

Alper Ozmen– Tufan Saritas

A közszféra intézményi tényezőinek hatása az exportra az OECD-országokban

ÖSSZEFOGLALÓ: Mint ismeretes, az export kedvező gazdasági jelenség, amelynek növelésére törekszenek minden országban. A tanulmány a közszféra intézményi tényezőinek exportra gyakorolt hatását vizsgálja az OECD 36 országában, a 2002–2018 közötti időszakra vonatkozóan. A vizsgálat során négy különböző modellt hoztak létre, és az exportot minden modellben függő változóként határozták meg. Az első modell szerint negatív összefüggés van a korrupciókontroll és az export között. A második modellben szintén negatív összefüggést találtak a szabályozás minősége és az export között. A harmadik modellben megfigyelhető, hogy pozitív kapcsolat van a politikai stabilitás és az export között. A negyedik – a jogállamiság exportra gyakorolt hatásait vizsgáló – modellben nem volt statisztikailag szignifikáns kapcsolat a változók között.

KULCSSZAVAK: közigazgatás, intézményi tényezők, export, paneladatok elemzése

JEL-KÓDOK: H83, F10, G18, G19

DOI: https://doi.org/10.35551/PSZ_2021_1_7

A közigazgatási szakpolitikákat és a politikai döntéseket nem lehet a gazdasági fejleményektől elkülönítve vizsgálni. A tőkebefektetéseket, a munkaerő tervezését, az erőforrások elosztását, a gazdasági együttműködést, a magánszektor szerepét a kormányok tervezik, figyelembe véve a globális és a nemzeti gazdasági rendet. Ebben a tanulmányban arra a kérdésre keressük a választ, hogy a közszférában az intézményi tényezők közül az olyan paraméterek, mint például a korrupciókontroll, a szabályozás minősége, a politikai stabilitás és a jogállamiság, milyen mértékben befolyásolják az exportot.

Mint ismeretes, a korrupció a közszolgálat magánérdekekből történő visszaélést jelent. Struktúrája miatt képes stabilizálni vagy destabilizálni a politikai rendszert (Farzanegan, Witthuhn, 2017: 48). Világszerte egyre nagyobb az aggodalom a korrupció miatt, amely mára egyetemes, és szorosan kapcsolódik ahhoz az elképzeléshez, hogy akadályozni fogja a gazdasági fejlődés folyamatát és központi szerepet játszik a politikában. Ma már nemcsak az állami és a magánszektor, hanem a fejlett és a fejlődő országok nonprofit szervezetei és jótékonyági szervezetei is korrupciónak vannak kitéve (Myint, 2000: 33). Minden kétséget kizáróan a korrupció a jelenséggel együtt járó hatékonytalanságot vált ki. Az erőforrások pazarlása, az egy főre eső jövedelem csökkenése,

Levelezési e-cím: aozmen@ogu.edu.tr
tufansaritas@kmu.edu.tr

a foglalkoztatás negatív elmozdulása a legfontosabb konkrétumok. A korrupció negatívan befolyásolja az adóbevételeket és a szolgáltatások minőségét is, tekintettel arra, hogy gyengíti az állami tisztviselők iránti bizalmat (Rose, 2018: 220).

A szabályozási minőség egy összetett fogalom, amelynek önmagában is több paramétere van. A normatív dimenziója jobban kiemelkedik. Ez magában foglalja a célok kitűzését a menedzsment számára, az állami beavatkozások körének tisztázását, a pártatlanságot, a jó kormányzást és az átlátható szabályozást (Radaelli, Francesco, 2004). A szabályozási minőség keretein belül a kormányok ösztönzik a magánszektor fejlődését, megfogalmazzák azokat a szakpolitikákat, amelyek megkönnyítik a magánszektor kezdeményezéseit (Nisztoszkaja, Cingolani, 2015: 10; info.worldbank.org, 2020).

A gazdasági növekedés, a szociális jólét és a környezetvédelem érdekében szabályokat kell meghatározni. A szabályok azonban néha költségesek lehetnek mind gazdaságilag, mind társadalmilag. Amit tenni kell, az az, hogy hatékonyabb és költséghatékonyabb szabályozási minőségi rendszert kell létrehozni a meglévő szabályok kiiktatása nélkül. Ily módon a kormányok jó és új szabályok kidolgozásával jobbak teszik a meglévő szabályokat. Az egymással ellentmondó egyedi szabályok eltávolításával a jól előkészített szabályozásokat a rendszer részekévé kívánják tenni (OECD, 2008: 1).

A politikai stabilitás elengedhetetlen feltétele a gazdaság optimális működésének. A gazdasági növekedés, a jövedelemegyenlőtlenség, az infláció, a szegénység mértéke, a fiskális és monetáris politikai döntések olyan változók, amelyek befolyásolják a politikai stabilitást. Rövid és hosszú távon a politikai stabilitás támogatja a gazdasági növekedést, amelyet a magánszektor képviselői és a kormányzati politikai döntések biztosítanak (Cervantes, Villasenor, 2015: 79–81). A politikai instabilitás negatív

van befolyásolja a gazdasági növekedést. Ennek az az oka, hogy megzavarja a piaci tevékenységeket és a munkakapcsolatokat azáltal, hogy negatívan hat a termelésre. Emellett politikai instabilitás esetén a beruházási szint is alacsony lesz (Radu, 2015: 752).

A jogállam kifejezi a jogi szabályok tekintélyét a kormányzati intézkedésekkel és az egyének magatartásával szemben. Ennélfogva a zsarnoki uralom antitézise az, hogy a kormányt és az egyéneket egyaránt kötelezi a jog (Valcke, 2020). A jog igazságos, stabil és kiszámítható, hasonló körülmények között mindenki egyformán vonatkozik, a társadalom minden tagja felett áll, beleértve a törvényhozási, végrehajtási és bírói hatalommal rendelkező kormánytisztviselőket (Stein, 2009: 302). Ebben az értelemben olyan rendszerről van szó, amely megpróbálja megvédeni a polgárok jogait az önkényes intézkedések és az állami hatalommal való visszaélések ellen (Yu, Guernsey, 2020).

SZAKIRODALOM

A korrupció és a külkereskedelem lehetséges kapcsolatát vizsgáló első tanulmányok egyikét *Krueger* (1974) készítette el. *Krueger* tanulmányában hangsúlyozta annak fontosságát, hogy létezzen behozatali engedély a külkereskedelemmel foglalkozó vállalatok számára egy olyan környezetben, ahol az importot mennyiségi korlátozások korlátozzák, és azzal érvelt, hogy a vállalatok versenyezhetnek egymással, sőt jogellenes dolgokat is tehetnek annak érdekében, hogy megszerezzék ezt az engedélyt.

Bhagwati (1982) tanulmányában azt állítja, hogy egy versenyképes gazdasági környezetben a vállalkozások megpróbálhatják kijátszani a vámokat, és olyan illegális eszközökhöz folyamodhatnak, mint a például vámárucsempészet. *Bhagwati* szerint ezek a vállalkozások nem járulnak hozzá jelentősen a

termeléshez, de a kormánnyal szoros kapcsolatok kialakításával az a céljuk, hogy bérleti díjat szerezzenek és növeljék a bevételeiket.

Nitsch és Schumacher (2004) tanulmányukban a terrorizmus nemzetközi kereskedelemre gyakorolt hatását vizsgálták. Az 1960–1993 közötti időszakot érintő, és több mint 200 országra kiterjedő tanulmány megállapításai szerint azt figyelték meg, hogy a terrorcselekmények beszűkítik a külkereskedelem mennyiségét.

