

Földvári Péter

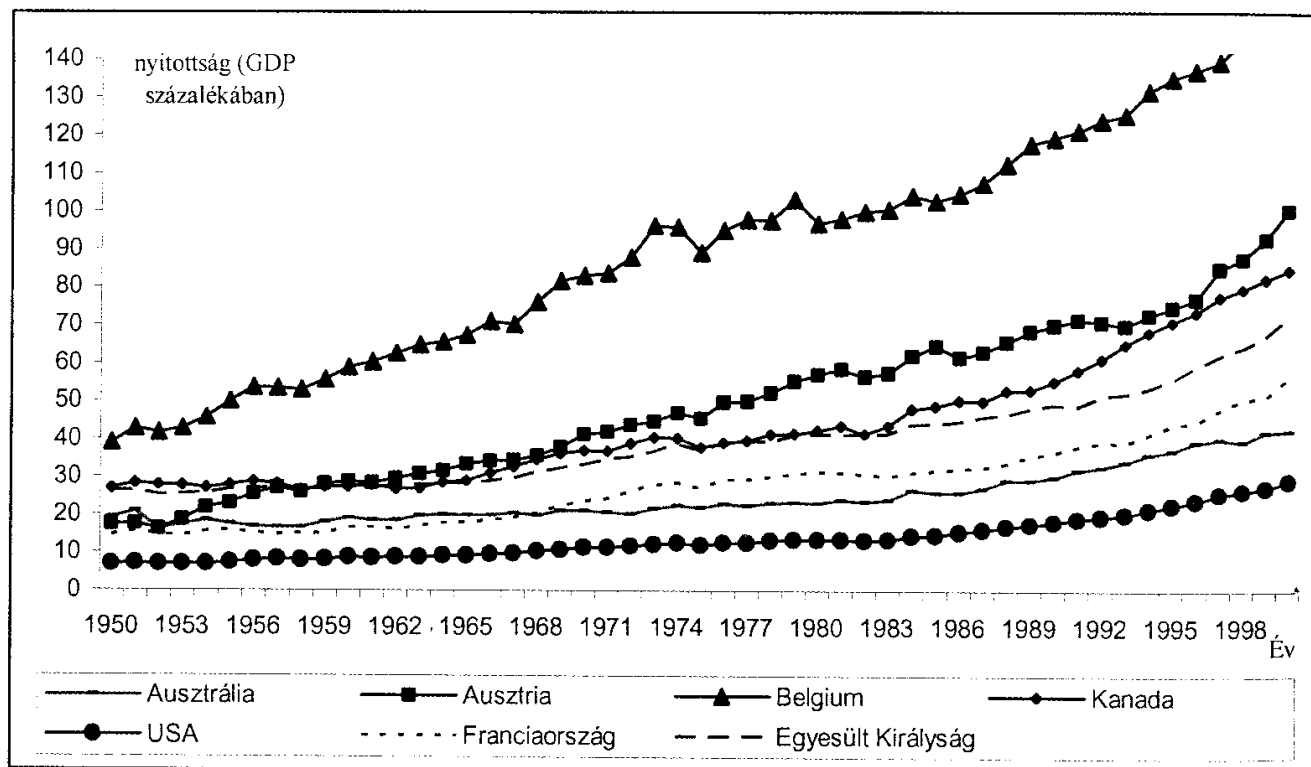
Nyitottság és növekedés

A klasszikus kereskedelemelmélet azon az alapon szorgalmazza a nemzetközi kereskedelem liberalizálását, hogy az jelentősen hozzájárul a jólét növekedéséhez. A tanulmány ennek a feltételezésnek az empirikus vizsgálatát tűzi ki célul a külpiaci nyitottság és az egy főre jutó GDP közötti kapcsolat elemzése révén, amelyet egy 22 OECD-tagállamból álló mintán az 1950–2000 közötti időszakra végez el. Az eredmények megerősítik a pozitív kapcsolat létét. Továbblépést jelent a korábbi munkákhoz képest, hogy a szerző külön figyelmet fordít a nyitottság és az egy főre jutó jövedelem közötti kapcsolat időbeli lefolyására, amely a várakozásoknak megfelelően nem stacionárius és egy nemlineáris trenddel jellemezhető.

A klasszikus/neoklasszikus kereskedelemelmélet mintegy két évszázada a külkereskedelem jólétnövelő hatásait hangsúlyozva szorgalmazza a nemzetközi kereskedelem liberalizálását. Bár ellenvetések és különutak szép számmal akadtak és akadnak manapság is, úgy tűnik, a liberalizáció 1945 után olyan lendületet kapott, amely mind a mai napig tart. Néhány OECD-tagállam külkereskedelmi nyitottságát a külkereskedelemnek (export és import összesen) a GDP-hez viszonyított arányában kifejezve a növekedés szembevető:

1. ábra

Néhány OECD tagállam külpiaci nyitottsága százalékban kifejezve, 1950–2000
(az export és import összegének aránya a bruttó hazai termékhez képest)



