

OTDK-dolgozat

2023

Budapesti Corvinus Egyetem

**A 2020-AS IDEIGLENES NÉMET ÁFACSÖKKENTÉS
ÁRSZÍNVONALRA GYAKOROLT HATÁSA**

**THE EFFECT OF THE TEMPORARY GERMAN VAT REDUCTION IN
2020 ON THE PRICE LEVEL**

Heilmann István József

Konzulens: Reiff Ádám

Kézirat lezárásának dátuma: 2022. április 19.

Az Innovációs és Technológiai Minisztérium ÚNKP-21-2-I-CORVINUS-32
kódszámú Új Nemzeti Kiválósági Programjának szakmai támogatásával készült.



INNOVÁCIÓS ÉS TECHNOLÓGIAI
MINISZTERIUM



Új Nemzeti
Kiválóság Program



NEMZETI KUTATÁSI, FEJLESZTÉSI
ÉS INNOVÁCIÓS HIVATAL

Köszönetnyilvánítás

Köszönöm konzulensem, Reiff Ádám lelkiismeretes és aprólékos munkáját.

Tartalom

Tartalom	II
Táblázatok jegyzéke	III
Ábrajegyzék	III
1. Bevezetés.....	1
2. Irodalmi összefoglaló	6
2.1. A ragadós árak modelljei.....	6
2.1.1. Elméleti modellek	6
2.1.2. Empirikus eredmények.....	7
2.1.3. Egy másik megközelítés: a ragadós információ modellje	9
2.2. Az áfahatás (a)szimmetriája	10
2.2.1. Az ársokkok szimmetriájáról – elméleti megközelítések.....	10
2.2.2. Empirikus eredmények.....	12
3. Az áfahatás nagyságának és aszimmetriájának magyarázata	15
3.1. Az aszimmetrikus válaszok és trendinfláció kapcsolata	15
3.1.1. Robusztusság.....	17
3.2. Az áfahatás elhúzóó hatása	21
3.2.1. Eredmények: elhúzóó és áfakulcs típusa	22
3.2.2. Eredmények: elhúzóó és trendinfláció	24
3.3. Betekintés a néhány német iparág koncentráltóságába	25
3.4. A tartósság kapcsolatának vizsgálata	29
Összefoglalás.....	31
Források.....	34
Függelék	37

Táblázatok jegyzéke

1. Táblázat: A németországi áfakulcsok változásának áttekintése.....	2
2. Táblázat: A nem energetikai ipari termékek, feldolgozott élelmiszerek és piaci árazású szolgáltatások áfahatásai áfakategóriánként.....	5
3. Táblázat: A termékszintű aszimmetria és trendinfláció kapcsolatának vizsgálata kétváltozós regresszióval, alcsoportonként, áfakulcsok szerint, robusztusság mérésével egybekötve.	20
4. Táblázat: Az áfahatás elhúzóadásának vizsgálata, alcsoportonként és áfakulcsokként.....	23
5. Táblázat: Az áfahatás elhúzóadásának és a havi átlagos havi trendinfláció kapcsolatának vizsgálata, alcsoportonkénti áfahatások becslésével.	25
6. Táblázat: A tartósság szerepének vizsgálata áfakategóriánként.....	30
7. Táblázat: Az aszimmetria miatt kizárt outliernek minősülő változók.....	40
8. Táblázat: Az aszimmetrián túl magas trendinfláció miatt kizárt változók (a zárójelben lévő hónap jelzi, hogy melyik esetben zártam ki).....	41
9. Táblázat: A koncentrációs elemzéshez felhasznált adatok, saját eredmények, illetve a Monopolies Commission (2018) alapján (p. 25-26)	41

Ábrajegyzék

1. Ábra: Az aszimmetria és trendinfláció kapcsolata termékenként, sztenderd és csökkentett áfakulcsú kategóriákban, alcsoportonként.	17
2. Ábra: Az aszimmetria és trendinfláció kapcsolatának robusztusságvizsgálata termékenként, sztenderd és csökkentett áfakulcsú kategóriákban, ipari termékek esetén.....	19
3. Ábra: A súlyozott piaci felár és 3 termékcsoporthoz aszimmetriájának kapcsolata.....	28
4. Ábra: 3 iparág koncentrációjának és aszimmetriájának kapcsolata.	28
5. Ábra: Az aszimmetria és trendinfláció kapcsolatának robusztusságvizsgálata termékenként, sztenderd és csökkentett áfakulcsú kategóriákban, feldolgozott élelmiszerek esetén	38
6. Ábra: Az aszimmetria és trendinfláció kapcsolatának robusztusságvizsgálata termékenként, sztenderd, csökkentett és vendéglátás áfakulcsú kategóriákban, szolgáltatások esetén	39

1. Bevezetés

Dolgozatom során elméleti modellekkel magyarázom korábbi empirikus kutatásom eredményeit, melyben a 2020-as ideiglenes német általános forgalmi adó (továbbiakban: áfa) változtatás árszínvonalra gyakorolt hatását elemeztem három fő termékkategóriában: a nem energetikai ipari termékek, a feldolgozott élelmiszerek és a piaci alapú szolgáltatások körében. Az elemzést termékszintű árindex adatokból becsülve 2020 júliusára, illetve 2021 januárjára fókuszálva végeztem el: előbbi esetén csökkentették, utóbbi esetén visszaállították az eredeti szintre mind a sztenderd, mind a csökkentett áfakulcsot. Fő eredményként a három termékkategóriában mind az áfahatás nagyságában, mind annak szimmetriájában – azaz a júliusi és januári áfahatás eltérésében – különbséget tapasztaltam.

Ebben a dolgozatban ezekre az eredményekre szeretnék elméleti magyarázatot találni. Ennek érdekében részletesen bemutatom a legfontosabb mikro árazási modelleket, illetve a pozitív és negatív sokkok árszínvonalra gyakorolt hatásának szakirodalmát. Négy fő területtel foglalkozom kiemelten. (1) Termékszinten vizsgálom Ball és Mankiw (1994) alapján a trendinfláció és aszimmetrikus válaszok közti kapcsolatot: a 2020-as német adatok alapján nem tudok összefüggést kimutatni. (2) Szintén termékszinten elemzem, hogy az áfaváltoztatás hatása időben hogyan jelenik meg: sem előzetes, sem pedig utólagos elhúzódást nem igazolok, csak az azonnali, az áfaváltoztatás hónapjában megjelenő hatás jelentős. (3) Ezek után iparági betekintést nyújtok a koncentráció, piaci felár és aszimmetria közti kapcsolatról: itt nagyobb koncentráció esetén nagyobb, fogyasztók számára kedvezőtlen aszimmetria rajzolódik ki. (4) Végül termékszinten elemzem, hogy a termékek tartóssága és az aszimmetria, elhúzódó hatás közt van-e kapcsolat. Ugyan az elhúzódásra nem találtam bizonyítékot, de a nemtartós, sztenderd adózású termékek esetén jóval nagyobb a januári emelés hatása a fogyasztói árakra, melyről a fogyasztók kisebb keresési költségére következtettem.

Ahogy az előző bekezdésben írtam, kutatásom egy korábbi Tudományos Diákköri Konferencia (TDK) dolgozatára épül (Heilmann 2021), így jelen tanulmányom kontextusához szükséges az a korábbi munka rövid bemutatása. Németország 2020 tavaszán a világ többi országához hasonlóan számos lezárásról döntött a koronavírus járvány megfékezése érdekében. Ezen intézkedések nagy részét 2020 júniusára visszavonta (majd ősszel fokozatosan visszavezette). A 2020-as nyár során óriási értékű fiskális stimulusról döntött az első két negyedéves recesszióból

való kilábalás végett¹. Ezen intézkedések közt szerepelt a korábban csak Nagy-Britanniában a 2008-as gazdasági világválság során alkalmazott ideiglenes áfacsökkentés. Ennek lényege, hogy 2020. július és 2020. december közt mindkét áfakategória kulcsát előre bejelentett módon ideiglenesen csökkentették. Így a sztenderd/normál adózású termékek esetén ez 19 százalékról 16 százalékra csökkent, míg a csökkentett/kedvezményes kulcs 7 százalékról 5 százalékra mérséklődött. Emellett a vendéglátást – mint az egyik leginkább sújtott iparágat – átsorolták sztenderdről kedvezményes adókulcsúvá. Későbbi elemzésem miatt is fontos megjegyezni, hogy az áfacsökkentést 2020 júniusában jelentették be, majd csupán június 29-én fogadták el, és két nappal később, július 1-jén már életbe is lépett (Zweites Corona-Steuerhilfegesetz 2020). Az intézkedésnek két célja volt. Egyrészt az alacsonyabb áraknak köszönhetően – már amennyiben azok ténylegesen csökkentek – a fogyasztás előrehozatala, és ezáltal a kereslet növelése, többlet GDP-növekedés. Másrészt pedig a termelők lezárások idején elszenvedett veszteségeinek mérséklése.

1. Táblázat: A németországi áfakulcsok változásának áttekintése.

Áfa-kategória	2020. június 30-ig (%)	2020. július-december (%)	2021. januártól (%)	Súlya a teljes fogyasztói kosárban belül (%)
Sztenderd/normál	19	16	19	55,9
Csökkentett/ kedvezménye	7	5	7	13,6
Vendéglátás	19	5	7 (2022 végéig)	2,1
Áfamentes	0	0	0	28,3

Forrás: Heilmann 2021, p. 4

Megjegyzés: A vendéglátás áfakulcsát ideiglenes sorolták át kedvezményes kategóriába, így az 2020 júliusában 19%-ról 5%-ra csökkent, mely 2021 januárjában 7%-ra emelkedett. Eredeti tervek szerint 2021. július 1-jén állt volna vissza sztenderd áfakulcsra, de az újabb lezárások miatt ezt 2022 végéig meghosszabbították (UStG 2021).

Elemzésem során kiemelten három fő termékkategóriával, a nem energetikai ipari termékekkel, a feldolgozott élelmiszerekkel és piaci árazású szolgáltatásokkal foglalkoztam. Az alkategóriák kiválasztásakor több szempontot vettem figyelembe. Egyrészt a termékek árának varianciája éven belül, vagy éven túl nem túl nagy (így a nagyon volatilis áralakulású feldolgozatlan élelmiszereket vagy energiát kizártam). Másrészt nem terheli őket az áfán kívül más, nagyobb adó (mint jövedéki adó például az alkoholtartalmú termékek esetén). Harmadrészt piaci árazásúak

¹ A recesszió mértéke az első negyedévben 1,8%, a második negyedévben 10,0% volt (naptárhatással kiigazított, előző év azonos időszakához mért bruttó nemzeti össztermék (GDP) adatok) (Destatis 2022)

(nem hatósági árasak). Emellett a szakirodalom is sokszor használja ezt a felbontási módszert (lásd például Gábriel és Reiff 2010, Dhyne és szerzőtársai 2006).

Az adatok az Eurostat és Német Statisztikai Hivatal (továbbiakban Destatis) oldaláról töltöttem le. Azok elsődlegesen a harmonizált fogyasztói index (HICP) negyedik dezaggregáltsági szintjén² lévő havi árszínvonal adatok, mely már közel teljesen homogén termékkategóriákat tartalmaz (például rizs és rizsfélék; kenyér; egyéb péktermékek)³. Azokban az esetekben, ahol ezen termékkategóriák nem bizonyultak homogénnek áfakulcs szempontjából, ott termékszintre bontottam az adatokat.⁴ Az adatokat 2014 decemberétől 2021 februárjáig töltöttem le, melyeket aztán logdifferenciáztam: ezáltal az árak relatív változásait vizsgálom. Fontos megjegyezni, hogy adatbázisom aggregált termékszintű adatokat tartalmaz, mivel a boltszintű árfelírások nyilvánosan nem hozzáférhetők. További részletekért az adatokról és azok pontos forrásáról, adattisztításról, a német fogyasztói kosár felépítéséről lásd Heilmann (2021)-et.

Módszertani szempontból egy egyszerű regressziós egyenletet becsültem:

$$\log(\widehat{\text{árszínvonal változása}})_i = \alpha_i + \hat{\beta}_{1-11,i} D_{\text{hónap}} + \hat{\beta}_{12,i} * D_{2020M7} + \hat{\beta}_{13,i} * D_{2021M1}$$

1. Egyenlet: A termékszintű áfahatás becslésének regressziós egyenlete

Itt az i az adott négy- vagy tízjegyű termék idősorát jelöli. A becsült eredményváltozó az árszínvonal differenciájának (változásának) természetes alapú logaritmus. Az α_i a termékszintű konstans együtthatót jelöli, míg a $D_{\text{hónap}}$ 11 hónap dummy változója (referencia hónap: december), D_{2020M7} a 2020 júliusi, a D_{2021M1} pedig a 2021 januári dummy változó. A $\hat{\beta}_{1-11,i}$, $\hat{\beta}_{12,i}$ és $\hat{\beta}_{13,i}$ rendre ezen változókhoz tartozó koefficiensek – utóbbi kettő rendre a júliusi és januári áfahatás. Ezek alkategóriánkénti koefficiens értékét a $\hat{\beta}$ -ok súlyozott átlagaként kaphatjuk meg, ahol a súly a termékek fogyasztói kosáron belüli súlya (normálva az adott alkategóriára⁵).⁶

² A fogyasztói kosárnak 5 szintű felbontása van, melyből az 1. szint a legáltalánosabb (például élelmiszer, ruházat, közlekedés), az 5. szint a legrészletesebb, termékszintű felbontás. Az 5. szinten a termékek kódja 10 számjegyű, míg a többi szinten a szint számával megegyező számjegyet tartalmaz – a későbbiekben a termékszintű, 5. szinten lévő termékekre ezért hivatkozom majd időnként tízszámjegyű termékeként.

³ Ez alapvetően nem termékszint, de elemzésem során jellemzően erre a kategóriára hivatkozom termékként

⁴ Azért nem termékszínt végeztem a teljes elemzést, mert a termékek fogyasztói kosárban lévő súlyai csak a 4-es szinten elérhetők, termékszínt nem.

⁵ Azaz például a feldolgozott élelmiszerek alkategória esetén csak a feldolgozott élelmiszerek súlyát vettem figyelembe, így a súlyok összege pontosan 1-et ad ki.

⁶ Azért nem panelelemzést alkalmaztam munkám során, mivel az a feltételezés, hogy a β együtthatók termékenként azonosak, nem állja meg a helyét – egyedül a feldolgozott élelmiszerek esetén fogadhatóak el.

Joggal merülhet fel az olvasóban a kérdés, hogy a regressziós egyenletem szinte bizonyosan tartalmaz kihagyott változókat, így a becslésem is torzított lehet. Ilyen változók lehetnek a munka-, szállítási és raktározási költségek, a termelői árindex, energia- és más inputárak. Figyelembe véve, hogy az elemzést több száz termékre végeztem el, így nagyon nehéz lett volna ezeket az adatokat egyedileg összegyűjteni. Ugyanakkor a termékszintű koefficiensek torzított-sága al csoportonkénti aggregálás után kiegyenlítődhet, így már értelmezhetőek az eredmények.

Fő eredményként azt kaptam, hogy az áfahatás mindhárom alkategóriában eltérő. Az ipari termékek esetén a csökkentés hatása jelentős, de az emelés mértéke jóval nagyobb volt. A feldolgozott élelmiszerek esetén a helyzet fordított: júliusban az elméleti érték közel egészével csökkentek az árak, míg januárban annál kisebb mértékben emelkedtek. Végül a szolgáltatások esetén kis, szinte elhanyagolható csökkentés volt megfigyelhető júliusban, míg januárban kis emelés volt tapasztalható. A pontos eredményeket termékkategóriánként a 2. táblázat tartalmazza.

Az empirikus eredményeket elemezve több kérdés is felmerül. Jól látható a táblázat alapján, hogy a vállalatok jellemzően aszimmetrikusan reagáltak az áfaváltozásra, azaz a júliusi csökkentés és januári emelés mértéke érdemben eltér – noha elméletileg ez nem indokolt. Emellett az is látható, hogy al csoportonként eltérőek az áfahatások: fontos lehet megvizsgálni néhány tényezőt, hogy mi magyarázhatja ezeket. Továbbá korábbi elemzésem csupán a két változtatás hónapját tartalmazza, így arról nem ad információt, hogy volt-e előzetes vagy utólagos (elhúzó) hatás. Éppen ezen kérdések mentén indultam el kutatásom során és vizsgáltam, hogy a szakirodalom alapján milyen tényezőket lehet érdemes megvizsgálni az aszimmetria magyarázatára, illetve általánosságban hogyan viszonyulnak az árazási modellek empirikus eredményeimhez.

