

Barczikay Tamás Gábor

**A holland kór azonosítása
aszimmetrikus kointegráció segítségével
szubszaharai afrikai és dél - amerikai
országok esetén**

Világgazdasági Tanszék

Témavezető:

Prof. Magas István DSc

Budapesti Corvinus Egyetem
Nemzetközi Kapcsolatok és
Politikatudományi Doktori Iskola

A holland kór azonosítása
aszimmetrikus kointegráció segítségével
szubszaharai afrikai és dél - amerikai
országok esetén

Doktori értekezés

Barczikay Tamás Gábor

Budapest

2021

**A holland kór azonosítása
aszimmetrikus kointegráció
segítségével szubszaharai afrikai és dél
- amerikai országok esetén**

Barczikay Tamás

2021.

Tartalomjegyzék

Köszönetnyilvánítás	VIII
1 Bevezetés	1
1.1 Téma és relevancia	1
1.1.1 Gazdasági relevancia	2
1.1.2 Módszertani relevancia	3
1.2 Az értekezés újdonságértéke	4
1.3 Kutatási kérdések	5
1.4 Országtanulmányok	7
1.5 A disszertáció szerkezete	8
2 Irodalmi áttekintés	10
2.1 Bevezetés	10
2.2 A nyersanyag-gazdagság sikeres kihasználása	12
2.3 A bőség paradoxonának hátterében álló okok	14
2.3.1 A többletbevétel temporális jellege	15
2.3.2 A nyersanyagárak volatilitása	17
2.4 Holland kór	21
2.5 Holland kór és a diverzifikáció	23
2.6 A holland kór társadalmi és intézményi vonatkozásai	27
2.7 Összefoglalás	30
3 Módszertan	34
3.1 Az időszerelemzés alapfogalmai	35
3.2 Egységgyök tesztek	38
3.2.1 A Dickey-Fuller egységgyök teszt	39

3.2.2	Az Augmented Dickey-Fuller egységgyök teszt	40
3.2.3	Az Augmented Dickey-Fuller egységgyök teszt trendspezifikációval	40
3.2.4	A Phillips-Perron teszt	41
3.2.5	Az egységgyök tesztek és a kointegráció kapcsolata	41
3.3	A kointegráció és tesztelése	42
3.3.1	Engle-Granger kointegráció teszt	43
3.4	Hibakorrekciós modellek	44
3.4.1	A parciális kiigazodási modell	45
3.4.2	A Granger-féle hibakorrekciós modell	46
3.4.3	A Shin et al. féle aszimmetrikus hibakorrekciós modell	48
3.5	A maradéktagok autokorreláltságának modelldiagnosztikai tesztjei	50
3.5.1	A tesztelés problémái	51
3.5.2	A Durbin-Watson teszt	52
3.5.3	A Breusch-Godfrey teszt	53
3.5.4	Az Engle-féle ARCH teszt	54
3.6	Összegzés	55
4	Esettanulmányok és eredmények	57
4.0.1	A vizsgált országok kiválasztása	57
4.0.2	Az idősorok előkészítése	58
4.0.3	Az elvégzett tesztek és modelleredmények	59
4.1	Botswana	61
4.1.1	Áttekintés	61
4.1.2	Elemzés	65
4.2	Angola	72
4.2.1	Áttekintés	72
4.2.2	Elemzés	77
4.3	Tanzánia	85
4.3.1	Áttekintés	85
4.3.2	Elemzés	90
4.4	Chile	94
4.4.1	Áttekintés	94
4.4.2	Elemzés	98

4.5	Peru	103
4.5.1	Áttekintés	103
4.5.2	Elemzés	108
4.6	Bolívia	116
4.6.1	Áttekintés	116
4.6.2	Elemzés	121
5	Összefoglalás	127
5.1	Konklúzió	127
5.1.1	Kimutatható-e parciális holland kór az elemzett országok árfolyamrendszerében?	127
5.1.2	Elmossa-e a REER-el számolt globális modell a RER-el számolt parciális hatásokat?	130
5.1.3	Amennyiben egy kereskedelmi kapcsolat parciális holland kórral sújtott, kimutatható-e hogy a kapcsolat aszimmetrikus is egyben?	133
5.1.4	Milyen tényezők befolyásolják a holland kór súlyosságát?	134
5.2	Összegzés	140
	Felhasznált irodalom	143
6	"A" függelék: Buiter és Purvis holland kór modellje	161
6.1	A modell célja és történeti háttere	161
6.1.1	A modell relatív ismeretlenségének okai	162
6.1.2	A modell alkalmazhatósága	162
6.2	A Buiter - Purvis modellről általában	163
6.3	A modell egyenletei	165
6.3.1	A mennyiségi sokk leírása a modellben	168
6.3.2	A kereslet bruttó árrugalmasságai	170
6.3.3	A dinamikai rendszer	171
6.3.4	Hosszú távú komparatív statika	172
6.3.5	Rövid távú kiigazodási folyamat	175
6.3.6	A világpiacon áremelkedés hatása	176
6.4	Az elméleti modell és empirikus becslése	178

7	"B" függelék: Idősorelemzés	179
7.1	A keresztmetszeti adatok és az idősorok közötti különbségek	179
7.1.1	Kismintás Gauss-Markov feltételek	180
7.1.2	Nagymintás Gauss-Markov feltételek	182
7.2	Stacionaritás és a gyenge függőség	183
7.2.1	Stacionaritás	184
7.2.2	Gyenge függőség	185
7.3	Alapvető sztochasztikus folyamatok statisztikai tulajdonságai	186
7.3.1	A mozgóátlag folyamat	186
7.3.2	Az autoregresszív folyamat	188
7.3.3	A véletlen bolyongás	191
7.3.4	Véletlen bolyongás eltolással	193
7.4	Determinisztikus és sztochasztikus trendek	194
7.4.1	Trendstacionárius idősorok	195
7.4.2	Differenciastacionárius idősorok	195

Táblázatok jegyzéke

1.	Az országok kiválasztásának logikája	57
2.	Botswana makroökonómiai indikátorai	63
3.	Botswana REER idősorainak statisztikai tesztjei	66
4.	Vizsgált időszakok Botswana esetén	67
5.	Botswana stacionaritási tesztjei	68
6.	Botswana PSS tesztjei	69
7.	Botswana modellbecslésének eredményei	70
8.	Angola REER idősorainak statisztikai tesztjei	78
9.	Az angolai REER és az olaj világpiaci árának NARDL modellje	79
10.	Angola stacionaritási tesztjei	80
11.	Angola PSS kointegráció tesztjei	80
12.	A kwanza/renminbi modell eredményei	82
13.	A kwanza/dollár modell eredményei	83
14.	Tanzánia stacionaritási tesztjei	90
15.	Tanzánia PSS tesztjei	91
16.	A tanzániai shilling/indiai rúpia reálárfolyam és az arany világpiaci árának NARDL modellje	92
17.	Chile REER idősorainak statisztikai tesztjei	99
18.	Chile stacionaritási tesztjei	100
19.	Chile PSS tesztjei	102
20.	Peru REER idősorainak statisztikai tesztjei	109
21.	A perui REER és az arany világpiaci árának NARDL modellje	110
22.	Peru stacionaritási tesztjei	112
23.	Peru PSS tesztjei	113

24.	A perui sol/amerikai dollár reálárfolyam és az arany világpiaci árának NARDL modellje	114
25.	Bolívia REER idősorainak statisztikai tesztjei	122
26.	Bolívia modelljeinek egyszerűsített táblázata	122
27.	A bolíviai REER és az arany világpiaci árának NARDL modellje	123
28.	Bolívia stacionaritási tesztjei	125
29.	Bolívia PSS tesztjei	126
30.	Azonosított parciális holland kór kapcsolatok I.	128
31.	Azonosított parciális holland kór kapcsolatok II.	131
32.	A vizsgált országok 2009 és 2019 közötti átlagos WGI index értékei	136
33.	Változók és paraméterek jegyzéke	166

Ábrák jegyzéke

2.1. RGI index besorolás (Council on Foreign Relations, 2020)	32
4.1. Botswana REER és nyersanyagár idősorai	65
4.2. A kwnaza dollár reálárfolyama 1999 és 2008 között (Kyle, 2010, p. 17) . .	74
4.3. Angola REER és nyersanyagár idősorai	77
4.4. Chile REER és nyersanyagár idősorai	98
4.5. Peru REER és nyersanyagár idősorai	108
4.6. Bolívia REER és nyersanyagár idősorai	121
6.1. Folyó és permanens olajkibocsátás	170
6.2. A világpiacon áruk hosszú távú felértékelődésének hatása	174
6.3. Rövid távú kiigazodás a Buitert - Purvis modellben	176
6.4. Rövid távú árfolyam korrekció nettó importőr országban	177
6.5. Rövid távú árfolyam korrekció nettó exportőr országban	178

Köszönetnyilvánítás

pár sort, míg elindulok
majd egy kő alatt hagyok
nem sok, mégse túl kevés
nincsen benne tévedés.

Watch My Dying: Kő alatt

Ezúton szeretném megköszönni a disszertációm megírása során nyújtott segítséget Dr. Magas István témavezetőmnek és állandó társszerzőimnek Dr. Tétényi Andrásnak, Dr. Biedermann Zsuzsánnának és - nemsokára szintén Dr. - Szalai Lászlónak. A köszönetnyilvánítás továbbá nem lehet teljes volt matematikatanárom, Turcsányi Attila megemlézése nélkül. Ők mind felbecsülhetetlen segítséget nyújtottak a "kő alatt hagyás" során.

Ezenfelül szeretném kifejezni hálámat szüleimnek végtelen türelmükért és támogatásukért. Sajnálatos módon Édesapám már nem láthatta a végeredményt. Végezetül köszönöm Csillának, hogy betartotta amit ígért.

Summa summarum remélem, az elkészült munkáról elmondhatjuk, hogy "nincsen benne tévedés".

1 Bevezetés

1.1. Téma és relevancia

Az 1950-es évek során Hollandia nagymennyiségű gázkészletet fedezett fel az Északi-tenger alatt. Az esemény gazdasági hatása azonban nem volt egyértelmű. A józan ész természetesen úgy diktálja, hogy egy nyersanyagfelfedezés gazdagabbá teszi a szerencsés országot. Viszont Hollandiában nem csak pozitív irányú folyamatok indultak be.

A külföldi működőtőke-beáramlás hatására megnövekedett a holland gulden iránti kereslet a nemzetközi devizapiacokon, ami a fizetőeszköz felértékelődéséhez vezetett, és az egyéb exportszektorok versenyképességét folyamatosan csökkentette. Fokozatosan emelkedett a munkanélküliség, növelni kellett az állam jóléti kiadásait, és időközben a gazdasági növekedés is visszaesett (Corden és Neary, 1982).

Ezen negatív irányú gazdasági változások összességét azóta is holland kór néven említik a szakirodalomban. Holland kór akkor jelentkezhethet egy nemzetgazdaságban, ha egy természeti erőforrás kitermelése beindul, új lelőhelyek, vagy olcsóbb kitermelési módszerek következtében. Az oksági lánc végén ennek következménye, hogy az erősödő nemzeti fizetőeszköz versenyképességi problémákat szül a többi exportágazatban.

A szakirodalom tanulmányozása vezetett ahhoz a felismeréshez, hogy a holland kór egyértelmű azonosítására a mai napig nincsenek meg a megfelelő statisztikai módszerek. Értekezésemmel ezen szakirodalmi hiányosság felszámolásához szeretnék hozzájárulni. Ezért a későbbiekben kifejtett szempontok alapján ideáltipikusnak tekinthető szubszaharai és dél – amerikai országok holland kór-központú elemzésének szentelem értekezésem döntő részét, majd az egyes esetek eredményeiből általánosítható következtetéseket vonok le a holland kór „diagnosztizálására” vonatkozóan.

1.1.1. Gazdasági relevancia

A holland kór jelensége nem ismeretlen a világ kevésbé fejlett régióiban sem, így a fejlődésgazdaságtan területén a mai napig szakmailag releváns kérdésnek számít, hogy egy nemzetgazdaság produkálja-e a holland kór tüneteit. Elvégre az árfolyam alakulása nem kizárólag a nyersanyagtermelő szektor teljesítményének függvénye.

További kérdés, hogy milyen következményei lehetnek a jelenségnek hosszú távon? A megfigyelések arra utalnak, hogy a fejlett országokban a holland kór leépíti az exportszektorokat, de egy fejlődő országban meggátolhatja az iparosodás teljes folyamatát.

A potenciális probléma súlyát érzékeltetem a továbbiakban néhány leíró adat segítségével. Az egyszerűség kedvéért a fejlődés fokmérőjének a reáljövedelem növekedését tekintem¹. A Világbank kontinens-szintű [adatsorai](#) 2011-es kezdődátummal érhetőek el. Ezen adatok alapján szubszaharai Afrika éves GDP növekedése a 2011 és 2016 közötti időszakban 4,5%-ról 1,2%-ra esett, míg Latin-Amerika ugyanebben az időszakban 4,4%-os növekedésről -0,4%-os csökkenésre süllyedt. Összehasonlításképp ez idő alatt az EU növekedése 1,8%-ról 2%-ra változott. Észak Amerika pedig 1,7%-ról 1,6%-ra „lassult”.

Mitől ez a hirtelen lassulás, amely nem mellékesen visszatérő jelenség a régióban ([Sachs és Warner, 1995](#))? A kiválasztott időszak volt az úgynevezett nyersanyag-superciklus – azaz a nyersanyagárak hosszú távú hullámzásának – fordulópontját követő időszak, amikor a legtöbb nyersanyag ára jelentősen visszaesett a nemzetközi piacokon. Nyersanyagexport szempontjából pedig az említett két földrész gazdaságai a világranglista élén szerepelnek. Afrika – az északi területeket is beleértve – a világ [ásványvagyonának](#) 30%-át birtokolja. Csak a nyersolajat vizsgálva ez 12%, míg az aranytartalékok 40%-a található a kontinensen. A földrész teljes [kivitelének](#) 57%-a szénhidrogének exportjából keletkezik. Dél-Amerika hasonlóképp a teljes [nyersvas vagyon](#) 20%-át, míg a réz 25%-át birtokolja.

A fentiek alapján látható, hogy a nyersanyagár-ingadozás alapjaiban rengetheti meg a vizsgált kontinensek fejlődését. A probléma súlyát érzékelteti, hogy a Világbank 2018-as adatai alapján Dél-Amerika lakossága **0,64 milliárd fő**, míg szubszaharai Afrikáé megközelítőleg **1,08 milliárd**, azaz a föld lakosságának megközelítőleg negyedét érinti kutatásom

¹Természetesen a választott mérték csak közelítésre szolgál. Viszont megfelelő, mert a fejlődés és a növekedés között kell lennie kapcsolatnak. Illetve az adott országok exportvolumene és exportdiverzifikációja összefügg a területükön kitermelhető nyersanyagok mennyiségétől.

tárgya.

1.1.2. Módszertani relevancia

Értekezésem módszertani szempontból is releváns, mivel a szakirodalomban azonosított hiányosságokra ad választ. A holland kór *költségek hatásán* (lásd később) keresztüli azonosítása feltételezi, hogy az országok reál-effektív árfolyamai (REER) – azaz a kereskedelmi partnerek eltérő devizában számolt árfolyamainak, a kereskedelem mértékével súlyozott mesterséges árfolyamindexei – hosszú távú statisztikai kapcsolatban vannak a fő exporttermékeknek számító nyersanyagok világpiaci árával. Az idősoros ökonometria nyelvén: a két idősor kointegrált.

A jelenség statisztikai kutatása azonban két okból is kihívás, amelyek miatt a téma mindeddig nehezen volt vizsgálható kvantitatív eszközökkel:

1. **Adathiány és adatminőség:** A rendelkezésre álló adatok a mainál sokkal korlátozottabban voltak elérhetőek egészen a 21. századig. Az előbb vázolt statisztikai kapcsolat megtalálásához ugyanis nem elégségesek éves, vagy negyedéves adatok, mivel az árfolyamokba szinte azonnal beépül minden lényeges információ (Sarno és Taylor, 2003). Ezen felül az adatok minőségében is történt javulás, habár ennek mértéke vitatható. A fejlődő országok kutatói informálisan azon a véleményen vannak, hogy a közölt adatok legalábbis pontatlanok. A modellinputként szolgáló inflációs - és árfolyamadatok tehát jó közelítésként szolgálnak, de tökéletesnek semmi esetre sem nevezhetők. Összességében azt mondhatjuk, hogy pontosabb és nagyobb mennyiségű adat áll rendelkezésre, mint korábban.
2. **Idősoros technikák relatív nehézsége:** A holland kór rendkívül szűk ökonometriai szakirodalma főként idősoros módszereket alkalmaz (Hutchison, 1994; Issa et al., 2008; Jahan-Parvar és Mohammadi, 2011), ami a fejlődésgazdaságtanban szokatlan a keresztmetszeti – és panelmodellek túlsúlya miatt. Ennek oka egyszerű. Minden ország korlátos számú termék áringadozásából fakadóan szenvedhet holland kórra jellemző tünetektől, viszont ezek jellemzően nem azonos termékek. Ennélfogva nem lehet olyan panelt építeni, amely egy változóban tárolja az eltérő nyersanyagok árait. Ha külön változóban tároljuk – és így NA (nincs adat) megfigyeléseket viszünk be

az adattáblába –, akkor a változónkénti adathiány teszi lehetetlenné az elemzést.

Ezen felül nehezíti a hivatkozott technikák elterjedését, hogy az idősoros modellek teljesen más elemzői kompetenciákat várnak el a kutatóktól. A terület nagyfokú matematizáltsága miatt kevesebben értenek ezekhez a technikákhoz, továbbá ismeretlenségükből kifolyólag nehezebben publikálhatóak.

Értekezésem témája tehát a holland kór azonosítása idősoros statisztikai eszközökkel ideáltipikus szubszaharai és dél – amerikai országok esetén.

A kutatási cél meghatározása továbbá behatárolja a disszertáció célközönségét is, akiket elsősorban a nyugati elemző közösségben határozok meg. Bár értekezésem magyar nyelvű, annak részletei már megjelentek külföldi szaklapokban és hosszú távú célom, hogy társszerzőimmel értekezésem átdolgozott és kibővített részleteit nemzetközi szinten is jelentős, kettős vak bírálattal dolgozó Q1 szaklapokban közöljem.

1.2. Az értekezés újdonságértéke

Értekezésem módszertani kiindulópontjául egy a [Jahan-Parvar és Mohammadi \(2011\)](#) szerzőpáros által írt elemzést választottam. A tanulmány olajexportőr országok reál-effektív árfolyamait (REER) vizsgálja kointegráció segítségével, és arra a kérdésre keresi a választ, hogy az olaj reálára hosszú távon hat-e a REER alakulására². Ha igen, akkor az adott ország holland kórban szenved, mivel a világpiaci árak volatilitása befolyásolja teljes exportszektorának teljesítményét.

Kutatásom a szerzők nyomán két újítást vezet be a szakirodalomba:

1. **RER alkalmazása a REER helyett:** A REER egy adott ország eltérő reálárfolyamainak súlyozott átlaga, ahol a súlyokat a partnerekkel lebonyolított kereskedelem volumene adja. Ez a holland kór kimutatása szempontjából azt jelenti, hogy minden országra két idősor áll rendelkezésre - egy REER és egy nyersanyagár - és az árfolyamok egy indexként értelmezhetőek. Ezzel a megközelítéssel - amit Jahan-Parvar

²A hivatkozott cikk autoregresszív osztott késleltetésű modellek kointegrációs tesztelésével vizsgálja a tárgyalt jelenséget és így sikeresen kezeli kis mintából adódó adathiányt. A kointegráltság részletekbe menő vizsgálata csak vektor hibakorrekciós modellek segítségével lenne megoldható, de ez a többegyenletes eljárás annyi szabadságfokot használ el, ami sok esetben lehetetlenné teszi a becslés kivitelezését.

és Mohammadi is alkalmaz - az a probléma, hogy összemoshatja a kereskedelmi kapcsolatok egyedi relációit és így előfordulhat, hogy nem azonosít egy létező statisztikai kapcsolatot.

Ezzel szemben disszertációmban minden jelentős kereskedelmi relációt egyenként vizsgálok egyszerű reálárfolyam segítségével (RER) – azaz korrigálom a nominális árfolyamot a partnerek inflációs rátájának arányában – és így teret engedek annak a lehetőségnek, hogy egyes esetekben a kapcsolat létezik, míg más esetekben nem. Ezt a megközelítést neveztük el Dr. Biedermann Zsuzsánna és Szalai László szerzőtársaimmal parciális holland kórnak (*partial Dutch disease*) (Barczikay et al., 2020).

- 2. Aszimmetria figyelembe vétele az erősödő árfolyamok vizsgálata során:** Az individuális idősorok alkalmazásán túl elemzésem abból a szempontból is újító, hogy a módszertani relevancia alfejezetben hivatkozott kvantitatív szakirodalommal ellentétben, nemlineáris modelleket használ a becslések során. Ennélfogva vizsgálhatóvá válik, hogy azonos mértékű, de eltérő előjelű ársokkok hatása az exportált nyersanyag világpiaci árában azonos mértékű változást okoznak-e az árfolyamokban. Ez felveti azt a problémát, hogy az ingadozó nyersanyagárak miatt, még ha folyamatosan, azonos mértékben korrigálódnak is a világpiaci árak, a nyersanyag-exportáló országok cserearányromlást tapasztalhatnak. Amennyiben kimutatható az aszimmetria, igazolható vagy cáfolható a nyersanyag exportáló országok versenyképességének és cserearányának romlása (Prebisch, 1950; Singer, 1950).

Összegezve a következő jelentős kontribúciókat emelném ki: értekezésemben bevezetem a parciális holland kór fogalmát, amit alacsony elemszámmal is jól működő aszimmetrikus modellek segítségével vizsgálok. A felhasznált havi adatok továbbá naprakészek és az IMF legutóbbi minőségi sztenderdjei alapján lettek előállítva.

1.3. Kutatási kérdések

Értekezésemben a célrégiókból hat országot választottam ki, majd minden esetben az országok főbb kereskedelmi kapcsolatainak reálárfolyamait regresszáltam a vizsgált ország fő exportterméke/termékei világpiaci árán. Az úgynevezett *nemlineáris autoregresszív*

osztott késleltetésű modellek (lásd részletesen a 3. fejezetben) lehetőséget biztosítanak arra, hogy statisztikai tesztekkel vizsgáljuk az idősorok közötti hosszú távú kapcsolatot, azaz a kointegrációt.

A modellek segítségével a következő kutatási kérdésekre keresem a válaszokat:

1. Kimutatható-e parciális holland kór az elemzett országok árfolyamrendszerében?

Az esetek többségében, de a legnagyobb kereskedelmi partnerekkel kapcsolatban biztosan kimutathatók a nyersanyagban gazdag országokban a holland kór tünetei. Statisztikai értelemben, ha a RER idősorok kointegráltak a nyersanyag világpiaci árával, akkor az adott kereskedelmi kapcsolat vonatkozásában parciális holland kór áll fenn.

2. Elmoossa-e a REER-el számolt globális modell a RER-el számolt parciális hatásokat?

Ha sikerült azonosítani egy parciális holland kór hatást egy kereskedelmi partner viszonylatában, akkor az a többi kereskedelmi kapcsolat együttes vizsgálata során kimutatható marad-e?

3. Amennyiben egy kereskedelmi kapcsolat parciális holland kórral sújtott, vajon kimutatható-e hogy a kapcsolat aszimmetrikus is egyben? (Azaz a nyersanyagárak volatilitása miatt erősödni fog az árfolyam.)

A Prebisch-Singer tétel alapján feltételezhető, hogy az ársokk aszimmetrikusak és részben ez a jelenség okozza a folyamatos cserearányromlást a fejlődő országok kárára.

4. Milyen tényezők befolyásolják a holland kór súlyosságát?

Ez a kérdés a kutatási eredmények általánosíthatóságát járja körbe. Minden modell esetén ki tudjuk számolni az úgynevezett konvergenciasebesség paraméterét, amit ρ -val jelölünk. A ρ egy 0 és -1 közé eső szám, amely azt mutatja meg, hogy a kointegrált idősorok a közös egyensúlyuktól való eltérés esetén milyen gyorsan korrigálódnak. Azaz mennyire „súlyos” a holland kór. Az - abszolút értékben - alacsony értékek azt jelzik, hogy az idősorok huzamosabb időre is eltávolodhatnak egymástól, míg a magas értékek erős függést és így jelentősebb holland kór kitettséget jeleznek.

A számítások alapján megfigyelhetjük, hogy egyéb, sokszor inkább leíró jellegű változók eltérése is hatással van a holland kór kialakulására. Vajon magasabb a paraméter értéke, ha az exportált nyersanyag csak egy partnerországhoz megy? Illetve milyen hatással vannak az intézményi változók a ρ értékeire? Korruptabb országra erősebben fog hatni a holland kór?

1.4. Országtanulmányok

Disszertációmban szubszaharai Afrika és Dél-Amerika nyersanyagban gazdag országainak reálárfolyamait vizsgálom ezredforduló utáni havi adatokon. Szisztematikusan olyan országokat választottam, amelyek exportstruktúrájában valamilyen természeti erőforrás dominál, illetve kereskedelmi partnereinek száma korlátozott e nyersanyagban. (A partnerországok kiválasztása kereskedelembe betöltött súlyuk alapján történt.) Ezen felül lényeges feltételnek tekintetem, hogy minden kiválasztott ország árfolyamait reálfelértékelődés jellemezze a vizsgált időszakban³. Szubszaharai Afrika esetén a következő országok kerültek kiválasztásra: Angola (kőolaj), Botswana (gyémánt) és Tanzánia (arany). Dél-Amerika országai közül a következő államokat választottam: Chile (réz), Peru (réz és arany) és Bolívia (PB gáz, cink és arany).

Fontos kiemelni, hogy az eredmények bizonyos szempontból általánosíthatóak, más szempontból kevésbé. A lehetséges, szakpolitikai döntéshozók részére is releváns általánosításokra a záró fejezetnél térek ki. Előljáróban azt emelném ki, hogy bizonyos nyersanyagok - az eredmények alapján például az arany - világpiaci árai hajlamosak kointegráló kapcsolatok kialakítására az eltérő árfolyamokkal. Tehát a kiválasztott országok elemzése inkább hasonlít a makroökonómiában megszokott modellezési gyakorlathoz, ahol minden országot eltérőnek feltételezünk, és az általános elemzési keretet – azaz az alkalmazott eljárásokat – igazítjuk a felhasználás céljának megfelelően. (Ilyen szemlélet uralkodik többek között az IMF Country Report-ok elkészítése során is.) Az intézményi és export-szerkezeti adatok alapján mégis megfigyelhetünk klaszterekre jellemző sajátosságokat,

³A két kritérium alapján a Közel-Kelet olajban gazdag országaiban is potenciálisan kimutatható a parciális holland kór jelenléte, viszont ezen államok árfolyamrendszerei rögzítettek. Bár rögzítés mellett is előfordulhat reálfelértékelődés az inflációk eltérő alakulása nyomán, az egyszerűség kedvéért igyekeztem olyan országokat kiválasztani ahol ettől a közvetlen beavatkozástól el lehet tekinteni.

amelyek későbbi kutatások alapjául szolgálhatnak.

Az országok kiválasztásánál fontos hogy ne csak olyan megfigyeléseket tanulmányozunk, amelyekben feltehetően kialakult a holland kór (Bolívia és Angola), hanem olyan államokat is ahol a szakirodalom alapján ez a veszély nem fenyeget (Chile és Botswana). Ennek oka, hogy az esettanulmányok kiválasztása jelentősen befolyásolhatja a levonható konklúziót. (Lásd [Geddes \(1990\)](#) írását az összehasonlító tanulmányokban, a rossz esetválasztás során jelentkező szelekciós torzítás hatásáról.) A minél nagyobb külső validitás érdekében továbbá az úgynevezett „legkülönbözőbb esetek” (*most different cases*) eljárást alkalmaztam ([Seawright és Gerring, 2008](#)), amely a fő vizsgált változók kapcsolatán túl az egyéb változók esetén, a leginkább eltérő értékekkel rendelkező megfigyeléseket preferálja.

Ennélfogva például választottam olyan országot, amely *exportdesztináció* szempontjából koncentrált – Angola –, azaz lényegében egy ország vásárolja fel nyersanyagkivitelét; de olyanokat is, amelyekre ez nem jellemző (Peru és Bolívia). A felsorolt országok az *exporttermékek számában* is eltérnek. Angola csupán kőolajat, míg az utóbbiak legalább két nyersanyagot exportálnak.

Intézményi forma és teljesítmény tekintetében is eltérő a kiválasztott hat ország. Például míg Chile a neoliberális gazdasági elvek szerint szerveződik, addig Bolívia unortodox gazdaságpolitikai elvek alapján működött a vizsgált időszak jelentős részében. A korrupció szintje is jellemzően eltér a kiválasztott országokban. Így például Botswana és az Angola közötti intézményi szakadék újabb releváns ismeretekkel bővítheti tudásunkat.

1.5. A disszertáció szerkezete

A disszertáció szerkezete a következő. A 2. fejezet bemutatja a releváns irodalmat. A holland kór jelenségét a tágan értelmezett erőforrás-átok irodalomból kiindulva szűkítem le az árfolyamok problematikájára. Ennek során elsősorban a jelenség gazdasági és kevésbé annak társadalmi, politikai aspektusaira koncentrálok.

A 3. fejezet célja a módszertan és a felhasznált statisztikai modellek részletes felfeztetése és működésük taglalása.

A disszertáció tárgyalása az 4. fejezetben található. Itt a már megismert elméleti és empirikus tudás birtokában ismertetem az egyes országtanulmányokat, majd elvégzem a statisztikai becsléseket. Ennek során közlöm a részletes modelldiagnosztikai eredményeket és a modellek interpretációját. Végezetül a disszertációt összegzés és konklúzió zárja az 5. fejezetben, ahol részletezem az általam használt módszertan eredményeit és következtetéseket vonok le annak általánosíthatóságáról.

Kiegészítésként a függelékben közreadom az úgynevezett Buiter és Purvis modell részletes ismertetését. Illetve egy további függelék fejezetet szánok az idősorelemzés megértéséhez szükséges koncepcióknak.

2 Irodalmi áttekintés

Az áttekintés fejezet deduktív módon mutatja be a bőség paradoxonjának releváns szakirodalmát. A tágra értelmezett erőforrás átok témakörtől szűkítem a rendelkezésre álló felhalmozott elméleti tudást a holland kór és a diverzifikáció hiányának témaköréig.

Közben részletezem hogy a nyersanyagban gazdag országok milyen feltételek mellett lettek sikeresek az elmúlt évszázadban, valamint a jellemzőbb állapot, a kudarc kialakulásának faktorait is kiemelem. Ezekből elsősorban a nyersanyag felfedezés ideiglenes mivoltára és nyersanyagok árának volatilitására helyezek nagyobb hangsúlyt. A fejezet az erőforrás átok társadalmi előfeltételeivel és vonzataival zárul.

2.1. Bevezetés

Pozitívan befolyásolja-e egy ország gazdasági és társadalmi fejlődését a területén felfedezett jelentős nyersanyagtartalék? Ha Ausztrália, Kanada, Finnország, Svédország vagy Norvégia nyersanyagokra alapozott fejlődésére gondolunk ([Power, 2002](#); [Wright és Cz-elusta, 2004](#); [Stevens, 2006, 2015](#)), akkor a válasz egyértelműen igen.

Ezen országok eleinte a nyersanyagok kiaknázásához kapcsolódó kiszolgáló iparágak révén képesek voltak diverzifikálni gazdaságukat. Később ezek a pozitív spillover hatások tovaryűrűztek, és fokozatosan lehetővé tették a magas hozzáadott értékű ipari termelés kialakulását, és az értékláncokban való fokozatos feljebb lépést. Azonban ami egyes országokban a siker garanciája volt, más országokban problémák forrásává vált.

A hatvanas évek vége óta egyre több ország gazdaságtörténete cáfol rá a nyersanyagok kedvező hatására. Többek között Nigéria, Venezuela vagy Sierra Leone gazdaságtörténete is a nyersanyagbevételek kedvezőtlen hatását támasztja alá. A nyersanyagok kitermelését a külföldre termelő egyéb szektorok, a mezőgazdaság és ipari termelés leépülése követte,

vagy a gyorsan változó nyersanyagárak miatt államháztartási nehézségek merültek fel.

Ahol például alluviális gyémántok formájában könnyen hozzáférhető volt a kiaknázott nyersanyag, ott nagy eséllyel társadalmi konfliktusok forrásává vált, esetleg polgárháborút robbantott ki a többletbevétel ígérete (Ross, 2004; Collier és Hoeffler, 2004, 2005). Ha sikerült is békésen kiaknázni a lelőhelyeket, akkor a források kimerülésével sok esetben az életszínvonal is zuhanásnak indult (Sachs és Warner, 2001). Számos szerző bizonyította, hogy a nyersanyag-gazdagság valóban nem feltétlenül járul hozzá érdemben a kiaknázott ország hosszú távú gazdasági fejlődéséhez, a szegénység és vagyoni különbségek csökkenéséhez, sőt bizonyos esetekben még hátráltatja is azokat (Bourguignon és Morrisson, 1990; Sachs és Warner, 1995; Mikesell, 1997; Leite és Weidmann, 1999; Gylfason, 2002; Auty, 2001; Sachs és Warner, 2001; Buccellato és Alessandrini, 2009; Carmignani, 2013; Stevens, 2015). Ezen megfigyelések vezettek a közgazdaságtanban „nyersanyag-átoknak” vagy a „bőség paradoxonának” nevezett jelenség leírásához. Számtalan nyersanyagban gazdag ország ugyanis nem képes előnyre fordítani a nyersanyagok kitermeléséből, eladásából származó bevételeket. Ezek az országok általában gazdaságilag kevésbé stabilak, autoriterebbek és nagyobb eséllyel alakul ki területükön polgárháború, mint a nyersanyagban szegényebb országokban (Natural Resource Governance Institute, 2015).

Egyes szerzők továbbá kapcsolatot vélnek felfedezni a nyersanyagbőség és a közigazgatás, jogállamiság, intézményi háttér hanyatlása (Sala-i Martin és Subramanian, 2003; Robinson és Parsons, 2006) között is. Isham et al. (2005) tanulmánya arra a következtetésre jutott 90 fejlődő országot vizsgálva, hogy a Worldwide Governance Indicators adatbázis alapján, a nyersanyagexportőrök átlagosan rosszabbul teljesítenek a jogrend, politikai stabilitás, kormányzati hatékonyság és korrupció területén. Csak az International Country Risk Guide adatbázis, jogrend és bürokrácia minősége skálája alapján szerepeltek jobban a késztermékexportőr országok. A különbség mértéke és iránya tehát megkérdőjelezhető, de mindenképpen létezik.

Az eredeti feltett kérdés viszont nyitott maradt: milyen közgazdaságtani elméleti magyarázatot találunk arra, hogy egyes nyersanyagban gazdag országok sikeresek, míg mások nem tudják előnyre váltani a többletbevételeket (Torvik, 2009)? Az alábbiakban ezeket az elméleteket mutatom be, különös tekintettel a nyersanyag-gazdagság és a rendkívüli többletbevétel - a szakirodalomban úgynevezett “windfall gains” - gazdaságszerkezetet

torzító hatásaira.

2.2. A nyersanyag-gazdagság sikeres kihasználása

Milyen közgazdasági elméletek magyarázzák a nyersanyagokra alapozott fejlődési stratégiák sikerét? Hiszen feltehetőleg a többletbevételek pozitív hatást generálhatnak. Elvégre minden makroökonómiai növekedési modell, legyen az korai (Solow, 1956; Swan, 1956), vagy második generációs úgynevezett endogén növekedési modell (Barro, 1991; Romer, 1994) alapváltozóként kezeli az elemzett ország tőkeállományát¹.

A gazdasági fejlődés egyik legfontosabb akadálya lehet a tőke- és valutahiány. A nyersanyagok kitermeléséből származó többletbevételek a tőke- és valutahiány enyhítésével egy szegénységi csapdába (Rosenstein-Rodan, 1943) esett országot átlendíthetnek alacsony egyensúlyi helyzetéből egy dinamikusan felívelő szakaszba (Rostow, 1991). Ez azonban korántsem automatikus, ha a többletbevételek forrása szinte kizárólag a nyersanyag kitermelés.

A kanadai gazdaságtörténet alapján kifejlesztett „alaptermék tézis” még napjainkban is használható válaszokat ad a dinamikus gazdasági fejlődés kialakulására. A korabeli kanadai gazdasági fejlődés alapján megfogalmazott úgynevezett „alaptermék tézis” egyike volt az első elméleteknek, amely a természeti erőforrásokban gazdag régiók sikeres gazdasági fejlődésére keresett magyarázatot. Az alaptermékek exportja ugyanis számos ország gazdasági növekedésének motorja volt a huszadik században (Sachs és Warner, 1995).

Az elmélet Harold Innis gazdaságtörténész munkásságából származtatható, aki a relatíve alacsony lakosságszámú, de földben és természeti erőforrásokban gazdag Kanada sikeres gazdasági fejlődésére keresett magyarázatot. Ennek jegyében alapos gazdaságtörténeti elemzésnek vetette alá az országot, az alaptermékek exportjából származó előnyöket vizsgálva (Innis, 1940, 1956).

Mackintosh, a tézis másik képviselője, már 1923-ban kifejtette, hogy Kanada és az Amerikai Egyesült Államok sikeres gazdaságfejlődésének kulcsa az európai felvevőpiacok

¹Az igazsághoz hozzátartozik, hogy minél későbbi egy adott modell, annál kisebb hangsúlyt tesz közvetlenül a tőkeállományra, és annál inkább kiegészíti azt valamilyen más faktor hatásával (például technológiai változással), vagy a humántőke/tőke megkülönböztetésével.

kanadai alaptermékek iránti jelentős igénye volt, tehát exogén tényezők alapozták meg a sikert. Az Európával folytatott sikeres alaptermék-kereskedelem vonzóvá tette Kanadát a betelepülők számára, akik igyekeztek javítani az alaptermékek versenyképességét és bővíteni a kereskedelembé bevont termékek körét. [Mackintosh \(1923, 1936\)](#) hangsúlyozta, hogy a fejletlen területek kitermelésre és alaptermék-exportra alapozva tudtak befektetőket és munkaerőt szerezni.

Az alaptermék-tézis egyik legfontosabb feltételezése, hogy a kanadai bevándorlók számára az európai felvevőpiac kereslete adott volt, tehát a kínálati oldalt igyekeztek számukra előnyös módon változtatni. Ebből kifolyólag az előállítási költségek leszorítása, a szállítási költségek csökkentése folyamatos fejlesztést, innovációt eredményezett ([Innis, 1973](#)). A kanadai alaptermékek egyre versenyképesebbé váltak Európában a hatékony előállításnak, és az olcsó szállításnak köszönhetően. Kanadában ezzel párhuzamosan pedig növekedett az életszínvonal, ami további betelepülőket vonzott az országba, és így újabb forrásbevonást tett lehetővé.

Az alaptermék tézis tehát egy kínálati oldal-orientált magyarázat a gazdasági fejlődésre: az ország fejlődési lehetőségeit az határozza meg, hogy lakosai képesek-e versenyképes termékeket gyártani egy olyan piacra, melynek keresletét nem tudják befolyásolni. Az alaptermékeken alapuló gazdasági fejlődés elmélete alapján az exportvezérelt növekedés sikerét hazai tényezők határozzák meg, hatékonyságnövelést és forrásbevonást eredményezve ([Altman, 2003](#)).

Az alaptermék tézist azóta számos elméleti műben kritizálták, bővítették, modernizálták, és komplex formájában magyarázatot adhat olyan fejlődésgazdaságtani alapkérdésekre is, amelyek a nyersanyagokra alapozott gazdaságfejlesztési stratégiák sikerességének vagy sikertelenségének okait firtatják.

Jelentős előrelépés volt az ágazati kapcsolatok fontosságának felismerése, amely Leontief input-output modelljéből következik. Egy bizonyos szektor többféle módon gyakorolhat hatást más ágazatokra. Például ha növeli kibocsátását, akkor beszállítóitól több alkatrészt és alapanyagot kell beszereznie, így a beszállítóknak is bővíteniük kell termelésüket (backward linkages). Ezen felül a kibocsátás növekedése bővülő inputkínálatot is jelent a vevői ágazat számára, amely a vevői értéklánc kibocsátási lehetőségeit növeli (forward linkages) ([Koppány, 2017](#)). [North \(1955\)](#) alapján ideális esetben a kapcsolódó iparágak átveszik

a gazdasági hajtóerő szerepét az alaptermék-előállításától és alaptermék-bázison egymást kölcsönösen támogató, közös tudásbázist használó iparágak bontakozhatnak ki. Ezek az úgynevezett fejlesztési blokkok (Dahmén, 1970), amelyek a későbbi klaszterek alapjai lehetnek (Porter, 1990)².

A vizsgálatom tárgyát képező fejlődő országok szempontjából lényeges, hogy jelentős hányaduknak alapterméke egy vagy több nyersanyag, amely az exportbevételek túlnyomó részének forrása. Alapvető fontossággal bír tehát annak vizsgálata, hogy milyen „jó gyakorlatok” alapján válhatnak sikeressé ezek az országok.

A bevezető részben említettem, hogy a nyersanyagban gazdag országok nem feltétlenül tudják előnyükre fordítani a kitermelésből és exportból származó többletbevételeket. Az alábbiakban a „bőség paradoxonának” háttérében álló okokkal foglalkozom részletesebben.

2.3. A bőség paradoxonának háttérében álló okok

A hatvanas évek vége óta megfigyelték, hogy a nyersanyagban gazdag országok fejlődése lassul, sőt egyes esetekben gazdasági visszaesés következik be a kiaknázás kezdete után. Weber-Fahr (2002) 51 ásványi anyagban gazdag ország gazdasági fejlődését vizsgálta és megállapította, hogy ahol az exportbevételek több mint fele ásványi anyagok eladásából származott, ott 2,3%-kal csökkent az egy főre eső GDP a kilencvenes években. Auty (1997) összehasonlította az olajvagyonnal nem rendelkező és olajexportőr országok gazdasági növekedését 1970 és 1993 között, és számításai alapján az előbbieket négyszer gyorsabban nőttek az olajban gazdag országok csoportjánál. Gylfason (2001) is az olajra koncentrált: 1965 és 1998 között vizsgálta az egy főre jutó GDP alakulását az OPEC-tagországokban. Megállapította, hogy a blokk országokban a vizsgált időszakban 1,3%-kal visszaesett az egy főre jutó GDP.

Ezek az eredmények megdöbbenetették a tudományos közvéleményt, és egyre szélesebb

²Más, inkább fejlesztéspolitikai szempontból ír Reinert (2007), aki kiemeli, hogy a kialakuló iparágak védelme fontos. Történelmi tény ugyanis, hogy az industrializáció első hullámának országainál is erős ipar- és kereskedelempolitikával védték hazai gazdaságukat. A modern korban azonban egy fejlődő ország számára az a fontos, hogy olyan pillanatnyilag alacsony hozzáadott értékű termékre specializálódjon, aminek a jövőben várhatóan magasabb lesz a már említett tulajdonsága.

körben kerestek összefüggést a nyersanyag-gazdagság és a lassabb gazdasági növekedés között. [Sachs és Warner \(1995\)](#) 95 fejlődő ország adatait tekintette át az 1970 és 1990 közötti időszakban. Az elsődleges termékekre alapozott export (olaj, gáz, ásványkincsek elsődleges mezőgazdasági termékek) és az egy főre jutó GDP növekedése között egyértelmű negatív kapcsolatot mutattak ki. Később [Gylfason és Zoega \(2001\)](#), illetve [Isham et al. \(2005\)](#) is találtak hasonló összefüggést a nyersanyag-gazdagság és a gazdasági növekedés lassulása között.

Habár ez az összefüggés meglepő, nem hagyható figyelmen kívül a vizsgált időszak. A negatív korrelációt kimutató közel összes statisztikai vizsgálat arra az időszakra esik, amikor az olajexportőr országok jelentős fizetési mérleg-problémákkal küzdöttek. Ugyanis a növekvő olajárak túlzó pozitív várakozást generáltak, és hitelfelvételre ösztönözték az olajexportőr országok kormányait. Az adósságszolgálat terhei a gazdasági növekedést is visszavetették ([Biedermann, 2017](#)).

Függetlenül attól, hogy a statisztikai eredmények metodológiai vagy a vizsgált időszak szempontjából vitathatóak, tény hogy egyes országokban a nyersanyagokból eredő rendkívüli többletbevételek hátráltatják a gazdasági fejlődést. Az empirikus bizonyítékok alapján felvetődik a kérdés, hogy miben különböznek a nyersanyagban gazdag országok másoktól? Milyen specifikus problémákat okoz a nyersanyagok kiaknázása? Mennyiben kapcsolódnak ezek a problémák a nyersanyagokhoz és mennyiben a nyersanyagok eladásából származó többletbevételhez?

Ezekre a kérdésekre számtalan magyarázatot adott a közgazdaságtan és a politikai gazdaságtan. A továbbiakban ezen magyarázatok közös pontjait igyekszem bemutatni, nagyobb teret szentelve a disszertációm ökonometriai részében vizsgált holland kór okozati összefüggéseinek, illetve a gazdasági diverzifikáció nehézségeinek.

2.3.1. A többletbevétel temporális jellege

Egy nyersanyagokra építő gazdaság egyik legnagyobb problémája az erőforrás véges jellegéből fakad. A nem megújuló nyersanyagforrások, mint a fosszilis tüzelőanyagok (olaj, gáz, szén) és az ásványi anyagok (például az ón, réz, vas, stb.) évmilliók során alakultak ki, és véges mennyiségben állnak rendelkezésre. Miután felszínre hozták és felhasználták őket, nem termelődnek újra. Tehát a belőlük származó többletbevételek is

csak meghatározott ideig állnak rendelkezésre.

Ahogy a történelem során bebizonyosodott, a nyersanyagban gazdag országok több okból is számolhatnak a nyersanyagbevételek fokozatos csökkenésével vagy elapadásával. Fizikailag elfogyhat a nyersanyag, illetve a technológiai fejlődés hatására elavulttá válhat a nyersanyagot felhasználó ágazat. Előfordulhat az is, hogy tartósan megváltozik a nyersanyag ára, s ennek hatására helyettesítő erőforrás vagy technológia használata kerül előtérbe (Nordhaus, 1973). Amikor ez bekövetkezik, a fogyasztási szint nagyfokú visszaesésével számolhatnak. A nyersanyagbevételek nem fenntartható jellege tehát az egyik legjelentősebb kockázat a kitermelő nemzetgazdaságok számára.

A megoldás, ha ezen országok előrelátó módon ellensúlyozzák a nyersanyagforrás kimerülését más jellegű vagyon felhalmozásával, addig amíg a nyersanyagokból származó bevétel folyamatos. A véges nyersanyagforrás feléléséről közgazdasági szempontból a fogyasztási-megtakarítási hajlandóság Friedman-féle permanens jövedelem hipotézise segítségével gondolkodhatunk (Friedman, 1986).

Friedman elméletét nemcsak háztartásokra, hanem nagyobb elemzési egységekre, jelen esetben nemzetgazdaságokra is alkalmazhatjuk. Ezen megközelítésben a nyersanyagokból származó bevételek átmeneti jövedelemnek minősülnek. Friedman elmélete értelmében az ország fogyasztása nem függ a nyersanyagokból származó átmeneti bevételektől, így a felfedezés pillanatától kezdve olyan konstans fogyasztási szintet feltételez, amely egyenlő a jövőbeli nyersanyagokból származó bevétel jelenben számolt értékének hozamával (Oh, 2014). Ha tehát megtakarítási stratégiáját az óvatosság jegyében egy ország Friedman elképzelése alapján építi fel, akkor a várható hozamot fogyasztja el: ebbe beletartozik a még földben rejtőző, várhatóan kiaknázott későbbi nyersanyag értékének kamata éppúgy, mint a pénzügyi eszközzé alakított nyersanyagra számolt kamat.

A nemzetközi pénzügyi szervezetek sokáig ennél is prudensebb megtakarítási módot ajánlottak a nyersanyagban gazdag országok számára. Ennek értelmében csak a már kiaknázott nyersanyagokból származó bevétel kamatait érdemes fogyasztásra felhasználnia az államnak. Azaz a nyersanyagokból származó bevételeket egy, vagy több alapon kell elhelyezni – amely lehetőleg külföldön eszközöl befektetéseket – és csak az alap portfóliói által termelt hozamot szabad fogyasztásra költeni (Barnett és Ossowski, 2002). A gyakorlatban ez annyit jelent, hogy a nyersanyagvagyon csak akkor válik felhasználhatóvá, ha már

kitermelték és pénzügyi eszközökké alakították. A fogyasztásnövekedés maximalizálása így csak időben jelentősen eltolva, akkor következik be, ha a nyersanyag már elfogyott (Collier et al., 2010).

A fenti ajánlást módosítja, ha a nyersanyagban gazdag ország fejlődő ország, és tőkehiánnyal küzd, azaz alacsony az egy főre eső jövedelem, és korlátozott a nemzetközi tőkepiacokhoz való hozzáférés. Ilyen esetekben a standard fogyasztás-megtakarítás modellek nem feltétlenül működnek. A fogyasztás kiegyenlítésénél fontosabbak és rövidebb idő alatt jelentősebb eredményt hozhatnak a célzott hazai befektetések, amelyek mértékét a hazai gazdaság ún. abszorpciós kapacitása³ határozza meg (Li et al., 2017). Hartwick takarékosági szabálya is rámutat, hogy amennyiben a természeti erőforrások kitermeléséből származó bevételeket az innovációk és újratermelhető termelési tényezők fejlesztésére költjük, a fogyasztás állandó szintje hosszú időn keresztül, a természeti erőforrás kimerülése után is fenntartható maradhat (Hartwick, 1977).

Egy nyersanyagban gazdag ország egyik legfontosabb kihívása tehát, hogy a fenti opciók közül mely sémát vagy azok kombinációját alkalmazza a nyersanyagforrás méretétől és kiaknázásának várható időbeli horizontjától, illetve az ország fizikai és humántőke-ellátottsági jellemzőitől függően. A választott stratégia ennek függvényében hatással lesz a generációk közötti egyenlőségre és a fiskális egyensúlyra.

2.3.2. A nyersanyagárak volatilitása

A nyersanyagok árának alakulása a közgazdaságtani szakirodalom egyik fontos és sokat vitatott kérdése. El kell különítenünk a hosszú és rövid távú áralakulás kérdését. Erten és Ocampo (2013) Band - Pass szűrő segítségével bontották fel eltérő nyersanyagok reálárának időbeli alakulását 1865 és 2010 között. Mind az olaj és nem olaj termékek reálára jelentős ciklikus ingadozást mutatott eltérő frekvencián. Tanulmányukban bemutatják, hogy a reálárak egy simított trend körül ingadoznak. A hosszú távon lényeges változásokat azonban az általuk szuperciklusoknak nevezett ingadozás jelzi, ami az 1970-es évek óta nagyobb volatilitást mutat és 2000 után folyamatosan növekszik.

A statisztikai bizonyítékok ellenére a hosszú távú áralakulás, a nyersanyag-szuperciklusok

³A makroökonómiai abszorpciós kapacitás azt mutatja, hogy adott GDP mellett mekkora forrást tud a hazai gazdaság feltételezhetően hasznosan felhasználni (Mrak és Horvat, 2009).

kezdete és vége tekintetében elhúzódó vita alakult ki a szakértők között, amely a mai napig nem zárult egyértelmű eredménnyel.

Habár a 2003 és 2015 közötti magas nyersanyagárak miatt az áringadozás problémája a háttérbe szorult, nem feledkezhetünk meg a dependencia-iskola egyik pillérét jelentő Prebisch-Singer hipotézisről (Prebisch, 1950; Singer, 1950). A feltételezés lényege, hogy a nyersanyagok feldolgozott termékekhez viszonyított ára idővel folyamatosan csökken, mert a globális jövedelem növekedési rátáját nem követi a nyersanyagok iránti kereslet ugyanolyan mértékű növekedése, és ez változatlan kínálat mellett az árak hosszú távú csökkenésével jár. A dependencia-elmélet többek között a Prebisch-Singer hipotézis alapján bontakozott ki, hiszen az árak ilyenén alakulása a nyersanyagok exportjára szakosodott országok centrum-országoktól való függő helyzetét hosszú távon fenntartja, és egyenlőtlen lehetőségeket teremt a gazdasági fejlődésre (Frank, 1966; Rodney, 1972; Palma, 1978).

Ugyanakkor éppen a nyersanyagok véges mennyisége miatt a neomaltuziánusok (Harvey, 1974; Perelman, 2006) ellentétes következtetést vontak le: a nyersanyagok ára folyamatosan emelkedik, hiszen a növekvő létszámú és jövedelmű emberiség a véges készleteket fogyasztja. Ennek ellentmond, hogy a kínálat közgazdaságtani szempontból nem véges: amikor a kifogyóban lévő készletek miatt az árak magasabbak, egyre inkább kifizetődő nehezebben elérhető készletek után kutatni. Az új felfedezések üteme ellensúlyozhatja az emberiség növekvő igényeit. Ráadásul a technológiai fejlődés növekvő lakosságszám mellett is számos természeti erőforrás kisebb mértékű és hatékonyabb felhasználását fogja lehetővé tenni a közeljövőben (Woetzel et al., 2017).

Az áremelkedés mellett érvelők másik képviselője Hotelling (1931). Hotelling szerint az olaj ára hosszú távon bizonyos feltételek mellett - mint például biztos tulajdonjogok, vagy gyorsan megtérülő kitermelés - a kamatláb mértékével emelkedik. A kamatlábak és közvetetten az országok monetáris politikája, természetesen nemcsak az olaj, hanem egyéb nyersanyagok árára is hatással vannak (Frankel, 2010b).

Az empirikus adatok alapján a nyersanyagárak 1870-től az első világháborúig enyhén növekvő, a háborúk közötti időszakban csökkenő, a hetvenes években növekvő, a nyolcvanas-kilencvenes években csökkenő, majd a huszonegyedik század elején meredeken felívelő⁴ tendenciát mutattak (Frankel, 2010a). Jelenleg inkább a kilencvenes éveket

⁴Az áremelkedés okaiként említhetjük a dinamikus kínai növekedést, a leértékelődő dollár és ezen

idézően alacsonyok az árak.

Számos szakértő statisztikai elemzésnek vetette alá az áralakulás trendjeit, és a vizsgált nyersanyagoktól illetve időszakától függően a növekvő vagy a csökkenő árak elméleteit támasztották alá. Ezzel szemben a szakirodalomban jelenleg nincs általánosan elfogadott álláspont (Grilli és Yang, 1988; Cuddington és Urzúa, 1989; Cuddington, 1992; Reinhart és Wickham, 1994; Pindyck, 1999; Hadass és Williamson, 2001; Kellard és Wohar, 2006; Cuddington et al., 2002; Balagtas és Holt, 2009).

A rövid távú áralakulás kérdését is élénk szakmai viták övezik. Az árak előzetes meghatározása azért bír óriási gyakorlati jelentőséggel, mert a nyersanyagok ára az alacsony rövid távú keresleti és kínálati árrugalmasság miatt rendkívül volatilis, volatilisabb a feldolgozott termékek áránál (Mintz, 1967; Jacks et al., 2011)⁵. Rövid távon a nyersanyagok felhasználóinak ugyanis nagyon nehéz helyettes terméket találniuk (pl. benzin), tehát igen jelentős árváltozásra van szükség ahhoz, hogy változtassanak a vásárlói szokásaikon. Ugyanezen logika mentén, a nyersanyagok gyártói sem tudnak elég gyorsan reagálni az árváltozásokra, ugyanis sokáig tarthat például új kutatás fűdni, ha emelkednek az árak, és sok esetben a működés leállítása még áresés esetén is jelentősebb költségekkel járna. Ez az oka a rövid távú árrugalmasságnak és végső soron a volatilitásnak.