Clarke (2005) a feldolgozóiparban működő vállalkozások exportteljesítményét meghatározó tényezőkről végzett kutatást tanulmányában, amely 8 afrikai országról szól. Tanulmányában – amelyben a 2002-re és a 2003-ra kiterjedő felmérések során gyűjtött adatokat – megállapította, hogy a gyártó cégek kevésbé valószínű, hogy olyan országokba exportálnak, ahol korlátozó kereskedelmi és vámszabályok vannak, és ahol rossz a vámigazgatás.

Iwanow és Kirkpatrick (2007) 78 országot vizsgált a 2000–2004 közötti időszakban, és megvizsgálta a kereskedelem számára biztosított létesítmények, a szabályozási minőség és az exportteljesítmény kapcsolatát. Megállapításaikban meghatározták, hogy a kereskedelem elősegítésének 10 százalékos javulása az export 5 százalékos növekedését eredményezné. Ezen túlmenően – amellett, hogy a kereskedelem megkönnyítése hozzájárulhat az exportteljesítmény javulásához – a tanulmány megerősíti, hogy a szabályozás minőségének, valamint az alapvető közlekedési és kommunikációs infrastruktúra minőségének javítása fontosabb az exportteljesítmény szempontjából és felgyorsítja az export növekedését.

Dutt és Traca (2010) tanulmányukban a zsaroló hatás és a kijátszó hatás összefüggéseiben vizsgálták a korrupció és a külkereskedelem kapcsolatát. A szerzők szerint az importáló ország korrumpálható vámisztviselői az exportőröktől kenőpénzt fogadnak el (zsarolóhatás); és később lehetővé teszik az exportőrök számá-

ra, hogy elkerüljék a vámkorlátokat, a korrupció növelheti a kereskedelmet (kijátszó hatás). A tanulmány empirikus megállapításaiban – különösen a magas tarifák esetében – megfigyelték, hogy a vámisztviselők által elfogadott és korrupciót okozó zsarolások növelték a külkereskedelmet.

Musila és Sigué (2010) az afrikai országokban a korrupció hatását vizsgálták az 1998–2007 közötti időszakra vonatkozóan. E tanulmány empirikus megállapításaiban Musila és Sigué azt figyelték meg, hogy a korrupció negatívan hat a külkereskedelemre.

Yu et al. (2015) 16 európai országban vizsgálta a kereskedelem, a bizalom és a jogállamiság kapcsolatát az 1996–2009 közötti időszakban. A megállapításaikban azt hangsúlyozzák, hogy a bizalom kereskedelemre gyakorolt pozitív hatását a jogállamiság minősége határozza meg. Ezenkívül megfigyelték, hogy amikor az importáló országban a jogállamiság erősödik az exportáló országhoz képest, akkor a bizalom kereskedelemre gyakorolt hatása csökken.

A *Gezikol és Tunahan* (2018) által az alacsony jövedelmű országcsoporthoz az 1995–2015 közötti időszakra vonatkozóan készített tanulmányban megfigyelték, hogy az export növekedése fokozott korrupciót eredményezett. Az alacsony vagy közepes jövedelmű országcsoporthoz vonatkozásában megállapították, hogy az import és az export növekedése ismét fokozott korrupciót eredményezett.

A *Soyyigit és Doğan* (2020) tanulmányai-
ban, a 2000–2017 közötti időszakra vonatkozóan, a Független Államok Közösségének országaiban vizsgálták az intézményi tényezők, az export és a közvetlen külföldi befektetések kapcsolatát. Az empirikus megállapításokban egyoldalú oksági összefüggést találtak a jogállamiság részéről az export és a politikai stabilitás felé. Ezenkívül egyirányú oksági összefüggés figyelhető meg a kormány eredményessége, az export és a közvetlen külföldi befektetések között.

A vizsgálat következő részében első helyen rövid tájékoztatást adunk az elemzés során használt adatokról és módszerről. Ezt követően beszámolunk a kutatási eredményekről, és a következtetések levonásával zárjuk a tanulmányt.

ADATOK ÉS MÓDSZER

Ez a tanulmány a korrupció-ellenőrzés, a politikai stabilitás, a szabályozási minőség és a jogállamiságnak – amelyek azon intézményi tényezők közé tartoznak, amelyek a 2002–2018 közötti időszakban hatással vannak a közszférára az OECD 36 országának kontextusában – az exportra gyakorolt hatásait vizsgálja, a paneladatok elemzésének segítségével. A jelen tanulmányban felhasznált adatokat az *1. táblázat* tartalmazza, azok forrásaival együtt.

Amint a 1. számú táblázatból látható, az összes sorozatot a Világbanktól szerezték be. Logaritmikus transzformációt alkalmaztak olyan DLEXP- és DLGDP-sorozatokra, amelyek nem rendelkeztek negatív értékekkel, és más olyan sorozatokat, amelyek negatív értékeket mutattak néhány év megfigyelési során, az eredeti formájukban adták hozzá a modellhez.

Az intézményi tényezőket kifejező változók magyarázata, hogy a korrupcióellenőrzési index – a korrupció minden formájával összefüggésben, függetlenül attól, hogy ezek kisebbek vagy nagyobbak – annak érzékelését méri, hogy a közhatalmat milyen mértékben használják fel magánérdekből, valamint az államigazgatást az elit- és magánérdekek. Szabályozásminőségi index: annak érzékelését méri, hogy a kormány képes-e olyan szilárd szakpolitikákat kialakítani és végrehajtani, amelyek lehetővé teszik és ösztönzik a magánszektor fejlődését. A politikai stabilitási index a politikai stabilitás és az erőszak hiányának, valamint a politikai instabilitásnak az érzékelését méri, beleértve a terrorizmust és/vagy a politikai indíttatású erőszak lehetőségét. Ezzel ellentétben a jogállamiság-index a képviselők érzékelését méri, hogy mennyire bíznak és tartják be a társadalom szabályait, különös tekintettel a szerződéses gyakorlatokra, a tulajdonjogokra, a rendőrség és a bíróságok minőségére, valamint a bűnözés és az erőszak lehetőségére. Az intézményi tényezők e négy mutatója esetén a becslés az ország pontszámát körülbelül –2,5 és 2,5 között adja meg. Az összes sorozat leíró statisztikáját a *2. táblázat* tartalmazza.

Tekintettel arra hogy a jelen tanulmányban

1. táblázat

ADATOK ÉS FORRÁSOK

Változó kód	Változó megnevezése	Forrás
DLEXP	Áruk és szolgáltatások exportja (2010-es állandó)	WDI
DCOR	A korrupciókontroll-index	WDI
DREG	Szabályozásminőségi index	WDI
DPOL	Politikai stabilitás és az erőszak/terrorizmusmentesség-index	WDI
DLAW	Jogállamisági index	WDI
DLGDP	GDP (2010-es állandó USD)	WDI
DFDI	Közvetlen külföldi befektetések, nettó beáramlás (a GDP százalékában)	WDI

Forrás: saját szerkesztés

ÖSSZEFOGLALÓ STATISZTIKÁK AZ ADATOKRÓL

Változó	Átlagos	Min.	Max.	Std. elt.	Megf.
DLEXP	0,0448	-0,2669	0,3312	0,0643	576
DCOR	-0,0066	-0,3705	0,3380	0,0945	576
DREG	-0,0001	-0,3041	0,5722	0,0936	576
DPOL	-0,0215	-0,7468	0,5526	0,1467	576
DLAW	-0,0015	-0,2577	0,2542	0,0710	576
DLGDP	26,6891	23,1230	30,5134	1,5907	576
FDI	5,0513	-58,3229	86,5891	10,7765	612

