

INFLATION INERTIA IN TURKISH ECONOMY: DYNAMIC CONDITIONAL CORRELATION-GENERALIZED AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL HETEROSKEDASTICITY (DCC-GARCH) AND WAVELET ANALYSIS

DOI: 10.17261/Pressacademia.2020.1306

JEFA- V.7-ISS.4-2020(3)-p.324-337

Caner Ozdurak¹, Cengiz Karatas²

¹Yeditepe University, Department of Financial Economics, Atasehir, Istanbul, Turkey.

caner.ozdurak@yeditepe.edu.tr, ORCID: 0000-0003-0793-7480

²Yeditepe University, Department of Financial Economics, Atasehir, Istanbul, Turkey.

cengiz.karatas@yeditepe.edu.tr, ORCID: 0000-0001-7554-801X

Date Received: October 10, 2020

Date Accepted: December 10, 2020

To cite this document

Ozdurak, C., Karatas, C., (2020). Inflation inertia in Turkish economy: dynamic conditional correlation-generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (DCC-GARCH) and wavelet analysis. Journal of Economics, Finance and Accounting (JEFA), V.7(4), p.324-337.

Permanent link to this document: <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2020.1306>

Copyright: Published by PressAcademia and limited licensed re-use rights only.

ABSTRACT

Purpose - In this paper, aftermath of the FX shock experienced in August 2018, as a result of increasing production costs the evolution of inflation inertia is examined

Methodology - We examined the endogenous nature of inflation and the increase in producer prices after exchange rate changes and the effect of monetary policies on inflation by using impulse-response analysis for the short term and DCC-GARCH and wavelet analysis for the medium-long term

Findings- The dynamic conditional correlation coefficients between CPI-MS were not significant even at the 1% significance level (excluding ρ_2 in the CPI-MS model for the 2006-2020 June period) but ρ_2 were negative. It is observed that the persistence degree of short-term shocks is higher than the persistence degree of variances on the dynamic conditional correlation. Therefore, dynamic conditional correlation is less affected by past variances depending on time. Moreover, Wavelet coherence (WTC) figures show that the series have very high coherence areas in the post-currency shock period.

Conclusion- As we can see in the GARCH models, it would not be wrong to link this situation to the palliative and short-term monetary policies of the Central Bank. The WTC results are also in line with the Impulse-Response and VAR Analysis results, and especially in the August 2018-August 2020 period, CPI-PPI and CPI-Money Supply and that inflation is affected by PPI and money supply.

Keywords: inflation, DCC-GARCH, impulse-response, wavelet analysis, monetary policy

JEL Codes: E31, E52, C32

TÜRKİYE EKONOMİSİNDE ENFLASYON ATALETİ: DİNAMİK KOŞULLU KORELASYON-GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (DCC-GARCH) VE DALGACIK (WAVELET) ANALİZİ

ÖZET

Amaç – Türkiye ekonomisinde 2018 Ağustos ayında yaşanan kur şoku sonrası ve Covid-19 salgınının da etkisiyle üretim maliyetlerinin artması sonucu enflasyon ataletinin dönüşümü incelenmektedir.

Yöntem - Bu çalışmamızda enflasyonun endojen yapısını ve kurdaki geçişmeler sonrası üretici fiyatlarının artması ve uygulanan para politikalarının enflasyona etkisini kısa vadede için etki-tepki analizleri ile orta-uzun vade için ise DCC-GARCH ve dalgacık (wavelet) analizi yöntemlerini kullanarak irdeledik

Bulgular- TÜFE-MS arasındaki dinamik koşullu korelasyon katsayıları %1 anlamlılık düzeyinde (2006-2020 Haziran dönemi için TÜFE-MS modelindeki ρ_2 hariç) bile anlamlı bulunmamıştır fakat ρ_2 negatiftir. Dinamik koşullu korelasyon üzerinde kısa dönem şokların kalıcılık derecesi varyansların kalıcılık derecesine göre daha yüksek olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, dinamik koşullu korelasyon zamana bağlı olarak geçmiş varyanslardan daha az etkilenmektedir. Dalgacık uyumu (WTC) figürleri, kur şoku sonrası dönemde serilerin çok yüksek koherens alanlarına sahip olduğunu göstermektedir.

Sonuç- GARCH modellerinde de gördüğümüz gibi, Merkez Bankası'nın palyatif ve kısa vadeli para politikalarına bağlamamız çok da yanlış olmayacaktır, WTC sonuçları da Etki-Tepki ve VAR Analizi sonuçları ile uyumludur ve özellikle Ağustos 2018-Ağustos 2020 döneminde TÜFE-ÜFE ve TÜFE-ParaArzı'nın birlikte hareket ettiğini ve enflasyonun, ÜFE ve para arzından etkilendiğini ifade etmektedir.

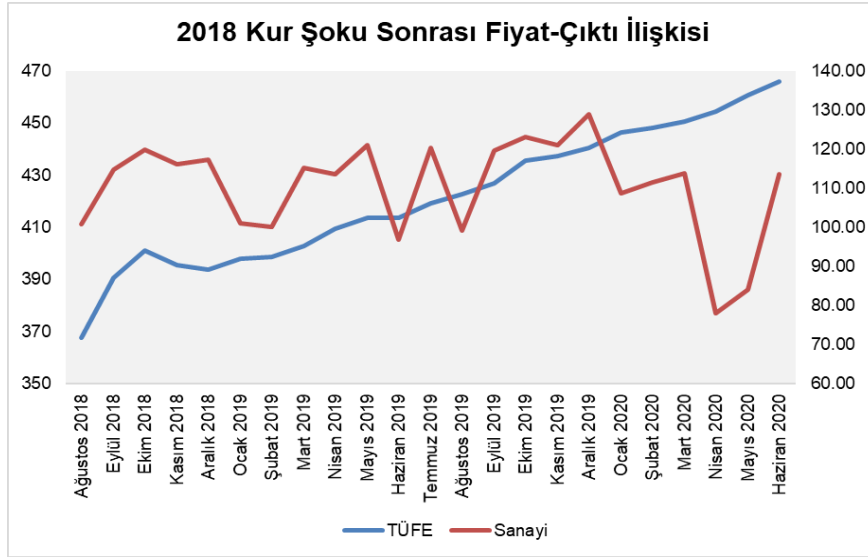
Anahtar Kelimeler: Enflasyon, DCC-GARCH, impulse-response, wavelet analizi, para politikası

JEL Kodları: E31, E52, C32

1. GİRİŞ

2018 Ağustos kur krizinde Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın tek seferde yüksek bir faiz artışı ile hamle yapmayarak zamana yaydığı ve palyatif önlemlerle yönetmeye çalıştığı süreç swap işlemleri gibi daha da karmaşık araçlarla yüzdürüldü. Sonuç olarak pandeminin de etkisiyle faizlerin de kamu bankalarının yarattığı ikincil kredi piyasaları ile yapay bir şekilde düşürülmesi sonucu taşıt, ihtiyaç, konut ve ticari kredi faizlerinin sürekli düşürülmesi tüketim odaklı bir ekonomik yapı oluşturdu. Son dönemlerde de Merkez Bankası net bir faiz artışı yapmak yerine gecelik faiz oranları ve karşılık oranlarıyla dolaylı ayarlar yaparak süreci yönetmeye çalışsa da ekonomide sürekli hale gelen bir durgunluk oluştu ve ekonomi sürdürülebilir üretim ve istihdam kabiliyetini kaybetme noktasına geldi (Figür 1).

Figür 1: Sanayi Üretim Endeksi ve TÜFE



Fisher'in değişim denkleminde hareket edersek ekonominin genel dengesini parasal ilişkileri de işine içine sokarak göstermiş oluruz. Bu kapsamda;

$$MV = PQ \quad [1]$$

Bu eşitlikte M para arzını, V paranın dolanım hızını (yani her bir para biriminin yıl içinde kaç kez el değiştirdiğini), P fiyatlar genel düzeyini, Q ekonomide üretilen mal ve hizmetleri gösterir. Odağımız enflasyon olduğu için denklemi P'yi yalnız bırakacak şekilde tekrar düzenlersek;

$$P = \frac{MV}{Q} \quad [2]$$

Klasik genel denge yaklaşımına göre ilerlersek emek piyasasının esnek nominal ücretler sayesinde daima dengede olduğunu savunabiliriz. Kısa vadede ülkedeki sermayesi stoku dışsal bir değişken olarak kabul edilirse üretim ve emeğin fiyatı olan reel ücretler piyasada belirlenir. Bu bağlamda söz konusu üretim dengesi aşağıdaki gibi tanımlanabilir;

$$PQ = F(K, L) \quad [3]$$

$$L^s = G\left(\frac{W}{P}\right) \quad [4]$$

$$L^d = H\left(\frac{W}{P}\right) \quad [5]$$

[3] numaralı denklem üretim fonksiyonudur. PQ toplam reel üretimi, L üretimde kullanılan emek miktarını, K ise üretimde kullanılan toplam sermaye miktarını gösterir. [4] numaralı denklem emek arzının (L^s) reel ücretlerle ($\frac{W}{P}$) pozitif bir ilişki içinde olduğunu [5] numaralı denklem de gösterir emek talebinin (L^d) reel ücretler negatif ilişki içinde olduğunu gösterir. Buna göre denklem [3]'ü denklem [4]'ü kullanarak tekrar yazarsak;

$$Q = \frac{F\left(K, G\left(\frac{W}{P}\right)\right)}{P} \quad [6]$$

Parasal dengeye baktığımızda ise aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır

$$\frac{M}{P} = h(r, Y) \quad [7]$$

Denklem [7]'de M para arzı ve talebini (dengede arz ve talep eşittirler), $h(r, Y)$ ise para talebinin faiz oranı (r) ile negatif, gelir düzeyiyle pozitif bir ilişkide olduğu gösterir. Denklem [7]'yi tekrar düzenlersek;

$$M = P * h(r, Y) \quad [8]$$

Denklem [2], [6], ve [8]' birleştirirsek denklem [9]'u elde ederiz

$$P = \frac{PV * h(r, Y)}{F\left(K, G\left(\frac{w}{p}\right)\right)} \quad [9]$$

