



Közzététel: 2025. november 20.

A tanulmány címe:

A dél-afrikai jövedelemkonvergencia vizsgálata

Szerző:

STACEY-LEE MARAIS

a Szegedi Tudományegyetem Gazdaságtudományi Kar Közgazdaságtani Doktori Iskolájának PhD-jelöltje

E-mail: stacm00@gmail.com

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2025.11.hu1044>

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Statisztikai Szemle c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átdadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:

„*Forrás: Statisztikai Szemle c. folyóirat 103. évfolyam 11. számában megjelent, Stacey-Lee Marais által írt, A dél-afrikai jövedelemkonvergencia vizsgálata című tanulmány (link csatolása)*”
7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem feltétlenül esnek egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Stacey-Lee Marais

A dél-afrikai jövedelemkonvergencia vizsgálata*

An examination of income convergence in South Africa

Stacey-Lee Marais, a Szegedi Tudományegyetem Gazdaságtudományi Kar Közgazdaságtani Doktori Iskolájának PhD-jelöltje

E-mail: stacm00@gmail.com

A gazdasági konvergencia nagy figyelmet kap az 1980-as évek óta, amikor a kutatók azt próbálták meg kideríteni, hogy az alacsony jövedelmű országok hosszú távon azok maradnak-e, vagy felzárkóznak, és a jövő jómódú nemzeteivé válnak. Ez a cikk új betekintést nyújt a témába afrikai szemszögből, összehasonlítva 39 országot, Dél-Afrikát, a Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezet (OECD) 32 tagját és 6 latin-amerikai országot. A szerző megvizsgálta ezen országok állandósult állapotát (*steady-state*), és a Solow–Swan-modell alapján tesztelte az 1980 és 2019 közötti konvergenciátrendeket. A tanulmány panelökonometriai modellezést alkalmaz a konvergenciaanalízisben elemzett változók közötti kapcsolat meghatározására. A szerző először *Levin és szerzőtársai* (2002), valamint *Im és szerzőtársai* (2003) egységgyöktesztjeit végezte el, majd *Kao* (1999) tesztjét és a vektorhiba-korrekciós modellt alkalmazta a változók kointegrációjának és összefüggéseinek értékelésére. Az eredmények feltárták, hogy Dél-Afrika gazdasági teljesítménye jelentősen alacsonyabb, mint az OECD átlagos egy főre jutó bruttó hazai terméke (GDP), éves növekedési üteme 0,54%, amely elmarad a „konvergencia vastörvénye” hipotézistől.

Kulcsszavak: konvergencia, gazdasági fejlődés, feltörekvő gazdaságok, endogén növekedésmélelt

Since the 1980s, economic convergence has received much attention, as researchers have tried to ascertain whether low-income countries would remain poor in the long run, or they would gain ‘developmental traction’ and become the affluent nations in the future. This article gives fresh insight on this topic from an African perspective by comparing 39 countries – South Africa, 32 Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) members, as well as six Latin American countries. The author investigated their average steady-state equilibria and tested convergence trends from 1980 to 2019. The Solow–Swan model was also tested. Furthermore, this study applies panel econometric modelling to determine the relationship between the analysed variables in the convergence analysis. This commenced with the Levin–Lin–Chu and Im–Pesaran–Shin panel unit root tests. Then, the Kao test and the vector error correction model were used to evaluate the cointegration and relationships between variables. The findings revealed that South Africa’s economic performance is significantly lower than the OECD average gross domestic product per capita with an annual growth rate of just 0.54%. This falls well below the ‘iron law of convergence’ hypothesis.

Keywords: convergence, economic development, emerging economies, endogenous growth theory

* A tanulmány a szerző korábbi, angol nyelven megjelent műveinek átdolgozott változata. Lásd *Irodalom* (Marais, 2024a, 2024b).

A neoklasszikus konvergenciavita az 1980-as években került a főáramú közgazdászok figyelmének középpontjába (*Sala-i-Martin, 1996*), először *Baumol (1986)*, majd *Barro és Sala-i-Martin (1991)*, később *Mankiw és szerzőtársai. (1992)* által. A vizsgálatok abból fakadnak, hogy a közgazdászoknak több kérdésre is választ kell adniuk, amelyek közül az egyik az, hogy a szegény országok hosszú távon továbbra is szegények maradnak-e, vagy felzárkóznak, és a holnap gazdag országai lesznek. *Sala-i-Martin (1996)* szerint két oka van annak, hogy egyre népszerűbbé vált a kérdés vizsgálata. Először is a gazdasági növekedés modern elméletei érvényességének tesztelésére vetették fel, és lehetővé tette a gazdaságok közötti konvergencia időbeli becslését. Másodszor, a makrogazdasági adatok szélesebb körben váltak elérhetővé, ami számos ország között tette lehetővé a növekedési szintek nemzetközi összehasonlítását (*Sala-i-Martin, 1996*). E növekedési szintek alakulásának vizsgálata lendületet adott a konvergenciahipotézisnek, feltételezve, hogy az egyedüli különbség a kezdeti tőkeszintek között van (*Sala-i-Martin, 1996*). A kutatók (*Barro–Sala-i-Martin, 1991; Mankiw et al., 1992; Sala-i-Martin, 1996; Sahoo et al., 2010; Zeng, 2015; Lengyel–Kotosz, 2018; Monfort–Nicolini, 2000; Szakálné Kanó–Lengyel, 2021*) széles körben vizsgálták a fejlett európai és észak-amerikai gazdaságok konvergenciamintáit. Csak kevesen terjesztették ki a vizsgálatot a fejlődő gazdaságokra, főként Ázsiára összpontosítva (*Dissou–Didic, 2013; Zeng, 2015; Ouattara–Zhang, 2019*).

Úgy tűnik, hogy a jelenségről afrikai kontextusban csekély empirikus tanulmány készült (*McCoskey, 2002; Fedderke–Garlick, 2008; Saba–Ngepah, 2020*). Ezért a Dél-afrikai Köztársaságot (a továbbiakban: Dél-Afrika) – amelyet a *Világbank (2018)* a kontinens strukturálisan legfejlettebb gazdaságaként ismer el – választottam ki a jelenség vizsgálatára és a jelenlegi diskurzushoz való új ismeretekkel való hozzájárulásra. A tanulmány a konvergenciaelmélet és annak hipotézisei tükrében vizsgálja Dél-Afrika gazdasági fejlődését a Gazdasági Együttműködési és Fejlesztési Szervezet (OECD) országaiéval összehasonlítva. Azt a kutatási kérdést elemzi, hogy 1980 és 2019 között milyen mértékben figyelhető meg az egy főre jutó GDP hosszú távú kapcsolata Dél-Afrika és az OECD-országcsoporthoz. A vizsgálati időszak 2019-ben ér véget, hogy kizárjuk a Covid19-világjárvány exogén sokkját.

A tanulmány a következőképpen épül fel. Az 1. rész áttekinti a vonatkozó elméleti szakirodalmat, a 2. rész az ökonometria módszereket mutatja be. A 3. rész összefoglalja az empirikus eredményeket, a 4. rész pedig a megállapításokat és a következtetéseket tárgyalja.

1. Elméleti háttér

A nemzetközi közgazdaságtan és a regionális kutatások is régóta vizsgálják azt a kérdést, hogy az egy főre jutó GDP vajon konvergál vagy divergál-e az egyes országok és területek között. A regionális gazdasági növekedés elméletét és a régiók közötti konvergencia hipotézisét *Heckscher, Ohlin és Samuelson* modellje fogalmazta meg, amely *Ricardo* komparatív előnyök elméletének kiterjesztése. A modell szerint a tényezőkben bővelkedő termelésre szakosodás a régiók közötti szabad kereskedelemmel kombinálva azt eredményezi, hogy az egy főre jutó jövedelem a hasonló képzettséggel rendelkező emberek esetében azonos lesz az egyes régiókban (*Dawkins, 2003*). A dinamikus vagy statikus interregionális konvergencia gondolata nyilvánvalóan hatással van a regionális fejlődéselméletre, a kereskedelem és a beruházások végül a területek közötti béregyenlőséget eredményeznek. Ez azonban nem feltétlenül jelenti az egy főre jutó jövedelmek kiegyenlítését, mivel azokat más tényezők is befolyásolják, mint például a lakosság képzettségi szintje és a munkaerőpiaci részvételi arány (*Dawkins, 2003*).

A neoklasszikus növekedési modellek eleve dinamikusak, és konvergenciahipotéziseik a növekedési ráták konvergenciájára vonatkoznak, nem pedig a tényezőárak statikus konvergenciájára. *Solow (1956)* és *Swan (1956)* kétféle konvergenciát dolgozott ki. A stabil növekedési ütem felé tartó konvergencia stabil egy főre jutó jövedelmet, fogyasztási szintet és tőke/munka arányt eredményez, feltételes konvergenciának nevezik, mivel a megtakarítási ráták, az értéksökkenési ráták és a népességnövekedési ráták országonként eltérőek. A feltételes konvergencia nem mindig jelent hasonló egy főre jutó jövedelemszintet az egyes országokban. Abszolút konvergencia pedig akkor áll fenn, ha minden ország növekedési modelljének paraméterei azonosak, ami azt jelenti, hogy a gazdagabb országok lassabban fejlődnek, mint a szegényebbek, és az egy főre jutó jövedelem végül kiegyenlítődik az országok között, mint a nemzetközi kereskedelem *Heckscher, Ohlin és Samuelson* modelljében (*Solow, 1956; Swan, 1956*). Bár mindkét modell az egy főre jutó jövedelmek hosszú távú konvergenciáját jelzi előre a régiók között, eltérő a mechanizmus, amelyben ez bekövetkezik.

