

**MISKOLCI EGYETEM
GAZDASÁGTUDOMÁNYI KAR**

SEBESTYÉNNÉ SZÉP TEKLA

**AZ ENERGIA GAZDASÁGI SZEREPÉNEK VIZSGÁLATA
KELET-KÖZÉP-EURÓPÁBAN, 1990 ÉS 2009 KÖZÖTT**

Doktori (PhD) értekezés

Témavezető: Dr. Nagy Zoltán



**MISKOLC
2013.**

Tartalomjegyzék

Bevezetés.....	7
1. Elméleti áttekintés	12
1.1. Alapfogalmak	12
1.2. Az energia szerepének felértékelődése a közgazdaságtani szakirodalomban	17
1.3. Az energiafelhasználás és az energiahatékonyság a fenntarthatóság tükrében	27
1.4. A visszapattanó hatás.....	33
1.4.1. Elméleti áttekintés	33
1.4.2. A visszapattanó hatás megjelenése az Európai Unió és Magyarország által közvetített energiastratégiákban, továbbá a hazai szakirodalomban.....	41
1.5. Az Európai Unió és hazai energiastratégiai dokumentumok rövid áttekintése.....	42
1.6. A főbb gazdasági és energetikai mutatók alakulása 1990 és 2009 között Kelet-Közép- Európában.....	45
2. Az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés okozati összefüggéseinek feltárása ökonometriai módszerekkel	48
2.1. Bevezetés	48
2.2. A kapcsolódó szakirodalom áttekintése	48
2.3. Alkalmazott módszertan	56
2.3.1. Granger-féle okság vizsgálata	57
2.3.2. A gazdasági szerkezetváltás vizsgálatára alkalmas módszerek.....	60
2.4. Empirikus eredmények.....	62
2.4.1. A Granger-féle okság vizsgálatának empirikus eredményei.....	62
2.4.3. A gazdasági szerkezetváltás hatása	68
2.5. Következtetések.....	73
3. A gazdasági és ipari szerkezetváltás hatására bekövetkező energaintenzitás-változás vizsgálata.....	75
3.1. Az index dekompozíciós vizsgálat módszertana	77
3.2. Felhasznált adatok	80
3.3. Empirikus eredmények a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás vizsgálatához ..	80
3.4. Empirikus eredmények az ipari szektorban kalkulált végső energaintenzitás vizsgálatához	84
3.5. Következtetések.....	90
4. Az energiahatékonyság-javulás hatása az energiafelhasználásra, vagyis a visszapattanó hatás becslése.....	92

4.1. Alkalmazott módszertan	99
4.2. Az egyes szektorok energiafelhasználásának és energiahatékonyságának alakulása Kelet-Közép-Európában, különös tekintettel a háztartási szektorra	101
4.3. A visszapattanó hatás vizsgálata Kelet-Közép-Európa háztartásaiban	103
4.3.1. Alkalmazott módszertan	104
4.3.2. Felhasznált adatok	107
4.3.3. Empirikus eredmények	110
4.3.4. Következtetések	113
4.4. A magyar háztartások energiafelhasználásának vizsgálata 2008-as keresztmetszeti adatok alapján	114
4.4.1. Felhasznált adatok	114
4.4.2. A háztartások földgázfelhasználása	116
4.4.3. A háztartások villamosenergia-felhasználása	118
4.4.5. Következtetések	121
4.5. Következtetések	123
Összefoglalás	124
Jövőbeli kutatási tervek	128
Irodalomjegyzék	129
Melléklet	146
Summary	147
1. számú melléklet – Segédtablázatok az energiafelhasználás és gazdasági növekedés közötti okozati összefüggés számításához	155
2. számú melléklet – Segédtablázatok a gazdasági szerkezetváltás, az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés közötti okozati összefüggés számításához	179
3. számú melléklet - Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei a teljes gazdaságra kalkulált energiaintenzitás esetében	204
4. számú melléklet - Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei az ipari szektor esetében	205
5. számú melléklet – Segédtablázatok a visszapattanó hatás számításához Kelet-Közép- Európában	206
6. számú melléklet – A visszapattanó hatás számítása Magyarország esetében (2008).....	223
7. számú melléklet – Ábrák	234

Ábrajegyzék

1. **ábra:** A dolgozat logikai felépítése
2. **ábra:** A disszertáció készítésének folyamata
3. **ábra:** Kelet-Közép-Európa országai
4. **ábra:** Az energia hasznosíthatósága
5. **ábra:** A dolgozatban tárgyalt elméleti irányzatok és főbb képviselőik
6. **ábra:** A humán, a fizikai és a természeti tőke viszonya a gazdasághoz
7. **ábra:** A világ energiafelhasználásával kapcsolatos főbb adatok alakulása (1980-2010)
8. **ábra:** A fenntartható energiagazdálkodás
9. **ábra:** Az energiahatékonyság fejlesztésének szükségessége
10. **ábra:** A fenntartható energiagazdálkodás feltételrendszere
11. **ábra:** A visszapattanó hatás osztályozása
12. **ábra:** A visszapattanó hatás nagyságát befolyásoló tényezők
13. **ábra:** A visszapattanó hatás nagysága körüli vita
14. **ábra:** Lehetőségek a visszapattanó hatás nagyságának csökkentésére
15. **ábra:** Az energiaintenzitás és az egy főre jutó GDP alakulása 1990-2009 között (1990=100%)
16. **ábra:** A kauzalitás vizsgálatának menete
17. **ábra:** Az egy főre jutó GDP alakulása 1990-2009 között a fajlagos energiafelhasználás függvényében (koe/fő; konstans 2000-es árakon, US\$)
18. **ábra:** A szerkezetátalakulás sebessége a Moore-féle szerkezetátalakulási érték alapján (fok)
19. **ábra:** Az oksági vizsgálat eredményei az energiafogyasztást, a gazdasági szerkezetváltást és a GDP alakulását tekintve
20. **ábra:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{int} , 1990-2009)
21. **ábra:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{str} , 1990-2009)
22. **ábra:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{res} , 1990-2009)
23. **ábra:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (Fisher I, 1990-2009)
24. **ábra:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei 5 éves periódusokra bontva (Fisher I)
25. **ábra:** A fő nemzetgazdasági szektorok megoszlásának változása a GDP-t tekintve 1990-ről 2008-ra (%)
26. **ábra:** Az ipari szektor alágazatai által megtermelt hozzáadott érték (Millió € 2000-es árakon)
27. **ábra:** Az ipari szektor alágazatainak végső energiafelhasználása (Mtoe)
28. **ábra:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{int} , 1995-2009)
29. **ábra:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{str} , 1995-2009)
30. **ábra:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{res} , 1995-2009)
31. **ábra:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (Fisher I, 1995-2009)
32. **ábra:** A Fisher I-index alakulása 1995 és 2009 között
33. **ábra:** A visszapattanó hatás becslésének lehetséges módszerei
34. **ábra:** Az energiahatékonyság endogenitása
35. **ábra:** A vizsgált országok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között a nemzetgazdasági szektorokat tekintve (1000 toe)
36. **ábra:** A vizsgált országok végső energiahatékonyságának változása 1998 és 2009 között (2000=100%)
37. **ábra:** A háztartások végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között, az energiafelhasználás célját tekintve (%)

- 38. ábra:** Az egy háztartásra eső fűtés céljából felhasznált energia mennyiségének változása a háztartások egy főre eső végső kiadásainak függvényében 1990 és 2009 között
- 39. ábra:** Az egy háztartásra eső vízmelegítés céljából felhasznált energia mennyiségének változása a háztartások egy főre eső végső kiadásainak függvényében 1990 és 2009 között
- 40. ábra:** Az egy főre, illetve egy háztartásra jutó éves energiaköltség megoszlása 2008-ban a különböző jövedelmi kvintilisekben (Ft)

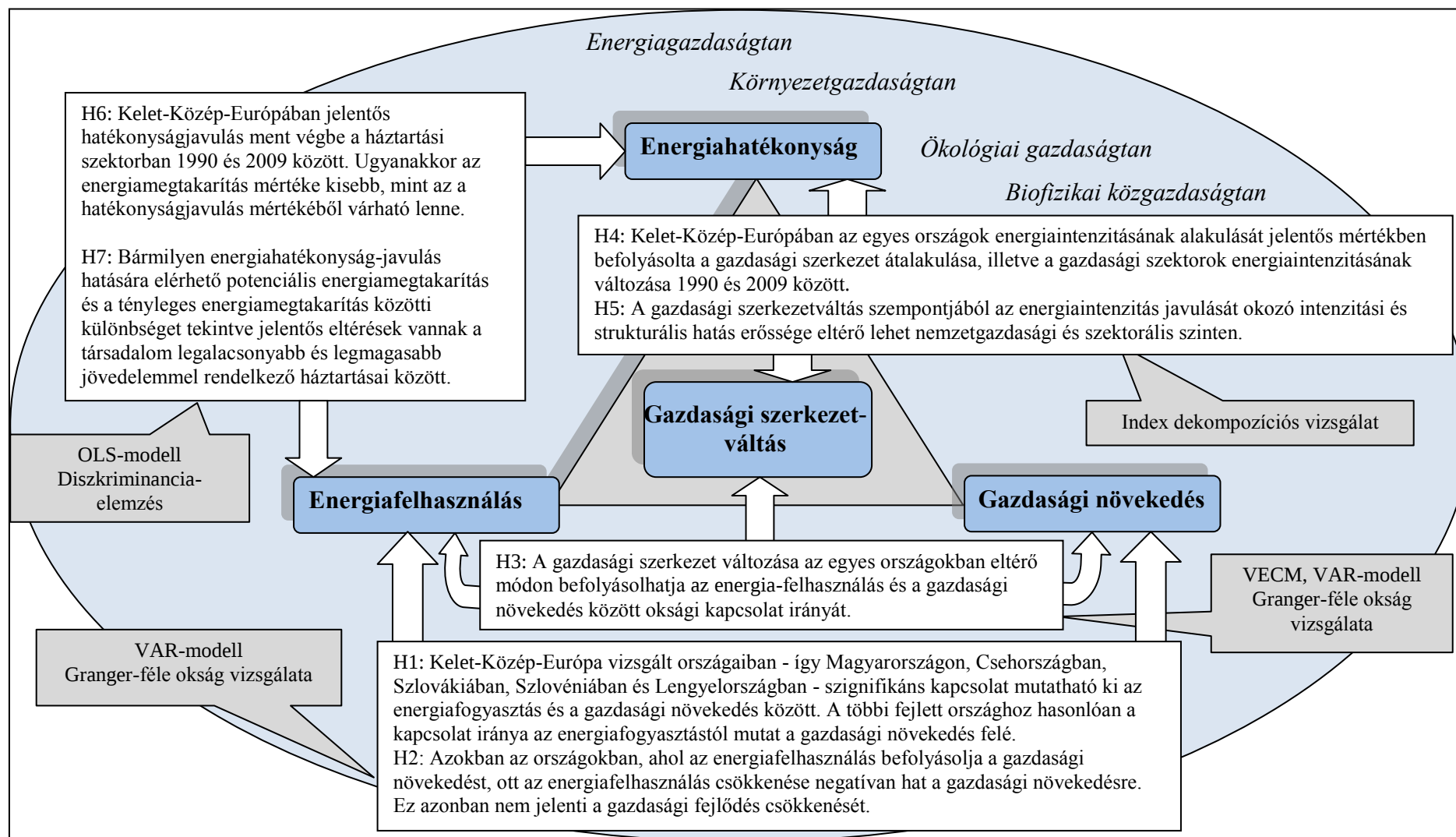
Táblázatjegyzék

1. **táblázat:** A visszapattanó hatás lehetséges típusai annak nagysága alapján
2. **táblázat:** A közvetlen visszapattanó hatás mértéke az eddigi kutatások alapján
3. **táblázat:** Magyarország II. Nemzeti Energiahatékonysági Cselekvési Terve 2016-ig, kitekintéssel 2020-ra c. dokumentum ágazati célértékei (2016)
4. **táblázat:** A vizsgált tagországok által a II. Nemzeti Energiahatékonysági Cselekvési Tervben 2016-ig vállalt célértékek a 2001-2005-ös évek energiafogyasztásának átlagában
5. **táblázat:** Az energiafogyasztás, az energaintenzitás és a GDP átlagos, évenkénti százalékos változása 1990 és 2009 között
6. **táblázat:** A kauzalitás vizsgálatának témakörében áttekintett szakirodalom főbb eredményeinek összefoglalása
7. **táblázat:** Stacionaritás vizsgálata a Kiterjesztett Dickey-Fuller, DF-GLS, KPSS teszt eredményei alapján
8. **táblázat:** Kointegrációs-teszt
9. **táblázat:** Oksági vizsgálat
10. **táblázat:** A variancia felbontás eredményei – Magyarország
11. **táblázat:** A variancia felbontás eredményei – Lengyelország
12. **táblázat:** A variancia felbontás eredményei – Csehország
13. **táblázat:** A variancia felbontás eredményei – Szlovákia
14. **táblázat:** A variancia felbontás eredményei – Szlovénia
15. **táblázat:** A gazdasági szerkezet átalakításának értéke 1990 és 2009 között
16. **táblázat:** Stacionaritás vizsgálata a Kiterjesztett Dickey-Fuller, DF-GLS, KPSS teszt eredményei alapján (1991-2009)
17. **táblázat:** A gazdasági szerkezet átalakulása, a GDP és az energiafelhasználás közötti kointegráció vizsgálata
18. **táblázat:** Oksági vizsgálat
19. **táblázat:** Az index dekompozíciós vizsgálat témakörében áttekintett szakirodalom főbb jellemzőinek összefoglalása
20. **táblázat:** Az index dekompozíciós vizsgálat multiplikatív módszerei
21. **táblázat:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás vizsgálata esetében
22. **táblázat:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei az ipari szektorra kalkulált energaintenzitás vizsgálata esetében
23. **táblázat:** A visszapattanó hatás nagyságának becslésére irányuló, ökonometriai elemzést alkalmazó tanulmányok összefoglalása
24. **táblázat:** A visszapattanó hatás becslésére alkalmas ökonometriai módszerek
25. **táblázat:** OLS-modell feltételrendszere
26. **táblázat:** A lineáris regresszió feltételei
27. **táblázat:** A háztartások energiafelhasználását leíró OLS-modellekbe bevont változók
28. **táblázat:** A háztartások fűtési célú energiafelhasználását leíró OLS-modell
29. **táblázat:** A háztartások vízmelegítéshez szükséges energiafelhasználását leíró OLS-modell
30. **táblázat:** A háztartások energiafelhasználását leíró OLS-modell
31. **táblázat:** A visszapattanó hatás mértéke Kelet-Közép-Európában
32. **táblázat:** A magyar háztartások földgáz felhasználásának vizsgálatába bevont változók

- 33. táblázat:** A földgázzal fűtő háztartásokban a felhasznált mennyiséget leíró OLS-modell
- 34. táblázat:** A magyar háztartások villamosenergia-felhasználásának vizsgálatába bevont változók
- 35. táblázat:** A háztartások villamosenergia-felhasználását leíró OLS-modell
- 36. táblázat:** A visszapattanó hatás mértéke Magyarországon 2008-ban

Bevezetés

Az energiafelhasználás fejlődése végigkísérte az emberiség történetét: a tűz felfedezése energiaforráshoz juttatta őseinket, a biomassza, szél- és vízenergia egészen a XVII. századig uralta energiafelhasználásunkat. A gőzgép alkalmazásával (szén) kezdetét vette a fosszilis energiaforrások korszaka. A kőolaj és az atomenergia használata új lehetőségeket teremtett az energiatermelésben, megvalósult az olcsó, mindenki számára elérhető közlekedés. A villamosenergia elterjedése nagymértékben javította az életszínvonalat, nem véletlen, hogy mind a mai napig a fejlettség egyik mérőszáma az azzal való ellátottság. Az ember nem függetlenítheti magát az energiaforrásoktól. Így, amikor egyre sürgetőbb kérdéssé válik az erőforrások szükségességének kérdése, felértékelődik az energiagazdaságtani kutatások szerepe. Számos nemzetközi szervezet (például Világgazdasági Fórum), illetve kutató (például Gidley J., Kapoor R., Nováky E.) foglalkozik az emberiség jövőjét érintő legfontosabb problémákkal. Smalley R. E. (2003) szerint az emberiségnek az elkövetkező 50 évben a következő problémákkal kell megküzdenie: 1. Energia; 2. Víz; 3. Élelmiszer; 4. Környezet; 5. Szegénység; 6. Háborúk és terrorizmus; 7. Járványok; 8. Oktatás; 9. Demokrácia; 10. Népesség. Az energiát, illetve az azzal kapcsolatos kihívásokat teszi az első helyre, jelezve, hogy azon túl, hogy ez az egyik legsürgetőbb probléma, a többivel is szoros kapcsolatban van. Számos ehhez hasonló listával találkozhatunk, a Világgazdasági Fórum minden évben közzéteszi elemzését *Globális problémák* címmel. A 2012-es jelentés erőteljes gazdasági kockázatként értékeli az energiaárak ingadozását. Gondoljunk csak a hétköznapi életre: növekvő üzemanyag- és gázárak határozzák meg napjainkat, miközben az orosz-ukrán gázvita egyik hatásaként felértékelődik az energiaellátás biztonsága, az igény az energiaforrások diverzifikálására. Az energia használata a mindennapokban teljesen megszokott dolognak tűnik: természetes az, hogy bekapcsoljuk reggelente a számítógépet, beindítjuk autónkat, sötétedéskor felkapcsoljuk otthonunkban a világítást. Nem függetleníthetjük magunkat a használata alól, mely közvetve gazdasági növekedésünket, fejlettségünket is meghatározza. Az energia gazdasági szerepének vizsgálata így különösen aktuálisnak mondható napjainkban, hiszen konzekvens döntések csak akkor hozhatók, ha tisztában vagyunk az egyes változók közötti kapcsolatok jellegével, az oksági összefüggésekkel. A disszertációm logikai felépítését az 1. ábra mutatja, melynek kiinduló ötletét Madlener R. (2009) egyik diagramja adta (Madlener R. et al. 2009. p.371.). A háromszögben 3+1 tényezőt szerepeltettek: a háromszög három csúcsa az energiahatékonyság, az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés. A negyedik tényező – mely véleményem szerint a gazdasági szerkezetváltozás - határozza meg tulajdonképpen e három kapcsolatrendszerét.



Forrás: saját szerkesztés

1. ábra

A dolgozat logikai felépítése

Az elmúlt évtizedekben számottevő javulás tapasztalható a gazdaságok energiaintenzitását tekintve a legtöbb fejlett országban, melynek négy fő okát szokták megkülönböztetni (Stern D. I. 2011.): 1) a gazdasági szerkezet változása, 2) az energia és egyéb inputok helyettesíthetősége (az adott technológia változatlanlanságát feltételezve), 3) a technológiai változás, 4) az energiaszerkezetben bekövetkezett változás.

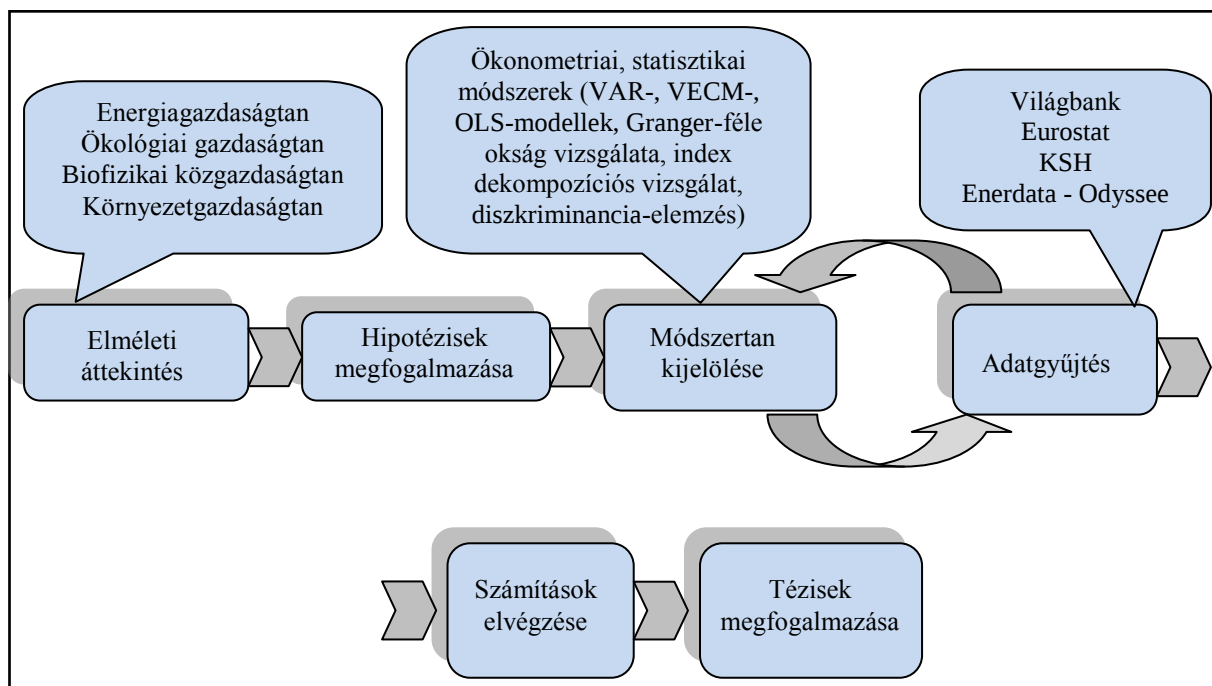
Madlener R. a technikai változást és a helyettesíthetőséget hangsúlyozza, vagyis véleménye szerint e három tényező kapcsolatát az határozza meg, hogy milyen mértékben helyettesíthetők egymással a termelési tényezők, vagyis a tőke, a munka és az energia. Ezzel szemben én Janosi P. E. et al. (2002), Judson R. A. et al. (1999), Birol F. et al. (2000) és Schultz Gy. (2005) munkái alapján a gazdasági szerkezetváltás fontosságát tartom elsődlegesnek, így ezt helyezem a középpontba. Ezen tényezők alapján disszertációmban a következő kérdésekre keresem a választ:

1. A fokozódó energiafelhasználás képes gazdasági növekedést indukálni? A gazdasági növekedés szükségszerűen magával vonja az energiafelhasználás fokozódását?
2. A Kelet-közép-európai nemzetgazdaságokban az elmúlt két évtizedben tapasztalható energiahatékonyság-javulásnak melyek voltak fő okai? A gazdasági szerkezet átalakulása vagy a technológiai fejlődés révén bekövetkező energiaintenzitás-javulás?
3. Mely tényezők felelősek az ipari szektor energiahatékonyságának javulásáért?
4. Miért van szükség az energiahatékonyság javítására?
5. Az energiahatékonyság javítására tett kísérletek valóban meghozzák az elvárt eredményt?
6. Az energiahatékonyság javítására tett kísérletek eredményei a lakosság (háztartások) jövedelmi helyzetétől függetlenül ugyanúgy érvényesülnek a háztartási szektorban?

Az 1. ábrán az említett négy tényezőtől kívül – a könnyebb érthetőség érdekében - feltüntettem a különböző tényezőpárokhoz tartozó hipotéziseimet, azokat a módszertanokat, melyeket ezek bizonyítására alkalmazok, tovább mindazon elméleteket, melyek nélkülözhetetlenek az energia gazdasági szerepének vizsgálatához.

Disszertációm írása során a 2. ábrán látható utat követtem. A közgazdaságtani elméleti irányzatok áttekintését követően fogalmaztam meg hipotéziseimet, mely során nagy mértékben támaszkodtam Földvári P. (2007) ajánlására. Szerinte az ökonometria elemzéseket mindig egy szilárd közgazdaságtani elméleti alapokon nyugvó hipotézis felállításával kell kezdeni. „Az ökonometria célja nem az adatokban megtalálható információk feltárása, kinyerése, hanem a közgazdasági ismereteink bővítése, a modellek tesztelése az adatok szisztematikus, elméletileg megalapozott elemzése útján” (Földvári P. 2007. p.35.).

Az ezt követő lépés a módszertan kijelölése volt, illetve az adatgyűjtés. Sok esetben az elérhető adatok jellege átírta elképzeléseimet, és azokhoz jobban illő módszertan alkalmazására kényszerített, így ez a két lépés többször ismétlődött kutatásomban. A módszertan meghatározását és az adatgyűjtést követően elvégeztem számításaimat, és a hipotézisekkel összhangban álló téziseket fogalmaztam meg.



Forrás: saját szerkesztés

2. ábra

A disszertáció készítésének folyamata

Kutatásom fő célja tehát az energiafelhasználás, a gazdasági növekedés és az energiahatékonyság közötti összefüggések vizsgálata a gazdasági szerkezetváltás tükrében, Kelet-Közép-Európa országaiban (Magyarország, Lengyelország, Szlovákia, Szlovénia, Csehország) 1990 és 2009 között. Számításaimban elsősorban az Eurostat, a Világbank és az Enerdata – Odyssee adatbázisát használom fel. Dolgozatomban a következő hipotéziseket vizsgálom:

H1: Kelet-Közép-Európa vizsgált országaiban - így Magyarországon, Csehországban, Szlovákiában, Szlovéniában és Lengyelországban - szignifikáns kapcsolat mutatható ki az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés között. A többi fejlett országhoz hasonlóan a kapcsolat iránya az energiafogyasztástól mutat a gazdasági növekedés felé.	2. fejezet
H2: Azokban az országokban, ahol az energiafelhasználás befolyásolja a gazdasági növekedést, ott az energiafelhasználás csökkenése negatívan hat a gazdasági növekedésre. Ez azonban nem jelenti a gazdasági fejlődés csökkenését.	2. fejezet
H3: A gazdasági szerkezet változása az egyes országokban eltérő módon befolyásolhatja az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés közötti oksági kapcsolat irányát.	2. fejezet

Az 1., 2. és 3. hipotézisemet a Granger-féle okság vizsgálatával, vagyis vektor autoregresszív és vektor hibakorrekciós modellek alkalmazásával, a gazdasági szerkezetváltozás mérésére alkalmas mutatók segítségével, illetve az elmélet szintetizálásával tesztelem.

H4: Kelet-Közép-Európában az egyes országok energaintenzitásának alakulását jelentős mértékben befolyásolta a gazdasági szerkezet átalakulása, illetve a gazdasági szektorok energaintenzitásának változása 1990 és 2009 között.	3. fejezet
---	-------------------

H5: A gazdasági szerkezetváltás szempontjából az energaintenzitás javulását okozó intenzitási és strukturális hatás erőssége eltérő lehet nemzetgazdasági és szektorális szinten.	3. fejezet
--	-------------------

A 4. és 5. hipotézis vizsgálatára az index dekompozíciós elemzést alkalmazom, így a Laspeyres-, Paasche-, Marshall Edgeworth-, Walsh-, Fisher Ideal, Drobish, AMDI, illetve az LMDI-féle módszert.

H6: Kelet-Közép-Európában jelentős hatékonyságjavulás ment végbe a háztartási szektorban 1990 és 2009 között. Ugyanakkor az energiamegtakarítás mértéke kisebb, mint az a hatékonyságjavulás mértékéből várható lenne.	4. fejezet
---	-------------------

H7: Bármilyen energiahatékonyság-javulás hatására elérhető potenciális energiamegtakarítás és a tényleges energiamegtakarítás közötti különbséget tekintve jelentős eltérések vannak a társadalom legalacsonyabb és legmagasabb jövedelemmel rendelkező háztartásai között.	4. fejezet
--	-------------------

A 6. és 7. hipotézisemet a legkisebb négyzetek módszere, illetve a diszkriminancia elemzés segítségével vizsgálom.

1. Elméleti áttekintés

A dolgozatban leírtak pontos értelmezéséhez fontosnak tartom az általam használt alapfogalmak definiálását. A stratégiai dokumentumokból, publikációkból számos esetben hiányzik az energetikai mutatók pontos meghatározása, mely gyakran eredményez pontatlanságokat. Hiszen nem mindegy, hogy primer energiatermelésről vagy végső energiafelhasználásról beszélünk, energiahatékonyságról vagy energiaintenzitásról. A továbbiakban a disszertációmban alkalmazott földrajzi, energetikai és gazdasági kifejezéseket definiálom, így tisztázom többek között azt, hogy mit értek Kelet-Közép-Európa alatt, megmagyarázom az energia, az energetika, az energiaforrás, a gazdasági növekedés, rendszerváltás, energiafelhasználás, energiatakarékosság, ökohatékonyság, energiahatékonyság és az energiaintenzitás fogalmát.

1.1. Alapfogalmak

Az első és egyben legfontosabb lépés egy dolgozat megírásánál a földrajzi terület lehatárolása. Európa térbeli lehatárolását tekintve nincs egységes álláspont a földrajzkutatók, történészek körében, számos elnevezés él jelenleg is egymás mellett. A lehetséges választóvonalakról, történelmi hagyományokról, egymás mellett élő rendszerezésekről (felosztásokról) ad kitűnő áttekintést Illés I. (2002) és Probáld F. et al. (2005). Kelet-Közép-Európa alatt Közép-Európa keleti részét értem, mely magában foglalja Lengyelországot, Csehországot, Szlovákiát, Szlovéniát és Magyarországot (Kotosz B. 2005., Probáld F. 2005.). (3. ábra)



Forrás: saját szerkesztés

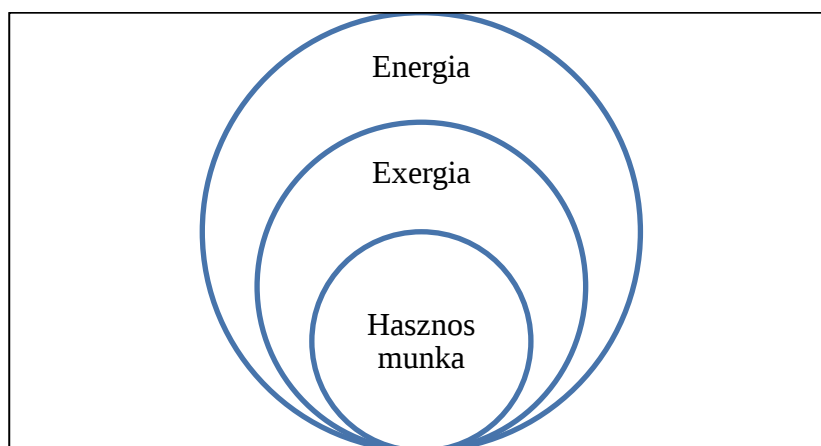
3. ábra

Kelet-Közép-Európa országai

Ezen országok számos hasonló vonással rendelkeznek, mind gazdaságukat, mind történelmüket tekintve. Mind az öt ország a Szovjetunió érdekszférájába tartozott évtizedeken keresztül, hasonlóképp küzdöttek meg a rendszerváltás során felmerült problémákkal,

gazdaságuk (különös tekintettel az energiagazdálkodásukra) hasonló reformokon és átstrukturálódáson ment végbe. A régió országai 2004 óta tagjai az Európai Uniónak, mely szintén azonos kihívások elé állítja ezen nemzeteket.

Az *energia* munkavégző képességet jelent, az *energetika* kifejezés pedig „a társadalmak energiatermelését” (Kádár J. et al. 2008. p.1.). A legnagyobb különbség a műszaki és gazdasági értelmezés között abban van, hogy míg a közgazdaságtanban a felhasznált energia elfogy, addig műszaki értelemben (a termodinamika első főtörvénye alapján) az energia megmarad (Martinás K. 2012.). Az energiának két fő fajtáját különböztetjük meg az átalakíthatóság szempontjából: az exergiát és az anergiát. Az energia munkává átalakítható része az exergia (vagyis a felhasználható energia), a nem átalakítható része az anergia (a nem felhasználható energia). Például a fosszilis energiaforrásokból kinyerhető energia 100%-a exergia, mely a gazdaság számára is felhasználható hasznos munkává alakítható. (Kümmel R. 2010., Cleveland C. J. et al. 2000.) Tehát amikor a közgazdaságtanban energiafelhasználásról beszélünk, valójában exergiafelhasználást értünk alatta és bár ez precízebb megfogalmazás, ennek ellenére a továbbiakban én is a hétköznapi nyelvezetben elfogadott energia kifejezést használom. (4. ábra)



Forrás: saját szerkesztés

4. ábra

Az energia hasznosíthatósága

Az *energiaforrás* „az energiaszükséglet fedezésére közvetlenül vagy átalakítás után felhasználható energiahordozó” (Barótfi I. et al., 2003. p.2.). Két típusát különböztetjük meg, a megújuló és nem-megújuló, vagy másnéven fosszilis energiaforrásokat.

Gazdasági növekedés alatt „egy gazdaság hosszú távú növekedési pályáját” értem, melynek számszerűsítésére a GDP-t, vagyis a bruttó hazai összterméket alkalmazom (Ligeti Zs. 2002. p.11.).

Rendszerváltás alatt mindazon folyamatokat értem, melyek „a politikai jellegű változásokon kívül magában foglalják azokat az intézményi átalakulásokat, amelyek előfeltételei egy szabad piaci gazdaság létrejöttének” (Illés I., 2002. p.127.).

Tekintettel arra, hogy a Világbank által közzétett *energiafelhasználási* indikátort használom a számítások során, így annak definícióját fogadom el: az energiafelhasználás a primer energiafelhasználást jelenti a más energiahordozóra való átalakítás céljából történt felhasználás nélkül (Világbank, 2012.).

Történelmi távlatokban szemlélve az energiafelhasználás csökkentésére két út kínálkozik: az *energiatakarékosság* és az *energiahatékonyság*, mely fogalmak az energiastratégiai dokumentumok kulcselemei. Mivel két egymáshoz nagyon közel álló definícióról van szó, sok esetben felcserélik őket, illetve nem a megfelelő értelemben használják azokat. Az előbbi

tulajdonképpen „úgy éri el az alacsonyabb energiafogyasztást, hogy közben az általa igénybe vett szolgáltatás minősége is csökken, például azáltal, hogy alacsonyabb fűtési hőmérsékletet állít be a fogyasztó, csökkenti autójának sebességét stb...” (Ouyang J. et al. 2010. p.5271.). Az energiahatékonyság ezzel szemben azt jelenti, hogy ugyanazt az energetikai szolgáltatást kevesebb energia felhasználásával érem el. Erre utal az Európai Unió 2011. évi Energiahatékonysági Tervében használt definíció is, mely szerint „az energiahatékonyság tulajdonképpen annyit jelent, hogy kevesebb energia felhasználásával tartjuk fenn a gazdasági tevékenységek, illetve szolgáltatások ugyanazon szintjét, az energiamegtakarítás tágabb fogalom, amely már magatartásbeli változásokat, illetve a gazdasági tevékenység korlátozását is magában foglalja”.

A KSH definíciója szerint az „*energiaintenzitás* mutatószáma egy adott naptári évben a bruttó belföldi energiafelhasználás és a GDP hányadosa.” (KSH, 2008. p.20.) Az index csökkenése az energiahatékonyság növekedését jelenti, vagyis minél kisebb a mutatószám értéke, annál hatékonyabban használja fel egy ország a rendelkezésre álló energiaforrásokat. Gazdasági értelemben az energiahatékonyság az energiaiintenzitás reciproka, vagyis azt mutatja meg, hogy egységnyi energia felhasználásával mennyi bruttó hazai termék állítható elő. Véleményem szerint az energiahatékonyság egy tágabb, mind műszaki, mind gazdasági tekintetben gyakran használt kategória, míg az energiaiintenzitás kifejezetten gazdasági fogalom, tulajdonképpen az energiahatékonyság inverze. Andrade Silva F. I. et al. (2009) még egy adalékkal szolgál az értelmezéshez, összekötve ezáltal a két definíciót: „az energiaiintenzitás tulajdonképpen az energiahatékonyság mérőszáma” (Andrade Silva F. I. et al. 2009. p.2590.). Elek L. (2009) az energiaiintenzitás két típusát különbözteti meg, így a primer, illetve a végső energiaiintenzitást. A kettő között a különbség az, hogy az első esetben a primer energiafelhasználást viszonyítjuk a bruttó hozzáadott értékhez, míg az utóbbi esetében a végső energiafelhasználás kerül a számlálóba.

Az energiahatékonyság mérésének nincsen egy egyértelmű, mindenki által elfogadott módszertana. Általában energiahatékonyságról beszélünk, ha ugyanolyan mennyiségű output megtermeléséhez kevesebb energia szükséges. Brannlund R. et al. (2007) ettől némileg eltérő módon definiálja a fogalmat: „energiáhozkonyság alatt mindazokat az új technológiai megoldásokat értjük, melyek hatékonyabbá teszik a tőkekihasználtságot” (Brannlund R. et al. 2007. p.2.). Az alábbi egyszerű képlettel felírható (Patterson M. G. 1996.):

$$\frac{A \text{ folyamat hasznos outputja}}{A \text{ folyamat energia inputja}}$$

1)

Patterson M. G. (1996.), illetve Sorrell S. (2009) az energiahatékonyságnak négyféle típusát különbözteti meg: tisztán termodinamikai, fizikai-termodinamikai, gazdasági-termodinamikai és gazdasági értelemben vett energiahatékonyságot. Dolgozatom szempontjából az utóbbi három a lényeges. A fizikai-termodinamikai indikátor lényege, hogy a fentebb leírt hányados esetén a számlálóban található outputot valamilyen fizikai mértékegységben mérjük (például tonna termék vagy a szállítmányozásban gyakran használt tonnakilométer), mely megkönnyíti az idősoros elemzéseket (hiszen nem tartalmazza az árat, illetve az azzal kapcsolatban felmerülő problémákat, mint például az infláció). Gyakran az energiahatékonyság mérésére a fentebb említett hányados reciprokát használják: háztartások esetében gyakori, hogy az egy m²-re eső energiafelhasználást adják meg, vagy a közlekedési szektorban az utaskilométerre eső üzemanyagfogyasztást. Gazdasági-termodinamikai indikátor azt jelenti, hogy az outputot pénzben mérjük, vagyis piaci ára van. Ilyen lehet például az egységnyi energiafelhasználással előállítható output (pl. GDP), mely a leggyakrabban használt nemzeti mérőszáma az energiahatékonyságnak. Ugyanakkor igen sok problémát rejt magában: nem fejezi ki a használt technológia energiahatékonyságát, az energia helyettesíthetőségét, illetve egyéb

nemzetspecifikus viszonyokat (például klíma, illetve az egyes nemzetgazdasági szektorok részaránya). Tehát nemzetközi összehasonlításra (vagyis országok összevetésére) csak korlátozottan alkalmas. Ezt támasztja alá Molnár L. (2006) is, aki szerint az ilyen jellegű mutatót minden esetben korrigálni kell a vásárlóerőparitásnak, az időjárásnak, a gazdasági, illetve iparszerkezetnek megfelelően, továbbá érdemes figyelembe venni a tüzelőanyag-szerkezetet is.

A tisztán gazdasági indikátor esetében a nevezőben szereplő energia input is pénzben van kifejezve (nemzeti energiafelhasználás (US\$) / GDP (US\$)), mely kifejezi az energia minőségét, bár Patterson M. G. (1996) megjegyzi, hogy „ez nem egy valódi energiahatékonysági indikátor”.

Az energiahatékonysághoz szorosan kapcsolódik a műszaki és a piaci potenciál fogalma. „Műszaki potenciál alatt azt a maximális energiamennyiséget értjük, melyet valamilyen technológiai újítás révén takaríthatunk meg. ... A piaci potenciál ennél egy szűkebb kategória, a gyakorlatban ténylegesen megvalósítható potenciális energiamegtakarítás. Azt mutatja, hogy műszaki és pénzügyi oldalról vizsgálva mi tekinthető piacképesnek” (Zilahy Gy. 2000. p.24.; Madlener R. et al. 2009.; Molnár L. 2006.). A becslések szerint a piaci potenciál fejlett országokban 20-25% körül ingadozik, kevésbé fejlett országokban (mint például Kelet-Közép-Európa) akár a 35%-ot is elérheti (Bíró-Szigeti Sz. 2011., Szilávik J. et al. 2012.), a Magyarország energiapolitikája 2007-2020 c. dokumentum is legalább 10-20%-ra becsüli a potenciálisan megtakarítható energiát. Szintén jelentős a különbség az egyes szektorok között: az Energiaklub (2006) az iparban 10%-ra, a háztartási szektorban 30%-ra becsüli az energiatakarékosági potenciált. Khazzoom D. szerint a ténylegesen elért energiamegtakarítás mindig kisebb, mint a műszakilag elérhető energiamegtakarítás (Madlener R. et al. 2009 p.371.).

Az energiahatékonyság mérésére számos indikátor áll rendelkezésre: a hatásfok, az Enerdata által használt ODEX-indikátor, továbbá az ERR-, az EROI-, és a minőséggel korrigált EROI-mutató:

1. Hatásfok:

$$\eta = \frac{E_{ki}}{E_{be}} \quad 2)$$

ahol E_{be} a folyamatba bevitt energia mennyisége, E_{ki} a folyamatból nyert energia mennyisége. A mutatót leggyakrabban műszaki elemzéseknél használják.

2. Energiafelhasználás rugalmassági együttható – ECEC (~Energy Consumption Elasticity Coefficient) (Zhang N. et al. 2011. p.3643.):

$$ECEC = \frac{\Delta EC}{\Delta GDP} \quad 3)$$

ahol ΔEC az energiafelhasználás változása, ΔGDP a gazdasági növekedés rátája. Ez alapján a mutató az energiafelhasználás és a GDP relatív változását viszonyítja egymáshoz.

3. ODEX-indikátor (Odyssee, 2010; Cahill C. J. et al. 2010.):

$$ODEX = \frac{1}{\sum_i \frac{EC_{i,1}}{EC_1} * \frac{UC_{i,0}}{UC_{i,1}}} \quad 4)$$

ahol az $EC_{i,1}$ az i. szektor/alszektor energiafelhasználása a tárgyidőszakban; az EC_1 a vizsgált szektorok/alszektorok teljes energiafelhasználása a tárgyidőszakban; $UC_{i,0}$ az i. szektor/alszektor egységnyi outputjára eső energiafelhasználás a bázisidőszakban; $UC_{i,1}$ az i. szektor/alszektor egységnyi outputjára eső energiafelhasználás a tárgyidőszakban.

A mutató hasonló a Laspeyres-féle index dekompozíciós vizsgálat (erről a 3. fejezetben részletesen lesz szó) során mért intenzitási hatáshoz, azzal a különbséggel, hogy az az adott szektorok nemzetgazdasági részesedését a bázisidőszakra számítja.

4. ERR (energy return ratio) vagy másnéven NER (net energy ratio) – energia megtérülési arány: ez a mutató tulajdonképpen az adott energiaforrás kiaknázásához szükséges energia és az így kinyert energia hányadosát jelenti (1. képlet). Ennek egy újabb, jobban elterjedt fajtája az EROI. (Brandt A. R. et al. 2011.)

5. EROI (Beruházások energetikai megtérülése - Energy Return on Investment):

$$EROI_t = \frac{E_{bruttó,t}}{E_{input,t}} \quad 5)$$

ahol $E_{bruttó,t}$ a ténylegesen megtermelt, a társadalom által elérhető és felhasználható energia mennyisége, $E_{input,t}$ pedig ezen energia megtermeléséhez szükséges energia mennyisége, vagyis a folyamat energiaigénye, mértékegysége általában joule-ban van kifejezve. Ha $EROI > 1$, akkor a folyamat energiatermelő, ha $0 < EROI < 1$, akkor energianyelő (Heun M. K. 2012.), minél magasabb ez az érték, annál jobb az adott energiaforrás minősége (Stern D. I. 2011.). Az EROI-t leggyakrabban az olajárak, illetve az ahhoz kapcsolódó előrejelzések kapcsán alkalmazzák, de alkalmas továbbá az energiaforrások elérhetőségének a mérésére is (Dale M. et al. 2012.). Minél magasabb az értéke, a társadalom annál több társadalmilag hasznos tevékenységet tud kevés energia befektetésével megvalósítani.

6. Minőséggel korrigált EROI:

$$EROI_t^* = \frac{\sum_{i=1}^n \lambda_{i,t} E_{i,t}^0}{\sum_{i=1}^n \lambda_{i,t} E_{i,t}^c} \quad 6)$$

ahol $\lambda_{i,t}$ az i. energiaforrás minőségét jellemző faktor t. időpontban, E^0 és E^c az energia output és az energia input hőegyenértéke (Cleveland C. J. et al. 2000. p.308.). Értelmezése megegyezik az EROI-val, a különbség a két mutató között az, hogy ez utóbbi figyelembe veszi az energia input és az energia output minőségét.

Az energiahatékonyság mellett meg kell említeni még az *ökohatékonyság* fogalmát, mely egy vállalatgazdaságtani kategória, „az ember által létrehozott érték és a felhasznált természeti tőke hányadosa”. Ez a fajta hatékonyság magában foglalja az anyag- és energiaintenzitás, továbbá hulladék és emisszió csökkenését, az újrahasznosítást, a megújuló energiaforrások fokozottabb felhasználását, a termékek élettartamának növelését, illetve a dematerializációt. (Tóthné Szita K. 2007. p.1176.)

1.2. Az energia szerepének felértékelődése a közgazdaságtani szakirodalomban

Samuelson P. A. et al. (2008) megfogalmazása szerint a közgazdaságtan „azt tanulmányozza, hogy a társadalmak miként használják a szűkös erőforrásokat értékes termékek előállítására, és hogyan osztják el ezeket a népesség csoportjai között” (Samuelson P. A. et al. 2008. p.4.). Véleménye szerint a közgazdaságtan fő feladata, hogy a termelés során a társadalom az erőforrásokat - azok szűkös voltát figyelembe véve - a leghatékonyabb módon használja fel. Bár erőforrások alatt Samuelson P. A. elsősorban a tőkére és a munkára gondol (legkevésbé a természeti erőforrásokra), ennek ellenére definíciója az 1973-as olajárrobbanás hatására kibontakozó elméleti irányzatok (például energiagazdaságtan) eredményeit tekintve is megállja a helyét. A közgazdaságtan egyik fő feladata, hogy figyelje ezen szűkös erőforrásokat, figyelmeztessen a termelés és fogyasztás véges hatáira, felismerje a folyamatokat uraló törvényszerűségeket, továbbá az oksági összefüggéseket. Céлом annak bemutatása, hogy a természeti erőforrások (például termőföld, energiaforrások), a fizikai törvényszerűségek hogyan jelennek meg az egyes közgazdaságtani irányzatok képviselőinél, milyen vélemények élnek jelenleg is párhuzamosan egymás mellett az energia gazdasági szerepéről.

Fiziolatizmus

William Petty 1690-ben megjelent *Politikai aritmetika* című művében a nemzetek nagyságáról elmélkedve a következőket írja: „Egy kis területű, kis népességű ország, helyzeténél, kereskedelménél és politikájánál fogva gazdaságban és erőben egyenlő lehet egy jóval hatalmasabb néppel és területtel rendelkező országgal.” Említésre méltó, hogy vizsgálódásánál természeti (fizikai) eredetű okok figyelembevételére törekszik. Francois Quesnay a gazdasági élet „vérkeringését” vizsgálva írja meg 1758-ban *Gazdasági táblázat* című elmélkedését, melyben a föld és a mezőgazdaság fontosságát hangsúlyozva megalkotja a fiziolatizmus alapjait. Gondolatai a későbbiekben tovább élnek Denis Diderot, illetve Anne Robert Jacques Turgot munkáiban. A fiziolaták képviselői szerint értéket egyedül a földművelés hoz létre, a kézművesség improduktív, hiszen az itt dolgozó polgárok „kiadásait a termelő osztály [vagyis a mezőgazdasággal foglalkozók] és a tulajdonosok osztálya [uralkodó, földbirtokosok, tizedbirtokosok] fizeti, amely osztály maga is a termelő osztálytól húzza jövedelmét” (Quesnay F. 1758. in Bekker Zs. 2000. p.83.).

Klasszikus közgazdaságtan

A klasszikus közgazdaságtan atyjának Adam Smith-t szokás tekinteni, aki 1776-ban megírta *A nemzetek gazdagsága* című művét, egy új elméleti irányzat alapjait teremtve meg ezáltal. A klasszikus közgazdászok közé tartozik többek között Adam Smith, David Ricardo, Thomas Robert Malthus, John Stuart Mill, John Ramsay McCulloch. (Bekker Zs., 2000) Aktívan foglalkoznak az erőforrások szűkösségének problémájával, melyre különböző megoldási lehetőségeket kínálnak.

A fiziolaták, illetve a későbbiekben Adam Smith a mezőgazdaságban a csökkenő hozadék, az iparban a növekvő hozadék elvét tartják érvényesnek. A csökkenő hozadék elve szerint „egy adott terület intenzívebb művelése csökkenő ütemben növekvő terméstartékot eredményez”, míg az ipari szektorban „kétszer annyi munka több, mint kétszer annyi outputot ad” (Kocsis T. 1999. p.132.). Adam Smith korának egyik legnagyobb közgazdásza, *A nemzetek gazdagsága* című könyvének negyedik fejezetében a pénz eredetét és értelmét kutatva a XX. századi, a természeti környezet és gazdaság közötti kapcsolatot vizsgáló elméleti irányzatok egyik kiinduló kérdésére tapint rá: „Sokszor azoknak a dolgoknak van a

legnagyobb csereértéke, melyeknek használati értéke a legkisebb. ... Semmi sem hasznosabb a víznél, de semmit nem vehetünk rajta, cserébe semmit nem lehet kapni érte.” (Smith A. 1776. p.26.) Tehát különbséget tesz a használati érték és a csereérték között, és ez utóbbi „igazi mértéke a munka”. Érinti a természeti erőforrások értékének azon problémáját, miszerint az pénzben nem, vagy csak nehezen kifejezhető, de elmélkedésében ennél több gondolatot nem szán az említett erőforrásoknak. Adam Smith elítéli mind a merkantilisták, mind a fiziokraták egyoldalú látásmódját, véleménye szerint a nemzetek gazdagságának forrása a városok ipara és kereskedelme.

John Ramsay McCulloch Nagy-Britannia iparának fejlődését vizsgálva már az energia és a természeti környezet fontosságát is felismeri: „Megkérdőjelezhetetlen az a tény, hogy a természet nyújtja a legfontosabb szolgáltatásokat a mezőgazdaságnak. ... Továbbá könnyű belátni, hogy a természet teszi a legtöbbet értünk [a társadalomért] az egyes ipari ágazatokban betöltött szerepénél fogva” (McCulloch J. R. 1824. p.48.). Az ipari fellendülés fő forrásának a szénkészletek kiaknázását, illetve az erre épülő technológiák (például gőzgép) elterjedését tartja (Kocsis T. 1999.).

Thomas Robert Malthus 1798-as tanulmányában (*Tanulmány a népesedés törvényéről*) a természeti erőforrások szűkössége kapcsán a túlnépesedés problémáját vázolja fel: a világ népessége mértani arányban (vagyis exponenciálisan), míg az ellátásához szükséges élelmiszertermelés számtani arányban (lineárisan) nő, vagyis az éhhalál rémképével egy globális – élelmezési – problémát vetít előre. Véleménye szerint, ha minden lehetséges földterület művelés alá kerül, akkor további élelmiszerek megtermelése már csak az intenzitás fokozásával érhető el. Ekkor az elért élelmiszertöbbség növekszik, de csökkenő ütemben, feltételezve a termőföldek minőségének homogenitását. David Ricardo érvelését más alapokra helyezi: szerinte a csökkenő hozadék annak a következménye, hogy a mezőgazdaságban először mindig a legjobb minőségű földeket művelik meg, és csak ezután következnek a silányabb minőségű termőföldek, vagyis a minőség romlásával, a termőföldek minőségének heterogenitásával magyarázza azt. Míg Malthus T. R. a szűkösség abszolút formájáról, addig Ricardo D. annak relatív formájáról elmélkedik. Kettejük nézetbeli különbségét számos levélváltás őrizte meg, mely a korszak egyik jelentős kihatással bíró intellektuális vitájának tekinthető.

1848-ban publikálta John Stuart Mill *A nemzetgazdaságtan alapelvei* című könyvét, melyben az erőforrások szűkösségének problémájára megoldásként a technológiai fejlődést látja: „... ugyanazon a földön kétszerannyi munka nem fog kétszerannyi élelmet eredményezni, hacsak nem történik valamilyen fejlesztés a termelés folyamatában” (Mill J. S. 1848. p.19.). John Stuart Mill az elsők között említi a nyugalmi, vagyis stacioner állapotot: „... be kell látni, hogy a nemzeti vagyon növekedése nem végtelen és hogy a fokozatos fejlődést követően bekövetkezik a nyugalmi állapot...” (Mill J. S. 1848. p.66.). Ezzel az elméleti újítással Mill a XX. század egyik nagy kérdéskörére világít rá, nevezetesen a fenntartható fejlődés témájára.

Neoklasszikus közgazdaságtan

Az 1800-as évek végén jelentős változások jellemzik a közgazdaságtani gondolkodást, „az 1870-1880-as évek megtorpanása teszi lehetővé „a matematikai fizika fejleményeinek behatolását az akkori politikai gazdaságtanba”, mely már egy új irányzatnak, nevezetesen a neoklasszikus közgazdaságtannak a megszületését eredményezi (a folyamatot marginális forradalomnak is szokás nevezni) (Móczár J. 2008. p.10.). Legfőbb képviselői – többek között – William Stanley Jevons, Alfred Marshall, Leon Walras és Carl Menger. Gondolkodásuk középpontjában már nem hosszú távú gazdasági problémák állnak, továbbá nem a termelés oldaláról vezetik le az összefüggéseket (Kocsis T. 1999.). Vizsgálati tárgyuk már a gazdálkodó egyén, aki „adott korlátos erőforrásokkal, adott céljai legjobb kielégítésére

hogyan alkalmaz alternatív megoldásokat” (Bekker Zs. 2000. p.211.). Míg a klasszikusok elméleti megközelítésében az értéket a felhasznált erőforrások határozzák meg (fizikai oldalról közelítik meg a problémát), addig a neoklasszikusok szerint az érték az egyéni preferenciák alapján alakul ki, az egyéni szükségletek határozzák meg azt.

Carl Menger 1871-ban megjelent, *A nemzetgazdaságtan alapjai* című művében az inputok helyettesíthetőségét tételezi fel, mely tétel az első olajárrobbanást követően heves vitákat vált ki az egyes alternatív irányzatok (például energiagazdaságtan, ökológiai gazdaságtan) képviselőinek körében (erre a későbbiekben részletesen kitérek), akik tagadják a korlátlan helyettesíthetőség gondolatát.

William Stanley Jevons 1871-es kiadványában (*A politikai gazdaságtan elmélete*) egy új fogalmat vezet be, a hasznosság végső fokát és megállapítja, hogy a „a hasznosság folyamatosan változik a jószág mennyiségével, ha a jószág mennyisége nő, akkor a hasznosság végül csökkenni fog” (Jevons W. S. 1871. p.9.). Ezzel párhuzamosan tagadja, hogy egy jószág értékét az annak előállítása során befektetett munka határozná meg. Véleménye szerint „két lépcsőfok van a munka és az érték között. A munka hat a kínálatra, a kínálat hat a hasznosság fokára, ami viszont uralja az értéket, vagyis a cserearányokat” (Jevons W. S. 1871. in Bekker Zs. 2000. p.242.). Jevons W. S. munkásságával az egyik legnagyobb hozzájárulást adja a XX. századi energiagazdaságtan elméleti alapjaihoz *Szénkérdés* c. könyvében. Nagy-Britannia szénfüggőségét vizsgálja, továbbá számos a fenntarthatóság tárgykörébe tartozó kérdést feszeget: „Rá kell mutatnom arra a tényre, hogy a gazdaság ilyen ütemű növekedése mellett a szén kereslete hamarosan meg fogja haladni a kínálatát. A szénbányászat növekvő nehézségeit tekintve be kell látnunk, hogy a határok bár bizonytalanok, de elkerülhetetlenül közelednek, mely meg fogja állítani növekedésünket.” (Jevons W. S. 1865. 9. fejezet) 1865-ben végzett számításai szerint az akkor ismert szénkészletek Nagy-Britanniában még 100 évre sem lettek volna elegendőek, tekintettel annak növekvő felhasználására. Becslése szerint a termelés felfutását követően egy gyors hanyatlással kellett volna szembenéznie a szén-intenzív ágazatoknak, melyet ezzel párhuzamosan a népesség életszínvonalának drasztikus csökkenése követett volna Malthus T. R. népesedés elméletéhez hasonlóan. A fő különbség Malthus T. R. és Jevons W. S. elgondolása között az, hogy míg az előbbi az élelmiszertermelést lineárisnak feltételezte, addig az utóbbi a széntermelést exponenciálisan növekvőnek (mely azonban nem tarthat örökké). Mindezekon túl Jevons W. S. a szén potenciálisan helyettesítő, alternatív energiaforrásokkal is foglalkozott, így például a szél-, illetve a vízenergiával. Ezen elméletekkel Jevonsra az energiagazdaságtan egyik első képviselőjeként tekinthetünk, ki korát megelőzve fogalmazott meg olyan gondolatokat, melyek mind a mai napig nem vesztek aktualitásukból.

A neoklasszikus közgazdaságtan eredményeit Alfred Marshall foglalja össze 1890-ben megjelent, *A közgazdaságtan alapelvei* című művében. Marshall A. kifejti, hogy a gazdaságot nem lehet függetleníteni a fizikai törvényektől, így továbbra is érvényesnek tartja többek között a „természeti hozzájárulásokra”, így a mezőgazdaságban is érvényesülő csökkenő hozadék törvényét. Ugyanakkor hiszi, hogy az árak emelkedése új technológiai, szervezeti megoldásokat generál, tehát a gazdasági növekedés hosszú távon nem ütközik korlátokba. A természeti erőforrásokról megállapítja, hogy elérhetőségük „helyről helyre változik... Többségük része a közös gazdaságnak, és többnyire nem tekintik az egyéni gazdaság részének.” Mindezekon túl arra figyelmeztet, hogy az ipari szektor vizsgálata során nem lehet megfelelkezni arról a tényről, hogy a tényezők (amelyek változatlanóságát feltételezzük) nem maradnak változatlanok: „A népesség növekedése a túzsúfolt városokban egészségtelen szokások elterjedésével jár. Időnként rosszra fordulnak a dolgok, kifogynak az élethez szükséges anyagi források...” (Marshall A. 1890. IV/13. fejezet, 3§). Tehát az erőforrások szűkösségét figyelembe veszi, de vélekedése szerint az ezáltal indukált problémák a

felhasználás hatékonyságának növelésével elkerülhetők, továbbá az erőforrásokat tőkével és munkával helyettesíthetőnek feltételezi. Tisztában van a termelés materiális követelményeivel (vagyis annak erőforrásigényével), de az ebből adódó korlátokat leküzdhetőnek feltételezi (Kocsis T. 1999.), számára „csak azok a termelési tényezők a fontosak, amelyeknek ára van a piacon” (Kerekes S. 2004. p.2.).

Általánosságban igaz az, hogy a neoklasszikusok a természetre mindössze a gazdaság egy ágazataként tekintenek, vagyis a természet a gazdaság alrendszere.

Változások a XX-XXI. század közgazdaságtani gondolkodásában

A neoklasszikus közgazdaságtant követő mainstream elméleti irányzatok vizsgálódásának homlokteréből kikerülnek a természeti környezettel kapcsolatos termelési tényezők. Itt szeretném tisztázni, hogy Samuelson P. A. et al. (2008) definíciója alapján termelési tényezők alatt azokat az erőforrásokat értem, melyek a termékek és szolgáltatások előállításához szükségesek. Hagyományosan a tőkét, a munkát és a földet szokás idesorolni, bár az elmúlt évtizedekben ezzel kapcsolatban is számos változás történt, melyekre a későbbiekben részletesen kitérek. A mainstream irányzatok számára „a természet pusztán a gazdaság kitermelő és hulladéklerakó szektora”, mely mindössze végtelenül rendelkezésre álló és kitermelhető, továbbá korlátlanul helyettesíthető erőforrásokat szállít a gazdaság számára (Daly H. E. 2001. p.8). Elméletüket számos érveléssel igyekeznek alátámasztani (például Okun A. M.), az egyik leggyakrabban hangoztatott az, hogy sok esetben a természeti erőforrások költségei (például az energiaköltségek) csak nagyon kis részét teszik ki a termelés során felmerülő teljes költségeknek (az energia esetében körülbelül 5-7%-ot tesz ki az arányuk, kivételes esetekben 10%-ot), sőt sok esetben ezek a tényezők ingyenesen a rendelkezésre állnak (például levegő) (Kümmel R. 2010., Birol F. et al. 2000.).

Változás az 1960-as években következik be, mely időszakot a „rádöbbenés korszakának” is szokás nevezni, hiszen ebben az évtizedben vált sokak számára nyilvánvalóvá, hogy a természetet nem lehet korlátlanul szennyezni, s a minket körülvevő környezet erőteljes korlátot szab a gazdasági növekedésnek. Daly H. E. (1990, 2001) a fenntartható növekedés helyett a fenntartható fejlődést tartja az egyetlen lehetséges megoldásnak, a gazdasági növekedés határait érdekes és újszerű gondolatmenettel boncolgatja. Véleménye szerint, míg a mikroökonómiában teljesen elfogadott a gazdasági növekedés határának keresése, addig a makroökonómia teljesen elhanyagolja ezt a területet. Érvelésében a mikroökonómia legfőbb célkitűzése az optimális méret megállapítása, vagyis annak a pontnak a keresése, ahol a „növekvő határköltség egyenlő a csökkenő határhaszonnal, és amelyen túl a tevékenység további növelése ráfizetéses lenne, mert jobban növelné a költségeket, mint a hasznokat” (Daly H. E. 2001. p.5). Ugyanakkor felteszi a kérdést, hogy a növekvő határköltség és a csökkenő határhaszon mikroökonómiában elfogadott törvényszerűsége miért ne lenne alkalmazható a makroökonómiában is (mely ezáltal határt szabna a gazdasági tevékenységeknek)? Az elsők között mutat rá arra, hogy a gazdaság önmaga is egy alrendszer, a természetnek, az ökoszisztémának az alrendszere, tehát a mikroökonómia szabályai rá is alkalmazhatók. Munkájának hatására Max-Neef M. (1995) megalkotja a küszöb hipotézist, mely kimondja, ha a makroökonómiai rendszer elér egy bizonyos méretet, akkor a növekedés pótlólagos költségei meg fogják haladni az elért hasznokat. Tehát a makroökonómiában is lennie kell egy olyan pontnak, ahonnan már a növekedés nem folytatható.

Az 1970-es években számos olyan esemény történik, mely a későbbiekben nemcsak, hogy komoly hatást gyakorol a közgazdaságtani elméleti irányzatokra, hanem új irányzatok megszületéséhez (például energiagazdaságtan) is hozzájárul. Az egyik ilyen változás a Római Klub megalakulása (1968), illetve a szervezet megbízásából Meadows D. H. és szerzőtársai által 1972-ben írt *A növekedés határai* című könyv, mely eredményeivel sokkolja a

közvéleményt és olyan vitákat indít el, melyek hatására felértékelődik a környezet gazdasági szerepe. A másik ilyen meghatározó jelentőségű történelmi momentum az 1973-as arab-izraeli háború, illetve annak közvetlen hatására bekövetkező olajárrobbanás, melynek következtében rövid időn belül megnégyszereződik a kőolaj hordónkénti ára. Ez a katonai konfliktus már nemcsak lokális szintű válságot okoz, hanem az egész világra kiterjedően befolyásolja az árak alakulását jelentős inflációt okozva, kihat a technológiai fejlődésre, továbbá az egyes országok energiastratégiájára.

Ezen események következtében olyan új irányzatok születnek meg, mint a környezetgazdaságtan, az energiagazdaságtan, a biofizikai közgazdaságtan, illetve az ökológiai gazdaságtan. Ezeknek számos további alirányzata él jelenleg is egymás mellett (például mélyökológia, ökofeminizmus, társadalom-ökológia), melyek sok esetben igen radikálisan tekintenek az emberiségre, a gazdaság működésére, a természeti környezetre. Elsősorban azt hangsúlyozzák, hogy a gazdaságot nem lehet önmagában vizsgálni, nem lehet függetleníteni az őt körülvevő természeti környezettől, a fizikai törvényszerűségek (például a termodinamika első és második főtörvénye) hatással vannak a benne zajló folyamatokra.

Disszertációm korlátozott terjedelme miatt jelenleg csak a főbb irányzatok bemutatására, továbbá szintetizálására törekszem.

A fizika szerepe a közgazdaságtanban és biofizikai közgazdaságtan elmélete

A fizika a XVIII-XIX. század egyik legfejlettebb tudománya, mely jelentős hatást gyakorol a közgazdaságtan fejlődésére is. A determinisztikus világnézet (miszerint minden determinisztikus szabályokat követ) és az attitűd az előrejelezhetőség megoldására a XIX. századtól kezdve befolyásolja a politikai gazdaságtant (Móczár J. 2008. p.8). A XIX. század második felében - a matematikai formalizáció elterjedésével - már fizikai módszerek is megjelennek a közgazdaságtanban, s a későbbiekben sem csökken e tudomány hatása a közgazdaságtanra.

A közgazdaságtant fizikai és biológiai alapokról közelíti meg Georgescu-Roegen N. (1971) megteremtve ezzel a biofizikai közgazdaságtan alapjait. A termodinamika első és második főtörvényének közgazdaságtani kiterjesztése mellett érvel, bár a fizikai törvényszerűségek gazdasági alkalmazása már Podolinsky S. és Soddy F. munkáiban is megjelenik (Dale M. 2012.). A termodinamika első főtörvénye az anyag- és energiamegmaradás elve, mely kimondja, hogy az energia a termodinamikai folyamatok során átalakulhat, de nem keletkezhet és nem veszt el (a fizikai definíció szerint egy rendszer belső energiájának változása egyenlő a rendszerrel közölt hő és a rendszeren végzett munka összegével). Tehát az energiamegmaradás törvénye egy mennyiségi korlátot szab a gazdasági folyamatoknak. A termodinamika második főtörvényét az entrópia törvényének is szokás nevezni, mely nem mennyiségi, hanem minőségi korlátot jelent, Clausius megfogalmazásában „hő nem megy magától hidegebb helyről melegebb helyre” (Martinás K. 2012.). Georgescu-Roegen N. szerint a gazdaság „alacsony entrópiájú (értékes) anyag/energia felhasználásával állít elő az embernek hasznos termékeket és szolgáltatásokat, végül pedig magas entrópiájú (értéktelen) anyagot/energiát bocsát ki” (Pataki Gy. 2002. p.35.). Az extrópia fogalma az entrópia ellentéte, az egyensúlytalanság (a rendezetlenség) mértékét jelenti. „Az extrópia távolság az egyensúlyi állapottól. A rendszer és a környezet együttes entrópia-hiányát jelenti. ... Nem egyensúlyi rendszerekben (és azok vagyunk) állandó entrópiatermelés van”, vagyis az extrópia értéke folyamatosan nő (Martinás K. 2012. pp.23-24.). A „környezet fizikailag tartalmazza és fenntartja a gazdaságot, oly módon, hogy újratermeli az alacsony entrópiájú nyersanyagokat és elnyeli a magas entrópiájú hulladékokat” (Daly H. E. 2001. p.12.).

Az energiát minősége alapján (és az entrópia törvénye szerint) két fajtára oszthatjuk fel. A hozzáférhető vagy szabad energia elnevezés arra utal, hogy az ilyen típusú energiát az

emberiség képes felhasználni, míg a kötött vagy nem hozzáférhető energiát nem. Georgescu-Roegen N. (2002) a szénrel szemlélteti ennek a két típusnak a lényegét: amíg a szén a kezünkben van, addig annak kémiai energiája felhasználható (szabad energia), ha elégetjük, hőenergia keletkezik, mely szétszóródik a környezetben, vagyis kötött energiává degradálódik. Véleménye szerint ez a két törvény olyan korlátokat szab a gazdaság növekedésének, melyet feltétlenül figyelembe kell venni a közgazdaságtannak. Ezzel ellentétes álláspontot képvisel Bartus G. (2008), meggyőződése, hogy a Földön az entrópia akkor is növekedne, ha nem létezne az emberi faj és nem lenne gazdaság sem. „Az entrópiánövekedés a világegyetemre jellemző általános sajátosság, a létezés inherens velejárója” (Bartus G. 2008. p.1017.). A folyamat ugyanakkor nem egyirányú, az entrópia energiabefektetéssel csökkenthető, vagyis számos szerző szerint a szűkösség ezen formája mégsem olyan veszélyes, ahogy azt Georgescu-Roegen leírja.

Ugyanakkor azt a tényt mindenféleképp el kell fogadnunk (függetlenül a körülötte zajló vitáktól), hogy az energia szűkös erőforrás (még ha nem is termodinamikai nézőpontból), a fosszilis erőforrások belátható időn belül kimerülnek, bár az erre vonatkozó előrejelzések igen széles időintervallumot ölelnek fel. Felmerül a kérdés, hogy mivel tudjuk ezen erőforrásokat helyettesíteni? Vannak-e a helyettesíthetőségnek korlátai? A válasz függ attól, hogy kategórián belüli, vagy kategóriák közötti helyettesítést vizsgálunk. Egyik oldalról vizsgálva a problémát a legtöbben úgy vélik, hogy hosszú távon a megújuló energiaforrások (például víz-, szél-, nap-, geotermikus energia, biomassza) alkalmasak lesznek a kimerülő energiaforrások helyettesítésére. Másik nézőpontból – közgazdaságtani elméleti oldalról közelítve a kérdést – az energiaforrások korlátozva vagy korlátlanul helyettesíthetők más termelési tényezőkkel, így tőkével és munkával. Az elméletek közötti eltérés abból fakad, hogy miként vélekednek az erről a fajta helyettesíthetőségről, melyről a későbbiekben még szó lesz.

A környezet-, az energia- és az ökológiai gazdaságtan

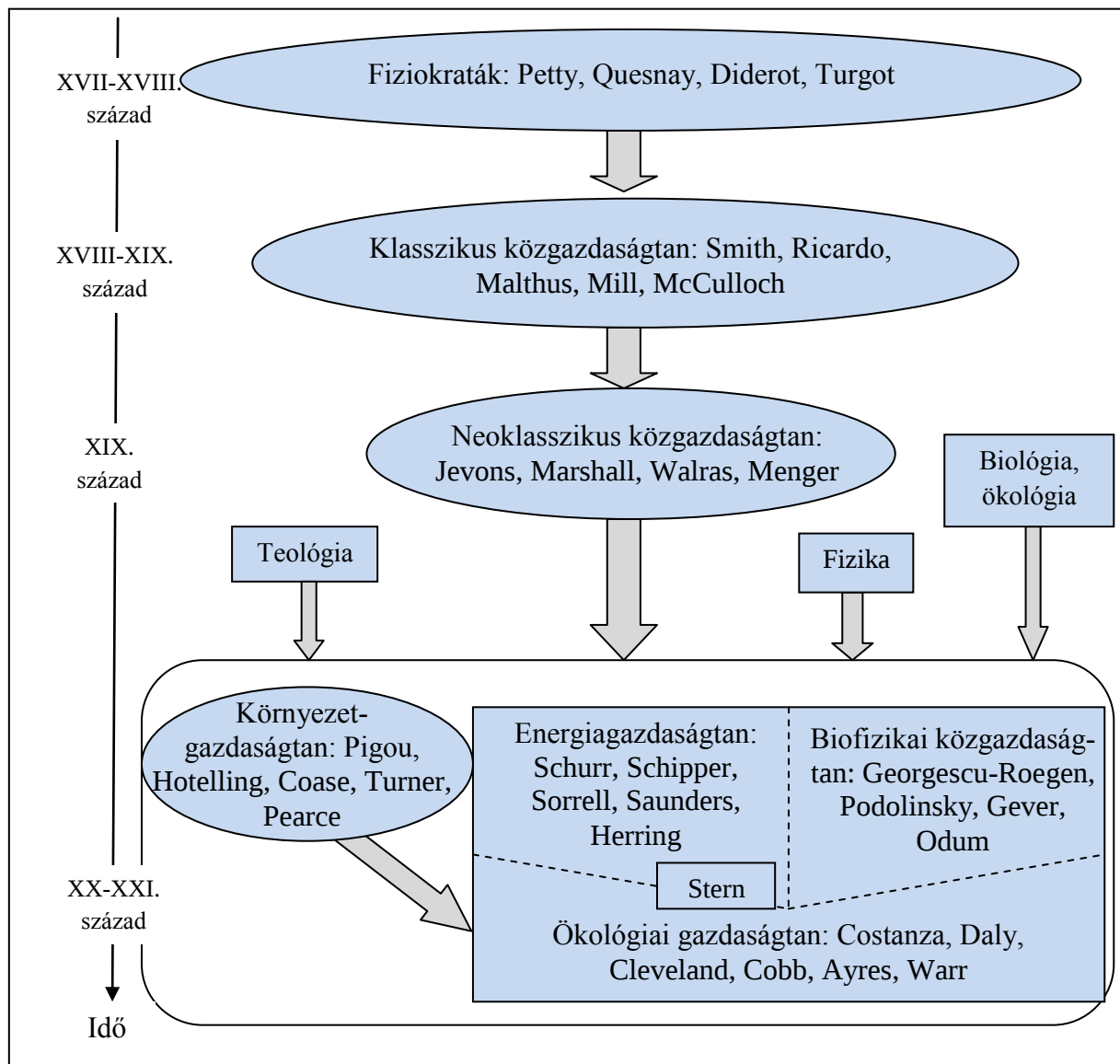
A környezetgazdaságtan tulajdonképpen a környezet gazdaságtana, a természeti erőforrások kezelésével, illetve a környezetszennyezéssel kapcsolatos problémák megoldásával foglalkozik. Célja a szűkös erőforrások (különös tekintettel a természeti erőforrásokra) optimális allokációja, azok piaci árának meghatározása. Neoklasszikus alapokra épít, a gazdaság szemszögéből szemléli a társadalmi és az ökológiai kérdéseket.

Az energiagazdaságtan fő kutatási területe az energia keresleti és kínálati oldalának, illetve az energiaintenzitásnak a vizsgálata, az energiaárak változásának, továbbá hatásának elemzése, a megfelelő energiapolitika kialakítása. Az energiagazdaságtan nem más, mint az energiaforrások gazdaságtana (Evans J. et al. 2009.), önálló elméleti irányzattá válása az első olajárrobbanáshoz (1973) köthető, bár már az azt megelőző évtizedekben is napvilágot látott néhány, a témakörhöz kapcsolódó tanulmány (például Hotelling H. 1931.).

Az ökológiai gazdaságtan ehhez képest egy fiatalabb ága a közgazdaságtannak, 1989-ben intézményesült és egy sajátos irányzatot képvisel a közgazdaságtanban. A kutatások (például Daly H. E., Cobb J. B.) a közgazdaságtanon túl érintik a fizika, az ökológia és a teológia területeit is, továbbá lényeges elemük, hogy vizsgálódásaikat materiális alapokra helyezik. Ez az elmélet részben a biofizikai közgazdaságtan folytatása (bár egyes források szerint a biofizikai és az ökológiai közgazdaságtan tulajdonképpen egy és ugyanaz), de ezen túl egyesíti a közgazdaságtan, a környezetgazdaságtan és az erőforrásgazdaságtan főbb eredményeit. (Bartus G. 2008.) Vizsgálatainak kiindulópontja az, hogy „az emberek által működtetett gazdaság a földi ökoszisztémák összességének (a bioszférának) egy alrendszerét képezi” (Kocsis T. 1999. p.143).

Míg a környezetgazdaságtan képviselői, illetve az általuk tárgyalt kérdések viszonylag jól elkülöníthetők az energiagazdaságtan, a biofizikai közgazdaságtan és az ökológiai

közgazdaságtan vizsgálódásaitól, addig ez utóbbi három irányzat esetében a határok nem egyértelműek, a kutatók többsége az elemzések során érinti mindhárom területet (gyakran előfordul, hogy Daly H. E. és Cleveland C. J. kutatókat munkásságuk alapján a biofizikai közgazdaságtanhoz sorolják, nem pedig az ökológiai közgazdaságtanhoz). Stern D. I. kutatót munkássága alapján egyik közgazdaságtani elméleti irányzathoz sem lehet egyértelműen besorolni, hiszen számos publikációjában foglalkozik az energia gazdaságban betöltött szerepével, az energia minőségének kérdésével, a globális éghajlatváltozással stb., így őt ennek alapján az ökológiai és az energiagazdaságtan határán helyeztem el (itt jegyezném meg, hogy munkái környezetgazdaságtani irányultságot is tükröznek). (5. ábra)



Forrás: az alfejezetben szereplő források és különösen Kocsis T. 1999. p.140. ábrája alapján saját szerkesztés

5. ábra

A dolgozatban tárgyalt elméleti irányzatok és főbb képviselőik

Az energia gazdaságban betöltött szerepéről való vélemények igen széles skálán mozognak. Az energiafelhasználás és gazdasági növekedés kapcsolatát vizsgáló elemzések többsége arra keresi a választ, hogy a növekedés hogyan befolyásolja az energiafelhasználást és nem pedig

fordítva (a priori feltételezik az okság irányát). Az üzleti gazdaságtan és a pénzügytan rövid távon figyelembe veszi az energia (például a kőolaj) árát, de a mainstream növekedésméletekben az energia nem szerepel közvetlen tényezőként, a gazdasági növekedést a tőke, a munka és a technológia fejlődésével magyarázzák (Stern D. I. 2004.). Mind az ökológiai, mind az energiagazdaságtan képviselői a gazdasági növekedés fő mozgatórugójának az energiát, illetve az energiafelhasználást tartják, sőt vannak olyan radikális nézőpontok is, melyek szerint az energiafelhasználás a gazdasági fejlettség kizárólagos mérőszáma (például Duncan R. Olduvai-elmélete). Elméletüket az energia termelésben betöltött szerepének fontosságával magyarázzák, azzal érvelnek, hogy nincs olyan gazdaság tevékenység, melyhez ne lenne szükség energiára (Stern D. I. 2004., 2011.), abból az egyszerű tényből kiindulva, hogy a termelés egy munkafolyamat és a munkavégzés energiabefektetéssel jár (Murphy D. J. et al. 2011.).

A Duncan R. által felállított Olduvai-elmélet a malthusianizmussal (annak pesszimizmusával) mutat rokon vonásokat. Az elmélet lényege, hogy az általa ipari civilizációnak nevezett társadalom 2030-ig fog fennállni - hasonlóan Meadows D. et al. 1972-es előrejelzéséhez - melyet egy jelentős hanyatlás fog követni, melynek egyik következményeként 2050-re a világ népessége 2 milliárdra esik vissza. Az elméletet bírálók elsősorban azzal érvelnek, hogy előrejelzéseit mindössze egyetlen mutatóra építi, nevezetesen a világ energiatermelésének és a világ népességének hányadosára. (Duncan R. 2005., 2006.)

Mallick H. (2009) egészen más oldalról közelíti meg a problémát: ha hihetünk a neoklasszikusoknak, akkor az energia ára, az energia elérhetősége, a felhasznált energia mennyisége egyáltalán nem fontos a termelés és a gazdasági növekedés szempontjából. Ebből a nézőpontból például a Hormuzi-szoros esetleges lezárása körül kialakult feszültségek vagy a 100 US\$ feletti hordónkénti olajár tulajdonképpen nem is tűnik olyan lényegesnek, teljesen érthetetlennek tűnik a nemzetek ezek feletti aggodalma. Mivel ennek éppen ellenkezője igaz, ez egy újabb érv az energia fontossága mellett.

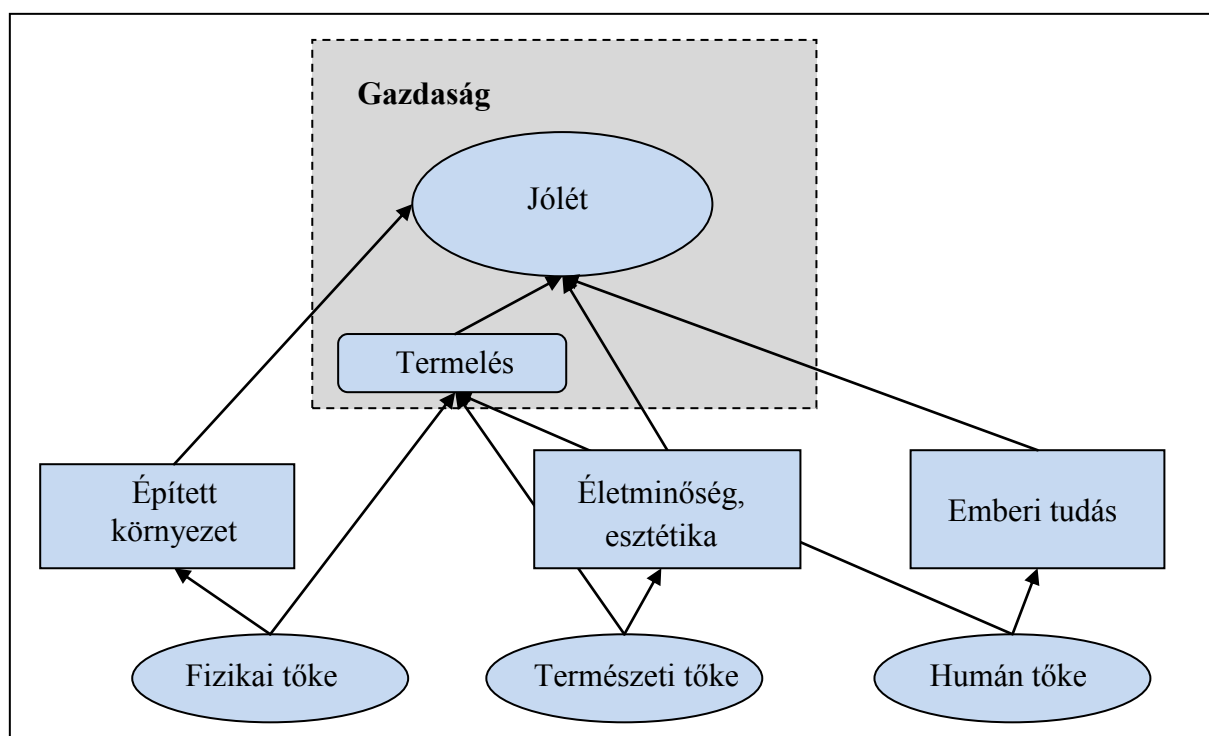
Kovács F. (2005, 2007, 2008) számos tanulmányában hangsúlyozza az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés közötti kapcsolat szorosságát, sőt véleménye szerint „egy adott ország gazdasági-jóléti színvonalát az energiafelhasználás mértéke is jellemzi” (Kovács F. (c) 2007. p.63.), illetve „az ásványi nyersanyagtermelés, az energiaigények biztosítása a gazdaság és az életszínvonal emelésének egyik alapvető pillére” (Kovács F. (a) 2007. p.47.). Hasonló véleményt képvisel Lakatos I. et al. (2008), aki a globális GDP és a kőolajszükséglet közötti kapcsolatot fejtegeti.

Tehát kimondható, hogy az ökológiai-és az energiagazdaságtan képviselői egyetértenek az energia gazdasági növekedésben betöltött elsődleges szerepével. Abban azonban már jelentős különbségek mutatkoznak, hogy hogyan képzelik el ezt az elsődleges szerepet. Cleveland C. J. (2003) az energia elérhetőségét hangsúlyozza, Murphy D. J. et al. (2011) szerint a felhasznált energia mennyiségében történt növekedés a fontos. Schurr S., illetve Berndt E. R. et al. (1975) az elsők között ismerik fel az energia minőségének gazdasági fontosságát: véleményük szerint a villamosenergia a jelenleg elérhető legjobb minőségű energiaforrás, továbbá az energia minőségének javulása járult hozzá a fejlett országok energaintenzitásának javulásához. Stern D. I. (2009) szintén az energia minőségének gazdaságban betöltött fontossága mellett érvel. Ayres R. U. et al. (2003., 2005.) az energia árának csökkenésével magyarázza az első és második ipari forradalom hatására bekövetkező gazdasági fejlődést, illetve azzal, hogy az energia (illetve az általa elérhető munkavégző képesség növekedése) szélesebb néprétegek számára elérhetővé vált (például belső égésű motorok). A biofizikai közgazdaságtan képviselői (például Gever J.) kizárólag az energiát tekintik elsődleges termelési tényezőnek a gazdasági növekedésben, véleményük szerint a tőke és a munka tölt be közvetítő szerepet (az energia, mint elsődleges termelési tényező és a gazdasági növekedés között), ellentétben a mainstream közgazdaságtan nézőpontjával, ahol a tőke és a munka az

elsődleges termelési tényező (Stern D. I. 2004., 2011.). A fő különbség - az elsődleges, illetve a közvetítő szerepet tekintve - abban nyilvánul meg, hogyha az adott tényező elsődleges faktor, akkor nem vesz részt közvetlenül termelésben, nem kerül közvetlenül felhasználásra (csak közvetett módon vannak jelen). Amennyiben közvetítő, akkor közvetlenül felhasználják. A mainstream közgazdaságtan szerint az energia és az anyag (tehát a természeti erőforrások) közvetítő jellegűek, közvetlenül felhasználják ezeket a gazdasági tevékenységek során.

Az energia helyettesíthetősége

A közgazdászok körében egyre inkább elfogadottabbá válik az, hogy a fizikai és humán tőken túl a természeti tőke is a gazdaság fontos eleme (a mainstream növekedésméletek elviekben a szűkös természeti erőforrásokat a fizikai tőkéhez sorolják – Simon Gy. 2001.). Mindhárom tőke típusnak fontos szerepe van az emberi jólét kialakításában, azáltal, hogy hozzájárulnak a gazdasági javak és szolgáltatások előállításához. Ezen túlmenően a fizikai tőke az épített környezettel (például kulturális örökség fizikai megnyilvánulása), a humán tőke az általános emberi tudás révén, a természeti tőke pedig számos olyan „szolgáltatást” (például egy szép tájkép, friss levegő) nyújt, mely nélkülözhetetlen az emberi jóléthez (6. ábra). (Barbier E. B. 2003.)



Forrás: Barbier E. B. 2003. p.255. alapján saját szerkesztés

6. ábra

A humán, a fizikai és a természeti tőke viszonya a gazdasághoz

Mind az ökológiai közgazdászok, mind a környezetgazdaságtan képviselői részben eltérő osztályozást alkalmaznak, a tőkét tekintve különbséget tesznek a mesterséges és a természeti tőke között. Mesterséges tőke alatt a humán tőkét és a fizikai tőkét értik, vagyis az épületeket, gyárakat, szerszámokat stb., míg a természeti tőke a természeti- és ökológiai rendszerekből származik és részét képezik az energiaforrások. Véleményük szerint (például Pearce D. W. et al. 1990.) a tőke ezen két típusa sokkal inkább kiegészíti egymást, semmint helyettesíti (a

természeti tőkének csak egy nagyon kis része helyettesíthető mesterséges tőkével), ami még szorosabb korlátot szab a növekedésnek.

A szakirodalomban folyó vita (mely legaktívabban az 1980-as évek elején a *The Review of Economics and Statistics* és a *The American Economic Review* folyóiratok hasábjain folyt Griffin J. M., Berndt E. R. és Wood D. O. kutatók között) lényegét az képezi, hogy a természeti tőke milyen mértékben helyettesíthető mesterséges, vagyis ember alkotta tőkével. Az egyik álláspont szerint (pl. neoklasszikus közgazdaságtan képviselői, akiket „erőforrás optimistáknak” is szokás nevezni - Zilahy Gy. 2000.) korlátlanul helyettesíthetőek, mely alapját képezi a gyenge fenntarthatóság megközelítésének (Kerekes S. 2007. p.25.). Ez azt jelenti, hogy elegendő, ha a különböző tőketípusok együttes értéke nem csökken, vagyis a természeti erőforrás kiaknázásával párhuzamosan legalább ugyanolyan értékű mesterséges tőke jön létre (Szlávik J. 2006.). A másik fő irányzat szerint (pl. ökológiai közgazdaságtan – „erőforrás pesszimisták”) a helyettesíthetőségnek komoly korlátai vannak, a természeti erőforrások „abszolút külső fenntarthatósági korlátot képeznek”, mely irányzatot erős fenntarthatósági megközelítésnek nevezünk (Bajmócy Z. et al. 2010. p.233.).

A neoklasszikus közgazdaságtan képviselői eleve nem veszik komolyan a gazdaság materiális alapjait, véleményük szerint a technológiai fejlődés a jövőben is meg fogja oldani ezt a problémát (például Solow R. M.). Biofizikai nézőpontból teljesen irreális elképzelés a korlátlan helyettesíthetőség ezen gondolata (Cleveland C. J. 2003.), véleményük szerint „a technológiai fejlődés története korántsem igazolja ezt az optimista felfogást: a technológiai haladás nagy áttörései a hozzáférhető energia más-más forrásának felhasználásához kötődnek, amely mindig az ásványi anyagok felhasználásának újabb és újabb kiterjedését hozta” (Pataki Gy. 2002. p.36.). Az ökológiai közgazdászok (például Cleveland C. J. 2003., Daly H. E. 2001.) szintén hasonló álláspontot képviselnek (technológiai szkepticizmus jellemzi őket), szerintük a technológiai változások csak a felhasznált energia minőségének javulását eredményezik (itt jegyzem meg, hogy az energia minősége itt az energiaforrásból nyerhető energia mennyiségét jelenti, vagyis magas EROI, illetve exergia/energia értéket) (Daly H. E. 1974.), „az új technológiák új környezeti problémákat okoznak” (Bartus G. 2008. p.1013.).

Az energiagazdaságtan képviselői is hasonló állásponton vannak, S. Sorrell (2007) és Berndt E. R. et al. (1975) szerint a tőke és energia között általában nagyon alacsony a helyettesíthetőség, inkább kiegészítő jellegűek, mely hosszú távon még intenzívebben jelentkezik. Apostolakis B. E. ezzel ellenkező álláspontot képvisel, a tőke és az energia hosszú távú helyettesíthetősége mellett érvel, míg rövid távon inkább komplementer jellegűnek tartja őket, más szerzők szerint ez annak függvénye, hogy az energiaköltségek mekkora részét teszik ki a teljes költségnek (amennyiben csak kis részét, valószínűbb a kiegészítő jelleg).

A helyettesíthetőséget vizsgálhatjuk aszerint is, hogy mikro-, vagy makroszinten megy végbe, milyen időtávot szemlélünk, továbbá számít az is, hogy milyen kategóriában szemlélem a helyettesítést. Általános vélekedés, hogy bár mikroszinten elképzelhető a helyettesíthetőség, makroszinten már nem, ott komplementer jellegűek (Stern D. I. 2000., 2004., Berndt E. W. et al. 1981.). Nem mindegy az, hogy a helyettesítést azonos kategórián belül vizsgálom, vagy különbözőben. Az azonos kategórián belüli vizsgálatra jó példa, ha a fosszilis energiaforrások megújulókkal való helyettesíthetőségét elemzem, kategórián kívülre pedig az, hogy tovább lépek és az energia fizikai tőkével való kiváltását vizsgálom. Stern D. I. (2011) megjegyzi, hogy a kategórián belüli helyettesíthetőség hosszú távon sokkal valószínűbb, mint a kategóriák közötti.

Ezen áttekintés alapján elfogadhatjuk azt a tényt, hogy az energia csak korlátozottan helyettesíthető más termelési tényezőkkel, továbbá függetlenül attól, hogy állást foglalnánk abban a kérdésben, miszerint közvetítő vagy elsődleges input a termelésben, vitathatatlan a gazdasági növekedésben betöltött szerepének a fontossága.

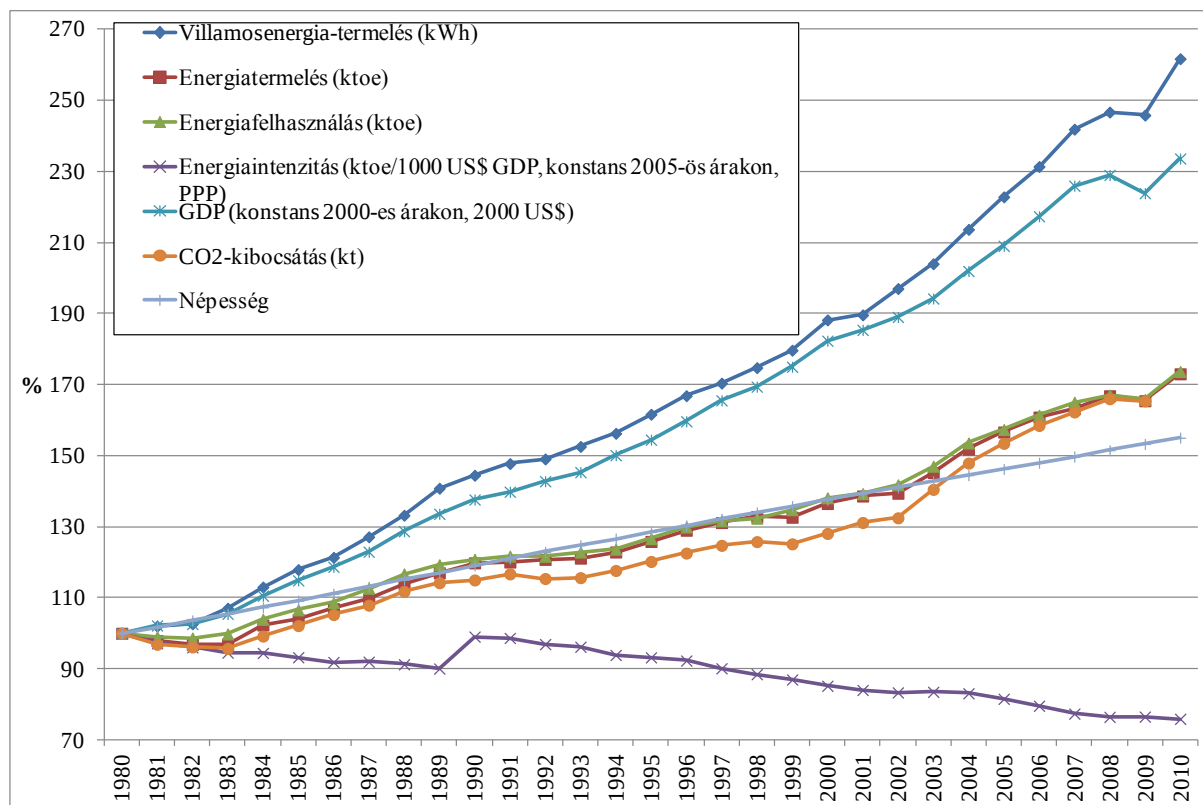
1.3. Az energiafelhasználás és az energiahatékonyság a fenntarthatóság tükrében

A Föld népessége gyors növekedésnek indult az elmúlt évszázadban: az ENSZ (2012) adatai szerint 1950-ben a világ népessége alig haladta meg a 2,5 milliárd főt, 1974-ben elérte a 4 milliárdot, 2012-ben a 7 milliárdot, s az előrejelzések szerint 2030-ra túllépi a 9 milliárd főt. A helyzetet súlyosbítja az, hogy a jövőbeni népességnövekedés 90 százaléka a fejlődő országokban fog bekövetkezni, annak 90 százaléka pedig a túlnépesedett nagyvárosokban.