Denklem [9]'u da tekrar düzenlersek;

$$P = \frac{PV^2(h(r, Y))}{F\left(K, G\left(\frac{w}{p}\right)\right)} \quad [10]$$

Q ile tanımladığımız toplam çıktıyı A toplam faktör verimliliği, L emek girdisi, K ise sermaye, α ve β ise emek ve sermayenin çıktı esnekliği olacak şekilde Cobb–Douglas üretim fonksiyonu ile tekrar tanımlar isek:

$$Q = AL^\alpha K^{1-\alpha} \quad [11]$$

Burada hareketle denklem [10]'u denklem [11]'i kullanarak tekrar dizayn edersek;

$$P = \frac{PV^2(h(r, Y))}{A\left(G\left(\frac{w}{p}\right)\right)^\alpha K^{1-\alpha}} \quad [12]$$

Sermayeyi de reel faizin bir fonksiyonu olarak $K = I\left(\frac{r}{p}\right)$ tanımlar ve denklem [12]'de yerine koyarsak:

$$P = \frac{PV^2(h(r, Y))}{A\left(G\left(\frac{w}{p}\right)\right)^\alpha \left(I\left(\frac{r}{p}\right)\right)^{1-\alpha}} \quad [13]$$

Son olarak Y'yi tüketim(C), kamu harcamaları(G), yatırım(I) ve net ihracat (X-M) cinsinden yazıp denklem [13]'ü tekrar düzenlersek nihai P eşitliğimize aşağıdaki şekilde ulaşırız;

$$P = \frac{PV^2(h(r, (C+I+G+(X-M))))}{A\left(G\left(\frac{w}{p}\right)\right)^\alpha \left(I\left(\frac{r}{p}\right)\right)^{1-\alpha}} \quad [14]$$

Denklem [14]'ten hareketle öncelikle fiyatlar genel düzeyinin endojen yapısını görmektediriz. Bununla birlikte faizin direk müdahale ile fiyatlar genel seviyesine lineer olmayan bir etkisi olduğu da görülebilirken faizlere yapılacak bir müdahalenin sermaye maliyeti üzerinden toplam çıktıya da etki edeceği açıktır.

Enflasyon ataleti, geçmiş döneme ait enflasyon, cari dönem enflasyonunun önemli bir parçasıdır. Enflasyonun gecikmeli değerleri ile temsil edilen enflasyon ataleti iki şekilde etkisini göstermektedir: Eğer geçmiş döneme ait enflasyon maliyetli olmuş ise, cari dönem enflasyonu daha düşük olabilmektedir. İkinci olarak enflasyonist beklentiler geçmişe yönelik ise, görece daha yüksek düzeyli geçmiş dönem enflasyonu dezenflasyon çabalarını daha maliyetli kılmakta, bu nedenle daha yüksek enflasyon düzeyi ile son bulmaktadır (Narayan vd., 2011:919; Cottarelli vd., 1998).

Merkez Bankasının politika faizini yapay bir şekilde düşürmesi, kamu bankaları vasıtası ile piyasa faizlerini indirmiş algısı yaratması, bir süre sonra bankalarda Türk lirası mevduat bulunamamasına neden olur. Bunun nedeni yapay bir şekilde düşük faizlere rağmen yüksek enflasyon ortamında reel getiri sağlayamayan mevduat sahibinin ya döviz mevduatına ya da altın gibi emtialara yatırım yapması olarak karşımıza çıkar.

Aynı şekilde döviz kurlarını serbest piyasa ekonomisinin mekanizmaları dışında baskıda tutulursa bir noktada rezervler tükenip kur yönetilemeye noktasına geldiğinde olumsuz etkisi yapay olumlu etkisinden çok daha fazla olmaktadır. Bu bağlamda 2018 ağustos sonrası piyasada enflasyonu düşürmek için öncelikle kura baskı yapılmaya çalışıldı. Zira kurlar arttıkça döviz fiyatlarına bağlı mal ve hizmetlerin fiyatı da ona göre artmaya başladı. Mal ve hizmet fiyatlarının artması önce üretici fiyatlarına ve daha sonra da biraz gecikmeli olarak tüketici fiyatlarına yansır.

Enflasyon ataleti oluştuğunda politika üretmek daha da zorlaşır. Ekonomide spekülasyon işlemler öne çıkar, üretimden kaçılır, işsizlik yükselir, gelir dağılımı bozulur. Dolayısıyla ekonomi bu işleyişten çok ciddi şekilde yara alır. Bugün (03.11.2020) itibari ile bu son cümlede bahsettiğimiz her unsuru tecrübe etmekteyiz.

Bu çalışmamızda enflasyonun endojen yapısını ve kurdaki geçişmeler sonrası üretici fiyatlarının artması ve uygulanan para politikalarının enflasyona etkisini kısa vadede için etki-tepki analizleri ile orta-uzun vade için ise DCC-GARCH ve dalgacık (wavelet) analizi yöntemlerini kullanarak irdeleneceğiz. Hem kullandığımız yöntemlerin çeşitliliği hem de Covid-19 dönemi etkisini de içeren güncel bir araştırma olması sebebiyle literatüre katkı sağlayacağını düşünüyoruz.

2. LİTERATÜR

Üretici fiyatlarının, döviz şokları ve kur geçişmeleri, para politikalarının enflasyona etkileri üzerine hem yerli hem yabancı kaynaklarda oldukça geniş bir literatür mevcut. Caporale vd (2002) Ocak 1976- Nisan 1999 dönemini içeren TEFE ve ÜFE verilerini kullanarak Toda Yamamoto Nedensellik Analizi ile G7 ülkelerini analiz etmiş ve Üfe'den Tüfe'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi elde edilmiştir. Dorestani ve Arjomand (2006) ABD'nin 1960-2005 dönemi için ÜFE-TEFE verilerini eş bütünleşme testleri ile araştırmış fakat ilişki bulamamışlardır. Akçay (2011) seçilmiş AB ülkeleri (İsveç, Fransa, Almanya, Finlandiya, Hollanda) için Ağustos 1995-Aralık 2007 dönemini içeren TEFE ve ÜFE verilerini kullanarak, Toda Yamamoto nedensellik analizi ile test etmiş ve Finlandiya ve Fransa'da Üfe'den Tüfe'ye doğru tek yönlü; Almanya'da çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilirken; Hollanda ve İsveç'te nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir

Saraç ve Karagöz (2010) 1994-2009 yıllarını içeren TEFE-ÜFE verilerini Eş Bütünleşme ve ARDL Sınır Testi kullanarak analiz ederek kısa ve uzun dönemde ÜFE'den TEFE'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi elde etmiştir. Abdioğlu ve Korkmaz (2012) 2003-2012 yıllarını içeren TEFE-ÜFE verilerini nedensellik analizleri ile test edip uzun dönemde değişkenler arası ilişki bulamamış, kısa dönemde değişkenler arası çift yönlü ilişki elde etmiştir.

Kasım 2000 ve Şubat 2001'de yaşanan krizlerin etkisiyle; net iç varlık uygulamasına devam edilememesi, yüksek reel faizin yanı sıra ilave risk primi verilmesinin gündeme gelmesi ve tüm bunların yanı sıra döviz cephesinde yaşanan olumsuzluklar nedeniyle bu döneme ilişkin enflasyon artış eğilimini sürdürmüştür (Karpaz-Çatalbaş, 2007). Türkiye için 2009:01-2018:12 dönemi enflasyon ile enflasyonu etkileyen makroekonomik faktörler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı üzerine yapılan analiz Türkiye'de enflasyon üzerinde etkili olan faktörün döviz kuru olduğunu göstermiştir (Demirgil, 2019). Türkiye'de uzun dönemde döviz kurundaki yüzde 1'lik artışın TÜFE cinsinden yurtiçi fiyatlarda yüzde 0.72 ve yüzde 0.91 oranı arasında artışa yol açtığı ve böylece döviz kurunun enflasyon üzerinde geçiş etkisinin anlamlı fakat 1'den küçük olduğu sonucuna varılmıştır (Altıntaş, 2014). 1980-2014 dönemi için Türkiye ekonomisi bakımından, enflasyon ve para arzı arasında uzun dönemde anlamlı ve pozitif bir ilişki bulunurken, enflasyon ve bütçe açığı arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır (Kaya ve Öz, 2016).

