

LACZÓ FERENC

## Adalékok az inflációs folyamatok jobb megértéséhez

Jelen tanulmány az inflációs adatok hitelességének növelése érdekében a fogyasztói magatartás inflációs hatását vizsgálja. Ez a hatás azonban csak két különböző átlagformával írható le, mivel más az átlagolási tulajdonsága a jövedelemhatás miatti változásoknak, valamint más a helyettesítési hatás miatt bekövetkezett változásoknak. Ezért fel kellett osztani az egyedi ár- és volumenindexeket a két különböző hatás miatt bekövetkezett változásokra. A módszer segítségével vizsgálhatóvá vált, hogy a 2008-as pénzügyi válságra hogyan reagáltak a magyar és a német fogyasztók élelmiszer-fogyasztásukban. Mértékelt az is, hogy Magyarországon a 2010-es években az alacsony jövedelmű fogyasztói csoportok mennyivel reagáltak erőteljesebben az árváltozásokra, mint a magas jövedelmű kategóriákba tartozók, és ezzel milyen mértékben sikerült kivédeniük az inflációs hatást.\*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C43, E31.

Az inflációs ráta a pénz vásárlóerejének romlását leíró makroökonómiai mutató, amelyet általában a fogyasztói árindexszel mérnek. Arról, hogy a pénzromlás miatt következik be, megoszlanak a vélemények. Egyik sokat idézett és vitatott meghatározás Milton Friedman nevéhez köthető:

„Az infláció mindig és mindenhol monetáris jelenség abban az értelemben, hogy csak a pénzmennyiségnek a termelésnél gyorsabb növekedésével függ össze, és csak ez okozhatja.” (Friedman [1996] 24. o.)

Szepesi György 2013-ban a Közgazdasági Szemlében megjelent figyelemre méltó írásában megállapítja, hogy Milton Friedmannak az inflációval kapcsolatos fent idézett élesebb megfogalmazására

\* Köszönettel tartozom *Kőrösi Gábornak* az észrevételeiért és tanácsaiért, *Sopronyi Enikőnek*, hogy segítette eligazodni a KSH adatbázisaiban. Köszönöm és nagyra értékelem a lektorom részletes, érdemi véleményét, valamint azt is, hogy számomra kevésbé ismert nézőpontból láttatta velem ezt az összetett problémát. Ha az olvasónak hiányérzete támadna, az teljes mértékben a szerző hibája.

Laczó Ferenc közgazdász kutató, az MTA köztestületének tagja (e-mail: ferenc.laczo@gmail.com).

A kézirat első változata 2022. szeptember 14-én érkezett szerkesztőségünkbe.

DOI: <https://doi.org/10.18414/KSZ.2023.6.613>

„...azért volt szükség, mert a tényleges gazdasági események alapján egyre többen kételkedtek a friedmani monetarizmus érvényességében” (Szepesi [2013] 635. o.).

A gazdasági események alakulásától függetlenül is nyilvánvaló, hogy a monetáris politikát – bár kétségkívül kiemelt szerepet játszik az infláció alakulásában – nem lehet kizárólagos tényezőnek tekinteni. Milton Friedman fent idézett megállapításának az a része, hogy az inflációs hatás csak akkor jelentkezik, ha a pénz mennyiségének növekedési üteme meghaladja a kibocsátás növekedésének ütemét, tételesen cáfolható. A fellendülés vagy recesszió állapotától függően a fogyasztói magatartás változása következtében változhat az infláció akkor is, ha ez a pénzkibocsátásnak a termelés növekedésétől eltérő ütemével nem magyarázható.

## Az inflációs ráta hitelességének két fontos kritériuma

Az infláció mértékének kiszámításához használt fogyasztói kosár összeállítása szinte egyidős az első árinдекс 18. századbeli megjelenésével. Használatának szélesebb körű elterjedése mégis a második világháború utáni évekre tehető. A fogyasztói kosarat a háztartások által leginkább vásárolt árucikkből és szolgáltatásokból állítják össze.<sup>1</sup> A fogyasztói kosárba tartozó árucikkek köre meglehetősen állandó. Összetételét évenként akkor és amiatt változtatják, ha megváltozik a fogyasztók által leginkább keresett termékek köre. Elhagyják a kevésbé keresett árucikkeket, és felveszik a listába azokat, amelyek iránt a fogyasztói kereslet időközben megnövekedett.

Az angol nyelvű szakirodalom ezzel kapcsolatban két fogalmat is használ, az egyik a *fungibility*, a másik a *substitutability*. Mind a két szó helyettesíthetőséget jelent. A helyettesíthetőség a *fungibility* értelemben azt jelenti, hogy egy árucikk egy adott időszakban fizikai paramétereit illetően azonos egy következő időszakbeli árucikkkel. Nem véletlenül csak kevés példát lehet erre *közvetlenül* hozni az árucikkek közül. Talán csak az úgynevezett tőzsdei cikkeket felelnek meg ennek a kritériumnak. Ahhoz, hogy az inflációról hiteles képet kapjunk, az egyes azonos funkciót betöltő árucikkeknek a két időszakban azonosnak vagy közel azonosnak kell lenniük. Ha például a fogyasztói kosárban szereplő árucikkek egy részének a minősége rosszabb, mint a megelőző időszakban volt, akkor ez, függetlenül az áraik változásától, burkolt áremelkedést jelent, és az inflációs mutatót lefelé, a fogyasztási mutatót felfelé torzítja. Tehát az inflációs ráta hitelességének *egyik* kulcskérdése, hogy a fogyasztói kosárba tartozó árucikkek az összehasonlítás során ugyanazt vagy közel ugyanazt a minőséget képviseljék, jelentsen ez bármit.

*Substitutability* értelemben a helyettesíthetőség azt jelenti, hogy a fogyasztók a jövedelmi helyzetük és az árak változásától függően egy árut vagy egy szolgáltatást vagy annak egy részét felcserélhetik egy másik árura vagy szolgáltatásra vagy annak egy részére. Ha a fogyasztóknak ezt a magatartását hagyjuk figyelmen kívül, ahogy ez a jelenlegi számítási módszerek használata esetében történik, akkor az ugyancsak

<sup>1</sup> <https://www.ksh.hu/docs/hun/modszgyors/farmodsz22.html>.

torzítja az inflációs rátát. Az inflációs ráta hitelességének *másik* kulcskérdése tehát a fogyasztói magatartás változását is figyelembe vevő, azzal is kalkuláló számítási módszer használata az inflációs ráta alapját képező fogyasztói árindexek számításánál. Kérdés csak az, hogy miként keressük az erre is alkalmas módszert.

## Az inflációs mutatók alkalmassági kritériumai módszertani szempontból

A formulák értékeléséhez először Correa Moylan Walsh használt tesztek (Walsh [1901]), majd nyomában Irving Fisher és aztán mások is széles körben alkalmaztak különböző próbákat (Fisher [1922] 291. o.). Ezek közül is kiemelt szerepet kapott a láncpróba – úgy is, hogy fontosnak, és úgy is, hogy mellőzhetőnek tartották. A láncpróba annak az egyszerű és magától értetődő követelménynek a teljesülését jelenti, hogy több, egymást követő évekre számolt indexek szorzata legyen egyenlő a kiinduló év és az utolsó év viszonylatában számolt indexszel. Irving Fisher például egy úgynevezett pontossági tesztet vezetett be (*test of accuracy*). A pontossági teszt nála végső soron azt jelentette, hogy egy indexnek az egyedi indexek megfelelő átlagának kell lennie (uo. 33. o.). Edwin W. Diewert ugyanezt mondja:

„...egy árindex a szóban forgó árucikkek egyedi árindexeinek a súlyozott átlaga.” (Diewert [2001] 6. o.)

Korábban Fisher – és mások is – fontosnak tartotta a láncpróba (körkörös próba) teljesülését, azonban mivel az általa legmegfelelőbbnek talált „ideális”<sup>2</sup> formula nem felelt meg ennek a próbának, végül arra a következtetésre jutott, hogy

„...ennek az úgynevezett körkörös tesztnek a tökéletes teljesítését valójában annak bizonyítékaként kell tekinteni, hogy az azt teljesítő képlet téves.” (Fisher [1922] 271. o.)

Ezzel hosszú időre mindenkit felmentett az alól, hogy az indexproblémára konzisztens megoldást keressen.

Irving Fisher könyvében összesen mintegy fél tucat teszt szerepel, köztük az említettek kivül például az időfelcserélési vagy tényezőfelcserélési próba (i. m. 63. o.). A Nemzetközi Munkaügyi Hivatal (*International Labour Organization, ILO*) kiadásában 2004-ben megjelent nagyszabású kézikönyv már összesen 21 tesztet sorol fel (ILO [2004]). A 21 teszt közül 20 az Irving Fisher által is javasolt „ideális” index helyességét támasztja alá. Ebből is látható, hogy újabb és újabb tesztek rendszerbe állítása nem vitte előbbre az indexprobléma megoldását. Azért nem, mert az indexszámítás során olyan átlagolandó értékeket – nevezetesen egyedi árindexeket – vagy egyedi volumenindexeket használnak, amelyek *mindegyike magában foglalja az átlagolási tulajdonságukban egymástól gyökeresen különböző jövedelemhatást is és a helyettesítési hatást is*.

A magam részéről ezt a felismerést és ennek a kétféle hatásnak a módszertani elkülönítését (lásd később) tekintem a kutatásom legfontosabb, újszerű eredményének.

<sup>2</sup> Az idézőjelet maga Fisher használta, illetve vezette be.

## A használatban lévő „alacsonyabb szintű” formulák áttekintése

A formulák értékelésekor ahhoz, hogy módszertani szempontból hiteles eredményt kapjunk, szükséges két követelményt szem előtt tartanunk: 1. az árindex és a fogyasztási index szorzatának meg kell egyeznie az értékindexszel. Ezt tényezőpróbának nevezhetjük; 2. a láncindexnek meg kell egyeznie a direkt indexszel, vagyis teljesülnie kell a láncpróbának.<sup>3</sup>

A közgazdasági irodalom tanúsága szerint Nicolas Dutot francia közgazdász 1738-ban használt először árindexet (*Velde* [2009]). Ő két-két időszakban külön-külön összeadta az árakat, és ezek átlagának hányadosa képezte nála az árindexet. Képletben:

$$\frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} p_s^i}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{n} p_t^i},$$

ahol  $t$  jelöli a bázisidőszakot,  $s$  pedig a beszámolási időszakot.

Ez a formula ugyan egyik követelménynek sem felel meg, de jól használható, és használják is olyan esetben, amikor nincs mennyiségi adat. Ugyancsak a 18. évszázadban, 1764-ben Gian Rinaldo Carli olasz közgazdász az egyedi árindexek számtani átlagát használta erre a célra (*Sackley* [1965]). A Carli-árindex formulája:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{p_s^i}{p_t^i} \right).$$

Ez sem elégíti ki egyik követelményt sem, de néhány országban – hasonló okból, mint a Dutot-képletet – ma is használják.

Száz év elteltével az angol William Stanley Jevons az egyedi indexek mértani átlagának használatát javasolta (*Jevons* [1884]). Jevons árindexképlete a következő:

$$\left( \prod_{i=1}^n \frac{p_s^i}{p_t^i} \right)^{\frac{1}{n}}.$$

A Jevons-formula teljesíti a láncpróbát, míg a magasabb rendűnek tartott formulák közül egyik sem. Viszont nem felel meg a tényezőpróbának, kivéve, ha az egyes árucikkekre költött összegek rendre változatlanok lennének, vagyis ha csak az egyedi ár- és fogyasztási indexek változnának, azaz, ha

$$\frac{q_s^i p_s^i}{q_t^i p_t^i} = 1, \quad i = 1, \dots, n.$$

Ebben az esetben a Jevons-formula konzekvens eredményt adna, és az eredmény megfelelné a helyettesítési hatás miatt bekövetkezett változásnak.

<sup>3</sup> Ehhez a két alapvető követelményhez érdemes hozzátenni egy közgazdasági követelményt: sem az ár, sem a mennyiség nem lehet nulla, mert egyiknek sincs a másik nélkül értelme. (Ezt a követelményt az indexelméletben *Positivity* követelményként említik, lásd például *ILO* [2004] 7. o.)