A népességnövekedés szoros kapcsolatban van az energiafelhasználás növekedésével: az energia nemcsak a fejlődő, hanem a fejlett országokban is nélkülözhetetlen erőforrás a gazdasági- és társadalmi fejlődéshez, a szegénység csökkentéséhez (Bindra S. P. et al. 2009.). A World Energy Council adatai szerint – feltételezve az energiaárak változatlanságát – 2020-ra a világ energiakereslete 50-80 százalékkal fogja meghaladni az 1990-es szintet. Ugyanakkor az energia, különösen az olaj és egyéb fosszilis energiahordozók iránti keresletnövekedés jelentős hányada már nem a fejlett, iparosodott országokban jelentkezik, hanem a feltörekvő gazdaságokban, így – többek között - Kínában és Indiában. Ezen régiók modernizálódása, iparosodása, illetve urbanizálódása erőteljesen hozzájárul energiaéhségük növekedéséhez (Zhang N. et al. 2011.). A BRIC országok növekedésével a gazdasági súlypontok eltolódnak, a kereskedelmi kapcsolatok egy része átalakul. A 2008-2009-es válság felgyorsította ezen folyamatokat: a Triádok gazdasági növekedése visszaesett, csökkent az energiafogyasztás, így a kereslet súlypontja még inkább eltolódott a feltörekvő gazdaságok irányába. Míg a fejlett országok egyre inkább a fenntarthatóságra, az energiatakarékosságra törekednek a különböző gazdasági szektorokban, addig a BRIC országok energiafogyasztása nő, elsősorban a felgyorsult gazdasági növekedés, illetve a növekvő népesség miatt.

Az energiabiztonság növelésének kérdése egyre sürgetőbbé válik. A magas olajárak és a termelő országok nyersolaj kincseiért folyó növekvő verseny olyan lehetőségeket teremtett, amit egyes termelő országok kihasználnak politikai és gazdasági céljaik elérése érdekében. Oroszország határozott fellépése (például az Európai Unió harmadik energiacsomagja kapcsán), vagy a fokozódó ellentét Irán és a nemzetközi közösség között – annak atomprogramja kapcsán - jó példa erre. Ezt segíti, hogy az „új nagyfogyasztók”, például Kína sokszor olyan országokban keresnek nyersolajforrásokat (Irán, Szudán, Venezuela), amelyeknek politikai és diplomáciai kapcsolatai nem rendezettek a régi nagy fogyasztókkal, azaz a fejlett centrum országokkal (Európa, Észak-Amerika államai) (Róbel G. 2006.). A Nemzetközi Energiaügynökség (2012) adatai szerint a világ energiafogyasztásából 1973-ban Kína mindössze 7%-kal részesedett, míg az OECD-országok 61,4%-kal. Ez az arány módosult az ezt követő 30 évben: 2010-ben Kína részesedése már 19,1% volt, míg az OECD-országoké lecsökkent 42,4%-ra. Mára Kína a világ második legnagyobb olajimportőre, és ötödik legnagyobb olajkitermelője. (IEA, 2012)

A becslések szerint, ha az 1973-as olajválságot követően nem ment volna végbe egy jelentős energiahatékonyság-javulás, akkor ma az energiafogyasztás 50%-kal nagyobb lenne a világon (Dinya L. 2010. p.914.). Az Energiaklub (2006) becslése alapján az Európai Unióban a technológiai fejlődés, a szükséges jogszabályok megszületése, az energiahatékonysági támogatások és kampányok nélkül több, mint 40 százalékkal magasabb lenne az energiafelhasználás. A fokozódó energiafelhasználás további problémákat vetít előre: a fosszilis energiaforrások elégetése (hasznosítása) során keletkező üvegházhatású gáz kibocsátás felelős a globális felmelegedésért. Tehát az energiaforrások hatékonyabb felhasználását a gazdasági tényezőkön túl számos környezeti faktor teszi indokolttá. (7. ábra) A továbbiakban az energiafelhasználás, az energiagazdálkodás és a fenntarthatóság viszonyát elemzem.



Forrás: a Világbank adatai alapján saját szerkesztés

7. ábra

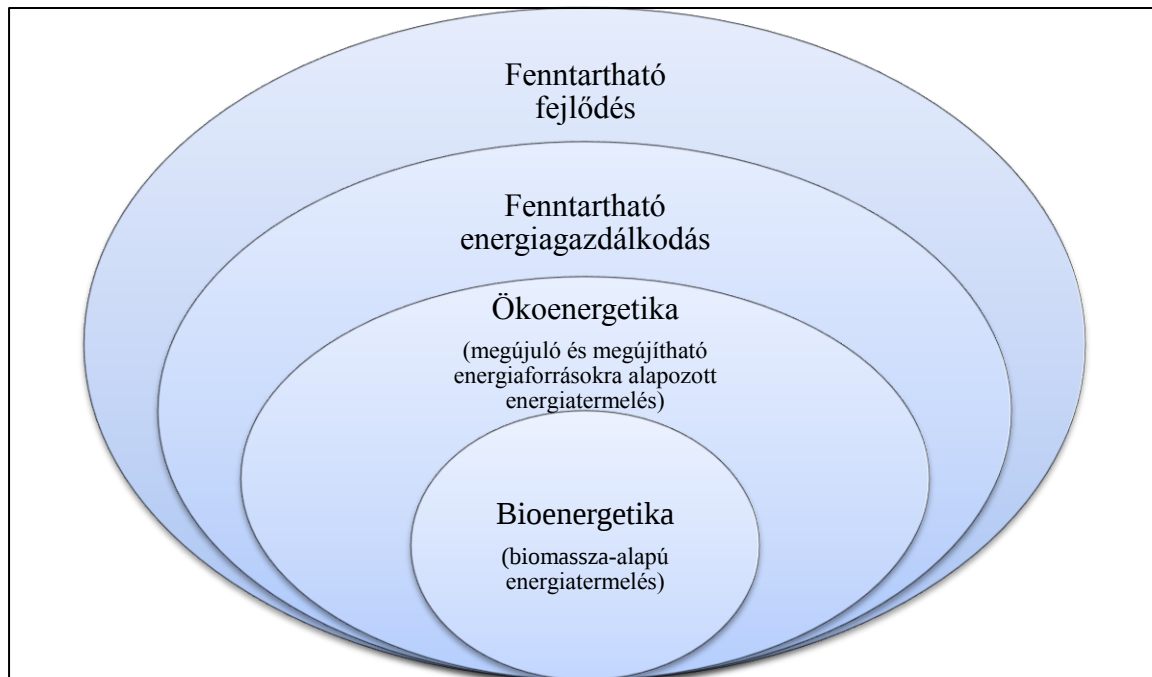
A világ energiafelhasználásával kapcsolatos főbb adatok alakulása (1980-2010)

Kiindulásként két alapvető fontosságú fogalmat is definiálnunk kell, így az (fenntartható) *energiagazdálkodást* és a *fenntartható fejlődést*. Az *energiagazdálkodás* „a rendelkezésre álló energiaforrások és készletek leggazdaságosabb felhasználásának és kihasználásának biztosítására és megszervezésére, az energiaszükséglet gazdaságos és biztonságos kielégítésére, az energiaveszteségek csökkentésére, a felesleges veszteségforrások megszüntetésére irányuló gyakorlati tevékenységet” jelenti (Barótfi I. et al. 2003. p.3.). Négy fő tevékenységi körét különböztetjük meg, így a kitermelést, átalakítást, elosztást és felhasználást, fő feladata pedig az energiaszükséglet minimalizálása a felhasználást befolyásoló intézkedésekkel.

A *fenntartható fejlődés* a Brundtland-féle definíció szerint olyan fejlődés, amely kielégíti a jelen szükségleteit anélkül, hogy veszélyeztetné a jövő nemzedékek szükségleteinek kielégítését. A *fenntartható energiagazdálkodás* ehhez képest egy szűkebb kategóriát jelent: „az energiatermelés, -tárolás, -szállítás, -felhasználás komplex folyamatának (vertikumának) társadalmi, gazdasági és ökológiai szempontokat integráló megvalósítása, vagyis a klasszikus energiagazdálkodás fenntartható fejlődésbe illeszkedő átalakítása” (Dinya L. 2010. p.914.). A fenntartható fejlődést, illetve a növekedés korlátait középpontba állító elméletek egyik kiindulópontja a fosszilis energiaforrások végességének felismerése volt, illetve ebből adódóan a természeti tőke helyettesíthetőségének kérdése. (Cleveland C. J. 2003.) A fenntartható energiagazdálkodás hosszú távú célja a fenntartható fejlődés, mely biztosítja a gazdasági- és társadalmi jólétet. Két pillére a megújuló energiaforrások fokozottabb felhasználása, illetve az energiafelhasználás csökkentése az energiahatékonyság és az energiamegtakarítás révén (Rohonyi P. 2007.).

Az energetikát a fenntarthatósági elméletek komplex módon kezelik. A fenntartható fejlődés mindhárom pillére (társadalom, környezet, gazdaság) elválaszthatatlan ezen szektortól, hiszen

az energiafelhasználás során számos olyan externális hatás lép fel, melyek veszélyeztetik a jólétet. A környezeti problémák jelentős része az energiafelhasználással függ össze, így többek között a nukleáris hulladékok elhelyezésének kérdése, az olajszenyvezések, az emisszió. Mindezek mellett az energetika a gazdasági fejlődés és a társadalmi haladás elválaszthatatlan részét képezi: még ma is emberek milliói élnek energiaszegénységben (a World Energy Council becslése szerint 1,6 milliárd ember még mindig nem jut hozzá a villamosenergiához), a WHO (2012) adatai szerint a nem megfelelő energiafelhasználás következtében egy év alatt annyian (kb. 1,6 millió fő) halnak meg légzőszervi megbetegedésekben, mint AIDS-vírus miatt.



Forrás: Dinya L. 2010. p.914. alapján saját szerkesztés

8. ábra

A fenntartható energiagazdálkodás

Az energiagazdálkodással szorosan összefüggő fogalom az energiabiztonság, mely a gazdaság azon képességét jelenti, hogy fenntartható energetikai szolgáltatásokat nyújtson hozzájárulva ezzel a gazdasági, társadalmi jóléthez. (Blum H. 2012. p.1988.) Az energiabiztonságot Blum H. (2012) - az ökológiai közgazdaságtan szemszögéből vizsgálva – a következő három attribútummal jellemzi: 1) reziliencia, 2) rugalmasság, 3) transzformálhatóság. A reziliencia fogalma elterjedt, mind a környezet-, mind az ökológiai gazdaságtanban, a pénzügytanban, szervezetelméletekben. Energetikai értelemben a reziliencia a gazdaság azon képességének a mértékét jelenti, hogyan tudja az energiafelhasználás hatásait kezelni. A rugalmasság a rendszerben bekövetkező hirtelen változások kezelését foglalja magába, a transzformálhatóság pedig az energetikai szempontból biztonságosabb energiaforrások felhasználását. (Blum H. 2012. p.1984.) Az energiabiztonság az alábbi 4R koncepcióval jellemezhető (Chaturvedi A. 2011. p.4651.):

1. A probléma feltérképezése (~Review).
2. Elmozdulás a „biztonságosabb” energiaforrások felé (~Replace).
3. A keresletnövekedés korlátozása (~Restrict).
4. Energiahatékonyság és energiamegtakarítás révén az energiafelhasználás csökkentése (~Reduce).

A fenntartható energiagazdálkodás megvalósításának komplex feltételrendszerét mutatja be Press M. et al. (2009). A hatékony környezet- és az energiapolitika egymástól elválaszthatatlan. Az *energiapolitika* fő célja, hogy „biztosítsa az állampolgárok jólétét és a gazdaság megfelelő működését, az energiatermékekhez való zavartalan hozzájutást a piacon valamennyi (magán- és ipari) fogyasztó számára, megfizethető árakon, s eközben figyelembe vegye a környezetvédelmi szempontokat, valamint a fenntartható növekedés felé történő elmozdulást.” (Buday-Malik et al. p.14.) Az energiafelhasználás sok olyan problémával (externális hatással) jár, melyekre megoldást a környezetpolitikának kell találnia. Így például az emisszió okozta légszennyezés, a globális felmelegedés, a fosszilis energiaforrások (például kőolaj) kimerülése, illetve ezzel kapcsolatban a fenntarthatóság kérdése.

A politikai kérdések következő csoportja az infrastruktúrához, illetve az energiapiacokhoz kapcsolódik. Az állami beavatkozások csökkentése, a liberalizált energiapiac kialakítása hozzájárul az energiaforrások hatékonyabb felhasználásához, az energiaellátás biztonságossá tételéhez. A megújuló energiaforrások kiaknázásában, illetve támogatásában a nemzeti érdekeken túlmenően a regionális szemléletmódot is érvényesíteni kell. Az Európai Unió célkitűzéseivel összhangban, a szubszidiaritás elve alapján az energiatermelés decentralizálásával, a megújulók szerepének növekedésével szükséges egy hatékony regionális energiapolitika kialakítása (Csákberényi-Nagy G. 2005. p.7.). Az állam feladata egy olyan kiszámítható és stabil piaci környezet kialakítása, melyben az energiapiacok szereplői az infrastrukturális beruházásokkal, fejlesztésekkel hosszú távon elkötelezettek az energiaellátás biztonsága iránt.

A különböző energiaforrások – különös tekintettel a megújulókra – elérhetősége szintén a fenntartható energiagazdálkodás egyik alappillére. Az egyes energiaforrások – például szélenergia – felhasználásának korlátozása (még ha az műszaki okokból történik is) hosszú távon nem megengedhető, hiszen gátolja a források diverzifikálását, mely minden energiastratégiai dokumentum alappillére.

A hatósági árképzés (különös tekintettel az ártámogatásokra) látszólag előnyt jelent a fogyasztóknak, de hosszú távon rontja a szektor versenyképességét, piactorzító hatású, illetve eliminálja az energiahatékonysági intézkedéseket, fejlesztéseket. A lakosság széleskörű tájékoztatása, felvilágosítása hozzájárul a fogyasztói jogok mélyebb érvényesítéséhez, a meglévő technológiák szélesebb körű bevezetéséhez. (Press M. et al. 2009.) „Az olcsó, korlátlanul rendelkezésre álló tüzelőanyag illúziója nem ösztönzi a fogyasztókat a takarékosságra és az előregedett, alacsony hatásfokú berendezések, rendszerek cseréjére, ezért a hatékonyság nem érvényesül a végfogyasztói szegmensben sem.” (Energiaklub 2006. p.14.) (9. ábra)

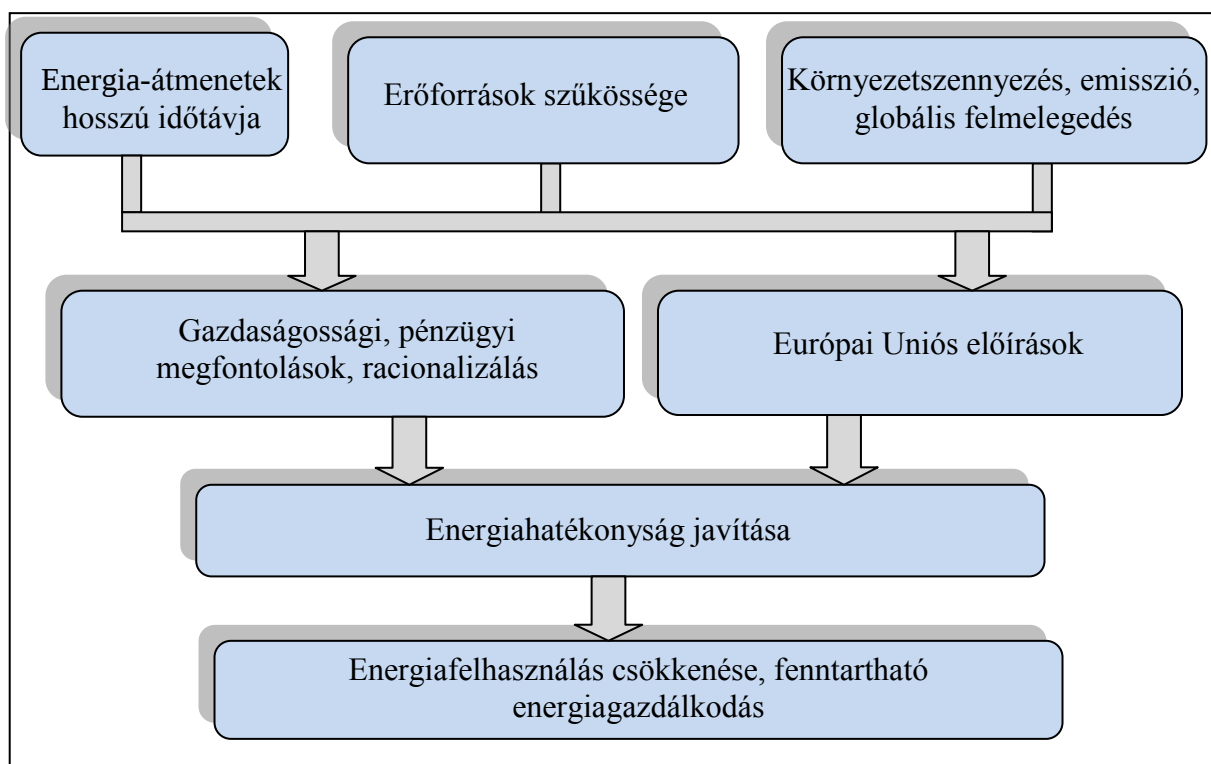
Politika és szabályozás	• Környezetpolitika • Regionális vs. nemzeti energiapolitika • Energiainfrastruktúra
Elérhetőség	• Hozzáférés a megújuló energiaforrásokhoz
Árak, árképzés	• Energiaár-támogatások
Információ	• Tudás • Technológia

Forrás: Press M. (2009) alapján saját szerkesztés

9. ábra

A fenntartható energiagazdálkodás feltételrendszere

A fenntartható energiagazdálkodás a korábban leírtaknak megfelelően számos részből tevődik össze, így a megvalósításhoz vezető út egyike a megújuló energiaforrások fokozottabb kiaknázása, az ellátási lánc racionalizálása és hatékonyabbá tétele, továbbá az energiahatékonyság fokozása.



Forrás: saját szerkesztés

10. ábra

Az energiahatékonyság fejlesztésének szükségessége

Az energiahatékonyságra való törekvést számos tényező teszi indokolttá. A gazdasági szereplők általában (például háztartások, termelő szektor stb.) gazdaságossági, pénzügyi megfontolásokból törekednek az energiafelhasználás csökkentésére az energiahatékonyság javításán keresztül. Szintén az energiaforrásokkal való takarékos bánásmódra ösztönöz az a

tény, hogy ezek a készletek végesek és sajnos a határok egyre inkább láthatóvá válnak. A globális felmelegedés, az azt okozó üvegházhatású gázok kibocsátása szintén csökkenthető energiahatékonysági intézkedésekkel, melyekre számos Európai Unió stratégiai dokumentum épít, illetve ezentúlmenően előírásokat is megfogalmaz. Egy kevésbé ismert érv pedig az energia-átmenetekhez kapcsolódik, vagyis ahhoz, hogy az energiarendszerek más energiaforrásra álljanak át. Smil V. (2009) és Vajda Gy. (2004) szerint az energia-átmenetek időigénye több évtized, rendkívül nagy tehetetlenség jellemzi őket. A technológiák kifejlesztése, piacképessé tétele, a berendezések cseréje olyan hosszú időt vesz igénybe, hogy mindez évtizedekre konzerválja az adott energiaforrás felhasználását, tehát rövid távon mindenképp az energiahatékonyság javítása tűnik a legmegfelelőbb megoldásnak. (10. ábra) Az energiahatékonyság számos jótékony hatásán kívül pozitív eredménnyel van nemcsak a fenntartható gazdasági fejlődésre, hanem a fenntartható energiagazdálkodásra is (Hertwich E. G. 2005.).

A World Energy Council (2012) a fenntartható energiagazdálkodás mérésére kialakította a Fenntartható energia indexet (ESI ~ Energy Sustainability Index), mely három dimenzió mentén értékeli a világ országait:

1. Energiabiztonság: tartalmazza mind az energiaexportőr, illetve importőr országok esetében a primerenergia-ellátás hatékony alakítását, az energiainfrastruktúra megbízhatóságát, illetve az energetikai vállalatok alkalmasságát a jelen és a jövő energiaigényeinek a kielégítésére.
2. Szociális egyenlőség: az energia elérhetőségét és megfizethetőségét foglalja magába a lakosság számára.
3. Környezeti hatás mérséklése: a keresleti, illetve a kínálati oldali energiahatékonyságot jelenti, illetve a megújuló energiaforrások intenzívebb kiaknázását.

A 2012-es adatok szerint Szlovákia a 17. a vizsgálatba bevont 94 ország közül, Magyarország a 19., Szlovénia a 22., Csehország a 29., Lengyelország a 47. A dokumentum készítői ajánlásokat fogalmaznak meg a döntéshozók számára a hatékony és fenntartható energiagazdálkodás érdekében:

1. Koherens és kiszámítható gazdaságpolitikai döntések képesek csak biztosítani a stabilitást.
2. Ehhez szükség van a megfelelő piaci feltételek kialakítására, melyek lehetővé teszik a hosszú megtérülési időt igénylő beruházásokat.
3. K+F támogatása az energetikai technológiák minden területén.

A fenntartható energiagazdálkodás mérésének egy másik módját Golusin M. et al. 2011. dolgozta ki, a következő formulával becsülve azt:

$$EEP = EI * wc_1 + PRES * wc_2 + EPP * wc_3 + ECP * wc_4 \quad 7)$$

ahol: EEP az energiapolitika hatékonysága, EI az energetikai (energiaimporttól való) függetlenség, PRES a megújuló energiaforrások részaránya az energiatermelésen belül, EPP az egy főre jutó energiatermelés, ECP az egy főre jutó energiafelhasználás, wc_i az alkalmazott súlyok ($wc_1=30$, $wc_2=20$, $wc_3=15$, $wc_4=25$).

A vizsgálatot Dél-Kelet-Európa országaira végezték el (Albánia, Bosznia-Hercegovina, Bulgária, Horvátország, Görögország, Magyarország, Macedónia, Montenegró, Szerbia, Szlovénia, Románia) a 2010-es évre. Eredményeik alapján csak Magyarország és Görögország energiagiapolitikája nem fenntartható, Szlovénia pedig épp a határon van (de még fenntartható). Véleménye szerint ezekben az országokban még mindig a gazdasági növekedés élvez prioritást, a fenntarthatóságra törekvés nem jut kiemelt szerephez.

1.4.A visszapattanó hatás

A gazdasági növekedés, energiafogyasztás és energiahatékonyság-javulás közötti kapcsolatot Birol F. (2000) az alábbi összefüggéssel írja le: „tipikusan a 3:2:1 arányokkal jellemezhető, mely azt jelenti, hogy egy gazdaságnak, melynek évenkénti GDP-növekedése 3%, az energiafogyasztása 2%-kal, az energiahatékonysága pedig 1%-kal nő évente” (Birol F. et al. 2000. p.458). Ezekből az arányszámokból rögtön adódik a kérdés, hogy ha egységnyi értékkel javul az energiahatékonyság (természetesen kiszűrve a gazdasági növekedés hatását), akkor miért nem azonos mértékben csökken az energiafelhasználás, mi befolyásolja a két változó közötti kapcsolatot? Az energiahatékonyság javulását célzó intézkedések és az energiafelhasználás változása közötti összefüggéseket részletesen a visszapattanó hatás szakirodalmá tárgyalja, melynek szintetizálását a következőkben végzem el. Ez az alfejezet az *Elméleti áttekintés* című fejezetemnek egy markáns részét teszi ki, de tekintettel arra, hogy a visszapattanó hatás részletes hazai ismertetésével nem találkoztam olvasmányaim során, így nélkülözhetetlennek tartom a jelenség átfogó bemutatását.

1.4.1. Elméleti áttekintés

Az energiafogyasztás, az energiahatékonyság, illetve a két változó közötti kapcsolat vizsgálata már az ipari forradalom idején is élénk viták tárgyát képezte, mely mind a mai napig nem veszített aktualitásából. A globális környezeti problémák felismerése arra készteti a nemzetállamokat, hogy gazdaságpolitikai célokat határozzanak meg az emisszió csökkentésére, melyek teljesítésének egyik módja az energiahatékonyság növelése, például energiahatékonysági normák révén. Az energiahatékonysági intézkedések hatékonyságát számos tényező befolyásolja, így a gazdasági struktúra, az alkalmazott technológia fejlettsége, az energia ára, stb. Ugyanakkor egyre nagyobb az érdeklődés abban a tekintetben, hogy sok esetben az energiahatékonysági célkitűzések teljesítése miért nem eredményezi a kívánt energiafogyasztás csökkenését. Ennek egyik oka, hogy a kalkulált (potenciális) energiamegtakarítást túlbecsülik, hiszen sok esetben nem veszik figyelembe a fogyasztói viselkedést (Haas R. et al. 1998). A másik gyakori ok pedig a visszapattanó hatásnak nevezett jelenségben keresendő, melynek története egészen Jevons W. S. 1865-ben megjelent „Szénkérdés” című művéig nyúlik vissza: „Teljesen félrevezető azt feltételezni, hogy a nyersanyag gazdaságosabb felhasználása csökkenő fogyasztást jelent. A valóságban ennek épp az ellenkezője igaz... A berendezések minden megvalósuló fejlesztése végeredményben a szén fogyasztását növeli.” (Jevons W. S. 1865. 7. fejezet) Ennek York R. (2008) szerint az az oka, hogy a szén hatékonyabb felhasználása következtében csökken az egy termékre eső szénköltség, melynek hatására megnő a szén iránti kereslet, ezzel helyettesítenek más energiaforrásokat, illetve a szénet hasznosító technológiákba fektetnek.

Brookes L. 1979-ben készíti el Leach G. „Stratégia Nagy-Britannia alacsonyabb energiafogyasztásáért” (A low energy strategy for the UK) művének kritikai elemzését. Leach G. szerint Nagy-Britannia energiafogyasztása legalább 40%-kal csökkenthető lenne, melynek egy része az energia tökével és munkával való helyettesítése révén realizálható. Brookes L. viszont azzal érvel, hogy a növekvő energiahatékonyság hatására a termelés is fokozódik, illetve ezzel párhuzamosan annak energiafelhasználása is nő (Brookes L. 2000. p.358.), vagyis a XX. században itt történik először utalás a visszapattanó hatásra. Ezt követi 1980-ban egy hasonló munka Khazzoom D. tollából, melyben Lovins A. eredményeit bírálja és Brookes L. következtetéseivel megegyező eredményre jut. Ezen két kritikai mű alapján alkotja meg 1992-ben Saunders H. a Khazzoom-Brookes posztulátumot (Jevons-féle paradoxonnak is nevezik), mely szerint „minden mikroökonómiai szinten bekövetkező

energiahatékonyság-javulás makroszinten az energiafogyasztás növekedését eredményezi, ahhoz a szinthez képest, mely a fejlesztés nélkül lett volna” (Brookes L. 2000. p.360.; Herring H. 2008. p.2). Ők adnak először kézenfekvő magyarázatot arra, hogy makroökonómiai szinten az energiaintenzitás fejlesztésével kapcsolatos intézkedések miért nem eredményezik a kívánt csökkenést az energiafelhasználásban (Barker et al. 2008). Brookes L. a következő gyakorlati példával támasztja alá érvelését: „Nagy-Britanniában az emelkedő OPEC olajárak erősen visszafogták a gazdasági növekedést. Ennek enyhítésére növelték az energiahatékonyságot, ami kiegyenlítette az áremelkedést. Ennek hatására a keresleti görbe eltolódott, a kereslet és kínálat közötti egyensúly, illetve a termelés és fogyasztás magasabb szinten realizálódott, mintha nem is lett volna energiahatékonyság-javulás. Az energiafelhasználás alacsonyabb, mint az áremelkedés előtt volt, de nem olyan alacsony, mint várták” (Brookes L. 2000. p.356.). Tehát az energiafelhasználás azért sem tud a kívánt mértékben csökkenni, mert az energiahatékonyság javulása hozzájárul a gazdaság növekedéséhez, ami pedig pozitívan hat az energiafelhasználásra. Ez persze abban az esetben igaz, ha a GDP és az energiafelhasználás közötti okozati kapcsolatban a gazdasági növekedés az ok, vagyis ezért is fontos a következő fejezetben bemutatott okozati kapcsolatok feltárása. Tehát végeredményben az energiahatékonyság-javulás gazdasági növekedést indukál, ami pozitívan hat az energiafelhasználásra, illetve relatíve olcsóbbá teszi az energiafogyasztást, ezáltal megnövelve azt.

A jelenség eddigi legátfogóbb vizsgálatát a brit Energetikai Kutató Intézet (UKERC) végzi el 2007-ben. A kutatásban dolgozók szerint (pl. Sorrell S., Dimitropoulos J., Barker T.) történelmi távlatban szemlélve az egységnyi GDP-re eső energiafelhasználás csökkenése elsősorban a strukturális változásoknak és a felhasznált energia minőségében bekövetkező javulásoknak köszönhető, nem pedig az energiahatékonyságban bekövetkező technológiai fejlődéseknek (S. Sorrell, 2007 p.78). Sorrell S. megfogalmazásában „a visszapattanó hatás egy gyűjtőfogalom, melyet mindazon jelenségekre, mechanizmusokra használunk, melyek csökkentik az energiahatékonyság-növekedés hatására bekövetkező potenciális energiamegtakarítást” (Sorrell S. et al. 2009. p.1457.). Az energiaszolgáltatás iránti kereslet legkisebb mértékű növekedése is csökkenti az energiahatékonyság-növekedés hatására bekövetkező potenciális energiamegtakarítást. Például egy fogyasztó kisebb fogyasztású gépkocsit vásárolva a gyakoribb használat mellett dönt az egy kilométerre eső alacsonyabb költségek miatt. Másik jellegzetes példa a háztartási szektorhoz kapcsolódik: az egy m²-re eső fűtési költségek csökkenésének következtében (például egy ház hőszigetelése esetén) nő a fűtési hőmérséklet, illetve esetenként a fűtési idény is kitolódik. „Az energiahatékonysági intézkedés nem más, mint, hogy az energiát tőkével helyettesítjük”, például egy épület hőszigetelése során tőkét fektetünk be azért, hogy energiát takarítsunk meg (Sorrell S. 2007 p.41.).

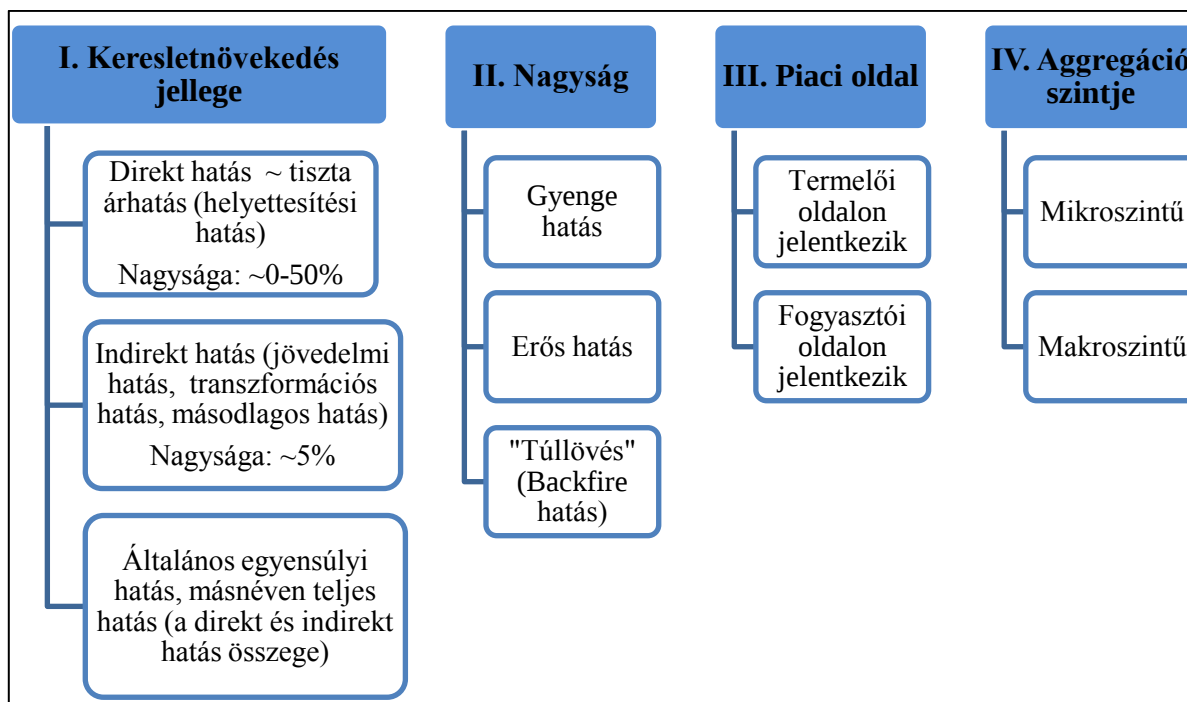
A visszapattanó hatás tekintetében számos definíció él jelenleg egymás mellett, Barker T. et al. (2008) a korábbiakhoz képest szűkebb megfogalmazását adja a jelenségnek: „a visszapattanó hatás mindazoknak az elvárt energiafogyasztási csökkenéseknek az összessége, melyet az energiahatékonyság növekedésből származó, energiaszolgáltatások iránti növekvő kereslet zár ki” (Barker T. et al. 2008. p.4935.). Málovics Gy. (2009) a hatást az ökohatékonyság szemszögéből vizsgálja, arra a következtetésre jutva, hogy az ökohatékonyság egy természeti tényező relatív felhasználásának csökkenését eredményezheti, azonban az abszolút felhasználás még így is növekedhet (Málovics Gy. 2009. p.23.). Mások, mint például York R., a visszapattanó hatást egyfajta ökológiai paradoxonként jellemzik (York R. 2008.).

A visszapattanó hatás jelenségét számos elemzés során érintik: foglalkoznak vele a nukleáris energia komparatív előnyei kapcsán (Brookes L. 1984, 1990), az ökológiai gazdaságtan és az ipari ökológia témakörében is rendszeresen felmerül (Hertwich E. G. 2005.), a fenntarthatóság

egyik kihívásaként is emlegetik (Herring H. 2007.), az üvegházhatású gázok kibocsátása kapcsán pedig Jaccard M. et al. (2000) és Druckman A. et al. (2011) vizsgálja. Tehát a jelenség nemcsak az energiagazdaságtan által tárgyalt kérdéskör, hanem megjelenik mind az ipari ökológia életciklus-elemzéseiben, mind a környezetgazdaságtan által végzett input-output vizsgálatokban, környezeti hatáselemzésekben (Howells M. 2010.; Mizobuchi K. 2008.).

A visszapattanó hatás osztályozása

A jelenség számos módon osztályozható, a 11. ábra az általam áttekintett szakirodalomban fellelhető típusokat rendszerezi. A visszapattanó hatáson belül megkülönböztetünk direkt (közvetlen) és indirekt (közvetett) hatást. Általánosságban mondván direkt hatás abban az esetben lép fel, ha egy jószág ára csökken és ezzel összefüggésben megnő iránta a kereslet. A direkt hatáson belül megkülönböztetünk faktor-helyettesítő hatást (output hatás), mely akkor lép fel, ha a termelésben energiával helyettesítünk más termelési tényezőket, illetve termék-helyettesítési hatást, melynek lényege, ha csökken az energia ára, egyéb javak fogyasztását energia fogyasztásával helyettesítjük (vagyis a jószág relatív árának csökkenése miatt következik be a fogyasztás növekedése). Az indirekt hatás akkor következik be (feltételezve, hogy egyéb javak és szolgáltatások ára konstans), ha az energia árának csökkenése révén a fogyasztónál több elkölthető pénz marad, melyet így más javakra és szolgáltatásokra fordíthat (melyek gyártása és szállítása során szintén energiát használtak fel). Ezen belül megkülönböztetünk jövedelmi, transzformációs és másodlagos hatást. Ha csökken az energia ára, a jövedelem nagyobb részét lehet más termékekre és szolgáltatásokra költeni (melyek előállításához szintén energia szükséges), melyet jövedelmi hatásnak nevezünk. A transzformációs hatás eredményeként a gazdaságban hosszú távon energiával helyettesítünk más termelési tényezőket a technológiában, a fogyasztói preferenciákban bekövetkezett változások hatására. A másodlagos hatás (input-output hatás) azt jelenti, hogy az energiahatékonyság-javulás hatására a termelői oldalon is csökken a felhasznált energia ára (költsége) mely a termékek árának csökkenéséhez vezet, megnövelve ezáltal a keresletet. Az általános egyensúlyi hatás a direkt és indirekt hatás összege. Azon hosszú távú változások hatásainak összessége, mely változások az energiahatékonysággal összefüggő technológiai újítások következtében a gazdaságban, a fogyasztói preferenciákban jelentkeznek. „A teljes gazdaságban a kereslet-kínálat törvényeinek megfelelően számos ponton megváltoznak az input-output mennyiségek, olyan irányban, ami a gazdaság egészét tekintve tompítja az energiahatékonyságban elért eredményeket” (Harangozó G. 2009. p.4.).



Forrás: saját szerkesztés

11. ábra

A visszapattanó hatás osztályozása

Hertwich E. G. (2005) egy másik lehetséges osztályozási módot kínál, miszerint a jelenséget csoportosíthatjuk annak nagysága alapján is. Így 3 típust különböztetünk meg: a gyenge visszapattanó hatás akkor következik be, ha a hatékonysági intézkedések eredményessége elmarad az elvárttól; erős visszapattanó hatásról beszélhetünk, amennyiben az elvárt energiamegtakarítás nagy része nem realizálódik; túllövés (backfire hatás) pedig akkor, ha az energiahatékonysági intézkedés hatására nő az energiafogyasztás. Ettől kismértékben eltér Wei T. (2010) tipizálása (1. táblázat).

A visszapattanó hatás lehetséges típusai annak nagysága alapján 1. táblázat

	A visszapattanó hatás nagysága
$RE > 1$ vagy $\eta > 0$	Backfire hatás
$RE = 1$ vagy $\eta = 0$	Teljes visszapattanó hatás
$0 < RE < 1$ vagy $-1 < \eta < 0$	Részleges visszapattanó hatás
$RE = 0$ vagy $\eta = -1$	Visszapattanó hatás hiánya
$RE < 0$ vagy $\eta < -1$	Szuper-megtakarítás

ahol: RE: a visszapattanó hatás nagysága; η : energiafogyasztás rugalmassága tekintettel az energiahatékonyságra

Forrás: Wei T. 2010. p.662. alapján saját szerkesztés

Wei T. esetében a teljes visszapattanó hatás azt jelenti, hogy nincs kapcsolat a technológiai fejlődés és az energiafelhasználás között, vagyis az energiahatékonyság-javulás hatására elérhető potenciális energiamegtakarítás teljes mértékben elvész, a visszapattanó hatás értéke éppen egy. A részleges visszapattanó hatás esetében van kapcsolat, de az energiafogyasztás nem csökken olyan mértékben, ahogy azt az energiahatékonyság-javulás indokolná. Amikor nem következik be a visszapattanó hatás, akkor az energiahatékonyság-javulás révén elérhető

teljes energiamegtakarítás megvalósul. Szuper-megtakarítás esetén a technológiai fejlődés hatására több energiát takarítunk meg, mint eredetileg vártuk. (Wei T. 2010. p.662.)

Az osztályozás elvégezhető a termelői és fogyasztói oldalról egyaránt. Míg az előbbieknél a hatás felosztható a már említett helyettesítési és termelési hatásra, addig az utóbbiaknál helyettesítési és jövedelmi hatást különböztethetünk meg (Sorrell S. 2007).

Csoportosíthatjuk továbbá a vizsgálandó terület alapján is: mikroszintű hatás vizsgálata esetén egy szektor, egy tevékenység energiafogyasztását vizsgáljuk, makroszintű hatás esetében pedig az energiahatékonyság, a gazdasági növekedés és az energiafelhasználás közötti kapcsolatot. (Schipper L. et al. p.368.)

A visszapattanó hatás nagyságát befolyásoló tényezők

A visszapattanó hatás nagyságát számos tényező befolyásolja. Mértéke jelentősebb azon szektorokban, ahol a termékek iránti kereslet árugalmassága nagyobb, illetve amelyek – rugalmas input kombináció mellett - nagyobb arányban használnak termelési tényezőként energiát (Sorrell S. 2007. p.51., 73.). Úgyis mondhatnánk, hogy a jelenség nagysága annál kisebb, minél korlátozottabb a hatása az energiahatékonysági intézkedésnek a felhasználók számára, vagyis minél nehezebben lehet más javakat energiával helyettesíteni (Hertwich E G. 2005. p.89.).



Forrás: saját szerkesztés

12. ábra

A visszapattanó hatás nagyságát befolyásoló tényezők

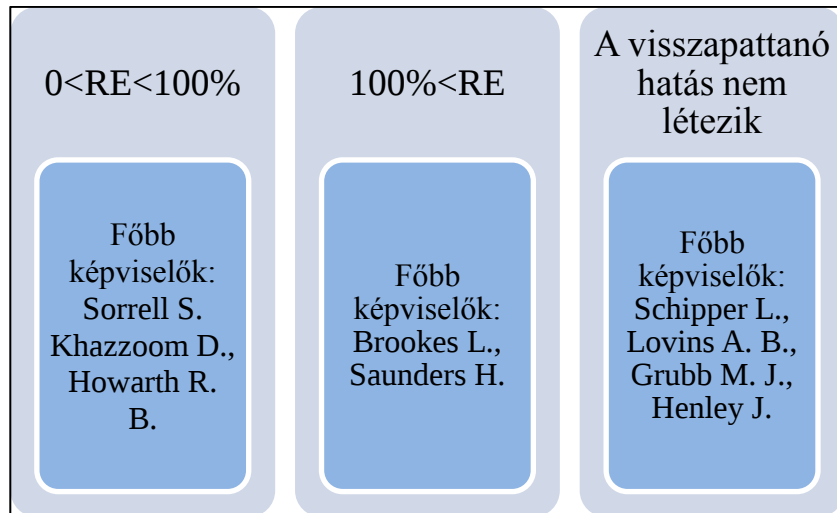
A hatás nagysága függ továbbá az energiahatékonyság-javulást követően eltelt időtől, így nagysága rövid távon általában kisebb, mint hosszú távon. A jövedelmi viszonyok hatása

jelentősen összefügg az energetikai költségek teljes költséghez viszonyított arányával. Az alacsonyabb jövedelemmel rendelkező társadalmi csoportok esetében, ahol kiadásai jelentős részét teszi ki például a fűtés, a főzéshez, világításhoz szükséges energia (az energetikai szolgáltatások iránti kereslet még nem telített), így (a szegényebb országokban vagy szegényebb társadalmi rétegekben) nagyságrendekkel jelentősebb lesz bármilyen energiahatékonyságot érintő fejlesztés (Hertwich E. G. 2005 p.88., Herring H. et al. 2007. p.195., Matos F.J.F. et al. 2011. p.2835., Wadud Z. et al. 2009.).

A visszapattanó hatás nagysága az aggregáció szintjével arányosan nő: nagysága mikro szinten a legkisebb, nemzetgazdasági szinten a legnagyobb (Birol F. et al. 2000.). Létezésének a gazdasági okokon túl pszichológiai eredete is van, a fogyasztói attitűd is jelentősen befolyásolja a jelenség mértékét (Haan P. et al. 2006., Hens H. et al. 2010.).

A visszapattanó hatással szemben megfogalmazott kritikák

A jelenség becslésére irányuló elemzéseket számos kritika érte az elmúlt évtizedekben. A vita lényege, hogy az energiafelhasználás szempontjából van-e pozitív hozadéka az energiahatékonyság-javulásnak. Az egyik tábor (Brookes L., Saunders H.) képviselői szerint a visszapattanó hatás az esetek többségében kizárja az energiahatékonyság-javulás hatására bekövetkező potenciális energiamegtakarítást. Az általános vélekedés – élén Sorrell S. – szerint létező jelenségről van szó, de mértéke nem olyan jelentős (kisebb, mint 50%). Ezekkel teljesen ellentétes álláspontot képvisel Schipper L., Lovins A. B. és Grubb M. J., akik szerint a visszapattanó hatás nem létezik, csak kivételes esetekben lehet kimutatni a jelenséget: „Eredményeink alapján arra a következtetésre jutottunk, hogy a legtöbb esetben nem figyelhető meg a visszapattanó hatás az egyes szektorokban. Tehát el kell utasítanunk azt a hipotézist, miszerint a visszapattanó hatás kizárja az energiahatékonysági intézkedésből származó potenciális energiamegtakarítást” (Schipper L. et al. 2000. p.368.). Kutatásaikban az energiafelhasználás-növekedést az energiahatékonyság növekedéséből származó jóléti növekedéssel (továbbá a gazdasági növekedéssel) és fokozódó fogyasztással magyarázzák, illetve azzal, hogy az energiával összefüggő kiadások csekély részét képezik a teljes költségnek (Schipper L. et al. 2000., Evans et al. 2009) (13. ábra). A közlekedési szektort vizsgálva Schipper L. megállapítja, hogy a visszapattanó hatás logikáját fordítva alkalmazva, ha egy országban csökken a személygépjárművek üzemanyagfogyasztásának költsége, akkor szignifikánsan növekednie kellene a gépjárműhasználatnak. Ennek ellentmond, hogy például az Amerikai Egyesült Államok volt az elmúlt évtizedekben az egyik olyan ország, ahol a legnagyobb volt az üzemanyagintenzitás javulása és legkisebb az átlagosan megtett távolság növekedése. Vagyis a visszapattanó hatás nem is tűnik olyan lényegesnek (Schipper L. et al. 2000. p.379.). Más magyarázat szerint az energiahatékonysági intézkedések árcsökkentő mechanizmusát bizonyos piaci korlátok akadályozzák (Barker et al. 2008). Sok esetben azért becsülik túl a jelenséget, mert a számítások során nem szűrik ki a jövedelemnövekedésből származó pótlólagos fogyasztást. Herring H. et al. (2007) szerint akkor nőhet az energiafogyasztás az energiahatékonyság-javulást megelőző szint fölé, ha a gazdasági növekedés meghaladja az energiahatékonyságból származó megtakarítás mértékét. (13. ábra)



Megjegyzés: RE – visszapattanó hatás

Forrás: Herring H. (2008) alapján saját szerkesztés

13. ábra

A visszapattanó hatás nagysága körüli vita

A hazai szakirodalmat tekintve tulajdonképpen a visszapattanó hatás cáfolatát teszi meg Molnár M. (2011), mikor azt írja, hogy „az energiahatékonyság javítása segítségével további energiafogyasztás-növekedés nélkül biztosítható a gazdasági fejlettség szintje” (Molnár M. 2011. p.118.). Ugyanakkor következtetése megkérdőjelezhető, hiszen modelljében nem veszi figyelembe az energiahatékonyság-javulás indukálta ár-, illetve költségcsökkenést.

Konklúzióként megállapítható, hogy komoly nézeteltérések vannak mértékét tekintve a szakértők között. Véleményem szerint a jelenség nagysága nem elhanyagolható, további vizsgálatok szükségesek a meghatározására.

A visszapattanó hatás mértéke és a kiküszöbölés lehetőségei

Az alábbiakban megkísérlem a hatás nagyságának meghatározását szektoronkénti megosztásban. A jelenség mértékéről jelentősen megoszlanak a vélemények, melynek legfőbb oka, hogy „mérése rendkívül összetett, eltérő módszertannal eltérő eredmények születnek” (Panyi M. 2009 p.2.). Egyes vélemények szerint mértéke rövid távon elhanyagolható, csak hosszú távon jelentős (például Hanley N. et al. 2009. p.705.), mások szerint mind rövid, mind hosszú távon szignifikáns a jelenség (például Druckman A. et al. 2011.), illetve megjelentek olyan álláspontok, melyek éppen ellenkezőleg a rövid távú jelentősége mellett érvelnek (például Wei T. 2010. p.662.). Ha a visszapattanó hatás nagysága 30%, akkor ez azt jelenti, hogy a potenciális energiamegtakarítás 30%-a vész el.

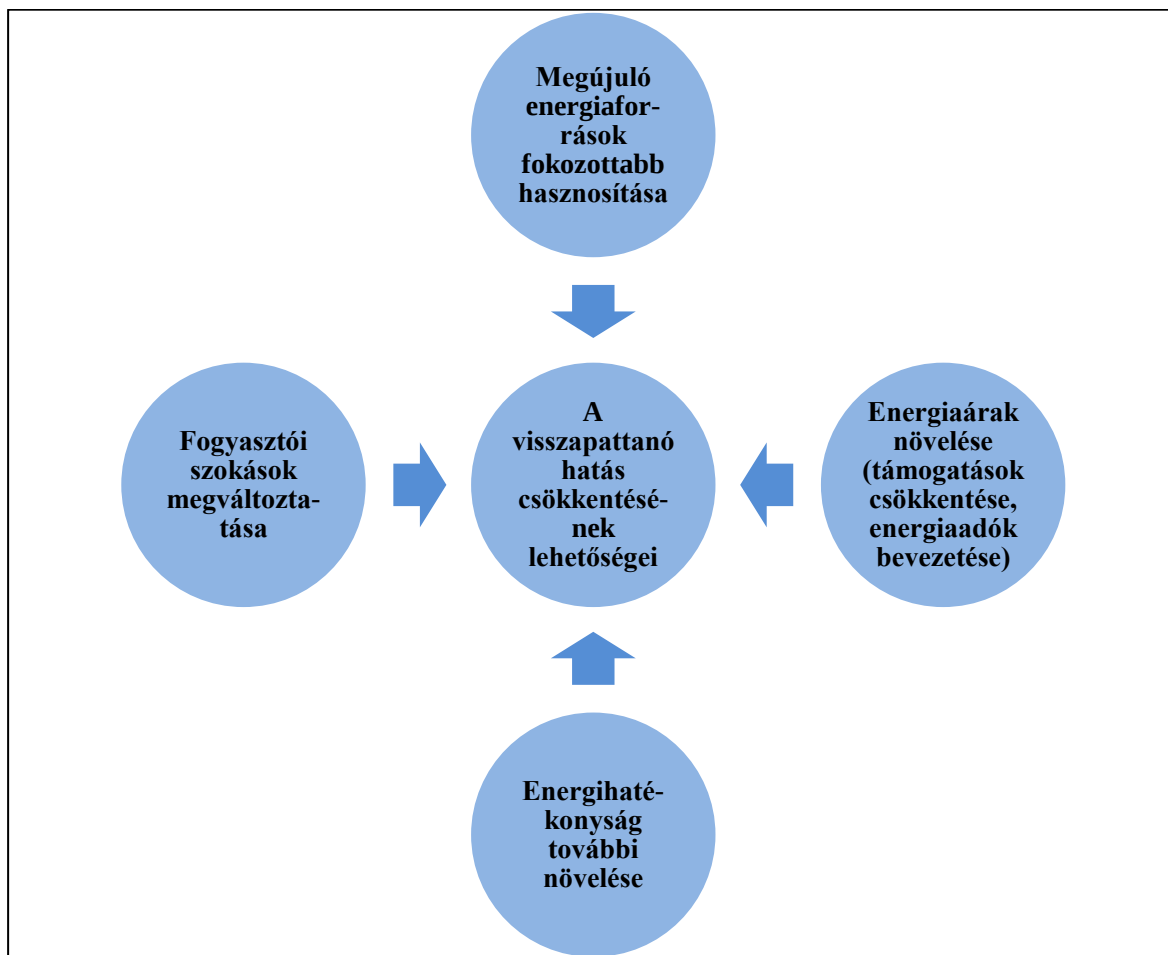
A közvetlen visszapattanó hatás mértéke az eddigi kutatások alapján

2. táblázat

Közvetlen visszapattanó hatás (hosszú távon)	< 10-30% (ritkábban 5-50%)
- háztartások fűtése, hűtése	< 0-50%
- háztartások vízfelmelegítése	< 10-40%
- világítás	< 5-12%
- háztartási eszközök	< 20%
- közúti közlekedés	< 10-30%

Forrás: Madlener R. et al. 2009. p.372. alapján saját szerkesztés

A legnagyobb mértékű közvetlen hatás a közlekedési és a háztartási szektorban jelentkezik, míg a legnagyobb közvetett hatás az energiaszektorban (2. táblázat). Az általános vélekedés szerint valószínűtlen, hogy mértéke az OECD országokban meghaladná a 30%-ot, bár előfordulhatnak olyan szektorok, ahol ez az érték 50% (főként rövid távon értelmezve). Annak ellenére, hogy mértéke szignifikáns, nem teszi szükségtelessé az energiahatékonyság javítására irányuló intézkedéseket.



Forrás: Ouyang J. et al. 2010. p.5275. alapján saját szerkesztés

14. ábra

Lehetőségek a visszapattanó hatás nagyságának csökkentésére

A visszapattanó hatás nagyságának csökkentésére több út kínálkozik: a megújuló energiaforrások fokozottabb használatával kiküszöbölhető a hatás jelentősége. Másik

lehetséges út az energiaárak növelése például a támogatások csökkentése vagy energiaadók bevezetése révén. Ennek a megoldásnak az alkalmazása természetesen a legkevésbé kívánatos, számos ellenérv hozható fel ellene. A fogyasztói szokások, attitűdök megváltoztatása, fejlesztése is járható út, tulajdonképpen az energiatudatosságra nevelésnek már egészen kisgyermek korban el kell kezdődnie. Az eddigi tapasztalatok alapján a visszapattanó hatás az esetek többségében csökkenti az energiahatékonyságra irányuló fejlesztések hatásfokát, ugyanakkor nem teszi feleslegessé az ilyen jellegű intézkedéseket. A jelenség mindig jelen lesz, de az energiahatékonyság további növelésével ellensúlyozható a nagysága. (14. ábra)

1.4.2. A visszapattanó hatás megjelenése az Európai Unió és Magyarország által közzétett energiastratégiákban, továbbá a hazai szakirodalomban

Az energiahatékonyság-javulás és az energiafogyasztás közötti kapcsolat vizsgálatáról számos hazai publikáció született az elmúlt évtizedben, ezeknek egy része pontosan definiálja a visszapattanó hatás jelenségét. Tulajdonképpen a hatás pontos leírását teszi meg Vajda Gy. (2001): „A hatásfokjavítás a műszaki fejlesztés állandó feladata, de eredményei lassan érvényesülnek. Előfordulnak ugyan a fajlagos energiafelhasználás nagyságrendi csökkenését eredményező technikai fejlemények, de gyakran éppen ezen eljárások hasznosításának gyors elterjedése ellensúlyozza a megtakarítást. Jó példája ennek az információtechnikai eszközök tömeges térhódítása: hiába csökken az új konstrukciójú személyi számítógépek energia felvétele évente néhány százalékkal, ha értékesítésük ennek sokszorosával nő, és szinte minden háztartásban megjelennek.” (Vajda Gy. 2001 p.51.)

Martinás K. (1996) a termodinamika törvényeinek gazdasági alkalmazhatósága kapcsán vizsgálja az energia szűkösségét. „Pusztán az energiatakarékosság azonban önmagában nem vezet el a fenntarthatósághoz. Gyakori az a jelenség, hogy az energiahatékonyság növelése a teljes energiafogyasztás növekedését vonja magával.” (Martinás K. 1996. p.2.)

Mészáros A. nem nevesíti, de az általa leírt probléma szintén ebbe a tárgykörbe tartozik: „Az EU energiafelhasználása az elmúlt évtizedben átlagosan hatékonyabbá vált, de az energiafogyasztás abszolút értékben továbbra sem csökken” (Mészáros A. 2007. p.618.).

Harangozó G. (2009) az energiahatékonyság lehetséges szerepét vizsgálja az energiafelhasználás csökkenését tekintve, a téma legfontosabb szakirodalmait összegzi.

Málovics Gy. és Bajmóczy Z. számos publikáció (Bajmóczy Z. et al. 2010., 2011.; Málovics Gy. et al. 2009., Málovics Gy. 2009.) keretében foglalkozik a jelenség szerepével az ökológiai hatékonyság fenntarthatóságra gyakorolt hatása kapcsán: „Lényegében arra keressük a választ, hogy a természeti tőkével történő relatív takarékoskodás elvezet-e az abszolút értelemben vett takarékoskodáshoz, azaz ténylegesen csökkenti-e a makroszinten a természeti erőforrás felhasználást. E kérdéskört részletesen a visszapattanó hatás irodalma tárgyalja.” (Bajmóczy et al. 2010. p.234.)

Bíró-Szigeti Sz. (2011) a jelenség általános leírását adja értekezésében, a háztartási szektor energiafelhasználását elemezve kiemeli, hogy „Magyarországon a visszapattanó hatás mértéke ... jóval 100% felett lesz” (Bíró-Szigeti Sz. 2011. p.62.). Számításaimmal a következőkben igazolom (4. fejezet), hogy Bíró-Szigeti Sz. várakozásai nem megfelelőek, jóval elmarad a jelenség nagysága az általa várt értéktől.

Az Energiaklub (2011) az energiahatékonysági beruházások gazdasági hatásainak vizsgálata során megállapítja, hogy az ilyen jellegű felújítások jótékony hatással vannak a foglalkoztatásra, az adóbevételekre továbbá a külkereskedelmi mérlegre. „Az energiahatékonysági beruházások adóbevételre gyakorolt hatása két módon jelentkezik. Egyrészt közvetlenül a beruházáson keresztül, másrészt közvetett módon az energiaköltség

megtakarításának elköltésén keresztül” (Energiaklub 2011. p.2.). Ugyanakkor arra már nem térnek ki a szerzők, hogy a háztartások ezeket a megtakarításaikat mire költik. Ha további – pótlólagos – energiafelhasználásra, vagy olyan fogyasztási cikkekre, melynek előállítása nagy energiaigényű, akkor a beruházások nem eredményezik a kívánt energiamegtakarítást, vagyis újra a jelenség bekövetkezténél tartunk.

Az első Európai Unió stratégia, mely említést tesz a visszapattanó hatás létezéséről az Energia 2020. „Szükséges figyelembe venni azt a paradoxont, mely szerint az energiatenzívebb vagy új termékek iránt a megnövekedett kereslet felülmúlja az energiahatékonyságból származó megtakarítást” (Energia 2020 p.6.). Ezt szem előtt tartva a stratégiában célul tűzte ki az Európai Unió a 20%-os energiamegtakarítást.

A hazai energiastratégiai dokumentumok kiemelt figyelmet fordítanak az energiahatékonyságnak (erről a következő alfejezetben részletesen beszámolok), de nem történik utalás arra, hogy az energiahatékonysági intézkedések nem érik el minden esetben célkitűzésüket, vagyis nem mindig teljesítik a potenciális energiamegtakarítást.

1.5. Az Európai Unió és hazai energiastratégiai dokumentumok rövid áttekintése

Mind az Európai Unió, mind a tagállamok komoly energetikai kihívások előtt állnak, mint például a kőolaj és földgáz piacok jövőben felmerülő problémái, a növekvő importfüggőség, az eddig elért diverzifikáció korlátozott mértéke, az energiaárak volatilitása, az energiapiacok korlátozott átláthatósága, illetve az energiahatékonyság és a megújuló energiaforrások használata terén tapasztalható lassú előrehaladás (Gazdasági és Közlekedési Minisztérium, 2007). A dolgozat korlátozott terjedelme miatt a továbbiakban elsősorban az energiahatékonyságra fókuszálok, az azzal kapcsolatosan megfogalmazott célkitűzésekre, a főbb Európai Unió és hazai dokumentumokra.

Az elmúlt évek folyamán számos energiastratégiai dokumentum született. 2005-re egyre inkább erősödött az igény az Európai Unión belül egy egységes, hosszú távú energiapolitika kialakítása iránt, melynek elsődleges oka az emelkedő olajárak voltak. Az Európai Bizottság ennek hatására 2005-ben és 2006-ban jelentetett meg Zöld Könyvet, *Az energiahatékonyságról, avagy többet kevesebbel*, illetve *Európai stratégia a fenntartható, versenyképes és biztonságos energiáért* címmel, majd a közösségi energiapolitikát (illetve az energiahatékonyságra törekvést) máig meghatározó dokumentumokat, az *Energiához való hozzáférést és az energiahatékonysági Cselekvési Tervet* (2006) és az *Európai energiapolitikát* (2007).

Az *Energiához való hozzáférést és az energiahatékonysági Cselekvési Terv* szerint az Európai Unió energiahatékonysági potenciálja legalább 20%, továbbá a nem megfelelő hatékonyságú energiafelhasználás évente körülbelül 100 milliárd euró közvetlen költséget jelent. A dokumentum mindezeket túl stratégiákat és intézkedéseket fogalmaz meg az energiahatékonyság javítása érdekében (különös tekintettel az építőiparra és a közlekedési szektorra). A Zöld Könyvekben meghatározott előzetes szakpolitikai programok az energiapolitika három központi célkitűzésére, nevezetesen a fenntarthatóságra, a versenyképességre és az ellátás biztonságára irányulnak, e három fő kérdés köré építik fel a végrehajtandó feladatokat. A 2006/32/EK irányelv az energia-végfelhasználás hatékonyságáról és az energetikai szolgáltatásokról a tagállamokat szólítja fel a nemzeti energiahatékonysági célleírányzatok meghatározására.

Ezen tervek és célkitűzések folytatásaként adták közre 2010-ben az *Energia 2020*-t, amelynek keretében - az energiahatékonyságot illetően - az Európai Unió kötelezte magát, hogy 2020-ig 368 millió tonna kőolajnak megfelelő mennyiségű elsődleges energia (a nem energia célú felhasználással csökkentett teljes belső energiafogyasztás) megtakarítását éri el, ami 20%-os megtakarítást jelent a 2020-ra vonatkozó előrejelzésekhez képest. A cél részletes leírását Az *Európai Unió 2011. évi energiahatékonysági terve* c. dokumentum adja (melyet az Európai

Bizottság 2011 márciusában tett közzé), továbbá megállapítja, hogy „a legújabb becslések arra engednek következtetni, hogy az Európai Unió jelenlegi erőfeszítései csak a 20%-os célkitűzés felének teljesítéséhez lesznek elegendők” (Európai Bizottság 2011. p.1.). Mind ennek, mind *Az alacsony szén-dioxid-kibocsátású, versenyképes gazdaság 2050-ig történő megvalósításának ütemterve* c. dokumentumnak az egyik fő megállapítása, hogy az energiahatékonyság az erőforrás-hatékony gazdaság elengedhetetlen feltétele, a dokumentumok szerint a legnagyobb potenciálok a háztartási (épületek) és a közlekedési szektorban rejlenek. Az energiahatékonyságról szóló dokumentumok következő állomása az *2010/31/EU irányelv az épületek energiahatékonyságáról*, melyet az Európai Parlament tett közzé 2010-ben, és amely a kapcsolódó intézkedések meghozatalának fontosságára hívja fel a figyelmet: többek között az energiahatékonysági tanúsítványok bevezetése, illetve a nulla energiaigényű épületek számának növelése a cél. A 2011. év végén elfogadott *Energia-útiterv 2050* szerint a javuló energiahatékonyság eredményeképp az energiafogyasztás 2050-re 4%-kal fog csökkenni a 2005-2006-os csúcshoz képest (Európai Bizottság, 2011. p.4).

A magyarországi stratégiai dokumentumok célkitűzései konzisztensek az Európai Unió vezető energetikai dokumentumaiban foglaltakkal, illetve függetlenül azok készítőitől, egyformán prioritásként jelölik meg az ellátásbiztonságot, a versenyképességet, a fenntarthatóságot, az energiaforrások diverzifikációjának fontosságát, a megújuló energiaforrások jelentősebb kiaknázására való törekvést, illetve az energiahatékonyság fokozását.

Magyarország energiapolitikája 2007-2020 – A biztonságos, versenyképes és fenntartható energiaellátás stratégiai keretei c. dokumentum szerint „az energiahatékonyság növelése alapvető prioritás, mivel ez az egyetlen olyan eszköz, amely az energiapolitika valamennyi alappilléreinek teljesítéséhez hozzájárul. ... Az energiahatékonyság növelése elősegíti, hogy az energiaigények mérsékelten - vagy egyáltalán nem – növekedjenek.” (Gazdasági és Közlekedési Minisztérium, 2007. p.28.) Tehát a dokumentum készítői szerint az energiahatékonysági intézkedések révén elérhető potenciális energiamegtakarítás minden esetben elérhető, nem számolnak a visszapattanó hatás következményeivel. Továbbá a fajlagos energiafelhasználás csökkentését az energiatermelés hatásfokának javításával, energiatakarékossággal (illetve a lakosság „tudatformálásával”) kívánják elérni. A dokumentum előrejelzése szerint - a Nemzeti Energhatékonsági Cselekvési Tervben foglalt intézkedések megvalósításának eredményeként - 2013-ig 13-18 PJ, 2020-ig 30-35 PJ lesz az energiahatékonysági intézkedések révén megtakarított energia mennyisége.

A *Nemzeti Éghajlatváltozási Stratégia* távolabbi időpontra nyújt előrejelzést: 2050-re „az energiahatékonyság javulása és az energiatakarékosság következtében Magyarország jelenlegi villamosenergia-felhasználása 70%-ban lecsökken és a jelenlegi hő felhasználásnak 5%-ára lesz szükség a hálózati melegvíz előállításához, illetve egyéb ipari folyamatok működtetéséhez” (Nemzeti Éghajlatváltozási Stratégia 2007. p.22.).

Magyarország Megújuló Energia Hasznosítási Cselekvési Terve több energiafogyasztási pályát határoz meg (az energiahatékonysági intézkedéseknek megfelelően), melyek közül a legfontosabb a BAU pálya, (mely az energiatakarékossági és energiahatékonysági intézkedések nélkül alakulna ki) és a referencia pálya (mely azok végrehajtásával valósulna meg). Ez alapján a BAU-pálya bruttó végső energiafelhasználása 923 PJ/év, a referencia forgatókönyv szerint pedig 859 PJ/év 2020-ig. Tehát e kettő közötti különbség (64 PJ) már egy jóval határozottabb mennyiségű megtakarítást prognosztizál, mint a *Magyarország energiapolitikája 2007-2020* c. dokumentum.

2011-ben készült el a *Magyarország II. Nemzeti Energhatékonsági Cselekvési Terve 2016-ig, kitekintéssel 2020-ra* c. dokumentum, melyben konkrét célszám is meghatározásra kerül, miszerint hazánknek 2020-ra 10%-os energiamegtakarítást kell elérnie (2016-ig 9%). A 3. táblázat az egyes ágazatok célértékeit mutatja.

**Magyarország II. Nemzeti Energiahatékonysági Cselekvési Terve 2016-ig,
kitekintéssel 2020-ra c. dokumentum energiamegtakarítási célértékei ágazati
bontásban (2016)**

3. táblázat

Ágazatok	Elért értékek (2008-2010)	Célértékek (2011-2016)
Lakosság	4,09 PJ/év	21, 00 PJ/év
Közüntézmények	3,16 PJ/év	14,75 PJ/év
Ipar, termelő ágazatok	3,61 PJ/év	13,05 PJ/év
Közlekedés és szállítás	0,79 PJ/év	4,60 PJ/év
Horizontális és ágazatközi (máshová nem sorolt)	0,6 PJ/év	4,00 PJ/év
Összesen	12,25 PJ/év	57,40 PJ/év

Forrás: Magyarország II. Nemzeti Energiahatékonysági Cselekvési
Terve (2011) alapján saját szerkesztés

A 2012-ben közzétett *Nemzeti Energiastratégia 2030* az ellátásbiztonság kapcsán kiemeli, hogy annak növeléséhez a „leghatékonyabb és legeredményesebb, rövid távon is megvalósítható mód a fogyasztás csökkentése energiatakarékosság és az energiahatékonyság javításán keresztül. A primerenergia-felhasználás célértéken tartásához jelentős, teljes felhasználási és fogyasztási értékláncot átfogó energiamegtakarítási intézkedések szükségesek, amelyek egyaránt érintik a termelői és fogyasztói oldalt is” (Nemzeti Fejlesztési Minisztérium, 2012. p.16.). Ennek egyik kiemelt területe kell, hogy legyen a háztartások energiahatékonyságának fejlesztése. „Ma a Magyarországon felhasznált összes energia 40%-át épületeinkben használjuk el, amelynek mintegy kétharmada a fűtés és hűtés számlájára írható”, így prioritást kell, hogy élvezzenek az épületenergetikai programok. 2030-ig 189 PJ primerenergia-megtakarítás érhető el Magyarországon a megfelelő intézkedések meghozatalával. (Nemzeti Fejlesztési Minisztérium, 2012. p.35.)

Az energiastratégiai dokumentumokkal (mind az uniós, mind a nemzeti szintű dokumentumok) szemben leggyakrabban megfogalmazott kritika, hogy az általános célszámok és intézkedések meghatározásán túl hiányzik a megfelelő monitoring (utánkövetési) rendszer, illetve a dokumentumokat alátámasztó gazdasági, energetikai elemzések. (Mercados-EMI et al. 2007.)

Az Európai Unió tagországainak a 2006/32/EC irányelv alapján energiahatékonysági cselekvési tervet kell készíteni meghatározott időszakonként az eddig elért eredményekről, a jövőben rájuk váró feladatokról. Az első 2007. június 30-ig, a másodikat 2011. június 30-ig, a harmadikat 2014. június 30-ig kell összeállítani. Ezek közül jelen elemzésben a második a leglényegesebb. Csehország összesen 9%-os energiahatékonyság-javulást vállalt a 2001-2005-ös átlagos fogyasztáshoz képest, mely a 2008-2016-os időszakban összesen 20.309 GWh energiamegtakarítást jelent (ez évenként 2.257 GWh). A teljes megtakarítás 28,9%-át (5.874 GWh-t) a háztartási szektorban kívánják elérni, melyet nagyságrendileg a közlekedési és az ipari szektor követ. Lengyelország 9%-os javulásra tett vállalást, mely 53.452 GWh megtakarítást jelent összesen 2009-2016 között. Ennek 25,8%-át a háztartási szektor fejlesztésével kívánják elérni, 22,2%-át az iparban, 18,1%-át a közlekedésben. Szlovénia szintén a 9%-os érték mellett kötelezte el magát, mely 4.261 GWh energiát jelent (ennek 36,6%-a a háztartási szektorból fog származni). Szlovákia csatlakozva a régió többi országához összesen 9%-os energiahatékonyság-javulást vállalt a 2001-2005-ös átlagos fogyasztáshoz képest 2016-ig, mely 10.300 GWh energiamegtakarítást realizálna. Ennek döntő részét a háztartási szektorban, a közlekedésben és az iparban kívánják elérni. (4. táblázat)

**A vizsgált tagországok által a II. Nemzeti Energiahatékonysági Cselekvési Tervben
2016-ig vállalt célértékek a 2001-2005-ös évek energiafogyasztásának átlagában**

4. táblázat

Tagország	2016-ig vállalt célérték a 2001-2005-ös évek átlagában (%)	2016-ig vállalt célérték a 2001-2005-ös évek átlagában (GWh)
Lengyelország	9%	53452 GWh
Csehország	9%	20309 GWh
Szlovákia	9%	10300 GWh
Szlovénia	9%	4261 GWh
Magyarország	9%	15955 GWh

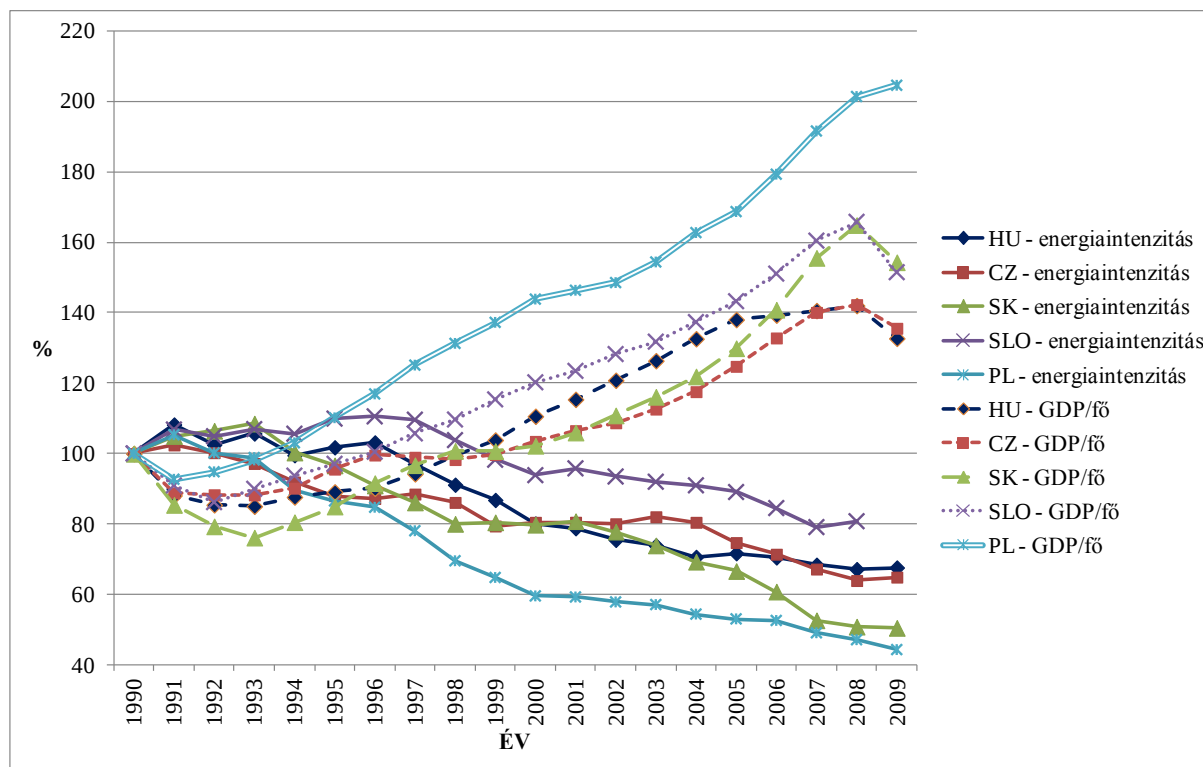
Forrás: saját szerkesztés

Tekintettel arra, hogy mind az uniós, mind a hazai energetikai dokumentumok a legnagyobb energiamegtakarítási potenciált a háztartási szektorban látják, így későbbi számításaimban én is ezen szektor bemutatására, illetve vizsgálatára törekszem.

A továbbiakban a vizsgált országok fontosabb gazdasági és energetikai mutatóinak alakulását mutatom be az elmúlt két évtizedet tekintve.

1.6.A főbb gazdasági és energetikai mutatók alakulása 1990 és 2009 között Kelet-Közép-Európában

Szükségesnek tartom a dolgozatban vizsgált gazdasági és energetikai mutatók alakulásának bemutatását, hiszen maguk a tendenciák is meghatározóak az elemzés szempontjából. Ugyanakkor ennek a bemutatásnak a terjedelmi előírások erőteljes korlátot szabnak, így számos részletre nincs lehetőségem kitérni. Így mellőzöm például az energiafelhasználás szerkezetének bemutatását (energiamix), a megújuló energiaforrások növekvő jelentőségét.



Forrás: A Világbank adatai alapján saját szerkesztés

15. ábra

Az energiatenzitás és az egy főre jutó GDP alakulása 1990-2009 között (1990=100%)

A 15. ábra az egy főre eső GDP-t és az energiatenzitást mutatja a vizsgált országokban. Jól látható, hogy az évről-évre javuló energiahatékonyság negatív korrelációban van a GDP fajlagos értékeivel. Az energiahatékonyság-javulás elsődleges forrása minden országban az ipari szektor energiafelhasználásának csökkenése, melyet a 3. fejezetben részletesen megvizsgálunk.

Az 5. táblázat azt mutatja, hogy az energiafogyasztásban, az energiatenzitásban és a GDP alakulásában 5 éves periódusokat tekintve, évente átlagosan mekkora változás következett be. A fajlagos energiafelhasználás a rendszerváltást követő két periódusban (1990-1995, 1996-2000) Szlovéniát kivéve drasztikus csökkenésen ment keresztül, ez a tendencia azonban a 3. időszakban (2001-2005) már megfordult, az évenkénti átlagos változás pozitívrá váltott. Valószínűleg ez a trend állandósult volna, ha nem éri el a Kelet-közép-európai régiót 2008-ban a válság, melynek hatására (elsősorban az ipari termelés és a GDP visszaeséséből fakadóan) mindenhol – az általam vizsgált országokban – csökkent az egy főre jutó energiafelhasználás. Ha a teljes időszakot nézem, akkor a legnagyobb csökkenés Szlovákiában ment végbe, a 2009-es fajlagos energiafogyasztás 79%-a az 1990. évinek. Az egyetlen ország, ahol növekedés tapasztalható, az Szlovénia (121,1%).

A nemzetgazdasági szintű (aggregált) energiafelhasználásban jelentkező trendek megegyeznek a fajlagos felhasználásnál tapasztaltakkal, szignifikáns eltérések nincsenek.

Az energiafogyasztás, az energaintenzitás és a GDP átlagos, évenkénti százalékos változása 1990 és 2009 között

5. táblázat

Ország	Indikátorok	1990-1995	1996-2000	2001-2005	2006-2009
CZ	ENC/fő változás (%)	-3,43	-0,04	1,94	-2,21
	ENI változás (%)	-2,53	-1,64	-1,78	-4,26
	ENC változás (%)	-3,44	-0,15	1,86	-1,62
	GDP/fő változás (%)	-0,77	1,61	3,82	2,19
	GDP változás (%)	-0,78	1,50	3,75	2,81
HU	ENC/fő változás (%)	-1,83	-0,44	2,25	-2,39
	ENI változás (%)	0,49	-3,48	-2,07	-2,01
	ENC változás (%)	-1,92	-0,67	2,01	-2,54
	GDP/fő változás (%)	-2,13	3,19	4,42	-0,31
	GDP változás (%)	-2,22	2,96	4,17	-0,47
PL	ENC/fő változás (%)	-0,92	-2,04	0,88	0,50
	ENI változás (%)	-2,71	-7,15	-2,28	-4,25
	ENC változás (%)	-0,67	-2,11	0,73	0,49
	GDP/fő változás (%)	2,04	5,49	3,25	4,95
	GDP változás (%)	2,30	5,42	3,10	4,94
SK	ENC/fő változás (%)	-3,72	-0,13	1,23	-2,98
	ENI változás (%)	-0,58	-3,29	-3,50	-7,26
	ENC változás (%)	-3,49	-0,03	1,22	-2,84
	GDP/fő változás (%)	-2,83	3,33	4,92	4,80
	GDP változás (%)	-2,59	3,43	4,91	4,95
SLO	ENC/fő változás (%)	1,46	1,15	2,49	-1,43
	ENI változás (%)	1,96	-3,06	-0,97	-2,91
	ENC változás (%)	1,37	1,14	2,61	-0,96
	GDP/fő változás (%)	-0,42	4,35	3,50	1,59
	GDP változás (%)	-0,51	4,34	3,62	2,08

Rövidítések: ENC (energiafogyasztás, koe), ENI (energaintenzitás, koe/1000US\$), GDP (konstans 2000-es árakon, PPP).

Forrás: saját számítás

Az energaintenzitásban a legnagyobb mértékű javulás (vagyis csökkenés) minden országban az 1996-2000 és a 2001-2005-ös periódusokban ment végbe, mely elsősorban a felgyorsult gazdasági és ipari szerkezetváltással (az energiaigényes ágazatok hanyatlásával, megszűnésével), továbbá a végbement technológiai fejlődéssel magyarázható. A kezdeti 1990-1995-ös időszakban Szlovéniában és Magyarországon még romlottak is a mutató értékei, javulni csak ezután kezdett, bár a tendencia ekkorra már töretlen volt. Ha a teljes időszakot nézzük (1990-2009) a mutató a legintenzívebben Szlovákiában és Lengyelországban csökkent, előbbiben 49,7%-a, utóbbiban 46,4%-a a 2009-es érték az 1990-es évhez viszonyítva. A 3. fejezetben az energaintenzitás javulásának okait részletesen megvizsgálom, jelen részben nem térek ki erre bővebben. A mutatók alakulásáról további ábrák a 7. számú mellékletben találhatók.

2.Az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés okozati összefüggéseinek feltárása ökonometriai módszerekkel

2.1.Bevezetés

A fejezet célja az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés közötti oksági kapcsolat vizsgálata Kelet-Közép-Európa országaiban (Magyarország: 1990-2009; Lengyelország: 1990-2009; Csehország: 1990-2009; Szlovákia: 1990-2009; Szlovénia: 1990-2008), továbbá az, hogy magyarázatot találjak az egyes országokra kapott, eltérő eredményekre. Számításaimhoz a Világbank adatbázisát használtam fel. Az alkalmazott módszertan – a szakirodalmi ajánlások alapján – a Granger-féle kauzalitási vizsgálat, melynek módszertanát a 2.3. pontnál ismertettem. A fejezetben az alábbi három hipotézist tesztelem:

H1: Kelet-Közép-Európa vizsgált országaiban - így Magyarországon, Csehországban, Szlovákiában, Szlovéniában és Lengyelországban - szignifikáns kapcsolat mutatható ki az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés között. A többi fejlett országhoz hasonlóan a kapcsolat iránya az energiafogyasztástól mutat a gazdasági növekedés felé.

H2: Azokban az országokban, ahol az energiafelhasználás befolyásolja a gazdasági növekedést, ott az energiafelhasználás csökkenése negatívan hat a gazdasági növekedésre. Ez azonban nem jelenti a gazdasági fejlődés csökkenését.

H3: A gazdasági szerkezet változása az egyes országokban eltérő módon befolyásolhatja az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés között oksági kapcsolat irányát.

2.2.A kapcsolódó szakirodalom áttekintése

A gazdasági növekedés és az energiafogyasztás közötti kapcsolat vizsgálata évtizedek óta foglalkoztatja a közgazdászokat, bár a vizsgálat célja és módszertana jelentős változásokon ment keresztül az azóta eltelt mintegy fél évszázad során. A hazai szakirodalom jelentős eredményekkel gazdagította ezt a sokak által kutatott témát (Jánossy F. 1975., 1963., Bauer T. 1981., Erdösi P. et al. 1985., Bartke I. 1987., Vajda Gy. 2001., Kovács F. 2007.). Jánossy F. a gazdasági fejlettségi szintek összehasonlíthatóságát vizsgálva jutott arra a következtetésre, hogy „a gazdasági fejlődés ... nem mérhető a társadalmi termék értékével”, vagyis mérésére új módszertan kialakítása szükséges (Jánossy F. 1963. p.59.). Érvelése szerint „egy ország gazdasági fejlettsége a termelés és fogyasztás úgyszólván minden területén megmutatkozik”, melynek alapján az összehasonlítás céljából „natúrális gazdasági mutatókat” választott (Jánossy F. 1963. p.120.). Így lett nála a nemzetek fejlettségi szintjét összehasonlító vizsgálatok kiindulópontja – több más natúrális jellegű gazdasági mutató mellett - a villamosenergia-fogyasztás (kwh/fő) és az összes energiahordozók fogyasztása (szénegyenértékre átszámítva, tonna/fő). Jánossy F. elsősorban nem a gazdasági fejlettség és a natúrális mutatók (így az energiafogyasztás) közötti kapcsolat vizsgálatára törekedett, hanem a gazdasági fejlettség natúrális mutatók által történő meghatározására. Erdösi P. et al. (1985) az energiafogyasztás és a bruttó termelési érték, az ipari termelési érték, illetve a nemzeti jövedelem közötti kapcsolat vizsgálatára matematikai-statisztikai módszereket ajánl, így a trendszámítást, valamint korrelációs és rugalmassági vizsgálatok módszertanát. Ezek alkalmasak a kapcsolat jellegének, szorosságának leírására, továbbá előrejelzések kialakítására, de nem adnak választ az okság irányának kérdésére. Vajon a gazdasági fejlődés

hozzájárul az energiafogyasztás növekedéséhez, vagy az utóbbi tekinthető a magyarázó változónak?

A kauzalitás irányának vizsgálatában úttörő munkának számít Kraft J. és Kraft A. 1978-as publikációja, melyben az energiafogyasztás és GNP közötti kauzalitást vizsgálják az Amerikai Egyesült Államokban, az 1947-1974 közötti időszakot tekintve (Kraft J. et al. 1978). Az azóta eltelt mintegy három évtizedben számos publikáció született a témában, ugyanakkor a kutatási eredmények mind a mai napig nem egységesek. Az eltérések elsősorban a különböző ökonometriai módszerek és időszakok alkalmazásából származnak, melyhez hozzájárul még az egyes nemzetállamok heterogenitása: az eltérő fogyasztási minták, klíma, domborzat, gazdasági fejlődés (Belke A. et al. 2010; Stern D. I. 2000, 2004), illetve mindazon tényezők, melyek a fentebb említett két változóra hatnak, így például a gazdasági szerkezetváltozás, melynek vizsgálata során a szakirodalom elsősorban a szektorok relatív súlyának módosulását, illetve a feldolgozóiparon belüli szerkezetátalakulás és a gazdasági növekedés összefüggéseit elemzi (Szalavetz A. 2003.). A továbbiakban részletesen foglalkozom ezzel a témával.

A szakirodalomban olvasottak szintén alátámasztják az eddigi tapasztalatokat, miszerint az eredmények inkonzisztensek, szerzőnként változóak. Véleményem szerint ennek az eltérő időhorizonton, illetve a módszertan sok esetben következtetlen alkalmazásán túl fő oka a vizsgált időszakokban végbement eltérő mértékű gazdasági szerkezetváltozás. A 6. táblázatban a 21. század - a témában született - legrelevánsabb szakirodalmait foglaltam össze, a továbbiakban néhány jelentős – valamilyen szempontból, a korábbiakhoz képest újdonságot tartalmazó, illetve megkérdőjelezhető – eredményt mutatok be.

Zikovic S. (2009) 22 európai ország esetében az olajfogyasztás és a GDP vizsgálata során arra a következtetésre jut, hogy azok az országok, ahol a gazdasági fejlettség okozza az olajfogyasztást, fejlett posztindusztriális társadalmak erős szolgáltató szektorral, illetve olyan átmeneti gazdaságok, ahol a dezindusztrializáció következményeként jelentősen lecsökkent az ipari termelés. Az országok másik csoportjában, ahol az olajfogyasztás Granger-i értelemben oka a gazdasági növekedésnek, az olajfogyasztás jelentős súlyt képvisel az energiaforrásokat tekintve (Zikovic S. et al. 2009 p.7.).

Feng T. et al. (2009) kísérletet tesz az energaintenzitás, az energiafogyasztás szerkezete és a gazdasági struktúra közötti okozati összefüggések feltárására. Ami újszerűvé teszi modelljét, hogy a konzervatívnak számító teljes végső energiafelhasználás helyett a vizsgált területi egység (Kína) energiafogyasztásában uralkodó primer energiahordozónak, a szénnek a százalékos részarányát (az aggregált energiafogyasztáshoz viszonyítva) veszi az egyik vizsgálandó változónak, illetve a GDP helyett a szolgáltató szektor kibocsátáshoz mért részarányát alkalmazza. Arra a következtetésre jut, hogy „ahhoz, hogy Kína hosszú távon csökkentse az energaintenzitást, csökkentenie kell a szén részarányát az energiafelhasználáson belül, és fejlesztéseket kell végrehajtania a szolgáltató szektorban” (Feng T. et al. 2009. p.5479.).

Narayan P. K. et al. (2008) 30 OECD ország – köztük Magyarország – esetében vizsgálja a villamosenergia-fogyasztás és a GDP közötti kauzalitást. Izland és Korea esetében kétirányú okságot mutatnak az eredmények, hat országnál (így Magyarország esetében is) arra a következtetésre jut, hogy a villamosenergia-fogyasztás az okozati változó, 8 országnál pedig a GDP. 16 nemzet esetében a vizsgálatok nem tártak fel oksági kapcsolatot.

Chontanawat J. et al. (2008) 30 OECD - köztük Magyarország - és 78 nem-OECD ország esetében vizsgálja meg szisztematikusan az energiafogyasztás és az egy főre jutó GDP közötti kauzalitást. Eredményei szerint a fejlett országok esetében gyakoribb az (az esetek 70%-ában, köztük hazánkban is), hogy a kauzalitás iránya az energiafogyasztástól a GDP-felé mutasson, mint a fejlődőek esetében (46%). Hazánk esetében számításaimmal szintén erre a következtetésre jutottam.

