

# Az olajár és a makrogazdaság kapcsolatának elemzése folytonos wavelet transzformáció segítségével

---

**Uliha Gábor,**  
a Budapesti Corvinus Egyetem  
PhD-hallgatója  
E-mail: gabor.uliha@gmail.com

Az empirikus makrogazdasági elemzések során rendszerint idősorok vizsgálatára szorítkozunk, ugyanakkor egyre több tanulmány jut arra a következtetésre, hogy a frekvenciatartományok szintjén zajló folyamatok megértése is szükséges ahhoz, hogy pontosabb képet nyerjünk a változók közötti kapcsolat irányáról, erősségéről, dinamikájáról. Jelen dolgozat célja, hogy az idő és frekvenciatérben történő elemzést biztosító folytonos wavelet transzformációk és az ezekhez kapcsolódó wavelet koherencia használatával bemutassa a svéd és a norvég gazdaság inflációs, ipari kibocsátás és GDP-mutatóinak az olajárral való együttmozgását. Az eredmények alapján a folytonos waveletekkel történő elemzés hasznos kiegészítést nyújt a szokásos idősoros technikák mellé, új, korábban nem ismert összefüggések feltárására is alkalmas lehet.

TÁRGYSZÓ:  
Olajár.  
Folytonos wavelet transzformáció.  
Makrogazdaság.

DOI: 10.20311/stat2016.05.hu0505

Az olajár 2014 nyarán kezdődött erőteljes csökkenése számos termelő országnál eredményezett komoly kieséseket az export, illetve a kormányzati bevételekben. Azon szereplők, akik nem rendelkeztek megfelelő volumenű pénzügyi tartalékkal, még időlegesen sem voltak képesek ellensúlyozni a csökkenő jövedelmek negatív makrogazdasági hatásait, erős kiigazítási kényszerbe kerültek, gazdasági mutatóik, növekedési kilátásaik jelentősen romlottak. Ebben a környezetben gyakori az exportőr országok éveken vagy akár évtizedeken át folytatott rossz gazdaságpolitikája, az olajártól való túlzott függőség felszámolását, a gazdaság diverzifikációját célzó intézményrendszer kiépítésének elmaradása. A kevés kivételek egyike Norvégia, ahol egy erre a célra felállított alapba irányítják az olajtermeléshez kapcsolódó állami jövedelmeket, ezzel mérsékelve a nyersanyag jegyzésének volatilitásából eredő negatív következményeket és a makrogazdaságra egyébként is jellemző ciklikus ingadozásokat. E dolgozat célja, hogy folytonos wavelet transzformációk segítségével vizsgálja a norvég gazdasági mutatók (a fogyasztói árindex infláció, az ipari termelés és a bruttó hazai termék) olajárral való kapcsolatának erősségét, annak idő és frekvenciatérben történő alakulását. A különböző frekvenciatartományokban végzett elemzés előnye, hogy az idősoros megközelítésnél jóval komplexebb dinamikák feltárására ad lehetőséget, hasznos kiegészítést nyújtva a standard eljárások mellé. Az összehasonlíthatóság kedvéért az olajimportőr – társadalmi-gazdasági berendezkedését tekintve a szomszédos Norvégiához sok tekintetben hasonló(nak gondolt) – Svédország is a vizsgálat részét képezi. A tanulmányban a következő kutatási kérdésekre keresünk választ.

1. Van-e relevanciája a frekvenciatérben történő elemzésnek?
2. A különböző frekvenciákon kimutatható-e az olajár és a vizsgált makrogazdasági mutatók kapcsolatának időbeli változása?
3. Ha igen, akkor milyen irányú/erősségű változásról beszélhetünk?
4. Elég-e önmagában az olajár vizsgálata? Mennyire befolyásolja az eredményeket a közös faktorok, például a világgazdasági konjunktúra hatásainak kiszűrése?
5. Az eredmények alapján Norvégia képes volt-e függetleníteni gazdasági teljesítményét az olajár magas volatilitásától?

A dolgozat felépítése a következő. Az első fejezetben röviden áttekintjük a kapcsolódó közgazdasági irodalmat, a másodikban bemutatjuk a CWT (continuous wavelet transform – folytonos wavelet transzformáció) megértéséhez szükséges

módszertani elemeket, a harmadikban az elemzés során használt adatokkal ismerkedünk meg. A modellezési eredmények a negyedik, míg a potenciális fejlesztési irányok leírása az ötödik fejezetbe került. Az utolsó, hatodik fejezetben foglaljuk össze a dolgozat főbb megállapításait.

## 1. A szakirodalom áttekintése

Az olajár makrogazdasági hatásainak kutatása régóta népszerű területnek számít, és az elmúlt évtizedekben komoly fejlődésen ment keresztül. Kezdetben a közgazdászok csupán az árváltozás mértékéből indultak ki, és annak függvényében igyekeztek meghatározni a főbb makromutatókra gyakorolt befolyás nagyságát, valamint aszimmetriáját (Loungani [1986], Mork [1989], Lee–Shawn–Ratti [1995], Hamilton [2003], Jimenez-Rodriguez–Sanchez [2005]). Később Kilian [2009] eredményei alapján széles körben elfogadottá vált az a nézet, amely szerint nem az árváltozás, hanem az azt kiváltó tényezők elmozdulásának nagysága a kulcs, ugyanis az olajársokk makrogazdasági hatásai attól függnek, hogy az áremelkedés mögött pontosan milyen keresleti/kínálati faktorok húzódnak meg. Ez egyben egy potenciális magyarázatként szolgált arra, miért nem okozott stagflációt a 2000-es években tapasztalt nagy olajár-emelkedés, hiszen azt az ázsiai kereslet élénkülése váltotta ki, ami olcsó exportjával, valamint a nyugati termékek iránti kereslet növelésével ellensúlyozni tudta a magasabb nyersanyagköltségek negatív hatásait (Kilian [2010]). Blanchard–Galí [2007] is arra a megállapításra jutottak, hogy az olajár makrogazdasági hatásai időben egyre gyengültek, amit azonban ők nem a mögöttes kiváltó faktoroknak, hanem az amerikai és más fejlett gazdaságok megnövekedett ellenálló képességének, többek között a monetáris politika hatékonyságjavulásának tulajdonították. Szintén a monetáris politika változására vezetett vissza Aguiar–Conraira–Soares [2011] az olajár gyengülő makrogazdasági hatásainak eredetét. Ők folytonos wavelet transzformációk segítségével vizsgálták az amerikai inflációra és ipari termelésre vonatkozó hatásokat. Konklúziójuk szerint az összefüggés időben instabil, és az üzleti ciklusok (3–8 éves) frekvenciatartományában az olajár növekedése csökkenti az ipari kibocsátást, míg ennél alacsonyabb (8–12 éves) frekvenciatartományban már pozitív kapcsolat van a két változó között, mégpedig az ipari kibocsátás vezető szerepével (az ipar bővülése megelőzi az olajár emelkedését). Az infláció esetén azt találták, hogy az olajár növekedése magasabb pénzromlási ütemmel járt együtt, és a nyersanyag árának változása időben megelőzte az árszínvonal emelkedését. Ez az összefüggés azonban sokat gyengült az 1980-as években, amit a Fed (Federal Reserve System – Szövetségi Tartalék Rendszere) szigorúbb hozzáállásával indokoltak.

E megállapítások azonban kizárólag az importőr gazdaságokra vonatkoznak, az exportőrökről szóló irodalom jóval szűkebb. *Aleisa–Dibooglu* [2004] az 1980–2000 közötti időszakra illesztett VAR- (vektor-autoregresszív) modell segítségével becsülték meg az olajársokkok makrogazdasági hatásait Szaúd-Arábia példáján. Ebben azt találták, hogy rövid távon Szaúd-Arábia jelentősen képes befolyásolni a reál olajárát, utóbbi pedig az aggregált kínálati sokkok után a legfontosabb tényező a szaúdi kibocsátás volatilitása mögött. Emellett a reál árfolyam ingadozásában, hosszú távon pedig a belföldi árszínvonal alakulásában is kiemelt szerepe van az olajnak, azaz a monarchia gazdasága érzékenyen reagál a nyersanyag árának kilengéseire. Ezért *Aleisa* és *Dibooglu* szerint a kitermelő országoknak gazdaságuk diverzifikálására, valamint az olajár stabilitásának elérésére kell törekedniük, máskülönben nem tudják elkerülni a külkereskedelmi cserearány változásából eredő kiszámíthatatlanságot, a makrogazdasági változók magas volatilitását. *Mendoza–Vera* [2010] is hasonló megállapításokra jutottak a venezuelai GDP és a reál olajár közötti összefüggések vizsgálatakor. Ők *Mork* [1989], *Lee–Shawn–Ratti* [1995], illetve *Hamilton* [2003] munkáira építve az olajársokkok aszimmetrikus hatásait is vizsgálták. Konklúziójuk szerint a venezuelai GDP-t számottevően emeli az árak nem várt növekedése, és egy csökkenés abszolút hatása kisebb, mint egy ugyanakkora volumenű emelkedése. Azt is kimutatták, hogy a dél-amerikai gazdaság olajszektorának hozzáadott értéke kevésbé érzékeny a nyersanyag árának kilengéseire, amit azzal magyaráztak, hogy a kitermelési volumen Venezuelában alapvetően politikai (és technológiai) kérdés, miközben az olajszektor által megtermelt jövedelemből a többi ágazat is részesül, így azok teljesítménye sokkal inkább az olajbevételekhez van kötve. Bár *Mendoza* és *Vera* nem foglalkoztak eredményeik gazdaságpolitikai következményeivel, azokból egyértelműen a diverzifikáció fontossága olvasható ki. Ami az európai kitermelőket illeti, *Benedictow–Fjærtøft–Løfsnæs* [2013] egy többegyenletes makroökonometriai modellkeretben vizsgálták az orosz gazdaság olajárának való kitettséget, és azt találták, hogy bár az olajszektor nélkül is rendelkezik jelentős növekedési potenciállal, az erőfeszítések ellenére a makrogazdasági teljesítmény érzékenyen reagál a fosszilis tüzelőanyag árának elmozdulásaira. E három példa nem számít kirívónak, több más termelő esetén is ki lehet mutatni, hogy a gazdaság olajszektoron és annak beszállító ágazatain kívüli része nemzetközi összehasonlításban jelentős versenyhátrányba került. Ezen a monetáris politika az árfolyamok rögzítésével, míg a fiskális hatóságok célzott támogatásokkal, tartalékalapok képzésével igyekeznek segíteni, változó hatékonysággal. Az intézményi reformok, a gazdasági diverzifikáció ugyanis nem helyettesíthető, csupán kiegészíthető az említett intézkedésekkel. Mindez napjainkban különösen szembeötlő, hiszen az olajárak 2014 közepén kezdődött mélyrepülése több termelőt is megroppantott, a legrosszabb helyzetben pedig épp Venezuela találta magát, ahol 2014-ben az olaj értékesítéséből származott az exportbevételek 96, illetve a kormányzati jövedelmek 45 százaléka. *Arezki–Blanchard* [2014] szerint az ex-

portőr országok a mostanihoz hasonló mértékű árcsökkenésnél jelentős bevételkiesséssel számolhatnak, és a költségvetésre, illetve a külső egyensúlyra vonatkozó negatív hatás annál erősebb, minél inkább az olajbevételekre támaszkodik az államháztartás. Ennek tükrében nem meglepő, hogy a Nemzetközi Valutaalap a 2015-ös *World Economic Outlook*ban 2015-re 10, 2016-ra pedig 6 százalékos visszaesést jósolt Venezuela GDP-jében.