Ezek közül a formulák közül valamelyiket a legtöbb országban ma is használják a fogyasztói árindex összeállításához az aggregáció elemi szintjén (*Silver-Heravi* [2006]). Az Európai Unióban a Jevons- és a Dutot-formula használatát engedélyezték, viszont megtiltották a Carli-index használatát, arra hivatkozva, hogy az nem összehasonlítható a többi formulával. Az Európai Unió tagállamai közül ennek megfelelően 17 ország a Jevons-indexet, 8 ország a Dutot-indexet és 2 ország – köztük Magyarország – a Jevons- és Dutot-formula kombinációját használja. Ilyen célra az Egyesült Királyság, a nem európai országok közül Ausztrália, Kanada, Új-Zéland és az Egyesült Államok elsődlegesen a Jevons-képletet használja, míg például Japán a Dutot-formulát (*ONS* [2019]).

## A használatban lévő „magasabb szintű” formulák áttekintése

Nem sokkal William Stanley Jevons után, 1871-ben Étienne Laspeyres egy közleményében súlyozott számtani átlagot használt (*Laspeyres* [1871]). A súlyozáshoz árindex esetében a bázisidőszak fogyasztási adatait használta, amelynek képlete:

$$\frac{\sum_{i=1}^n q_s^i p_t^i}{\sum_{i=1}^n q_s^i p_s^i}$$

Hermann Paasche 1874-ben szintén súlyozott számtani átlagot javasolt (*Paasche* [1874]), de ő súlyként a beszámolási időszak fogyasztási adatait szerepeltette. Képlete az árindex esetében:

$$\frac{\sum_{i=1}^n q_t^i p_t^i}{\sum_{i=1}^n q_t^i p_s^i}$$

A Laspeyres-index nem teljesíti sem a tényező-, sem a lánctpróbát.

Alfred Marshall az „ideális” formula előfutáraként 1887-ben javasolt egy formulát (*Marshall* [1887]), amelyhez később Francis Ysidro Edgeworth is csatlakozott. Ebben súlyként a két időszak volumenadatainak számtani átlaga szerepel:

$$\frac{\sum_{i=1}^n \left[ p_t^i \frac{1}{2} (q_t^i + q_s^i) \right]}{\sum_{i=1}^n \left[ p_s^i \frac{1}{2} (q_t^i + q_s^i) \right]}$$

Ha időrendben nézzük, az amerikai Walsh megoldási javaslata 1901-ben látott napvilágot, de logikailag erre a helyre illik (*Walsh* [1901]). Ő sem tartotta elégségesnek azt, hogy súlyként csak az egyik időszak adatait használják, amiatt, hogy így nem érvényesíthető a helyettesítési hatás (i. m. 281. o.). Tegyük hozzá, az általa javasolt módszerrel sem. Walsh az árindex súlyozásánál mennyiségi adatok mértani átlagát használta:

$$\frac{\sum_{i=1}^n p_s^i (q_t^i q_s^i)^{\frac{1}{2}}}{\sum_{i=1}^n p_t^i (q_t^i q_s^i)^{\frac{1}{2}}}$$

Egy későbbi írásában Walsh ezt a súlyozási módszert „hibridnek” nevezte (Walsh [1932]). Ha ezt a két formulát a két konzisztenciakövetelmény teljesülése szempontjából nézzük, egyiknek sem felelnek meg, bár a tényezőpróbát majdnem teljesítik.

Még a 19. században megszületett a gyakorlatban ugyan kevésbé használt, de az indexelméleti munkákban kiemelkedő figyelmet kapott „ideális” formula.<sup>4</sup> Ezt a képletet elsőként 1899-ben az angol Arthur Lyon Bowley használta egy kiadványában (Bowley [1899]). Majd Irving Fisher széles körű összehasonlító vizsgálat eredményeként is ezt a formulát találta a legmegfelelőbbnek (Fisher [1922] 220. o.), amely a Laspeyres-formula és Paasche-formula mértani átlaga, továbbá az árindex és a fogyasztási index szorzata kiadja az értékindexet, képlete:

$$\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n p_s^i q_t^i}{\sum_{i=1}^n p_t^i q_t^i} \times \frac{\sum_{i=1}^n p_s^i q_s^i}{\sum_{i=1}^n p_t^i q_s^i}}.$$

Az „ideális” indexformula az úgynevezett keresztsúlyozású formulák között módszertanilag kiemelkedő, mivel teljesíti a tényezőpróbát. Ráadásul, ha az egyes árucikkekre költött összegek változása úgy következett volna be, hogy az árak és a fogyasztási adatok egymáshoz viszonyított arányai termékenként nem változtak volna, vagyis ha  $p_t^i : q_t^i = p_s^i : q_s^i$  ( $i = 1, \dots, n$ ), akkor az „ideális” index a tényezőpróba mellett teljesítené a láncpróbát is, vagyis konzekvens eredményt adna, és a kapott eredmény a jövedelemhatásra bekövetkezett változást is mutatná.

Végül és nem utolsósorban említést érdemel a finn statisztikus, Leo Waldemar Törnqvist 1936-ból származó formulája (Törnqvist [1936]), amely az egyedi indexek olyan súlyozott átlaga, amely súlyként a két időszak relatív árösszegeinek átlagát használta. Képletben:

$$\prod_{i=1}^n \left( \frac{p_s^i}{p_t^i} \right)^{\frac{1}{2} \left[ \frac{q_t^i p_t^i}{\sum_{i=1}^n q_t^i p_t^i} + \frac{q_s^i p_s^i}{\sum_{i=1}^n q_s^i p_s^i} \right]}.$$

Később ezt a formulát találta legmegfelelőbbnek a holland ökonóméter, Henri Theil is (Theil [1967]). A Törnqvist–Theil-indexet általában egymást követő időszakokra számítják ki, majd ezeket „láncolják”, ezzel mérsékelve az indexszámok konzisztenciahiányából fakadó problémát. Ezzel azonban az alapproblémát, a konzisztencia hiányát ez a képlet sem oldja meg.

Valamennyi formula – azok is, amelyeket itt nem soroltam fel – az egyedi ár- vagy fogyasztási adatok változásának átlagolásán alapul. Ezért – a már említett ok miatt – módszertanilag egyikük sem alkalmas az inflációs ráta árindexszel való torzításmentes mérésére.

<sup>4</sup> Az indexszámítás bizonyos szakaszában a Fisher-féle „ideális” indexet a KSH is használja (<https://www.ksh.hu/docs/hun/modsz/modsz36.html>).

## Előnyben a Laspeyres-formula

Ezek az úgynevezett keresztsúlyozású formulák a Laspeyres-képlettel szemben széles körben nem terjedtek el, az ILO kiadásában megjelent kézikönyv ajánlása ellenére sem:

„Bár a legtöbb statisztikai ügynökség hagyományosan a Laspeyres-indexet használja, mind közgazdasági, mind indexelméleti szempontból alkalmasabb lehet a Fisher-, a Walsh- vagy a Törnqvist–Theil-index használata.” (ILO [2004] xxi. o.)

Ez kétségkívül helyénvaló megállapítás. Mind Magyarországon a fogyasztói árindexnek, mind az EU úgynevezett harmonizált fogyasztói árindexének a számítása a Laspeyres-formulának megfelelően történik.

A fő előnye ennek a formulának, hogy könnyen értelmezhető, és egyszerűen kiszámítható. Az egyszerűségén túl a Laspeyres-formula használata mellett olyan gyakorlati szempontok is szólnak, hogy általa hamarabb kaphatunk eredményt. Ez az előnye egyúttal a hátránya is, mivel súlyként csak az egyik, mégpedig a bázisidőszak fogyasztási adataival számol. Emiatt a helyettesítési hatás mérésére nem alkalmas. Peter John Lloyd ezért nevezte ezt és a Paasche-formulát hamis (*nontrue*) formulának (Lloyd [1975]).

A helyettesítési hatás mérésével összefüggő probléma az utóbbi időben fokozott figyelmet kapott az indexszámítással foglalkozó irodalomban is. Rámutattak például arra, hogy ennek a hatásnak a következtében mutat magasabb értéket a Laspeyres-index, mint a Paasche-index (ILO [2004] 4. o.). A piac jellemzően keresletvezérelt, ezért ez a viszony a két index között általában fennáll; de a piac kínálatvezéreltté válhat, mint recesszió idején, olyankor ez a viszony a két index között megfordul.

A helyettesítési hatással kapcsolatos másik figyelmet érdemlő megállapítás:

„Ha hosszabb ideig használnak változatlan súlyokat, az index nem reagál a helyettesítési hatásokra vagy a fogyasztói preferenciák változásaira.” (ILO [2020] 4. o.)

Ha azonban a súlyokat gyakran változtatják, akkor a Laspeyres-index csak igen kis mértékben alkalmas ennek a problémának a kiküszöbölésére.

## A jövedelemhatás és a helyettesítési hatás értelmezése<sup>5</sup>

Jövedelemhatásról akkor beszélünk, ha egy árutermék vagy szolgáltatás, tehát egy árucikk iránti kereslet változását a fogyasztók vásárlóerejének változása idézi elő. Ezzel szemben a helyettesítési hatás akkor érvényesül, ha az olcsóbbá váló árucikkek iránti kereslet megnövekedik a drágábbá válókkal szemben, és fordítva. A helyettesítési hatás adott áru- és pénzviszonyok mellett a pénz közbeiktatásával és nem közvetlenül árucikk-árucikk viszonylatában valósul meg. Ez teszi lehetővé a helyettesítési hatás mérését.

<sup>5</sup> A jövedelemhatás és helyettesítési hatás fogalompart és a kompenzálatlan és kompenzált ár- és fogyasztásváltozás fogalompart szinonimaként használom.

Azt, hogy az árárányok változása nemcsak helyettesítési hatást idéz elő, hanem hatással van a reáljövedelemre is, vagyis jövedelemhatása is van, Eugen Slutsky már egy 1915-ben megjelent híres tanulmányában kimutatta (Allen [1950]). Ez az igen jelentős felismerés azért maradt meg a tudományos elemzések szintjén, mert matematikai apparátusa – nevezetesen a deriválás – nem alkalmas gyakorlati használatra. Amit Eugen Slutsky az árárányok változásáról megállapított, *mutatis mutandis* elmondható a jövedelmi helyzetben bekövetkezett változsról is. Az elkölthető jövedelmek változása nemcsak jövedelemhatással jár, hanem az árárányokat is és a fogyasztási arányokat is módosítja.

Ha csak az egyes termékekre és szolgáltatásokra költött összegek arányaiban bekövetkezett változást vesszük, és feltételezzük, hogy ezt a változást árucikkenként egyenlő arányban okozták az árak és a megvásárolt mennyiségek, akkor a változásoknak ezt a részét kompenzálatlan ár- és kompenzálatlan keresletváltozással, vagy ezzel azonos jelentéstartalommal, jövedelemhatás miatt bekövetkezett változással azonosítjuk. Ha csak az árak és a megvásárolt mennyiségek egymáshoz viszonyított arányaiban bekövetkezett változást vesszük, akkor ezt a változást kompenzált ár- és kompenzált keresletváltozással, vagy ezzel azonos jelentéstartalommal, helyettesítési hatás miatt bekövetkezett változással azonosítjuk.

## A jövedelemhatás és a helyettesítési hatás szétválasztása

Valamennyi egyedi ár- és egyedi volumenindex a következő módon felbontható jövedelemhatás okozta változásra és helyettesítési hatás által előidézett változásra:<sup>6</sup>

$$\frac{p_s^i}{p_t^i} = \sqrt{\frac{q_s^i p_s^i}{q_t^i p_t^i}} \sqrt{\frac{p_s^i}{q_s^i} / \frac{q_t^i}{p_t^i}} \quad (i = 1, \dots, n) \quad \text{és} \quad \frac{q_s^i}{q_t^i} = \sqrt{\frac{q_s^i p_s^i}{q_t^i p_t^i}} \sqrt{\frac{q_s^i}{p_s^i} / \frac{q_t^i}{p_t^i}} \quad (i = 1, \dots, n).$$

Az indexszámítás gyakorlatában a fenti egyenlőségek bal oldalán található egyedi indexeket átlagolják. Az egyenlőségek jobb oldalán található felbontás képletszerűen mutatja, hogy ezek az egyedi indexek két különböző átlagolási tulajdonsággal rendelkező tényezőt foglalnak magukban, és értelemszerűen egymás komplementerei.

