

DOKTORI ÉRTEKEZÉS

Váry Miklós

Pécs, 2020

**Pécsi Tudományegyetem
Közgazdaságtudományi Kar
Regionális Politika és Gazdaságtan Doktori Iskola**

**Hiszterézis és a monetáris politika
hosszú távú reálhatása
Egy hibrid menüköltség modell elemzése
ágensalapú szimulációkkal**

DOKTORI ÉRTEKEZÉS

Készítette: Váry Miklós

**Témavezető: Dr. Mellár Tamás, DSc.
professor emeritus**

Pécs, 2020

“... az események folyamata nem prediktálható sem hosszú, sem rövid távon a pénz viselkedésének ismerete nélkül az előbbi és az utóbbi állapot között. És ez az, amire gondolnunk kéne, amikor egy monetáris gazdaságról beszélünk ... a következő feladat a termelés egy monetáris elméletének kidolgozása bizonyos részletességgel ... a feladat, amivel mostanában foglalkozom némi meggyőződéssel, hogy nem vesztegetem az időmet.”

John Maynard Keynes, 1933
Idézi: Davidson (1987, 146. p.)
(Saját fordítás)

Tartalomjegyzék

1. Bevezetés	1
2. A monetáris politika reálhatása.....	17
2.1. A monetáris politika hosszú távú reálhatása.....	17
2.1.1. Elméleti álláspontok.....	17
2.1.1.1. A főáramú álláspont evolúciója.....	18
2.1.1.2. Keynes és a posztkeynesiánusok álláspontja.....	21
2.1.2. Empirikus bizonyítékok pro és kontra	25
2.2. A monetáris politika rövid távú reálhatása	30
2.2.1. A nemtökéletes áralkalmazkodás újkeynesi elméletei	31
2.2.2. A DSGE-típusú menüköltség modellek evolúciója.....	38
3. A hiszterézis közgazdasági jelentősége és mechanizmusai.....	45
3.1. A hiszterézis aktualitása a 2008-as pénzügyi válság tükrében	45
3.2. A hiszterézis közgazdasági elméletörténete és mechanizmusai	49
3.3. A hiszterézis gazdaságpolitikai implikációi	60
4. A menüköltség modell és kalibrálása	65
4.1. A szimulációk módszertana.....	65
4.1.1. Az ágensalapú közgazdasági modellezés sajátosságai	65
4.1.2. A menüköltség modell módszertani jellemzői	76
4.2. Az empirikus adatok	79
4.3. A menüköltség modell	84
4.3.1. A piac keresleti oldala.....	84
4.3.2. A piac kínálati oldala	87
4.3.3. A szimulációk menete	96
4.4. A menüköltség modell kalibrálása.....	98
4.4.1. A kereslet-kínálat interakciók erősségének becslése	98
4.4.2. A további paraméterek értékeinek kalibrálása	102

5. A nemlineáris áralkalmazkodás és a kereslet-kínálat interakciók szerepe a hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulásában	111
5.1. <i>A benchmark modellváltozat</i>	113
5.2. <i>Hiszterézis és a monetáris politika hosszú távú reálhatása nemlineáris áralkalmazkodás mellett</i>	119
5.3. <i>Két potenciális ellenérv.....</i>	121
5.3.1. <i>Dinamikus optimalizálás</i>	122
5.3.1.1. <i>Egy modellváltozat dinamikusan optimalizáló vállalatokkal</i>	123
5.3.1.2. <i>A modellváltozat megoldása és az optimális döntési szabály.....</i>	125
5.3.1.3. <i>Egy monetáris sokk hatásai.....</i>	128
5.3.2. <i>Idioszinkratikus termelékenységi sokkok.....</i>	130
5.3.3. <i>Empirikus értékelés</i>	131
5.4. <i>Hiszterézis és a monetáris politika hosszú távú reálhatása kereslet-kínálat interakciók mellett</i>	133
6. A monetáris politika hosszú távú reálhatásának mértéke	139
6.1. <i>Egy tipikus monetáris sokk hosszú távú reálhatása</i>	140
6.2. <i>A monetáris sokk nagyságának hatása a hosszú távú hatásosságára</i>	145
6.3. <i>A pozitív és a negatív monetáris sokkok aszimmetrikus hosszú távú reálhatásai</i>	149
6.4. <i>A kereslet-kínálat interakciók erősségének hatása egy tipikus monetáris sokk hosszú távú hatásosságára</i>	152
7. Összegzés	157
Felhasznált irodalom.....	169
Függelék	187

Táblázatok jegyzéke

1. táblázat: A nemtökéletes áralkalmazkodás újkeynesi modelljeinek csoportosítása ...	32
2. táblázat: A nemtökéletes áralkalmazkodás négy modelljének összevetése a mikroszintű stilizált tényekkel	37
3. táblázat: Az amerikai potenciális GDP növekedési rátájának és a kibocsátási résznek az idősorain végrehajtott kiterjesztett Dickey-Fuller próbák eredményei.....	99
4. táblázat: A kereslet-kínálat interakciók erősségének és az aggregált termélekénységi sokkok szórásának OLS becslései	100
5. táblázat: A modellváltozatok összetevői.....	106
6. táblázat: A paraméterek értékei a modell különböző változataiban	108
7. táblázat: A célzott és a nemcélzott momentumok értékei az empirikus és a modell különböző változatai által szimulált adatokban	109
8. táblázat: A modellváltozatok összetevői és eredményei.....	158
F1. táblázat: A paraméterek értékei a G modellváltozatban a kereslet-kínálat interakciók erősségének különböző értékei mellett	220

Ábrák jegyzéke

1. ábra: A reál GDP és trendértékeinek alakulása Németországban, az USA-ban, az Európai Unióban és Magyarországon, 2000-2017	46
2. ábra: A nemnulla árváltozások (baloldali panel) és az árváltozási gyakoriságok (jobb-oldali panel) empirikus eloszlásai	81
3. ábra: Az A0 modellváltozat fázisdiagramja	118
4. ábra: Az A0, A és B modellváltozatok egy háromszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválaszai	120
5. ábra: Az inaktivitási tartomány az aggregált nominális kereslet növekedési üteme és az előző időszak kibocsátása által meghatározott állapotterben a C modellváltozat keretei között.....	127
6. ábra: Az A, C és D modellváltozatok egy kétszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválaszai	129
7. ábra: Az A0, E és F modellváltozatok egy egyszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválaszai	137
8. ábra: A G modellváltozat egy egyszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválasza	141
9. ábra: Az aggregált reálkibocsátás impulzusválasz függvénye mögött meghúzódó egyedi trajektóriák pozitív tartományban lévő aránya egy egyszórásnyi pozitív monetáris sokk érkezését követő időszakokban.....	142
10. ábra: Egy monetáris sokk hosszú távú hatásossága a G modellváltozatban a sokk nagyságának függvényében pozitív és negatív sokk esetén.....	146
11. ábra: Egy egyszórásnyi pozitív monetáris sokk hosszú távú hatásossága a G modellváltozatban a kereslet-kínálat interakciók erősségének függvényében.....	153
F1. ábra: Az aggregált reálkibocsátás növekedési rátájának és az inflációs rátának az alap pályái a G modellváltozatban a beégési periódus folyamán	207
F2. ábra: Az aggregált reálkibocsátás növekedési rátájának és az inflációs rátának az átlaga és szórása a G modellváltozatban a beégési periódus hosszának függvényében ..	208
F3. ábra: A diszkretizálás koncepciójának illusztrálása $L = 3$ állapot esetén	215

Függelékek jegyzéke

F1. függelék: A monopolisztikus verseny Dixit-Stiglitz modelljének néhány technikai részlete	189
F1.1. A keresleti függvény levezetése	189
F1.2. A helyettesítési rugalmasságok levezetése	195
F2. függelék: A menüköltség modell néhány technikai részlete	197
F2.1. Az áralkalmazkodási küszöb várható értéke és szórása	197
F2.2. Az idioszinkratikus termelékenységi sokkok varianciája.....	199
F2.3. A termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli korrelációja	203
F2.4. A beégési periódus hosszának megválasztása.....	205
F2.5. Ekvivalencia a potenciális kibocsátás növekedési rátája és a kínálati potenciál aggregált komponensének növekedési rátája között.....	209
F3. függelék: Az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját meghatározó AR(1) folyamat diszkrét közelítése.....	213
F3.1. Az intervallumok határpontjainak meghatározása	215
F3.2. A diszkrét állapotok meghatározása	216
F3.3. Az átmenetvalószínűségek meghatározása.....	217
F3.4. A diszkretizálási eljárás zárása	217
F4. függelék: A menüköltség modell G változatának kalibrálása a kereslet-kínálat interakciók erősségének különböző értékei mellett	219
A függelékben felhasznált irodalom.....	223

Absztrakt

A doktori értekezés szerzője: Váry Miklós

Címe: Hiszterézis és a monetáris politika hosszú távú reálhatása: Egy hibrid menüköltség modell elemzése ágensalapú szimulációkkal

Témavezető: Dr. Mellár Tamás, DSc., professor emeritus

A főáramú monetáris makroökonómia egyik sarokköve a hosszú távú monetáris semlegesség koncepciója, amely szerint a pénzmennyiség tartós változásai nem gyakorolnak hatást a reálgazdaságra hosszú távon. Széleskörű elfogadottsága ellenére számos empirikus bizonyíték szól a hosszú távú monetáris semlegesség ellen. Ezek arra is utalnak, hogy átmeneti keresleti sokkok permanens hatást gyakorolhatnak a reálgazdaságra, vagyis hiszterézishez vezethetnek. A doktori értekezés egyik célja annak vizsgálata, hogy milyen szerepet játszik a hiszterézisnek és a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak kialakulásában az a két közgazdasági mechanizmus, amely képes lehet magyarázni a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését a posztkeynesi közgazdászok szerint. Az egyik mechanizmus a nemlineáris áralkalmazkodás, amelynek létezését az áralkalmazkodáshoz kapcsolódó fix költségekkel, ún. menüköltségekkel indokolja az értekezés. A másik mechanizmust a kereslet-kínálat interakciók, vagyis a kibocsátási réstől a potenciális kibocsátás irányába mutató pozitív visszacsatolások alkotják. Egy hibrid menüköltség modell ágensalapú szimulációkkal történő elemzése rámutat, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás hiszterézishez vezet a modell legegyszerűbb változataiban, de ezek rosszul magyarázzák az áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus megfigyeléseket. A hiszterézis kibontakozása a modellben független attól, hogy korlátozottan vagy tökéletesen racionálisak-e a vállalatok. A modell empirikus teljesítménye javítható a vállalatokat érő idioszinkratikus termelékenységi sokkok feltevésének bevezetésével, azonban ez megszünteti a hiszterézist. Viszont az a jelenlétükben is fennmarad, ha kereslet-kínálat interakciók okozzák, amelyek által könnyebbnek bizonyul empirikusan releváns magyarázatot adni a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésére, mint nemlineáris áralkalmazkodás segítségével. A doktori értekezés másik célja annak vizsgálata, hogy mekkora a monetáris politikának a két mechanizmus jelenlétében kibontakozó hosszú távú reálhatása. A modell kalibrálása úgy történik, hogy jól illeszkedjen a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos két empirikus eloszlásra. Becslése szerint egy tipikus monetáris sokk hosszú távú reálhatása jelentős: nagyjából egynegyede gyűrűzik át az aggregált reálkibocsátásba hosszú távon. Az eredmény monetáris politikai implikációja az, hogy nagyobb hangsúlyt kell helyezniük a jegybankoknak reálgazdasági célok követésére a monetáris politikájuk tervezése során, mint a közvélekedés szerint. Az értekezés azonban rámutat, hogy a monetáris politika hosszú távú hatása a reálgazdaságra nem korlátok nélküli. Egyrészt egy monetáris sokk hosszú távú hatásossága csökken a nagyságának növekedésével. Másrészt a pozitív és a negatív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai aszimmetrikusak: a sokk nagyságának egy köztes tartományában a negatív sokkok hatásosabbak hosszú távon a pozitívaknál.

Journal of Economic Literature (JEL) kódok: E12, E31, E32, E37, E52

Tárgyszavak: hiszterézis, hosszú távú monetáris semlegesség, ármerevség, menüköltségek, kereslet-kínálat interakciók, ágensalapú modellezés

1. Bevezetés

A hosszú távú monetáris semlegesség a főáramú monetáris makroökonómia egyik sarokköve David Hume *A pénzről (On Money)* és *A kamatról (On Interest)* című úttörő esszéinek megjelenése óta (Lucas, 1996). A pénz akkor semleges hosszú távon, ha egy, a nominális pénzmennyiség *szintjét* érő váratlan permanens sokk – vagy másként fogalmazva egy, a nominális pénzmennyiség *növekedési rátáját* érő váratlan átmeneti sokk – nem gyakorol permanens hatást a reálgazdaságra (Lucas, 1996; Bullard, 1999). Robert Lucas a következőképpen foglalta össze a hosszú távú monetáris semlegességgel kapcsolatos közvélekedést a Nobel-díjának átvételekor tartott előadásában: „... a [hosszú távú] monetáris semlegesség ... központi jellemzője kell, hogy legyen bármely monetáris vagy makroökonómiai elméletnek, amely azt állítja magáról, hogy komolyan vehető empirikusan¹” (Lucas, 1996, 666. p.).

Ha a pénz valóban semleges hosszú távon, az fontos következményekkel jár a monetáris politika számára. Ebben az esetben ugyanis legfeljebb csak *rövid távon* képesek befolyásolni a reálgazdaságot a jegybankok, hosszú távon az összes monetáris politikai intézkedés hatása kizárólag az árszínvonalban csapódik le. Habár rövid távon hatásos lehet a monetáris politika a gazdaságban jelenlévő nominális merevségek miatt, elsősorban arra kell törekedniük a jegybankoknak, hogy alacsonyan és stabilan tartsák az inflációs rátát, és simítsák a gazdaság rövid távú ciklikus ingadozásait a nemtökéletes áralkalmazkodás által okozott jóléti veszteségek csökkentése érdekében, hiszen hosszú távon úgyis képtelenek befolyásolni a reálgazdasági aktivitást. Tehát a hosszú távú monetáris semlegesség az egyik kulcsfeltevés a szigorú inflációs célkövetés politikájának optimalitása mögött, amit az újkeynesi monetáris makroökonómia korai elméletei hangsúlyoztak (Woodford, 2003; Galí, 2008).

Széleskörű elfogadottsága ellenére a hosszú távú monetáris semlegességgel kapcsolatos empirikus bizonyítékok korántsem egyértelműek. Ugyan számos empirikus kutatás megerősíti az érvényesülését (Boschen – Otrok, 1994; Boschen – Mills, 1995; King – Watson, 1997), más kutatások eredményei szerint a hosszú távú monetáris semlegesség hipotézisének elfogadása vagy elvetése függ attól, hogy melyik ország képezi a vizsgálat tárgyát (Olekalns, 1996; Haug – Lucas, 1997), valamint attól, hogy melyik monetáris

¹ Saját fordítás.

aggregátum méri a pénzmennyiséget (Weber, 1994; Coe – Nason, 1999). Olyan empirikus tanulmányok is találhatóak a szakirodalomban, amelyek meggyőző bizonyítékokat mutatnak be a hosszú távú monetáris semlegesség érvényesülése ellen (Fisher – Seater, 1993; Atesoglu, 2001; De Grauwe – Costa Storti, 2004; Atesoglu – Emerson, 2009). Ezek közül a legfrissebb Jorda et al. (2020) tanulmánya, amelynek szerzői instrumentális változós módszerrel identifikálnak exogén monetáris politikai sokkokat, és egy lokális projekciós módszert alkalmaznak az identifikált sokkok hosszú távú reálhatásainak becslésére, amelyek statisztikailag és közgazdaságilag egyaránt szignifikánsnak bizonyulnak az eredményeik szerint.

Ha valóban sérül a hosszú távú monetáris semlegesség, az azt jelenti, hogy a pénzmennyiség növekedési rátáját érő átmeneti sokkok tartósan módosítják a gazdaság reálváltozóinak szintjeit, amelyek dinamikájában ezek szerint *hiszterézis* bontakozik ki. Akkor figyelhető meg hiszterézis egy dinamikus rendszerben, ha átmeneti sokkok permanens hatást gyakorolnak a rendszer állandósult állapotára (Amable et al. 1993; Göcke, 2002). A 2008-as pénzügyi válságból való kilábalás során megélnékült a közgazdászok érdeklődése a hiszterézis iránt, ugyanis a legtöbb fejlett gazdaság nem tért vissza a válság előtti növekedési pályájára a válság jelentette átmeneti sokk lecsengését követően, hanem egy tartósan alacsonyabb szintű, sőt számos esetben tartósan alacsonyabb növekedési rátával is jellemezhető pályára állt rá. Számos közgazdász a hiszterézis egy megnyilvánulásaként értelmezi ezt a jelenséget (Ball, 2014; Hall, 2014; Blanchard et al., 2015).

A hiszterézis potenciális jelenléte a GDP empirikus idősorokban ellentmond a főáramú makroökonómiát napjainkban is meghatározó új neoklasszikus szintézis alapkoncepciójának. Az új neoklasszikus szintézis szerint ugyanis egy gazdaság hosszú távú növekedési pályája független a rövid távú ciklikus ingadozásaitól. A hosszú távú – potenciális – növekedési pálya exogén módon meghatározott kínálatoldali tényezők, elsősorban a termelékenység- és a népességnövekedés üteme által. Rövid távon befolyásolhatják keresletoldali tényezők is a gazdaság reálváltozóinak alakulását a piaci alkalmazkodás bizonyos súrlódásai és tökéletlenségei miatt, de hosszú távon tökéletesen összehangolja a piaci ármechanizmus az aggregált kereslet növekedését az aggregált kínálat exogén módon meghatározott növekedési ütemével (Woodford, 2003; Galí, 2008). Ez a kettősség – ti. hogy más tényezők határozzák meg a gazdaság működését rövid és hosszú távon – képezi az új neoklasszikus szintézis alapját, hiszen azt jelenti, hogy rövid távon az újkeynesiánusok elképzelései szerint működik a gazdaság, hosszú távon viszont az újklasszikusok elméleteinek megfelelően (Mellár, 2010). Ha azonban tényleg hiszterézis

látható a válságot követő empirikus GDP idősorokban, akkor a 2008-as pénzügyi válsághoz hasonló átmeneti keresleti sokkok hatást kell, hogy gyakoroljanak a gazdaságok hosszú távú növekedési pályáira, ami azt jelenti, hogy nem csak rövid, hanem hosszú távon is befolyásolják keresletoldali tényezők a reálváltozók alakulását. A hosszú távú monetáris semlegesség sérülése és a hiszterézis valójában ugyanannak az éremnek a két oldala: mindkét esetben átmeneti sokkok gyakorolnak permanens hatást a reálgazdaságra, ám az előbbi esetben konkrétan a pénzmennyiség növekedési rátáját éri az átmeneti keresleti sokkok.

A hosszú távú monetáris semlegesség ellen és a hiszterézis érvényesülése mellett szóló empirikus bizonyítékok relevanciáját elfogadva arra a kérdésre keresem a választ a doktori értékezésben, hogy szignifikáns makroszintű reálhatás kibontakozásához vezet-e hosszú távon a monetáris sokkokhoz történő heterogén mikroszintű áralkalmazkodás két olyan közgazdasági mechanizmussal karöltve, amelyek a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését eredményezhetik a posztkeynesi monetáris makroökonomia elméletei szerint. Az egyik posztkeynesi mechanizmus a nemlineáris áralkalmazkodás, ami egy vízszintes szakasz kialakulásához vezet a Phillips-görbében, a másik pedig a kereslet-kínálat interakciók, vagyis a kibocsátási réstől a potenciális kibocsátás irányába mutató pozitív visszacsatolások működése a gazdaságban (Palacio-Vera, 2005; Fontana, 2007; Fontana – Palacio-Vera, 2007; Kriesler – Lavoie, 2007). Az áralkalmazkodás nemlineáris jellegét az újkeynesi monetáris makroökonomiában megszokott módon az áralkalmazkodáshoz kapcsolódó fix költségek, ún. menüköltségek jelenlétével indoklom (Barro, 1972; Mankiw, 1985; Golosov – Lucas, 2007; Midrigan, 2011).

A tágan megfogalmazott kérdést két konkrét kutatási kérdésre bontom az operacionalizálhatóság érdekében. A K1 kutatási kérdés arra vonatkozik, hogy pontosan mi a két említett posztkeynesi mechanizmus szerepe a hiszterézisnek és a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak kialakulásában, kijelenthető-e az áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus megfigyelésekkel való összevetés alapján, hogy az egyiknek fontosabb a szerepe, mint a másiknak.

- **K1:** Milyen szerepet játszik a nemlineáris áralkalmazkodás és a kereslet-kínálat interakciók működése az aggregált reálkibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulásában?

Ha sikerül megérteni, hogy milyen közgazdasági mechanizmusok játszanak fontos szerepet a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak kialakulásában, akkor kézenfekvően merül fel a kérdés, hogy vajon elegendően nagyok-e ezek a hosszú távú reálhatások ahhoz, hogy érdemes legyen figyelmet fordítani rájuk a monetáris politika gyakorlata során. A K2 kutatási kérdés erre vonatkozik.

- **K2:** Mekkora hosszú távú reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak nemlineáris áralkalmazkodás és kereslet-kínálat interakciók jelenlétében?

A kutatási kérdésekre egy hibrid menüköltség modell segítségével keresem a választ, amely a dinamikus sztochasztikus általános egyensúlyi (DSGE – *Dynamic Stochastic General Equilibrium*) típusú menüköltség modellek alapstruktúráját kombinálja a posztkeynesi monetáris makroökonómiából származó intuíciókkal, és amelyek viselkedését ágensalapú szimulációk segítségével elemzem.

A modell hidat próbál képezni az ágensalapú és a DSGE modellek között a Dilaver et al. (2018), valamint Gobbi és Grazzini (2019) által képviselt szellemiségnek megfelelően. Haldane és Turrell (2019) szintén amellett érvelnek, hogy több olyan hibrid modellre lenne szükség, amely tartalmaz néhány ágensalapú összetevőt, ugyanakkor közvetlenül összehasonlítható a DSGE benchmarkkal. Az ágensalapú modellösszetevők lépésenkénti ki-/bekapcsolásával világossá tehető, hogy milyen hatásaik vannak a modell által produkált eredményekre. Ez a modellezési megközelítés megkönnyíti az ágensalapú és a DSGE modellek összehasonlítását, egyúttal segít világossá tenni azokat a közgazdasági mechanizmusokat, amelyek eltérő eredményekre vezetnek a DSGE benchmarkhoz képest az ágensalapú közgazdaságtan (ACE – *Agent-Based Computational Economics*) újszerű feltevései mellett. A doktori értekezésben bemutatásra kerülő modell ebbe a hibrid modellezési irányzatba illeszkedik: a struktúrája hasonlít a monetáris sokkok *rövid távú* reálhatásainak elemzésére kidolgozott DSGE-típusú menüköltség modellekéhez (Golosov – Lucas, 2007; Gertler – Leahy, 2008; Nakamura – Steinsson, 2010; Midrigan, 2011; Alvarez et al., 2016; Karádi – Reiff, 2019), de kiegészül néhány posztkeynesi és ágensalapú összetevővel, amelyek alkalmassá teszik a heterogén mikroszintű árdinamika és a monetáris sokkok makroszinten kibontakozó hosszú távú reálhatásai közti összefüggések elemzésére. Az említett modellösszetevők lépésenkénti bevezetésével könnyen tanulmányozhatóvá válik a szerepük a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak kibontakozásában vagy elmaradásában.

A modell különböző összetevőket tartalmazó változatait úgy kalibrálom, hogy a lehető legpontosabban illeszkedjenek a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos két empirikus eloszlásra. Az eloszlásokat a Dominick's adatállományból származtatom, ami az egyik legnépszerűbb mikroszintű empirikus adatállomány, amelyet menüköltség modellek kalibrálásához használni szokás (Midrigan, 2011; Alvarez et al., 2016). Az egyes modellváltozatok empirikus teljesítményét úgy értékelem, hogy megvizsgálom, mennyire jól reprodukálják az empirikus eloszlások kulcsfontosságú momentumait.

A mikroszintű áralkalmazkodást jellemző empirikus adatokkal végzett számításokat, a modellváltozatok programozását, kalibrálását és a szimulációs gyakorlatokat Matlab segítségével végeztem el. A bemutatásra kerülő ábrák esztétikai színvonalának növelése érdekében Microsoft Excelbe exportáltam a Matlab által szimulált adatokat, és a rajtuk alapuló ábrákat már Excel használatával készítettem el. Annak érdekében, hogy megalapozott becslést adjon a modell a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásaira, meg kellett becsülnöm a kereslet-kínálat interakciók erősségét, valamint a monetáris sokkok szórását és perzisztenciáját is az USA-ból származó empirikus adatok alapján. Ezeket a becsléseket, valamint a hiszterézisnek a 2008-as pénzügyi válságot követő potenciális megnyilvánulását szemléltető *1. ábrán* látható Hodrick-Prescott trendpályák számítását EViews segítségével végeztem el.

Nyolc hipotézist fogalmaztam meg előzetesen a kutatás eredményeit illetően. Az első öt hipotézis a K1 kutatási kérdéshez kapcsolódik.

- **H1:** Felépíthető olyan változata a menüköltség modellnek, amelynek keretei között a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet az aggregált kibocsátás dinamikájában.

A H1 hipotézist Delgado (1991) és Dixit (1991) eredményeire alapozom, az ő menüköltség modelljeik keretei között ugyanis el lehet fogadni a H1 hipotézist. A hiszterézis közgazdasági szakirodalmának általában tekintve is közismert eredménye, hogy a piaci alkalmazkodás bizonyos fix költségei hiszterézist idézhetnek elő. Ezek a fix költségek tipikusan a vállalatok piaci belépéséhez (Baldwin – Krugman, 1989; Dixit, 1989; 1992) vagy a beruházási tevékenységeik megkezdéséhez kapcsolódnak (Bassi – Lang, 2016), de Cross (1994) eszközválasztási modelljében például a befektetők pozícióinak hazai devizáról külföldre, vagy külföldről hazaira történő átváltásának fix költsége vezet hiszterézishez.

Ha az áralkalmazkodás fix költségei, vagyis a menüköltségek is hiszterézist eredményeznek a doktori értekezésben bemutatásra kerülő modell keretei között, az joggal veti fel a kérdést, hogy vajon miért érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség a közelmúlt népszerű DSGE-típusú menüköltség modelljeiben, és miért nem bontakozik ki hiszterézis a kereteik között. Két lehetséges okot azonosítottam előzetesen, amelyek magyarázhatják ezt a rejtélyt. Egyrészt az értekezésben bemutatásra kerülő modell korlátozottan racionális vállalatai egy heurisztikus döntési szabály alapján határoznak az árakról a posztkeynesi közgazdaságtan (Lavoie, 2014) és az ágensalapú közgazdaságtan (Tesfatsion, 2006; Dosi, 2012; Fagiolo – Roventini, 2017) szemléletmódjával összhangban, a DSGE-típusú menüköltség modellek tökéletesen racionális vállalatai viszont dinamikus optimalizálással. Másrészt Delgado (1991) és Dixit (1991) menüköltség modelljeiben, valamint az értekezésben bemutatásra kerülő modell legegyszerűbb változataiban nem érik a vállalatokat idioszinkratikus termelékenységi sokkok mikroszinten, a DSGE-típusú menüköltség modellekben viszont igen. Ezek alapján fogalmaztam meg a H2 és a H3 hipotéziseket.

- **H2:** Ha dinamikus optimalizálással döntenek az árakról a menüköltség modell vállalatai, akkor a nemlineáris áralkalmazkodás nem eredményez hiszterézist az aggregált kibocsátás dinamikájában, és érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség.
- **H3:** Ha idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik a menüköltség modell vállalatait, akkor a nemlineáris áralkalmazkodás nem eredményez hiszterézist az aggregált kibocsátás dinamikájában, és érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség.

A H2 hipotézist arra alapozom, hogy tökéletesen racionális, előrettekintő vállalatok dönthetnek úgy, hogy racionális megfizetni a menüköltséget a jelenben a tökéletes áralkalmazkodás hiányából fakadó végtelen nagy várható jövőbeli veszteségek elkerülése érdekében, és az így kibontakozó tökéletes áralkalmazkodás eltüntetheti a hiszterézist és a monetáris sokk hosszú távú reálhatását. A H3 hipotézis hátterében pedig az áll, hogy minden vállalat szembesülhet előbb-utóbb egy elegendően nagy idioszinkratikus sokkkal a monetáris sokk lecsengése közben, amely várhatóan áralkalmazkodásra kényszerítheti. Ilyenkor a monetáris sokkhoz is alkalmazkodhatnak egyúttal a vállalatok, ami tökéletesen rugalmas makroszintű áralkalmazkodást eredményezhet hosszú távon.

Közismert, hogy az idioszinkratikus termelékenységi sokkok feltevése szükséges ahhoz, hogy képes legyen egy menüköltség modell reprodukálni azt a stilizált tényt, amely szerint az empirikus árváltozások átlagosan nagyok (Golosov – Lucas, 2007), valamint az eloszlásuk megfelelő megválasztása elengedhetetlen ahhoz, hogy reprodukálható legyen a nemnulla árváltozások empirikus eloszlásának alakja (Midrigan, 2011). Ez alapozza meg a H4 hipotézist.

- **H4:** Jelenlegi tudásunk szerint a menüköltség modellnek csupán bizonyos elméleti szempontból releváns változataiban képes magyarázni a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését és az aggregált kibocsátás dinamikájának hiszteretikus jellegét, empirikusan releváns változataiban nem.

Kereslet-kínálat interakciók jelenlétében számos posztkeynesi és újkeynesi modell keretei között kibontakoznak hosszú távú reálhatásaik a monetáris sokkoknak (Fontana – Palacio-Vera, 2007; Kriesler – Lavoie, 2007; Galí, 2015; 2020; Garga – Singh, 2020; Jorda et al., 2020), ami kézenfekvően vezet a H5 hipotézis megfogalmazásához.

- **H5:** A kereslet-kínálat interakciók a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezetnek az aggregált kibocsátás dinamikájában a menüköltség modell empirikusan releváns változatainak keretei között is.

Az utolsó három hipotézis a K2 kutatási kérdéshez kapcsolódik.

- **H6:** A menüköltség modell realizztikusan kalibrált változatában jelentős mértékű egy tipikus monetáris sokk hosszú távú reálhatása.

Amennyiben igaznak bizonyul a H6 hipotézis, joggal merül fel a kérdés, hogy miért nem fognak a jegybankok radikális monetáris expanzióba a reálgazdaság tartós élénkítése érdekében. Egy lehetséges magyarázat az, hogy a monetáris politika hosszú távú hatásossága csökken a monetáris sokk nagyságának növekedésével. A magyarázat helytállóságát valószínűsíti az a menüköltség modellek szakirodalmából ismert eredmény, amely szerint egy monetáris sokk *rövid távú* hatásossága csökken a nagyságának függvényében, hiszen egy nagyobb sokkra több vállalat reagál áralkalmazkodással (Karádi – Reiff, 2012). A H7 hipotézisben azt fogalmazom meg, hogy a monetáris sokk *hosszú távú* hatásosságára is általánosítható lehet ez az eredmény.

- **H7:** A monetáris politika hosszú távú hatásossága csökken a monetáris sokk nagyságának növekedésével.

Végül érdemes lehet megvizsgálni, hogy van-e különbség az expanzív és a restriktív monetáris politika hosszú távú reálhatásai között. A *rövid távú* reálhatásait illetően rendelkezésre állnak támpontok. Jelentős empirikus bizonyítékok szólnak amellett, hogy a pozitív és a negatív monetáris sokkok rövid távú reálhatásai aszimmetrikusak: a negatív monetáris sokkok hatásosabbak a pozitívaknál (DeLong – Summers, 1988; Cover, 1992; Morgan, 1993). A H8 hipotézisben azt valószínűsítem, hogy a hosszú távú reálhatásra is általánosítható ez az eredmény.

- **H8:** A pozitív és a negatív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai aszimmetrikusak: a negatív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon, mint a pozitívak.

A doktori értékezés legfontosabb eredményei a következők. Elsőként megmutatom, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet a menüköltség modell legegyszerűbb változatainak keretei között. Ezután elkészítem a modell egy dinamikusan optimalizáló vállalatokat tartalmazó változatát, és megmutatom, hogy az előzetes várakozásaim ellenére ebben a modellváltozatban is sérül a hosszú távú monetáris semlegesség, és kibontakozik hiszterézis. Nem a dinamikusan optimalizáló vállalatok feltevése tehát az oka annak, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás nem vezet a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez a DSGE-típusú menüköltség modellekben. Majd ismét korlátozottan racionális árazási viselkedés mellett feltételezem, hogy idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik a vállalatokat, és megmutatom, hogy ez megszünteti a nemlineáris áralkalmazkodás által generált hiszterézist az aggregált kibocsátás dinamikájában, és visszaállítja a hosszú távú monetáris semlegességet. Az idioszinkratikus termelékenységi sokkok jelenléte tehát az oka annak, hogy a DSGE-típusú menüköltség modellekben érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség, az aggregált kibocsátás dinamikája pedig nem hiszteretikus a kereteik között. Mivel idioszinkratikus termelékenységi sokkok hiányában nem képesek a menüköltség modellek reprodukálni azt a stilizált ténytet, amely szerint az átlagos empirikus árváltozás nagy (Golosov – Lucas, 2007), és a nemnulla árváltozások empirikus eloszlásának további fontos momentumaira sem illeszkednek jól (Midrigan, 2011), két következtetést fogalmazok meg:

1. Lehetséges olyan elméleti modelleket építeni, amelyekben a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet, de ezek a modellek nem állnak összhangban az áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus megfigyelésekkel jelenlegi tudásunk szerint.

2. Aki ragaszkodik ahhoz a posztkeynesi elképzeléshez, amely szerint a nemlineáris áralkalmazkodás fontos szerepet játszik a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésében és a hiszterézis kialakulásában, annak találnia kell egy alternatív feltevést az idioszinkratikus termelékenységi sokkok érkezése helyett, amely mellett legalább olyan jól illeszkednek a menüköltség modellek a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus eloszlásokra, mint idioszinkratikus termelékenységi sokkok jelenlétében, és amely nem szünteti meg a monetáris politika nemlineáris áralkalmazkodás következtében kibontakozó hosszú távú reálhatását és a hiszterézist. Érdekes, ám komoly kihívásokat tartogató jövőbeli kutatási feladat lehet találni egy ilyen feltevést.

Ezt követően megmutatom, hogy a kereslet-kínálat interakciók a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezetnek idioszinkratikus termelékenységi sokkok jelenlétében is, ezért az említett jelenségek empirikusan releváns magyarázatoként képesek szolgálni. Az eredmények arra utalnak, hogy a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésének két posztkeynesi magyarázata közül relevánsabb empirikusan a kereslet-kínálat interakciók működése, mint az áralkalmazkodás nemlineáris jellege. A doktori értekezésben bemutatásra kerülő menüköltség modell teljeskörű változata tartalmaz idioszinkratikus termelékenységi sokkokat, ezért annak keretei között is a kereslet-kínálat interakciók felőlesek a hiszterézisnek és a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak kialakulásáért, de a nemlineáris áralkalmazkodás is fontos szerepet játszik a hosszú távú reálhatás *mértékének* meghatározásában, miután létrehozták azt a kereslet-kínálat interakciók.

A monetáris sokkok hosszú távú reálhatásait meghatározó közgazdasági mechanizmusok feltárását követően áttérek azok mértékének elemzésére a modell teljeskörű változatának segítségével. Megállapítom, hogy a teljeskörű modellváltozat jól illeszkedik a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos összes fontos empirikus momentumra, ezért alkalmas arra, hogy megalapozott becslést adjon a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak mértékére. A becslés eredménye szerint egy tipikus monetáris sokk 23,08%-a – közel egynegyede – az aggregált reálkibocsátásban csapódik le hosszú távon, míg a maradék 76,92%-a – nagyjából háromnegyede – az árszínvonalba gyűrűzik át. Ez arra utal, hogy a hosszú távú monetáris semlegesség sérülése nem csupán egy érdekes elméleti lehetőség, hanem a valóságban is jelentős hosszú távú reálhatása lehet a monetáris politikának, amellyel a jegybanki döntések előkészítése során is érdemes számolni.

A jelentős mértékű hosszú távú reálhatásból nem következik, hogy korlátlanul élénkíthetik a reálgazdaságot a jegybankok hosszú távon. Rámutatok, hogy a monetáris politika hosszú távú hatásossága romlik, az inflációs hatásai pedig aránytalanul erősödnek, ahogy a monetáris sokk nagysága növekszik. Végül megmutatom, hogy a pozitív és a negatív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai aszimmetrikusak trendinfláció jelenlétében: a negatív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon a pozitívaknál a sokk nagyságának egy köztes tartományában, ezen a tartományon kívül azonban a pozitív sokkok bizonyulnak hatásosabbaknak a negatívaknál.

Az eredményeknek fontos implikációik vannak a monetáris politika gyakorlata számára. Ha a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai valóban jelentősek, akkor nincs *isteni egybeesés* (Blanchard – Galí, 2007): az infláció stabilizálásával nem stabilizálják egyúttal a reálgazdaságot is a jegybankok. Egy rövid távú defláció hosszú távú károkat okozhat a reálgazdaságnak, amelyeket nem biztos, hogy kompenzálnak a hasznai. Ilyen körülmények között nem lehet optimális monetáris politika a szigorú inflációs célkövetés, sőt annál is nagyobb hangsúlyt kell helyezniük reálgazdasági célok követésére a jegybankoknak – az elsődleges céljuk, az árstabilitás fenntartása mellett –, mint egy egyszerű rövid távú monetáris politikai átváltás (*trade-off*) jelenlétében. Két posztkeynesi szerző, Fontana és Palacio-Vera (2007) azt javasolják a jegybankok számára, hogy egyfajta *ruggalmas oppurtinista* módon közelítsék meg az inflációs célkövetés politikáját a hosszú távú monetáris semlegesség sérülése esetén: kis inflációs sokkokra ne reagáljanak, így elkerülhetik, hogy hosszú távú károkat okozzanak a reálgazdaságnak. Ehelyett jobban teszik, ha megvárják, hogy egy deflációs sokk magától visszavigye az inflációs rátát a célértékének közelébe. Ha az inflációs sokk nagy, akkor természetesen elkerülhetetlen a monetáris restrikciónak. Deflációs sokkok esetén viszont akkor is érdemes monetáris expanzióba kezdeniük a jegybankoknak, ha a sokk kicsi, hiszen nem csak az inflációs rátát közelíthetik a célértékéhez ezáltal, de hosszú távú reálnyereségeket is generálhatnak.

A közelmúltban DSGE-típusú, újkeynesi szellemiségű modellek is megjelentek a szakirodalomban, amelyeket a monetáris sokkok kereslet-kínálat interakciók jelenlétében kibontakozó hosszú távú reálhatásainak tanulmányozására építettek (Galí, 2020; Garga – Singh, 2020; Jorda et al., 2020). Ezekben a modellekben is jelentős hosszú távú reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak realiztikus kalibrációk mellett. A hosszú távú monetáris semlegesség sérülése esetén optimális monetáris politikát illetően jellemzően arra a konklúzióra jutnak, hogy új reálgazdasági célok követésébe kell kezdeniük a jegybankoknak a szokásos céljaik követése, az infláció és a kibocsátási rés stabilizálása

mellett. A foglalkoztatottság szintje, a munkanélküliség ráta szintje (Galí, 2020) vagy a teljes tényezőtermelékenység (TFP – *Total Factor Productivity*) növekedési rátájának az állandósult állapotbeli értékétől való kumulatív eltérése (Garga – Singh, 2020) megfelelő addicionális célokként szolgálhatnak a kereslet-kínálat interakciók pontos természetétől függően.

A doktori értekezés négy újszerű aspektusból járul hozzá a szakirodalomhoz:

1. Tisztázza a posztkeynesi monetáris makroökonomia, a hiszterézis és a menü költség modellek szakirodalmának néhány homályos összefüggését. Egyértelműsíti, hogy mik azok a feltételek, amelyek mellett a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet az aggregált kibocsátás dinamikájában, és mik azok, amelyek mellett nem. Megmagyarázza, miként lehetséges az, hogy a piaci alkalmazkodás bizonyos fix költségei hiszteretikus makrodinamikát eredményeznek a hiszterézismodellek szakirodalmában, de nem vezetnek hiszterézishez a menü költség modellek szakirodalmának nagy részében. Megoldja azt a rejtélyt, hogy miként vezethetnek a menü költségek hiszterézishez néhány idioszinkratikus termelékenységi sokkokat nem tartalmazó dinamikusan optimalizáló modellben (Delgado, 1991; Dixit, 1991), miközben nem eredményeznek hiszterézist a DSGE-típusú menü költség modellekben. Rámutat, hogy empirikusan plauzibilisebb a hiszterézis mellett és a hosszú távú monetáris semlegesség ellen szóló empirikus bizonyítékokat kereslet-kínálat interakciók segítségével magyarázni az áralkalmazkodás nemlineáris jellege helyett. Kiemeli, hogy aki amellet szeretne érvelni, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás fontos szerepet játszik a hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulásában, annak egy empirikusan releváns alternatív feltevést kell építenie a menü költség modellekbe az idioszinkratikus termelékenységi sokkok érkezése helyett.
2. A monetáris politika hosszú távú reálhatásának elemzésére kidolgozott újkeynesi modellek (Galí, 2020; Garga – Singh, 2020; Jorda et al., 2020) a nemtökéletes áralkalmazkodás Calvo (1983) modellje alapján modellezik az árak merevségét, amely köztudottan ellentétben áll a mikroszintű áralkalmazkodás számos empirikus sajátosságával (Klenow – Kryvtsov, 2008; Nakamura – Steinsson, 2008). Tudomásom szerint a doktori értekezésben bemutatott modell az első a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak tanulmányozására felépített modellek közül, amely a menü költség modellek szakirodalmából kölcsönzött intuíciókra épül. A

menüköltség feltevésnek köszönhetően kifinomultabb mikroökonómiai alapokra helyezhető az áralkalmazkodás modellezése a Calvo (1983) modellhez képest, ami lehetővé teszi a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos összes fontos stilizált empirikus tény reprodukálását, ezáltal azt, hogy megalapozottabb becslésekkel állhasson elő a modell a monetáris sokkok reálhatásaira vonatkozóan. A menüköltség modelleket a monetáris sokkok *rövid távú* reálhatásainak elemzésére szokás használni. Tudomásom szerint a doktori értekezés az első munka, amely a *hosszú távú* reálhatásaik tanulmányozására alkalmazza ugyanazt a módszertant. Az eredményei szerint nem csak az ármerevség Calvo-féle modellezése mellett bizonyul jelentősnek a monetáris politika hosszú távú reálhatása, hanem a kifinomultabb, menüköltségeken alapuló modellezése esetén is.

3. A menüköltség feltevés lehetővé teszi az áralkalmazkodás nemlineáris és aszimmetrikus jellegének modellezését is (Karádi – Reiff, 2019). A nemlinearitás és az aszimmetria a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásaiban is tükröződik. Konkrétan a menüköltség feltevés teszi lehetővé annak elemzését, hogy miként függ a monetáris politika hosszú távú hatásossága a monetáris sokk nagyságától és előjelétől, ami szintén újdonság a szakirodalomban.
4. A menüköltség modell ACE összetevői és az elemzéséhez használt ágensalapú szimulációs módszertan is újdonságnak tekinthetők a monetáris politika hosszú távú reálhatásának elemzésére kidolgozott újkeynesi modellekhez képest. Lehetővé teszik az egyedi vállalatok monetáris sokkokra adott heterogén reakcióinak modellezését², amelyeket korlátozottan racionálisnak feltételezek az ágensalapú közgazdaságtan szemléletmódjával (Teshfatsion, 2006; Dosi, 2012; Fagiolo – Roventini, 2017) összhangban. Megmutatom, hogy a korlátozottan racionális vállalatokat tartalmazó modell ugyanolyan jól illeszkedik a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos releváns empirikus adatokra, mint a tökéletesen racionális, dinamikusan optimalizáló vállalatokat tartalmazó DSGE-típusú menüköltség modellek, és közgazdaságilag szignifikáns hosszú távú reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak a keretei között. Ennek köszönhetően azoknak a heterodox közgazdasági iskoláknak a nézőpontjából is meggyőzőbbé válhatnak a monetáris politika jelentős hosszú távú reálhatására vonatkozó becslések,

² Az áralkalmazkodás heterogén jellege a DSGE-típusú menüköltség modellekben (Golosov – Lucas, 2007; Midrigan, 2011; Karádi – Reiff, 2019) is megjelenik, hiszen a heterogén szereplős DSGE modellek családjába tartoznak.

amelyek vonzóbbaknak tartják a posztkeynesi és az ágensalapú közgazdaságtan feltevéseit a DSGE-típusú makromodellek feltevérendszerénél.

A doktori értekezés szerkezete a következőképpen épül fel. A *2. fejezetben* áttekintem a monetáris politika hosszú és rövid távú reálhatásával kapcsolatos közgazdasági elméletek fejlődését, a hosszú távú monetáris semlegesség mellett és ellen szóló empirikus bizonyítékokat, valamint a menüköltség modellek evolúciójának legfontosabb tanulságait. A *3. fejezetben* bemutatom a hiszterézis közgazdasági elméleteinek és mechanizmusainak a doktori értekezés megalapozása szempontjából fontos aspektusait. Az ágensalapú közgazdasági modellezés sajátosságainak és az alkalmazott szimulációs módszertan jellemzőinek áttekintését követően a *4. fejezetben* felvázolom a vizsgálatok keretében szolgáló menüköltség modellt, bemutatom a kalibrálása során alkalmazásra kerülő empirikus adatállományt, és végre is hajtom a modell különböző változatainak kalibrálását. Az *5. fejezetben* vizsgálom a modell segítségével a K1 kutatási kérdést, vagyis azt, hogy milyen szerepet játszik a nemlineáris áralkalmazkodás és a kereslet-kínálat interakciók működése a hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulásában. A K2 kutatási kérdést, vagyis azt, hogy mekkora hosszú távú reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak nemlineáris áralkalmazkodás és kereslet-kínálat interakciók jelenlétében, a *6. fejezetben* vizsgálom. Végül a *7. fejezetben* összegzem a doktori értekezés téziseit, valamint felhívom a figyelmet az eredmények néhány korlátjára és velük összefüggésben a kutatás folytatásának néhány lehetséges irányára.

Köszönetnyilvánítás

Számos nagyszerű embernek tartozom köszönettel, akik nélkül nem juthattam volna el a doktori értekezésem megírásáig. Mindenekelőtt a témavezetőmnek, *Mellár Tamásnak* szeretném megköszönni a rengeteg értékes szakmai beszélgetést, intuíciót, tanácsot és véleményt, amelyek alapjaiban formálták nem csak a doktori értekezést, hanem az általános közgazdasági szemléletmódomat is. Köszönöm, hogy még a mesterképzés folyamán felkeltette az érdeklődésemet a nemtökéletes áralkalmazkodás ágensalapú modellezése iránt, és onnantól kezdve végigkísérte az utam a doktori értekezésem befejezéséig mindvégig értékes szakmai és emberi példát állítva elém.

Kiemelt köszönettel tartozom további öt embernek, akik különösen sok időt szántak arra, hogy tanulmányozzák és véleményezzék a doktori értekezés magját alkotó tanulmányoknak, illetve magának a doktori értekezésnek a korábbi változatait. Egyrészt

és másrészt az értekezés két előopponensének, *Sebestyén Tamásnak* és *Vincze Jánosnak*, akik rengeteg időt szántak rá, hogy részletekbe menő kritikai megjegyzésekkel lássák el az értekezés előző változatát, amelyek alapján jelentősen javítani tudtam a végleges változat színvonalán. Sebestyén Tamás már az előopponenciát megelőzően több hivatalos és nem hivatalos fórumon is kifejtette gondolatébresztő véleményét a munkámról, és felbecsülhetetlen módszertani segítséget nyújtott a menüköltség modell különböző változatainak kalibrálásához. Harmadrészt kiemelt köszönettel tartozom *Reiff Ádámnak*, aki a menüköltség modellek szakértőjeként mindig kemény, de konstruktív kritikáival segítette a munkámat, és nem sajnálta az idejét arra, hogy újra és újra elolvassa az anyag újabb és újabb változatait, majd értékes megjegyzésekkel és segítséggel lásson el. Negyedrészt köszönet illeti *Bauer Pétert*, aki a kutatás végéhez közeledve hívta fel a figyelmem arra, hogy annak egyik fő csapásvonala zsákutca, és alapjaiban határozta meg véleményével a kutatómunka utolsó bő egy évének irányát. Ötödrészt pedig *Kónya Istvánnak* tartozom kiemelt köszönettel, aki az anyag véglegeshez közeli változatának alapos átolvasását követően nyújtott értékes segítséget abban, hogy miként lehetne azt jobban megírni, hogyan tudnám az eredményeimet megfelelőbben motiválni és tálalni.

Számos kitűnő szakember tisztelt meg azzal, hogy előzetes formájában elolvasta és/vagy meghallgatta a doktori értekezés egyes részeit vagy az egészét, és megosztotta velem a véleményét róla. Közülük kiemelném névsorban *Balaton András*t, *Barancsik Jánost*, *Bessenyei Istvánt*, *Braun Eriket*, *Giovanni Dosit*, *Longauer Dórát*, *Németh Krisztofot*, valamint a Közgazdasági Szemle és a Journal of Economic Dynamics & Control két-két anonim lektorát, illetve utóbbi szerkesztőjét, *Herbert Dawidet*. Külön köszönöm *Virgiliu Midrigannek*, hogy gyors és kimerítő választ adott az általa felépített adatállománnyal kapcsolatos kérdéseimre. A doktori értekezésben esetlegesen fennmaradt hibákért természetesen kizárólag engem terhel a felelősség.

Köszönöm a Magyar Közgazdaságtudományi Egyesületnek (MKE), a Gazdaságmodellezési Társaságnak (GMT), a Pécsi Tudományegyetem (PTE) Közgazdaságtudományi Karának és a Felsőoktatási Intézményi Kiválósági Program (FIKP) a Kar által koordinált 4. tématerületének, hogy előzetes formájukban előadhattam az értekezés egyes részeit az V. MKE-PTE Nyári Műhelykonferencián (Pécs, 2017. május 26-27.), a XV. Gazdaságmodellezési Szakértői Konferencián (Budapest, 2018. június 14.), az MKE XII. Éves Konferenciáján (Budapest, 2018. december 20-21.), az FIKP II. 4. Tématerületének Kutatási Konferenciáján (Pécs, 2019. december 3.) és az MKE XIII. Éves Konferenciáján

(Budapest, 2019. december 19-20.), ezáltal értékes tapasztalatokhoz és szakmai véleményekhez juthattam, amelyek segítették a doktori értekezés továbbfejlesztését.

Köszönöm a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karán működő Regionális Politika és Gazdaságtan Doktori Iskolának és különösen a vezetőjének, *Varga Attilának* a doktori tanulmányaim és kutatásaim folytatásához szükséges szakmai, anyagi és infrastrukturális háttérrel. Köszönöm a Magyar Nemzeti Bank Pallas Athéné Domus Scientiae Alapítványának – későbbi nevén Pallas Athéné Domus Educationis Alapítványának – és különösen az általa működtetett kiegészítő doktori képzés valaha volt szakmai vezetőinek, *Kónya Istvánnak*, *Reiff Ádámnak* és *Csóka Péternek*, hogy a Doktori Iskolám képzését kiegészítve világszínvonalú makroökonómiai, pénzügyi és módszertani témájú kurzusokon bővíthettem a tudásomat. Köszönöm az Alapítványnak az anyagi támogatást is, amely lehetővé tette, hogy teljes mértékben a doktori tanulmányaimra és a kutatásomra koncentrálhassak a 2014-2018 közötti négy év folyamán.

Köszönöm a Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Karának, hogy 2018-ban alkalmazásába vett teljes munkaidős tudományos segédmunkatársként és rész-munkaidős egyetemi tanársegédként, és lehetővé tette, hogy elegendőt időt szánhassak a doktori értekezésem befejezésére az egyéb irányú kutatási és oktatási feladataim ellátása mellett. Külön köszönöm a feletteseimnek: a Kar dékánjának, *Schepp Zoltánnak*, a Közgazdaságtudományi Kiválósági Központ szakmai vezetőjének, *Vörös Józsefnek*, valamint a Közgazdaságtan és Ökonometria Intézet igazgatójának, *Rappai Gábornak*, hogy a kutatási és oktatási feladataim mellett a doktori értekezésem megírásához, valamint a személyes szakmai fejlődésemhez is megadtak minden szükséges szakmai és anyagi támogatást. 2018-2020 között az Innovációs és Technológiai Minisztérium Felsőoktatási Intézményi Kiválósági Programjának köszönhettem a kutatásom anyagi háttérének finanszírozását a Pécsi Tudományegyetem 4. tématerületi programjának keretében, melynek címe *A hazai vállalatok szerepének növelése a nemzet újrapiarosításában*.

Köszönöm a Végzett Pécsi Közgazdász Szakkollégisták Egyesületének, hogy lehetővé tette, hogy a Janus Pannonius Közgazdasági Szakkollégium végzett tagjaként a mesterdiplomám megszerzése után is tagja maradhassak egy fiatal közgazdászokból álló pezsgő szakmai közösségnek, ami komoly inspirációt jelentett a doktori tanulmányaim és a kutatásom során is.

Egyáltalán nem utolsósorban köszönöm *Istennek* a tehetséget, az erőt és a kitartást, amelyeknek köszönhetően eljuthattam egy olyan szakmai útra egy jelentős állomására, amelyről álmodni sem mertem, és amelynek nehézségein mindig átgépettem. Köszönöm a

szüleimnek, hogy minden lehetséges lelki és anyagi támogatást megadtak gyermekkorom óta ahhoz, hogy ezen az úton járhassak. Köszönöm a *barátaimnak*, akikre szintén mindig számíthattam, hogy saját sikereikkel engem is mindig jobb teljesítményre ösztönöztek. Köszönöm az *évfolyamtársaimnak* a Regionális Politika és Gazdaságtan Doktori Iskola és a Pallas Athéné Domus Scientiae Alapítvány képzésein, hogy szakmailag inspiráló baráti közösségekben tölthettem a doktori tanulmányaim időszakát. Köszönöm a *hallgatóimnak*, akiket doktoranduszként, majd tanársegédként taníthattam, hogy az oktatásuk által nem csak jobb szakemberré válhattam, de megtapasztalhattam azt is, hogy a tanítás a világ legszebb szakmai feladata számomra. Végül, de nem utolsósorban köszönöm az *összes tanáromnak*, akik általános iskolában, gimnáziumban, az egyetemen vagy a doktori tanulmányaim során tanítottak, és akik nélkül nem juthattam volna el a doktori értekezésem megírásáig, hogy segítettek az utamon.

2. A monetáris politika reálhatása

Ebben a fejezetben áttekintést adok arról a szakirodalmi háttérről, amely megalapozza a monetáris politika hosszú távú reálhatásával kapcsolatos elemzéseket. A *2.1. alfejezetben* áttekintem a hosszú távú monetáris semlegességgel kapcsolatos főáramú és posztkeynesi közgazdasági elméletek fejlődését, valamint a hosszú távú monetáris semlegesség mellett és ellen szóló empirikus bizonyítékokat. A *2.2. alfejezetben* pedig bemutatom a nemtökéletes áralkalmazkodás újkeynesi modelljeit, amelyeket a monetáris politika rövid távú reálhatásának elemzésére szokás használni. A bemutatás végére eljutok a DSGE-típusú menüköltség modellek evolúciójának áttekintéséig, amelyekből számos intuíciót és modellezési technikát kölcsönöztem a menüköltség modell fejlesztése során.

2.1. A monetáris politika hosszú távú reálhatása

A doktori értekezés fókuszában annak vizsgálata áll, hogy magyarázhatja-e a nemlineáris áralkalmazkodás és a kereslet-kínálat interakciók működése a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését, és ha igen, mekkorák a monetáris sokkoknak a jelenlétükben kibontakozó hosszú távú reálhatásai. Ennek az alfejezetnek a *2.1.1. szakaszában* áttekintem a hosszú távú monetáris semlegességgel kapcsolatos főáramú és posztkeynesi elméleti álláspontok változásait, majd a *2.1.2. szakaszban* ismertetem és értékelem a hosszú távú monetáris semlegesség mellett és ellen szóló empirikus bizonyítékokat.

2.1.1. Elméleti álláspontok

A pénz akkor semleges hosszú távon, ha egy, a nominális pénzmennyiség szintjét érő váratlan permanens sokk – vagy ezzel ekvivalens módon egy, a nominális pénzmennyiség növekedési rátáját érő váratlan átmeneti sokk – nem gyakorol permanens hatást a reálgazdaságra (Lucas, 1996; Bullard, 1999).³ A *2.1.1.1. szakaszban* a főáramú közgazdaságtan monetáris semlegességgel kapcsolatos álláspontjának változásait tekintem át, a *2.1.1.2. szakaszban* pedig bemutatom, hogyan viszonyulnak a posztkeynesi közgazdászok a kérdéshez.

³ A doktori értekezésben nem foglalkozom a hosszú távú monetáris *szupersemlegesség* kérdésével, vagyis azzal, hogy a pénzmennyiség *növekedési rátáját* érő váratlan permanens sokkok gyakorolnak-e hatást a reálváltozók *szintjeire* hosszú távon. A hosszú távú monetáris szupersemlegesség elméleti szakirodalmáról kimerítő áttekintést nyújt Orphanides és Solow (1990).

2.1.1.1. A főáramú álláspont evolúciója

Lucas (1996) egészen David Hume 1752-ben megjelent *A pénzről (On Money)* és *A kamatról (On Interest)* című esszéiig vezeti vissza a hosszú távú monetáris semlegességgel kapcsolatos közgazdasági gondolatok megjelenését, amelyek később a pénz mennyiségi elméletében teljesebben ki. Hume érvelése szerint a pénz nem más, mint a munkaerő és az áruk különböző típusainak egy reprezentációja, amely önálló értékkel nem bír, egyedül az általa vásárolható reáljavak révén nyer értéket. Hume szerint tehát a pénz nem több, mint tranzakciós eszköz. Mint ilyen, a mennyiségében beálló változások nyilvánvalóan nem gyakorolhatnak semmiféle hatást a reálgazdaságra *hosszú távon*, hiszen a tranzakciós eszköz mennyiségének változásai az általa képviselt reálgazdasági fundamentumokat nem érintik. Azt viszont már Hume is elismerte, hogy rövid távon lehetnek reálhatásai a pénzmennyiség változásainak, ugyanis időbe telik, amíg a gazdaság szereplői alkalmazkodnak hozzájuk.

Lucas (1996) idézi azt is, hogy miként képzelte el Hume az alkalmazkodási mechanizmust. Amikor megnő a pénzmennyiség egy gazdaságban, akkor az újonnan beáramló pénz néhány vállalkozó vagy kereskedő kezében összpontosul eleinte. Ők ennek köszönhetően képessé válnak arra, hogy magasabb béreket fizessenek a munkásaiknak a korábbiakhoz képest. Eközben az árak nem változnak a piacon, ezért a munkások több árut tudnak vásárolni a magasabb jövedelmükből. Rövid távon tehát van reálhatása a pénzmennyiség növekedésének. Előbb-utóbb azonban észreveszik a kereskedők, hogy a korábbi árak mellett rendszeresen kiürülnek a készleteik, és ez az árak emelésére ösztönzi őket. Az árak addig emelkednek, amíg a pénz vásárlóereje vissza nem süllyed a mennyiségének növekedését megelőző szintre, így hosszú távon semleges marad a pénz.

A Hume által megalapozott mennyiségi pénzelmélet a neoklasszikus közgazdasági iskola keretei között bontakozott ki Fisher (1911) és Marshall (1923) munkáinak köszönhetően. Ekkor tett szert széleskörű ismertségre a mennyiségi pénzelmélet központi összefüggése, a pénz forgalmi egyenlete (Mankiw, 2005):

$$M \cdot v = P \cdot Q, \quad (1)$$

ahol M a nominális pénzmennyiséget, v a pénz forgási sebességét, P az árszínvonalat, Q pedig a gazdaság aggregált reálkibocsátását jelöli. Ha a pénz forgási sebessége intézményi tényezők által meghatározott konstansnak tekinthető, akkor az (1) forgalmi egyenlet alapján vagy az árszínvonalban vagy az aggregált kibocsátásban csapódnak le a pénzmennyiség változásai. A neoklasszikusok Hume-hoz hasonlóan kizárólag tranzakciós

eszköznek tekintették a pénzt, és úgy vélték, hogy egyedül a reálszférában határozódhat meg a reálkibocsátás kínálatoldali tényezők által. A pénzmennyiség változásai ezért kizárólag az árszínvonalban csapódhatnak le *már rövid távon is*. Úgy vélték tehát, hogy rövid és hosszú távon egyaránt semleges a pénz.

A keynesiánus forradalom után a monetaristák emelték vissza a mennyiségi pénzelméletet a közgazdaságtan főáramába (Friedman, 1956). Az inflációs várakozásokkal bővített Phillips-görbe elméleti megalapozása során ugyan elismerte Phelps (1967) és Friedman (1968), hogy rövid távon lehet reálhatása a monetáris politikának, azonban a neoklasszikus állásponttal egyetértve a hosszú távú monetáris semlegesség mellett érveltek. A rövid távú reálhatás oka az, hogy a gazdasági szereplők adaptívnek feltételezett inflációs várakozásai csak lassan alkalmazkodnak a pénzmennyiség változása következtében gyorsuló/lassuló inflációhoz. Ha a jegybank például a pénzmennyiség növelése mellett dönt, akkor rövid távon változatlan árak mellett megnő a kereslet a gazdaságban, amelynek kielégítése érdekében növelniük kell a vállalatoknak a termelést, ehhez pedig többletmunkaerőre van szükségük. A szükséges munkaerő megszerzése érdekében emelik a béreket, így meg tud valósulni a többletfoglalkoztatás, a munkanélküliség pedig csökken, tehát van reálhatása a monetáris expanciónak, viszont az infláció is növekszik a rövid távú Phillips-görbében megtestesült átváltással összhangban, hiszen a korábbiaknál magasabb bérköltségeiket átharítják a vállalatok a fogyasztókra áremelésekkel. Ahogy az infláció nő, a munkavállalók adaptív inflációs várakozásai is lassan alkalmazkodnak hozzá, ezért elkezdenek magasabb nominális béreket követelni maguknak a bértárgyalásokon a reálbérük szinten tartása érdekében. Magasabb reálbérek mellett viszont ismét kevesebb munkaerőt hajlandóak foglalkoztatni a vállalatok, így növekedésnek indul a munkanélküliség. Az alkalmazkodás addig tart, amíg a reálbér vissza nem tér a kezdőértékére, a munkanélküliség pedig az ún. természetes rátájára, amelyet kizárólag kínálatoldali reáltényezők határoznak meg. Hosszú távon egyedül az infláció emelkedésében nyilvánul meg a pénzmennyiség bővítésének hatása, a reálváltozók értékei nem módosulnak, vagyis semleges marad a pénz hosszú távon. A gazdaság visszatér a hosszú távú Phillips-görbére, amelynek függőleges pozíciója arra utal, hogy hosszú távon nincs átváltás az infláció és a munkanélküliség között. (Bessenyei, 2007)

Az újklasszikus közgazdászok még tovább fűzték a monetarista gondolatmenetet, és amellet érveltek, hogy az anticipált monetáris politikai beavatkozásoknak rövid távon sincsenek reálhatásaik (Lucas, 1972; 1996; Sargent – Wallace, 1975). Feltevésük szerint ugyanis nem adaptív, hanem racionális várakozásokat képeznek a gazdasági szereplők,

ezért már a pénzmennyiség bővítésének pillanatában előre számolnak annak hosszú távú hatásaival, amelyekre már rövid távon felkészülnek. Emiatt már rövid távon megemelik az árakat a vállalatok a pénzmennyiség bővülésének megfelelő mértékben, a munkavállalók pedig már rövid távon ugyanilyen arányban emelik a bérköveteléseiket. Mindennek következtében rövid és hosszú távon is kizárólag az árszínvonal emelkedésében csapódik le az anticipált monetáris expanzió, a reálváltozók értékei egyáltalán nem módosulnak, rövid és hosszú távon egyaránt semleges a pénz. Egyedül az előre nem látható, nem anticipált monetáris politikai beavatkozásokról vélték úgy az újklasszikusok, hogy lehetnek reálhatásaik rövid távon, hiszen ezekre még akkor sem tudnak felkészülni a gazdasági szereplők, ha racionális várakozásokat képeznek. Hosszú távon azonban a nem anticipált monetáris sokkokhoz is tökéletesen alkalmazkodnak az árakkal, ezért ezek esetében is fennáll a hosszú távú monetáris semlegesség. (Bessenyei, 2007; Mellár, 2008)

Az újklasszikus érvelés egyik legfontosabb gyenge pontjára az újkeynesi közgazdászok hívták fel a figyelmet: az újklasszikusok feltételezték, hogy az árak és a bérek tökéletesen rugalmasan alkalmazkodnak a monetáris sokkokhoz, a valóságban azonban merevek, ragadósak az árak és a bérek, tehát nem tökéletesen rugalmas az áralkalmazkodás. Az újkeynesiánusok megmutatták, hogy ragadós árak mellett még racionális várakozások feltételezése esetén is lehetnek rövid távú reálhatásaik az anticipált monetáris sokkoknak, a nem anticipáltokról nem is beszélve.⁴ (Phelps – Taylor, 1977; Bessenyei, 2007)

Azt azonban az újkeynesi közgazdászok sem vitatták, hogy hosszú távon semleges a pénz, így viszonylag könnyen létre tudott jönni egy konszenzus az újklasszikusok és az újkeynesiánusok között a pénz és a monetáris politika szerepéről, amely a főáramú makroökonómiát mai napig meghatározó új neoklasszikus szintézisben testesült meg. A konszenzus értelmében rövid távon nem semleges a pénz, mert az árak és a bérek merevek, nem képesek tökéletesen rugalmasan alkalmazkodni a monetáris sokkokhoz, így azoknak legalább részlegesen a reálkibocsátásban kell lecsapódniuk a pénz (1) forgalmi egyenletének értelmében. Hosszú távon azonban semleges a pénz, mert az árak és a bérek előbb-utóbb tökéletesen rugalmasan alkalmazkodnak a monetáris sokkokhoz, így azok nem gyakorolhatnak hatást a reálkibocsátásra, csak az árszínvonalra. (Woodford, 2003; Galí, 2008; Mellár, 2010)

⁴ A nemtökéletes áralkalmazkodás újkeynesi elméleteiről, köztük a menüköltségeknek a monetáris politika rövid távú reálhatásának kialakulásában játszott szerepéről a 2.2. *alfejezetben* található bővebb áttekintés.

A 2008-as globális pénzügyi válságot követően számos közgazdász szerint hiszterézis bontakozott ki a legtöbb fejlett gazdaság aggregált reálkibocsátásának dinamikájában (Ball, 2014; Hall, 2014; Blanchard et al., 2015). Ez a megfigyelés, valamint a hosszú távú monetáris semlegesség ellen szóló, közelmúltban megjelent új empirikus bizonyítékok (Jorda et al., 2020) az új neoklasszikus szintézis hosszú távú monetáris semlegességgel kapcsolatos álláspontjának újragondolására készítették a főáramú makroökonomikusok némelyikét. A közelmúltban megjelent néhány olyan DSGE modell, amely képes magyarázni a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásait kereslet-kínálat interakciók feltételezése által. Galí (2020) modelljében a béralku egy bennfentes-kívülálló (*insider-outsider*) mechanizmusának következtében alakulnak ki a kereslet-kínálat interakciók, amelynek során azt a legmagasabb reálbért igyekeznek kiharcolni maguknak a foglalkoztatottak, amely mellett még foglalkoztatottak maradhatnak, a munkanélküliek szerepe pedig elhanyagolható a béralku folyamatában. Más modellekben endogén technikai haladás következtében jönnek létre a kereslet-kínálat interakciók. Jorda et al. (2020) egy redukált formájú egyenlettel modellezik ezt, amelynek értelmében pozitív kibocsátási rés esetén gyorsul a TFP növekedése, negatív kibocsátási rés esetén pedig lassul. Garga és Singh (2020) explicit mikroökonómiai megalapozást adnak ennek az összefüggésnek azáltal, hogy az endogén növekedési modellek irodalmából kölcsönzött elemeket építenek a monetáris makroökonómia újkeynesi alapmodelljébe. Modelljükben azért jön létre pozitív visszacsatolás a kibocsátási réstől a TFP változásának irányába, mert recesszió (konjunktúra) idején rosszabbak (jobbak) a vállalatok profitkilátásai az átlagosnál, ezért kisebb (nagyobb) az ösztönzés a kutatás-fejlesztés költségeinek vállalására. A hivatkozott DSGE modellek mindegyikében jelentős hosszú távú reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak realiztikus kalibrációk mellett. Az ezekhez hasonló modellek megjelenése azonban egyelőre sporadikusnak tekinthető a főáramú makroökonómián belül: hogy paradigmaértékűvé válik-e a hosszú távú monetáris semlegesség elutasítása a főáramú makroökonomikusok körében, az a következő néhány év folyamán fog kiderülni.

2.1.1.2. Keynes és a posztkeynesiánusok álláspontja

Létezik a makroökonómiának egy heterodox irányzata, a posztkeynesi iskola, amelynek képviselői mindig is azt állították, hogy a valós gazdaságok *monetáris gazdaságok*, vagyis olyan gazdaságok, amelyekben rövid és hosszú távon is alapvető meghatározója a reálgazdasági folyamatoknak a pénz (Davidson, 1987; 1988; Cottrell, 1994). A doktori értékezés mottójaként feltüntetett Keynes idézet bizonyítja, hogy maga John

Maynard Keynes is „*a termelés egy monetáris elméletének*” kidolgozására törekedett, vagyis egy monetáris gazdaság állt a munkásságának középpontjában, amelyben rövid és hosszú távon is alakítja a pénz a reálgazdaság folyamatait.

Cottrell (1994) azonban felhívja rá a figyelmet, hogy a posztkeynesiánusok korábbi generációi hagyományosan mást értettek hosszú távú monetáris semlegesség alatt, mint a főáramú közgazdászok. A hagyományos posztkeynesi nézet szerint ugyanis nem a pénz *mennyisége* az, ami nem semleges hosszú távon, hanem a pénz *létezése*. Ez alatt azt kell érteni, hogy egy monetáris gazdaság alapvetően máshogy működik, mint egy pénz nélküli bartergazdaság. Ehhez képest az általános egyensúlyelmélet alapvető modelljeiben csupán egy *fátyol* szerepét tölti be a pénz, ami körülveszi a reálgazdaság folyamatait, de nem befolyásolja azokat. Ezért tulajdonképpen ugyanúgy működik a gazdaság, mint egy bartergazdaság: az árak szintje irreleváns, csak az árárányok számítanak, ezért tetszőleges jószág kijelölhető ármércének. Ez az ármércejószág akár pénznek is tekinthető.

Hogy miért működik máshogy egy monetáris gazdaság, mint egy bartergazdaság, azt már Keynes világossá tette az Általános elméletben (Keynes, 1965 [1936]). A 2.1.1.1. szakaszban ismertetett főáramú monetáris elméletek közös jellemzője, hogy kizárólag tranzakciós eszközként tekintenek a pénzre. Keynes viszont hangsúlyozta, hogy a tranzakciós motívum mellett spekulációs és óvatossági célból is tartanak pénzt a gazdasági szereplők, vagyis nem csupán tranzakciós eszköz a pénz, hanem *önálló törekvések tárgya*, hiszen olyan funkciókat képes ellátni, amelyeket más javak nem, ezért önmagáért is érdemes tartani. Davidson (1987; 1988) kifejti, hogy a spekulációs és az óvatossági pénzkereslet oka a gazdasági környezet fundamentális bizonytalansága, ami miatt nem ismeretek sem annak lehetséges jövőbeli kimenetelei, sem azok bekövetkezési valószínűségei.⁵ Egy ilyen környezetben szükségszerű, hogy pénzbeli szerződéseket kössenek egymással a gazdasági szereplők, amelyekben jövőbeli időpontokra vonatkozó kötelezettségeket vállalnak. A szerződések már önmagukban is mérsékelik a gazdasági környezet bizonytalanságát, azonban ahhoz, hogy csökkenthessék a szerződéses kötelezettségeik teljesítésének képességével kapcsolatos bizonytalanságukat, likviditásra van szükségük a gazdasági szereplőknek. Ezt a likviditást biztosítja az óvatossági célú pénztartás, amely egyfajta biztosítást nyújt az előre nem látható, kellemetlen jövőbeli eseményekkel szemben. A spekulációs célú pénztartás pedig segít kihasználni azokat a váratlan piaci lehetőségeket,

⁵ A bizonytalanság és a kockázat koncepcióit Knight (1921) és Keynes (1921) különböztették meg élesen egymástól. A kétféle koncepció összevetéséről és elmélettörténetéről kitűnő összefoglalást nyújt magyar nyelven Bélyácz (2013).

amelyek bármikor felbukkanhatnak egy fundamentálisan bizonytalan gazdasági környezetben.

Amennyiben a pénz valóban önálló törekvések tárgya, vagyis a gazdasági szereplők preferálják a likviditást, a reálgazdaság folyamatait is befolyásolnia kell a pénznek mind rövid, mind hosszú távon. Valóban a likviditás-preferencia alapján érvelt Keynes (1965 [1936]) híres kritikájában a Say-törvény ellen. Ha ugyanis a gazdasági szereplők nem költik el szükségszerűen az összes pénzbeli jövedelmüket gazdasági tranzakciók keretében, akkor nem teremt minden kínálat önmagával egyenértékű keresletet, ahogy a Say-törvény tartja, tehát nem jön létre automatikusan az általános egyensúly a gazdaságban. A pénz létezése egy fundamentálisan bizonytalan gazdasági környezetben ezek szerint megteremti a tartós kereslethiány következtében kialakuló túltermelési válságok lehetőségét, tehát semmiképp sem állítható, hogy semleges lenne hosszú távon a pénz létezése a reálgazdaságra vonatkozóan.

A fenti gondolatmenetet nehéz közvetlenül összevetni a főáramú közgazdászok hosszú távú monetáris semlegességre vonatkozó nézeteivel, hiszen a hagyományos posztkeynesi monetáris elmélet másképp értelmezi a pénz hosszú távú semlegességét. Posztkeynesi szemléletben nincs is különösebb értelme annak a kérdésnek, hogy gyakorol-e permanens hatást a reálgazdaságra egy, a pénzmennyiség szintjét érő permanens exogén sokk, hiszen a posztkeynesi monetáris elmélet szerint *a pénz endogén*: nem a jegybank kontrollálja a pénzmennyiséget exogén módon, hanem a kereskedelmi bankok teremtik endogén módon reagálva a gazdasági szereplők pénztartási igényeire (Cottrell, 1994; Lavoie, 2014). A fenti gondolatmenet mindezek ellenére is alátámasztja, hogy a posztkeynesiánusok szerint valamiféle hatást kell gyakorolnia a pénznek a gazdaság reálváltozóira nem csak rövid, hanem hosszú távon is, és ez mindenképp ellentétben áll a főáramú közgazdaságtan hosszú távú monetáris semlegességre vonatkozó nézeteivel.

Létezik a posztkeynesi monetáris makroökonómiának egy újabb vonala is, amely könnyebben viszonyítható a *2.1.1.1. szakaszban* ismertetett főáramú állásponthez. Az ehhez köthető munkák szerzői amellet érvelnek, hogy a hosszú távú Phillips-görbe nem függőleges, tehát hosszú távon is van átváltás az infláció és a munkanélküliség között. Ebből az következik, hogy permanens hatást kell, hogy gyakorljanak a reálgazdaságra a pénzmennyiség tartós – akár exogén, akár endogén – változásai, vagyis nem csak a pénz *létezése*, hanem a *mennyisége* sem semleges hosszú távon. A posztkeynesi monetáris makroökonómiának ez az újabb vonulata ennek köszönhetően könnyebben értelmezhető

a főáramú monetáris elméletek keretei között, hiszen azoknak a fókuszában a pénz mennyiségének semleges volta áll.

Az említett posztkeynesi monetáris elméletek két közgazdasági mechanizmust említenek, amelyek előidézhetik az infláció és a munkanélküliség közti hosszú távú átváltás létrejöttét, ezáltal a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését (Palacio-Vera, 2005; Fontana, 2007; Fontana – Palacio-Vera, 2007; Kriesler – Lavoie, 2007):

1. *Nemlineáris áralkalmazkodás*: A reálgazdasági aktivitás – amelyet mérhet a kibocsátási rés, a munkanélküliségnek a természetes rátától való eltérése vagy a kapacitáskihasználtság rátája – egy köztes tartományában nem alkalmazkodnak az árak az exogén sokkokhoz, ezért a rövid távú és a hosszú távú Phillips-görbe egyaránt vízszintes (Palacio-Vera, 2005; Kriesler – Lavoie, 2007). Az áralkalmazkodás nemlineáris jellegének egyik posztkeynesi magyarázata az, hogy egy fundamentálisan bizonytalan gazdasági környezetben a kapacitáskihasználtsági rátának egy egész intervallumát normálisnak tekinthetik a vállalatok, ezért ezen belül nem éreznek keresletoldali nyomást az árváltoztatásra. A nemlineáris áralkalmazkodás másik posztkeynesi magyarázata szerint a reálgazdasági aktivitás normális szintjének – amelyet mérhet a potenciális kibocsátás, a munkanélküliség természetes rátája vagy a kapacitáskihasználtsági ráta normális értéke – környezetében nem érvényesül a csökkenő hozadék a termelésben, ezért nem indokolják az áremelést a pozitív keresleti sokkok – kivéve, ha elegendően nagyok ahhoz, hogy érvényesülni kezdjen a technológia csökkenő hozadéka.
2. *Kereslet-kínálat interakciók*: A potenciális reálgazdasági aktivitás útfüggő: a reálgazdasági aktivitás tényleges ingadozásai hatással vannak a potenciális értékére (Palacio-Vera, 2005; Fontana, 2007; Fontana – Palacio-Vera, 2007; Kriesler – Lavoie, 2007). Hogy pontosan milyen közgazdasági mechanizmusokon keresztül nyilvánulhat meg ez a pozitív visszacsatolás a ténylegestől a potenciális reálgazdasági aktivitás irányába, azt a 3.2. *alfejezetben* fejtem ki bővebben. A kereslet-kínálat interakciókat gyakran *keresletvezérelt növekedésként* emlegetik a posztkeynesi szakirodalomban, és az is gyakori, hogy azonosítják őket a hiszterézissel (Palacio-Vera, 2005; Fontana, 2007; Fontana – Palacio-Vera, 2007; Kriesler – Lavoie, 2007). Az Arestis és Sawyer (2009) által alkalmazott terminológiát követve én a *kereslet-kínálat interakciók* kifejezést részesítem előnyben, mert a hiszterézis egy dinamikus rendszer egy általános tulajdonságára utal,

amelynek értelmében átmeneti sokkok permanens hatást gyakorolnak az állandósult állapotára (Amable et al., 1993; Cross, 1993; Göcke, 2002). A hiszterézis mögött meghúzódó lehetséges közgazdasági mechanizmusok között ott vannak a kereslet-kínálat interakciók, de elméletileg más közgazdasági mechanizmusok is – például a nemlineáris áralkalmazkodás, ahogy az világossá fog válni az 5.2. *alfejezetben* – eredményezhetnek hiszteretikus makrodinamikát (Setterfield, 2009).