Megjegyzendő azonban, hogy nem minden jelentős szénhidrogénvagyon felett diszponáló országra jellemző a nagymértékű kitettség. A legkézenfekvőbb példa talán Norvégia, ahol az 1960-as évek végén indultak meg a kutatások az Északi-tenger mélyén fekvő olajvagyon kiaknázására. Az ott talált készletek volumene lehetővé tette, hogy Norvégia mind a mai napig a világ egyik legnagyobb olajtermelője maradjon,<sup>1</sup> miközben az ebből származó bevételeket (adók, osztalékok, licence díjak) egy állami alapban (Norvég Kormányzati Nyugdíjalap) tartja, amivel egyrészt a jövő generációinak is juttat az olajvagyonból, másrészt igyekszik mérsékelni az áringadozásból eredő kiszámíthatatlanságot. Ennek eredményeként más termelőkhöz képest kevésbé érzékeny az olajár változásaira. *Bjornland* [2000] például az 1967–1995-ös periódust vizsgálva arra jutott, hogy 10 százalékos árcsökkenés egy évvel később átlagosan 0,3–0,4 százalékkal mérsékelte a norvég GDP-t. Hasonló eredményre jutott *Jimenez-Rodriguez–Sanchez* [2005], illetve *Peersman–Van Robays* [2012] is, akik 0,2–0,3 százalékos lassulást becsültek. Ugyanakkor, ahogy arra *Kilian* [2009] rámutatott, nem minden olajársokk egyforma, és a forrás függvényében lehet csak megítélni a pontos hatásokat. Ez igaz Norvégiára is, ahol *Bjornland–Thorsrud* [2014] egy bayesi dinamikus faktormodell keretein belül különböztették meg az olajkínálati és az aggregált keresleti sokkok hatásait. Eredményeik szerint, amennyiben egy 10 százalékos olajárcsökkenést a kereslet visszaesése vált ki, úgy egyéb norvég exporttermékek fogyasztása is csökken, és a bekövetkezés után egy évvel a GDP átlagosan 0,8–1 százalékkal alacsonyabb szinten fog tartózkodni az alappályához képest. Ezzel szemben, ha a kínálat emelkedése okozta a 10 százalékos árcsökkenést, akkor az olajimportőr országoknál keletkező többletjövedelem egy része a norvég exporttermékek vásárlásában csapódik le, így a GDP-re gyakorolt negatív hatás mintegy 0,2 százalékra mérséklődik.

Megállapítható tehát, hogy az olajár változására különböző módon reagálnak az importőr és az exportőr gazdaságok, ráadásul az importőrök esetén ezek a hatások időben egyre gyengülnek. *Bjornland–Thorsrud* [2014] alapján pedig van legalább egy olyan termelő ország (Norvégia), ahol a makrogazdasági következményeket a sokkok eredete határozza meg. Mivel az olajár változását időben más és más faktorkok befolyásolják, könnyen elképzelhető, hogy az exportőröknél is a makrogazdasági

<sup>1</sup> Az Energy Information Administration adatai szerint 2014-ben napi 1,9 millió hordós átlagos kitermelésével Norvégia a 15. helyet foglalta el a globális rangsorban. Az adatok forrása: <http://www.eia.gov/beta/international/rankings/#?product=53-1&cy=2014>

hatások gyengülését/erősödését figyelhetjük meg. E tanulmány egyik célja, hogy néhány kezdeti lépést tegyen ennek feltárására, mégpedig az olajár és a főbb makrogazdasági változók együttmozgásának vizsgálata révén. Ehhez Norvégia és Svédország eseteit fogjuk felhasználni, ugyanis a két skandináv ország közül csak az előbbi rendelkezik jelentős mennyiségű szénhidrogénkincessel, míg utóbbi összehasonlítási alapként szolgál majd. A dolgozat másik célja, hogy ehhez a közgazdasági kutatásokban egy eddig ritkán alkalmazott, ám komoly potenciállal rendelkező módszertan használatát is prezentálja. A folytonos wavelet transzformációk ugyanis a megszozott idősoros technikák hasznos kiegészítőjeként szolgálhatnak, lehetővé téve, hogy mélyebben, a frekvenciák szintjén is vizsgálódjunk. E módszer révén egyszerre tudjuk feltárni a folyamatok különböző frekvenciákon mért együttmozgásának erősségét, valamint annak időbeli változását.

## 2. Módszertan

A kapcsolódó empirikus elemzések jellemzően valamilyen idősoros vagy egyensúlyi megközelítéssel dolgoznak. *Kilian* [2009], *Li–Zhao* [2011], illetve *Baumeister–Peersman* [2013] strukturális VAR-modellekkel, míg *Peersman–Stevens* [2010], *Bodenstein–Guerrieri–Kilian* [2012] DSGE (dynamic stochastic general equilibrium model – dinamikus sztochasztikus általános egyensúlyi modell) keretben vizsgálták az olajár makrogazdasági változókra gyakorolt hatását. Ezen eljárások hátránya, hogy nem képesek a frekvenciák kezelésére. Előfordulhat például, hogy az olajár rövid távú kilengései nem okoznak változást a vizsgált makrogazdasági változók mozgásában, míg a többéves ciklusok meghatározó erejűek. Erre mutatott rá *Aguiar–Conraria–Soares* [2011] említett kutatása is, mégpedig a folytonos wavelet transzformációk segítségével. A waveleteket közgazdasági területre először *Ramsey* és *Lampart* vezették be, akik a pénzkinálat és a GDP (*Ramsey–Lampart* [1998a]), valamint a jövedelem és a fogyasztás (*Ramsey–Lampart* [1998b]) közötti kapcsolatot vizsgálták különböző frekvenciatartományokban. A folytonos wavelet transzformációkat csak később kezdték el használni. Az üzleti ciklusok vizsgálatára *Crowley–Mayes* [2008], *Rua* [2010], *Rua* [2012] és *Rua–Silva Lopes* [2012] alkalmazták ezt a megközelítést, míg *Rua–Nunes* [2009] a tőzsdei hozamok együttmozgását elemezték vele. A CWT-be alapos bevezetést nyújt *Aguiar–Conraria–Soares* [2014] tanulmánya, ahol konkrét példák (az amerikai inflációs környezet változásának, a főbb tőzsdeindexek együttmozgásának, valamint az olajár és az amerikai S&P 500 tőzsdeindex kapcsolatának) bemutatásán túlmenően egy MATLAB toolboxot<sup>2</sup> is kidolgoztak. Az empirikus elemzések elvégzéséhez mi is ezt fogjuk használni.

<sup>2</sup> <https://sites.google.com/site/aguiarconraria/joanasoares-wavelets/the-astoolbox>

## 2.1. Folytonos wavelet transzformáció

A közgazdaságtanban eddig is volt példa a frekvenciatérben történő vizsgálatra, elsősorban az idősorok trend, ciklus és szezon tényezőkre történő szétválasztásánál (*Baxter–King* [1999], *Christiano–Fitzgerald* [2003]). Ugyanakkor a Fourier-transzformáción alapuló eljárások komoly hátránnyal alkalmazhatók, nem veszik figyelembe az idődimenziót. A Fourier-transzformáció egy tetszőleges  $x(t)$  idősort különböző frekvenciájú sinus és cosinus függvények aggregáltjaként állít elő, így végeredményben arra ad választ, hogy a változó alakulása mennyiben köthető az egyes frekvenciákhoz:

$$F_x(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t) [\cos(\omega t) - i \cdot \sin(\omega t)] dt, \quad /1/$$

ahol  $\omega$  az ún. körfrekvencia.<sup>3</sup> Ahogy a képletből is látható, a végeredmény nem függ  $t$ -től, így kénytelenek vagyunk lemondani az idődimenzió vizsgálatáról, a formula az időben változó frekvenciájú idősorok elemzésére nem alkalmas. Ennek kezelésére megoldást nyújthat a rövid távú Fourier-transzformáció, aminek lényege, hogy az idősíkot azonos hosszúságú blokkokra bontjuk, majd ezekre az ablakokra külön-külön elvégezzük a Fourier-transzformációt. Ugyanakkor ez az eljárás is rendelkezik egy nagy hiányossággal. Minél szűkebbek az ablakok, annál nehezebb észlelni az alacsony frekvenciájú részeket, míg széles ablakok mellett az időbeli változás felderítése romlik. A wavelet analízis lényege, hogy megpróbál jobb, az elemzési célnak megfelelőbb egyensúlyt teremteni, és az ablakok szélességét a vizsgált frekvenciatartományoknak megfelelően mozgatja. Illusztrációként *Rua* [2012] 1. ábráját generáljuk újra. (Lásd az 1. ábrát.)

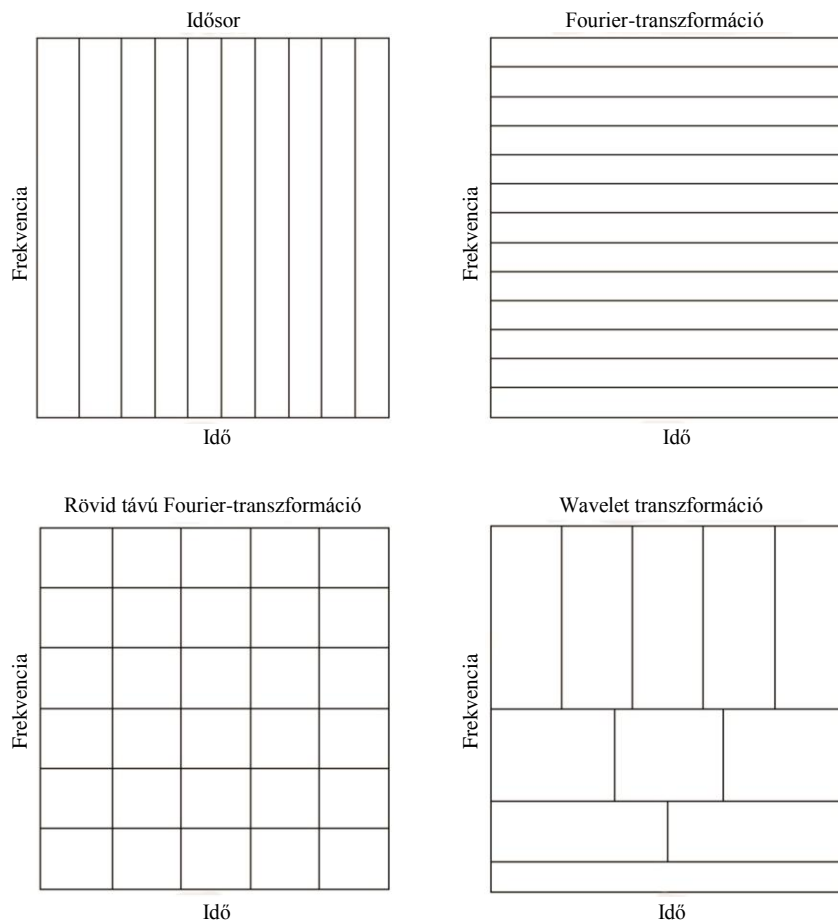
Ebből kitűnik, hogy

- az idősoros eljárások tökéletesen leképezik a folyamatok időbeliségét, de egyáltalán nem veszik figyelembe a frekvenciatartományt (egy-egy időpontban aggregálják az összes frekvencián elérhető információt);
- a Fourier-transzformáció tökéletesen leképezi az idősort egy frekvenciatérbe, de az időbeli alakulásról semmit nem mond (egy-egy frekvencián aggregálja az összes időpont információját);
- a rövid távú Fourier-transzformáció a kettő között helyezkedik el, és mind az időbeli változások, mind a különböző frekvenciák kezelésére alkalmas, ugyanakkor egyiket sem tudja tökéletesen elvégezni (trade-off jelentkezik);

<sup>3</sup> A körfrekvencia a frekvencia  $2\pi$ -vel történő felszorozása révén áll elő.

– a wavelet transzformáció úgy kezeli a rövid távú Fourier-transzformáció rugalmatlanságát, hogy a magasabb frekvenciák vizsgálatára szűkebb, az alacsonyabb frekvenciákéra pedig szélesebb ablakot használ, így kevesebbet kell feladni az egyes dimenziók szerint mért pontosságból.

