2. Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *The American Economic Review*, 93(1), 113–132. <https://www.jstor.org/stable/3132164>
3. Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2012). Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California’s Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493–505. <https://web.stanford.edu/~jhain/Paper/JASA2010.pdf>
4. Arteaga, J. C., & Flores, D. (2022). Price Regulation and Fraud – with Special Emphasis on Gasoline Retailing. *Review of Industrial Organization*, 60, 175–192. doi:10.1007/s11151-021-09840-z
5. Ayala, L., Martín-Román, J., & Navarro, C. (2023). Unemployment shocks and material deprivation in the European Union: A synthetic control approach. *Economic Systems*, 47(1). <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0939362522001157>
6. Becker, G. S. (1968). Crime and Punishment: An Economic Approach. *Journal of Political Economy*, 76(2), 169–217. <https://www.jstor.org/stable/1830482>
7. Becker, M., Pfeifer, G., & Schweikert, K. (2021). Price Effects of the Austrian Fuel Price Fixing Act: A Synthetic Control Study. *Energy Economics*. doi:10.1016/j.eneco.2021.105207
8. Beesley, M., & Littlechild, S. (1983). Privatization: Principles, Problems, and Priorities. *Lloyd’s Bank Review*, 149, 1–20. <https://doi.org/10.1093/oso/9780198773436.003.0007>
9. Bello, A., & Contín-Pilart, I. (2012). Taxes, cost and demand shifters as determinants in the regional gasoline price formation process: Evidence from Spain. *Energy Policy*, 48, 439–448. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S030142151200482X>
10. Bernd, L. (2022). Growth Effects of European Monetary Union: A Synthetic Control Approach. MPRA Paper. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/115373/>
11. Brons, M., Nijkamp, P., Pels, E., & Rietveld, P. (2008). A meta-analysis of the price elasticity of gasoline demand. A SUR approach. *Energy Economics*, 30(5), 2105–2122. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0140988307001144>
12. Carranza, J. E., Clark, R., & Houde, J.-F. (2015). Price Controls and Market Structure: Evidence from Gasoline Retail Markets. *The Journal of Industrial Economics*, 63(1), 152–198. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/joie.12071>
13. Carter, D. (2022). Petrol stations unable to make profit due to price controls. *The Brussels Times*. <https://www.brusselstimes.com/209844/petrol-stations-unable-to-make-profit-due-to-price-controls>

14. Coglianesi, J., Davis, L. W., Kilian, L., & Stock, J. H. (2016). Anticipation, Tax Avoidance, and the Price Elasticity of Gasoline Demand. *Journal of Applied Econometrics*, 32(1), 1–15. <https://doi.org/10.1002/jae.2500>
15. Cooper, J. C. (2003). Price elasticity of demand for crude oil: estimates for 23 countries. *OPEC Review*, 27(1), 1–8. <https://doi.org/10.1111/1468-0076.00121>
16. Cowan, S. (2002). Price-cap regulation. *Swedish Economic Policy Review*, 9(2), 167–188. <https://www.researchgate.net/publication/265423229-Price-cap-regulation>
17. Cui, J., Yang, H., Wang, Y., & Yang, C. (2023). Dynamics of the gas retail market under China's price cap regulation. *Energy Policy*, 174. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0301421523000095>
18. Csorba, G., Koltay, G., & Farkas, D. (2009). Árak és koncentráció a magyar kiskereskedelmi üzemanyagpiacon. *Közgazdasági Szemle*, 56(12), 1088–1109. <https://econpapers.repec.org/article/ksaszemle/1134.htm>
19. Dahl, C. (1992). A survey of energy demand elasticities for the developing world. *The Journal of Energy and Development*, 18(1), 1–47. <https://www.jstor.org/stable/24808027>
20. Dahl, C. (2012). Measuring global gasoline and diesel price and income elasticities. *Energy Policy*, 41, 2–13. [doi:doi.org/10.1016/j.enpol.2010.11.055](https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.11.055)
21. Dahl, C., & Sterner, T. (1991). Analysing gasoline demand elasticities: a survey. *Energy Economics*, 13(3), 203–210. [https://doi.org/10.1016/0140-9883\(91\)90021-Q](https://doi.org/10.1016/0140-9883(91)90021-Q)
22. Davis, L. W., & Kilian, L. (2011). The Allocative Cost of Price Ceilings in the U.S. Residential Market for Natural Gas. *Journal of Political Economy*, 212–241. <https://www.jstor.org/stable/10.1086/660124>
23. Dobbs, I. M. (2004). Intertemporal Price Cap Regulation under Uncertainty. *The Economic Journal*, 114(495), 421–440. <https://www.jstor.org/stable/3590102>
24. Engel, C., & Heine, K. (2017). The dark side of price cap regulation: a laboratory experiment. *Public Choice*, 173, 217–240. <https://doi.org/10.1007/s1127-017-0473-5>
25. Espey, M. (1998). Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities. *Energy Economics*, 20(3), 273–295. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(97\)00013-3](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(97)00013-3)
26. Evans, P. (1982). The Effects of General Price Controls in the United States during World War II. *Journal of Political Economy*, 90(5), 944–966. <https://www.jstor.org/stable/1837127>
27. Farkas, R. (2017). Empirikus reakciógörbe-becslés a magyar kiskereskedelmi benzinpiacon. *Közgazdasági Szemle*, 64, 267–284. <http://real.mtak.hu/49984/1/03-FarkasA-u.pdf>
28. Finley, G., & Holt, C. (2019). The welfare costs of price controls and rent seeking in a class experiment. *Experimental Economics*, 753–771. <https://doi.org/10.1007/s10683-018-9581-4>
29. Francis, D. R. (2005). The Effect of Price Controls on Pharmaceutical Research. *The Digest*, 5, 4–5. <https://www.nber.org/digest/may05/effect-price-controls-pharmaceutical-research>