Az áralkalmazkodás nemlineáris jellegére adható egy további magyarázat is, amelyet a posztkeynesiánusok nem szoktak hangsúlyozni, az újkeynesi közgazdászok viszont annál inkább. Ez azon alapul, hogy fix alkalmazkodási költségekkel kell szembesülniük a vállalatoknak, ha árat változtatnak (Barro, 1972; Sheshinski – Weiss, 1977; Akerlof – Yellen, 1985; Blanchard – Kiyotaki, 1987). Ezeket a fix áralkalmazkodási költségeket *menüköltségeknek* (Mankiw, 1985) szokás nevezni, és ezek is egy köztes, ún. *inaktivitási tartomány* kialakulásához vezetnek a kibocsátás rugalmas árak melletti értéke körül, amelyen belül nem reagálnak áralkalmazkodással a vállalatok az exogén sokkokra, hiszen az nem kecsegtet elegendően nagy haszonnal ahhoz, hogy érdemes legyen vállalni érte a menüköltséget. A doktori értekezésben a menüköltségek jelenlétével magyarázom az áralkalmazkodás nemlineáris jellegét, aminek két oka van. Egyrészt ez az interpretáció vált a legismertebbé a menüköltség modellek népszerűségének köszönhetően. Másrészt számos, a menüköltség modellek irodalmából származó intuícióra támaszkodom a 4. *fejezetben* bemutatásra kerülő menüköltség modell építése során.

2.1.2. Empirikus bizonyítékok pro és kontra

A 2.1.1. *szakasz* világossá tette, hogy a főáramú és a posztkeynesi közgazdászok gyökeresen másképp gondolkodnak a hosszú távú monetáris semlegességről. Hogy igazságot lehessen tenni köztük, át kell tekinteni, hogy az empirikus kutatások eredményei szerint semleges-e a pénz hosszú távon a valóságban. Egyértelműen azonban az empirikus szakirodalom eredményei alapján sem lehet eldönteni a vitát, ugyanis a hosszú távú monetáris semlegességgel kapcsolatos empirikus bizonyítékok meglehetősen vegyesek.⁶

Az első nagyhatású tanulmány, amelynek szerzői megfelelő nemstacionárius ökonometriai módszereket alkalmaztak a hosszú távú monetáris semlegesség tesztelésére, Fisher és Seater (1993) munkája volt. Az általuk kidolgozott, majd King és Watson

⁶ A hosszú távú monetáris semlegesség és szupersemlegesség empirikus szakirodalmáról kitűnő áttekintést ad Bullard (1999).

(1997) által továbbgondolt módszertan egy kétváltozós autoregresszív integrált mozgóátlag (ARIMA – *Autoregressive Integrated Moving Average*) modellkereten alapul, amely lehetővé teszi a nominális pénzmennyiséget és a reál GDP-t érő permanens sokkokban rejlő információk kihasználását a hosszú távú monetáris semlegesség tesztelésére. Fisher és Seater (1993) Friedman és Schwartz (1982) historikus adatállományán alkalmazták az eljárást, amely 1869 és 1975 közötti éves amerikai adatokat tartalmaz, és meglepő módon *elutasították* a nullhipotézist, amely szerint a pénzmennyiség szintjét érő permanens sokkok nem gyakorolnak permanens hatást a reál GDP-re. Arra a következtetésre jutottak tehát, hogy *nem érvényesült* a hosszú távú monetáris semlegesség az USA-ban a vizsgált időszak folyamán.

Fisher és Seater (1993) provokatív eredménye nagy visszhangot váltott ki a szakirodalomban. A vele szemben megfogalmazott kritikáknak három fő vonala azonosítható:

1. Ha nem szerepel az alkalmazott mintában az 1929-1933-as nagy gazdasági válság időszaka, akkor nem lehet elutasítani a hosszú távú monetáris semlegesség nullhipotézisét. Erre Boschen és Otrok (1994) mutattak rá elsőként azáltal, hogy meghosszabbították a Fisher és Seater (1993) által használt mintát 1992-ig, és újrabecsülték a modelljüket külön az 1869-1929, valamint az 1940-1992 közötti időszakokra. A hosszú távú monetáris semlegesség nullhipotézise egyik almintán sem utasítható el. Ez arra utal, hogy történhetett valami különleges a nagy válság idején, ami *elrontja* a hosszú távú monetáris semlegesség kimutathatóságát. A szerzők a válság időszakának tömeges bankcsődjeivel hozzák ezt összefüggésbe, amelyek következtében nem volt képes megfelelően ellátni a feladatát a pénzügyi közvetítőrendszer, emiatt pedig a pénz sem funkcionálhatott úgy, ahogy az egy egészséges gazdaságban elvárható lenne. Ezzel összhangban későbbi, a II. világháború utáni amerikai adatokon alapuló empirikus kutatások is megerősítették a hosszú távú monetáris semlegesség érvényesülését, hiszen olyan mintákon alapulnak az eredményeik, amelyek nem tartalmazzák a nagy válság időszakát (Boschen – Mills, 1995; King – Watson, 1997).
2. Ha nem az USA-ból, hanem olyan országokból származó adatokon alapul a hosszú távú monetáris semlegesség tesztelése, amelyekben nem járt olyan súlyos következményekkel a nagy válság a pénzügyi közvetítőrendszerre nézve, mint az USA-ban, akkor nem lehet elutasítani a hosszú távú monetáris semlegesség nullhipotézisét még akkor sem, ha része a mintának az 1929-1933 közötti időszak.

Olekalns (1996) Ausztrália esetében, Haug és Lucas (1997) pedig Kanada esetén mutattak rá erre.

3. Az eredmények érzékenyek a pénzmennyiség méréséhez használt monetáris aggregátumra. Coe és Nason (1999) a Fisher és Seater (1993) által alkalmazott adatállomány 1997-ig meghosszabbított változatán megmutatták, hogy amennyiben Fisher és Seater (1993) munkájához hasonlóan az M1 monetáris aggregátum méri a pénzmennyiséget, valóban el lehet utasítani a hosszú távú monetáris semlegesség nullhipotézisét. Ha viszont a monetáris bázis (M0) a pénzmennyiség mérőszáma, akkor nem lehet elutasítani a hosszú távú monetáris semlegesség érvényesülését még abban az esetben sem, ha része a mintának az 1929-1933 közötti időszak. Weber (1994) a G7 országok háború utáni negyedéves adatai alapján arra a következtetésre jutott, hogy a pénzmennyiség M1 monetáris aggregátummal való mérése esetén jellemzően jóval plauzibilisebb identifikációs feltevések mellett is el lehet vetni a hosszú távú monetáris semlegesség nullhipotézisét, mint az M2 vagy az M3 monetáris aggregátumok használata esetén. Olekalns (1996) 1900 és 1994 közötti éves ausztrál adatok alapján éppen az előzőekkel ellentétes eredményekre jutott: az M1 alkalmazásával nem tudta elutasítani a hosszú távú monetáris semlegesség nullhipotézisét, az M3 használatával viszont igen.

Az empirikus kutatások egy másik vonala nem a Fisher és Seater (1993), valamint King és Watson (1997) által propagált ARIMA modellkeretet használja a hosszú távú monetáris semlegesség tesztelésére, hanem egy vektor hibakorrekciós modellkeretben (VECM – *Vector Error Correction Model*) próbál következtetni a hosszú távú monetáris semlegesség érvényesülésére vagy sérülésére a reál- és a nominális változók közti kointegrációs kapcsolatok tesztelése által. A kointegrációs kapcsolatok jelenlétét és számát Johansen (1991) módszerével szokás tesztelni. Atesoglu (2001) 1875 és 1998 közötti éves amerikai adatokon alkalmazta az eljárást, és arra az eredményre jutott, hogy a nominális pénzmennyiség és a reál GDP kointegráltak, ami arra utal, hogy a pénzmennyiséget érő permanens sokkok hosszú távú hatást gyakorolnak a reál GDP-re, tehát nem semleges a pénz hosszú távon. Az eredmény a II. világháború utáni, 1947-1998 közötti időszakra korlátozott almintán is fennáll, ami különösen figyelemre méltó annak tükrében, hogy ez az almintá nem tartalmazza az 1929-1933-as gazdasági válság időszakát.

Atesoglu (2001) eredményével szemben felmerülhet kritikaként, hogy az általa alkalmazott VECM modell csupán két változót tartalmaz, a nominális pénzmennyiséget

és a reál GDP-t, pedig ezeknek az alakulását nyilvánvalóan befolyásolják más változók is, ezért a kointegrációra vonatkozó eredményt kihagyott változók torzíthatják. A VECM modellkeret lehetőséget ad a torzítás kiküszöbölésére. Először a vizsgálat szempontjából relevánsnak tartott reál- és nominális változók különálló blokkjaira kell becsülni egy-egy VECM modellt, és tesztelni kell mindkettőben a kointegráló vektorok számára vonatkozó hipotéziseket. Ezután azt kell megvizsgálni, hogy a reál- és a nominális változókat egyaránt tartalmazó VECM modell segítségével található-e újabb kointegráló vektor az addig találtakon felül. Ha igen, az arra utal, hogy a nominális változókat érő permanens sokkok legalább részben magyarázzák a reálváltozók permanens változásait.

A fenti módszertant alkalmazva a hosszú távú monetáris semlegesség érvényesülését alátámasztó bizonyítékokat talált Boschen és Mills (1995) az USA-ra vonatkozó 1951-1990 közötti negyedéves adatok felhasználásával. Atesoglu és Emerson (2009) azonban rámutattak, hogy Boschen és Mills (1995) elemzése nem teljes, hiszen csak a kointegrációs kapcsolatok jelenlétét és számát tesztelték, magukat a kointegráló vektorokat és a belőlük következő hosszú távú együtthatókat nem becsülték meg, pedig azok alapján lehetne tesztelni a változók közti hosszú távú kapcsolatok mértékére és előjelére vonatkozó hipotéziseket. Ők ezt megtették, és a hosszú távú monetáris semlegesség *ellen* szóló bizonyítékokat találtak 1959-2006 közötti negyedéves amerikai adatok felhasználásával. A Boschen és Mills (1995) által használt rövidebb mintán is elvégezték a vizsgálataikat, ekkor összeesengtek az eredményeik az általuk találtakkal. A minta 2006-ig történő bővítése tehát alapjaiban változtatta meg az eredményeket.

Atesoglu és Emerson (2009) eredményei több okból is különösen jelentősek. Egyrészt hosszabb és aktuálisabb amerikai minta alapján dolgoztak, mint a korábban hivatkozott tanulmányok szerzői, másrészt csak a II. világháború utáni időszakból tartalmaz adatokat a mintájuk, amelynek nem része a nagy válság időszaka, mégis a hosszú távú monetáris semlegesség *ellen* szóló bizonyítékokat találtak. Harmadrészt kifinomultabb nemstacionárius ökonometriai módszerekkel dolgoztak: a többváltozós VECM modellkeret csökkent a kihagyott változók okozta torzítás kockázatát, ráadásul a modellkeret lehetőségeit is jobban kihasználták, mint Boschen és Mills (1995). Mindezek által jelentősen csorbították a Fisher és Seater (1993) hosszú távú monetáris semlegességnek ellentmondó eredményeivel szembeni kritikák életét.

De Grauwe és Costa Storti (2004) amellet érvelnek, hogy a monetáris politikai hatáselmzések céljából felépített strukturális vektor autoregresszív (SVAR – *Structural Vector Autoregressive*) modellek jelentős részében azért nincs hosszú távú reálhatása a

monetáris politikának, mert gyakran identifikációs feltevésként alkalmazzák a hosszú távú monetáris semlegességet a strukturális monetáris politikai sokkok azonosításához. Más identifikációs feltevések használata esetén jellemzően van hosszú távú reálhatása a monetáris politikának az SVAR modellekben.⁷ A szerzők metaelemzést végeztek a szakirodalomban fellelhető VAR modellek eredményein, és arra a következtetésre jutottak, hogy a modellek által becsült átlagos hosszú távú reálhatás statisztikailag szignifikáns.

A közelmúlt legjelentősebb hosszú távú monetáris semlegesség ellen szóló empirikus bizonyítékával Jorda et al. (2020) álltak elő. Mintegy reagálva De Grauwe és Costa Storti (2004) kritikájára nem egy SVAR modell segítségével becsülték meg a monetáris sokkok reálhatásait a szerzők, hanem egy ún. lokális projekciós módszert alkalmaztak, amely lehetővé tette, hogy az SVAR modellek sokszor megkérdőjelezhető identifikációs feltevései helyett megalapozottabb módszerekkel identifikáljanak exogén monetáris politikai sokkokat. Konkrétan egy instrumentális változós módszert használtak, amely a nemzetközi makroökómia Mundell-féle lehetetlen hármasságának kihasználására épül. Létrehoztak egy ún. *trilemma instrumentumot*, amely azon alapul, hogy rögzített árfolyamrendszerű gazdaságokban a kamatláb változásait jelentős részben a bázisország kamatváltozásai magyarázzák, amelynek fizetőeszköze az árfolyamrögzítés alapjául szolgál. A trilemma instrumentum segítségével leválasztható az a variáció a kamatlábról, amely exogén monetáris sokkok eredménye. A szerzők 17 fejlett gazdaság 1890-2015 közötti éves historikus idősorain becsülték meg az exogén monetáris politikai sokkokat, amelyeket aztán arra használtak, hogy az egy főre jutó reál GDP 1, 2, ..., 12 évvel későbbi értékeit magyarázzák a segítségükkel és néhány kontrollváltozóval. Nem egy SVAR modellel becsülték tehát meg a monetáris sokkok dinamikus hatásait, hanem lokális projekciók segítségével. Becsléseik eredménye szerint 12 évvel az érkezését követően is szignifikáns hatást gyakorol egy exogén monetáris sokk az egy főre jutó reál GDP-re, és nem látszik csökkenni időben a hatás. A II. világháború utáni, 1948-2015 közötti időszakot lefedő almintán is szignifikáns marad a hosszú távú reálhatás, ami azért jelentős eredmény, mert az nem tartalmazza az 1929-1933-as gazdasági világválság időszakát. A legfőbb kritika az eredményekkel szemben az, hogy a választott instrumentum logikájából adódóan csak rögzített árfolyamrendszerű gazdaságokra érvényesek, amelyek közül az

⁷ Meg kell jegyezni, hogy De Grauwe és Costa Storti (2004) a reál GDP-nek egy 1 százalékpontos nominális kamatemelésre adott 5 éves impulzusválaszával méri a hosszú távú reálhatást, ami nyilvánvalóan tökéletlen mérőszám, hiszen elméletileg azt követeli meg a hosszú távú monetáris semlegesség, hogy *végtelen* időhorizonton térjen vissza a reálkibocsátás a kezdőértékére a monetáris sokk érkezését követően, és nem 5 éves időtávon.

USA például hiányzik. Ezért elvégeztek a szerzők külön egy becslést 1969-2015 közötti negyedéves amerikai adatokon, amelynek során az amerikai jegybank irányadó alapkapacitára vonatkozó előrejelzéseinek hibáját használták instrumentumként az exogén monetáris politikai sokkok identifikálására, és ekkor is statisztikailag szignifikáns hosszú távú reálhatást mértek. Jorda et al. (2020) eredményei kapcsán ugyanaz a három erény említhető meg, mint Atesoglu és Emerson (2009) eredményeit illetően, ezért ezek is jelentősen csorbítják a Fisher és Seater (1993) hosszú távú monetáris semlegesség ellen szóló empirikus bizonyítékaival szembeni kritikák életét.

Létezik az empirikus szakirodalomnak egy másik vonulata is, amelynek eredményei közvetetten szintén bizonyítékot szolgáltatnak a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésére. Az ebbe tartozó tanulmányok szerzői azt vizsgálják, hogy magyarázza-e a recessziókat követő tartós reálgazdasági veszteségek mértékét a recesszió idején folytatott monetáris politika jellege. Ball (1999), valamint Stockhammer és Sturn (2011) eredményei szerint jellemzően nagyobb mértékű hosszú távú reálveszteségek bontakoztak ki azokat a válságokat követően, amelyek alatt túl szigorú volt a monetáris politika. Ez az eredmény is amellettszól, hogy lehet hosszú távú reálhatása a monetáris politikának.

A szakasz tanulságait összegezve megállapítható, hogy figyelemre méltó empirikus bizonyítékok szólnak ugyan a hosszú távú monetáris semlegesség mellett, annak érvényesülése a valóságban egyáltalán nem olyan magától értetődő, ahogy azt a közgazdasági közvélekedés tartja. Feltételezve, hogy a hosszú távú monetáris semlegesség ellen szóló empirikus bizonyítékok relevánsak, érdemes megvizsgálni, hogy valóban képesek-e a posztkeynesiánusok által a magyarázatukra felhozott, a *2.1.1.2. szakaszban* bemutatott közgazdasági mechanizmusok empirikusan releváns módon magyarázni a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését egy realiztikusan kalibrált modellben, és ha igen, mekkora reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak hosszú távon a modell keretei között.

2.2. A monetáris politika rövid távú reálhatása

A *2.1.1.1. szakasz* elmélettörténeti áttekintése világossá tette, hogy ma már a főáramú közgazdászok széles köre véli úgy az újklasszikusok és az újkeynesiánusok közti konszenzusnak köszönhetően, hogy lehet reálhatása a monetáris politikának rövid távon, legyen szó anticipált vagy nem anticipált monetáris politikai beavatkozásokról. A rövid távú reálhatás oka az árak merevsége. Egyértelmű empirikus bizonyítékok szólnak amellettszól, hogy az árak ritkán változnak, vagyis nem tökéletesen rugalmas az áralkalmazkodás

(Bils – Klenow, 2004; Klenow – Kryvtsov, 2008; Nakamura – Steinsson, 2008). Ha ez így van, akkor egy monetáris sokk nem csapódhat le kizárólag az árszínvonal változásában rövid távon, szükség van némi mennyiségi alkalmazkodásra is, ezért rövid távon nem áll fenn a monetáris semlegesség. Hosszú távon azonban előbb-utóbb rugalmasan alkalmazkodnak az árak a monetáris sokkokhoz, így azok reálhatásai megszűnnek. A hosszú távú monetáris semlegesség érvényesülését tehát az újkeynesiánusok sem kérdőjelezték meg. Bár felhívták a figyelmet arra, hogy rövid távon nem tökéletesen rugalmas az áralkalmazkodás, abban egyetértettek az újklasszikusokkal, hogy hosszú távon az.

A fenti megállapításokkal a legtöbb újkeynesi közgazdász egyetért, az viszont már korántsem egyértelmű, hogy pontosan miként a legcélszerűbb modellezni a nemtökéletes áralkalmazkodást makroökonómiai modellekben. Az újkeynesi szakirodalmon belül is többféle módszer verseng egymással, amelyek egyaránt alkalmasak a ragadós áralkalmazkodás modellezésre, viszont némileg eltérő magyarázatot adnak az ármerevség okára, és sokszor drasztikusan eltérő következményekkel járnak a monetáris politika rövid távú reálhatásának mértékét illetően.

A nemtökéletes áralkalmazkodás modellezésének egyik legnépszerűbb módja annak feltételezése, hogy fix alkalmazkodási költségekkel, ún. menüköltségekkel kell szembeülniük a vállalatoknak az árváltoztatásaik során. A doktori értekezés elemzéseinek keretét is egy menüköltség modell szolgáltatja, amelyet a szokásokkal ellentétben nem a monetáris politika rövid távú reálhatásának vizsgálatára alkalmazok az *5-6. fejezetekben*, hanem a hosszú távú reálhatásának elemzésére.

Ennek az alfejezetnek a *2.2.1. szakaszában* áttekintést nyújtok a nemtökéletes áralkalmazkodás újkeynesi elméleteiről. Mivel a kutatás legfőbb eszköze egy menüköltség modell, a közelmúlt DSGE-típusú menüköltség modelljeinek legfontosabb tanulságaira a *2.2.2. szakaszban* külön kitérek.

2.2.1. A nemtökéletes áralkalmazkodás újkeynesi elméletei

Az újkeynesi makroökonómia egyik központi témája a nemtökéletes áralkalmazkodás makrogazdasági következményeinek vizsgálata. Számos különböző újkeynesi modell található a szakirodalomban, amelyek keretei között eltérő módon jelenik meg az

árak merevsége.⁸ A lehetséges modellezési megoldásokat *időfüggő* és *állapotfüggő* modellekre lehet osztani, és az 1. táblázatban csoportosítottam őket egy lehetséges módon.

1. táblázat: A nemtökéletes áralkalmazkodás újkeynesi modelljeinek csoportosítása

Időfüggő modellek	Állapotfüggő modellek
<p>Taylor-féle modellek</p> <ul style="list-style-type: none"> • <i>Predeterminált árak modellje</i> (Phelps – Taylor, 1977) • <i>Bérkontraktus modellek</i> (Fischer, 1977; Taylor, 1979; 1980) <p>Calvo-árazás (Calvo, 1983)</p>	<p>Rotemberg-árazás (Rotemberg, 1982)</p> <p>Menüköltség modellek</p> <ul style="list-style-type: none"> • <i>Statikus modellek</i> (Akerlof – Yellen, 1985; Mankiw, 1985; Blanchard – Kiyotaki, 1987) • <i>Parciális dinamikus modellek</i> (Barro, 1972; Sheshinski – Weiss, 1977; Caplin – Spulber, 1987; Delgado, 1991; Dixit, 1991) • <i>DSGE-típusú modellek</i> (Dotsey et al., 1999; Golosov – Lucas, 2007; Gertler – Leahy, 2008; Nakamura – Steinsson, 2010; Costain – Nakov, 2011; Midrigan, 2011; Karádi – Reiff, 2012; 2019; Alvarez et al., 2016; Dotsey – Wolman, 2020)

Forrás: Saját szerkesztés

Az *időfüggő modellekben* nem a vállalatok döntenek el, hogy változtatnak-e árat, hanem az előző árváltoztatás óta eltelt *idő függvényében* kaphatnak rá lehetőséget. Ezekben a modellekben tehát *exogén az árváltoztatás időpontja*. Az *időfüggő modellek* közé sorolhatók a nemtökéletes áralkalmazkodás korai, Taylor-féle modelljei, amelyekben két árváltoztatás között eltelt idő hossza determinisztikus. A predeterminált árak modelljében például fix, egy vagy két időszakos lejáratú szállítási szerződéseket kötnek a vállalatok a

⁸ A nemtökéletes áralkalmazkodás újkeynesi elméleteiről jó áttekintést ad Heijdra és van der Ploeg (2002) könyve. A predeterminált árak modellje magyar nyelven megtalálható Bessenyei (2007) könyvében, Taylor bérkontraktus modellje pedig Mellár (2008) könyvében.

vevőkkel, amelyekben a szerződés lejáratáig rögzítik a termékek árát (Phelps – Taylor, 1977). A bérkontraktus modellek keretei között pedig a munkavállalóikkal kötött bérszerződésekben rögzítik egy adott időszakra előre a béreket a vállalatok. Emiatt a költségeik csak lassan alkalmazkodnak a külső sokkokhoz, ami az árak alakulását is perzisztenssé teszi, hiszen így kisebb a költségoldali nyomás az áralkalmazkodásra (Fischer, 1977; Taylor, 1979; 1980).

Az időfüggő modellek másik képviselője a Calvo-féle árazási modell, amelyben két árváltoztatás között eltelt idő hossza sztochasztikus (Calvo, 1983). A Calvo modell nem kíván magyarázatot adni arra, hogy miért ragadósak az árak. Az ármerevség kialakulásában sokféle tényező szerepet játszhat – az áralkalmazkodás költséges volta, több időszakra előre megkötött szállítási- és munkaszerződések, stb. –, azonban a következményei szempontjából csupán az a fontos, hogy a vállalatok szakaszosan, szabálytalan időközönként változtatnak a termékek árain. Ezt az empirikus megfigyelést jól reprodukálja egy olyan modell, amelyben egy paraméter rögzíti annak valószínűségét, hogy egy adott vállalat nem változtat árat egy adott időszakban. Ez az ún. Calvo-paraméter gyakorlatilag az ármerevség mértékét fejezi ki. Ha lehetőséget kap egy vállalat az árváltoztatásra, akkor az optimális árat határozza meg. Ha nem kap rá lehetőséget, akkor megtartja az előző időszakban szabott árat. Viszonylag egyszerű analitikus kezelhetősége miatt a Calvo-árazás vált a nemtökéletes áralkalmazkodás legnépszerűbb modellezési eszközévé az új neoklasszikus szintézis fő elemzési keretét szolgáltatató DSGE modellekben, legyen szó elméleti (Woodford, 2003; Christiano et al., 2005; Galí, 2008) vagy gyakorlatban alkalmazott modellekről (Smets – Wouters, 2003; 2007; Ratto et al., 2009).

Az állapotfüggő modellekben az aktuális állapottól függően döntenek a vállalatok arról, hogy változtatnak-e árat. Ezekben a modellekben tehát *endogén az árváltoztatás időpontja*: maguk a vállalatok döntenek el az áralkalmazkodáshoz kapcsolódó költségek és várható hasznok mérlegelése alapján, hogy megváltoztatják-e a termékek árát, és ha igen, milyen mértékben. Ez mindenképpen realisztikusabb feltételezés, mint az időfüggő modellek egyszerűsítő megoldásai. Az állapotfüggő modellek közé sorolható a Rotemberg-féle árazási modell, amelynek alapfeltevése, hogy az áralkalmazkodás költsége négyzetesen függ az árváltozás nagyságától (Rotemberg, 1982). A feltevés azt eredményezi, hogy minden időszakban változtatnak ugyan a vállalatok a termékek árain, de kisebb mértékben, mint rugalmas áralkalmazkodás mellett tennék, így az árak csak lassan alkalmazkodnak a monetáris sokkokhoz. Nincs azonban összhangban a mikroszintű empirikus megfigyelésekkel a modellnek az az implikációja, amely szerint minden egyes

időszakban árat változtatnak a vállalatok (Bils – Klenow, 2004; Klenow – Kryvtsov, 2008; Nakamura – Steinsson, 2008).

Az állapotfüggő modellek másik nagy csoportját a doktori értekezésben kulcsszerpet játszó menüköltség modellek alkotják, amelyekben minden árváltoztatáshoz kapcsolódóan meg kell fizetniük egy fix alkalmazkodási költséget a vállalatoknak, amelynek nagysága független az árváltozás mértékétől. A fix áralkalmazkodási költséget Mankiw (1985) nevezte el menüköltségnek arra utalva, hogy egy étterem számára azért költséges árat változtatni, mert újra kell nyomtatnia a *menüt*, az étlapot. Szélesebb kontextusban az árcédulák és az árkatalógusok újranyomtatása, illetve a kereskedőknek és a fogyasztóknak az új árról való informálása teszik költségessé az árváltoztatást Mankiw (1985) szerint. Már a korábbi fix áralkalmazkodási költségeket tartalmazó modellek (Barro, 1972; Sheshinski – Weiss, 1977) alkotói is felismerték, hogy az említett tényezők állhatnak az áralkalmazkodás költséges voltának hátterében, Sheshinski és Weiss (1977) azonban egy további tényezőre is felhívták a figyelmet: magának az árazási döntésnek a meghozatala is költséges, ez a döntési költség is részét képezheti a menüköltségnek. Rotemberg (1982) felhívta rá a figyelmet, hogy az eddig említett költségösszetevők ugyan valóban felfoghatók fix költségekként, hiszen nagyságaik nem függenek az árváltozás mértékétől, létezik egy olyan árváltoztatáshoz kapcsolódó költségelem is, amely inkább változó költségként viselkedik. Ez pedig nem más, mint az abból fakadó implicit költség, hogy a nagymértékű árváltozások elriaszthatják a fogyasztókat. Akkor fordulhat elő ilyen reakció, ha a fogyasztók preferálják a gyakori kis árváltozásokat a ritka nagy árváltozásokkal szemben. Ennek a költség típusnak a létezése a Rotemberg-féle árazási feltevés mellett szól a menüköltségekkel szemben, hiszen ebben az esetben függ az árváltoztatás költsége a mértékétől. Egy menüköltség modell legfeljebb akkor képes ezt megragadni, ha a fix költség mellett kvadratikus áralkalmazkodási költségeket is tartalmaz.

Kétségtelen, hogy a menüköltség modellek a legnehezebben kezelhetők technikaileg a nemtökéletes áralkalmazkodás modelljei közül, viszont ezek a lerealisztikusabbak, hiszen ezekben a vállalatok maguk döntenek arról, hogy változtatnak-e árat, és a Rotemberg-árazással ellentétben nem döntenek minden időszakban áralkalmazkodás mellett. Továbbá a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus megfigyelések is megfelelő feltevésekre alapozott menüköltség modellekben reprodukálhatók a legnagyobb eséllyel (Klenow – Kryvtsov, 2008).

A korai menüköltség modellek nagy része statikus abban az értelemben, hogy csak az aktuális időszakra optimalizálnak a vállalatok a kereteik között: csupán azt mérlegelik,

hogy az adott időszakon belül meghaladja-e az áralkalmazkodás haszna annak költségét (Akerlof – Yellen, 1985; Mankiw, 1985; Blanchard – Kiyotaki, 1987). Már ezekben a modellekben is kialakul egy ún. *inaktivitási tartomány* a menüköltségek jelenléte miatt: amennyiben közel vannak a vállalatok a rugalmas árak melletti profitmaximumukhoz, inkább nem változtatnak a termékeik árain, hiszen nem kecsgetet akkora haszonnal az áralkalmazkodás, amekkora képes lenne fedezni a menüköltséget. Ezeknek a statikus menüköltség modelleknek az alkotói elsősorban egy látszólagos paradoxonnak a feloldására törekedtek: az áralkalmazkodás költségei nyilvánvalóan kicsik, ennek ellenére azt szokás gondolni, hogy jelentősen befolyásolják az üzleti ciklusok alakulását. Akerlof és Yellen (1985) a burkológörbe tétel segítségével bizonyították, hogy szó sincs ellentmondásról, mert másodrendűen kicsi menüköltségek jelenlétében is elsőrendű hatást gyakorolnak az aggregált reálkibocsátásra a pénzmennyiség elsőrendű változásai. Mankiw (1985) pedig megmutatta, hogy másodrendűen kicsi menüköltségek elsőrendű jóléti veszteségeket okozhatnak a gazdaságban. Blanchard és Kiyotaki (1987) némelyest árnyalták ezeket az eredményeket: rámutattak, hogy a munkapiacra jelenlévő reálmerevségek nem hagyhatók figyelmen kívül a termékpiacon árazáshoz kapcsolódó nominális merevségek hatásainak elemzése során. Ha ugyanis a munkakínálat az empirikus bizonyítékokkal összhangban viszonylag rugalmatlan, akkor egy pozitív monetáris sokkot követően csak a bérek nagymértékű emelésével valósítható meg az ár változatlanul tartása esetén szükségszerűvé váló mennyiségi alkalmazkodáshoz szükséges többletmunkaerő felvétele, emiatt optimálissá válhat az áralkalmazkodás jelentős menüköltségek mellett is.

Már a korai menüköltség modellek alkotói közül is rájöttek néhányan, hogy menüköltségek jelenlétében nem statikus, hanem dinamikus probléma egy tökéletesen racionális vállalat árazási döntése (Barro, 1972; Sheshinski – Weiss, 1977; Caplin – Spulber, 1987; Delgado, 1991; Dixit, 1991). Egy tökéletesen racionális vállalat ugyanis az áralkalmazkodásnak nem csak az adott időszakon belül jelentkező költségeit és hasznait mérlegeli, hanem figyelembe veszi azt is, hogy a jövőben érkező sokkok lehet, hogy áralkalmazkodás nélkül is közelebb viszik a rugalmas árak melletti profitmaximumához, így megspórolhatja a menüköltséget. A jövőre vonatkozó kockázatok figyelembe vétele az inaktivitási tartomány tágulásához vezet, sőt komplexebb modellekben az árváltoztatás esetén szabott optimális árat is módosítja. Dixit (1991) megmutatta, hogy dinamikusan optimalizáló vállalatok mellett nem csak másodrendűen, hanem *negyedrendűen* kicsi me-

nülköltségek is elsőrendű reálhatásokat okozhatnak. Delgado (1991) hiszterézist produkáló menüköltség modelljében szintén egy dinamikus optimalizálási probléma formáját ölti matematikailag a vállalatok árazási döntése.

Golosov és Lucas (2007) provokatív tanulmánya a menüköltség modellek másodvirágzását idézte elő a 2000-es évek második felében. A szerzők és az övéket követő újabb tanulmányok szerzői a kor főáramú makroökonómiájának standardjait követve már DSGE modellkeretben vizsgálták a menüköltségek jelenlétének következményeit, ezért a modelljeiket DSGE-típusú menüköltség modelleknek nevezem az egyszerűség kedvéért. A korábbi dinamikus menüköltség modellek még parciálisak voltak, ezek viszont már általános egyensúlyi modellkeretbe ágyazzák a vállalatok dinamikus árazási döntéseit. A DSGE-típusú menüköltség modellek főbb tanulságait a 2.2.2. *szakaszban* foglalom össze.

Kérdés, hogy a nemtökéletes áralkalmazkodás sokféle modellje közül vajon melyek állnak leginkább összhangban az áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus megfigyelésekkel. Klenow és Kryvtsov (2008) nyolc mikroszintű stilizált tényt állapítottak meg az USA három legnagyobb nagyvárosi térségében 1988-2004 között megfigyelt fogyasztói árak elemzése alapján, és arra a következtetésre jutottak, hogy a nemtökéletes áralkalmazkodás legnépszerűbb modelljei közül egyik sem képes maradéktalanul reprodukálni az összeset. A 2. *táblázat* tartalmazza a szerzők által vizsgált négy modell eredményeinek összevetését a stilizált tényekkel. A GL rövidítés a Golosov-Lucas modellre, mint a konstans, homogén menüköltséget tartalmazó modellek alaptípusára utal. A DKW rövidítés pedig a Dotsey-King-Wolman modellt (Dotsey et al., 1999) takarja, amelyben a menüköltség sztochasztikus, vállalatonként különbözhet, de minden vállalat és minden időszak esetén ugyanabból a valószínűség-eloszlásból származik az értéke vállalatonként és időszakonként függetlenül.

A Taylor modell fő problémája, hogy az árak élettartama konstans, a túlélési valószínűségük pedig egy adott korban 0, egyébként 1 a keretei között. A Calvo modellben növekszik az árváltozás nagysága a legutóbbi árváltoztatás óta eltelt idő függvényében, az áremelések és –csökkentések gyakorisága pedig nem mozog együtt az inflációval. A Dotsey-King-Wolman modellben kevés a nagy árváltozás, az infláció varianciáját főként az áralkalmazkodást végző vállalatok aránya határozza meg, az árak túlélési valószínűsége csökken, az árváltozások nagysága pedig nő a legutóbbi árváltoztatás óta eltelt idő függvényében. Legjobban a Golosov-Lucas modell teljesít: annak az egyetlen problémája

az, hogy nem produkál elegendő kis árváltozást. Ennek a hibának azonban kulcsjelentősége van a monetáris politika rövid távú reálhatása szempontjából, ahogy azt a 2.2.2. szakaszban kifejttem.

2. táblázat: A nemtökéletes áralkalmazkodás négy modelljének összevetése a mikroszintű stilizált tényekkel

Stilizált tény	Taylor	Calvo	GL	DKW
Az árváltozások gyakoriak. ⁹	Igen	Igen	Igen	Igen
Az abszolút árváltozások átlagosan nagyok.	Igen	Igen	Igen	Nem
Sok a kis árváltozás.	Igen	Igen	Nem	Igen
Az árak tartóssága változó.	Nem	Igen	Igen	Igen
Az árak túlélési valószínűsége konstans a legutóbbi árváltozás óta eltelt idő függvényében.	Nem	Igen	Igen	Nem
Az árváltozások nagysága nem nő a legutóbbi árváltoztatás óta eltelt idő függvényében.	Nem	Nem	Igen	Nem
Az infláció varianciáját az árváltozások nagysága határozza meg, nem az áralkalmazkodást végző vállalatok aránya.	Igen	Igen	Igen	Nem
Az áremelések és –csökkentések gyakorisága együttmozog az inflációval.	Nem	Nem	Igen	Igen

Megjegyzések: Amennyiben „Igen” szerepel a táblázat egy adott cellájában, a cellának megfelelő modell képes reprodukálni a megfelelő stilizált tényt. Amennyiben „Nem” szerepel egy adott cellában, a neki megfelelő modell nem képes reprodukálni a megfelelő stilizált tényt. A GL rövidítés a Golosov-Lucas modelle, a DKW rövidítés pedig a Dotsey-King-Wolman modellre utal.

Forrás: (Klenow – Kryvtsov, 2008, 891. p.) alapján saját szerkesztés

Mivel a nemtökéletes áralkalmazkodás népszerű modelljei közül egyik sem teljesít jól empirikusan, Klenow és Kryvtsov (2008) szerint új, gazdagabb modellekre van szükség, amelyek összhangban állnak a nyolc stilizált tény mindegyikével. Bizonyos, általuk második generációsnek nevezett menüköltség modellek (Gertler – Leahy, 2008; Midrigan, 2011; Dotsey – Wolman, 2020) már kiállják a próbát, ezekről szintén a 2.2.2. szakaszban ejtek néhány szót.

⁹ Klenow és Kryvtsov (2008) azt értik gyakori árváltozások alatt, hogy empirikus elemzésük szerint átlagosan 4-7 havonta változnak az árak az átmeneti leárazások kezelésétől függően. Nézőpont kérdése, hogy gyakorinak nevezhető-e ez: véleményem szerint fontosabb stilizált tény az, hogy az árak korántsem változnak minden hónapban, és ezt valóban képes reprodukálni mind a négy modell.

2.2.2. A DSGE-típusú menüköltség modellek evolúciója

Golosov és Lucas (2007) komoly kihívás elé állították az újkeynesi közgazdászokat: egy olyan menüköltség modellt építettek fel Caplin és Spulber (1987) monetáris semlegességi eredményét felelevenítve, amelyben ugyan merevek az árak, mégis közel semleges a pénz már rövid távon is. Caplin és Spulber (1987) még egy meglehetősen mesterkéltnak, az analitikus kezelhetőség érdekében irrealisztikus feltevésekre alapozott parciális modell segítségével jutottak erre a következtetésre, Golosov és Lucas (2007) viszont egy sokkal realisztikusabb feltevésekre épített heterogén szereplős DSGE modellt használtak, amelyet numerikusan oldottak meg. Ráadásul az USA-ból származó empirikus adatokra kalibrálták a modelljüket, tehát az empiria oldalról sem lehet elmenni szó nélkül az eredményeik mellett. A heterogén szereplős modellkeretre azért volt szükség, mert feltételezték a szerzők, hogy a makroszintű monetáris sokkok mellett vállalatonként és időszakonként független idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik a vállalatokat mikroszinten. Ezekre egyrészt azért van szükség, hogy képes legyen a modell reprodukálni azt a stilizált tényt, amely szerint az empirikus árváltozások átlagosan nagyok, másrészt azért, mert hiányukban mindig egyszerre változtatna árat az összes vállalat, ami nyilvánvalóan irrealisztikus lenne.

Golosov és Lucas (2007) eredménye azért okoz különösen nagy fejtörést újkeynesiánus nézőpontból, mert az következik belőle, hogy a nemtökéletes áralkalmazkodás megfelelő modellezése esetén rövid távon sincs érdemi reálhatása a monetáris politikának, vagyis mégis az újklasszikusoknak volt igazuk, így az újkeynesiánusok pozíciója a végletekig meggyengül az új neoklasszikus szintézisen belül. Ezen felül azért is kellemetlen az eredmény, mert a Calvo-árazás vált a nemtökéletes áralkalmazkodás standard modellezési eszközévé a modern főáramú makroökonómiát elméletileg megalapozó (Woodford, 2003; Galí, 2008) és a gyakorlatban alkalmazott (Smets – Wouters, 2003; 2007; Ratto et al., 2009) DSGE modellek keretei között egyaránt, amely mellett a monetáris politika rövid távú reálhatása jelentős. Időfüggő jellege miatt nyilvánvalóan kevésbé realisztikus a Calvo modell, mint egy állapotfüggő menüköltség modell, mégis elfogadható egyszerűsítés lenne, ha jól közelítené azokat az eredményeket, amelyeket egy realisztikusan kalibrált menüköltség modell produkál. Golosov és Lucas (2007) eredményei azonban arra utalnak, hogy egyáltalán nem jó közelítése a Calvo modell egy megfelelően specifikált menüköltség modellnek. Ez komoly kétségeket vet fel a jegybankok DSGE modellekre alapozott monetáris politikai hatáselemzéseinek megbízhatóságát illetően.

Mi az oka annak, hogy a Golosov-Lucas modellben közel semleges a pénz rövid távon? A magyarázat az, hogy a heterogén szereplős menüköltség modellekben működik egy ún. *szelekciós hatás*, amelynek következtében a monetáris sokkok megváltoztatják az áralkalmazkodást végző vállalatok összetételét. Nagyobb valószínűséggel reagálnak a sokkokra áralkalmazkodással azok a vállalatok, amelyek távolabb vannak a rugalmas árak melletti profitmaximumuktól, az ő árreakcióik pedig jellemzően nagyok lesznek.¹⁰ A nagy árváltozások semlegesítik a monetáris sokkok reálhatásainak jelentős részét. Az időfüggő modellekben nincs jelen ez a hatás: azokban egyáltalán nem függ össze egy termék félreárazottságának mértékével, hogy változtat-e árat az azt előállító vállalat, vagy sem. A Calvo modellben például nincs szelekció: teljesen véletlenszerűen dől el, hogy mely vállalatok kapnak lehetőséget az árváltoztatásra. Az áralkalmazkodást végző vállalatok jelentős része ezért azok a cégek közül kerül ki, amelyek eleve közel vannak a rugalmas árak melletti profitmaximumukhoz, az ő árváltoztatásaik pedig kicsik lesznek. Az így kibontakozó gyenge áralkalmazkodás lehetővé teszi, hogy sokkal jelentősebb reálhatásaik bontakozzanak ki a monetáris sokkoknak, mint a Golosov-Lucas modellben.

Golosov és Lucas (2007) provokatív eredménye természetesen komoly visszhangot váltott ki a szakirodalomban. A legvilágosabban Midrigan (2011) mutatott rá, hogy a semlegességi eredmény éppen a modell egyetlen olyan sajátosságának köszönhető, amely nem áll összhangban Klenow és Kryvtsov (2008) stilizált tényeivel: nem produkál a modell elegendő kis árváltozást. Midrigan (2011) megmutatta, hogy a Golosov-Lucas modellben kétmódusú a nemnulla árváltozások eloszlása: az árváltozások többsége az alsó és a felső alkalmazkodási küszöbök körül csoportosul, kis árváltozások nincsenek, mert olyanokat nem éri meg végrehajtani a menüköltségek jelenléte miatt. A nemnulla árváltozások empirikus eloszlása ezzel szemben egymódusú: a legtöbb árváltozás kicsi, az átlagos árváltozás ugyanakkor nagy, ezért az eloszlás csúcossága lényegesen meghaladja a normálisét.¹¹ Mindez azt jelenti, hogy a nemnulla árváltozások empirikus eloszlása sokkal közelebb áll ahhoz, amit a Calvo modell produkál, mint ami a Golosov-Lucas modellben jön létre.

A Golosov-Lucas modell gyengeségeire reagálva számos új menüköltség modellt dolgoztak ki az újkeynesi közgazdászok, amelyekben már megjelennek kis árváltozások,

¹⁰ Így már érthető az a 2. táblázatban közölt megállapítás, amely szerint a Golosov-Lucas modell nem produkál elegendő kis árváltozást az empirikus megfigyelésekhez viszonyítva.

¹¹ A nemnulla árváltozások általánosan és Midrigan (2011) által tanulmányozott empirikus eloszlásáról a 4.2. alfejezetben található további részletek.

ezáltal maradéktalanul megfelelnek a Klenow és Kryvtsov (2008) által megállapított nyolc stilizált ténynek. A kis árváltozások megjelenése miatt a modellek többségében megszűnik a rövid távú monetáris semlegesség, bár a monetáris sokkok rövid távú reálhatásainak mértéke a konkrét modellkerettől függően kisebb vagy nagyobb mértékben továbbra is elmarad az időfüggő modellekben tapasztalhatótól.

A Calvo modellben megfigyelhető mértékű reálhatáshoz Midrigan (2011) jutott a legközelebb, aki két lényeges módosítást vezetett be a Golosov-Lucas modellbe. Egyrészt feltételezte, hogy a vállalatokat érő idioszinkratikus termelési sokkok nem normális eloszlásúak, hanem leptokurtikusak, vagyis egy, a normális eloszlásnál csúcsosabb valószínűség-eloszlásból származnak. Emiatt a vállalatok által ténylegesen szabott árak és az általuk kívánt árak közti eltérések eloszlása is leptokurtikussá válik a modellben. Mivel az eloszlás farka lassabban cseng le, mint a normális eloszlásé, kevesebb vállalat tartózkodik az áralkalmazkodási küszöbök közelében, mint a Golosov-Lucas modellben. Ahhoz, hogy továbbra is képes legyen a modell reprodukálni az árváltoztatások empirikusan megfigyelhető gyakoriságát, alacsonyabbra kell kalibrálni a menüköltséget a Golosov-Lucas modellhez képest. Az inaktivitási tartomány ezáltal szűkebbé válik, aminek köszönhetően olyan vállalatok is áralkalmazkodás mellett döntenek, amelyek nincsenek túl messze a rugalmas árak melletti profitmaximumuktól, ezért a Golosov-Lucas modellben nem változtattak volna árat. Megjelennek tehát a modellben a kis árváltozások, és ezek közel sem semlegesítik annyira a monetáris sokkok reálhatásait, mint a Golosov-Lucas modell nagy árváltozásai. A leptokurtikus idioszinkratikus sokkokat tartalmazó modell megalapozottabb empirikusan, mint a normális eloszlású sokkokat tartalmazó: egyrészt azzal ellentétben képes reprodukálni a nemnulla árváltozások eloszlásának empirikusan megfigyelhető többletsúcsosságát, másrészt Midrigan (2011) közvetlen empirikus bizonyítékokat is bemutat, amelyek arra utalnak, hogy a vállalatokat érő idioszinkratikus sokkok eloszlása valóban csúcsosabb a normális eloszlásnál.

Midrigan (2011) azt figyelte meg, hogy a leptokurtikus idioszinkratikus sokkok bevezetését követően még mindig kevesebb kis árváltozást produkál a modellje, mint amennyi az empirikus adatokban megfigyelhető, ezért bevezetett még egy módosítást a Golosov-Lucas modellbe: többtermékes vállalatokat feltételezett, amelyek választékgazdaságosságot élveznek az áralkalmazkodás során: elég egyszer megfizetniük a menüköltséget, és megváltoztathatják az összes termékük árát, azokét is, amelyek alig félreárazottak. Ennek köszönhetően már elegendő kis árváltozást produkál a modell, így még tovább gyengül a szelekciós hatás, és még tovább nőnek a monetáris sokkok reálhatásai a keretei

között. Midrigan (2011) közvetlen empirikus bizonyítékokkal is érvel amellett, hogy megfigyelhető választékgazdaságosság az áralkalmazkodásban. Alvarez et al. (2016) azonban rámutattak, hogy a Midrigan (2011) modelljében tapasztalható reálhatás nagy része a leptokurtikus idioszinkratikus sokkoknak köszönhető, a többtermékes vállalatok feltevése hozzájuk képest keveset tesz hozzá a reálhatáshoz. Bár a Midrigan (2011) modelljében kialakuló reálhatás mértéke valamivel még mindig elmarad a Calvo modellben kibontakozóétól, ahhoz elegendően nagy, hogy kijelenthető legyen: a Calvo modell mégis jó közelítése egy megfelelően specifikált menüköltség modellnek.

A leptokurtikus idioszinkratikus sokkok feltevését már Midrigan (2011) is Gertler és Leahy (2008) modelljéből kölcsönözte. A sokkok eloszlásfeltevésének módosítása mellett ők stratégiai komplementaritást feltételeztek a vállalatok árazási döntéseiben, amelynek következtében lassabban reagál a rugalmas árak mellett érvényes optimális ár a monetáris sokkokra, mint a Golosov-Lucas modellben, így az áralkalmazkodást végző vállalatok árreakciói kisebbek, a sokkok reálhatásai pedig nagyobbak lesznek. Nakamura és Steinsson (2010) szintén a stratégiai komplementaritás jelentőségét hangsúlyozzák, ami a többszektoros DSGE modelljükben a köztes inputok felhasználásának következménye. Ha viszonylag hamar árváltoztatás mellett dönt egy vállalat egy monetáris sokkot követően, akkor valószínűleg nem fog akkorát változtatni, mint köztes inputok hiányában, mert a beszállítóinak jelentős része még nem módosított árat, így a határkölsége sem változhatott annyit, amennyi nagy árváltoztatást indokolna. A szelekciós hatás így gyengébb lesz, ezért kevésbé fogja semlegesíteni a sokk reálhatását, mint a Golosov-Lucas modellben. A stratégiai komplementaritás mellett azt is vizsgálták a szerzők, hogy hogyan érinti a monetáris sokkok rövid távú reálhatásait, ha heterogének a gazdaság szektorai a menüköltség szempontjából. A heterogenitás növekedését úgy modellezték, hogy növelték a szektorok számát, és újrakalibrálták a modellt a különböző szektorszámok mellett. Arra az eredményre jutottak, hogy a heterogenitás növekedése növeli a reálhatás mértékét, amelynek hátterében a menüköltség nagysága és az aggregált kibocsátás volatilitása közti konkáv kapcsolat áll.

Costain és Nakov (2011) egy olyan modellt építettek fel, amely félúton helyezkedik el a Calvo modell és a Golosov-Lucas-féle fix menüköltség modell között. A Calvo modellhez hasonlóan specifikáltak egy árváltoztatási valószínűséget, ez a valószínűség azonban vállalatonként és időszakonként változik, és endogén: annál nagyobb, minél messzebb van a vállalat a rugalmas árak melletti profitmaximumától. Ezáltal ötvözték a

szerzők a kétféle modell előnyeit, aminek köszönhetően jobb empirikus illeszkedés mellett a Calvo modellhez közeli mértékű reálhatásai bontakoztak ki a monetáris sokkoknak.

Már Dotsey et al. (1999) sztochasztikus menüköltség modelljében is nagyobbak a monetáris sokkok reálhatásai, mint a Golosov-Lucas modellben, mert minden időszakban akad néhány alacsony menüköltséggel szembesülő vállalat, amely számára érdemes kis árváltoztatásokat is végrehajtani. A 2. táblázatban azonban látható, hogy ez a modell nem felel meg négynek a Klenow-Kryvtsov-féle nyolc stilizált tény közül. Dotsey és Wolman (2020) ezért felülvizsgálták saját korábbi modelljüket, és feltételezték, hogy idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik a vállalatokat, továbbá feltették, hogy a vállalatok egy része rugalmas áralkalmazkodást végez. Mindez nem befolyásolta korábbi modelljük lényegi makroszintű következtetését, de jobb empirikus illeszkedéshez vezetett mikroszinten.

A közelmúlt menüköltség modelljeinek nem mindegyike cáfolja azonban Golosov és Lucas (2007) semlegességi eredményét. Karádi és Reiff (2019) továbbalakították Midrigan (2011) modelljét azáltal, hogy sztochasztikus volatilitású idioszinkratikus sokkokat feltételeztek a keretei között, amelyeknek speciális eseteiként értelmezhetők a normális eloszlású és a Gertler és Leahy (2008), valamint Midrigan (2011) által feltételezett, Poisson-folyamat segítségével generált leptokurtikus idioszinkratikus sokkok. A modelljük ugyanúgy képes reprodukálni a nemnulla árváltozások empirikus eloszlásának többletcsúcsosságát, mint Midrigan (2011) modellje, sőt újdonságként megragadja az eloszlás interkvartilis terjedelmét is, ugyanakkor csak elhanyagolhatóan nagyobb reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak a keretei között, mint a Golosov-Lucas modellben. Az eredmény oka az, hogy a sztochasztikus volatilitású idioszinkratikus sokkok egyfajta köztes esetként a modell realisztikus kalibrációja mellett inkább a normális eloszlású sokkokhoz állnak közel, mint a Poisson-folyamat által generált leptokurtikus eloszlásokhoz, ezért a sztochasztikus volatilitás jelentősen felerősíti a szelekciós hatást. Tehát egy empirikus szempontok alapján kevésbé kritizálható modellel is ugyanúgy arra a következtetésre jutottak a szerzők, hogy rövid távon is közel semleges a pénz, mint Golosov és Lucas (2007).

A menüköltség modellek szakirodalmának új hullámára Alvarez et al. (2016) tették fel a koronát. Az ebben a szakaszban hivatkozott menüköltség modellek heterogén szereplős DSGE modellek, amelyek jellemzően numerikus megoldásra szorulnak a komplexitásuk miatt. Alvarez et al. (2016) azonban sikeresen levezettek egy analitikus

képletet, amely megadja egy monetáris sokk rövid távú reálhatását. Az általuk alkalmazott modellkeret annyira általános, hogy speciális esetként magába foglalja szinte az összes jelentős menüköltség modellt, ezért a képlet a menüköltség modellek jelentős részének kontextusában érvényes. A legfontosabb üzenete az, hogy a monetáris sokk adott nagysága és a termékváltozatok közti helyettesítés adott rugalmassága mellett két tényezőtől függ a monetáris sokk reálhatása. Egyrészt minél kisebb az átlagos árváltoztatási gyakoriság, másrészt minél nagyobb a nemnulla árváltozások eloszlásának csúcossága, annál nagyobb a reálhatás. A csúcosság mérőszáma ezek szerint tartalmaz minden olyan információt, ami a szelekciós hatás erősségével kapcsolatban releváns. Alvarez et al. (2016) eredményei tehát megerősítik Midrigan (2011) intuícióját, amely szerint a monetáris sokkok rövid távú reálhatásai szempontjából kulcsfontosságú, hogy képes legyen az elemzésükre felépített menüköltség modell reprodukálni a nemnulla árváltozások eloszlásának empirikusan megfigyelhető többletcsúcosságát.

Összegzésképpen megállapítható, hogy koránt sincs egyetértés a menüköltség modellek szakirodalmán belül abban a kérdésben, hogy jelentősek-e a monetáris sokkok reálhatásai rövid távon. A közelmúlt tanulmányainak többsége ugyanakkor inkább amellett érvel, hogy amennyiben megfelelő, empirikusan megalapozott kiegészítő feltevéseket tartalmaz egy menüköltség modell a menüköltségek mellett, jelentős rövid távú reálhatásaik alakulnak ki a monetáris sokkoknak a keretei között, amelyek némileg ugyan kisebbek, mint az időfüggő Calvo modellben, de számottevőek. Hosszú távú reálhatásaik azonban egyetlen DSGE-típusú menüköltség modellben sem bontakoznak ki a monetáris sokkoknak, ami azért rejtélyes, mert a menüköltségek jelenlétéből adódóan nemlineáris a kereteik között az áralkalmazkodás, a nemlineáris áralkalmazkodásnak pedig magyarázania kéne a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését a posztkeynesi közgazdászok szerint.

A DSGE-típusú menüköltség modellek heterogén szereplős DSGE modellek, ezért alkalmasak a doktori értekezésben feltetthez hasonló kutatási kérdések vizsgálatára, amelyek arra vonatkoznak, hogy mekkora reálhatás kibontakozásához vezet makroszinten a monetáris sokkokhoz történő heterogén mikroszintű áralkalmazkodás. A heterogenitásnak a kereteik között feltételezett formája azonban meglehetősen egyszerű: csupán *ex post* heterogenitást (Cho, 1995) tartalmaznak. A vállalatok *ex ante* homogének bennük, egyedül azért hoznak eltérő árazási döntéseket, mert idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik őket, amelyek realizációi *ex post* különböznek.

A 4. fejezetben bemutatásra kerülő menüköltség modell ezzel együtt is számos kulcsfontosságú intuícióra épít a DSGE-típusú menüköltség modellek irodalmából. Többtermékes vállalatokat és leptokurtikus idioszinkratikus termelékenységi sokkokat tartalmaz, hiszen ezek a modellösszetevők kulcsfontosságú szerepet játszanak mind a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos stilizált empirikus tények reprodukálásában, mind a monetáris sokkok reálhatásainak meghatározásában a szakirodalom eredményei szerint. A modell kalibrálásának módszerét szintén a DSGE-típusú menüköltség modellek irodalmából kölcsönzöm, valamint a háztartások viselkedését és a monetáris politikát is a kereteik között megszokott módon modellezem annak érdekében, hogy könnyebben viszonyítható legyen hozzájuk a modell. Lényeges különbség azonban, hogy nem a monetáris sokkok *rövid távú* reálhatásainak elemzésére használom a menüköltség modellek irodalmában megszokott módszertant, hanem – tudomásom szerint elsőként – a *hosszú távú* reálhatásaik tanulmányozására.

3. A hiszterézis közgazdasági jelentősége és mechanizmusai

A hiszterézis görög eredetű szó, jelentése szó szerint *az, ami később jön*. Általánosságban olyan hatásokat szokás érteni alatta, amelyek azután is fennmaradnak, hogy a kezdeti kiváltó okuk megszűnt (Cross, 1993). A kifejezésben felfedezhető a görög történelem (Ιστορία) szó, ami arra utal, hogy egy hiszteretikus dinamikus rendszerben *számít a történelem*, vagyis a rendszer állandósult állapota nem független annak történelmétől, az általa bejárt úttól. A bevett közgazdasági definíció szerint akkor figyelhető meg hiszterézis egy dinamikus gazdasági rendszerben, ha egy átmeneti exogén sokk permanens hatást gyakorol az állandósult állapotára (Amable et al., 1993; Göcke, 2002).¹²

Ebben a fejezetben áttekintem a hiszterézis közgazdasági szakirodalmának a doktori értekezés szempontjából legfontosabb aspektusait.¹³ A *3.1. alfejezetben* bemutatom, hogy miért aktuális közgazdászként a hiszterézis jelenségével foglalkozni, miért fordult számos közgazdász érdeklődése a 2008-as globális pénzügyi válságot követő lassú kilábalás során a hiszterézis felé. A *3.2. alfejezetben* áttekintem a hiszterézissel kapcsolatos közgazdasági gondolatok elméletitörténetét, és bemutatom a legfontosabb közgazdasági mechanizmusokat, amelyek hiszterézist eredményezhetnek az aggregált kibocsátás dinamikájában. Végül a *3.3. alfejezetben* rámutatok, hogy fontos gyakorlati következményei vannak a hiszterézisnek a gazdaságpolitika szempontjából.

3.1. A hiszterézis aktualitása a 2008-as pénzügyi válság tükrében

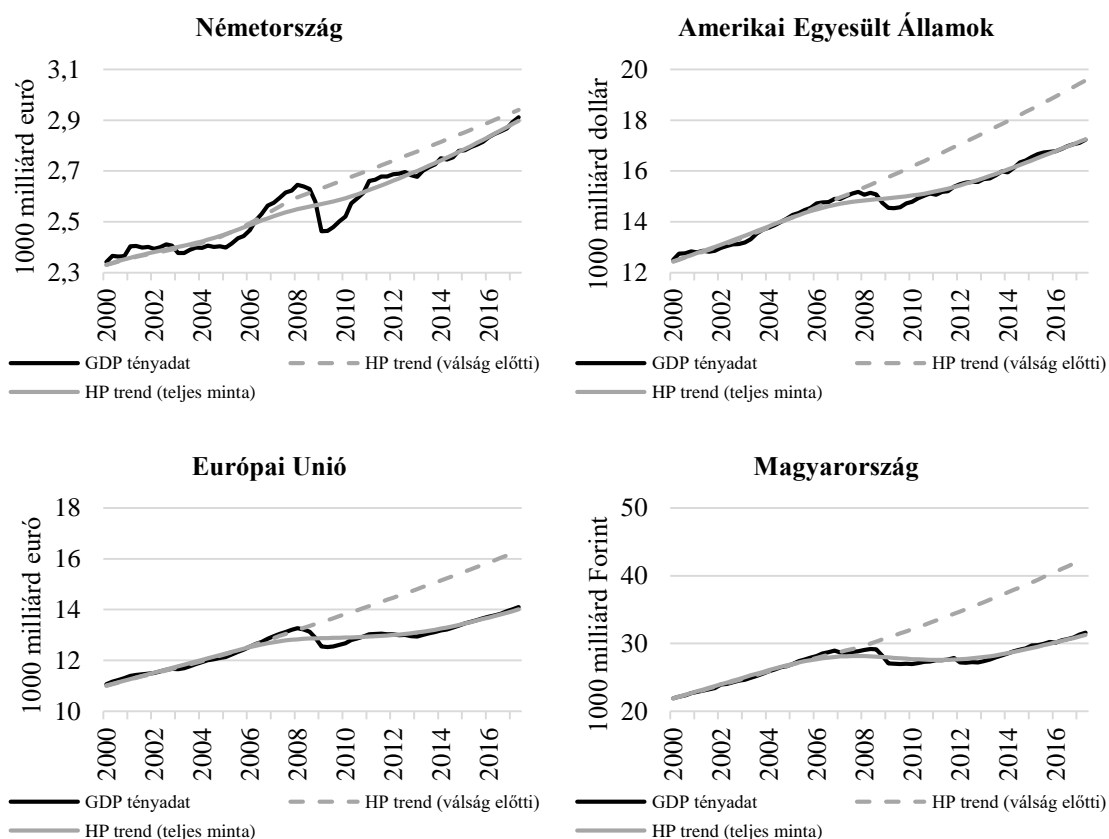
Bár az 1970-es évek óta időről időre felbukkant a hiszterézis koncepciója a főáramú közgazdaságtudományban, a posztkeynesi közgazdaságtannak pedig mindig is szerves részét képezte, a makroökonómusok érdeklődése korábban sosem látott intenzitással fordult a hiszterézis felé a 2008-as globális pénzügyi válságot követő lassú kilábalás

¹² A szakirodalom gyakran használja az *állandósult állapot* (*steady state*) helyett az *egyensúly* (*equilibrium*) vagy precízebben a *hosszú távú egyensúly* (*long-run equilibrium*) kifejezést. A doktori értekezésben inkább az állandósult állapot kifejezést alkalmazom a félreértések elkerülése végett, ami egyértelműen egy olyan állapotára utal a dinamikus rendszernek, amelyben nem érik aggregált exogén sokkok, és minden makroszintű változója állandó időben. Ehhez képest egyensúly alatt szokás egyszerűen a kereslet és a kínálat egyenlőségét is érteni adott piac(ok)on, ami akkor is létrejöhet, ha nincs állandósult állapotban a dinamikus rendszer.

¹³ A fejezet alapját Váry (2018) tanulmányom kiragadott részei képezik.

során. Ennek oka az, hogy a fejlett gazdaságok többsége nem a válság előtti növekedési pályájára tért vissza a válság jelentette átmeneti negatív sokkot követően, hanem egy tartósan alacsonyabb szintű, sőt számos esetben kisebb növekedési rátával is jellemezhető pályára állt rá (Ball, 2014; Hall, 2014; Blanchard et al., 2015). Kézenfekvő ezt a megfigyelést a hiszterézis egy konkrét megnyilvánulásaként értelmezni. Ám aki így tesz, az ellentmondásba kerül a főáramú makroökonómiát mai napig meghatározó új neoklasszikus szintézis alapkoncepciójával, amely szerint egy gazdaság hosszú távú növekedési pályája független a rövid távú ciklikus ingadozásaitól (Woodford, 2003; Galí, 2008).

1. ábra: A reál GDP és trendértékeinek alakulása Németországban, az USA-ban, az Európai Unióban és Magyarországon, 2000-2017



Megjegyzések: Az ábrán szezonálisan kiigazított, évesített negyedéves adatok láthatók 2010-es áron. A 2017-es évből csak az első két negyedévet tartalmazza az idősorok.

Forrás: Az Eurostat és a Bureau of Economic Analysis adatai alapján saját számítás és szerkesztés

Az 1. ábra szemlélteti, hogy miként kérdőjelezte meg a válságból való lassú kilábalás az új neoklasszikus szintézis alapkoncepcióját. Az ábra készítéséhez Ball (2014) számítási módszerét vettem alapul némileg módosított formában, a potenciális növeke-

dési pályákra vonatkozó becsléseket ugyanis vele ellentétben nem az OECD-től kölcsönöztem, hanem én magam állítottam elő őket Hodrick-Prescott szűrővel. Ez kevésbé kifinomult módszer, mint az OECD által alkalmazott termelési függvényen alapuló becslési eljárás, de illusztráció céljára bőven elegendő.

Az ábrán a reál GDP időbeli alakulása látható három kiragadott ország és az Európai Unió egésze – vagyis a 28 tagállam összessége¹⁴ – esetében 2000 első negyedétől 2017 második negyedévéig. Feltüntettem továbbá az ábrán a GDP kétféle módon számított trendpályáit is. A folytonos vonallal jelölt trendek számításához a teljes mintán alkalmaztam a Hodrick-Prescott szűrőt, a szaggatott vonallal jelölt trendek számításához viszont csak a válság előtti, 2007 negyedik negyedévéig tartó részmintán¹⁵, a 2008 első negyedével kezdődő időszakra pedig előrevetítettem az eredményül kapott trendeket loglineáris extrapolációval. A szaggatott vonalak tehát azoknak a trendpályáknak a közéletései, amelyek mentén a válság elmaradása esetén növekedett volna a GDP.

Látható, hogy a válságból való kilábalás gazdaságonként eltérő jellegzetességeket mutat. A német gazdaság adatai alapján például nehéz lenne cáfolni a tankönyvi alkalmazkodási mechanizmust. Bár Németországban is évekig alatta maradt a teljes mintán számított növekedési pálya a válság előttinek, az eltérés mértéke nem volt kirívó, ráadásul elkezdett konvergálni egymáshoz a két trendpálya, és 2017 második negyedévére gyakorlatilag visszatért a válság előtti növekedési pályájára a GDP, ahogy az új neoklasszikus szintézis elmélete jósolta. Ezzel szemben az Amerikai Egyesült Államokban láthatóan egy alacsonyabb szintű növekedési pályára lökte a válság a gazdaságot, amely nem látszik konvergálni a válság előtti trendhez. Számos közgazdász hiszterézisként értelmezte ezt a megfigyelést: egy átmeneti negatív keresleti sokk a GDP hosszú távú, potenciális növekedési pályáját is visszavetette (Ball, 2014; Hall, 2014; Blanchard et al., 2015). Még súlyosabb a helyzet az Európai Unió egészében és különösen a magyar gazdaságban. Ezek esetében látványosan divergál a GDP teljes mintán számított trendpályája a válság előtti trendtől, tehát nem csupán egy alacsonyabb szintre lökte a válság a potenciális növekedési pályát, hanem a potenciális növekedési ütemet is visszavetette. Ezt a jelenséget nevezik Blanchard et al. (2015) *superhiszterézisnek*.

¹⁴ Az ábra a Brexit előtt készült.

¹⁵ Mindkét trendpálya számításához felhasználtam az 1999-es év négy negyedévének GDP adatait is, az eredmények értékeléséhez azonban nem használtam őket. Így legalább a minta egyik végén mérsékelhető némelyest a Hodrick-Prescott szűrő közismert végponti bizonytalansága.

A potenciális kibocsátásban bekövetkezett veszteségek számszerűen is jelentősek. Ball (2014) 23 OECD tagország adatai alapján 0-tól több, mint 30 százalékgig terjedő veszteségeket jelzett előre 2015-ig bezárólag. Az átlagos veszteség 8,4%. Hall (2014) számításai szerint az amerikai GDP 13 százalékkal maradt el a válság előtti trendpályájától 2013-ban. Mellár és Németh (2018) arra a következtetésre jutottak egy Kalman szűrővel becsült többváltozós kvázi-strukturális állapotter modell segítségével, hogy nagyjából megfeleződött a válságot követően a magyar gazdaság potenciális növekedési üteme a 2003 eleji ütemhez képest. Ez jelentős mértékű szuperhiszterézisre utal.

Meg kell jegyezni, hogy nem a hiszterézis az egyetlen lehetséges értelmezése az 1. ábrán látható jelenségnek, más interpretációk is léteznek. Ezek közé tartozik például Koo (2011) mérlegválság koncepciója, a pénzügyi ciklusok elmélete (Borio, 2014), a tartós stagnálás elmélete (Eggertsson et al., 2019) vagy a reálerőforrások szuboptimális alokációja a pénzügyi szektor növekedésének következtében (Cecchetti – Kharroubi, 2019). A hiszterézis kétségtelenül az egyik legmeggyőzőbb az egymást nem kizáró alternatív interpretációk közül.

Ball (2009) tanulmánya világossá teszi, hogy a hiszterézis nem csak a 2008-as válságból való kilábalás sajátossága. A szerző logikája szerint a munkanélküliség természetes rátájának és az inflációnak az ellentétes irányú mozgása utal hiszterézisre. Ha ugyanis egy átmeneti negatív (pozitív) keresleti sokk növeli (csökkenti) a munkanélküliséget, akkor annak dezinflációs (inflációs) hatása kell, hogy legyen a Phillips-görbe alapján. Ha pedig hiszteretikus hatása is van a sokknak, akkor a természetes rátának is nőnie (csökkennie) kell mindeközben. Amennyiben tehát az látható az empirikus idősorokban, hogy a természetes ráta növekedése (csökkenése) dezinflációval (inflációval) jár együtt, akkor az arra utal, hogy egy átmeneti keresleti sokk permanens hatást gyakorol a munkanélküliség természetes rátájára, amelynek dinamikájában ezek szerint hiszterézis figyelhető meg. Ball (2009) 20 OECD tagország 1980-2007 közötti adatait vizsgálva azt figyelte meg, hogy a munkanélküliség természetes rátájának 3 százalékpontnál nagyobb növekedései kivétel nélkül jelentős dezinflációval jártak együtt, 3 százalékpontnál nagyobb csökkenéseit pedig 9-ből 5 esetben az infláció megugrásai kísérték. Mindez arra utal, hogy megfigyelhető hiszterézis a munkanélküliség dinamikájában. Ki kell emelni, hogy a bizonyítékok kevésbé meggyőzőek az inflációt kiváltó pozitív keresleti sokkok, mint a dezinflációt kiváltó negatív keresleti sokkok hiszteretikus hatásait illetően. Az empirikus szakirodalom egészét tekintve is nyitott kérdés, hogy vajon szimmetrikus jelen-

ség-e a hiszterézis, vagyis képes-e pozitív irányban is működni. A hivatkozott tanulmányok jellemzően recessziók következményeként mutatják ki a hiszterézist, nem konjunkturális időszakok permanens pozitív hatásaként.

Blanchard et al. (2015) szintén recessziókat követő időszakokat vizsgáltak, és akár csak Ball (2009), ők is alátámasztották, hogy a hiszterézis nem csak a 2008-as válság kapcsán felbukkanó, egyedi jelenség. Tanulmányukban 22 fejlett ország 122 recesszióját vizsgálták az 1970-2010 közötti időszakban, és a recessziók körülbelül kétharmadában hiszterézist találtak a válság előtti, valamint a válság utáni növekedési trendpályák összevetése alapján. Ezeknek nagyjából felében megfigyelhető volt a szuperhiszterézis jelensége is.

3.2. A hiszterézis közgazdasági elmélet története és mechanizmusai

Számos közgazdasági fogalomhoz hasonlóan a hiszterézis fogalma is a fizikából származik. Ewing (1881) fedezte fel, hogy amennyiben előbb egy pozitív (negatív), majd egy azzal azonos mértékű negatív (pozitív) mágneses töltést ad egy kezdetben semleges töltésű fémnek, nem tér vissza semleges állapotba a fém, hanem marad valamennyi pozitív (negatív) mágneses töltése. A kiváltó okának megszűnését követően is fennmarad tehát a kezdeti mágneses behatás a fémbe. Ezt a jelenséget nevezte el Ewing (1881) hiszterézisnek.¹⁶ A mágneses hiszterézis első matematikai leírása a magyar származású fizikus, Preisach Ferenc nevéhez fűződik (Preisach, 1935), azonban ő még specifikusan a mágneses hiszterézis kontextusában fogalmazta meg modelljét. Évtizedekkel később Krasznoszelszkij és Pokrovszkij (1983), valamint Mayergoyz (1985) fedezték fel, hogy egy általánosabb matematikai struktúra húzódik meg Preisach modellje mögött, amely nem csupán a mágneses hiszterézis vizsgálatára alkalmazható, hanem más, hiszterézissel jellemezhető fizikai, sőt akár fizikán kívüli jelenségek leírására is.

¹⁶ A közgazdászok többsége ennél lazábban használja a hiszterézis kifejezést: akkor is hiszterézisről beszélnek, ha pusztán egy átmeneti impulzus gyakorol tartós hatást a vizsgált rendszer állandósult állapotára. Tehát már azt is hiszterézisnek tekintenék önmagában, hogy a kezdeti mágneses impulzus tartós hatást gyakorol a fém mágneses töltésére Ewing (1881) kísérletében. Még akkor is annak tekintenék, ha a későbbi ellenirányú impulzus visszaállítaná a kezdeti semleges állapotot. Ewing (1881) és a fizikusok definíciója szerint ez nem lenne hiszterézis. A doktori értekezésben annak közgazdasági jellege miatt a közgazdászok megengedőbb hiszterézisdefinícióját használom.

A közgazdászok közül már Alfred Marshall, Káldor Miklós, Joseph Schumpeter és James Tobin is felvetették a lehetőségét annak, hogy egy gazdasági rendszer alkalmazkodási pályája hatással lehet magára az állandósult állapotra, amely felé a rendszer tart. Ők azonban még nem használták a hiszterézis kifejezést, és az ezirányú gondolataik egyébként sem keltettek azonnali tudományos visszhangot. A hiszterézis kifejezés első közgazdasági kontextusú említései Paul Samuelson és Schumpeter egyik tanítványa, Nicholas Georgescu-Roegen nevéhez fűződnek, széleskörű ismertségre azonban Phelps (1972) munkája által tett szert a fogalom. Edmund Phelps kitért annak lehetőségére az inflációs várakozásokkal bővített Phillips-görbe bemutatása során, hogy a munkanélküliség természetes rátája függhet a tényleges munkanélküliségi ráta által bejárt pályától, amelyen keresztül eljut a természetes rátához. Ezek szerint már az inflációs várakozásokkal bővített Phillips-görbe egyik *szülőatyja* is számolt a hiszterézis lehetőségével, mégis a pusztán kínálati oldalról meghatározott természetes munkanélküliség koncepciója terjedt el a tudomány főáramában, amely kizárja a hiszterézist.¹⁷ (Cross, 1993)

Phelps (1972) nyomán a tartósan magas munkanélküliség magyarázatában szántak elsőként komolyabb szerepet a főáramú közgazdaságtan képviselői a hiszterézisnek az 1980-as évek folyamán. A téma felfutása empirikus indíttatású volt: rejtélyként tekintettek ebben az időben a közgazdászok arra a jelenségre, hogy az 1970-es évek gazdasági megrázkódtatásai – olajársokkok, a termelékenységnövekedés ütemének csökkenése – után tartósan magas maradt az európai munkanélküliségi ráta, és semmiféle jelét nem mutatta a visszatérésnek az olajválság előtti természetes rátához. Tovább fokozta a rejtélyt, hogy az USA-ban nem volt megfigyelhető mindez: ott is megugrott ugyan a munkanélküliség, de az átmeneti növekedést követően viszonylag gyorsan visszatért a korábbi szintre (Blanchard – Summers, 1986; Blanchard, 2006). Az 1970-es évek folyamán még magyarázhatók voltak különféle kínálatoldali strukturális tényezőkkel, nominális és reál-merevségekkel az olajárat és a termelékenységnövekedés ütemét érő átmeneti sokkok meglehetősen perzisztens hatásai a munkanélküliség természetes rátájára. Az 1980-as években azonban továbbra sem csökkent a munkanélküliség, miközben az infláció stabilizálódott. Ez arra utalt, hogy a munkanélküliség természetes rátájának is permanensen

¹⁷ Igazából az inflációs várakozásokkal bővített Phillips-görbe hagyományos, konstans természetes munkanélküliséget feltételező változatában is ott rejlik a hiszterézis, csak nem a munkanélküliség ráta, hanem az infláció dinamikájában nyilvánul meg: egy átmeneti keresleti sokk ugyanis megváltoztatja az inflációs ráta hosszú távú egyensúlyi értékét. Meglepő, hogy tudomásom szerint a hiszterézisnek erre a megnyilvánulási formájára még senki sem hívta fel a figyelmet a közgazdasági szakirodalomban.

magas szinten kellett maradnia. Ekkor viszont közvetlenül nem alakíthatták már a munkanélküliséget az 1970-es évek átmeneti sokkjai, és az említett strukturális tényezőkkel sem lehetett megmagyarázni, hogy miért nem tért vissza a munkanélküliség természetes rátája az olajválság előtti szintre (Cross, 1995; Blanchard, 2006). Mivel a kínálatoldali tényezők nem adtak elégséges magyarázatot, joggal merült fel a gondolat, hogy az addigi elképzelésekkel szemben hatással lehetnek más, akár keresletoldali mechanizmusok is a munkanélküliség természetes rátájára, amelyre ezeken keresztül permanens hatást gyakorolhatnak az átmeneti sokkok.