Amennyiben egy ország nyersanyagfüggő, az árak volatilitása a teljes nemzetgazdaság növekedését is ingadozóvá teheti. Poelhekke és van der Ploeg hatvan ország 1970 és 2003 közötti adatainak vizsgálata alapján jutott arra a következtetésre, hogy habár más tényezők is befolyásolják, az extrém módon volatilis nyersanyag-árak a fő okai a szegény országokban a nemzetgazdaságok volatilis teljesítményének (van der Ploeg és Poelhekke, 2007).

A nyersanyagok árának volatilitása miatt az éves állami költségvetés nehezen tervezhető, s az azonnali felhasználás helyetti tartalékképzés vagy külföldi befektetési portfólió létesítése a szegény országokban társadalmi ellenállásba ütközik. A vezetés emiatt elmozdulhat a prociklikus fiskális politika irányába, amely a konjunktúra-dekonjunktúra ciklusok in-

keresztül a dollárban denominált árutőzsdei termékekre ható felfelé irányuló nyomást. Továbbá a kamatlábcsökkenés miatt mérsékelt árukészlet-előfinanszírozási és tárolási költségeket. Az árnövekedés nem bizonyult tartósnak, és ennek voltak is előjelei a nemzetközi piacokon. (Mint például a szűkös kínálat és az elégtelen készletek.)

⁵Ráadásul a rugalmasságok országonként és termékenként is eltérőek lehetnek.

tenzitását fokozhatja. A nyersanyagban gazdag országok kormányai hajlamosak túl sokat költeni a közalkalmazottak béremelésére vagy a közigazgatás létszám bővítésére (Zakharova és Medas, 2009), üzemanyag-támogatásra vagy presztízsbereuházásokra, amelyek egyik pillanatról a másikra felfüggesztésre kerülhetnek, ha negatív irányba változik a nyersanyag világpiaci ára.

Mivel lényegében a legjelentősebb bevételi forrás mennyisége ismeretlen, így a költségvetés sok ország esetében nehezen tervezhetővé válik. A nyersanyagbevételeket sikeresen menedzselő országok úgynevezett „jó gyakorlatai” közül kiemelkedik Chile, ahol egy független szakértőkből álló testület állapítja meg a réz várható hosszú távú árát a költségvetési ciklus kezdete előtt. A tíz éves előrejelzést éves bontásban adják közre. Az úgynevezett referenciaár az egyes szakértők által megadott értékek egyszerű átlaga, a minimum és maximum értékek kizárásával. Többek között ezen referenciaár alapján határozzák meg a következő évi büdzsé keretét⁶.

A nyersanyagban gazdag országoknak tehát mind a rövid távú volatilitás, mind a nyersanyagárak hosszú távú alakulása komoly problémákat okozhat. Tény, hogy a feldolgozott termékek árfolyamát kisebb kilengések jellemzik a nyersanyagokénál, így a feldolgozott termékeket exportálók számára megnyílik a kiegyensúlyozottabb fejlődés útja. A volatilitás kiküszöbölése szempontjából kulcsfontosságú egyrészt az anticiklikus fiskális politika, másrészt a szigorú fiskális fegyelem és következetesség. Monetáris oldalról pedig a nyersanyagárak csökkenését követő leértékelődést kell kezelni (Pásztor, 2019). A hosszú távú áralakulás tekintetében nincs egyetértés a szakirodalomban. Amennyiben a Prebisch-Singer hipotézis megfigyelései valósak, a nyersanyagban gazdag országoknak gazdasági diverzifikációra kellene törekedniük, hogy bővíthessék az export-portfóliójukat. A nyersanyag-gazdagság azonban ennek a folyamatnak is gátat vethet.

⁶Megjegyzésként szeretném megemlíteni, hogy a leírtak alapján érezhető, hogy a szakértői előrejelzést alapvetően intuitív módon határozzák meg. Statisztikailag nyersanyagára tíz éves előrejelzést adni nem lehetséges, többek között azért, mert a havi adatokon futtatott feltételes várhatóértékként felírható előrejelzés értéke hosszú távon egy konstanshoz, a feltétel nélküli várható értékhez tart. Egyszerűbben, az előrejelzés egy idő után csupán egy vízszintes vonal lesz. Ehhez havi átlagadatok esetén csupán pár éves előrejelzési horizont is elég.

2.4. Holland kór

A holland kór nem más, mint egy nemzetgazdaság dezindusztrializációja, amely azért következik be, mert a váratlan nyersanyag-felfedezés miatt beáramló külföldi tőke hatására megerősödő hazai valuta miatt romlik az exportált termékek nemzetközi versenyképessége.

A kifejezés onnan ered, hogy Hollandiában az Északi-tenger alatt az ötvenes évek végén nagymennyiségű gázkészletet fedeztek fel. A rövidesen megugró működőtőke-beáramlás és a gázexport felfutásának hatására a holland gulden megerősödött, és a jelenség az exportra termelő feldolgozóipar és mezőgazdasági szektorok nemzetközi versenyképességét negatívan befolyásolta. Ezen ágazatok visszaesése az egész nemzetgazdaságra hatott, drasztikusan emelkedett a munkanélküliség, és lassult a gazdasági növekedés. A kormány a jóléti kiadások radikális növelésére kényszerült.

Habár a kifejezést alapvetően nyersanyag-felfedezések kapcsán alkották, valójában hasonló folyamat játszódhat le bármilyen jelentősebb külföldi valutabeáramlás után. Tehát megtörténhet akkor is ha az ország által exportált alaptermék világpiaci ára megugrik, vagy dinamikus növekszik egy országban a külföldről érkező segélyek mennyisége, esetleg nagy volumenű működőtőke vagy hazautalás érkezik az országba. A közgazdászok a holland kór modellt használták olyan gazdaságtörténeti epizódok értelmezésére, mint a tizenhatodik századi Spanyolországba áramló amerikai arany hatása, vagy az 1850-es évek aranylázának hatása az ausztrál gazdaságra.

A hirtelen meggazdagodás, vagy akár csak annak esélye látható módon beindíthat negatív gazdasági folyamatokat. Corden és Neary 1982-ben, azóta klasszikussá vált tanulmányukban adnak elméleti magyarázatot a holland kórra (Corden és Neary, 1982). Corden és Neary modelljében egy kis, nyitott gazdaságban három szektort különböztetnek meg: a virágzó (kitermelő) exportszektort, a lemaradó exportszektort és a belföldre termelő szektort (kiskereskedelem, szolgáltatóipar, építőipar, stb.). A virágzó kitermelőipar két csatornán fejt ki hatását a hazai gazdaságra⁷.

A nyersanyag-felfedezés hatására meginduló export, vagy az exportált nyersanyag árának növekedése sokkhatást jelent a gazdaság számára, és a termelési tényezők újraelosztá-

⁷Corden és Neary modelljében az alábbi alapfeltételezésekkel élnek: a két exportképes ágazatban a világpiaci árak érvényesülnek, a munkaerő szabadon áramolhat a szektorok között, a termelési tényezők ára rugalmas és nincs nemzetközi tényezőáramlás.

sát eredményezi. Ha a sokkból származó pluszjövedelmet elköltik, a fellendülés hatására kialakuló magasabb reáljövedelmek fogyasztásnövekedéshez vezetnek. Az exportképes és nem exportképes termékek - jellemzően szolgáltatások - iránt is megnő a kereslet. Az exportképes termékek árát a világpiac szabja meg, így az belső tényezők hatására nem változik. A nem exportképes termékek ára azonban emelkedik, ha a kereslet meghaladja a hazai kínálatot. A reálárfolyam felértékelődése miatt az exportképes termékeket olcsóbban lehet behozni az országba és helyi gyártásuk háttérbe szorul. Munkaerő és tőke szabadul fel, és átáramlik a nem exportképes árukat előállító szektorba (Van Mil, 2005). Ezt nevezük közvetett dezindusztrializációnak, a csatornát pedig költsékezési hatásnak (*spending effect*).⁸

Érdekes kérdés, hogy hogyan történik a gyakorlatban a felértékelődés. Amennyiben rögzített az árfolyam, a beáramló külföldi valuta hazai valutára váltása növeli az ország pénzkínálatát, és a hazai keresleti nyomás megemeli az árakat. Ez pedig nem más, mint reálfelértékelődés, hiszen egy egységnyi külföldi valutáért kevesebb árut és szolgáltatást lehet venni belföldön, mint korábban. Ha az árfolyam lebegő, akkor a megnövekedett rendelkezésre álló külföldi valutamennyiség a hazai valuta értékét növeli, amely a reálárfolyam felértékelődését vonja maga után a nominális árfolyam erősödésén és nem a hazai árak változásán keresztül. Tehát függetlenül attól, hogy a hazai valuta árfolyama rögzített vagy lebegő, a reálárfolyam-felértékelődés negatív hatással van a tradicionális (nem nyersanyag-alapú) exportképes ágazat nemzetközi versenyképességére és így ezen ágazat visszaesését okozza (Ebrahim-Zadeh, 2003).

A másik csatorna a tényezőáramlási hatás (*resource movement effect*). A megemelkedett hazai kereslet miatt a tőke és munka a hazai nem exportképes ágazatba és a kitermelőiparba áramlik. Az exportra termelő gazdasági tevékenységek (mezőgazdaság, feldolgozóipar) kibocsátása csökken. Ezt nevezük közvetlen dezindusztrializációnak.

A holland kór jele tehát, hogy a feldolgozóipar és a mezőgazdaság szerepe túl korán esik vissza a nyersanyag-alapú gazdaságokban, főként ha összehasonlítjuk őket olyan nem nyersanyag-alapú gazdaságokkal, amelyek gazdasági fejlődésük hasonló szakaszában járnak. Az ipari és szolgáltatóipari szektor leépülése miatt elmarad a „gyakorlat általi tanulás”

⁸Az itt bemutatott kvalitatív modell Buiter és Purvis (1980) által felvázolt dinamikus makromodellje megtalálható az "A" függelékben. A matematikai modell érdekessége, hogy Corden és Neary elméletét úgy mutatja be, hogy közben a lehető legnagyobb mértékig hű marad a szerzők eredeti koncepciójához.

(Matsuyama, 1992), amely hosszú távon az egész társadalom alacsonyabb termelékenységével és emiatt a külföldi tőkebefektetések elmaradásával járhat.

Hangsúlyoznunk kell azonban néhány tényezőt, amely szükségessé teheti az eredeti Corden-Neary modell újragondolását. A kitermelő tevékenység jellegéből adódóan számos esetben enklávéként (Nunnenkamp és Spatz, 2003) működik az adott ország gazdaságán belül. Mivel kevésbé munkaintenzív iparág a feldolgozóiparhoz vagy a mezőgazdasághoz képest, a teljes munkaerőállomány elenyésző részét alkalmazza. Ez azzal a hátránnyal jár, hogy a kitermelésnek kevés kapcsolata van a gazdaság többi részével (Di John, 2011), így elmaradnak az olyan vertikális tovagyrúzó hatások mint például a technológiatranszfer, minőségellenőrzési - és készletgazdálkodási szaktudás átadása (Czibik és Mako, 2009). Ha az enklávé módjára működő, kevés új munkahelyet teremtő kitermelő szektor a holland kór miatt kiszorítja a korábbi tömeges foglalkoztatást biztosító gazdasági tevékenységeket, fokozódnak a jövedelem-egyenlőtlenségek és tömeges elszegényedés következik be Shaxson (2007).

Azonban az enklávé-jelleg egyúttal azt is jelenti, hogy a kitermelőipar csak kis mértékben szívja el más ágazatoktól a munkaerőt. Ráadásul a disszertációmban tárgyalt fejlődő országok többségében a munkaerő bőségben áll rendelkezésre, gyakran krónikusan magas munkanélküliség jellemzi ezeket a nemzetgazdaságokat. Tehát nem feltétlenül okoz munkaerőhiányt más ágazatokban ez az elszívó hatás.

2.5. Holland kór és a diverzifikáció

Mivel végesek a nyersanyagforrások, a gazdaság más szektorainak fejlesztésével kell készülni arra az időszakra, amikor a kitermelésből származó temporális többletbevétel megszűnik. A nyersanyagban gazdag országok egyik legjelentősebb kihívása a gazdasági és exportdiverzifikáció, mert az árfolyam-erősödés versenyképtelenné teheti az exportra termelő ágazatokat.

A túlzott nyersanyagfüggőség az országot rendkívül érzékenyvé teszi a külső sokkok hatásaira. A 2008-2009-es pénzügyi, majd gazdasági válság például sokkal jelentősebb visszaesést okozott a nyersanyagban gazdag fejlődő országokban, mint a nyersanyagok kivitelére kevésbé vagy nem támaszkodó fejlődő vagy fejlett országok csoportjaiban.

Nemcsak a visszaeső nyersanyagárak, hanem számos esetben a hitelpiaci buborék is érintette a nyersanyagban gazdag országokat, ahol kettős függőség alakult ki a nyersanyag- és hitelpiacoktól. A 2008-as átlagosan öt százalékos gazdasági növekedés a nyersanyagban gazdag országokban 2009-re a két százalékos GDP-visszaesésbe fordult. Ez a rendkívüli gazdasági teljesítmény-hullámvész egyik évről a másikra jól illusztrálja ezen gazdaságok sérülékenységét, külső hatásoknak való maximális kitettséget (Esanov, 2012). Nem nyújtott védelmet a visszaesés ellen az sem, hogy a válságot megelőző, magas árakkal jellemezhető időszakban sem volt jellemző a nyersanyagban gazdag országokra a prociklikus fiskális politika, és többletbevételeik jelentős részét szuverén vagyonalapok segítségével külföldön fektették be.

A gazdasági és exportdiverzifikáció elengedhetetlennek tűnik a hosszú távú kiegyensúlyozott gazdasági növekedés eléréséhez. Ezt egyre több empirikus kutatás is alátámasztja. Imbs és Wacziarg (2003) empirikus tanulmányukban bebizonyították, hogy ahogy a bevételek nőnek, a gazdaságok diverzifikálódnak, és ez a folyamat körülbelül a 9000 USD/fő bevételi szint eléréséig tart. Ezután lépnek át az országok a specializáció korszakába, amelynek alakulását az adottságok és fejlesztési politikák befolyásolják. U-alakú görbe jellemzi az egy főre jutó bevételek és a termelés szektorális koncentrációjának kapcsolatát, és a legtöbb fejlődő ország jelenleg a diverzifikációs korszakát éli. Klinger és Lederman (2004) az exportdiverzifikációs trendeket vizsgálták és ugyanarra a következtetésre jutottak: az új exporttermékek és az egy főre jutó bevételek alakulása között fordított U-görbe alakú kapcsolat van. Ezek az empirikus kutatások is alátámasztják azt a feltételezést, hogy az iparosodás és a termékdiverzifikáció a gazdasági fejlődés elengedhetetlen állomásai.

Ezen felül Hesse (2008) azt is bizonyította, hogy az exportkoncentráció és a gazdasági növekedés között negatív irányú a kapcsolat. Amennyiben új termékek kialakításával vagy hozzáadott-érték növeléssel megváltozott termékek miatt válik sokszínűbbé az export, az magasabb termelékenységhez vezet. Illetve a sokszínűbb export-paletta csökkenti az egy termék világpiaci átváltozásának való kitettséget, így a makroökonómiai stabilitás is javul, ami pozitív hatást gyakorol a gazdasági növekedésre.

Hausmann et al. (2007) ezen felül amellet érvelnek, hogy a magas hozzáadott értékű termékek általában javítják a hosszú távú gazdasági növekedési eredményeket. A gyorsan növekvő alacsony és közepes jövedelmű országok képesek voltak az ipari termelésüket és

az export-portfóliójukat magasabb hozzáadott értékű termékek felé elmozdítani.

Összesítve azt mondhatjuk, hogy amennyiben egy nyersanyagban gazdag ország a szűk, egyoldalú kitermelő szektor felől a feldolgozóipar és más nem nyersanyag-alapú iparágak támogatásával elmozdul egy sokszínűbb termelési struktúra felé, akkor bekövetkezett a diverzifikáció. Ezt a folyamatot tág értelemben vett iparosodásnak is nevezhetjük (Esanov, 2012).

A gyakorlatban a gazdasági diverzifikációról folyó vita két gyökeresen eltérő iparosítási stratégiát állít szembe egymással: az importhelyettesítő iparosításét és az exportvezérelt iparosításét. Az előbbi célja, hogy a hazai ipart és termékek előállítását és fogyasztását támogassa a külföldivel szemben, míg az utóbbi felgyorsítaná az iparosodást a hazai piacok megnyitásával és az exportra termelő ágazatok támogatásával. A latin-amerikai országok importhelyettesítő stratégiája a nagyobb országokban (például Argentína, Brazília vagy Mexikó) valamelyest sikereket ért el. A kisebb és szegényebb gazdaságok azonban nem voltak képesek saját piacokra támaszkodva iparosítani. Ezzel szemben számos ázsiai ország exportvezérelt stratégiája sikeres industrializációhoz vezetett. Ilyen országok voltak például Malajzia és Dél-Korea. Iparági szinten a sikeres iparosítás alapfeltétele a „győztes iparágak” azonosítása, amelyek elegendő potenciállal rendelkeznek ahhoz, hogy idővel a világpiaci versenyben is helyt álljanak. A két elképzelés közötti eltéréseket azonban érdemes még annyival kiegészíteni, hogy a felsorolt országok kevésbé szélsőségesen érintettek a nyersanyagátok vonatkozásában.

Amikor bekövetkezik az iparosítás, az országokban az életszínvonal és jövedelmi szint emelkedni kezd, a feldolgozóipar és szolgáltató szektor többnyire gyorsabban fejlődik, mint a primer szektorok. Az adatok alapján azonban ezek a változások a nyersanyagban gazdag országokban nem a megszokott módon következtek be: a feldolgozóipari szektor nem fejlődött olyan ütemben, mint a napjainkban fejlett országok azonos fejlődési időszakában. Amennyiben ezen nem sikerült változtatni, a nyersanyagfüggő országokat továbbra is a nem exportképes ágazatok (szolgáltatások) és a kitermelőipar kettőse fogja dominálni, amely a fenti empirikus irodalmi összefoglaló alapján nem garancia a hosszú távú gazdasági növekedésre.

Márpedig a legtöbb nyersanyagban gazdag ország tudatosan törekszik arra, hogy gazdasága kevésbé támaszkodjon a kitermelésre. Különböző formában támogatják a mezőgaz-

dasági - és feldolgozóipari kapacitások kiépítését⁹, igyekeznek befektetőbarát környezetet teremteni¹⁰, a megfelelő infrastruktúra kiépítésével és standardizálással segíteni az exportra termelőket¹¹, nyitott kereskedelem- és külföldi munkavállalói politikával is segíteni a külföldről érkező tőkét¹².

Számtalan sikertörténet és „jó gyakorlatok” állnak rendelkezésre, illetve a nyersanyagban gazdag országokban elvileg a politikai akarat is érzékeli a diverzifikáció szükségességét. Akkor a nyersanyagban szegény és/vagy fejlett országokkal összevetve miért teljesítenek gyengébben az export- és gazdaság diverzifikációját mérő indexek tekintetében a nyersanyagban gazdag országok (Alsharif et al., 2017; Venables, 2016)?

Vannak országspecifikus okok a diverzifikáció sikertelensége mögött, de nyilvánvaló, hogy számos esetben a holland kór akadályozta, hogy a kitermelő ágazaton kívül más exportképes ágazatok is dinamikus fejlődésnek induljanak.

A kitermelőipar, pontosabban a jelentős mennyiségben beáramló tőke hatására megerősödő árfolyam ugyanis kiszorítja a tradicionális iparágakat és/vagy a mezőgazdaságot. Ennek oka, hogy az erősödő valuta hatására romlik ezen exportra termelő ágazatok versenyképessége.

Ugyanakkor ez a kiszorító hatás nem korlátozódik a feldolgozóiparra és a mezőgazdaságra. Szalai László tanulmányában kiterjeszti a kiszorító hatás elemzését: amellet érvel, hogy a nyersanyag-gazdagság a beáramló külföldi működőtőke-befektetésekre, a szociális tőkére, a humántőkére, a fizikai tőke produktív szegmenseire és a pénzügyi tőkére is kiszorító hatással bír (Szalai, 2018). Hasonló meglátásokkal él egy korábbi, 2016-os tanulmány is, amelyben (Gylfason és Nganou, 2016) a természeti erőforrásokban gazdag országokban tapasztalt humán, fizikai, pénzügyi és szociális tőke kiszorításáról értekeznek. A szociális tőke alatt ez utóbbi szerzők a társadalmi infrastruktúra összességét értik, amely lehetővé teszi, hogy a gazdasági tevékenység zavartalanul folyjon. Beletartozik a szociális tőkébe tehát a jó kormányzás, a független bíróság, sajtószabadság csakúgy, mint a társadalmi bizalom korrupció és a politikai elnyomás mértéke.

⁹Botswana-ban a National Master Plan for Arable Agriculture and Dairy Development 2002-től nyújt támogatást (Sekwati, 2010).

¹⁰Például Malajzia kedvezményes gazdasági övezetei, az ún. free zone-ok (Gelb, 2010).

¹¹Lásd a már említett chilei jó gyakorlatot (Katz, 2005).

¹²Így járt el többek között Dubai (Gelb, 2010).

2.6. A holland kór társadalmi és intézményi vonatkozásai

Az állam működése és a politikai rezsím jellege nagyban függ attól, hogy a bevételek milyen forrásokból származnak, és milyen csatornákon keresztül kerülnek újraelosztásra.

A nyersanyagokból származó bevételek egyik jellegzetessége, hogy sokkal kevesebb kézben összpontosul a döntés a jövedelem elköltéséről, mint például mezőgazdasági termékek esetében (Auty, 2001). Így a központi vezetés óhatatlanul jelentősebb szerephez jut a gazdaság irányításában, a jövedelmek allokálásában, ez pedig lehetőséget teremt a korrupcióra és járadékvadászatra¹³. Más szavakkal a nyersanyag-kitermelés nemcsak a feldolgozóipart szorítja ki, hanem az ún. szociális tőkét: a jó kormányzást, transzparenciát, a társadalmi szereplők egymás iránti bizalmát, a demokratikus, átlátható döntéshozatalt is. Ugyanis a nyersanyagban gazdag országokban nem a társadalom termelő rétegeire kivetett adók jelentik az állam fő bevételforrását, ez pedig megváltoztatja a hatalmi viszonyokat a társadalomban. Nem az állam függ az állampolgárai által befizetett adótól, hanem fordítva: az állampolgárok függnék a központi hatalomtól. Akár olyan formában, hogy alkalmazzák őket a közigazgatásban, akár úgy, hogy alanyi jogon rendszeres juttatásban részesülnek az államtól (lásd többek között Szaúd-Arábia esetét).

Emiatt az állampolgárok sem igénylik olyan mértékben a döntéshozók elszámoltatását, mint adóbevételek társadalmi újraelosztása esetén (Luciani, 1990). Ezért a nyersanyagban gazdag országokban jellemzően hiányoznak a valódi civil szervezetek. Nem alakul ki egy politikai hatalomtól független középosztály. A technokrata és vállalkozói elit foglalkoztatását és előrelépési lehetőségeit szintén az állam határolja be (Alayli, 2005).

A döntéshozók elszámoltatását nehezíti a transzparencia hiánya is. Az olaj - és bányatársaságok nem feltétlenül hozzák nyilvánosságra, hogy mennyit fizetnek a kormánynak a nyersanyagvagyon kiaknázásáért. Számos fizetési módozat létezik: a bányászati koncesszi-

¹³A járadék fogalmát már a klasszikus közgazdászok is használták. Adam Smith szerint például a más-más termelési tényezők különböző módon termelhetnek hasznot a tulajdonosaiknak: a tőke kamatot, a munkavégzés bért, a föld járadékot termel. Mivel a föld korlátozottan áll rendelkezésre, egyes földtulajdonosok extra járadékhoz juthatnak. A kortárs közgazdaságtan járadéknak nevezi a jövedelemnek azon részét, amellyel a tulajdonos többet kap, mint ami a tényező más felhasználási lehetőségeivel járna (Tollison, 1982).

Járadékszerzésnek vagy járadékvadászatnak nevezzük azt a folyamatot, ha mesterségesen, például állami intézkedéssel hoznak létre járadékot, és a járadékért induló versenyben társadalmi szempontból kárba megy mindaz az erőforrás, amit a járadékvadászok arra költenek, hogy megszerezzék a járadékot (Tollison, 1982).

óért fizetett összegtől és adófizetéstől a bányajáradékon (a kitermelt nyersanyag értéke után fizetett járadék) és nyereségrészesedésen át a természetbeni fizetségig.

Már első lépésben, a feltárási és kitermelési jogok eladása kapcsán problémák merülnek fel. Ideális esetben ez egy átlátható, versengésen alapuló folyamat, amely biztosítja, hogy a kitermelés kezdete után a nyersanyagok eladásából származó profit jelentős része az államra szálljon mint járadék. Ennek érdekében sokszor nyilvános árverés során értékesítik a kitermelési jogokat. Mégis gyakori a kevésbé transzparens eljárás, amikor nem a megfelelően képzett és legjobb ajánlatot tevő licitáló kapja meg a jogokat. Így történt többek között Guinea Simandou vasérc-projektje esetében is (Venables, 2016). Ugyanakkor a befektetőket az is távol tarthatja, ha a szerződések betarthatóságával kapcsolatban kétségeik vannak. Nigériában például becslések szerint a kitermelt nyersolaj mintegy 10-15 százalékát rendszeresen ellopják (Council on Foreign Relations, 2020), de említhetjük Angolát is, ahol a Luanda Leaks dokumentumai sorozatos korrupciós esetekről, bennfentes kereskedelemről és nepotizmusról rántották le a leplet az állami olajcég, a Sonangol szerződéseiben (Economist, 2020).

Acemoglu és Robinson sokat idézett könyvében rendkívüli fontosságot tulajdonít az intézményrendszernek egy adott ország gazdasági fejlődése szempontjából (Acemoglu és Robinson, 2012, 49. pp.):

„Elsősorban a gazdasági intézmények jellege dönti el, hogy egy ország szegény lesz-e vagy gazdag, a politika és a politikai intézmények határozzák meg egy ország gazdasági intézményeinek jellegét.”

Az intézmények szerepe pedig empirikus bizonyítékok alapján sokkal fontosabb a nyersanyagban gazdag országok esetén (Mehlum et al., 2006a,b; van der Ploeg, 2011). Ezen államok intézményeit különösen nagy nyomás alá helyezi, hogy tapasztalt, jogi háttérrel és szakértelemmel, jelentős anyagi erőforrásokkal bíró nemzetközi cégekkel kell tárgyalniuk az ország sorsát jelentősen befolyásoló kérdésekről. Egy hasonló helyzet még egy fejlett intézményrendszerű, átláthatóságot biztosító országban is nehézségeket okozna. Jelenleg a létező országok mintegy felében bír jelentős szereppel a nyersanyag kitermelés, de a nyersanyagban gazdag országok száma folyamatosan nő, mivel új felfedezések várhatók, különösen olyan régiókban, ahol korábban a hiányos infrastruktúra és a biztonsági helyzet alakulása miatt a felderítés lehetetlen volt. Élen jár az új felfedezések terén Afrika, ahol

az országok jó részében jellemzően gyenge az intézmények minősége, és a nemzetközi cégekkel folytatott egyenrangú tárgyalásokhoz is hiányzik a tapasztalat.

Függetlenül az intézmények minőségétől a felfedezés pillanatában, a nyersanyagbevételek hatására bizonyítottan csökken az adóztatási morál (Thomas és Trevino, 2013), ami visszaveti az intézményi fejlődést is. Az adórendszerek fejlesztése ugyanis rendkívül bonyolult és költséges feladat, és leépülésének messze vezető hatásai lehetnek. Brautigam és szerzőtársai egyenesen amellet érvelnek, hogy a hatékony európai közigazgatás a kormányok adóztatási szükségletei miatt alakulhatott ki (Bräutigam, 2008). Az adórendszer gazdasági, társadalmi és politikai vezetésre gyakorolt nagymértékű hatását igazolja az is, hogy szoros összefüggés mutatkozik a korrupció mértéke és az adórendszer fejlettsége között. A nemzetközi tapasztalat alapján, minél magasabbak egy országban a nem-nyersanyag alapú adóbevételek, annál alacsonyabb a korrupció mértéke (Veisi, 2017).

A Természeti Erőforrás Gazdálkodási Intézet (Natural Resource Governance Institute, 2015) a világ 81 olajban, földgázban vagy nyersanyagban gazdag országának erőforráskiaknázás és menedzsment szokásait vizsgálta meg átláthatóság és korrupció szempontjából. Eredményeik alapján az országok nyolcvan százalékánál gyenge, rossz vagy hibás gyakorlatokat azonosítottak a nyersanyagok kiaknázása és a bevételek átlátható menedzselése során (Natural Resource Governance Institute, 2017). Ezzel kapcsolatban érdemes megtekinteni a fejezetvégi 2.1. ábrát, ami bemutatja hogy az elemzett országok közül dél-amerikai országok jellemzően a kielégítő, míg a szubszaharai afrikaiak a gyengén teljesítő kategóriába esnek.

Kérdés hogy ebben a viszonylatban mi az ok és mi az okozat? Azért alakulnak rosszul ezek a mutatók, mert az új felfedezések nagy része olyan országokban történik, ahol gyenge az intézményrendszer? Vagy maguk a nyersanyagok bírnak olyan hatással az intézményekre, amely felelős lehet a növekedés elmaradásáért? Nagy valószínűséggel kölcsönös hatásról van szó. A nyersanyagokból származó többletbevétel kedvezőtlen irányú politikai gazdaságtani változásokat indíthat be. Nemcsak az intézmények befolyásolják a gazdasági környezet és növekedési kilátások változását, hanem a gazdasági adottságok is torzíthatják az intézményrendszer alakulását. A nyersanyagbevételek jellegükből adódóan több lehetőséget teremtenek a korrupcióra és járadékavadászatra, és a társadalom államtól való függésének fokozása révén mérséklődik az elszámoltathatóság.

2.7. Összefoglalás

A bevezetőben feltett kérdés tehát továbbra is fennáll. Miért nem képes számos nyersanyagban gazdag ország előnyére fordítani a többletjövedelmet, és tartós fejlődési pályára állni?

Összefoglalóan azt mondhatjuk, hogy a nyersanyag-bevételeket rendkívül nehéz menedzselni és ez különös szakértelmet és előrelátást kíván az érintett országok kormányaitól.

Nehéz, mert a nyersanyagok világpiaci ára változó, és emiatt a bányajáradékból, nyereségszámból származó állami bevétel is változó. Ennélfogva évről-évre változó költségvetés mellett kell államháztartást tervezni. Nehéz azért is, mert átmeneti többletbevételről van szó, amely a nyersanyagok kiaknázása után nem lesz elérhető. Ezért olyan befektetéseket célszerű eszközölni legalább a bevételek egy részéből, amelyek hosszú távon képesek hozamot generálni, esetleg helyettesítve a nyersanyagokból származó bevételeket.

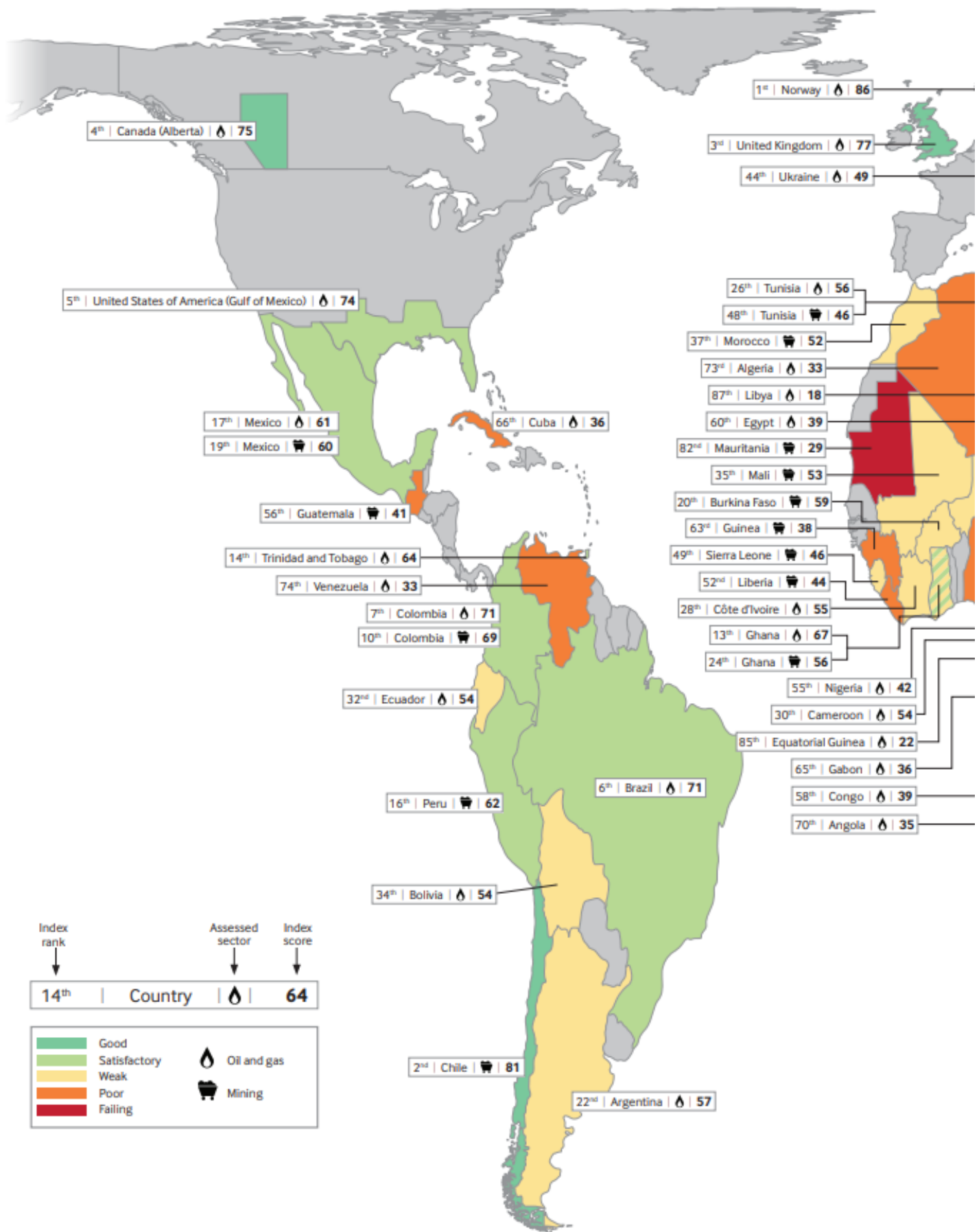
A bőség paradoxonának egyik legérdekesebb aspektusa, hogy nem maga a nyersanyag-bevétel veti vissza a fejlődést, hanem a politikai-gazdasági környezet kedvezőtlen irányú változásai. Egyes szakértők ezt szociális kizorító hatásnak nevezik, hiszen a többletbevételek miatt elharapózhat a korrupció és járadékavadászat, mérséklődhet az elszámoltathatóság, leépülhetnek a demokratikus intézmények, csökkenhet a társadalmi bizalom.

Ezek a negatív jelenségek főleg akkor okoznak problémát, ha egy ország gazdasága túlzott mértékben támaszkodik a nyersanyag kitermelésre, s ezen bevételeknek nincs alternatívája. A nyersanyagfüggőség megszüntetésének legkézenfekvőbb módja a gazdaság diverzifikációja, főként az exportra termelő szektorok fejlesztése. A közgazdasági szakirodalom és az empiria is bizonyítja, hogy minél magasabb hozzáadott értékű termékeket exportál egy ország, és minél változatosabb az export-portfóliója, annál nagyobb az esélye a tartós, egyenletesen dinamikus gazdasági növekedésre. Ráadásul a feldolgozóipar és a mezőgazdasági szektor sokkal nagyobb arányban képes felszívni a munkaerőt, mint a tőkeintenzív kitermelés. A nyersanyagban gazdag országok többsége azonban a célzott kormányzati politikák ellenére is csak szerény sikereket ért el diverzifikáció terén.

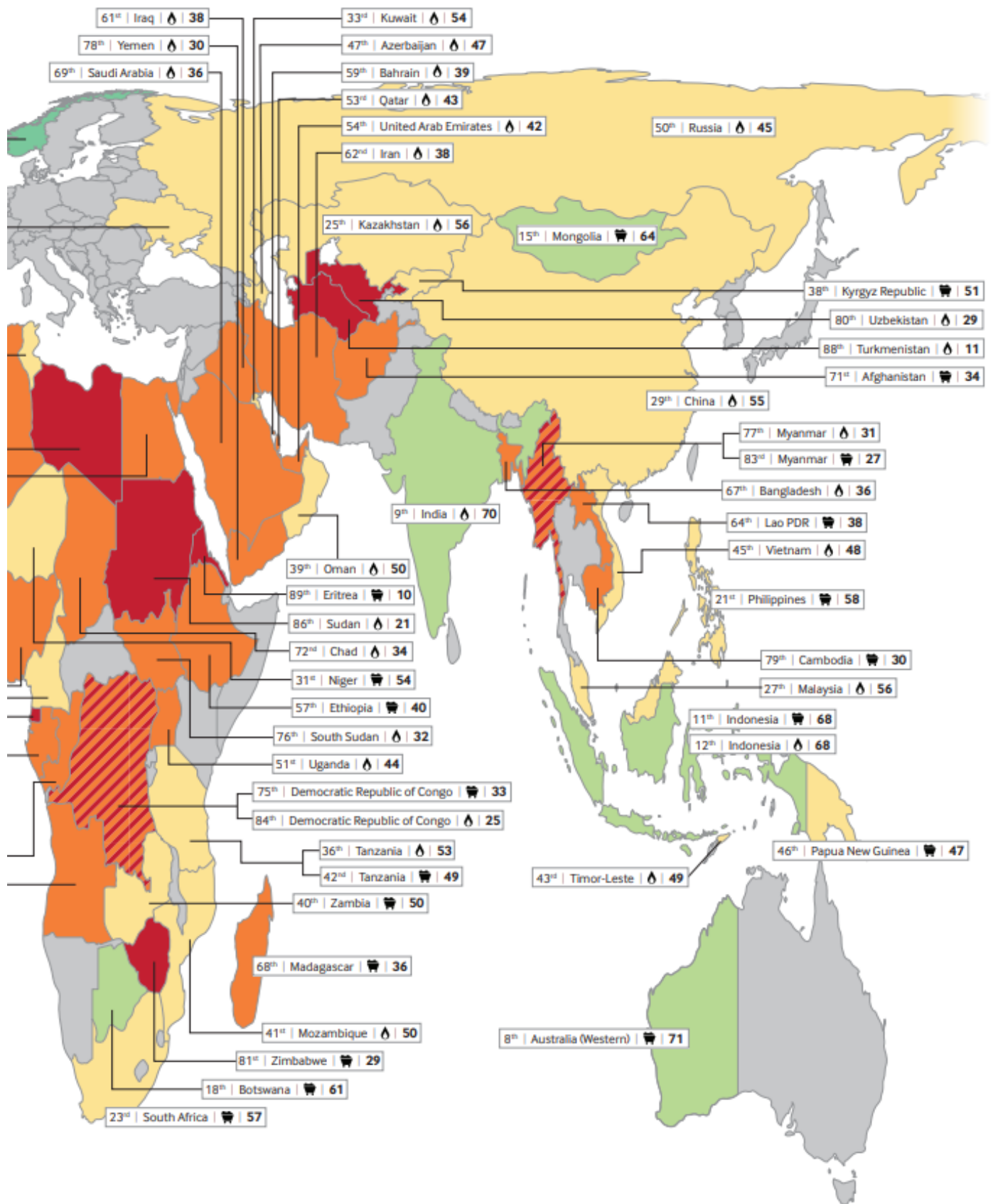
Ennek legtöbb esetben a holland kór az oka. A többletbevétel hatására erősödő hazai árfolyam miatt a nemzetközi piacokon versenyképtelenné válnak a hazai exporttermékek, és visszaesnek a tradicionális feldolgozóipari és mezőgazdasági ágazatok, nő a munkanél-

küliség. A kitermelés kiszorítja az exportra termelő szektorokat.

Kulcsfontosságú tehát, hogy egy ország vezetése időben felismerje a holland kórra utaló jeleket, és igyekezzon kiküszöbölni a tradicionális ágazatok leépülését. Ebből az okból kifolyólag foglalkozom disszertációmban a nyersanyagárak és a kitermelő országok árfolyama közötti kapcsolat kimutatásával.



2.1. ábra: RGI index besorolás (Council on Foreign Relations, 2020)



3 Módszertan

Jelen fejezet gyűjti össze azokat az idősorelemzésben használt módszertani fogalmakat, amelyek a disszertáció érthetősége szempontjából elsődlegesek. Alapvetően egy rövid segédfejezetről van szó, ami többségében nem új információkat közöl, hanem hidat képez az elméleti és empirikus fejezetek között és így garantálja a dolgozat folytonosságát.

Az idősorelemzés jelentős mértékben különbözik a hagyományos keresztmetszeti adatsorokon futtatott regresszióktól, mind technikai, mind "modellezésfilozófiai" tekintetben. A különbségeket bemutató, rendelkezésre álló irodalom természetesen nagyon széles. A nyugati egyetemeken jellemző a mester és doktori szint között lévő [Enders \(1995\)](#) által írt *Applied Econometric Time Series* című könyv alkalmazása, mivel az alapszakos gyakorlati felhasználások bemutatásán túl a könyv külön fejezetet szán a differenciaegyenletek elméletének és erre a bevezetésre építve, lépésről lépésre ismerteti az eltérő sztochasztikus folyamatok és modellek matematikai hátterét. Ugyancsak gyakori a [Kirchgässner és Wolters \(2007\)](#) által írt német nyelvterületen elterjedt *Introduction to Modern Time Series*, ami a porosz matematikaoktatás paradigmájában megszokott módon tömör elméleti levezetések segítségével ismerteti a témához kapcsolódó szakirodalmat. A két hivatkozott könyvvel ellentétben [Hamilton \(1994\)](#) modellgyűjteménye nagyrészt doktorandusz hallgatók és kutatók számára készült és a téma kezelésében erősebben hagyatkozik az olvasó statisztikai és lineáris algebrai ismereteire.

A disszertáció célja, hogy az angol kurzusleírásokon divatos szóval élve "self contained" szinten maradjon. Ehhez az Enders által írt könyv áll legközelebb, viszont ebben az esetben is problémát jelent, hogy a könyvben gyakran hivatkozott differenciaegyenletek elméletének bemutatására a terjedelmi korlátokból kifolyólag nincs lehetőség. A szekció tartalmát így Enders alapján igazítottam a disszertációhoz.

A fejezet két konceptuális részre osztható. Az első rész tömören kvalitatív formában

bevezeti az ismertebb alapfogalmakat. Az idősorelemzésben kevésbé jártas olvasó ezeknek a statisztikai koncepcióknak a részletes bemutatását megtalálja a "B" függelékben. Itt – és a függelékben – elsősorban a stacionaritás és a hozzá szorosan kapcsolódó gyenge függőség tulajdonsága kerül bemutatásra. Az idősorelemzés szempontjából lényeges statisztikai tulajdonságok után az idősorok elemzése során használt sztochasztikus alapfolyamatok mutatom be¹.

A második rész - pontosabban alfejezetek - a disszertációban felhasznált modelldiagnosztikai tesztek részletes bemutatásával kezdődik, úgy mint az ADF (Augmented Dickey-Fuller) - és a PP (Phillips-Perron) tesztek. A fejezetet a kointegráció elmélete és tesztelése valamint a hibakorrektív modellek (*error correction models*) ismertetése zárja.

3.1. Az idősorelemzés alapfogalmai

A véletlen minta feltétele

Az idősorelemzés elsősorban a vizsgált adatok mintavételében különbözik a hagyományos keresztmetszeti ökonometriától. Amíg a keresztmetszeti vizsgálatok során élünk a véletlen mintavétel feltételezésével, addig ez a lényeges Gauss-Markov feltétel idősorok esetén egyértelműen nem teljesül. A minta időben egyenlő távolságban lévő rendezett megfigyelések összessége és így nem lehet véletlen. Ennek a helyzetnek statisztikailag két következménye van: 1) ha nem kezeljük, akkor paraméterbecsléseink torzítottak lesznek és 2) ha kiaknázzuk az időbeli rendezettséget, megkerülhetjük a véletlen minta feltételét. Ehhez meg kell ismerkedni a stacionaritás és a gyenge függőség tulajdonságaival.

¹A szóban forgó autoregresszív (AR), mozgó átlag (MA) és eltérő típusú véletlen bolyongás (random walk) folyamatok a bemutatásra kerülő NARDL modellekben minden esetben elsőrendű, tehát egy késleltetést tartalmazó formában jelennek meg. Ez egyrészt könnyíti az intuitív értelmezést, másrészt gyakorlati szempontból szerencsés, hiszen az árfolyamok elméletében ez a jellemző késleltetési struktúra (Sarno és Taylor, 2003)

A stacionaritás és a gyenge függőség

A stacionaritás egy a fizikából kölcsönzött fogalom, amely az idősorok egyfajta állandóságát jelöli². Ahhoz hogy egy idősort stacionernek nevezhessünk, 2+1 tulajdonságot kell teljesítenie.

Elsősorban egy átlag – vagy trend – mentén kell ingadoznia. Az átlagmenti ingadozást úgy kell elképzelni, mint egy EKG vizsgálat ábráját. Az átlag ebben az esetben egy nullánál lévő konstans, ahol a szívverés ütemére - bár folyamatosan történik eltérés mindkét irányba -, az idősor visszatér az alapértékéhez. A nyersanyagpiacok példája esetén akkor beszélhetünk stacioner nyersanyagárról, ha a vizsgált időszak alatt a kiválasztott nyersanyagár nagyjából azonos volt kisebb ellentétes előjelű kilengésekkel.

A második tulajdonság az idősor időbeli ingadozásának állandósága. Ismét visszatérve az EKG-s példára ez azt jelenti, hogy a kitérések között időben állandó az eltérések "üteme" és amplitúdójuk nagyjából azonos. A nyersanyagárak esetén pedig a feltétel akkor teljesül, ha nincsenek olyan turbulens időszakok, amikor a nyersanyag iránti kereslet hirtelen változásai miatt a termék ára nagyobb volumenben kezd ingadozni, mint máskor.

A harmadik, „+1” feltétel, hogy az időszakok közötti kovariancia csak az időszakok közötti távolságtól függ. Ezt az absztrakt koncepciót intuitíven nem lehet bemutatni, viszont az első két felétel teljesüléséből következik ennek a feltételnek a teljesülése is. (Részleteket lásd a "B" függelékben.)

A gyenge függőség (*weak dependence*) előfeltétele, hogy egy idősor stacioner legyen. Ez a tulajdonság azért központi eleme az idősorelemzésnek, mivel amennyiben egy sztochasztikus folyamat rendelkezik ezzel a tulajdonsággal, akkor nagymintás becslések során úgy viselkedik, mintha az adatgeneráló folyamatból vett véletlen mintával rendelkeznenk. Tehát meg tudjuk kerülni a feltétlen szükséges, de bizonyosan nem teljesülő véletlen minta Gauss-Markov feltételét.

²A jelölést tekintve a szakirodalomban a stacioner idősorokat jellemzően az $I(0)$ - kimondva nulladik fokozaton integrált – jelöléssel írjuk. Az olyan idősorokat, amelyek nem stacionerek, de egy differenciálás után azok lesznek $I(1)$, azaz elsőfokozaton integrált idősoroknak nevezzük. A disszertációban csak ez a két eltérő típus fog megjelenni.

Alapvető sztochasztikus folyamatok és statisztikai tulajdonságaik

Az eltérő statisztikai tesztek logikája jellemzően úgy működik, hogy megpróbál egy adott, tesztelés alatt álló tapasztalt idősort visszavezetni valamilyen elemi sztochasztikus folyamatra. Ebből az okból kifolyólag itt tárgyalni fogjuk a fehér zaj (*white noise*), MA(1), AR(1) és véletlen bolyongás (*random walk*) folyamatokat.

Fehérzaj folyamatnak nevezzük azokat a független azonos eloszlású „hibatagokat”, amiben nincs szisztematikus mozgás. Várható értékük nulla, míg varianciájuk egy tetszőleges, véges σ^2 konstans. A fehérzaj egy stacioner folyamat. Jelölése:

$$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (3.1)$$

Első rendű mozgóátlag, azaz MA(1) folyamatnak nevezzük azt a sztochasztikus folyamatot, ami a következőképp írható fel:

$$x_t = \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1} \quad (3.2)$$

, azaz az x_t idősor értéke függ az adott időszak ε_t és az előző időszak ε_{t-1} hibától. A késleltetett hibatag hatása az idősorra θ . Az elsőrendű mozgóátlag folyamat stacioner és gyenge független, amennyiben $|\theta| < 1$.

A mozgóátlag folyamatok a regressziók maradéktagjának késleltetésein keresztül hatnak. Alkalmask egy szeri, nem perzisztens hatások modellezésére, úgy mint a kínálati sokkok. Például természeti katasztrófák hatása a turizmusra nem feltétlenül múlik el a katasztrófa bekövetkezésének időszakában, de kétséges hogy hosszú távú hatása lenne. Sokkal valószínűbb, hogy néhány elkövetkező időszakban is kisebb mértékben növekedni fognak az árak. A hatás hosszát a maradéktag késleltetéseinek növelésével lehet a modellbe vinni.

Az MA(1) folyamat mintájára felírhatjuk az elsőrendű autoregresszív folyamatot is, melyet AR(1)-el írunk és a következőképp jelöljük:

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Az autoregresszív folyamatok a magyarázott változó késleltetésein keresztül modellez-

hetők. Az AR(1) elsőrendű autoregresszív folyamat tehát csupán a függő változó egy időszaki késleltetését tartalmazza. Az AR folyamatok jellemzően perzisztens, de lecsengő sokkok hatását képesek modellkörülmények között szimulálni. Egy gyakorlati példával élve, kereskedelmi háborúk során egy kivetett vám hatása az árak nem csak egyszeri árkiigazodás során korrigálódnak, hosszabb távon épülnek be a termékárakba.

Az AR(1) folyamat csak akkor stacioner és gyenge, ha a ρ együttható értéke abszolút értékben kisebb egynél.

Végezetül véletlen bolyongásnak nevezzük azt a folyamatot, amely egy olyan AR(1) idősor, aminek a ρ paramétere abszolút értékben egyenlő eggyel. A véletlen bolyongás nem stacioner és így nem is gyenge független idősor.

3.2. Egységgyök tesztek

A stacionaritás tesztelésére úgynevezett egységgyök teszteket (*unit root tests*) alkalmazunk. A kifejezés onnan ered, hogy a nem stacioner idősorok karakterisztikus függvénye egységgyököt tartalmaz, azaz van olyan megoldása ami az egység sugarú körön, vagy azon kívül helyezkedik el amikor a gyököket polárkoordináták segítségével írják fel.

Mindenek előtt a történetileg először kifejlesztett egyszerű Dickey-Fuller teszt trend nélküli és trenddel ellátott verzióját mutatom be, majd annak jelenleg is használt késleltetésekkel kibővített változatát (Dickey és Fuller, 1979).

Alternatívaként a Phillips és Perron (1986) szerzőpáros által megalkotott eljárás is ismertetésre kerül, mivel a tesztek statisztikai ereje jelentősen eltérhet a tesztelt paraméterek értékének függvényében. Általánosan a DF típusú tesztek rosszabbul teljesítenek ha az autoregresszív folyamatok együtthatója közel van az egységnyihez³. Az empirikus kutatásokban ebből kifolyólag mindig több teszt eltérő specifikációit futtatják és inkonzluzív esetben a nagyobb erővel rendelkezőt választják.

³Az eltérő statisztikai erőre vonatkozó megállapítást egy szimuláció segítségével az ezen a [linken](#) található kóddal lehet reprodukálni.

3.2.1. A Dickey-Fuller egységgyök teszt

Az adatok stacionaritásának első tesztje a Dickey-Fuller teszt volt. Független azonos eloszlású hibátageot feltételezve a szerzők a következő egyenletet írják fel:

$$x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

A 3.4 egyenletben az α értékétől függ, hogy van-e trend a modellben⁴. A DF teszt azt vizsgálja, hogy a ρ értéke az elméletből levezetett stacioner tartományban van-e?

$$H_0 : \rho = 1 \quad (3.5)$$

$$H_1 : \rho < 1 \quad (3.6)$$

Elméletben ha nem tudjuk elutasítani a H_0 nullhipotézist, akkor az egyenletben a ρ értéke statisztikailag szignifikánsan nem különbözik egytől és egy véletlen bolyongás folyamatot kapunk eredményül, ami nem stacioner. Az egyoldalú alternatív hipotézis viszont AR(1) folyamathoz vezet, így ha el tudjuk utasítani a nullhipotézist, a tesztelt idősor stacioner.

Statisztikai szempontból azonban nem ilyen problémamentes a vizsgálat. Ha a nullhipotézis igaz, akkor mind az x_t , mind az x_{t-1} változó nem stacioner és így a hagyományos formában felírt centrális határeloszlás tétel nem megfelelő t-statisztikákat eredményez. A szerzők ezért a következő átalakítást végzik el, hogy az egyenlet bal oldala stacioner legyen.

$$x_t - x_{t-1} = \alpha + (1 - \rho)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

A fenti formában már közvetlenül tesztelhető a felírt hipotézispár.

⁴A trendspezifikáció szerepéről a későbbiekben részletesen írok. A következőkben a paraméter értékét nullának tekintem.

$$H_0 : \delta = 0 \quad (3.9)$$

$$H_1 : \delta < 0 \quad (3.10)$$

Ha a nullhipotézis szerint $\rho = 1$, akkor a módosított egyenletben a késleltetett tag eltűnik. Tehát a δ paraméter tesztelése az eredeti egyenlet hipotézisével azonos végkövetkeztetést ad és a statisztikailag kivitelezhető ha az egyenlet jobb oldalán a x_{t-1} változó stacioner.

A probléma, viszont hogy a transzformáció csak az egyenlet bal oldalán garantálja a változó stacionaritását és így a centrális határeloszlás tételen keresztül a paraméterbecslések eloszlásának normális közelítését. [Dickey és Fuller \(1979\)](#) így egy módosított t-eloszlással kerülte meg ezt a problémát és a számításai alapján lehetővé vált a stacionaritás tesztelése.

3.2.2. Az Augmented Dickey-Fuller egységgyök teszt

További korlát a DF teszt alkalmazása során, hogy csak AR(1) specifikáció esetén teszi tesztelhetővé a stacionaritás tesztelését. A magasabb rendű folyamatokra ADF tesztek használunk amelyek általános alakja a következő:

$$\Delta x_t = \alpha + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

A nullhipotézis azonos az eddigiekkel. A különbség csupán annyi, hogy addig bővítjük az egyenletet új késleltetésekkel, amíg nem marad autokorreláció a maradéktagban.

3.2.3. Az Augmented Dickey-Fuller egységgyök teszt

trendspecifikációval

Az ADF teszt továbbá kiterjeszhető, hogy az esetleges trendeket is figyelembe vegye. Ehhez a következő egyenletet kell felírni, ahol a γ koefficiens a trend együtthatója:

$$\Delta x_t = \alpha + \gamma t + \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

A kapcsolódó hipotézispár ami elvben mind trend, mind differenciastacionaritásra tesz-
tel a következő lehet:

$$H_0 : \delta = 0, \gamma = 0 \quad (3.13)$$

$$H_1 : \delta < 0 \quad (3.14)$$

Viszont a γ tesztelése nem szükséges, mivel a gyakorlatban a trenddel bővített és a trend nélküli specifikációt is le szokták becsülni. Így nem kell új, módosított t-eloszlást használni a paraméterek szignifikanciájának megállapításakor.