A legtöbb neoklasszikus növekedési modell figyelmen kívül hagyja a kereskedelmet azáltal, hogy a zárt gazdaságokon belüli növekedést vizsgálja, ahol a konvergencia a tőkebefektetések csökkenő megtérülése által, nem pedig a kereskedelem vagy a tényezők mobilitás révén valósul meg. A neoklasszikus növekedési elmélet azt jósolja, hogy az egy dolgozóra jutó tőke alacsonyabb szintjével rendelkező régiók magasabb megtérülési és magasabb kezdeti növekedési rátával rendelkeznek, mint az egy főre jutó tőke magasabb szintjével rendelkező régiók (*Barro–*

Sala-i-Martin, 1991). *Sala-i-Martin (1996)* béta (β), alfa (α) és feltételes konvergencia-mérőszámokat alkalmazott a régiók és az országok konvergenciájának vizsgálatára. A neoklasszikus növekedési modell továbbá azt jósolja, hogy egy gazdaság növekedési üteme pozitív kapcsolatban áll azzal a távolsággal, amely elválasztja a saját stacionárius állapotától. Ez a klasszikus szakirodalomban feltételes β -konvergenciaként ismert fogalom. Abszolút β -konvergencia akkor áll fenn, amikor a szegényebb országok hajlamosak gyorsabban növekedni, mint a gazdagabbak. *Sala-i-Martin (1996, 1020. o.)* ezen túlmenően kifejtette, hogy „a gazdaságok egy csoportja az α értelmében konvergál, ha az egy főre jutó GDP-szintjük szórása az idő múlásával csökkenő tendenciát mutat”. A fent említett kutatókra hivatkoznak a legtöbbet ezen a területen, munkásságuk számos tanulmány elméleti alapját képezte (*Saba–Ngepah, 2020*).

Barro és Sala-i-Martin (1991) 92 ország bruttó jövedelmének konvergenciáját elemezte, amit csak akkor talált, ha az állandósult jövedelmet befolyásoló tényezők stabilak maradnak. Évente körülbelül 2%-os konvergenciaarányt figyeltek meg, amelyet a konvergencia vastörvényének neveztek el (*Barro–Sala-i-Martin, 1991*). *Mankiw és szerzőtársai (1992)* a Solow-féle növekedési modellen alapuló keresztmetszeti technikát alkalmazták 98 ország jövedelmi konvergenciáját vizsgálva. A szerzők megfigyelték, hogy feltételes konvergencia akkor következik be, ha a népességnövekedés és a tőkefelhalmozás nem változik. *McCoskey (2002)* szerint a korábbi konvergenciavizsgálatok egyik korlátja az idő kezelésének módja. A szerző kifejti, hogy a keresztmetszeti adatsorok használata „az időben átlagolt megfigyelésekből épül fel” (*McCoskey, 2002, 819. o.*).

Islam (1995) élen járt a nem stacionárius paneladatok becslési technikáinak alkalmazásában az egy főre jutó reáljövedelem konvergenciájának vizsgálatában. Tanulmányában arra a következtetésre jutott, hogy az egy főre jutó reáljövedelemben feltételes konvergencia van. A nem stacionárius idősorok eszközei jobban alkalmazhatók az időbeli konvergencia elemzéséhez, ahogyan azt *McCoskey (2002)* megállapította. Több kutató, köztük *Quah (1996a, 1996b)*, valamint *McCoskey és Kao (1999)* alkalmazta ezeket a kifinomult idősoros ökonometriai eszközöket. Az idősoros eszközök megakadályozhatják a megtévesztő regressziókat, mivel a jövedelmek gyakran nem stacionáriusak. Bár *McCoskey és Kao (1999)* nem foglalkozott közvetlenül a konvergenciaaxiómával, heterogén paneladatmódszereket alkalmaztak az urbanizáció és a humán tőke fejlődésre gyakorolt hatásának vizsgálatára.

McCoskey (2002) 37 szubszaharai afrikai ország jövedelmi konvergenciáját vizsgálta 1960 és 1990 között, és a klubkonvergencia hipotézisét tesztelte nem-stacionárius paneladat-megközelítéssel, de nem mutatott ki konvergenciát a reál-GDP-ben. *Fedderke és Garlick (2008)* a gazdasági infrastruktúrába történő beruházások és a hosszú távú gazdasági növekedés közötti kapcsolatot vizsgálta, a dél-

afrikai tapasztalatokat 1875 és 2001 közötti idősoros környezetben értékelve, a vektoros hibakorrekciós modell (Vector Error Correction Model; VECM) megközelítésével. *Ouattara és Zhang (2019)* 29 kínai tartomány hosszú távú stacionárius kapcsolatát elemezte. *Dumitrescu és Hurlin (2012)* kauzalitásvizsgálatokkal figyelte meg az infrastrukturális beruházások hatását a kibocsátási rugalmasságokra.

Lengyel és Kotosz (2018) a négy visegrádi ország (Csehország, Magyarország, Lengyelország és Szlovákia) NUTS3-as területeinek növekedését hasonlította össze az Európai Unió (EU) 15 alapító tagállamának 2000 és 2014 közötti átlagával. Ezt az egy főre jutó reál-GDP-jük vásárlóerő-paritáson alapuló vizsgálatával végezték el. Ezek az országok 2004-ben csatlakoztak az EU-hoz, gazdaságuk uniós integrációja már ezt megelőzően megkezdődött, és a csatlakozást követően a strukturális alapokból származó támogatást is kaptak. A cél az volt, hogy a kevésbé fejlett területek felzárkózzanak és közelítsenek a fejlettebb tagállamok átlagához. A szerzők megfigyelték, hogy mind a négy országban felzárkózás történt, de eltérő ütemben. A cseh és a magyar gazdaság 2006 és 2008 között visszaesett, a szlovák és a lengyel gazdaság azonban folyamatosan növekedett.

Szakálné Kanó és Lengyel (2021) is vizsgálta ennek az országcsoportnak a 2000 és 2016 közötti klubkonvergenciáját. A szerzők kérdése a csoporton belüli konvergencia volt, tekintettel arra, hogy közös társadalmi, gazdasági és történelmi háttérrel rendelkeznek. Elemzésükből kiderült, hogy az EU által nyújtott jelentős kohéziós támogatások ellenére nem volt konvergencia ezen országok között.

Fung (2009) nem stacionárius paneladatokon alapuló megközelítéssel tanulmányozta a gazdasági növekedés és a pénzügyi rendszer közötti kölcsönhatást és a konvergencia kimutathatóságát. A panel 57 országból állt, és az 1967 és 2001 közötti egy főre jutó reál-GDP alapján három csoportra volt felosztva: felső, középső és alsó jövedelmű csoportra. Az eredmények határozottan alátámasztják a feltételes konvergenciát. A közepes és a magas jövedelmű országok növekedési pályája az egy főre jutó GDP és a pénzügyi rendszerük fejlettsége tekintetében hasonlóan bizonyult. A pénzügyi fejlettség és a gazdasági növekedés közötti, egymást erősítő kapcsolat a gazdasági fejlődés korai szakaszában a legmagasabb, de a tartós gazdasági növekedés bekövetkeztekor csökken. Ennek eredményeként a mérsékeltén fejlett pénzügyi szektorral rendelkező, alacsony jövedelmű országok nagyobb valószínűséggel zárkóznak fel a közepes és a magas jövedelmű országokhoz, míg a kevésbé fejlett pénzügyi szektorral rendelkező országok nagyobb valószínűséggel maradnak elszegényedve. Ez az eredmény magyarázza továbbá a *Kung (2009)* által megfigyelt jelentős eltérést az elszegényedett és a gazdag országok között. *Saba és Ngepah (2020)* 35 afrikai ország katonai kiadásainak és gazdasági növekedésének (az egy főre jutó reál-GDP) 1990 és 2015 közötti klubkonvergencia-hipotézis-

sét vizsgálta, *Phillips és Sul (2009)* módszertanát alkalmazva. Az elemzés azt mutatta, hogy az országok között alig vagy egyáltalán nem figyelhető meg jövedelmi konvergencia.

Összefoglalva a szakirodalmi áttekintést elmondható, hogy vegyes eredmények születtek: egyes tanulmányok alátámasztották, mások megcáfolták a konvergenciahipotézist és a klubkonvergencia hipotézisét. Ennek egyik oka az eltérő megközelítések és vizsgálati módszerek alkalmazása. Jelen tanulmány – *McCoskey (2002)* munkájára építve – a heterogén paneladatokat ökonometriaival modellezését alkalmazza. Először a β -konvergencia, az α -konvergencia és az állandósult egyensúlyi állapot vizsgálata történik meg. Ezt követi a β -koefficiens becslése, amely a konvergencia sebességének közelítését célozza. Az elemzés arra a kutatási kérdésre keresi a választ, hogy milyen mértékű konvergencia figyelhető meg az 1980–2019 közötti időszakban Dél-Afrika és az OECD esetében. Nemzetközi viszonyítási alapként az OECD egy főre jutó összesített átlagjövedelmét használtam.

Az egy főre jutó reál-GDP és a teljes beruházás közötti hosszú távú kölcsönhatás vizsgálata történik meg 1980–2019 között. A vizsgálat újdonsága abból ered, hogy egy afrikai országot elemez, és mind a klasszikus, mind a modern, kifinomult módszereket és a konvergenciahipotézist vizsgáló teszteket alkalmazza.

A tesztelendő hipotézis úgy fogalmazható meg, hogy csökkent az egy főre jutó jövedelemhez viszonyított konvergenciakülönbség Dél-Afrika és az OECD között. Dél-Afrika az afrikai kontinens szerkezetileg legfejlettebb gazdasága, ezért a szomszédos országokkal való összehasonlító elemzés nem járulna hozzá megfelelően a konvergenciadiskurzushoz. Dél-Afrika ugyanakkor kevésbé fejlett országnak tekinthető az OECD tagjai közül. A *Világbank (2018)* szerint Dél-Afrika a felső-közepes jövedelmű országok és a feltörekvő gazdaságok közé sorolható. Az OECD-nek négy tagja tartozik ugyanebbe a kategóriába (Kolumbia, Costa Rica, Mexikó és Törökország), ezért indokolt Dél-Afrika gazdasági teljesítményét ezzel a négy országgal és az OECD többi tagjával összehasonlítva elemezni, amelyek több kontinenst képviselnek. Az országok köre a 2. táblázatban látható. Ez a sokféleség lehetővé teszi Dél-Afrika gazdasági teljesítményének globális szintű elemzését.

