

Merkez Bankası rezervleri ile ekonomik aktivite ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisinin analizi

Analysis of the causal relationships between Central Bank reserves, economic activity, and inflation

Önder BÜBERKÖKÜ 

Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Erciş İşletme Fakültesi, İşletme Bölümü, Van, Türkiye



Öz

Türkiye ekonomisinde son dönemlerde merkez bankası rezervleri konusunda önemli tartışmalar yaşanmaktadır. Bu çalışmada 1985 yılının Ocak ayı ile 2021 yılının Şubat ayı arasındaki dönem dikkate alınarak merkez bankasının resmi rezervleri ile ekonomik aktivite ve enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Ekonomik aktiviteyi temsilen sanayi üretim endeksi, enflasyon oranlarını temsilen hem yurt içi üretici fiyat endeksi (Yİ-ÜFE) hem de tüketici fiyat endeksi (TÜFE) kullanılmıştır. Nedensellik analizinde Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi ile Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testine ait sonuçlar merkez bankası rezervlerinden ekonomik aktiviteye ve fiyat endekslerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu sonucuna işaret etmektedir. Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testine ait sonuçlar ise merkez bankası rezervleri ile sanayi üretim endeksi arasında yüksek ve orta frekanslarda (kısa ve orta vadede) istatistik olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığını, düşük frekanslarda (uzun vadede) ise merkez bankası rezervlerinden sanayi üretim endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin ortaya çıktığını göstermektedir. Merkez bankası rezervleri ile fiyat endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisine gelince çalışma bulguları incelenen dönemin tamamını kapsayacak şekilde hem kısa hem orta hem de uzun vadede merkez bankası rezervlerinden fiyat endekslerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna işaret etmektedir. Bu kapsamda kısaca ifade etmek gerekirse Türkiye ekonomisi için istikrarlı ekonomik büyüme oranlarının elde edilebilmesinde ve fiyat istikrarının sağlanabilmesinde merkez bankası rezervlerinin oldukça önemli işlevlerinin bulunduğu anlaşılmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Merkez bankası rezervleri, ekonomik aktivite, enflasyon, nedensellik ilişkisi

ABSTRACT

In the Turkish economy, there have been significant debates about central bank reserves in recent years. In this study, we examine the causal relationships between central bank reserves, economic activity, and inflation for the period between January 1985 and February 2021. We use the industrial production index to represent economic activity and both the domestic producer price index and the consumer price index to represent inflation rates. We then apply the standard Toda and Yamamoto (1995) causality test and frequency domain causality test developed by Breitung and Candelon (2006) in the causality analysis. The results of the Toda and Yamamoto (1995) causality test indicate a strong unidirectional causal relationship from central bank reserves to economic activity and the price indices. The results of the Breitung and Candelon (2006) frequency domain causality test show that whereas there is no statistically significant causal relationship between central bank reserves and the industrial production index at high and medium frequencies (which correspond to the short and intermediate run, respectively), there is a statistically significant unidirectional causal relationship at low frequencies (in the long term) from central bank reserves to the industrial production index. Further, the findings of the study indicate a unidirectional causal relationship from central bank reserves to the price indices at low, medium, and high frequencies (in the short, intermediate, and long run). In this context, central bank reserves have a very important function in achieving and maintaining stable economic growth rates and price stability in the Turkish economy.

Keywords: Central bank reserves, economic activity, inflation, causal relationship

Giriş

Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomileri için istikrarlı ekonomik büyüme oranlarına sahip olabilmek uzun vadeli temel ekonomik hedeflerden biridir. Literatürde fiyat istikrarının sağlanmasının uzun vadede istikrarlı ekonomik büyüme oranlarına ulaşılmasına önemli katkılar sağlayabileceği ifade edilmektedir. Bu durumun da bir sonucu olarak günümüzde merkez bankaları genel olarak enflasyon hedeflemesine dayalı bir para politikası uygulamaktadır. Fakat Türkiye gibi gelişen piyasa ekonomilerinin karşı karşıya kaldığı bazı yapısal sorunlar bu tür hedeflere ulaşılmasını zorlaştırmaktadır. Bu yapısal sorunların başında da bu tür ülke ekonomilerinin henüz kendi sermaye birikimlerini tamamlayamamış olmaları gelmektedir. Bu durum da yurt dışı kaynakların oldukça önemli bir fon kaynağı haline gelmesi sonucunu doğurmaktadır. Yurt dışı kaynaklara dayalı özellikle kısa vadeli finansman işlemleri ise belli dönemlerde olumlu sonuçlar

Geliş Tarihi/Received: 02.12.2021

Kabul Tarihi/Accepted: 27.01.2022

Sorumlu Yazar/Corresponding Author:

Önder BÜBERKÖKÜ

E-posta: onderbuber@gmail.com

Cite this article: Büberkökü, Ö. (2022). Analysis of the causal relationships between Central Bank reserves, economic activity, and inflation. *Oltu Journal of Faculty of Humanities and Social Sciences*, 3(1), 37-45.



Content of this journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

doğursa da bu tür kaynakların yerel para birimlerine dönüştürülmesi durumunda ortaya çıkan kur riskinin başarılı bir şekilde yönetilememesi uzun vadede cari açık sorunun boyutuna da bağlı olarak ilgili ülke ekonomilerinin önemli finansal sorunlarla karşı karşıya kalmalarına yol açabilmektedir (Başçı & Kara, 2011).

Gelişen piyasa ekonomileri için hem literatürde hem de uygulamada bu tür sorunlara kısmi bir çözüm önerisi olarak merkez bankası rezervlerinin gösterildiği ifade edilebilir. Çünkü örneğin Feldstein (1999) ile Rodrik (2006) tarafından da ifade edildiği gibi özellikle gelişen piyasa ekonomilerinin merkez bankalarının sahip oldukları rezervler bu ülke ekonomilerinin finansal piyasalarında yaşanabilecek şoklar ile bu ülke ekonomilerine dönük sermaye akımlarında gözlemlenebilecek ani değişimlerin yol açabileceği iktisadi ve finansal sorunların çözümüne önemli katkılar sağlayabilmektedir. Ayrıca literatürde merkez bankası rezervlerinin döviz piyasalarının istikrara kavuşturulmasına önemli katkıların olduğu ve küresel finansal sistemde yaşanabilecek sorunlara karşı bir sigorta işlevinin bulunduğu da ifade edilmektedir (Abiola & Adebayo, 2013; Gallagher & Shrestha, 2012).

Döviz kuru volatilitésinin gelişen piyasa ekonomilerinin sistematik risk bileşenlerinden biri olduğu düşünüldüğünde, merkez bankası rezervlerinin özellikle gelişen piyasa ekonomileri için bankacılık ve döviz krizlerinin yaşanmasını engelleyici fonksiyonlarının olduğu da belirtilmelidir (Ranciere ve ark., 2010; Nwafor, 2017). Ayrıca merkez bankası rezervlerinde yaşanan artışlar öncelikle yabancı yatırımcıların ilgili ülke ekonomisine dönük risk algılarının iyileşmesine ve daha sonra ülke risk priminin azalmasına bağlı olarak ekonomik aktivitenin canlanmasına katkı sağlayabilmektedir (Tule ve ark., 2015).

Bu unsurların yanı sıra mikro bazda yaklaşıldığında Krušković ve Maričić (2015) ile Aizenman ve Lee (2007) tarafından da ifade edildiği gibi merkez bankası rezervleri çeşitli ülke ekonomileri tarafından yerel para biriminin reel değerini azaltıp dış ticaret işlemlerinde kendi şirketlerine rekabet avantajı sağlayıp, ihracat kanalıyla ekonomik aktivitenin canlandırılması amacıyla da kullanılabilir. Ayrıca Polterovich ve Popov (2003) tarafından da ifade edildiği gibi merkez bankası rezervleri hem yurt içi hem de yurt dışı doğrudan yatırım harcamalarının artmasını sağlayarak da ekonomik büyüme oranları üzerinde pozitif etkiler yaratabilmektedir. Dolayısıyla tüm bu tartışmalar ışığında özellikle gelişen piyasa ekonomileri için istikrarlı makro ekonomik büyüme oranlarına ulaşılmasında merkez bankası rezervlerinin önemli işlevlerinin söz konusu olduğu ifade edilebilir.