Egy ilyen lehetséges mechanizmus a béralku Blanchard és Summers (1986; 1987) által megalapozott ún. bennfentes-kívülálló (*insider-outsider*) mechanizmusa, amely hiszterézist produkál a munkanélküliségi rátában. A bennfentes-kívülálló modell alapfeltevése, hogy a potenciális munkaerőnek csak egy része, egy ún. *bennfentes* csoportja vesz részt a béralkuban. Ez a csoport állhat például a foglalkoztatottakból vagy a szakszervezeti tagokból. Ők azt a legmagasabb munkabért igyekeznek kiharcolni maguknak a béralku során, amely mellett várhatóan még hajlandóak lesznek foglalkoztatni őket a munkaadó vállalatok a továbbiakban is. Mivel a munkanélküliekre – a *kívülállókra* – nincsenek tekintettel, a követelt bér magasabb lesz annál, ami várhatóan lehetővé tenné a teljes foglalkoztatást. A béralku során azonban még nem ismerik a munkavállalók a bérszerződés lejáratáig érkező véletlen sokkokat, ezért a törekvéseik ellenére is eltérhet a foglalkoztatottság minden időszakban a korábbitól. Egy negatív monetáris sokk esetén például kevesebb munkást fognak foglalkoztatni a vállalatok a fenti logika alapján megállapított bér mellett, mint amennyire a bennfentes munkavállalók előzőleg számítottak. Így a következő időszakban a bennfenteseknek már csak egy szűkebb köre fog részt venni a béralkuban, akik továbbra is azt a lehető legmagasabb bért igyekeznek kiharcolni maguknak, amely mellett várhatóan foglalkoztatottak maradnak. Ha a sokk átmeneti volt, és nem érkezik újabb, akkor a várakozásaik teljesülnek, így a foglalkoztatottság egy tartósan alacsonyabb szinten állandósul az átmeneti monetáris sokk lecsengését követően.¹⁸

Cross (1987) másképpen magyarázta az 1980-as évek tartósan magas szintű európai munkanélküliségét: ő a phelpsi gondolatot dolgozta ki részletesebben, és megvizs-

¹⁸ A tartósan magas munkanélküliség bennfentes-kívülálló munkaerőpiaci mechanizmuson alapuló magyarázatának gyengesége, hogy amennyiben a munkanélküliek is gyakorolnak valamekkora – akár nagyon gyenge – hatást a bérmeghatározásra, a hiszterézis megszűnik. Ezért az 1990-es évektől kezdve sokat vesztett népszerűségéből az elmélet, helyette a különböző munkaerőpiaci intézmények és makrogazdasági sokkok interakcióin alapuló magyarázatok kerültek a figyelem középpontjába (Blanchard, 2006).

gálta, hogy miként befolyásolja a gazdaság működését egy olyan Phillips-görbe feltételezése, amelyben a növekvő munkanélküliség egy része *természetessé válik*. Ilyenkor egy átmeneti negatív sokkhatás tartósan megemeli a természetes rátát, ami a szerző szerint összhangban áll az 1970-1980-as évek európai munkaerőpiaci folyamataival. A tényleges munkanélküliség visszahatását a természetes rátára két lehetséges mechanizmussal magyarázta a szerző Phelps (1972) alapján:

1. *A hosszú távú munkanélküliek képességeinek romlása*: Magasabb szintű foglalkoztatottság esetén a munkaerő nagyobb hányada részesül munkahelyi képzésekben és növeli a termelékenységét gyakorlati általi tanulás (*learning by doing*) által. A munkanélküliek számára viszont nem adtak ezek a tapasztalatszerzési lehetőségek, ezért a képzettségük romlik a foglalkoztatottakéhoz képest, tehát a magas munkanélküliség kevésbé foglalkoztatható munkaerőhöz vezet. Ráadásul azért is kieshetnek tartósan a munkaerőpiacról a hosszú távú munkanélküliek, mert a hosszú távú munkanélküliség növeli a mentális problémák és a szenvedélybetegségek kialakulásának kockázatát, ezáltal is rontva az egyén foglalkoztathatóságát. Egy hosszú munkanélküli időszak pedig önmagában azt az üzenetet közvetítheti a munkaadók felé, hogy az illető kevésbé alkalmas a munkavégzésre, ezért számba sem veszik potenciális munkavállalóként.
2. *A szakszervezeti bérrés és a munkaerőpiaci torzítások összefüggése*: Nagyobb foglalkoztatottság esetén nagyobb a szakszervezeti tagok száma, és ez a szakszervezetek által lefedett és le nem fedett munkahelyek közti bérrés csökkenésével jár együtt, hiszen éppen a szakszervezeti bérrés csökkenése teszi lehetővé a nagyobb szakszervezeti foglalkoztatást. A kisebb szakszervezeti bérrés csökkenti a munkaerőpiaci torzítások mértékét, ezáltal csökkenti a munkanélküliség természetes rátáját.

Utóbbi mechanizmus mellett nem sok empirikus bizonyíték szól, valószínű, hogy inkább a hosszú távú munkanélküliek képességeinek romlása miatt válhat a tényleges munkanélküliség *természetessé*.

A fent leírtakkal szinte párhuzamosan egy másik empirikus jelenség is hozzájárult a hiszterézis koncepciójának terjedéséhez a közgazdaságtudományban. Az amerikai dollár erősödése az USA külkereskedelmi mérlegének jelentős romlásával járt együtt az 1980-as évek elején. Az évtized közepére nagyjából visszatért a dollár árfolyama az 1980-

as szint környékére, a külkereskedelmi mérleg passzívuma viszont a várakozásokkal ellentétben változatlanul jelentős maradt (Baldwin – Krugman, 1989; Dixit, 1989). A hivatkozott tanulmányok szerzői azzal magyarázták a hiszterézist a külkereskedelmi mérleg dinamikájában, hogy a külföldi vállalatok amerikai piacra való belépése jelentős fix költséggel jár, míg a kilépés egyáltalán nem, vagy kevésbé költséges. Erősödő dollár mellett újabb és újabb külföldi vállalatok lépnek be az amerikai piacra, hiszen a hazai devizájukban kifejezve egyre nagyobb bevételre számíthatnak, amely egyre nagyobb valószínűséggel fedezi a belépésük fix költségét. A belépések folyamánként növekszik az import, ami rontja az USA külkereskedelmi mérlegét. A kezdeti szintre visszagyengülő dollár mellett azonban nincsenek ösztönözve a külföldi vállalatok a kilépésre, hiszen a belépés fix költségét már megfizették, így ekkor már gyengébb dollár mellett is képesek nyereségesen működni. A külkereskedelmi mérleg pozíciója ezért tartósan gyengébb marad az átmeneti árfolyamsokk megszűnését követően is. Dixit (1992) felismerte, hogy a fenti logika általánosabb annál, hogy csak nemzetközi gazdaságtani kontextusban legyen alkalmazható, és megmutatta, hogy egy tetszőleges tökéletesen versenyzői piacon hiszterézis alakul ki a piaci árat érő átmeneti sokkok következtében, ha egy egyszeri fix költség kapcsolódik a belépéshez.

Delgado (1991) szintén az amerikai külkereskedelmi mérleg 1980-as évekbeli permanens romlásának idején figyelte meg, hogy az amerikai piacon értékesítő külföldi vállalatok által szabott árak csak gyengén reagáltak a dollárt érő árfolyamsokkokra: a dollár 1980-as évek eleji felértékelődése során csak kismértékben csökkentek az importált termékek dollárban kifejezett árai, az 1980-as évek második felének leértékelődési időszakában pedig az árak emelkedése volt hasonlóan kismértékű. Delgado (1991) egy olyan modellel magyarázta ezt a megfigyelést, amelyben nem a piaci belépéshez, hanem az árváltoztatáshoz kapcsolódóan kell megfizetniük a vállalatoknak egy fix költséget, vagyis menüköltségekkel kell szembesülniük. Ebben az esetben csak akkor éri meg árat csökkenteni a külföldi vállalatok számára, ha a dollár árfolyama jelentős mértékben erősödik. Miután ezt megtették, a dollár fokozatos gyengülésének időszakában elriaszthatja őket a menüköltség az áremeléstől is, így az árak permanensen alacsonyabbak maradhatnak az átmeneti árfolyamsokk lecsengését követően, tehát hiszterézis alakulhat ki a külföldi vállalatok által szabott árak dinamikájában. Dixit (1991) modelljében szintén a menüköltségek jelenléte eredményez hiszterézist egy monopolisztikusan versenyző vállalat termékének áralakulásában, ez a vállalat azonban a belföldi piacon értékesít, ezért nem a devizaárfolyamot, hanem a piaci árszínvonalat érő átmeneti sokkok relevánsak számára.

Hasonló empirikus rejtélyek hiányában lankadni kezdett a főáramú közgazdaságtan hiszterézis iránti érdeklődése az 1990-es és a 2000-es évek folyamán, a posztkeynesi közgazdászokat viszont ebben az időszakban is aktívan foglalkoztatta a hiszterézis kérdése. Több olyan posztkeynesi tanulmány is megjelent az 1990-es évek első felében, amely azt igyekezett tisztázni, hogy a főáramú közgazdászok által az 1980-as években a tartósan magas munkanélküliség magyarázatára kidolgozott modellek valójában nem hiszterézismodellek, mert ezekben csupán egység-/zérógyök dinamika következtében válnak permanensekké a munkanélküliséget érő átmeneti sokkok hatásai, és nem a hozzájuk történő alkalmazkodás nemlineáris jellege miatt. A diszkrét idejű egység- és a folytonos idejű zérógyök folyamatok pedig nem tükrözik a hiszteretikus folyamatok számos tulajdonságát úgy, ahogy a fizikusok megfogalmazták azokat (Amable et al., 1993; 1994; Cross, 1993; 1994; Setterfield, 1998). Néhány szintetizáló jellegű munka is született a posztkeynesiánusok jóvoltából a 2000-es években, amelyekben összegyűjtötték a hiszteretikus közgazdasági folyamatok főbb jellemzőit, és leírták a hiszterézismodellek tulajdonságait. Továbbra is hangsúlyozták, hogy a *valódi (true)* hiszterézismodellek komplexebb útfüggő dinamikát eredményeznek, mint a diszkrét idejű egységgyök modellek vagy a folytonos idejű zérógyök modellek, ezért általánosabb érvényűek is (Göcke, 2002; Setterfield, 2009). A valódi hiszterézis tulajdonságait ismertető tanulmányok többnyire Baldwin és Krugman (1989), valamint Dixit (1989; 1992) piaci be-/kilépési modelljét alkalmazzák szemléltető példaként, de Cross (1994) például egy pénzügyi eszközválasztási modellt mutat be, amelyben dönteniük kell a befektetőknek, hogy hazai vagy külföldi devizában fektetik-e be a pénzüket, és a különböző devizákban denominált pénzügyi eszközök közti váltás fix költsége vezet valódi hiszterézishez.

Szintén a 2000-es években fedezték fel újra a posztkeynesi közgazdászok azt a főként Kaldor (1957) által megalapozott gondolatot, amely szerint a gazdaság keresleti és kínálati oldala közti interakciók hiszterézishez vezethetnek (Arestis – Sawyer, 2009). Valójában az alfejezetben eddig említett közgazdasági mechanizmusok mindegyike eredményezheti azt a menüköltségek kivételével, hogy ne csak átmeneti kínálati, hanem átmeneti keresleti sokkok is permanens hatást gyakoroljanak az aggregált kínálatra. Ezeket a pozitív visszacsatolásokat az aggregált kereslet felől az aggregált kínálat irányába *kereslet-kínálat interakcióknak* nevezte el Arestis és Sawyer (2009).

A kereslet-kínálat interakciók más típusai is hiszterézishez vezethetnek az eddig említettekén kívül. Arestis és Sawyer (2009) például felhívják a figyelmet a beruházások és a profit posztkeynesiánusok által előszeretettel hangsúlyozott interdependenciájára: ha

az elégtelen beruházási aktivitás visszaveti az aggregált keresletet, akkor romlik a vállalatok profitabilitása, gyenge profitkilátások esetén viszont még inkább visszaesik a beruházási aktivitás. A vállalatok romló profitkilátásai tehát a beruházási tevékenység visszaeséséhez, ezáltal tartósan kisebb tőkeállományhoz és potenciális kibocsátáshoz vezethetnek egy negatív keresleti sokk által kiváltott recesszió idején. A megtestesült technikai haladás Solow (1960) által leírt mechanizmusa is értelmezhető egyfajta kereslet-kínálat interakcióként Arestis és Sawyer (2009) szerint. Ennek lényege az, hogy a technikai haladás eredményei gyakran tőkejavak formájában testesülnek meg. Ha visszaesik a beruházási aktivitás, nem tudnak bekapcsolódni a termelésbe azok az új tőkejavak sem, amelyek révén növelhető lenne a termelékenység, ezáltal a potenciális kibocsátás.

Dutt (2006) modelljében a posztkeynesiánusok által szintén előszeretettel alkalmazott Kaldor-Verdoorn törvény mechanizmusán keresztül hat vissza a kereslet a kínálatra (Verdoorn, 1949; Kaldor, 1957). A törvény egy pozitív kapcsolatot fejez ki a kibocsátás és a munkatermelékenység növekedési üteme között: egyrészt a gyakorlat általi tanulás erősödése miatt javíthatja a gazdasági növekedés a munkatermelékenységet, másrészt azért, mert gyorsabban növekvő gazdaságban nagyobb a vállalatok ösztönzése az innovációra, hiszen nagyobb valószínűséggel térülnek meg a kutatás-fejlesztés költségei. A Kaldor-Verdoorn törvény szuperhiszterézist eredményez Dutt (2006) modelljében: egy átmeneti pozitív (negatív) keresleti sokk tartósan növeli (csökkenti) a gazdasági növekedés ütemét. Hasonló eredményre vezet a Kaldor-Verdoorn törvény Setterfield (2002), valamint Storm és Naastepad (2012) növekedési modelljeiben is.

A 2000-es évek kereslet-kínálat interakciókat tartalmazó posztkeynesi modelljei kapcsán érdemes még megemlíteni Lavoie (2006) modelljét. A szerző kiegészítette az új neoklasszikus szintézis egyszerűsített, háromegyenletes modelljét – ami egy IS egyenletből, egy Phillips-görbéből és egy Taylor-szabályból áll – egy negyedik egyenlettel, amely a phelpsi hagyományokat követve azt fejezi ki, hogy a tényleges munkanélküliségi ráta pozitívan visszahat a természetes rátára. Ez a kis változtatás elég ahhoz, hogy hiszterézis alakuljon ki az új neoklasszikus szintézis modelljében, vagyis ne csak rövid, hanem hosszú távon is növelje (csökkentsse) a munkanélküliséget egy átmeneti negatív (pozitív) keresleti sokk.

A 2008-as globális pénzügyi válságból való lassú kilábalás új lendületet adott a hiszterézis közgazdasági szakirodalmának a 2010-es évtizedben. A posztkeynesiánusok mellett újra intenzíven foglalkoztatni kezdte a téma a főáramú közgazdászokat is. Galí (2015; 2020) a főáramú monetáris makroökonómia újkeynesi alapmodelljébe – amely

alpváltozatában teljesen konzisztens az új neoklasszikus szintézis elméleti koncepciójával – építette be a béralku bennfentes-kívülálló mechanizmusát Blanchard és Summers (1986) ötletét felelevenítve. Ennek következtében hiszterézis alakul ki az újkeynesi modellben: egy átmeneti keresleti sokkot követően tartósan eltérő állandósult állapotbeli értékekhez konvergálnak a reálváltozók a kezdetiekhez képest. A szerző a bennfentes-kívülálló mechanizmussal magyarázza, hogy az USA-val szemben miért nem tűnik stacionernek Európában a munkanélküliségi ráta az 1970-2014 közötti időszakban: Európában erősebbek a szakszervezetek, ezért nagyobb a bennfentesek bérmeghatározó ereje. Jorda et al. (2020) egy, a Kaldor-Verdoorn törvényhez hasonló pozitív visszacsatolást építettek be az újkeynesi modellbe, amelynek értelmében pozitív kibocsátási rés esetén gyorsul a TFP növekedése, negatív kibocsátási rés esetén pedig lassul. Néhány DSGE modellben explicit mikroökonómiai megalapozást is kap ez az összefüggés, amelyet az endogén növekedési modellek irodalmából vettek át a modellek alkotói. A mikromegalapozás szerint azért lassul (gyorsul) recesszió (konjunktúra) idején a TFP növekedése, mert romlanak (javulnak) a vállalatok profitkilátásai, ezért kisebb (nagyobb) számukra az ösztönzés, hogy vállalják a kutatás-fejlesztés költségeit (Benigno – Fornaro, 2018; Bianchi et al., 2018; Anzoategui et al., 2019; Garga – Singh, 2020). Ez egyébként megegyezik a Kaldor-Verdoorn törvény egyik posztkeynesi magyarázatával. A hivatkozott tanulmányok szerzői ezzel a mechanizmussal magyarázzák a válságból való kilábalás elhúzódását, a TFP növekedésének a válságot követő lassulását, vagy éppen a hiszterézist.

A fent hivatkozott kereslet-kínálat interakciókat tartalmazó újkeynesi modellek alátámasztják azt, amire már Lavoie (2006) rámutatott: elegendő bármilyen formában kereslet-kínálat interakciókat feltételezni az új neoklasszikus szintézis modelljében megtartva annak minden egyéb összetevőjét, és máris hiszterézis bontakozik ki benne. Érdekes elmélettörténeti kérdés, hogy az új neoklasszikus szintézis gondolati rendszerének részét képezik-e ezek a modellek továbbra is. Az alapmodell a szintézis egyik zászlóshajója, és még kibővített formájában is megőrzi annak minden fontos módszertani sajátosságát – optimalizáló reprezentatív szereplők, racionális várakozások, rövid távú nominális merevségek, stb. –, mégis hiszterézist produkál a kereslet-kínálat interakciók jelenléte miatt, amivel éppen az új neoklasszikus szintézis alapkoncepciójának mond ellent, hiszen nem csak rövid, hanem hosszú távon is befolyásolja a keresleti oldal a reálváltozók alakulását a keretei között. Ezzel a reálgazdasági folyamatok kínálatoldali meghatározottságát hirdető újklasszikusok pozíciója olyannyira meggyengül a szintézisen belül, hogy az nem is biztos, hogy képes a továbbiakban az újklasszikusok és az újkeynesiánusok közti

konszenzusként funkcionálni. Hogy egy új makroökonómiai paradigma kialakulásához fognak-e vezetni a kereslet-kínálat interakciókat tartalmazó DSGE modellek a főáramon belül, egyelőre nyitott kérdés.

A hiszterézis iránt érdeklődő posztkeynesi közgazdászoknak is új lendületet adtak a 2008-as válságból való kilábalás fejleményei. Bassi és Lang (2016) beépítettek egy fix költséget a beruházási tevékenység beindításához kapcsolódóan a Kalecki-féle posztkeynesi növekedési modell egy ágensalapú változatába Dixit (1992) piaci be-/kilépési modelljének alapötletére építve.¹⁹ A fix költség miatt kialakul a kapacitáskihasználtsági rátának egy belépési és egy kilépési küszöbértéke. Ha a kilépési küszöbérték alá csökken a kapacitáskihasználtság, akkor a vállalat szünetelteti a beruházási tevékenységét. Hiába tér viszont vissza a kapacitáskihasználtság a negatív sokkot megelőző szintre, a beruházási tevékenység megkezdésének fix költsége miatt nem biztos, hogy újra elkezd beruházni a vállalat. Csak akkor indul meg újra a beruházás, ha meghaladja a belépési küszöbértéket a kapacitáskihasználtsági ráta. A szerzők ezzel a beruházási hiszterézissel magyarázzák, hogy miért nem tért vissza számos fejlett gazdaság napjainkig sem a válságot megelőző növekedési pályájára. Néhány, a válság idején kibontakozó makroökonómiai paradoxon mellett rávilágít a modell a válságkezelés nehézségeire is. A gazdaságpolitika nem képes megszüntetni a recessziót azzal, hogy egy, a válságot kiváltó negatív sokkal megegyező mértékű pozitív keresleti sokkot ad a gazdaságnak: egy ekkora sokk ugyanis nem elég nagy ahhoz, hogy átlépjék a vállalatok a belépési küszöbeiket. Egy nagyobb mértékű sokk viszont elegendő lehet ahhoz, hogy visszatérítse a gazdaságot a válság előtti növekedési pályájára.

Egy másik közelmúltbeli posztkeynesi példa Setterfield és Gouri Suresh (2016) modellje. A szerzők a Kalecki-féle növekedési modell egy másik ágensalapú változatában produkáltak hiszterézist annak feltételezésével, hogy a vállalatok folyamatosan felülvizsgálják a hosszú távú növekedési várakozásaikat a kapacitáskihasználtságra vonatkozó rövid távú várakozási hibáik alapján. Ennek következtében útfüggővé válik a hosszú távú egyensúlyi növekedési ráta a modellben.

¹⁹ Ez a fix költség nem azonos a beruházási alkalmazkodás modelljeiből (Cooper et al., 1999; Cooper – Haltiwanger, 2006) ismert nemkonvex alkalmazkodási költséggel. Az egy olyan fix költség, amit minden olyan időszakban meg kell fizetniük a vállalatoknak, amelyben beruháznak. A nemkonvex alkalmazkodási költség segít megmagyarázni, hogy miért nem ruháznak be a vállalatok viszonylag hosszú időszakokon keresztül, viszont nem vezet hiszterézishez. A Bassi és Lang (2016) által feltételezett fix költséget nem kell megfizetniük a vállalatoknak minden olyan időszakban, amelyben beruháznak, csupán azokban, amelyekben megkezdik a beruházási tevékenységet az azt megelőző inaktivitást követően. A fix költségnek ez a specifikációja már hiszterézist eredményez.

A hiszterézis tanulmányozására felépített ágensalapú modellek sorát egyelőre Dosi et al. (2018) modellje zárja, amely egy komplex evolúciós makromodell, és számos mikroszintű mechanizmust tartalmaz, amelyek hiszterézishez vezethetnek makroszinten. Egyrészt az endogén technikai haladást, amelynek háttérében a Kaldor-Verdoorn törvény magyarázataként említett posztkeynesi mechanizmusok, valamint a megtestesült technikai haladás állnak. Utóbbi azért járul hozzá a hiszterézishez, mert az akcelerátor mechanizmus a beruházások visszaeséséhez (növekedéséhez) vezet az aggregált kereslet csökkenésekor (növekedésekor). Másrészt az aggregált kereslet visszaesésének (növekedésének) idején csökken (nő) a belépési aktivitás a termékpiacon, mert a keményedő (lazuló) pénzügyi korlátok nehezítik (könnyítik) a hitelhez jutást. Harmadrészt recesszió (konjunktúra) idején romlik (javul) a munkaerőállomány átlagos képességszintje, ami rontja (javítja) a munkások foglalkoztathatóságát, és csökkenti (növeli) a termelékenységnövekedés ütemét. A szerzők megmutatják, hogy a munkaerőpiac rugalmasságának növelése nem gyengíti, hanem Blanchard és Summers (1986) bennfentes-kívülálló munkaerőpiaci mechanizmuson alapuló eredményeivel szemben éppen erősíti a hiszterézist a modelljükben. Rámutatnak, hogy a munkások képességeinek változásai jelentik a hiszterézis legfőbb forrását a modelljükben, a második legfontosabb szerepet pedig a piaci belépéseknek az üzleti ciklussal való összefüggése játssza.

Az alfejezet tanulságait összegezve kijelenthető, hogy a hiszterézis előidézésére képes, a szakirodalomban fellelhető közgazdasági mechanizmusok többsége az aggregált kereslet és az aggregált kínálat interakcióin keresztül nyilvánul meg. A kereslet-kínálat interakciók három csatornán át fejthetik ki hatásaikat: a munkaerő-állományon, a tőkeállományon és a technikai haladáson keresztül. Az alábbi felsorolás összefoglalja, hogy a kereslet-kínálat interakciók három csatornájának melyikén keresztül fejtik ki hatásaikat az alfejezetben bemutatott közgazdasági mechanizmusok:

1. *Munkaerő-állomány*: a hosszú távú munkanélküliek képeségeinek romlása (Phelps, 1972; Cross, 1987), a béralku bennfentes-kívülálló mechanizmusa (Blanchard – Summers, 1986; 1987; Galí, 2015; 2020).
2. *Tőkeállomány*: a piaci belépés fix költsége (Baldwin – Krugman, 1989; Dixit, 1989; 1992), a beruházási tevékenység megkezdésének fix költsége (Bassi – Lang, 2016), a profit és a beruházások közti interdependencia (Arestis – Sawyer, 2009), megtestesült technikai haladás (Solow, 1960; Arestis – Sawyer, 2009).
3. *Technikai haladás*: megtestesült technikai haladás (Solow, 1960; Arestis – Sawyer, 2009), a Kaldor-Verdoorn törvény (Verdoorn, 1949; Kaldor, 1957;

Setterfield, 2002; Dutt, 2006; Storm – Naastepad, 2012) és általában az endogén technikai haladás (Benigno – Fornaro, 2018; Bianchi et al., 2018; Anzoategui et al., 2019; Garga – Singh, 2020; Jorda et al., 2020).

Nem sok empirikus bizonyíték áll rendelkezésre a fent említett három csatorna relatív fontosságáról a hiszterézis előidézésében. Jorda et al. (2020) becslései szerint a tőkeakkumuláción keresztül megnyilvánuló kereslet-kínálat interakciók játsszák a legfontosabb szerepet a monetáris politika hosszú távú reálhatásának meghatározásában. Ezt követi a TFP csatornája, míg a munkaerőpiaci csatorna szerepe a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kibontakozásában elhanyagolható a becsléseik szerint.²⁰

Bár az alfejezetben említett, hiszterézis előidézésére képes közgazdasági mechanizmusok többsége valamiféle interakciót testesít meg az aggregált kereslet és az aggregált kínálat között, nem csak kereslet-kínálat interakciók vezethetnek hiszterézishez. Az áralkalmazkodás fix költségei, vagyis a menüköltségek (Delgado, 1991; Dixit, 1991), valamint a rövid és a hosszú távú keresleti várakozások interakciói (Setterfield – Gouri Suresh, 2016) merültek még fel az alfejezetben további hiszterézis generálására képes közgazdasági mechanizmusokként. Rejtélyes azonban, miért nem vezet hiszterézishez hogy a menüköltségek által megalapozott nemlineáris áralkalmazkodás a DSGE-típusú menüköltség modellek keretei között, miközben Delgado (1991) és Dixit (1991) menüköltség modelljeiben előidézi azt.

Végül meg kell jegyezni, hogy az alfejezetben említett példák ugyan makroökonómiai vonatkozásúak voltak, a közgazdaságtan más területein is felbukkan időnként a hiszterézis koncepciója. Jó példa erre az új gazdaságföldrajz centrum-periféria modellje (Krugman, 1991), amelyben létezik a szállítási költségnek egy köztes tartománya, ahol a teljes térbeli koncentráció és a gazdasági tevékenységek egyenletes térbeli eloszlása is egyensúlyi lehet attól függően, hogy növekvő vagy csökkenő pályán érkezett-e a szállítási költség ebbe a tartományba. Az egyensúlyi térszerkezet tehát hiszterézissel jellemezhető. A doktori értekezésben azonban a közgazdaságtannak arra a területére koncentrálok, amelyen belül leggyakrabban tűnik fel a hiszterézis koncepciója, vagyis a makroökonómiára.

²⁰ Ez egyébként ellentétben áll Dosi et al. (2018) említett eredményeivel, ám azok nem ökonometriai becsléseken, hanem ágensalapú modellszimulációkon alapulnak.

3.3. A hiszterézis gazdaságpolitikai implikációi

A hiszterézisnek kulcsfontosságú implikációi vannak a monetáris politika gyakorlata számára. Ezt támasztja alá az is, hogy a Magyar Nemzeti Bank a hiszterézis gazdaságpolitikai következményeit választotta 2016-os Növekedési Jelentésének egyik központi témájául (MNB, 2016). A hiszterézis legfontosabb tanulsága a jegybankok számára az, hogy nem lehet optimális a szigorú inflációs célkövetés politikája abban az esetben, ha átmeneti negatív keresleti sokkok tartósan visszavetik a potenciális kibocsátást, hiszen ilyenkor nincs *isteni egybeesés* (Blanchard – Galí, 2007): az infláció stabilizálása révén nem stabilizálja egyúttal a reálgazdaságot is a jegybank. Hiszterézis esetén permanens reálgazdasági veszteségeket okozhatnak a deflációs célzatú restriktív monetáris politikai intézkedések – vagyis sérülhet a hosszú távú monetáris semlegesség –, amelyeket nem biztos, hogy képes kompenzálni a defláció haszna. Stockhammer és Sturn (2011) 19 OECD tagország 40 recesszióját vizsgálták az 1980-2007 közötti időszakban. Ball (1999) elemzéseit kiterjesztve és eredményeit megerősítve arra a következtetésre jutottak, hogy amely válságok idején nem lazított eléggé a monetáris politika, vagy megszorított, azok alatt jellemzően nagyobb hosszú távú reálgazdasági veszteségek alakultak ki. Ez azt jelenti, hogy nagyobb hangsúlyt kell helyezniük a jegybankoknak reálgazdasági célok követésére a monetáris politikájuk kialakítása során az infláció stabilizálása mellett. Galí (2015) hozzáteszi, hogy a munkanélküliség stabilizálása azért is különösen fontos a jegybankok számára, mert hiszterézis jelenlétében együtt ingadozik a munkanélküliség természetes rátája a tényleges rátájával, ezért jegybanki stabilizáció nélkül elvesztené a várakozásokat horgonyzó szerepét.

Hogy mi a megfelelő monetáris politikai stratégia hiszterézis jelenlétében, amikor sérül a hosszú távú monetáris semlegesség, azt illetően a következő gondolatokat fogalmazta meg két posztkeynesi közgazdász, Fontana és Palacio-Vera (2007). Azt javasolják a jegybankok számára, hogy egyfajta *rugalmas opportunist*a módon közelítsék meg az inflációs célkövetés politikáját: kis inflációs sokkokra ne reagáljanak, így elkerülhetik, hogy a potenciális kibocsátás csökkenését idézzék elő. Ehelyett jobban teszik, ha megvárják, hogy magától visszavigye egy újabb exogén sokk az inflációs rátát a célértékének közelébe. Nagy inflációs sokkok esetén természetesen a szerzők szerint is elkerülhetetlen a monetáris restriktió. Deflációs sokkok esetén viszont úgy vélik, hogy akkor is monetáris expanzióba kell fogniuk a jegybankoknak, ha a sokk kicsi, hiszen nem csak az inflációs rátát közelíthetik ezzel a célértékéhez, de hosszú távú reálnyereségeket is generálhatnak.

A közelmúlt kereslet-kínálat interakciókat tartalmazó újkeynesi modelljeinek monetáris politikai implikációja jellemzően az, hogy új reálgazdasági célok követésébe kell kezdeniük a jegybankoknak a szokásos céljaik követése, vagyis az infláció és a kibocsátási rés stabilizálása mellett. Galí (2020) például megmutatja, hogy amennyiben a béralku bennfentes-kívülálló mechanizmusa következtében alakul ki a hiszterézis, jól közelíti az optimális monetáris politikát egy olyan kibővített Taylor-szabály, amelyben a nominális kamatláb a foglalkoztatottság vagy a munkanélküliségi ráta szintjére is reagál a szokásos célváltozók mellett. Ezek addicionális reálgazdasági horgonyokként segítik, hogy a reálgazdasági aktivitásnak ne csak a ciklikus ingadozásait, hanem a szintjét is stabilizálhassa a jegybank, ezáltal csökkentve a hatékony szinttől való eltéréseinek perzisztenciáját.

Garga és Singh (2020) pedig megmutatják, hogy amennyiben endogén technikai haladás eredményezi a hiszterézist, az optimális monetáris politika követése esetén előre el kell köteleződni a jegybanknak amellett, hogy egy esetlegesen bekövetkező recessziót követően nem fog egy ideig szigorítani a monetáris kondíciókon, vagyis pozitív kibocsátási rést fog generálni a recesszió által okozott tartós reálgazdasági veszteségek kompenzálása érdekében. Amennyiben hiteles a jegybank, az előreintő gazdasági szereplők előre kalkulálni fognak a negatív sokk lecsengését követő konjunktúrával a recesszió idején hozott döntéseik során, így be sem következik a hiszterézis.²¹ A szerzők megmutatják, hogy jól közelíti az optimális monetáris politikát egy olyan kibővített Taylor-szabály, amelyben a nominális kamatláb a TFP növekedési rátájának az állandósult állapotbeli értékétől való kumulatív eltérésére is reagál addicionális célként. Az új célváltozó célértéke nulla, vagyis amellett köteleződik el a jegybank, hogy amíg nem kompenzálta a korábbi időszakok átlag alatti TFP növekedését átlag feletti növekedési rátákkal, addig laza monetáris kondíciókat tart fenn. Garga és Singh (2020) azt is megmutatják, hogy ilyenkor egy újfajta dinamikus inkonzisztencia problémával szembesül a jegybank, amelyet *hiszterézis torzításnak* (*hysteresis bias*) neveztek el: ha az imént ismertett monetáris politika megvalósításával sikeresen megakadályozza a hiszterézist a jegybank egy recesszió idején, akkor annak lezárultával esetleg már nem optimális tartania magát az ígéretéhez, amelynek keretében megfogadta, hogy pozitív kibocsátási rést generál, hiszen amennyiben tartaná magát hozzá, el kéne térítenie a kibocsátást a hatékony – a potenciális – értéktől. Az ígéretének felrúgásával viszont elveszti a hitelességét, így a következő recesszió során már nem lesz képes megakadályozni a hiszterézis kibontakozását.

²¹ Hozzá kell tenni, hogy a leírt mechanizmus működéséhez szükséges az, hogy a gazdasági szereplők várakozásai racionálisak legyenek.

A közgazdasági intuíció szintjén Ball (2015) már korábban megfogalmazta azt, amit Garga és Singh (2020) formálisan is megmutattak: a válságot követő fellendülés megindulásával nem tanácsos azonnal kamatemelésbe kezdeniük a jegybankoknak, hanem egy *magas nyomású gazdaságot (high-pressure economy)* kell létrehozniuk, amelyben engedik, hogy az infláció a célértéke fölé, a munkanélküliség pedig a természetes rátája alá kerüljön.²² Ezt azzal indokolja a szerző, hogy a hiszterézis pozitív irányban is képes lehet működni Ball (2009) bizonyítékai alapján, vagyis a konjunkturális időszakok tartósan csökkenthetik a természetes munkanélküliséget.²³ A magas nyomású gazdaság tehát segítené, hogy visszatérjen a GDP a válság előtti potenciális növekedési pályájára, és visszatérhessenek a munkaerőpiacra azok, akik a válság idején hosszú távú munkanélkülivé váltak. Jól horgonyzott, alacsony inflációs várakozások mellett elhanyagolható lenne ennek az inflációs áldozata a hosszú távú reálgazdasági nyereséghez képest.

A fiskális politika szempontjából is súlyos következménnyel járhat a hiszterézis figyelmen kívül hagyása. Fatás és Summers (2018) az Európai Unió tagállamaiban 2010-2011 között végrehajtott költségvetési megszorítások hatásait vizsgálva arra az eredményre jutottak, hogy a fiskális politika által okozott 1 százalékos GDP-változás várhatóan 1 százalékos azonos irányú változáshoz vezet a potenciális kibocsátásban 5 éves időhorizonton, 10 éves időhorizonton pedig 1,4 százalékoshoz. Nem csak átmeneti, hanem permanens negatív hatásaik voltak tehát a válság alatti fiskális konszolidációknak a GDP-re, ezáltal még tovább növelték a GDP-arányos államadósságot ahelyett, hogy csökkentették volna.

Fatás és Summers (2018) empirikus eredményei alátámasztják DeLong és Summers (2012) érvelését, amely szerint a költségvetési megszorítások könnyen a viszályukra süлhetnek el, és végső soron a GDP-arányos államadósság növekedéséhez vezethetnek egy keresletoldali válság idején, amikor jelentős kihasználatlan kapacitások vannak a gazdaságban, és a kamatláb nulla alsó korlátja effektív, ezért a fiskális multiplikátor erősebb, mint egy megszokott időszakban, valamint amikor a fiskális konszolidáció rövid rávú reáláldozatai tartósakká válnak a hiszterézis miatt. A hiszterézis figyelmen kívül hagyása ezek szerint túlzott mértékű fiskális megszorításokat eredményezett számos európai országban a válság idején. Éppen az iménti logika alapján érvel ugyanakkor DeLong

²² A magas nyomású gazdaság koncepciója eredetileg Okun (1973) nevéhez fűződik, Ball (2015) az ő gondolatait aktualizálta a közelmúlt globális pénzügyi válságának kontextusában.

²³ Ismét hozzá kell tenni, hogy a pozitív sokkok által generált hiszterézisre vonatkozó empirikus bizonyítékok kevésbé meggyőzőek, mint a negatív sokkok által generáltra vonatkozóak.

és Summers (2012) amellett is, hogy a fiskális expanzió hatásosabban élénkítheti a reálgazdaságot egy keresletoldali válság idején hiszterézis jelenlétében, mint egy megszokott időszakban, ezáltal képes lehet önmagát finanszírozni, de legalábbis nagy valószínűséggel kiállja egy hagyományos költség-haszon elemzés próbáját. Mindez azt jelenti, hogy a fiskális politika képes lehet átvenni a válságkezelés feladatát a kamatláb nulla alsó korlátjába ütköző jegybanktól, egyúttal felhívja a figyelmet arra, hogy a korábbi elképzelésekhez képest is nagyobb hangsúlyt kell helyezni az anticiklikus fiskális politikára a költségvetési megszorításokhoz hasonló prociklikus beavatkozások helyett.

4. A menüköltség modell és kalibrálása

A 2-3. fejezetek szakirodalmi áttekintésére alapozva ebben a fejezetben felépítem és a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus adatokra kalibrálom az aggregált kibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának vizsgálatára szánt hibrid menüköltség modellt. A 4.1. *alfejezetben* ismertetem az ágensalapú szimulációs módszertan és az ágensalapú közgazdaságtudományi irányzat sajátosságait, valamint a menüköltség modell módszertani jellemzőit. A 4.2. *alfejezetben* bemutatom a modell kalibrálásához használt empirikus adatállományt, valamint a segítségével megállapított stilizált tényeket a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatban, amelyek reprodukálását elvárom a modelltől. A 4.3. *alfejezetben* építem fel magát a menüköltség modellt, és a 4.4. *alfejezetben* végzem el a kalibrálását.

4.1. A szimulációk módszertana

Elsőként a felépítésre kerülő hibrid menüköltség modell szimulációs elemzésének módszertani sajátosságait ismertetem. A 4.1.1. *szakaszban* bemutatom az ágensalapú szimulációs modellezés módszertani jellemzőit, valamint az ágensalapú közgazdaságtan szemléletmódját, a 4.1.2. *szakaszban* pedig indoklom, hogy miért az ágensalapú szimulációs módszertant választottam a kutatási kérdések vizsgálatára, és ismertetem a menüköltség modell legfontosabb módszertani jellemzőit.

4.1.1. Az ágensalapú közgazdasági modellezés sajátosságai

A 4.3. *alfejezetben* bemutatásra kerülő hibrid menüköltség modell viselkedését ágensalapú szimulációk segítségével elemzem. Az ágensalapú szimulációs modellek nem régóta alkalmazott eszközei a közgazdasági kutatásoknak, nagyobb népszerűségre a 2008-as pénzügyi válságot követően kezdtek szert tenni, miután a válság rávilágított az új neoklasszikus szintézis DSGE modelljeinek számos gyenge pontjára. A mai napig sem vették át az ágensalapú modellek a DSGE modellek helyét a főáramú makroökonómiai elemzésekben és kutatásokban, ezért fontos áttekinteni, hogy milyen megkülönböztető vonásokkal rendelkeznek, milyen előnyeik és hátrányaik vannak a DSGE modellekhez képest. Ezt teszem meg ebben a szakaszban az ágensalapú modellek alkalmazásán alapuló

közgazdaságtudományi irányzat, az ágensalapú közgazdaságtan (ACE – *Agent-Based Computational Economics*) szemléletmódjának bemutatásával együtt.²⁴

A 2.1.1.1. szakaszban kifejtettem, hogy az 1990-es évek végére létrejött a főáramú makroökonomia két addig meghatározó irányzata, az újklasszikus és az újkeynesi iskola között egy konszenzus, amely az új neoklasszikus szintézis kialakulásában testesült meg. Alighogy létrejött azonban a szintézis, a 2008-as globális pénzügyi válság azonnal megkérdőjelezte annak számos vívmányát. A külföldi és a hazai közgazdászok között egyaránt akadtak jelentős számban olyanok, akik éles kritikával illették az új neoklasszikus szintézis módszertani kereteként szolgáló DSGE modellezési eszköztárat (Chari et al., 2009; Krugman, 2009; Világi, 2009; 2012; Mellár, 2010; Jakab, 2012). Elsősorban nem arra vonatkoztak a kritikák, hogy a válság előtti DSGE modellek nem jelezték előre a válságot, hanem arra, hogy nem adtak megfelelő magyarázatot annak kialakulására és lefolyásának mechanizmusaira, ebből következően megalapozott megoldási javaslattal sem tudtak szolgálni a gazdaságpolitika számára. Világi (2012) kritikája szerint a gazdaságpolitikai elemzések céljára alkalmazott DSGE modellek feltevései és eredményei nem állnak összhangban számos empirikus megfigyeléssel sem mikro-, sem makroszinten. Írása végén megemlíti a szerző, hogy az ágensalapú modellek jelenthetik a DSGE modellek egy ígéretes alternatíváját. A hivatkozott tanulmányok szerzői szerint elsősorban a következő valószerűtlen feltevéseik okozzák a DSGE modellek problémáit:

1. *Reprezentatív gazdasági szereplők*: Minden háztartást egy reprezentatív háztartás és minden vállalatot egy reprezentatív vállalat képvisel egy tipikus DSGE modellben. A gazdaság makroszintű működésére ezeknek a reprezentatív szereplőknek a mikroszintű viselkedéséből következtetnek a modellalkotók, miközben az egyedi gazdasági szereplők közti kapcsolatokat és gazdasági interakcióikat figyelmen kívül hagyják.²⁵
2. *Homogén gazdasági szereplők*: A reprezentatív gazdasági szereplők használata a modellezés során azt is jelenti egyúttal, hogy a modellalkotó feltevése szerint minden szempontból egyformák az általuk képviselt háztartások és vállalatok.²⁶ Az

²⁴ A szakasz alapját Váry (2015) tanulmányom *Az ágensalapú modellezés sajátosságai* című alfejezete képezi.

²⁵ Többsektoros DSGE modellekben fel lehet osztani a háztartásokat és a vállalatokat egymástól különböző szektorokra, a szektorokon belül azonban megmarad a reprezentativitás, az egyedi gazdasági szereplők kapcsolatainak és interakcióinak modellezésére ekkor is korlátozottak a lehetőségek.

²⁶ Természetesen lehet úgy is gondolni a reprezentatív gazdasági szereplőkre, hogy valójában nem homogének az általuk képviselt háztartások és vállalatok, de jól reprezentálhatók egyetlen hipotetikus szereplővel. A gazdasági szereplők heterogenitásának és a köztük zajló mikroszintű interakcióknak a modellezése azonban ilyenkor sem lehetséges.

ágensalapú közgazdaságtan nézőpontja szerint még a heterogén szereplős DSGE modellek többségének szereplői is valójában homogének, hiába érik őket szereplőnként eltérő idioszinkratikus sokkok minden időszakban. A sokkok valószínűség-eloszlása ugyanis minden szereplő esetén ugyanolyannak feltételezett, aminek köszönhetően továbbra is elegendő egyetlen reprezentatív gazdasági szereplő döntési problémáját megoldani, hiszen mindegyik szereplő döntési problémája azonos struktúrájú. Másként fogalmazva: a heterogén szereplős DSGE modellek többségében jelenlévő heterogenitás csupán *ex post* jellegű, hiszen csak az idioszinkratikus sokkok realizációit követően nyilvánul meg, azokat megelőzően minden gazdasági szereplő egyforma. Az ágensalapú közgazdaságtan felfogása szerint viszont csak az a heterogenitás tekinthető valódi heterogenitásnak, amely nem teszi lehetővé a reprezentatív gazdasági szereplők feltevésének fenntartását. Vagyis vagy *ex ante* jellegű, ami azt jelenti, hogy eltérő viselkedési szabályok alapján hozzák meg a döntéseiket a gazdasági szereplők, vagy endogén módon alakul ki a gazdasági szereplők lokális interakcióin alapuló decentralizált piaci mechanizmus működésének sajátosságaiból fakadóan (Fagiolo – Roventini, 2017; Dosi – Roventini, 2019; Haldane – Turrell, 2019).²⁷

3. *Tökéletes informáltság*: A gazdasági szereplők minden lehetséges információ birtokában vannak, amit a gazdaság struktúrájáról és aktuális állapotáról tudni lehet. Ennek köszönhetően képesek arra, hogy racionálisan alakítsák ki a jövőre vonatkozó várakozásaikat, hiszen ismerik a gazdaság mögött meghúzódó adatgeneráló folyamat struktúráját.
4. *Tökéletes racionalitás*: A tökéletes informáltságukra és a racionálisan kialakított várakozásaikra építve dinamikusan optimális döntéseket hoznak a gazdasági szereplők, amelyek maximalizálják a várható életpálya-hasznosságukat, illetve a várható profitáramuk jelenértékét, vagyis a vállalatértéket.
5. *Piaci egyensúly*: A gazdasági szereplők között zajló lokális gazdasági interakciók, piaci tranzakciók direkt modellezése helyett egyszerűen felteszik a modellalkotók, hogy minden piacon minden időszakban megegyezik egymással a keresett és

²⁷ Fagiolo és Roventini (2017), valamint Dosi és Roventini (2019) *enyhe (mild)* heterogenitásnak nevezik a heterogén szereplős DSGE modellekben jelenlévő heterogenitást. Az *ex post* és az *ex ante* heterogenitás közti különbségekről például Cho (1995) tanulmányában található további információ.

a termelt mennyiség. A piaci koordináció ennek eredményeként tökéletesen működik a gazdaságban hosszú távon, ezért tartós egyensúlytalanságok és gazdasági válságok csak külső, exogén sokkok hatására alakulhatnak ki.

A közgazdaságtan fejlődésének korábbi szakaszaiban még elfogadhatóbbak voltak ezek a feltevések, mint napjainkban, mert elősegítették, hogy analitikusan kezelhetők maradjanak a modellek. Mára azonban a számítástechnika fejlődése lehetővé tette a feloldásukat, hiszen nincsenek többé arra kényszerülve a közgazdászok, hogy analitikusan oldjanak meg modelleket. Ha erre nincs mód, rendelkezésükre áll a számítógépes szimuláció, mint modellezési eszköz. Ezt használja ki az ágensalapú modellezés módszertana.

Tesfatsion (2006, 835. p.) korai definíciója szerint az ágensalapú közgazdaságtan „... egymással interakcióban álló ágensek dinamikus rendszereként modellezett gazdasági folyamatok számítógépes vizsgálata”. Szerinte tehát a gazdaságra vonatkozó minden olyan tudományos megismerés, amely ágensalapú modelleket alkalmaz, az ágensalapú közgazdaságtan területéhez tartozik. Később azonban elkezdett megszilárdulni egy közös közgazdasági szemléletmódja és feltevésrendszere az ágensalapú modelleket alkalmazó közgazdászok többségének, amelybe nem minden módszertani szempontból ágensalapúnak tekinthető közgazdasági modell illeszkedik tökéletesen. Gobbi és Grazzini (2019) alapján fontosnak tartom ezért megkülönböztetni egymástól az ágensalapú modellezést és az ágensalapú közgazdaságtant. Az *ágensalapú modellezés* egy szimulációs módszertan, amely lehetővé teszi olyan komplex modellek kezelését, amelyek egymással interakcióban álló heterogén ágenseket tartalmaznak, és amelyek többnyire nem oldhatók meg analitikusan. Az ágensalapú közgazdasági modellekben az összes mikroszintű gazdasági szereplő, mint autonóm entitás viselkedését explicit módon szimulálja a modellalkotó, és a döntéseiket numerikusan aggregálja makroszintre. Az *ágensalapú közgazdaságtan* pedig egy közgazdaságtudományi irányzat, amely meghatározott közgazdasági feltevéseken – például korlátozottan racionális heterogén gazdasági szereplők, a gazdasági szereplők közvetlen lokális interakcióin alapuló nemegyensúlyi piaci mechanizmus – nyugszik, és ágensalapú modelleket használ a komplex evolúciós rendszerekként felfogott gazdaságok tanulmányozására (Fagiolo – Roventini, 2017).

Ahogy az elnevezésük is mutatja, az ágensalapú modellek az alkotóelemei, az ágensek szintjén ragadják meg a vizsgált rendszert. A legáltalánosabb definíció szerint egy *agens* „... kötegelt adatok és viselkedési metódusok összessége, amely egy szimulált világ alkotórészét képező entitást reprezentál” (Tesfatsion, 2006, 835. p.). Közgazdasági

alkalmazásokban akár egy piaci mechanizmust is lehet ágensként modellezni, de legtöbbször természetesen a gazdasági szereplők az ágensek, amelyek a piaci mechanizmusokkal ellentétben *autonóm ágenseknek* számítanak. „Egy autonóm ágens egy adott környezetbe ágyazott és annak részét képező rendszer, amely érzékeli ezt a környezetet, és idővel reagál rá a saját céljainak elérése érdekében, és azért, hogy befolyásolja, mit fog érzékelni a jövőben.” (Teshfatsion, 2006, 843. p.)²⁸ Egy gazdaság ágensalapú modellezése esetén csak az ágensek viselkedését és a köztük zajló interakciókat modellezi közvetlenül a modellalkotó, a makroszintű jelenségek ezekből bontakoznak ki ún. *emergens jelenségek*ként. Az emergens jelenségek az ágensek szintjén nem megfigyelhető, de a döntéseik és interakcióik eredményeiként kibontakozó, makroszinten már megfigyelhető jelenségek, amelyek visszacsatolnak az ágensek mikroszintű döntéseibe (Teshfatsion, 2006).

Leijonhufvud (2006) szerint az ágensalapú modellek jelentik az egyetlen ismert eszközt, amellyel úgy lehet modellezni a makrogazdaságot, ahogy azt a klasszikus és a korai neoklasszikus közgazdászok, valamint Keynes és Hayek elképzelték. Szerinte a közgazdászok félreértették a korai neoklasszikusoknak azt a megállapítását, amely szerint a háztartások motivációja a hasznosság, a vállalatoké pedig a profit maximalizálása. A mai főáramú közgazdászok ugyanis azt feltételezik, hogy a gazdasági szereplők *ténylegesen* haszonmaximalizáló módon viselkednek, míg a korai neoklasszikusok szerint a haszonmaximum csak cél, amely felé a gazdasági szereplők törekednek például vele konzisztens hüvelykujj-szabályok követése révén, de képtelenek ténylegesen elérni. Ez nem jelenti azt, hogy a gazdasági szereplők ne lennének racionálisak, de racionalitásuk nem tökéletes, hanem korlátozott. Hiszen haszonmaximumra törekednek, de tökéletlen informáltságuk és korlátozott kognitív képességeik miatt nem képesek maradéktalanul elérni a céljukat. A főáramú közgazdasági modellek másik fő problémája Leijonhufvud (2006) szerint az, hogy az emberfeletti képességekkel felruházott reprezentatív szereplők és a piaci egyensúly feltevései önmagukban elvégzik a keresleti és a kínálati döntések koordinációját, nincs is szükség a piacra. Nem adnak emiatt választ sem a hayeki kérdésre, hogy miként képes a piac a decentralizált információkat hasznosítva egy többé-kevésbé stabil piaci kimenetel irányába koordinálni a keresleti és a kínálati döntéseket, sem a keynesi kérdésre, hogy miként alakulhatnak ki gazdasági válságok a piaci koordináció hibáiból fakadóan. Leijonhufvud (2006) szerint csak ágensalapú modellek révén érthető meg a termelői és a fogyasztói döntések piaci koordinációjának folyamata.

²⁸ Teshfatsion (2006) Franklin (1997) definícióját idézi. A bekezdésben idézett összes definíciót magam fordítottam magyarra.

Az ágensalapú modellek további előnye, hogy képesek lehetnek egy koherens gondolati rendszerbe és modellkeretbe integrálni a 2008-as pénzügyi válság nyomán megerősödő, ám a tudomány főáramán kívül álló közgazdasági irányzatokat – posztkeynesi, evolúciós, intézményi, viselkedési közgazdaságtan, a hálózatelmélet és a káoszelmélet közgazdasági alkalmazásai, stb. –, amelyek mind különböző nézőpontokból kritizálják a főáramú közgazdaságtant, ezért mindeddig nem tudtak összeállni az új neoklasszikus szintézissel egyenrangúan erős, koherens elméleti irányzattá. Az új neoklasszikus szintézis mintájára egy formálódó heterodox szintézist emleget Fagiolo és Roventini (2017) az ágensalapú közgazdaságtan kapcsán.

Bár az ágensalapú modellezés közgazdasági alkalmazásai nagyjából húszéves múlttra tekintenek vissza, a makroökonómia területén csak a 2008-as pénzügyi válság ki-robbanása után kezdtek el nagy számban megjelenni ágensalapú modellek. Számos olyan tanulmány jelent meg a válság alatt, amelyek szerzői a DSGE modelleket kritizálják, és kifejtik, hogy miként nyújthatnak megoldást az ágensalapú modellek a főáramú makroökonómia problémáira (Colander et al., 2008; Farmer – Foley, 2009; Stiglitz – Gallegati, 2011; Dosi, 2012; Gaffard – Napoletano, 2012). Az alábbiakban összefoglalom, hogy milyen megoldást képesek nyújtani az ágensalapú modellek a DSGE modellek fent vázolt öt gyenge pontjára a hivatkozott tanulmányok szerint, egyúttal bemutatom az ágensalapú közgazdaságtan szemléletmódjának azt az öt elemét, amelyek a hivatkozott tanulmányok alapján a legjelentősebbeknek tűnnek. További sajátosságait is fel lehetne sorolni az ágensalapú közgazdaságtan szemléletmódjának, most csak azokra koncentrálok, amelyek egyrészt véleményem szerint a legfontosabbak, másrészt a 4.3. *alfejezetben* bemutatásra kerülő menüköltség modellben is szerepet kapnak.

1. *Minden gazdasági szereplő explicit modellezése*: Az ágensalapú modellekben nincsenek reprezentatív gazdasági szereplők, minden háztartás és vállalat explicit módon megjelenik bennük. Ez lehetővé teszi a szereplők kapcsolatainak, hálózatainak és interakcióinak kifinomult modellezését. A gazdaság modellezése tehát mikroszinten történik, a makroszintű jelenségek a mikroszintű szereplők döntéseiből és kölcsönhatásaikból bontakoznak ki emergens jelenségekként.
2. *Heterogén gazdasági szereplők*: A gazdasági szereplők tetszőlegesen sok szempontból különbözhetnek egymástól. A heterogén szereplős DSGE modellekkel ellentétben könnyen megoldható a valódi, tehát az *ex ante* jellegű vagy az endogén módon kialakuló heterogenitás modellezése is egy ágensalapú modellben, amely ugyan nem teszi lehetővé a reprezentatív szereplők feltevésének fenntartását, de

nincs is rá szükség. A gazdasági szereplők nem csak átmenetileg különbözhetnek egymástól annak következtében, hogy azonos valószínűség-eloszlásból származó idioszinkratikus sokkok érik őket, hanem bizonyos paramétereik értékei permanensen eltérhetnek egymástól, sőt akár különböző döntési szabályokat és tanulási mechanizmusokat is követhetnek, eltérő módokon alakíthatják ki a várakozásait, stb. Endogén különbségek alakulhatnak ki köztük a decentralizált piaci mechanizmus működésének sajátosságaiból fakadóan a készletszintjük, adósság-, munkaerő- vagy tőkeállományuk, a technológiai színvonaluk, stb. szempontjából.

3. *Tökéletlen informáltság*: A gazdasági szereplők nincsenek minden információ birtokában, amit a gazdaság struktúrájáról és aktuális állapotáról tudni lehet, nincsenek tisztában a gazdaság mögött meghúzódó adatgeneráló folyamat struktúrájával. Ezért racionális várakozásokat sem képesek alkotni. A tökéletlen informáltság megnyilvánulhat például abban, hogy a vállalatok nem ismerik a termékük iránti keresleti függvényt, a háztartások nem ismerik az összes vállalatot, amelytől vásárolhatnának, vagy abban, hogy a vállalatok nem ismerik az összes versenytársukat, amelyeknek viselkedésére reagálhatnának.
4. *Korlátozott racionalitás*: A gazdasági szereplők racionálisak, mert haszonmaximumra törekednek, de a viselkedési közgazdaságtan gazdaságpszichológiai kísérleteinek eredményeivel (Tversky – Kahneman, 1974; Camerer et al., 2004) összehangban nem rendelkeznek a szükséges információkkal és kognitív képességekkel ahhoz, hogy képesek legyenek meghatározni az optimális döntést egy komplex gazdasági környezetben. Tehát nem tökéletesen, hanem Simon (1955; 1956) nézeteivel összehangban korlátozottan racionálisak: heurisztikákat, azaz egyszerű hüvelykujj-szabályokat alkalmaznak a döntéshozatal során (Gigerenzer, 2008; Hommes, 2013), amelyek leegyszerűsítik a döntési problémát, ezáltal segítenek kielégítő döntésekre jutni, amelyek konzisztensek a döntéshozó haszonmaximalizáló motivációjával, de nem optimálisak.
5. *Nemegyensúlyi piaci mechanizmus*: A keresett és a kínált mennyiség nem feltétlenül egyenlő mindig minden piacon. A keresleti és a kínálati döntéseket egymástól függetlenül hozzák meg a gazdasági szereplők, és az árazási döntések sem feltétlenül biztosítják az egyensúly létrejöttét. A piaci tranzakciók ilyen nemegyensúlyi környezetben is végbemennek egy, a walrasi árverező által megtestesített centralizált piaci mechanizmusnál realiztikusabb, decentralizált piaci mechanizmusnak megfelelően. A decentralizált piaci mechanizmusok a gazdasági

szereplők lokális interakcióin alapulnak, ezért minden egyes piaci tranzakció ténylegesen lejátszásra kerül a szimulációk futtatása során. A piaci mechanizmus nemegyensúlyi jellege miatt nem hibák nélküli a keresleti és a kínálati döntések piaci koordinációjának folyamata, ezért a gazdaság belső dinamikája által, endogén módon, külső sokkok hiányában is kibontakozhatnak üzleti ciklusok. Meg kell jegyezni, hogy a piaci egyensúly feltevésének hiánya nem jelenti azt, hogy az egyáltalán nem jöhet létre, de ha létrejön, az a piaci mechanizmus működésének endogén eredménye, és nem előfeltevés. A szimulációk során dől el, hogy elvezet-e a gazdasági szereplők feltételezett viselkedése és a feltételezett piaci mechanizmus valamiféle egyensúlyba vagy állandósult állapotba, és milyen stabilitási tulajdonságokkal rendelkezik az állandósult állapot, ha létezik.

A felsorolt öt alapelv mentén a közgazdaságtan számos területén alkalmazzák az ágensalapú modelleket. Az első közgazdasági alkalmazások jellemzően specifikus piacokat és gazdasági jelenségeket modelleztek ágensalapon. Így születtek meg például a pénzügyi piacok (Arifovic, 2001; Westerhoff, 2010), a munkerőpiac (Fagiolo et al., 2004; Neugart, 2008) vagy az innováció (Fagiolo – Dosi, 2003; Heshmati – Lenz-Cesar, 2013) ágensalapú modelljei.

A klasszikus mikro- és makroökonómiai alkalmazások a 2008-as pénzügyi válság kirobbanását követően kezdtek nagy számban megjelenni. Egy jellegzetes kutatási irány olyan ágensalapú piaci vagy makrogazdasági modellek építése, amelyekben realiztikusabb piaci mechanizmusokra cserélik ki a modellalkotók a walrasi árverezőt, és azt vizsgálják, hogy mennyiben módosítja a piac működését a feltételezett decentralizált piaci mechanizmus (Tsfatsion, 2006; Hau et al., 2013; Gaffeo et al., 2015; Guerini et al., 2018). A hivatkozott tanulmányok rendszerint arra a következtetésre jutnak, hogy decentralizált piaci mechanizmusok esetén is van esély a walrasi egyensúly elérésére, de csak meglehetősen törékeny feltételek mellett. Jellemző kimenetel decentralizált nemegyensúlyi piaci mechanizmusok mellett, hogy a változók az egyensúlyi értékeik körül mozognak, de a piaci koordináció hibái miatt nem stabilizálódnak, hanem endogén módon ingadoznak. A piaci dinamikának ezt a típusát ún. *folyosó-stabilitás* jellemzi, amelynek jelenléte egyszerre ad választ a Leijonhufvud (2006) által emlegetett hayeki és keynesi kérdésekre: a piaci mechanizmus valóban képes a walrasi egyensúly környezeté-

ben tartani a piacot a lokális információk decentralizált hasznosítása révén, egy adott időszakon belül mégis jelentősen eltávolodhat tőle a piaci koordináció hibái következtében, és nem exogén sokkok érkezése miatt.

A piaci modellek terjedésével kézenfekvően merült fel a lehetőség több piac összekapcsolására, vagyis a teljes makrogazdaság ágensalapú modellezésére. A kezdeti szárnypróbálgatásokat (Chan – Steiglitz, 2008; Dosi et al., 2008; Oeffner, 2008) követően egyre kiforrottabb irányzattá kezdte kinőni magát az ágensalapú makroökönómia (Leijonhufvud, 2006; Fagiolo – Roventini, 2017; Dawid – Delli Gatti, 2018; Dosi – Roventini, 2019; Haldane – Turrell, 2019). A kisméretű ágensalapú makromodellek (Lengnick, 2013; Gaffeo et al., 2015; Guerini et al., 2018) mellett kiforrtta magát néhány elismert, közepes méretű ágensalapú makromodellkeret, amelyekben makroökönómiai kérdések széles köre vizsgálható, és amelyek véleményem szerint nem járnak messze attól, hogy gyakorlati gazdaságpolitikai elemzésekre is alkalmassá váljanak. Ezek közé tartozik például a CATS (*Complex Adaptive Trivial Systems*) modell (Delli Gatti et al., 2011; Assenza et al., 2015), az EU gazdaságának sajátosságait megragadó EURACE modell (Deissenberg et al., 2008; Dawid et al., 2019), a K+S (*Keynes+Schumpeter*) modell (Dosi et al., 2010; 2017a) vagy a JAMEL (*Java Agent-Based Macroeconomic Laboratory*) modell (Seppecher, 2012; Seppecher – Salle, 2015). Specifikusan a monetáris makroökönómiai kutatásoknak is egyre népszerűbb eszközei az ágensalapú makromodellek (Delli Gatti et al., 2005; Salle et al., 2013; Dosi et al., 2015; Salle, 2015).

Kétségtelen tényerésük ellenére a mai napig sem szorították ki az ágensalapú makromodellek a DSGE modelleket sem a főáramú elméleti kutatásokból, sem a gyakorlati gazdaságpolitikai elemzésekből. Ennek legfőbb oka Fagiolo és Roventini (2017) szerint az, hogy a főáramú közgazdászok nem a DSGE modellezési módszertan leváltásában látták meg a megoldást a főáramú makroökönómiának a 2008-as pénzügyi válság idején nyilvánvaló vált problémáira, hanem a DSGE modellkeret finomításában és bővítésében. Mivel a válság a pénzügyi piacokról indult, a főáramú makroökönómiai kutatások fő iránya a pénzügyi szektor, valamint különböző pénzügyi tökéletlenségek és sűrűlódások DSGE modellekbe való beépítése lett. Az újonnan népszerűvé vált modellösszetevők közé tartozik például a pénzügyi akcelerátor mechanizmus (Bernanke et al., 1999), a bankközi piacok (Boissay et al., 2016), az adósságkorlátok (Iacoviello, 2015; Eggertsson et al., 2019) vagy a jövedelmi és vagyoni heterogenitás bizonyos enyhe formáinak (Kaplan et al., 2018) jelenléte, a kamatláb nulla alsó korlátja (Erceg – Lindé, 2014; Eggertsson et al., 2019) valamint a nemkonvencionális monetáris politika (Gertler – Karádi, 2011). Bár

az említett pénzügyi tökéletlenségek modellezése valóban lényegesen közelebb vitte a közgazdász szakmát a válság megértéséhez, az ágensalapú makroökonómia képviselői szerint a DSGE modellkeret bizonyos kérdések megválaszolására nem alkalmas. Nem képes például magyarázatot adni a válság kialakulására, hiszen egy egyensúlyi modell nem képes endogén módon válságokat produkálni az ágensalapú modellekkel ellentétben, azok kialakulásához szükség van valamilyen exogén sokkra a keretei között.

A DSGE modellek túlélésének másik fő oka az, hogy hátrányaik is vannak az ágensalapú modelleknek hozzájuk képest. Ezek főként technikai jellegűek.

1. Egy ágensalapú modell számításigényesebb, mint egy DSGE modell az ágensek nagy száma miatt, a szimulációk lényegesen időigényesebbek a kereteik között.
2. Analitikus eredmények vagy részeredmények hiányában könnyen *fekete doboz* válhat egy komplex ágensalapú modell: nehéz megérteni a szimulációs eredményei mögött meghúzódó közgazdasági mechanizmusokat (Gaffard – Napoletano, 2012; Fagiolo – Roventini, 2017). Ugyan egyetértek a két hivatkozott tanulmány szerzőivel, azt gondolom, hogy az első két probléma a modellek ésszerű keretek között tartásával, fokozatos bővítésével, a főáramú feltevések lépésről lépésre történő feloldásával kezelhető, bár tökéletesen természetesen nem megoldható.
3. Szintén az analitikus megoldás hiányából fakadóan nem lehet általános érvényű elméleti eredményekre jutni ágensalapú modellek segítségével, az eredmények mindig csak a szimulációk során feltételezett paraméterkombináció mellett érvényesek. Ez a probléma azonban ugyanúgy fennáll a DSGE modellek esetében is. Azok keretei között úgy szokás a problémát áthidalni, hogy azt a paraméterkombinációt használják a szimulációk során a modellalkotók, amelyik a leginkább összeegyeztethető az empirikus megfigyelésekkel, vagyis empirikus adatokra kalibrálják a modelleket.
4. Ez át is vezet az ágensalapú modellek negyedik hátrányos vonására: az ágensek nagy száma és a modellek komplexitása miatt nehéz empirikus adatokra kalibrálni őket, nem egyszerű megbecsülni a paramétereik értékeit. Komoly áttörések történtek azonban ezen a téren a közelmúltban: Grazzini és Richiardi (2015) szemléltetik, hogy a szimulált momentumok módszere és az indirekt inferencia is alkalmazható ágensalapú modellkörnyezetben a DSGE modellek becslése során alkalmazott standard technikák közül, Grazzini et al. (2017) pedig amellet érvelnek, hogy a bayesi módszerek is alkalmasak ágensalapú modellek paraméterbecslésére. Az ágensalapú modellek paraméterbecslésével és empirikus validációjával

kapcsolatos módszerekről alapos áttekintést nyújtanak Fagiolo et al. (2019). A 4.4. *alfejezetben* én is empirikus adatokra kalibrálom a 4.3. *alfejezetben* bemutatásra kerülő menüköltség modellt Grazzini és Richiardi (2015) javaslatát követve szimulált momentumok módszerével.

5. Az ötödik kritika az ágensalapú modellekkel szemben kevésbé technikai jellegű: ez azzal kapcsolatos, hogy a standard DSGE feltevések feloldása a lehetőségek végtelen tárházát nyitja meg a gazdasági szereplők feltételezhető viselkedési szabályait és a döntéseiket koordináló piaci mechanizmus feltételezhető sajátosságait illetően. Ebből adódóan – még – nem alakult ki az ágensalapú makroökonómiának egy olyan egységes módszertani kerete, mint amilyen az új neoklasszikus szintézisnek a DSGE modellkeret, és egyelőre nem egyértelmű, hogy ki fog-e alakulni valaha is. Dawid és Delli Gatti (2018) azonban rámutatnak, hogy a hét legjelentősebb közepes méretű ágensalapú makromodell struktúrája nagyon hasonló, és az elmúlt évek alatt elkezdtek közelíteni egymáshoz. A kereteik közt feltételezett viselkedési szabályok és piaci mechanizmusok többnyire valamiféle általános viselkedési szabályoknak és piaci mechanizmusoknak a speciális esetei a szerzők szerint. A gazdasági szereplők döntési szabályainak és a piaci mechanizmusoknak a legmegfelelőbb modellezési módjáról ezzel együtt is a velük kapcsolatos empirikus kutatások eredményei alapján kell dönteni. A döntésben nagy segítséget nyújthatnak a viselkedési közgazdaságtan és az üzleti tudományok eredményei.

A 4.3. *alfejezetben* bemutatásra kerülő hibrid menüköltség modellben az áralkalmazkodás nemtökéletes voltának és kereslet-kínálat interakciónak a modellezésével igyekszem vizsgálni a monetáris politika hosszú távú reálhatását és az aggregált kibocsátás dinamikájában potenciálisan kibontakozó hiszterézist. Található néhány olyan ágensalapú közgazdasági modell a szakirodalomban, amelyet – többek között vagy kizárólag – a nemtökéletes áralkalmazkodás következményeinek vizsgálatára építettek. Somogyi és Vincze (2011) modelljében az árak merevségének oka a stratégiai bizonytalanság, amellyel az árazási döntéseik során szembesülnek a vállalatok. Lengnick (2013) ágensalapú makromodelljében a Calvo-féle módon modellezte a nemtökéletes áralkalmazkodást, valamint én magam is így tettem Váry (2015) tanulmányomban Hau et al. (2013) ágensalapú piaci modelljének keretei között.

Babutsidze (2012) modelljéről érdemes kiemelten említést tenni, ez ugyanis az egyetlen általam ismert modell azon kívül, amit a 4.3. *alfejezetben* bemutatok, amely a

DSGE-típusú menüköltség modellekből származó intuíciókat kombinálja az ágensalapú közgazdaságtan szimulációs módszertanával és néhány feltevésével. A szerző az inaktív tartomány aszimmetrikus voltával ad magyarázatot egyrészt arra, hogy miért ritkábbak és nagyobbak empirikusan az árcsökkenések, mint az áremelések, másrészt arra, hogy miért hatásosabbak a negatív monetáris sokkok a pozitívaknál. A monetáris sokkok fellendülések és recessziók idején kibontakozó aszimmetrikus hatásait önmagában az inaktív tartomány létezésével és a vállalatok heterogenitásával magyarázni tudja.

A 4.3. *alfejezetben* felépítésre kerülő menüköltség modell másik kulcsösszetevőjével, a kereslet-kínálat interakciók működésével is lehet találkozni ágensalapú makromodellekben. A keynesiánus keresletoldali és schumpeteri kínálatoldali elemeket kombináló Keynes+Schumpeter (K+S) modellnek például kulcselemei az endogén növekedés, a megtestesült technikai haladás, valamint a profit és a beruházások közti interdependencia. A K+S modellt Dosi et al. (2010) alapozták meg, és számos makroökonomiai és gazdaságpolitikai kérdés vizsgálatára alkalmazták (Dosi et al., 2013; 2015; 2017b; 2018; 2020). Felépítését és legfőbb eredményeit Dosi et al. (2017a) tanulmányukban foglalták össze. Ahogy a 3.2. *alfejezetben* említettem, a K+S modell hiszterézis tanulmányozására kihegyezett változatában (Dosi et al., 2018) tovább bővíti a kereslet-kínálat interakciók sorát a munkanélküliek képességeinek romlása (javulása), valamint a piaci belépési aktivitás visszaesése (növekedése) recessziók (fellendülések) idején. A kereslet-kínálat interakciók eredményeként nem csak az üzleti ciklusok stabilizálásában, hanem a hosszú távú gazdasági növekedés támogatásában is kulcsszerepet játszanak a keresletoldali gazdaságpolitikai beavatkozások a K+S modell keretei között.

4.1.2. A menüköltség modell módszertani jellemzői

Azért választottam az ágensalapú szimulációs módszertant az 1. *fejezetben* feltett kutatási kérdések vizsgálatára, mert Setterfield és Gouri Suresh (2016) érvelésével egyetértve azt gondolom, hogy az ágensalapú modellek különösen alkalmasak a hiszterézis és általában az útfüggő gazdasági dinamika modellezésére. A szerzők kiemelik, hogy az ágensalapú modellek olyan komplex rendszereket írnak le, amelyek gyakori jellemzője a nemlinearitás és a kezdeti feltételekre való érzékenység, akár csak az útfüggőség számos modelljének. Az útfüggőség modelljeinek gyakran nincs állandósult állapotuk, vagy ha van, akkor dinamikusan változik, mint a hiszterézis modelljeiben. Az ilyen modellek sokszor kezelhetetlenek analitikusan, az ágensalapú modellezés viszont szimulációs technikaként lehetővé teszi ezek elemzését is. Másrészt azt emeli ki Setterfield és Gouri Suresh

(2016), hogy az útfüggő jelenségek jelentős része emergens jelenség, az ágensalapú modelleket pedig éppen ezek elemzésére fejlesztették ki (Tesfatsion, 2006).²⁹

A 4.3. *alfejezetben* bemutatásra kerülő hibrid menüköltség modellnek kulcseleme az áralkalmazkodás nemlineáris jellege, ami potenciálisan hiszterézist eredményezhet az aggregált kibocsátás dinamikájában, akárcsak a kereslet-kínálat interakciók jelenléte. A modell segítségével vizsgált kutatási kérdések arra vonatkoznak, hogy mekkora hosszú távú reálhatás kibontakozását eredményezik makroszinten a vállalatok egymással interakcióban álló heterogén mikroszintű árazási döntései az említett két közgazdasági mechanizmussal karöltve a monetáris sokkhoz történő alkalmazkodás során. A hosszú távú reálhatás mikroszinten nem megfigyelhető, makroszinten viszont kibontakozhat a vállalatok, mint heterogén mikroszintű ágensek interakcióinak eredményeként, tehát emergens jelenség. Mind a kutatási kérdések sajátosságai, mind a megválaszolásukban fontos szerepet játszó közgazdasági mechanizmusok jellemzői összhangban állnak tehát a Setterfield és Gouri Suresh (2016) által említettekkel, ezért az ágensalapú szimulációs módszertan különösen alkalmasnak tűnik a vizsgálatukra.

Kevés olyan modell található a szakirodalomban, amelyet a DSGE és az ACE modellek közti különbségek értékelésére dolgoztak ki, és amelyek mindkét közgazdasági irányzatból tartalmaznak intuíciókat ennek érdekében (Salle et al., 2013; Salle, 2015; Dilaver et al., 2018; Guerini et al., 2018; Gobbi – Grazzini, 2019). A 4.3. *alfejezetben* bemutatásra kerülő modell egy újabb kísérletnek tekinthető, amely a DSGE-típusú menüköltség modellek alapstruktúráját kombinálja a posztkeynesi monetáris makroökonómiából származó intuíciókkal, valamint az ágensalapú közgazdaságtan bizonyos feltevéseivel és szimulációs módszertánával. Abba a hivatkozott tanulmányok által képviselt hibrid modellezési megközelítésbe illeszkedik tehát, amely megpróbál hidat képezni a DSGE és az ACE modellek között elősegítve az eltérő feltevéseik következtében kibontakozó eltérő eredmények összehasonlítását. Harmadik elemként a posztkeynesi monetáris makroökonómiából származó intuíciókat is bevon az összehasonlítások keretei közé. Hibrid jellegéből adódóan lehetővé teszi a modell annak elemzését, hogy milyen következményekkel jár a monetáris politika hosszú távú reálhatását és a hiszterézis kibontakozását illetően különböző posztkeynesi és ACE modellösszetevők lépésenkénti bevezetése egy olyan modellkeretbe, amelynek struktúrája közvetlenül összevethető a

²⁹ Setterfield és Gouri Suresh (2016) tanulmánya mellett Bassi és Lang (2016), valamint Dosi et al. (2018) tanulmányaiban található példák olyan ágensalapú modellekre, amelyeket a hiszterézisnek, mint az útfüggőség egy speciális fajtájának modellezésére dolgoztak ki.

DSGE-típusú menüköltség modellekével. A hibrid modellezési filozófia segít annak elkerülésében is, hogy számos ágensalapú makromodellhez hasonlóan fekete dobozzá váljon a modell.

A hivatkozott hibrid modellek némelyikéhez hasonlóan a 4.3. *alfejezetben* bemutatásra kerülő modell sem illeszkedik tökéletesen az ágensalapú közgazdaságtan szemléletmódjába, mert a DSGE benchmarkkal való könnyebb összehasonlíthatóság érdekében nem tartalmazza az ACE modellek néhány standard összetevőjét, elsősorban a gazdasági szereplők közvetlen lokális interakcióit. Módszertani szempontból azonban mindenképpen ágensalapú modellnek tekinthető: minden egyes vállalat árazási döntését explicit módon szimulálom a keretei között, és numerikusan aggregálom őket annak érdekében, hogy elemezhessem, mekkora hosszú távú reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak emergens jelenségekként a heterogén mikroszintű árazási döntések közti közvetett globális interakciók következtében.

A modell a következő ACE összetevőket tartalmazza. A vállalatok nem csak ex post heterogének a keretei között, mint a DSGE-típusú menüköltség modellekben, hanem ex ante is: permanensen különböznek az áralkalmazkodási küszöbértékeik szempontjából, ami lehetővé teszi egy új empirikus eloszlás reprodukálását a mikroszintű áralkalmazkodáshoz kapcsolódóan, az árváltoztatási gyakoriságokét. A DSGE-típusú menüköltség modellek többsége ennek csak az átlagát reprodukálja.³⁰ A vállalatokat korlátozottan racionálisnak (Simon, 1955; 1956) feltételezem, egy heurisztikus szabály (Gigerenzer, 2008; Hommes, 2013) alapján döntenek az árakról. Amellett, hogy ez jobban összhangban áll a viselkedési közgazdaságtan gazdaságpszichológiai kísérleteinek eredményeivel (Tversky – Kahneman, 1974; Camerer et al., 2004), mint a DSGE-típusú menüköltség modellekben feltételezett tökéletesen racionális árazási viselkedés, jelentősen egyszerűsíti a modellt matematikai szempontból, és csökkenti a számításigényességét, hiszen szükségtelenné teszi bonyolult dinamikus optimalizálási problémák numerikus megoldását heterogén szereplős DSGE modellkeretben. A 4.4.2. *szakaszban* megmutatom, hogy

³⁰ Kivételt jelent Nakamura és Steinsson (2010) többszektoros menüköltség modellje, amelyben a gazdaság különböző szektorai ex ante heterogének abból a szempontból, hogy mekkora menüköltséggel kell szembesülniük. A szektorok számát azonban 14-re korlátozzák a szerzők, mert már 14 dinamikus profitmaximalizálási probléma szimultán megoldása is erősen számításigényes egy heterogén szereplős DSGE modellkeretben. Egy ágensalapú modellkeretben nem merül fel ilyen korlát, mert a döntési szabályok korlátozott racionalitásának köszönhetően tolerálható a számításigénye nagyszámú ex ante heterogén ágens feltételezésének is.

egyszerűbb matematikai struktúrája ellenére ugyanolyan jó a modell empirikus teljesítménye, mint a DSGE-típusú menüköltség modelleké.³¹ Korlátozott racionalitásuk miatt nem képesek a vállalatok tökéletesen koordinálni a keresletet a termékeik kínálatával az árazási döntéseik révén, ezért egyik termékváltozat piaca sem lesz egyensúlyban rövid távon még ármerevség hiányában sem. A rövid távú egyensúlytalanság további áralkalmazkodást indukál a jövőben.

4.2. Az empirikus adatok

A menüköltség modell felépítésének megkezdése előtt fontos áttekinteni azokat a stilizált empirikus tényeket, amelyek reprodukálását elvárom a modelltől. A modell különböző változatainak empirikus teljesítményét úgy fogom értékelni, hogy megvizsgálom, mennyire jól illeszkednek a termékszintű áralkalmazkodással kapcsolatos két empirikus eloszlásnak, a nemnulla árváltozások eloszlásának és az árváltoztatási gyakoriságok eloszlásának legfontosabb momentumaira.

A két empirikus eloszlást a Dominick's adatállományból származtatom, amely az egyik legnépszerűbb a menüköltség modellek kalibrálására alkalmas mikroszintű adatállományok közül (Midrigan, 2011; Alvarez et al., 2016). Az adatállomány a University of Chicago Booth School of Business keretei között működő James M. Kilts Center for Marketing által vonalkód-leolvasókból gyűjtött áradatokból áll. A minta 9 évet – 1989-1997 – fed le, és heti frekvenciájú megfigyeléseket tartalmaz 9450 termék üzletenkénti áralkulásáról, amelyeket a Dominick's Finer Foods kiskereskedelmi üzletlánc 86 Chicago környéki üzletében gyűjtöttek. Mivel az árak erősen korreláltak az üzletek között, Midrigan (2011) úgy döntött, hogy egyetlen kiragadott üzlet áradataival dolgozik csak. Azt az üzletet választotta, amelyikből a legtöbb megfigyelés áll rendelkezésre. Az eredményül kapott adatállományt közzétette a tanulmányának mellékletében: ez az adatállomány az, amit a továbbiakban használok. Egy olyan időszakban gyűjtötték az adatokat, amelynek során nem érte különösebb gazdasági megrázkódtatás az Egyesült Államokat, ezért amennyiben a Dominick's adatállomány alapján kalibrálom a modellt, az a monetáris sokkoknak egy megszokott gazdasági időszakban kibontakozó hosszú távú reálhatásairól fog képet adni.