Az egyenlőségek jobb oldalának első tényezői mutatják az árváltozások, illetve a fogyasztásváltozások jövedelemhatásait. Ezek a tényezők egyenlők egymással, vagyis a viszonyuk a kompenzálatlan ár-, illetve fogyasztási változásoknak felelnek

<sup>6</sup> Ehhez a felbontáshoz úgy jutottam, hogy először az egyedi értékindexek négyzetgyökeiben meghatároztam a nem kompenzált (jövedelemhatásra bekövetkezett) ár- és fogyasztásváltozást. Majd ezekkel defláltam a beszámolási időszak ár- és mennyiségi adatát:

$$\frac{p_s^i / \sqrt{\frac{q_s^i p_s^i}{q_t^i p_t^i}}}{p_t^i} = \sqrt{\frac{p_s^i}{q_s^i} / \frac{q_t^i}{p_t^i}} \quad \text{és} \quad \frac{q_s^i / \sqrt{\frac{q_s^i p_s^i}{q_t^i p_t^i}}}{q_t^i} = \sqrt{\frac{q_s^i}{p_s^i} / \frac{q_t^i}{p_t^i}}.$$

Így kaptam meg a kompenzált ár- és keresletváltozás (helyettesítési hatásra bekövetkezett változás) együttthatóját.



meg. Az egyenlőségek jobb oldalának második tényezői a helyettesítési hatást – vagy másképp fogalmazva kompenzált ár-, illetve fogyasztásváltozásokat – írják le. Ezek árucikkenként egymással reciprok viszonyban vannak.

## A felbontás grafikus ábrázolása

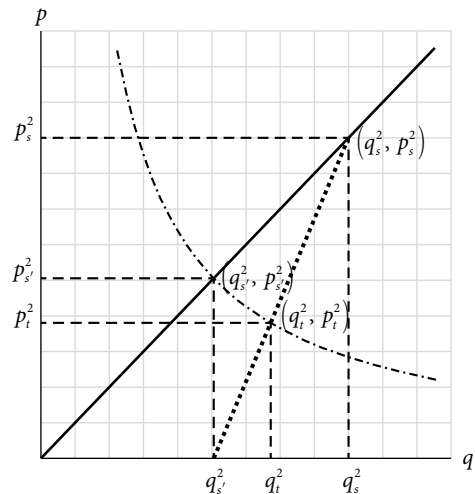
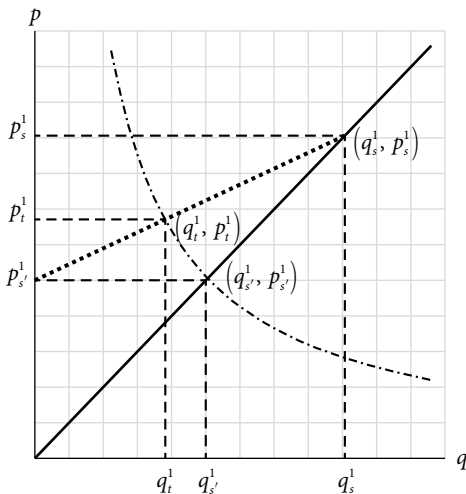
Azok számára, akik szeretik a grafikus ábrázolást, elkészítettem két grafikont a fentiek bemutatására (1. ábra). Az egyiknél a mennyiségi növekedés meghaladta az ár növekedését, míg a másikon ez fordítva történt.

### 1. ábra

A jövedelemhatás és a helyettesítési hatás szétválasztásának grafikus ábrázolása

A) A mennyiség növekedése nagyobb, mint az ár

B) Az ár növekedése nagyobb, mint a mennyiségé



A pontozott vonal mentén található az árak és a mennyiségek szorzatainak pontjai, azaz a  $(q_t^1, p_t^1)$  és  $(q_s^1, p_s^1)$ , valamint a  $(q_t^2, p_t^2)$  és a  $(q_s^2, p_s^2)$  által meghatározott pontok. Az, hogy ezeknek az egyeneseknek a tengelyek irányába történő meghosszabbításai az ábra A) részében  $z$   $p$  tengelyt metszik, azt mutatja, hogy a mennyiségi növekedés meghaladta az ár növekedését. Az ábra B) részében ez fordítva van, ezért ez az egyenes az  $q$  tengelyt metszi.

Ha a  $(q_t^1, p_t^1)$  és a  $(q_s^1, p_s^1)$ , valamint a  $(q_t^2, p_t^2)$  és a  $(q_s^2, p_s^2)$  pontok az origóból húzott egyenes mentén lennének, akkor csak jövedelemhatásra bekövetkezett változások történtek volna. Ha azonban ezek a pontok a derékszögű hiperbolán lennének találhatóak, akkor kizárólag a helyettesítési hatásra bekövetkezett változások lettek volna. Mivel a  $(q_t^1, p_t^1)$  és a  $(q_s^1, p_s^1)$ , valamint a  $(q_t^2, p_t^2)$  és a  $(q_s^2, p_s^2)$  pontok sem az origóból húzott egyenes mentén, sem a derékszögű hiperbolán nem

helyezkednek el, ezért az ábrákon szereplő mindkét esetben mind jövedelemhatásra, mind helyettesítési hatásra történt változás.

A  $(q_s^1, p_s^1)$  és a  $(q_s^2, q_s^2)$  pontokon váltanak a jövedelemhatásra bekövetkezett (azaz kompenzálatlan) árváltozások a helyettesítési hatásra bekövetkezett (másképp fogalmazva: a kompenzált) árváltozásokra [ahol a  $p_s^1; p_s^1 = q_s^1; q_s^1$  és a  $p_s^2; p_s^2 = q_s^2; q_s^2$  szakaszok a kompenzálatlan árváltozásokat, a  $p_s^1; p_t^1 = q_s^1; q_t^1$  és  $p_s^2; p_t^2 = q_s^2; q_t^2$  szakaszok pedig a kompenzált árváltozásokat mutatják]. A vásárlók a jövedelmi helyzetüktől és az árak változásától függően változtatják az egyes árucikkekre költött összegeket is és az egyes árucikkekből vásárolt mennyiséget is. A döntéseikben ez az állandóan jelen lévő kettősség nem írható le egyetlen átlagformával.

## A teljes árhatás leírása két különböző átlagformával

A jövedelemhatások átlagolásánál nem kell más tennünk, mint a két időszakban elköltött összegek hányadosának, vagyis az úgynevezett értékindexnek a négyzetgyökét venni:

$$P_{ts}^{jöv.hatas} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n q_s^i p_s^i}{\sum_{i=1}^n q_t^i p_t^i}}, \quad \text{illetve} \quad Q_{ts}^{jöv.hatas} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n q_s^i p_s^i}{\sum_{i=1}^n q_t^i p_t^i}}.$$

A két érték megegyezik egymással, hiszen definíciónk szerint a jövedelemhatásokat a kompenzálatlan árváltozásokkal azonosítottuk, így ezek az értékek árucikkenként rendre megegyeznek. Ezek a részindexek konzekvens eredményt adnak.

Átlagolásról lévén szó, az átlagolás alapját az úgynevezett közös mértékegység képezi. A jövedelemhatásra bekövetkezett változások esetén helyénvaló Irving Fisher megállapítása:

„...az értékösszegek jelentik az egyetlen közös mérőszámot az előállított, elcserélt vagy elfogyasztott áruk összehasonlítására, és szinte az egyetlen olyan súlyozási alapot jelentik, amelyet valaha is komolyan javasoltak.” (Fisher [1922] 45. o.)

Irving Fisher meghatározásának az az alapvető hiányossága, hogy az egyes árucikkek fontosságát nemcsak az értékösszegek változása mutatja, hanem az egyes árucikkek árváltozásainak keresletrugalmassága, a helyettesítési hatás is.

A helyettesítési hatást mérő árugalmassági együttthatók átlagformájának megválasztása az átlagolás általános szabálya szerint történt, nevezetesen, hogy a kapott átlagot behelyettesítve az egyes átlagolandó értékek helyére, azok értékét adja. Továbbá, hogy az ezek átlagai megőrizték az átlagolandó értékek ama tulajdonságait, hogy szorzatuk 1-et ad:

$$P_{ts}^{helyett.hatas} = \sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n \frac{p_s^i}{p_t^i} \bigg/ \frac{q_s^i}{q_t^i}} \quad \text{és} \quad Q_{ts}^{helyett.hatas} = \sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n \frac{q_s^i}{q_t^i} \bigg/ \frac{p_s^i}{p_t^i}},$$

ahol is

$$\sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n \frac{p_s^i}{p_t^i} / \frac{q_s^i}{q_t^i}} \sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n \frac{q_s^i}{q_t^i} / \frac{p_s^i}{p_t^i}} = 1.$$

Az előbbi mutató az ár keresletrugalmassági együtthatóinak átlaga, míg az utóbbi a kereslet árugalmassági együtthatóinak átlaga. Vagyis az előbbi formula az *árváltozás helyettesítési hatását*, míg az utóbbi formula a *keresletváltozás helyettesítési hatását írja le*. Ezekben a mutatókban a fogyasztóknak az arányváltozáshoz való alkalmazkodásán túl megjelenik az az inflációs hatás is, amely olyan általános árszínvonal-emelkedés miatt következik be, amelyhez a fogyasztók – a megfelelő fizetőképes kereslet hiánya miatt – már nem tudnak vagy nem akartak alkalmazkodni. Ha fennáll ez a helyzet, amit az mutat, hogy

$$\sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n \frac{p_s^i}{p_t^i}} \gg \sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n \frac{q_s^i}{q_t^i}},^7$$

akkor a fogyasztói magatartás *értékelésénél* ezt a körülményt célszerű figyelembe venni.

Ennek az átlagformának az alkalmazása az átlagolandó értékek természetéből fakad. Nevezetesen abból, hogy az átlagolandó értékek két hányados hányadosai. Ebből kifolyólag érzéketlenek bármiféle súlyozással szemben. Ennek megmutatásához a súlyok megjelölésére a  $w$ -t használjuk, ahol is  $\infty > w_i > 1$ ,  $i = 1, \dots, n$ . Könnyű belátni, hogy tetszőleges  $w_i$ -k esetén igaz:

$$\sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n \frac{p_s^i}{p_t^i} / \frac{q_s^i}{q_t^i}} = \sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n w_i \frac{p_s^i}{p_t^i} / w_i \frac{q_s^i}{q_t^i}} \quad \text{és} \quad \sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n \frac{q_s^i}{q_t^i} / \frac{p_s^i}{p_t^i}} = \sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n w_i \frac{q_s^i}{q_t^i} / w_i \frac{p_s^i}{p_t^i}}.$$

Az, hogy ezek az átlagok érzéketlenek a súlyozással szemben, Hermann Heinrich Gossen második, az egyenlő határhaszon törvényének érvényesülésével hozható összefüggésbe (Gossen [1983]).

Ehhez két kiegészítést tesztek. Az egyik az, hogy Gossen második törvényének érvényesülését általában mikroökonómiai szinten értelmezik. Ez azonban mikroökonómiai szinten nem értelmezhető. Ahogy William Stanley Jevons megállapítja:

„Olyan bonyolult törvények, mint a gazdaságé, egyedi esetekben nem követhetők pontosan. Működésük csak aggregátumokban és átlagok módszerével mutatható ki.” (Jevons [1866])

A másik megjegyzésem: Gossen második törvényének érvényesüléséhez szükségesnek tartják azt, hogy a hasznosságot mérni lehessen – a hasznosságot azonban nem nekünk, hanem a fogyasztóknak kell mérniük. Ezt meg is tudják tenni, ha lehetőségük van a pénzüket szándékuk szerint elkölteni.

Felmerülhet, hogy a súlyozott átlagolásnak van egy másik lehetősége is: magukat az ár- és keresletrugalmassági együtthatókat súlyozzuk a következő módon:

<sup>7</sup> Ebből látszik, hogy a helyettesítési hatást mérő részindexek a Jevons-indexek mértani átlagai, utalva az egyes formulák közötti átjárhatóságra.

$$\sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n w_i \left[ \frac{p_s^i / q_s^i}{p_t^i / q_t^i} \right]} \quad \text{és} \quad \sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n w_i \left[ \frac{q_s^i / p_s^i}{q_t^i / p_t^i} \right]}.$$

Ez a súlyozás hatással lenne az indexszámok nagyságára. Hiába *választanánk azonban a legjobbnak ítélt súlyokat*, például a két-két időszak árösszegeinek valamilyen átlagát, *ezzel az indexszámaink inkonzisztenssé válnának, vagyis a direkt indexek ismét nem egyeznének meg a láncindexekkel*. Ezzel jelezve számunkra, hogy ez a fajta átlagolás sem működőképes.

Az itt kifejtettek alapján Gossen második törvénye a jövedelemhatásra bekövetkezett változásra nem értelmezhető, akárcsak Irving Fishernek a közös mértékegységre vonatkozó megfogalmazása a helyettesítési hatásra bekövetkezett változásokra. Vagyis ebből a szempontból *sem Gossen második törvénye, sem Irving Fishernek a közös mértékegységre vonatkozó tétele nem általános érvényű*.