Forrás: saját szerkesztés

használt adatkészlet paneladatkészlet, ezért a paneladatok elemzését részesítettük előnyben. Először egységgyöktesztet alkalmaztunk a sorozat állandóinak meghatározására. A második generációs panel-egységgyöktesztet követő következetes becsléseket tehetnek sorozatban, ha a keresztmetszeti függőség kérdéses. Emiatt először is a keresztmetszeti függőség sorozatban való jelenlétét vizsgáltuk. Tekintettel arra, hogy a tanulmányban használt paneladatkészletnél az $N > T$, a keresztmetszeti függőségét a Peseran (2004) által javasolt Peseran CD LM-tesztel vizsgáltuk. Ha a Peseran CD LM-teszt eredményeként kapott valószínűségi érték kisebb, mint 5 százalékos szignifikanciaszint, akkor elutasítjuk azt a H_0 hipotézist, amely azt állítja, hogy nincs keresztmetszeti függőség, és elfogadjuk azt a H_1 hipotézist, amely kifejezi a keresztmetszeti függőséget. Ha a valószínűségi érték meghaladja az 5 százalékos szignifikanciaszintet, akkor a H_0 hipotézist elfogadjuk, és a H_1 hipotézist elvetjük.

A sorozat keresztmetszeti függősége esetén a Peseran CIPS egységgyöktesztet – amely a második generációs egységgyöktesztet egyike, és következetes előrejelzéseket tehet a keresztmetszet-függőség feltételezése mellett – megvizsgálták a sorozat állandóira vonatkozóan. Az állandók meghatározása után a nemállandó

sorozatok különbségeit figyelembe vettük, és meghatároztuk a modelleket.

A modellek F-teszt tesztjében, ha az F-teszt valószínűségi értéke kisebb, mint 5 százalékos szignifikanciaszint, a „ H_0 : A klasszikus modell megfelelő” hipotézis elutasításra kerül, és az alternatív, a „ H_1 : A klasszikus modell nem megfelelő” hipotézist fogadjuk el. Ezért nyilvánvaló, hogy ebben az esetben egység/időhatékony modellek állnak rendelkezésre. Ha az F-teszt valószínűségi értéke meghaladja az 5 százalékos szignifikanciaszintet, akkor a „ H_0 : A klasszikus modell megfelelő” hipotézis elfogadott, és a „ H_1 : A klasszikus modell nem megfelelő” a hipotézist elutasítják. Más szavakkal, ebben az esetben úgy határoznak, hogy az egység/időhatékony modellek nem állnak rendelkezésre, ehelyett a klasszikus modell alkalmas.

Hausman-tesztet (1978) alkalmaztak a fix és random hatások meghatározására a modellekben. Ha a Hausman-teszt valószínűségi értéke statisztikailag kisebb, mint 5 százalékos szignifikanciaszint, a „ H_0 : A paraméterek közötti különbség nem szisztematikus” hipotézist elvetjük, és a „ H_1 : A paraméterek közötti különbség szisztematikus” hipotézist elfogadjuk. Más szavakkal, nyilvánvaló, hogy a fixhatás-modell érvényes a modellekben. Ha a Hausman-teszt valószínűségi értéke statisztikailag meg-

haladja az 5 százalékos szignifikanciaszintet, akkor a „H0: A paraméterek közötti különbség nem szisztematikus” hipotézist elfogadjuk és az alternatív „H1: A paraméterek közötti szisztematikus különbség” hipotézist elutasítjuk. Más szavakkal, nyilvánvaló, hogy a random hatások modellje érvényes a modellekben.

Ez a módszer képes következetes becsléseket készíteni még a modell heteroszkedaszticitási és autokorrelációs problémáinak jelenlétében is (Yerdelen Tatoğlu, 2018: 101). Ezenkívül vannak ennek a módszernek olyan változatai, amelyek mind random, mind fix hatású modellekben használhatók. A tanulmányban általánosított legkisebb négyzetek módszert alkalmaztak, figyelembe véve ezeket a változatokat.

Különböző tesztek alkalmaztunk a fix és random hatású modellekhez a modellekben a heteroszkedaszticitási probléma meghatározásához. A fix hatású modellek heteroszkedaszticitási problémájának meghatározásakor a módosított Wald-tesztet részesítettük előnyben, amelyet a fix hatású modellekben ajánlott használni. Ha a teszt valószínűségi értéke statisztikailag kisebb, mint 5 százalékos szignifikanciaszint, akkor a „H0: A variancia állandó az egységek vonatkozásában” hipotézis elutasításra kerül, és a „H1: A variancia nem állandó az egységek vonatkozásában” hipotézis az elfogadott. Más szavakkal arra a következtetésre jutottunk, hogy a modellben van heteroszkedaszticitási probléma. Ha a valószínűség értéke statisztikailag magasabb, mint 5 százalékos szignifikanciaszint, akkor a „H0: A variancia állandó az egységek vonatkozásában” hipotézis az elfogadott, és a „H1: A variancia nem állandó az egységek vonatkozásában” hipotézis az elutasított. Más szavakkal, az a döntés, hogy a modellben nincs heteroszkedaszticitási probléma.

A heteroszkedaszticitási probléma meghatározásához, ha randomhatás-modellek ér-

vényesek, akkor a *Levene* (1960), valamint *Brown és Forsythe* (1974) által kidolgozott tesztek használtuk. Ha a releváns tesztek valószínűségi értéke különböző kritikus értékekre (1 százalék, 5 százalék, 10 százalék) statisztikailag alacsonyabb, mint az 5 százalékos szignifikanciaszint, akkor a H0 hipotézis – amely azt állítja, hogy nincs heteroszkedaszticitási probléma – az elutasított, és a H1 hipotézis – amely szerint van heteroszkedaszticitási probléma – az elfogadott. Ha a valószínűség értéke statisztikailag magasabb, mint 5 százalékos szignifikanciaszint, akkor a H0 hipotézis – amely szerint nincs heteroszkedaszticitási probléma – az elfogadott, és a H1 hipotézis – amely szerint van heteroszkedaszticitási probléma – az elutasított.

Bharagava, Franzi és Narendranathan (1982) *Durbin-Watson* tesztjét, valamint *Baltagi és Wu* (1999) legjobb invariáns tesztjét (LBI) használtuk az autokorrelációs probléma meghatározásához a modellekben. Ha mindkét teszt statisztikai értéke kisebb, mint 2, akkor arra a következtetésre jutunk, hogy a modellben az autokorrelációs probléma fontos. Ha a statisztikai érték nagyobb, mint 2, akkor az a döntés született, hogy a modellben az autokorrelációs probléma nem fontos.

Amint azt korábban említettük, az általánosított legkisebb négyzetek módszer képes következetes becsléseket készíteni még autokorreláció és heteroszkedaszticitás jelenléte mellett is. A tanulmányban azonban következetes becsléseket használtunk a kapcsolódó problémák kiküszöbölésére a modellekben. Azokban a modellekben, amelyekben a fix hatású modell érvényes, *Driscoll és Kraay* (1998) által kidolgozott következetes becslőt részesítjük előnyben, amely alkalmas a fix hatású modellekre. Ezt a becslést azért választottuk, mert mind fix hatású effektusú modellekben, mind pedig abban az esetben használható, ha az $N > T$ feltétel érvényes a paneladat készletében. Random hatású modellek; A véletlenszerű hatások

modelljében az *Arellano* (1987), *Froot* (1989) és *Rogers* (1993) által kidolgozott következetes becslőt használtuk.