Para ve fiyatlar arasındaki nedensellik ilişkisi paradan fiyatlara doğrudur ve bu değişkenler arasında bir geri etkileşim (feedback) ilişkisi çift yönlüdür (İslatince, 2017). Grinsted ve arkadaşları (2004) iki zaman serisi için dalgacık analizine odaklanarak dalgacık uyumu (wavelet coherence-WTC) ve çapraz dalgacık dönüşümü (cross wavelet transform) uygulamalarını geliştirdiler. Tiwari (2012) çapraz dalgacık analizi ile Alman ekonomisindeki petrol fiyatları, endüstriyel üretim ve enflasyon ile Hindistan ekonomisindeki faiz oranları ve hisse fiyatları arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir.

3. YÖNTEM

Çalışmada öncelikle etki-tepki analizlerindeki sonuçlara göre ilgili değişkenlerin tepkilerine bakılarak GARCH modellerinin girdileri belirlenmiştir. Sonrasında ise iki farklı dönem için oluşturulan Dinamik Koşullu Korelasyon GARCH modelleri ile iki veriler arasındaki dinamik ilişkiye odaklanılmıştır. Son olarak da DCC-GARCH modelleri Dalgacık (Wavelet) analizleri ile sınanmıştır.

3.1 Etki-Tepki Analizleri

Çoğunlukla VAR modellerini iktisadi olarak yorumlamak zordur. Bu nedenle çoğu zaman VAR analizi yapılırken, model parametreleri için değil etki tepki fonksiyonu ve varyans araştırması için kullanılmaktadır. Etki tepki fonksiyonu VAR modelindeki endojen değişkenlerin hata terimindeki rassal şoklara karşı tepkisini ölçmektedir. Etki tepki fonksiyonunda hata teriminin verilen bir birimlik rassal şok karşısında endojen değişkenin tepkisini ölçmektedir.

3.2 GARCH Modelleri

Bu çalışmada, Bollerslev tarafından geliştirilmiş GARCH modelinden Standart GARCH (1, 1) formu varyans denklemi açıklayıcı değişkenlerle zenginleştirilerek kullanılmıştır. Buna göre GARCH modellerinde koşullu varyans aşağıdaki gibi modellenmektedir:

$$\varepsilon_t^2 \sim (0, h_t)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1}$$

3.3 Dinamik Koşullu Korelasyon GARCH Modelleri

DCC-GARCH modeli GARCH tipi modellerin koşullu varyans ve kovaryanslar grubunda yer almaktadır. Bu grup içinde yer alan modellerin temel özelliği kovaryans matrisinin, H_t , standart sapmalar, D_t ve korelasyon matrisi R_t olarak ayrıştırılabilmektedir. DCC-GARCH modelde hem D_t hem de R_t zamanla değişen yapıda kullanılmaktadır. Buna göre n tane varlığın "0" beklenen değerli ve H_t kovaryans matrisli getirilerini α_t ile ifade edersek DCC-GARCH model aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$r_t = \mu_t + \alpha_t$$

$$\alpha_t = H_t^{1/2} z_t$$

$$H_t = D_t R_t D_t$$

r_t : n tane varlığın t dönemine ait $1 \times n$ boyutlu logaritmik getiri vektörü,

α_t : $E[\alpha_t]=0$ ve $\text{Cov}[\alpha_t]=H_t$ olmak üzere $1 \times n$ boyutlu ortalama düzeltilmiş getiri vektörü,

μ_t : Koşullu r_t 'nin $1 \times n$ boyutlu beklenen değer vektörü,

H_t : t döneminde α_t 'nin $n \times n$ boyutlu koşullu varyans matrisi,

$H_t^{1/2}$: H_t 'den Cholesky ayrıştırması ile elde edilebilen koşullu varyans matrisi

D_t : t döneminde α_t 'nin koşullu standart sapma değerlerinin $n \times n$ boyutlu diyagonal matrisi,

R_t : α_t 'nin $n \times n$ boyutlu koşullu korelasyon matrisi

Z_t : $E[Z_t]=0$ ve $E[Z_t^T]$ olmak üzere, $n \times 1$ boyutlu bağımsız özdeş dağılıma sahip hatalar vektörü olarak tanımlanmaktadır.

DCC-GARCH modelinin dejavantajlarından biri zamana bağlı koşullu korelasyon matrisinin pozitif tanımlı olması gerekliliğidir. H_t kovaryans matrisi için pozitif tanımlı olma zorunluluğu bulunsa da DCC model parametreleri üzerine konan kolay kısıtlamalar ile bu koşul sağlanabilmektedir. Pozitif tanımlı olma koşulunun sağlandığından emin olabilmek için R_t korelasyon matrisinin pozitif tanımlı olması şarttır. D_t ise zaten tüm diyagonal elemanları pozitif tanımlı olduğundan pozitif olma gerekliliğini sağlamaktadır. Buna ek olarak da R_t korelasyon matrisi elemanlarının hepsinin 1'e eşit veya 1'den küçük olması gerekir. Buna göre:

$$R_t = \varrho_t^{*1} \varrho_t \varrho_t^{*1}$$

$$\varrho_t = (1 - \varrho_1 - \varrho_2) \bar{\varrho} + \varrho_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}^T + \varrho_2 \varrho_{t-1}$$

Olduğunda Q_t aşağıdaki gibi tahmin edilebilir;

$$\varrho_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \varepsilon_t^T$$

Koşulsuz varyansın pozitif tanımlı olma kısıtı için tek değişkenli GARCH modelde gerekli koşulların yanı sıra a ve b parametreleri aşağıdaki kısıtları sağlamalıdır;

$$\varrho_1 \geq 0, \varrho_2 \geq 0 \text{ ve } \varrho_1 + \varrho_2 < 1$$

3.4 Dalgacık (Wavelet) Analizi

Bu çalışmada dalgacık uyumu (wavelet coherence-WTC) TÜFE-ÜFE ve TÜFE-Para Arzı'nın korelasyonlarını anlamak için kullanılmıştır. Enflasyon, üretici fiyat endeksi, para arzı değişimlerinin wavelet analizleri yapılarak 2018 kur şoku sonrası dönemde enflasyon üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Analizimizde Grinsted vd (2004) tarafından iki zaman serisi için geliştirilen dalgacık paketi uygulanmıştır. Serilerin birlikte hareketlerini dalgacık uyumu ile ölçülmektedir. Uyumlu alanlar kırmızıdan maviye renklerle temsil edilir ve iki seri arasında yüksekte düşüğe doğru korelasyonu göstermektedirler. Faz açısı seriler arasındaki nedensel ilişkileri anlamada bir göstergedir. Figürlerde, serilerin birlikte hareketine bakmak için oklardan yararlanılmaktadır. Oklar bir zaman aralığı boyunca sağa hareket ederse, seriler aynı fazdadırlar, bu nedenle bu zaman aralığında birlikte hareket ederler. Oklar aşağıyı gösteriyorsa birinci seri ikinciye neden olmaktadır, yukarıyı gösterdiğinde ise ikinci seri birinci seriyi etkileyendir.

Sürekli Dalgacık Dönüşümü (continuous wavelet transform-CWT) zaman serisi tamamen ayrıştırılabilir ve sonra yeniden yapılandırılabilir. CWT, X(t) veri seti için bir bant geçiş eleği olarak çalışır ve katlamalı olarak tanımlanabilir;

$$W_x(\tau, s) = \frac{1}{\sqrt{s}} \sum_{t=1}^N x(t) \varphi^* \left(\frac{t-\tau}{s} \right), \quad (i)$$

Burada * karmaşık eşleniktir.

3.4.1. Dalgacık Uyumu (Wavelet Coherence – WTC)

Çapraz Dalgacık Dönüşümü CWT'lerden oluşur ve bu serilere frekans-zaman uzayında karşılıklı gücü ve tutarlı fazı ortaya çıkarır. Çapraz dalgacık dönüşümü aşağıdaki gibi tanımlanır;

$$\Psi_n^{XY}(s) = W_n^X(s) \cdot W_n^{Y*}(s). \quad (ii)$$

Burada, $W_n^X(s)$ ve W_n^Y , X ve Y nin CWT'leridir. W_n^{Y*} ; ise W_n^Y 'nin karmaşık eşleniğidir.

