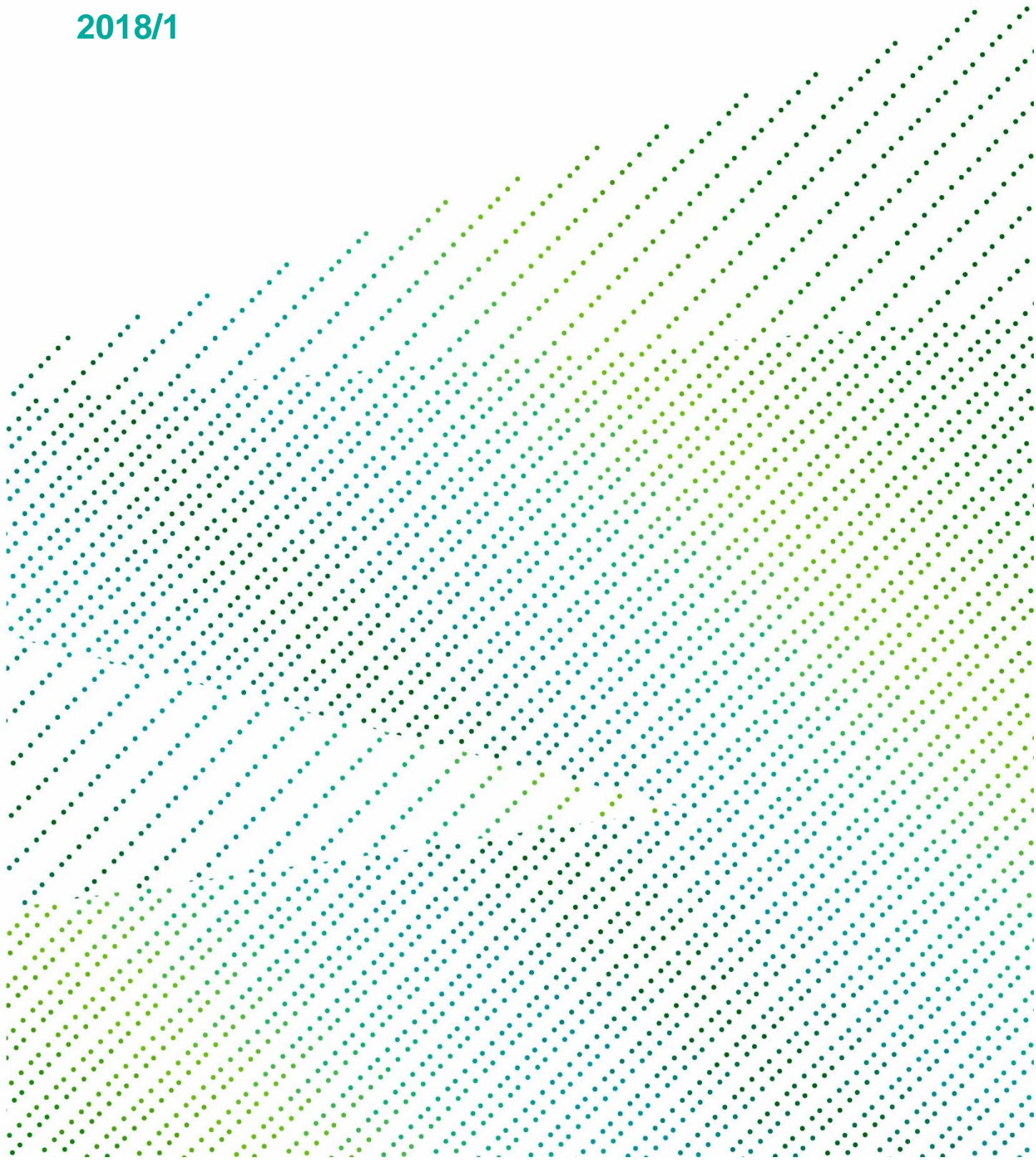


# A digitalizáció inflációra gyakorolt hatásai

2018/1



Az MKIK Gazdaság- és Vállalkozáskutató Intézet olyan nonprofit kutatóműhely, amely elsősorban alkalmazott közgazdasági kutatásokat folytat. Célja, hogy elméletileg és empirikusan megalapozott ismereteket és elemzéseket nyújtson a magyar gazdaság és a magyar vállalkozások helyzetét és kilátásait befolyásoló gazdasági és társadalmi folyamatokról.

MKIK GVI                      Institute for Economic and Enterprise Research  
Hungarian Chamber of Commerce and Industry

## **A digitalizáció inflációra gyakorolt hatásai**

**MKIK GVI Kutatási Füzetek 2018/1**

A tanulmányt írta:

Vági Eszter, elemző, MKIK GVI  
Szvorény Kristóf, gyakornok, MKIK GVI

Kutatásvezető:

Makó Ágnes, PhD, ügyvezető igazgató, MKIK GVI

MKIK Gazdaság- és Vállalkozáskutató Intézet

Budapest

A kézirat lezárva: 2018. december 16.

Cím: MKIK GVI

1054 Budapest, Szabadság tér 7.

Tel: 235-05-84

e-mail: [gvi@gvi.hu](mailto:gvi@gvi.hu)

internet: <http://www.gvi.hu/>

# A digitalizáció inflációra gyakorolt hatásai

Vági Eszter  
Szvorény Kristóf

## Absztrakt

A tanulmány célja, hogy a digitalizáció két jól azonosítható csatornájának, az információ- és kommunikációtechnológiai (IKT) termékek árváltozásának, valamint az e-kereskedelem lakosságarányos bővülésének inflációra gyakorolt hatását vizsgálja. Az elemzés a szerzők által összeállított paneladatbázison, valamint az általuk felépített ökonometriai modell fixhatás-becslésén, véletlenhatás-becslésén és first difference módszerrel való becslésén alapszik. Fő modellünk, azaz a fixhatás-becslés eredményei alapján az IKT termékek 1 százalékos árnövekedése 0,015 százalékponttal növeli az inflációt, az e-kereskedelemben részt vevők arányának 1 százalékponttal való növekedése pedig 0,04 százalékponttal csökkenti az inflációt, tehát elmondható, hogy az IKT termékek árnövekedése szignifikáns pozitív, míg az e-kereskedelem bővülése szignifikáns negatív hatással bír az inflációra.

## I. Bevezetés

A 2008-as gazdasági világválságot követően szokatlanul alacsony inflációs értékeknek lehettünk szemtanúi a fejlett gazdaságokban. A megszokottnál alacsonyabb inflációt számos jelenség magyarázhatja, többek között országspecifikus tényezők, illetve egyéb, ideiglenes hatások, mint például az üzemanyag árának csökkenése. Ugyanakkor az utóbbi évek során tapasztalt inflációs értékek tartósan alacsony szintje arra ösztönöz, hogy a tradicionális inflációt befolyásoló tényezőkön túl egyéb hatásokat is megvizsgáljunk. A digitalizáció az egyik olyan modern jelenség, amely részben megmagyarázhatja az infláció tartós mérséklődését.

A digitális technológia fejlődése napjaink egyik legfontosabb strukturális változása, ami számos gazdasági és társadalmi jelenséget érint. Új gazdasági ágazatok jönnek létre, a kommunikáció felgyorsul, életvitelünk egyszerűbbé, kényelmesebbé válik általa. Ugyanakkor a digitalizációt is csakúgy különböző termékek és szolgáltatások testesítik meg, mint bármely más jószágot a piacokon. E termékek árainak változása, vagy az általuk kínált szolgáltatások hozzáférhetősége komoly mikro- és makrogazdasági hatásokkal bír, melyek csak részben feltérképezett és elemzett területek.