A tanulmányban négy különböző modellt alkalmaztunk. A DLEXP-sorozat a függő változó, amely minden modellben megjeleníti az exportot. A növekedést megjelenítő DLGDP-sorozatok és a közvetlen külföldi befektetések beáramlását reprezentáló FDI-sorok kontrollváltozók. A telepített modellek a következők:

$$DLEXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DCOR + \beta_2 DLGDP + \beta_3 FDI + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$DLEXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DREG + \beta_2 DLGDP + \beta_3 FDI + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$DLEXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DPOL + \beta_2 DLGDP + \beta_3 FDI + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$DLEXP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DLAW + \beta_2 DLGDP + \beta_3 FDI + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Megvizsgáltuk

- az első modellben a korrupciókontrollt kifejező DCOR-sorozatot,
- a második modellben a szabályozási minőséget kifejező DREG-sorozatot,
- a harmadik modellben a politikai stabilitást kifejező DPOL-sorozatot, és
- a negyedik modellben a jogállamiságot kifejező DLAW-sorozat hatását az exportot kifejező DLEXP-sorozatra.

Az elemzés eredményeiről a tanulmány következő részében számolunk be. Ezt követően a tanulmány az eredményekről szóló részrel folytatódik.

ELEMZÉSI EREDMÉNYEK

A tanulmányban a paneladatokat elemzésének megkezdése előtt releváns teszteket használtunk a sorozat egységgyökeinek tesztelésére. Mint ismert, érdemes a második generációs egységgyöktesztek használata a sorozatokban felmerülő strukturális törés esetén. Tekintettel arra, hogy a tanulmányban használt adatkészletben $N > T$, a sorozat keresztmetszeti függőségének meghatározásához a Peseran (2004) által ajánlott Peseran CD LM-tesztet használtuk. A vizsgálati eredményekről szóló információkat a 3. táblázat tartalmazza.

Amint a táblázatból látható, nyilvánvaló, hogy az összes modell valószínűségi értéke statisztikailag kevesebb, mint 5 százalékos szignifikanciaszint. Más szavakkal, a H0 hipotézis – amely szerint nincs keresztmetszeti függőség – az elutasított, és a H1 hipotézis – amely a keresztmetszeti függőség jelenlétét fejezi ki – az elfogadott. Tekintettel arra, hogy nyilvánvaló volt, hogy a modellekben keresztmetszeti függőség van, úgy döntöttünk, hogy a keresztmetszeti függőséget figyelembe véve a második generációs egységgyöktesztek egyikét alkalmazzuk. Ebben az összefüggésben a Peseran CIPS-tesztet, a második generációs egységgyöktesztek egyikét részesítettük előnyben, a sorozat stacionaritási eredményeit a 4. táblázat tartalmazza.

Amint az a Peseran CIPS-egységgyökteszt eredményeinek táblázatában látható, csak az

3. táblázat

PESERAN CD LM-TESTZT EREDMÉNYEI

	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
Coef. (Prob.)	16,384 (0,0000)	18,726 (0,0000)	18,456 (0,0000)	20,439 (0,0000)

Forrás: saját szerkesztés

PESERAN CIPS-EGYSÉGGYÖKTESZT EREDMÉNYEI

Változó	Modell	Teszt Stat.	Kritikus értékek		
			10%	5%	1%
DLEXP	Állandó	-1,625	-22,11	-22,20	-22,36
	Állandó lineáris Tr.	-2,142	-2,63	-2,71	-2,85
Δ DLEXP	Állandó	-3,275	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-3,620	-2,63	-2,71	-2,85
DCOR	Állandó	-2,144	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-2,314	-2,63	-2,71	-2,85
Δ DCOR	Állandó	-3,862	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-3,962	-2,63	-2,71	-2,85
DREG	Állandó	-1,572	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-2,553	-2,63	-2,71	-2,85
Δ DREG	Állandó	-4,250	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-4,226	-2,63	-2,71	-2,85
DPOL	Állandó	-2,034	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-2,313	-2,63	-2,71	-2,85
Δ DPOL	Állandó	-4,332	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-4,586	-2,63	-2,71	-2,85
DLAW	Állandó	-1,833	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-2,469	-2,63	-2,71	-2,85
Δ DLAW	Állandó	-4,054	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-4,143	-2,63	-2,71	-2,85
DLGDP	Állandó	-1,243	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-1,763	-2,63	-2,71	-2,85
Δ DLGDP	Állandó	-2,919	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-3,077	-2,63	-2,71	-2,85
FDI	Állandó	-3,447	-2,11	-2,20	-2,36
	Állandó lineáris Tr.	-3,556	-2,63	-2,71	-2,85

Forrás: saját szerkesztés

FDI-sorozatok állandóak az I (0)-ban; az összes többi sorozat I-ben (1) állandó. Miután az I (0) nem állandó sorozatait az első különbségek figyelembe vételével állandóvá tettük I (1)-ben, megalkottuk a modelleket és megkezdjük a becslési szakaszt. Az általánosított legkisebb négyzetek módszerével végzett becslési eredményeket az 5. táblázat tartalmazza.

Amint a táblázatból látható, az összes mo-

dellben az exportot kifejező DLEXP-sorozat a függő változó. Az 1. modellhez tartozó eredményekben:

- a korrupciókontroll reprezentáló DCOR-sorozat, $-0,0375$ együtthatóval, statisztikailag negatív, 10 százalékos szignifikanciaszint mellett,
- a növekedést reprezentáló DLGDP-sorozatok $1,3881$ együtthatóval, az FDI-sorok

5. táblázat

BECSLÉSI EREDMÉNYEK (ÁLTALÁNOSÍTOTT LEGKISEBB NÉGYZETEK)

	Függő változó: DLEXP			
	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
DCOR	$-0,0375^*$ (0,0740)	–	–	–
DREG	–	$-0,0535^*$ (0,0100)	–	–
DPOL	–	–	$0,0387^*$ (0,0030)	–
DLAW	–	–	–	$-0,0061^*$ (0,8270)
DLGDP	$1,3881^*$ (0,0000)	$1,3610^*$ (0,0000)	$1,3274^*$ (0,0000)	$1,3437^*$ (0,0000)
FDI	$0,0004^*$ (0,0390)	$0,0004^*$ (0,0530)	$0,0004^*$ (0,0480)	$0,0004^*$ (0,0570)
Rögzített	$0,0102^*$ (0,0000)	$0,0115^*$ (0,0000)	$0,0103^*$ (0,0000)	$0,0119^*$ (0,0000)
Megfigyelések száma	576	576	576	576
Ország száma	36	36	36	36
R ²	47	48	48	47
F-Teszt Stat. (Prob.)	2,15 (0,0002)	2,08 (0,0004)	2,11 (0,0003)	2,10 (0,0003)
Hausman-teszt Statisztika (Prob.)	14,82 (0,0020)	7,02 (0,0713)	5,83 (0,1204)	5,68 (0,1284)
Modell	Fix hatás	Random hatás	Random hatás	Random hatás

Megjegyzés: * A zárójelben szereplő értékek valószínűségi értékek, a többi érték együttható

Forrás: saját szerkesztés

a közvetlen külföldi befektetésekkel 1 százalékos szignifikancia szinten,

- az DLEXP-sorok pedig az exportot jelentik statisztikailag szignifikáns 5 százalékos szinttel, 0,0004 együtthatóval.

Más szóval látható, hogy fordított összefüggés van a korrupciókontroll és az export között. Más szavakkal, ahogy a korrupciókontroll növekszik, úgy csökken az export, és ahogy a korrupciókontroll csökken, úgy növekszik az export.