Dalgacık uyumunun (WTC) formülü ise şu şekildedir;

$$R_n^2(s) = \frac{|S(s^{-1} \Psi_n^{XY}(s))|^2}{S(s^{-1} |W_n^X(s)|^2) \cdot S(s^{-1} |W_n^Y(s)|^2)} \quad (iii)$$

Burada, s dalgacık skalası, S ise düzgünleştirme operatorüdür.

4. VERİ SETİ VE UYGULAMA SONUÇLARI

Veri setleri aylık frekansta 01.01.2006-30.06.2020 dönemini kapsamaktadır. Bununla birlikte modeller oluşturulurken 01.01.2006-31.08.2018 (Kur şoku öncesi) ve 01.01.2006-30.06.2020 (Kur şoku sonrası Covid-19'u da içeren dönem) olmak üzere iki alt döneme parçalanarak veri setleri ayrı ayrı incelenmiştir.

Tablo 1: Veri Seti Açıklaması

Seriler	Serilerin Açıklaması	Frekans	Kaynak
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi	Aylık	TÜİK
ÜFE	Üretici Fiyat Endeksi	Aylık	TÜİK
MS=Para arzı	M2 para arzı	Aylık	TCMB Evds
Sanayi	Sanayi Üretim Endeksi	Aylık	TCMB Evds
USDTRY	Dolar kuru	Aylık	TCMB Evds
RTÜFE	TÜFE Değişimi	Aylık	
RÜFE	ÜFE Değişimi	Aylık	
RMS	MS Değişimi	Aylık	
RSANAYİ	Sanayi Değişimi	Aylık	
RUSDTRY	USDTRY değişimi	Aylık	

Model oluşturulmadan önce değişkenlerin durağanlık testi için Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) kullanılmış, ardından etki tepki analizleri ve DCC-GARCH modellerinin girdileri belirlenmiş, verilerin tanımlayıcı istatistik bilgileri ise Tablo 2'te gösterilmiştir. Basıklık ve çarpıklık değerlerine baktığımızda Jarque-Bera değerlerinin de yükseklikleri de gösteriyor ki veriler normal dağılmamaktadır¹². ADF testi sonuçları ise bütün verilerin durağan olduğunu göstermektedir. Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistik değerleri Tablo 2' de belirtilmiştir.

¹ Verilerin dağılımının normal dağılım gösterip göstermediğini belirlemenin bir diğer yolu ortalama, mod ve medyan değerlerine bakmaktır. Normal dağılımda bu değerler çakışiktir. Bu istatistikler birbirine yaklaştığı ölçüde dağılım normal dağılıma yaklaşır. Birbirinden uzaklaştığı ölçüde dağılım çarpıklaşır.

² Normal dağılımı test etmenin bir diğer yolu da basıklık ve çarpıklık katsayılarına bakmaktır. Çarpıklık (skewness) katsayısı normal dağılımda 0'dır. Negatif çarpıklık katsayısı sağa çarpık dağılıma, pozitif çarpıklık katsayısı sola çarpık dağılıma işaret eder. Basıklık (kurtosis) katsayısı da normal dağılımda 3'tür. Pozitif basıklık katsayısı sivri dağılıma, negatif basıklık katsayısı ise basık bir dağılıma işaret eder.

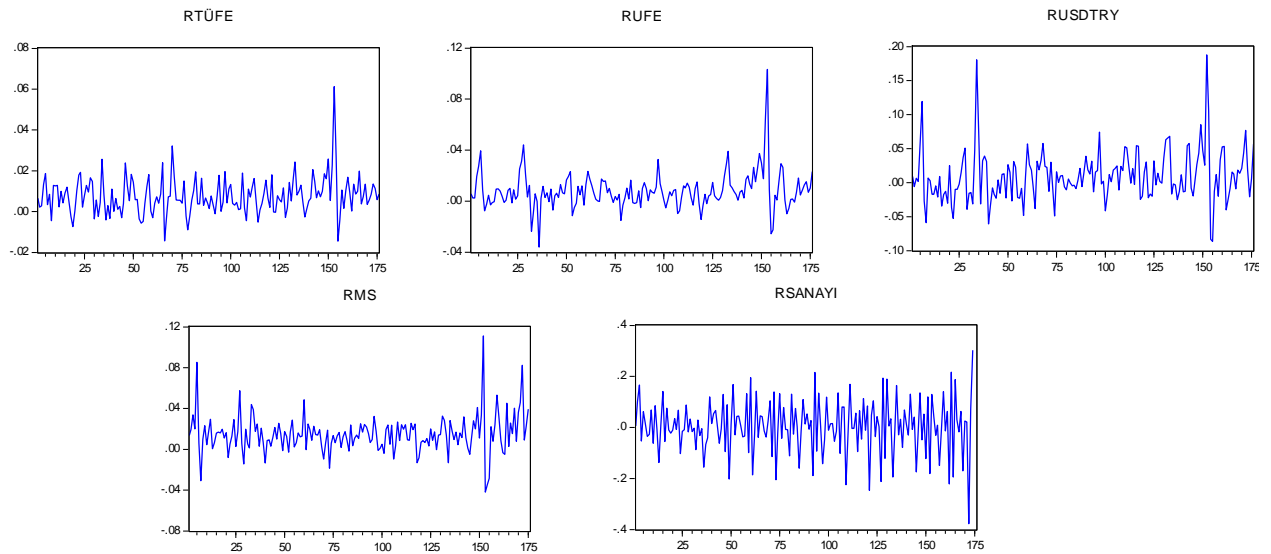
Tablo 2: Veri Tanımlayıcı İstatistikleri

	RTÜFE	RUFE	RUSDTRY	RSANAYI	RMS
Ortalama	0.0077	0.0079	0.0094	0.0047	0.0145
Medyan	0.0065	0.0063	0.0060	0.0028	0.0135
Maksimum	0.0611	0.1033	0.1880	0.3028	0.1111
Minimum	-0.0145	-0.0361	-0.0866	-0.3773	-0.0420
Std.Sap	0.0089	0.0142	0.0376	0.1040	0.0182
Çarpıklık (Skewness)	1.3360	2.0414	1.2510	-0.3737	1.1963
Basıklık (Kurtosis)	9.4766	15.1773	7.5383	3.7357	9.3668
Jarque-Bera	355.87	1195.93	194.70	7.97	335.38
Olasılık	0.00000	0.00000	0.00000	0.01856	0.00000
Gözlem Sayısı	174	174	174	174	174

Modellerimizde kullanılmak üzere aylık logaritmik değişimler r_t , aşağıdaki hesaplamaya ile türetilmiştir:

$$r_t = \frac{\ln(S_t)}{\ln(S_{t-1})}$$

Figür 2’de açıkça görüldüğü gibi 2018 ağustos ayında yaşanan kur şokundan sonra enflasyon, üretici fiyatları, dolar kuru ve para arzında ciddi volatilitelere gözlemlenmiştir.

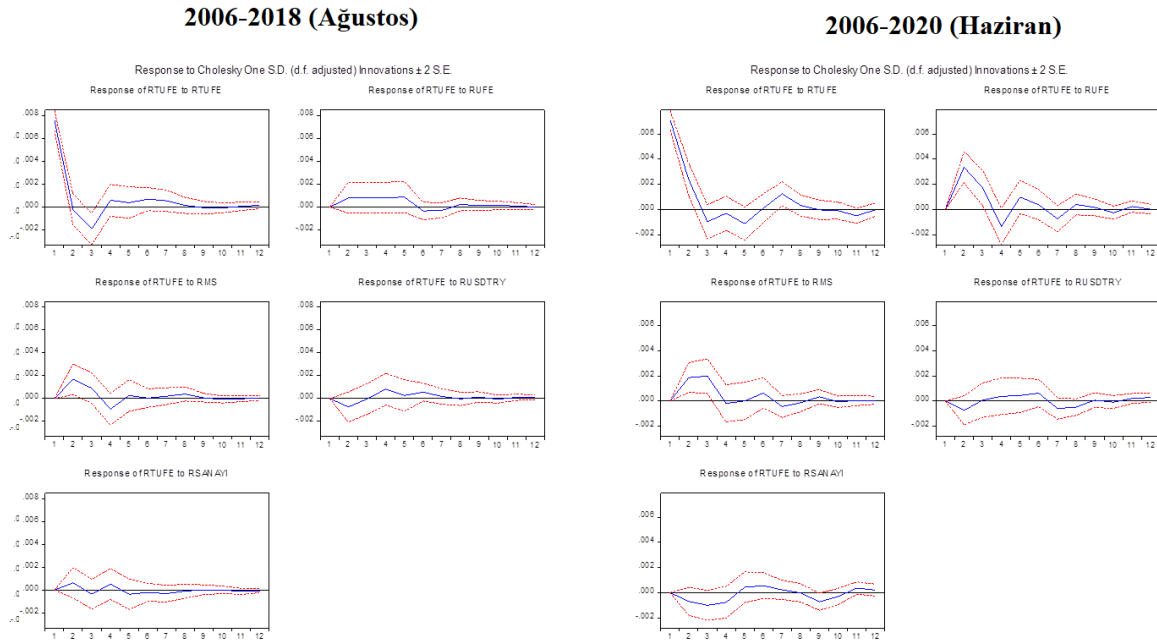
Figür 2: Enflasyon, Üretici Fiyatları, Petrol Fiyatları, Para arzı ve Döviz Kuru Değişimleri

Bu hususlardan yola çıkarak enflasyon, üretici fiyat endeksi, para arzı, petrol fiyatları ve döviz kuru değişimlerinin etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri yapılarak 2018 kur şoku sonrası dönemde enflasyon üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Etki-tepki fonksiyonları daha önce de bahsettiğimiz gibi VAR analizi ile bulunan ve rassal hata terimlerinden birindeki bir standart sapmalı şokun içsel değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değerlerine olan etkisini gösteren fonksiyonlardır.