Enflasyon dinamikleri açısından bakıldığında ise literatürde merkez bankası rezervleri ile enflasyon oranları arasındaki teorik ilişkiyi açıklamaya dönük bazı önemli yaklaşımların bulunduğu görülmektedir. Örneğin Elhiraika ve Ndikumana (2007) merkez bankası rezervleri ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi döviz kuru beklenti kanalı ile açıklamaya çalışmışlardır. Döviz kuru beklenti kanalının temel dinamiği artan merkez bankası rezervlerinin iktisadi birimlerde ilgili ülkenin yerel para biriminin değer kazanacağı yönünde beklenti yaratmasına ve bu beklenti sonrası enflasyon oranlarının düşmesine dayanmaktadır. Bu durumun yanı sıra Pinshi (2020) ile Bergstrand ve Bundt (1990) tarafından da ifade edildiği gibi merkez bankası rezervlerindeki azalışlar sonrasında ilgili ülkenin yerel para biriminin değer kaybetmesi de özellikle dolarizasyon düzeyinin yüksek olduğu ve yapısal cari açık sorunu bulunan gelişen piyasa ekonomilerinde döviz kuru geçişkenliği ile enflasyon oranlarında önemli artışların yaşanmasına yol açabilmektedir.

Chitu (2016) ise rezerv biriktirmenin enflasyonist etkilerinin olabileceğini bunun ise iki şekilde gerçekleşebileceğini ifade etmektedir. Birinci yaklaşım mükemmel olmayan sterilizasyon işlemlerine dayanmaktadır. Bu yaklaşımda merkez bankası rezervlerindeki artışlar tam olarak sterilize edilemez ise bu durum öncelikle parasal tabanda bir artışa sebep olmakta, daha sonra para çarpanı yardımıyla ekonomideki toplam para arzının artmasına yol açmakta, ardından ise paranın miktar teorisine göre bu durum enflasyon oranlarında artışa yol açabilmektedir. İkinci yaklaşım ise ahlaki tehlikeye dayanmaktadır. Bu yaklaşıma göre yüksek rezerv düzeyine sahip olmak ülkelerin kendilerini güvende hissetmelerine yol açabilmekte bu da ülkeleri daha genişleyici fakat daha az ihtiyatlı politikalar izlemeye itebilmektedir. Bu durum da nihai olarak enflasyon oranlarında artışa sebep olabilmektedir.

Bu çalışmanın amacı Türkiye ekonomisi için merkez bankası rezervleri ile ekonomik aktivite ve enflasyon oranları arasındaki nedensellik ilişkisinin Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi ile incelenmesidir. Çalışmanın literatüre çeşitli açılardan katkı sağladığı ifade edilebilir. Öncelikle Türkiye ekonomisine dönük ulusal yazındaki çalışmalar incelendiğinde Çeştepe ve Güdenoğlu (2020) ile Tatar'ın (2021) güncel çalışmalarında da ifade ettikleri gibi bu alandaki literatürün oldukça baskın bir şekilde rezervlerin optimal düzeyinin belirlenmesi ve / veya rezervleri etkileyen makroekonomik faktörlerin neler olduğunun incelenmesi gibi konulara odaklandıkları görülmektedir. Bu nedenle bu alanda Türkiye ekonomisi ekseninde önemli bir boşluğun olduğu ifade edilebilir. Ayrıca Steiner (2017) tarafından da ifade edildiği gibi özellikle rezervlerin enflasyon üzerindeki etkileri uluslararası literatürde bile henüz az sayıda yazar tarafından incelenmiştir. Bu hususların yanı sıra literatürde iki ayrı önemli konuyu teşkil etmelerine rağmen, bu çalışmada rezervlerin hem ekonomik büyüme hem de enflasyon oranları üzerindeki etkileri birlikte incelenmiştir. Bu yapılırken de değişkenlere ait ulaşılabilen en uzun veri seti kullanılmış ve nedensellik analizinde Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen frekans alanı nedensellik testinden yararlanılmıştır. Çünkü bu testin bazı önemli avantajları bulunmaktadır. Örneğin bu test değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin zamanla değişen yönü, gücü ve boyutu konusunda standart nedensellik testlerine göre daha net ve doğru bilgiler sunabilmektedir (Joseph ve ark., 2014:256). Ayrıca bu test kısa, orta ve uzun dönemli nedensellik ilişkilerinin ayrı ayrı incelenmesine imkan vermektedir (Kayhan ve ark., 2013). Bu testin bu tür avantajlarına rağmen bu çalışmada karşılaştırma amacıyla standart Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testine de yer verilmiştir.

Bu çalışma beş bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde literatür yer almakta, üçüncü bölümde veri ve metodoloji açıklanmakta, dördüncü bölümde bulgular sunulmakta, son bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

Literatür Taraması

Bu kısımda öncelikle merkez bankası rezervleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalara yer verilecek, ardından merkez bankası rezervleri ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalara değinilecektir.

Merkez Bankası Rezervleri ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkiyi İnceleyen Çalışmalar

Polterovich ve Popov (2003) 1960-1999 dönemini dikkate alarak 100 ülke için döviz rezervleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında özellikle uzun dönemde rezervlerin ekonomik büyüme oranları üzerinde oldukça önemli etkilerinin

olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Fukudo ve Kon (2010) 1980-2004 dönemini dikkate alarak 134 ülke için döviz rezervlerinin makroekonomik değişkenler üzerindeki uzun dönemli etkilerini inceledikleri çalışmalarında özellikle uluslararası ticarete konu olan sektörün sermaye yoğun bir sektör olması durumunda rezervlerin yatırım harcamaları ve ekonomik büyüme oranları üzerinde pozitif bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Lin (2011) 1980-2008 dönemini dikkate alarak küresel bazda en çok rezerve sahip olan 10 gelişmiş 10 da gelişen piyasa ekonomisi için rezervlerle ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada, gelişen ülke ekonomilerde rezervlerden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu, gelişmiş ülke ekonomilerinde ise değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Çetin (2013) 1982-2009 dönemini dikkate alarak Çin ekonomisi için döviz rezervleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada döviz rezervlerinden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu sonucuna ulaşmıştır. Danladi (2015) 1981-2011 dönemini dikkate alarak ECOWAS (Economic Community of West African States) üyesi 15 Batı Afrika ülkesi için uluslar arası rezervlerin makroekonomik istikrar üzerindeki etkisini incelediği çalışmada ilgili ülke ekonomilerinin rezervlerini birleştirmeleri durumunda (Reserve Pooling Arrangement) bölgedeki makroekonomik istikrarsızlığın önemli oranda azalabileceği sonucuna ulaşmıştır. Krušković ve Maričić (2015) 1993-2012 dönemini dikkate alarak Çin, Brezilya ve Rusya ekonomileri için döviz rezervlerinin ekonomik büyüme oranları üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmalarında döviz rezervlerinden ekonomik büyüme oranlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu ve rezervlerdeki %1'lik artışın ilgili ülkelerde ekonomik büyüme oranının %0.06 artması sonucunu doğurduğunu ifade etmişlerdir. Nwafor (2017) 2004-2015 dönemini dikkate alarak Nijerya ekonomisi için döviz rezervlerinin ekonomik büyüme oranları üzerindeki etkisini incelediği çalışmada döviz rezervlerinin ekonomik büyüme oranları üzerinde pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Nwosa (2017) 1981-2014 dönemini dikkate alarak Nijerya ekonomisi için rezervlerin ekonomik büyüme oranları üzerindeki etkisini incelediği çalışmada rezervlerin ekonomik büyümeyi pozitif ve istatistikî olarak anlamlı bir şekilde etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Merkez Bankası Rezervleri ile Enflasyon Oranları Arasındaki İlişkiyi İnceleyen Çalışmalar

Lin ve Wang (2009) 1981-2003 dönemini dikkate alarak Japonya, G. Kore, Hong Kong, Tayvan ve Singapur'dan oluşan beş Asya ekonomisi için döviz rezervleri ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, döviz rezervlerindeki artışın Japonya ekonomisi için enflasyon oranlarının azalmasına; G. Kore ve Tayvan ekonomileri içinse enflasyon oranlarının artmasına yol açtığı, fakat Hong Kong ve Singapur ekonomileri için değişkenler arasında istatistikî olarak anlamlı bir ilişkinin bulunmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Sonuçların ülkeler arasında farklılık göstermesini ise ilgili ülkelerin ekonomik yapılarının birbirinden farklı olması ile açıklamışlardır. Chaudhry ve ark. (2011) 1960-2007 dönemini dikkate alarak Pakistan ekonomisi için döviz rezervleri ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmada döviz rezervlerinin artmasının enflasyon oranlarının düşmesini sağladığı sonucuna ulaşmışlardır. Chen ve Huang (2012) 1993-2008 dönemini dikkate alarak Çin ekonomisi için döviz rezervleri ile fiyatlar genel düzeyi arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında döviz rezervlerindeki artışların para arzının artmasına, para arzındaki artışın da fiyatlar genel düzeyinin artmasına yol