A teljes árhatás és a teljes fogyasztási változás mérésére alkalmas, két indexelem-ből álló formula:

$$P_{ts} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n q_s^i p_s^i}{\sum_{i=1}^n q_t^i p_t^i}} \times \sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n \frac{p_s^i / q_s^i}{p_t^i / q_t^i}}, \quad \text{valamint} \quad Q_{ts} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n q_s^i p_s^i}{\sum_{i=1}^n q_t^i p_t^i}} \times \sqrt[2n]{\prod_{i=1}^n \frac{q_s^i / p_s^i}{q_t^i / p_t^i}}.$$

Ezek a formulák lehetőséget adnak a fogyasztói magatartás változásának mérésére, és feltételezésem szerint módszertani szempontból hitelesen írják le az árszínvonal és a fogyasztási színvonal változását. Továbbá alkalmasak a jelenség természetének újraértelmezésére. Ezek az indexek – hasonlóan a részindexekhez – konzekvens eredményt adnak. Ezeknek a mutatóknak az értékei megegyeznének az „ideális” indexszel, ha nem történt volna kompenzált árváltozás, míg a mutatók értéke azonos lenne a Jevons-indexszel, ha nem fordult volna elő kompenzálatlan árváltozás.

Az árváltozás helyettesítési hatását mutató együtthatók átlaga lehet 1-nél nagyobb. Ebben az esetben a keresletváltozás helyettesítési hatását mutató együtthatók átlaga 1-nél kisebb, és fordítva. Az árváltozás helyettesítési hatását mutató együtthatók átlaga akkor nagyobb 1-nél, és a keresletváltozás helyettesítési hatását mutató együtthatók átlaga akkor kisebb 1-nél, amikor konjunkturális időszakban az árak növekedése húzza a keresletet. Ebben az esetben az egyedi árindexek és az egyedi fogyasztásindexek viszonyában a következő reláció dominál:

$$\frac{p_s^i}{p_t^i} > \frac{q_s^i}{q_t^i}.$$

Ilyen helyzetben a fogyasztók kevésbé figyelnek az árak változására, ami a konjunkturális időszak jellemzője. Ha az egyedi árindexek és az egyedi fogyasztásindexek viszonyában a következő reláció dominál

$$\frac{p_s^i}{p_t^i} < \frac{q_s^i}{q_t^i},$$

akkor a fogyasztók a vásárlásaikban jobban figyelembe veszik az árak változásait. Ez a recessziós időszak jellemzője.

Ezen túlmenően a fogyasztói magatartás országonként is különbözhet, és különbözik is. Tapasztalatom szerint is a fogyasztói magatartás változása a gazdasági helyzet változásának függvénye. Akkor és annyiban ciklikus, ha maga a gazdaság helyzetének változása ciklikusságot mutat. Ahogy Quittner Péter és Várhegyi Judit közös tanulmányukban írják:

„Korábban az infláció alakulását a közgazdaságtan alapvetően a gazdaság ciklikus helyzetével magyarázta. Ugyanakkor az elmúlt időszak hazai és nemzetközi tapasztalatai alapján a belső gazdasági ciklus inflációs hatása csökkent...” (Quittner–Várhegyi [2018] 1. o.)

A továbbiakban néhány valós eseten keresztül bemutatom, miként mérhető a fogyasztói magatartás, és hogyan befolyásolja az inflációt. Ezeknek a számításoknak – legalábbis jelenleg – a rendelkezésre álló adatbázisok szabnak határt. Ugyanis a számítások elvégezhetősége attól függ, hogy az adatok lehetővé teszik-e az úgynevezett értékindex és egyúttal az árak keresletrugalmassági együtthatóinak számítását. Ilyen adatok az élelmiszerek egy bizonyos körére voltak hozzáférhetőek. Ez azonban nem csak hátrányt jelent. A fogyasztói magatartás piaci helyzettől függő változása az élelmiszerek esetében jól lemérhető.

Fontos szempont lesz a helyettesítési hatást mutató érték elemzése. Ha az ár keresletrugalmassági együtthatóinak átlaga 100 százalék fölött lesz (ebben az esetben a kereslet árrugalmassági együtthatóinak átlaga 100 százalék alatt van), akkor ez az árak változásához kevésbé alkalmazkodó vagy – ha úgy tetszik – kevésbé tudatos vásárlói magatartást jelent. Ha az árrugalmassági együtthatók átlagát mutató értékek ellenkezőjét mutatják, akkor ez az árak változásához jobban alkalmazkodó, tudatosabb vásárlói magatartást mutat. Ezekből a számokból a fogyasztói magatartásra közvetlenül akkor vonhatunk le következtetést, ha az inflációs ráta nem haladja meg jelentősen a – még normálisnak tekinthető – 3 százalék körüli értéket.

## A 2008-as pénzügyi válság hatása a fogyasztói magatartásra Magyarországon

Az 1. táblázat a 2008-as pénzügyi válság magyarországi hatását mutatja a fogyasztói magatartás változására. A hatás bemutatásához szükség volt a pénzügyi válságot megelőző és követő néhány év adataira is. Ez a pénzügyi válság már lezárt folyamat. Hatása tanulságos lehet a napjainkban zajló, nagyon összetett gazdasági folyamatok inflációra gyakorolt hatásának megértéséhez is. (Az alapadatok a *Függelék F1. táblázatában* találhatóak.)

Az élelmiszerek ezen körénél a 2008-as pénzügyi válság hatása késleltetve, a következő (2009-es) évben jelentkezett. Magyarországon 2009-ben az előző évekkal ellentétben már nem nőtt, hanem valamelyest csökkent az erre a termékkörre költött összeg (a táblázat 1. sora). Értelemszerűen ezzel arányosan csökkent az árszínvonalnak és a fogyasztási színvonalnak a jövedelemváltozás hatására bekövetkezett változása (2. és 7. sor). Az elköltött jövedelmek növekedése nemcsak megtört 2009-ben, hanem a válságot megelőző dinamika a 2009-et követő három évben sem tért vissza, kivéve 2011/2010-ben, ami vélhetően a 2010-es választási év utóhatása.

## I. táblázat

A fogyasztói magatartás változása a 2008-as pénzügyi válság hatására Magyarországon (százalék)

	2006/2005	2007/2006	2008/2007	2009/2008	2010/2009	2011/2010	2012/2011
1. A termékkörre elköltött összeg (értékindex)	106,6	107,6	105,6	99,3	99,9	106,7	97,1
ÁRINDEXEK							
2. Jövedelemhatás	103,2	103,7	102,7	99,7	100,0	103,3	98,5
3. Az árváltozás helyettesítési hatása	107,7	108,6	104,4	100,5	105,2	103,5	102,5
4. A teljes árhatás mutatója	111,2	112,6	107,3	100,2	105,2	106,9	101,0
5. Laspeyres-féle árindex	109,2	111,6	110,5	99,7	101,6	108,0	103,4
6. A Laspeyres-féle árindex torzítása	98,2	99,1	102,9	99,5	96,6	101,1	102,4
FOGYASZTÁSI INDEXEK							
7. Jövedelemhatás	103,2	103,7	102,7	99,7	100,0	103,3	98,5
8. A keresletváltozás helyettesítési hatása	92,8	92,1	95,7	99,5	95,1	96,6	97,6
9. A teljes fogyasztás mutatója	95,8	95,5	98,4	99,1	95,0	99,8	96,2
10. Laspeyres-féle fogyasztási index	97,6	96,4	95,8	99,3	98,3	98,8	93,9
11. A Laspeyres-féle fogyasztási index torzítása	101,9	100,9	97,4	100,2	103,5	99,0	97,6

A pénzügyi válságnak a fogyasztók helyettesítési szándékára gyakorolt hatása is nyilvánvalóan az elkölthető jövedelem nagyságától függ. A válságnak a következő évben (2009-re) jelentkező hatását megelőzően az élelmiszerek eme körének piaca jelentősen keresletvezérelt volt. Ezt mutatja, hogy az árváltozás helyettesítési hatását mutató értékek 100 százalék fölött, míg a keresletváltozás helyettesítési hatását mutató értékek 100 százalék alatt voltak (3. és 8. sor elő három adata). Ez azt jelenti, hogy ezekben az években a fogyasztók kevésbé figyeltek az árak változásaira. Az ár helyettesítési hatását mutató átlagszámok és a teljes árhatást mutató indexek a 2006/2005-ös és 2007/2006-os évek viszonylatában magasak, ami arra utal, hogy az árak emelkedése meghaladta a fizetőképesség kereslet növekedését. Ami nem a nem megfelelő fogyasztói magatartásnak tudható be.

Az elkölthető jövedelem növekedésének üteme már 2008-ban mérséklődött. Ez hatással volt a vásárlói magatartásra is, amit leginkább az mutat, hogy az ár helyettesítési hatását és a kereslet helyettesítési hatását mutató érték a korábbi évekhez képest mérséklődött (3. sor és 8. sor 3. adata). 2009-ben a pénzügyi válság hatására az elkölthető jövedelmek csökkentek, és ez azt eredményezte, hogy a fogyasztók lényegesen jobban figyeltek az árak alakulására. Az árváltozások helyettesítési hatását mutató érték ugyan továbbra is 100 százalék fölött, a keresletváltozás helyettesítési hatását mutató érték pedig 100 százalék alatt maradt, de a korábbi három évhez képest ez a hatás jelentősen mérséklődött. Jórészt emiatt az árszínvonal gyakorlatilag változatlan maradt, és a fogyasztás csak kismértékben, 0,9 százalékkal csökkent az előző évhez képest (4. és 9. sor). A rá következő három évben a fogyasztók – mérsékeltebben ugyan, mint a válságot megelőző években – visszatértek a „kevésbé figyeljük az árak változását” magatartáshoz (a táblázat 3. és 8. sorának három utolsó adata).

A vizsgált időszakban és a vizsgált termékkörre vonatkozóan az árváltozások helyettesítési hatását mutató érték átlagosan 104,6 százalék volt (a táblázat 3. sorában található adatok átlaga). A keresletváltozás helyettesítési hatását mutató érték 95,6 százalékot tett ki (a táblázat 8. sorában található adatok átlaga). Ezek a számok azt jelentik, hogy ha a vásárlók legalább 2009-ben átlagosan árkövetők lettek volna, akkor az adott termékkör árindexe hozzávetőlegesen 4 százalékkal alacsonyabb, valamint fogyasztási indexe hozzávetőlegesen 4 százalékkal magasabb lehetett volna.

A tájékoztatás céljából megadott Laspeyres-indexek évről évre eltérnek a teljes árhatást mutató értékektől, de ha a teljes időszakot vesszük, akkor a Laspeyres-indexek az árváltozásokat a teljes árhatáshoz képest átlagosan minimális mértékben, 0,03 százalékkal mérik alul, míg a fogyasztást átlagosan ugyancsak minimális mértékben, 0,07 százalékkal mérik felül (a táblázat 6. és 11. sorából számolt adatok).

## A 2008-as pénzügyi válság hatása a fogyasztói magatartásra Németországban

A továbbiakban megnézzük, hogy ugyanebben az időszakban Németországban a piac – és mindenekelőtt a fogyasztók – miként reagáltak a pénzügyi válság következtében előállt helyzetre (2. táblázat). (A táblázat számításaihoz felhasznált adatok a *Függelék F2. táblázatában* találhatóak.)