Grafiklerdeki sürekli çizgiler modelin hata teriminde meydana gelen 1 standart sapmalı şoka karşılık içsel değişkenin zaman içinde verdiği tepkileri göstermektedir. Kesikli çizgiler ise ± 2 standart sapma için elde edilen güven aralıklarını ifade etmektedir. Bu bağlamda enflasyon için 12 dönemlik (aylık) 4 gecikmeli VAR modelinden elde edilen Etki Tepki Analizi sonuçları Figür 3’de sunulmaktadır. Değişkenler I(0) olarak bulduklarından VAR modeline düzey halleri ile dahil edilmişlerdir.

Etki tepki analizlerine göre, enflasyon oranı değişkeni endojen verilen bir birimlik standart şok karşısında yaklaşık bir çeyrek dönem istatistiki olarak anlamlı ve negatif yönde tepki vermektedir. Sonuçlar hem 2018 kur şoku öncesi hem de bütün veri setini kapsayan 2020 Haziran sonuna kadar olan iki dönem için de değişmez iken 2020 Haziran dönemine kadar olan veri setine göre 12 aylık dönem sonunda dengeye geldiğini söyleyebiliriz. Bu sonuçlar da 2018 kur şoku sonrası ve 2020 Haziran arasındaki dönemde enflasyonun, endojen şoklarından kalıcı bir şekilde etkilendiği sonucuna varmamıza neden oldu. Her iki dönem için enflasyonun para arzı, döviz kuru sanayi endeksi ve üretici fiyat endeksinde verilen şoklara benzer tepkiler verdiği görülürken etkilerin 12 aylık dönem sonunda dengeye gelmeye yaklaştığı gözlemlenmiştir.

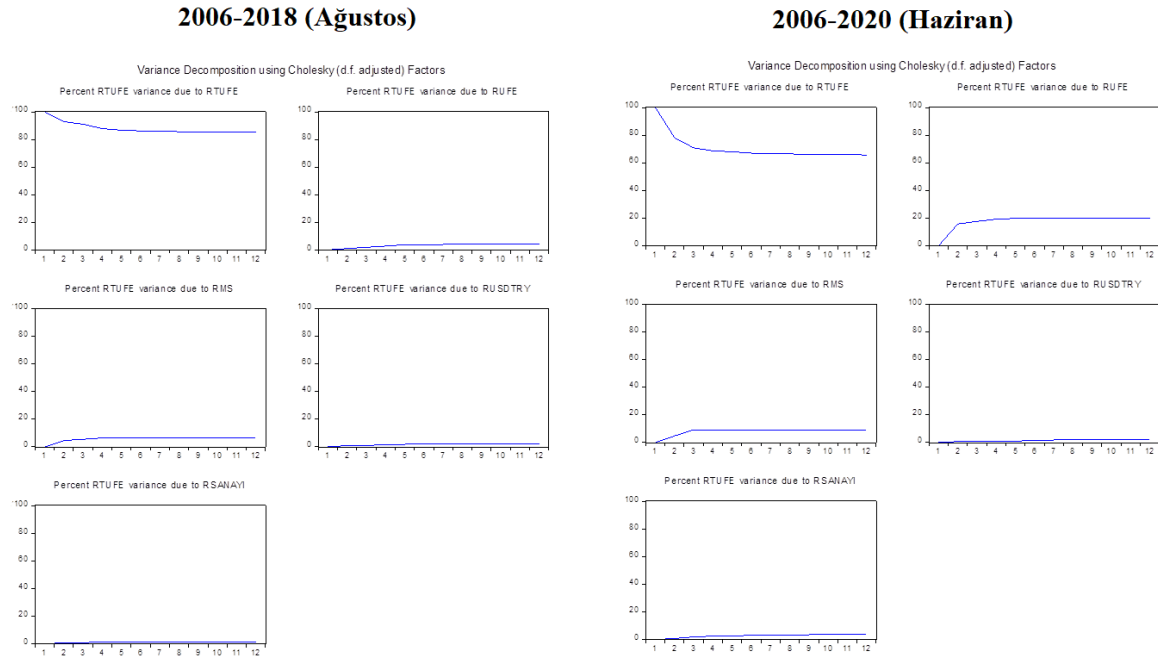
Figür 3: Etki-Tepki Analizleri



Bu noktada iki dönemin sonuçlarını birbirinden daha net bir şekilde ayırmamızı sağlayacak olan analiz Varyans ayrıştırma analizidir. Varyans ayrıştırma analizi sonuçlarına göre 2018 kur krizi öncesi enflasyonun kendi içsel şoklarından daha fazla etkilenirken 2018 ağustos sonrası dönemin de dahil edildiği Haziran 2020 sonuna kadar olan dönemde endojen şokların etkisi azalırken para arzı ve üretici fiyat endeksi etkisinin arttığı gözlemlenmiştir (Figür 4). Bu göre, 2018 Ağustos sonuna kadar olan dönemde TÜFE endojen şoklar, ÜFE, MS, USDTRY ve Sanayi'nin varyans ayrıştırma tablosundaki bir çeyrek (4 dönem) sonraki değerleri sırasıyla 87.86, 2.76, 6.42, 1.75 ve 1.18 iken bu değerler, 2020 Haziran sonuna kadar olan dönemde aynı sırayla 68.60, 19.16, 8.94, 0.82 ve 2.46 olarak değişmiştir. Bu bağlamda kur şokundan sonra ilk göze çarpan bulgu enflasyon varyansına endojen şokların etkisinin azaldığı, ÜFE, MS, USDTRY ve SANAYI'nin arttığı gözlemlenmiştir.

Swap işlemleri, kamu bankaları ile bir süre 6.85 seviyelerinde sabit tutulan kur seviyeleri, düşen sermaye yatırımları, artan işsizliğin yanında iş gücü piyasasından çekilen emek arzı, kurdaki atakların girdi maliyetlerini arttırması nedeniyle yerine koyma maliyetlerini de arttıracak olması kur geçişkenliğinin de habercisi niteliğindedir.

Figür 4: Varyans Ayrıştırma Analizleri



Bu bilgiler ışığında hem 2006-2018 Ağustos hem de 2006-2020 Haziran dönemleri için oluşturduğumuz GARCH modelleri Tablo 3'te gösterilmiştir. Para arzındaki artış, faiz oranları ve döviz kurlarındaki yükselme, fiyatlar genel seviyesindeki yükselmenin temel faktörleri arasında gösterilebilir. Bu bağlamda enflasyonla maliyet yönünden mücadelede döviz kurları ve faiz oranlarının düşük tutulması gerekmektedir. Enflasyonla talep yönünden mücadelede ise para arzının azaltılması ile ilgili politika önerileri getirilmektedir. Ancak fiyatlar genel seviyesindeki yükselme, döviz kurlarındaki yükselmenin ya da artan nominal bütçe açıkları yolu ile para arzındaki ve faiz oranlarındaki artışın da bir sebebi olarak gösterilebilmektedir. Buna karşın GARCH modellerinde kur şoku öncesinde enflasyon değişimi ile para arzı arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki yokken kur şoku sonrası da kapsayan modelde bu ilişki anlamlı fakat genel literatürün aksine negatif yönlü ve açıklanmaya muhtaçtır.