Tanulmányunkban a digitalizáció inflációra gyakorolt hatását elemezzük. A digitalizáció fogalma természetesen számos területet, terméket, szolgáltatást és mechanizmust foglal magába, ezért vizsgálatunkat két konkrét területre szűkítjük le. E két terület nem más, mint az információ- és kommunikációtechnológiai (továbbiakban: IKT) termékek árváltozása, valamint az elektronikus kereskedelemben (továbbiakban: e-kereskedelem) részt vevők arányának bővülése. Elemzésünkben arra keressük a választ, hogy az IKT termékek árváltozása, illetve az e-kereskedelemben részt vevők arányának változása hogyan hat az inflációra. Feltevésünk alapján az IKT termékek áremelkedése az infláció növekedéséhez vezet, ugyanis ezen termékek az általánosan értelmezett fogyasztói kosár részét képezik, áremelkedésük a teljes kosár drágulását okozza, ami így magasabb inflációt eredményez. Az e-kereskedelemben részt vevők arányának növekedése ezzel szemben feltevéseink szerint inflációcsökkentő hatással bír, hiszen ezáltal csökkennek a tranzakciós költségek (pl. a keresési költség), illetve az esetleges téves vagy hamis információkat a piac gyorsabban képes szankcionálni. A tranzakciós költségek csökkenése pedig általában véve a fogyasztói kosár árcsökkenéséhez, ezzel együtt az infláció mérséklődéséhez vezet. Terjedelmi okokból a digitalizáció további mikro- és makrogazdasági hatásaira nem térünk ki, valamint mélyebb módszertani áttekintésbe sem bonyolódunk, csupán

a választott módszertan és az eredmények érthetőségének érdekében foglaljuk össze ennek alapjait.

Írásunkban először összefoglaljuk a témában fellelhető szakirodalmat. Bár a digitalizáció hatásairól – legyen az gazdasági, vagy az élet egyéb területeire kiterjedő – számos korábbi kutatási eredmény áll rendelkezésre, azonban a szűken értelmezett témánk kapcsán csak azon tanulmányokra koncentrálunk, melyek a digitalizációnak a dezinflációs hatásait vizsgálják. Ezt követően az általunk felhasznált adatokra, azok fellelhetőségére, relevanciájára térünk ki, valamint ezekről közlünk leíró statisztikát. Módszertanunkat tekintve három becsléstípust alkalmazunk az elemzés során, melyek statisztikai, ökonometriai háttéréről is adunk némi áttekintést. Ezután szót ejtünk arról, hogy milyen modelltípusból indultunk ki, milyen alapvető elmélet határozta meg a modellalkotást, majd bemutatjuk a megbecsült regressziós egyenleteket. Később az egyes becslésekből származó eredményeket ismertetjük az IKT termékek árváltozására és az e-kereskedelem bővülésére vonatkozóan. Végül levonjuk a vizsgálat konklúzióit, melyet a dolgozat végén foglalunk össze.

## **II. Korábbi kutatási eredmények**

A 2000-es évektől kezdődően számos olyan tanulmány jelent meg, amely a digitalizáció dezinflációs hatásait vizsgálja. Ezek közül az egyik legkorábbi, Choi és Yi (2005) tanulmánya, amelyben a megnövekedett internethasználat inflációra gyakorolt hatását vizsgálják. Eredményeik alapján az internetet használók arányának 1 százalékos növekedése 0,04 és 0,13 százalékos mértékben csökkenti az inflációt. Az ökonometriai modellt panel adatbázison és kilencéves időintervallumra vonatkozóan vizsgálták. A tanulmány egyik hátránya, hogy nem veszi figyelembe, hogy a lakosságban az internetet használók milyen céllal használják azt, tehát a lakosságarányos változó az infláció szempontjából nem feltétlenül releváns online tevékenységeket is magába foglal. Ezzel kapcsolatosan érdemes azonban megjegyezni, hogy a tanulmány írásának idejében az internethasználat még kevésbé volt elterjedt, illetve viszonylag kevesen rendelkeztek internethozzáféréssel.

Breman és Felländer (2014) közel tíz évvel későbbi hipotézise szerint az Európában tapasztalt alacsony infláció részben a digitalizációnak köszönhető. Feltevésüket többek között azzal támasztják alá, hogy az e-kereskedelem elterjedése a verseny növekedéséhez vezet, ami csökkenti az árakat. Továbbá azt is állítják, hogy a digitális technológia fejlődése következtében a digitális áruk előállításának és

forgalmazásának a marginális költsége a nullához közelít, ami ösztönzőleg hat azok termelésére, egyben csökkenti az árakat.

A Riksbank 2015-ben megjelent monetáris politikai jelentésében (Riksbank, 2015) négy fő csatornát határoztak meg, amelyeken keresztül a digitalizáció befolyással lehet az infláció mértékére. Ezen csatornák közé sorolható az IKT termékek árváltozása, amely közvetlenül fejt ki deflációs hatását, mivel ezen termékek részét képezik a fogyasztói kosárnak. Az e-kereskedelem elterjedése is hasonlóan fontos tényező lehet, mivel növeli a versenyt, csökkenti a kereskedelemben felmerülő költségeket, és ezáltal árcsökkentő hatással bír. A harmadik és negyedik csatorna a jobban informált vásárlók, illetve az automatizáció beépülése a termelési folyamatokba, melyek szintén az árak csökkenését segíthetik elő.

Az említett tanulmányokon kívül még számos nemzeti bank foglalkozott a témával, többek között a kanadai nemzeti bank (2017) elemzői egy regressziós modell segítségével becsülték meg a digitalizáció inflációra gyakorolt hatását Kanadában. Az eredményeik alapján az IKT termékek árcsökkenésének nincs jelentős hatása az inflációra. Az e-kereskedelemmel kapcsolatosan viszont kis mértékű, az inflációt csökkentő hatást mutattak ki. Továbbá a Magyar Nemzeti Bank (2018) az inflációs jelentésében, illetve az Európai Központi Bank (2015) a gazdasági tájékoztatójában írt a digitalizáció deflációs hatásairól. Jelen tanulmány célja, hogy az elméleti feltevéseket kvantitatív módszereket alkalmazva tudjuk alátámasztani.

Tanulmányunk elméleti hátterét a Riksbank monetáris politikai jelentésére (2015) alapoztuk. Az általuk definiált négy fő csatorna közül az e-kereskedelem elterjedésének és az IKT termékek árváltozásainak hatását vizsgáltuk meg. Hozzáteve, hogy a jobban informált vásárlók megjelenésének és az automatizáció elterjedésének is fontos deflációs hatásai lehetnek, ugyanakkor ezen csatornák vizsgálatára nem állnak rendelkezésünkre megfelelő adatok. Továbbá úgy véljük, hogy az e-kereskedelem elterjedésének vizsgálata részben képviseli a jobban informált vásárlók megjelenését a piacon, mivel ez a két jelenség szorosan összefügg egymással. Az automatizáció beépülése a termelési folyamatokba pedig egy olyan összetett és egyben elvont jelenség, aminek a független hatását nehéz kiszűrni.

Buchheim és Kedert (2016) tanulmányában – az általunk is vizsgált első két csatornán túl – megpróbálták az utóbbi két csatorna inflációra gyakorolt hatását is megbecsülni. A jobban informált vásárlók hatásának becsléséhez használt adatok azt mutatták meg, hogy a lakosság hány százaléka keresett információt termékekről és szolgáltatásokról az interneten az adott évet megelőző három hónapban. Ezek az adatok némi előrelépést jelentenek Choi és Yi (2005) tanulmányához képest – ahol

általánosságban az internethasználatról szóló adatokat használták fel –, mivel itt jobban kiszűrték az infláció szempontjából irreleváns online tevékenységeket. Ugyanakkor érdemes megjegyezni, hogy a szélesebb körű online információszerzés nem feltétlenül jelenti sem azt, hogy a termékeket meg is vásárolják, sem pedig azt, hogy a vásárlók gazdasági szempontból racionálisabb döntéseket hoznak. Tehát, amennyiben nem tudjuk biztosan állítani, hogy a vásárló meg is veszi az adott terméket, ami után az interneten tájékozódott, nem feltétlenül állja meg a helyét ennek a proxy változónak<sup>1</sup> a használata. Arra való tekintettel, hogy ennél jobb alternatívát a jobban informált vásárlók hatásának becslésére nem találtunk, külön nem vizsgáltuk ezt a csatornát. A másik csatorna, az automatizáció hatásának becsléséhez – jobb alternatíva hiányában – az egy munkaóra jutó termelésről használtak adatokat, feltételezve, hogy a termelékenység növekedésének háttérében az automatizáció termelési folyamatokba való beépülése áll. Mivel ez a feltevés konkrét adatokkal nem bizonyítható, és intuitív értelemben sem teljesen állja meg a helyét (hiszen a termelékenység számos más tényező miatt is növekedhet, mint például a jobban képzett munkaerő, vagy jobb ösztönzők hatására), ezért jelen tanulmányban ezt a hatást nem vizsgáltuk.