2. Táblázat: A nem energetikai ipari termékek, feldolgozott élelmiszerek és piaci árazású szolgáltatások áfahatásai áfakategóriánként

Kategória, hónap		Pont- becs- lés	Elmé- leti hatás	Áfa-hatás (%) (pontbecslés/ elméleti ha- tás)	Megfi- gyelt ter- mékek száma (db)	Súlyozott rész- arány az alkate- górián belül (%)
Ipari termé- kek	Teljes, M7	-1,48	-2,49	59,4	114	100,0
	Teljes, M1	2,65	2,49	106,4	114	100,0
	Sztenderd, M7	-1,53	-2,55	60,0	104	91,4
	Sztenderd, M1	2,85	2,55	111,8	104	91,4
	Csökkentett, M7	-0,98	-1,89	51,9	10	8,6
	Csökkentett, M1	0,59	1,89	31,2	10	8,6
Feldol- gozott élelmi- szerek	Teljes, M7	-2,38	-2,08	114,4	46	100
	Teljes, M1	1,70	2,08	81,7	46	100
	Sztenderd, M7	-2,84	-2,55	111,4	17	28,6
	Sztenderd, M1	1,68	2,55	65,9	17	28,6
	Csökkentett, M7	-2,20	-1,89	116,4	29	71,4
	Csökkentett, M1	1,70	1,89	89,9	29	71,4
Szol- gáltatá- sok	Teljes, áfa- mentes nélkül, M7	-0,65	-4,10	15,9	48	76,1
	Teljes, áfa- mentes nélkül, M1	0,76	2,39	31,8	48	76,1
	Sztenderd, M7	-0,63	-2,55	24,7	40	57,9
	Sztenderd, M1	0,97	2,55	38,0	40	57,9
	Csökkentett, M7	0,08	-1,89	4,2	2	6,0
	Csökkentett, M1	0,45	1,89	23,8	2	6,0
	Vendéglátás, M7	-1,05	-12,52	8,4	6	12,3
	Vendéglátás, M1	-0,10	1,89	-5,3	6	12,3

Forrás: Heilmann 2021 – 5.-7. táblázat

Megjegyzés: a vendéglátás M1 sor azért szerepel szürkén, mert az új korlátozások miatt a vendéglátás hagyományos formájában nem tudott működni 2021 januárjában.

2. Irodalmi összefoglaló

A németországi áfaváltozás hatásának vizsgálatakor két fő elméleti kérdéskört érdemes megvizsgálnunk. Egyrészt, hogy a vállalatok milyen gyorsan reagálnak a sokkhatásra (azaz menyire ragadósak az árak), illetve hogy az áfacsökkentés és -emelés közt megfigyelhető-e aszimmetria.

2.1. A ragadós árak modelljei

Az árak ragadósságának kérdését már régóta vizsgálja a szakirodalom, melyről az első komolyabb cikkek a hetvenes-nyolcvanas években születtek, mint például Calvo (1983) ragadós áras modellje. Ekkor még a közgazdászok számára nem álltak rendelkezésre mikroadatok, így jellemzően makroszinten igyekeztek megragadni a ragadósságot.⁷ A 2000-es évektől aztán elérhetővé váltak a részletes adatok és ezáltal számos, korábbi nézetekkel ellentmondó eredmények születtek (mint hogy a bolti szintű adatok sokkal kevésbé ragadósak, mint gondolták, de aggregált módon valóban lassabb a változás).

2.1.1. Elméleti modellek

Az egyik első és egyben talán legszélesebb körben elterjedt árazási modell Calvo 1983-as cikkje alapján született. Ez a modell két fő feltételezéssel él. Egyrészt a nominális áraikat a vállalatok nem bírálják felül folyamatosan. Mindezt a szerző úgy modellezi, hogy a vállalatok véletlen, geometriai eloszlás szerint definiált módon kapnak lehetőséget az árváltoztatásra. Másrészt mindez független attól, hogy mikor kaptak legutóbb ilyen lehetőséget, azaz az árak felülbírlása nem szinkronizált a vállalatok között. Az egyes cégek két tényezőt vesznek figyelembe, amikor lehetőségük nyílik árváltoztatásra: a várható átlagos árat (a versenytársak árazását) és a piaci helyzetet, melyet a külső kereslettel (*excess demand*) definiálnak. Ugyan a véletlen időközönként biztosított árváltoztatások lehetősége elsőre erős megszorításnak tűnik, de a könnyű analitikus követhetősége mellett jól modellezi az egyes cégekre ható véletlen sokkokat is.

Calvo modelljére több kritika is érkezett, továbbfejlesztve a modellt. Egyrészt, a ragadós árak modellje nem felel meg annak az empirikus ténynek, hogy magas inflációs környezetben gyakran változnak az árak. Másrészt, Caplin és Spulber 1987-ben kidolgozott egy elméleti példát (egy egyszerű menü-költség modellt), ahol a cégeknek csak egy kis része áraz át reagálva az

⁷ Kivétel azért akad rá: Kashyap (1995) 12 termék árát elemzi 35 éven keresztül, melyek árai mikroszinten is elérhetőek voltak (katalógusból elemzett árak).

árhátasokra. Ugyanakkor ezek a vállalatok nem véletlenszerűen kerülnek kiválasztásra, hanem aszerint, hogy milyen messze vannak az átlagártól. Azok, akik leginkább az ársáv alján vannak, azok annak felső részébe áraznak át. Éppen ezért az árak nagyon ragadósak (alacsony az átárazás), de ez aggregált szinten nem megfigyelhető.

Golosov és Lucas (2007) az előbbi szerzőpáros munkájából indul ki, ugyanakkor a nehéz alkalmazási problémákat igyekeznek felülírni és egy újrakalibrált menü-költség modellel realiztikussá tenni. Főbb következtetések, hogy a monetáris sokkoknak csak kis, ideiglenes hatása van az árakra, főleg a Calvo árazáshoz képest, ahol ugyanezen hatás nagy és perzisztens. Megállapítják, hogy pozitív (árszínvonalat növelő) aggregált sokk esetén elsősorban a legalacsonyabb árú üzletek áraznak át – ők jellemzően nagy változással reagálnak. Negatív (árszínvonalat csökkentő) aggregált sokk esetén azonban azok a cégek, akik egyébként csökkentenék az árat, sokszor kivárnak.⁸ Ebből kifolyólag a legalacsonyabb árú cégek reagálnak a legtöbbször, és jellemzően nagy változással. A gazdaság egészére vetített aggregált sokkok gyorsan beépülnek az árakba: ez Calvo modellje alapján – a véletlen kiválasztás miatt – jóval jobban elhúzódna.

2.1.2. Empirikus eredmények

Amikor a Calvo-modell és menüköltség modellek összehasonlítására kerül a sor, érdemes figyelembe vennünk, hogy bizonyos jelenségekre azonos válaszokat adnak, illetve hasonló problémák is merülnek fel alkalmazásuk során. Míg sokáig az a feltételezés élt, hogy az árak mikroszinten is ragadósak (a két említett modell évi egy változást feltételez), addig Bills és Klenow 2004-es cikkükben megmutatták, hogy az árak ennél rugalmasabbak és átlagosan 4,3 havonta változnak. A nagymennyiségű mikroadatok elérése után nyílt lehetőség annak kutatására és belátására, hogy míg az alacsony frekvenciájú adatok ragadósak (az átlagos árváltozás ritka), addig a magasabb frekvenciájú árak gyakrabban változnak (a tényleges árak gyakran változnak). Ezt a kettősséget ugyanakkor sem Calvo eredeti modellje, sem az egyszerűbb menüköltség modellek nem tudják megragadni, mivel azok azonos ragadósságot feltételeznek különböző frekvencián.⁹

⁸ Erről Ball és Mankiw (1994) is értekezik, bemutatják a mögöttes mechanizmust – modelljüket részletesen bemutatatom az 2.2.1 alfejezetben

⁹ Az eltérő frekvenciákon különböző ragadósság konzisztens szélesebb körben elemzett árelméleti modellekkel is. Zbaracki és szerzőtársai (2004) megmutatják, hogy az árazás két szinten történik. A felső szinteken a menedzsment összeállít egy árlistát, míg az alacsonyabb szinteken az üzletek ténylegesen meg is változtatják azt, ugyanakkor mindezt csak korlátok közt tudják megtenni.

Kehoe és Midrigan (2015) az eltérő frekvenciákon vizsgált eltérő ragadósságot elemzi amerikai adatokon és bővíti ki az említett két fő modellt. Ezzel ők is hozzátesznek a Bills és Klenow (2004), illetve Nakamura és Steinsson (2008) között kialakult vitához. Míg az előbbi szerzőpáros – ahogy már korábban írtam – átlagosan 4,3 hónapos árváltozást állapít meg, addig utóbbi ugyanazon adatokkal dolgozva 7-11 hónap közé teszi ezt a változást. Módszertanuk ugyanakkor különbözik: míg előbbi esetén az akciós árak részét képezték az elemzésnek (de azokat is kiegyenlítve 5,5 hónapot becsültek), addig utóbbi esetén kiszűrték azokat, illetve a termékek helyettesítését is kontrollálták. Itt is jól megragadható az a jelenség, hogy éppen az akciós árak okozzák a jelentős különbséget az alacsony és magas frekvenciájú árak ragadóssága között. Az ideiglenes árváltoztatások, más szóval (árleszállítás esetén) akciók viszonylag gyakoriak, éppen ezért rugalmasak a tényleges árak. Ugyanakkor az árak bizonyos (rövid) idő elteltével visszaállnak eredeti szintjükre, mely az átlagár ragadósságát növeli. Kehoe és Midrigan végül átlagosan 14,5 hónapot állapít meg az árak változására, mivel ők nem csak az ideiglenes csökkentést, de ideiglenes emelést is kiszűrték a tartós árváltozásból – ezek tulajdonképpen monetáris politikai szempontból zajnak minősülnek. Bills és Klenow továbbá kiemeli azt is, hogy jelentős különbségek alakulnak ki az árváltozásban különböző termékek közt. Elsősorban a kis hozzáadott értékű termékek (energiával kapcsolatos termékek, friss élelmiszerek) árai változnak leggyakrabban. Ugyanakkor ezeket kizárva így is jelentősebb árváltozást találtak a korábbi irodalomhoz képest, különösen a tartós termékek esetén. További megállapításaik, hogy a nagyobb versennyel rendelkező piacokon (koncentrációs mutatóval vagy nagykereskedelmi felárral mérve) gyakoribb árváltozások figyelhetők meg – ugyanakkor kontrollálva friss élelmiszere és energiával kapcsolatos termékekre ez a hatás már nem szignifikáns.

Dhyne és szerzőtársai (2006) az eurózóna 10 országában vizsgálta elsőként a fogyasztói és termelői árak változását mikroszinten. Ők is hasonló eredményekre jutottak, mint Bills és Klenow (2004) amerikai adatokon: az árak ragadósak, sőt ragadósabbak, mint az Egyesült Államokban – míg az eurózónában a fogyasztói árak 15%-a változott egy hónapban (a termelői árak 20%-a), addig az USA-ban a már bemutatott 25%. Az eltérés magyarázatára a következő okokat hozzák a szerzők. (1) Az infláció nagysága és varianciája is nagyobb volt a mintavételi időszakban az Egyesült Államokban. (2) Az eurózónában nagyobb piaci súlya van a kisebb üzleteknek, amelyek ritkábban változtatnak árak. (3) Lényeges módszertani eltérés, különösen Nakamura és Steinsson 2008-as (azaz később írt) cikke alapján, hogy az eurózónában eltérően méri a legtöbb ország az árváltozást, így gyakran az akciók nem kerülnek ebbe bele, szemben

az USA-val. (4) A bérek és input árak is nagyobb volatilitással rendelkeznek az amerikai kontinensen. (5) Végül az eltérő fogyasztási mintázatot nem találták magyarázónak.

További tapasztalat az eurózónából, hogy az egyes termékcsoportok árváltoztatási gyakorisága azonos rangsorban, noha általánosságban Európában ritkább a változtatás. Ezek alapján a szolgáltatások és a nem energetikai ipari termékek ára változik a legritkábban, a feldolgozatlan élelmiszereknek és energiának a leggyakrabban, míg a feldolgozott élelmiszerek átmeneti kategóriát képeznek. A heterogenitást eltérő költségszerkezettel és piaci helyzettel magyarázzák. Például a munkaintenzív iparágakban ritkább az árváltoztatás, mivel a bérek is jellemzően ritkábban változnak csak, míg az alapanyagok és köztes termékek ára gyakrabban. Az erősen versenyző piacokon pedig a versenytársak kikényszerítik az árváltoztatást – ezt pozitív korrelációval mutatták ki a versenytársak száma és árrugalmasság közt; továbbá negatív korrelációt találtak a piaci részesedés nagyságával.

Fontos megállapítások még, hogy – hasonlóan az amerikai adatokban megfigyelhető mintázatokhoz – a csökkenések közel olyan gyakoriak, mint az emelések (40%-a az összes fogyasztói árváltozásnak). Mindez ugyanakkor erősen függ az iparágtól is, a szolgáltatások esetén ez csak 20%-os arány (ennek oka a lefelé rugalmatlan bérek). Továbbá a változtatások nagysága is jóval nagyobb, mint az átlagos infláció. Heterogenitás itt is megfigyelhető: még a feldolgozatlan élelmiszerek ára sokat változik, addig az energia ára gyakran, de keveset. Az ársokkokra jellemzően gyorsan (1-3 hónap alatt) reagálnak vállalatok. Az árazás jellemzően megoszlik az idő- és állapotfüggő esetek közt, de a legtöbb vállalat mindkettőt alkalmazza.

2.1.3. Egy másik megközelítés: a ragadós információ modellje

Sims 2003-as cikkében abból a gondolatból építkezik, hogy az embereknek korlátozott információ feldolgozó képességük van, így a publikusan elérhető információ és az az információ, amely ténylegesen tükröződik a szereplők árazásában, eltérő. Ezt a jelenséget nevezi racionális figyelmen kívül hagyásnak („*rational inattention*”). Munkájára épít Maćkowiak és Wiederholt (2009). Ők a monetáris politika reálhatásának modelljéhez két feltételt szabnak, építve Sims munkájára: az aktuális monetáris politika nyilvános elérhetőségét és azt, hogy a szereplők csak kicsi figyelmet fordítsanak erre. Az optimális ár az árszínvonaltól, reál aggregált kereslettől és az egyéni sokkuktól (mint például vállalat-specifikus költségek) függenek, az ezekre való reakciók közt egyensúlyoz a vállalat. A makromodelljük kalibrálásakor Klenow és Kryvtsov (2008) amerikai adatokon végzett számításaiból indulnak ki, azaz, hogy az árak átlagosan 3,7 havonta változnak, átlagosan 10%-kal. Ahhoz, hogy ezt jól megragadják, az egyéni sokkokra egy

nagyságrenddel nagyobb súlyt (figyelmet) tesznek, mint az aggregált változásokra. Ezzel jól modellezik azt, hogy a monetáris politikai döntésekre lassan reagál az árszínvonal, noha maguk az árak gyakran és nagy mértékben változnak. Mi több, arra az empirikus tapasztalatra is választ adnak, hogy a szektorspecifikus sokkokra gyorsan reagálnak a vállalatok. Sőt, ha nagy az aggregált sokkok varianciája, akkor a figyelmük nagyobb részét fordíthatják arra. Az árak változtatásának modelljükben alapvetően nincs költsége, amely egyben az egyik gyenge pontjuk is: ezzel nem magyarázzák, hogy az árak egy jelentős része miért marad fix. Javaslatuk alapján ehhez egy menü-költség modellt adhatnának hozzá, mely tovább növelhetné a nominális sokkok szerepét.