³¹ Sőt még annál is jobb figyelembe véve, hogy a modell képes reprodukálni az árváltoztatási gyakoriságok empirikus eloszlásának alakját a DSGE-típusú menüköltség modellek többségével ellentétben.

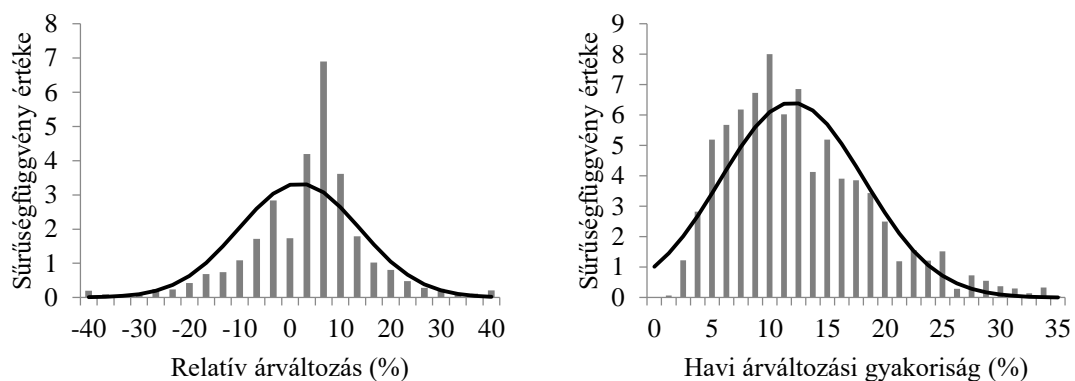
A modellben nincsenek ösztönözve a vállalatok arra, hogy átmeneti leárazásokat hajtsanak végre, ezért azokat ki kell szűrni az adatállományból annak érdekében, hogy csak a *reguláris*, átmeneti leárazások által nem érintett értékeit tartalmazza az áraknak. Az átmeneti leárazások kiszűréséhez a Kehoe és Midrigan (2008) által kifejlesztett algoritmust használom.³² A reguláris árak eredményül kapott heti frekvenciájú idősorait havi frekvenciára aggregálom: ez egyszerűen azt jelenti, hogy az áridősorok minden negyedik megfigyelését tartom csak meg. Azért van szükség erre, mert a modell néhány makroszintű paraméterének értékét havi frekvenciára interpolált negyedéves GDP adatok alapján fogom megbecsülni, és összehangba kell hozni ezekkel az ár adatok alapján becsült paraméterek értékeit. A heti frekvencián gyűjtött ár adatok és a negyedéves frekvencián közzétett GDP adatok konzisztenciájának megteremtéséhez a havi frekvenciát választottam közös nevezőül. A havi frekvenciára való áttérést követően kialakuló minta 100 hónap hosszúságú idősorokat tartalmaz 9450 különböző termék áralakulásáról. Midrigan (2011) gyakorlatát követve csak azokat az ár megfigyeléseket tartom meg az elővigyázatlanság érdekében, amelyek esetén a számított reguláris ár megegyezik a megfigyelt árral. Mivel a hiányzó értékek száma jelentős az adatállományban, így összesen 391763 ár megfigyelés marad benne. Végül kiszámítom az összes nemnulla árváltozást az egymást követő havi ár megfigyelések log-eltéréseiként, és Midrigan (2011) gyakorlatát követve csak azokat a reguláris árváltozásokat tartom meg, amelyek kisebbek a nemnulla árváltozások nagyságeloszlásának 99. percentilisének. Így a kiugró értékek valószínűleg nem fogják torzítani a nemnulla árváltozások empirikus eloszlásából számított momentumok értékeit. A végső minta 22630 megfigyelést tartalmaz a reguláris árak nemnulla havi változásairól.

Midrigan (2011) közli a termékek árváltozási gyakoriságainak átlagát, de nem határozza meg a teljes empirikus eloszlásukat. Az alábbiakban megteszem ezt, mert szükség lesz az eloszlás egy további momentumára a modell egyik paraméterének kalibrálásához. Elsőként kiszámítom a reguláris árváltozások havi gyakoriságát mind a 9450 termékre. Ehhez megszámlolom azokat a hónapokat minden termék esetén, amelyekben változott a termék ára, és elosztom a kapott számot azoknak a hónapoknak a számával, amelyekről és amelyeket megelőző hónapokról egyaránt rendelkezésre áll ár megfigyelés. Ezután csak azokat a termékeket tartom meg a mintában, amelyek esetén a számított árváltozási gyakoriság nem nulla. Azért teszek így, mert valószínűtlennek tűnik, hogy egyáltalán ne

³² Az átmeneti leárazások kiszűrésére, valamint a nemnulla árváltozások empirikus eloszlását jellemző momentumok kiszámítására írt Matlab kód elérhető Midrigan (2011) tanulmányának mellékletében. Ugyanennek a mellékletnek az 1. függeléké ismerteti az átmeneti leárazásokat kiszűrő algoritmus részleteit.

változzon egy termék ára 9 éven keresztül, a hiányzó értékek tehát a legvalószínűbb okai annak, hogy ezeknek a termékeknek az esetében nem tartalmaz az adatállomány egyetlen reguláris havi árváltozást sem. Ha megtartanám ezeket a termékeket a mintában, az lefelé torzítaná az árváltozások gyakorisági eloszlásának átlagát. Végül a kiugró értékek kiszűrése érdekében csak azokat a termékeket tartom meg a mintában, amelyek árváltozási gyakorisága kisebb a gyakorisági eloszlás 99. percentilisénel.³³ A végső minta 7765 termék reguláris árváltozásainak gyakoriságát tartalmazza.

2. ábra: A nemnulla árváltozások (baloldali panel) és az árváltozási gyakoriságok (jobboldali panel) empirikus eloszlásai



Forrás: A Midrigan (2011) tanulmányának mellékletében közölt adatok alapján saját szerkesztés

A két empirikus eloszlás a 2. ábrán látható. Mindkét eloszlás hisztogramjával együtt feltüntettem a vele azonos várható értékű és varianciájú normális eloszlás sűrűségfüggvényét viszonyítási alapként. A 2. ábra megfigyelése és a két eloszlás legfontosabb momentumainak kiszámítása révén feltárható néhány lényeges stilizált tény a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatban, amelyek reprodukálását elvárom a modelltől. Az összes kiszámításra kerülő momentum súlyozott: egy adott termékhez kapcsolódó összes árváltozást és az árváltozási gyakoriságát a Dominick's átlagos vásárlójának kosarából való részesedésével súlyozom. Ez annak köszönhetően válik lehetővé, hogy nem csak a vásárlók által fizetendő árakról tartalmaz megfigyeléseket a Dominick's adatállomány, hanem a számukra eladott mennyiségekről is. Az árváltozási gyakoriságok eloszlásának esetében egy másik súlyt is használok az átlagos fogyasztói kosárból való részesedés mellett a momentumainak számításához: a számításukhoz rendelkezésre álló megfigyelések

³³ Mivel az árváltozási gyakoriság számításához rendelkezésre álló megfigyelések száma különböző minden termék esetén, az összes termék árváltozási gyakoriságát súlyozom a számításához rendelkezésre álló megfigyelések számával a gyakorisági eloszlás percentiliséinek számítása során.

számával is súlyozom a különböző termékek árváltozási gyakoriságait, hiszen eltérő számú megfigyelés áll rendelkezésre az egyes termékek árváltozási gyakoriságainak számításához a hiányzó értékek nagy száma miatt.

Az alábbi felsorolás tartalmazza azokat a stilizált tényeket, amelyek reprodukálását elvárom a modelltől. A kalibrálása során célzásra kerülő momentumok értékeit azokkal a stilizált tényekkel együtt közlöm, amelyekhez kapcsolódnak.

- **S1:** *Az átlagos árváltozás nagy (9,7%).* A modellnek nyilvánvalóan reprodukálnia kell ezt a stilizált ténytet, hogy megfelelő erősségű áralkalmazkodást generáljon. Az árváltozások átlagos nagyságát az átlagos abszolút árváltozással mérem.
- **S2:** *Ugyanakkor sok árváltozás kicsi.* Konkrétan az összes árváltozás 28,9%-a kisebb az árváltozások átlagos nagyságának felénél.
- **S3:** *A sok kis árváltozás és a néhány nagyon nagy árváltozás egyidejű jelenléte miatt lényegesen csúcsosabb a nemnulla árváltozások eloszlása a normális eloszláshoz képest: a csúcsosságának értéke 4,28, míg a normális eloszlásé 3.* Alvarez et al. (2016) bizonyítják, hogy minden menüköltség modellnek kulcsfontosságú reprodukálnia az árváltozások empirikus eloszlásának csúcsosságát, mert annak értéke elégségesen összegez minden információt a 2.2.2. szakaszban említett szelekciós hatás erősségéről, vagyis annak a makroszintű áralkalmazkodás erősségére gyakorolt hatásáról, hogy nem véletlenszerűen dől el, mely vállalatok változtatnak árat, hanem nagyobb valószínűséggel reagálnak áralkalmazkodással az exogén sokkokra azok a vállalatok, amelyek árai jelentősebben térnek el a kívánt értékeiktől. A szelekciós hatás erőssége fontos szerepet játszik a monetáris sokkok menüköltség modellekben kibontakozó rövid távú reálhatásainak meghatározásában (Caplin – Spulber, 1987; Golosov – Lucas, 2007; Midrigan, 2011). Gyanítható, hogy a hosszú távú reálhatásait is erősen befolyásolja, amennyiben létrehozza azokat egy alkalmas mechanizmus.
- **S4:** *Az árváltozások szórása nagy (12,5 százalékpont).* Ezt a momentumot az idioszinkratikus termelékenységi sokkok szórásának kalibrálásához fogom használni a modellben.
- **S5:** *Az átlagos nemnulla árváltozás 1,9%.³⁴* Ez a momentum abban fog segíteni a modellnek, hogy realiztikus mértékű trendinflációt produkáljon.

³⁴ Az átlagos nemnulla árváltozás nem azonos az árváltozások átlagos nagyságával, amit az S1 stilizált tény kapcsán közöltem, és amelyet az átlagos abszolút árváltozással mérek. Előbbi egyszerűen a nemnulla árváltozások átlaga, utóbbi azok abszolút értékeinek átlaga.

- **S6:** *Az áremelések gyakoribbak, mint az árcsökkenések.* Konkrétan az összes árváltozás 66,0%-a áremelkedés.
- **S7:** *Ha azonban mégis csökkennek az árak, akkor az árcsökkenések átlagos nagysága (11,0%) meghaladja az áremelkedéseket (9,0%).* Az áremelkedések átlagos nagysága 81,8%-a az árcsökkenésekének. Az utóbbi két stilizált tényt azért fontos reprodukálni, hogy alkalmassá váljon a modell a pozitív és a negatív monetáris sokkok aszimmetrikus hosszú távú reálhatásainak elemzésére.
- **S8:** *Az átlagos termék ára ritkán változik.* Az árváltozások átlagos havi gyakorisága 11,6%. Ezt a momentumot nyilvánvalóan reprodukálnia kell a modellnek ahhoz, hogy realiztikus mértékű ármereséget generáljon. Alvarez et al. (2016) szerint ez a másik kulcsmomentum a nemnulla árváltozások eloszlásának csúcsos-sága mellett, amely meghatározza a monetáris sokkok rövid távú reálhatásait a menüköltség modellekben, ezért a hosszú távú reálhatásaik szempontjából is valószínűleg fontosnak fog bizonyulni.
- **S9:** *Az árváltozási gyakoriságok eloszlása jobboldali aszimmetriát mutat:* a legtöbb termék ára a hónapok 5-15 százalékában változik, de akad néhány olyan termék, amelynek havi árváltozási gyakorisága 30% feletti. Az eloszlás ferdesége 0,62. Ez az információ abban fog segíteni, hogy realiztikus mértékű heterogenitást generáljon a modell az árváltozási gyakoriságokban, ami fontos szerepet fog játszani a modell egyik egyszerű változatában.

A felsorolt stilizált tények mindegyike közismert a nemtökéletes áralkalmazkodás empirikus szakirodalmában (Bils – Klenow, 2004; Klenow – Kryvtsov, 2008; Nakamura – Steinsson, 2008). Azok a kutatások is megerősítik őket, amelyek a U.S. Bureau of Labor Statistics (BLS) által a fogyasztói árindex számításához gyűjtött mikroadatokon alapulnak. A BLS adatok a termékkategóriák szélesebb körét fedik le, mint a Dominick's-hoz hasonló szupermarketekben gyűjtött, vonalkód-leolvasókból származó áradatok, az utóbbiak viszont lényegesen több megfigyelést tartalmaznak, mint a BLS adatok. Müller és Ray (2007), valamint Chen et al. (2008) alapos empirikus bizonyítékokkal támasztják alá az aszimmetrikus áralkalmazkodással kapcsolatos S6 és S7 stilizált tények érvényesülését a Dominick's adatállomány alapján.³⁵

³⁵ Számos empirikus tanulmány alátámasztja ezeknek a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos aszimmetriáknak a létezését, amelyek különböző országokból származó adatállományokon alapulnak. Az eredményeikről alapos összefoglalást nyújt Babutsidze (2012).

4.3. A menüköltség modell

Minden készen áll a kutatási kérdések vizsgálatára szánt hibrid menüköltség modell felépítésére, amit meg is teszek ebben az alfejezetben. Egy gazdaság termékpiacát modellezem, amelynek kínálati oldalát N monopolisztikusan versenyző vállalat alkotja. Mindegyik vállalat G különböző terméket kínál eladásra. A többtermékes vállalatok feltevését gyakran alkalmazzák a menüköltség modellek alkotói annak érdekében, hogy elegendően sok kis árváltozást produkáljanak a modellek (Midrigan, 2011; Alvarez et al., 2016; Karádi – Reiff, 2019). A piacon eladásra kínált összes termékváltozat differenciált.

A 4.3.1. szakaszban bemutatom a modellezett piac keresleti oldalát, a 4.3.2. szakaszban a kínálati oldalát, a 4.3.3. szakaszban pedig a szimulációk technikai részleteit.

4.3.1. A piac keresleti oldala

A piac keresleti oldalát a DSGE-típusú menüköltség modellekhez hasonlóan modellezem. Felteszem, hogy egy tökéletesen racionális reprezentatív háztartás alkotja, amely a monopolisztikus verseny Dixit – Stiglitz (1977) modelljének megfelelően viselkedik. Meglehetősen szokatlan fetételezni egy tökéletesen racionális reprezentatív háztartás jelenlétét egy ACE összetevőket tartalmazó közgazdasági modellben, de jelentősen hozzájárul a feltevés ahhoz, hogy közvetlenül összehasonlítható legyen a modell struktúrája a DSGE-típusú menüköltség modellekével. A menüköltség modellekben a piac kínálati oldalán történnek a fontos nominális és reálalkalmazkodások, ezért a keresleti oldal modellezése általában annyira egyszerű, amennyire csak lehetséges.

A különböző termékek keresett mennyiségeit úgy határozza meg a háztartás, hogy maximalizálja a hasznosságát a költségvetési korlátjának figyelembe vételével:

$$\begin{aligned} \max_{c_{i,g,t}} C_t(c_{1,t}, c_{2,t}, \dots, c_{N,t}) &= \left(\sum_{i=1}^N c_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \\ \text{s.t. } c_{i,t} &= \left(\sum_{g=1}^G c_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \\ \sum_{i=1}^N \sum_{g=1}^G p_{i,g,t} c_{i,g,t} &= Y_t \end{aligned}$$

ahol c a keresett mennyiségeket, p pedig az árakat jelöli. Az i alsóindex a vállalatokra, a g alsóindex egy adott vállalat által kínált különböző termékváltozatokra, a t alsóindex

pedig az időperiódusokra utal, amelyeket egy hónapnak fogok feltételezni a kalibrálás során. C_t a háztartás hasznosságát jelöli a t -edik időszakban, ami az aggregált fogyasztás mérésére is szolgálni fog egyúttal a modellben. A hasznossági függvényről felteszem, hogy konstans helyettesítési rugalmasságú, azaz CES-típusú (CES – *Constant Elasticity of Substitution*), ahol $\varepsilon > 1$ a vállalatok közti helyettesítés rugalmasságának abszolút értéke. A probléma első korlátja az i -edik vállalat által kínált termékváltozatokból fogyasztott mennyiségek CES aggregátumaként fejezi ki $c_{i,t}$ -t, ahol $\gamma > 1$ a termékek közti helyettesítés rugalmasságának abszolút értéke.³⁶ A második korlát a háztartás költségvetési korlátja, ahol Y_t az aggregált nominális keresletet jelöli a t -edik időszakban, ami azonos a reprezentatív háztartás nominális jövedelmével. A költségvetési korlát azt fejezi ki, hogy a különböző termékváltozatokra költött összes kiadás meg kell, hogy egyezzen a háztartás nominális jövedelmével. Y_t -t nominális pénzmennyiségnek is lehetne nevezni a pénz forgási sebességét 1-nek feltételezve.³⁷ Mivel a monetáris transzmisszió pontos mechanizmusait nem tartalmazza a modell, Nakamura és Steinsson (2010) terminológiáját követve megfelelőbbnek tartom *aggregált nominális keresletnek* nevezni Y_t -t.

A háztartás hasznosságmaximalizálási problémájának megoldásával levezethetők az $N \times G$ termékváltozat iránti keresleti függvényei. A háztartásnak az i -edik vállalat által kínált g -edik termékváltozat iránti keresleti függvénye³⁸

$$c_{i,g,t} = \left(\frac{p_{i,g,t}}{p_{i,t}} \right)^{-\gamma} \left(\frac{p_{i,t}}{P_t} \right)^{-\varepsilon} \frac{Y_t}{P_t} \quad (2)$$

ahol a t -edik periódus árszínvonala a $P_t = \left(\sum_{i=1}^N p_{i,t}^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ CES árindex által adott, a vállalati szintű árindex pedig $p_{i,t} = \left(\sum_{g=1}^G p_{i,g,t}^{1-\gamma} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$. Az árindexek definiálásának ez a módja biztosítja, hogy egy egységnyi aggregált fogyasztás árát fejezze ki a CES árindexszel mért árszínvonal feltéve, hogy a háztartás optimálisan költi el a jövedelmét. Az is következik belőle, hogy az aggregált nominális kiadás $P_t C_t$ -vel lesz egyenlő. A (2) keresleti függvény értelmezése a következő: egy adott termékváltozat keresett mennyisége csökken ceteris paribus, ha drágábbá válik azokhoz a termékváltozatokhoz képest, amelyeket ugyanaz a vállalat kínál. Továbbá, kevesebbet szeretne vásárolni a háztartás egy adott

³⁶ Az *F1. függelék F1.2. szakaszában* megmutatom, hogy ε és γ valóban a vállalatok, illetve a termékek közti helyettesítés rugalmasságának abszolút értékével egyenlők.

³⁷ Figyelembe véve, hogy egy periódus egy hónapnak felel meg a modellben, egyáltalán nem lenne irracionális ez a feltevés.

³⁸ A (2) keresleti függvény levezetése megtalálható az *F1. függelék F1.1. szakaszában*.

vállalattól, ha emelkedik az árindexe a piaci árszínvonalhoz képest. Az utolsó tényező pedig azt fejezi ki, hogy a háztartás reáljövedelmének emelkedése az összes termékváltozat keresett mennyiségét növeli feltéve, hogy a relatív árak változatlanul maradnak.

A piaci árszínvonalnak az egyedi termékváltozatok keresett mennyiségeire gyakorolt hatása ahhoz hasonló globális interakciót (Brock – Durlauf, 2001) eredményez a vállalatok árazási viselkedésében, amilyen a koordinációs hibák egyik Cooper és John (1988) által ismertetett modelljében található: ha a kereslet függ a piaci árszínvonalától, akkor közvetett módon befolyásolni fogják egymást az egyedi vállalatok árazási döntései. A makroszintű árszínvonal, mint emergens jelenség vissza fog csatolni a mikroszintű árazási döntésekbe az ágensalapú közgazdaságtan szellemiségének (Tesfatsion, 2006) megfelelően.

A háztartás nominális jövedelmét a monetáris politika határozza meg: felteszem, hogy a jegybank képes kontrollálni az aggregált nominális keresletet egy exogén sztochasztikus folyamatnak megfelelően.³⁹ A kutatási kérdések szempontjából nem kulcsfontosságú modellezni a monetáris transzmisszió konkrét csatornáit. Másodlagos jelentőségű, hogy a nominális kamatlábat vagy a pénzmennyiséget használja-e a jegybank monetáris politikai eszközként: az egyetlen lényeges feltevés az, hogy valamiképpen képes változásokat indukálni a jegybank az aggregált nominális keresletben. A kutatás ezeknek a változásoknak a reálhatásaira koncentrálna.

Jelölje g_t^Y az aggregált nominális kereslet növekedési ütemét, vagyis legyen $g_t^Y = Y_t/Y_{t-1}$! Felteszem, hogy az aggregált nominális kereslet differencia-stacionárius, egy elsőrendű autoregresszív (AR(1)) folyamatot követ a növekedési rátája:⁴⁰

$$\log g_t^Y = (1 - \varphi) \log \bar{g}^Y + \varphi \log g_{t-1}^Y + \xi_t, \quad (3)$$

ahol \bar{g}^Y az aggregált nominális kereslet trendnövekedésének üteme, és $\varphi \in [0, 1)$ határozza meg a nominális keresletnövekedés perzisztenciáját. Végül $\xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2)$ egy független, azonosan normális eloszlású véletlen változó 0 várható értékkel és σ_ξ^2 varianciával. ξ_t testesíti meg a monetáris sokkot a t -edik időszakban.

³⁹ Ez a feltevés a DSGE-típusú menüköltség modellekben követett gyakorlat egyszerűsítése. Azokban olyan formát szokás választani a hasznossági függvénynek, amely biztosítja, hogy arányos legyen a nominális jövedelem a nominális pénzmennyiséggel optimális viselkedés esetén. A hasznossági függvény formájára teendő restriktciók megtalálhatók Golosov és Lucas (2007) tanulmányában.

⁴⁰ Ugyanezzel az AR(1) folyamattal modellezi a nominális pénzmennyiség alakulását Midrigan (2011), valamint Karádi és Reiff (2019). Az előbbi esetében hiányzik a konstans tag az AR(1) modellből, mert Midrigan (2011) eltekint a trendinflációtól a menüköltség modelljében.

4.3.2. A piac kínálati oldala

Ezen a ponton eltérek a Dixit-Stiglitz modell feltevéseitől, és elkezdem bekapcsolni a modell posztkeynesi és ACE összetevőit. A piac kínálati oldalát N heterogén, monopolisztikusan versenyző vállalat alkotja: ők az ágensek a modellben. Simon (1955; 1956) nézeteivel, a posztkeynesi közgazdaságtan szemléletmódjával (Lavoie, 2014), az ágensalapú közgazdaságtan szellemiségével (Tsfatsion, 2006; Dosi, 2012; Fagiolo – Roventini, 2017) és a viselkedési közgazdaságtan gazdaságpszichológiai kísérleteinek eredményeivel (Tversky – Kahneman, 1974; Camerer et al., 2004) összhangban azt feltételezem, hogy a vállalatok korlátozottan racionálisak. Nincs tökéletes ismeretük a piaci környezetük mögött meghúzódó adatgeneráló folyamat struktúrájáról a döntéshozók korlátozott kognitív képességei miatt, valamint azért, mert a piaci környezet komplexitása nem teszi lehetővé az optimális döntéshozatalhoz szükséges összes információ összegyűjtését. Konkrétan nem ismerik a vállalatok a (2) és a (3) egyenleteket: a termékeik iránti keresleti függvényeket és az aggregált nominális kereslet alakulását meghatározó AR(1) folyamatot. Nem képesek ezért optimális döntéseket hozni, helyettük kielégítő döntésekre törekednek. A korlátozottan racionális döntéshozatalt Simon (1955; 1956) elképzelésének megfelelően értelmezem: mivel a vállalatok nem képesek optimális döntéseket hozni, heurisztikákat, vagyis egyszerű *hüvelykujj-szabályokat* használnak a döntéseik meghozatalához. A heurisztikus döntési szabályok leegyszerűsítik a döntési problémát, ezáltal elősegítik, hogy könnyedén képesek legyenek a vállalatok olyan döntéseket hozni, amelyek összhangban állnak a profitmaximalizálási törekvéseikkel (Gigerenzer, 2008; Hommes, 2013). A meghozott döntések ebben az értelemben kielégítőek, de nem optimálisak.

A posztkeynesi közgazdaságtan szemléletmódja alapján annak feltételezésével egyenértékű mindez, hogy a vállalatok fundamentális bizonytalansággal szembesülnek kockázat helyett, amikor meghozzák a jövőre vonatkozó döntéseiket, vagyis nem ismerik a döntéseik szempontjából releváns véletlen változók valószínűség-eloszlásait (Keynes, 1921; Knight, 1921). A fundamentális bizonytalanság jelenléte a modellben az emberi képességek/jellemzők megközelítéssel (HAC – *Human Abilities/Characteristics Approach*) magyarázható, amely szerint elméletileg meg lehetne ismerni a valószínűség-eloszlásokat, de nem képesek rá a gazdasági szereplők a korlátozott kognitív képességeik és a szükséges információk hiánya miatt (O'Donnell, 2013). Ebben az esetben akkor viselkednek racionálisan a vállalatok, ha egyszerű adaptív döntési szabályokat, vagyis heurisztikákat használnak, amelyek lehetővé teszik számukra, hogy alkalmazkodjanak a

fundamentálisan bizonytalan piaci környezethez egy próbálkozásokkal és hibákkal (*trial and error*) tarkított tanulási folyamat során (Gigerenzer, 2008).

Felteszem, hogy minden vállalat minden egyes terméke rendelkezik egy ún. *kínálati potenciállal*, amely változhat időben, és amelyet $\bar{q}_{i,g,t}$ -vel jelölök. Egy termék kínálati potenciálja a kibocsátásának az a mennyisége, amelynek eladására a termelője törekszik. A korlátozottan racionális vállalatok feltevésem szerint nem ismerik a termékeik iránti (2) keresleti függvényeket és az aggregált nominális kereslet (3) AR(1) folyamatát, de ismerik a saját költségszerkezetüket. A tökéletlen informáltságnak ebben az állapotában nem lehet más egy termékváltozat kínálati potenciálja, mint az a mennyiség, amelynek előállítása esetén a legköltséghatékonyabb módon valósítható meg a termelése. Posztkeynesi szemléletben a kapacitáskihasználtság normális rátájának megfelelő kibocsátási szintként is értelmezhető a kínálati potenciál. A makroszintű potenciális kibocsátás a mikroszintű kínálati potenciálok aggregátuma a modellben.⁴¹ Akkor létezik egyértelmű kínálati potenciál, ha méretgazdaságosságot élveznek a vállalatok a termelésben egy bizonyos volumen alatt, felette viszont csökkenő hozadékkal kell szembesülniük a kapacitásaik túlhasználata miatt. A kínálati potenciál alatti termelés esetén azért nem költséghatékony a termelés, mert nagyobb volumenben alacsonyabb átlagköltséggel tudnának termelni a vállalatok egyrészt a kihasználatlan kapacitások fenntartásának fix költségei, másrészt a technológia sajátosságai és a gyakorlat általi tanulásból fakadó esetleges hatékonyságnövekedés miatt. A kínálati potenciál felett pedig a csökkenő hozadék következtében növekvő átlagköltség rontja a költséghatékonyt.

A vállalatok olyan árakat próbálnak szabni, amelyek mellett megegyezik a termékeik iránti kereslet a kínálati potenciáljaikkal, a kínálati potenciál koncepciója ezért összhangban áll makroszintű megfelelőjének, a potenciális kibocsátásnak a standard értelmezésével, amely szerint a neki megfelelő tényleges kibocsátási szint nem generál inflációs nyomást a gazdaságban. A kínálati potenciálok állapotváltozók: azelőtt határozódnak meg az értékeik, hogy meghoznák a vállalatok az árazási döntéseiket.

A vállalatok árazási döntései két lépésből állnak: először eldöntik, hogy megváltoztatják-e a termékeik árát, vagy sem. Amennyiben árváltoztatás mellett döntenek, a második lépésben meghatározzák az új árakat. Az árazási döntéseket egy heurisztikus

⁴¹ A *kínálati potenciál* kifejezést Arestis és Sawyer (2009) tanulmányából kölcsönöztem.

szabály alkalmazásával hozzák meg⁴², ami összhangban áll a motivációjukkal, amely szerint a termékek kínálati potenciáljainak közelében szeretnének termelni, ugyanis segít koordinálni a keresletet a kínálati potenciálokkal. A menüköltségek jelenléte miatt nem éri meg változtatni az árakon, ha a vállalat várakozásai szerint közel lesz a termékei iránti kereslet a kínálati potenciáljaikhoz, mert ilyenkor nagy eséllyel felemésztené a menüköltség az áralkalmazkodás potenciális hasznát. A többtermékes vállalatokat tartalmazó DSGE-típusú menüköltség modellekkel összhangban azt feltételezem, hogy választékgazdaságosságot élveznek a vállalatok az árazási döntéseik során: ha megfizetik a menüköltséget, akkor az összes terméküket átárazhatják, azokat is, amelyek csak enyhén félreárazottak.⁴³ Ez a feltevés segít realiztikus mennyiségű kis árváltozást produkálni a modellben (Midrigan, 2011; Alvarez et al., 2016; Karádi – Reiff, 2019).

A DSGE-típusú menüköltség modellekkel összhangban feltételezem, hogy a termékváltozatok kibocsátása a kereslet által meghatározott, tehát a $q_{i,g,t}$ -vel jelölt termelt mennyiségek megegyeznek a keresett mennyiségekkel: $q_{i,g,t} = c_{i,g,t} \forall i, g, t$ esetén. Ez a feltevés lehetővé teszi a reprezentatív háztartás feltevésével karöltve, hogy eltekinthessek a háztartások és a vállalatok piaci tranzakcióinak, lokális interakcióinak explicit modellezésétől, ezáltal segíti a modell eredményeinek összehasonlítását a DSGE-típusú menüköltség modellekével. A kereslet által meghatározott termelés feltevéséből az is következik, hogy sosincs hiány egyik termékváltozatból sem, és nem halmozódnak fel készletek sem belőlük. Ez úgy is értelmezhető, hogy a piacon kínált termékek vagy romlandóak, vagy nem raktározhatóak, tehát például szolgáltatások.

Az árazási döntéseik meghozatalát megelőzően várakozásokat alakítanak ki a vállalatok az általuk kínálat termékváltozatok mindegyike iránti túlkeresletre vonatkozóan, amit $\hat{q}_{i,g,t}$ -vel jelölök, és amelyet a kereslet által meghatározott kibocsátásának a kínálati potenciáljától való relatív eltérése mér:

$$\hat{q}_{i,g,t}^e = \frac{q_{i,g,t}^e - \bar{q}_{i,g,t}}{\bar{q}_{i,g,t}},$$

ahol x^e a vállalat várakozását jelöli tetszőleges x változó értékére vonatkozóan.

⁴² Egy, az Egyesült Királyságban végzett kérdőíves felmérés eredményei szerint a megkérdezett vállalatok 65 százaléka elsődlegesen hüvelykujj-szabályok használatával vagy a múltira és a jelenre vonatkozó információk alapján hozza meg az árazási döntéseit. A megkérdezett vállalatoknak csupán 35 százaléka állította azt, hogy előretékintő módon szabja meg a termékeinek árait (Greenslade – Parker, 2012).

⁴³ Midrigan (2011) empirikus bizonyítékokkal is alátámasztja, hogy a Dominick's által kínálat termékek áralakulásában valóban felfedezhetők a választékgazdaságosság jelenlétére utaló jelek.

Az árazási döntéseket egy index anticipált értéke vezényli, amely az egyensúlytalanság átlagos mértékét méri az i -edik vállalat által kínált termékváltozatok részpiacain. Az i -edik vállalat *egyensúlytalansági indexének* a t -edik időszakra anticipált értékét $\hat{q}_{i,t}^e$ -vel jelölöm, és a következőképpen számítható ki az értéke:

$$\hat{q}_{i,t}^e = \sqrt{\frac{\sum_{g=1}^G \{ [1 - \theta \cdot I(\hat{q}_{i,g,t}^e < 0)] \cdot \hat{q}_{i,g,t}^e \}^2}{G}},$$

ahol $\theta \in [0, 1]$ az áralkalmazkodás aszimmetriáját kifejező paraméter, $I(\cdot)$ pedig az indikátor függvény, amely az 1 értéket veszi fel, ha az anticipált termékszintű túlkereslet negatív, egyébként 0 az értéke. Ha θ értéke 0 lenne, akkor $\hat{q}_{i,t}^e$ egyszerűen az egyensúlytalanság átlagos anticipált mértékét fejezné ki az i -edik vállalat által kínált termékváltozatok részpiacain a t -edik időszakban. De felteszem, hogy $\theta > 0$, vagyis kisebb súlyt rendelnek a vállalatok a vállalati szintű egyensúlytalansági index értékére vonatkozó várakozásaik kialakítása során azokhoz a termékekhez, amelyeket illetően túlkínálatra számítanak, mint amelyek iránt túlkeresletet várnak. Ennek oka az, hogy a vállalatok ugyan nem ismerik az aggregált nominális keresletet meghatározó (3) AR(1) folyamat konkrét alakját, azt felteszem, hogy képesek megfigyelni az inflációs rátát, ezért tisztában vannak azzal, hogy trendinfláció van a gazdaságban, vagyis $\bar{g}^Y > 1$. Trendinfláció jelenlétében akkor is csökken egy termék relatív ára, ha a nominális ára változatlan. Ilyen körülmények között nagyobb mértékű az anticipált túlkínálat, ami szükséges ahhoz, hogy csökkentse egy vállalat egy termékének az árát, mint az anticipált túlkereslet, ami ahhoz szükséges, hogy emelje azt. A vállalat ezáltal spórolhat a menüköltségen, hiszen ahelyett, hogy csökkentené azoknak a termékeknek az árát, amelyeket illetően túlkínálatra számít, inkább hagyja, hogy a kívánt irányba mozdítsa a trendinfláció a relatív árakat.⁴⁴

A menüköltségek jelenléte egy inaktivitási tartomány kialakulásához vezet a vállalati szintű egyensúlytalansági index nulla anticipált értéke körül, amelyen belül változatlanul hagyják az árakat a vállalatok. Jelölje z_i az i -edik vállalat áralkalmazkodási küszöbét, vagyis az egyensúlytalansági indexének azt az anticipált értékét, amely felett meg-

⁴⁴ Ball és Mankiw (1994) megmutatják egy tökéletesen racionális egytermékes vállalatot feltételezve, hogy nagyobb az áralkalmazkodás megvalósításához szükséges eltérés a tényleges és a kívánt ár között árcsökkentések, mint áremelések esetén, ha trendinfláció van a gazdaságban. Az ő gondolatukat általánosítom többtermékes vállalatok esetére a modellben. A másik lényeges különbség az ő szemléletmódjuk és a doktori értekezésük között az, hogy a hibrid menüköltség modellben nem feltételezem, hogy az áralkalmazkodás θ paraméter által mért aszimmetriáját optimálisan választják meg a vállalatok.

változtatja a termékeinek árait. Feltételezem, hogy a vállalatok heterogének az áralkalmazkodási küszöbeik szempontjából például azért, mert eltérő nagyságú menüköltségekkel szembesülnek. z_i értékét nem csak a menüköltség határozza meg: függhet például a vállalat döntéshozóinak időpreferenciáitól vagy attól is, hogy mennyire érzékelik bizonytalannak a piaci környezetet. Ugyanakkor észszerű feltenni, hogy a küszöb pozitívan függ a fizetendő menüköltség nagyságától.⁴⁵

A heurisztikus árazási szabály a következő:

$$p_{i,g,t} = \begin{cases} p_{i,g,t-1} \left(\frac{q_{i,g,t}^e}{\bar{q}_{i,g,t}} \right)^{\alpha^U} & , \text{ ha } \hat{q}_{i,t}^e > z_i \text{ és } \hat{q}_{i,g,t}^e > 0 \\ p_{i,g,t-1} \left(\frac{q_{i,g,t}^e}{\bar{q}_{i,g,t}} \right)^{\alpha^D} & , \text{ ha } \hat{q}_{i,t}^e > z_i \text{ és } \hat{q}_{i,g,t}^e < 0 \\ p_{i,g,t-1} & \text{ ha } \hat{q}_{i,t}^e \leq z_i \end{cases} \quad (4)$$

ahol $\alpha^U \in [0, 1]$ a *felfelé* történő áralkalmazkodás, $\alpha^D \in [0, 1]$ pedig a *lefelé* történő áralkalmazkodás erősségét meghatározó paraméter. A (4) árazási szabály értelmében változatlanul hagyják az árakat a vállalatok, ha az egyensúlytalansági indexük anticipált értéke nem haladja meg az áralkalmazkodási küszöbüket. Ha azonban meghaladja, akkor az anticipált túlkereslet alapján változtatnak az árakon. Ha az i -edik vállalat arra számít, hogy nagyobb lesz a g -edik terméke iránti kereslet a kínálati potenciáljánál, akkor megemeli az árát a keresett mennyiség csökkentése érdekében. Az ellenkező esetben pedig csökkenti az árat azzal a szándékkal, hogy növelje a keresett mennyiséget közelebb hozva azt a kínálati potenciálhoz. Az árváltoztatások nagyságát az α^U és az α^D paraméterek határozzák meg. Mivel az árcsökkentések átlagosan nagyobbak az áremeléseknél a 4.2. *alfejezetben* közölt S7 stilizált empirikus tény értelmében, arra számítottok, hogy α^U értéke kisebbnek fog adódni α^D értékénél a modell kalibrálása során. Egy, az Egyesült Királyságban végzett kérdőíves felmérés eredménye szerint a lefelé történő áralkalmazkodásnak a felfelé történőhöz viszonyított erősebb voltát elsősorban a vállalatok arra vonatkozó félelmével lehet magyarázni, hogy nem tolerálnák a fogyasztóik a nagy áremeléseket. Nagy árcsökkentéseket bátrabban hajtanak végre, hiszen azok segíthetnek piaci részesedést szerezni a versenytársaiktól (Greenslade – Parker, 2012).

⁴⁵ Ahogy a 2.1.1.2. szakaszban említettem, a piaci környezet fundamentálisan bizonytalan jellege és a csökkenő hozadék hiánya a kínálati potenciál közelében szintén magyarázatul szolgálhat az áralkalmazkodási küszöb létezésére.

Érdemes megjegyezni, hogy csak olyan információkra támaszkodnak a vállalatok az árazási döntéseik során, amelyek lokálisan elérhetőek számukra.⁴⁶ Ez összhangban áll Hayek (1945) nézeteivel, a gazdaság vegetatív szabályozásának elméletével (Kornai – Martos, 1973) és az ágensalapú közgazdaságtan eredményeivel (Leijonhufvud, 2006; Gaffeo et al., 2015; Guerini et al., 2018), amelyek szerint a kizárólag lokális információkra alapozott egyéni döntések képesek a gazdasági szereplők lokális interakcióival karöltve egy viszonylag stabil globális állapot környékén tartani a gazdaságot.⁴⁷

Az egyedi áralkalmazkodási küszöbök lognormális eloszlásból származnak, ami egy aszimmetrikus valószínűség-eloszlás, ezért lehetővé teszi, hogy reprodukálja a modell a 4.2. alfejezetben bemutatott S9 stilizált tény, amely szerint az árváltoztatások gyakorisági eloszlása jobboldali aszimmetriát mutat, valamint az S8 stilizált tényt is, amely szerint az átlagos árváltoztatási gyakoriság alacsony. Konkrétan azt feltételezem, hogy

$$\log z_i \sim N\left(\log\left(\frac{\bar{z}^2}{\sqrt{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}}\right), \log\left(\frac{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}{\bar{z}^2}\right)\right),$$

ahol $\bar{z} > 0$ és $\sigma_z > 0$ paraméterek. Az F2. függelék F2.1. szakaszában bizonyítom, hogy az átlagos áralkalmazkodási küszöb éppen \bar{z} -sal, az áralkalmazkodási küszöbök szórása pedig σ_z -vel egyenlő a normális eloszlás fenti paraméterezése mellett.

Feltésem, hogy a vállalatok egy egyszerű adaptív szabály alapján alakítják ki a várakozásaikat a termékeik iránti keresletre vonatkozóan. Arra számítanak, hogy ugyanazok lesznek a keresett mennyiségek az aktuális időszakban, mint amik az előző időszakban voltak:⁴⁸

$$q_{i,g,t}^e = q_{i,g,t-1}.$$

⁴⁶ A trendinfláció jelenlétével kapcsolatos információt kivéve.

⁴⁷ Az áralkalmazkodás esetén feltételezett döntési szabályt Kornai és Martos (1973) modellje inspirálta, amelyben a túlkereslet alapján döntenek a vállalatok a termelésről, a túlkeresletre pedig a tényleges és a kívánt készletállományuk eltérése alapján következtetnek. Duménil és Lévy (1991) ugyanazt a döntési szabályt feltételezik, mint Kornai és Martos (1973), de a termelt mennyiségek helyett az árakra vonatkozóan. Ágensalapú és posztkeynesi közgazdasági modellekben egyaránt gyakori feltevés, hogy az ár vagy az árrés a túlkeresletre reagál akár közvetlenül (Solow – Stiglitz, 1968; Leijonhufvud, 2006; Guerini et al., 2018; Nishi – Stockhammer, 2020), akár közvetetten, a tényleges és a kívánt készletállomány eltérésén keresztül (Lengnick, 2013; Gaffeo et al., 2015).

⁴⁸ Gigerenzer és Brighton (2009) amellett érvelnek, hogy a legegyszerűbb heurisztikák jobban teljesítenek fundamentálisan bizonytalan döntési környezetben, mint a szofisztikáltabbak. Dosi et al. (2020) egy ágensalapú makromodell keretei között vizsgálják ezt a gondolatot, és arra az eredményre jutnak, hogy az egyszerű adaptív szabály, amelyet a keresleti várakozások kialakítására vonatkozóan feltételezek, jobb előrejelzéseket produkál, mint a szofisztikáltabb szabályok, például a legkisebb négyzetek módszerén alapuló tanulás (*least squares learning*).

A kínálati potenciálok alakulását két sztochasztikus folyamat határozza meg. Felteszem, hogy az i -edik vállalat g -edik termékének kínálati potenciálja dekomponálható két összetevőre $\forall t$ időszakban:

$$\bar{q}_{i,g,t} = \mu_t \cdot \delta_{i,g,t},$$

ahol μ_t a kínálati potenciál aggregált komponense, amely a piacon kínált összes termék-változat esetén azonos, $\delta_{i,g,t}$ pedig a kínálati potenciál termékspecifikus komponense, amely vállalatonként független, de egy adott vállalat által kínált termékek között, valamint időben korrelált.

Jelölje $g_t^\mu = \mu_t / \mu_{t-1}$ az aggregált komponens növekedési ütemét! Felteszem, hogy az alábbi sztochasztikus folyamat határozza meg az alakulását:

$$\log g_t^\mu = \log \bar{g}^\mu + \eta(\log Q_{t-1} - \log \bar{Q}_{t-1}) + \nu_t, \quad (5)$$

ahol $\bar{g}^\mu > 0$ a gazdaság potenciális növekedési üteme állandósult állapotban, $Q_t =$

$\left(\sum_{i=1}^N q_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ a gazdaság aggregált reálkibocsátása, amely a vállalati szintű aggregált

kibocsátások CES aggregátuma, és $\bar{Q}_t = \left(\sum_{i=1}^N \bar{q}_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ a gazdaság potenciális kibocsátása, amely a vállalatok potenciális kibocsátásainak CES aggregátumaként számítható ki.

A $q_{i,t} = \left(\sum_{g=1}^G q_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$ vállalati szintű aggregált kibocsátás a vállalat által kínált ter-

mékváltozatok mennyiségeinek CES aggregátuma, egy vállalat $\bar{q}_{i,t} = \left(\sum_{g=1}^G \bar{q}_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$

potenciális kibocsátása pedig a vállalat által kínált termékváltozatok kínálati potenciáljainak CES aggregátumaként áll elő. $\eta \in [0, 1]$ a kereslet-kínálat interakciók erősségét meghatározó paraméter, és végül $\nu_t \sim N(0, \sigma_\nu^2)$ egy független, azonosan normálisan eloszlású véletlen változó 0 várható értékkel és σ_ν^2 varianciával. ν_t testesíti meg az aggregált termelékenységi sokkot a modellben.

Az (5) egyenlet a következőképpen értelmezhető. Ha a gazdaság tényleges kibocsátása megegyezik a potenciális kibocsátásával, és nem éri aggregált termelékenységi sokk, akkor $\bar{g}^\mu - 1$ ráta szerint növekszik a kínálati potenciálok aggregált komponense. Ha a kibocsátási rés pozitív ($Q_t > \bar{Q}_t$), akkor az állandósult állapotbeli értéke fölé emel-

kedik a potenciális növekedési ráta. Ha a kibocsátási rés negatív ($Q_t < \bar{Q}_t$), akkor az állandósult állapotbeli értéke alá esik a potenciális növekedési ráta. Ennek az interakciónak az erősségét a kereslet által meghatározott tényleges kibocsátás és a potenciális kibocsátás között az η paraméter határozza meg.⁴⁹ A kereslet-kínálat interakciók mögött potenciálisan meghúzódó közgazdasági mechanizmusokat a 3.2. *alfejezetben* ismertettem. Azt feltételezem, hogy az *aggregált* tényleges és potenciális kibocsátás között mennek végbe a kereslet-kínálat interakciók a gazdaság makroszintjén, és nem mikroszinten.⁵⁰ Ez egyrészt lehetővé teszi, hogy makrogazdasági adatok segítségével becsüljem meg η értékét mikroszintű megfigyelések helyett. Másrészt észszerűnek tűnik feltenni, hogy *minden* vállalat növekedési kilátásai romlanak egy recessziós gazdasági környezetben, nem csak azoké, amelyek arra kényszerülnek, hogy a termékeik kínálati potenciáljai alatt termeljenek. Ahogy a 3.2. *alfejezetben* említettem, recessziók idején megnő a hosszú távú munkanélküliség, csökken az aktív munkaerő-állomány mennyisége és minősége, ami egy aggregált hatás, ezért az összes vállalatnak rontja a lehetőségeit arra, hogy megfelelő képességekkel rendelkező munkaerőt tudjon alkalmazni. Az aggregált termelékenységnövekedés is lelassul recessziók idején, ami minden vállalat számára nehezebbé teszi, hogy profitáljon a különböző tudás-átsordulásokból (*knowledge spillovers*), stb. Egy aggregált termelékenységi sokk érkezése természetesen felülírhatja az (5) egyenlet jobb-oldalán szereplő első két tag hatásait a potenciális növekedésre.

Az (5) egyenlet a vállalatok közti globális interakciók (Brock – Durlauf, 2001) egy újabb típusát testesíti meg a modellben, amely a koordinációs hibák irodalmában (Cooper – John, 1988) leírtakhoz hasonló pozitív átsordulási (*spillover*) hatások formáját ölti: ha a vállalatok többsége a kínálati potenciáljai felett termel, az pozitív hatást gyakorol az összes vállalat kínálati potenciáljaira. A makroszintű potenciális kibocsátás, mint emergens jelenség visszacsatol a mikroszintű árazási döntésekbe az ágensalapú közgazdaságtan szellemiségének (Teschfation, 2006) megfelelően.

⁴⁹ DeLong és Summers (2012) egy ugyanolyan egyenlettel modellezik a kereslet-kínálat interakciókat, mint az (5) egyenlet. Számos példa található a kereslet-kínálat interakciók hasonló modellezésére a posztkeynesi szakirodalomban (Lavoie, 2006; Fontana – Palacio-Vera, 2007; Kriesler – Lavoie, 2007; Setterfield, 2009; Nishi – Stockhammer, 2020), Jorda et al. (2020) pedig egy DSGE modellkeretben modellezik hasonlóan a TFP endogén változásait.

⁵⁰ Ugyanakkor lehetséges mikroökonomiai megalapozást adni az (5) egyenlet által megtestesített makroszintű összefüggésnek. Dosi et al. (2010; 2018) egy korlátozottan racionális vállalatokat tartalmazó ágensalapú makromodellben teszik ezt meg, Benigno és Fornaro (2018), Bianchi et al. (2018), Anzoategui et al. (2019), valamint Garga és Singh (2020) pedig tökéletesen racionális, optimalizáló mikromegalapozásokkal állnak elő DSGE modellkeretekben.

A kínálati potenciál termékspecifikus komponensének alakulását a következő AR(1) folyamat határozza meg:

$$\log \delta_{i,g,t} = \rho \log \delta_{i,g,t-1} + \zeta_{i,g,t},$$

ahol $\zeta_{i,g,t}$ egy véletlen változó, amely az i -edik vállalat g -edik termékét érő idioszinkratikus termelékenységi sokkot testesíti meg a t -edik időszakban, $\rho \in [0, 1)$ pedig az idioszinkratikus termelékenységi sokkok perzisztenciáját meghatározó paraméter.

Egy megfelelő feltevés az idioszinkratikus termelékenységi sokkok eloszlására vonatkozóan nagy segítséget nyújt a modellnek abban, hogy képes legyen reprodukálni a nemnulla árváltozások empirikus eloszlásának alakját, ami alapvetően befolyásolja a monetáris sokkok reálhatásait. Gertler és Leahy (2008), valamint Midrigan (2011) példáját követve azt feltételezem, hogy az idioszinkratikus termelékenységi sokkok eloszlása leptokurtikus. Ezáltal képessé válik a modell arra, hogy reprodukálja a nemnulla árváltozások empirikus eloszlásának jelentős többletsúcsosságát. Konkrétan azt feltételezem, hogy az idioszinkratikus termelékenységi sokkok rendszertelenül érkeznek egy Poisson-folyamatnak megfelelően:

$$\zeta_{i,g,t} = \begin{cases} 0 & 1 - \lambda \text{ valószínűséggel} \\ N\left(0, \frac{\sigma_{\zeta}^2}{\left[1 + \frac{\chi(2+\chi)}{G}\right]\lambda}\right) & \lambda \text{ valószínűséggel} \end{cases}$$

ahol $\lambda \in [0, 1]$ egy nullától eltérő sokk érkezésének a valószínűsége, $\chi > 0$ pedig egy hamarosan bevezetésre kerülő paraméter, amely meghatározza a korrelációt egy adott vállalat által kínált különböző termékek kínálati potenciáljait érő termelékenységi sokkok között. Ha érkezik sokk, akkor egy 0 várható értékű és $\sigma_{\zeta}^2 / \{[1 + \chi(2 + \chi)/G]\lambda\}$ varianciájú normális eloszlásból származik az értéke. Az *F2. függelék F2.2. szakaszában* bizonyítom, hogy a normális eloszlásnak ez a paraméterezése biztosítja, hogy éppen σ_{ζ}^2 -tel legyen egyenlő a $\zeta_{i,g,t}$ idioszinkratikus termelékenységi sokkok varianciája.

Feltételezem, hogy az idioszinkratikus termelékenységi sokkok korrelálatlanok a vállalatok között, de korreláltak egy adott vállalat által kínált különböző termékek között. A termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli korrelációját ugyanúgy modellezem, ahogy Midrigan (2011), vagyis felteszem, hogy a tényleges realizációikat a következőképpen határozzák meg a mögöttes $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ véletlen számok:

$$\zeta_{i,g,t} = \tilde{\zeta}_{i,g,t} + \chi \text{mean}_g(\tilde{\zeta}_{i,g,t}). \quad (6)$$

Az F2. függelék F2.3. szakaszában bizonyítom, hogy ha a termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli korrelációja $\rho_\zeta \in [-1, 1)$ ⁵¹, akkor

$$\chi = \frac{\sqrt{1 + \rho_\zeta [(1 - \rho_\zeta)^G - (2 - \rho_\zeta)]}}{1 - \rho_\zeta} - 1. \quad (7)$$

Ezt kihasználva rögzíthető ρ_ζ értéke paraméterként, χ értékét pedig automatikusan meghatározza a (7) egyenlet ezt követően.

4.3.3. A szimulációk menete

A nemlineáritás és a heterogenitás különböző formái, amelyek a modell legtöbb változatának szerves részét képezik, nem teszik lehetővé az analitikus megoldásokat, ezért számítógépes szimulációk segítségével elemzem a viselkedésüket. A szimulációkat egy olyan szituációból indítom, amelyben nem érik sem aggregált, sem idioszinkratikus sokkok a piacot, a ténylegesen termelt mennyiségek megegyeznek a kínálati potenciálokkal, és minden változó állandó időben. A kínálati potenciálok kezdőértékeit $\bar{q}_{i,g,0} = 1$ -re állítom $\forall i, g$ esetén, az aggregált nominális kereslet kezdőértékét pedig $Y_0 = N \times G$ -re. Ebből következően 1-gyel kell egyenlőnek lennie az egy termékváltozatra jutó nominális keresletnek kezdetben, valamint az áraknak is.

A szimulált események sorrendje egy adott perióduson belül a következő:

1. A jegybank előáll a monetáris sokk realizációjával, ezáltal meghatározza az aggregált nominális keresletet.
2. A vállalatok megismerik a termékeik kínálati potenciáljait az aggregált és az idioszinkratikus termelékenységi sokkok realizációit követően.
3. A vállalatok döntenek a termékeik árairól szimultán módon. Először eldöntik, hogy változtassanak-e az árakon, vagy ne. Ezután azok a vállalatok, amelyek áralkalmazkodás mellett döntöttek, meghatározzák a termékeik új árait.
4. Meghatározódik az árszínvonal, amely fontos szerepet játszik a reprezentatív háztartás keresleti döntésében a (2) keresleti függvény alapján.
5. A háztartás dönt az összes termékváltozat keresett mennyiségéről adott jövedelem és adott árak mellett. A termelés a kereslet által meghatározott, ezért a keresleti döntés egyúttal meghatározza mindegyik termékváltozat kibocsátását is.

⁵¹ Azért nem engedem meg, hogy 1 legyen a termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli korrelációja, mert akkor 0 lenne a (7) egyenletben szereplő tört nevezője.

6. A periódus az aggregált statisztikák számításával zárul, amelyek segítségével jellemezhető a piac makroszintű működése. A periódus végén számított legfontosabb statisztikai mutatók az aggregált reálkibocsátás és az inflációs ráta. Az utóbbit az árszínvonal év/év növekedési rátájával mérem a könnyű értelmezhetőség kedvéért.

Hagyom, hogy fusson a szimuláció 1000 perióduson keresztül: az *F2. függelék F2.4. szakaszában* megmutatom, hogy ez a szimulációs idő elegendő ahhoz, hogy kialakuljon az állandósult állapotbeli együttes eloszlásuk a relatív áraknak és a kínálati potenciálok növekedési rátáinak. Ezután hagyom, hogy további T perióduson keresztül fusson a szimuláció, és figyelmen kívül hagyom az első 1000 periódust. Ezáltal biztosítom, hogy ne torzítsa a szimulált idősorokból számított statisztikákat a kezdeti alkalmazkodás egy állandósult állapot felé.⁵²

A monetáris sokkokra adott impulzusválaszok szimulálása során hasonló eljárást követek. Először szimulálom a változók $1000 + T$ periódus hosszúságú alappályáit, amelyeket nem érnek monetáris sokkok, de aggregált és idioszinkratikus termelékenységi sokkok érkeznék. Ezután újabb pályákat szimulálok ugyanazokkal a véletlen számokkal, de feltételezem, hogy az 1002. periódusban érkezik egy adott nagyságú monetáris sokk. Kiszámítom a változók kétféle feltevésrendszer mellett szimulált pályáinak százalékos eltéréseit, figyelmen kívül hagyom az első 1000 periódust, és az 1001. periódust tekintem 0. periódusnak. Megismétlem 10000-szer ezt a szimulációs gyakorlatot, és kiszámítom a százalékos eltérések 10000 szimulált idősorának átlagát az összes változó esetén. Az eredményül kapott idősorok a változóknak az alappályán és a monetáris sokk által érintett pályán felvett értékei közti eltérések feltételes várható értékeit közelítik, ahol két feltétel van érvényben a várható értékek közelítése során:

1. A 0. periódusban történik a feltételes várható értékek számítása, amikor egy állandósult állapot környezetében van a piac.
2. A jegybank generál egy adott nagyságú monetáris sokkot az 1. periódusban, majd nem hoz létre többet, vagyis $\xi_t = 0 \forall t > 1$ esetén.

Az eredményül kapott feltételes előrejelzések a változók impulzusválasz függvényei.⁵³ A segítségükkel lesz lehetséges elemezni, hogy gyakorol-e várhatóan permanens

⁵² Az *5.4. alfejezetben* világossá fog válni, hogy számos állandósult állapotbeli értéke létezik az aggregált kibocsátásnak és az árszínvonalnak kereslet-kínálat interakciók jelenlétében.

⁵³ Koop et al. (1996) részletesen megmagyarázzák, hogy miért ez az impulzusválasz függvények szimulálásának megfelelő módja többváltozós nemlineáris modellekben.

hatást az aggregált reálkibocsátás szintjére egy, az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját érő átmeneti sokk interakcióba lépve a lecsengése közben várhatóan érkező különböző típusú termelékenységi sokkokkal. Ha igen, akkor sérül a hosszú távú monetáris semlegesség a modellben, és hiszterézis bontakozik ki az aggregált reálkibocsátás dinamikájában.

4.4. A menüköltség modell kalibrálása

Ahhoz, hogy értékelni lehessen a modell különböző változatainak empirikus teljesítményét, és készíteni lehessen becsléseket a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásaira a segítségével, fontos realiztikusan kalibrálni a paramétereinek értékeit. Mivel a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásait alapvetően befolyásolja a kereslet-kínálat interakciók erősségét meghatározó η paraméter, a becslését kiemelten tárgyalom a 4.4.1. szakaszban. A további paraméterek értékeit a 4.4.2. szakaszban becslöm meg.

4.4.1. A kereslet-kínálat interakciók erősségének becslése

A monetáris politika hosszú távú reálhatását meghatározó kulcsparaméterek egyike η , a kereslet-kínálat interakciók erőssége. Ebben a szakaszban előállok egy egyszerű ökonometriai becsléssel az értékére vonatkozóan.

Ahhoz, hogy meg lehessen becsülni az (5) egyenlet paramétereit, szükségesnek tűnik empirikus adatokkal rendelkezni a kínálati potenciál aggregált komponenséről. Az F2. függelék F2.5. szakaszában azonban megmutatom, hogy elegendő a makroszintű potenciális kibocsátás értékeire vonatkozó becslésekkel rendelkezni, amennyiben feltételezhető, hogy érvényes a nagy számok törvénye az idioszinkratikus termelékenységi sokkokra, vagyis amennyiben kioltják egymást az aggregátumokban.⁵⁴ Ennek oka az, hogy az említett feltevés mellett mindig megegyezik a potenciális növekedési ráta a kínálati potenciál aggregált komponensének növekedési rátájával, ezért $\log g_t^\mu$ helyettesíthető a potenciális kibocsátás növekedési rátájával, $\Delta \log \bar{Q}_t$ -vel az (5) egyenlet becslése során.

A reál GDP adatok és a potenciális GDP-re vonatkozó becslések, amelyeket az (5) egyenlet becsléséhez használok, az USA-ból származnak, és negyedéves frekvenciájúak. Mindkét változó értékei 2012-es árakon kifejezettek, a reál GDP időszora szezonáli-

⁵⁴ Ez a feltevés alapeleme az összes DSGE-típusú menüköltség modellnek, pedig egyáltalán nem triviális feltevés. Többek közt Jovanovic (1987), Durlauf (1993), Gabaix (2011) és Acemoglu et al. (2012) mutatnak be lehetséges magyarázatokat arra, hogy miért sérülhet a nagy számok törvénye az idioszinkratikus sokkokra vonatkozóan a valóságban.

san kiigazított, forrása pedig a U.S. Bureau of Economic Analysis. A potenciális kibocsátás mérésére a U.S. Congressional Budget Office becsléseit használom.⁵⁵ Mivel a mikroszintű áralkalmazkodást jellemző két empirikus eloszlás egy olyan adatállományon alapul, amelyet havi frekvenciára aggregáltam, egy periódus egy hónapnak kell, hogy megfeleljen a modellben, ezért η -t is havi adatok alapján kéne megbecsülni. Negyedévesnél magasabb frekvencián azonban nem érhetőek el GDP adatok, ezért másodfokú spline interpolációval közelítem a reál GDP és a potenciális GDP lehetséges havi idősorait a negyedévesekből. A becslések ezen az interpolált mintán alapulnak, amely lefedi az összes hónapot 1989 januárja és 1997 decembere között: ez összesen 108 mintaelem. A lefedett időszak az, amelynek folyamán a Dominick's adatállományt gyűjtötték. Robusztusság-vizsgálat gyanánt használok egy nagyobb mintát is, amely 1949 januárjától 2018 decemberéig tartó interpolált havi adatokat tartalmaz: ez összesen 840 mintaelem. Az (5) egyenlet jobboldalán szereplő kibocsátási részt a tényleges és a potenciális GDP log-eltéréseként számítom ki, és \hat{Q}_t -vel jelölöm.

3. táblázat: Az amerikai potenciális GDP növekedési rátájának és a kibocsátási résnek az idősorain végrehajtott kiterjesztett Dickey-Fuller próbák eredményei

Változó	$\Delta \log \bar{Q}_t$	\hat{Q}_t	$\Delta \log \bar{Q}_t$	\hat{Q}_t
ADF tesztstatisztika	-0,5111	-2,5788	-3,7924**	-4,4667***
(p-érték)	(0,9816)	(0,2909)	(0,0173)	(0,0018)
Minta	1989-1997	1989-1997	1949-2018	1949-2018
Frekvencia	Havi	Havi	Havi	Havi
Minta elemszáma	103	103	826	820

Megjegyzés: * - 10 százalékos, ** - 5 százalékos, *** - 1 százalékos szinten szignifikáns.

Forrás: Saját szerkesztés

A 3. táblázat néhány kiterjesztett Dickey-Fuller (ADF – *Augmented Dickey-Fuller*) próba eredményeit tartalmazza, amelyekkel egységgyök jelenlétét tesztelem a potenciális növekedési ráta és a kibocsátási rés idősoraiban. A Dickey-Fuller egyenlet tartalmaz konstans tagot és determinisztikus időtrendet minden esetben. Az alkalmazott késleltetés optimális hosszát a Schwarz-féle információs kritérium alapján határozom meg.

⁵⁵ A GDP adatokat és a potenciális GDP-re vonatkozó becsléseket egyaránt a Federal Reserve Bank of St. Louis FRED adatbázisából töltöttem le.

Meglepő módon nem lehet elutasítani az 1989-1997 közötti minta alapján a nullhipotéziseket, amelyek szerint a potenciális növekedési ráta és a kibocsátási rés idősorai egységgyököt tartalmaznak. A teljes, 1949-2018 közötti minta alapján viszont el lehet utasítani őket 5 százalékos szignifikancia-szinten. Ez arra utal, hogy a két változó valószínűleg stacionárius, csak az 1989 és 1997 közötti időszak egyszerűen túl rövid ahhoz, hogy megmutatkozhasson a stacionárius jellegük. Valószínűleg tehát meg lehet becsülni az (5) egyenletet az 1989-1997 közötti minta alapján, de az 1949-2018 közötti mintán is meg fogom becsülni robusztusság-vizsgálat gyanánt.

4. táblázat: A kereslet-kínálat interakciók erősségének és az aggregált termélekénységi sokkok szórásának OLS becslései

Eredeményszó- változó	$\Delta \log \bar{Q}_t$		
η	0,0192*** (0,0013)	0,0183*** (0,0011)	0,0566*** (0,0068)
σ_v	0,0002	0,0007	0,0006
Konstans	Igen	Igen	Igen
Minta	1989-1997	1949-2018	1989-1997
Frekvencia	Havi	Havi	Negyedéves
R^2	0,68	0,26	0,68
Minta elemszáma	107	839	35

Megjegyzések: A zárójelben a becslések standard hibái láthatók. * - 10 százalékos, ** - 5 százalékos, *** - 1 százalékos szinten szignifikáns.

Forrás: Saját szerkesztés

A 4. táblázat tartalmazza az (5) egyenlet becslésének eredményeit három különböző minta alapján. A becsült egyenlet tartalmaz konstans tagot minden esetben, de a becsült értékét nem közlöm, mert \bar{g}^μ -t később fogom kalibrálni annak érdekében, hogy reprodukálhassa a modell az átlagos nemnulla árváltozás empirikus értékét, ezáltal képes legyen realiztikus mértékű trendinflációt generálni. Mivel a magyarázó változó késleltetve szerepel az (5) egyenletben, a paraméterek értékei becsülhetők klasszikus legkisebb négyzetek módszerével (OLS – *Ordinary Least Squares*).

Az η -ra vonatkozó becslés meglehetősen robusztus: az 1989-1997 közötti és az 1949-2018 közötti mintán egyaránt 0,02 körülnek adódik az értéke, és mindkét esetben

szignifikánsan különbözik nullától minden észszerű szignifikancia-szinten. A becült érték azt jelenti, hogy egy 1 százalékos pozitív kibocsátási rés várhatóan 0,02 százalékponttal magasabb potenciális növekedési rátát eredményez a következő hónapban, ami hihe-
tően gyenge, mégis statisztikailag szignifikáns kereslet-kínálat interakciók jelenlétére utal az amerikai gazdaságban. Az 1989-1997 közötti mintán alapuló becslés szerint a poten-
ciális növekedési ráta varianciájának 68 százalékát magyarázza a kibocsátási rés, ami em-
lítésre méltóan nagy arány, de valószínűleg túlbecsüli a tényleges magyarázóerőt, hiszen az ADF próbák eredményei szerint nem tekinthető stacionáriusnak a két idősor ezen a mintán. A nagyobb, 1949-2018 közötti minta alkalmazása esetén 0,26-ra csökken az R^2 , ami könnyebben hihető magyarázóerőre utal.

Kézenfekvő érvként merül fel a kereslet-kínálat interakciók mért szignifikanciájával szemben, hogy az talán csak annak az eredménye, hogy negyedéves idősorokból interpolált havi idősorokkal dolgoztam. Az ellenérv érvényességének ellen-
őrzése érdekében újrabecslöm az (5) egyenletet az eredeti negyedéves mintán, amely nem tartalmaz interpolált elemeket. Ekkor is szignifikánsan különbözik nullától η minden észszerű szignifikancia-szinten, és nagyjából háromszor nagyobb a becült értéke az in-
terpolált havi mintán becült értékénél összhangban azzal, hogy egy negyedév három hó-
napból áll. Említésre méltó, hogy az R^2 nem csökken a havi frekvenciájú mintán végre-
hajtott becsléshez képest a minta sokkal kisebb elemszáma ellenére, illetve annak ellenére sem, hogy az interpolált idősorok kevésbé volatilisek, mint a negyedéves idősorok, ame-
lyekből származtattam őket.

Az η paraméter 0,02-ra becült értéke összhangban áll annak a kevés becslésnek az eredményeivel, amelyek a szakirodalomban találhatóak. DeLong és Summers (2012) több nagyvonalú becsléssel is előállnak η értékére vonatkozóan, ami 0,24 környékén kell, hogy legyen éves adatokon becslve a végső konklúziójuk szerint. A 4. táblázatban kö-
zölt becslési eredmények szerint $\eta \approx 0,02$ havi frekvenciájú adatok alapján. Ez egy $\eta \approx 12 \times 0,02 = 0,24$ -os becült értéknek felel meg nagyjából éves frekvencián, ami pontosan megegyezik DeLong és Summers (2012) becslésével. Jorda et al. (2020) is megbe-
csülnek egy, az (5) egyenlethez hasonló egyenletet, amelynek baloldalán a TFP növeke-
dési rátája szerepel, és arra a következtetésre jutnak éves adatok alapján, hogy a (0,18;
0,48) intervallumba kell esnie η értékének. A 4. táblázatban közölt becült érték ebbe az intervallumba esik éves frekvenciára történő transzformációt követően.

Az aggregált termelékenységi sokkok szórására vonatkozó becslés is robusztusnak tűnik: σ_v becsült értéke egyik esetben sem nagyobb 0,0007-nél. Az 1989-1997 közötti havi frekvenciájú minta alapján 0,02%-ra becsülöm az aggregált termelékenységi sokkok szórását, ami hihetően kis érték azoknak a mikroszintű empirikus kutatásoknak az eredményeivel összhangban, amelyek szerint az üzemi vagy vállalati szintű TFP ingadozásainak nagy részét nem aggregált, hanem idioszinkratikus sokkok okozzák (Bergoeing et al., 2003; Ábrahám – White, 2006; Bachmann – Bayer, 2013; Castro et al., 2015). Az érték azonban lehet, hogy alábecsült, hiszen interpolált idősorokat használtam, amelyek kevésbé volatilisak, mint a valódiak.

4.4.2. A további paraméterek értékeinek kalibrálása

A 4.4.1. szakasz eredményei alapján 0,02-ra állítom η értékét a modell kereslet-kínálat interakciókat tartalmazó változataiban, σ_v értéke pedig 0,0002 lesz az aggregált termelékenységi sokkokat tartalmazó teljeskörű modellváltozatban. Van még néhány további paraméter, amelyek értékeit a kalibrációs gyakorlat végrehajtása előtt rögzítem. A szimulációk hosszát (T) és a vállalatok számát (N) a lehető legnagyobbra állítom figyelembe véve, hogy még tolerálható maradjon a szimulációk futási ideje. T -t konkrétan 10000-re állítom, a különböző termékváltozatok számát, $N \times G$ -t pedig 1000-re. Ez egyenértékű a vállalatok számának 1000-re állításával a modell egyszerű, egytermékes változataiban. A teljeskörű, többtermékes vállalatokat tartalmazó modellváltozatban azt feltételezem, hogy $G = 2$, ami ugyanaz az érték, amelyet Midrigan (2011), illetve Karádi és Reiff (2019) is használnak. Vállalatonként két termék elegendő ahhoz, hogy realiztikus mennyiségű kis árváltozást produkáljon a modell. Ha $G = 2$, akkor 500-ra állítom N értékét annak érdekében, hogy 1000 maradjon a piacon kínált termékváltozatok száma.

Midrigan (2011) példáját követve 3-ra állítom a vállalatok közti helyettesítés ε rugalmasságának értékét, a termékek közti helyettesítés γ rugalmasságának értékét pedig 1,1-re. Az előbbi érték a helyettesítés rugalmasságának olyan empirikus becslésein alapul, amelyek a Dominick's-hoz hasonló szupermarketekben gyűjtött adatok alapján készültek, az utóbbi érték választását pedig az indokolja, hogy egy adott vállalat által kínált termékek valószínűleg kevésbé helyettesíthetők egymással, mint a versenytársak által kínáltak.

Az aggregált nominális keresletet a nominális GDP-vel mérem, amelynek havi idősorát ismét a negyedéves alapján közelítem négyzetes spline interpolációval. Az adatok ezúttal is szezonálisan kiigazítottak, forrásuk pedig a U.S. Bureau of Economic

Analysis.⁵⁶ Az aggregált nominális kereslet \bar{g}^Y állandósult állapotbeli növekedési ütemét 1,0046-re állítom, ami megegyezik az amerikai nominális GDP átlagos havi növekedési ütemével 1989 és 1997 között, vagyis abban az időszakban, amelynek folyamán a Dominick's adatállományt gyűjtötték. Az aggregált nominális kereslet alakulását meghatározó (3) sztochasztikus folyamat másik két paraméterének úgy becsülöm meg az értékét, hogy illeszték egy AR(1) folyamatot az amerikai nominális GDP havi növekedési rátájára. A nominális keresletnövekedés φ perzisztenciájának értékét 0,61-ra becsülöm, a monetáris sokkok σ_ξ szórásának értékét pedig 0,0015-re. Ezek majdnem ugyanazok az értékek, amiket Midrigan (2011) becsült az M1 monetáris aggregátum havi idősorának értékeivel mérve az aggregált nominális keresletet.⁵⁷ φ értéke pontosan ugyanaz, de σ_ξ általa becsült értéke (0,0018) némileg nagyobb az általam becsülnél. Ennek egy lehetséges oka az, hogy én egy interpolált havi idősort használok a becsléshez, amely kevésbé volatilis, mint a valódi. A modell trendinflációt nem tartalmazó egyszerű változatainak kalibrálásához újrabecslöm a (3) egyenletet a $\bar{g}^Y = 1$ paraméterrestrikcióval, vagyis konstans nélkül. φ becsült értéke így 0,93-nak adódik, σ_ξ -t pedig 0,0017-re becsülöm.

Nincs konszenzus a szakirodalomban a kínálati potenciál termékspecifikus komponensének perzisztenciáját meghatározó ρ paraméter értékét illetően. Costain és Nakov (2011), valamint Karádi és Reiff (2012) példáját követve 0,95-ra állítom az értékét, ami erősen perzisztens termékspecifikus komponenseket eredményez.

A többi paramétert úgy kalibrálom, hogy a lehető legpontosabban illeszkedjen a modell a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos két empirikus eloszlás legfontosabb momentumaira. Ezeknek a momentumoknak az értékeit és a jelentőségüket a 4.2. *alfejezetben* ismertettem. Konkrétan *szimulált momentumok módszerével* (SMM – *Simulated Method of Moments*) becsülöm meg a modell hátralévő paramétereinek értékeit, mert ez alkalmazható a legkönnyebben ágensalapú modellkeretben a DSGE modellek paraméterbecslésének standard módszerei közül (Grazzini – Richiardi, 2015; Fagiolo et al., 2019), és a DSGE-típusú menüköltség modellek kalibrálásának is ez a szokásos módszere.

Az SMM alapkonceptiója szerint a becsült paraméterkombináció az, amelyik minimalizálja az átlagos eltérést néhány fontos momentum modell által szimulált értékei és

⁵⁶ Az adatokat ezúttal is a Federal Reserve Bank of St. Louis FRED adatbázisából töltöttem le.

⁵⁷ Karádi és Reiff (2019) is azokat az értékeket használják, amiket Midrigan (2011) becsült.

empirikus értékei között.⁵⁸ Konkrétan a szimulált és az empirikus momentumok log-eltéréseinek súlyozatlan négyzetösszegét használom minimalizálendő célfüggvényként a modell különböző változatainak kalibrálása során.⁵⁹ Ha Ψ jelöli a paramétervektort, m_j a becslési eljárásba bevont j -edik momentum empirikus értékét, $m_j^S(\Psi)$ pedig ugyanennek a momentumnak a szimulált értékét, ami a paramétervektor függvénye, akkor a paramétervektor SMM becslése az alábbi minimalizálási probléma megoldásaként adódik, amelyet numerikusan lehet megoldani:

$$\min_{\Psi} \sum_{j=1}^J [\log m_j^S(\Psi) - \log m_j]^2,$$

ahol J az adott modellváltozat paramétereinek becslése során megcélzott momentumok számát jelöli. Pontosan annyi momentumot használok a modell mindegyik változatának kalibrálásához, amennyi a megbecsülendő paraméterek száma. Ez biztosítja, hogy éppen identifikált legyen minden modellváltozat.

A paraméterek becslése szimultán történik, azonban érzékenynek kell lennie a momentumok mindegyikének legalább az egyik paraméter értékére ahhoz, hogy identifikálni lehessen az összes paramétert. Érdekes ezért áttekinteni, hogy pontosan mely paraméterek identifikációját segíti az egyes momentumok bevonása az SMM becslési eljárásba. Az árváltozások átlagos nagyságát és az áremelések átlagos nagyságának az ár-csökkenésekéhez viszonyított arányát használom a felfelé és a lefelé történő áralkalmazkodás erősségét meghatározó α^U és α^D paraméterek értékeinek kalibrálásához. Az áremeléseknek az összes nemnulla árváltozáson belüli aránya határozza meg az áralkalmazkodás aszimmetriáját meghatározó θ paraméter értékét. Az áralkalmazkodási küszöbök \bar{z} átlagát úgy kalibrálom, hogy illeszkedjen a modell az átlagos árváltoztatási gyakoriságra, az áralkalmazkodási küszöbök σ_z szórását pedig úgy, hogy reprodukálja a modell az árváltoztatási gyakoriságok empirikus eloszlásának ferdeségét. A nemnulla árváltozások szórását használom az idioszinkratikus termelékenységi sokkok σ_z szórásának kalibrálásához, a nemnulla idioszinkratikus termelékenységi sokkok λ érkezési valószínűségének megfelelő kalibrálásával pedig lehetővé teszem, hogy reprodukálja a modell az árváltozások empirikus eloszlásának csúcsosságát. λ értékének csökkentése csúcsosabbá teszi

⁵⁸ A szimulált momentumok módszerének didaktikus leírása megtalálható például Adda és Cooper (2003) könyvében.

⁵⁹ Azoknak a momentumoknak az esetében, amelyek negatív értékeket is felvehetnek, a relatív eltéréseikkel helyettesítem a szimulált és az empirikus értékek közti log-eltéréseket.

az idioszinkratikus sokkok eloszlását. A termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli ρ_{ζ} korrelációjának segítségével biztosítom, hogy találja el a modell a kis árváltozások arányát a Dominick's adatállományban, amit azoknak a nemnulla árváltozásoknak az arányával mérek, amelyek kisebbek az árváltozások átlagos nagyságának felénél. A termékspecifikus termelékenységi sokkok közti korreláció csökkenése emeli a kis árváltozások arányát, mert növeli annak valószínűségét, hogy egy nagy sokk érje a vállalat egyik termékét, miközben egy kis sokk éri a másikat. A nagy sokk gondoskodik az áralkalmazkodás indukálásáról a termékspecifikus termelékenységi sokkok ehhez hasonló realizációi esetén, a kis sokk által érintett termék árán pedig csak egy kicsit változtat a vállalat, hiszen az csak enyhén volt félreárazott.

Végül a potenciális növekedési ráta \bar{g}^{μ} állandósult állapotbeli értékének megfelelő kalibrálásával segítem a modellt, hogy eltalálja az átlagos nemnulla árváltozást, ezáltal realiztikus mértékű trendinflációt generáljon. Gyorsabb állandósult állapotbeli potenciális növekedés kisebb trendinflációt eredményez. A trendinflációt tartalmazó DSGE-típusú menüköltség modellek kalibrálása során el szoktak tekinteni a modellalkotók a potenciális növekedéstől, és a trendinfláció empirikus rátájának megfelelő értékre szokták állítani az aggregált nominális kereslet állandósult állapotbeli növekedési rátáját (Golosov – Lucas, 2007; Nakamura – Steinsson, 2010; Karádi – Reiff, 2019). Két okból sem ezt a gyakorlatot követem a modell kalibrálása során:

1. Ha semleges a pénz hosszú távon, akkor alkalmazható a szokásos gyakorlat, hiszen független egymástól a potenciális növekedési ráta és a trendinfláció rátája hosszú távon. Ha azonban sérül a hosszú távú monetáris semlegesség a modellben, akkor egymással összefüggésben határozódik meg a két említett hosszú távú növekedési ráta, ezért nem triviális, hogy miként kell megválasztani az állandósult állapotbeli potenciális növekedési ráta értékét ahhoz, hogy a trendinfláció kívánt ütemét produkálja a modell az aggregált nominális kereslet adott állandósult állapotbeli növekedési rátája mellett. Az egyetlen lehetőség a trendinfláció finomhangolására a modellben \bar{g}^{μ} bevonása az SMM becslési eljárásba és egy megfelelő empirikus momentum választása, amelynek reprodukálása segíti a modellt abban, hogy realiztikus ütemű trendinflációt generáljon.
2. Semmi sem biztosítja, hogy megegyezzen a Dominick's adatállományban inherens inflációs ráta az amerikai gazdaság makroszintű inflációs rátájával egy adott időszak folyamán. Az átlagos nemnulla árváltozás és néhány további, fent említett

momentum értékének reprodukálásával viszont biztosítható, hogy konzisztens legyen a modell által generált trendinfláció az empirikus adatállománnyal, amely alapján a paramétereit kalibrálom.