1. ábra. Az idő frekvenciatulajdonságok összehasonlítása (Rua [2012] alapján)



Az  $x(t)$  négyzetesen integrálható idősor folytonos wavelet transzformáltja  $\tau$  időpontban,  $s$  szélességű ablak mellett:<sup>4</sup>

<sup>4</sup> A tanulmányban végig ún. analitikus (vagy progresszív) waveletekkel dolgozunk, amelyekre igaz, hogy komplex függvények, és Fourier-transzformáltjuk negatív körfrekvencia esetén nulla ( $\Psi(\omega) = 0 \forall \omega < 0$ -ra). Így a wavelet transzformációt is csak pozitív skálaparaméterek mellett számítjuk ( $s > 0$ ).



$$W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \psi_{\tau, s}^*(t) dt, \quad /2/$$

ahol  $\psi_{\tau, s}(t)$  jelöli a waveletet, \* pedig annak komplex konjugáltját, emellett teljesül, hogy  $s, \tau \in \mathbb{R}, s \neq 0$ . A wavelet az ún. anya waveletből ( $\psi(\cdot)$ ) áll elő, mégpedig a következő formában:

$$\psi_{\tau, s}(t) = s^{-0.5} \psi\left(\frac{t-\tau}{s}\right). \quad /3/$$

Az  $s$  skálaparaméter értéke fogja meghatározni, hogy mennyire széles ablakkal dolgozunk. Alacsony  $s$  esetén az ablak szűk, és a magas frekvenciájú részek identifikálásra alkalmas, míg magas  $s$  mellett az ablak széles, és az alacsony frekvencia elemzésére használható.<sup>5</sup> Ahhoz, hogy valami anya (elemző) wavelet legyen, egyrészt négyzetesen integrálhatónak kell lennie ( $\psi(\cdot) \in L^2(\mathbb{R})$ ), másrészt teljesítenie kell az ún. elfogadhatósági kritériumot:

$$0 < \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|\Psi(\omega)|}{|\omega|} d\omega < \infty, \quad /4/$$

ahol  $\Psi$  a  $\psi$ -hez tartozó Fourier-transzformált. A közgazdasági alkalmazásokban leggyakrabban használt anya wavelet az ún. Morlet wavelet (*Goupillaud–Grossman–Morlet* [1984]):<sup>6</sup>

$$\psi(t) = \frac{\pi^{-0.25} e^{-0.5t^2}}{\cos(\omega_0 t) - i \cdot \sin(\omega_0 t)}, \quad /5/$$

ahol  $\omega_0$  megválasztásával tudjuk alakítani, hogy mennyire precíz felbontást szeretnénk kapni frekvencia/idő tekintetében. Alacsonyabb érték mellett rosszabb frekven-

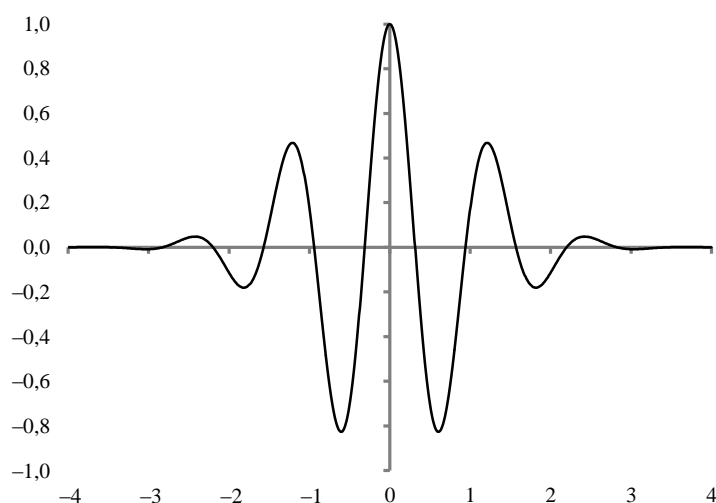
<sup>5</sup> Ahogy a képletből látható, itt is jelentkeznek a végponti problémák, ugyanis bizonyos időpontokban az ablak mérete már túlmutat a mintán. Minél alacsonyabb frekvenciát vizsgálunk, annál nagyobb a skálaparaméter értéke, így annál nagyobb időszakot érint ez a probléma. Ennek kezelésére *Aguiar-Conrreira–Soares* [2014]-et követve a hiányzó adatokat nullának tekintjük, és az ábrákon egyértelműen feltüntetjük az érintett részeket (cone of influence – befolyásolt terület határa). Ezekben az esetekben az eredmények pontossága fenntartásokkal kezelendő.

<sup>6</sup> Megjegyzendő, hogy /5/ formula valójában nem teljesíti az elfogadhatósági kritériumot, ahhoz egy plusz korrekciós tag is szükséges. Ugyanakkor gyakorlati alkalmazások során elég, ha kellően nagy  $\omega_0$ -t választunk (*Foufoula-Georgiou–Kumar* [1994]).

cia, de jobb időbeli felbontást kapunk, míg a paraméter növelésével épp ellentétes hatást váltunk ki. Az alkalmazások során a kapcsolódó irodalomban szokásos  $\omega_0 = 6$  feltevéssel élünk.<sup>7</sup>

A Morlet wavelet grafikus megjelenítése a 2. ábrán látható. Ebből az is világossá válik, miből származik a wavelet („kis hullám”, „hullámocska”) elnevezés: pár alkalommal a függvény 0 körül oszcillál, majd a (+/-) végtelenben 0-hoz tart.

2. ábra. A Morlet wavelet



Forrás: Saját szerkesztés.

## 2.2. Az együttmozgás mérése

A különböző idősorok wavelet transzformációiból az együttmozgást az idődimenzió mellett a frekvenciatérben is nyomon követhetjük a wavelet koherencia segítségével:

$$R_{x,y}(\tau, s) = \frac{|S(W_{x,y}(\tau, s))|}{\left\{ S[|W_x(\tau, s)|^2] S[|W_y(\tau, s)|^2] \right\}^{0.5}}, \quad /6/$$

<sup>7</sup> Aguiar-Conrreira-Soares [2014] szerint az összes általuk ismert közgazdasági alkalmazásban Morlet waveletet használtak  $\omega_0 \in [5; 6]$  beállítással. Az  $\omega_0 = 6$  választás előnye, hogy könnyebbé teszi az eredmények interpretációját, mivel a frekvencia és a skála közti összefüggés az  $f \approx 1/s$  alakra egyszerűsödik.

ahol  $R_{x,y}(\tau, s)$  és  $W_{x,y}(\tau, s)$  az  $x$  és  $y$  idősorok közötti wavelet koherencia és kereszt wavelet transzformált  $\tau$  időpontban  $s$  skálaparaméter mellett,  $S(\cdot)$  pedig a simítási függvény.<sup>8</sup> A kereszt wavelet transzformált definíciója (*Hudgins–Friehe–Mayer* [1993]):

$$W_{x,y}(\tau, s) = W_x(\tau, s)W_y^*(\tau, s). \quad /7/$$

A wavelet koherencia értéke 0 és 1 között bármit felvehet, és minél nagyobb, annál erősebb együttmozgást jelöl (akár azonos, akár ellentétes irányban). Ennek kiegészítéseként lehetőség van az egyes frekvenciák közötti együttmozgás szignifikanciájának, illetve a késleltetési struktúrájának a vizsgálatára. Utóbbit az ún. fáziskülönbség segítségével végezhetjük:<sup>9</sup>

$$\Phi_{x,y}(\tau, s) = \arctan \left( \frac{\Im(S(W_{x,y}(\tau, s)))}{\Re(S(W_{x,y}(\tau, s)))} \right), \quad /8/$$

ahol  $\Im(\cdot)$  jelöli az imaginárius,  $\Re(\cdot)$  pedig a valós részt. A fáziskülönbség értéke a  $[-\pi; \pi]$  intervallumba esik, és a következő késleltetési struktúrákat jelöli:

$$\Phi_{x,y}(\tau, s) \in \left( -\pi; -\frac{\pi}{2} \right): \text{negatív kapcsolat, } x \text{ vezet};$$

$$\Phi_{x,y}(\tau, s) \in \left( -\frac{\pi}{2}; 0 \right): \text{pozitív kapcsolat, } y \text{ vezet};$$

$$\Phi_{x,y}(\tau, s) \in \left( 0; \frac{\pi}{2} \right): \text{pozitív kapcsolat, } x \text{ vezet};$$

$$\Phi_{x,y}(\tau, s) \in \left( \frac{\pi}{2}; \pi \right): \text{negatív kapcsolat, } y \text{ vezet}.$$

A szignifikancia teszteléséhez *Aguiar–Conraira–Soares* [2014] megoldását követjük. Ennek során ARMA(1,1) modelleket illesztünk a vizsgált idősorokra, majd *Berkowitz–Kilian* [2000] bootstrap módszerét használva ezer darab alternatív mintát képzünk.<sup>10</sup> Ezekre egyenként kiszámoljuk a wavelet koherenciákat, így végül min-

<sup>8</sup> Hamming-ablak (*Harris* [1978]).

<sup>9</sup> A /8/ képletből látszik, hogy amennyiben a használt wavelet függvény értéktartománya a valós számok halmazába esik, akkor az imaginárius rész azonosan nulla, és a fázis, illetve a fáziskülönbség nem vizsgálható. Ezért érdemes komplex wavelettel dolgozni.

<sup>10</sup> Ez a mintaméret elegendő volt az eredmények stabilitásához, az outputok többszöri újrafuttatás után sem változtak.

den dátum/frekvencia párra kapunk egy empirikus eloszlást. Adott pontban és  $\alpha$  szignifikanciaszint használata mellett akkor tekintjük a wavelet koherenciát szignifikánsnak, ha az a generált minta felső  $\alpha$  százaléka esik. A nullhipotézis szerint tehát minden vizsgált idősor ARMA(1,1) folyamatot követ.

Azonban, ahogy a korreláció nem jelent kauzalitást, úgy a wavelet koherencia sem ad ilyen jellegű információt. Ugyanakkor lehetőség van arra, hogy a parciális korrelációhoz hasonló mutatót alkossunk, ezzel közelebb kerülve a két folyamat közötti valós összefüggés feltáráshoz. Továbbra is hangsúlyozandó azonban, hogy ok-okozati kapcsolatot ezzel nem tudunk azonosítani.

A parciális wavelet koherencia és a parciális fáziskülönbség fogalmait *Aguiar-Conrreira–Soares* [2014] vezetik be. A parciális wavelet koherencia képlete  $\tau$  időpontban,  $s$  szélességű ablak mellett, az  $M$  tagú változócsoport  $i$ . és  $j$ . elemei között:

$$r_{ij}(\tau, s) = \frac{|\det(\mu_j^i(\tau, s))|}{\sqrt{\det(\mu_i^i(\tau, s))\det(\mu_j^j(\tau, s))}}, \quad /9/$$

ahol  $\det(\cdot)$  a determinánst jelöli, míg  $\mu_j^i(\tau, s)$  a következő – a különböző idősorok kereszt wavelet transzformáltjainak simított verzióit tartalmazó – mátrix  $j$ . sorának és  $i$ . oszlopának elhagyásával áll elő:

$$\mu(\tau, s) = \begin{bmatrix} S(|W_1(\tau, s)|^2) & S(W_{21}^*(\tau, s)) & \dots & S(W_{M1}^*(\tau, s)) \\ S(W_{21}(\tau, s)) & S(|W_2(\tau, s)|^2) & \dots & S(W_{M2}^*(\tau, s)) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S(W_{M1}(\tau, s)) & S(W_{M2}(\tau, s)) & \dots & S(|W_M(\tau, s)|^2) \end{bmatrix}. \quad /10/$$

Az ehhez tartozó parciális fáziskülönbség képlete pedig a következő:

$$\Phi_{ij}^p(\tau, s) = \arctan \left( \frac{\Im \left( -\frac{(-1)^{i+j} \det(\mu_j^i(\tau, s))}{\sqrt{\det(\mu_i^i(\tau, s))\det(\mu_j^j(\tau, s))}} \right)}{\Re \left( -\frac{(-1)^{i+j} \det(\mu_j^i(\tau, s))}{\sqrt{\det(\mu_i^i(\tau, s))\det(\mu_j^j(\tau, s))}} \right)} \right). \quad /11/$$

A mutatók értelmezése a korábbiakhoz hasonlóan történik.