A kauzalitás vizsgálatának témakörében áttekintett szakirodalom főbb eredményeinek összefoglalása

6. táblázat

Publikáció	Alkalmazott gazdasági változók	Vizsgált területi egység	Vizsgált időszak	Alkalmazott módszertan	Eredmények
<i>Kraft J. et al. 1978.</i>	GNP (US\$, 1958-as árakon) Energiafogyasztás (Btu)	USA	1947-1974	Sims-féle kauzalitási teszt	GNP→EN
<i>Aqeel A. et al. 2001.</i>	GDP* Energiafogyasztás* (EN) Kőolaj felhasználás* (O) Földgáz felhasználás* (G) Villamosenergia-felhasználás* (EL) Foglalkoztatás*(EM)	Pakisztán	1955-1996	ADF teszt kointegrációs teszt (OLS- módszer) Granger-teszt (Hsiao-féle)	GDP→EN GDP→O EL→GDP EN →EM
<i>Soytas U. et al. 2001.</i>	Energiafogyasztás (millió mtoe) (EN) GDP*	Törökország	1960-1995	ADF, PP teszt Johansen-Juselius-féle kointegrációs teszt VECM-modell	EN→GDP
<i>Soytas U. et al. 2003.</i>	Energiafogyasztás (millió tonna szénegyenérték) (EN) Egy főre jutó GDP* (GDP)	17 ország, a feltételek tesztelését követően az alábbiakat vizsgálja: Törökország, Nyugat- Németország, Franciaország, Japán, Olaszország, Korea, Argentína	Argentína: 1950-1990 Indonézia: 1960-1992 Korea: 1953- 1991 Lengyelország: 1965-1994 egyéb: 1950- 1992	ADF, PP teszt Johansen-féle kointegrációs teszt VECM-modell	Törökország, Nyugat-Németország, Franciaország, Japán: EN→GDP Olaszország, Korea: GDP→EN Argentína: GDP↔EN

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

<i>Mehrara M. 2007.</i>	Egy főre jutó reál GDP (2000-es áron, helyi valutában), (GDP) Egy főre jutó energiafogyasztás (koe), (EN)	Irak, Kuvait, Szaúd-Arábia	1971-2002	ADF teszt Johansen-féle és Engle-Granger-féle kointegrációs teszt VECM-modell	Szaúd-Arábia: EN→GDP Irán, Kuvait: GDP→EN
<i>Chiou-Wei S. Z. et al. 2008.</i>	Energiafogyasztás (ktoe) (EN) GDP (konstans 2000-es áron)	Tajvan, Dél-Korea, Szingapúr, Hong-Kong, Indonézia, Malajzia, Fülöp-szigetek, Thaiföld, USA	Tajvan: 1954-2006; Dél-Korea, Szingapúr, Hong-Kong, Indonézia, Malajzia, Fülöp-szigetek, Thaiföld: 1971-2003; USA: 1960-2003.	ADF teszt Johansen-Juselius-féle kointegrációs teszt VECM-modell (USA és Tajvan esetében) VAR-modell (kivéve USA és Tajvan)	Tajvan, GDP→EN USA, Dél-Korea, Thaiföld: nincs kapcsolat Hong-Kong, Indonézia: EN→GDP Malajzia, Fülöp-szk., Szingapúr: GDP↔EN
<i>Chontanawat J. et al. 2008.</i>	Egy főre jutó reál GDP (US\$, PPP), (GDP) Egy főre jutó energiafogyasztás (ktoe), (EN)	30 OECD-ország 78 nem-OECD ország	30 OECD-ország (1960-2000) 78 nem-OECD ország (1971-2000)	ADF teszt Johansen-féle kointegrációs teszt Hsiao-féle kauzalitási vizsgálat ECM-modell	EN→GDP (OECD – köztük Magyarország, Csehország, Lengyelország, Szlovákia : 21 esetben) EN→GDP (Nem-OECD: 36 esetben)
<i>Narayan P. K. et al. 2008.</i>	Villamosenergia-felhasználás* (EL) GDP (US\$, 1995-ös áron) (GDP)	Ausztrália, Austria, Belgium, Kanada, Csehország , Dánia, Finnó., Franciao., Németo., Görögo., Magyaro. , Izland, Íro., Olaszo., Japán, Korea, Luxemburg, Mexikó, Hollandia, Új-Zéland, Norvégia, Lengyelo., Portugália, Szlovákia ,	USA: 1970-2002; Mexikó, Szlovákia, Korea: 1971-2002; Magyarország: 1965-2002; Egyéb: 1960-2002.	ADF teszt Monte Carlo szimuláció Granger-teszt (bootstrap megközelítés)	UK, Korea, Finnország, Izland, Hollandia, Magyarország : GDP→EL Ausztrália, Izland, Olaszország, Szlovákia , Csehország , Korea, Portugália, UK: EL→GDP Egyéb országok: nincs okozati kapcsolat

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

		Spanyolo., Svédo., Svájc, Töröko, Nagy-Britannia, USA			
<i>Feng T. et al. 2009.</i>	Energiaintenzitás (egységnyi nemzeti outputra eső energiafelhasználás), (EI); a szénfelhasználás aránya az aggregált energiafelhasználáson belül (%), (ECS); a szolgáltató szektor részaránya a GDP-n belül (%), (ES)	Kína	1980-2006	ADF teszt Johansen-féle kointegrációs teszt VECM-modell VAR-modell	EI →ES
<i>Mallick H. 2009.</i>	Gazdasági növekedési ráta (%) (GDP) Egységnyi reál GDP-re eső földgáz (G), villamosenergia (EL), kőszén (C), kőolaj (O) és energiafelhasználás (EN) (%)	India	1970-2005	ADF, PP teszt VAR-modell	GDP →G GDP →EL C → GDP GDP →EN
<i>Žiković S. et al. 2009.</i>	GDP (US\$) Kőolajfogyasztás (1000 hordó/nap) (O)	22 európai ország	Fejlett országok esetében: 1980- 2007 Átmeneti gazdaságok esetében: 1993- 2007	ADF, PP teszt Johansen-féle kointegrációs teszt ECM-modell VAR-modell	O →GDP (4 esetben) GDP →O (5 esetben) O ↔GDP (3 esetben)
<i>Chary S. R. et al. 2010.</i>	Egy főre eső primer energiafelhasználás*	Bangladesh, India, Pakisztán	1965-2005	ADF teszt Johansen-féle kointegrációs teszt ECM-modell VAR-modell	India →Bangladesh India + Pakisztán →Bangladesh Bangladesh → Pakisztán India →Pakisztán India + Bangladesh →Pakisztán Bangladesh → India Pakisztán → India Bangladesh + Pakisztán → India
<i>Kumar S. et al. 2010.</i>	Kőszén felhasználás* (C) GDP-növekedés* (GDP)	Pakisztán	1971-2009	LM egységgyök teszt ARDL-modell a kointegráció vizsgálatára	C →GDP

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

				VECM-modell	
<i>Mutascu M. et al. 2010.</i>	Egy főre jutó villamosenergia-fogyasztás (EL)* Egy főre jutó tőkefelhasználás (K)* GDP/fő (GDP)*	Románia	1980-2008	ADF, PP, DF-GLS teszt ARDL-technikával történő kointegrációs teszt Toda-Yamamoto-féle Granger teszt VAR-modell	EL↔GDP K↔GDP K↔EL
<i>Vlahinic-Dizdarevic N. et al. 2010.</i>	GDP (millió US\$) Háztartások energiafogyasztása (toe) (ECH) Ipar energiafogyasztása (toe) (ECI) Primer energiatermelés (PEP) Nettó energiaimport (toe) (IMP) Kőolajfogyasztás (1000 hordó/nap) (O)	Horvátország	1993-2006	ADF teszt Johansen-féle kointegrációs teszt ECM-modell VAR-modell	GDP→ECH GDP→ECI GDP→PEP GDP→IMP GDP→O
<i>Chang C. et al. 2011.</i>	Energiafogyasztás (ktoe) (EN) GDP (millió US\$ 2000-es árakon) (GDP) szén-dioxid kibocsátás (kt szén) (C)	Argentína, Bolívia, Brazília, Trinidad&Tobago, Ecuador, Chile, Costa Rica, Dominikai Köztársaság, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, Kolumbia, Mexikó, Nicaragua, Panama, Paraguay, Peru, Uruguay, Venezuela	1971-2005	PP-teszt Johansen-féle kointegrációs teszt VECM-modell VAR-modell	GDP→EN (3 esetben) GDP→C (4 esetben) C→EN (1 esetben) EN→GDP (3 esetben) EN→C (5 esetben) (8 országra végezte el a kauzalitási vizsgálatot)
<i>Tianli H. et al. 2011.</i>	Ipari szerkezet (a szolgáltató GDP- hez viszonyított részaránya, %) (IS) Energiaintenzitás (t/10.000US\$) (EI)	Kína	1999-2009	ADF teszt Engle-Granger-féle kointegrációs teszt VECM-modell	IS→EI
<i>Molnár M. 2011.</i>	Energiafelhasználás (EN) GDP	<u>Magyarország</u>	1950-2010	ADF, PP-teszt Johansen-féle kointegrációs teszt VECM-modell	GDP→EN

* hiányzó mértékegység

Rövidítések: VECM (vektor hibakorrekciós modell); ADF-teszt (kiterjesztett Dickey-Fuller teszt); PP-teszt (Phillips-Perron-teszt); VAR-modell (vektor autoregresszív modell), DF-GLS-teszt (Dickey-Fuller Generalized Linear Square Unit Root-teszt), ARDL-teszt (autoregressive distributed lag model).

Molnár M. (2011) értekezésében az energiafogyasztás és a GDP alakulása közötti oksági kapcsolatot vizsgálja meg 1950 és 2010 között. Eredményei szerint a GDP Granger-oka az energiafelhasználásnak, vagyis Chontanawat J. (2008) álláspontjától eltérő eredményre jut. Véleményem szerint ennek legfőbb oka az eltérő időszakot felölelő vizsgálat, illetve, hogy Molnár M. nem vette figyelembe a rendszerváltással együtt járó strukturális törést.

Sorrell S. szintén arra a következtetésre jut az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés kapcsolatának vizsgálatakor, hogy a kapcsolat szoros, pozitív irányú hosszú távon. Véleménye szerint a felhasznált energia minősége szignifikáns a gazdasági növekedés szempontjából: „a magasabb technológiai színvonalat képviselő energiafelhasználás (például villamosenergia) ösztönzi a technológiaváltást, fokozza a tényezők együttes hatékonyságát, ezáltal a gazdasági növekedést is” (S. Sorrell, 2007 p.65.).

Az általam áttekintett szakirodalom több esetben tartalmaz pontatlanságokat, melyek a megértésen túl, a számítások reprodukálását és ellenőrizhetőségét is kétségessé teszik. Gondot jelent az adatok közötti logikai ellentmondás, a strukturális törések figyelmen kívül hagyása, illetve az, hogy több esetben fajlagos adatot állítanak szembe aggregált adattal. Például Chary S. R. et al. (2010) három ország (India, Pakisztán, Banglades) energiafogyasztása közötti okozati kapcsolatok feltárására törekszik. Két- és háromváltozós modellek alkalmazásával arra a következtetésre jut, hogy Banglades energiafogyasztása Granger-i értelemben nem oka Pakisztán energiafogyasztásának, minden más esetben igazolható a kauzalitás. Eredményeinek elfogadhatósága azonban megkérdőjelezhető, hiszen modellje mindössze a három ország energiafogyasztását tartalmazza, mely – véleményem szerint - így már túlzott mértékű leegyszerűsítése a valóságnak.

A GDP és a jólét mérésének eszközei

Felmerül a kérdés, hogy általában az energiagazdaságtanban, illetve ezen kutatásokban miért a GDP a vizsgált indikátor? A GDP növekedése sok esetben félrevezető, hiszen tartalmazza például a fegyverkezés, a honvédelem költségeit, a természeti katasztrófák helyreállítására fordított kiadásokat, melyek így „haszonként” értékelődnek a mutató kiszámításakor. Szintén gyakran emlegetett hátránya, hogy nem veszi figyelembe a jövedelmi egyenlőtlenségeket: tehát az értéke növekedhet, annak ellenére, hogy a szegények szegényebbekké, a gazdagok gazdagabbakká válnak. (Daly H. E. 1990., Ayres R. U. 1998.) Nordhaus W. H. et al. (1972) dolgozott ki elsőként a gazdasági jólét mérésére alkalmas mutatót, a MEW-t (~Measure of Economic Welfare). Tanulmányában arra a következtetésre jutott, hogy az Amerikai Egyesült Államokban, 1929 és 1965 között a MEW és a GNP nagyon jól korrelált egymással, így általánosan elfogadottá vált, hogy ez utóbbi mutató is alkalmas a jólét mérésére. A későbbiekben Daly H. E., Cobb J. és Cobb C. korrigálta a MEW-t és megalkotta az ISEW-mutatót (~Index of Sustainable Economic Welfare) (Clarke M. et al. 2008.). Újra elvégezték a GNP és az ISEW korrelációjára vonatkozó vizsgálatokat, de elemzéseik szerint e két mutató alakulása az első olajárrobbanást követően elvált egymástól (az Amerikai Egyesült Államokban). (Hamilton C. 1999.)

Az ISEW kis mértékben módosított változata a *Valódi fejlődés indexe* (GPI ~ Genuine Progress Indicator), illetve az *SNBI* (~Sustainable Net Benefit Index). Ezen három utóbbi index (ISEW, GPI, SNBI) trendje általában konzisztens, jelentős különbségek nem adódnak a számításukkor. (Lawn P. A. 2003. pp.105-106.) Ezen mutatók becslésénél pozitív tételként veszik figyelembe – többek között - a fogyasztói kiadásokat, az utak, autópályák szolgáltatásait, az önkéntes munkát, a házimunkát. A negatív tételek a környezetszennyezéshez, bűnözéshez, munkanélküliséghez, a tartós fogyasztási cikkek költségeihez kapcsolódnak, illetve egyaránt lehet pozitív és negatív a jövedelmi

egyenlőtlenségek, a nettó tőkebefektetés és a külföldi adósságállomány változásának tétele. (Az egyes tételekről részletes áttekintést ad Clarke M. et al. 2008. és Costanza R. et al. 2004.) A társadalmi fejlődés mérésére alkalmas a *Humán fejlettségi index* (HDI ~ Human Development Index), mely három dimenzió mentén értékeli az egyes országokat: egészség, oktatás, gazdaság. A mutatót 1990-ben dolgozták ki, azóta is számos kritika fogalmazódott meg számításával kapcsolatban: többen kétségbe vonják a vizsgálatba bevont indikátorok számát, elméleti megalapozottságát, az alkalmazott súlyozást. Hátrányai ellenére még mindig ez az egyik legsikeresebb mutató abban a tekintetben, hogy a világ 173 országára már megtörtént a számítások elvégzése, illetve nemcsak keresztmetszeti, hanem idősoros adatok is a rendelkezésre állnak. (UNDP 2013., Henderson H. 1996.)

A Valódi fejlődés indexével párhuzamosan került kidolgozásra az *ökológiai lábnyom* (EF ~ Ecological Footprint), mely megadja az adott életmód fenntartásához (adott technológiai fejlettség mellett) szükséges föld- és vízterület nagyságát. Célja, hogy felhívja a figyelmet a Föld véges kapacitásaira és számszerűleg meghatározza, hogy egy embernek milyen mennyiségű földre van szüksége önmaga fenntartásához és a megtermelt hulladék lebontásához, elnyeléséhez. Az indexet nemcsak nemzetállamok esetében lehet kiszámítani, hanem régiókra, városokra, vagy akár családokra, egyénekre is (bár az eddigi elemzések szerint a regionális szint alatti becslések pontatlanok). (Costanza R. 2000.) Általánosan igaz, hogy a (nagy)városok ökológiai lábnyoma többszöröse a kisebb, vidéki településekhez képest. Jelenleg a Global Footprint Network (2013) adatai szerint 2007-ben a világon az emberek átlagos ökológiai lábnyoma 2,7 globális hektár (gha ~ egy hektár földterület a világátlagnak megfelelő biológiai kapacitást feltételezve) volt. Ugyanakkor olyan iramban használja fel az emberiség a természeti erőforrásokat, hogy már most is jelenleg 1,5 Földre lenne szükség ahhoz, hogy a felhasznált erőforrások és vízkészletek újratermelődhessenek, illetve a keletkezett hulladék „elnyelődjön”. Az előrejelzések szerint, ha a népességnövekedés és a fogyasztás jelenlegi trendje tovább folytatódik, akkor 2030-ra már két Földre lenne szükség az igények kielégítésére.

A HDI és az ökológiai lábnyom kombinálása révén hozta létre Mally K. V. (2011) a DBI-t (~Development Balance Index), mely a HDI három dimenzióját, illetve az az ökológiai lábnyomot súlyozza, egyesítve azok előnyeit. Szintén ezen két mutató (a HDI és az ökológiai lábnyom) közötti érdekes összefüggésre világít rá Moran D. D. et al. (2008): szoros, pozitív korreláció mutatható ki számításai szerint ezen két indikátor között.

Az IEA 2004-ben dolgozta ki az *energetikai fejlettségi indexet*, az *EDI-t* (Energy Development Index) az energiafelhasználás és a humán fejlettség közötti kapcsolat mérésére. Ez nemcsak a felhasznált energia mennyiségét, hanem annak minőségét is figyelembe veszi azon elv mentén, miszerint az energiafelhasználás nem következménye, hanem oka a gazdasági fejlődésnek. Az IEA eredményei szerint a fejlődő országokban a legmagasabb EDI-értékkel az Öböl-menti államok rendelkeznek, a legalacsonyabb eredményt pedig az afrikai országok produkálják. A 2030-as előrejelzés szerint az EDI emelkedni fog a fejlődő országokban, különösen Indiában és Afrikában. Ennek ellenére ezen térségekben a mutató nagysága még mindig messze alul fog maradni az OECD-országok értékeitől. (IEA, 2004. pp.344-350.)

Gyakori hátrányként emlegetik ezen mutatók esetében, hogy az elméleti megalapozottságuk igen lágy, illetve a GDP-hez hasonlóan monetáris alapokról közelítik meg a jólétet (például Niemi G. J. et al. 2004.). További negatívum, hogy a számítás során az elemző egyéni preferenciái alapján kerülnek a költségek és hasznok kiválasztásra és számszerűsítésre, tehát nagy ezen mutatók szubjektív tartalma. (Clarke M. 2008.) Problémát jelent, hogy a fenntarthatósági indikátorokra még mindig csak néhány fejlett ország (például Amerikai Egyesült Államok) esetében állnak rendelkezésre keresztmetszeti és idősoros adatok. Az adathiány az aggregáltság szintjével párhuzamosan tovább nő: regionális vagy városi szinten

csak néhány esetben végezték el a számításokat (például Victoria állam - Ausztrália, Alberta állam - Kanada).

Kijelenthető, hogy egyre nagyobb az egyetértés a közgazdászok körében, hogy a GDP nem alkalmas a gazdasági jólét, a gazdasági fejlődés mérésére (bár itt jegyezném meg, hogy a GDP-t nem a jólét, hanem adott időszak alatt végbemenő gazdasági tevékenységek mérésére fejlesztette ki Kuznets S. és Samuelson P.). Ennek ellenére, mind a mai napig a nemzetállamok gazdaságpolitikájának középpontjában – néhány kivételtől eltekintve - a gazdasági növekedés áll (ezt sok esetben a gazdasági fejlődéssel, az állampolgárok jólétének növekedésével azonosítják), melyet a bruttó hozzáadott értékkel számszerűsítene.

Véleményem szerint két fő oka van, hogy az oksági összefüggések vizsgálatára az energiagazdaságtanban még mindig a bruttó hozzáadott értéket alkalmazzák (sajnos megfelelő indoklást az általam áttekintett szakirodalom nem nyújtott). Egyrészt a kauzalitási vizsgálatok akkor megbízhatóak, illetve akkor lehet belőlük megfelelő előrejelzéseket készíteni, az energiapolitikában felhasználni az eredményeket, ha minél hosszabb időtartamra vonatkoznak az elemzések. Legalább két évtizedre, de olyan országokban, ahol nem volt a gazdasági növekedésben komoly strukturális törés (mint például Kelet-Közép-Európában a rendszerváltás), célszerű három-négy évtizedre kiterjeszteni a vizsgálatot. A fejlődési indikátorok esetében – a legtöbb ország esetében - nem állnak rendelkezésre hosszú idősoros adatok, mely komoly akadályt állít ezen számítások elvégzése elé. A másik fő ok, hogy a fejlődés (illetve a jólét) és az energiafelhasználás esetében az oksági kapcsolatok iránya egyértelmű: minden gazdasági-társadalmi tevékenység végső célja a jólét növelése kell, hogy legyen. Nem igaz az, hogy a növekvő energiafelhasználás fokozza a gazdasági fejlődést - az energiahatékonyság, az energiamegtakarítás, a megújuló energiaforrások használata révén csökken az energiafelhasználás, mely által az energiagazdálkodás fenntarthatóbbá válik, megvalósul a fenntartható fejlődés, melynek végső célja a jólét. Ugyanakkor a gazdasági növekedéssel, így a GDP alakulásával már más a helyzet: a Föld 7 milliárdos népességéhez viszonyítva még mindig csak elenyésző azok száma, akik belátják a növekedés hátrányait és hosszú távon gondolkoznak Földünk jövőjéről. Tagadhatatlan, hogy a legtöbb vállalat, gazdasági szereplő, kormányzati szféra fő célja a profit, illetve a GDP növelése (vagyis a gazdasági növekedés): a világgazdaság (akárcsak az egyes nemzetállamok gazdasága), a Föld népessége, s ezáltal az energiafelhasználás is folyamatosan nő. Mind a mai napig a GDP az a mutató, amely a gazdasági tevékenységeket a legalaposabban számba veszi (tekintet nélkül arra, hogy az az adott nemzet állampolgárainak jóléte szempontjából pozitív vagy negatív volt). A legtöbb gazdasági tevékenység energiafelhasználással jár, tehát ezzel magyarázható a GDP alkalmazása a kauzalitási vizsgálatokban.

2.3. Alkalmazott módszertan

Az oksági kapcsolatok vizsgálatára a Granger-féle kauzalitási vizsgálatot alkalmazom, melynek az elvégzéséhez szükséges feltételeket a továbbiakban részletesen leírom. Ezt követően bemutatom a gazdasági szerkezetváltás mérésére alkalmas mutatókat, illetve a kiválasztott Moore-féle szerkezetátalakulási értékkel reprezentálom a vizsgált országok szerkezetének átalakulását, annak érdekében, hogy ez a változó is bevonható legyen az elemzésbe. Céлом, hogy feltárjam a gazdasági növekedés, energiafelhasználás és gazdasági szerkezetváltás közötti oksági kapcsolatokat.

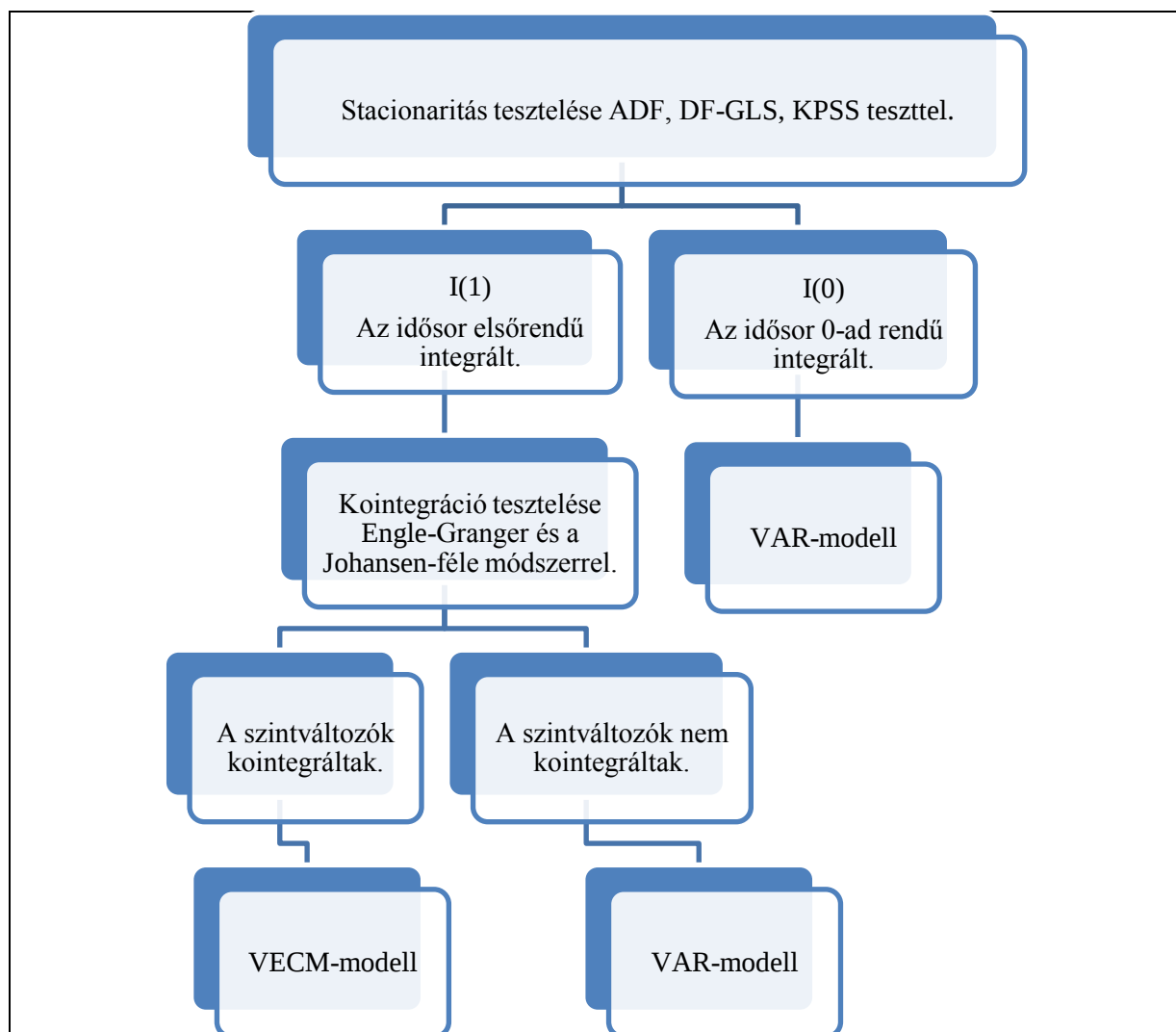
Itt jegyezném meg, hogy az oksági összefüggések vizsgálata nem újkeletű a közgazdaságtani szakirodalomban, már Carl Menger (1871), illetve Alfred Marshall (1890) is felhívja a figyelmet az ok-okozati kapcsolatok tanulmányozásának szükségszerűségére annak érdekében, hogy a gazdaságot uraló törvényszerűségek világosan felismerhetővé váljanak.

2.3.1. Granger-féle okság vizsgálata

Elemzésemet a Granger-féle oksági vizsgálattal végzem el, mely az áttekintett szakirodalom alapján a leggyakrabban alkalmazott kauzalitás tesztelési eljárás. Ennek lépései a következők (16. ábra):

1. Stacionaritás tesztelése.
2. Ha az idősor 0-ad rendű integrált, akkor a következő lépés a VAR-modell felállítása, ha elsőrendű integrált, akkor a kointegráció tesztelése.
3. A kointegrációs teszt eredményeinek függvényében a VAR, illetve a VECM-modell felállítása.
4. A modell alapján a Granger-féle okság megállapítása.

A továbbiakban az egyes lépések módszertanát mutatom be részletesen, továbbá tisztázom a hozzájuk tartozó főbb definíciókat.



Forrás: saját szerkesztés

16. ábra

A kauzalitás vizsgálatának menete

A Granger-féle oksági vizsgálat abból a feltételezésből indul ki, hogy legyen X változó Granger értelmében oka Y változónak, de Y ne legyen Granger értelmében oka X-nek (Granger C. W. J. 1969.):

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + u_t \quad 8)$$

ahol u_t a fehér zaj, p az Y késleltetésének rendje és q az X késleltetésének rendje. A fehér zaj nem más, mint annak feltételezése, hogy „az eltérésváltozók függetlenek, azonos eloszlásúak, eloszlásuk nulla várható értékű és közös σ^2 varianciájú normális eloszlás” (Ramanathan R. 2003. p.118.). A legtöbb gazdasági döntés hatása időben késleltetve jelentkezik, a gazdasági szereplőknek általában időbe telik, míg reagálnak. „Mivel az egyensúly csak bizonyos idő elmúltával áll be, az idősoros adatokat felhasználó ökonometria modelleket gyakran késleltetésekkel fogalmazzák meg.” (Ramanathan R. 2003. p.266.) Ez a legtöbb esetben azt jelenti, hogy a magyarázó változók között nemcsak a változók t . időszaki (tárgyidőszaki) értékeit találjuk meg, hanem $t-1$ időszakit is. Ez nem más, mint a hiszterézis jelensége, mely szó szerinti fordításban reakciókésedelmet jelent vagy a maradandó állapot módosulását. A fizikában ez nem más, mint a fizikai rendszernek azon tulajdonsága, hogy érzéketlenek – nem reagálnak azonnal a rájuk ható erőkre, hanem csak késleltetéssel. Nem térnek vissza teljesen az eredeti állapotukba: ezeknek a rendszereknek az állapota függ az előéletüktől. (UKERC (c) 2007)

A 8. egyenlet esetében nullhipotézisünk, hogy X Granger-értelmében nem oka Y -nak, vagyis $\beta_j=0$ (Ramanathan R. 2003., Maddala G. S. 2004). Úgyis mondhatnánk, hogy X nem Granger-okka Y -nak, ha Y feltételes várható értéke szignifikánsan nem módosul, ha X változó késleltetettjeit is bevonjuk a magyarázó változók közé. A vizsgálat feltételezi továbbá, hogy a változók között lineáris kapcsolat van (Chiou-Wei S. Z. et al. 2008).

A Granger-féle kauzalitás vizsgálatához vezető első lépés a stacionaritás tesztelése, melynek lényege, hogy egy idősoros változó és a késleltetettje közötti korreláció csak a késleltetés mértékétől függ, de attól nem, hogy mikor kezdődött az idősor. „A teszt elvégzése kiemelkedően fontos a kauzalitás vizsgálata szempontjából, hiszen az nagyon érzékeny az idősorok ezen tulajdonságára” (Soytas U. et al. 2001. p.839.). Egy idősor nem stacionárius, ha az átlaga és szórása folyamatosan változik, vagyis függ az időtől (Wadud et al. 2009, Maddala G. S. 2004.). A legtöbb gazdasági idősor nem rendelkezik ezzel a tulajdonsággal, de differenciáltjuk már igen. „Ha a differenciált idősor stacionárius, akkor azt mondjuk, hogy az eredeti sor elsőrendű integrált vagyis $I(1)$.” (Ramanathan R. 2003. p.492.). A stacionaritás tesztelésére a kiterjesztett Dickey-Fuller próbát alkalmaztam, mely igen széles körben alkalmazott egységgyök-teszt.

$$\Delta Y_t = \alpha + \lambda Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta Y_{t-j} + u_t \quad 9)$$

ahol Y_t a gazdasági változó a t időperiódusban, $\Delta Y_{t-1}=Y_{t-1}-Y_{t-2}$ és u_t a hibaváltozó. H_0 hipotézisünk, hogy $\lambda=0$ (vagy $\rho=1$), ha visszautasítjuk, akkor mondhatjuk, hogy az idősor stacionárius. Az eredmények ellenőrzésére elvégeztem a DF-GLS és a Kwiatkowski-féle KPSS tesztet, hogy megbizonyosodjak arról, valóban helyesek-e a következtetéseim. Adkins L. szerint mindkét módszer szignifikánsan nagyobb magyarázó erővel bír, mint a kiterjesztett Dickey-Fuller-próba. „Nem ritka, hogy ... olyan esetekben is elutasítja a H_0 hipotézist, amikor a kiterjesztett Dickey-Fuller-próba elfogadja azt” (Adkins L. 2011. p.288.). A stacionaritás vizsgálata után a következő lépés annak megállapítása, hogy a változók kointegráltak-e. Jelen esetben én mind az Engle-Granger-féle, mind a Johansen-féle kointegrációs tesztet elvégeztem, azért, hogy minél biztosabban megállapítható legyen a kointegráció. Ezen

tesztekkel vizsgálható, hogy a változók között létezik-e valamilyen hosszú távú egyensúlyi állapot. „Két kointegrált idősor nem távolodik el hosszú távon egymástól” (Ramanathan R. 2003. p.492.). Abban az esetben, ha ez igazolható, akkor „a rövid és hosszú távú kauzalitás vizsgálatára alkalmazható a vektor hibakorrekciós modell (VECM)” (Soytas U. et al. 2001. p.841.). Ha nem igazolható a kointegráció, akkor vektor autoregresszív (VAR) modellek és ezen keresztül a hagyományos Granger-féle okozati vizsgálat alkalmazandó (Chang C. et al. 2011. p.4217.). Mallick H. 2009-es publikációjában szintén azt ajánlja, hogy abban az esetben, ha a változók már alapesetükben is stacionáriusak, akkor a legjobban alkalmazható megoldás a VAR-modell és a Granger-teszt (Mallick H. 2009. p.258.).

A VECM a VAR-modellek családjába tartozik, annak speciális esete. „Alapelve az, hogy általában létezik egy hosszú távú egyensúlyi kapcsolat két integrált gazdasági változó között [ez tulajdonképpen maga a kointegrációs összefüggés], rövidtávon azonban előfordulhatnak egyensúlytalansági helyzetek. A hibakorrekciós mechanizmus hatására az egyik időszakban fennálló egyensúlytalanság egy részét korrigálják a következő időszakban.” (Ramanathan R. 2003. p.481.). Általános alakja a következő (Maddala G.S. 2004. p.634.):

$$\begin{aligned}\Delta x_t &= \rho_1 z_{t-1} + \Delta x_{t-1} + \Delta y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta y_t &= \rho_2 z_{t-1} + \Delta x_{t-1} + \Delta y_{t-1} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\tag{10}$$

ahol: x_t és y_t gazdasági változó, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ és $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, x_{t-1} az x változó elsőrendű késleltetettje, y_{t-1} az y változó elsőrendű késleltetettje, ε_t a hibaváltozó, és ha x_t , valamint y_t elsőrendű integrált, a $z_t = y_t - \beta x_t$ viszont 0-ad rendű integrált.

A VAR-modellekben a különböző változókat saját múltbeli értékeikkel és a többi változó múltbeli értékeivel magyarázzák (Ramanathan R. 2003. p.497.). Vizsgálatához az első lépés a megfelelő késleltetés kiválasztása. Feng T. (2009), Adkins L. C. (2010, 2011) ajánlása alapján ebben az esetben meghatároztam a késleltetés maximumát (a vizsgált időtartam rövideje miatt a késleltetés maximuma 4 év volt) majd folyamatosan csökkentettem ezt az optimális késleltetési rend eléréséig. A VAR-modellek több egyenletből állnak, két változó és másodrendű késleltetés esetén az alábbiak szerint épül fel a modell:

$$\begin{aligned}X_t &= \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \alpha_3 Y_{t-1} + \alpha_4 Y_{t-2} \\ Y_t &= \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \beta_3 X_{t-1} + \beta_4 X_{t-2}\end{aligned}\tag{11}$$

ahol: X_t és Y_t gazdasági változó, X_{t-i} az X változó késleltetésének rendje, Y_{t-i} az Y változó késleltetésének rendje.

A VAR-modell lehetővé teszi az egyes változók rövid távú hatásainak bemutatását, mintegy előrejelzi a Granger-féle kauzalitás eredményét, illetve megerősíti azt (Chary S. R. et al. 2010., Mutascu M. et al. 2011., Mallick H. 2009). A modell jó iránymutatást ad a kapcsolat irányára, tartalmazza a Granger-féle vizsgálati eredményeket.

2.3.2.A gazdasági szerkezetváltás vizsgálatára alkalmas módszerek

Először is tisztázni kell a szerkezetváltás fogalmát, bármennyire is egyértelműnek tűnik annak jelentése. A szerkezetváltást gyakran azonosítják az elipartalanosodással, vagyis a dezindusztrializációval, ami alatt az ipar gazdaságban betöltött szerepének csökkenését értik (Kiss É. 2010.). A gazdasági szerkezetváltás azonban véleményem szerint ettől jóval több, egy komplex folyamatot kell értenünk alatta, a szektorok és alágazatok közötti hangsúlybeli eltolódást, melynek következményei fellelhetők a megtermelt hozzáadott értékben, a foglalkoztatottak számában, vagy akár az energiaszolgáltatásban.

A gazdasági szerkezet átalakulásának mérésére számos mutató alkalmas, többek között az NAV-index (norm of absolute values, másnéven Michaely vagy Stoikov-index), Euclides-i formula, a LILIEN-, illetve a módosított LILIEN-index, az iparszerkezet átalakításának értéke (K-mutató), a Moore-féle szerkezetátalakulási érték, továbbá az energiaszolgáltatás intenzitásának iparszerkezeti indexe (I-mutató).

Az Euclides-i formula az egyik legegyszerűbben használható index a gazdasági szerkezet átalakulásának mérésére. A formulát a 10. képlet írja le, X_{i1} az egyes szektorok (primer, szekunder, terciér) kibocsátása a vizsgált időszakban; X_{i0} az egyes szektorok (primer, szekunder, terciér) kibocsátása a bázisidőszakban; i az iparágak sorszáma.

$$EuN_{1,2} = \sqrt{\sum_{i=1}^n (X_{i,1} - X_{i,0})^2} \quad 12)$$

A LILIEN-indexet eredetileg a strukturális munkanélküliség vizsgálatára dolgozta ki Lilien D. M. 1982-ben (Dietrich A. 2011., Robson M. 2006.), az index esetében a jelölések megegyeznek az előző formulánál leírtakkal (11. képlet).

$$LI = \sqrt{\sum_{i=1}^n X_{i,1} \left(\ln \frac{X_{i,1}}{X_{i,0}} \right)} \quad 13)$$

ahol: $X_{i,1} > 0$ és $X_{i,0} > 0$

A LILIEN-index számításánál számos probléma felmerül, így ezek kiküszöbölésére alkotta meg Stamer M. a módosított LILIEN-indexet (MLI) (Welfens P. J. J. 2011. p.292.):

$$MLI = \sqrt{\sum_{i=1}^n X_{i,0} X_{i,1} \left(\ln \frac{X_{i,1}}{X_{i,0}} \right)^2} \quad 14)$$

ahol: $X_{i,1} > 0$ és $X_{i,0} > 0$

Elemzéseimhez a következő - Schultz Gy. által bemutatott – két számítást használom fel: a gazdasági szerkezet átalakulását az iparszerkezet átalakításának értékével (K) és a Moore-féle szerkezetátalakulási értékkel (M_t^+) vizsgálom. „Az iparszerkezet átalakításának értéke az egyes szektorokban (primer, szekunder és terciér) végbement átalakulások abszolút értékének összege:

$$K = \sum_{i=1}^3 |q_{i,1} - q_{i,0}| \quad 15)$$

ahol: q_{i1} az egyes szektorok (primer, szekunder, tercier) nemzetgazdasági részesedése a vizsgált időszakban; q_{i0} az egyes szektorok (primer, szekunder, tercier) nemzetgazdasági részesedése a bázisidőszakban; i az iparágak sorszáma. Az index értéke 0 és 1 közé esik minden esetben, emiatt az eredmények nagyon informatívak, könnyen értelmezhetőek. Minél nagyobb K , annál nagyobb az ipari szerkezetátalakulás mértéke, az abszolútérték-képzés célja az, hogy a csökkenés és a növekedés egyaránt megjelenjen, ne oltsák ki egymást” (Schultz Gy., 2005 pp.24-25.). A NAV-index (másnéven Michaely Index, vagy Stoikov Index) ettől annyiban különbözik, hogy a végeredményt megfigyeli (Dietrich A. 2011. p.5.):

$$NAV_{s,t} = 0,5 * \sum_{i=1}^n |x_{i,t} - x_{i,s}| \quad 16)$$

ahol: $t=2, \dots, T$; $s=1, \dots, T-1$ és $x_{i,s}$ az i . szektor nemzetgazdasági részesedése s . időpontban, illetve $x_{i,t}$ az i . szektor nemzetgazdasági részesedése t . időpontban.

A továbbiakban a Moore-féle szerkezetátalakulási érték kiszámítását mutatom be, mely „... térbeli vektorok metszésszögét használja fel. Az ipart n szektorra bontja, egy-egy szektor részesedése egy n -dimenziós vektor egy-egy összetevője (a vizsgálatban $n=3$ a primer, szekunder és tercier szektoroknak megfelelően). Két egymást követő időszakra vonatkozó két vektor által bezárt szög az iparszerkezet átalakulásának mértékét jellemzi” (Schultz Gy., 2005 p.25.).

$$M_t^+ = \sum_{i=1}^n W_{i,t} * W_{i,t+1} / \left[\left(\sum_{i=1}^n W_{i,t}^2 \right)^{1/2} * \left(\sum_{i=1}^n W_{i,t+1}^2 \right)^{1/2} \right] \quad 17)$$

ahol M_t^+ a Moore-féle szerkezetátalakulási érték; $W_{i,t}$ az egyes ipari szektorok nemzetgazdasági részesedése (i = primer, szekunder, tercier szektor) a t időszakban; $W_{i,t+1}$ az egyes ipari szektorok nemzetgazdasági részesedése (i = primer, szekunder, tercier szektor) a $t+1$ időszakban.

„Az átalakulást a vektorok által bezárt α szög jellemzi, így $\cos \alpha = M_t^+$, $\alpha = \arccos M_t^+$. Minél nagyobb α , annál nagyobb a szerkezetátalakulás sebessége.” (Schultz Gy., 2005 p.25.) Kétféle mértékegységgel jellemezhetjük a mutatót, radiánnal és fokkal, az elemzésem eredményeit fokban ábrázolom.

Schultz Gy. 2005-ben megjelent publikációjában még egy harmadik mutató is szerepel, az energiafelhasználás intenzitásának iparszerkezeti indexe, az I :

$$I = \frac{\sum_{i=1}^3 p_{i1} S_{i1}}{\sum_{i=1}^3 p_{i0} S_{i0}} \quad 18)$$

ahol: S_i a szerkezeti tényező, az egyes ipari szektorok outputjának részesedése a GDP-ben; p_i az i ipari szektor energiafelhasználásának intenzitása; (i a szektorok sorszáma; 1 a vizsgált időszak; 0 a bázisidőszak) (Schultz Gy., 2005 p.27.). Ez az indikátor nem más, mint a Paasche-féle D_{str} -mutató, melyet később az index dekompozíciós vizsgálatoknál tárgyalok.

2.4. Empirikus eredmények

Az elemzések során – a feltételek szigorú és következetes vizsgálatával – azonosítom az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés közötti Granger-féle okság irányát. Tekintettel arra, hogy Szlovénia és Lengyelország eltérő eredményeket mutat a másik három országhoz képest, így az elemzést tovább folytatom azzal a céllal, hogy magyarázatot találjak erre a különbségre. A gazdasági szerkezetváltás bevonásával újra elvégzem a vizsgálatot meghatározva a végleges kauzalitási irányokat.

2.4.1. A Granger-féle okság vizsgálatának empirikus eredményei

Számításaimhoz a Világbank adatbázisát használtam fel. Az energiafogyasztást (ktoe) és a GDP-t (2000-es áron, US\$) választottam ki a két vizsgálandó változónak. A Világbank definíciója alapján jelen esetben az energiafogyasztás a végső energiafelhasználáshoz szükséges primerenergia mennyisége. A GDP jobb választásnak tűnt a GNP-hez képest, ezt támasztja alá Soyta et al. 2001-es publikációjában írt indoklása: „az energiafogyasztás jobban kapcsolódik a nemzetgazdaságban megtermelt javakhoz és szolgáltatásokhoz, vagyis indokoltabb a GDP preferálása a GNP-vel szemben” (Soyta et al. 2001 p.839.). Mindkét változó természetes alapú logaritmusát tekintettem kiindulási pontnak. Az adatok megválasztásánál nagyon fontos a lépték megválasztása: két aggregált adat szembeállítása szignifikánsan jobb eredményekhez vezet, mint egy aggregált és egy fajlagos adat vegyes alkalmazása egy modellben (Zachariadis T. 2007.). Továbbá feltételeztem, hogy a GDP időszora trendet tartalmaz, míg az energiafogyasztásé nem. A vizsgált területi egység (és időtartam) Kelet-Közép-Európa országai, vagyis Magyarország (1990-2009), Lengyelország (1990-2009), Csehország (1990-2009), Szlovákia (1990-2009), Szlovénia (1990-2008). A dolgozat további részében a következő rövidítéseket alkalmazom: HU - Magyarország; PL - Lengyelország; CZ - Csehország; SK - Szlovákia; SLO - Szlovénia. Számításaimat részletesen az 1. számú melléklet tartalmazza.

Stacionaritás vizsgálata a Kiterjesztett Dickey-Fuller, DF-GLS, KPSS teszt eredményei alapján

7. táblázat

	Változó	ADF-teszt H ₀ : az idősor integrált H ₁ : az idősor stacionárius	ADF-GLS-teszt H ₀ : az idősor integrált H ₁ : az idősor stacionárius	KPSS-teszt H ₀ : az idősor stacionárius H ₁ : az idősor integrált	Stacionaritás
HU	ENC	-3,19277 (0,0365) I(0)	-3,33368 (0,0008397) I(1)	0,1059 (>10%) I(0)	I(0)
	GDP	-	-	0,122599 (>10%) I(0)	I(0)
PL	ENC	-3,62997 (0,01582) I(1)	-3,61424 (0,0001) I(1)	0,108973 (>10%) I(1)	I(1)
	GDP	-5,29081 (0,002647) I(1)	3,83462 (<1%) I(1)	0,0640316 (>10%) I(0)	I(1)
CZ	ENC	-3,74894 (0,01245) I(1)	-2,834 (0,004471) I(1)	0,203234 (>10%) I(0)	I(1)
	GDP	-	-	0,105295 (>10%) I(1)	I(1)
SK	ENC	-4,66428 (0,001763) I(0)	-2,45504 (0,01364) I(0)	0,155862 (>10%) I(0)	I(0)
	GDP	-3,69457 (0,02263) I(0)	-	0,141597 (>10%) I(0)	I(0)
SLO	ENC	-4,43824 (0,0001) I(1)	-	0,100663 (>10%) I(1)	I(1)
	GDP	-4,99303 (0,0001) I(0)	-3,08139 (<5%) I(1)	0,132072 (>10%) I(1)	I(1)

Jelmagyarázat: I(0) – az idősor 0-ad rendű integrált, vagyis stacionárius; I(1) – az idősor elsőrendű integrált, vagyis a folyamat differenciája stacionárius; a zárójelben szereplő érték a tesztben elért szignifikancia-szint.

Forrás: saját számítás

A módszertani részben leírtaknak megfelelően vizsgálataimat először a stacionaritás tesztelésével kezdtem. Eredményeimet a 7. táblázat mutatja be. Azokban az esetekben, amikor 2 teszt más eredményt mutatott, mint a 3., azt fogadtam el, amelyet a többség bizonyított, viszont ha két teszt nem tudta alátámasztani a stacionaritást, akkor a KPSS-tesztet tekintettem helyesnek a korábban leírtaknak megfelelően. A KPSS-tesztnél jelöléseimnek megfelelően még 10%-os szignifikancia-szinten sem tudtam elutasítani a H₀-hipotézist, miszerint az idősor (trend)stacionárius. Magyarország és Szlovákia esetében a vizsgált idősorok 0-ad rendű integráltak, a többi országnál elsőrendű integráltak. Ez alapján a kointegrációs tesztet Lengyelország, Csehország és Szlovénia adataira végeztem el (8. táblázat).

Kointegrációs-teszt

8. táblázat

Ország	Engle-Granger-féle kointegrációs teszt	Johansen-féle kointegrációs teszt	Kointegráció
PL	-1,92416 (0,577) -0,533151 (0,9618)	4,7347 (0,8626)	Nem kointegráltak
CZ	-1,217 (0,8542) -3,39344 (0,08198)	11,537 (0,2401)	Nem kointegráltak
SLO	-1,79483 (0,6388) -3,64983 (0,02125)	10,791 (0,2957)	Nem kointegráltak

Megjegyzés: ()-zárójelben a hozzá tartozó p-érték.

Forrás: saját számítás

A vizsgálat eredményei szerint a vizsgált országok egyikének esetében sem kointegráltak az adatok, így a továbbiakban a kauzalitás irányát a VAR-moddal teszteltem. Az okság iránya négyféle lehet az energiafogyasztást és a GDP-t tekintve:

1. nincs kapcsolat (semlegességi~neutralitási elmélet; elsősorban az energetikai költségek alacsony GDP-n belüli részarányával magyarázzák),
2. az energiafogyasztás okozza a gazdasági növekedést (ebben az esetben előfordulhat, hogy az energiafogyasztás visszafogása a jövedelem, illetve a foglalkoztatottság csökkenését eredményezi),
3. a gazdasági növekedés okozza az energiafogyasztást,
4. kétirányú a kapcsolat.

Ezek az összefüggések különösen fontosak egy ország energiapolitikájának szempontjából, hiszen, ha bebizonyosodik, hogy az energiafogyasztás Granger-féle értelemben oka a GDP alakulásának, akkor az energiafogyasztás korlátozására (vagyis az energiahatékonyságra) irányuló intézkedések képesek visszafogni az adott ország gazdasági növekedését.

Oksági vizsgálat

9. táblázat

Ország	Granger-féle okság	Késleltetés rendje	ENC→GDP	GDP→ENC	Teszt
HU	ENC→GDP	1	13,547 (0,0020)***	1,4743 (0,2423)	VAR-modell
PL	nincs kapcsolat	1	1,4649 (0,2449)	0,0061589 (0,9385)	VAR-modell
CZ	ENC→GDP	4	3,8164 (0,0708)*	2,5799 (0,1440)	VAR-modell
SK	ENC→GDP	1	10,444 (0,0052)***	0,010551 (0,9195)	VAR-modell
SLO	nincs kapcsolat	1	0,59281 (0,4541)	2,6155 (0,1281)	VAR-modell

Megjegyzés: VAR-modelleknél a zero korlátozáshoz tartozó F-statisztika van feltüntetve, ()-zárójelben a hozzá tartozó p-érték.

*: 10%-on szignifikáns, **: 5%-on szignifikáns; ***1%-on szignifikáns.

Forrás: saját számítás

A VAR-modell eredményei szerint Magyarország, Csehország és Szlovákia esetében az energiafogyasztás Granger-féle értelemben befolyásolja a GDP alakulását. Lengyelország és Szlovénia esetében még 10%-os szignifikanciaszinten sem sikerült a kauzalitás valamelyik irányát elfogadnom (9. táblázat).

A variancia felbontás eredményei – Magyarország

10. táblázat

Az l_ENC változó varianciájának tényezőkre bontása				Az l_GDP változó varianciájának tényezőkre bontása			
periódus	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP	periódus	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP
1	0,0253584	100,0000	0,0000	1	0,0330673	2,6915	97,3085
2	0,0270126	99,6838	0,3162	2	0,0505729	12,6240	87,3760
3	0,0272056	99,0762	0,9238	3	0,0666157	22,7827	77,2173
4	0,0273099	98,3382	1,6618	4	0,0806016	29,1478	70,8522
5	0,0274592	97,5747	2,4253	5	0,0927019	33,0995	66,9005
6	0,0276369	96,8318	3,1682	6	0,103269	35,6745	64,3255
7	0,0278237	96,1250	3,8750	7	0,112618	37,4431	62,5569
8	0,0280101	95,4578	4,5422	8	0,120991	38,7160	61,2840
9	0,0281918	94,8296	5,1704	9	0,12857	39,6692	60,3308
10	0,0283673	94,2380	5,7620	10	0,135489	40,4066	59,5934

Forrás: saját számítás

A változók tesztelésére alkalmas a VAR-modellhez kapcsolódó „variancia felbontás teszt”, melyet mind az 5 modellnél megvizsgáltam. Ez alkalmas a Granger-teszt eredményeinek alátámasztására. A vizsgált időtartamot egyenlő periódusokra osztva megmutatja, hogy az egyik tényező változása (az abban bekövetkező sokk) milyen mértékben befolyásolja a másik változó előrejelzési hibájának a varianciáját. Magyarország esetében a 10. periódusban az energiafogyasztásban bekövetkező sokkhatás 40,4%-ban befolyásolta a GDP előrejelzési hibájának varianciáját, míg az GDP-ben bekövetkező sokk csak 5,76%-ban befolyásolta az energiafogyasztás előrejelzési hibájának varianciáját. Ez alátámasztja korábbi eredményeimet, miszerint az energiafogyasztás befolyásolja a GDP alakulását.

A variancia felbontás eredményei – Lengyelország

11. táblázat

A d_l_ENC változó varianciájának tényezőkre bontása				A d_l_GDP változó varianciájának tényezőkre bontása			
periódus	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP	periódus	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP
1	0,0321998	100,0000	0,0000	1	0,014835	8,6096	91,3904
2	0,0322504	99,9913	0,0087	2	0,0162715	20,2804	79,7196
3	0,0322512	99,9907	0,0093	3	0,0163653	20,9838	79,0162
4	0,0322512	99,9906	0,0094	4	0,0163708	21,0250	78,9750
5	0,0322512	99,9906	0,0094	5	0,0163711	21,0274	78,9726
6	0,0322512	99,9906	0,0094	6	0,0163712	21,0275	78,9725
7	0,0322512	99,9906	0,0094	7	0,0163712	21,0275	78,9725
8	0,0322512	99,9906	0,0094	8	0,0163712	21,0275	78,9725
9	0,0322512	99,9906	0,0094	9	0,0163712	21,0275	78,9725
10	0,0322512	99,9906	0,0094	10	0,0163712	21,0275	78,9725

Forrás: saját számítás

Lengyelországnál érdekes módon az eredmények ellentmondanak korábbi következtetéseimnek, eszerint a 10. periódusban az energiafogyasztásban bekövetkező sokkhatás 21,02%-ban befolyásolta a GDP előrejelzési hibájának varianciáját. Ez a két gazdasági változó közötti gyenge oksági kapcsolatra utal.

A variancia felbontás eredményei – Csehország

12. táblázat

A d_l_ENC változó varianciájának tényezőkre bontása				A d_l_GDP változó varianciájának tényezőkre bontása			
periódus	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP	periódus	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP
1	0,0176689	100,0000	0,0000	1	0,00895799	13,2692	86,7308
2	0,0180991	98,4066	1,5934	2	0,0121959	12,3721	87,6279
3	0,0199159	81,8317	18,1683	3	0,0137158	30,6859	69,3141
4	0,0231545	71,0663	28,9337	4	0,017842	48,6353	51,3647
5	0,0268294	54,4924	45,5076	5	0,0209992	54,5900	45,4100
6	0,0270147	55,1117	44,8883	6	0,0217434	53,0035	46,9965
7	0,0275939	55,9619	44,0381	7	0,023113	55,0922	44,9078
8	0,0334141	69,7999	30,2001	8	0,0270721	65,2547	34,7453
9	0,0368096	68,5369	31,4631	9	0,0311693	73,2851	26,7149
10	0,03688	68,3153	31,6847	10	0,034095	76,8736	23,1264

Forrás: saját számítás

Csehországnál az eredmények szintén megegyeznek korábbi következtetéseimmel, a 10. periódusban az energiafogyasztásban bekövetkező sokkhatás 76,87%-ban befolyásolta a GDP előrejelzési hibájának varianciáját. Gyenge oksági kapcsolat az ezzel ellenkező irányban is fellelhető, de erőssége messze elmarad az energiafogyasztástól a GDP felé mutató kapcsolat irányának szorosságától, értéke mindössze 31,7%.

A variancia felbontás eredményei – Szlovákia

13. táblázat

Az l_GDP változó varianciájának tényezőkre bontása				Az l_ENC változó varianciájának tényezőkre bontása			
periódus	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP	periódus	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP
1	0,0482543	100,0000	0,0000	1	0,0242401	24,2800	75,7200
2	0,0657102	91,7603	8,2397	2	0,0259076	24,4200	75,5800
3	0,0809001	83,3952	16,6048	3	0,0261348	24,4932	75,5068
4	0,0952125	77,2556	22,7444	4	0,0261665	24,5270	75,4730
5	0,109058	72,9607	27,0393	5	0,0261713	24,5425	75,4575
6	0,122687	69,9124	30,0876	6	0,0261727	24,5505	75,4495
7	0,136282	67,6849	32,3151	7	0,0261738	24,5556	75,4444
8	0,149982	66,0075	33,9925	8	0,0261751	24,5598	75,4402
9	0,163897	64,7102	35,2898	9	0,0261765	24,5638	75,4362
10	0,178117	63,6840	36,3160	10	0,0261781	24,5681	75,4319

Forrás: saját számítás

Szlovákia esetében az eredmények megfelelnek várakozásaimnak, a 10. periódusban az energiafogyasztásban bekövetkező sokkhatás 36,31%-ban befolyásolta a GDP előrejelzési hibájának varianciáját. Csehországhoz hasonlóan gyenge oksági kapcsolat az ezzel ellenkező irányban itt is fellelhető, értéke mindössze 24,6%.

A variancia felbontás eredményei - Szlovénia

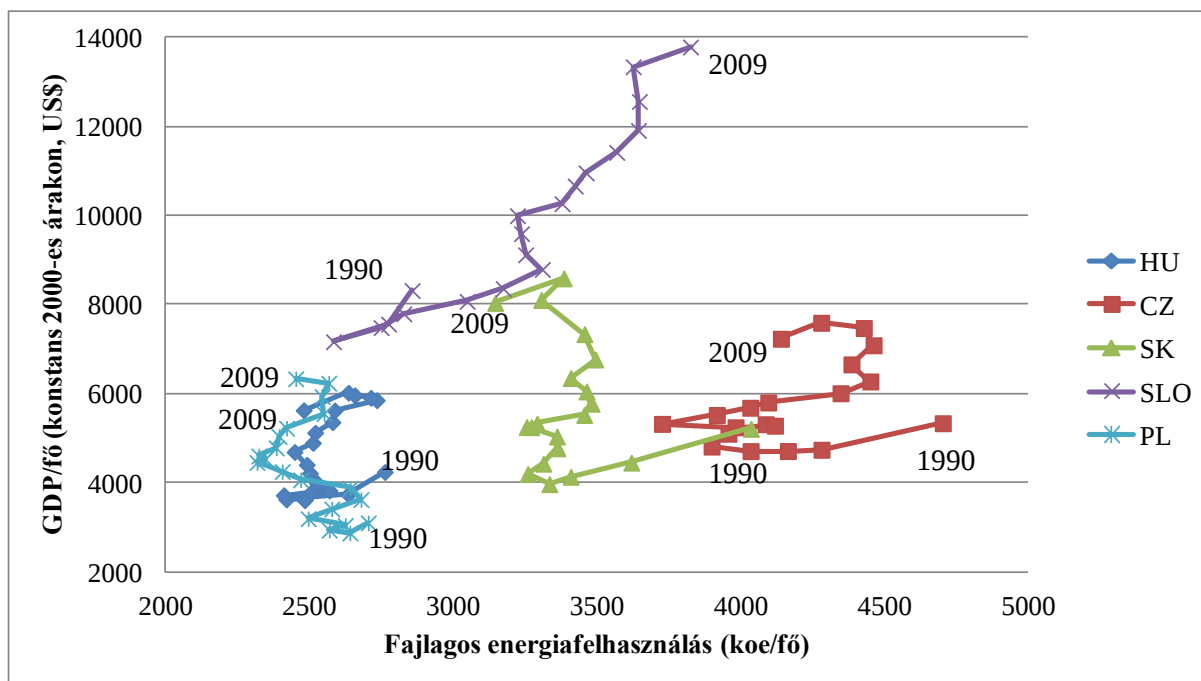
14. táblázat

A d_l_ENC változó varianciájának tényezőkre bontása				A d_l_GDP változó varianciájának tényezőkre bontása			
periódus	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP	periódus	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP
1	0,0302134	00,0000	0,0000	1	0,0154797	8,3736	91,6264
2	0,0307954	96,3123	3,6877	2	0,0175327	6,8030	93,1970
3	0,0309494	95,3725	4,6275	3	0,0179606	6,5906	93,4094
4	0,0309832	95,1694	4,8306	4	0,0180512	6,5491	93,4509
5	0,0309904	95,1261	4,8739	5	0,0180704	6,5403	93,4597
6	0,030992	95,1168	4,8832	6	0,0180745	6,5385	93,4615
7	0,0309923	95,1149	4,8851	7	0,0180754	6,5381	93,4619
8	0,0309924	95,1144	4,8856	8	0,0180756	6,5380	93,4620
9	0,0309924	95,1144	4,8856	9	0,0180756	6,5380	93,4620
10	0,0309924	95,1143	4,8857	10	0,0180757	6,5380	93,4620

Forrás: saját számítás

Szlovéniánál a fellelhető kapcsolat nagyon gyenge (mindössze 6,54% és 4,89%), tehát továbbra sem sikerült bizonyítani a kapcsolatot, illetve annak irányát a GDP és az energiafogyasztás között.

A kapott eredményeknek megfelelően ábrázolom a fajlagos energiafelhasználás és az egy főre jutó GDP közötti kapcsolatot a 17. ábrán.



Forrás: Világbank adatai alapján saját szerkesztés

17. ábra

Az egy főre jutó GDP alakulása 1990-2009 között a fajlagos energiafelhasználás függvényében (koe/fő; konstans 2000-es áron, US\$)

Az oksági kapcsolatra vonatkozó eredmények ismeretében függőleges tengely a fajlagos GDP alakulását mutatja (ez a függő változó), míg a vízszintes tengely a fajlagos energiafelhasználást (ez a független változó). A jobb összehasonlíthatóság érdekében választottam fajlagos értékeket az aggregáltakkal szemben. A vizsgált országok Szlovénia kivételével nagyságrendileg hasonló fejlődési pályát jártak be, mindenhol csökkentek a

fajlagos energiafelhasználás értékei. Szlovéniában ezzel ellentétben jelentős növekedés figyelhető meg mindkét változót tekintve.

2.4.3.A gazdasági szerkezetváltás hatása

A továbbiakban arra keresem a választ, hogy Lengyelország és Szlovénia esetében az oksági kapcsolatok miért nem mutathatók ki. Ennek érdekében minden ország esetében megvizsgálom a gazdasági szerkezetváltást, illetve a mutatót bevonom a kauzalitási vizsgálatba. Feltételezem, hogy az öt országban a vizsgált két évtizedben olyan gazdasági szerkezetátalakulási folyamatok mentek végbe, melyek eltérő módon befolyásolják a változók (az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés) közötti kapcsolatot. Ezt támasztja alá – Stern D. I., Janosi P., Judson R. A., Schultz Gy., Birol F., Feng T. et al. munkáin túl - a „Nemzeti Energiastratégia” c. dokumentum is: „A gazdasági növekedés szempontjából két mutató rendelkezik energiapolitikai kihatással. ... A GDP és a primer energiaigény trendjének a fejlett országokban megfigyelhető szétválása a jövőben is folytatódik, ennek egyik oka a gazdasági szerkezetváltás (eltolódás a szolgáltatások felé), valamint a termelő folyamatok hatékonyság javítása.” (Nemzeti Energiastratégia 2011. p.52.)

A gazdasági szerkezet változását a továbbiakban az iparszerkezet átalakításának értékével (K) és a Moore-féle szerkezetátalakulási értékkel számszerűsítem, az elemzésekbe ez utóbbit vonom be.

A legnagyobb gazdasági szerkezetátalakulás Szlovákiában ment végbe, 1990 és 2009 között 57%-t ért el a „K” értéke, míg a legkisebb Szlovéniában (23,7%). Ezt támasztja alá Csaba L. azon megállapítása is, miszerint „Szlovénia pedig, mint láttuk, a külvilágtól védett zugoly vágyálmát valósította meg, minimális szerkezeti változtatással, csekély külföldi jelenléttel, a kisállamiságból adódó közvetlen tárgyalásos lehetőségek maximális kihasználásával...” (Csaba L. 2007. p.763.). Szlovénia rendelkezik a legmagasabb egy főre jutó GDP-vel és ez magyarázatot adhat arra, hogy miért mutat eltérő, kiugró eredményeket a számításaimban.

Az iparszerkezet átalakításának értéke 1990 és 2009 között

15. táblázat

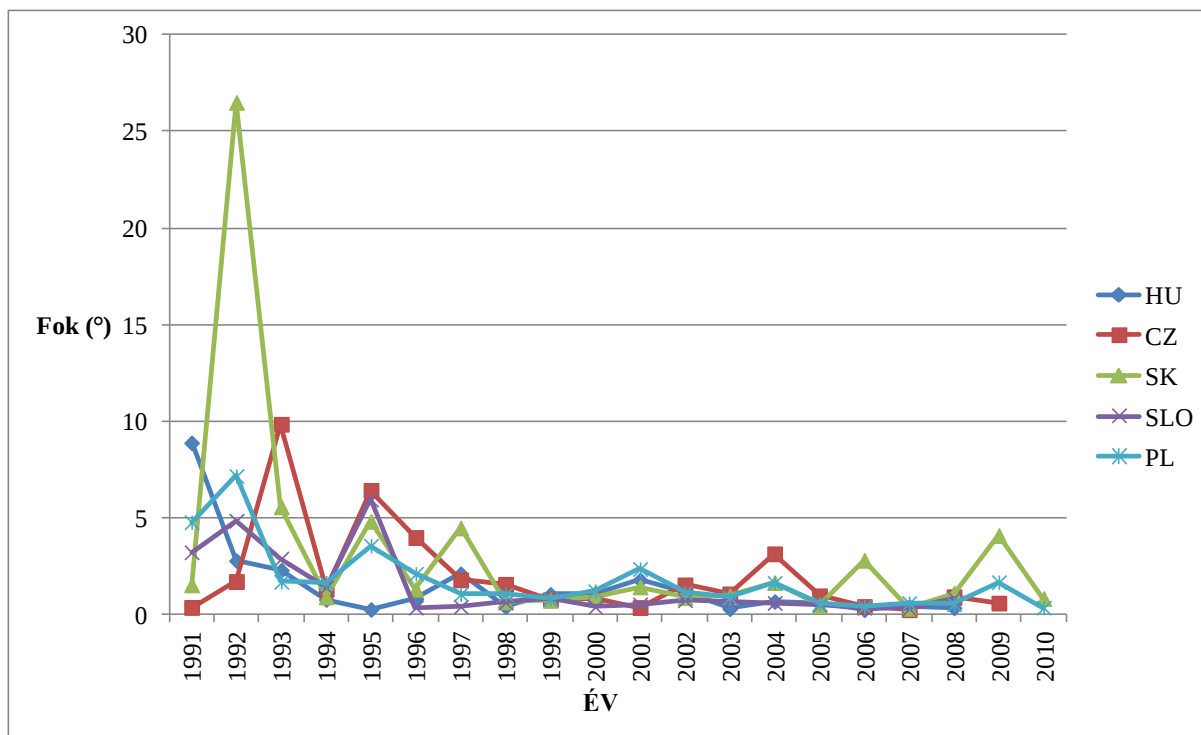
Ország	Vizsgált időtartam	(K) Iparszerkezet átalakításának értéke (%)
HU	1990-2009	39,69386
PL	1990-2009	49,23002
CZ	1990-2009	30,98345
SK	1990-2009	57,24742
SLO	1990-2008	23,66174

Forrás: saját számítás

Kelet-Közép-Európában a szerkezetváltás Nyugat-Európával összehasonlítva jóval később következett be, 1989 után. Kiss É. (2010) szerint ugyanakkor nemcsak a megkésetttség jellemző ezen folyamatra, hanem számos sajátos vonás is, mint például annak társadalmi-politikai háttere. „Kelet-Közép-Európában a posztmodern vagy a posztfordista fázisba való átmenet és a piacgazdaság megteremtésére irányuló erőfeszítések együtt jártak az ipar teljes megújulásával az 1990-es évtizedben. ” (Kiss É. 2010. p.13.)

A 18. ábra szerint a rendszerváltás első éveiben minden vizsgált országban az α értéke növekvő tendenciát mutatott, ami arra enged következtetni, hogy ebben az időben a gazdasági szerkezet átalakulása felgyorsulóban volt, a lassulás, illetve a kiegyenlített átalakulás minden

országban máskor következett be: Magyarországon a leghamarabb, már 1995-ben, ami elsősorban a gyors piaczgazdasági átmenettel magyarázható; Szlovéniában is viszonylag hamar bekövetkezett ez, 1996-ban. Lengyelországban, Szlovákiában és Csehországban átmeneti lassuló időszakokat követően újra felgyorsult a szerkezetváltás, ciklikussá téve azt.



Forrás: saját számítás

18. ábra

A szerkezetátalakulás sebessége a Moore-féle szerkezetátalakulási érték alapján (fok)

A továbbiakban a Moore-féle szerkezetátalakulási érték számítása során kapott szerkezetátalakulási sebesség (α), az energiafogyasztás és a GDP közötti kapcsolatot vizsgálom. Kiinduló feltételezésem, hogy a szerkezetátalakulási sebessége (α), a GDP és az energiafogyasztás erős korrelációban van egymással, az értékeik hosszú távon együtt mozognak. Ennek vizsgálatára a stacionaritás tesztelését követően – a korábbiakhoz hasonlóan - elvégzem a kointegrációs tesztet. A vizsgálatot részletesen a 2. számú melléklet tartalmazza.

Stacionaritás vizsgálata a Kiterjesztett Dickey-Fuller, DF-GLS, KPSS teszt eredményei alapján (1991-2009)

16. táblázat

	Változó	ADF-teszt H ₀ : az idősor integrált H ₁ : az idősor stacionárius	ADF-GLS-teszt H ₀ : az idősor integrált H ₁ : az idősor stacionárius	KPSS-teszt H ₀ : az idősor stacionárius H ₁ : az idősor integrált	Stacionaritás
<i>HU</i>	ENC	-2,79194 (0,05939) I(0)	-2,63524 (0,008154) I(0)	0,176037 (>10%) I(0)	I(0)
	α	-3,23832 (0,0353) I(0)	-2,55826 (0,0102) I(0)	0,123451 (>10%) I(1)	I(0)
	GDP	-	-	0,132596 (>10%) I(0)	I(0)
<i>PL</i>	ENC	-3,59805 (0,01764) I(1)	-3,54861 (0,000) I(1)	0,105641 (>10%) I(1)	I(1)
	α	-3,50127 (0,007983) I(1)	-2,18415 (0,02789) I(0)	0,047052 (>10%) I(1)	I(1)
	GDP	-4,00498 (0,008574) I(0)	-4,90087 (<1%) I(1)	0,0790208 (>10%) I(1)	I(1)
<i>CZ</i>	ENC	-2,97544 (0,05759) I(1)	-1,88182 (0,05714) I(0)	0,148013 (>10%) I(1)	I(1)
	α	-5,89922 (0,0001) I(1)	-2,76324 (0,005562) I(0)	0,146252 (>10%) I(1)	I(1)
	GDP	-58,6276 (0,00) I(0)	-13,1599 (<1%) I(1)	0,077519 (>10%) I(1)	I(1)
<i>SK</i>	ENC	-4,07734 (0,006869) I(1)	-2,35259 (0,01802) I(0)	0,123619 (>10%) I(0)	I(0)
	α	-4,04432 (0,006432) I(0)	-4,1545 (0,00) I(0)	0,0568791 (>10%) I(1)	I(0)
	GDP	-3,56678 (0,03268) I(0)	-3,72127 (<2,5%) I(0)	0,134389 (~10%) I(0)	I(0)
<i>SLO</i>	ENC	-4,56866 (0,0001) I(1)	-2,36027 (0,01765) I(1)	0,066725 (>10%) I(1)	I(1)
	α	-5,95474 (0,0001) I(1)	-2,28612 (0,02148) I(0)	0,127551 (>10%) I(1)	I(1)
	GDP	-7,11338 (0,0001357) I(0)	-4,55307 (<1%) I(1)	0,105784 (>10%) I(1)	I(1)

Jelmagyarázat: ENC – energiafogyasztás; α – a szerkezetátalakulás sebesség a Moore-féle szerkezetátalakulási érték alapján; I(0) – az idősor 0-ad rendű integrált, vagyis stacionárius; I(1) – az idősor elsőrendű integrált, vagyis a folyamat differenciája stacionárius; a zárójelben szereplő érték a tesztben elért szignifikancia-szint.

Forrás: saját számítás

Első lépésként elvégeztem a Kiterjesztett Dickey-Fuller, DF-GLS, KPSS tesztet az energiafogyasztás, az α változó és a GDP stacionaritásának vizsgálatára. Azért kellett a vizsgálatot újra elvégezni, mert a korábbiakhoz képest az idősor egy évvel lerövidült (az 1990-es évet el kellett hagynom), hiszen az α kezdőértéke 1991-re vonatkozik. Magyarország és Szlovákia kivételével a vizsgált változók elsőrendű integráltak, így Lengyelország, Szlovénia és Csehország esetében elvégezhettem a kointegrációs tesztet.

A gazdasági szerkezet átalakulása, a GDP és az energiafelhasználás közötti kointegráció vizsgálata

17. táblázat

Ország	Késleltetés száma		Trace teszt (p-érték)		Johansen-féle kointegrációs teszt	
	I.	II.	I.	II.	I.	II.
CZ	1	1	10,852 (0,2913)	7,3092 (0,6147)	Nem kointegráltak	Nem kointegráltak
SLO	2	1	24,762 (0,0050)	21,637 (0,0107)	Kointegráltak	Kointegráltak
PL	1	1	3,4615 (0,0900)	45,345 (0,0000)	Kointegráltak	Kointegráltak

ahol: I. eset: a szerkezetátalakulás sebessége és az energiafelhasználás közötti kointegráció vizsgálat eredményeit mutatja; a II. eset: a szerkezetátalakulás sebessége és a GDP közötti kointegráció vizsgálat eredményeit mutatja.

Forrás: saját számítás

A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei alapján Lengyelország és Szlovénia esetében mindhárom változó kointegrált (míg Csehország esetében nem), mely azt jelenti, hogy a gazdasági szerkezet átalakulásának sebessége, az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés szorosan összefüggnek, értékeik hosszú távon nem távolodnak el egymástól. Ez magyarázatot adhat a Granger-vizsgálat eredményeire: a témában végzett kutatások során kapott eltérő eredmények az egyes országok gazdasági szerkezetváltásával magyarázhatók.

Oksági vizsgálat

18. táblázat

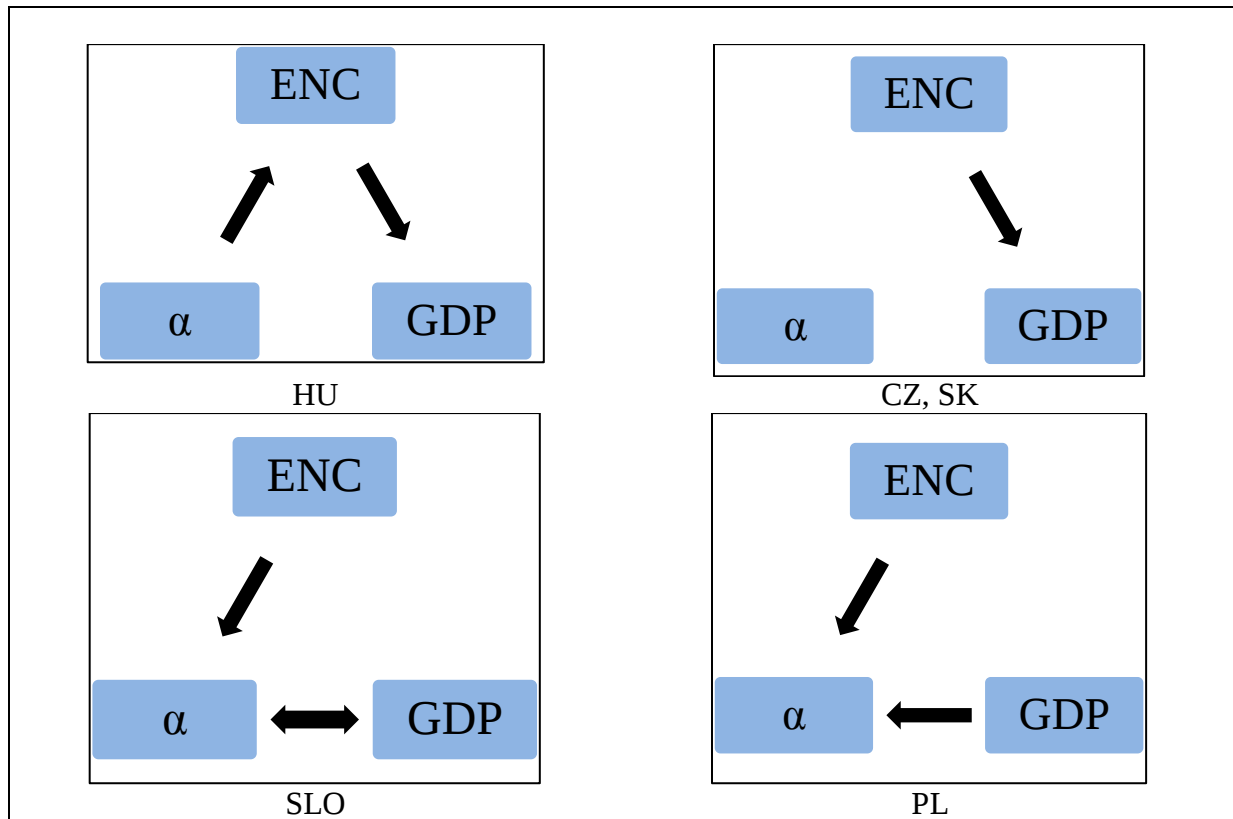
Ország	Granger-féle okság	Késleltetés rendje	$\alpha \rightarrow \text{ENC}$	$\text{ENC} \rightarrow \alpha$	$\alpha \rightarrow \text{GDP}$	$\text{GDP} \rightarrow \alpha$	Teszt
HU	$\alpha \rightarrow \text{ENC} \rightarrow \text{GDP}$	1, 2	8,1364 (0,0128)**	0,25022 (0,6247)	2,1627 (0,1614)	1,0464 (0,3837)	VAR-modell
PL	$\text{ENC} \rightarrow \alpha \leftarrow \text{GDP}$	1, 1	0,0642 (0,9496)	-12,8 (0,00)***	-0,325 (0,7494)	11,94 (0,00)***	VECM-modell
CZ	$\alpha \text{ ENC} \rightarrow \text{GDP}$	1, 2	0,25241 (0,6232)	0,0088995 (0,9262)	0,84714 (0,4548)	0,0055405 (0,9945)	VAR-modell
SK	$\alpha \text{ ENC} \rightarrow \text{GDP}$	1, 1	2,1496 (0,1633)	0,69841 (0,4164)	0,14795 (0,7059)	2,1562 (0,1627)	VAR-modell
SLO	$\text{ENC} \rightarrow \alpha \leftrightarrow \text{GDP}$	1, 1	0,7717 (0,4523)	-1,726 (0,1049)*	-2,276 (0,0379)**	1,787 (0,0942)*	VECM-modell

Megjegyzés: VECM-modelleknél a t-statisztika van feltüntetve, ()-zárójelben a hozzá tartozó p-érték; VAR-modelleknél a zéró korlátozáshoz tartozó F-statisztika, ()-zárójelben a hozzá tartozó p-érték;

*: 10%-on szignifikáns, **: 5%-on szignifikáns; ***1%-on szignifikáns.

Forrás: saját számítás

A továbbiakban az oksági vizsgálatot is elvégeztem (18. táblázat). Kiinduló kérdésem az volt, hogy a szerkezetátalakulás sebessége hogyan hat az említett két másik változóra, mi jellemzi a kapcsolat irányát. Az ilyen jellegű vizsgálatok (a strukturális változás és a gazdasági növekedés közötti okság) szintén nem újkeletűek a szakirodalomban, többek között Dietrich A. (2011) is a kapcsolat irányának meghatározására törekszik. Tanulmányában kifejti, hogy nem az a kérdés az ilyen típusú elemzéseknél, hogy van-e kapcsolat az említett változók között, hanem a kauzalitás iránya. Hét OECD-ország (Franciaország, Németország, Olaszország, Japán, Hollandia, Nagy-Britannia, USA) adatait elemezve (a vizsgált időtartam 1960-2004) arra a következtetésre jut, hogy hosszú távon a gazdasági növekedés indukálja a strukturális változást.



Megjegyzés: ENC – energiafogyasztás; GDP – gazdasági növekedés (bruttó hazai termék); α : gazdasági szerkezetváltás sebessége

Forrás: saját számítás

19. ábra

Az oksági vizsgálat eredményei az energiafogyasztást, a gazdasági szerkezetváltást és a GDP alakulását tekintve

A 19. ábra a végleges kauzalitási irányokat mutatja, eredményeim Szlovénia és Lengyelország tekintetében megegyeznek Dietrich A. tapasztalataival. Vizsgálataimmal sikerült igazolnom, hogy Szlovéniában és Lengyelországban a gazdasági szerkezetváltást leíró indikátor tulajdonképpen „beékeli” magát a gazdasági növekedés és az energiafelhasználás közé, melynek következtében nem mutatható ki a közvetlen, oksági kapcsolat a két utóbbi változó között. Magyarországon a gazdasági szerkezet átalakulása Granger-értelemben befolyásolja az energiafelhasználást, mely hat a gazdasági növekedésre. Csehország és Szlovákia esetében érdekes módon a GDP-vel és az energiafogyasztással nincs kapcsolatban a gazdasági szerkezetváltás.

2.5. Következtetések

Széles körben elfogadott az a tény, hogy az energiafogyasztás és egy nemzet gazdasága szoros kapcsolatban van, de a tényezők közötti kapcsolat iránya viták tárgyát képezi. Az eredmények sok esetben inkonzisztensek, empirikusan nem megfelelően alátámasztottak, pedig a kauzalitás iránya messzemenő fontossággal bír, hiszen azokban az országokban, ahol a GDP alakulása az okozat (a függő változó), az energiafogyasztás korlátozására irányuló intézkedések visszafoghatják, mérsékelhetik a gazdasági növekedést.

Az elemzés során kétváltozós modellekkel vizsgáltam meg Magyarországot, Lengyelországot, Csehországot, Szlovákia és Szlovénia energiafogyasztása és gazdasági növekedése közötti okozati kapcsolatot. Céлом az volt, hogy feltárjam e két tényező között a kauzalitás irányát, amely az elmúlt két évtizedben meghatározta a függőségi viszonyokat.

A stacionaritás vizsgálatára az ADF, ADF-GLS, valamint a KPSS-tesztet alkalmaztam. Az idősorok minden esetben 0-ad, vagy 1-rendű integráltak voltak. Ezt követően vizsgálataim két irányt vettek: Lengyelország, Csehország, Szlovénia esetében az Engle-Granger, illetve a Johansen-féle kointegrációs tesztet alkalmaztam, Szlovákia és Magyarország esetében pedig a VAR-modellt. Mivel a változók egyik esetben sem voltak kointegráltak, ezért az előbb említett három országnál is a VAR-moddal dolgoztam tovább. Magyarország, Csehország és Szlovákia esetében az eredmények egyértelműen megmutatták, hogy az energiafogyasztás Granger-féle értelemben befolyásolja a GDP alakulását. Lengyelországban is létezik az oksági kapcsolat, de igen gyenge, Szlovénia esetében pedig vizsgálataimmal nem volt igazolható. Az eredmények részben támasztják alá Chontanawat J. et al. (2008) megállapításait: ő – bár fajlagos adatokkal dolgozott – Magyarország, Csehország, Lengyelország, Szlovákia esetében úgy találta, hogy a kapcsolat iránya az energiafogyasztás felől mutat a GDP alakulása felé. Véleményem szerint Lengyelország esetében az eltérés fő oka a vizsgált időtartamok különbözősége lehet (Chontanawat J. et al. 1960-2000-es idősorral dolgozott). Továbbá ellentmondanak Molnár M. (2011) eredményeinek, melynek okait már korábban kifejtettem (54. oldal). Érdekes, hogy végső következtetéseiben mégiscsak ennek ellenkezőjét írja le, logikai ellentmondásba keveredik önmagával: „az energiafelhasználás növekedése mindenképpen – extenzív módon bár – de növeli a makrojövedelmet” (Molnár M. 2011. p.86.).

Számításaimmal – Szlovénia és Lengyelország kivételével - sikerült igazolnom az energiafogyasztás és a GDP közötti kapcsolatot, mellyel megállapítható, hogy ezekben az országokban az energiafogyasztás korlátozására irányuló intézkedéseket messzemenően át kell gondolni, hiszen felléphet olyan negatív hatás, mely csökkenti a gazdaság növekedését. Ugyanakkor az energiafelhasználás csökkenése kétféle módon valósulhat meg: az energiahatékonyság javulásával, illetve energiamegtakarítással, melyek a fenntartható energiagazdálkodás pillérei. Ez utóbbi a fenntartható fejlődés egyik eszköze és hosszú távon hozzájárul a jólét növeléséhez. Tehát, az energiafelhasználás csökkenése olyan gazdasági folyamat, mely egyszerre képes a gazdasági növekedést visszafogni és a gazdasági fejlődést fokozni (ezen gondolatmenet elméleti háttérét részletesen tartalmazza az 1.3. alfejezet).

Bebizonyítottam, hogy Szlovéniában és Lengyelországban az eltéréseket a gazdasági szerkezetváltás okozza, mely így magyarázatot adhat a szakirodalomban fellelhető ellentmondásokra is. Vagyis még hasonló országcsoporthoz is azért térhetnek el az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés oksági kapcsolatára vonatkozó eredmények, mert a vizsgált időszakban az egyes országokban végbemenő gazdasági szerkezetátalakulás eltérő módon és eltérő mértékben befolyásolta azt.

Az 1.3. alfejezet, illetve ezen 2. fejezetben bemutatott eredményeim alapján az alábbi téziseket fogalmaztam meg:

T1a: Kelet-Közép-Európa vizsgált országaiban (Csehország, Lengyelország, Magyarország, Szlovákia, Szlovénia) Lengyelország és Szlovénia kivételével szignifikáns a kapcsolat az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés között. Magyarországon, Szlovákiában, Csehországban az energiafogyasztás Granger-értelemben oka a GDP-nek, vagyis az energiafelhasználás fokozódása képes gazdasági növekedést indukálni.

T1b: Magyarországon, Szlovákiában, Csehországban az energiafogyasztás korlátozására irányuló gazdaságpolitikai stratégiák átgondolása szükséges, tekintettel arra, hogy minden ilyen jellegű intézkedés a gazdasági növekedés visszafogását eredményezheti.

T2: Az energiafelhasználás csökkenése az energiahatékonyság javításával, illetve energiamegtakarítással valósulhat meg, melyek a fenntartható energiagazdálkodás pillérei. Ez utóbbi a fenntartható fejlődés egyik eszköze és hosszú távon hozzájárul a jólét növeléséhez. Tehát, az energiafelhasználás csökkenése olyan gazdasági folyamat, mely egyszerre képes a gazdasági növekedést visszafogni és a gazdasági fejlődést fokozni.

T3a: Lengyelországban és Szlovéniában 1990 és 2009 között az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés közötti oksági kapcsolatot jelentős mértékben befolyásolta a gazdasági szerkezetváltás.

T3b: A szakirodalomban az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés közötti Granger-féle okság vizsgálatára irányuló elemzések vegyes eredményeinek fő oka a vizsgált időtartamokban végbement eltérő gazdasági szerkezetváltás.

3.A gazdasági és ipari szerkezetváltás hatására bekövetkező energaintenzitás-változás vizsgálata

Történelmi távlatokat szemlélve a gazdasági szerkezet jelentős változásokon megy keresztül. A gazdasági fejlettség korábbi szakaszában a mezőgazdaság dominanciája volt a meghatározó, ezt követően történt egy elmozdulás a nehézipar irányába (például ipari forradalom), majd a fejlődés egy későbbi szakaszában a szolgáltató szektor térnyerése következett be (Stern D. I. 2011. p.43.). Minden ágazatnak, így minden gazdasági szektornak (primer, szekunder, terciér) az energaintenzitása jelentősen eltér egymástól (lévén, hogy eltérő energiaszerkezettel rendelkeznek), a gazdasági struktúra és az energiafelhasználás között erős a kapcsolat (de Janosi P. E. et al. 2002., Judson R. A. et al. 1999.). Ezáltal egy ország energaintenzitását ennek megfelelően két tényező befolyásolja. Egyrészt az, hogy az egyes szektorok mekkora részt képviselnek a nemzetgazdaságban, illetve mennyire energiahatékonyak. „Abban az esetben, ha a kis energaintenzitású iparágak aránya jelentős a nemzetgazdaságban, és növekedésük gyors, akkor az energaintenzitás csökkenni fog.” (Schultz Gy., 2005. p.23.)

A továbbiakban e két tényező vizsgálatára törekszem. Megvizsgálom, hogyan alakult át a nemzetgazdaság a rendszerváltást követő években, milyen eltolódás ment végbe a gazdasági szektorok között, illetve hogyan változott az egyes szektorok energaintenzitása. Számításaimhoz minden esetben az egyes szektorok által termelt hozzáadott értéket használom, a foglalkoztatottak számának vizsgálatától eltekintek (számos szerző a strukturális változást az adott szektorban foglalkoztatottak számának változásával demonstrálja). A fejezetben az alábbi két hipotézist tesztelem:

H4: Kelet-Közép-Európában az egyes országok energaintenzitásának alakulását jelentős mértékben befolyásolta a gazdasági szerkezet átalakulása, illetve a gazdasági szektorok energaintenzitásának változása 1990 és 2009 között.

H5: A gazdasági szerkezetváltás szempontjából az energaintenzitás javulását okozó intenzitási és strukturális hatás erőssége eltérő lehet nemzetgazdasági és szektorális szinten.

Az egyes gazdasági tevékenységek energaintenzitásra gyakorolt hatásának vizsgálata az első olajárrobbanás óta képviseli az energia- és környezeti gazdaságtan egyik központi kutatási témáját (Boyd G. A. et al. 2004.). Az index dekompozíciós vizsgálat (IDA ~ *Index Decomposition Analysis*) igen széles körben alkalmazott módszertan: használják az energiafogyasztás, illetve az azzal kapcsolatos emisszió elemzésére mind a környezet-, mind az energiagazdaságtanban, illetve az elmúlt években már a humán erőforrás gazdaságtan eszköztárában is megjelent (Achao C. et al. 2009., Shrestha R. M. 2006.), a jövedelmi egyenlőtlenségek okainak vizsgálatához szolgál újabb adalékkal. Könnyen értelmezhető, így napjainkra a döntéshozók gyakori eszközévé vált (Ang B.W. 1995, 2000; Hoekstra R. et al. 2003; Zhao X. et al. 2010; Liu F. L. et al. 2003., Unander F. 2007.).

Az index dekompozíciós vizsgálat témakörében áttekintett szakirodalom főbb jellemzőinek összefoglalása

19. táblázat

<i>Publikáció</i>	<i>Vizsgált terület</i>	<i>Időtartam</i>	<i>Alkalmazott eljárás</i>	<i>Módszertan típusa</i>	<i>Szektorok száma</i>
Zhao X. et al. 2010.	Kína	1998-2006	LMDI	Additív	15
Mairet N. et al. 2009.	Franciaország	1995-2006	LMDI	Additív	7
Achao C. et al. 2009.	Brazília	1980-2007	LMDI	Additív	4
Hatzigeorgiou E. et al. 2008.	Görögország	1990-2002	AMDI LMDI	Additív	3
Mercados-EMI et al. 2007.	Ciprus, Észtország, Magyarország, Lettország, Litvánia, Lengyelország, Csehország, Szlovákia, Szlovénia	1995-2004	Divisia	Additív	10
Unander F. 2007.	Ausztrália, Dánia, Finnország, Franciaország, Olaszország, Japán, Norvégia, Svédország, Nagy-Britannia, USA	1973-1998	Laspeyres	-	7
Ang B. W. 2005.	Kanada	1990-2000	LMDI	Multiplikatív	23
Boyd G. A. et al. 2004.	USA	1983-1998	AMDI Fisher Ideal	Multiplikatív	19
Farla J. C. M. et al. 2000.	Hollandia	1980-1995	„simple average parametric” Divisia módszer 2. (AVE-PDM2)	Additív	5 és 21
Ang B. W. 1995.	Szingapúr	1982-1990	„general parametric” Divisia módszer 1.	Additív	28

Forrás: az olvasott szakirodalom alapján saját szerkesztés

A 19. táblázat a témakörben áttekintett jelentősebb – nemcsak módszertani leírást, hanem empirikus eredményeket is tartalmazó – publikációkat tartalmazza. Érdekességük, hogy – néhány kivételtől eltekintve – kitartanak egy eljárás alkalmazása mellett, ritkán törekszenek az eredmények más módszerekkel történő ellenőrzésére. A vizsgált területek skálája igen széles: Achao C. et al. (2009) a brazil jövedelmi egyenlőtlenségek magyarázatára törekszik, Mairat N. et al. (2009) a francia szolgáltató szektor energaintenzitását bontja tényezőkre, Ang B. W. (2005) Kanada ipari szektorának emisszióját vizsgálja. Nagyon változó a vizsgált alszektorok száma: a minimum 3, a maximum 28 volt az általam áttekintett szakirodalomban, bár Ang B. W. (1995) megjegyzi, hogy előfordulhatnak 2, illetve 400 alágazatot vizsgáló elemzések is.

Az index dekompozíciós vizsgálat módszertanát tekintve rokon vonásokat mutat Nemes Nagy J. (1995) által használt shift-share elemzéssel, de míg a hatásarány-elemzés additív megközelítés, addig az index dekompozíciós vizsgálat az alkalmazott módszertantól függően egyaránt lehet additív és multiplikatív. Mind a shift-share, mind az IDA esetében a számítás célja egy aggregált adat tényezőkre bontása. Míg a shift-share elemzéssel főképp a regionális elemzésekben találkozhatunk, addig az index dekompozíciós vizsgálat jellemzően az 1973-as olajárrobbanás által kiváltott növekvő energetikai érdeklődés eredménye. A kormányzatok általános célja volt ebben az időben az energiafogyasztás visszafogása, az energiahatékonyság fokozása. Az ehhez vezető első lépés az energiafogyasztást befolyásoló tényezők feltárása volt, illetve az ehhez kapcsolódó módszertan – különös tekintettel az index dekompozíciós vizsgálatra - kidolgozása.

3.1. Az index dekompozíciós vizsgálat módszertana

Az eljárás lényege, hogy képes egy mutató változását szektorális szinten magyarázni, illetve nagy előnye az alacsonyabb adatigény (Hoekstra R. 2003). Abból a feltételezésből indul ki, hogy a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás változását alapvetően két tényező befolyásolja: az egyes szektorok energaintenzitásának változása (intenzitási hatás), illetve a gazdasági szektorok közötti átrendeződés (strukturális hatás) (Liu F. L. et al. 2003. p.16.). Elek L. (2009) tanulmánya alapján a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás alatt a primer, szekunder, tercier szektorok általi végső energiafelhasználás és az ezen szektorok által megtermelt hozzáadott érték hányadosát értem. Itt jegyezném meg, hogy a „teljes gazdaság” kifejezést nem érzem egészen megfelelőnek, de ettől pontosabb megnevezéssel a szakirodalom feldolgozása során nem találkoztam (Ang B.W. 2000., 2003. az aggregált energaintenzitás kifejezést használja, de ez sem egyértelmű elnevezés), így a továbbiakban ezt alkalmazom.

A módszer a gazdaságot különböző szektorokra bontja és az adott szektor energaintenzitását annak kibocsátása alapján súlyozza. Ma H. szerint az eredmények hasznosíthatóságát kétségessé teszi az, hogy „számos olyan tényező van, mely erősen befolyásolja az energaintenzitást, de nehezen választható el a technológiai és a strukturális változástól. Így például a gazdasági növekedés, az input tényezők helyettesíthetősége és a fogyasztói magatartás.” (H. Ma et al. 2010. p.120.). Ennek ellenére – véleményem szerint – a tendenciák feltárására kiválóan alkalmas a módszer.

Az index dekompozíciós vizsgálat igen gazdag témakör, számos eljárás él jelenleg párhuzamosan egymás mellett. Én a legnépszerűbbnek számító Laspeyres-, Paasche-, Marshall Edgeworth-, Walsh-, Fisher Ideal, Drobish, AMDI, illetve az LMDI-féle módszer ismertetésére, valamint alkalmazására teszek kísérletet. A Laspeyres-index az adott időszakban bekövetkező változást mutatja a bázis évvel súlyozva az értékeket, míg a Paasche-

index ezzel ellentétben a t. időszaki értékekkel súlyoz. A Marshall-Edgeworth index a 0. és t. időszaki értékek számtani átlagát, a Walsh-index a geometriai átlagát veszi alapul. A Fisher Ideal-index a Laspeyres és Paasche-féle számítási mód során kapott eredményeknek veszi a geometriai átlagát, míg a Drobish-módszer ezek számtani átlagának kiszámítása mellett érvel (Liu F. L. et al. 2003). Boyd G. A. et al. (2004) szerint a „tökéletes” indexfelbontást a Fisher Ideal index nyújtja, ugyanis ez a módszer felel meg kizárólag az index dekompozíciós vizsgálatokkal szemben támasztott követelmények mindegyikének, a reziduum értéke minden esetben egyenlő eggyel (Boyd G. A. et al. 2004. p.93.). Mind az AMDI-, mind az LMDI-módszernek számos előnye van, képesek kezelni a nulla értékeket (Zhao et al. 2010.).

Legyen V egy energiafelhasználással kapcsolatos aggregátum. Feltételezzük, hogy ennek alakulásához n változó járul hozzá, vagyis $x_1, x_2, \dots, x_n$. Az aggregátum i darab alszektorra bontható, melyekben a változás zajlik (strukturális és intenzitási változás). A szektorok közötti kapcsolat az alábbiak szerint írható fel:

$$V = \sum_i V_i = x_{1,i} x_{2,i} \dots x_{n,i} \quad (19)$$

A multiplikatív felbontás során a relatív változást (vagyis a változás arányát) osztjuk fel (Ang B.W. 2005. p.867.):

$$D_{tot} = \frac{V^T}{V^0} = D_{x1} D_{x2} \dots D_{xn} \quad (20)$$

ahol:

$$V^0 = \sum_i x_{1,i}^0 x_{2,i}^0 \dots x_{n,i}^0$$

$$V^T = \sum_i x_{1,i}^T x_{2,i}^T \dots x_{n,i}^T$$

Az additív eljárás során pedig az abszolút változást:

$$\Delta V_{tot} = V^T - V^0 = \Delta V_{x1} + \Delta V_{x2} + \dots + \Delta V_{xn} \quad (21)$$

ahol:

$$V^0 = \sum_i x_{1,i}^0 x_{2,i}^0 \dots x_{n,i}^0$$

$$V^T = \sum_i x_{1,i}^T x_{2,i}^T \dots x_{n,i}^T$$

A továbbiakban a Laspeyres-index alapján mutatom be a módszertan metodikáját. Azért választottam mintának a Laspeyres-féle index dekompozíciós vizsgálatot, mert ez a leggyakrabban alkalmazott módszertan (Ang B. W. 2000., Mairé N. et al. 2009.), illetve metodikája alapján könnyen megérthető a számítás menete.¹

¹ Granel F. (2003) egy mintapéldán keresztül korrektül bemutatja a számítás menetét minden eljárás esetében. A dolgozat korlátozott terjedelme miatt csak a főbb lépések ismertetésére szorítkozom.