Mankiw és Reis (2002) szintén ugyanabból a problémából indul ki: az információ megszerzésének, feldolgozásának, illetve az újraoptimalizálásnak költsége van. Éppen ezért bevezetnek egy új modellt, melyet a ragadós információk modelljének neveznek el. Eszerint minden időszakban csak a vállalatok egy része szerzi be az új információkat és optimalizál ez alapján. A többi vállalatok a régi tudását, illetve a múltban jelenre modellezett várakozásait használja az árazáshoz. Ez ismét jól magyarázza, hogy a monetáris politikai döntések hatása miért csak időben eltolva jelennek meg.

2.2. Az áfavátás (a)szimmetriája

Az áfavátás esetén nem csak azt fontos vizsgálnunk, hogy ez a sokk mennyi idő alatt gyűrűzik, gyűrűzhet be az árakba, hanem azt is, hogy a csökkentés és emelés között van-e eltérés és ha igen, miért. Egy rugalmas árakat tartalmazó modellben gondolkozva az áfavátás hatása nem függhetne annak irányától (minden más változatlansága mellett), azonban ahogy látni fogjuk, az empiria, sőt az elméleti ragadós áras modellek egy része sem ért ezzel egyet.

2.2.1. Az ársokkok szimmetriájáról – elméleti megközelítések

Ball és Mankiw (1994) cikkükben a trendinfláció szerepét vizsgálják menü-költség modell szerinti árazásban: a negatív és pozitív aggregált sokkokra adott árválaszok különbségéről értekeznek, különböző monetáris politikai rezsimek vizsgálata mellett is. Pozitív trendinfláció esetén, mely jellemző a legtöbb gazdaságra, a negatív sokkok kisebb mértékű választ eredményeznek a pozitív sokkokhoz képest. A menü-költség modell feltételezése alapján az árvátásnak költsége van, így egy negatív sokk esetén ugyan érdemes lehet az árat csökkenteni, de a pozitív trendinfláció miatt az optimális árak idővel újra emelkedni fognak és ismét árat kell növelni – az ezzel járó költség ugyanakkor megtakarítható az árcsökkentés elhagyásával. Ezzel szemben

pozitív sokk esetén a pozitív trendinfláció csak még messzebb tolja a reális árat az aktuális ártól, mely így több kereskedőt ösztönöz (nagyobb mértékű) emelésre. Mindez az árak lefelé mutató rugalmatlanságát mutatja. Ugyanakkor a szerzők azt is megjegyzik, hogy egy tartósan deflációs időszakban a hatás éppen ellenkező lehet: negatív aggregált sokkok nagyobb hatást érhetnek el a pozitívhoz képest, azaz az aszimmetria iránya fordított. Végül nulla trendinfláció mellett az áfaváltozások árhatása szimmetrikus.

Karádi és Reiff (2010) munkája alapján Rotemberg 1982-es cikkéből éppen ellentétes eredmények vezethetők le. A szerző a menü-költség modellekhez hasonlóan költségként kezeli az árak átírását, azonban az árváltoztatás költsége az árváltoztatás méretének négyzetével arányos. Így levonható az a következtetés, hogy a pozitív sokkokra adott válasz éppen kisebb lesz, mint a negatívakra. Ez az árnövelés növekvő marginális költsége miatt van: a vállalatok „félnek” nagy árváltoztatásokkal felbosszantani a fogyasztókat.

Benedek és szerzőtársai (2020) empirikus kutatásukban az áfaváltoztatás begyűrűzésének elméleti megfontolásával is hosszan foglalkoznak. Cikkükben bemutatják a leggyakrabban használt elméleti modellek hibáit, azaz azt, hogy hogyan becsülik félre az áfaváltozás hatásának átgyűrűzését a fogyasztói árakba. Az egyik legnagyobb aggály, egykulcsos áfát és áfamentes termékeket tartalmazó gazdaságban, hogy az áfaváltozás begyűrűzésének hatásának vizsgálatkor nem veszik figyelembe az adómentes termékek keresletének változását. Mindez, hogyha az áfaváltozás sok terméket érint, mely a sztenderd kulcs megváltoztatásakor általános, jelentős torzítást vihet a számításokba, mivel a keresztárrugalmasságot, és ezáltal az általános egyensúly változásával is foglalkozni kell.

Továbbá felmerül annak a kérdésnek is a jelentősége, hogy az adóváltozás egyedi, néhány terméket érintő-e (és ezáltal a saját árrugalmasság meghatározó), vagy a fogyasztói kosár jóval szélesebb körére van hatással – ahogy a sztenderd áfakulcs megváltoztatása esetén is. A szerzők megmutatják, hogy intuitívan ez azt is jelenti, hogy minél szélesebb az adóalap változásának köre, annál nagyobb lehet a begyűrűzés. Emellett az áfaváltozás célja is fontos lehet. Példaként a csökkentett áfatartalmú termékek esetén a szabályozó célja alapvető fogyasztási cikkek előnyben részesítése – ezek ugyan a teljes fogyasztói kosár kisebb részét teszik ki (például alapvető élelmiszerek), de ezen termékeknek alacsonyabb a jövedelemrugalmassága is, ami miatt nagyobb begyűrűzés várható. Felmerül még a piaci viszonyok szerepe: a korábbi megállapítások versenyzői piacot feltételeztek, ugyanakkor a valóság sokszor messze áll a tökéletes versenytől – ez megteremti a lehetőségét a túlggyűrűzésnek is.

Yang és Ye (2008) az akkor már empirikusan megfigyelt aszimmetrikus sokkhatásokat egy keresési költség modellel magyarázzák. Eszerint a fogyasztókat három csoportba sorolják, melyben vannak olyanok, akik mindig és soha nem keresnek, illetve azok, akik időnként keresnek (kritikus fogyasztók). Utóbbi kategóriában lévők akkor fognak keresni, ha úgy ítélik meg, hogy az a keresési költség kisebb lehet, mint a potenciális hasznuk. Ez az a jelenség, amely természetes módon fogja a sokkhatások aszimmetriáját okozni. Ha ugyanis a sokkhatás pozitív (az árak emelkednek), az összes kereső a kritikusok között azonnal megismeri a valós állapotot és nem folytatják tovább a keresést; emiatt a következő időszakban nem keresnek, és az árak gyorsan átíródnak. Negatív sokk esetén viszont a nemkereső kritikus fogyasztóknak több idő a valós helyzetet realizálniuk (és ezáltal elkezdeniük keresni az olcsóbb árakat), így az árak lassabban csökkennek. Összegezve az aszimmetria a tanulási képesség aszimmetriája miatt jelenik meg.

2.2.2. Empirikus eredmények

Benedek és szerzőtársai készítették az egyik legátfogóbb tanulmányt az áfaváltozások hatásairól: 1999 és 2013 között vizsgálták az euró-zóna tagállamainak összes változását. Öt fő kategóriába sorolhatók eredményeik.

Általános eredményként az adatok alapján elutasítható, hogy az áfaváltoztatás hatása nem gyűrűzik be a fogyasztói árakba. Ugyanakkor annak nagysága közel sem teljes, átlagosan nagyjából az áfaváltozás 25%-a érinti a vásárlókat. Továbbá vizsgálták a begyűrűzés időbeliségét is a változás életbe lépését megelőző és követő 12 hónapban. Főbb tanulság, hogy a begyűrűzés nagy része azonnal jelentkezik, időben nem nyúlik el egyik irányba sem.

A különböző kulcsok vizsgálata esetén érdemes a begyűrűzést 3 különböző kategóriára bontva értékelni: a sztenderd kulcs változása, csökkentett kulcs változása, újrakategorizálás. Míg az első kategória esetén igen jelentős a begyűrűzés (közel 80% és 5%-os szignifikanciaszinten elfogadható teljesnek), addig a csökkentett termékek esetén éppen fordított a helyzet, alig érvényesül az áron az áfaváltozás (ugyan az azonnali hatás szignifikáns, de a teljes hatás elfogadható nullának). Végül az újraosztályozott termékek esetén ugyan a teljes begyűrűzés elutasítható, de bizonyos fokú hatás szignifikánsan megfigyelhető (16%). De nem csak a teljes hatás különbözik kategóriánként, hanem azok időbelisége is. Míg a sztenderd kulcs esetén az áfaváltozás hónapjában már a változás 2/3-a érezhető az árakban és később is pozitív marad, addig a másik két esetben ez a reform előtt inszignifikáns és negatív, azonnali hatásként pozitív és szignifikáns, később pedig inszignifikáns és pozitív. F-tesztek alapján az utólagos hatás megegyezik

kategóriánként (mind pozitív, inszignifikáns), míg az előzetes és az azonnali hatások különböznek.

Érdemes továbbá megjegyezni, hogy az újraosztályozott termékek esetén az eredmények első olvasatra nem állnak összhangban néhány híresebb, egy-egy terméket vizsgáló szakirodalmi cikk eredményeivel: Benedek és szerzőtársai a begyűrűzést kisebbnek mérik. Ugyanakkor itt átlagos változásról értékeznek, míg a többi tanulmány csupán egy-egy speciális termék piacát vizsgálja.

A különböző áfa-kategóriák eltéréseire a következő magyarázatokat hozzák. A várakozásokkal ellentétben a csökkentett kategória esetén kisebbek a hatások, noha az alacsony jövedelemrugalmasság miatt erősebb begyűrűzést vártunk volna. Ugyanakkor ezt a hatást valószínűleg elnyomta, hogy ezen termékek csak a fogyasztók költségvetésének igen kis részét érintették és jól helyettesíthető termékekről volt szó (például alkoholmentes üdítőitalok, mint ásványvíz, üdítők, gyümölcs- és zöldséglevek).

A termékek tartóssága alapján alapvetően nincs jelentős különbség a tartós és nemtartós termékek között. Meglepő ugyanakkor, hogy az előzetes hatások hasonlóan erősek mindkét kategória esetén, míg ezt a nemtartós termékek esetén nem vártuk volna. *A szabályozói céltól függő begyűrűzés* esetén meglepő következtetést vonnak le a szerzők. Attól függően, hogy mekkora részét érinti az áfaváltoztatás a fogyasztói kosárnak, nem monoton változik annak begyűrűzése. Nagyon kis és nagy bázis esetén szinte semmilyen hatás nem figyelhető meg, míg 10% és 30% között igen jelentős, akár közel teljes is. Ez felhívja a figyelmet az arra már korábban bemutatott tényre, hogy a nagyobb bázisú áfaváltozás nem feltétlen okoz nagyobb begyűrűzést sem. Végül az *áfaemelés és -csökkentés esetén* fő eredményként azt találják, hogy nincs aszimmetria, azaz szinte semmilyen különbség nincs a csökkentés és emelés begyűrűzése között, ezzel pedig az árak lefelé irányuló rugalmatlansága nem igazolódik. Továbbá érdemes megjegyezni, hogy mindkét esetben csak az azonnali hatás szignifikáns, a pre- és posztreform hatás nem; a teljes hatás pedig szintén szignifikáns, de nem teljes; semmilyen kategóriában nem különbözik az emelés és csökkenés. Ez főképp ellentmond a korábbi szakirodalmi eredményeknek.

Benedek és szerzőtársai munkájához hasonlóan Benzarti és szerzőtársai (2020) is nagy adatbázison vizsgálja az áfaváltozások hatásait: 1996 és 2015 elemzi az Európai Unió tagállamainak áfaváltoztatását, de kiemelten foglalkozik a finn fodrászatok kísérleti szimmetrikus áfaváltoztatásának hatásával is. Utóbbi esetben öt fő következtetést von le. (1) Az áfa csökkentésére fele akkora mértékben reagáltak az üzletek, mint az emelésre és (2) ez a különbség tartósan

megmarad, azt sugallva, hogy az egyensúlyi ár függ a historikus áráktól is. (3) Az aszimmetrikus begyűrűzés elsősorban a magasabb árrés és profitszint miatt van – ez eredményezi a magasabb egyensúlyi árat az áfaszint visszaállítása után. (4) A csökkentés eloszlása jelentősen különbözik az emelésétől, amely tovább fokozza az aszimmetriát. (5) Kifejezetten az alacsony árréssel dolgozó üzletek hajlamosak aszimmetrikus válaszra.

Ugyan a finn kísérletnek számos előnye volt (nagy és szimmetrikus változás, gazdag adatbázis, véletlenszerű iparágválasztás), de néhány aggály így is maradt: egy adott iparágon keresztül nem jellemezhető jól általánosságban az áfa-változás hatása, például egyedi gazdasági sokkok és általános környezet miatt. Éppen ezért a szerzők általánosságban is megvizsgálják az Európai Unióban végrehajtott áfaváltoztatásokat, hogy kontrollálni tudjanak a gazdasági környezetre, egyedi hatásokra. Fő eredményként azt találták, hogy az uniós áfa-aszimmetria erősen hasonló a finn kísérlet eredményeihez.¹⁰ Ugyanakkor – a finn kísérlettel ellentétben – ezen áfaváltoztatások nem véletlen időben és nem véletlen iparágakban jelentek meg, hanem a tagállamok az aktuális körülményekhez igazodva vezették be a változásokat. Ezen aggályok elemzése során nem mutatnak ki korrelációt az áfaváltozás időbeli bevezetése és a gazdasági helyzet között, amely tovább csökkenti az endogenitás veszélyét.

Karádi és Reiff (2019) a 2004 és 2006 közötti magyarországi áfaváltoztatások hatásait elemzi. Ezen időszak jó kísérletnek bizonyul, mivel rövid időn belül három változás is volt, melyek mértéke is nagynak mondható (3 és 5 százalékpontok). Egyik fő eredményük, hogy megfigyelhető aszimmetria az emelés és csökkenés között, legalábbis ami az azonnali hatást illeti. Ugyanakkor hosszabb távot vizsgálva a csökkentés esetén a begyűrűzés későbbi áremelések elmáráásával jelenik meg. A szerzők ezt elsősorban pozitív trendinflációval magyarázzák (Ball és Mankiw 1994 alapján). További tapasztalat, hogy az áfaváltoztatáskor nagyon sok ár változik, ami azzal indokolható, hogy áfaváltoztatáskor olcsóbb változtatni a többtermékes vállalatok miatt.

Peltzman (2000) szintén aszimmetrikus árválaszokról értekezik: pozitív sokkok esetén kétszer nagyobb hatásról ír; számos termékpiac elemzése alapján azt találja, hogy a piacok több, mint kétharmadán aszimmetria figyelhető meg. Cikkében iparági adatokat elemez; mind a fogyasztói, mind a termelői árak esetén azonos mértékű aszimmetriát talál. Ennek egyik fő okaként az inputtermékek árának volatilitását jelöli meg. Ugyanakkor nem mutat ki kapcsolatot a tőkéletes

¹⁰ Benzarti és szerzőtársai is kiemelik, hogy eredményeik eltérnek Benedek és szerzőtársai (2020) eredményeitől – ennek két fő okát említik. Egyrészt, Benzarti és szerzőtársai bővebb adatbázison dolgoztak (hosszabb perióduson keresztül vizsgáltak több országot), illetve módszertanuk (sőt, eredeti célkitűzésük) is különböző.

piaci verseny hiánya és aszimmetria közt. Sőt, nem talál kapcsolatot a készletezés szerepe, illetve Ball és Mankiw által bevezetett, inflációval kapcsolatos menü-költség változásokkal szemben sem.

Politi és Mattos 2011-es cikkükben egy szűkebb termékkategória, az élelmiszerek áfaváltozásait elemzi Brazíliában. Ugyan a vizsgált termékek többségénél áfacsökkentés volt a megfigyelt időszakban, de eredményként ők is aszimmetrikus hatást figyeltek meg. Ezt Yang és Ye (2008) cikke alapján magyarázzák: negatív sokkok esetén az emberek kevésbé keresik a csökkentett árú termékeket, mint pozitív sokk esetén tennék. A cégek árválasza a sokkhatásra azonnali volt (4 hónapon belüli), viszont nem volt teljes. Utóbbit a szerzők azzal magyarázzák, hogy a helyi élelmiszerpiac nem tökéletesen versenyző és/vagy növekvő marginális költségfüggvénnyel rendelkezik a vállalatok.