### 3. Adatok

A felhasznált makrogazdasági idősorok a FRED (Federal Reserve Economic Database – a Szövetségi Tartalék Rendszer adatbázisa)<sup>11</sup> és az OECD<sup>12</sup> adatbázisai-ból származnak. Előbbi az ipari termelés és a CPI (consumer price index – fogyasztói-árindex) havi százalékos növekedési ütemeinek, míg utóbbi a negyedéves (szintén százalékos) GDP növekedési ütemeknek a forrása mindkét vizsgált ország esetén. Az ipari termelés kivételével minden idősor szezonálisan igazított formában érhető el, ezért az ipari adatsorból az EViews program segítségével, TRAMO/SEATS (time series regression with ARIMA noise, missing observations and outliers – idősorregresszió ARIMA-zajjal, hiányzó megfigyelésekkel és kiugró értékekkel; signal extraction in ARIMA time series – jelkinyerés ARIMA-idősorokban) eljárással készült el a szezonálisan igazított verzió. Az olajár havi bontású idősora az északi-tengeri Brent olajtípus spot árának (USD/hordó) havi átlagaként áll elő, és az EIA (Energy Information Administration – Energiainformációs Hivatal) honlapjáról<sup>13</sup> származik. Mivel csak 1987 májusától állnak rendelkezésre transzparens árak, ezért a korábbi évekre az Észak-Amerikában irányadó WTI olajtípus (FRED honlapján fellelhető) havi (szintén USD/hordó) árai alapján készítünk becslést. Ennek során azzal a feltételezéssel élünk, hogy 1987 májusa előtt a WTI és Brent havi átlagárakban bekövetkezett hó/hó alapú százalékos növekmény megegyezik egymással. Az olajár idősorban nincs, vagy legalábbis nagyon gyenge a szezonális komponens<sup>14</sup>, ezért az további transzformáción nem esik át. A modellekbe a nominális, illetve az amerikai CPI-vel történő diszkontálás után előálló reál olajár havi és negyedéves százalékos növekedési ütemei kerülnek. Emellett még egy nyersanyagpiaci változó, a *Kilian* ([2009] 1056. old.) által kifejlesztett, először 2009-ben használt globális reál aktivitási index havi bontású idősora (és annak negyedévenkénti átlaga) is bekerül a modellbe, ami a nyersanyagok iránt jelentkező világgpiaci kereslet hosszú távú trendtől való eltérését jelzi. Az 1. táblázat az egyes változókhoz tartozó mintákat foglalja össze, a különböző wavelet mutatók minden esetben a lehető leghosszabb időszakra (a két vagy három idősor közös részére) vonatkoznak majd.

A 2. táblázatban a tanulmány fókuszául szolgáló két ország, Svédország és Norvégia makrogazdasági idősorainak leíró statisztikáit találjuk. Ebből kitűnik, hogy míg a mintaidőszak során az inflációs folyamatok kitüntetett pontjai mindkét ország-

<sup>11</sup> <https://research.stlouisfed.org/fred2/>

<sup>12</sup> <http://stats.oecd.org/>

<sup>13</sup> <http://www.eia.gov/petroleum/data.cfm>

<sup>14</sup> A téli fűtési, illetve a nyári vezetési szezon ugyan kimutatható mintázatot eredményez a keresletben, ugyanakkor az erőforrás tárolhatósága, valamint a finomítói karbantartások kereslethez való igazítása (a karbantartást a legkisebb kereslettel jellemezhető hónapokra időzítik) azzal a következménnyel jár, hogy az árban már nem lehet fel ehhez hasonló szezonális faktor.

ban hasonló nagyságrendűek voltak, addig a reálgazdasági változók esetében átlagosan gyorsabb norvég bővülési ütemeket és ezzel együtt magasabb szórást figyelhetünk meg.

1. táblázat

*Az elemzéshez használt változók rendelkezésre állása (felbontás, idősor terjedelme)*

Változó	Terjedelelem	
	havi	negyedéves
	bontás szerint	
GDP	–	1970Q1–2015Q2
Ipari termelés	1970M1–2015M2	–
Infláció	1970M1–2015M3	–
Olajár (nominális)	1970M1–2015M3	–
Olajár (reál)	1970M1–2015M8	1970Q1–2015Q2
Reál aktivitási index	1970M1–2015M1	1970Q1–2014Q4

2. táblázat

*Svédország és Norvégia makrogazdasági mutatóinak leíró statisztikái*

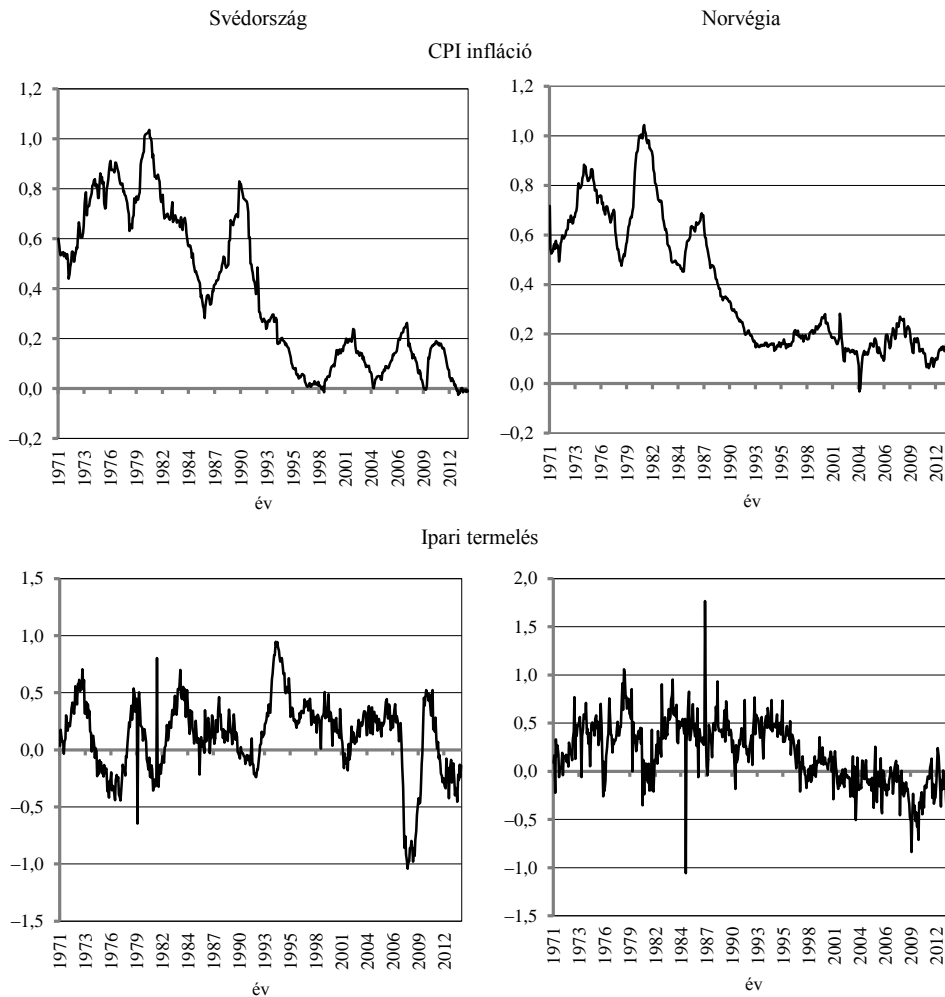
Mutató	Ipari termelés		CPI infláció		GDP	
	Svédország	Norvégia	Svédország	Norvégia	Svédország	Norvégia
Átlag (százalék)	0,11	0,19	0,38	0,39	0,53	0,73
Szórás (százalék)	2,43	4,14	0,51	0,45	1,17	1,23
Relatív szórás	21,2	21,9	1,3	1,2	2,2	1,7
Minimum (százalék)	–25,85	–39,10	–1,42	–1,35	–4,80	–2,60
Maximum (százalék)	25,37	34,23	2,89	4,97	3,80	4,00

*Forrás.* Saját szerkesztés.

A változók mozgó átlagainak időbeli alakulását a 3. ábrán találjuk. A CPI és az ipari termelés esetében a vízszintes tengelyen hónapok, míg a GDP-nél negyedévek szerepelnek. Minden esetben a változók havi/negyedéves százalékos növekményeinek az adott időszakra (vízszintes tengelyen szereplő hónapra vagy negyedévre), illetve a megelőző és a következő 1-1 évre (+/- 12 hónapra, valamint +/- 4 negyedévre) vonatkozó értékeinek átlaga szerepel. A mozgó átlag használatának előnye, hogy az idősorok simításával lehetővé teszi a makrogazdasági trendek egyszerűbb

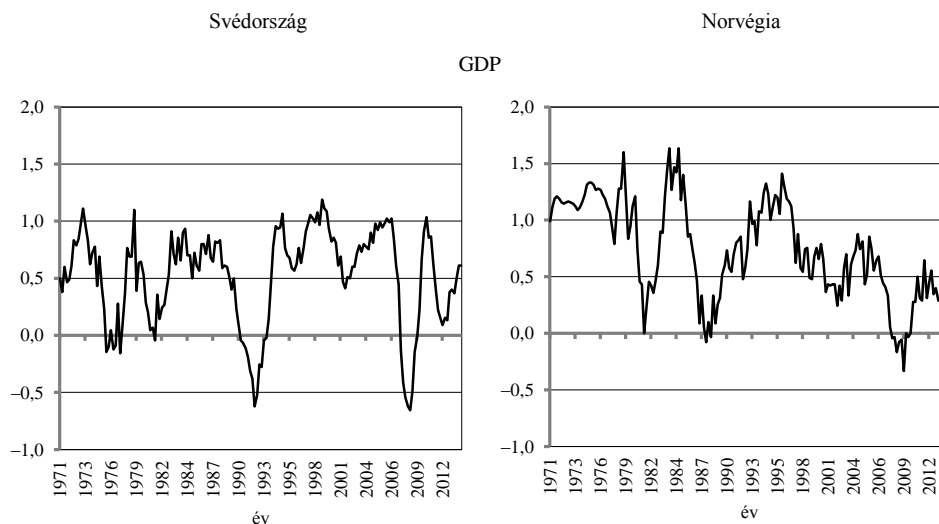
vizsgálatát, a zajkomponens kiszűrését. Az eredményekből látható, hogy az 1980-as évek során a két skandináv gazdaságra is jellemző volt az infláció meredek süllyedése, ráadásul az időzítés és a nagyságrend is hasonlóan alakult. A reálgazdasági változóknál az figyelhető meg, hogy nagyjából az 1990-es évek közepéig a norvég mutató a svéd fölött mozgott, onnantól azonban megfordult a reláció és a svéd növekedési ütemek valamivel meghaladták a norvégot. Megjegyzendő azonban, hogy utóbbi ellenállóbbnak bizonyult a 2008–2009-es válságévek során, a szomszédos gazdasággal szemben csak mérsékelt lassulás/visszaesés jellemezte.

3. ábra. A svéd és norvég makrogazdasági változók időbeli alakulása (mozgó átlagok) (százalék)



(Az ábra folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)



Megjegyzés. CPI és reál ipari termelés havi, illetve a reál GDP negyedéves százalékos változásainak mozgó átlagai (vizsgált időszak  $\pm 1$  év).

#### 4. Eredmények

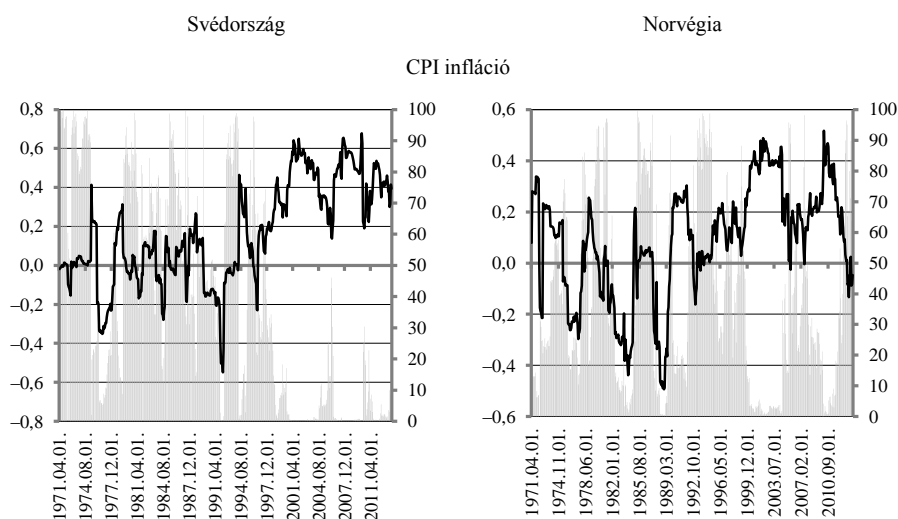
A svéd és norvég makrogazdasági változók olajjával való együttmozgását előbb egy standard eljárással, a korreláció időbeli alakulásának ábrázolásával vizsgáljuk. E megközelítés célja kettős. Egyrészt némi betekintést nyújt az idősorok közötti kapcsolat dinamikájába, másrészt viszonyítási alapként szolgál a wavelet transzformáción alapuló modellek outputjaihoz. A 4. ábrán hat különböző grafikont találunk, az első oszlopban a Svédországra, a másodikban a Norvégiára vonatkozó eredményekkel. Az első sorban a hó/hó alapú CPI infláció és a nominális olajár (szintén százalékban megadott) havi változása közötti korreláció időbeli alakulása szerepel. A korreláció mindig 31 hónap adataiból számolódik, mégpedig úgy, hogy a vízszintes tengelyen szereplő dátum  $\pm 15$  hónap jelenti a mintát. Hasonló elven áll elő az ipari termelés és a reál olajár havi (százalékos) változásai közötti korreláció az ábra második sorában, míg a legalsó részben a GDP és a reál olajár negyedéves változásaiból készült, minden esetben 31 (dátum  $\pm 15$ ) negyedéves minta felhasználásával. Az ábrákon szürke oszlopdiagram mutatja a korrelációkhoz tartozó kétoldali  $t$ -próbák  $p$ -értékei.