3.2.4. A Phillips-Perron teszt

A Phillips-Perron teszt az ADF teszthez hasonló egységgyök teszt, ami a következő regressziót becsli meg (Phillips és Perron, 1986):

$$\Delta x_t = \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

Két fő eltérés van az ADF teszthez képest. Egyrészt eltérő segédregressziót használ a modell, valamint a 3.15 egyenletben a késleltetésszám automatikusan úgy kerül meghatározásra, hogy a maradéktagok autokorrelálatlansága biztosított legyen.

A segédregresszió a következőképp írható fel:

$$x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

A 3.16 egyenlet opcionálisan trenddel bővíthető. A ρ együttható a korábban megszokott hipotézispárral tesztelhető. A különbség a t-statisztikák kiszámításában van. A Phillips és Perron által számított sztenderd hibák robusztusak a heteroszkedaszticiásra és a maradéktag autokorrelációjára.

3.2.5. Az egységgyök tesztek és a kointegráció kapcsolata

A gyakorlatban az többváltozós idősorelemzés során nemcsak azt vizsgált változók stacionaritását, de az $I(1)$ változók közötti sztochasztikus együttmozgást is ellenőrizni

kell úgynevezett kointegráció tesztek segítségével.

Kettő vagy több idősor közötti kointegráció azt jelenti, hogy létezik olyan lineáris kombinációja az $I(1)$ idősoroknak, amely már stacioner $I(0)$ folyamat. Gyakorlati szempontból azért van erre szükség, mert egy hibakorrektív modell képes szétválasztani a hosszú - és rövid távú hatásokat a kointegrált idősorok között. Ez azért fontos, mert differenciastacionárius idősorok között rövidtávon lehet kapcsolat, de a hosszú távú együttmozgásra ebből nem lehet következtetni.

3.3. A kointegráció és tesztelése

A fejezet eddigi ismeretei alapján már tudjuk, hogy $I(1)$ folyamatokat nem regresszálhatunk egymáson, mert hamis regressziót kaphatunk az idősorban kialakuló esetleges trendek miatt. Ha két idősor kointegrált, akkor viszont lineáris kombinációjuk már $I(0)$, tehát van köztük hosszú távú kapcsolat ami nem a hamis regressziónak köszönhető. Formálisan ezt a következőképpen írjuk le:

$$y_t - \beta x_t = \varepsilon_t \sim I(0) \quad (3.17)$$

A kointegráló kapcsolat egy kivételes eset, ami nem alakul ki automatikusan integrált idősorok között. Ez az állítás ellenőrizhető, ha két mesterségesen generált, így egymástól független véletlen bolyongás idősort vizsgálunk. A futtatott regresszió akár magas illeszkedést is mutathat, de ez csak a időszakos együttmozgásoknak köszönhető. Az idősorok közötti kointegráció tesztelése során az együttmozgást a tesztek el fogják utasítani. Ezzel a módszerrel a gyakorlatban el lehet különíteni a véletlennek köszönhető rövidtávú együttmozgásokat a valós sztochasztikus kapcsolatoktól.

De mit is jelent az empirikus elemzésekben a kointegráltság? A gyakorlatban ez azt jelenti, hogy a változóban bekövetkező ingadozás hasonló. Amikor az egyik változó értéke csökken, akkor a másik változó is követi valamilyen késleltetéssel és fordítva. Viszont ha az egyik idősorban léteznek olyan időszakos mozgások amelyeket nem követ a másikban hasonló változás, akkor csak kointegrációs tesztekkel lehet eldönteni, hogy létezik-e hosszú távú sztochasztikus egyensúly.

Felvetődik a kérdés, hogy miért nem elég ha stacionerré differenciáljuk az idősorokat és úgy futtatunk rajtuk regressziót? Tömören, a szintben (angolul *levelben*) futtatott regresszió paraméterbecslései nem feltétlenül egyenlők a differenciált változókon futtatott regresszió együtthatóival. A szint irányból mindig meg lehet mutatni, hogy amennyiben differenciáljuk a változókat az együtthatók azonosak lesznek:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t - \alpha - \beta x_{t-1} - \varepsilon_{t-1} \quad (3.18)$$

$$\Delta y_t = \beta \Delta x_t + \Delta \varepsilon_t \quad (3.19)$$

Ellenben az állítás megfordítása nem feltétlenül igaz, a rövidtávú változásokon futtatott regressziók paraméterbecslései nem biztos hogy megegyeznek a szintben futtatott regresszió koefficienseivel:

$$\Delta y_t = \delta \Delta x_t + u_t \quad (3.20)$$

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

Azaz semmi garancia nincs arra hogy a 3.20 egyenlet δ paramétere megegyezik a 3.21 egyenlet β paraméterével. (Lásd a szimulációt az alábbi [linken](#).)

Tehát azért van szükség a kointegráció tesztelésére, mert az egyaránt tartalmaz hosszú távú kapcsolatot vizsgáló szintben mért változókat és rövid távú hatásokat szimbolizáló differenciált változókat.

3.3.1. Engle-Granger kointegráció teszt

Az [Engle és Granger \(1987a\)](#) által kifejlesztett tesztelési eljárás során OLS segítségével megbecsüljük a változók közötti kapcsolatot:

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t + \hat{u}_t \quad (3.22)$$

Majd kiszámítjuk az idősor maradéktagjait a 3.22 egyenlet átrendezésével:

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} x_t \quad (3.23)$$

A kiszámított maradéktagok már ADF teszt segítségével közvetlenül tesztelhetők stationaritásra.

$$\Delta \hat{u}_t = \delta_0 + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \dots + v_t \quad (3.24)$$

Az eljárás kritikus értékei kissé eltérnek az eredeti ADF tesztek megfelelő értékeitől, mivel figyelembe kell venni, hogy a β értékét nem ismerjük. A kapott új kritikus értékek mindig kisebbek lesznek az eredeti ADF teszt kritikus értékeinél.

Az eljárás során a következő hipotézispár alapján döntünk, ahol a nullhipotézis a kointegrátlanság:

$$H_0 : \beta = 0 \quad (3.25)$$

$$H_1 : \beta \neq 0 \quad (3.26)$$

Ugyanis ha a β paraméter becült értéke statisztikai értelemben nem különbözik nullától, akkor nem lehet kapcsolat a két idősor között. A hipotézispár felírása alapján, így annak elutasításban vagyunk érdekeltek.

3.4. Hibakorrekciós modellek

A hibakorrekciós modellek családját a kointegráló kapcsolatok kezelésére fejlesztették ki. A modellek alkalmasak a hosszú - és rövid távú statisztikai kapcsolatok kimutatására integrált idősorok között.

A modellek koncepciója, hogy a kointegráló idősorok között létezik egy hosszú távú sztochasztikus egyensúly. Ha a rendszer valamelyik változója egy sokk folytán eltér ettől az egyensúlytól, akkor életbe lép egy korrekciós folyamat. Ez a folyamat a kiigazodás során folyamatosan visszakényszeríti a változó értékét a sztochasztikus egyensúlyhoz.

A következőkben három eltérő típusú modellt fogok bemutatni. A logikai konzisztencia kedvéért először a legegyszerűbb parciális kiigazodási modellt mutatom be, ahol csak az egyik változó igazodik a hosszú távú egyensúlyhoz. Ezt követi a hagyományos hibakorrekciós modell, ahol már az összes egymással kointegráló kapcsolatban lévő változó képes a

korrekcióra. Végezetül a disszertációban alkalmazott aszimmetrikus hibakorrekciós modellt ismertetem, ami a korrekció iránya függvényében az eltérő előjelű sokkok előjelét is képes figyelembe venni a modellben.

3.4.1. A parciális kiigazodási modell

A parciális kiigazodási modellben (*partial adjustment model*) csak a függő változó végeze korrekciós mozgást. A modell hosszú távú egyensúlyát a következőképpen lehet felírni:

$$y_t^* = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

Az y^* az y változó egyensúlyi értékét jelöli, amit az x változó magyaráz a 3.27 egyenletben. A függő változó realizálódott értéke azonban eltérhet ettől az egyensúlyi szinttől, mivel az igazodás nem súrlódásmentes. Egy x változóban bekövetkező exogén sokk hatása így nem feltétlenül fejt ki a hatását az adott időszakon belül.

Az egyensúlytól való eltérés mechanizmusát a 3.28 egyenlet írja leírja le.

$$y_t - y_{t-1} = \theta(y_t^* - y_{t-1}) \quad (3.28)$$

Az egyenlet alapján a függő változóban bekövetkező változást egy θ paraméter, az adott időszaki egyensúlyi érték és az előző időszaki realizálódott érték különbségként írjuk fel.

A korrekciós paraméter értéke nulla és egy közé esik, tehát mindig nem negatív értéket vesz fel. Ekkor ha $y_t^* > y_{t-1}$, azaz az előző időszakban a realizálódott érték elmaradt az egyensúlyitól, akkor a zárójeles tag értéke pozitív csakúgy mint a korrekció iránya. Ha a reláció megfordul akkor a korrekció is ellentétes irányú lesz, mert csak a zárójeles rész előjele megváltozik.

A θ volumene ezen felül a korrekció sebességét is jelzi. Ha értéke egységnyi, akkor egy időszak alatt korrigálódik a teljes eltérés. Ha egynél kisebbet, akkor a korrekció sebessége ezzel arányosan lassabb. Továbbá $\theta = 0$ esetén nincs korrekció. A sokkok permanens hatást okoznak a rendszerben. Értelmezés szempontjából a korrekció paraméter értéke több dolgot is magába foglalhat. Az igazodás költségét, az elérhető információk mennyiségét,

vagy áru piacok esetén a termék árrugalmatlanságát is.

A parciális korrekciós modellt úgy kapjuk meg, hogy a 3.28 egyenletet felbontjuk és a kifejezésbe behelyettesítjük y^* értékét.

$$y_t = \theta\alpha + \theta\beta x_t + \theta\varepsilon_t + (1 - \theta)y_{t-1} \quad (3.29)$$

Ezt a kifejezést azonban közvetlenül nem lehet megbecsülni így egy elsőrendű autoregresszív tagot tartalmazó modellt kell segítségül hívni:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 x_t + \delta_2 y_{t-1} + v_t \quad (3.30)$$

A 3.30 egyenlet becsült koefficienseiből viszont előállíthatóak a parciális kiigazodási modell paraméterei a következőképpen: $\hat{\theta} = 1 - \hat{\delta}_2$ és $\hat{\beta} = \hat{\delta}_1 / \hat{\theta}$.

3.4.2. A Granger-féle hibakorrekciós modell

A parciális kiigazodási modellel ellentétben a Granger-féle hibakorrekciós modell (*error correction model*) már az összes kointegráló kapcsolatban lévő változó közötti igazodást képes kezelni. A korrekciós mechanizmus működése hasonló, azt leszámítva hogy a modell alakja explicit tartalmazza a hosszú távú kapcsolatot.

A modellben a rövid távú kapcsolatokat az $I(1)$ idősorok differenciáján futtatott regresszió írja le:

$$\Delta y_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta x_t + v_t \quad (3.31)$$

A hosszú távú egyensúlyt pedig a következő lineáris kapcsolat:

$$y^* = \alpha + \beta x^* \quad (3.32)$$

A hibakorrekciós modell levezetéséhez fel kell írni a 3.33 egyenletet, ahol behelyettesítjük a magyarázó változó késleltetését is az egyenletbe ezzel feltételezve, hogy az x változó hatása késhet.

$$y_t = c + \delta_1 x_t + \delta_2 x_{t-1} + \mu y_{t-1} + v_t \quad (3.33)$$

A probléma a modell egyszerű OLS becslésével, hogy nincs közvetlen közgazdasági interpretációja, mivel nem segít szétválasztani az időtáv függvényében a hatásokat. Továbbá mivel a változóink integráltak, így hamis regressziót is kaphatunk, ha mindkét változó tartalmaz trendet vagy rövid távú együttmozgásokat.

A változók differenciálásával az $I(1)$ folyamatokat $I(0)$ folyamattá tudjuk alakítani, így először az 3.33 egyenlet mindkét oldalából levonunk y_{t-1} -et.

$$y_t - y_{t-1} = c + \delta_1 x_t + \delta_2 x_{t-1} - (1 - \mu)y_{t-1} + v_t \quad (3.34)$$

Majd kipótoljuk a 3.34 egyenletet egy egészértékű taggal:

$$\Delta y_t = c + \delta_1 x_t - \delta_2 x_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} - (1 - \mu)y_{t-1} + v_t \quad (3.35)$$

Utolsó lépésben újraparaméterezzük az egyenletet úgy hogy az egyszerre tartalmazzon rövid - és hosszú távú változókat.

$$\Delta y_t = c' + \delta_1 \Delta x_t - \lambda(y_{t-1} - \alpha - \beta x_{t-1}) + v_t \quad (3.36)$$

A paramétereket az egyenletekben a következő képletekkel lehet egymásnak megfeleltetni: $\lambda = 1 - \mu$ és $\beta = (\delta_1 + \delta_2)/(1 - \mu)$.

A hibakorrekciós modellben a differenciált változók már stacionerek. A zárójelben lévő jobb oldali tag változóiról viszont ezt még nem láttuk be. Látható, hogy a zárójelben lévő kifejezés a késleltetett hosszú távú egyenlet nullára rendezett alakja. Tehát ha egy kointegrációs teszttel igazoljuk, hogy a tag megbecsült egyenletének maradéktagja stacioner, akkor a hibakorrekciós modell a hamis regresszió kialakulásának veszélye nélkül becsülhető.

A 3.36 egyenletben a λ tag a parciális korrekciós modellhez hasonlóan a korrekciós paraméter szerepét tölti be. Működése azzal azonos. Tehát ha a $y_t > \alpha + \beta x_{t-1}$ fennáll, azaz y_t a hosszú távú egyensúlyi szintje felett van, akkor a λ tag korrigál és visszahúzza a hosszú távú sztochasztikus egyensúlyhoz. A fordított esetben a korrekció ellentétes irányú. A korrekció paraméter értéke itt is $0 \leq \lambda \leq 1$ és ismét a korrekció sebességét méri.

A modell statisztikai becslése a következőképp történik. Írjuk fel 3.37 egyenletet általános formában ahol a rövid távú hatásoknak rendre p és k késleltetést engedünk meg.

$$\Delta y_t = \delta_0 + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=0}^k \mu_j \Delta y_{t-j} - \lambda(y_{t-1} - \alpha - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.37)$$

A modellben a hosszú távú egyenletet OLS becsléssel előállíthatjuk és a zárójelnek megfelelő módon kiszámítjuk a maradéktagjait. Második lépésként a maradéktagokat a hibakorrekciós modellben regresszorként használva a kapott együttható a λ paraméter mínusz egyszerese lesz. A kapott paraméterértékekkel tehát a hibakorrekciós modell előállítható.

3.4.3. A Shin et al. féle aszimmetrikus hibakorrekciós modell

A Holland kór kimutatásában a kointegráció azonosítása csak az első lépés. Ráadásul a kointegráló kapcsolatokat tesztelő eljárások érzékenyek a mintaelemszámra, így a [Johansen \(1991\)](#) által felfedezett módszernél robusztusabb módon vizsgáltam a kapcsolatokat. [Pesaran et al. \(2001\)](#) kifejezetten a nemlineáris kointegráló kapcsolat azonosítására fejlesztették ki az úgynevezett PSS tesztet.

A PSS teszt lényegében egy F-teszt, aminek kritikus értékeit a megszokottól eltérően monte carlo szimulációval állítják elő. Az eljárás az F-statisztika potenciális értékeit három intervallumba sorolja egy alsó - és egy felső kritikus érték kiszámításával. Az alsó kritikus tartományba eső tesztstatisztikák azt jelzik, hogy a vizsgált idősorok stacionerek, és így nincs kointegráció. A felső kritikus értéket meghaladó tesztstatisztikák ezzel szemben két egységgyök folyamat közötti kointegráló kapcsolatot mutatnak. A kritikus értékek közötti inkonzkluzív tartomány pedig nem ad elég támaszt arra nézve hogy létezik-e kointegráció?

A kapcsolatot az alfejezet címét viselő nemlineáris autoregresszív osztott késleltetésű modellel becslem meg (*nonlinear autoregressive distributed lag model* - NARDL), ami lehetővé teszi az idősorok közötti kvantitatív kapcsolatok számszerűsítését.

Az együttes sztochasztikus egyensúlyhoz való visszatérés vizsgálatán túl, ez a modell lehetővé teszi a sokkok hatásának eltérő viselkedését is. Ehhez [Shin et al. \(2014\)](#) alapján fel kell bontani az $I(1)$ magyarázó idősort két parciális összeg folyamatára (*partial sum process*):

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j; 0) \quad (3.38)$$

$$x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j; 0) , \quad (3.39)$$

ahol az $x_t = x_t^+ + x_t^-$. Az eljárás a következőképpen történik: a magyarázó változó adott időszaki értéke felbontható az első időszaktól eltelt periódusok közötti változások összegére. A növekedést leíró pozitív egyenletben ezután minden változást megvizsgálunk és eldöntjük, hogy az érték nagyobb-e nullánál. Ha igen akkor azt választjuk. Ha nem - azaz vagy nulla vagy negatív - akkor a nulla értéket. Ugyanez az eljárás a negatív értékeket összegző egyenletben egy minimumfüggvénnyel működik. Ezek alapján ha bármely időszaki x_t^+ és x_t^- értéket összeadjuk, akkor visszakapjuk az eredeti idősort.

Bár a transzformáció után közvetlenül megbecsülhető a hosszú távú aszimmetrikus kapcsolat:

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + \xi_t , \quad (3.40)$$

az idősorokban található hasonló - akár időszakos- trendek hamis regresszióhoz vezethetnek és így a paraméter becslések torzítottak és inkonzisztensek lesznek (Granger és Newbold, 1974; Hendry, 1980). Az eltérő időtávú hatások konzisztens becsléséhez olyan hibakorrekciós modellt kell specifikálni, ahol a hosszú távú sztochasztikus trendek jelenlétét el lehet különíteni a rövid távú ingadozásoktól. Eredetileg Engle és Granger (1987b) egy egyszerű OLS becslés után a paraméterek ismeretében egyszerűen kiszámították a ξ_t maradéktagot egy, az aszimmetrikus egyenlethez hasonló szimmetrikus modellből:

$$\xi_t = y_t - \beta^+ x_t^+ - \beta^- x_t^- , \quad (3.41)$$

és változóként használták annak értékeit a hibakorrekciós modellben. Ebben a specifikációban a ξ_t tag reprezentálja a hosszú távú sztochasztikus egyensúlytól való eltéréseket és így figyelembe veszi annak potenciálisan hiányzó hatását.

Ugyanezt a logikát követi Shin et al. (2014) munkája, akik egy nemlineáris autoregresszív osztott késleltetésű modell formájában írják fel a hibakorrekciós egyenletet:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{m-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (3.42)$$

$$= \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{m-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t, \quad (3.43)$$

ahol a 3.42. egyenlet közvetlenül megbecsülhető és a 3.41. egyenlet hosszú távú paramétereit kiszámíthatóak a következőképp: $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ és $\beta^- = -\theta^-/\rho$.

A 3.43. egyenletben ρ szimbolizálja a hibakorrekciónak tag koefficiensét. Ha $\rho < 0$ és statisztikailag szignifikáns, akkor a modell dinamikusan stabil és ok - okozati kapcsolatot reprezentál. Ezen felül ρ méri a korrekció sebességét is. A becslés eredménye azt mutatja, hogy egy egységnyi sokk hatására, az egyensúlytól való eltérés hány százaléka korrigálódik egy periódus - jelen esetben egy hónap - alatt.

A 3.42. és 3.43. egyenletekben a differenciált változók koefficiensai - azaz $\gamma_j, \varphi_j^{+/-}$ - reprezentálják a kapcsolódó változók rövid távú hatásait, amelyek az elemzés szempontjából nem lényegesek.

3.5. A maradéktagok autokorreláltságának modelldiagnosztikai tesztjei

A maradéktagok autokorreláltsága a hatodik Gauss-Markov feltétel megsértését jelenti és következménye hogy a modell paraméterbecslései statisztikai értelemben elvesztik BLUE tulajdonságukat. A maradéktagok autokorrelációja három okból alakulhat ki:

1. *Kihagyott változó torzítás:* Ez az eset akkor fordul elő ha a modelltől kihagyunk egy olyan változót, ami befolyásolja a magyarázott változó realizációját. Idősoros esetben ez a rosszul megválasztott késleltetési struktúra esete.

Modelljeinkben az illeszkedés jóságát Schwarz információs kritériumok által határoztuk meg. Az SIC mutató figyelembe veszi a modell paramétereinek száma és az illeszkedés jósága közötti átváltást és a lehető legkisebb modellt választja.

2. *Függvényforma rossz megválasztása:* Ez az eset akkor fordulhat elő, ha az adatok nemlineáris kapcsolatot mutatnak a magyarázó és a magyarázott változó között.

Például amennyiben a valóságban a kapcsolat csökkenve növekvő de a modellalkotó ezt egy lineáris függvényformával modellezi, akkor a maradéktagok először sorozatban pozitív, majd a függvények metszéspontja után egymás után negatív értékeket vesznek fel.

Ezt a potenciális problémaforrást nemlineáris modellek alkalmazásával küszöböltem ki. Így amennyiben a reálárfolyamok és az árindexek közötti kapcsolat aszimmetrikus, a modell ezt a hatást beépíti a paraméterek becslésébe.

3. *Mérési hiba a magyarázó változóban:* Ha az egyik időszakban alulmérjük a magyarázó változót, akkor a következőben is nagyobb valószínűséggel lesz annak értéke alacsonyabb a valódinál.

Afrikai országoknál előfordulhat hogy szándékosan, vagy nem szándékosan, de rossz a mérés. Ebből kifolyólag elsősorban olyan adatokat használtam melyek nemzetközileg mértek, így ezt alapvetően nem tekintem problémának. Egyedül az inflációs adatokban fordulhat elő szándékos torzítás, de ennek hatása be kell hogy épüljön a nominális árfolyamokba.

3.5.1. A tesztelés problémái

A hibatagok autokorrelátlanságának tesztelése egy elméleti szempontból nehéz feladat. A probléma bemutatásához fel kell írni a változók közötti összefüggés és a maradéktagok kapcsolatának függvényeit.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (3.44)$$

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (3.45)$$

A 3.45 egyenlet a maradéktagokat egy $AR(1)$ folyamat formájában jeleníti meg. Abban az esetben ha a ρ értéke statisztikailag különbözik nullától, a maradéktagok autokorreláltak lesznek.

A kapcsolódó hipotézispár így elméletben a következő:

$$H_0 : \rho = 0 \quad (3.46)$$

$$H_1 : \rho \neq 0 \quad (3.47)$$

A gyakorlati kérdés azonban az, hogy miként tesztljük az autokorrelációt ha a hibatarakat nem láthatjuk? Ez két lépésben történik. Először megbecsüljük a 3.48 egyenletet és a tapasztalt valamint a becült értékek segítségével kiszámoljuk a becült maradéktagokat.

$$y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t + \hat{\varepsilon}_t \quad (3.48)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = \delta_0 + \delta_1\hat{\varepsilon}_{t-1} \quad (3.49)$$

Majd a kiszámolt maradéktagokon ismét regressziót futtatunk. Ha a 3.49 egyenletben a δ meredekségi paraméter statisztikai értelemben nem egyenlő nullával, akkor van autokorreláció a maradéktagokban.

A probléma elméleti oldalról azonban még komplikáltabb! Ugyanis ha x az első becült egyenletben endogén akkor a másodikban a t-teszt statisztikái nem érvényesek. A számításnál feltesszük hogy a hibatarak homoszkedasztikusak. Ha ez a feltétel nem áll, akkor korrekció nélkül nem igazak a hipotézisteszt eredményei. Ebből az okból kifolyólag két alternatív tesztet fejlesztettek ki a hibatarak autokorreláltságának tesztelésére.

3.5.2. A Durbin-Watson teszt

Durbin és Watson (1950) a maradéktagok tesztelését a következő képletből számított tesztstatisztika segítségével végzik el:

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^n (\hat{\varepsilon}_i - \hat{\varepsilon}_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2} \quad (3.50)$$

Ez a statisztika és a 3.49 becült egyenletből a δ_1 becült értéke szoros kapcsolatban állnak egymással. Igaz rá hogy: $DW \approx 2(1 - \delta_1)$.

A kiinduló elméleti problémától a következő dolgok különböztetik meg. Először is a DW statisztika hipotézispárja egyoldali, mivel a négyzetes tagok miatt nem vehet fel negatív értéket.

$$H_0 : \rho = 0 \quad (3.51)$$

$$H_1 : \rho > 0 \quad (3.52)$$

A teszt három régióra osztja a potenciális értékek tartományát:

$$\text{DW - statisztika} = \begin{cases} DW > d_U & \text{Nem utasítjuk el.} \\ d_L < DW < d_U & \text{Inkonkluzív eredmény.} \\ d_L < DW & \text{Elutasítjuk.} \end{cases}$$

Az alsó és a felső határ között a teszt inkonkluzív eredményt ad, ami megnehezíti az empirikus munkát. További probléma a teszttel hogy nem robusztus az endogén regresszorokra, azaz például ha a függő változó késleltetett értékeit regresszorként használjuk - ami az idősoros ökonometriai modellekben általános -, akkor a DW helyett új tesztet kell választani.

3.5.3. A Breusch-Godfrey teszt

Az ismertett okból kifolyólag ma már inkább a Breusch-Godfrey tesztet (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) alkalmazzák a kutatók, mivel ez képes az endogén regresszorok jelenlétének hatását kiküszöbölni. A modellek felírása hasonló mint a korábbi teszt esetén.

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \varepsilon_t \quad (3.53)$$

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (3.54)$$

A segédregresszió becült egyenlete pedig a következő:

$$\hat{\varepsilon}_t = \delta_0 + \delta_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} \quad (3.55)$$

A probléma, hogyha valamelyik magyarázó változó endogén, azaz korrelál a maradékkal, akkor a δ_1 analitikusan számított értéke torzított lesz a segédregresszióban, és így a t és F tesztek értékei invalidak.

Ezt kiküszöbölendő a szerzők beteszik a segédregresszióba az 3.55 egyenlet magyarázó változóit. Amennyiben maradt korreláció a maradéktag és a változók között, akkor azt a 3.56 egyenlet le fogja fogni az és a δ_2 becslése torzítatlan lesz.

$$\hat{\varepsilon}_t = \delta_0 + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \delta_2 \hat{\varepsilon}_{t-1} \quad (3.56)$$

A disszertáció szempontjából fontosabb, hogy x_{2t} kicserélhető a késleltetett függő változóval - y_{t-1} - és így idősoros applikációra alkalmas az egyenlet.

Az eljárás szükség esetén általánosítható és magasabb AR(p) késleltetések is megengedettek a hibatagban. Ekkor felírható a segédregresszió egyenlete (AR(2) esetben):

$$\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} \quad (3.57)$$

A kapcsolódó hipotézispár pedig a következő:

$$H_0 : \rho_1 = 0, \rho_2 = 0 \quad (3.58)$$

$$H_1 : \rho_i \neq 0 \quad (3.59)$$

A becslés során az 3.56 egyenlethez hasonlóan a magyarázó változók is szerepelnek a regresszióban.

$$\hat{\varepsilon}_t = \delta_0 + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \delta_2 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \delta_3 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \dots + \delta_q \hat{\varepsilon}_{t+1-q} \quad (3.60)$$

A kapott paraméterbecsléseket pedig egyaránt lehet F - illetve LM tesztelni. Az empirikus részben becsült modelleknél a fent bemutatott teszt a kimutatásban χ_{SC}^2 jelöléssel található meg.

3.5.4. Az Engle-féle ARCH teszt

Nem tárgyaltuk még az eddigiekhez kapcsolódó ötödik Gauss-Markov feltétel megsértését, amely kimondja, hogy a maradéktagok varianciája időben állandó kell legyen. Ahogy már korábban a stacionaritásnál felleveztük, ez azt jelenti, hogy nincsenek az időtől

függő turbulens periódusok az idősorban. Az úgynevezett maradéktagok feltételes heteroskedaszticitás megsértése a becsült sztenderd hibák torzítottóságát és így hibás p-értékeket eredményez.

A probléma tesztelésére szolgáló eljárást Engle (1982) a következőképp mutatta be meghatározó cikkében:

1. lépés: Becsüljük meg OLS eljárás segítségével a következő AR(q) modellt:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_q y_{t-q} + \epsilon_t \quad (3.61)$$

2. lépés: Számítsuk ki a becsült maradéktagok $\hat{\epsilon}^2$ négyzetét és regresszáljuk q - azaz az úgynevezett ARCH tag - késleltetésén.

$$\hat{\epsilon}_t^2 = \hat{a}_0 + \sum_{i=1}^q \hat{a}_i \hat{\epsilon}_{t-i}^2 \quad (3.62)$$

3. lépés: Teszteljük $\forall i$ -re, hogy külön-külön illetve együttesen igaz-e a következő hipotézis:

$$H_0 : a_i = 0 \quad (3.63)$$

Amennyiben el tudjuk utasítani a nullhipotézist, nincs ARCH hatás és a vonatkozó Gauss-Markov feltétel érvényes.

A 4. fejezetben becsült modelleknél a bemutatott ARCH teszt a kimutatásokban χ_H^2 jelöléssel található meg.

3.6. Összegzés

Ebben a fejezetben összegeztem a disszertáció szempontjából fontos statisztikai koncepciókat. Áttekintettem a keresztmetszeti és idősoros ökonometria főbb különbségeit és kiemeltem a stacionaritás és a gyenge függőség fogalmainak jelentőségét. Ezeket a tulajdonságokat a leggyakoribb idősoros folyamatokon illusztráltam, majd ismertettem a felhasználásukat a stacionaritás és a kointegráció tesztelése során.

A fejezetben bemutatásra került az aszimmetrikus autoregresszív osztott késleltetésű modell, ami a disszertáció központi elemét képezi és általa vizsgálható a holland körjelensége. Az 4. fejezet az ARDL modell segítségével empirikusan teszteli, hogy a vizsgált országok reálárfolyamai kointegráltak-e az adott ország fő exporttermékét jelentő erőforrások világpiaci áraival és így statisztikailag vizsgálja a Buitert és Purvist modellt az érvényességét.

4 Esettanulmányok és eredmények

Az eredmények fejezet egységes formában alkalmazza a bemutatott eljárásokat a disszertációban vizsgált országokra. Minden esettanulmány elsőnek ismerteti az adott ország releváns gazdasági és politikai helyzetét, majd ezután áttér a statisztikai elemzésre.

4.0.1. A vizsgált országok kiválasztása

Disszertációmban hat szubszaharai-afrikai és dél-amerikai országot vizsgállok. Mindkét régióból választottam egy - egy olyan államot amely hagyományosan nem tekinthető a holland kór szempontjából érintett országnak. Ez Fekete-Afrika esetében Botswana, míg a dél-amerikai kontinensen Chile.

Ország	Nyersanyag	Exportarány (%)	ECI	EX (mrd \$)	IM (mrd \$)
Angola	Kőolaj	88	-1,32	30,3	10,4
Botswana	Gyémánt	NA	NA	NA	NA
Tanzánia	Arany	29	-1,02	5,3	8,17
Chile	Réz	45	0,04	70,1	62,7
Peru	Réz/Arany	31/16	-0,6	44,8	38
Bolívia	PB gáz/Cink/Arany	32/17/13	-1,08	8,08	9,4

1. táblázat: Az országok kiválasztásának logikája

A 1. táblázat összesíti az esettanulmányokat fő exporttermékeik szerint. A táblázatban található adatok forrása az MIT Media Lab által fenntartott [Observatory of Economic Complexity](#) adatbázis. Exportarány szempontjából igyekeztem minél változatosabb gazdaságokat választani. Ennélfogva az esettanulmányok között található olyan ország ahol az exportszektorban a nyersanyag 90% körüli arányban csupán egy termékből származik

(Angola), de olyan is ahol több exportált termék kisebb arányban okozhat holland kórt (Peru és Bolívia).

Külön érdemes megfigyelni az ECI (*Economic Complexity Index*) mutatót, ami egy -2,5 és +2,5 közötti skálán értékeli a gazdaságok termelési struktúrájának heterogenitását¹. E mutató alapján Chile-t leszámítva minden vizsgált ország feltehetőleg a negatív tartományba esik, de az exportarány és a mutató között nem láthatunk közvetlen lineáris kapcsolatot. Ez a tény arra mutat rá, hogy a holland kórból érintett országok feltehetőleg az átlagosnál kevésbé diverzifikálták termelésüket.

Itt szeretném megragadni az alkalmat hogy kifejtsem, a kiválasztott országok nem tekinthetőek egy véletlen mintának. A választás így mindenképp erősen szubjektív, de követi a [Geddes \(1990\)](#), valamint [Seawright és Gerring \(2008\)](#) által lefektetett esetkiválasztási módszertant. Ezenfelül fontos kihangsúlyozni, hogy a modellek csupán gazdasági hatásokat képesek azonosítani. A társadalmi változások jellemzően az elemzett időszakok kezdetének és végének meghatározásával kerülnek figyelembevételre.

4.0.2. Az idősorok előkészítése

A statisztikai elemzés alfejezetek - Tanzániát leszámítva (lásd később) - minden esetben két részre oszthatóak. Az elsőben a reál-effektív árfolyam (REER²) segítségével egy általános modellt futtatok, majd a másodikban kereskedelmi páronként vizsgálódok. Az utóbbi reálárfolyamos (RER) modellek esetében csak azokat a partnerországokat vettem figyelembe, ahol a kereskedelem hosszabb ideig fennállt, illetve ahol éves átlagban legalább 5%-ot tett ki az exportált nyersanyag kereskedelméből a lefolytatott tranzakciók százalékos aránya.

Minden nominális idősort a Nemzetközi Valutaalap International Financial Statistics (IFS) adatbázisából gyűjtöttem és a következő számítással alakítottam át reálárfolyamra:

$$e_t = E_t \cdot \frac{CPI_t}{CPI_t^*}, \quad (4.1)$$

¹A mutató a matematikai számítás során a vizsgált országok következő "tulajdonságait" súlyozza össze: jövedelem, növekedés, jövedelmi egyenlőtlenségek, üvegházhatású gázok kibocsátása, illetve kereskedelmi -, foglalkoztatottsági -, részvénytőke - és szabadalmi adatok.

²Az adatok közvetlen forrása a [Bruegel Institute](#) volt.

, ahol az e_t és E_t szimbólumok jelentik a reál és nominális kamatlábakat³. A CPI_t és a CPI_t^* pedig rendre a vizsgált ország és kereskedelmi partnere fogyasztói árindexeit. Ennélfogva ha az e_t értéke növekszik, akkor az elemzett ország árfolyama felértékelődik⁴.

Technikai szempontból a CPI-nál jobb választás lenne a vizsgált ország GDP-deflátor, viszont ez jellemzően nem áll rendelkezésre. Ennek oka, hogy míg a CPI egy árukosarat indexál, addig a deflátor elméletben az összes terméket. Szerencsére a két mutató szoros együttmozgása egy régen ismert jelenség, így az infláció mérőszámának ilyen irányú megválasztása nem okoz technikai problémát a becslések kivitelezése során (Mankiw, 1997, 65. old.).

Az idősorokon minden esetben szezonális szűrést végeztem és a nemzetközi szakirodalomnak megfelelően logaritmált formában vittem be a modellbe hogy csökkentsem az esetleges heteroszkedaszticitást (Yol, 2009; Olusi és Olagunju, 2005).

Végezetül az idősorokból kizárólag a reál-effektív árfolyamot mutatom be ábra formájában, mivel azok jellemzően erős kapcsolatban vannak a komponenseiket képező különböző árfolyamokkal és így kompakt módon lehetővé teszik a devizapiaci folyamatok bemutatását.

4.0.3. Az elvégzett tesztek és modelleredmények

Minden előállított idősoron először stacionaritási teszteket futtattam. A szakirodalomban erre használt ADF (Dickey és Fuller, 1979) és PP (Phillips és Perron, 1986) teszteket két specifikációval közlöm. Egyrészt ellenőrzöm, hogy az idősorok csupán egy tengelymetszet augmentációval milyen eredményeket adnak, majd megismétlem a számításokat trend alkalmazásával is. A két eltérő teszt közül elsősorban a PP értékeit veszem figyelembe, mivel ezek érzékenyebbek a határesetek kiszűrésében. Az ADF tesztek eredményei a megerősítést szolgálják.

³A képletben az amerikai tankönyvekben gyakran használt módon van feltüntetve az inflációk hányadosa, azaz az általunk megszokott reciprokát látjuk, amit *közvetett árjegyzésnek* neveznek. Ezt a felírásmódot alkalmazzák Jahan-Parvar és Mohammadi (2011) is mintául vett cikkében. További előnye ennek a felírásnak, hogy a REER árfolyamok a súlyozás miatt szintén ebben a formában kerülnek kiszámításra és így a RER és REER adatok változásának mechanikája azonos lesz.

⁴Fontos megjegyezni, hogy az eurót használó kereskedelmi partnerekre nem lehetséges a számítás elvégzése, mivel az IFS adatbázisban csak REER árfolyamokat közölnek ezekre az országokra.

A szakirodalom alapján várhatóan a reálárfolyamok (Sarno és Taylor, 2003) és az erőforrások is egységgyök folyamatok, így közöttük kointegráló kapcsolatok lehetnek. Ezt Pesaran et al. (2001) alapján PSS tesztekkel ellenőrzöm, mert ez az eljárás alkalmas a rejtett kointegráció kimutatására is (Shin et al., 2014). A felfedett kointegrációkat a módszertani fejezetben ismertetett NARDL modell következő formájával becslem meg:

$$\Delta \log e_t = \rho \log e_{t-1} + \theta^+ \log p_{t-1}^+ + \theta^- \log p_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_j \Delta \log e_{t-j} + \sum_{j=0}^{m-1} \left(\varphi_j^+ \Delta \log p_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta \log p_{t-j}^- \right) + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

A modellben tehát a e_t változó jelenti a kereskedelmi partnerek közötti reálárfolyam értékét, míg a p_t a releváns nyersanyag világpiaci árát. A modellek hosszú távú becsült paraméterértékeit a 3. fejezetben leírt módon kiszámítom és megállapítom hogy mely esetekben és milyen erős hatást gyakorol egy adott nyersanyag világpiaci ára - a holland kór indikátora - a kereskedelmi partnerekkel vett reálárfolyamokra. A modellből a ρ paraméter szignifikáns és negatív előjelű becslése jelzi a holland kór jelenlétét. Mértéke pedig annak erősségét. Az egyenletben található paraméterbecslések értékeivel pedig manuálisan is kiszámíthatók a hosszú távú hatások β^+ és β^- értékei, melyek statisztikai értelemben nem feltétlenül különböznek.

Az eredményeket modelldiagnosztikai tesztekkel ellenőrzöm. Autokorrelációra Breusch-Godfrey tesztet használok (Breusch, 1978; Godfrey, 1978) (χ_{SC}^2), amely nullhipotézise a maradéktagok autokorrelálatlansága. Az esetleges feltételes heteroszkedaszticitás detektálására az ARCH teszt (Engle, 1982) a legalkalmasabb (χ_H^2), aminek nullhipotézise a maradéktagok homoszkedaszticitása. A hosszú távú paraméter asszimmetria tesztelése Wald teszttel történik (W_{LR}), és a teszt nullhipotézise a paraméterek egyezősége. A NARDL modellbecsléseket Zaghoudi (2018) R programnyelvű implementációja segítségével végzem el.

Végezetül ki kell emelni, hogy az idősoros modellek jellemzően csak pár lényeges változót ragadnak ki a modellezett folyamatból, hogy annak dinamikus tulajdonságait képesek legyenek leírni. Ez a pár változó azonban az árfolyammeghatározódás összes havi szinten elérhető lényegi gazdasági változóját magában foglalja, mivel a reálárak kiszámításakor a hazai és partnerországbeli inflációval az eltérő kamatpolitikákat is beépítettük a modellbe.

(Ezzel természetesen a tőkebeáramlás hatását sikerült bevezetni.) A keresztmetszeti becslésekben gyakran szerepeltetett társadalmi és intézményi hatásokat az idősorok kezdő és végpontjainak megállapítása során vettük figyelembe.

4.1. Botswana

4.1.1. Áttekintés

A mindössze kétmillió lakosú Botswana a világ második legjelentősebb gyémánttermelője, és a világ éves gyémánthozamának 15%-a innen származik (Kimberley Process, 2017). Fekete-Afrika sikertörténetének tartják, mivel a gyémántbevételekre alapozva sikerült egy szegény, mezőgazdaságból élő, segélyfüggő államot egy generáció alatt közepes jövedelmű országgá alakítani (Samatar, 1999; Maipose, 2008; Hillbom, 2008; Gwebu, 2012).

Botswana 1966-os függetlenné válásakor még csak 12 km aszfaltozott úttal és 70 dollárnyi egy főre eső jövedelemmel rendelkezett. A hatvanas években felfedezett gyémántkészletnek és a hetvenes évek elejétől meginduló kitermelésnek köszönhetően az ország évtizedeken keresztül az ázsiai kistigriseknél is gyorsabb növekedési tempót diktált (Biedermaann és Czirják, 2016). A gyémántkitermelésből származó bevételek biztosították a fedezetet az infrastruktúra és az oktatás fejlesztéséhez: mára közel 18000 km aszfaltozott út, 888 km vasút épült, az országban több mint 70 repülőtér található.

Botswana sikerének titka, hogy a kitermelésből potenciálisan kialakuló társadalmi konfliktusokat a mindenkori vezetés sikeresen menedzselte. Erős intézményi háttérrel, alacsony korrupcióval, stabil demokratikus berendezkedéssel és prudens fiskális politikával Botswana a nyersanyagokra alapozott fejlődés mintaállamává vált.

Botswana kormánya már 1972-ben különböző célú pénzügyi alapokat hozott létre. Ezen alapok megfelelő háttérrel biztosították a kormány gazdaságfejlesztési stratégiája számára (Harvey és Lewis, 1990; Leith, 1999). A kormány a kontraciklikus fiskális politika jegyében évről - évre döntött az országban elkölthető pénz mennyiségéről az export - és állami bevételek középtávú előrejelzése alapján, mérlegelve a hazai gazdaság abszorpciós kapacitását. 1993-ban a Hazai Fejlesztési, Bevételstabilizációs és Adósságszolgálati Alapok

összeolvadtak a Pula Alapban, amelyet a kormány a jövő generációk számára tartalékoló szuverén vagyonalapként definiál, de a bevételektől függően forrásait alkalmanként a költségvetési deficit kiegyensúlyozására is használják (IMF, 2012). A kormány azon forrásait bocsátja az Alap rendelkezésére, amelyeket nem képes Botswanában produktívan befektetni, illetve akkor von el forrásokat az Alapból, ha az alacsony nyersanyagárak miatt a költségvetése deficittől szenved. A Pula Alap jelenleg közel ötmilliárd dollárnyi eszközállomány felett rendelkezik (SWFI, 2020)⁵. Az Alapnak köszönhető, hogy a kormánynak gyakorlatilag a bevételek és a gyémántpiaci árak ingadozásától függetlenül stabil és állandó pénzügyi források álltak és állnak rendelkezésére, így alkalma volt szám-talan addicionális termelő kapacitást létrehozó hazai beruházás megvalósítására (NRGI és CCSI, 2012). A külföldi valutatartalék-állomány a nyolcvanas évektől kezdve a 2010-es évekig folyamatosan nőtt, és a bevételek és kiadások mértéke elszakadt egymástól.

Van azonban ennek az afrikai sikertörténetnek egy árnyoldala is: az ország gazdaságilag továbbra is egy lábbon áll: az exportbevételek 91%-át és a GDP közel negyedét a gyémántkitermelés és feldolgozás adja (BIMTS, 2018). Pedig az elmúlt két évtizedben a botswanai kormány sokat tett a befektetési környezet javításáért, a hazai munkaerő termelékenységének javításáért, az exportdiverzifikáció szempontjából fontos infrastruktúra fejlesztéséért, az iparosodottság alacsony foka érdemben mégse változott (lásd 2. táblázat).

Ez azért jelent problémát, mert a botswanai gyémántkitermelés jelenős változások előtt áll: becslések szerint mintegy 10 éven belül, de legkésőbb 2027-től számottevően vissza fog esni, mivel a jelenlegi fejtési technikákkal kitermelhető gyémánt elfogy. A bonyolultabb kitermelési technológia, amelyet egy évtized múlva alkalmazni kell majd, nagymértékben visszaveti a gyémántból származó kormányzati jövedelmeket (Biedermann és Czirják, 2016).

Egymásnak ellentmondó becslések állnak rendelkezésre, hogy ez a drasztikus bevételkiesés milyen hatással lesz a botswanai gazdaságra. A Botswana Institute for Development Policy Analysis (BIDPA) kutatásai azt valószínűsítik, hogy az egy főre jutó GDP 2027 után várhatóan 48%-kal visszaesik, ami alapjaiban változtat majd a lakosság jelenlegi életvitelén (BIDPA és WTO, 2005). Botswana előtt tehát egyetlen megoldás áll: csökkentenie kell gyémántfüggőségét, és diverzifikálnia gazdaságát. Ahhoz, hogy ezen a téren rövid

⁵Az Alap tényleges bevételeiről és befektetéseiről az eszközkezelő központi bank (Bank of Botswana) nagyon kevés közérdekű információt közöl.

	2001–2004	2005–2008	2009–2012	2013–2016
Gazdasági növekedés (éves átlag) (%)	3,41	6,86	2,85	4,52
Munkanélküliség (%)	21,31	17,55	17,43	18,10
Feldolgozóipar (GDP %)	5,79	5,56	6,12	5,53
Bányászat (GDP %)	28,42	29,5	18,84	19,94
Gyémánt /Teljes export (%)	79,82	68,88	71,52	84,77
Gazdasági komplexitás (ECI)	-0,76	-0,77	-0,16	-0,76

2. táblázat: Botswana makroökonómiai indikátorai

Adatok származási helye: A gazdasági növekedés mérőszámai elérhetőek a WTO Open Data adatbázisában. A gyémántexport aránya a teljes exporton belül az IMF Trade Map adatbázisából származik. A munkanélküliségi, feldolgozóipari és bányászati adatok a Statistics Botswana adatbázisából származnak.

idő alatt sikereket érjen el, fel kell deríteni, hogy az eddigi diverzifikációs stratégiák miért nem érték el céljukat.

A feldolgozóipar kialakulásának fontos akadályát jelenti a több mint százéves Dél-Afrika, illetve Botswana, Lesotho, Namíbia, és Sváziföld (BLNS) között működő vámunió, a SACU (South African Customs Union) furcsa jövedelem-elosztási rendszere. A SACU rendszerének lényege, hogy a tagállamok közös bevételalapot képeznek, hogy a vám- és jövedéki adóbevételeket megosszák egymás között. A vámbevételek elosztása problémás, mert annak ellenére, hogy a SACU-ba áramló termékek nagy részét Dél-Afrikában fogyasztják (azaz a vámbevételek nagy része Dél-Afrika fogyasztásának köszönhetően keletkezik), mégis Dél-Afrika szomszédaihoz áramlik a vámbevételek túlnyomó része. Ennek oka, hogy a BLNS-országok Dél-Afrikába irányuló exportja eltöprel az onnan származó import mellett. Dél-Afrika szomszédos országaiban súlyos SACU vámbevétel-függőség alakult ki, amely akadályozza a feldolgozóipari termelés fejlődését is ([Grynberg és Motswapong, 2012](#)).

A másik, industrializációt akadályozó botswanai sajátosság a De Beers vállalatcsoport és a botswanai elit között kialakult „különleges kapcsolat”. A politikai vezetés és a De Beers érdekeinek összefonódása sok esetben akadályozta a mindenkori kormányt abban, hogy hatékonyan képviselje az ország érdekeit, a gyémánt-értékláncban történő feljebb

lépést, a helyi feldolgozást a gyémántkitermelő vállalattal szemben. A De Beers kereskedő részlege 2012-ben Londonból Gaborónéba, Botswana fővárosába költözött. A De Beers azt is vállalta, hogy több helyi munkást alkalmaz, és betanítja őket a gyémántok értékelésére, feldolgozására. Ezeket az áttörést jelentő lépéseket valószínűleg hamarabb is el lehetett volna érni.

1999-ben a választásokra készülő Botswana Democratic Party (BDP) - az országot a függetlenség elnyerése óta kormányzó párt már - 2,4 millió pula támogatást kapott egy svájci bankszámláról, amelyről később kiderült, hogy a De Beers egyik leányvállalatától származott. Quett Masire (Botswana elnöke 1980-tól 1998-ig), súlyosan eladósodott a De Beers irányába. A vállalat már az 1984-es választások előtt kölcsönrel segítette Masire vállalkozását (GM5), majd az 1999-ben esedékes választások előtt a GM5 minden addiginál jelentősebb tőkeinjekciót kapott fiktív GM5-részvények vásárlása fejében. Valószínűleg így biztosították, hogy Masire békében távozzon, és a De Beers által preferált Festus Mogae vehesse át az elnöki mandátumot (Biedermann és Czirják, 2016).

A disszertáció szempontjából az a legfontosabb kérdés, hogy a diverzifikáció sikerességét okozhatta/okozhatja-e a holland kór. Mivel Botswanában tartósan magas a munkanélküliség, és a gyémántkitermelés tőke - és nem munkaintenzív iparág, a holland kór munkaerő-elszívó hatását figyelmen kívül hagyjuk. Nem valószínű, hogy bármilyen gyémántár-változás vagy gyémántexport-növekedés a feldolgozóiparból munkaerő elszívását okozná. A továbbiakban a holland kór azon hatásmechanizmusára koncentrálnunk, amely a felülértékeltséghez kapcsolódik. Lehetséges-e, hogy a botswanai pula tartósan túlértékelt volt, és ez ellehetetlenítette az exportképes ágazatokat?

Egy 2005-ben készült tanulmány (BIDPA és WTO, 2005) az 1970-es évektől 2004-ig vizsgálta a pula reál-effektív árfolyamát, és csak 2002 és 2004 között talált túlértékeltségre utaló jeleket. Imi (2006, 2007), aki egy viselkedés-egyensúlyi árfolyam-megközelítést használt, szintén hasonló időszakra, 2002 és 2005 közé teszi a felülértékeltség időszakát. (Taye, 2012) 1990 és 2010 között vizsgálta az effektív árfolyamadatokat, egy becsült egyensúlyi árfolyamhoz viszonyítva őket, és nem talált bizonyítékot a túlértékeltségre.

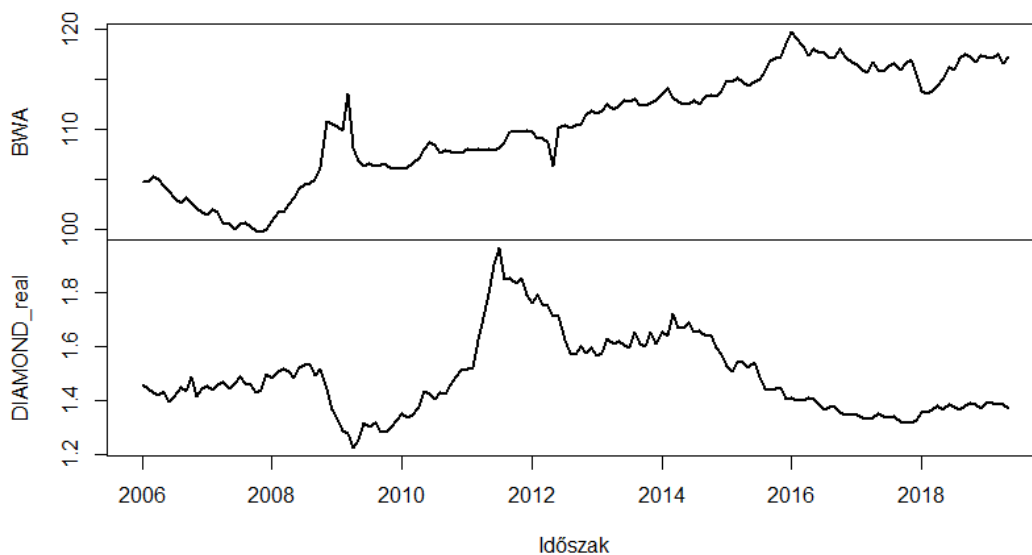
Az eddigi elemzések nem találtak egyértelmű bizonyítékot arra, hogy a pula hosszabb ideig túlértékelt lett volna, még a 2005 májusában csúszó leértékeléses árfolyamrendszerre (crawling band mechanism) való váltás idején sem. Ugyanakkor egyik elemzés sem

vizsgálta a valuta árfolyamának alakulását az egyes kereskedelmi relációkban. A disszertációban alkalmazott ökonometriai elemzés újdonsága éppen abban rejlik, hogy képes kimutatni, ha egy valuta árfolyama bizonyos kereskedelmi partnerekkel szemben ideiglenesen alul - vagy túlértékelt. Így Botswana esetében érdemi következtetések vonhatóak le arra nézve, hogy mely relációkban akadályozott az export, és ez módosíthat korábbi, kevésbé sikeres gazdaságpolitikai stratégiákat is.

4.1.2. Elemzés

Botswana modellezése csekély mértékben eltér a többi országtól, mivel azt egy korábbi, szerzőtársaimmal írt cikkből vettem át ([Barczikay et al., 2020](#)). A bírálati fordulóban kapott kritikák alapján nem változtattam az elemzés logikáján. A különbség elsősorban abban érhető tetten, hogy a RER modelleknél nem csak az 5%-ot meghaladó kereskedelmi partnereket vizsgáltuk, hanem a tíz legjelentősebbet.

REER árfolyamok



4.1. ábra: Botswana REER és nyersanyagár idősorai

A 4.1. ábra alapján Botswana reál-effektív árfolyama a 2006 január és 2019 május közötti, 161 megfigyelést tartalmazó időszakot vizsgálva trendszerűen növekedett. Ezzel szemben ha párhuzamos folyamatokat keresünk a Bloomberg által készített gyémántár indexszel, akkor egyértelmű kapcsolatot nehéz találni.

Ha a 2012 előtti időszakot vetjük össze akkor a 2008-as recessziót leszámítva a két idősor együtt mozog. Ez a jelenség később, 2012 után megfordul és amíg az árfolyamban továbbra is fennmarad a pozitív trend, addig a gyémántárakat egy enyhe negatív esés jellemzi.

Idősor	ADF teszt		PP teszt	
	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>
REER	0.62	0.01	0.62	0.04
DIAMOND	0.51	0.79	0.37	0.72
PSS teszt	<i>Típus</i>	<i>Alsó határ</i>	<i>Felső határ</i>	<i>F-stat.</i>
REER - DIAMOND	Int. & trend	2.38	3.45	2.06

3. táblázat: Botswana REER idősorainak statisztikai tesztjei

A 3. táblázat összegzi a Botswana REER modelljében felhasznált idősorok statisztikai tesztjeit. Látható, hogy a reál-effektív árfolyam trenddel ellátott verziója a PP és az ADF teszt alapján 5%-os szignifikancia szinten stacioner, míg a gyémántárindexről ez nem mondható el. A PSS tesztstatisztika 2.06-os értéke továbbá elmarad az alsó kritikus érték 2.38-ától és így egyértelműen az I(0) tartományba esik. Az eredmények alapján kijelenthetjük, hogy a két vizsgált idősor nem kointegrált. Az aggregált árfolyamadatokat nézve tehát Botswana nem tűnik holland kórtól súlytott országnak!

REER árfolyamok

Botswana esetében tíz kereskedelmi partner árfolyamait vizsgáltam, ahol az elemzett időszak alatt huzamosabb ideig volt gyémántkereskedelem. Kezdő dátumnak 2006 januárját választottam, mivel az előző év során a Bank of Botswana feloldotta az ország rögzített árfolyamrendszerét és amíg a korrekció lejátszódott a botswanai pula árfolyama ideiglenesen egy turbulens időszakot élt át.