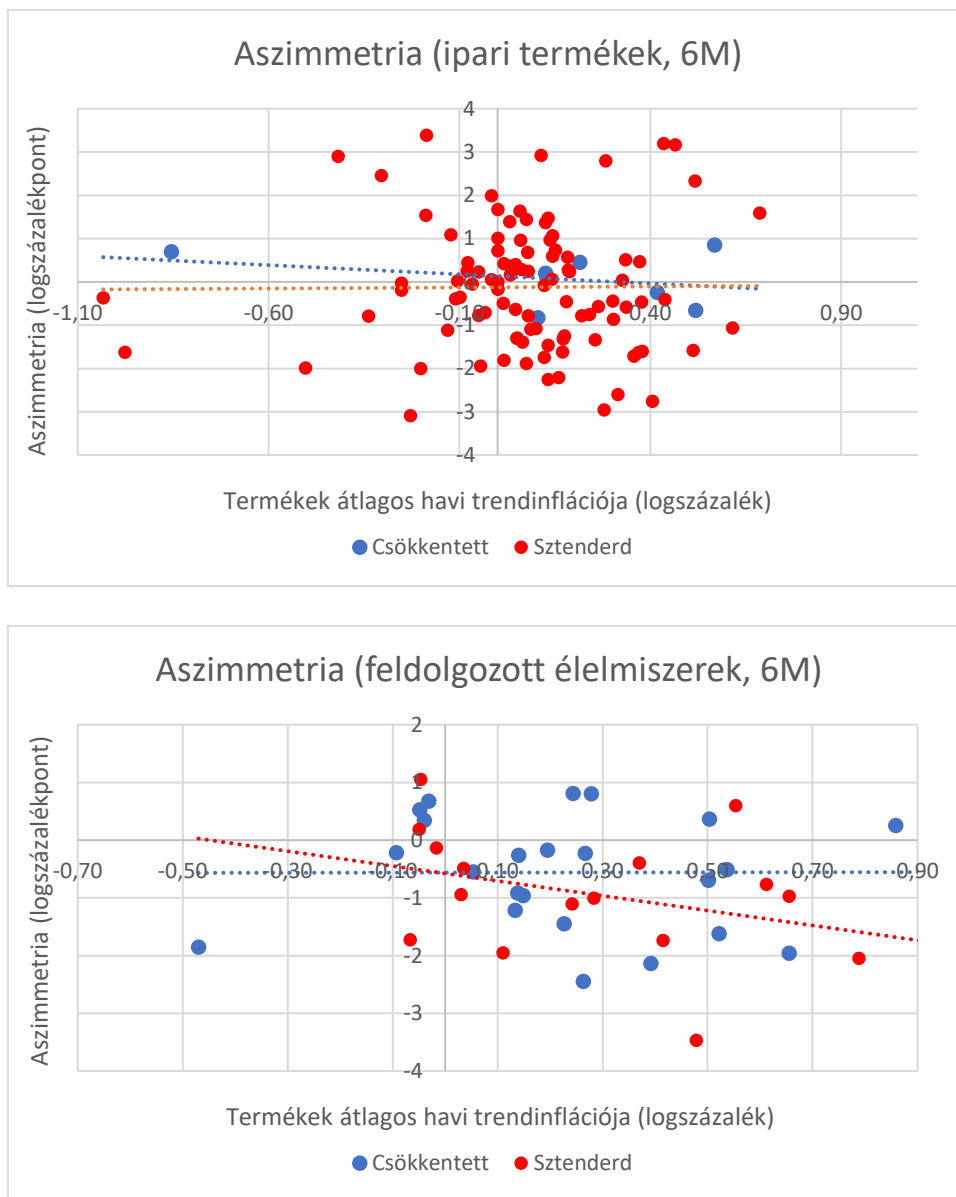
3. Az áfahatás nagyságának és aszimmetriájának magyarázata

Ebben a fejezetben a szakirodalmi összefoglaló alapján kiemelek négy fő kutatási területet és ezek tekintetében közgazdasági értelmezésben feltárom, hogy az ideiglenes áfaváltozásnak milyen hatásai voltak, mik magyarázhatták és mik nem magyarázhatták azokat. A következő kérdésekkel foglalkozom részletesen. (1) Milyen kapcsolat van a termékszintű aszimmetria és trendinfláció között. (2) Az áfahatás időben hogyan jelenik meg: az azonnali hatáson túl van-e előzetes vagy elhúzódó hatás, termékszinten. (3) A piaci koncentrálttság és aszimmetria közt milyen kapcsolat tárható fel – iparági betekintés, termékszintű adatok hiányában. (4) A termékek tartóssága milyen hatással van az áfahatás elhúzódására, illetve aszimmetriára – termékszintű elemzés.

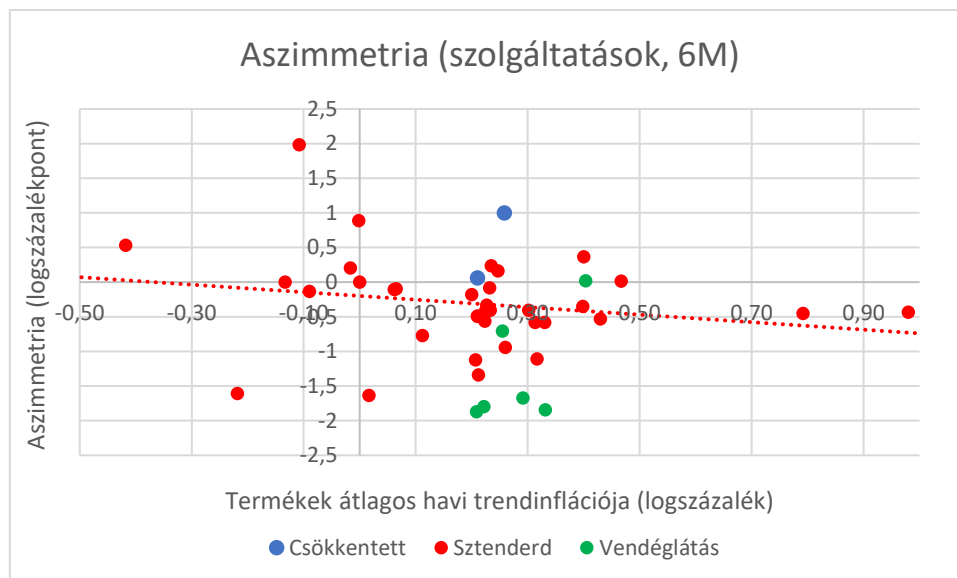
3.1. Az aszimmetrikus válaszok és trendinfláció kapcsolata

Ball és Mankiw alapján megvizsgáltam, hogy az adott termékek piacán jelentkező trendinfláció és az aszimmetrikus válaszok között milyen kapcsolat figyelhető meg. Ehhez minden termék esetén megmértem a trendinflációt, melyet az előző hat hónap átlagos havi változásával jellemeztem, illetve a termékenként becsült aszimmetriát vizsgáltam. Az elemzésem során kivettem a kilógó adatpontokat (outlierek), mivel azok jelentősen eltorzíthatják az eredményt. Így azokat a termékeket, amelyeknél az aszimmetria mértéke nagyobb, mint a teljes lehetséges hatás 1.25-szöröse (ezáltal a túlgűrűzést is megengedve), illetve ahol az adott termék havi átlagos

trendinflációja nagyobb mint 1 (log)százalék¹¹. A két változó kapcsolatát így az alábbi ábrák mutatják be:



¹¹ Ez évi 12% körüli inflációt jelent, mely az akkori inflációs környezetben (is) magasnak számított, emiatt efellett egyedi sokkhatások már biztosan erősek lehetnek.



1. Ábra: Az aszimmetria és trendinfláció kapcsolata termékenként, sztenderd és csökkentett áfakulcsú kategóriákban, alcsoportonként. Saját szerkesztés.

Megjegyzés: mindhárom alkategória esetén az outlierok nélkül – részletesen lásd a függelékét.

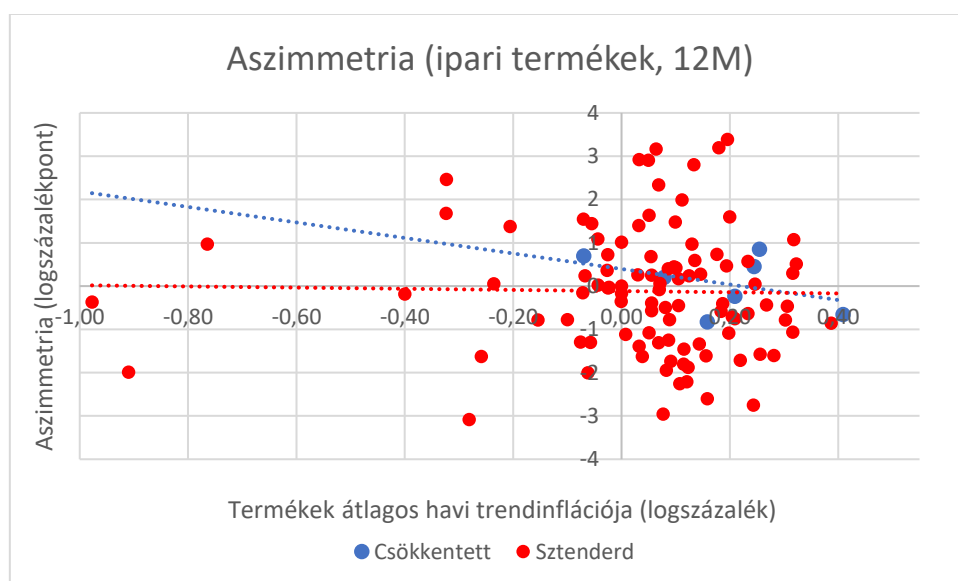
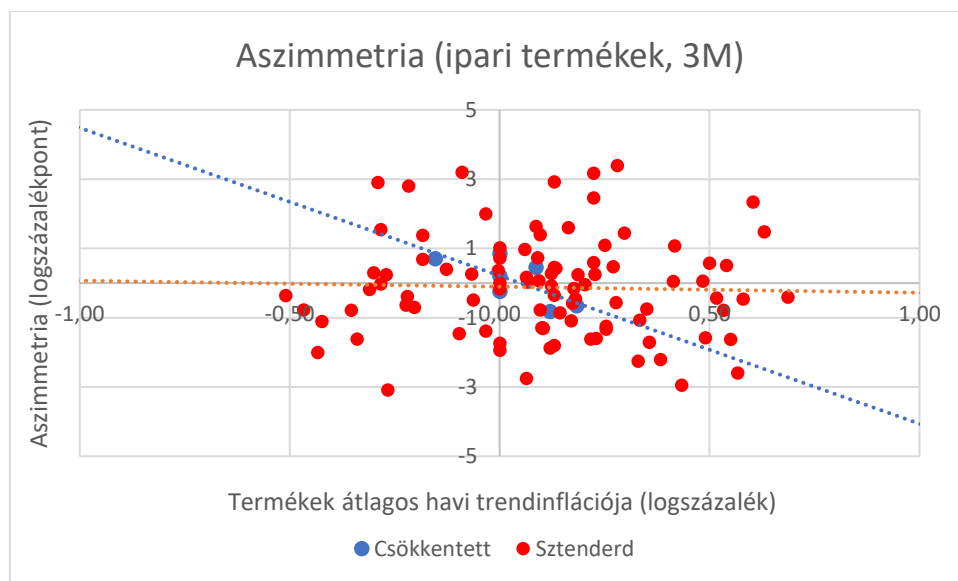
Ahogy az ábrákon látható, a sztenderd áfakulcsú termékek esetén lapos, vagy enyhén negatív trend figyelhető meg. A negatív meredekség azt jelenti, hogy minél nagyobb egy adott termék trendinflációja, annál kisebb az adott termék esetén a januári emelés a júliusi csökkentéshez képest. A csökkentett áfakulcs esetén szintén közel lapos/enyhén negatív trend figyelhető meg az első két alcsoport esetén. A szolgáltatások kategóriánál a kevés kedvezményes és vendéglátásba sorolt termék miatt nem vizsgálom a trendet. A kis meredekség miatt (is) fontos megvizsgálni a kapcsolat szignifikanciáját, melynek tesztjét a következő alfejezetben végzem el.

Érdeemes továbbá megfigyelnünk, hogy a trendvonal nulla körül metszi az y-tengelyt mindhárom esetben, azaz nulla körüli trendinfláció esetén nagyjából szimmetrikus választ adnak a vállalatok. Ez összhangban áll Ball és Mankiw elméleti modelljével, ugyanakkor a trendvonal negatív meredeksége nem. A szerzőpáros munkája szerint pozitív trendinfláció esetén éppen nagyobbak kéne lennie az aszimmetriának, azaz a júliusi csökkentés mértékének kisebbnek kéne lennie, mint a januári emelésnek; ennek éppen ellenkezőjét látjuk mindhárom esetben.

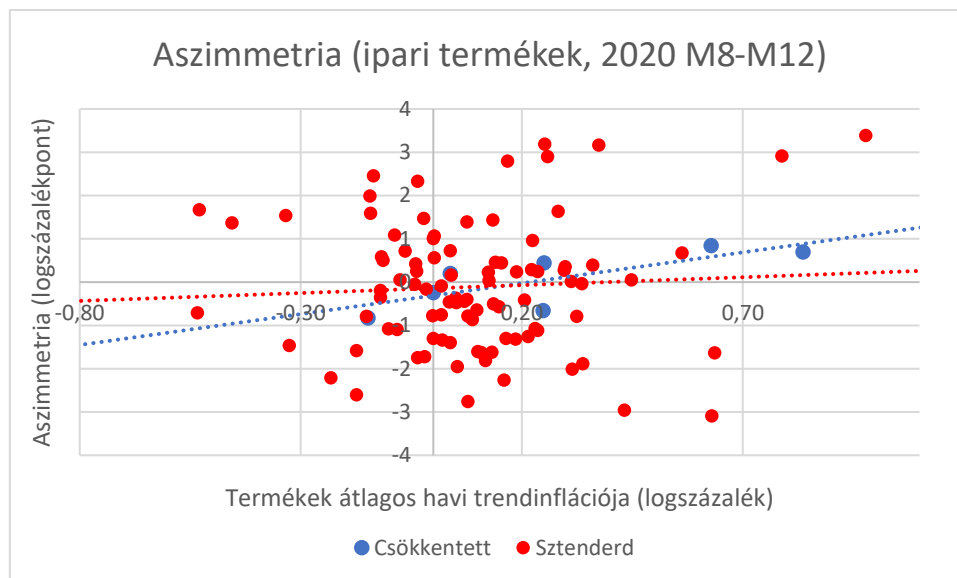
3.1.1. Robusztusság

Vizsgáljuk meg az előző alfejezet eredményeinek robusztusságát is. Eddig azzal a feltételezéssel éltem a trendinfláció esetén, hogy a vállalatok az előző hat hónap átlagos változását veszik figyelembe akkor, amikor megállapítják az áfaváltoztatásra adott árválaszukat (2020 júliusából nézve). Ugyanakkor fontos megnézni, hogy az eredmények változatlanok-e, ha az előző 3 vagy 12 hónap átlagos havi változását vesszük figyelembe, illetve mi történik, ha a 2020 szeptembere

és decembere közti változást figyeljük meg, mely a 2021 januári sokk esetén lehetett meghatározó. Az alábbiakban az ipari termékek eredményét mutatom be ábrákkal, de a másik két alcsoport ábrái is megtalálhatók a függelékben.¹²



¹² Különböző frekvenciákon egyedileg eltávolítottam azokat a termékeket, melyeknek havi átlagos trendinflációja 1%-nál nagyobb volt (de csak annál a frekvenciánál), így nem pontosan ugyanazon termékeket használtam fel minden adatbázisnál. Részletekért lásd a függelékét.



2. Ábra: Az aszimmetria és trendinfláció kapcsolatának robustusságvizsgálata termékenként, sztenderd és csökkentett áfakulcsú kategóriákban, ipari termékek esetén. Saját szerkesztés.

Megjegyzés: az outlierok eltávolításával, részletekért lásd a függelékét.