Az eredményekből kiderül, hogy mindkét országban a 2000-es években vált szignifikánssá a nominális olajár és az infláció közötti – egyébként pozitív – korreláció,



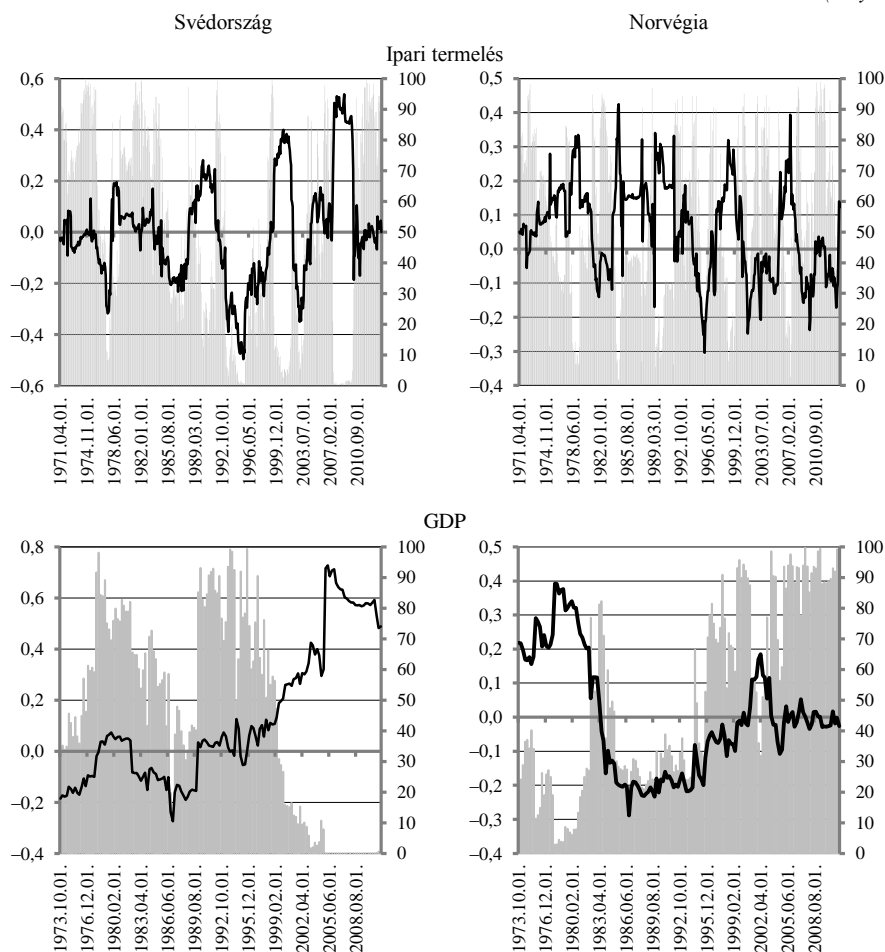
és Svédországban valamivel erősebbnek tűnik a változás. Ezt megelőzően legfeljebb egy-egy rövid periódusban lehetett némi együttmozgást találni. Az ipari termelés és a reál olajár között már nehezebb bármiféle összefüggésre, illetve annak változására lelni, maximum Svédországban lehetett rövid ideig szignifikáns a kapcsolat. Érdekes ugyanakkor, hogy míg az 1990-es évek első felében negatív, addig az ezredforduló és a globális pénzügyi válság táján pozitív korrelációról beszélhetünk. Ezzel szemben a GDP és a reál olajár kapcsolatában egyértelmű, de ellentétes irányú, tulajdonképp az előzetes várakozásoknak is ellentmondó dinamikákat figyelhetünk meg. Míg Svédországban a 2000-es években szinte végig, addig Norvégiában legfeljebb az 1970-es években volt szignifikáns a két változó közötti együttmozgás, a korreláció mindkét esetben a pozitív tartományokban mozgott. Utóbbinál lehet érvelni a létrehozott nyugdíjalap kiegyensúlyozó szerepével, ami az utolsó 30–35 évben képes volt az olajárban bekövetkező mozgásoktól függetleníteni a reálgazdasági változókat, ám Svédországban az intuíció alapján negatív, de folyamatosan gyengülő kapcsolatot kellene megfigyelnünk. Ugyanakkor a gazdasági növekedés szempontjából az olajár csupán egyetlen faktor a sok közül, így könnyen előfordulhat, hogy a kimutatott kapcsolat nem valós, és csak véletlen egybeesésről van szó, vagy ami még valószínűbb, a világgazdasági konjunktúra határozta meg mindkét tényező mozgását. Míg a válság előtti években az ázsiai gazdaságok fűtötte globális növekedés élénkítette a svéd exporttermékek iránti keresletet, addig a pénzügyi lefagyás visszavetette az ezek iránt jelentkező igényt. Ez is arra utal, hogy érdemes a sima korrelációs elemzésnél mélyebbre ásni, és részletesebben vizsgálni a változók együttmozgását.

4. ábra. Korrelációs mutatók időbeli alakulása és a kétoldali  $t$ -próbaéhoz tartozó  $p$ -értékek



(Az ábra folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

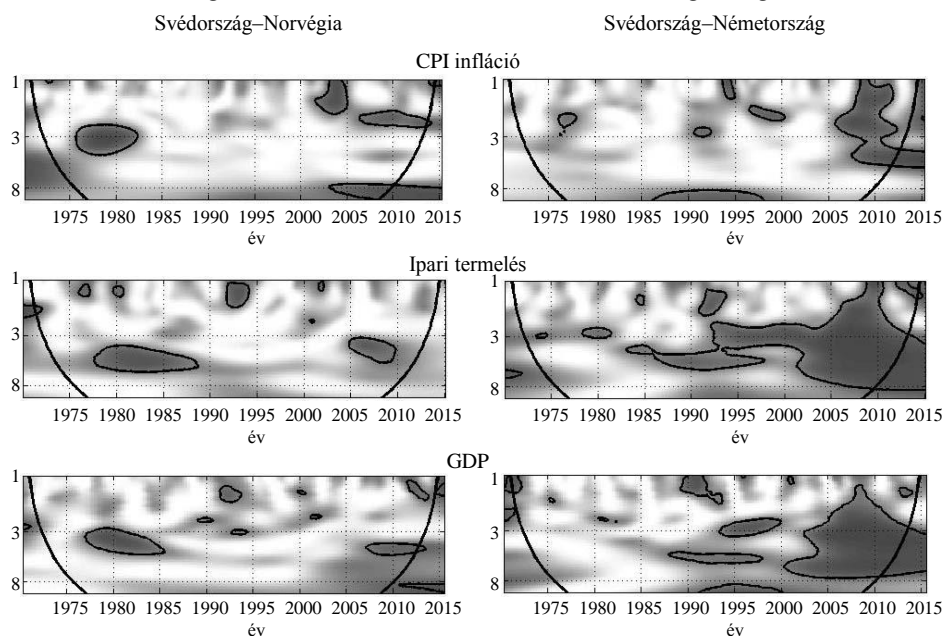


*Megjegyzés.* Fekete vonal jelöli a korrelációt (bal tengely), szürke oszlop a  $p$ -értéket százalékban (jobb tengely). A korrelációk számítási módja a törzsszövegben található.

Az 5. ábrán a svéd és norvég, valamint a svéd és német CPI infláció, ipari termelés (mindkettő havi), illetve GDP-növekedés (negyedéves) közötti wavelet koherenciát találjuk. A világos színek gyenge, a sötétek erős koherenciát jelölnek a vizsgált országok sor szerinti makromutatói között. Az 5 százalékos szint használata mellett szignifikánsnak tekinthető koherenciával jellemzett dátum/frekvencia párok halmazát fekete vonal határolja. Ez alól kivételt jelentenek a grafikonok szélein található ívelt vonalak, melyek a végponti problémák által érintett területek elhatárolására szolgálnak. Az időszak elején a görbétől balra, a végén pedig attól jobbra található dátum/frekvencia párok esetén érdemes kellő fenntartással kezelni a kapott eredményeket.

Jól látható, hogy a svéd és a norvég gazdaság között 1980 környékén szignifikáns és – bár az ábráról ez közvetlenül nem olvasható le – pozitív együttmozgás volt megfigyelhető a 3–8 éves (infláció esetén inkább a 2,5–3,5 éves) frekvenciatartományban. Ez később eltűnt, és a válság körüli éveket leszámítva csak átmeneti jelleggel alakult ki szignifikáns koherencia. A két skandináv állam makromutatói tehát kevésbé mozognak együtt, függetlenül attól, hogy milyen frekvencián vizsgálódunk. Eközben Svédország európai integrációja miatt gazdasága egyre inkább az euró-zóna magországainak ciklusait követi. Az 5. ábráról egyértelműen leolvasható, hogy a német és a svéd GDP, valamint ipari termelés az alacsonyabb frekvenciákon (3–8 év) már az 1990-es években egyre szorosabb kapcsolatot mutatott, ami a 2000-es években további frekvenciatartományokra terjedt ki. A CPI infláció esetén is konvergencia figyelhető meg, igaz, itt csak a pénzügyi válság éveiben. Összességében azt mutatják az eredmények, hogy a svéd gazdasági ciklusok mára szinkronba kerültek a némettel, főleg az alacsonyabb frekvenciákon, míg a norvéggal való együttmozgás az 1980-as évek óta jórészt kimutathatatlan, csupán a 2000-es években erősödött némileg vissza. Kérdés, hogy Norvégia hogyan tudja magát ilyen szinten függetleníteni az európai folyamatoktól. Erre potenciális magyarázatként szolgálhat a bőséges olaj- és földgázvagyon jelenléte, illetve annak következetes felhasználása a gazdasági ciklusok kisimítására. Ennek tesztelésére az olajár és a makromutatók együttmozgását fogjuk megvizsgálni.

5. ábra. A svéd-norvég és a svéd-német wavelet koherenciák alakulása makrogazdasági változók esetén

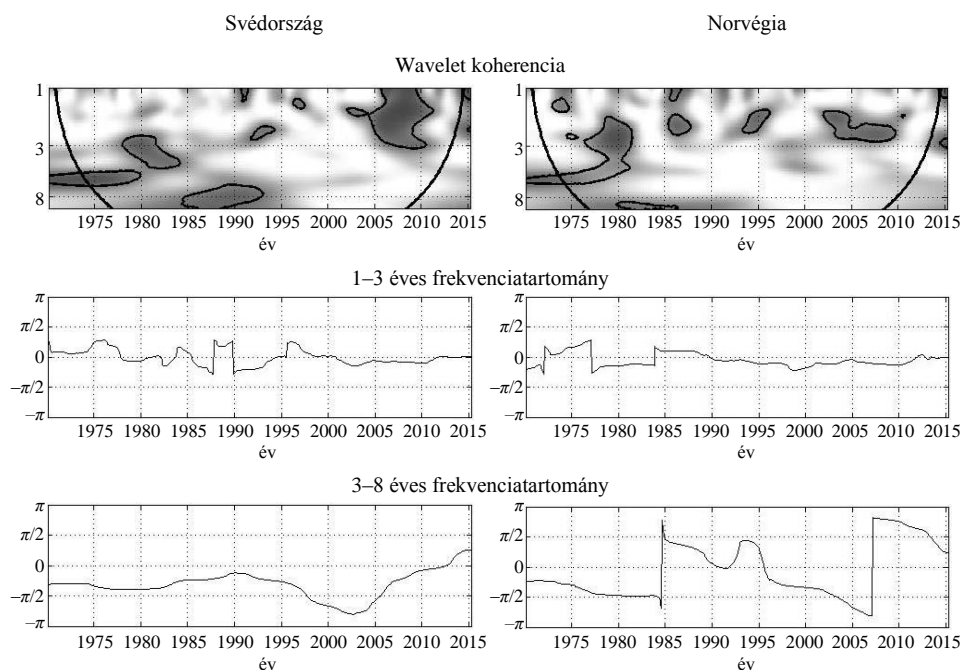


Forrás: Itt, valamint a 6–11. ábráknál saját számítás.