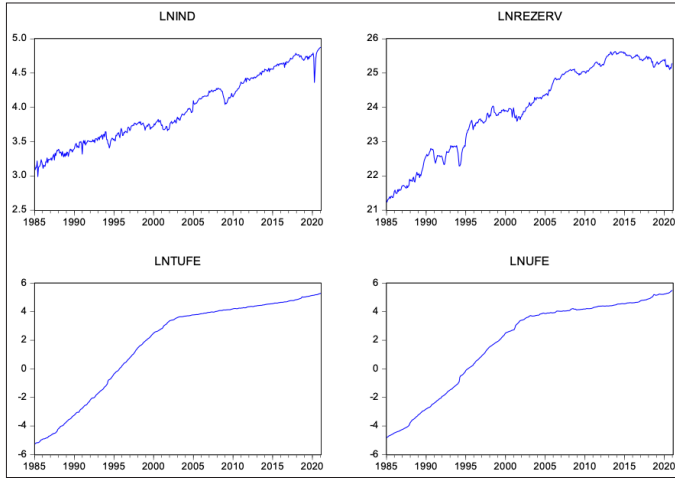
açtığını belirtmişlerdir. Zhou (2014) 2008-2011 dönemini dikkate alarak Çin ekonomisi için merkez bankası rezervleri ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada merkez bankası rezervlerinden enflasyon oranlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu sonucuna ulaşmıştır. Chitu (2016) 2019-2021 dönemini dikkate alarak IMF'ye üye 186 ülke için merkez bankası rezervlerinin enflasyon oranları üzerindeki etkisini incelediği çalışmada rezerv biriktirmenin enflasyonist etkilerinin olabileceği sonucuna ulaşmıştır. Steiner (2017) 1970-2012 dönemini dikkate alarak 123 ülke için uluslararası rezervlerle enflasyon arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada rezerv biriktirmenin hem küresel bazda hem de ülke bazında enflasyonist etkilerinin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Örneğin küresel bazda rezerv düzeyindeki %10'luk artışın küresel enflasyonun %1,4 artmasına yol açtığını ifade etmiştir. Nguyen ve ark. (2019) 2004-2017 dönemini dikkate alarak Vietnam ekonomisi için rezerv biriktirmenin enflasyon oranları üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkilerini inceledikleri çalışmalarında uzun dönemde rezerv biriktirmenin enflasyon oranlarında artışa yol açtığı sonucuna ulaşmışlardır. Ariyasinghe ve Cooray (2021) 2003-2020 dönemini dikkate alarak Sri Lanka ekonomisi için merkez bankası rezervleri ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri, kısa dönemde ise merkez bankası rezervlerinin enflasyon üzerinde ılımlı bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Veri ve Metodoloji

Veri

Bu çalışma 1985 yılının Ocak ayı ile 2021 yılının Şubat ayı arasındaki dönemi kapsamakta ve aylık verilerden oluşmaktadır. Çalışmanın başlangıç tarihi merkez bankası rezervlerine ait verilere erişebilme tarihi esas alınarak belirlenmiştir. Merkez bankası rezervlerine (resmi rezerv varlıklar) ait veriler TCMB (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, [TCMB], 2021) elektronik veri dağıtım sisteminden (<https://evds2.tcmb.gov.tr/>) temin edilmiştir. Çalışmada ekonomik aktiviteyi temsilen sanayi üretim endeksinde yararlanılmıştır. Bunun bazı temel nedenleri bulunmaktadır. Öncelikle sanayi üretim endeksleri ile GSYİH (Gayri safi yurt içi hasıla, GSYİH) arasında yüksek bir korelasyon olduğu bilinmekte ve literatürde ekonomik aktiviteyi temsilen sanayi üretim endeksleri yoğun bir şekilde kullanılmaktadır (Örneğin bakınız: Hassapis ve Kalyvitis, 2002; Guo, 2015). İkinci olarak bu çalışmada hem merkez bankası rezervleri ile ekonomik aktivite hem de merkez bankası rezervleri ile enflasyon arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Dolayısıyla enflasyon endekslerinde olduğu gibi sanayi üretim endeksleri de orijinal olarak aylık frekansta açıklandığından her iki analiz arasındaki tutarlılığın sağlanması hedeflenmiştir.

Çalışmada enflasyonu temsilen hem Yİ-ÜFE endeksi hem de TÜFE endeksi kullanılmıştır. Bunun iki temel nedeni bulunmaktadır. Birinci neden döviz kurlarındaki hareketlere yapısı gereği Yİ-ÜFE'nin TÜFE'ye göre daha fazla duyarlı olmasıdır (Aktaş, 2013). İkinci neden ise günümüzde olduğu Yİ-ÜFE ile ölçülen enflasyon oranları ile TÜFE ile ölçülen enflasyon oranları arasındaki farkın oldukça yüksek seviyelere ulaşabilmesidir. Örneğin merkez bankası verilerine göre 2003 yılı baz alınarak hesaplanan oranlar dikkate alındığında 2021 yılının Haziran ayı itibarıyla yıllık Yİ-ÜFE %42,89 seviyelerine kadar ulaşmışken; yıllık TÜFE %17,53 seviyelerinde kalmıştır. Dolayısıyla aradaki fark 25,36 puan gibi oldukça yüksek seviyelere ulaşmıştır. Nitekim bu durumun da daha çok ekonomideki talep koşullarına bağlı olarak üreticilerin fiyat artışlarını tüketicilere yansıtılmalarının bir sonucu olduğu ifade edilebilir. Çalışmada



Şekil 1.

Çalışmada Kullanılan Değişkenler (Logaritması Alınmış Seriler)
 Not: Burada LNREZERV, merkez bankasının resmi rezerv varlıklarını; LNIND, sanayi üretim endeksini; LNTUFE, tüketici fiyat endeksini; LNUFE ise yurt içi ÜFE endeksini göstermektedir.

sanayi üretim endeksi (2015=100) ile Yİ-ÜFE ve TÜFE endekslerine (2015=100) ait veriler OECD (The Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD) veri tabanından (<https://data.oecd.org/>) temin edilmiştir. Çalışmadaki tüm analizlerde değişkenlerin logaritmik değerleri kullanılmıştır. Değişkenlerin incelenen dönem için genel seyri Şekil 1'de sunulmuştur.

Metodoloji

Çalışmada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin analizinde temel yöntem olarak Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bu nedensellik testinin aşamaları aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Aydın, 2018; Breitung & Candelon, 2006; Croux & Reusens, 2013; Kassouri & Altınbaş, 2020; Tastan, 2015):

X_t ve Y_t aralarında nedensellik ilişkisinin inceleneceği iki zaman serisini ifade edecek şekilde, analizde kullanılan vektör otoregresif (VAR) model, matris notasyonu yardımıyla Denklem (1)'deki gibi ifade edilebilir:

$$\theta(L) \begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta_{11}(L) & \theta_{12}(L) \\ \theta_{21}(L) & \theta_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (1)$$

Burada (L) gecikme operatörünü $\theta(L)$, $\theta(L) = 1 - \theta_1(L) - \theta_2(L^2) - \dots - \theta_p(L^p)$; $L^j X_t = X_{t-j}$ ve $L^j Y_t = Y_{t-j}$ olacak şekilde p . dereceden gecikmeli polinomların katsayı değerlerini; $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t})'$ ise $E(\epsilon_t) = 0$ ve $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma$ olacak şekilde beyaz gürültü sürecini ifade etmektedir. Burada ayrıca Σ simetrik ve pozitif tanımlı olduğundan Denklem (2)'de gösterilen Cholesky ayrıştırması geçerlidir:

$$GG' = \Sigma^{-1}. \quad (2)$$

Burada G , alt üçgen matrisi; G' ise üst üçgen matrisi ifade etmektedir.

Bu Cholesky ayrıştırması kullanılarak Denklem (1)'deki VAR denklemini bir hareketli ortalama sürecine (MA, Moving average) dönüştürüldüğünde Denklem (3)'e ulaşılmaktadır:

$$\begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \Psi(L) \begin{pmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Psi_{11}(L) & \Psi_{12}(L) \\ \Psi_{21}(L) & \Psi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

Burada $\Psi(L) = \theta(L)^{-1} G^{-1}$ ve $(\eta_{1t}, \eta_{2t})' = G(\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t})'$ olduğundan $cov(\eta_{1t}, \eta_{2t}) = 0$ ve $var(\eta_{1t}) = var(\eta_{2t}) = 1$ olmaktadır.