## 2. táblázat

A fogyasztói magatartás változása a 2008-as pénzügyi válság hatására Németországban, 2006–2012 (százalék)

	2006/2005	2007/2006	2008/2007	2009/2008	2010/2009	2011/2010	2012/2011
1. A termékkörré elköltött összeg (értékindex)	100,2	105,4	106,8	97,3	96,8	96,9	100,5
<b>ÁRINDEXEK</b>							
2. Jövedelemhatás	100,1	102,6	103,3	98,6	98,4	98,5	100,2
3. Az árváltozás helyettesítési hatása	103,0	102,7	103,6	97,3	99,8	102,7	100,8
4. A teljes árhatás mutatója	103,2	105,4	107,0	95,9	98,2	101,1	101,1
5. Laspeyres-árindex	101,5	103,7	107,4	96,0	97,1	106,4	102,9
6. A Laspeyres-árindex torzítása	98,4	98,4	100,3	100,1	98,9	100,0	101,8
<b>FOGYASZTÁSI INDEXEK</b>							
7. Jövedelemhatás	100,1	102,6	103,3	98,6	98,4	98,5	100,2
8. A keresletváltozás helyettesítési hatása	97,1	97,4	96,6	102,8	100,3	97,4	99,2
9. Teljes fogyasztási index	97,2	100,0	99,8	101,4	98,6	95,9	99,4
10. A Laspeyres-féle fogyasztás mutatója	98,8	101,6	99,4	101,3	99,8	101,0	97,7
11. A Laspeyres-féle fogyasztási index torzítása	101,7	101,6	99,7	99,9	101,1	100,0	98,2



A pénzügyi válság hatása Németországban sem jelentkezett még 2008-ban, azonban 2009-ben a vizsgált termékkörre költött összeg Németországban jelentősen, 2,7 százalékkal visszaesett. Ez a csökkenés a következő két évben tovább folytatódott (1. sor). Először a 2012-es évben emelkedett fél százalékkal. Értelemszerűen ezzel arányosan változott a jövedelemváltozás hatására bekövetkezett árszínvonal és fogyasztási színvonal változása (2. és 7. sor).

A válság hatásának 2009-es jelentkezését megelőző években az élelmiszerek eme körének piaca – ha kisebb mértékben is, mint Magyarországon – Németországban is keresletvezérelt volt. Ezt jelzi, hogy a válságot megelőző évek árváltozásainak helyettesítési hatása 103,0 százalékot, 102,7 százalékot és 103,6 százalékot tett ki (3. sor első három adata). A válság hatására ez az érték 2009-ben 97,3 százalékra csökkent. A keresletváltozás helyettesítési hatása 97,1 százalékos, 97,4 százalékos és 96,6 százalékos volt a 2009-et megelőző három évben, amely 2009-ben 102,8 százalékra nőtt (8. sor). Ez a kínálatorientált helyzet, ha kisebb mértékben is, még 2010-ben is fennmaradt.

Németországban 2009-ben az elköltött jövedelem 2,7 százalékos csökkenése ellenére ezen termékek fogyasztása az árakhoz való alkalmazkodás következtében 1,4 százalékkal még nőtt is (1. és 9. sor negyedik adata.). Vagyis egy tudatos, az árak változásához alkalmazkodó vásárlói magatartás ilyen korrekcióra volt képes.

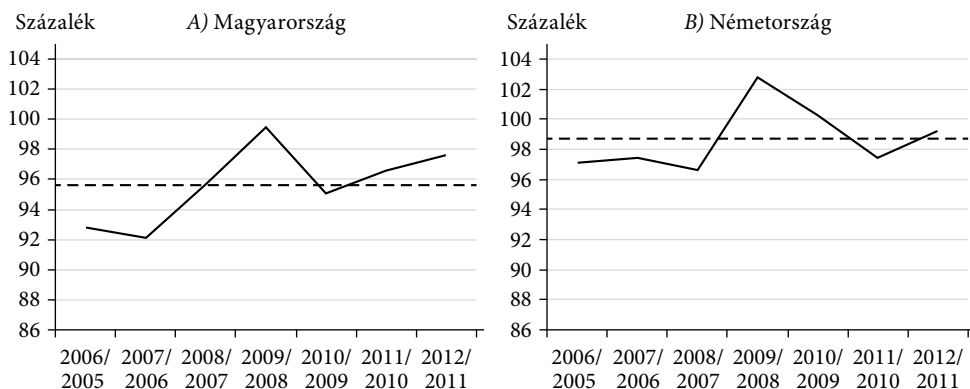
A 2. táblázatban is szerepelnek kontrollként a Laspeyres-indexszel számolt adatok, amelyek Németország estében is évenként jelentős eltéréseket mutatnak. A vizsgált teljes időszakot tekintve a Laspeyres-árindexek Németország esetében az árváltozásokat a teljes árhatáshoz képest évi átlagban 0,3 százalékkal mérik alul, míg a fogyasztást a teljes fogyasztási indexhez képest évi átlagban 0,4 százalékkal mérik felül (6. és 11. sorból számolt adatok).

Mint már utaltam rá, Magyarországon a vizsgált, 2005 és 2012 közötti időszakban a kereslet helyettesítési hatása 95,6 százalékos volt (1. táblázat 8. sor átlaga). Ezzel szemben Németországban ebben az időszakban ez a szám 98,7 százalékot tett ki (2. táblázat 8. sor átlaga). A különbség 3,1 százalék. Ez azt jelenti, hogy a német fogyasztók ebben az időszakban a magyar fogyasztóknál ennyivel magasabb fogyasztáskielégítési szintet értek el, és a pénzügyi válságra is lényegesen jobban reagáltak, mint a magyar fogyasztók. Az árváltozásoknak a keresletváltozásra gyakorolt hatását, nevezetesen a fenti két táblázat 8. sorainak adatait a 2. ábra szemlélteti.

A szaggatott vonal a keresletváltozás helyettesítési hatása érvényesülésének átlagos mértékét mutatja. A helyettesítési hatás változásának évenkénti alakulását mutató folyamatos vonalak lefutása hasonló a két országban. Ez a hasonlóság leginkább abban mutatkozik meg, hogy 2009-ben mindkét országban a pénzügyi válság hatására a korábbi évekhez képest ugrásszerűen megnövekedett az árak változásához való alkalmazkodás.

## 2. ábra

A keresletváltás helyettesítési hatása



## A fogyasztói magatartás mérése jövedelmi tizedek szerint Magyarországon

A továbbiakban az alkalmazott módszer felhasználásával a magyarországi fogyasztói magatartás inflációra gyakorolt hatásának egy másik dimenzióját mutatjuk meg. Nevezetesen azt, hogy az egyes jövedelmi csoportokba tartozó fogyasztók miként reagálnak a jövedelmi helyzetük és a fogyasztói árak változására. A 3. táblázat azt mutatja, miként alakultak az egy főre jutó jövedelmek jövedelmi tizedek szerint.

## 3. táblázat

Egy főre jutó nettó jövedelem jövedelmi tizedek szerint, 2010–2020 (ezer forint/fő/év)

Jövedelmi tizedek	2010	2015	2016	2017	2018	2019	2020
1.	302	334	336	380	429	494	564
2.	468	550	575	645	724	801	881
3.	584	701	720	785	890	964	1057
4.	689	829	863	933	1044	1197	1306
5.	790	949	993	1069	1189	1331	1459
6.	893	1079	1130	1219	1361	1529	1667
7.	1012	1225	1274	1366	1517	1761	1899
8.	1161	1410	1471	1593	1752	1971	2151
9.	1388	1683	1756	1902	2084	2334	2562
10.	2190	2743	2873	3113	3333	3770	4120
Átlag	948	1150	1199	1300	1432	1616	1767

Az egy főre jutó néveleges jövedelem 2010 és 2015 között átlagosan 1,21-szorosra, míg 2015 és 2020 között 1,53-szorosra növekedett. 2010-ben a legmagasabb jövedelmi

kategóriába tartozók jövedelme 7,25-szorosa volt a legalacsonyabb jövedelmi kategóriába tartozókéénak. Ez az arány 2015-re 8,25-szorosra emelkedett, majd 2020-ra a 2015-ös arányhoz képest 7,61-szorosra csökkent. Ez azt jelenti, hogy az évtized első felében nyílt az olló, míg a második felében záródott. Elemzésünk szempontjából fontos, hogy a jövedelmi viszonyok tekintetében két különböző időszakról van szó.

## A fogyasztói magatartás mérése jövedelmi tizedek szerint Magyarországon

### *A fogyasztói magatartás mérése 2010 és 2015 között*

Az elemzésünkhöz olyan adatokra lett volna szükség, amelyeknél a fogyasztás mennyiségéhez megfelelő árak rendelkeznek. A KSH adatbázisában csak az élelmiszerekre található olyan adatokat, amelyek többé-kevésbé megfelelnek ennek a szempontnak. Így a fogyasztói kosárban szereplő árucikkeknek egy viszonylag kis szeletére, az élelmiszer-fogyasztás szempontjából reprezentatívnak tekinthető 28 termékre lehetett a számítást elvégezni.

További problémát jelentett, hogy a statisztika a fogyasztás mennyiségi adatát az esetek egy részénél egy termékcsoporthoz, míg az árakat a termékcsoporthoz jellemző egy termékre adja meg. Erre két példa: az árstatisztika a zsemle árát adja meg, míg a fogyasztási statisztika a péksüteményekre. A másik példa: a fogyasztási statisztikában a dió, mák, mogyoró, mandula, magvak fogyasztására egy összevont adat található. Az árstatisztika viszont csak a dióra ad meg adatot. Ezeknél a termékeknél a számítások során a termékcsoporthoz fogyasztási adatát és a termékcsoporthoz jellemző termékek árát használtuk.

További nehézséget jelentett, hogy a fogyasztási statisztika néhány esetben más mértéket használ, mint az árstatisztika. Erre az egyik legkézzelfoghatóbb példa: az árstatisztika 1,5 literes ásványvízre ad meg árakat, míg a fogyasztási statisztikában az ásványvízfogyasztás literben szerepel. A számítások során ezeket az adatokat is szinkronba kellett hozni.

A 4. táblázatban az országos átlagadatokra végzett számítások eredményei mellett a három legalacsonyabb és a három legmagasabb jövedelmi csoportra adjuk meg a mutatókat, kizárólag abból a megfontolásból, hogy a táblázat adatai jobban áttekinthetők és értelmezhetőek legyenek. (A táblázat számításaihoz felhasznált adatok a *Függelék F3. és F4. táblázatában* találhatóak.)

A táblázat első sorának adatai mutatják, hogy 2010 és 2015 között a fogyasztók átlagosan 19,6 százalékkal növelték a vizsgált termékkörre (élelmiszertermékekre) költött jövedelmüket. Ezt az összeget legnagyobb mértékben az 1. jövedelmi kategóriába tartozók tették, 32,7 százalékkal. Hasonlóan az átlagosnál nagyobb arányban növelték a kiadásait az élelmiszertermékekre a 2. és a 3. jövedelmi csoportba tartozók. A 8. és 9. tizedbe tartozók az átlag alatt, míg a 10. jövedelmi csoportba tartozók lényegében az átlagnak megfelelően növelték a kiadásait erre a termékcsoporthoz. A jövedelmek növekedésének árnövelő hatása arányos az elköltött jövedelmek növekedésével – azok négyzetgyökei (2. sor).

## 4. táblázat

A fogyasztói magatartás vizsgálata vizsgálati tízedek (decilisek) szerint Magyarországon, élelmiszertermékek, 2010–2015 (százalék)

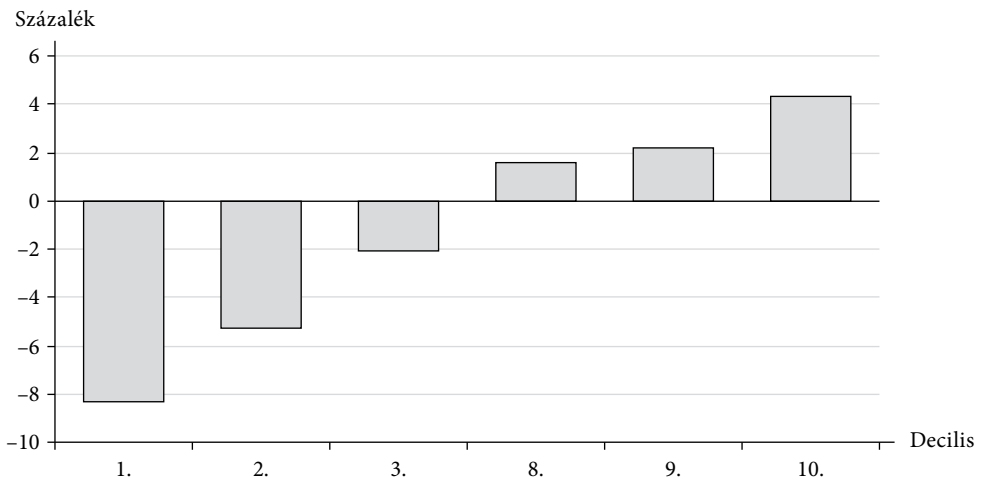
	Átlag	1. decilis	2. decilis	3. decilis	8. decilis	9. decilis	10. decilis
1. Az elköltött összeg (értékindex)	119,6	132,7	122,7	123,9	114,6	118,2	119,8
<b>ÁRINDEXEK</b>							
2. Jövedelemhatás	109,4	115,2	110,8	111,3	107,1	108,7	109,5
3. Az árváltozás helyettesítési hatása	100,3	91,7	94,7	97,9	101,6	102,2	104,3
4. A teljes árhatás mutatója	109,7	105,6	104,9	109,0	108,8	111,2	114,2
5. Laspeyres-árindex	108,3	108,1	107,9	108,0	108,7	108,5	108,4
6. A Laspeyres-árindex torzítása	98,6	102,4	102,9	99,1	99,9	97,6	95,0
<b>FOGYASZTÁSI INDEXEK</b>							
7. Jövedelemhatás	109,4	115,2	110,8	111,3	107,1	108,7	109,5
8. A keresletváltozás helyettesítési hatása	99,7	109,1	105,6	102,1	98,4	97,8	95,9
9. A teljes fogyasztás mutatója	109,1	125,7	117,0	113,7	105,4	106,3	105,0
10. Laspeyres-féle fogyasztási index	110,7	123,8	113,7	114,2	105,7	109,8	110,4
11. A Laspeyres-féle fogyasztási index torzítása	101,5	98,5	97,2	100,5	100,3	103,2	105,2

Az árváltozás helyettesítési hatását mutató – a táblázat 3. sorában található – érték átlagosan 100,3 százalék. Bár a 100 százalék alatti mutató lenne a megfelelő, de a fogyasztók egészében elfogadhatóan alkalmazkodtak az árak változásaihoz. A három alacsony jövedelmű csoportba tartozók esetében ez a szám 91,7 százalék, 94,7 százalék és 97,9 százalék. Ez azt jelenti, hogy az 1. csoportba tartozók az áremelkedés hatását 8,3 százalékkal, a 2. csoportba tartozók 5,3 százalékkal, a 3. csoportba tartozók 2,1 százalékkal kivédték.