### III. Adatok

Elemzésünkben két fő adatforrásra támaszkodtunk. Az inflációról szóló adatok – amelyek a fogyasztói árindex (*CPI*) éves növekedési rátáját mutatják meg –, valamint a külkereskedelmi cserearány-mutató (*Terms of Trade*) – amely az adott ország által exportált áruk árindexét az importált termékek árindexének arányában fejezi ki – forrása az OECD<sup>2</sup> adatgyűjtése. A munkanélküliségi rátákra, az információs és kommunikációs technológiákhoz (IKT) kapcsolódó termékekre, valamint az e-kereskedelemre vonatkozó adatok az Európai Unió statisztikai hivatala, az Eurostat adatbázisából származnak. A munkanélküliségi ráta a munkanélküliek arányát fejezi ki a gazdaságilag aktív lakosság százalékában. Az IKT-hoz kapcsolódó termékekről szóló adatok a távközlés kategóriájába tartozó, valamint az audiovizuális, foto-optikai és információfeldolgozó termékek árindexeinek átlagát tartalmazzák. Az e-kereskedelemtől szóló adatok azt mutatják meg, hogy a 16–74 év közötti lakosság hány

---

<sup>1</sup> Proxy változó: olyan magyarázó változó, amely közvetve magyarázza az eredményváltozó alakulását

<sup>2</sup> OECD: Organisation for Economic Co-operation and Development (Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezet)

százaléka vásárolt termékeket, valamint szolgáltatásokat az adott évet megelőző 12 hónapban az interneten. Az éves adatokat a 2004–2017 közötti időintervallumra vonatkozóan gyűjtöttük, mivel a digitalizáció egy relatíve modern jelenség, így hosszabb időtávlatban nem indokolt a hatásának vizsgálata.

Elemzésünk során azon országokat vettük figyelembe, melyek egyszerre tagjai az Európai Uniónak és az OECD-nek is. Ez az állítás 23 országra igaz, amiből az adatok hiánya miatt egyedül Litvániát kellett kihagyni, tehát a végső adatbázisunk 22 ország (az országok listáját lásd a Függelékben) adatait tartalmazza. A vizsgált országok kiválasztásának alapvető oka, hogy a digitalizációs hatások elsősorban a gazdaságilag fejlett országokat érintik, valamint az európai országokban tapasztalhattuk a visszafogott inflációs folyamatokat is.

Paneladatbázisunkat a fentebb említett változókból, a 22 vizsgált országra vonatkozóan állítottuk össze. Az így kapott adatbázisunk összesen 1843 megfigyelést (azaz adott időpontban, adott országban rögzített adatot) tartalmaz (308 megfigyelés 5 változóra vonatkozóan, 303 megfigyelés 1 változó esetén). Paneladatbázisunk *short panel* típusú, mivel a vizsgált országok száma ( $n=22$ ) meghaladja az időegységek számát ( $T=14$ ).

1. táblázat: Az adatok leíró statisztikája

Változó	Megfigyelések	Átlag	Szórás	Min	Max
Infláció	308	2,00	1,944	-4,48	15,40
Infláció lag	308	2,05	1,999	-4,48	15,40
Munkanélküliségi ráta	308	8,94	4,438	2,90	27,50
Cserearány- mutató	308	100,16	2,407	94,47	109,86
IKT termékek árindexe	308	126,46	29,943	87,80	244,23
E-kereskedelem	303	39,77	21,956	1,35	82,57

Megjegyzés: Az *Infláció lag* alatt az *Infláció* egy évvel késleltetett értékeit értjük.

Az e-kereskedelemre vonatkozó változó esetén 5 megfigyelés hiányzik az adatbázisból. Ennek kezelésére az *adathiányt tartalmazó esetek törlését (listwise deletion)* alkalmaztuk. Ez azt jelenti, hogyha egy megfigyelési egységnél akár csak egy változó



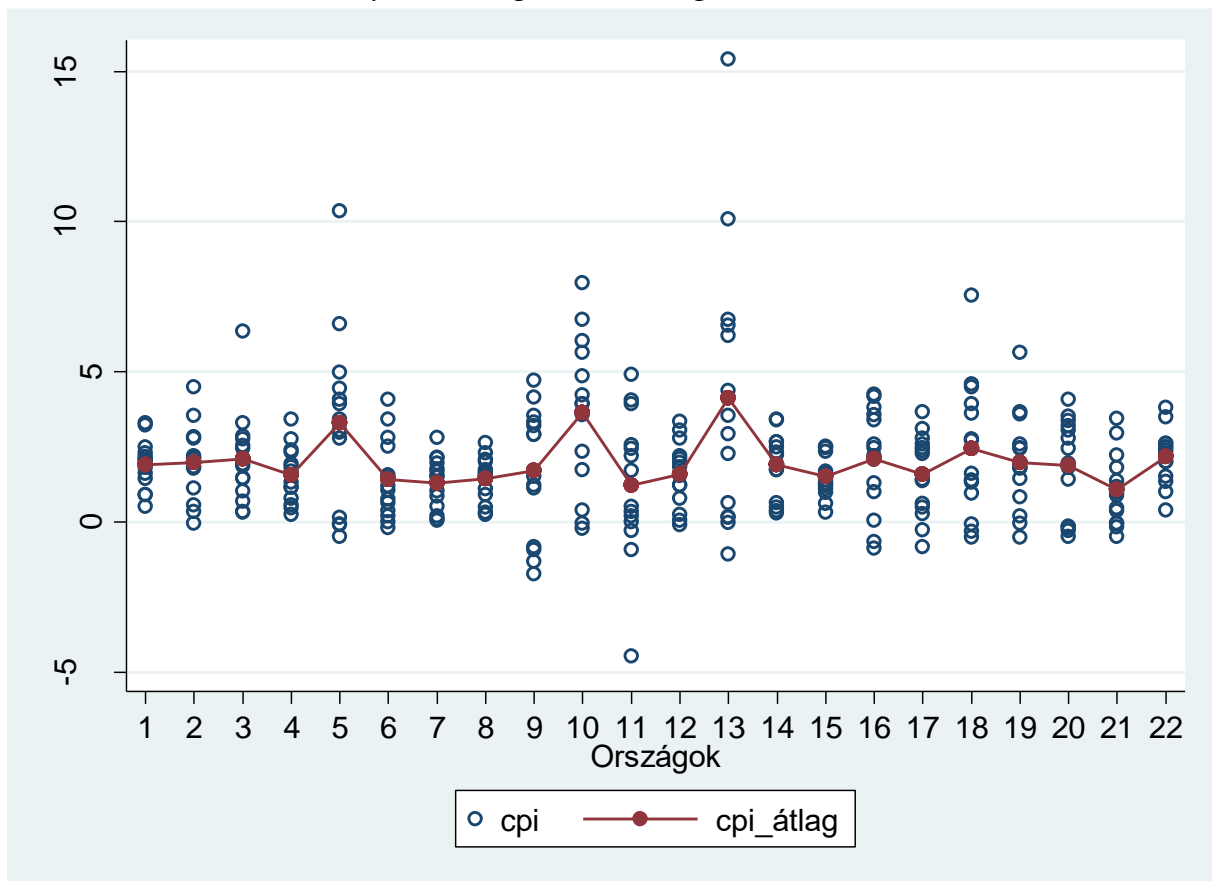
esetében is adathiány lép fel, akkor az egész megfigyelést töröljük az adatbázisból. A technikát alkalmazva teljesen véletlenszerű eredetű adathiány (MCAR) esetében a paraméterek torzítatlanul becsülhetők, mivel a hiányzó adatokat tartalmazó esetek az összes eset egy véletlenszerű almintájának tekinthetők. Továbbá az is elmondható, hogy amennyiben a magyarázó változók adathiánya független a célváltozótól, a paraméterek továbbra is közelítőleg torzítatlanul becsülhetők regressziós modellekkel még akkor is, hogyha a MCAR feltétel sérül (Little, 1992). Annak érdekében, hogy kiderítsük, hogy az adathiány MCAR típusú-e, Little (1988) tesztjét alkalmaztuk. A teszt eredményei alapján megállapítható, hogy elemzésünk esetében az adathiány-mechanizmus MCAR típusú, tehát a feltétel teljesül.