Denklem (3)'ten anlaşılacağı üzere X_t birbiri ile korelasyonsuz iki hareketli ortalama sürecinin toplamı şeklinde ifade edilebilir. Bir diğer ifadeyle X_t , X_t 'deki içsel bileşen tarafından yönlendirilen

geçmiş dönem şokları ile Y_t değişkenini öngörme gücünü içeren bileşenin toplamı şeklinde ifade edilebilir. Bu durumda Y_t 'nin her bir frekanstaki öngörü gücü spektrum öngörü bileşeni ile içsel bileşenin kıyaslanması ile belirlenebilmektedir. Bu nedenle eğer X_t 'nin spektrumunun öngörü bileşeni ω frekansta sıfıra eşit ise o zaman Y_t 'nin ω frekansta X_t 'nin Granger nedeni olmadığı sonucuna ulaşılır. Bu durum da nedenselliğin Geweke (1982) tarafından tavsiye edilen ve Denklem (4)'te gösterilen yaklaşım ile ölçülmesi imkanı vermektedir:

$$M_{y \rightarrow x}(\omega) = \log \left[1 + \frac{|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] \quad (4)$$

Bu nedensellik ölçümü toplam spektrumun, spektrumun içsel bileşenine bölünmesi ile oluşan bir orandır. Burada eğer $|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 = 0$ olursa bu durumda Y_t 'nin ω frekansta X_t 'nin Granger nedeni olmadığı sonucuna ulaşılır. Çünkü bu durumda $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ olmaktadır. Bu nedenle $|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 = 0$ ifadesi Y_t 'nin ω frekansta X_t 'nin Granger nedeni olmadığını test edilebilmesi için gerekli ve yeterli koşulu temsil etmektedir.

Fakat burada Wald istatistiğinin asimptotik dağılımı VAR modelinin parametrelerinin karmaşık ve doğrusal olmayan bir fonksiyonu olduğundan Denklem (5)'te gösterilen Ho hipotezinin sınanması uygulamada oldukça zor olmaktadır.

$$H_0: M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0 \quad (5)$$

Bu nedenle Breitung ve Candelon (2006) H_0 hipotezinin sınanması için basit bir yaklaşım geliştirmişlerdir. Bir diğer ifadeyle Breitung ve Candelon (2006) nedensellik ilişkisinin analizi için Denklem (6)'daki vektör otoregresyon (VAR) modelinin kullanılmasını tavsiye etmektedirler:

$$X_t = \sum_{j=1}^p \theta_{11,j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{12,j} Y_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (6)$$

Burada X_t ve Y_t aralarında nedensellik ilişkisinin inceleneceği değişkenleri; ϵ_{1t} hata terimlerini; p , gecikme uzunluğunu; $\theta_{11,j}$ ve $\theta_{12,j}$ ise gecikmeli polinomların katsayı değerlerini göstermektedir.

Bu kapsamda " ω frekansta Y_t 'nin X_t 'in Ganger nedeni olmadığını" ifadeden Ho hipotezine Denklem (7)'de gösterilen kısıtlar girilmektedir ki bu durum Y_t 'nin ω frekansta X_t 'nin Granger nedeni olmadığını test edilebilmesi için gerekli ve yeterli koşulu temsil etmektedir. Çünkü Denklem (7) Geweke (1982) tarafından ifade edilen Ho hipotezine ($H_0: M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$) karşılık gelmektedir.

$$\sum_{j=1}^p \theta_{12,j} \cos(j\omega) = 0 \quad (7)$$

$$\sum_{j=1}^p \theta_{12,j} \sin(j\omega) = 0$$

Bu kısıtlar Denklem (8)'de gösterildiği gibi hesaplanan artırımı R^2 ölçüm testi (incremental R^2 , incremental validity) ile test edilebilmektedir:

$$R_t^2 = R^2 - R_t^{*2} \quad (8)$$

Burada R^2 kısıtsız modelin determinasyon katsayısını; R_t^{*2} ise kısıtlar dikkate alınarak tahmin edilen (kısıtlı) modelin determinasyon katsayısını göstermektedir.

Bu kapsamda Denklem (9)'un sağlanması durumunda " ω frekansta Y_t 'nin X_t 'in Ganger nedeni olmadığını" ifadeden Ho hipotezi reddedilmekte ve ω frekansta Y_t 'den X_t 'ye doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

$$R_t^2 > F_{(2T-2p, 1-\alpha)} \frac{2}{K-2p} (1 - R^2) \quad (9)$$

Burada F , F istatistiğini; 2 rakamı toplam kısıt sayısını; K , p . dereceden VAR modelinin tahmininde kullanılan toplam gözlem sayısını; α ise güven düzeyini ifade etmektedir.

Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi literatürde hem Granger (1969) nedensellik testi hem de Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi esas alınarak uygulanabilmektedir. Bu çalışmada diğerlerinin yanı sıra Wei (2015) ile Wei ve Guo'nun (2016) çalışmalarında olduğu gibi Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi esas alınarak uygulanmıştır. Bu durum Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin sahip olduğu bazı avantajlardan kaynaklanmaktadır. Örneğin bu nedensellik testi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığından bağımsız olarak uygulanabilmektedir. Ayrıca bu testte düzey değerlerinde durağan olan seriler ile birinci farkları alındığında durağan hale gelen seriler birlikte kullanılabilir (Sarkodie, 2020).

Bu unsurların yanı sıra, daha önce de ifade edildiği gibi, bu test değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin kısa, orta ve uzun vade için ayrı ayrı incelenmesine de imkan vermektedir. Bu kapsamda literatürdeki genel uygulama takip edilerek, kısa dönemli nedensellik ilişkisi için $\omega=0.1$ ve 0.5 ; orta vadeli nedensellik ilişkisi için $\omega=1$ ve 1.5 ; uzun vadeli nedensellik ilişkisi içinse $\omega=2$ ve 2.5 frekans değerlerinden yararlanılmıştır (Örneğin bakınız: Kassouri ve Altıntaş, 2020; Kayhan ve ark., 2013). Son olarak da bu frekans değerleri gerektiğinde Denklem (10) kullanılarak karşılık geldikleri zaman dilimine dönüştürülebilmektedir (Örneğin bakınız: Pradhan ve ark., 2020):

$$T = \frac{2\pi}{\omega} \quad (10)$$

Burada T , ilgili ω frekansının karşılık geldiği dönemi; π Pi sayısını göstermektedir

Daha önce de ifade edildiği gibi çalışmanın temel konusunu Breitung ve Candelon (2006) nedensellik testi oluşturmakla birlikte, karşılaştırma amacıyla çalışmaya Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi de eklenmiştir. Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi Denklem (11) ve (12)'de gösterilmiştir:

$$X_t = q + \sum_{k=1}^{k+dm} \phi_{11,k} \ln X_{t-k} + \sum_{k=1}^{k+dm} \phi_{12,k} Y_{t-k} + \epsilon_t \quad (11)$$

$$Y_t = v + \sum_{k=1}^{k+dm} \phi_{21,k} \ln X_{t-k} + \sum_{k=1}^{k+dm} \phi_{22,k} Y_{t-k} + \epsilon_t \quad (12)$$

Burada q , v , $\phi_{11,k}$, $\phi_{12,k}$, $\phi_{21,k}$ ve $\phi_{22,k}$ model parametrelerini; ϵ_t ve ϵ_t ilgili denklemlerin hata terimlerini; k optimal gecikme uzunluğunu; dm ise maksimum entegrasyon derecesini göstermektedir.

Denklem (11) ve (12) kapsamında değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenirken, Y_t değişkeninden X_t değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunun ifade edilebilmesi için $H_0: \sum_{k=1}^k \phi_{12} = 0$ hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir. X_t değişkeninden Y_t değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu söylenebilmesi içinse $H_0: \sum_{k=1}^k \phi_{21} = 0$ hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir.