Értelemszerűen a három magas jövedelmű csoportnak az árváltozásokhoz való rossz alkalmazkodását mutatják 101,6 százalékos 102,2 százalékos 104,3 százalékos értékek. Emiatt a 8. fogyasztói csoport 1,6 százalékkal, a 9. fogyasztói csoport 2,2 százalékkal, a 10. fogyasztói csoport 4,3 százalékkal fizetett többet a megvásárolt árucikkeiért, mint az átlag. Számukra az infláció ennyivel volt magasabb. A 3. ábra oszlopdiagramjai jól mutatják az alacsony és a magas jövedelmi kategóriába tartozók alkalmazkodását az árváltozásokhoz.

### 3. ábra

Az árváltozás helyettesítési hatása az inflációra jövedelmi csoportonként, 2010–2015 (a 100-tól való eltérés százalékban)



A 4. táblázat 4. sora tartalmazza a teljes árhatás mutatóit. Az átlagos, 9,7 százalékos árnövekedést 9,4 százalékkal a jövedelemhatás és 0,3 százalékkal a helyettesítési hatás okozta. A 9,7 százalékkal szemben a Laspeyres-index csak 8,3 százalékos árnövekedést mutat. Mivel a Laspeyres-index *teljesen* figyelmen kívül hagyja a helyettesítési hatást, ezért a legnagyobb alkalmazkodást mutató 1. és 2. jövedelmi csoport árindexét jelentős mértékben, 2,4 százalékkal és 2,9 százalékkal felülértékeli, míg a legkisebb alkalmazkodást mutató 9. és 10. fogyasztói csoport árváltozását ugyancsak jelentősen, 2,4 százalékkal és 5 százalékkal alulértékeli (4. táblázat 6. sora). Ez azt jelenti, hogy a Laspeyres-index nemcsak hamis, hanem társadalmilag méltánytalan eredményt is ad.

A fogyasztási indexek sajátos tükörképei az árindexeknek. A két jövedelemhatást mutató érték megegyezik, míg a helyettesítési hatást mutató részindexek egymás

reciprokjai. Ez utóbbi adatok a 4. táblázat 8. sorában található, és azt mutatják, hogy az alacsony jövedelmi kategóriába tartozók az elköltött pénzükért mennyivel tudtak több árucikket vásárolni, illetve a magas jövedelmi kategóriába tartozók mennyivel tudtak kevesebb árut vásárolni az elköltött pénzükért.

A Laspeyres-index egészében 1,5 százalékkal magasabbnak számolja a fogyasztást, mint a teljes fogyasztási mutatónak nevezett fogyasztási index. A Laspeyres-index a két legalacsonyabb jövedelmi kategóriába tartozó fogyasztók vásárlásait alul-, míg a két legmagasabb jövedelmi kategóriába tartozókét felülértékeli. A Laspeyres-index használatával hamis képet kapunk és nem megfelelő következtetésre juthatunk mind az alacsony, mind a magas jövedelmű fogyasztói csoportok tényleges fogyasztásáról.

### *A fogyasztói magatartás mérése 2015 és 2020 között*

A 2015 és 2020 közötti időszak több fontos szempontból különbözik a 2010 és 2015 közötti időszaktól. Ekkor a gazdasági fellendülés növekvő jövedelmekkel párosult. Fontos körülmény az is, hogy míg a 2010 és 2015 közötti időszakban a legkisebb jövedelmű és a legnagyobb jövedelmű fogyasztói csoportok között a jövedelmi olló nyílt, addig a 2015 és 2020 közötti időszakban ez az olló zárult.

Az 5. táblázatba foglalt adatok alapján fontos információhoz jutunk azzal kapcsolatban is, hogy miért szükségszerű velejárója a nagyobb infláció egy konjunkturális időszaknak. Ráadásul Magyarországon – de azt gondolom, másutt is – erre a hatásra ráerősít a megváltozó fogyasztói magatartás. (Az alapadatok a Függelék F3. és F4. táblázatában található.)

2020-ban a lakosság élelmiszertermékekre 41,4 százalékkal költött többet, mint 2015-ben. A megelőző öt évben ez a növekedés 19,6 százalékos volt. Ebben az öt évben is a legalacsonyabb jövedelmű 1. fogyasztói csoport növelte legnagyobb arányban (66,3 százalékkal) a kiadásait erre a termékkörre. 2020-ban ugyancsak átlag fölött, 48,6 százalékkal költött többet a 2. fogyasztói csoport, mint 2015-ben. A bemutatott többi fogyasztói csoport értelemszerűen az átlaghoz képest mérsékeltebben növelte a kiadásait a vizsgált élelmiszertermékekre (1. sor).

Az elköltött jövedelem növekedésének magasabb üteme eleve megnövelte az inflációs rátát, az adott esetben átlagosan 18,9 százalékkal (2. sor). A megnövekedett jövedelem megváltoztatta a fogyasztói magatartást is. Ezt mutatják a táblázat 3. sorában található adatok. Az ár keresletrugalmaságának átlagos együtthatója az előző időszak 100,3 százalékos értékéről jelentősen, 109,5 százalékra nőtt. Az árváltozás jövedelmi csoportok szerinti helyettesítési hatását ebben az esetben is oszlopdiagrammal mutatjuk be (4. ábra), s teljesen más képet láthatunk, mint a 2010–2015 közötti időszakra készített diagramon.

A magyar fogyasztók ebben az időszakban az árak időközbeni változásaira alig voltak tekintettel. Egyetlen kivételt a legalacsonyabb fogyasztói csoportba tartozók jelentenek, ahol is ez a mutató 100 százalék alatt van. Az átlagos mutatónál valamivel jobban alkalmazkodtak még a 2. és a 10. fogyasztói csoportba tartozók.

A helyettesítési hatás átlagos, 109,5 százalékos növekedését csak részben magyarázza az, hogy a jövedelmek magasabb szintjén a fogyasztók kevésbé figyelnek az árak

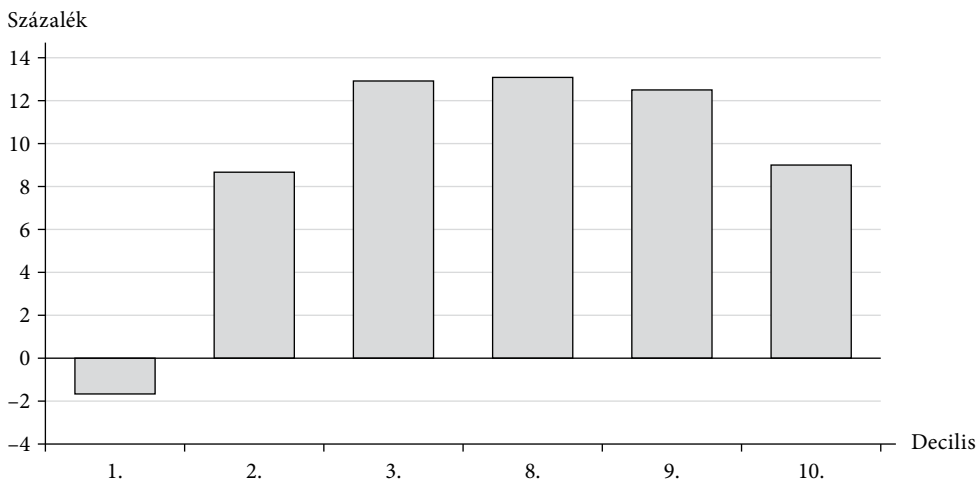
## 5. táblázat

A fogyasztói magatartás vizsgálata vizsgálata jövedelmi tizedek szerint Magyarországon, élelmiszertermékek, 2015–2020 (százalék)

	átlag	1. decilis	2. decilis	3. decilis	8. decilis	9. decilis	10. decilis
1. Az elköltött összeg (értékindeks)	141,4	166,3	148,6	135,7	127,9	133,0	134,6
<b>ÁRINDEXEK</b>							
2. Jövedelemhatás	118,9	129,0	121,9	116,5	116,7	115,3	116,0
3. Az árváltozás helyettesítési hatása	109,5	98,3	108,7	112,9	112,8	112,5	109,0
4. A teljes árhatás mutatója	130,2	126,8	132,5	131,5	131,6	129,7	126,4
5. Laspeyres-árindex	124,8	121,2	124,2	124,5	124,8	125,4	125,8
6. A Laspeyres-árindex torzítása	95,8	95,6	93,8	94,6	94,8	96,6	99,5
<b>FOGYASZTÁSI INDEXEK</b>							
7. Jövedelemhatás	118,9	129,0	121,9	116,5	116,7	115,3	116,0
8. A keresletváltozás helyettesítési hatása	91,3	101,7	92,0	88,6	89,9	88,9	91,8
9. A teljes fogyasztás mutatója	108,6	131,2	112,1	103,2	104,9	102,6	106,5
10. Laspeyres-féle fogyasztási index	114,0	134,8	120,9	110,4	106,8	106,3	107,3
11. A Laspeyres-féle fogyasztási index torzítása	105,0	102,7	107,8	107,0	101,8	103,6	100,8

## 4. ábra

Az árváltozás helyettesítési hatása az inflációra jövedelmi csoportonként, 2015–2020 (a 100-tól való eltérés százalékban)



alakulására. Részben pedig azzal függ össze, hogy az árak emelkedése meghaladta azt a mértéket, amelyet a fogyasztók a fizetőképes keresletükkel követni tudtak vagy kívántak volna. A teljes árhatás éves, 5,4 százalékos növekedési üteméből következően<sup>8</sup> a helyettesítési hatás mutatójának romlását a fogyasztók nem megfelelő alkalmazkodása és a fizetőképes kereslet növekedését meghaladó áremelkedések – hozzávetőlegesen fele-fele arányban – okozhatták.

A kétféle árhatás együttesen magas, 30,2 százalékos árnövekedést okozott (5. táblázat 4. sora). Ez a mutató csak az 1. és 10. fogyasztói csoport esetében maradt jelentősebb mértékben az átlag alatt, azonban nem ugyanazon okból: az 1. fogyasztói csoport esetében a helyettesítési hatás 100 százalékal alatti volta miatt, míg a 10. fogyasztói csoport esetében amiatt, hogy mind a jövedelemhatásra, mind a helyettesítési hatásra bekövetkezett árnövekedés átlag alatti volt. A Laspeyres-árindex – az ismert ok miatt – ez esetben is alulértékelt az inflációt, nem is kevésbé. Ráadásul nemcsak átlagosan, hanem ekkor valamennyi fogyasztói csoport esetében is (6. sor).