A 2. modell eredményeiben:

- a szabályozási minőséget kifejező DREG-sorozat, $-0,0535$ együtthatóval, statisztikailag negatív 5 százalékos szignifikanciaszinten,
- a növekedést reprezentáló DLGDP-sorozat, $1,3610$ együtthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten,
- és a közvetlen külföldi befektetéseket reprezentáló FDI-sorozat befolyásolja a DLEXP-sorozatot – amely 10 százalékos szignifikanciaszinten pozitívan reprezentálja az exportot – $0,0004$ együtthatóval.

Más szavakkal, látható, hogy fordított összefüggés van a szabályozási minőség és az export között. Másképp kifejezve, ahogy a szabályozás minősége növekszik, úgy az export csökken, és ha a szabályozás minősége csökken, akkor az export növekszik.

A 3. modellhez tartozó eredményekben:

- a politikai stabilitást kifejező DPOL-sorozatok, $0,0387$ együtthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten,
- a növekedést kifejező DLDGP-sorozat $1,3274$ együtthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten és
- az FDI-sorozat – amely közvetlen külföldi befektetéseket képviseli – $0,0004$ együtthatóval pozitívan befolyásolja a DLEXP-sorozatot, amely statisztikailag szignifikáns, 5 százalékos szinten képviseli az exportot.

Más szavakkal, közvetlen összefüggés van a politikai stabilitás és az export között. A politikai stabilitás növekedésével az export növekszik, és a politikai stabilitás csökkenésével az export is csökken.

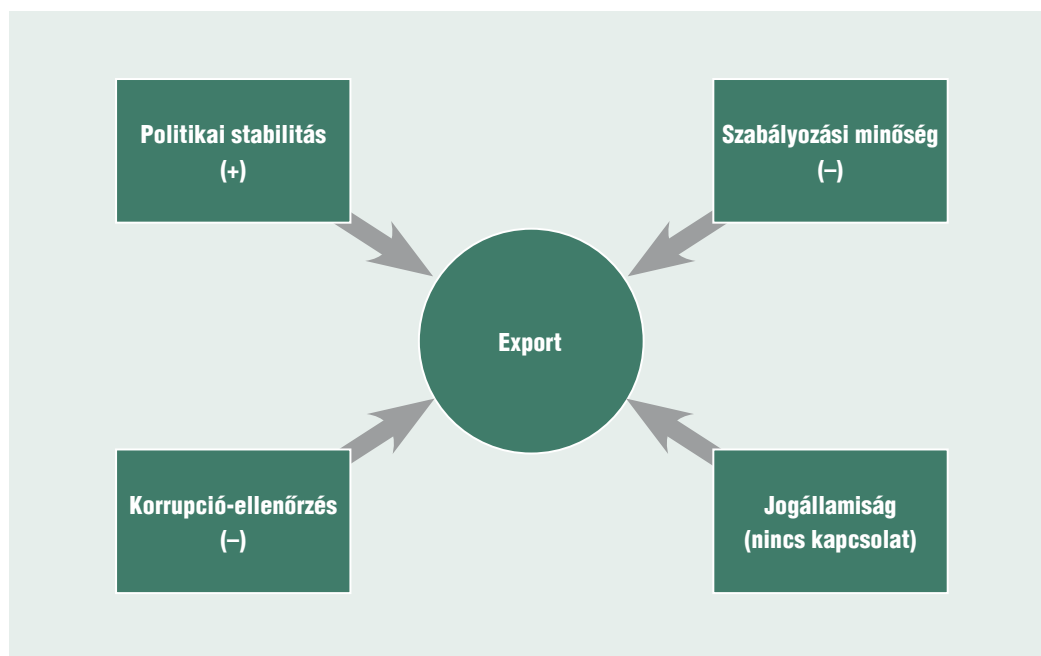
A 4. modellhez tartozó eredmények azt mutatják, hogy a jogállamiságot kifejező DLAW-sorozatnak nincs statisztikailag jelentős hatása az exportra. Azonban $1,3437$ együtthatóval a DLGDP-sorozat statisztikailag 1 százalékos szignifikanciaszinttel és a közvetlen külföldi befektetéseket reprezentáló FDI-sorozat $0,0004$ együtthatóval, 10 százalékos statisztikai szignifikanciával pozitívan befolyásolja az exportot kifejező DLEXP-sorozatot. A megállapításokat az 1. ábra mutatja.

A 6. táblázat a modellek diagnosztikai tesztheinek eredményeit mutatja. Különböző tesztekkel használtunk az autokorrelációs és heteroszkedaszticitási problémák meghatározására, attól függően, hogy a modellek fix- vagy randomhatás-modellek-e. Amint a 6. táblázatból látható, nyilvánvaló, hogy minden modellben vannak autokorrelációs és heteroszkedaszticitási problémák. Konzisztens becsléseket használtunk a kapcsolódó problémák megoldása érdekében, és az eredményeket a táblázatba foglaltuk, bemutatva a következetes becslések eredményeit.

A modellekben a heteroszkedaszticitás és az autokorreláció problémáinak kiküszöbölésére következetes becsléseket alkalmaztunk, az eredményeket a 7. táblázat tartalmazza. Tekintettel arra, hogy a fix hatások modellje érvényes az 1. modellben, és az alkalmazott panel adatkészlet $N > T$ formájú, ezért ehhez a modellhez Driscoll és Kraay (1998) által kidolgozott következetes becslést használtuk. Amint az 1. modell esetében kapott eredményekből is kiderül:

- a korrupció kontrollját reprezentáló DCOR-sorozat, $-0,0375$ együtthatóval, statisztikailag negatív 1 százalékos szignifikanciaszinten,

A MEGÁLLAPÍTÁSOK ÖSSZEFOGLALÁSA



Forrás: saját szerkesztés

A MODELLEK DIAGNOSZTIKAI TESZTJEINEK EREDMÉNYEI

	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
Modell	Fix hatás	Random hatás	Random hatás	Random hatás
Módosított Wald teszt stat. (Prob.)	774,63 (0,0000)	–	–	–
Baltagi–Wu teszt stat.	1,9825	1,9873	1,9852	1,8959
Durbin–Watson teszt stat.	1,9012	1,9018	1,9066	1,9777
Kritikus értékek (Levene, Brown ve Forsthe teszt stat. & Prob.)	–	0,01 = 2,0563 (0,0004) 0,05 = 1,7894 (0,0041) 0,10 = 1,9401 (0,0012)	0,01 = 2,0563 (0,0004) 0,05 = 1,7894 (0,0041) 0,10 = 1,9401 (0,0012)	0,01 = 2,0563 (0,0004) 0,05 = 1,7894 (0,0041) 0,10 = 1,9401 (0,0012)

Forrás: saját szerkesztés

A BECSLÉS EREDMÉNYEI (KONZISZTENS BECSLŐK)

	Függő változó: DLEXP			
	1. modell	2. modell	3. modell	4. modell
DCOR	-0,0375 * (0,0010)	–	–	–
DREG	–	-0,0535 * (0,0080)	–	–
DPOL	–	–	0,0387 * (0,0060)	–
DLAW	–	–	–	-0,0061 * (0,8280)
DLGDP	1,3881 * (0,0000)	1,3610 * (0,0000)	1,3274 * (0,0000)	1,3437 * (0,0000)
FDI	0,0004 * (0,0080)	0,0004 * (0,0030)	0,0004 * (0,0050)	0,0004 * (0,0050)
Fix	0,0103 * (0,1000)	0,0115 * (0,0010)	0,0130 * (0,0010)	0,0119 * (0,0010)
Módszer	Driscoll-Kray	Következetes becslők	Következetes becslők	Következetes becslők
R ²	47	48	48	47
Megfigyelések száma	576	576	576	576
Országok száma	36	36	36	36

Megjegyzés: *A zárójelben szereplő értékek valószínűségi értékek, a többi érték együttható.