Az 5. fejezetben számos egyszerűsített változatát fogom elemezni a 4.3. alfejezetben bemutatott menüköltség modellnek a 6. fejezetben elemzésre kerülő teljeskörű változata mellett. A modellváltozatok megkülönböztető jellemzőit részletesen be fogom mutatni az 5-6. fejezetekben, itt és az 5. táblázatban csak az áttekinthetőség érdekében foglalom össze őket röviden.

5. táblázat: A modellváltozatok összetevői

Összetevő / Modellváltozat	A0	A	B	C	D	E	F	G
Nemlineáris áralkalmazkodás	N	I	I	I	I	N	I	I
Heterogén áralkalmazkodási küszöbök	N	N	I	N	N	N	N	I
Dinamikus optimalizálás	N	N	N	I	N	N	N	N
Idioszinkratikus termelékenységi sokkok	N	N	N	N	I	N	I	I
Kereslet-kínálat interakciók	N	N	N	N	N	I	I	I
Többtermékes vállalatok	N	N	N	N	N	N	N	I
Trendinfláció és aszimmetrikus áralkalmazkodás	N	N	N	N	N	N	N	I
Potenciális növekedés	N	N	N	N	N	N	N	I
Aggregált termelékenységi sokkok	N	N	N	N	N	N	N	I
Leptokurtikus idioszinkratikus termelékenységi sokkok	N	N	N	N	N	N	N	I

Megjegyzés: Ha „I” található egy cellában, akkor az adott cellához tartozó modellváltozat tartalmazza a megfelelő modellösszetevőt. Ha „N” található a cellában, akkor a modellváltozat nem tartalmazza a megfelelő összetevőt.

Forrás: Saját szerkesztés

Az A0-F egyszerűsített modellváltozatok nem tartalmazzák a modell számos olyan összetevőjét, amely csak a kielégítő empirikus teljesítményének biztosításában és a hosszú távú reálhatás *mértékének* meghatározásában játszik szerepet, a létrehozásában viszont nem. A modell hibrid jellegének köszönhetően segítenek a K1 kutatási kérdésre koncentrálni ezek a modellváltozatok, vagyis világossá tehetők általuk, hogy milyen szerepet játszik a nemlineáris áralkalmazkodás és a kereslet-kínálat interakciók működése a hiszterézisnek és a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak kialakulásában. Az A0

jelölésű a benchmark modellváltozat, amely nem tartalmazza a két közgazdasági mechanizmus egyikét sem, amelyek a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez vezethetnek a posztkeynesiánusok szerint.

Az A-D modellváltozatok a nemlineáris áralkalmazkodás szerepének elemzését szolgálják. A modell A változatának célja annak vizsgálata, hogy hiszterézishez és a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez vezet-e a nemlineáris áralkalmazkodás bevezetése a benchmark modellváltozatba. A B modellváltozatban heterogénnek feltételezem a vállalatokat az áralkalmazkodási küszöbeik szempontjából, így realiztikusabb makroszintű dinamika bontakozik ki benne, mint az A modellváltozat homogén áralkalmazkodási küszöbei mellett. A modell C változatának célja annak vizsgálata, hogy érvényesek maradnak-e az A és a B modellváltozatok korlátozottan racionális vállalatok mellett kibontakozó eredményei dinamikus optimalizáló vállalatok feltételezése esetén is. A D modellváltozat újra korlátozottan racionális vállalatokat tartalmaz, és azt vizsgálom a segítségével, hogy miként érinti az idioszinkratikus termelékenységi sokkok bevezetése a modellbe a monetáris sokkok nemlineáris áralkalmazkodás következtében kialakuló hosszú távú reálhatásait.

Az E-F modellváltozatok a kereslet-kínálat interakciók szerepének feltárára hivatottak. A modell E változatával azt tanulmányozom, hogy hiszterézishez és a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez vezet-e a kereslet-kínálat interakciók bevezetése az A0-lal jelölt benchmark modellváltozatba. Az F modellváltozat segítségével pedig azt vizsgálom, hogy miként érinti a nemlineáris áralkalmazkodás és az idioszinkratikus termelékenységi sokkok bevezetése a modell E változatába a monetáris sokkok kereslet-kínálat interakciók következtében kibontakozó hosszú távú reálhatásait.

A menüköltség modell teljeskörű változatát G-vel jelölöm. Ez tartalmazza a modell összes *4.3. alfejezetben* bemutatott összetevőjét, ezért kielégítően illeszkedik a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos mindkét empirikus eloszlásra, tehát alkalmas a K2 kutatási kérdés megválaszolására, vagyis képes becslést adni a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak mértékére.

A 6. táblázat tartalmazza a paraméterek értékeit mindegyik modellváltozat esetén. Az SMM becslési eljárás során kalibrált paraméterek értékei aláhúzva szerepelnek a táblázatban.

6. táblázat: A paraméterek értékei a modell különböző változataiban

Jelölés	Paraméter	A0	A	B	C	D	E	F	G
Előzetesen kijelölt paraméterértékek									
T	Egy szimuláció hossza	10000	10000	10000	10000	10000	10000	10000	10000
N	Vállalatok száma	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	500
G	Egy vállalat által kínált termékek száma	1	1	1	1	1	1	1	2
ε	Vállalatok közti helyettesítés rugalmassága	3	3	3	3	3	3	3	3
γ	Termékek közti helyettesítés rugalmassága	-	-	-	-	-	-	-	1,1
\bar{g}^Y	Nominális növ. ütem állandósult állapotban	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0046
φ	Monetáris sokkok perzisztenciája	0,93	0,93	0,93	0,93	0,93	0,93	0,93	0,61
σ_ξ	Monetáris sokkok szórása	0,0017	0,0017	0,0017	0,0017	0,0017	0,0017	0,0017	0,0015
η	Kereslet-kínálat interakciók erőssége	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,02	0,02
σ_ν	Aggregált termelékenységi sokkok szórása	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002
ρ	Idioszinkratikus term. sokkok perzisztenciája	0,00	0,00	0,00	0,00	0,95	0,00	0,95	0,95
$\bar{\pi}$	Maximális profit	-	-	-	1	-	-	-	-
β	Diszkontfaktor	-	-	-	0,997	-	-	-	-
Az SMM becslési eljárás során kalibrált paraméterértékek									
α^U	Áralkalmazkodás erőssége felfelé	<u>1,000</u>	<u>1,000</u>	<u>0,647</u>	-	<u>0,315</u>	<u>1,000</u>	<u>0,320</u>	<u>0,477</u>
α^D	Áralkalmazkodás erőssége lefelé	<u>1,000</u>	<u>1,000</u>	<u>0,647</u>	-	<u>0,315</u>	<u>1,000</u>	<u>0,320</u>	<u>0,581</u>
\bar{z}	Átlagos áralkalmazkodási küszöb	<u>0,000</u>	<u>0,041</u>	<u>0,073</u>	-	<u>0,274</u>	<u>0,000</u>	<u>0,270</u>	<u>0,119</u>
σ_z	Áralkalmazkodási küszöbök szórása	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,010</u>	-	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,050</u>
θ	Áralkalmazkodás aszimmetriája	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	-	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,344</u>
\bar{g}^μ	Potenciális növ. ütem állandósult állapotban	<u>1,0000</u>	<u>1,0000</u>	<u>1,0000</u>	<u>1,0000</u>	<u>1,0000</u>	<u>1,0000</u>	<u>1,0000</u>	<u>1,0038</u>
σ_ζ	Idioszinkratikus termelékenységi sokkok szórása	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,121</u>	<u>0,000</u>	<u>0,119</u>	<u>0,066</u>
λ	Nemnulla idioszinkr. term. sokk valószínűsége	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>0,000</u>	<u>1,000</u>	<u>0,000</u>	<u>1,000</u>	<u>0,045</u>
ρ_ζ	Termékspecifikus termel. sokkok korrelációja	-	-	-	-	-	-	-	<u>0,553</u>
\bar{z}	Menüköltség	-	-	-	<u>0,0013</u>	-	-	-	-

Forrás: Saját szerkesztés

Végül a 7. táblázat segítségével értékelhető, hogy mennyire illeszkednek jól a modell különböző változatai az empirikus adatokra, hiszen lehetővé teszi a momentumok empirikus és szimulált értékeinek összehasonlítását. Az SMM becslési eljárás során megcélzott momentumok értékei aláhúzva láthatók a táblázatban.

7. táblázat: A célzott és a nemcélzott momentumok értékei az empirikus és a modell különböző változatai által szimulált adatokban

Momentum / Modellváltozat	Adat	A0	A	B	C	D	E	F	G
Nemnulla árváltozások eloszlása									
Átlag (%)	1,9	0,0	-0,2	0,4	0,3	0,4	0,0	0,7	<u>1,9</u>
Átlagos nagyság (%)	9,7	<u>0,4</u>	<u>4,5</u>	<u>5,2</u>	3,1	<u>10,9</u>	<u>0,4</u>	<u>10,9</u>	<u>9,8</u>
Szórás (% pont)	12,5	0,5	4,5	5,3	3,2	<u>11,1</u>	0,4	<u>11,1</u>	<u>12,4</u>
Csúcosság	4,28	2,99	1,02	1,12	1,26	1,18	2,97	1,20	<u>4,29</u>
Árem. / árcsök. átl. nagysága (%)	81,8	110	101	98,3	106	89,6	99,9	90,1	<u>81,3</u>
Áremelések aránya (%)	66,0	53,2	47,7	53,9	52,7	54,5	50,5	55,8	<u>64,7</u>
Kis árváltozások aránya (%)	28,9	29,7	0,0	0,0	1,4	0,0	31,6	0,0	<u>29,1</u>
1. decilis (%)	2,1	0,1	4,2	4,3	2,2	8,5	0,1	8,5	2,1
1. kvartilis (%)	3,9	0,2	4,3	4,7	2,5	9,6	0,1	9,6	4,4
Medián (%)	7,2	0,3	4,4	5,1	3,0	10,6	0,3	10,6	7,6
3. kvartilis (%)	12,0	0,6	4,6	5,7	3,6	12,0	0,5	12,0	13,0
9. decilis (%)	22,3	0,8	4,8	6,2	4,1	13,7	0,7	13,7	20,3
Árváltoztatási gyakoriságok eloszlása									
Átlag (%)	11,6	100	<u>5,8</u>	<u>7,5</u>	<u>11,6</u>	<u>11,6</u>	100	<u>11,6</u>	<u>11,6</u>
Szórás (% pont)	5,4	0,0	0,0	0,8	0,0	0,3	0,0	0,3	5,3
Ferdeség	0,62	-	-	<u>0,78</u>	-	0,09	-	-0,02	<u>0,62</u>
1. decilis (%)	5,1	100	5,8	6,6	11,6	11,3	100	11,3	5,1
1. kvartilis (%)	7,4	100	5,8	6,9	11,6	11,4	100	11,5	7,4
Medián (%)	11,1	100	5,8	7,4	11,6	11,6	100	11,6	11,3
3. kvartilis (%)	14,7	100	5,8	7,9	11,6	11,8	100	11,8	14,9
9. decilis (%)	19,2	100	5,8	8,7	11,6	12,0	100	12,0	17,9
Egy további momentum									
Átlagos év/év inflációs ráta (%)	2,60	0,62	-0,08	0,34	0,42	-0,21	0,13	0,20	1,59

Megjegyzések: Minden modellváltozat esetén aláhúzva láthatók az SMM becslése során megcélzott momentumok értékei. Az *árem. / árcsök. átl. nagysága* az áremelések átlagos nagyságának az árcsökkenésekéhez viszonyított arányát jelenti. A kis árváltozások arányát azoknak a nemnulla árváltozásoknak az arányával mérem, amelyek kisebbek a nemnulla árváltozások átlagos nagyságának felénél. A nemnulla árváltozások eloszlása esetén a nemnulla árváltozások nagyságeloszlásának kvantilisereire utalnak a kvantilisek. Az átlagos év/év inflációs ráta az árszínvonal átlagos év/év növekedési rátája az USA-ban 1989 és 1997 között. Az inflációt a GDP-deflátorral mérem.

Forrás: Saját szerkesztés

A modellváltozatok empirikus adatokra való illeszkedésének jóságát az 5-6. fejezetekben fogom elemezni, a paraméterértékek SMM becsléseit viszont nem fogom minden egyes modellváltozat esetén részletesen bemutatni a teljeskörű, G-vel jelölt változatot kivéve. Mivel ezt a modellváltozatot fogom a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak becslésére használni, ennek esetében van a legnagyobb jelentőségük a paraméterek becsült értékeinek és az empirikus adatokra való illeszkedés jóságának.

A G modellváltozat paraméterbecslésének 6. táblázatban közölt eredményei szerint az áralkalmazkodás erősségét meghatározó paraméterek értékei közepes nagyságrendűek, és a felfelé történő áralkalmazkodás erőssége kisebb ($\alpha^U = 0,477$), mint a lefelé történőé ($\alpha^D = 0,581$). Ez nem meglepő, hiszen elvártam a modelltől az SMM becslés során, hogy reprodukálja a 4.2. alfejezetben közölt S7 stilizált tény, amely szerint átlagosan kisebbek az áremelkedések, mint az árcsökkenések. A becsült értékek azt jelentik, hogy amennyiben történik áralkalmazkodás, egy termék iránti anticipált kereslet és a kínálati potenciálja közti 1 százalékos pozitív (negatív) eltérés 0,477 százalékos (0,581 százalékos) áremeléshez (árcsökkenéshez) vezet. A \bar{z} átlagos áralkalmazkodási küszöb 11,9%, ami azt jelenti, hogy meg kell haladnia a 11,9%-ot az átlagos vállalat termékei iránti anticipált kereslet és a kínálati potenciáljaik közti súlyozott átlagos eltérésnek ahhoz, hogy áralkalmazkodást idézzon elő. Az áralkalmazkodási küszöbök vállalatok közti σ_z szórása 5 százalékponttal egyenlő. Az áralkalmazkodás aszimmetriáját meghatározó θ paraméter értéke 0,344, vagyis 34,4%-kal kisebb súllyal veszik figyelembe a vállalatok azokat a termékeiket, amelyeket illetően túlkínálatra számítanak, mint amelyek iránt túlkeresletet várnak, amikor fontolgatják, hogy változtassanak-e az áron. Állandósult állapotban 0,38 százalékkal nő a gazdaság potenciális kibocsátása hónapról hónapra, hiszen \bar{g}^μ értéke 1,0038-nek adódott. Az idioszinkratikus sokkok σ_z szórása 6,6%, ami hasonló nagyságrendű, mint a szakirodalomban található tipikus becslések értékei.⁶⁰ Egy nemnulla idioszinkratikus sokk érkezésének λ valószínűsége 0,045, ami szintén közel van a szakirodalomban közölt standard értékekhez.⁶¹ Végül a termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli ρ_z korrelációja 0,553-nek adódott, ami a Midrigan (2011) modellje által produkált érték (0,53) és a Karádi és Reiff (2019) által feltételezett érték (0,60) közé esik.

⁶⁰ Érdemes megjegyezni, hogy a kínálati potenciál $\delta_{i,g,t}$ termékspecifikus komponensének szórása $\sigma_z/\sqrt{1-\rho^2} = 0,210$, vagyis 21,0%.

⁶¹ Midrigan (2011) 0,030-re becsüli ezt a valószínűséget, Karádi és Reiff (2019) pedig 0,096-re.

5. A nemlineáris áralkalmazkodás és a kereslet-kínálat interakciók szerepe a hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulásában

A 2.1.1.2. szakaszban kifejtettem, hogy a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésének két lehetséges magyarázata a posztkeynesi monetáris elmélet szerint az áralkalmazkodás nemlineáris jellege és a kereslet-kínálat interakciók jelenléte a gazdaságban (Palacio-Vera, 2005; Fontana, 2007; Fontana – Palacio-Vera, 2007; Kriesler – Lavoie, 2007). A 2.1.1.1. szakaszban és a 3.2. alfejezetben számos példát említettem a főáramú, a posztkeynesi és az ágensalapú makroökonómia területéről is, amelyek alátámasztják, hogy a kereslet-kínálat interakciók valóban magyarázhatják a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését és az aggregált kibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézist. A nemlineáris áralkalmazkodást illetően viszont korántsem ennyire egyértelműek az elméleti álláspontok. A 3.2. alfejezetben kifejtettem azt is, hogy az áralkalmazkodás nemlineáris jellege hiszterézishez vezet Delgado (1991) és Dixit (1991) menüköltség modelljeiben, a posztkeynesi monetáris makroökonómia 2.1.1.2. szakaszban bemutatott elmélete szerint pedig a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését is magyaráznia kell. A 2.2.2. szakaszban bemutatott DSGE-típusú menüköltség modellekben (Golosov – Lucas, 2007; Gertler – Leahy, 2008; Nakamura – Steinsson, 2010; Midrigan, 2011; Alvarez et al., 2016; Karádi – Reiff, 2019) viszont nem vezet hiszterézishez és a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez a nemlineáris áralkalmazkodás.

A 4. fejezetben bemutatott és a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus adatokra kalibrált menüköltség modell hibrid jellegét kihasználva ebben a fejezetben tisztázom a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésének posztkeynesi magyarázatául szolgáló két közgazdasági mechanizmus szerepét a hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulásában, vagyis a doktori értekezés K1 kutatási kérdésének megválaszolására fókuszálok:

K1: Milyen szerepet játszik a nemlineáris áralkalmazkodás és a kereslet-kínálat interakciók működése az aggregált reálkibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulásában?

A K1 kutatási kérdés megválaszolása szempontjából nem fontos, hogy kvantitatív értelemben realizisztikus eredményeket produkáljon a modell a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásait illetően, ezért ebben a fejezetben csak az a célom, hogy kvalitatív értelemben felderítsem a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésében és a hiszterézis kialakulásában szerepet játszó közgazdasági mechanizmusokat. Ehhez elegendő lesz a 4.3. *alfejezetben* bemutatott menüköltség modell egy végletekig egyszerűsített változatából kiindulni, amelyhez lépésenként fogom hozzáadni az újabb és újabb összetevőket, hogy világossá váljon, mely közgazdasági mechanizmusok felelősek a hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kibontakozásáért vagy hiányáért. A mechanizmusok szerepét úgy fogom vizsgálni, hogy szimulálom és elemzem a modellváltozatok egy monetáris sokkra adott impulzusválaszait. Adok egy *átmeneti* sokkot az aggregált nominális kereslet *növekedési rátájának*, ami *permanens* emelkedéshez fog vezetni a *szintjében*. Ezt követően megfigyelem, hogy működnek-e olyan közgazdasági mechanizmusok a modellben, amelyek várhatóan visszavezetik az aggregált reálkibocsátást a kezdeti állandósult állapotbeli értékére hosszú távon. Ha működnek ilyen mechanizmusok, akkor nincs hosszú távú reálhatása a monetáris politikának, és nem alakul ki hiszterézis az aggregált kibocsátás dinamikájában. Ha nem működnek ilyen mechanizmusok, akkor sérül a hosszú távú monetáris semlegesség, és kibontakozik a hiszterézis.

A fejezetben elemzésre kerülő összes egyszerű modellváltozat tartalmazza az alábbi egyszerűsítő feltevéseket, amelyek segítenek a hiszterézis kialakulásáért és a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséért felelős lényegi közgazdasági mechanizmusokra koncentrálni:

- Homogénnek feltételezem a vállalatokat az áralkalmazkodási küszöbeik szempontjából, aminek következtében ugyanolyan gyakran fog változni az összes termékváltozat ára.
- Egytermékes vállalatokat feltételezek többtermékesek helyett, tehát egyetlen termékváltozatot kínál minden vállalat.
- Eltekintek az aggregált nominális kereslet trendszerű növekedésétől, ezáltal a trendinflációtól is. Trendinfláció hiányában nincs okuk aszimmetrikusan reagálni a pozitív és a negatív monetáris sokkokra a vállalatoknak, ezért szimmetrikussá válik az áralkalmazkodás: $\theta = 0$ és $\alpha^U = \alpha^D = \alpha$.
- Eltekintek a potenciális növekedéstől, vagyis a kínálati potenciál aggregált komponensének trendszerű növekedésétől.

- Eltekintek az aggregált termelékenységi sokkoktól, így az idioszinkratikus termelékenységi sokkok maradnak a kínálati potenciálok sztochasztikus ingadozásainak egyetlen lehetséges forrásai.
- Felteszem, hogy az idioszinkratikus termelékenységi sokkok valószínűség-eloszlása normális ahelyett, hogy leptokurtikus lenne, vagyis nem rendszertelenül érkeznek a sokkok, hanem minden periódusban érkezik egy normális eloszlású.

Az *5.1. alfejezetben* bemutatom a modell legegyszerűbb, benchmark változatát, amely nem tartalmazza a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséért potenciálisan felelős két posztkeynesi közgazdasági mechanizmus egyikét sem, ezért alkalmas viszonyítási alapként szolgál a későbbi alfejezetek elemzése során. Az *5.2. alfejezetben* megmutatom, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet a modell legegyszerűbb változatainak keretei között. Az *5.3. alfejezetben* két potenciális ellenérvet mutatok be az *5.2. alfejezet* eredményeivel szemben: megvizsgálom, hogy akkor is a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet-e a nemlineáris áralkalmazkodás, ha a vállalatok dinamikus optimalizálással döntenek az árakról, illetve ha idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik őket. Az *5.4. alfejezetben* pedig rámutatok, hogy a kereslet-kínálat interakciók működése a nemlineáris áralkalmazkodásnál meggyőzőbb magyarázatát adja a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésének és a hiszterézis kibontakozásának az aggregált kibocsátás dinamikájában.

5.1. A benchmark modellváltozat

Az elemzések kiindulópontja a menüköltség modell A0-lal jelölt benchmark változata, amely nem tartalmazza az egyikét sem annak a két közgazdasági mechanizmusnak, amely magyarázhatja a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését a posztkeynesi közgazdászok szerint. A modellváltozat három további egyszerűsítő feltevésen alapul azokon felül, amelyek a fejezetben elemzésre kerülő összes modellváltozatra érvényesek: nem érik idioszinkratikus termelékenységi sokkok a vállalatokat, ezért a kínálati potenciálok állandóak, nincsenek kereslet-kínálat interakciók és végül, ingyenes az áralkalmazkodás, nem kell menüköltséget fizetni. Az utóbbi feltevésből következően nulla az áralkalmazkodási küszöb minden vállalat esetén, vagyis lineáris az áralkalmazkodás.

A fenti feltevések mellett homogénné válnak a vállalatok, ezért ugyanazt az árat fogja szabni mindegyikük, vagyis $p_{i,t} = p_t \forall i$ esetén. Az árszínvonalat kifejező CES árindex felírható ekkor az alábbi alakban:

$$P_t = N^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \cdot p_t.$$

Az iménti kifejezést a (2) keresleti függvénybe helyettesítve a következő alakúra egyszerűsödik az összes termékváltozat iránti keresleti függvény:

$$c_t = \frac{Y_t}{Np_t}. \quad (8)$$

A (8) keresleti függvény azt fejezi ki, hogy az aggregált reálkereslet egyenlően oszlik meg az N vállalat között. Fenntartom azt a feltevést, amely szerint a termelés a kereslet által meghatározott, ezért $c_t = q_t \forall t$ esetén.

Ha tökéletesen racionálisak lennének a vállalatok, felismernék mindezt, és a

$$p_t = \frac{Y_t}{N\bar{q}}$$

árat szabnák. Ezáltal tökéletesen koordinálnák a keresletet a kínálati potenciáljaikkal, és mindig konstans \bar{q} mennyiséget termelne minden vállalat. A profit valóban maximális lenne ekkor, hiszen akként a kibocsátási szintként értelmeztem a kínálati potenciált a 4.3.2. szakaszban, amely mellett a legköltséghatékonyabb a termelés. Az összbevétel ugyanis

$$p_t q_t = p_t \frac{Y_t}{Np_t} = \frac{Y_t}{N},$$

ami független a vállalat döntéseitől. Ilyen esetben akkor maximális a profit, ha a lehető legalacsonyabb költségszinten termel a vállalat. Tökéletes racionalitás mellett és ármelegség hiányában tehát teljes egészükben az árszínvonalban csapódnának le a monetáris sokkok, nem lennének reálhatásaik sem rövid, sem hosszú távon.

A vállalatok azonban korlátozottan racionálisak már a modell benchmark változatában is: a (4) heurisztikus szabály alapján hozzák meg az árazási döntéseiket. Az A0 modellváltozat ennek ellenére annyira egyszerű, hogy analitikusan is elemezhető. A (8) keresleti függvény inverzét a (4) árazási szabályba helyettesítve az alábbi kifejezés adódik a kibocsátásra a modellváltozat feltevései mellett némi átalakítást követően:

$$q_t = \bar{q}^\alpha q_{t-1}^{1-\alpha} g_t^Y.$$

Mivel homogének a vállalatok az A0 modellváltozatban, az aggregált reálkibocsátás $Q_t = \left(\sum_{i=1}^N q_t^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = N^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \cdot q_t$, vagyis

$$Q_t = N^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \bar{q}^\alpha \left(\frac{Q_{t-1}}{N^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}} \right)^{1-\alpha} g_t^Y,$$

ami némi egyszerűsítést követően

$$Q_t = \bar{Q}^\alpha Q_{t-1}^{1-\alpha} g_t^Y$$

alakra hozható, ahol $\bar{Q} = \left(\sum_{i=1}^N \bar{q}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = N^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \cdot \bar{q}$ a gazdaság makroszintű potenciális kibocsátása.

Mindkét oldal logaritmusát véve:

$$\log Q_t = \alpha \log \bar{Q} + (1 - \alpha) \log Q_{t-1} + \log g_t^Y.$$

$\log g_t^Y$ helyére behelyettesíthető az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját meghatározó (3) AR(1) folyamat a fejezet egyszerűsítő feltevéseinek megfelelően feltételezve, hogy nem nő trendszerűen az aggregált nominális kereslet, vagyis $\bar{g}^Y = 1$. Az alábbi differenciaegyenlet adódik ekkor az aggregált kibocsátás logaritmusára:

$$\log Q_t = \alpha \log \bar{Q} + (1 - \alpha) \log Q_{t-1} + \varphi \log g_{t-1}^Y + \xi_t, \quad (9)$$

amely kiegészül az aggregált nominális kereslet kereslet növekedési rátáját meghatározó (3) AR(1) folyamat $\bar{g}^Y = 1$ esetén adódó változatával:

$$\log g_t^Y = \varphi \log g_{t-1}^Y + \xi_t. \quad (10)$$

A (9)-(10) egyenletek egy kétváltozós dinamikus rendszert alkotnak, amelynek mátrixalakja a következő:

$$\begin{bmatrix} \log Q_t \\ \log g_t^Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha \log \bar{Q} \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 - \alpha & \varphi \\ 0 & \varphi \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log Q_{t-1} \\ \log g_{t-1}^Y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_t \\ \xi_t \end{bmatrix}. \quad (11)$$

A (11) dinamikus rendszer állandósult állapotában állandó időben az aggregált kibocsátás, valamint az aggregált nominális kereslet növekedési üteme, és nem érkezik monetáris sokk, vagyis $Q_t = Q_{t-1} = Q^*$, $g_t^Y = g_{t-1}^Y = g^{Y*}$ és $\xi_t = 0$. Ezeket, valamint a $\varphi \in [0, 1)$ feltevést kihasználva az aggregált nominális kereslet növekedési üteme állandósult állapotban

$$g^{Y*} = 1,$$

az aggregált kibocsátás állandósult állapotbeli értéke pedig

$$Q^* = \bar{Q},$$

ha $\alpha \neq 0$, vagyis megegyezik a potenciális kibocsátással. $\alpha = 0$ esetén meghatározatlan az állandósult állapot, ekkor az aggregált kibocsátás bármely értéke lehet állandósult állapotbeli.

Egyetlen állandósult állapota létezik tehát az A0 modellváltozatnak az $\alpha = 0$ speciális eset kivételével. Az állandósult állapot stabilitásának vizsgálatához ki kell számítani a (11) dinamikus rendszer együtthatómátrixának sajátértékeit, amelyek a következők:

$$\kappa_1 = 1 - \alpha$$

$$\kappa_2 = \varphi.$$

Mivel $\alpha \in [0, 1]$ és $\varphi \in [0, 1)$ feltevés szerint, mindkét sajátérték kisebb 1-nél, és egyik sem kisebb 0-nál, ha $\alpha \neq 0$, ami azt jelenti, hogy a modellváltozat állandósult állapota stabil (Shone, 2002). $\alpha = 0$ esetén viszont 1-gyel egyenlő a κ_1 sajátérték, ami azt jelenti, hogy a (11) dinamikus rendszernek egységgyöke van ekkor. Egységgyök jelenlétében stabil a dinamikus rendszer összes lehetséges állandósult állapota, de csak a kezdőértékeinek ismeretében határozható meg, hogy melyik felé konvergál, vagyis útfüggő a rendszer dinamikája (Giavazzi – Wyplosz, 1985). Egy átmeneti sokk ilyenkor megváltoztatja az állandósult állapotot, amely a rendszer attraktoraként funkcionál, ezért hiszterézis alakul ki a dinamikájában (Amable et al., 1993; Setterfield, 2009).

Az eredmények a következőképpen értelmezhetők közgazdaságilag. $\alpha \neq 0$ esetén nem bontakozik ki hiszterézis az aggregált reálkibocsátás dinamikájában, és érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség, hiszen egyetlen állandósult állapotbeli értéke létezik az aggregált kibocsátásnak, a potenciális kibocsátásnak megfelelő érték, és ez stabil, tehát amennyiben eltéríti egy monetáris sokk a tényleges kibocsátást a konstans potenciális értékétől, hosszú távon visszatér hozzá. $\alpha = 0$ esetén viszont hiszteretikus az aggregált kibocsátás dinamikája, és sérül a hosszú távú monetáris semlegesség. Az áralkalmazkodás erősségét meghatározó α paraméter 0 értéke azt jelenti, hogy egyáltalán nem reagálnak a vállalatok a kereslet és a kínálati potenciál anticipált eltéréseire az árak változtatásával, tehát tökéletesen merevek az árak. Az aggregált nominális kereslet változásai ekkor kizárólag a reálkibocsátásban csapódhatnak le, hiszen az árszínvonal konstans. Ha azonban akár a legcsekélyebb mértékben, de végeznek áralkalmazkodást a vállalatok, akkor nincs nyoma hiszterézisnek a benchmark modellváltozatban, és érvényesül

a hosszú távú monetáris semlegesség, ezért nem fordítok különösebb figyelmet az $\alpha = 0$ esetre a továbbiakban.

A (11) dinamikus rendszer fázisdiagramjának elkészítéséhez szükség van a $\Delta \log Q_t = 0$, valamint a $\Delta \log g_t^Y = 0$ nyugalmi vonal egyenletére, amely mentén konstans az aggregált kibocsátás, illetve az aggregált nominális kereslet növekedési üteme a két endogén változó által meghatározott fázissíkban. A $\Delta \log Q_t = 0$ nyugalmi vonal egyenletének meghatározásához ki kell vonni a (9) egyenlet mindkét oldalából $\log Q_{t-1}$ -et, és egyenlővé kell tenni az így kapott egyenlet baloldalát nullával. Az alábbi egyenlet adódik a $\Delta \log Q_t = 0$ nyugalmi vonalra $\log g_{t-1}^Y$ -et kifejezve:

$$\log g_{t-1}^Y = -\frac{\alpha}{\varphi} \log \bar{Q} + \frac{\alpha}{\varphi} \log Q_{t-1}.$$

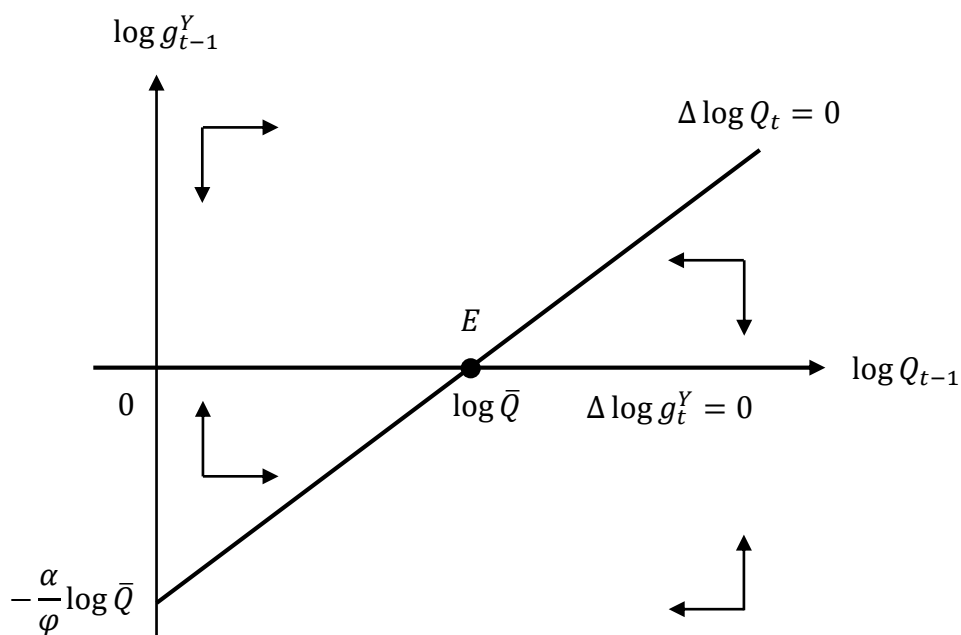
A $\Delta \log g_t^Y = 0$ nyugalmi vonal egyenletének levezetéséhez a (10) egyenlet mindkét oldalából kell $\log g_{t-1}^Y$ -et kivonni, és az így kapott egyenlet baloldalát kell egyenlővé tenni nullával. A $\varphi \in [0, 1)$ feltevést kihasználva a $\Delta \log g_t^Y = 0$ nyugalmi vonal egyenlete egyszerűen

$$\log g_{t-1}^Y = 0.$$

A fázisdiagram a 3. ábrán látható $\alpha \neq 0$ esetén. A két nyugalmi vonal E -vel jelölt metszéspontjában található az A0 modellváltozat állandósult állapota, hiszen ebben a pontban mindkét endogén változó állandó időben. A két nyugalmi vonal négy részre osztja a fázissíkot, a nyilak jelzik az endogén változók mozgásirányát a négy síkrész mindegyikében. Látható, hogy bármilyen irányba taszítsa is ki egy monetáris sokk a piacot az E állandósult állapotából, az A0 modellváltozatban működő közgazdasági mechanizmusok – elsősorban a (4) árazási szabály – visszavezetik oda hosszú távon. Érdeemes megjegyezni, hogy csak az E ponton áthaladó pozitív meredekségű 45 fokos egyenes mentén képesek kimozdítani a monetáris sokkok a piacot az állandósult állapotából, hiszen az aggregált kibocsátás és az aggregált nominális kereslet növekedési rátáit érő véletlen sokkok megegyeznek egymással a (11) differenciaegyenlet-rendszer alapján. Ennek oka az, hogy az árak csak egy periódus késéssel reagálnak a monetáris sokkokra a vállalatok adaptív keresleti várakozásai miatt, így azok kizárólag a reálkibocsátásban csapódnak le érkezésükkor. Hogy melyik kettőbe mozdíthatják el a rendszert a monetáris sokkok a fázissíknak a két nyugalmi vonal által meghatározott négy része közül, az attól függ, hogy kisebb vagy nagyobb-e 1-nél a $\Delta \log Q_t = 0$ nyugalmi vonal meredeksége. Ez

pedig azon múlik, hogy elmarad-e az áralkalmazkodás α erőssége a nominális kereslet-növekedés φ perzisztenciájától, vagy meghaladja azt. Előbbi esetben tovább nő (csökken) az aggregált kibocsátás egy pozitív (negatív) monetáris sokk érkezését követő néhány periódus folyamán, utóbbi esetben azonnal csökkenésnek (növekedésnek) indul a sokk érkezését követően.

3. ábra: Az A0 modellváltozat fázisdiagramja



Forrás: Saját szerkesztés

Számítógépes szimuláció segítségével is megvizsgálom az A0 modellváltozat egy háromszórásnyi monetáris sokkra adott impulzusválaszát⁶², ami a 4. ábrán látható. Az inflációs rátát $P\%$ -kal jelölöm az ábrán. Látható, hogy némi rövid távú reálhatása kibontakozik a monetáris sokknak, mert a korlátozottan racionális vállalatok nem képesek optimálisan reagálni rá rövid távon, ami túl gyenge áralkalmazkodást eredményez, és szükségessé tesz némi mennyiségi alkalmazkodást. Hosszú távon azonban megtanulnak adaptálódni a monetáris sokkhoz a vállalatok azáltal, hogy emelik az árakat válaszul a túlkeresletre. Ez semlegesíti a sokk reálhatását. Nemlineáris áralkalmazkodás és kereslet-kínálat interakciók hiányában tehát nem bontakozik ki hiszterézis az aggregált kibocsátás

⁶² Azért adok egy atipikusan nagy, háromszórásnyi monetáris sokkot az A0 modellváltozatnak, mert egy- vagy egy kétszórásnyi sokk nem lenne elég nagy ahhoz a 6. táblázatban közölt kalibráció mellett, hogy legalább egy vállalatot áralkalmazkodásra ösztönözzön a B modellváltozatban, amelynek impulzusválaszát szintén a 4. ábrán mutatom be. A monetáris sokk atipikus nagysága nem jelent problémát, mert ebben a fejezetben nem a modell egyszerű változatainak kvantitatív eredményei képezik az elemzés tárgyát, hanem a kvalitatív implikációik.

dinamikájában, és érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség tökéletesen és korlátozottan racionális árazási viselkedés mellett egyaránt. A vállalatok korlátozott racionalitása ezek szerint önmagában nem képes magyarázatot adni a hiszterézisre és a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésére, de némi rövid távú reálhatást előidéz a monetáris sokkokhoz való alkalmazkodás során.

5.2. Hiszterézis és a monetáris politika hosszú távú reálhatása nemlineáris áralkalmazkodás mellett

Ebben az alfejezetben a H1 hipotézist vizsgálom a 4.3. alfejezetben bemutatott menüköltség modell két egyszerűsített változata segítségével.

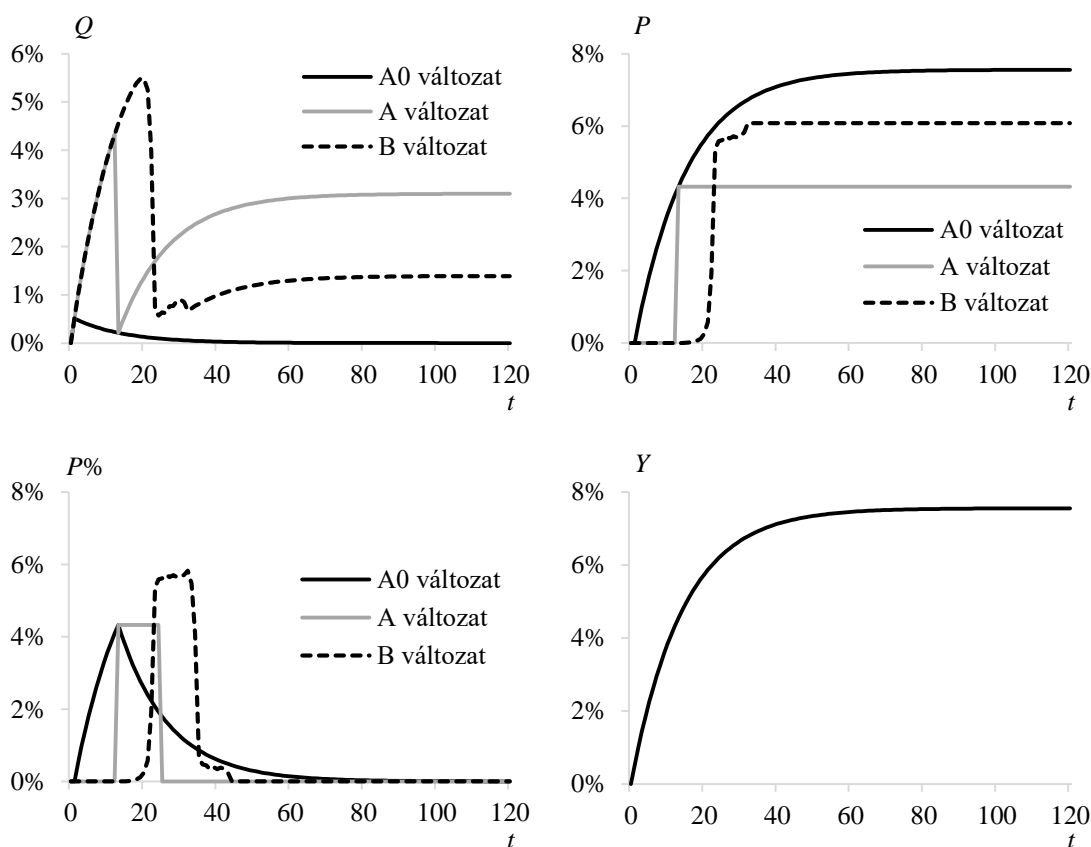
H1: Felépíthető olyan változata a menüköltség modellnek, amelynek keretei között a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet az aggregált kibocsátás dinamikájában.

A H1 hipotézis vizsgálatához bekapcsolom az A0 modellváltozatban a nemlineáris áralkalmazkodást, vagyis pozitív áralkalmazkodási küszöböket feltételezek, de továbbra is homogénnek feltételezem a vállalatokat minden szempontból. A modell így kapott változatát A-val jelölöm, és szintén a 4. ábrán látható egy háromszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválasza.

A nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézis vezet az aggregált kibocsátás dinamikájában az A modellváltozat keretei között. Az első néhány periódus folyamán teljes egészében reálnövekedéssé alakul át az aggregált nominális kereslet növekedése, mert nem reagálnak áralkalmazkodással a vállalatok a kereslet és a kínálati potenciál kis eltéréseire. Amikor azonban túlságosan eltávolodik a kereslet a kínálati potenciáltól, akkor hajlandóvá válnak a menüköltség megfizetésére, és emelik az árakat. A reálkibocsátás visszaesik ennek következtében, de azonnal újbóli emelkedésnek indul, hiszen az aggregált nominális kereslet tovább növekszik. Ezúttal azonban nem kerül elég messzire a tényleges kibocsátás a kínálati potenciáltól ahhoz, hogy hajlandóvá váljanak a vállalatok még egyszer megfizetni a menüköltséget. Ezért az árak nem nőnek tovább, és az aggregált reálkereslet egy permanensen magasabb szinten állandósul a kezdetihez képest, ahogy az aggregált nominális kereslet beáll az új, a kezdetinél magasabb állandósult állapotbeli szintjére. Mindennek következtében nagyobb lesz az összes termékváltozat kibocsátása az új állandósult állapotban, mint a

kezdetiben volt. Ez azt jelenti, hogy egy, az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját érő átmeneti sokk permanens hatást gyakorol az aggregált reálkibocsátás szintjére, amelynek dinamikája ezek szerint hiszteretikus, és sérül a hosszú távú monetáris semlegesség az A modellváltozatban.

4. ábra: Az A0, A és B modellváltozatok egy háromszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválaszai



Forrás: Saját szerkesztés

Az A modellváltozat legszembetűnőbb hátránya az, hogy diszkrét ugrások figyelhetők meg a keretei között a reálkibocsátás és az árszínvonal dinamikájában, ami a gazdaság mikroszintjén akár realiztikus lehet, de a makroszintjén semmiképp. A hiszterézis közgazdasági szakirodalma azonban hangsúlyozza, hogy amennyiben heterogének az exogén aggregált sokkokra adott mikroszintű reakciók, az aggregálásuk folytonos nemlineáris alkalmazkodáshoz vezet makroszinten (Amable et al., 1993; 1994; Göcke, 2002; Setterfield, 2009). Ennek megfelelően folytonossá tehetők az A modellváltozat által produkált impulzusválasz függvények is, ha heterogénnek feltételezem a vállalatokat az áralkalmazkodási küszöbeik szempontjából. Ezt magyarázhatja például az, hogy eltérő

nagyságú menüköltségekkel szembesülnek az árazási döntéseik során. A feltevést a 2. ábra jobboldali paneljén látható stilizált empirikus tény alapozza meg, amely szerint jelentős heterogenitás tapasztalható a különböző termékek árváltozási gyakoriságaiban.

A modell B változata az A modellváltozat heterogén áralkalmazkodási küszöbökkel bővített verziója, amelynek egy háromszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválasza szintén a 4. ábrán látható. Ebben a modellváltozatban is kibontakozik a monetáris sokk hosszú távú reálhatása és a hiszterézis, de a diszkrét ugrások eltűntek az impulzusválasz függvényekből. Ennek oka az, hogy ebben a modellváltozatban nem egyszerre fognak áralkalmazkodásba az egyedi vállalatok a monetáris sokk érkezését követően, hanem különböző időpontokban. Az áralkalmazkodás ebben az esetben sem tökéletes hosszú távon.

Az alfejezetben bemutatott eredmények alapján tehát *elfogadom a H1 hipotézist*, hiszen valóban sikerült létrehozni olyan változatait a menüköltség modellnek, amelyekben a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet az aggregált kibocsátás dinamikájában. Ennek oka az A és a B modellváltozatokban alapvetően az, hogy amennyiben sosem tökéletes egy monetáris sokkot követő áralkalmazkodás rövid távon, és semmilyen más sokk nem éri a vállalatokat, akkor hosszú távon sem lehet az.

5.3. Két potenciális ellenérv

A 4. ábrán látható impulzusválasz függvények világossá teszik, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet az aggregált kibocsátás dinamikájában a menüköltség modell legegyszerűbb változatainak keretei között. Ez összhangban áll Delgado (1991) és Dixit (1991) eredményeivel és a posztkeynesi monetáris makroökonomia álláspontjával, viszont még rejtélyesebbé teszi, hogy miért érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség, és miért nem bontakozik ki hiszterézis a DSGE-típusú menüköltség modellekben. Két kulcsfontosságú feltevést tartalmaznak a DSGE-típusú menüköltség modelleknek, amelyek a hibrid menüköltség modell legegyszerűbb változataiban nem szerepelnek, és potenciálisan eliminálhatják a hiszterézist és a monetáris politika hosszú távú reálhatását:

1. *Dinamikus optimalizálás*: A vállalatok nem korlátozottan, hanem tökéletesen racionálisak, ezért egy dinamikus profitmaximalizálási probléma megoldásával döntenek az optimális árakról.

2. *Idioszinkratikus termelékenységi sokkok*: A monetáris sokk mellett, ami az összes vállalatot érintő aggregált sokk, idioszinkratikus termelékenységi sokkok is érik a vállalatokat.

Az *5.3.1. szakaszban* a dinamikusan optimalizáló vállalatok feltevését, az *5.3.2. szakaszban* pedig az idioszinkratikus termelékenységi sokkokat vezetem be a menüköltség modell A változatába, és megvizsgálom, hogy miként érintik a hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulását. Mindennek során azt feltételezem az egyszerűség kedvéért, hogy homogének a vállalatok az áralkalmazkodási küszöbeik szempontjából.

5.3.1. Dinamikus optimalizálás

Ebben a szakaszban a tökéletesen racionális vállalatok feltevését veszem górcső alá, amelyek dinamikus optimalizálással döntenek az árakról. Könnyen észrevehető a *4. ábrán*, hogy permanensen eltér a vállalatok kibocsátása a kínálati potenciáltól az A modellváltozatnak a monetáris sokk lecsengését követően kialakuló új állandósult állapotában, ami végtelen nagy veszteséget okoz számukra hosszú távon a rugalmas árak mellett elérhető maximális profitáramhoz képest. Egy előretékintő vállalat észreveheti ezt, és hajlandó lehet megfizetni a véges menüköltséget a jelenben a végtelen nagy várható jövőbeli veszteség elkerülése érdekében, ezáltal visszatérítheti az árat a rugalmas áras állandósult állapotbeli értékére eliminálva a monetáris sokk hosszú távú reálhatását és a hiszterézist. Erre alapozva fogalmaztam meg a doktori értekezés H2 hipotézisét:

H2: Ha dinamikus optimalizálással döntenek az árakról a menüköltség modell vállalatai, akkor a nemlineáris áralkalmazkodás nem eredményez hiszterézist az aggregált kibocsátás dinamikájában, és érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség.

Ebben a szakaszban a H2 hipotézis érvényességét vizsgálom. Az *5.3.1.1. szakaszban* bemutatom a hipotézis vizsgálatára kidolgozott, dinamikusan optimalizáló vállalatokat tartalmazó modellváltozatot, az *5.3.1.2. szakaszban* a modellváltozat numerikus megoldását és a belőle származtatott optimális árazási szabály néhány jellemzőjét ismertetem, az *5.3.1.3. szakaszban* pedig a modellváltozat egy monetáris sokkra adott impulzusválaszának elemzésével döntök a H2 hipotézis elfogadásáról vagy elutasításáról.

5.3.1.1. Egy modellváltozat dinamikusan optimalizáló vállalatokkal

Ebben a szakaszban bemutatom a menüköltség modell C változatát, amelynek feltevései majdnem megegyeznek az A változatéival egy fontos kivételtől eltekintve: nem korlátozottan, hanem tökéletesen racionálisak a vállalatok a keretei között. A (4) heurisztikus árazási szabály használata helyett dinamikusan optimalizálással döntenek az árakról. Felteszem, hogy tökéletesen informáltak a vállalatok a piac struktúrájáról, vagyis ismerik a (2) keresleti függvényt és az aggregált nominális kereslet alakulását meghatározó (3) AR(1) folyamatot, valamint azzal is tisztában vannak, hogy a versenytársaik kínálati potenciáljai és a menüköltségeik ugyanazok, mint az övéik. Azon túl, hogy birtokában a termékpiac struktúrájával és állapotával kapcsolatos összes releváns információnak, a döntéshozóik rendelkeznek mindazokkal a kognitív képességekkel is, amelyek szükségesek mindezen információk hatékony hasznosításához, vagyis az optimális döntés meghozatalához. Ezekből a feltevésekből következően meg kell, hogy egyezzenek egymással a vállalatok által szabott árak minden periódusban, ezért elegendő egyetlen reprezentatív vállalat döntési problémáját tanulmányozni, és nem szükséges az i alsóindexet használni az egyedi vállalatok megkülönböztetésére a szakasz további részében.

Mivel a vállalatok homogének a C modellváltozatban, a (2) keresleti függvény a (8) alakra egyszerűsödik az A0 modellváltozathoz hasonlóan. A tökéletesen racionális vállalatok maximalizálják az értéküket, vagyis a várható profitáramuk jelenértékét végtelen időhorizonton. Felteszem, hogy a reprezentatív vállalat profitfüggvénye a következő:

$$\pi_t = \bar{\pi} - \left(\frac{q_t - \bar{q}}{\bar{q}}\right)^2 - \bar{z} \cdot I(p_t \neq p_{t-1}), \quad (12)$$

ahol π_t jelöli a vállalat profitját a t -edik időszakban, $\bar{\pi}$ a maximálisan elérhető profit mennyisége, vagyis a rugalmas árak mellett adódó profit, \bar{z} a menüköltség, ami nem azonos a (4) árazási szabályban szereplő z áralkalmazkodási küszöbvel, $I(\cdot)$ pedig most is az indikátor függvény, amely ezúttal akkor veszi fel az 1 értéket, ha árat változtat a vállalat, és akkor veszi fel a 0 értéket, ha változatlanul hagyja az árat a vállalat.⁶³

A (12) profitfüggvény azt fejezi ki, hogy a maximális $\bar{\pi}$ profitot éri el a vállalat, ha a kibocsátása egyenlő a kínálati potenciáljával, és nem változtat árat, ezért nem kell

⁶³ Egyszerű menüköltség modellek alkotói gyakran használnak hasonló képleteket a profitfüggvény közelítésére. A négyzetes veszteséget azonban az ár és a kívánt értéke közti eltérés függvényeként fejezik ki általában, nem a kibocsátás és a kívánt értéke közti eltérés függvényeként, ahogy a (12) egyenlet (Dixit, 1991; Ball – Mankiw, 1994; Karádi – Reiff, 2019). Az ilyen jellegű képletek általában levezethetők a valódi profitfüggvény másodrendű közelítésével (Alvarez et al., 2016).

menüköltséget fizetnie. Minél nagyobb a kibocsátás és a kínálati potenciál relatív eltérése, annál kevesebb a vállalat profitja. Emellett a menüköltség is csökkenti a profitot áralkalmazkodás esetén. A (12) profitfüggvény feltételezett alakja azzal indokolható, hogy az összbevétel az 5.1. alfejezetben leírtaknak megfelelően végső soron $p_t q_t = p_t(Y_t/Np_t) = Y_t/N$ homogén vállalatok esetén, ami független a vállalat döntéseitől, ezért a $\bar{\pi}$ konstans része. A termelés pedig feltevés szerint a kínálati potenciálnak megfelelő mennyiségben a legköltséghatékonyabb.

Ahhoz, hogy meg lehessen oldani a vállalat dinamikus profitmaximalizálási problémáját, stacionárius változók segítségével kell felírni. A vállalat döntési változója az ár, de mivel az aggregált nominális kereslet nem stacionárius, az ár sem lesz az. Ezért a kibocsátást használom kontrollváltozóként, hiszen annak stacionaritását garantálja a kínálati potenciál állandósága, amely egyfajta *gravitációs centrumként* szolgál a tényleges kibocsátás számára. A vállalat természetesen nem dönt a kibocsátásáról közvetlen módon, de mivel a (8) keresleti függvény egy egyértelmű kapcsolatot fejez ki az ár és a kereslet által meghatározott kibocsátás között, a választott kibocsátási szint egyértelműen meghatározza a választandó árat is. Habár a vállalat formális kontrollváltozója a kibocsátás, a fix alkalmazkodási költség továbbra is az ár változtatásához kapcsolódik, és nem a kibocsátásához. Mivel a vállalat dinamikus optimalizálási problémája így már stacionárius, elhagyom a periódusindexeket a jelölés egyszerűsítése érdekében. Ezt azért lehet megtenni, mert a vállalat egy azonos struktúrájú végtelen időhorizontú optimalizálási problémát old meg minden időszakban. A változók következő periódusbeli értékeit aposztrófok fogják jelölni a szakasz hátralévő részében.

Az árváltoztatás értéke a következőképpen írható fel:

$$V^C(g^Y) = \max_q \left\{ \bar{\pi} - \left(\frac{q - \bar{q}}{\bar{q}} \right)^2 - \bar{z} + \beta \mathbb{E}_{g^Y, |g^Y} V(q, g^{Y'}) \right\}, \quad (13)$$

ahol $V^C(g^Y)$ az árváltoztatás értéke, ami csupán egyetlen állapotváltozónak, az aggregált nominális kereslet növekedési ütemének a függvénye. $\beta \in (0, 1)$ jelöli a diszkontfaktort, $V(q, g^{Y'})$ a vállalat értéke a következő időszakban, $\mathbb{E}_{g^Y, |g^Y}$ pedig a feltételes várható érték operátor, ahol a feltétel azt fejezi ki, hogy a várható érték számítása az aktuális időszak nominális keresletnövekedésének ismeretében történik.

Ahhoz, hogy fel lehessen írni az ár megtartásának értékét, meg kell határozni, hogy mivel egyenlő a vállalat kibocsátása ebben az esetben. Jelölje q^{pre} , p^{pre} és Y^{pre} a kibocsátás, az ár, illetve az aggregált nominális kereslet értékeit az előző időszakban. Ha

nem változtat árát a vállalat, akkor $p = p^{pre}$. Az is ismert, hogy $Y = Y^{pre} \cdot g^Y$ definíció szerint. Ezeknek az összefüggéseknek, a (8) keresleti függvénynek és a kereslet által meghatározott kibocsátás feltevésének segítségével a következőképpen fejezhető ki a kibocsátás az ár változatlanul tartása esetén:

$$q = \frac{Y}{Np} = \frac{Y^{pre} \cdot g^Y}{Np^{pre}} = q^{pre} \cdot g^Y.$$

Az iménti kifejezést a (12) profitfüggvénybe helyettesítve és kihasználva, hogy nem kell menüköltséget fizetni az ár változatlanul tartása esetén, a következőképpen írható fel az ár megtartásának értéke:

$$V^{NC}(q^{pre}, g^Y) = \bar{\pi} - \left(\frac{q^{pre} \cdot g^Y - \bar{q}}{\bar{q}} \right)^2 + \beta \mathbb{E}_{g^Y, |g^Y} V(q^{pre} \cdot g^Y, g^Y), \quad (14)$$

ahol $V^{NC}(q^{pre}, g^Y)$ az ár megtartásának értéke, ami két állapotváltozó függvénye: az előző időszaki kibocsátás és az aggregált nominális kereslet növekedési ütemeé.

A vállalat értéke az árváltoztatás és az ármegettartás értékeinek maximuma:

$$V(q^{pre}, g^Y) = \max_{\{C, NC\}} \{V^C(g^Y), V^{NC}(q^{pre}, g^Y)\}. \quad (15)$$

5.3.1.2. A modellváltozat megoldása és az optimális döntési szabály

A (13)-(14)-(15) egyenletek egy Bellman-egyenletrendszer alkotnak, amelyet numerikusan oldok meg értékfüggvény iterációval.⁶⁴ A numerikus megoldás során egy két-dimenziós diszkrét ráccsal közelítem az előző időszak kibocsátása és az aggregált nominális kereslet növekedési üteme által meghatározott állapotteret. Az aggregált nominális kereslet növekedését leíró (3) AR(1) folyamatot egy 101 állapotú Markov-lánccal közelítem Tauchen (1986) módszerének egy Adda és Cooper (2003) által bemutatott módosított változatát használva.⁶⁵ A másik állapotváltozó, az előző időszaki kibocsátás dimenziója mentén 501 elemből áll a rács, és egyenlő távolságra helyezkednek el egymástól a rácspontok a rugalmas áras állandósult állapotbeli kibocsátás ± 25 százalékos környezetben. Ugyanazokkal az értékekkel közelítem az aktuális időszak kibocsátásának kontrollterét, amelyek megadják az előző időszak kibocsátását a rácspontokban. A (13)-(14)-(15) funkcionálegyenlet-rendszer megoldásának eredményei a három értékfüggvénynek és a kibocsátás optimális döntési szabályának (*policy function*) numerikus közelítései. Az

⁶⁴ Az értékfüggvény iteráció módszerének didaktikus leírása megtalálható például Adda és Cooper (2003) könyvében.

⁶⁵ A (3) AR(1) folyamat diszkrétizálásának technikai részleteit az F3. függelékben mutatom be.

értékfüggvényeknek és az optimális döntési szabálynak a rácspontok közé és a rácson kívülre eső értékeit harmadfokú spline interpolációval közelítem az értékfüggvény iteráció és a szimulációk során. A megoldás lépései a következők:

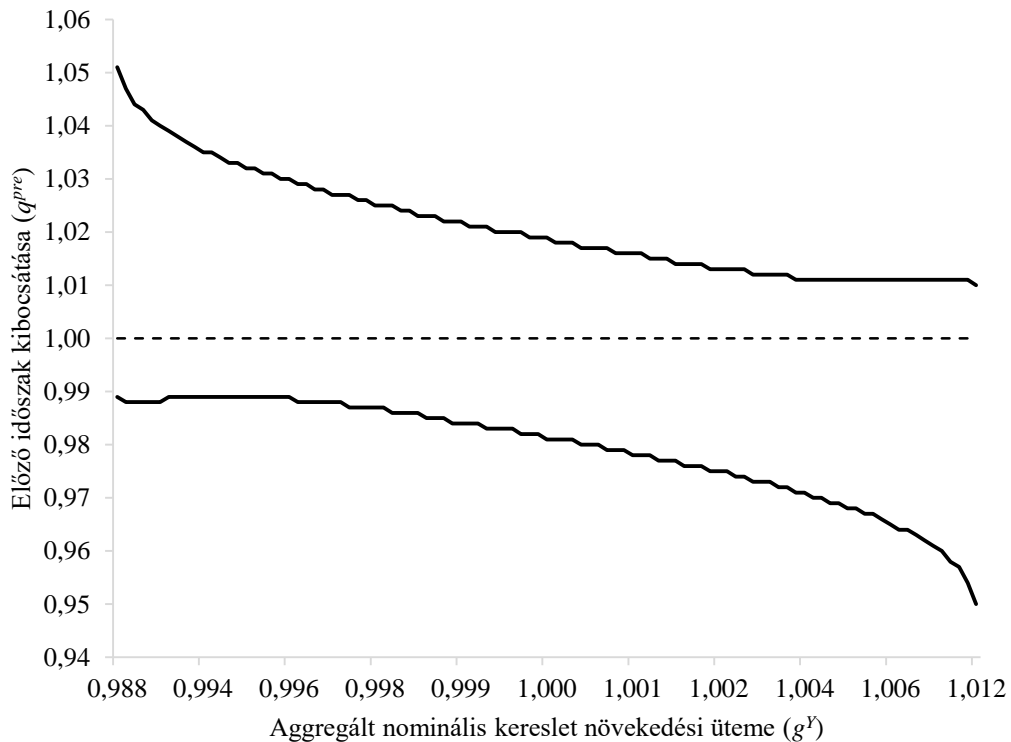
1. Az iteráció megkezdése előtt megadom a paraméterek értékeit, diszkrétizálom az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját meghatározó (3) AR(1) folyamatot, és kezdeti tippel állok elő a három értékfüggvényre vonatkozóan. A választott kezdeti tipp nem befolyásolja a végső megoldást. Konkrétan a vállalat 1 periódusra vonatkozó statikus optimalizálási problémájának megoldását használom kezdeti tippként.
2. Kiszámítom a (13) és a (14) Bellman-egyenletek jobboldalait az állapotváltozók kétdimenziós rácsának minden pontjában adottnak véve az értékfüggvényekre vonatkozó kezdeti tippet. Így megkapom az ár változtatásának és az ár megtartásának frissített értékeit minden egyes rácspontban. Ezeket a frissített értékeket felhasználva kiszámítható a vállalat frissített értéke is mindegyik rácspontban a (15) egyenlet segítségével.
3. Definiálom a régi és az új értékfüggvény eltérését a vállalat különböző rácspontokban számított frissített és kezdeti értékei közti abszolút különbségek maximumaként. Ha ez az eltérés kisebb 0,0001-nél, akkor megáll az iteráció, és a frissített értékfüggvényeket tekintem a Bellman-egyenletrendszer megoldásának.
4. Egyébként átveszik a frissített értékfüggvények a kezdeti tipp szerepét, és addig ismétlem a 2-3. lépéseket, amíg 0,0001 alá nem esik a régi és az új értékfüggvény eltérése. Ennek az iteratív eljárásnak a konvergenciáját a Banach-féle fixponttétel biztosítja.⁶⁶
5. A kibocsátás optimális döntési szabályának értéke egy adott rácspontban a kontrollter azon elemének kiválasztásával határozható meg, amelyik maximalizálta a vállalat értékét a rácspontban. A kibocsátás optimális értéke közvetlenül adódik az optimális döntési szabályból, az optimális ár pedig a (8) keresleti függvény segítségével számítható ki adott optimális kibocsátás mellett kihasználva azt a feltevést, amely szerint a kibocsátás a kereslet által meghatározott.

Az 5. ábra segítségével nyerhető némi intuíció az optimális döntési szabály alakjáról. Az ábrán az inaktivitási tartomány – a két folytonos vonal közti terület – látható a

⁶⁶ A Banach-féle fixponttétel (*contraction mapping theorem*) és bizonyítása megtalálható például Stokey és Lucas (1989) könyvében.

kétdimenziós állapotterben. Az aggregált nominális kereslet növekedési ütemének és az előző időszak kibocsátásának azon kombinációi esetén, amelyek az inaktivitási tartományon belülre esnek, úgy döntenek a vállalatok, hogy változatlanul hagyják az árat.

5. ábra: Az inaktivitási tartomány az aggregált nominális kereslet növekedési üteme és az előző időszak kibocsátása által meghatározott állapotterben a C modellváltozat keretei között



Forrás: Saját szerkesztés

Az inaktivitási tartomány a kínálati potenciál körül helyezkedik el, amelynek értékét 1-re állítottam. Ez meglehetősen intuitív, hiszen amennyiben a kínálati potenciáljuk közelében termelnek a vállalatok, nem nyerhetnek sokat az ár változtatásával, ezért nem hajlandók megfizetni a menüköltséget. Azonban nem szimmetrikus az inaktivitási tartomány. Ha az aggregált nominális kereslet csökken az árazási döntés időszakában, akkor az inaktivitási tartomány feljebb tolódik az előző időszak kibocsátásának dimenziója mentén. Ennek oka az, hogy a nominális keresletnövekedés perzisztens: az aggregált nominális kereslet szintjének jelentős visszaesése azt jelzi a tökéletesen racionális vállalatok számára, hogy valószínűleg még tovább fog csökkenni a következő periódusokban, ezért áralkalmazkodás nélkül is várhatóan közelebb fog kerülni a kibocsátásuk a kínálati potenciáljukhoz, ha meghaladta azt az előző időszakban. Érdemes észrevenni, hogy az

aggregált nominális keresletnek egy ilyen jelentős visszaesése esetén optimális árat csökkenteni akkor is, ha a kibocsátás alig maradt a kínálati potenciál alatt az előző időszakban, és hagyni, hogy visszacsökkentse az aggregált nominális kereslet további várható esése a kibocsátást a kínálati potenciál közelébe.

A vízszintes tengely másik végére tekintve az látható, hogy amennyiben nő az aggregált nominális kereslet az árazási döntés időszakában, az inaktivitási tartomány lejjebb tolódik az előző időszak kibocsátásának dimenziója mentén. Ez azzal magyarázható, hogy az aggregált nominális kereslet szintjének jelentős emelkedése azt jelzi a vállalatok számára, hogy valószínűleg még tovább fog nőni a közeljövőben, ezért a menüköltség megfizetése nélkül, az ár változatlanul tartása esetén is várhatóan közelíteni fog a kibocsátásuk a kínálati potenciáljukhoz, ha alatta volt az előző periódusban. Az aggregált nominális kereslet ilyen jelentős növekedése esetén optimális emelni az árat akkor is, ha a kibocsátás alig haladta meg a kínálati potenciált az előző időszakban, és hagyni, hogy visszanovelje az aggregált nominális kereslet további várható emelkedése a kibocsátást a kínálati potenciál közelébe.

A C modellváltozatot a következőképpen kalibrálom. A diszkontfaktor éves értékét 0,96-ra állítom Midrigan (2011) példáját követve, ami 4,2 százalékos éves kamatlábbal konzisztens. A β havi diszkontfaktornak $0,96^{1/12} = 0,997$ -nek kell lennie ebből következően. A profit maximálisan elérhető $\bar{\pi}$ értékét 1-re normalizálom, a \tilde{z} menüköltség értékét pedig SMM-mel becsülöm úgy, hogy reprodukálja a modellváltozat az átlagos árváltoztatási gyakoriság empirikus értékét. A becslés eredményeként 0,0013-nek adódik \tilde{z} értéke.

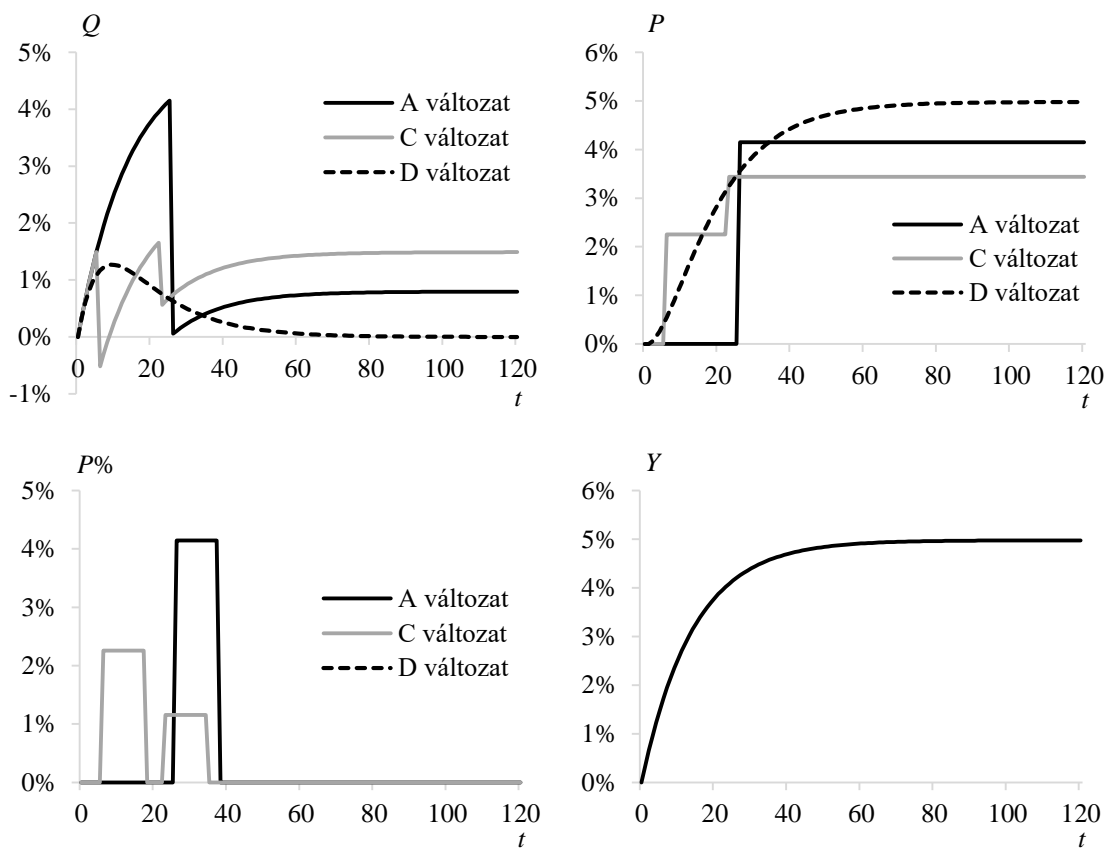
5.3.1.3. Egy monetáris sokk hatásai

Az A és a C modellváltozatok egy kétszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválaszai a 6. ábra segítségével hasonlíthatók össze.⁶⁷ Az előzetes várakozásokkal szemben *nem* szünteti meg a hiszterézist és a monetáris sokk hosszú távú reálhatását a dinamikusan optimalizáló vállalatok feltevése. Ennek oka az, hogy a vállalatok diszkontálják a várható jövőbeli profitáramukat az árazási döntéseik során. Igaz, hogy végtelesen nagy veszteséget kell elszenvedniük hosszú távon a rugalmas árak mellett várható

⁶⁷ Egy egyszórásnyi sokk nem elég nagy ahhoz, hogy áralkalmazkodásra ösztönözze az A modellváltozat vállalatait a 6. táblázatban közölt paraméterértékek mellett. A sokk atipikus nagysága ezúttal sem okoz problémát, hiszen ebben a fejezetben nem a kvantitatív eredményeik képezik az elemzés tárgyát a menüköltség modell egyszerű változatainak, hanem a kvalitatív implikációik.

maximális profitáramhoz képest, hiszen permanensen eltér a kibocsátásuk a kínálati potenciáljuktól a monetáris sokk lecsengését követően kialakuló új állandósult állapotban, de ennek a veszteségnek a jelenértéke végessé válik diszkontálást követően. Ezért amennyiben nem túl nagy a tényleges kibocsátás és a kínálati potenciál eltérése, nem optimális megfizetni a menüköltséget a jelenben olyan, a távoli jövőben várható veszteségek elkerülése érdekében, amelyek nem is biztos, hogy realizálódnak.

6. ábra: Az A, C és D modellváltozatok egy kétszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválaszai



Forrás: Saját szerkesztés

Mindezek miatt *elutasítom a H2 hipotézist*: a dinamikusan optimalizáló vállalatok feltevése nem lehet az oka annak, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás nem vezet hiszterézishez és a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez a DSGE-típusú menüköltség modellekben.

5.3.2. Idioszinkratikus termelékenységi sokkok

Ebben a szakaszban áttérek a másik feltevés vizsgálatára, amely potenciálisan felülös lehet a hiszterézis hiányáért és a hosszú távú monetáris semlegesség érvényesüléséért a DSGE-típusú menüköltség modellekben. Ez pedig nem más, mint az, hogy idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik a vállalatokat mikroszinten. A vizsgálathoz a H3 hipotézist fogalmaztam meg:

H3: Ha idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik a menüköltség modell vállalatait, akkor a nemlineáris áralkalmazkodás nem eredményez hiszterézist az aggregált kibocsátás dinamikájában, és érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség.

A H3 hipotézis érvényességét a menüköltség modell D változatának segítségével vizsgálom, amely az A változat egy újabb bővítésének eredménye: ismét korlátozottan racionálisnak feltételezettek a vállalatok, az áralkalmazkodási küszöbeik szempontjából továbbra is homogének, de ezúttal idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik a kínálati potenciáljaikat, amelyek ex post heterogenitást visznek a modellbe. A D modellváltozatban normális eloszlásúnak feltételezem ezeket a sokkokat az egyszerűség kedvéért.⁶⁸

A D modellváltozat egy kétszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválasza szintén a 6. ábrán látható. Az idioszinkratikus termelékenységi sokkok bevezetése valóban eltünteti a hiszterézist és a monetáris sokk hosszú távú reálhatását a modell A változatából. Miközben lecseng a monetáris sokk, termelékenységi sokkok érik a vállalatokat mikroszinten. Előbb-utóbb várhatóan szembesülnie kell minden vállalatnak egy idioszinkratikus sokkal, amely elég messzire löki a kínálati potenciálját az anticipált kereslettől ahhoz, hogy áralkalmazkodást idézzon elő. Ha árat változtat a vállalat az idioszinkratikus sokk miatt, akkor a monetáris sokkhoz is alkalmazkodni fog egyúttal. Az idioszinkratikus termelékenységi sokkok tehát tökéletesen rugalmas áralkalmazkodást eredményeznek hosszú távon visszatérítve az aggregált reálkibocsátást a kezdeti állandósult állapotbeli értékére.

Másként fogalmazva a *Calvo tündér helyetteseiként* szolgálnak az idioszinkratikus termelékenységi sokkok a menüköltség modellek keretei között abban az értelemben, hogy időfüggőséget csempésznek az állapotfüggő árazási modellekbe. Bizonyos idő elteltével megkapja minden vállalat a lehetőséget, hogy alkalmazkodjon az

⁶⁸ Egy nemnulla idioszinkratikus termelékenységi sokk érkezésének valószínűsége $\lambda = 1$.

árral egy monetáris sokkhoz akárcsak a nemtökéletes áralkalmazkodás Calvo (1983) modelljében. Az persze lényeges különbség az állapotfüggő menüköltség modellek és az időfüggő Calvo modell között, hogy az előbbieken nem teljesen véletlenszerűen dől el, mely vállalatok kapnak lehetőséget az áralkalmazkodásra. A tökéletesen rugalmas hosszú távú áralkalmazkodás szempontjából azonban alapvetően ugyanúgy viselkedik mindkét modell típus, ha az állapotfüggő modellek idioszinkratikus sokkokat tartalmaznak.

A szakasz eredményei alapján *elfogadom a H3 hipotézist*: ha idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik a vállalatokat, akkor a nemlineáris áralkalmazkodás valóban nem vezet hiszterézishez és a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez. Ez az eredmény világossá teszi, hogy azért nem bontakozik ki hiszterézis a DSGE-típusú menüköltség modellekben, és azért érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség a kereteik között, mert a nemlineáris áralkalmazkodás kiegészül az idioszinkratikus termelékenységi sokkok feltevésével. Az eredmény választ ad arra a kérdésre is, hogy miért alakul ki hiszterézis Delgado (1991) és Dixit (1991) menüköltség modelljeiben: ugyan dinamikusan optimalizáló vállalatokat tartalmaznak, de ezeket nem érik idioszinkratikus termelékenységi sokkok.

5.3.3. Empirikus értékelés

Eddig három olyan nemlineáris áralkalmazkodást tartalmazó modellváltozatot mutattam be, amelyek keretei között hiszterézis bontakozik ki az aggregált kibocsátás dinamikájában, a hosszú távú monetáris semlegesség pedig sérül, és egy olyat, amelyben nem figyelhető meg mindez. Annak értékeléséhez, hogy mely modellváltozatok relevánsabbak empirikusan, elemezni kell, hogy melyek illeszkednek jobban a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos két empirikus eloszlás lényeges momentumaira. Mivel az idioszinkratikus termelékenységi sokkok feltevése közismerten szükséges ahhoz, hogy képes legyen reprodukálni a nemnulla árváltozások empirikus eloszlásának legfontosabb momentumait egy menüköltség modell (Golosov – Lucas, 2007; Midrigan, 2011), a következő hipotézist fogalmaztam meg az empirikus értékelés eredményét illetően:

H4: Jelenlegi tudásunk szerint a menüköltség modellnek csupán bizonyos elméleti szempontból releváns változataiban képes magyarázni a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését és az aggregált kibocsátás dinamikájának hiszteretikus jellegét, empirikusan releváns változataiban nem.

A 7. táblázatban láthatóak a momentumok értékei az empirikus adatokban, valamint a modell különböző változataiban. Egyértelmű, hogy az A0, az A és a B modellváltozatok túl egyszerűek ahhoz, hogy képesek legyenek eltalálni az SMM becslés során megcélzott momentumok értékeit, a nemcélzottról nem is beszélve. A C modellváltozat tökéletesen eltalálja a célzott momentum, az átlagos árváltoztatási gyakoriság értékét, de az idioszinkratikus termelékenységi sokkok nélküli menüköltség modellek szokásos gyengeségétől szenved: túl kicsi árváltozásokat produkál. A D modellváltozat már sokkal jobban teljesít az árváltozások átlagos nagyságának és szórásának reprodukálásában az idioszinkratikus termelékenységi sokkok bevezetésének köszönhetően, de ez sem képes megragadni a fontos nemcélzott momentumok jelentős részét, köztük a nemnulla árváltozások eloszlásának csúcosságát, valamint a kis árváltozások arányát. Az árváltozások gyakorisági eloszlásának egyik momentumára sem illeszkedik az átlagának kivételével, hiszen homogének benne a vállalatok az áralkalmazkodási küszöbeik szempontjából.