Mivel összesen 5 változónk van az e-kereskedelmet tartalmazó regressziós becsléseknél, ez azt jelenti, hogy összesen 25 adatpontot hagytunk ki az adatbázisunkból a becslések során. Tehát hiába csak az e-kereskedelemre vonatkozik az adathiány, az összes többi változó esetén is csak 303 megfigyelést vettünk figyelembe a 308 helyett, vagyis a regressziós becsléseket összesen 1515 megfigyelésen alkalmaztuk. Ha az e-kereskedelemre vonatkozó változónkból nem hiányoznának adatok, akkor ott is 308 megfigyeléssel számolhatnánk, tehát a teljes adatbázis 1540 megfigyelésből állna. Ezek alapján kiszámítható, hogy az adathiány 1,62%-os. A MCAR típusú és egyben relatíve alacsony adathiány alapján megállapíthatjuk, hogy az eredményeink torzítatlanok.

Az alábbiakban a 22 vizsgált ország inflációs adatait ábrák segítségével is megvizsgáljuk a 2004-től 2017-ig terjedő időszakra vonatkozóan, annak érdekében, hogy többet megtudjunk az országok inflációs értékeiről, illetve a köztük potenciálisan jelen lévő heterogenitásról.

Az 1. ábrán az országok inflációs értékeit láthatjuk, ahol az átlagértékeket pirossal jelöltük és összekötöttük annak érdekében, hogy az országok inflációs értékei közötti különbségeket vizuálisan is szemléltessük. Megfigyelhető, hogy az országok átlagos inflációs értékei között relatíve alacsony a heterogenitás. Általánosságban a 22 országban tapasztalt infláció átlagosan 2 százalék körüli a vizsgált időszak során. Az is jól látszik, hogy az országok több, mint felében előfordult defláció (azaz negatív infláció) a vizsgált periódus alatt.

1. ábra: Inflációs átlagértékek országok szerinti bontásban



A 2. ábrán az évenkénti inflációs értékeket ábrázoljuk, és ezeknek az átlagát jelöljük pirossal. Jól látható, hogy 2008-ról 2009-re hirtelen csökkenés következik be az inflációs értékekben. Az is megfigyelhető, hogy a 2011-es évet követően az átlagos infláció a vizsgált országokban évről évre csökkent egészen 2015-ig, és máig nem érte el a 2008 előtti években tapasztalt inflációs átlagértékeket. Az inflációs átlag évenkénti ábrázolása is relatíve alacsony heterogenitást mutat az évek inflációs értékei között.

2. ábra: Inflációs átlagértékek évek szerinti bontásban



#### IV. Módszertan

Az előző fejezetben bemutatott adatainkat felhasználva becsültük meg a kontrollváltozók inflációra gyakorolt hatását. Az adatokból felépülő paneladatbázis jellegéből fakadóan tartalmaz keresztmetszeti és idődimenziót is, ezáltal az egyes megfigyelések nem függetlenek. Lineáris modellünk alapfelvetése, hogy az egyenletben szerepel egy időben állandó, meg nem figyelhető változó is, aminek hatását ki kell szűrni ahhoz, hogy a magyarázó változóink parciális hatásait tudjuk megbecsülni. Ennek a felvetésnek a háttérében az áll, hogy lehetnek olyan országspecifikus tényezők, amelyek befolyással vannak az infláció mértékére. A probléma kezelésére több lehetséges módszer is rendelkezésre áll.

Fixhatás-becslés (FE) esetén a függő változó és a magyarázó változó időbeli varianciáját használjuk fel egyes keresztmetszeteken belül. Ekkor nem feltételezzük, hogy a kontrollváltozók és az időben állandó, meg nem figyelt hatásokat magába foglaló változó (konstans) függetlenek lennének. A konstans kiszűrése ekkor úgy történik, hogy minden egyes időszakban részátlagokat veszünk, majd az eredeti

egyenletből vonjuk ki ezt a részátlagot. Így lényegében a részátlagoktól vett eltéréseken tudunk már végezni legkisebb négyzetek (OLS) módszerével becslést és a transzformált modell pooled OLS becslése már torzítatlan lesz.

Az imént bemutatott fixhatás-becsléssel kapott eredményeinket további két eljárás során kapott eredménnyel hasonlítjuk majd össze. E másik két eljárás az első különbségek (first difference, FD) módszere és a véletlenhatás-becslés (random effect, RE). Előbbi esetén előállítjuk mind a függő, mind a magyarázó változók egy időszakos eltéréseit, és ezeket a differenciákat már OLS módszerével becsülhetjük, hiszen így már torzítatlan becslést kapunk. Bár az első különbségek módszerével végzett becslések esetén a változók együtthatóinak értelmezése némileg eltér a fixhatás, valamint a véletlenhatás becslések értelmezésétől, ugyanazok a mögöttes összefüggések ebben az esetben is.

Véletlenhatás-becslés esetén azt feltételezzük, hogy az időben állandó változó exogén. Egy klaszteren belül, tehát azonos országokban azonban a hibatagok természetesen korreláltak (ezek a hibatagok az időben állandó változóból és az egyes egyenletek hibatagjaiból állnak) az időben állandó fix tag megléte miatt. Ezt a korrelációt – ami miatt torzított lenne a sima pooled OLS becslés – küszöböli ki a véletlenhatás-becslés a változók megfelelő transzformációjával.

Tanulmányunkban bemutatjuk a véletlenhatás becslés eredményeit is, azonban fontos megjegyezni, hogy a szigorú exogenitás nem valósul meg, vagyis az időben állandó változó potenciális endogenitását feltételezzük, tehát mérvadó következtetést csak a fixhatás becslés és a first difference becslés eredményeiből vonhatunk le. Ezen túlmenően, a hatásosabb becslési módszer kiválasztásához teszteltük az eljárások alkalmazhatósági feltételeit, ugyanis a fixhatás-becslés kevésbé érzékeny a szigorú exogenitás sérülésére, viszont érzékenyebb az autokorreláció fennállásra, mint a first difference módszer.

Vizsgáltuk az autokorrelációt is az általunk alkalmazott változók kapcsán. Ehhez az egyes változókat regresszáltuk ugyanazon változók késleltetettjével<sup>3</sup>. Amennyiben a késleltetett változó szignifikánsan magyarázza a függő változót (tehát ugyanazon változó egy időszakkal későbbi értékét), akkor megállapíthatjuk, hogy autokorreláció áll fenn. Ezzel a módszerrel mind a függő változónk, mind a magyarázó változóink tekintetében megállapítottuk az autokorreláció meglétét. A későbbiekben az ebből fakadó problémákat klaszter-robosztus standard hibák alkalmazásával küszöböljük ki.

---

<sup>3</sup>  $x_{it}$  változó késleltetettje  $x_{it-1}$  változó

## V. A modell

A modell konstruálásakor Lendvai (2005) tanulmánya alapján a tradicionális Phillips-görbét vettük figyelembe, amely az infláció mértékét az alábbi egyenlet keretein belül magyarázza:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^h \beta_i \pi_{t-i} + \lambda x_{t-1} + \sum_{i=1}^h \gamma_i open_{t-i} + \epsilon_t$$

Ahol:

- $\pi_t$  jelöli az infláció mértékét  $t$  időpontban,
- $x_t$  a ciklikus mutatót,
- $open_t$  a gazdaság nyitottságát jelző, nemzetközi hatásokat magába foglaló *externális* változót.