Forrás: PWT 6.1-es táblázat adatai

Általában elfogadott vélekedés, hogy a külkereskedelem hozzájárul a gazdasági növekedéshez, elsősorban a termelési tényezők és erőforrások hatékonyabb elosztásának elősegítésével, illetve olyan közvetett hatások révén, mint az ún. „cold shower effect”, ami a vámok és egyéb piacvédő korlátozások leépítésével párhuzamosan megerősödő konkurenciaharc egyik következménye. A külföldi versenytársak tehát rákényszerítik a hazai termelőket a hatékonyság növelésére, ami egyben a hazai foglalkoztatási szerkezet megváltozásához is vezethet. A specializációból ugyanakkor méretgazdaságossági előnyök is következnek, tovább növelve a jóléti hatásokat, ahogyan arra Helpman (1989) rámutatott. Romer (1992), az endogén növekedésemélet egyik megalapozója, a nyitottságot a technológiák diffúziójával hozta kapcsolatba. Feltevése szerint minél nyitottabb egy ország, annál gyorsabban képes adaptálni az újdonságokat.

A liberális kereskedelempolitika jólétnövelő hatásainak vizsgálatát közkedvelt területté vált az utóbbi három évtizedben. Néhány munka a teljesség igénye nélkül: Michaely (1977), Rodrik (1994), Frankel-Romer (1997). E tanulmányok, hasonlóan a számos meg nem említetthez, sikeresen kimutatták a pozitív kapcsolatot az egy főre jutó bruttó hazai termék és a nyitottság között. Ugyanakkor néhány neves kutató kétségbe vonja, hogy ez az összefüggés egyértelmű (Krugman 1994, Rodrik 1995).

Jelen tanulmány a kérdéskör egy újabb empirikus vizsgálatát tűzi ki célul, ezúttal azonban külön figyelmet szentelve a *külpiaci nyitottság és a jólét közti kapcsolat dinamikájának, amelyet azzal valósít meg, hogy a két változó közötti kapcsolat alakulását ötvenegy esztendő időtávon elemzi.*

Az adatok

Az egy főre jutó GDP-re és a külpiaci nyitottságra (a külkereskedelem aránya a bruttó hazai termékhez képest) vonatkozó adatokat a PWT (Penn World Table) adatbázisból vettem. Az előbbi a GDP-deflátorral korrigált USA dollárban adták meg. Ezt kiegészítettem a Groningeni Növekedési és Fejlődési Központ (www.ggdc.nl) honlapjáról letölthető lakosságadatokkal, illetve a mintában szereplő országok területi adataival (km²).

A mintába 22 OECD tagállamot vettem fel, az 1994 előtti tagsági állapotot figyelembe véve: Ausztria, Ausztrália, Belgium, Kanada, Dánia, Finnország, Franciaország, Németország, Görögország, Írország, Olaszország, Japán, Hollandia, Új-Zéland, Norvégia, Portugália, Spanyolország, Svédország, Svájc, Törökország, Egyesült Királyság, USA.

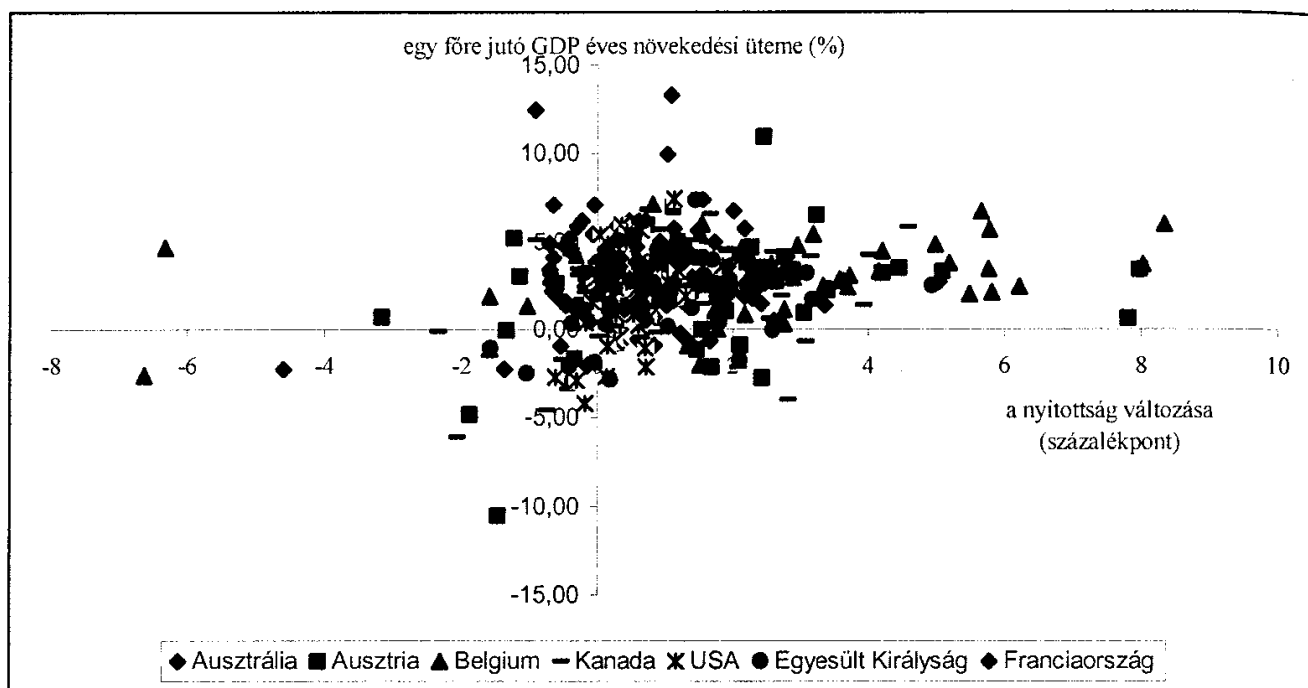
Az adatokból panel adatbázist szerveztem, így a megfigyelések számának maximuma 22-ről 1122-re emelkedett, biztosítva a becslést még sokváltozós modell esetén is (a hiányzó megfigyelések miatt N=1079). A panel adatbázis egyesíti a keresztmetszeti adatbázisok és az idősorok tulajdonságait. Gyakran hivatkoznak a panelekre, mint „ömlesztett (pooled)” adatbázisokra, mivel a különböző egységekre (országokra) vonatkozó, különböző időpontokban megfigyelt adatokat együttesen tartalmazzák.