Bulgular

Çalışmada öncelikle değişkenlerin durağanlık özellikleri incelenmiştir. Bu amaçla PP (Phillips-Perron [PP], 1988) ile Ng ve Perron (2001) (NP) birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Şekil 1'deki seriler belirgin bir trend içerdiğinden birim kök testleri trendli model yapısı (C&T) dikkate alınarak uygulanmıştır. Elde edilen bulgular Tablo 1'de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde PP birim kök testinin sanayi üretim endeksinin düzey değerinde durağan $I(0)$ bir seri olduğu, diğer tüm değişkenlerin ise birinci farkları alındığında

durağan hale gelen (bir diğer ifadeyle birinci dereceden entegre olan $I(1)$) seriler oldukları sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. NP birim kök testine ait MZa, MZt, MSB ve MPT test istatistiklerine bakıldığında ise merkez bankası rezervleri, sanayi üretim endeksi ve Yİ-ÜFE serileri için PP birim kök testi ile benzer sonuçlara işaret ettikleri görülmektedir. Bir diğer ifadeyle NP birim kök testine göre de sanayi üretim endeksi $I(0)$; merkez bankası rezervleri ile Yİ-ÜFE endeksi ise $I(1)$ çıkmaktadır. TÜFE endeksi ise PP birim kök testine göre $I(1)$ iken, NP testine göre $I(0)$ çıkmaktadır.

Bu bulguların nedensellik analizlerinde Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin kullanılmasını destekleyen bulgular oldukları ifade edilebilir. Ayrıca bu bulgular Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi uygulanırken Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin teorik altyapısının esas alınmasını da desteklemektedir. Çünkü daha önce de ifade edildiği gibi bu test düzey değerlerinde durağan olan $I(0)$ değişkenlerle birinci farkı alındığında durağan hale gelen $I(1)$ değişkenleri birlikte modelleyebilmektedir. Nitekim Wei ve Guo (2016) da çalışmalarında benzer birim kök testi sonuçlarına bağlı olarak Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testini uygularken Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testini esas almışlardır.

Bu kapsamda çalışmada öncelikle standart Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testine ait analizlere yer verilmiştir. Elde edilen bulgular Tablo 2'de sunulmuştur.

Bulgular incelendiğinde merkez bankası rezervlerinden hem sanayi üretim endeksine hem de Yİ-ÜFE ve TÜFE endekslerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgular incelenen dönem için merkez bankası rezervlerindeki değişimlerin hem ekonomik aktivite hem de enflasyon oranları üzerinde etkili olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 1.
Birim Kök Testi Sonuçları

Düzyen	LNIND	LNREZERV	LNUFE	LNTUFE
	C&T	C&T	C&T	C&T
PP	0.0002*	0.8853	0.9872	0.9950
MZa	-48.694*	-2.7499	0.5351	-24.1021*
MZt	-4.9149*	-0.8798	0.6040	-3.3982*
MSB	0.1009	0.3199*	1.1288*	0.1409
MPT	1.9696	24.975*	266.42*	4.2267
Birinci fark				
PP	-	0.0000*	0.0000*	0.0000*
MZa	-	-194.77*	-148.01*	-
MZt	-	-9.866*	-8.6023*	-
MSB	-	0.0506	0.0581	-
MPT	-	0.4732	0.6167	-

*, ** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. PP birim kök testleri için verilen değerler olasılık değerleridir. Şekil 1'de sunulan değişkenler belirgin bir trend içerdiğinden birim kök testleri trendli (C&T) model yapısı dikkate alınarak uygulanmıştır. Ng ve Perron (2001) birim kök testleri için verilen değerler test istatistikleridir. MZa, MZt, MSB ve MPT test istatistikleri için %5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri sırasıyla -17.30, -2.91, 0.1680 ve 5.480; %10 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo değerleri ise sırasıyla -14.20, -2.620, 0.1850 ve 6.670'dir. Bu kritik tablo değerleri Ng ve Perron (2001) Tablo 1'den temin edilmiştir.

Tablo 2.
Toda ve Yamamoto (1995) Nedensellik Testi Sonuçları

	Ki-Kare test istatistiği	Olasılık
Ho: LNREZERV \neq LNIND	14.95839*	0.0206
Ho: LNIND \neq LNREZERV	7.498175	0.2772
Ho: LNREZERV \neq LNUFE	27.6622*	0.0000
Ho: LNUFE \neq LNREZERV	2.88078	0.4104
Ho: LNREZERV \neq LNTUFE	28.8622*	0.0000
Ho: LNTUFE \neq LNREZERV	4.41456	0.2200

*, ** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. "*" simgesi ilk değişkenden ikinci değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir. Tablo 1'deki birim kök testlerine dayalı olarak dm değerinin bir olduğu belirlenmiştir.

Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testine gelince, bu kapsamda elde edilen bulgular literatürle uyumlu bir şekilde kısa, orta ve uzun vadeyi temsilen belirlenen frekans değerleri için Tablo 3 ve 4'te, tüm frekans değerleri içinse Şekil 2, 3 ve 4'te gösterilmiştir.

Bulgular incelendiğinde merkez bankası rezervlerinden sanayi üretim endeksine doğru kısa ve orta vadede istatistiki olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığı, uzun vadede ise merkez bankası rezervlerinden sanayi üretim endeksine doğru tek yönlü, güçlü ve kalıcı bir nedensellik ilişkisinin ortaya çıktığı anlaşılmaktadır. Şekil 2 dikkate alınarak bulgular daha ayrıntılı bir şekilde incelendiğinde ise merkez bankası rezervlerinden sanayi üretim endeksine doğru olan nedensellik ilişkisinin $w=0.92$ 'de başlayıp incelenen dönem boyuca devam ettiği görülmektedir. $w=0.92$ de yaklaşık 6.83 aya karşılık gelmektedir.

Sanayi üretim endeksinden merkez bankası rezervlerine doğru olan nedensellik ilişkisine bakıldığında ise incelenen tüm dönem içerisinde sanayi üretim endeksinden merkez bankası rezervlerine doğru geleneksel anlamlılık düzeylerinde istatistiki olarak anlamlı bir ilişkinin bulunmadığı, fakat sadece kısa vadede ve oldukça kısa bir zaman aralığı için [2.37 ay] nedensellik ilişkisinin %10 anlamlılık düzeyine yakın bir seyir izlediği gözlemlenmektedir.

Tablo 3.
Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi Sonuçları

	Ho: LNREZERV \nrightarrow LNIND	Ho: LNIND \nrightarrow LNREZERV
Kısa vade (yüksek frekans)		
$\omega=2.5$	0.6701[0.7153]	3.6332[0.1626]
$\omega=2$	3.0337[0.2194]	3.1819[0.2037]
Orta vade (orta frekans)		
$\omega=1.5$	0.9945[0.6082]	1.8240[0.4017]
$\omega=1$	2.6910[0.2604]	0.6565[0.7202]
Uzun vade (düşük frekans)		
$\omega=0.5$	8.0241*[0.0181]	0.9648[0.6173]
$\omega=0.1$	12.4880*[0.0019]	3.2181[0.2001]

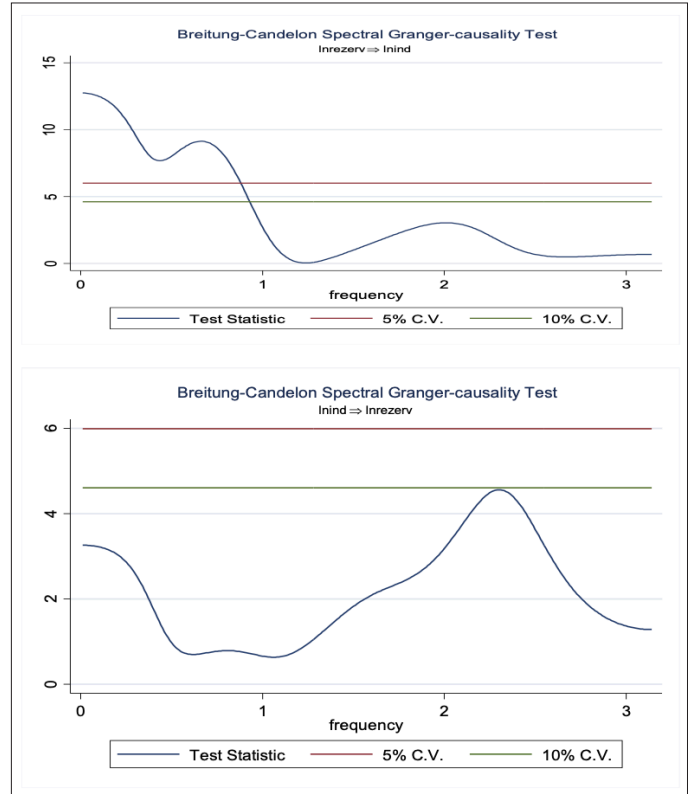
* ** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. " \nrightarrow " simgesi ilk değişkenden ikinci değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir.