Az index dekompozíciós vizsgálat multiplikatív módszerei

20. táblázat

<i>Laspeyres</i>	$D_{x_1} = I_L = \frac{\sum_i x_{1i}^T * x_{2i}^0 \dots x_{ni}^0}{\sum_i x_{1i}^0 * x_{2i}^0 \dots x_{ni}^0}$	22)
<i>Paasche</i>	$D_{x_1} = I_P = \frac{\sum_i x_{1i}^T * x_{2i}^T \dots x_{ni}^T}{\sum_i x_{1i}^0 * x_{2i}^T \dots x_{ni}^T}$	23)
<i>Marshall Edgeworth</i>	$D_{x_1} = I_{ME} = \frac{\sum_i x_{1i}^T * (x_{2i}^0 + x_{2i}^T) * (x_{3i}^0 + x_{3i}^T) \dots (x_{ni}^0 + x_{ni}^T)}{\sum_i x_{1i}^0 * (x_{2i}^0 + x_{2i}^T) * (x_{3i}^0 + x_{3i}^T) \dots (x_{ni}^0 + x_{ni}^T)}$	24)
<i>Walsh</i>	$D_{x_1} = I_W = \frac{\sum_i x_{1i}^T * \sqrt{x_{2i}^0 * x_{2i}^T} * \sqrt{x_{3i}^0 * x_{3i}^T} \dots \sqrt{x_{ni}^0 * x_{ni}^T}}{\sum_i x_{1i}^0 * \sqrt{x_{2i}^0 * x_{2i}^T} * \sqrt{x_{3i}^0 * x_{3i}^T} \dots \sqrt{x_{ni}^0 * x_{ni}^T}}$	25)
<i>Fisher 1(Fisher Ideal)</i>	$D_{x_1} = I_F = \sqrt{I_L * I_P}$	26)
<i>Drobish</i>	$D_{x_1} = I_D = \frac{I_L + I_P}{2}$	27)
<i>LMDI 1 (Log Mean Divisia Index 1)</i>	$D_{x_1} = \exp \left(\sum_i \frac{L(V_i^0, V_i^T)}{L(V^0, V^T)} * \ln \left(\frac{x_{1i}^T}{x_{1i}^0} \right) \right)$ $L(a, b) = \frac{a-b}{\ln(a)-\ln(b)}, a \neq b$	28)
<i>AMDI (Arithmetic Mean Divisia Index)</i>	$D_{x_1} = \exp \left(\sum_i \frac{\frac{V_i^0}{V^0} + \frac{V_i^T}{V^T}}{2} * \ln \left(\frac{x_{1i}^T}{x_{1i}^0} \right) \right)$ $L(a, b) = \frac{a-b}{\ln(a)-\ln(b)}, a \neq b$	29)

ahol: t=0 a bázisidőszak; t=T a tárgyidőszak; i az adott gazdasági szektor

Forrás: Granel F. 2003. p.35. alapján saját szerkesztés

A Laspeyres-féle eljárás (Ang B. W. et al. 2000. p.1157.) alapján a többi módszer részszámításai is felírhatók. Minden esetben a multiplikatív eljárást tartottam megfelelőnek, tekintettel arra, hogy érzéketlen az alkalmazott mértékegységekre (szemben az additív módszerrel, mely esetében nagyságrendbeli eltérések adódhatnak ebből), illetve a kapott eredmények grafikusán ábrázolhatók megkönnyítvén az értelmezést. Ang B. W. et al. (2003) szintén a multiplikatív eljárást ajánlja azokban az esetekben, amikor a kutató hosszú idősorok elemzésére tesz kísérletet (Ang B. W. et al. 2003. p.1564.). Minden módszer három részből tevődik össze:

$$D_{tot} = D_{int} * D_{str} * D_{res} = \frac{I_t}{I_0} \quad \mathbf{30)}$$

ahol: E_t : teljes energiafogyasztás; $E_{i,t}$: az i. szektor energiafogyasztása; Y_t : GDP; $Y_{i,t}$: i. szektor GDP-je; $S_{i,t}$: az i. szektor részaránya ($= \frac{Y_{i,t}}{Y_t}$); I_t : a gazdaság energaintenzitása, ($= \frac{E_t}{Y_t}$); $I_{i,t}$: az i. szektor energaintenzitása ($= \frac{E_{i,t}}{Y_{i,t}}$).

Az első rész (D_{tot}) a gazdaság energaintenzitásának változását mutatja két választott év között.

$$D_{str} = \frac{\sum_i S_{i,T} I_{i,0}}{\sum_i S_{i,0} I_{i,0}} \quad (31)$$

A következő két mutatószám (D_{str} , D_{int}) a t . év elméleti és a 0. év a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitásnak a különbsége. A különbség közöttük az, hogy mely tényezőt hagyják változatlanul (bázis éven) a számlálóban. A D_{str} az egyes szektorok intenzitását tekinti változatlanul és így a strukturális hatást mutatja, vagyis, hogy a gazdasági szerkezet eltolódása (a primer és a szekunder szektor felől a tercier szektor irányába) mennyiben befolyásolta a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitást.

$$D_{int} = \frac{\sum_i S_{i,0} I_{i,T}}{\sum_i S_{i,0} I_{i,0}} \quad (32)$$

A D_{int} a szektorok nemzetgazdasági részesedését tekinti változatlanul, és így az intenzitás változásának hatását mutatja, vagyis, hogy az egyes szektorok energaintenzitásának változása mennyiben befolyásolta a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitást. A D_{str} , D_{int} értéke minél közelebb esik az 1-hez, a hatás nagysága annál kisebb lesz.

Minden módszer esetében az egyenlet tartalmaz egy reziduumot (hibatagot), mely azokat a hatásokat mutatja, melyek nem magyarázhatók a felírt módszerrel. Ideálisnak tekinthető a reziduum, ha értéke (a multiplikatív módszer esetén) 1.

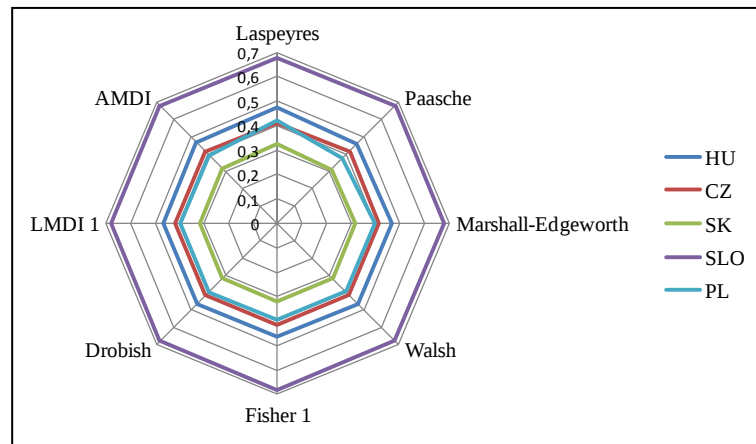
3.2. Felhasznált adatok

Számításaimhoz a szektoronkénti (primer, szekunder, tercier) végső energiafelhasználást (1000 toe), illetve az egyes szektorok által megtermelt hozzáadott értéket (konstans 2000-es árakon, US\$) használok fel. A vizsgált országok és időhorizontok: Magyarország (1990-2008), Lengyelország (1993-2009), Csehország (1990-2008), Szlovákia (1993-2009), Szlovénia (1990-2008). Az adatbázist az Eurostat és a Világbank adatai alapján állítottam össze, mely révén az egyes országokra kapott eredmények összehasonlíthatóak (ha a nemzeti statisztikai hivatalok adatbázisát alkalmaztam volna, akkor az országonkénti – esetlegesen - eltérő módszertan ezt nem tette volna lehetővé). A továbbiakban a következő rövidítéseket alkalmazom: D_{tot} a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás változását jelöli, D_{int} az intenzitási, D_{str} a strukturális hatást jelenti. Eredményeimet a 3. és 4. számú melléklet részletesen tartalmazza.

3.3. Empirikus eredmények a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás vizsgálatához

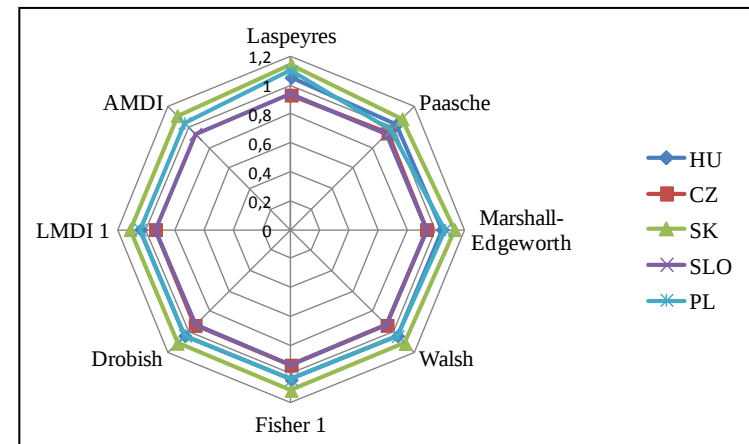
Számításaimhoz a Laspeyres-, Paasche-, Marshall-Edgeworth, Walsh-, Fisher 1, Drobish-, LMDI-, és az AMDI-féle módszert alkalmaztam. Az eredmények szórása igen kicsi (20., 21., 22. ábra), mely jelentősen megerősíti az elemzések megbízhatóságát, illetve megkönnyíti az értelmezést.

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**



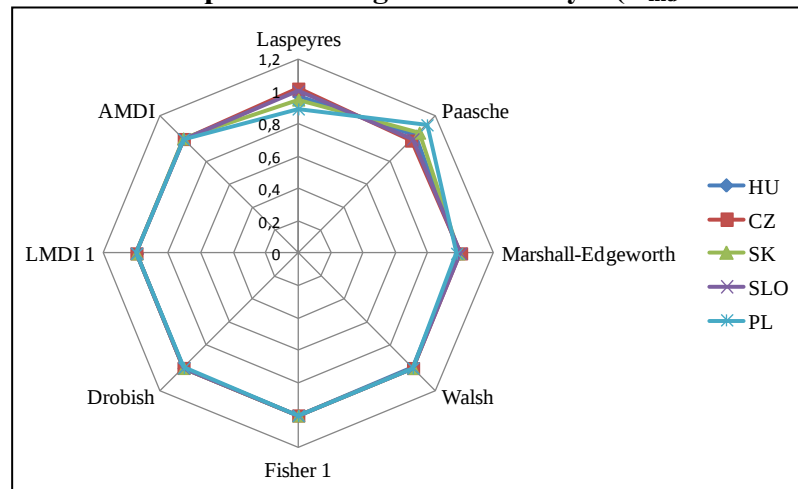
Forrás: saját számítás
20. ábra

Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{int} , 1990-2009)



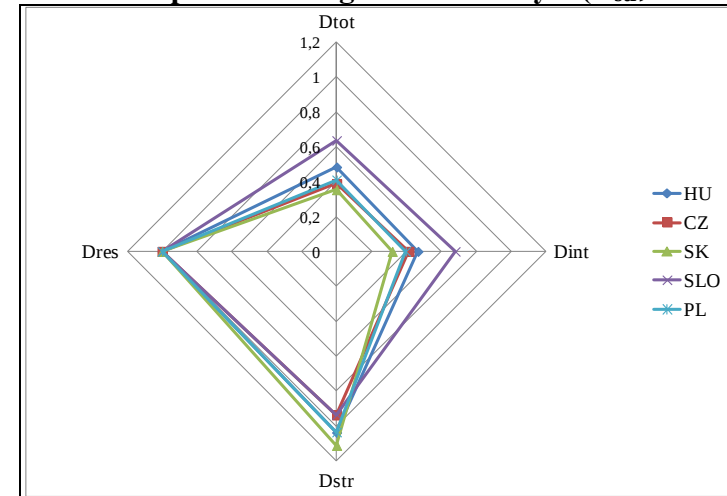
Forrás: saját számítás
21. ábra

Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{str} , 1990-2009)



Forrás: saját számítás
22. ábra

Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{res} , 1990-2009)



Forrás: saját számítás
23. ábra

Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (Fisher I, 1990-2009)

Összesített eredményeimet a Fisher-index grafikus ábrázolásán keresztül mutatom be (23. ábra), melyet azért választottam, mert számításaimban ez a módszer eredményezte szignifikánsan a legkisebb reziduumot (a reziduum értéke 1). Az eredmények alapján az 1990-2009-es időszakban az összes vizsgált országban az egyes szektorok energiatenzitálásának változása volt nagyobb hatással a teljes gazdaságra kalkulált energiatenzitás módosulására, nem pedig a gazdasági struktúra változása. Ez megegyezik Ang B. W. azon általános következtetésével, miszerint „...az iparosodott országokban az egyes szektorok energiatenzitálásában bekövetkező csökkenés járul hozzá leginkább a teljes gazdaságra kalkulált energiatenzitás csökkenéséhez. A strukturális változás hatása ezzel összehasonlítva jóval kisebb.” (Ang B. W. et al. 2000. p.1162.). Ugyanilyen eredményre jut a Mercados-EMI (2007) tanulmány is, továbbá ezt támasztja alá Szilágyi J. et al. (2012), Kiss É. (2010), illetve Kuttor D. (2011) azon megállapítása is, miszerint a tercier szektor felé történő erőteljes eltolódás ellenére a szekunder szektor továbbra is fontos része az átmeneti országok nemzetgazdaságának, mind a foglalkoztatottak számát, mind a hozzáadott értéket tekintve (Kuttor D. 2011. p.51.). További magyarázat lehet az a tény, hogy sok esetben a szolgáltató szektor alapját nagy energiaigényű infrastruktúra képezi, melynek az energiafelhasználása azonban nem itt jelenik meg (hanem a szekunder szektorban), vagyis a tercier szektor tényleges energiafelhasználása jóval meghaladja az elvárt értéket (Stern D. I. 2011.). A strukturális hatás három ország esetében (Magyarország, Szlovákia, Lengyelország) kis mértékben rontotta volna az energiatenzitást (értéke meghaladja az 1-t), de ezt nagyságrendekkel ellensúlyozta az intenzitási hatás, mely az energiahatékonyság javulásának irányába hatott.

A továbbiakban a vizsgált időszak 5 éves periódusait mutatom be (21. táblázat).

**Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei a teljes gazdaságra kalkulált
energiatenzitás vizsgálata esetében**

21. táblázat

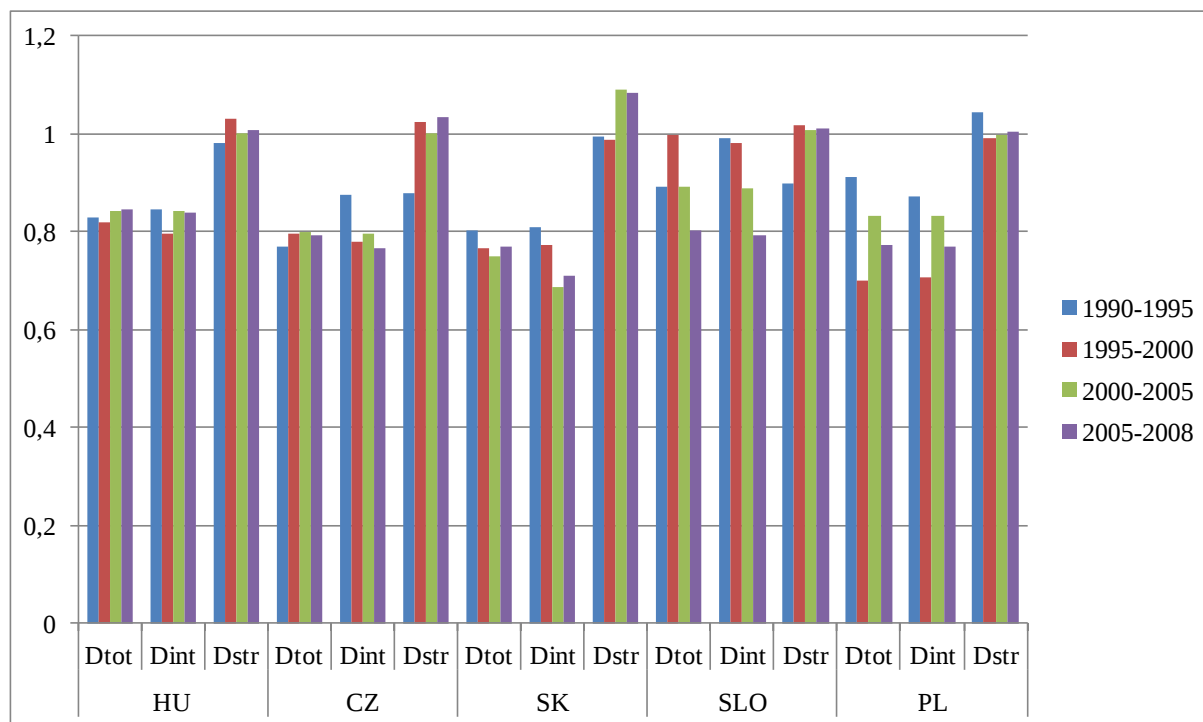
		1990-1995		1995-2000		2000-2005		2005-2009		1990-2009	
		Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.
HU	D _{int}	0,8418	0,8476	0,7876	0,803	0,8402	0,8469	0,8374	0,839	0,4598	0,4723
	D _{str}	0,9763	0,9829	1,022	1,042	0,9994	1,004	1,0069	1,0087	1,0245	1,0523
	D _{res}	0,9934	1,0066	0,98	1,02	0,992	1,008	0,9981	1,0019	0,9736	1,0271
CZ	D _{int}	0,8657	0,8774	0,7778	0,7797	0,7962	0,7964	0,7626	0,7724	0,4106	0,4173
	D _{str}	0,8668	0,8884	1,022	1,0235	1,0023	1,0026	1,0271	1,0403	0,9301	0,9452
	D _{res}	0,9757	1,025	0,9974	1,0026	0,9997	1,0003	0,9874	1,0128	0,9839	1,0036
PL	D _{int}	0,8682	0,875	0,7019	0,7124	0,8325	0,833	0,7664	0,7747	0,3741	0,4196
	D _{str}	1,041	1,0491	0,9832	0,9979	0,9974	0,998	0,9993	1,0102	0,9779	1,0971
	D _{res}	0,9923	1,0078	0,9853	1,0149	0,9994	1,0006	0,9893	1,0101	0,8914	1,1218
SK	D _{int}	0,8095	0,8098	0,7737	0,7751	0,6862	0,6882	0,6874	0,7321	0,3101	0,3267
	D _{str}	0,993	0,9932	0,9878	0,9896	1,0872	1,0904	1,0499	1,1181	1,0834	1,1416
	D _{res}	0,9998	1,0003	0,9982	1,0018	0,9971	1,0029	0,939	1,065	0,9491	1,0537
SLO	D _{int}	0,9841	0,9968	0,9792	0,9805	0,8869	0,8873	0,7912	0,7937	0,3101	0,3267
	D _{str}	0,8938	0,9001	1,0181	1,0193	1,0062	1,0066	1,0097	1,0129	1,0834	1,1416
	D _{res}	0,9873	1,0129	0,9988	1,0013	0,9996	1,0001	0,9968	1,0032	0,9491	1,0537

Forrás: saját számítás

Uliha G. (2011) Leamer E. E. nyomán az „extrém korlát elemzést” ajánlja, mint megfelelő módszertant: „ennek lényege, hogy több – potenciálisan szóba jöhető – modellt is futtatni kell, majd a kérdéses paraméterre vonatkozó becslések intervallumát tekintjük eredménynek...”

(Uliha G. 2011. p.237.). A 21. táblázatban szintén ezt a módszert alkalmazom, szerepeltetem a számítások során eredményül kapott minimum és maximum értékeket.

Az adatok könnyebb összehasonlíthatósága és értelmezhetősége érdekében kiemeltem a Fisher I-indexet a 24. ábrába. Így jól láthatóak az egyes időperiódusokban bekövetkező változások, illetve összehasonlíthatók a vizsgált országokban zajló folyamatok.



Megjegyzés: ahol D_{tot} a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás; D_{int} az intenzitási hatás; D_{str} a strukturális hatás.

Forrás: saját számítás

24. ábra

Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei 5 éves periódusokra bontva (Fisher I)

Az első vizsgált periódust tekintve (1990/1993-1995) a Kelet-közép-európai régióban mind a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitásnak, mind az országos értékeknek a csökkenése figyelhető meg, bár ezek mértéke eltérő. Magyarországon, Szlovákiában, Lengyelországban a csökkenéshez az egyes szektorok energaintenzitásának változása nagyobb mértékben járult hozzá (a Fisher I eredményei alapján sorrendben 0,844, 0,81, illetve 0,87), mint az egyes szektorok közötti eltolódás (a Fisher I eredményei alapján sorrendben 0,98, 0,99, 1,05). Csehországban a két hatás jelentősége kiegyenlített (a Fisher I eredményei alapján mindkettő értéke 0,88), Szlovéniában az intenzitási hatás jelentősége tulajdonképpen nulla (a Fisher I eredményei alapján értéke 0,99). Ezek az értékek Magyarország esetében például azt jelentik, hogy az intenzitási hatás eredményeként a nemzetgazdaság energaintenzitása 0,84-szorosa lett volna 1995-ben az 1990-es évhez viszonyítva, a strukturális hatás eredményeként pedig 0,98-szorosa, így ezek együttes hatásaként a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás végül 0,83-szorosára változott az első időszak végére.

Az 1995-2000-es időszakban Szlovénia kivételével minden országban megerősödött az intenzitási hatás, a Fisher I. értéke 0,78 körül szóródik (Magyarország – 0,795, Szlovákia – 0,774, Csehország – 0,779, Lengyelország – 0,707). A strukturális hatás értéke közelít egyhez, ami azt mutatja, hogy ebben az időszakban nem befolyásolja jelentős mértékben a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitást. Szlovéniában a tendencia éppen ennek az

ellenkezője: országosan ugyan csökkent az energiaszükséglet értéke (-14,61%), de a teljes gazdaságra kalkulált energiaszükséglet szinte nem változott, hiszen a két hatás éppen kiegyenlíti egymást (a strukturális hatás nagysága a Fisher I eredményei alapján 1,02, az intenzitási hatás a Fisher I eredményei alapján 0,98).

Ezek a tendenciák 2000 és 2008/2009 között sem változnak, ám érdekes jelenség, hogy ebben az időszakban, Szlovákiában a strukturális hatás értéke kis mértékben meghaladja az 1-t (2000-2005 között a Fisher I értéke 1,08, 2005-2008 között 1,11), mely valószínűleg az autópálya fellendülésének a következménye. Később még szót ejtek arról, hogy a vizsgált országokban az újraiparosodás és a relokalizáció folyamata zajlott le a tárgyalt két évtizedben, és itt jegyezném meg, hogy az autópálya a relokalizáció egyik példája, hiszen ez az egyik olyan ágazat, melynek térbeli eloszlásában jelentős eltolódás ment végbe egyrészt a globalizáció következményeként a központból a periféria irányába (Kiss É. 2010.).

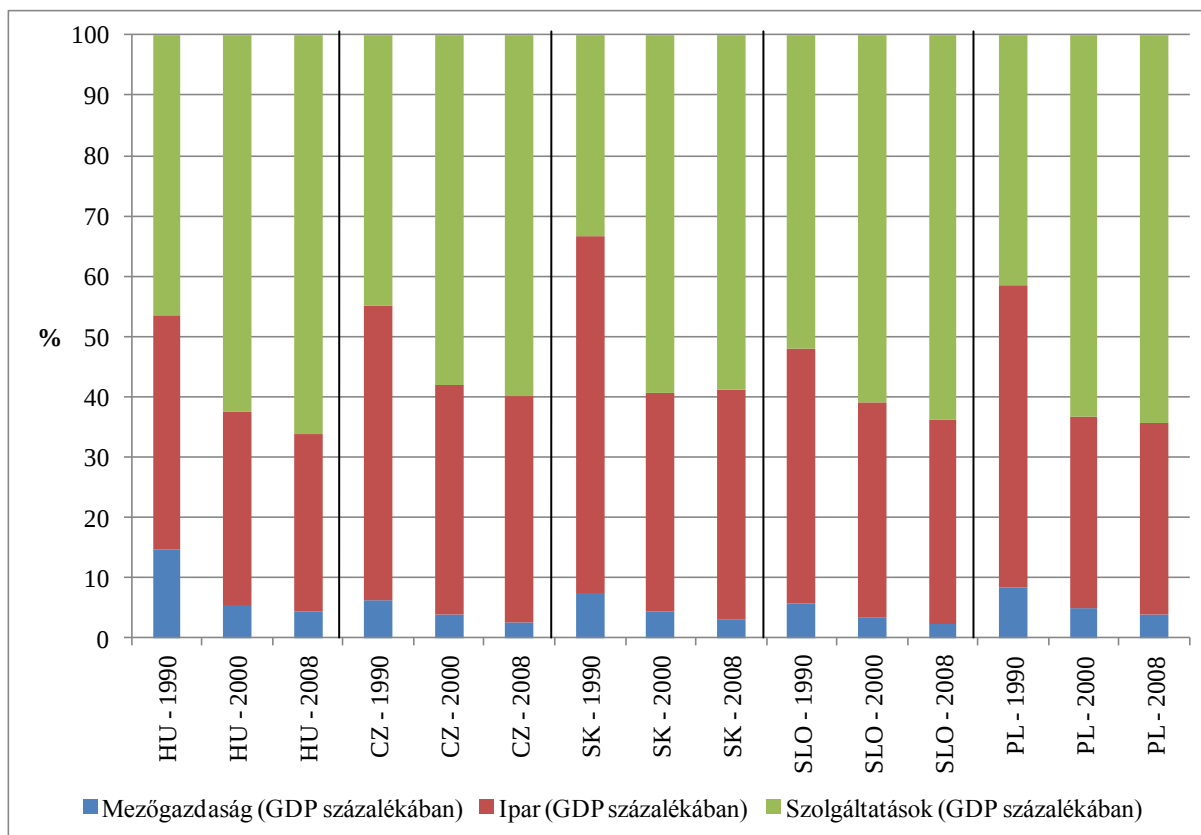
Ha a teljes időszakot vizsgáljuk, akkor Magyarországon a teljes gazdaságra kalkulált energiaszükséglet 0,484-szorosa lett 2008-ban az 1990-es értékhez képest, melyhez jelentős mértékben az intenzitási hatás járult hozzá (a Fisher I eredményei alapján 0,466), kisebb mértékben a strukturális hatás (a Fisher I eredményei alapján 1,04). Elek L. (2009) Magyarország energiahatékonyságának vizsgálata során (1992-2007) – az additív megközelítést alkalmazva – szintén arra a következtetésre jutott, hogy az intenzitási hatás jelentősebb a strukturális hatásnál. Ugyanez figyelhető meg a többi országban is (szignifikáns intenzitási, gyenge strukturális hatás), Lengyelországot és Szlovákiát kivéve a strukturális hatás értéke elmarad 1-től (a Fisher I eredményei alapján értéke mindkét esetben 0,94). Ez utóbbi két országban a strukturális hatás (a Fisher I eredményei alapján értéke 1,04 és 1,11) inkább az energiaszükséglet romlásához vezetett volna, ha azt nem ellensúlyozza az intenzitási hatás.

3.4. Empirikus eredmények az ipari szektorban kalkulált végső energiaszükséglet vizsgálatához

Az elmúlt mintegy két évtized során bekövetkezett energiahatékonyság-javulás jelentős részben az ipari szektor hatékonyságának javulásából származott, melynek egyik fő oka az, hogy nemcsak a nemzetgazdaságon, hanem az ipari szektoron belül is megfigyelhető a szerkezetváltás (másnéven szerkezeti eltolódás). Ezzel kapcsolatban két, egymással ellentétes nézet bontakozott ki: „az egyik csoport híveinek az a meggyőződése, hogy ez a folyamat nem más, mint a dezindusztrializáció megnyilvánulása, (...), míg a másik tábor képviselői úgy vélik, hogy ez a szerkezeti eltolódás a szolgáltatások javára inkább tekinthető a fejlett termelési rendszerek természetes evolúciójából fakadónak (Kiss É. 2010. p.11.).

A továbbiakban ezen hatékonyságjavulás forrásának megállapítása (és számszerűsítése) a célom, szintén a már korábban bemutatott index dekompozíciós vizsgálat segítségével. Hipotézisem, hogy az intenzitási és a strukturális hatás erőssége szignifikánsan eltérhet attól, melyet az előző alfejezetben nemzetgazdasági szinten mértem. Számításaimhoz az ipari szektor alágazatainak (vegyipar; fémgyártás; nemfém ásványi termék gyártása; faipar; papírgyártás, kiadói, nyomdai tevékenység; élelmiszeripar; textil- és bőrárugyártás; gépgyártás; járműgyártás; bányászat; építőipar; egyéb iparágak) végső energiafelhasználását (Mtoe), illetve az egyes alszektorok által megtermelt hozzáadott értéket (konstans 2000-es áron, €) használok fel az Odyssee adatbázis alapján. Az ipari szektor alágazatok szerinti felosztása az Odyssee adatbázisban az ENSZ ISIC (Nemzetközi Standard Ipari Osztályozás) alapján szerepel. Az Odyssee adatbázis az Európai Bizottság által finanszírozott Odyssee-MURE-projekt keretében került felépítésre, illetve arra hivatott, hogy segítse a tagállamokat

az energiahatékonysági döntések meghozatalában. Az adatbázis jelenleg az Enerdata gondozásában érhető el.

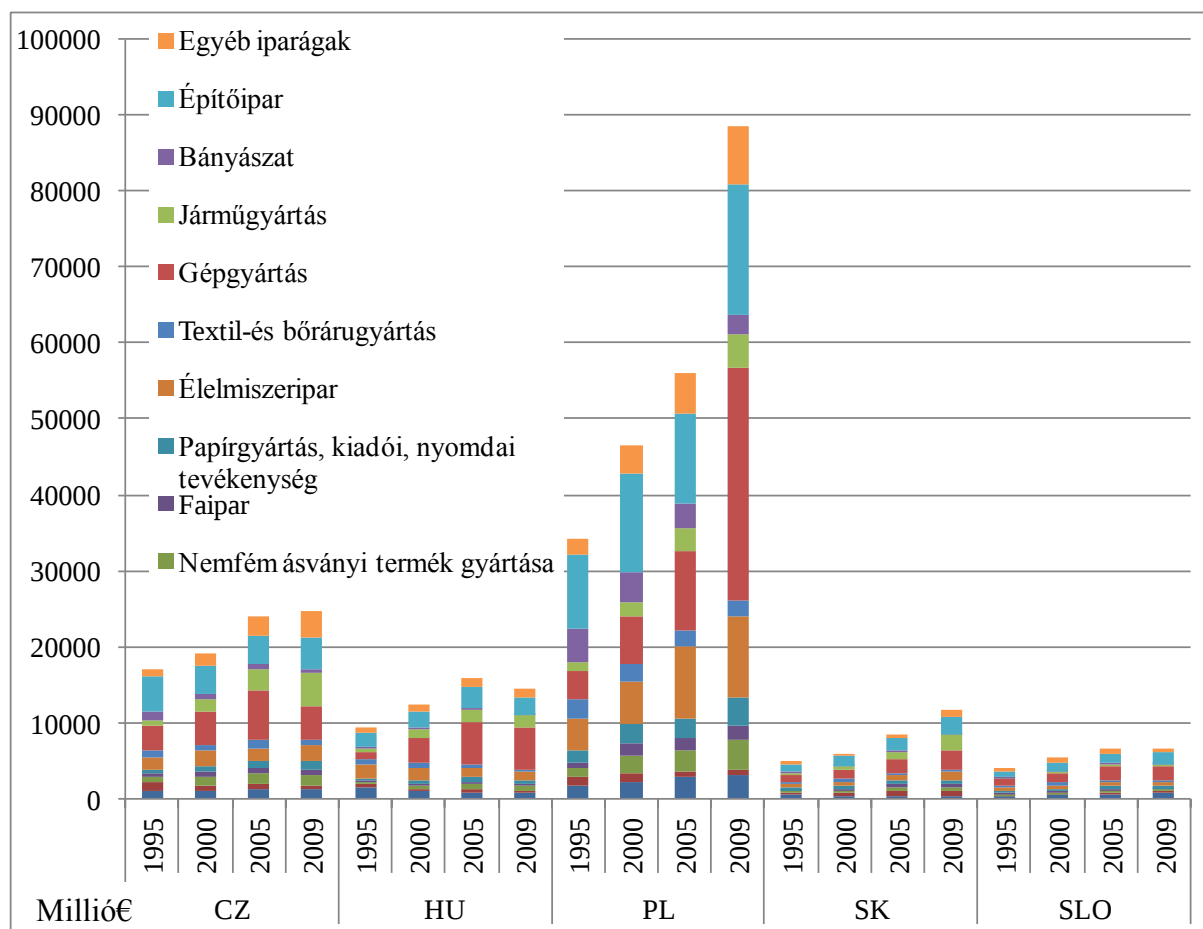


Forrás: Világbank adatai alapján saját szerkesztés

25. ábra

A fő nemzetgazdasági szektorok megoszlásának változása a GDP-t tekintve 1990-ről 2008-ra (%)

Kiindulásként fontosnak tartom megvizsgálni az egyes nemzetgazdasági szektorok GDP-hez viszonyított részarányának változását (25. ábra). Hasonló folyamatok mentek végbe az összes országban. A mezőgazdaság és az ipari szektor részaránya nagymértékben lecsökkent a szolgáltató szektor dinamikus fejlődésével párhuzamosan. „E szektor gazdasági súlyának növekedése abból következik, hogy a tőke-munka arány és így a termelékenység a feldolgozóiparban gyorsabban nő, mint a szolgáltató szektorban. Ennek következtében ... a feldolgozóiparban munkaerő szabadul fel, melyet a szolgáltató szektor szív fel.” (Szalavetz A. 2008. pp.503-504.) Kiss É. (2010) is ugyanerre a következtetésre jut, vagyis a technológiai fejlődés következtében egyre kevesebb munkaerőt igényel az ipari termelés, és ez a szabad munkaerő a terciér szektorban tud elhelyezkedni, mely magával vonja a szektor fejlődését.



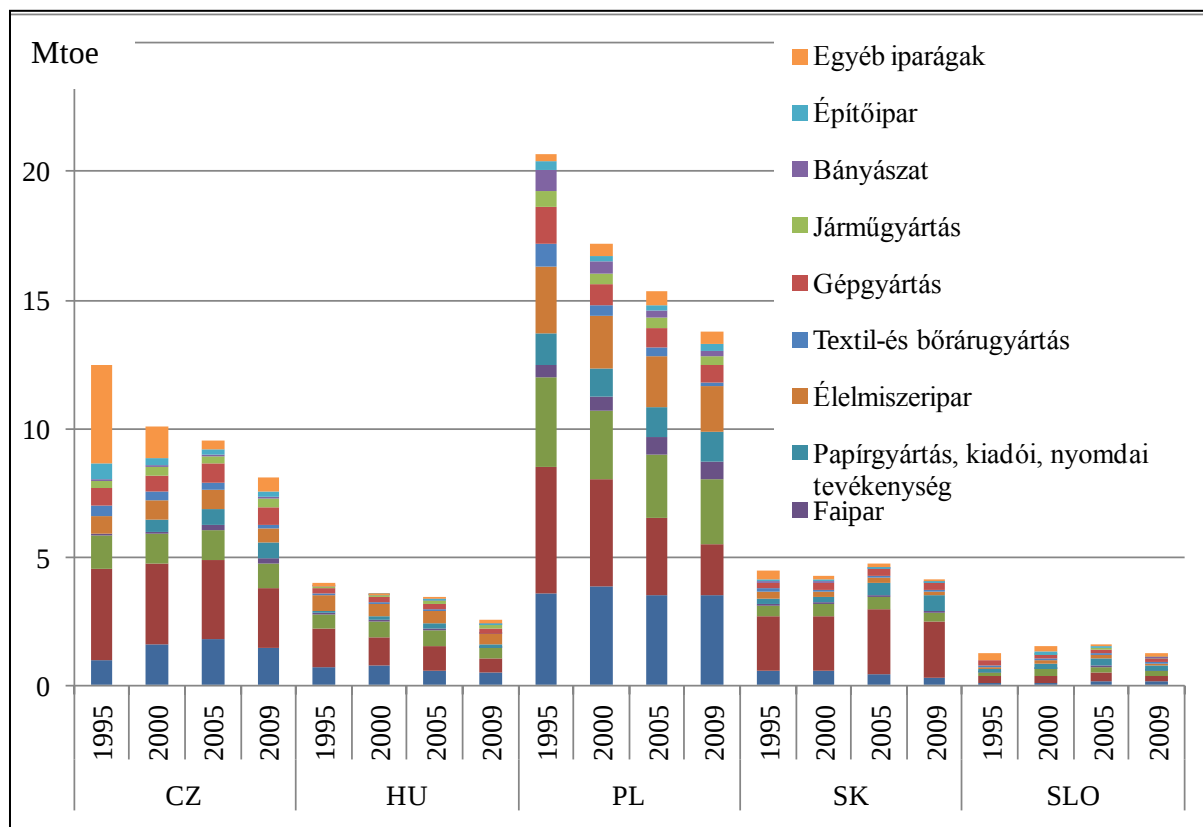
Forrás: Odyssee alapján saját szerkesztés

26. ábra

Az ipari szektor alágazatai által megtermelt hozzáadott érték (Millió € 2000-es árakon)

A szektor, illetve az egyes ágazatok által megtermelt hozzáadott érték (az energiafelhasználással ellentétben) komoly növekedésen ment keresztül, mely egyrészt az energiahatékonyság javulásának a jele, másrészt egy reindusztrializációs, vagyis újraiparosodási folyamatnak a bizonyítéka (Barta Gy. et al. 2008.). Ugyanakkor az egyes alágazatok részaránya is megváltozott, mely a struktúra módosulását, vagyis az ipari szerkezetváltást jelzi. „A fejlődés során a nagyobb hozzáadott értéket termelő ágazatok kiszorítják a kisebb hozzáadott értékű ágazatokat. Vagyis a járműipar, a gyógyszeripar, az elektronika stb. egyre nagyobb súlyt képvisel a fejlett ipari szerkezetben...” (Barta Gy. et al. 2008. p.3.). A szocialista iparpolitikában központi súlyt képviselő energiaigényes nehézipari ágazatok veszítettek korábbi jelentőségükből, teret engedve más, technológiailag modernebb, energiahatékonyabb ágazatnak. (26. ábra)

Az ipari szektor alágazatainak végső energiafelhasználását prezentálja a 27. ábra. Az újraiparosodás az energiafelhasználás esetében is tetten érhető: szignifikáns a mutató csökkenése, mely a hatékonyságjavuláson túl a technológiai, tevékenységi és termékszerkezeti változásoknak is köszönhető. Csehországban, Lengyelországban és Magyarországon drasztikusan, Szlovákiában és Szlovéniában kis mértékben csökkent a szektor, illetve azon belül a nehézipari ágazatok energiafelhasználása.



Forrás: Odyssee alapján saját szerkesztés

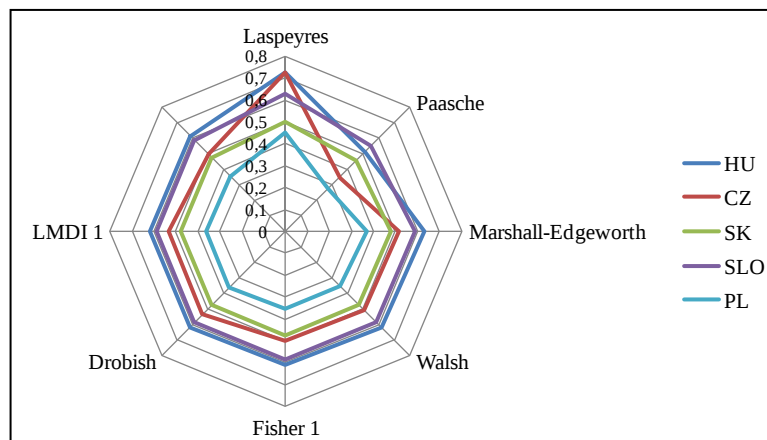
27. ábra

Az ipari szektor alágazatainak végső energiafelhasználása (Mtoe)

Barta Gy. et al. (2008) az ipari szektorban végbemenő folyamatok alapján három fő csoportját különíti el a világ országainak: az első csoport elsősorban a dezindusztrializáció és az ipari delokalizáció folyamatával jellemezhető, vagyis az adott szektor visszaszorulásával és elköltözésével. A második csoporthoz tartoznak a dinamikus fejlődő országok (például Kína), melyek jelenleg az industrializáció folyamatát élik. A harmadik kategóriába tartoznak többek között az általam is vizsgált országok, melyekben az újraiparosodás (reindusztrializáció) és a relokalizáció a meghatározó: „új ipari ágazatok jelentek meg, elsősorban a külföldi működőtőke-beruházásoknak köszönhetően” (Barta Gy. et al. 2008. p.4.). Céлом, hogy számításaimmal az elért hatékonyságjavulás forrásait azonosítsam, illetve azok mértékét és szerepét számszerűsítsem.

Számításaimhoz az előzőekhez hasonlóan a Laspeyres-, Paasche-, Marshall-Edgeworth, Walsh-, Fisher I, Drobish-, LMDI-, és az AMDI-féle módszert alkalmazom 12 ipari alágazat energiaintenzitásának vizsgálatához. Az eredmények szórása nagyobb a korábbiakhoz képest (28., 29., 30. ábra), melyet a Laspeyres- és a Paasche-módszerek okoznak. Tekintettel arra, hogy ezen két utóbbi módszernél a reziduum értéke jelentősen eltér egytől (melynek okát nem tudom megmagyarázni), így az értelmezésnél a többi hat féle módszer eredményeire támaszkodom, különös tekintettel a Fisher I-re.

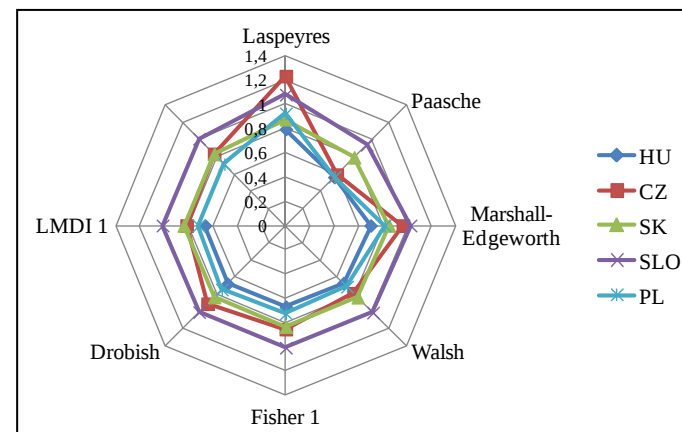
**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**



Forrás: saját számítás

28. ábra

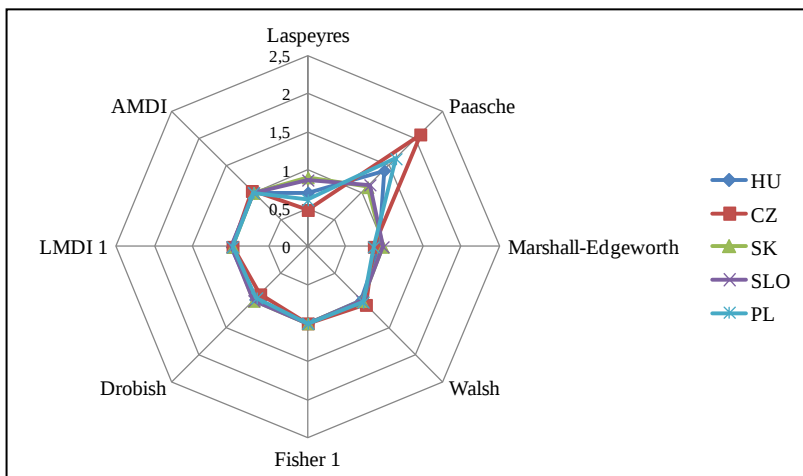
Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{int} , 1995-2009)



Forrás: saját számítás

29. ábra

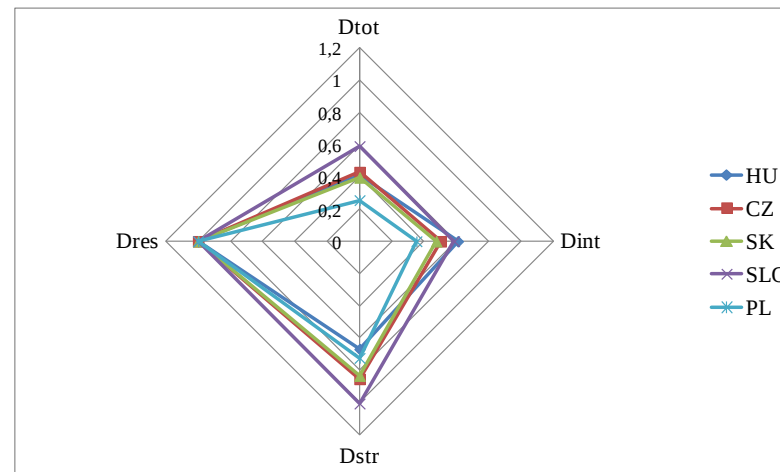
Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{str} , 1995-2009)



Forrás: saját számítás

30. ábra

Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (D_{res} , 1995-2009)



Forrás: saját számítás

31. ábra

Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei (Fisher I, 1995-2009)

A 22. táblázat – a korábbiakhoz hasonlóan – az eredmények minimum és maximum értékét szerepelteti, de a Laspeyres-és Paasche-indexeket elhagytam, ugyanis a reziduumok értéke több, mint 0,1 egységgel eltért a kívánatosnak tekinthető egytől. Így értékeik – véleményem szerint – megbízhatatlanok, így a továbbiakban nem is szerepeltetem őket.

**Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei az ipari szektorra kalkulált
energiaintenzitás vizsgálata esetében**

22. táblázat

		1995-2000		2000-2005		2005-2009		1995-2009	
		Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.	Min.	Max.
HU	D _{int}	0,8528	0,8603	0,846	0,848	0,8545	0,8557	0,6088	0,6299
	D _{str}	0,7943	0,8018	0,8789	0,8808	0,9418	0,9422	0,665	0,697
	D _{res}	0,9851	1	0,9962	1	0,9987	1,0004	0,9271	1
CZ	D _{int}	0,7066	0,7112	0,8556	0,8667	0,9125	0,9132	0,4985	0,5365
	D _{str}	0,965	0,9931	0,8754	0,8808	0,8967	0,8972	0,7888	0,9625
	D _{res}	0,9809	1,0098	0,9944	1,0088	0,9988	1	0,8623	1,0731
PL	D _{int}	0,6163	0,6179	0,8391	0,8475	0,7234	0,7279	0,3505	0,3665
	D _{str}	0,9863	0,9974	0,8745	0,8796	0,7807	0,7887	0,7119	0,8128
	D _{res}	0,9896	1,0008	0,9899	1,002	0,9925	1,0004	0,8564	1,0222
SK	D _{int}	0,7835	0,7901	0,7412	0,7493	0,853	0,8551	0,4735	0,4798
	D _{str}	1,0335	1,0403	1,0198	1,0338	0,7449	0,7474	0,8334	0,848
	D _{res}	0,9948	1,0004	0,9953	1,0001	0,9962	1,001	0,9785	1
SLO	D _{int}	0,8478	0,8524	0,8242	0,8291	0,8367	0,8383	0,5843	0,5892
	D _{str}	1,0362	1,0372	1,0391	1,0394	0,9327	0,9331	1,0066	1,0247
	D _{res}	0,9948	1	0,9982	1,004	0,9986	1	0,9826	1

Forrás: saját számítás

1995 és 2009 között minden ország esetében az intenzitási hatás volt a meghatározóbb, a strukturális hatás jelentőségében azonban vannak eltérések. Míg Lengyelországban az intenzitási hatás erőssége több mint kétszerese a strukturális hatásnak, addig Szlovéniában a strukturális hatás nincs is jelen, a Fisher I-módszer szerint az értéke 1,007. Magyarországon a különbség nagyon kicsi a két hatás között (Fisher I-módszer alapján az intenzitás hatás értéke 0,61, a strukturális hatása 0,67). Csehországban és Szlovákiában – Lengyelországhoz hasonlóan – jelentős a különbség: mindkét esetben az intenzitás hatás 0,5-höz közelít, a strukturális hatás a 0,8-as értékhez.

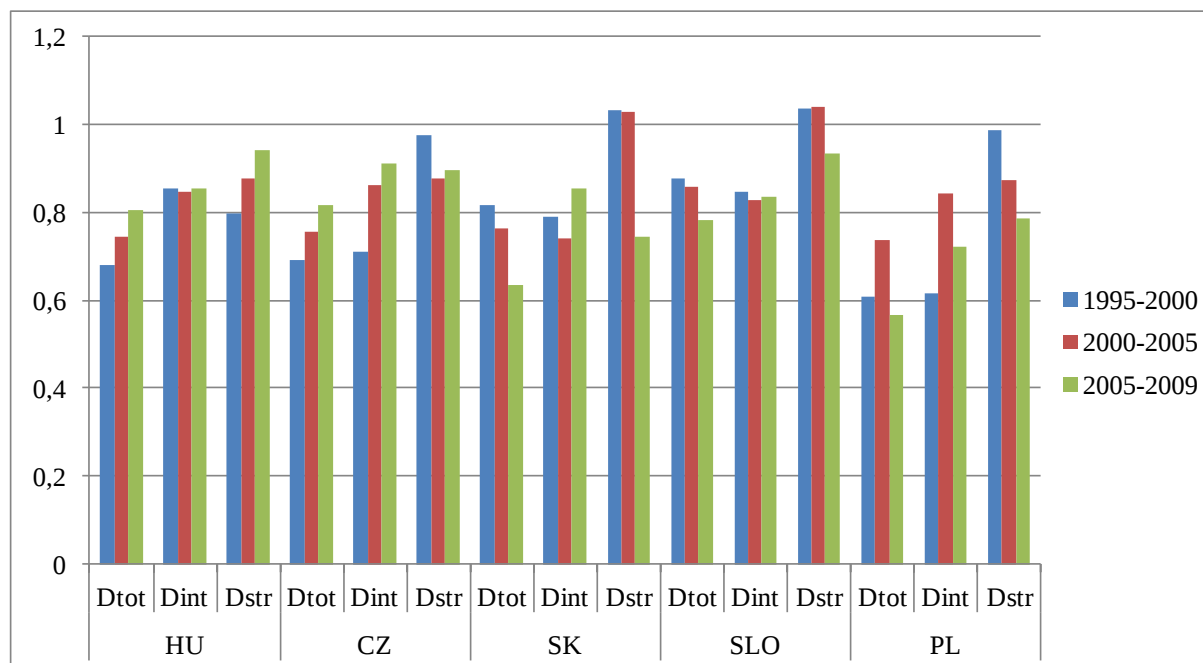
A Mercados-EMI vezetésével készített 2007-es tanulmány is hasonló eredményekre jut: az intenzitási hatást erősebbnek ítéli a strukturális hatásnál a Kelet-közép-európai régióban.

Ezek az eredmények ellentétesek a korábbi Nyugat-Európa országait, illetve az Amerikai Egyesült Államokat (OECD-országokat) vizsgáló tanulmányok (pl. Unander F. 2007.) következtetéseivel, melyek a strukturális hatás jelentőségére világítanak rá. Ennek a különbségnek a fő oka véleményem szerint a rendszerváltozással együtt járó drasztikus ipari szerkezetátalakulás, illetve az azzal járó technológiaváltás. A fejlett, nyugati államok nem voltak rákényszerülve gazdaságuk ilyen hirtelen jött átalakítására, ott ezek a változások természetes folyamatok eredményei voltak (és azok ma is), mely magyarázatot ad a különbségekre.

1995 és 2000 között Magyarország kivételével az összes vizsgált országban az intenzitási hatás volt a jelentősebb, a strukturális hatás értéke közelített egyhez. Magyarországon azon túl, hogy a struktúális hatás értéke 0,8 (tehát messze elmarad 1-től), még jelentősebb is, mint az intenzitási hatás, melynek értéke 0,85.

A következő öt éves periódusban megváltoznak az arányok, mindenhol az intenzitási hatás kerekedik felül, de míg Magyarországon, Csehországban és Lengyelországban közel azonos a két hatás (0,85 körüli), addig Szlovákiában és Szlovéniában a strukturális hatás elenyésző (értéke közelít az egyhez).

2005 és 2009 között, míg nemzetgazdasági szinten a strukturális hatás szinte megszűnt (értéke mindenhol 1), addig az ipari szektorban inkább felerősödött, mely elsősorban az alágazatok közötti eltolódást mutatja. Szlovákiában olyannyira megnőtt a jelentősége, hogy nagysága már meghaladja az intenzitási hatásét, Csehországban közel azonos a két hatás. Lengyelországban, Magyarországon és Szlovéniában az intenzitási hatás határozottan erősebb, de a strukturális hatás sem elhanyagolható. (32. ábra)



Megjegyzés: ahol D_{tot} a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás; D_{int} az intenzitási hatás; D_{str} a strukturális hatás.

Forrás: saját számítás

32. ábra

A Fisher I-index alakulása 1995 és 2009 között

Az eredmények megegyeznek az Odyssee projekt által 2009-ben publikált tanulmány következtetéseivel, miszerint mind a strukturális, mind az intenzitás hatás jelentősen befolyásolta az ipari szektor energiahatékonyságának javulását. Taylor P. G. et al. (2010) hasonló vizsgálatokat végez az IEA tagországaira: az ipari szektor elemzésén túl tanulmányozza a háztartási, közlekedési és szolgáltató szektort is. A szekunder szektor esetében szintén arra az eredményre jut, hogy a szektorális szintű energaintenzitás változásának legalább feléért a strukturális hatás a felelős.

3.5.Következtetések

A vizsgált országok primer, szekunder és terciér szektorát magába foglaló teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás jelentős javuláson ment keresztül az elmúlt két évtizedben. Ennek oka elsősorban az intenzitási hatásban keresendő, másodsorban a strukturális hatásban. Az index dekompozíciós vizsgálat segítségével – 8 módszer alkalmazásával – sikerült

komponenseire bontanom a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitást. Számszerűsítettem az intenzitás és strukturális hatás mértékét, nemcsak a teljes időszakra nézve (1990-2009), hanem 5 éves periódusokra is. Eredményeim szerint – kivéve Szlovéniában, 1990-1995 között – minden országban az összes periódust tekintve az intenzitási hatás volt a meghatározóbb, bár főleg a rendszerváltást követő években előfordult, hogy a két hatás erőssége nagyjából megegyezett (az intenzitási hatás erőssége csak kis mértékben múlta felül a strukturális hatást).

Ezt követően vizsgálataimat az ipari szektorra is kiterjesztettem, hiszen a nemzetgazdaság energaintenzitásának javulásához ez a szektor járult hozzá az egyik legnagyobb mértékben, illetve az is érdekes kérdés volt, hogy ugyanazok a folyamatok zajlanak-e le szektorális, mint nemzetgazdasági szinten. A korábbiakkal ellentétben az ipari szektorban már több olyan periódus is megfigyelhető (Magyarország, 1995-2000; Csehország, 2005-2009; Szlovákia, 2005-2009), amikor a strukturális hatás nagyságrendekkel erősebb az intenzitási hatáshoz képest, de általánosságban az iparban zajló folyamatok megegyeznek a nemzetgazdasági szintű folyamatokkal.

Ezen eredmények alapján megfogalmazom az ehhez a fejezethez tartozó téziseimet, melyek a következők:

T4a: Kelet-Közép-Európa vizsgált országaiban (Csehország, Lengyelország, Magyarország, Szlovákia, Szlovénia) 1990 és 2009 között a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás javulásához nagyobb részben az intenzitási hatás járult hozzá, kisebb részben a strukturális hatás.

T4b: A strukturális hatás jelentősége az energiahatékonyság szempontjából kisebb, mint az intenzitási hatása.

T5a: Az ipari szektorban kalkulált végső energaintenzitás javulásához Csehországban, Szlovákiában, Magyarországon és Lengyelországban mind az intenzitási, mind a strukturális hatás nagymértékben hozzájárult, bár az intenzitási hatás a meghatározóbb.

T5b: Szlovéniában az ipari szektorban kalkulált végső energaintenzitás javulását tekintve a strukturális hatás jelentéktelen, az elért energiahatékonyság-javulás elsősorban az intenzitási hatásnak köszönhető.

T6: A nemzetgazdaság energaintenzitásának javulásához vezető folyamatok nemzetgazdasági és szektorális szinten különbözőek is lehetnek.

4. Az energiahatékonyság-javulás hatása az energiafelhasználásra, vagyis a visszapattanó hatás becslése

A fejezet célja a visszapattanó hatás vizsgálata Kelet-Közép-Európa háztartási szektorában, így megvizsgálom ezen szektor fűtési és vízmelegítési célú energiafelhasználását, továbbá a háztartások teljes energiafogyasztását. A vizsgált időtartam 1990-2009, a szükséges adatok a Világbank, az Eurostat és az Enerdata Odyssee adatbázisából származnak. A fejezetben az alábbi hipotéziseket tesztelem:

H6: Kelet-Közép-Európában jelentős hatékonyságjavulás ment végbe a háztartási szektorban 1990 és 2009 között. Ugyanakkor az energiamegtakarítás mértéke kisebb, mint az a hatékonyságjavulás mértékéből várható lenne.

H7: Bármilyen energiahatékonyság-javulás hatására elérhető potenciális energiamegtakarítás és a tényleges energiamegtakarítás közötti különbséget tekintve jelentős eltérések vannak a társadalom legalacsonyabb és legmagasabb jövedelemmel rendelkező háztartásai között.

A visszapattanó hatás nemcsak a közgazdaságtani elméletben tárgyalt jelenség, létezését már számos szektorban empirikusan is bizonyították, többek között a háztartások, illetve a közlekedési szektor energiafelhasználását vizsgálva arra a következtetésre jutottak a szakértők, hogy mértéke körülbelül 0 és 50% közé tehető (Greening L. A. et al. 2000.; Herring H. et al. 2007.). Ugyanakkor a vizsgálatok eredményei sok esetben ellentmondásosak, illetve a tanulmányok többsége az Amerikai Egyesült Államokra fókuszál. Ennek fő oka a megfelelő, hosszú idősorok hiánya, továbbá, hogy az eltérő (és gyakran hiányos) adatok következtében lehetetlen egy egységes módszertan felállítása (Sorrell S. et al. 2009., Jin S. H. 2007.). A visszapattanó hatás becslése nemzetgazdasági szinten – az eddigi kutatások alapján – szintén irreális elképzelés, az elemzés csak alsóbb szinteken végezhető el, így például egy konkrét beruházás kapcsán, vagy egy adott nemzetgazdasági ágazatban.

A jelenség becsléséhez a kiinduló pontot az első olajárrobbanást követő rugalmassági vizsgálatok nyújtották, melyek az energia árváltozásának keresletre gyakorolt hatását elemezték. A cél az volt, hogy bizonyítsák az energiakereslet aszimmetrikus jellegét, mely szerint a fogyasztás sokkal rugalmatlanabban reagál az árcsökkenésre, mint az áremelkedésre (Gardner T. A. et al. 2001.). Ezen jelenség létezését támasztja alá – többek között – Orasch et al. (1997) vizsgálata, mely során arra a következtetésre jut, hogy a közlekedési szektorban az 1986-ban bekövetkező drasztikus árcsökkenésnek közel sem volt olyan hatása, mint az 1974-es, illetve az 1979/80-as áremelkedésnek.

A hatás felfedezése (és központi kutatási témává válása) óta eltelt évtizedekben a visszapattanó hatás becslésére irányuló elemzések a jelenséget elsősorban a közlekedési és a háztartási szektorban vizsgálják. A továbbiakban a témában született főbb tanulmányokat tekintem át. Tekintettel arra, hogy az elaszticitási eredményekből a visszapattanó hatás már igen könnyen kiszámítható, így a 23. táblázatban azon publikációkat is feltüntettem, melyek „csak” a rugalmasság számításáig jutottak el.

González J. F. (2010) a spanyol Katalónia tartomány háztartási szektorát OLS (legkisebb négyzetek módszere), fix hatású, GLS (általánosított legkisebb négyzetek módszere) és hibakorrekciós modellekkel vizsgálva arra a következtetésre jut, hogy a visszapattanó hatás nagysága rövid távon 35%, hosszú távon 49%. Számításai során felhasználja a háztartások energiafelhasználását (továbbá ennek elsőrendű késleltetettjét), egy klímatervezőt (vagyis egy évben a fűtési napok számát), az energia árát, illetve a háztartások jövedelmét. 2011-es

publikációjában már nemcsak a közvetlen hatást becsüli, hanem egy input-output elemzéssel az indirekt hatást is, így már egy igen komplex elemzést tár az olvasó elé.

Haas R. et al. (1998) 400 osztrák háztartás energiafogyasztását vizsgálja és különösen nagy hangsúlyt fektet arra, hogy a fogyasztói magatartás miként befolyásolja a fűtési energiaigényt. Eredményei szerint a fűtési energiaigényt a fogyasztói magatartáson túl a lakóterület nagysága, a belső hőmérséklet és az épület energiahatékonysága befolyásolja, a fűtési napok száma inszignifikáns. Arra a következtetésre jut, hogy az energia árában bekövetkező kismértékű változás még nem befolyásolja a fűtési célú energiakeresletet.

A kínai háztartási szektorban jelentkező visszapattanó hatás fontosságára hívja fel a figyelmet Ouyang J. et al. (2010). Érvelése szerint „a gazdasági növekedés eredményeként nő a háztartások jövedelme, illetve a szabadidő ára, mely arra ösztönöz, hogy energiával helyettesítsük az emberi munkát a különböző háztartási feladatok elvégzése során” (Ouyang J. et al. 2010. p.5270.). Binswanger M. (2001) szintén arra a következtetésre jut, hogy a fejlett országokban, a magas jövedelemmel rendelkező társadalmi rétegekben a visszapattanó hatás igen „erős” lehet, tekintettel arra, hogy itt igen magas a szabadidő ára. Vagyis a háztartások igyekeznek minél több elektronikai eszközt vásárolni, többet használnak gépjárművet (kis távolságra is), remélve, hogy ezzel időt nyernek. Hasonló dolog játszódik le Ouyang J. szerint Kínában is, ahol egyre inkább elterjedőben van az elektromos háztartási eszközök használata, mellyel a családok időt és munkát takarítanak meg, viszont ez jelentősen növeli a háztartások energiafogyasztását. Ouyang J. (2010) véleménye szerint a kínai háztartási szektorban jelentkező visszapattanó hatás mértéke körülbelül 30% és 50% közé tehető, mérséklésére több megoldás kínálkozik: a megújuló energiaforrások növekvő használata, az energia árának emelése, az energiahatékonyság javítása, valamint a fogyasztói magatartás megváltoztatása.

Hertwich E. G. (2005) és Ruzzenenti F. et al. (2008) a fogyasztó által eltöltött idő fontosságára mutat rá, mely mind a mai napig nem szerepel a klasszikus visszapattanó hatás elméletében, annak ellenére sem, hogy az idő és pénz közötti helyettesíthetőség a fogyasztói gazdaságtan központi témája. Érvelésük szerint a technológiai fejlődés hatására bekövetkező időmegtakarítás hosszú távon a fogyasztás növekedéséhez vezet.

Az üzemanyag fogyasztásra irányuló ökonometriai vizsgálatok az 1970-80-as években kerültek az érdeklődés középpontjába, amikor az ugrásszerűen megnőtt olajárak következtében az érdeklődés az energiamegtakarítás lehetőségei felé fordult (Espey M. 1998.). Az elemzések általános célja, hogy a jövedelem és üzemanyag fogyasztás kapcsolatát vizsgálva megállapítsák, hogy mely tényezők milyen mértékben befolyásolják a gépjármű használatot.

Matos F.J.F. et al. (2001) a portugál közúti áruszállítás esetében jelentkező visszapattanó hatás becslését végzi el, a vizsgált időtartam 20 év. Az elemzés során a következő lépéseket követte: OLS-modell felállítása (a tesztek egy része nem teljesül), ezt követően a Hausman és a Granger-féle oksági teszt elvégzése az endogenitás vizsgálata céljából. Az utolsó lépés a 2SLS modell becslése volt, illetve a kapott regressziós együtthatók segítségével a visszapattanó hatás számszerűsítése, mely az ő esetében 24,1% volt. Ez azt jelenti, hogy bármilyen technológiai fejlesztés, mely az energetikai költségek (üzemeltetési költségek) 1%-os csökkenését eredményezi, csak 0,759%-kal csökkenti az energiafogyasztást, 0,241% elvész.

Greene L.A. et al. (1999) hasonló eredményekre jut az Amerikai Egyesült Államok 1979-1994 közötti személyi közlekedését vizsgálva (számításai szerint a visszapattanó hatás mértéke 20%). Az ő esetében az alkalmazott módszertan sajátosságát az adja, hogy a háztartásokat a birtokolt autók számának megfelelően csoportosítja (ez alapján 5 csoportot képez: egy, kettő, három, négy, öt vagy annál több személyautóval rendelkező háztartások) és a modellezést minden esetre külön-külön elvégzi. A kiinduló hipotézis, hogy ha a visszapattanó hatás nem létezik, akkor az adott távolságra eső üzemanyagköltségek 1%-os

csökkenése az üzemanyag fogyasztás 1%-os csökkenését eredményezi. Minél rugalmasabb az említett két változó között a kapcsolat, annál nagyobb a hatás mértéke. Számításai szerint a visszapattanó hatás mértéke átlagosan 23%.

Small K. A. et al. (2007) szintén az Amerikai Egyesült Államok tagállamainak személyi közlekedését vizsgálja, de jóval hosszabb időtartamot figyelembe véve (1966-2001), mely a mintát jelentősen növelve pontosabb eredményeket ad. Paneladatokkal dolgozik, a 2SLS és 3SLS módszert alkalmazva. A korábbi modellekhez képest legfőbb újítása, hogy figyelembe veszi a szabadidő árát: az üzemanyagköltség csak egy része a gépjármű használat teljes költségének. A másik jelentős komponens a szabadidő ára, mely a jövedelemmel párhuzamosan nő. Ezt indirekt módon veszi figyelembe: a szabadidő ára jelentősen felértékelődik forgalmi torlódások esetén, mely sok esetben az urbanizáltság függvénye. A visszapattanó hatás mértékét 4,5%-ra becsli rövid távon, és 22,2%-ra hosszú távon.

Haas R. et al. (1998) az általa vizsgált időtartamot (1970-1993) két szakaszra (1970-1982/1985 és 1982/85-1993) bontva veszi figyelembe az emelkedő, illetve a csökkenő olajárak hatását. A kereslet jövedelem-és ár rugalmasságát mind rövid, mind hosszú távon kiszámítva arra a következtetésre jut, hogy abban az időszakban, amikor nőnek az olajárak mindkét rugalmasság magasabb értékeket produkál. Szerinte a magyarázat az egyes időszakokban végbement strukturális változásokban (például háztartások, háztartási eszközök fizikai jellemzői, szociodemográfiai változások) keresendő.

Espey M. (1998) több, mint 100 szakirodalmat áttekintve említi, hogy az üzemanyagfogyasztás rövid- és hosszú távú ár rugalmassága átlagosan -0,26, illetve -0,58, jövedelemrugalmassága szintén rövid- és hosszú távon átlagosan 0,47, illetve 0,88. A szakirodalmak alapos áttekintése és összehasonlítását követően arra a megállapításra jut, hogy a gépjárművek tulajdonviszonya (saját, vagy például „céges”) szignifikáns változó, kihagyása a vizsgálati modellekből torzíthatja az eredményt. A lineáris modellek hasonló eredményre vezetnek, mint a log-lineárisak, illetve ugyanígy a késleltetések alkalmazása, az aggregáció szintje, illetve az adatok periodicitása sem módosítja azokat.

Puller S. L. et al. (1999) Amerikai Egyesült Államokbeli háztartások paneladatait használja fel összesen 9 évet vizsgálva. Eredményeik szerint az üzemanyagfogyasztás ár rugalmassága -0,35, illetve -0,8 az alkalmazott modellektől függően.

Hymel K. M. et al. (2010) a háromfokozatú legkisebb négyzetek módszerét alkalmazva vizsgálja az Amerikai Egyesült Államok személyi közlekedési szektorát. Szisztematikusan modellezi az üzemanyag intenzitás, a forgalmi dugók (az átlagos késések ideje órában kifejezve), az utaskilométer, az egy főre eső gépjárművek száma közötti kapcsolatot. Eredményei szerint, ha a forgalmi torlódások által okozott késés 1%-kal nő, akkor a gépjárműhasználat rövid távon 0,009%-kal, hosszú távon 0,045%-kal csökken. A gépjárműhasználat jövedelemrugalmassága 0,1 rövid távon és 0,5 hosszú távon. A visszapattanó hatás nagysága becslése szerint rövid távon 4,7%, hosszú távon 24,1, ami megegyezik a szakirodalom korábbi eredményeivel.

Haan et al. (2007) a 2004-ben, Svájcban értékesített Toyota Prius típusú (hibrid) személygépjárművek eladásait vizsgálja meg. 303 Prius vásárló töltött ki kérdőívet, a szerző kontroll csoportnak választja a Toyota Corolla és Toyota Avensis személygépjárművek vásárlóit, akik 153-130 kérdőívet juttattak vissza. Kutatásának központi kérdése, hogy a Toyota Prius típusú személygépjárművek – mint jelentős technológiai újítások az energiahatékonyság területén – esetében fennáll-e a visszapattanó hatás. Véleménye szerint egy hibrid gépjármű vásárlása két esetben okozhatja a visszapattanó hatásnak nevezett jelenséget: (1) ha a tulajdonos egy kicsi és üzemanyag takarékos gépjárművet cserél le; (2) ha az új gépjármű mellett megtartja a régebbieket is. A kérdőívek eredményeit egyszerű statisztikai eszközökkel elemezi, a visszapattanó hatás számításai szerint nulla.

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

A visszapattanó hatás nagyságának becslésére irányuló, ökonometriai elemzést alkalmazó tanulmányok összefoglalása

23. táblázat

Publikáció	Ország	Időtartam	Felhasznált adatok	Vizsgált terület	Módszertan	Közvetlen hatás nagysága
Freire-González J. 2011.	Spanyolország, Katalónia régió	2000-2008	Panel	Háztartások (villamosenergia-felhasználás)	Input-output modell Véletlen hatások modell ECM	Általános egyensúlyi hatás: 55,79-56,47% rövid távon, 64,77-65,31% hosszú távon
Matos F. J. F. et al. 2011.	Portugália	1987-2006	Idősoros	Közúti teherszállítás	OLS 2SLS	24,1%
Freire-González J. 2010.	Spanyolország, Katalónia régió	1999-2006	Panel	Háztartások (villamosenergia-felhasználás)	Fix hatású modell ECM	35% rövid távon, 49% hosszú távon
Hymel K. M. et al. 2010.	USA államai	1966-2004	Panel	Személyi közlekedés	3SLS	4,7% - rövid távon, 24,1% - hosszú távon
Wadud Z. et al. 2009.	USA	1984-2003	Idősoros	Személyi közlekedés	OLS SUR-FGLS	Az ár-és jövedelemrugalmasságot vizsgálja, a visszapattanó hatásra nem von le következtetést.
de Haan P. et al. 2007.	Svájc (Toyota Prius tulajdonosok)	2004	Keresztmetszeti	Személyi közlekedés	Egyszerű statisztikai eszközök	0%
Jin S. 2007.	Dél-Korea	1975-2005	Keresztmetszeti	Háztartások (villamosenergia-felhasználás – hűtőgépek és légkondicionálók estén)	OLS ECM	38% rövid távon, 30% hosszú távon
Small K. A. et al. 2007.	USA államai	1966-2001	Panel	Személyi közlekedés	OLS 3SLS	4,5% - rövid távon 22,2% - hosszú távon
Bentzen J. et al. 2004.	USA	1949-1999	Idősoros	Feldolgozóipar	dinamikus OLS	24%
Haas R. et al. 2000.	Ausztria	1970-1995	Keresztmetszeti és idősoros	Háztartások (fűtés)	OLS	20-30%
Greene D. L. et	USA	1979-1994	Panel	Személyi közlekedés	3SLS	átlagosan 23%

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

al. 1999.						1, 2, 3, 4, 5 autóval rendelkező háztartás esetén (sorrendben): 28%, 25%, 17%, 22%, 21%.
Puller S. L. et al. 1999.	USA	1980-1981, 1984-1990	Panel	Személyi közlekedés	OLS (fix hatású modell, véletlen hatások modellje) 2SLS	Az ár rugalmasságot vizsgálja, a visszapattanó hatásra nem von le következtetést.
Haas R. et al. 1998.	Ausztria	1960-1995	Idősoros és keresztmetszeti	Háztartások (háztartási eszközök villamosenergia-felhasználása)	OLS	~0%
Haas R. et al. 1998.	OECD: USA, Japán, Svéd., Nyugat-Németo., UK, Dánia, Norvégia, Francia., Ausztria, Olasz.	1970-1993 1970-1982/1985 1982/85-1993	Idősoros	Háztartások	OLS	jövedelem-és ár rugalmasságot számol, a visszapattanó hatást nem számszerűsíti
Haas R. et al. 1998.	Ausztria	1993-1996	Keresztmetszeti	Háztartások (fűtés)	OLS	15-30%
Orasch W. et al. 1997.	Franciaország Olaszország Nagy-Britannia	1971-1993	Idősoros	Személyi közlekedés	OLS	Az ár-és jövedelem rugalmasságot vizsgálja, a visszapattanó hatásra nem von le következtetést.
Schwarz P. M. et al. 1995.	USA	1984/85	Keresztmetszeti	Háztartások (fűtés)	OLS	1,4-3,4%

Megjegyzések: OLS – Legkisebb négyzetek módszere; CGE – Számítható egyensúlyi modell; 2SLS – Kétfokozatú legkisebb négyzetek módszere, 3SLS - Háromfokozatú legkisebb négyzetek módszere; SUR – Seemingly Unrelated Regression (látszólag széteső modell); FGLS – Feasible Generalized Least Squares (megvalósítható általánosított legkisebb négyzetek módszere);

Forrás: az olvasott szakirodalom alapján saját szerkesztés

Mint az a fentebb leírt szakirodalmakból is látszik, a legtöbb tanulmány az Amerikai Egyesült Államok személyi közlekedését és az amerikai háztartásokat vizsgálta aggregált idősoros vagy paneladatokon keresztül. Ennek legfőbb oka, hogy hosszú idősoros adatok más országokban csak korlátozottan állnak rendelkezésre.

A visszapattanó hatás mérésének lehetőségei

A jelenség mérése komoly nehézségekbe ütközik: nehezíti egyrészt a megfelelő adatok és a hosszú idősorok hiánya, azok endogenitása, továbbá sok esetben ismeretlen az okozati kapcsolat iránya (Druckman A. et al. 2011.). Mérésére kétféle lehetőség van: az egyik során egy egyszerű becsléssel megvizsgáljuk, hogy mekkora volt az energiaszolgáltatás iránt a kereslet az energiahatékonysági újítást megelőzően és követően. A módszertani kidolgozottsága ezeknek a méréseknek igen lágy, hiszen mindössze egy előtte-utána történő összehasonlításból próbálnak következtetéseket levonni. A másik becslési mód másodlagos statisztikai adatok elemzésével történik. Ebben az esetben az adatok sokfélék lehetnek: paneladatok, keresztmetszeti és idősoros adatok, illetve az adatok aggregálásának is különböző szintjei lehetnek (gazdasági szektor, régió, ország). Ennek többféle módja van: rugalmassági számítások, ökonometriai elemzések, általános egyensúlyi modellek, input-output és életciklus elemzések. (33. ábra)

Visszapattanó hatás becslésének lehetőségei				
Növekedés elméletek	Általános egyensúlyi modellek (CGE-modellek)	Input-output elemzések	Életciklus elemzések (LCA-elemzések)	Ökonometriai elemzések, rugalmassági számítások

Forrás: saját szerkesztés

33. ábra

A visszapattanó hatás becslésének lehetséges módszerei

Wei T. (2007), Turner K. (2010), Guerra A. et al. (2010), illetve Hanley N. (2009) a számítható egyensúlyi modell (CGE) módszertanát alkalmazza, mely modellek vonzó tulajdonsága - Járosi P. et al. (2009) szerint -, hogy „a hatásoknak az egyes piacokon végigfutó (puszta logikai következtetésekkel nehezen végiggondolható) láncolatait figyelembe véve vezetik le a beavatkozások várható eredményeit. Az általános egyensúlyelmélet kritériumainak feltételezése mellett a modellek szimultán számolják ki a termékek és a termelési tényezők piacaiban az egyensúlyi mennyiségeket és árakat.” (Járosi P. et al. 2009. p.2.) A számítható egyensúlyi modellen túl növekedélméletek (például a Cobb-

Douglas-féle termelési függvény, Solow-féle növekedési modell, Leontieff-függvény) is alkalmasak a visszapattanó hatás elméleti és gyakorlati bizonyítására (UKERC (g) 2008).

Barker T. (2007) vizsgálatában kombinálja az idősoros elemzés technikáját az input-output keresztmetszeti elemzéssel, modelljének elnevezése MDM-E3. Ez egy szektorális, dinamikus makroökonómiai modell, mely 12 régió 51 szektorában vizsgálja az interakciókat a kibocsátás, foglalkoztatás, fogyasztás, beruházás, kereskedelem, árak, bérek között a XXI. század első évtizedében. Számításai szerint a teljes visszapattanó hatás mértéke 2000 és 2010 között 11% volt a brit nemzetgazdaságban.

Az ökonometriai elemzések (24. táblázat) során másodlagos adatok felhasználásával becsüljük az energia illetve energiaszolgáltatás iránti kereslet rugalmasságát különböző aggregáltsági szinteken. Ebben az esetben az adatok többféle típusúak lehetnek: paneladatok, keresztmetszeti, idősoros, keresztmetszeti és idősoros adatok, illetve az aggregáció szintje is viszonylag tág (vizsgálhatunk egy konkrét beruházást, egy gazdasági szektort vagy régiót) (UKERC (c) 2007. p.29). Ez alapján megkülönböztetünk direkt becslést, mely mikroszinten vizsgálja a visszapattanó hatást és indirekt becslést, mely makroszinten (Jin S. 2007. p.5624.). Az idősoros technikákat tekintve egyre népszerűbb a két-, illetve háromfokozatú legkisebb négyzetek módszere, mely valamely tényező endogenitását feltételezve alkalmaz instrumentális változókat. Általában ez a tényező az ár, mely szoros, oda-vissza kapcsolatban van az adott jószág keresletével. A legtöbb, ezen technikákat alkalmazó szerző amellet érvel, hogy a hagyományosnak számító OLS-modellek túlbecsülik a visszapattanó hatás mértékét az endogenitásból kifolyólag. Tekintettel arra, hogy én az idősoros számításaimban nem szerepeltetek árváltozót, így a továbbiakban az OLS-modellek eredményét elfogadhatónak feltételezem.

A visszapattanó hatás becslésére alkalmas ökonometriai módszerek

24. táblázat

Aggregáció szintje	Aggregált adat (például országos vagy regionális szint) Diszaggregált adat (például háztartások)
Statikus vagy dinamikus modell	Statikus (egyszerű rugalmassági becslés) Dinamikus (rövid-és hosszú távú rugalmasság becslése)
Adatok típusa	Keresztmetszeti adatok Idősoros adatok Keresztmetszeti és idősoros adatok Panel adatok
Becslési technikák	OLS – Legkisebb négyzetek módszere; GLS - Általánosított legkisebb négyzetek módszere FGLS - Megvalósítható általánosított legkisebb négyzetek módszere 2SLS – Kétfokozatú legkisebb négyzetek módszere, 3SLS - Háromfokozatú legkisebb négyzetek módszere; SUR – Látszólag széteső modell ECM – Hibakorrekciós modell ML – Maximum likelihood-módszer Logit/probit/tobit modell FE - Fix hatású modell RE - Véletlen hatások modellje

Forrás: Sorrell et al. 2009 p.1364. alapján saját szerkesztés

Greening L. A. (2000) szerint a visszapattanó hatás becslése többségében – különösen a háztartási és a közlekedési szektorban – ökonometriai módszerekkel történik, melyek során a kapott rugalmassági együtthatók szolgáltatják a kiindulópontot. Az eredmények azt mutatják, hogy „minél rugalmasabban reagál az üzemanyagfogyasztás az üzemanyag árának változására, vagy a megtett utaskilométerek száma az egy mérföldre eső üzemanyagköltségek változására, annál nagyobb lesz a visszapattanó hatás mértéke” (Greening L. A. 2000. p.395.). Számos ökonometriai módszer alkalmas a számítások elvégzésére, melyek alkalmazása függ a rendelkezésre álló adatoktól, azok viselkedésétől, az aggregáció szintjétől.

A továbbiakban a Kelet-közép-európai háztartások energiafelhasználását vizsgálom meg, a legkisebb négyzetek módszerét alkalmazva becslöm a visszapattanó hatás nagyságát.

4.1. Alkalmazott módszertan

A visszapattanó hatás a következő egyszerű képlettel írható le (Druckman A. et al. 2011. p.3575.):

$$RE = \frac{\text{Potenciális energia megtakarítás} - \text{Tényleges energia megtakarítás}}{\text{Potenciális energia megtakarítás}} \quad 33)$$

A visszapattanó hatás számszerűsítése az alábbi három módszerrel történhet (Matos F.J.F. et al. 2011. pp.2836-2837.; Sorrell S. 2008. pp.638-641.):

1. A hasznos munka (energiaszolgáltatás, például villamosenergia) iránti kereslet rugalmassága tekintettel az energiahatékonyságra:

$$\eta_{\varepsilon}(E) = \eta_{\varepsilon}(S) - 1 \quad 34)$$

ahol E: energiakereslet; S: energiaszolgáltatás iránti kereslet; ε : energiahatékonyság. Abban az esetben lehetséges az energiahatékonyság-javulás révén elérhető potenciális energiamegtakarítás megvalósítása, ha a hasznos munka iránti kereslet rugalmassága (tekintettel az energiahatékonyság-javulásra) nulla ($\eta_{\varepsilon}(S) = 0$), vagyis $\eta_{\varepsilon}(E) = -1$. Ez azt jelenti, hogy az energiahatékonyság-javulás hatására nem változik a kereslet, vagyis az elérhető teljes energiamegtakarítás realizálódik. „Visszapattanó hatásról akkor beszélhetünk, ha $\eta_{\varepsilon}(S) > 0$ és $|\eta_{\varepsilon}(E)| < 1$. Ha a kereslet rugalmatlan ($0 < \eta_{\varepsilon}(S) < 1$), akkor az energiahatékonyság-javulás hatására csökken az energiafogyasztás ($-1 < \eta_{\varepsilon}(E) < 0$). Ha rugalmas ($\eta_{\varepsilon}(S) > 1$), akkor az energiafogyasztás nőni fog a kiinduló állapothoz képest” (Matos F.J.F. et al. 2011. p.2836.).

2. A hasznos munka (energiaszolgáltatás, például villamosenergia) iránti kereslet rugalmassága tekintettel az energetikai költségekre:

$$\eta_{\varepsilon}(E) = -\eta_{P_S}(S) - 1 \quad 35)$$

ahol E: energiakereslet; S: energiaszolgáltatás iránti kereslet; ε : energiahatékonyság; P_S : energiaszolgáltatás költsége.

Feltételezzük, hogy a fogyasztó ugyanúgy reagál az energia árának csökkenésére, mint az energiahatékonyság javulására; szimmetrikusan reagál az ár csökkenésére, illetve növekedésére; továbbá az energiahatékonyság javulása exogén változó, nem befolyásolja az energia árának változása (González J.F. 2010.). Ebben az esetben a hasznos munka rugalmasságát becsüljük, tekintettel annak költségére. Nézzünk egy példát a személyi közlekedésre! Legyen $\eta_{PS}(S)=-0,1$, mely azt jelenti, hogyha az egy utaskilométerre eső költségek 1%-kal nőnek, akkor az utaskilométerek száma 0,1%-kal csökken. Vagyis a $\eta_\varepsilon(E) = -\eta_{PS}(S) - 1$ képlet alapján $\eta_\varepsilon(E)=-(-0,1)-1=-0,9$. Ez azt jelenti, hogyha 1%-kal nő a hatékonyság, 0,9%-kal csökken az üzemanyagkereslet, vagyis 0,1% elvész, tehát a visszapattnó hatás mértéke 10%.

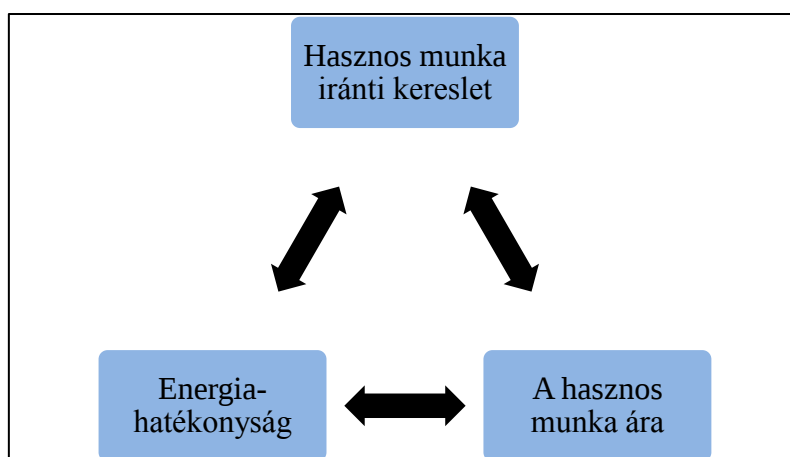
3. A hasznos munka (energiaszolgáltatás, például villamosenergia) iránti kereslet rugalmassága tekintettel az energia árára:

$$\eta_\varepsilon(E) = -\eta_{PE}(E) - 1 \quad 36)$$

ahol E: energiakereslet; ε : energiahatékonyság; P_E : energia ára.

A 3. esetben az energiakereslet árrugalmasságát vizsgáljuk, az értelmezés a korábbiaknak megfelelően történik.

A visszapattnó hatás becslésére vonatkozó ökonometriai elemzések leggyakrabban a 2. és 3. egyenletet használják, tekintettel az adatok elérhetőségére (a technológiai fejlődés nehezen számszerűsíthető). Ugyanakkor ennek a két egyenletnek jelentős hátránya, hogy az energiahatékonyság exogenitására vonatkozó feltétel erőteljes leegyszerűsítése a valóságnak (így az eredmények valószínűleg torzítottak lennének), hiszen az energiahatékonyság javulása nem lehet független az energia árának alakulásától. Ezt támasztja alá Hanley N. et al. (2009), miszerint, „bármilyen az energiahatékonyságban bekövetkező változás hatással van az energia árára, és ez fordítva is igaz” (Hanley N. et al. 2009. p.693.).



Forrás: Sorrel S. 2007. p.37. alapján saját szerkesztés

34. ábra

Az energiahatékonyság endogenitása

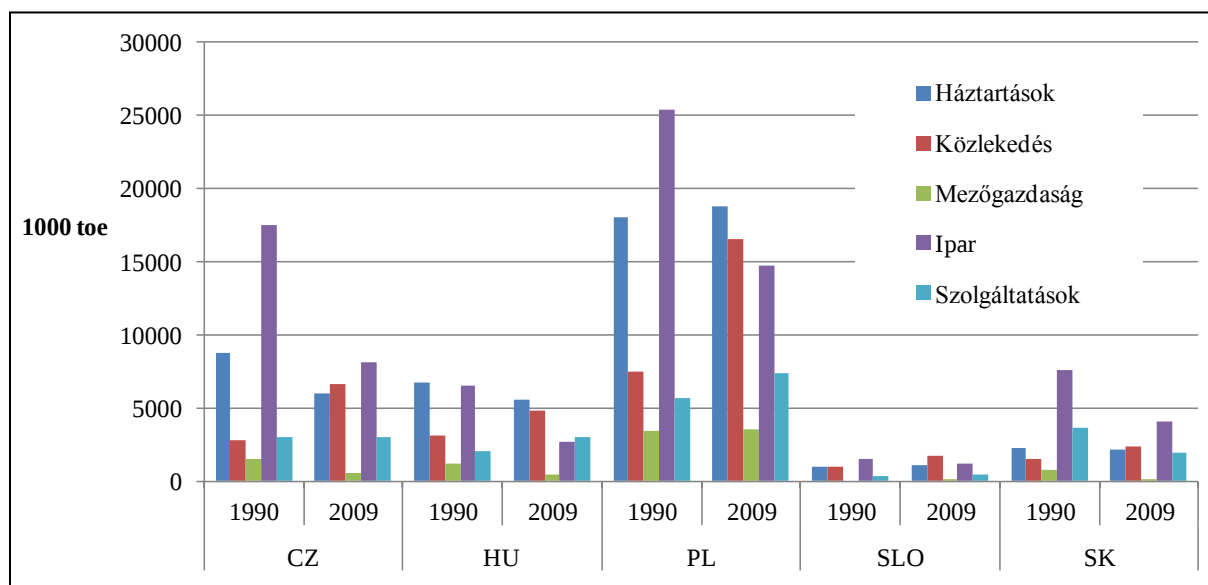
A 34. ábra a három tényező (az energiahatékonyság, a hasznos munka ára és kereslete) endogenitását szemlélteti. A hasznos munka jelen esetben „egy termodinamikai vagy fizikai mutató”, tulajdonképpen az „energetikai szolgáltatás mérőszáma” (Sorrell S. 2008. p.637.).

Mértékegysége például a közlekedésben tonnakilométer vagy utaskilométer. Az energiahatékonysági intézkedés csökkenti a hasznos munka reálárát és ezáltal növeli a keresletet. Ugyanakkor a megnövekedett kereslet ösztönzőleg hat az energiahatékonyságra. Ezt a jelenséget nevezzük endogenitásnak, vagyis, hogy a releváns tényezők részben determinálják egymást (felerősítik egymás hatását), illetve magát a folyamatot „energiafogyasztási spirálnak”. Más elméletek szerint az energiahatékonyság exogén tényező, független az említett két változó értékétől.

A továbbiakban a Kelet-közép-európai háztartások energiafelhasználásának főbb jellemzőit mutatom be, melyek ismerete elengedhetetlen mind a számítások, mind az értelmezés szempontjából.

4.2. Az egyes szektorok energiafelhasználásának és energiahatékonyságának alakulása Kelet-Közép-Európában, különös tekintettel a háztartási szektorra

Csehország két szektor energiaváltozását tekintve is élenjáró: a háztartások energiafelhasználása a legdrasztikusabban itt esett vissza, mintegy kétharmadára, ugyanakkor a közlekedési szektor energiafelhasználása 2,35-szeresére nőtt (a vizsgált országokban átlagosan megkétszereződött). Az sem általános tendencia, hogy a háztartások energiafelhasználása mindenhol csökkent volna az elmúlt két évtized során, hiszen Lengyelországban és Szlovéniában kismértékben nőtt. Az ipari szektor energiafelhasználása mindenhol visszaesett, átlagosan mintegy felére. A szolgáltató szektor esetében sem egyeznek meg a tendenciák: míg Szlovákiában felére esett vissza, Csehországban stagnált, addig Magyarországon, Lengyelországban és Szlovéniában jelentősen nőtt a szektor energiafelhasználása. Az egyes szektorok energiafelhasználásával kapcsolatban kijelenthető, hogy a háztartási, ipari és a közlekedési szektor számít a legdominánsabb fogyasztónak. (35. ábra)



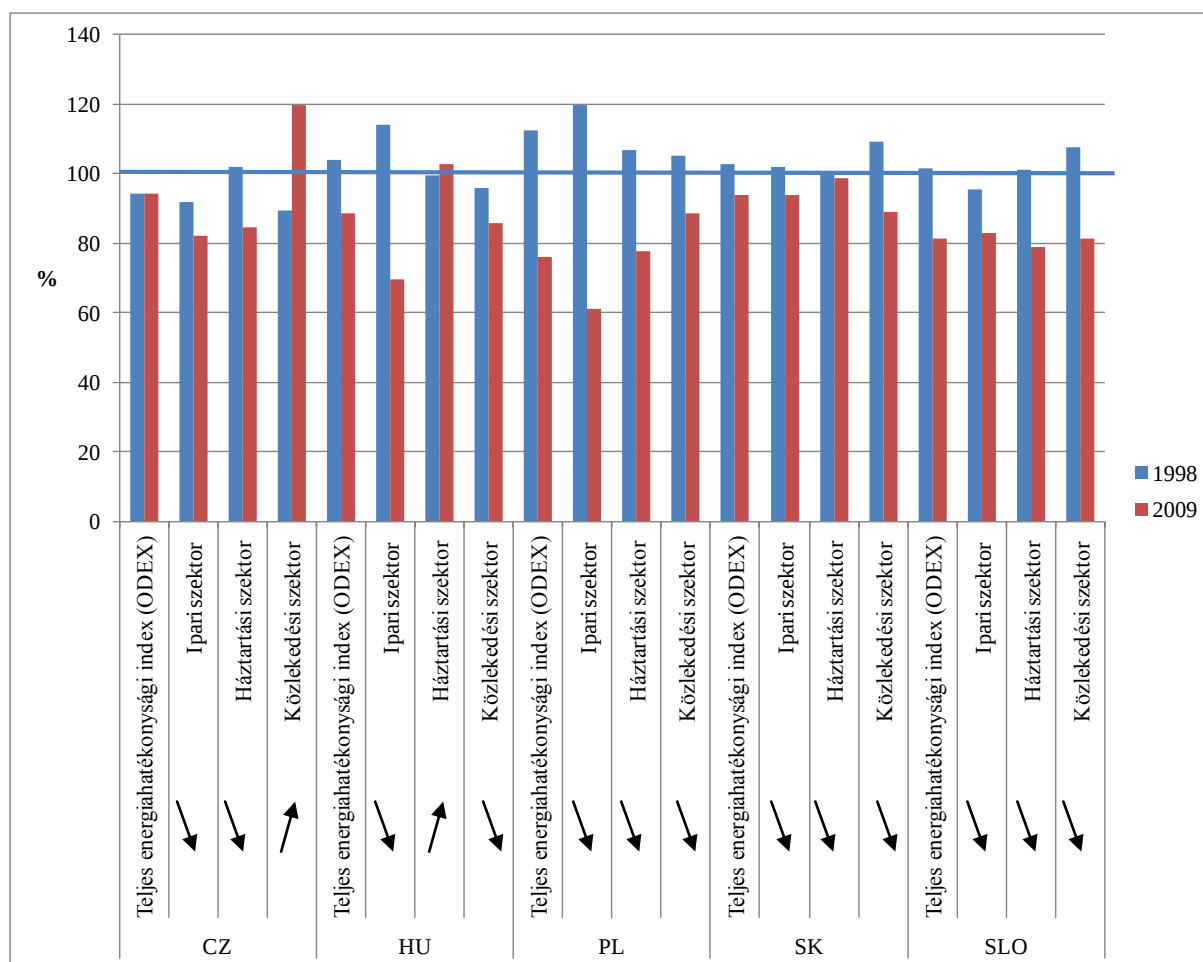
Forrás: saját szerkesztés az Eurostat adatbázisa alapján

35. ábra

A vizsgált országok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között a nemzetgazdasági szektorokat tekintve (1000 toe)

A 36. ábra Csehország, Magyarország, Lengyelország, Szlovákia és Szlovénia szektoronkénti energiahatékonyágát mutatja az 1998-as és 2009-es éveket tekintve. Az ODEX-indexre 1995-től állnak rendelkezésre adatok, az 1998-as év az első, amikor minden ország minden szektorára hiánytalanul megtalálhatók ezek az energiaintenzitási indikátorok. A teljes energiahatékonyági index (ODEX) magába foglalja az ipari, háztartási és közlekedési szektort, továbbá minden ország esetében külön-külön is ábrázolom a szektoronkénti hatékonyságjavulást.