1.1. Elméleti modell

A szegény nemzetek kezdetben távolabb vannak a saját állandósult egyensúlyi állapotuktól. A tőkeszintek növekedésével a gazdaság kezdetben gyorsan növekszik, majd a növekedési ütem az egyensúlyi állapot elérésével csökkenni kezd (*Sala-i-Martin, 1996*). A Solow–Swan-modell (1956) a gazdasági fejlődéssel és konvergenciával kapcsolatos vizsgálatok alapkereteként szolgál a nemzetek állandósult

egyensúlyi állapotának meghatározásakor. A modell középpontjában négy változó áll: a kibocsátás (Y), a tőke (K), a munkaerő (L) és a „tudás” vagy a „munka hatékonysága” (A). A kibocsátás csak akkor változik az idő múlásával, ha a termelési folyamatba bevitt inputok változnak. Ha a kibocsátás idővel (t) növekszik adott tőke- és munkaszintek mellett, akkor ez technológiai fejlődésnek tekinthető a munka hatékonyságának javulása szempontjából (munkaerőt növelő vagy Harrod-semleges). Ez azt jelenti, hogy az erőforrások jobb elosztása a termelési folyamatban a kibocsátás növekedését eredményezi. Ez a tanulmány ugyanezt az alapozó elméletet alkalmazza. A Solow–Swan-moddal (1956) történő növekedési egyenlet elemzése „log-lineáris közelítésként, a zárt gazdaságok neoklasszikus növekedési modelljének átmeneti pályájából származik” (*Barro–Sala-i-Martin, 1991, 108. o.*).

Az 1. egyenlet a Cobb–Douglas-függvényt szemlélteti.

$$Y_t = A_t K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

Az egyes országok egyensúlyi szintjeit a Solow–Swan-moddal (1956) alapján számították ki. *Sala-i-Martin (1996, 1020. o.)* munkájában a klasszikus módszertant extrapolálja, és leírja: „ $\gamma_{i,t,t+T} \equiv \log(y_{i,t+T}/y_{i,t})/T$ legyen az i -edik gazdaság éves GDP- növekedési rátája a t és a $t + T$ között, és legyen $\log(y_{i,t})$ az i -edik gazdaság egy főre jutó GDP-jének logaritmusát a t időpontban”. A 2. egyenlet a modell regressziós becslése.

$$\gamma_{i,t,t+T} = \alpha - \beta \log(y_{i,t}) + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

A régiók és az országok konvergenciájának vizsgálatára *Sala-i-Martin (1996)* a β -konvergencia és az α -konvergencia származékát alkalmazta. A neoklasszikus növekedési modell azt jelzi előre, „hogyan egy gazdaság növekedési üteme pozitív kapcsolatban áll a távolsággal, amely elválasztja a saját állandósult állapottól. Ez a klasszikus szakirodalomban feltételes β -konvergenciaként ismert fogalom. Az adatok abszolút β -konvergenciát mutatnak, ha a szegény országok hajlamosak gyorsabban növekedni, mint a gazdagok”, ha $\beta > 0$ (*Sala-i-Martin, 1996, 1020–1027. o.*).

A neoklasszikus növekedési modellben a konvergencia forrása a tőke csökkenő hozamának feltételezett csökkenése. Ha a tőke (és így a kibocsátás) és a tényleges munka aránya csökken az állandósult állapothoz képest, akkor a tőke határterméke emelkedik. Ezért egy adott megtakarítási magatartás mellett a gazdaság annál gyorsabban növekszik, minél inkább az állandósult állapot alatt van (*Barro–Sala-i-Martin, 1991, 109. o.*). Az egy főre jutó állandósult GDP az egy főre jutó termelés állandó mennyisége, amelyet egy gazdaság akkor ér el, ha a tőkebefektetések egyenlőek a tőkecsökkenéssel, a népességnövekedéssel és a technikai fejlődéssel. Állandósult állapotban a gazdaság tőkeállománya állandó, ami azt jelenti, hogy a beruházás révén hozzáadott új tőke mennyisége megegyezik az értékcsökkenés révén elvesztett mennyiséggel. Ekkor a gazdaság eléri a növekedési platót,

amelyet a Függelékben szereplő (F1) egyenlet ábrázol. Az egy tényleges munkára jutó GDP egy másik fogalom, amely kulcsfontosságú a gazdasági növekedés sokrétű természetének megértéséhez a Solow–Swan-konvergenciamodellben. Ez a mérőszám segít annak elemzésében, hogy a gazdaságok hogyan bővíthetnek a tőkefelhalmozás, a munkaerő növekedése és a technológiai fejlődés révén, amint azt a Függelék (F2) egyenlete leírja.

A fent említetteket elméleti alapként használva a kortárs gazdasági növekedéstudomány elméleti aggregált modelleket alkalmaz a gazdasági növekedés mérésére, arra összpontosítva, hogy az egy főre jutó egyensúlyi bruttó hazai termék (GDP) növekedett-e egy adott időszakban, és azonosítva a hatást gyakorló gazdasági tényezőket (Ascani et al., 2012). Az 1950-es évek neoklasszikus Solow–Swan-féle növekedési modellje világszerte a gazdasági elmélet továbbfejlesztésének és az intézményekre vonatkozó szakpolitikák kidolgozásának alapjául szolgált, ahol a gazdasági fejlődést lineáris folyamatnak tekintették, amely bizonyos tényezők beállításával befolyásolható. Ez a leegyszerűsített szemlélet nem fordít figyelmet a sokrétű társadalmi, intézményi vagy történelmi elemekre, amelyek minőségi tényezők, és hozzájárulnak egy gazdaság fejlődéséhez. Az endogén növekedés teoretikusai – például Solow az 1980-as évek végén és Romer az 1990-es években – azt állították, hogy hosszú távon a technológiai innováció áll a gazdasági növekedési folyamatok középpontjában (Ascani et al., 2012).

Az 1. táblázatban szereplő változók közötti ok-okozati összefüggések vizsgálata értékes, mivel ez elősegítené a gazdaságon belüli mozgatórugók megértését. Ezt általában hosszú és rövid távú elemzéssel végzik. Az erre a célra előnyben részesített technikák a teljesen módosított legkisebb négyzetek (FMOLS) és a dinamikus legkisebb négyzetek (DOLS) regressziós módszere. A hosszú távú vizsgálatokat a sorozatok szintjének értékei alapján végzik. A hosszú távú elemzés modelljét a függelék (F5) és (F6) egyenletei mutatják be. Stock és Watson (1993) azt javasolta, hogy a független változók különbségének késleltetését és előjelét, valamint a magyarázó változók szintértékeit is hozzá kell adni a modellhez, hogy kiküszöböljék a legkisebb négyzetek (OLS) becslés eltérési és endogenitási problémáit. A vizsgálat összefüggését a (3) egyenlet írja le. Ezeket követve alkalmaztam a VECM-megközelítést a változók közötti hosszú távú egyensúlyi korreláció, valamint az ettől az egyensúlytól való rövid távú eltérések vizsgálatára. A VECM-megközelítés előfeltétele a VAR-elemzés elvégzése, amelynek a 9. táblázatban látható eredményei szerint a regresszioelemzés optimális késleltetése a VAR(8) volt.

$$\begin{aligned} \ln GDP_{t-8} = & \beta_0 + \beta_1 EMP_{t-8} + \beta_2 \ln Cap_stock_{t-8} + \beta_3 \ln GFCF_{t-8} + \beta_4 \ln Lab_{t-8} \\ & + \beta_5 \ln Forex_{t-8} + \beta_6 \ln Brent_{t-8} + \beta_7 Dex_regime + \beta_8 DUSrecession \\ & + \beta_9 ECT_{t-8} + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

2. Adatok

A változók kiválasztása a szakirodalom alapján történt, amelyeket a Solow–Swan-modell (1956) tesztelésére és a konvergencia kiszámítására a legalkalmasabbnak ítéltünk (Monfort–Nicolini, 2000; Blonigen, 2005; Grigoras, 2015; Egri–Tánczos, 2018; Lengyel–Kotosz, 2018; Szakálné Kanó–Lengyel, 2021; Bolganbayev et al., 2022). Sala-i-Martin (1996) szemléltette, hogy a gazdasági konvergencia számbavételéhez az egy főre jutó GDP-t is be kell vonni. Minden nemzetgazdaság függ a kőolajtól mint elsődleges energiahordozótól. A kőolaj árának változása hatással van az inputköltségekre, ami befolyásolja az ország általános árszintjét és termelési szintjét (Gülay–Pazarlioğlu, 2016). Ezzel párhuzamosan a reál- és a nominális árfolyamok változásai jelentős hatással vannak a nemzetgazdaságokra. Egy nemzet gazdasági erőforrásainak hatékonyabb felhasználása kulcsfontosságú a gazdasági fejlődés szempontjából. A gazdaság stabilizálása érdekében a kereslet és kínálat törvényének figyelembevételével a gazdasági növekedés pozitív és azonnali javulására van szükség. Emiatt a gazdasági kutatások nagy hangsúlyt fektetnek annak elemzésére, hogy az olajárak és a valutaárfolyamok hogyan befolyásolják a gazdasági növekedést (Gülay–Pazarlioğlu, 2016). Ezért a brent nyersolaj ára és a nominális árfolyam független változók bekerültek az elemzésbe, hogy megpróbálják ellensúlyozni az árfolyam-volatilitás aszimmetrikus sokkját (Gülay–Pazarlioğlu, 2016). A nominális árfolyamot használtam, mivel ez a mértékegység mutatja két pénznem megfelelő árát.