30. Frech III, H. E., & Lee, W. C. (1987). The Welfare Cost of Rationing-By-Queuing across Markets: Theory and Estimates from the U.S. Gasoline Crises. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(1), 97–108. <https://www.jstor.org/stable/1884682>
31. Graham, D. J., & Glaister, S. (2011). Road Traffic Demand Elasticity Estimates: A Review. *Transport Reviews*, 24(3), 261–274. <https://doi.org/10.1080/0144164032000101193>
32. Hamilton, J. D. (2009). Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007–08. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2009, 215–261. <https://www.jstor.org/stable/25652719>
33. Hartwell, C., Horvath, R., & Popova, O. (2022). Natural resources and income inequality in developed countries: synthetic control method evidence. *Empirical Economics*, 62, 297–338. <https://link.springer.com/article/10.1007/s00181-021-02023-5>
34. Helfrich, D. (2023). A magyarországi üzemanyagárstop eltörlését követő árfolyamatok elemzése. *Verseny és szabályozás 2023*, 32–54. <https://kti.krtk.hu/kategoria/publikaciok/kti-kiadvany/verseny-es-szabalyozas>
35. Hughes, J. E., Knittel, C. R., & Sperling, D. (2008). Evidence of a Shift in the Short-Run Price Elasticity of Gasoline Demand. *The Energy Journal*, 29(1), 113–134. <https://www.jstor.org/stable/41323146>
36. Ibssa, L. (2022). House Dems pass gas price-gouging bill that faces uphill battle in the Senate. abc News: abc. <https://abcnews.go.com/Politics/house-dems-pass-gas-price-gouging-bill-faces/story?id=84806090>
37. IEA. (2022a). Hungary 2022. Párizs: IEA. <https://www.iea.org/reports/hungary-2022>
38. IEA. (2022b). 2022 Energy price controls and household subsidies. *International Energy Agency*: <https://www.iea.org/policies/16507-2022-energy-price-controls-and-household-subsidies>
39. Ilku, M. (2023). <https://index.hu/chart/2023/01/30/autozasi-szokasok-benzi-n-uzemanyag-arstop-kutatas-kutatocentrum>. *Index*.
40. Karathodorou, N., Graham, D. J., & Noland, R. B. (2010). Estimating the effect of urban density on fuel demand. *Energy Economics*, 86–92. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0140988309000772>
41. Kim, S.-Y., Kim, H., & Lee, J.-T. (2020). Health Effects of Air-Quality Regulations in Seoul Metropolitan Area: Applying Synthetic Control Method to Controlled-Interrupted Time-Series Analysis. *Atmosphere*, 11(8). <https://www.mdpi.com/2073-4433/11/8/868>
42. Knittel, C. R., & Stango, V. (2003). Price Ceilings as Focal Points for Tacit Collusion: Evidence from Credit Cards. *The American Economic Review*, 93(5), 1703–1729. Letöltés dátuma: 2023. 11 16, forrás: <https://www.jstor.org/stable/3132148>
43. Kraft, J., & Rodekohr, M. (1979). Crude Oil Price Controls: Their Purpose and Impact. *Denver Law Review*, 56(1). <https://digitalcommons.du.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=3088&context=dlr>
44. Levin, L., Lewis, M. S., & Wolak, F. A. (2017). High-Frequency Evidence on the Demand for Gasoline. *American Economic Journal: Economic Policy*, 9(3), 314–347. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/pol.20140093>
45. Littlechild, S. C. (1983). *Regulation of British Telecommunications' Profitability*. Department of Industry. London: HMSO. <https://www.eprg.group>