Az ODEX minden országban javult (vagyis csökkent az értéke) 1998 és 2009 között, a legnagyobb hatékonyságjavulás Lengyelországban ment végbe. Ha szektoronként vizsgálom a hatékonyság alakulását, ugyancsak javulás figyelhető meg, kivéve Csehország közlekedési és Magyarország háztartási szektorát. Érdekes összefüggés, hogy míg Lengyelországban és Szlovéniában nőtt a háztartások energiafelhasználása, addig a szektor energiahatékonyága Magyarországot kivéve mindenhol javult.



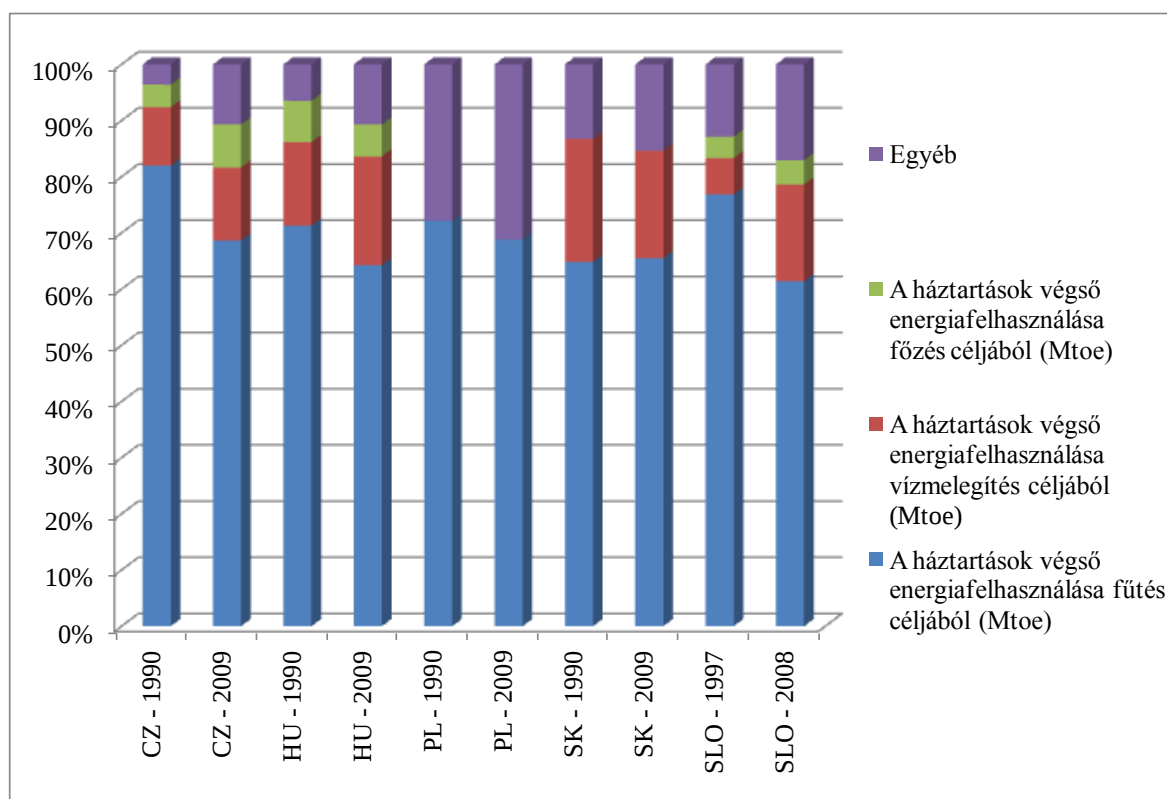
Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

36. ábra

**A vizsgált országok végső energiahatékonyágának változása 1998 és 2009 között
(2000=100%)**

A fűtési célú energiafelhasználás Szlovákiát kivéve (ahol stagnált) minden országban visszaesett, annak köszönhetően, hogy a földgázfelhasználás aránya a fűtési célú energiafelhasználáson belül jelentősen megnőtt elsősorban a szén, illetve tüzelőolaj-

felhasználás rovására. A 37. ábra jól szemlélteti, hogy a háztartások energiafelhasználásán belül a legnagyobb súlyt a fűtés képviseli, második helyen a vízmelegítés áll.



Megjegyzés: Lengyelországban esetében nincs adat a főzési és vízmelegítési célú energiafelhasználásra

Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

37. ábra

**A háztartások végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között, az
energiafelhasználás célját tekintve (%)**

Dolgozatom további részében a háztartások fűtési, illetve vízmelegítési célú energiafelhasználásának esetében vizsgálom a hatékonyságjavulás hatását.

4.3.A visszapattanó hatás vizsgálata Kelet-Közép-Európa háztartásaiban

Tekintettel arra, hogy a háztartások energiafelhasználásában a legnagyobb részt a fűtési, illetve a vízmelegítési célú energiafelhasználás képezi, ezért ebben a fejezetben célom, hogy megvizsgáljam egy potenciális energiahatékonyság-javulás hatását a háztartások energiafelhasználására.

A háztartások energiahatékonyságának javítására számos, mindenki által jól ismert eszköz áll rendelkezésre: az épületek hőszigetelésén túl egészen a használt elektronikai eszközök modernizálásáig. Disszertációm írása során ezen eszközök ismertetésétől, elemzésétől eltekintek, célom annak bemutatása, hogy bármilyen energiahatékonyság-javulás (eltekintve annak forrásától) milyen hatással van a háztartások energiafelhasználására.

4.3.1. Alkalmazott módszertan

A vizsgálatok elvégzéséhez a klasszikus legkisebb négyzetek módszerét (OLS) választottam, hiszen ez az egyik legegyszerűbben és legkövetkezetesebben használható módszer. Általánosan megfigyelhető tendencia, hogy a kutatók a vizsgálatokat a legtöbb esetben OLS-modellek megalkotásával és tesztelésével kezdik, és az esetlegesen felmerülő problémák következtében választanak más módszertant. Elemzéseim során az OLS-modellek jól felépíthetőek voltak, minden feltételnek, továbbá kutatásom céljainak messzemenően eleget tettek, így jelen alfejezetben ezen módszertant, továbbá a vizsgálat eredményeit ismertetem. A fejezet második részében a diszkriminanciaelemzés módszertanát alkalmazom a jövedelmi kvintilisek vizsgálatára.

A klasszikus legkisebb négyzetek módszere

Az energiafogyasztás és az energiahatékonyság közötti kapcsolat leírása a leggyakrabban többváltozós lineáris regressziós modellel történik, melynek az ökonometriában egyik leggyakrabban alkalmazott becslési eljárása a klasszikusnak számító OLS (Ordinary Least Squares), magyar nevén klasszikus legkisebb négyzetek módszere. A többváltozós lineáris regressziós modellek általános alakja a következő:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{t2} + \dots + \beta_k X_{tk} + u_t \quad 37)$$

ahol: Y_t a függő változó t -edik megfigyelése, az X_{tk} a k -adik magyarázó változó t -edik megfigyelése, és $t=1 \dots n$, valamint $k=1 \dots n$. A β_k a becslendő ismeretlen paraméter, u_t a nem megfigyelhető eltérésváltozó, másnéven hibatag.

A többváltozós lineáris regressziószámításnál egy függő változó alakulását vizsgáljuk több független változó függvényében, illetve feltételezzük a változók közötti kapcsolat linearitását (továbbá, hogy a megfigyelések normális eloszlást követnek). A klasszikus legkisebb négyzetek módszere a reziduumok négyzetösszegét minimalizálja, „úgy határozza meg a paramétereket, hogy a tényleges és a becsült paraméterrel illesztett modellek négyzetes eltérése, vagyis az eltérések négyzetösszege minimális legyen” (Sajtos L. et al. 2007. p.215.). Az eltérések négyzetre emelése két dolog miatt hasznos, egyrészt „eltünteti a hiba előjelét, ezáltal a pozitív és negatív eltéréseket hasonlóan kezeli, másrészt a négyzetre emelés bünteti a nagy hibákat, mert az ilyen hibák a négyzetre emeléssel felnagyítódnak” (Ramanathan R. 2003. p.60.) A reziduum a becsült és a tényleges eredményváltozók különbségét jelenti (Werger A. et al. 2011.).

Ramanathan R. (2003) szerint a modellnek minden esetben a 25. táblázatban felsorolt feltételeket kell teljesítenie.

OLS-modell feltételrendszere

25. táblázat

Feltételek	Magyarázat
1.A modell linearitása.	<i>A regressziós modell lineáris az ismeretlen α és β együtthatókban; ez azt jelenti, hogy $Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$, ahol $t=1,2,\dots,n$.</i>
2.A megfigyelt X-ek nem mind egyenlők.	<i>Az X megfigyelései nem mind azonosak, legalább egy különbözik a többitől; ez azt jelenti, hogy $VAR(X)>0$.</i>
3.Az u -nak az X-re vonatkozó feltételes várható értéke nulla.	<i>Az u_t eltérésváltozó valószínűségi változó, várható értéke $E(u_t X_t) = 0$.</i>
4.Nincs kihagyva fontos változó a modellből.	<i>X_t korrelálatlan a feltételezett hibatagokkal, ugyanis a becsült regresszióban ez mindig igaz, hogy $COV(X_t, u_s) = E(X_t u_s) - E(X_t)E(u_s) = 0$, minden $s, t=1,2,\dots,n$-re.</i>
5.Homoszkedaszticitás.	<i>Ha X_t adott, az u_t varianciája minden t-re azonos; ez azt jelenti, hogy $VAR(u_t X_t) = E(u_t^2 X_t) = \sigma^2$.</i>
6.Autokorrelálatlanság.	<i>Ha X_t adott, u_t és u_s függetlenek minden $t \neq s$-re, tehát $COV(u_t, u_s X_t) = E(u_t u_s X_t) = 0$.</i>
7.A megfigyelések száma (n) nagyobb kell, hogy legyen, mint a becsülendő regressziós együtthatók száma (k).	
8.Az eltérésváltozók normalitása.	<i>Adott X_t mellett az u_t normális eloszlást követ, vagyis $u_t X_t \sim N(0, \sigma^2)$, amiből következik, hogy $Y_t X_t \sim N(\alpha + \beta X_t, \sigma^2)$.</i>

Forrás: Ramanathan R. 2003. p.117. alapján saját szerkesztés

Amennyiben az 1-4. feltételek fennállnak, akkor az OLS-becslések torzítatlanok és konzisztensek, ha az 5. és 6. is teljesül, akkor az OLS-eljárás a legjobb lineáris torzítatlan becsléseket (BLUE ~ *best linear unbiased estimation*) eredményezi. „Ez a tulajdonság Gauss-Markov-tételként ismert, és azt állítja, hogy az OLS-becslések BLUE-k, vagyis az Y összes lehetséges torzítatlan lineáris kombinációja közül az α és β OLS becslései rendelkeznek a legkisebb varianciával. Vagyis egy modell regressziós együtthatóinak becslése számos kívánt jó tulajdonságot eredményez: a becslések torzítatlanok, konzisztensek, hatásosak”. (Ramanathan R. 2003. p.111.) A becsült együtthatók maguk is valószínűségi változók, valószínűségi-eloszlással (meghatározott várható értékkel) rendelkeznek. Ha ez a várható értéke a valódi paraméterérték, akkor azt mondjuk, hogy a becslés torzítatlan. Egy torzítatlan becslés akkor hatásos, ha más torzítatlan becslésekhez képest a legkisebb varianciával rendelkezik (vagyis a cél, hogy a valószínűségi változó értékei minél közelebb legyenek a valódi várható értékhez). A konzisztenciának nevezett tulajdonság lényege, hogy a minta méretének növekedésével a becslések a valódi értékekhez konvergálnak. (Ramanathan R. 2003.)

Elemzéseim során a feltételek vizsgálatára nagy figyelmet fordítok. Az R^2 , vagyis a többszörös determinációs együttható segítségével mérem, hogy a független változók együttesen a függő változó varianciájának hány százalékát magyarázzák (Ezekiel M. 1970.). Az F-próba az illeszkedés jóságának próbája, a magyarázó változók relevanciáját a t-próba segítségével vizsgálom. A modellezés során az 5%-os szignifikancia szint elérésére törekedtem, kivételes esetben ettől magasabb értéket is elfogadok (de maximum 10%-ot). A homoszkedaszticitás vizsgálatára minden esetben a White- és a Breusch-Pagan-tesztet végzem el, melyek esetében a nullhipotézis az, hogy a reziduumok homoszkedasztikusak. A

hibatagok autokorrelációjának vizsgálatára a leggyakrabban alkalmazott módszer a Durbin-Watson-próba, mely azonban egy olyan nem kívánatos tulajdonsággal is rendelkezik, miszerint bizonyos esetekben nem tud döntést hozni, továbbá nem használható, ha a magyarázóváltozók valamelyike az eredményváltozó késleltetettje, illetve csak az elsőrendű korreláció mérésére alkalmas. Így a Durbin-Watson-próba helyett a Breusch-Godfrey -tesztet preferálom, mely esetében nullhipotézisünk, hogy nincs jelen zavaró autokorreláció (a teszt az úgynevezett Lagrange-multiplikátor elvre vezethető vissza).

Az autokorreláció és a heteroszkedaszticitás figyelmen kívül hagyásának következményei megegyeznek: az OLS becslések torzítatlanok és konzisztensek maradnak, de a hatásosság feltételét nem teljesítik.

A változók multikollinearitásának vizsgálatára a varianciainflációs tényezőt (VIF-mutatót) alkalmazom. A multikollinearitás a magyarázó változók közötti magas korrelációt jelenti, mely azt eredményezi, hogy a „magyarázó változóknak az eredményváltozóra gyakorolt egyedi hatását nehezebb kiszűrni” (Maddala G. S. 2004. p.316.). A varianciainflációs tényező azt mutatja meg, hogy „a becsült regressziós koefficiens mintavételi szórásnégyzete az elvi minimumának (vagyis annak az értékének, amit akkor venne fel, ha a multikollinearitás 0 lenne, azaz a többi magyarázó változó egyáltalán nem magyarázná X_j magyarázó változót) hányszorosa pusztán annak következtében, hogy X_j -t magyarázza a többi magyarázó változó” (Werger A. et al. 2011. p.9.).

A modellek által teljesítendő utolsó feltétel a hibatagok eloszlására vonatkozik: a hibatagok eloszlásának normalitását grafikusan tesztelem. A leírtak áttekinthetőségét segíti a 26. táblázat.

A lineáris regresszió feltételei

26. táblázat

Változó	Feltétel	Feltétel sérülése	Következmény	Általán alkalmazott vizsgálat
Függő és független változókra vonatkozó feltételek				
<i>Függő és független változó</i>	Linearitás	Nem lineáris kapcsolat	Becsült értékek sérülése.	Pontdiagram.
<i>Független és független változó</i>	Függetlenség egymástól	Multikollinearitás	Megbízhatatlan becslés, magas standard hiba a regressziós koefficiensnél.	VIF-mutató.
Hibatagokra vonatkozó feltételek				
<i>Reziduumok</i>	Normális eloszlás	Nem normális eloszlás	F-teszt és t-teszt érvénytelensége.	Grafikus normalitás-vizsgálat
<i>Reziduum és reziduum</i>	Nem korreláltak	Autokorreláció	Nem hatásos, hibás regressziós koefficiens, nagy konfidencia-intervallum.	Breusch-Godfrey -teszt.
<i>Reziduumok szórása a független változó függvényében</i>	Nem korreláltak (homoszkedaszticitás)	Heteroszkedaszticitás	Nem hatásos, hibás regressziós koefficiens, nagy konfidencia-intervallum.	White-teszt és Breusch-Pagan-teszt.

Forrás: Sajtos L. et al. 2007. p.217. alapján saját szerkesztés

A háztartások energiafelhasználását (illetve ezen keresztül az ár-és jövedelemrugalmasságot) vizsgáló elemzések (Freire-González J. 2010., Haas R. et al. 2000., Haas R. et al. 1998.) a következő alapegyenletből indulnak ki:

$$\ln E_t = C + \alpha \ln P_t + \beta \ln Y_t + \gamma \ln HDD_t (+\delta \ln A_{Nt} + \varepsilon \ln DB_t + \theta \ln E_{t-1}) \quad (38)$$

Ahol az $\ln$ jelöli a tényezők természetes alapú logaritmusát, a C a konstans tag. Az α , β , γ , δ , ε , θ a regressziós együtthatók, az E a felhasznált energia mennyisége, a P az energia ára, Y a jövedelem, a HDD jelöli a fűtési-hűtési napok számát egy év alatt (ezt a tényezőt a háztartások fűtési energiafelhasználását vizsgálatok tartalmazzák). Haas R. et al. (1998) a háztartásokban használt elektronikai készülékek villamosenergia használatának vizsgálatánál további tényezőként bevonja az A_N , mely a lakások alapterületét jelöli, illetve a lakások számát, DB -t. Néhány esetben további tényezőként jelenik meg az E_{t-1} , vagyis az energiafelhasználás elsőrendű késleltetettje, mely dinamikussá, illetve a hosszú távú hatások kimutatására alkalmassá teszi a modellt. Mivel minden tényezőt logaritmizálok, ezért a becsült paraméterek rugalmasságok lesznek, melyek a függő változó százalékos változását mérik az adott magyarázó változó egy százalékos változásának hatására.

A továbbiakban modellemet szintén ezen kiinduló egyenlet alapján építem fel, kisebb módosításokkal, melyeket minden esetben részletesen leírok. Minden esetben feltételezem, hogy a háztartások szimmetrikusan reagálnak az ár, illetve költségváltozásra, vagyis ugyanannyival változik meg a felhasznált energia mennyisége, ha egységnyivel nőnek az árak, illetve a költségek, mintha csökkennének, csak ellentétes irányba. Ugyanilyen szimmetriát feltételezek arra az esetre is, ha az egy m^2 -re eső, a mindennapi élethez szükséges, felhasznált energia mennyisége egységnyivel nő vagy csökken.

4.3.2. Felhasznált adatok

Számításaimat ismét Csehország, Lengyelország, Magyarország, Szlovákia és Szlovénia esetében végeztem el, azok háztartási szektorát vizsgálva. A vizsgált országok köre az egyes alszámításoknál változott tekintettel az adatok elérhetőségére: a fűtési célú energiafelhasználás vizsgálatát Szlovéniánál, a vízmelegítésre vonatkozó elemzést Lengyelországra, Szlovákiára és Szlovéniára szintén nem tudtam elvégezni. A vizsgált időtartam 1990-2009, a szükséges adatok a Világbank, az Eurostat és az Enerdata Odyssee adatbázisából származnak.

A 27. táblázat az OLS-modellbe bevont változókat mutatja, az alkalmazott rövidítéseket, továbbá, hogy az adott változó magyarázó vagy eredményváltozóként vesz részt a modellben. Kék színnel jelöltem azon változókat, melyek kapcsolata képezi az elemzés fő tárgyát.

Két fő oka van, hogy a kőolaj inflációval korrigált árát is bevonom a magyarázó változók közé. Egyrészt az ár minden esetben meghatározó a kereslet vizsgálatában, de 1990-ig visszamenően nem állnak rendelkezésre adatok a háztartások által vásárolt földgázra, illetve a villamosenergiára vonatkozóan (A 2000-es évtől kezdődően vonatkozóan érhető el ilyen adat). Az Eurostat adatbázisa alapján megvizsgáltam a 2000-es évet követően a földgáz és a villamosenergia háztartási ára, illetve a kőolaj inflációval korrigált ára közötti korrelációt. Közepesen erős (átlagosan 0,65) kapcsolat mutatható ki minden ország esetében, így a kőolaj árát jó helyettesítőnek feltételezem a számítások során. A másik fő ok, hogy a szakirodalmi ajánlások (pl. Hertwich E. G. 2005.) szerint fontos a kőolaj árának figyelembe vétele, hiszen az is befolyásolhatja az eredmények alakulását, hogy növekvő vagy csökkenő energiaárak idejére vonatkoznak a számítások (Haas R. et al. 1998).

A háztartások energiafelhasználását leíró OLS-modellekbe bevont változók
27. táblázat

Alkalmazott rövidítések	Felhasznált adatok	A változó szerepe a modellben	Stacionaritás				
			CZ	HU	PL	SK	SLO
FCspaceheatC	A háztartások fűtési, klímával korrigált végső energiafelhasználása (Mtoe)*	Eredményváltozó	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	
Usefulea	A fűtéshez használt egy m ² -re eső, klímával korrigált hasznos energia (koe/m ²)*	Magyarázó változó	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	
Fcwaterheati	A háztartások vízmelegítés céljából felhasznált energia mennyisége (Mtoe)*	Eredményváltozó	I(1)	I(1)			
UCHotwaterP	Az egy háztartásra eső vízmelegítés céljából felhasznált energia mennyisége (toe/háztartás)*	Magyarázó változó	I(1)	I(1)			
FinConsCC	A háztartások klímával korrigált végső energiafelhasználása (Mtoe)*	Eredményváltozó	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
UCPERdw	Egy háztartásra eső, klímával korrigált energiafelhasználás (toe/háztartás)*	Magyarázó változó	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
AreaDW	A lakások átlagos alapterülete (m ²)*	Magyarázó változó	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
DD	Fűtési/hűtési napok száma (db)*	Magyarázó változó	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
NUhouseholds	Háztartások száma összesen (db)*	Magyarázó változó	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
HouseFCEpe	A háztartások egy főre eső végső kiadásai (konstans 2000-es árakon, US\$)**	Magyarázó változó	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
Oilprice	A kőolaj inflációval korrigált átlagos világpiaci ára (US\$/hordó)***	Magyarázó változó	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
FCspacehe_1	A háztartások fűtési, klímával korrigált végső energiafelhasználásának elsőrendű késleltetettje (Mtoe)	Magyarázó változó	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
FinConsCC_1	Az egy háztartásra eső, klímával korrigált energiafelhasználás elsőrendű késleltetettje	Magyarázó változó	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Fcwaterheati_1	A háztartások vízmelegítés céljából felhasznált energia mennyiségének elsőrendű késleltetettje (Mtoe)	Magyarázó változó	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

Megjegyzések:

*: Forrás - Odyssee adatbázis; **: Forrás – Világbank; ***: http://inflationdata.com/inflation/inflation_rate/historical_oil_prices_table.asp

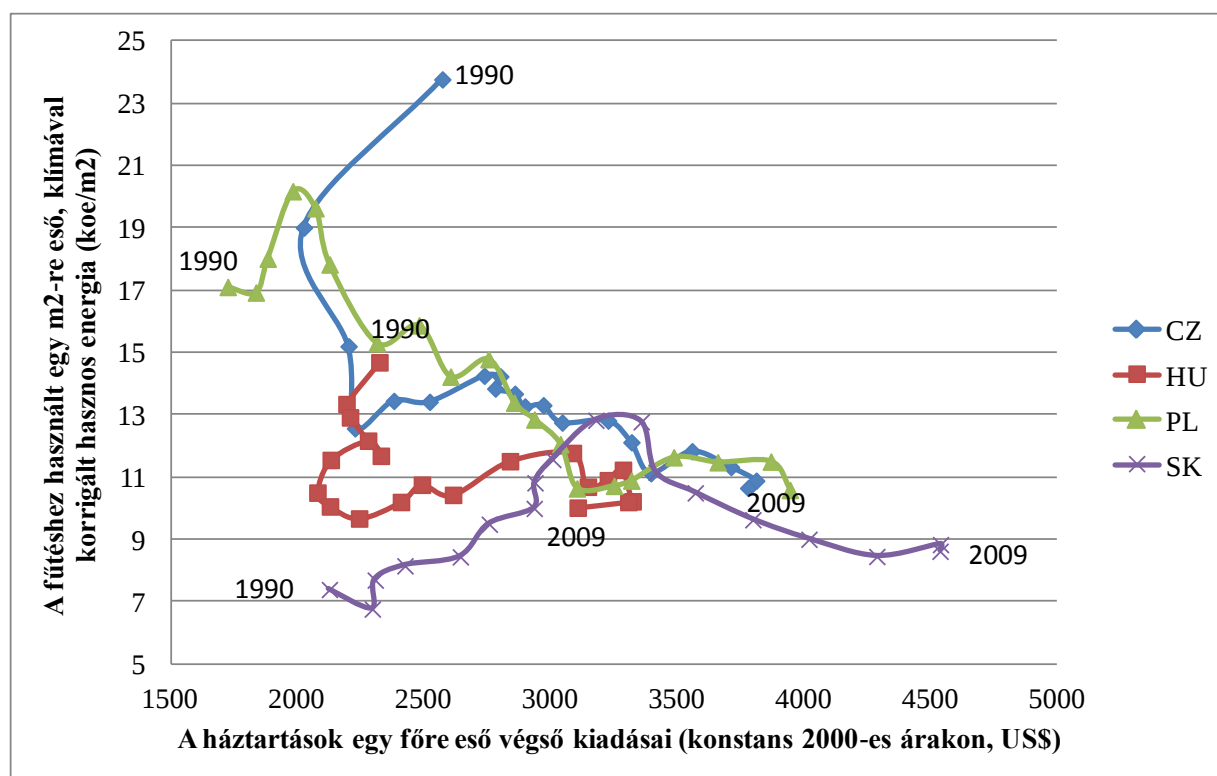
Jelmagyarázat: I(0) – az idősor 0-ad rendű integrált, vagyis stacionárius; I(1) – az idősor elsőrendű integrált, vagyis a folyamat differenciája stacionárius.

Forrás: saját szerkesztés

A háztartások jövedelme szintén szignifikáns változó az energiafelhasználást leíró modellekben. Jövedelmi adatok csak 2005-től érhetők el az Eurostat adatbázisában (más adatbázisokban legfeljebb 1995-től), így az elemzés elvégzése érdekében a háztartások egy főre eső végső kiadásait használtam fel (proxy, vagyis helyettesítő változóként), melyről

rendelkezésre állnak 1990-ig visszamenően adatok. Ez az indikátor nem más, mint a háztartások által vásárolt javak és szolgáltatások piaci értéke egy főre vetítve, mely a tartós fogyasztási cikkeket is magába foglalja. Szintén a háztartások egy főre jutó végső kiadásait használja számításaihoz Haas R. et al. (1998) és Schipper L. (2000), ugyancsak az adatok elérhetőségével indokolva azt.

A háztartások klímával korrigált végső energiafelhasználása nem más, mint a lakóépületek végső energiafelhasználásának a fűtési-hűtési napok számának négyzetgyökével, a Werner-módszer alapján korrigált értéke. A háztartások fűtési, klímával korrigált végső energiafelhasználása esetében a korrekciós tényezőt a fűtési napok száma adja. A végső energiafelhasználás definíciója megegyezik a KSH által használt fogalommal, tekintettel arra, hogy már érvényben van az ENSZ által kidolgozott, *Nemzetközi ajánlások az energiastatisztika számára* (IRES) című dokumentum, mely egységes keretet ad az energetikai adatgyűjtésnek és közlésnek. Ez alapján a végső energiafelhasználás a végső energetikai, valamint a nem energetikai vagy anyag jellegű felhasználás összege, a más energiahordozóra való átalakítás céljából történt felhasználás nélkül. A végső energiafelhasználást további csoportokra oszthatjuk a végfelhasználói mód alapján: így megkülönböztetünk fűtési, vízmelegítési, főzési, világítási célú, illetve az egyéb háztartási eszközök (készülékek) működtetéséhez szükséges energiafelhasználást.



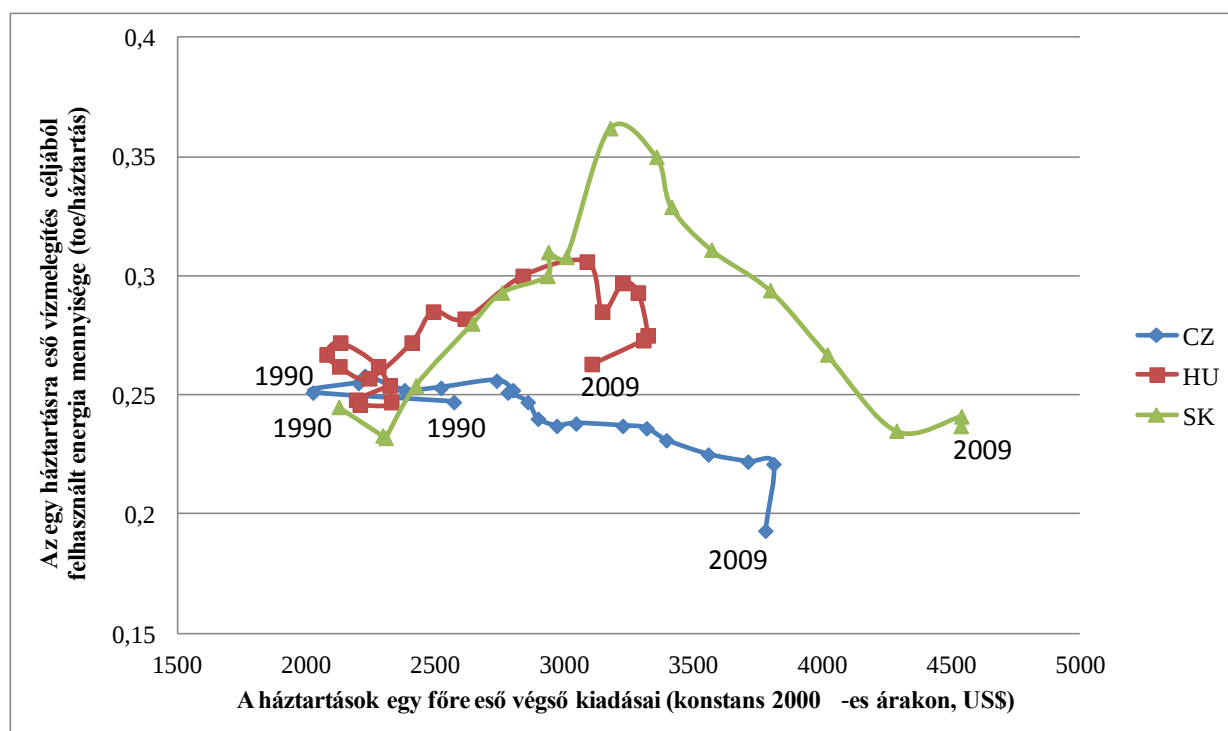
Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

38. ábra

Az egy háztartásra eső fűtés céljából felhasznált energia mennyiségének változása a háztartások egy főre eső végső kiadásainak függvényében 1990 és 2009 között

A 38. ábra a háztartások fűtési célú energiafelhasználását mutatja 1990 és 2009 között. A tendencia minden országban csökkenővé vált egy bizonyos ponton, de ez minden esetben máskor következett be: Szlovákiában a legkésőbb, 2002-ben. Tehát jelentős energiahatékonyság-javulás ment végbe, elsősorban annak köszönhetően, hogy a tárgyalt

időszakban a „háztartások jelentős számban cserélték le a cserépkályhákat, szilárd tüzelésű és olajtüzelésű kazánokat új földgáztüzelésű, magas hatásfokú kazánokra” (Odyssee, 2011. p.1.).



Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

39. ábra

Az egy háztartásra eső vízmelegítés céljából felhasznált energia mennyiségének változása a háztartások egy főre eső végső kiadásainak függvényében 1990 és 2009 között

A korábbiakhoz képest érdekes eltérés, hogy míg Csehországban jelentős hatékonyságjavulás ment végbe a háztartások vízmelegítési célú energiafelhasználását tekintve, addig Szlovákia esetében csak igen kismértékű, Magyarországon pedig emelkedett az 1990-es szinthez képest (bár a vizsgált időszak utolsó öt évében folyamatosan csökkent). (39. ábra)

A kérdés az, hogy az elméleti (potenciális) energiamegtakarítás teljesen megvalósult-e mindkét esetben.

4.3.3. Empirikus eredmények

A modellekbe a számítás kezdetén bevontam az ide kapcsolódó összes, 27. táblázatban szerepeltetett változót, melyek közül fokozatosan, a Stepwise-féle modellredukciós eljárást alkalmazva hagytam el az inszignifikánsnak bizonyult tényezőket (törekedve az 5%-os szignifikancia-szint elérésére).

A kiinduló modellek az OLS-sel szemben támasztott kritériumokat teljesítik (28. táblázat). A konstans tag, illetve az együtthatók minden esetben szignifikánsak. Az F-statisztika esetében 5%-os szignifikancia szinten elutasíthatjuk nullhipotézisünket, miszerint egyik magyarázó változónak sincs hatása a függő változóra. A modellek magyarázó ereje igen nagy. Multikollinearitás nem áll fenn, továbbá a hibatagok minden esetben homoszkedasztikusak. A Breusch-Godfrey-teszt értékei alapján nem tudom elutasítani a nullhipotézist, miszerint a

hibatagok autokorrelálatlanok. Ezáltal a modellek teljesítik a kritériumokat, az együttthatók értelmezhetők. A Ramsey-féle RESET-teszt alapján kijelenthető, hogy mindhárom OLS-modell jól specifikált.

A 28. táblázatban kihúztam azon tényezőket, melyek az adott országra becsült modellbe nem kerültek be (a t-statisztika alapján el kellett őket hagynom). A bevont (végleges) változók magyarázatától a dolgozat szűkös terjedelmi korláta miatt eltekintek, mivel az én célom a visszapattanó hatás kiszámításához szükséges együtttható becslése. Annyit azonban fontosnak tartok megjegyezni, hogy – érdekes módon - a háztartások fűtési, klímával korrigált végső energiafelhasználásának elsőrendű késleltetettje csak Csehország és Lengyelország esetén volt nem meghatározó, a többi országnál igen.

A háztartások fűtési célú energiafelhasználását leíró OLS-modell

28. táblázat

	CZ	HU	PL	SK
konstans tag	-19,029 (-6,924) [0,000]	-0,231 (-3,418) [0,004]	2,426 (2,275) [0,039]	0,535 (169,7) [0,000]
AreaDW	-	-	-14,795 (-3,811) [0,002]	-2,407 (-8,593) [0,000]
DD	-	-	-0,237 (-1,781) [0,097]	-
Usefulea	0,817 (8,241) [0,000]	0,96 (43,31) [0,000]*	0,623 (8,639) [0,000]	1,048 (110,5) [0,000]*
NUhouseholds	2,176 (7,08) [0,000]	-	-	-
HouseFCEpe	-	0,029 (3,489) [0,003]	-	-
Oilprice	-	-	-	-
FCspacehe_1	0,169 (2,938) [0,0102]	-	0,256 (2,465) [0,027]	-
R ²	0,939	0,992	0,943	0,999
F-próba	76,754 [0,000]	1040,63 [0,000]	57,979 [0,000]	6102,438 [0,000]
Homoszkedaszticitás	✓	✓	✓	✓
Autokorreláció	✓	✓	✓	✓
VIF	✓	✓	✓	✓

Megjegyzés: ahol a függő változó a *FCspaceheatgC*; () zárójelben t-statisztika; [] zárójelben p-érték

*: „A fűtéshez használt egy m²-re eső, klímával korrigált hasznos energia (koe/m²)” változó helyett „A fűtéshez használt, egy háztartásra eső, klímával korrigált energia mennyisége (toe/háztartás)” alkalmazása

Forrás: saját számítás

A 28. táblázat eredményei alapján például Csehország esetében a visszapattanó hatás kiszámítása az alábbiak szerint történik: a fűtéshez használt egy m²-re eső, klímával korrigált hasznos energia együttthatója 0,817, ami azt jelenti, hogy ha 1%-kal nő az egy m²-re eső, klímával korrigált fűtési cél hasznos energiafelhasználás, 0,817%-kal nő a háztartások fűtési célú, klímával korrigált végső energiafelhasználása. Jelen esetben mi az energiahatékonyság javulását feltételezzük, vagyis ha 1%-kal csökken az említett egy m²-re eső energiafelhasználás, akkor 0,817%-kal csökken a háztartások fűtési célú, klímával korrigált végső energiafelhasználása. A 4.1. alfejezetben leírt gondolatmenet alapján ez azt jelenti, hogy a fűtési célú energiafelhasználást tekintve a visszapattanó hatás mértéke 1-0,817=0,183, vagyis 18,3%. Ha valamilyen energiahatékonyság-javulást követően az egy háztartásra eső, klímával korrigált hasznos energiafelhasználás 10%-kal csökken, az aggregált fűtési célú energiafelhasználás „csak” 8,17%-kal fog csökkenni, a különbség elvész.

A háztartások vízmelegítéshez szükséges energiafelhasználását leíró OLS-modell
29. táblázat

	CZ	HU
konstans	0,89 (2,68) [0,016]	-0,193 (-2,587) [0,02]
Oilprice	-	-
DD	-0,109 (-2,67) [0,017]	-
NUhouseholds	-	-
AreaDW	-	-
HouseFCEper	-	0,025 (2,655) [0,017]
UCHotwaterP	0,958 (11,65) [0,000]	0,978 (23,17) [0,000]
Fcwaterheati _1	-	-
R²	0,895	0,971
F-próba	68,504 [0,000]	271,915 [0,000]
Homoszkedaszticitás	✓	✓
Autokorreláció	✓	✓
VIF	✓	✓

Megjegyzés: ahol a függő változó a Fcwaterheati; () zárójelben *t*-statisztika; [] zárójelben *p*-érték

Forrás: saját számítás

A következő számítás a vízmelegítéshez felhasznált energiára vonatkozik. A korlátozottan rendelkezésre álló adatok miatt a vizsgálatot csak Magyarország és Csehország esetében tudom elvégezni. A kiinduló modellek az OLS-sel szemben támasztott kritériumokat teljesítik. A konstans tag, illetve az együttthatók szignifikánsak. Az F-statisztika esetében 5%-os szignifikancia szinten elutasíthatjuk nullhipotézisünket, miszerint egyik magyarázó változónak sincs hatása a függő változóra. A modellek magyarázó ereje igen nagy (a korrigált R^2 minden esetben meghaladja a 0,85-ös értéket), és a Ramsey-féle RESET-teszt alapján kijelenthető, hogy jól specifikáltak. Multikollinearitás nem áll fenn, továbbá a hibatagok minden esetben homoszkedasztikusak és autokorrelálatlanok. Ezáltal a modellek teljesítik a kritériumokat, az együttthatók értelmezhetőek. (29. táblázat)

A háztartások energiafelhasználását leíró OLS-modell

30. táblázat

	CZ	HU	PL	SK	SLO
konstans	-6,412 (-7,092) [0,000]	-10,55 (-19,51) [0,000]	2,675 (138,1) [0,000]	0,512 (104) [0,000]	-
UCPERdw	0,859 (11,88) [0,000]	0,889 (38,22) [0,000]	0,821 (15,74) [0,000]	1,056 (83,66) [0,000]	0,249 (11,34) [0,000]
Nuhousehold	0,909 (8,498) [0,000]	1,442 (22,08) [0,000]	-		-
Oilprice	-	0,01 (1,945) [0,071]	-		0,101 (2,291) [0,036]
DD	-	-	-		-
AreaDW	-	-	-10,036 (-4,751) [0,000]	-2,524 (-8,408) [0,000]	-
HouseFCEper		-	-	-	-
FinConsCC_1	0,115 (2,615) [0,019]	-	-	-	-
R²	0,96	0,993	0,956	0,997	0,901
F-próba	121,16 [0,000]	714,66 [0,000]	173,03 [0,000]	3518,647 [0,000]	72,96 [0,000]
Homoszkedaszticitás	✓	✓	✓	✓	✓
Autokorreláció	✓	✓	✓	✓	✓
VIF	✓	✓	✓	✓	✓

Megjegyzés: ahol a függő változó a *FinConsCC*.; () zárójelben *t*-statisztika; [] zárójelben *p*-érték

Forrás: saját számítás

A vizsgálatot fontosnak tartom elvégezni a háztartások teljes energiafelhasználására is, mely azt mutatja, hogy a háztartások jellemzően hogyan reagálnak az energiahatékonyságból fakadó költségcsökkenésre. (30. táblázat)

A modellek minden kritériumnak eleget tesznek. A modellek magyarázó ereje igen nagy, mely annak is következménye, hogy idősoros adatokkal dolgoztam. Multikollinearitás nem áll fenn, továbbá a hibatagok minden esetben homoszkedasztikusak. A Breusch-Godfrey -teszt alapján elutasíthatom az autokorreláció jelenlétét. A modellek ez alapján teljesítik az előírt feltételeket.

4.3.4. Következtetések

A 31. táblázat a regressziós együtthatókból – a korábban leírtaknak megfelelően – számított visszapattanó hatás nagyságát mutatja.

A visszapattanó hatás mértéke Kelet-Közép-Európában

31. táblázat

	Fűtés	Vízfelmelegítés	Teljes energiafelhasználás
Csehország	18,3%	4,2%	14,1%
Magyarország	4%	2,2%	11,1%
Szlovákia	0%	-	0%
Szlovénia	-	-	75,1%
Lengyelország	37,7%	-	17,9%

Forrás: saját számítás

Eredményeim országonként eltérőek, nagyságuk többnyire elmarad a korábbi kutatási eredményektől, de a visszapattanó hatás Szlovákia kivételével minden vizsgált országban kimutatható. A fűtési célú energiafelhasználást tekintve mértéke Lengyelországban a legnagyobb (megközelíti a 40%-ot), Magyarországon a jelentősége kisebb (4%). A vízfelmelegítés tekintetében a hatás alacsonyabb, nem éri el az 5%-ot. Számításaim során megvizsgáltam a háztartások teljes energiafelhasználását, tekintettel az egy háztartásra eső energiafelhasználás változásaira. Arra a következtetésre jutottam, hogy nagysága Magyarországon, Csehországban és Lengyelországban 10% és 20% között ingadozik, Szlovéniában viszont meghaladja a 70%-ot, mely nagyon magas értéknek minősül.

A visszapattanó hatás nagysága tehát egyik esetben sem éri le a 100%-ot (sőt több esetben a nagysága nulla), vagyis az energiahatékonyság javítására tett erőfeszítések nem hiábavalók, hozzájárulnak az energiafelhasználás csökkentéséhez.

Ezen eredményeknek van egy kézzelfogható, gyakorlati jelentősége is: hazánkban a *Magyarország II. Nemzeti Energhahatékonysági Cselekvési Terve* évenkénti 21PJ energia megtakarítását írja elő a háztartási szektorban. Tekintettel arra - ha ez meg is valósulna – ennek valószínűleg (a jelenlegi fogyasztási szokások mellett) 11,1%-a, vagyis 2,331 PJ elveszne a visszapattanó hatás következtében.

4.4.A magyar háztartások energiafelhasználásának vizsgálata 2008-as keresztmetszeti adatok alapján

Ebben az alfejezetben arra a kérdésre keresem a választ, hogy miként alakulnak a keresett együtthatók, ha keresztmetszeti adatok segítségével egy év adatait elemzem. Csak Magyarország esetében áll rendelkezésre a számítás elvégzéséhez szükséges nagymintás adatbázis. A többi ország esetében is elvégezték az adatfelvételt, de az aggregált eredményeken kívül a teljes mintához nincs hozzáférésem, így ezen rész számításait kizárólag Magyarországra tudom elvégezni.

4.4.1.Felhasznált adatok

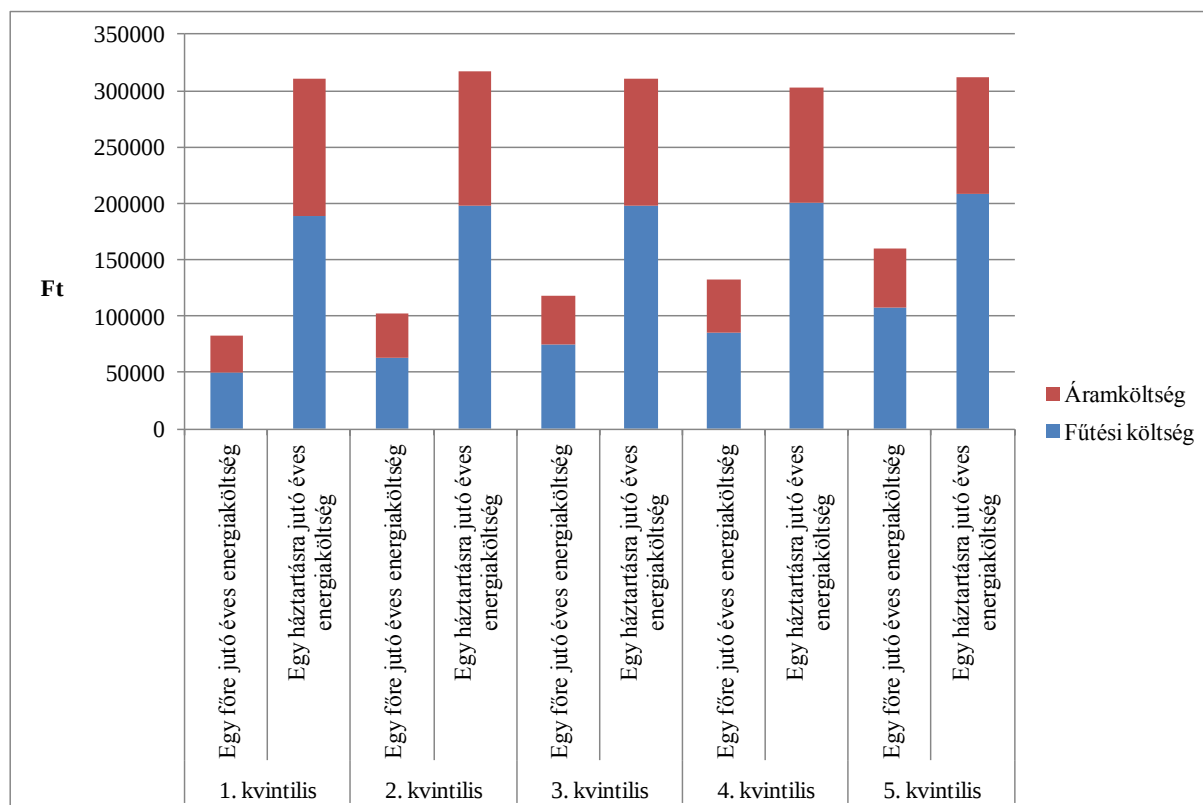
Ezen fejezet számításaihoz a KSH 2008-as adatfelvételének eredményeit használtam, melyre a „2154-es OSAP számú Háztartási Költségvetés és Életkörülmény adatfelvétel éves kikérdezése” során került sor (KSH, 2010. p.32.). Az adatbázis lefedi a magyarországi magánháztartások teljes sokaságát, a minta reprezentatív.

Az adatbázis 6468 háztartás adatait tartalmazza, a háztartások átlagos alapterülete 79,6 m². Az adatfelvételt megelőző évtizedben a háztartások 31%-a végzett energiafelhasználást érintő lakásfelújítást, mely érték azonban jelentősen szóródik az egyes jövedelmi csoportok között: Míg az alsó decilishez tartozó háztartások mindössze 18,7%-a végzett felújítást, addig a felső decilis esetén ez az érték 38,4% volt.

Az energiaköltségek körülbelül kétharmadát (64,4%) a fűtési költségek teszik ki, mely minden jövedelmi csoportra igaz. Az egy főre eső energiaköltségek a jövedelmi színvonallal egyenes arányban nőnek (40. ábra), ugyanakkor jelentős különbségek az egy háztartásra eső energiaköltségek tekintetében már nem figyelhetők meg. Az energiaköltségek nettó jövedelemhez viszonyított arányában már érzékelhetőek a különbségek: az energiakiadás aránya a nettó jövedelemhez képest a legalsó jövedelmi kvintilisben 21,1% (mely már felveti az energiaszegénység kérdését), addig a legfelső jövedelmi kvintilisben „csak” 9,95% (átlagosan 13,2%). Az általános definíció szerint „egy háztartás akkor tekinthető energiaszegénynek, ha nem képes megfelelő szintre fűteni lakását, illetve bevételeinek egy meghatározott százalékánál többet költ energiaszámláira” (Fellegi D. et al. 2012. p.5.). Nagy-Britanniában például - Taylor L. (1993) szerint - ez az arány 10%, mely azt a következtetést vonja maga után, miszerint a magyar háztartások körülbelül 80%-a energiaszegény lenne, amennyiben itt húznánk meg a választóvonalat. Ez a szám azonban túlzottnak tekinthető (tekintettel az eltérő jövedelmi, klimatikus viszonyokra), az energiaszegénység határának pontos kijelöléséhez további vizsgálatokra lenne szükség, Elek L. szerint „az alsó jövedelmi decilisekben megjelenik az energiaszegénység, amikor a háztartási energiával való spórolás miatt a szegény családoknak nincs biztosítva a megfelelő komfort...” (Elek L. 2009. p.21.). A Nemzeti Energiastratégia szerint a társadalmi egyenlőtlenségek erősödése révén a jövőben az energiaszegénység tartósan fenn fog maradni egyes jövedelmi csoportokban (Nemzeti Energiastratégia, 2011.). Fellegi D. et al. (2012) az energiaszegénységnek három fő okát különbözteti meg: alacsony jövedelem, magas energiaárak, továbbá a háztartások alacsony energiahatékonysága befolyásolja azt, hogy a háztartások nettó jövedelmük mekkora részét költik energiakiadásaik fedezésére. Az energiaszegénység leküzdésére több út is kínálkozik. A legkézenfekvőbb, ha a háztartások energiafelhasználást érintő felújítást hajtanak végre ezzel javítva az épületek energiahatékonyságát, de felmerül a kérdés, hogy az energiahatékonyság javulását célzó intézkedések milyen mértékben képesek hozzájárulni az energiafelhasználás csökkentéséhez, és ezzel együtt az energiaszegénységből, mint állapotból való kijutáshoz.

A háztartások még 2000-ben a teljes kiadásuk 17,68%-t költötték lakásfenntartásra, illetve háztartási energiára, addig ez az arány 2009-re már 22,88%-ra növekedett. Összehasonlításképp a háztartások élelmiszerre, alkoholmentes italokra jövedelmük 27,84%-t fordították 2000-ben, 2009-ben 22,37%-t. Tehát egy hangsúlyeltolódás figyelhető meg a két kiadási csoport között, mely elsősorban azzal magyarázható, hogy „a háztartások stagnáló vagy csökkenő bevételek esetén az élelmiszer-kiadásukat úgy is le tudják faragni, hogy az olcsóbb termékekre váltanak át, azokat vásárolják meg. Ezzel szemben a lakásfenntartási és az energiakiadások lényegesen rugalmatlanabbak, a háztartások sokkal nehezebben tudnak az egyre emelkedő energiaárakhoz alkalmazkodni, ami jelentős terhet jelent számukra” (KSH, 2008. p.11.). Mindazonáltal számos lehetőség kínálkozik az energiamegtakarításra. „Az épületek, hűtő-, fűtő-, szellőztető vagy világító berendezések energiateljesítményének javítása azon módszerek egyike, amelyek révén kézzelfoghatóvá válik az energiahatékonysági intézkedések jótékony hatása a családi kasszára” (Az Európai Unió 2011. évi energiahatékonysági terve). Az összes vizsgált országra igaz az, hogy a legnagyobb energiamegtakarítási potenciál az épületekben rejlik.

Általánosan igaz a háztartások energiafelhasználására, hogy azt szignifikánsan befolyásolja az ott lakók iskolai végzettsége, jövedelme, neme, életkora, továbbá a településméret. Ez utóbbi minél nagyobb, annál jelentősebbek a háztartások energetikai kiadásai, illetve a fogyasztás szerkezete is módosul. „A nagyobb településeken a háztartások energiafüggősége sokkal nagyobb, minden energiahordozó vezetékes ellátásban érkezik a felhasználóhoz” (Bíró-Szigeti Sz. 2011. p.50.).



Forrás: saját szerkesztés a KSH adatbázisa alapján

40. ábra

Az egy főre, illetve egy háztartásra jutó éves energiaköltség megoszlása Magyarországon 2008-ban a különböző jövedelmi kvintilisekben (Ft)

A fűtést tekintve a háztartások 58,1%-a földgázzal fűt, ez az arány a különböző jövedelmi csoportokban mást-mást mutat. Az 1. kvintilisben ez az érték 44,3%, a legfelső kvintilisben 61,1%. A legszegényebb háztartások esetében jellemző a fa-és széntüzelés. A melegvíz előállításához használt energiaforrás a háztartások 38,5%-nál továbbra is a földgáz, 39,1%-nál a villamosenergia, 16,7%-uk pedig távhőszolgáltatás révén jut hozzá a szükséges mennyiségű melegvízhez. A szilárd tüzelőanyag szerepe a fűtési célú felhasználással összehasonlítva elenyésző, mindössze 3,8% (az alsó kvintilisben 9,7%).

4.4.2.A háztartások földgázfelhasználása

A modellek megalkotása és az együtthatók értelmezése során feltételezem a korábban leírt szimmetriát (107. oldal), illetve azt is, hogy az egy m²-re eső földgáz, illetve áramkiadások változása valamilyen energiahatékonyság-javulással kapcsolatos intézkedés miatt következik

be. Továbbá feltételezem, hogy a fogyasztók ugyanúgy reagálnak a földgáz, illetve villamosenergia költségének változására, mint az energiahatékonyság változására.

A 32. táblázat a háztartások által egy év alatt felhasznált földgáz mennyiségét becslő modellben alkalmazott változókat, illetve azok rövidítéseit mutatja be. A magyarázó változók nagy része dummy változó, tekintettel arra, hogy az általam felhasznált adatbázis egy kérdőíves lekérdezés eredménye, ahol a kapott eredmények jelentős hányada minőségi változó, tehát közvetlenül nem alkalmazható az OLS-modellben. Ennek kiküszöbölésére alkalmazom a dummy változókat, melyek bináris változók, értékük 1-t és 0-t vehet fel.

A magyar, földgázzal fűtő háztartások földgázfelhasználásának vizsgálatába bevont változók

32. táblázat

Alkalmazott rövidítések	Felhasznált adatok	A változó szerepe a modellben
FGKBM	A háztartások által egy év alatt felhasznált földgáz mennyisége (m ³)	Eredményváltozó
FGKIADm2	1 m ² -re eső éves földgázkiadás (Ft/m ²)	Magyarázó változó
HANYHTAG	Háztartás taglétszáma (fő)	Magyarázó változó
Dummy változó		
D1kazkor	A kazán életkora 1: legfeljebb 10 éves 0: egyébként	Magyarázó változó
D2kazkor	A kazán életkora 1: legalább 10, legfeljebb 20 éves 0: egyébként	Magyarázó változó
LAKVALT1	Az elmúlt 10 évben hajtott-e végre lakásában/házában az energiafelhasználást érintő változtatást? 1: igen 0: egyébként	Magyarázó változó
Dhepev	Az ingatlan kora 1: 1990 után épült 0: egyébként	Magyarázó változó

Forrás: saját szerkesztés

A kapott modellek az OLS-sel szemben támasztott kritériumokat teljesítik. A konstans tag, illetve az együtthatók szignifikánsak. Az F-statisztika esetében 5%-os szignifikancia szinten elutasíthatjuk nullhipotézisünket, miszerint egyik magyarázó változónak sincs hatása a függő változóra. A modellek magyarázó ereje igen nagy (a korrigált R² minden esetben meghaladja a 0,7-es értéket). Multikollinearitás nem áll fenn, továbbá a hibatagok minden esetben homoszkedasztikusak. Ez alapján az együtthatók értelmezhetőek, a levont következtetések helytállóak. (33. táblázat)

A földgázzal fűtő háztartásokban a felhasznált földgáz mennyiségét leíró OLS modell

33. táblázat

	Teljes minta	Legalsó jövedelemcsoport (1. kvintilis)	Legfelső jövedelemcsoport (5. kvintilis)
konstans	-0,484 (-7,452) [0,000]	-0,206 (-0,938) [0,349]	-0,786 (-7,272) [0,000]
<i>l_HANYHTAG</i>	0,235 (20,55) [0,000]	0,23 (5,154) [0,000]	0,354 (14,87) [0,000]
<i>l_FGKIADm2</i>	0,974 (111,7) [0,000]	0,921 (31,55) [0,000]	1,014 (69,05) [0,000]
<i>l_LAKVALT1</i>	0,057 (4,344) [0,000]	0,135 (2,832) [0,005]	-
<i>Dhepev</i>	0,18 (8,313) [0,000]	0,241 (3,571) [0,000]	-
R²	0,768	0,737	0,813
F-próba	3570,75 [0,000]	287,427 [0,000]	2749,795 [0,000]
Homoszkedaszticitás	✓	✓	✓
VIF	✓	✓	✓

Megjegyzés: a függő változó az *l_FGKBM*; () zárójelben *t*-statisztika; [] zárójelben *p*-érték

Forrás: saját számítás

A 33. táblázat eredményei alapján a teljes minta esetében a visszapattanó hatás kiszámítása a korábbiakhoz hasonlóan történik: az 1 m²-re eső éves földgáz költség együtthatója 0,974, ami azt jelenti, hogy ha 1%-kal csökken (feltételezve, hogy a csökkenés az energiahatékonyság-javulás miatt következett be) az egy m²-re eső földgáz költség, 0,974%-kal csökken a földgázzal fűtő háztartások földgázfelhasználása. Ez azt jelenti, hogy Magyarországon 2008-ban a földgázzal fűtő háztartások földgázfelhasználását tekintve a visszapattanó hatás mértéke 2,6% (1-0,974=0,026). Ha valamilyen energiahatékonyság-javulást követően az egy m²-re eső földgázfelhasználás 10%-kal csökken, az aggregált földgázenergiafelhasználás „csak” 9,74%-kal fog csökkenni (a földgázzal fűtő háztartásokban), a különbséget elvész.

4.4.3.A háztartások villamosenergia-felhasználása

Az alfejezet célja annak vizsgálata, hogy a háztartások hogyan reagálnak abban az esetben, ha az egy m²-re eső áramköltség 1%-kal megváltozik (például a háztartás lecseréli korábbi rossz hatásfokú elektronikai készülékeit modern, kis fogyasztásúakra), és mindez hogyan jelenik meg az éves villamosenergia-felhasználásban.

A magyar háztartások villamosenergia-felhasználásának vizsgálatába bevont változók
34. táblázat

Alkalmazott rövidítések	Felhasznált adatok	A változó szerepe a modellben
ARKW	A háztartások által az egy éves számlázási időszakban felhasznált áram (kWh)	Eredményváltozó
ARDIJm2	1 m ² -re eső éves áramköltség (Ft/m ²)	Magyarázó változó
HANYHTAG	Háztartás taglétszáma (fő)	Magyarázó változó
Dummy változók		
Dbojkor	Bojler kora 1: ha 10 évesnél fiatalabb 0: egyébként	Magyarázó változó
Dklima	Rendelkezik-e a háztartás klímaberendezéssel? 1: igen 0: egyébként	Magyarázó változó
Dlakvalt	Az elmúlt 10 évben hajtott-e végre lakásában/házában az energiafelhasználást érintő változtatást? 1: igen 0: egyébként	Magyarázó változó
Dhutoszt	Hűtő energiaosztálya 1: A ⁺ , A, B kategóriás 0: egyébként	Magyarázó változó
Dmgepkor1	Mosógép kora 1: legfeljebb 5 éves 0: egyébként	Magyarázó változó
TUDB	A háztartásban használt hagyományos televíziók száma 1: legalább 1 0: egyébként	Magyarázó változó
LTVDB	A háztartásban használt LCD típusú televíziók száma 1: legalább 1 0: egyébként	Magyarázó változó
PTVDB	A háztartásban használt PLAZMA típusú televíziók száma 1: legalább 1 0: egyébként	Magyarázó változó
PCDB	A háztartásban használt asztali számítógépek száma 1: legalább 1 0: egyébként	Magyarázó változó
LAPDB	A háztartásban használt laptopok száma 1: legalább 1 0: egyébként	Magyarázó változó
NYOMDB	A háztartásban használt nyomtatók száma 1: legalább 1 0: egyébként	Magyarázó változó

Forrás: saját szerkesztés

A kiinduló modellek az OLS-sel szemben támasztott kritériumok egy részét nem teljesítik. A konstans tag, illetve az együtthatók szignifikánsak. Az F-statisztika esetében 5%-os szignifikancia szinten elutasíthatjuk nullhipotézisünket, miszerint egyik magyarázó változónak sincs hatása a függő változóra. A modellek magyarázó ereje jónak tekinthető, tekintettel arra, hogy keresztmetszeti adatok elemzéséről van szó (a korrigált R² minden esetben meghaladja a 0,6-os értéket). Multikollinearitás nem áll fenn, de a hibatagok két esetben heteroszkedasztikusak. Jelen esetben a hibatagok autokorreláltságát nem kell vizsgálni, hiszen az csak az idősoros adatokra vonatkozó feltétel. A homoszkedaszticitás feltételének sérülése miatt a teljes minta, illetve az 5. kvintilis esetében a modell becslését újra

el kell végezni, de már egy robosztus standard hiba segítségével, melyet HAC-nak (heteroskedasticity autocorrelated consistent) nevezünk (Adkins L. C. 2011. p.207). „Ekkor a jelentett standard hibák és t-statisztikák heteroszkedaszticitás és autokorreláció esetén robosztusak lesznek” (Földvári P. 2007. p.36). A táblázatban csillaggal jelöltem a robosztus standard hibával korrigált együtthatókat, a hozzájuk tartozó t-és p-értékeket, az R^2 és az F-próba eredményeit. Ezáltal a modellek teljesítik a kritériumokat, az együtthatók értelmezhetőek. (35. táblázat)

A háztartások villamosenergia-felhasználását leíró OLS modell

35. táblázat

	Teljes minta*	Legalsó jövedelemcsoport (1. kvintilis)	Legfelső jövedelemcsoport (5. kvintilis)*
konstans	2,587 (22,38) [0,000]*	2,588 (11,93) [0,000]	2,646 (31,41) [0,000]*
l_ARDIj_{m2}	0,674 (43,06) [0,000]*	0,702 (22,31) [0,000]	0,651 (56,98) [0,000]*
Dbojkor	-0,028 (-2,062) [0,035]*	-0,065 (-1,734) [0,084]	
Dklima	0,09 (2,112) [0,0347]*		0,109 (3,682) [0,000]*
Dlakvalt	0,055 (3,896) [0,000]*	0,015 (3,535) [0,001]	
TUDB	0,173 (3,568) [0,000]*		0,168 (5,456) [0,000]*
LTVDDB	0,099 (3,734) [0,000]*		0,117 (5,718) [0,000]*
PTVDDB	0,218 (5,606) [0,000]*		0,23 (6,599) [0,076]*
NYOMDB	0,101 (6,069) [0,000]*		
PCDB		0,137 (3,675) [0,000]	
LAPDB			0,03 (1,825) [0,068]*
l_HANYHTAG	0,268 (19,67) [0,000]*	0,174 (4,335) [0,000]	0,317 (32,53) [0,000]*
R²	0,655*	0,623	0,617*
F-próba	466,399 [0,000]*	132,212 [0,000]	1009,801 [0,000]*
Homoszkedaszticitás	✓	✓	✓
VIF	✓	✓	✓

Megjegyzés: a függő változó az l_ARKW; () zárójelben t-statisztika; [] zárójelben p-érték

*: standard hibával korrigált modell értékei

Forrás: saját számítás

A 35. táblázat eredményei alapján a teljes minta esetében a visszapattanó hatás kiszámítása a korábbiakhoz hasonlóan történik, az eredményeket a 36. táblázat szemlélteti.

4.4.5. Következtetések

Eredményeim a fűtési célú földgázfelhasználást tekintve elmaradnak a témakörben végzett kutatások eredményeitől (ezek 10 és 30% közé teszik a visszapattanó hatás mértékét – 2. táblázat), ugyanakkor a háztartások villamosenergia-felhasználása esetében meghaladják várakozásomat. A szakirodalomban leírt empirikus eredmények szerint értéke általában nem haladja meg a 20%-t, Magyarországon 2008-ban ezzel szemben több, mint 30%. (36. táblázat)

A visszapattanó hatás mértéke Magyarországon 2008-ban

36. táblázat

	Teljes minta	Legalsó jövedelemcsoport (1. kvintilis)	Legfelső jövedelemcsoport (5. kvintilis)
Fűtés	2,6%	7,9%	0%
Villamosenergia-felhasználás	32,6%	29,8%	34,9%

Forrás: saját számítás

A különböző jövedelmi kvintilisek esetében szintén jelentős eltérések tapasztalhatók. A földgázfelhasználást tekintve a legalsó jövedelemcsoportnál jelentősebb a visszapattanó hatás, vagyis az elérhető (potenciális) energiamegtakarítás 7,9%-a elvész. Ez abból adódik, hogy az ehhez a kvintilishoz tartozó háztartások – komfortérzetük növelése érdekében – növelik a fűtési hőmérsékletet, vagy a fűtött alapterületet. A legmagasabb jövedelemmel rendelkező háztartásoknak nincsen erre szükségük, az energiahatékonysági intézkedést megelezően is annyi energiát használnak fel, amennyire szükségük van.

A villamosenergia-felhasználásnál ezzel éppen ellentétes jelenség figyelhető meg: az 5. kvintilisben nagyobb a hatás mértéke, mint az első kvintilisben, ami azzal magyarázható, hogy a felső jövedelmi csoporthoz tartozó háztartások jelentős mennyiségű elektronikai készüléket vásárolnak, általában törekedve az A, illetve A⁺-os kategóriájú termékekre. Az elmúlt években számos olyan termék került a piacra (mint például elektromos kés, tojásfőző, robotporszívó, elektromos faragó stb...), melyek célpiaca a magasabb jövedelmű háztartások, és amelyek manuálisan is elvégezhető tevékenységeket váltanak ki, remélve, hogy ezzel időt takarítanak meg. Tehát a gazdagabb háztartások energiahatékony termékeket vásárolnak (illetve cserélik le a magasabb energiafogyasztású háztartási eszközöket), de olyan mértékben megnőtt a keresletük, hogy az elérhető energiamegtakarítás jelentős része így már elvész.

A kutatásom egyik legfontosabb eredménye, hogy a különböző jövedelmi csoportok eltérő módon, eltérő mértékben reagálnak az energiafelhasználással összefüggő hatékonyságjavulásra. Bíró-Szigeti Sz. (2011) elvégezte a hazai háztartások energiafogyasztási (illetve energiamegtakarítási hajlandóság) szempontú kategorizálását, nyolc státuszcsoporthoz különböztetve meg ezáltal: csoportosítása szerint a háztartások felső ötöde a „Jómódú”, illetve „Fogyasztás-centrikus” kategóriába esik, átlag feletti jövedelemmel rendelkeznek, célcsoportjai lehetnek az energiamegtakarítási beruházásoknak. Az alsó ötödöt a „Szegény” státuszcsoporthoz, mélyen az átlag alatti anyagi-jövedelmi helyzetben élnek, nem lennének képesek energiamegtakarítási beruházást megfinanszírozni. A továbbiakban elvégzem a diszkriminanciaelemzést, annak vizsgálatára, hogy valóban éles különbség van-e az OLS-modellekben szignifikánsnak bizonyult magyarázó változók alapján az alsó és felső jövedelmi kvintilisek között.

Diszkriminanciaelemzés

A diszkriminanciaelemzés tulajdonképpen a klaszterelemzés fordítottja, hiszen itt a csoportok előre adottak. Ez egy „olyan többváltozós módszer, amelynek segítségével esetek kategorizálását végezhetjük el a függő változó kategóriái szerint. A diszkriminancia elemzés elvégzése során tehát beazonosíthatjuk azokat a tényezőket (független változókat), amelyek szignifikánsan megkülönböztetik a két vagy több vizsgált csoportot (függő változó).” (Sajtos L. et al. 2007. p.329.). Az elemzés célja, hogy az általam felállított OLS-modellek tükrében valóban szignifikáns-e a különbség a legalsó és legfelső jövedelmi csoport között, vagyis a relevánsnak ítélt magyarázó változók valóban jól megkülönböztetik-e ezen jövedelmi csoportok egyedeit egymástól. A diszkriminancia elemzés során Sajtos L. et al. (2007) ajánlása alapján az alábbi feltételeknek kell teljesülnie:

- A változók mérési szintje: „a független változónak metrikus skálán mérhetőnek kell lennie, amely magában foglalja dichotóm változókat, illetve legalább öt kategóriával rendelkező ordinális skálák alkalmazását is”.
- Az adatok függetlensége: „az összes megfigyelésnek függetlennek kell lennie egymástól, vagyis az adatok nem lehetnek korreláltak”.
- A csoportok kizárólagossága: „a függő változó minden megfigyelése csak egyetlen csoporthoz tartozhat”.
- Csoportnagyság: „a csoportnagyságoknak nagyjából azonosnak kell lenniük”.
- Mintanagyság: „a teljes mintanagyságnak ajánlatos legalább tízszer nagyobbnak lennie, mint a független változók száma”.
- Linearitás: „az elemzés feltétele a független változók közötti lineáris kapcsolat”.
- Egyváltozós és többváltozós normalitás: „ezen feltétel sérülését két tényező okozhatja: az alkalmazott skála, illetve a kiugró értékek”. Nem ajánlatos független változónak dichotóm skálát alkalmazni, továbbá el kell távolítani az outlier értékeket.
- A varianciahomogenitás (homoszkedaszticitás): „a független változók egymás közötti varianciaértékei eltérhetnek, azonban ugyanazon független változó varianciájának a függő változó csoportjaiban hasonlóan kell lennie”.
- Multikollinearitás hiánya: „a független változók közötti összefüggés itt is problémát jelenthet”. (Sajtos L. et al. 2007. pp.332-336)

A diszkriminanciaelemzés során kapott output táblákat a melléklet tartalmazza, jelen esetben csak a legfontosabb eredményeket ismertetem. A diszkriminanciaelemzésbe az OLS-modellben szignifikánsnak bizonyult magyarázó változókat vontam be (a dummy változókat metrikus változókká alakítottam). Az elemzés elvégzéséhez szükséges feltételek teljesülnek. A számítás eredményei szerint az 1. és 5. kvintilisbe sorolt háztartások mind a villamosenergia-felhasználást, mind a fűtési célú földgázfelhasználást tekintve 79,9%-ban ténylegesen is oda tartoznak, vagyis az esetek 79,9%-ban a jövedelmi helyzet alapján meghatározott csoportokhoz tartozó háztartások helyesen kerültek besorolásra, mely nagyon jó arálynak mondható. A diszkriminanciaelemzés szintén alátámasztja hipotézisemet, miszerint mind a fűtési célú földgázfelhasználást, mind a villamosenergia-fogyasztást tekintve a legalsó és legfelső jövedelemcsoport szignifikánsan elkülönül egymástól.

4.5. Következtetések

Ebben a fejezetben összegeztem a visszapattanó hatás vizsgálatára irányuló legfontosabb szakirodalmakat, illetve azok tapasztalatait, az azokban alkalmazott módszertan alapján elvégeztem a jelenség becslését Kelet-Közép-Európa háztartásait tekintve. Elemzéseim két fő irányt követtek: egyrészt megvizsgáltam a teljes energiafelhasználás rugalmasságát tekintettel az energiahatékonyságra, illetve, hogyan alakulnak ezek a rugalmassági együtthatók a fűtési és a vízmelegítési célú energiafelhasználás tekintetében. Másrészt vizsgálódásomat keresztmetszeti adatokra is kiterjesztettem, így a magyar háztartások 2008-as földgáz-és villamosenergia-felhasználását is elemeztem, mind a teljes mintát, mind az alsó és felső jövedelmi csoportot tekintve.

A legkisebb négyzetek módszerét használva arra a következtetésre jutottam, hogy a visszapattanó hatás Kelet-Közép-Európa háztartásaiban is jelen van, nagysága 0% és 75,1% között változik, ami megegyezik a szakirodalom ajánlásaival. Tehát kimondható, hogy az energiahatékonyság növelése (illetve az ehhez kapcsolódó technológiai újítások) önmagában nem képes megoldást kínálni az energiafogyasztás visszafogására, a visszapattanó hatás mérése, illetve figyelembe vétele nélkülözhetetlen a konzekvens energetikai döntések meghozatalához. Természetesen nem igaz az, hogy minden energiahatékonyság javítására irányuló fejlesztés szükségszerűen megnövelné az energiafelhasználást, hiszen az több tényező együttes fennállásának következménye.

Végezetül az alábbi téziseket fogalmaztam meg eredményeim alapján:

T7a: A visszapattanó hatás Kelet-Közép-Európában is megfigyelhető, létező jelenség, nagysága Csehország, Lengyelország, Szlovénia és Magyarország háztartási szektorát tekintve szignifikáns, illetve mértéke az egyes háztartási tevékenységek (fűtés és vízfelmelegítés) szintjén vizsgálva különböző.

T7b: A rendelkezésre álló energiaforrások megőrzéséhez az energiahatékonysági intézkedések az elvártnál kisebb mértékben járulnak hozzá.

T7c: Az energiafelhasználás csökkentéséhez, illetve ezen túl a környezetvédelemhez (globális felmelegedés megelőzés, illetve a károk enyhítése, az emisszió csökkentése), a véges erőforrások megőrzéséhez nem az energiahatékonyság javítása a legmegfelelőbb megoldás. Azzal párhuzamosan az energiatakarékosságra, az energia használatának korlátozására is törekedni kell.

T8: Magyarországon 2008-ban az energiahatékonyság javulásából származó potenciális energiamegtakarítás tényleges megvalósulását nagymértékben befolyásolja a háztartások jövedelmi helyzete. A visszapattanó hatás nagysága eltérő a különböző jövedelmi csoportokban.

Összefoglalás

A neoklasszikus közgazdaságtan elmélete és az energiagazdaságtan között az egyik sarkalatos különbség az energia szerepének fontosságáról történő eltérő vélekedés. Az előbbi szerint az energia csak egy közvetítő input a többi termelési tényező mellett (föld, tőke, munkaerő), melyek közvetlenül meghatározzák a gazdasági növekedést. Az energiaigazdaságtan képviselői (Cleveland C. J., Herring H., Stern D. I.) szerint az energia szignifikánsan meghatározza a gazdasági fejlettséget, továbbá a gazdasági növekedés nagy mértékben függ az energiafogyasztásban, illetve az energia árában bekövetkező változásoktól. A GDP, az energiafogyasztás és az energiahatékonyság közötti kapcsolat elemzése évtizedek óta foglalkoztatja a közgazdászokat.

Az elméleti áttekintés során megvizsgáltam, hogyan értelmezték a természeti erőforrások (különös tekintettel az energia) szükségességét a fiziokraták, a klasszikus és a neoklasszikus közgazdaságtan képviselői. Áttekintettem többek között Adam Smith, John Ramsay McCulloch, Thomas Robert Malthus, John Stuart Mill, William Stanley Jevons és Alfred Marshall főbb munkáit. Tekintettel arra, hogy a XX. század második felében jelentős változások történtek a közgazdaságtani gondolkodásban – új elméleti irányzatok születtek – így figyelmemet ezen áramlatoknak szenteltem, vagyis a biofizikai, az ökológiai közgazdaságtannak, illetve a környezet- és energiagazdaságtannak. Az elméleti áttekintésen túl tisztáztam a legfontosabb alapfogalmakat, továbbá a visszapattanó hatás átfogó leírását is elvégeztem.

Dolgozatom második fejezetében az volt a célom, hogy Kelet-Közép-Európa országaiban (Szlovákia, Lengyelország, Csehország, Magyarország, Szlovénia) megvizsgáljam a kauzalitás irányát a gazdasági növekedés és az energiafelhasználás között, ezáltal hozzájárulva az energiafelhasználás és gazdasági növekedés kapcsolatának vizsgálatához. Vizsgálataimat szisztematikusan és a feltételek legszigorúbb betartása mellett végeztem el, a bizonytalanságok elkerülése végett ugyanazt a számítás-többféle módszerrel is ellenőriztem. Eredményeim szerint Lengyelország és Szlovénia kivételével szignifikáns a kapcsolat az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés között. Magyarországon, Szlovákiában, Csehországban az energiafogyasztás Granger-értelemben oka a GDP-nek, vagyis az energiafelhasználás fokozódása képes gazdasági növekedést indukálni. Mindez azt jelenti, hogy ez utóbbi országokban az energiafogyasztás korlátozására irányuló gazdaságpolitikai stratégiák újragondolása szükséges, tekintettel arra, hogy minden ilyen jellegű intézkedés a gazdasági növekedés visszafogását eredményezheti. A fejezet második részében arra törekedtem, hogy választ találjak arra a kérdésre, miért nem igazolható az okság Lengyelország és Szlovénia esetében. Így a változók közé bevontam egy a gazdasági szerkezet változását reprezentáló mutatót, mert véleményem szerint ezen eltérő eredmények oka az, hogy a vizsgált mintegy két évtizedben olyan radikális gazdasági szerkezetváltás ment végbe, mely erőteljesen befolyásolta az energiafelhasználás és a GDP közötti kapcsolatot. Tehát újra elvégeztem az oksági kapcsolatokra irányuló vizsgálatokat, illetve az ahhoz kapcsolódó tesztek és az eredmények alapján igazolást nyert, hogy Szlovéniában és Lengyelországban 1990 és 2009 között az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés közötti kapcsolatot jelentős mértékben befolyásolta a gazdasági szerkezetváltás. Kutatásaimmal igazoltam, hogy a gazdasági szerkezet átalakulása kiemelt jelentőségű az energiafogyasztás szempontjából, s ennek változása, eltolódása képes befolyásolni az energiafogyasztás és gazdasági növekedés közötti oksági kapcsolatot. Így választ kaptam arra a kérdésre, hogy a szakirodalomban fellelhető ellentmondásoknak (a kauzalitás irányára vonatkozó eredmények változatossága) mi lehet a fő oka.

A harmadik fejezetben azt vizsgáltam, hogy a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitást milyen mértékben befolyásolta a gazdasági szektorok közötti eltolódás (strukturális hatás), illetve az egyes szektorok energaintenzitásának változása (intenzitási hatás) 1990 és 2009 között. A vizsgálatot az index dekompozíciós vizsgálat módszertanával végeztem el, nyolc féle eljárást alkalmazva. Az egyes számítások eredményei között jelentős különbségek nem adódtak, a reziduumok nagysága a vizsgált 5 éves periódusokban elhanyagolható volt. Eredményeim szerint Kelet-Közép-Európában 1990 és 2009 között a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás javulásához nagyobb részben az intenzitási hatás járult hozzá, kisebb részben a strukturális hatás. A strukturális hatás jelentősége az energiahatékonyság szempontjából kisebb, mint az intenzitási hatása. Fontosnak tartottam az elemzés kiterjesztését az ipari szektorra is, hiszen a nemzetgazdaság energaintenzitásának javulásához ez a szektor járult hozzá az egyik legnagyobb mértékben, illetve az is érdekes kérdés volt, hogy ugyanazok a folyamatok zajlanak-e le szektorális, mint nemzetgazdasági szinten. A korábbiakkal ellentétben az ipari szektorban már több olyan periódus is megfigyelhető (Magyarország, 1995-2000; Csehország, 2005-2009; Szlovákia, 2005-2009), amikor a strukturális hatás nagyságrendekkel erősebb az intenzitási hatáshoz képest, de általánosságban az iparban zajló folyamatok megegyeznek a nemzetgazdasági szintű folyamatokkal. A negyedik fejezetet teljes egészében a visszapattanó hatás becslésének szenteltem, tekintettel arra, hogy ez a téma kevésbé ismert a közgazdák körében, a nagyságára irányuló becslések pedig jórészt hiányoznak. A legkisebb négyzetek módszerét használva arra a következtetésre jutottam, hogy a visszapattanó hatás Kelet-Közép-Európa háztartásaiban is jelen van, nagysága 0% és 75,1% között változik, ami megegyezik a szakirodalom ajánlásaival.

A dolgozatban elért eredmények összefoglalásaképp az alábbi téziseket fogalmaztam meg:

H1: <i>részben teljesült</i>	T1a: Kelet-Közép-Európa vizsgált országaiban (Csehország, Lengyelország, Magyarország, Szlovákia, Szlovénia) Lengyelország és Szlovénia kivételével szignifikáns a kapcsolat az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés között. Magyarországon, Szlovákiában, Csehországban az energiafogyasztás Granger-értelemben oka a GDP-nek, vagyis az energiafelhasználás fokozódása képes gazdasági növekedést indukálni. T1b: Magyarországon, Szlovákiában, Csehországban az energiafogyasztás korlátozására irányuló gazdaságpolitikai stratégiák átgondolása szükséges, tekintettel arra, hogy minden ilyen jellegű intézkedés a gazdasági növekedés visszafogását eredményezheti.
H2: <i>teljesült</i>	T2: Az energiafelhasználás csökkenése az energiahatékonyság javításával, illetve energiamegtakarítással valósulhat meg, melyek a fenntartható energiagazdálkodás pillérei. Ez utóbbi a fenntartható fejlődés egyik eszköze és hosszú távon hozzájárul a jólét növeléséhez. Tehát, az energiafelhasználás csökkenése olyan gazdasági folyamat, mely egyszerre képes a gazdasági növekedést visszafogni és a gazdasági fejlődést fokozni.

H3: <i>teljesült</i>	T3a: Lengyelországban és Szlovéniában 1990 és 2009 között az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés közötti oksági kapcsolatot jelentős mértékben befolyásolta a gazdasági szerkezetváltás. T3b: A szakirodalomban az energiafogyasztás és a gazdasági növekedés közötti Granger-féle okság vizsgálatára irányuló elemzések vegyes eredményeinek fő oka a vizsgált időtartamokban végbement eltérő gazdasági szerkezetváltás.
H4: <i>részben teljesült</i>	T4a: Kelet-Közép-Európa vizsgált országaiban (Csehország, Lengyelország, Magyarország, Szlovákia, Szlovénia) 1990 és 2009 között a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás javulásához nagyobb részben az intenzitási hatás járult hozzá, kisebb részben a strukturális hatás. T4b: A strukturális hatás jelentősége az energiahatékonyság szempontjából kisebb, mint az intenzitási hatásé.
H4: <i>részben teljesült</i>	T5a: Az ipari szektorban kalkulált végső energaintenzitás javulásához Csehországban, Szlovákiában, Magyarországon és Lengyelországban mind az intenzitási, mind a strukturális hatás nagymértékben hozzájárult, bár az intenzitási hatás a meghatározóbb. T5b: Szlovéniában az ipari szektorban kalkulált végső energaintenzitás javulását tekintve a strukturális hatás jelentéktelen, az elért energiahatékonyság-javulás elsősorban az intenzitási hatásnak köszönhető.
H5: <i>teljesült</i>	T6: A nemzetgazdaság energaintenzitásának javulásához vezető folyamatok nemzetgazdasági és szektorális szinten különbözőek is lehetnek.
H6: <i>teljesült</i>	T7a: A visszapattanó hatás Kelet-Közép-Európában is megfigyelhető, létező jelenség, nagysága Csehország, Lengyelország, Szlovénia és Magyarország háztartási szektorát tekintve szignifikáns, illetve mértéke az egyes háztartási tevékenységek (fűtés és vízfelmelegítés) szintjén vizsgálva különböző. T7b: A rendelkezésre álló energiaforrások megőrzéséhez az energiahatékonysági intézkedések az elvártnál kisebb mértékben járulnak hozzá. T7c: Az energiafelhasználás csökkentéséhez, illetve ezen túl a környezetvédelemhez (globális felmelegedés megelőzés, illetve a károk enyhítése, az emisszió csökkentése), a véges erőforrások megőrzéséhez nem az energiahatékonyság javítása a legmegfelelőbb megoldás. Azzal párhuzamosan az energiatakarékosságra, az energia használatának korlátozására is törekedni kell.
H7: <i>teljesült</i>	T8: Magyarországon 2008-ban az energiahatékonyság javulásából származó potenciális energiamegtakarítás tényleges megvalósulását nagymértékben befolyásolta a háztartások jövedelmi helyzete. A visszapattanó hatás nagysága eltérő a különböző jövedelmi csoportokban.

A kutatás eredmények gyakorlati hasznosíthatósága

Dolgozatomban tisztáztam többek között az energiatakarékosság, az energiahatékonyság és az energaintenzitás pontos fogalmát, hiszen konzekvens döntések csak elméletileg jól körülhatárolt, következetesen alkalmazott definíciók ismeretében hozhatók.

Az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés közötti oksági kapcsolatok meghatározása nem csak az elméleti kutatók számára fontos, számos gyakorlati jelentőséggel bír. Abban az esetben, ha igazolást nyer, hogy az energiafogyasztás Granger-féle értelemben oka a GDP alakulásának, az azzal a következménnyel jár, hogy minden, az energiafogyasztás korlátozására irányuló intézkedést messzemenően át kell gondolni, hiszen felléphet olyan negatív hatás, mely csökkenti a gazdaság növekedését. Számításaimmal Csehország, Szlovákia és Magyarország esetében sikerült igazolnom a kapcsolat ilyen típusú irányát, így ezen eredményt figyelembe kell venni az energiapolitikai döntések meghozatalában.

Az energaintenzitás változásának vizsgálata (disszertációm 3. fejezete) – véleményem szerint - elsősorban az elmélet számára hozott eredményeket. Számításaimmal az elmúlt két évtizedben zajló folyamatokra világítottam rá, az index dekompozíciós módszerrel számszerűsítettem az energaintenzitás javulását okozó főbb tendenciákat, vagyis a strukturális és az intenzitási hatást. Ugyanakkor az ilyen jellegű eredmények is hasznosak: a múlt folyamatainak elemzése és megértése hozzájárul a jövőben zajló események hatásainak megbecsléséhez.

Kutatásom utolsó állomása fontos gyakorlati jelentőséggel bír: igazolást nyert, hogy a visszapattanó hatást nem szabad lebecsülni, az Kelet-Közép-Európában háztartási szektorában is létező jelenség, bár mértéke országonként, illetve tevékenységenként (fűtés, vízmelegítés) eltérő. Az energiahatékonysági intézkedéseknek eddig csak pozitív hatásai voltak ismertek, így az ilyen jellegű beruházások által generált adóbevételek, a külkereskedelmi mérlegre, illetve a foglalkoztatásra gyakorolt pozitív hatás, az importfüggőség és az energiaszegénység csökkenése. A jelenség létezésének bizonyítása ugyanakkor számos problémát vet fel. Egyrészt nyilvánvaló vált, hogy az energiahatékonysági beruházások gazdasági-műszaki értékelése során nem hagyható figyelmen kívül, másrészt rávilágít az energiamegtakarítás fontosságára. Mint azt dolgozatom első fejezetében kifejtettem, az energiahatékonyság és az energiamegtakarítás nem szinonim fogalmak, éles különbség van köztük. Az utóbbi pusztán a fogyasztói szokások megváltoztatásával is elérhető lehet, mely alátámasztja az utóbbi időszakban egyre elterjedtebbé váló, ún. szemléletformáló kampányokat (például „Legyen Ön is tudatos energiafogyasztó!” című kezdeményezés). Hosszú távon tehát mi magunk is sokat tehetünk az energiafelhasználás racionalizálásáért.

Jövőbeli kutatási tervek

A disszertáció írása során számos olyan kutatásra érdemes iránnyal, témával találkoztam, melyeket a jövőben elemezni kívánok. Ezek a következők:

1. Az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés kapcsolatának elemzése regionális szinten.
2. Az energiaárak növekedésének hatása az energaintenzív iparágak versenyképességére, továbbá azon régiók fejlődésére, ahol a foglalkoztatáshoz és a bruttó hozzáadott érték termeléséhez ezek az iparágak nagy mértékben hozzájárulnak.
3. A növekvő energiaárak mennyire teszik sebezhetővé az egyes régiókat, illetve vannak-e szignifikáns különbségek e tekintetben az egyes régiók között. Az energiaárak emelkedésének hatása a háztartási, közlekedési, ipari szektorra.
4. A hazai energiaszegénység vizsgálata, a határok pontos kijelölése, a lehetséges megoldások kidolgozása.
5. A településméret és az energiafogyasztás kapcsolata, vagyis annak vizsgálata, hogy vannak-e szignifikáns különbségek például egy régió központ, vagy egy főváros energiafelhasználása között.
6. A szolgáltató szektor energiafelhasználásának vizsgálata. A kérdés az, hogy a tercier szektor energiafelhasználása valóban kedvezőbb, mint a primer, vagy a szekunder szektoré? Hosszú távon a szolgáltató szektor gazdasági részarányának növekedése valóban hozzájárul az energiafelhasználás csökkenéséhez? Számos kutatás indult ebben az elmúlt néhány évben, melyek bizonyítékot szolgáltatnak arra nézve, hogy sok esetben az újonnan megjelenő, ICT-hez kapcsolódó szolgáltatások (például az internethasználat, az e-kereskedelem) még több energiafelhasználással járnak, mint a hagyományos formáik, mely azzal magyarázható, hogy a szolgáltató szektor sok esetben energaintenzív infrastruktúrára épül.
7. A visszapattanó hatás további, elsősorban paneladatokra épülő ökonometriai vizsgálata nemcsak a háztartási szektoron belül.