Az alapmodell

Kiindulásul vizsgáljuk meg grafikusan, hogy fennáll-e a kapcsolat a nyitottság és az egy főre jutó jövedelem között. Ezt az előbbi ábrán szereplő országok bevonásával tesszük meg:

2. ábra

A nyitottság százalékpontban és az egy főre jutó GDP százalékbán kifejezett változásának kapcsolata 7 OECD ország esetében, 1951-2000



Forrás: PWT

A 2. ábra enyhe pozitív kapcsolatot sugall, bár a kérdés eldöntéséhez és főleg a kapcsolat méréséhez ennél összetettebb statisztikai eszközökhöz kell nyúlnunk. Annyi azonban nyilvánvaló, hogy a megfigyelések zöme a koordináta-rendszer első síknegyedében csoportosul, tehát az összefüggés létezik és iránya pozitív.

Először az alapmodellt tesztelem, tehát:

(1.)

$$\ln y_t^i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln nyitott_t^i + \beta_2 \cdot \ln lakosság_t^i + \beta_3 \cdot \ln terület_t^i + \sum_{k=4}^{53} \beta_k \cdot év_t^i + \sum_{k=54}^{75} \beta_k \cdot ország_t^i + \varepsilon_t^i$$

A fenti modell egy rögzített-hatású (fixed-effect) panel egyenlet, vagyis a panel adatainak nagyfokú heterogenitása miatt az ország- és időspecifikus hatásokat bináris változókkal ragadjuk meg. A korábbi munkák is ilyen vagy ehhez hasonló modelleket alkalmaztak, így e tekintetben azoktól nem térek el. A függő változó ($\ln y$), az egy főre jutó GDP logaritmus, a *lakosság* és a *terület* változók a piacméretet hivatottak képviselni, mivel empirikusan igazolt tény, hogy a nagyobb belső piaccal bíró országok kevésbé nyitottak, mint a kisebbek. Ennek megfelelően a nyitottság és a növekedés közötti kapcsolat megragadásához ezt a piacmérettel összefüggő hatást is meg kell jelenítenünk a modellben. Az *év* és az *ország* változók az egyes éveket és országokat azonosító bináris (dummy) változók. Ezek az adott időszakra vagy országra jellemző egyedi hatásokat hivatottak megragadni.