A gazdasági ciklusokat és a nemzetközi hatásokat reprezentáló változóra is több különböző proxy változót kipróbáltunk, mint potenciális magyarázó változókat. Ezek között szerepelt a kibocsátási rés (Lendvai, 2005, Buchheim és Kedert, 2016), a munkanélküliségi ráta (Lendvai, 2005) és a GDP (Deniz, Tekçe és Yilmaz, 2016), valamint a külkereskedelmi cserearány-mutató (Lendvai, 2005) és a költségvetési hiány (Santos, 1992). Ezen változókat felhasználva próbáltuk megtalálni a legjobb konstrukciót az infláció modellezéséhez. Minden becsléstípus esetén 6 különböző modellt állítottunk fel, majd a változók szignifikanciája alapján választottuk ki a legjobbnak vélt modellt. Ez alapján a ciklikus mutatóra a munkanélküliségi rátát, a hazai gazdaságnak a külföldi gazdasággal való kapcsolatát kifejező változóra pedig a külkereskedelmi cserearány-mutatót használtuk proxy változóként. További magyarázó változónk az infláció 1 évvel késleltetett értékei, aminek használata a Philips-görbén túl azért is volt indokolt, mivel adatainkból kimutattuk a függő változó autokorreláltságát (Balázs, Divényi, Kézdi és Mátyás, 2014).

Ezen modell keretein belül két magyarázó változónak az inflációval való kapcsolatát vizsgáltuk, amelyek az IKT termékek árindexe, valamint adott országban az e-kereskedelemben részt vevő lakosság aránya. Külön foglalkoztunk a két változó hatásával, így külön-külön építettük be őket a modellekbe.

Az egyes becsléseket klaszter-robosztus standard hibák használatával végeztük el, amire azért volt szükség, hogy biztosan kiküszöböljük a heteroszkedaszticitásból

fakadó problémákat. Itt meg kell jegyezzük, hogy ezzel a becslésekben megnöveltük az egyes változók standard hibáját, ugyanakkor az együttthatók nem változtak.

A fixhatás regressziós modell, amelyben az IKT termékek árváltozásának hatását vizsgáltuk, az alábbi egyenlettel írható le:

$$CPI_{it} = \beta_1 ICT_{it} + \beta_2 CPI_{it-1} + \beta_3 Unemp_{it} + \beta_4 ToT_{it} + \alpha_i + u_{it}$$

Ahol:

- $\alpha_i$  jelöli a meg nem figyelt, időben konstans tényezőket, azaz a fix hatást (a mi esetünkben ez 22 darab országspecifikus keresztmetszet),
- $u_{it}$  jelöli a meg nem figyelt, időben változó tényezőket, ahol  $i$ =ország,  $t$ =idő,
- $CPI_{it}$  az infláció mértéke a függő változónk,
- $ICT_{it}$  a vizsgált magyarázó változó, amely az IKT termékek árindexét tartalmazza,
- $CPI_{it-1}$  az infláció 1 évvel késleltetett értékei, mint további magyarázó változó,
- $Unemp_{it}$  a munkanélküliségi ráta, mint további magyarázó változó,
- $ToT_{it}$  a külkereskedelmi cserearány-mutató, mint további magyarázó változó,
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  a magyarázó változók együttthatói.

A véletlenhatás regressziós modell, amelyben az IKT termékek árváltozásának hatását vizsgáltuk, az alábbi egyenlettel írható le:

$$CPI_{it} = \alpha + \beta_1 ICT_{it} + \beta_2 CPI_{it-1} + \beta_3 Unemp_{it} + \beta_4 ToT_{it} + u_{it} + \varepsilon_{it}$$

Ahol:

- $u_{it}$  a *between-entity error*,
- $\varepsilon_{it}$  a *within-entity error*,
- $u_{it} + \varepsilon_{it}$  együttesen az összetett hibtag, *random error*,
- $CPI_{it}$  az infláció mértéke a függő változónk,
- $ICT_{it}$  a vizsgált magyarázó változó, amely az IKT termékek árindexét tartalmazza,
- $CPI_{it-1}$  az infláció 1 évvel késleltetett értékei, mint további magyarázó változó,
- $Unemp_{it}$  a munkanélküliségi ráta, mint további magyarázó változó,
- $ToT_{it}$  a külkereskedelmi cserearány-mutató, mint további magyarázó változó,
- $\alpha$  a konstans, állandó érték, amely megadja a regressziós egyenes és a koordináta-rendszer függőleges tengelyének metszéspontját,
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  a magyarázó változók együttthatói.

Az első különbségek (*first difference*) modell, amelyben az IKT termékek árváltozásának hatását vizsgáltuk, az alábbi egyenlettel írható le:

$$\Delta CPI = \alpha + \beta_1 \Delta ICT + \beta_2 \Delta CPI_{lagged} + \beta_3 \Delta Unemp + \beta_4 \Delta ToT + \Delta \varepsilon$$

Ahol:

$$\begin{aligned}\Delta CPI &= CPI_{it} - CPI_{it-1} \\ \Delta CPI_{lagged} &= CPI_{it-1} - CPI_{it-2}\end{aligned}$$

- $\Delta \varepsilon$  a hibatag első különbsége,
- $\Delta CPI$  a függő változó, az infláció mértékének első különbsége,
- $\Delta ICT$  a vizsgált magyarázó változó, az IKT termékek árindexének első különbsége,
- $\Delta CPI_{lagged}$  az infláció 1 évvel késleltetett értékeinek első különbsége,
- $\Delta Unemp$  a munkanélküliségi ráta első különbsége,
- $\Delta ToT$  a külkereskedelmi cserearány-mutató első különbsége,
- $\alpha$  a konstans,
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  a magyarázó változók együtthatói.

Az e-kereskedelem elterjedésének az inflációval való kapcsolatát ugyanezen modellek keretein belül vizsgáltuk, azzal a különbséggel, hogy az IKT termékek árindexe helyett az e-kereskedelemben részt vevő lakosság arányát használtuk, mint vizsgált magyarázó változót.

## VI. Eredmények

A korábban bemutatott ökonometriai modelleket először fixhatás-becsléssel (FE), majd first difference (FD) módszerrel becsültük meg, végül az összehasonlítás végett véletlenhatás-becslést (RE) is végeztünk. Jelen fejezetben e három becslés eredményeit összegezzük. A 2. táblázatban az IKT termékek árváltozásának parciális hatásának becslési eredményei láthatók (a további regressziós eredményeket lásd a Függelékben). A táblázatban a magyarázóváltozók együtthatóit, valamint zárójelben a klaszter-robosztus standard hibákat tüntetjük fel.

2. táblázat: Az IKT termékek árváltozásának parciális hatása FE, FD és RE becslésekkel

Változó	(1) FE	(2) FD	(3) RE
ict	0,015*** (0,004)		0,012*** (0,004)
cpi_lag	0,329*** (0,057)		0,458*** (0,055)
unemp	-0,144*** (0,040)		-0,065*** (0,015)
tot	-0,111** (0,051)		-0,085** (0,027)
D.ict		0,010 (0,018)	
D.cpi_lag		-0,149*** (0,044)	
D.unemp		-0,537*** (0,112)	
D.tot		-0,291*** (0,063)	

\*\* : szignifikáns <0,05 szinten

\*\*\* : szignifikáns <0,01 szinten

Megjegyzés: *ict* jelöli az IKT termékek árindexét, *cpi\_lag* az infláció 1 évvel késleltetett értékeit, *unemp* a munkanélküliségi rátát, *tot* a külkereskedelmi cserearány-mutatót, valamint a *D.ict*, *D.cpi\_lag*, *D.unemp* és a *D.tot* pedig a felsorolt változók első különbségeit.

A fixhatás-modellben szereplő minden magyarázó változó legalább 5%-os szignifikanciaszinten szignifikánsnak bizonyult. Továbbá a vizsgált magyarázó változó, azaz az IKT termékek árváltozása az 1%-os szignifikanciaszinten is szignifikáns. A teljes R-négyzet 0,44, azaz ebben az esetben a modell varianciája a változók varianciájának nagyjából 44%-át képes megmagyarázni.

A fixhatás becslés alapján az egyes magyarázó változók értelmezése:

- *ict*: Ceteris paribus (azaz minden egyéb változó változatlanlansága esetén), ha az IKT termékek ára 1 százalékkal megnő, akkor az infláció 0,015 százalékponttal nő meg.
- *cpi\_lag*: Ceteris paribus, ha 1 időszakkal (jelen esetben 1 évvel) korábban az infláció 1 százalékponttal megnő, akkor az azt követő időszakban az infláció körülbelül 0,33 százalékponttal nő meg.