	Kezdő dátum	Végső dátum	Elemszám
CAN	Jan. 2013	May 2018	65
CHE	Jan. 2007	May 2018	137
CHN	Jan. 2006	May 2018	149
IND	Jan. 2008	Mar. 2018	125
ISR	Jan. 2006	May 2018	149
NAM	Jan. 2010	Apr. 2018	88
UAE	Jan. 2010	Dec. 2017	84
UK	Jan. 2006	May 2018	149
USA	Jan. 2006	May 2018	149
ZAF	Jan. 2006	May 2018	149
PLPH0AAI	Jan. 2006	May 2018	149

4. táblázat: Vizsgált időszakok Botswana esetén

Megjegyzés: A gyémántárak indexe az előfizetők számára elérhető a Bloomberg Terminálon keresztül a PLPH0AAI ticker keresésével.

A 4. táblázat sorolja fel a felhasznált árfolyamokat⁶. Látható, hogy Kanada, Namíbia és az Egyesült Arab Emírátsok esetében az elemszám elmarad a nagymintánál kívánatos minimális értéktől, így a becslés utáni statisztikai tesztek eredményei döntenek majd a modellek validitásáról.

Az utolsó sorban a Bloomberg hírügynökség által közölt PLPH0AAI kóddal rendelkező gyémántár index található. A gyémántipar sajátossága, hogy feldolgozottságtól, csi-szoltságtól, fénytöréstől és egyéb tulajdonságoktól függően a drágakövek ára jelentősen változhat. Az index ezeket a sajátos változásokat sűríti egy mérőszámba.

⁶Az országok hárombetűs azonosítói megtalálhatóak a következő [linken](#).

	ADF teszt		PP teszt	
	Intercept	Int.& trend	Intercept	Int. & trend
CAN	0.35	0.14	0.42	0.08
CHE	0.17	0.42	0.11	0.30
CHN	0.27	0.36	0.43	0.40
IND	0.60	0.28	0.49	0.33
ISR	0.06	0.15	0.18	0.27
NAM	0.39	0.54	0.12	0.06
UAE	0.77	0.47	0.78	0.61
UK	0.56	0.75	0.48	0.75
USA	0.60	0.74	0.52	0.77
ZAF	0.26	0.22	0.28	0.14
PLPH0AAI	0.71	0.76	0.62	0.71

5. táblázat: Botswana stacionaritási tesztjei

A stacionaritási tesztek eredményei a 5. táblázatban találhatóak. Az ADF és PP tesztek késleltetésszámának specifikációi során AIC információs kritériummal döntöttem. Az ADF tesztek esetén ez egy késleltetést jelzett, míg a PP teszteknel jellemzően négyet (Kivéve Kanada esetén ahol a késleltetés három volt.).

A reálárfolyamok egyik megfigyelésnél sem tudjuk elutasítani a hullhipotézist, miszerint az idősorok egységgyököt tartalmaznak - tehát nem stacionerek -, mivel a táblázatban szereplő minden érték meghaladja az 5%-os p-értéket. A gyémántárindex ugyanezt a jelenséget mutatja függetlenül a teszt specifikációjától.

Az eredmények alapján tehát vizsgálható, hogy az árfolyamok külön-külön kointegráltak-e a gyémántárakkal? A 6. táblázat oszlopai mutatják a tesztek eredményeit. A Pesaran tesztnek az elemszám függvényében a teszt alsó és felső kritikus értéke Kanadát leszámítva 2.12 és 3.23. (Kanadánál ezek a számok: 2.53 és 3.65.)

A tíz kereskedelmi partner közül Kanada, Svájc, az Egyesült Arab Emírségek, az Egyesült Királyság és az USA esetén a robusztus Pesaran-teszt egyértelműen elutasítja a kointegráló kapcsolatok jelenlétét.

	Kritikus értékek		Pesaran teszt
	Alsó	Felső	F-stat
CAN	2.53	3.65	1.69
CHE	2.12	3.23	1.29
CHN	2.12	3.23	2.56
IND	2.12	3.23	2.15
ISR	2.12	3.23	2.73
NAM	2.12	3.23	11.86
UAE	2.12	3.23	1.82
UK	2.12	3.23	0.83
USA	2.12	3.23	1.04
ZAF	2.12	3.23	3.24

6. táblázat: Botswana PSS tesztjei

Egyértelmű kointegráció Namíbia esetén látható, ahol a számított tesztstatisztika meghaladja a kritikus értékeket. Határeset továbbá a Dél-afrikai Köztársaság, ahol a Pesaran-teszt értéke éppen hogy csak meghaladja az inkonkluzív és két I(1) régiót határoló felső kritikus értéket. Az eredmények alapján a nemlineáris hatásokat a Pesaran-teszt képes volt megragadni és így elvégeztem a modellbecsléseket. Amennyiben a ρ paraméter értéke szignifikáns és negatív, igazoltnak tekintem a feltételezést hogy a sztochasztikus kapcsolat létezik.

Az 7. táblázat tartalmazza a két ország NARDL modellbecsléseit. Mindkét esetben a hibakorrektív modellt tengelymetszet és trend hozzáadásával becsültem le. A becsült ρ paraméter értéke Dél-Afrika esetén is 1%-os szinten szignifikáns, így kijelenthetjük hogy az idősorok kointegráltak és első kutatási kérdésünkre Botswana esetében igenlő választ adhatunk. Tehát a szóban forgó két kereskedelmi kapcsolatban felfedezhető a parciális holland kór jelensége.

Mivel [WITS](#) adatbázis alapján Namíbia és a Dél-afrikai Köztársaság felől érkezik Botswana importjának 74%-a, így a holland kór jelenléte súlyos terhet ró a belföldi termelő szektorra.

Paraméter	Namíbia NARDL			Dél-Afrika NARDL		
	Koeff.	S.E.	p-értéke	Koeff.	S.E.	p-érték
Hibakorrekciós modell						
Intercept	0.01	0.01	0.51	0.01	0.01	0.04**
ρ	-0.28	0.09	0.00***	-0.12	0.04	0.00***
θ^+	0.14	0.05	0.01***	0.05	0.02	0.01**
θ^-	0.01	0.09	0.87	0.07	0.04	0.1*
γ	-0.42	0.09	0.00***	0.04	0.08	0.67
φ^+	-0.25	0.33	0.45	-0.18	0.16	0.26
φ^-	-0.75	0.32	0.02**	-0.21	0.15	0.17
Trend	-0.00	0.00	0.67	0.00	0.00	0.28
Aszimmetrikus hosszú távú paraméterek						
β^+	0.52	0.15	0.00***	0.43	0.14	0.00***
β^-	0.05	0.04	0.15	0.60	0.21	0.00***
Diagnosztika		p-érték		p-érték		
R^2		0.41		0.12		
$Adj.R^2$		0.37		0.08		
χ_{SC}^2		0.74		0.65		
χ_H^2		0.60		0.00		
W_{LR}		0.21		0.62		

7. táblázat: Botswana modellbecslésének eredményei

A paraméterek értékei alapján a gyémántárakban bekövetkező sokk hatására az árfolyamok korrekciója havi 28% a namíbiai dollár és 12% a dél-afrikai rand esetén. Ez azt jelenti, hogy rendre 3,6 illetve 8,3 hónap kell ahhoz hogy a gyémántárakban bekövetkező sokk hatására a reálárfolyamok visszatérjenek az egyensúlyi szintre.

Az aszimmetrikus hosszú távú paramétereknél a becsült értékek eltérnek, de ahhoz hogy statisztikailag dönteni tudjunk arról, hogy az eltérés csupán a véletlen ingadozásnak

köszönhető-e, a hosszú távú paraméterek különbözőségének teszteredményét kell vizsgálni. A W_{LR} érték mindkét esetben messze az 5%-os szignifikancia határ felett van, tehát nem tudjuk elutasítani a nullhipotézist, hogy a becült $\beta^{+/-}$ paraméterek azonosak. Ezzel pedig nemleges választ adunk harmadik kutatási kérdésünkre. A gyémántárak ingadozása nem lehet közvetlen oka a romló cserearány viszonyoknak.

A modelldiagnosztika alapján a korrigált többszörös determinációs együtthatót nézve, a Namíbia modell az árfolyam ingadozás 37%-át magyarázza, ami kointegrált modellek esetén jó eredménynek számít. Ugyanez a mutató Dél-Afrika esetén csupán 8%, így jelentős minőségbeli különbség van a becslések között. Ez egyébként nem jelent problémát, mivel a modellezés során elsősorban a konzisztens paraméterbecslésekre helyezük a hangsúlyt. Nagyobb probléma azonban hogy ez a modell nem tudja elutasítani a heteroskedaszticitás nullhipotézisét. A χ_H^2 teszt p-értéke megközelítőleg nulla, azaz a paraméterbecsléseink sztenderd hibái torzítottak.

A modellbecslések és azok diagnosztikai tesztjei alapján tehát egyértelmű bizonyítékunk van arra hogy parciális holland kór fedezhető fel a Botswana Namíbia relációban. Dél-Afrikával kapcsolatban viszont nem tehetünk ilyen egyértelmű kijelentést, mivel egyrészt a kointegráció tesztértéke közel van a kritikus értékhez, másrészt a modell heteroskedasztikus, így a becslések sztenderd hibái torzítottak.

Összehasonlítva a REER modellel a kapott eredményeinket kijelenthetjük, hogy a globális modell összemosza a felfedezett parciális hatásokat és így második kutatási kérdésünket megerősítjük, tehát az aggregált hatások elmoszák a parciális holland kórt azonosíthatóság szempontjából Botswana esetén.

Összegzésül a kapott eredmények jelentős problémákat jeleznek, de egyáltalán nem meglepőek. Botswana függősége a két legnagyobb BLNS országtól csak megerősíti a gyanút, hogy az ország exportszerkezete hosszú távon nem fenntartható. Az azonosított parciális holland kór kapcsolatokat tovább súlyosbítja, hogy Botswana importja háromnegyedét Namíbiából és Dél-Afrikából szerzi be, így a hazai szektorok jövőbeli versenyképtelensége lényegében borítékolható.

4.2. Angola

4.2.1. Áttekintés

Míg Botswanát szubszaharai Afrika sikertörténetének tartják, Angola „a nyersanyag-átok klasszikus esete” (Hammond, 2011). Angola Afrika második legjelentősebb olajexportőre, ahol az olajszektor állítja elő a GDP egyharmadát, és az exportbevételek több mint kilencven százalékát. Az ország exportkoncentrációja az egyik legmagasabb a világon, és Angola extrém olajfüggősége számtalan módon befolyásolta és befolyásolja az ország gazdaságát.

Mivel ebben a disszertációban a gazdasági hatásokat vizsgálom, az olaj által okozott politikai gazdaságtani változásokat csak érintőlegesen tárgyalom. Ugyanakkor nem tekinthetünk el attól a tényről, hogy Angolában először a Portugáliától való függetlenség eléréséért zajlott háború, majd a függetlenség kikiáltása után, 1975-től polgárháború tört ki. A konfliktust lezáró békeegyezményt 2002-ben írták alá a harcoló felek. Angola olajvagyonja is hozzájárult a polgárháború elhúzódásához: az egyes lázadó csoportok által ellenőrzött területeken kiaknázott olaj eladása finanszírozta a harcoló felek tevékenységét. Ezen felül a hatvanas évek óta jelen lévő multinacionális olajvállalatok a sorozatos konfliktusok miatti zavaros helyzetet saját hasznukra igyekeztek fordítani: az angolai elit kegyeit keresve kétes adományokkal, fegyvereladásokkal, tisztázatlan célokat szolgáló pénzügyi segélyprogramokkal biztosították maguk számára az olajkoncessziókat (Frynas és Wood, 2001).

Az angolai elit tagjai ebben a korrupción és klientelizmuson alapuló rendszerben szocializálódtak. A kitermelés egyik központi intézményi elemévé vált az 1976-ban alapított Sonangol állami olajvállalat, melynek jogelődei már a függetlenség kikiáltásakor működtek Angolában. A Sonangol megkerülhetlenné vált: minden, az angolai olaj kitermelésében részt venni szándékozó cég köteles termelés-megosztási szerződést aláírni⁷ az állami vállalattal vagy konzorciumot/vegyes vállalatot alapítani. A Sonangolnak elővételi joga van, ha egy kitermelő vállalat úgy dönt, eladja a tulajdonában álló olajmezőt. A Sonan-

⁷Olyan egyezmény, amely a kitermelési költségek megosztásáról szól az állam és egy vállalat között - a termelésben részt vevő cég a kitermelési költségek átvállalása fejében a szerződésben rögzített mértékben részesül a kitermelt olajból vagy profitból.

gol aktívan tevékenykedik szabályozó hatóságként is, aukciókat szervez, illetve maga is foglalkozik potenciális lelőhelyek feltárásával és kitermeléssel.

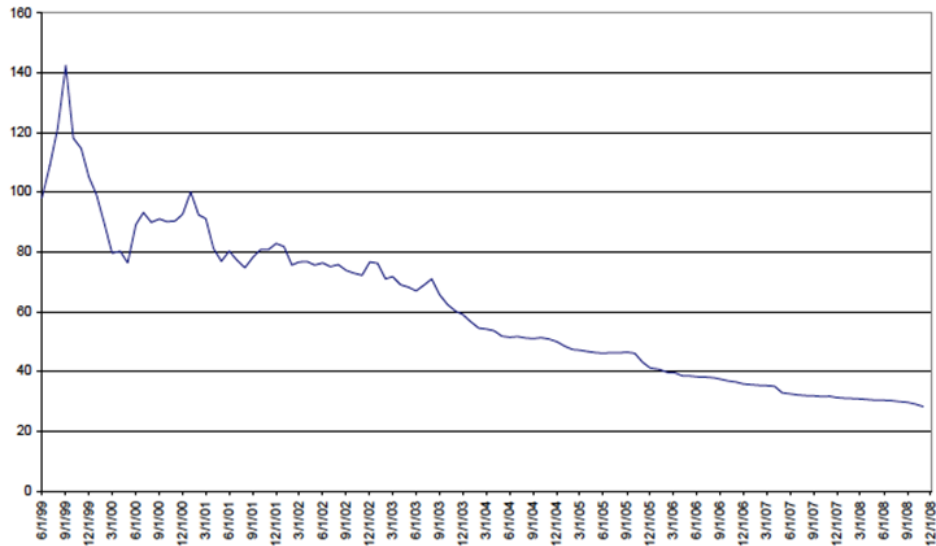
A Sonangol nemcsak a kitermelésben, hanem az angolai politikai életben is jelentős szereplővé vált, hiszen átfolyik rajta az állam fő bevételi forrása. Könyvében [de Oliveira \(2015\)](#) párhuzamos államrendszerként jellemzi a vállalatot, ahol a politikai hatalom néhány ember kezében összpontosul. Az olajbevételek elszámolása kevésbé transzparens és rendszeresen jelentős pénzüsszegeknek vész nyoma. A Sonangol, Pénzügyminisztérium és a Központi Bank hármását Angolában emiatt Bermuda-háromszögnek is nevezik ([Corkin, 2013](#)).

Nyilvánvaló tehát, hogy az olajkoncessziók átadása, a kitermelés, és az olaj eladásából származó bevételek eltorzították az angolai államszervezet és intézményrendszer működését. Az olajfüggőség azonban az angolai gazdaságra is felemás hatást gyakorolt. 2014-ig, amikortól az olaj ára nagy mértékben és tartósan visszaesett, ezek a változások nem voltak feltétlenül nyilvánvalók.

Először is átalakult a gazdaság szerkezete. A polgárháború előtt Angola sikeres mezőgazdasági termék-exportőr volt, ennek azonban a 27 évig tartó belső vizály és a holland kór véget vetett. Az angolai nagyvárosok élelmiszerellátását a polgárháború alatt import útján oldották meg, mivel az ország belsejébe vezető utak és vasutak csak sporadikusan biztosították az összeköttetést a vidék és a főváros között. A mezőgazdaság termelési eredménye radikálisan visszaesett, a háztartások visszahúzódtak az eladható növények piacáról, és megélhetési termelést folytattak. A mezőgazdasági szektornak azóta sem sikerült megerősödni, és elérnie a polgárháború előtti időszak színvonalát. Angola, a világ egykor negyedik legjelentősebb kávéexportőre napjainkban 93 millió hektárnyi növénytermesztésre hasznosítható területéből különböző becslések szerint csak mintegy 8-14%-ot használ ([Kyle, 2010](#)). Az 1990-es években az ország mindössze egy százalékát termelte a hetvenes években megtermelt kávénak. A gyapjú, dohány, kukorica, szizál és cukornád korábbi elterjedt és sikeres termesztése gyakorlatilag megszűnt. 2013-ban a mezőgazdasági export értéke mindössze 8,5%-a volt az 1974-ben mértnek. A mezőgazdaság a nemzeti büdzsé 0,4%-át tette ki 2015-ben ([Fiess et al., 2018](#)).

A mezőgazdasági termelésben lévő potenciál parlagon maradása azzal is magyarázható, hogy az évtizedekig tartó konfliktusok az infrastruktúrát tönkretették, a bejáratott

útvonalak megszűntek, az út és vasúthálózat romokban hevert, az emberek tömegesen a városokba vándoroltak (Kyle, 2002). Ugyanakkor fontos szerepe volt ebben a visszaesésben a helyi pénz, a kwanza reálárfolyam-erősödésének is a polgárháború utáni olajárrobbanás hatására. Az 4.2. ábra azt szemlélteti, hogyan erősödött a kwanza reálárfolyama az USA dollárrel szemben 1999 és 2008 között.



4.2. ábra: A kwanza dollár reálárfolyama 1999 és 2008 között (Kyle, 2010, p. 17)

A felértékelődés, amely a 2014-ig tartó olajár-boom végéig tartott, aláásta az olajon kívüli exportképes ágazatok versenyképességét, hiszen az angolai termékek külföldön drágábban voltak értékesíthetőek. Ezen felül az olajszektorban és a hozzá kapcsolódó iparágakban magasabb pénzügyi és humántőke-megtérülés volt elérhető, ezért az ország (meglehetősen alacsony) hazai hitelállományát és színvonalas oktatásban részesült, tapasztalattal bíró munkaerőjét nagyrészt felszívta a polgárháború vége után. Ez további negatív hatással volt a nem olaj-alapú exportképes iparágak versenyképességére, hiszen tőkehiánnyal és magas munkaerőköltségekkel szembesültek. A társadalmi egyenlőtlenségeket is fokozta az olajipar: a Gini-koefficiens 2016-ban 0,43 volt, és 2015-ben Angola 188 ország közül a 150. helyen állt Humán Fejlettségi Index tekintetében. 2016-ban az angolai társadalom 30 százaléka a nemzetközi szegénységi küszöb alatt élt. Tehát a társadalom nagy része nem élvezhette az olajbevételek pozitív hatásait (Fiess et al., 2018).

Az olajból származó jövedelem hatására növekedett a nem exportképes hazai termékek

és szolgáltatások iránti kereslet - mint például az elektromosság és az építőipar -, így azok ára is növekedésnek indult. Ezt a hatást jól illusztrálja, hogy az angolai építőiparban, ingatlanpiacon és a hazai kiskereskedelmi szektorban folyamatosan dinamikusabb volt a növekedés, mint a mezőgazdasági vagy ipari ágazatokban (Lothrop et al., 2013). Angola fővárosában, Luandában néhány év leforgása alatt ingatlanár-robbanás történt, Luanda - N'Djamena, Kinshasa és Lagos után - jelenleg külföldiek számára a negyedik legdrágább afrikai főváros a Mercer tanácsadó vállalat 2019. évi felmérése alapján (Mercer, 2019).

Angola a polgárháború utáni években dinamikus gazdasági növekedése egyértelműen az olaj árának alakulásához kapcsolódik, illetve fűtötte a kitermelés volumenének növekedése is: az olajkitermelés mértéke 2002 és 2008 között megduplázódott (Jenkins, 2019).

A 2014-es olajárzuhanás, amely tartósnak bizonyult, felfedte az olajra alapozott növekedési stratégia fenntarthatatlanságát. Míg 2002 és 2014 között Angola átlagosan évi 8% fölötti GDP-növekedést produkált, 2015 és 2018 között már átlagban évi 0,98%-os GDP-visszaesést. A felívelő olajár és növekvő olajexport éveit Angola nem tudta bölcsen felhasználni. A makrostabilitást az alacsony olajár mellett veszélyezteti az eladósodottság, a kitermelési kedv visszaesése és a korrupciós ügyek miatt elmaradó külföldi befektetések.

A polgárháborús időszakhoz képest jelentős többletbevétel ellenére 2002-től kezdődően az angolai kormány fokozatosan egyre jobban eladósodott, annak ellenére, hogy olajból származó bevételei is folyamatosan növekedtek 2014-ig. 2001-ben, amikor a polgárháborút lezáró békemegállapodás már körvonalazódott, az angolai kormány pénzügyi segítséget kért a Nemzetközi Valutaalaptól. Azonban az IMF által diktált feltételekbe, amelyek transzparensabb közpénzügyeket és alacsonyabb közkiadásokat írtak volna elő, nem egyezett bele, így a hitelfelvétel elmaradt. 2002-ben Dos Santos elnök máshoz fordult finanszírozási problémáival: kínai építető cégek által megvalósított projektekre 145 millió dollárnyi hitelt vett fel a China Exim Banktól és a China Construction Banktól. A Kínából származó hitelek állománya az elkövetkező években ugrásszerűen növekedett: 2004-ben az Angolai Pénzügyminisztérium és a China Exim Bank kétmilliárd dollárról szóló hitelmegállapodást kötött, amelyet újabb hitelszerződések követtek 2007-ben és 2009-ben. 2011-re Kína már 14,5 milliárd dollárnyi hitelt folyósított Angolának. A megállapodások alapján a hiteleket az állami olajvállalat, a Sonangol olajeladásaiból kell visszafizetni (Corkin, 2013).

Angolában jelentős problémát okoznak a lelőhelyek földrajzi adottságai. Viszonylag jelentős kitermelési költséggel kitermelhető mélytengeri lelőhelyekkel bír az ország, melyek népszerűsége csökkent az alacsony olajárak hatására. Magas nyomású, magas hőmérsékletű, nehezen hozzáférhető olajmezőkről kell felszínre hozni és elszállítani az olajat. A 2013-as 1,77 millió hordónyi napi kitermelés 2019 júniusára napi 1,42 millió hordóra esett vissza, mert a jelenlegi olajárak miatt nem éri meg a kitermelés. Emiatt a kormány tíz év után újra aukciókat szervezett 2019 októberében és kedvező adóváltozásokat léptetett életbe annak érdekében, hogy a nemzetközi olajvállalatok kitermelési kedve visszatérjen (Smith, 2019).

Ennek ellenére kevésbé valószínű, hogy a korábbi kitermelési trendek visszatérnek. Az Energy Aspect magáncég előrejelzései szerint Angolának minden évben 200.000 hordó/nap új kitermelési kapacitást kellene hozzátennie a már meglévőhöz, ha fenn akarná tartani a kitermelés volumenét. Ez pedig a jelenlegi projektek ismeretében kevésbé valószínű (Smith, 2019).

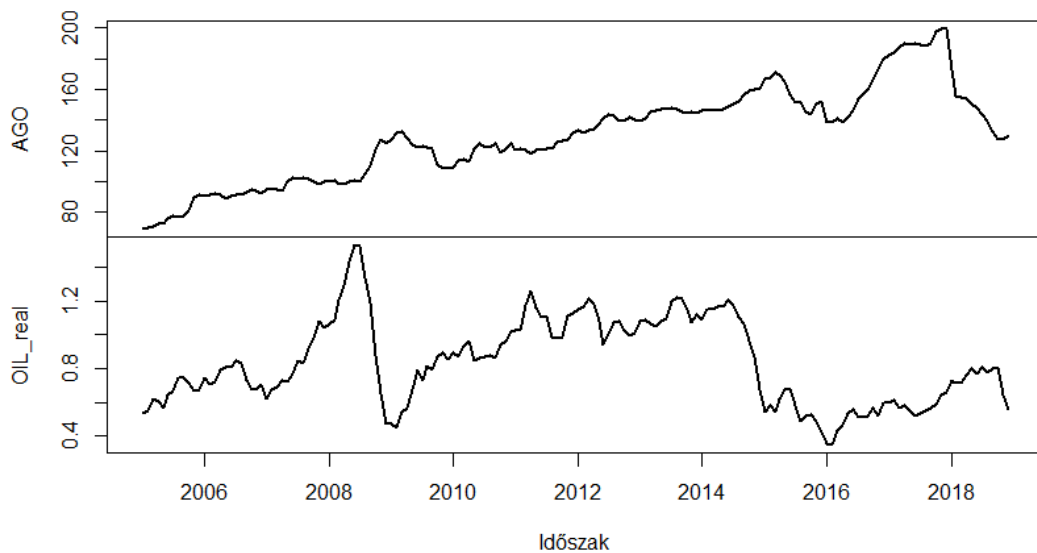
Angola a második legjelentősebb kitermelő szubszaharai Afrikában, de készletei végesek. Jelenlegi ismereteink szerint 9,52 milliárd hordó az olajkészlete, Nigéria 37,45 milliárd hordójához viszonyítva. Ha a jelenlegi kitermelési ütemmel számolunk, 2032-re az olaj várhatóan kifogy. Habár földgázkészletekkel is rendelkezik, azok jelentősége messze az olaj alatt marad: 308,1 milliárd köbméternyi készlet, szemben Nigéria 5475,2 milliárd köbméterével (Fiess et al., 2018).

Összességében tehát kijelenthetjük, hogy a jelenleg ismert olajmezők az ismert kitermelési ütem mellett 12 éven belül kimerülnek, és az új mezők feltárása az alacsony olajár miatt sokat veszített vonzerejéből. Mindenképpen megfontolandó tehát Angola nyersanyagokra alapozott fejlődésének újragondolása, melyre akkor is feltétlenül szükség van, ha az olajárak Angola számára kedvező irányba módosulnak.

4.2.2. Elemzés

REER árfolyamok

A globális reál-effektív árfolyam modell megbecslése előtt érdemes megfigyelni a két vizsgált idősort a 4.3. ábrán. A REER egy jól kivehető növekvő trendet mutat, ami az esetünkben folyamatos árfolyamerősödést jelez. Az olaj világpiaci reálára tovább két érdekes jelenséget is mutat. Az első a világválság hatása, ami relatíve gyorsan tisztul az adatsorból. A másik a nyersanyagszuperciklus 2014-es évi átbukása utáni áresés.



4.3. ábra: Angola REER és nyersanyagár idősorai

Szemrevételezéssel látható, hogy létezik valamilyen szintű együttmozgás, de mintha annak erőssége gyengülne az időszakok előre haladtával. Míg 2014 előtt hasonló meredekségű trendet tudnánk behúzni, addig a fordulópont után az olajár trendje megtörik. Ezek a hatások a kointegráció ellen hatnak. Ahhoz viszont hogy biztos állításokat tehesünk, meg kell vizsgálnunk az idősorok becsült ADF, PP és PSS statisztikáit a 8. táblázatban.

Idősor	ADF teszt		PP teszt	
	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>
REER	0.14	0.53	0.45	0.57
OIL	0.08	0.18	0.07	0.28
PSS teszt	<i>Típus</i>	<i>Alsó határ</i>	<i>Felső határ</i>	<i>F-stat.</i>
REER - OIL	Int.	2.12	3.23	5.73

8. táblázat: Angola REER idősorainak statisztikai tesztjei

A becslések alapján a stacionaritási tesztek 5%-os szignifikancia szinten képtelenek elutasítani a nullhipotézist, miszerint a vizsgált idősorok egységgyököt tartalmaznak. Továbbá jellemzőnek tűnik, hogy minden esetben a kizárólag tengelymetszettel specifikált modellek p-értékei alacsonyabbak, így a PSS teszt futtatása során ezt a szigorúbb formát használjuk. A PSS teszt 5.73-os eredménye messze meghaladja a 3.23-os felső kritikus értéket és így rejtett kointegrációt jelez.

A becsült modellt a 9. táblázatban találjuk. A ρ konvergenciaparaméter értéke az elméletnek megfelelően szignifikáns és negatív -0.05-os értékkel, ami lassú egyensúlyhoz való visszatérést jelez. A modell illeszkedése megfelelő. A korrigált többszörös determinációs együttható értéke is 15%. Továbbá az összes poszttesztimációs teszten átmegy a modell. Nem tapasztalunk autokorrelációt ($\chi_{SC}^2 = 0.54$), sem ARCH hatást ($\chi_H^2 = 0.88$). Valamint látható, hogy a modell szimmetrikus, azaz nem vagyunk képesek elutasítani a hosszú távú aszimmetria teszt nullhipotézisét egyik hagyományos szignifikancia szinten sem ($W_{LR} = 0.18$).

Paraméter	Koeff.	S.E.	t-stat.	p-érték
Hibakorrekciós modell				
<i>Const.</i>	0.23	0.10	2.281	0.02**
ρ	-0.05	0.02	-2.21	0.03**
θ^+	0.01	0.01	1.28	0.20
θ^-	0.01	0.01	0.77	0.44
γ_1	0.35	0.08	4.41	0.01***
φ^+	-0.02	0.05	-0.39	0.70
φ^-	-0.03	0.04	-0.92	0.36
Aszimmetrikus hosszú távú paraméterek				
β^+	0.20	0.09	2.22	0.03**
β^-	0.11	0.05	2.21	0.03**
Diagnosztika				
R^2	0.18			
<i>Adj.R</i> ²	0.15			
χ^2_{SC}	0.54			
χ^2_H	0.88			
W_{LR}	0.18			
<i>Obs</i>	168			

9. táblázat: Az angolai REER és az olaj világpiacon árnak NARDL modellje

RER árfolyamok

Angola esetén három fő kereskedelmi partnert választottam ki, amelyek az elmúlt években a legnagyobb forgalmat bonyolították le az ország olajpiacán. Az USA, Kína és India hármából Kína számít kiugró vásárlónak. Az olajexport fele, kétharmada áramlott Angolából a távol-keleti országba.

Mindegyik partnerország idősorait egységesen 2005 januári kezdődőponttól számítva 2018 decemberéig havi adatokon vizsgáltuk és így 168 megfigyelésünk van mindegyik

idősorra. Fontos megjegyezni azonban hogy a hivatalos árfolyam mellett létezik egy feketepiaci árfolyam is, amely adatai értelem szerűen nem elérhetőek. Ennek hiányában csak az IFS adatbázisban rendelkezésre álló idősort tudjuk alkalmazni. Feltéve, hogy az árfolyamváltozások iránya mindkét esetben azonos - habár modellezési szempontból nem ideális - a számítások elvégezhetőek.

	ADF teszt		PP teszt	
	Int.	Int. & trend test	Int.	Int. & trend
USA	0,1	0,89	0,43	0,91
CHN	0,03	0,32	0,1	0,42
IND	0,1	0,59	0,22	0,51
Oil	0,15	0,22	0,17	0,35

10. táblázat: Angola stacionaritási tesztjei

A 10. táblázat mutatja az eltérő specifikációkkal vizsgált egységgyök tesztek eredményeit. Elsősorban a robusztusabb PP tesztekre fókuszáltam az idősorok vizsgálata folyamán. A táblázat alapján 10%-os szignifikancia szinten, egyik esetben sem tudjuk elutasítani a nullhipotézist, hogy az idősorok egységgyököt tartalmaznak.

A kínai tesztstatisztikák némileg eltérnek. Az ADF tesztek tengelymetszettel ellátott specifikációjának p-értéke alapján nincs egységgyök a reálárfolyamban. Ezt megerősíteni látszik, hogy a PP teszt is 10%-os szinten határeset eredményt mutat. Elvben kointegráció kialakulhat $I(0)$ és $I(1)$ folyamatok között is így elvben a kapcsolat trenddel és anélkül is modellezhető.

	Obs.	Típus	Alsó krit.	Felső krit.	F-stat.
USA	166	Int.	4,04	4,78	6,03
CHN	166	Int.	4,04	4,78	5,57
IND	166	Int.	4,04	4,78	2,78

11. táblázat: Angola PSS kointegráció tesztjei

A kointegráció PSS tesztjei minden alkalommal kizárólag tengelymetszettel lettek specifikálva. Az USA és Kína esetében kapott 6,03 és 5,57-es tesztstatisztikák meghaladják a

teszt 4,78-as felső határát és így két I(1)-es idősor közötti kointergáló kapcsolatot azonosítanak. Visszatekintve a korábbi staiconaritással kapcsolatos eredményekre látszik, hogy a PP teszt Kína esetében hiába pont 10%-os eredményt adott, érdemes úgy kezelni az eredményeket, hogy a nullhipotézist nem tudtuk elutasítani. Ezen felül India esetén rendre elmaradnak a teszteredmények az alsó kritikus értéktől, így a PSS teszt eredményei nem mutatnak kointegrációt.

A 12. táblázat összegzi a kínai renminbi és az angolai kwanza közötti reálárfolyamra becsült modellt. A modell korrigált R^2 -e mindössze 14%, így gyenge illeszkedést mutat. Ez nem jelent problémát mivel mi a paraméterek konzisztens becslésében vagyunk érdekeltek. A diagnosztikai tesztek alapján pedig kijelenthetjük, hogy a minden specifikációs teszt megfelelő értéket mutat. A modell maradéktagjai nem autokorreláltak ($\chi_{SC}^2 = 0,64$) és homoszkedasztikusak ($\chi_H^2 = 0,07$) 5%-os szignifikancia szinten.

Az első kutatási kérdéssel kapcsolatban a ρ paramétert kell megvizsgálni. Ennek értéke megfelelő - negatív - előjelű és 2%-on szignifikáns, de volumenét tekintve nagyon alacsony! Mindössze 5%-a korrigálódik időszakonként a sztochasztikus egyensúlytól való eltérésnek. Ez arra utal, hogy az olajsokkok torzító hatása sokáig a rendszerben marad.

Paraméter	Koeff.	S.E.	t-stat.	p-érték
Hibakorrekciós modell				
<i>Intercept</i>	-0,14	0,06	-2,26	0,03**
ρ	-0,05	0,02	-2,44	0,02**
θ^+	-0,001	0,01	-0,33	0,74
θ^-	-0,001	0,01	-0,41	0,68
γ_1	0,36	0,08	4,79	0,00***
φ^+	0,01	0,04	0,24	0,81
φ^-	0,01	0,04	0,24	0,81
Aszimmetrikus hosszú távú paraméterek				
β^+	-0,04	0,02	-2,42	0,02**
β^-	-0,05	0,02	-2,43	0,02**
Diagnosztika				
R^2	0,17			
<i>Adj.R</i> ²	0,14			
χ^2_{SC}	0,64			
χ^2_H	0,07			
W_{LR}	0,89			
<i>Obs</i>	166			

12. táblázat: A kwanza/renminbi modell eredményei

A hosszú távú paraméter aszimmetria W_{LR} tesztje meghalad minden klasszikus szignifikancia szintet és 0,89-es értékével arra utal, hogy nincs különbség a pozitív és negatív sokkokra adott válaszok volumenében. Ez az eredmény arra enged következtetni, hogy ebben a kereskedelmi kapcsolatban a harmadik kutatási kérdésünkre nemleges választ kell adni. Tehát nincs jelen aszimmetria a kwanza/renminbi reálárfolyam modellben.

Az amerikai dollár és a kwanza közötti árfolyam modellje - a kínai modellhez hasonlóan - szintén gyenge illeszkedést mutat (korrigált $R^2 = 0,15$). Az összes modellspecifikációs teszt eredménye megfelelő, azaz magasabb az összes konvencionális szignifikancia szint értékénél (lásd 13. táblázat).

Paraméter	Koeff.	S.E.	t-stat.	p-érték
Hibakorrekciós modell				
<i>Intercept</i>	-0,11	0,09	-1,18	0,24
ρ	-0,02	0,02	-1,3	0,19
θ^+	0,001	0,01	0,36	0,72
θ^-	0,001	0,01	0,43	0,67
γ_1	0,36	0,08	4,64	0,00***
φ^+	-0,01	0,03	-0,47	0,64
φ^-	-0,02	0,03	-0,47	0,64
Aszimmetrikus hosszú távú paraméterek				
β^+	0,12	0,09	1,3	0,19
β^-	0,12	0,09	1,3	0,19
Diagnosztika				
R^2	0,19			
$Adj.R^2$	0,15			
χ_{SC}^2	0,74			
χ_H^2	0,11			
W_{LR}	0,95			
<i>Obs</i>	166			

13. táblázat: A kwanza/dollár modell eredményei

A modell ρ paramétere azonban hiába jó előjelű, nem szignifikáns! Ez azt jelenti, hogy elvben a rendszerben a sokkok nem tisztulnak ki és nincs kointegráció. Nagy valószínűséggel a PSS teszt hamis pozitív eredményt produkált. Kijelenthetjük tehát, hogy nem létezik kointegráló kapcsolat a kwanza/dollár árfolyam és a nemzetközi olajárak között.

Összegezve úgy tűnik, hogy parciális holland kór hatás Angola fő kereskedelmi partnerei között csupán Kína esetén figyelhető meg. Ez azért jelent problémát, mivel a 2017-es adatok alapján az angolai olajexport kétharmada Kínába áramlik. Míg 2001-ben Kínába az összexport 13%-a ment, addig ez 2017-re 67%-ra emelkedett. Ezzel párhuzamosan az USA-ba irányuló export az adott időszak alatt 57-ről 8,3%-ra esett. Mivel Kína ilyen

nagy súllyal számít bele Angola kereskedelmébe, így nem véletlen hogy a reál-effektív árfolyam modell a kwanza/dollár modellel szinte teljesen azonos eredményt produkál. Ez röviden annyit tesz, hogy a globális modell ebben az esetben nem mossa össze a különböző kereskedelmi partnerek hatásait. (Lásd második kutatási kérdés.)

A politikai folyamatokat is figyelembe véve Angola jövője nem túl pozitív, mivel az afrikai kontinenst behálózó kínai érdekeltségek miatt nem valószínű, hogy Luanda képes lenne kivitelét több országba exportálni. Ez pedig látva, hogy a kisebb volumenű kereskedelmet lefolytató országok árfolyamai nem mutatják a holland kór tüneteit, kívánatos lenne.

4.3. Tanzánia

4.3.1. Áttekintés

Tanzániában a bányászat az egyik vezető gazdasági tevékenység, az ország széles körben felhasználható exportpalettával rendelkezik (arany, vasérc, nikkel, réz, kobalt, ezüst, gyémánt, tanzanit, stb). Az exportált ásványi anyagok közül kiemelkedik az arany: Tanzánia Afrika negyedik legjelentősebb aranyexportőre, ahol az aranyexport értéke éves szinten meghaladja az egymilliárd dollárt (2017: 1,55 milliárd USD). Az ország aranyexportból származó bevétele 2011 és 2017 között éves átlagban meghaladta az összexport-bevételének 31%-át (OEC, 2018), és a teljes ásványi export 90%-át.

Az aranyexport dinamikus növekedésére utal az a tény is, hogy az egyik legjelentősebb akkori bányatulajdonos, az Acacia Mining, 2017-ben évi 40%-os kitermelésnövekedést jelentett be. Ugyanakkor a mindenkori kormányt az aranykitermelés felívelése óta számtalan alkalommal érte kritika a szektorban alkalmazott alacsony adó- és járulékfizetési kötelezettségek miatt (Magai és Márquez-Velázquez, 2013).

A bányásztársaságokkal szembeni ellenérzéseket fokozta az a tény, hogy számos kitermelő vállalat keveredett adóelkerülési botrányokba. Egy ilyen adóelkerülési vita hatására Tanzánia 2017-ben betiltotta a feldolgozott ásványi anyagok exportját az országból, így akarván helyi feldolgozásra készíteni a transznacionális cégeket. A kormány hosszas jogvita után 2020-ban oldotta fel ezt a zárlatot, és a Barrick kitermelő céggel kötött záró egyezmény részeként Tanzánia számára kedvezőbb bányászati adórendszert és három helyi bányában is 16%-os tanzániai részesedést harcolt ki (Scurfield, 2020).

2017 előtt tehát az aranyexportból származó jelentős bevételek felértékelő hatása erőteljes lehetett. Tanzánia aranyszektora ugyanis az elmúlt mintegy negyedszázadban 700%-os növekedést könyvelhetett el (Magai és Márquez-Velázquez, 2013), ráadásul a kétezres évek elejétől a nyersanyag szuperciklus végéig az arany ára is emelkedett. Ezeket a felértékelő hatásokat ellensúlyozta egy másik hatás, amelyet a következő részben ismertetünk.

Tanzánia segélyfüggősége: leértékelő hatás

Afrika a nemzetközi fejlesztési segélyek egyik fő célpontja, és Afrikán belül a donorok sok esetben preferálják a „jó kormányzásban” jeleskedő országokat. Vizsgált országunk, Tanzánia népszerű segély-célország. Habár egyes országokban a beáramló segélyek a helyi valuta felértékelődést okozták, Tanzániában ezzel ellentétes változás történt. Számos magyarázat született erre a szokatlan megfigyelésre.

A beáramló segélyek különféle csatornákon keresztül okozhatják a reál-effektív árfolyam leértékelődését. Valószínűleg gyors keresleti választ indukálnak, amely sokkal erőteljesebb, mint a segélyeknek a kínálati oldalra gyakorolt befolyása. Mások azzal érvelnek, hogy a segélyeket a gazdaságban előforduló „szűk keresztmetszetek” feloldására használják, ez pedig elszabadíthatja a nem exportképes ágazatok termékeinek árát (Hjertholm és White, 2000). Amennyiben a segélyek által finanszírozott közösségi infrastrukturális befektetések termelékenység-javulást okoznak a nem exportképes ágazatokban, a segély árfolyam-leértékelődést okozhat (Adam és Bevan, 2006). Ha a donortól kapott segélyt a célország a donortól vásárolt importtermékekre fordítja, és ezen import értéke jelentősebb, mint az eredetileg kapott segély, az is leértékelődéshez vezethet (Wondemu és Potts, 2016). Előfordulhat az is, hogy a donorok a célország árfolyamrendszerének megváltoztatásához kötik a segélyezést, és ez akár leértékelési elvárást is jelenthet. Ezek a tényezők együttesen is okozhatják a megfigyelt leértékelési hatást.

Tanzánia esetében is ez a helyzet: a segélyek beáramlása leértékelődést okozott. A szakirodalom a reál-effektív árfolyam leértékelődése és a növekvő segélybeáramlás között erős negatív korrelációt mutatott ki (Li és Rowe, 2007). Ez a hatás valószínűleg erőteljesebbnek bizonyult az arany-boom árfolyamfelértékelő hatásánál.

A tartós alulértékeltség következményei

Míg a túlértékeltség gazdasági növekedésre és exportra gyakorolt hatásáról egyetértés van a szakirodalomban (Magud és Sosa, 2010), a leértékeltség gazdasági hatásai nem egyértelműek. Természetesen csak akkor beszélhetünk le- vagy felértékeltségről, ha meghatározzuk, hogy mi lenne az egyensúlyi reál-effektív árfolyam. Wondemu és Potts tanulmánya az 1980 és 2012 közötti időszakot vizsgálva megállapította, hogy az egyensúlyi REER-hez képest a tanzániai shilling átlagosan 2,6%-kal volt alulértékelt, azonban ha a liberalizációs reform (1986) utáni időszakban vizsgáljuk az átlagot, akkor 4,3%-os alulértékeltséget kapunk (Wondemu és Potts, 2016). Ugyanerre jutott Hobdari (2008) is, aki megállapította, hogy 2000 után a tanzániai shilling jelentős mértékben alulértékelt volt. Chudik és Mongardini tanulmánya alapján ez az alulértékeltség 2007 közepén elérte a 30%-ot az egyensúlyi REER-hez képest. Li és Rowe (2007) azonban csak 5% közelinek becsüli a tanzániai shilling alulértékeltségét. Attól függően tehát, hogy milyen tényezőket vesz figyelembe egy adott elemzés az egyensúlyi árfolyam meghatározásához, jelentős eltérések mutatkoznak az alulértékeltség mértékének becslésében.

Az alulértékelt valuta javíthatja az exportképes ágazatok teljesítményét, azonban inflációt okozhat. Tanzánia az exportszektor teljesítményének fokozása érdekében szándékolttan alulértékelt sávban tartotta a valutáját. Ennek érdekében folyamatosan bővítette a valuta-tartalékát, egyes időszakokban ennek mennyisége elérte a GDP 18%-át is (Wondemu és Potts, 2016).

A washingtoni konszenzus ajánlásai alapján időszakosan előfordulhatnak alul- vagy túlértékelt periódusok, azonban a gazdaság egyenletes teljesítményéhez célszerű az egyensúlyihoz közeli árfolyam fenntartása. Wondemu és Potts azonban Tanzánia és Etiópia exportteljesítményének összevetésekor megállapították, hogy a tanzániai shilling alulértékeltsége hozzájárult az exportteljesítmény fokozásához (a vizsgált időszakban az etióp valuta többnyire túlértékeltséget mutatott). Eredményeik azt az álláspontot igazolják, mely szerint a tartósan gyenge intézményrendszerrel és piaci zavarokkal küzdő fejlődő országokban célszerű lehet az alulértékeltség, mivel az exportképes ágazatok aránytalan tranzakciós költségekkel szembesülnek (a nem exportképes ágazatokhoz képest) a piaci és intézményi problémák miatt. Az alulértékeltség a megnövekedett tranzakciós költségek negatív hatását semlegesíti.

Azonban az alulértékelttség hatására beinduló infláció (amely a kétezres közepéig relatíve magas volt Tanzániában) jelentős jóléti veszteségekkel jár, illetve csak akkor lesz hatékony, ha az exportképes ágazat import-intenzitása alacsony (nincs sok külföldről érkező hozzávaló, alkatrész, amelyet az exportra kerülő végtermék előállítására használnak) és ha a fogyasztók hajlandóak az exportképes termékek helyett mást vásárolni. Az alulértékelttség a hazai megtakarítások és befektetések mértékének csökkenése révén is ellensúlyozhatja az élénkebb exportszektor gazdaságélénkítő hatását. A sikeres „policy mix”-nek ezen tényezők összességét kell figyelembe vennie, amikor a hazai valuta tartós alul- vagy túlértékelttsége irányába befolyásolja az árfolyamot.

Tanzánia ipara

Tanzánia egyike Afrika leggyorsabban növekvő gazdaságainak (évi átlag 5-7%-os GDP-növekedés), de a jelentős népességnövekedés miatt az egy főre jutó GDP-növekedés mértéke alacsonyabb (évi 2,5-3,5% között mozog), és nem keletkezett elegendő „jó munkahely”, azaz tisztességes megélhetést biztosító és a tartós foglalkoztatás garantáló munkahely (Darvas et al., 2017).

Tanzánia célja, hogy 2025-re a közepes jövedelmű országok közé emelkedjen. Más országok gazdaságtörténetét vizsgálva megállapíthatjuk, hogy a rövid idő alatt jelentős gazdasági fejlődést felmutató országok gazdaságszerkezete strukturális átalakuláson ment keresztül: az alacsony termelékenységű mezőgazdaságból a magasabb termelékenységű kitermelő ágazatokba áramlott a munkaerő.

A strukturális transzformáció Tanzániában csak a kétezres évek után kezdődött el, és iránya nem a mezőgazdaságból a kitermelő iparba mutatott, mint a sikeres ázsiai országok esetében. Tanzániában a mezőgazdasági szektort elhagyó munkások többsége a szolgáltatóiparban helyezkedett el. A mezőgazdaságban foglalkoztatottak aránya a teljes foglalkoztatáson belül 86,1%-ról 73,4%-ra esett vissza 2000 és 2010 között, a szolgáltatóiparban elhelyezkedők aránya eközben 1990 és 2010 között 11,3%-ról 20,6%-ra nőtt, a kitermelőiparban dolgozóké pedig 1,4%-ról 2,7%-ra emelkedett.

Megfigyelhetők tehát bizonyos pozitív tendenciák, azonban tekintettel arra, hogy Tanzánia folyamatosan alulértékelt tartományban lebegtette a valutáját az exportképes szektorok támogatása érdekében, az eredmény igen csekély. A kitermelőipar/GDP arány 1990

és 2010 között 10,0%-ról 10,6%-ra változott. Habár a kitermelőipar növekedése 2000 óta tartósan meghaladja a gazdasági növekedését, és 2005 és 2010 között a kitermelőipari cégek száma megduplázódott (Kweka és Ugarte, 2013).

Tanzánia nemcsak az árfolyam tekintetében igyekezett elősegíteni az exportszektorok fejlődését, hanem számtalan más módon is támogatta az exportképes ágazatokat. A teljesség igénye nélkül például speciális gazdasági övezeteket hozott létre, ahol kedvező adószabályokkal és infrastrukturális feltételekkel várja a befektetőket. A közszolgáltatások javítása érdekében 2013-ban Big Results Now (Nagy Eredmények Azonnal) kormányprogramot indított (Janus és Keijzer, 2015), amely jelentős eredményeket ért el a legfontosabb szállítási csomópont dar-es-salaami kikötő kedvezőtlen statisztikáinak javításában. Mikro- és kisvállalati támogató programokat létesített és működtet a kormány (Darvas et al., 2017).

Elindult tehát egy pozitív változás, amely a kitermelőipar és exportszektor dinamizálódása felé mutat, és ezt számtalan támogató intézkedés és árfolyampolitika segíti/segítette. Kérdéses azonban, hogy a pozitív dinamikát sikerül-e fenntartani, ugyanis jelentős gázkészleteket fedeztek fel Tanzánia partjainál 2010-ben. Bár a kitermeléshez szükséges beruházás még napjainkban is bizonytalan, megvalósulása esetén a tanzániai gazdaság jelentős változásokkal néz szembe. 2014-ben a Nemzetközi Valutaalap becslése alapján a gázkitermelés akár évi hatmilliárd dollár kormányzati bevételnövekedést is eredményezhet (International Monetary Fund, 2014). Ezt a becslést később túlzónak minősítették (Scurfield et al., 2017), felhívták a figyelmet arra, hogy már a projekt kezdeti szakaszában felmerülhet az árfolyam felértékelődésének, a holland kórnak a veszélye a jelentős tőkebeáramlás miatt. A felértékelődés a versenyképesség alácsúszása révén megsemmisítheti a strukturális átalakulásban eddig elért szerény eredményeket is.

4.3.2. Elemzés

Tanzánia esetén nem tudunk REER modellt futtatni, mivel a Bruegel Institute nem közöli az ország havi szinten számított reál-effektív árfolyamát. Ennélfogva csak a parciális holland kór azonosítására van lehetőség.

Az aranyexport célországai Tanzániában elsősorban a Dél-afrikai Köztársaság, India és Svájc. Az OEC statisztikák alapján a Dél-afrikai Köztársasággal Tanzánia az ezredforduló óta tart fenn jelentős kereskedelmet az arany tekintetében. A 2003-as 5,3%-os aranyexport egy év alatt ugrott fel 18%-ra és azóta is folyamatosan növekszik. 2002 és 2017 között átlagosan a Tanzániában kitermelt arany 33,4%-a kerül a fent megnevezett kereskedelmi partneréhez. Indiával a kereskedelmi kapcsolat 2012-ben épült ki és a 2017-es évet bezáró időszakig az éves átlag 24,4%. Svájc bár 2005-ben elkezdte felvásárolni a kitermelt aranykészleteket, India belépésével párhuzamosan egyre inkább háttérbeszorult. 2005 és 2017 között átlagosan az összes kitermelt nemesfém 37,4%-a került az alpesi országba, de ez az érték 2005 és 2012 – India belépése – között 50,6% volt. Az elmondottak alapján látható, hogy a Tanzánia összes kivitelének 29%-át kitevő aranykitermelés az ezredforduló után jelentősen átalakult.

Az elemzés során minden esetben szűk keresztmetszetként kezeltem a 2009-es évet, hogy kezelni tudjam a gazdasági világválság reálárfolyamokra gyakorolt hatását. (A világválság jellemzően befolyásolta az árfolyampárokot és ezért a rövidtávú kiigazodások lecsengése után érdemes az elemzést elkezdeni.)

	ADF teszt		PP teszt	
	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>
ZAF	0,48	0,23	0,53	0,52
IND	0,19	0,45	0,35	0,64
CHE	0,13	0,2	0,13	0,35
GOLD	0,45	0,51	0,43	0,66

14. táblázat: Tanzánia stacionaritási tesztjei

A 14. táblázat tartalmazza a stacionaritás tesztjeit. Az ADF és a PP tesztek mindkét specifikációja igazolja, hogy sem a reálárfolyamok, sem az arany világpiaci ára nem stacioner

folyamat. Ezen felül látható az is, hogy a dél-afrikai randot leszámítva a tengelymetszetet nélkülöző specifikációk teststatisztikái jellemzően alacsonyabbak.

	DF	Típus	Alsó határ	Felső határ	F-stat.
ZAF	121	Int. & trend	5,59	6,26	3,05
IND	84	Int.	4,04	4,78	5,7
CHE	122	Int.	4,04	4,78	4,17

15. táblázat: Tanzánia PSS tesztjei

A bemutatott eredmények alapján vizsgálhatjuk az idősorok közötti kointegrációs kapcsolatok alakulását. A 15. táblázatban találhatóak a PSS eljárással számolt teststatisztikák. Az eredmények elég heterogének a három reálárfolyam és az aranyár kapcsolatának tekintetében. A rand esetében a PSS teszt 3,05-os értéke messze elmarad még az inkonkluzív tartomány 5,59-os alsó határértékétől is, így az értelmezés alapján nincs aszimmetrikus kointegráló kapcsolat.

A rúpia esetében viszont az eredmények modellezési szempontból biztatók. A viszonylag alacsony szabadságfokkal ($DF = 84$) rendelkező teszt is 5,7-es F-statisztikával rendelkezik, ami jelentősen meghaladja az inkonkluzív tartomány 4,78-os felső határát, tehát rejtett kointegrációt jelez. Az eredmények alapján megbecslem a tanzániai shilling/indiai rúpia reálárfolyam és az arany világpiacon árának NARDL modelljét.

A 16. táblázat tartalmazza a hivatkozott NARDL modellt. Látható, hogy az egyegyenletes modellben a ρ konvergenciaparaméter értéke 1%-on statisztikailag szignifikáns és a kointegrációelméletnek megfelelően negatív előjelű. A konkrét $-0,06$ -os értéke azt jelenti, hogy az egyensúlytól való eltérés korrekciója lassú. Minden időszakban mindössze 6%-a igazodik ki az egyensúlytalanságnak.

A modell továbbá meglepően jó modelldiagnosztikai teszteredményeket produkál, hiába alacsony, mindössze 89 a megfigyelésszám. A modell R^2 -e és korrigált R^2 -e is magas, rendre 31% és 26%. A maradéktag tesztelése során megállapíthatjuk, hogy nem tapasztalható heteroszkedaszticitás ($\chi_{SC}^2 = 0,16$), sem autokorreláció ($\chi_H^2 = 0,3$) egyik tradicionális szignifikancia szinten sem.

Paraméter	Koeff.	S.E.	t-stat.	p-érték
Hibakorrekciós modell				
<i>Const.</i>	-0,23	0,07	-3,13	0,00***
ρ	-0,06	0,02	-2,62	0,01***
θ^+	0,06	0,02	3,58	0,00***
θ^-	0,05	0,01	3,53	0,00***
γ_1	0,18	0,09	1,99	0,05**
φ^+	-0,15	0,11	1,46	0,15
φ^-	0,17	0,11	1,46	0,15
Aszimmetrikus hosszú távú paraméterek				
β^+	0,94	0,36	2,62	0,01***
β^-	0,83	0,31	2,62	0,01***
Diagnosztika				
R^2	0,31			
<i>Adj.</i> R^2	0,26			
χ_{SC}^2	0,30			
χ_H^2	0,16			
W_{LR}	0,16			
Elemszám	89			

16. táblázat: A tanzániai shilling/indiai rúpia reálárfolyam és az arany világpiacon árának NARDL modellje

Végezetül a NARDL modell hosszú távú aszimmetrikus paramétereinek értéke egymáshoz képes eltérő. A pozitív sokk paramétere $\beta^+ = 0,94$, míg a negatív sokké $\beta^- = 0,83$. Viszont az aszimmetria W_{LR} tesztjének p-értéke 0,16 ami alapján nem tudjuk elutasítani a nullhipotézist, miszerint a paraméterbecslések közötti különbség csupán a véletlen ingadozásnak köszönhető.