1. táblázat

A tanulmány makrogazdasági változói
Macroeconomic variables of study

Makrogazdasági változó	EViews-hivatkozás	Mértékegység	Forrás
Tőkeállomány az aktuális vásárlóerő-paritásokon	Tőke	Millió USD	Penn World Table 10.0
A foglalkoztatottak száma	Foglalkoztatás	Millió fő	Penn World Table 10.0
Kibocsátási oldali reál-GDP vásárlóerő-paritáson	Az egy főre jutó reál-GDP	Millió USD	Penn World Table 10.0
A bruttó tőkefelhalmozás aránya az aktuális vásárlóerő-paritásokon	Teljes beruházás	Millió USD	Penn World Table 10.0
A munkajövedelmek aránya a GDP-ben folyó nemzeti árakon	Munkaerő	Millió USD	Penn World Table 10.0
Devizaárfolyam az USD-hez viszonyítva (éves átlagár)	Forex	Tíz USD	LSEG Data & Analytics
Brent nyersolaj ára (éves átlagár)	Brent nyersolaj	Tíz USD	LSEG Data & Analytics

Forrás: saját szerkesztés.

Az elemzéshez használt másodlagos adatok forrása a Penn World Tables 10.0 és az LSEG adatai és elemzései. A 39 ország 6 változójának 1980 és 2019 közötti éves adatait kiegyensúlyozott paneladathalmazzá alakítottam, amely 1560 megfigyelést tartalmaz. Ezt a makrogazdasági jelenséget úgy vizsgáltam, hogy a reál-GDP-t függő változóként elemeztem, miközben a teljes beruházás, a tőkeállomány, a foglalkoztatottság, a munkabérből való részesedés, a Brent nyersolaj ára és az USD-hez viszonyított devizaárfolyam voltak a független változók.

A jelenlegi OECD-tagok között 6 olyan posztoszocialista ország van (Csehország, Észtország, Lettország, Litvánia, Szlovénia és Szlovákia), amelyeknél hiányoznak az 1980 és 1990 közötti időszak adatai, ez a 6 változó esetében 360 megfigyelés elvesztését jelenti. Ez nehézségeket okozott a kiegyensúlyozatlan paneladatállomány stabilitása és megbízhatósága elemzésében. A problémát úgy oldottam meg, hogy eltávolítottam a hat posztoszocialista országot, és helyettük hat latin-amerikai kontrollországot vezettem be (Argentína, Bahama-szigetek, Barbados, Panama, Trinidad és Tobago és Uruguay), amelyek hasonló Világbank-besorolással rendelkeznek, ezzel helyreállítottam a paneladatállomány egyensúlyát. A 3. táblázat a 39 ország 1980 és 2019 közötti leíró statisztikáit mutatja be.

2. táblázat

A vizsgálatban részt vevő országok*Countries in the study*

32 OECD-tagország				
Ausztrália	Dánia	Írország	Új-Zéland	Svájc
Ausztria	Finnország	Izrael	Norvégia	Törökország
Belgium	Franciaország	Olaszország	Lengyelország	Egyesült Királyság
Kanada	Németország	Japán	Portugália	Egyesült Államok
Chile	Görögország	Luxemburg	Dél-Korea	
Columbia	Magyarország	Mexikó	Spanyolország	
Costa Rica	Izland	Hollandia	Svédország	
6 ország az ellenőrzéshez				
Argentína	Bahamák	Barbados	Panama	Trinidad és Tobago
Uruguay				
1 ország az összehasonlító elemzéshez				
Dél-Afrika				

Forrás: saját szerkesztés.

3. táblázat

Leíró statisztikák
Descriptive statistics

Változó	N	Átlag	Medián	Maximum	Minimum	Szórás
Az egy főre jutó reál-GDP	1560	5,435	5,4767	7,3138	3,4806	0,77156
Tőke	1560	6,014	6,1165	7,8392	3,6819	0,8364
Munkaerő aránya	1560	0,560	0,5755	0,7506	0,2677	0,0914
Forex	1560	93,287	1,3051	3281,622	0	331,947
Brent nyersolaj	1560	1,543	1,4674	2,04908	1,1044	0,2823
Foglalkoztatás	1560	14,142	4,5837	158,299	0,0716	23,687
Teljes befektetés	1560	0,2470	0,2484	0,5699	0,042	0,0679

Forrás: EViews 12 kimenetéből.

3. Elemzés és eredmények

3.1. Konvergencia

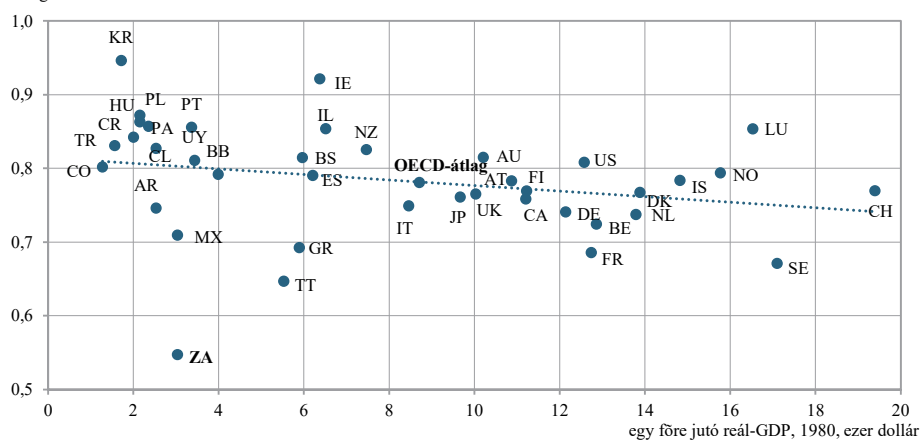
A Dél-Afrika és az OECD közti β -konvergencia, α -konvergencia és az állandósult egyensúlyi állapot felmérését, számszerűsítését határoztam meg az 1980–2019 közötti időszakra vonatkozóan. Az 1. ábrán szereplő országkódok a Függelék F1. táblázatában találhatók. Az 1. ábra az egy főre jutó GDP 1980-as és 2019-es értékét és az 1980-tól 2019-ig terjedő időszak éves átlagos növekedési rátáját mutatja 39 országra vonatkozóan, beleértve az OECD átlagát is. 1980-ban az egy főre jutó GDP átlaga az OECD-ben 8708 dollár, a 39 éves időszak éves növekedési rátája pedig 0,78%. Ezt tekintem a konvergenciaelemzés referenciaértékének. Az egy főre jutó 1980-as GDP és az országok növekedési rátája közötti kapcsolat negatív. Az adatokból kiderül, hogy több tagállam a referenciaérték közelében helyezkedik el vagy az OECD átlagánál magasabb egy főre jutó GDP-vel és növekedési rátával (AU, AT, CA, FI, US, LU, NO), vagy az OECD átlagánál alacsonyabb egy főre jutó GDP-vel és növekedési rátával (IT, GR, TT, MX, AR, ZA). Dél-Afrika (ZA) az utóbbi csoportba tartozik, ahol az egy főre jutó GDP 3035 dollár, a növekedési ráta pedig 0,55%. Egyetlen tag sincs a referenciaértékkel átfedésben. Az adatokból az is kiderül, hogy számos országban az egy főre jutó GDP alacsonyabb, de a növekedési ráta magasabb, mint a referenciaérték (TR, NZ, BS, IL, IE, PT, UY, CL, HU, KR). Vannak továbbá olyan országok, amelyeknek alacsonyabb a növekedési rátájuk, de magasabb az egy főre jutó GDP-jük, mint a referenciaérték (CH, JP, UK, DE, BE, FR, NL, SE).

1. ábra

Az egy főre jutó reál-GDP és a reál-GDP átlagos éves növekedési rátája
Real GDP per capita and the average annual growth rate

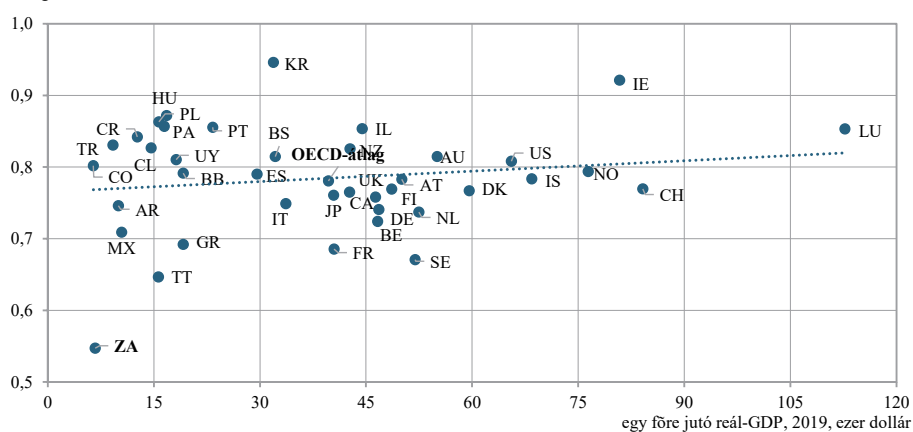
1980

Átlagos éves növekedési ráta 1980–2019



2019

Átlagos éves növekedési ráta 1980–2019



Forrás: saját szerkesztés.