- *unemp*: Ceteris paribus, ha a munkanélküliség 1 százalékponttal megnő, akkor az infláció 0,14 százalékponttal csökken.
- *tot*: Ceteris paribus, ha a külkereskedelmi cserearány-mutató (azaz az ország exportárainak és importárainak aránya) 1 százalékkal megnő (tehát relatíve drágábbá válnak az exportált termékek az importtermékek árához viszonyítva), akkor az infláció 0,11 százalékponttal csökken.

Második becslésünket az első különbségek (first difference) módszerével végeztük el. Bár a becslések elvégzésekor a legjobb modellnek az bizonyult, ahol az IKT termékek árváltozása és az infláció utóbbi 1 évben történt változása mellett a GDP (bruttó hazai termék) logaritmusának változása és a külkereskedelmi cserearány-mutató változása szerepel, a fixhatás-becslés eredményével való összehasonlíthatóság jegyében jelen esetben annak a becslésnek az eredményeit mutatjuk be, amely a munkanélküliség változását és a külkereskedelmi cserearány-mutató változását tartalmazza. Legfőbb magyarázó változónk, azaz az IKT termékek árának változása nem bizonyult szignifikánsnak 5%-os szinten.

Az első különbségek becslés alapján az egyes magyarázó változók értelmezése:

- *D.ict*: Ceteris paribus, ha az IKT termékek árváltozása 1 százalékkal megnő, akkor az infláció változása 0,01 százalékponttal nő meg.
- *D.cpi\_lag*: Ceteris paribus, ha 1 évvel korábban az infláció változása 1 százalékponttal megnő, akkor az azt követő időszakban az infláció változása körülbelül 0,15 százalékponttal csökken.
- *D.unemp*: Ceteris paribus, ha a munkanélküliség változása 1 százalékponttal megnő, akkor az infláció változása 0,54 százalékponttal csökken.
- *D.tot*: Ceteris paribus, ha a külkereskedelmi cserearány-mutató változása 1 százalékkal megnő, akkor az infláció változása 0,29 százalékponttal csökken.

Az általunk végzett három becslési módszer közül a harmadik a véletlenhatás becslés. A legjobb modellnek ebben az esetben is az bizonyult, ahol az IKT termékek ára és az infláció előző időszaki értéke mellett a munkanélküliséget és a külkereskedelmi cserearány-mutatót használtuk, a becslés eredménye szintén a 2. táblázatban látható. Eredményeink azt mutatják, hogy az IKT termékek árváltozása szignifikáns az 1%-os szignifikanciaszinten.

A véletlenhatás becslés alapján az egyes magyarázó változók értelmezése:

- *ict*: Ceteris paribus, ha az IKT termékek ára 1 százalékkal megnő, akkor az infláció 0,012 százalékponttal nő meg.

- *cpi\_lag*: Ceteris paribus, ha 1 évvel korábban az infláció 1 százalékponttal megnő, akkor az azt követő időszakban az infláció körülbelül 0,46 százalékponttal nő meg.
- *unemp*: Ceteris paribus, ha a munkanélküliség 1 százalékponttal megnő, akkor az infláció 0,065 százalékponttal csökken.
- *tot*: Ceteris paribus, ha a külkereskedelmi cserearány-mutató 1 százalékkal megnő, akkor az infláció 0,085 százalékponttal csökken.

Az IKT termékek árváltozásán túl az e-kereskedelemben részt vevők lakosságbeli arányának változását is megvizsgáltuk. Ezúttal is a már korábban bemutatott három becslési módszerrel dolgoztunk, a modellben a legfőbb magyarázó változót azonban megváltoztattuk. A 3. táblázatban az e-kereskedelem lakosságarányos bővülésének parciális hatásának becslési eredményei láthatók. A táblázatban a magyarázóváltozók együtthatóit, valamint zárójelben a klaszter-robosztus standard hibákat tüntetjük fel.

3. táblázat: Az e-kereskedelem lakosságárányos bővülésének parciális hatása FE, FD és RE becslésekkel

Változó	(1) FE	(2) FD	(3) RE
e_commerce	-0,040*** (0,008)		-0,030*** (0,007)
cpi_lag	0,279*** (0,061)		0,379*** (0,059)
unemp	-0,157*** (0,042)		-0,120*** (0,023)
tot	-0,106** (0,047)		-0,103*** (0,035)
D.e_commerce		-0,057 (0,045)	
D.cpi_lag		-0,146*** (0,044)	
D.unemp		-0,539*** (0,111)	
D.tot		-0,299*** (0,062)	

\*\* : szignifikáns <0,05 szinten

\*\*\* : szignifikáns <0,01 szinten

Megjegyzés: *e\_commerce* jelöli az e-kereskedelemben részt vevők arányát, *cpi\_lag* az infláció 1 évvel késleltetett értékeit, *unemp* a munkanélküliségi rátát, *tot* a külkereskedelmi cserearány-mutatót, valamint a *D.e\_commerce*, *D.cpi\_lag*, *D.unemp* és a *D.tot* pedig a felsorolt változók első különbségeit.

A fixhatás modellben szereplő minden magyarázó változó legalább 5%-os szignifikanciaszinten szignifikánsnak bizonyult. Az általunk vizsgált magyarázó változó az 1%-os szignifikanciaszinten is szignifikáns. A teljes R-négyzet 0,46, azaz ebben az esetben a magyarázó változók varianciája a függő változó varianciájának nagyjából 46%-át képes megmagyarázni.

A fixhatás becslés alapján az egyes magyarázó változók értelmezése:

- *e\_commerce*: Ceteris paribus, ha 1 százalékponttal megnő az e-kereskedelemben részt vevők aránya a lakosságban, akkor az infláció 0,04 százalékponttal csökken.

- *cpi\_lag*: Ceteris paribus, ha 1 időszakkal (jelen esetben 1 évvel) korábban az infláció 1 százalékponttal megnő, akkor az azt követő időszakban az infláció körülbelül 0,28 százalékponttal nő meg.
- *unemp*: Ceteris paribus, ha a munkanélküliség 1 százalékponttal megnő, akkor az infláció 0,16 százalékponttal csökken.
- *tot*: Ceteris paribus, ha a külkereskedelmi cserearány-mutató 1 százalékkal megnő, akkor az infláció 0,1 százalékponttal csökken.

Az első különbségek becslés esetén – csakúgy, mint az IKT termékek árváltozása esetén – most sem bizonyult szignifikánsnak az 5%-os szignifikanciaszinten a legfőbb kontrollváltozó.

Az első különbségek becslés alapján az egyes magyarázó változók értelmezése:

- *D.e\_commerce*: Ceteris paribus, ha 1 százalékponttal nagyobb a lakosságban az e-kereskedelemben résztvevők arányának változása, akkor 0,057 százalékponttal csökken az infláció változása.
- *D.cpi\_lag*: Ceteris paribus, ha 1 évvel korábban az infláció változása 1 százalékponttal megnő, akkor az azt követő időszakban az infláció változása körülbelül 0,15 százalékponttal csökken.
- *D.unemp*: Ceteris paribus, ha a munkanélküliség változása 1 százalékponttal megnő, akkor az infláció változása 0,54 százalékponttal csökken.
- *D.tot*: Ceteris paribus, ha a külkereskedelmi cserearány-mutató változása 1 százalékkal megnő, akkor az infláció változása körülbelül 0,3 százalékponttal csökken.

A véletlenhatás modellben szereplő minden magyarázó változó legalább 1%-os szignifikanciaszinten szignifikánsnak bizonyult.

A véletlenhatás becslés alapján az egyes magyarázó változók értelmezése:

- *e\_commerce*: Ceteris paribus, ha 1 százalékponttal nagyobb a lakosságban az e-kereskedelemben részt vevők aránya, akkor 0,03 százalékponttal csökken az infláció.
- *cpi\_lag*: Ceteris paribus, ha 1 évvel korábban az infláció 1 százalékponttal megnő, akkor az azt követő időszakban az inflációt körülbelül 0,38 százalékponttal nő.
- *unemp*: Ceteris paribus, ha a munkanélküliség 1 százalékponttal megnő, akkor az infláció 0,12 százalékponttal csökken.