Az ábrákról leolvasható, hogy a sztenderd áfakulcsú ipari termékek esetén továbbra is lapos trendvonal figyelhető meg. A csökkentett áfakulcs esetén egymásnak erősen ellentmondó eredmények láthatóak, mely többek közt a kevés elemzett termék miatt (10 adatpont) is lehet. A nulla környéki tengelymetszet továbbra is látható. A feldolgozott élelmiszerek körében (5. ábra) a csökkentett kulcsú termékek esetén közel lapos, a sztenderd kulcsúak esetén pedig enyhén negatív, negatív trend rajzolódik ki. A sztenderd adózású szolgáltatások (6. ábra) erősen hasonló eredményt mutatnak a feldolgozott élelmiszerek sztenderd termékeihez.

Következő lépésként egy egyszerű regressziós egyenletet futtattam: a termékszintű aszimmetriát vizsgálom egy konstans és a termékszintű havi átlagos infláció változójának bevonásával. Az eredmények alátámasztják a korábbi vizuálisan szemléltetett megállapításokat, ha (1) a konstans 95%-os konfidenciaintervallumába beleesik a nulla (p értéke 0,05-nél magasabb); (2) a trendinfláció változó p-értéke kisebb mint 0,05; ez megmutatja, hogy valóban lapos-e trendvonal (azaz nincs kapcsolat a trendinfláció és aszimmetria közt); (3) illetve szignifikáns kapcsolat esetén megmutatja annak irányát (a koefficiens előjele). Eredményeim a 3. táblázat foglalja össze.

3. Táblázat: A termékszintű aszimmetria és trendinfláció kapcsolatának vizsgálata kétváltozós regresszióval, alcsoportonként, áfakulcsok szerint, robusztusság mérésével egybekötve.

		Ipari termékek		Feldolgozott élelmiszerek		Szolgáltatások
		csökkentett	sztenderd	csökkentett	sztenderd	sztenderd
3M	β_1	-4,27	-0,17	0,59	-0,20	-0,25
	$p(\beta_0)$	0,346	0,520	0,046	0,026	0,113
	$p(\beta_1)$	0,076	0,750	0,395	0,834	0,584
6M	β_1	-0,42	0,05	0,40	-0,87	-0,54
	$p(\beta_0)$	0,648	0,415	0,067	0,122	0,180
	$p(\beta_1)$	0,496	0,933	0,470	0,323	0,238
12M	β_1	-1,79	-0,13	1,10	-0,61	-0,76
	$p(\beta_0)$	0,380	0,441	0,038	0,088	0,250
	$p(\beta_1)$	0,361	0,839	0,190	0,702	0,210
M8-M12	β_1	1,43	0,36	0,05	-0,44	-0,79
	$p(\beta_0)$	0,225	0,384	0,081	0,008	0,024
	$p(\beta_1)$	0,044	0,561	0,959	0,729	0,093

Megjegyzés: A 3M, 6M, 12M rendre a 2020 júliust megelőző 3, 6, 12 hónap, míg az M8-M12 a 2020. augusztus-december közt mért átlagos havi trendinflációt méri. A β_1 az adott termékcsoport aszimmetriája és adott átlagos trendinfláció közti regressziós egyenlet koefficiense, míg $p(\beta_1)$ ennek p-értékét mutatja, $p(\beta_0)$ pedig a konstans együttható p-értékét. Félkövérrrel vettem azokat az eseteket, amikor a hipotézisnek megfelelő eredményeket kaptam (nulla tengelymetszet, szignifikáns meredekség).

A regressziós eredmények alapján a következő következtetések vonhatók le. (1) A feldolgozott élelmiszereket leszámítva elfogadható, hogy a trendvonal tengelymetszete 0 – azaz 0 trendinfláció esetén jellemzően szimmetrikus az árválasz.¹³ Ez az eredmény robusztus. (2) A trendinfláció koefficiense egyetlen esetet leszámítva (95%-os megbízhatósági szinten) sosem szignifikáns, azaz alapvetően nincs kapcsolat termékszinten az aszimmetria és trendinfláció között. Az eredmények robusztusok. Ezzel Ball és Mankiw elmélete nem igazolható a 2020-as német adatokon. (3) Mivel a trendinfláció együtthatója rendre inszignifikáns, így annak előjele irreleváns, nincs trendszerű kapcsolat.

Összesítve elmondható, hogy noha enyhén negatív kapcsolat rajzolódott ki a termékszintű trendinfláció és aszimmetrikus válaszok közt (0 trendinfláció esetén szimmetrikus válasszal), de ezen állítások regressziós vizsgálat során már nem állják meg helyüket, kapcsolatuk nem szignifikáns (bár a tengelymetszet valóban nem tér el szignifikánsan nullától).

¹³ A feldolgozott élelmiszerek esetén az y tengely metszete szignifikánsan negatív (3M, 12M, M8-M12) vagy nulla (6M, 12M, M8-M12)

3.2. Az áfahatás elhúzó hatása

Ebben a fejezetben azt a kapcsolatot vizsgálom meg, hogy a vállalatok milyen gyorsan reagáltak az áfaváltoztatásra, mely nagyobb sokkhatásként értelmezhető: mind az elméleti, mind a gyakorlati modellek különböznek ebben a kérdésben. Calvo 1983-as modelljében a vállalatok lassan áraznak át és megfigyelhető elhúzó hatása: ez megjelenhet a tényleges változás előtt, illetve után. Előbbi esetben azon vállalatok, amelyek egy-két időszakkal a tényleges, előre bejelentett változtatás előtt kapnak lehetőséget árváltoztatásra, azok feltehetően élnek vele, mert nem tudják, mikor lesz erre lehetőségük legközelebb. Utóbbi esetben azon vállalatok, amelyek nem tudták időben frissíteni áraikat, mert nem kaptak rá lehetőséget, azok később teszik ezt meg.

Noha Maćkowiak és Wiederholt (2009) elsősorban monetáris politikai sokkokra tesznek megállapítást, ők is elhúzó hatásról írnak, ahol a vállalatok inkább az egyéni, vállalatspecifikus sokkokra reagálnak gyorsan. Mankiw és Reis (2002) pedig azt feltételezi, hogy csak a vállalatok egy része szerzi be az új információkat az adott időszakban, emiatt szintén elhúzó hatást lehet megfigyelni.¹⁴

Más modellek, elsősorban Golosov és Lucas (2007) menü-költség modellje, ezzel szemben gyors hatást feltételeznek. Amikor a vállalatok nem véletlenszerűen változtatnak árat, hanem akkor, amikor szeretnének (és ez meg is éri nekik költség szempontból), akkor jóval kevésbé húzódik el az áfahatás. Mindez azonban akár eltérő is lehet negatív és pozitív sokkok esetén: Ball és Mankiw (1994) alapján pozitív trendinfláció esetén egy negatív sokk árhatása kisebb (a vállalatok egy része nem változtatja meg árát, hanem „megvárják”, hogy a trendinfláció reális szintre hozza azt), mint pozitív esetén (mindenkinek érdemes azonnal átáraznia). Azaz tényleges változtatás után még hosszabb idő lehet a teljes áfahatás. Yang és Ye (2008) keresési költség modellje alapján szintén hasonló következtetés tehető a pozitív (azonnali hatás) és negatív sokkok (elhúzó hatása) esetén.

Nagymintás empirikus eredmények közt Benedek és szerzőtársai (2020) alapvetően az azonnali hatást mutatják ki (ez kimondottan igaz csökkentett és újrakategorizált termékek esetén), míg a

¹⁴ Érdemes megjegyezni az eredeti ragadós áras modell (Calvo, 1983), illetve Mankiw és Reis (2002) ragadós információs modellje közötti eltérést. Előbbi esetben feltehetünk előzetes hatást („*anticipation effect*”), mivel a vállalatok nem tudják, mikor árazhatnak át legközelebb, így a tényleges változtatás előtt már érdemes lehet átírni az áraikat. Az utóbbi esetben viszont az információ beszerzésén van a hangsúly (és a vállalatok előzetes tudásuk és várakozásaik alapján változtatnak árat), így azok a vállalatok, amelyek időben beszerzik azt, azok nem fognak a tényleges sokkhatás előtt változtatni, mivel pontosan tudják, mikor lesz az (és csak az adott időpontban változtatnak); ezzel szemben azok, akik későn frissítik a gazdasági helyzetről tudásukat, később is fognak reagálni.

sztenderd kulcs esetén némi előzetes hatást is megállapítottak (noha továbbra is az azonnali hatás a legjelentősebb). Karádi és Reiff (2019) csökkentés esetén elhúzódó hatásról számol be, melyet Ball és Mankiw modelljével magyaráznak.

Kutatásom során így azt vizsgáltam, hogy van-e előzetes vagy utólagos áfahatás. Ezt egy kibővített regressziós egyenlettel tettem: a bevezetésben bemutatott regressziós egyenletet (1. egyenlet) egészítettem ki a változás körüli hónapok dummy változóival. Tekintve, hogy az ideiglenes áfacsökkentést júniusban jelentették be, a törvényt pedig csak június végén fogadták el, ezért a csökkentés esetén előzetes („*anticipation*”) hatást nem várok. Így 2020 július, december és 2021 február változókkal bővítettem a regressziós egyenletet.¹⁵

$$\begin{aligned} \log(\widehat{\text{árszínvonal}} \text{ változása})_i = & \alpha_i + \hat{\beta}_{1-11,i} D_{\text{hónap}} + \hat{\beta}_{12,i} * D_{2020M7} + \\ & + \hat{\beta}_{13,i} * D_{2021M1} + \hat{\beta}_{14,i} * D_{2020M8} + \hat{\beta}_{15,i} * D_{2020M12} + \hat{\beta}_{16,i} * D_{2021M2} \end{aligned}$$

2. Egyenlet: Kibővített regressziós egyenlet az elhúzódó hatás tesztelésére

A termékszinten becsült hatásokat a bevezetésben bemutatott módon a termékek fogyasztói kosárban betöltött súlya alapján átlagoltam (a súlyokat az adott alcsoportra normáltam).

3.2.1. Eredmények: elhúzódás és áfakulcs típusa

Elsőként arra a kérdésre kerestem a választ, hogy az elhúzódó hatás megjelenik-e a három vizsgált alcsoportban, illetve befolyásolja-e az eredményeket, ha áfakategória szerint szétbontom őket. Az együttes hatás (a termékszintű béták súlyozott átlaga) mellett megnéztem azt is, hogy hány esetben szignifikáns 5%-on az adott hónap koefficiense. Az eredmények az alábbiak.

¹⁵ Elvégeztem a vizsgálatot 2020 szeptember, október és november hónapok bevonásával, de ez nem módosította érdemben az eredményeket.

4. Táblázat: Az áfahatás elhúzódsának vizsgálata, al csoportonként és áfakulcsenként.

	Hónap	Ipari termékek		Feldolgozott élelmiszer		Szolgáltatások	
		β	Szig.	β	Szig.	β	Szig.
Teljes	M7	-1,48	63	-2,38	33	-0,64	24
	M8	-0,21	4	0,35	5	0,01	4
	M12	-0,63	18	-0,13	2	0,04	3
	M1	2,65	55	1,70	22	0,76	17
	M2	0,21	21	0,65	11	-0,18	6
Vizsgált elemszám		116		46		48	
Csökkentett	M7	-0,98	1	-2,20	17		
	M8	0,21	0	0,26	4		
	M12	0,60	2	-0,14	2		
	M1	0,59	2	1,70	13		
	M2	0,07	3	0,62	9		
Vizsgált elemszám		10		29			
Sztenderd	M7	-1,53	62	-2,84	16	-0,63	19
	M8	-0,25	4	0,59	1	-0,03	2
	M12	-0,74	16	-0,12	0	0,03	3
	M1	2,85	53	1,68	9	0,97	14
	M2	0,22	18	0,74	2	-0,19	4
Vizsgált elemszám		106		17		40	

Megjegyzés: A szolgáltatások esetén a „Teljes” kategória a nem adómentes termékeket jelöli. A csökkentett áfakulcsú szolgáltatásokat, illetve vendéglátóipari termékeket alacsony megfigyelésszámuk miatt nem elemeztem. a „Szig.” oszlop azt mutatja, hogy az adott csoporton belül hány termék esetén szignifikáns az adott hónap változója 5%-os szignifikanciaszinten..

Ahogy a táblázatban látható, a változás hónapjaiban minden esetben jóval nagyobb a koefficiensek értéke (abszolút értékben), illetve jellemzően a termékek közel fele esetén egyedi szinten is szignifikáns az adott hónap változója. Ezzel szemben 2020 augusztusa (M8) esetén alig látnunk szignifikáns változókat; egyes esetekben a becsült teljes hatás egyenesen negatív pozitív helyett (noha nullától valószínűleg nem különbözik szignifikánsan). Az eredeti áfaszint visszaállítása környéki változók szintén relatívan közel vannak nullához. Noha már nagyobb számban vannak 5%-on szignifikáns változók termékszínten (főleg 2021 februárjában), de ezek még így sem érik el a termékek 20%-át. Több esetben az együttes becsült hatás a változásokkal ellentétes előjelű, mely tovább erősíti, hogy ez inkább zaj, egyedi sokkok hatása¹⁶, mintsem tényleges áfahatás. Összesítve tehát az mondható el, hogy az áfahatás nem vagy nem jelentősen húzódik

¹⁶ Ilyen egyedi sokkhatások lehetnek például a karácsony környéki leárazások, mely az ipari termékek 2020 decemberi negatív együtthatóját magyarázhatja.

el időben, az rendre azonnali hatásként jelenik meg. Ez összhangban áll Benedek és szerzőtársai (2020) munkájával.

3.2.2. Eredmények: elhúzó-dás és trendinfláció

Következő esetben azt vizsgáltam meg, hogy a pozitív és negatív trendinflációval rendelkező termékcsoportok esetén van-e eltérés az elhúzó-dás mértékében. A szakirodalom alapján (például Ball és Mankiw 1994) esetén pozitív trendinfláció esetén nagyobb hatást várnánk pozitív sokk esetén, míg negatív trendinfláció esetén éppen a pozitív sokk esetén lenne kisebb a hatás. Másként megfogalmazva, pozitív sokkot feltételezve a pozitív trendinflációjú termékcsoport azonnali hatásának nagyobb-nak kellene lennie, mint a negatív trendinflációjúnak, hogy igazolni tudjuk az elméletet. Továbbá negatív trendinfláció esetén pozitív sokk esetén nagyobb elhúzó-dást várunk. Előbbi azt jelenti, hogy 2021 januárjában a koefficiensek értéke nagyobb pozitív trendinfláció esetén, mint negatív esetén. Utóbbi pedig azt, hogy 2022 februárjában negatív trendinfláció esetén nagyobb az együttes hatás, mint pozitív trendinfláció esetén. A menü-költség modell feltételezése miatt előzetes hatást nem várunk. Mindez az áfacsökkentésre fordítva igaz: a 2020 júliusában pozitív trendinflációjú termékek áfahatása nagyobb (abszolút értékben kisebb), mint negatív trendinfláció esetén. A 2020. augusztusi érték pozitív trendinfláció esetén nagyobb, mint negatív esetén.

Módszertani szempontból a 2. egyenletet futtattam le újra annyi különbséggel, hogy vagy csak a pozitív, vagy csak a negatív trendinflációjú termékeket vettem figyelembe. Az így kapott termékszintű becsléseket az adott alcsoportra normált súlyokkal átlagoltam (például a pozitív trendinflációjú ipari termékek súlyai egyet adnak ki összességként).

5. Táblázat: Az áfahatás elhúzóadásának és a hathavi átlagos havi trendinfláció kapcsolatának vizsgálata, alcsoportonkénti áfahatások becslésével.

	Ipari termékek		Feldolgozott élelmiszerek		Szolgáltatások	
Trendinfláció jellege	+	-	+	-	+	-
Termékek száma	73	28	29	9	35	7
M7	-1,77	-1,48	-2,16	-2,39	-0,55	-2,19
M8	-0,13	0,12	0,09	0,46	0,06	-0,06
M12	0,26	0,17	-0,20	-0,22	0,10	-0,26
M1	1,82	1,75	1,73	2,08	0,19	2,18
M2	0,15	0,76	0,56	0,48	-0,22	-0,10

Megjegyzés: Az adatbázist megtisztítottam az outlier adatoktól. Részletek az aszimmetria és trendinfláció kapcsolatának vizsgálata fejezetben.