Tablo 4.
Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi Sonuçları

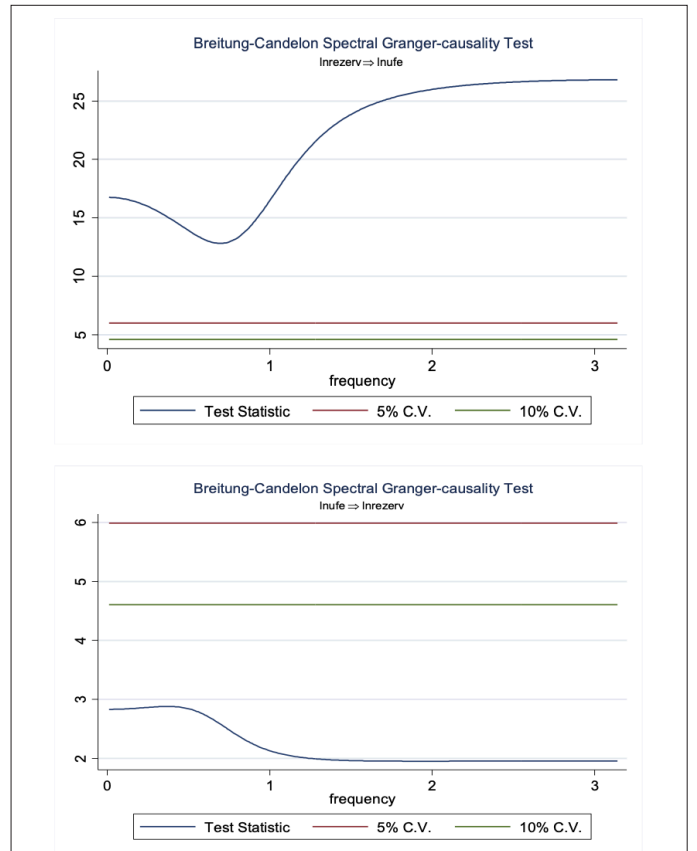
	Ho: LNREZERV \nrightarrow LNUFE	Ho: LNUFE \nrightarrow LNREZERV
Kısa vade (Yüksek frekans)		
$\omega=2.5$	26.6142*[0.0000]	1.9547[0.3763]
$\omega=2$	25.9854*[0.0000]	1.9522[0.3768]
Orta vade (Orta frekans)		
$\omega=1.5$	23.8473*[0.0000]	1.9624[0.3749]
$\omega=1$	16.4741*[0.0000]	2.1292[0.3449]
Uzun vade (Düşük frekans)		
$\omega=0.5$	13.8993*[0.001]	2.8421[0.2415]
$\omega=0.1$	16.6226*[0.000]	2.8377[0.2420]

	Ho: LNREZERV \nrightarrow LNTUFE	Ho: LNTUFE \nrightarrow LNREZERV
Kısa vade (Yüksek frekans)		
$\omega=2.5$	28.9411*[0.0000]	4.4143[0.1100]
$\omega=2$	28.9988*[0.0000]	4.4130[0.1101]
Orta vade (Orta frekans)		
$\omega=1.5$	28.2332*[0.0000]	4.4040[0.1106]
$\omega=1$	20.5887*[0.0000]	4.3333[0.1146]
Uzun vade (Düşük frekans)		
$\omega=0.5$	9.5386*[0.0085]	4.0463[0.1322]
$\omega=0.1$	10.4431*[0.0054]	4.0659[0.1309]

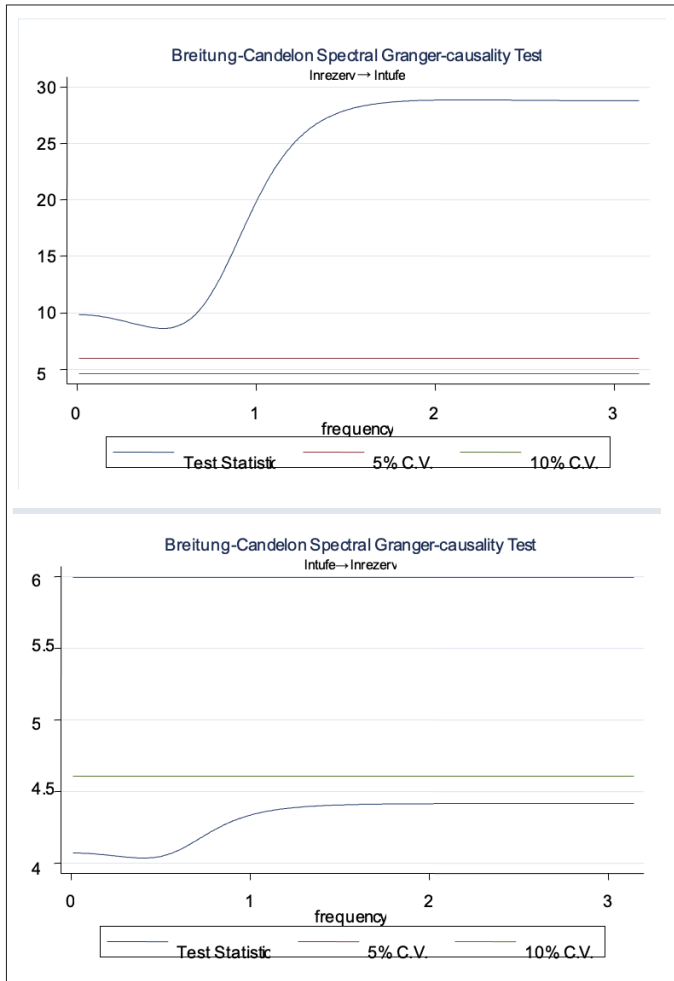
* ** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. " \nrightarrow " simgesi ilk değişkenden ikinci değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade etmektedir.



Şekil 2.
Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi Sonuçları



Şekil 3.
Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi Sonuçları



Şekil 4.
Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi Sonuçları

Tablo 5.
Elde Edilen Bulguların Karşılaştırılması

Değişkenler	Toda ve Yamamoto nedensellik testi	Breitung ve Candelon nedensellik testi
LNREZERV / LNIND	Rezervlerden sanayi üretim endeksine doğru tek yönlü nedensellik	Rezervlerden sanayi üretim endeksine doğru uzun vadede tek yönlü nedensellik
LNREZERV / LNUFE	Rezervlerden ÜFE endeksine doğru tek yönlü nedensellik	Rezervlerden ÜFE endeksine doğru hem kısa hem orta hem de uzun vadede tek yönlü nedensellik
LNREZERV / LNTUFE	Rezervlerden TÜFE endeksine doğru tek yönlü nedensellik	Rezervlerden TÜFE endeksine doğru hem kısa hem orta hem de uzun vadede tek yönlü nedensellik

Merkez bankası rezervleri ile Yİ-ÜFE ve TÜFE endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisine gelince çalışma bulguları incelenen dönemin tamamını kapsayacak şekilde [] hem kısa hem orta hem de uzun vadede merkez bankası rezervlerinden hem Yİ-ÜFE endeksine hem de TÜFE endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna işaret etmektedir. Yİ-ÜFE endeksi ile TÜFE endeksinden merkez bankası rezervlerine doğru ise herhangi bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığı anlaşılmaktadır.

Ayrıca burada şu husus da belirtilmelidir ki merkez bankası rezervlerindeki değişimlerin öncelikle enflasyon oranları üzerinde etkili olduğu ve bu etkinin göreceli olarak hızlı bir şekilde ortaya çıktığı;

sanayi üretim endeksi üzerindeki etkisinin ise daha uzun bir süreçte gerçekleştiği anlaşılmaktadır. Bu bulgunun genel beklentilerle uyumlu bir bulgu olduğu ifade edilebilir. Ayrıca bu tür bulguların nedensellik analizlerinde Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi gibi standart nedensellik testleri yerine Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi gibi değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi konusunda daha ayrıntılı bilgiler sunan nedensellik testlerinin kullanılmasının önemine de işaret ettiği de düşünülmektedir.

Analiz Sonuçlarının Karşılaştırılması

Çalışmanın bu aşamasına kadar iki farklı nedensellik testi kullanılarak merkez bankası rezervleri ile üç önemli makroekonomik değişken arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmanın bu aşamasında ise bu aşamaya kadar elde edilen sonuçlar karşılaştırmalı olarak Tablo 5'te sunulmuştur.