Az 1. ábra 2019-es adatain megfigyelhető, hogy a 39 ország mindegyike jelentős növekedést tapasztalt az egy főre jutó GDP-ben. Az egy főre jutó 2019-es GDP és az országok növekedési rátája közötti kapcsolat pozitív lett. Az egy főre jutó

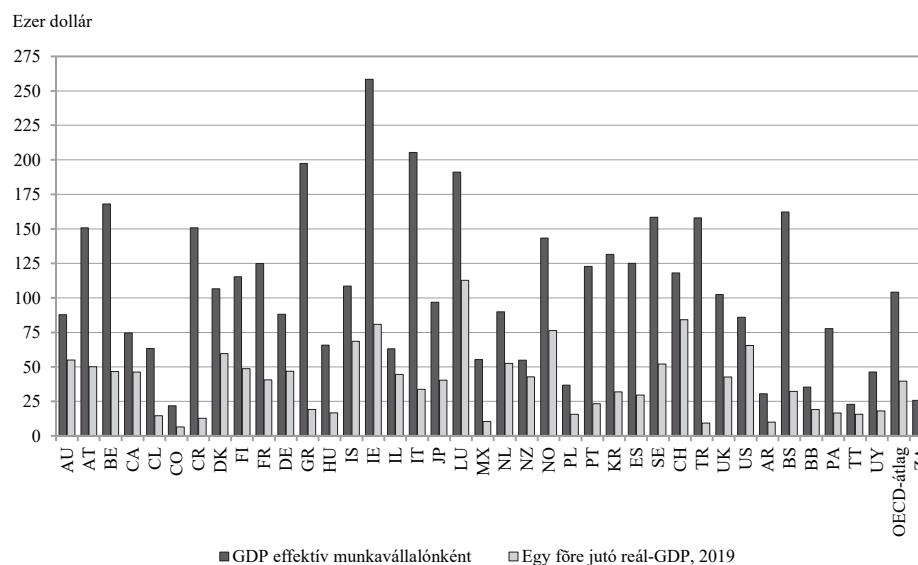
átlagos GDP 39 685 dollárra nőtt, ami az új viszonyítási alapot jelenti. Az adatokból kiderül, hogy több állam a referenciaérték közelében helyezkedik el vagy az OECD-átlag feletti, magasabb egy főre jutó GDP-vel és növekedési rátával (NZ, IL, AU, AT, IE, LU), vagy az alatti, alacsonyabb egy főre jutó GDP-vel és növekedési rátával (IT, GR, TT, MX, AR, ZA) (ugyanazok az országok, mint 1980-ban). Dél-Afrika még mindig az utóbbi csoportban található, ahol az egy főre jutó GDP jelenleg eléri a 6073 USD-t, amely több mint kétszerese az 1980-as értéknek. Ez a feltételes β -konvergenciát szemlélteti, ahol az ország GDP-je drámaian megnőtt, némileg csökkentve az egy főre jutó jövedelemkülönbséget az OECD fejlett országaihoz képest. Az adatok megfigyelése azt mutatja, hogy számos tagországban alacsonyabb az egy főre jutó GDP, de magasabb a növekedési ütem, mint a referenciaérték (BS, ES, PT, UY, CL, HU, KR, TR stb.). Vannak továbbá olyan tagok, amelyeknek a növekedési rátája alacsonyabb, de az egy főre jutó GDP-jük magasabb, mint a referenciaérték (CA, JP, UK, DE, BE, FR, NL, NO, SE).

A 2. ábra az egy tényleges munkavállalóra jutó modellezett GDP-t (sötét-szürke) szemlélteti a 2019-es egy főre jutó GDP-vel szemben (világosszürke). A hatékony munkavállaló olyan, akinek a termelékenységét a technológia növeli. Ez azt jelzi, hogy egy munkavállaló termelését nemcsak a munkaerő mennyisége határozza meg, hanem a gazdaságban elérhető technológia szintje is. Ezt úgy határozzák meg, hogy a teljes termelést (GDP) elosztják a produktív munkavállalók számával. Az eredmény a munka termelékenységét tükrözi, miközben figyelembe veszi a technológiai fejlődést. A Solow–Swan-modell szerint a gazdaságok egy olyan állandósult állapot felé tendálnak, amelyben az egy tényleges munkavállalóra jutó GDP idővel állandó marad, hacsak nem történik technológiai kiigazítás.

A modell hangsúlyozza, hogy az egy tényleges dolgozóra jutó tőke növelése az egy tényleges dolgozóra jutó termelés növekedését eredményezi. A tőke csökkenő megtérülése miatt azonban az egy tényleges munkásra jutó termelés növekedési üteme végül stabilizálódik, hacsak nem történik technológiai fejlődés. A modell azt jósolja, hogy a szegény országok gyorsabban fejlődnek, mint a gazdagok, mivel felzárkóznak a tőkefelhalmozás és a termelékenység terén. A szegény országokban gyakran jobban megtérülnek a befektetések, mivel az egy tényleges munkavállalóra jutó tőke kezdeti szintje alacsonyabb, ami lehetővé teszi a konvergenciafolyamatot. Az egy tényleges munkavállalóra jutó GDP hosszú távú növekedéséhez folyamatos technológiai fejlődésre van szükség. Hosszú távon a technológiai áttörések növelik az egy tényleges munkavállalóra jutó GDP állandósult szintjét, lehetővé téve az életszínvonal folyamatos javulását. A β -koefficiens becslésével megközelítőleg az derül ki, hogy Dél-Afrikának 34,11 év kellene ahhoz, hogy elérje az OECD 2019-es egy főre jutó GDP-átlagát (39 686 USD).

2. ábra

A GDP hatékony munkaerőként és az egy főre jutó reál-GDP, 2019 (USD)
GDP per effective worker and real GDP per capita (2019)



Forrás: saját szerkesztés.

A konvergenciaelemzés befejezése után a változók közötti oksági kapcsolat vizsgálatát kifinomult paneladat-ökonometriai módszerek és tesztek alkalmazásával végeztem el. Ezek eredményeit az egységgyöktesztekkel kezdve mutatom be.

3.2. Panelegységgyök-tesztek

Levin és szerzőtársai (2002), valamint *Im és szerzőtársai (2003)* panelegységgyök-tesztjeit alkalmaztam. A 4. táblázatban összefoglalt eredmények alapján az LLC-teszt azt mutatja, hogy a panel összes változója első differenciája stacionárius, így arra a következtetésre juthatunk, hogy a változók az $I(1)$ rendben integráltak. Az IPS-teszt eredményei összhangban vannak az LLC-teszt eredményeivel, mivel a 39 ország változói mindegyike stacionárius az első differenciában, így az $I(1)$ rendben integráltak.

4. táblázat

A panelegységgyök-teszt eredményei
Panel unit root test results

Változó	Vizsgálati módszer	Az integráció sorrendje	t-statisztikák	Keresztmetszetek
Az egy főre jutó reál-GDP	LLC	I(1)	-22,427	39
	IPS	I(1)	-26,656	39
Alaptőke	LLC	I(1)	-6,636	39
	IPS	I(1)	-11,556	39
Munkaerő	LLC	I(1)	-27,629	39
	IPS	I(1)	-26,656	39
Forex	LLC	I(1)	-17,663	39
	IPS	I(1)	-16,892	39
Brent nyersolaj	LLC	I(1)	-34,482	39
	IPS	I(1)	-30,197	39
Foglalkoztatás	LLC	I(1)	-17,792	39
	IPS	I(1)	-18,067	39
Teljes beruházás	LLC	I(1)	-17,497	39
	IPS	I(1)	-19,671	39

Forrás: saját szerkesztés.

3.3. Kointegrációs teszt

A panel Kao-teszt eredménye az 5. táblázatban mind a 39 ország esetében kimutatja a változók közötti kointegrációt, mivel a megfigyelt szignifikanciaszint (p-érték) 0,0001, a kointegráció hiányának nullhipotézise elutasítható. Ez lehetővé teszi az FMOLS regressziós elemzés alkalmazását, amelynek módszertani logikája megegyezik a Kao- tesztével. Lásd a Függelék (F1) és (F2) egyenletét.

5. táblázat

A panel-Kao-teszt eredménye
Panel Kao test result

Megnevezés	t-statisztika	p-érték
ADF	-3,80402	0,0001

Forrás: saját szerkesztés.

3.4. Regressziós tesztek

A *Phillips és Hansen (1990)* által javasolt eljárást alkalmaztam az idősorok kointegrációjának tesztelésére. A modell részletei a Függelék (F5) és (F6) egyenletében találhatók. A panel FMOLS- és DOLS-regressziós eredményeit a 6. és a 7. táblázat foglalja össze. Az FMOLS-tesztben a foglalkoztatás (0,928) és a deviza (0,142) gyakorolja a legkisebb hatást a függő változóra. Ugyanakkor a teljes beruházás (0,00) és a tőkeállomány (0,00) gyakorolja a legnagyobb szignifikáns hatást a reál-GDP-re. A DOLS-teszt megerősíti a foglalkoztatás (0,269) jelentéktelen hatását az egy főre jutó reál-GDP-re a teljes panelben.

6. táblázat

A panel-FMOLS regressziós eredményei

Panel FMOLS regression results

Változó	Együttható	Standard hiba	t-statisztika	p-érték
Munkaerő	-0,36954	0,10489	-3,5230	0,0004
Teljes beruházás	-0,48419	0,08229	-5,8838	0
Forex	3,00E-05	2,04E-05	1,4680	0,1423
Foglalkoztatás	-0,000159	0,00176	-0,0902	0,9281
Alaptőke	0,71014	0,02500	28,402	0
Brent nyersolaj	0,02861	0,01667	1,7159	0,0864

Forrás: saját szerkesztés.

7. táblázat

A panel-DOLS regressziós eredményei

Panel DOLS regression results

Változó	Együttható	Standard hiba	t-statisztika	p-érték
Munkaerő	-0,458613	0,11996	-3,8229	0,0001
Teljes beruházás	-0,600526	0,09210	-6,5198	0
Forex	5,54E-05	1,87E-05	2,9648	0,0031
Foglalkoztatás	0,001729	0,00156	1,1044	0,2698
Alaptőke	0,65458	0,02631	24,8733	0
Brent nyersolaj	0,02963	0,01784	1,6606	0,0973

Forrás: saját szerkesztés.