Irodalomjegyzék

- [1.] 2nd National Energy Efficiency Action Plan of the Czech Republic, 2011. Prága, 55p. <http://www.buildup.eu/publications> letöltve: 2012. szeptember
- [2.] 2nd National Energy Efficiency Action Plan of the Poland, 2012. Varsó, 83p. <http://www.buildup.eu/publications> letöltve: 2012. szeptember
- [3.] 2nd National Energy Efficiency Action Plan of Slovenia 2011-2016., Ministry of the Economy, 2011. Ljubljana, 113p. <http://www.buildup.eu/publications> letöltve: 2012. szeptember
- [4.] 2nd National Energy Efficiency Action Plan of Slovakia 2011-2013., 2011. Pozsony, 99p. <http://www.buildup.eu/publications> letöltve: 2012. szeptember
- [5.] Achao C., Schaeffer R.: *Decomposition analysis of the variations in residential electricity consumption in Brazil for the 1980-2007 period: Measuring the activity, intensity and structure effect* Energy Policy 37. 2009. pp.5208-5220.
- [6.] Adkins L. C.: *Using Gretl for Principles of Econometrics, 4th Edition Version 1.0* 2011. 471 p.
- [7.] Andrade Silva F. I., Guerra S. M. G.: *Analysis of the energy intensity evolution in the Brazilian industrial sector* Renewable and Sustainable Energy Reviews 13. 2009. pp.2589-2596.
- [8.] Ang B. W.: *Multilevel decomposition of industrial energy consumption* Energy Economics Vol. 17. 1995. pp. 39-51.
- [9.] Ang B. W., Zhang F. Q.: *A survey of index decomposition analysis in energy and environmental studies* Energy 25. 2000. pp. 1149-1176
- [10.] Ang B. W., Liu F. L., Chew E. P.: *Perfect decomposition techniques in energy and environmental analysis* Energy Policy 31. 2003. pp.1561-1566.
- [11.] Ang B. W., Liu F. L., Chung H.: *A generalized Fisher index approach to energy decomposition analysis* Energy Economics 26. 2004. pp.757-763.
- [12.] Ang B. W.: *The LMDI approach to decomposition analysis: a practical guide* Energy Policy 33. 2005. pp.867-871.
- [13.] Ayres R. U., Warr B.: *Accounting for growth: the role of physical work* Structural Change and Economic Dynamics 16. 2005. pp.181-209.
- [14.] Ayres R. U., Ayres L. W., Warr B.: *Exergy, power and work in the US economy, 1900-1998* Energy 28. 2003. pp.219-273.
- [15.] Ayres R. U.: *A növekedésparadigma határai* Kovász II. évfolyam, 1. szám 1998. pp. 37-60
- [16.] Aqeel A., Butt M. S.: *The relationship between energy consumption and economic growth in Pakistan* Asia-Pacific Development Journal Vol. 8, No. 2, 2001. pp.101-110
- [17.] Bajmócy Z., Málovics Gy.: *Az innovációs teljesítmény környezeti hatásainak összefüggésrendszere*. In: Buday-Sántha A. – Gunszt K. – Horváth M. – Milovecz Á. – Páger B. – Tóth Zs. (szerk.): Pécsi Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kara Regionális Politika és Gazdaságtan Doktori Iskola Évkönyv 2010/1. PTE KTK, Pécs. pp. 227-238.
- [18.] Bajmócy Z., Málovics Gy.: *Az ökológiai hatékonyságot növelő innovációk hatása a fenntarthatóságra* Közgazdasági Szemle LVIII. évfolyam, 2011. pp.890-904.
- [19.] Barótfi I., Schlich E., Szabó M.: *Energiagazdálkodás* E.ON Hungária Rt., Budapest 2003. 79 p. <ftp://ftp.energia.bme.hu/pub/energ/Energiagazdalkodas.pdf> letöltve: 2012. június

- [20.] Barbier E. B.: *The role of natural resources in economic development* Australian Economic Papers Blackwell Publishing Ltd/University of Adelaide and Flinders University of South Australia 2003. pp.253-272.
- [21.] Barker T., Ekins P., Foxon T.: *The macro-economic rebound effect and the UK economy* Energy Policy 35 (2007) pp.4935-4946
- [22.] Barker T., Ekins P., Foxon T.: *Macroeconomic effects of efficiency policies for energy-intensive industries: The case of the UK Climate Change Agreements, 2000-2010* ScienceDirect Energy Economics 29. 2007. pp.760-778
- [23.] Barta Gy., Czirfusz M., Kukely Gy.: *Újraiparosodás a nagyvilágban és Magyarországon* Tér és Társadalom 22. évfolyam, 2008/4. pp.1-20.
- [24.] Bartke I.: *A területi hatékonyság és jövedelemtermelő képesség változásának számítása az iparban* Tér és Társadalom 1. évfolyam, 1987/3. pp.3-22.
- [25.] Bartus G.: *Van-e a gazdasági tevékenységeknek termodinamikai korlátja?* Közgazdasági Szemle, 2008. november pp. 1010-1022
- [26.] Bauer T.: *Tervgazdaság, beruházás, ciklusok* Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó Budapest 1981. 182 p.
- [27.] Bekker Zs. (szerk.): *Alapművek, alapirányzatok* Budapest, AULA kiadó, 2000. 639 p.
- [28.] Belke A., Dreger C., Haan F.: *Energy consumption and economic growth: New insights into the cointegration relationship* Berlin 2010. 16 p. http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.357400.de/dp1017.pdf letöltve: 2011. július
- [29.] Bentzen J.: *Estimating the rebound effect in US manufacturing energy consumption* Energy Economics 26 (2004) pp.123-134
- [30.] Berndt E. R., Wood D. O.: *Technology, prices and the derived demand for energy* The Review of Economics and Statistics 1975. LVII. évfolyam, 3. szám pp.259-268.
- [31.] Berndt E. R., Wood D. O.: *Engineering and econometric interpretations of energy-capital complementarity* The American Economic Review 1979. pp.342-354.
- [32.] Berndt E. R., Wood D. O.: *Engineering and econometric interpretations of energy-capital complementarity: Reply and further results* The American Economic Review 1981. pp.1105-1110.
- [33.] Bindra S. P., Hokoma R.: *Meeting the energy challenges for sustainable development of developing countries* Proceedings of International Conference on Energy and Environment 2009. pp.716-721
- [34.] Binswanger M.: *Technological progress and sustainable development: what about the rebound effect?* Ecological Economics 36. 2001. pp.119-132
- [35.] Bíró-Szigeti Sz.: *Mikro-és kisvállalkozások marketingfeltételeinek vizsgálata az energiamegtakarítás lakossági piacán* Budapest 2011. Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem 283 p.
- [36.] Birol F., Keppler J. H.: *Prices, technology development and the rebound effect* Energy Policy 28. 2000. pp.457-469.
- [37.] Blum H., Legey L. F. L.: *The challenging economics of energy security: ensuring energy benefits in support to sustainable development* Energy Economics 34. 2012. pp.1982-1989.
- [38.] Bobok E. – Tóth A.: *Megújuló energiák* Miskolci Egyetemi Kiadó 2005. 227 p.
- [39.] Boyd G. A., Roop J. M.: *A note on the Fisher Ideal Index decomposition for structural change in energy intensity* The Energy Journal 2004 Vol.25. No.1. pp.87-101.

- [40.] Brandt A. R., Dale M.: *A general mathematical framework for calculating systems-scale efficiency of energy extraction and conversion: Energy Return on Investment (EROI) and other energy return ratios* Energies 2011. 4. szám pp.1211-1245.
- [41.] Brannlund R., Ghalwash T., Nordström J.: *Increased energy efficiency and the rebound effect: Effects on consumption and emissions* ScienceDirect Energy Economics 29. 2007. pp.1-17
- [42.] Brookes L.: *Energy efficiency fallacies revisited* Energy Policy 28 2000. pp.355-366
- [43.] Buday-Malik A., Györfy I., Nyiri A., Roncz J., Sebestyén Szép T., Tóthné Szita K.: *Energiagazdálkodás és fenntarthatóság – Az energiaszektor környezeti és gazdasági vonatkozásai az Észak-Magyarországi régióban* Miskolci Egyetemi Kiadó 2012. 147 p.
- [44.] Buday-Sántha A.: *Környezetgazdálkodás Dialóg* Campus Kiadó Budapest-Pécs 2006. 245 p.
- [45.] Cahill C. J., Gallachóir B. P. Ó.: *Monitoring energy efficiency trends in European industry: Which top-down method should be used?* Energy Policy 38. 2010. pp.6910-6918.
- [46.] Chang C., Carballo C. F. S.: *Energy conservation and sustainable economic growth: The case of Latin America and the Caribbean* Energy Policy 39. 2011. pp. 4215-4221
- [47.] Chary S. R., Bohara A. K.: *Energy consumption in Bangladesh, India and Pakistan – a cointegration analysis* The Journal of Developing areas 2010. pp. 41-50. http://www.bupedu.com/lms/admin/uploaded_article/A.71.pdf letöltve: 2011. október
- [48.] Chaturvedi A., Samdarshi S. K.: *Energy, economy and development (EED) triangle: Concerns for India* Energy Policy 39. 2011. pp.4651-4655.
- [49.] Chiou-Wei S. Z., Chen C., Zhu Z.: *Economic growth and energy consumption revisited – Evidence from linear and nonlinear Granger causality* Energy Economics 30. 2008. pp.3063-3076.
- [50.] Chontanawat J., Hunt L. C., Pierse R.: *Does energy consumption cause economic growth?: Evidence from a systematic study of over 100 countries* Journal of Policy Modeling 30. 2008. pp.209-220
- [51.] Clarke M., Lawn P.: *Is measuring genuine progress at the sub-national level useful?* Ecological Indicators 8. 2008. pp.573-581.
- [52.] Clarke M., Lawn P.: *A policy analysis of Victoria's Genuine Progress Indicator* The Journal of Socio-Economics 37. 2008. pp.864-879.
- [53.] Cleveland C. J.: *Biophysical constraints to Economic growth* In D. Al Gobaisi, Editor-in-Chief, Encyclopedia of Life Support Systems 2003. 28 p.
- [54.] Cleveland C. J., Kaufmann R. K., Stern D. I.: *Aggregation and the role of energy in the economy* Ecological Economics 32. 2000. pp.301-317.
- [55.] Cobb J. B. Jr.: *Fenntarthatóság – a gazdaság, az ökológia és az igazságosság tükrében* Kovász II.évfolyam, 3. szám 1998. pp.58-62.
- [56.] Costanza R.: *The dynamics of the ecological footprint concept* Ecological Economics 32. 2000. pp.341-345.
- [57.] Costanza R., Erickson J., Fligger K., Adams A., Christian A., Altschuler B., Balter S., Fisher B., Hike J., Kelly J., Kerr T., McCauley M., Montone K., Rauch M., Schmiedeskamp K., Saxton D., Sparacino L., Tusinski W., Williams L.: *Estimates of the Genuine Progress Indicator (GPI) for Vermont, Chittenden County and Burlington, from 1950 to 2000* Ecological Economics 51. 2004. pp.139-155.
- [58.] Cottrell A., Lucchetti R.: *Gretl User's Guide* 2011. 288 p.

- [59.] Csaba L.: *Átmenet vagy spontán rend(etlenség)?* Közgazdasági Szemle LIV. évfolyam, 2007. pp.757-773.
- [60.] Csaba L.: *Módszertan és relevancia a közgazdaságtanban* Közgazdasági Szemle LV. évfolyam, 2008. 23p.
- [61.] Csákkberényi-Nagy G.: *Energetika, a fejlődés sarokköve* Budapest, 2005. Bolyai Műhely Alapítvány 9 p. <http://www.alter-energia.hu/docs/sarokko.pdf> letöltve: 2012. december
- [62.] Dale M., Krumdieck S., Bodger P.: *Global energy modeling – A biophysical approach (GEMBA) Part 2: Methodology* Ecological Economics 73. 2012. pp.158-167.
- [63.] Dale M., Krumdieck S., Bodger P.: *Global energy modeling – A biophysical approach (GEMBA) Part 1: An overview of biophysical economics* Ecological Economics 73. 2012. pp.152-157.
- [64.] Daly H. E.: *The world dynamics of economic growth – The economics of the steady state* American Economic Association – Economic Growth vol. 64. no. 2. 1974. pp.15-21.
- [65.] Daly H. E.: *A közgazdaságtudomány lehetetlenségi tétele* Development, 1990: 3/4, Róma, Kiss K. fordításában <http://www.c3.hu/~bocs/eletharm/harpart/daly3pi.htm> letöltve: 2012. augusztus
- [66.] Daly H. E.: *A gazdaságtalan növekedés elmélete, gyakorlata, története és kapcsolata a globalizációval* Kovász V. évfolyam, 1-2. szám, 2001. pp.5-22.
- [67.] Dickey D. A., Fuller W. A.: *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root* Journal of the American Statistical Association Vol. 74., 366. szám, 1979. pp.427-431.
- [68.] Dickey D. A., Fuller W. A.: *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root* Econometrica 1981. Vol. 49., No. 4. pp.1057-1072.
- [69.] Dietrich A.: *Does growth cause structural change, or is it the other way around? A dynamic panel data analysis for seven OECD countries* 2011. <http://www.econstor.eu/dspace/bitstream/10419/31735/1/59955990X.PDF>
- [70.] Dimitropoulos J.: *Energy productivity improvements and the rebound effect: An overview of the state of knowledge* Energy Policy 35. 2007. pp.6354-6363.
- [71.] Dinya L.: *Biomassza-alapú energiatermelés és fenntartható energiagazdálkodás* Magyar Tudomány 2010/8. pp. 912-919. http://epa.oszk.hu/00600/00691/00080/pdf/mtud_2010_08_912-925.pdf letöltve: 2010. augusztus
- [72.] Dobos E.: *Az energiaellátás biztonsága az Európai Unió stratégiai dokumentumaiban* Nemzet és biztonság 2010. május pp.10-17.
- [73.] Dombi M., Kuti I., Balogh P.: *Adalékok a megújuló energiaforrásokra alapozott projektek fenntarthatósági értékeléséhez* Gazdálkodás 56. évfolyam, 5. szám, 2012. pp.410-425.
- [74.] Druckman A., Chitnis M., Sorrell S., Jackson T.: *Missing carbon reductions? Exploring rebound and backfire effects in UK households* Energy Policy 39. 2011. pp.3572-3581.
- [75.] Duncan R.: *The Olduvai Theory – Energy, Population and Industrial Civilization* The Social Contract 2005/2006 12 p.
- [76.] Elek L.: *Energiahatékonysági politikák és intézkedések Magyarországon* Energiaközpont Kht. Budapest 2009. 57 p.
- [77.] Elek L.: *A háztartások energiafogyasztása* Energia Központ Nonprofit Kft. Budapest 2009. 49 p.
- [78.] Energiaklub – Ámon A., Kardos P., Kazai Zs., Perger A., Tóth N.: *Magyarország fenntartható energiastratégiája* 2006. 73p. <http://energiaklub.hu/dl/kiadvanyok/fes.pdf>

letöltve: 2012. december

- [79.] Energiaklub - Fellegi D., Fülöp O.: *Szegénység vagy energiaszegénység? Az energiaszegénység definiálása Európában és Magyarországon* Energiaklub 2012. 26 p. http://energiaklub.hu/sites/default/files/energiaklub_szegenysegvagy_energiaszegenyseg.pdf letöltve: 2012. február
- [80.] Energiaklub - Fülöp O.: *NEGAJoule 2020 A magyar lakóépületekben rejlő energiamegtakarítási lehetőségek* Energiaklub 2011. 23 p. <http://energiaklub.hu/publikacio/negajoule2020> letöltve: 2012. február
- [81.] Energiaklub: *Hatékonyabb lakások – makrogazdasági hatások A lakossági energiahatékonysági beruházások* 2011. 18 p. http://energiaklub.hu/sites/default/files/energiaklub_makrogazdasagi_hataselemzes_pdf.pdf
- [82.] Engle R.: *GARCH 101: The use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics* Journal of Economic Perspectives – Vol.15, Number 4. 2001. pp.157-168
- [83.] Erdősi F.: *Paradigma-és stratégiaváltás a klímapolitikában (Az alkalmazkodás, mint a klímapolitika újabb „frontja”)* Tér és Társadalom XXIV. évfolyam 2010. pp.41-58
- [84.] Espey M.: *Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities* Energy Economics 20. 1998. pp.273-295
- [85.] Európai Bizottság: *Zöld könyv - A European Strategy for Sustainable, Competitive and Secure Energy* (Európai stratégia az energiaellátás fenntarthatóságáért, versenyképességéért és biztonságáért) Brüsszel 2006. 20 p. letöltve: 2012. május http://europa.eu/documents/comm/green_papers/pdf/com2006_105_en.pdf
- [86.] Európai Bizottság: *Zöld könyv az energiahatékonyságról avagy többet kevesebbrel* Brüsszel 2005. 52 p. http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/site/hu/com/2005/com2005_0265hu01.pdf
- [87.] Európai Bizottság: *Action Plan for Energy Efficiency: Realising the Potential* (Energiahatékonysági Cselekvési Terv: a lehetőségek kihasználása) Brüsszel 2006. 26 p. http://ec.europa.eu/energy/action_plan_energy_efficiency/doc/com_2006_0545_en.pdf
- [88.] Európai Bizottság: *Európai energiapolitika*. Brüsszel, 2007. http://europa.eu/legislation_summaries/energy/european_energy_policy/l27067_hu.htm
- [89.] Európai Bizottság: *Energy 2020 - A strategy for competitive, sustainable and secure energy* 2010. Brüsszel 21 p. <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2010:0639:FIN:EN:PDF> letöltve: 2012. január
- [90.] Európai Bizottság: *Az alacsony szén-dioxid-kibocsátású, versenyképes gazdaság 2050-ig történő megvalósításának ütemterve* 2011. Brüsszel 18 p. <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2011:0112:FIN:HU:PDF> letöltve: 2012. január
- [91.] Európai Bizottság: *Az Európai Unió 2011. évi Energiahatékonysági Terve* 2011. <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2011:0109:F IN:HU:HTML> letöltve: 2012. január
- [92.] Európai Bizottság: *Energy Roadmap 2050* (Energia-útiterv 2050) 2011. 20 p. http://www.roadmap2050.eu /attachments/files/Power_Perspectives2030_FullReport.pdf letöltve: 2012. január
- [93.] Európai Parlament: *Az Európai Parlament és Tanács 2006/32/EK irányelve az energiahétfelhasználás hatékonyságáról és az energetikai szolgáltatásokról* 2006. <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CELEX:32006L0032:HU:HTML>
- [94.] Európai Parlament: *Az Európai Parlament és a Tanács 2010/31/EU irányelve az épületek energiahatékonyságáról* 2010. 23 p. <http://eur-lex.europa.eu/Lex UriServ/LexUriServ.do>

- effect – a survey* Energy Policy, Vol. 28. No. 6-7. pp.389-401.
- [114.] Griffin J. M.: *Engineering and econometric interpretations of energy-capital complementarity: Comment* The American Economic Review 1981. pp.1100-1109.
 - [115.] Haan P., Peters A., Scholz R. W.: *Reducing energy consumption in road transport through hybrid vehicles: investigation of rebound effects and possible effects of tax rebates* Journal of Cleaner Production 15. 2007. pp.1076-1084.
 - [116.] Haan P., Mueller M. G., Peters A.: *Does the hybrid Toyota Prius lead to rebound effects? Analysis of size and number of cars previously owned by Swiss Prius buyers* Ecological Economics 58 (2006) pp.592-605
 - [117.] Haas R., Schipper L.: *Residential energy demand in OECD-countries and the role of irreversible efficiency improvements* Energy Economics 20. 1998. pp.421-442
 - [118.] Haas R., Auer H., Biermayr P.: *The impact of consumer behavior on residential energy demand for space heating* Energy and Buildings 27. 1998. pp.195-205
 - [119.] Haas R., Biermayr P., Zoechling J., Auer H.: *Impacts on electricity consumption of household appliances in Austria: a comparison of time series and cross-section analyses* Energy Policy 1998. pp.1031-1040
 - [120.] Haas R., Biermayr P.: *The rebound effect for space heating-Empirical evidence from Austria* Energy Policy 28 2000. pp.403-410
 - [121.] Hamilton C.: *The genuine progress indicator methodological developments and results from Australia* Ecological Economics 30. 1999. pp.13-28.
 - [122.] Hanley N., McGregor P., Swales J. K., Turner K.: *Do increases in energy efficiency improve environmental quality and sustainability?* Ecological Economics 68. 2009. pp.692-709
 - [123.] Harangozó G.: *A javuló energiahatékonyság szerepe az energiafelhasználás csökkentésében: lehetőségek és buktatók* 2009. Budapesti Corvinus Egyetem, Fenntartható fogyasztás, termelés és kommunikáció projekt (Norway Grants), www.uni-corvinus.hu/index.php?id=41618&type=p&file_id letöltve: 2012. május
 - [124.] Hatzigeorgiou E., Polatidis H., Haralambopoulos D.: *CO₂ emissions in Greece for 1990-2002: A decomposition analysis and comparison of results using the Arithmetic Mean Divisia Index and Logarithmic Mean Divisia Index techniques* Energy 33. 2008. pp.492-499.
 - [125.] Henderson H.: *What's next in the great debate about measuring wealth and progress?* M.E. Sharpe Inc. 1996. vol.6. pp.50-56.
 - [126.] Hens H., Parijs W., Deurinck M.: *Energy consumption for heating and rebound effects* Energy and Buildings 42. 2010. pp.105-110.
 - [127.] Herring H.: *Energy efficiency - a critical view* ScienceDirect Energy 31. 2006. pp.10-20
 - [128.] Herring H., Roy R.: *Technological innovation, energy efficient design and the rebound effect* Technovation 27. 2007. pp.194-203.
 - [129.] Herring H.: *Definition and Implications of the Rebound Effect* 2008. http://www.eoearth.org/article/Rebound_effect
 - [130.] Herring H.: *National building stocks: addressing energy consumption or decarbonization?* Building Research & Information 37. 2009. pp.192-195
 - [131.] Hertwich E. G.: *Consumption and the rebound effect* Journal of Industrial Ecology, 9. évfolyam, 1. szám, 2005. http://www.score-network.org/files/333_3.pdf letöltve: 2011. július pp.85-98
 - [132.] Heun M. K., de Wit M.: *Energy return in (energy) invested (EROI), oil prices, and energy*

- transitions Energy Policy* 40. 2012. pp.147-158.
- [133.] Hoekstra R., Jeoren J. C. J. M. van der Bergh: *Comparing structural and index decomposition analysis Energy Economics* 25. 2003. pp.39-64.
- [134.] Hotelling H.: *The economics of exhaustible resources Journal of Political Economy* 39. 1931. pp.137-175.
- [135.] Howells M., Jeong K., Langlois L., Lee M. K., Nam K., Rogner H. H.: *Incorporating macroeconomic feedback into an energy systems model using an IO approach: Evaluating the rebound effect in the Korean electricity system Energy Policy* 38. 2010. pp.2700-2728.
- [136.] Hungary Energy Efficiency Report letöltve: 2012. január [http://www05.abb.com/global/scot/scot316.nsf/verity%20dis%20play/cdf28b3787b15663c12578aa004c2e3a/\\$file/hungary.pdf](http://www05.abb.com/global/scot/scot316.nsf/verity%20dis%20play/cdf28b3787b15663c12578aa004c2e3a/$file/hungary.pdf)
- [137.] Hymel K. M., Small K. A., Kurt Van Dender: *Induced demand and rebound effects in road transport Transportation Research Part B* 44. 2010. pp.1220-1241
- [138.] International Energy Agency: *World Energy Outlook 2004.* 577 p. <http://www.worldenergyoutlook.org/media/weowebsite/2008-1994/weo2004.pdf> letöltve: 2012. december
- [139.] International Energy Agency: *Key world Energy Statistics 2012.* 82 p. <http://www.iea.org/publications/freepublications/publication/kwes.pdf> letöltve: 2012. december
- [140.] Illés I.: *Közép-és Délkelet-Európa az ezredfordulón – Átalakulás, integráció, régiók – Dialóg Campus Kiadó, Budapest-Pécs* 2002. 362 p.
- [141.] Jaccard M., Bataille C.: *Estimating future elasticities of substitution for the rebound debate Energy Policy* 28. 2000. pp.451-455
- [142.] de Janosi P. E., Grayson L. E.: *Patterns of energy consumption and economic growth and structure Journal of Development Studies* 2002. pp.241-249.
- [143.] Jánosy F.: *A gazdasági fejlettség mérhetősége és új mérési módszere Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó Budapest* 1963. 313 p.
- [144.] Jánosy F.: *A gazdasági fejlődés trendvonaláról Magvető Könyvkiadó Budapest* 1975. 388 p.
- [145.] Jevons W. S.: *The Coal Question; An Inquiry concerning the Progress of the Nation, and the Probable Exhaustion of our Coal-mines* London, Macmillan and Co., 1866. 2. kiadás http://oll.libertyfund.org/?option=com_staticxt&staticfile=show.php%3Ftitle=317&Itemid=27 letöltve: 2012. június
- [146.] Jevons W. S.: *The theory of political economy* 1871. 15 p. <http://www.econlib.org/library/YPDBooks/Jevons/jvnPE.html> letöltve: 2012. szeptember
- [147.] Jin S.: *The effectiveness of energy efficiency improvement in a developing country: Rebound effect of residential electricity use in South Korea Energy Policy* 35. 2007. pp.5622-5629
- [148.] Judson R. A., Schmalensee R., Stoker T. M.: *Economic development and the structure of the demand for commercial energy The Energy Journal* 20. évfolyam, 2. szám, 1999. pp.29-57.
- [149.] Kádár J., Martinás K.: *A távfűtés problematikája Energetikai probléma az Európai Unióban és Magyarországon Budapest* 2008. http://www.ipariokologia.hu/ie_pres/KadarMartinás2008.pdf letöltve: 2011. január
- [150.] Kerekes S.: *A Janus-arcú környezetgazdaságtan* <http://www.okotaj.hu/szamok/04/korny2.html> 2004. 6 p. letöltve: 2012. június
- [151.] Kerekes S.: *A környezetgazdaságtan alapjai Aula Kiadó, Budapest*, 2007. 238 p.
- [152.] Kerekes S.: *A fenntartható fejlődés közgazdasági értelmezése Közgazdász Fórum* 2006. pp.3-

15. http://epa.oszk.hu/00300/00315/00049/pdf/EPA00315_Kozgazdasz_Forum_2006_10_oktober.pdf letöltve: 2012. július
- [153.] Ketskeméty L., Izsó L., Könyves Tóth E.: *Bevezetés az IBM SPSS Statistics programrendszerbe* Artéria Stúdió Kft. Budapest 2011. 579 p.
- [154.] Kiss É.: *Területi szerkezetváltás a magyar iparban 1989 után* Dialóg-Campus Kiadó Budapest-Pécs 2010. 223 p.
- [155.] Kocsis T.: *A jövő közgazdaságtana?* Kovász III. évfolyam, 3. szám 1999. pp. 131-164.
- [156.] Kocziszky Gy.: *Megállítható-e a területi diszparitások növekedési üteme? Adalékok regionális politikánk újragondolásához* Pénzügyi Szemle 2011/3. pp. 313-323.
- [157.] Kotosz B. Gy.: *Transzformáció, recesszió és költségvetési politika Kelet-Európában – Fejezetek a rendszerváltás költségvetési politikájának elemzéséből* Budapest, 2005. 194 p.
- [158.] Kovács F.: *Természeti erőforrások, ásványi nyersanyagok felhasználásának hatékony fejlesztési lehetőségei, energia- és környezetgazdálkodás* Bányászati és Kohászati Lapok 2005. 138. évfolyam, 5. szám. pp.2-12.
- [159.] Kovács F. (a): *A megújuló energiafajták várható arányai az energiaigények kielégítésében* A Miskolci Egyetem Közleménye A sorozat, Bányászat, 71. kötet 2007. pp. 47-62.
- [160.] Kovács F. (b): *Energiaigények, az energiahordozók várható arányai a XXI. században* Bányászati és Kohászati Lapok 2007. 140. évfolyam, 2. szám. pp.13-21.
- [161.] Kovács F. (c): *Energiaigények és a világ szénkészletei* A Miskolci Egyetem Közleménye A sorozat, Bányászat, 71. kötet 2007. pp. 63-74.
- [162.] Kovács F., Lakatos I.: *Globális kőolajkészletek és ellátottság a XXI. században – történeti áttekintés* A Miskolci Egyetem Közleménye A sorozat, Bányászat, 75. kötet 2008. pp. 65-101.
- [163.] Kraft J., Kraft A.: *On the relationship between energy and GNP* Journal of Energy and Development 3, 1978. pp.401–403.
- [164.] KSH: *A háztartások energiafelhasználása, 2008* Budapest, 2010. 33 p. <http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/pdf/haztartenergia08.pdf> letöltve: 2012. február
- [165.] KSH: *A fenntartható fejlődés indikátorai Magyarországon* KSH, Budapest 2008. 217 p.
- [166.] Kumar S., Shahbaz M.: *Coal consumption and economic growth revisited: structural breaks, cointegration and causality tests for Pakistan* 2010. 15 p. http://mpira.ub.uni-muenchen.de/26151/1/MPRA_paper_26151.pdf letöltve: 2011. november
- [167.] Kümmel R., Ayres R. U., Lindenberger D.: *Thermodynamic laws, economic methods and the productive power of energy* J. Non-Equilib. Thermodyn. 35. 2010. pp.145-179
- [168.] Kuttor D.: *Spatial effects of industrial restructuring in the Visegrad countries* Theory Methodology Practice, University of Miskolc, 2011. pp.51-57.
- [169.] Kuttor D.: *A gazdasági-politikai átmenet regionális hatásainak vizsgálata a visegrádi országokban 1995-től 2006-ig* Miskolc, 2009. Miskolci Egyetem, 171 p.
- [170.] Lakatos I., Lakatosné Szabó J.: *A nem konvencionális szénhidrogének jelentősége a XXI. században* <http://www.mernokkapu.hu/fileok/2/Koolaj-Foldgaz.pdf> letöltve: 2012. július, 2008. 33 p.
- [171.] Lawn P. A.: *A theoretical foundation to support the Index of Sustainable Economic Welfare (ISEW), Genuine Progress Indicator, and other related indexes* Ecological Economics 44. 2003. pp.105-118.
- [172.] Ligeti Zs.: *Gazdasági növekedés és felzárkózás* Budapest 2002. 167 p.

- [180.] Liu F. L., Ang B. W.: *Eight methods for decomposing the aggregate energy-intensity of industry* Applied Energy 76. 2003. pp.15-23.
- [181.] Ma H., Oxley L., Gibson J.: *China's energy economy: a survey of the literature* Energy Systems 34. 2010. pp.105-132.
- [182.] Maddala G. S.: *Bevezetés az ökonometriába* 2004. Nemzeti Tankönyvkiadó, Budapest 704 p.
- [183.] Madlener R., Alcott B.: *Energy rebound and economic growth; A review of the main issues and research needs* Energy 34. 2009. pp.370-376.
- [184.] Magyarország Nemzeti Reform Programja 2011. <http://www.kormany.hu/download/0/c3/30000/Nemzeti%20Reform%20Program.pdf> letöltve 2012. január
- [185.] Mairat N., Decellas F.: *Determinants of energy demand in the French service sector: A decomposition analysis* Energy Policy 37. 2009. pp.2734-2744.
- [186.] Mally K. V.: *Measuring progress towards sustainability: the Geographer's view* Hrvatski Geografski Glasnik 73/2. 2011. pp.67-80.
- [187.] Mallick H.: *Examining the linkage between energy consumption and economic growth in India* The Journal of Developing Areas 43. 2009. pp.249-280.
- [188.] Málovics Gy., Bajmócy Z.: *A fenntarthatóság közgazdaságtani értelmezései* Közgazdasági Szemle LVI. évfolyam, 2009. pp.464-483.
- [189.] Málovics Gy.: *A vállalati fenntarthatóság érintett központú vizsgálata* Szeged, 2009. 245 p.
- [190.] Malthus T. R.: *An Essay on the Principle of Population* 1798. <http://www.econlib.org/library/Malthus/malPop1.html>
- [191.] Marshall A.: *Principles of Economics* 1890. letöltve: 2012. június <http://www.econlib.org/library/Marshall/marP.html>
- [192.] Martinás K.: *Zöldségeket beszélnek a zöldek?* Magyar Hírlap 1996. január 6. 5 p. <http://martinas.web.elte.hu/mahir.html> letöltve: 2012. június
- [193.] Martinás K.: *A változás és fejlődés formalizált és kvantitatív megragadása* 60 p. <http://martinas.web.elte.hu/valtozasesjovo.html> letöltve: 2012. június
- [194.] Matos F. J. F., Silva F. J. F.: *The rebound effect on road freight transport: empirical evidence from Portugal* Energy Policy 39. 2011. pp.2833-2841
- [195.] Max-Neef M.: *Economic growth and quality of life* Ecological Economics 15. 1995. pp.115-118.
- [196.] McCulloch J. R.: *A discourse on the rise, progress, peculiar objects and importance, or political economy: containing an outline of a course of lectures on the principles and doctrines of that science.* 1824. Archibald Constable and Co., Edinburgh 119 p.
- [197.] Meadows D., Meadows D., Randers J.: *A növekedés határai* Kossuth Kiadó Zrt. Budapest, 2005. 318 p.
- [198.] Mehrara M.: *Energy-GDP relationship for oil-exporting countries: Iran, Kuwait and Saud Arabia* 2007. <http://ipac.kacst.edu.sa/eDoc/eBook/2387.pdf> letöltve: 2011. október
- [199.] Menger C.: *Principles of Economics* Ludwig von Mises Institute 1871. újra kiadva: 1976. <http://mises.org/Books/Mengerprinciples.pdf> letöltve: 2012. június 330 p.
- [200.] Mercados – Energy Markets International, Regionális Energiagazdasági Kutatóközpont, E-Bridge: *Study on the impact of the 2004 enlargement of the European Union in the area of energy* 2007. 75p. <http://rekk.uni-corvinus.hu/index-en.html> letöltve: 2012. május
- [201.] Mészáros A.: *A fenntartható energiagazdálkodás mutatószámai környezetvédelmi programok*

tükrében Statisztikai Szemle 2007. 85. évf. 7. pp. 603-622.

- [202.] Mill J. S.: *Principles of Political Economy with some of their Applications to Social Philosophy* 1848. 79 p. <http://www.econlib.org/library/Mill/mlP.html> letöltve: 2012. június
- [203.] Mizobuchi K.: *An empirical study on the rebound effect considering capital costs* ScienceDirect Energy Economics 30 2008. pp.2486-2516
- [204.] Móczár J.: *Közgazdaságtan vagy közgazdaság-tudomány?* 2008. 30 p. letöltve: 2013. január www.econ.unideb.hu/userfiles/File/.../01_moczar_jozsef.pdf
- [205.] Molnár L.: *Az energiahatékonyság szerepe a magyar energetikában* Magyar Épületgépészet LV. évfolyam, 2006. 11. szám
- [206.] Molnár M.: *Energetikai problémák és környezetgazdálkodási lehetőségek az olajtermelési csúcs és a klímaváltozás tükrében* Gyöngyös, 2011. 158 p.
- [207.] Moore J. H.: *A measure of structural change in output* Review of Income & Wealth 1978 pp.105-118 <http://web.ebscohost.com/ehost/pdfviewer/pdfviewer?vid=14&hid=112&sid=05e9ccb3-6c6e-48e4-b1d1-50c1eb71a6c6%40sessionmgr104> letöltve: 2012. április
- [208.] Moran D. D., Wackernagel M., Kitzes J. A., Goldfinger S. H., Boutaud A.: *Measuring sustainable development – Nation by nation* Ecological Economics, 64. 2008. pp.470-474.
- [209.] Murphy D. J., Hall C. A. S.: *Adjusting the economy to the new energy realities of the second half of the age of oil* Ecological Modelling 223. szám 2011. pp.67-71.
- [210.] Murphy D. J., Hall C. A. S.: *Energy return on investment, peak oil, and the end of economic growth* Annals of the New York Academy of Sciences Issue: Ecological Economics Review 2011. pp.52-72.
- [211.] Murphy D. J., Hall C. A. S.: *Year in review – EROI or energy return on (energy) invested* Analysis of the New York Academy of Sciences 2010. pp.102-118.
- [212.] Mutascu M., Shahbaz M., Tiwari A. K.: *Revisiting the relationship between electricity consumption, capital and economic growth: Cointegration and causality analysis in Romania* 2011. <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/29233/> letöltve: 2011. július
- [213.] Narayan P. K., Prasad A.: *Electricity consumption – real GDP causality nexus: Evidence from a bootstrapped causality test for 30 OECD countries* Energy Policy 36. 2008. pp.910-918
- [214.] Nagy Z.: *Miskolc város pozícióinak változásai a magyar városhálózatban a 19. század végétől napjainkig* Studia Geographica 19. Debrecen, 2007. 244 p.
- [215.] Nagy Z., Kuttor D.: *Analysis of the territorial disparities in the Visegrad Four Countries: Measurement and Visualisation of Territorial Processes at regional level in Central Europe* The Dilemmas of Integration and Competition, Regional Studies Association, 2008. 13 p.
- [216.] Nemes Nagy J.: *Regionális elemzési módszerek* Regionális Tudományi Tanulmányok, ELTE Regionális Földrajzi Tanszék, MTA-ELTE Regionális Tudományi Kutatócsoport 2005.
- [217.] *Nemzeti Éghajlatváltozási Stratégia 2008-2025.* 2007. <http://www.kvvm.hu/cimg/documents/nes080214.pdf> letöltve 2012. január 114 p.
- [218.] Nemzeti Fejlesztési Minisztérium: *Nemzeti Energiastratégia 2030* 2012. 136 p. <http://www.kormany.hu/download/3/58/30000/ESTRAT2030%2020110513.pdf> letöltve 2012. január
- [219.] Nemzeti Fejlesztési Minisztérium: *Magyarország megújuló energia hasznosítási cselekvési terve 2010-2020* 2011. http://www.kormany.hu/download/2/b9/30000/Meg%C3%BAjul%C3%B3%20Energia_Magyarorsz%C3%A1g%20Meg%C3%BAjul%C3%B3%20Energia%20Hasznos%C3%ADt%C3%A1si%20Cselekv%C3%A9si%20terve%202010_20

[20%20kiadv%C3%A1ny.pdf](#) letöltve 2012. január

- [220.] Nemzeti Fejlesztési Minisztérium: *Magyarország II. Nemzeti Energiahatékonysági Cselekvési Terve 2016-ig, kitekintéssel 2020-ra* Budapest 2011. 68 p.
- [221.] Nemzeti Fejlesztési Minisztérium (2010): *Új Széchenyi Terv – Zöldgazdaság Fejlesztési Program* www.ujszechenyiterv.gov.hu/download/31791/002Zoldgazdasag.pdf letöltve 2012. január
- [222.] Niemi G. J., McDonald M. E.: *Application ecological indicators* Annu. Rev. Ecol. Evol. Syst. 2004. 35. pp.89-111.
- [223.] Nordhaus W. D., Tobin J.: *Is Growth Obsolete?* in: *Economic Research: Retrospect and Prospect Vol 5: Economic Growth, 1972.* 81 p. letöltve: 2012. december
<http://www.nber.org/chapters/c7620.pdf>
- [224.] Odyssee (Enerdata): Database on energy efficiency indicators, letöltve: 2012. február
http://odyssee.enerdata.net/nrd_web/site/
- [225.] Odyssee: *Energiahatékonysági profil: Magyarország* 2011. 2 p. http://www.odyssee-indicators.org/publications/country_profiles_PDF/hun_nl.pdf
- [226.] Odyssee: *Country Report – Hungary 2009.* 56 p. letöltve: 2012. január
http://www.odyssee-indicators.org/publications/PDF/hungary_nr.pdf
- [227.] Odyssee: Definition of ODEX indicators in Odyssee database 2010. 12 p. letöltve: 2011. június http://www.odyssee-indicators.org/registred/definition_odex.pdf
- [228.] Orasch W., Wirl F.: *Technological efficiency and the demand for energy (road transport)* Energy Policy Vol.25. No.14-15. 1997. pp.1129-1136.
- [229.] Ouyang J., Long E., Hokao K.: *Rebound effect in China household energy efficiency and solution for mitigating it* Energy 35. 2010. pp.5269-5276.
- [230.] Panyi M.: *A jószándék klímapokolba vihet* http://kitekinto.hu/hatter/2009/07/26/a_joszandek_klimapokolba_vihet&lap=1 3. p
- [231.] Paláncsai T.: *Energia és világgazdaság* Aula Kiadó 1991. Budapest 63 p.
- [232.] Patterson M. G.: *What is energy efficiency? Concepts, indicators and methodological issues* Energy Policy Vol.24. No.5. 1996. pp.377-390.
- [233.] Pataki Gy.: *A fejlődés gazdaságtana és etikája – Tiszteletadás Amartya Sen munkásságának* Kovász II. évf. 4. szám. 1998. pp.6-17.
- [234.] Pataki Gy.: *Biofizikai közgazdaságtan és entrópia – Bevezetés Nicholas Georgescu-Roegen közgazdasági munkásságába* Kovász VI. évf. 1-4. szám. 2002. pp.33-39.
- [235.] Pearce D. W., Turner R. K.: *Economics of natural resources and the environment* Harvester Wheatsheaf Kiadó, Hertfordshire 1990. 380 p.
- [236.] Petty W.: *Political Arithmetick* 1690. <http://www.marxists.org/reference/subject/economics/petty/index.htm> letöltve: 2012. június
- [237.] Press M., Arnould E. J.: *Constraints on sustainable energy consumption: market system and public policy challenges and opportunities* Journal of Public Policy and Marketing 2009. vol. 28 (1) pp.102-113.
- [238.] Probáld F., Szabó P.: *Európa térszerkezetének modelljei* in: Dövényi Z., Schweitzer F. (szerk.): *A földrajz dimenziói.* MTA Földrajztudományi Kutatóintézet, Budapest, 2005. pp.159-170.
- [239.] Puller S. L., Greening L. A.: *Household adjustment to gasoline price change: an anlysis*

- using 9 years of US survey data* Energy Economics 21. 1999. pp.37-52.
- [240.] Ramanathan R.: *Short- and long run elasticities of gasoline demand in India: An empirical analysis using cointegration techniques* Energy Economics 21. 1999. pp.321-330
- [241.] Ramanathan R.: *Bevezetés az ökonometriába alkalmazásokkal* Panem Kiadó 2003. Budapest 693 p.
- [242.] Ricardo D.: *The Works of David Ricardo* McCulloch Kiadó, 1846.
http://oll.libertyfund.org/?option=com_staticxt&staticfile=show.php%3Ftitle=1395&Itemid=27
- [243.] Róbel G.: *A fekete arany* Köz-Gazdaság 2006/2.
- [244.] Robson M.: *Sectoral shifts, employment specialization and the efficiency of matching: an analysis using UK regional data* Regional Studies 2006. Vol. 40. pp.743-754.
- [245.] Rohonyi P.: *Energia(forradalom) – A fenntartható energiagazdálkodás lehetőségei Magyarországon a 21. században* Greenpeace Central and Eastern Europe, Greenpeace Magyarország Egyesület 2007. 56 p.
- [246.] Ruzzenenti F., Basosi R.: *The role of the power/efficiency misconception in the rebound effect's site debate: Does efficiency actually lead to a power enhancement?* Energy Policy 36. 2008. pp.3626-3632
- [247.] Ruzzenenti F., Basosi R.: *The rebound effect: An evolutionary perspective* Ecological Economics 67. 2008. pp.526-537
- [248.] Sajtos L., Mitev A.: *SPSS kutatási és adatelemzési kézikönyv* Alinea Kiadó 2007. Budapest 393 p.
- [249.] Samuelson P. A., Nordhaus W. D.: *Közgazdaságtan* Akadémiai Kiadó, Budapest 2008. 763 p.
- [250.] Saunders H. D.: *A view from the macro side: rebound, backfire, and Khazzoom-Brookes* Energy Policy 2000. pp.439-449
- [251.] Saunders H. D.: *Fuel conserving (and using) production functions* Energy Economics 30. 2008. pp.2184-2235
- [252.] Saunders H. D.: *The Khazzoom-Brookes Postulate and Neoclassical growth* Energy Journal 1992. 13. évfolyam, 3. szám. pp.131-148.
- [253.] Schipper L., Grubb M.: *On the rebound? Feedback between energy intensities and energy uses in IEA countries* Energy Policy 28. 2000. pp.367-388
- [254.] Schultz Gy.: *Az ipari szerkezet átalakulása és az energiafogyasztás Kínában* BME OMIKK Energiaellátás, energiatakarékosság világszerte 2005. pp.22-29.
- [255.] Schwarz P. M., Taylor T. N.: *Cold hands, warm hearth?: Climate, net takeback, and household comfort* Energy Journal 16. 1995. pp.41-54.
- [256.] Shrestha R. M., Marpaung C. O. P.: *Integrated resource planning in the power sector and economy-wide changes in environmental emissions* Energy Policy 34. 2006. pp.3801-3811.
- [257.] Silva F., Guerra S.: *Analysis of the energy intensity evolution in the Brazilian industrial sector – 1995 to 2005* Renewable and Sustainable energy Reviews 13. 2009. pp.2589-2596.
- [258.] Simon Gy.: *Növekedési mechanizmus - növekedési modell* Közgazdasági Szemle XLVIII. évfolyam, 2001. pp.185-202.
- [259.] Smalley R. E.: *Richard Smalley on Energy* University Professor Lecture Series January 2003
<http://cnst.rice.edu/content.aspx?id=246>

- [260.] Smil V.: *Energia-választás előtt* KOVÁSZ 2008. pp.13-32.
- [261.] Smith A.: *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations* 1776. http://www.ibiblio.org/ml/libri/s/SmithA_WealthNations_p.pdf letöltve: 2012. június
- [262.] Sorrell S.: *Improving the evidence base for energy policy: The role of systematic reviews* Energy Policy 35 (2007) pp.1858-1871
- [263.] Sorrell S., Dimitropoulos J.: *The rebound effect: Microeconomic definitions, limitations and extensions* Ecological Economics 65. 2008. pp.636-649
- [264.] Sorrell S., Dimitropoulos J., Sommerville M.: *Empirical estimates of the direct rebound effect: A review* Energy Policy 37. 2009. pp.1356-1371
- [265.] Sorrell S.: *Jevons' Paradox revisited: The evidence for backfire from improved energy efficiency* Energy Policy 37. 2009. pp.1456-1469
- [266.] Soytaş U., Sari R., Özdemir O.: *Energy consumption and GDP relation in Turkey: A cointegration and Vector Error Correction Analysis* Economies and Business in Transition: Facilitating Competitiveness and Change in the Global Environment Proceedings 2001. pp.838-844.
- [267.] Soytaş U., Sari R., Özdemir O.: *Energy consumption and GDP: causality relationship in G-7 countries and emerging markets* Energy Economics 25. 2003. pp.33-37
- [268.] SPSS Inc.: *IBM SPSS Statistics Base* 19. 2010. 330 p. http://sociology.rutgers.edu/Sociologycomputing/SPSS19_Manuals/IBM%20SPSS%20Statistics%20Base%2019.pdf letöltve: 2012. augusztus
- [269.] Stern D. I.: *A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macroeconomy* Energy Economics 22. 2000. pp.267-283.
- [270.] Stern D. I.: *Aggregation and the role of energy in the economy* Ecological Economics 32. 2000. pp.301-317.
- [271.] Stern D.I., Cleveland C.J.: *Energy and economic growth* Rensselaer Working Papers in Economics 2004. Encyclopedia of Energy, Academic Press, San Diego CA, pp.35-51.
- [272.] Stern, David I.: *Energy quality* 2009. 27 p. letöltve: 2012. június http://mpira.ub.uni-muenchen.de/16857/1/MPRA_paper_16857.pdf
- [273.] Stern D. I.: *The role of energy in economic growth* 2011. Annals of the New York Academy of Sciences, Issue: Ecological Economics reviews pp.26-51.
- [274.] *Stratégia a magyarországi megújuló energiaforrások felhasználásának növelésére 2008-2020* 2008. www.energiakozpont.hu/ext/download.php?id=145 letöltve 2012. január
- [275.] Szalavetz A.: *Technológiafejlődés, specializáció, komplementaritás, szerkezetátalakulás* MTA Világgazdasági Kutatóintézet Műhelytanulmányok 44. szám 2003. 18 p.
- [276.] Szilávik J., Csete M.: *Climate and energy Policy in Hungary* Energies 2012. 5.szám pp.494-517.
- [277.] Szilávik J.: *A környezetvédelem közgazdasági kérdései és a "fenntarthatóság"* Iustum Aequum Salutare II. évfolyam, 2006/1-2. pp.85-89.
- [278.] Szilávik J.: *A környezet gazdasági értékelése* Magyar Tudomány 2006. 1. szám. pp.78-87.
- [279.] Szupping P.: *Decentralizáció a világ energiarendszereiben* Tér és Társadalom XIV. évfolyam 2000/2-3. pp.173-182.
- [280.] Taylor L.: *Fuel poverty: from cold homes to affordable warmth* Energy Policy 21. 1993. pp.1071-1072.

- [281.] Taylor P. G., d'Ortigue O. L., Francoeur M., Trudeau N.: *Final energy use in IEA countries: The role of energy efficiency* Energy Policy 38. 2010. pp.6463-6474
- [282.] Tianli H., Zhongdong L., Lin H.: *On the relationship between energy intensity and industrial structure in China* Energy Procedia 5. 2011. pp. 2499-2503
- [283.] Tóthné Szita K.: *Az ökohatékonyság növelésének trendjei* Magyar Tudomány 2007. 9. szám pp.1176-1179.
- [284.] Tóthné Szita K.: *Környezeti globalizáció és hazai leképezése* Észak-magyarországi Stratégiai Füzetek VIII. évfolyam, 2. szám. 2011. pp.30-37.
- [285.] Tsani S. Z.: *Energy consumption and economic growth: A causality analysis for Greece* Energy Economics 32 2010. pp.582-590
- [286.] Turner K.: *Negative rebound and disinvestment effects in response to an improvement in energy efficiency in the UK economy* Energy Economics 31. 2009. pp.648-666.
- [287.] UKERC (a) - Sorrell S.: *The Rebound Effect: an assessment of the evidence for economy-wide energy savings from improved energy efficiency* UK Energy Research Centre 2007. 108 p. <http://www.ukerc.ac.uk/support/tiki-index.php?page=ReboundEffect>
- [288.] UKERC (b) - Sorrell S.: *UKERC Review of Evidence for the Rebound Effect, Technical Report 1.: Space Heating Energy Efficiency Program Evaluation Report* UK Energy Research Centre 2007. 44 p. <http://www.ukerc.ac.uk/support/tiki-index.php?page=ReboundEffect> letöltve: 2009. október
- [289.] UKERC (c) - Sorrell S., Dimitropoulos J.: *UKERC Review of Evidence for the Rebound Effect, Technical Report 2.: Econometric studies* UK Energy Research Centre 2007. 105 p. <http://www.ukerc.ac.uk/support/tiki-index.php?page=ReboundEffect> letöltve: 2009. október
- [290.] UKERC (d) - Broadstock D.C., Hunt L., Sorrell S.: *UKERC Review of Evidence for the Rebound Effect, Technical Report 3.: Elasticity of substitution studies* UK Energy Research Centre 2007. 81 p. <http://www.ukerc.ac.uk/support/tiki-index.php?page=ReboundEffect> letöltve: 2009. október
- [291.] UKERC (e) - Allan G., Gilmartin M., Turner K.: *UKERC Review of Evidence for the Rebound Effect, Technical Report 4.: Computable general equilibrium modelling studies* UK Energy Research Centre 2007. 40 p. <http://www.ukerc.ac.uk/support/tiki-index.php?page=ReboundEffect> letöltve: 2009. október
- [292.] UKERC (f) - Sorrell S., Dimitropoulos J.: *UKERC Review of Evidence for the Rebound Effect, Technical Report 5. Energy, productivity and economic growth studies* UK Energy Research Centre 2007. 178 p. <http://www.ukerc.ac.uk/support/tiki-index.php?page=ReboundEffect> letöltve: 2009. október
- [293.] UKERC (g) - Barker T., Foxon T.: *The Macroeconomic Rebound Effect and the UK Economy* UK Energy Research Centre 2008. 98 p. <http://www.ukerc.ac.uk/support/tiki-index.php?page=ReboundEffect> letöltve: 2009. október
- [294.] UKERC (h) - Sorrell S.: *UKERC Review of Evidence for the Rebound Effect, Supplementary Note: Graphical illustrations of rebound effects* UK Energy Research Centre 2007. 20 p. <http://www.ukerc.ac.uk/support/tiki-index.php?page=ReboundEffect> letöltve: 2009. október
- [295.] Uliha G.: *Az ökonometria aktuális helyzete – Vita a Journal of Economic Perspectives hasábjain* Köz-Gazdaság 2011/2. 2011. p.237-247. http://kozgazdasagtudomany.uni-corvinus.hu/fileadmin/user_upload/hu/kozgazdasagtudomanyi_kar/files/Koz_gazdasag/Koez-Gazdasag18_forgatokonyv.pdf letöltve: 2012. február
- [296.] UN: *International Recommendations for Energy Statistics* 2011. letöltve: 2012. szeptember <http://unstats.un.org/unsd/energy/ires/default.htm>

-
- [297.] UN Department of Economic and Social Affairs - database <http://www.un.org/esa/population/> letöltve: 2012. február
 - [298.] UN Development Programme 2013. <http://hdr.undp.org/en/statistics/hdi/> letöltve: 2013. január
 - [299.] Unander F.: *Decomposition of manufacturing energy-use in IEA countries. How do recent developments compare with historical long-term trends?* Applied Energy 84. 2007. p.771-780
 - [300.] Vajda Gy: *Energiapolitika* Budapest 2001. MTA 387 p.
 - [301.] Vajda Gy: *Energiaellátás ma és holnap* Budapest 2004 MTA Társadalomkutató Központ 379 p.
 - [302.] Vajda Gy.: *Energiaellátás és globalizáció* Magyar Tudomány 2005. <http://epa.oszk.hu/00600/00691/00017/13.html> letöltve: 2012. január
 - [303.] Világbank: World Databank – World Development Indicators (WDI) 2012. letöltve: 2011. április <http://databank.worldbank.org/ddp/home.do?Step=12&id=4&CNO=2>
 - [304.] Vlahinic-Dizdarevic N., Zikovic S.: *The role of energy in economic growth: the case of Croatia* Zb. rad. fak. Rij. 2010. 28. évfolyam. pp.35-60.
 - [305.] Wadud Z., Graham D. J., Noland R. B.: *Modelling fuel demand for different socio-economic groups* Applied Energy 86. 2009. pp.2740-2749.
 - [306.] Wadud Z., D. J. Graham, Noland R. B.: *A cointegration analysis of gasoline demand in the United States* Applied Economics 2009. pp.3327-3336.
 - [307.] Warr B., Ayres R., Eisenmenger N., Krausmann F., Schandl H.: *Energy use and economic development: A comparative analysis of useful work supply in Austria, Japan, the United Kingdom and the US during years of economic growth* Ecological Economics 69. szám 2010. pp.1904-1917.
 - [308.] Wei T.: *Impact of energy efficiency gains on output and energy use with Cobb-Douglas production function* Energy Policy 35. 2007. pp. 2023-2030.
 - [309.] Wei T.: *A general equilibrium view of global rebound effects* Energy Economics 32. 2010. pp.661-672.
 - [310.] Welfens P. J. J.: *Innovations in Macroeconomics* 3rd Edition Springer Kiadó, Berlin 2011. 656 p.
 - [311.] Werger A., Renczes N., Pereszta J., Vörösháza Á., Özse A.: *Ökonometriai modellek paramétereit: számítás és értelmezés* 2011. 9 p. <http://www.medstat.hu/ertelmezések.pdf> letöltve: 2012. február
 - [312.] World Energy Council: *World Energy Trilemma 2012. Energy Sustainability Index* 128p. http://www.worldenergy.org/documents/2012_energy_sustainability_index_vol_ii.pdf letöltve: 2012. december
 - [313.] World Energy Council: *World Energy Insight 2012* 36p. http://www.worldenergy.org/documents/wei_2012_sm.pdf letöltve: 2012. december
 - [314.] World Economic Forum: *Global risks 2012.* <http://reports.weforum.org/global-risks-2012/#> letöltve: 2012. szeptember
 - [315.] World Health Organization 2012. <http://www.who.int/en/> letöltve: 2012. december
 - [316.] York R.: *Ökológiai paradoxonok - William Stanley Jevons és a papírművészet iroda* KOVÁSZ 2008. pp. 5-15. (Virág P., Takács-Sánta A. fordításában)
 - [317.] Zachariadis T.: *Exploring the relationship between energy use and economic growth with*

- bivariate models: New evidence from G-7 countries* Energy economics 29. 2007. pp.1233-1253
- [318.] Zhao X., Ma C., Hong D.: *Why did China's energy intensity increase during 1998-2006: decomposition and policy analysis* Energy Policy 38. 2010. pp.1379-1388.
- [319.] Zhang N., Lior N., Jin H.: *The energy situation and its sustainable development strategy in China* Energy 36. 2011. pp.3639-3649.
- [320.] Žiković S., Vlahinić-Dizdarević N.: *Oil consumption and economic growth interdependence in small european countries* 2009. Letöltve: 2011. december
<http://www.docstoc.com/docs/43073453/OIL-CONSUMPTION-AND-ECONOMIC-GROWTH-INTERDEPENDENCE-IN-SMALL-EUROPEAN>
- [321.] Zilahy Gy.: *A szervezeti tagok motivációjának szerepe az „energihatékonysági rés” kialakulásában* Budapest 2000. 212 p. http://phd.lib.uni-corvinus.hu/235/1/zilahy_gyula.pdf
letöltve: 2011. április

Melléklet

Summary

The main difference between the neoclassical and energy economics is their different opinions about the role of energy in economic development. According to the neoclassical theory the energy is just an intermediary input among other production factors (land, capital and workers), which determine directly or indirectly the economic development. By energy economists (Cleveland C. J., Herring H., Stern D. I.) the energy has a significant effect on income, and the economy depends on the changes in energy consumption and on changes in energy prices. The relationship of economic development, energy use and energy efficiency has been a core topic over centuries.

In the theoretical review I discussed how the scarcity of the natural resources (with special regard to the energy) was approached in physiocracy, classical and neoclassical economics. I reviewed *inter alia* the principal works of Adam Smith, John Ramsay McCulloch, Thomas Robert Malthus, John Stuart Mill, William Stanley Jevons and Alfred Marshall. For each change occurring in the second half of the 20th century in economic thought, new theories evolved, so I gave attention to these new theories, such as biophysical, ecological, environmental and energy economics. In addition I clarified the basic definitions and presented the rebound effect as well.

In 2nd chapter of my dissertation my object was to examine the causality directions between the economic growth and the energy consumption in East-Central Europe (Slovakia, Poland, Czech Republic, Hungary, and Slovenia) to contribute these analysis. I carried out my empirical survey very systematically and in strict compliance with the terms and conditions. To eliminate the uncertainties I performed the same calculations with many different kinds of methods. According to my results there is a significant connection between the energy consumption and the economic growth in Hungary, Slovakia and the Czech Republic: the energy consumption Granger causes the GDP which means that enhancing energy use can induce economic growth. This means that in these three countries the economic policies restraining energy consumption need to be rethought, because all of these measures can limit the economic growth. In the 2nd part of this chapter I attempted to explain why the causality directions cannot be identified in Poland and in Slovenia. I integrated the indicator of the changes of the economic structure to the models. My view is that the different results is caused by the structural changes characterizing the two decades examined and these changes affected differently the connection between the energy consumption and the economic growth. I carried out my calculations and the tests again and I proved that in Poland and Slovenia between 1990 and 2009 the causality relationship between the energy consumption and economic growth was significantly influenced by structural change. I verified that the changes of the economic structure have a significant effect on the energy consumption and the shifting of the economic structure affects the causality relationship between the energy consumption and economic growth. So I identified the cause of the inconsistent results found in the literature (with regard to energy-GDP causality analysis).

In the 3rd chapter I analyzed the changes of the economic structure and the industrial sector after the change of regime, the shift among the economic (sub)sectors (structural effect) and the changes of energy intensity of the (sub)sectors (intensity effect). I made my calculations with the use of the index decomposition analysis, applying 8 methods. There are no significant differences between the results of the 8 methods; the size of the residual terms in the five-year periods was insignificant. According to my results in East-Central Europe (Czech Republic, Poland, Hungary, Slovakia, Slovenia) between 1990 and 2009 the intensity effect contributed more to the improvement of final intensity in the economic structure than the structural effect. The magnitude of structural effect is less than the intensity effect from an

energy intensity perspective. I considered making my analysis to the industrial sector as well, because the improvement of final intensity in the economic structure is strongly contributed by this sector and it was also an interesting issue that the processes are the same in the level of economy and the sectoral level. In spite of the former results in the industrial sector there are many periods (Hungary, 1995-2000; Czech Republic, 2005-2009; Slovakia, 2005-2009) when the structural effect is much more significant, but generally the processes of the secondary sector are similar to the processes of the economy.

In the totally 4th chapter I estimated the size of the rebound effect, because this topic is less well-known among the economists and the examination of it is missing neglected. Using the ordinary least squares models my conclusion is that the rebound effect regarding energy prices and consumption is present in the household sector of East-Central Europe, ranging between 0% and 75,1%, which is consistent with values given in the literature.

With regard the results I drafted the following theses:

H1: <i>partly fulfilled</i>	T1a: In East-Central Europe (Czech Republic, Hungary, Poland, Slovakia, Slovenia) there is a significant relationship between the energy consumption and the economic growth, with the exception of Poland and Slovenia. In Hungary, Slovakia and the Czech Republic the energy consumption Granger causes the GDP in the long run, so the energy consumption can induce economic growth. T1b: In Hungary, Slovakia and the Czech Republic the energy conservation policies have to be considered, because all of these policies may retard the economic growth.
H2: <i>fulfilled</i>	T2: The source of a reduction in energy consumption can be the development of the energy efficiency and the energy savings, which are the main pillar of the sustainable energetics. This latter is the measurement of the sustainable development and in the long run it contributes to the increase in a society's welfare. So the reduction of the energy consumption is an economic process, which at the same time can limit the economic growth and enhance the economic development.
H3: <i>fulfilled</i>	T3a: In Poland and Slovenia between 1990 and 2009 the causality relationship between the energy consumption and economic growth was significantly influenced by the changes of the economic structure. T3b: In the energy economics literature there are many inconsistent results regarding the energy-GDP causality analysis. The main reason for this is the changes of the economic structure underway in the examined time periods.
H4: <i>partly fulfilled</i>	T4a: In East-Central Europe (Czech Republic, Poland, Hungary, Slovakia, Slovenia) between 1990 and 2009 the intensity effect contributed more to the improvement of final intensity in the economic structure than the structural effect. T4b: The magnitude of structural effect is less than the intensity effect from the energy intensity perspective.

H4: <i>partly fulfilled</i>	T5a: The development of the energy intensity in the industrial sector of the Czech Republic, Slovakia, Hungary and Poland is mainly caused by the intensity and structural effect, but the intensity effect is more significant. T5b: In Slovenia the development of the energy intensity in the industrial sector is mainly caused by the intensity effect and the structural effect is insignificant.
H5: <i>fulfilled</i>	T6: The processes developing the aggregate energy intensity of an economy can differ in the level of the economy and the sectors.
H6: <i>fulfilled</i>	T7a: The rebound effect is a real phenomenon in East-Central Europe. The size of the rebound effect is significant in the household sector of Czech Republic, Slovakia, Slovenia and Hungary. The size of the rebound effect is various with regard to household activities (heating and water heating). T7b: The contribution of energy efficiency improvements to energy conservation is lower than expected. T7c: For the reduction of energy consumption and for the environmental protection (global warming, emission reduction) the energy efficiency improvements are not the most appropriate solution. In parallel we have to aim for energy savings and to restrain the energy consumption.
H7: <i>fulfilled</i>	T8: In Hungary in 2008 the size of the rebound effect was significantly affected by the income levels of the households. The size of the rebound effect varies by income groups.

Melléklet – Ábrajegyzék

- M41. ábra:** Az egy főre eső energiafelhasználás alakulása 1990-2009 között (koe/fő)
- M42. ábra:** Az energiahatékonysági index alakulása Csehországban 1995 és 2009 között (2000=100%)
- M43. ábra:** Az energiahatékonysági index alakulása Magyarországon 1998 és 2009 között (2000=100%)
- M44. ábra:** Az energiahatékonysági index alakulása Lengyelországon 1996 és 2009 között (2000=100%)
- M45. ábra:** Az energiahatékonysági index alakulása Szlovéniában 1998 és 2009 között (2000=100%)
- M46. ábra:** Az energiahatékonysági index alakulása Szlovákiában 1996 és 2009 között (2000=100%)
- M47. ábra:** A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Csehországban
- M48. ábra:** A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Csehországban a teljes energiafelhasználás viszonylatában
- M49. ábra:** A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Magyarországon
- M50. ábra:** A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Magyarországon a teljes energiafelhasználás viszonylatában
- M51. ábra:** A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Lengyelországban
- M52. ábra:** A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Lengyelországban a teljes energiafelhasználás viszonylatában
- M53. ábra:** A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Szlovéniában
- M54. ábra:** A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Szlovéniában a teljes energiafelhasználás viszonylatában
- M55. ábra:** A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Szlovákiában
- M56. ábra:** A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Szlovákiában a teljes energiafelhasználás viszonylatában
- M57. ábra:** Az egy háztartásra eső fűtés céljából felhasznált energia változása 1990 és 2009 között (toe/háztartás, %)
- M58. ábra:** Az egy háztartásra eső vízmelegítés céljából felhasznált energia változása 1990 és 2009 között (toe/háztartás, %)
- M59. ábra:** Az egy háztartásra eső végső energiafelhasználás változása 1990 és 2009 között (toe/háztartás%)
- M60. ábra:** Az energiaiintenzitás és az egy főre jutó GDP alakulása 1990-2009 között (koe/fő; konstans 2000-es árakon, US\$)

Melléklet - Táblázatjegyzék

- M37. táblázat:** A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M38. táblázat:** Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M39. táblázat:** A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M40. táblázat:** A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Magyarország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M41. táblázat:** A VAR-modell eredményei Magyarország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M42. táblázat:** A variancia felbontás eredményei Magyarország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M43. táblázat:** A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M44. táblázat:** Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M45. táblázat:** A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M46. táblázat:** Az Engle-Granger-féle kointegrációs teszt eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M47. táblázat:** A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M48. táblázat:** A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M49. táblázat:** A VAR-modell eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M50. táblázat:** A variancia felbontás eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M51. táblázat:** A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M52. táblázat:** Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M53. táblázat:** A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M54. táblázat:** Az Engle-Granger-féle kointegrációs teszt eredményei Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M55. táblázat:** A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M56. táblázat:** A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M57. táblázat:** A VAR-modell eredményei Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M58. táblázat:** A variancia felbontás eredményei Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M59. táblázat:** A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

- M60. táblázat:** Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M61. táblázat:** A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M62. táblázat:** A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Szlovákia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M63. táblázat:** A VAR-modell eredményei Szlovákia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M64. táblázat:** A variancia felbontás eredményei Szlovákia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M65. táblázat:** A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M66. táblázat:** Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M67. táblázat:** A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M68. táblázat:** Az Engle-Granger-féle kointegrációs teszt eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M69. táblázat:** A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M70. táblázat:** A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M71. táblázat:** A VAR-modell eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M72. táblázat:** A variancia felbontás eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M73. táblázat:** A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M74. táblázat:** Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M75. táblázat:** A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M76. táblázat:** A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Magyarország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M77. táblázat:** A VAR-modell eredményei Magyarország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M78. táblázat:** A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M79. táblázat:** Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M80. táblázat:** A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M81. táblázat:** A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei Csehország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

- M82. táblázat:** A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Csehország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M83. táblázat:** A VAR-modell eredményei Csehország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M84. táblázat:** A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M85. táblázat:** Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M86. táblázat:** A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M87. táblázat:** A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Szlovákia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M88. táblázat:** A VAR-modell eredményei Szlovákia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M89. táblázat:** A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M90. táblázat:** Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M91. táblázat:** A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M92. táblázat:** A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei Szlovénia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M93. táblázat:** A VECM-modell eredményei Szlovénia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M94. táblázat:** A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M95. táblázat:** Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M96. táblázat:** A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M97. táblázat:** A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei Lengyelország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M98. táblázat:** A VECM-modell eredményei Lengyelország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
- M99. táblázat:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei a teljes gazdaságra kalkulált energiaintenzitás esetében
- M100. táblázat:** Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei az ipari szektor esetében
- M101. táblázat:** A cseh háztartások fűtése
- M102. táblázat:** A cseh háztartásokban a vízmelegítéshez használt energia hatékonysága
- M103. táblázat:** A cseh háztartások energiafelhasználásának hatékonysága
- M104. táblázat:** A magyar háztartások fűtése
- M105. táblázat:** A magyar háztartásokban a vízmelegítéshez használt energia hatékonysága
- M106. táblázat:** A magyar háztartások energiafelhasználásának hatékonysága

- M107. táblázat:** A lengyel háztartások fűtése
- M108. táblázat:** A lengyel háztartások energiafelhasználásának hatékonysága
- M109. táblázat:** A szlovén háztartások energiafelhasználásának hatékonysága
- M110. táblázat:** A szlovák háztartások fűtése
- M111. táblázat:** A szlovák háztartások energiafelhasználásának hatékonysága
- M112. táblázat:** A földgázzal fűtő magyar háztartások vizsgálata (2008)
- M113. táblázat:** Az 1.kvintilisbe tartozó, földgázzal fűtő háztartások vizsgálata (2008)
- M114. táblázat:** Az 5.kvintilisbe tartozó, földgázzal fűtő háztartások vizsgálata (2008)
- M115. táblázat:** A diszkriminanciaelemzés eredményei a földgázzal fűtő magyar háztartások vizsgálata esetében
- M116. táblázat:** A magyar háztartások villamosenergia-felhasználásának vizsgálata
- M117. táblázat:** Az 1.kvintilisbe tartozó háztartások villamosenergia-felhasználásának vizsgálata
- M118. táblázat:** Az 5. kvintilisbe tartozó háztartások villamosenergia-felhasználásának vizsgálata
- M119. táblázat:** A diszkriminanciaelemzés eredményei a magyar háztartások villamosenergia-felhasználásának vizsgálata esetében

1.számú melléklet – Segédtablázatok az energiafelhasználás és gazdasági növekedés közötti okozati összefüggés számításához

A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M37. táblázat

Dickey-Fuller test for l_ENC sample size 19 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,071 estimated value of $(a - 1)$: -0,575328 <u>test statistic: tau c(1) = -3,19277</u> <u>p-value 0,0365</u>	Augmented Dickey-Fuller test for l_GDP including one lag of $(1-L)l_GDP$ (max was 7) sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,302 estimated value of $(a - 1)$: 0,202061 test statistic: $\tau_{ct}(1) = 1,18177$ asymptotic p-value 1
	Augmented Dickey-Fuller test for d_l_GDP including 3 lags of $(1-L)d_l_GDP$ (max was 7) sample size 15 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,175 estimated value of $(a - 1)$: -0,359645 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -2,48838$ p-value 0,3288

Forrás: saját számítás

Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M38. táblázat

Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_ENC including 4 lags of $(1-L)l_ENC$ (max was 7) sample size 15 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,040 lagged differences: $F(4, 10) = 0,998 [0,4523]$ estimated value of $(a - 1)$: -0,204434 test statistic: $\tau = -0,739634$ asymptotic p-value 0,3964	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_GDP including one lag of $(1-L)l_GDP$ (max was 7) sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,117 estimated value of $(a - 1)$: -0,137212 test statistic: $\tau = -1,31516$ 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77
Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_ENC sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,147	Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_GDP sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,489

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

estimated value of (a - 1): -0,815175 <u>test statistic: tau = -3,33368</u> <u>asymptotic p-value 0,0008397</u>	estimated value of (a - 1): -0,424041 test statistic: tau = -2,37861 10% 5% 2,5% 1% Critical values: <u>-2,89</u> -3,19 -3,46 -3,77
---	--

Forrás: saját számítás

**A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1990-2009
(energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M39. táblázat

KPSS test for l_ENC (without trend)	KPSS test for l_GDP (including trend)
T = 20 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = <u>0,1059</u> 10% 5% 1% Critical values: <u>0,358</u> 0,484 0,694	T = 20 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = <u>0,122599</u> 10% 5% 1% Critical values: <u>0,124</u> 0,150 0,206

Forrás: saját számítás

**A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Magyarország esetében, 1990-
2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M40. táblázat

VAR system, maximum lag order 4					
The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.					
lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
<u>1</u>	<u>73,21629</u>		<u>-8,402037</u>	<u>-8,112316*</u>	<u>-8,387201</u>
<u>2</u>	<u>77,71695</u>	<u>0,06107</u>	<u>-8,464619*</u>	<u>-7,981751</u>	<u>-8,439892*</u>
3	80,69587	0,20232	-8,336984	-7,660969	-8,302367
4	82,93352	0,34549	-8,116690	-7,247528	-8,072182

Forrás: saját számítás

A VAR-modell eredményei Magyarország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M41. táblázat

VAR system, lag order 1
OLS estimates, observations 1991-2009 (T = 19)
Log-likelihood = 80,932766
Determinant of covariance matrix = 6,8421568e-007
AIC = -7,8877
BIC = -7,5894
HQC = -7,8372
Portmanteau test: LB(4) = 17,7791, df = 12 [0,1226]

Equation 1: l_ENC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	5,43880	1,83885	2,958	0,0093	***
l_ENC_1	0,352156	0,187501	1,878	0,0787	*
l_GDP_1	0,0465699	0,0383545	1,214	0,2423	

Mean dependent var 10,16553 S.D. dependent var 0,031361
Sum squared resid 0,012218 S.E. of regression 0,027634
R-squared 0,309848 Adjusted R-squared 0,223579
F(2, 16) 3,591649 P-value(F) 0,051470
rho -0,027507 Durbin-Watson 1,704655

F-tests of zero restrictions:

All lags of l_ENC F(1, 16) = 3,5275 [0,0787]
All lags of l_GDP F(1, 16) = 1,4743 [0,2423]

Equation 2: l_GDP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	7,96540	2,39786	3,322	0,0043	***
l_ENC_1	-0,899926	0,244501	-3,681	0,0020	***
l_GDP_1	1,04895	0,0500143	20,97	4,59e-013	***

Mean dependent var 24,58329 S.D. dependent var 0,183323
Sum squared resid 0,020776 S.E. of regression 0,036034
R-squared 0,965656 Adjusted R-squared 0,961363
F(2, 16) 224,9395 P-value(F) 1,94e-12
rho 0,174506 Durbin-Watson 1,273371

F-tests of zero restrictions:

All lags of l_ENC F(1, 16) = 13,547 [0,0020]
All lags of l_GDP F(1, 16) = 439,86 [0,0000]

Forrás: saját számítás

**A variancia felbontás eredményei Magyarország esetében, 1990-2009
(energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M42. táblázat

Decomposition of variance for l_ENC				Decomposition of variance for l_GDP			
period	std. error	l_ENC	l_GDP	period	std. error	l_ENC	l_GDP
1	0,0253584	100,0000	0,0000	1	0,0330673	2,6915	97,3085
2	0,0270126	99,6838	0,3162	2	0,0505729	12,6240	87,3760
3	0,0272056	99,0762	0,9238	3	0,0666157	22,7827	77,2173
4	0,0273099	98,3382	1,6618	4	0,0806016	29,1478	70,8522
5	0,0274592	97,5747	2,4253	5	0,0927019	33,0995	66,9005
6	0,0276369	96,8318	3,1682	6	0,103269	35,6745	64,3255
7	0,0278237	96,1250	3,8750	7	0,112618	37,4431	62,5569
8	0,0280101	95,4578	4,5422	8	0,120991	38,7160	61,2840
9	0,0281918	94,8296	5,1704	9	0,12857	39,6692	60,3308
10	0,0283673	94,2380	5,7620	10	0,135489	40,4066	59,5934

Forrás: saját számítás

**A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország
esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M43. táblázat

Dickey-Fuller test for l_ENC sample size 19 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,127 estimated value of $(a - 1)$: -0,257993 test statistic: $\tau_c(1) = -1,80712$ p-value 0,3659	Dickey-Fuller test for d_l_ENC sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,021 estimated value of $(a - 1)$: -0,943033 <u>test statistic: $\tau_c(1) = -3,62997$</u> <u>p-value 0,01582</u>
Augmented Dickey-Fuller test for l_GDP including one lag of $(1-L)l_GDP$ (max was 7) sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,194 lagged differences: $F(3, 10) = 4,958 [0,0232]$ estimated value of $(a - 1)$: -0,614852 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -3,25776$ asymptotic p-value 0,07343	Dickey-Fuller test for d_l_GDP sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,271 estimated value of $(a - 1)$: -0,681498 <u>test statistic: $\tau_{ct}(1) = -5,29081$</u> <u>p-value 0,002647</u>

Forrás: saját számítás

Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M44. táblázat

Dickey-Fuller (GLS) test for l_ENC sample size 19 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,148 estimated value of $(a - 1)$: -0,223843 test statistic: $\tau = -1,59661$ asymptotic p-value 0,1041	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_GDP including 7 lags of $(1-L)l_GDP$ (max was 7) sample size 12 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,675 lagged differences: $F(7, 4) = 5,007$ [0,0693] estimated value of $(a - 1)$: -2,37536 test statistic: $\tau = -2,78161$ 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77
Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_ENC sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,016 estimated value of $(a - 1)$: -0,897727 <u>test statistic: $\tau = -3,61424$</u> <u>asymptotic p-value 0,0001</u>	Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_GDP sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,528 estimated value of $(a - 1)$: -0,644932 test statistic: $\tau = -3,83462$ 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 <u>-3,77</u>

Forrás: saját számítás

A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M45. táblázat

KPSS test for l_ENC (without trend) T = 20 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = 0,373405 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,484 0,694 Interpolated p-value 0,094	KPSS test for l_GDP (including trend) T = 20 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = <u>0,0640316</u> 10% 5% 1% Critical values: <u>0,124</u> 0,150 0,206
KPSS test for d_l_ENC (without trend) T = 19 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = <u>0,108973</u> 10% 5% 1% Critical values: <u>0,358</u> 0,485 0,692	

Forrás: saját számítás

Az Engle-Granger-féle kointegrációs teszt eredményei Lengyelország estében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M46. táblázat

Step 1: cointegrating regression				
Cointegrating regression - OLS, using observations 1990-2009 (T = 20) Dependent variable: l_ENC				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	14,1159	1,00737	14,01	4,00e-011 ***
l_GDP	-0,102449	0,0390294	-2,625	0,0172 **
Mean dependent var	11,47181	S.D. dependent var	0,049539	
Sum squared resid	0,033721	S.E. of regression	0,043283	
R-squared	0,276823	Adjusted R-squared	0,236647	
Log-likelihood	35,47493	Akaike criterion	-66,94985	
Schwarz criterion	-64,95839	Hannan-Quinn	-66,56110	
rho	0,679590	Durbin-Watson	0,597374	
Step 2: testing for a unit root in uhat				
Dickey-Fuller test for uhat sample size 19 unit-root null hypothesis: a = 1				
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,210 estimated value of (a - 1): -0,32041 test statistic: tau_c(2) = -1,92416 p-value 0,577				
There is evidence for a cointegrating relationship if: (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables. (b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.				
Step 1: cointegrating regression				
Cointegrating regression - OLS, using observations 1990-2009 (T = 20) Dependent variable: l_GDP				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	56,8069	11,8091	4,810	0,0001 ***
l_ENC	-2,70206	1,02939	-2,625	0,0172 **
Mean dependent var	25,80931	S.D. dependent var	0,254416	
Sum squared resid	0,889382	S.E. of regression	0,222284	
R-squared	0,276823	Adjusted R-squared	0,236647	
Log-likelihood	2,750839	Akaike criterion	-1,501677	
Schwarz criterion	0,489787	Hannan-Quinn	-1,112922	
rho	0,937983	Durbin-Watson	0,216586	
Step 2: testing for a unit root in uhat				
Dickey-Fuller test for uhat				

sample size 19
unit-root null hypothesis: $a = 1$

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,260
estimated value of $(a - 1)$: -0,0620168
test statistic: tau c(2) = -0,533151
p-value 0,9618

There is evidence for a cointegrating relationship if:
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
(b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Forrás: saját számítás

A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M47. táblázat

Johansen test:
Number of equations = 2
Lag order = 1
Estimation period: 1991 - 2009 (T = 19)
Case 3: Unrestricted constant

Log-likelihood = 134,558 (including c: 80,6386)
Rank Eigenvalue Trace test p-value Lmax test p-value

0	0,19765	4,7347 [0,8331]	4,1839 [0,8341]
1	0,028573	0,55079 [0,4580]	0,55079 [0,4580]

Corrected for sample size (df = 16)
Rank Trace test p-value

0	4,7347 [0,8626]
1	0,55079 [0,4949]

eigenvalue 0,19765 0,028573

beta (cointegrating vectors)

l_GDP	2,2833	4,4077
l_ENC	23,783	1,7022

alpha (adjustment vectors)

l_GDP	0,00017388	0,0052510
l_ENC	-0,013572	0,0013827

renormalized beta

l_GDP	1,0000	2,5895
l_ENC	10,416	1,0000

renormalized alpha

l_GDP	0,00039702	0,0089381
l_ENC	-0,030989	0,0023537

long-run matrix (alpha * beta')

l_GDP	l_ENC
-------	-------

l_GDP	0,023542	0,013073
l_ENC	-0,024895	-0,32043

Forrás: saját számítás

A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M48. táblázat

VAR system, maximum lag order 4					
The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.					
lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	74,20725		-9,094300*	-8,811080*	-9,097317*
2	75,69820	0,56086	-8,759760	-8,287727	-8,764789
3	80,41056	0,05132	-8,854741	-8,193894	-8,861780
4	82,57735	0,36274	-8,610313	-7,760653	-8,619364

Forrás: saját számítás

A VAR-modell eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M49. táblázat

VAR system, lag order 1
OLS estimates, observations 1992-2009 (T = 18)
Log-likelihood = 87,366593
Determinant of covariance matrix = 2,0853618e-007
AIC = -9,0407
BIC = -8,7439
HQC = -8,9998
Portmanteau test: LB(4) = 11,5557, df = 12 [0,4820]

Equation 1: d_l_ENC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,00492474	0,0135487	-0,3635	0,7213
d_l_ENC_1	0,0524319	0,274408	0,1911	0,8510
d_l_GDP_1	0,0211903	0,270014	0,07848	0,9385

Mean dependent var -0,004252 S.D. dependent var 0,033190
Sum squared resid 0,018663 S.E. of regression 0,035273
R-squared 0,003405 Adjusted R-squared -0,129474
F(2, 15) 0,025628 P-value(F) 0,974741
rho -0,011223 Durbin-Watson 1,911630

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_l_ENC	F(1, 15) = 0,036509 [0,8510]
All lags of d_l_GDP	F(1, 15) = 0,0061589 [0,9385]

Equation 2: d_l_GDP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,0356345	0,00624213	5,709	4.14e-05 ***

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

d_l_ENC_1	0,153016	0,126425	1,210	0,2449	
d_l_GDP_1	0,222277	0,124400	1,787	0,0942	*
Mean dependent var	0,043839	S.D. dependent var	0,017987		
Sum squared resid	0,003961	S.E. of regression	0,016251		
R-squared	0,279767	Adjusted R-squared	0,183736		
F(2, 15)	2,913303	P-value(F)	0,085319		
rho	0,273682	Durbin-Watson	1,315394		
F-tests of zero restrictions:					
All lags of d_l_ENC F(1, 15) = 1,4649 [0,2449]					
All lags of d_l_GDP F(1, 15) = 3,1926 [0,0942]					

Forrás: saját számítás

**A variancia felbontás eredményei Lengyelország esetében, 1990-2009
(energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M50. táblázat

Decomposition of variance for d_l_ENC				Decomposition of variance for d_l_GDP			
period	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP	period	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP
1	0,0321998	100,0000	0,0000	1	0,014835	8,6096	91,3904
2	0,0322504	99,9913	0,0087	2	0,0162715	20,2804	79,7196
3	0,0322512	99,9907	0,0093	3	0,0163653	20,9838	79,0162
4	0,0322512	99,9906	0,0094	4	0,0163708	21,0250	78,9750
5	0,0322512	99,9906	0,0094	5	0,0163711	21,0274	78,9726
6	0,0322512	99,9906	0,0094	6	0,0163712	21,0275	78,9725
7	0,0322512	99,9906	0,0094	7	0,0163712	21,0275	78,9725
8	0,0322512	99,9906	0,0094	8	0,0163712	21,0275	78,9725
9	0,0322512	99,9906	0,0094	9	0,0163712	21,0275	78,9725
10	0,0322512	99,9906	0,0094	10	0,0163712	21,0275	78,9725

Forrás: saját számítás

A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M51. táblázat

Augmented Dickey-Fuller test for l_ENC including one lag of (1-L)l_ENC (max was 7) sample size 18 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,040 estimated value of (a - 1): -0,263864 test statistic: tau_c(1) = -1,80511 asymptotic p-value 0,3785	Dickey-Fuller test for d_l_ENC sample size 18 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,030 estimated value of (a - 1): -0,736815 test statistic: tau_c(1) = -3,74894 p-value 0,01245
--	--

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

Augmented Dickey-Fuller test for l_GDP including one lag of $(1-L)l_GDP$ (max was 7) sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,428 lagged differences: $F(7, 2) = 10,992$ [0,0859] estimated value of $(a - 1)$: -1,83529 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -2,95719$ asymptotic p-value 0,1445	Augmented Dickey-Fuller test for d_l_GDP including 7 lags of $(1-L)d_l_GDP$ (max was 7) sample size 11 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,715 lagged differences: $F(7, 1) = 2,537$ [0,4500] estimated value of $(a - 1)$: -3,94675 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -2,1883$ asymptotic p-value 0,4956
---	--

Forrás: saját számítás

**Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1990-2009
(energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M52. táblázat

Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_ENC including one lag of $(1-L)l_ENC$ (max was 7) sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,024 estimated value of $(a - 1)$: -0,190195 test statistic: $\tau = -1,55309$ asymptotic p-value 0,1133	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_GDP including one lag of $(1-L)l_GDP$ (max was 7) sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,387 estimated value of $(a - 1)$: -0,217592 test statistic: $\tau = -1,91996$ 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77
Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_ENC sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,080 estimated value of $(a - 1)$: -0,548009 test statistic: $\tau = -2,834$ asymptotic p-value 0,004471	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_GDP including 3 lags of $(1-L)d_l_GDP$ (max was 7) sample size 15 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,173 lagged differences: $F(3, 11) = 5,095$ [0,0188] estimated value of $(a - 1)$: -0,528226 test statistic: $\tau = -1,8731$ 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77

Forrás: saját számítás

**A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1990-2009
(energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M53. táblázat

KPSS test for l_ENC (without trend) $T = 20$ Lag truncation parameter = 2 Test statistic = 0,203234 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,484 0,694	KPSS test for l_GDP (including trend) $T = 20$ Lag truncation parameter = 2 Test statistic = 0,171728 10% 5% 1% Critical values: 0,124 0,150 0,206 Interpolated p-value 0,034
--	---

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

	KPSS test for d_l_GDP (including trend) T = 19 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = <u>0,105295</u> 10% 5% 1% Critical values: <u>0,125</u> 0,150 0,205
--	--

Forrás: saját számítás

**Az Engle-Granger-féle kointegrációs teszt eredményei Csehország estében, 1990-2009
(energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M54. táblázat

Step 1: cointegrating regression				
Cointegrating regression -				
OLS, using observations 1990-2009 (T = 20)				
Dependent variable: l_GDP				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	10,4725	6,08514	1,721	0,1024
l_ENC	1,34310	0,570402	2,355	0,0301 **
Mean dependent var 24,80075 S.D. dependent var 0,158770				
Sum squared resid 0,366166 S.E. of regression 0,142627				
R-squared 0,235488 Adjusted R-squared 0,193015				
Log-likelihood 11,62525 Akaike criterion -19,25049				
Schwarz criterion -17,25903 Hannan-Quinn -18,86174				
rho 0,938191 Durbin-Watson 0,107487				
Step 2: testing for a unit root in uhat				
Augmented Dickey-Fuller test for uhat				
including one lag of (1-L)uhat (max was 4)				
sample size 18				
unit-root null hypothesis: a = 1				
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e				
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,033				
estimated value of (a - 1): -0,106293				
<u>test statistic: tau_c(2) = -1,217</u>				
<u>asymptotic p-value 0,8542</u>				
There is evidence for a cointegrating relationship if:				
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.				
(b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.				