A „+” a pozitív, a „-”, a negatív trendinflációjú termékeket jelöli; az M7, M8, M12, M1, M2 rendre 2020 júliusát, augusztusát, decemberét, illetve 2021 januárját és februárját jelöli; a velük egy sorban levő értékek pedig a becsült regressziós egyenlet koefficienseinek adott alcsoportra vett súlyozott átlagai.

A táblázatban látható eredmények eltérőek a 3 alcsoportban. Az ipari termékek esetén az azonnali hatás lényegében megegyezik januárban; júliusban a várttól eltérően a pozitív trendinfláció esetén nagyobb csökkenés volt megfigyelhető, bár a különbség nem kimondottan nagy. 2020 februárjában valóban nagyobb a negatív trendinflációjú termékek áfahatása, míg augusztusban és decemberben nem figyelhetők meg lényegi – a két csoport közti vagy nullától való – különbségek. A feldolgozott élelmiszereknél nincs jelentős különbség (0,4 logszázalékpontonál nagyobb) sem azonnali, sem elhúzó hatásban az alapján, hogy milyen a termékek trendinflációja. A szolgáltatások esetén a júliusi negatív sokk hatása jóval nagyobb (abszolút értékben) negatív trendinfláció esetén. Ennek fordítottja is igaz januárban: negatív trendinfláció esetén ismét nagyobb a negatív trendinflációjú termékek esetén az áfahatás.¹⁷ Ez alapvetően nem egyezik meg a várt eredményekkel, mivel a januári hatásnak nagyobbnak kellene lennie pozitív trendinfláció esetén. Lényegi elhúzóadás, illetve azok közt különbség trendinfláció esetén nem figyelhető meg egyik esetben sem. Összeségében az empirikus kutatásom alapján nem állapítható meg, hogy a trendinflációnak hatása lenne az áfahatás elhúzóadására vagy azonnali hatására.

3.3. Betekintés a néhány német iparág koncentráltságába

A német Monopóliumelleni Bizottság (Monopolies Commission 2018) két évente összeállítja a 100 legnagyobb németországi vállalat listáját, melyet főbb iparáganként is rendszerez (mint például kereskedelem, gyártás, szolgáltatások, építőipar). Fő céljuk a német piac potenciális

¹⁷ Ne felejtjük el, hogy a negatív trendinflációjú termékek közé csupán 7 termék került.

kartelljeinek, vagy más fogyasztókat károsító magatartás vizsgálata. Ehhez alapvetően két mutatót használnak. A piaci koncentráció mérésére a Herfindahl-Hirschman Indexet (HHI)¹⁸, illetve a piaci felárat. Előbbi mutató tisztán az iparági bevételek alapján megkapható, ugyanakkor a tanulmány készítői is megjegyzik, hogy ez alapvetően nem biztos, hogy jól jellemzi a piacon zajló versenyt, hiszen néhány, akár két-három (sőt, belépéstől való félelem esetén akár egy) vállalat is erősen versenyzői módon árazhat, noha a koncentráció nagy lehet. Éppen ezért jobb mérőszám lehet a piaci felár mérése, mely azt fejezi ki, hogy egy vállalat mennyire tud eltérni a piaci versenyző ártól¹⁹ – ennek optimális, tökéletes versenyzői értéke 0.

Ahhoz, hogy részletesebb adatokhoz jussak a vállalatokról a piaci felár megállapításához, úgy egy részletesebb adatbázisra, az Orbisra lenne szükségem, ez azonban nem nyilvánosan elérhető. Ebből kifolyólag a német Monopóliumelleni Bizottság elemzéséből indultam ki, melynek 2015-ös adatokat felhasználó részletes jelentését vettem alapul. Ugyan az azóta eltelt 5 évben számos új fejlemény történhetett a piacon, de alapvetően megbízható kiindulási pont arra, hogy néhány iparág koncentrációját, piaci felárát jellemezzük. További probléma, hogy a trendinfláció és tartósság szerepének vizsgálatával ellentétben nem állnak rendelkezésre termékszintű koncentrációs adatok, így eredményeim inkább betekintést nyújtanak néhány lehetséges összefüggésre, mintsem azokat mélyen elemzi és teljes értékűen tár fel ok-okozati összefüggéseket. Alapvetően a szektorok adatai nem is egyeztethetőek össze egy az egyben a három fő elemzett termékcsoportommal (például a szolgáltatások esetén egyes iparágak, mint vendéglátás, erősen tagolt és nem jellemzi nagyobb vállalatok versenye; a gyártóipar helyzete sem egyeztethető teljesen össze az ipari termékekkel, többek közt azért, mert azokat is kiskereskedelembe árulják). Emellett a koncentrációs elemzésben használt – kutatásom szempontjából legértékesebbnek bizonyult – ábrák számadatai nem elérhetők pontosan, így azok becslése a grafikonról készült (pp. 25-26). A főbb megállapításaim a következők.

A kereskedelmi szektorban relatívan alacsony a koncentráció: az átlagos HHI 900-1300 között mozgott a tanulmány vizsgált 8 évében (2007-2015). Ez 1500 alatt koncentrálatlannak mondható az USA-ban, míg Európában az 1000-2000 közötti sáv problémamentes antitröszt szempontjából. A medián érték pedig végig 1000 alatt mozog. Az átlagos felár 2,2-2,7% között mozgott (súlyozatlan átlag), mely szerint a kereskedelmi iparág vállalatai ~2,5%-kal tudták eltéríteni az árakat a tökéletes versenyzői ártól. Amennyiben a vállalatok bevételeivel súlyozott

¹⁸ formálisan: $HHI_{jt} = \sum_{i \in j,t} s_{i,j,t}^2$, ahol s az i . vállalat bevétele a j . piacon, a t . évben

¹⁹ formálisan: $\mu_{it} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}}$, ahol μ a profitmargin, P az ár, λ marginális ár (az utolsó gyártott egység ára), az i . iparágban, a t . évben

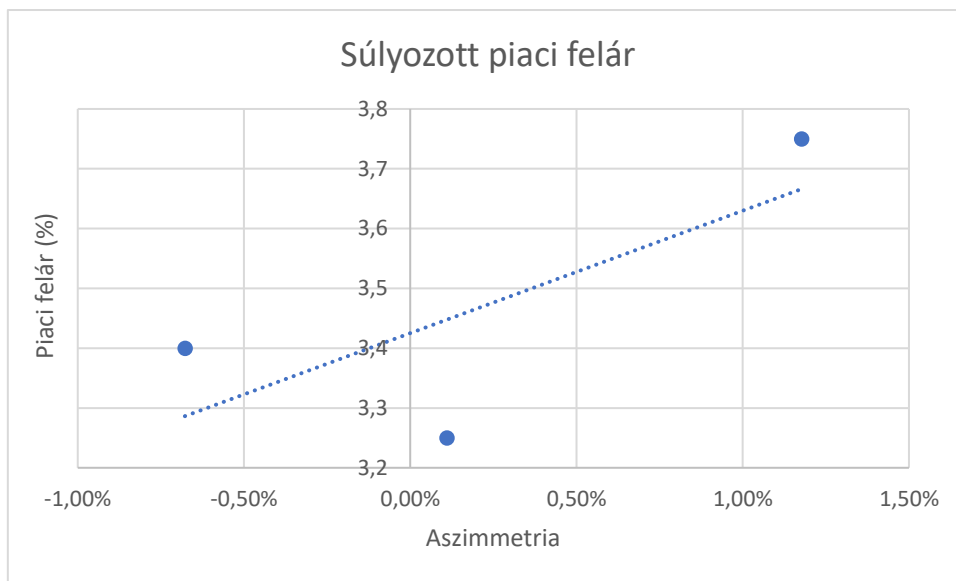
átlagát vesszük, úgy ez a szám már magasabb, a 3,2-3,75% közötti sávban mozog (de mindez alacsonyabb az európai átlagnál). Tekintve, hogy ez a szektor olyan nagy vállalatokat tartalmaz, mint REWE, Aldi, Lidl és Kaufland, EDEKA, melyek mind nagyobb német üzletláncok, így elfogadhatónak tartom azt a hipotézist, hogy a kiskereskedelemben jelentős a verseny, így a feldolgozott élelmiszerek fogyasztói piacán is.

A gyártóiparág esetén, mely olyan nagyobb német vállalatokat tartalmaz a 100 legnagyobb közt, mint Volkswagen (1), Daimler (2.), BMW (3.), Bosch (5.), továbbá a 10 legnagyobb vállalatból 7 a gyártóiparban tevékenykedik (Buchwald és szerzőtársai 2021). A piaci koncentrált-ság itt valamivel magasabb, de az átlag így is az 1500-as HHI körül van. A súlyozott piaci felár pedig egy vizsgált évet leszámítva a 3,5%-4,1%-os sávban mozog, mely magasabb az európai átlagnál. Érdekes lehet még a 90. percentilis koncentrációjának vizsgálata²⁰, melynek értéke a 3000-4000 sávban mozog (vö. a kereskedelemben ugyanez a mutató nem éri el a 3000-at sem, sőt az 1900-3000-as sávban található). Ezek alapján a gyártási iparágban a kereskedelemnél nagyobb piaci erőre következtethetünk, így a nem energetikai ipari termékek esetén is nagyobb piaci erővel bíró vállalatokról beszélhetünk, mint ami a feldolgozott élelmiszerek fogyasztói árát határozza meg.

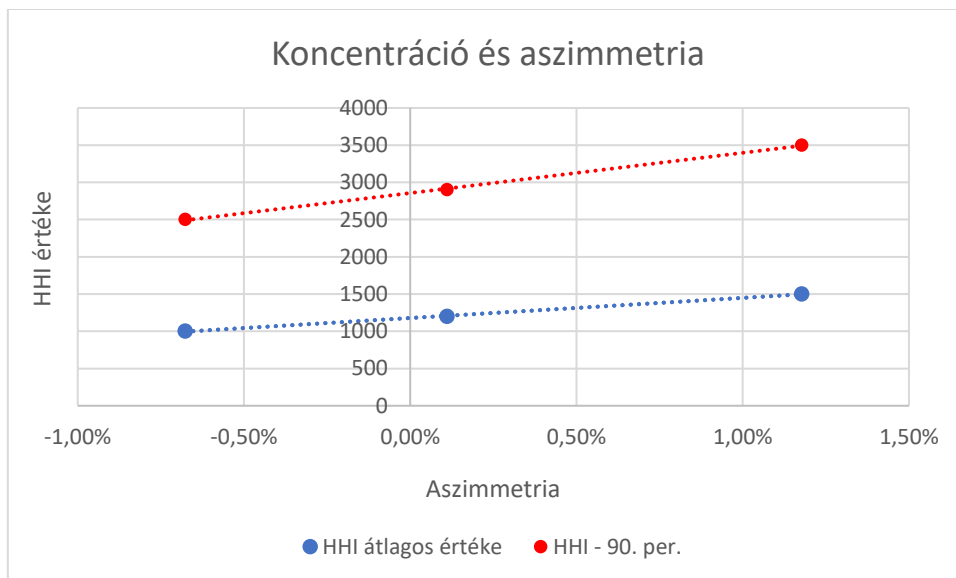
Végül a szolgáltató szektor szerepét érdemes kicsit szemügyre venni. Itt fontos megjegyezni, hogy a szektor egyes iparágai igen eltérőek lehetnek: míg például az éttermek vagy szépség-ápolási piac erősen tagolt és sok kis- és középvállalat jellemzi, addig a más részeit, például telekommunikáció vagy magánegészségügy, nagy szereplők versenyéről szól(hat). Éppen ezért a rendelkezésre álló adatokból nehezebb következtetést levonni, mint az előző két esetben. A 100 legnagyobb szolgáltató vállalat közt elsősorban közlekedési (vasút, repülés), telekommunikáció, illetve könyvvizsgáló cégek szerepelnek. Az átlagos HHI az 1000-1800-as sávban mozog, míg a 90. percentilisé is főképp 3000 alatti érték – ezek alapvetően nem utalnak túlzott koncentrációra. A súlyozott felár itt a legváltozatosabb, 2,5-4,5%-os sávban mozog, de jellemzően nagyobb az európai értékeknél.

Ezek alapján a következő összefüggések vizualizálhatók:

²⁰ A 90. percentilis azt a HHI értéket írja le, mely a 10 legmagasabb százalék fölött megfigyelhető (Monopolies Commission 2018, p. 17)



3. Ábra: A súlyozott piaci felár és 3 termékcsoport aszimmetriájának kapcsolata.
Adatok forrása: Monopolies Commission (2018). Saját szerkesztés.



4. Ábra: 3 iparág koncentrációjának és aszimmetriájának kapcsolata.
Adatok forrása: Monopolies Commission (2018). Saját szerkesztés.

Az ábrák alapján elmondható, hogy a szakirodalmi eredmények alapvetően összhangban látszanak állni az eredményeimmel: minél nagyobb egy termékcsoport esetén a vállalatok piaci ereje (koncentrációs indexszel vagy piaci felár mutatóval kifejezve), annál nagyobb az aszimmetria (és annál kedvezőtlenebb az aszimmetria mértéke a fogyasztóknak). Ne felejtsük el, hogy ezen eredmények inkább betekintésként szolgálnak, a termékszintű adatok akár jelentős eltérést mutathatnának.

3.4. A tartósság kapcsolatának vizsgálata

Az általam feldolgozott szakirodalomban két tanulmány is foglalkozik a termékek tartósságának kérdésével. Ennek abban van szerepe, hogy a tartós termékeket lehet nagyobb mértékben készletezni, így például egy előre ismert áfaemelés előtt fel lehet tölteni a raktárkészleteket. Ez a változtatás előtt nagyobb, utána pedig a szokásoshoz képest kisebb keresletet generál. Peltzman (2000) kimondottan a készletezés szerepét vizsgálja különböző sokkokra adott válaszok aszimmetriájában – ő nem mutat ki egyértelmű kapcsolatot. Benedek és szerzőtársai (2020) a tartósság szerepét vizsgálja áfaváltozások környékén, azaz azt, hogy a termékek tartós jellege alapján mutatkozik-e lényegi eltérés az áfahatásban. Ők arra az eredményre jutnak, hogy alapvetően nincs eltérés ez alapján (az áfakulcsok alapján csoportosítva), ugyanakkor a várttal ellentétben a tartós és nemtartós termékek esetén is hasonló az előzetes hatás, miközben a nemtartós termékek alapvetően nem felhalmozhatók.

Benedek és szerzőtársai (2020) alapján két (három) csoportba osztottam a termékeket: tartós és nemtartós kategóriába (illetve egyes termékeket kivettem az elemzésből).²¹ A tartós kategóriába 58 termék tartozik, amelyből csupán 2 csökkentett áfakulcsú, míg a többi a sztenderd kategóriába tartozik – éppen ezért csak utóbbi csoportra fókuszálva végeztem el az elemzést. A nemtartós termékek esetén 135 sztenderd, 62 csökkentett, 6 átsorolt (vendéglátásba tartozó) és 8 adómentes termék van – ezekből az első két kategóriát elemeztem.

Módszertani szempontból ez a szakasz nem tartalmaz újítást, továbbra is az 1. egyenletet használom, majd a megfelelő alcsoport súlyozott átlagát veszem. Ezt végeztem el tartós és nemtartós ipari termékekre bontva.

Az elemzés elvégzése után két kifejezett kérdésre kerestem a választ. Peltzman (2000) alapján azt vizsgáltam egy kétváltozás regressziós egyenlettel, hogy a terméksztű aszimmetria és tartósság közt van-e kapcsolat. Benedek és szerzőtársai alapján pedig azt elemeztem, hogy a termékek tartós és nemtartós jellege lényegi eltérést mutat-e attól, mintha csak sztenderd és csökkentett kategóriára kontrollálnék, illetve megfigyelhetők-e előzetes (felhalmozási) vagy utólagos (emelés/csökkentés utáni) változások.