Covid-19 sürecinde para basılarak hazineye verilip gereken ödemeler yapılmıştır. Para piyasada kalmasın diye de basılan paranın bir kısmı döviz satılarak geri toplanmıştır. Bunu da döviz rezervlerindeki azalıştan görebiliyoruz. Paranın toplanma sebebi ise enflasyonu denetlemek ve faiz artışının önüne geçmek. Aksi takdirde Merkez Bankası faiz artırmak zorunda kalacak ve bu durum karar alıcılar tarafından desteklenmeyen bir olasılıktır³. Fakat gerek rezervlerdeki azalış gerekse Merkez Bankası'nın gösterge faizi arttırmama yönündeki kararları neticesinde döviz kuru hızla artarak maliyetlere yansımış bunun sonucu olarak da enflasyon yükselmiş ve para arzı ile enflasyon arasında bu ezber bozan ilişkiye neden olmuştur. Tüfe'nin 4. gecikmeye kadar yani bir çeyrek öncesine kadar modellere dahil edilmesi büyük ölçüde anlamlı olmaları enflasyon ataletinden de bahsetmemizi gerektiriyor. Enflasyon Ataleti, enflasyonu düşürmek için uygulanan politikalara karşın, iktisadi karar birimlerinin geçmiş dönem ki enflasyon beklentilerini sürdürmeleri nedeniyle, enflasyon oranının düşmeye karşı direnç göstermesi ve yapışkan hale gelmesidir. Kur şoku sonrası ÜFE, MS ve USDTRY'nin enflasyon varyanslarındaki etkisi artsa da enflasyon varyanslarındaki endojen yapı hala oldukça güçlü seyretmektedir. Para arzı GARCH modellerine göre ise yine enflasyondaki değişimin artması ile para arzındaki değişimin negatif yönlü olduğu görülmüştür. Burada da yukarıdaki hususların geçerli olduğunu belirtebiliriz. Son olarak maliyet ayağına baktığımızda ÜFE değişimlerinin kur geçişkenliğinin de etkisiyle USDTRY değişimlerinden pozitif ve yine para arzındaki değişimlerden de pozitif yönde etkilendiğini görmekteyiz.

Burada GARCH modelleri ile açıklığa kavuşturulması gereken husus getiri denklemlerinden ziyade varyans modelleri yani volatilité davranışlarıdır. Her üç model için de kur şoku sonrası dönemde toplam haber etkisinin azaldığını görürken kısa vadeli

³ <http://www.mahfiogilmez.com/2020/04/covid-19-para-basm-ve-imfnin-yeni-imkan.html>

şokların volatilité üzerindeki etkilerinin arttığını görüyoruz. Bu durum yine kur geçişkenliği ve kısa vadeli para politikası uygulamalarının enflasyon, üretici maliyetleri ve para arzının volatiliteler üzerindeki baskın etkilerini ortaya çıkarıyor.

Tablo 3: GARCH Modelleri

	2006-2018 (Ağustos)											
	TÜFE				ÜFE				MS			
	Getiri Denklemi		Varyans Denklemi		Getiri Denklemi		Varyans Denklemi		Getiri Denklemi		Varyans Denklemi	
	katsayı	z-istatistiği	katsayı	z-istatistiği	katsayı	z-istatistiği	katsayı	z-istatistiği	katsayı	z-istatistiği	katsayı	z-istatistiği
C	0.0076	6.8836			0.0010	1.1753			0.0118	9.5526		
RMS	-0.0556	-1.1979			0.1909	13.6334						
RUSDTRY	0.0339	1.9604			0.3408	4.9839			0.2828	9.2462		
RTÜFE									-0.2554	-2.2136		
RTÜFE(-1)	0.1233	1.4223										
RTÜFE(-2)	-0.1858	-2.2314										
RTÜFE(-3)	0.1078	1.2783										
RTÜFE(-4)	-0.3498	-4.6593										
RUFE	0.3058	5.1167							0.0742	0.7576		
RUFE(-1)					0.3566	4.7524						
α_0			0.0000	0.8239			0.0000	1.7080			0.0000	1.8896
α_1			0.0741	1.2243			0.2792	2.1718			0.3436	1.9976
β_1			0.8513	6.9151			0.4971	2.0986			0.5782	5.4521

Gözlem Sayısı		152		152		152
R ²		0.3309		0.5323		0.3480
DW		2.0894		1.7272		2.0016

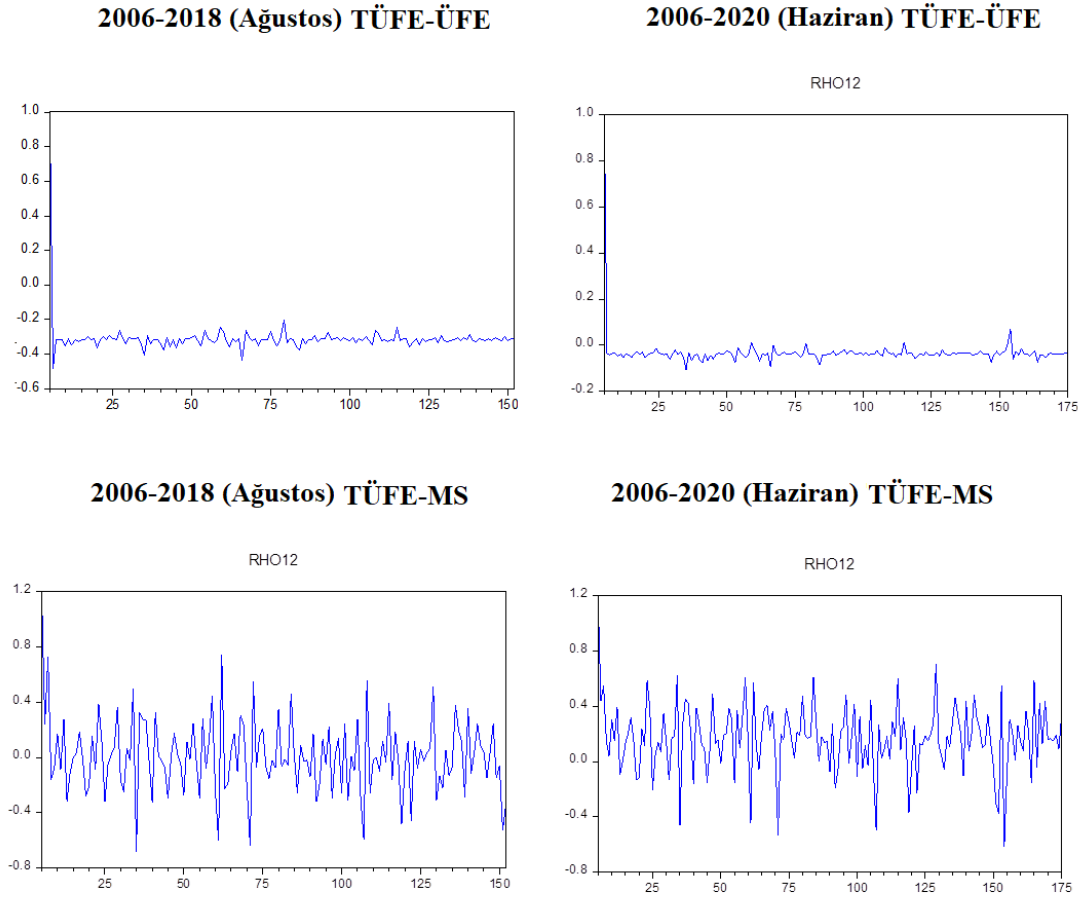
	2006-2020 (Haziran)											
	TÜFE				ÜFE				MS			
	Getiri Denklemi		Varyans Denklemi		Getiri Denklemi		Varyans Denklemi		Getiri Denklemi		Varyans Denklemi	
	katsayı	z-istatistiği	katsayı	z-istatistiği	katsayı	z-istatistiği	katsayı	z-istatistiği	katsayı	z-istatistiği	katsayı	z-istatistiği
C	0.0071	6.7885			0.0005	0.6964			0.0124	10.9341		
RMS	-0.0815	-2.1548										
RUSDTRY	0.0332	2.0123			0.1785	16.1690			0.2831	11.7408		
RTÜFE					0.3725	6.0844			-0.2540	-2.6309		
RTÜFE(-1)	0.2033	3.4271										
RTÜFE(-2)	-0.2280	-3.0301										
RTÜFE(-3)	0.1591	1.9115										
RTÜFE(-4)	-0.2530	-4.3096										
RUFE	0.3101	7.8016										
RUFE(-1)					0.3878	6.2870						
α_0			0.0000	0.9981			0.0000	3.5046			0.0000	1.7896
α_1			0.1121	1.7143			0.4646	3.0511			0.3767	3.3703
β_1			0.7656	5.0386			0.1927	1.2123			0.6112	8.4943

Gözlem Sayısı		174		176		175
R ²		0.4470		0.6333		0.3125
DW		2.0938		1.8662		2.0603

Son olarak, DCC-GARCH (1, 1) modeli daha önce de belirtildiği gibi iki getiri serisi arasında koşullu korelasyonun zamanla değiştiğini varsaymaktadır. Figür 5'te Enflasyon-Üretici Fiyat Endeksi ile Enflasyon-Para Arzı modelleri için DCC-GARCH grafikleri gösterilmiştir. Enflasyon ve Üretici Fiyat Endeksi DCC-GARCH modellerine baktığımızda döviz kuru şoku öncesi

dönemde dinamik koşullu korelasyon -0.3 ve 0.2 bandındayken kur şoku sonrası dönemi de içeren modelde CC -0.1 ve 0.1 bandında seyrediyor.