A fenti megállapításokat összegezve kijelenthető, hogy egyik eddig bemutatott modellváltozat sem képes eltalálni a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos összes fontos momentum empirikus értékét, ezért további modellösszetevők bevezetésére van szükség ahhoz, hogy alkalmassá váljon a modell empirikusan releváns kvantitatív predikciók produkálására. Az idioszinkratikus termelékenységi sokkok azonban kulcsfontosságú összetevői kell, hogy legyenek a modell teljeskörű változatának is, hiszen a D modellváltozat empirikus teljesítménye világossá tette, hogy hiányukban nem képes reprodukálni a modell az S1 stilizált empirikus ténytet, amely szerint az átlagos árváltozás nagy. Az idioszinkratikus termelékenységi sokkok fontosságát számos empirikus tanulmány is hangsúlyozza, amelyek eredményei szerint idioszinkratikus tényezők magyarázzák a vállalati vagy üzemszintű termelékenység változásainak nagy részét (Bergoening et al., 2003; Ábrahám – White, 2006; Bachmann – Bayer, 2013; Castro et al., 2015). Castro et al. (2015) becslése szerint például idioszinkratikus sokkok voltak felelősek az amerikai ipari vállalatok teljes tényezőtermelékenységeiben 1972 és 1997 között megfigyelhető ingadozások nagyjából 80 százalékáért. Ha egy menüköltség modell idioszinkratikus termelékenységi sokkokat tartalmaz – kereslet-kínálat interakciókat pedig nem –, akkor a nemlineáris áralkalmazkodás nem vezet hiszterézishez és a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez a keretei között.

Mindezek alapján *elfogadom a H4 hipotézist*: lehetséges ugyan olyan elméleti modelleket építeni, amelyekben a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésének első

posztkeynesi magyarázata, a nemlineáris áralkalmazkodás valóban a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet, de ezek nem állnak összhangban a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus megfigyelésekkel jelenlegi tudásunk szerint.

Két úton lehet innen továbbhaladni a hosszú távú monetáris semlegesség ellen szóló empirikus bizonyítékoknak és az aggregált kibocsátás hiszteretikus dinamikájának magyarázatában:

1. Akit meggyőztek az alfejezetben bemutatott eredmények arról, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás nem vezethet a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez az aggregált kibocsátás dinamikájában, annak egy alternatív közgazdasági mechanizmus után kell néznie, amely képes rá.
2. Aki ragaszkodik hozzá, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás fontos szerepet játszik a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésének és az aggregált kibocsátás hiszteretikus dinamikájának magyarázatában, annak találnia kell az idioszinkratikus termelékenységi sokkok helyett egy alternatív feltevést, amely mellett legalább olyan jól illeszkednek a menüköltség modellek a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus momentumokra, mint idioszinkratikus termelékenységi sokkok jelenlétében, de nem lehetetleníti el, hogy hiszterézishez és a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez vezessen a nemlineáris áralkalmazkodás.

A második út komoly kihívásokkal telinek tűnik, ezért annak követését a jövőbeli kutatásokra hagyom, és a fejezet hátralévő részében az első utat követem.

5.4. Hiszterézis és a monetáris politika hosszú távú reálhatása kereslet-kínálat interakciók mellett

A másik közgazdasági mechanizmus, amely magyarázhatja a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését a posztkeynesi monetáris makroökonomia elmélete szerint, a kereslet-kínálat interakciók működése a gazdaságban. Ebben az alfejezetben azt vizsgálom, hogy képes-e empirikusan releváns magyarázatot adni a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésére és az aggregált kibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézisre ez a mechanizmus a menüköltség modell keretei között. A 2-3. fejezetek szakirodalmi áttekintése egyértelművé tette, hogy a kereslet-kínálat interakciók szerepe a hiszterézis

kialakulásában és a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésében közel sem olyan két-
séges, mint a nemlineáris áralkalmazkodásé. Ez kézenfekvően vezetett a H5 hipotézis
megfogalmazásához:

H5: A kereslet-kínálat interakciók a hosszú távú monetáris semlegesség
sérüléséhez és hiszterézishez vezetnek az aggregált kibocsátás dinamiká-
jában a menüköltség modell empirikusan releváns változatainak keretei
között is.

A H5 hipotézis vizsgálatához ezúttal is a 4.3. *alfejezetben* bemutatott menüköltség
modell egyszerűsített változatait használom. Tökéletes racionalitás mellett és ármerevség
hiányában nem mehetnek végbe kereslet-kínálat interakciók, hiszen ilyen feltételek mel-
lett mindig nulla a kibocsátási rés, ezért nem képes változásokat okozni a potenciális ki-
bocsátásban. Az elemzés kézenfekvő kiindulópontja emiatt ezúttal is az 5.1. *alfejezetben*
már bemutatott, A0-lal jelölt benchmark modellváltozat, amelyben korlátozottan racio-
nálisak a vállalatok, lineáris az áralkalmazkodás, és nincsenek kereslet-kínálat interak-
ciók. Az 5.1. *alfejezetben* megállapítottam, hogy az A0 modellváltozat keretei között nem
bontakozik ki hiszterézis, és érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség.

Bekapcsolom a kereslet-kínálat interakciókat a benchmark modellváltozatban, és
E-vel jelölöm a menüköltség modell eredményül kapott változatát. Az A0-hoz hasonlóan
lineáris az E modellváltozat is, és nem tartalmazza a heterogenitás semmilyen formáját,
ezért analitikusan is elemezhető. Egytermékes vállalatokat tartalmaz, amelyeket nem ér-
nek idioszinkratikus termelékenységi sokkok, ezért a kínálati potenciál termékspecifikus
komponense egyben vállalatspecifikus komponens is, és időben állandó, konkrétan 1-
gyel egyenlő minden vállalat esetében: $\delta_{i,t} = 1 \forall i, t$ esetén. A kínálati potenciál ekkor
egyedül aggregált komponensből áll, vagyis ugyanaz a kínálati potenciálja minden vállala-
latnak: $\bar{q}_{i,t} = \bar{q}_t = \mu_t \forall i$ esetén. Az E modellváltozatban tehát nem pusztán az aggregált
komponens növekedési rátáját határozza meg az (5) egyenlet, hanem a teljes kínálati po-
tenciálét. A makroszintű potenciális kibocsátás $\bar{Q}_t = \left(\sum_{i=1}^N \bar{q}_t^\varepsilon \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = N^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \cdot \bar{q}_t$ a mo-
dellváltozat feltevései mellett, amelynek növekedési rátája:

$$\begin{aligned} \Delta \log \bar{Q}_t &= \log \bar{Q}_t - \log \bar{Q}_{t-1} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \log N + \log \bar{q}_t - \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \log N - \log \bar{q}_{t-1} = \\ &= \log \bar{q}_t - \log \bar{q}_{t-1} = \log \mu_t - \log \mu_{t-1} = \log \frac{\mu_t}{\mu_{t-1}} = \log g_t^\mu, \end{aligned}$$

hiszen csak aggregált komponense van a kínálati potenciálnak az E modellváltozatban. Ez azt jelenti, hogy nem csak a mikroszintű kínálati potenciál, hanem a makroszintű potenciális kibocsátás növekedési rátáját is meghatározza az (5) egyenlet.

A menüköltség modell egyetlen egyszerűsített változata sem tartalmaz állandósult állapotbeli potenciális növekedést és aggregált termelékenységi sokkokat, ezért az (5) egyenlet az alábbi alakra egyszerűsödik immár a potenciális kibocsátás növekedési rátájára felírva:

$$\Delta \log \bar{Q}_t = \eta(\log Q_{t-1} - \log \bar{Q}_{t-1}),$$

ami némi átalakítást követően a következőképpen is felírható:

$$\log \bar{Q}_t = \eta \log Q_{t-1} + (1 - \eta) \log \bar{Q}_{t-1}. \quad (16)$$

Az aggregált reálkibocsátás dinamikáját a (9) differenciaegyenlet írja le ebben a modellváltozatban is azzal a lényeges különbséggel, hogy a potenciális kibocsátás ezúttal változik időben:

$$\log Q_t = (1 - \alpha) \log Q_{t-1} + \alpha \log \bar{Q}_t + \varphi \log g_{t-1}^Y + \xi_t.$$

Behelyettesítve a (16) egyenletet a potenciális kibocsátás logaritmusára helyére az alábbi differenciaegyenlet adódik az aggregált kibocsátás logaritmusára némi átalakítás után:

$$\log Q_t = [1 - \alpha(1 - \eta)] \log Q_{t-1} + \alpha(1 - \eta) \log \bar{Q}_{t-1} + \varphi \log g_{t-1}^Y + \xi_t. \quad (17)$$

Az aggregált nominális kereslet alakulását a (10) egyenlet határozza meg az A0 modellváltozathoz hasonlóan. A (17)-(16)-(10) differenciaegyenletek egy háromváltozós dinamikus rendszert alkotnak, amelynek mátrixalakja a következő:

$$\begin{bmatrix} \log Q_t \\ \log \bar{Q}_t \\ \log g_t^Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 - \alpha(1 - \eta) & \alpha(1 - \eta) & \varphi \\ \eta & 1 - \eta & 0 \\ 0 & 0 & \varphi \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log Q_{t-1} \\ \log \bar{Q}_{t-1} \\ \log g_{t-1}^Y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_t \\ 0 \\ \xi_t \end{bmatrix}. \quad (18)$$

A (18) dinamikus rendszer állandósult állapotában állandó időben az aggregált kibocsátás, a potenciális kibocsátás, valamint az aggregált nominális kereslet növekedési üteme, és nem érkezik monetáris sokk, vagyis $Q_t = Q_{t-1} = Q^*$, $\bar{Q}_t = \bar{Q}_{t-1} = \bar{Q}^*$, $g_t^Y = g_{t-1}^Y = g^{Y*}$ és $\xi_t = 0$. Az aggregált nominális kereslet növekedési ütemének állandósult állapotbeli értéke az A0 modellváltozathoz hasonlóan

$$g^{Y*} = 1.$$

Az aggregált kibocsátásnak és a potenciális kibocsátásnak viszont bármely értéke lehet állandósult állapotbeli feltéve, hogy megegyeznek egymással:

$$Q^* = \bar{Q}^*$$

Az E modellváltozat állandósult állapota tehát meghatározatlan, végtelen sok állandósult állapota létezik. Ezek stabilitásvizsgálatához ki kell számítani a (18) dinamikus rendszer együttthatómátrixának sajátértékeit, amelyek a következők:

$$\kappa_1 = 1 \quad \kappa_2 = (1 - \alpha)(1 - \eta) \quad \kappa_3 = \varphi.$$

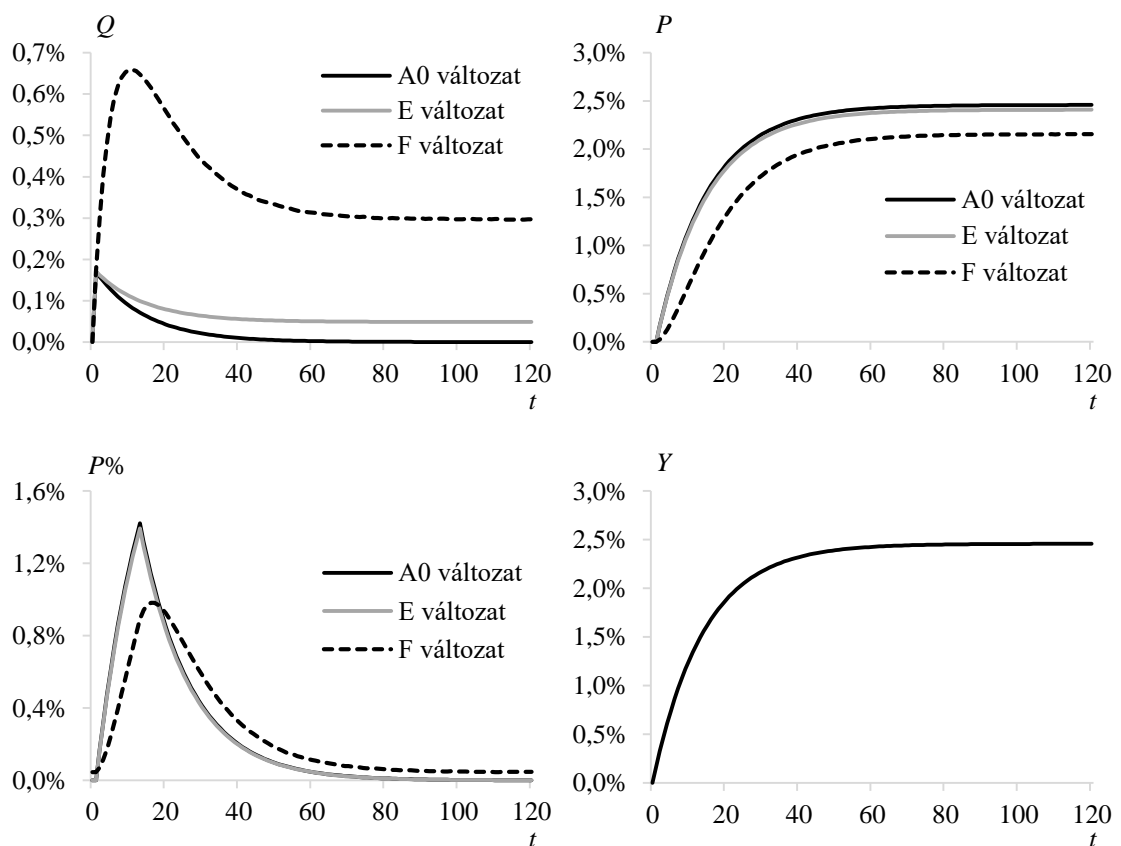
A κ_1 sajátérték világossá teszi, hogy a (18) dinamikus rendszernek egységgyöke van. A κ_2 és a κ_3 sajátérték egyaránt kisebb 1-nél, és egyik sem negatív a paraméterek értékeire tett feltevések mellett, hiszen $\eta \neq 0$ az E modellváltozatban. Mindez azt jelenti, hogy a modellváltozat összes lehetséges állandósult állapota stabil abban az értelemben, hogy bármely kezdőállapotról indulva egy állandósult állapothoz tart a rendszer, de az egységgyök jelenléte miatt csak a kezdőállapot ismeretében határozható meg, hogy melyikhez, vagyis útfüggő a rendszer dinamikája (Giavazzi – Wyplosz, 1985). Egységgyök dinamika esetén végtelenül perzisztensek a dinamikus rendszert érő átmeneti sokkok hatásai, vagyis permanensen megváltoztatják az állandósult állapotot, amely a rendszer attraktoraként funkcionál aktuálisan (Amable et al., 1993; Setterfield, 2009).

Közgazdasági értelemben arra utal az egységgyök jelenléte, hogy hiszterézis bontakozik ki az aggregált kibocsátás dinamikájában, és sérül a hosszú távú monetáris semlegesség a menüköltség modell E változatának keretei között, hiszen egy, az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját érő átmeneti sokk, amely tartósan megemeli a szintjét, permanens hatást gyakorol az aggregált reálkibocsátás szintjére. A kereslet-kínálat interakciók bevezetése a modell benchmark változatába tehát alapvetően változtatta meg a hiszterézis kialakulásával és a hosszú távú monetáris semlegesség érvényesülésével kapcsolatos implikációit.

Számítógépes szimuláció segítségével is elemzem az E modellváltozat egy tipikus – egyszerűségi – pozitív monetáris sokkra adott impulzusválaszát, amely a 7. ábrán látható az A0 benchmark modellváltozat impulzusválaszával együtt. A két modellváltozat impulzusválaszainak összevetése is egyértelművé teszi, hogy a kereslet-kínálat interakciók bekapcsolása hiszterézishez és a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez vezet, hiszen az A0 modellváltozatban visszatér az aggregált reálkibocsátás a kezdőértékére

a monetáris sokk lecsengését követően, az E modellváltozatban viszont egy tartósan magasabb szinten állandósul hozzá képest. Az árazási döntések korlátozott racionalitásából fakadóan létrejön némi rövid távú reálhatása a monetáris sokknak, ami pozitív kibocsátási rés kialakulásában testesül meg. A pozitív kibocsátási rés a potenciális kibocsátás emelkedéséhez vezet az E modellváltozatban a kereslet-kínálat interakciók mechanizmusain keresztül. Ahogy az aggregált nominális kereslet közelít az új állandósult állapotbeli szintjéhez, fokozatosan emelik az árakat a vállalatok a túlkeresletre reagálva, az így kibontakozó áralkalmazkodás pedig növeli az árszínvonalat, és csökkenti az aggregált reálkeresletet és a kibocsátást. Az E modellváltozatban azonban nem ugyanazokhoz a kínálati potenciálokhoz alkalmazkodnak a vállalatok, amelyek a monetáris sokk érkezését megelőzően voltak érvényben, hanem magasabb szintűekhez, aminek eredményeként tartósan magasabb szinten állandósul az aggregált reálkibocsátás, amikor az aggregált nominális kereslet beáll az új állandósult állapotbeli értékére.

7. ábra: Az A0, E és F modellváltozatok egy egyszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválaszai



Forrás: Saját szerkesztés

Az 5.3.3. szakasz eredményei rámutattak, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás szükséges ahhoz, hogy képes legyen reprodukálni a modell az árváltoztatási gyakoriságok empirikus eloszlásának legfontosabb momentumait, idioszinkratikus termelékenységi sokkok hiányában pedig képtelen illeszkedni a nemnulla árváltozások empirikus eloszlására. Ezért kibővíttem a modell E változatát ezzel a két összetevővel, és F-fel jelölöm az eredményül kapott modellváltozatot. Az F modellváltozat egy egyszórásnyira pozitív monetáris sokkra adott impulzusválasza szintén a 7. ábrán látható, és világossá teszi, hogy ennek a keretei között is kibontakozik hiszterézis az aggregált kibocsátás dinamikájában, és sérül a hosszú távú monetáris semlegesség. A monetáris sokkok kereslet-kínálat interakciók által létrehozott hosszú távú reálhatásait tehát nem szüntetik meg az idioszinkratikus termelékenységi sokkok a nemlineáris áralkalmazkodás által generált hosszú távú reálhatásaikkal ellentétben.

A 7. táblázatban látható, hogy az F modellváltozat ugyanolyan jól illeszkedik a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus momentumokra, mint a D. Mindezek alapján *elfogadom a H5 hipotézist*: a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésének második posztkeynesi magyarázata, a kereslet-kínálat interakciók működése a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet a menüköltség modell empirikusan releváns változataiban is.

A kereslet-kínálat interakciók működése tehát relevánsabbnak tűnik empirikusan a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésének két posztkeynesi magyarázata közül, mint az áralkalmazkodás nemlineáris jellege. A nemlineáris áralkalmazkodás ennek ellenére fontos összetevője kell, hogy legyen a menüköltség modell teljeskörű változatának, amelyet a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak becslésére fogok használni a 6. fejezetben, ugyanis látható a 7. ábrán, hogy egy monetáris sokk hosszú távú reálhatása sokkal nagyobb, ha a kereslet-kínálat interakciók nemlineáris áralkalmazkodással egészülnek ki, mint amikor nem. Ennek oka az, hogy az árak merevsége a monetáris sokk lényegesen nagyobb rövid távú reálhatását idézi elő, mint az árazási döntések korlátozott racionalitása önmagában. Minél nagyobb a rövid távú reálhatás, annál nagyobb hosszú távú reálhatássá alakul át a kereslet-kínálat interakciókon keresztül. Annak ellenére tehát, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás nem képes empirikusan releváns módon magyarázni a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak kialakulását, fontos szerepet játszik a *mértékük* meghatározásában feltéve, hogy létrehozzák őket a kereslet-kínálat interakciók.

6. A monetáris politika hosszú távú reálhatásának mértéke

A nemlineáris áralkalmazkodásnak és a kereslet-kínálat interakcióknak a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak kialakulásában játszott szerepének megértését követően készen áll minden arra, hogy megvizsgáljam a 4. fejezetben bemutatott és empirikus adatokra kalibrált menüköltség modell teljeskörű változatának segítségével, hogy csupán elméleti jelentőségűek-e a monetáris sokkok kereslet-kínálat interakciók jelenlétében kibontakozó hosszú távú reálhatásai, vagy elegendően jelentős mértékűek ahhoz, hogy számolni kelljen velük a monetáris politika gyakorlati tervezése során is. Ebben a fejezetben tehát a doktori értékezés K2 kutatási kérdésének vizsgálatával foglalkozom:

K2: Mekkora hosszú távú reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak nemlineáris áralkalmazkodás és kereslet-kínálat interakciók jelenlétében?

A K2 kutatási kérdés vizsgálatához a 4.3. alfejezetben bemutatott hibrid menüköltség modell teljeskörű, G-vel jelölt változatát használom, amely tartalmazza a modell 4.3. alfejezetben bemutatott összes összetevőjét. A 7. táblázatban látható, hogy a G modellváltozat közel tökéletesen illeszkedik a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos két empirikus eloszlás összes célzott momentumára. A két eloszlás legfontosabb kvantilisei közül is közlöm néhányat az értékét a 7. táblázatban. Ezeket nem céloztam meg az SMM becslés során, a teljeskörű modellváltozat mégis kielégítő pontossággal illeszkedik rájuk, ami azt jelzi, hogy a két empirikus eloszlás teljes alakját képes kielégítően reprodukálni, nem csak bizonyos, a becslés során megcélzott momentumait. Az átlagos év/év inflációs ráta 1,59% a G modellváltozatban. Ez nagyjából 1 százalékponttal elmarad az USA 1989 és 1997 közötti átlagos éves inflációs rátájától, ami 2,60% a GDP-deflátorral mérve. Ez azonban nem feltétlenül a modell hiányossága, hiszen a Dominick's adatállományban inherens trendinflációs ráta valószínűleg más, mint ami a trendinfláció általános rátája volt az USA-ban a Dominick's adatállomány gyűjtésének időszaka alatt. Lehetséges, hogy a szupermarketekben kínált tipikus termékek trendinflációs rátája alacsonyabb volt 1989 és 1997 között, mint a trendinfláció általános rátája az USA-ban.⁶⁹ A

⁶⁹ A hiányzó értékek nagy száma lehetetlenné teszi a Dominick's adatállományban inherens trendinflációs ráta kiszámítását. Egy másik lehetőség az lenne, hogy kiszámítom a szupermarketek termelői árindexének átlagos éves növekedési rátáját, de 2003 a legkorábbi év, amelyre vonatkozóan közli a U.S. Bureau of Labor

G modellváltozat által generált 1,59 százalékos trendinflációs ráta mindazonáltal realiztikus nagyságrendűnek tekinthető. Összegzésképpen tehát meg lehet állapítani, hogy a menüköltség modell teljeskörű változatának empirikus illeszkedése kielégítő, ezért alkalmas arra, hogy becslést adjon a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak nagyságrendjére az USA-ban egy megszokott gazdasági időszak folyamán, amilyen az 1989 és 1997 közötti volt.

A 6.1. *alfejezetben* számszerűsíttem egy tipikus monetáris sokk hosszú távú reálhatását, majd a 6.2. *alfejezetben* megvizsgálom, hogy miként befolyásolja a monetáris sokk nagysága a hosszú távú hatásosságának mértékét. A 6.3. *alfejezetben* a pozitív és a negatív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak aszimmetrikus jellegét elemzem, végül a 6.4. *alfejezetben* megvizsgálom, hogyan függ egy tipikus monetáris sokk hosszú távú hatásossága a kereslet-kínálat interakciók erősségétől.

6.1. Egy tipikus monetáris sokk hosszú távú reálhatása

Ebben az alfejezetben a K2 kutatási kérdéshez kötődő H6 hipotézist vizsgálom:

H6: A menüköltség modell realiztikusan kalibrált változatában jelentős mértékű egy tipikus monetáris sokk hosszú távú reálhatása.

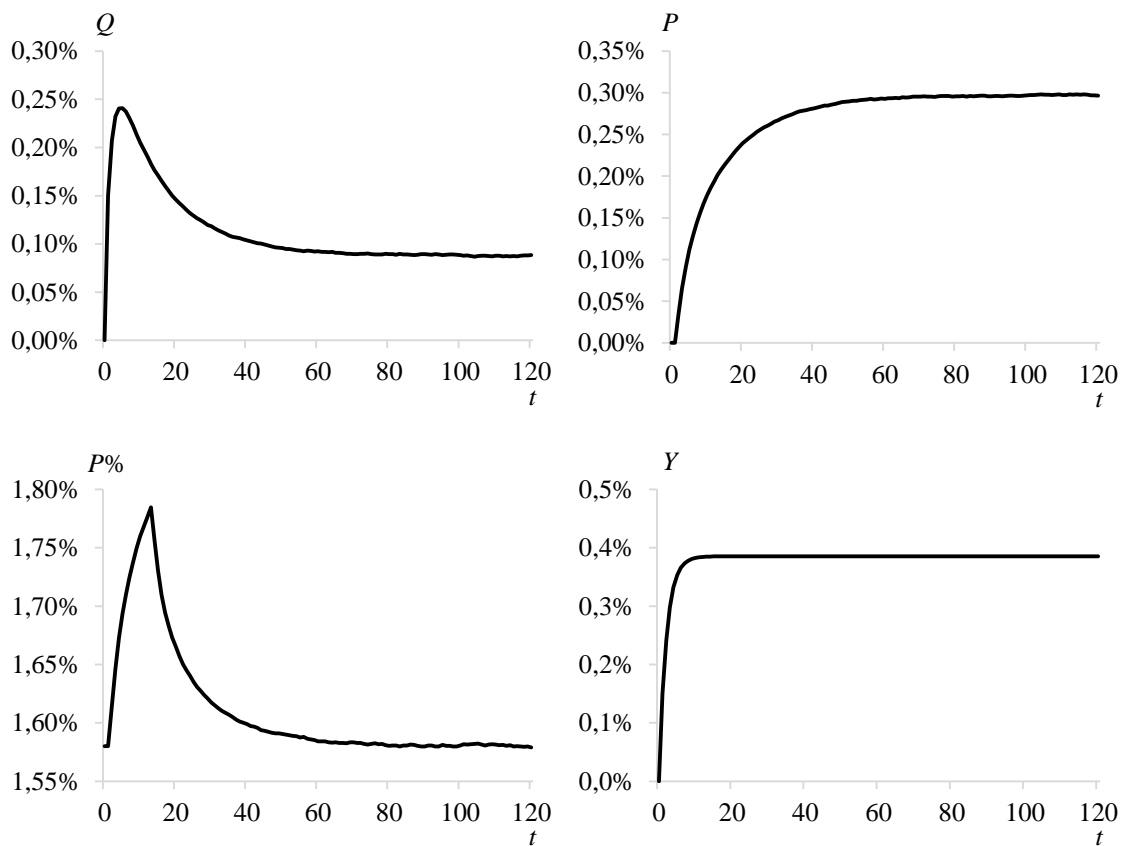
A 8. ábrán látható a G modellváltozat egy tipikus, egyszórásnyi monetáris sokkra adott impulzusválasza. A hosszú távú monetáris semlegesség egyértelműen sérül a menüköltség modell teljeskörű változatában. Egy egyszórásnyi monetáris sokk egy, az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját érő 0,15 százalékpontos átmeneti sokkkal egyenértékű, ami tartósan megemeli az aggregált nominális kereslet szintjét 0,39%-kal a nominális keresletnövekedés perzisztenciáját meghatározó φ paraméter 0,61-ra becsült értéke mellett. Miután az aggregált nominális kereslet pályája elérte az új szintjét, az aggregált reálkibocsátás növekedési pályája 0,09%-kal magasabb szintre áll be várhatóan az új állandósult állapotban az alappályájához viszonyítva. Az árszínvonal pedig egy 0,30%-kal magasabb szintű pályára áll rá várhatóan az új állandósult állapotban az alappályájához képest.

A 0,09 százalékos hosszú távú reálhatás szignifikanciáját a következőképpen tesztetem. Kiszámítom a monetáris sokk érkezését követő összes periódusra, hogy hány százaléka tartózkodik pozitív tartományban annak a 10000 egyedi trajektóriának, amelyek

Statistics a szupermarketek termelői árindexének értékét, az pedig már nem esik bele az 1989-1997 közötti időszakba, amelynek folyamán a Dominick's adatállományt gyűjtötték.

átlaga az aggregált reálkibocsátás impulzusválasz függvényét közelíti. Az eredményül kapott arányok a 9. ábrán láthatóak. Elméletileg akkor nem különbözik szignifikánsan nullától a monetáris sokk hosszú távú reálhatása, ha nem tér el szignifikánsan 50%-tól azoknak az aggregált reálkibocsátás impulzusválasz függvénye mögött meghúzódó egyedi trajektóriáknak az aránya, amelyek pozitív tartományban vannak végtelen számú periódussal a sokk érkezését követően. A gyakorlatban azt tesztelem, hogy 300 periódussal a sokk érkezését követően. A gyakorlatban azt tesztelem, hogy 300 periódussal a sokk érkezése után különbözik-e szignifikánsan 50%-tól a pozitív tartományban lévő trajektóriák aránya, 300 periódus ugyanis mindig elegendőnek bizonyul a modell számára ahhoz, hogy gyakorlatilag beálljon egy állandósult állapotba egy monetáris sokk érkezését követően. 300 periódus 300 hónapnak, vagyis 25 évnek felel meg a modellben.

8. ábra: A G modellváltozat egy egyszórásnyi pozitív monetáris sokkra adott impulzusválasza



Forrás: Saját szerkesztés

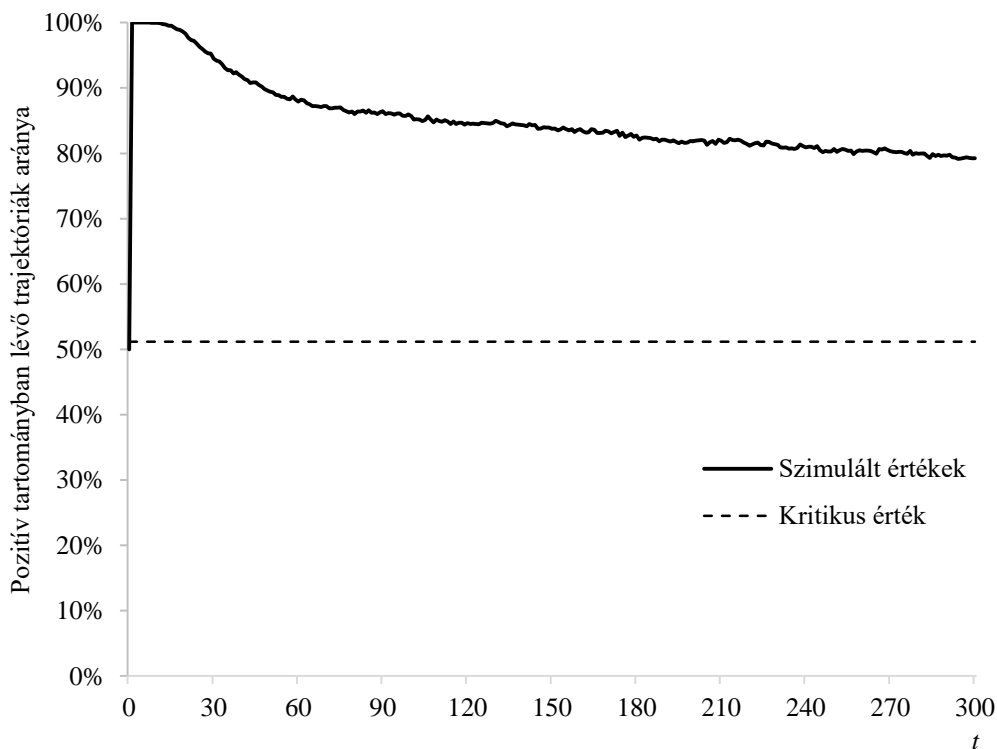
Végrehajtok egy standard z-próbát annak a nullhipotézisnek a tesztelésére, amely szerint azoknak az aggregált reálkibocsátás impulzusválasz függvénye mögött meghúzódó egyedi trajektóriáknak az aránya, amelyek pozitív tartományban vannak egy adott

periódusban, 50%-kal egyenlő. A nullhipotézist azzal az egyoldalú alternatív hipotézissel szemben tesztelem, amely szerint a pozitív tartományban tartózkodó trajektóriák aránya nagyobb 50%-nál. A kritikus arány, amely felett el lehet vetni a nullhipotézist az alternatív hipotézissel szemben 1 százalékos szignifikancia-szinten, az alábbi egyenlet CV -re történő megoldásával adódik:

$$\frac{CV - 0,5}{\sqrt{\frac{0,5(1 - 0,5)}{10000}}} = z_{0,99},$$

ahol $z_{0,99} = 2,325$ a standard normális eloszlásfüggvény 0,99 értékéhez tartozó z -érték. Az egyenlet megoldását követően 51,16%-nak adódik a kritikus arány, amit szaggatott vonallal jelölök a 9. ábrán.

9. ábra: Az aggregált reálkibocsátás impulzusválasz függvénye mögött meghúzódó egyedi trajektóriák pozitív tartományban lévő aránya egy egyszórásnyi pozitív monetáris sokk érkezését követő időszakokban



Megjegyzések: A monetáris sokk az 1. periódusban érkezik. A kritikus érték annak a z -próbának az 1 százalékos szignifikancia-szinthez tartozó kritikus értéke, amellyel azt a nullhipotézist tesztelem, hogy az egyedi trajektóriák pozitív tartományban lévő aránya 50%-kal egyenlő azzal az egyoldalú alternatív hipotézissel szemben, amely szerint az arány nagyobb 50%-nál.

Forrás: Saját szerkesztés

Látható, hogy a pozitív tartományban lévő trajektóriák aránya jelentősen meghaladja az 51,16%-os kritikus értéket a monetáris sokk érkezését, vagyis az 1. periódust követő időszakok mindegyikében. A 300. periódusban 79,22%-kal egyenlő, amelynek alapján a z-próba p -értéke kisebb 0,0001-nél. Minden észszerű szignifikancia-szinten el lehet tehát vetni a nullhipotézist, amely szerint az aggregált reálkibocsátás impulzusválasz függvénye mögött meghúzódó egyedi trajektóriák pozitív tartományban lévő aránya 50%-kal egyenlő 300 peridóussal⁷⁰ a monetáris sokk érkezését követően az egyoldalú alternatív hipotézissel szemben, amely szerint nagyobb 50%-nál az arány. Ez arra utal, hogy egy tipikus pozitív monetáris sokk 0,09 százalékosra becsült hosszú távú reálhatása szignifikánsan nagyobb nullánál a szimulációk alapján.

Egy monetáris sokk hosszú távú reálhatásának nagyságrendje könnyebben értelmezhető a sokk nagyságához viszonyítva, vagyis a monetáris sokk hosszú távú hatásosságának számszerűsítésével. Ehhez érdemes felidézni, hogy az árszínvonalat kifejező CES árindex és az aggregált reálkibocsátást kifejező CES mennyiségi index oly módon definiáltak, hogy megegyezzen az árszínvonal és az aggregált reálkibocsátás szorzata az aggregált nominális kereslettel:

$$P_t \cdot Q_t = Y_t.$$

Ezt az egyenletet a változók alappályáira és a monetáris sokk által érintett pályáikra felírva, majd az utóbbi egyenletet az előbbivel elosztva az alábbi összefüggés áll elő néhány kézenfekvő algebrai átalakítást követően:

$$(1 + IRF_t^P)(1 + IRF_t^Q) = (1 + IRF_t^Y),$$

ahol IRF_t^X tetszőleges X változó impulzusválasz függvényének az értéke t peridóussal a sokk érkezését megelőző időszakot, a 0. periódust követően. Mindkét oldal logaritmusát véve:

$$\log(1 + IRF_t^P) + \log(1 + IRF_t^Q) = \log(1 + IRF_t^Y).$$

Egy monetáris sokk hosszú távú hatásosságát azzal a hányadával mérem, amely várhatóan az aggregált reálkibocsátásba gyűrűzik át hosszú távon. Ezt az arányt $LRPT^Q$ -val jelölöm a hosszú távú átgyűrűzés (*long-run pass-through*) kifejezés angol megfelelőjére utalva, és az aggregált reálkibocsátás és az aggregált nominális kereslet a monetáris

⁷⁰ Egészen pontosan 299 peridóussal, hiszen az 1. periódusban érkezik a sokk.

sokkra adott végtelen időhorizontú impulzusválaszainak arányaként számítható ki elméletileg:

$$LRPT^Q = \frac{\log(1 + IRF_{\infty}^Q)}{\log(1 + IRF_{\infty}^Y)}$$

A gyakorlatban IRF_{300}^X -zal közelítem IRF_{∞}^X -t $\forall X$ változó esetén.

$LRPT^Q$ értéke 0,2308 a menüköltség modell teljeskörű változatát érő egyszórásnyi pozitív monetáris sokk esetén, ami azt jelenti, hogy egy tipikus pozitív monetáris sokk 23,08%-a – nagyjából egynegyede – csapódik le várhatóan az aggregált reálkibocsátásban hosszú távon, míg a maradék 76,92%-a – nagyjából háromnegyede – az árszínvonalba gyűrűzik át várhatóan. Ez arra utal, hogy a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai jelentősek kellettek, hogy legyenek az USA-ban 1989 és 1997 között. Mindezek alapján *elfogadom a H6 hipotézist*: egy tipikus monetáris sokk hosszú távú reálhatása valóban jelentős mértékű a menüköltség modell teljeskörű, realisztikusan kalibrált változatában. Az eredmény azt jelenti, hogy a hosszú távú monetáris semlegesség sérülése nem csak egy érdekes elméleti lehetőség, hanem fontos gyakorlati jelentőséggel is bír a monetáris politika számára.

Nem sok empirikus becslés található a szakirodalomban a monetáris politika hosszú távú reálhatásának mértékére vonatkozóan. Fisher és Seater (1993) az 1869-1975 közötti időszakból származó éves amerikai adatokra alapozott becslése szerint egy 1 százalékos permanens emelkedés a pénzmennyiség szintjében várhatóan 0,5 százalékkal növeli meg a reál GDP szintjét tartósan. Atesoglu (2001) egy kointegráló vektort becsül a pénzmennyiség és a reáljövedelem között 1875-1998 közötti éves amerikai adatok alapján, és arra az eredményre jut, hogy a pénzmennyiség hosszú távú együtthatója 0,5 körüli. Mindkét becslés eredménye arra utal, hogy egy 1 százalékos permanens monetáris sokk nagyjából 50%-a gyűrűzik át a reálkibocsátásba hosszú távon az empirikus adatok alapján, amiből az következik, hogy a menüköltség modell alábecsli a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásait a két hivatkozott empirikus kutatás eredményeihez képest. Atesoglu (2001) becslési eredményének értelmezésével azonban óvatosan kell bánni, mert nem lehet a változók egymásra gyakorolt kauzális hatásainak becsléseiként értelmezni egy kointegráló vektor elemeit, hiszen a kointegrált változók endogének (Enders, 2015). Az is óvatosságra int, hogy az imént nem egy 1 százalékos, hanem egy egyszórásnyi, vagyis egy 0,39 százalékos permanens monetáris sokk hosszú távú reálhatását becsültem meg.

A különböző nagyságú monetáris sokkok hosszú távú hatásossága eltérő lehet az áralkalmazkodás nemlineáris jellege miatt.

De Grauwe és Costa Storti (2004) egy metaelemzést hajtanak végre, és arra az eredményre jutnak, hogy a nominális kamatláb 1 százalékpontos növekedése várhatóan 0,16%-kal csökkenti a reálkibocsátást hosszú távon. Jorda et al. (2020) becslése szerint sokkal nagyobb a hosszú távú reálhatása a nominális kamatláb 1 százalékpontos emelkedésének: a reálkibocsátás 6 százalékos visszaeséséhez vezet várhatóan hosszú távon. Ez a becslési eredmény a teljes mintájukon alapul, amely 17 ország éves adatait tartalmazza az 1890-2015 közötti időszakból. Ugyanezt a hosszú távú reálhatást 3 százalékosra becsülik a II. világháború utáni időszakot tartalmazó részmintán, és 1 százalékosra az Egyesült Államok esetében. Ezeket a becslési eredményeket azonban nehéz összehasonlítani a menüköltség modell által produkálttal, mert a doktori értekezésben a menüköltség modellek szakirodalmában megszokott módszertant alkalmazom, és nem modellezem explicit módon a jegybank kamatdöntéseit.

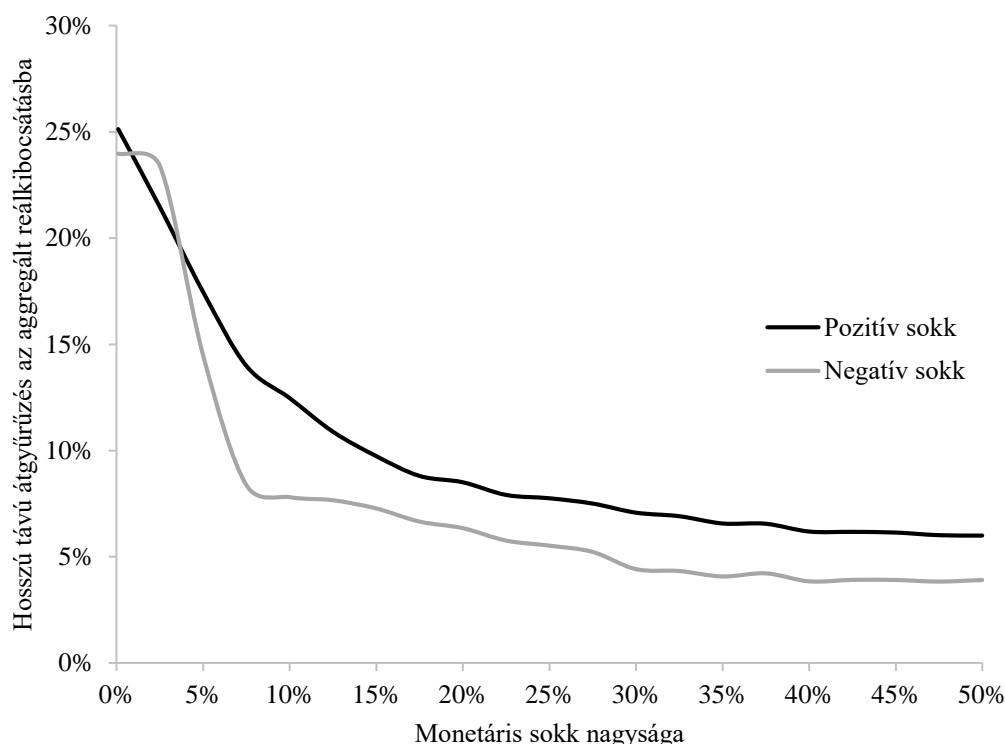
6.2. A monetáris sokk nagyságának hatása a hosszú távú hatásosságára

A *6.1. alfejezet* eredményei alapján úgy tűnhet, hogy megtaláltam a bölcsek követ a monetáris politika számára: ha jelentősek a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai, akkor nem kell mást tenniük a jegybankoknak, mint adni egy végtelen nagy pozitív monetáris sokkot a gazdaságnak, és a reálkibocsátás kilő a végtelenbe. Ebben az alfejezetben megvizsgálom, hogy túl szép-e ez ahhoz, hogy igaz legyen. Karádi és Reiff (2012) világosan rámutatnak DSGE-típusú menüköltség modelljük segítségével, hogy a monetáris politika rövid távú hatásossága csökken a monetáris sokk nagyságának növelésével, mert nagyobb sokkokra több vállalat reagál már rövid távon áralkalmazkodással. A H7 hipotézisben azt valószínűsítem, hogy ez az eredmény a monetáris politika hosszú távú hatásosságára is általánosítható:

H7: A monetáris politika hosszú távú hatásossága csökken a monetáris sokk nagyságának növekedésével.

A 10. ábra szemlélteti egy monetáris sokk hosszú távú hatásosságát a menüköltség modell teljeskörű változatának keretei között a sokk nagyságának függvényében pozitív és negatív sokk esetén.⁷¹ A sokk hosszú távú hatásosságát ezúttal is azzal a hányadával mérem, amely várhatóan a reálkibocsátásba gyűrűzik át hosszú távon.

10. ábra: Egy monetáris sokk hosszú távú hatásossága a G modellváltozatban a sokk nagyságának függvényében pozitív és negatív sokk esetén



Forrás: Saját szerkesztés

A H7 hipotézis vizsgálatához elegendő a pozitív monetáris sokk esetére koncentrálni. Látható, hogy minél nagyobb a sokk, annál kisebb hányada gyűrűzik át hosszú távon a reálkibocsátásba, tehát a monetáris politika hosszú távú hatásossága csökken a monetáris sokk nagyságának növekedésével. Eközben a sokknak az a hányada, amely az árszínvonalba gyűrűzik át hosszú távon, növekszik. A nagy monetáris expanziók hosszú

⁷¹ Ahogy a 4.3.3. szakaszban említettem, az impulzusválasz függvények értékeinek számításához általában 10000 független replikációt szimulálok különböző véletlen számokkal, és ezek átlagolásával közelítem az impulzusválasz függvényeket. A 10. ábra készítéséhez viszont csak 1000 független replikációt szimuláltam a sokk mindegyik nagysága mellett a szimulációs idő tolerálható keretek között tartása érdekében.

távú reálhatásai tehát valószínűleg túl kicsik ahhoz, hogy kompenzálják az inflációs hatásait. Ebből következően akkor sem tűnik racionálisnak azt javasolni a jegybankok számára, hogy a reálkibocsátás korlátlan növelésére törekedjenek, ha sérül a hosszú távú monetáris semlegesség.

Ahhoz, hogy érthetővé váljon, miért csökken a monetáris politika hosszú távú hatásossága a monetáris sokk nagyságának növekedésével, érdemes felidézni a menüköltség modellek szakirodalmának egyik közismert eredményét, amely szerint a monetáris sokknak az a hányada, ami az *árszínvonalba* gyűrűzik át *rövid távon*, felbontható három komponensre (Klenow – Kryvtsov, 2008; Costain – Nakov, 2011; Karádi – Reiff, 2012):

1. *Intenzív hatás*: A kívánt árváltozások nagyobbakká válnak a monetáris sokk következtében minden vállalat számára beleértve azokat, amelyek a monetáris sokk elmaradása esetén is árat változtattak volna, azokat, amelyek a monetáris sokk hatására döntenek áralkalmazkodás mellett és azokat is, amelyek így se, úgy se változtatnak árat.
2. *Extenzív hatás*: A monetáris sokk következtében megnő azoknak a vállalatoknak az aránya, amelyek árat változtatnak. Ez akkor is erősebb makroszintű áralkalmazkodáshoz vezetne, ha a kívánt árváltozások változatlanul maradnának.
3. *Szelekciós hatás*: A monetáris sokk megváltoztatja azoknak a vállalatoknak az összetételét, amelyek áralkalmazkodást végeznek. Nem véletlenszerűen dől el, hogy mely vállalatok csatlakoznak az áralkalmazkodást végzők körébe: nagyobb esélyük van erre azoknak, amelyek az átlagnál nagyobb mértékű árváltoztatásokat szeretnének végrehajtani.

A menüköltség modellben annál erősebb az áralkalmazkodás hosszú távon, minél erősebb rövid távon, hiszen a monetáris sokkoknak a potenciális kibocsátásra gyakorolt hosszú távú reálhatásait a kibocsátási rést érintő rövid távú reálhatásaik határozzák meg a kereslet-kínálat interakciókon keresztül az (5) egyenlet alapján. A rövid távú áralkalmazkodás három fent említett komponense fontos meghatározója tehát a hosszú távú áralkalmazkodás erősségének is. Karádi és Reiff (2012) megmutatják, hogy nem változik a monetáris sokknak az a hányada a nagyságának növekedésével, amely az intenzív határon történő áralkalmazkodás miatt gyűrűzik át az árszínvonalba. Az extenzív hatás szerepe a makroszintű áralkalmazkodásban kis sokkok esetén elhanyagolható, de nemlineárisan növekszik a sokk nagyságának függvényében. A szelekciós hatás erőssége alapvetően attól

függ, hogy milyennek feltételezett az idioszinkratikus termelékenységi sokkok valószínűség-eloszlása. Ha a G modellváltozathoz hasonlóan leptokurtikus az eloszlásuk, akkor kis sokkok esetén gyenge a szelekciós hatás, közepes nagyságú sokkok esetén jelentősen nő a fontossága, majd nagy sokkok esetén újra visszaesik.

Mi történik ezek alapján egy monetáris sokk hosszú távú hatásosságával a G modellváltozatban, ahogy növekszik a nagysága? A sokknak az a hányada, amely az intenzív határon történő áralkalmazkodás miatt gyűrűzik át az árszínvonalba, változatlan marad, az a hányada viszont, amelyik az extenzív határon történő áralkalmazkodás miatt gyűrűzik át az árszínvonalba, növekszik. Ez azt jelenti, hogy nagyobb sokkok több vállalatot ösztönöznek áralkalmazkodásra rövid távon. Ennek következtében csökken a sokk rövid távú hatásossága, ami kisebb hosszú távú hatásossághoz vezet a kereslet-kínálat interakciókon keresztül. Az extenzív határban rejlik tehát a kulcs annak megértéséhez, hogy miért csökken a monetáris politika hosszú távú hatásossága a monetáris sokk nagyságának növekedésével: minél nagyobb a monetáris sokk, annál nagyobb az áralkalmazkodást végző vállalatok aránya.

Érdeemes megjegyezni, hogy csökken ugyan egy monetáris sokk hosszú távú hatásossága a nagyságának függvényében, mégsem válik nullává még nagyon nagy sokkok esetén sem. Egy 50 százalékpontos pozitív monetáris sokk esetén 6% a sokknak az a hányada, amely a reálkibocsátásba gyűrűzik át hosszú távon, egy 100 százalékpontos monetáris sokk esetén pedig 5,03% ez az arány.⁷² Ezek az arányok kicsik, de pozitívak, ami első látásra meglepő, hiszen gyakorlatilag minden vállalat reagál már rövid távon áralkalmazkodással nagyon nagy monetáris sokkokra a G modellváltozatban, tehát az extenzív határon történő áralkalmazkodás tökéletes. Ebből a szempontból a lineáris áralkalmazkodást tartalmazó A0 és E modellváltozatokhoz hasonlóan viselkedik a G modellváltozat, ha a monetáris sokk nagyon nagy. Az intenzív határon történő áralkalmazkodás azonban nem tökéletes, mert korlátozottan racionális árazási döntéseket hoznak a vállalatok. Ez megnyitja az utat egy kis rövid távú reálhatás kibontakozása előtt a G modellváltozatban az A0 és az E modellváltozatok keretei között tapasztaltakhoz hasonlóan még nagyon nagy monetáris sokkok esetén is. A kis rövid távú reálhatás kis hosszú távú reálhatássá alakul át a kereslet-kínálat interakciókon keresztül, akárcsak a modell E változatában.

Az alfejezet eredményei alapján *elfogadom a H7 hipotézist*: a monetáris politika hosszú távú hatásossága valóban csökken a monetáris sokk nagyságának növekedésével.

⁷² Az utóbbi sokknagyság mellett nincs feltüntetve a hosszú távon az aggregált reálkibocsátásba átgyűrűző hányad a 10. ábrán.

6.3. A pozitív és a negatív monetáris sokkok aszimmetrikus hosszú távú reálhatásai

Jelentős empirikus bizonyítékok szólnak amellett, hogy a pozitív és a negatív monetáris sokkok *rövid távú* reálhatásai aszimmetrikusak: a pozitív monetáris sokkok kevésbé tűnnek hatásosnak, mint a negatívak (DeLong – Summers, 1988; Cover, 1992; Morgan, 1993). Ezt az empirikus eredményt meg lehet magyarázni trendinflációt tartalmazó menükölség modellekkel: ezekben kevésbé hajlandóak a vállalatok áralkalmazkodással reagálni egy negatív monetáris sokkra, mint egy pozitívra, mert lehetőségük van hagyni, hogy csökkentse a termékeik relatív árait a trendinfláció, ennek köszönhetően anélkül is alkalmazkodhatnak a negatív monetáris sokkhoz, hogy meg kéne fizetniük a nominális árcsökkenés menükölségét. Egy pozitív monetáris sokk esetén nincs ilyen hatás, hiszen olyankor a kívánt relatív áremelkedés ellen hat a trendinfláció. Ennek eredményeként kialakul a monetáris sokk nagyságának egy köztes tartománya, amelyen belül a vállalatok alkalmazkodnak az árakkal a pozitív sokkokhoz, de nem alkalmazkodnak velük a negatív sokkokhoz.⁷³ A pozitív monetáris sokkok esetén így kibontakozó erősebb áralkalmazkodás gyengébb rövid távú reálhatást eredményez a negatív monetáris sokkok esetéhez képest (Ball – Mankiw, 1994; Karádi – Reiff, 2019).⁷⁴

A H8 hipotézisben azt valószínűsíttem, hogy a pozitív és a negatív monetáris sokkok rövid távú reálhatásai közti fent ismertett aszimmetria érvényesül a hosszú távú reálhatásaik esetén is:

H8: A pozitív és a negatív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai aszimmetrikusak: a negatív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon, mint a pozitívak.

A 10. ábra segítségével összehasonlítható, hogy különböző nagyságú monetáris sokkok mekkora hányada gyűrűzik át hosszú távon az aggregált reálkibocsátásba pozitív és negatív sokkok esetén. Látható, hogy valóban létezik a sokk nagyságának egy köztes tartománya, amelyen belül a negatív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon a pozitívaknál, de ezen a tartományon kívül a pozitív monetáris sokkok hatásossága nagyobb a negatívakénál. A sokk nagyságának köztes tartománya nagyjából 1 százalékpont

⁷³ Elegendően nagy monetáris sokk esetén természetesen akkor is történik áralkalmazkodás, ha a sokk negatív.

⁷⁴ A pozitív és a negatív monetáris sokkok aszimmetrikus rövid távú reálhatásaival kapcsolatos empirikus bizonyítékok további lehetséges magyarázatairól kitűnő szakirodalmi áttekintést nyújt Florio (2004).

és 4 százalékpont közé esik. Figyelembe véve, hogy az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját érő sokkok szórását 0,15 százalékpontra becsültem, kicsi a valószínűsége annak, hogy meghaladja egy monetáris sokk nagysága a köztes tartomány alsó határát, de nem lehetetlen. Egy, az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját érő 1 százalékpontos átmeneti sokk 2,6 százalékos tartós emelkedést eredményez a szintjében a nominális keresletnövekedés perzisztenciáját meghatározó φ paraméter 0,61-ra becsült értéke mellett, a köztes tartomány 4 százalékpontos felső határa pedig egy 10,8 százalékos permanens sokknak felel meg az aggregált nominális kereslet szintjére vonatkozóan. Karádi és Reiff (2019) többek közt azt is vizsgálják DSGE-típusú menüköltség modelljük segítségével, hogy milyen hatásokkal jártak az általános forgalmi adó (ÁFA) kulcsának 5 százalékpontos változtatásai Magyarországon 2006-ban. Bizonyítják, hogy az ÁFA kulcs 5 százalékpontos tartós változásának inflációs hatása ekvivalens egy, az aggregált nominális kereslet szintjét érő 5 százalékos permanens sokk inflációs hatásával bizonyos kézenfekvő feltevések mellett. Ez azt jelenti, hogy az ÁFA kulcs Karádi és Reiff (2019) által tanulmányozott változásai olyan monetáris sokkoknak tekinthetők, amelyek nagysága belesik a köztes tartományba, amelyen belül a negatív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon a pozitívaknál. Annak azonban kicsinek tűnik a valószínűsége, hogy lehessen találni empirikus példákat fejlett gazdaságokból olyan monetáris sokkokra, amelyek nagysága meghaladja a köztes tartomány felső határát, amelyen túl a pozitív monetáris sokkok újra hatásosabbakká válnak hosszú távon a negatívaknál.

A hosszú távú reálhatás aszimmetriájára vonatkozó eredmények magyarázata a következő. Ahogy a 6.2. *alfejezetben* említettem, az extenzív határ szerepe a kis monetáris sokkokhoz való áralkalmazkodásban elhanyagolható. Az intenzív határ dominálja tehát az áralkalmazkodást kis sokkok esetén. Az intenzív határon történő áralkalmazkodás azonban erősebb negatív, mint pozitív sokkok esetén, mert a lefelé történő áralkalmazkodás erősségét meghatározó α^D paraméter értékét nagyobbra kalibráltam a felfelé történő áralkalmazkodás erősségét meghatározó α^U paraméter értékénél annak érdekében, hogy képes legyen a modell reprodukálni a 4.2. *alfejezetben* bemutatott S7 stilizált ténytet, amelynek értelmében az árcsökkenések átlagos nagysága empirikusan nagyobb az ár-emelésekénél. Ennek következtében erősebbek lesznek a kis pozitív monetáris sokkok rövid távú reálhatásai, mint a kis negatív sokkokéi. Ez az aszimmetria azután is fennmarad, hogy a rövid távú reálhatások hosszú távú reálhatásokká alakulnak át a kereslet-kínálat interakciókon keresztül.

Ahogy növekszik a monetáris sokk nagysága, egyre fontosabb szerepet kezd játszani az extenzív határ a sokkhoz való áralkalmazkodásban. Negatív sokk esetén azonban nagyobb a sokknak az a nagysága, amely mellett dominánssá válik, mint pozitív sokk esetén. Ha egy *pozitív* monetáris sokk nagysága növekedni kezd, az áralkalmazkodást végző vállalatok aránya azonnal növekedésnek indul vele együtt. Ha azonban egy *negatív* monetáris sokk nagysága kezd növekedni, először kivárnak a vállalatok, és hagyják, hogy csökkentse a termékeik relatív árait a trendinfláció megspórolva számukra az áralkalmazkodás menüköltségét. Az áralkalmazkodást végző vállalatok aránya csak nagyobb sokknagyságnál indul növekedésnek a pozitív sokk esetéhez képest. Ez vezet a sokknagyság említett köztes tartományának kialakulásához, amelyen belül a negatív monetáris sokkokhoz történő makroszintű áralkalmazkodás gyengébb, mint a pozitívakhoz történő, ezért a negatív sokkok reálhatásai nagyobbak.

A monetáris sokk egy bizonyos nagysága felett annyira erőssé válik az extenzív határon történő áralkalmazkodás, hogy majdnem minden vállalat árat változtat már rövid távon a sokkra reagálva – pozitív és negatív sokk esetén egyaránt. Ez azt jelenti, hogy az extenzív határon történő áralkalmazkodás erőssége gyakorlatilag ugyanakkora pozitív és negatív sokk esetén. Ilyenkor az intenzív határ határozza meg ismét a pozitív és a negatív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai közti különbségeket, akárcsak kis sokkok esetén, ezért a pozitív monetáris sokkok újra hatásosabbakká válnak a negatívaknál.

Mindezek alapján *részben elfogadom, részben elutasítom a H8 hipotézist*. Létezik a monetáris sokk nagyságának egy köztes tartománya, amelyen belül a negatív monetáris sokkok valóban hatásosabbak hosszú távon a pozitívaknál: ebben a tartományban elfogadhatónak bizonyult a H8 hipotézis. A tartományon kívül viszont a pozitív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon a negatívaknál, ezért a köztes tartományon kívül eső sokknagyságok esetében el kell utasítanom a H8 hipotézist.

Az eredmény, amely szerint a kis pozitív monetáris sokkok hatásosabbak a negatívaknál, nem áll összhangban az empirikus bizonyítékokkal (DeLong – Summers, 1988; Cover, 1992; Morgan, 1993). A lefelé történő áralkalmazkodást azonban muszáj erősebbre kalibrálni, mint a felfelé történőt, különben nem illeszkedne kielégítően a nemnulla árváltozások modell által szimulált eloszlása az empirikus megfelelőjére. Azt is meg kell említeni, hogy nagyobbak ugyan a kis pozitív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai a modellben, mint a negatívakéi, az aszimmetria nem túl nagy. Egy 0,1 százalékpontos pozitív monetáris sokk 25,13%-a gyűrűzik át az aggregált reálkibocsátásba

hosszú távon, míg ugyanez az arány 23,97% egy 0,1 százalékpontos negatív sokk esetén. A különbség csupán 1,2 százalékpont.

A pozitív és a negatív monetáris sokkok aszimmetrikus reálhatásaira vonatkozó empirikus bizonyítékokat is óvatosan kell kezelni. Egyrészt ezek a monetáris sokkok *rövid távú* reálhatásaira vonatkoznak, a doktori értekezés eredményei viszont a *hosszú távú* reálhatásaikkal kapcsolatosak. Másrészt nincsenek tekintettel a hivatkozott empirikus tanulmányokban alkalmazott ökonometria módszerek az áralkalmazkodás nemlineáris jellegére, ami a legfőbb oka a menüköltség modellben annak, hogy bizonyos nagyságú sokkok esetén a negatív, más nagyságú sokkok esetén viszont a pozitív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon. A lineáris áralkalmazkodást feltételező ökonometria modellek összemoszák a különböző nagyságú sokkok esetén kibontakozó reálhatásokat, ezért arra az eredményre vezethetnek tévesen, hogy a sokk nagyságától függetlenül mindig hatásosabbak a negatív monetáris sokkok a pozitívaknál. Hogy valóban téves-e az empirikus kutatásoknak ez az eredménye, annak megállapítása további kutatómunkát igényel.

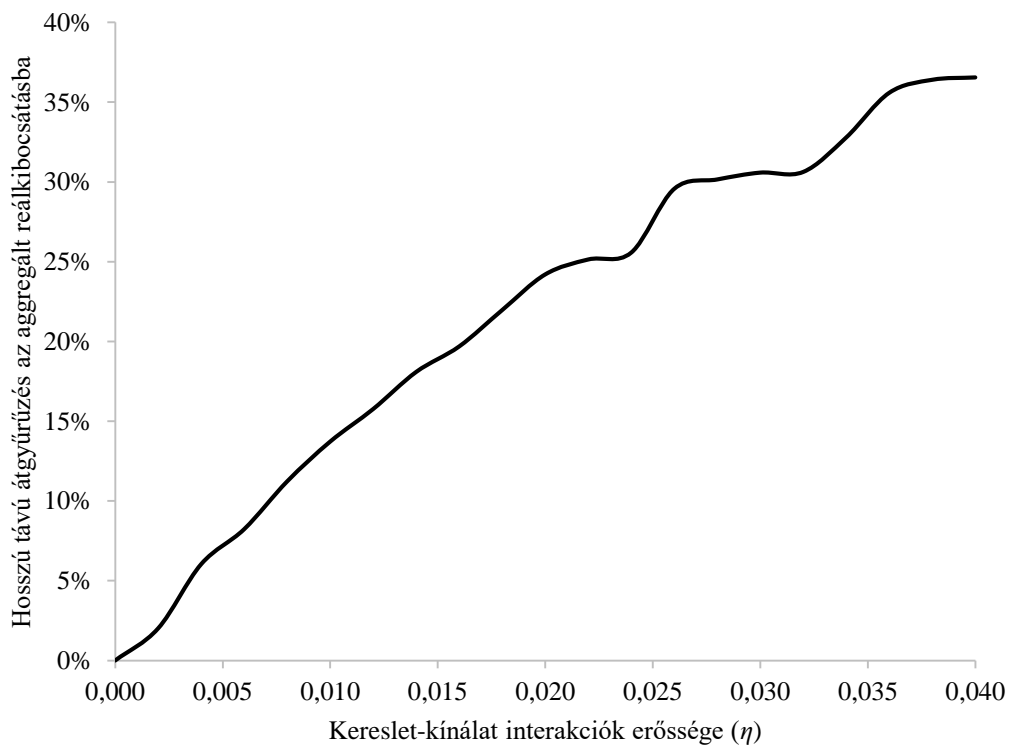
Elméleti és empirikus oldalról egyaránt további kutatásokra van szükség ahhoz, hogy összhangba kerüljenek egymással a menüköltség modell predikciói és az empirikus bizonyítékok a pozitív és a negatív monetáris sokkok aszimmetrikus reálhatásait illetően. Empirikus oldalról érdekes lehetőség az áralkalmazkodás nemlineáris jellegének figyelembe vétele a pozitív és a negatív monetáris sokkok aszimmetrikus reálhatásainak tanulmányozása során. Elméleti oldalról pedig érdemes lehet például megvizsgálni, hogy mi történik a menüköltség modellben, ha a kereslet-kínálat interakciók erősebbek negatív, mint pozitív keresleti sokkok esetén. Rendelkezésre áll némi empirikus bizonyíték arra vonatkozóan, hogy lehet valóságalapja ennek a feltevésnek (Ball, 2009). A feltevés segítene a modellnek abban, hogy nagyobb *hosszú távú* reálhatásokat produkáljon kis negatív monetáris sokkok esetén, de nem vezetne új következtetésekre a pozitív és a negatív monetáris sokkok *rövid távú* reálhatásai közti aszimmetriát illetően.

6.4. A kereslet-kínálat interakciók erősségének hatása egy tipikus monetáris sokk hosszú távú hatásosságára

Többször is fény derült már rá a doktori értekezésben, hogy annál nagyobbak a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai, minél nagyobbak a rövid távú reálhatásaik, hiszen nagyobb rövid távú reálhatásból nagyobb hosszú távú reálhatást képesek generálni

a kereslet-kínálat interakciók. De hogy pontosan mekkorát, az nyilvánvalóan függ a kereslet-kínálat interakciók erősségétől, ezért ebben az alfejezetben megvizsgálom, hogy miként függ egy tipikus monetáris sokk hosszú távú hatásossága a kereslet-kínálat interakciók erősségét meghatározó η paraméter értékétől. Az elemzés célja csupán annak vizsgálata, hogy mennyire robusztusak a fejezet korábbi alfejezeteiben bemutatott eredmények η értékének megválasztására, ezért ennek az alfejezetnek az elején nem fogalmazok meg hipotézist.

**11. ábra: Egy egyszórásnyi pozitív monetáris sokk
hosszú távú hatásossága a G modellváltozatban
a kereslet-kínálat interakciók erősségének függvényében**



Forrás: Saját szerkesztés

A 11. ábra szemlélteti egy tipikus – egyszórásnyi – pozitív monetáris sokk hosszú távú hatásosságát a kereslet-kínálat interakciók erősségének függvényében. A sokk hosszú távú hatásosságát ezúttal is azzal a hányadával mérem, amely várhatóan az aggregált reálkibocsátásba gyűrűzik át hosszú távon. Az ábra készítése során újrabecsültem a G modellváltozat SMM becslési eljárásba bevont paramétereinek értékeit a kereslet-kínálat interakciók erősségének összes megvizsgált értéke mellett annak érdekében, hogy η minden megvizsgált értéke esetén képes legyen a modell teljeskörű változata ugyanolyan jól

reprodukálni a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos két empirikus eloszlás legfontosabb momentumait, ennek köszönhetően összevethetőek legyenek egymással a monetáris sokk hosszú távú hatásosságára különböző η értékek mellett adott becslései.⁷⁵ A kereslet-kínálat interakciók erősségének különböző értékei mellett becsült paraméterértékeket az *F4. függelékben* közlöm.

Látható a *11. ábrán*, hogy egy tipikus monetáris sokk hosszú távú hatásossága meglehetősen érzékeny a kereslet-kínálat interakciók erősségére, és természetesen pozitívan függ tőle. Minél erősebbek a kereslet-kínálat interakciók, annál nagyobb hosszú távú reálhatást generálnak adott rövid távú reálhatásból. Egy tipikus pozitív monetáris sokk 23,08%-a gyűrűzik át várhatóan az aggregált reálkibocsátásba hosszú távon a kereslet-kínálat interakciók erősségének *4.4.1. szakaszban* becsült 0,02-os értéke mellett a *6.1. alfejezetben* bemutatott becslés eredménye szerint. Ha a kereslet-kínálat interakciók erőssége 0,04, vagyis kétszer nagyobb, akkor 36,56% ugyanez az arány, ami jelentősen meghaladja a 23,08 százalékot.

Érdeemes ugyanakkor megjegyezni, hogy a kereslet-kínálat interakciók erősségének kétszeresére növelése csak 1,58-szorosára növeli egy tipikus pozitív monetáris sokknak az aggregált reálkibocsátásba hosszú távon átgyűrűző arányát. A *11. ábrán* is látszik valamelyest, hogy konkrét módon növekszik egy tipikus monetáris sokk hosszú távú hatásossága a kereslet-kínálat interakciók erősségének függvényében, tehát η értékének növekedése egyre kisebb és kisebb mértékben növeli a monetáris politika hosszú távú hatásosságát. Ez nem meglepő, hiszen létezik egy elméleti felső korlátja a hosszú távú hatásosságnak: annál nagyobb hányada nem gyűrűzhet át hosszú távon az aggregált reálkibocsátásba a monetáris sokknak, amekkora rövid távon csapódik le benne.

Az eredmény, amely szerint egy tipikus monetáris sokk hosszú távú hatásossága erősen érzékeny a kereslet-kínálat interakciók erősségének feltételezett értékére, rávilágít, hogy kulcsfontosságú megbízható becsléssel rendelkezni η empirikus értékéről a monetáris politika hosszú távú hatásosságának becsléséhez, ezért nagy szükség lenne több olyan empirikus tanulmányra, amelynek célja, hogy jól megalapozott ökonometriai becslést adjon a kereslet-kínálat interakciók erősségére. A *4. táblázatban* azonban látható, hogy meglehetősen kicsi, csupán 0,0013 a standard hibája η 0,02-os becsült értékének,

⁷⁵ A *10. ábrához* hasonlóan csak 1000 független replikációt szimuláltam 10000 helyett különböző véletlen számokkal az impulzusválasz függvények közelítéséhez a kereslet-kínálat interakciók erősségének mind-egyik értéke mellett a *11. ábra* készítése során a szimulációs idő tolerálható keretek között tartása érdekében.

ezért a 95,5 százalékos – plusz/mínusz kétszórásnyi – konfidencia-intervallumának alsó (0,018) és felső (0,021) határa egyaránt 0,02 két tizedesjegyre kerekítve. Ez bizakodásra ad okot azt illetően, hogy nagyságrendileg megbízható becslést ad a menüköltség modell teljeskörű változata a monetáris politika hosszú távú hatásosságára. Ha a 95,5 százalékos konfidencia-intervallumának alsó határára, vagyis 0,018-re állítom a kereslet-kínálat interakciók erősségét, akkor egy egyszórásnyi pozitív monetáris sokk 21,97%-a gyűrűzik át várhatóan az aggregált reálkibocsátásba hosszú távon a modell becslése szerint, ami alig marad el a 0,02-os η érték mellett becsült 23,08%-tól.

7. Összegzés

Két kutatási kérdésre kerestem a választ a doktori értekezésben. Egyrészt arra, hogy pontosan milyen szerepet játszik az aggregált kibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulásában a nemlineáris áralkalmazkodás és a kereslet-kínálat interakciók működése, vagyis az a két közgazdasági mechanizmus, amely képes lehet magyarázni a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését a posztkeynesi monetáris makroökonomia elmélete szerint. Másrészt arra, hogy mekkora hosszú távú reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak nemlineáris áralkalmazkodás és kereslet-kínálat interakciók jelenlétében. Az első kérdésre az a rövid válasz, hogy csak a kereslet-kínálat interakciók képesek empirikusan releváns módon magyarázni az aggregált kibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézist és a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését, az áralkalmazkodás nemlineáris jellege nem. Ám utóbbi is fontos szerepet játszik a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak meghatározásában, amennyiben létrehozzák azokat a kereslet-kínálat interakciók. A második kérdésre röviden az a válasz, hogy becslésem szerint jelentős egy tipikus monetáris sokk hosszú távú reálhatása, de a monetáris sokkok hosszú távú hatásossága csökken a nagyságuk növekedésével, és az is befolyásolja a mértéküket, hogy pozitív vagy negatív sokkról van-e szó.

A két kutatási kérdés vizsgálatára egy hibrid menüköltség modellt építettem fel, amelyben a DSGE-típusú menüköltség modellek alapstruktúráját kombináltam a posztkeynesi monetáris makroökonomiából származó intuíciókkal, és amelynek viselkedését ágensalapú szimulációk segítségével elemeztem. A modell hibrid jellege lehetővé tette, hogy világossá tegyem a különböző posztkeynesi és ágensalapú összetevőinek szerepét a DSGE-típusú menüköltség modellekben megszokottakhoz képest újszerű eredményeinek kialakulásában a lépésenkénti ki-/bekapcsolásuk által. Számos különböző változatát tanulmányoztam a menüköltség modellnek a doktori értekezésben, az egyes modellváltozatok megkülönböztető vonásait az 5. táblázat foglalta össze. Ezt kibővítettem egy újabb sorral a 8. táblázatban, amely az egyes modellváltozatok által produkált eredmények összefoglalását segíti. I-vel jelölöm a 8. táblázat utolsó sorában, ha sérül a hosszú távú monetáris semlegesség és kibontakozik hiszterézis az adott cellához tartozó modellváltozat keretei között, N-nel jelölöm, ha nem.

Annak érdekében, hogy értékelni lehessen, mely modellváltozatok eredményei tekinthetők relevánsnak empirikusan, úgy kalibráltam őket, hogy a lehető legpontosabban

illeszkedjenek a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos két empirikus eloszlásnak, a nemnulla árváltozások eloszlásának és az árváltoztatási gyakoriságok eloszlásának legfontosabb momentumaira. A modellváltozatok empirikus teljesítményének értékelése során azt vizsgáltam, hogy mennyire pontosan reprodukálják a momentumok empirikus értékeit. Az empirikus eloszlásokat az egyik legnépszerűbb mikroszintű adatállományból származtattam, amelyet menüköltség modellek kalibrálásához használni szokás, a Dominick's adatállományból. Az adatállomány vonalkód-leolvasókból gyűjtött adatokat tartalmaz a Dominick's Finer Foods kiskereskedelmi üzletlánc egy Chicago környéki üzletében kínált termékek árairól, amelyeket 1989 és 1997 között gyűjtöttek. Ez egy megszokott időszak volt az amerikai gazdaságban, ezért a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásaira vonatkozó becsléseim egy szokásos gazdasági időszakra érvényesek.

8. táblázat: A modellváltozatok összetevői és eredményei

Összetevő / Modellváltozat	A0	A	B	C	D	E	F	G
Nemlineáris áralkalmazkodás	N	I	I	I	I	N	I	I
Heterogén áralkalmazkodási küszöbök	N	N	I	N	N	N	N	I
Dinamikus optimalizálás	N	N	N	I	N	N	N	N
Idioszinkratikus termelékenységi sokkok	N	N	N	N	I	N	I	I
Kereslet-kínálat interakciók	N	N	N	N	N	I	I	I
Többtermékes vállalatok	N	N	N	N	N	N	N	I
Trendinfláció és aszimmetrikus áralkalmazkodás	N	N	N	N	N	N	N	I
Potenciális növekedés	N	N	N	N	N	N	N	I
Aggregált termelékenységi sokkok	N	N	N	N	N	N	N	I
Leptokurtikus idioszinkratikus termelékenységi sokkok	N	N	N	N	N	N	N	I
Hiszterézis / Hosszú távú reálhatás	N	I	I	I	N	I	I	I

Megjegyzés: Ha „I” található egy cellában, akkor az adott cellához tartozó modellváltozat tartalmazza a megfelelő modellösszetevőt, illetve produkálja a megfelelő eredményt. Ha „N” található a cellában, akkor a modellváltozat nem tartalmazza a megfelelő összetevőt, illetve nem produkálja a megfelelő eredményt.

Forrás: Saját szerkesztés

A doktori értekezés *1. fejezetében* megfogalmaztam a két kutatási kérdést, amelyekhez kapcsolódóan nyolc hipotézist állítottam fel. A *2. fejezetben* áttekintettem a mo-

netáris politika rövid és hosszú távú reálhatásával kapcsolatos elméleti és empirikus szakirodalomnak azokat a területeit, amelyek a kutatási kérdések jelentőségének megértéséhez szükségesek, és amelyekre a megválaszolások során építettem. A *3. fejezetben* a hiszterézis közgazdasági szakirodalmával kapcsolatban tettem meg ugyanezt. A kutatási kérdések megválaszolására szolgáló hibrid menüköltség modellt a *4. fejezetben* építettem fel, és a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus adatokra kalibráltam. Az *5. fejezetben* vizsgáltam a modell segítségével az első kutatási kérdést, vagyis azt, hogy milyen szerepet játszik a nemlineáris áralkalmazkodás és a kereslet-kínálat interakciók működése az aggregált kibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulásában. Végül a *6. fejezetben* foglalkoztam a második kutatási kérdés megválaszolásával, vagyis azzal, hogy mekkorára becsüli a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásait a modell realiztikusan kalibrált, teljeskörű változata. Hatot elfogadtam az *1. fejezetben* felállított nyolc hipotézis közül, egyet elutasítottam, egyet pedig részben elfogadtam, részben elutasítottam.

Az első kutatási kérdés az alábbi volt:

K1: Milyen szerepet játszik a nemlineáris áralkalmazkodás és a kereslet-kínálat interakciók működése az aggregált reálkibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának kialakulásában?

A válasz a H4-H5 hipotézisekkel összhangban az, hogy csak a kereslet-kínálat interakciók képesek empirikusan releváns módon magyarázni az aggregált reálkibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézist és a monetáris politika hosszú távú reálhatását, a nemlineáris áralkalmazkodás nem, de utóbbi is fontos szerepet játszik a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak meghatározásában, amennyiben létrehozzák azokat a kereslet-kínálat interakciók. Megmutattam, hogy lehetséges előállni olyan elméleti modellekkel, amelyek keretei között a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet a nemlineáris áralkalmazkodás, ugyanis amennyiben rövid távon sosem alkalmazkodnak tökéletesen az árakkal a vállalatok egy monetáris sokkhoz, és nem éri őket semmilyen más exogén sokk, amely további áralkalmazkodásra készítené őket, hosszú távon sem lehet tökéletes az áralkalmazkodás.

Ez az eredmény független attól, hogy korlátozottan vagy tökéletesen racionálisnak feltételezték-e a vállalatok, vagyis attól, hogy egy heurisztikus szabály alapján dönt-

nek-e az árakról, vagy dinamikusan optimalizálnak. A H2 hipotézisben ugyan azt valószínűsítettem, hogy egy előretekintő, dinamikusan optimalizáló vállalat észlelheti, hogy várhatóan végtelen nagy veszteséget kell elszenvednie hosszú távon a rugalmas árak esetén elérhető maximális profitáramhoz képest a nemtökéletes hosszú távú áralkalmazkodás következtében, ezért vállalhatja a véges menüköltség megfizetését a jelenben a végtelen nagy várható jövőbeli veszteség elkerülése érdekében, ám ezt a hipotézist el kellett utasítanom. Egy dinamikusan optimalizáló vállalat ugyanis diszkontálja a várható jövőbeli profitáramát az árazási döntése során, diszkontálást követően pedig végessé válik a végtelen nagy várható jövőbeli veszteségének jelenértéke, és amennyiben nem túl nagy, nem racionális vállalni a véges menüköltséget a jelenben az elkerülése érdekében.

Azonban a menüköltség modellnek azok az egyszerű változatai, amelyekben a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet a nemlineáris áralkalmazkodás, rosszul illeszkednek a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus eloszlásokra. Megmutattam, hogy az idioszinkratikus termelékenységi sokkok bevezetése a modellbe javítja annak empirikus teljesítményét, hiszen lehetővé teszi számára, hogy reprodukálja az S1 stilizált ténytet, amely szerint az átlagos empirikus árváltozás nagy. Az idioszinkratikus termelékenységi sokkok ugyanakkor megszüntetik a hiszterézist az aggregált kibocsátás dinamikájában a H3 hipotézisnek megfelelően, és fel támasztják a hosszú távú monetáris semlegességet. Ennek oka az, hogy ezek a sokkok várhatóan minden vállalatot áralkalmazkodásra készítetnek előbb-utóbb a monetáris sokk érkezését követően, amelyhez így hosszú távon tökéletesen alkalmazkodnak a vállalatok az árakkal. A H4 hipotézissel összhangban erősebbnek tekinthető az idioszinkratikus termelékenységi sokkokat tartalmazó modellváltozat empirikus teljesítménye, mint azoké, amelyekben nem érik idioszinkratikus termelékenységi sokkok a vállalatokat. A K1 kutatási kérdés egyik elemét illetően ezért arra a válaszra jutottam, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás nem képes empirikusan releváns módon magyarázni a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését és az aggregált kibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézist. Ez arra utal, hogy a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésének első posztkeynesi magyarázata ugyan figyelemre méltó elméleti szempontból, de úgy tűnik, hogy nem áll összhangban a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus megfigyelésekkel.