²¹ Mindezt a szerzők függeléke alapján, lásd a besorolásról: Table 10 (p. 919-924) és a kivételekről: Table 11. (p. 925)

6. Táblázat: A tartósság szerepének vizsgálata áfakategóriánként

Változó	Tartós		Nemtartós				Együttes			
	Sztenderd		Sztenderd.		Csökkentett		Sztenderd.		Csökkentett	
	β	Szig.	β	Szig.	β	Szig.	β	Szig.	β	Szig.
M7	-1,71	37	-0,89	79	-1,80	32	-1,07	116	-1,81	32
M8	-0,01	0	-0,11	9	-0,02	5	-0,09	9	-0,20	5
M12	0,20	9	-0,05	13	-0,16	4	0,03	22	-0,15	4
M1	2,07	32	3,36	63	1,41	25	3,08	95	1,39	25
M2	0,16	14	0,50	20	-0,10	12	0,43	34	-0,11	12
Aszimmetria	0,36		2,47		-0,39		2,01		-0,42	
Vizsgált elemszám	56		135		62		191		64	

Megjegyzés: a β a terméksztű együtthatók fogyasztói kosárban vett súlyokkal számított átlaga; a „Szig.” oszlop azt mutatja, hogy az adott csoporton belül hány termék esetén szignifikáns az adott hónap változója 5%-os szignifikanciaszinten; az első oszlopban szereplő változók rendre 2020. július, augusztus, december, 2021. január és február hónapját jelölik; az aszimmetria a júliusi és januári együttható összege.

Az első kérdés eredménye az, hogy alapvetően nincs kapcsolat a tartósság és aszimmetria közt (részletek a függelékben). Ezzel eredményeim összhangban állnak Peltzman eredményeivel. A második kérdés esetén a táblázat értékeiből érdemes kiindulni. Mivel a terméksztű együtthatóbecslések nem térnek el attól függően, hogy tartósság/áfakulcs szerint csoportosítom őket, így a különböző oszlopok együttható azonosságának becslése sem vizsgálható (hiszen termékszinten azonosak). Az áfaváltoztatások hónapjaiban minden kategóriában jelentős áfahatás figyelhető meg, mely a termékek többségét érintette. Tekintve, hogy a csökkentett kulcsú termékek döntő többsége nemtartós, így ott nem is vártunk lényegi eltérést. Ugyanakkor a sztenderd kulcsú termékek esetén némi eltérés látható. A tartós termékek esetén közel szimmetrikus volt a sokkhatás és az együttes hatásnál nagyobb mértékben csökkentettek az üzletek. A nemtartós termékekénél jelentős az aszimmetria, mely elsősorban az emelési eredményből következik – ez az elméleti (2,85 logszázalékos) értéknél is nagyobb (3,36). Előbbi kategóriába elsősorban közlekedési eszközök és azok tartozékai, illetve háztartásban megtalálható berendezési és használati eszközök találhatók. Utóbbi kategóriába olyan termékek tartoznak, mint ruhadarabok, szépségápolással kapcsolatos termékek, illetve számos szolgáltatás (elsősorban háztartással kapcsolatosak). A tartós és nemtartós kategória közt lényegi különbség a vásárlási gyakoriság is (tartós termékeket jellemzően évnél ritkábban, míg nemtartós termékeket jóval gyakrabban vásárolnak az emberek), illetve egy termék ára (tartós esetén magasabb). Így az eltérő áfahatást az is magyarázhatja, hogy a ritkábban vásárolt és egyben magasabb árú termékek esetén az átlagos fogyasztó nagyobb keresési költséggel is hajlandó vásárolni, mely így kevésbé emeli meg az árat.

Elővásárlási hatás sem a tartós, sem a nemtartós termékek esetén nem figyelhető meg: a 2020 decemberi együttható értéke közel nulla szinte valamennyi kategóriában és a termékek többsége esetén nem szignifikáns a változó. Hasonlóan érdemi utóhatás sem figyelhető meg. Ebből arra következtethetünk, hogy nincs felhalmozási hatás vagy legalábbis ennek hatása nem gyűrűzött be az árakba.

Összefoglalás

Dolgozatomban azon kérdéseket vizsgáltam, hogy a 2020-as ideiglenes német áfacsökkentés árszínvonalra gyakorolt hatásai hogyan magyarázhatók közgazdasági értelemben. Kiemelten vizsgáltam azt a kérdést, hogy milyen okai lehetnek a 2020 júliusi csökkentés és 2021 januári emelés közti áfahatás eltérésének, azaz az aszimmetriának, noha annak elméletileg (pusztán az áfaváltozást figyelembe véve) szimmetrikusnak kellene lennie. Választ kerestem a szakirodalom alapján arra a kérdésre is, hogy milyen tényezők (például tartósság, koncentráció) magyarázhatják a terméksoportonként eltérő áfahatásokat. Vizsgáltam továbbá az áfahatás időbeli megjelenését, azaz azt, hogy a vállalatok azonnal vagy időben elhúzódva reagáltak a változtatásra.

Dolgozatom kiindulási alapját korábbi munkám (Heilmann 2021) adta, melyben a németországi áfaváltoztatást hatásait elemeztem empirikus módon három termékkategóriában (nem energetikai ipari termékek, feldolgozott élelmiszerek, piaci árazású szolgáltatások). Jelen dolgozatomban azonos adatokkal – a 2014 december és 2021 február közti HICP besorolás szerint négyes, illetve tízes szintű havi árszínvonallal – dolgoztam, melyekhez a fogyasztói kosárban meglévő súlyokat rendeltem, egyes elemzések esetén további adatokkal kiegészítve. Fontos, hogy ezek termékszintű árindexek, üzletszintű mikroadatokhoz nem fértem hozzá.

Az első részletesen vizsgált kérdés a termékszintű aszimmetria és trendinfláció kapcsolata volt. Itt Ball és Mankiw (1994) cikkéből indultam ki. A szerzőpáros munkája alapján pozitív trendinfláció esetén negatív sokkokra kisebb árválaszt adnak a vállalatok, mint pozitív esetén, mivel az árváltoztatásnak költsége van. Pozitív trendinflációt feltételezve idővel a vállalatoknak ismét az eredeti szintre kellene emelni az árakat. Ezt a költséget megtakaríthatják, ha elodázzák az árcsökkentést és megvárják, míg a trendinfláció ismét reális értékre hozza áraikat. Negatív trendinfláció esetén a helyzet fordított: pozitív sokk esetén kisebb az árválasz. Nulla trendinfláció esetén pedig szimmetrikus választ feltételeznek. Megmutattam, hogy a 2020-as német adatokon

nem igazolható az elmélet: szinte valamennyi alkategóriában, áfakulcstól függetlenül inszignifikáns a trendinfláció és aszimmetria kapcsolata termékszinten. Az eredmény robusztus.

Második kérdésként azt vizsgáltam, hogy az áfahatás időben hogyan jelent. Ehhez először betekintést nyújtottam több árelméleti modellbe. Calvo 1983-as ragadós áras modellje alapján a vállalatok véletlenszerűen kapnak lehetőséget átárazásra, így nem tud minden üzlet azonnal reagálni a sokkhatásra. Ez alapján azon vállalatok, akik a tényleges változtatás előtt kapnak lehetőséget átárazásra, azok már hamarabb megváltoztatják áraikat (ez az előzetes hatás), míg akik később, azok csak utólag (utólagos hatás). Itt fontos megjegyezni, hogy mivel a törvényt csak 2020. június végén fogadták el, így 2020. július esetén nem várható előzetes hatás, csak az eredeti szint visszaállítása. Mankiw és Reis (2002) ragadós információs modellje alapján csupán a vállalatok egy része szerzi be az új információt adott időszakban és az árváltoztatásnak költsége van. Ez alapján előzetes hatást nem, de utólagos hatást várhatunk. Golosov és Lucas (2007) menü-költség modelljének fő eleme, hogy az árváltoztatás drága, így a vállalatok csak akkor teszik ezt meg, ha megéri számukra. Ez alapján, ha átáraz egy vállalat, azt várhatóan azonnal megteszi. Más modellek, mint a már említett Ball és Mankiw (1994) cikk negatív sokk esetén elhúzódozó hatásról ír (pozitív trendinfláció esetén), míg pozitív sokk esetén azonnaliról. Fő eredményem alapján nem mutattam ki érdemi elhúzódozó hatást egyik termékcsoporthoz sem, lényegében az áfahatás azonnal jelentkezett a változtatások hónapjában. Ez Golosov és Lucas elméleti modelljéhez áll legközelebb. Továbbá lényegi különbség elhúzódozásban, aszimmetriában nem figyelhető meg a trendinfláció jellegét figyelembe véve.

Harmadik kutatási kérdésem az iparági koncentrálttság és a piaci felár, illetve aszimmetria közötti kapcsolat feltárására tett kísérletet. Eredményeim itt a leggyengébbek, mivel nem tudtam termékszintű adatokat elemezni, így inkább ezen rész betekintésnek tudható. A szakirodalomban gyakran foglalkoznak a piaci verseny, illetve ennek mérőszámainak, mint a Herfindahl-Hirschmann-index (koncentrálttság) és piaci felár kapcsolatának vizsgálatával (például Peltzman 2000, Bils és Klenow 2004). A Német Monopóliumelleni Bizottság (2018) tanulmányát felhasználva alapvetően arra a következtetésre jutottam, hogy nagyobb koncentrációjú iparágak, illetve nagyobb piaci felár esetén nagyobb mértékű – a fogyasztók számára kedvezőtlen – aszimmetria látszik kirajzolódni.

Negyedik kutatási területként a tartósság szerepét elemeztem termékszinten. Itt az adatsort Benedek és szerzőtársai (2020) munkája alapján egészítettem ki tartós és nemtartós termékekkel (illetve néhány esetben kizártam termékeket). Itt két kérdést elemeztem. Peltzmannal (2000) összhangban megmutattam, hogy a tartósság és aszimmetria között nincs kapcsolat. Ezután

Benedek és szerzőtársai alapján vizsgáltam, hogy előzetes, illetve utólagos hatásban van-e eltérés tartós és nemtartós termékek közt. Ennek alapja, hogy tartós termékek esetén mind a vállalatok, mind a fogyasztók felhalmozhatnak, készletezhetnek előzetesen – ezzel az emelés előtt nagyobb, utána pedig kisebb keresletet generálva. Elhúzódo hatást itt sem tudtam igazolni. Ugyanakkor lényegi különbség a két kategória közt, hogy sztenderd kulcsú termékek esetén a nemtartós termékekénél jóval nagyobb volt az emelés hatása, mint a tartósak esetén. Ezt első sorban keresési költséggel magyaráztam: a tartós termékek jellemzően nagyobb értékűek és ritkán vásároljuk őket, így jobb árakért hajlandóak a fogyasztók többet keresni.

Összességében elmondható, hogy kutatásom során több közgazdasági összefüggést sikerült feltárnom a korábbi empirikus eredményeim mögött. Noha egyes eredményeim nem támasztanak alá egy-egy ismertebb elméleti modellt (például Ball és Mankiw 1994), de mégis mélyebb megértést nyújtanak a 2020-as német áfaváltoztatás árszínvonalra gyakorolt hatásában.

Források

A dolgozatban használt elemzések STATA programcsomaggal készültek. A tisztított adatok és kódok az alábbi linken elérhetők: https://github.com/heilmanni/German_VAT_change

Ball, L. és Mankiw, N. G. (1994): Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. *The Economic Journal*. Vol. 104, pp. 247-261

Benedek, D., De Mooij, R. A., Keen, M., Wingender, P. (2020): Varieties of VAT pass through. *International Tax and Public Finance*. Vol. 27, pp. 890-930

Benzarti, Y., Carloni, D., Harju, J., Kosonen, T. (2020): What Goes Up May Not Come Down: Asymmetric Incidence of Value-Added Taxes. *Journal of Political Economy*, Vol. 128, No. 12, pp. 4438-4474

Bils, M. és Klenow, P. J. (2004): Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*. Vol. 112, No. 5, pp. 947-985

Buchwald, A., Hotten, R., Rothbauer, J. és Weche, J. P. (2021): The Top 100 Companies Panel Database – Five Decades of Aggregate Concentration Surveys in Germany. *Journal of Economics and Statistics*. Vol. 241, No. 5-6, pp. 787-800

Calvo, G. A. (1983): Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 12, No. 3, pp. 383-398

Caplin, A. S. és Spulber, D. F. (1987): Menu Costs and the Neutrality of Money. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 102. No. 4, pp. 703-725

Dhyne, E., Álvarez, L. J., Hoeberichts, M., Kwapil, C., Le Bihan, H., Lünemann, P., Martins, F., Sabbatini, R., Stahl, H., Vermeulen, P., Vilmunen, J. (2006): Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro-Evidence. *Journal of the European Economic Association*. Vol. 4., No. 2-3, pp. 575-584

Destatis (2022): Gross domestic product (GDP). Elérhető: <https://www.destatis.de/EN/Themes/Economy/National-Accounts-Domestic-Product/Tables/gdp-bubbles.html>, utolsó letöltés: 2022. április 3.

Gábel, P. és Reiff, Á. (2010): Price Setting in Hungary—A Store-Level Analysis. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 31, pp. 161-176

Golosov, M. és Lucas, R. E. Jr. (2007): Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy*. Vol. 115, No 2, pp. 171-199

Heilmann, I. (2021): A 2020-as ideiglenes német áfaváltoztatás árszínvonalra gyakorolt hatása. TDK dolgozat, BCE, Monetáris politika szekció.

Karádi, P. és Reiff, Á. (2010): Inflation asymmetry, menu costs and aggregation bias – A further case for state dependent pricing. *MNB Working Papers*. No. 2010/3, Magyar Nemzeti Bank, Budapest

Karádi, P. és Reiff, Á. (2019): Menu Costs, Aggregate Fluctuations, and Large Shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*. Vol. 11, No. 3, pp. 111-146

Kashyap, A. K. (1995): Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 110, No. 1, pp. 245-274

Kehoe, P. és Midrigan, V. (2015): Prices are sticky after all. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 75, pp. 35-53

Klenow, P. J. és Kryvtsov, O. (2008): State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does it Matter for Recent U.S. Inflation? *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 123, No. 3, pp. 863-904

Maćkowiak, B. és Wiederholt, M. (2009): Optimal Sticky Prices under Rational Inattention. *American Economic Review*. Vol. 99, No. 3, pp. 769-803

Mankiw, N. G. és Reis, R. (2002): Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 4, pp. 1295-1328

Monopolies Commission (2018): Trends in indicators of market power in Germany and Europe. XXII. Bienial Report of the Monopolies Commission („Competition 2018”).