Figür 5: DCC-GARCH Modelleri



DCC-GARCH modelinden elde edilen sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir. Burada daha önce de belirttiğimiz gibi Q_1 ve Q_2 dinamik koşullu korelasyon katsayıları olarak bilinmektedir. DCC-GARCH modeli özelliklerine göre dinamik koşullu korelasyon katsayıları negatif olmamalı ve durağanlığın sağlanması için de toplamlarının birden küçük olması gerekmektedir. Eğer Q_2 1'e çok yakın bir değer alırsa o zaman süreç Sabit Korelasyon'a yakınsar. Dolayısıyla süreci dinamik yapan Q_1 kısmıdır. Fakat Francq ve Zakoian (2010)'a göre iki tür GARCH sürecinden bahsedebiliriz. Birinci duruma göre GARCH sürecindeki arch ve garch katsayıları negatif olsa bile istatistiki olarak anlamlı ise buna yarı-güçlü, eğer hem pozitif hem de istatistiki olarak anlamlı ise güçlü GARCH süreci olarak tanımlanır.

Q_1 dinamik koşullu korelasyon üzerindeki kısa vadeli şokların kalıcılık derecesini ifade ederken, $Q_1 + Q_2$, dinamik koşullu korelasyon üzerindeki uzun vadeli kalıcılık derecesini belirtmektedir. Her dört model içinde hesaplanan Q_1 ve Q_2 katsayıları görülmektedir. TÜFE-ÜFE arasındaki dinamik koşullu korelasyon katsayıları %10 anlamlılık düzeyinde bile anlamlı bulunmamıştır ve Q_2 negatiftir.

TÜFE-MS arasındaki dinamik koşullu korelasyon katsayıları %1 anlamlılık düzeyinde (2006-2020 Haziran dönemi için TÜFE-MS modelindeki Q_2 hariç) bile anlamlı bulunmamıştır fakat Q_2 negatiftir. Dinamik koşullu korelasyon üzerinde kısa dönem şokların kalıcılık derecesi varyansların kalıcılık derecesine göre daha yüksek olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, dinamik koşullu korelasyon zamana bağlı olarak geçmiş varyanslardan daha az etkilenmektedir. Bu durumu GARCH modellerinde de gördüğümüz gibi Merkez Bankası'nın palyatif ve kısa vadeli para politikalarına bağlamamız çok da yanlış olmayacaktır.

Tablo 4: DCC-GARCH Korelasyon Katsayıları

2006-2018 (Ağustos) TÜFE-ÜFE					2006-2020 (Haziran) TÜFE-ÜFE				
	Katsayı	z-istatistiği	Olasılık	AIC		Katsayı	z-istatistiği	Olasılık	AIC
ρ_1	0.0331	0.6218	0.5341	5.5789	ρ_1	0.0173	0.3809	0.7033	5.6758
ρ_2	-0.1217	-0.0437	0.9651		ρ_2	-0.0024	-0.0006	0.9995	
Gözlem Sayısı	148				Gözlem Sayısı	171			

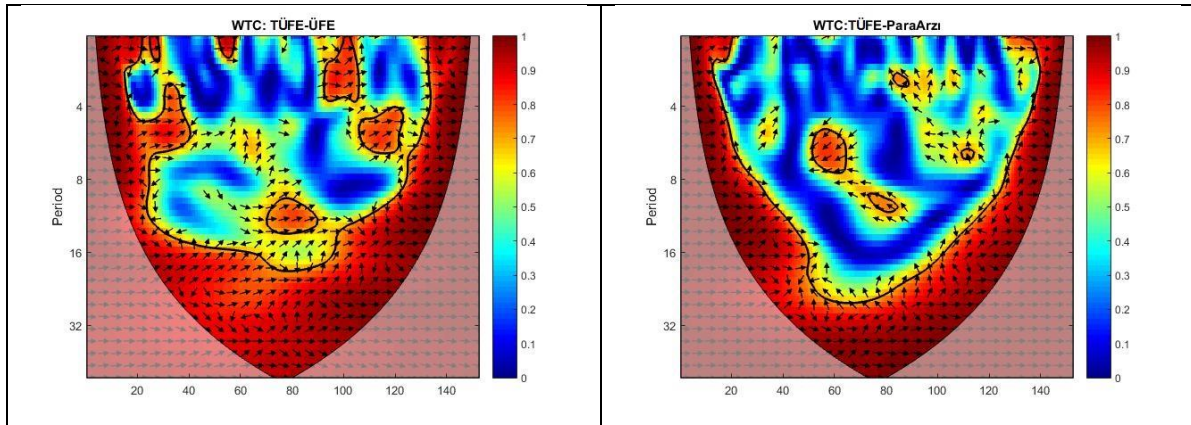
2006-2018 (Ağustos) TÜFE-MS					2006-2020 (Haziran) TÜFE-MS				
	Katsayı	z-istatistiği	Olasılık	AIC		Katsayı	z-istatistiği	Olasılık	AIC
ρ_1	0.3298	14.8333	0.0000	5.9564	ρ_1	0.3325	24.1618	0.0000	6.0563
ρ_2	-0.1996	-3.0063	0.0026		ρ_2	-0.0172	-0.1697	0.8653	
Gözlem Sayısı	148				Gözlem Sayısı	171			

ARCH sınıfı modeller özellikle yüksek frekanslı zaman serisi verilerine gösterdiği uyumla dikkat çekmektedir. Yüksek frekanslı finansal verilerle yapılan birçok ampirik uygulamada $\alpha_1 + \beta_1$ toplamı bire çok yakın çıkmaktadır. Bu durum Bütünleşik GARCH (IGARCH) olarak adlandırılan modelin Engle ve Bollerslev (1986) tarafından geliştirilmesine ampirik olarak dayanak teşkil etmiştir. IGARCH sınıfı modellerde $[(\alpha(L) + \beta(L))]$ polinomu birim köke sahip olduğundan, koşullu varyansa gelen bir şok kalıcı olmakta ve gelecek dönem tahminlerinin yapılmasındaki önemini uzun bir süre boyunca korumaktadır. Bu bağlamda kullanılan veri setlerinin aylık frekanslı olmaları da DCC-GARCH yönteminin bütün modellerde çok iyi çalışmamasının nedenlerinden biri olabilir.

Figür 6'da ki dalgacık uyum grafikleri, özellikle yüksek periyotlarda çeşitli ölçeklerde koherans alanlarının (kırmızı bölgeler) bulunduğunu anlatmaktadır. Neredeyse tüm zaman aralığı için koherent alanlar 16 aylık dönemli dalgalanmalardan sonra görülmektedir. En düşük korelasyonun olduğu alanlar periyodu 16 aya kadar olan dalgalanmalarda Agu.07 (ay20) ve Tem.16(ay128) arasında karşımıza çıkmaktadır. Bu da bize belirtilen dönemde enflasyonun para arzı ve üretici fiyat endeksinde bağlı hareket etmediğini göstermektedir. Oklar, tüm zaman aralıklarında kararlı bir resim çizmemiştir. Oklar karmaşık bir şekilde sağa ve sola doğru bakmaktadırlar. Bu da bize serilerin hareketlerinin pozitif fazda yani aynı yönde olup olmadığı konusunda net bir sonuç vermemektedir. WTC: TÜFE-ÜFE figüründeki kırmızı bölgeler bize iki seri arasındaki korelasyonun diğer çifte göre daha yüksek olduğunu göstermektedir. Enflasyon ve üretici fiyat endeksi arasındaki ilişkinin TÜFE – Para Arzına göre fazla olduğu gözlenmiştir.

Figür6: WTC: TÜFE-ÜFE-ParaArzı 2006-2018.

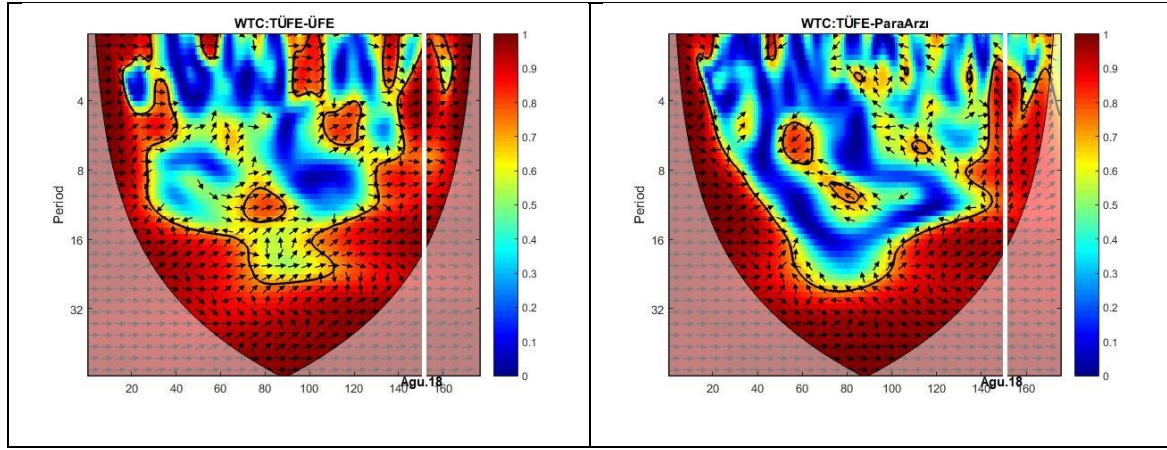
Yatay eksendeki tarihler 20: Agu.07, 40:Nis.09, 60:Ara.10, 120:Ara.15, 130:Eki.16