A 2015–2020 közötti időszakban amiatt, hogy a fogyasztók részben nem követtek, részben nem tudták követni az árak változását, 8,7 százalékkal volt alacsonyabb a fogyasztásuk. Egyedül a legalacsonyabb jövedelmi kategóriába tartozók jutottak többletfogyasztáshoz azzal, hogy jól alkalmazkodtak az árak változásához (8. sor). A teljes népesség fogyasztása ezekből a termékekből 2020-ban 8,6 százalékkal volt magasabb, mint volt 2015-ben (9. sor). A fogyasztás növekedése ebben az időszakban – a jobb jövedelmi helyzet ellenére – elmaradt a 2010 és 2015 közötti 9,1 százalékos növekedési ütemtől. Ebből a helyzetből valójában csak a legalacsonyabb jövedelmi kategóriába tartozó fogyasztók növelték nagyobb mértékben a fogyasztásukat (31,2 százalékkal) ezekből a termékekből.

<sup>8</sup>  $\sqrt[5]{1,302} = 1,054$  (az 5. táblázat 4. sora).



Az, hogy egy jobb jövedelmi helyzet alacsonyabb fogyasztásnövekedéssel járt, mint egy rosszabb jövedelmi helyzet, arról a magyar fogyasztói magatartásról tanúskodik, hogy valójában csak pénzsűkében figyelünk az árak alakulására. A fogyasztói döntések jelentős részére a hatóságoknak nincs hatása, azonban rontja az inflációs ráta hitelességét, és hibás gazdaságpolitikai döntésekhez is vezethet, ha nem vesznek tudomást róla.

### Hivatkozások

- ALLEN, R. G. D. [1950]: The Work of Eugen Slutsky. *Econometrica*, Vol. 18. No. 3. 209–216. o. <https://doi.org/10.2307/1905793>.
- BOWLEY, A. L. [1899]: Wages, Nominal and Real. Megjelent: *Palgrave, H. I.* (szerk.): *Dictionary of Political Economy*. Vol. 3. Macmillan, London, 640–651. o.
- DIEWERT, W. E. [2001]: The Consumer Price Index and Index Number Theory: A Survey. Department of Economics The University of British Columbia, Vancouver, Discussion Paper, No. 01-02. <http://papers.economics.ubc.ca/legacypapers/dp0102.pdf>.
- FISHER, I. [1922]: The Making of Index Numbers. A Study of Their Varieties, Tests, and Reliability. Houghton Mifflin Company, Boston–New York.
- FRIEDMAN, M. [1996]: The Counter-revolution in Monetary Theory: First Wincott Memorial Lecture. Megjelent: *Wood, G. E.* (szerk.): *Explorations in Economic Liberalism. The Wincott Lectures*. Palgrave Macmillan, [https://doi.org/10.1007/978-1-349-24967-1\\_1](https://doi.org/10.1007/978-1-349-24967-1_1).
- GOSSEN, H. H. [1983]: The Laws of Human Relations and the Rules of Human Action Derived Therefrom. MIT Press Cambridge, Mass.
- ILO [2004]: Consumer price index manual: Theory and practice. ILO–IMF stb., Genf.
- ILO [2020]: Consumer price index manual: Concepts and Methods. ILO–IMF stb., Genf.
- JEVONS, W. S. [1866]: Brief Account of a General Mathematical Theory of Political Economy. History of Economic Thought Articles. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, Vol. 29. 282–287. o.
- JEVONS, W. S. [1884]: *Investigations in Currency and Finance*. Macmillan and Co., London.
- LASPEYRES, É. [1871]: Die Berechnung einer mittleren Warenpreissteigerung. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 16.
- LLOYD, P. J. [1975]: Substitution Effects and Biases in Nontrue Price Indices. *American Economic Review*, Vol. 65. No. 3. 301–313. o.
- MARSHALL, A. [1887]: Remedies for Fluctuations of General Prices. *Contemporary Review*, március.
- ONS [2019]: *Consumer Prices Indices Technical Manual*. Office for National Statistics, London.
- PAASCHE, H. [1874]: Über die Preisentwicklung der letzten Jahre nach den Hamburger Börsennotirungen. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 12. 168–178. o.
- QUITTNER PÉTER–VÁRHEGYI JUDIT [2018]: Az infláció változó természete. IV. Az infláció is velünk öregszik? Magyar Nemzeti Bank, Budapest, <https://www.mnb.hu/letoltes/quittner-peter-varhegyi-judit-az-inflacio-valtozo-termeszete-iv-az-inflacio-is-velunk-oregszik-mnb-honlapra.pdf>.
- SACKLEY, A. [1965]: Coinage, Commodities, and Count Carli: An Account of the Inventor and the Computation of the Original Index Numbers. *Monthly Labor Review*, Vol. 88. No. 7.

- SILVER, M.–HERAVI, S. [2006]: Why Elementary Price Index Number Formulas Differ: Price Dispersion and Product Heterogeneity. International Monetary Fund, WP/06/174.
- SZEPESI GYÖRGY [2013]: Géniuszek párharca. Milton Friedman és J. M. Keynes vitája Tim Congdon és Robert Skidelsky előadásában. Közgazdasági Szemle, 60. évf. 6. sz. 633–649. o.
- THEIL, H. [1967]: Economics and Information Theory. North-Holland, Amszterdam.
- TÖRNQVIST, L. [1936]: The Bank of Finland's Consumption Price Index. Bank of Finland Monthly Bulletin, No. 10. 1–8. o.
- VELDE, F. R. [2009]: The Life and Times of Nicolas Dutot. Federal Reserve Bank of Chicago.
- WALSH, C. M. [1901]: The Measurement of General Exchange Value. Macmillan and Co., New York.
- WALSH, C. M. [1932]: Index Numbers. Megjelent: *Seligman, E. R. A. (szerk.): Encyclopedia of the Social Sciences*. Vol. 7. Macmillan, New York.

## Függelék

## Fl. táblázat

Egy főre jutó élelmiszer-fogyasztás és fogyasztói árak Magyarországon, 2005–2012

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Kenyér	kilogramm	50,3	47,9	46,1	44,9	42,8	43,3	41,5	39,4
	forint	173	179	215	245	241	244	281	286
Sertéshús	kilogramm	17	17	16,8	15,8	16,1	16	16	14,5
	forint	920	1000	979	1090	1160	1110	1150	1280
Baromfihús	kilogramm	19	18,4	17,7	17	16,7	17,1	17,2	16,0
	forint	521	538	626	706	735	729	742	781
Hal	kilogramm	1,4	1,4	1,3	1,4	1,2	1,3	1,3	1,1
	forint	776	772	802	850	923	964	975	1010
Tojás	db	175	167	163	146	148	148	146	128
	forint	20	22	26	30	31	32	31	42
Tej	liter	60,5	58,6	56,9	53,8	53,5	52,9	50,6	50,5
	forint	156	168	187	219	201	201	226	231
Étolaj	liter	9,8	10	9,7	9,2	9,2	9,1	8,9	8,5
	forint	257	267	306	494	420	405	490	495
Állati eredetű zsiradék	kilogramm	4,1	4,4	3,4	3,6	3,7	3,6	3,3	3,0
	forint	405	380	369	440	564	534	554	410
Cukor	kilogramm	14,5	13,8	13,6	13,8	13,9	13,5	12,5	12,0
	forint	199	217	229	209	215	192	300	300
Burgonya	kilogramm	36,9	33,5	32,6	31	30	29,1	29,2	29,1
	forint	60	106	151	108	110	140	161	108
Alma	kilogramm	14,1	14,2	11,7	10,3	11,2	11,3	9,9	9,9
	forint	143	175	223	277	194	205	271	268
Banán	kilogramm	4	4,2	4,6	4,9	3,9	4,1	3,9	3,5
	forint	335	333	327	338	373	347	359	392
Paradicsom	kilogramm	6,2	6,4	6,6	5,8	6,2	4,4	5,7	5,4
	forint	415	406	452	440	451	541	451	511
Vöröshagyma	kilogramm	8,6	7,5	7,3	7,6	7,5	7,4	7,4	7,4
	forint	85	132	171	147	142	205	186	138
Káposzta	kilogramm	6,7	6,3	6,4	6,5	6	5,7	5,6	5,3
	forint	100	119	128	138	110	166	159	139
Uborka	kilogramm	4,5	3,9	3,2	3,6	3,7	3	3,3	2,9
	forint	314	379	383	394	427	448	396	440

Forrás: saját összeállítás a Statdat megfelelő tábláiból.

## F2. táblázat

Egy főre jutó élelmiszer-fogyasztás és fogyasztói árak Németországban, 2005–2012

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Liszt	kilogramm	67,80	64,2	63,7	62,80	66,40	70,90	70,90	69,43
	euró	0,37	0,39	0,48	0,61	0,56	0,51	0,56	0,60
Burgonya	kilogramm	63,00	61,1	60,7	64,30	64,50	57,00	65,20	58,70
	euró	0,59	0,75	0,81	0,72	0,70	0,75	0,77	0,71
Cukor	kilogramm	35,90	34,2	35,3	33,60	35,20	33,70	32,00	32,10
	euró	0,92	0,92	0,92	0,91	0,82	0,69	0,71	0,87
Tej	liter	53,00	53,30	53,70	54,90	54,10	53,50	53,80	54,30
	euró	0,54	0,54	0,61	0,66	0,53	0,58	0,61	0,58
Sajt	kilogramm	21,50	22,00	22,30	22,20	22,90	23,50	23,80	23,70
	euró	4,07	4,19	4,62	5,50	5,03	4,32	4,67	4,76
Marha- és borjúhús	kilogramm	12,10	11,9	12,7	12,30	12,50	12,80	13,10	13,00
	euró	7,12	7,50	7,38	7,72	7,95	7,95	8,68	9,13
Sertéshús	kilogramm	54,10	54,5	55,4	54,40	54,10	54,80	54,50	52,70
	euró	5,23	5,04	4,98	5,25	5,23	5,13	5,35	5,70
Baromfihús	kilogramm	17,50	16,7	17,8	18,30	18,80	18,70	19,10	18,50
	euró	6,44	6,55	7,01	7,49	7,02	6,87	7,23	7,44
Vaj	kilogramm	5,30	5,30	5,20	5,10	4,80	4,80	5,00	5,00
	euró	3,20	3,08	3,72	3,24	2,92	3,88	4,44	3,52
Margarin	kilogramm	5,7	5,4	5,4	5,6	5,3	5,1	4,9	4,9
	euró	1,48	1,52	1,54	1,84	1,84	1,70	1,80	1,92
Étolaj	liter	11,3	11,3	11,3	11,2	11,3	11,2	11,2	11,1
	euró	0,76	0,82	0,86	1,17	1,21	0,98	1,36	1,29
Tojás	db	205	209	209	208	210	214	212	217
	euró/10 db	1,31	1,27	1,26	1,46	1,48	1,41	1,41	1,27
Alma	kilogramm	36,50	34,30	28,90	28,00	30,00	26,60	25,90	24,70
	euró	1,16	1,26	1,30	1,41	1,26	1,28	1,40	1,42
Banán	kilogramm	10,70	10,10	10,60	10,80	10,80	10,30	10,40	10,30
	euró	1,28	1,16	1,15	1,20	1,21	1,13	1,16	1,22
Karfiol	kilogramm	2,30	2,10	2,00	2,10	2,10	2,10	2,20	2,30
	euró	1,02	1,15	1,12	1,05	1,08	1,17	1,09	1,11

Forrás: Federal Statistical Office of Germany, Agrarian Marketing Centrum.