Bulgular incelendiğinde ana eğilim olarak iki farklı nedensellik testinin de genel anlamda benzer bulgulara işaret ettiği anlaşılmaktadır. Bu nedenle Türkiye ekonomisi için istikrarlı ekonomik büyüme oranlarının elde edilebilmesinde ve fiyat istikrarının sağlanabilmesinde merkez bankası rezervlerinin oldukça önemli işlevlerinin bulunduğu ifade edilebilir. Ayrıca farklı nedensellik testlerinin benzer sonuçlara işaret etmesinin de çalışma bulgularının etkinliğini artıran bir unsur olduğu ifade edilebilir.

Sonuç ve Öneriler

Türkiye ekonomisinde son dönemlerde merkez bankası rezervleri ile ilgili önemli tartışmalar yaşanmaktadır. Bu nedenle bu çalışmada merkez bankası rezervlerinin makroekonomik istikrarın birer göstergesi olarak kabul edilebilecek ekonomik aktivite ve enflasyon oranları üzerindeki etkileri incelenmiştir. Ekonomik aktiviteyi temsilen sanayi üretim endeksi, enflasyon oranlarını temsilen hem yurt içi üretici fiyat endeksi (Yİ-ÜFE) hem de tüketici fiyat endeksi (TÜFE) kullanılmıştır. Nedensellik analizinde Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi ile Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinden yararlanılmıştır.

Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testine ait bulgular merkez bankası rezervlerinden hem ekonomik aktiviteye hem de Yİ-ÜFE ve TÜFE endekslerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu sonucuna işaret etmektedir. Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testine ait sonuçlar ise uzun vadede merkez bankası rezervlerinden sanayi üretim endeksine doğru tek yönlü ve güçlü bir nedensellik ilişkisinin ortaya çıktığını göstermektedir. Merkez bankası rezervleri ile Yİ-ÜFE ve TÜFE endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisine gelince, çalışma bulguları incelenen dönemin tamamını kapsayacak şekilde hem kısa hem orta hem de uzun vadede merkez bankası rezervlerinden hem Yİ-ÜFE hem de TÜFE endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu sonucuna işaret etmektedir. Tüm bu bulguların da genel olarak Krušković ve Maričić (2015), Zhou (2014) ile Çetin'in (2013) çalışma bulguları ile uyumlu olduğu ifade edilebilir.

Çalışma bulgularının uygulamaya dönük önemli sonuçlar içerdiği düşünülmektedir. Öncelikle çalışma bulgularının merkez bankası rezervlerindeki değişimlerin hem ekonomik aktivite hem de enflasyon oranları üzerinde etkili olduğu sonucuna işaret etmesi, Türkiye ekonomisi için istikrarlı ekonomik büyüme oranlarının elde edilebilmesinde ve fiyat istikrarının sağlanabilmesinde merkez bankası rezervlerinin oldukça önemli işlevlerinin bulunduğu anlamına gelmektedir. Bu nedenlerden dolayı merkez bankası rezervlerinin belli bir seviyede tutulabilmesinin ve gerektiğinde

piyasa dinamikleri çerçevesinde kullanılmasının Türkiye ekonomisinde makroekonomik ve finansal istikrarın sağlanabilmesi açısından oldukça önemli olduğu ifade edilebilir.

İkinci olarak merkez bankası rezervlerinin Yİ-ÜFE ile TÜFE bazlı enflasyon dinamikleri üzerinde hem kısa hem orta hem de uzun vadede etkili olduğu sonucuna ulaşılmışın, Türkiye ekonomisinde belli aralıklarla yaşanan kur şoklarının iktisadi birimlerin ve piyasa katılımcılarının fiyatlama davranışları ile beklentileri üzerinde oldukça belirleyici etkilerinin olması ile açıklanabileceği düşünülmektedir. Bir diğer ifadeyle merkez bankası rezervlerindeki olası azalışların iktisadi birimlerde ve piyasa katılımcılarında yerel para biriminin değer kaybedebileceği ve kur geçişkenliği ile bunun enflasyonist sonuçlarının olabileceği beklentisinin oldukça güçlü bir beklenti olduğu ifade edilebilir. Günümüzde merkez bankasının öncelikli olarak fiyat istikrarına odaklanan bir para politikası uyguladığı düşünüldüğünde bu hedefe ulaşılabilmesi için doğru bir faiz politikasına ilaveten daha güçlü rezervlere ve daha etkin bir beklenti yönetim politikasına sahip olunmasının önemli olduğu anlaşılmaktadır. Tüm bu nedenlerden dolayı rezerv miktarını artırmak amacıyla kısa ve orta vadede özellikle para biriminin rezerv para olma niteliği bulunan ülkeler ile swap anlaşmalarının yapılabileceği ve/veya daha etkin ekonomi politikaları uygulanarak ülke risk priminin düşürülebileceği bunun da yatırımcı güveninin artmasına bağlı olarak; sermaye girişlerinin artmasını sağlayabileceği düşünülmektedir. Uzun vadede ise katma değeri yüksek mal ve hizmetler üreterek cari fazla verebilecek, daha çok dış talebe dayalı yeni bir büyüme modelinin uygulanabileceği düşünülmektedir.

Bu analizlere rağmen Türkiye ekonomisine dönük bu tür konularda henüz yeterli sayıda çalışma olduğunu söyleyebilmek oldukça güçtür. Çünkü daha önce de ifade edildiği gibi bu alandaki ulusal literatürün oldukça baskın bir şekilde rezervlerin optimal düzeyinin belirlenmesi ve/veya rezervleri etkileyen makroekonomik faktörlerin neler olduğunun incelenmesi gibi konulara odaklandığı görülmektedir. Bu nedenlerden dolayı bu alanda yapılabilecek daha sonraki çalışmalarda Hatemi (2012) asimetrik nedensellik testi gibi alternatif nedensellik testlerden yararlanılabileceği veya Şekil 1'de görüldüğü gibi merkez bankasının resmi rezervlerinin artış eğilimi sergilediği dönem ile azalış eğilimi sergilediği dönem için değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin olası yapısal kırılmalar dikkate alınarak ayrı ayrı incelenebileceği düşünülmektedir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış bağımsız.

Çıkar Çatışması: Yazar çıkar çatışması bildirmemiştir.

Finansal Destek: Yazar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

Peer-review: Externally peer-reviewed.

Conflict of Interest: The author have no conflicts of interest to declare.

Financial Disclosure: The author declared that this study has received no financial support.

Kaynaklar

Abiola, A. G., & Adebayo, F. O. (2013). Channelling The Nigeria's Foreign Exchange Reserves into Alternative Investment Outlets: A Critical Analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(4), 813-826.