Összegezve Tanzánia egy kivételes eset az eddig bemutatott országokhoz képest. Míg Botswana és Angola két szélsőséges példát képvisel, addig Tanzánia szinte minden szem-

pontból a két véglet között helyezkedik el. Bár a szabályozó foglyul ejtése felmerülhet a bányatársaságoknak kedvező jogi - és adókönyezet miatt, Angoláéhoz mérhető szintű korrupcióról nem beszélhetünk. Intézményi fejlettsége ezzel szemben messze elmarad Botswana szintje mögött.

Tanzánia sajátossága abban rejlik, hogy a kormányzat mesterséges úton próbálja alulértékelt szinten tartani az ország fizetőeszközét, mivel nagy valószínűséggel érzékelik a problémát. A modelleredmények alapján viszont még a segélyek beáramlása és a valutatartalékokkal történő manipuláció után is felfedezhető a parciális holland kór szimmetrikus esete a feltörekvő indiai kereskedelmi reláció tekintetében! (Ezzel választ is adtunk az első kettő feltett kutatási kérdésünkre.) A második kutatási kérdésre, ami a REER és RER-ek vonatkozásában vizsgálja hogy könnyebben kimutatható-e a holland kór parciális esete, adathiány miatt nem tudunk válaszolni.

4.4. Chile

4.4.1. Áttekintés

Chile a világ legjelentősebb rézkitermelője, a 2018-ban előállított 20,6 millió tonna réz közel harmadát, 5,8 millió tonnát Chilében hozzák felszínre ([International Copper Study Group, 2019](#)). A világ húsz legjelentősebb rézbányájából hét Chilében található, és Chile a legnagyobb réz-exportőr a világon ([Copper Development Association, 2018a](#)). Más nyersanyagok, mint a molibdén, ezüst és arany is fontos szerepet játszanak a chilei gazdaságban, de valójában a réz világpiaci árának alakulása a meghatározó ebből a szempontból. Chile kis és nyitott gazdaság, ahol a teljes exportportfólió több mint felét a réz teszi ki. 1996 és 2016 között átlagosan a rézbányászatból származott a GDP 10%-a ([International Copper Association, 2017](#)). A réz árának volatilitása nagyban befolyásolja a rézből származó bevételek chilei gazdasághoz való hozzájárulását.

Chilében az állami Codelco vállalat a legjelentősebb rézkitermelő, de az elmúlt évtizedekben szerepe a dinamikus külföldi működőtőke-befektetéseknek köszönhetően fokozatosan csökkent ([Fuentes, 2009](#)). Chile ugyanis 1990, a demokratikus politikai rendszerhez való visszatérés éve óta a külföldi befektetők kedvelt célpontjává vált, akik főként az új ásványi anyag lelőhelyek felkutatásában, és az alapfémek kitermelésében vesznek részt aktívan ([French-Davis és Díaz, 2019](#)). Chile mint külföldi működőtőke-desztináció vonzereje tovább növekedett a kétezres évek elejétől kezdve ([Fernandes és Paunov, 2012](#)), amikor bizonyos nyersanyagok és alaptermékek iránt megugrott a kereslet Kína és más feltörekvő országok dinamikus igényeinek köszönhetően. Ez a felívelés a réz piacát is erőteljesen érintette. 2001 és 2011 között a réz világpiaci ára 80%-kal emelkedett ([Ebert és La Menza, 2015](#)).

A magas rézáraknak köszönhetően rézlelőhely-kutatásba és rézkitermelésbe érdemes volt befektetni, és Chile erre még kedvező adórendszerével is rásegített: 22 vizsgált ország közül Kanadával együtt Chilének volt a legalacsonyabb a bányavállalatokra kirótt társasági adója 2012-ben ([PWC, 2012](#)). A rézből származó fiskális bevételek több mint fele külföldi valutában érkezik, hiszen a rézexportot így számlázzák, illetve a réztermelés kétharmadát nemzetközi vállalatok tartják kézben. Ennek a rengeteg külföldi valutának a hazai pénzre váltása folyamatosan felértékelés irányába ható nyomást gyakorol a chilei peso-ra, amely

hajlamossá teszi az országot a holland kórra. A kutatások jelentős része azonban azt mutatja, hogy a chilei peso árfolyama a réz árának meredek felívelésétől függetlenül viszonylag stabil, és a chilei gazdaság nem küzd jelentősebb kiszorító hatással, vagy dezindusztrializációval. A rézexporton kívül más chilei exportszektorok is versenyképesek a világpiacon például a lazac- vagy faanyag-export (Lebdioui, 2019).

Chile nemcsak a holland kór megelőzése tekintetében ért el kiemelkedő eredményeket. A világ egyik legsikeresebb nyersanyagban gazdag országának tartják. A továbbiakban a sikeresség kulcsának tartott egyedülálló chilei intézményrendszer jellegzetességeit járjuk körbe.

Fiskális korlátok és monetáris politika

A rézárak fluktuációjának potenciális negatív következményeit a chilei vezetés következetes fiskális politikával igyekszik kiküszöbölni. 2001-ben a Pénzügyminisztérium elfogadta az úgynevezett „strukturális fiskális többlet” szabályt, amelynek alapján az Államkincstárnak minden évben a GDP egy százalékát elérő strukturális többletet kell generálnia. A jövőbeli bevételek meghatározásához a réz hosszú távú áralakulását használják referenciapontként. Ezt egy nyersanyagpiaci szakértőkből álló testület jelzi előre, amely a gyakorlatban következő tíz év világpiaci rézárának átlagát határozza meg (de Gregorio és Labbé, 2011). A kulcs természetesen az, hogy a szakértői testület mennyire képes a politikától függetlenül működni, és ellenállni a felértékelésre irányuló nyomásnak. Az eddigi évek gyakorlata alapján a testület inkább óvatos becslésekbe bocsátkozott, amelyek a réz árának csökkenése irányába mutattak (Frankel, 2011).

A kormányzati kiadások a strukturális többletszabálynak köszönhetően relatíve stabilan alakultak, hiszen 1989 és 2014 között a mindenkori GDP 16,42 és 22,68%-a közötti sávban mozogtak. Ugyanakkor figyelemre méltó a kormányzati kiadások kontraciklikus jellege is. Mivel a strukturális többlet a réz jövőbeli árától, azaz a várható bevételtől függ, a kormányzati megtakarítás magas, amikor magasak a rézárak, hogy képes legyen kompenzálni a jövőben várható bevételecsökkenést. Így fordulhatott elő, hogy a kiugróan magas 2006-os rézárak idején a közkiadások minden addiginál alacsonyabb szintre süllyedtek. Ez a trend gyorsan megfordult, amikor a 2008-2009-es válság idején a rézárak is csökkentek. A rézből származó bevételeit ekkor Chile sikeresen használta a válság negatív hatásainak

ellensúlyozására ([Carriere-Swallow és Garcia-Silva, 2013](#)).

A strukturális többlet-szabály tehát lehetővé teszi, hogy a kormányzati kiadásokat a rézbevételektől teljesen függetlenül kezeljék, ez a kiszámíthatóság pedig pozitív hatással van az árfolyam alakulására is, azaz nincsenek jelentős kilengések⁸. A chilei peso 1999 óta szabadon lebeg, és a Központi Bank rendkívül sikeresen kezelte és kezeli az inflációs nyomást (ami szintén a rézár-emelkedés hatása), a rövid távú kamatlábak manipulációja révén inflációs célkövetéssel ([Claro és Soto, 2011](#)). A valutapiaci intervenció jogát a Bank fenntartja magának, de eddig nem volt rá szükség. A Bank sikerességét mutatja, hogy az 1990-es 25%-ról 2002-re 3%-ra csökkentette az inflációt, és rendkívül pontosan képes előre jelezni az infláció mértékét.

Szuverén vagyonalapok

A fiskális politika szigorúsága, a magas rézárak idején felhalmozott többlet produktív felhasználásának szándéka vezetett stabilizációs vagyonalapok létrehozásához. Ezekben az alapokban elhelyezhető a strukturális küszöb feletti többletjövedelem, melyet később a jövő generációk vagy a referenciaár alá eső világpiaci rézár esetén maga a kormány is felhasználhat pufferként.

A Rézkompenzációs Alap (FCC) 1987-ben jött létre és helyét 2006-ban vette át a Gazdasági és Szociális Stabilizációs Alap (FEES)⁹. Mechanizmusát tekintve a strukturális fiskális többlet szabály elődje, hiszen célja az volt, hogy amikor a hosszú távú prognózisokat meghaladta a réz ára egy adott évben, a ciklikus többletbevételt ebben az alapon helyezték el. Amikor a réz ára a referenciaár alá süllyedt, a megtakarításokat felhasználták. Így sikerült segítségével a kormányzati kiadások szintjét egyenletessé tenni, korábban ugyanis prociklikus fiskális politika jellemezte az országot és ennél fogva negatív ársokkok idején rendkívül nehéz volt pótolni a kiesett pluszjövedelmet ([African Natural Resources Center, 2016](#)).

A FEES működtetése szintén szigorú előírások szerint zajlik: csak közadósságot vagy a kormányzati költségvetés deficitjét lehet finanszírozni belőle bizonyos feltételek mellett (pl.

⁸A magas rézárak idején mutatkozó többletből Chile többnyire offshore befektetéseket eszközölt ([Fuentes, 2009](#); [Henry, 2013](#)).

⁹Szintén 2006-ban hozták létre a Nyugdíjtakarékossági Alapot (FRP).

adóbevételek előre nem látott csökkenése esetén). A FEES rendelkezésre álló forrásait likvid, alacsony kockázatú befektetésekből tartják (például amerikai és japán kormánykötvényekben). A vagyonalapok célja többek között az is, hogy a többletbevételeket ne bel-, hanem külföldön fektessék be, így ellensúlyozható a chilei peso-ra nehezedő felértékelődés irányába ható nyomás a rézárak felívelésekor.

Makrogazdasági támogató intézkedések

A chilei államnak központi szerepe volt abban, hogy a chilei exportszektor kinőtte magát, és egyoldalú rézexportőrből az ország napjainkra jelentős lazac, bor, gyümölcs, zöldség és fakitermelő exportőrré vált (Agosin et al., 2012).

A Pinochet-rezsim már a hetvenes években elkezdte a későbbi rendkívül hirtelen, és emiatt két recessziós időszakot is eredményező piaci liberalizáció előkészítését. Jelentős befektetéseket eszközöltek többek között a lazactenyésztéshez, korszerű gyümölcs- és zöldségtermesztéshez és feldolgozáshoz szükséges szaktudás - továbbképzések, egyetemi támogatások, külföldi szakemberek meghívása -, illetve a nem rézhez kapcsolódó exportágazatok technológiai háttérének megteremtésébe. Ez a vertikális iparpolitika sikeresen megteremtette az alapot az 1980-as években végrehajtott liberalizációhoz, és napjainkban Chile a folyamatos technológiai feljebb lépés, emberi tőke-felhalmozás, export minőségellenőrzés és célzott pénzügyi támogatási programon révén jelentős komparatív előnyt létesített a már említett exportszektorokban.

Mégsem állíthatjuk, hogy az ország teljes egészében elkerülte a holland kórt, mivel egyrészt a diverzifikáció alapanyagok/nyersanyagok, és nem high-tech termékek exportját jelenti, másrészt rövidebb időtávon, 2004 óta Chile exportkosarának diverzifikációja egyre csökken (Lebdioui, 2019). 2009-ben 7520 exportáló vállalatból a tíz legnagyobb volt az exportpiac értékének közel fele, s közülük nyolc a bányászati szektorban, míg a maradék kettő a fakitermelés területén működött (Varas, 2011).

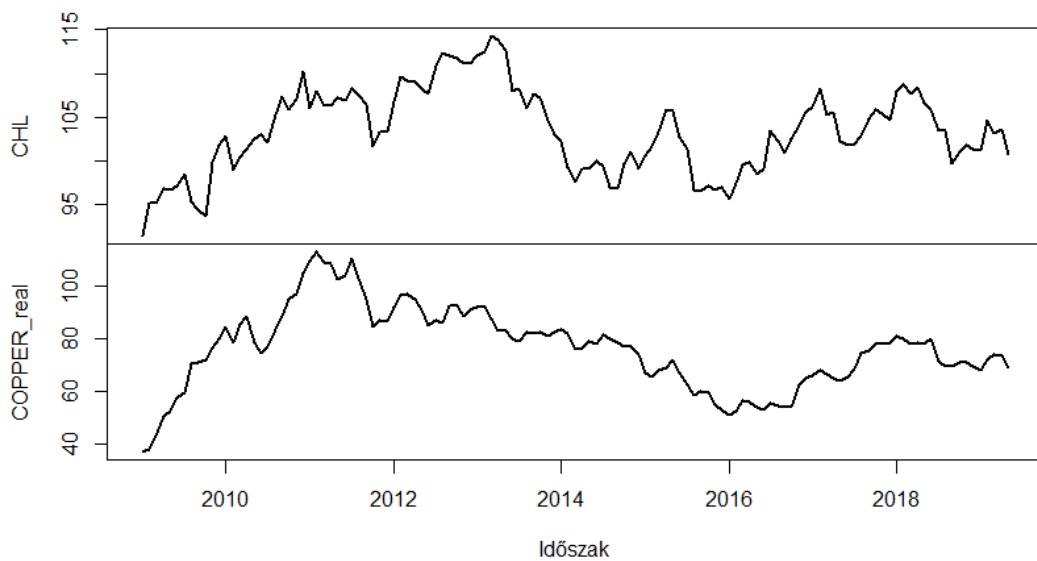
1990 óta a neoliberális alaptételek szerint alakítják Chile gazdaságpolitikáját, amelyek viszonylag szabad teret engednek a piaci erőknél a makrogazdasági stabilitás - alacsony infláció, alacsony fiskális deficit, alacsony fizetési mérleg hiány - biztosítása, a vállalkozó szellem és innováció támogatása mellett. Ezen elgondolás tulajdonképpen szükségtelennek tartja az iparpolitikát (Solimano, 2012) s az alacsony állami ipartámogatási hajlandóság-

nak éppúgy szerepe lehet az export-diverzifikáció csökkenésében, mint a tartósan felfutó rézárak miatt beinduló kiszorító hatásnak.

4.4.2. Elemzés

REER árfolyamok

Chile reál-effektív árfolyamának és a réz világszintű reálárának alakulását a 4.4. ábra mutatja be. Látható, hogy a megfigyelt időszak alatt az idősorok valamelyest együtt mozognak, de kérdéses, hogy ez elegendő-e a kointegráció kimutatásához. Ennek oka, hogy a REER idősoron kivehető ideiglenes nagy ugrások nem feltétlenül azonosíthatóak a nyersanyagár idősorán.



4.4. ábra: Chile REER és nyersanyagár idősorai

Idősor	ADF teszt		PP teszt	
	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>
REER	0.09	0.32	0.05	0.31
COPPER	0.08	0.03	0.24	0.42
PSS teszt	<i>Típus</i>	<i>Alsó határ</i>	<i>Felső határ</i>	<i>F-stat.</i>
REER - COPPER	Int.	2.12	3.23	1.44

17. táblázat: Chile REER idősorainak statisztikai tesztjei

A kérdés megválaszolásához a 17. táblázatban találhatóak meg a szükséges statisztikai számítások. A stacionaritási tesztek 5%-os szignifikancia szinten nem képesek elutasítani a nullhipotézist, miszerint az éppen vizsgált idősor egy egységgyök folyamat.

Mivel a kizárólag tengelymetszetet tartalmazó tesztek p-értéke jellemzően alacsony - a REER PP tesztje esetén például határeset - így a PSS tesztet is csupán tengelymetszettel specifikáltam. Az 1.44-os teszteredmény alapján a kapott F-statisztika elmarad az alsó kritikus érték 2.12-os határértékétől és így kijelenthetjük, hogy a chilei reál-effektív árfolyam nem kointegrált a réz világpiaci árával, azaz globálisan nem figyelhető meg holland kór.

REER árfolyamok

Az áttekintés rész során láttuk, hogy Chile a 45%-os exportaránya mellett a legnagyobb rézexportőr a világon ([Copper Development Association, 2018b](#)), valamint hogy ez a struktúra egy általánosan alacsony társasági adó mellett valósul meg ([PWC, 2012](#)). Kérdés, hogy ez az intézményi berendezkedés a strukturális többlet-szabály betartása mellett ellenáll-e a holland kór hatásának?

Mivel a kialakult kereskedelmi kapcsolatok több évtizedes múltra tekintenek vissza, és a partnerek közötti árfolyamok pontosan regisztráltak, így a kezdődatum megválasztása alapvetően nem okoz problémát. Az összes idősort 2009 januárjával indítjuk, hogy a gazdasági világválság által okozott hirtelen árfolyamsokk hatását kiküszöböljük. Az utolsó megfigyelés minden esetben 2019 májusa, amikor a rendelkezésre álló adatok elfogynak.

Az OEC két eltérő kategóriába sorolja a rézpiaci termékeket. A „feldolgozott rézérc” piacán a két legnagyobb exportpartner az USA és Kína. 2000 és 2017 között az előbbi átla-

gosan 13,1%-ot, utóbbi 29,2%-ot vásárolt meg éves szinten Chile feldolgozott rézércéből. Kína részesedése a válság után ugrott meg jelentősen. Míg 2008-ban 22%-ot vásároltak fel, addig 2009-ben ez az arány hirtelen 43%-ra nőtt és azóta is 40%-os részarány körül ingadozik.

A nyers „rézérc” kategóriában hasonló folyamatok figyelhetőek meg. A korábban hivatkozott periódusban Kína átlagosan az összexport 25,3%-át vásárolta fel, míg Japán 30,3%-át. A kereskedelmi trendek pont fordítottak. Míg Kína 2000 és 2017 között 11%-ról 41%-ra növelte részarányát, addig Japán pont fordítva 37%-ról 20%-ra csökkent.

A legnagyobb kereskedelmi partnerek alakulásában tehát megfigyelhető Kína dominanciája, így a chilei peso és a kínai renmibi árfolyama különös figyelmet érdemel. A kiemelt partnereken túl továbbá modellezünk minden olyan kereskedelmi partner, amely 18 éves átlaga meghaladta az 5%-ot bármely OEC által nyilvántartott kategóriában, úgymint: Dél-Korea, Brazília és India.

	ADF teszt		PP teszt	
	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>
USA	0,57	0,21	0,58	0,5
CHN	0,65	0,38	0,71	0,52
KOR	0,38	0,45	0,67	0,5
BRA	0,53	0,06	0,48	0,22
JPN	0,09	0,24	0,2	0,21
IND	0,66	0,49	0,73	0,49
COPPER	0,09	0,01	0,25	0,34

18. táblázat: Chile stacionaritási tesztjei

A stacionaritás tesztjei alapján a korábban elemzett országokhoz hasonló eredményeket tapasztalunk. Lényegében mindkét teszt, mindkét specifikációja az esetek túlnyomó többségében nem tudja elutasítani a nullhipotézist miszerint a szóban forgó idősor egységgyök folyamat.

Ez alól négy esetben találunk kivételt. Brazília tengelymetszettel és trenddel ellátott ADF tesztjének p-értéke 0,06, ami a szignifikancia szint megválasztásának függvényében határeset. Ha 10%-os szignifikancia szintet választunk akkor az elutasított nullhipotézis

értelmében az idősor stacioner, azaz nem tartalmaz egységgyököt. Ellenben amennyiben a kiválasztott szignifikancia szint mindössze 5%, akkor ismét egy egységgyökfolyamattal van dolgunk. A döntést elősegítendő érdemes megfigyelni a robusztusabb PP tesztek alakulását. Mind a tengelymetszettel, mind a tengelymetszeten túl trenddel is ellátott modell p-értékei meghaladják a megengedőbb 10%-os szignifikancia szintet (az értékek rendre 0,48 és 0,22). Ezek alapján érdemes nem stacioner folyamatként értelmezni a chilei peso/brazil real árfolyamát.

A chilei peso/japán jen árfolyama esetében is hasonló problémával találkozunk. Ott a csupán tengelymetszettel rendelkező ADF teszt p-értéke 0,09, de a PP tesztek tengelymetszet esetén 0,2, míg trenddel bővített esetben 0,21-os. A brazil helyzethez hasonlóan így itt ki kijelenthetjük, hogy nem stacioner idősorral van dolgunk.

A helyzet érdekesebb a réz világpiaci árának esetén. A PP tesztek alapvetően megerősítenek bennünket abban, hogy a folyamat egységgyököt tartalmaz, de az ADF tesztek értékei ezt vitatják. A tengelymetszetes specifikáció p-értéke ismét egy 0,09-es határértéket vesz fel, amit a korábbiak alapján egyszerűen elutasíthatnánk a PP teszteredmények tükrében. Ezzel szemben viszont a tengelymetszetet és trendet is alkalmazó modell teszteredménye mindössze 0,01. Mivel a rendelkezésre álló elemszámunk 125 periódus, így elvben 10 vagy 5%-os szignifikanciaszint alkalmazása lenne célravezető. A teszteredmény azonban mindkét tradicionális értéknél alacsonyabb, így el kell utasítsuk a nem stacioneritás nullhipotézisét. Az eredmények tehát ellentmondanak egymásnak. Mindent összevetve úgy döntöttem, hogy bár könnyebb lenne elfogadni a PP tesztek eredményét, a tapasztaltak alapján nem lehet eldönteni, hogy a réz világpiaci ára stacioner-e vagy sem? Ez technikailag nem okoz problémát, mivel kointegrációs modellek futtathatóak vegyes – stacioner és nem stacioner – idősorokon is (Enders, 1995). Az egyedüli probléma az az eset lenne, ha mindkét idősor egyértelmű stacioner eredményt adna.

A többi fennmaradó idősor esetén általánosan kijelenthetjük, hogy a trenddel specifikált teszteredmények jelentősen alacsonyabbak, mint a csak tengelymetszetet tartalmazó modellek (Korea ADF tesztjeit leszámítva). Emögött nagy valószínűséggel a válság után trendszerűen emelkedő reálárfolyamok állnak.

Az eltérő árfolyamok a réz világpiaci árával vett PSS kointegrációtesztjei a 19. táblázatban találhatóak. Az eredmények mind a 6 reálárfolyam esetén egyértelműen elutasítják a

	DF	Típus	Alsó határ	Felső határ	F-stat.
USA	123	Int. & trend	5,59	6,26	2,78
CHN	123	Int. & trend	5,59	6,26	1,95
KOR	123	Int. & trend	5,59	6,26	1,39
BRA	123	Int. & trend	5,59	6,26	2,97
JPN	123	Int.	4,04	4,78	2,13
IND	123	Int. & trend	5,59	6,26	1,54

19. táblázat: Chile PSS tesztjei

rejtett kointegráció jelenlétét. A tesztek alsó küszöbértéke minden trend és tengelymetszet kombinációt tartalmazó modellben 5,59. Japán esetében ez valamivel kisebb, csupán 4,04 mivel a jen árfolyamban nem található trend és így a teszt is eszerint lett specifikálva. A kapcsolódó F-statisztikák jellemzően messze elmaradnak ezektől az alsó értékektől. A legalacsonyabb értéket Dél-Korea esetében mértük, ahol a tesztstatisztika mindössze 1,39 volt. A legmagasabb érték a brazil real árfolyamát bevonó teszt esetén volt megfigyelhető, de ez is csupán 2,97-os értéket vett fel, ami messze elmarad a specifikációnak megfelelő 5,59-os alsó küszöbértéktől.

Összegezve, a PSS tesztek globális és parciális szinten is egyértelműen elutasítják a kointegráció jelenlétét és így arra utalnak, hogy a chilei intézményi berendezkedés képes megakadályozni a holland kór kialakulását. A kutatási kérdésekre fókuszálva kijelenthetjük, hogy Chile gazdaságát nem súlytja holland kór rézpiaci pozíciója miatt (első kutatási kérdés). Ennélfogva viszont az összemosis hatást (második) és az aszimmetriát (harmadik) firtató kutatási kérdésekre nem lehet válaszolni.

4.5. Peru

4.5.1. Áttekintés

Peru a világ harmadik legjelentősebb rézexportőre, ahol a világ teljes kitermelt rézmennyiségének 9%-át állítja elő (Soto-Viruet, 2014). Az Energia és Bányászati Minisztérium (Ministerio de Energías y Minas, MEM) adatai szerint pedig Latin-Amerika második legjelentősebb rézkitermelője. Peru GDP-jének 12%-át állítja elő a bányászati szektor, míg a feldolgozóipari ágazatból származik a GDP 16,5%-a (Oxford Business Group, 2015). Az ország legfontosabb exportterméke a réz, az exportbevételek 26,8%-a származik nyers réz eladásából, míg 3,81%-a finomított rézből (Observatory for Economic Complexity, 2020). Ennélfogva az ország gazdasági helyzetének alakulása jelentős mértékben függ a kitermelőipartól, azon belül is a réz árának alakulásától. Ezen felül a kontinens első számú aranyexportőre és világszinten is az ötödik legnagyobb kitermelőként jegyzik.

Az ércek világpiaci árának volatilitása ellenére az ország az elmúlt huszonöt évben gazdasági szempontból Latin-Amerika egyik legjobban teljesítő országává vált. GDP-növekedése 2002 és 2013 között elérte éves átlagban a 6,1%-ot a kedvező külső körülményeknek, prudens makrogazdasági intézkedéseknek és strukturális reformoknak köszönhetően (World Bank, 2017). Ez a növekedés megteremtette a foglalkoztatásbővítés és a lakosság életszínvonal-emelésének alapjait: a szegénység mértéke drámaian csökkent – a harmincmillió lakosság ötödét, 6,4 millió embert sikerült kiemelni a szegénységből. A növekedés viszont 3,2%-ra mérséklődött 2014 és 2018 között, többek között a réz árának visszaesése, a csökkenő befektetések és a fiskális bevételek valamint a fogyasztás mértékének megcsappanása miatt (World Bank, 2019).

Két tényező jelentősen mérsékelte a visszaesést:

1. Peru politikai elitje visszafogott fiskális és monetáris politikát folytatott a nyersanyag-szuperciklus tetőpontján is. A fiskális politikát tekintve Peru az úgynevezett neutralitás elvét követte, melynek lényege, hogy az adóbevételek és a kormányzati kiadások egyensúlyban vannak. Ugyanakkor jelentős tartalékokat halmozott fel az ország, így a menedzselt lebegtetés rendszerén keresztül beavatkozhatott a nuevo sol árfolyamának kívánt szinten tartása érdekében (Armas et al., 2014).

2. Másrészt a bányászati kitermelésben számos projekt, amelyet az árak felfutása idején kezdtek el, az árak visszaesésének idejére érett be, amely az export fokozódásához vezetett és ellensúlyozta a hazai kereslet visszaesését (Oxford Business Group, 2017).

A következő részben a disszertáció szempontjából fontos kérdéseket vizsgálom meg: a perui nuevo sol árfolyamának alakulását és hatását az exportszektorok versenyképességére, illetve az exportképes ágazatok fejlettségét, fejlődését veszem górcső alá.

A perui nuevo sol árfolyamának alakulása

Tashu (2015) azt vizsgálta, hogy 2004 és 2013 között egyes tényezők, például az exportképes és nem exportképes szektorok relatív termelékenysége, a kormányzati fogyasztás mértéke, a külföldi eszközállomány mértéke, illetve a kulcsfontosságú export nyersanyagok reálára milyen súllyal esnek latba a perui nuevo sol (PEN) árfolyamának alakulásában. Hipotézise az volt, hogy a fő export-nyersanyagok reálára határozza meg leginkább a PEN árfolyamát, azaz a nuevo sol úgynevezett „nyersanyag-valuta” (Chen és Rogoff, 2003; Bodart et al., 2012).

A „nyersanyag-valuta” elméletet vizsgáló szerzők (Cashin et al., 2004) 58 nyersanyag-exportőr ország árfolyama és a fő export-nyersanyagok ára közötti kointegrációs kapcsolatot vizsgálták meg 1980 és 2002 között, és Peru egyike volt azon kevés országnak, ahol nem sikerült kimutatni a kapcsolatot. Tashu 2004 és 2013 közötti vizsgálata szintén hasonló eredményre vezetett: megállapítása szerint a vizsgált időszakban a nuevo sol nem tekinthető nyersanyag-valutának. Mi lehet a magyarázat arra, hogy nincs statisztikailag igazolható hosszú távú kapcsolat az exportált nyersanyagok ára és a reál-effektív árfolyam alakulása között egy olyan országban, amely erőteljesen függ ezen nyersanyagok exportjától¹⁰, és a vizsgált időszakban jelentős pozitív ársokk volt megfigyelhető?

¹⁰Az ország exportjának több mint 70%-a fém-, nemesfém-, ásványkitermelés és feldolgozás (EXIM, 2019).

A szakirodalom két pontban ragadja meg az okokat (Armas et al., 2015):

Egyrészt a Perui Központi Bank (Banco Central de Reserva de Perú, BCRP) folyamatosan interveniál annak érdekében, hogy a PEN árfolyamának volatilitását kordában tartsa, az irányítottan lebegtetett árfolyamrendszer segítségével. Tashu (2014) és Rossini et al. (2015), valamint a gyakorlat is azt mutatja, hogy a BCRP ilyen irányú tevékenysége sikeresnek tekinthető. Peru ugyanis a kétezres évek óta jelentős valutatartalékokat halmozott fel erre a célra (Armas et al., 2014), és 2002 óta szigorú inflációs célkövetést (2% +/- 1%) alkalmaz, amely szintén egyedülállóan sikeres a latin-amerikai régióban (Dancourt, 2015). A monetáris stratégia sikeressége azért is figyelemre méltó, mert a dollarizáció magas szintet ért el az országban, a letéti oldalon 40%, a hiteloldalon 30% körüli értékekkel (EXIM, 2019).

Másrészt a profitrepatriálás magas aránya a magyarázat. A magas nyersanyagárak idején is jellemző volt, hogy Peru folyó fizetési mérlege deficitet mutatott, mivel a profitrepatriálások magas aránya túltett a kereskedelmi többleten. A kitermelőipart többnyire külföldi magánbefektetők üzemeltetik, emiatt a profit jelentős részét repatriálják. Ez az összeg 2003 és 2013 között elérte éves átlagban a perui GDP 6%-át, és valószínűleg jelentősen gyengítette a nyersanyagárak és a reál-effektív árfolyam közötti statisztikai kapcsolatot, hiszen a pozitív nyersanyagpiaci sokk jó része elfolyt profitrepatriálás formájában anélkül, hogy a hazai keresletre hatással lett volna (Armas et al., 2015). A kitermelőiparba reinvestált profitot főként importált gépipari berendezésekre költötték, amely szintén kevés hatással volt a hazai keresletre.

Összességében tehát az eddigi vizsgálatok nem utalnak arra, hogy felívelő nyersanyagárak esetén az erősen dollarizált perui gazdaságban erősödne az irányítottan lebegtetett nuevo sol árfolyama. Annak érdekében, hogy a központi bank bármikor beavatkozhatson, az ország jelentős valutatartalékokat halmozott fel. Ugyanakkor ha nem is a holland kór kapcsán jelentkező kizorító hatás miatt alakult így, a perui feldolgozóipari szektor fejlettsége még nem elegendő ahhoz, hogy az alacsony nyersanyagárak mellett fenn tudja tartani a dinamikus gazdasági növekedést.

Peru exportszerkezete és munkaerőpiaca

Peru gazdasági növekedés szempontjából jelentős előrelépést könyvelhetett el a magas nyersanyagáraknak köszönhetően a kétezres évek elején. A feldolgozóipar 2004 és 2013 között átlagosan évi 5,8%-kal nőtt, ami csak kismértékben marad el az ebben az időszakban mért évi átlag 6,5%-os GDP-növekedéstől. Ennek ellenére mégsem sikerült az exportportfólió érdemi bővítése és diverzifikációja (Oxford Business Group, 2015). Peru exportszerkezete az elmúlt ötven évben nem sokat változott: 2015-ben a nyersanyagok összexporton belüli aránya 66% volt, éppen annyi, mint 1970-ben. 2013-ban az öt legfontosabb exporttermék-csoportba (ásványok, fémek, zöldségek, élelmiszerek és ruházati termékek) tartozott a kivitel 90%-a, míg 1970-ben ugyanez az arány 92% volt (World Bank, 2017). Peru jellemzően inkább nyers vagy félig feldolgozott árukat exportál, és a magasabb hozzáadott-értékű exporttermékek előállításában nem vesz részt.

A feldolgozóipari fejlődést elősegítheti, hogy Perunak Ázsiától Európáig számtalan országgal van érvényben lévő szabadkereskedelmi egyezménye, illetve Peru erős regionális exportőrnek számít. Jelentős szerepet kaphat a Kínával folytatott kereskedelem is, hiszen Kína Peru legfontosabb kereskedelmi partnerévé lépett elő az elmúlt években. Hátráltatja viszont a feldolgozóipar dinamizálását az ázsiainál magasabb munkaerőköltség, a merev munkaerőpiaci szabályok, a szűkös rendelkezésre álló képzett munkaerőállomány, és az informális munkaerőpiac óriási szerepe.

A perui kormány felismerte, hogy a gazdasági növekedés forrása hosszú távon a diverzifikáció lehet, és az akadályok leküzdése érdekében 2014-ben a kormány elindította a Nemzeti Diverzifikációs Tervet (Plan Nacional de Diversificación Productiva), amelynek célja a feldolgozóipari befektetések és innováció támogatása, és a vállalkozások adminisztratív terheinek leépítése.

Tervek tehát léteznek a kitermelőipar szerepének ellensúlyozására, de egyelőre a perui cégek csak kismértékben integrálódtak a globális értékláncokba. Habár nem az árfolyam-erősödés versenyképességet csökkentő hatása miatt, de Peru export-diverzifikáció terén kevés sikert tud felmutatni. Az országban egy közepes hozzáadott-értékű ipari tevékenység beindítása sikerült 2000 és 2010 között, míg három másik hasonló szektor leépült (World Bank, 2017).

A nyersanyag-bevételek tartós mérséklődése valószínűleg jobban ráirányítja a figyelmet

a diverzifikáció szükségességére, de a kormánynak valószínűleg kiforrottabb iparpolitikai koncepciót kell kidolgoznia az exportpaletta és kereskedelmi partnerek bővítése érdekében. A feldolgozóipari kapacitások bővítésére a munkahely-teremtés miatt is nagy szükség van.

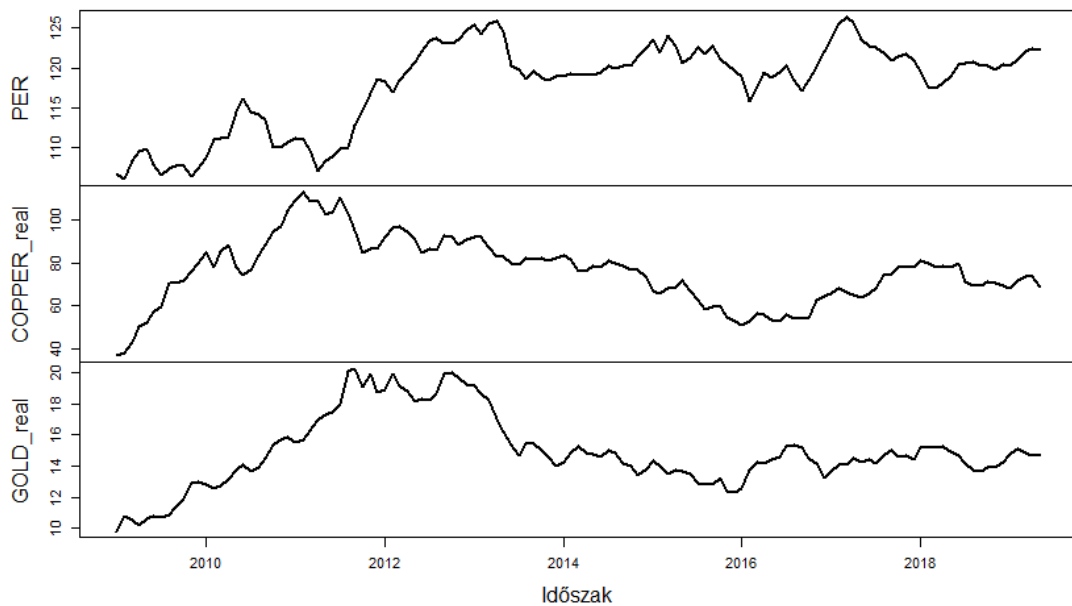
A kitermelőipar többnyire enklávé-jelleggel működik az országok gazdaságán belül, és ez munkaerőpiaci szempontból nem szerencsés. Peruban is nagyon alacsony a kitermelőiparban dolgozók száma: 2012-ben az aktív foglalkoztatottak 1,5%-a dolgozott a kitermelésben, mintegy 175.000 fő (Oxford Business Group, 2017). Ha a közvetett, beszállítói, és multiplikátor-hatás révén a kitermelés kapcsán létrejött munkahelyeket is összeszámoljuk, valamelyest javulnak az adatok: a foglalkoztatottak aránya eléri a 14%-ot (Korinek és Ramdoo, 2017).

Habár a dinamikus gazdasági növekedés éveiben a kétezres évek elején jelentősen nőtt a formális szektorban foglalkoztatottak száma, még így is a foglalkoztatottak közel hetven százalékát az informális szektor tartja el, ami Latin-Amerikát tekintve is kiugróan magas arány (Oxford Business Group, 2017). Peru volt az egyetlen a FAO által 2016-ban vizsgált latin-amerikai gazdaságok közül, ahol 1984 és 2012 között a mezőgazdasági termelésben dolgozók száma gyorsabban növekedett, mint a nem-mezőgazdasági alkalmazottaké (Anriquez et al., 2016). Ennek ellenére elindult egy fokozatos munkaerő-áramlás az alacsonyabb termelékenységű szektorok felől a magasabb termelékenységűek felé, az agrárszektorból a szolgáltató szektorba. Az aggregált munkatermelékenység 2002 és 2012 között 3,7%-kal növekedett (Rupper-Bulmer et al., 2015), azonban a szolgáltatóipar fel-futása inkább a magas nyersanyagárak miatti belföldi keresletnövekedéshez kapcsolódik. Ebből az okból kifolyólag az itt teremtődött munkahelyek fennmaradása kérdéses. A perui lakosság közel harminc százaléka a 15-29 éves korosztályhoz tartozik (OECD, 2016) tehát, a munkaerőpiacra folyamatosan belépni szándékozó fiatal perui lakosság foglalkoztatottságát nem fogja finanszírozni a kevésbé dinamikus gazdasági növekedés. Becslések szerint 2013 és 2020 között 2,9 millió új munkahely teremtésére lenne szükség ahhoz, hogy ne emelkedjen a munkanélküliség (Rupper-Bulmer et al., 2015). A gazdaság diverzifikációja tehát a perui növekedés fenntarthatóságának kulcsa.

4.5.2. Elemzés

REER árfolyamok

Peru REER és nyersanyagpiaci idősorai a 4.5. ábrán láthatóak. Az idősorok viselkedése 2011 után szisztematikusnak tűnik. Míg a reál-effektív árfolyamban egy enyhe növekedés vagy szintben történő pozitív ugrás látható, addig a nyersanyagárak trendszerűen csökkennek. Ez utóbbi különösen szembetűnő, ha a nyersanyag-szuperciklus 2014-re datálható végétől vizsgáljuk az idősorokat.



4.5. ábra: Peru REER és nyersanyagár idősorai

Idősor	ADF teszt		PP teszt	
	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>
REER	0.15	0.31	0.36	0.44
COPPER	0.01	0.01	0.1	0.35
GOLD	0.27	0.51	0.32	0.67
PSS teszt	<i>Típus</i>	<i>Alsó határ</i>	<i>Felső határ</i>	<i>F-stat.</i>
REER - COPPER	Int.	2.12	3.23	2.6
REER - GOLD	Int.	2.12	3.23	4.02

20. táblázat: Peru REER idősorainak statisztikai tesztjei

A 20. táblázat alapján kijelentjük, hogy mind a PP, mind az ADF tesztek eltérő specifikációi alapján a reáleffektív-árfolyam egy egységgyök folyamat. Mivel mint a korábbi országok többsége esetén is, itt is alacsonyabbak a kizárólag tengelymetszetet tartalmazó modellek p-értékei, így a PSS tesztekben is ezt a specifikációt alkalmazom majd.

A REER-en felül megfigyelhető, hogy bár az ábra alapján a réz és az arany idősora nagyon hasonló, tesztstatisztikáik jelentősen eltérnek. Ha csak a PP tesztek eredményét hasonlítjuk össze, akkor is láthatóvá válik a lényegi különbség. A rézár tengelymetszetes PP tesztjének értéke 10%-os szignifikancia értéken határesetet jelezne. Az ADF értékek pedig mindkét verzióban egyértelműen elutasítják a nem stationaritás nullhipotézisét. Ezzel szemben az aranyár egyértelműen egységgyök folyamatokat jelez. Ez az eltérés nem jelent problémát a kointegráció tesztelésénél, mivel a REER mint függő változó egyértelműen egységgyök folyamat amihez stationer és nem stationer idősor is kapcsolódhat, és ez a függő változó határozza meg a PSS teszt specifikációját.

A PSS tesztek eltérő eredményt hoznak a két független változóra. A réz F-statisztikája 2.6-es értéket vesz fel, ami az alsó (2.12) és felső (3.23) kritikus értékek között található a bizonytalan tartományban. (Mivel később a RER kapcsolatpárok modellezése során nem találtam kointegráló kapcsolatot, így úgy vettem, hogy nem létezik kointegráció ebben a relációban.) Az aranyár 4.02-os tesztstatisztikája azonban meghaladja a hivatkozott felső határt, így kointegrációt azonosít.

A 21. táblázat mutatja be a kointegráló kapcsolat modelljét. A $\rho = -0.12$ becült érték 1%-on szignifikáns, így az idősorok minden kétséget kizáróan kointegráltak. Modelldi-

Paraméter	Koeff.	S.E.	t-stat.	p-érték
Hibakorrekciós modell				
<i>Const.</i>	0.57	0.16	3.48	0.01***
ρ	-0.12	0.03	-3.50	0.01***
θ^+	0.02	0.01	2.83	0.01***
θ^-	0.01	0.01	2.18	0.03**
γ_1	0.26	0.09	3.01	0.01***
φ^+	0.04	0.05	0.87	0.39
φ^-	-0.07	0.06	-1.09	0.28
Aszimmetrikus hosszú távú paraméterek				
β^+	0.17	0.05	3.53	0.01***
β^-	0.12	0.03	3.52	0.01***
Diagnosztika				
R^2	0.17			
<i>Adj.R</i> ²	0.13			
χ_{SC}^2	0.80			
χ_H^2	0.87			
W_{LR}	0.02			
<i>Obs</i>	125			

21. táblázat: A perui REER és az arany világpiacon árnak NARDL modellje

agnosztikai szempontból is megfelelő eredményeket hoznak. Azaz az R^2 elfogadható a 17%-os becslés értékével, míg a korrigált verziója valamivel alacsonyabb (13%).

Ezzel szemben a modell autokorrelációra és feltételes heteroszkedaszticitásra is robusztus. A konkrét értékek rendre 0.80 és 0.87, amelyek messze meghaladják a tradicionális szignifikancia szinteket.

A modell legfontosabb tulajdonsága azonban, hogy a W_{LR} hosszú távú aszimmetria teszt értéke 0.02, azaz 5%-on el tudjuk utasítani a nullhipotézist, miszerint a becslés $\beta^+ = 0.17$ és $\beta^- = 0.12$ értékek statisztikailag nem különböznek egymástól.

RER árfolyamok

A korábban elemzett Chile után Peru Dél-Amerika második legnagyobb rézkitermelője. Az exportbevételek 36%-át kitevő rézpiacot továbbá 16%-os részarányal követi az aranykitermelésből és kivitelből származó haszon. Az elemzés részben mindkét nyersanyag potenciális kointegrációs kapcsolatait vizsgáljuk. Minden vizsgált idősort Chile-hez hasonlóan a világválságot követően 2009 januárjától indítunk és az adatok 2019 májusáig tartanak.

Chile-vel ellentétben a nyersanyagpiaci intézményrendszer profitja repatriálás során külföldre távozik. Kérdés, hogy ebben a formában az árfolyamrendszerre nehezedik-e akkora nyomás hogy az a réz világpiaci árával kointegrált legyen és így tovább terjedve parciális holland kórt okozzon bizonyos reálárfolyamokban? A nyersrézexport adatait 2000 és 2017 között vizsgálva az éves átlagos kivitel tekintetében Kína, Japán és Dél-Korea áll az élen, rendre 38,3%-os, 17%-os és 5,57%-os aránnyal. Kína térnyerése szembeötlő. A rendelkezésre álló OEC statisztikák alapján 2000-ben a rézexportnek még csak 22%-a irányult Kínába, ami 2017-re már 60%-ra emelkedett. Ezzel párhuzamosan Japán részaránya folyamatosan csökkent ugyanebben az időszakban 24%-ról, 9,8%-ra.

A rézpiaccal ellentétben az aranyexport nem távolkelet orientációjú. Az ezredforduló óta Svájc (41,9%), az USA (20,1%) és Kanada (18,2%) vásárolja fel átlagosan a legtöbb nemesfémeket Peruból. A piaci átrendeződés azonban szembetűnő. 2004-ig Svájc és az Egyesült Királyság egymással versenyezve importálták a perui arany több mint 80%-át. Ez a trend Kanada piaci belépésével és az USA térnyerésével változott meg, amikor is az Egyesült Királyság lényegében kiszorult a piacról és korábbi részesedése lényegében pár százalékosra csökkent. A legújabb piaci irányvonalak 2016 környékétől India és az Egyesült Arab Emírségek belépését mutatják. 2017-ben India az aranyexportból már 19,7%-ban részesült, míg az Emírségek perui importja 8,19%-ra rúgott. A nevesített országok közül viszont csak az USA, Kanada és Svájc idősorait tudjuk vizsgálni a rendelkezésre álló adatok mennyiségéből kifolyólag.

	ADF teszt		PP teszt	
	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>
Réz				
CHN	0,44	0,15	0,45	0,4
JPN	0,36	0,59	0,52	0,62
KOR	0,03	0,04	0,21	0,2
COPPER	0,09	0,01	0,25	0,34
Arany				
USA	0,3	0,08	0,58	0,78
CAN	0,63	0,05	0,75	0,14
CHE	0,13	0,21	0,04	0,09
GOLD	0,45	0,51	0,43	0,66

22. táblázat: Peru stacionaritási tesztjei

A stacionaritási tesztek eredményei a 22. táblázatban találhatóak. A rézpiachoz kapcsolódó reálárfolyamok tekintetében a Kína és Japán fizetőeszközök egyértelműen nem stacionerek. Kína esetében a legszigorúbb tesztstatisztika is – ADF tengelymetszettel és trenddel – 0,15-ös p-értéket mutat, ami meghaladja az összes hagyományosan használt szignifikanciaszintet. A perui sol/japán jen reálárfolyam legszigorúbb teszteredménye az ADF teszt tengelymetszettel ellátott specifikációja során 0,36-os értéket vett fel. Így kijelenthetjük hogy ez az idősor is egységgyököt tartalmaz.

A dél-koreai won és a réz világszintű ára némiképp más képet fest. Az ADF teszt-eredmények alapján 10%-os szignifikancia szinten mindkét idősor bármely specifikációja stacionerként azonosítja az idősorokat. (Minden p-érték alacsonyabb 0,1-nél.) Viszont a PP tesztek ennek szöges ellentétét mutatják. Mivel legalább az egyik idősornak nem stacionernek kell lennie, hogy kointegráló kapcsolatot találhassunk, így érdemes a robusztusabb PP tesztek eredményét elfogadni, de a kointegráció tesztek eredményét a későbbiekben fenntartásokkal kell kezelni.

A táblázat aranyexporttal foglalkozó alsó panelje esetén szerencsésebb a helyzet. Az arany világszintű ára minden esetben lényegesen meghaladja a konvencionális szignifikancia szinteket, így minden bizonnyal egységgyök folyamat. Ennélfogva ha bármelyik egyéb

idősor stationer, elméletben még kialakulhat kointegráció a párok között.

Ez azért lényeges, mert mind a három vizsgált reálárfolyam tesztjei között találni egy olyan eredményt, ami 10%-os szignifikancia szinten nem, de 5%-os szinten már stationer idősort jelez. Az amerikai dollár és a kanadai dollár esetében az ADF teszt tengelymetszettel és trenddel bővített verziója lehet stationer (p-értékek rendre: 0,08 és 0,05), míg a svájci franknál a PP teszt egyszerű tengelymetszetes specifikációja (p-érték: 0,04). Habár a szignifikanciaszint megválasztása nem egy egzakt döntés, ha 5%-ban határozzuk meg, ahogy a száz feletti elemszámoknál szokás, akkor csak a perui sol/svájci frank esetében fordulhat elő vegyes kointegráció.

	DF	Típus	Alsó határ	Felső határ	F-stat.
Réz					
CHN	123	Int. & trend	5,59	6,26	3,03
JPN	122	Int.	4,04	4,78	1,45
KOR	123	Int. & trend	5,59	6,26	3,9
Arany					
USA	123	Int.	4,04	4,78	5,81
CAN	122	Int. & trend	5,59	6,26	3,54
CHE	123	Int.	4,04	4,78	2,35

23. táblázat: Peru PSS tesztjei

A 23. táblázat Peru fő réz – és aranyipiaci kereskedelmi partnereinek reálárfolyamaira vonatkozó, a megfelelő nyersanyag világpiaci árával vett kointegrációs teszteredményei találhatóak.

A legszembetűnőbb eredmény, hogy a PSS aszimmetrikus kointegráció tesztje képes kimutatni kointegráló kapcsolatokat jelenlétét a rézpiacon. Ez tehát azt jelenti, hogy Peru fő exportterméke nem okoz sem parciális, sem hagyományos értelemben vett holland kórt az ország gazdaságában.

Az aranyexport esetében ez másképpen alakul. A PSS teszt értéke az amerikai dollár esetében aszimmetrikus kointegrációt jelez, mivel a tesztstatisztika 5,81-os értéke messze meghaladja a teszt felső kritikus értékét, ami 4,78. Az eredmények arra mutatnak, hogy létezik rejtett kointegráció a perui sol/amerikai dollár és az arany világpiaci ára között.

Parameters	Coeff.	S.E.	t-stat	p-value
Hibakorrekciós modell				
<i>Const.</i>	-0,12	0,03	-3,91	0,00
ρ	-0,11	0,03	-4,1	0,00
θ^+	0,02	0,01	2,49	0,01
θ^-	0,03	0,01	3,14	0,00
γ_1	0,2	0,08	2,43	0,02
φ^+	0	0,06	-0,22	0,82
φ^-	-0,01	0,06	-0,22	0,82
Aszimmetrikus hosszú távú paraméterek				
β^+	0,22	0,05	4,17	0,00
β^-	0,28	0,07	4,16	0,00
Diagnosztika				
R^2	0,23			
<i>Adj.</i> R^2	0,19			
χ_{SC}^2	0,21			
χ_H^2	0,08			
W_{LR}	0,00			
Elemszám	123			

24. táblázat: A perui sol/amerikai dollár reálárfolyam és az arany világpiaci árának NARDL modellje

A 24. táblázatban összefoglaljuk a kapcsolódó NARD modell paraméterbecsléseit. A ρ hibakorrekciós paraméter értéke -0,11. Valamint az elméletnek megfelelően szignifikáns és negatív, azaz interpretációnkban jelzi a holland kór jelenlétét. A modell illeszkedése megfelelő. A hagyományos és a korrigált R^2 értékei 23 - és 19%, ami megfelelő egy aszimmetrikus NARDL modell esetén. Minden posztesztimációs teszt értéke 5%-on megfelelő, tehát a modell nem szenved autokorrelációtól ($\chi_{SC}^2 = 0,21$), sem heteroszkedaszticitástól ($\chi_H^2 = 0,08$). Ezen felül a hosszú távú aszimmetriateszt - W_{LR} - p-értéke 0,00. Ez azt

jelenti, hogy a modell alapján a le – és felértékelődések eltérően hatnak a kiigazodási folyamatra. Az aszimmetrikus hosszú távú paraméterbecslések bétái alapján egy 1%-os aranyárnövekedés, megközelítőleg 0,22%-kal erősíti az árfolyamot, míg egy ugyanilyen arányú aranyárcsökkenés 0,28%-kal rontja. Aszimmetria szempontjából összevetve a globális REER modellel azt találjuk, hogy míg ott a Prebisch-Singer tételnek megfelelően a pozitív paraméter értéke volt nagyobb, addig a parciális modellnél pont fordítva. Erre az ellentmondásra nem lehet közvetlenül választ adni a modell alapján, így kénytelenek vagyunk megválaszolatlanul hagyni.

Felmerül a kérdés, hogy mi okozhatja azt a jelenséget, hogy az ország exportjövedelmének harmadát adó rézbevételek esetén nem találunk kapcsolatot, míg a fele ekkora volumenű kereskedelmet lefolytató arany esetén igen. Ennek úgy vélem az lehet az oka, hogy az arany egy tipikus "menekülővaluta" és így a recesszió alatt kialakuló keresletnövekedés hatása peruban is érezhető volt. Az árnövekedés a réznél erősebb nyomás alá helyezte a perui sol/amerikai dollár árfolyamát, ami a reál-effektív árfolyamon keresztül is érezhetővé vált. Ezt a munkahipotézist támasztja alá az is, hogy Tanzánia esetén szintén képesek voltunk parciális hatások kimutatására India relációjában.

4.6. Bolívia

4.6.1. Áttekintés

2018-ban Bolívia exportbevételeinek 32%-a származott földgáz-exportból. A földgáz világszintű árának változása az exportbevételek alakulását is nagyban befolyásolta, hiszen a nyersanyag-szuperciklus konjunkturális szakaszának végén, 2013-ban még a bevételek 47%-át a gázbevételek tették ki és a szénhidrogének kitermeléséből származott az ország GDP-jének 8,7%-a. Nemcsak a bevételek forrása, hanem az export-célországok köre is korlátozott: a bolíviai gázkészleteket mindössze két kereskedelmi partner, Argentína és Brazília vásárolja fel, 2018-ban például együttesen a kínálat 97,6%-át. Mivel Argentína középtávon saját lelőhelyeit fejlesztve önellátásra törekszik, és Brazília új cseppfolyós földgáz projektjei révén már nem függ annyira az importált gáztól ([Gumucio és Medinaceli, 2019](#)), Bolívia számára rendkívül fontos a felvevőpiacok diverzifikációja.

Bolívia 1985 és 2003 között az IMF által nyújtott hitelek szabta keretek között működött. Ebben az időszakban a szénhidrogén-szektorban liberális reformokat hajtottak végre, mivel a hitelezők még az állami szerepvállalás kismértékű növelésétől is elzárkóztak. Ez is hozzájárulhatott ahhoz, hogy 2006-ban az egy főre eső GDP alacsonyabb volt, mint 1980-ban ([Arauz et al., 2019](#)).

2005-től kezdve 180 fokos fordulat következett be Bolívia gazdaságpolitikai hozzáállásában ([Macías Vázquez és García-Arias, 2019](#)). Az IMF-fel való 2006-os szakítás lehetővé tette magasabb adók kivetését és a szénhidrogén-szektor államosításának előkészítését ([Kuhn, 2015](#)). 2004 és 2005 között bevezették a szénhidrogének közvetlen adóját (IDH), amelynek hatására megduplázódott a szektorból származó adó- és járadékbevétel: a 2004-es 338 millióról 2005-re 726 millió USD-re nőtt ([Aresti, 2016](#)). Az adó bevezetése után egy évvel a frissen megválasztott Evo Morales elnök államosította az olaj- és gázszektort. Ez tovább növelte az állam bevételeit az állami olajtársaság, a Yacimientos Petrolíferos Fiscales Bolivianos (YPFB) feltárási jogai és kitermeléssel kapcsolatos szerződéseinek révén. Morales első nyolc évében a kormány bevételei 731 millió dollárról 4,95 milliárd dollárra nőttek ([Arauz et al., 2019](#)).