1. táblázat

Az alapmodell együtthatói

Változó	Együttható	szt. hiba	t-stat	Változó	Együttható	szt. Hiba	t-stat
<i>ln(lakosság)</i>	-0,288025	0,1845	-1,56	<i>T1985**</i>	0,864642	0,1452	5,95
<i>ln(terület)**</i>	0,0488166	0,01685	2,9	<i>T1986**</i>	0,88459	0,148	5,98
<i>ln(nyitott)**</i>	0,345152	0,1012	3,41	<i>T1987**</i>	0,902781	0,1527	5,91
<i>Tengelymetszet**</i>	9,9092	1,553	6,38	<i>T1988**</i>	0,930593	0,156	5,96
<i>T1951</i>	0,0260105	0,02758	0,943	<i>T1989**</i>	0,950273	0,1597	5,95
<i>T1952</i>	0,0457261	0,03044	1,5	<i>T1990**</i>	0,963135	0,163	5,91
<i>T1953*</i>	0,0819598	0,03181	2,58	<i>T1991**</i>	0,957462	0,1683	5,69
<i>T1954**</i>	0,113141	0,03309	3,42	<i>T1992**</i>	0,95247	0,1714	5,56
<i>T1955**</i>	0,154727	0,03798	4,07	<i>T1993**</i>	0,947716	0,1727	5,49
<i>T1956**</i>	0,17783	0,04244	4,19	<i>T1994**</i>	0,956214	0,1753	5,46
<i>T1957**</i>	0,204279	0,05003	4,08	<i>T1995**</i>	0,972715	0,1793	5,42
<i>T1958**</i>	0,207058	0,0519	3,99	<i>T1996**</i>	0,98066	0,1835	5,34
<i>T1959**</i>	0,232859	0,05142	4,53	<i>T1997**</i>	0,992816	0,1902	5,22
<i>T1960**</i>	0,272712	0,05405	5,05	<i>T1998**</i>	1,01062	0,1935	5,22
<i>T1961**</i>	0,314018	0,05681	5,53	<i>T1999**</i>	1,02936	0,1964	5,24
<i>T1962**</i>	0,344636	0,06042	5,7	<i>T2000**</i>	1,04045	0,203	5,13
<i>T1963**</i>	0,385802	0,06688	5,77	<i>Ausztrália**</i>	-0,50946	0,09916	-5,14
<i>T1964**</i>	0,428801	0,06738	6,36	<i>Belgium**</i>	-0,47936	0,1577	-3,04
<i>T1965**</i>	0,454045	0,07199	6,31	<i>Kanada</i>	-0,06185	0,1753	-0,353
<i>T1966**</i>	0,483345	0,07733	6,25	<i>Dánia**</i>	-0,24416	0,08192	-2,98
<i>T1967**</i>	0,514085	0,08217	6,26	<i>Svájc</i>	0,020242	0,06248	0,324
<i>T1968**</i>	0,547735	0,08802	6,22	<i>Spanyolo.</i>	-0,05674	0,2587	-0,219
<i>T1969**</i>	0,589182	0,09295	6,34	<i>Finnország**</i>	-0,62247	0,101	-6,16
<i>T1970**</i>	0,613923	0,1001	6,13	<i>Franciao.</i>	0,25801	0,338	0,763
<i>T1971**</i>	0,640542	0,1034	6,19	<i>Egyesült Kir.</i>	0,224761	0,3722	0,604
<i>T1972**</i>	0,676397	0,1079	6,27	<i>Németo.</i>	0,345143	0,4061	0,85
<i>T1973**</i>	0,710912	0,115	6,18	<i>Görögo.**</i>	-0,56973	0,03258	-17,5
<i>T1974**</i>	0,72726	0,1188	6,12	<i>Írország**</i>	-1,14634	0,1627	-7,04
<i>T1975**</i>	0,737103	0,1176	6,27	<i>Olaszo.</i>	0,216081	0,3522	0,614
<i>T1976**</i>	0,755652	0,1254	6,03	<i>Japán</i>	0,595195	0,4642	1,28
<i>T1977**</i>	0,769284	0,1291	5,96	<i>Hollandia</i>	-0,25555	0,1726	-1,48
<i>T1978**</i>	0,788545	0,1316	5,99	<i>Norvégia**</i>	-0,66354	0,1373	-4,83
<i>T1979**</i>	0,805488	0,1352	5,96	<i>Új-Zéland**</i>	-0,56374	0,1811	-3,11
<i>T1980**</i>	0,814561	0,1359	6	<i>Portugália**</i>	-0,9276	0,07091	-13,1
<i>T1981**</i>	0,812902	0,1391	5,84	<i>Svédó.**</i>	-0,30987	0,05711	-5,43
<i>T1982**</i>	0,815663	0,139	5,87	<i>Töröko.**</i>	-0,91882	0,2819	-3,26
<i>T1983**</i>	0,825929	0,14	5,9	<i>USA*</i>	1,15614	0,5586	2,07
<i>T1984**</i>	0,840029	0,1433	5,86				

 $R^2 = 0,953$ $N=1079$

Megjegyzés: a * (**)-gal jelölt változók együtthatói szignifikánsak az 5% (1%)-os szinten

Az alkalmazott log-log modell koefficienseit elaszticitásokként értelmezhetjük. A fenti eredmény tehát azt sugallja, hogy a nyitottság 1 százalékos változása átlagosan 0,345 százalékkal növelte az egy főre jutó bruttó hazai terméket *ceteris paribus*. Érdekes ezt az adatot összevetni Frankel és Romer (1997) eredményeivel. A vizsgálatot egy esztendőre vonatkozóan, 1985-re végezték, tehát az időtényezőt nem vették figyelembe. A legkisebb négyzetek módszerével (OLS) végzett regresszió eredményeképpen a nyitottság és az egy főre jutó GDP közötti rugalmasságot 0,85-nek találták. Ugyanez az egyenlet instrumentális változóval végrehajtott regresszió esetén 1,97-es rugalmassági együtthatót eredményezett. Amennyiben ugyanezt a regressziót az éveket azonosító változók nélkül illesztettem, a rugalmassági koefficiens a becslés típusától függően 0,836 (csoportokon belüli regresszió - within-groups), és 0,863 (általánosított legkisebb négyzetek módszere - GLS) volt. Ennek ellenére inkább az év változókkal bővített változatot részesítettem előnyben, hogy kiszűrjem az időben változó, de a nyitottsággal össze nem függő egyéb faktorok hatásait.