Forrás: saját szerkesztés

- a növekedést kifejező DLGDP-sorozat, 1,3881 együtthatóval pozitív és
- a külföldi közvetlen befektetéseket kifejező FDI-sorozat, 0,0004 együtthatóval pozitívan befolyásolja az exportot statisztikailag jelentős, 1 százalékos szinten kifejező DLEXP-sorozatot.

Más szavakkal, fordított összefüggés van a korrupciókontroll és az export között. A korrupciókontroll növekedésével az export csökken, és fordítva, ahogy a korrupciókontroll csökken, az export nő.

A heteroszkedaszticitás és az autokorreláció problémáinak leküzdésére a 2. modellben az

Arellano (1987), *Froot* (1989) és *Rogers* (1993) által kifejlesztett, a random hatások modelljében szereplő következetes becslés aktuális változatát használtuk. Amint az 7. táblázatból, a kapott eredményekből kiderül:

- a szabályozási minőséget kifejező DREG-sorozat, -0,0535 együtthatóval, statisztikailag negatív 1 százaléknál,
- mivel a DLGDP-sorozat 1,3610 együtthatója növekedést jelent, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten és
- a külföldi közvetlen befektetéseket kifejező FDI-sorozat 0,0004 együtthatóval pozitívan befolyásolja a DLEXP-sorozatot,

amely statisztikailag szignifikáns 1 százalékos szinten képviseli az exportot.

Más szavakkal, fordított összefüggés van a szabályozási minőség és az export között, a szabályozás minőségének növekedésével az export csökken, és fordítva, a szabályozás minőségének csökkenésével az export nő.

A 3. modell heteroszkedaszticitási és autokorrelációs problémáinak leküzdése érdekében a random hatások modelljében az Arellano (1987), Froot (1989) és Rogers (1993) által kifejlesztett következetes becslőt használtuk. Amint azt a 7. táblázat mutatja:

- tekintettel arra, hogy a politikai stabilitást kifejező DPOL-sorozat 0,0387 együtthatója mellett, a statisztikailag pozitív irányú 1 százalékos szignifikanciaszinten van;
- a növekedést kifejező DLGDP-sorozat 1,3274 együtthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten és
- a külföldi közvetlen befektetéseket kifejező FDI-sorozat 0,0004 együtthatóval pozitívan befolyásolja az exportot kifejező DLEXP-sorozatot, amely statisztikailag szignifikáns 1 százalékos szinttel.

Más szavakkal, hasonló kapcsolat van a politikai stabilitás és az export között. A politikai stabilitás növekedésével az export növekszik, és a politikai stabilitás csökkenésével az export csökken.

A 4. modell heteroszkedaszticitási és autokorrelációs problémáinak leküzdése érdekében a random hatások modelljében az Arellano (1987), Froot (1989) és Rogers (1993) által kidolgozott következetes becslőt használtuk. Amint azt a táblázat mutatja:

- a DLGDP-sorozat – amely a kontrollváltozóktól származó növekedést reprezentálja – 1,3437 együtthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten és
- a közvetlen külföldi befektetéseket reprezentáló FDI-sorozat 0,0004 együtthatóval pozitívan befolyásolja az exportot kifejező

DLEXP-sorozatot, statisztikailag szignifikáns 1 százalékos szinten.

Másrészt a jogállamiságot kifejező DLAW-sorozatnak nem lehetett statisztikailag jelentős hatása az exportra.

KÖVETKEZTETÉS

A jelen tanulmányban a 2002–2018 közötti időszakra vonatkozóan 36 OECD-ország összefüggésében, paneladatok elemzésével vizsgáltuk a korrupciókontrollnak, a politikai stabilitásnak, a szabályozási minőségnek és a jogállamiságnak az exportra gyakorolt hatásait, azzal, hogy ezek a tényezők a közszférát befolyásoló intézményi tényezők közé tartoznak. A vizsgálat során négy különböző modellt hoztunk létre, és az export minden modellben függő változóként került meghatározásra.

Az 1. modellben a korrupciókontrollnak exportra gyakorolt hatását vizsgáltuk. A növekedés és a közvetlen külföldi befektetések beáramlása kontrollváltozóként szerepel a modellben. Az általánosított legkisebb négyzetek módszerével végzett becslésben, az 1. modellhez tartozó eredményekben:

- a korrupciókontrollt reprezentáló DCOR-sorozat, $-0,0375$ együtthatóval, statisztikailag negatív 10 százalékos szignifikanciaszinten,
- a növekedést reprezentáló DLGDP-sorozat, 1,3881 együtthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten és
- a külföldi közvetlen befektetéseket reprezentáló FDI-sorozat 0,0004 együtthatóval pozitívan befolyásolja az exportot kifejező DLEXP-sorozatot, statisztikailag szignifikáns, 5 százalékos szinten.

Vagyis látható, hogy fordított összefüggés van a korrupciókontroll és az export között. Más szavakkal, a korrupciókontrollnak növekedésével az export csökken, és a korrupció-

kontrollnak csökkenésével az export növekszik.

Az 1. modellben heteroszkedaszticitási és autokorrelációs problémákat észleltünk. Tekintettel arra, hogy a fix hatások érvényesek a modellben, és az alkalmazott panel adatkészlet $N > T$ formában van, a kapcsolódó problémák megoldására Driscoll és Kraay (1998) által kidolgozott következetes becslőt használtuk. A kapott eredményekben:

- a korrupció kontrollját reprezentáló DCOR-sorok, $-0,0375$ együtthatóval, statisztikailag negatívak 1 százalékos szignifikanciaszinten,
- a növekedést kifejező DLGDP-sorozat $1,3881$ együtthatóval, pozitív külföldi befektetéseket reprezentáló FDI-sorozat, $0,0004$ együtthatóval pozitívan befolyásolja az exportot kifejező DLEXP-sorozatot, statisztikailag szignifikáns 1 százalékos szinten.

Az eredmény ugyan nem változott, azonban megfigyeltük, hogy növekedett a statisztikai szignifikancia.

A 2. modellben a szabályozás minőségének exportra gyakorolt hatását vizsgálták. Ebben az esetben is növekedés és a közvetlen külföldi befektetések beáramlása szerepel a modellben kontrollváltozóként. Az általánosított legkisebb négyzetek módszerével végzett becslésnél, a 2. modell eredményeiben:

- a szabályozási minőséget kifejező DREG-sorozat, $-0,0535$ együtthatóval, statisztikailag negatív 5 százalékos szignifikanciaszinten,
- a növekedést reprezentáló DLGDP-sorozat, $1,3610$ együtthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten, és
- az FDI-sorozat, amely a közvetlen külföldi befektetéseket képviseli pozitívan befolyásolja az exportot kifejező DLEXP-sorozatot, 10 százalékos szignifikanciaszinten, $0,0004$ együtthatóval.

Különösen látható, hogy fordított összefüggés van a szabályozás minősége és az export között. Azaz a szabályozás minőségének nö-

vekedésével az export csökken, és a szabályozás minőségének csökkenésével az export növekszik.

A 2. modellben heteroszkedaszticitási és autokorrelációs problémákat észleltünk. Tekintettel arra, hogy random hatások érvényesek a modellben, a következetes becslésnek a random hatások modelljében érvényes változót használtuk a kapcsolódó problémák megoldására. A kapott megállapításokban:

- a szabályozási minőséget kifejező DREG-sorozat, $-0,0535$ együtthatóval, statisztikailag negatív 1 százaléknál,
- a növekedést kifejező DLGDP-sorozat $1,3610$ együtthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten és
- a külföldi közvetlen befektetéseket kifejező FDI-sorozatok, $0,0004$ együtthatóval pozitívan befolyásolják az exportot kifejező DLEXP-sorozatot, statisztikailag szignifikáns 1 százalékos szinten.