3.5. Kauzalitásvizsgálat

A Granger-teszt három kétirányú oksági kapcsolatot mutatott ki, amelyek a 8. táblázatban felsoroltak szerint a teljes beruházás és a reál-GDP, a munkaerő aránya és a brent nyersolaj ára, valamint a tőkeállomány és a teljes beruházás között állnak

fenn. Továbbá egyirányú oksági kapcsolatot mutattam ki a munkaerő-részesedés és a reál-GDP, a foglalkoztatás és a munkaerő-részesedés, a munkaerő-részesedés és a tőkeállomány, a deviza és a foglalkoztatás, a brent nyersolaj ára és a deviza, a brent nyersolaj ára és a foglalkoztatás, valamint a tőkeállomány és a brent nyersolaj ára között. Mivel kointegrációs kapcsolat áll fenn, a szakirodalom szerint a változók között legalább egy irányított ok-okozati összefüggésnek kell lennie (*Engle–Granger, 1987*). A Granger-mechanizmus lehetővé teszi számunkra, hogy teszteljük a panelt és megfigyeljük a változók közötti ok-okozati összefüggések létezését (*Granger, 1969*).

8. táblázat

A Granger-okság eredményei
Granger causality results

Irányultsági kapcsolat	F-statisztika	p-érték
A Munkaerő nem Granger-oka az Egy főre jutó reál-GDP-nek	3,9532	0,0003
A Teljes beruházás nem Granger-oka az Egy főre jutó reál-GDP-nek	2,58595	0,0119
Az Egy főre jutó reál-GDP nem Granger-oka a Teljes beruházásnak	2,46687	0,0162
A Foglalkoztatás nem Granger-oka a Munkaerőnek	2,73482	0,0081
A Munkaerő nem Granger-oka az Alaptőkének	3,59916	0,0008
A Brent nyersolaj nem Granger-oka a Munkaerőnek	1,91941	0,0631
A Munkaerő nem Granger-oka a brent nyersolajnak	1,86297	0,0721
Az Alaptőke nem Granger-oka a Teljes beruházásnak	2,62278	0,0108
A Teljes beruházás nem Granger-oka az Alaptőkének	2,93291	0,0048
A Forex nem Granger-oka a Foglalkoztatásnak	1,84608	0,075
A Brent nyersolaj nem Granger-oka a Forexnek	1,77869	0,0877
A Brent nyersolaj nem Granger-oka a Foglalkoztatásnak	2,72988	0,0082
Az Alaptőke nem Granger-oka a brent nyersolajnak	3,55328	0,0009

Forrás: saját szerkesztés.

3.6. Vektor-autoregresszív (VAR-) modell

A *Sims (1980)* által kifejlesztett VAR-módszert széles körben használják a változók közötti párhuzamos interakciók meghatározására. A függő és a független változók közötti különbségtétel nélküli VAR-t a Függelék (F9) és (F10) egyenletei írják le. Az eredmények azt mutatják, hogy a VAR(8)-modell az optimális választás, mivel a 9. táblázatban szereplő csillagok (*) száma ebben a modellben a legtöbb.

9. táblázat

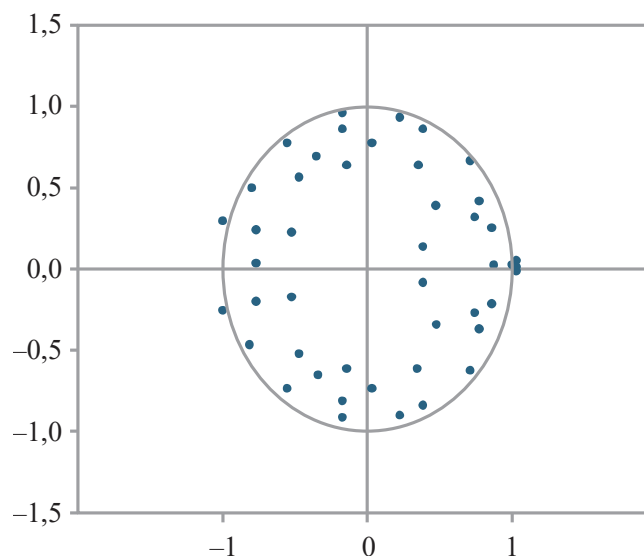
A panel-VAR-késleltetés hosszának kritériuma*Panel VAR lag length criteria result*

Késleltetés	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-12269,1	–	0,844052	19,6956	19,78191	19,72805
1	6976,158	38182,01	3,68E-14	-11,06756	-10,7799	-10,9594
2	7524,942	1082,617	1,65E-14	-11,8685	-11,37940*	-11,68462*
3	7585,381	118,5535	1,62E-14	-11,88683	-11,1964	-11,6272
4	7673,069	171,0195	1,53E-14	-11,94883	-11,057	-11,6135
5	7738,185	126,2666	1,49E-14	-11,97465	-10,8814	-11,5636
6	7817,11	152,1596	1,42E-14	-12,02261	-10,728	-11,5359
7	7932,208	220,6038	1,27E-14	-12,12854	-10,6325	-11,5661
8	8022,722	172,4690*	1,19E-14*	-12,19507*	-10,4976	-11,5569

Megjegyzés: LogL: Log-Likelihood. LR: szekvenciális módosított LR-tesztstatisztika (minden teszt 5%-os szinten). FPE: végső előrejelzési hiba. AIC: Akaike-féle információs kritérium. SC: Schwarz-féle információs kritérium. HQ: Hannan–Quinn-féle információs kritérium.

Forrás: saját szerkesztés.

3. ábra

Az AR karakterisztikus polinom inverz gyökei*Inverse roots of AR characteristic polynomial*

Forrás: EViews 12 kimenetéből.

A VAR(8)-modell futtatása olyan kimenetet eredményezett, amely sokkal értelmesebb, ha impulzusválasz-függvények és varianciadekompozíció segítségével

szemléltetjük és értelmezzük. A VAR-modell megbízhatóságát azonban először teszteltük és ábráztuk az AR karakterisztikus polinom inverz gyökei grafikonján, a 3. ábrán, amely azt mutatja, hogy minden gyök az egységkörön belül helyezkedik el, ezért arra következtethetünk, hogy a VAR(8)-modell kielégíti a stabilitási feltételt, és eredményei megbízhatók.

A VAR-modell impulzusválasz-elemzésének elsődleges célja, hogy megmagyarázza, hogyan változnak a modellben szereplő változók egy vagy több változóban bekövetkező sokkra adott válaszként. Ez a tulajdonság lehetővé teszi egyetlen sokk terjedésének nyomon követését egy kaotikus egyenletrendszeren belül, ami rendkívül hasznos eszközzé teszi őket a gazdasági stratégiák értékelésében. Az általánosított impulzusválasz- (GIR-) függvényteszt független a változók sorrendjétől, mivel eltávolítja a többi sokk hatását a válaszból, feltárva a változók alkalmazkodási útvonalát. A GIR előnyös nagy rendszerek esetében, amikor a strukturális összefüggéseket nehéz feltárni (*Koop et al., 1996*). Az előrejelzési hibavariancia-dekompozíció (24FEVD) az egyes sokktípusok hozzájárulását méri az előrejelzési hibavarianciához, ez és a GIR egyaránt azt értékeli, hogy a sokkok milyen mértékben hatnak vissza a rendszerben.

Ennek eredményeit a 10. táblázat foglalja össze, ahol az 1. és a 8. fókuszváltózási időszakot értelmezem. A GDP önmagára erősen endogén hatással van, az 1. fókuszidőszakban ceteris paribus 100,0%-os, a 8. fókuszidőszakban ez az arány 92,7%-ra csökken, és a LABS-nak van a legnagyobb hatása a GDP-re, megközelítőleg 3,1%. A LABS erősen endogén hatással van önmagára, 91,1%-kal az 1. időszakban ceteris paribus, ahol a többi változó gyengén endogén, a GDP 8,8%-kal. A 8. időszakban a LABS endogén hatása 96,1%-ra nő, a GDP pedig 1,9%-ra csökken. A bruttó állóeszköz-felhalmozásnak önmagára nézve erősen endogén hatása 95,3% az 1. fókuszidőszakban ceteris paribus, amelyet a LABS követ 3,2%-kal, a 8. fókuszidőszakban a bruttó állóeszköz-felhalmozás önmagára nézve endogén hatása 89,2%-ra csökken. A GDP-nek a bruttó állóeszköz-felhalmozásra gyakorolt hatása az 1. fókuszidőszakban 1,33%, és a 8. fókuszidőszakban 6,4%-ra nő. Az EMP erősen endogén hatással van önmagára, 96,8%-kal az 1. fókuszidőszakban ceteris paribus, ahol a többi változó gyengén endogén, a GDP 1,3%-kal, a 8. fókuszidőszakban ez a hatás 2,4%-ra emelkedik, és az EMP még mindig erősen, 95,5%-kal hat önmagára. Végül a CAPS önmagára 88,6%-os erősen endogén hatással van az 1. időszakban ceteris paribus, ahol a többi változó gyengén endogén, amelyből a bruttó állóeszköz-felhalmozás 7,05%-os, a GDP pedig 4,0%-os befolyást gyakorol. A 8. fókuszidőszakban a CAPS önmagára gyakorolt hatása 62,8%-ra csökken, a variancia fennmaradó részét nagyrészt a GDP (19,8%) és a bruttó állóeszköz-felhalmozás (14,2%) befolyásolja.