A Morales-adminisztráció unortodox gazdaságpolitikája

Összességében kijelenthető, hogy 2006-tól 2019-ig az állami szerepvállalást jelentősen megnövelő és azt konvencionális és unortodox gazdaságpolitikai lépésekkel kombináló Morales-adminisztráció eredményei a kétkedőket is meggyőzték. Az egy főre jutó reál-GDP több mint ötven százalékkal nőtt, ami a latin-amerikai és Karibi-térség átlagának kétszerese. A széles körű szociális programoknak köszönhetően a gazdasági növekedés jelentősen visszaszorította a szegénységet és a mélyszegénységet. A 2006-os 60%-ról a szegénységi ráta 2019-re 35%-ra esett, a mélyszegénység 2006-ban mért 37,7%-os aránya 2019-re 15,2%-ra csökkent (Arauz et al., 2019). 2018-ban a lakosság több mint 50%-a jutott valamilyen közvetlen készpénztranszferhez a kormánytól, a Juancito Pinto (kisgyermekes családoknak juttatott pénzügyi támogatás a gyermekek iskoláztatása érdekében), Juana Azurduy (egészségbiztosítással nem rendelkező kismamáknak juttatott pénzügyi támogatás orvosi ellátásra a gyermekági és csecsemőkori halálozás csökkentése érdekében) és Renta Dignidad (hatvanéves kor felett nyújtott öregségi nyugdíj) programok keretében.

Ugyanakkor nem feledhetjük, hogy a nyersanyag-szuperciklus konjunkturális szakasza 2006-tól 2014-ig egybeesett Morales hatalomra kerülésének első nyolc évével. 2015-től kedvezőtlenül alakult a fő exporttermékek világpiaci ára, és ez a 2019-ben kezdődött belpolitikai válsággal¹¹ együtt a koronavírussal együtt felszámolhatja a Morales által elért eredményeket. Az alábbiakban Morales gazdaságpolitikájának a disszertáció szempontjából releváns elemeit tekintem át.

A Morales vezette Bolívia makrogazdasági politikájának egyik kevésbé konvencionális ága a monetáris politika volt: a 2010-ben kezdett mennyiségi enyhítés, amelynek keretében a rendelkezésre álló pénzkínálatot úgy növelték, hogy a Központi Bank állami vállalatok által kibocsátott pénzpiaci eszközöket, illetve kormánykötvényeket vásárolt. Ezen program keretében 2018-ra már a bank mérlegének 44%-át hazai vagyonelemek tették ki, amíg 2010-ben ez a szám még csak 12% volt. Annak ellenére, hogy a pénzmennyiséget jelentősen növelték, hatékony inflációs célkövetést alkalmaztak, így nem alakult ki számottevő infláció. A Központi Bank forrásaiból az állami vállalatok belföldi befektetéseket

¹¹A választásokat követően Morales külföldre menekült, és helyét az ellenzéki Jeanine Anez vette át a 2020-ban esedékes új választásokig.

eszközöltek. Habár ez a stratégia szöges ellentétben áll a nyersanyagban gazdag országok számára hagyományosan ajánlott gazdaságpolitikai irányvonallal, alkalmazásával Bolívia jelentős sikereket ért el.

A hazai pénzügyi rendszer mérete is jelentősen megváltozott a Morales-adminisztráció éveiben. A kormány számtalan intézkedéssel igyekezett elősegíteni a rendszer de-dollarizációját, és a 2008-as 34%-ról 2019-re 1%-ra sikerült leszorítani a különböző pénzügyintézeteknél elhelyezett dollárban denominált betétek arányát, miközben a betétállomány ugyanezen időszakban évi átlag 14%-kal növekedett. A de-dollarizációt elősegítő intézkedések között szerepelt a folyamatosan alacsony kamatkörnyezet és a termelő szektoroknak bolíviaiban (BOB) nyújtott célzott hitelezési rendszer kialakítása is. A hitelfelvételi kedv is növekedett a kedvező feltételek hatására, 2008 óta éves átlagban 16%-kal.

Ugyanakkor számos téren a konvencionális receptet követte Morales: a vezetése alatt felfutó gázárak és a szénhidrogén-szektor államosítása révén megnövekedett állami bevételek jó részét a Központi Bank tartalékainak bővítésére fordította. A hivatalos ajánlás értelmében minimum háromhavi import értékének megfelelő tartalékállománnyal kell rendelkeznie egy ország központi bankjának, és a 2015 óta alacsony gáz-és olajárak ellenére 2019 augusztusában ennek háromszorosa, mintegy nyolcmilliárd dollár állt a Központi Bank rendelkezésére Bolíviában ([Arauz et al., 2019](#)).

A jelentős többletbevételek azt is lehetővé tették, hogy a kormány tartósan rendezze a fizetési mérleg-adatokat. A korábbi, volatilis időszakokkal szemben 2006 és 2018 között átlagosan a GDP 2,7%-val megegyező mértékű fizetési mérleg többlete volt Bolíviának, amelynek töréspontja a 2015-ös cserearány-sokk volt, amikor a szénhidrogének ára az importtermékekhez viszonyítva kedvezőtlenül alakult. Morales elnökségének első nyolc évében átlagosan a GDP 6,4%-nak megfelelő többlet, 2015-től a GDP 5,4%-nak megfelelő hiány jellemezte a fizetési mérleget. A hiány finanszírozását a korábbi években felhalmozott tartalékállomány tette lehetővé.

A boliviano árfolyamának alakulása és az iparosítás

Morales tizenhárom évét tehát makrogazdasági stabilitás jellemezte, s ezt tükrözte a boliviano árfolyama is, amelyet de facto az USD-hoz kötöttek, és ahhoz képest egy 2%-os eltérést engedélyező sávban mozoghatott (IMF, 2018). Az árfolyam-volatilitás kiküszöbölése érdekében tehát a bolíviai kormány folyamatos valutapiaci intervenciót alkalmazott (Luna és Alexander, 2016).

A jelenlegi árfolyam-stabilitást azonban évtizedek hullámzó teljesítménye előzte meg, így több tanulmány is vizsgálta, hogy Bolívia gazdasága a növekvő állami bevételek és a szénhidrogén-szektorba áramló tőke hatására mutatta-e a felértékelődés jeleit (Cerutti és Mansilla, 2008; Cerezo Aguirre, 2014).

Cerezo Aguirre 1990 és 2010 között vizsgálta a bolíviai gazdaság jellemzőit, és a holland kór jelenségét négy különböző tünetre bontotta: a reálárfolyam felértékelődése, más szektorokhoz viszonyítva lassabb feldolgozóipari növekedés (dezindusztrializáció), a szolgáltatások és árak növekedése, illetve a reál-munkaerőköltség emelkedése. Eredményei alapján megállapította, hogy a gazdasági fundamentumokhoz képest csak 2002-ben és 2008-2009-ben volt enyhén felülértékelt a boliviano, és mindkét esetben a főbb kereskedelmi partnerek vagy a világ gazdaság általános válságához kapcsolódott a kilengés. Ilyen rövid idő alatt nem is tudott érvényesülni a holland kórra jellemző tünet együttes, azaz Cerezo Aguirre úgy találta, hogy a vizsgált időszakban a feldolgozóipar gyorsabban növekedett, mint a többi szektor, és az árak és keresetek nem lettek számottevően magasabbak a magasabb szénhidrogén-árak hatására (Cerezo Aguirre, 2014).

Cerutti és Mansilla a boliviano árfolyamának 1990 és 2006 közötti alakulását vizsgálva jutott ugyanerre a következtetésre: a boliviano felértékelődése irányába ható nyomás ellenére az árfolyam meglepően stabil maradt (Guerson, 2015), és a vizsgált időszakban többször is inkább alulértékeltnek tekinthető. A szerzőpáros ezt azzal magyarázza, hogy az államhoz áramló bevételek nagy részét a Morales-adminisztráció a Központi Bank tartalékainak növelésére fordította (Cerutti és Mansilla, 2008).

Hiába volt stabil a boliviano árfolyama, iparosítás szempontjából Bolívia nem tudott jelentős eredményeket elérni sem a liberális gazdaságpolitika, sem Morales hivatali ideje alatt. 1988 és 2001 között a teljes tényezőhatékonyság (total factor productivity) folyamatosan csökkent, amelynek oka többek között a források rossz allokációja lehetett, de

strukturális problémák is álltak a háttérben. Ezek felszámolására tett számos javaslatot Morales, akinek vezetése alatt a tervek szerint az ország betört volna a petrokémiai iparba, és Dél-Amerika energiaellátó központjává vált volna. Annak érdekében, hogy a gáz helyi hasznosítása irányába elmozdulás történjen, az állami olaj- és gázvállalat, a YPFB nagyértékű befektetésekkel támogatta gáz-elválasztó és petrokémiai gyárak létesítését, melyek feladata trágya és műanyag előállítás volt (IMF, 2016). A stratégiai befektetések a Nemzeti Terv 2025 (Agenda Patriótica 2025) dokumentumban felvázolt irányvonalakat követik, és ezek fontos további része az önállóságra törekvés élelmiszertermelés terén, illetve a régiós élelmiszeripari exportőr-szerep elérése 2025 végére. Ambiciózus cél a lítium-alapú akkumulátor-előállítás világszerte vezető szerepének megszerzése (Arauz et al., 2019).

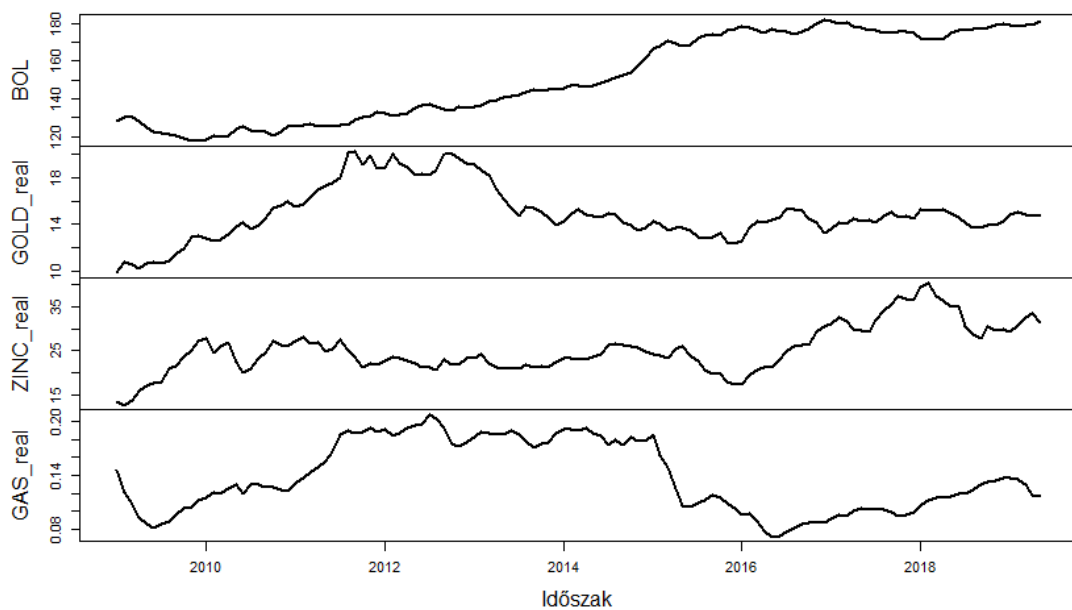
Összességében Bolívia Botswanához és Peruhoz hasonló problémákkal küzd. A mezőgazdasági szektorból a munkaerő a szolgáltatóiparba áramlik, nem feltétlenül olyan fenntartható munkahelyekre, amelyek léte a gazdasági növekedés dinamikájához kapcsolódik. A feldolgozóipar fejlesztésére hatalmas erőforrásokat fordítottak, azonban ezen a téren áttörést egyelőre nem sikerült elérni. A kezdeti eredményeket kétségessé teszik a tartósan alacsony gáz- és olajárak, amelyek hatására csökken a Központi Bank tartalékállománya és évek óta jelentős fizetési mérleg hiánnyal küzd az ország. Morales tavalyi elmozdítása óta továbbá bizonytalanná vált a korábban következetes diverzifikációra törekvési stratégia is.

Ugyanakkor Bolívia gázfüggősége akkor csökkenthető hosszú távon, ha az alacsonyabb termelékenységű mezőgazdasági szektorból nemcsak a belföldi igényeket kiszolgáló szolgáltató szektorba, hanem az exportra termelő feldolgozóiparba is el tud mozdulni a munkaerő.

4.6.2. Elemzés

REER árfolyamok

Bolívia esetén, ahogy azt a 4.6. ábra is mutatja három nyersanyagidősor hatását kell vizsgálni a reál-effektív árfolyamra. A nyersanyagidősorok érdekessége, hogy mindegyik más-más mintázatot ír le a vizsgált időhorizonton, míg a boliviano REER árfolyamában egy enyhe növekvő trendet figyelhetünk meg.



4.6. ábra: Bolívia REER és nyersanyagár idősorai

A statisztikai tesztek 27-es sorszámú táblázata alátámasztja a REER-el kapcsolatos hipotézisünket. Az ADF és a PP teszt trendaugmentációval becsült verziója is alacsonyabb p-értékekkel rendelkezik, mint az egyszerű tengelymetszetes párjaik. (Ezek rendre 0.28 és 0.65.)

A különböző nyersanyagok esetében a PP tesztek egységesen képtelenek elutasítani az egységgyökfolyamat nullhipotézisét. Az ADF teszt esetében is csak a cinknél merülhet fel kétség, mivel a tengelymetszetes specifikáció 1%-on határeset, míg a trenddel bővített verzió 5%-on. Mivel így maximum a cink esetében lehet vegyes kointegráció és ez sem jelent problémát így mindhárom nyersanyaggal kiszámoljuk a reál-effektív árfolyam PSS statisztikáit.

Idősor	ADF teszt		PP teszt	
	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>
REER	0.94	0.28	0.94	0.65
GOLD	0.27	0.51	0.32	0.67
ZINC	0.01	0.05	0.15	0.29
GAS	0.41	0.55	0.47	0.78
PSS teszt	<i>Típus</i>	<i>Alsó határ</i>	<i>Felső határ</i>	<i>F-stat.</i>
REER - GOLD	Int. & trend	2.38	3.45	5.64
REER - ZINC	Int. & trend	2.38	3.45	4.8
REER - GAS	Int. & trend	2.38	3.45	5

25. táblázat: Bolívia REER idősorainak statisztikai tesztjei

Az eredmények alapján az arany (5.64), a cink (4.8) és a PB gáz (5) F-statisztikái is magasabbak a teszt 3.45-os felső kiritikus értékénél és így kointegrációt jeleznek. Mivel az 4.6. ábra alapján a nyersanyagidősorok jelentősen eltérnek, így gyanús hogy a teszt hamis pozitív találatokat is eredményezhetett.

Modell	ρ	p-érték	W_{LR}	χ_{SC}^2	χ_H^2
GOLD	-0.07	0.01	0.03	0.97	0.99
ZINC	-0.003	0.26	0.74	0.88	0.89
GAS	-0.01	0.30	0.77	0.61	0.99

26. táblázat: Bolívia modelljeinek egyszerűsített táblázata

Ebből az okból kifolyólag lebecsültem mindhárom modellt, de azoknak csak a egyszerűsített kimutatását adom közre a 26. táblázatban. A modellek posztesztimációs autokorreláció és ARCH tesztjeinek p-értékei meghaladják az összes hagyományos szignifikancia szintet, így a ρ paraméterbecslésének sztenderd hibáját torzítatlannak tekinthetjük. Tehát a kiszámított szignifikanciák helyesek. Ezek alapján csupán az arany ρ paramétere negatív szignifikáns és csak ebben az esetben létezik kointegráció. A cink és a PB gáz modelljei hamis pozitív eredményt produkáltak. Ez az eredmény a Perunál már korábban felvetett menedékvaluta hipotézist látszik erősíteni.

Paraméter	Koeff.	S.E.	t-stat.	p-érték
Hibakorrekciós modell				
<i>Const.</i>	0.34	0.13	2.61	0.01***
ρ	-0.07	0.03	-2.66	0.01***
θ^+	0.03	0.01	2.41	0.02**
θ^-	-0.03	0.02	-1.71	0.09
γ_1	0.41	0.09	4.72	0.01***
φ^+	0.03	0.04	0.59	0.56
φ^-	0.02	0.06	0.39	0.70
Trend	-0.01	0.01	-1.62	0.11
Aszimmetrikus hosszú távú paraméterek				
β^+	0.41	0.15	2.66	0.01***
β^-	-0.49	0.18	-2.67	0.01***
Diagnosztika				
R^2	0.26			
<i>Adj.</i> R^2	0,21			
χ_{SC}^2	0,97			
χ_H^2	0,99			
W_{LR}	0,13			
<i>Obs</i>	125			

27. táblázat: A bolíviai REER és az arany világszpiaci árának NARDL modellje

A 27. táblázat összegzi a jó modell eredményeit. A korábban leírtakat kiegészítendő meg kell jegyezni, hogy a modell többszörös determinációs együtthatója a korábbi modellekhez képest magas, 26%. Annak korrigált értéke is 21%, amivel az egyik legjobban illeszkedő modell a disszertációban. A korrekció sebessége periódusonként 7% és bár a hosszú távú béta paraméterek szignifikánsak, nem aszimmetrikusak ($W_{LR} = 0.13$).

RER árfolyamok

Bolívia esetében a PB gáz, a cink és az arany nyersanyagexportjának reálárfolyamokra gyakorolt hatását érdemes vizsgálni. A három termék közül a PB gáz a legdominánsabb, amely átlagosan az ország exportszerkezetének harmadát adja. A cink és az arany a maguk 17 – és 13%-ával viszont szintén okozhatják a holland kór kialakulását. Chilével és Peruval ellentétben Bolívia nem engedett teret a magánbefektetéseknek a vizsgált időszakban, így érdekes ellenpontja lehet a már korábban megismert rendszereknek.

Technikailag a gáz és a cink esetén 2009-től futtatjuk a modelleket, mert akkortól működött megfelelően a dollár árfolyamának követése. Az aranyról az Egyesült Államokat nézzük 2009-től és bár Svájc 2008 és 2013 között jelentős szereplő volt, az idősor rövidege miatt nem vizsgáljuk. Fontos tény, hogy Argentína az IFS-en belül – és úgy általában sem - közli a havi inflációs adatait így nem lehet kiszámolni a vonatkozó reálárfolyamokat. Ebből fakadóan erről a kereskedelmi kapcsolatról nem tudunk megállapításokat tenni.

Nyersanyagokként a következő OEC statisztikák alapján történt a minta kiválasztása. A BP gázpiacon 2000 és 2017 között Brazília átlagosan a Bolíviai földgáz 80,6%-át importálta, míg Argentína 18,4%-ot. Az átlagon azonban kissé csálnak, mivel a válság előtt Brazília szinte kizárólagos importőr volt. A rendelkezésre álló adatok alapján az argentin térnyelés 2017-re az összexport 46%-ig felfutott és Brazília ugyanekkor 52%-ot vásárolt fel az adott évi kivitelből.

A cinkpiac Peru rézpiacához hasonlóan távolkelet orientációjú, ahol Japán és Dél-Korea versenyez egymással a rendelkezésre álló erőforrásokért. Az eredetileg domináns Japán 2007 után szorult háttérbe Dél-Korea mellett. 2017-re a Bolíviából importált cink tekintetében piaci erejük kiegyensúlyozódott. A hivatkozott évben Japán 29%-ot, míg Dél-Korea 23%-ot tett ki az összes cinkexporton belül. További fejlemény, hogy a verseny kiéleződésével párhuzamosan Kína és Ausztrália is vevőként jelent meg a Bolíviai gazdaságban. A rendelkezésünkre álló utolsó évben Kína 12%-ot, Ausztrália pedig 8,7%-ot importált cinkből. Ha átlagokban gondolkodunk, akkor az ezredforduló óta éves szinten átlagosan Japán 27,7 Dél-Korea 16,8%-ot vásárolt fel, így Kínával együtt ezeket az országokat fogjuk górcső alá venni.

Az arany tekintetében Svájc 2013-ig lényegében egyedüli felvásárlója volt a bolíviai aranykitermelésnek. (A 2006-os és 2007-es években például az összes export 99 és 98%-a

irányult ide.) A kapcsolat viszont nem elemezhető, mivel 2013-at követően a kereskedelem lényegében megszűnt.

Az USA 2008-tól fokozatosan vette át a vezető felvásárló szerepét. 2012 és 2016 között 33%-ról 65%-ra nőtt az aranyexport részaránya, de voltak olyan évek amikor az összes arany 98%-a az USA-ba került (2014). A legutóbbi időkben azonban az Egyesült Államok hegemóniája is megtörni látszik ezen a piacon. 2015-től India is a felvásárlók közé csatlakozott. 2017-ben az összes exportált arany 53%-a került Indiába. A kapcsolat azonban jelenleg még nem elemezhető, mert túl rövid a rendelkezésre álló időintervallum.

	ADF teszt		PP teszt	
	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>	<i>Int.</i>	<i>Int. & trend</i>
Arany				
USA	0,99	0,99	0,99	0,99
GOLD	0,45	0,51	0,43	0,66
Cink				
JPN	0,99	0,99	0,99	0,99
KOR	0,96	0,95	0,98	0,98
CHN	0,99	0,99	0,99	0,99
ZINC	0,45	0,51	0,43	0,66
PB gáz				
BRA	0,98	0,99	0,99	0,99
GAS	0,48	0,53	0,48	0,76

28. táblázat: Bolívia stacionaritási tesztjei

A 28. táblázat tartalmazza Bolívia stacionaritási tesztjeit. A számítások alapján egyértelműen kijelenthető, hogy minden nyersanyag esetén, minden reálárfolyam bármelyik tesztjének, tetszőlegesen választott specifikációja egységgyökfolyamatot jelez, azaz nem stacioner és így a kointegráció tesztelésére tökéletesen alkalmas.

	DF	Típus	Alsó határ	Felső határ	F-stat.
Arany					
USA	123	Int. & trend	5,59	6,26	6,14
Cink					
JPN	123	Int. & trend	5,59	6,26	4,98
KOR	123	Int. & trend	5,59	6,26	4,16
CHN	123	Int. & trend	5,59	6,26	4,95
PB gáz					
BRA	123	Int. & trend	5,59	6,26	3,67

29. táblázat: Bolívia PSS tesztjei

A 29. táblázat PSS teszteredményei is a stacionaritási tesztekhez hasonló egyértelmű eredményt adnak a gázolaj és a cink tekintetében. Egyik reálárfolyam sem tekinthető kointegráltnak a vonatkozó nyersanyag világpiaci árával. Ráadásul a bolíviai boliviano/brazil real reálárfolyama produkálja az összes számítás közül a legalacsonyabb tesztstatisztikát annak 3,67-os értékével ami messze elmarad a tengelymetszettel és trenddel specifikált teszt 5,59-os kritikus értéke alatt.

Egyedül az aranypiacon látható lehetséges parciális kapcsolat. Az USA időszora az inkonzuzív tartományba esik, ahol a teszt képtelen teljes bizonyossággal azonosítani a sztochasztikus kapcsolatot. A tesztstatisztika 6,14-os értéke azonban nagyon közel esik a felső kritikus tartományt határoló 6,26-os értékhez. A globális REER-en alapuló modell azért is azonosíthatta jobban a hatást, mivel az aranyiaci modellünk nem képes figyelembe venni az elmúlt évek dinamikáját. A 2015 óta piacra lépett India és Emirátusok hatása beépülhet a REER-be, de nem egy sima reálárfolyamba. Ezzel párhuzamosan Svájc tulajdonképpen kilépése a piacról is láthatatlan marad a parciális modell számára. Mindent összevetve úgy tűnik, hogy az aranyexport Tanzánia és Peru után Bolíviára is hatással van. Röviden az aranykitermelés és export miatt Bolíviát enyhe formában, de érinti a holland kór (első kutatási kérdés), de ebben az esetben a globális modell nemhogy elfedi, hanem inkább felfedi (második kutatási kérdés) az aszimmetrikus hatást (harmadik kutatási kérdés).

5 Összefoglalás

Disszertációm zárófejezete két szekcióra osztható. Az első, „*Konklúzió*” alfejezet mindenekelőtt keretbe foglalja az empirikus eredményeket és komparatív módon összehasonlíthatóvá teszi az individuális becslések eredményeit. Ebben a szekcióban a bevezetésben megfogalmazott kutatási kérdések sorrendjében haladok, és tételesen választ adok azokra. Szükség esetén egyéb adatokat is bevonok az elemzésbe és reflektálok az időközben felmerült problémákra. A fejezet „*Összegzés*” része pedig tömör formában ismerteti a disszertációt a problémafelvetéstől a kutatási kérdésekre adott válaszokig.

5.1. Konklúzió

Doktori értekezésemben négy kutatási kérdést tettem fel, melyeket a következőkben a 4. fejezetben bemutatott modellbecslések alapján megválaszolok.

5.1.1. Kimutatható-e parciális holland kór az elemzett országok árfolyamrendszerében?

Parciális holland kórnak neveztem azokat a statisztikai értelemben vett kointegráló kapcsolatokat, amelyek egy országpár reálárfolyamai és az exportáló ország fő exporttermékének világszintű reálárai között alakulnak ki.

Ország	Megvizsgált kapes. száma	Azonosított parc. holland kór	Arány (%)	Nyersanyag exp.aránya (%)	Átlagos ny.a.exp. célországba (%)
Botswana	10	2	20	93	NA
Angola	3	1	33.3	88	53
Tanzánia	3	1	33.3	29	24
Chile	6	0	0	45	0
Peru	6	1	16.7	47 (16% arany)	20 (arany)
Bolívia	5	0	0	62	0

30. táblázat: Azonosított parciális holland kór kapcsolatok I.

Megjegyzés: Botswana esetén az országok kiválasztásának stratégiája eltérő volt a többi országtól. Ezt az esettanulmánynál részleteztem.

A 30. táblázat foglalja össze a disszertáció során vizsgált kapcsolatokat. A táblázat második és harmadik oszlopai mutatják be, hogy azokból a kapcsolatokból, amelyek potenciálisan parciális holland kór jeleit mutathatják, hány alkalommal sikerült kimutatni a kointegráló kapcsolatot. A negyedik, „*Arány*” oszlop jelenti az előző kettőből számolt százalékos értéket. Az utolsó két oszlop az azonosított parciális holland kór kapcsolatok volumenének értelmezéséhez járul hozzá. A „*Nyersanyag(ok) exportaránya (%)*” oszlop az adott nyersanyag öszsexporton belüli arányát mutatja. Ahol több nyersanyag is volt, ott zárójelben találhatóak a részletek. Az utolsó oszlop az értekezésemben használt elérhető OEC statisztikák alapján mutatja be, hogy a szűk keresztmetszetet¹ képző 2012 és 2017 közötti időszakban átlagosan mekkora hányadát exportálták a nyersanyagoknak azokba az országokba ahol statisztikailag szignifikáns kointegráló kapcsolatot találtunk.

Az afrikai sikertörténetnek tartott Botswana esetében meglepő módon két kapcsolatot is találtunk Namíbia és Dél-Afrika relációjában. Az ország exportjának 93%-át kitevő gyémántkivitel így lényegében erős parciális holland kór hatásokat mutat. Sajnálatos módon az OEC statisztikákban nincs megadva a két partnerországba áramló gyémánt százalékos megoszlása, de a [WITS](#) adatbázis során korábban már bemutattuk, hogy Botswana ebből a két országból importálja behozatalának háromnegyedét. Fontos továbbá kiemelni, hogy a partnerországok a SACU övezet tagjai és így megerősítenek bennünket abban, hogy a NARDL modell nem véletlenszerűen azonosította be a parciális holland kórt.

Tanzánia esetén a vizsgálat vegyes eredményeket hozott. A három vizsgált kereskedelmi kapcsolatból kizárólag India vonatkozásában fedeztünk fel kointegrációt, ami a második legnagyobb exportdesztináció az ország aranypiacán.

Chile és Bolívia a számítások alapján mentes a parciális holland kórtól, bár Bolívia és az Egyesült Államok tekintetében a REER modell alapján lehet statisztikai kapcsolat. A két ország makropolitikáját figyelembe véve ez az eredmény megfelel a vártnak. Chile esetében a strukturális fiskális többlet szabály okozhatja, hogy az ország nem mutatja a holland kór jeleit, míg Bolíviánál nagy valószínűséggel a jegybank feltőkésítése és általánosságban a kontraciklikus monetáris politika vezet azonos eredményre. Mindent összevetve Chile esetében az eredmények megfelelnek a tudományos közmegegyezésnek.

¹A szűk keresztmetszetet Tanzánia Indiába irányuló aranykereskedelme adja. Mivel ez az időszak minden ország, minden kereskedelmi partnerére rendelkezésre áll, így megfelelő időszak lehet az összehasonlításra.

Végezetül Peruban az összexport 16%-át kitevő aranypiacon találtunk egy kointergáló kapcsolatot az USA relációjában, amely egy az úgynevezett gazdaságpolitikai neutralitás elvét követő ország esetében előfordulhat. Az eredmény annyiban váratlan, hogy hiába Peru a legnagyobb aranyexportőr Dél-Amerikában, rézkivitele még így is a dupláját teszi ki aranykivitelének értékben és így ott hamarabb várnánk a parciális holland kór megjelenését.

Az összes kapcsolatot áttekintve úgy gondolom, hogy a kapott eredmények jól értelmezhetőek az adott kontextusban és a kutatási kérdésre igenlő választ kell adni. Az alkalmazott aszimmetrikus kointegráció segítségével a parciális hatásokat azonosítani lehet és az esetek többségében olyan eredményt kapunk, amit a nemzetközi szakirodalom is alátámaszt.

5.1.2. Elmossa-e a REER-el számolt globális modell a RER-el számolt parciális hatásokat?

Feltételeztem, hogy a reál-effektív árfolyamok nem reagálnak olyan jól a domináns exportált nyersanyagok világpiaci árára, mint a fő kereskedelmi partnerek közötti reálárfolyamok, mivel a RER kapcsolatok látszólag sokkal közvetlenebb összefüggéseket írnak le. Másképpen, ha egy kereskedelmi partner megnöveli behozatalát az adott nyersanyagból, akkor a két ország fizetőeszköze közötti árfolyam nagyobb mértékben fog megváltozni, mint maga a súlyozáson alapuló reál-effektív árfolyam, ami minden időszakban függvénye a többi országgal folytatott kereskedelemnek is. Ezeket figyelembe véve az „elmosza” kifejezés azt jelenti, hogy a globális REER-en futtatott modell nem jelez kointegrációt és így holland kórt, míg a parciális RER ezt megteszi.

A továbbiakban a 31. táblázatban feltüntetett adatokat is felhasználom állításaim igazolásához.

Ország	Partner	Nyersanyag	Nyersanyag exportaránya (%)	Export célországba (%)	ρ	R^2	W_{LR}
Botswana	Namíbia	Gyémánt	93	NA	-0.28***	0.41	0.21
Botswana	Dél-Afrika	Gyémánt	93	NA	-0.12***	0.12	0.62
Angola	Kína	Kőolaj	88	53	-0.05**	0.17	0.89
Tanzánia	India	Arany	29	24	-0.06***	0.31	0.16
Peru	USA	Arany	16	20	-0.11***	0.23	0.00
Bolívia	REER	Arany	13	USA: 66	-0.07***	0.26	0.13

31. táblázat: Azonosított parciális holland kör kapcsolatok II.

Megjegyzés: 5%-os szignifikancia szinten minden modell autokorreláció és ARCH hatás mentes, kivéve Botswana Dél-Afrika modelljét, ahol a modell a feltételes heteroszkedaszticitás tesztjén elbukik.

A számítások során három esetet tudtam elkülöníteni. Az első csoport alapján „*nem lehet választ adni a kérdésre*”. Ez Tanzániát és Chilét foglalja magába. Tanzánia esetében sajnos nem lehet REER-en futtatott NARDL modelleket becsülni, mivel a Bruegel Institute nem közli az ország havi reál-effektív árfolyamait. Chile esetében pedig azért nem volt lehetőség a vizsgálódásra, mivel az ország sem globális, sem parciális szinten nem mutatja jelét a holland kórnak.

A második eset, amikor a REER „*nem mossa el*” a parciális hatásokat. Ezzel a helyzettel találkozunk Angola, Peru és Bolívia esetén. Angola modellezése során a globális REER modell és a Kínával számolt parciális RER modell nagyon hasonló eredményt adnak. Mindkét modell kointegrációt jelez. A konvergencia paraméterek értéke és szignifikanciája megegyezik, míg a REER modell a függő változó ingadozásának 18, addig a RER 17%-át magyarázza meg. A hasonlóság oka nagy valószínűséggel, hogy Kína az angolai kőolaj legnagyobb felvásárlója. A kiválasztott 2012 és 2017 közötti időszakban az összes kőolajexport több mint fele irányult a távol-keleti országba és így a volumen hatása miatt a REER-ben is látszódnia kellett a változásnak.

Peru esetén a kapcsolat kimutatható a globális és az USA esetén a parciális viszonylatban is. A modellek konvergenciaparaméterének becslései megközelítőleg azonosak, míg az illeszkedés tekintetében a parciális modell jobban teljesít. (A REER modell R^2 - 17%, míg a RER modellé 23%.)

Bolívia esetén továbbá nem hogy nem mossa el a parciális hatást, hanem lényegében csak ezen keresztül azonosítható az USA-val kialakult parciális holland kór. A globális REER modellben szignifikáns ρ paramétert becsültünk, de egy kereskedelmi párnál se tudtunk a PSS teszt felső kritikus tartományát meghaladó tesztstatisztikát előállítani. Az aranyárak és a dollár reálárfolyama között a számítás azonban 6,14-os értéket adott, ami alig marad el a felső kritikus érték 6,26-ától. Mivel 2012 és 2017 között az USA átlagosan az összes aranyexport 66%-át vásárolta fel és a soron következő India is mindössze 16%-ot, így biztosak lehetünk benne, hogy létezik globális és parciális holland kór is Bolíviában az aranypiacon.

A harmadik eset, amikor a globális modell „*elmosza*” a parciális hatásokat. Ezt a jelenséget csak Botswana esetén tapasztaltam. A globális modell PSS tesztjének 2,06-os értéke elmarad a 2,38-os alsó kritikus értéktől, viszont a reálárfolyamos modellekben Na-

míbia és Dél-Afrika tesztstatisztikái is meghaladják a felső kritikus értéket és kointegrációt jeleznek. (A kritikus érték 3,23, míg az F-statisztikák rendre 11,86 és 3,24.)

Összefoglalva a tapasztaltakat, a négy vizsgálható országhoz csak egyben találtam összemosó hatásokat, így úgy gondolom, hogy ahol reál-effektív árfolyamon kimutatható a holland kór, ott reálárfolyamokon is azonosítható a parciális hatás. Ezek alapján a RER modellek a REER modellek finomhangolására használhatóak és így közpolitikai relevanciával bírnak.

5.1.3. Amennyiben egy kereskedelmi kapcsolat parciális holland kórral sújtott, kimutatható-e hogy a kapcsolat aszimmetrikus is egyben?

Empirikusan megfigyelhető a nyersanyagexportáló országok hosszú távú cserearányromlása a feldolgozott javakat termelő országokkal szemben. Az úgynevezett Prebisch-Singer tétel (Prebisch, 1950; Singer, 1950) alapján feltételezhető, hogy amennyiben az egyforma valószínűséggel ismétlődő, azonos nagyságú pozitív és negatív ársokkok aszimmetrikusak, akkor az általam használt módszertan képes kapcsolatba állítani a holland kór jelenségét a cserearányromlással.

A becslések alapján úgy tűnik, hogy az aszimmetria nem jellemzi a kialakult parciális holland kórt. A már korábban hivatkozott 31. táblázat utolsó oszlopa tételesen felsorolja az összes azonosított kointegráló kapcsolatot tartalmazó modell W_{LR} hosszú távú aszimmetria tesztjének eredményét. Ezek azt mutatják, hogy Perut leszámítva egyik modellben sem tudjuk elutasítani a nullhipotézist miszerint a β^+ és β^- hosszú távú paraméterek szimmetrikusak, és csak a statisztikai ingadozásnak köszönhetően különböznek egymástól. (A gyakorlatban ez azt jelenti, hogy az összes kiszámított p-érték nagyobb a hagyományos 0,1, 0,05 illetve 0,01 szignifikancia szinteknél.)

Peru esete különleges mivel a reál-effektív árfolyam és a perui sol/amerikai dollár reálárfolyampár modellben is el tudtuk utasítani a nullhipotézist 1%-os szignifikancia szinten. A probléma azonban az, hogy míg a REER modellben $\beta^+ = 0,17$ nagyobb $\beta^- = 0,12$ -nél, azaz az eredmény a Prebisch-Singer tételnek megfelelő, addig a RER modellben a reláció pont fordított: $\beta^+ = 0,22 < \beta^- = 0,28$! A jelenség mögött az

állhat, hogy a vizsgált időszakban Peru exportdesztinációi teljesen átrendeződtek. Míg a válság után Svájc az összexport közel 58,6%-át vásárolta fel, addig 2017-re ez 33,2%-ra csökkent. Ugyanígy esés figyelhető meg Kanada esetén 26%-ról 7,7%-ra. Eközben az Egyesült Államok 12,9%-ról 25%-ra növelte részesedését. A parciális modell csak az utóbbi hatást képes figyelembe venni. Ezért fordulhat elő, hogy paraméterbecslése az elmélettel ellentétes.

Akárhogy is nézzük, a megvizsgált kapcsolatok esetén csak Perunál találunk aszimmetriát és így feltételezhetjük, hogy általánosságban a parciális holland kór kapcsolatok szimmetrikusak.

5.1.4. Milyen tényezők befolyásolják a holland kór súlyosságát?

Az összes feltett kutatási kérdés közül ez a legnehezebben megválaszolható. Eddig azt már láthattuk, hogy az alkalmazott NARDL modellek az aszimmetrikus kointegráció tesztelésének segítségével reál-effektív és reálárfolyamok esetén is képesek azonosítani a globális - és parciális holland kórt. Sőt az is fontos kutatási eredmény, hogy jellemzően nincs összemosó hatás a REER modellekben és így a reálárfolyamon futtatott regressziók lényegében pontosítják a globális modellek becslését azáltal, hogy meghatározzák a holland kórt okozó kereskedelmi relációkat.

Kérdés viszont hogy mi okozza, illetve mi súlyosbítja a kialakuló kapcsolatokat? Korábban megállapítottuk, hogy a parciális holland kór súlyosságát a ρ konvergenciaparaméter értékével lehet megfeleltetni. A ρ egy -1 és 0 közé eső szám, amely azt mutatja, hogy a két idősor közös egyensúlyától való eltérések milyen gyorsan szűnnek meg. Minél közelebb van értéke -1 -hez, annál gyorsabb a kiigazodás, azaz annál súlyosabb a parciális holland kór.

Három aspektusból közelítem meg a problémát. Első körben kizárólag kereskedelmi kérdésként próbálok összefüggéseket találni az 31. táblázat alapján. Utána a politikai, intézményi faktorokat veszek figyelembe a Worldwide Governance Indicators (WGI) adatbázis segítségével. Végezetül gazdaságpolitikai szemszögből vizsgálom a lehetséges magyarázatokat.

Lehetséges kereskedelmi magyarázatok

A 31. táblázat tartalmazza az azonosított hat kointegráló kapcsolat konvergenciaparamétereinek számított értékeit. Ezeket az értékeket fogom párhuzamba állítani az exportstruktúra adataival.

Úgy vélem, hogy kizárólag a kereskedelmi adatok segítségével nem azonosíthatók a holland kór okai, ugyanis a becsült paraméter értékek nem mozognak szisztematikusan együtt egy kereskedelmi adattal sem.

Például feltehetjük, hogy ahol a nyersanyagexport aránya magas, ott a konvergenciaparaméter értéke is kiugró lesz. Viszont Botswana két kapcsolatát és Angolát összevetve nem ez a kép rajzolódik ki előttünk. A Botswana – Namíbia pár esetén $\rho = -0.28$ 93%-os exportarány mellett, míg Angolában az exportarány a maga 88%-ával alig marad el, mégis a Kínával kialakuló kapcsolat konvergencia paramétere mindössze -0.05. Ugyanilyen látványos ellentmondásra jutunk ha a közel azonos ρ értékű Botswana – Dél-Afrika és Peru – USA párokat hasonlítjuk össze, ahol a nyersanyag exportarányai rendre 93 és 16%, tehát szélsőségesen nagy a különbség közöttük. Szintén nem találunk semmi szisztematikus együttmozgást ha a konvergenciaparamétereket a célországba exportált nyersanyag arányával vetjük össze. A hasonló ρ értékekkel rendelkező Angola – Kína és Tanzánia – India pároknál a célországba exportált nyersanyag részarányai rendre 88 és 29%.

Ami viszont feltűnő, hogy a nyersanyagok közül az arany sok esetben okoz parciális holland kórt. Ezt a jelenséget megfigyelhetjük Tanzánia, Peru és Bolívia² esetén is. Úgy vélem, hogy ez a nyersanyag természetének tudható be, ugyanis az aranyvásárlás minden válság során, mint biztonságos, és emiatt népszerű befektetés szokott megjelenni. Mivel az idősoraink ebben a három országban 2009-el kezdődtek, így a recesszió hatását vélem felfedezni a háttérben. Ezt továbbgondolva a nemzetközi kereslet állhat az olajexportáló országokban kialakuló holland kór mögött is.

²Az érvelést, miszerint a globális mellett parciális holland kór is kifejti hatását az országban lást a Bolívia országtanulmányánál.

Ország	ρ	Government Effectiveness	Regulatory Quality	Rule of Law	Control of Corruption
Botswana	-0.28/-0.12	67.8	68.7	70.0	78.8
Angola	-0.05	13.8	15.6	11.1	6.3
Tanzánia	-0.06	28.3	35.7	37.0	33.2
Chile	0.00	83.5	90.2	86.3	87.3
Peru	-0.11	46.7	67.8	33.9	41.7
Bolívia	-0.07	35.6	19.7	12.8	29.9

32. táblázat: A vizsgált országok 2009 és 2019 közötti átlagos WGI index értékei

Lehetséges politikai és intézményi faktorok

A politikai és intézményi faktorok vizsgálatakor a szakirodalomban alkalmazott (Isham et al., 2005), a Világbank által fenntartott WGI adatbázist használtam. A 32. táblázat összegzi a holland kór szempontjából legfontosabb mutatókat.

Ezek kormányzás hatékonysága (government effectiveness), szabályozás minősége (regulatory quality), jogrend uralma (rule of law) és a korrupció feletti kontroll (control of corruption). Mindegyik változónál a 2009 és 2019 közötti átlagos percentilis értékek átlagával számoltam. Az időszak kiválasztása során a rendelkezésre álló elmúlt tíz évet választottam. Ezt két dolog motiválta. Egyrészt az intézmények lassan változnak, így tíz év során nem lehetnek az adatsorban nagy ugrások. Másrészt a legtöbb idősor ezt az időszakot dolgozza fel és így majdnem tökéletes a lefedettség. A numerikus értékek egy 0 és 100 közötti skálán azt mutatják meg, hogy a kiválasztott időszakban átlagosan a világ összes országa közül sorrendben az adott változó mentén hány százalékuknál foglal el jobb helyet a vizsgált állam. Tehát például 2009 és 2019 között Chile átlagosan a Föld összes országának 90,2%-ánál jobb értékkel rendelkezett a szabályozás minőségében.

Az adatokat megvizsgálva a politikai és intézményi változók tekintetében sem találunk szembeötlő magyarázatot arra vonatkozóan, hogy mi okozhatja hogy egyes országok jobban szenvednek a parciális holland kórtól, míg mások kevésbé.

Jellemző, hogy azok az országok amelyek jól szerepelnek az egyik mutatóban, kiemelkedőek a többiben is. Ez azt jelenti, hogyha egy ország intézményrendszerének egésze jó, és az alapján sorrendbe állítjuk őket, akkor a különböző változók mentén is hasonló lesz a sorrend. A szóródás hiánya így megnehezíti a konklúzió levonását. Mindössze annyi látszik biztosnak hogy a dél-amerikai intézmények átlagosan valamelyest jobban teljesítenek (Council on Foreign Relations, 2020).

Érdeemes az outlier eseteket párhuzamba állítani. Chile és Botswana jó példák erre. Mindkét ország magas intézményi változó értékekkel rendelkezik, mégis míg Botswana parciális holland kórtól sújtott, addig Chile nem. Ráadásul Botswana ρ értékei abszolút értékben a legnagyobbak az összes ország között. A fennmaradó államok pedig jellemzően Botswanánál sokkal rosszabb átlagos percentilis értékekkel rendelkeznek úgy, hogy közben ρ paramétereik átlagosan felét/ötödét érik el. Ez a jelenség teljesen szembe megy azzal, amit az elmélet alapján várunk.

Lehetséges gazdaságpolitikai tényezők

Mivel sem a tiszta kereskedelmi mutatók, sem a nyers intézményi mérőszámok nem nyújtottak segítséget a parciális holland kór kialakulásának megértésében, így a továbbiakban az esettanulmányok során bemutatott gazdaságpolitikai megoldásokat ismertetem komparatív módon.

Az IMF ajánlására Botswanában 1972 óta létezik valamilyen formában szuverén vagyonalap (IMF, 2012), amely jelenleg Pula alap néven több mint 5 milliárd dolláros portfólióval rendelkezik (SWFI, 2020) és alkalmas a költségvetésen keletkezett deficit ideiglenes pótlására. Viszont felmerül a kérdés, hogyha Botswana a nemzetközi szervezetek ajánlásait többnyire követi, akkor miért alakulhatott ki két legfontosabb kereskedelmi kapcsolatában is parciális holland kór? Ennek oka nagy valószínűséggel a SACU (South Africa Customs Union) jelenléte, amely kialakított egy Dél-Afrika központú vámbevétel függőséget és így konzerválta a problémát (Grynberg és Motswapong, 2012).

Angola esete ennél jóval egyszerűbb. Az ország feletti Kínai politikai befolyás egyértelműen háttérbe szorította a gazdasági racionalitásokat. Ahogy a 32. táblázatban is látható az ország korrupció feletti átlagos kontrollja az elmúlt tíz évben a 6. percentilis környékére taszította az országot. Ez azt jelenti hogy a vizsgált időszakban alig volt korruptabb ország Angolánál a világon. A már hivatkozott pénzügyi Bermuda-háromszögön túl, sokat elmond az államról, hogy miután nem akarta teljesíteni az IMF intézményi reformjait, Luanda inkább kínai bankoktól vett fel kölcsönt a makrostabilitás fenntartásához (Corkin, 2013). Tekintve hogy jogilag ezt a kölcsönt a Sonangol jövedelmeiből finanszírozzák, nem meglepő hogy Kína relációban parciális holland kór alakult ki. A beáramló pénz és a tény, hogy Kína az exportált olajvolumen felét megvásárolja folyamatos nyomás alatt tartja a reálárfolyamot.

Tanzánia exportjának harmadát adja az arany és ennek negyede kerül Indiába, amely relációban sikeresen azonosítottuk a parciális holland kór jelenségét. Az előző két esettanulmánnyal szemben tehát jobb helyzetben van Tanzánia. Bár a bányatársaságok alacsony adóterhei miatt felmerülhet a szabályozó foglyul ejtése (Magai és Márquez-Velázquez, 2013), a holland kór itt elsősorban gazdasági problémának tűnik és a kormányzat tudatosan ekként is kezeli. Az ország egyrésztől szerencsés, mert a beáramló segélyek leértékelő hatása leplezi a problémákat, másrésztől tudatosan készül és kontroll alatt tartja az árfo-

lyamokat a valutatartalék mesterséges felduzzasztásával (Wondemu és Potts, 2016).

Chile volt az egyetlen ország, aminek egyik kereskedelmi viszonyában se volt fedezhető a parciális holland kór hatása hiába már közel három évtizede nincs kimondott iparpolitikája (Solimano, 2012). Ehhez az kellett hogy az ország sikeres fiskális – és monetáris politikát folytasson és gazdasági intézményeit nyersanyagkitermelő adottságához igazítsa. Így született meg a strukturális fiskális többlet szabály, amely az éves GDP egy százalékát tartotta fenn korrekciós célokra. Ezen felül a Gazdasági és Szociális Stabilizációs Alap járult még hozzá a sikeres kontraciklikus fiskális politika kialakításához. Ezeknek következtében egy kezdetleges, jellemzően alacsony hozzáadott értékű iparágakra épülő diverzifikáció zajlott le az országban.

Perunál hiába találunk parciális holland kórt az aranyexport vonatkozásában. Az exportbevételek harmadát adó (Observatory for Economic Complexity, 2020) rézpiac a hatástól mentes. Nem jelenthetjük ki feltétlenül tehát hogy Peru rossz úton halad! Az ország az úgynevezett gazdaságpolitikai neutralitás elvét követi, azaz tartalékközpontú mint Chile és kiadásaiban nem prociklikus így alacsony a túlköltekezés esélye. Ezzel párhuzamosan bár a központi bank elvben inflációs célkövetést tart, árfolyampolitikája hatékony a felhalmozott valutatartalékoknak köszönhetően (Armas et al., 2014). Hiába a merev munkaerőpiac (Oxford Business Group, 2017) és az alacsony hozzáadott értékű termelési szektor (World Bank, 2017), Peru a 2014-es Nemzeti Diverzifikációs Tervvel jelentős lépéseket tett gazdasága megreformálása felé és így a parciális holland kór csak kismértékben hat rá.

Végezetül Bolívia gazdaságpolitikáját megvizsgálva is értékes tapasztalatokkal lehetünk gazdagabbak. Az ország exportbevételének együttesen közel felét adja a PB gáz és a cink exportja, ami mentes a parciális holland kór jelenségétől. Ezzel szemben a mindössze 13%-ot kitevő aranyexport globális és az USA relációjában parciális szinten is a holland kór tüneteit mutatja. Az ország gazdaságpolitikája tehát a főbb kiviteli termékekben sikeres, míg a harmadik kevésbé jelentős nyersanyagban nem. De mi különbözteti meg Bolívia gazdaságpolitikáját a kontinens másik két elemzett országának főbb irányvonalaitól? A Morales kormányzat nyíltan szembement az IMF ajánlásokkal és prociklikus szegénységcsökkentő közpolitikájának finanszírozására először adót vetett ki a szénhidrogénekre majd államosította a szektort (Aresti, 2016; Arauz et al., 2019). Ezzel párhuzamosan 2010-től mennyiségi lazítás kíséretében de-dollarizálta a bolíviai gazdaságot és sikeresen,

alig felülértékelt tartotta valutáját (Cerezo Aguirre, 2014; Guerson, 2015; Cerutti és Mansilla, 2008). Röviden, fiskális tekintetben prociklikus, míg monetáris politikájában kontraciklikus elemekkel voltak képesek kordában tartani a holland kórt.

Összefoglalva úgy tűnik, hogy a parciális holland kór semlegesítésére, illetve csökkentésére jellemzően a kontraciklikus monetáris politikák alkalmasak. Ezt tapasztaljuk Tanzánia, Peru és Bolívia esetében is. Meglepő, de a fiskális politika nem tűnik elsődleges jelentőségűnek, hiszen Peru például semleges, míg Bolívia egyenesen prociklikus politikát folytatott. Chile makropolitikájának a központjában elsősorban fiskális megoldások állnak, így mivel nem érintett se globális, se parciális szinten a holland kór jelenségében ezzel kapcsolatban nem szolgáltat extra információt számunkra.

Botswana és Angola viszont két olyan állam, amelyben a holland kór kialakulása elsősorban nemzetközi politikai hatalmi játszmák következménye. Botswana képtelen kilépni a SACU-ból mivel annak gazdaságára nézve beláthatatlan következménye lenne. Az unió államai az elmúlt évszázadban olyan szerves egésszé nőttek össze gazdasági értelemben, aminek felbomlása jelen körülmények között nehezen elképzelhető. Angola pedig a Kínai hiteleken keresztül kerül olyan függő helyzetbe, ami globális szinten is gátolja jövőbeli versenyképességét.

5.2. Összegzés

Doktori értekezésemben az úgynevezett holland kór jelenségét vizsgáltam meg szub-szaharai afrikai és dél-amerikai országok esetén. A jelenség lényege, hogy nyersanyag-felfedezések hatására a beáramló külföldi működőtőke miatt felértékelődhet egy ország hazai fizetőeszköze, ami hosszú távon rontja egyéb exportszektorainak nemzetközi versenyképességét és azok leépüléséhez vezet.

Négy feltett kutatási kérdésemre úgynevezett nemlineáris autoregresszív osztott késleltetésű (NARDL) modellek segítségével válaszoltam, melyeket aszimmetrikus kointegráció tesztelésére használtam. Megállapítottam, hogy amennyiben kointegráló kapcsolat van egy ország reál-effektív árfolyama (REER) és az általa exportált nyersanyag világpiaci reálára között, akkor az adott ország holland kórban szenved. Ezen felül, amennyiben reálárfolyamra (RER) cseréljük a REER-t és hasonló összefüggést találunk, akkor a jelenséget

parciális holland kórnak nevezhetjük. Az eljárás több szempontból is újszerűnek tekinthető. Egyrészt az adatok korlátozott mennyisége miatt más eljárással megbízhatóan nem végezhetőek el ilyen jellegű számítások. Másrészt figyelembe vettem a sokkok esetleges aszimmetrikus hatását is.

A vizsgált hat ország segítségével a következő megállapításokat tettem kutatási kérdéseimmel kapcsolatban. Kérdés volt, hogy az eljárás alkalmas-e parciális szinten a holland kór kimutatására? Ezzel kapcsolatban arra jutottam, hogy NARDL modellek segítségével könnyen azonosítható a parciális holland kór jelensége. Ezt kibővítettem továbbá azzal a megállapítással, hogy amennyiben a hatás a REER modellben kimutatható, nagy valószínűséggel a RER modellben is az lesz (második kérdés), azaz nincs „összemosó hatás”. A jelenség aszimmetriájára vonatkozóan csak Perunál találtam igazoló eredményt, de ezt fenntartásokkal kell kezelni, mert a globális – és a parciális modellben a hosszú távú paraméterbecslések ellentétes relációban voltak egymással (harmadik kérdés). Végezetül nyitott kérdésént feltettem, hogy milyen tényezők befolyásolhatják a holland kór kialakulását és súlyosságát? Ezzel kapcsolatban az a meglátásom, hogy kizárólag kereskedelmi vagy politikai/intézményi okokkal a probléma mélysége nem magyarázható. Eltérő gazdaságpolitikai mixek és a jelenség tudatos monitorozása lehetnek megoldások a kár-csökkentésre. A gazdaságpolitikai mixben a vizsgált országok alapján pedig a monetáris politikáé a főszerep. A gazdasági okokon felül érdemes kerülni a túlzott egyoldalú függést más országoktól, mivel azok erőfölényüket politikai hatalommá képesek transzformálni.

Az eredmények alapján az értekezés belső érvényessége magas, tehát a nyersanyag-árak változásának segítségével sikeresen lehet azonosítani a holland kór jelenségét annak globális és parciális formájában is. Ezzel szemben a külső érvényesség mértéke megkérdőjelezhető. A vizsgált lehetséges kereskedelmi, gazdaságpolitikai és intézményi viszonyok közül nem rajzolódik ki egyetlen olyan minta sem, amely arra engedne következtetni, hogy az eredmények széles körben általánosíthatóak. Biztosnak csupán az látszik, hogy fejlődő országok esetén a nemzetközi gazdasági kapcsolatok erős aszimmetrikus volta hajlamosít a holland kór kialakulására.

Végezetül szeretném kiemelni doktori értekezésem vélt hozzáadott értékét. Úgy gondolom, hogy a legfontosabb dolog, amit az elmúlt oldalakon bemutattam az a módszertan, amely kis elemszám mellett is képes azonosítani egy olyan problémát, amely még a 21.

században is milliárdok életét befolyásolja. A probléma azonosítása pedig az első lépés annak esetleges megoldásához.