Step 1: cointegrating regression

Cointegrating regression -
OLS, using observations 1990-2009 (T = 20)
Dependent variable: l_ENC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	6,31967	1,84673	3,422	0,0030 ***
l_GDP	0,175331	0,0744613	2,355	0,0301 **

Mean dependent var 10,66801 S.D. dependent var 0,057365
Sum squared resid 0,047800 S.E. of regression 0,051532
R-squared 0,235488 Adjusted R-squared 0,193015
Log-likelihood 31,98587 Akaike criterion -59,97173
Schwarz criterion -57,98027 Hannan-Quinn -59,58298
rho 0,559401 Durbin-Watson 0,486105

Step 2: testing for a unit root in uhat

Dickey-Fuller test for uhat
sample size 19
unit-root null hypothesis: $a = 1$

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,356
estimated value of $(a - 1)$: -0,440599
test statistic: tau_c(2) = -3,39344
p-value 0,08198

There is evidence for a cointegrating relationship if:
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
(b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Forrás: saját számítás

**A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei
Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
M55. táblázat**

Johansen test:
Number of equations = 2
Lag order = 1
Estimation period: 1991 - 2009 (T = 19)
Case 3: Unrestricted constant

Log-likelihood = 133,577 (including c: 79,6569)

	Rank	Eigenvalue	Trace test	p-value	Lmax test	p-value
0	0,45180	11,537	[0,1829]	11,421	[0,1354]	
1	0,0060759	0,11579	[0,7336]	0,11579	[0,7337]	

Corrected for sample size (df = 16)
Rank Trace test p-value
0 11,537 [0,2401]
1 0,11579 [0,7534]

eigenvalue 0,45180 0,0060759

beta (cointegrating vectors)		
l_ENC	20,072	2,4786
l_GDP	-4,7789	6,2495
alpha (adjustment vectors)		
l_ENC	-0,025706	-0,00037762
l_GDP	-0,022407	0,0021134
renormalized beta		
l_ENC	1,0000	0,39660
l_GDP	-0,23809	1,0000
renormalized alpha		
l_ENC	-0,51597	-0,0023599
l_GDP	-0,44975	0,013208
long-run matrix (alpha * beta')		
	l_ENC	l_GDP
l_ENC	-0,51690	0,12049
l_GDP	-0,44451	0,12029

Forrás: saját számítás

A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M56. táblázat

VAR system, maximum lag order 4					
The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.					
lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	65,45252		-7,927003	-7,643783	-7,930020
2	75,19523	0,00063	-8,692697	-8,220663	-8,697725
3	80,17944	0,04096	-8,823926	-8,163079	-8,830965
4	89,76690	0,00073	-9,568920*	-8,719259*	-9,577970*

Forrás: saját számítás

A VAR-modell eredményei Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M57. táblázat

VAR system, lag order 4					
OLS estimates, observations 1995-2009 (T = 15)					
Log-likelihood = 89,766897					
Determinant of covariance matrix = 2,172779e-008					
AIC = -9,5689					
BIC = -8,7193					
HQC = -9,5780					
Equation 1: d_l_ENC					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	0,0136186	0,0203402	0,6695	0,5281	
d_l_ENC_1	0,129889	0,257505	0,5044	0,6320	
d_l_ENC_2	-0,109412	0,269179	-0,4065	0,6985	
d_l_ENC_3	0,568204	0,330571	1,719	0,1364	

d_l_ENC_4	-0,520639	0,340313	-1,530	0,1769
d_l_GDP_1	0,273856	0,689541	0,3972	0,7050
d_l_GDP_2	0,688613	0,886418	0,7768	0,4668
d_l_GDP_3	-1,84100	0,811741	-2,268	0,0638 *
d_l_GDP_4	0,408216	0,366068	1,115	0,3075

Mean dependent var 0,004972 S.D. dependent var 0,033744
 Sum squared resid 0,004683 S.E. of regression 0,027937
 R-squared 0,706242 Adjusted R-squared 0,314566
 F(8, 6) 1,803126 P-value(F) 0,244215
 rho -0,130378 Durbin-Watson 2,245123

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_l_ENC F(4, 6) = 1,3772 [0,3452]
All lags of d_l_GDP F(4, 6) = 2,5799 [0,1440]
 All vars, lag 4 F(2, 6) = 1,1858 [0,3682]

Equation 2: d_l_GDP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,0306874	0,0103123	2,976	0,0248 **
d_l_ENC_1	-0,0149274	0,130552	-0,1143	0,9127
d_l_ENC_2	0,365446	0,136471	2,678	0,0366 **
d_l_ENC_3	0,297082	0,167596	1,773	0,1267
d_l_ENC_4	0,318032	0,172535	1,843	0,1149
d_l_GDP_1	0,934197	0,349591	2,672	0,0369 **
d_l_GDP_2	-0,839654	0,449406	-1,868	0,1109
d_l_GDP_3	-0,0179342	0,411545	-0,04358	0,9667
d_l_GDP_4	-0,496763	0,185593	-2,677	0,0367 **

Mean dependent var 0,028154 S.D. dependent var 0,030135
 Sum squared resid 0,001204 S.E. of regression 0,014164
 R-squared 0,905325 Adjusted R-squared 0,779092
 F(8, 6) 7,171834 P-value(F) 0,013623
 rho -0,336694 Durbin-Watson 2,297328

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_l_ENC F(4, 6) = 3,8164 [0,0708]
 All lags of d_l_GDP F(4, 6) = 13,172 [0,0039]
 All vars, lag 4 F(2, 6) = 3,7007 [0,0897]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 3
 Alternative hypothesis: the longest lag is 4
 Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 19,1749 [0,0007]

Comparison of information criteria:

Lag order 4: AIC = -9,56892, BIC = -8,71926, HQC = -9,57797
 Lag order 3: AIC = -8,82393, BIC = -8,16308, HQC = -8,83097

Forrás: saját számítás

A variancia felbontás eredményei Csehország esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M58. táblázat

Decomposition of variance for d_l_ENC				Decomposition of variance for d_l_GDP			
period	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP	period	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP
1	0,0176689	100,0000	0,0000	1	0,00895799	13,2692	86,7308
2	0,0180991	98,4066	1,5934	2	0,0121959	12,3721	87,6279
3	0,0199159	81,8317	18,1683	3	0,0137158	30,6859	69,3141
4	0,0231545	71,0663	28,9337	4	0,017842	48,6353	51,3647
5	0,0268294	54,4924	45,5076	5	0,0209992	54,5900	45,4100
6	0,0270147	55,1117	44,8883	6	0,0217434	53,0035	46,9965
7	0,0275939	55,9619	44,0381	7	0,023113	55,0922	44,9078
8	0,0334141	69,7999	30,2001	8	0,0270721	65,2547	34,7453
9	0,0368096	68,5369	31,4631	9	0,0311693	73,2851	26,7149
10	0,03688	68,3153	31,6847	10	0,034095	76,8736	23,1264

Forrás: saját számítás

A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M59. táblázat

Dickey-Fuller test for l_ENC sample size 19 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,185 estimated value of $(a - 1)$: -0,623675 <u>test statistic: tau_c(1) = -4,66428</u> <u>p-value 0,001763</u>	Augmented Dickey-Fuller test for l_GDP including 4 lags of $(1-L)l_GDP$ (max was 7) sample size 15 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,152 lagged differences: $F(4, 8) = 6,383$ [0,0131] estimated value of $(a - 1)$: -0,839393 <u>test statistic: tau_ct(1) = -3,69457</u> <u>asymptotic p-value 0,02263</u>
---	--

Forrás: saját számítás

Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M60. táblázat

Dickey-Fuller (GLS) test for l_ENC sample size 19 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,455 estimated value of $(a - 1)$: -0,391696 <u>test statistic: tau = -2,45504</u> <u>asymptotic p-value 0,01364</u>	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_GDP including 4 lags of $(1-L)l_GDP$ (max was 7) sample size 15 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,343 lagged differences: $F(4, 10) = 3,043$ [0,0699] estimated value of $(a - 1)$: -0,337418 test statistic: tau = -2,12245 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77
	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_GDP including one lag of $(1-L)d_l_GDP$ (max was 7) sample size 17 unit-root null hypothesis: $a = 1$

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

	with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,214 estimated value of (a - 1): -0,379783 test statistic: tau = -1,55168 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77
--	---

Forrás: saját számítás

**A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1990-2009
(energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M61. táblázat

KPSS test for l_ENC (without trend) T = 20 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = <u>0,155862</u> 10% 5% 1% Critical values: <u>0,358</u> 0,484 0,694	KPSS test for l_GDP (including trend) T = 20 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = <u>0,141597</u> 10% 5% 1% Critical values: <u>0,124</u> 0,150 0,206 Interpolated p-value 0,066
--	--

Forrás: saját számítás

**A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Szlovákia esetében, 1990-2009
(energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M62. táblázat

VAR system, maximum lag order 4					
The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.					
lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
<u>1</u>	<u>70,14996</u>		<u>-8,018745</u>	<u>-7,729024*</u>	<u>-8,003909</u>
2	74,28101	0,08244	-8,035126*	-7,552258	-8,010399*
3	77,42544	0,17859	-7,928179	-7,252164	-7,893562
4	82,27305	0,04589	-8,034131	-7,164969	-7,989623

Forrás: saját számítás

**A VAR-modell eredményei Szlovákia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás,
gazdasági növekedés)**

M63. táblázat

VAR system, lag order 1 OLS estimates, observations 1991-2009 (T = 19) Log-likelihood = 76,991887 Determinant of covariance matrix = 1,0359795e-006 AIC = -7,4728 BIC = -7,1746 HQC = -7,4224 Portmanteau test: LB(4) = 15,1946, df = 12 [0,2310] Equation 1: l_GDP
--

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	7,38141	2,85977	2,581	0,0201	**
l_GDP_1	1,05894	0,0548741	19,30	1,66e-012	***
l_ENC_1	-0,894230	0,276705	-3,232	0,0052	***
Mean dependent var	24,12694	S.D. dependent var	0,244411		
Sum squared resid	0,044241	S.E. of regression	0,052584		
R-squared	0,958856	Adjusted R-squared	0,953713		
F(2, 16)	186,4378	P-value(F)	8,21e-12		
rho	0,578214	Durbin-Watson	0,850877		
F-tests of zero restrictions:					
All lags of l_GDP	F(1, 16) = 372,40 [0,0000]				
All lags of l_ENC	F(1, 16) = 10,444 [0,0052]				
Equation 2: l_ENC					

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	6,06059	1,43658	4,219	0,0007	***
l_GDP_1	0,00283147	0,0275655	0,1027	0,9195	
l_ENC_1	0,374440	0,139000	2,694	0,0160	**
Mean dependent var	9,804405	S.D. dependent var	0,030163		
Sum squared resid	0,011164	S.E. of regression	0,026415		
R-squared	0,318294	Adjusted R-squared	0,233080		
F(2, 16)	3,735260	P-value(F)	0,046642		
rho	0,178232	Durbin-Watson	1,426474		
F-tests of zero restrictions:					
All lags of l_GDP	F(1, 16) = 0,010551 [0,9195]				
All lags of l_ENC	F(1, 16) = 7,2566 [0,0160]				

Forrás: saját számítás

**A variancia felbontás eredményei Szlovákia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás,
gazdasági növekedés)**

M64. táblázat

Decomposition of variance for l_GDP				Decomposition of variance for l_ENC			
period	std. error	l_GDP	l_ENC	period	std. error	l_GDP	l_ENC
1	0,0482543	100,0000	0,0000	1	0,0242401	24,2800	75,7200
2	0,0657102	91,7603	8,2397	2	0,0259076	24,4200	75,5800
3	0,0809001	83,3952	16,6048	3	0,0261348	24,4932	75,5068
4	0,0952125	77,2556	22,7444	4	0,0261665	24,5270	75,4730
5	0,109058	72,9607	27,0393	5	0,0261713	24,5425	75,4575
6	0,122687	69,9124	30,0876	6	0,0261727	24,5505	75,4495
7	0,136282	67,6849	32,3151	7	0,0261738	24,5556	75,4444
8	0,149982	66,0075	33,9925	8	0,0261751	24,5598	75,4402
9	0,163897	64,7102	35,2898	9	0,0261765	24,5638	75,4362
10	0,178117	63,6840	36,3160	10	0,0261781	24,5681	75,4319

Forrás: saját számítás

A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M65. táblázat

Augmented Dickey-Fuller test for l_ENC including 5 lags of $(1-L)l_ENC$ (max was 7) sample size 13 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,665 lagged differences: $F(5, 6) = 2,511$ [0,1466] estimated value of $(a - 1)$: -0,0655736 test statistic: $\tau_c(1) = -0,708854$ asymptotic p-value 0,8428	Augmented Dickey-Fuller test for d_l_ENC including 4 lags of $(1-L)d_l_ENC$ (max was 6) sample size 13 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,514 lagged differences: $F(4, 7) = 3,190$ [0,0863] estimated value of $(a - 1)$: -2,42199 <u>test statistic: $\tau_c(1) = -4,43824$</u> <u>asymptotic p-value 0,0001</u>
Augmented Dickey-Fuller test for l_GDP including one lag of $(1-L)l_GDP$ (max was 7) sample size 17 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,289 estimated value of $(a - 1)$: -0,65524 <u>test statistic: $\tau_{ct}(1) = -4,99303$</u> <u>asymptotic p-value 0,0001</u>	

Forrás: saját számítás

Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M66. táblázat

Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_ENC including 7 lags of $(1-L)l_ENC$ (max was 7) sample size 11 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,642 lagged differences: $F(7, 3) = 1,441$ [0,4156] estimated value of $(a - 1)$: 0,128642 test statistic: $\tau = 1,08477$ asymptotic p-value 0,9281	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_GDP including one lag of $(1-L)l_GDP$ (max was 7) sample size 17 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,021 estimated value of $(a - 1)$: -0,250962 test statistic: $\tau = -2,62289$ 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77
Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_ENC including 6 lags of $(1-L)d_l_ENC$ (max was 7) sample size 11 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,393 lagged differences: $F(6, 4) = 1,685$ [0,3193] estimated value of $(a - 1)$: -0,82007 test statistic: $\tau = -0,957318$	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_GDP including one lag of $(1-L)d_l_GDP$ (max was 7) sample size 16 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,075 estimated value of $(a - 1)$: -0,605716 test statistic: $\tau = \underline{\underline{-3,08139}}$

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

asymptotic p-value 0,3025	10% 5% 2,5% 1%
	Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77

Forrás: saját számítás

**A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009
(energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M67. táblázat

KPSS test for l_ENC (without trend) T = 19 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = 0,679768 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,485 0,692 Interpolated p-value 0,012	KPSS test for l_GDP (including trend) T = 19 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = 0,145309 10% 5% 1% Critical values: 0,125 0,150 0,205 Interpolated p-value 0,059
KPSS test for d_l_ENC (without trend) T = 18 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = 0,100663 10% 5% 1% Critical values: 0,359 0,487 0,689	KPSS test for d_l_GDP (including trend) T = 18 Lag truncation parameter = 2 Test statistic = 0,132072 10% 5% 1% Critical values: 0,125 0,150 0,205 Interpolated p-value 0,086

Forrás: saját számítás

Az Engle-Granger-féle kointegrációs teszt eredményei Szlovénia estében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M68. táblázat

Step 1: cointegrating regression					
Cointegrating regression - OLS, using observations 1990-2008 (T = 19) Dependent variable: l_GDP					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	8,66415	1,17729	7,359	1,12e-06	***
l_ENC	1,71253	0,134243	12,76	3,93e-010	***
Mean dependent var 23,68153 S.D. dependent var 0,208346					
Sum squared resid 0,073901 S.E. of regression 0,065933					
R-squared 0,905418 Adjusted R-squared 0,899855					
Log-likelihood 25,76011 Akaike criterion -47,52023					
Schwarz criterion -45,63135 Hannan-Quinn -47,20055					
rho 0,683511 Durbin-Watson 0,604312					
Step 2: testing for a unit root in uhat					
Dickey-Fuller test for uhat sample size 18 unit-root null hypothesis: a = 1					
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,175 estimated value of (a - 1): -0,316489					
test statistic: tau_c(2) = -1,79483					
p-value 0,6388					
There is evidence for a cointegrating relationship if: (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables. (b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.					
Step 1: cointegrating regression					
Cointegrating regression - OLS, using observations 1990-2008 (T = 19) Dependent variable: l_ENC					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	-3,75137	0,981504	-3,822	0,0014	***
l_GDP	0,528704	0,0414444	12,76	3,93e-010	***
Mean dependent var 8,769140 S.D. dependent var 0,115764					
Sum squared resid 0,022815 S.E. of regression 0,036634					
R-squared 0,905418 Adjusted R-squared 0,899855					
Log-likelihood 36,92543 Akaike criterion -69,85086					
Schwarz criterion -67,96198 Hannan-Quinn -69,53119					
rho 0,632977 Durbin-Watson 0,661565					
Step 2: testing for a unit root in uhat					
Augmented Dickey-Fuller test for uhat					

including 2 lags of $(1-L)uhat$ (max was 4)
sample size 16
unit-root null hypothesis: $a = 1$

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e : 0,095
lagged differences: $F(2, 13) = 3,296$ [0,0695]
estimated value of $(a - 1)$: -0,691332
test statistic: $\tau_c(2) = -3,64983$
asymptotic p-value 0.02125

There is evidence for a cointegrating relationship if:
(a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
(b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals ($uhat$) from the cointegrating regression.

Forrás: saját számítás

**A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009
(energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M69. táblázat

Johansen test:					
Number of equations = 2					
Lag order = 1					
Estimation period: 1991 - 2008 (T = 18)					
Case 3: Unrestricted constant					
Log-likelihood = 127,869 (including c: 76,7876)					
Rank	Eigenvalue	Trace test	p-value	Lmax test	p-value
0	0,43855	10,791	[0,2285]	10,390	[0,1909]
1	0,022004	0,40050	[0,5268]	0,40050	[0,5268]
Corrected for sample size (df = 15)					
Rank Trace test p-value					
0	10,791	[0,2957]			
1	0,40050	[0,5624]			
eigenvalue	0,43855	0,022004			
beta (cointegrating vectors)					
l_ENC	-23,019	-16,262			
l_GDP	9,2572	13,046			
alpha (adjustment vectors)					
l_ENC	0,0037727	0,0050538			
l_GDP	-0,018672	0,0038693			
renormalized beta					
l_ENC	1,0000	-1,2464			
l_GDP	-0,40216	1,0000			
renormalized alpha					
l_ENC	-0,086842	0,065934			
l_GDP	0,42981	0,050481			
long-run matrix (alpha * beta')					
	l_ENC	l_GDP			
l_ENC	-0,16902	0,10086			
l_GDP	0,36688	-0,12237			

Forrás: saját számítás

**A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása
Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M70. táblázat

VAR system, maximum lag order 4					
The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.					
lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	77,64059		-10,234369*	-9,960488*	-10,259722*
2	78,44280	0,80800	-9,777542	-9,321073	-9,819797
3	83,67204	0,03337	-9,953149	-9,314091	-10,012305
4	84,89659	0,65377	-9,556656	-8,735011	-9,632715

Forrás: saját számítás

A VAR-modell eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M71. táblázat

VAR system, lag order 1

OLS estimates, observations 1992-2008 (T = 17)

Log-likelihood = 82,850235

Determinant of covariance matrix = 2,0042201e-007

AIC = -9,0412

BIC = -8,7471

HQC = -9,0120

Portmanteau test: LB(4) = 10,5445, df = 12 [0,5683]

Equation 1: d_l_ENC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,00864090	0,00994784	0,8686	0,3997
d_l_ENC_1	-0,0349899	0,284728	-0,1229	0,9039
d_l_GDP_1	0,399110	0,246783	1,617	0,1281

Mean dependent var 0,019463 S.D. dependent var 0,034828

Sum squared resid 0,015518 S.E. of regression 0,033294

R-squared 0,200415 Adjusted R-squared 0,086188

F(2, 14) 1,754538 P-value(F) 0,208955

rho 0,083609 Durbin-Watson 1,671254

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_l_ENC F(1, 14) = 0,015102 [0,9039]

All lags of d_l_GDP F(1, 14) = 2,6155 [0,1281]

Equation 2: d_l_GDP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,0218626	0,00509673	4,290	0,0007 ***
d_l_ENC_1	-0,112319	0,145879	-0,7699	0,4541
d_l_GDP_1	0,552109	0,126438	4,367	0,0006 ***

Mean dependent var 0,035900 S.D. dependent var 0,025996

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

Sum squared resid	0,004074	S.E. of regression	0,017058
R-squared	0,623267	Adjusted R-squared	0,569448
F(2, 14)	11,58080	P-value(F)	0,001077
rho	-0,284309	Durbin-Watson	2,133365

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_l_ENC	F(1, 14) = 0,59281 [0,4541]
All lags of d_l_GDP	F(1, 14) = 19,068 [0,0006]

Forrás: saját számítás

**A variancia felbontás eredményei Szlovénia esetében, 1990-2009 (energiafelhasználás,
gazdasági növekedés)**

M72. táblázat

Decomposition of variance for d_l_ENC				Decomposition of variance for d_l_GDP			
period	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP	period	std. error	d_l_ENC	d_l_GDP
1	0,0302134	100,0000	0,0000	1	0,0154797	8,3736	91,6264
2	0,0307954	96,3123	3,6877	2	0,0175327	6,8030	93,1970
3	0,0309494	95,3725	4,6275	3	0,0179606	6,5906	93,4094
4	0,0309832	95,1694	4,8306	4	0,0180512	6,5491	93,4509
5	0,0309904	95,1261	4,8739	5	0,0180704	6,5403	93,4597
6	0,030992	95,1168	4,8832	6	0,0180745	6,5385	93,4615
7	0,0309923	95,1149	4,8851	7	0,0180754	6,5381	93,4619
8	0,0309924	95,1144	4,8856	8	0,0180756	6,5380	93,4620
9	0,0309924	95,1144	4,8856	9	0,0180756	6,5380	93,4620
10	0,0309924	95,1143	4,8857	10	0,0180757	6,5380	93,4620

Forrás: saját számítás

2. számú melléklet – Segédtablázatok a gazdasági szerkezetváltás, az energiafelhasználás és a gazdasági növekedés közötti okozati összefüggés számításához

A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M73. táblázat

Dickey-Fuller test for l_HU_fok sample size 17 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,124 estimated value of $(a - 1)$: -0,601879 <u>test statistic: tau c(1) = -3,23832</u> <u>p-value 0,0353</u>	Augmented Dickey-Fuller test for l_HU_ENC including 2 lags of $(1-L)l_HU_ENC$ (max was 4) sample size 16 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,185 lagged differences: $F(2, 12) = 2,782 [0,1017]$ estimated value of $(a - 1)$: -0,730422 <u>test statistic: tau c(1) = -2,79194</u> <u>asymptotic p-value 0,05939</u>
Augmented Dickey-Fuller test for l_HU_GDP including 3 lags of $(1-L)l_HU_GDP$ (max was 6) sample size 15 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,300 lagged differences: $F(3, 9) = 7,014 [0,0099]$ estimated value of $(a - 1)$: 0,108356 test statistic: $\tau_{ct}(1) = 0,509957$ asymptotic p-value 0,9994	Augmented Dickey-Fuller test for d_l_HU_GDP including 2 lags of $(1-L)d_l_HU_GDP$ (max was 6) sample size 15 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,341 lagged differences: $F(2, 10) = 8,027 [0,0083]$ estimated value of $(a - 1)$: 0,357495 <u>test statistic: tau ct(1) = 1,32804</u> <u>asymptotic p-value 1</u>

Forrás: saját számítás

Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M74. táblázat

Dickey-Fuller (GLS) test for l_HU_fok sample size 17 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,006 estimated value of $(a - 1)$: -0,495475 <u>test statistic: tau = -2,55826</u> <u>asymptotic p-value 0,0102</u>	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_HU_ENC including 2 lags of $(1-L)l_HU_ENC$ (max was 4) sample size 16 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,133 lagged differences: $F(2, 13) = 2,528 [0,1182]$ estimated value of $(a - 1)$: -0,667486 <u>test statistic: tau = -2,63524</u> <u>asymptotic p-value 0,008154</u>
Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_HU_GDP including 3 lags of $(1-L)l_HU_GDP$ (max was 6) sample size 15 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,276	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_HU_GDP including 3 lags of $(1-L)d_l_HU_GDP$ (max was 6) sample size 14 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,389 lagged differences: $F(3, 10) = 1,548 [0,2623]$

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

lagged differences: $F(3, 11) = 5,611$ [0,0139] estimated value of (a - 1): -0,440748 test statistic: tau = -2,47217 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77	estimated value of (a - 1): -0,202408 test statistic: tau = -0,637934 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77
---	---

Forrás: saját számítás

**A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Magyarország esetében, 1991-2009 (gazdasági
szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M75. táblázat

KPSS test for l_HU_fok (without trend) T = 18 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,532794 10% 5% 1% Critical values: 0,359 0,487 0,689	KPSS test for d_l_HU_fok (without trend) T = 17 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,123451 10% 5% 1% Critical values: 0,359 0,488 0,685
KPSS test for l_HU_ENC (without trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,176037 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,485 0,692	
KPSS test for l_HU_GDP (including trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,132596 10% 5% 1% Critical values: 0,125 0,150 0,205	

Forrás: saját számítás

**A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Magyarország esetében, 1991-
2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M76. táblázat

VAR system, maximum lag order 2					
The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.					
lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	24,87954		-2,359943*	-2,070222*	-2,345107*
2	25,22842	0,95160	-1,903553	-1,420685	-1,878826

VAR system, maximum lag order 2

The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.

lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	26,03224		-2,504030	-2,214309	-2,489194
2	35,38765	0,00090	-3,173456*	-2,690588*	-3,148729*

Forrás: saját számítás

**A VAR-modell eredményei Magyarország esetében, 1991-2009 (gazdasági
szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)
M77. táblázat**

VAR system, lag order 1

OLS estimates, observations 1992-2008 (T = 17)

Log-likelihood = 26,080357

Determinant of covariance matrix = 0,00015940994

AIC = -2,3624

BIC = -2,0683

HQC = -2,3332

Portmanteau test: LB(4) = 17,2497, df = 12 [0,1404]

Equation 1: l_HU_ENC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	6,79980	1,82201	3,732	0,0022	***
l_HU_ENC_1	0,330837	0,179214	1,846	0,0861	*
l_HU_fok_1	-0,0162704	0,00570407	-2,852	0,0128	**

Mean dependent var 10,16520 S.D. dependent var 0,028698

Sum squared resid 0,006770 S.E. of regression 0,021991

R-squared 0,486201 Adjusted R-squared 0,412801

F(2, 14) 6,623992 P-value(F) 0,009453

rho -0,002666 Durbin-Watson 1,974731

F-tests of zero restrictions:

All lags of l_HU_ENC F(1, 14) = 3,4079 [0,0861]

All lags of l_HU_fok F(1, 14) = 8,1364 [0,0128]

Equation 2: l_HU_fok

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	30,5046	61,4975	0,4960	0,6276	
l_HU_ENC_1	-3,02580	6,04893	-0,5002	0,6247	
l_HU_fok_1	0,384844	0,192527	1,999	0,0654	*

Mean dependent var -0,300331 S.D. dependent var 0,800482

Sum squared resid 7,713011 S.E. of regression 0,742246

R-squared 0,247683 Adjusted R-squared 0,140209

F(2, 14) 2,304588 P-value(F) 0,136397

rho -0,158418 Durbin-Watson 2,244802

F-tests of zero restrictions:

All lags of l_HU_ENC F(1, 14) = 0,25022 [0,6247]

All lags of l_HU_fok F(1, 14) = 3,9956 [0,0654]

VAR system, lag order 2

OLS estimates, observations 1993-2008 (T = 16)

Log-likelihood = 35,38765

Determinant of covariance matrix = 4,1112005e-005

AIC = -3,1735

BIC = -2,6906

HQC = -3,1487

Portmanteau test: LB(4) = 14,0317, df = 8 [0,0809]

Equation 1: l_HU_fok

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	45,4751	34,2657	1,327	0,2114
l_HU_fok_1	0,143815	0,291107	0,4940	0,6310
l_HU_fok_2	-0,102568	0,244786	-0,4190	0,6833
l_HU_GDP_1	-3,77036	8,48224	-0,4445	0,6653
l_HU_GDP_2	1,90729	8,71623	0,2188	0,8308

Mean dependent var -0,382895 S.D. dependent var 0,748250

Sum squared resid 6,347998 S.E. of regression 0,759665

R-squared 0,244121 Adjusted R-squared -0,030744

F(4, 11) 0,888150 P-value(F) 0,502571

rho -0,060439 Durbin-Watson 2,016050

F-tests of zero restrictions:

All lags of l_HU_fok F(2, 11) = 0,16462 [0,8503]

All lags of l_HU_GDP F(2, 11) = 1,0464 [0,3837]

All vars, lag 2 F(2, 11) = 0,10012 [0,9055]

Equation 2: l_HU_GDP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,850250	0,589356	1,443	0,1770
l_HU_fok_1	0,00841794	0,00500693	1,681	0,1209
l_HU_fok_2	-0,00693714	0,00421021	-1,648	0,1277
l_HU_GDP_1	1,56201	0,145891	10,71	3,72e-07 ***
l_HU_GDP_2	-0,596001	0,149916	-3,976	0,0022 ***

Mean dependent var 24,59979 S.D. dependent var 0,177962

Sum squared resid 0,001878 S.E. of regression 0,013066

R-squared 0,996047 Adjusted R-squared 0,994610

F(4, 11) 692,9246 P-value(F) 3,93e-13

rho -0,072732 Durbin-Watson 2,121944

F-tests of zero restrictions:

All lags of l_HU_fok F(2, 11) = 2,1627 [0,1614]

All lags of l_HU_GDP F(2, 11) = 908,72 [0,0000]

All vars, lag 2 F(2, 11) = 10,496 [0,0028]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 1
Alternative hypothesis: the longest lag is 2
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 18,7108 [0,0009]

Comparison of information criteria:
Lag order 2: AIC = -3,17346, BIC = -2,69059, HQC = -3,14873
Lag order 1: AIC = -2,50403, BIC = -2,21431, HQC = -2,48919

Forrás: saját számítás

A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M78. táblázat

Dickey-Fuller test for l_CZ_fok sample size 18 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,026 estimated value of (a - 1): -0,670342 test statistic: $\tau_c(1) = -2,93725$ p-value 0,06063	Dickey-Fuller test for d_l_CZ_fok sample size 17 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,232 estimated value of (a - 1): -1,34405 test statistic: $\tau_c(1) = -5,89922$ p-value 0,0001
Augmented Dickey-Fuller test for l_CZ_ENC including one lag of $(1-L)l_CZ_ENC$ (max was 4) sample size 17 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,008 estimated value of (a - 1): -0,295104 test statistic: $\tau_c(1) = -1,85844$ asymptotic p-value 0,3524	Dickey-Fuller test for d_l_CZ_ENC sample size 17 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,033 estimated value of (a - 1): -0,742943 test statistic: $\tau_c(1) = -2,97544$ p-value 0,05759
Augmented Dickey-Fuller test for l_CZ_GDP including 7 lags of $(1-L)l_CZ_GDP$ (max was 7) sample size 11 unit-root null hypothesis: a = 1 with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,883 lagged differences: $F(7, 1) = 3803,907$ [0,0125] estimated value of (a - 1): -2,53745 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -58,6276$ asymptotic p-value 1,131e-094	

Forrás: saját számítás

**Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1991-2009
(gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M79. táblázat

Dickey-Fuller (GLS) test for l_CZ_fok sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,004 estimated value of $(a - 1)$: -0,60137 test statistic: tau = -2,76324 asymptotic p-value 0,005562	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_CZ_ENC including one lag of $(1-L)l_CZ_ENC$ (max was 4) sample size 17 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,006 estimated value of $(a - 1)$: -0,282859 test statistic: tau = -1,88182 asymptotic p-value 0,05714
Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_CZ_GDP including 2 lags of $(1-L)l_CZ_GDP$ (max was 7) sample size 16 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,218 lagged differences: $F(2, 13) = 10,729$ [0,0018] estimated value of $(a - 1)$: -0,232175 test statistic: tau = -1,54633 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_CZ_GDP including 7 lags of $(1-L)d_l_CZ_GDP$ (max was 7) sample size 10 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,056 lagged differences: $F(7, 2) = 100,198$ [0,0099] estimated value of $(a - 1)$: -2,60199 test statistic: tau = -13,1599 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77

Forrás: saját számítás

A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Csehország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M80. táblázat

KPSS test for l_CZ_fok (without trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,39355 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,485 0,692	KPSS test for d_l_CZ_fok (without trend) T = 18 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,146252 10% 5% 1% Critical values: 0,359 0,487 0,689
KPSS test for l_CZ_ENC (without trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,43826 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,485 0,692	KPSS test for d_l_CZ_ENC (without trend) T = 18 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,148013 10% 5% 1% Critical values: 0,359 0,487 0,689
KPSS test for l_CZ_GDP (including trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,195103 10% 5% 1% Critical values: 0,125 0,150 0,205	KPSS test for d_l_CZ_GDP (including trend) T = 18 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,077519 10% 5% 1% Critical values: 0,125 0,150 0,205

Interpolated p-value 0,017

Forrás: saját számítás

**A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei Csehország esetében, 1991-2009
(gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M81. táblázat

Johansen test:			
Number of equations = 2			
Lag order = 1			
Estimation period: 1992 - 2009 (T = 18)			
Case 3: Unrestricted constant			
Log-likelihood = 65,1799 (including c: 14,0981)			
Rank	Eigenvalue	Trace test	p-value
0	0,38086	10,852	[0,2245]
1	0,11614	2,2223	[0,1360]
Corrected for sample size (df = 15)			
Rank	Trace test p-value		
0	<u>10,852 [0,2913]</u>		
1	2,2223 [0,1740]		
eigenvalue	0,38086	0,11614	
beta (cointegrating vectors)			
l_CZ_fok	-1,0549	0,075774	
l_CZ_ENC	-6,9307	-19,478	
alpha (adjustment vectors)			
l_CZ_fok	0,66579	-0,090639	
l_CZ_ENC	0,0052970	0,010703	
renormalized beta			
l_CZ_fok	1,0000	-0,0038901	
l_CZ_ENC	6,5697	1,0000	
renormalized alpha			
l_CZ_fok	-0,70237	1,7655	
l_CZ_ENC	-0,0055880	-0,20849	
long-run matrix (alpha * beta')			
	l_CZ_fok	l_CZ_ENC	
l_CZ_fok	-0,70923	-2,8488	
l_CZ_ENC	-0,0047770	-0,24520	

Johansen test:
 Number of equations = 2
 Lag order = 1
 Estimation period: 1992 - 2009 (T = 18)
 Case 3: Unrestricted constant

Log-likelihood = 152,392 (including c: 101,31)

Rank	Eigenvalue	Trace test	p-value	Lmax test	p-value
0	0,32791	7,3092	[0,5486]	7,1524	[0,4799]
1	0,0086701	0,15674	[0,6922]	0,15674	[0,6922]

Corrected for sample size (df = 15)
 Rank Trace test p-value

0	7,3092	[0,6147]
1	0,15674	[0,7163]

eigenvalue 0,32791 0,0086701

beta (cointegrating vectors)

l_CZ_GDP	2,8630	-8,9217
l_CZ_fok	-71,603	36,756

alpha (adjustment vectors)

l_CZ_GDP	-0,0090429	0,0021817
l_CZ_fok	0,0042598	0,00049254

renormalized beta

l_CZ_GDP	1,0000	-0,24273
l_CZ_fok	-25,010	1,0000

renormalized alpha

l_CZ_GDP	-0,025890	0,080189
l_CZ_fok	0,012196	0,018104

long-run matrix (alpha * beta')

	l_CZ_GDP	l_CZ_fok
l_CZ_GDP	-0,045354	0,72769
l_CZ_fok	0,0078016	-0,28691

Forrás: saját számítás

A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Csehország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M82. táblázat

VAR system, maximum lag order 2					
The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.					
lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	13,49051	-0,936313*	-0,646593*	-0,921477*	
2	14,73207	0,64766	-0,591508	-0,108640	-0,566781

VAR system, maximum lag order 2

The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.

lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	17,48467		-1,435583	-1,145863	-1,420747
2	23,92887	0,01183	-1,741109*	-1,258241*	-1,716383*

Forrás: saját számítás

A VAR-modell eredményei Csehország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M83. táblázat

VAR system, lag order 1

OLS estimates, observations 1993-2009 (T = 17)

Log-likelihood = 10,528144

Determinant of covariance matrix = 0,0009934177

AIC = -0,5327

BIC = -0,2386

HQC = -0,5035

Portmanteau test: LB(4) = 7,67271, df = 12 [0,8102]

Equation 1: d_l_CZ_ENC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,000655372	0,00842623	0,07778	0,9391
d_l_CZ_ENC_1	0,257676	0,256159	1,006	0,3315
d_l_CZ_fok_1	-0,00371772	0,00739979	-0,5024	0,6232

Mean dependent var 0,000614 S.D. dependent var 0,033882

Sum squared resid 0,016852 S.E. of regression 0,034695

R-squared 0,082536 Adjusted R-squared -0,048530

F(2, 14) 0,629730 P-value(F) 0,547170

rho 0,045357 Durbin-Watson 1,874996

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_l_CZ_ENC F(1, 14) = 1,0119 [0,3315]

All lags of d_l_CZ_fok F(1, 14) = 0,25241 [0,6232]

Equation 2: d_l_CZ_fok

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,0434714	0,268463	-0,1619	0,8737
d_l_CZ_ENC_1	-0,769918	8,16133	-0,09434	0,9262
d_l_CZ_fok_1	-0,343945	0,235760	-1,459	0,1667

Mean dependent var -0,063014 S.D. dependent var 1,110164

Sum squared resid 17,10632 S.E. of regression 1,105387

R-squared 0,132514 Adjusted R-squared 0,008588

F(2, 14) 1,069296 P-value(F) 0,369689

rho -0,227632 Durbin-Watson 2,141212

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_l_CZ_ENC F(1, 14) = 0,0088995 [0,9262]

All lags of d_l_CZ_fok F(1, 14) = 2,1283 [0,1667]

VAR system, lag order 2

OLS estimates, observations 1994-2009 (T = 16)

Log-likelihood = 23,928875

Determinant of covariance matrix = 0,00017219836

AIC = -1,7411

BIC = -1,2582

HQC = -1,7164

Portmanteau test: LB(4) = 18,8167, df = 8 [0,0159]

Equation 1: d_l_CZ_GDP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,0193517	0,00871973	2,219	0,0484 **
d_l_CZ_GDP_1	1,12321	0,271200	4,142	0,0016 ***
d_l_CZ_GDP_2	-0,908871	0,254123	-3,577	0,0043 ***
d_l_CZ_fok_1	-0,00568970	0,00487366	-1,167	0,2677
d_l_CZ_fok_2	0,000414992	0,00488265	0,08499	0,9338

Mean dependent var 0,027766 S.D. dependent var 0,029155

Sum squared resid 0,004324 S.E. of regression 0,019826

R-squared 0,660864 Adjusted R-squared 0,537541

F(4, 11) 5,358833 P-value(F) 0,012108

rho 0,203433 Durbin-Watson 1,482647

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_l_CZ_GDP F(2, 11) = 9,6591 [0,0038]

All lags of d_l_CZ_fok F(2, 11) = 0,84714 [0,4548]

All vars, lag 2 F(2, 11) = 6,5433 [0,0134]

Equation 2: d_l_CZ_fok

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,232748	0,426537	-0,5457	0,5962
d_l_CZ_GDP_1	0,0164636	13,2661	0,001241	0,9990
d_l_CZ_GDP_2	1,06427	12,4307	0,08562	0,9333
d_l_CZ_fok_1	-0,572975	0,238401	-2,403	0,0350 **
d_l_CZ_fok_2	-0,108170	0,238841	-0,4529	0,6594

Mean dependent var -0,176717 S.D. dependent var 1,039324

Sum squared resid 10,34641 S.E. of regression 0,969836

R-squared 0,361447 Adjusted R-squared 0,129247

F(4, 11) 1,556615 P-value(F) 0,253487

rho 0,158354 Durbin-Watson 1,634558

F-tests of zero restrictions:

All lags of d_l_CZ_GDP F(2, 11) = 0,0055405 [0,9945]

All lags of d_l_CZ_fok F(2, 11) = 3,0159 [0,0903]

All vars, lag 2 F(2, 11) = 0,11297 [0,8942]

For the system as a whole:

Null hypothesis: the longest lag is 1

Alternative hypothesis: the longest lag is 2
Likelihood ratio test: Chi-square(4) = 12,8884 [0,0118]

Comparison of information criteria:
Lag order 2: AIC = -1,74111, BIC = -1,25824, HQC = -1,71638
Lag order 1: AIC = -1,43558, BIC = -1,14586, HQC = -1,42075

Forrás: saját számítás

A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M84. táblázat

Dickey-Fuller test for l_SK_fok sample size 19 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,002 estimated value of $(a - 1)$: -0,991433 <u>test statistic: tau_c(1) = -4,04432</u> <u>p-value 0,006432</u>	Augmented Dickey-Fuller test for l_SK_GDP including 6 lags of $(1-L)l_SK_GDP$ (max was 6) sample size 12 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,694 lagged differences: $F(6, 3) = 6,679$ [0,0739] estimated value of $(a - 1)$: -2,09117 <u>test statistic: tau_ct(1) = -3,56678</u> <u>asymptotic p-value 0,03268</u>
Dickey-Fuller test for l_SK_ENC sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,147 estimated value of $(a - 1)$: -0,590712 test statistic: $\tau_c(1) = -2,50303$ p-value 0,1311	Dickey-Fuller test for d_l_SK_ENC sample size 17 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,113 estimated value of $(a - 1)$: -1,12937 <u>test statistic: tau_c(1) = -4,07734</u> <u>p-value 0,006869</u>

Forrás: saját számítás

Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M85. táblázat

Dickey-Fuller (GLS) test for l_SK_fok sample size 19 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,005 estimated value of $(a - 1)$: -0,987681 <u>test statistic: tau = -4,1545</u> <u>asymptotic p-value 3,403e-005</u>	Dickey-Fuller (GLS) test for l_SK_ENC sample size 18 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,172 estimated value of $(a - 1)$: -0,562183 <u>test statistic: tau = -2,35259</u> <u>asymptotic p-value 0,01802</u>
Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_SK_GDP including one lag of $(1-L)l_SK_GDP$ (max was 6) sample size 17 unit-root null hypothesis: $a = 1$ with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,189 estimated value of $(a - 1)$: -0,556363 <u>test statistic: tau = -3,72127</u>	

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77	
--	--

Forrás: saját számítás

**A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Szlovákia esetében, 1991-2009 (gazdasági
szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M86. táblázat

KPSS test for l_SK_fok (without trend) T = 20 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,463403 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,484 0,694	KPSS test for d_l_SK_fok (without trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,0568791 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,485 0,692
KPSS test for l_SK_ENC (without trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,123619 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,485 0,692	KPSS test for l_SK_GDP (including trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,134389 10% 5% 1% Critical values: 0,125 0,150 0,205

Forrás: saját számítás

**A VAR-modellhez szükséges késleltetés meghatározása Szlovákia esetében, 1991-2009
(gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M87. táblázat

VAR system, maximum lag order 2 The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion. lags loglik p(LR) AIC BIC HQC 1 19,12273 -1,543850* -1,249775* -1,514619* 2 19,39169 0,96971 -1,104904 -0,614779 -1,056185					
VAR system, maximum lag order 2 The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion. lags loglik p(LR) AIC BIC HQC 1 12,66430 -0,784035* -0,489959* -0,754803* 2 16,58587 0,09750 -0,774809 -0,284683 -0,726089					

Forrás: saját számítás

**A VAR-modell eredményei Szlovákia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás,
energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M88. táblázat

VAR system, lag order 1				
OLS estimates, observations 1992-2009 (T = 18)				
Log-likelihood = 16,652981				
Determinant of covariance matrix = 0,00053884351				
AIC = -1,1837				
BIC = -0,8869				
HQC = -1,1427				
Portmanteau test: LB(4) = 10,8427, df = 12 [0,5424]				
Equation 1: l_SK_fok				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	-82,3238	99,0609	-0,8310	0,4190
l_SK_fok_1	0,0500273	0,258276	0,1937	0,8490
l_SK_ENC_1	8,44049	10,0998	0,8357	0,4164
Mean dependent var 0,479787 S.D. dependent var 1,085838				
Sum squared resid 19,11977 S.E. of regression 1,129004				
R-squared 0,046098 Adjusted R-squared -0,081088				
F(2, 15) 0,362447 P-value(F) 0,701902				
rho 0,043748 Durbin-Watson 1,582344				
F-tests of zero restrictions:				
All lags of l_SK_fok F(1, 15) = 0,037519 [0,8490]				
All lags of l_SK_ENC F(1, 15) = 0,69841 [0,4164]				
Equation 2: l_SK_ENC				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	5,91276	2,23735	2,643	0,0185 **
l_SK_fok_1	-0,00855242	0,00583331	-1,466	0,1633
l_SK_ENC_1	0,396854	0,228110	1,740	0,1024
Mean dependent var 9,801380 S.D. dependent var 0,027915				
Sum squared resid 0,009753 S.E. of regression 0,025499				
R-squared 0,263745 Adjusted R-squared 0,165577				
F(2, 15) 2,686686 P-value(F) 0,100627				
rho 0,133777 Durbin-Watson 1,398411				
F-tests of zero restrictions:				
All lags of l_SK_fok F(1, 15) = 2,1496 [0,1633]				
All lags of l_SK_ENC F(1, 15) = 3,0267 [0,1024]				

VAR system, lag order 1
 OLS estimates, observations 1992-2009 (T = 18)
 Log-likelihood = 9,7091868
 Determinant of covariance matrix = 0,0011655611
 AIC = -0,4121
 BIC = -0,1153
 HQC = -0,3712
 Portmanteau test: LB(4) = 14,4588, df = 12 [0,2724]

Equation 1: l_SK_fok

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	47,7774	32,2238	1,483	0,1589
l_SK_fok_1	-0,192657	0,294096	-0,6551	0,5223
l_SK_GDP_1	-1,95864	1,33387	-1,468	0,1627

Mean dependent var 0,479787 S.D. dependent var 1,085838
 Sum squared resid 17,49515 S.E. of regression 1,079974
 R-squared 0,127152 Adjusted R-squared 0,010772
 F(2, 15) 1,092562 P-value(F) 0,360611
 rho 0,066380 Durbin-Watson 1,397625

F-tests of zero restrictions:

All lags of l_SK_fok F(1, 15) = 0,42913 [0,5223]
All lags of l_SK_GDP F(1, 15) = 2,1562 [0,1627]

Equation 2: l_SK_GDP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,188517	1,51372	-0,1245	0,9025
l_SK_fok_1	-0,00531386	0,0138152	-0,3846	0,7059
l_SK_GDP_1	1,00934	0,0626589	16,11	7,07e-011 ***

Mean dependent var 24,14060 S.D. dependent var 0,243913
 Sum squared resid 0,038606 S.E. of regression 0,050732
 R-squared 0,961828 Adjusted R-squared 0,956739
 F(2, 15) 188,9811 P-value(F) 2,31e-11
 rho 0,399448 Durbin-Watson 0,876234

F-tests of zero restrictions:

All lags of l_SK fok F(1, 15) = 0,14795 [0,7059]
 All lags of l_SK_GDP F(1, 15) = 259,48 [0,0000]

Forrás: saját számítás

A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M89. táblázat

Dickey-Fuller test for l_SLO_fok sample size 17 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,242	Dickey-Fuller test for d_l_SLO_fok sample size 16 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,201
--	--

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

estimated value of (a - 1): -0,498968 test statistic: tau_c(1) = -2,44107 p-value 0,1461	estimated value of (a - 1): -1,47891 <u>test statistic: tau_c(1) = -5,95474</u> <u>p-value 0,0001</u>
Augmented Dickey-Fuller test for l_SLO_ENC including 3 lags of (1-L)l_SLO_ENC (max was 4) sample size 14 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,105 lagged differences: F(3, 9) = 1,507 [0,2780] estimated value of (a - 1): -0,061525 test statistic: tau_c(1) = -0,599869 asymptotic p-value 0,8684	Augmented Dickey-Fuller test for d_l_SLO_ENC including 4 lags of (1-L)d_l_SLO_ENC (max was 4) sample size 12 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,777 lagged differences: F(4, 6) = 3,542 [0,0818] estimated value of (a - 1): -2,38238 <u>test statistic: tau_c(1) = -4,56866</u> <u>asymptotic p-value 0,0001</u>
Dickey-Fuller test for l_SLO_GDP sample size 17 unit-root null hypothesis: a = 1 with constant and trend model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,502 estimated value of (a - 1): -0,795929 <u>test statistic: tau_ct(1) = -7,11338</u> <u>p-value 0,0001357</u>	

Forrás: saját számítás

**Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1991-2009 (gazdasági
szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M90. táblázat

Dickey-Fuller (GLS) test for l_SLO_fok sample size 17 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,187 estimated value of (a - 1): -0,453596 <u>test statistic: tau = -2,28612</u> <u>asymptotic p-value 0,02148</u>	
Dickey-Fuller (GLS) test for l_SLO_ENC sample size 17 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,317 estimated value of (a - 1): -0,0212076 test statistic: tau = -0,232217 asymptotic p-value 0,6029	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_SLO_ENC including 2 lags of (1-L)d_l_SLO_ENC (max was 4) sample size 14 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,008 lagged differences: F(2, 11) = 1,849 [0,2031] estimated value of (a - 1): -0,719998 <u>test statistic: tau = -2,36027</u> <u>asymptotic p-value 0,01765</u>
Dickey-Fuller (GLS) test for l_SLO_GDP sample size 17 unit-root null hypothesis: a = 1 with constant and trend	

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,676 estimated value of (a - 1): -0,763188 test statistic: tau = -4,55307 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77	
--	--

Forrás: saját számítás

**A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Szlovénia esetében, 1991-2009 (gazdasági
szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M91. táblázat

KPSS test for l_SLO_fok (without trend) T = 18 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,623977 10% 5% 1% Critical values: 0,359 0,487 0,689	KPSS test for d_l_SLO_fok (without trend) T = 17 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,127551 10% 5% 1% Critical values: 0,359 0,488 0,685
KPSS test for l_SLO_ENC (without trend) T = 18 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,905291 10% 5% 1% Critical values: 0,359 0,487 0,689	KPSS test for d_l_SLO_ENC (without trend) T = 17 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,066725 10% 5% 1% Critical values: 0,359 0,488 0,685
KPSS test for l_SLO_GDP (including trend) T = 18 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,135437 10% 5% 1% Critical values: 0,125 0,150 0,205 Interpolated p-value 0,079	KPSS test for d_l_SLO_GDP (including trend) T = 17 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,105784 10% 5% 1% Critical values: 0,125 0,150 0,204

Forrás: saját számítás

**A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei Szlovénia esetében, 1991-2009
(gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M92. táblázat

Johansen test: Number of equations = 2 Lag order = 2 Estimation period: 1993 - 2008 (T = 16) Case 3: Unrestricted constant Log-likelihood = 76,12 (including c: 30,714) Rank Eigenvalue Trace test p-value Lmax test p-value 0 0,76800 24,762 [0,0012] 23,376 [0,0010] 1 0,082939 1,3853 [0,2392] 1,3853 [0,2392] Corrected for sample size (df = 11) Rank Trace test p-value 0 24,762 [0,0050]
--

1	1,3853	[0,2990]
eigenvalue	0,76800	0,082939
beta (cointegrating vectors)		
l_SLO_fok	2,1994	1,5871
l_SLO_ENC	9,8974	19,180
alpha (adjustment vectors)		
l_SLO_fok	-0,53595	-0,13406
l_SLO_ENC	0,012565	-0,0056238
renormalized beta		
l_SLO_fok	1,0000	0,082746
l_SLO_ENC	4,5000	1,0000
renormalized alpha		
l_SLO_fok	-1,1788	-2,5713
l_SLO_ENC	0,027635	-0,10786
long-run matrix (alpha * beta')		
	l_SLO_fok	l_SLO_ENC
l_SLO_fok	-1,3915	-7,8758
l_SLO_ENC	0,018710	0,016495
Johansen test:		
Number of equations = 2		
Lag order = 1		
Estimation period: 1992 - 2008 (T = 17)		
Case 3: Unrestricted constant		
Log-likelihood = 164,208 (including c: 115,964)		
Rank	Eigenvalue	Trace test p-value Lmax test p-value
0	0,71964	21,637 [0,0044] 21,618 [0,0022]
1	0,0010716	0,018227 [0,8926] 0,018227 [0,8926]
Corrected for sample size (df = 14)		
Rank Trace test p-value		
	0	21,637 [0,0107]
1	0,018227	[0,9011]
eigenvalue	0,71964	0,0010716
beta (cointegrating vectors)		
l_SLO_fok	125,44	-124,62
l_SLO_GDP	-1,6766	9,0455
alpha (adjustment vectors)		
l_SLO_fok	-0,0021884	0,00014871
l_SLO_GDP	0,012778	0,00066215
renormalized beta		
l_SLO_fok	1,0000	-13,777
l_SLO_GDP	-0,013366	1,0000
renormalized alpha		
l_SLO_fok	-0,27451	0,0013452
l_SLO_GDP	1,6029	0,0059895

```
long-run matrix (alpha * beta')
      l_SLO_fok  l_SLO_GDP
l_SLO_fok  -0,29305  0,0050143
l_SLO_GDP   1,5204  -0,015435
```

Forrás: saját számítás

A VECM-modell eredményei Szlovénia esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M93. táblázat

VECM system, lag order 1
Maximum likelihood estimates, observations 1992-2008 (T = 17)
Cointegration rank = 1
Case 3: Unrestricted constant

beta (cointegrating vectors, standard errors in parentheses)

```
l_SLO_GDP    1,0000
              (0,00000)
l_SLO_fok    -74,817
              (9,6725)
```

alpha (adjustment vectors)

```
l_SLO_GDP   -0,021424
l_SLO_fok    0,0036691
```

Log-likelihood = 115,9552
Determinant of covariance matrix = 4,0784778e-009
AIC = -12,9359
BIC = -12,6418
HQC = -12,9067

Equation 1: d_l_SLO_GDP

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-6,50246	2,87256	-2,264	0,0389 **
EC1	-0,0214243	0,00941249	-2,276	0,0379 **

Mean dependent var 0,035900 S.D. dependent var 0,025996
Sum squared resid 0,008037 S.E. of regression 0,023147
R-squared 0,256722 Adjusted R-squared 0,207170
rho -0,108424 Durbin-Watson 1,597829

Equation 2: d_l_SLO_fok

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1,12124	0,626714	1,789	0,0938 *
EC1	0,00366914	0,00205355	1,787	0,0942 *

Mean dependent var 0,001469 S.D. dependent var 0,005385
Sum squared resid 0,000383 S.E. of regression 0,005050
R-squared 0,175480 Adjusted R-squared 0,120512
rho -0,325164 Durbin-Watson 2,053845

Cross-equation covariance matrix:

l_SLO_GDP	l_SLO_fok
l_SLO_GDP	0,00047276 8,0995e-005
l_SLO_fok	8,0995e-005 2,2503e-005
determinant = 4,07848e-009	
VECM system, lag order 1	
Maximum likelihood estimates, observations 1992-2008 (T = 17)	
Cointegration rank = 1	
Case 3: Unrestricted constant	
beta (cointegrating vectors, standard errors in parentheses)	
l_SLO_fok	1,0000 (0,00000)
l_SLO_ENC	-0,069947 (0,012016)
alpha (adjustment vectors)	
l_SLO_fok	-0,52314
l_SLO_ENC	1,6244
Log-likelihood = 105,86994	
Determinant of covariance matrix = 1,3359462e-008	
AIC = -11,7494	
BIC = -11,4553	
HQC = -11,7202	
Equation 1: d_l_SLO_fok	
	coefficient std. error t-ratio p-value
-----	-----
const	1,98015 1,14646 1,727 0,1047
EC1	-0,523139 0,303111 -1,726 0,1049
Mean dependent var 0,001469 S.D. dependent var 0,005385	
Sum squared resid 0,000387 S.E. of regression 0,005080	
R-squared 0,165681 Adjusted R-squared 0,110060	
rho -0,169057 Durbin-Watson 1,748593	
Equation 2: d_l_SLO_ENC	
	coefficient std. error t-ratio p-value
-----	-----
const	-6,12439 7,96133 -0,7693 0,4537
EC1	1,62436 2,10487 0,7717 0,4523
Mean dependent var 0,019463 S.D. dependent var 0,034828	
Sum squared resid 0,018667 S.E. of regression 0,035277	
R-squared 0,038186 Adjusted R-squared -0,025934	
rho 0,005109 Durbin-Watson 1,554014	
Cross-equation covariance matrix:	
l_SLO_fok	l_SLO_ENC
l_SLO_fok	2,2771e-005 0,00010791
l_SLO_ENC	0,00010791 0,0010981

determinant = 1,33595e-008

Forrás: saját számítás

**A Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében,
1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M94. táblázat

Dickey-Fuller test for l_PL_fok sample size 19 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,308 estimated value of (a - 1): -0,487739 test statistic: $\tau_c(1) = -2,35722$ p-value 0,1659	Augmented Dickey-Fuller test for d_l_PL_fok including 3 lags of $(1-L)d_l_PL_fok$ (max was 4) sample size 15 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,078 lagged differences: $F(3, 10) = 1,740$ [0,2220] estimated value of (a - 1): -3,52116 <u>test statistic: $\tau_c(1) = -3,50127$</u> <u>asymptotic p-value 0,007983</u>
Dickey-Fuller test for l_PL_ENC sample size 18 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,133 estimated value of (a - 1): -0,262887 test statistic: $\tau_c(1) = -1,68225$ p-value 0,4228	Dickey-Fuller test for d_l_PL_ENC sample size 17 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,033 estimated value of (a - 1): -0,964289 <u>test statistic: $\tau_c(1) = -3,59805$</u> <u>p-value 0,01764</u>
Augmented Dickey-Fuller test for l_PL_GDP including 5 lags of $(1-L)l_PL_GDP$ (max was 7) sample size 13 unit-root null hypothesis: a = 1 with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,041 lagged differences: $F(4, 7) = 6,027$ [0,0201] estimated value of (a - 1): -1,44281 <u>test statistic: $\tau_{ct}(1) = -4,00498$</u> <u>asymptotic p-value 0,008574</u>	

Forrás: saját számítás

**Az ADF-GLS teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében, 1991-2009
(gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)**

M95. táblázat

Dickey-Fuller (GLS) test for l_PL_fok sample size 19 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,242 estimated value of (a - 1): -0,453371 <u>test statistic: $\tau = -2,18415$</u> <u>asymptotic p-value 0,02789</u>	
Dickey-Fuller (GLS) test for l_PL_ENC sample size 18 unit-root null hypothesis: a = 1	Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_PL_ENC sample size 17 unit-root null hypothesis: a = 1

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,139 estimated value of (a - 1): -0,24309 test statistic: tau = -1,58937 asymptotic p-value 0,1056	test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,018 estimated value of (a - 1): -0,907604 <u>test statistic: tau = -3,54861</u> <u>asymptotic p-value 0,0003821</u>
Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for l_PL_GDP including 5 lags of (1-L)l_PL_GDP (max was 6) sample size 13 unit-root null hypothesis: a = 1 with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,165 lagged differences: F(5, 7) = 2,902 [0,0987] estimated value of (a - 1): -0,279215 test statistic: tau = -0,663165 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 -3,77	Augmented Dickey-Fuller (GLS) test for d_l_PL_GDP including 4 lags of (1-L)d_l_PL_GDP (max was 6) sample size 13 unit-root null hypothesis: a = 1 with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,394 lagged differences: F(4, 8) = 4,459 [0,0346] estimated value of (a - 1): -1,77618 <u>test statistic: tau = -4,90087</u> 10% 5% 2,5% 1% Critical values: -2,89 -3,19 -3,46 <u>-3,77</u>

Forrás: saját számítás

A KPSS-teszt vizsgálatának eredményei Lengyelország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M96. táblázat

KPSS test for l_PL_fok (without trend) T = 20 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,805415 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,484 0,694	KPSS test for d_l_PL_fok (without trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 <u>Test statistic = 0,047052</u> 10% 5% 1% Critical values: <u>0,358</u> 0,485 0,692
KPSS test for l_PL_ENC (without trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,411456 10% 5% 1% Critical values: 0,358 0,485 0,692	KPSS test for d_l_PL_ENC (without trend) T = 18 Lag truncation parameter = 1 <u>Test statistic = 0,105641</u> 10% 5% 1% Critical values: <u>0,359</u> 0,487 0,689
KPSS test for l_PL_GDP (including trend) T = 19 Lag truncation parameter = 1 Test statistic = 0,136759 10% 5% 1% Critical values: 0,125 0,150 0,205 Interpolated p-value 0,076	KPSS test for d_l_PL_GDP (including trend) T = 18 Lag truncation parameter = 1 <u>Test statistic = 0,0790208</u> 10% 5% 1% Critical values: <u>0,125</u> 0,150 0,205

Forrás: saját számítás

A Johansen-féle kointegrációs teszt eredményei
Lengyelország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás,
gazdasági növekedés)

M97. táblázat

Estimation period: 1992 - 2009 (T = 18)		
Case 3: Unrestricted constant		
Log-likelihood = 74,886 (including c: 23,8042)		
Rank	Eigenvalue	Trace test p-value Lmax test p-value
0	0,30056	9,8961 [0,2941] 6,4346 [0,5655]
1	0,17495	3,4615 [0,0628] 3,4615 [0,0628]
Corrected for sample size (df = 15)		
Rank	Trace test	p-value
0	9,8961	[0,3657]
1	3,4615	[0,0900]
eigenvalue	0,30056	0,17495
beta (cointegrating vectors)		
l_PL_fok	1,3399	0,23128
l_PL_ENC	-9,4873	19,697
alpha (adjustment vectors)		
l_PL_fok	-0,34773	-0,088481
l_PL_ENC	0,010444	-0,010886
renormalized beta		
l_PL_fok	1,0000	0,011742
l_PL_ENC	-7,0804	1,0000
renormalized alpha		
l_PL_fok	-0,46594	-1,7428
l_PL_ENC	0,013995	-0,21443
long-run matrix (alpha * beta')		
	l_PL_fok	l_PL_ENC
l_PL_fok	-0,48640	1,5562
l_PL_ENC	0,011477	-0,31352
Johansen test:		
Number of equations = 2		
Lag order = 1		
Estimation period: 1992 - 2009 (T = 18)		
Case 3: Unrestricted constant		
Log-likelihood = 184,655 (including c: 133,573)		
Rank	Eigenvalue	Trace test p-value Lmax test p-value
0	0,90771	45,345 [0,0000] 42,892 [0,0000]
1	0,12743	2,4536 [0,1173] 2,4536 [0,1173]
Corrected for sample size (df = 15)		
Rank	Trace test	p-value
0	45,345	[0,0000]
1	2,4536	[0,1533]
eigenvalue	0,90771	0,12743

```

beta (cointegrating vectors)
l_PL_fok    -51,262   -68,883
l_PL_GDP     0,18104    7,4626

alpha (adjustment vectors)
l_PL_fok     0,0068142  0,00025055
l_PL_GDP     -0,0014155 -0,0062175

renormalized beta
l_PL_fok      1,0000   -9,2304
l_PL_GDP     -0,0035317  1,0000

renormalized alpha
l_PL_fok      -0,34931  0,0018698
l_PL_GDP       0,072560 -0,046399

long-run matrix (alpha * beta')
      l_PL_fok  l_PL_GDP
l_PL_fok  -0,36657  0,0031034
l_PL_GDP   0,50084 -0,046655
    
```

Forrás: saját számítás

A VECM-modell eredményei Lengyelország esetében, 1991-2009 (gazdasági szerkezetváltás, energiafelhasználás, gazdasági növekedés)

M98. táblázat

```

VECM system, lag order 1
Maximum likelihood estimates, observations 1992-2009 (T = 18)
Cointegration rank = 1
Case 3: Unrestricted constant

beta (cointegrating vectors, standard errors in parentheses)

l_PL_GDP      1,0000
              (0,00000)
l_PL_fok     -283,15
              (21,829)

alpha (adjustment vectors)

l_PL_GDP -0,00025626
l_PL_fok  0,0012336

Log-likelihood = 132,34661
Determinant of covariance matrix = 1,4082296e-009
AIC = -14,0385
BIC = -13,7417
HQC = -13,9976

Equation 1: d_l_PL_GDP

      coefficient  std. error  t-ratio  p-value
-----
const  -0,268434   0,960937   -0,2793  0,7836
EC1    -0,000256258 0,000788559 -0,3250  0,7494

Mean dependent var  0,043839  S.D. dependent var  0,017987
Sum squared resid   0,005464  S.E. of regression  0,018480
R-squared           0,006557  Adjusted R-squared -0,055533
    
```

rho	0,530959	Durbin-Watson	0,912431
Equation 2: d_l_PL_fok			
	coefficient	std. error	t-ratio p-value

const	1,50741	0,125932	11,97 2,13e-09 ***
EC1	0,00123364	0,000103342	<u>11,94 2,22e-09 ***</u>
Mean dependent var	0,004109	S.D. dependent var	0,007395
Sum squared resid	0,000094	S.E. of regression	0,002422
R-squared	0,899056	Adjusted R-squared	0,892747
rho	-0,100526	Durbin-Watson	2,179633
Cross-equation covariance matrix:			
	l_PL_GDP	l_PL_fok	
l_PL_GDP	0,00030356	-1,3205e-005	
l_PL_fok	-1,3205e-005	5,2135e-006	
determinant = 1,40823e-009			
VECM system, lag order 1			
Maximum likelihood estimates, observations 1992-2009 (T = 18)			
Cointegration rank = 1			
Case 3: Unrestricted constant			
beta (cointegrating vectors, standard errors in parentheses)			
l_PL_fok	1,0000	(0,00000)	
l_PL_ENC	0,047630	(0,030625)	
alpha (adjustment vectors)			
l_PL_fok	-0,36009		
l_PL_ENC	0,027174		
Log-likelihood = 121,71639			
Determinant of covariance matrix = 4,5881093e-009			
AIC = -12,8574			
BIC = -12,5606			
HQC = -12,8165			
Equation 1: d_l_PL_fok			
	coefficient	std. error	t-ratio p-value

const	1,78334	0,139000	12,83 7,76e-010 ***
EC1	-0,360093	0,0281315	<u>-12,80 8,03e-010 ***</u>
Mean dependent var	0,004109	S.D. dependent var	0,007395
Sum squared resid	0,000083	S.E. of regression	0,002274
R-squared	0,911036	Adjusted R-squared	0,905476
rho	-0,176046	Durbin-Watson	2,316163
Equation 2: d_l_PL_ENC			
	coefficient	std. error	t-ratio p-value

```
-----
const  -0,138520  2,09133  -0,06624  0,9480
EC1     0,0271740  0,423253  0,06420  0,9496
```

```
Mean dependent var -0,004252  S.D. dependent var  0,033190
Sum squared resid  0,018722  S.E. of regression  0,034207
R-squared          0,000258  Adjusted R-squared -0,062226
rho                0,036863  Durbin-Watson        1,823677
```

Cross-equation covariance matrix:

```
          l_PL_fok  l_PL_ENC
l_PL_fok  4,5947e-006  1,3816e-005
l_PL_ENC  1,3816e-005  0,0010401
```

determinant = 4,58811e-009

Forrás: saját számítás

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

3. számú melléklet - Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei a teljes gazdaságra kalkulált energaintenzitás esetében

M99. táblázat

HU					CZ					SK					SLO					PL				
1990-1995	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1990-1995	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1993-1995	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1990-1995	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1993-1995	Dtot	Dint	Dstr	Dres
Laspyres	0,8273912	0,8418156	0,976395	1,0066267	Laspyres	0,7691081	0,8872777	0,8884348	0,9756684	Laspyres	0,8040714	0,809582	0,9929739	1,000221	Laspyres	0,8909305	0,9840858	0,8937895	1,0129211	Laspyres	0,9109153	0,8750081	1,049157	0,9922599
Paasche	0,8273912	0,847394	0,9828652	0,993417	Paasche	0,7691081	0,8656888	0,8668177	1,0249384	Paasche	0,8040714	0,8097609	0,9931933	0,9997791	Paasche	0,8909305	0,9967893	0,9053273	0,9872676	Paasche	0,9109153	0,8682354	1,0410364	1,0078005
Marshall-E	0,8273912	0,8445715	0,9793522	1,0003123	Marshall-E	0,7691081	0,877121	0,8782718	0,998387	Marshall-E	0,8040714	0,8096711	0,993072	1,000012	Marshall-E	0,8909305	0,9900813	0,8995121	1,0003822	Marshall-E	0,9109153	0,8715405	1,0453674	0,9998192
Walsh	0,8273912	0,844583	0,9791287	1,0005269	Walsh	0,7691081	0,8771443	0,8769638	0,9998496	Walsh	0,8040714	0,8096803	0,9931282	0,9999441	Walsh	0,8909305	0,9901784	0,8993019	1,0005179	Walsh	0,9109153	0,8714248	1,0457689	0,9995681
Fisher 1	0,8273912	0,8446002	0,9796247	1	Fisher 1	0,7691081	0,8764168	0,8775597	1	Fisher 1	0,8040714	0,8096714	0,9930836	1	Fisher 1	0,8909305	0,9904172	0,8995399	1	Fisher 1	0,9109153	0,8716152	1,0450888	1
Drobish	0,8273912	0,8446048	0,9796301	0,9999891	Drobish	0,7691081	0,8764832	0,8776263	0,9998483	Drobish	0,8040714	0,8096714	0,9930836	1	Drobish	0,8909305	0,9904376	0,8995584	0,999971	Drobish	0,9109153	0,8716218	1,0450967	0,9999849
LMDI 1	0,8273912	0,8439735	0,9792486	1,0011269	LMDI 1	0,7691081	0,8774089	0,8765653	1,0000024	LMDI 1	0,8040714	0,8097329	0,9931058	0,9999016	LMDI 1	0,8909305	0,9901496	0,8996679	1,0001401	LMDI 1	0,9109153	0,871494	1,0455874	0,9996622
AMDI	0,8273912	0,8476375	0,9796029	0,9964389	AMDI	0,7691081	0,8772838	0,8766962	0,9999956	AMDI	0,8040714	0,8094826	0,993061	1,000256	AMDI	0,8909305	0,9911317	0,9001045	0,9986644	AMDI	0,9109153	0,8708666	1,0454665	1,000498
1995-2000	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2000	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2000	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2000	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2000	Dtot	Dint	Dstr	Dres
Laspyres	0,8206498	0,8029869	1,0419186	0,9808794	Laspyres	0,7969483	0,7797926	1,0246775	0,9973872	Laspyres	0,7655698	0,775057	0,9895544	0,9981861	Laspyres	0,9981996	0,9804643	1,0193454	0,9987671	Laspyres	0,7004589	0,7123928	0,9978888	0,9853284
Paasche	0,8206498	0,7876333	1,0219965	1,0194933	Paasche	0,7969483	0,7777552	1,0220003	1,0026196	Paasche	0,7655698	0,7736511	0,9877595	1,0018172	Paasche	0,9981996	0,9792432	1,0180758	1,0012596	Paasche	0,7004589	0,7019408	0,9832483	1,01489
Marshall-E	0,8206498	0,7951525	1,033046	0,9990513	Marshall-E	0,7969483	0,7787615	1,0235045	0,9998524	Marshall-E	0,7655698	0,7743577	0,9887707	0,9998794	Marshall-E	0,9981996	0,9798479	1,0187168	1,000012	Marshall-E	0,7004589	0,7071723	0,991798	0,998698
Walsh	0,8206498	0,7952371	1,0319365	1,000019	Walsh	0,7969483	0,7787772	1,0236137	0,9997257	Walsh	0,7655698	0,7743711	0,9886409	0,9999933	Walsh	0,9981996	0,9798556	1,0187198	1,0000013	Walsh	0,7004589	0,7064941	0,9908664	0,9999527
Fisher 1	0,8206498	0,7952731	1,0319095	1	Fisher 1	0,7969483	0,7787732	1,023338	1	Fisher 1	0,7655698	0,7743537	0,9886565	1	Fisher 1	0,9981996	0,9798536	1,0187104	1	Fisher 1	0,7004589	0,7071475	0,9905415	1
Drobish	0,8206498	0,7953101	1,0319576	0,9999068	Drobish	0,7969483	0,7787739	1,0233389	0,9999983	Drobish	0,7655698	0,774354	0,9886569	0,9999992	Drobish	0,9981996	0,9798538	1,0187106	1,0000122	Drobish	0,7004589	0,7071668	0,9905685	0,9999454
LMDI 1	0,8206498	0,7954202	1,0319218	0,9998031	LMDI 1	0,7969483	0,7788055	1,0234574	0,9998419	LMDI 1	0,7655698	0,7744554	0,9886401	0,9998853	LMDI 1	0,9981996	0,9798951	1,0187195	0,9999613	LMDI 1	0,7004589	0,7070778	0,9910045	0,9996313
AMDI	0,8206498	0,7952584	1,0319576	0,9999719	AMDI	0,7969483	0,779153	1,0233227	0,9995275	AMDI	0,7655698	0,7743419	0,9886002	1,0000722	AMDI	0,9981996	0,9798564	1,0186817	1,0000379	AMDI	0,7004589	0,7070509	0,9909546	0,9997197
2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres
Laspyres	0,8435033	0,8469679	1,0038759	0,9920644	Laspyres	0,7982021	0,7964035	1,002563	0,9996961	Laspyres	0,7482041	0,6881915	1,0903924	0,9970755	Laspyres	0,8927727	0,8869153	1,0061923	1,0004904	Laspyres	0,8307531	0,8324668	0,99738	1,000563
Paasche	0,8435033	0,8402466	0,9959095	1,0079991	Paasche	0,7982021	0,7961615	1,0022584	1,000304	Paasche	0,7482041	0,6861788	1,0872035	1,0029331	Paasche	0,8927727	0,8872784	1,0066042	0,9995907	Paasche	0,8307531	0,8329355	0,9979474	0,9994374
Marshall-E	0,8435033	0,8436007	1,0002227	0,9996619	Marshall-E	0,7982021	0,7962823	1,002428	0,9999829	Marshall-E	0,7482041	0,6871416	1,0890924	0,9997908	Marshall-E	0,8927727	0,8870974	1,0063859	1,0000116	Marshall-E	0,8307531	0,8327008	0,997635	1,000026
Walsh	0,8435033	0,8438081	0,9994228	1,0002161	Walsh	0,7982021	0,7962829	1,0024075	1,0000026	Walsh	0,7482041	0,6871453	1,0888101	1,0000446	Walsh	0,8927727	0,8870883	1,0064052	1,0000027	Walsh	0,8307531	0,8327012	0,9976526	1,000008
Fisher 1	0,8435033	0,8436005	0,9998848	1	Fisher 1	0,7982021	0,7962825	1,0024107	1	Fisher 1	0,7482041	0,6871844	1,0887967	1	Fisher 1	0,8927727	0,8870968	1,0063982	1	Fisher 1	0,8307531	0,8327011	0,9976607	1
Drobish	0,8435033	0,8436072	0,9998927	0,9999881	Drobish	0,7982021	0,7962825	1,0024107	1	Drobish	0,7482041	0,6871851	1,0887979	0,9999979	Drobish	0,8927727	0,8870968	1,0063983	1	Drobish	0,8307531	0,8327011	0,9976607	0,9999999
LMDI 1	0,8435033	0,8441799	0,999406	0,9997924	LMDI 1	0,7982021	0,7963126	1,0024085	0,9999644	LMDI 1	0,7482041	0,6874802	1,0886575	0,9996975	LMDI 1	0,8927727	0,8872443	1,006415	0,9998171	LMDI 1	0,8307531	0,8329377	0,9976577	0,9997189
AMDI	0,8435033	0,8439281	0,999475	1,0000217	AMDI	0,7982021	0,7962794	1,0024096	1,0000049	AMDI	0,7482041	0,6871633	1,0886996	1,00012	AMDI	0,8927727	0,8870036	1,0063973	1,0001061	AMDI	0,8307531	0,8330331	0,9976605	0,9996016
2005-2008	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2005-2008	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2005-2009	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2005-2008	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2005-2008	Dtot	Dint	Dstr	Dres
Laspyres	0,844768	0,8374483	1,0068626	1,0018651	Laspyres	0,7933336	0,7723954	1,0402562	0,9873607	Laspyres	0,7685925	0,7320512	1,1181237	0,9389983	Laspyres	0,8014004	0,7937303	1,0128943	0,9968101	Laspyres	0,7741616	0,7746549	1,0101637	0,9893081
Paasche	0,844768	0,8390102	1,0087406	0,9981384	Paasche	0,7933336	0,7626329	1,0271081	1,0128011	Paasche	0,7685925	0,6873949	1,0499163	1,0649646	Paasche	0,8014004	0,7911984	1,0096633	1,0032001	Paasche	0,7741616	0,7663724	0,9993631	1,0108075
Marshall-E	0,844768	0,8382319	1,0077185	1,0000784	Marshall-E	0,7933336	0,7674179	1,0345264	0,9992689	Marshall-E	0,7685925	0,7084778	1,0892959	0,995919	Marshall-E	0,8014004	0,7924563	1,0114646	0,999824	Marshall-E	0,7741616	0,7704927	1,0054491	0,9993163
Walsh	0,844768	0,8382303	1,0078063	0,9999932	Walsh	0,7933336	0,7671318	1,0341524	1,0000031	Walsh	0,7685925	0,708391	1,0858955	0,9991601	Walsh	0,8014004	0,7924255	1,011357	0,9999692	Walsh	0,7741616	0,7704572	1,0047523	1,0000554
Fisher 1	0,844768	0,8382289	1,0078012	1	Fisher 1	0,7933336	0,7674987	1,0336613	1	Fisher 1	0,7685925	0,7093717	1,0834834	1	Fisher 1	0,8014004	0,7924634	1,0112775	1	Fisher 1	0,7741616	0,7705025	1,0047489	1
Drobish	0,844768	0,8382292	1,0078016	0,9999991	Drobish	0,7933336	0,7675142	1,0336822	0,9999596	Drobish	0,7685925	0,709723	1,08402	0,9990102	Drobish	0,8014004	0,7924644	1,0112788	0,9999974	Drobish	0,7741616	0,7705137	1,0047634	0,9999711
LMDI 1	0,844768	0,8382987	1,007773	0,9999446	LMDI 1	0,7933336	0,7670205	1,034321	0,9999852	LMDI 1	0,7685925	0,7077727	1,08,											

**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**

4. számú melléklet - Az index dekompozíciós vizsgálat eredményei az ipari szektor esetében

M100. táblázat

HU					CZ					SK					SLO					PL				
1995-2000	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2000	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2000	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2000	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2000	Dtot	Dint	Dstr	Dres
Laspeyres	0,6795241	0,9218508	0,8614004	0,8557347	Laspeyres	0,6928623	0,7897977	1,0846662	0,8087884	Laspeyres	0,8154703	0,8306941	1,0880868	0,9022015	Laspeyres	0,8790069	0,8653278	1,0574345	0,9606345	Laspeyres	0,6084912	0,6432079	1,0304862	0,9180382
Paasche	0,6795241	0,7888598	0,7371302	1,1685864	Paasche	0,6928623	0,6387793	0,8772655	1,2364173	Paasche	0,8154703	0,7494534	0,9816735	1,1083999	Paasche	0,8790069	0,8312637	1,015808	1,0409787	Paasche	0,6084912	0,5904894	0,9460257	1,0892793
Marshall-E	0,6795241	0,8603066	0,8017919	0,9851219	Marshall-E	0,6928623	0,7112218	0,9931449	0,9809102	Marshall-E	0,8154703	0,7883601	1,0398008	0,9947945	Marshall-E	0,8790069	0,8478203	1,0381239	0,9987097	Marshall-E	0,6084912	0,6164529	0,9974254	0,9896325
Walsh	0,6795241	0,856661	0,7964124	0,9959966	Walsh	0,6928623	0,7110267	0,9649765	1,0098207	Walsh	0,8154703	0,7839716	1,0385482	1,0015697	Walsh	0,8790069	0,848012	1,0372251	0,9993493	Walsh	0,6084912	0,6164944	0,9862615	1,0007672
Fisher 1	0,6795241	0,8527667	0,7968464	1	Fisher 1	0,6928623	0,7102861	0,9754693	1	Fisher 1	0,8154703	0,7890288	1,0335115	1	Fisher 1	0,8790069	0,8481248	1,0364122	1	Fisher 1	0,6084912	0,6162852	0,9873532	1
Drobish	0,6795241	0,8553553	0,7992653	0,9939565	Drobish	0,6928623	0,7142885	0,9809659	0,9888249	Drobish	0,8154703	0,7900737	1,0348801	0,9973567	Drobish	0,8790069	0,8482958	1,0366212	0,9995969	Drobish	0,6084912	0,6168487	0,9882559	0,998174
LMDI 1	0,6795241	0,8559613	0,795016	0,9985615	LMDI 1	0,6928623	0,7162422	0,9698535	0,9974265	LMDI 1	0,8154703	0,7836351	1,0411584	0,9994877	LMDI 1	0,8790069	0,8518411	1,0361879	0,9958529	LMDI 1	0,6084912	0,6178941	0,9862963	0,998465
AMDI	0,6795241	0,8559156	0,7943106	0,9995018	AMDI	0,6928623	0,7066037	0,9729062	1,0078596	AMDI	0,8154703	0,7835005	1,0403429	1,0004431	AMDI	0,8790069	0,8524472	1,0365349	0,9948117	AMDI	0,6084912	0,6171278	0,9865332	0,9994647
2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres
Laspeyres	0,7440231	0,8689334	0,9021588	0,9491109	Laspeyres	0,7569155	0,8975355	0,914524	0,922148	Laspeyres	0,7626601	0,7677669	1,0647959	0,9329004	Laspeyres	0,8600984	0,8331319	1,0458025	0,9871535	Laspeyres	0,737828	0,9020725	0,9350801	0,8747116
Paasche	0,7440231	0,8247141	0,8562487	1,0536177	Paasche	0,7569155	0,8276606	0,8433265	1,0844246	Paasche	0,7626601	0,71625	0,9933484	1,0719258	Paasche	0,8600984	0,8224291	1,0323676	1,0130137	Paasche	0,737828	0,7890532	0,8179254	1,143234
Marshall-E	0,7440231	0,847961	0,8808135	0,9961541	Marshall-E	0,7569155	0,8641579	0,8808476	0,9943827	Marshall-E	0,7626601	0,7412001	1,0337652	0,9953449	Marshall-E	0,8600984	0,8276607	1,0396966	0,9995148	Marshall-E	0,737828	0,8474587	0,8795186	0,9899005
Walsh	0,7440231	0,8460437	0,879854	0,9995005	Walsh	0,7569155	0,8625338	0,8728168	1,0054216	Walsh	0,7626601	0,746315	1,0217911	1,0001075	Walsh	0,8600984	0,8274368	1,0392487	1,000216	Walsh	0,737828	0,8390982	0,8775424	1,002015
Fisher 1	0,7440231	0,8465351	0,878904	1	Fisher 1	0,7569155	0,8618903	0,8782041	1	Fisher 1	0,7626601	0,7415612	1,0284519	1	Fisher 1	0,8600984	0,8277632	1,0390634	1	Fisher 1	0,737828	0,8436724	0,8745432	1
Drobish	0,7440231	0,8468238	0,8792037	0,9993183	Drobish	0,7569155	0,8625981	0,8789253	0,9983595	Drobish	0,7626601	0,7420085	1,0290721	0,9987949	Drobish	0,8600984	0,8277805	1,0390851	0,9999582	Drobish	0,737828	0,8455628	0,8765028	0,9955336
LMDI 1	0,7440231	0,846001	0,879918	0,9994782	LMDI 1	0,7569155	0,8667122	0,8754527	0,9975618	LMDI 1	0,7626601	0,7492792	1,0197509	0,9981441	LMDI 1	0,8600984	0,8291127	1,0392408	0,9982018	LMDI 1	0,737828	0,8391756	0,8795852	0,9995956
AMDI	0,7440231	0,8459985	0,8799073	0,9994933	AMDI	0,7569155	0,8555558	0,8769741	1,0088168	AMDI	0,7626601	0,7491224	1,0188154	0,9992696	AMDI	0,8600984	0,8242029	1,0394345	1,003961	AMDI	0,737828	0,8391352	0,8791529	1,0001354
2005-2009	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2005-2009	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2000-2005	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2005-2009	Dtot	Dint	Dstr	Dres	2005-2009	Dtot	Dint	Dstr	Dres
Laspeyres	0,805101	0,8521195	0,9394879	1,0056774	Laspeyres	0,8182887	0,9240389	0,9079462	0,9753403	Laspeyres	0,636662	0,8676115	0,7591567	0,966612	Laspeyres	0,7807601	0,8440317	0,9406084	0,9834448	Laspeyres	0,5681252	0,7429631	0,8065691	0,9480587
Paasche	0,805101	0,8569573	0,9448218	0,9943547	Paasche	0,8182887	0,9012524	0,8855566	1,0252831	Paasche	0,636662	0,8386437	0,73381	1,0345413	Paasche	0,7807601	0,8300586	0,9250365	1,0168339	Paasche	0,5681252	0,7043726	0,7646748	1,0547871
Marshall-E	0,805101	0,8544629	0,9419419	1,0003064	Marshall-E	0,8182887	0,9131954	0,8971933	0,9987501	Marshall-E	0,636662	0,8551106	0,7473817	0,9961946	Marshall-E	0,7807601	0,8372589	0,933481	0,9989697	Marshall-E	0,5681252	0,7257338	0,7887111	0,9925417
Walsh	0,805101	0,8545586	0,9419187	1,0002189	Walsh	0,8182887	0,9125277	0,8967402	0,9999859	Walsh	0,636662	0,8538371	0,7448709	1,0010434	Walsh	0,7807601	0,8370795	0,9330916	0,9996008	Walsh	0,5681252	0,7264455	0,7818746	1,0002392
Fisher 1	0,805101	0,8545349	0,9421511	1	Fisher 1	0,8182887	0,9125746	0,8966815	1	Fisher 1	0,636662	0,8530047	0,7463758	1	Fisher 1	0,7807601	0,837016	0,93279	1	Fisher 1	0,5681252	0,7234106	0,7853427	1
Drobish	0,805101	0,8545384	0,9421548	0,999992	Drobish	0,8182887	0,9126457	0,8967514	0,9998442	Drobish	0,636662	0,8531276	0,7464834	0,9997118	Drobish	0,7807601	0,8370451	0,9328225	0,9999303	Drobish	0,5681252	0,7236679	0,785622	0,9992891
LMDI 1	0,805101	0,8544613	0,9418162	1,0004418	LMDI 1	0,8182887	0,9126199	0,8967069	0,9999219	LMDI 1	0,636662	0,8548197	0,7459156	0,9984923	LMDI 1	0,7807601	0,8366698	0,9332023	0,9999717	LMDI 1	0,5681252	0,7279109	0,7812455	0,9990294
AMDI	0,805101	0,8557473	0,9420654	0,998674	AMDI	0,8182887	0,9125538	0,8972009	0,9994438	AMDI	0,636662	0,8536091	0,7453767	1,0006314	AMDI	0,7807601	0,8382969	0,932686	0,9985833	AMDI	0,5681252	0,7273693	0,7807538	1,0004029
1995-2009	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2009	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2009	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2009	Dtot	Dint	Dstr	Dres	1995-2009	Dtot	Dint	Dstr	Dres
Laspeyres	0,4070443	0,722798	0,7938248	0,7094145	Laspeyres	0,4291419	0,7241709	1,2303044	0,4816674	Laspeyres	0,3959571	0,4988097	0,8749828	0,9072223	Laspeyres	0,5902799	0,6278352	1,0777654	0,8723447	Laspeyres	0,2550665	0,4496823	0,9231642	0,6144247
Paasche	0,4070443	0,5127634	0,5631508	1,4096132	Paasche	0,4291419	0,3488095	0,5925975	2,0761214	Paasche	0,3959571	0,4525313	0,7938039	1,1022656	Paasche	0,5902799	0,5476887	0,940183	1,1463359	Paasche	0,2550665	0,2762959	0,5672149	1,6275387
Marshall-E	0,4070443	0,629851	0,6970457	0,9271341	Marshall-E	0,4291419	0,51711	0,9624604	0,8622537	Marshall-E	0,3959571	0,4772133	0,8479662	0,9784915	Marshall-E	0,5902799	0,5862621	1,0247016	0,9825819	Marshall-E	0,2550665	0,3664528	0,812751	0,8564025
Walsh	0,4070443	0,6167578	0,669941	0,9851229	Walsh	0,4291419	0,5069615	0,788822	1,0731167	Walsh	0,3959571	0,473474	0,8362484	1,0000383	Walsh	0,5902799	0,5843113	1,0144579	0,9958173	Walsh	0,2550665	0,35051	0,7119265	1,0221575
Fisher 1	0,4070443	0,6087893	0,6686128	1	Fisher 1	0,4291419	0,502591	0,8538591	1	Fisher 1	0,3959571	0,4751073	0,8334055	1	Fisher 1	0,5902799	0,5863942	1,0066264	1	Fisher 1	0,2550665	0,3524846	0,7236246	1
Drobish	0,4070443	0,6177807	0,6784878	0,971103	Drobish	0,4291419	0,5364902	0,911451	0,8776185	Drobish	0,3959571	0,4576705	0,8343934	0,9976336	Drobish	0,5902799	0,5877619	1,0089742	0,9953516	Drobish	0,2550665	0,3629891	0,7451896	0,9429596
LMDI 1	0,4070443	0,6173567	0,6650129	0,9914606	LMDI 1	0,4291419	0,5354974	0,8160853	0,9819921	LMDI 1	0,3959571	0,4798487	0,8401037	0,9822246	LMDI 1	0,5902799	0,5891905	1,013971	0,988045	LMDI 1	0,2550665	0,3606679	0,7181215	0,9848001
AMDI	0,4070443	0,6113988	0,6678898	0,9968098	AMDI	0,4291419	0,4984794	0,8344924	1,0316474	AMDI	0,3959571	0,4763394	0,8340883	0,9965971	AMDI	0,5902799	0,585429	1,0101264	0,998178	AMDI	0,2550665	0,3555456	0,7143544	1,0042559

Forrás: saját számítás

5. számú melléklet – Segédtablázat a visszapattanó hatás számításához Kelet-Közép-Európában

A cseh háztartások fűtése

M101. táblázat

Model 9: OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)				
Dependent variable: l_FCspaceheatC				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	-16,4799	7,63439	-2,159	0,0538 *
l_Usefulea	0,867400	0,119576	7,254	1,64e-05 ***
d_l_AreaDW	0,526141	0,507925	1,036	0,3225
l_DD	-0,126217	0,108157	-1,167	0,2679
l_HouseFCEper	0,0656529	0,183040	0,3587	0,7266
d_l_Oilprice	-0,00512676	0,0267602	-0,1916	0,8516
l_NUhouseholds	1,91743	1,03887	1,846	0,0920 *
l_FCspacehe_1	0,159260	0,0791022	2,013	0,0692 *
Mean dependent var 1,520630 S.D. dependent var 0,083409				
Sum squared resid 0,006522 S.E. of regression 0,024349				
R-squared 0,947922 Adjusted R-squared 0,914781				
F(7, 11) 28,60289 P-value(F) 3,29e-06				
Log-likelihood 48,82232 Akaike criterion -81,64464				
Schwarz criterion -74,08913 Hannan-Quinn -80,36595				
rho 0,136982 Durbin's h 0,616945				
Log-likelihood for FCspaceheatCC = 19,9304				
Excluding the constant, p-value was highest for variable 95 (d_l_Oilprice)				
Model 13: OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)				
Dependent variable: l_FCspaceheatC				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	-19,0292	2,74828	-6,924	4,86e-06 ***
l_Usefulea	0,817436	0,0991899	8,241	5,96e-07 ***
l_NUhouseholds	2,17640	0,307392	7,080	3,75e-06 ***
l_FCspacehe_1	0,169020	0,0575269	2,938	0,0102 **
Mean dependent var 1,520630 S.D. dependent var 0,083409				
Sum squared resid 0,007659 S.E. of regression 0,022596				
R-squared 0,938841 Adjusted R-squared 0,926609				
F(3, 15) 76,75385 P-value(F) 2,50e-09				
Log-likelihood 47,29537 Akaike criterion -86,59075				
Schwarz criterion -82,81299 Hannan-Quinn -85,95140				
rho 0,077577 Durbin's h 0,339395				
Log-likelihood for FCspaceheatCC = 18,4034				
RESET test for specification -				
Null hypothesis: specification is adequate				
Test statistic: F(2, 13) = 1,26447				
with p-value = P(F(2, 13) > 1,26447) = 0,314927				
White's test for heteroskedasticity -				
Null hypothesis: heteroskedasticity not present				
Test statistic: LM = 12,9519				
with p-value = P(Chi-square(9) > 12,9519) = 0,164797				

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -
Null hypothesis: heteroskedasticity not present
Test statistic: LM = 2,52886
with p-value = $P(\text{Chi-square}(3) > 2,52886) = 0,470098$

Test for normality of residual -
Null hypothesis: error is normally distributed
Test statistic: Chi-square(2) = 1,92855
with p-value = 0,381259

LM test for autocorrelation up to order 1 -
Null hypothesis: no autocorrelation
Test statistic: LMF = 0,0915223
with p-value = $P(F(1,14) > 0,0915223) = 0,766699$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0
Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

l_Usefulea 6,278
l_NUhouseholds 3,909
l_FCspacehe_1 2,362

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient
between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 2139,5576
Determinant = 0,0058791462
Reciprocal condition number = 2,748852e-008

Forrás: saját számítás

A cseh háztartásokban a vízmelegítéshez használt energia hatékonysága **M102. táblázat**

Model 43:

OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)

Dependent variable: d_l_Fcwaterhe

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	5,54655	3,81783	1,453	0,1769	
l_DD	-0,144015	0,0545306	-2,641	0,0247	**
l_NUhouseholds	-0,623500	0,519144	-1,201	0,2574	
d_l_AreaDW	0,222819	0,256430	0,8689	0,4053	
d_l_UCHotwate	0,877269	0,143648	6,107	0,0001	***
l_HouseFCEper	0,104959	0,0931124	1,127	0,2860	
d_l_Oilprice	-0,00650582	0,0154644	-0,4207	0,6829	
d_l_Fcwater_1	-0,294623	0,287647	-1,024	0,3299	

Mean dependent var -0,009325 S.D. dependent var 0,032057
Sum squared resid 0,001420 S.E. of regression 0,011918
R-squared 0,918701 Adjusted R-squared 0,861792
F(7, 10) 16,14323 P-value(F) 0,000105
Log-likelihood 59,48455 Akaike criterion -102,9691
Schwarz criterion -95,84613 Hannan-Quinn -101,9869
rho -0,248347 Durbin-Watson 2,472210

Excluding the constant, p-value was highest for variable 95 (d_1_Oilprice)

Model 48:

OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)

Dependent variable: d_1_Fcwaterhe

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,889562	0,331867	2,680	0,0164	**
l_DD	-0,108671	0,0406973	-2,670	0,0168	**
d_1_UCHotwate	0,957918	0,0822367	11,65	3,16e-09	***

Mean dependent var -0,008084 S.D. dependent var 0,031619

Sum squared resid 0,001882 S.E. of regression 0,010845

R-squared 0,895431 Adjusted R-squared 0,882360

F(2, 16) 68,50476 P-value(F) 1,43e-08

Log-likelihood 60,62964 Akaike criterion -115,2593

Schwarz criterion -112,4260 Hannan-Quinn -114,7798

rho -0,282871 Durbin-Watson 2,514151

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 3,74461

with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 3,74461) = 0,58674$

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 1,27619

with p-value = $P(F(1,15) > 1,27619) = 0,276351$

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 2,41663

with p-value = $P(\text{Chi-square}(2) > 2,41663) = 0,2987$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 14) = 1,94707$

with p-value = $P(F(2, 14) > 1,94707) = 0,179441$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

l_DD	1,116
d_1_UCHotwate	1,116

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 1417,5727

Determinant = 0,026194656

Reciprocal condition number = 6,2604075e-007

Forrás: saját számítás

A cseh háztartások energiafelhasználásának hatékonysága

M103. táblázat

Model 49:				
OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)				
Dependent variable: l_FinConsCC				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-5,03826	3,94915	-1,276	0,2283
l_DD	-0,0807466	0,0597318	-1,352	0,2036
l_UCPERdw	0,884823	0,0890729	9,934	7,90e-07 ***
l_NUhouseholds	0,817618	0,554611	1,474	0,1685
d_l_Oilprice	0,000748859	0,0147672	0,05071	0,9605
d_l_AreaDW	-0,0178437	0,272955	-0,06537	0,9491
l_HouseFCEper	0,00725131	0,101508	0,07144	0,9443
l_FinConsCC_1	0,103486	0,0619079	1,672	0,1228
Mean dependent var 1,859712 S.D. dependent var 0,057982				
Sum squared resid 0,001996 S.E. of regression 0,013470				
R-squared 0,967017 Adjusted R-squared 0,946028				
F(7, 11) 46,07196 P-value(F) 2,78e-07				
Log-likelihood 60,07021 Akaike criterion -104,1404				
Schwarz criterion -96,58491 Hannan-Quinn -102,8617				
rho 0,217673 Durbin's h 0,957112				
Log-likelihood for FinConsCC = 24,7357				
Excluding the constant, p-value was highest for variable 95 (d_l_Oilprice)				
Model 53:				
OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)				
Dependent variable: l_FinConsCC				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-6,41245	0,904170	-7,092	3,67e-06 ***
l_UCPERdw	0,858667	0,0722557	11,88	4,94e-09 ***
l_NUhouseholds	0,909232	0,106991	8,498	4,06e-07 ***
l_FinConsCC_1	0,115342	0,0441150	2,615	0,0195 **
Mean dependent var 1,859712 S.D. dependent var 0,057982				
Sum squared resid 0,002398 S.E. of regression 0,012645				
R-squared 0,960368 Adjusted R-squared 0,952441				
F(3, 15) 121,1601 P-value(F) 9,74e-11				
Log-likelihood 58,32559 Akaike criterion -108,6512				
Schwarz criterion -104,8734 Hannan-Quinn -108,0118				
rho 0,110390 Durbin's h 0,476772				
Log-likelihood for FinConsCC = 22,9911				
White's test for heteroskedasticity -				
Null hypothesis: heteroskedasticity not present				
Test statistic: LM = 12,0378				
with p-value = P(Chi-square(9) > 12,0378) = 0,211185				
Test for normality of residual -				
Null hypothesis: error is normally distributed				
Test statistic: Chi-square(2) = 1,55831				
with p-value = 0,458794				

LM test for autocorrelation up to order 1 -
Null hypothesis: no autocorrelation
Test statistic: LMF = 0,189966
with p-value = $P(F(1,14) > 0,189966) = 0,66959$

RESET test for specification -
Null hypothesis: specification is adequate
Test statistic: $F(2, 13) = 1,23485$
with p-value = $P(F(2, 13) > 1,23485) = 0,322848$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0
Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

l_UCPERdw 2,791
l_NUhouseholds 1,512
l_FinConsCC_1 2,112

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 1868,7838
Determinant = 0,0019015943
Reciprocal condition number = 9,0192363e-008

Forrás: saját számítás

A magyar háztartások fűtése

M104. táblázat

Model 19: OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)
Dependent variable: d_l_FCspacehegC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,347460	1,33817	-0,2597	0,8004
l_AreaDW	-0,0875424	0,0980859	-0,8925	0,3931
l_DD	0,0359327	0,0237800	1,511	0,1617
l_HouseFCEper	0,0493331	0,0245366	2,011	0,0721 *
d_l_Oilprice	0,00604025	0,00604390	0,9994	0,3412
l_NUhouseholds	0,00643771	0,168826	0,03813	0,9703
d_l_UCPERdwsp	0,972399	0,0280102	34,72	9,32e-012 ***
d_l_FCspace_1	-0,0363201	0,0262870	-1,382	0,1972

Mean dependent var -0,006991 S.D. dependent var 0,066776
Sum squared resid 0,000352 S.E. of regression 0,005932
R-squared 0,995358 Adjusted R-squared 0,992109
F(7, 10) 306,3326 P-value(F) 7,51e-11
Log-likelihood 72,04276 Akaike criterion -128,0855
Schwarz criterion -120,9625 Hannan-Quinn -127,1033
rho -0,022410 Durbin's h -0,092944

Excluding the constant, p-value was highest for variable 45 (l_NUhouseholds)

Model 24: OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)
Dependent variable: d_l_FCspacehegC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
--	-------------	------------	---------	---------

```
const      -0,230791   0,0675238   -3,418   0,0035   ***
l_HouseFCEper  0,0298906   0,00856766   3,489   0,0030   ***
d_l_UCPERdwp  0,960121   0,0221669   43,31   5,16e-018 ***
```

```
Mean dependent var  -0,011406   S.D. dependent var   0,067688
Sum squared resid    0,000629   S.E. of regression    0,006271
R-squared            0,992371   Adjusted R-squared    0,991417
F(2, 16)             1040,634   P-value(F)            1,15e-17
Log-likelihood       71,03802   Akaike criterion      -136,0760
Schwarz criterion    -133,2427   Hannan-Quinn          -135,5965
rho                  0,297196   Durbin-Watson         1,399481
```

RESET test for specification -
 Null hypothesis: specification is adequate
 Test statistic: $F(2, 14) = 0,0965673$
 with p-value = $P(F(2, 14) > 0,0965673) = 0,908548$

White's test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: heteroskedasticity not present
 Test statistic: $LM = 6,74243$
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 6,74243) = 0,240512$

Test for normality of residual -
 Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 3,90465$
 with p-value = 0,141943

LM test for autocorrelation up to order 1 -
 Null hypothesis: no autocorrelation
 Test statistic: $LMF = 1,4471$
 with p-value = $P(F(1,15) > 1,4471) = 0,247639$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0
 Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

```
l_HouseFCEper  1,061
d_l_UCPERdwp   1,061
```