- Aizenman, J., & Lee, L. (2007). International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory, and Evidence. *Open Economy Review*, 11, 191-214.
- Aktaş, A. (2013). "ÜFE ile TÜFE'yi Kıyaslamak, Elma ile Armudu Kıyaslamaktan Farksız!", *Dünya Gazetesi*, 08 Ocak 2021 tarihinde <https://www.dunya.com/kose-yazisi/ufe-ile-tufe039yi-kiyaslamak-elma-ile-armudu-kiyaslamaktan-farksiz/15875> adresinden erişildi.
- Ariyasinghe, A., & Cooray, N. S. (2021). The Nexus of Foreign Reserves, Exchange Rate and Inflation: Recent Empirical Evidence from Sri Lanka. *South Asia Economic Journal*, 22(1), 29-72.
- Aydin, M. (2018). Natural Gas Consumption and Economic Growth Nexus for Top 10 Natural Gas-Consuming Countries: A Granger Causality Analysis in the Frequency Domain. *Energy*, 165, 179-186.
- Başçı, E., & Kara, H. (2011). Finansal İstikrara ve Para Politikası. *İktisat İşletme ve Finans*, 26(302), 9-25.
- Bergstrand, J. H., & Bundt, T. P. (1990). Currency Substitution and Monetary Autonomy: The Foreign Demand for US Demand Deposits. *Journal of International Money and Finance*, 9, 325-334.
- Breitung, J., & Candelon, B. (2006). Testing for Short-And Long-Run Causality: A Frequency-Domain Approach. *Journal of Econometrics*, 132(2), 363-378.
- Chaudhry, I. S., Zakariya, B., Akhtar, M. H., Mahmood, K., & Faridi, M. Z. (2011). Foreign Exchange Reserves and Inflation in Pakistan: Evidence from ARDL Modeling Approach. *International Journal of Economics and Finance*, 3(1), 69-76.
- Chen, L., & Huang, S. (2012). Transmission Effects of Foreign Exchange Reserves on Price Level: Evidence from China. *Economics Letters*, 117(3), 870-873.
- Chişu, L. (2016). Reserve Accumulation, Inflation and Moral Hazard: Evidence from A Natural Experiment. *European Central Bank Working Paper Series*, No 1880, Frankfurt.12 Mayıs 2019 tarihinde <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1880.en.pdf> adresinden erişildi.
- Croux, C., & Reusens, P. (2013). Do Stock Prices Contain Predictive Power for the Future Economic Activity? A Granger Causality Analysis in the Frequency Domain. *Journal of Macroeconomics*, 35, 93-103.
- Çeştepe, H., & Güdenoğlu, E. (2020). Türkiye'de Döviz Rezervleri ve Döviz Kuru Arasındaki Asimetrik İlişki: NARDL Yaklaşımı Bulguları. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi*, 7(1), 231-251.
- Çetin, H. (2013). Time Series Analysis of China's External Debt Components, Foreign Exchange Reserves and Economic Growth Rates. *The International Journal of Social Sciences*, 13(1), 1-15.
- Danladi, J. D. (2015). International Reserves, Pooling and Macroeconomics Stability in the Economic Community of West African States. University of Ibadan. *Faculty of the Social Sciences, Master of Science in Economics*, 08 Şubat 2021 tarihinde <http://ir.library.ui.edu.ng/handle/123456789/806> adresinden erişildi.
- Elhiraika, A., & Ndikumana, L. (2007). Reserve Accumulation in African Countries: Sources, Motivations, and Effects. *University of Massachusetts Amherst, Department of Economics, Working Paper 2007-12*. 04 Şubat 2021 tarihinde <https://scholarworks.umass.edu/cgi/viewcontent.cgi?viewcontent.cgi> adresinden erişildi.
- Feldstein, M. (1999). A Self-Help Guide for Emerging Markets. *Foreign Affairs*, 78(2), 93-109.
- Fukudo, S., & Kon, Y. (2010). Macroeconomics Impacts of Foreign Exchange Reserve Accumulation: Theory and International Evidence. *ABDI Institute, ABDI Working Paper 1971-28*.12 Ocak 2021 tarihinde <https://www.adb.org/publications/macroeconomic-impacts-for-foreign-exchange-reserve-accumulation-theory-and-international> adresinden erişildi.
- Gallagher, K. P., & Shrestha, E. (2012). The Social Cost of Self-Insurance: Financial Crisis, Reserve Accumulation, and Developing Countries. *Global Policy*, 3(4), 501-509.
- Geweke, J. (1982). Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series. *Journal of the American Statistical Association*, 77(378), 304-324.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods. *Econometrica*, 37, 424-438.

- Guo, J. (2015). Causal Relationship Between Stock Returns and Real Economic Growth in the Pre- and Post-Crisis Period: Evidence from China. *Applied Economics*, 47(1), 12-31.
- Hassapis, C., & Kalyvitis, S. (2002). Investing the Links Between Growth and Real Stock Price Changes with Empirical Evidence from the G-7 Economies. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42, 543-575.
- Hatemi, J. A. (2012). Asymmetric Causality Tests with an Application. *Empirical Economics*, 43(1), 1447-456.
- Joseph, A., Sisodia, G., & Tiwari, A.K. (2014). A Frequency Domain Causality Investigation between Futures and Spot Prices of Indian Commodity Markets. *Economic Modelling*, 40, 250-258.
- Kassouri, Y., & Altınbaş, H. (2020). Threshold Cointegration, Nonlinearity, and Frequency Domain Causality Relationship Between Stock Price And Turkish Lira. *Research in International Business and Finance*, 52, 1-18.
- Kayhan, S., Bayat, T., & Yüzbaşı, B. (2013). Government Expenditures and Trade Deficits in Turkey: Time Domain and Frequency Domain Analyses. *Economic Modelling*, 35, 153-158.
- Krušković, B. D., & Maričić, T. (2015). Empirical Analysis of the Impact of Foreign Exchange Reserves to Economic Growth in Emerging Economies. *Applied Economics and Finance*, 2(1), 102-109.
- Lin, M. Y., & Wang, J. S. (2009). Foreign Exchange Reserves and Inflation: An Empirical Study of Five East Asian Economies. *The Empirical Economics Letters*, 8(5), 497-493.
- Lin, M. Y. (2011). Foreign Reserves and Economic Growth: Granger Causality Analysis with Panel Data. *Economics Bulletin*, 31(2), 1563-1575.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Nguyen, T. K. P., Nguen, V. T., & Hoang, T. T. H. (2019). The Impact of Foreign Reserves Accumulation on Inflation in Vietnam: An ARDL Bounds Testing Approach. *Studies in Computational Intelligence*, 809, 765-778.
- Nwafor, M. C. (2017). External Reserves: Panacea for Economic Growth in Nigeria. *European Journal of Business and Management*, 9(33), 36-47.
- Nwosa, P. I. (2017). External Reserves On Economic Growth in Nigeria. *Journal of Entrepreneurship, Business and Economics*, 5(2), 110-126.
- OECD. (2021). Industrial production (indicator), 18 Mart 2021 tarihinde <https://data.oecd.org/industry/industrial-production.htm> web sitesinden temin edildi.
- OECD. (2021). Producer price indices (PPI) (indicator), 18 Mart 2021 tarihinde <https://data.oecd.org/price/producer-price-indices-ppi.htm#indicator-chart> web sitesinden temin edildi.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pinshi, C. (2020). Dollarization and Foreign Exchange Reserves: Debate on the Effectiveness of Monetary Policy in DR. Congo. *MPRA Paper*, No. 104807, 1-10. 8 Ocak 2021 tarihinde https://mpra.ub.uni-muenchen.de/104807/1/MPRA_paper_104807.pdf adresinden erişildi.
- Polterovich, V., & Popov, V. (2003). Accumulation of Foreign Exchange Reserves and Long Term Growth, *MPRA Paper*, No. 20069, 1-56. 12 Ocak 2021 tarihinde https://mpra.ub.uni-muenchen.de/20069/1/MPRA_paper_20069.pdf adresinden erişildi.
- Pradhan, A. K., Mishra, B. R., Tiwari, A. K., & Hammoudeh, S. (2020). Macroeconomic Factors and Frequency Domain Causality Between Gold and Silver Returns in India. *Resources Policy*, 68, 1-12.
- Ranciere, R., Tornell, A., & Vamvakidis, A. (2010). A New Index of Currency Mismatch and Systemic Risk. *IMF Working Paper*, WP /10/263, 28 Aralık 2020 tarihinde <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/A-New-Index-of-Currency-Mismatch-and-Systemic-Risk-24368> adresinden erişildi.
- Rodrik, D. (2006). The Social Cost Of Foreign Exchange Reserves. *International Economic Journal*, 20(3), 253-266.
- Sarkodie, S. A. (2020). Causal Effect of Environmental Factors, Economic Indicators and Domestic Material Consumption Using Frequency Domain Causality Test. *Science of The Total Environment*, 736, 1-17.
- Steiner, A. (2017). Does the Accumulation of International Reserves Spur Inflation? A Reappraisal. *North American Journal of Economics and Finance*, 41, 112-132.
- Tastan, H. (2015). Testing for Spectral Granger Causality. *The Stata Journal*, 15(4), 1157-1166.
- Tatar, H. E. (2021). Türkiye'de Altın Rezervi ve Döviz Kuru İlişkininin Fourier Yaklaşımı ile Test Edilmesi. İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi, 10(2), 1728-1742.
- TCMB. (2021). Merkez Bankası Rezervleri. 22 Aralık 2020 tarihinde <https://evds2.tcmb.gov.tr> adresinden erişildi.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Tule, M. K., Egbuna, E. N., Sagbama, J. E. L., Abdusalam, S. A., Oduyemi, A. O., & Oladunni, S. (2015). Determination of Optimal Foreign Exchange Reserves in Nigeria. *Central Bank of Nigeri Working Paper Series*, CBN/WPS/01/2015/06, 08 Ocak 2021 tarihinde https://www.researchgate.net/publication/336749890_Determination_of_Optimal_Foreign_Exchange_Reserves_in_Nigeria/citations adresinden erişildi.
- Wei, Y. (2015). The Informational Role of Commodity Prices in Formulating Monetary Policy: A Reexamination under Frequency Domain. *Empirical Economics*, 49, 537-549.
- Wei, Y., & Guo, X. (2016). An Empirical Analysis of the Relationship Between Oil Prices and the Chinese Macro-Economy. *Energy Economics*, 56, 88-100.
- Zhou, L. (2014). Foreign Exchange Reserves and Inflation: Can Monetary Policy Explain the Changes? *Journal of Chemical and Pharmaceutical Research*, 6(6), 572-576.