## 4.1. Infláció

A nominális olajár és CPI infláció közötti wavelet koherenciát, valamint az ehhez tartozó fáziskülönbségeket mutatja a 6. ábra.<sup>15</sup>

6. ábra. A havi CPI infláció és a nominális olajár havi százalékos változásai közötti wavelet koherenciák és fáziskülönbségek alakulása



A könnyebb értelmezhetőség kedvéért a fáziskülönbségeket az 1–3, illetve a 3–8 éves frekvenciatartományokon kiátlagoltuk. Az 1990-es évek kezdetéig Svédországban jellemzően az üzleti ciklusok (3–8 év) szintjén találunk szignifikáns koherenciát, és a negatív, de a  $-\pi/2$ -nél nagyobb fáziskülönbségekből az is kiderül, hogy a nominális olajár változása megelőzte a CPI inflációét, azaz a nyersanyag árának az üzleti ciklusok tartományában bekövetkező emelkedését a pénzromlási ütem gyorsulása követte. Ezután egészen a 2000-es évek első feléig nincs kimutatható kapcsolat a két változó alakulása között, ám 2005-től ismét szignifikánssá válik a koherencia, ezúttal azonban a magasabb (1–3 éves) frekvenciatartományban. Itt is igaz, hogy a változók azonos irányba mozognak, mégpedig az olajár vezetésével. A 4. ábrán be-

<sup>15</sup> A korábbi jelölésekkel: az olajár mindig az  $y(t)$ , míg a makrogazdasági változó az  $x(t)$  időszornak felel meg.

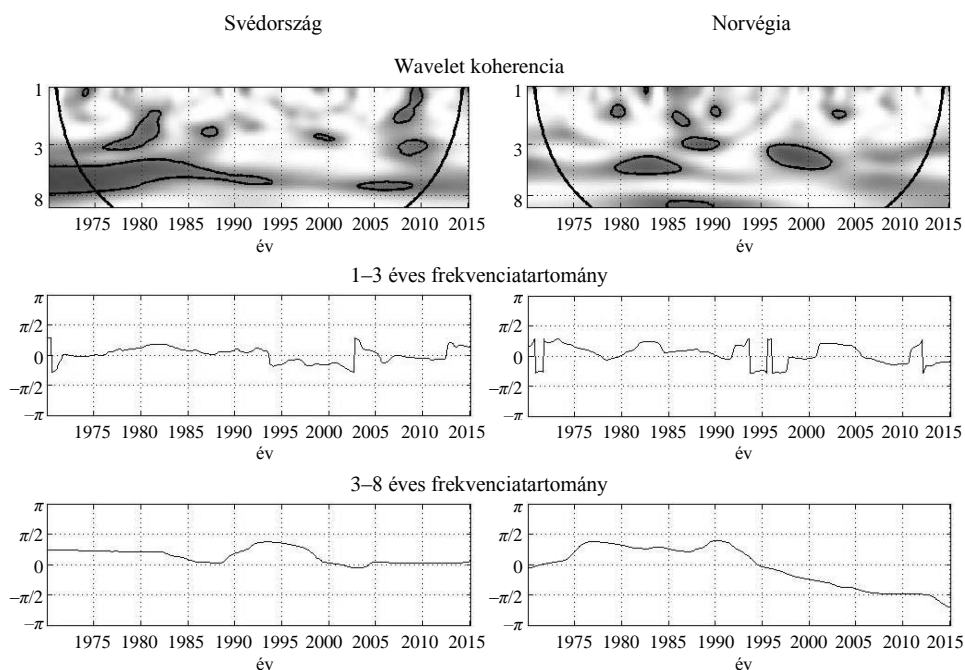
mutatott korrelációs elemzést tehát ki lehet egészíteni azzal, hogy a 2000-es években tapasztalt szinkronizáció a magas (1–3 éves) frekvenciatartományokban való összekapcsolódásnak köszönhető, és már jóval korábban is volt kapcsolat a két változó között, amit azonban az idősoros megközelítés aggregáló jellege elrejtett.

Norvégia esetén az 1970-es években a svédországinál valamivel szélesebb frekvenciasávban figyelhető meg szignifikáns wavelet koherencia, ugyanakkor ez hamar megszűnik, szomszédjával ellentétben nem tart ki az 1990-es évek elejéig. Bár az ezredfordulót követően újra felerősödik a kapcsolat, a változók együttmozgása már kevésbé kiterjedt. Összességében megállapítható, hogy a két országban az inflációs folyamatok és az olajár alakulása között időben sokat változott a koherencia nagysága és szignifikanciája, Norvégia esetén pedig megközelítőleg az 1980-as évek elejétől kezdve a svédországinál lazább volt a változók kapcsolata.

## 4.2. Ipari termelés

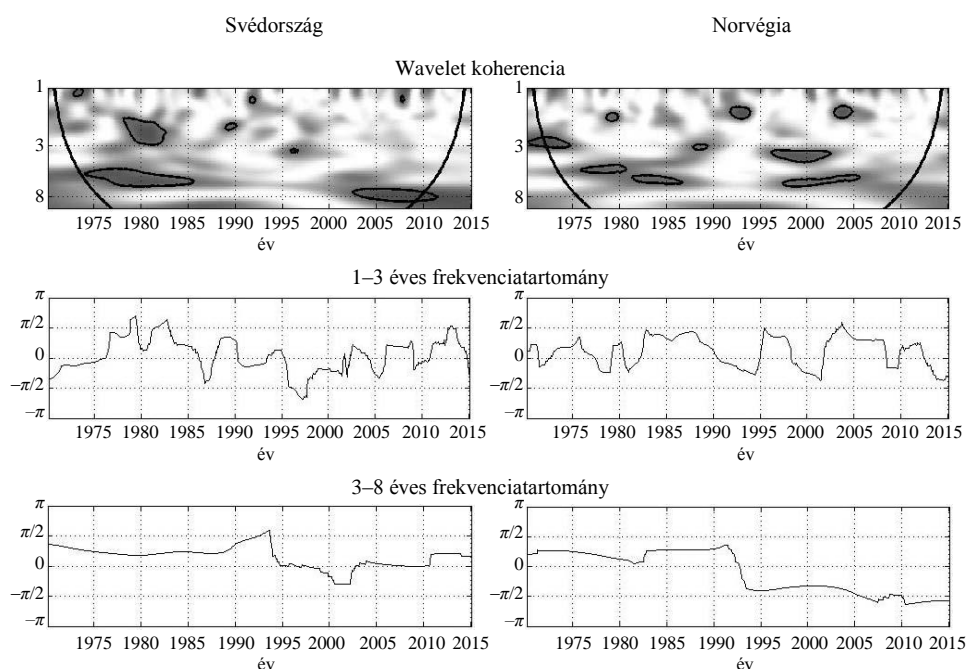
A kapcsolódó irodalom központi témái az 1970-es évtized két olajársokkjá, az azokat követő stagflációs időszakok, illetve a recesszió elmaradása a 2000-es évek nagy áremelkedése során. Az inflációs mutatókból már kiolvasható volt az együttmozgás gyengülése, azonban a reálgazdasági változók esetén ez a folyamat sokkal erősebben jelentkezik. A 7. ábrán a reál ipari termelés és a reál olajár havi változásai között fennálló wavelet koherenciák és fáziskülönbségek időbeli alakulása látható. Ezekből három fő megállapítást tehetünk. Egyrészt a svéd ipari teljesítmény az 1970-es és 1980-as években a norvégnál hosszabb ideig és szélesebb frekvenciatartományban kapcsolódott az olajárhoz (amit a 4. ábrán szereplő korrelációs megközelítés egyáltalán nem tudott visszaadni). Másrészt mindkét országban az olajár követte az outputot, ami összhangban van *Kilian* [2009] hipotézisével, mely szerint az elmúlt évtizedekben leginkább az aggregált keresleti sokkok felfutása fűtötte a nyersanyagárak emelkedését, azaz többnyire a gazdasági aktivitás változása okozza az olajár elmozdulását, nem pedig fordítva. Végezetül vegyük észre, hogy ezt követően Norvégiában már csak 1995 és 2005 között alakult ki szignifikáns koherencia, mégpedig az üzleti ciklusok tartományában, az olajár vezetésével. Úgy tűnik tehát, hogy a norvég gazdaság – sok más termelővel szemben – kellőképp függetleníteni tudta magát a reálár magas volatilitásától, és különösen a rövid távú kilengésekre maradt érzéketlen. Arról sem szabad azonban megfeledkezni, hogy a sima wavelet koherencia nem veszi figyelembe más változók – többek között a globális aktivitás – hatásait. Ezért a 7. ábrán látható eredmények robusztusságát parciális mutatókkal, a *Kilian* [2009] által képzett aktivitási index beemelésével vizsgáljuk, ezzel kiszűrve az olajár változásából azokat a részeket, amelyeket a nyersanyagok iránti aggregált kereslet alakulása magyaráz.

7. ábra. A reál ipari termelés és a reál olajár havi százalékos változásai közötti wavelet koherenciák és fáziskülönbségek alakulása



A 8. ábra szerint a nyersanyagpiaci folyamatok kiszűrése után az olajár már kevésbé van szinkronban a svéd ipari termeléssel. Az üzleti ciklusok szintjén 1975 és 1985 között jelentkezik szignifikáns wavelet koherencia, míg magasabb (1–3 éves) frekvencián az 1970-es és 1980-as évek fordulóján. Előbbinél végig az ipar vezet, ám utóbbinál rövid ideig előfordul, hogy olajárvezetés mellett ellentétes irányba mozognak a változók, azaz alacsony frekvenciákon a makrogazdasági folyamatok magyarázhatják az olajár alakulását, míg magas frekvenciákon az olajár növekedése – bizonyos esetekben – megelőzi a gazdasági teljesítmény visszaesését. Az is jól látható, hogy a globális aktivitás hatásainak kiszűrésével az 1–3 éves sávból eltűnt a pénzügyi válság idején korábban kimutatott szignifikáns koherencia. Ez megmagyarázza, hogy a 7. ábrán miért mozogtak azonos irányba az olajár vezetésével ezek a változók: mindkettőt a világgazdaság alakulása befolyásolta. Norvégia esetében is van némi eltérés a sima és a parciális eset között, de a fő következtetések nem változnak, továbbra is a 3–8 éves tartományban jellemző a szignifikáns koherencia, 1990 előtt az ipar, utána az olajár vezetése mellett.