Mindez azonban nem jelenti azt, hogy ne léteznének más közgazdasági mechanizmusok, amelyek képesek magyarázatot adni a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésére és az empirikus GDP idősorokban potenciálisan megfigyelhető hiszterézisre. A

szakirodalomban található eredmények szerint a kereslet-kínálat interakciók ilyenek, és ezek a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezetnek a doktori értekezésben bemutatott hibrid menüköltség modell keretei között is a H5 hipotézisnek megfelelően. Ennek oka az, hogy a kereslet-kínálat interakciók, amelyeket pozitív visszacsatolásként modelleztem a kibocsátási réstől a potenciális növekedési ráta irányába, a monetáris sokkoknak az áralkalmazkodás nemtökéletes voltából és az árazási döntések korlátozott racionalitásából fakadó rövid távú reálhatásait hosszú távú reálhatásokká alakítják át.

Az eredmény érvényes idioszinkratikus termelékenységi sokkok jelenlétében is, amiből az következik, hogy a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésének második posztkeynesi magyarázataként szolgáló kereslet-kínálat interakciók nem csak elméleti, hanem empirikus szempontból is releváns magyarázatot képesek adni a hiszterézisre és a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésére. Megállapítható tehát, hogy a menüköltség modell eredményei szerint a kereslet-kínálat interakciók állnak az aggregált kibocsátás dinamikájában kibontakozó hiszterézisnek és a monetáris politika hosszú távú reálhatásának hátterében, nem az áralkalmazkodás nemlineáris jellege. Ugyanakkor az utóbbi is kulcsfontosságú szerepet játszik a modellben, hiszen az is befolyásolja a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak *mértékét*, amennyiben létrehozzák azokat a kereslet-kínálat interakciók. Ennek oka az, hogy a nemtökéletes áralkalmazkodás meghatározza a monetáris sokkok rövid távú reálhatásainak mértékét, és a rövid távú reálhatásokat alakítják át hosszú távú reálhatásokká a kereslet-kínálat interakciók.

A K1 kutatási kérdés és a hozzá kapcsolódó öt hipotézis vizsgálata során feltárt eredményeket a doktori értekezés első öt tézisében összegzem:

- **T1:** Felépíthető olyan változata a menüköltség modellnek, amelynek keretei között a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezet az aggregált kibocsátás dinamikájában.
- **T2:** A nemlineáris áralkalmazkodás arra vonatkozó képessége, hogy a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezessen az aggregált kibocsátás dinamikájában a menüköltség modell keretei között, független attól, hogy korlátozottan vagy tökéletesen racionálisan döntenek-e az árakról a modell vállalatai, vagyis attól, hogy egy heurisztikus árazási szabályt alkalmaznak-e, vagy dinamikusan optimalizálnak.

- **T3:** Ha idioszinkratikus termelékenységi sokkok érik a menüköltség modell változatait, akkor a nemlineáris áralkalmazkodás nem eredményez hiszterézist az aggregált kibocsátás dinamikájában, és érvényesül a hosszú távú monetáris semlegesség.
- **T4:** Jelenlegi tudásunk szerint a menüköltség modellnek csupán bizonyos elméleti szempontból releváns változataiban képes magyarázni a nemlineáris áralkalmazkodás a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését és az aggregált kibocsátás dinamikájának hiszteretikus jellegét, empirikusan releváns változataiban nem.
- **T5:** A kereslet-kínálat interakciók a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez és hiszterézishez vezetnek az aggregált kibocsátás dinamikájában a menüköltség modell empirikusan releváns változatainak keretei között is.

Az eredmények tisztázzák, miként lehetséges az, hogy miközben a piaci alkalmazkodás bizonyos fix költségei közismerten hiszterézishez vezetnek, az áralkalmazkodás fix költségeit, a menüköltségeket illetően nem tette ezt egyértelművé eddig a szakirodalom. A doktori értekezés eredményei arra utalnak, hogy empirikusan releváns modellek keretei között nem eredményezhet hiszterézist az aggregált kibocsátás dinamikájában, és nem vezethet a hosszú távú monetáris semlegesség sérüléséhez a nemlineáris áralkalmazkodás jelenlegi tudásunk szerint, idézzék azt elő a menüköltségek vagy bármilyen más közgazdasági mechanizmus. Azért bontakozik ki mégis hiszterézis néhány menüköltség modellben (Delgado, 1991; Dixit, 1991), mert a DSGE-típusú menüköltség modellekkel ellentétben nem tartalmaznak idioszinkratikus termelékenységi sokkokat, ezért nem képesek reprodukálni a nemnulla árváltozások empirikus eloszlásának legfontosabb jellemzőit.

Kereslet-kínálat interakciók segítségével könnyebbnek tűnik empirikusan plauzibilis módon megmagyarázni az empirikus GDP idősorokban potenciálisan megfigyelhető hiszteretikus dinamikát és a hosszú távú monetáris semlegesség sérülését, mint az áralkalmazkodás nemlineáris jellegével. Aki mégis ragaszkodik ahhoz, hogy a nemlineáris áralkalmazkodás fontos szerepet játszhat a hiszteretikus makrodinamika kialakulásában és a hosszú távú monetáris semlegesség sérülésében, annak találnia kell egy új feltevést az idioszinkratikus termelékenységi sokkok érkezése helyett, amely lehetővé teszi, hogy legalább olyan jól illeszkedjenek a menüköltség modellek a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus adatokra, mint idioszinkratikus termelékenységi sokkok

mellett, de amely nem tünteti el a monetáris sokkok nemlineáris áralkalmazkodás által generált hosszú távú reálhatásait belőlük.

A doktori értekezés második kutatási kérdése a következő volt:

K2: Mekkora hosszú távú reálhatásaik bontakoznak ki a monetáris sokkoknak nemlineáris áralkalmazkodás és kereslet-kínálat interakciók jelenlétében?

Egy tipikus monetáris sokk esetén az a válasz a H6 hipotézissel összhangban, hogy jelentős mértékűek, de megmutattam, hogy a monetáris sokkok hosszú távú hatásossága csökken a nagyságuk növekedésével a H7 hipotézisnek megfelelően, valamint a pozitív és a negatív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai aszimmetrikusak a H8 hipotézissel összhangban, bár nem egészen úgy, ahogy abban valószínűsítettem.

A K2 kutatási kérdés vizsgálatához a hibrid menüköltség modell empirikus adatokra kalibrált teljeskörű változatát használtam. Megmutattam, hogy kielégítően illeszkedik a teljeskörű modellváltozat a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos empirikus eloszlásokra, tehát alkalmas arra, hogy becsléseket adjon a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásaira. A modell becslésének eredménye szerint egy tipikus – egyszórásnyi – pozitív monetáris sokk nagyjából egynegyede gyűrűzik át várhatóan az aggregált reálkibocsátásba hosszú távon, a maradék háromnegyede pedig az árszínvonalban csapódik le várhatóan. Ez jelentős mértékű hosszú távú reálhatásra utal a H6 hipotézissel összhangban, és egyúttal azt jelenti, hogy a hosszú távú monetáris semlegesség sérülése nem csupán elméleti érdeklődésre számot tartó lehetőség, hanem számolni kell vele a monetáris politika gyakorlata során is.

Ugyanakkor rámutattam, hogy nem korlátok nélküli a monetáris politika hosszú távú reálhatása. Egy monetáris sokk hosszú távú hatásossága csökken a nagyságának növekedésével a H7 hipotézisnek megfelelően, az inflációs hatásai pedig aránytalanul fel erősödnek ezzel együtt. Ennek oka az, hogy a monetáris sokk nagyságának növekedése növeli azoknak a vállalatoknak az arányát, amelyek már rövid távon áralkalmazkodással reagálnak a sokkra. Ez egyre nagyobb részét semlegesíti a rövid távú reálhatásnak, ezért egyre kisebb lesz a sokknak az a hányada, amely hosszú távú reálhatássá alakul át a kereslet-kínálat interakciókon keresztül.

Azt is megmutattam, hogy a pozitív és a negatív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai aszimmetrikusak: létezik a sokk nagyságának egy köztes tartománya, amelyen

belül a negatív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon a pozitívaknál, vagyis amelyen belül könnyebben árt a jegybank a reálgazdaságnak hosszú távon, mint amelyen könnyen ösztönözni képes azt. Ennek magyarázata az, hogy kisebb valószínűséggel alkalmazkodnak az árakkal a vállalatok negatív monetáris sokkokhoz, mint pozitívakhoz, hiszen lehetőségük van hagyni, hogy csökkentse a termékeik relatív árait a trendinfláció az áralkalmazkodás menüköltségének megfizetése nélkül. Ez erősebb rövid távú reálhatásokat eredményez negatív sokkok esetén a pozitív sokkok esetéhez képest, amelyek erősebb hosszú távú reálhatásokká alakulnak át a kereslet-kínálat interakciókon keresztül. Ez az eredmény összhangban áll a H8 hipotézisben megfogalmazottakkal, az viszont elmentmond nekik, hogy kis és nagyon nagy sokkok esetén hatásosabbaknak bizonyultak hosszú távon a pozitív monetáris sokkok a modellben, mint a negatívak. Ennek oka az, hogy a modell reprodukálja azt a stilizált empirikus ténytet, amely szerint a mikroszintű áralkalmazkodás erősebb lefelé, mint felfelé, amennyiben megtörténik.

A K2 kutatási kérdés és a hozzá kapcsolódó három hipotézis vizsgálata során feltárt eredményeket összegzi a doktori értékezés utolsó három tézise:

- **T6:** A menüköltség modell realiztikusan kalibrált változatában jelentős mértékű egy tipikus monetáris sokk hosszú távú reálhatása.
- **T7:** A monetáris politika hosszú távú hatásossága csökken a monetáris sokk nagyságának növekedésével.
- **T8:** A pozitív és a negatív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai aszimmetrikusak: a negatív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon a pozitívaknál a sokk nagyságának egy köztes tartományában, a tartományon kívül viszont a pozitív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon a negatívaknál.

Az eredmények fontos következményekkel járnak a monetáris politika számára. Ha a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai valóban jelentősek, akkor nincs isteni egybeesés, és nem lehet optimális monetáris politika a szigorú inflációs célkövetés. Ilyenkor nagyobb hangsúlyt kell helyezniük a jegybankoknak reálgazdasági célok követésére az elsődleges céljuk, az árstabilitás fenntartása mellett, mint a hosszú távú monetáris semlegesség érvényesülése esetén. A közelmúlt kereslet-kínálat interakciókat tartalmazó újkeynesi modelljei is megerősítik ezt, amelyek eredményei szerint ki kell egészíteniük a jegybankoknak a Taylor-szabályt addicionális reálgazdasági célokkal annak érdekében, hogy közelítsék az optimális monetáris politikát kereslet-kínálat interakciók jelenlétében.

A foglalkoztatottság vagy a munkanélküliségi ráta szintje (Galí, 2020), vagy a TFP növekedési rátájának az állandósult állapotbeli értékétől való kumulatív eltérése (Garga – Singh, 2020) alkalmas addicionális célokként szolgálhatnak a kereslet-kínálat interakciók konkrét természetétől függően.

Ha sérül a hosszú távú monetáris semlegesség, akkor a dezinflációs célzatú monetáris restriktívók hosszú távú reálgazdasági veszteségeket okozhatnak, amelyeket nem feltétlenül kompenzál a dezinfláció haszna. Észszerűnek tűnik ezért a jegybankok számára az inflációs célkövetés Fontana és Palacio-Vera (2007) által javasolt rugalmas oportunisták megközelítését követni, amelynek keretében kis inflációs sokkokra nem reagálnak, hanem inkább várnak, hogy visszavigye egy deflációs sokk az inflációs rátát a célértékének közelébe monetáris politikai beavatkozás nélkül. Ezáltal elkerülhetik a jegybankok, hogy hosszú távú károkat okozzanak a reálgazdaságnak. A monetáris politikájuk tervezése során tekintettel kell lenniük arra a két korlátra, amelyekre rámutattam a doktori értekezésben: a beavatkozásaiknak a reálgazdaságra vonatkozó hosszú távú hatásossága csökken a monetáris sokk nagyságának növekedésével, és a negatív monetáris sokkok hatásosabbak hosszú távon a pozitívaknál a sokk nagyságának egy köztes tartományában.

A doktori értekezésben bemutatott kutatás eredményei természetesen számos korláttal bírnak, viszont számos lehetséges iránya van a kutatás folytatásának, amelyeket követve lazíthatók ezek a korlátok, és amelyek segíthetnek a monetáris politika hosszú távú reálhatásának mélyebb megértésében. A lehetséges irányok két csoportba oszthatók: az egyik inkább empirikus, a másik inkább elméleti jellegű.

Az első vonalon mindenképpen több olyan empirikus kutatásra lenne szükség, amelyeknek köszönhetően mélyebben megérthetővé válhatna, hogy a kereslet-kínálat interakcióknak és a monetáris transzmissziós mechanizmusnak pontosan mely csatornáin keresztül nyilvánulnak meg a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai. Ezek segítenének jobban megalapozott ökonometriai becslést adni a kereslet-kínálat interakciók erősségére, ezáltal a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásaira. Nagy szükség lenne ilyen becslésekre, hiszen rámutattam a doktori értekezésben, hogy a menüköltség modell eredményei szerint meglehetősen érzékeny a monetáris politika becsült hosszú távú reálhatása a kereslet-kínálat interakciók erősségének feltételezett értékére.⁷⁶ Abban is segítenének ezek az empirikus kutatások, hogy megfelelő mikroökonómiai megalapozást lehessen adni a

⁷⁶ Ugyanakkor arra is felhívtam a figyelmet, hogy meglehetősen kicsi a standard hibája a kereslet-kínálat interakciók erősségét meghatározó paraméter becsült értékének, ami bizakodásra ad okot a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásaira vonatkozó modellbecslések megbízhatóságát illetően.

kereslet-kínálat interakcióknak, amelynek köszönhetően olyan gazdaságpolitikai javaslatokkal is elő lehetne állni, amelyek a monetáris politika hosszú távú reálhatásának befolyásolására vonatkoznának.

Szintén a kutatás empirikus vonalon történő folytatásának kapcsán merül fel az gyakori vélekedés, amely szerint a kereslet-kínálat interakciók erősebbek negatív, mint pozitív irányban, és amely mellett szól némi empirikus bizonyíték (Ball, 2009). Érdemes lenne empirikusan megbecsülni ennek az aszimmetriának a mértékét, és megvizsgálni, hogy miként érinti a pozitív és a negatív monetáris sokkok hosszú távú reálhatásai közti aszimmetriát. Így elképzelhető, hogy nem csak viszonylag nagy sokkok esetén bizonyulnának hatásosabbaknak hosszú távon a negatív monetáris sokkok a pozitívaknál, hanem kis sokkok esetén is, ami jobban összhangban állna a monetáris sokkok aszimmetrikus *rövid távú* reálhatásaira vonatkozó empirikus bizonyítékokkal, mint a doktori értekezésben közölt eredmények.

Elméleti vonalon rendkívül hasznos lenne megvizsgálni a doktori értekezésben tanulmányozott kutatási kérdéseket egy komplex ágensalapú makromodell keretei között is, amely tökéletesen illeszkedik az ágensalapú közgazdaságtan szemléletmódjába. Ez két okból lenne különösen fontos. Egyrészt segítene feltárni, hogy befolyásolják-e a monetáris politika hosszú távú reálhatását a makrogazdaságnak a termékpiaci árazáshoz közvetlenül nem kapcsolódó szegmensei. A doktori értekezésben elemzett menüköltség modell csak a termékpiacát tartalmazza a gazdaságnak, miközben a DSGE-típusú típusú menüköltség modellek jellemzően tartalmazznak egy munkapiacot és egy kötvénypiacot is, ám csupán annyira stilizált formában, hogy a monetáris sokkok reálhatásainak meghatározásában nem játszanak érdemi szerepet. A szakirodalom ismert eredményei alapján nem magától értetődő tehát, hogy a makrogazdaságnak olyan szegmenseit is kulcsfontosságú lenne modellezni a monetáris sokkok reálhatásainak elemzéséhez, amelyek nem kapcsolódnak közvetlenül a termékpiaci árazáshoz. A termékpiaci árazás pedig kifejezetten részletesen modellezett a doktori értekezésben bemutatott menüköltség modell keretei között is. Ennek ellenére nem kizárt, hogy egy komplex ágensalapú makromodell rávilágítana, hogy más piacok folyamatai is jelentősen befolyásolják a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásait.

Ez különösen annak tükrében valószínű, hogy a kereslet-kínálat interakciók mechanizmusai jellemzően a munkaerőpiacon, a tőkepiacon és a K+F szektorban működnek, ami rá is mutat a másik okra, amely miatt különösen hasznos lenne egy komplex ágens-

alapú makromodell keretei között is tanulmányozni a doktori értekezésben vizsgált kutatási kérdéseket. Ez az ok pedig nem más, mint hogy egy ilyen modellben részletes mikroökonómiai megalapozást lehetne adni a kereslet-kínálat interakcióknak, amihez természetesen hasznosnak bizonyulnának a kereslet-kínálat interakciók mechanizmusaival kapcsolatos empirikus kutatások eredményei. A doktori értekezésben bemutatott menüköltség modell keretei között egyszerűen feltételeztem, hogy *makroszintű* interakciók zajlanak az aggregált kereslet és az aggregált kínálat között anélkül, hogy *mikroökonómiai* megalapozást adtam volna ezeknek.⁷⁷ A monetáris politika transzmissziós mechanizmusának is részletesebb mikromegalapozást lehetne adni egy komplex ágensalapú makromodellben a doktori értekezésben bemutatott menüköltség modellhez képest, hiszen utóbbi keretei között a DSGE-típusú menüköltség modellekben megszokott módon egyszerűen feltételeztem, hogy a jegybank képes befolyásolni az aggregált nominális keresletet a gazdaságban, de hogy pontosan hogyan, azt nem modelleztem. A kereslet-kínálat interakciók és a monetáris transzmissziós mechanizmus részletes mikroökonómiai megalapozása hozzájárulna a monetáris politika hosszú távú reálhatásának mélyebb megértéséhez és kifinomultabb monetáris politikai javaslatok megfogalmazásához.

Az optimalizáló reprezentatív háztartás feltételezése a termékpiac keresleti oldalán szintén akadályozza a doktori értekezésben elemzett menüköltség modell mélyebb mikroökonómiai megalapozását. A komplex ágensalapú makromodellben viszont fel lehetne tételezni, hogy számos korlátozottan racionális, heterogén háztartás alkotja a termékpiac keresleti oldalát, amelyek egy alkalmasan modellezett decentralizált, nemegyensúlyi piaci mechanizmuson keresztül lépnek lokális interakciókra a vállalatokkal. Azt gondolom, hogy hasznos kompromisszum volt a tökéletesen racionális reprezentatív háztartás feltevésének és az egyszerű egyensúlyi piaci mechanizmusnak a fenntartása első lépésben a monetáris politika hosszú távú reálhatásának tanulmányozása folyamán, de a kutatás folytatása során érdemes lazítani ezeken a feltevéseken annak érdekében, hogy mélyebben meg lehessen érteni a monetáris politika hosszú távú reálhatásának mikroökonómiai alapjait.

Szintén a kutatás folytatásának elméleti aspektusai kapcsán merül fel, hogy a kereslet-kínálat interakciók is lehetnek nemlineárisak a hiszterézis közgazdasági szakirodalma alapján az áralkalmazkodáshoz hasonlóan. A piaci belépésnek (Baldwin –

⁷⁷ Ezzel együtt igyekeztem motiválni a feltevést néhány közgazdasági mechanizmussal, amelyek kereslet-kínálat interakciókat idézhetnek elő az ismert szakirodalmi eredmények alapján, a feltevés empirikus relevanciáját pedig néhány egyszerű ökonometriai becsléssel igyekeztem alátámasztani.

Krugman, 1989; Dixit, 1989; 1992) vagy a beruházási tevékenységek megkezdésének (Bassi – Lang, 2016) fix költségei miatt előfordulhat, hogy a potenciális növekedési ráta nemlineárisan reagál a kibocsátási rés változásaira. Egy komplex ágensalapú makromodellben könnyedén modellezni lehetne ezeket a nemlinearitásokat is, amelyek következtében komplexebb útfüggő hatásaik bontakoznának ki valószínűleg a monetáris sokkoknak, mint a doktori értekezésben bemutatott menüköltség modell keretei között.

Az eredményeinek minden korlátja ellenére azt gondolom, hogy a doktori értekezés hasznos alapot biztosít a monetáris politika hosszú távú reálhatásával kapcsolatos jövőbeli kutatások számára. Ennek legalább két oka van. Egyrészt az eredmények rámutatnak, hogy a kereslet-kínálat interakciók *létezése* a kulcsa annak, hogy jelentős hosszú távú reálhatások kialakulásához vezessen makroszinten a monetáris sokkokhoz történő heterogén mikroszintű áralkalmazkodás, a konkrét mechanizmusaik pedig ebből a szempontból másodlagos jelentőségűek. Másrészt sokszor kritizálják a komplex ágensalapú makromodelleket a *fekete doboz* jellegük miatt, ugyanis gyakran túl komplexek ahhoz, hogy képesek legyenek elegáns módon világossá tenni az újszerű eredményeik mögött meghúzódó közgazdasági mechanizmusokat. A doktori értekezésben bemutatott hibrid menüköltség modell struktúrája azonban a DSGE-típusú menüköltség modellekét követi, ezért nem okozott különösebb nehézséget egyértelművé tenni, hogy milyen szerepet játszanak a posztkeynesi és az ACE összetevői a monetáris sokkok hosszú távú reálhatásainak meghatározásában. A modell tehát segített rávilágítani azokra a közgazdasági mechanizmusokra, amelyek kulcsfontosságú összetevői kell, hogy legyenek annak a komplex ágensalapú makromodellnek, amelyet a monetáris politika hosszú távú reálhatásának elemzésére tervezek felépíteni. Azt gondolom, hogy a hibrid menüköltség modell segítségével megállapított eredményeknek köszönhetően könnyebb lesz értelmezni a komplex ágensalapú makromodell keretei között kibontakozó eredményeket is.

Összegezve tehát a leírtakat: van teendő bőven, de meggyőződésem, hogy a doktori értekezésben bemutatott hibrid menüköltség modell így is alkalmas volt arra, hogy rámutasson, merrefelé érdemes folytatni a keresést a monetáris politika hosszú távú reálhatásának megértéséhez. A doktori értekezés mottójához visszatérve: az eredmények újabb megerősítésként szolgálnak Keynes számára, hogy „*nem vesztegette az idejét*”, amikor a termelés egy monetáris elméletének kidolgozásán munkálkodott, amelynek keretei között nem semleges a pénz sem rövid, sem hosszú távon. Keynes szavait használva él bennem is „*némi meggyőződés*” azt illetően, hogy „*nem vesztegettem az időmet*” a kutatás folyamán.

Felhasznált irodalom

- Ábrahám, Á.** – White, K. (2006): The Dynamics of Plant-Level Productivity in U.S. Manufacturing. *CES Working Paper*, No. 06-20., 27 p.
- Acemoglu, D.** – Carvalho, V. M. – Ozdaglar, A. – Tahbaz-Salehi, A. (2012): The Network Origins of Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 80. No. 5. pp. 1977-2016.
- Adda, J.** – Cooper, R. W. (2003): *Dynamic Economics: Quantitative Methods and Applications*. Cambridge – London, The MIT Press, 279 p.
- Akerlof, G. A.** – Yellen, J. L. (1985): A Near-Rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100. (Supplement) pp. 823-838.
- Alvarez, F.** – Le Bihan, H. – Lippi, F. (2016): The Real Effects of Monetary Shocks in Sticky Price Models: A Sufficient Statistic Approach. *The American Economic Review*, Vol. 106. No. 10. pp. 2817-2851.
- Amable, B.** – Henry, J. – Lordon, F. – Topol, R. (1993): Unit Root in the Wage-Price Spiral Is Not Hysteresis in Unemployment. *Journal of Economic Studies*, Vol. 20. No. 1-2. pp. 123-135.
- Amable, B.** – Henry, J. – Lordon, F. – Topol, R. (1994): Strong Hysteresis versus Zero Root Dynamics. *Economic Letters*, Vol. 44. No. 1-2. pp. 43-47.
- Anzoategui, D.** – Comin, D. – Gertler, M. – Martinez, J. (2019): Endogenous Technology Adoption and R&D as Sources of Business Cycle Persistence. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 11. No. 3. pp. 67-110.
- Arestis, P.** – Sawyer, M. (2009): Path Dependency and Demand-Supply Interactions in Macroeconomic Analysis. In: Arestis, P. – Sawyer, M. (eds.): *Path Dependency and Macroeconomics*. London, Palgrave Macmillan, pp. 1-36.
- Arifovic, J.** (2001): Evolutionary Dynamics of Currency Substitution. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 25. No. 3. pp. 395-417.
- Assenza, T.** – Delli Gatti, D. – Grazzini, J. (2015): Emergent Dynamics of a Macroeconomic Agent Based Model with Capital and Credit. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 50. pp. 5-28.
- Atesoglu, H. S.** (2001): Long-Run Monetary Facts of the United States. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 23. No. 3. pp. 441-448.

- Atesoglu, H. S.** – Emerson, J. (2009): Long-Run Monetary Neutrality. *Applied Economics*, Vol. 41. No. 16. pp. 2025-2036.
- Babutsidze, Z.** (2012): Asymmetric (S,s) Pricing: Implications for Monetary Policy. In: Gaffard, J.-L. – Napoletano, M. (eds.): *Agent-Based Models and Economic Policy*. Paris, Revue de l'OFCE, pp. 177-204.
- Bachmann, R.** – Bayer, C. (2013): 'Wait-and-See' Business Cycles? *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60. No. 6. pp. 704-719.
- Baldwin, R.** – Krugman, P. R. (1989): Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104. No. 4. pp. 635-654.
- Ball, L. M.** (1999): Aggregate Demand and Long-Run Unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1999. No. 2. pp. 189-251.
- Ball, L. M.** (2009): Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence. *NBER Working Paper*, No. 14818., 35 p.
- Ball, L. M.** (2014): Long-Term Damage from the Great Recession in OECD Countries. *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, Vol. 11. No. 2. pp. 149-160.
- Ball, L. M.** (2015): *Monetary Policy for a High-Pressure Economy* [on-line]. Center on Budget and Policy Priorities, Full Employment Project, Washington. <http://www.econ2.jhu.edu/People/Ball/HighPressure.pdf> (2017.12.02.), 13 p.
- Ball, L. M.** – Mankiw, N. G. (1994): Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. *The Economic Journal*, Vol. 104. No. 423. pp. 247-261.
- Barro, R. J.** (1972): A Theory of Monopolistic Price Adjustment. *The Review of Economic Studies*, Vol. 39. No. 1. pp. 17-26.
- Bassi, F.** – Lang, D. (2016): Investment Hysteresis and Potential Output: A Post-Keynesian-Kaleckian-Agent-Based Approach. *Economic Modelling*, Vol. 52. Part A pp. 35-49.
- Bélyácz I.** (2013): Várakozások, bizonytalanság, valószínűség: Értekezés a kockázat számszerűsítésének korlátairól. *Közgazdasági Szemle*, 60. évf. 7-8. sz. pp. 749-780.
- Benigno, F.** – Fornaro, L. (2018): Stagnation Traps. *The Review of Economic Studies*, Vol. 85. No. 3. pp. 1425-1470.
- Bergoeing, R.** – Hernando, A. – Repetto, A. (2003): Idiosyncratic Productivity Shocks and Plant-Level Heterogeneity. *Documentos de Trabajo*, No. 173., *Universidad de Chile, Centro de Economía Aplicada*, 36 p.

- Bernanke, B. S.** – Gertler, M. – Gilchrist, S. (1999): The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. In: Taylor, J. B. – Woodford, M. (eds.): *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1. Part C. Amsterdam, North-Holland, Handbooks in Economics Series, pp. 1341-1393.
- Bessenyei I.** (2007): *A makroökonómia és makrogazdasági politika újabb elméletei*. Pécs, Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar, 443 p.
- Bianchi, F.** – Kung, H. – Morales, G. (2019): Growth, Slowdowns, and Recoveries. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 101. pp. 47-63.
- Bils, M.** – Klenow, P. J. (2004): Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*, Vol. 112. No. 5. pp. 947-985.
- Blanchard, O. J.** (2006): European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas. *Economic Policy*, Vol. 21. No. 45. pp. 6-59.
- Blanchard, O. J.** – Galí, J. (2007): Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39. No. s1. pp. 35-65.
- Blanchard, O. J.** – Kiyotaki, N. (1987): Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand. *The American Economic Review*, Vol. 77. No. 4. pp. 647-666.
- Blanchard, O. J.** – Summers, L. H. (1986): Hysteresis and the European Unemployment Problem. *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 1. pp. 15-78.
- Blanchard, O. J.** – Summers, L. H. (1987): Hysteresis in Unemployment. *European Economic Review*, Vol. 31. No. 1-2. pp. 288-295.
- Blanchard, O. J.** – Cerutti, E. – Summers, L. H. (2015): Inflation and Activity: Two Explorations and Their Monetary Policy Implications. *IMF Working Papers*, Vol. 15. No. 230., 24 p.
- Boissay, F.** – Collard, F. – Smets, F. (2016): Booms and Banking Crises. *Journal of Political Economy*, Vol. 124. No. 2. pp. 489-538.
- Borio, C.** (2014): The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt? *Journal of Banking & Finance*, Vol. 45. pp. 182-198.
- Boschen, J. F.** – Mills, L. O. (1995): Tests of Long-Run Neutrality Using Permanent Monetary and Real Shocks. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35. No. 1. pp. 25-44.
- Boschen, J. F.** – Otrok, C. M. (1994): Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment. *The American Economic Review*, Vol. 84. No. 5. pp. 1470-1473.

- Brock, W. A.** – Durlauf, S. N. (2001): Interactions-Based Models. In: Heckman, J. J. – Leamer, E. (eds.): *Handbook of Econometrics*, Vol. 5. Amsterdam, North-Holland, Handbooks in Economics Series, pp. 3297-3380.
- Bullard, J.** (1999): Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from the Recent Research. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 81. No. 6. pp. 57-77.
- Calvo, G. A.** (1983): Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12. No. 3. pp. 383-398.
- Camerer, C. F.** – Loewenstein, G. – Rabin, M. (2004): *Advances in Behavioral Economics*. Princeton – Oxford, Princeton University Press, 768 p.
- Caplin, A. S.** – Spulber, D. F. (1987): Menu Costs and the Neutrality of Money. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102. No. 4. pp. 703-725.
- Castro, R.** – Clementi, G. L. – Lee, Y. (2015): Cross Sectoral Variation in the Volatility of Plant Level Idiosyncratic Shocks. *The Journal of Industrial Economics*, Vol. 63. No. 1. pp. 1-29.
- Cecchetti, S. G.** – Kharroubi, E. (2019): Why Does Credit Growth Crowd Out Real Economic Growth? *The Manchester School*, Vol. 87. No. 51. pp. 1-28.
- Chan, C. K.** – Steiglitz, K. (2008): An Agent-Based Model of a Minimal Economy. *Working Paper, Princeton University, Department of Computer Science*, 33 p.
- Chari, V. V.** – Kehoe, P. J. – McGrattan, A. R. (2009): New Keynesian Models: Not Yet Useful for Policy Analysis. *American Economic Journal: Macroeconomics*. Vol. 1. No. 1. pp. 242-266.
- Chen, H. (A.)** – Levy, D. – Ray, S. – Bergen, M. (2008): Asymmetric Price Adjustment in the Small. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55. No. 4. pp. 728-737.
- Cho, J.-O.** (1995): Ex Post Heterogeneity and the Business Cycle. *Journal of Economic Dynamics & Control*. Vol. 19. No. 3. pp. 533-551.
- Christiano, L. J.** – Eichenbaum, M. – Evans, C. L. (2005): Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, Vol. 113. No. 1. pp. 1-45.
- Coe, P. J.** – Nason, J. M. (1999): Long-Run Monetary Neutrality in Three Samples: The United Kingdom, the United States, and the Small. *Working Papers, 1999-06., University of Calgary, Department of Economics*.

- Colander, D.** – Howitt, P. – Kirman, A. – Leijonhufvud, A. – Mehrling, P. (2008): Beyond DSGE Models: Toward an Empirically Based Macroeconomics. *The American Economic Review*, Vol. 98. No. 2. pp. 236-240.
- Cooper, R. W.** – Haltiwanger, J. C. (2006): On the Nature of Capital Adjustment Costs. *The Review of Economic Studies*, Vol. 73. No. 3. pp. 611-633.
- Cooper, R. W.** – John, A. (1988): Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103. No. 3. pp. 441-463.
- Cooper, R. W.** – Haltiwanger, J. C. – Power, L. (1999): Machine Replacement and the Business Cycle: Lumps and Bumps. *The American Economic Review*, Vol. 89. No. 4. pp. 921-946.
- Costain, J.** – Nakov, A. (2011): Distributional Dynamics under Smoothly State-Dependent Pricing. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 58. No. 6-8. pp. 646-665.
- Cottrell, A.** (1994): Post-Keynesian Monetary Economics. *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 18. No. 6. pp. 587-605.
- Cover, J. P.** (1992): Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107. No. 4. pp. 1261-1282.
- Cross, R. B.** (1987): Hysteresis and Instability in the Natural Rate of Unemployment. *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 89. No. 1. pp. 71-89.
- Cross, R. B.** (1993): On the Foundations of Hysteresis in Economic Systems. *Economics and Philosophy*, Vol. 9. No. 1. pp. 53-74.
- Cross, R. B.** (1994): The Macroeconomic Consequences of Discontinuous Adjustment: Selective Memory of Non-Dominated Extrema. *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 41. No. 2. pp. 212-221.
- Cross, R. B.** (1995): Is the Natural Rate Hypothesis Consistent with Hysteresis? In: Cross, R. B. (ed.): *The Natural Rate of Unemployment: Reflections on 25 Years of the Hypothesis*. Cambridge, Cambridge University Press, pp. 181-200.
- Davidson, P.** (1987): Sensible Expectations and the Long-Run Non-Neutrality of Money. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 10. No. 1. pp. 146-153.
- Davidson, P.** (1988): A Technical Definition of Uncertainty and the Long-Run Non-Neutrality of Money. *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 12. No. 3. pp. 329-337.
- Dawid, H.** – Delli Gatti, D. (2018): Agent-Based Macroeconomics. In: Hommes, C. – LeBaron, B. (eds.): *Handbook of Computational Economics*, Vol. 4: *Heterogeneous Agent Modeling*. Amsterdam, North-Holland, Handbooks in Economics Series, pp. 63-156.

- Dawid, H.** – Harting, P. – van der Hoog, S. – Neugart, M. (2019): Macroeconomics with Heterogeneous Agent Models: Fostering Transparency, Reproducibility and Replication. *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 29. pp. 467-538.
- De Grauwe, P.** – Costa Storti, C. (2004): The Effects of Monetary Policy: A Meta-Analysis. *CESifo Working Paper*, No. 1224., 32 p.
- Deissenberg, C.** – van der Hoog, S. – Dawid, H. (2008): EURACE: A Massively Parallel Agent-Based Model of the European Economy. *Applied Mathematics and Computation*, Vol. 204. No. 2. pp. 541-552.
- Delgado, F. A.** (1991): Hysteresis, Menu Costs, and Pricing with Random Exchange Rates. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 28. No. 3. pp. 461-484.
- Delli Gatti, D.** – Desiderio, S. – Gaffeo, E. – Cirillo, P. – Gallegati, M. (2011): *Macroeconomics from the Bottom-Up*. Milano, Springer-Verlag Italia, 124 p.
- Delli Gatti, D.** – Gaffeo, E. – Gallegati, M. – Palestrini, A. (2005): The Apprentice Wizard: Monetary Policy, Complexity and Learning. *New Mathematics and Natural Computation*, Vol. 1. No. 1. pp. 109-128.
- DeLong, J. B.** – Summers, L. H. (1988): How Does Macroeconomic Policy Affect Output? *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1988. No. 2. pp. 433-480.
- DeLong, J. B.** – Summers, L. H. (2012): Fiscal Policy in a Depressed Economy. *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2012, pp. 233-274.
- Dilaver, Ö.** – Jump, R. C. – Levine, P. (2018): Agent-Based Macroeconomics and Dynamic Stochastic General Equilibrium Models: Where Do We Go from Here? *Journal of Economic Surveys*, Vol. 32. No. 4. pp. 1134-1159.
- Dixit, A. K.** (1989): Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104. No. 2. pp. 205-228.
- Dixit, A. K.** (1991): Analytical Approximations in Models of Hysteresis. *The Review of Economic Studies*, Vol. 68. No. 1. pp. 141-151.
- Dixit, A. K.** (1992): Investment and Hysteresis. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6. No. 1. pp. 107-132.
- Dixit, A. K.** – Stiglitz, J. E. (1977): Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *The American Economic Review*, Vol. 67. No. 3. pp. 297-308.
- Dosi, G.** (2012): Economic Coordination and Dynamics: Some Elements of an Alternative „Evolutionary” Paradigm. *LEM Working Paper Series*, No. 2012/08., 41 p.
- Dosi, G.** – Roventini, A. (2019): More Is Different ... and Complex! The Case for Agent-Based Macroeconomics. *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 29. pp. 1-37.

- Dosi, G.** – Fagiolo, G. – Napoletano, M. – Roventini, A. (2013): Income Distribution, Credit and Fiscal Policies in an Agent-Based Keynesian Model. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 37. No. 8. pp. 1598-1625.
- Dosi, G.** – Fagiolo, G. – Napoletano, M. – Roventini, A. – Treibich, T. (2015): Fiscal and Monetary Policies in Complex Evolving Economies. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 52. pp. 166-189.
- Dosi, G.** – Fagiolo, G. – Roventini, A. (2008): The Microfoundations of Business Cycles: An Evolutionary, Multi-Agent Model. *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 18. No. 3. pp. 413-432.
- Dosi, G.** – Fagiolo, G. – Roventini, A. (2010): Schumpeter Meeting Keynes: A Policy-Friendly Model of Endogenous Growth and Business Cycles. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 34. No. 9. pp. 1748-1767.
- Dosi, G.** – Napoletano, M. – Roventini, A. – Stiglitz, J. E. – Treibich, T. (2020): Rational Heuristics? Expectations and Behaviors in Evolving Economies with Heterogeneous Interacting Agents. *Economic Inquiry*, Vol. 58. No. 3. pp. 1487-1516.
- Dosi, G.** – Napoletano, M. – Roventini, A. – Treibich, T. (2017a): Micro and Macro Policies in the Keynes+Schumpeter Evolutionary Models. *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 27. No. 1. pp. 63-90.
- Dosi, G.** – Pereira, M. C. – Roventini, A. – Virgillito, M. (2017b): When More Flexibility Yields More Fragility: The Microfoundations of Keynesian Aggregate Unemployment. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 81. pp. 162-186.
- Dosi, G.** – Pereira, M. C. – Roventini, A. – Virgillito, M. E. (2018): Causes and Consequences of Hysteresis: Aggregate Demand, Productivity, and Employment. *Industrial and Corporate Change*, Vol. 27. No. 6. pp. 1015-1044.
- Dotsey, M.** – Wolman, A. L. (2020): Investigating Non-Neutrality in a State-Dependent Pricing Model with Firm-Level Productivity Shocks. *International Economic Review*, Vol. 61. No. 1. pp. 159-188.
- Dotsey, M.** – King, R. G. – Wolman, A. L. (1999): State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114. No. 2. pp. 655-690.
- Duménil, G.** – Lévy, D. (1991): Micro Adjustment toward Long-Term Equilibrium. *Journal of Economic Theory*, Vol. 53. No. 2. pp. 369-395.
- Durlauf, S. N.** (1993): Nonergodic Economic Growth. *The Review of Economic Studies*, Vol. 60. No. 2. pp. 349-366.

- Dutt, A. K.** (2006): Aggregate Demand, Aggregate Supply and Economic Growth. *International Review of Applied Economics*, Vol. 20. No. 3. pp. 319-336.
- Eggertsson, G. B.** – Mehrotra, N. R. – Robbins, J. A. (2019): A Model of Secular Stagnation: Theory and Quantitative Evaluation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 11. No. 1. pp. 1-48.
- Enders, W.** (2015): *Applied Econometric Time Series*. [s.l.], John Wiley & Sons, 485 p.
- Erceg, C.** – Lindé, J. (2014): Is There a Fiscal Free Lunch in a Liquidity Trap? *Journal of the European Economic Association*, Vol. 12. No. 1. pp. 73-107.
- Ewing, J. A.** (1881): On the Production of Transient Electric Currents in Iron and Steel Conductors by Twisting Them When Magnetised or by Magnetising Them When Twisted. *Proceedings of the Royal Society of London*, Vol. 33. pp. 21-23.
- Fagiolo, G.** – Dosi, G. (2003): Exploitation, Exploration and Innovation in a Model of Endogenous Growth with Locally Interacting Agents. *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 14. No. 3. pp. 237-273.
- Fagiolo, G.** – Roventini, A. (2017): Macroeconomic Policy in DSGE and Agent-Based Models Redux: New Developments and Challenges Ahead. *Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, Vol. 20. No. 1., 37 p.
- Fagiolo, G.** – Dosi, G. – Gabriele, R. (2004): Matching, Bargaining and Wage Setting in an Evolutionary Model of Labor Market and Output Dynamics. *Advances in Complex Systems*, Vol. 7. No. 2. pp. 157-186.
- Fagiolo, G.** – Guerini, M. – Lamperti, F. – Moneta, A. – Roventini, A. (2019): Validation of Agent-Based Models in Economics and Finance. In: Beisbart, C. – Saam, N. J. (eds.): *Computer Simulation Validation: Fundamental Concepts, Methodological Frameworks, and Philosophical Perspectives*. Cham, Springer, pp. 763-787.
- Farmer, J. D.** – Foley, D. (2009): The Economy Needs Agent-Based Modelling. *Nature*, Vol. 460. pp. 685-686.
- Fatás, A.** – Summers, L. H. (2018): The Permanent Effects of Fiscal Consolidations. *Journal of International Economics*, Vol. 112. pp. 238-250.
- Fischer, S.** (1977): Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy*, Vol. 85. No. 1. pp. 191-205.
- Fisher, I.** (1911): *The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit Interest and Crises*. New York, The Macmillan Company, 515 p.
- Fisher, M. E.** – Seater, J. J. (1993): Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework. *The American Economic Review*, Vol. 83. No. 3. pp. 402-415.

- Florio, A.** (2004): The Asymmetric Effects of Monetary Policy. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 18. No. 3. pp. 409-426.
- Fontana, G.** (2007): Why Money Matters: Wicksell, Keynes and the New Consensus View on Monetary Policy. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 30. No. 1. pp. 43-60.
- Fontana, G.** – Palacio-Vera, A. (2007): Are Long-Run Price Stability and Short-Run Output Stabilization All that Monetary Policy Can Aim for? *Metroeconomica*, Vol. 58. No. 2. pp. 269-298.
- Franklin, S.** (1997): Autonomous Agents as Embodied AI. *Cybernetics and Systems*, Vol. 28. No. 6. pp. 499-520.
- Friedman, M.** (1956): The Quantity Theory of Money: A Restatement. In: Friedman, M. (ed.): *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago, University of Chicago Press, pp. 3-21.
- Friedman, M.** (1968): The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, Vol. 58. No. 1. pp. 1-17.
- Friedman, M.** – Schwartz, A. J. (1982): *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975*. Chicago, University of Chicago Press, 672 p.
- Gabaix, X.** (2011): The Granular Origins of Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 79. No. 3. pp. 733-772.
- Gaffard, J.-L.** – Napoletano, M. (2012): Improving the Toolbox: New Advances in Agent-Based and Computational Models. In: Gaffard, J.-L. – Napoletano, M. (eds.): *Agent-Based Models and Economic Policy*. Paris, Revue de l'OFCE, pp. 7-13.
- Gaffeo, E.** – Gallegati, M. – Gostoli, U. (2015): An Agent-Based „Proof of Principle” for Walrasian Macroeconomic Theory. *Computational and Mathematical Organization Theory*, Vol. 21. No. 2. pp. 150-183.
- Galí, J.** (2008): *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton, Princeton University Press, 203 p.
- Galí, J.** (2015): Hysteresis and the European Unemployment Problem Revisited. *NBER Working Paper*, No. 21430., 44 p.
- Galí, J.** (2020): Insider-Outsider Labor Markets, Hysteresis and Monetary Policy. *NBER Working Paper*, No. 27385., 33 p.
- Garga, V.** – Singh, S. R. (2020): Output Hysteresis and Optimal Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, In Press, Corrected Proof, 16 p.

- Gertler, M.** – Karádi, P. (2011): A Model of Unconventional Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 58. No. 1. pp. 17-34.
- Gertler, M.** – Leahy, J. (2008): A Phillips Curve with an Ss Foundation. *Journal of Political Economy*, Vol. 116. No. 3. pp. 533-572.
- Giavazzi, F.** – Wyplosz, C. (1985): The Zero Root Problem: A Note on the Dynamic Determination of the Stationary Equilibrium in Linear Models. *The Review of Economic Studies*, Vol. 52. No. 2. pp. 353-357.
- Gigerenzer, G.** (2008): *Rationality for Mortals: How People Cope with Uncertainty*. Oxford, Oxford University Press, 256 p.
- Gigerenzer, G.** – Brighton, H. (2009): Homo Heuristicus: Why Biased Minds Make Better Inferences. *Topics in Cognitive Science*, Vol. 1. No. 1. pp. 107-143.
- Gobbi, A.** – Grazzini, J. (2019): A Basic New Keynesian DSGE Model with Dispersed Information: An Agent-Based Approach. *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 157. pp. 101-116.
- Göcke, M.** (2002): Various Concepts of Hysteresis Applied in Economics. *Journal of Economic Surveys*, Vol. 16. No. 2. pp. 167-188.
- Golosov, M.** – Lucas, R. E. (2007): Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy*, Vol. 115. No. 2. pp. 171-199.
- Grazzini, J.** – Richiardi, M. G. (2015): Estimation of Ergodic Agent-Based Models by Simulated Minimum Distance. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 51. pp. 148-165.
- Grazzini, J.** – Richiardi, M. G. – Tsionas, M. (2017): Bayesian Estimation of Agent-Based Models. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 77. pp. 26-47.
- Greenslade, J. V.** – Parker, M. (2012): New Insights into Price-Setting Behaviour in the UK: Introduction and Survey Results. *The Economic Journal*, Vol. 122. No. 558. pp. F1-F15.
- Guerini, M.** – Napoletano, M. – Roventini, A. (2018): No Man Is an Island: The Impact of Heterogeneity and Local Interactions on Macroeconomic Dynamics. *Economic Modelling*, Vol. 68. pp. 82-95.
- Haldane, A. G.** – Turrell, A. E. (2019): Drawing on Different Disciplines: Macroeconomic Agent-Based Models. *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 29. pp. 39-66.
- Hall, R. E.** (2014): Quantifying the Lasting Harm to the U.S. Economy from the Financial Crisis. *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 29. No. 1. pp. 71-128.

- Hau O.** – Mellár T. – Sebestyén T. (2013): Láthatóvá tehető-e a láthatatlan kéz? Egy ágensalapú piaci modell tapasztalatai. *Közgazdasági Szemle*, 60. évf. 9. sz. pp. 992-1024.
- Haug, A. A.** – Lucas, R. F. (1997): Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment. *The American Economic Review*, Vol. 87. No. 4. pp. 756-759.
- Hayek, F. A.** (1945): The Use of Knowledge in Society. *The American Economic Review*, Vol. 35. No. 4. pp. 519-530.
- Heijdra, B. J.** – van der Ploeg, F. (2002): *The Foundations of Modern Macroeconomics*. New York, Oxford University Press, 751 p.
- Heshmati, A.** – Lenz-Cesar, F. (2013): Agent-Based Simulation of Cooperative Innovation in R&D. *Research Evaluation*, Vol. 22. No. 1. pp. 15-29.
- Hommes, C.** (2013): *Behavioral Rationality and Heterogeneous Expectations in Complex Economic Systems*. New York, Cambridge University Press, 272 p.
- Iacoviello, M.** (2015): Financial Business Cycles. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 18. No. 1. pp. 140-163.
- Jakab M. Z.** (2012): *A makromodellek empirikus teljesítményéről* [on-line]. Eltecon Blog, Budapest.
http://m.cdn.blog.hu/el/eltecon/file/makrovita2012/JakabMZoltan_makrovita2.pdf
 (2014.03.07.), 7 p.
- Johansen, S.** (1991): Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, Vol. 59. No. 6. pp. 1551-1580.
- Jorda, Ó.** – Singh, S. R. – Taylor, A. M. (2020): The Long-Run Effects of Monetary Policy. *NBER Working Paper*, No. 26666., 37 p.
- Jovanovic, B.** (1987): Micro Shocks and Aggregate Risk. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102. No. 2. pp. 395-409.
- Kaldor, N.** (1957): A Model of Economic Growth. *The Economic Journal*, Vol. 67. No. 268. pp. 591-624.
- Kaplan, G.** – Moll, B. – Violante, G. L. (2018): Monetary Policy According to HANK. *The American Economic Review*, Vol. 108. No. 3. pp. 697-743.
- Karádi, P.** – Reiff, Á. (2012): Large Shocks in Menu Cost Models. *ECB Working Paper*, No. 1453., 48 p.

- Karádi, P.** – Reiff, Á. (2019): Menu Costs, Aggregate Fluctuations, and Large Shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 11. No. 3. pp. 111-146.
- Kehoe, P. J.** – Midrigan, V. (2008): Temporary Price Changes and the Real Effects of Monetary Policy. *NBER Working Paper*, No. 14392., 38 p.
- Keynes, J. M.** (1921): *A Treatise on Probability*. London, MacMillan and Co., 539 p.
- Keynes, J. M.** (1965 [1936]): *A foglalkoztatás, a kamat és a pénz általános elmélete*. Budapest, Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, 430 p.
- King, R. G.** – Watson, M. W. (1997): Testing Long-Run Neutrality. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol. 83. No. 3. pp. 69-101.
- Klenow, P. J.** – 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.
- Knight, F. H.** (1921): *Risk, Uncertainty and Profit*. Boston, Hart, Schaffner and Marx-Houghton Mifflin Co., 381 p.
- Koo, R. C.** (2011): The World in Balance Sheet Recession: Causes, Cures and Politics. *Real-World Economics Review*, No. 58. pp. 19-37.
- Koop, G.** – Pesaran, M. H. – Potter, S. M. (1996): Impulse Response Analysis in Non-linear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, Vol. 74. No. 1. pp. 119-147.
- Kornai, J.** – Martos, B. (1973): Autonomous Control of the Economic System. *Econometrica*, Vol. 41. No. 3. pp. 509-528.
- Krasznoszlaskij, M. A.** – Pokrovskij, A. V. (1983): *Sistemy s Gisteresisom*. Moszkva, Nauka.
- Kriesler, P.** – Lavoie, M. (2007): The New Consensus on Monetary Policy and its Post-Keynesian Critique. *Review of Political Economy*, Vol. 19. No. 3. pp. 387-404.
- Krugman, P. R.** (1991): Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, Vol. 99. No. 3. pp. 483-499.
- Krugman, P. R.** (2009): *How Did Economists Get It So Wrong?* [on-line] The New York Times Magazine, New York.
<http://www.nytimes.com/2009/09/06/magazine/06Economic-t.html?page-wanted=all&r=0> (2014.03.07.).
- Lavoie, M.** (2006): A Post-Keynesian Amendment to the New Consensus on Monetary Policy. *Metroeconomica*, Vol. 57. No. 2. pp. 165-192.
- Lavoie, M.** (2014): *Post-Keynesian Economics: New Foundations*. Cheltenham – Northampton, Edward Elgar, 680 p.

- Leijonhufvud, A.** (2006): Agent-Based Macro. In: Tesfatsion, L. – Judd, K. L. (eds.): *Handbook of Computational Economics, Vol. 2.: Agent-Based Computational Economics*. Amsterdam, North-Holland, Handbooks in Economics Series, pp. 1625-1637.
- Lengnick, M.** (2013): Agent-Based Macroeconomics: A Baseline Model. *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 86. pp. 102-120.
- Lucas, R. E.** (1972): Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, Vol. 4. No. 2. pp. 103-124.
- Lucas, R. E.** (1996): Nobel Lecture: Monetary Neutrality. *Journal of Political Economy*, Vol. 104. No. 4. pp. 661-682.
- Mankiw, N. G.** (1985): Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100. No. 2. pp. 529-538.
- Mankiw, N. G.** (2005): *Makroökonómia*. Budapest, Osiris Kiadó, 564 p.
- Marshall, A.** (1923): *Money, Credit, and Commerce*. London, Macmillan & Co., 369 p.
- Mayergoyz, I. D.** (1985): Hysteresis Models from the Mathematical and Control Theory Points of View. *Journal of Applied Physics*, Vol. 57. No. 1. pp. 3803-3805.
- Mellár T.** (2008): *Gazdaságpolitika makroszemléletben*. Pécs, Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kar, 306 p.
- Mellár T.** (2010): Válaszút előtt a makroökonómia? *Közgazdasági Szemle*, 57. évf. 7-8. sz. pp. 591-611.
- Mellár T. – Németh K.** (2018): A kibocsátási rés becslése többváltozós állapotter modellekben: Szuperhiszterézis és további empirikus eredmények. *Közgazdasági Szemle*, 65. évf. 6. sz. pp. 557-591.
- Midrigan, V.** (2011): Menu Costs, Multiproduct Firms, and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 79. No. 4. pp. 1139-1180.
- MNB** (2016): *Növekedési Jelentés 2016* [on-line]. Magyar Nemzeti Bank, Budapest. <https://www.mnb.hu/letoltes/novekedesi-jelentes-2016-hu.PDF> (2017.12.02.), 90 p.
- Morgan, D. P.** (1993): Asymmetric Effects of Monetary Policy. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Vol. 78. No. 2. pp. 21-33.
- Müller, G. – Ray, S.** (2007): Asymmetric Price Adjustment: Evidence from Weekly Product-Level Scanner Price Data. *Managerial and Decision Economics*, Vol. 28. No. 7. pp. 723-736.

- Nakamura, E.** – Steinsson, J. (2008): Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123. No. 4. pp. 1415-1464.
- Nakamura, E.** – Steinsson, J. (2010): Monetary Non-Neutrality in a Multisector Menu Cost Model. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125. No. 3. pp. 961-1013.
- Neugart, M.** (2008): Labor Market Policy Evaluation with ACE. *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 67. No. 2. pp. 418-430.
- Nishi, H.** – Stockhammer, E. (2020): Distribution Shocks in a Kaleckian Model with Hysteresis and Monetary Policy. *Economic Modelling*, Vol. 90. pp. 465-479.
- O'Donnell, R.** (2013): Two Post-Keynesian Approaches to Uncertainty and Irreducible Uncertainty. In: Harcourt, G. C. – Kriesler, P. (eds.): *The Oxford Handbook of Post-Keynesian Economics*, Vol. 2.: *Critiques and Methodology*. New York, Oxford University Press, pp. 124-142.
- Oeffner, M.** (2008): *Agent-Based Keynesian Macroeconomics: An Evolutionary Model Embedded in an Agent-Based Computer Simulation*. Inaugural Dissertation zur Erlangung der Doktorwürde. Würzburg, (Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät der Bayerischen Julius-Maximilians-Universität Würzburg), 317 p.
- Okun, A. M.** (1973): Upward Mobility in a High-Pressure Economy. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1973. No. 1. pp. 207-261.
- Olekalns, N.** (1996): Some Further Evidence on the Long-Run Neutrality of Money. *Economic Letters*, Vol. 50. No. 3. pp. 393-398.
- Orphanides, A.** – Solow, R. M. (1990): Money, Inflation and Growth. In: Friedman, B. M. – Hahn, F. H. (eds.): *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1. Amsterdam, North-Holland, Handbooks in Economics Series, pp. 223-261.
- Palacio-Vera, A.** (2005): The 'Modern' View of Macroeconomics: Some Critical Reflections. *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 29. No. 5. pp. 747-767.
- Phelps, E. S.** (1967): Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. *Economica, New Series*, Vol. 34. No. 135. pp. 254-281.
- Phelps, E. S.** (1972): *Inflation Policy and Unemployment Theory: The Cost-Benefit Approach to Monetary Planning*. London, Macmillan, 322 p.
- Phelps, E. S.** – Taylor, J. B. (1977): Stabilizing Powers of Monetary Policy under Rational Expectations. *Journal of Political Economy*, Vol. 85. No. 1. pp. 163-190.
- Preisach, F.** (1935): Über die magnetische Nachwirkung. *Zeitschrift für Physik*, Vol. 94. No. 5-6. pp. 277-302.

- Ratto, M.** – Roeger, W. – in ‘t Veld, J. (2009): QUEST III: An Estimated Open-Economy DSGE Model of the Euro Area with Fiscal and Monetary Policy. *Economic Modelling*, Vol. 26. No. 1. pp. 222-233.
- Rotemberg, J. J.** (1982): Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output. *The Review of Economic Studies*, Vol. 49. No. 4. pp. 517-531.
- Salle, I. L.** (2015): Modeling Expectations in Agent-Based Models: An Application to Central Bank’s Communication and Monetary Policy. *Economic Modelling*, Vol. 46. pp. 130-141.
- Salle, I. L.** – Yıldızoğlu, M. – Sénégas, M.-A. (2013): Inflation Targeting in a Learning Economy: An ABM Perspective. *Economic Modelling*, Vol. 34. pp. 114-128.
- Sargent, T. J.** – Wallace, N. (1975): „Rational” Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy*, Vol. 83. No. 2. pp. 241-254.
- Seppelcher, P.** (2012): Flexibility of Wages and Macroeconomic Instability in and Agent-Based Computational Model with Endogenous Money. *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 16. No. S2. pp. 284-297.
- Seppelcher, P.** – Salle, I. L. (2015): Deleveraging Crises and Deep Recessions: A Behavioral Approach. *Applied Economics*, Vol. 47. No. 34-35. pp. 3771-3790.
- Setterfield, M.** (1998): Adjustment Asymmetries and Hysteresis in Simple Dynamic Models. *The Manchester School*, Vol. 66. No. 3. pp. 283-301.
- Setterfield, M.** (2002): A Model of Kaldorian Traverse: Cumulative Causation, Structural Change and Evolutionary Hysteresis. In: Setterfield, M. (ed.): *The Economics of Demand-Led Growth: Challenging the Supply-Side Vision of the Long Run*. Cheltenham – Northampton, Edward Elgar, pp. 215-233.
- Setterfield, M.** (2009): Path Dependency, Hysteresis and Macrodynamics. In: Arestis, P. – Sawyer, M. (eds.): *Path Dependency and Macroeconomics*. London, Palgrave Macmillan, pp. 37-79.
- Setterfield, M.** – Gouri Suresh, S. (2016): Multi-Agent Systems as a Tool for Analyzing Path-Dependent Macrodynamics. *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 38. pp. 25-37.
- Sheshinski, E.** – Weiss, Y. (1977): Inflation and Costs of Price Adjustment. *The Review of Economic Studies*, Vol. 44. No. 2. pp. 287-303.
- Shone, R.** (2002): *Economic Dynamics: Phase Diagrams and Their Economic Application*. New York, Cambridge University Press, 708 p.

- Simon, H. A.** (1955): A Behavioral Model of Rational Choice. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 69. No. 1. pp. 99-118.
- Simon, H. A.** (1956): Rational Choice and the Structure of the Environment. *Psychological Review*, Vol. 63. No. 2. pp. 129-138.
- Smets, F.** – Wouters, R. (2003): An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, Vol. 1. No. 5. pp. 1123-1175.
- Smets, F.** – Wouters, R. (2007): Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *The American Economic Review*, Vol. 97. No. 3. pp. 586-606.
- Solow, R. M.** – Stiglitz, J. E. (1968): Output, Employment, and Wages in the Short Run. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82. No. 4. pp. 537-560.
- Solow, R. M.** (1960): Investment and Technical Progress. In: Arrow, K. J. – Karlin, S. – Suppes, P. (eds.): *Mathematical Methods in the Social Sciences*. Stanford, Stanford University Press, pp. 89-104.
- Somogyi, R.** – Vincze, J. (2011): Price Rigidity and Strategic Uncertainty. *International Journal of Agent Technologies and Systems*, Vol. 3. No. 4. pp. 57-69.
- Stiglitz, J. E.** – Gallegati, M. (2011): Heterogeneous Interacting Agent Models for Understanding Monetary Economics. *Eastern Economic Journal*, Vol. 37. No. 1. pp. 6-12.
- Stockhammer, E.** – Sturn, S. (2011): The Impact of Monetary Policy on Unemployment Hysteresis. *Applied Economics*, Vol. 44. No. 21. pp. 2743-2756.
- Stokey, N. L.** – Lucas, R. E. (1989): *Recursive Methods in Economic Dynamics*. Cambridge – London, Harvard University Press, 588 p.
- Storm, S.** – Naastepad, C. W. M. (2012): *Macroeconomics beyond the NAIRU*. Cambridge, Harvard University Press, 304 p.
- Tauchen, G.** (1986): Finite State Markov-Chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions. *Economic Letters*, Vol. 20. No. 2. pp. 177-181.
- Taylor, J. B.** (1979): Staggered Wage Setting in a Macro Model. *The American Economic Review*, Vol. 69. No. 2. pp. 108-113.
- Taylor, J. B.** (1980): Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, Vol. 88. No. 1. pp. 1-23.
- Tesfatsion, L.** (2006): Agent-Based Computational Economics: A Constructive Approach to Economic Theory. In: Tesfatsion, L. – Judd, K. L. (eds.): *Handbook of*

- Computational Economics*, Vol. 2.: *Agent-Based Computational Economics*. Amsterdam, North-Holland, Handbooks in Economics Series, pp. 831-880.
- Tversky, A.** – Kahneman, D. (1974): Judgement under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science*, Vol. 185. No. 4157. pp. 1124-1131.
- Váry M.** (2015): Piaci alkalmazkodás ragadós árak mellett: Calvo-típusú ármerevség egy ágensalapú modellben. *Közgazdasági Szemle*, 62. évf. 1. sz. pp. 48-77.
- Váry M.** (2018): A hiszterézis közgazdasági jelentőségéről posztkeynesi szemléletben. *Közgazdasági Szemle*, 65. évf. 10. sz. pp. 1006-1047.
- Verdoorn, P. J.** (1949): Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro. *L'Industria*, Vol. 1. pp. 3-10.
- Világi B.** (2009): *A makroökonómia állapotáról a pénzügyi válság ürügyén* [on-line]. Eltecon Blog, Budapest. <https://m.blog.hu/el/eltecon/file/VilagiBalazsValsag.pdf> (2014.03.07.), 18 p.
- Világi B.** (2012): *A főáramhoz tartozó dinamikus makroökonómiai modellek empirikus értékelése* [on-line]. Eltecon Blog, Budapest. http://m.cdn.blog.hu/el/eltecon/file/makrovita2012/VilagiBalazs_makro_vita2_empirikus.pdf (2014.03.07.), 18 p.
- Weber, A. A.** (1994): Testing Long-Run Neutrality: Empirical Evidence for G7-Countries with Special Emphasis on Germany. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 41. pp. 67-117.
- Westerhoff, F.** (2010): A Simple Agent-Based Financial Market Model: Direct Interactions and Comparisons of Trading Profits. In: Bischi, G. I. – Chiarella, C. – Gardini, L. (eds.): *Nonlinear Dynamics in Economics, Finance and Social Sciences*. Berlin – Heidelberg, Springer-Verlag, pp. 313-332.
- Woodford, M.** (2003): *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton – Oxford, Princeton University Press, 808 p.

FÜGGELÉK

F1. függelék: A monopolisztikus verseny Dixit-Stiglitz modelljének néhány technikai részlete

A 4.3.1. szakaszban a monopolisztikus verseny Dixit és Stiglitz (1977) által kidolgozott modellje alapján modelleztem a reprezentatív háztartás viselkedését. Ebben a függelékben ismertetem a modell néhány technikai részletét, és bizonyítom a 4.3.1. szakasz egyes állításait. A függelék *F1.1. szakaszában* levezetem a (2) keresleti függvényt a reprezentatív háztartás hasznosságmaximalizálási problémájának megoldásával, az *F1.2. szakaszban* pedig bizonyítom, hogy a (2) keresleti függvény ε és γ paraméterei a vállalatok, illetve a termékváltozatok közti helyettesítés rugalmasságának abszolút értékeivel egyenlők. A matematikai levezetések során a Dixit-Stiglitz modell Brakman et al. (2009) könyvében található ismertetésére támaszkodom.

F1.1. A keresleti függvény levezetése

A függeléknek ebben a szakaszában levezetem a reprezentatív háztartásnak az i -edik vállalat által kínált g -edik termékváltozat iránti (2) keresleti függvényét.

A reprezentatív háztartás hasznosságmaximalizálási problémája a következő:

$$\begin{aligned} \max_{c_{i,g,t}} C_t(c_{1,t}, c_{2,t}, \dots, c_{N,t}) &= \left(\sum_{i=1}^N c_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \\ \text{s.t. } c_{i,t} &= \left(\sum_{g=1}^G c_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \\ \sum_{i=1}^N \sum_{g=1}^G p_{i,g,t} c_{i,g,t} &= Y_t. \end{aligned}$$

A hasznosságmaximalizálási probléma megoldása felbontható két lépésre. Az első lépésben azt határozom meg, hogy miként allokálja a háztartás a jövedelmét az egyes vállalatok között optimális döntés esetén. A második lépésben meghatározom az i -edik vállalatnál elkölteni kívánt pénzüsszeget adottnak véve, hogy hogyan allokálja azt a háztartás a vállalat által kínált termékváltozatok között optimális döntést feltételezve.

A hasznosságmaximalizálási probléma első lépésének megoldása során feltételezem, hogy létezik egy $p_{i,t} = \left(\sum_{g=1}^G p_{i,g,t}^{1-\gamma} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$ árindex $\forall i$ vállalatra vonatkozóan, amely

kifejezi az i -edik vállalat által kínált termékváltozatok $c_{i,t}$ CES aggregátumának árát. A hasznosságmaximalizálási probléma első lépése a következőképpen írható fel:

$$\begin{aligned} \max_{\{c_{i,t}\}_{i=1}^N} C(c_{1,t}, c_{2,t}, \dots, c_{N,t}) &= \left(\sum_{i=1}^N c_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \\ \text{s.t.} \quad \sum_{i=1}^N p_{i,t} c_{i,t} &= Y_t. \end{aligned}$$

A probléma megoldható a Lagrange-féle multiplikatós módszerrel. A Lagrange-függvény a következő:

$$\mathcal{L}(c_{1,t}, c_{2,t}, \dots, c_{N,t}, \tau_t) = \left(\sum_{i=1}^N c_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} + \tau_t (Y_t - \sum_{i=1}^N p_{i,t} c_{i,t}), \quad (\text{F1})$$

ahol τ_t a Lagrange-multiplikátor értéke a t -edik időszakban.

A hasznosságmaximum elsőrendű feltétele az, hogy nullával legyen egyenlő az (F1) Lagrange-függvény $c_{j,t}$ szerinti parciális deriváltja $\forall j$ esetén:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_{j,t}} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \left(\sum_{i=1}^N c_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{1}{\varepsilon-1}} \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} c_{j,t}^{-\frac{1}{\varepsilon}} - \tau_t p_{j,t} = 0. \quad (\text{F2})$$

Az (F2) egyenlet átalakítását követően az alábbi alakot ölti az elsőrendű feltétel:

$$\left(\sum_{i=1}^N c_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{1}{\varepsilon-1}} c_{j,t}^{-\frac{1}{\varepsilon}} = \tau_t p_{j,t}. \quad (\text{F3})$$

Az (F3) elsőrendű feltétel a j -edik vállalatra vonatkozik, de mivel szimmetrikus szerepet töltenek be a hasznossági függvényben az egyes vállalatok által kínált termékváltozatok, egy analóg elsőrendű feltétel írható fel az i -edik vállalatra is:

$$\left(\sum_{i=1}^N c_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{1}{\varepsilon-1}} c_{i,t}^{-\frac{1}{\varepsilon}} = \tau_t p_{i,t}. \quad (\text{F4})$$

Az (F3) egyenletet az (F4) egyenlettel elosztva az alábbi összefüggés adódik:

$$\frac{c_{j,t}^{-\frac{1}{\varepsilon}}}{c_{i,t}^{-\frac{1}{\varepsilon}}} = \frac{p_{j,t}}{p_{i,t}}. \quad (\text{F5})$$

Az (F5) egyenlet az optimális fogyasztói döntés szokásos elsőrendű feltétele, amely Gossen II. törvényeként ismert: az i -edik és a j -edik vállalat által kínált kompozit

termékek közti helyettesítés határrátája megegyezik az árak arányával $\forall(i, j)$ vállaltapár esetén optimális döntést feltételezve. Kifejezem az (F5) egyenletből $c_{j,t}$ -t:

$$c_{j,t} = p_{j,t}^{-\varepsilon} p_{i,t}^{\varepsilon} c_{i,t}. \quad (\text{F6})$$

Behelyettesítem az (F6) egyenletet a költségvetési korlátba, és továbbalakítom az eredményül kapott kifejezést:

$$\sum_{j=1}^N p_{j,t} c_{j,t} = \sum_{j=1}^N p_{j,t} p_{j,t}^{-\varepsilon} p_{i,t}^{\varepsilon} c_{i,t} = p_{i,t}^{\varepsilon} c_{i,t} \sum_{j=1}^N p_{j,t}^{1-\varepsilon} = p_{i,t}^{\varepsilon} c_{i,t} P_t^{1-\varepsilon} = Y_t. \quad (\text{F7})$$

Az (F7) levezetés második egyenlőségjelét követően kihasználtam, hogy $p_{i,t}$ és $c_{i,t}$ nem függenek j -től, ezért kiemelhetők. A harmadik egyenlőségjel után pedig a piaci árindex definícióját használtam ki, amely szerint $P_t = \left(\sum_{i=1}^N p_{i,t}^{1-\varepsilon}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$.

Az (F7) levezetés utolsó egyenlőségét kiragadva és kifejezve belőle $c_{i,t}$ -t előáll a reprezentatív háztartásnak az i -edik vállalat által kínált CES kompozit termék iránti keresleti függvénye:

$$c_{i,t} = \left(\frac{p_{i,t}}{P_t}\right)^{-\varepsilon} \frac{Y_t}{P_t}. \quad (\text{F8})$$

Meg kell még mutatni, hogy miért a $P_t = \left(\sum_{i=1}^N p_{i,t}^{1-\varepsilon}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ CES aggregátorral definiáltam a piaci árszínvonalat. Ehhez behelyettesítem az (F8) keresleti függvényt a hasznossági függvénybe, és továbbalakítom az eredményül kapott kifejezést:

$$\begin{aligned} C_t &= \left(\sum_{i=1}^N c_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}\right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = \left[\sum_{i=1}^N \left(p_{i,t}^{-\varepsilon} P_t^{\varepsilon-1} Y_t\right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = \\ &= \left[\left(P_t^{\varepsilon-1} Y_t\right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \sum_{i=1}^N p_{i,t}^{1-\varepsilon}\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = P_t^{\varepsilon-1} Y_t \left(\sum_{i=1}^N p_{i,t}^{1-\varepsilon}\right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} = \\ &= P_t^{\varepsilon-1} Y_t P_t^{-\varepsilon} = Y_t P_t^{-1} = \frac{Y_t}{P_t}. \end{aligned} \quad (\text{F9})$$

Az (F9) levezetés harmadik egyenlőségjele után kihasználtam, hogy P_t és Y_t nem függenek i -től, ezért kiemelhetők, az ötödik egyenlőségjel után pedig ismét felhasználtam a piaci árindex definícióját. Az (F9) levezetés végeredménye arra világít rá, hogy amennyiben a $P_t = \left(\sum_{i=1}^N p_{i,t}^{1-\varepsilon}\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ CES aggregátor által definiált a piaci árindex, és optimálisan költi el a jövedelmét a háztartás, a hasznossága az aggregált reálkereslettel lesz egyenlő minden időszakban, ami megegyezik a háztartás reáljövedelmével a modellben.

Ha pedig megszorozom az (F9) levezetés első és utolsó lépését P_t -vel, akkor az alábbi fontos összefüggésre derül fény:

$$P_t \cdot C_t = Y_t. \quad (\text{F10})$$

Az (F10) egyenlet két fontos üzenetet hordoz:

1. A piaci árszínvonal és az aggregált fogyasztás – ami az aggregált kibocsátással is megegyezik a menüköltség modellben – szorzata egyenlő az aggregált nominális kereslettel, vagyis a nominális jövedelemmel minden időszakban egyfajta piaci szintű elszámolási azonosságként.
2. Az előző azonosságból következően azt mutatja meg a piaci szintű CES árindex, hogy mennyi egységnyi hasznosság, avagy egységnyi aggregált fogyasztás ára a reprezentatív háztartás számára, amennyiben optimálisan költi el a jövedelmét.

Ebből a két okból volt logikus választás a $P_t = \left(\sum_{i=1}^N p_{i,t}^{1-\varepsilon} \right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ CES aggregátorral definiálni a piaci árindexet.

A hasznosságmaximalizálási probléma második lépésének megoldása során már adottnak tekinthetők a vállalatok által kínált CES kompozit termékek iránti keresletek, az árak pedig egyébként is adottságok a háztartás szemszögéből. Ez azt jelenti, hogy az i -edik vállalat által kínált termékekre szánt $p_{i,t}c_{i,t}$ pénzösszeg is adott $\forall i$ vállalat esetén. A háztartásnak azt kell eldöntenie, hogy hogyan alokálja ezt a pénzösszeget az i -edik vállalat által kínált termékváltozatok között annak érdekében, hogy maximális legyen a fogyasztásukból származó hasznossága. A hasznosságmaximalizálási probléma második lépése a következő módon írható fel:

$$\begin{aligned} \max_{\{c_{i,g,t}\}_{g=1}^G} c_{i,t}(c_{i,1,t}, c_{i,2,t}, \dots, c_{i,G,t}) &= \left(\sum_{g=1}^G c_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \\ \text{s.t.} \quad \sum_{g=1}^G p_{i,g,t} c_{i,g,t} &= p_{i,t} c_{i,t}. \end{aligned}$$

A probléma második lépését is a Lagrange-féle multiplikátoros módszerrel oldom meg. A Lagrange-függvény ezúttal a következő:

$$\begin{aligned} \mathcal{L}(c_{i,1,t}, c_{i,2,t}, \dots, c_{i,G,t}, \omega_{i,t}) &= \left(\sum_{g=1}^G c_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} + \\ &+ \omega_{i,t} (p_{i,t} c_{i,t} - \sum_{g=1}^G p_{i,g,t} c_{i,g,t}), \end{aligned} \quad (\text{F11})$$

ahol $\omega_{i,t}$ az i -edik vállalatra vonatkozó hasznosságmaximalizálási probléma Lagrange-multiplikátorának értéke a t -edik időszakban.

A hasznosságmaximum elsőrendű feltétele most az, hogy az (F11) Lagrange-függvény $c_{i,h,t}$ szerinti parciális deriváltja legyen egyenlő nullával $\forall h$ esetén:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c_{i,h,t}} = \frac{\gamma}{\gamma-1} \left(\sum_{g=1}^G c_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} \frac{\gamma-1}{\gamma} c_{i,h,t}^{-\frac{1}{\gamma}} - \omega_{i,t} p_{i,h,t} = 0. \quad (\text{F12})$$

Az (F12) egyenlet átalakításával az alábbi alakra hozható az elsőrendű feltétel:

$$\left(\sum_{g=1}^G c_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} c_{i,h,t}^{-\frac{1}{\gamma}} = \omega_{i,t} p_{i,h,t}. \quad (\text{F13})$$

Az (F13) elsőrendű feltétel a h -edik termékváltozatra vonatkozik, de mivel szimmetrikus szerepet töltenek be a hasznossági függvényben a vállalat által kínált termékváltozatok, egy hasonló elsőrendű feltétel írható fel a g -edik termékváltozatra is:

$$\left(\sum_{g=1}^G c_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{1}{\gamma-1}} c_{i,g,t}^{-\frac{1}{\gamma}} = \omega_{i,t} p_{i,g,t}. \quad (\text{F14})$$

Az (F13) egyenletet az (F14) egyenlettel elosztva az alábbi kifejezés adódik:

$$\frac{c_{i,h,t}^{-\frac{1}{\gamma}}}{c_{i,g,t}^{-\frac{1}{\gamma}}} = \frac{p_{i,h,t}}{p_{i,g,t}}. \quad (\text{F15})$$

Az (F15) egyenlet is az optimális fogyasztói döntés szokásos elsőrendű feltételét, vagyis Gossen II. törvényét fejezi ki az (F5) egyenlethez hasonlóan, azonban ezúttal nem két vállalat, hanem egy adott vállalat által kínált két különböző termékváltozat vonatkozásában. Azt mondja ki, hogy az i -edik vállalat által kínált g -edik és h -edik termékváltozat közti helyettesítés határrátája megegyezik a termékváltozatok árainak arányával $\forall (g, h)$ termékpárra optimális döntés esetén. Kifejezem az (F15) egyenletből $c_{i,h,t}$ -t:

$$c_{i,h,t} = p_{i,h,t}^{-\gamma} p_{i,g,t}^{\gamma} c_{i,g,t}. \quad (\text{F16})$$

Ezután behelyettesítem az (F16) egyenletet a költségvetési korlátba, és továbbalakítom az eredményül kapott kifejezést:

$$\begin{aligned} \sum_{h=1}^G p_{i,h,t} c_{i,h,t} &= \sum_{h=1}^G p_{i,h,t} p_{i,h,t}^{-\gamma} p_{i,g,t}^{\gamma} c_{i,g,t} = \\ &= p_{i,g,t}^{\gamma} c_{i,g,t} \sum_{h=1}^G p_{i,h,t}^{1-\gamma} = p_{i,g,t}^{\gamma} c_{i,g,t} p_{i,t}^{1-\gamma} = p_{i,t} c_{i,t}. \end{aligned} \quad (\text{F17})$$

Az (F17) levezetés második egyenlőségjelét követő lépésben kihasználtam, hogy $p_{i,g,t}$ és $c_{i,g,t}$ nem függenek h -tól, ezért kiemelhetők. A harmadik egyenlőségjelet követő lépésben pedig az i -edik vállalat árindexének definícióját használtam ki, amely szerint $p_{i,t} = (\sum_{g=1}^G p_{i,g,t}^{1-\gamma})^{\frac{1}{1-\gamma}}$.