A lakosság változónak a várttal egyezően negatív az együtthatója, bár szignifikánsan nem különbözik nullától (t statisztikájának abszolút értéke kevesebb, mint 1,96). Ez részben abból ered, hogy vannak olyan országok is a mintánkban, amelyeknek a vizsgált időszakban rohamosan növekedett a népessége (Hollandia, Ausztrália) de ennek ellenére nem tekinthetőek nagy belső piacra támaszkodni képes országoknak, és így nyitottságukat a lakosság számának bővülése nem befolyásolta, másrészt a lakosság és terület között erős lineáris kapcsolat áll fenn, így várható is volt, hogy az egyik veszít szignifikanciájából a másik rovására. A $\ln(\text{terület})$ változó szignifikáns pozitív együtthatója azt jelzi, hogy a nagyobb területű országokban az egy főre jutó GDP marginálisan jobban emelkedett a vizsgált időszakban. Ez minden bizonnyal annak a következménye, hogy a nagyobb belső piac miatt kevésbé voltak kitéve a nemzetközi konjunktúra-ingadozásoknak.

A bővített modell

Az első modell eredménye bizonyítja a kapcsolat létét, de nem alkalmas annak eldöntésére, hogy a nyitottság és a jólét változása közötti kapcsolat időben állandó-e vagy pedig valamilyen tendenciát mutat.

Amennyiben feltételezzük, hogy a jólétnövelő hatás azért következik be, mert a nyitottság és a liberalizálódó külkereskedelem miatt a mintabeli országok gazdasági szerkezete átrendeződik, illetve kapacitások szabadulnak fel, akkor azt is feltételezhetjük, hogy ez a folyamat nem állandó, hanem átmeneti. Amennyiben tehát egy-egy ország megközelíti a méretéből és helyzetéből következő elméletileg lehetséges maximális nyitottságot, elképzelhető, hogy az erőforrások hatékonyabb allokációja zömében már lezajlott, és így a külkereskedelem növekedési hatása csökken, majd egy pont után esetleg meg is szűnik. A kérdés eldöntéséhez az előbbi modellt úgy fejlesztjük tovább, hogy kibővítjük az $\ln(\text{nyitott})$ változó időbeli alakulásának megfigyelését lehetővé tevő változóval, ami az adott évhez tartozó bináris változó és az $\ln(\text{nyitott})$ változó szorzatával egyenlő. Az új változót a táblázatban $\ln(\text{nyitottév})$ -ként jelölten, ahol az év azt az évet jelöli, amelyre az adott koefficiens vonatkozik.

Az új, bővített modell:

(2.)

$$\ln y_t^i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \ln nyitott_t^i + \gamma_2 \cdot \ln lakosság_t^i + \gamma_3 \cdot \ln terület_t^i + \sum_{k=4}^{53} \gamma_k \cdot \dot{ev}_t^i + \\ + \sum_{k=54}^{75} \gamma_k \cdot ország_t^i + \sum_{k=76}^{125} \gamma_k \cdot (\dot{ev}_t^i \cdot \ln nyitott_t^i) + \varepsilon_t^i$$