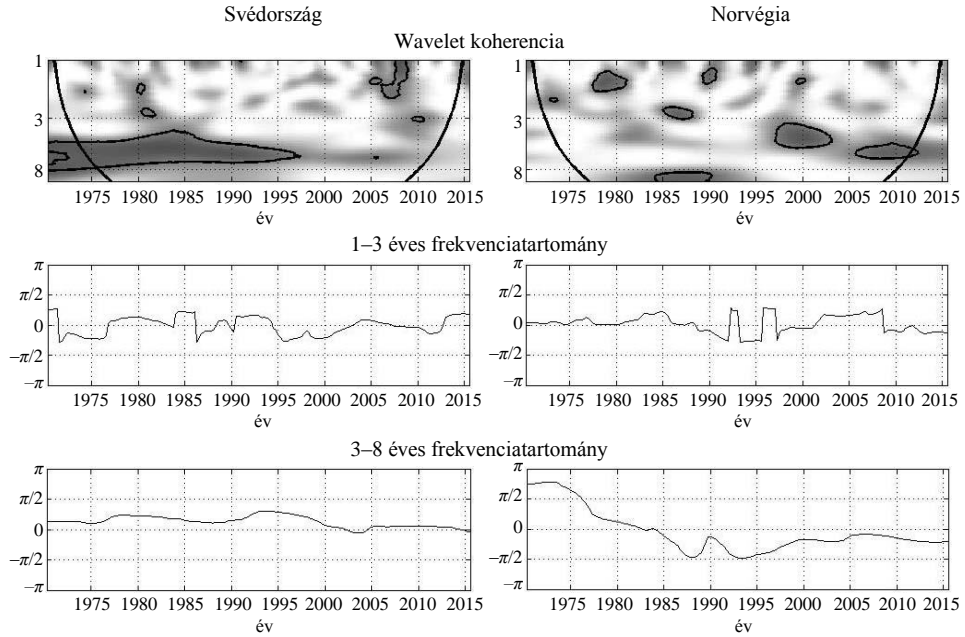
8. ábra. A reál ipari termelés és a reál olajár havi százalékos változásai közötti parciális wavelet koherenciák és parciális fáziskülönbségek alakulása, a globális reál aktivitás kiszűrése után



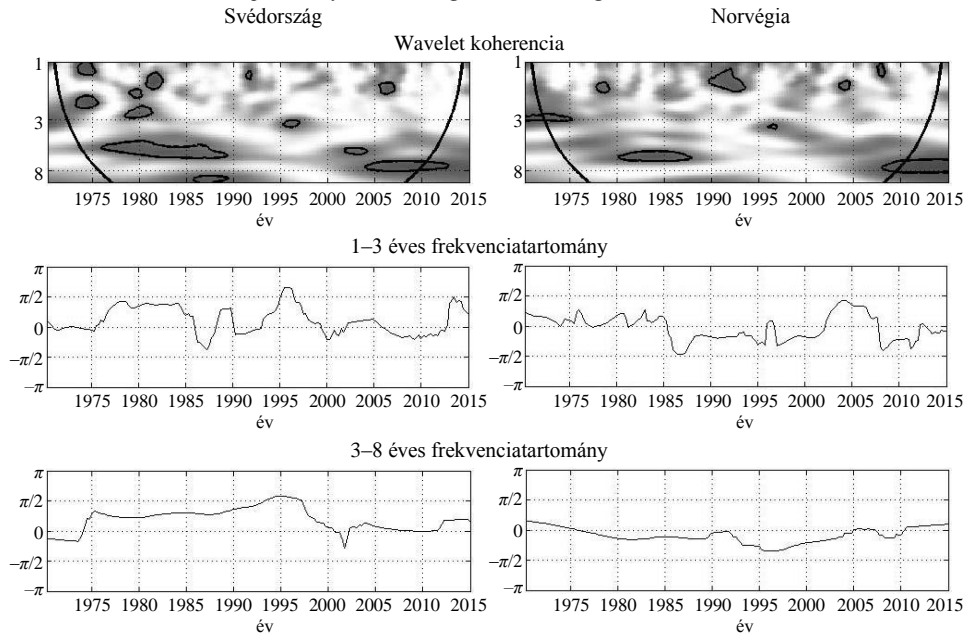
### 4.3. GDP

A GDP és a reál olajár mozgásának vizsgálata az ipari termelésnél kapott eredményhez hasonló konklúzióra vezet. (Lásd a 9. ábrát.) Svédországban az üzleti ciklusok tartományában az 1990-es évek közepéig figyelhető meg szignifikancia, végig a reálgazdasági változó vezető szerepe mellett. Magasabb frekvenciákon csupán átmenetileg, 2005 és 2009 között mutatható ki kapcsolat, itt azonban nem lehet egyértelműen meghatározni a vezető-követő (lead-lag) struktúrát. Ezzel szemben a norvég GDP és a reál olajár rövid távú kilengései inkább a mintaidőszak első felében voltak szinkronban a bruttó hazai termék vezetése mellett, míg 1995 után ez a 3–8 éves sávba tolódott, mégpedig olajár vezetéssel. Ugyanakkor ezek mind átmeneti periódusok voltak, az ábráról inkább az olvasható le, hogy a wavelet koherencia az esetek túlnyomó többségében elhanyagolható maradt, megerősítve a norvég gazdaság olajártól való függetlenségét. Megjegyzendő továbbá, hogy a 4. ábrán bemutatott korrelációs elemzés – nyilván a +/- 15 negyedéves ablak miatt – az üzleti ciklusok sávjában történő együttmozgást nem tudta megfelelően lekövetni, míg a rövid távú kilengéseket jól jelezte (a svédoknál időben erősödő, a norvégoknál gyengülő kapcsolatot mutatott).

9. ábra. A reál GDP és a reál olajár negyedéves százalékos változásai közötti wavelet koherenciák és fáziskülönbségek alakulása



10. ábra. A reál GDP és a reál olajár negyedéves százalékos változásai közötti parciális wavelet koherenciák és parciális fáziskülönbségek alakulása, a globális reál aktivitás kiszűrése után





A globális aktivitás hatásának kiszűrésével nyert parciális mutatók (lásd a 10. ábrát) Svédországnál szinte ugyanazt a mintázatot adják vissza, mint amit az ipari termelésnél is látunk, bár itt még 1980 környékén sem figyelhető meg ellentétes irányú mozgás. Az legfeljebb átmenetileg, 1995 után és a 3 éves tartományban jelentkezik, az olajár vezetése mellett. Norvégia esetében alig marad szignifikáns koherenciával jellemezhető dátum/frekvencia pár a nyersanyag piaci proxy kiszűrése után. Amikor igen, akkor a kapcsolat pozitív, és legtöbbször az olajár vezetésével. Összességében megállapítható, hogy az elmúlt évtizedekben mindkét vizsgált gazdaságban inkább gyengült, mintsem erősödött a reál olajár és a GDP mozgása közötti kapcsolat.

#### 4.4. Összegzés

A tanulmány elején feltett kutatási kérdésekre adott válaszokat a következőkben foglaljuk össze.

1. Gyakran előfordul, hogy a vizsgált makrogazdasági változók és az olajár közötti kapcsolat ugyanabban az időpontban, de különböző frekvenciákon eltérő erősséggel és/vagy előjellel írható le, ami indokolja az elemzés frekvenciatérre történő kiterjesztését.

2. A kapcsolat nemcsak a frekvenciák szerint, hanem időben is jelentősen változik, ami akár a gazdaságok megváltozott ellenálló képességéből (*Blanchard–Galí* [2007]), akár az árváltozást kiváltó tényezők különbözőségéből (*Kilian* [2009]) is adódhat.

3. A reálgazdasági változók tekintetében Svédországban inkább a kapcsolat gyengülése tapasztalható, míg Norvégiában nem lehet egyértelmű választ adni, úgy tűnik, hogy a mintaidőszak során végig képesek voltak többé-kevésbé sikeresen függetleníteni gazdasági teljesítményüket az olajszektor jövedelmétől. Az inflációs folyamatok esetében mindkét országban azt figyelhettük meg, hogy előbb az üzleti ciklusok szintjén, majd a 2000-es években az 1–3 éves frekvenciatartományban mutattak szignifikáns kapcsolatot a nominális olajár változásával.

4. Amennyiben kiszűrjük az olajár változásának azon részét, amit a világgazdasági konjunktúra alakulása magyaráz, a maradék tag már jóval gyengébb koherenciát mutat a reálgazdasági mutatókkal.

5. Az eredmények alapján úgy tűnik, hogy Norvégiában lazább a makrováltozók és az olajár kapcsolata, mint a nyersanyagot importáló Svédországban, és több exportőrrel szemben nem jellemzi az olajárak volatilitásának való erős kitettség.

## 5. Potenciális fejlesztési irányok

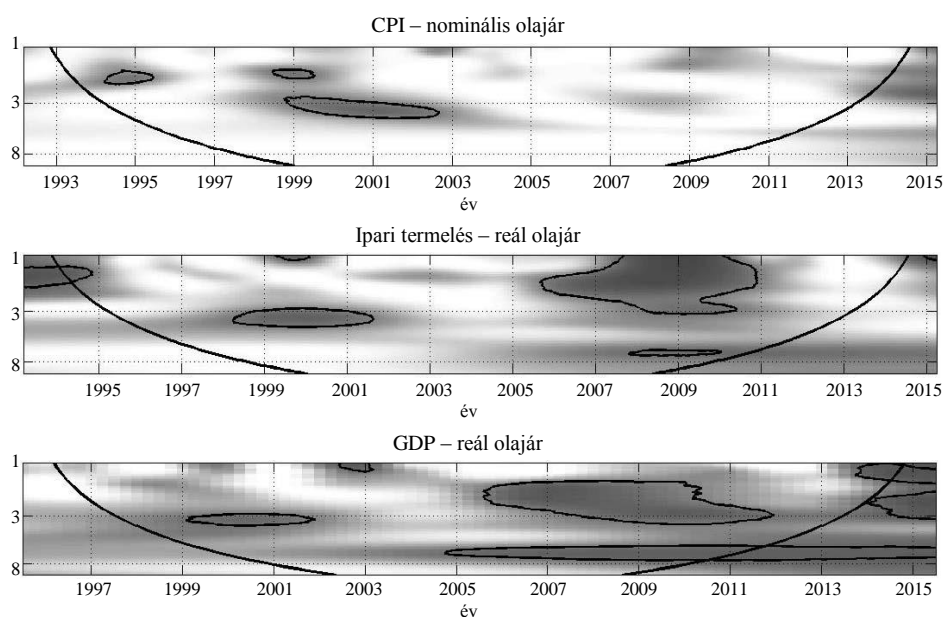
Jelen tanulmányban csupán az olajár és a makrogazdasági változók együttmozgásának folytonos wavelet transzformációk révén történő vizsgálatára szorítkoztunk, ok-okozati kapcsolatok feltárásához ennél mélyebb elemzésre van szükség. Az irodalomban jellemzően az olaj árát érő sokkok makrogazdasági hatásainak vizsgálata kerül a figyelem középpontjába, ugyanakkor nem egyértelmű, hogyan azonosítjuk magát a sokkváltozót. A legegyszerűbb megközelítés szerint ezt magából az árból közvetlenül becsülhetjük. A legtöbbet idézett módszerek az olajár feltételezett aszimmetrikus hatását is figyelembe veszik. *Mork* [1989] a nominális olajár százalékos változásának nullánál alulról cenzorált alakját használja, míg *Lee–Shawn–Ratti* [1995] a reál olajár változására felírt GARCH(1,1) modellből indulnak ki, és az abból becsült volatilitással korrigálják a *Mork*-féle megközelítést. *Hamilton* [2003] pedig a vizsgált negyedévre jellemző nominális olajárnak az utolsó 12 negyedév maximális áratól vett eltérését használja, szintén nullánál alulról cenzorálva.<sup>16</sup> Az utóbbi években ugyanakkor megkérdőjeleződött mind az aszimmetrikus hatás hipotézisének, mind a múltbeli áradatokból kiinduló identifikációs stratégiának a helyesége (*Kilian* [2014]). Számos tanulmány arra a következtetésre jutott, hogy az olajárát érő sokkok nem egyformák, és a makrogazdasági hatások iránya és volumene függ az árváltozás forrásától (*Kilian* [2009], *Bodenstein–Guerrieri–Kilian* [2012], *Baumeister–Peersman* [2013], *Bjornland–Thorsrud* [2014]). Az itt kapott eredményekből is az tűnik ki, hogy a változók közötti kapcsolat szorossága időben folyamatosan változott, amire magyarázat lehet az áremelkedést/csökkenést kiváltó tényezők különbözősége. Ennek ellenőrzésére a tanulmányban bemutatott eljárásokat a *Kilian* [2009] alapján azonosított sokkokra is elvégeztük. Az eredmények megerősítették a feltételezést: az olajár és a makrogazdasági mutatók kapcsolatának időbeli változása részben az áralakulás mögötti faktorok eltérő összetételére vezethető vissza, mivel nem mindegy, hogy a nyersanyag drágulása a kereslet növekedésének vagy a kínálat csökkenésének következménye.<sup>17</sup> Itt is igaz azonban, hogy a sokkok és a makrováltozók közötti wavelet koherencia nagysága instabil, azaz a sokkokkal való együttmozgás folyamatosan változott, idő és frekvenciatérben egyaránt. Ennek tükrében a későbbiek során érdemes lehet a sima árváltozás helyett a bemutatott módszerekkel definiált sokk idősorokkal elvégezni az elemzést, és összehasonlítani a különböző azonosítási stratégiák mellett kapott eredményeket.