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient
 between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

```
1-norm = 1329,0205
Determinant = 0,86452135
Reciprocal condition number = 5,3743211e-006
```

Forrás: saját számítás

A magyar háztartásokban a vízmelegítéshez használt energia hatékonysága
M105. táblázat

Model 25: OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)				
Dependent variable: d_l_Fcwaterheat				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,590316	1,48884	-0,3965	0,7001
l_AreaDW	-0,143119	0,106464	-1,344	0,2086
l_DD	0,0389981	0,0253218	1,540	0,1546
l_HouseFCEper	0,0401764	0,0264965	1,516	0,1604
d_l_Oilprice	0,00910161	0,00710544	1,281	0,2291
l_NUhouseholds	0,0705050	0,175459	0,4018	0,6963
d_l_UCHotwaterP	0,975829	0,0500816	19,48	2,77e-09 ***
d_l_Fcwater_1	-0,0335383	0,0454551	-0,7378	0,4776
Mean dependent var 0,008417 S.D. dependent var 0,039275				
Sum squared resid 0,000461 S.E. of regression 0,006788				
R-squared 0,982428 Adjusted R-squared 0,970128				
F(7, 10) 79,87086 P-value(F) 5,68e-08				
Log-likelihood 69,61591 Akaike criterion -123,2318				
Schwarz criterion -116,1088 Hannan-Quinn -122,2497				
rho -0,063608 Durbin's h -0,266995				
Excluding the constant, p-value was highest for variable 45 (l_NUhouseholds)				
Model 30: OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)				
Dependent variable: d_l_Fcwaterheat				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,193098	0,0746459	-2,587	0,0199 **
l_HouseFCEper	0,0251729	0,00948156	2,655	0,0173 **
d_l_UCHotwaterP	0,978022	0,0422193	23,17	9,82e-014 ***
Mean dependent var 0,006782 S.D. dependent var 0,038827				
Sum squared resid 0,000776 S.E. of regression 0,006962				
R-squared 0,971420 Adjusted R-squared 0,967847				
F(2, 16) 271,9149 P-value(F) 4,45e-13				
Log-likelihood 69,05066 Akaike criterion -132,1013				
Schwarz criterion -129,2680 Hannan-Quinn -131,6218				
rho 0,359560 Durbin-Watson 1,274447				
RESET test for specification -				
Null hypothesis: specification is adequate				
Test statistic: F(2, 14) = 2,66271				
with p-value = P(F(2, 14) > 2,66271) = 0,104712				
White's test for heteroskedasticity -				
Null hypothesis: heteroskedasticity not present				
Test statistic: LM = 6,84486				
with p-value = P(Chi-square(5) > 6,84486) = 0,232437				
Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -				
Null hypothesis: heteroskedasticity not present				
Test statistic: LM = 3,89859				
with p-value = P(Chi-square(2) > 3,89859) = 0,142375				
LM test for autocorrelation up to order 1 -				
Null hypothesis: no autocorrelation				

Test statistic: LMF = 2,19415
with p-value = $P(F(1,15) > 2,19415) = 0,159235$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

l_HouseFCEper 1,055
d_l_UCHotwaterP 1,055

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 1326,8539

Determinant = 0,2937777

Reciprocal condition number = 5,2194467e-006

Forrás: saját számítás

A magyar háztartások energiafelhasználásának hatékonysága

M106. táblázat

Model 31: OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)

Dependent variable: l_FinConsCC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-11,6343	1,69184	-6,877	2,67e-05 ***
l_AreaDW	0,0135073	0,163102	0,08281	0,9355
l_DD	-0,00245121	0,0256419	-0,09559	0,9256
l_HouseFCEper	-0,0184872	0,0401945	-0,4599	0,6545
d_l_Oilprice	0,0113972	0,00665775	1,712	0,1149
l_NUhouseholds	1,58951	0,194121	8,188	5,23e-06 ***
l_UCPERdw	0,912387	0,0435678	20,94	3,26e-010 ***
l_FinConsCC_1	-0,0207770	0,0444724	-0,4672	0,6495

Mean dependent var 1,776958 S.D. dependent var 0,063212

Sum squared resid 0,000462 S.E. of regression 0,006483

R-squared 0,993572 Adjusted R-squared 0,989482

F(7, 11) 242,9079 P-value(F) 3,66e-11

Log-likelihood 73,96579 Akaike criterion -131,9316

Schwarz criterion -124,3761 Hannan-Quinn -130,6529

rho 0,429633 Durbin's h 1,856118

Log-likelihood for FinConsCC = 40,2036

Excluding the constant, p-value was highest for variable 28 (l_AreaDW)

Model 35: OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)

Dependent variable: l_FinConsCC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-10,5499	0,540624	-19,51	4,50e-012 ***
d_l_Oilprice	0,0104071	0,00535015	1,945	0,0707 *
l_NUhouseholds	1,44231	0,0653290	22,08	7,50e-013 ***
l_UCPERdw	0,888755	0,0232540	38,22	2,30e-016 ***

Mean dependent var 1,776958 S.D. dependent var 0,063212

Sum squared resid 0,000500 S.E. of regression 0,005772
R-squared 0,993052 Adjusted R-squared 0,991663
F(3, 15) 714,6599 P-value(F) 2,11e-16
Log-likelihood 73,22664 Akaike criterion -138,4533
Schwarz criterion -134,6755 Hannan-Quinn -137,8139
rho 0,367707 Durbin-Watson 1,247380

Log-likelihood for FinConsCC = 39,4644

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 13) = 0,0477709$

with p-value = $P(F(2, 13) > 0,0477709) = 0,953519$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 15,9098

with p-value = $P(\text{Chi-square}(9) > 15,9098) = 0,0687902$

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 7,41978

with p-value = $P(\text{Chi-square}(3) > 7,41978) = 0,0596558$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 2,62279$

with p-value = 0,269444

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 2,21167

with p-value = $P(F(1,14) > 2,21167) = 0,159143$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

d_l_Oilprice 1,079

l_NUhouseholds 1,001

l_UCPERdw 1,079

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 1530,4055

Determinant = 0,011476376

Reciprocal condition number = 6,641187e-008

Forrás: saját számítás

A lengyel háztartások fűtése

M107. táblázat

Model 5:

OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)

Dependent variable: l_FCspaceheatgC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2,47482	1,27602	1,939	0,0785	*
d_l_AreaDW	-15,6273	4,25572	-3,672	0,0037	***
l_DD	-0,242919	0,156586	-1,551	0,1491	
l_Usefulea	0,626732	0,0788830	7,945	6,97e-06	***
d_l_HouseFCEp	0,186100	0,543508	0,3424	0,7385	
d_l_Oilprice	-0,00660900	0,0372070	-0,1776	0,8622	
d_l_Nuhouseho	-1,15110	1,14034	-1,009	0,3345	
l_FCspacehe_1	0,257935	0,111804	2,307	0,0415	**

Mean dependent var 2,692777 S.D. dependent var 0,125369

Sum squared resid 0,014443 S.E. of regression 0,036236

R-squared 0,948947 Adjusted R-squared 0,916459

F(7, 11) 29,20919 P-value(F) 2,96e-06

Log-likelihood 41,26874 Akaike criterion -66,53748

Schwarz criterion -58,98197 Hannan-Quinn -65,25879

rho -0,274729 Durbin's h -1,324004

Log-likelihood for FCspaceheatingC = -9,89402

Excluding the constant, p-value was highest for variable 54 (d_l_Oilprice)

Model 8:

OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)

Dependent variable: l_FCspaceheatgC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2,42595	1,06638	2,275	0,0392	**
d_l_AreaDW	-14,7948	3,88222	-3,811	0,0019	***
l_DD	-0,236563	0,132854	-1,781	0,0967	*
l_Usefulea	0,623448	0,0721650	8,639	5,54e-07	***
l_FCspacehe_1	0,256468	0,104033	2,465	0,0272	**

Mean dependent var 2,692777 S.D. dependent var 0,125369

Sum squared resid 0,016106 S.E. of regression 0,033918

R-squared 0,943070 Adjusted R-squared 0,926804

F(4, 14) 57,97878 P-value(F) 1,47e-08

Log-likelihood 40,23351 Akaike criterion -70,46703

Schwarz criterion -65,74483 Hannan-Quinn -69,66785

rho -0,146791 Durbin's h -0,694045

Log-likelihood for FCspaceheatingC = -10,9292

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 17,1745

with p-value = P(Chi-square(14) > 17,1745) = 0,246996

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: F(2, 12) = 0,618346

with p-value = P(F(2, 12) > 0,618346) = 0,55515

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 0,501464

with p-value = $P(F(1,13) > 0,501464) = 0,49136$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 0,158953

with p-value = 0,9236

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 5,70558

with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 5,70558) = 0,222241$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

d_l_AreaDW 2,689

l_DD 1,183

l_Usefulea 3,906

l_FCspacehe_1 2,583

VIF(j) = $1/(1 - R(j)^2)$, where R(j) is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix X'X:

1-norm = 2247,3357

Determinant = 8,8552841e-006

Reciprocal condition number = 3,2064615e-008

Forrás: saját számítás

A lengyel háztartások energiafelhasználásának hatékonysága

M108. táblázat

Model 9:

OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)

Dependent variable: l_FinConsCC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	3,27441	0,691253	4,737	0,0006	***
d_l_AreaDW	-10,5340	1,99034	-5,293	0,0003	***
l_DD	-0,115871	0,0815154	-1,421	0,1829	
d_l_HouseFCEp	-0,0252643	0,283502	-0,08912	0,9306	
d_l_Oilprice	-0,00775842	0,0193054	-0,4019	0,6955	
d_l_Nuhouseho	-0,832371	0,593618	-1,402	0,1884	
l_UCPERdw	0,784441	0,0628665	12,48	7,78e-08	***
l_FinConsCC_1	0,125286	0,0756484	1,656	0,1259	

Mean dependent var 3,018542 S.D. dependent var 0,092587

Sum squared resid 0,003916 S.E. of regression 0,018867

R-squared 0,974624 Adjusted R-squared 0,958476

F(7, 11) 60,35439 P-value(F) 6,69e-08

Log-likelihood 53,66882 Akaike criterion -91,33765

Schwarz criterion -83,78213 Hannan-Quinn -90,05895

rho	-0,206637	Durbin's h	-0,925658
Log-likelihood for FinConsCC = -3,68348			
Excluding the constant, p-value was highest for variable 47 (d_l_HouseFCEp)			
Model 14:			
OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)			
Dependent variable: l_FinConsCC			
	coefficient	std. error	t-ratio p-value

const	2,67489	0,0193745	138,1 4,81e-026 ***
d_l_AreaDW	-10,0358	2,11246	-4,751 0,0002 ***
l_UCPERdw	0,820791	0,0521411	15,74 3,70e-011 ***
Mean dependent var	3,018542	S.D. dependent var	0,092587
Sum squared resid	0,006819	S.E. of regression	0,020644
R-squared	0,955809	Adjusted R-squared	0,950285
F(2, 16)	173,0327	P-value(F)	1,45e-11
Log-likelihood	48,39902	Akaike criterion	-90,79804
Schwarz criterion	-87,96473	Hannan-Quinn	-90,31853
rho	0,383400	Durbin-Watson	1,007924
Log-likelihood for FinConsCC = -8,95328			
White's test for heteroskedasticity -			
Null hypothesis: heteroskedasticity not present			
Test statistic: LM = 4,62641			
with p-value = P(Chi-square(5) > 4,62641) = 0,463151			
RESET test for specification -			
Null hypothesis: specification is adequate			
Test statistic: F(2, 14) = 1,76906			
with p-value = P(F(2, 14) > 1,76906) = 0,206545			
Test for normality of residual -			
Null hypothesis: error is normally distributed			
Test statistic: Chi-square(2) = 0,197818			
with p-value = 0,905825			
LM test for autocorrelation up to order 1 -			
Null hypothesis: no autocorrelation			
Test statistic: LMF = 2,57911			
with p-value = P(F(1,15) > 2,57911) = 0,129125			
Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -			
Null hypothesis: heteroskedasticity not present			
Test statistic: LM = 1,21912			
with p-value = P(Chi-square(2) > 1,21912) = 0,543591			
Variance Inflation Factors			
Minimum possible value = 1.0			
Values > 10.0 may indicate a collinearity problem			
d_l_AreaDW	2,150		
l_UCPERdw	2,150		
VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), where R(j) is the multiple correlation coefficient			
between variable j and the other independent variables			

Properties of matrix X'X:

1-norm = 29,176545

Determinant = 0,00061142989

Reciprocal condition number = 3,2130806e-006

A szlovén háztartások energiafelhasználásának hatékonysága

M109. táblázat

Model 3: OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)

Dependent variable: l_FinConsCC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1,08253	1,66572	0,6499	0,5320
d_l_Nuhouseho	-3,25240	3,61517	-0,8997	0,3917
d_l_Oilprice	0,0758267	0,0425296	1,783	0,1083
l_DD	-0,140270	0,208640	-0,6723	0,5183
d_l_AreaDW	0,573165	1,53342	0,3738	0,7172
d_l_HouseFCEp	-0,461700	0,391747	-1,179	0,2688
l_UCPERdw	0,406941	0,147663	2,756	0,0223 **
l_FinConsCC_1	0,0487223	0,191579	0,2543	0,8050

Mean dependent var 0,136740 S.D. dependent var 0,059265

Sum squared resid 0,014772 S.E. of regression 0,040513

R-squared 0,737145 Adjusted R-squared 0,532703

F(7, 9) 3,605636 P-value(F) 0,038896

Log-likelihood 35,78814 Akaike criterion -55,57629

Schwarz criterion -48,91058 Hannan-Quinn -54,91370

rho 0,383308 Durbin's h 2,386493

Log-likelihood for FinConsCC = 33,4636

Excluding the constant, p-value was highest for variable 35 (l_FinConsCC_1)

Model 10: OLS, using observations 1992-2009 (T = 18)

Dependent variable: l_FinConsCC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
d_l_Oilprice	0,100564	0,0439020	2,291	0,0359 **
l_UCPERdw	0,249419	0,0220013	11,34	4,67e-09 ***

Mean dependent var 0,129751 S.D. dependent var 0,064691

Sum squared resid 0,036973 S.E. of regression 0,048071

R-squared 0,901190 Adjusted R-squared 0,895014

F(2, 16) 72,96355 P-value(F) 9,09e-09

Log-likelihood 30,15059 Akaike criterion -56,30118

Schwarz criterion -54,52044 Hannan-Quinn -56,05564

rho 0,247072 Durbin-Watson 1,148770

Log-likelihood for FinConsCC = 27,8151

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: F(2, 14) = 2,81759

with p-value = P(F(2, 14) > 2,81759) = 0,0936814

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present
Test statistic: LM = 2,18114
with p-value = $P(\text{Chi-square}(1) > 2,18114) = 0,139711$

Test for normality of residual -
Null hypothesis: error is normally distributed
Test statistic: Chi-square(2) = 1,33556
with p-value = 0,512845

LM test for autocorrelation up to order 1 -
Null hypothesis: no autocorrelation
Test statistic: LMF = 0,901125
with p-value = $P(F(1,15) > 0,901125) = 0,357525$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0
Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

d_l_Oilprice 1,134
l_UCPERdw 1,134

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 5,2970809
Determinant = 5,8761698
Reciprocal condition number = 0,20942143

Forrás: saját számítás

A szlovák háztartások fűtése

M110. táblázat

Model 15:
OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)
Dependent variable: l_FCspaceheatgC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,488393	0,474199	1,030	0,3299	
l_DD	0,00356115	0,0590262	0,06033	0,9532	
d_l_AreaDW	-1,45898	0,509757	-2,862	0,0187	**
d_l_Nuhouseho	5,61786	3,60087	1,560	0,1532	
d_l_Oilprice	-0,00569776	0,00764480	-0,7453	0,4751	
d_l_HouseFCEp	-0,0530367	0,102887	-0,5155	0,6186	
l_UCPERdwspac	1,04758	0,0424689	24,67	1,42e-09	***
l_FCspacehe_1	-0,0182841	0,0413316	-0,4424	0,6687	

Mean dependent var 0,450735 S.D. dependent var 0,208951
Sum squared resid 0,000564 S.E. of regression 0,007915
R-squared 0,999193 Adjusted R-squared 0,998565
F(7, 9) 1591,663 P-value(F) 3,49e-13
Log-likelihood 63,54670 Akaike criterion -111,0934
Schwarz criterion -104,4277 Hannan-Quinn -110,4308
rho 0,339893 Durbin's h 1,378543

Log-likelihood for FCspaceheatingC = 55,8842

Excluding the constant, p-value was highest for variable 32 (l_DD)

Model 20:

OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)

Dependent variable: l_FCspaceheatgC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0,535078	0,00315242	169,7	1,77e-027 ***
d_l_AreaDW	-2,40739	0,280144	-8,593	2,17e-07 ***
l_UCPERdwspac	1,04797	0,00948627	110,5	1,70e-024 ***

Mean dependent var 0,413656 S.D. dependent var 0,226152

Sum squared resid 0,001205 S.E. of regression 0,008679

R-squared 0,998691 Adjusted R-squared 0,998527

F(2, 16) 6102,438 P-value(F) 8,63e-24

Log-likelihood 64,86217 Akaike criterion -123,7243

Schwarz criterion -120,8910 Hannan-Quinn -123,2448

rho 0,349093 Durbin-Watson 1,136539

Log-likelihood for FCspaceheatingC = 57,0027

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 10,4665

with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 10,4665) = 0,0630471$

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 14) = 1,3868$

with p-value = $P(F(2, 14) > 1,3868) = 0,28217$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 0,630157$

with p-value = 0,729732

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 2,04015

with p-value = $P(F(1,15) > 2,04015) = 0,173686$

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 3,69035

with p-value = $P(\text{Chi-square}(2) > 3,69035) = 0,157997$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

d_l_AreaDW 1,005

l_UCPERdwspac 1,005

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 21,008175

Determinant = 0,015342803
Reciprocal condition number = 4,5217007e-005

Forrás: saját számítás

A szlovák háztartások energiafelhasználásának hatékonysága

M111. táblázat

Model 28:

OLS, using observations 1993-2009 (T = 17)

Dependent variable: l_FinConsCC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,562530	0,480965	1,170	0,2722	
l_DD	-0,00705312	0,0603536	-0,1169	0,9095	
d_l_AreaDW	-1,49797	0,558126	-2,684	0,0250	**
d_l_Nuhouseho	5,64082	3,82547	1,475	0,1744	
d_l_Oilprice	-0,00556492	0,00818223	-0,6801	0,5135	
d_l_HouseFCEp	-0,0523916	0,110398	-0,4746	0,6464	
l_UCPERdw	1,05513	0,0602416	17,52	2,92e-08	***
l_FinConsCC_1	-0,0217729	0,0575515	-0,3783	0,7140	

Mean dependent var 0,874587 S.D. dependent var 0,168160
Sum squared resid 0,000644 S.E. of regression 0,008459
R-squared 0,998577 Adjusted R-squared 0,997469
F(7, 9) 901,9402 P-value(F) 4,48e-12
Log-likelihood 62,41620 Akaike criterion -108,8324
Schwarz criterion -102,1667 Hannan-Quinn -108,1698
rho 0,340328 Durbin's h 1,398883

Log-likelihood for FinConsCC = 47,5482

Excluding the constant, p-value was highest for variable 32 (l_DD)

Model 34:

OLS, using observations 1991-2009 (T = 19)

Dependent variable: l_FinConsCC

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,512489	0,00492669	104,0	4,44e-024	***
d_l_AreaDW	-2,52427	0,300239	-8,408	2,89e-07	***
l_UCPERdw	1,05644	0,0126275	83,66	1,44e-022	***

Mean dependent var 0,844890 S.D. dependent var 0,181806
Sum squared resid 0,001350 S.E. of regression 0,009184
R-squared 0,997732 Adjusted R-squared 0,997448
F(2, 16) 3518,647 P-value(F) 7,01e-22
Log-likelihood 63,78759 Akaike criterion -121,5752
Schwarz criterion -118,7419 Hannan-Quinn -121,0957
rho 0,382201 Durbin-Watson 1,093286

Log-likelihood for FinConsCC = 47,7347

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: F(2, 14) = 2,44497

with p-value = P(F(2, 14) > 2,44497) = 0,122824

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 0,587947
with p-value = 0,745296

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 10,4927

with p-value = $P(\text{Chi-square}(5) > 10,4927) = 0,06242$

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 2,53769

with p-value = $P(F(1,15) > 2,53769) = 0,132008$

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 4,61674

with p-value = $P(\text{Chi-square}(2) > 4,61674) = 0,0994231$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

d_l_AreaDW 1,031

l_UCPERdw 1,031

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient
between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 25,483137

Determinant = 0,0096959003

Reciprocal condition number = 3,6260431e-005

Forrás: saját számítás

6. számú melléklet – A visszapattanó hatás számítása Magyarország esetében (2008)

A földgázzal fűtő magyar háztartások vizsgálata (2008)

M112. táblázat

Model 1: OLS, using observations 1-4854 (n = 2250)

Missing or incomplete observations dropped: 2604

Dependent variable: l_FGKBM

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1,42951	0,118456	12,07	1,55e-032 ***
l_HANYHTAG	0,230314	0,0144030	15,99	1,37e-054 ***
l_FGKIADm2	0,741169	0,0151245	49,00	0,0000 ***
D1kazkor	0,00734775	0,0296966	0,2474	0,8046
D2kazkor	0,0298421	0,0290328	1,028	0,3041
LAKVALT1	0,0551516	0,0157633	3,499	0,0005 ***
Dhepev	0,0817480	0,0212527	3,846	0,0001 ***

Mean dependent var 7,392835 S.D. dependent var 0,524283

Sum squared resid 271,5370 S.E. of regression 0,347936

R-squared 0,560754 Adjusted R-squared 0,559579

F(6, 2243) 477,2466 P-value(F) 0,000000

Log-likelihood -813,7014 Akaike criterion 1641,403

Schwarz criterion 1681,434 Hannan-Quinn 1656,014

Log-likelihood for FGKBM = -17447,6

Excluding the constant, p-value was highest for variable 3 (D1kazkor)

Model 3: OLS, using observations 1-4854 (n = 4305)

Missing or incomplete observations dropped: 549

Dependent variable: l_FGKBM

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,484157	0,0649739	-7,452	1,11e-013 ***
l_HANYHTAG	0,234619	0,0114165	20,55	1,34e-089 ***
l_FGKIADm2	0,974118	0,00872200	111,7	0,0000 ***
LAKVALT1	0,0566937	0,0130503	4,344	1,43e-05 ***
Dhepev	0,179585	0,0216023	8,313	1,24e-016 ***

Mean dependent var 7,024522 S.D. dependent var 0,826533

Sum squared resid 680,3701 S.E. of regression 0,397776

R-squared 0,768606 Adjusted R-squared 0,768390

F(4, 4300) 3570,748 P-value(F) 0,000000

Log-likelihood -2137,393 Akaike criterion 4284,786

Schwarz criterion 4316,623 Hannan-Quinn 4296,029

Log-likelihood for FGKBM = -32378

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 47,3245

with p-value = P(Chi-square(12) > 47,3245) = 4,09552e-006

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 9,36887

with p-value = P(Chi-square(4) > 9,36887) = 0,0525126

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity (robust variant) -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 7,80095

with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 7,80095) = 0,0991479$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

l_HANYHTAG 1,081

l_FGKIADm2 1,024

LAKVALT1 1,020

Dhepev 1,046

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 314186,34

Determinant = 3,7157139e+015

Reciprocal condition number = 0,00010306643

Forrás: saját számítás

Az 1.kvintilisbe tartozó, földgázzal fűtő háztartások vizsgálata (2008)

M113. táblázat

Model 8: OLS, using observations 1-447 (n = 208)

Missing or incomplete observations dropped: 239

Dependent variable: l_FGKBM

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	1,62014	0,357588	4,531	1,01e-05 ***
l_FGKIADm2	0,723235	0,0449448	16,09	5,53e-038 ***
l_HANYHTAG	0,210519	0,0525284	4,008	8,63e-05 ***
D1kazkor	-0,0963781	0,122571	-0,7863	0,4326
D2kazkor	-0,0785144	0,119313	-0,6581	0,5113
LAKVALT1	0,0595846	0,0515431	1,156	0,2490
Dhepev	0,0881049	0,0660752	1,333	0,1839

Mean dependent var 7,421404 S.D. dependent var 0,529210

Sum squared resid 22,46260 S.E. of regression 0,334297

R-squared 0,612534 Adjusted R-squared 0,600968

F(6, 201) 52,95926 P-value(F) 8,19e-39

Log-likelihood -63,66785 Akaike criterion 141,3357

Schwarz criterion 164,6985 Hannan-Quinn 150,7824

Log-likelihood for FGKBM = -1607,32

Excluding the constant, p-value was highest for variable 4 (D2kazkor)

Model 10: OLS, using observations 1-447 (n = 415)

Missing or incomplete observations dropped: 32

Dependent variable: l_FGKBM

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,205576	0,219161	-0,9380	0,3488
l_FGKIADm2	0,920797	0,0291863	31,55	9,89e-112 ***

l_HANYHTAG	0,229616	0,0445532	5,154	3,98e-07	***
LAKVALT1	0,135415	0,0478170	2,832	0,0049	***
Dhepev	0,241021	0,0674889	3,571	0,0004	***
Mean dependent var 7,104443 S.D. dependent var 0,830950					
Sum squared resid 75,14352 S.E. of regression 0,428108					
R-squared 0,737130 Adjusted R-squared 0,734565					
F(4, 410) 287,4266 P-value(F) 1,7e-117					
Log-likelihood -234,2672 Akaike criterion 478,5343					
Schwarz criterion 498,6757 Hannan-Quinn 486,4990					
Log-likelihood for FGKBM = -3182,61					
White's test for heteroskedasticity -					
Null hypothesis: heteroskedasticity not present					
Test statistic: LM = 18,3081					
with p-value = P(Chi-square(12) > 18,3081) = 0,106652					
Variance Inflation Factors					
Minimum possible value = 1.0					
Values > 10.0 may indicate a collinearity problem					
l_FGKIADm2 1,035					
l_HANYHTAG 1,057					
LAKVALT1 1,014					
Dhepev 1,016					
VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), where R(j) is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables					
Properties of matrix X'X:					
1-norm = 32117,991					
Determinant = 2,8246414e+010					
Reciprocal condition number = 0,00010245694					

Forrás: saját számítás

Az 5.kvintilisbe tartozó, földgázzal fűtő háztartások vizsgálata (2008)

M114. táblázat

Model 13: OLS, using observations 3382-4854 (n = 648)					
Missing or incomplete observations dropped: 825					
Dependent variable: l_FGKBM					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	1,55336	0,236192	6,577	9,99e-011	***
l_FGKIADm2	0,720288	0,0299351	24,06	1,21e-091	***
l_HANYHTAG	0,336778	0,0312070	10,79	4,62e-025	***
LAKVALT1	0,0108878	0,0303213	0,3591	0,7197	
D1kazkor	0,0538984	0,0561119	0,9606	0,3371	
D2kazkor	0,0574271	0,0549955	1,044	0,2968	
Dhepev	0,0424558	0,0417117	1,018	0,3091	
Mean dependent var 7,422719 S.D. dependent var 0,530107					
Sum squared resid 84,39343 S.E. of regression 0,362848					
R-squared 0,535829 Adjusted R-squared 0,531484					
F(6, 641) 123,3261 P-value(F) 2,2e-103					
Log-likelihood -259,0302 Akaike criterion 532,0604					

Schwarz criterion 563,3776 Hannan-Quinn 544,2093

Log-likelihood for FGKBM = -5068,95

Excluding the constant, p-value was highest for variable 5 (LAKVALT1)

Model 16: OLS, using observations 3382-4854 (n = 1267)

Missing or incomplete observations dropped: 206

Dependent variable: l_FGKBM

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,786344	0,108130	-7,272	6,18e-013 ***
l_FGKIADm2	1,01365	0,0146798	69,05	0,0000 ***
l_HANYHTAG	0,353835	0,0237973	14,87	3,32e-046 ***

Mean dependent var 6,930493 S.D. dependent var 0,930797

Sum squared resid 204,9811 S.E. of regression 0,402702

R-squared 0,813117 Adjusted R-squared 0,812821

F(2, 1264) 2749,795 P-value(F) 0,000000

Log-likelihood -643,8816 Akaike criterion 1293,763

Schwarz criterion 1309,196 Hannan-Quinn 1299,561

Log-likelihood for FGKBM = -9424,82

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 19,4858

with p-value = P(Chi-square(5) > 19,4858) = 0,00156004

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 0,882948

with p-value = P(Chi-square(2) > 0,882948) = 0,643088

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity (robust variant) -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 0,75885

with p-value = P(Chi-square(2) > 0,75885) = 0,684255

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

l_FGKIADm2	1,030
l_HANYHTAG	1,030

VIF(j) = $1/(1 - R(j)^2)$, where R(j) is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix X'X:

1-norm = 85185,347

Determinant = 2,8122018e+008

Reciprocal condition number = 0,00014211521

Forrás: saját számítás

A diszkriminanciaelemzés eredményei a földgázzal fűtő magyar háztartások vizsgálata esetében

M115. táblázat

Classification Results ^{b,c}					
			Predicted Group Membership		
		D1_K	1	5	Total
Original	Count	1	273	113	386
		5	177	882	1059
		Ungrouped cases	5	4	9
	%	1	70,7	29,3	100,0
		5	16,7	83,3	100,0
		Ungrouped cases	55,6	44,4	100,0
Cross-validated ^a	Count	1	272	114	386
		5	177	882	1059
	%	1	70,5	29,5	100,0
		5	16,7	83,3	100,0
a. Cross validation is done only for those cases in the analysis. In cross validation, each case is classified by the functions derived from all cases other than that case.					
b. 79,9% of original grouped cases correctly classified.					
c. 79,9% of cross-validated grouped cases correctly classified.					

Forrás: saját számítás

A magyar háztartások villamosenergia-felhasználásának vizsgálata

M116. táblázat

Model 1: OLS, using observations 1-6483 (n = 2830)				
Missing or incomplete observations dropped: 3653				
Dependent variable: l_ARKW				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	2,64904	0,0931514	28,44	1,34e-156 ***
l_ARDIIm2	0,664743	0,0123057	54,02	0,0000 ***
Dbojkor	-0,0304230	0,0135414	-2,247	0,0247 **
Dklima	0,0856669	0,0377470	2,270	0,0233 **
Dlakvalt	0,0508310	0,0145226	3,500	0,0005 ***
Dhutoszt	0,0149497	0,0135690	1,102	0,2707
Dmgepkor1	-0,00894215	0,0142505	-0,6275	0,5304
TUDB	0,175615	0,0393398	4,464	8,36e-06 ***
LTVDB	0,0941163	0,0260593	3,612	0,0003 ***
PTVDB	0,212978	0,0444703	4,789	1,76e-06 ***
PCDB	0,0184893	0,0173325	1,067	0,2862
LAPDB	0,0237208	0,0231266	1,026	0,3051
NYOMDB	0,0814195	0,0206439	3,944	8,21e-05 ***
l_HANYHTAG	0,263068	0,0131781	19,96	4,96e-083 ***
Mean dependent var	7,734317	S.D. dependent var	0,569706	
Sum squared resid	324,4877	S.E. of regression	0,339455	
R-squared	0,646602	Adjusted R-squared	0,644970	
F(13, 2816)	396,3344	P-value(F)	0,000000	
Log-likelihood	-951,0111	Akaike criterion	1930,022	
Schwarz criterion	2013,295	Hannan-Quinn	1960,064	
Log-likelihood for ARKW = -22839,1				

Excluding the constant, p-value was highest for variable 5 (Dmgepkor1)

Model 5: OLS, using observations 1-6483 (n = 2869)

Missing or incomplete observations dropped: 3614

Dependent variable: l_ARKW

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2,58675	0,0906962	28,52	1,13e-157	***
l_ARDIJm2	0,674311	0,0120579	55,92	0,0000	***
Dbojkor	-0,0278349	0,0134364	-2,072	0,0384	**
Dklima	0,0900410	0,0377312	2,386	0,0171	**
Dlakvalt	0,0546291	0,0143954	3,795	0,0002	***
TUDB	0,172543	0,0387575	4,452	8,84e-06	***
LTVDDB	0,0991350	0,0259523	3,820	0,0001	***
PTVDB	0,217897	0,0444651	4,900	1,01e-06	***
NYOMDB	0,100729	0,0169529	5,942	3,16e-09	***
l_HANYHTAG	0,268080	0,0126216	21,24	4,43e-093	***

Mean dependent var 7,725013 S.D. dependent var 0,579365

Sum squared resid 332,5938 S.E. of regression 0,341075

R-squared 0,654514 Adjusted R-squared 0,653426

F(9, 2859) 601,8102 P-value(F) 0,000000

Log-likelihood -979,8783 Akaike criterion 1979,757

Schwarz criterion 2039,374 Hannan-Quinn 2001,250

Log-likelihood for ARKW = -23142,9

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 218,414

with p-value = $P(\text{Chi-square}(47) > 218,414) = 6,34285e-024$

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 44,9622

with p-value = $P(\text{Chi-square}(9) > 44,9622) = 9,37641e-007$

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity (robust variant) -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 34,5564

with p-value = $P(\text{Chi-square}(9) > 34,5564) = 7,1328e-005$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

l_ARDIJm2	1,124
Dbojkor	1,095
Dklima	1,055
Dlakvalt	1,107
TUDB	1,174
LTVDDB	1,196
PTVDB	1,031
NYOMDB	1,142
l_HANYHTAG	1,212

VIF(j) = $1/(1 - R(j)^2)$, where R(j) is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix X'X:

1-norm = 219061,24

Determinant = 2,6034869e+025

Reciprocal condition number = 4,4714192e-005

Model 12: OLS, using observations 1-6483 (n = 2869)

Missing or incomplete observations dropped: 3614

Dependent variable: l_ARKW

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2,58675	0,115560	22,38	2,14e-102	***
l_ARDIjm2	0,674311	0,0156614	43,06	0,0000	***
Dbojkor	-0,0278349	0,0134984	-2,062	0,0393	**
Dklima	0,0900410	0,0426258	2,112	0,0347	**
Dlakvalt	0,0546291	0,0140208	3,896	9,99e-05	***
TUDB	0,172543	0,0483533	3,568	0,0004	***
LTVDB	0,0991350	0,0265498	3,734	0,0002	***
PTVDB	0,217897	0,0388657	5,606	2,26e-08	***
NYOMDB	0,100729	0,0165982	6,069	1,46e-09	***
l_HANYHTAG	0,268080	0,0136316	19,67	7,36e-081	***

Mean dependent var 7,725013 S.D. dependent var 0,579365

Sum squared resid 332,5938 S.E. of regression 0,341075

R-squared 0,654514 Adjusted R-squared 0,653426

F(9, 2859) 466,3993 P-value(F) 0,000000

Log-likelihood -979,8783 Akaike criterion 1979,757

Schwarz criterion 2039,374 Hannan-Quinn 2001,250

Log-likelihood for ARKW = -23142,9

Forrás: saját számítás

Az 1.kvintilsbe tartozó háztartások villamosenergia-felhasználásának vizsgálata

M117. táblázat

Model 8: OLS, using observations 1-896 (n = 388)

Missing or incomplete observations dropped: 508

Dependent variable: l_ARKW

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2,71545	0,271717	9,994	5,34e-021	***
l_ARDIjm2	0,662036	0,0335829	19,71	7,87e-060	***
Dklima	0,116708	0,122828	0,9502	0,3426	
Dlakvalt	0,140225	0,0432895	3,239	0,0013	***
TUDB	0,169348	0,134743	1,257	0,2096	
LTVDB	0,111401	0,0827564	1,346	0,1791	
PTVDB	0,0291167	0,185449	0,1570	0,8753	
NYOMDB	0,0335093	0,0581107	0,5766	0,5645	
l_HANYHTAG	0,170954	0,0417297	4,097	5,14e-05	***
Dhutoszt	0,00564387	0,0383967	0,1470	0,8832	
Dmgepkor1	-0,0292892	0,0412994	-0,7092	0,4786	
PCDB	0,113805	0,0439172	2,591	0,0099	***
LAPDB	0,0639024	0,0721965	0,8851	0,3767	
Dbojkor	-0,0745934	0,0382010	-1,953	0,0516	*

Mean dependent var 7,871030 S.D. dependent var 0,550373

Sum squared resid 47,79250 S.E. of regression 0,357474

R-squared 0,592306 Adjusted R-squared 0,578135
F(13, 374) 41,79649 P-value(F) 9,28e-65
Log-likelihood -144,2857 Akaike criterion 316,5713
Schwarz criterion 372,0254 Hannan-Quinn 338,5580

Log-likelihood for ARKW = -3198,25

Excluding the constant, p-value was highest for variable 4 (Dhutoszt)

Model 16: OLS, using observations 1-896 (n = 398)

Missing or incomplete observations dropped: 498

Dependent variable: l_ARKW

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2,58806	0,216869	11,93	3,23e-028	***
l_ARDIJm2	0,701685	0,0314569	22,31	9,45e-072	***
Dlakvalt	0,151340	0,0428069	3,535	0,0005	***
l_HANYHTAG	0,174064	0,0401490	4,335	1,85e-05	***
PCDB	0,137360	0,0373785	3,675	0,0003	***
Dbojkor	-0,0647603	0,0373442	-1,734	0,0837	*

Mean dependent var 7,849423 S.D. dependent var 0,586782

Sum squared resid 50,88351 S.E. of regression 0,360284

R-squared 0,627752 Adjusted R-squared 0,623004

F(5, 392) 132,2122 P-value(F) 7,96e-82

Log-likelihood -155,4118 Akaike criterion 322,8236

Schwarz criterion 346,7423 Hannan-Quinn 332,2976

Log-likelihood for ARKW = -3279,48

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 83,1318

with p-value = P(Chi-square(17) > 83,1318) = 1,05997e-010

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 83,1318

with p-value = P(Chi-square(17) > 83,1318) = 1,05997e-010

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 2,83879

with p-value = P(Chi-square(5) > 2,83879) = 0,724823

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity (robust variant) -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 2,25869

with p-value = P(Chi-square(5) > 2,25869) = 0,812314

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

l_ARDIJm2	1,068
Dlakvalt	1,064
l_HANYHTAG	1,086
PCDB	1,043
Dbojkor	1,062

VIF(j) = $1/(1 - R(j)^2)$, where R(j) is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix X'X:

1-norm = 29772,816

Determinant = 2,9828697e+012

Reciprocal condition number = 8,0404931e-005

Forrás: saját számítás

Az 5. kvintilisbe tartozó háztartások villamosenergia-felhasználásának vizsgálata M118. táblázat

Model 18: OLS, using observations 4813-6483 (n = 643)

Missing or incomplete observations dropped: 1028

Dependent variable: l_ARKW

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2,53358	0,190624	13,29	1,05e-035 ***	
l_ARDIj2	0,687464	0,0253480	27,12	7,21e-108 ***	
Dlakvalt	0,0289858	0,0300598	0,9643	0,3353	
l_HANYHTAG	0,374216	0,0314240	11,91	1,25e-029 ***	
PCDB	-0,00352441	0,0372966	-0,09450	0,9247	
Dbojkor	-0,0295549	0,0281883	-1,048	0,2948	
Dklima	0,101171	0,0607004	1,667	0,0961 *	
LAPDB	-0,0606161	0,0432090	-1,403	0,1612	
NYOMDB	0,0543750	0,0418634	1,299	0,1945	
Dhutoszt	-0,0191477	0,0301279	-0,6355	0,5253	
Dmgepkor1	-0,0429990	0,0301699	-1,425	0,1546	
TUDB	0,169412	0,0638439	2,654	0,0082 ***	
LTVDB	0,122270	0,0490752	2,491	0,0130 **	
PTVDB	0,194632	0,0804422	2,420	0,0158 **	

Mean dependent var 7,722196 S.D. dependent var 0,585416

Sum squared resid 75,99874 S.E. of regression 0,347598

R-squared 0,654584 Adjusted R-squared 0,647445

F(13, 629) 91,69187 P-value(F) 1,3e-135

Log-likelihood -225,8374 Akaike criterion 479,6748

Schwarz criterion 542,2008 Hannan-Quinn 503,9390

Log-likelihood for ARKW = -5191,21

Excluding the constant, p-value was highest for variable 9 (PCDB)

Model 24: OLS, using observations 4813-6483 (n = 1458)

Missing or incomplete observations dropped: 213

Dependent variable: l_ARKW

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2,49397	0,136237	18,31	1,65e-067 ***	
l_ARDIj2	0,679022	0,0184754	36,75	1,57e-209 ***	
l_HANYHTAG	0,422946	0,0211313	20,02	6,95e-079 ***	
Dklima	0,102570	0,0381165	2,691	0,0072 ***	
LAPDB	-0,0618523	0,0266576	-2,320	0,0205 **	
TUDB	0,124807	0,0428111	2,915	0,0036 ***	
LTVDB	0,0787408	0,0340664	2,311	0,0210 **	
PTVDB	0,0918868	0,0517314	1,776	0,0759 *	

Mean dependent var 7,612833 S.D. dependent var 0,584624
Sum squared resid 195,4354 S.E. of regression 0,367128
R-squared 0,607545 Adjusted R-squared 0,605650
F(7, 1450) 320,6700 P-value(F) 3,9e-289
Log-likelihood -603,8207 Akaike criterion 1223,641
Schwarz criterion 1265,920 Hannan-Quinn 1239,414

Log-likelihood for ARKW = -11703,3

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 98,9876

with p-value = $P(\text{Chi-square}(30) > 98,9876) = 2,68127\text{e-}009$

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 23,5422

with p-value = $P(\text{Chi-square}(7) > 23,5422) = 0,00137074$

Breusch-Pagan test for heteroskedasticity (robust variant) -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 20,1208

with p-value = $P(\text{Chi-square}(7) > 20,1208) = 0,00531465$

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

```

l_ARDIJm2 1,055
l_HANYHTAG 1,138
Dklima 1,060
LAPDB 1,106
TUDB 1,429
LTVDB 1,397
PTVDB 1,106

```

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 101847,37

Determinant = 2,3401254e+018

Reciprocal condition number = 5,2456812e-005

Model 11: OLS, using observations 1-6483 (n = 5436)

Missing or incomplete observations dropped: 1047

Dependent variable: l_ARKW

Heteroskedasticity-robust standard errors, variant HC1

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2,64592	0,0842419	31,41	4,10e-199	***
l_ARDIJm2	0,650903	0,0114241	56,98	0,0000	***
l_HANYHTAG	0,317194	0,00975147	32,53	3,34e-212	***
Dklima	0,108722	0,0295285	3,682	0,0002	***
LAPDB	0,0298584	0,0163565	1,825	0,0680	*
TUDB	0,167882	0,0307677	5,456	5,07e-08	***
LTVDB	0,116887	0,0204437	5,718	1,14e-08	***

PTVDB	0,229807	0,0348262	6,599	4,54e-011 ***
Mean dependent var	7,644764	S.D. dependent var	0,584657	
Sum squared resid	711,1569	S.E. of regression	0,361962	
R-squared	0,617207	Adjusted R-squared	0,616713	
F(7, 5428)	1009,801	P-value(F)	0,000000	
Log-likelihood	-2185,194	Akaike criterion	4386,389	
Schwarz criterion	4439,195	Hannan-Quinn	4404,818	
Log-likelihood for ARKW = -43742,1				

Forrás: saját számítás

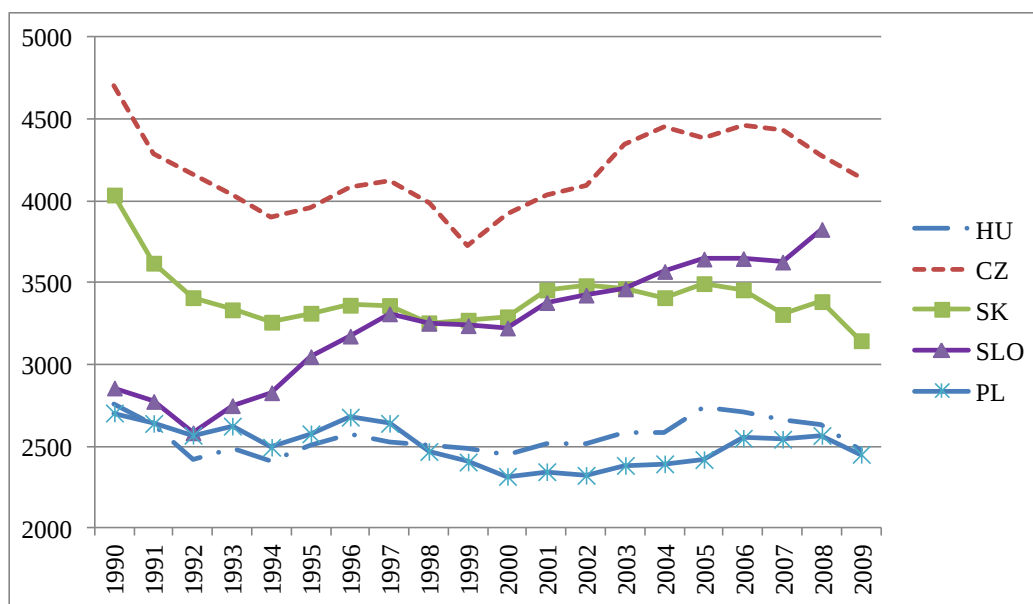
A diszkriminanciaelemzés eredményei a magyar háztartások villamosenergia-felhasználásának vizsgálata esetében

M119. táblázat

Classification Results ^{b,c}					
			Predicted Group Membership		
		D1_K	1	5	Total
Original	Count	1	632	264	896
		5	249	1408	1657
		Ungrouped cases	9	6	15
	%	1	70,5	29,5	100,0
		5	15,0	85,0	100,0
		Ungrouped cases	60,0	40,0	100,0
Cross-validated ^a	Count	1	631	265	896
		5	250	1407	1657
	%	1	70,4	29,6	100,0
		5	15,1	84,9	100,0
a. Cross validation is done only for those cases in the analysis. In cross validation, each case is classified by the functions derived from all cases other than that case.					
b. 79,9% of original grouped cases correctly classified.					
c. 79,8% of cross-validated grouped cases correctly classified.					

Forrás: saját számítás

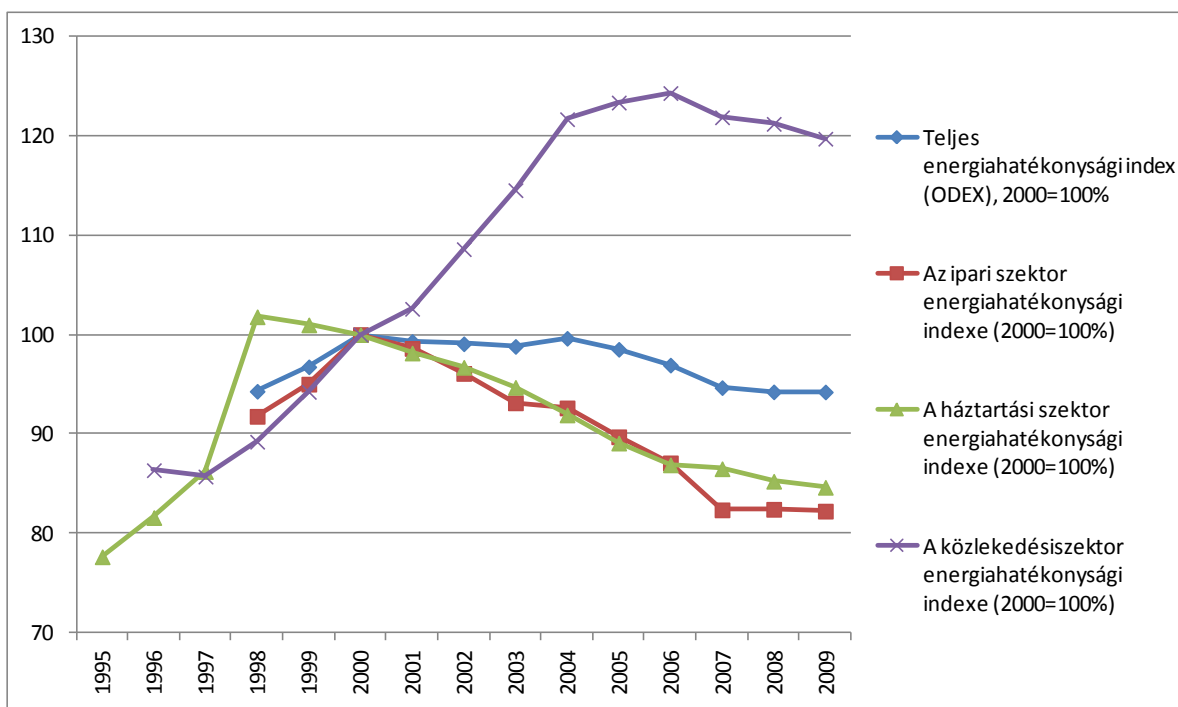
7. számú melléklet – Ábrák



Forrás: Worldbank adatai alapján saját szerkesztés

M41. ábra

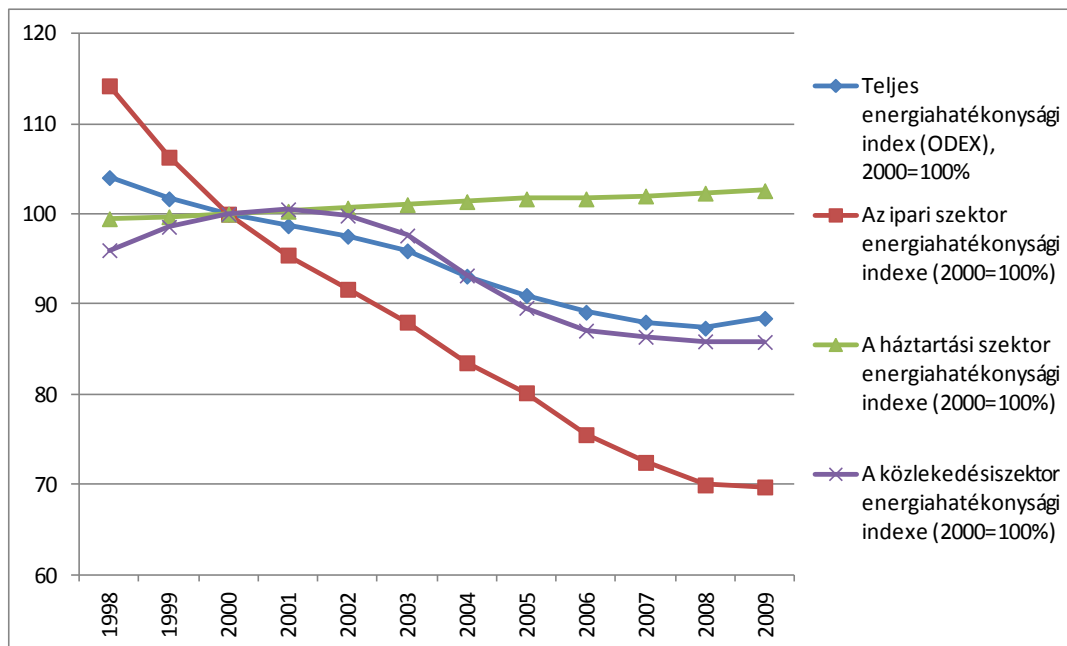
Az egy főre eső energiafelhasználás alakulása 1990-2009 között (koe/fő)



Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

M42. ábra

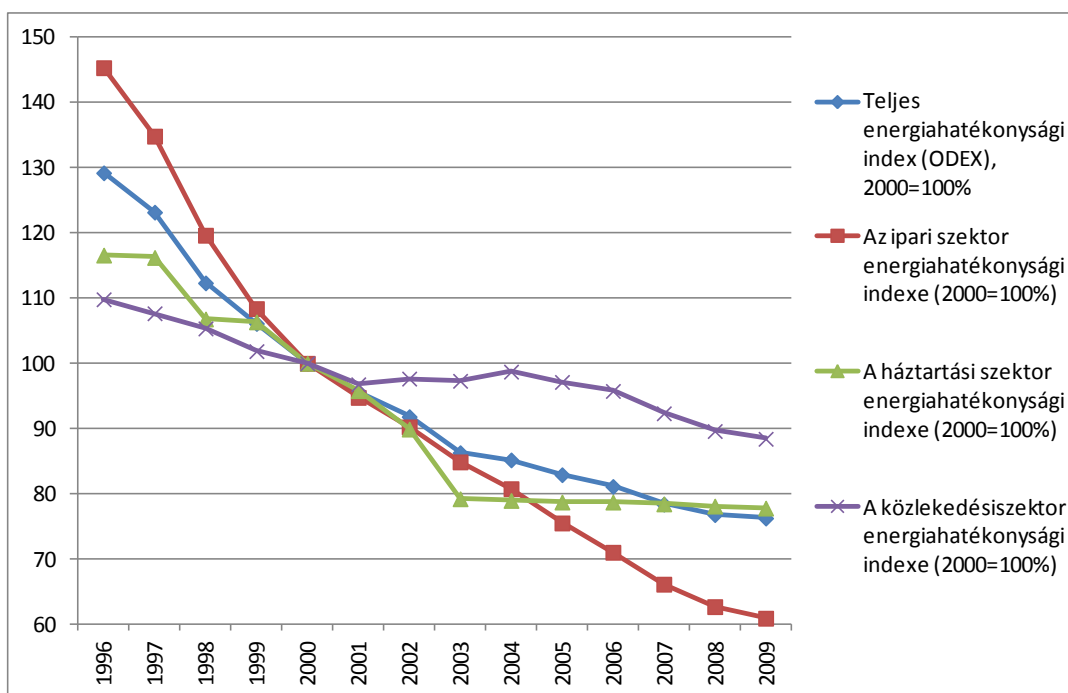
Az energiahatékonysági index alakulása Csehországban 1995 és 2009 között (2000=100%)



Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

M43. ábra

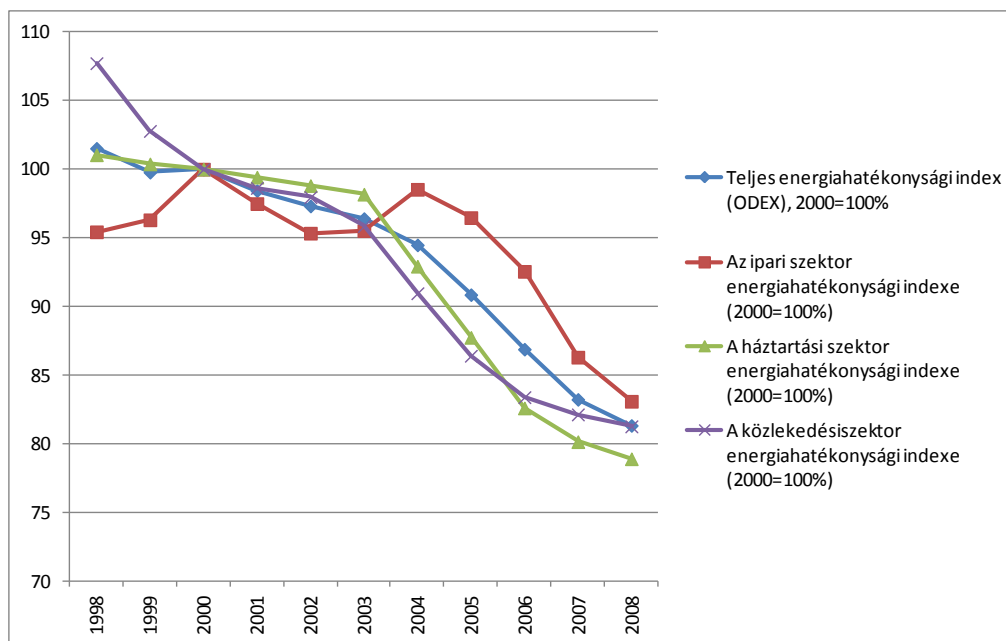
**Az energiahatékonysági index alakulása Magyarországon 1998 és 2009 között
(2000=100%)**



Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

M44. ábra

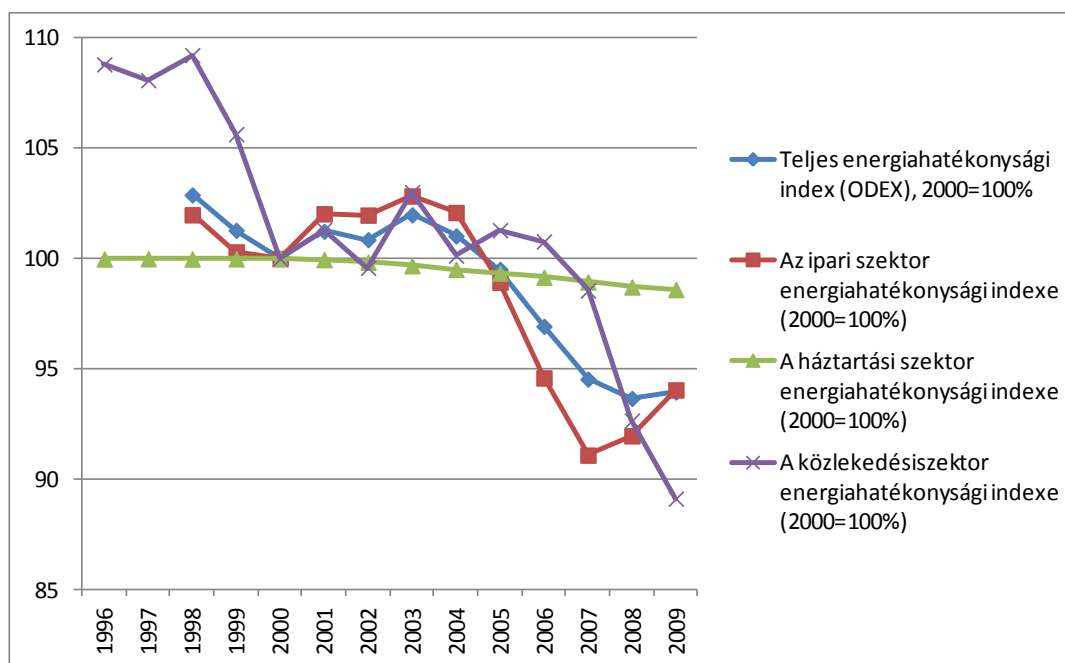
**Az energiahatékonysági index alakulása Lengyelországon 1996 és 2009 között
(2000=100%)**



Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

M45. ábra

Az energiahatékonysági index alakulása Szlovéniában 1998 és 2009 között (2000=100%)

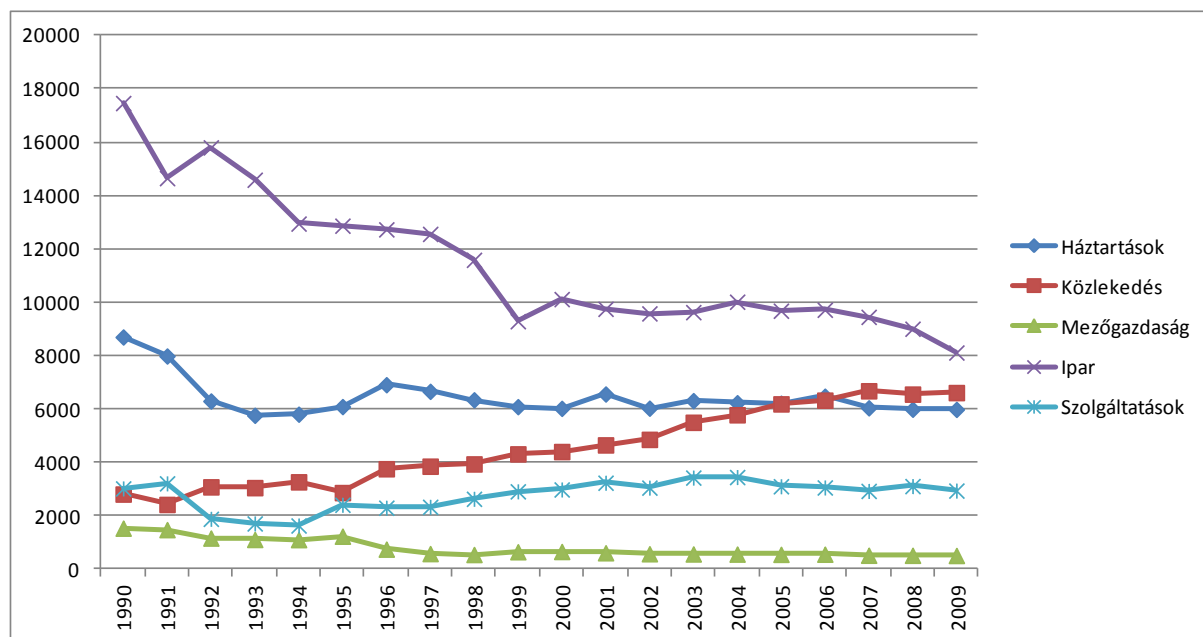


Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

M46. ábra

Az energiahatékonysági index alakulása Szlovákiában 1996 és 2009 között (2000=100%)

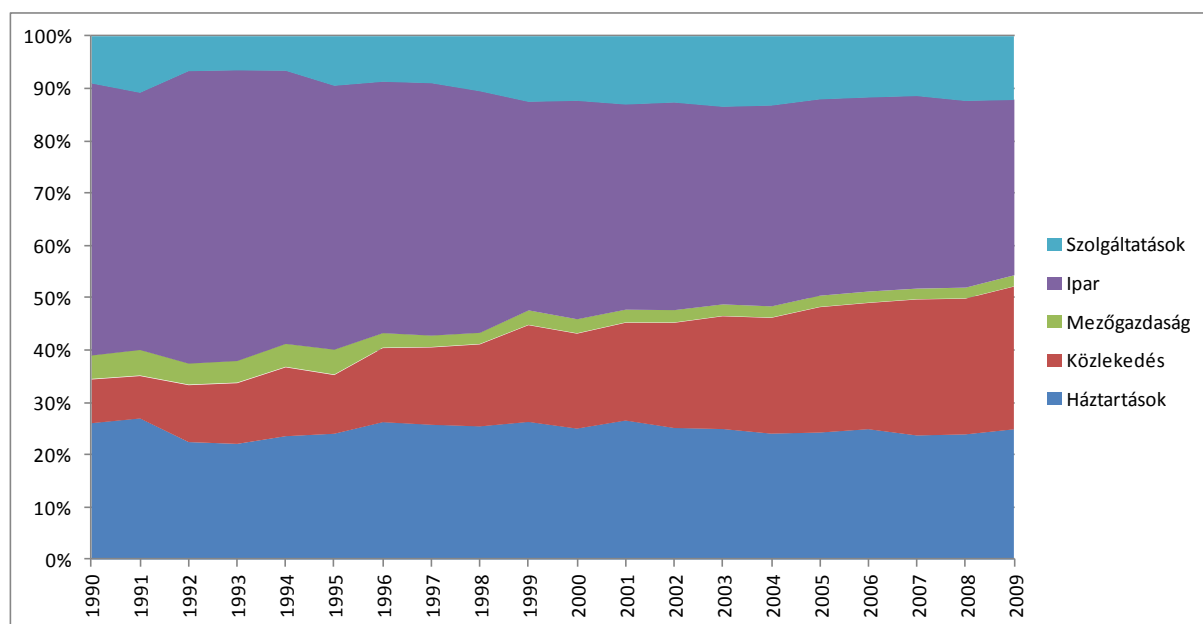
**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**



Forrás: saját szerkesztés a Világbank adatai alapján

M47. ábra

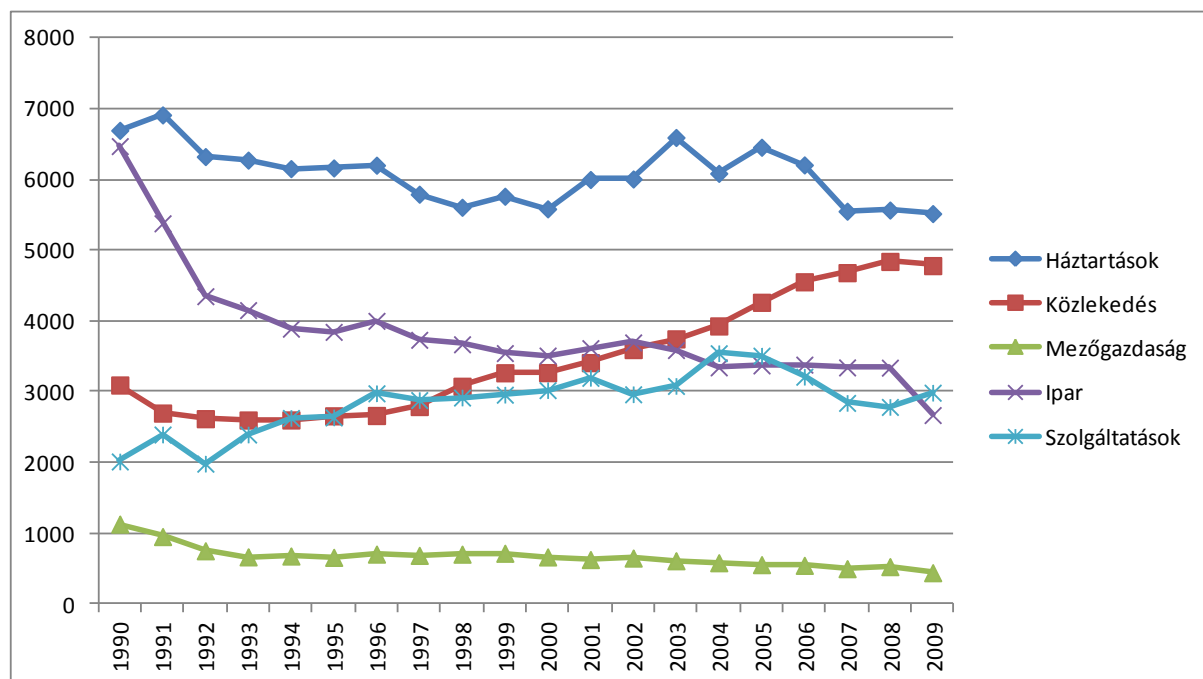
A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Csehországban



Forrás: saját szerkesztés a Világbank adatai alapján

M48. ábra

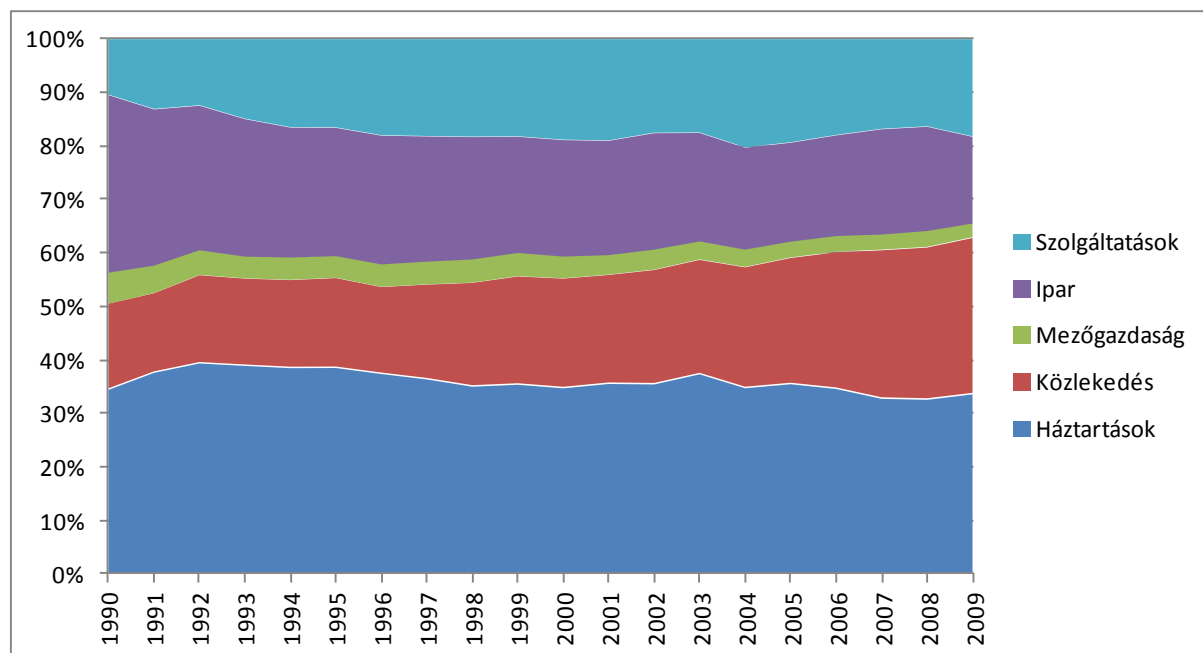
A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Csehországban a teljes energiafelhasználás viszonylatában



Forrás: saját szerkesztés a Világbank adatai alapján

M49. ábra

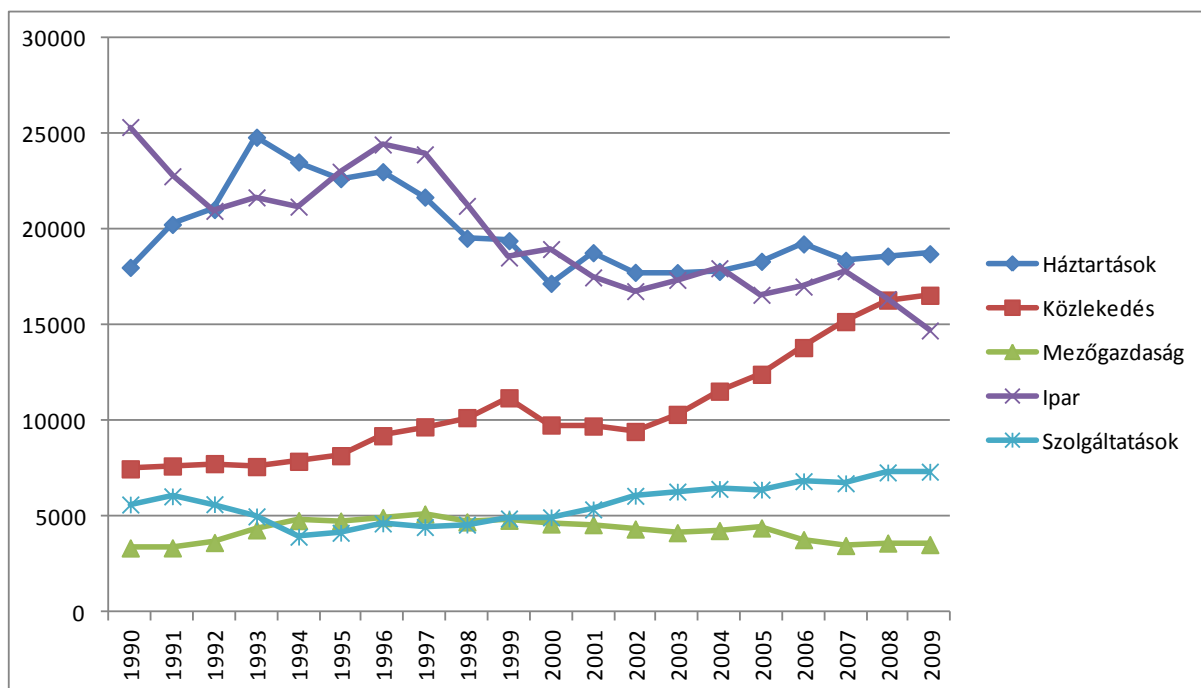
A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Magyarországon



Forrás: saját szerkesztés a Világbank adatai alapján

M50. ábra

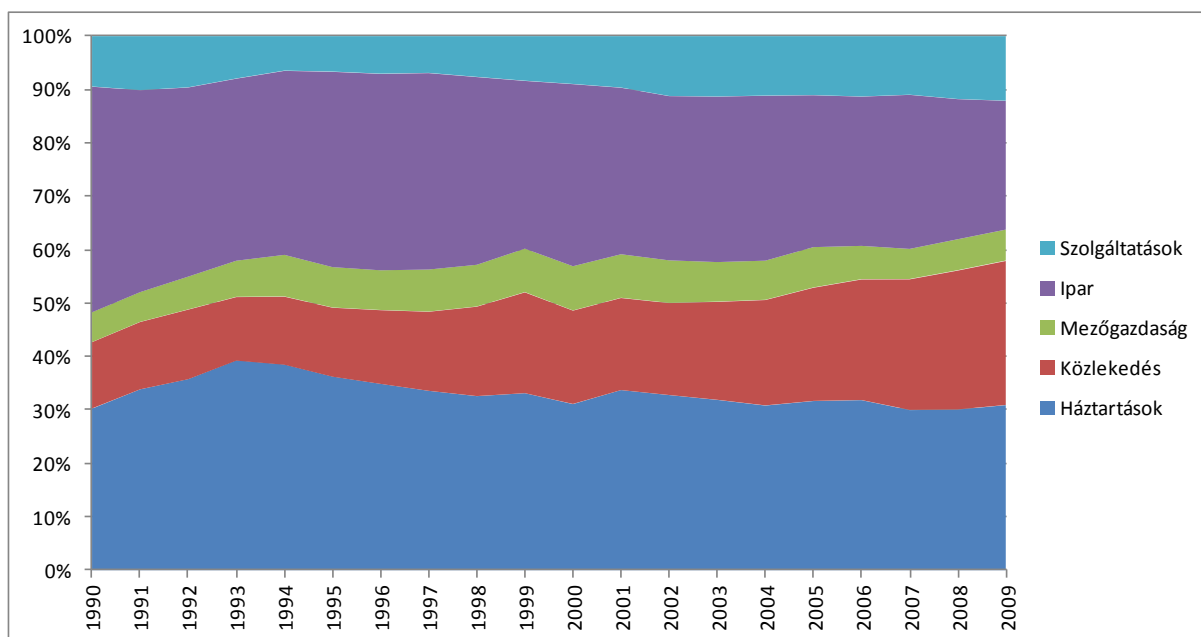
A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Magyarországon a teljes energiafelhasználás viszonylatában



Forrás: saját szerkesztés a Világbank adatai alapján

M51. ábra

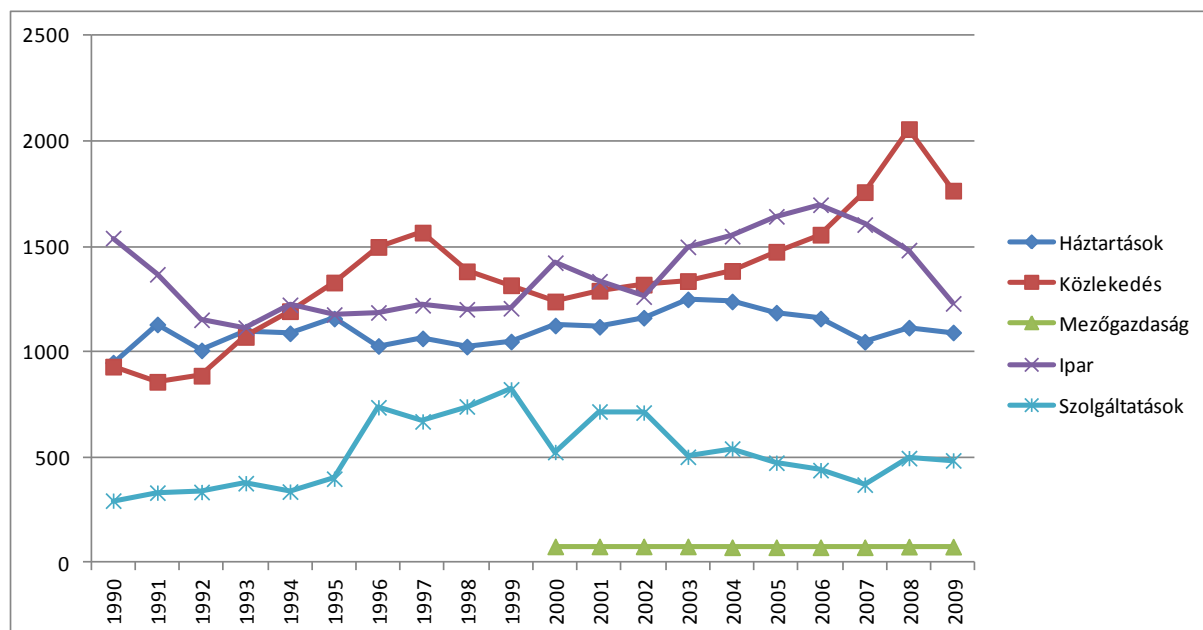
A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Lengyelországban



Forrás: saját szerkesztés a Világbank adatai alapján

M52. ábra

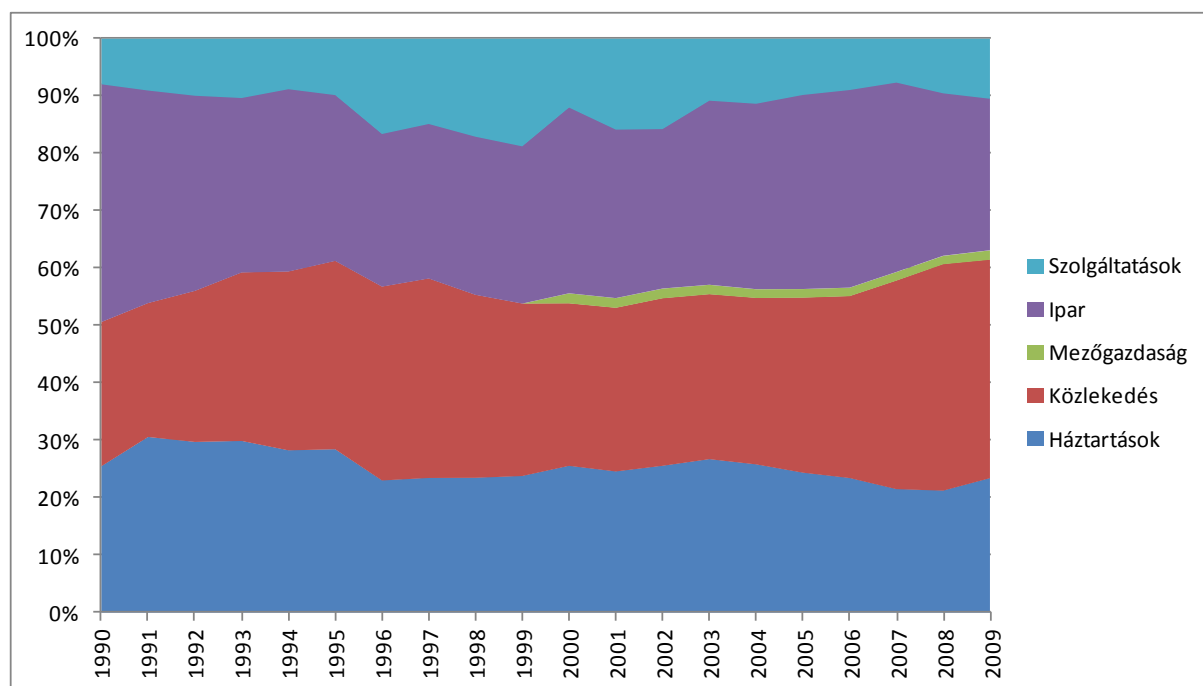
A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Lengyelországban a teljes energiafelhasználás viszonylatában



Forrás: saját szerkesztés a Világbank adatai alapján

M53. ábra

A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Szlovéniában

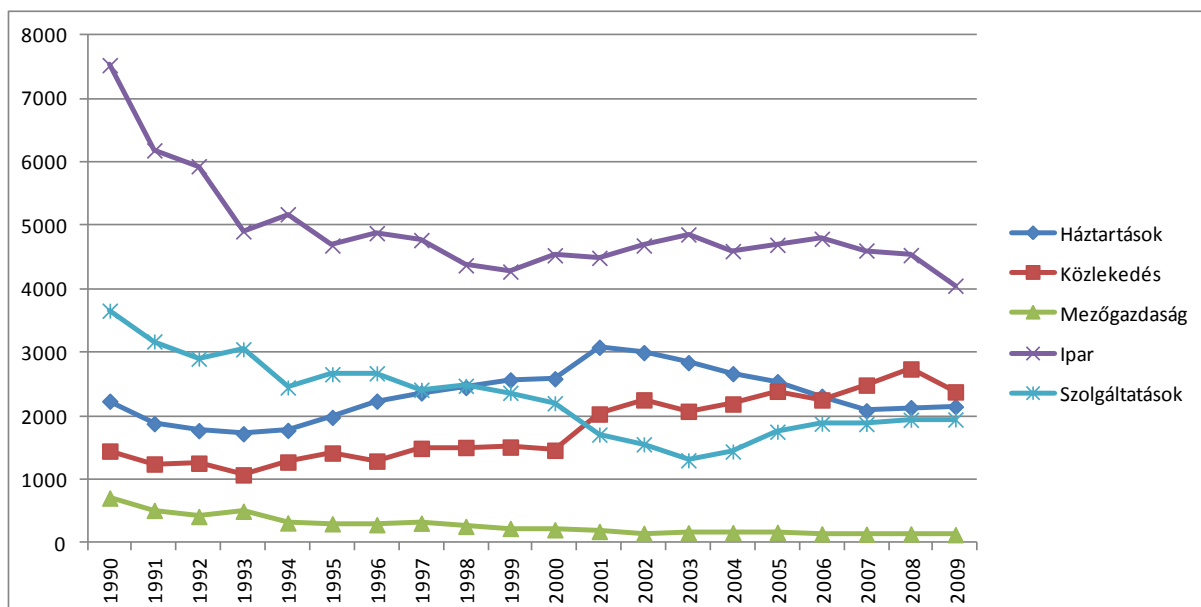


Forrás: saját szerkesztés a Világbank adatai alapján

M54. ábra

A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Szlovéniában a teljes energiafelhasználás viszonylatában

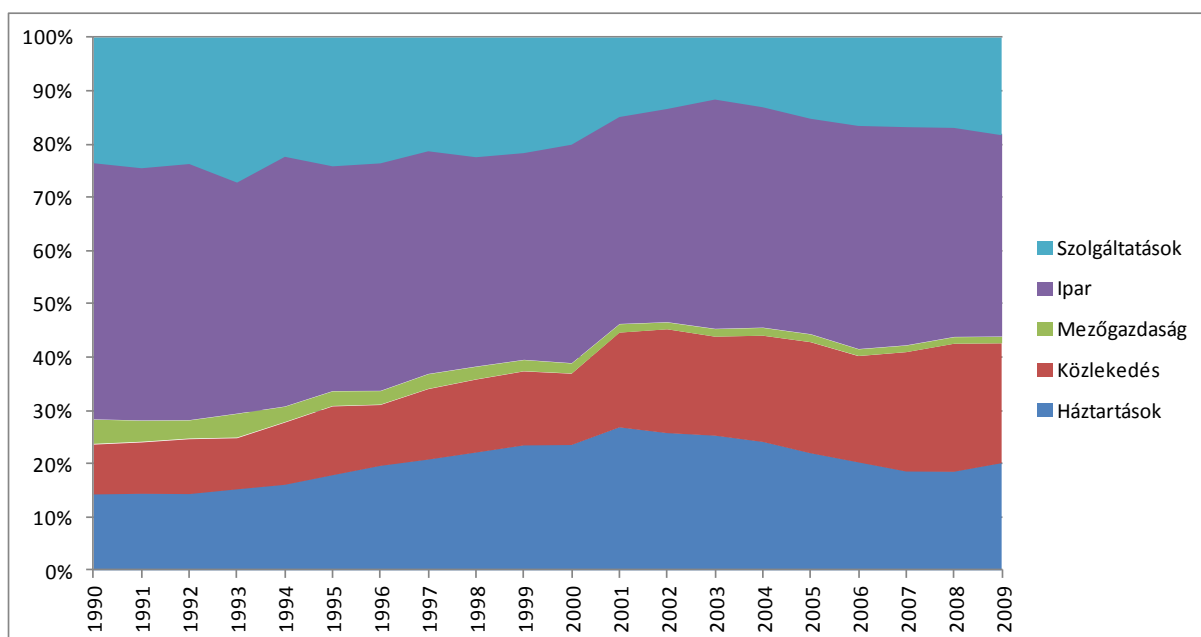
**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**



Forrás: saját szerkesztés a Világbank adatai alapján

M55. ábra

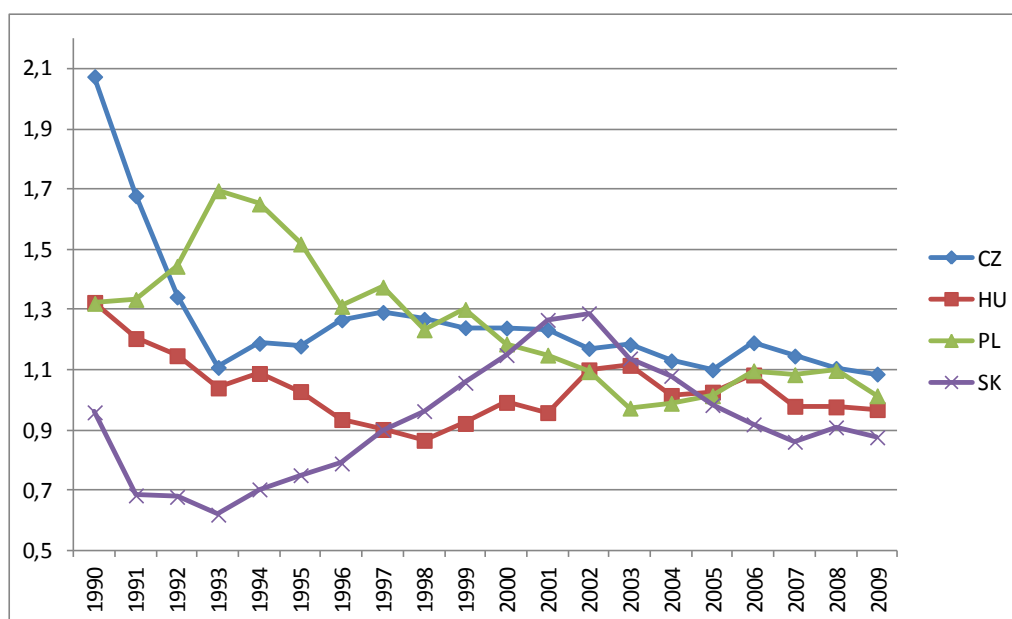
A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Szlovákiában



Forrás: saját szerkesztés a Világbank adatai alapján

M56. ábra

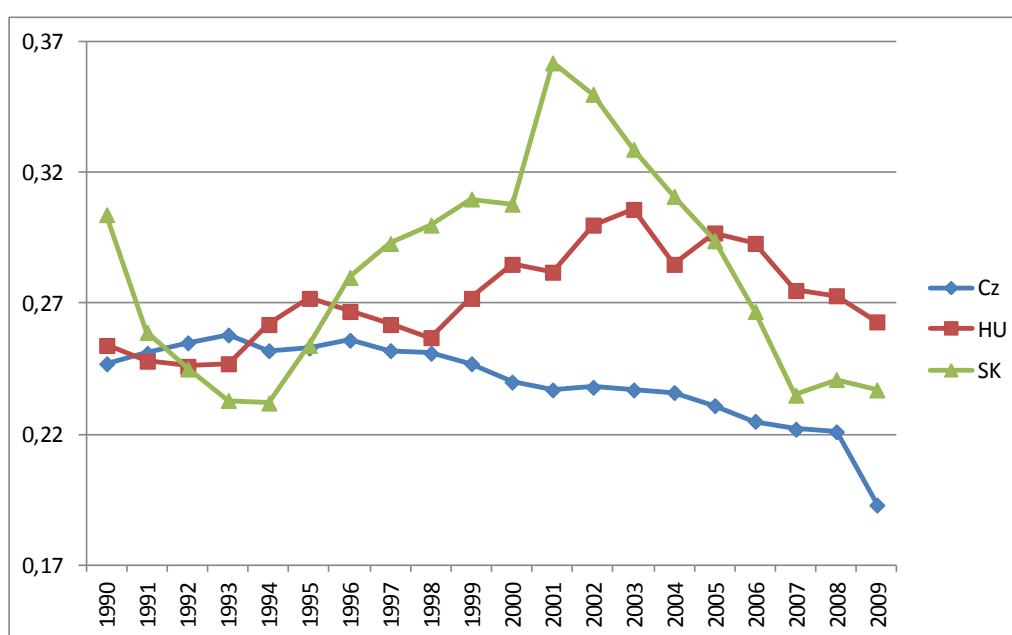
A nemzetgazdasági szektorok végső energiafelhasználásának változása 1990 és 2009 között Szlovákiában a teljes energiafelhasználás viszonylatában



Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

M57. ábra

**Az egy háztartásra eső fűtés céljából felhasznált energia változása 1990 és 2009 között
(toe/háztartás, %)**

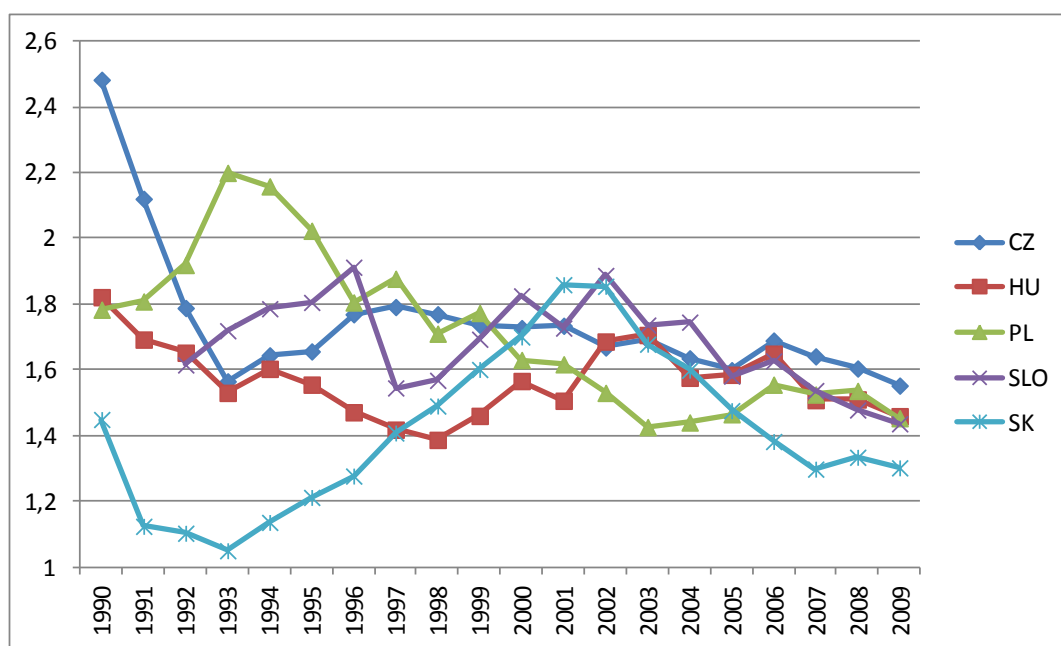


Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

M58. ábra

**Az egy háztartásra eső vízmelegítés céljából felhasznált energia változása 1990 és 2009 között
(toe/háztartás, %)**

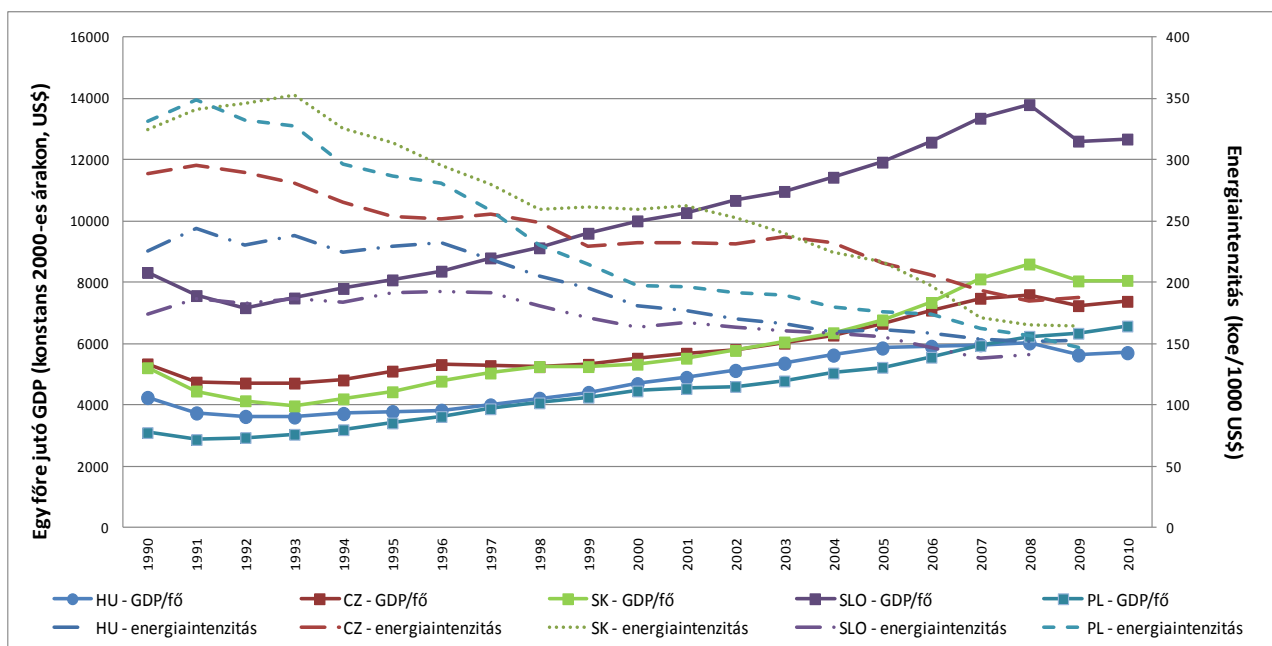
**Az energia gazdasági szerepének vizsgálata Kelet-Közép-Európában,
1990 és 2009 között**



Forrás: saját szerkesztés az Odyssee adatbázisa alapján

M59. ábra

**Az egy háztartásra eső végső energiafelhasználás változása 1990 és 2009 között
(toe/háztartás, %)**



Forrás: Worldbank adatai alapján saját szerkesztés

M60. ábra

**Az energiaintenzitás és az egy főre jutó GDP alakulása 1990-2009 között (koe/fő;
konstans 2000-es árakon, US\$)**