2. táblázat

A bővített modell együtthatói

Változó	Együttható	Szt. hiba	t-stat	Változó	Együttható	szt. Hiba	t-stat
$\ln(lakosság)$	-0,3406	0,2083	-1,64	$T1959^{**}$	0,593952	0,1428	4,16
$\ln(terület)^{**}$	0,058433	0,01402	4,17	$T1960^{**}$	0,585102	0,1803	3,25
$\ln(nyitott)^{**}$	0,457383	0,1088	4,2	$T1961^{**}$	0,684782	0,2011	3,41
$\ln(nyitott51)$	-0,05119	0,03157	-1,62	$T1962^{**}$	0,762534	0,2176	3,5
$\ln(nyitott52)$	-0,05459	0,03559	-1,53	$T1963^{**}$	0,891759	0,2308	3,86
$\ln(nyitott53)^*$	-0,0494	0,02489	-1,98	$T1964^{**}$	0,995075	0,2471	4,03
$\ln(nyitott54)$	-0,06924	0,03984	-1,74	$T1965^{**}$	1,0537	0,2411	4,37
$\ln(nyitott55)^{**}$	-0,08516	0,03434	-2,48	$T1966^{**}$	1,2123	0,2613	4,64
$\ln(nyitott56)^{**}$	-0,10711	0,03956	-2,71	$T1967^{**}$	1,27261	0,295	4,31
$\ln(nyitott57)^{**}$	-0,13525	0,04943	-2,74	$T1968^{**}$	1,37578	0,3293	4,18
$\ln(nyitott58)^{**}$	-0,14824	0,04732	-3,13	$T1969^{**}$	1,45541	0,3601	4,04
$\ln(nyitott59)^{**}$	-0,12218	0,04308	-2,84	$T1970^{**}$	1,48845	0,4122	3,61
$\ln(nyitott60)^*$	-0,10624	0,05344	-1,99	$T1971^{**}$	1,52053	0,4185	3,63
$\ln(nyitott61)^*$	-0,12462	0,05933	-2,1	$T1972^{**}$	1,5954	0,4442	3,59
$\ln(nyitott62)^*$	-0,13915	0,06366	-2,19	$T1973^{**}$	1,63964	0,4572	3,59
$\ln(nyitott63)^*$	-0,16641	0,06725	-2,47	$T1974^{**}$	1,56416	0,4484	3,49
$\ln(nyitott64)^{**}$	-0,18423	0,07015	-2,63	$T1975^{**}$	1,58149	0,4699	3,37
$\ln(nyitott65)^{**}$	-0,19342	0,068	-2,84	$T1976^{**}$	1,65285	0,4624	3,57
$\ln(nyitott66)^{**}$	-0,23168	0,07298	-3,17	$T1977^{**}$	1,69256	0,45	3,76
$\ln(nyitott67)^{**}$	-0,24038	0,08338	-2,88	$T1978^{**}$	1,75938	0,4439	3,96
$\ln(nyitott68)^{**}$	-0,25955	0,09312	-2,79	$T1979^{**}$	1,74662	0,4459	3,92
$\ln(nyitott69)^{**}$	-0,26866	0,1005	-2,67	$T1980^{**}$	1,62751	0,4928	3,3
$\ln(nyitott70)^*$	-0,2688	0,1142	-2,35	$T1981^{**}$	1,65995	0,5111	3,25
$\ln(nyitott71)^*$	-0,26946	0,1153	-2,34	$T1982^{**}$	1,64528	0,5526	2,98
$\ln(nyitott72)^*$	-0,27899	0,1208	-2,31	$T1983^{**}$	1,70384	0,5428	3,14
$\ln(nyitott73)^*$	-0,27884	0,1227	-2,27	$T1984^{**}$	1,72412	0,5417	3,18
$\ln(nyitott74)^*$	-0,25267	0,1189	-2,13	$T1985^{**}$	1,75583	0,5484	3,2
$\ln(nyitott75)^*$	-0,25659	0,1252	-2,05	$T1986^{**}$	1,80704	0,561	3,22
$\ln(nyitott76)^*$	-0,26915	0,1212	-2,22	$T1987^{**}$	1,86803	0,5897	3,17
$\ln(nyitott77)^*$	-0,27581	0,1169	-2,36	$T1988^{**}$	1,90688	0,6162	3,09
$\ln(nyitott78)^*$	-0,28866	0,1157	-2,5	$T1989^{**}$	1,90363	0,6343	3

Változó	Együttható	Szt. hiba	t-stat	Változó	Együttható	szt. Hiba	t-stat