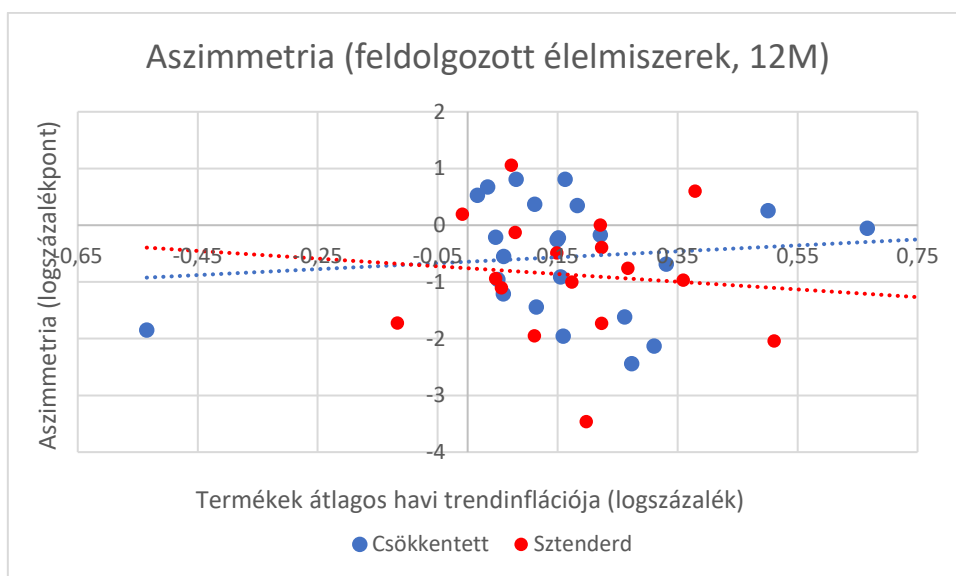
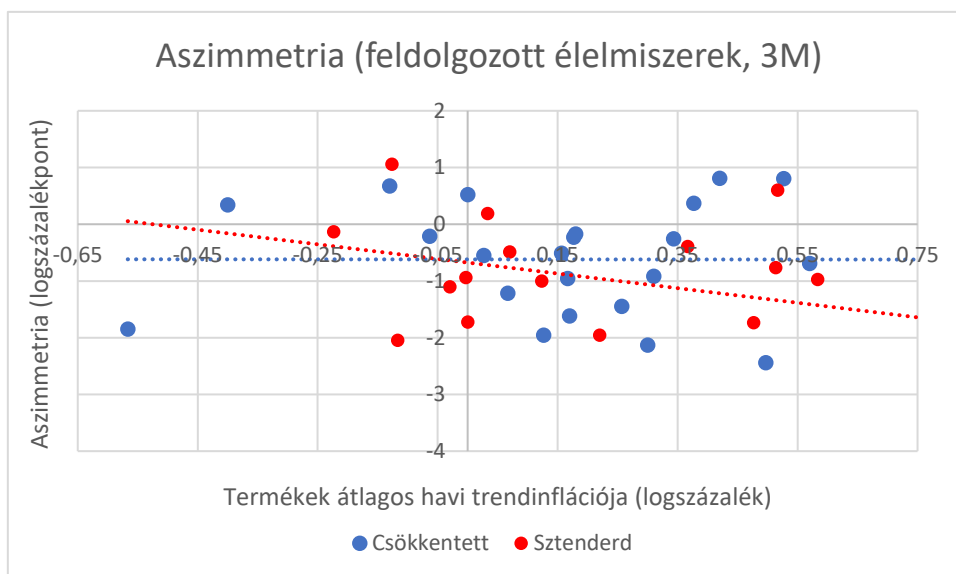
Nakamura, E. és Steinsson, J. (2008): Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 123, No. 4, pp. 1415-1464

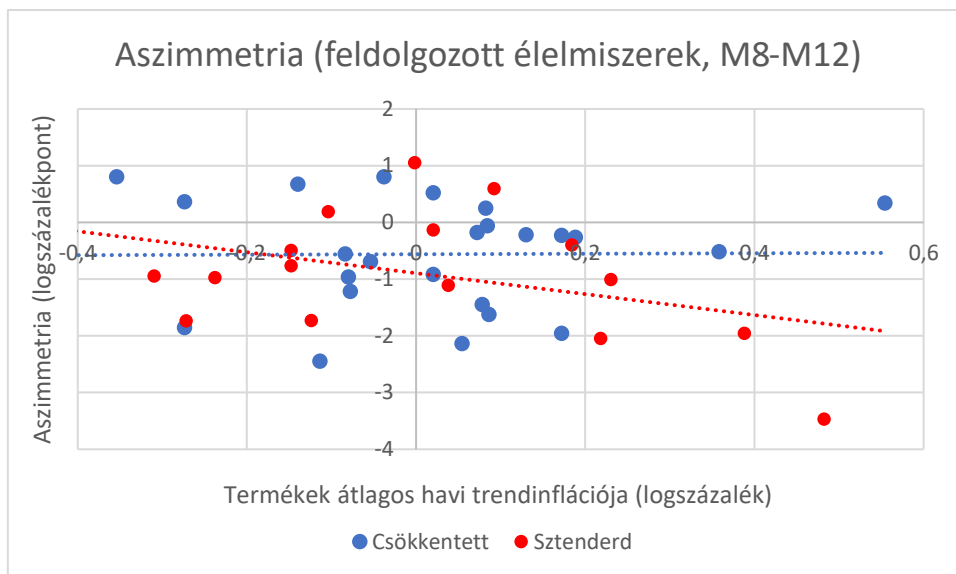
Peltzman, S. (2000): Prices Rise Faster than They Fall. *Journal of Political Economy*. Vol. 108, No. 3, pp. 466-502

- Politi, R. B. és Mattos, E. (2011): Ad-valorem tax incidence and after-tax price adjustments: evidence from Brazilian basic basket food. *Canadian Journal of Economics*. Vol. 44, No. 4, pp. 1438-1470
- Rotemberg, J. J. (1982): Sticky Prices in the United States. *Journal of Political Economy*. Vol. 90, No. 6, pp. 1187-1211
- Sims, C. A. (2003): Implications of rational inattention. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 50, pp. 665-690
- Umsatzsteuergesetz (UStG) (2021): Änderung § 12 UStG vom 18.03.2021. §12 15. A teljes változat függelékkel elérhető (német nyelven): https://www.gesetze-im-internet.de/ustg_1980/UStG.pdf, utolsó letöltés: 2022. április 3.
- Yang, H. és Ye, L. (2008): Search with learning: understanding asymmetric price adjustments. *RAND Journal of Economics*. Vol. 39, No. 2, pp. 547-564
- Zbaracki, M. J., Ritson, M., Levy, D., Dutta, Shantanu és Bergen, M. (2004): Managerial and Customer Costs of Price Adjustment: Direct Evidence from Industrial Markets. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 86, No. 2, pp. 514-533
- Zweites Corona-Steuerhilfegesetz (2020): Zweites Gesetz zur Umsetzung steuerlicher Hilfsmaßnahmen zur Bewältigung der Corona-Krise (Zweites Corona-Steuerhilfegesetz). Artikel 3 (p. 1514). *Bundesgesetzblatt, Teil I. Nr. 31, Bonn, Németország*.

Függelék

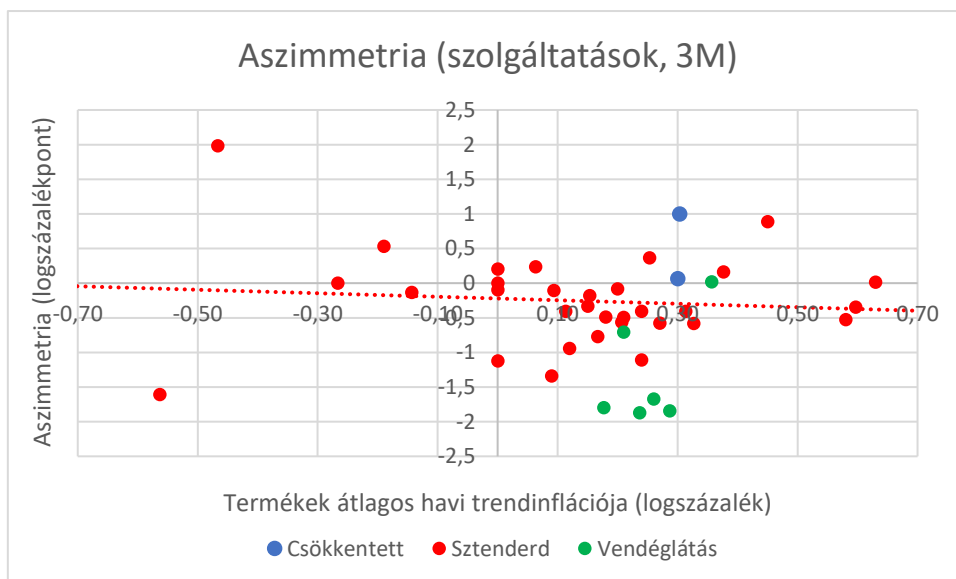
Feldolgozott élelmiszerek

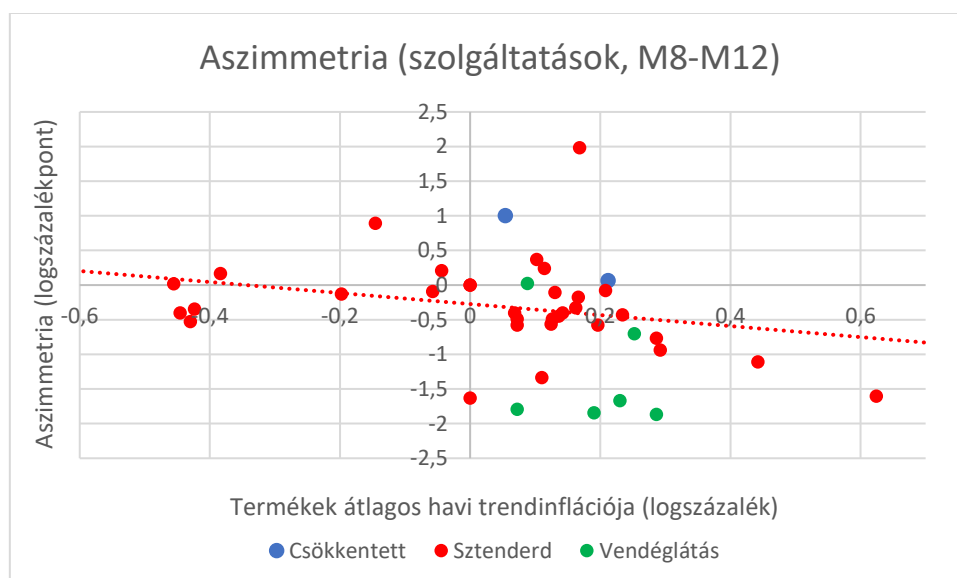
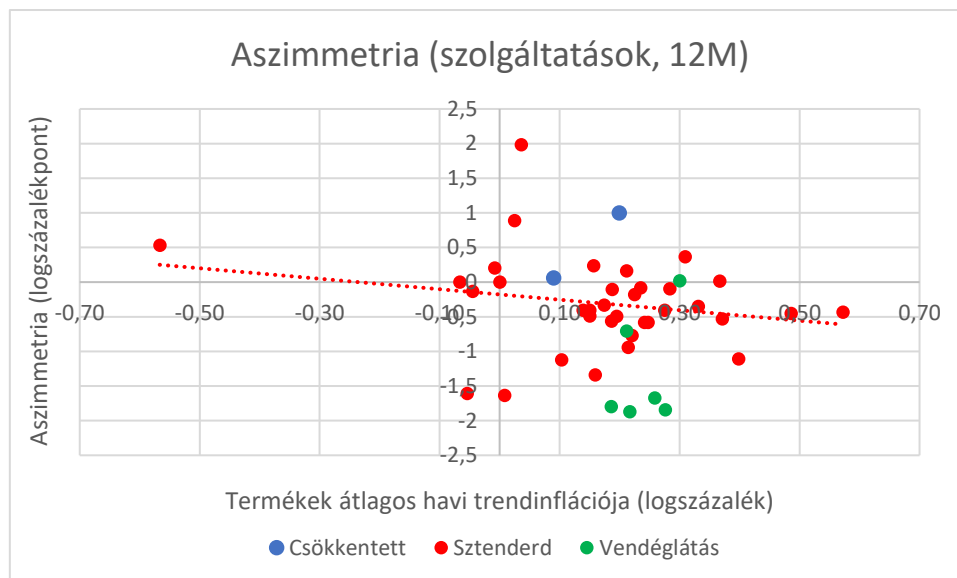




5. Ábra: Az aszimmetria és trendinfláció kapcsolatának robustusságvizsgálata termékenként, sztenderd és csökkentett áfakulcsú kategóriákban, feldolgozott élelmiszerek esetén. Saját szerkesztés.
Megjegyzés: az outlierok eltávolításával, részletekért lásd a függelék későbbi részét.

Szolgáltatások





6. Ábra: Az aszimmetria és trendinfláció kapcsolatának robusztusságvizsgálata termékenként, sztenderd, csökkentett és vendéglátás áfakulcsú kategóriákban, szolgáltatások esetén. Saját szerkesztés.

Megjegyzés: az outlierok eltávolításával, részletekért lásd a függelék későbbi részét.

Az outlierok kiválasztása

Az outlier adatok kiválasztásakor a következő szempontokat vettem figyelembe:

1. A termékszintű aszimmetria mértéke (a júliusi és januári koefficiens összege) ne legyen nagyobb az áfacsökkentés teljes lehetséges hatásánál, azaz rendre 2,55 és 1,89 logszázalékpontnál sztenderd és kedvezményes kulcs esetén.²² Mivel a

²² Az áfaváltoztatás hatása logaritmálás esetén szimmetrikus, számítási módja a következő: $\log \frac{100 + \text{áf}_{új}}{100 + \text{áf}_{rég}} * 100$, így például $\log \frac{100 + 19\%}{100 + 16\%} * 100 = 2,55$.

szakirodalomban is előfordul túlgűrűzés, így az elemzésbe bevonható ezen értékek 1,25-szöröse, azaz 3,19 és 2,36.

2. A termékszintű trendinfláció előző hat havi átlaga ne legyen nagyobb, mint havi 1 log-százalék (mely közel 1%). Ez évi 12 logszázalékos inflációt jelent, mely viszonylag magas érték. Ilyen esetekben magas lehet egyéni sokkok hatása (például fontos input árának jelentős világpiaci árváltozása)
3. Azokban az esetekben, amikor az előző hathavi átlagos havi trendinfláció 1% alatt maradt, de a 3, 12 vagy évvégi 5 havi átlag afelett volt, akkor csak azon regressziók esetén megtisztítottam az adatokat ezektől az adatoktól.

7. Táblázat: Az aszimmetria miatt kizárt outliernek minősülő változók

Termék	Alcsoport	Aszimmetria	Megjegyzés
Audio CD or audio book	Ipari termékek	-13,37	Rögzített média
Binding services and E-book downloads		7,53	Rögzített média
Fiction books		-2,61	Rögzített média
Games and hobbies		-4,79	
Garments for infants (0 to 2 years) and children (3 to 13 years)		8,73	Ruházat
Garments for men		7,39	Ruházat
Garments for women		7,74	Ruházat
Make-up		-4,50	
Movie on DVD or blu-ray disc		-18,30	Rögzített média
Other articles of clothing		6,24	Ruházat
Portable sound and vision devices		-5,25	Rögzített média
Chocolate	Feldolgozott élelmiszerek	-1,96	Kakaóbabtól erősen függő
Cocoa and powdered chocolate		-2,13	
Cocoa-based spread		-6,64	
Confectionery products		-2,51	
Honey		-2,55	
Margarine and other vegetable fats		5,15	
Olive oil		-3,51	
Pasta products and couscous		-3,46	
Sauce mix, sauce thickener or the like		-3,93	
Yoghurt		-2,44	
Legal services and accountancy	Szolgáltatások	7,48	
Television and radio licence fees, subscriptions		3,86	

8. Táblázat: Az aszimmetrián túl magas trendinfláció miatt kizárt változók (a zárójelben lévő hónap jelzi, hogy melyik esetben zártam ki)

Termék	Alcsoport	Kizárt átlag	Kizárt hónap trendinflációja
Equipment for sport	Ipari termékek	M3	1,50
Fee for flower or plant delivery		M8-M12	1,11
Memory card or USB flash drive		M3, M8-12	-1,32; -1,28
Repair of therapeutic appliances and equipment		M8-M12	-1,31
Software		M3, M8-M12	2,64; -1,84
Streaming music		M3	-1,23
Fresh low fat milk	Feldolgozott élelmiszerek	M3	1,73
Fresh whole milk		M3	1,43
Sugar		M12	1,48
Fees and service charges of brokers, investment counselors	Szolgáltatások	M8-M12	2,008
Hairdressing for men and children		M3	1,66
Hairdressing for women		M3	1,28
Mobile telephone equipment		M8-M12	-1,206
Other fees and services		összes	M6: 2,52
Other postal services		M3	-1,38
Photographic services		összes	M6: -1,26
Recreational and sporting services - Attendance		összes	M6: 1,22

Jól látszik, hogy a túlgűrűzés meg nem engedésének egyedül a feldolgozott élelmiszereknél van szerepe, ott is csupán két termékénél. Az eredményeket ez érdeemben nem módosítja.

9. Táblázat: A koncentrációs elemzéshez felhasznált adatok, saját eredmények, illetve a Monopolies Commission (2018) alapján (p. 25-26)

	Aszimmetria	HHI átlagos értéke	HHI - 90. per.	Súlyozott piaci felár
Nem energetikai ipari termékek	1,18%	1500	3500	3,75
Feldolgozott élelmiszerek	-0,68%	1000	2500	3,4
Szolgáltatások	0,11%	1200	2900	3,25

Az aszimmetria és tartósság kapcsolatának elemzése:

- Regressziós egyenlet: $Aszimmetria_i \sim tartósság$ ahol az i . termék tartós vagy nemtartós, a tartósság pedig egy dummy változó (értéke 1, ha tartós a termék)
- Eredmények: koefficiens: -0,11; p-érték: 0,79; F-teszt p-értéke: 0,79