- *tot*: Ceteris paribus, ha a külkereskedelmi cserearány-mutató 1 százalékkal megnő, akkor az infláció 0,1 százalékponttal csökken.

## VII. Következtetések

Eredményeink alátámasztják azt a hipotézist, miszerint a digitalizáció egy olyan modern jelenség, amelynek jelentős hatása lehet a rövidtávú inflációs folyamatokra. Elemzésünk során arra kerestünk választ, hogy az IKT termékek árváltozása, illetve az e-kereskedelemben részt vevők arányának bővülése hogyan hat az inflációra. A fixhatás-bebecslés eredményei alapján az IKT termékek árának 1 százalékos növekedése 0,015 százalékponttal növeli az inflációt, az e-kereskedelemben résztvevők arányának 1 százalékponttal való növekedése pedig 0,04 százalékponttal csökkenti az inflációt. Továbbá, mind az IKT termékek árváltozása, mind az e-kereskedelem bővülésének hatása szignifikáns az 1%-os szignifikanciaszinten. Az eredmények tehát alátámasztják a feltevéseinket, miszerint az IKT termékek áremelkedése az infláció növekedéséhez vezet, valamint az e-kereskedelemben részt vevők arányának növekedése inflációcsökkentő hatással bír.

A tanulmányt ugyanakkor érdemes lehet még több szempontból is kiterjeszteni. Egyrészt, az e-kereskedelem elterjedésének vizsgálata során jelen esetben csak az e-kereskedelemben részt vevők arányát tudtuk használni. Emellett érdekes lenne bevonni az e-kereskedelem forgalmát is a vizsgálatba. Ez azért is lehetne egy fontos kiterjesztés, mivel a lakosságárányos adatok esetén előfordulhat, hogy például a lakosságnak ugyanakkora százaléka használja az e-kereskedelmet két adott év során, de egyik évben több terméket vásárolnak, mint a másikban. Ilyen esetben az e-kereskedelmi forgalom növekedésének hatását a lakosságárányos változón keresztül nem érzékeljük.

Továbbá, az IKT-termékek esetén érdemes lehet a külön kategóriába tartozó termékek árindexének a súlyozott átlagát venni alapul, ahol az IKT-termékek különböző súllyal szerepelnének, például a fogyasztói árindexben alkalmazott súlyuk szerint. További lehetőségként vizsgálhatóak az általunk használt két fő termékcsoporthoz csak bizonyos altermékei is (mint pl. a számítógépek vagy perifériák).

Mivel a digitalizáció egy összetett jelenség, amely számos különböző csatornán keresztül befolyásolhatja az inflációt, érdemes lehet az egyéb lehetséges csatornákat is megvizsgálni. Ilyen például az automatizáció beépülése a termelési folyamatokba,

amely jelentős mértékben csökkentheti a termelés során felmerülő költségeket, és ezáltal a termékek árát is. Azonban fontos megjegyezni, hogy a digitalizáció inflációra gyakorolt hatásának becslése az elérhető adatok hiánya miatt is korlátozott. Az automatizáció szintén egy olyan összetett jelenség, melynek vizsgálatára kihívást jelenthet megfelelő adatokat találni.

## Irodalomjegyzék

- Balázsi, L., Divényi, J. K., Kézdi, G., Mátyás, L. (2014). *A közgazdasági adatforradalom és a panelökonometria*. *Közgazdasági Szemle*, LXI. évf., 2014. november, pp. 1319–1340
- Bank of Canada. (2017). *Digitalization and Inflation: A Review of the Literature*. Staff Analytical Note
- Breman, A., & Felländer, A. (2014). *Diginomics–nya ekonomiska drivkrafter*. *Ekonomisk debatt*, 6, 28.
- Buchheim, V., Kedert, M. (2016). *Digitisations effect on the inflation rate - An empirical analysis of possible digitisation channels*. Master of Science Thesis INDEK 2016:27, KTH Industrial Engineering and Management
- Deniz, P., Tekçe M., Yilmaz A. (2016). *Investigating the Determinants of Inflation: A Panel Data Analysis*. *International Journal of Financial Research*, Vol. 7, No. 2; 2016
- European Central Bank. (2015). *Economic Bulletin, Issue 2/2015*. pp. 51-54.
- Hámori, G. (2014). *Predikciós célú klasszifikáló statisztikai modellek gyakorlati kérdései*. Kaposvári Egyetem, Gazdálkodás- és Szervezéstudományok Doktori Iskola
- Lendvai, J. (2005). *Hungarian Inflation Dynamics*. University of Namur, Economics Department
- Liker, J. K., Augustyniak, S., Duncan, G. J. (1985). *Panel Data and Models of Change: A Comparison of First Difference and Conventional Two-Wave Models*. *Social Science Research* 14, pp. 80-101.
- Magyar Nemzeti Bank. (2018). *Inflációs jelentés, 2018. március*. pp. 56-60.
- Oravecz, B. (2008). *Hiányzó adatok és kezelésük a statisztikai elemzésekben*. *Statisztikai Szemle*, 86. évfolyam 4. szám
- Santos, J. (1992). *Budget deficits and inflation: Portugal and the other EC high debt countries*. *Estudos de Economia*, 12(3):245–253.
- The Riksbank. (2015). *Monetary Policy Report*. pp. 55-59.
- Yi, M. H., & Choi, C. (2005). *The effect of the internet on inflation: Panel data evidence*. *Journal of Policy Modeling*, 27(7), pp. 885-889.

## Függelék

*F.1.: A panel adatbázisban szereplő országok listája:*

- |                  |                        |
|------------------|------------------------|
| 1. Ausztria      | 12. Olaszország        |
| 2. Belgium       | 13. Lettország         |
| 3. Csehország    | 14. Luxemburg          |
| 4. Dánia         | 15. Hollandia          |
| 5. Észtország    | 16. Lengyelország      |
| 6. Finnország    | 17. Portugália         |
| 7. Franciaország | 18. Szlovákia          |
| 8. Németország   | 19. Szlovénia          |
| 9. Görögország   | 20. Spanyolország      |
| 10. Magyarország | 21. Svédország         |
| 11. Írország     | 22. Egyesült Királyság |

*F.2.: IKT termékek listája:*

- |        |  |
|--------|--|
| CP08   | Távközlés  |
| CP081  | Postai szolgáltatás  |
| CP0820 | Telefon és telefaxberendezések   |
| CP0830 | Telefonálás és telefaxszolgáltatások   |
| CP091  | Audiovizuális, foto-optikai és információfeldolgozó berendezések             |
| CP0911 | Hang és kép felvételére, rögzítésére és visszajátszására alkalmas készülékek |
| CP0912 | Fényképezési, filmfelvevő berendezések, optikai eszközök                     |
| CP0913 | Információ-feldolgozó berendezések   |
| CP0914 | Kép-, hang- és adathordozók  |
| CP0915 | Audiovizuális, foto-optikai és információfeldolgozó berendezések javítása    |



F.3.: Fixhatás becslés regressziós outputok:

```
. xtreg cpi ict cpi_lag unemp tot, fe cluster(Country)
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    308
Group variable: countrysnum           Number of groups =    22

R-sq:  within = 0.3382                 Obs per group:  min =    14
      between = 0.1313                   avg   =    14.0
      overall  = 0.2971                   max   =    14

                                          F(4,21)        =    24.43
corr(u_i, Xb) = -0.1183                 Prob > F        =    0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 22 clusters in Country)

cpi	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ict	.0150892	.0037036	4.07	0.001	.0073872	.0227912
cpi_lag	.3294347	.05745	5.73	0.000	.2099609	.4489084
unemp	-.1442784	.0403148	-3.58	0.002	-.2281176	-.0604392
tot	-.1108006	.0512386	-2.16	0.042	-.2173571	-.0042441
_cons	11.79762	5.404551	2.18	0.041	.5582386	23.037
sigma_u	.7550818					
sigma_e	1.5188961					
rho	.19816132	(fraction of variance due to u_i)				

```
. xtreg cpi e_commerce cpi_lag unemp tot, fe cluster(Country)
```

```
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    303
Group variable: countrysnum           Number of groups =    22

R-sq:  within = 0.3597                 Obs per group:  min =    12
      between = 0.5070                   avg   =    13.8
      overall  = 0.3803                   max   =    14