- cam.ac.uk/s-littlechild-report-regulation-of-british-telecommunications-profitability-1983/
46. Loube, R. (1995). Price Cap Regulation: Problems and Solutions. *Land Economics*, 71(3), 286–298. <https://www.jstor.org/stable/3146347>
 47. Magyar Ásványolaj Szövetség (2023). A MÁSZ tagvállalatok összesített üzemanyag értékesítései: <http://petroleum.hu/dokumentumok/uzemanyag-statisztikak>
 48. Magyarország Kormánya. (2022). További három hónappal meghosszabbítja a benzinárstopot a kormány. <https://kormany.hu/hirek/tovabbi-harom-honappal-meghosszabbitja-a-benzinarstopot-a-kormany>
 49. Mills, D. Q. (1975). Some Lessons of Price Controls in 1971-1973. *The Bell Journal of Economics*, 6(1), 3–49. <https://www.jstor.org/stable/3003214>
 50. Newiak, M., & Willems, T. (2017). *Evaluating the Impact of Non-Financial IMF Programs Using the Synthetic Control Method*. IMF Working Papers. <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/001/2017/109/001.2017.issue-109-en.xml>
 51. Obradovits, M. (2014). Austrian-style gasoline price regulation: How it may backfire. *International Journal of Industrial Organization*, 32, 33–45. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0167718713000994>
 52. Parish, R. (1982). *Economic Analysis of Non-Price Rationing*. Australian Bureau of Transport. <https://www.bitre.gov.au/publications/1981/op.044>
 53. Pölös, Z. (2022). Fuel price crisis: Croatia freezes prices as Slovenia encounters shortages and tensions grow in Romania. [trans.info](https://trans.info/fuel-price-crisis-croatia-freezes-prices-as-slovenia-encounters-shortages-and-tensions-grow-in-romania-293383). <https://trans.info/fuel-price-crisis-croatia-freezes-prices-as-slovenia-encounters-shortages-and-tensions-grow-in-romania-293383>
 54. Sen, A., Clemente, A., & Jonker, L. (2011). Retail Gasoline Price Ceilings and Regulatory Capture: Evidence from Canada. *American Law and Economics Review*, 13(2), 532–564. <https://www.jstor.org/stable/42705602>
 55. Shughart, W. F. (2008). Regulation and antitrust. In C. K. Rowley, & F. G. Schneider, *Readings in Public Choice and Constitutional Political Economy*, Boston, MA: Springer, 447–480. doi:https://doi.org/10.1007/978-0-387-75870-1_25
 56. Tarr, D. G. (1994). The Welfare Costs of Price Controls for Cars and Color Televisions in Poland: Contrasting Estimates of Rent-Seeking from Recent Experience. *The World Bank Economic Review*, 8(3), 415–443. <https://www.jstor.org/stable/3989957>
 57. Taussig, F. W. (1919). Price-Fixing as Seen by a Price-Fixer. *The Quarterly Journal of Economics*, 33(2), 205–241. <https://www.jstor.org/stable/1884733>
 58. Ván, B., & Oláh, D. (2018). Szerepel-e az áfacsökkentés az étlapon? – A 2016. és 2017. évi magyarországi áfacsökkentések árhatásai. *Pénzügyi Szemle*, 63(3), 367–386. <https://unipub.lib.uni-corvinus.hu/9400/>
 59. Vogelsang, I. (2002). Incentive regulation and competition in public utility markets. A 20-year perspective. *Journal of Regulatory Economics*, 22(1), 5–27. <https://ideas.repec.org/a/kap/regeco/v22y2002i1p5-27.html>

IMPACT OF HUNGARY'S FUEL PRICE CAP:
A SYNTHETIC CONTROL METHOD ANALYSIS OF FUEL CONSUMPTION

The Hungarian government introduced a price cap on fuel on 15 November 2021. Following the implementation of the price regulation, demand increased significantly, with fuel consumption rising by more than 9 percent in 2022 compared to the previous year. This paper analyses the impact of the price regulation on retail fuel consumption using a synthetic control approach. The results show that between November 2021 and November 2022, diesel consumption increased by 6.8 percent and gasoline consumption by 4.5 percent due to the price regulation. After the termination of the policy, fuel demand declined substantially, converging with the synthetic consumption path. These findings provide evidence of the market-distorting effects of the price regulation.