Az eredmény ugyan nem változott, azonban látható, hogy növekszik a statisztikai szignifikancia.

A 3. modellben a politikai stabilitás exportra gyakorolt hatását vizsgáltuk. A növekedés és a közvetlen külföldi befektetések beáramlása kontrollváltozóként szerepel a modellben. A kapott megállapításokban:

- a politikai stabilitást kifejező DPOL-sorozat, $0,0387$ együtthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten,
- a növekedést kifejező DLDGP-sorozat, $1,3274$ együtthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten és
- a közvetlen külföldi befektetéseket kifejező FDI-sorozat, $0,0004$ együtthatóval, pozitívan befolyásolják az exportot képviselő DLEXP-sorozatot, statisztikailag szignifikáns, 5 százalékos szinten.

Más szavakkal, hasonló kapcsolat van a politikai stabilitás és az export között. Ahogy a politikai stabilitás nő, úgy növekszik az export,

és a politikai stabilitás csökkenésével az export is csökken.

A 3. modellben heteroszkedaszticitási és autokorrelációs problémákat észleltünk. Tekintettel arra, hogy a random hatások érvényesek a modellben, a következetes becslésnek azt a verzióját alkalmaztuk, amely a random hatások modelljében érvényes. A kapott eredményekben:

- a politikai stabilitást kifejező DPOL-sorozat, 0,0387 együttthatóval és statisztikailag pozitív iránnyal, 1 százalékos szignifikanciaszinten,
- a növekedést kifejező DLGDP-sorozat 1,3274 együttthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten és
- a külföldi közvetlen befektetéseket kifejező FDI sorozat 0,0004 együttthatóval, pozitívan befolyásolja az exportot kifejező DLEXP-sorozatot, statisztikailag szignifikáns 1 százalékos szinten.

Az eredmény ugyan nem változott, azonban megfigyeltük, hogy növekedett a statisztikai szignifikancia.

A 4. modellben a jogállamiság exportra gyakorolt hatását vizsgáltuk. A növekedés és a közvetlen külföldi befektetések beáramlása kontrollváltozóként szerepel a modellben. A megállapításokban látható, hogy a jogállamiságot kifejező DLAW-sorozatnak nincs statisztikailag jelentős hatása az exportra. Az 1,3437 együttthatóval azonban a növekedést kifejező DLGDP-sorozat statisztikailag – 1 százalékos szignifikanciaszinten – és a közvetlen külföldi befektetéseket kifejező FDI-sorozat pozitívan befolyásolja az exportot kifejező DLEXP-sorozatot, statisztikailag szignifikáns, 10 százalékos szinttel és 0,0004 együttthatóval.

A 4. modellben heteroszkedaszticitási és autokorrelációs problémákat észleltünk. Tekintettel arra, hogy a random hatások érvényesek a modellben, a következetes becslésnek a véletlen hatások modelljében érvényes változót használtuk a kapcsolódó problémák megoldására. A kapott eredményekben:

- a kontrollváltozóktól származó növekedést kifejező DLGDP-sorozat, 1,3437 együttthatóval, statisztikailag pozitív 1 százalékos szignifikanciaszinten, és
- a közvetlen külföldi befektetéseket kifejező FDI-sorozat 0,0004 együttthatóval pozitívan befolyásolja az exportot kifejező DLEXP-sorozatot, statisztikailag jelentős, 1 százalékos szint mellett.

A jogállamiságot kifejező DLAW-sorozatnak azonban nem lehetett statisztikailag jelentős hatása az exportra.

A kormányok által bevezetett gazdaságpolitikák bizonyos korlátozásokat teremthetnek a külkereskedelemben, mind saját érdekeik, mind a nemzetközi jog és a nemzetközi szervezetek szankciói tekintetében. Másrészt a cégek gyakran saját érdekeiket helyezik előtérbe a nemzeti és nemzetközi intézmények és szervezetek érdekei előtt. A kormányok és a nemzetközi szervezetek korlátai miatt a vállalatok néha nehézségekbe ütköznek az exporttal kapcsolatban. Ezért – ahogy az a tanulmány megállapításaiból is kitűnik – az export és a korrupciókontroll között negatív kapcsolat van. Bhagwati (1982) tanulmányában rámutat erre a megállapításra, és azzal érvel, hogy egy olyan gazdasági környezetben, ahol kiélezett a verseny, a vállalkozások megpróbálhatják kijátszani a vámokat, és olyan illegális eszközökkel élhetnek, mint például a vámárucsempészet.

Ezenkívül Bhagwati (1982) tanulmányában azt állítja, hogy ezek a vállalkozások – bár nem járulnak hozzá jelentősen a termeléshez – a kormánnyal szoros kapcsolatok kialakításával kezdtek bérleti díjat szerezni és bevételeiket növelni. Pontosabban kifejezve, ezek a vállalkozások azon kormány stabil folytonosságát is kívánják, amellyel kapcsolatban állnak. Tekintettel arra, hogy az ilyen vállalkozások mindenkor külkereskedelmének stabil folytatása attól függ, hogy az adott ország kormánya képes-e politikai stabilitás mellett hatalmon maradni. Vizsgálatunk során hasonló viszonyt

találtunk a politikai stabilitás és az export között, megerősítve ezt a kapcsolatot.

Iwanow és Kirkpatrick (2007) empirikus alapon megfigyelte, hogy a kereskedelmet megkönnyítő szabályozási minőségi tényezők pozitív hatással vannak az export-teljesítményre. Vizsgálatunk során megállapítottuk, hogy fordított összefüggés van a szabályozási minőség és az export között. Más szavakkal, a szabályozás minőségének növekedésével az állami szankciók és az exportra vonatkozó jogi szabályozás is növekszik. Ezért ellentétes kapcsolat állhat fenn a szabályozás minősége és az export

között, tekintettel arra, hogy nehezzé válik az exportálás. Tanulmányunk ezen megállapítása hasonló az Iwanow és Kirkpatrick tanulmányaiban találtakhoz.

Németh *et al.* (2019) egyes tanulmányaikban, például a korrupciót mérő indexek megbízhatóságának kérdésére hívják fel a figyelmet. Ezekben a tanulmányokban azt hangsúlyozták: elképzelhető, hogy a korrupciós indexek nem tükrözik az igazságot. Emiatt meg kell jegyeznünk, hogy más megállapításokhoz képest szkeptikusabbak vagyunk a vizsgálatunkban szereplő korrupciós megállapításokkal szemben.