<i>ln(nyitott79)*</i>	-0,27843	0,1161	-2,4	<i>T1990**</i>	1,86456	0,6978	2,67
<i>ln(nyitott80)</i>	-0,24222	0,1274	-1,9	<i>T1991*</i>	1,87783	0,7418	2,53
<i>ln(nyitott81)</i>	-0,25064	0,1307	-1,92	<i>T1992*</i>	1,88664	0,7498	2,52
<i>ln(nyitott82)</i>	-0,24587	0,1413	-1,74	<i>T1993*</i>	1,92522	0,7469	2,58
<i>ln(nyitott83)</i>	-0,25829	0,1386	-1,86	<i>T1994*</i>	1,88903	0,7396	2,55
<i>ln(nyitott84)</i>	-0,2578	0,1363	-1,89	<i>T1995*</i>	1,84989	0,7513	2,46
<i>ln(nyitott85)</i>	-0,25933	0,1382	-1,88	<i>T1996*</i>	1,81087	0,7899	2,29
<i>ln(nyitott86)</i>	-0,26716	0,1411	-1,89	<i>T1997*</i>	1,75614	0,8244	2,13
<i>ln(nyitott87)</i>	-0,27701	0,1472	-1,88	<i>T1998*</i>	1,7298	0,794	2,18
<i>ln(nyitott88)</i>	-0,27848	0,1525	-1,83	<i>T1999*</i>	1,67952	0,8114	2,07
<i>ln(nyitott89)</i>	-0,27092	0,1556	-1,74	<i>T2000</i>	1,61711	0,8445	1,91
<i>ln(nyitott90)</i>	-0,25634	0,1699	-1,51	<i>Ausztrália**</i>	-0,44461	0,1245	-3,57
<i>ln(nyitott91)</i>	-0,2604	0,1802	-1,44	<i>Belgium</i>	-0,322	0,192	-1,68
<i>ln(nyitott92)</i>	-0,26263	0,1813	-1,45	<i>Kanada</i>	0,006502	0,2052	0,0317
<i>ln(nyitott93)</i>	-0,27269	0,1798	-1,52	<i>Dánia*</i>	-0,19419	0,08879	-2,19
<i>ln(nyitott94)</i>	-0,25939	0,1762	-1,47	<i>Svájc</i>	0,08346	0,07191	1,16
<i>ln(nyitott95)</i>	-0,24396	0,1769	-1,38	<i>Spanyolo.</i>	0,00679	0,2936	0,0231
<i>ln(nyitott96)</i>	-0,23111	0,185	-1,25	<i>Finnország**</i>	-0,59925	0,1109	-5,4
<i>ln(nyitott97)</i>	-0,21307	0,191	-1,12	<i>Franciao.</i>	0,36006	0,3849	0,935
<i>ln(nyitott98)</i>	-0,20155	0,1833	-1,1	<i>Egyesült Kir.</i>	0,367465	0,4274	0,86
<i>ln(nyitott99)</i>	-0,18447	0,1864	-0,99	<i>Németo.</i>	0,477296	0,456	1,05
<i>ln(nyitott2000)</i>	-0,166058	0,1913	-0,868	<i>Görögo.**</i>	-0,55692	0,0396	-14,1
<i>Tengelymetszet**</i>	9,88774	1,75	5,65	<i>Írország**</i>	-1,07458	0,1786	-6,02
<i>T1951</i>	0,173522	0,0955	1,82	<i>Olaszo.</i>	0,332972	0,402	0,828
<i>T1952*</i>	0,205403	0,1044	1,97	<i>Japán</i>	0,665812	0,5157	1,29
<i>T1953**</i>	0,226386	0,06794	3,33	<i>Hollandia</i>	-0,10783	0,21	-0,514
<i>T1954**</i>	0,31441	0,1209	2,6	<i>Norvégia**</i>	-0,62225	0,1505	-4,13
<i>T1955**</i>	0,402678	0,1073	3,75	<i>Új-Zéland**</i>	-0,58587	0,1997	-2,93
<i>T1956**</i>	0,491292	0,1254	3,92	<i>Portugália**</i>	-0,86609	0,08733	-9,92
<i>T1957**</i>	0,602983	0,1671	3,61	<i>Svédó.**</i>	-0,2534	0,07535	-3,36
<i>T1958**</i>	0,645983	0,1622	3,98	<i>Töröko.**</i>	-0,86225	0,319	-2,7
				<i>USA*</i>	1,23461	0,6213	1,99