<sup>16</sup> Utóbbi megoldás köszön vissza *Aguiar–Conraira–Soares* [2014] folytonos wavelet transzformációkra épülő kutatásában is, ahol egyik empirikus példájukban a főbb tőzszeindexek olajársokkokra való reakcióját vizsgálják.

<sup>17</sup> Sőt ennél is tovább lehet menni, mivel az aggregált (az összes nyersanyag iránti globális), illetve a specifikus (kifejezetten az olaj piacán jelentkező) keresleti sokkok is egymástól jól elkülöníthető mintázatot mutatnak.

Szintén ígéretes iránynak tűnik a kutatás kiterjesztése más országokra, főleg a norvég példa már többször említett egyedisége miatt. Ezt persze nehezíti, hogy a legtöbb nagy termelőről csak korlátozott mennyiségben és gyakran megkérdőjelezhető minőségben állnak rendelkezésre makrogazdasági adatsorok, mindenesetre néhány esetben már kellően hosszú idősorok is hozzáférhetők. Egy ilyen eset illusztrálására a 11. ábrán az Oroszországra vonatkozó wavelet koherenciákat jelenítjük meg. A példa jól mutatja, hogy nem minden olajexportőrre jellemző a Norvégiánál tapasztalt rezisztencia, az orosz reálgazdasági változók például 2005 után egyre erősebben követik a Brent reálárának mozgását (utóbbit az itt meg nem jelenített fáziskülönbségek-ből lehet leolvasni). A GDP esetén ez az összefüggés egészen a mintaidőszak végéig kitart.

11. ábra. A makrogazdasági változók és az olajár közötti wavelet koherencia alakulása Oroszország esetében



## 6. Összefoglalás

A folytonos wavelet transzformáció révén előálló wavelet koherencia és fáziskülönbség mutatók segítségével lehetővé válik a változók közötti kapcsolat idő és frekvenciatérben történő egyidejű elemzése. A tanulmány során e kvantitatív eljárást arra használtuk, hogy megvizsgáljuk a Brent olajtípus árának a svéd és norvég makrogaz-

dasági változókkal (CPI infláció, ipari termelés, GDP) való együttmozgását. A modellezési eredményekből kiderül, hogy a szokásos idősoros technikák mellé hasznos kiegészítést nyújt a frekvenciatartományokban végzett elemzés, új, az egyszerű korrelációs megközelítés által fel nem tárt összefüggések kinyerésére alkalmas. Konklúzióink szerint az elmúlt évtizedekben Norvégia sikeresen tudta függetleníteni reál-gazdasági teljesítményét az olajár kiszámíthatatlan ingadozásaitól, az idő/frekvencia párok túlnyomó többségében nem tapasztaltunk szignifikáns wavelet koherenciát (különösen akkor nem, amikor kiszűrtük a globális reál aktivitás torzító hatását). Ezzel szemben Svédországban szorosabb volt a változók kapcsolata, igaz, a parciális mutató itt is arra utal, hogy ez jelentős részben a mögöttes faktoroknak köszönhető, ráadásul időben egyre kevésbé volt érzékelhető. Az itt bemutatott elemzés hiányossága, hogy jelen formájában egyáltalán nem, vagy csak korlátozottan alkalmas ok-okozati kapcsolatok feltárására. Ahhoz az olajársokkok helyes identifikációja szükséges, ami a kutatás egy másik szakaszának célja.

## Irodalom

- AGUIAR-CONRARIA, L. – SOARES, M. J. [2011]: Oil and the macroeconomy: Using wavelets to analyze old issues. *Empirical Economics*. Vol. 40. Issue 3. pp. 645–655. <http://dx.doi.org/10.1007/s00181-010-0371-x>
- AGUIAR-CONRAIRA, L. – SOARES, M. J. [2014]: The continuous wavelet transform: Moving beyond uni- and bivariate analysis. *Journal of Economic Surveys*. Vol. 28. Issue 2. pp. 344–375. <http://dx.doi.org/10.1111/joes.12012>
- ALEISA, E. – DIBOGLU, S. [2004]: Oil prices, terms of trade shocks, and macroeconomic fluctuations in Saudi Arabia. *Contemporary Economic Policy*. Vol. 22. Issue 1. pp. 50–62.
- AREZKI, R. – BLANCHARD, O. [2014]: *Seven Questions about the Recent Oil Price Slump*. IMFdirect – The IMF Blog. <https://blog-imfdirect.imf.org/2014/12/22/seven-questions-about-the-recent-oil-price-slump/>
- BAUMEISTER, C. – PEERSMAN, G. [2013]: Time-varying effects of oil supply shocks on the US economy. *American Economic Journal: Macroeconomics*. Vol. 5. No. 4. pp. 1–28. <http://dx.doi.org/10.1257/mac.5.4.1>
- BAXTER, M. – KING, R. G. [1999]: Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic time series. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 81. No. 4. pp. 575–593. <http://dx.doi.org/10.1162/003465399558454>
- BENEDICTOW, A. – FJÆRTOFT, D. – LØFSNÆS, O. [2013]: Oil dependency of the Russian economy: An econometric analysis. *Economic Modelling*. Vol. 32. No. 1. pp. 400–428. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.016>
- BERKOWITZ, J. – KILIAN, L. [2000]: Recent developments in bootstrapping time series. *Econometric Reviews*. Vol. 19. Issue 1. pp. 1–48. <http://dx.doi.org/10.1080/07474930008800457>
- BJORNLAND, H. C. [2000]: The dynamic effects of aggregate demand, supply and oil price shocks – A comparative study. *The Manchester School*. Vol. 68. Issue 5. pp. 578–607. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-9957.00220>

- BJORNLAND, H. C. – THORSRUD, L. A. [2014]: What is the effect of an oil price decrease on the Norwegian economy? *Working Paper*. [http://home.bi.no/a0310125/BT\\_OilPrice\\_2014.pdf](http://home.bi.no/a0310125/BT_OilPrice_2014.pdf)
- BLANCHARD, O. J. – GALÍ, J. [2007]: The macroeconomic effects of oil price shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? *Social Science Research Network*. MIT Department of Economics Working Paper No. 07-21. pp. 373–421. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1008395>
- BODENSTEIN, M. – GUERRIERI, L. – KILIAN, L. [2012]: Monetary policy responses to oil price fluctuations. *IMF Economic Review*. Vol. 60. No. 4. pp. 470–504. <http://dx.doi.org/10.1057/imfer.2012.19>
- CHRISTIANO, L. J. – FITZGERALD, T. J. [2003]: The band pass filter. *International Economic Review*. Vol. 44. Issue 2. pp. 435–465. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00076>
- CROWLEY, P. – MAYES, D. [2008]: How fused is the euro area core? An evaluation of growth cycle co-movement and synchronization using wavelet analysis. *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*. Vol. 4. Issue 1. pp. 63–95. <http://dx.doi.org/10.1787/jbcma-v2008-art4-en>
- FOUFOULA-GEORGIU, E. – KUMAR, P. [1994]: Wavelet analysis in geophysics: An introduction. *Wavelet Analysis and Its Applications*. Vol. 4. pp. 1–43. <http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-08-052087-2.50007-4>
- GOUPILLAUD, P. – GROSSMAN, A. – MORLET, J. [1984]: Cycle-octave and related transforms in seismic signal analysis. *Geoexploration*. Vol. 23. Issue 1. pp. 85–102. [http://dx.doi.org/10.1016/0016-7142\(84\)90025-5](http://dx.doi.org/10.1016/0016-7142(84)90025-5)
- HAMILTON, J. D. [2003]: What is an oil shock? *Journal of Econometrics*. Vol. 113. Issue 2. pp. 363–398. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00207-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00207-5)
- HARRIS, F. J. [1978]: On the use of windows for harmonic analysis with the discrete Fourier transform. *Proceedings of the IEEE*. Vol. 66. Issue 1. pp. 51–83. <http://dx.doi.org/10.1109/PROC.1978.10837>
- HUDGINS, L. – FRIEHE, C. – MAYER, M. [1993]: Wavelet transforms and atmospheric turbulence. *Physics Review Letters*. Vol. 71. No. 20. pp. 3279–3282.
- JIMÉNEZ-RODRÍGUEZ, R. – SÁNCHEZ, M. [2005]: Oil price shocks and real GDP growth: Empirical evidence for some OECD countries. *Applied Economics*. Vol. 37. Issue 2. pp. 201–228. <http://dx.doi.org/10.1080/0003684042000281561>
- KILIAN, L. [2009]: Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*. Vol. 99. No. 3. pp. 1053–1069. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.99.3.1053>
- KILIAN, L. [2010]: Oil Price Shocks, Monetary Policy and Stagflation. In: Fry, R. – Jones, C. – Kent, C. (eds.): *Inflation in an Era of Relative Price Shocks*. RBA Annual Conference Volume. Reserve Bank of Australia. Wien.
- KILIAN, L. [2014]: Oil price shocks: Causes and consequences. *Annual Review of Resource Economics*. Vol. 6. No. 1. pp. 133–154. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-resource-083013-114701>
- LEE, K. – SHAWN, N. – RATTI, R. [1995]: Oil shocks and the macroeconomy: The role of price variability. *The Energy Journal*. Vol. 16. No. 4. pp. 39–56. <http://dx.doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol16-No4-2>
- LI, Z. – ZHAO, H. [2011]: Not all demand oil shocks are alike: Disentangling demand oil shocks in the crude oil market. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*. Vol. 4. Issue 1. pp. 28–44. <http://dx.doi.org/10.1108/17544401111106798>

- LOUNGANI, P. [1986]: Oil price shocks and the dispersion hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 68. No. 3. pp. 536–539. <http://dx.doi.org/10.2307/1926035>
- MENDOZA, O. – VERA, D. [2010]: The asymmetric effects of oil shocks on an oil-exporting economy. *Latin American Journal of Economics*. Vol. 47. No. 135. pp. 3–13. <http://dx.doi.org/10.4067/S0717-68212010000100001>
- MORK, K. A. [1989]: Oil and the macroeconomy when prices go up and down: An extension of Hamilton's results. *Journal of Political Economy*. Vol. 97. No. 3. pp. 740–744. <http://dx.doi.org/10.1086/261625>
- PEERSMAN, G. – STEVENS, A. [2010]: *Oil Demand and Supply Shocks: An Analysis in an Estimated DSGE-Model*. [http://www.qass.org.uk/2010-May\\_Brunel-conference/Stevens.pdf](http://www.qass.org.uk/2010-May_Brunel-conference/Stevens.pdf)
- PEERSMAN, G. – VAN ROBAYS, I. [2012]: Cross-country differences in the effects of oil shocks. *Energy Economics*. Vol. 34. Issue 5. pp. 1532–1547. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2011.11.010>
- RAMSEY, J. B. – LAMPART, C. [1998a]: Decomposition of economic relationships by time scale using wavelets. *Macroeconomic Dynamics*. Vol. 2. No. 1. pp. 49–71.
- RAMSEY, J. B. – LAMPART, C. [1998b]: The decomposition of economic relationships by time scale using wavelets: Expenditure and income. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*. Vol. 3. Issue 1. pp. 23–42. <http://dx.doi.org/10.2202/1558-3708.1039>
- RUA, A. [2010]: Measuring comovement in the time-frequency space. *Journal of Macroeconomics*. Vol. 32. Issue 2. pp. 685–691. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmacro.2009.12.005>
- RUA, A. [2012]: Wavelets in economics. *Banco de Portugal Economic Bulletin*. Vol. 18. No. 2. pp. 71–79.
- RUA, A. – NUNES, L. C. [2009]: International comovement of stock market returns: A wavelet analysis. *Journal of Empirical Finance*. Vol. 16. No. 4. pp. 632–639.
- RUA, A. – SILVA LOPES, A. [2014]: Cohesion within the euro area and the U. S.: A wavelet-based view. *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*. Issue 2. pp. 63–76. <http://dx.doi.org/10.1787/jbcma-2014-5js1j15792zp>

## Summary

In empirical macroeconomics, researchers usually work with time series methods. However, many studies confirm that the so-called frequency analysis can be also a useful tool in detecting underlying relationships that cannot be explored by standard techniques. The article presents the co-movement between the Swedish/Norwegian macroeconomic variables (consumer price index inflation, industrial production, GDP) and the nominal/real oil price in the time-frequency domain, using CWT (continuous wavelet transforms) and wavelet coherence. The results imply that the CWT method is a useful extension and enables economists to perceive formerly hidden relationships.