F3. táblázat  
Egyes élelmiszertermékek éves fogyasztói átlagára (nyers adatok), 2010–2020 (forint)\*

Termék	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Kenyér, fehér, kilogramm	244	281	286	282	271	270	269	279	294	309	356
Zsemle, 1 darab	19	22	22	21	19	19	19	21	23	25	28
Marhahús, rostélyos, csontos, kilogramm	1440	1540	1740	1790	1800	1810	1840	1910	1960	2050	2260
Sertéshús, comb (csont és csüők nélkül), kilogramm	1110	1150	1280	1350	1350	1300	1110	1220	1210	1340	1530
Bontott csirke, kilogramm	729	742	781	805	812	791	779	659	678	684	718
Száraskolbász, kilogramm	3360	3370	3530	3160	3150	3150	3140	3270	3380	3570	4010
Pontyszelet vagy filé, kilogramm	964	975	1010	1040	1060	1090	1110	1930	2030	2180	2270
Pasztőrözött ESL tej, 2,8 százalékos, liter	201	226	231	234	249	230	217	216	250	243	263
Tojás, darab	32	31	42	38	36	38	37	39	43	40	43
Vaj, 100 grammos csomagolásban, darab	202	232	243	250	267	247	239	282	320	340	342
Tejes margarin, 200–250 g, darab	242	279	303	315	308	261	256	270	280	289	284
Nápraforgó-étolaj, liter	405	490	495	496	431	453	484	489	488	486	517
Sertésszár, 400–500 gramm (kivéve mangalica-)	534	554	410	428	387	353	331	358	389	383	448
Banán, kilogramm	347	359	392	390	406	421	433	426	442	467	494
Alma, kilogramm	205	271	268	272	236	278	281	303	335	291	481
Körte, kilogramm	416	451	444	495	458	524	542	593	617	660	833
Görögdinnye, kilogramm	164	142	164	169	159	186	169	177	215	280	278
Tisztított dió, csomagolt is, kilogramm	2010	2560	2650	2840	2970	3310	3250	3560	3780	4130	4330
Fejes káposzta, kilogramm	166	159	139	168	146	186	191	178	225	317	283
Üborka, kilogramm	448	396	440	496	457	486	499	548	577	603	682

## Az F3. táblázat folytatása

Termék	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Paradicsom, kilogramm	541	451	511	494	531	579	544	621	631	668	710
Zöldpaprika (szántóföldi és primőr együtt), kilogramm	591	556	578	648	604	650	726	700	746	875	907
Gomba, kilogramm	658	665	692	710	717	730	743	761	792	905	1000
Sárgarépa, kilogramm	207	201	206	212	181	222	216	200	296	326	313
Vöröshagyma, kilogramm	205	186	138	178	179	177	198	165	196	332	287
Burgonya, kilogramm	140	161	108	173	147	142	177	170	184	265	255
Kristálycukor, kilogramm	192	300	300	275	222	197	248	266	207	209	240
Ásványvíz, szénsavmentes, 1,5 literes	106	102	105	104	100	100	102	103	107	112	114

\* Csak a háztartásban fogyasztott mennyiség.

Forrás: [https://www.ksh.hu/stadat\\_files/ara/ara0004.html](https://www.ksh.hu/stadat_files/ara/ara0004.html).

F4. táblázat  
Egy főre jutó fogyasztási adatok decilisek szerint, 2010, 2015 és 2020 (kilogramm)

Megnevezés	decilis										
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	
2010											
Kenyér	44,5	51,1	48,5	43,9	43,5	44,6	47,3	45	43,6	41,5	36
Péksütemény	9,9	5,9	7,3	8,2	8,7	10,1	11	10,8	11,7	11,3	13,8
Marha- és borjúhús	0,9	0,3	0,4	0,6	0,8	0,8	1	1,2	1,1	1,2	1,5
Sertéshús	15,7	10,1	14,4	15,1	13,7	16	16,7	18,5	18,7	18,3	15,5
Baromfihús	16,5	12,9	13,8	14	14,7	15,1	18,6	19,5	18,6	18,8	19,1
Szalámi, szárazkolbász, sonka	5,7	3,1	4,1	4,4	4,7	5,4	6,1	7	6,8	7,8	8,1
Hal	1,3	0,5	0,5	1	0,9	1	1,3	1,5	1,9	1,9	2,3
Tej, liter	53,6	36,8	42	44,6	50,7	54,5	59,6	62,9	60,1	61,3	63,6
Tojás, darab	150	96	128	129	136	144	170	186	176	166	155
Vaj, vajkrém	0,9	0,5	0,6	0,6	0,8	0,7	1	1	1	1,1	1,6
Margarin és növényi zsírok	3,5	2,4	2,8	2,7	3,2	3,5	3,9	3,9	4,1	3,9	4,1
Étölaj, olívaolaj	9,3	6,6	7,6	8,2	8,4	9	10,4	10,6	11,4	10,9	10
Állati zsiradék	3,7	2,7	3,5	3,9	3,3	4	4,6	4,7	3,8	3,4	2,8
Banán	4,3	2,2	2,5	3,1	3,2	4,2	4,4	5	5,3	5,7	7,1
Alma	11,6	6,3	7,1	9,2	9,4	11,3	13,1	14,3	14,4	16,3	14,5
Körte	1,1	0,2	0,5	0,9	0,6	0,7	1,7	1,6	1,5	1,8	1,9
Görögdinnye	4,2	2,2	2,6	3,1	3,8	3,6	4,3	5,6	4,3	4,9	7,8
Dió, mák, mogyoró, mandula, magvak	1,3	0,6	0,7	0,9	0,8	1,2	1,4	1,5	1,9	1,9	2
Káposztafélék	5,7	3,7	4	4,6	4,8	5,5	6,9	7,4	6,8	7,2	6,4
Uborka	3	1,5	1,8	2,4	2,7	3,0	3,4	4,3	3,6	3,9	3,9

Az F4. táblázat folytatása

Megnevezés	Összesen									
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
	decilis									
Paradicsom	4,5	1,9	2,7	3,2	3,5	5,2	5,7	5,2	5,7	8,3
Zöldpaprika	4,6	2,1	2,6	3,5	4,2	5,5	6,1	5,7	6	6,6
Gomba	0,7	0,2	0,3	0,4	0,5	0,7	0,9	0,8	1	1,4
Sárgarépa, petrezselyemgyökér	7,1	4,1	5	6,3	6,3	8,4	8,9	8,4	8,3	8,1
Vöröshagyma	7,3	4,9	5,7	6,5	6,4	8,2	9,1	8,3	8,8	8,6
Burgonya	29,2	26,2	27	25,8	26,7	28,4	36,4	31,8	29,8	28,3
Cukor	13,8	9,7	11,7	12,4	12,7	14,4	16,2	16,3	14,4	14
Ásványvíz, liter	59,8	20,1	31,5	43,6	47,1	55,4	73	74,3	79,3	110
2015										
Kenyér	36,6	37,4	40,6	40,3	36,1	38,3	34,6	33,9	35,1	32,3
Péksütemény	12,9	8,6	10,2	9,3	11,4	12,1	15,5	14,4	17,2	18
Marha- és borjúhús	0,7	0,2	0,2	0,5	0,5	0,8	0,7	1,3	0,5	1,4
Sertéshús	16,3	10,8	13,5	15,4	15,5	17,1	17,7	17,4	19,3	17,5
Baromfihús	19,2	16,4	19	18,1	17,9	19,1	19	20,6	19,4	20,2
Szalámi, szárazkolbász, sonka	8,1	6,4	5,7	6,5	6,9	8,6	7,6	8,8	10,3	11
Hal	1	0,6	0,7	0,9	1	0,8	0,9	1,2	1,4	1,7
Tej, liter	53	41,5	40,9	44,9	50,8	52,5	55	63,2	62,8	60,8
Tojás, darab	140	90	119	134	134	147	143	159	158	169
Vaj, vajkrém	1,1	0,9	0,7	0,9	0,9	1,2	1,3	1,3	1,3	1,9
Margarin és növényi zsírok	3,7	2,7	3,1	3,4	3,8	4,1	4,2	4,3	4	3,5
Étőlaj, olívaolaj	11	8,9	9,4	9,3	10,8	11,7	10,5	12,8	13,4	11,6
Állati zsiradék	1,7	1,5	1,7	1,4	1,9	2,1	1,5	1,8	1,8	0,9



Az F4. táblázat folytatása

Megnevezés	Összesen										
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	
	decilis										
Banán	5,3	4,4	3,2	3,9	4,6	4,8	5,2	5,4	6,1	7,1	8,7
Alma	11,4	7,5	9	9,2	12	11,5	11,6	9,9	12,3	12,7	18,3
Körte	2,2	0,8	2,1	1,9	1,9	2,2	2,3	1,5	3,1	4	2
Görögdinnye	6,4	3,6	4,5	3,5	6,7	5,6	8,7	6,2	8,2	9,5	7,1
Dió, mák, mogyoró, mandula, magvak	1,5	0,7	0,9	1,4	1,2	1,6	1,6	1,5	2	1,7	2,5
Káposztafélék	5,1	3,5	3,4	4,5	5	5,3	6,5	5,4	5,9	5,5	6,5
Uborka	3,2	1,9	2	2,7	2,5	3,6	4,8	3,7	3,5	3,4	3,5
Paradicsom	6,4	3,1	6,8	5,7	4,7	6,6	6,1	6,5	7	7,8	9,6
Zöldpaprika	5,3	3	3,9	4	4,4	5,1	5,6	5,7	6,4	6,9	8,3
Gomba	0,9	0,4	0,6	0,7	0,5	1,1	0,8	0,8	1,1	1,2	1,4
Sárgarépa, petrezselyemgyökér	7,1	4,5	5,2	5,8	6,4	8,7	8,4	7,6	7,8	8,9	8,2
Vöröshagyma	8,8	6,4	8,2	7,2	8,2	9	10,2	8,6	9,4	10,6	10,6
Burgonya	30,3	26,4	29,6	30,3	29,6	30,6	40,4	27,9	29,7	31,4	26,5
Cukor	14,4	12,7	10,8	14,1	16,3	17,1	16,7	16,8	15	13,7	10,5
Ásványvíz, liter	81,6	46,9	52	60,7	76,8	75,1	83	86,8	95,9	113,6	125,2
2020											
Kenyér	34,9	47,6	37,0	32,4	35,4	37,3	33,7	33,2	30,5	28,3	33,9
Pékáruipé	22,9	19,3	18,6	19,9	20,6	26,7	24,9	24,0	22,3	24,9	27,6
Marha- és borjúhús	1,1	0,9	1,2	0,8	0,8	0,4	1,3	1,3	0,8	1,0	2,0
Sertéshús	19,2	18,5	19,2	17,9	20,3	21,2	19,9	22,4	16,6	19,0	16,7
Baromfihús	25,2	24,8	25,4	23,2	26,7	25,7	23,7	27,4	23,9	24,1	27,0
Szalámi, szárazkolbász, sonka	8,7	7,0	7,1	7,3	7,9	8,4	9,0	9,9	9,3	11,3	9,8

Az F4. táblázat folytatása

Megnevezés	decilis									
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
Hal	1,9	1,4	1,1	1,5	2,2	1,8	2,5	1,7	2,5	2,6
Tej, liter	56,7	51,4	51,5	59,2	60,5	59,1	59,4	56,6	58,9	61,8
Tojás, darab	166,8	159,8	148,3	157,2	185,1	160,5	175,8	171,6	178,5	177,2
Vaj, vajkrém	1,5	1,1	0,8	1,3	1,3	1,2	1,5	1,5	1,9	2,9
Margarin és növényi zsírok	4,1	3,8	3,9	4,0	4,6	4,4	4,6	3,9	4,5	4,5
Étölaj, olívaolaj	13,3	13,8	13,7	14,0	17,4	12,7	14,8	11,6	10,9	11,5
Állati zsiradék	2,0	2,2	1,8	2,6	1,6	2,0	2,0	1,9	2,0	1,1
Banán	8,0	5,5	6,3	6,7	8,4	8,7	10,3	9,3	9,0	10,4
Alma	9,8	9,0	7,4	9,9	10,0	10,4	10,1	10,0	12,2	10,8
Körte	1,5	0,9	0,8	1,5	1,3	1,2	1,8	2,0	1,8	2,4
Görögdinnye	6,3	4,0	4,6	4,9	6,4	5,9	8,5	8,3	8,7	8,5
Dió, mák, mogyoró, mandula, magvak	1,4	0,8	0,8	1,1	1,2	1,1	1,5	1,8	2,0	2,8
Káposztafélék	5,5	3,3	5,4	4,8	5,7	5,3	7,1	5,5	7,4	6,6
Uborka	2,9	1,9	2,0	3,2	4,3	2,8	3,5	2,9	2,8	4,3
Paradicsom	7,1	5,6	4,0	5,7	7,1	6,0	9,1	8,3	8,6	11,9
Zöldpaprika	5,5	3,9	3,4	4,7	6,3	4,9	7,0	6,6	7,1	7,2
Gomba	1,0	0,7	0,6	0,8	1,1	0,9	1,1	1,1	1,3	2,1
Sárgarépa, petrezselyemgyökér	7,6	6,8	6,7	7,5	8,3	7,3	8,3	8,1	8,5	9,0
Vöröshagyma	9,1	7,3	7,6	8,0	9,1	9,4	11,4	8,4	11,5	10,8
Burgonya	27,3	28,9	23,0	25,8	26,6	24,6	32,1	28,7	26,0	29,4
Cukor	12,5	11,9	10,2	14,2	15,3	14,0	15,6	9,8	11,6	11,5
Ásványvíz, liter	97,3	54,6	70,6	77,3	104,4	122,1	101,2	131,5	118,7	126,5

Forrás: [https://www.ksh.hu/stadat\\_files/jov/jov0026.html](https://www.ksh.hu/stadat_files/jov/jov0026.html).