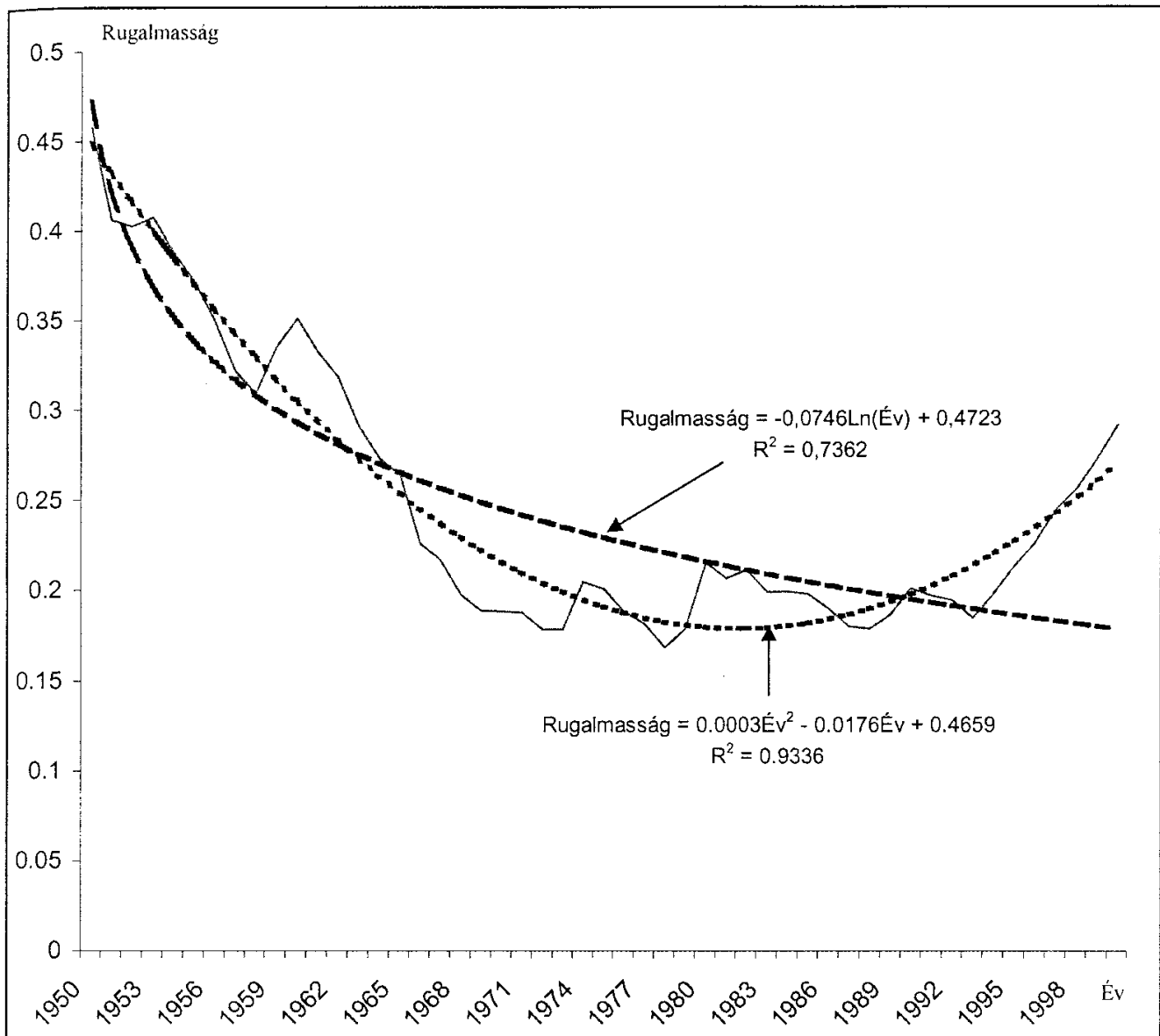
$R^2 = 0,958$ $N=1079$

Megjegyzés: a * (**)-gal jelölt változók együtthatói szignifikánsak az 5% (1%)-os szinten

Az időbeli alakulást mérő változók koefficiensei zömében szignifikánsan különböznek nullától, így el kell fogadnunk, hogy a kiinduló hipotézisünk helyes volt: a nyitottságnak tulajdonítható jövedelemnövekedés mértéke nem állandó, és jelen szinten csupán addig tart, amíg az erőforrás-allokáció hatékonyabb állapotát el nem éri. A kapott koefficienseket a 3. ábrán ábrázoltam.

3. ábra

A külpiaci nyitottság és az egy főre jutó bruttó hazai termék kapcsolatának időbeli alakulása 22 OECD országban, 1950-2000



A fenti ábrán a koefficiensekre trendvonalakat illesztettem. Természetesen erre csupán a szemléltetés céljából került sor, hiszen a koefficiensek és az idő között nem áll fenn ok-okozati kapcsolat.

A nyitottság és az egy főre jutó GDP közötti rugalmasság időbeli trendje nem lineáris, mivel a logaritmikus trendvonal illeszkedése lényegesen jobb ($R^2=0,736$), mint a lineárisé ($R^2=0,43$, az ábrán nem szerepel). Jelen esetben az illesztett trendvonal azt fejezi ki, hogy a vizsgált időszakban a nyitottság és az egy főre jutó GDP közötti rugalmasság évente átlagosan 7,46 százalékkal csökkent. Ugyanakkor a nem lineáris trend azt is sugallja, hogy a rugalmasság belátható időn belül nem éri el a nullát. Lényegesen jobb illeszkedést eredményez a másodfokú polinomiális trendvonal ($R^2=0,934$), amelyet ugyan nehezebb interpretálni, azonban kiválóan rámutat arra, hogy az utolsó néhány évben a trend mintha ismét növekedést mutatna. Természetesen ebből még nem lehet messzemenő következtetéseket levonni.

Összefoglalás

A tanulmányban megkíséreltem empirikusan igazolni a külpiaci nyitottság és az egy főre jutó jövedelem közötti kapcsolatot. A vizsgálat megerősítette, hogy a pozitív kapcsolat fennáll, és a nyitottság minden egyes százalékkal való növekedése az egy főre jutó GDP-t 0,345 százalékkal növelte. Ugyanakkor a kimutatott hatás időbeli lefolyása csökkenő, ahogyan azt el is várhatjuk egy olyan folyamattól, amely elsősorban a hatékonyság fokozásával, tehát indirekt módon növeli a nemzeti jövedelmet.

Hivatkozások

- Frankel, Jeffrey A. – Romer, David: *Trade and Growth: an Empirical Investigation*, NBER Working Paper No. 5476, 1997
- Groningen Growth and Development Centre adatbázisa (<http://www.ggdc.nl>)
- Helpman, Elhannan: „*Growth, Technological Progress and Trade*” NBER Working Paper No. 2592, 1989
- Krugman, Paul: „*The Myth of Asia’s Miracle*” *Foreign Affairs*, 1994: 62.78
- Michaely, Michael: „*Exports and Growth: An Empirical Investigation*” *Journal of Development Economics* 4: 49-53
- PWT (Penn World Table) adatbázis (<http://pwt.econ.upenn.edu>)
- Rodrik, Dani: „*Getting Interventions Right: How South Korea and Taiwan Grew Rich*” NBER Working Paper No. 4964, 1994
- Rodrik, Dani: „*Trade Policy and Industrial Policy Reform: Some New Facts*” In Behrman, Jehre – Srinivasan, T. N. (szerk.): „*Handbook of Development Economics*”, vol. 3B, North. Holland, Amsterdam, 1995: 1002-1037
- Romer, Paul M.: „*Two Strategies of Economic Development: Using Ideas and Producing Ideas*”. World Bank Annual Conference on Economic Development, the World Bank, Washington, 1992