Felhasznált irodalom

- Acemoglu, D. - Robinson, J. (2012): *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity and Poverty*, P. 529. Crown, New York, 1st edition.
- Adam, C. S. - Bevan, D. L. (2006): Aid and the supply side: Public investment, export performance, and Dutch disease in low-income countries. *World Bank Economic Review*.
- African Natural Resources Center (2016): Chile's fiscal policy and mining revenue. Working Paper.
- Agosin, M. R. - Larrain, C. - Grau, N. (2012): Industrial Policy in Chile. *SSRN Electronic Journal*.
- Alayli, M. (2005): Resource Rich Countries and Weak Institutions: The Resource Curse Effect. Berkeley: University of California.
- Ali, I. (2018): Macroeconomic modelling of natural resource effects: A review of the literature.
- Alsharif, N. - Bhattacharyya, S. - Intartaglia, M. (2017): Economic diversification in resource rich countries: History, state of knowledge and research agenda. *Resources Policy*, 52. évf. C. sz. pp. 154–164.
- Altman, M. (2003): Staple theory and export-led growth: Constructing differential growth. *Australian Economic History Review*, 43pp. 230–255.
- Anriquez, G. - Foster, W. - Valdes, A. (2016): The Structural Transformation of Latin American Economies: A sectoral Long-Term Review. *Rural Transformation Conference*.
- Arauz, A. - Weisbrot, M. - Bunker, A. - Johnston, J. (2019): Bolivia's Economic Transfor-

- mation: Macroeconomic Policies, Institutional Changes, and Results. Technical report, CEPR.
- Aresti, M. L. (2016): Oil and Gas Revenue Sharing in Bolivia. *Natural Resource Governance Institution*.
- Armas, A. - Castillo, P. - Vega, M. (2014): Inflation Targeting and Quantitative Tightening: Effects of Reserve Requirements in Peru. *IDB Working Paper Series*.
- Armas, A. - Santos, A. - Tashu, M. (2015): Monetary Policy in a Partially Dollarized Economy: Peru's Experience with Inflation Targeting. In *Peru Staying the Course of Economic Success*.
- Auty, R. (2001): Resource abundance and economic development. *UNU/WIDER Studies in Development Economics*.
- Auty, R. M. (1997): Natural Resource Endowment, the State and Development Strategy. *Journal of International Development*, 9. évf. 4. sz. pp. 651–663.
- Balagtas, J. - Holt, M. (2009): Ajae appendix: The commodity terms of trade, unit roots, and nonlinear alternatives. *American Journal of Agricultural Economics Appendices*, 91pp. 87 – 105.
- Balassa, B. (1964): The purchasing-power parity doctrine: A reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72. évf. 6. sz. pp. 584–596.
- Barczikay, T. - Biedermann, Z. - Szalai, L. (2020): An investigation of a partial dutch disease in botswana. *Resources Policy*, 67pp. 101665.
- Barnett, S. - Ossowski, R. (2002): Operational aspects of fiscal policy in oil-producing countries. *International Monetary Fund, IMF Working Papers*, 02.
- Barro, R. J. (1991): Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106. évf. 2. sz. pp. 407–443.
- BIDPA - WTO (2005): Exchange rates and export competitiveness. Technical report, BIDPA – World Bank. Prepared for the World Bank study on export diversification in Botswana – Discussion Draft. Direct access to the [paper](#).
- Biedermann, Z. (2017): A nyersanyagban gazdag országok kihívásai. In *Szubszaharai Afrika gazdasága a 21. században*, Z. Biedermann és J. Kiss, eds., Pp. 313–334.

Akadémiai Kiadó, Budapest.

- Biedermann, Z. - Czirják, R. (2016): Botswana és a gyémánt. *Külgügyi Szemle*, 3pp. 52–70.
- BIMTS (2018): Botswana international merchandise trade statistics. Technical report, BIMTS, Botswana, Gaborone.
- Bodart, V. - Candelon, B. - Carpentier, J. F. (2012): Real exchanges rates in commodity producing countries: A reappraisal. *Journal of International Money and Finance*.
- Bourguignon, F. - Morrisson, C. (1990): Income distribution, development and foreign trade: A cross-sectional analysis. *European Economic Review*, 34. évf. 6. sz. pp. 1113–1132.
- Box, G. E. P. - Jenkins, G. (1976): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, volume 68.
- Breusch, T. (1978): Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17. évf. 31. sz. pp. 334–55.
- Bräutigam, D. (2008): *Introduction: Taxation and state-building in developing countries*, Pp. 1–33. Cambridge University Press.
- Buccellato, T. - Alessandrini, M. (2009): Natural resources: a blessing or a curse? the role of inequality. the role of inequality. Technical report, Centre for Financial & Management Studies. Working Paper.
- Buiter, W. H. - Miller, M. H. (1981): Real exchange rate overshooting and the output cost of bringing down inflation. Working Paper 749, National Bureau of Economic Research.
- Buiter, W. H. - Purvis, D. D. (1980): Oil, Disinflation, and Export Competitiveness: A Model of the Dutch Disease;. NBER Working Papers 0592, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Carmignani, F. (2013): Development outcomes, resource abundance, and the transmission through inequality. *Resource and Energy Economics*, 35. évf. 3. sz. pp. 412–428.
- Carriere-Swallow, Y. - Garcia-Silva, P. (2013): Capital Account Policies in Chile Macro-financial considerations along the path to liberalization. *IMF Working Papers*.
- Cashin, P. - Céspedes, L. F. - Sahay, R. (2004): Commodity currencies and the real

- exchange rate. *Journal of Development Economics*.
- Cerezo Aguirre, S. (2014): Testing the Hypothesis of Dutch Disease in the Bolivian Economy. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Económico*.
- Cerutti, E. - Mansilla, M. (2008): Bolivia: The Hydrocarbons Boom and the Risk of Dutch Disease. *IMF Working Papers*.
- Chen, Y. C. - Rogoff, K. (2003): Commodity currencies. *Journal of International Economics*.
- Claro, S. - Soto, C. (2011): Exchange rate policy and exchange rate interventions: the Chilean experience. *BIS Papers*.
- Colander, D. C. - Landreth, H., eds. (2002): *History of Economic Thought*, 4 edition. Houghton Mifflin Harcourt.
- Collier, P. - Hoeffler, A. (2004): Greed and grievance in civil war. *Oxford Economic Papers*, 56. évf. 4. sz. pp. 563–595.
- Collier, P. - Hoeffler, A. (2005): Resource rents, governance, and conflict. *Journal of Conflict Resolution*, 49. évf. 4. sz. pp. 625–633.
- Collier, P. - van der Ploeg, F. R. - Spence, A. - Venables, A. (2010): Managing resource revenues in developing economies. *IMF Staff Papers*, 57. évf. 1. sz. pp. 84–118.
- Copper Development Association (2018a): Today, Copper plays a Critical Role in Transport for Functionality, Efficiency, Comfort and Safety.
- Copper Development Association (2018b): Today, Copper plays a Critical Role in Transport for Functionality, Efficiency, Comfort and Safety.
- Corden, M. W. - Neary, P. J. (1982): Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy. *The Economic Journal*, 92. évf. 368. sz. pp. 825–848.
- Corkin, L. (2013): *Uncovering African agency: Angola's management of China's credit lines*. Ashgate Publishing Ltd.
- Council on Foreign Relations (2020): A Primer on Nigeria's Oil Bunkering.
- Cuddington, J. (1992): Long-run trends in 26 primary commodity prices: A disaggregated look at the prebisch-singer hypothesis. *Journal of Development Economics*, 39. évf. 2.

sz. pp. 207–227.

Cuddington, J. - Urzúa, C. (1989): Trends and cycles in the net barter terms of trade: A new approach. *Economic Journal*, 99. évf. 396. sz. pp. 426–42.

Cuddington, J. T. - Ludema, R. - Jayasuriya, S. A. (2002): Prebisch-singer redux. *Working Paper*, P. 69. Palo Alto: Stanford University Press és Washington DC: World Bank.

Czibik, A. - Mako, A. (2009): Kiszolgáltatottság és ösztönző erő a kiskereskedelmi láncok és beszállítói kapcsolatában. oksági elemzés beszállítói szemszögből. *Közgazdasági Szemle*, 61pp. 359–378.

Dahmén, E. (1970): *Entrepreneurial activity and the development of Swedish industry, 1919-1939*, American Economic Association. Translation series.

Dancourt, O. (2015): Inflation targeting in Peru: The reasons for the success. In *Comparative Economic Studies*.

Darvas, P. - Gao, S. - Shen, Y. - Bawany, B. (2017): *Sharing Higher Education's Promise beyond the Few in Sub-Saharan Africa*.

de Gregorio, J. - Labbé, F. (2011): *Beyond the curse: policies to harness the power of natural resources*.

de Oliveira, R. S. (2015): *Magnificent and beggar land : Angola since the Civil War*. C Hurst & Co Publishers Ltd.

Di John, J. (2011): Is there really a resource curse? a critical survey of theory and evidence. *Global Governance*, 17pp. 167–184.

Dickey, D. A. - Fuller, W. A. (1979): Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74. évf. 366. sz. pp. 427–431.

Dornbusch, R. (1976): Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84. évf. 6. sz. pp. 1161–1176.

Dornbusch, R. (1980): Monetary stabilization, intervention and real appreciation. Working Paper 472, National Bureau of Economic Research.

Durbin, J. - Watson, G. S. (1950): Testing for serial correlation in least squares regression: I. *Biometrika*, 37. évf. 3/4. sz. pp. 409–428.

- Ebert, L. - La Menza, T. (2015): Chile, copper and resource revenue: A holistic approach to assessing commodity dependence. *Resources Policy*.
- Ebrahim-Zadeh, C. (2003): Back to Basics – Dutch Disease: Too much wealth managed unwisely. A quarterly magazine of the IMF.
- Economist (2020): What 700,000 leaked documents reveal about Africa’s richest woman. *The Economist*.
- Enders, W. (1995): *Applied econometric time series*, Wiley series in probability and mathematical statistics. Probability and mathematical statistics. Wiley.
- Engle, R. - Granger, C. (1987a): Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55. évf. 2. sz. pp. 251–276.
- Engle, R. - Granger, C. (1987b): Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55. évf. 2. sz. pp. 251–276.
- Engle, R. F. (1982): Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica*, 50. évf. 4. sz. pp. 987–1007.
- Erten, B. - Ocampo, J. A. (2013): Super cycles of commodity prices since the mid-nineteenth century. Technical report, World Development.
- Esanov, A. (2012): Economic Diversification: Dynamics, Determinants and Policy Implications.
- EXIM (2019): Országkockázati tájékoztató. Technical report, Eximbank.
- Fernandes, A. M. - Paunov, C. (2012): Foreign direct investment in services and manufacturing productivity: Evidence for Chile. *Journal of Development Economics*.
- Fiess, N. M. - Alnafeesi, A. - Barroso, R. C. - Calderon, C. - Didier, T. - Engelke, W. - Nielsen, H. S. - Trost, M. (2018): Angola Country Economic Memorandum (CEM) : Towards Economic Diversification.
- Frank, A.-G. (1966): The development of underdevelopment. *Monthly Review*, 18pp. 17–31.
- Frankel, J. (2010a): How can commodity producers make fiscal and monetary policy less procyclical? High Level Seminar on Natural Resources, Finance and Development IMF Institute and Central Bank of Algeria.

- Frankel, J. (2010b): The natural resource curse – a survey. Technical report, National Bureau of Economic Research. Working Paper.
- Frankel, J. (2011): A lesson from the south for fiscal policy in the US and other advanced countries. In *Comparative Economic Studies*.
- French-Davis, R. - Díaz, Á. (2019): Productive investment in Chile's economic development: Trend and challenges. *Cepal Review*.
- Friedman, M. (1986): *Infláció, munkanélküliség, monetarizmus*. Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó.
- Frynas, J. G. - Wood, G. (2001): Oil and war in Angola. *Review of African Political Economy*, 28. évf. 90. sz. pp. 587–606.
- Fuentes, J. (2009): Managing natural resources revenue: The case of Chile. Working Paper.
- Geddes, B. (1990): How the cases you choose affect the answers you get: Selection bias in comparative politics. *Political Analysis*, 2pp. 131–150.
- Gelb, A. (2010): Economic Diversification in Resources Rich Countries. Technical report, Centre for Global Development, Washington DC.
- Godfrey, L. (1978): Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46. évf. 6. sz. pp. 1293–1301.
- Granger, C. - Newbold, P. (1974): Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2. évf. 2. sz. pp. 111–120.
- Grilli, E. R. - Yang, M. C. (1988): Primary commodity prices, manufactured goods prices, and the terms of trade of developing countries: What the long run shows. *World Bank Economic Review*, 2. évf. 1. sz. pp. 1–47.
- Grynberg, R. - Motswapong, M. (2012): SACU Revenue Sharing Formula: Towards a Developmental Agreement. Technical Report July, Botswana Institute for Development Policy Analysis.
- Guerson, A. (2015): Inflation Dynamics and Monetary Policy in Bolivia. *IMF Working Papers*.
- Gumucio, J. - Medinaceli, S. (2019): Natural gas pricing GSA Bolivia-Brazil using virtual

- hub and expected monetary value instruments. *Institute for Advanced Development Studies (INESAD), La Paz, Developmen.*
- Gwebu, T. (2012): Botswana's mining path to urbanisation and poverty alleviation. *Journal of Contemporary African Studies*, 30. évf. 4. sz. pp. 611–630.
- Gylfason, T. (2001): Natural resources, education, and economic development. *European Economic Review*, 45. évf. 4-6. sz. pp. 847–859.
- Gylfason, T. (2002): Natural Resources and Economic Growth: What Is the Connection? In *CESifo Working Paper No. 530.*, Pp. 48–66.
- Gylfason, T. - Nganou, J.-P. N. (2016): Diversification, Dutch disease and economic growth : Options for Uganda. Technical report, CESifo Group, Munich.
- Gylfason, T. - Zoega, G. (2001): Natural Resources and Economic Growth: The Role of Investment. EPRU Working Paper Series 01-02, Economic Policy Research Unit (EPRU), University of Copenhagen. Department of Economics.
- Hadass, Y. S. - Williamson, J. G. (2001): Terms of trade shocks and economic performance 1870-1940: Prebisch and singer revisited. Working Paper 8188, National Bureau of Economic Research.
- Hamilton, J. D. (1994): *Time Series Analysis*, 1 edition. Princeton University Press.
- Hammond, J. L. (2011): The Resource Curse and Oil Revenues in Angola and Venezuela. *Science & Society*, 75. évf. 3. sz. pp. 348–378.
- Hartwick, J. (1977): Intergenerational equity and the investing of rents from exhaustible resources. *American Economic Review*, 67. évf. 5. sz. pp. 972–74.
- Harvey, C. - Lewis, S. R. (1990): *Policy Choice and Development Performance in Botswana*. Houndmills, Basingstoke, Hampshire: Macmillan in association with the OECD Development Centre.
- Harvey, D. (1974): Ideology and population theory. *International Journal of Health Services*, 4. évf. 3. sz. pp. 515–537. PMID: 4448574.
- Hausmann, R. - Hwang, J. - Rodrik, D. (2007): What You Export Matters. *Journal of Economic Growth*, 12. évf. 1. sz. pp. 1–25.
- Hendry, D. (1980): Econometrics-alchemy or science? *Economica*, 47pp. 387–406.

- Henry, P. B. (2013): *Turnaround: Third World Lessons for First World Growth*.
- Hesse, H. (2008): Export diversification and economic growth. Technical Report 57721, The World Bank.
- Hillbom, E. (2008): Diamonds or development? a structural assessment of botswana's forty years of success. *The Journal of Modern African Studies*, 46. évf. 2. sz. pp. 191–214.
- Hjertholm, P. - White, H. (2000): Survey of foreign aid: History, trends and allocation. *Discussion Papers*.
- Hobdari, N. (2008): Tanzania's equilibrium real exchange rate. *IMF Working Papers*, 08.
- Hotelling, H. (1931): The economics of exhaustible resources. *Journal of Political Economy*, 39.
- Hutchison, M. M. (1994): Manufacturing Sector Resiliency to Energy Booms: Empirical Evidence from Norway, the Netherlands, and the United Kingdom.
- Iimi, A. (2006): Did botswana escape from the resource curse? *International Monetary Found. IMF Working Paper 06/138*.
- Iimi, A. (2007): Escaping from the resource curse: Evidence from botswana and the rest of the world. *International Monetary Found. IMF Staff Papers*, Vol. 54, No. 4.
- Imbs, J. - Wacziarg, R. (2003): Stages of Diversification. *The American Economic Review*, 93. évf. 1. sz. pp. 63–86.
- IMF (2012): Macroeconomic Policy Frameworks for Resource-Rich Developing Countries. Technical report, International Monetary Founf, Washington, D.C.
- IMF (2016): Bolivia Country Report 16/387. Technical report, International Monetary Fund.
- IMF (2018): Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. Technical report, International Monetary Fund.
- Innis, H. A. (1940): *The Cod Fisheries: the History of an International Economy*. University of Toronto Press.
- Innis, H. A. (1956): *The Fur Trade in Canada: an Introduction to Canadian Economic*

History. University of Toronto Press.

Innis, H. A. (1973): *Significant factors in Canadian economic development*. University of Toronto Press, Princeton.

International Copper Association (2017): *The Impacts of Copper Mining in Chile Economic and Social Implications for the Country*. Working Paper.

International Copper Study Group (2019): *The World Copper Factbook*. *International Copper Study Group*.

International Monetary Fund (2014): *United Republic of Tanzania: Selected Issues*. Technical report, IMF.

Isham, J. - Woolcock, M. - Pritchett, L. - Busby, G. (2005): *The varieties of resource experience: Natural resource export structures and the political economy of economic growth*. *World Bank Economic Review*, 19. évf. 2. sz. pp. 141–174.

Issa, R. - Lafrance, R. - Murray, J. (2008): *The Turning Black Tide: Energy Prices and the Canadian Dollar*.

Jacks, D. - O'Rourke, K. - Williamson, J. G. (2011): *Commodity price volatility and world market integration since 1700*. *The Review of Economics and Statistics*, 93. évf. 3. sz. pp. 800–813.

Jahan-Parvar, M. - Mohammadi, H. (2011): *Oil Prices and Real Exchange Rates in Oil-Exporting Countries: A Bounds Testing Approach*. *Journal of Developing Areas*, 45. évf. 1. sz. pp. 313–322.

Janus, H. - Keijzer, N. (2015): *Big Results Now? Emerging Lessons from Results-Based Aid in Tanzania*. *SSRN Electronic Journal*.

Jenkins, R. O. (2019): *How China is reshaping the global economy : development impacts in Africa and Latin America*. Oxford University Press, Oxford.

Johansen, S. (1991): *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models*. *Econometrica*, 59. évf. 6. sz. pp. 1551–1580.

Katz, J. (2005): *Salmon farming in Chile*. In *Technology, adaptation and exports: How some developing countries got it right*, C. Vandana, ed. World Bank, Washington DC.

Kellard, N. - Wohar, M. (2006): *On the prevalence of trends in primary commodity prices*.

Journal of Development Economics, 79. évf. 1. sz. pp. 146–167.

Kimberley Process (2017): *Kimberley Process Certification Scheme*. Downloaded: 10 June, 2019.

Kirchgässner, G. - Wolters, J. (2007): *Introduction to Modern Time Series Analysis*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, Berlin, Heidelberg.

Klinger, B. - Lederman, D. (2004): *Discovery and Development: An Empirical Exploration of New Products*.

Koppány, K. (2017): Mi lenne velünk az autóipar nélkül? Ágazataink nemzetgazdasági jelentőségének vizsgálata input-output táblákkal és hypothetical extractions módszerrel. *SZIGMA*, Pp. 1–26.

Korinek, J. - Ramdoo, I. (2017): *Local content policies in mineral-exporting countries*. unpublished.

Kuhn, K. (2015): Linda C. Farthing and Benjamin H. Kohl, *Evo's Bolivia: Continuity and Change*. Austin: University of Texas Press, 2014. Photographs, map, tables, bibliography, index, 254 pp.; hardcover \$55, paperback \$24.95. *Latin American Politics and Society*.

Kweka, J. - Ugarte, C. (2013): *SMEs at the Center stage of Competitiveness and Job Creation: What do we know and Need to know for Tanzania? Draft Report*, World Bank.

Kyle, S. (2002): *The Political Economy of Long-Run Growth in Angola-Everyone Wants Oil and Diamonds but They Can Make Life Difficult*. Technical report, Cornell University, Ithaca.

Kyle, S. (2010): *Angola's Macroeconomy and Agricultural Growth*. Technical report, Department of Applied Economics and Management, Cornell University, Ithaca.

Lebdioui, A. (2019): *Chile's Export Diversification since 1960: A Free Market Miracle or Mirage? Development and Change*.

Leite, C. - Weidmann, J. (1999): *Does mother nature corrupt?: natural resources, corruption, and economic growth*. *International Monetary Fund, African and Research Department.*, P. 34. Working Paper.

- Leith, C. (1999): *Why Botswana Prospered*. McGill-Queen's University Press, Montreal and Kingston.
- Li, B. G. - Gupta, P. - Yu, J. (2017): From natural resource boom to sustainable economic growth: Lessons from Mongolia. *International Economics*, 151. évf. C. sz. pp. 7–25.
- Li, Y. - Rowe, F. (2007): Aid inflows and the real effective exchange rate in Tanzania. *World*.
- Lothrop, S. - Loyola, J. - Blackman, A. - Stephan, D. - Molini, V. - Kochanova, A. - Panzer, R. S. J. - Clarke, L. - Antonio Hernandez, M. O. (2013): Angola Economic Update. Technical report, World Bank.
- Luciani, G. (1990): *The Arab State*. University of California Press.
- Luna, A. - Alexander, G. (2016): Economics and politics of the Bolivian model 2006–2014: preliminary assessment. *APUNTES DEL CENES*.
- Macías Vázquez, A. - García-Arias, J. (2019): Financialization, Institutional Reform, and Structural Change in the Bolivian Boom (2006–2014). *Latin American Perspectives*.
- Mackintosh, W. A. (1923): Economic factors in Canadian history. *Canadian Historical Review*, 4. évf. 1. sz. pp. 12–25.
- Mackintosh, W. A. (1936): Some aspects of a pioneer economy. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, Pp. 457–463.
- Magai, P. S. - Márquez-Velázquez, A. (2013): Taxation in the Tanzanian gold sector: Overview of impacts and possible solutions. *Development Southern Africa*.
- Magud, N. - Sosa, S. (2010): When and Why Worry About Real Exchange Rate Appreciation? The Missing Link between Dutch Disease and Growth; by Nicolás Magud and Sebastián Sosa; IMF Working Paper 10/271; December 1, 2010. IMF.
- Maipose, G. (2008): Policy and institutional dynamics of sustained development in Botswana. *World Bank*, 35. Commission on growth and development [working paper](#).
- Mankiw, N. (1997): *Macroeconomics, 3rd Edition*. Worth Publishers.
- Matsuyama, K. (1992): Agricultural productivity, comparative advantage, and economic growth. *Journal of Economic Theory*, 58. évf. 2. sz. pp. 317–334.

- Mehlum, H. - Moene, K. - Torvik, R. (2006a): Institutions and the Resource Curse. *The Economic Journal*, 116. évf. 508. sz. pp. 1–20.
- Mehlum, H. - Moene, K. O. - Torvik, R. (2006b): Cursed by resources or institutions? *The World Economy*, 29. évf. 8. sz. pp. 1117–1131.
- Mercer (2019): Mercer’s 25th annual Cost of Living Survey finds cities in Asia most expensive locations for employees working abroad.
- Mikesell, R. F. (1997): Explaining the resource curse, with special reference to mineral-exporting countries. *Resources Policy*, 23. évf. 4. sz. pp. 191–199.
- Mintz, I. (1967): *Cyclical Fluctuations in the Exports of the United States since 1879*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Mrak, M. - Horvat, A. (2009): Macroeconomic and financial absorption capacity of turkey for the use of eu structural funds. *Eastern European Economics*, 47. évf. 4. sz. pp. 86–113.
- Natural Resource Governance Institute (2015): The resource curse. the political and economic challenges of natural resource wealth. NRG Reader.
- Natural Resource Governance Institute (2017): Resource Governance Index.
- Nordhaus, W. (1973): The allocation of energy resources. *Brookings Papers on Economic Activity*, 4. évf. 3. sz. pp. 529–576.
- North, D. (1955): Location Theory and Regional Economic Growth. *Journal of Political Economy*, 63pp. 243–258.
- NRGI - CCSI (2012): Natural Resource Funds – Botswana Pula Fund. Technical report, Revenue Watch.
- Nunnenkamp, P. - Spatz, J. (2003): Foreign direct investment and economic growth in developing countries: how relevant are host-country and industry characteristics? *Kiel Institut für Weltwirtschaft*. Kieler Arbeitspapiere, No. 1176.
- Observatory for Economic Complexity (2020): EXPORT DATA (PERU).
- OECD (2016): *Estudios de la OCDE sobre Gobernanza Pública: Perú: Gobernanza integrada para un crecimiento inclusivo*.

- Oh, K. H. (2014): Papua new guinea – selected issues. *International Monetary Found.*
- Olusi, J. - Olagunju, M. (2005): The primary sectors of the economy and the dutch disease in nigeria. *The Pakistan Development Review*, 44. évf. 2. sz. pp. 159–175.
- Oxford Business Group (2015): The Report: Peru. Technical report, Oxford Business Group.
- Oxford Business Group (2017): The Report: Peru.
- Palma, J. G. (1978): Dependency: A formal theory of underdevelopment or a methodology for the analysis of concrete situations of underdevelopment? *World Development*, 6. évf. 7-8. sz. pp. 881–924.
- Perelman, M. (2006): Marx, malthus, and the concept of natural resource scarcity. *Antipode*, 11.pp. 80 – 91.
- Pesaran - Shin, Y. - Smith, R. (2001): Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16. évf. 3. sz. pp. 289–326.
- Phillips, P. C. - Perron, P. (1986): Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Cowles Foundation Discussion Papers 795R, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.
- Pindyck, R. (1999): The long-run evolution of energy prices. *The Energy Journal*, Pp. 1–27.
- Porter, M. (1990): *The Competitive Advantage of Nations*. Free Press.
- Power, T. (2002): *Digging to Development? A Historical Look at Mining and Economic Development*. Oxfam America.
- Prebisch, R. (1950): The economic development of latin america and its principal problems. Sede de la cepal en santiago (estudios e investigaciones), Naciones Unidas Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- PWC (2012): Corporate income taxes, mining royalties and other mining taxes; a summary of rates and rules in selected countries. Technical report, PricewaterhouseCoopers.
- Pásztor, S. (2019): Monetáris politikai kihívások a szubszaharai régióban - rövid számvetés és jövőbetekintés. *Afrika Tanulmányok*, 13pp. 57–73.

- Reinert, E. (2007): *How Rich Countries Got Rich and why Poor Countries Stay Poor*. Constable.
- Reinhart, C. - Wickham, P. (1994): Commodity prices: Cyclical weakness or secular decline? *IMF Staff Papers*, 41.pp. 175–213.
- Robinson, J. - Parsons, N. (2006): State formation and governance in botswana. *Journal of African Economies*, 15. évf. AERC Supplement 1. sz. pp. 100–140.
- Rodney, W. (1972): *How Europe underdeveloped Africa*. Tanzania Publishing House.
- Romer, P. M. (1994): The origins of endogenous growth. *The Journal of Economic Perspectives*, 8. évf. 1. sz. pp. 3–22.
- Rosenstein-Rodan, P. N. (1943): Problems of industrialisation of eastern and south-eastern europe. *The Economic Journal*, 53. évf. 210/211. sz. pp. 202–211.
- Ross, M. (2004): What do we know about natural resources and civil war? *Journal of Peace Research - J PEACE RES*, 41pp. 337–356.
- Rossini, R. - Armas, A. - Quispe, Z. (2015): Global Policy Spillovers and Peru's Monetary Policy: Inflation Targeting, Foreign Exchange Intervention, and Reserve Requirements. In *Peru Staying the Course of Economic Success*.
- Rostow, W. W. (1991): *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto*, 3 edition. Cambridge University Press.
- Rupper-Bulmer, E. - Robalino, D. - Iacovone, L. - Elzir, A. - Perinet, M. - Aterido, R. (2015): A Peruvian jobs Diagnostic.
- Sachs, J. D. - Warner, A. (1995): Natural resource abundance and economic growth. NBER Working Papers 5398, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Sachs, J. D. - Warner, A. (2001): The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45. évf. 4-6. sz. pp. 827–838.
- Sala-i Martin, X. - Subramanian, A. (2003): Addressing the natural resource curse: An illustration from nigeria. Working Paper 9804, National Bureau of Economic Research.
- Samatar, A. (1999): *An African Miracle: State and Class Leadership, and Colonial Legacy in Botswana Development*. Heinemann, Portsmouth.

- Sarno, L. - Taylor, M. (2003): *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press.
- Scurfield, T. (2020): Tanzania Strikes a Better Balance with its Mining Fiscal Regime. Technical report, Natural Resource Governance Institute.
- Scurfield, T. - Natural, D. M. D. e. S. - 2017, U. (2017): Uncertain Potential: Managing Tanzania's Gas Revenues. Technical report, Natural Resource Governance Institute.
- Seawright, J. - Gerring, J. (2008): Case selection techniques in case study research: A menu of qualitative and quantitative options. *Political Research Quarterly*, 61. évf. 2. sz. pp. 294–308.
- Sekwati, L. (2010): Botswana: A Note on Economic Diversification. *Botswana Journal of Economics*, 7. évf. 11. sz. pp. 79–85.
- Shaxson, N. (2007): Oil, corruption and the resource curse. *International Affairs*, 83pp. 1123 – 1140.
- Shin, Y. - Yu, B. - Greenwood-Nimmo, M. (2014): *Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework*, chapter 9, Pp. 281–314. Springer New York, New York, NY.
- Singer, H. W. (1950): The distribution of gains between investing and borrowing countries. *The American Economic Review*, 40. évf. 2. sz. pp. 473–485.
- Smith, M. (2019): Discoveries boost Angola upstream mood.
- Solimano, A. (2012): *Chile and the neoliberal trap: The Post-Pinochet era*.
- Solow, R. M. (1956): A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70. évf. 1. sz. pp. 65–94.
- Soto-Viruet, Y. (2014): PERU [ADVANCE RELEASE] The Mineral industry of Peru Minerals in the National Economy. *Brininstool*.
- Stevens, P. (2006): Resource curse and how to avoid it. *Journal of Energy and Development*, 31.
- Stevens, P. (2015): *The Resource Curse Revisited Appendix: A Literature Review*, chapter 1. Chatham House Royal Institute of International Affairs.

- Swan, T. W. (1956): ECONOMIC GROWTH and CAPITAL ACCUMULATION. *The Economic Record*, 32. évf. 2. sz. pp. 334–361.
- SWFI (2020): Sovereign Wealth Fund Institute – Pula Fund. Technical report, SWFI.
- Szalai, L. (2018): A Review on the Resource Curse. *Periodica Polytechnica Social and Management Sciences*, 26. évf. 2. sz. pp. 179–189.
- Tashu, M. (2014): Motives and Effectiveness of Forex Interventions: Evidence from Peru. *IMF Working Papers*.
- Tashu, M. (2015): Drivers of Peru’s Equilibrium Real Exchange Rate: Is the Nuevo Sol a Commodity Currency? *IMF Working Papers*.
- Taye, H. (2012): Is the botswana pula misaligned? *Botswana Institute for Development Policy Analysis*. BIDPA Working Paper 33.
- Thomas, A. - Trevino, J. (2013): Resource dependence and fiscal effort in sub-saharan africa.
- Tollison, R. (1982): Rent seeking: A survey. *Kyklos*, 35. évf. 4. sz. pp. 575–602.
- Torvik, R. (2009): Why do some resource-abundant countries succeed while others do not? *Oxford Review of Economic Policy*, 25.pp. 241–256.
- van der Ploeg, F. (2011): Natural resources: Curse or blessing? *Journal of Economic Literature*, 49. évf. 2. sz. pp. 366–420.
- van der Ploeg, F. - Poelhekke, S. (2007): Volatility, financial development and the natural resource curse. *Economics Working Papers ECO 2007/36*, European University Institute.
- Van Mil, E. (2005): *The Resource Curse – On the Trade-off between resource abundance and development*, chapter 9, Pp. 80–119. Taylor and Francis Group, Kentucky.
- Varas, M. E. (2011): Economic Diversification : The Case of Chile. *Revenue Watch Institute*.
- Veisi, M. (2017): Essays on the links between natural resources, corruption, taxation and economic growth. Thesis submitted to The University of Manchester, Faculty of Humanities.

- Venables, A. J. (2016): Using Natural Resources for Development: Why Has It Proven So Difficult? *Journal of Economic Perspectives*, 30. évf. 1. sz. pp. 161–184.
- Weber-Fahr, M. (2002): Treasure or Trouble? Mining in Developing Countries. Technical report, World Bank Group and International Finance Corporation, Washington DC.
- Woetzel, J. - Chui, M. - SellSchop, R. - Ramaswamy, S. - Nyquist, S. - Robinson, H. - Roelofsen, O. - Rogers, M. (2017): How technology is reshaping resources. Working papers, McKinsey Global Institute.
- Wondemu, K. - Potts, D. (2016): The Impact of the Real Exchange Rate Changes on Export Performance in Tanzania and Ethiopia. *African Development Bank*.
- World Bank (2017): Peru: Systematic country diagnostic. Technical report, World Bank.
- World Bank (2019): World Bank Country Overview:Peru.
- Wright, G. - Czelusta, J. (2004): Why economies slow: The myth of the resource curse. *Challenge*, 47.pp. 6–38.
- Yol, M. (2009): Exchange rate behaviour in an oil-dependent economy: the experience of the sudanese dinar. *Indian Economic Review*, 44. évf. 1. sz. pp. 69–88.
- Zaghdoudi, T. (2018): nardl: An r package to estimate the nonlinear cointegrating autoregressive distributed lag model. *R documentation*.
- Zakharova, D. - Medas, P. (2009): A primer on fiscal analysis in oil-producing countries. *International Monetary Fund, IMF Working Papers*, 09.

6 "A" függelék: Buiter és Purvis holland kór modellje

Ez a függelék mutatja be Buiter és Purvis holland kór modelljét. A szekció szerkezete a következő. Először röviden bemutatom a Buiter - Purvis holland kór modell történetét és alapvető tulajdonságait. Érvelek felhasználhatósága mellett. Ezt követően a modell felépítésével, alapegyenleteivel foglalkozom. Elmagyarázom a kereslet különböző bruttó árrugalmasságainak szerepét a holland kór kialakulásában és segítségével bemutatom a hosszú távú komparatív statikai modellt, majd a sokkokat követő rövid távú kiigazodási folyamatok logikáját.

6.1. A modell célja és történeti háttere

Buiter és Purvis (1980) *Oil, disinflation, and export competitiveness* című munkája mindmáig az egyik legmeghatározóbb olyan komplett, rövid - és hosszú távú hatásokat is magában foglaló modern makroökonómiai modell ami explicite a holland kór elemzésére szolgál. Bár egy évvel később, az NBER keretein belül Buiter folytatta holland kórral kapcsolatos kutatásait (Buiter és Miller, 1981), a két modell egyetlen közös eleme hogy a Dornbusch (1976) által népszerűsített úgynevezett overshooting, azaz árfolyamvolatilitást magyarázó modellek családjához tartoznak (Sarno és Taylor, 2003; Ali, 2018). Buiter és Miller (1981) cikke már elsősorban az árfolyamtúllövés makroökonómiai következményeit vizsgálja és a holland kór csak mint mellékes szál szerepel a modellben. Ennélfogva disszertációm alapjául a korábbi kutatást választottam.

Figyelembe véve, hogy a Buiter - Purvis holland kór modellről kevés helyen tesznek említést a szakirodalomban, két kérdésre is választ kell adni technikai ismertetése előtt.

Egyrészt felvetődik a kérdés, hogy a modell miért nem terjedt el? Másrészt érvelni kell alkalmazhatósága és aktualitása mellett, hiszen az eredeti modellt a hetvenes években még az új rugalmas nemzetközi árfolyamrendszer és az OPEC kartelltevékenységének párhuzamos vizsgálatára fejlesztették ki.

6.1.1. A modell relatív ismeretlenségének okai

A modell relatív ismeretlenségért több tényezőt tehető felelőssé. A holland kór irodalom elsősorban a politikai gazdaságtan területén közismert és a makromodellezés valamint az előbb említett terület közötti "témaátjárhatóság" némileg rugalmatlan. A makroökönómia technikai bonyolultsága és matematikaigényessége az 1980-as évektől egyre gyakrabban eredményezett olyan modelleket amelyek a nem matematikai közgazdászok számára olvashatatlanná tették a paradigmán belüli cikkeket. Ezzel párhuzamosan a politikai gazdaságtan pedig sokkal szélesebb spektrumban kezdte el vizsgálni a közgazdasági összefüggéseket, amit a makroökönómusok redukcionista felfogása csak részben tett lehetővé, így egyszerűbbé vált parciális problémák beépítése a modellekbe.

A problémát tovább mélyítette, hogy a makroökönómián belül is lezajlott egy paradigmaváltás, ami az újklasszikus irányba tolta el a modellfejlesztés módszertanát (Colander és Landreth, 2002; Sarno és Taylor, 2003). Az újklasszikus modellek amelyek később eltérő modellfeltevésekkel az újkeyensianus DSGE elemzések metodológiai alapját is adták, szigorúan mikroökönómia alapúak, azaz minden gazdasági ágens reakciója optimalizáló magatartáson alapszik. A Dornbusch-féle modellek viszont az ezt megelőző modellek generációjába tartoztak és idővel elavulttá váltak.

Végezetül pedig megbízható makro adatsorok ekkor még nem álltak rendelkezésre fejlődő országokról. Sőt fejlett országok esetében is nagyjából egy tucat olyan nyugati gazdaságról beszélhetünk aminek megfelelő minőségű és hosszúságú időszora volt az elméletek statisztikai teszteléséhez.

6.1.2. A modell alkalmazhatósága

Mi teszi alkalmassá a Buiter - Purvis modellt a holland kór statisztikai elemzésére a 21. században? A modell strukturális felépítése a holland kór empirikusan tapasztalható

jelenségével teljes mértékben megfeleltethető. A [Corden és Neary \(1982\)](#) által bemutatott háromszektoros modell alapvetően a szektorok közötti munkaerőáramlás és a kibocsátás változásával mutatja be a dezindusztrializációt. A szektorok közötti tranzakciók azonban a szükséges adatok hiányában és a modellezés nehézsége miatt kvantitatívan nem elemezhetőek.

Egy tisztán háromszektoros modell megbecsléséhez szükség lenne legalább negyedéves bontásban a szektoronkénti munkaerő-felhasználásra, szektorális kibocsátásra, munkabérekre, inflációs adatokra, valamint export és import statisztikákra. Ezek az adatok még a fejlett gazdaságok esetén sem állnak elegendő időtávon rendelkezésre. Ráadásul az adatok minősége is megkérdőjelezhető az Afrikában tapasztalható gyenge intézmények folyamánként. Viszont a folyamat empirikus végeredménye a költekezési hatáson keresztül megragadható. Mivel a magas munkanélküliség az Afrikai országokban jellemző jelenség, így az tényezőáramlási hatást nem kell figyelembe venni, ugyanis mindig van megfelelő mennyiségű munkás akik a munkaerő-kereslet növekedésekor alkalmazásba állhatnak. A költekezési hatás pedig elsősorban az árfolyamok hatásán keresztül jelenik meg, ahogy azt a Balassa-Samuelson hatás is feltételezi ([Balassa, 1964](#)).

Az elméleti és a statisztikai modellnek így elsősorban reálárfolyamok és világpiaci árak mozgásán kell hogy alapuljanak, mivel ezek az adatok könnyen elérhetőek hosszú idősorok esetén is. Továbbá az adatminőség problémája is csak az infláció mérésén keresztül okozhat problémát, amit viszont az IMF International Financial Statistics csoportja folyamatosan ellenőriz. Ennek függvényében tehát a Buitter - Purvis modell megfelelő választás, hiszen nem a gazdaságon belüli tényezőáramlás, hanem az azt követő árfolyamváltozásokon keresztül teszi észlelhetővé a holland kór azonosítását.

6.2. A Buitter - Purvis modellről általában

A szerzők az esetleges dezindusztrializáció kialakulásának okait keresik abban az esetben ha egy gazdaság erőforrás felfedezéssel, vagy az erőforrás világpiaci árának növekedésével szembesül. A modellben a teljesség kedvéért a monetáris dezinfláció is szerepel mint exogén hatás. A három exogén sokkból az első kettő tehát rendre az erőforrás átok, valamint a holland kór jelenségét mutatja be az árfolyamokra. A modellbemutató fejezet

így a disszertáció témájához kapcsolódóan csak a mennyiségi és az ársokkok hatásával foglalkozik.

A modell az erőforrásokat nem köztes jószágként értelmezi. Felteszik, hogy az ársokkok hatása kizárólag rövidtávú és [Dornbusch \(1976\)](#) alapján elsősorban a rövid távú kiigazodási folyamatokra fókuszálnak. A modellben a változók kiigazodási sebessége eltérő. A hazai javak ára késve zárkózik fel a túlkereslet miatti új egyensúlyhoz, míg az árfolyam - és ezen keresztül az importjavak ára - gyorsan.

A nemzetközi kereskedelemben nem kerülő szektorokat teljesen kiveszik a modellből, bár elismerik, hogy a iparon belül lehet bérfelhajtó hatása az exogén sokkoknak. Ugyanitt a béremelkedés hatásával nem foglalkoznak. A munkanélküliség - és a dezindusztrializáció - a nominális árak tehetetlensége és lassú igazodása miatt alakul ki.

A modellben elvileg az árfolyam növekedésének - mint keresleti sokknak - az erőforrásban bővelkedő szektort is gátolnia kellene, de a sokk pozitív hatása erősebb. Az nemzetközi kereskedelmi forgalomba kerülő exportorientált ipari szektor viszont azért esik vissza mert kevesebbet vesznek tőlük külföldről, és az olcsóbbá váló importtal egyre nehezebb versenyezniük. A két eltérő hatás közötti különbséget az eltérő volumenű bruttó rugalmassági mutatókkal magyarázzák. Az elemzés azonban kiemeli, hogy az ipari szektor kibocsátásának nem kell kötelező érvényűen esnie. Ha a termék külföldi megfelelője nem tökéletes helyettesítő és a hazai termelés nagynak számít a világpiacon, akkor csak a nettó export csökken. A hazai munkások megnövekedett bére miatt a megnövekedett kereslet felszívhatja kibocsátását és így nem feltétlenül növeli a munkanélküliséget. Azt viszont valószínűbb forgatókönyvnek tartják, hogy az árfolyam növekedés ellentétes irányú hatása erősebb.

Az olaj világpiaci árának megugrása emeli az exporttermék iránti keresletet, de ezzel párhuzamosan a hazai fizetőeszköz iránti megnövekedett kereslet árfolyam felértékelődést is okoz. Ezen a jelenségen keresztül pedig azonosítható a holland kór jelenléte¹.

¹A dezinfláció - az infláció növekedésének lassulása - magasabb kamatlábakat és alacsonyabb nominális árfolyamot okoz, ami rövidtávon reálfelértékelődéshez, és az ipari szektor kibocsátásának csökkenéséhez vezet. Röviden a dezinfláció hatása hasonlít az árfolyamsokkok hatásához.

6.3. A modell egyenletei

Bár az erőforrás konkretizálása az absztrakció szempontjából teljesen lényegtelen, a modellben az erőforrás szerepét az olajpiac reprezentálja. Ipari szektor alatt a nemzetközi forgalomba kerülő, de nem olajtermeléshez kapcsolódó szektort értjük. A következőkben a követhetőség kedvéért minden esetben amikor nem olajpiaci termelésről írok, az ipari szektor leegyszerűsítő kifejezését használom.

Az olajnak belföldön és külföldön egyaránt van termelése és fogyasztása, amit a modellen kívül meghatározódó exogén világpiaci árakon lehet cserélni. Exogénnek tekintett továbbá a hazai folyó olajtermelés.

A nemzetközi forgalomba kerülő ipari szektor termelése belföldön zajlik, de felhasználása egyaránt lehetséges belföldön és külföldön is. A javak iránt a külföldi kereslet nem-tökéletesen rugalmas, de a behozatal - tekintve a termelő ország árelfogadó magaratását - tökéletes árugalmassággal rendelkezik. Az ipari szektor által termelt javakat a szerzők numeraire jószágnak tekintik és így áruk, azaz a nominális árfolyam egységnyi.

A modell összes változója megtalálható a 33. táblázatban, ahol feltüntettem hogy melyik változó exogén a modellben és melyiket szerepeltetik a szerzők logaritmált formában.

A modell kilenc kiinduló egyenlettel rendelkezik, amelyek leírják a gazdaság változóinak kapcsolatait. A reálpénztári egyensúly (real money balance) egyenlete a következőképp írható fel:

$$m - p = ky^p + (1 - k)y - \lambda^{-1}r \quad (6.1)$$

A nominális pénzmennyiség és az infláció logdifferenciája egyenlő a vagyont kifejező permanens jövedelem és az időszaki folyó jövedelem súlyozott átlagával. Továbbá függ a nominális kamatláb időszaki értékétől. A k és λ paraméterek csak pozitív értéket vehetnek fel.

$$q_H = -\gamma_1(r - \dot{p}) + \gamma_2(e - p_H) + \gamma_3y^p + \gamma_4(e + p_b^f - p_H) \quad (6.2)$$

Az ipari szektor által előállított termékmennyiség a 6.2 egyenlet szerint határozódik

Jelölés	Exogén	Logaritmus	Jelentés
m	X	✓	Nominális pénzmennyiség
p	X	X	CPI
p_H	X	✓	Ipari javak ára
e	X	✓	Nominális árfolyam
p_b^f	✓	✓	Az olaj világpiaci ára
r	X	X	Hazai nominális kamatláb
r^f	✓	X	Világpiaci nominális kamatláb
y^p	X	✓	Permanens jövedelem
y	X	✓	Folyó jövedelem
q_H	X	✓	Hazai folyó ipari termelés
q_b	X	✓	Folyó olajtermelés
q_H^p	X	✓	Hazai permanens ipari termelés
q_b^p	X	✓	Permanens olajtermelés
μ	✓	X	Nominális pénzmennyiség növekedési rátája
ν	X	X	Ipari termelés aránya a hazai hozzáadott értékben
ℓ	X	✓	Reállikviditás
c	X	✓	Reálárfolyam

33. táblázat: Változók és paraméterek jegyzéke

meg. Függ az $r - \dot{p}$ reálkamatlábtól, ahol a \dot{p} jelöli az infláció időbeli változását. Befolyásolja továbbá a külföldi és a hazai javak relatív ára: $e - p_H$. A kifejezésben a korábban leírtak szerint az e jelenti a nominális árfolyamként értelmezett *numeraire* javak árát. Végezetül befolyásolja a permanens jövedelem és az olajpiaci és ipari szektor termékárainak különbözete. Minden γ együttható az adott tétel várható, előjel nélküli hatását szimbolizálja és csak pozitív értéket vehetnek fel.

A hazai megélhetés költségét, tehát az inflációt a következő három tétel súlyozott átlaga adja:

$$p = \beta_1 p_H + \beta_2 (e + p_b^f) + (1 - \beta_1 - \beta_2) e \quad (6.3)$$

A jobb oldali tagok rendre az ipari javak hazai árát, az olaj árát, és az importált ipari javak árát jelentik. A második tagban a nominális árfolyam azért szerepel, hogy az importárakat külön tagként tudják a szerzők kezelni. A tagok együtthatói minden esetben nulla és egy közé eső értéket vesznek fel, azaz $0 \leq 1 - \beta_1 - \beta_2 \leq 1$.

A hazai ipari termékek árváltozása leírható a 6.4 egyenlettel.

$$\dot{p}_H = \phi q_H + \mu \quad (6.4)$$

Az árváltozás leírható az irántuk keletkező kereslettel és a nominális pénzmennyiség növekedési rátájával. A ϕ értéke kizárólag nemnegatív számot vehet fel tehát a q_H ebben az esetben a túlkeresletet jelenti.

A hazai kamatláb csupán a világszintű kamatláb és a nominális árfolyam változásának összegével egyenlő:

$$r = r^f + \dot{e} \quad (6.5)$$

Ennél bonyolultabb összefüggés a folyó és permanens jövedelem egyenleteinek felírása, ahol a szerzők a következő egyenleteket felhasználva loglineáris közelítést alkalmaznak:

$$Y = (P_H Q_H + E P_b^f Q_b) / P \quad (6.6)$$

$$Y^P = (P_H Q_H^P + E P_b^f Q_b^P) / P \quad (6.7)$$

A 6.6 és 6.7 egyenletek ekkor felírhatóak az alábbi formában:

$$y = \nu q_H + (1 - \nu) q_b + (1 - \nu - \beta_2) p_b^f + (\beta_1 - \nu) (e - p_H) \quad (6.8)$$

$$y^P = \nu q_H^P + (1 - \nu) q_b^P + (1 - \nu - \beta_2) p_b^f + (\beta_1 - \nu) (e - p_H) \quad (6.9)$$

Ahol $\nu \equiv P_H Q_H / P Y$ a teljes hozzáadott érték ipari javakra eső részaránya és $0 \leq \nu \leq 1$. Az $e - p_H$ jelöli a külföldi és belföldi ipari javak árarányát, ami a modellben a reálárfolyam:

$$c = e - p_H \quad (6.10)$$

A folyó és permanens jövedelmek ekkor az egyenletnek megfelelő hazai ipari termelés, olajtermelés, világpiaci árak és reálárfolyamok súlyozott értékei.

$$\ell = m - p_H \quad (6.11)$$

Végezetül a hazai fizetőeszköz vásárlóerejét (*real balance*) a nominális pénzmennyiség és a hazai nem olaj javak árának különbsége adja meg.

A modellben az olajárak és a termelt mennyiség a jövedelem egyenletein keresztül hatnak (6.6 és 6.7 egyenletek). A szerzők a sokkok hatásánál permanens változásokat vizsgálnak. Mivel az árak exogének, így minden nemzetközi árváltozást permanens hatásként kezelnek².

6.3.1. A mennyiségi sokk leírása a modellben

A mennyiségi sokkok hatását Buitert és Purvist kvalitatív módon mutatják be a modellben, amihez először felírják a folyó olajtermelést a következő egyenlettel:

$$q_b(t) = \begin{cases} \bar{q}_b & , t < 0 \text{ és } t > T \\ \bar{q}_b > \bar{q}_b & , 0 \leq t \leq T \end{cases}$$

A $t = 0$ időszakot megelőzően a kibocsátás alacsony. Majd a t időszakban megugrik a termelés és ez a folyamat $t = T$ időszakig tart. A felfedezést sokként értelmezik a modellben, de a felfedezéstől számított T időszaknyi távolságban a gazdaság szereplői tudják, hogy a termelés a $t = 0$, felfedezés előtti szintre fog visszaesni.

A várakozásokat így a következőképpen lehet beépíteni a modellbe:

²Ezzel szemben elvben a nyersanyagok felfedezése szükségszerűen csak a folyó termelésre és így a jövedelemre van hatással. A koncepció e mögött, hogy a hirtelen kínálatbővülés nem tart örökké és így nem változtatja meg a gazdaság állandósult állapotát. Viszont figyelembe véve, hogy a hazai termékek iránti keresletet növeli, a hatás idővel permanensé válhat.

$$\hat{q}_b(t, s) = \begin{cases} \bar{q}_b & \text{minden } t, s \leq 0 \\ q_b(t) & \text{minden } t, s \geq 0 \end{cases}$$

A $\hat{q}_b(t, s)$ jelöli a belföldi folyó olajtermelés t időszaki értékét az s időszakból "előre vetítve".

A permanens olajtermelés a sokk miatt szintén két időszakra osztható.

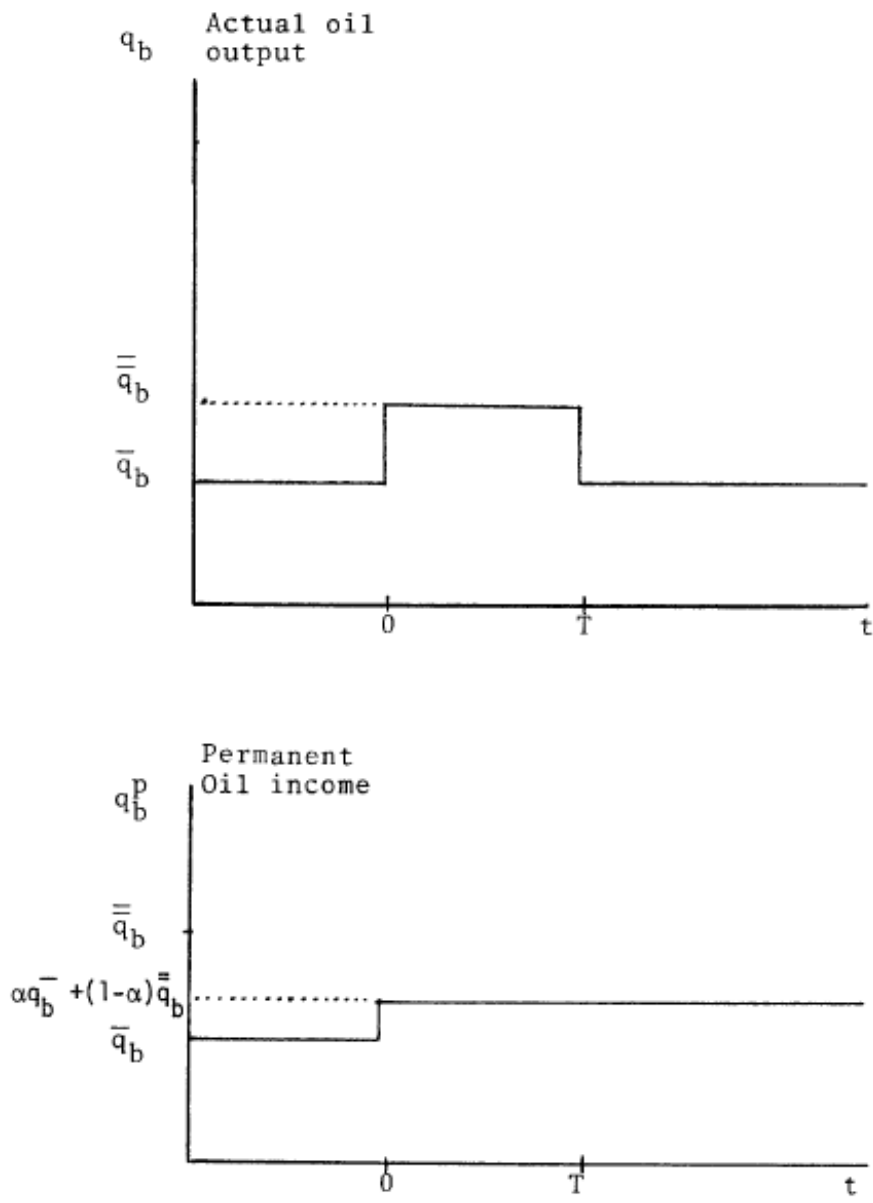
$$q_b^p(t) = \begin{cases} \bar{q}_b & , t < 0 \\ \alpha \bar{q}_b + (1 - \alpha) \bar{\bar{q}}_b & , t > 0 \end{cases}$$

A modellben így a permanens olajtermelés az erőforrás felfedezése előtti és utáni termelési szintek lineáris kombinációja³.

Az 6.1. ábra alapján az erőforrások felfedezésének hatása eltérő rövid - és hosszú távon. A mennyiségi sokk az eredeti \bar{q}_b szintről $t = 0$ időszakban T időszakig megemeli a termelést $\bar{\bar{q}}_b$ szintre. A gazdaság szereplői hiába vannak azzal tisztában, hogy az újonnan felfedezett erőforrás hatása nem permanens, a hosszú távú termelés α értékétől függően az eredeti és az új kibocsátási szint közé esik majd.