Az (F17) levezetés utolsó egyenlőségét kiragadva és kifejezve belőle $c_{i,g,t}$ -t levezethető az alábbi összefüggés az i -edik vállalat által kínált g -edik termékváltozat iránti keresletre vonatkozóan:

$$c_{i,g,t} = \left(\frac{p_{i,g,t}}{p_{i,t}} \right)^{-\gamma} c_{i,t}. \quad (\text{F18})$$

Az i -edik vállalat által kínált kompozit termék iránti (F8) keresleti függvényt az (F18) egyenletbe helyettesítve előáll az i -edik vállalat által kínált g -edik termékváltozat iránti (2) keresleti függvény:

$$c_{i,g,t} = \left(\frac{p_{i,g,t}}{p_{i,t}} \right)^{-\gamma} \left(\frac{p_{i,t}}{P_t} \right)^{-\varepsilon} \frac{Y_t}{P_t}. \quad (2)$$

Már csak azt kell megmutatni, hogy miért a $p_{i,t} = (\sum_{g=1}^G p_{i,g,t}^{1-\gamma})^{\frac{1}{1-\gamma}}$ CES aggregátorral definiáltam a vállalati árindexet. Ennek érdekében behelyettesítem az (F18) keresleti függvényt az i -edik vállalat által kínált kompozit termék mennyiségét meghatározó CES aggregátorba, amely egyúttal kifejezi azt a hasznosságot, amit az i -edik vállalat által kínált termékváltozatok fogyasztásából nyer a háztartás.

Az eredményül kapott kifejezést továbbalakítva:

$$\begin{aligned} c_{i,t} &= \left(\sum_{g=1}^G c_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} = \left[\sum_{g=1}^G (p_{i,g,t}^{-\gamma} p_{i,t}^{\gamma} c_{i,t})^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} = \\ &= \left[(p_{i,t}^{\gamma} c_{i,t})^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \sum_{g=1}^G p_{i,g,t}^{1-\gamma} \right]^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} = p_{i,t}^{\gamma} c_{i,t} (\sum_{g=1}^G p_{i,g,t}^{1-\gamma})^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} = \\ &= p_{i,t}^{\gamma} c_{i,t} p_{i,t}^{-\gamma} = c_{i,t} = \frac{p_{i,t} c_{i,t}}{p_{i,t}}. \end{aligned} \quad (\text{F19})$$

Az (F19) levezetés harmadik egyenlőségjelét követően kihasználtam, hogy $p_{i,t}$ és $c_{i,t}$ nem függenek g -től, ezért kiemelhetők, az ötödik egyenlőségjel után pedig ismét felhasználtam a vállalati árindex definícióját. Az (F19) levezetés végeredménye arra mutat rá, hogy amennyiben a $p_{i,t} = (\sum_{g=1}^G p_{i,g,t}^{1-\gamma})^{\frac{1}{1-\gamma}}$ CES aggregátor által definiált a vállalati árindex, és optimálisan költi el az i -edik vállalat által kínált termékváltozatokra szánt pénzösszeget

a háztartás, az i -edik vállalat által kínált kompozit termék iránti kereslete, illetve az i -edik vállalat által kínált termékváltozatok fogyasztásából származó hasznossága annak a pénzösszegnek a reálértékével lesz egyenlő minden időszakban, amit az i -edik vállalat által kínált termékekre szán. A reálérték számítása szintén a vállalati CES árindex segítségével történik.

Az (F19) levezetés utolsó előtti lépése pedig világossá teszi, hogy ha a $p_{i,t} = \left(\sum_{g=1}^G p_{i,g,t}^{1-\gamma}\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$ CES aggregátor által definiált a vállalati árindex, akkor konzisztens azzal a CES aggregátorral, amely az i -edik vállalat által kínált kompozit termék mennyiségét határozza meg, hiszen az (F18) keresleti függvényt $c_{i,t}$ képletébe helyettesítve $c_{i,t}$ adódott eredményül. Mindezzel összhangban az i -edik vállalat által kínált termékváltozatok fogyasztásából származó egységnyi hasznosság árát fejezi ki a vállalati szintű CES árindex a háztartás számára feltéve, hogy optimálisan költi el az i -edik vállalat termékeire szánt pénzösszeget. Ezért volt logikus választás a $p_{i,t} = \left(\sum_{g=1}^G p_{i,g,t}^{1-\gamma}\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$ CES aggregátorral definiálni a vállalati árindexet.

F1.2. A helyettesítési rugalmasságok levezetése

A függeléknek ebben a szakaszában megmutatom, hogy az ε és a γ paraméterek a vállalatok, illetve egy adott vállalat által kínált termékváltozatok közti helyettesítés rugalmasságának abszolút értékével egyenlők.

Először meghatározom az i -edik és a j -edik vállalat által kínált kompozit termékek közti helyettesítés rugalmasságát. Ehhez szükség lesz egy összefüggésre, amely meghatározza a két kompozit termék keresett mennyiségeinek optimális arányát. Ez könnyen levezethető: csupán el kell osztani egymással az i -edik és a j -edik vállalat által kínált kompozit termékek iránti keresleti függvényeket, amelyek az (F8) egyenlet által adottak:

$$\frac{c_{i,t}}{c_{j,t}} = \frac{p_{i,t}^{-\varepsilon} p_t^{\varepsilon-1} Y_t}{p_{j,t}^{-\varepsilon} p_t^{\varepsilon-1} Y_t} = \frac{p_{i,t}^{-\varepsilon}}{p_{j,t}^{-\varepsilon}} = \left(\frac{p_{i,t}}{p_{j,t}}\right)^{-\varepsilon}. \quad (\text{F20})$$

Az i -edik és a j -edik vállalat által kínált kompozit termékek közti helyettesítés rugalmassága a következőképpen határozható meg az (F20) egyenlet felhasználásával tetszőleges (i, j) vállalatpár esetén:

$$\epsilon_{c_{i,t}/c_{j,t}}\left(\frac{p_{i,t}}{p_{j,t}}\right) = \frac{d\left(\frac{c_{i,t}}{c_{j,t}}\right) / d\left(\frac{p_{i,t}}{p_{j,t}}\right)}{\frac{c_{i,t}}{c_{j,t}} / \frac{p_{i,t}}{p_{j,t}}} = \frac{-\epsilon\left(\frac{p_{i,t}}{p_{j,t}}\right)^{-\epsilon-1}}{\left(\frac{p_{i,t}}{p_{j,t}}\right)^{-\epsilon-1}} = -\epsilon. \quad (\text{F21})$$

Megállapítható tehát az (F21) egyenlet alapján, hogy ϵ valóban megegyezik az i -edik és a j -edik vállalat közti helyettesítés rugalmasságának abszolút értékével.

Most pedig áttérek az i -edik vállalat által kínált g -edik és h -edik termékváltozat közti helyettesítés rugalmasságának meghatározására. Ehhez egy olyan összefüggésre lesz szükség ezúttal, amely a két termékváltozat keresett mennyiségeinek optimális arányát fejezi ki. Ennek levezetéséhez el kell osztani egymással a g -edik és a h -edik termékváltozat iránti keresleti függvényeket, amelyeket a (2) egyenlet határoz meg:

$$\frac{c_{i,g,t}}{c_{i,h,t}} = \frac{p_{i,g,t}^{-\gamma} p_{i,t}^{-(\epsilon-\gamma)} P_t^{\epsilon-1} Y_t}{p_{i,h,t}^{-\gamma} p_{i,t}^{-(\epsilon-\gamma)} P_t^{\epsilon-1} Y_t} = \frac{p_{i,g,t}^{-\gamma}}{p_{i,h,t}^{-\gamma}} = \left(\frac{p_{i,g,t}}{p_{i,h,t}}\right)^{-\gamma}. \quad (\text{F22})$$

Az i -edik vállalat által kínált g -edik és h -edik termékváltozat közti helyettesítés rugalmassága a következő módon határozható meg az (F22) egyenlet segítségével tetszőleges (g, h) termékpár esetén:

$$\epsilon_{c_{i,g,t}/c_{i,h,t}}\left(\frac{p_{i,t}}{p_{j,t}}\right) = \frac{d\left(\frac{c_{i,g,t}}{c_{i,h,t}}\right) / d\left(\frac{p_{i,g,t}}{p_{i,h,t}}\right)}{\frac{c_{i,g,t}}{c_{i,h,t}} / \frac{p_{i,g,t}}{p_{i,h,t}}} = \frac{-\gamma\left(\frac{p_{i,t}}{p_{j,t}}\right)^{-\gamma-1}}{\left(\frac{p_{i,t}}{p_{j,t}}\right)^{-\gamma-1}} = -\gamma. \quad (\text{F23})$$

Az (F23) egyenlet tehát egyértelművé teszi, hogy γ valóban megegyezik az i -edik vállalat által kínált g -edik és h -edik termékváltozat közti helyettesítés rugalmasságának abszolút értékével.

F2. függelék: A menüköltség modell néhány technikai részlete

A 4.3.2. szakaszban a menüköltség modell kínálati oldalának bemutatása során, a 4.3.3. szakaszban a szimulációk menetének ismertetésekor, valamint a 4.4.1. szakaszban a kereslet-kínálat interakciók erősségét meghatározó paraméter becslésének ismertetése folyamán tettem néhány olyan állítást, amelyet nem bizonyítottam. Ebben a függelékben ezeknek az állításoknak a bizonyításait közlöm.

Az F2.1. szakaszban bizonyítom, hogy a \bar{z} és a σ_z paraméterek megegyeznek az áralkalmazkodási küszöb várható értékével, illetve szórásával. Az F2.2. szakaszban megmutatom, hogy az idioszinkratikus termelékenységi sokkok valószínűség-eloszlásának 4.3.2. szakaszban ismertetett paraméterezése biztosítja, hogy éppen σ_z -val legyen egyenlő a szórásuk. Az F2.3. szakaszban azt bizonyítom, hogy a (7) egyenlet alapján kell meghatározni a χ paraméter értékét ahhoz, hogy éppen ρ_z legyen a termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli korrelációja. Az F2.4. szakaszban megmutatom, hogy 1000 periódus elegendő ahhoz, hogy eljusson a menüköltség modell egy állandósult állapot közelébe a szimulációk indítását követően, ezért ennél több időszakot nem kell levágni a szimulációk elejéről annak biztosítása érdekében, hogy ne torzítsa a szimulált idősorokból számított aggregált statisztikákat és az impulzusválasz függvényeket a kezdeti alkalmazkodás egy állandósult állapot felé. Végül az F2.5. szakaszban bizonyítom, hogy a kínálati potenciál aggregált komponensének növekedési rátája megegyezik a gazdaság potenciális növekedési rátájával, amennyiben érvényes a nagy számok törvénye az idioszinkratikus termelékenységi sokkokra, ezért ebben az esetben elvégezhető az (5) egyenlet paramétereinek becslése a potenciális kibocsátás növekedési rátájára vonatkozó empirikus becslések használatával.

F2.1. Az áralkalmazkodási küszöb várható értéke és szórása

A függelék első szakaszában bizonyítom, hogy a menüköltség modell \bar{z} és σ_z paraméterei megegyeznek az áralkalmazkodási küszöb várható értékével, illetve szórásával.

A 4.3.2. szakaszban azt feltételeztem, hogy az i -edik vállalat z_i áralkalmazkodási küszöbe lognormális eloszlásból származik, vagyis a logaritmusa, $\log z_i$ normális eloszlást követ az alábbi paraméterezéssel:

$$\log z_i \sim N \left(\log \left(\frac{\bar{z}^2}{\sqrt{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}} \right), \log \left(\frac{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}{\bar{z}^2} \right) \right).$$

Amennyiben z_i lognormális eloszlású véletlen változó, várható értéke a következő:⁷⁸

$$\mathbb{E}(z_i) = \exp\left(\mu_{\log z_i} + \frac{1}{2}\sigma_{\log z_i}^2\right), \quad (\text{F24})$$

ahol $\mu_{\log z_i}$ z_i logaritmusának várható értéke, $\sigma_{\log z_i}$ pedig z_i logaritmusának szórása.

A lognormális eloszlású z_i véletlen változó varianciája pedig az alábbi:

$$\text{Var}(z_i) = \exp(2\mu_{\log z_i} + \sigma_{\log z_i}^2)[\exp(\sigma_{\log z_i}^2) - 1]. \quad (\text{F25})$$

Az áralkalmazkodási küszöb esetében

$$\mu_{\log z_i} = \log\left(\frac{\bar{z}^2}{\sqrt{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}}\right) \quad (\text{F26})$$

és

$$\sigma_{\log z_i}^2 = \log\left(\frac{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}{\bar{z}^2}\right). \quad (\text{F27})$$

Az (F26) és az (F27) egyenleteket az (F24) egyenletbe helyettesítve és továbbalakítva az eredményül kapott kifejezést a következő levezetés adódik az áralkalmazkodási küszöb várható értékére:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(z_i) &= \exp\left(\mu_{\log z_i} + \frac{1}{2}\sigma_{\log z_i}^2\right) = \exp\left[\log\left(\frac{\bar{z}^2}{\sqrt{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}}\right) + \frac{1}{2}\log\left(\frac{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}{\bar{z}^2}\right)\right] = \\ &= \exp\left\{\log \bar{z}^2 - \log(\bar{z}^2 + \sigma_z^2)^{\frac{1}{2}} + \frac{1}{2}[\log(\bar{z}^2 + \sigma_z^2) - \log \bar{z}^2]\right\} = \\ &= \exp\left[\log \bar{z}^2 - \frac{1}{2}\log(\bar{z}^2 + \sigma_z^2) + \frac{1}{2}\log(\bar{z}^2 + \sigma_z^2) - \frac{1}{2}\log \bar{z}^2\right] = \\ &= \exp\left(\frac{1}{2}\log \bar{z}^2\right) = \exp\left(\frac{1}{2} \cdot 2 \cdot \log \bar{z}\right) = \exp(\log \bar{z}) = \bar{z}. \end{aligned} \quad (\text{F28})$$

Az (F28) levezetés tehát bizonyítja, hogy a menüköltség modell \bar{z} paramétere valóban az áralkalmazkodási küszöb várható értékével egyenlő.

⁷⁸ A lognormális eloszlás momentumaira vonatkozó képletek megtalálhatók például Johnson et al. (1994) könyvében.

Az áralkalmazkodási küszöb varianciája is levezethető az (F26) és az (F27) egyenleteknek az (F25) egyenletbe történő behelyettesítésével és az eredményül kapott kifejezés továbbalakításával:

$$\begin{aligned}
\text{Var}(z_i) &= \exp(2\mu_{\log z_i} + \sigma_{\log z_i}^2) [\exp(\sigma_{\log z_i}^2) - 1] = \\
&= \exp \left[2 \log \left(\frac{\bar{z}^2}{\sqrt{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}} \right) + \log \left(\frac{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}{\bar{z}^2} \right) \right] \left\{ \exp \left[\log \left(\frac{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}{\bar{z}^2} \right) \right] - 1 \right\} = \\
&= \exp \left\{ 2 \left[\log \bar{z}^2 - \log(\bar{z}^2 + \sigma_z^2)^{\frac{1}{2}} \right] + \log(\bar{z}^2 + \sigma_z^2) - \log \bar{z}^2 \right\} \left(\frac{\bar{z}^2 + \sigma_z^2}{\bar{z}^2} - 1 \right) = \\
&= \exp \left[2 \log \bar{z}^2 - 2 \cdot \frac{1}{2} \cdot \log(\bar{z}^2 + \sigma_z^2) + \log(\bar{z}^2 + \sigma_z^2) - \log \bar{z}^2 \right] \cdot \frac{\bar{z}^2 + \sigma_z^2 - \bar{z}^2}{\bar{z}^2} = \\
&= \exp[\log \bar{z}^2 - \log(\bar{z}^2 + \sigma_z^2) + \log(\bar{z}^2 + \sigma_z^2)] \cdot \frac{\sigma_z^2}{\bar{z}^2} = \\
&= \exp(\log \bar{z}^2) \cdot \frac{\sigma_z^2}{\bar{z}^2} = \bar{z}^2 \cdot \frac{\sigma_z^2}{\bar{z}^2} = \sigma_z^2. \tag{F29}
\end{aligned}$$

Az (F29) levezetés tehát bizonyítja, hogy a σ_z paraméter négyzete az áralkalmazkodási küszöb varianciájával egyenlő, vagyis σ_z nem más, mint az áralkalmazkodási küszöb szórása.

F2.2. Az idioszinkratikus termelékenységi sokkok varianciája

A függeléknek ebben a szakaszában bizonyítom, hogy amennyiben idioszinkratikus termelékenységi sokk éri az i -edik vállalat g -edik termékét a t -edik időszakban, akkor ahhoz, hogy éppen σ_ζ^2 -tel legyen egyenlő a $\zeta_{i,g,t}$ idioszinkratikus termelékenységi sokk varianciája, egy olyan valószínűség-eloszlásból kell húzni a mögötte meghúzódó $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ véletlen számot, amelynek varianciája

$$\sigma_\zeta^2 = \frac{\sigma_{\tilde{\zeta}}^2}{\left[1 + \frac{\chi(2+\chi)}{\sigma}\right] \lambda}. \tag{F30}$$

A bizonyítás első lépésében azt fogom belátni, hogy amennyiben egy adott σ_ζ^2 varianciájú valószínűség-eloszlásból származnak a $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ véletlen számok sokk érkezése esetén, a varianciájuk

$$\text{Var}(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) = \lambda \sigma_\zeta^2. \tag{F31}$$

Legyen X_1 és X_2 két véletlen változó, amelyek sűrűségfüggvényei $f_1(x_1)$ és $f_2(x_2)$, ahol x_1 és x_2 X_1 és X_2 egy-egy realizációja. Ha $f_2(x_2)$ a 0 várható értékű és σ_ζ^2 varianciájú normális eloszlás sűrűségfüggvénye, és

$$f_1(x_1) = \begin{cases} 1, & \text{ha } x_1 = 0 \\ 0 & \text{egyébként} \end{cases}$$

akkor $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ az X_1 és az X_2 véletlen változók keveréke, amelyek a sokk elmaradásának $1 - \lambda$ valószínűségével, illetve a sokk érkezésének λ valószínűségével súlyozottak. X_1 valójában egy konstans, amely 0-val egyenlő.

$\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ sűrűségfüggvénye X_1 és X_2 sűrűségfüggvényeinek súlyozott összege $1 - \lambda$ és λ súlyokkal:

$$f_{\tilde{\zeta}}(\tilde{\zeta}) = \begin{cases} (1 - \lambda) \cdot 1 + \lambda \cdot f_2(\tilde{\zeta}), & \text{ha } \tilde{\zeta} = 0 \\ (1 - \lambda) \cdot 0 + \lambda \cdot f_2(\tilde{\zeta}) & \text{egyébként} \end{cases}$$

ahol $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ egy konkrét realizációját jelöli. A sűrűségfüggvény a következő alakúra egyszerűsíthető:

$$f_{\tilde{\zeta}}(\tilde{\zeta}) = \begin{cases} 1 - \lambda + \lambda f_2(\tilde{\zeta}), & \text{ha } \tilde{\zeta} = 0 \\ \lambda f_2(\tilde{\zeta}) & \text{egyébként} \end{cases}$$

$\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ varianciájának kiszámításához szükség lesz a valószínűség-eloszlásának első és második momentumára. Az első momentuma, vagyis a várható értéke a következőképpen számítható ki:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) &= \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{\zeta} f_{\tilde{\zeta}}(\tilde{\zeta}) d\tilde{\zeta} = \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{\zeta} \lambda f_2(\tilde{\zeta}) d\tilde{\zeta} - 0 \cdot \lambda f_2(\tilde{\zeta}) + \\ &+ 0 \cdot [1 - \lambda + \lambda f_2(\tilde{\zeta})] = \lambda \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{\zeta} f_2(\tilde{\zeta}) d\tilde{\zeta} = \lambda \cdot \mathbb{E}(X_2) = \lambda \cdot 0 = 0, \end{aligned} \quad (\text{F32})$$

ahol kihasználtam az integrálszámítás néhány tulajdonságát a levezetés során, valamint azt is, hogy $\int_{-\infty}^{\infty} \tilde{\zeta} f_2(\tilde{\zeta}) d\tilde{\zeta}$ X_2 várható értékével egyenlő. Az (F32) levezetés eredménye szerint $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ várható értéke 0, akárcsak annak a két véletlen változónak a várható értékei, amelyek keverékeként előáll.

$\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ valószínűség-eloszlásának második momentuma az alábbi módon számítható ki:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}(\tilde{\zeta}_{i,g,t}^2) &= \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{\zeta}^2 f_{\tilde{\zeta}}(\tilde{\zeta}) d\tilde{\zeta} = \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{\zeta}^2 \lambda f_2(\tilde{\zeta}) d\tilde{\zeta} - 0^2 \cdot \lambda f_2(\tilde{\zeta}) + \\ &+ 0^2 \cdot [1 - \lambda + \lambda f_2(\tilde{\zeta})] = \lambda \int_{-\infty}^{\infty} \tilde{\zeta}^2 f_2(\tilde{\zeta}) d\tilde{\zeta} = \lambda \cdot \mathbb{E}(X_2^2) = \\ &= \lambda \cdot [\text{Var}(X_2) + \mathbb{E}^2(X_2)] = \lambda \cdot (\sigma_{\tilde{\zeta}}^2 + 0^2) = \lambda \sigma_{\tilde{\zeta}}^2,\end{aligned}\quad (\text{F33})$$

ahol az integrálszámítás néhány tulajdonsága mellett használtam annak, hogy $\int_{-\infty}^{\infty} \tilde{\zeta}^2 f_2(\tilde{\zeta}) d\tilde{\zeta}$ X_2 második momentumával egyenlő, valamint kihasználtam X_2 varianciájának definícióját is, amely szerint $\text{Var}(X_2) = \mathbb{E}(X_2^2) - \mathbb{E}^2(X_2)$.

$\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ varianciája definíció szerint a következő:

$$\text{Var}(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) = \mathbb{E}(\tilde{\zeta}_{i,g,t}^2) - \mathbb{E}^2(\tilde{\zeta}_{i,g,t}). \quad (\text{F34})$$

Az (F32) és az (F33) egyenleteket az (F34) egyenletbe helyettesítve az alábbi kifejezés adódik $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ varianciájára:

$$\text{Var}(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) = \lambda \sigma_{\tilde{\zeta}}^2. \quad (\text{F31})$$

Ez az, amit az első lépésben bizonyítani akartam.

Most pedig áttérek a bizonyítás második lépésére, amelynek során bizonyítani fogom az (F31) egyenlet felhasználásával, hogy ahhoz, hogy éppen $\sigma_{\tilde{\zeta}}^2$ legyen a $\zeta_{i,g,t}$ idioszinkratikus termelékenységi sokkok varianciája, egy olyan valószínűség-eloszlásból kell húzni a mögöttük meghúzódó $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ véletlen számokat, amelynek varianciája az (F30) egyenlet által adott.

A bizonyítás során $\zeta_{i,g,t}$ varianciáját fogom kiszámítani feltételezve, hogy $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ varianciája az (F31) egyenlet által adott. Érdekes felidézni, hogy a (6) egyenlet alapján határozzák meg a termékspecifikus termelékenységi sokkok realizációit a mögöttes $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ f.a.e. véletlen számok:

$$\zeta_{i,g,t} = \tilde{\zeta}_{i,g,t} + \chi \text{mean}_g(\tilde{\zeta}_{i,g,t}). \quad (6)$$

$\zeta_{i,g,t}$ varianciája a következőképpen írható fel a (6) egyenlet segítségével:

$$\text{Var}(\zeta_{i,g,t}) = \text{Var}\left(\tilde{\zeta}_{i,g,t} + \chi \frac{\sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}}{G}\right). \quad (\text{F35})$$

Az (F35) egyenlet jobboldala a következőképpen alakítható át a variancia operátor tulajdonságainak kihasználásával:

$$\begin{aligned} Var(\zeta_{i,g,t}) &= Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) + \frac{\chi^2}{G^2} Var(\sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}) + \\ &+ 2Cov\left(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \frac{\chi}{G} \sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}\right). \end{aligned} \quad (F36)$$

Az (F36) egyenlet jobboldalán behelyettesítem az első tag helyére az (F31) egyenletet, a második és a harmadik tagot pedig továbbalakítom a variancia és a kovariancia operátorok tulajdonságainak felhasználásával. A második tag esetében kihasználom azt a feltevést is, amely szerint a $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ véletlen számok függetlenek egymástól:

$$Var(\zeta_{i,g,t}) = \lambda\sigma_{\tilde{\zeta}}^2 + \frac{\chi^2}{G^2} \sum_{g=1}^G Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) + 2 \cdot \frac{\chi}{G} \cdot \sum_{h=1}^G Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}). \quad (F37)$$

A $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ véletlen számok azonos eloszlásúak, ugyanaz a varianciájuk, ezért $\sum_{g=1}^G Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) = G \cdot Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) = G\lambda\sigma_{\tilde{\zeta}}^2$. Függetlenek is egymástól, vagyis $Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}) = 0 \forall g \neq h$ esetén. Az utóbbi feltevés kihasználása érdekében hasznos felbontani az (F37) egyenlet harmadik tagjában szereplő összeget két további tag összegére:

$$Var(\zeta_{i,g,t}) = \lambda\sigma_{\tilde{\zeta}}^2 + \frac{\chi^2}{G^2} \cdot G\lambda\sigma_{\tilde{\zeta}}^2 + \frac{2\chi}{G} [\sum_{h \neq g} Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}) + Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t})], \quad (F38)$$

ahol kihasználtam, hogy $Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,g,t}) = Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t})$.

Mivel $Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}) = 0 \forall g \neq h$ esetén a függetlenségi feltevés miatt, $\sum_{h \neq g} Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}) = 0$. Ezt kihasználva, valamint behelyettesítve $Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t})$ helyére az (F31) egyenletet a következőképpen egyszerűsíthető az (F38) egyenlet:

$$Var(\zeta_{i,g,t}) = \lambda\sigma_{\tilde{\zeta}}^2 + \frac{\chi^2}{G^2} \cdot G\lambda\sigma_{\tilde{\zeta}}^2 + \frac{2\chi}{G} \cdot \lambda\sigma_{\tilde{\zeta}}^2. \quad (F39)$$

Néhány kézenfekvő átalakítást elvégezve az (F39) egyenlet jobboldalán a következő kifejezés adódik az idioszinkratikus sokkok varianciájára:

$$Var(\zeta_{i,g,t}) = \left[1 + \frac{\chi(2+\chi)}{G}\right] \lambda\sigma_{\tilde{\zeta}}^2. \quad (F40)$$

A cél az, hogy $\sigma_{\tilde{\zeta}}^2$ -tel legyen egyenlő az idioszinkratikus termelékenységi sokkok $Var(\zeta_{i,g,t})$ varianciája, ezért behelyettesítem $\sigma_{\tilde{\zeta}}^2$ -et az (F40) egyenlet baloldalára, és kifejezem $\sigma_{\tilde{\zeta}}^2$ -et az egyenletből. Arra az eredményre jutok, hogy ahhoz, hogy $\sigma_{\tilde{\zeta}}^2$ legyen a

$\zeta_{i,g,t}$ idioszinkratikus termelékenységi sokkok varianciája, egy olyan valószínűség-eloszlásból kell húzni a mögöttük meghúzódó $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ véletlen számokat sokk érkezése esetén, amelynek varianciája

$$\sigma_{\zeta}^2 = \frac{\sigma_{\tilde{\zeta}}^2}{\left[1 + \frac{\chi(2+\chi)}{G}\right]\lambda}. \quad (\text{F30})$$

Ezt akartam bizonyítani.

F2.3. A termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli korrelációja

A függeléknek ebben a szakaszában bizonyítom, hogy ahhoz, hogy $\rho_{\zeta} \in [-1, 1)$ legyen a termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli korrelációja, a (7) egyenlet alapján kell meghatározni a χ parameter értékét. Az áttekinthetőség kedvéért megismétlem a (7) egyenletet:

$$\chi = \frac{\sqrt{1 + \rho_{\zeta}[(1 - \rho_{\zeta})G - (2 - \rho_{\zeta})]}}{1 - \rho_{\zeta}} - 1. \quad (7)$$

Az i -edik vállalat által kínált g -edik és h -adik termékváltozatokat – ahol $g \neq h$ – a t -edik időszakban érő termékspecifikus termelékenységi sokkok közti korreláció

$$\rho_{\zeta} = \frac{\text{Cov}(\zeta_{i,g,t}, \zeta_{i,h,t})}{\sigma(\zeta_{i,g,t}) \cdot \sigma(\zeta_{i,h,t})}, \quad (\text{F41})$$

ahol $\sigma(\zeta_{i,g,t})$ és $\sigma(\zeta_{i,h,t})$ $\zeta_{i,g,t}$, illetve $\zeta_{i,h,t}$ szórása. Mivel $\zeta_{i,g,t}$ és $\zeta_{i,h,t}$ azonos eloszlásúak, szórásuk ugyanaz. Ez azt jelenti, hogy meg kell egyeznie $\zeta_{i,g,t}$ varianciájával az (F41) egyenlet jobboldalán álló tört nevezőjének:

$$\rho_{\zeta} = \frac{\text{Cov}(\zeta_{i,g,t}, \zeta_{i,h,t})}{\text{Var}(\zeta_{i,g,t})}. \quad (\text{F42})$$

A termékspecifikus termelékenységi sokkok varianciája feltevés szerint $\text{Var}(\zeta_{i,g,t}) = \sigma_{\zeta}^2$, ezért csak a kovarianciájukat kell kiszámolni.

Érdemes felidézni, hogy a (6) egyenlet alapján határozzák meg a termékspecifikus termelékenységi sokkok realizációit a mögöttük meghúzódó $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ f.a.e. véletlen számok:

$$\zeta_{i,g,t} = \tilde{\zeta}_{i,g,t} + \chi \text{mean}_g(\tilde{\zeta}_{i,g,t}). \quad (6)$$

A $\zeta_{i,g,t}$ és $\zeta_{i,h,t}$ közti kovariancia a következőképpen írható fel a (6) egyenlet segítségével:

$$\text{Cov}(\zeta_{i,g,t}, \zeta_{i,h,t}) = \text{Cov}\left(\tilde{\zeta}_{i,g,t} + \chi \cdot \frac{\sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}}{G}, \tilde{\zeta}_{i,h,t} + \chi \cdot \frac{\sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}}{G}\right). \quad (\text{F43})$$

Az (F43) egyenlet az alábbi módon alakítható tovább a kovariancia operátor tulajdonságait kihasználva:

$$\begin{aligned} Cov(\zeta_{i,g,t}, \zeta_{i,h,t}) &= Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}) + Cov\left(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \frac{\chi}{G} \sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}\right) + \\ &+ Cov\left(\frac{\chi}{G} \sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}\right) + Var\left(\frac{\chi}{G} \sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}\right). \end{aligned} \quad (F44)$$

Mivel $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ és $\tilde{\zeta}_{i,h,t}$ függetlenek, $Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}) = 0$. Az (F44) egyenlet három további tagja továbbalakítható a variancia és a kovariancia operátorok tulajdonságainak felhasználásával:

$$\begin{aligned} Cov(\zeta_{i,g,t}, \zeta_{i,h,t}) &= \frac{\chi}{G} Cov\left(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}\right) + \\ &+ \frac{\chi}{G} Cov\left(\sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}\right) + \frac{\chi^2}{G^2} Var\left(\sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}\right). \end{aligned} \quad (F45)$$

Ismét kihasználva a kovariancia operátor tulajdonságait, köztük azt, hogy $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ és $\tilde{\zeta}_{i,h,t}$ önmagukkal vett kovarianciái a varianciáikkal egyenlők, a következőképpen alakítható át az (F45) egyenlet:

$$\begin{aligned} Cov(\zeta_{i,g,t}, \zeta_{i,h,t}) &= \frac{\chi}{G} \left[\sum_{h \neq g} Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}) + Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) \right] + \\ &+ \frac{\chi}{G} [\sum_{g \neq h} Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}) + Var(\tilde{\zeta}_{i,h,t})] + \frac{\chi^2}{G^2} Var\left(\sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}\right). \end{aligned} \quad (F46)$$

Mivel $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ és $\tilde{\zeta}_{i,h,t}$ függetlenek, $Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t}) = 0$, ha $g \neq h$. Ezért $\sum_{h \neq g} Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t})$ és $\sum_{g \neq h} Cov(\tilde{\zeta}_{i,g,t}, \tilde{\zeta}_{i,h,t})$ 0-val egyenlők. Az is ismert, hogy $Var(\sum_{g=1}^G \tilde{\zeta}_{i,g,t}) = \sum_{g=1}^G Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) = G \cdot Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t})$, hiszen a $\tilde{\zeta}_{i,g,t}$ véletlen számok függetlenek egymástól, és azonos eloszlásúak, ezért megegyezik a varianciájuk. Mindezek miatt az alábbi alakúra egyszerűsíthető az (F46) egyenlet:

$$Cov(\zeta_{i,g,t}, \zeta_{i,h,t}) = \frac{2\chi}{G} Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t}) + \frac{\chi^2}{G} Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t}). \quad (F47)$$

Néhány kézenfekvő átalakítást elvégezve az (F47) egyenlet jobboldalán a következő kifejezés adódik a $\zeta_{i,g,t}$ és $\zeta_{i,h,t}$ közti kovarianciára:

$$Cov(\zeta_{i,g,t}, \zeta_{i,h,t}) = \frac{\chi(2+\chi)}{G} Var(\tilde{\zeta}_{i,g,t}). \quad (F48)$$

A függelék *F2.2. szakaszában* bizonyítottam, hogy ahhoz, hogy σ_ζ^2 legyen a termékspecifikus termelékenységi sokkok varianciája, egy olyan valószínűség-eloszlásból kell húzni a mögöttük meghúzódó véletlen számokat, amelynek varianciája az (F30) egyenlet által adott. Az (F30) egyenletet az (F48) egyenletbe helyettesítve előáll a végső kifejezés a $\zeta_{i,g,t}$ és $\zeta_{i,h,t}$ közti kovarianciára néhány kézenfekvő átalakítást követően:

$$Cov(\zeta_{i,g,t}, \zeta_{i,h,t}) = \frac{\chi(2+\chi)}{\chi(2+\chi)+G} \sigma_\zeta^2. \quad (F49)$$

Az (F49) egyenletet az (F42) egyenletbe helyettesítve, kihasználva azt a feltevést, amely szerint $Var(\zeta_{i,g,t}) = \sigma_\zeta^2$ és egyszerűsítve az eredményül kapott kifejezést arra az eredményre jutok, hogy a $\zeta_{i,g,t}$ és a $\zeta_{i,h,t}$ termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli korrelációja

$$\rho_\zeta = \frac{\chi(2+\chi)}{\chi(2+\chi)+G}. \quad (F50)$$

A *4.3.2. szakaszban* adottnak vettem ρ_ζ értékét, és úgy állítottam be χ értékét, hogy éppen ρ_ζ -val egyenlő vállalaton belüli korrelációt produkáljon a modell a termékspecifikus termelékenységi sokkok között. A χ paraméter ρ_ζ egy adott értékével konzisztens értékének meghatározásához ki kell fejezni χ -t az (F50) egyenletből ρ_ζ függvényében. Ez az alábbi másodfokú egyenletre vezet χ -re vonatkozóan:

$$(1 - \rho_\zeta)\chi^2 + 2(1 - \rho_\zeta)\chi - \rho_\zeta G = 0. \quad (F51)$$

Feltételeztem, hogy $\chi > 0$, ezért csak a pozitív megoldását tartom meg az (F51) egyenletnek, amely szerint

$$\chi = \frac{\sqrt{1 + \rho_\zeta[(1 - \rho_\zeta)G - (2 - \rho_\zeta)]}}{1 - \rho_\zeta} - 1. \quad (7)$$

Bizonyítottam tehát, hogy ahhoz, hogy ρ_ζ -val legyen egyenlő a termékspecifikus termelékenységi sokkok vállalaton belüli korrelációja, valóban a (7) egyenlet alapján kell meghatározni a χ paraméter értékét.

F2.4. A beégési periódus hosszának megválasztása

A függeléknek ebben a szakaszában megmutatom, hogy 1000 periódus elegendő a menüköltség modell számára ahhoz, hogy eljusson egy állandósult állapot közelébe egy szimuláció indítását követően. Nincs tehát szükség hosszabb *beégési periódusra*, vagyis

nem kell több időszakot levágni a szimulációk elejéről ahhoz, hogy ne torzítsa az impulzusválasz függvényeket és a szimulált idősorokból számított aggregált statisztikai mutatókat a kezdeti alkalmazkodás egy állandósult állapot felé.

Az állítás bizonyításához érdemes megvizsgálni, hogy mi történik abban az 1000 periódusban, amelyet levágok a szimulációk elejéről. Elvégzek egy ahhoz hasonló szimulációs gyakorlatot a menüköltség modell teljeskörű változatával, amelyet az impulzusválasz függvények készítése során követek. Szimulálom a makroszintű változók 1000 periódus hosszúságú alappályáit, amelyeket nem érnek monetáris sokkok, de aggregált és idioszinkratikus termelékenységi sokkok érkeznek. Az impulzusválasz függvények szimulálása során úgy folytatódik a gyakorlat, hogy az 1002. periódusban elválnak egymástól a változók alappályái és a monetáris sokk által érintett pályáik, hiszen ebben az időszakban megérkezik a monetáris sokk. Most viszont nem szükséges 1000 periódusnál tovább futtatni a szimulációt, amit ezúttal is megismétlek 10000-szer különböző aggregált és idioszinkratikus termelékenységi sokkokkal, és kiszámítom a makrováltozók 10000 egyedi trajektóriájának átlagát annak érdekében, hogy kirajzolódhassanak a pályáik alap-tendenciái, és ne fedjék el azokat a véletlen sokkok.

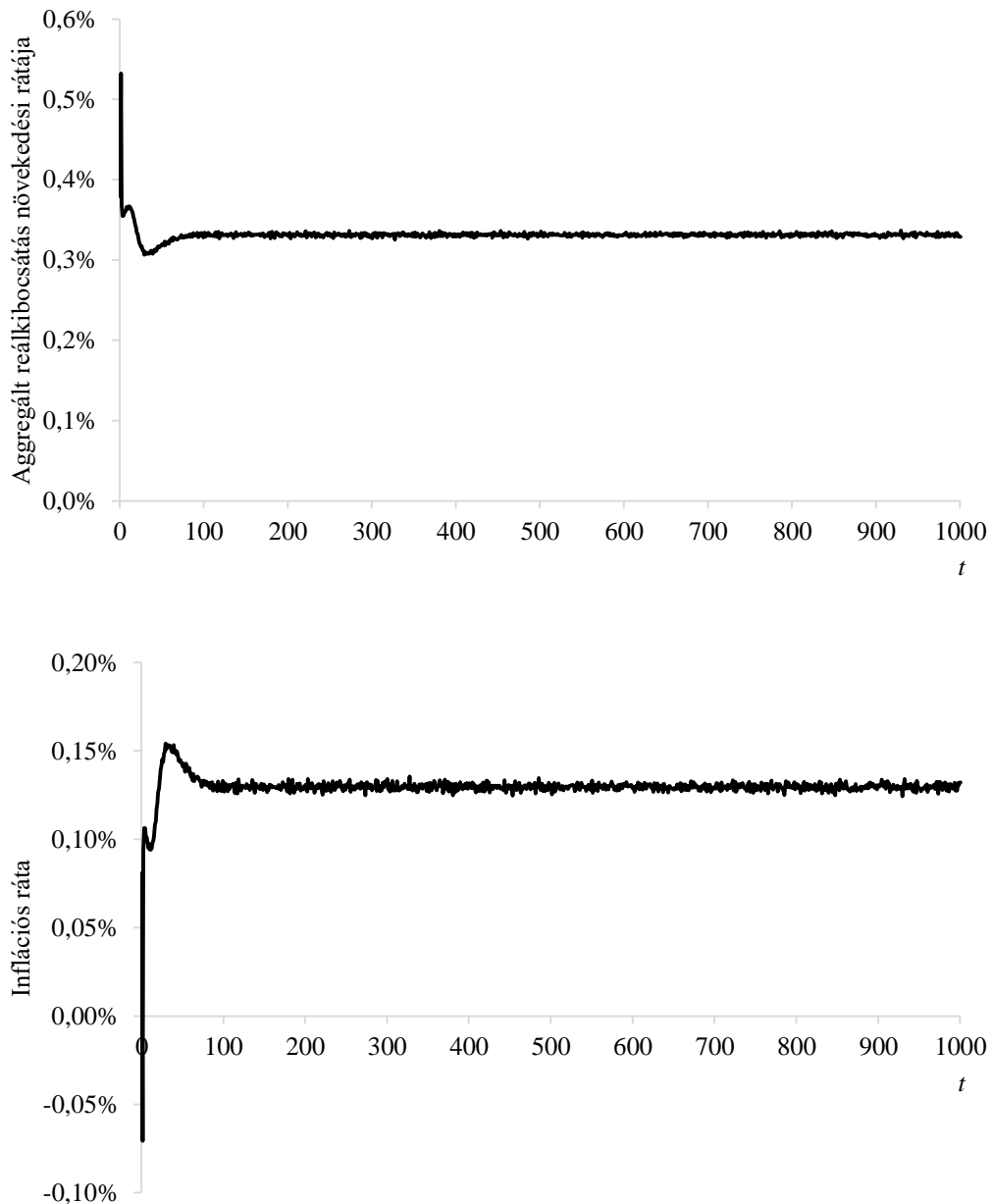
A két legfontosabb makrováltozó, az aggregált reálkibocsátás és az árszínvonal növekedési rátáinak eredményül kapott idősorai az *F1. ábrán* láthatók.⁷⁹ Nagyjából 100 periódus alatt beáll mindkét növekedési ráta egy konstans állandósult állapotbeli érték környékére, ami arra utal, hogy már 100 időszak hosszúságú beégési periódus is elegendő lehet annak biztosításához, hogy egy állandósult állapot környezetében érje a monetáris sokk a piacot az impulzusválasz függvények szimulálása során, de a biztonság kedvéért ennek a 100 periódusnak a 10-szeresével, vagyis 1000 időszak hosszúságú beégési periódussal dolgozom. Így egészen biztos lehetek benne, hogy nem torzítja az impulzusválasz függvényeket a kezdeti alkalmazkodás egy állandósult állapot felé.

A beégési periódus hosszának megfelelő megválasztása azért is fontos, hogy a menüköltség modell által szimulált idősorokból számított aggregált statisztikai mutatókat se torzítsa a kezdeti alkalmazkodás egy állandósult állapot felé. Ennek ellenőrzése érdekében standard, $T = 10000$ periódus hosszúságú szimulációkat futtatok a modell

⁷⁹ A doktori értekezésben az árszínvonal év/év növekedési rátájával mérem általában az inflációt, az *F1. ábrán* viszont havi növekedési ráták, vagyis az előző időszak értékéhez viszonyított százalékos változások láthatók.

teljeskörű változtatával, amelyek során az aggregált és az idioszinkratikus termelékenységi sokkok mellett a monetáris sokkokat is bekapcsolom. A 10000 szimulált időszak a beégési perióduson felül értendő.

F1. ábra: Az aggregált reálkibocsátás növekedési rátájának és az inflációs rátának az alappályái a G modellváltozatban a beégési periódus folyamán

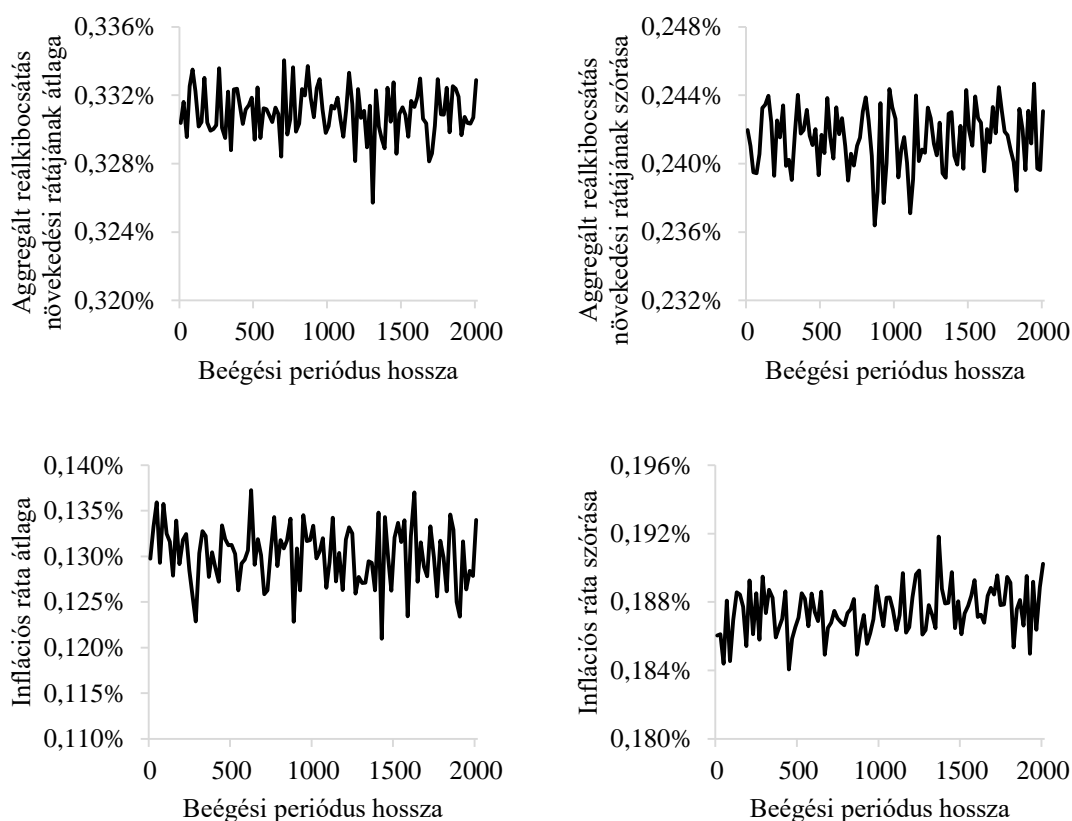


Megjegyzés: Az ábrán látható alappályák 10000 egyedi szimulált trajektória átlagai, amelyeket nem érnek monetáris sokkok, aggregált és idioszinkratikus termelékenységi sokkok viszont érkeznek.

Forrás: Saját szerkesztés

Mindegyik szimuláció végén kiszámítom a két legfontosabb makrováltozó, az aggregált reálkibocsátás és az árszínvonal növekedési rátáinak átlagát és szórását.⁸⁰ Összesen 100 különböző szimulációt futtatok, amelyek mindegyikében eltérő hosszúságúra állítom a beégési periódust. Konkrétan 0-tól 2000-ig változtatom a beégési periódus hosszát 20-as lépésközzel.

F2. ábra: Az aggregált reálkibocsátás növekedési rátájának és az inflációs rátának az átlaga és szórása a G modellváltozatban a beégési periódus hosszának függvényében



Forrás: Saját szerkesztés

Az F2. ábrán látható az aggregált kibocsátás és az árszínvonal növekedési rátájának átlaga és szórása a beégési periódus hosszának függvényében. Nem látszik, hogy szisztematikusan befolyásolná a beégési periódus hossza bármelyik aggregált statisztikai mutató értékét, ami annak köszönhető, hogy a szimuláció választott $T = 10000$ periódus hossza elég nagy ahhoz, hogy ne számítson a rövid kezdeti alkalmazkodás a szimulációk

⁸⁰ Az árszínvonal növekedési rátája ezúttal sem az előző év azonos hónapjához, hanem az előző hónaphoz, vagyis az előző periódushoz viszonyított növekedési rátát takarja kivételesen.

elején a 10000 periódus hosszúságú szimulált idősorokból számított statisztikák értékei szempontjából.

Az eredmény arra utal, hogy nincs is feltétlenül szükség beégési periódusra ahhoz, hogy ne torzítsa a szimulált idősorokból számított aggregált statisztikai mutatókat a kezdeti alkalmazkodás egy állandósult állapot felé. Ennek ellenére megtartom az 1000 időszak hosszúságú beégési periódust a biztonság kedvéért, ami az aggregált statisztikák számítása szempontjából ugyan nem tűnik kulcsfontosságúnak, de az impulzusválasz függvények torzításmentességének biztosítása szempontjából van jelentősége.

F2.5. Ekvivalencia a potenciális kibocsátás növekedési rátája és a kínálati potenciál aggregált komponensének növekedési rátája között

A függeléknek ebben a szakaszában bizonyítom, hogy a potenciális kibocsátás növekedési rátája és a kínálati potenciál aggregált komponensének növekedési rátája megegyeznek egymással a 4.3. alfejezetben bemutatott menü költség modell keretei között. Az aggregált komponens növekedési rátája tehát helyettesíthető a potenciális kibocsátás növekedési rátájával az (5) egyenlet empirikus adatok alapján történő becslése során feltéve, hogy érvényes a nagy számok törvénye az idioszinkratikus termelékenységi sokkokra a valóságban, akár csak a modellben.

Érdemes felidézni a 4.3.2. szakaszból azt a feltevést, amely szerint az i -edik vállalat által kínált g -edik termékváltozat kínálati potenciáljának t -edik időszaki értéke felbontható két komponensre a következőképpen:

$$\bar{q}_{i,g,t} = \mu_t \cdot \delta_{i,g,t}, \quad (\text{F52})$$

ahol μ_t a kínálati potenciál aggregált komponense, amely a piacon kínált összes termékváltozat esetén azonos, $\delta_{i,g,t}$ pedig a termékspecifikus komponense, amely a vállalatok között független, de egy adott vállalat által kínált különböző termékek között, valamint időben korrelált.

Az i -edik vállalat $\bar{q}_{i,t}$ vállalati szintű potenciális kibocsátása az általa kínált termékek kínálati potenciáljainak CES aggregátumaként számítható ki:

$$\bar{q}_{i,t} = \left(\sum_{g=1}^G \bar{q}_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}. \quad (\text{F53})$$

Az (F52) egyenletnek az (F53) egyenletbe történő behelyettesítését és néhány kézenfekvő átalakítást követően a következőképpen írható fel a vállalati szintű potenciális kibocsátás:

$$\bar{q}_{i,t} = \mu_t \cdot \delta_{i,t}, \quad (\text{F54})$$

ahol $\delta_{i,t} = \left(\sum_{g=1}^G \delta_{i,g,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$ az i -edik vállalat által kínált termékek kínálási potenciáljai termékspecifikus komponenseinek CES aggregátuma, és a vállalati szintű potenciális kibocsátás vállalatspecifikus komponenseként értelmezhető. A $\delta_{i,t}$ vállalatspecifikus komponensek függetlenek a vállalatok között, hiszen azt feltételeztem, hogy csak egy adott vállalat által kínált különböző termékek között korreláltak a termékspecifikus termelékenységi sokkok, a különböző vállalatok között nem.

A makroszintű potenciális kibocsátás a vállalati szintű potenciális kibocsátások CES aggregátumaként számítható ki:

$$\bar{Q}_t = \left(\sum_{i=1}^N \bar{q}_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}. \quad (\text{F55})$$

Az (F54) egyenletet az (F55) egyenletbe helyettesítve a következő kifejezés adódik a potenciális kibocsátásra néhány kézenfekvő algebrai átalakítást követően:

$$\bar{Q}_t = \delta \cdot \mu_t, \quad (\text{F56})$$

ahol $\delta = \left(\sum_{i=1}^N \delta_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ a vállalati szintű potenciális kibocsátás vállalatspecifikus komponenseinek CES aggregátuma, és állandónak tekinthető időben, ha a vállalatok N száma elegendően nagy, hiszen érvényes a nagy számok törvénye az idioszinkratikus termelékenységi sokkokra a modellben. A $\delta_{i,t}$ vállalatspecifikus komponensek függetlenek egymástól, és azonos eloszlásúak, ezért a nagy számok törvénye szerint egy konstanshoz kell konvergálnia az aggregátumoknak, ahogy N tart a végtelenbe. A vállalatok számát 1000-re állítottam a modell egytermékes vállalatokat tartalmazó változataiban és 500-ra a többtermékes vállalatokat tartalmazó, teljeskörű változatában. Ezek a számok elég nagyok ahhoz, hogy közelítőleg konstansnak lehessen tekinteni a vállalatspecifikus komponensek aggregátumát.

A kínálási potenciál aggregált komponense kifejezhető az (F56) egyenletből az alábbi módon:

$$\mu_t = \frac{\bar{Q}_t}{\delta}. \quad (\text{F57})$$

Az (F57) egyenlet mindkét oldalának logaritmusát véve:

$$\log \mu_t = \log \bar{Q}_t - \log \delta. \quad (\text{F58})$$

A kínálati potenciál aggregált komponensének növekedési rátája a következőképpen fejezhető ki az (F58) egyenletet felhasználva:

$$\begin{aligned} \log g_t^\mu &= \log \frac{\mu_t}{\mu_{t-1}} = \log \mu_t - \log \mu_{t-1} = (\log \bar{Q}_t - \log \delta) - (\log \bar{Q}_{t-1} - \log \delta) = \\ &= \log \bar{Q}_t - \log \delta - \log \bar{Q}_{t-1} + \log \delta = \log \bar{Q}_t - \log \bar{Q}_{t-1} = \Delta \log \bar{Q}_t. \end{aligned} \quad (\text{F59})$$

Az (F59) levezetés tehát arra világít rá, hogy

$$\log g_t^\mu = \Delta \log \bar{Q}_t, \quad (\text{F60})$$

és ez az, amit bizonyítani akartam. Az (F60) egyenlet értelmében valóban egyenlő a kínálati potenciál aggregált komponensének növekedési rátája a potenciális kibocsátás növekedési rátájával a modellben. A valóságban csak akkor igaz ez, ha fel lehet tenni, hogy érvényes a nagy számok törvénye az idioszinkratikus termelékenységi sokkokra.

F3. függelék: Az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját meghatározó AR(1) folyamat diszkrét közelítése

Az 5.3.1.2. szakaszban kifejtettem, hogy a menüköltség modell dinamikusan optimalizáló vállalatokat tartalmazó C változatának megoldása a (13)-(14)-(15) Bellman-egyenlet-rendszer megoldásával egyenértékű matematikailag, ami egy funkcionálegyenlet-rendszer, amelyet numerikusan oldok meg. Ahhoz azonban, hogy megoldható legyen numerikusan a modell, fel kell tételezni, hogy az aggregált nominális kereslet növekedési rátája csak véges számú diszkrét értéket vehet fel. Erre azért van szükség, mert különben ki kéne számítani egy integrált a (13) és a (14) egyenletekben szereplő feltételes várható értékek meghatározásához az értékfüggvény iteráció minden lépésén belül minden egyes rácspontban, ami numerikusan megoldhatatlan feladat. Lényegesen egyszerűsíthetők a számítások annak feltételezésével, hogy az aggregált nominális kereslet növekedési rátája csak véges számú diszkrét értéket vehet fel. Ebben az esetben már nem integrálokat kell kiszámítani a (13) és a (14) egyenletekben szereplő feltételes várható értékek meghatározásához, csupán diszkrét értékeket kell súlyozottan összeadni, ami sokkal kevésbé számításigényes. Az eredményül kapott összegek az integrálok értékeit közelítik.

A C modellváltozat megoldásához tehát közelíteni kell az aggregált nominális kereslet növekedési rátáját meghatározó (3) AR(1) folyamatot, ami egy folytonos sztochasztikus folyamat, egy diszkrét sztochasztikus folyamattal. Konkrétan egy 101 állapotú Markov-lánccal közelítem a (3) AR(1) folyamatot a C modellváltozat megoldását megelőzően. Ahhoz, hogy jól közelítse a Markov-lánc az AR(1) folyamatot, megfelelően kell meghatározni a diszkrét értékeket, amiket felvehet. Ezeket a Markov-lánc állapotainak szokás nevezni. Nem lehetnek továbbá tetszőlegesek az átmenetmátrixban szereplő átmenetvalószínűségek sem. Tauchen (1986) kidolgozott egy módszert, amelynek segítségével meghatározható egy tetszőlegesen véges számú állapottal rendelkező Markov-lánc, amely jól közelíti a diszkrétizálendő AR(1) folyamatot. Ennek egy módosított változatát közli Adda és Cooper (2003), én az általuk ismertett módosított változat segítségével diszkrétizálom a (3) AR(1) folyamatot. Ebben a függelékben bemutatom a módszert a (3) AR(1) folyamat kontextusában, ám elegendően általánosan ahhoz, hogy alkalmazható legyen más AR(1) folyamatok diszkrét közelítésére is a leírás alapján. Az ismeretetés során Adda és Cooper (2003) könyvére támaszkodom.

A könnyebb áttekinthetőség érdekében megismétlem a diszkrétizálendő AR(1) folyamat (3) egyenletét:

$$\log g_t^Y = (1 - \varphi) \log \bar{g}^Y + \varphi \log g_{t-1}^Y + \xi_t, \quad (3)$$

ahol $\xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2)$.

A jelölés egyszerűsítése érdekében \hat{Y}_t -vel jelölöm az aggregált nominális kereslet növekedési rátájának t -edik időszaki értékét a függelék hátralévő részében, a feltétel nélküli várható értékét pedig \bar{Y} -sal, tehát $\log g_t^Y = \hat{Y}_t$ és $\log \bar{g}^Y = \bar{Y}$. Az új jelölésekkel a következő alakot ölti a (3) egyenlet:

$$\hat{Y}_t = (1 - \varphi) \bar{Y} + \varphi \hat{Y}_{t-1} + \xi_t. \quad (F61)$$

Az (F61) AR(1) folyamat diszkrétizálása három lépésből áll:

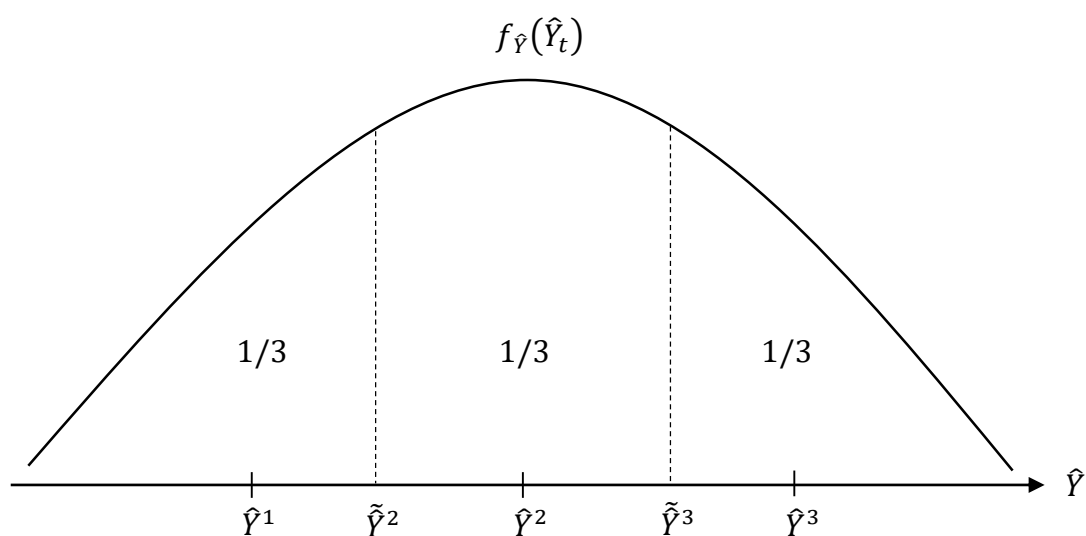
1. L darab diszjunkt intervallumra kell osztani az aggregált nominális kereslet \hat{Y}_t növekedési rátájának értelmezési tartományát, vagyis a teljes valós számegyenest.
2. Ki kell számítani \hat{Y}_t feltételes várható értékét minden intervallumon. Ezeket a feltételes várható értékeket \hat{Y}^i -vel jelölöm, ahol $i = 1, 2, \dots, L$. Az $\{\hat{Y}^i\}_{i=1}^L$ értékek lesznek az állapotok, vagyis az aggregált nominális kereslet növekedési rátájának lehetséges diszkrét értékei.
3. Ki kell számítani az intervallumok minden egyes párjára a két intervallum közti átmenetvalószínűséget, vagyis azt, hogy mekkora valószínűséggel lép át az (F61) AR(1) folyamat egyik intervallumból a másikba. Az átmenetvalószínűségek fogják alkotni a Markov-lánc átmenetmátrixát.

A diszkrétizálás első két lépését szemlélteti az *F3. ábra* $L = 3$ állapot esetén. $f_{\hat{Y}}(\hat{Y}_t)$ az aggregált nominális kereslet növekedési rátájának feltétel nélküli sűrűségfüggvénye az ábrán. Ez egy normális eloszlás sűrűségfüggvénye, hiszen normális eloszlást kell követnie az aggregált nominális kereslet \hat{Y}_t növekedési rátájának a ξ_t monetáris sokk normális eloszlása miatt. Az *F3. ábrán* természetesen stilizáltan ábrázolom a haranggörbét. Látható, hogy az \hat{Y} értelmezési tartományát diszjunkt módon lefedő intervallumok \tilde{Y}^2 és \tilde{Y}^3 határpontjai úgy kerülnek meghatározásra, hogy éppen 1/3-dal legyen egyenlő mindhárom intervallumon a sűrűségfüggvény alatti terület, vagyis annak a feltétel nélküli valószínűsége, hogy az aggregált nominális kereslet növekedési rátája az adott intervallumba esik. Úgy határozom tehát meg az intervallumokat a diszkrétizálás során, hogy

éppen $1/L$ feltétel nélküli valószínűséggel essen mindegyikbe az aggregált nominális kereslet növekedési rátája. Az $\hat{Y}^1, \hat{Y}^2, \hat{Y}^3$ értékek az aggregált nominális kereslet növekedési rátájának feltételes várható értékeit jelölik az *F3. ábrán* látható intervallumokon, ahol a feltétel az, hogy \hat{Y} az adott intervallumba esik. Ezek az értékek szolgálnak a Markov-lánc állapotaiként, vagyis ezek azok a diszkrét értékek, amelyeket az aggregált nominális kereslet növekedési rátája felvehet a diszkrét közelítést követően.

F3. ábra: A diszkretizálás koncepciójának illusztrálása

$L = 3$ állapot esetén



Forrás: (Adda – Cooper, 2003, 57. p.) alapján saját szerkesztés

A függelék hátralévő részében sorra bemutatom a diszkretizálási eljárás három lépését.

F3.1. Az intervallumok határpontjainak meghatározása

Elsőként fel kell osztani az aggregált nominális kereslet \hat{Y} növekedési rátájának értelmezési tartományát, vagyis a teljes valós számegetest L darab diszjunkt intervallumra.

Legyenek az intervallumok határpontjai $\tilde{Y}^1, \tilde{Y}^2, \dots, \tilde{Y}^{L+1}$! Mivel \hat{Y} (F61) AR(1) folyamata nem korlátos, $\tilde{Y}^1 = -\infty$ és $\tilde{Y}^{L+1} = +\infty$. A többi határpontot úgy határozom meg, hogy egyenlő $1/L$ feltétel nélküli valószínűséggel essen az eredményül adódó intervallumok mindegyikébe az aggregált nominális kereslet növekedési rátája.

Mivel \hat{Y}_t normális eloszlású, az alábbi egyenlet határozza meg az $\{\tilde{Y}^i\}_{i=1}^{L+1}$ határpontokat:

$$\Phi\left(\frac{\tilde{Y}^{i+1}-\bar{Y}}{\sigma_{\hat{Y}}}\right) - \Phi\left(\frac{\tilde{Y}^i-\bar{Y}}{\sigma_{\hat{Y}}}\right) = \frac{1}{L} \quad i = 1, 2, \dots, L, \quad (\text{F62})$$

ahol $\Phi(\cdot)$ a standard normális eloszlásfüggvény, és $\sigma_{\hat{Y}} = \sigma_{\xi}/\sqrt{1-\varphi^2}$ az aggregált nominális kereslet növekedési rátájának, tehát az (F61) AR(1) folyamatnak a szórása.

Az (F62) egyenlet segítségével meghatározható egyesével az összes határpont $i = L$ -lel kezdve rekurzív módon. A rekuzió első néhány lépését követően felfedezhetővé válik egy általános szabály, amelynek értelmében az i -edik határpont a következőképpen számítható ki:

$$\tilde{Y}^i = \sigma_{\hat{Y}} \Phi^{-1}\left(\frac{i-1}{L}\right) + \bar{Y}. \quad (\text{F63})$$

F3.2. A diszkrét állapotok meghatározása

Az intervallumok kijelölését követően ki kell számítani az aggregált nominális kereslet növekedési rátájának feltételes várható értékét minden intervallumon belül a diszkretizálási eljárás második lépésében. Ezek a feltételes várható értékek fognak a Markov-lánc állapotaként szolgálni, vagyis ezek lesznek azok a diszkrét értékek, amelyeket az (F61) folytonos sztochasztikus folyamat felvehet a diszkrét közelítést követően. Jelölje \hat{Y}^i az aggregált nominális kereslet \hat{Y} növekedési rátájának feltételes várható értékét az i -edik intervallumban, ahol a feltétel az, hogy az aggregált nominális kereslet növekedési rátája az i -edik intervallumba esik, vagyis $\hat{Y}_t \in [\tilde{Y}^i, \tilde{Y}^{i+1}]$. A következőképpen számítható ki ez a feltételes várható érték az i -edik intervallumra vonatkozóan:

$$\hat{Y}^i = \mathbb{E}\left(\hat{Y}_t \mid \hat{Y}_t \in [\tilde{Y}^i, \tilde{Y}^{i+1}]\right) = \sigma_{\hat{Y}} \frac{\phi\left(\frac{\tilde{Y}^i-\bar{Y}}{\sigma_{\hat{Y}}}\right) - \phi\left(\frac{\tilde{Y}^{i+1}-\bar{Y}}{\sigma_{\hat{Y}}}\right)}{\Phi\left(\frac{\tilde{Y}^{i+1}-\bar{Y}}{\sigma_{\hat{Y}}}\right) - \Phi\left(\frac{\tilde{Y}^i-\bar{Y}}{\sigma_{\hat{Y}}}\right)} + \bar{Y}, \quad (\text{F64})$$

ahol $\phi(\cdot)$ a standard normális eloszlás sűrűségfüggvénye.

Az (F64) egyenletben szereplő tört nevezője $1/L$ -lel egyenlő az (F62) egyenlet alapján. Ezt kihasználva egyszerűsíthető az (F64) egyenlet, és a következő képlet adódik a Markov-lánc i -edik diszkrét állapotának meghatározására:

$$\hat{Y}^i = L\sigma_{\hat{Y}} \left[\phi\left(\frac{\tilde{Y}^i-\bar{Y}}{\sigma_{\hat{Y}}}\right) - \phi\left(\frac{\tilde{Y}^{i+1}-\bar{Y}}{\sigma_{\hat{Y}}}\right) \right] + \bar{Y}. \quad (\text{F65})$$

F3.3. Az átmenetvalószínűségek meghatározása

A diszkrét állapotok ismeretében már csak a harmadik lépése van hátra a diszkrétizálási eljárásnak: meg kell határozni az egyes állapotok közti átmenetvalószínűségeket. Méghozzá úgy kell meghatározni őket, hogy a lehető legpontosabban közelítse az eredményül adódó Markov-lánc az (F61) AR(1) folyamatot.

Az i -edikből a j -edik állapotba való átmenet valószínűségét π_{ij} -vel jelölöm, ahol a doktori értekezésben használt jelentésével ellentétben most nem a profitot jelöli π . π_{ij} egy feltételes valószínűség: annak a valószínűségét fejezi ki, hogy a j -edik állapotába kerül a Markov-lánc az adott periódusban feltéve, hogy az i -edik állapotában volt az előző periódusban. A π_{ij} átmenetvalószínűség meghatározásához annak a valószínűségét kell kiszámítani, hogy a j -edik intervallumba kerül az (F61) AR(1) folyamat az adott periódusban feltéve, hogy az i -edik intervallumban volt az előző periódusban:

$$\pi_{ij} = \Pr\left(\hat{Y}_t \in [\tilde{Y}^j, \tilde{Y}^{j+1}] \mid \hat{Y}_{t-1} \in [\tilde{Y}^i, \tilde{Y}^{i+1}]\right). \quad (\text{F66})$$

Az (F66) feltételes valószínűség kiszámítása révén az alábbi képlet adódik az i -edikből a j -edik állapotba való átmenet valószínűségére:

$$\pi_{ij} = \frac{L}{\sqrt{2\pi\sigma_{\tilde{Y}}}} \int_{\tilde{Y}^i}^{\tilde{Y}^{i+1}} e^{-\frac{(u-\bar{Y})^2}{2\sigma_{\tilde{Y}}^2}} \left[\Phi\left(\frac{\tilde{Y}^{j+1} - (1-\varphi)\bar{Y} - \varphi u}{\sigma_{\xi}}\right) - \Phi\left(\frac{\tilde{Y}^j - (1-\varphi)\bar{Y} - \varphi u}{\sigma_{\xi}}\right) \right] du. \quad (\text{F67})$$

Az (F67) egyenletben szereplő nemtriviális integrál értéke nem számítható ki analitikusan, de numerikusan közelíthető. A numerikus integráláshoz a Matlab beépített függvényét használom, amely a globális adaptív kvadratúra módszeren alapul. A módszer ismertetése megtalálható Shampine (2008) tanulmányában. Ha $\varphi = 0$, vagyis az aggregált nominális kereslet növekedési rátája független azonos eloszlású, akkor $\pi_{ij} = 1/L$ az (F67) egyenlet alapján, vagyis azonos valószínűséggel lép át a Markov-lánc bármelyik állapotból bármelyik másikba.

F3.4. A diszkrétizálási eljárás zárása

A diszkrétizálási eljárás végeztével készen áll minden arra, hogy definiálni lehessen egy Markov-láncot, amely az (F61) AR(1) folyamatot közelíti. A Markov-lánc az $\{\hat{Y}^i\}_{i=1}^L$ diszkrét értékeket veheti fel, a $t - 1$ -edikből a t -edik periódusba történő átmenetet pedig az átmenetvalószínűségek határozzák meg. Feltéve, hogy az i -edik állapotban

volt a Markov-lánc a $t - 1$ -edik periódusban, annak valószínűsége, hogy a j -edik állapotba kerül a t -edik periódusban:

$$\Pr(\hat{Y}_t = \hat{Y}^j \mid \hat{Y}_{t-1} = \hat{Y}^i) = \pi_{ij}.$$

A diszkrét állapotok L számának növelésével egyre finomabbá válik a diszkrét közelítés, és egyre közelebb kerül a Markov-lánc a közelített (F61) AR(1) folyamathoz.

F4. függelék: A menüköltség modell G változatának kalibrálása a kereslet-kínálat interakciók erősségének különböző értékei mellett

A 6.4. alfejezetben bemutatott 11. ábra egy tipikus – egyszórásnyi – pozitív monetáris sokk hosszú távú hatásosságát szemlélteti a menüköltség modell teljeskörű, G-vel jelölt változatának keretei között a kereslet-kínálat interakciók erősségét meghatározó η paraméter függvényében. Annak érdekében, hogy összevethetők legyenek egymással a monetáris sokk hosszú távú hatásosságára a kereslet-kínálat interakciók erősségének különböző értékei mellett adódó becslések, biztosítani kell, hogy ugyanolyan jól illeszkedjen a modellváltozat a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos két empirikus eloszlásra minden megvizsgált η érték esetén. Ezt úgy teszem meg, hogy a kereslet-kínálat interakciók erősségének minden megvizsgált értéke mellett újrabecsülöm a G modellváltozat SMM becslési eljárásba bevont paramétereinek értékeit. Az SMM becslés előtt kijelölt paraméterek értékeit változatlanul hagyom, ugyanis nem azok kalibrálásával biztosítom, hogy képes legyen a modell teljeskörű változata reprodukálni a mikroszintű áralkalmazkodással kapcsolatos két empirikus eloszlás legfontosabb momentumait.

A kereslet-kínálat interakciók erősségének összesen 21 különböző értékét vizsgálom meg 0-tól 0,04-ig 0,002-es lépésközökkel. A 21 különböző η érték mellett érvényes paraméterértékeket az *F1. táblázat* tartalmazza, ezeket használtam a 11. ábra készítése során.

**F1. táblázat: A paraméterek értékei a G modellváltozatban
a kereslet-kínálat interakciók erősségének különböző értékei mellett**

Jelölés	Paraméter / Kereslet-kínálat interakciók erőssége (η)	0,000	0,002	0,004	0,006	0,008	0,010	0,012	0,014
Előzetesen kijelölt paraméterértékek									
T	Egy szimuláció hossza	10000	10000	10000	10000	10000	10000	10000	10000
N	Vállalatok száma	500	500	500	500	500	500	500	500
G	Egy vállalat által kínált termékek száma	2	2	2	2	2	2	2	2
ε	Vállalatok közti helyettesítés rugalmassága	3	3	3	3	3	3	3	3
γ	Termékek közti helyettesítés rugalmassága	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1
\bar{g}^Y	Nominális növ. ütem állandósult állapotban	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046
φ	Monetáris sokkok perzisztenciája	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61
σ_ξ	Monetáris sokkok szórása	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015
σ_ν	Aggregált termelékenységi sokkok szórása	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
ρ	Idioszinkratikus term. sokkok perzisztenciája	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95
Az SMM becslési eljárás során kalibrált paraméterértékek									
α^U	Áralkalmazkodás erőssége felfelé	0,480	0,487	0,485	0,484	0,483	0,482	0,481	0,480
α^D	Áralkalmazkodás erőssége lefelé	0,575	0,559	0,562	0,564	0,569	0,570	0,573	0,575
\bar{z}	Átlagos áralkalmazkodási küszöb	0,119	0,117	0,117	0,117	0,117	0,118	0,118	0,118
σ_z	Áralkalmazkodási küszöbök szórása	0,051	0,051	0,051	0,051	0,051	0,051	0,051	0,051
θ	Áralkalmazkodás aszimmetriája	0,355	0,394	0,385	0,380	0,371	0,367	0,362	0,356
\bar{g}^μ	Potenciális növ. ütem állandósult állapotban	1,0033	1,0034	1,0035	1,0035	1,0036	1,0036	1,0037	1,0037
σ_ζ	Idioszinkratikus termelékenységi sokkok szórása	0,066	0,067	0,067	0,067	0,066	0,066	0,066	0,066
λ	Nemnulla idioszinkr. term. sokk valószínűsége	0,046	0,047	0,047	0,047	0,046	0,046	0,046	0,046
ρ_ζ	Termékspecifikus termel. sokkok korrelációja	0,557	0,577	0,570	0,564	0,569	0,568	0,564	0,564

Jelölés	Paraméter / Kereslet-kínálat interakciók erőssége (η)	0,016	0,018	0,020	0,022	0,024	0,026	0,028	0,030
Előzetesen kijelölt paraméterértékek									
T	Egy szimuláció hossza	10000	10000	10000	10000	10000	10000	10000	10000
N	Vállalatok száma	500	500	500	500	500	500	500	500
G	Egy vállalat által kínált termékek száma	2	2	2	2	2	2	2	2
ε	Vállalatok közti helyettesítés rugalmassága	3	3	3	3	3	3	3	3
γ	Termékek közti helyettesítés rugalmassága	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1
\bar{g}^Y	Nominális növ. ütem állandósult állapotban	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046
φ	Monetáris sokkok perzisztenciája	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61
σ_ξ	Monetáris sokkok szórása	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015
σ_ν	Aggregált termelékenységi sokkok szórása	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
ρ	Idioszinkratikus term. sokkok perzisztenciája	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95
Az SMM becslési eljárás során kalibrált paraméterértékek									
α^U	Áralkalmazkodás erőssége felfelé	0,478	0,477	0,477	0,477	0,479	0,478	0,480	0,479
α^D	Áralkalmazkodás erőssége lefelé	0,579	0,579	0,581	0,580	0,577	0,576	0,572	0,572
\bar{z}	Átlagos áralkalmazkodási küszöb	0,118	0,118	0,119	0,119	0,119	0,119	0,119	0,119
σ_z	Áralkalmazkodási küszöbök szórása	0,051	0,050	0,050	0,051	0,051	0,051	0,052	0,052
θ	Áralkalmazkodás aszimmetriája	0,350	0,346	0,344	0,347	0,346	0,348	0,353	0,354
\bar{g}^μ	Potenciális növ. ütem állandósult állapotban	1,0038	1,0038	1,0038	1,0039	1,0039	1,0040	1,0041	1,0041
σ_ζ	Idioszinkratikus termelékenységi sokkok szórása	0,066	0,066	0,066	0,066	0,066	0,066	0,066	0,066
λ	Nemnulla idioszinkr. term. sokk valószínűsége	0,045	0,045	0,045	0,046	0,046	0,046	0,046	0,046
ρ_ζ	Termékspecifikus termel. sokkok korrelációja	0,557	0,557	0,553	0,553	0,560	0,565	0,567	0,569

Jelölés	Paraméter / Kereslet-kínálat interakciók erőssége (η)	0,032	0,034	0,036	0,038	0,040
Előzetesen kijelölt paraméterértékek						
T	Egy szimuláció hossza	10000	10000	10000	10000	10000
N	Vállalatok száma	500	500	500	500	500
G	Egy vállalat által kínált termékek száma	2	2	2	2	2
ε	Vállalatok közti helyettesítés rugalmassága	3	3	3	3	3
γ	Termékek közti helyettesítés rugalmassága	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1
\bar{g}^Y	Nominális növekedési ütem állandósult állapotban	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046	1,0046
φ	Monetáris sokkok perzisztenciája	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61
σ_ξ	Monetáris sokkok szórása	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015
σ_ν	Aggregált termelékenységi sokkok szórása	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
ρ	Idioszinkratikus termelékenységi sokkok perzisztenciája	0,95	0,95	0,95	0,95	0,95
Az SMM becslési eljárás során kalibrált paraméterértékek						
α^U	Áralkalmazkodás erőssége felfelé	0,479	0,480	0,480	0,481	0,482
α^D	Áralkalmazkodás erőssége lefelé	0,571	0,569	0,566	0,564	0,561
\bar{z}	Átlagos áralkalmazkodási küszöb	0,119	0,119	0,119	0,119	0,119
σ_z	Áralkalmazkodási küszöbök szórása	0,052	0,052	0,053	0,053	0,053
θ	Áralkalmazkodás aszimmetriája	0,355	0,355	0,358	0,361	0,364
\bar{g}^μ	Potenciális növekedési ütem állandósult állapotban	1,0042	1,0043	1,0043	1,0044	1,0045
σ_ζ	Idioszinkratikus termelékenységi sokkok szórása	0,067	0,067	0,067	0,067	0,067
λ	Nemnulla idioszinkratikus termelékenységi sokk valószínűsége	0,047	0,047	0,047	0,047	0,047
ρ_ζ	Termékspecifikus termelékenységi sokkok korrelációja	0,570	0,572	0,580	0,583	0,587

Forrás: Saját szerkesztés

A függelékben felhasznált irodalom

- Adda, J.** – Cooper, R. W. (2003): *Dynamic Economics: Quantitative Methods and Applications*. Cambridge – London, The MIT Press, 279 p.
- Brakman, S.** – Garretsen, H. – van Marrewijk, C. (2009): *The New Introduction to Geographical Economics*. New York, Cambridge University Press, 568 p.
- Dixit, A. K.** – Stiglitz, J. E. (1977): Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *The American Economic Review*, Vol. 67. No. 3. pp. 297-308.
- Johnson, N. L.** – Kotz, S. – Balakrishnan, N. (1994): *Continuous Univariate Distributions*, Vol. 1. New York, John Wiley & Sons, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, 756 p.
- Shampine, L. F.** (2008): Vectorized Adaptive Quadrature in MATLAB. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, Vol. 211. No. 2. pp. 131-140.
- Tauchen, G.** (1986): Finite State Markov-Chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions. *Economic Letters*, Vol. 20. No. 2. pp. 177-181.