10. táblázat

Varianciadekompozíció
Variance decomposition

Változó	Időszak	Az egy főre jutó reál-GDP	Munkaerő	Teljes beruházás	Forex	Foglalkoztatás	Brent nyersolaj	Alaptőke
Az egy főre jutó reál-GDP	1.	100	0	0	0	0	0	0
	8.	92,7269	3,1517	1,0553	0,3668	0,00764	0,983555	1,707948
Munkaerő	1.	8,8979	91,1020	0	0	0	0	0
	8.	1,9334	96,1936	0,50419	0,08213	0,9758	0,0392	0,2714
Teljes beruházás	1.	1,3384	3,2637	95,3978	0	0	0	0
	8.	6,4592	1,9002	89,2679	0,1799	0,1097	0,6343	1,4484
Forex	1.	0,9354	0,4103	0,4115	98,2426	0	0	0
	8.	0,8728	0,1020	0,4369	98,2900	0,02774	0,2139	0,05647
Foglalkoztatás	1.	1,3425	0,5259	1,1001	0,1359	96,8954	0	0
	8.	2,4712	0,1881	0,8860	0,0551	95,5328	0,8370	0,02951
Brent nyersolaj	1.	2,6440	0,0056	0,93621	0,6253	0,2951	95,4936	0
	8.	1,8970	0,6935	1,2352	0,7009	0,7076	92,7685	1,9969
Alaptőke	1.	4,0870	0,0514	7,0558	0,0116	0,0091	0,0504	88,7344
	8.	19,8617	0,5435	14,2914	0,0795	0,1446	2,1943	62,8846

Forrás: saját szerkesztés.

11. táblázat

A panel-VECM rövid távú kauzalitás eredményei
Panel VECM short run causality result

Változó	Az egy főre jutó reál-GDP	Munkaerő	Teljes beruházás	Forex	Foglalkoztatás	Alaptőke	Brent nyersolaj
Az egy főre jutó reál-GDP	–	20,746 (0,004)	15,485 (0,030)	7,642 (0,365)	3,655 (0,819)	22,601 (0,002)	34,432 (0,00)
Munkaerő	29,597 (0,0001)	–	42,247 (0,00)	3,101 (0,875)	10,999 (0,139)	26,876 (0,0004)	10,148 (0,1803)
Teljes beruházás	3,753 (0,807)	21,0128 (0,003)	–	6,159 (0,521)	2,211 (0,947)	13,654 (0,057)	7,9163 (0,34)
Forex	3,120 (0,873)	7,132 (0,415)	3,980 (0,782)	–	5,563 (0,592)	1,108 (0,993)	12,975 (0,0727)
Foglalkoztatás	2,9702 (0,887)	6,3213 (0,502)	5,024 (0,657)	9,401 (0,225)	–	4,226 (0,753)	44,310 (0,00)
Alaptőke	37,187 (0,00)	7,0561 (0,423)	25,399 (0,0006)	5,619 (0,5848)	2,805 (0,902)	–	23,062 (0,0017)
Brent nyersolaj	57,600 (0,00)	14,943 (0,036)	14,030 (0,050)	12,196 (0,094)	7,312 (0,397)	64,588 (0,00)	–

Forrás: saját szerkesztés.

A 11. táblázat a változók közötti rövid távú oksági kapcsolatot foglalja össze, a 12. táblázat az egyes változók a függő változóval, a reál-GDP-vel való hosszú távú kapcsolatát mutatja be. Ezek az eredmények alátámasztják a Granger-teszt megállapításait.

A 12. táblázatban a változók szignifikáns vagy viszonylag szignifikáns hatással vannak egymásra. Hosszú távon a munkaerő aránya, a tőkeállomány és a brent nyersolaj, valamint a foglalkoztatás jelentős hatást gyakorolnak a reál-GDP-re.

12. táblázat

A panel-VECM hosszú távú oksági összefüggés eredményei

Panel VECM long run causality result

Változó	Az egy főre jutó reál-GDP	Munkaerő	Teljes beruházás	Forex	Foglalkoztatás	Alaptőke	Brent nyersolaj
Az egy főre jutó reál-GDP	1	0,001 [4,575]	0,000 [0,102]	1,095 [1,425]	-0,010 [1,616]	0,00 [1,316]	-0,021 [11,526]

Forrás: saját szerkesztés.

4. Összegzés és következtetések

A vizsgálat 39 ország – Dél-Afrika, 32 OECD-ország és 6 latin-amerikai ország – növekedési mintázatára terjedt ki, összehasonlítva az 1980 és 2019 közötti teljesítményüket. A konvergenciaelemzés abszolút és feltétel nélküli konvergencia-eredményekhez vezethet, amikor az országok között alkalmazzák a hosszú távú állandósult állapot jellemzőire (*Sala-i-Martin, 1996*). A heterogén gazdasági jellemzőkkel rendelkező országok keresztmetszeti adatai között végzett vizsgálatok azonban feltételes konvergenciát mutattak ki (*Barro–Sala-i-Martin, 1991*).

Eredményem azt mutatja, hogy Dél-Afrika gazdasági teljesítménye jelentősen elmarad az egy főre jutó GDP OECD-átlagától, a reál-GDP éves átlagos növekedési rátája a vizsgált időszak alatt 0,54% volt, elmarad a „konvergencia vastörvénye” 2%-os hipotézisétől. Mivel az ország egy főre jutó reál-GDP-je az időszak során 3034,66 dollárról 6702,53 dollárra nőtt, az eltérés csökken, ami azt jelenti, hogy feltételes konvergencia figyelhető meg, ez alátámasztja a korábbi tanulmányok megállapításait (*Barro–Sala-i-Martin, 1991*). Így ceteris paribus Dél-Afrikának körülbelül 34,11 évbe telik, amíg eléri az OECD 2019. évi átlagos egy főre jutó GDP-jét.

A gazdasági teljesítmény fokozása érdekében Dél-Afrikának az elmélet szerint a rendelkezésre álló technológiák hatékony felhasználását kellene előtérbe helyeznie. Ez a $K + F$ -be, innovációs programokba és a technológiai szakadék megszüntetését célzó intézkedésekbe való befektetéssel érhető el. Emellett a kereskedelmi szektor, a tudományos élet és a kormányzat közötti együttműködés ösztönzése segítheti a technológiaátadást és -átvételt. Az FMOLS-teszt eredményei alátámasztják ezt a szakpolitikai ajánlást, mivel azt mutatták, hogy a bruttó állóeszköz-felhalmozás vagy a teljes beruházás és a tőkeállomány hosszú távon a legnagyobb és legjelentősebb ($p = 0,00$) hatást gyakorolja az egy főre jutó reál-GDP-re.

A *Granger-féle* kauzalitásvizsgálat kétirányú kapcsolatot mutatott ki a teljes beruházás és a reál-GDP között, ami azt jelenti, hogy az egyikben végbemenő változások hatással vannak a másikban bekövetkező változásokra. Az eredmények rávilágítanak arra is, hogy a Dél-Afrika és az OECD-országok közötti konvergencia előmozdítása érdekében politikai kezdeményezésekre van szükség. Ezeknek a beavatkozásoknak az oktatásra és a készségfejlesztésre, az infrastrukturális beruházásokra és a kedvező üzleti környezet megteremtésére kell összpontosítaniuk. A méltányos növekedést ösztönző és a strukturális akadályokat felszámoló politikák végrehajtása segíthet a fejlődési szakadék megszüntetésében. Dél-Afrikának meg kell vizsgálnia a regionális gazdasági együttműködés kilátásait más afrikai országokkal. Az együttműködési erőfeszítések segíthetnek az információcserében, a kereskedelmi integrációban és a kooperatív infrastrukturális projekteken. A regionális együttműködés szinergiákat biztosíthat, és növelheti Dél-Afrika gazdasági növekedési potenciálját, ahogyan azt a *Heckscher, Ohlin és Samuelson* által kidolgozott regionális gazdasági növekedésmélet és a régiók közötti konvergencia hipotézise is sugallja. Tekintettel az afrikai konvergenciáról szóló empirikus tanulmányok hiányára, további kutatások indokoltak ezen a területen. Az empirikus tanulmányok fényt deríthetnek a gazdasági fejlődés folyamataira, a konvergencia tendenciáira és az afrikai nemzetekre jellemző politikai következményekre. Jelen tanulmány segíthet a tényeken alapuló politikai és döntéshozatali folyamatok kialakításában. A tanulmány korlátja, hogy nem veszi figyelembe az olyan exogén sokkhatásokat, mint a Covid19-világjárvány.

Függelék

Az állandósult állapotú egy főre jutó GDP egyenlete (*Sala-i-Martin, 1996*):

$$sY = (n + \delta)K, \quad (F1)$$

ahol s a megtakarítási ráta, Y a teljes kibocsátás, a GDP, n a népesség növekedési rátája, δ a tőke amortizációs rátája, K a tőkeállomány.

A hatékony munkaerőre jutó GDP egyenlete (*Sala-i-Martin, 1996*):

$$\text{GDP a hatékony munkaerőre} = \frac{Y}{L \cdot A}, \quad (F2)$$

ahol Y a teljes kibocsátás, L a munkavállalók száma, és A a technológia vagy a munkaerőt növelő technológia szintjét jelenti.

A Kao-teszt egyenletei:

A Kao-teszt az FMOLS-becslőt használja, és ECM-et ad a modelltervezéshez.

A Kao-teszt egyenletének alapvető formája a következő:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i + X_{it} + \gamma_i Z_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (F3)$$

ahol Y_{it} a függő változó az i keresztmetszeti egységre vonatkozóan a t időpontban, X_{it} a független változók halmaza az i keresztmetszeti egységre vonatkozóan a t időpontban, Z_{it} a keresztmetszeti egységre vonatkozó késleltetett függő változók halmazai a t időpontban, α_i , β_i és γ_i a becslendő együtthatók, ε_{it} a hibakifejezés.