Látható, hogy a modellben a mennyiség kínálati sokkjának hatása elvben minden esetben permanens. A teljes kvalitatív elemzéshez azonban be kell vezetni a kereslet bruttó ár rugalmasságait.

³Az α súlyok a következő tulajdonságokkal rendelkeznek: $\alpha = \alpha(T)$, $\alpha' < 0$, $\alpha(0) = 1$ és $\alpha(\infty) = 0$.



6.1. ábra: Folyó és permanens olajkibocsátás

6.3.2. A kereslet bruttó árrugalmasságai

A Buitert - Purvis modell fázisdiagrammjainak értelmezéséhez szükség van az n_b azaz a hazai olajtermelés külföldi árakra, és az n_c reálárfolyamra vonatkozó árrugalmasságainak kiszámítására.

Elvben a dinamikus egyenletrendszer és a kapcsolódó fázisdiagram felírható ezen számítások nélkül is, de az ársokk hatásának volumene függ tőlük, így a két rugalmasság egymáshoz viszonyított volumene nélkül nem adható válasz az ársokk rövid - és hosszú távú hatására.

A kereslet bruttó ár rugalmasságai a 6.2 egyenletből kiszámíthatóak. Az egyenletet a megfelelő változó szerint parciálisan deriválva a rugalmasságok a következők:

$$n_b \equiv \frac{\partial q_H}{\partial p_b^f} = \gamma_4 + \gamma_3(1 - \nu - \beta_2) \quad (6.12)$$

$$n_c \equiv \frac{\partial q_H}{\partial (e - p_H)} = (\gamma_2 + \gamma_4) + \gamma_3(\beta_1 - \nu) \quad (6.13)$$

A 6.12 egyenletben ha $1 - \nu > \beta_2$, azaz a hazai olajkitermelés aránya az összes hazai termék kibocsátásán belül meghaladja a hazai olajfelhasználás arányát, akkor a rugalmasság értéke magasabb lesz. Ebben az esetben ha az olaj világpiaci ára nő, a nettó exportőr ország jövedelme nőni fog.

Hasonló eset áll fenn amikor a 6.13 egyenletben $\beta_1 > \nu$, tehát a hazai termékek aránya a fogyasztásban nagyobb a hazai termékek részarányánál a termelésben. Ekkor $e - p_H$ reálárfolyam csökkenése növeli a keresletet a hazai termékek iránt, relatív értelemben felhajtva azok árát. A szerzők a cikkben felteszik, hogy $n_c > 0$, de n_b esetén mindkét eshetőséget megvizsgálják.

6.3.3. A dinamikai rendszer

Buiter és Purvis ezután levezetik a fázisdiagramok felírásához szükséges árfolyam és likviditás differenciaegyenlet-rendszerét.

$$\begin{bmatrix} \dot{c} \\ \dot{\ell} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c \\ \ell \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_b^f \\ q_b^p \\ q_b \\ \mu \\ r^f \end{bmatrix} \quad (6.14)$$

Az első egyenlet jelenti a reálárfolyam idő szerinti deriváltját, míg a második a fizetőeszköz vásárlóerejét hazai javakban kifejezve (szintén az idő változásának függvényében). Ez a két egyenletből álló egyenletrendszer írja le a modell időbeli működését. A 2x2-es **A** és 2x5-ös **B** együtthatómátrixokban minden elemnek megvan a maga együtthatója. A

disszertáció szempontjából azonban csak a b_{11} együttható bír jelentéssel, mivel ez mutatja be az olaj világszertei árának $-p_b^f$ - hatását a reálárfolyamokra.

Ennek értéke a szerzők alapján:

$$b_{11} = V[\lambda(1 - \nu) + z_{nb}] \quad (6.15)$$

ahol V -t a szerzők akkor kapják amikor a 6.2. egyenlet fél-redukált formáját behelyettesítik a 6.4 egyenletbe. A V paraméter az \dot{e} nominálárfolyam változás koefficiense a behelyettesítés után. A b_{11} paraméter előjele bizonytalan, mivel függ a z értékétől, ami a reálárfolyam differenciaegyenlet hazai folyó ipari termelés szerinti deriváltja:

$$z \equiv \partial \dot{c} / \partial q_H = (1 - k)\nu\lambda - \phi \quad (6.16)$$

A közgazdasági értelmezésben ez a tag jelenti a hazai termékek kibocsátás változásának hatását a versenyképességre. Ahhoz, hogy V pozitív legyen elégséges feltétel ha z is pozitív. Ahhoz hogy z értéke egynél nagyobb legyen a következő feltételeknek kell teljesülnie. A 6.16 egyenlet jobb oldalán az első tag jelenti hazai folyó nem olajtermelés mennyiségének pénzügyi hatását az árfolyamra, míg a második tag ugyanezen javak árának hatását mutatja a belföldi javak árupiacára. Dornbusch (1980) alapján a szerzők azt állítják, hogy a pénzügyi piacok igazodási sebessége mindig gyorsabb az árupiacokénál, mivel a hazai árak ragadósak. Így z , és végső soron V értéke pozitívnak tekinthető.

6.3.4. Hosszú távú komparatív statika

A dinamikai rendszer alapján felírható a gazdaság hosszú távú egyensúlya. Az egyenletrendszer akkor van egyensúlyban ha a következő feltételek érvényesek: A 6.17 egyenlet azt állítja, hogy az ipari termékek árváltozása egyenlő az infláció és a nominális árfolyam árváltozásával, ami egy időszaktól független μ állandó.

$$\dot{p}_H = \dot{p} = \dot{e} = \mu \quad (6.17)$$

A második feltétel, hogy a 6.18 egyenletben a nominális kamatláb egyenlő legyen a világszertei kamatláb és az infláció változásának konstans értékével.

$$r = r^f + \mu \quad (6.18)$$

Végezetül fel kell tenni, hogy a hazai javak mennyiségének hosszú távon nincs hatása az egyenletrendszerre.

$$q_H = 0 \quad (6.19)$$

Ekkor az IS görbe, mutatja az árupiaci egyensúly lehetséges egyensúlyi pontjait

$$n_c c = \gamma_1 r^f - n_b p_b^f - \gamma_3 (1 - \nu) q_b^p \quad (6.20)$$

Illetve az LM görbe a pénzüpiaci egyensúlyokat:

$$\lambda \ell = \lambda (1 - \nu) (c + p_b^f + k q_b^p + (1 - k) q_b) - (\mu + r^f) \quad (6.21)$$

Állandósult állapotban a következő egyenlőségek fennállnak:

$$c^* = n_c^{-1} (\gamma_1 r^f - \gamma_3 (1 - \nu) q_b^p - n_b p_b^f) \quad (6.22)$$

$$\ell^* = n_c^{-1} (1 - \nu) ((\gamma_1 \delta) r^f - \delta \mu + (n_c - n_b) p_b^f) \quad (6.23)$$

$$+ (k n_c - (1 - \nu) \gamma_3) q_b^p + (1 - k) n_c q_b \quad (6.24)$$

A c^* és ℓ^* a két egyenlet metszéspontjának értékét adják meg. Állandósult állapotban három exogén változónak van hatása a kialakuló egyensúlyra: μ -nek a pénzmennyiség növekedési ütemének, p_b^f -nek az olaj világpiaci árának és q_b^p -nek a hazai permanens olajtermelésnek.

A szerzők rendre a monetáris dezinfláció, a világpiaci ársokk és a hazai nyersanyag felfedezések hatását mutatják be úgy, hogy felteszik, hogy a $n_c > 0$, ami azt jelenti, hogy a hazai árak növekedése csökkenti keresletüket. Ekkor a világpiaci árak növekedésének hatása hosszú távon az 6.2. ábra alapján - figyelembe véve a bruttó rugalmasságok értékeit - a következőképpen alakulhat:

Long-Run Effects of an Increase in p_b^f

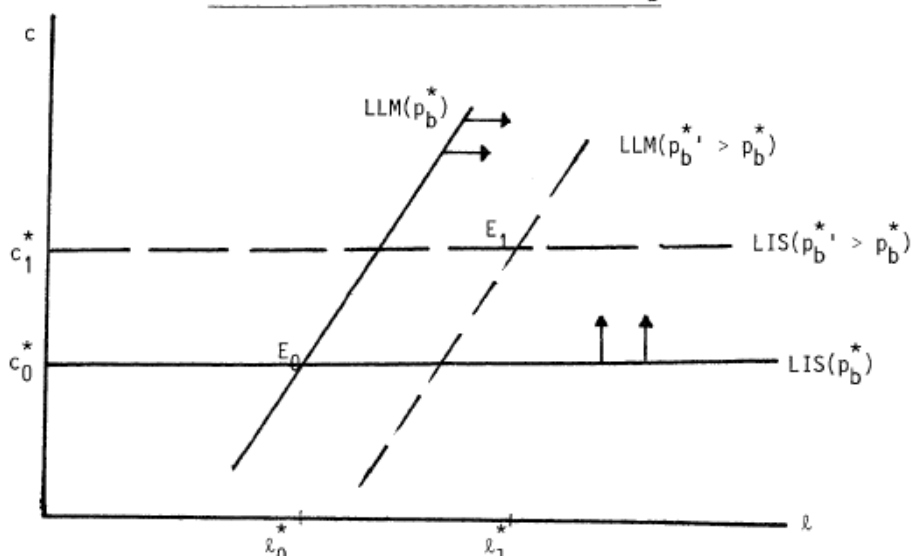
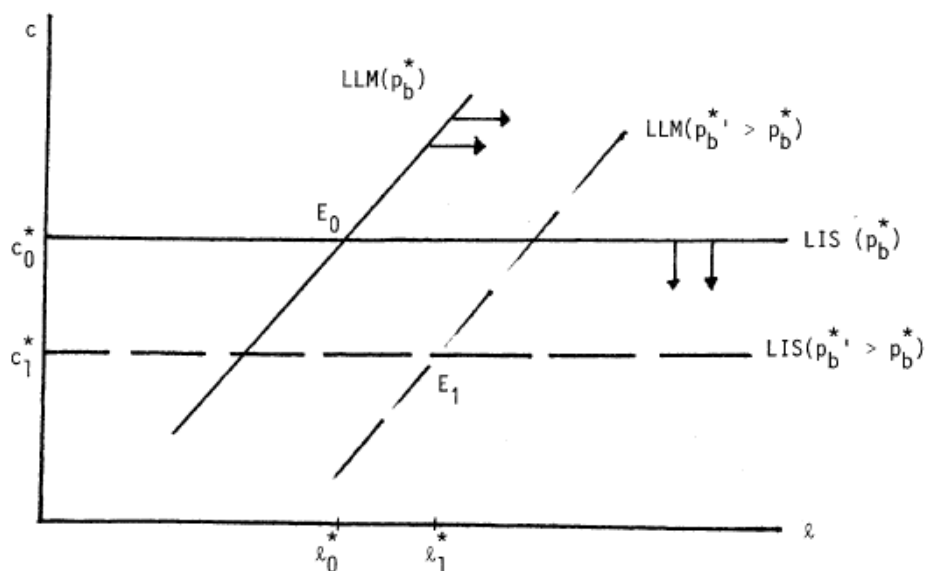


Figure 4.1: Real Depreciation ($n_b < 0$); λ must rise



6.2. ábra: A világpiazi árak hosszú távú felértékelődésének hatása

1. $n_b < 0$: Ha $n_b < 0$, akkor a negatív jövedelmi hatás nagyobb mint a pozitív helyettesítési hatás. Ez akkor következik be ha a szóban forgó gazdaság maga is nagymértékben használja a kitermelt nyersanyagot. Ebben az esetben ha p_b^f nő akkor hosszútávon csökken a kereslet a hazai javak iránt. Ahhoz hogy a hosszú távú kínálat felzárkózzon az árfolyamnak reálételemben le kell értékelődnie 6.2. ábrán látható módon.
2. $n_b > 0$ és $n_c - n_b > 0$: Ha a felhasználás alacsonyabb és így n_b előjele pozitív, akkor

a világpiazi árak növekedése esetén az IS görbe lefelé tolódik el, és a reálfelértékelődésen keresztül az ország versenyképessége csökken. Ezzel párhuzamosan az LM görbe jobbra tolódik.

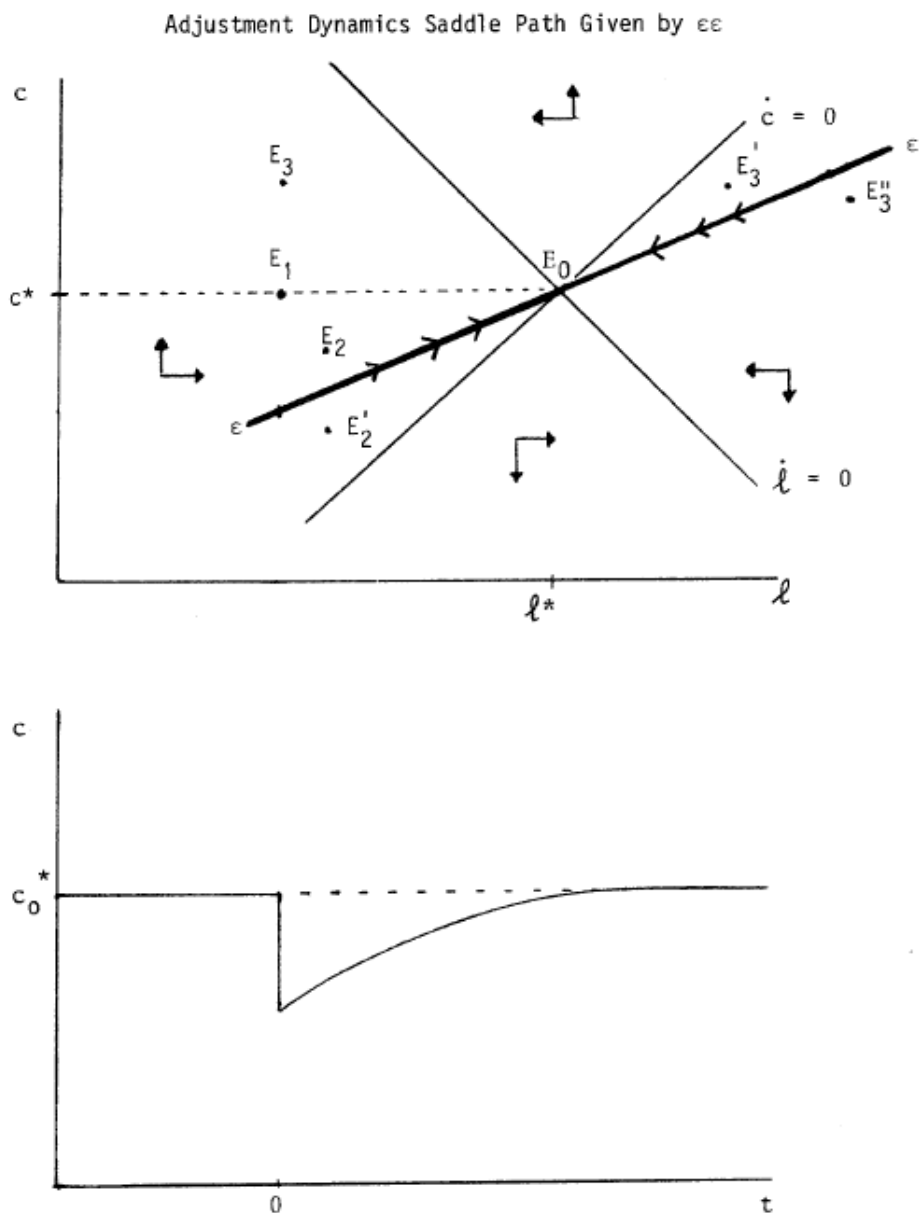
A relatív árak változása miatt a 6.9 egyenletben nem egyértelmű, hogy mi lesz az ℓ végső értéke. Ha és $n_c - n_b > 0$, akkor az új egyensúlyi árfolyam jobbra lefelé lesz az eredeti egyensúlytól.

Látható, hogy a hosszú távú dinamika szempontjából a kereslet bruttó rugalmasságai létfontosságúak. Általános jelenség a likviditás növekedése, de nem egyértelmű, hogy az árfolyam fel - vagy leértékelődést következik-e be? Holland kór akkor fordul elő ha a gazdaságban a hazai olajtermelés külföldi árakra való keresletrugalmassága, és a keresletrugalmasságok különbsége is pozitív. Ebben az esetben az ország nettó exportőr.

6.3.5. Rövid távú kiigazodási folyamat

A rövidtávú kiigazodás szintén a kétegyenletes dinamikai rendszer alapján mutatható be. A bruttó árrugalmasságok relatív értékeinek függvényében többféle korrekciót is lehet írni a modellel, viszont a szerzők csak az általánosnak vélt eseteket mutatják be egy fázisdiagram segítségével.

A szakirodalomnak megfelelően az $\dot{\ell} = 0$ lokusz negatív, míg a $\dot{c} = 0$ pozitív meredekségű. A nyeregpálya pozitív meredekségű és átmegy a lokuszok metszéspontján. A modellben permanens változás esetén mindig az árfolyam korrigálódik. Egy azonnali ugrással a nyeregpályára kerül és onnan az idő előrehaladtával a kialakuló hosszú távú egyensúlyba mozog.



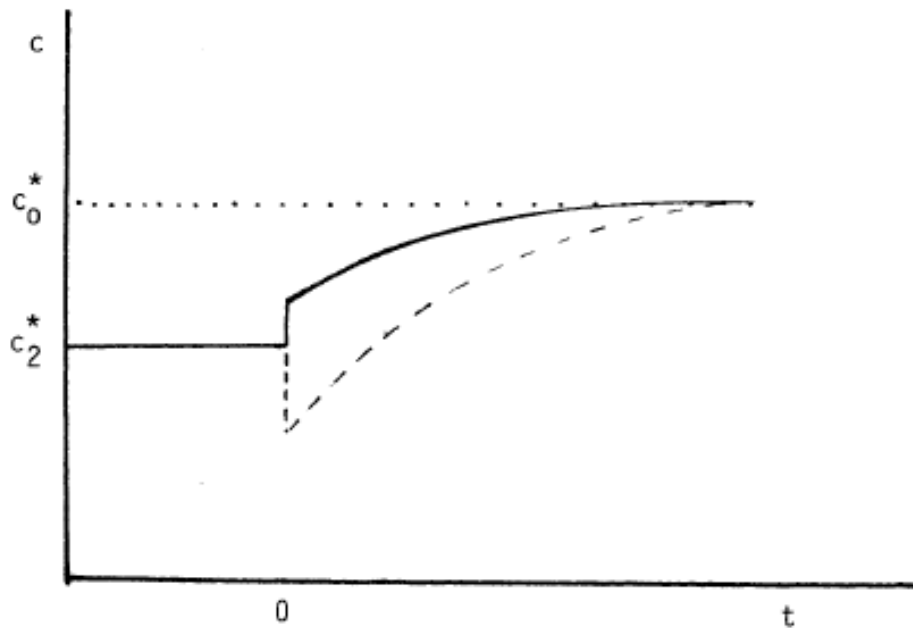
6.3. ábra: Rövid távú kiigazodás a Buiter - Purvis modellben

6.3.6. A világpiaci áremelkedés hatása

Az ársokkra adott lehetséges reakciók a komparatív statikai elemzésnél bemutatott eltérő esetek rövid távú hatásain keresztül mutathatóak be a 6.3. ábra segítségével. Ha nettó importőr országról beszélünk, azaz: $n_b < 0$, akkor egy világpiaci ársokk hosszú távon reál leértékelődéshez vezet. Közben l^* szintén növekszik. A pontos időben lejátszódó pálya attól függ, hogy az eredeti egyensúly hol volt.

Például E_2 és E'_2 a nyeregpálya eltérő oldalán vannak és így a korrekció iránya eltér. Kez-

detben a c reálárfolyam nőhet de csökkenhet is, viszont végül mindenképpen leértékelődés során kerül az egyensúlyi helyzetbe.



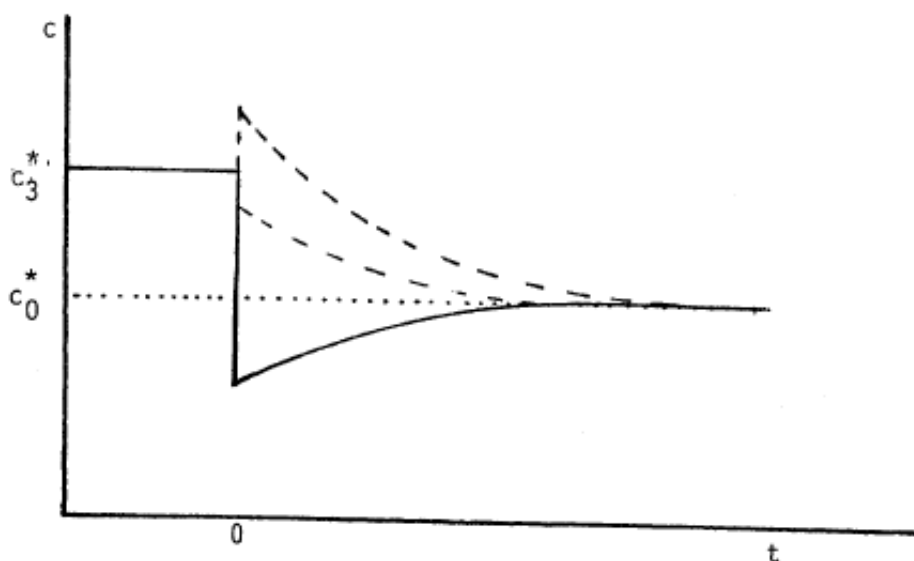
6.4. ábra: Rövid távú árfolyam korrekció nettó importőr országban

Az $n_b > 0$ esetben az ország nettó exportőr és az olajár sokk hosszú távon reálfelértékelődéshez vezet. A korrekciók pályája viszont ebben az esetben függ a $n_c - n_b$ különbség előjelétől. Ha $n_c - n_b > 0$ akkor ℓ értéke folyamatosan nő az igazodás során.

Az eredeti ábrán ez az E_3 pont volt. Az azonnali hatás egy esés a reálárfolyam értékében, ami egészen addig a pontig tart ahol az árfolyam a nyeregpályára kerül és lassú leértékelődéssel az egyensúlyi pontba tart. Ez a [Dornbusch \(1980\)](#) által "overshooting"-nak nevezett jelenség (6.5. ábra folytonos vonal).

A $n_c - n_b < 0$ esetben az eddigiek ellenkezője játszódik le. Ekkor egyszerre esik c és ℓ értéke. Az ehhez a ponthoz tartozó kezdő egyensúlyi pontok lehetnek az E_3' és E_3'' pontok is attól függően, hogy a lehetséges egyensúlyi c egyenes melyik oldalán vannak.

Ebben az esetben nincs "overshooting". Az árfolyam egy ugrással rákerül a nyeregpályára, majd fokozatosan korrigálódik. A bemutatott esetekből a holland kór jelenség a második esetben jelentkezik, amikor "overshooting" történik a reálárfolyam kiigazodásakor.



6.5. ábra: Rövid távú árfolyam korrekció nettó exportőr országban

6.4. Az elméleti modell és empirikus becslése

A Buitert és Purvis által vázolt mechanizmus előnye hogy statisztikailag tesztelhető. Mivel a vizsgált gazdaságok saját nyersanyagpiacaikon minden esetben nettó exportőrök, így a hosszú távú komparatív statika fejezetnél bemutatott második esetet kell vizsgálni. Szisztematikus árfolyamfelértékelődés tehát akkor következik be, ha a hazai olajtermelés külföldi árakra vonatkozó árrugalmassága pozitív: $n_b > 0$. Valamint ezzel párhuzamosan az n_c reálárfolyamra vonatkozó árrugalmasság értéke nagyobb az olajtermelés árrugalmasságánál, azaz különbségük pozitív: $n_c - n_b > 0$.

Ha mindkét feltétel egyszerre teljesül akkor elméletben a vízszintes IS görbe lefelé, míg az LM görbe jobbra tolódik és az új egyensúlyi állapot reálfelértékelődést jelez. Ezt statisztikailag úgy tudjuk ellenőrizni, hogy a rövid - és hosszú távú hatásokat elválasztva vizsgáljuk, hogy az elemzett országok reálárfolyamai kointegráltak-e az exportált nyersanyag világpiaci árával? Amennyiben igen, akkor hosszú távú sztochasztikus kapcsolat van az idősorok között és parciális holland kórt azonosítottunk.

7 "B" függelék: Idősorelemzés

A "B" függelék mutatja be a módszertan fejezetben tömören ismertetett idősorelemzéshez kapcsolódó fogalmakat részletesen.

7.1. A keresztmetszeti adatok és az idősorok közötti különbségek

A keresztmetszeti adatok elemzése képi az ökonometria alapját. Az idősorelemzés jellemzően később alakult ki, amikor a közgazdász kutatók oldaláról felmerült az idősorba fejtett adatok előrejelzésének szükségességének. Az idősorelemzés így eleinte az előrejelzés segédtudománya volt (Enders, 1995) és saját jogán csak Box és Jenkins (1976) metodológiai újításai után lett új terület az ökonometrián belül. A keresztmetszeti és idősoros adatok vizsgálata közötti eltérés az úgynevezett "nulla várható érték feltétel" folytán jelenik meg hangsúlyosan. Keresztmetszeti esetben fel kell tennünk, hogy a maradéktagok várható értéke, miután kontrolláltunk a magyarázó változókra átlagosan nulla:

$$E(u_i|x_i) = 0 \quad (7.1)$$

Illetve hogy a fenti összefüggés igaz a megfigyelések között is:

$$E(u_i|x_j) = 0 \quad (7.2)$$

A gyakorlatban azonban mivel feltesszük, hogy a mintavétel véletlenszerű, a második várható értéket nem tüntetjük fel.

Az idősorelemzés ezzel szemben nehezebb problémával találja magát szembe, amikor

alapvető feltételeket kell állítani a becslések jóságára vonatkozóan. Nem létezik olyan sokaság amiből egynél többször lehetne mintát venni. A lejátszódó sztochasztikus folyamatot ami az adatsort előállítja így már névben is adatgeneráló folyamatnak (data generating process - DGP) hívják¹.

Az adatgeneráló folyamatok esetén a független mintavétel feltétele, a sztochasztikus folyamat időben lejátszódó mivolta miatt elméletben sem garantálható. A 7.2 egyenletnek így explicite teljesülnie kell.

7.1.1. Kismintás Gauss-Markov feltételek

A keresztmetszeti regressziók esetén bizonyos feltételeknek teljesülnie kell, hogy a becsült egyenletet ok-okozati összefüggésként értelmezhesük, valamint hogy a becslés az összes lineáris becslőfüggvény közül minimális varianciával rendelkezzen (BLUE tulajdonság). Ezeket a feltételek Gauss-Markov feltételeknek hívják és módosított formában, de az idősorelemzésben is használják.

Linearitás a paraméterekben

A feltételek között az első, hogy a magyarázott változó és a magyarázó változók között lineáris, vagy lineárisra visszavezethető kapcsolat álljon fenn.

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + u_t \quad (7.3)$$

A paraméterekben értett linearitás továbbra is a változatlan formában feltétel marad az idősorelemzésben.

A maradéktagok nulla várható értékének feltétele

A maradéktagok nulla várható értékének feltétele azt jelenti, hogy a hibatagok átlagosan a regressziós egyenestől nem térnek el, azaz értékük várható értékben nulla:

¹Valójában létezik olyan eset amikor a DGP több realizációját is ismerjük. Ezek az esetek például akkor fordulhatnak elő ha gépek, gyártósorok idősorainak vizsgálatát végezzük. Ebben az esetben a magyarra nehezen lefordítható *ensemble* terminológiát használjuk.

$$E(u_i|x_{ji}) = 0 \quad (7.4)$$

Ez a feltétel idősoros esetben a következőképp módosul:

$$E(u_t|x_{jk}) = 0 \quad (7.5)$$

Az egyenletben j jelenti a változót és k az időszakot. A 7.4 egyenlet így azt mondja ki, hogy minden időszak hibatagjának átlagos értéke nulla kell hogy legyen, miután kifaktoráltuk belőle az összes időszak és változó hatását. Ez a keresztmetszetben használt feltételnél azért szigorúbb, mivel ott csak a megfigyelésen belül kell igaznak lennie a feltételnek. A feltételt így szigorú exogenitásnak is szokás nevezni.

Mivel az idősorelemzés központi problémája a szigorú exogenitás feltételének megsértése, így itt érdemes egy konkrét témába illő példát hozni. Amennyiben például Botswana esetében a gyémántárak árfolyamokra gyakorolt hatását vizsgáljuk, előfordulhat hogy a két idősor közötti kapcsolat nem csak azonos t időszakon belül hat, hanem a gyémántárak késleltetési is hatnak az árfolyamok jelenlegi értékére. Tehát ha a késleltetést kihagyjuk a modelltől, akkor biztosan "kihagyott változó torzítást" (omitted variable bias) okozunk és a modell paraméterbecslései statisztikai értelemben torzítottak lesznek. Mivel valószínű, hogy a maradéktagban ragadt késleltetett gyémántár erősen korrelál az aktuális t időszakbeli gyémántárral, így a kapott paraméterbecslés felfelé fog torzítani. (Ebben az egyszerű esetben a késleltetés modellbe történő bevétele megoldja a problémát.)

A tökéletes kollinearitás hiánya

A harmadik feltétel a tökéletes kollinearitás hiánya, ami a magyarázó változók közötti determinisztikus kapcsolatokat zárja ki és mindkét paradigmán belül szükséges. Ez a három feltétel lehetővé teszi, hogy a paraméterbecsléseink torzítatlanok legyenek.

Homoszkedaszticitás

A homoszkedaszticitás a hibatagok feltételes varianciájának konstans értékét jelenti, azaz felteszi hogy miután kontrollálunk a magyarázó változókra a hibatagok eloszlása

nem függ a magyarázó változó értékétől:

$$\text{Var}(u_t|x_{jk}) = \sigma^2 \quad (7.6)$$

Másképp megfogalmazva az idősorokban nincsenek turbulens időszakok, amikor az árak vagy árfolyamok hirtelen és nagymértékben ingadoznak.

Az autokorreláció hiánya

Egyes tankönyvek ezt keresztmetszetek esetén a véletlen minta feltételének is nevezik. Az autokorreláció hiánya feltétel kimondja hogy a hibatagok között nem lehet együttmozgás, azaz egy idősoros becslés esetén nem követhet egy pozitív hibát nagyobb valószínűséggel újabb pozitív hiba mint negatív. (És fordítva.)

$$\text{Cov}(u_t; u_s|x_{jk}) = 0 \quad (7.7)$$

A 7.6 és 7.7 egyenletek biztosítják, hogy a becslés BLUE tulajdonsággal rendelkezzen. Ha megfigyeljük a homoszkdaszticitás ebben a formában a várhatóérték feltételhez hasonlóan eltér a keresztmetszeti esettől. Itt is elvárás, hogy a maradéktagok eloszlása nemcsak megfigyelésen - azaz időszakon - belül, hanem megfigyelések között is állandó legyen.

7.1.2. Nagymintás Gauss-Markov feltételek

A statisztikai becslések tulajdonságai eltérnek a minta nagyságának függvényében. A legkézenfekvőbb példa a konzisztencia esete. A konzisztencia tulajdonsága azt jelenti, hogy a minta méretének növelésével a paraméterbecslések torzítatlanná válnak - ha eddig nem voltak azok - és varianciájuk nullához konvergál. A minta növelése így lehetővé teszi a pontosabb becslések elkészítését.

A következő feltételek állnak fenn abban az esetben ha a megfigyeléseink száma alapján nagymintás becslésről beszélhetünk:

1. Linearitás a paraméterekben: $y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + u_t$
2. Stacionaritás és gyenge függőség

3. $E(u_t|x_{it}) = 0$ helyett $E(u_t|x_{is}) = 0 \forall s = t$
4. A tökéletes kollinearitás hiánya
5. $Var(u_t|x_{it}) = \sigma^2$ helyett $Var(u_t|x_{is}) = \sigma^2 \forall s = t$
6. $Cov(u_t; u_s|x_t; x_s) = 0$ helyett $Cov(u_t; u_t|x_{ik}) = 0 \forall s = k$

A kismintás esethez képest az eltérések két fő kategóriába sorolhatóak:

1. Minden feltételes várhatóérték, variancia és kovariancia számítás esetén elég ha csak az időszakon belüli értékekkel számolunk, így tehát nagymintás esetben nincs szükség a szigorú exogenitás feltevésére, elég a keresztmetszetben megszokott úgynevezett gyenge exogenitás is!
2. A feltételek között megjelenik a stacionaritás és a gyenge függőség tulajdonsága, amelyekkel az idősorelemzésben betöltött súlyuk okán külön alfejezetben foglalkozunk.

Ha az összes feltétel fennáll, akkor a paraméterbecslések konzisztensek, és a centrális határeloszlás tétel miatt eloszlásuk normális eloszlást követ.

7.2. Stacionaritás és a gyenge függőség

Az idősorelemzés célja hogy időben egymást követő megfigyelések viselkedését képes legyen leírni statisztikai eszközökkel. A Gauss-Markov feltételeken belül a stacionaritás és az ebből következő gyenge függőség képezik a legfontosabb feltételeket. Idősorokat - különösen egyidősoros modellek esetén - abban az esetben lehet egyszerűen modellezni, ha várható értékük és varianciájuk időben állandó, a megfigyelések saját késleltetéseikkel vett kovarianciája csak az eltolás függvénye, valamint ha a fent megnevezett megfigyelések között a korreláció a késleltetés számának növelésével nullához tart. Minden egyéb esetben matematikai transzformációk vagy segédegyenletek segítségével lehet csak jól magyarázni az idősorok viselkedését és a köztük lévő kapcsolatokat.

7.2.1. Stacionaritás

Az idősorelemzés során az adatgeneráló folyamat csak egy realizációját ismerjük, ami az idősor maga, így nem tekinthetjük egy determinisztikus jelenségnek a végeredményben kapott adatsort, de három feltétel érvényesülése esetén a paraméterbecslések sztochasztikus értelemben tartanak a valós sokasági paraméterekhez. Ezt nevezzük stacionaritásnak. A három feltétel a következő:

1. $E(x_t) = \mu \neq f(t)$

Az idősor átlaga egy időszakoktól független μ konstans. Ez a gyakorlatban azt jelenti, hogy a regresszióban alkalmazott idősorokban nem lehet trend, ami az idősor várható értékét megváltoztatná.

A probléma azért neuralgikus az idősorelemzés szemszögéből, mert ha két trendet tartalmazó változót regresszálunk egymáson, előfordulhat hogy az OLS becslés csak a trendek miatt mutat kapcsolatot, azaz hamis regressziót (spurious regression) kapunk (Hendry, 1980).

Hendry hivatkozott cikkében bizonyította, hogy Nagy-Britanniában a hasonló trendek miatt az árszínvonal alakulása erősebb kapcsolatban áll a csapadékmennyiséggel, mint a pénzkínálattal. Természetesen az összefüggés csupán a hibás modell-specifikációnak köszönhető, viszont felhívta a figyelmet a hasonló téves következtetésekre. A cikk azért jelent áttörést az idősorok modellezésében, mert a későbbi kutatókat a kointegráló kapcsolatok felfedezésére sarkallta.

2. $Var(x_t) = \sigma^2 \neq f(t)$

Az idősor változékonysága időben állandó kell hogy legyen. Amennyiben ez nem teljesül, előfordulhat, hogy az idősor varianciája az idő előrehaladtával nő. Ez abban az esetben okozhat problémát, ha két egymáson regresszált idősorból legalább az egyik nem stacioner varianciájában és így nem létezik olyan lineáris meredekségi paraméter, ami egyértelmű kapcsolatot állapítana meg a két idősor között. Röviden a regresszió sértené a paraméterekben való linearitás feltételét és így a becslésünk nem lenne BLUE.

3. $Cov(x_t; x_{t+h}) = f(h) \neq f(t)$

Legyen egy jövőbeli időszak jele h . Ha a kovarianciára vonatkozó feltételünk áll, akkor az időszakok közötti együttmozgás, csak a h eltolás függvénye lehet, magáé a t időszaké nem. A kovariancia stacionaritás képletesen azt jelenti, hogy az idősor átlaga és varianciája nem változik meg, azaz közvetlen következménye a stacionaritás első két feltételének.

A gyakorlatban akkor találkozunk nem kovariancia stacionárius adatsorokkal amikor egy sztochasztikus folyamat realizációja megváltoztatja viselkedését egy meghatározott időszak után. Például az árfolyamok gyakorlati elemzése során előfordulhat, hogy egy adott időben állandó várható érték körül ingadozó adatsor varianciája egy t időszak után megnő, azaz turbulens időszak követ egy nyugodtabbat. A vázolt helyzet a variancia stacionaritás megszegéséhez hasonlóan nem egyeztethető össze a paraméterekben való linearitás feltételével.

Ha a három feltétel fennáll és az elemzett idősorok stacionerek, akkor a nagy számok törvénye és a centrális határeloszlás tételek eredeti formájukban használhatóak a becslések során.

7.2.2. Gyenge függőség

A gyenge függőséget (weak dependence) a fentiek ismeretében lehet definiálni. A gyenge függőség azt jelenti, hogy határértékben a h időszakkal eltolt megfigyelések közötti korreláció nullához tart, azaz a megfigyelések közötti távolság függvényében a lineáris kapcsolat gyengül:

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \text{Corr}(x_t; x_{t+h}) = 0 \quad (7.8)$$

Látható, hogy a keresztmetszetben szükséges Gauss-Markov feltételt, miszerint a megfigyeléseknek független azonos eloszlású mintavételből kell származnia, a gyenge függőség feltétele váltja fel. Intuitívan a gyenge függőség azt jelenti, hogyha az idősorunk stacioner és elég rég óta kezdődött, akkor feltehetjük róla hogy független elemeket tartalmaz.

7.3. Alapvető sztochasztikus folyamatok statisztikai tulajdonságai

A megismert fogalmak segítségével a következőekben bemutatom azon alapvető sztochasztikus folyamatok jellemző tulajdonságait, amelyek az idősoros modellek építőelemeiként szolgálnak.

Minden esetben az idősorok késleltetési struktúráját egynek veszem, azaz minden folyamat csak az eggyel korábbi időszak értékétől függ. Ez a struktúra az árfolyamok és a nyersanyagok világpiaci ára esetén gyakori jelenség (Sarno és Taylor, 2003). Az itt bemutatott eredmények általánosíthatóak magasabb késleltetési struktúrákra is.

7.3.1. A mozgóátlag folyamat

A mozgóátlag folyamatok a regressziók maradéktagjának késleltetésein keresztül hatnak. Alkalmask egy szeri, nem perzisztens hatások modellezésére, úgy mint a kínálati sokkok. Például természeti katasztrófák hatása a turizmusra nem feltétlenül múlik el a katasztrófa bekövetkezésének időszakában, de kétséges hogy hosszú távú hatása lenne. Sokkal valószínűbb, hogy néhány elkövetkező időszakban is kisebb mértékben növekedni fognak az árak. A hatás hosszát a maradéktag késleltetéseinek növelésével lehet a modellbe vinni.

Az elsőrendű mozgóátlag - rövideden MA(1) - folyamatok stacionaritásának és gyenge függőségének bizonyítása a következőképp zajlik. Legyen $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ egy fehérzaj folyamat ami az idősorelemzésben a nem szisztematikus hiba szerepét tölti be azáltal, hogy várható értéke nulla és varianciája konstans. Írjuk fel az MA(1) idősorunkat a következőképp: $x_t = \varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1}$ ahol a maradéktag eloszlása a már említett $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ fehérzaj. Ekkor három tulajdonságnak kell érvényesülnie, hogy az idősor stacionárius legyen:

$$E(x_t) = E(\varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1}) \quad (7.9)$$

$$= E(\varepsilon_t) + \theta E(\varepsilon_{t-1}) \quad (7.10)$$

$$= 0 \quad (7.11)$$

A várható érték stacionaritás így áll, mivel a fehérzaj folyamatok várható értéke az időszaktól függetlenül nulla. A variancia stacionaritás a következőképp mutatható meg:

$$Var(x_t) = Var(\varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1}) \quad (7.12)$$

$$= Var(\varepsilon_t) + \theta^2 Var(\varepsilon_{t-1}) \quad (7.13)$$

$$= \sigma^2 + \theta^2 \sigma^2 \quad (7.14)$$

$$= \sigma^2(1 + \theta^2) \quad (7.15)$$

A variancia ismeretében a kovariancia stacionaritás is felírható:

$$Cov(x_t; x_{t-1}) = Cov(\varepsilon_t + \theta\varepsilon_{t-1}; \varepsilon_{t-1} + \theta\varepsilon_{t-2}) \quad (7.16)$$

$$= Cov(\varepsilon_t; \varepsilon_{t-1}) + Cov(\varepsilon_t; \theta\varepsilon_{t-2}) \quad (7.17)$$

$$+ Cov(\theta\varepsilon_{t-1}; \varepsilon_{t-1}) + Cov(\theta\varepsilon_{t-1}; \theta\varepsilon_{t-2}) \quad (7.18)$$

$$= \theta Cov(\varepsilon_{t-1}; \varepsilon_{t-1}) \quad (7.19)$$

$$= \theta Var(\varepsilon_{t-1}) \quad (7.20)$$

$$= \theta \sigma^2 \quad (7.21)$$

Az egyenletekben minden olyan kovariancia tag kiesik ahol a ε tagok indexszáma nem egyezik meg. Ennek oka, hogy a fehérzajok nem mutatnak szisztematikus mozgást és így minden esetben korrelálatlanok egymással. Az MA(1) folyamat kovarianciája tehát nem függ a t időindextől, valamint minden $j > 1$ késleltetés esetén $Cov(x_t; x_{t-j}) = 0$ mivel nem lesz olyan közös késleltetés amit varianciaként fel lehetne írni.

Ebből következik, hogy:

$$\text{Corr}(x_t; x_{t-1}) = \frac{\text{Cov}(x_t; x_{t-1})}{\sqrt{\text{Var}(x_t) \cdot \text{Var}(x_{t-1})}} \quad (7.22)$$

$$= \frac{\theta\sigma^2}{\sqrt{[\sigma^2(1 + \theta^2)]^2}} \quad (7.23)$$

$$= \frac{\theta}{1 + \theta^2} \quad (7.24)$$

Továbbá minden $j > 1$ késleltetés esetén az autokorreláció nulla, mivel a kovariancia a tört számlálójában nulla. Összefoglalva, az elsőrendű mozgóátlag folyamat nemcsak stacionárius, de gyenge független is.

7.3.2. Az autoregresszív folyamat

Az autoregresszív folyamatok a magyarázott változó késleltetésein keresztül modellezhetők. Az AR(1) elsőrendű autoregresszív folyamat tehát csupán a függő változó egy időszaki késleltetését tartalmazza. Az AR folyamatok jellemzően perzisztens, de lecsengő sokkok hatását képesek modellkörülmények között szimulálni. Egy gyakorlati példával élve, kereskedelmi háborúk során egy kivetett vám hatása az árak nem csak egyszeri árkiigazodás során korrigálódnak, távon hosszabb távon épülnek be a termékárakba.

Az AR(1) folyamat stacionaritása a következőképpen mutatható meg: Legyen ismét a hibatag eloszlása $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ és az egyenlet $x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$. Ekkor iteratív behelyettesítéssel a következő zárt képletet tudjuk felírni:

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.25)$$

$$= \rho[\rho x_{t-2} + \varepsilon_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (7.26)$$

$$= \rho^2 x_{t-2} + \rho \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.27)$$

$$= \rho^2 [\rho x_{t-3} + \varepsilon_{t-2}] + \rho \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.28)$$

$$= \rho^3 x_{t-3} + \rho^2 \varepsilon_{t-2} + \rho \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.29)$$

⋮

$$= \rho^t x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i \varepsilon_{t-i} \quad (7.30)$$

Mindkét oldal várható értékét véve:

$$E(x_t) = E\left(\rho^t x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.31)$$

$$= E(\rho^t x_0) + E\left(\sum_{i=0}^{t-1} \rho^i \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.32)$$

$$= \rho^t E(x_0) + \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i E(\varepsilon_{t-i}) \quad (7.33)$$

$$= \rho^t E(\varepsilon_0) + \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i E(\varepsilon_{t-i}) \quad (7.34)$$

$$= 0 \quad (7.35)$$

Azaz az x_t folyamat konstans μ várható értékkel rendelkezik, amely ebben az esetben nulla. A 7.33 egyenletben kihasználtuk, hogy az x_t sztochasztikus folyamat nulladik időszaki kezdőértéke egyenlő az azonos időszaki hibataggal, mivel nincs megelőző időszak. A variancia stacionaritás belátásához vegyük az eredeti egyenlet mindkét oldalának varianciáját:

$$\text{Var}(x_t) = \text{Var}(\rho x_{t-1}) + \text{Var}(\varepsilon_t) \quad (7.36)$$

$$= \rho^2 \text{Var}(x_{t-1}) + \text{Var}(\varepsilon_t) \quad (7.37)$$

$$= \rho^2 \text{Var}(x_t) + \sigma^2 \quad (7.38)$$

Tegyük fel, hogy a folyamat variancia stacionárius, azaz mivel a variancia független az időtől, a 7.37 egyenletben $\text{Var}(x_{t-1}) = \text{Var}(x_t)$. Ekkor az egyenlet átrendezhető:

$$\text{Var}(x_t) = \rho^2 \text{Var}(x_t) + \sigma^2 \quad (7.39)$$

$$\text{Var}(x_t) - \rho^2 \text{Var}(x_t) = \sigma^2 \quad (7.40)$$

$$(1 - \rho^2) \text{Var}(x_t) = \sigma^2 \quad (7.41)$$

$$\text{Var}(x_t) = \frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \quad (7.42)$$

A kapott képlet alapján a variancia stacionaritás feltétele hogy $|\rho| < 1$ legyen. A várható

értékben vett stacionaritás bemutatásánál az idősort x_0 időszakig visszafelé iteráltuk. A kovariancia stacionaritás esetén ezzel ellentétben előre, a h . időszakig előre felé iterálunk.

$$x_{t+h} = \rho^h x_t + \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i \varepsilon_{t+h-i} \quad (7.43)$$

A zárt alakkal már kiszámítható az idősorozatok közötti h eltolás kovarianciája.

$$\text{Cov}(x_t; x_{t+h}) = \text{Cov}\left(x_t; \rho^h x_t + \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i \varepsilon_{t+h-i}\right) \quad (7.44)$$

$$= \text{Cov}(x_t; \rho^h x_t) + \text{Cov}\left(x_t; \sum_{i=0}^{t-1} \rho^i \varepsilon_{t+h-i}\right) \quad (7.45)$$

$$= \rho^h \text{Cov}(x_t; x_t) \quad (7.46)$$

$$= \rho^h \text{Var}(x_t) \quad (7.47)$$

$$= \frac{\rho^h \sigma^2}{1 - \rho^2} \quad (7.48)$$

A $|\rho| < 1$ továbbra is szükséges feltétele a stacionaritásnak, de a kifejezésből látszik, hogy a kovariancia csak az idősorozatok közötti h távolságtól függ, de a t időszaktól magától nem.

A gyenge függőség pedig az eddigiek alapján felírható a következőképp:

$$\text{Corr}(x_t; x_{t+h}) = \frac{\text{Cov}(x_t; x_{t+h})}{\sqrt{\text{Var}(x_t) \cdot \text{Var}(x_{t+h})}} \quad (7.49)$$

$$= \frac{\rho^h \sigma^2}{1 - \rho^2} \bigg/ \frac{\sigma^2}{1 - \rho^2} \quad (7.50)$$

$$= \rho^h \quad (7.51)$$

Tehát az elsőrendű autoregresszív folyamat rendelkezik a gyenge függetlenség tulajdonságával és mivel ρ abszolút értékben kisebb mint egy, így h növekedésével az idősorozatok közötti kapcsolat egyre gyengébb lesz és így $\lim_{h \rightarrow \infty} \text{Corr}(x_t; x_{t+h}) = \lim_{h \rightarrow \infty} \rho^h = 0$.

7.3.3. A véletlen bolyongás

A véletlen bolyongás (*random walk*) olyan elsőrendű autoregresszív folyamat aminek ρ együtthatója egységnyi. A korábban bemutatott iterációval így felírható a következőképp:

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.52)$$

$$= x_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.53)$$

$$= x_{t-3} + \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.54)$$

\vdots

$$= x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i} \quad (7.55)$$

A várhatóérték stacionaritáshoz a kifejezés várható értékét vesszük.

$$E(x_t) = E\left(x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.56)$$

$$= E(x_0) + E\left(\sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.57)$$

$$= E(\varepsilon_0) + \sum_{i=0}^{t-1} E(\varepsilon_{t-i}) \quad (7.58)$$

$$= 0 \quad (7.59)$$

A 7.57 egyenletben kihasználva, hogy x_0 helyre behelyettesíthető ε_0 belátható, hogy a véletlen bolyongás várható értéke nulla és így várhatóértékben stacionárius.

A variancia stacionaritás ellenőrzése is a korábbiakhoz hasonló:

$$\text{Var}(x_t) = \text{Var}\left(x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.60)$$

$$= \text{Var}(x_0) + \text{Var}\left(\sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.61)$$

$$= \text{Var}(\varepsilon_0) + \sum_{i=0}^{t-1} \text{Var}(\varepsilon_{t-i}) \quad (7.62)$$

$$= \sigma^2 + (t-1)\sigma^2 \quad (7.63)$$

$$= t\sigma^2 \quad (7.64)$$

Mivel $\text{Var}(x_t) = f(t)$ így a véletlen bolyongás nem variancia stacionárius. Hasonló problémába ütközünk amikor a kovariancia stacionaritást ellenőrizzük:

$$\text{Cov}(x_t; x_{t+h}) = \text{Cov}\left(x_t; x_t + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t+h-i}\right) \quad (7.65)$$

$$= \text{Cov}(x_t; x_t) + \text{Cov}\left(x_t; \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t+h-i}\right) \quad (7.66)$$

$$= \text{Cov}(x_t; x_t) \quad (7.67)$$

$$= \text{Var}(x_t) \quad (7.68)$$

$$= t\sigma^2 \quad (7.69)$$

És így beláthatjuk, hogy

$$\text{Corr}(x_t; x_{t+h}) = \frac{\text{Cov}(x_t; x_{t+h})}{\sqrt{\text{Var}(x_t) \cdot \text{Var}(x_{t+h})}} \quad (7.70)$$

$$= \frac{t\sigma^2}{\sqrt{t\sigma^2 \cdot (t+h)\sigma^2}} \quad (7.71)$$

$$= \frac{t}{\sqrt{t \cdot (t+h)}} \quad (7.72)$$

$$= \sqrt{\frac{t}{t+h}} \quad (7.73)$$

Ránézésre ha a $h \rightarrow \infty$, akkor a korreláció nullához tart. Viszont a korábbi sztochasztikus folyamatok esetén levezetett korrelációknál a kapott zárt alak nem tartalmazta a t

időindexet! A probléma, hogy bármely h értékhez tudunk olyan t -t választani ami miatt a korreláció nem tart elég gyorsan nullához. Ebből az okból kifolyólag a véletlen bolyongás nem gyenge független. A véletlen bolyongás nem stacionaritása egy fontos eredmény, amit a stacionaritás tesztelésénél fel fogunk használni.

7.3.4. Véletlen bolyongás eltolással

A véletlen bolyongás eltolással az egyszerű véletlen bolyongás egy tengelymetszettel rendelkező speciális esete. A hibtag ebben az esetben is: $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$. Az AR(1) folyamatnál bemutatott iterálást most is el kell végeznünk:

$$x_t = \alpha + x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.74)$$

$$= \alpha + \alpha + x_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.75)$$

$$= \alpha + \alpha + \alpha + x_{t-3} + \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7.76)$$

⋮

$$= \alpha t + x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i} \quad (7.77)$$

Vegyük a kifejezés várható értékét:

$$E(x_t) = E\left(\alpha t + x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.78)$$

$$= E(\alpha t) + E\left(x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.79)$$

$$= \alpha t \quad (7.80)$$

A második egyenletben az első tagot leszámítva a véletlen bolyongás várható értékét kapjuk, amit korábban levezettünk. Az első tagban pedig nem található valószínűségi változó, így a várható érték operátort törölhetjük.

A variancia felírható a következőképp:

$$\text{Var}(x_t) = \text{Var}\left(\alpha t + x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.81)$$

$$= \text{Var}(\alpha t) + \text{Var}\left(x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.82)$$

$$= \text{Var}\left(x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t-i}\right) \quad (7.83)$$

$$= t\sigma^2 \quad (7.84)$$

Az αt tag elűnik az egyenletből, mivel csak egy paramétert és a t időindex változót tartalmazza. A második tag pedig a már levezetett véletlen bolyongás varianciája.

$$\text{Cov}(x_t; x_{t+h}) = \text{Cov}\left(x_t; \alpha(t+h) + x_t + \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t+h-i}\right) \quad (7.85)$$

$$= \text{Cov}(x_t; \alpha(t+h)) \quad (7.86)$$

$$+ \text{Cov}(x_t; x_t) + \text{Cov}\left(x_t; \sum_{i=0}^{t-1} \varepsilon_{t+h-i}\right) \quad (7.87)$$

$$= t\sigma^2 \quad (7.88)$$

Mivel a véletlen bolyongás késleltetéssel azonos variancia és kovariancia értékeket adott, így az autokorrelációja megegyezik az eltolás nélküli véletlen bolyongással.

$$\text{Corr}(x_t; x_{t+h}) = \sqrt{\frac{t}{t+h}} \quad (7.89)$$

Tehát beláttuk, hogy ez a sztochasztikus folyamat se stacionárius és gyenge független.

7.4. Determinisztikus és sztochasztikus trendek

A trendeknek jelentős szerepe van az időszerelemzésben, mivel egyszerű transzformációk segítségével eredetileg nem stacioner folyamatokból stacioner folyamatokat lehet képezni. A következőkben bemutatom a trendek két eltérő típusát, amelyek más-más kezelés segítségével egyrészt megkönnyítik a modellezést, másrészt lehetővé teszik a realizálódott idősorok stacionaritásának tesztelését.

7.4.1. Trendstacionárius idősorok

Vegyük a következő α meredekségű trend körül ingadozó idősort, ahol a hibatag a szokásos független azonos eloszlású stacioner folyamat:

$$x_t = \alpha t + \varepsilon_t \quad (7.90)$$

Ha várhatóértékét vesszük, akkor látható hogy az

$$E(x_t) = \alpha t \quad (7.91)$$

kifejezés függ az időszaktól, így az idősor várható értékben nem stacionárius. A variancia esetén ilyen problémával nem találkozunk, mert az időben állandó: $Var(x_t) = \sigma^2$. Ha egy ilyen típusú idősortos modellbe trendet teszünk, akkor a kapott modell már stacionárius. Ezeket az idősorokat nevezzük trendstacionárius idősoroknak.

7.4.2. Differenciastacionárius idősorok

A már megismert $x_t = \alpha + x_{t-1} + \varepsilon_t$ véletlen bolyongás eltolással sztochasztikus folyamatról beláttuk, hogy se várható értékben ($E(x_t) = \alpha t$), se varianciában ($Var(x_t) = t\sigma^2$) nem stacioner. Ilyen esetekben a trend bevétele a modellbe nem oldja meg a problémát abból az okból kifolyólag, hogy a variancia változik.

Az ehhez hasonló sztochasztikus trenddel rendelkező folyamatokat differenciastacionárius idősoroknak nevezzük és a szintben lévő adatok differenciálásával el lehet őket távolítani az idősből ². Azokat a folyamatokat amelyeket egyszeri differenciálással stacionerré lehet tenni első rendben integrált folyamatoknak nevezzük és $I(1)$ jelöléssel hivatkozunk rájuk. Természetesen léteznek magasabb rendű folyamatok is amiket $I(k)$, k -ad rendben integrált folyamatoknak nevezünk. A disszertációban azonban a stacioner folyamatok $I(0)$ jelölése lesz gyakoribb.

²A szint kifejezés az angol *level* szó fordítása. A disszertációban ezt a terminológiát ebben a formában használtam.