IRODALOM

- ARELLANO, M. (1987). Computing Robust Standard Errors for Within-Groups Estimators. (*Robusztus standard hibák számítása csoporton belüli becslésekhez.*) *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49 (4), pp. 431–434
- BHAGWATI, J. N. (1982). Directly Unproductive, Profit-Seeking (DUP) Activities. (*Közvetlenül eredménytelen, profitorientált tevékenységek.*) *Journal of Political Economy*, 90(5), pp. 988–1002
- BALTAGI, B. H., WU, P. X. (1999). Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR(1) Disturbances”. (*Egyenlőtlenül eloszló paneladat regressziók AR(1) eltérésekkel.*) *Econometric Theory*, 15, pp. 814–823
- BHARGAVA, A., FRANZINI, L., NARENDRANATHAN, W. (1982). Serial Correlation and Fixed Effect Models. (*Sorozatos korrelációs és fixhatás-modell.*) *The Review of Economic Studies*, 49, pp. 533–549
- BROWN, M. B., FORSYTHE, A. B. (1974). The Small Sample Behavior of Some Statistics Which Test the Equality of Several Means. (*Kis mintán vizsgált viselkedés több középérték egyenértékűségét tesztelő egyes statisztikák esetében.*) *Technometrics*, 16, pp. 129–132
- CERVANTES, R., JORGE, V. (2015). Political Stability and Economic Growth: Some Considerations (*Politikai stabilitás és gazdasági növekedés: Néhány megfontolás.*) *Journal of Public Governance and Policy: Latin American Review*, 1(1), pp. 77–100
- CLARKE, GEORGE R. G. (2005). Beyond Tariff and Quotas: Why don't African Manufacturing Enterprises Export More? (*A vámokon és kvótákon túl: Miért nem exportálnak többet az afrikai gyártó vállalkozások?*) Világbank Szakpolitikai Kutatás, Munkaanyag száma: WPS3617.
- DRISCOLL, J. C., KRAY, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. (*Egyenletes kovariancia mátrixbecslés, térbelileg függő paneladatokkal.*) *Review of Economics and Statistics*, 80, pp. 549–560
- DUTT, P., TRACA, D. (2010). Corruption and Bilateral Trade Flows: Extortion or Evasion?. (*Kor-*

rupció és kétoldali kereskedelmi áramlások: Zsarolás vagy kijátszás?) *The Review of Economics and Statistics*, 92(4), pp. 843–860

FARZANEGAN, M. R., S. WITTHUHN (2017). Corruption and political stability: Does the youth bulge matter? (*Korrupció és politikai stabilitás: Számít a fiatalok demográfiai hulláma?*) *European Journal of Political Economy*, 49, pp. 47–70

FROOT, K. A. (1989). Consistent Covariance Matrix Estimation with Cross-Sectional Dependence and Heteroskedasticity in Financial Data. (*Egyenletes kovariancia mátrixbecslés, keresztmetszeti függőséggel és a pénzügyi adatok heteroszkedaszticitásával.*) *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, pp. 333–355

GEZIKOL, B., TUNAHAN, H. (2018). Algılanan Yoksulluk ile Dış Ticaret ve Doğrudan Yabancı Yatırım Arasındaki İlişkinin Uluslararası Endeksler Bağlamında Ekonometrik Analizi. *Alphanumeric Journal*, 6(1), pp. 117–132

IWANOW, T. & KIRKPATRICK, C. (2007). Trade Facilitation, Regulatory Quality and Export Performance. (A kereskedelem elősegítése, szabályozási minőség- és exportteljesítmény.) *Journal of International Development*, 19, pp. 735–753, info.worldbank.org>wgl>pdf, e.t.: 10. 09. 2020.

KRUEGER, A. O. (1974). The Political Economy of the Rent-Seeking Society. (*A politikai gazdaság a járadék vadász társadalomban.*) *The Economic Review*, 64(3), pp. 291–303

LEVENE, H. (1960). Robust Tests for Equality of Variances. (*Robosztus tesztek a varianciák egyenértékűségéhez.*) Olkin I., Ghurye G., Hoeffding W., Madow W. G. ve Mann H. B. (Ed.), *Contributions to Probability and Statistics. (Valószínűségi és statisztikai eredmények.)* Stanford California: Stanford University Press, pp. 278–292

MUSILA, J. W., SIGUÉ, S. P. (2010). Corruption and International Trade: An Empirical Investigation of African Countries. (*Korrupció és nemzetközi kereskedelem: afrikai országok empirikus vizsgálata.*) *World Economy*, 33(1), pp. 129–146

MYINT, U. (2000). Corruption: Causes, Consequences and Cures. (*Korrupció: Okok, következmények és megoldások.*) *Asia-Pacific Development Journal*, 7(2), pp. 33–58

NÉMETH E., VARGHA, B. T., PÁLYI, K. T. (2019). Nemzetközi korrupciós rangsorok tudományos megbízhatósága. *Pénzügyi Szemle*, 64(3), 321–337. oldal, https://doi.org/10.35551/PSZ_2019_3_1

NISTOTSKAYA, M., LUCIANA, C. (2015). Bureaucratic Structure, Regulatory Quality, and Entrepreneurship in a Comparative Perspective: Cross-Sectional and Panel Data Evidence. (*Bürokratikus felépítés, szabályozási minőség és vállalkozói készség összehasonltási szempontból: Keresztmetszeti és panel adat bizonyítékok.*) *Journal of Public Administration Research and Theory*, 16, pp. 1–25

NITSCH, V., SCHUMACHER, D. (2004). Terrorism and International Trade: An Empirical Investigation. (*Terrorizmus és nemzetközi kereskedelem: Egy empirikus vizsgálat.*) *European Journal of Political Economy*, 20, pp. 423–433

PESERAN, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. (Általános diagnosztikai tesztek a keresztmetszeti függőség vizsgálatához panelekben.) Munkaanyag, University of Cambridge, Egyesült Királyság

RADAELLI, C. M., FABRIZIO DE F. (2004). Indicators of Regulatory Quality: Final Report (*A szabályozási minőség indikátorai: Végső jelentés.*) Centre for European Studies, University of Bradford, Luxembourg

- RADU, M. (2015), Political Stability - a Condition for Sustainable Growth in Romania? (*Politikai stabilitás – a fenntartható növekedés egyik feltétele Romániában?*) *Procedia Economics and Finance*, 30, pp. 751–757
- ROGERS, W. H. (1993). Regression Standart Errors in Clustered Samples. (*Regressziós standard hibák a csoportos mintákban.*) *Stata Technical Bulletin*, 3, pp. 88–94
- ROSE, J. (2018). The Meaning of Corruption: Testing the Coherence and Adequacy of Corruption Definitions, (*A korrupció jelentése: A korrupció definíciók következetességének és helytállóságának tesztelése.*) *Public Integrity*, 20(3), pp. 220–233
- SOYUĞİT, S., DOĞAN, S. (2020). Kurumsal Yapı Göstergeleri, İhracat ve Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Bağımsız Devletler Topluluğu Örneği. İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları *Dergisi*, pp. 353–376
- STEIN, ROBERT (2009). Rule of Law: What Does It Mean?, (*Jogállamiság: Mit is jelent?*) *Minnesota Journal of Int'l Law*, 18(2), pp. 293–303
- VALCKE, A. (2012). The Rule of Law: Its Origins and Meanings (A Short Guide for Practitioners). (*A jogállamiság: Eredet és jelentések [Rövid útmutató gyakorlati szakemberek számára]*), <https://ssrn.com/abstract=2042336>, e.t.: 15. 09. 2020.
- YERDELEN TATOĞLU, F. (2018). Panel Veri Ekonometrisi. *Beta Yayınları*, İstanbul
- YU, H., ALISON, G. (2020). What is the Rule of Law? (*Mi a jogállamiság?*) <https://iuristebi.files.wordpress.com/2012/12/what-is-the-rule-of-law.pdf>, e.t.: 05. 09. 2020.
- YU, S., BEUGELSDIJK, S., HAAN, J. (2015). Trade, Trust and the Rule of Law. (*Kereskedelem, bizalom és a jogállamiság.*) *European Journal and Political Economy*, 37, pp. 102–115
- OECD (2008). Measuring Regulatory Quality. (*A szabályozási minőség mérése.*) Szakpolitikai jelentés, www.oecd.org/regreform, e.t.: 12. 09. 2020.