                                          F(4,21)        =    19.87
corr(u_i, Xb) = -0.1161                 Prob > F        =    0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 22 clusters in Country)

cpi	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
e_commerce	-.0402919	.0083043	-4.85	0.000	-.0575616	-.0230223
cpi_lag	.2793787	.0605504	4.61	0.000	.1534572	.4053002
unemp	-.1565056	.0424167	-3.69	0.001	-.2447159	-.0682952
tot	-.1061246	.0466784	-2.27	0.034	-.2031977	-.0090515
_cons	15.05035	4.766815	3.16	0.005	5.137214	24.96348
sigma_u	.56519724					
sigma_e	1.5061024					
rho	.12344419	(fraction of variance due to u_i)				

F.4.: Véletlenhatás becslés regressziós outputok:

```
. xtreg cpi ict cpi_lag unemp tot, re cluster(Country)
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       308
Group variable: countrynum             Number of groups =        22

R-sq:  within = 0.3080                  Obs per group: min =       14
        between = 0.6863                  avg =             14.0
        overall = 0.3458                  max =             14

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(4)    =      143.40
                                           Prob > chi2     =       0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 22 clusters in Country)

cpi	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ict	.0123185	.0038997	3.16	0.002	.0046752	.0199619
cpi_lag	.4583304	.0552516	8.30	0.000	.3500393	.5666216
unemp	-.0650436	.0149546	-4.35	0.000	-.0943541	-.035733
tot	-.084594	.0368407	-2.30	0.022	-.1568004	-.0123876
_cons	8.550503	3.778461	2.26	0.024	1.144856	15.95615
sigma_u	0					
sigma_e	1.5188961					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

```
. xtreg cpi e_commerce cpi_lag unemp tot, re cluster(Country)
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       303
Group variable: countrynum             Number of groups =        22

R-sq:  within = 0.3465                  Obs per group: min =       12
        between = 0.6573                  avg =             13.8
        overall = 0.3948                  max =             14

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(4)    =      115.87
                                           Prob > chi2     =       0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 22 clusters in Country)

cpi	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
e_commerce	-.0297981	.0065249	-4.57	0.000	-.0425865	-.0170096
cpi_lag	.3791997	.0592914	6.40	0.000	.2629907	.4954087
unemp	-.119806	.0226387	-5.29	0.000	-.1641771	-.0754349
tot	-.1030919	.0351192	-2.94	0.003	-.1719243	-.0342596
_cons	13.79661	3.592371	3.84	0.000	6.755694	20.83753
sigma_u	0					
sigma_e	1.5061024					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

F.5.: First difference becslés regressziós outputok:

```
. xtreg D.cpi D.ict D.cpi_lag D.unemp D.tot, cluster(Country)
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       286
Group variable: countrynum             Number of groups =        22

R-sq:  within = 0.3288                  Obs per group:  min =        13
        between = 0.1772                  avg =       13.0
        overall = 0.3033                  max =        13

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(4)    =    131.06
                                           Prob > chi2     =     0.0000
```

(Std. Err. adjusted for 22 clusters in Country)

D.cpi	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ict Dl.	.0101912	.0177495	0.57	0.566	-.0245971	.0449795
cpi_lag Dl.	-.1490371	.0435852	-3.42	0.001	-.2344624	-.0636117
unemp Dl.	-.5370673	.1123637	-4.78	0.000	-.7572962	-.3168384
tot Dl.	-.2907293	.0631604	-4.60	0.000	-.4145213	-.1669372
_cons	-.0792578	.1256142	-0.63	0.528	-.3254571	.1669415
sigma_u	0					
sigma_e	1.6669853					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

. xtreg D.cpi D.e\_commerce D.cpi\_lag D.unemp D.tot, cluster(Country)

```

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       280
Group variable: countrynum             Number of groups =        22

R-sq:  within = 0.3398                  Obs per group:  min =        11
      between = 0.1764                      avg   =       12.7
      overall  = 0.3150                      max   =        13

                                           Wald chi2(4)    =    149.45
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =     0.0000

```

(Std. Err. adjusted for 22 clusters in Country)

D.cpi	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
e_commerce						
D1.	-.0571905	.045324	-1.26	0.207	-.1460239	.0316429
cpi_lag						
D1.	-.1457571	.0439494	-3.32	0.001	-.2318964	-.0596179
unemp						
D1.	-.5394644	.110585	-4.88	0.000	-.756207	-.3227218
tot						
D1.	-.2994393	.0615424	-4.87	0.000	-.4200602	-.1788184
_cons	.0520568	.1751467	0.30	0.766	-.2912244	.395338
sigma_u	0					
sigma_e	1.6715724					
rho	0	(fraction of variance due to u_i)				

F.6.: A fixhatás, véletlenhatás és first difference becslések együtthatóit és standard hibáit tartalmazó összefoglaló táblázatok:

. estimates table FE RE FD, b se

Variable	FE	RE	FD
ict	.01508919	.01231853	
	.00370357	.00389974	
cpi_lag	.32943466	.45833043	
	.05744998	.0552516	
unemp	-.14427842	-.06504357	
	.04031478	.01495462	
tot	-.11080056	-.08459397	
	.0512386	.03684068	
ict			
D1.			.01019124
			.01774946
cpi_lag			
D1.			-.14903709
			.04358516
unemp			
D1.			-.53706729
			.11236373
tot			
D1.			-.29072928
			.06316037
_cons	11.797619	8.5505031	-.07925781
	5.4045514	3.7784606	.1256142

legend: b/se

. estimates table FE RE FD, b se

Variable	FE	RE	FD
e_commerce	-.04029191	-.02979806	
	.00830426	.00652486	
cpi_lag	.27937868	.3791997	
	.06055043	.05929139	
unemp	-.15650558	-.11980599	
	.04241669	.02263872	
tot	-.10612461	-.10309194	
	.04667844	.0351192	
e_commerce			
D1.			-.05719049
			.04532398
cpi_lag			
D1.			-.14575715
			.0439494
unemp			
D1.			-.53946437
			.11058499
tot			
D1.			-.29943928
			.06154242
_cons	15.050348	13.796613	.05205683
	4.7668147	3.5923713	.17514668

legend: b/se

F.7.: Fixhatás modellel egyenértékű regressziók, amit az R-négyzet korrigálása végett használtunk:

```
. areg cpi ict cpi_lag unemp tot, absorb(countrynum) vce(cluster countrynum)
```

```
Linear regression, absorbing indicators      Number of obs =      308
                                             F( 4,      21) =     22.74
                                             Prob > F       =     0.0000
                                             R-squared     =     0.4395
                                             Adj R-squared =     0.3898
                                             Root MSE     =     1.5189
```

(Std. Err. adjusted for 22 clusters in countrynum)

cpi	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ict	.0150892	.003839	3.93	0.001	.0071056	.0230728
cpi_lag	.3294347	.0595507	5.53	0.000	.2055923	.4532771
unemp	-.1442784	.0417889	-3.45	0.002	-.2311832	-.0573736
tot	-.1108006	.0531122	-2.09	0.049	-.2212534	-.0003478
_cons	11.79762	5.602172	2.11	0.047	.1472648	23.44797
countrynum	absorbed				(22 categories)	

```
. areg cpi e_commerce cpi_lag unemp tot, absorb(countrynum) vce(cluster countrynum)
```

```
Linear regression, absorbing indicators      Number of obs =      303
                                             F( 4,      21) =     18.47
                                             Prob > F       =     0.0000
                                             R-squared     =     0.4585
                                             Adj R-squared =     0.4097
                                             Root MSE     =     1.5061
```

(Std. Err. adjusted for 22 clusters in countrynum)

cpi	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
e_commerce	-.0402919	.0086133	-4.68	0.000	-.0582042	-.0223796
cpi_lag	.2793787	.0628037	4.45	0.000	.1487712	.4099862
unemp	-.1565056	.0439952	-3.56	0.002	-.2479985	-.0650126
tot	-.1061246	.0484155	-2.19	0.040	-.2068102	-.005439
_cons	15.05035	4.944206	3.04	0.006	4.76831	25.33239
countrynum	absorbed				(22 categories)	