Figür 7'de, 2006-2020 döneminde, zaman serileri Ağustos 2018(kur şoku) sonrası (beyaz çizgi-ay150) kırmızı alanlardan da görüldüğü üzere yüksek korelasyon göstermişlerdir. 2018 kur şoku sonrası okların sağa doğru yöneldiği yani TÜFE-ÜFE, TÜFE-ParaArzı çiftlerinin tek bir seri halinde pozitif anlamda birlikte hareket ettiklerini göstermektedir. Kur şoku öncesi okların aşağı ve yukarı yönlerine net bir yorum yapılamasa da bundan sonraki zaman diliminde he iki grafikte okların yukarı yönde olduğunu yani kur şoku sonrası üretici fiyat endeksi ile para arzından enflasyon tarafına daha eksojen bir nedensellik olduğu sonucu

çıkılmaktadır. Kur şoku sonrası enflasyonun diğer iki göstergeden etkilendiği wavelet analizleri sonucunda piyasa verileri ile örtüşecek şekilde karşımıza çıkmıştır.

Figür7: WTC: TÜFE-ÜFE-ParaArzı 2006-2020.
Yatay eksendeki tarihler 20:Ağu.07, 40:Nis.09, 60:Ara.10, 120:Ara.15, 140:Ağu.17



5. SONUÇ VE İLERİ ARAŞTIRMA KONULARI

Döviz kurlarını serbest piyasa ekonomisinin mekanizmaları dışında baskıda tutulursa bir noktada rezervler tükenip kur yönetilememe noktasına geldiğinde olumsuz etkisi yapay olumlu etkisinden çok daha fazla olmaktadır. Bu bağlamda 2018 ağustos sonrası piyasada enflasyonu düşürmek için öncelikle kura baskı yapılmaya çalışıldı. Zira kurlar arttıkça döviz fiyatlarına bağlı mal ve hizmetlerin fiyatı da ona göre artmaya başlar. Mal ve hizmet fiyatlarının artması önce üretici fiyatlarına ve daha sonra da biraz gecikmeli olarak tüketici fiyatlarına yansır.

Swap işlemleri, kamu bankarlı ile bir süre 6.85 seviyelerinde sabit tutulan kur seviyeleri, düşen sermaye yatırımları, artan işsizliğin yanında iş gücü piyasasından çekilen emek arzı, kurdaki atakların girdi maliyetlerini arttırması nedeniyle yerine koyma maliyetlerini de arttıracak olması kur geçişkenliğinin de habercisi niteliğindedir.

TÜFE-MS arasındaki dinamik koşullu korelasyon katsayıları %1 anlamlılık düzeyinde (2006-2020 Haziran dönemi için TÜFE-MS modelindeki Q_2 hariç) bile anlamlı bulunmamıştır fakat Q_2 negatiftir. Dinamik koşullu korelasyon üzerinde kısa dönem şokların kalıcılık derecesi varyansların kalıcılık derecesine göre daha yüksek olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, dinamik koşullu korelasyon zamana bağlı olarak geçmiş varyanslardan daha az etkilenmektedir. Bu durumu GARCH modellerinde de gördüğümüz gibi Merkez Bankasının palyatif ve kısa vadeli para politikalarına bağlamamız çok da yanlış olmayacaktır.

WTC figürleri, kur şoku sonrası dönemde serilerin çok yüksek koherens alanlarına sahip olduğunu göstermektedir, bu nedenle WTC sonuçları da Etki-Tepki ve VAR Analizi sonuçları ile uyumludur ve özellikle Ağustos 2018-Ağustos 2020 döneminde TÜFE-ÜFE ve TÜFE-ParaArzı'nın birlikte hareket ettiğini ve enflasyonun, ÜFE ve para arzından etkilendiğini ifade etmektedir.

Bu bağlamda kullanılan veri setlerinin aylık frekanslı olmaları da DCC-GARCH yönteminin bütün modellerde iyi çalışmamasının nedenlerinden biri olabilir. Görüldüğü gibi özellikle gözümüzün her dakika döviz kuru, faiz oranları ve borsa hisse fiyat değişimlerinde olduğu gerçeği ışığında, onları en çok etkileyen bir enflasyon verisinin olmaması büyük bir eksiklik olarak karşımıza çıkmakta⁴. Bu nedenle oluşmakta olan günlük enflasyon verileri de yeterli çokluğa ulaştıktan sonra bu çalışma kapsamındaki modellerin tekrar test edilmesinin yararlı olacağı görüşünderiz. Günlük üretici fiyat endeksleri henüz hesaplanmıyor olsa da döviz kuru üzerinden giderek enflasyona direk etkisi ile geçişkenlik analizleri yapılabilecektir.

⁴ Enflasyon Araştırma Grubu (ENAG) Türkiye'de bu amaçla, sadece günlük değil, saatlik ve hatta önümüzdeki dönemlerde dinamik seyreden zamansız bir fiyat endeksi elde etmek için yola çıkmıştır. ENAG ayrıca akademik çalışmalarda, özellikle de zaman serilerine dayalı ekonomik modellemelerde yokluğu hissedilen fiyat endekslerinin oluşturulması faiz ile işsizliğin ve faiz ile enflasyonun kestiriminde önemli bir tartışmayı da sonlandıracaktır. ENAG enflasyon yaklaşımı ayrıca merkez bankası para politikasının dinamik karar verme sürecine de ışık tutabilmesi açısından önem kazanacaktır. Dinamik karakterinden dolayı, ENAG Enflasyon Endeksi tüketim alışkanlıklarında meydana gelecek değişimleri bünyesinde daha hızlı bir şekilde ayarlamaya olanak sağlayacaktır.

KAYNAKÇA

- Abdiođlu, Z., ve Korkmaz, Ö, (2012). Tüketici ve Üretici Fiyat Endeksi Arasında Fiyat Geçişkenliği: Alt Sektörler, Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi, 16(2), ss. 65-81.
- Akçay, S. (2011). The causal relationship between producer price index and consumer price index: Empirical evidence from selected European countries, *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 227-232.
- Altıntaş, H. (2014). Türkiye’de Döviz Kurunun Enflasyon Üzerşne Geçiş Etkisinin Ekonometrik Analizi: 1987-2011. *Uludag Journal of Economy & Society*, 33(1), 163–201.
- Caporale, G. M., Katsimi, M., ve Pittis, N., (2002). Causality links between Consumer and Producer Prices: Some Empirical Evidence, *Southern Economic Journal*, 68, ss.703-711.
- Çatalbaş-Karpat, G., (2007), Türkiye’de Para Arzı ile Enflasyon arasındaki İlişkinin Parametrik Olmayan Regresyon Analizi ile İncelenmesi. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 9/3. 197 – 212
- Demirgöl, B. (2019). Türkiye’de Enflasyonun Belirleyicileri Üzerine Uygulamalı Bir Çalışma. *Journal of International Management Educational and Economics Perspectives*, 7 (1) , 13-21 . Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/jimeep/issue/46348/525238>
- Dorestani, A., ve Arjomand L.H., (2006). An Empirical Study of the Relationship Between Consumer and Price Index: A Unit Root Test and Test of Cointegration, *The Coastal Business Journal Spring*, Vol:5, No:1 ss. 33-38.
- Francq, Christian and Zakoian, Jean-Michel (2010): QML estimation of a class of multivariate GARCH models without moment conditions on the observed process, MPRA Paper No. 20779
- Grinsted, A., Moore J. C., and Jevrejeva S. (2004). Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series. *Non-linear Processes in Geophysics* 11, 561-566.
- İslatince, Y., (2017). Para Arzı ve Enflasyon İlişkisi: Türkiye İçin Nedensellik Analizi (1988-2016) . *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 17 (3) , 43-56 . DOI: 10.18037/ausbd.417274
- Kaya, M., Öz, E. (2016). Enflasyon, Bütçe Açığı ve Para Arzı İlişkisinin Türkiye Ekonomisi Açısından Değerlendirilmesi: 1980-2014 Dönemi. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 23 (3) , 639-651 . DOI: 10.18657/yonveek.281800
- Saraç, T.B ve Karagöz, K., (2010). “Türkiye’de Tüketici ve Üretici Fiyatları Arasındaki İlişki: Yapısal Kırılma ve Sınır Testi, *Maliye Dergisi*, 159, ss.220-232.
- Tiwari, A. K. (2012), Decomposing Time-Frequency Relationship between Interest Rates and Share Prices in India through Wavelets, MPRA Paper No. 39693