Az ECM-egyenletet a változók közötti hosszú távú kapcsolat megragadására adjuk hozzá az elemzéshez. Ez a következő formát ölti:

$$\Delta Y_{it} = \delta_i + \varphi_i Y_{it-1} + \theta_i Z_{it-1} + \lambda_i \Delta Y_{it-1} + \mu_{it}, \quad (F4)$$

ahol ΔY_{it} a függő változó első különbözete az i keresztmetszeti egységre vonatkozóan a t időpontban, δ_i , φ_i , θ_i és λ_i a becslendő együtthatók. μ_{it} a hibatag. A Kao-teszt ezután a φ_i együttható szignifikanciáját vizsgálja a kointegráció megállapítására.

FMOLS regressziós egyenletek:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 X_t + \sum_{i=-q}^r \alpha_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (F5)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 ECT_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (F6)$$

A paneloksnási teszt egyenletei:

$$X_{it} = \sum_{j=1}^m \alpha_j X_{it-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{it-j} + u_{it} \quad (F7)$$

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^m \theta_j Y_{it-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j X_{it-j} + v_{it} \quad (F8)$$

A panel-VAR-modell egyenletei:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j Y_{it-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{it-j} + u_{it} \quad (F9)$$

$$X_{it} = \gamma_0 + \sum_{j=1}^m \gamma_j X_{it-j} + \sum_{j=1}^m \varphi_j Y_{it-j} + \vartheta_{it} \quad (F10)$$

Itt m az optimális késleltetés hossza, az m -rendű VAR-modellre utal, és VAR(m)-mel jelöljük.

A panel-VECM tesztegyenletei:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta X_{it-j} + \varphi_1 ECT_{it-1} + u_{it} \quad (F11)$$

$$\Delta X_{it} = \alpha_2 + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{it-j} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta Y_{it-j} + \varphi_2 ECT_{it-1} + v_{it} \quad (F12)$$

F1. táblázat

Országkódok
Country codes

Ország	Kód	Ország	Kód
Argentína	AR	Japán	JP
Ausztrália	AU	Kanada	CA
Ausztria	AT	Kolumbia	CO
Bahamák	BS	Lengyelország	PL
Barbados	BB	Luxemburg	LU
Belgium	BE	Magyarország	HU
Chile	CL	Mexikó	MX
Costa Rica	CR	Németország	DE
Dánia	DK	Norvégia	NO
Dél-Afrika	ZA	Olaszország	IT
Dél-Korea	KR	Panama	PA
Egyesült Államok	US	Portugália	PT
Egyesült Királyság	UK	Spanyolország	ES
Finnország	FI	Svájc	CH
Franciaország	FR	Svédország	SE
Görögország	GR	Törökország	TR
Hollandia	NL	Trinidad és Tobago	TT
Írország	IE	Új-Zéland	NZ
Izland	IS	Uruguay	UY
Izrael	IL		

Irodalom

- Ascani, A. – Crescenzi, R. – Iammarino, S. (2012): Regional Economic Development: A Review. *Search Working Paper*. (1)(3).
<https://www.ub.edu/searchproject/wp-content/uploads/2012/02/WP-1.3.pdf>
- Barro, R. J. – Sala-i-Martin, X. (1991): Convergence Across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 21(1), 107–182. <https://doi.org/10.2307/2534639>
- Baumol, W. J. (1986): Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*, 76(5), 1072–1084. <http://www.jstor.org/stable/1816469>
- Blonigen, B. A. (2005): A review of the empirical literature on FDI determinants. *Atlantic Economic Journal*, 33(4), 383–403. <https://doi.org/10.1007/s11293-005-2868-9>
- Dawkins, C. J. (2003): Regional Development Theory: Conceptual Foundations, Classic Works, and Recent Developments. *Journal of Planning Literature*, 18(2), 131–172.
<https://doi.org/10.1177/0885412203254>

- Dissou, Y. – Didic, S. (2013): Infrastructure and Growth. In: Cockburn, J. – Dissou, Y. – Duclos, J.-Y. – Tiberti, L. (eds.): *Infrastructure and Economic Growth in Asia*. Springer Open, Heidelberg, pp. 5–46. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-03137-8>
- Dumitrescu, E.-I. – Hurlin, C. (2012): Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450–1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Engle, R. F. – Granger, C. W. (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Egri, Z. – Tanczos, T. (2018): The spatial peculiarities of economic and social convergence on Central and Eastern Europe. *Regional Statistics*, 8(1), 49–77. https://www.ksh.hu/statszemele_archive/regstat/2018/2018_01/rs080108.pdf
- Fedderke, J. – Garlick, R. (2008): Infrastructure Development and Economic Growth in South Africa: A review of the accumulated evidence. *Policy Paper*, 12.
- Fung, M. K. (2009): Financial Development and Economic Growth: Convergence or Divergence? *Journal of International Money and Finance*, 28(1), 56–67. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.08.001>
- Granger, C. W. J. (1969): Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, 37(3), 424–438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Grigoras, S. (2015): Public Sector's Influence on Economic Growth and Convergence as Proof of Development. *Economics and Applied Informatics*, 221(3), 36–44. http://www.eia.fcaa.ugal.ro/images/cia/2015_3/Grigoras.pdf
- Gülay, E. – Pazarlioglu, M. V. (2016): The Empirical Role of Real Crude Oil Price and Real Exchange Rate on Economic Growth: The case of Turkey. *EGE Akademik Bakis/EGE Academic Review*, 16(4), 627–639. <https://doi.org/10.21121/eab.2016119953>
- Im, K. S. – Pesaran, M. H. – Shin, Y. (2003): Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(03)00092-7)
- Islam, N. (1995): Growth empirics: A panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127–1170. <https://doi.org/10.2307/2946651>
- Kao, C. (1999): Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00023-2)
- Koop, G. – Pesaran, M. H. – Potter, S. M. (1996): Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119–147. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4)
- Lengyel, I. – Kotosz, B. (2018): The Catching up Processes of the Regions of the Visegrad Group Countries. *Comparative Economic Research*, 21(4), 5–24. <https://doi.org/10.2478/cer-2018-0024>
- LSEG Data & Analytics (2023): *Workspace Refinitiv*. <https://workspace.refinitiv.com> (letöltve: 2023. október)
- Levin, A. – Lin, C.-F. – Chu, C.-S. J. (2002): Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(01)00098-7)
- Mankiw, N. G. – Romer, D. – Weil, D. N. (1992): A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Marais, S.-L. (2024a): Catching up theory: Examining South Africa's economic development. In: Sági, J. – Ferkelt, B. (eds.): *Economic, Diplomatic and Cultural Challenges*. Aposztróf Kiadó, Budapest, pp. 99–112. [Economic Diplomatic and Cultural Challenges final.pdf](#)
- Marais, S.-L. (2024b): A non-stationary panel data approach for examining convergence in South Africa. *Competitio*, 23(1–2), 42–74. <https://doi.org/10.21845/comp/2024/1-2/3>

- McCoskey, S. K. (2002): Convergence in Sub-Saharan Africa: a nonstationary panel data approach. *Applied Economics*, 34(7), 819–829. <https://doi.org/10.1080/00036840110061668>
- McCoskey, S. K. – Kao, C. (1999): Testing the Stability of a Production Function with Urbanization as a Shift Factor. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 671–690. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1671>
- Monfort, P. – Nicolini, R. (2000): Regional convergence and international integration. *Journal of Urban Economics*, 48(2), 286–306. <https://doi.org/10.1006/juec.1999.2167>
- Ouattara, B. – Zhang, Y-F. (2019): Infrastructure and long-run economic growth: evidence from Chinese provinces. *Empirical Economics*, 57, 263–284. <https://doi.org/10.1007/s00181-018-1429-4>
- Phillips, C. B. – Sul, D. (2009): Economic transition and growth. *Journal of Applied Econometrics*, 24(7), 1153–1185. <https://doi.org/10.1002/jae.1080>
- Phillips, P. – Hansen, B. (1990): Statistical inferences in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Quah, D. T. (1996a): Empirics for Economic Growth and Convergence. *European Economic Review*, 40(6), 1353–1375. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00051-8](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00051-8)
- Quah, D. T. (1996b): Regional Convergence Clusters across Europe. *European Economic Review*, 40(3–5), 951–958. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00105-0](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00105-0)
- Saba, C. S. – Ngépah, N. (2020): Convergence in military expenditure and economic growth in Africa and its regional economic communities: evidence from a club clustering algorithm. *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1–35. <https://doi.org/10.1080/23322039.2020.1832344>
- Sahoo, P. – Dash, R. K. – Nataraj, G. (2010): Infrastructure development and growth in China. *Institute of Developing Economies*, 261. https://ir.ide.go.jp/record/37910/files/IDP000261_001.pdf
- Sala-i-Martin, X. (1996): The classical approach to convergence analysis. *The Economic Journal*, 106(437), 1019–1036. <https://doi.org/10.2307/2235375>
- Sims, C. A. (1980): Comparison of interwar and postwar business Cycles: Monetarism reconsidered. *Nber working paper series*, 430. <https://doi.org/10.3386/w0430>
- Solow, R. M. (1956): A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Stock, J. H. – Watson, M. W. (1993): A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61(4), 783–820. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Swan, T. W. (1956): Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, 32(2), 334–361. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x>
- Szakálné Kanó, I. – Lengyel, I. (2021): Convergence Clubs of NUTS3 Regions of the V4 Group. *E&M Economics and Management*, 24(4), 22–38. <https://doi.org/10.15240/tul/001/2021-4-002>
- World Bank (2018): *Republic of South Africa systematic country diagnostic: An incomplete transition: Overcoming the legacy of exclusion in South Africa*. <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?locations=ZA> (letöltve: 2024. március)
- Zeng, D. Z. (2015): Global experiences with special economic zones: Focus on China and Africa. *Policy Research Working Paper*, 7240. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-7240>